

**L'évaluation de la politique active  
du marché suisse du travail :  
une analyse d'efficacité  
par l'approche non-expérimentale**

Thèse

présentée à la Faculté des sciences économiques et  
sociales de l'Université de Fribourg (Suisse)

par

**Monica Curti**

de Losone (TI)

pour l'obtention du grade de  
docteur ès sciences économiques et sociales.

Acceptée par la Faculté des sciences économiques et sociales  
le 12 novembre 2002, sur proposition de  
Monsieur le Professeur J.-J. Friboulet (premier rapporteur) et de  
Monsieur le Professeur H. W. Brachinger (second rapporteur).

Fribourg 2002

La Faculté des sciences économiques et sociales de l'Université de Fribourg (Suisse) n'entend ni approuver, ni désapprouver les opinions émises dans une thèse : elles doivent être considérées comme propres à l'auteur (Décision du Conseil de Faculté du 23 janvier 1990).

## Remerciements

Je souhaite exprimer ma profonde gratitude au Professeur Jean-Jacques Friboulet de l'Université de Fribourg, premier rapport et directeur de cette thèse de doctorat. Sans son encouragement et constant soutien ainsi que ses remarques, cette recherche n'aurait jamais pu être réalisée.

Ma plus grande reconnaissance va également au Professeur Costas Meghir de l'Université « University College London » qui a accepté de superviser la troisième partie empirique de cette thèse. Sa disponibilité, ses critiques constructives m'ont permis d'améliorer considérablement la qualité du travail effectué. J'ai énormément profité de nombreuses discussions avec lui.

Je tiens également à remercier le Professeur H. W. Brachinger de l'Université de Fribourg qui a accepté d'être le deuxième rapporteur de cette thèse et le Professeur Y. Flückiger de l'Université de Genève qui a accepté de faire partie du jury de thèse. Leurs critiques constructives ont été très précieuses.

Mes remerciements d'adressent aussi au Secrétariat d'Etat à l'économie (Seco/AMTC), qui m'a permis l'utiliser les données administratives pour la gestion du chômage essentielles à la troisième partie, et à l'Office Fédéral de la Statistique (OFS) qui m'a fourni données et renseignements. A ce propos, je tiens à remercier tout particulièrement Monsieur Jonathan Gast, Madame Loeliger et Madame Khun du Seco ainsi que Monsieur Michael Kohli de l'OFS pour leurs renseignements, disponibilité et gentillesse. Je suis très reconnaissante au Fonds National pour la Recherche scientifique (FNR) de m'avoir donné l'opportunité d'effectuer un séjour auprès de l'University College London.

Dans l'avancement de la recherche, j'ai beaucoup profité de nombreuses discussions avec plusieurs collaborateurs de la division «Politique du marché du travail» du Seco. Je remercie également Madame Agnès Wirz pour son aide. Finalement, je tiens à remercier tous les amis qui m'ont soutenu et aidé dans la réalisation de ce travail.

Bien évidemment, l'auteur reste le responsable unique des erreurs et imperfections qui demeurent, ainsi que des idées défendues dans cette thèse.

Septembre 2002

*Monica Curti*



*Ai miei genitori*



# L'évaluation de la politique active du marché suisse du travail

<b>INTRODUCTION GENERALE</b>	<b>1</b>
<b>PREMIERE PARTIE : LA POLITIQUE SUISSE DU MARCHE DU TRAVAIL ET SON CONTEXTE</b>	<b>3</b>
<b>Chapitre 1. Pourquoi et comment évaluer ?</b>	<b>4</b>
1.1. L'évaluation des politiques publiques : un outil de décision et de gestion	4
1.2. Qu'entend-on par évaluation ?	4
1.3. Pourquoi évaluer les instruments de la politique active du marché du travail?	12
<b>Chapitre 2. Le chômage en Suisse</b>	<b>15</b>
2.1. Quelques aspects du marché du travail	15
a) La situation générale	15
b) La formation continue	24
c) La dynamique du marché du travail	29
2.2. Évolution et dynamique du chômage	31
a) L'évolution du chômage	33
b) La dynamique du chômage	36
c) Les disparités régionales de chômage	42
2.3. Analyse micro-économique du chômage	49
2.4. Typologie et politiques de lutte contre le chômage	57
<b>Chapitre 3. La politique active du marché du travail (PAMT)</b>	<b>62</b>
3.1. La politique suisse du marché du travail (PMT)	63
a) Le système de l'assurance contre le chômage	63
b) Les offices régionaux de placement (ORP)	65
c) L'offre de mesures relatives au marché du travail (MMT)	69
d) Les mesures relatives au marché du travail (MMT) et leurs groupes-cibles	72
e) Nouveau mandat de prestation : Accord 2000	75
3.2. Le suivi de la politique active du marché du travail : le préambule de l'évaluation	77
a) Quelques chiffres concernant les ORP	77
b) Quelques chiffres concernant les mesures relatives au marché du travail	79
c) Les indicateurs de résultats et l'Accord 2000	82
3.3. L'importance en Suisse de la politique active du marché du travail	83
<b>Chapitre 4. Conclusions de la première partie</b>	<b>89</b>
4.1. Appréciation globale des performances du marché du travail suisse dans un contexte européen	89
4.2. Les forces et les faiblesses du marché du travail suisse	93
4.3. Appréciation de la pertinence de la politique active du marché du travail suisse	97

<b>DEUXIEME PARTIE : LES OUTILS DE L'ANALYSE D'EFFICACITE</b>	<b>99</b>
<b>Chapitre 5. Les méthodes quantitatives de l'analyse d'efficacité</b>	<b>100</b>
5.1. Introduction	100
a) Les concepts de base	100
b) La formalisation du problème de l'évaluation	105
5.2. L'expérience d'ordre social	106
a) Historique	106
b) Les avantages	109
c) Les inconvénients	111
5.3. L'approche non expérimentale	117
a) Le modèle traditionnel	117
b) Le modèle des différences premières	122
5.4. L'approche quasi-expérimentale	125
a) L'appariement par case	126
b) L'appariement statistique	128
<b>Chapitre 6. L'analyse de l'indicateur de succès par l'estimateur Kaplan-Meier</b>	<b>136</b>
6.1. Introduction	136
6.2. Les fondements théoriques des modèles de durée : le modèle de recherche d'emploi	139
6.3. L'estimation non paramétrique de la fonction de survie	141
<b>Conclusions de la deuxième partie</b>	<b>144</b>
<b>TROISIEME PARTIE : ANALYSE EMPIRIQUE</b>	<b>147</b>
<b>Chapitre 7. Le modèle et les données de l'analyse empirique</b>	<b>148</b>
7.1. Introduction	148
7.2. Le modèle d'évaluation	150
a) Introduction : le problème de l'évaluation	150
b) Le modèle d'évaluation	151
c) Les indicateurs de succès	154
7.3. Les données à disposition	158
a) L'échantillon	159
b) La dimension régionale	160
7.4. Les nouveautés et les avantages de la démarche adoptée	162
<b>Chapitre 8. Analyse d'efficacité des mesures relatives au marché du travail et du gain intermédiaire</b>	<b>164</b>
8.1. Introduction	164
8.2. La sélection des participants à des MMT ou à un gain intermédiaire	168
8.3. Les effets du gain intermédiaire sur la réinsertion professionnelle	170
8.4. Les effets des mesures relatives au marché du travail sur la réinsertion professionnelle des participants	183

<b>Chapitre 9. Conclusions de la troisième partie</b>	<b>189</b>
9.1. Les résultats	189
9.2. Les implications des résultats	199
9.3. Les forces et les faiblesses de la PAMT suisse	203
<b>CONCLUSION GENERALE</b>	<b>209</b>
<b>REFERENCES BIBLIOGRAPHIQUES</b>	<b>213</b>
<b>LISTE DES FIGURES, DES TABLEAUX ET DES GRAPHIQUES</b>	<b>227</b>
<b>ANNEXES</b>	
Annexe A. Note technique : Construction de la base de données	1
Annexe B. Statistiques descriptives	7
Annexe C. Sélection des demandeurs d'emploi traités	10
Annexe D. L'appariement	14
Annexe E. Les résultats	20



## Introduction générale

La Suisse a bénéficié du plein emploi pendant plus de quatre décennies jusqu'au début de la dernière récession, en 1991. Face à la forte augmentation du chômage, la politique du marché du travail a été radicalement réformée en deux phases, au début de 1996 et en 1997. La réinsertion des demandeurs d'emploi par des mesures de soutien et d'amélioration de l'employabilité est devenue prioritaire au détriment du soutien passif des revenus. Le but de cette recherche est d'évaluer l'efficacité des instruments de la politique active du marché du travail. Il s'agira essentiellement d'analyser les effets des mesures de formation et d'occupation et du régime du gain intermédiaire sur la réinsertion rapide et durable des demandeurs d'emploi.

Dans la première partie, le contexte et l'objet de l'évaluation ont été analysés, afin de juger la pertinence et la cohérence de la réforme de la politique du marché du travail<sup>1</sup>. La deuxième partie est dédiée aux différentes approches qui visent à résoudre le problème de l'évaluation d'une politique publique ou d'un programme. L'effet causal moyen d'un programme ne peut pas être calculé directement, car généralement nous ne disposons pas des informations concernant la situation contre factuelle : situation hypothétique qui se serait produite si le chômeur n'avait pas profité du traitement. Même s'il n'y a pas de réponse tranchée quant à la méthode d'évaluation qui doit être utilisée, l'approche quasi-expérimentale des techniques d'appariement statistique permet, sous certaines conditions, d'estimer l'efficacité pour les participants d'un programme. Avec une telle approche, la troisième partie analyse l'efficacité des mesures relatives au marché du travail, notamment des mesures de formation et des programmes d'emploi temporaire, et du régime du gain intermédiaire, qui se sont tenus essentiellement dans la première partie de l'année 1998, pour les demandeurs d'emploi au chômage depuis au moins sept mois.

---

<sup>1</sup> La première partie de ce travail a été complétée en été 2000.



## **Première partie : La politique suisse du marché du travail et son contexte**

*« La réforme de l'assurance-chômage et des services publics de l'emploi, parallèlement à l'amélioration de l'enseignement professionnel et de l'enseignement technique avancé, représente un (autre) élément important des réformes entreprises dans les années 90, à la suite de l'expérience traumatisante du décuplement du chômage entre 1990 et 1997 » (OCDE, 2000).*

Cette première partie est articulée autour de trois axes relatifs à l'évaluation de la politique active du marché du travail (PAMT). Après un chapitre introductif sur l'évaluation des politiques étatiques, nous présenterons, dans un premier temps, quelques aspects du marché du travail suisse et une analyse du chômage en termes de flux. Par la suite, nous établirons un certain nombre de constats issus d'analyses empiriques micro-économiques, visant à identifier les facteurs influençant le chômage ; ce qui nous permettra d'identifier les différents types de chômage et les mesures nécessaires à les combattre. Dans le troisième chapitre, après une description des divers instruments de la PAMT et surtout des nouveautés introduites par la révision de la loi sur l'assurance-chômage (LACI), dont le projet a été adopté par le Parlement en juin 1995, nous analyserons les données issues du suivi pour vérifier que les objectifs opérationnels fixés lors de la programmation ont été atteints. Grâce à certains indicateurs de la PAMT nous jugerons, si une réaffectation des ressources vers les mesures actives du marché du travail a vraiment eu lieu en Suisse. Dans le quatrième chapitre, ces analyses constitueront la base sur laquelle nous examinerons la pertinence et la cohérence de la PAMT ainsi que les performances du marché du travail suisse par rapport aux pays voisins de l'Union européenne.

## Chapitre 1. Pourquoi et comment évaluer ?

### 1.1. L'évaluation des politiques publiques : un outil de décision et de gestion

L'évaluation des activités étatiques est une discipline relativement jeune. En Suisse, ce développement a été poussé par les restrictions budgétaires et par la nouvelle mentalité de gestion d'entreprise appliquée à l'administration publique (« New Public Management »). Cependant, ce sont deux raisons plus profondes qui plaident en faveur de l'évaluation de l'action de l'État. En premier lieu, le système démocratique veut que l'État ne puisse attendre de ses citoyens le soutien nécessaire pour conduire une politique que s'il rend compte de l'utilisation des ressources publiques (avec transparence) et de l'efficacité de ses interventions. Ceci est d'autant plus vrai dans une situation économique difficile caractérisée par un nombre élevé de demandeurs d'emploi et par un environnement politique mettant en question le rôle de l'État dans certains domaines. Ainsi, en 1998, par exemple, des voix se sont élevées pour réclamer l'application à l'administration publique, gérant le Fonds de compensation de l'assurance-chômage, des principes de performance régissant les activités du secteur privé<sup>2</sup>. En second lieu, l'évaluation est un instrument d'information et de gestion qui permet de tirer plein profit des expériences passées. Elle fournit aux administrateurs de programmes et/ou aux décideurs politiques les informations nécessaires pour améliorer la mise en œuvre (en identifiant notamment les points faibles) ou l'allocation des ressources financières vers les programmes plus efficaces ou conformes aux objectifs des décideurs politiques.

### 1.2. Qu'entend-on par évaluation ?

En général, pour une politique économique<sup>3</sup> (ou un programme<sup>4</sup> ou des mesures étatiques spécifiques) **évaluer signifie essentiellement se former un jugement sur leur valeur**<sup>5</sup>.

---

<sup>2</sup> La motion Bonny plaidait pour une gestion de l'assurance-chômage dans une institution indépendante de l'Etat, sur l'exemple de la SUVA (cf. Curti et Robert, 1999).

<sup>3</sup> Par politique, on entend un ensemble d'activités qui peuvent être de différents types et concerner des bénéficiaires directs distincts, dirigées vers des objectifs ou buts généraux communs (Commission européenne, 1997).

Même si normalement on se concentre sur l'analyse des effets, l'évaluation est une discipline plus vaste. Chaque phase du processus peut faire l'objet d'une évaluation et une évaluation exhaustive examine systématiquement la validité de la logique d'intervention d'un programme<sup>6</sup> (cf. Figure 1-1). L'évaluateur doit, tout d'abord, décrire l'objet de l'évaluation, déterminer les besoins de la population ciblée qu'on vise à satisfaire (par exemple manque de compétences professionnelles adéquates des demandeurs d'emploi), les objectifs définis au niveau politique (ou effets escomptés en termes de réalisations et/ou d'impacts<sup>7</sup>) et les indicateurs qui permettent de juger des performances. Par la suite, il va essayer de répondre aux questions-clés de l'évaluation, concernant la pertinence, l'efficacité, l'efficacités, l'utilité et la viabilité.

- 1) Les objectifs de la mesure sont-ils appropriés aux besoins et à l'évolution des priorités, tant au niveau national que cantonal ?
- 2) Les différents moyens ont-ils été traduits économiquement en réalisations et résultats ?
- 3) Les impacts de la mesure ont-ils contribué à atteindre les objectifs spécifiques et généraux ?
- 4) Les impacts correspondent-ils aux besoins de la (des) population(s) cible(s) ?
- 5) Dans quelle mesure peut-on escompter que les changements positifs perdurent une fois la mesure terminée ?

(Commission européenne, 1997).

---

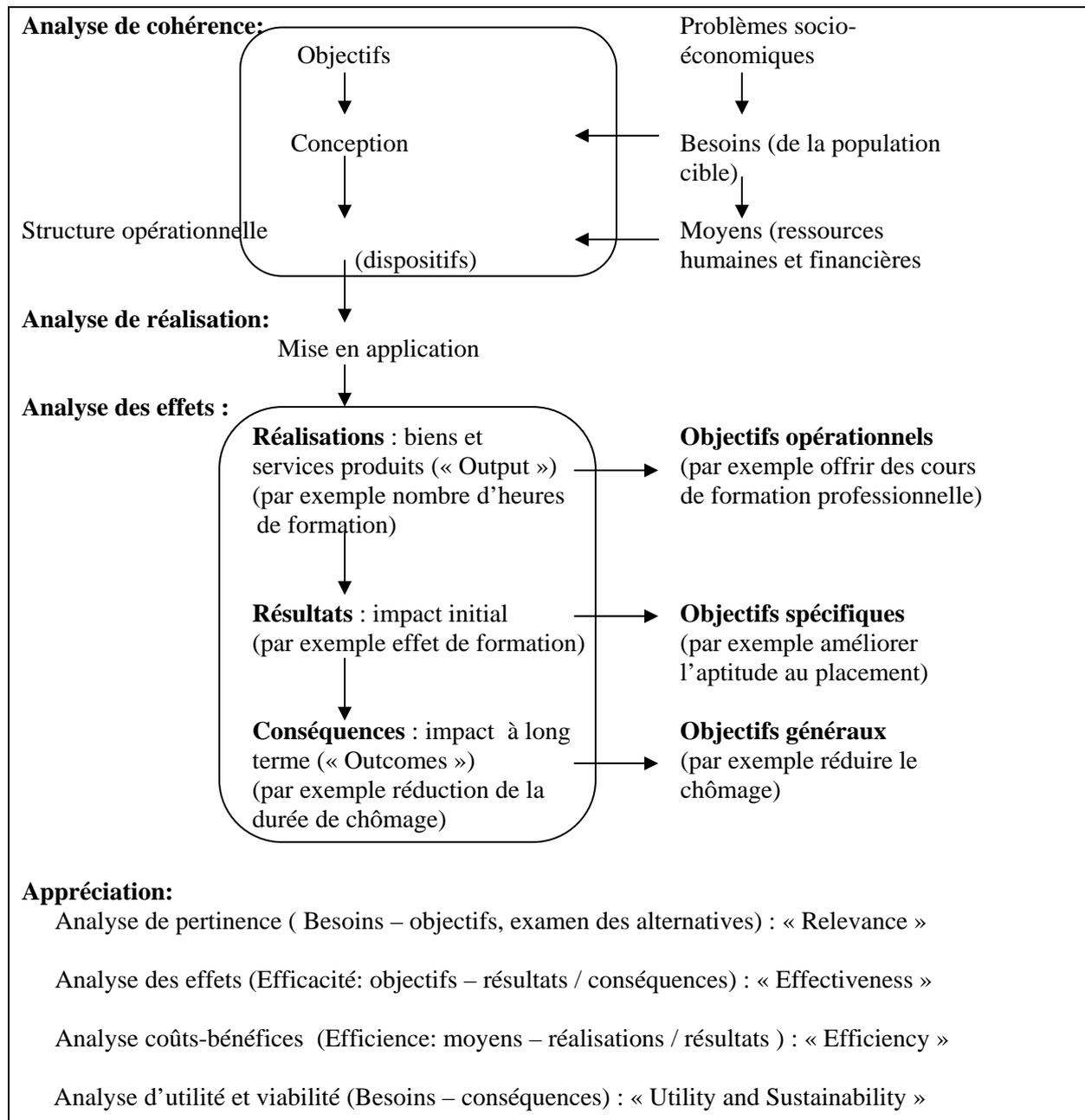
<sup>4</sup> Un programme se définit comme un ensemble d'activités organisées mais souvent diversifiées (un programme peut comprendre différents projets, mesures et processus) visant à atteindre des objectifs spécifiques (Commission européenne, 1997).

<sup>5</sup> Au niveau suisse, pour Bussmann et al. (1997) et Bussmann (1995) (dans le cadre du PNR 27 « L'efficacité de mesures étatiques »), la notion d'évaluation se réfère à l'appréciation d'un objet ou d'un état de fait. Elle peut être utilisée dans un sens très large et se rapporter à un objet, un but, une stratégie ou une institution. Les informations nécessaires à l'évaluation sont recueillies au moyen de plusieurs groupes d'instruments scientifiques. L'évaluation fait partie du groupe d'instruments d'information et de gestion. Elle permet de mieux connaître les effets des actions mises en œuvre (ces ouvrages présentent amplement les aspects théoriques de l'évaluation). La Commission européenne (1997) renonce à donner une définition unique de l'évaluation, mais elle énumère une liste de ses caractéristiques. L'évaluation devrait être analytique (c'est-à-dire se fonder sur des techniques de recherche reconnues), systématique, fiable (autrement dit, différents évaluateurs ayant accès aux mêmes données et utilisant les mêmes techniques devraient aboutir aux mêmes constats), axée sur les problèmes (pertinence, efficacité et efficacité du programme), induite par l'utilisateur (les décideurs).

<sup>6</sup> Pour analyser la logique d'intervention d'un programme, il faut se demander comment les moyens dévolus au programme mènent aux différentes réalisations et comment ces réalisations, à leur tour, mènent aux résultats et aux conséquences attendues du programme (Commission européenne, 1997).

<sup>7</sup> Les impacts (comprenant les résultats et les conséquences) peuvent être définis comme les effets induits par le programme (Commission européenne, 1997).

**Figure 1-1: La logique d'intervention d'une politique (ou d'une mesure) et les questions-clés d'évaluation (par l'exemple d'une mesure de formation pour demandeurs d'emploi)**



Source : Bussmann et al. (1997), Freyssinet (1994) et Commission européenne (1997).

Alors que l'analyse de cohérence intervient normalement durant la phase de planification, comparant les objectifs et les dispositifs<sup>8</sup> (dans l'évaluation ex-ante, cf. infra), l'analyse de réalisation porte sur la mise en application. Dans ses débuts, la recherche et l'application de l'évaluation portaient du postulat d'une adéquation automatique entre la planification et la réalité. Mais il apparut très vite que l'inefficacité de certains programmes tenait souvent à leur

<sup>8</sup> Par exemple, l'Office fédéral des assurances sociales (OFAS) a réalisé une évaluation ex-ante de la loi sur la prévoyance professionnelle (LPP, Blatter et Herzog, 1998).

mise en application, alors que les processus planifiés étaient en fait exacts. Cette analyse revêt une importance particulière dans le système fédéral suisse, où le pouvoir central a délégué aux cantons la mise en œuvre de certaines mesures. Parmi les différentes évaluations, le rôle majeur revient toutefois à l'analyse des effets<sup>9</sup>. Elle établit un diagnostic des résultats et trouve son prolongement dans l'analyse d'efficacité qui consiste à confronter les résultats obtenus avec les objectifs visés (effets positifs escomptés). Il faut remarquer qu'une intervention étatique peut avoir des effets positifs imprévus ou des effets négatifs (attendus ou imprévus) qui devraient aussi être pris en considération. Enfin, l'analyse d'efficience permet de comparer les résultats avec les coûts générés par la mesure. On notera que les difficultés majeures de l'analyse des effets tiennent à l'identification des résultats et des conséquences, au choix d'une « benchmark » appropriée et à l'imputation de causalité entre l'intervention étatique et les impacts observés.

L'appréciation est complétée par l'analyse de l'utilité et de la viabilité d'une mesure. Pour la première, dans le contexte suisse, il est utile de se poser cette question : la mesure est-elle utile, comparée aux autres mesures cantonales ? Pour le deuxième type de jugement, il faut analyser la durabilité des bénéfices pour la population cible. « Il n'est guère utile de former des chômeurs pour des qualifications qui sont susceptibles d'être dépassées au bout de quelques années » (Commission européenne, 1997, p. 26).

Ces analyses sont les éléments constitutifs de trois types d'évaluations : l'évaluation ex-ante, l'évaluation à mi-parcours et l'évaluation ex-post. Dans l'**évaluation ex-ante**, on présente, tout d'abord, une analyse approfondie du contexte de l'intervention<sup>10</sup>, identifiant les besoins et, avec une analyse de type SWOT (« Strengths, Weaknesses, Opportunities and Threats »)<sup>11</sup>,

---

<sup>9</sup> Concrètement, pour effectuer une analyse des effets d'une mesure étatique, il faut tout d'abord identifier les facteurs qui influencent le succès d'une mesure (variables indépendantes explicatives), ensuite définir les indicateurs de l'impact de la mesure (indicateurs de succès) et enfin, vérifier la relation de causalité entre la participation à un dispositif étatique et les effets observés (cf. chapitre 5).

<sup>10</sup> Pour l'analyse d'une intervention sur le marché du travail, on présentera notamment une analyse des données macro-économiques, des tendances démographiques, des données sur l'emploi, le chômage, les emplois vacants et les qualifications de la population active, ainsi qu'une analyse des disparités régionales du marché du travail. Dans les programmes européens, on analyse également l'écart entre les genres relatifs à leur situation sur le marché du travail, car la non-discrimination des femmes est une des priorités de la stratégie de l'emploi européenne.

<sup>11</sup> Ce type d'analyse est un outil qui vise à diminuer, en les identifiant, les incertitudes liées à la mise en œuvre d'un programme et à définir une stratégie d'intervention la plus adéquate possible au contexte. Elle permet de dégager une image synthétique des relations que le programme évalué entretient avec son environnement direct.

les faiblesses, les points forts, les opportunités ainsi que les risques de l'intervention (cf. chapitres 4.2 et 4.3). Il faut d'ailleurs analyser la cohérence interne (parmi les différents axes d'intervention) et externe (avec les autres politiques publiques<sup>12</sup>) des mesures et, si possible, présenter une synthèse des principaux résultats disponibles pour tirer plein profit des expériences antérieures. L'évaluateur juge également la qualité générale des objectifs fixés, des indicateurs proposés pour le suivi et pour l'évaluation ex-post. Il apprécie leur quantification (par exemple, présente la valeur de départ et la valeur cible de l'indicateur, la provenance des données statistiques, la conformité de l'indicateur avec le sujet étudié). Dans ce but, il peut présenter une appréciation de l'impact de l'intervention, par exemple sur la base de différents scénarios (par exemple, simulations basées sur des modèles macro-économiques). Enfin, dans l'évaluation ex-ante, on trouve des informations concernant la mise en œuvre des mesures (structure organisationnelle avec la répartition des responsabilités), les systèmes de suivi et d'évaluation prévus. On notera que l'évaluation ex-ante a une importance primordiale dans la phase de programmation d'une nouvelle intervention étatique<sup>13</sup>. **L'évaluation à mi-parcours** permet, à partir des indicateurs recueillis pour le suivi, d'examiner le degré d'efficacité atteint et d'évaluer la qualité et la pertinence de ces indicateurs<sup>14</sup>. Enfin, **l'évaluation ex-post** permet de comparer les résultats escomptés avec ceux qui ont été effectivement obtenus (impacts compris).

On notera que la **quantification des objectifs par des indicateurs**, utilisés aussi dans le suivi (et à la base de l'évaluation), est une question centrale dans la programmation de toute intervention publique. En effet, pour pouvoir suivre la mise en œuvre d'un programme et pour juger de l'état d'avancement, par rapport aux objectifs fixés, il faut avoir défini, dès le début de l'intervention, un ensemble d'indicateurs. Un **indicateur** se définit comme « la mesure d'un objectif à atteindre, d'une ressource mobilisée, d'un effet obtenu, d'un élément de qualité ou d'une variable de contexte. Un indicateur produit une information quantifiée en vue

---

<sup>12</sup> Dans le cas d'une évaluation d'une intervention cantonale, il faudrait vérifier sa cohérence avec la politique nationale.

<sup>13</sup> Pour une présentation des bonnes pratiques, voir par exemple, les évaluations ex-ante des Plans de développement régionaux 1994-1999 pour les régions de l'Objectif 1 (Commission européenne, 1995).

<sup>14</sup> Il faut préciser que pour les programmes européens financés ou co-financés par le FSE, à l'évaluation à mi-parcours s'ajoute une évaluation finale. Cette dernière est une actualisation de l'évaluation à mi-parcours à fin de période dont les résultats peuvent être intégrés dans les nouvelles évaluations ex-ante (nouvelle période pour les programmes pluriannuels). Les résultats de l'évaluation ex-post ne sont, en effet, pas encore disponibles lors de la fin d'un programme (ou d'une période d'intervention).

d'aider les acteurs de l'intervention publique à communiquer, à négocier ou à décider» (Commission européenne, 1999b, p. 17). Il doit donc être pertinent pour suivre ou évaluer un programme. Il doit fournir une information simple, facilement communicable et comprise par tout le monde. Il peut être quantitatif (par exemple durée de la période de chômage en jours) ou qualitatif (par exemple opinion d'un chômeur sur l'utilité d'une mesure de perfectionnement), de contexte (s'appliquant à l'ensemble d'un territoire, d'une population ou d'une catégorie de population) ou de programme (se limitant au territoire ou à la part de la population effectivement atteinte). Un indicateur peut se référer aux ressources, aux réalisations, aux résultats ou aux impacts en fonction des stades d'aboutissement du programme et il peut faire appel à des notions de pertinence, d'efficience, d'efficacité ou de performance en fonction des critères d'évaluation.

En particulier, il faut distinguer entre **les indicateurs de contexte et de programme**, car les premiers permettent de montrer qu'une intervention est pertinente, alors que les deuxièmes sont plus liés à la mise en œuvre et à l'efficacité du programme. Schématiquement, les indicateurs de contexte nous permettent de juger de la situation initiale (par exemple, taux d'activité et taux de chômage pour les interventions de valorisation des ressources humaines), les indicateurs de programmes de ses effets (par exemple taux de placement des bénéficiaires de mesures de perfectionnement), sans tenir compte du changement du contexte (par exemple, amélioration de la situation conjoncturelle). L'analyse de la situation finale s'appuiera à nouveau sur les indicateurs de contexte. Dans notre exemple, les mesures de perfectionnement pour demandeurs d'emploi ont un effet difficilement quantifiable sur l'emploi ou sur le taux de chômage<sup>15</sup>.

Par ailleurs, parmi les indicateurs de programme, on fixe premièrement les **indicateurs de ressources** qui informent sur les moyens financiers, humains, matériels, organisationnels ou réglementaires utilisés par les opérateurs lors de la mise en œuvre. Les indicateurs de ressources financières permettent de suivre le déroulement d'une intervention en termes d'engagements et de paiements effectués. Deuxièmement, les **indicateurs de réalisations** représentent le produit de l'activité des opérateurs, normalement en unités physiques (par exemple, nombre d'heures de formation fournies aux participants). Troisièmement, on fixe

---

<sup>15</sup> Pour de plus amples informations concernant les typologies d'indicateurs, voir Commission européenne, 1999b, pp. 18-40.

des **indicateurs de résultats** qui concernent les effets directs et immédiats<sup>16</sup> induits par l'intervention sur les bénéficiaires. Enfin, les **indicateurs d'impacts** concernent les conséquences de l'intervention au-delà des effets immédiats (effets durables) sur les destinataires directs ou indirects<sup>17</sup>. Ils sont de deux types : les impacts spécifiques sont directement liés à la mesure et les impacts globaux se produisent à plus longue échéance et touchent souvent une population plus vaste (y compris les destinataires indirects). Ces derniers indicateurs, contrairement aux autres qui font souvent partie du système de suivi, ne sont quantifiés que lors de travaux d'évaluation. De plus, sur la base de ces indicateurs, il est possible de calculer des indicateurs de pertinence, d'efficacité et d'efficience pour chaque étape de l'intervention. Ces ratios permettent de comparer ce qui a été réalisé avec ce qui était prévu (efficacité) et avec les moyens utilisés (efficience). Au niveau de l'exécution, le calcul du taux d'engagement (ressources financières engagées/ ressources prévues), du taux de réalisation effective (paiements effectués/ ressources prévues) et du taux de couverture de la population de référence (nombre de bénéficiaires/nombre de bénéficiaires prévus) sera possible.

Dans le tableau 1-1, on présente des exemples d'indicateurs proposés par la Commission européenne pour les interventions du Fonds social européen en valorisation des ressources humaines. Il faut cependant souligner que l'utilisation de ces indicateurs est problématique et que la sélection des indicateurs à utiliser doit reposer sur leur pertinence (avec les objectifs fixés), leur fiabilité (clarté de définition et facilité de regroupement) et leur disponibilité (quelle périodicité ?). Il faut être conscient qu'ils ne prennent pas en compte certains effets indirects ou inattendus d'une intervention. Mais ces derniers peuvent influencer les résultats et les impacts. En particulier, on notera la difficulté à établir des **relations de cause à effet claires et nettes entre les actions entreprises, les résultats obtenus et les impacts**. L'impact observé représente souvent l'effet cumulé de plusieurs mesures. De surcroît, certaines fois, on ne dispose d'indicateurs qu'à un niveau bien précis et il est difficile de les agréger à un niveau supérieur ou de les désagréger à un niveau inférieur. Ceci vaut, en particulier, pour les indicateurs physiques. Enfin, il faut remarquer la difficulté à fixer des

---

<sup>16</sup> Un effet est immédiat s'il apparaît pendant que le destinataire est directement en contact avec le programme.

<sup>17</sup> Les destinataires comprennent « toutes les personnes ou organisations qui reçoivent des avantages ou subissent des inconvénients du programme de façon directe ou indirecte » (Commission européenne, 1999b, p. 30). Dans ce travail, nous considérons bénéficiaire comme un synonyme de destinataire direct.

indicateurs pour les interventions étatiques qui offrent des services (par exemple, les services de conseil et de formation). Il est, en effet, impossible de « produire » un service indépendamment de celui qui le reçoit<sup>18</sup>. La notion de réalisation (physique) n'est donc pas tout à fait appropriée. Normalement, dans cette catégorie, on considère les indicateurs liés plutôt à l'organisateur qu'aux destinataires.

Plusieurs remarques finales s'imposent. Premièrement, l'évaluation ne doit pas être assimilée au suivi ou monitoring (« monitoring »). Comme on vient de le voir, le suivi examine les prestations offertes par la politique aux bénéficiaires escomptés: « il s'agit d'un processus continu qui accompagne l'exécution de la politique, afin de corriger immédiatement tout écart par rapport aux objectifs opérationnels » (Commission européenne, 1997, p. 13). On notera toutefois que les données récoltées pour le suivi sont souvent à la base de l'évaluation. Deuxièmement, le **moment** où une évaluation intervient n'est pas déterminé une fois pour toutes. Dans les projets complexes de longue haleine, il est par exemple recommandé de doubler la perspective ex-post usuelle des instruments que sont la comparaison résultats-objectifs et l'analyse coûts-avantages par une évaluation intermédiaire. Grâce à cette dernière, le cap peut à tout instant être ajusté avec toute la flexibilité voulue<sup>19</sup>. Troisièmement, les évaluations sont de deux types: les **évaluations formatives** et les évaluations **récapitulatives**. Le premier type s'attache à examiner les façons d'améliorer et de renforcer la gestion et la mise en œuvre des programmes (surtout pour les organisateurs), alors que le deuxième type vise à déterminer l'efficacité d'une mesure pour améliorer l'allocation des ressources (par exemple pour les décideurs politiques). Enfin, il est judicieux, à la fin d'une étude d'évaluation, de la soumettre à une **méta-évaluation**. Cet exercice permettra d'apprécier les forces et les faiblesses de l'évaluation elle-même<sup>20</sup>.

---

<sup>18</sup> En effet, pour les mesures de formation, la motivation et les aspirations des destinataires influencent leur capacité d'apprendre et l'atteinte des objectifs.

<sup>19</sup> Par exemple, la programmation des interventions financées par le FSE se fait tous les 7 ans. Le règlement prévoit que chaque pays membre soumet à la Commission européenne, en même temps que le document de programmation, une évaluation ex-ante. Par exemple, puisque à fin 1999 les résultats des évaluations ex-post pour la période d'intervention 1993-1999 n'étaient pas encore disponibles, les évaluations ex-ante se sont basées sur les résultats des évaluations à mi-parcours.

<sup>20</sup> Cette évaluation de l'évaluation elle-même peut se faire sur la base des standards de qualité élaborés par la Société suisse d'évaluation (SEVAL). Ceux-ci visent à la professionnalisation de l'évaluation en Suisse (cf. <http://www.seval.ch/>).

**Tableau 1-1: Exemples d'indicateurs de suivi et/ou d'évaluation<sup>21</sup>**

	Ressources	Réalisations	Résultats <sup>22</sup>	Impacts
<b>Mesures de formation pour chômeurs</b> (assistance aux personnes)	Coûts par type de mesure	Nombre de bénéficiaires*	Taux de couverture de la population de référence <sup>23</sup> (en %)*	Taux de placement des bénéficiaires après 1 an*
	Nombre d'organismes privés et publics de mesures	Nombre de places de formation offertes et réalisées (heures, jours)  Durée des mesures  Types de mesures par catégories de bénéficiaires*  Nombre d'organismes pour lesquels la qualité de leurs formations a été certifiée	Nombre de participants sortis avec le niveau requis <sup>24</sup> *  Taux de sortie* : Nombre de sorties positives (placement pendant le cours) /nombre de sorties  Taux d'abandon* : Nombre de sorties négatives (sortie sans emploi avant la fin des actions) /nombre d'entrées  Taux de participation pendant la formation (degré d'absentéisme)*  Taux de satisfaction des bénéficiaires*	Réduction du chômage dans la population cible*  Augmentation des qualifications dans la population cible*

\* Si possible, par sexe, classe d'âge, niveau de qualification et statut professionnel (indépendants, salariés, chômeurs de courte durée, chômeurs de longue durée).

<sup>21</sup> Nous avons adapté les exemples au contexte suisse de la PAMT.

<sup>22</sup> Théoriquement, l'employabilité serait le meilleur indicateur de résultat, mais elle est difficilement définissable et quantifiable (cf. chapitre 5.1).

<sup>23</sup> On parle aussi de taux d'atteinte du public éligible.

<sup>24</sup> En Suisse, certains cours pour chômeurs prévoient un examen final pour obtenir le certificat.

### **1.3. Pourquoi évaluer les instruments de la politique active du marché du travail?**

Vu l'ampleur du chômage en 1996, et contrairement à ce qui se passe sur d'autres terrains politiques, tous les acteurs concernés ou presque ont préconisé et soutenu une réorientation de la politique du marché du travail vers une politique active. Les avis divergeaient par contre quant à la forme des programmes et à l'application des différents instruments. Actuellement, la PAMT a comme but principal la réinsertion rapide et durable des demandeurs d'emploi, par la mise en œuvre de mesures de perfectionnement et de reconversion ainsi que de programmes d'emplois temporaires, visant à améliorer l'employabilité des chômeurs.

L'évaluation permet de jeter une certaine lumière sur les forces et les faiblesses des mesures réalisées et, ainsi, de proposer des améliorations pour le futur<sup>25</sup>. De plus, puisque la gestion de la PAMT a été déléguée aux cantons<sup>26</sup>, par exemple pour la réalisation des offices régionaux de placement (ORP), en laissant des libertés d'actions surtout au niveau organisationnel, l'évaluation permet de combler un décalage potentiel en matière d'information entre l'autorité centrale (le Seco) et les gérants locaux de la politique (cantons, ORP et organisateurs de mesures relatives au marché du travail). L'évaluation fournit au citoyen des informations sur l'efficacité et l'efficience des dépenses publiques, afin qu'il soit à même de se faire une opinion propre. Par ailleurs, dans les années 90, l'OCDE recommandait à la Suisse de renforcer l'évaluation des PAMT (cf. par exemple, OCDE, 1999).

Dans le cadre de la nouvelle Constitution, depuis le 1<sup>er</sup> janvier 2000, **l'art. 170 prévoit la vérification de l'efficacité de chaque mesure étatique**. Actuellement, il est cependant difficile de mesurer la portée pratique de cet article et plusieurs questions restent ouvertes :

---

<sup>25</sup> Pour de plus amples informations sur le transfert des résultats de monitoring et d'évaluation dans le processus politique et décisionnel, voir Curti et Robert (1999).

<sup>26</sup> Par la suite, les cantons ont délégué une partie de leurs compétences aux ORP ; d'où une certaine hétérogénéité de la PAMT mise en place en Suisse. L'auteur a effectué une analyse de mise en œuvre sur la base d'une enquête écrite auprès des cantons et des ORP, voir Curti et Meins (1999).

Les études d'évaluation seront-elles effectuées par des organes indépendants ou par les offices de l'administration (auto-évaluation) ? Qui sont les destinataires de ces études ?

## Chapitre 2. Le chômage en Suisse

### 2.1. Quelques aspects du marché du travail

Une analyse approfondie du contexte devrait examiner la situation macro-économique et les facteurs influençant la demande et l'offre de travail du point de vue quantitatif et qualitatif (par exemple, l'évolution démographique, le niveau de qualification de la population active, la charge fiscale du facteur travail, le système de négociation entre les partenaires sociaux, le système des assurances sociales, etc.). Par exemple, la situation sur le marché du travail des jeunes est intimement liée aux performances du système de formation qui peuvent être analysées par le taux de décrochage scolaire, le taux de passage d'un niveau scolaire à l'autre, le taux de scolarisation par cohorte d'âge, le niveau de la formation la plus élevée achevée par la population active, etc.. Une analyse du contexte socio-économique et politique détaillée dépasserait cependant le cadre de ce travail. En conséquence, nous nous limiterons à présenter très synthétiquement quelques points de repère importants pour le marché du travail suisse.

#### a) La situation générale

Du côté de la demande de travail, on constate que, dans les années 90, la Suisse a vécu la plus longue période de stagnation économique depuis les années 30. Le taux de croissance du Produit intérieur brut (PIB) n'a, jusqu'en 1997, jamais dépassé le 1% (cf. graphique 2-1). Cette **faiblesse de la croissance économique** apparaît encore mieux si on la compare à celle des pays voisins. Entre 1991 et 1997, on a enregistré un taux de croissance du PIB de 0,2% en Suisse, contre 2,8% en Autriche et 3,9% en Norvège<sup>27</sup>. Le Seco (1998)<sup>28</sup> citait les éléments suivants pour expliquer l'évolution inquiétante du PIB réel depuis le début des années 90: la forte appréciation du franc suisse entre 1992 et 1995 (cette évolution défavorable pour l'activité réelle n'a été que partiellement compensée par le fort recul des taux d'intérêt), un effort d'assainissement budgétaire plus prononcé que dans la plupart des pays européens, des modifications structurelles dans le secteur de la construction d'une ampleur plus grande que dans les autres pays européens, une politique d'octroi de crédits plus prudente des banques suite à des pertes importantes enregistrées dans les affaires immobilières, la non-participation

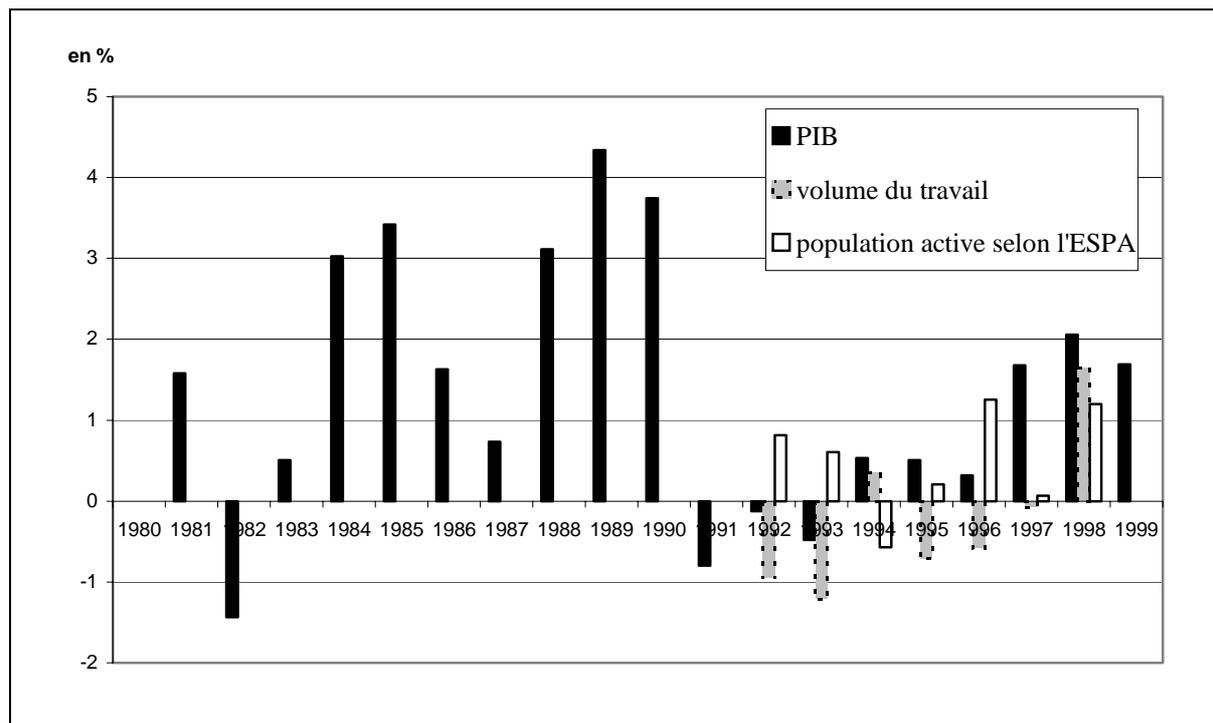
---

<sup>27</sup> Taux de croissance du PIB en \$ US 1990 et taux de change de 1990 (OCDE, 1999d).

<sup>28</sup> Voir <http://www.ofde.ch/conj/BFKWIRTF.HTM>.

à l'Espace économique européen, l'augmentation du chômage et la modération salariale (effet sur les revenus disponibles et la consommation)<sup>29</sup>. Pour le futur, il est pourtant réjouissant de constater que l'intensité en emploi de la croissance ne semble pas avoir diminué dans les années 90. L'encadré 1 décrit de façon plus détaillée la relation entre croissance économique et marché du travail.

**Graphique 2-1 : Évolution du taux de croissance du PIB (au prix du marché de 1990), de la population active et du volume du travail (1980-1999)<sup>30</sup>**



Du côté de l'offre de travail, on notera, tout d'abord, que la Suisse compte une **population** d'un peu plus de 7 millions de personnes. En 1998, 15,1% parmi elles étaient âgées de plus de 64 ans, ce qui correspond à un doublement du pourcentage de 1950<sup>31</sup>. Le **vieillissement** de la population n'engendre pas seulement des problèmes pour les assurances sociales, mais il a son corollaire sur le marché du travail avec une tendance à l'augmentation de l'âge moyen de la population active<sup>32</sup>. Avec cette tendance au vieillissement de la force travail, les entreprises ne peuvent pas compter exclusivement sur les nouveaux diplômés pour renouveler leur

<sup>29</sup> De plus, le calcul du taux de croissance dépend de la définition statistique du PIB qui fait, actuellement, l'objet d'un débat entre experts.

<sup>30</sup> La statistique sur le volume du travail n'est disponible que depuis 1991 (cf. infra).

<sup>31</sup> Pour de plus amples informations sur les effets économiques de l'évolution démographique (cf. Müller, 1994) et pour les effets sur le marché du travail (cf. Baur et al., 1994, et Carnazzi, 2000).

<sup>32</sup> En Suisse, selon les scénarios démographiques, la part des personnes âgées entre 50 et 64 ans, parmi la population active suisse, passera de 21,3% en 1990 à 30,2% en 2030. Ce vieillissement de la

savoir-faire, elles doivent investir davantage dans la formation continue de leurs employés (cf. infra).

Par ailleurs, environ un cinquième de la **population** résidante en Suisse est **étrangère**. Mais en 1997, sur 1000 immigrations enregistrées, on a observé 975 retours au pays (notamment vers l'Italie, l'Espagne et le Portugal). La majorité des étrangers (57%) sont des ressortissants d'un pays de l'Union européenne ou de l'Association économique de libre échange, même si leur part dans les immigrations a baissé de 12 points en pourcentage entre 1991 et 1997, pour se porter à 70%. Ainsi, en 1997, près d'un quart de la population résidante de nationalité étrangère était ressortissante des pays ayant succédé à l'ex-Yougoslavie, avec une augmentation de + 124% entre 1991 et 1997. On notera aussi que près d'un quart des étrangers est né en Suisse et que plus de 90% des Italiens et des Espagnols ont un permis de domicile illimité. Mais les étrangers, même avec un permis stable (de domicile ou annuel), sont toujours sur-représentés parmi les groupes de professions moins qualifiées (OFS, 1998) et dans les branches économiques structurellement faibles (Sheldon, 1999b).

En 1998, un peu moins de 4 millions de personnes étaient actives, ce qui correspond à un taux d'activité de la population résidante permanente de 53,5% et de 82,3% de la population d'âge actif (15-64 ans). Entre janvier 1991 et décembre 1997, la **population active** a augmenté globalement de 2,5%. En effet, le graphique 2-2 montre que, sauf pour les années 1992 et 1994, les entrées dans la vie active égalent ou dépassent les sorties, alimentant un rajeunissement de la population active. Par contre, depuis 1995, les émigrations d'actifs dépassent les immigrations. Ceci vaut aussi bien pour les Suisses que pour les étrangers (OFS, 2000). Pour le futur, les scénarios démographiques prévoient une baisse de la population active depuis 2010<sup>33</sup>. Parmi ces personnes actives, 3,848 millions étaient occupées,<sup>34</sup> soit 1,1% de moins qu'en 1991. Comme le montre le graphique 2-3, le recul le plus important de la **population active occupée** a été enregistré entre 1991 et 1994 avec un recul de 2,6%, après un accroissement constant dans les années quatre-vingts. Cette diminution s'est reflétée dans le taux d'actifs occupés ou taux d'emploi (de la population âgée de 15 à 64 ans), qui est passé

---

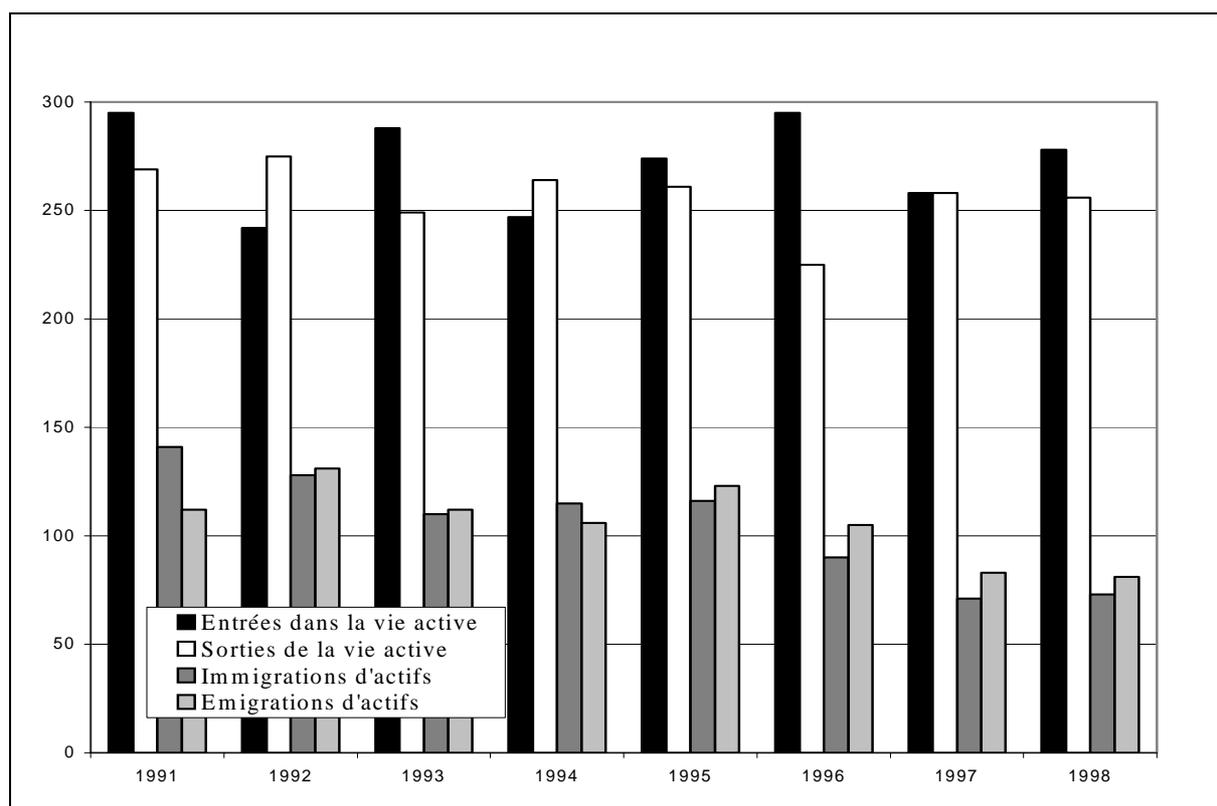
population active ne sera que légèrement compensé par une petite réduction de la part des étrangers dans cette tranche d'âge (pour plus de détails, cf. chapitres 2.4 et 2.5, Carnazzi, 2000).

<sup>33</sup> Ces prévisions dépendent cependant fortement des hypothèses sur les flux migratoires (pour plus de détails, cf. Carnazzi, 2000).

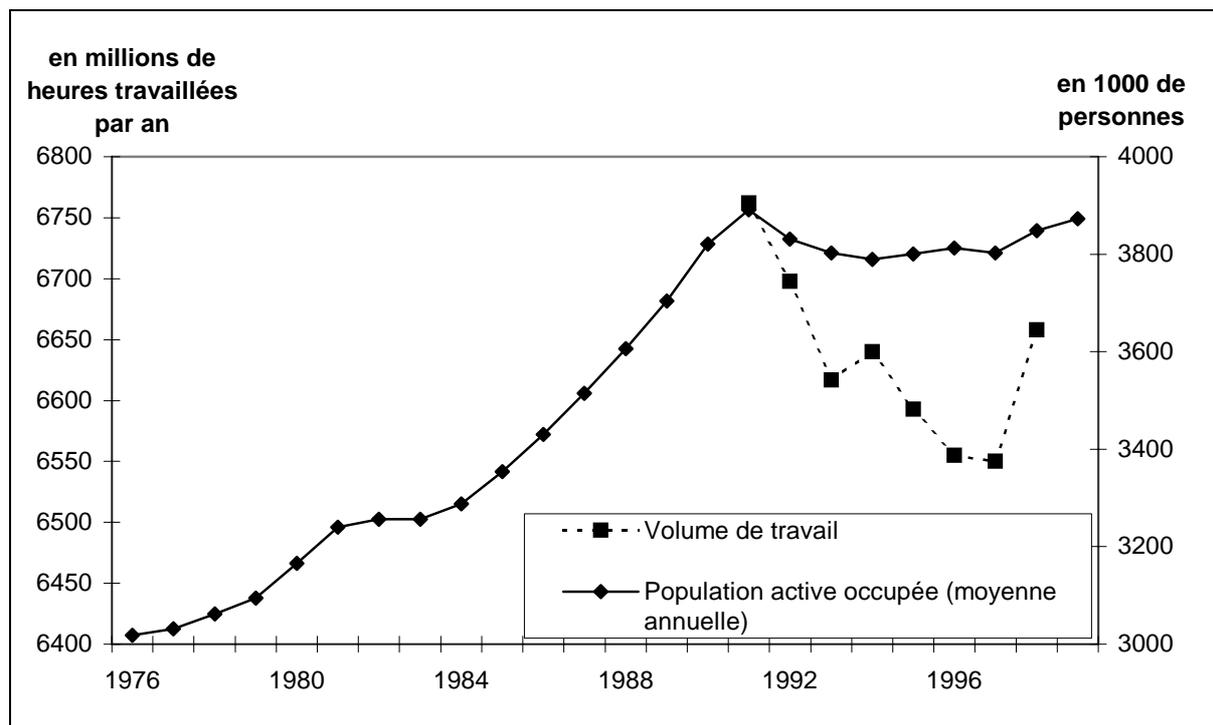
<sup>34</sup> Une personne est considérée comme active occupée si elle a une activité rémunérée d'au moins 6 heures par semaine.

de 79,6% en 1991 à 79,3% en 1998 (OCDE, 1999b). Cette évolution résulte d'un recul des hommes actifs occupés et d'une augmentation des femmes actives occupées surtout dans des emplois à temps partiels (OFS, 1999a). Par ailleurs, on observe une augmentation du nombre des personnes actives occupées dans le secteur tertiaire (surtout touchant aux domaines de la santé, de l'enseignement et du social), avec une forte réduction du secteur secondaire et, en particulier, des branches économiques traditionnelles comme celle de la construction des machines (cf. graphique 2-4). Cette tertiarisation de l'économie résulte de la délocalisation des productions industrielles intenses en main-d'œuvre vers des pays avec un coût du travail faible et de l'externalisation des services rendus aux entreprises. Ces mutations structurelles se sont également accompagnées d'une réduction de la taille des entreprises. Enfin, on notera qu'en 1998, 18% des actifs occupés étaient indépendants ou collaborateurs familiaux (OFS, 1999b).

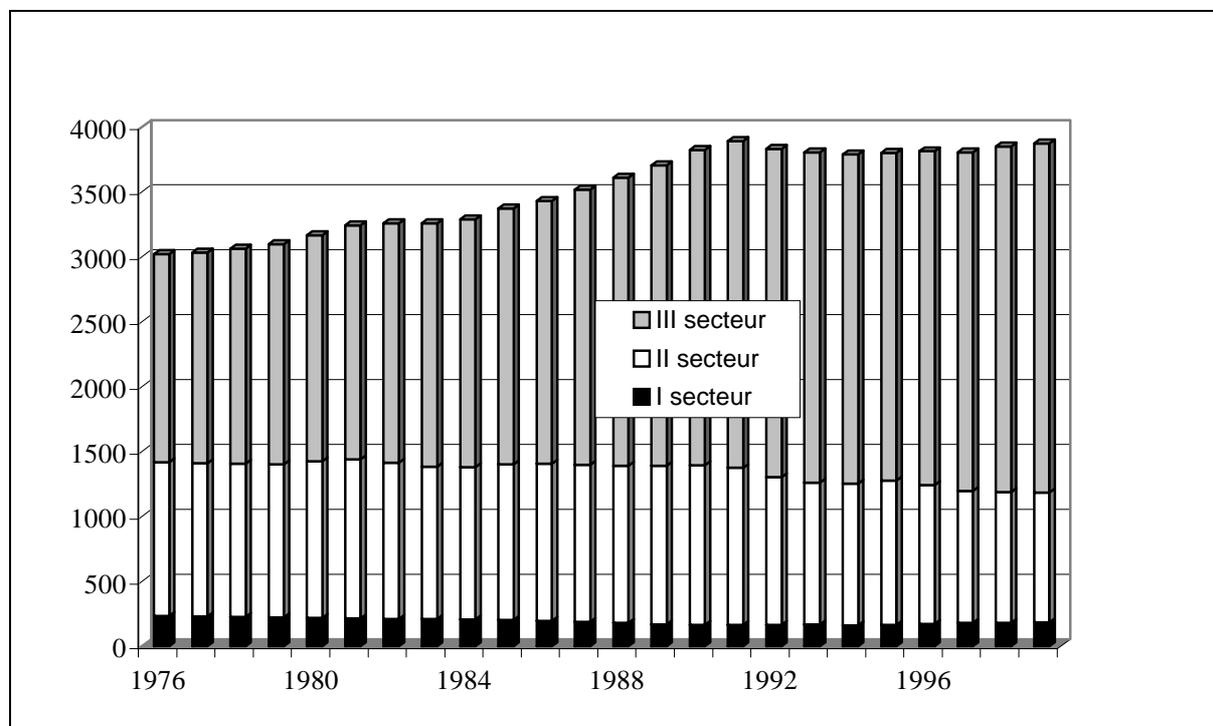
**Graphique 2-2 : Dynamique du marché du travail selon les comptes globaux du marché du travail (CMT, 1991-1998)**



**Graphique 2-3 : Évolution de la population active occupée et du volume effectif de travail (1976- 1999)**



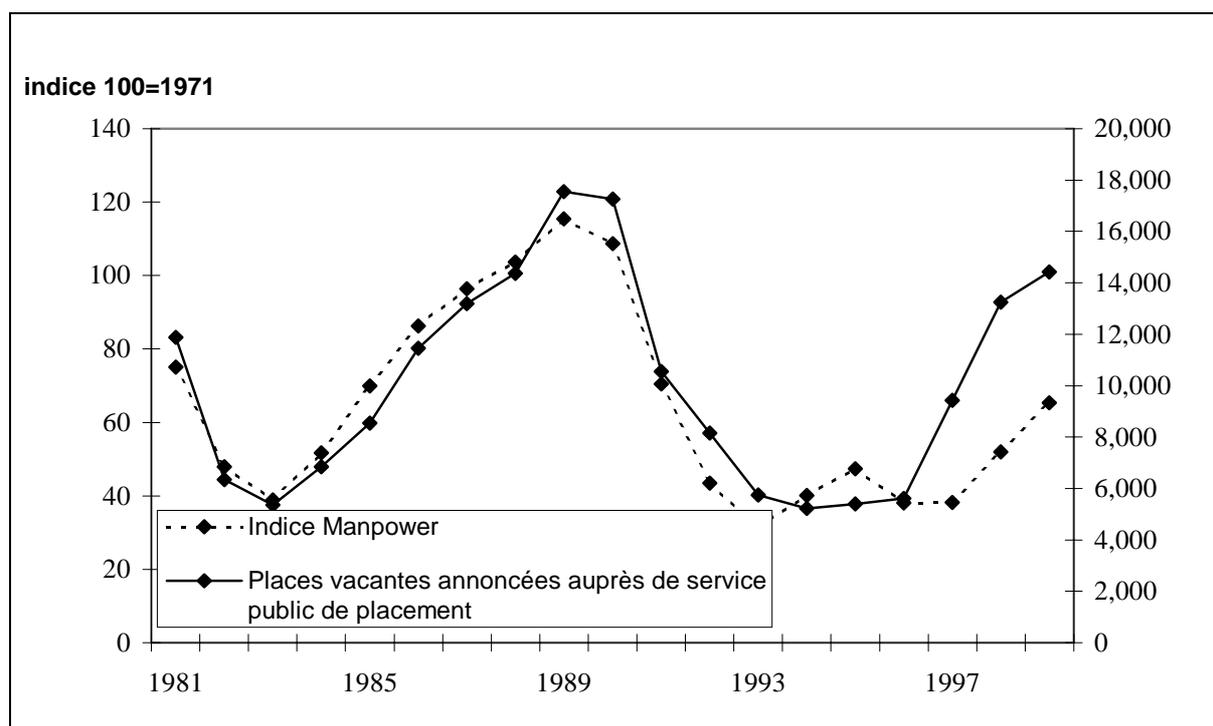
**Graphique 2-4 : Population active occupée par secteur économique (1976 – 1999, en 1000 de personnes)**



Depuis 1991, s'ajoute à cette perspective basée sur les personnes, la possibilité d'analyser le **volume effectif de travail**. On constate qu'entre 1991 et 1997, le volume annuel des heures

effectives travaillées s'est réduit de 3,1%. Cette tendance à la baisse se confirme aussi bien pour les hommes que pour les femmes, pour lesquelles on enregistre une croissance des emplois de 2,1%, mais un recul du volume effectif de travail de 1,4% (cf. graphique 2-3). Si on se limite aux salariés, ce recul est encore plus important, moins 5,7%. Ainsi, même avec une légère reprise, en 1998, le volume effectif de travail des salariés ne correspond qu'à environ 96% du niveau de 1991. L'essentiel de cette évolution s'explique par la baisse du taux d'occupation moyen par emploi (OFS, 1999a).

**Graphique 2-5 : Demande insatisfaite de travail (1981- 1999)**



Ainsi, dans les années 90, on a assisté à un **décalage** plus marqué entre offre et demande de travail, décalage qui a eu son corollaire dans le système de gestion du chômage avec la forte augmentation des demandeurs d'emploi (cf. chapitre 2.2). Plus précisément, entre 1991 et 1997, face à une légère augmentation de la population active, on a enregistré une baisse de la demande de travail avec un petit redressement entre la fin de l'année 1993 et le milieu de l'année 1995<sup>35</sup>. Le graphique 2-5 montre, en particulier, le fort recul de la **demande insatisfaite de travail** (places vacantes) et sa reprise depuis 1998. A ce propos, il faut cependant remarquer que la création des offices régionaux de placement (ORP) en 1997 a provoqué une rupture structurelle dans la série du nombre de places vacantes annoncées aux ORP. Ces derniers ont en effet augmenté la transparence du marché du travail. Les places

vacantes annoncées chaque mois sont passées de 9438 en 1997, à 13327 en 1998 et 14431 en 1999 (moyenne annuelle).

Du point de vue qualitatif, on constate, entre 1991 et 1997, un recul important du nombre d'actifs occupés **peu qualifiés**<sup>36</sup>. En revanche, les travailleurs qualifiés sont restés fortement demandés (OFS, 1999b). A ce propos, l'OCDE (1999d) remarque que le marché du travail suisse est fortement structuré par qualifications reconnues et valorisées, qui servent de points de repère dans la vie active de tous<sup>37</sup>. Les premiers résultats de l'analyse approfondie de la structure des qualifications demandée en Suisse, montre qu'on assiste à un basculement de la demande de main-d'œuvre des travailleurs non qualifiés vers les travailleurs qualifiés (Hollenstein et Arvanitis, 2000)<sup>38</sup>. Ceci est en particulier dû à la structure de la concurrence internationale (progrès des technologies des transports et des communications et innovations dans les procédés et les produits) qui s'est fortement modifiée. De plus, on assiste à un changement du type des qualifications demandées : les innovations des procédés et les nouvelles organisations du travail accentuent l'importance des compétences méthodiques et relevant de la communication (« qualifications-clés »)<sup>39</sup>. Selon l'OCDE (1999d, p. 45), « il y a clairement une pénurie de main-d'œuvre qualifiée à tous les niveaux, mais surtout au niveau universitaire et dans les métiers des services, de la communication, de l'informatique et de la santé, ainsi que dans les métiers de production industrielle qui exigent des qualifications polyvalentes », et ce depuis le milieu des années 90. Ce **manque de personnel qualifié** caractérisait cependant aussi la Suisse dans un contexte de plein emploi. Il s'est peut-être aggravé avec l'accélération de la tertiarisation de l'économie suisse. Même en 1997, un

---

<sup>35</sup> Pour de plus amples informations, voir OFS (1999).

<sup>36</sup> Selon la classification internationale des types de professions (ISCO), le nombre des ouvriers et employés non qualifiés ainsi que des conducteurs et assembleurs a enregistré un recul annuel moyen de 4,2%. Seul en 1998, on a constaté un léger accroissement de 0,8% (OFS, 1999b).

<sup>37</sup> Dans le contexte suisse, l'OCDE (1999d, p. 18) définit la qualification comme « le jeu de compétences pratiques qui permet à un individu de s'identifier à une place sur le marché du travail, une place dans l'espace social, ainsi qu'un parcours de formation pour l'acquisition de cette qualification. En pratique, ces qualifications revêtent un caractère tangible sous la forme des quelques deux cent soixante quinze métiers qui font l'objet d'un apprentissage à partir du secondaire II, ainsi que toutes les qualifications supérieures précises obtenues dans les différentes écoles spécialisées, écoles supérieures et universités ».

<sup>38</sup> L'étude est en cours et est réalisée par l'institut de recherche du KOF (« Globalisierung, technischer Fortschritt und Qualifikationsstruktur der Schweizer Wirtschaft ») dans le cadre du Programme prioritaire du Fonds national pour la recherche (FNR) : « Demain la Suisse ».

<sup>39</sup> Pour de plus amples informations sur les répercussions de la mondialisation, du progrès technique et des nouvelles organisations du travail sur le marché du travail, et en particulier sur le développement de qualifications et compétences nouvelles (cf. BIT, 2000).

établissement sur cinq annonçait une pénurie de ce type de personnel ; en 1991, ils étaient environ un tiers (OFS, 1999b).

Ce décalage qualitatif entre l'offre et la demande de travail est confirmé également par l'enquête suisse sur la population active (ESPA). En 1998, environ un quart de la population résidente permanente âgée de 15 ans et plus ne bénéficiait d'aucune **formation** post-obligatoire. Ce pourcentage dépassait le 37% pour les étrangers titulaires d'un permis annuel ou d'un permis d'établissement. Seuls 18% avaient un degré tertiaire de formation<sup>40</sup>. Par ailleurs, 22% des personnes actives occupées n'ont qu'un degré secondaire I (et en particulier, 18% des salariés). Or, ce pourcentage s'est élevé à 34% pour les chômeurs (OFS, 1999b). On notera aussi qu'en Suisse les différences entre hommes et femmes, quant au nombre moyen d'années de scolarité, sont les plus importantes de tous les pays de l'OCDE. Parmi la population de 25 à 64 ans, les hommes bénéficient en moyenne de 1,3 année de scolarité de plus que les femmes (OCDE, 1999d).

Ce manque de qualification résulte aussi de l'enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (« International Adult Literacy Survey », IALS) qui a montré qu'en 1995 moins de la moitié de la population suisse âgée de 16 à 65 ans présentait, pour ce qui est des compétences en matière de compréhension de textes (par exemple articles de journaux), un niveau de performances suffisant pour maîtriser les situations courantes de la vie moderne (faible niveau de littératie). En comparaison internationale, la Suisse se situait dans la moyenne, avec la Suède largement en tête avec un taux de maîtrise de la lecture dépassant le 70% et le Portugal à la fin du classement avec un taux dépassant de peu le 20% (OCDE, 1997). Parmi les jeunes (de 16 à 25 ans), 33% avaient un faible niveau de littératie. Or, l'effort financier de la Suisse envers l'éducation est important. En consacrant 14,7% de ses dépenses publiques à l'éducation en 1995, la Suisse s'est placée en comparaison internationale, juste après la première de la classe, à savoir la Norvège (OCDE, 1999d).

---

<sup>40</sup> L'OCDE (1999d) constate qu'une proportion très faible de la population suisse a une formation de type universitaire. En 1996, seulement 10,72% de la population âgée de 25 à 34 ans avaient un niveau universitaire. Seules l'Italie et l'Autriche ont un taux plus faible. En revanche, la Suisse se trouve dans le peloton de tête pour ce qui est de la proportion des diplômés attribués dans les domaines d'études les plus directement branchés sur les besoins de l'économie (ingénierie et architecture, mathématiques et informatique, sciences médicales et paramédicales, sciences de la vie).

En terme d'ajustements de prix dans les années 90, nous constatons que face à des taux d'inflation très faibles l'indice des **salaires réels** (avec comme base l'année 1993) est passé de 97,8 en 1990 à 100,5 en 1997 et à 101,2 en 1998. Mais, contrairement aux attentes, l'inégalité des salaires durant les années 1992 et 1997 semble être restée stable (Küng Gugler et Blank, 1999). Il faut pourtant observer qu'une partie des actifs occupés ont été exclus du marché du travail.

Nous terminerons cette brève introduction au marché du travail par son aspect régional. En Suisse, les marchés du travail locaux se différencient tout d'abord par le taux de participation de la population en âge de travailler à la vie active. En 1995, le Tessin, avec un taux d'activité de 56,2%, se situait plus de 10 points en pourcentage plus bas que la moyenne suisse. Comme dans les autres pays européens, le faible taux d'actifs occupés est principalement le résultat d'une faible participation des femmes. Au cours des années 90, selon Schuler et Rey (2000) les différences interrégionales touchaient davantage que dans le passé les structures économiques que le volume de travail<sup>41</sup>. Sur la base de la distribution macrorégionale de la population active occupée selon les catégories socio-professionnelles en 1990, ils distinguent l'apparition de trois modèles régionaux : un marché du travail polarisé au Tessin et dans la région lémanique avec une importante proportion de dirigeants, professions libérales, professions intellectuelles ou d'encadrement et également de travailleurs non qualifiés des services; un marché caractérisé par une forte proportion de commerçants, d'artisans, de paysans et de travailleurs qualifiés (employés ou ouvriers) et de travailleurs non qualifiés en Suisse centrale, dans l'Espace Mittelland et en Suisse occidentale; un marché avec une forte représentation d'employés qualifiés, de cadres moyens et de professions intellectuelles à Zurich et dans la Suisse du Nord-Ouest<sup>42</sup>. Cette répartition spatiale des catégories socio-professionnelles confirme le clivage entre le centre et la périphérie. Face aux fortes différences entre les marchés régionaux de travail en termes de structure socio-professionnelle

---

<sup>41</sup> Le processus de désindustrialisation a été plus marqué dans les grandes villes, à l'exception de Bâle, dans le bassin lémanique et au Tessin. Ils remarquent également que les périphéries ont perdu surtout des emplois souvent qualifiés dans le secteur public et dans le tourisme.

<sup>42</sup> Le premier niveau de classement des catégories socio-professionnelles se base sur une combinaison de compétence d'organisation et de formation. Les huit catégories sont : les dirigeants, les professions libérales, autres indépendants, et parmi les salariés, les professions intellectuelles et d'encadrement, les professions intermédiaires, les non-manuels qualifiés : employés, les manuels qualifiés : ouvriers, les travailleurs non qualifiés (pour plus de détails, cf. Joye et Schuler, 1995).

de la population active, il n'est pas étonnant que les différences régionales en termes de demandeurs d'emploi sont également importantes (cf. chapitre 2.2.c)).

## **b) La formation continue**

Face à la mondialisation de l'économie, qui intensifie la concurrence internationale basée sur la technologie et l'innovation, et au progrès technique, toujours plus rapide, qui rendent les qualifications acquises rapidement obsolètes, nous considérons comme nécessaire d'analyser le comportement des actifs en matière de formation continue. En effet, celle-ci et l'apprentissage permanent permettent aux individus de développer et de maintenir leur employabilité et leur productivité tout au long de la vie.

Globalement, dans les années 90, le taux de participation des **adultes** (résidents âgés de 20 à 74 ans) à la formation continue semble être resté constant. Chaque année, **près de quatre adultes sur dix fréquentent des cours** (1999 : 38%) et deux tiers des participants sont motivés par des raisons professionnelles. Dans la plupart des cas (environ sept fois sur dix), la participation se limite à un seul cours par année et, pour un tiers des participations, le cours ne dure pas plus de 20 heures. Contrairement aux évolutions des besoins du marché du travail, Egloff (2000, p. 56) observe qu'« aucune tendance ne permet véritablement d'affirmer que la participation à la formation continue se généralise ». L'OFS (1999c) constate d'ailleurs qu'un quart de la population adulte se forme exclusivement avec des revues, des livres spécialisés, des didacticiels (programmes informatiques) et grâce à la participation à des conférences et à des colloques. L'importance de ces supports de formation est en forte augmentation, passant de 18% en 1996 à 25% en 1999. Ainsi, en 1999, 63% des adultes ont affirmé avoir suivi une formation continue, toutes formes d'apprentissage confondues. Mais ce sont surtout les personnes avec un bon niveau de formation qui peuvent profiter de ces nouvelles opportunités.

Le taux de participation des adultes (âgés de 25 à 64 ans) à la formation continue varie selon le **statut professionnel**. Les actifs occupés se perfectionnent davantage que les chômeurs et, ces derniers, davantage que les inactifs. Ce constat est valable pour tous les cours et, en particulier, pour les cours à orientation professionnelle. En Suisse, en 1994-1995, le taux de participation à des cours à orientation professionnelle (« job-related training ») varie entre 31,7% pour les actifs occupés et 6% pour les inactifs. La formation continue professionnelle

des actifs se pratique sensiblement moins qu'au Royaume-Uni, 51,9%, et qu'en Nouvelle-Zélande, 46,9%. Si l'on considère aussi la durée moyenne des cours en Suisse, il s'avère que chaque actif occupé a participé, en une année, à 35 heures de cours à orientation professionnelle, contre 72 heures pour son homologue en Nouvelle-Zélande et 51 heures en Irlande, au Royaume-Uni et aux Pays-Bas (OCDE, 1999c)<sup>43</sup>.

Seuls 46% des **actifs occupés** âgés de 20 à 74 ans ont participé à au moins un cours de formation continue durant la période d'avril à juin 1993<sup>44</sup>. Or l'enquête de l'OFS sur la formation continue, effectuée en 1993, montre que de nouvelles technologies ont été introduites dans le poste de travail de 58% des personnes actives occupées entre 1988 et 1993. De plus, seuls 30% l'ont fait pour des raisons professionnelles, notamment les hommes. Si on se limite aux cours de plus de 20 heures, ce pourcentage baisse à 20%. Parmi les personnes actives occupées participant à une formation continue à orientation professionnelle, environ 80% étaient soutenues par l'entreprise. Mais, globalement, seules 28% des personnes actives occupées bénéficient du soutien de leur employeur sur le plan du financement (21%), du temps de travail (23%), de la motivation ou de l'organisation. Parmi les participants à des cours professionnels, 60% ont suivi une formation continue surtout en vue d'adapter leurs connaissances et capacités professionnelles aux exigences inhérentes aux évolutions technologiques et économiques. Toutefois, ce sont surtout les personnes actives occupées ayant une bonne formation de base qui se perfectionnent<sup>45</sup>. Seuls 6% des collaborateurs auxiliaires indiquent avoir suivi un cours sur recommandation de leur employeur. En revanche, les personnes employées dans des grandes entreprises et/ou dans le secteur des services (notamment dans les professions de bureau) semblent avoir plus de chances de participer à des cours financés par leur employeur (OFS, 1995).

La **politique de perfectionnement des entreprises** paraît donc ne privilégier que certains employés. Tout d'abord, Schöni et al. (1997) observent que les entreprises tendent à accentuer

---

<sup>43</sup> Cette analyse comparative entre 11 pays de l'OCDE se base sur les données issues de l'enquête internationale sur l'alphabétisation des adultes (IALS, 1994-1995). En Suisse, l'enquête ne s'est déroulée qu'en Suisse alémanique et en Suisse romande.

<sup>44</sup> Si on se limite aux seuls adultes, Gonon et Schläfli (1998) estiment que chaque année environ 40% des résidents suisses se perfectionnent.

<sup>45</sup> Curti et Geiger (1998) constatent la même chose pour la participation à des mesures de formation financées par l'AC.

les inégalités en matière de formation<sup>46</sup> avec leur politique d'accès à la formation continue interne<sup>47</sup>. Egloff (2000) constate aussi que les salariés mieux payés sont davantage soutenus par leurs employeurs. En second lieu, le fait de travailler à temps partiel (forme de travail davantage exercée par les femmes) réduit la probabilité de participer à la formation continue soutenue par l'entreprise. Ainsi, par exemple, la plupart des femmes qui se perfectionnent le font en dehors de leur temps de travail. De plus, l'analyse de l'offre en formation continue montre que les entreprises favorisent plutôt l'accumulation de capital humain spécifique (but explicite des cours offerts) que l'amélioration de connaissances transversales et transférables (Schöni et al., 1997). De surcroît, Egloff (2000) montre qu'en 1998 le taux de participation à la formation continue professionnelle varie fortement entre les différentes branches économiques. Plus de la moyenne des enseignants, des opérateurs de la finance et des assurances, des personnes actives dans le domaine de la santé et du social et des employés des administrations publiques participent à la formation continue. En revanche, dans l'hôtellerie, la restauration et la construction, branches économiques particulièrement touchées par la récession (et créant beaucoup de chômage), la formation continue est très rare.

Plusieurs remarques finales s'imposent. Premièrement, toutes les analyses montrent que la participation à la **formation continue ne permet pas de réduire les disparités en termes de formation initiale (et de niveau de littératie<sup>48</sup>), mais qu'elle accentue ces différences**. Dans les années 90, les personnes présentant un niveau élevé de formation participent trois fois plus souvent à des cours que les personnes sans formation post-obligatoire (Egloff, 2000). De plus, en 1994-1995, la durée moyenne de la participation à une formation continue professionnelle est trois fois plus longue pour les personnes ayant un niveau tertiaire que pour celles avec un niveau obligatoire (actifs occupés âgés entre 25 et 64 ans, OCDE, 1999c). Or les pays avec un taux de participation élevé à la formation continue présentent aussi de moins grandes disparités entre les différents niveaux de formation initiale (Egloff, 2000). Ainsi, les personnes courant le plus grand risque de perdre leur emploi, sont celles qui profitent le

---

<sup>46</sup> Schöni et al. (1997), sur la base d'études de cas (6 entreprises chimiques ou textiles), constatent par exemple que les collaborateurs employés dans la production n'ont presque pas accès à la formation continue.

<sup>47</sup> C'est ainsi qu'en période de récession, elles préfèrent licencier les moins qualifiés au lieu de les former, en favorisant une segmentation du marché du travail et en externalisant les coûts de mise à jour des compétences professionnelles des collaborateurs.

<sup>48</sup> En Suisse, en 1994-1995, une personne avec un faible niveau de littératie avait bien deux fois moins de chances de participer à une formation continue professionnelle qu'une personne avec un bon niveau de littératie (OCDE, 1999c).

moins de cours de perfectionnement. Deuxièmement, en Suisse, les hommes occupés ont plus de probabilité de participer à une formation continue professionnelle que les femmes, ces dernières se perfectionnant davantage à des fins non professionnelles. Ainsi, les femmes qui décident d'interrompre leur vie active pour des raisons familiales, risquent d'avoir beaucoup de difficultés lorsqu'elles veulent reprendre une activité rémunérée. Enfin, le taux de participation à la formation continue et la durée de celle-ci semblent se réduire avec l'âge (OCDE, 1999c). Il apparaît donc que la formation continue profite très peu à ceux qui en ont le plus besoin.

En conclusion, malgré le consensus sur la nécessité d'un apprentissage permanent dans une société moderne en changement perpétuel, nous présentons des **explications possibles à la faible participation à la formation continue**. Puisque les personnes interrogées qui ne se perfectionnent pas ne fournissent que de vagues justifications, telles que le désintérêt, la surcharge de travail et le manque de temps pour se former, nous cherchons plutôt les raisons rationnelles à leur comportement.

Premièrement, en Suisse, il n'existe aucun droit à la formation continue (Gonon et Schläfli, 1998). Chaque individu est responsable de l'actualisation de ses compétences et de ses qualifications. Deuxièmement, les actifs semblent être peu motivés à investir dans leur capital humain. Wolter et Weber (1999) montrent que les taux de rendement de la formation en Suisse sont très faibles, même en considérant que le degré de formation réduit considérablement le risque de chômage<sup>49</sup>. Ils démontrent également qu'il vaut mieux entreprendre une formation lorsqu'on est encore jeune, car les coûts d'opportunité après l'âge de 40 ans deviennent tellement importants que les avantages d'une formation de niveau supérieur en termes de revenu disparaissent complètement. Troisièmement, les entreprises ont fait des économies en formation continue en période de récession<sup>50</sup>. Le BIT (2000) constate qu'il y a une tendance des entreprises à recourir au marché du travail extérieur, privilégiant la

---

<sup>49</sup> Curti (1998) montre d'ailleurs que même la participation à un cours de perfectionnement réduit le risque de chômage.

<sup>50</sup> Pendant la récession économique des années 90, les entreprises ont décidé de ne pas « thésauriser » leur personnel. Tel en témoigne l'évolution de la productivité du travail enregistrée dans les années 90 en comparaison de l'évolution enregistrée dans les années 70 (Flückiger, 1999).

flexibilité externe à la mobilité interne de leurs travailleurs basée sur leur formation. De plus, même lorsqu'elles soutiennent la mise à niveau des compétences de leurs employés, elles ont une politique discriminante pour les personnes au bas de l'échelle, celles qui en ont le plus besoin. Quatrièmement, Gonon et Schläfli (1998) calculent que les dépenses étatiques en formation continue représentent seulement 1,5% de toutes les dépenses étatiques en éducation. Par conséquent, ils soutiennent que la mise en place par les cantons, depuis 1997, de mesures de formation pour demandeurs d'emploi a fait doubler les dépenses annuelles étatiques en formation continue<sup>51</sup> ; ce qui nous révèle bien l'importance de la PAMT. Il faut cependant remarquer, qu'en général, seule une participation sur dix bénéficie d'un soutien financier de la part de la caisse de chômage ou d'une autre institution (Egloff, 2000). Ainsi, en 1994-1995, 47% des employés ayant profité d'une formation continue professionnelle l'ont financé eux-mêmes. Ceci surtout dans le cas des femmes (54%) ou des jeunes (53%). Ces pourcentages sont les plus élevés parmi les 10 pays analysés par l'OCDE. En comparaison, au Royaume-Uni, seuls 15% des actifs occupés financent leur perfectionnement. La Suisse est cependant en tête quant au financement public de la formation continue professionnelle, à hauteur de 17%, surtout pour les femmes et les personnes de plus de 35 ans (OCDE, 1999c).

En outre, contrairement à l'instruction publique, on observe une certaine confusion au niveau de la répartition des compétences entre Confédération, cantons et communes et un éparpillement des responsabilités entre les différents offices de la Confédération<sup>52</sup>. A ceci s'ajoute le fait qu'il existe une multitude d'organismes non coordonnés entre eux (80% des cours fréquentés sont organisés par des institutions privées). Cela étant, Egloff (2000, p. 59) constate que « la formation continue n'amène que rarement à l'acquisition de compétences reconnues de manière générale ». Gonon et Schläfli (1998) proposent donc à l'État d'améliorer la transparence du marché de la formation continue en renforçant l'information, y compris pour ce qui concerne les coûts, de favoriser une modulation de la formation continue,

---

<sup>51</sup> Plus précisément, Gonon et Schläfli (1998) estiment que l'État et les cantons dépensent environ 350 millions par an en formation continue, dont 100 millions en formation continue à orientation professionnelle. L'AC a dépensé 244 millions en mesures de formation pour demandeurs d'emploi en 1998 (sans indemnités journalières versées pendant le cours) et 277 millions en emplois temporaires qui ont de plus en plus une composante de formation non négligeable (cf. chapitre 3.3).

<sup>52</sup> En matière d'instruction publique, pour le degré primaire, ce sont les cantons qui sont exclusivement compétents. Pour le degré secondaire et tertiaire, ils partagent les compétences avec la Confédération (et les organisations professionnelles). La Confédération peut notamment légiférer en matière de

de créer un système d'accréditation des fournisseurs de formation continue, d'améliorer la reconnaissance des diplômes (système de certification), d'introduire des critères de qualité de la formation offerte et de créer des filières visant les personnes peu qualifiées<sup>53</sup>.

Contrairement à la Suisse, où il n'existe donc pas de politique nationale de formation continue, plusieurs pays ont cherché à encourager les adultes à acquérir des qualifications, en facilitant la formation par l'intermédiaire de centres publics (Allemagne et Danemark), en promouvant la formation sur le lieu de travail (Royaume-Uni, Espagne, Nouvelle-Zélande) ou en offrant des congés payés de formation, par exemple le Danemark (OCDE, 1999). Pour la Suisse, Aebi (1995), Wolter et Weber (1999) proposent de créer des incitations financières pour la promotion de **l'apprentissage tout au long de la vie** en subventionnant directement la demande de formation continue avec un système de « bons d'échange » ou avec des congés formation, sur le modèle danois<sup>54</sup>. Compte tenu des faiblesses évidentes du marché du travail suisse relatives à la mise en valeur des ressources humaines, le projet de la nouvelle loi sur la formation professionnelle (LFPr) réglementant aussi la formation continue à des fins professionnelles a été mis en consultation en mai 2000.

### c) La dynamique du marché du travail

Le maintien du plein emploi dans le contexte de changement structurel permanent implique parfois, pour les travailleurs, un changement d'employeur (mobilité externe), de profession ou de lieu de résidence. Les données concernant le taux de rotation de la main-d'œuvre<sup>55</sup> nous donnent les informations sur la mobilité externe des travailleurs en Suisse. En 1998, 16% des personnes actives occupées travaillaient depuis moins d'un an dans cette entreprise, mais

---

formation professionnelle dans l'industrie, les arts et métiers, le commerce, l'agriculture et les services de maison.

<sup>53</sup> Pour une liste de propositions en matière de formation des adultes, voir CDIP (1999). Pour un survol des initiatives récentes visant à encourager la formation continue en Suisse, voir Gonon et Schläfli (1998).

<sup>54</sup> En Suisse, le canton Genève a pris des mesures du type « bons d'échange » pour favoriser la formation continue.

<sup>55</sup> On notera qu'un taux élevé de rotation de la main-d'œuvre présente à la fois des avantages et des inconvénients. Un taux élevé permet aux travailleurs d'occuper le poste de travail avec la plus grande satisfaction et aux employeurs d'adapter plus facilement les effectifs à leurs besoins. Un nombre important de places vacantes facilitent également la réinsertion des chômeurs dans le marché du travail. Mais un taux trop élevé de départs induit des pertes de compétences professionnelles spécifiques et des coûts de transaction pour les travailleurs comme pour les employeurs. En particulier, la perte de mémoire institutionnelle, le remplacement de cet acquis par le recrutement et la mise au

seuls 6,5% avaient eu une interruption de leur activité professionnelle dans la dernière année. On peut donc en conclure qu'environ 60% de la population active occupée, qui a changé d'employeur, a changé de travail sans aucune interruption professionnelle (OFS, 1999b).

**Tableau 2-1 : Comptes globaux du marché du travail, en milliers et en % (CMT, 1997)**

Effectifs	Effectifs au 31.12.1997												Subtotal	Total
	Actifs occupés			Sans-emploi			Non-actifs		Emigrations		Décès			
au 01.01.1997	en abs.	en %	en %	en abs.	en %	en %	en abs.	en %	en abs.	en %	en abs.	en %		
Actifs occupés	3442	90.3	90.5	74	1.9	41.8	206	5.4	78	2.0	13	0.3	3516	3812
Sans-emploi	82	45.1	2.2	55	30.2	31.1	39	21.4	6	3.3	0	0.0	137	182
Subtotal	3524			129			245		84		13		3653	3994
Non-actifs	219	6.5	5.8	39	1.2	22.0	2983	89.2	53	1.6	49	1.5	258	3344
<b>Entrées 1997:</b>														
Immigrations	63	49.2	1.7	8	6.3	4.5	56	43.8					71	128
Naissances	0	0.0	0.0	0	0.0	0.0	82	100					0	82
Total entrées	63			8			138						71	209
Total	3805		100	177		100	3367		221		63		3982	

Source: OFS (1999a).

Les comptes globaux du marché du travail nous permettent de mieux analyser la dynamique de la population active. Au premier janvier 1997, 3'994'000 personnes étaient actives sur le marché du travail suisse, dont 3'812'000 avec un emploi (dernière colonne du tableau 2-1). À fin décembre, elles n'étaient que 3'982'000, dont 3'805'000 occupées. Le tableau montre les changements de statut professionnel en valeur absolue (première colonne), en pourcentage des effectifs au premier janvier 1997 (deuxième colonne, pourcentages horizontaux) et en pourcentage des effectifs à fin décembre (troisième colonne, pourcentages verticaux). Ainsi 3'442'000 personnes actives occupées au premier janvier 1997 l'étaient aussi à la fin de l'année, soit 90,3% des actifs occupés au début de l'année. Autrement dit, 90,5% des personnes actives occupées à fin décembre occupaient déjà un emploi au début de l'année.

Si nous nous penchons sur les actifs occupés qui ont perdu leur emploi, nous constatons qu'entre 1992 et 1997 environ 2% des personnes actives occupées au 1<sup>er</sup> janvier de l'année étaient sans emploi à la fin de décembre. Plus précisément, le tableau montre qu'environ 74'000 personnes, qui étaient des actifs occupés au début de l'année 1997, étaient sans emploi à la fin de la même année. En outre, 206'000 personnes ont quitté la vie active, soit 5,4% de la population active occupée. Il s'agit de personnes qui ont pris la retraite ou qui se sont

courant des nouveaux employés a un coût important. Par ailleurs, une rotation trop importante amène à une augmentation du chômage frictionnel (OCDE, 1994b).

retirées du marché du travail pour des raisons économiques (par exemple, travailleurs découragés) ou pour des raisons personnelles (par exemple, les femmes se consacrant entièrement à la fondation d'une famille). Par ailleurs, on notera que seuls 42% des sans-emploi à la fin de 1997 étaient auparavant des actifs occupés. Environ un tiers était déjà au chômage au début de l'année, 4,5% sont entrés en Suisse au cours de l'année et 22% étaient inactifs. Il s'agit par exemple de personnes qui ont terminé leur formation ou de femmes, qui veulent reprendre une activité professionnelle<sup>56</sup>. Ces résultats sont confirmés aussi par l'ESPA (OFS, 1999b). Parmi les 142'000 sans-emploi en 1998 (premier trimestre), seuls 55% ont quitté leur dernier emploi, car ils ont été licenciés ou leur travail se terminait (expiration du contrat ou fin d'une activité indépendante).

On peut donc conclure que, d'une part, la flexibilité externe n'implique pas toujours un passage par le chômage. Face à la perte de leur travail, une majorité des travailleurs possèdent les qualifications et compétences nécessaires pour trouver presque immédiatement un nouvel emploi. D'autre part, une partie des chômeurs n'étaient pas des actifs occupés avant le chômage.

## 2.2. Évolution et dynamique du chômage

Avant d'analyser le phénomène du chômage en Suisse, nous tenons à présenter brièvement les deux statistiques (trois avec la statistique des demandeurs d'emploi) normalement utilisées. Premièrement, le Secrétariat d'État à l'économie (Seco<sup>57</sup>) publie depuis 1936 la statistique des chômeurs inscrits et, depuis l'automne 1997, la statistique des demandeurs d'emploi inscrits. Pour le Seco sont considérées comme **chômeurs**, toutes les personnes inscrites auprès d'un office du travail, qui sont sans emploi et qui sont immédiatement disponibles en vue d'un placement, qu'elles touchent ou non des indemnités de chômage. La statistique des **demandeurs d'emploi** comprend aussi les personnes qui sont inscrites auprès d'un office du travail en tant que demandeurs d'emploi, mais qui sont engagées dans un programme d'emploi temporaire, de reconversion ou de perfectionnement ainsi que les personnes en gain

---

<sup>56</sup> Sur la base des données administratives du seco, on constate qu'en 1998 seuls 5,4% des chômeurs inscrits étaient des premiers demandeurs d'emploi, c'est-à-dire à la recherche de leur premier emploi. A ceux-ci s'ajoutent les 3,3% de chômeurs inscrits qui avaient suivi des cours de reconversion ou de perfectionnement professionnel avant le chômage. En outre, 4,8% des chômeurs inscrits visaient à reprendre une activité professionnelle.

intermédiaire. Autrement dit, un demandeur d'emploi non chômeur n'est pas apte au placement pour les prochains 30 jours<sup>58</sup>.

A ces deux statistiques s'ajoute, depuis le printemps 1991, le nombre de chômeurs (sans-emploi) selon les recommandations du Bureau international du Travail (BIT) et de l'OCDE, établi sur la base de l'ESPA (une enquête auprès d'un échantillon aléatoire de ménages). Selon les normes internationales, sont considérées comme **sans-emploi** ou au chômage, les personnes qui n'ont exercé aucune activité rémunérée au cours de la semaine de référence, qui ont cherché activement un emploi au cours des quatre semaines précédentes et qui pourraient commencer à travailler au cours des quatre semaines suivantes. Contrairement à la statistique du Seco, toutes les personnes arrivées en fin de droit, c'est-à-dire les personnes qui ont épuisé leur droit aux indemnités de chômage, sont comptées comme sans-emploi selon l'ESPA<sup>59</sup>. Par ailleurs, la statistique des personnes sans emploi, selon l'ESPA, a l'avantage d'être indépendante des modifications législatives concernant l'assurance-chômage. Elle est donc à préférer pour des comparaisons internationales.

Par exemple, pour le deuxième trimestre de 1997 (lorsqu'on effectue cette enquête), l'ESPA révèle 162'000 personnes (4,1%), dont 104'000 inscrits, qui étaient sans emploi et 190'000 qui étaient demandeurs d'emploi. Le Seco recensait 237'000 demandeurs d'emploi dont 185'000 chômeurs inscrits (5,3%). Les différences entre les deux statistiques tiennent essentiellement à la présence, dans la statistique de l'OFS, des sans-emploi non inscrits et à des définitions différentes de la population de référence (pour l'ESPA, la population résidante permanente, et pour le Seco, la population résidante, y compris les résidents de courte durée, les saisonniers et les requérants d'asile) et à la notion d'activité. Pour l'ESPA, 1 heure de travail dans la semaine qui précède l'enquête suffit pour n'être pas considéré au chômage ; pour le Seco, une personne est réputée au chômage si elle travaille moins de 6 heures par semaine (pour de plus amples informations, cf. Buhmann et al., 2000). On retiendra donc qu'il existe plusieurs façons de définir et de mesurer le chômage.

---

<sup>57</sup> Ancien Office fédéral du développement économique et de l'emploi, OFDE, et ancien Office fédéral de l'industrie, des arts et métiers et du travail, OFIAMT.

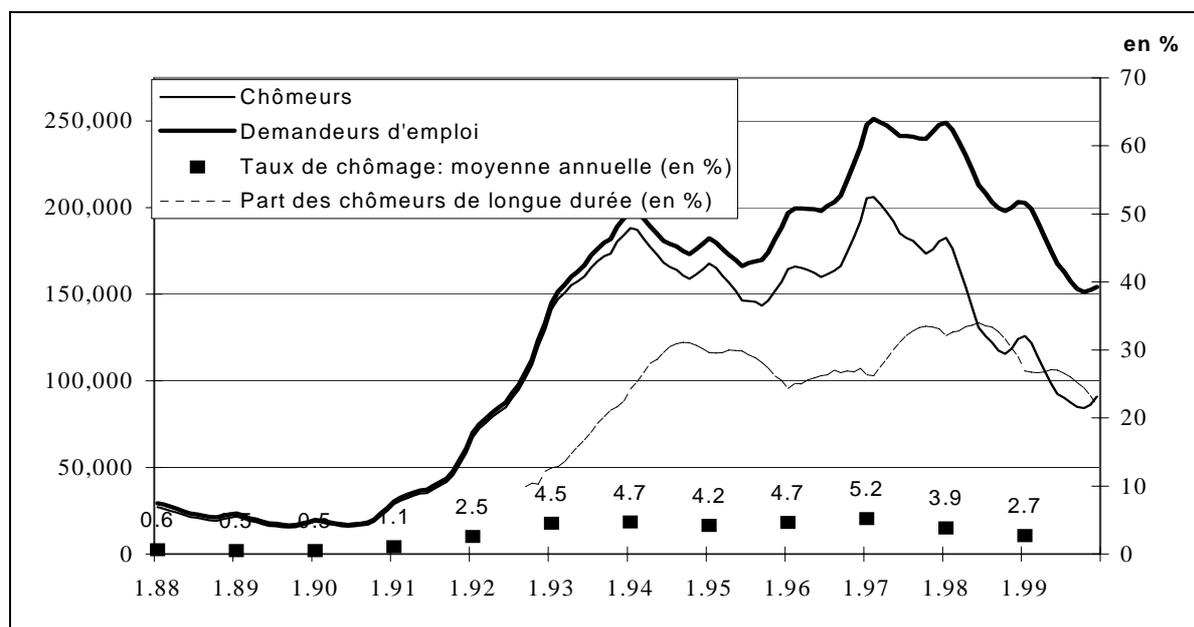
<sup>58</sup> Pour de plus amples informations concernant les bases conceptuelles des statistiques du Seco (cf. Seco, 1999).

<sup>59</sup> Pour une analyse de la relation entre le fait d'être une personne arrivée en fin de droit et le fait d'être considéré chômeur dans la statistique du Seco (cf. Fontaine et Curti, 1999).

### a) L'évolution du chômage

Du point de vue du chômage, on a considéré la Suisse pendant plusieurs décennies, comme une petite île heureuse. Des années septante jusqu'aux années quatre-vingt-dix, le taux de chômage n'a presque jamais dépassé 1%. Pendant les deux chocs pétroliers, le taux de chômage a atteint 0,7% en 1976 et 1,1% en 1984, alors que pendant la récession de 1975-76 la contraction de l'emploi a été de plus de 7%. On explique cette situation favorable surtout par le comportement pro-cyclique de la population active sans permis de résidence permanent (notamment le permis annuel)<sup>60</sup>, par la sous-estimation statistique du chômage, due à l'introduction de l'assurance-chômage obligatoire seulement en 1977, par la paix du travail et par la flexibilité des salaires (due surtout au système décentralisé des négociations salariales, au faible taux de couverture des travailleurs suisses par des contrats de travail collectifs) ainsi que par un système éducatif dual qui facilite l'insertion des jeunes dans le marché du travail (par exemple OCDE, 1996, Flückiger, 1998).

**Graphique 2-6: Évolution du chômage en Suisse (1988-1999, données mensuelles)**



Source : Seco.

<sup>60</sup> Flückiger (1998) calcule que 75% du recul de l'emploi pendant le premier choc pétrolier a été absorbé par la variation de la population non-résidente. De plus, l'OCDE (1996) souligne la réaction conjoncturelle de l'offre de travail de la population permanente.

La situation a considérablement changé depuis le début des années quatre-vingts, même si, dans un contexte international, la Suisse est toujours restée un pays à faible taux de chômage. Le graphique 2-6 montre la forte augmentation du nombre des chômeurs (et des demandeurs d'emploi) depuis 1990. Selon l'ESPA, 17,8% des personnes actives ont été au chômage au moins une fois au cours de ces dix dernières années (OFS, 1999b). Il faut d'ailleurs remarquer que le niveau du taux de chômage varie fortement entre les différentes régions linguistiques, même si on observe que ces disparités régionales se réduisent dans les périodes de récession (Flückiger, 1998). Plusieurs raisons ont été avancées pour expliquer l'évolution du nombre des chômeurs et de celle des demandeurs d'emploi dans les années 90.

D'une part, le **comportement des travailleurs** a changé. En particulier, si la majorité des **étrangers** avaient un permis de séjour annuel dans les années septante, aujourd'hui la plupart d'entre eux ont un permis de résidence permanent (surtout en raison du mécanisme de transformation des permis<sup>61</sup> et des mesures de regroupement familial<sup>62</sup>). Même sans travail, cette population ne rentre pas au pays d'origine<sup>63</sup>. De même, le comportement des **femmes** a changé: la participation des femmes n'a cessé d'augmenter ainsi que leur attachement au marché du travail en période de récession<sup>64</sup>. Ce changement de comportement peut être aussi observé par la baisse du taux de réaction conjoncturelle de la population active suisse permanente et non permanente (OCDE, 1996), pour la période 1984-1993 par rapport à la période 1970-1984. Par ailleurs, le **système de gestion du chômage** est devenu plus

---

<sup>61</sup> De Wild (1999) a montré que pendant les années 1984-1994, chaque saisonnier avait une probabilité de 0.223 d'obtenir à un moment donné une autorisation d'établissement.

<sup>62</sup> En 1997, le principal motif d'immigration des étrangers établis ou des résidents à l'année était le regroupement familial avec le 30,8%. La transformation d'une autorisation saisonnière en autorisation de séjour à l'année ou en autorisation d'établissement concernait seulement 3,6% des personnes (Müller, 1998).

<sup>63</sup> On a parlé dans le passé d'un effet d'exportation du chômage suisse à l'étranger. Les comptes globaux du marché du travail confirment qu'entre janvier 1991 et décembre 1997, il y a eu également exportation du chômage (excédent d'émigration d'actifs de 31'000 personnes) avec notamment un excédent d'émigration d'actifs suisses (30'000 personnes). En effet, le solde migratoire de la main-d'œuvre étrangère a été presque nul entre 1992 et 1997. Il faut noter que depuis 1995, on observe un déficit migratoire d'étrangers actifs, également dû à la forte augmentation du chômage parmi la population étrangère (OFS, 1999). En 1997, les étrangers établis et les résidents à l'année provenaient pour le 39% des États voisins (Italie avec 25%, Allemagne, France, Autriche, Liechtenstein), pour le 23% de l'Ex-Yougoslavie, pour le 10,2% du Portugal, pour le 7% de l'Espagne et pour le 5,9% de la Turquie (Müller, 1998).

<sup>64</sup> Entre janvier 1991 et décembre 1997, l'excédent des femmes entrées dans la vie active était de 76'000 personnes (OFS, 1999). Les raisons qui ont poussé les femmes à être actives sont surtout d'ordre économique : chômage du partenaire, fragilité de l'emploi de ce dernier, insuffisance du

généreux : la durée d'indemnisation a été prolongée à plusieurs reprises (cf. chapitre 3.1.a). Sheldon (1998) montre que ces prolongements de la durée de chômage ont eu un effet non négligeable sur l'augmentation du chômage<sup>65</sup>. D'autre part, le **comportement des entreprises** s'est modifié: dans le passé, les entreprises thésaurisaient leur main-d'œuvre dans les phases de récession (grâce aussi aux indemnisations pour la réduction du temps de travail). Aujourd'hui, face à un changement structurel, elles licencient davantage. De plus, elles suppriment plus facilement les dépenses en formation continue des travailleurs et de ceux au bas de l'échelle. Ainsi préfèrent-elles licencier les salariés lorsque la demande baisse, pour les embaucher à nouveau, lors d'une reprise conjoncturelle.

En particulier, il faut souligner que la **mauvaise politique d'immigration** de la Suisse, favorisant l'immigration de main-d'œuvre peu qualifiée, est considérée comme l'un des responsables majeurs de la dégradation de la situation sur le marché du travail dans les années 90, et surtout de l'inadéquation des qualifications demandées par l'économie avec celles offertes par les travailleurs (chômage structurel)<sup>66</sup> et du maintien de branches structurellement faibles et non concurrentielles (par exemple, Dhima, 1991, Blattner et Theiss, 1994, Stalder, 1995, Borner et Straubhaar, 1995). La ségrégation de la population étrangère dans certaines branches a des coûts économiques importants, parce que l'attribution de permis de travail de courte durée a retardé les ajustements structurels nécessaires. Certains experts n'hésitent pas à affirmer que « la politique migratoire a été bâtie sur un modèle de rotation des travailleurs étrangers qui a longtemps fait illusion » et que « la politique migratoire élaborée par notre

---

revenu du ménage pour entretenir la famille, en raison de l'augmentation de certains coûts (OFS, 1998).

<sup>65</sup> Cette analyse est sujette à de fortes critiques eu égard à la difficulté de démontrer les liens de causalité. Avec le prolongement de la durée d'indemnisation, face à une augmentation du chômage, une partie du chômage devient observable et mesurable (cf. commentaires de S. Gaillard et S. Wolter, in P. Bacchetta et W. Wasserfallen, 1997). Il faut cependant remarquer que le comportement des demandeurs d'emploi est surtout influencé par la durée d'indemnisation (plutôt que par le niveau d'indemnisation). Ils tendent à réduire leurs efforts de recherche d'emploi dans les premiers mois de chômage et ils sont prêts à accepter une offre d'emploi avec un salaire inférieur à leur indemnisation (probablement une bonne approximation du salaire de réserve) seulement vers la fin du délai-cadre.

<sup>66</sup> Flückiger (1999) constate que la part de la population active étrangère qui ne bénéficie d'aucune formation s'est accrue de 1,2% en 1970 à 6,8% en 1990, et celle n'ayant achevé que la scolarité obligatoire a baissé légèrement entre 1970 et 1990, passant de 50,1% en 1970 à 43,8% en 1990. Globalement, la part des peu qualifiés parmi les personnes actives d'origine étrangère est restée presque constante. De plus, il observe que la part des personnes actives n'ayant pas terminé une formation post-obligatoire s'élève à 47,5% parmi les étrangers et encore à 38,5% au sein de la deuxième génération, alors qu'elle s'élève à 21,1% parmi les Suisses. Le pourcentage relatif à la deuxième génération n'est pas surprenant, si on considère que le milieu familial a une influence très importante sur le niveau de formation de l'enfant.

pays a été construite sur des différences de traitement associées aux multiples statuts inventés par les autorités suisses pour contrôler la main-d'œuvre étrangère tout en poursuivant des objectifs de politique régionale et sectorielle » (Flückiger, 1999, p. 1)<sup>67</sup>.

En général, on notera cependant que depuis 1980 et surtout entre 1991 et 1997, il y a eu un recul de l'**indicateur de Mismatch** relatif à la répartition entre les différentes professions des chômeurs et des places vacantes<sup>68</sup>. La mobilité professionnelle est, en effet, en constante augmentation. Dans les années 70, moins de 40% des actifs occupés exerçaient une profession différente de celle apprise. Dans les années 90, la moitié des actifs occupés exerçaient une profession qu'ils n'avaient pas apprise (Sheldon, 1999b).

## b) La dynamique du chômage

Avant de se pencher sur l'analyse détaillée du chômage suisse, on notera que le taux de chômage à un moment précis n'est qu'un indicateur synthétique et facilement communicable des flux sur le marché du travail. Le nombre de chômeurs par période de contrôle (le mois) n'est que le résultat du flux d'entrée au chômage et de la durée des épisodes de chômage<sup>69</sup>, ou des sorties<sup>70</sup>. Autrement dit, l'augmentation du chômage peut résulter aussi bien d'une

<sup>67</sup> Il faut rappeler que les travailleurs étrangers représentent environ un quart de la population active totale. Ainsi certains chercheurs ont proposé d'introduire des certificats d'immigration, qui seraient émis par l'État et vendus aux employeurs dans le but d'inciter les employeurs à recruter des immigrants avec des bonnes qualifications (Wolter, 1994).

<sup>68</sup> Cet indicateur permet de déterminer la proportion de chômeurs (ou de demandeurs d'emploi) qui se trouvent dans la mauvaise profession. L'indicateur de mismatch le plus simple se calcule sur la base de

la formule suivante :  $I_1 = 0.5 \sum \left| \frac{u_i}{U} - \frac{v_i}{V} \right|$  où  $u_i$ ,  $v_i$  sont respectivement le nombre de chômeurs (ou de

demandeurs d'emploi) et de places vacantes dans la profession  $i$  et  $U$ ,  $V$  les mêmes variables pour l'ensemble des professions.

<sup>69</sup> Le stock final des chômeurs à la fin d'une période donnée n'est que le stock initial plus les entrées, moins les sorties, formellement on peut écrire :  $U_t = U_{t-1} - S_t + E_t$ . Si on définit  $P$  comme la probabilité d'être encore au chômage à la fin du mois quand on est au chômage à son début,  $P_t = (U_{t-1} - S_t) / U_{t-1}$ , alors  $U_t = P_t U_{t-1} + E_t$ .

<sup>70</sup> Pour le seco, « une entrée dans l'effectif des chômeurs inscrits est comptée lorsqu'un chômeur est enregistré par l'ORP et saisi dans le système PLASTA. Une sortie est comptée lorsqu'un chômeur sort de ce système (que ses données y sont annulées). Si un chômeur ne fait que passer d'un statut de demandeur d'emploi chômeur à celui de demandeur d'emploi non chômeur (par exemple, parce qu'il participe à un PET), cette modification n'est pas considérée comme une sortie (du système de placement). Inversement, le passage du statut de demandeur d'emploi non-chômeur à celui de demandeur d'emploi chômeur n'est pas considéré comme une entrée. Ceci explique pourquoi, dans la

augmentation des entrées, c'est-à-dire du risque de tomber au chômage, que d'une augmentation de la durée moyenne des épisodes de chômage<sup>71</sup>. Entre décembre 1990 et décembre 1993, on observe un flux important d'entrée au chômage face à un flux inférieur de sortie du chômage, le stock de chômage augmente continuellement (cf. graphique 2-7). L'accroissement du flux d'entrée se traduit par une augmentation du **risque de chômage**<sup>72</sup>, qui passe d'environ 0,1% en été 1990 à 0,8% en janvier 1997. Il s'est ensuite réduit d'environ la moitié en 1999 (cf. graphique 2-8).

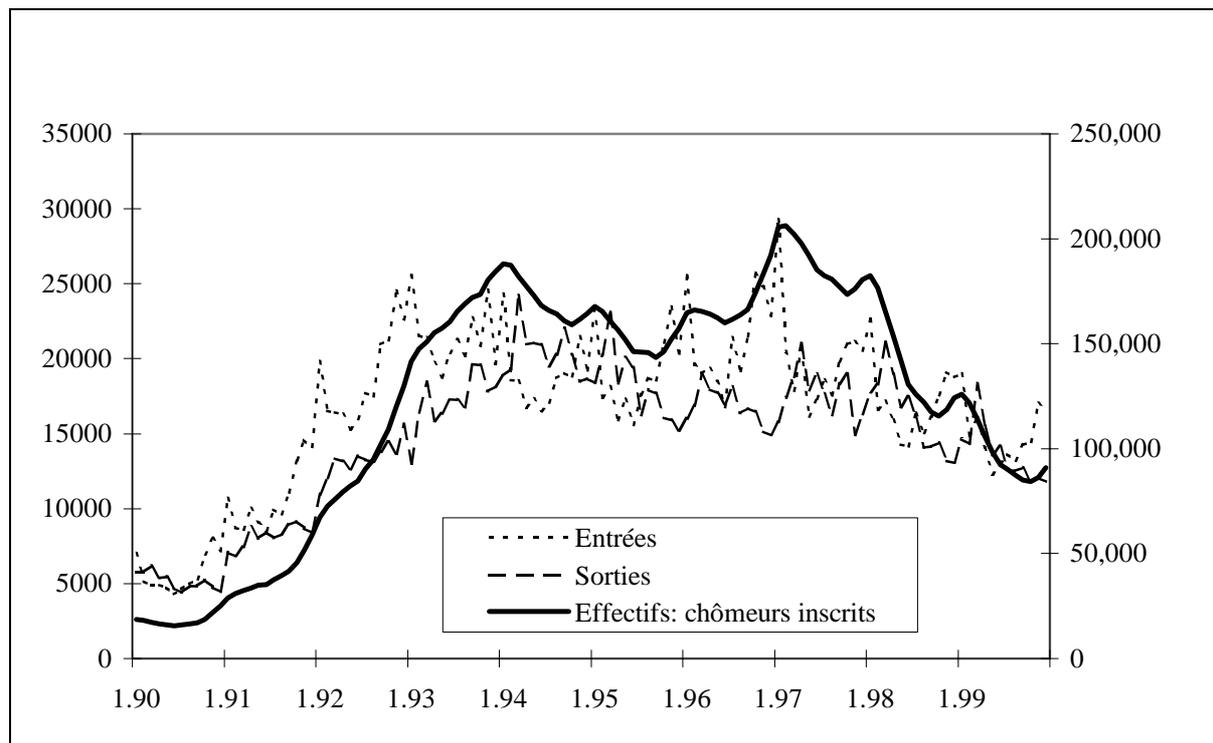
---

statistique du chômage, le nombre des entrées peut être supérieur à celui des sorties, même lorsque le chômage est en baisse » (seco, 2000, p. 8).

<sup>71</sup> Formellement, le taux de chômage est le produit du risque de chômage fois la durée moyenne de la période de chômage dans une situation d'équilibre, c'est-à-dire lorsque les effectifs restent inchangés, le nombre des entrées au chômage compensant exactement le nombre des sorties.

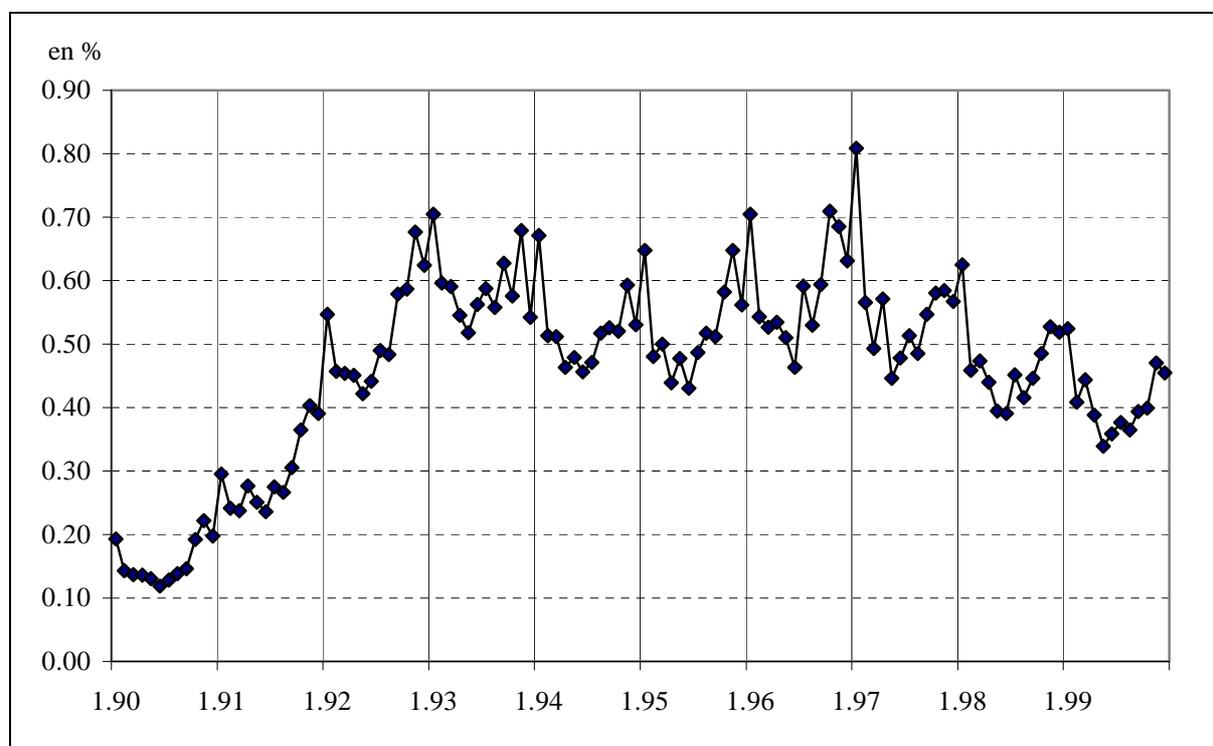
<sup>72</sup> Le risque de chômage est le quotient du nombre des entrées au chômage par le nombre des personnes qui sont exposées à ce risque, pour une période donnée. Le risque de chômage peut être évalué par le rapport entre les entrées au chômage et la population active de 1990, selon le recensement fédéral. Il s'agit d'une approximation, car une partie des chômeurs n'étaient pas actifs avant de s'inscrire à l'office du travail. Entre 1996 et 1998, environ 2,8% des chômeurs inscrits étaient écoliers ou étudiants avant d'être chômeurs. Par ailleurs, on notera qu'il s'agit du risque de devenir chômeur et non du risque de devenir demandeur d'emploi.

**Graphique 2-7 : Dynamique du chômage en Suisse: Entrées, sorties et effectifs au chômage (1990-1999, données mensuelles)**



Source : Seco.

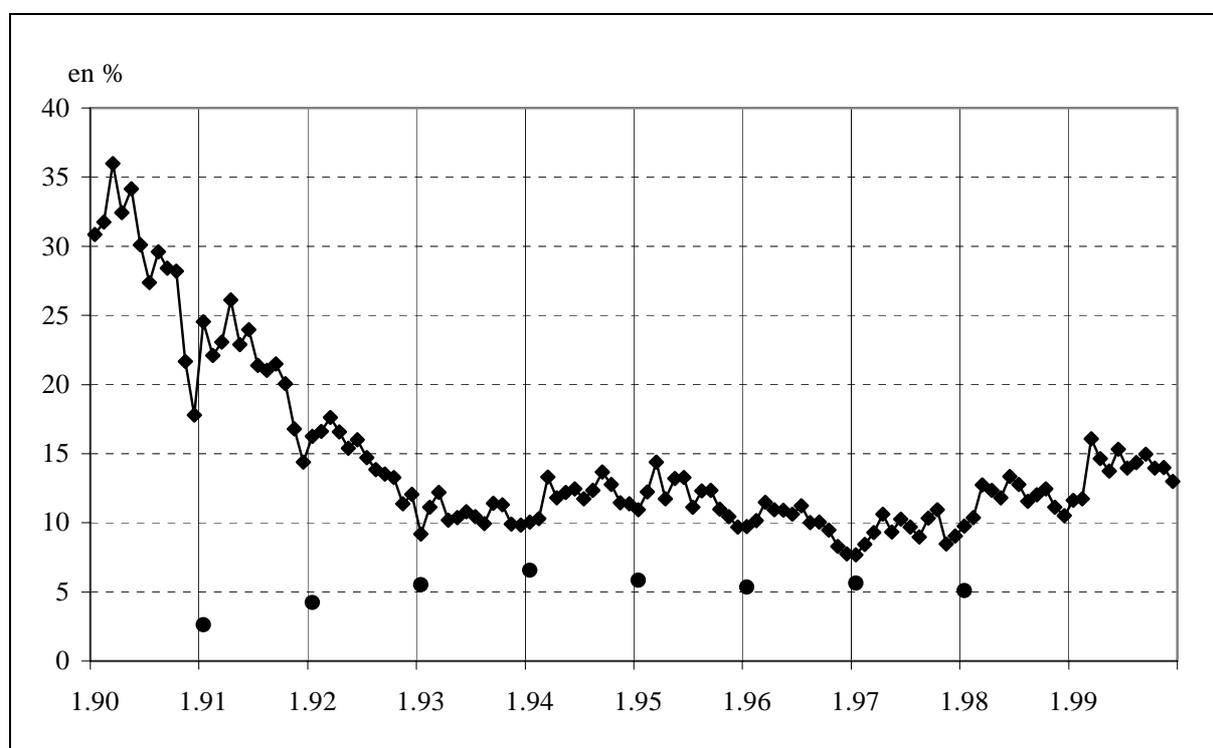
**Graphique 2-8 : Risque de chômage (1990-1999)**



Source : propres calculs, données Seco.

Le graphique 2-7 montre aussi l'évolution saisonnière des **entrées et des sorties**<sup>73</sup>. Entre 1993 et 1998, les entrées rejoignent, avec une certaine stabilisation du chômage à un niveau élevé, leur valeur maximale en janvier et leur valeur minimale en mai ou en juin, alors que les sorties atteignent leur valeur maximale depuis 1994 en mars ou en avril et leur valeur minimale entre novembre et janvier<sup>74</sup>. Le chômage connaît donc ses valeurs maximales entre décembre et février et ses valeurs minimales autour de septembre. Lorsque le chômage est en forte diminution, sa durée moyenne augmente, en raison de la baisse des entrées et donc du vieillissement du stock.

**Graphique 2-9 : Taux de sortie du chômage par rapport aux effectifs au chômage et à la population active occupée selon l'ESPA (1990-1999)**



Source : propres calculs, données du chômage.

Le niveau des sorties même en 1999 est très élevé et dépasse celui des sorties en 1990. On pourrait donc croire que la capacité d'absorption du marché du travail suisse n'a pas diminué

<sup>73</sup> Il faut remarquer qu'il s'agit des enregistrements des entrées et des sorties pendant le mois et non pas des entrées et des sorties de ce mois. La variation des effectifs d'un mois à l'autre n'est donc pas égale à la différence entre les entrées et les sorties.

<sup>74</sup> A ce propos, on notera qu'en 1998, 10,7% des entrées au chômage provenaient du « bâtiment et génie civil » et 14% de la « restauration et de l'hébergement » (seco, 1999). Ces deux activités économiques, et notamment la deuxième, ont un risque de chômage largement supérieur à la moyenne. Ceci est aussi le cas, pour « les agences de conseil, informatique » et « les services personnels ».

en période de récession ; il faut cependant souligner que sortir du système ne signifie pas avoir trouvé un emploi (l'exemple est le passage à l'inactivité<sup>75</sup>)<sup>76</sup>. De plus, les flux mensuels de sortie du chômage doivent être mis en relation avec l'ensemble des chômeurs. Depuis 1993, les sorties représentent entre 8 et 14% du chômage total, alors qu'au début de 1990 elles se situaient encore aux alentours de 30% (cf. graphique 2-9). Dans le contexte international, ces taux sont très faibles par rapport aux Etats-Unis (supérieurs à 35%) et se rapprochent de ceux de l'Allemagne et du Royaume-Uni (environ 9% en 1993).

**Tableau 2-2 : Composantes de flux du taux de chômage en Suisse, 1990-96<sup>77</sup>**

Année	En valeur absolue		Taux de chômage (en %)	Variation relative		par rapport au total Taux de chômage (base 1990)
	Risque (en %)	Durée (en mois)		Risque (Valeurs)	Durée indexées	
1990	0.15 (0.16)	3.4	0.5	1.00	1.00	1.00
1991	0.30 (0.30)	3.7	1.1	1.99 (1.9)	1.07	2.14
1992	0.51 (0.52)	5.0	2.6	3.44 (3.3)	1.46	5.02
1993	0.61 (0.59)	7.5	4.6 (4.7)	4.07 (3.8)	2.19	8.91 (8.8)
1994	0.54 (0.52)	9.1	4.9 (5.1)	3.60 (3.3)	2.64	9.53 (9.5)
1995	0.56 (0.52)	8.1	4.6 (4.8)	3.78 (3.3)	2.36	8.93 (9.0)
1996	0.63 (0.59)	8.4	5.3 (5.7)	4.24 (3.7)	2.46	10.43 (10.68)
1997	(0.55)		(6.8)	(3.53)		(12.6)
1998	(0.47)		(6.0)	(2.99)		(11.2)
1999	(0.41)		(4.7)	(2.62)		(8.8)

Source : FAI, Sheldon (1997) et élaborations propres entre parenthèses

Le tableau 2-2 nous montre donc que l'aggravation du chômage **entre 1990 et 1996** est le résultat d'un accroissement du risque de chômage d'un facteur 4,24 et, secondairement, d'un allongement de la période de chômage d'environ 2,5 fois (Sheldon, 1997). La faible rotation des chômeurs s'accompagne d'une augmentation du chômage de longue durée. Depuis 1994, la part des **chômeurs de longue durée** parmi l'ensemble des chômeurs est supérieure à 25% (contre environ 5% en 1991). En juin 1998, la part des chômeurs de longue durée, c'est-à-dire qui sont au chômage depuis plus d'un an, a atteint son pic absolu avec 34%. Ainsi, le risque de chômage de longue durée pour un chômeur, qui vient d'entrer, a augmenté fortement dans les années 90, passant de 5% au début de 1990 à 35% au début 1997. Ce pourcentage a atteint pour la première fois le 30% en 1993 (Sheldon, 1999b). Cette situation était très préoccupante car, dans les pays voisins, on constate qu'une proportion élevée de demandeurs d'emploi

<sup>75</sup> Selon les CMT, 22% des sans-emploi au début de 1997 étaient inactifs à la fin de l'année (cf. tableau 2-1).

<sup>76</sup> La capacité d'absorption des sans-emploi par le marché du travail peut être évaluée grossièrement par le rapport entre les sorties et les actifs occupés. Ce ratio est plutôt stable et se situe aux alentours de 5% (cf. graphique 2-9).

touchés par le chômage de longue durée est associée à un chômage structurel élevé. Selon l'OCDE (1999), le deuxième phénomène engendre le premier.

Il faut remarquer que depuis le pic du nombre des chômeurs, 206'291, et des demandeurs d'emploi, 251'377, en février 1997, et le retour à ce niveau en janvier 1998, la diminution du chômage est en forte accélération depuis 1998 (cf. graphique 2-6). En décembre 1999, le nombre de chômeurs de longue durée a atteint son niveau de mars 1993 avec 19'913 personnes (correspondant à 21,9% de l'ensemble des chômeurs). Ainsi, le risque de chômage de longue durée est en fort recul depuis début 1997. A fin 1998, ce risque s'élevait à 20% (Sheldon, 1999b).

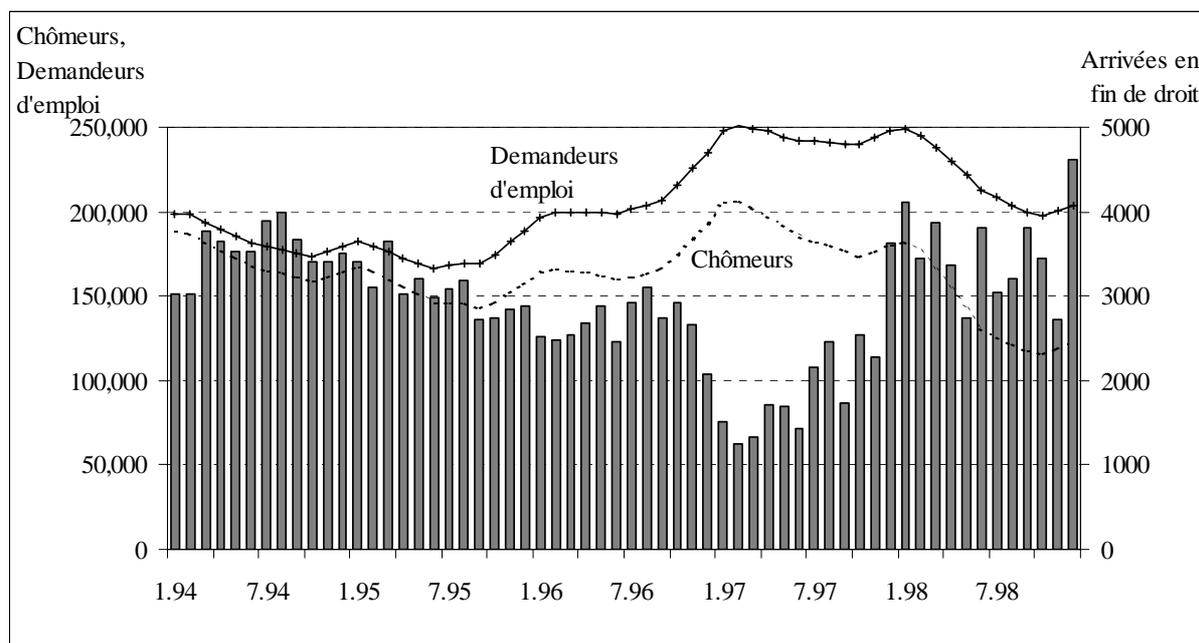
Il ne faut pas non plus oublier que, par exemple en 1998, 42'209 demandeurs d'emploi ont épuisé leur droit aux indemnités prévues par la loi sur l'assurance-chômage (LACI). Actuellement, pour la statistique du Seco, une personne est comptée comme **arrivée en fin de droit** lorsqu'elle atteint le mois de l'épuisement des prestations de l'assurance-chômage (normalement fin du délai-cadre de deux ans), et lorsqu'elle ne peut pas ouvrir un nouveau délai-cadre au cours du même mois ou du moins suivant. Historiquement, la définition d'"arrivée en fin de droit", bien que se basant sur le même principe, a subi des grands changements de contenu, en raison des différentes modifications législatives<sup>77</sup>. Ainsi, la forte chute du nombre de personnes arrivées en fin de droit en 1997 est le résultat de l'allongement de la durée des prestations de l'AC intervenu pendant la même année (cf. graphique 2-10). En 1998, environ 20% des personnes ayant ouvert un délai-cadre en 1996 (faisant abstraction des personnes en âge de retraite) ont épuisé leur droit aux indemnités de l'AC. Ce pourcentage varie entre 15% en Suisse centrale et 24% au Tessin (Fontaine et Curti, 1999).

---

<sup>77</sup> Ce tableau se base sur les demandeurs d'emploi et non seulement sur les chômeurs inscrits.

<sup>78</sup> Par exemple, depuis janvier 1998, le demandeur d'emploi peut, à la fin des deux ans, réouvrir un nouveau délai-cadre, seulement s'il a cotisé pendant au moins 12 mois (contre 6 mois auparavant). Pour de plus amples informations sur l'historique de la définition et l'analyse de l'évolution du nombre des arrivés en fin de droit entre 1994 et 1998, voir Fontaine et Curti (1999) et Seco (1999).

**Graphique 2-10 : Les arrivées en fin de droit, les demandeurs d'emploi et les chômeurs (1994-1998)**



Source : Fontaine et Curti (1999).

### c) Les disparités régionales de chômage

L'OCDE (2000) constate qu'au niveau européen les disparités entre marchés régionaux du travail sont plus importantes à l'intérieur d'un même pays qu'entre les différents États membres. En Suisse, les personnes habitant en Suisse romande et au Tessin sont les plus touchées par le phénomène du chômage. L'analyse des disparités entre les marchés locaux du travail repose traditionnellement sur le découpage institutionnel du pays : les cantons. Deux approches alternatives sont cependant envisageables. La première démarche fait référence à la délimitation fonctionnelle des marchés du travail. Les marchés du travail locaux reflètent le schéma de déplacement domicile-travail<sup>79</sup>. Ceci revient à peu près à se référer aux 16 bassins d'emploi, définis dans le cadre de la politique de l'aménagement du territoire. Chacun des 16

<sup>79</sup> Une définition simple donnée par l'OCDE (1998, p. 19) identifie les marchés régionaux du travail ou bassins d'emploi à des espaces « où une majorité de salariés (de l'ordre de 75 pour cent au Royaume-Uni) changent d'emploi sans changer de résidence (travel-to-work areas) ». Ces régions ont été délimitées par Bassand et al. (1985) sur la base d'une étude concernant les migrations intérieures entre les 106 régions de mobilité spatiale (régions MS) qui a permis leur regroupement. Chacun des 16 bassins d'emploi se réfère à un pôle d'attraction économique. Le bassin d'emploi, défini aussi comme la plus petite zone à l'intérieur de laquelle les différentes politiques sectorielles peuvent exercer leurs effets sur l'emploi, se caractérise donc par une forte intensité des liens entre le pôle et le reste de l'espace dans lequel la main-d'œuvre est recrutée (Morosoli, 1994).

bassins d'emploi se réfère à un pôle d'attraction économique<sup>80</sup>. La deuxième délimitation se base sur la collaboration politique institutionnalisée entre les différents cantons. L'utilisation de sept grandes régions de la « Nomenclature des unités territoriales statistiques » (NUTS)<sup>81</sup> permet de regrouper les unités administratives qui gèrent les offices régionaux de placement et définissent par exemple l'offre de mesure de formation pour les demandeurs d'emploi<sup>82</sup>. Ces régions restent d'ailleurs stables au cours des décennies contrairement aux 106 régions de mobilité spatiale à la base des bassins d'emploi qui devraient être redéfinies fréquemment, compte tenu par exemple des améliorations apportées au système de transport, les sept grandes régions restent assez stables.

Le tableau suivant présente les **indicateurs de disparités régionales** en termes de chômage pour la période entre 1992 et 2000<sup>83</sup>. Tout d'abord, nous constatons que les valeurs extrêmes se sont rapprochées notamment entre les bassins d'emploi entre 1992 et 1997 pour s'éloigner à nouveau par la suite. Cet indicateur dépend cependant trop fortement du taux de chômage le plus faible en Suisse (dénominateur)<sup>84</sup>, nous présentons donc deux autres indicateurs de disparité géographique. L'écart-type pondéré, indicateur de la dispersion du taux de chômage en termes absolus entre les bassins d'emploi et les cantons se réduit depuis 1994<sup>85</sup>. En termes relatifs, en considérant le taux de chômage moyen comme situation de référence, la dispersion entre les bassins d'emploi et les cantons a cependant oscillé pendant la période d'observation (coefficient de variation). Par ailleurs, on notera qu'à partir de 1992, on constate un recul de

---

<sup>80</sup> Le bassin d'emploi, défini aussi comme la plus petite zone à l'intérieur de laquelle les différentes politiques sectorielles peuvent exercer leurs effets sur l'emploi, se caractérise donc par une forte intensité des liens entre le pôle et le reste de l'espace dans lequel la main-d'œuvre est recrutée (Morosoli, 1994).

<sup>81</sup> Les grandes régions suisses équivalent au deuxième niveau de la classification européenne (NUTS-2), alors que les cantons correspondent au troisième niveau (NUTS-3). En juillet 1998, ce découpage spatial a été avalisé par Eurostat (OFS, 1999).

<sup>82</sup> Les sept grandes régions sont la région lémanique, l'Espace Mittelland, la Suisse septentrionale, la Suisse orientale, la Suisse centrale, Zurich et le Tessin.

<sup>83</sup> Officiellement, seul le taux de chômage est à retenir, mais compte tenu du fait que la part des demandeurs d'emploi non-chômeurs varie fortement entre les cantons, le tableau suivant est disponible auprès de l'auteur aussi en termes de rapport des demandeurs d'emploi. Le rapport des demandeurs d'emploi est défini comme le rapport entre le nombre des demandeurs d'emploi et la population active de 1990 (RDE).

<sup>84</sup> Si le dénominateur se rapproche de zéro, le rapport tend vers l'infini. En 2000, le rapport entre les taux de chômage cantonaux est le plus élevé, car Appenzell intérieur affichait un taux de chômage de 0,34%.

<sup>85</sup> L'accroissement de l'écart-type pondéré des taux de chômage entre 1992 et 1994 semble s'inscrire dans une évolution qui a commencé à la fin des années 80. De Coulon (1999) a calculé que cet indicateur, rapporté aux cantons, n'a cessé de croître depuis 1989.

l'indicateur de Mismatch concernant la répartition entre toutes les unités spatiales des chômeurs et des places vacantes<sup>86</sup> (cf. aussi Sheldon, 1999b).

Les résultats présentés dans le tableau 2-3 sont cependant à interpréter avec prudence, car le choix de l'unité de référence (les demandeurs d'emploi ou les chômeurs) et de l'unité spatiale influence considérablement les résultats. En général, plus on découpe le territoire national et plus la dispersion a tendance à augmenter. Ainsi les disparités en termes de taux de chômage et de rapport des demandeurs d'emploi entre les sept grandes régions, dont la taille au moins en termes de population est assez similaire, sont inférieures à celles entre les 16 bassins d'emploi (et à celles entre les cantons).

Comme observé dans le chapitre précédent, le taux de chômage n'est qu'un indicateur synthétique de la situation régionale du chômage. Pour cette raison, nous avons aussi analysé le risque de chômage, le taux de rotation de l'effectif et la part des demandeurs d'emploi de longue durée<sup>87</sup>. Une analyse préalable de ces composantes a montré que les cantons et les grandes régions se différencient considérablement dans leur composition du chômage. Le fort taux de chômage à Genève résulte par exemple d'une part importante de demandeurs d'emploi de longue durée (et un faible taux de rotation). En revanche, le fort taux de chômage dans le bassin d'emploi de Bellinzone, région caractérisée par d'importantes variations saisonnières, est surtout le résultat d'un fort risque de devenir demandeur d'emploi.

---

<sup>86</sup> L'indicateur de Mismatch permet de déterminer la proportion de chômeurs qui se trouvent dans le mauvais canton.

<sup>87</sup> Ces deux derniers indicateurs sont une approximation de la durée de la recherche d'emploi des demandeurs d'emploi, dont la définition et la mesure directe pose des problèmes techniques.

**Tableau 2-3 : Indicateurs des disparités régionales en termes de chômage et du RDE (1992-2000)<sup>88</sup>**

	Taux de chômage (TDC)											Rapport des demandeurs d'emploi (RDE)											Suisse	
	Cantons							Grandes régions				Cantons						Grandes régions						
	A	B	C	D	E	F	G	A	B	C	G	A	B	C	D	E	F	A	B	C	TDC	RDE		
92	5.90	1.06	0.42	1.5%	4.2%	2.8	0.34	2.63	0.91	0.36	0.21	5.92	1.09	0.42	1.6%	4.4%	2.8	2.79	0.93	0.36	2.55	2.63		
93	4.48	1.45	0.32	3.0%	6.7%	2.3	0.31	2.34	1.32	0.29	0.19	4.41	1.53	0.33	3.0%	7.0%	2.3	2.29	1.37	0.29	4.50	4.68		
94	6.35	1.65	0.35	2.9%	7.2%	2.5	0.28	2.55	1.51	0.32	0.18	6.78	1.83	0.36	3.1%	7.9%	2.5	2.46	1.64	0.32	4.72	5.08		
95	8.86	1.62	0.38	2.6%	6.8%	2.6	0.29	2.71	1.51	0.36	0.15	10.85	2.11	0.44	2.8%	8.3%	3.0	3.08	1.96	0.41	4.23	4.83		
96	5.03	1.42	0.31	3.2%	6.9%	2.2	0.25	2.28	1.35	0.29	0.10	6.99	2.26	0.40	3.5%	9.4%	2.7	2.86	2.15	0.38	4.66	5.71		
97	4.14	1.39	0.27	3.6%	7.3%	2.0	0.20	2.10	1.27	0.24	0.13	5.62	2.30	0.34	4.5%	10.5%	2.3	2.57	2.19	0.32	5.20	6.76		
98	7.75	1.23	0.32	2.4%	5.7%	2.3	0.21	2.46	1.12	0.29	0.14	6.88	2.06	0.34	4.0%	9.3%	2.3	2.65	1.93	0.32	3.86	6.01		
99	10.04	1.02	0.37	1.7%	4.3%	2.5	0.21	2.52	0.91	0.33	0.16	7.98	1.67	0.35	3.0%	7.4%	2.4	2.65	1.54	0.33	2.72	4.72		
2000	13.05	0.84	0.42	1.2%	3.3%	2.8	0.20	2.82	0.75	0.38	0.16	10.92	1.38	0.40	2.2%	5.6%	2.5	2.80	1.26	0.37	1.99	3.44		

A : Rapport max/min : rapport entre le taux de chômage cantonal le plus élevé et celui le plus faible ;

B : Ecart type pondéré par les population actives cantonales  $\sigma = \sqrt{\frac{\sum l_i (u_i - \bar{u})^2}{L}}$  avec  $l_i$  la

population active du canton  $i$ ,  $u_i$  le taux de chômage du canton  $i$ ,  $\bar{u}$  le taux de chômage moyen pondéré du pays,  $L$  la population active suisse en 1990 ;

C : Le coefficient de variation est l'écart type divisé par la moyenne du taux du chômage cantonal ;

D : Taux du quartile inférieur : Taux de chômage des cantons avec les taux les plus faibles, représentant jusqu'à 25% de la population active ;

E : Taux du quartile supérieur : Taux de chômage des cantons avec les taux les plus élevés, représentant jusqu'à 25% de la population active ;

F : Top/bottom : rapport entre le taux du quartile supérieur et inférieur (E/D);

G : Indice de Mismatch  $I_i = 0.5 \sum \left| \frac{u_i}{U} - \frac{v_i}{V} \right|$  avec  $u_i$ ,  $v_i$  et  $l_i$  sont respectivement le nombre de

chômeurs, de places vacantes et la population active dans le canton  $i$  et  $U, V$  et  $L$  les mêmes variables pour l'ensemble du pays.

Source : élaborations propres.

<sup>88</sup> Pour l'évolution des différences de chômage entre les cantons suisses entre 1977 et 1995 voir De Coulon (1999).

Plusieurs raisons peuvent expliquer ces différences régionales en matière de chômage. En général, on considère que ces différences reflètent la spécialisation régionale des activités économiques et qu'elles sont liées à des obstacles économiques et sociaux, à la mobilité de la main-d'œuvre (par exemple, liée aux caractéristiques du marché immobilier) et à l'absence d'ajustement des prix relatifs dans les différentes régions (OCDE, 1999). Pour la Suisse, plusieurs raisons, en relation avec la structure de la population active, ont été avancées : structure de la main-d'œuvre étrangère (part des frontaliers, Filippini et Rossi, 1992, et part des résidents avec permis de résidence permanente et des saisonniers, De Coulon, 1999) et importance des femmes sur le marché du travail. On a également avancé l'argumentation que les différences cantonales en matière de chômage résultent de la propension à s'annoncer auprès d'un office régional de placement (De Coulon, 1999).

### Encadré 1. Relation entre croissance économique et marché du travail

Tout d'abord, on se pose la question de savoir si l'économie suisse a perdu sa capacité à créer des emplois ou si le mauvais état du marché du travail dans les années 90 n'était qu'un reflet de la récession économique. L'analyse de l'évolution de l'emploi au cours des trente dernières années par rapport à l'évolution économique en Suisse montre que, dans la période de 1990 à 1996, le nombre d'actifs occupés et, surtout le volume de travail<sup>89</sup>, n'ont pas évolué différemment de ce à quoi l'on aurait pu s'attendre, compte tenu de la faible croissance. En effet, le coefficient d'intensité en emploi (en termes de population active occupée) de la croissance est passé de 0.56 pour la période 1959-1974 à 0.73 pour la période 1975-1994. Cette augmentation de l'intensité en emploi de la croissance s'explique par l'augmentation de l'importance du travail à temps partiel. En effet, le tableau suivant montre que dans la période récente, il fallait un taux de croissance de 1,12% pour obtenir un accroissement de 1% du volume de travail, alors que pour la période de 1959 à 1974, il suffisait d'une augmentation de 1,03% du PIB. En général, le marché du travail suisse n'a donc pas fondamentalement perdu de sa capacité de fonctionnement dans les années 90. L'effet de la reprise économique depuis 1997 sur l'évolution de la population active occupée et sur le volume de travail à partir de 1998 (cf. graphique 2-1) a confirmé a posteriori cette analyse.

**Tableau 2-4 : Volume du travail / actifs occupés et croissance économique<sup>90</sup>**

#### 1. Variable dépendante : volume de travail

	a	b	1/b	a/b	R2
1959-94	-2.12	0.92	1.09	2.30	0.73
1959-74	-2.37	0.97	<b>1.03</b>	2.44	0.71
1975-94	-0.82	0.89	<b>1.12</b>	0.92	0.76

#### 2. Variable dépendante : actifs occupés

	a	b	1/b	a/b	R2
1959-94	-1.72	0.68	1.47	2.53	0.68
1959-74	-1.2	<b>0.56</b>	1.79	2.14	0.51
1975-94	-0.11	<b>0.73</b>	1.37	0.15	0.75

Source : Wolter et Curti (1996).

<sup>89</sup> La statistique de l'OFS sur le volume de travail n'est disponible qu'à partir de 1991, car elle est établie sur la base de l'ESPA. L'analyse de Wolter et Curti (1996) utilise les données du volume de travail estimées par Christoffel (1995).

<sup>90</sup> (a) est la constante de la simple régression linéaire. En d'autres termes, elle donne la valeur du recul relatif du volume de travail ou du nombre d'actifs occupés en situation de croissance zéro. (b) est la pente de la droite de régression et mesure l'influence d'une augmentation de la croissance du PIB sur le volume de travail ou sur la population active. (1/b) est une inversion ; elle exprime le nombre de points de pourcentage de croissance du PIB nécessaires pour que le volume de travail ou le nombre d'actifs occupés augmente de 1%. (a/b) indique le taux de croissance du PIB nécessaire pour que la situation sur le marché du travail reste stable.

En second lieu, il faut se pencher sur la relation entre la croissance économique et le chômage. Wolter et Curti (1996) trouvent qu'il n'existe pas de lien mécanique entre le taux de croissance et le nombre de chômeurs. Ce qui s'explique tant sur le plan théorique que statistique (surtout en raison du système de mesure du chômage). Le niveau du chômage dépend presque autant de la réaction de l'offre de travail aux fluctuations conjoncturelles que de la demande de travail. Les indices statistiques solides, tirés de la courte période de reprise économique entre le milieu de 1993 et le premier trimestre de 1995, montrent que ce ne sont pas les chômeurs qui profitent en premier lieu de l'amélioration du marché du travail. Les femmes qui avaient retardé leur retour à la vie active, les employés à temps partiel désirant augmenter leur temps de travail ou les jeunes qui, en raison de la situation du marché du travail, s'étaient engagés dans une formation continue ou dans la poursuite de leurs études, ont en général plus de chance de trouver un travail que les chômeurs. La longue période de stagnation pouvait faire croire à une augmentation du nombre potentiel de personnes désireuses de travailler, mais non demandeurs d'emploi. Wolter et Curti (1996) en avaient conclu que ce nombre devait diminuer de manière notable et pendant suffisamment longtemps pour qu'une majorité des chômeurs, particulièrement les chômeurs de longue durée, puisse profiter d'une reprise de la conjoncture. Cette analyse s'est avérée plutôt pessimiste car, face à la reprise économique depuis 1997, on assiste à une forte baisse des demandeurs d'emploi et des sans-emploi (selon l'ESPA) ainsi qu'à la part des chômeurs de longue durée.

### 2.3. Analyse micro-économique du chômage

La distribution du chômage est souvent inégale : il existe des poches de chômage élevé dans certaines régions, comme on vient de voir, et chez certains groupes démographiques. Une simple analyse du taux de chômage pour certains groupes démographiques montre que les **étrangers** forment le groupe le plus touché. Par contre, les **personnes âgées de plus de 50 ans** connaissent un taux de chômage inférieur à la moyenne, mais une fois qu'elles sont au chômage, elles ont très peu de probabilité de se réinsérer dans le marché du travail (voir infra).

**Tableau 2-5 : Taux de chômage selon diverses catégories socio-économiques (1995-1999)**

<b>Rapport entre les taux de chômage de ...</b>	<b>1995</b>	<b>1996</b>	<b>1997</b>	<b>1998</b>	<b>1999</b>
Suisse romande et Tessin / alémanique	2.00	1.72	1.56	1.69	1.86
Femmes/ Hommes	1.23	1.16	1.16	1.26	1.38
Etrangers / Suisses	2.50	2.82	2.97	3.12	3.22
Jeunes (15-24 ans) / adultes (25- 49 ans)	0.89	0.86	0.85	0.80	0.76
Travailleurs âgés (50 ans et plus) / Adultes (25- 49 ans)	0.89	0.84	0.85	0.90	0.93

Source : Seco.

On constate aussi que le taux de chômage des **jeunes** (15-24 ans) est inférieur au taux de chômage des adultes (25–49 ans), avec une amélioration constante depuis 1995. Cette situation favorable des jeunes tient à trois raisons. Premièrement, les jeunes sont les bénéficiaires de la faible protection de l'emploi. Les entreprises n'ont pas peur d'engager un ressortissant du système de formation, car elles peuvent le licencier facilement, si sa productivité n'est pas celle espérée<sup>91</sup>. Deuxièmement, le système de transition des jeunes à la vie active est caractérisé par un système dual d'apprentissage<sup>92</sup>, basé sur l'engagement des entreprises pour la formation et qui offre des formations et des qualifications professionnelles de haute qualité. Troisièmement, les jeunes profitent de la forte pénurie de main-d'œuvre qualifiée. En Suisse, la prépondérance de la formation professionnelle est nette. En 1998, 68% des élèves et étudiants du second degré du secondaire ont choisi un apprentissage, surtout en

<sup>91</sup> Ceci n'est pas le cas dans d'autres pays, tels que l'Italie.

<sup>92</sup> Les pays avec un ratio chômage des jeunes / chômage des adultes relativement bas, comme l'Allemagne, l'Autriche, le Danemark et la Suisse, se caractérisent, par l'existence d'un système dual d'apprentissage très développé (OCDE, 1999). D'où la nécessité de favoriser le passage du système de formation à la vie active, par exemple par une campagne d'incitation à la création de places d'apprentissage et des mesures relatives au marché du travail adaptées aux jeunes (par exemple

Suisse alémanique (OCDE, 1999d). Certains jeunes ont cependant opté pour une solution intermédiaire (poursuite des études, notamment en raison de la diminution des places d'apprentissage) et ils ne sont pas recensés comme demandeurs d'emploi. L'ESPA démontre, en effet, une certaine détérioration de leur situation entre 1990 et 1997. Le taux de chômage des jeunes est passé de 3,18% à 6% en 1997<sup>93</sup>. En comparaison internationale, ce taux est toutefois très bas et il demeure le plus faible de tous les pays de l'OCDE<sup>94</sup>. On notera que les jeunes alémaniques parviennent mieux à entrer dans la vie active que leurs homologues romands, y compris les jeunes avec un niveau universitaire (Wolter et al., 1998, Christoffel, 1998).

---

semestre de motivation et entreprises d'entraînement, cf. chapitre 3.1). Pour de plus amples informations, voir Galley et Meyer, 1998.

<sup>93</sup> En période de récession les jeunes sont, en effet, les premiers à être licenciés, étant les derniers arrivés dans l'entreprise, et ils sont les plus touchés par une politique de blocage du personnel. Mais les jeunes sont aussi les premiers à profiter d'une amélioration de la conjoncture, car ils disposent d'une formation à jour et bénéficient d'un salaire de réserve souvent inférieur à leur productivité.

<sup>94</sup> En 1997, en Italie et respectivement en France, le taux de chômage des jeunes atteignait 34% respectivement 28%, contre 9% pour la population adulte (25 à 64 ans) en Italie et 11% en France. Même si on considère un autre indicateur de la situation des jeunes sur le marché du travail, comme le taux d'emploi, on en vient à confirmer cette situation exceptionnellement favorable pour la Suisse. Le taux d'emploi des jeunes suisses demeure l'un des plus élevés, 62,95%. Seul le Danemark a un taux légèrement supérieur (OCDE, 1999d).

**Tableau 2-6 : Composantes de flux du taux de chômage par catégorie de fonction<sup>95</sup> (1990-1996)**

Année	En valeur Risque (en %)	absolue Durée (en mois)	Taux de chômage (en %)	Variation Risque (Valeurs	Relative Durée Indexée s	Par rapport au total Taux de chômage (base 1990) )
<b>Titulaires d'un diplôme de fin d'apprentissage</b>						
1990	0.10		0.3	0.67	0.76	0.50
	2.6					
1991	0.34	2.6	0.9	1.14	0.71	0.81
1992	1.05	3.4	3.6	2.05	0.69	1.41
1993	1.64	4.9	8.0	2.71	0.65	1.77
1994	1.51	6.6	10.0	2.81	0.73	2.05
1995	1.61	5.6	9.0	2.86	0.69	1.96
1996	1.70	5.5	9.4	2.69	0.66	1.77
<b>Anciens écoliers et étudiants</b>						
1990	0.16	3.1	0.5	1.10	0.89	0.98
1991	0.36	2.9	1.0	1.21	0.77	0.94
1992	0.88	4.0	3.5	1.71	0.80	1.36
1993	1.70	4.5	7.7	2.80	0.61	1.69
1994	1.57	6.4	10.0	2.91	0.70	2.05
1995	1.92	5.3	10.2	3.41	0.66	2.23
1996	1.68	6.3	10.5	2.65	0.74	1.97
<b>Personnes actives exerçant une fonction spécialisée</b>						
1990			0.4	0.84	0.98	0.82
1991	0.26	3.5	0.9	0.86	0.94	0.81
1992	0.48	4.7	2.3	0.94	0.94	0.88
1993	0.56	7.5	4.2	0.92	1.00	0.91
1994	0.48	9.2	4.4	0.89	1.01	0.90
1995	0.49	8.3	4.0	0.87	1.02	0.89
1996	0.54	8.7	4.7	0.86	1.03	0.89
<b>... une fonction de cadre</b>						
1990	0.11	5.0	0.6	0.74	1.47	1.09
1991	0.23	4.5	1.0	0.77	1.22	0.93
1992	0.38	5.9	2.3	0.75	1.18	0.88
1993	0.48	8.0	3.8	0.78	1.06	0.83
1994	0.44	9.7	4.3	0.83	1.07	0.88
1995	0.41	10.1	4.1	0.73	1.25	0.91
1996	0.46	10.2	4.7	0.73	1.21	0.89
<b>... une fonction auxiliaire</b>						
1990	0.36	3.4	1.2	2.38	1.00	2.38
1991	0.67	3.9	2.7	2.27	1.07	2.43
1992	0.99	5.6	5.5	1.93	1.12	2.16
1993	1.06	8.6	9.2	1.75	1.15	2.01
1994	0.92	10.3	9.5	1.72	1.14	1.96
1995	0.94	9.5	9.0	1.68	1.17	1.96
1996	1.04	10.2	10.6	1.65	1.20	1.99

 Source : FAI, Sheldon (1997) in *Vie économique*.

<sup>95</sup> Dans la statistique officielle du chômage, il n'est pas possible d'analyser le chômage et ses composantes selon le niveau de formation le plus élevé, comme c'est le cas pour l'ESPA. Les données administratives ne donnent des renseignements que sur la fonction que la personne exerçait juste avant

L'analyse des composantes du taux de chômage montre aussi que la **qualification individuelle** influence le chômage, c'est-à-dire le risque de tomber au chômage et la durée du chômage (cf. tableau 2-6). Si on distingue selon la dernière fonction exercée par la personne avant le chômage, on constate que les travailleurs avec une fonction auxiliaire ont un fort risque de devenir chômeurs et de le rester pour une longue période. En revanche, les spécialistes ont un faible risque de tomber au chômage et le sont pour une durée moyenne. Par ailleurs, les jeunes arrivants sur le marché du travail au terme de leur formation scolaire ou professionnelle enregistrent un risque supérieur à la moyenne d'être au chômage<sup>96</sup>, mais ils y restent pour une courte durée<sup>97</sup> (Sheldon, 1997).

Cette perspective purement descriptive ne nous permet pas d'identifier l'effet de chaque facteur d'influence toutes choses égales par ailleurs : seules les analyses économétriques le permettent. Tout d'abord, sur la base des données de l'ESPA, Curti (1998) identifie les facteurs influençant **le risque de devenir chômeur**<sup>98</sup>. Les célibataires, les étrangers, les personnes avec une formation obligatoire et les personnes habitant dans la Suisse latine et celles travaillant dans l'industrie, la construction et le commerce ainsi que dans l'hôtellerie sont le plus souvent touchés par le chômage. En revanche, une ancienneté dans l'entreprise supérieure à six ans, une formation universitaire et un revenu élevé avant le chômage baissent le risque de devenir sans-emploi<sup>99</sup>.

En second lieu, Sheldon (1998) montre que ce sont surtout les chômeurs peu qualifiés (c'est-à-dire avec comme dernière fonction exercée: fonction auxiliaire), les étrangers et les personnes peu mobiles qui sont touchés par le **chômage de longue durée**. Les autres handicaps au placement sont l'âge avancé et la sortie de l'apprentissage pour les jeunes. Les

---

le chômage : fonction auxiliaire, de cadre, de spécialiste, activité indépendante, travail à domicile, apprentissage et formation scolaire ou universitaire.

<sup>96</sup> Les résultats relatifs au risque de tomber au chômage sont cohérents avec la théorie du capital humain. Les entreprises licencient tout d'abord les personnes dans lesquelles elles ont le moins investi en termes de formation (financement de cours de perfectionnement pour acquérir un capital humain spécifique à l'entreprise).

<sup>97</sup> Les théories de recherche d'emploi (cf. chapitre 6.2) permettent d'expliquer la durée de chômage selon le niveau de qualification. On peut s'attendre, par exemple, à une longue durée de chômage pour les cadres, car ils ont un salaire de réserve très élevé, basé sur l'ancien salaire, récompensant aussi les qualifications spécifiques à l'entreprise, qui se perdent au moment de quitter celle-ci. Par contre, le salaire de réserve des jeunes, qui sortent du système de formation, est normalement inférieur à leur productivité; d'où une période de recherche d'emploi très courte.

<sup>98</sup> Cette analyse se limite aux salariés travaillant au moins 38 heures par semaine (de 15 à 61 ans). Elle se base sur un échantillon issu des enquêtes de l'ESPA entre 1992 et 1997.

demandeurs d'emploi, qui cherchent un emploi à temps partiel, ont aussi un risque supérieur à la moyenne de rester au chômage pendant plus d'un an.

Il faut ajouter que le chômage lui-même peut favoriser l'apparition du chômage de longue durée. La proportion des chômeurs retrouvant un emploi diminue avec la prolongation du chômage. Dans la littérature, il existe deux hypothèses de base. D'une part, si le succès de trouver un emploi dépend uniquement des caractéristiques personnelles, les personnes ayant plus de handicaps au placement s'accumuleraient parmi les chômeurs de longue durée. C'est ce qu'on appelle l'effet d'hétérogénéité. D'autre part, les perspectives d'emploi d'un chômeur peuvent diminuer avec la durée du chômage soit, parce que la longue période de chômage amoindrit ses qualifications professionnelles soit, parce que les employeurs présument qu'un long chômage trahit des carences particulières. On parle alors d'enchaînement négatif de la durée (« negative duration dependence »). Il faut noter que « la question de savoir quelle est en fin de compte la cause déterminante est lourde de conséquences pour la politique du marché de l'emploi. Si l'effet négatif de la durée l'emporte, tout l'effort doit tendre à réintégrer assez rapidement le demandeur d'emploi dans la vie active, faute de quoi le danger est grand que l'on n'y réussisse jamais. Si c'est au contraire l'hétérogénéité des demandeurs d'emploi, le remède consiste à éliminer, autant que possible, les caractéristiques qui font obstacle au placement » (Sheldon, 1998, p.48). Les résultats obtenus par Sheldon (1998) semblent indiquer que, pour la période 1990-1995, l'effet d'hétérogénéité était dans l'ensemble prédominant. Par ailleurs, le chômage de longue durée dépend aussi du régime de l'assurance-chômage.

Troisièmement, le graphique 2-10 nous illustre que depuis 1994, un nombre important de personnes ont épuisé leurs droits aux prestations de l'AC. Aeppli (1998) montre qu'en 1995 et 1996 les groupes de chômeurs suivants ont été affectés par **l'arrivée en fin de droit** dans une mesure supérieure à la moyenne: les femmes, les étrangers, les personnes âgées de plus de 49 ans, les personnes mariées, les personnes sans formation, les personnes exerçant une activité d'auxiliaires ainsi que celles qui manquent de mobilité. Fontaine et Curti (1999) confirment essentiellement les résultats d'Aeppli (1998) concernant les facteurs qui influencent la probabilité d'arrivée en fin de droit en 1998, à l'exception de l'effet homme-femme. En réalité, au niveau suisse, les femmes n'ont pas une probabilité supérieure à la moyenne pour

---

<sup>99</sup> On notera que l'ancienneté dans l'entreprise, l'âge et un revenu élevé sont fortement corrélés.

épuiser leur droit à l'AC ; par contre, cela semble être le cas en Suisse occidentale et au Tessin. De plus, les deux auteurs révèlent que, toutes choses égales par ailleurs, les anciens indépendants courent un risque supérieur à la moyenne d'épuiser leurs indemnités. La stabilité des facteurs déterminant l'arrivée en fin de droit au cours de ces dernières années nous fait penser à un caractère structurel de ces facteurs.

Fontaine et Curti (1999) démontrent que, pour environ 7% des arrivées en fin de droit de l'année 1998, l'atteinte de l'âge de la retraite est la cause de la fin du versement des indemnités de l'AC<sup>100</sup>. Pour les personnes restantes, seules des enquêtes peuvent nous renseigner sur leur situation professionnelle. Aepli (1998) constate que le 31 mars 1997 seuls 43% des chômeurs en fin de droit, ayant épuisé leurs indemnités pendant les années 1995 et 1996, avaient retrouvé un emploi. Mais 6% participaient à un programme d'occupation et 7% exerçaient une activité indépendante. L'analyse de la situation professionnelle des personnes arrivées en fin de droit en 1998 confirme plus au moins les résultats précédents, avec une légère amélioration. 50% des personnes interrogées avaient un emploi au moment de l'enquête (plus précisément, 41% un emploi dépendant, 6% une activité indépendante et 4% profitaient d'un programme d'occupation cantonal)<sup>101</sup>. Aepli (2000) remarque que cette amélioration n'a pourtant pas touché les personnes âgées de 50 ans et plus. Cette nouvelle étude permet aussi d'analyser l'évolution du statut professionnel des anciennes personnes arrivées en fin de droit, mois après mois, depuis le moment de l'épuisement des prestations de l'AC. Si 26% des ces personnes avaient déjà une activité salariée au cours du mois où elles ont vécu l'arrivée en fin de droit, ce pourcentage passe à 37%, 13 mois plus tard.

Par ailleurs, les arrivés en fin de droit peuvent participer actuellement dans plusieurs cantons à des programmes d'occupation cantonaux, qui leur permettent dans certains cas de reconstituer pendant 12 mois des nouveaux droits aux indemnités fédérales<sup>102</sup>. Fontaine et Curti (1999) démontrent que certaines personnes arrivées en fin de droit en 1998 sont redevenues bénéficiaires de l'AC après 13 mois. Par exemple, 7,5% des personnes ayant

---

<sup>100</sup> En 1998, 13,7% des arrivés en fin de droit étaient âgés d'au moins 60 ans.

<sup>101</sup> Puisque l'enquête ne s'est pas déroulée en mars 1999 et l'analyse n'a porté que sur les arrivées en fin de droit de 1998, la comparabilité de ces résultats a été testée. Toutefois, le changement de la méthode d'enquête, passage du questionnaire écrit à l'interview téléphonique, limite fortement le pouvoir de comparaison de ces deux études.

épuisé leurs prestations de l'AC en janvier 1998 étaient à nouveau bénéficiaires de l'AC au mois de février 1999<sup>103</sup>. Sous l'ancien régime, l'étude de la commission externe d'évaluation des politiques publiques de Genève (1998) montrait qu'environ 60% des chômeurs en fin de droit, ayant participé à un programme d'occupation cantonal pendant le deuxième semestre de 1996, avaient recouvré le droit aux indemnités de chômage fédérales<sup>104</sup>. On notera cependant que seule une partie des chômeurs en fin de droit ont recours aux mesures cantonales et/ou à l'assistance sociale<sup>105</sup> (pour de plus amples informations sur le parcours des personnes arrivées en fin de droit dans les systèmes de prise en charge cantonaux, voir Friboulet et al., 1997 et Falter et al., 1998). Par ailleurs, certaines personnes semblent profiter d'une rente invalidité<sup>106</sup>.

En effet, avec le suivi des personnes après la fin du chômage, grâce aux données de l'AVS, Sheldon (1998) montre que le **chômage à répétition** est un problème grave en Suisse, surtout parce que les personnes qui risquent le plus de se retrouver au chômage sont celles qui ont déjà été plusieurs fois au chômage, indiquant par là même que le chômage répété tend à devenir un cercle vicieux. Les éléments déclencheurs semblent souvent dus à des déficits personnels, tels qu'un manque de qualification professionnelle ou de mobilité géographique, mais également un âge avancé. Il est intéressant de noter qu'après une année d'emploi faisant

---

<sup>102</sup> Depuis le premier janvier 1998, en cas de chômage à répétition, la période de cotisation s'élève à 12 mois. Pour les nouveaux chômeurs, cette période est de 6 mois (cf. chapitre 3.1.a).

<sup>103</sup> En comparaison, de 6 à 14% des personnes arrivées en fin de droit dénombrées entre janvier et août 1997 étaient à nouveau bénéficiaires de l'AC 13 mois après leur arrivée en fin de droit.

<sup>104</sup> Ces inscriptions correspondent à 7% des entrées au chômage du canton de Genève en 1996. Au moment du sondage, soit en moyenne 13 mois après la fin de leur emploi temporaire, seulement 23% des participants ont réussi leur retour à la vie active. Mais environ deux tiers de ces derniers ont un nouveau travail par le biais d'un nouveau programme d'occupation. Pour trois quarts des participants, l'emploi temporaire est jugé utile pour « acquérir de nouvelles connaissances et expériences », mais seule la moitié des bénéficiaires lui reconnaissent une utilité en vue d'une réinsertion professionnelle. Par ailleurs, l'enquête auprès des services bénéficiaires montre que les demandeurs d'emploi exercent souvent des tâches normales, en raison des restrictions budgétaires qui ne permettent pas d'exécuter les travaux indispensables au fonctionnement des services. Les emplois temporaires représentent parfois près de 15% de l'effectif total.

<sup>105</sup> Ce sont surtout les personnes de plus de 55 ans qui doivent avoir recours à l'assistance sociale en raison de l'épuisement des droits aux indemnités de chômage. Mais pour une partie d'entre elles, l'assistance sociale n'est que temporaire en attendant la rente de l'assurance invalidité (AI). L'Office fédéral des assurances sociales (OFAS) constate que si la probabilité pour un homme de moins de 50 ans de devenir invalide est toujours inférieure à 0,5%, elle dépasse le 2,5% à partir de 60 ans. Au contraire, la probabilité d'un homme invalide de se réinsérer dans la vie active tend vers zéro avec l'augmentation de l'âge. A partir de 58 ans, cette probabilité est inférieure à 1%.

<sup>106</sup> Sur la base des données les plus récentes à disposition, Donini et Eschmann (1998) estiment qu'environ 2% des personnes ayant terminé une période de chômage au cours de l'année 1994 ont eu

suite à une période de chômage, la probabilité de se retrouver au chômage diminue progressivement. Les premiers 12 mois semblent donc être les mois décisifs (Sheldon, 1998).

Enfin, Sheldon (1998) a pu révéler que, malgré la stagnation économique, la part des chômeurs **retrouvant un emploi** avant de parvenir en fin de droit est restée considérable : 73% de 1990 à 1994 contre 74% environ de 1984 à 1990. En outre, les deux tiers des quelques 25% qui n'ont pas trouvé un nouvel emploi immédiatement après la période d'indemnisation, y sont parvenus au cours de l'année suivante. Le problème auquel font face les anciens chômeurs est moins de retrouver un emploi que de le conserver. Pour la période 1990-1994, la proportion des personnes se retrouvant au chômage après une année s'est élevée à 14,5% (contre 6% environ dans les années 80), ce qui correspond à un taux de chômage de 19% relatif aux anciens chômeurs. Par ailleurs, Sheldon montre que les hommes, les Suisses, les personnes de moins de 60 ans avec une courte durée de chômage et celles avec un revenu élevé avant le chômage retrouvent davantage un emploi dépendant. Les facteurs qui ont l'influence la plus importante sont l'âge, la durée de chômage et le fait d'avoir été inactif avant le chômage. Ainsi, une personne de 18 ans, toutes choses égales par ailleurs, a une probabilité de 78,7% de retrouver un emploi dépendant, alors qu'une personne de 64 ans a une probabilité de 49,1% de se retrouver dans la même situation. Curti (1998), sur la base des données de l'ESPA, confirme ces résultats. De plus, elle montre que les personnes avec un niveau de formation tertiaire et celles ayant participé à une formation continue professionnelle au cours de la dernière année ont plus de chances de retrouver un emploi. Il est d'ailleurs intéressant de constater que les demandeurs d'emploi, qui ont dû changer de secteur économique ou de profession, ont subi une diminution de salaire.

En résumé, en Suisse, ce sont surtout les personnes d'un âge avancé, en particulier celles peu qualifiées (avec, par exemple, le seul niveau obligatoire<sup>107</sup>) qui sont touchées de façon dramatique par le phénomène du chômage, car elles ont une probabilité très élevée de rester longtemps sans emploi, une fois devenues chômeurs, de devenir chômeurs en fin de droit et d'entrer dans un cercle vicieux de chômage répété. La situation est particulièrement grave pour les personnes aux alentours de 60 ans, car en Suisse il n'existe pas de programme de

---

recours à l'AI dans les deux ans qui ont suivi. Il faut noter qu'environ 1% des arrivés en fin de droit bénéficiait déjà d'une rente de l'AI avant le chômage.

<sup>107</sup> On constate, en effet, que les personnes âgées de plus de 50 ans sont en moyenne moins bien qualifiées que les jeunes. Une bonne partie d'entre elles sont des immigrés de l'Italie et de l'Espagne

retraite anticipée généralisé. Le handicap de l'âge s'accroît si la personne est peu mobile (par exemple, pour des raisons familiales et en raison des caractéristiques du marché immobilier). La difficulté de réinsertion de ce groupe socio-démographique peut être au moins en partie expliquée par les faibles qualifications<sup>108</sup> et par le profil de la courbe de salaire pendant la vie professionnelle. En Suisse, le salaire augmente constamment avec l'âge, même après les 45 ans. Les systèmes de rétribution se basent à la fois sur l'ancienneté dans l'entreprise, le nombre d'années d'expérience et l'âge. Ce phénomène se transforme en obstacle à la réinsertion, une fois la personne au chômage (salaire de réserve élevé)<sup>109</sup>. Les mêmes arguments permettent d'expliquer la relative facilité d'insertion dans le marché du travail des jeunes suisses.

## 2.4. Typologie et politiques de lutte contre le chômage

L'intérêt de distinguer les différents types de chômage, en particulier le chômage conjoncturel du chômage structurel, vient de l'idée très répandue que la politique macro-économique peut agir sur le chômage d'origine conjoncturelle, mais qu'elle est relativement impuissante à réduire le chômage structurel<sup>110</sup> (OCDE, 1994a) ; alors que ce dernier peut être au moins partiellement réduit par une PAMT. L'estimation du chômage structurel (notamment du taux de chômage non accélérateur des salaires, NAWRU) permet d'ailleurs de comparer la situation sur le marché du travail de différents pays, en faisant abstraction des effets du cycle conjoncturel (OCDE, 1999).

---

des années 60 et 70. De plus, les femmes de cette génération sont moins bien formées que les générations plus récentes.

<sup>108</sup> Le faible niveau de qualification résulte de la déperdition du capital humain spécifique à l'entreprise au moment du licenciement et de non actualisation du capital humain général, en raison des faibles investissements dans la formation continue des personnes avec un niveau modeste de formation initiale par les entreprises et par les collectivités publiques.

<sup>109</sup> Ce sont surtout les personnes âgées peu qualifiées, employées dans l'industrie, et qui retrouvent un emploi dans les services, lesquelles doivent s'attendre à des baisses de salaires considérables, car dans l'industrie elles ont pu profiter d'une augmentation des salaires due à l'accroissement de la productivité des machines. Par contre, dans les services, les salaires dépendent fortement de la productivité personnelle, c'est-à-dire du capital humain.

<sup>110</sup> Il faut pourtant remarquer qu'on a aussi avancé l'hypothèse que le taux de chômage d'équilibre actuel peut dépendre étroitement du niveau passé du chômage effectif (phénomène appelé « hystérèse »).

**Tableau 2-7 : Répartition des chômeurs inscrits par classe de durée (1991-1998)**

	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
0 à 6 mois	0.77	0.66	0.53	0.43	0.46	0.48	0.43	0.45
7 à 12 mois	0.19	0.26	0.30	0.28	0.25	0.26	0.26	0.23
1 ans et plus	0.04	0.09	0.17	0.29	0.29	0.26	0.31	0.32

Source: Seco.

Tout d'abord, nous essayons d'identifier les différents types de chômage de façon intuitive. Premièrement, le tableau 2-7 montre que pour environ 45% des chômeurs la période de sans-emploi n'a pas dépassé les 6 mois depuis 1994. Pour ces personnes, le chômage n'est qu'un intermède dans leur vie professionnelle. Les 6 mois reflètent peut-être le temps nécessaire à retrouver un nouveau travail pour un sans-emploi (**chômage frictionnel**). Les ORP, en améliorant l'efficacité des activités de recherche d'emploi et la transparence du marché du travail<sup>111</sup>, ont sûrement contribué à renforcer l'efficacité de la mise en correspondance des offres et des demandes d'emploi. Ils ont donc, certes, réduit le temps de recherche d'un nouvel emploi pour les demandeurs d'emploi facile à placer.

Deuxièmement, nous observons que 25% de chômeurs passent entre 6 et 12 mois à la recherche d'un emploi. Ce type de chômage n'est peut-être ni frictionnel ni structurel. Il reflète à peu près le nombre de chômeurs victimes de la faiblesse conjoncturelle qui, en cas de bonne conjoncture, ne seraient pas devenus chômeurs ou qui, s'ils l'étaient devenus, n'auraient cherché du travail que durant une période très courte (**chômage conjoncturel**). Dans ce cas, l'intervention étatique doit se limiter, d'une part, à favoriser une reprise conjoncturelle durable et, d'autre part, à éviter à ces personnes de devenir des chômeurs de longue durée (cf. encadré 1). Plus précisément, la meilleure politique économique consiste à instaurer les conditions générales favorables à une croissance économique rapide et soutenable. La politique macro-économique à court terme doit être stabilisatrice, de façon à assurer le maintien d'un niveau approprié de la demande globale. La croissance de la demande ne doit pas être ni trop rapide, ce qui impliquerait un risque d'inflation, ni trop lente, ce qui comporterait un risque de déflation. Il faut cependant être conscient que la croissance seule est insuffisante pour maîtriser l'ensemble du problème du chômage, car une partie du chômage est de nature structurelle.

<sup>111</sup> La forte augmentation du nombre de places vacantes enregistrées auprès des ORP est sûrement une preuve de leur apport dans la réduction du chômage frictionnel (cf. chapitre 3.2.a).

Troisièmement, pour le tiers des chômeurs dont la recherche d'un nouveau travail dure plus d'un an, et parfois bien davantage, il convient de parler de **chômage structurel**. Le chômage structurel fait référence à un équilibre à plus long terme et il est déterminé par les facteurs sous-jacents affectant l'offre et la demande de main-d'œuvre, tels que le système de négociations collectives, la législation en matière de protection de l'emploi et le système d'indemnisation du chômage (notamment la durée maximale de versement). Le chômage structurel peut être défini comme la composante du chômage qui ne régresse pas avec la reprise économique<sup>112</sup>. Il tient essentiellement à une inadéquation des qualifications offertes et demandées et à un manque de mobilité. En Suisse, un excédent de main-d'œuvre possède des qualifications insuffisantes ou obsolètes, alors qu'on assiste à un basculement de la demande de main-d'œuvre des travailleurs non qualifiés vers les travailleurs qualifiés (cf. chapitre 2.1). Le chômage structurel tend donc à persister, car il faut du temps pour modifier la structure des qualifications de la main-d'œuvre. On notera cependant que le graphique 2-6 montre que la part des chômeurs de longue durée est en forte diminution depuis 1998.

Comme il n'existe pas de mesures directes du chômage structurel, les estimations sont faites sur la base de concepts théoriques<sup>113</sup>. L'OCDE (1999), sur la base du **taux de chômage non**

---

<sup>112</sup> On notera que la partie du chômage qui dépend des conditions institutionnelles, telles que le régime de l'assurance-chômage, les prescriptions du droit du travail, le salaire minimum, etc., peut être définie comme le « chômage institutionnel ». Sheldon (1998) montre, en particulier, que les deux prolongements de la durée maximale des prestations ont accru le risque individuel de chômage de longue durée d'environ 27% et la part des chômeurs de longue durée de plus de 70%. Le second effet correspond, par son ampleur, à celui de deux années consécutives de crise conjoncturelle. Il faut cependant souligner la difficulté à identifier les effets institutionnels. A ce propos, compte tenu de la situation financière de l'AC, la motion Brändli proposait, entre autres, une réduction de la durée de perception des indemnités de chômage.

<sup>113</sup> L'OCDE (1994a) fait référence à trois concepts pour ses estimations du chômage structurel :

- le taux de chômage non accélérateur des salaires (NAWRU) que l'on obtient en prenant pour coordonnées les changements du taux d'inflation des salaires et le taux de chômage (lié à la relation chômage-inflation : courbe de Phillips); il correspond au taux de chômage qui, dans une année donnée et en fonction de l'évolution effective antérieure de chômage, est associé à une hausse constante des salaires (OCDE, 1999). Dans le cadre du modèle sous-jacent, qui fait référence aux négociations salariales entre partenaires sociaux, le NAIRU représente le taux de chômage associé à une part constante des salaires (du revenu national), compte tenu du pouvoir de négociation des syndicats;
- le taux de chômage associé à un taux « normal » d'offres d'emploi, fondé sur la courbe de Beveridge qui a pour coordonnées les offres d'emplois et le chômage. La courbe de Beveridge tient compte du fait, qu'en raison des barrières d'information et de mobilité, le marché du travail est constitué de nombreux sous-marchés. Dans ce modèle, le taux de chômage d'équilibre reflète donc l'importance de ces barrières et la disponibilité des participants à les dépasser (Sheldon, 1999b). Le taux normal de chômage se compose du chômage frictionnel et du chômage structurel ;
- le taux de chômage de pleine utilisation des capacités, fondé sur la courbe d'Okun, qui établit le lien entre le chômage et les taux d'utilisation des capacités de production.

**accélérateur des salaires** (NAWRU), enregistre une certaine hausse du chômage structurel en Suisse au cours de la période 1990-1998. Plus précisément, le NAWRU est passé de 0,9% de la population active totale en 1990 à 3,2% en 1995 et à 3,0% en 1998. Le niveau demeure cependant largement inférieur à la moyenne des pays de l'OCDE (6,9% moyenne pondérée de 21 pays de l'OCDE en 1998). Il faut remarquer que ce taux de chômage d'équilibre sur courte période est d'autant plus élevé que sont importants le taux de chômage d'équilibre sur longue période et le niveau observé du taux de chômage passé. Or, en Suisse, ce sont les estimations de l'OCDE du **taux de chômage non accélérateur de l'inflation** (NAIRU), basé sur la courbe de Phillips augmentée des anticipations inflationnistes, qui sont utilisées pour la politique économique et surtout pour la politique monétaire. Ce taux de chômage indique le seuil de chômage au-dessous duquel une politique monétaire expansionniste produit inéluctablement une accélération de l'inflation. Zanetti (1998) estime que, pour la période entre le quatrième trimestre 1993 et le quatrième trimestre 1997, le NAIRU se situe aux alentours de 3,9%. Face à un intervalle de confiance entre 0,8 et 4,3%, il concluait que « seule la consolidation de la reprise pourra nous fournir des renseignements plus précis sur le niveau actuel du NAIRU » (Zanetti, 1998, p. 51). On notera que, sous réserve d'un effet de surprise identique pour les salaires et pour les prix, le taux de chômage d'équilibre sur courte période est égal au NAIRU et au NAWRU (OCDE, 1999).

Selon Sheldon (1999b), le **chômage incompressible**, c'est-à-dire le chômage structurel et le chômage frictionnel, selon la courbe de Beveridge, est passé de 0,7% en 1990 à 2,0% en 1995 et à 2,5% en 1998. Par ailleurs, selon le modèle de recherche d'emploi, la **persistance du chômage** (le « Median-Lag ») est passé d'un peu plus de 2 mois en janvier 1990 à presque 8 mois au début 1997, pour se réduire à environ 5 mois à fin 1998. Celle-ci peut être comprise comme le temps que le chômage nécessite, après un choc négatif, pour se réduire de la moitié (« Median-Lag »). Ceci dépend du chômage de longue durée, car plus ce dernier est important, plus il faudra de temps au chômage pour se réduire, lors d'une reprise économique (Sheldon, 1999b).

---

L'estimation de la courbe de Beveridge est controversée, en raison surtout de la fiabilité de l'indicateur de la demande de travail (places vacantes annoncées aux ORP, indice Manpower dessaisonnalisé).

En résumé, toutes les estimations du chômage structurel tablent sur une augmentation de celui-ci dans les années 90. Or, la réinsertion des chômeurs « structurels » dans le marché du travail exige au préalable que soient comblés certains déficits, qui tiennent surtout à leurs qualifications insuffisantes ou obsolètes (compétences spécifiques et sociales). Les mesures actives de la politique du marché du travail visent, en effet, à améliorer l'employabilité des demandeurs d'emploi moins qualifiés et à augmenter ainsi la correspondance entre qualifications demandées et offertes sur le marché du travail. On devrait donc assister à une baisse du chômage structurel. Il va de soi, que des réformes proprement structurelles<sup>114</sup>, comme une réduction des obstacles à la mobilité géographique, permettraient aussi une réduction du chômage structurel. En conclusion, la PAMT doit être associée à une politique économique favorisant la croissance à long terme. De même qu'une PAMT sans croissance est peu efficace, une amélioration conjoncturelle sans des mesures de perfectionnement et de reconversion pour les demandeurs d'emploi peu qualifiés ne peut pas à elle seule absorber le chômage de manière significative.

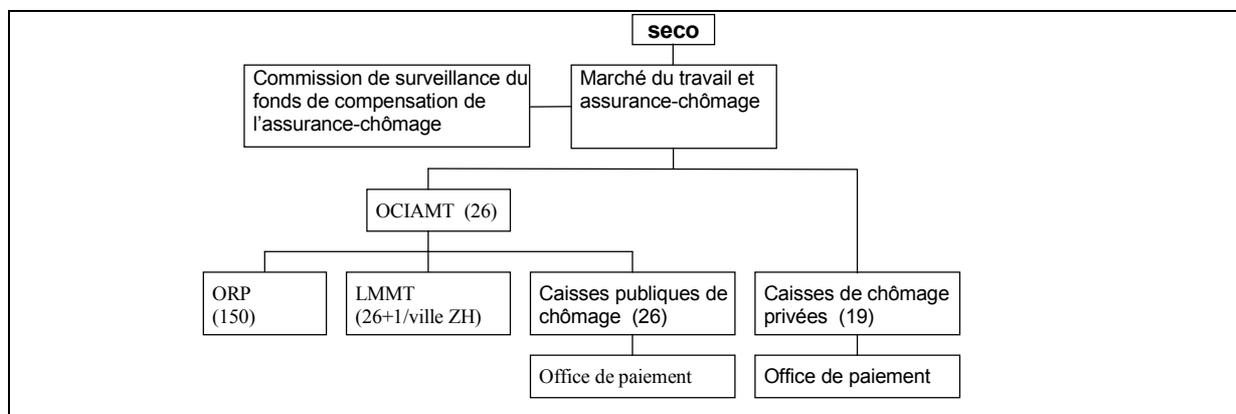
---

<sup>114</sup> La nouvelle loi sur le travail, adoptée par le peuple en novembre 1998, agrandit en outre la marge de flexibilité des entreprises.

### Chapitre 3. La politique active du marché du travail (PAMT)

En Suisse, il n'existe pas de tradition pour une PAMT, car la forte augmentation du chômage n'a eu lieu que récemment, au début des années 90. Les infrastructures de gestion du chômage, existantes dans les autres pays européens, n'étaient pas en place en Suisse. En juin 1995, le Parlement a adopté le projet de révision de la loi sur l'assurance-chômage (LACI), en changeant la nature des prestations. Conformément à la stratégie de l'OCDE pour l'emploi<sup>111</sup>, la nouvelle LACI donne la priorité à la réinsertion par des mesures actives (**concept d'activation**) plutôt qu'aux garanties de revenu. La deuxième étape de la LACI, qui est entrée en vigueur le 1er janvier 1997, repose sur quatre piliers: l'institution des ORP, le recours accru aux mesures relatives au marché du travail (MMT), l'allongement du droit aux prestations et une définition plus sévère de la notion du travail convenable. En Suisse, la mise en œuvre de la PAMT se caractérise par un système décentralisé, où les cantons jouent un rôle important. Ils sont responsables de l'institution des ORP (cf. figure 3-1).

**Figure 3-1: Aperçu des différents organes de mise en œuvre de la PAMT**



Tout d'abord, nous allons présenter la politique du marché du travail en Suisse. Nous nous concentrerons surtout sur la situation de 1998 et 1999, nous ne faisant que quelques réflexions sur les développements récents (nouvel Accord 2000, cf. chapitre 3.1.e). Notre analyse empirique porte, en effet, sur les mesures mises en œuvre en 1998 (cf. troisième partie). Après, nous pourrions vérifier, avec les données récoltées pour le suivi, si les objectifs opérationnels fixés ont été atteints dans la pratique. Enfin, sur la base de plusieurs indicateurs

<sup>111</sup> La septième recommandation de la stratégie de l'OCDE pour l'emploi prévoit de mettre davantage l'accent sur les PAMT et de les rendre plus efficaces (OCDE, 1994c).

de dépenses publiques au titre de mesures actives du marché du travail, nous pourrions porter un jugement sur le principe d'activation introduit avec la révision de la LACI. Ces informations nous seront d'ailleurs utiles pour évaluer globalement la pertinence de la PAMT en Suisse dans le chapitre 4.3.

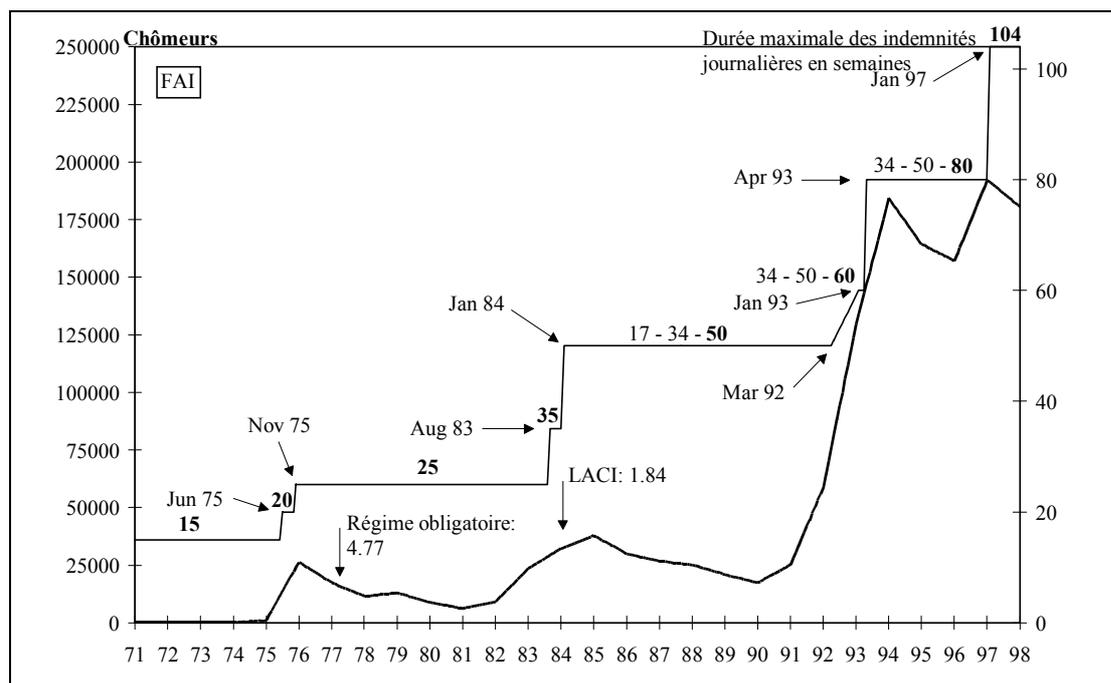
### **3.1. La politique suisse du marché du travail (PMT)**

#### **a) Le système de l'assurance contre le chômage**

Le système suisse d'assurance-chômage (AC) se caractérise par des taux de remplacement très élevés par rapport aux autres pays européens : 70-80% du gain assuré. L'assuré peut bénéficier des prestations de l'AC s'il est *jugé apte au placement* et s'il prouve régulièrement qu'il recherche activement un emploi. Dans le passé, l'assuré était soumis à l'obligation de pointage deux fois par semaine (jusqu'au début des années 1990) et ensuite à une fois par semaine. Aujourd'hui, le contrôle de la recherche d'emploi est assuré par les conseillers en personnel des ORP (un entretien de contrôle par mois). L'assuré est obligé d'accepter tout **travail convenable**, c'est-à-dire tout travail avec un salaire jusqu'à 70% du gain de son dernier emploi (dans le passé jusqu'au niveau des indemnités, 80%). De plus, il doit avoir cotisé pour une période minimale afin d'ouvrir un délai-cadre qui correspond à une période d'indemnisation maximale de 24 mois, laquelle s'élève à 6 mois pour les nouveaux chômeurs et à 12 mois (contre les 6 mois du passé récent) pour les chômeurs à répétition.

Le graphique 3-1 montre les prolongements successifs de la durée d'indemnisation maximale. Avec la révision de la LACI et le concept d'activation, l'indemnisation passive est limitée à 150 jours pour les personnes âgées de moins de 50 ans (environ 7 mois d'indemnités normales), après quoi l'assuré ne peut bénéficier de 17 mois supplémentaires de prestations (indemnités spéciales) que s'il participe à une MMT.

**Graphique 3-1 : Nombre de chômeurs et durée maximale des prestations, 1971-1998 (en %)**



Source : Sheldon (1998), in *Vie économique*, No. 8/98.

La gestion de l'indemnisation relève exclusivement des **caisses de chômage privées (19) et publiques (26)**. Ces dernières occupent un peu plus de 50% du marché. L'OCDE (1996) plaide pour l'intégration des services de contrôle et de gestion des indemnités dans une même structure, alors que la Suisse a décidé d'inciter la coopération entre les deux réseaux, celui des ORP et celui des caisses de chômage. A l'heure actuelle, les conseillers en personnel des ORP se chargent de vérifier l'aptitude au placement, alors que les caisses de chômage calculent et versent les indemnités. Cette structure décentralisée des caisses d'assurance a fait l'objet d'une évaluation approfondie, qui a conclu que cette structure est appropriée et qu'une caisse de chômage unique ferait disparaître les avantages de la concurrence<sup>112</sup>.

La LACI prévoit aussi une série de prestations annexes, telles que le **gain intermédiaire** (une compensation du manque à gagner lorsque, l'assuré accepte un emploi dont la rémunération est inférieure à ses indemnités), l'indemnité en cas de réduction de l'horaire de travail ou l'indemnité en cas de faillite de l'employeur ainsi qu'un régime particulier de préretraite. On observe, qu'en 1998, entre 17% et 21% des bénéficiaires des indemnités de chômage ont profité chaque mois d'un gain intermédiaire. Cet instrument semble être d'ailleurs un

excellent moyen pour accélérer la réinsertion professionnelle ; cela surtout pour les personnes moins qualifiées (Curti et Zürcher, 2000).

Il faut ajouter que dans plusieurs cantons, il existait jusqu'au début janvier 1998 une **aide financière pour les chômeurs en fin de droit**, qui durait en moyenne 6 mois. En 1998, au moins 7 cantons offraient des programmes d'emploi temporaire cantonaux de 12 mois pour les chômeurs en fin de droit (voir annexe 5 de l'étude de la Commission externe d'évaluation des politiques publiques, 1998), permettant de renouveler le droit aux prestations de l'AC. Ce système implique un transfert des coûts du canton vers la Confédération et crée un cercle vicieux du chômage. L'OCDE (1996) avait déjà souligné le problème d'une participation financière réduite des autorités locales pour les programmes d'emploi temporaire, laquelle pourrait entraîner des transferts financiers vers l'administration fédérale et un effet d'aubaine. Les cantons réalisent des travaux qu'ils auraient autrement financés eux-mêmes. À ce système de gestion du chômage s'ajoute l'assistance sociale (aide sociale, prestations complémentaires), qui est illimitée et liée aux besoins.

### **b) Les offices régionaux de placement (ORP)**

Dans le passé, le **service public de l'emploi** (SPE) était assuré par un réseau décentralisé de quelques 3000 offices communaux du travail, faiblement dotés en personnel et surtout sans un personnel spécialisé dans les tâches de placement et de conseil. Les agents des offices communaux s'occupaient essentiellement de l'inscription du demandeur d'emploi et de le contrôler dans ses efforts de recherche d'emploi (timbrage). Il a donc fallu engager une grande réforme du SPE. Arthur Andersen SA (1994) a examiné le service public de l'emploi et préconisé, à titre de remède, sa professionnalisation et sa régionalisation. Ces pistes de réforme ont été testées, sous forme de projets-pilotes, en 1995 dans les cantons de Vaud et de Soleure. Elles ont rencontré un écho favorable au Parlement qui les a incorporées dans le projet de révision de la LACI. L'article 85b de la LACI, adopté par le Parlement le 23 juin 1995, impose *aux cantons d'instituer et de gérer* les ORP. Les dispositions y relatives de la LACI sont entrées en vigueur le 1er janvier 1996.

---

<sup>112</sup> Elle a proposé d'appliquer à toutes les caisses privées le système de remboursement des frais administratifs basé sur les « unités de prestations ».

Depuis 1997, la Suisse dispose donc d'un réseau d'ORP qui vise à améliorer l'efficacité du système. En 1997, 150 ORP fonctionnaient avec un effectif global de plus de 2'500 collaborateurs. Chaque ORP est doté d'une commission consultative tripartite et de personnel qualifié dans les tâches de conseil aux demandeurs d'emploi et de personnel administratif. Le conseiller en personnel devrait être chargé d'environ 100-150 dossiers, selon le canton, pour faire en sorte que chaque demandeur d'emploi puisse bénéficier d'un entretien de conseil par mois (objectif affiché 80-120 dossiers par conseiller)<sup>113</sup>. Un objectif quantitatif jugé très ambitieux par l'OCDE (1996), car peu de pays européens font de même. Il faut remarquer que, selon la volonté politique, les structures des ORP devaient être flexibles pour s'adapter aux fluctuations du chômage, tout en assurant un service de qualité. « Ainsi, dans les années de forte hausse du chômage, les cantons n'ont, dans leur majorité, pas embauché tout le personnel auquel ils auraient pu avoir droit » (Robert, 2000, p. 52). Du point de vue qualitatif, à fin 1997, 1205 conseillers en personnel avaient passé avec succès l'examen qui vise à vérifier les connaissances théoriques et l'acquisition des connaissances transmises lors de la formation initiale (25 jours). Par ailleurs, en 1997, 62 conseillers ont passé l'examen professionnel de « conseiller en personnel avec brevet fédéral ».

Le réseau des ORP s'est inséré dans un réseau **d'agences de placement privées** préexistant, assez développé en Suisse, d'où la nécessité d'une coopération<sup>114</sup>. Il faut cependant souligner que les services offerts par les ORP se différencient de ceux offerts par les agences privées ; ces dernières procèdent grosso modo à un « écrémage » des demandeurs d'emploi, en plaçant les cas les moins difficiles et les demandeurs d'emploi très qualifiés.

Les **objectifs** des ORP sont définis comme suit :

- réinsérer rapidement et durablement les demandeurs d'emploi sur le marché du travail (c'est-à-dire raccourcir la durée moyenne du chômage) ;
- alléger les dépenses de l'assurance-chômage ;
- améliorer la transparence du marché du travail ;

---

<sup>113</sup> Le nombre minimum de demandeurs d'emploi par conseiller en personnel était fixé à 85, selon l'ordonnance sur l'indemnisation des frais d'administration des cantons pour l'exécution de la loi sur l'assurance-chômage du 30 octobre 1998 (OFA).

<sup>114</sup> Dans le but de favoriser cette collaboration, les placeurs privés ont également accès au fichier internet anonyme des demandeurs d'emploi.

- fournir aux clients des ORP (demandeurs d'emploi et employeurs)<sup>115</sup> des services de haute qualité ;
- exploiter de manière optimale les MMT ;
- combattre les recours abusifs à l'assurance-chômage (OFDE, 1997a).

Il appartenait aux cantons de décider quelles **tâches** et compétences d'exécution, imparties par la loi, ils entendaient confier aux ORP (article 85b, al. 1, LACI). Si on fait abstraction des différences cantonales (cf. Curti et Meins, 1999), les tâches des ORP peuvent être résumées comme suit:

- conseiller et assister les demandeurs d'emploi (depuis 1998, les ORP doivent être en mesure d'effectuer au moins deux entretiens de conseil et de contrôle par mois avec chaque bénéficiaire de prestations ; font exception à cette règle les assurés en gain intermédiaire ou en MMT et les autres demandeurs d'emploi pour lesquels n'est prescrit qu'un entretien de conseil par mois<sup>116</sup>) ;
- entretenir un contact régulier avec les employeurs, rechercher et pourvoir des emplois vacants ;
- présélectionner des candidats adéquats pour les employeurs ;
- affecter les chômeurs à des MMT et à des consultations spécialisées ;
- appliquer les critères du travail convenable ;
- contrôler les efforts déployés par les chômeurs pour chercher du travail (cette tâche a été transférée aux ORP depuis janvier 1998 ; avant elle incombait aux caisses) et rédiger les décisions de sanction.

Les ORP ont à leur disposition la **banque de données PLASTA** (système de données pour le placement et les statistiques du marché du travail, en fonction depuis début 1993) qui diffuse les renseignements sur les demandeurs d'emploi et les vacances d'emploi. Dans le passé, pas tous les offices communaux du travail y avaient accès ; or, aujourd'hui, tout conseiller

---

<sup>115</sup> Le service public de l'emploi est en principe ouvert à tous les demandeurs d'emploi, toutefois, l'intensité des efforts de placement et de conseil devrait être aussi fonction du droit à l'indemnité de chômage selon la LACI. Le droit d'accès au service public de l'emploi ne se confond pas avec le droit à l'indemnité de chômage. Le droit à l'indemnité de chômage conditionne néanmoins cet accès pour les demandeurs étrangers titulaires d'une autorisation de séjour de courte durée ou saisonnière ou pour les frontaliers (OFDE, 1998b).

<sup>116</sup> Un entretien par mois paraît également suffisant pour les chômeurs qui ont déjà un contrat, pour les chômeurs jugés très faciles à placer par le conseiller en personnel et qui sont au chômage depuis moins

dispose de ces informations. Les demandeurs d'emploi peuvent accéder directement aux informations concernant les places vacantes grâce aux terminaux informatiques situés à l'entrée de chaque ORP<sup>117</sup>, même si certaines fois ils doivent passer par un agent placeur pour obtenir le nom et l'adresse de l'employeur. Ce dernier peut décider si l'affichage de la vacance d'emploi doit être totalement public ou semi-public ou opter par une procédure de « courtage actif » selon laquelle le conseiller en placement présélectionne immédiatement sur ses listes de demandeurs d'emploi les candidats ayant le profil demandé et les contacte ensuite par lettre ou par téléphone pour les inviter à un entretien. Selon l'OCDE (1996) la multitude de méthodes de diffusion des vacances d'emploi et de placement devraient aller dans le sens des différents besoins des employeurs. En se focalisant sur une seule méthode, on risque de dissuader certains employeurs à avoir recours aux services des ORP. L'employeur qui offre une place temporaire privilégiera vraisemblablement le courtage actif, alors que l'employeur offrant une place de travail très spécifique préférera probablement une diffusion publique. Le mandat de prestations des ORP prévoit également d'étroits contacts avec les employeurs et les placeurs privés de leur région.

A partir du 1<sup>er</sup> janvier 1998, dans le cadre d'une volonté d'améliorer la qualité des prestations offertes, les ORP devaient remplir un **mandat de prestations** prévoyant le nombre d'entretiens mensuels de conseil et de contrôle à dispenser aux demandeurs d'emploi. En outre, les places vacantes devaient être saisies dans PLASTA dans les 24 heures et le résultat de la sélection de candidats devait être communiqué à l'employeur en l'espace d'une semaine. Le mandat de prestations 1998 exigeait notamment que, jusqu'à la fin de l'année 1998, les ORP aient noué des contacts personnels avec au moins la moitié des entreprises comptant au moins 5 employés et sises dans leur zone de travail. Le **mandat de prestations 1999** fixe désormais cinq objectifs centraux, dont le degré de réalisation peut être contrôlé par le biais d'indicateurs :

- stabiliser, voir réduire la durée de la recherche d'emploi et le nombre d'indemnités journalières versées;
- stabiliser, voire réduire le chômage de longue durée;
- intensifier la collaboration avec les employeurs;
- maintenir et améliorer l'employabilité des demandeurs d'emploi sur le marché du travail;

---

de trois mois et pour les chômeurs âgés dont les chances de retrouver du travail sont jugées maigres (Rapport de l'OFDE pour la Commission de l'économie et des redevances du Conseil National).

- réaliser le contrôle et la prise de sanctions.

En 1999, sur la base des études ATAG Ernst & Young Consulting (ATAG EYC, 1999a et 1999b), le Seco a conclu que les mandats de prestations établis entre 1996 et 1999 ne comportaient pas encore toutes les incitations requises pour une gestion axée sur les résultats (cf. chapitre 3.1.e). Il faut cependant remarquer qu'un système d'incitation financière pour les ORP, basé sur les résultats, est très complexe, en raison des nombreux facteurs exogènes non mesurables qui influencent les prestations des ORP.

En résumé, nous pouvons dire qu'au centre des services offerts par les ORP se trouvent l'information<sup>118</sup>, l'éclaircissement des chances de réinsertion des demandeurs d'emploi, la réalisation d'entretien de conseil, l'utilisation de l'offre en MMT, le placement, le contrôle et l'attribution de sanctions (en particulier en cas de refus d'un travail convenable, insuffisance dans les démarches de recherche d'emploi, refus de participer à une MMT). Par ailleurs, les conseillers ORP doivent, si nécessaire, diriger les demandeurs d'emploi vers un conseiller professionnel, social ou psychologique, pour augmenter l'efficacité du conseil et du placement et réduire les coûts.

### **c) L'offre de mesures relatives au marché du travail (MMT)**

Econcept (1996) démontre que jusqu'en 1996, l'offre de MMT dans les cantons et communes relevait le plus souvent du hasard. Les organisateurs de cours déterminaient quels cours

---

<sup>117</sup> Depuis fin 1998, les dernières offres d'emploi sont également diffusées sur internet.

<sup>118</sup> Car tout demandeur d'emploi doit être informé le plus tôt possible sur son droit à l'indemnité, sur les mesures relatives au marché du travail et sur tout autre fait découlant de sa situation, si le canton a choisi la voie individuelle ; le conseiller ORP doit aussi informer le demandeurs d'emploi sur ses droits et obligations. Certains cantons, afin de décharger les conseillers en personnel, ont choisi la voie collective ; le demandeur d'emploi est obligé de participer à une journée d'information. L'objectif prévu à moyen terme était que chaque demandeur d'emploi serait convoqué à cette journée dans les sept jours suivant son inscription. La journée d'information n'est considérée ni comme un entretien de conseil ni comme un cours, car elle n'améliore pas l'aptitude au placement des demandeurs d'emploi. Les journées d'information doivent traiter les sujets définis ci-après. Il s'agit là d'un contenu minimum, qui pourra toutefois être adapté si le canton organise les journées d'information après le premier entretien à l'ORP ou s'il distribue des informations écrites. Les sujets à traiter sont:

- les compétences des ORP, des caisses de chômage et des autres services; en particulier, les différentes démarches à suivre et étapes administratives; le droit aux indemnités (organe compétent, durée maximale, gain assuré, montant des indemnités, délais d'attente); les devoirs et contre-prestations des demandeurs d'emploi; les MMT (présentation des diverses mesures en général et plus spécialement du programme de base);
- les diverses questions relatives aux assurances sociales et aux situations particulières telles que service militaire, invalidité partielle (OFDE, 1998c).

devaient être offerts aux demandeurs d'emploi, sans tenir compte nécessairement des besoins de ceux-ci. En décembre 1995, le Seco décida d'introduire quelques mois plus tôt les centres de la logistique des mesures relatives au marché du travail (LMMT) dans les cantons-pilotes d'Argovie, de Saint-Gall, du Valais et en ville de Zurich ; dans la première moitié de 1996, furent ajoutés les cantons de Fribourg et de Soleure. On se concentra dans chaque canton sur un aspect particulier de la mise en place de la LMMT. Au terme de cette phase, les résultats essentiels donnèrent lieu à un modèle de base d'organisation d'une LMMT, un manuel pour le management de qualité selon les normes de la « European Foundation for Quality Management » et un formulaire-type pour le plan d'action (Econcept, 1997).

En 1998, les centres cantonaux de LMMT avaient comme **objectifs** de mettre à disposition une offre suffisante de MMT adaptées aux besoins des chômeurs et de l'économie, sur le plan quantitatif et qualitatif, sous respect des exigences d'efficacité économique et des dispositions légales, et de contrôler leur qualité. Ces centres sont de petites unités de gestion et de prestation de services, financées par le fonds de l'assurance-chômage, planifiées et instituées par les cantons. L'offre de MMT doit :

- diminuer le risque de chômage de longue durée;
- permettre une réintégration rapide des assurés;
- développer les qualifications professionnelles en fonction des exigences du marché du travail ;
- offrir aux jeunes assurés et aux primo-demandeurs d'emploi la possibilité d'acquérir une expérience professionnelle (Art. 72b LACI).

Selon le mandat de prestations entré en vigueur le 1<sup>er</sup> mai 1998 (OFDE, 1998a), les **tâches** principales des centres de la LMMT, consistent en la conception, la planification et la mise en œuvre des MMT et la gestion de leur qualité. Autrement dit, ils clarifient, en collaboration avec les ORP, les autorités cantonales et les services d'orientation professionnelle, les besoins des chômeurs et de l'économie (sur la base des informations issues des programmes de base), ils planifient l'offre de MMT (projet-cadre, budget), ils choisissent les organisateurs (présélection des organisateurs faite par le Seco, procédure d'adjudication selon les directives nationales et cantonales), ils établissent les mandats de prestations pour les cours, ils contrôlent la qualité des cours sur la base des rapports des organisateurs et de l'évaluation ex-post des organisateurs, des inspections des cours et des effets de la participation au cours sur

la réinsertion du chômeur. Les centres de la LMMT ont également le devoir d'informer adéquatement les ORP et d'assurer la présentation des budgets au Seco pour l'organisation des mesures collectives (cours et emplois temporaires). De plus, ils doivent lutter contre les abus susceptibles d'être commis par les organisateurs et les responsables des mesures. Selon le mandat de prestation, en matière de perfectionnement, ils doivent donner la préférence à des mesures sous forme de modules pouvant être reconnus par le système de perfectionnement professionnel (formation modulaire).

La planification des offres de MMT nécessite l'identification des **besoins régionaux en qualification**. Malheureusement, on ne dispose en Suisse que de peu d'études sur les qualifications exigées par l'économie (cf. chapitre 2.1.a). Les responsables doivent donc se laisser orienter par les expériences acquises sur le terrain grâce aux programmes de base et par les connaissances issues d'enquêtes auprès de l'économie. Les premières expériences ont été réalisées par l'observatoire de l'emploi du canton de Vaud. En 1999, a été lancé le projet-pilote du « réseau des observatoires romands et du Tessin » (ORTE). Dans ce cadre, plusieurs travaux d'analyses microéconomiques régionales relatives aux qualifications demandées par l'économie, sur la base d'enquêtes auprès des employeurs et des associations professionnelles, notamment dans l'informatique, la construction et l'hôtellerie et la restauration, ont été réalisés.

En 1997, les cantons étaient tenus pour la première fois d'atteindre un **nombre minimal de places au titre de MMT** : 25'000 places-année pour l'ensemble de la Suisse, une place-année correspondant à 220 jours contrôlés<sup>119</sup>. Pour 1998 et 1999, le Conseil fédéral a décidé de laisser le nombre minimum inchangé et de donner la priorité à l'amélioration qualitative des MMT offertes. L'amélioration des services fournis se traduit aussi par une meilleure affectation des demandeurs d'emploi à des programmes d'emploi temporaire ou à des cours de formation. Les coûts de ces mesures sont supportés par le fonds de compensation de l'assurance-chômage, les cantons fournissant une contribution forfaitaire de 3'000 francs par place-année. Toutefois, si les cantons ne proposent pas les places de MMT nécessaires, les chômeurs ont droit chaque fois à un prolongement de 80 jours (indemnités spécifiques à titre

---

<sup>119</sup> Ce système a créé des mauvaises incitations pour les cantons. Pour atteindre plus facilement cet objectif opérationnel, en termes de places-année, certains cantons ont privilégié l'organisation de programme d'emploi temporaire (d'une durée prévue de 6 mois), indépendamment des besoins des

compensatoire) et le montant incombant au canton est augmenté ; d'où la mise sous pression financière du canton devant mettre à disposition au moins l'offre minimale de MMT. Face à la baisse du chômage et après avoir observé un nombre trop élevé d'assignations à des MMT ne favorisant pas une réinsertion rapide des demandeurs d'emploi, le Conseil fédéral a réduit le nombre de places devant être mises à disposition pour l'année 2000 (Robert, 2000).

Dans la pratique, au moins théoriquement au terme du programme de base, un bilan et un plan d'action de qualification sont établis pour chaque chômeur. Les cours d'acquisition de qualification de base visent essentiellement les étrangers qui souffrent d'un manque de formation scolaire, professionnelle et sociale. Selon le mandat de prestations provisoire (OFDE, 1996a), les centres de la LMMT devaient prioritairement proposer les cours de bilan professionnel et de recherche d'emploi et les cours d'acquisition des qualifications de base. Parallèlement, le Seco s'est chargé de la présélection des organisateurs de ces mesures, pendant la phase d'introduction des LMMT, afin d'effectuer une première vérification de la qualité des instituts prétendant à l'organisation de cours pour demandeurs d'emploi.

#### **d) Les mesures relatives au marché du travail (MMT) et leurs groupes-cibles**

Au début, face à la montée des demandeurs d'emploi, il a été difficile pour les cantons et les communes de mettre à disposition des mesures actives, étant déjà surchargés par les tâches de suivi administratif. Ils ont d'ailleurs souvent choisi d'offrir les mesures entièrement financées par le fonds de compensation de l'assurance-chômage (AC), comme c'était le cas pour les cours de formation. Aujourd'hui, le mode de financement de la Confédération pour les mesures actives est homogène.

En général, les **objectifs essentiels** des MMT sont:

- favoriser la réinsertion aussi rapide que possible des assurés sur le marché du travail;
- réduire le risque de chômage de longue durée;
- développer la qualification professionnelle des demandeurs d'emploi;
- offrir aux jeunes chômeurs, qui sortent de formation, la possibilité d'acquérir de premières expériences professionnelles.

---

demandeurs d'emploi et de l'économie, et ils ont gardé les demandeurs d'emploi dans les MMT au détriment de l'objectif de réinsertion (cf. infra).

Par la suite, nous présentons les principales MMT et leur groupes-cibles.

### **Cours**

La gamme des cours pouvant être financés par l'assurance-chômage est large.

- ◆ Cours de perfectionnement professionnel visant à approfondir les connaissances acquises préalablement. La mesure doit permettre à l'assuré de continuer à travailler dans le secteur professionnel qui était le sien avant de perdre son emploi.
- ◆ Cours de perfectionnement professionnel destinés à aider les assurés ayant une formation obsolète à s'adapter aux nouvelles données industrielles et techniques et à continuer ainsi à travailler dans leur secteur d'origine.
- ◆ Cours de reconversion dans une profession différente de celle exercée précédemment.
- ◆ Cours dits de développement de la personnalité initiant l'assuré aux techniques de candidature et de présentation.
- ◆ Cours d'acquisition de qualifications de base destinés à dispenser des connaissances élémentaires aux assurés possédant des connaissances linguistiques ou mathématiques insuffisantes. Il n'existe encore pour l'instant qu'un petit nombre de projets-pilotes. La mesure est conçue plus spécialement pour les chômeurs étrangers.

Autrement dit, il faut que la mesure améliore sensiblement l'aptitude au placement de l'assuré et qu'elle soit indiquée pour des raisons inhérentes au marché du travail et non pas pour des raisons propres à l'assuré (motifs personnels).

### **Programmes d'emploi temporaire**

Les programmes d'emploi temporaire (PET) organisés par les pouvoirs publics ou des institutions privées à but non lucratif visent à faciliter la réinsertion des chômeurs dans la vie active, à les réhabituer à des horaires contraignants et à créer des contacts sociaux. Ils doivent permettre également aux chômeurs d'élargir leurs qualifications professionnelles ou du moins de les maintenir. Les programmes d'emploi temporaire sont destinés avant tout aux chômeurs qui cherchent en vain un emploi depuis longtemps déjà.

Ces programmes ne doivent pas faire concurrence à l'économie. La participation est limitée en principe à six mois. Il convient de relever que la demande est allée principalement, en 1996, à des mesures d'occupation de haute qualité combinant travail, conseil et formation. Un nombre

croissant d'institutions a abandonné les programmes d'emploi temporaire proprement dits pour des programmes mixtes (travail/formation)<sup>120</sup>.

### **Stages**

Les stages professionnels visent en premier lieu à permettre aux jeunes assurés qualifiés d'acquérir une première expérience professionnelle. La mesure est mise à profit notamment par les jeunes chômeurs qui sortent de l'apprentissage. Elle peut servir aussi à aider les assurés qui n'ont plus exercé d'activité lucrative depuis assez longtemps à reprendre contact avec leur profession et le monde du travail. Les stages de formation sont destinés à compléter la formation de base des assurés dans des domaines où elle présente des faiblesses.

### **Entreprises d'entraînement**

Les entreprises d'entraînement sont conçues expressément pour les jeunes à la recherche d'un premier emploi et pour les personnes obligées de reprendre une activité lucrative après une longue pause. A fin 1998, il existaient 42 entreprises d'entraînement en Suisse, principalement dans le secteur commercial, offrant au total 680 postes de travail. Une entreprise d'entraînement vend et achète des produits fictifs en collaboration avec d'autres entreprises d'entraînement. Il en résulte des activités sur tous les plans (administration, comptabilité, finances, banque, etc.) exactement comme dans une entreprise réelle: les participants s'entraînent ainsi aux travaux tels qu'ils sont exécutés dans la réalité.

### **Allocations d'initiation au travail**

Cette mesure individuelle permet à un chômeur de se faire engager par une entreprise pour y être initié au travail pendant trois à six mois. Elle est conçue pour les chômeurs qui, pour des motifs inhérents au marché du travail, ont de grandes difficultés à trouver un emploi. Elle vise à inciter les employeurs à engager un chômeur même si celui-ci ne satisfait pas entièrement, au départ, au profil d'exigences.

### **Allocation de formation**

Les allocations de formation sont destinées à permettre à des assurés sans formation ou ayant une formation obsolète et âgés de plus de 30 ans d'acquérir une formation de base ou

---

<sup>120</sup> Depuis septembre 1999, les participants ne reçoivent plus un salaire, mais ils bénéficient d'indemnités spécifiques.

d'adapter leur formation aux besoins du marché du travail. L'objectif de cette mesure est de donner à l'assuré la possibilité d'accomplir un apprentissage sanctionné par un certificat fédéral de capacité ou un certificat cantonal équivalent.

### **Encouragement d'une activité indépendante**

Cette mesure consiste à apporter une aide financière, pendant la phase de préparation du projet, aux assurés qui veulent se lancer dans une activité indépendante. Cette aide peut également consister dans une prise en charge d'une partie des risques de perte.

### **e) Nouveau mandat de prestation : Accord 2000**

Sur la base du constat que les prestations des 150 ORP opérant en Suisse en 1998 se différencient fortement (cf. tableau 3-1) et, étant conscient qu'une partie des différences résultent de l'environnement peu analogue de chaque ORP, le Seco s'est lancé dans de vastes travaux d'analyse, afin de faire profiter les ORP les plus médiocres, des expériences et des connaissances acquises par les ORP les plus performants. Le nouvel accord 2000 pour les ORP, les centres de la LMMT et les offices cantonaux du travail (OCT) a tiré profit des enseignements des études d'évaluation des ORP (ATAG EYC, 1999a, cf. chapitre 3.2.a) et des points faibles des mandats de prestations précédents.

L'accord 2000 est un contrat entre la confédération et les cantons, responsabilisant les cantons vis-à-vis des prestations de leurs ORP, tout en leur conférant plus de compétences opérationnelles. Il repose sur quatre indicateurs relatifs aux résultats des performances des ORP: le nombre moyen de jours pendant lesquels les bénéficiaires, dont le dossier a été annulé, ont perçu des indemnités de chômage (durée de chômage), le nombre d'entrées au chômage de longue durée rapporté au total des bénéficiaires de prestations, le nombre d'arrivées en fin de droit rapporté au total des bénéficiaires de prestations et le nombre de réinscriptions (dans les 4 mois qui suivent l'annulation du dossier) rapporté au total des bénéficiaires de prestations (Robert, 2000). Ces indicateurs sont corrigés par les facteurs exogènes sur lesquels les ORP n'ont pas d'influence, tels que la structure des demandeurs d'emploi et les caractéristiques de leur environnement (par exemple situation conjoncturelle du canton et spécialisation des activités économiques cantonales). Cette correction permet de comparer les résultats des différents ORP, en identifiant les plus performants. « Pour les années 2001 et 2002, les cantons obtenant les meilleurs résultats bénéficieront d'un bonus

s'élevant respectivement à 3 et 5% des frais d'indemnisation des frais d'administration des cantons pour l'exécution de la loi sur l'assurance-chômage. Les cantons obtenant les moins bons résultats supporteront eux-mêmes 3, puis 5% des frais pris en compte par l'OFA. L'année 2000 étant une année-test, seul le bonus sera attribué » (Robert, 2000, p. 54).

Plusieurs remarques s'imposent. Tout d'abord, le modèle économétrique de ATAG EYC (1999a), susceptible de neutraliser les facteurs exogènes, a fait l'objet de nombreuses **critiques**<sup>121</sup>. En effet, on ne dispose pas en Suisse de résultats concluants sur les explications des différences de chômage entre les diverses régions linguistiques (cf. chapitre 2.2.c). Deuxièmement, les indicateurs de résultats retenus pour l'Accord 2000 ne couvrent pas l'ensemble des objectifs fixés aux ORP. Il y a une nette prédominance de l'objectif de réinsertion rapide des demandeurs d'emploi, négligeant l'aspect de stabilité de la réinsertion. A ce propos, on notera que le bon ciblage des MMT, soutenant l'efficacité de celles-ci, apparaît vraisemblablement surtout dans la réinsertion durable des demandeurs d'emploi. Troisièmement, le système d'incitation financière n'a pas fait l'objet d'une évaluation ex-ante et, en particulier, d'une analyse des comportements stratégiques possibles par les ORP et par les cantons.

En général, OCDE (2000) remarque que les conclusions globales reposent très fortement sur le jugement des auteurs de l'analyse ATAG EYC (1999a). « L'observation du fait que certaines procédures de gestion locale sont systématiquement plus efficaces que d'autres ne mène pas simplement (...) à la recommandation de l'audit suisse, selon laquelle le financement fédéral des dépenses du service public de l'emploi (SPE) devrait être lié aux indicateurs de résultats » (OCDE, 2000, p. 29). Par ailleurs, l'OCDE (2000) recommande de considérer davantage les objectifs légitimes du SPE, par exemple la réalisation d'assignations précises dans les MMT qui feront l'objet de notre analyse empirique.

---

<sup>121</sup> Sheldon (2000) avec les mêmes données, mais sur la base d'un autre modèle économétrique, a obtenu des résultats très différents de ceux de EYC (1999a). Par exemple, la Suisse ne dispose pas de données sur le PIB cantonal, ce qui limite fortement l'analyse conjoncturelle cantonale.

## **3.2. Le suivi de la politique active du marché du travail : le préambule de l'évaluation**

### **a) Quelques chiffres concernant les ORP**

Les prestations des ORP peuvent être jugées sur la base de plusieurs indicateurs qui représentent l'opérialisation des buts fixés et des prestations prévues par les mandats de prestation du Seco (avant la définition du nouvel accord 2000). Tout d'abord, on notera que le suivi mis en place par le Seco est basé sur les données administratives. Il est donc purement quantitatif. Par exemple, il ne tient pas compte du degré de satisfaction des clients des ORP, c'est-à-dire des demandeurs d'emploi et des employeurs, ou du degré de notoriété des ORP. Certains aspects qualitatifs ont pu être analysés par l'étude Publicom & M.I.S. Trend (1998, cf. infra), basée sur une enquête téléphonique réalisée auprès des clients des ORP en 1997. En Second lieu, il faut remarquer que les moyennes suisses présentées dans le tableau 3-1 cachent des fortes différences cantonales. Pour cette raison, nous présentons la valeur minimale et maximale entre parenthèses.

Le tableau 3-1 montre les données de suivi relatives aux ORP. D'une part, du côté des services offerts aux demandeurs d'emploi, nous constatons que le nombre de demandeurs d'emploi par conseiller en personnel en 1998 variait entre 69 et 215 personnes selon les cantons. Le nombre de demandeurs d'emploi par conseiller en personnel nous permet surtout de juger du volume de travail du conseiller en personnel et de l'assistance qu'il peut garantir aux demandeurs d'emploi dont il est chargé. Face à l'amélioration du marché du travail, entre 1998 et 1999, nous observons un recul de la charge de travail du conseiller en personnel, qui se traduit par une légère amélioration de l'intensité d'assistance aux demandeurs d'emploi (nombre d'entretiens par demandeurs d'emploi par mois). D'autre part, la forte augmentation des places acquises par mois depuis 1996 témoigne de l'amélioration des contacts entre les ORP et les employeurs<sup>122</sup>. Ces derniers sont des interlocuteurs indispensables aux conseillers en personnel pour accroître la transparence du marché du travail. La stagnation des places vacantes depuis 1998 est probablement due à l'accent mis sur la qualité de cette prestation, avec la seule saisie des places vacantes susceptibles d'être intéressantes pour les demandeurs d'emploi inscrits. La connaissance des places vacantes est une condition indispensable pour

pouvoir les proposer aux demandeurs d'emploi<sup>123</sup>. Ce service de courtage fourni aux employeurs est à la fois un service aux demandeurs d'emploi. Il améliore l'image des ORP auprès des employeurs et accélère le placement des demandeurs d'emploi.

En termes de résultats opérationnels, on peut juger le travail des ORP surtout par les placements effectués et par les sanctions décidées. On constate une augmentation des placements (pour tous les demandeurs d'emploi et pour les demandeurs d'emploi de longue durée) et des sanctions. Il est bien clair que ces données ne nous disent rien sur la qualité du placement réalisé. Or, ces résultats opérationnels devraient se traduire par une amélioration des indicateurs de résultats fixés par le nouvel accord 2000 (voir infra, cf. chapitre 3.3.c).

**Tableau 3-1 : Chiffres significatifs de suivi des ORP : Moyenne suisse par mois (1998 – 1999)<sup>124</sup>**

	1998	1999
Nombre de demandeurs d'emploi par conseiller en personnel (CP)	114 (69-215)	101 (67-158)
Nombre d'entretiens de conseil par CP	100 (50-162)	105 (59-169)
Nombre d'entretiens de conseil par demandeurs d'emploi	0.9 (0.2-1.5)	1.05 (0.5-1.6)
Nombre de places vacantes acquises	11896	11646
Taux d'acquisition de places vacantes par CP	6.2 (3.8-42.2)	6.8 (2.9-44.3)
Nombre d'assignations à des places vacantes par CP	18.6 (11-37)	18.4 (7.4-32.6)
Nombre d'assignations par demandeurs d'emploi	0.16 (0.06-0.4)	0.18 (0.08-0.46)
Nombre de sanctions par 1000 demandeurs d'emploi	18 (3.8-100.7)	26 (8.8-84.2)
Nombre de placements	5096	5221
Taux de placement par CP	2.7 (1.0-8.1)	3.1 (1.3-5.7)
Taux de placement par demandeurs d'emploi en %	2.4 (0.6-6.6)	3.1 (1.0-7.3)
Nombre de placements de demandeurs d'emploi de longue durée	1732	1669
Taux de placement de demandeurs d'emploi de longue durée par CP	0.9 (0.2-2.5)	1 (0.3-1.7)

Source : Seco.

Au-delà de l'analyse purement quantitative des prestations des ORP, le sondage de M.I.S. Trend et Publicom (1998) montre que 80% des demandeurs d'emploi interrogés en 1997 étaient « assez satisfaits », voire « très satisfaits » de la qualité des entretiens de conseil. Par ailleurs, concernant les assignations, même si on constate une amélioration de l'adéquation des candidats proposés aux employeurs, les employeurs ont cité la qualité insatisfaisante des assignations comme le principal facteur les incitant à moins ou ne pas annoncer les offres

<sup>122</sup> La reprise économique ne permet pas d'expliquer cet accroissement des places vacantes annoncées aux ORP. Le graphique 2-5 dans le chapitre 2.2.b nous confirme cette impression.

<sup>123</sup> Une assignation est un ordre au chômeur de se présenter à un emploi vacant déterminé. Si le chômeur n'y donne pas suite sans motif valable, il sera sanctionné.

d'emploi aux ORP. A ce propos, ATAG EYC (1999a) trouve une corrélation significative entre la fréquence des entretiens de conseil et la prévention des erreurs d'assignation. Mais les auteurs de cette étude soulignent que les ORP les plus performants ont réduit volontairement la fréquence des entretiens de conseil avec les demandeurs d'emploi ne présentant pas de déficits en matière de motivation, d'aptitude au placement ou d'information.

On notera que, selon ATAG EYC (1999a), les chefs des ORP ont une compréhension différente des tâches des ORP. ATAG EYC (1999a) identifie, en particulier, trois interprétations du rôle que les ORP sont appelés à jouer dans la PMT: l'ORP en tant qu'institution de placement (s'occupant en priorité des demandeurs d'emploi les plus faciles à placer), l'ORP en tant qu'institution de réinsertion des demandeurs d'emploi (les priorités sont le placement et l'amélioration de l'aptitude au placement) et l'ORP, institution avec des tâches sociales (l'accent est mis sur l'assistance aux demandeurs d'emploi). Le premier et le troisième type d'ORP prononçaient rarement des sanctions. Ils étaient aussi les plus médiocres en termes de résultats.

## **b) Quelques chiffres concernant les mesures relatives au marché du travail**

L'offre de mesures relatives au marché du travail a fortement augmenté entre 1990 et 1998, notamment avec la fixation depuis 1997 d'une offre minimale de MMT à mettre en place par les cantons (cf. tableau 3-2). En 1995, le nombre des mesures relatives au marché du travail, en termes de places-année, était de 6'638. Or, en 1998, plus de 30'000 places-année ont été réalisées, dépassant largement l'objectif opérationnel (offre minimale) fixé par le Seco. Les programmes d'emploi temporaire occupent le premier rang, suivis par les mesures de formation. Parmi ces dernières, les cours du programme de base et les autres cours de développement de la personnalité, les cours de langues et d'informatique sont les plus pratiqués par les cantons (cf. graphique 3-2). Du point de vue du nombre des participants moyen par mois, ces résultats sont confirmés globalement. Les mesures de perfectionnement et de reconversion, avec le 49%, sont le type de mesures le plus souvent suivi par les demandeurs d'emploi (cf. graphique 3-4). Ainsi, en 1998, on estime qu'environ 147'000 assurés ont pu bénéficier d'une MMT.

---

<sup>124</sup> Il s'agit de moyennes annuelles sur la base de chiffres mensuels, désagrégées par canton.

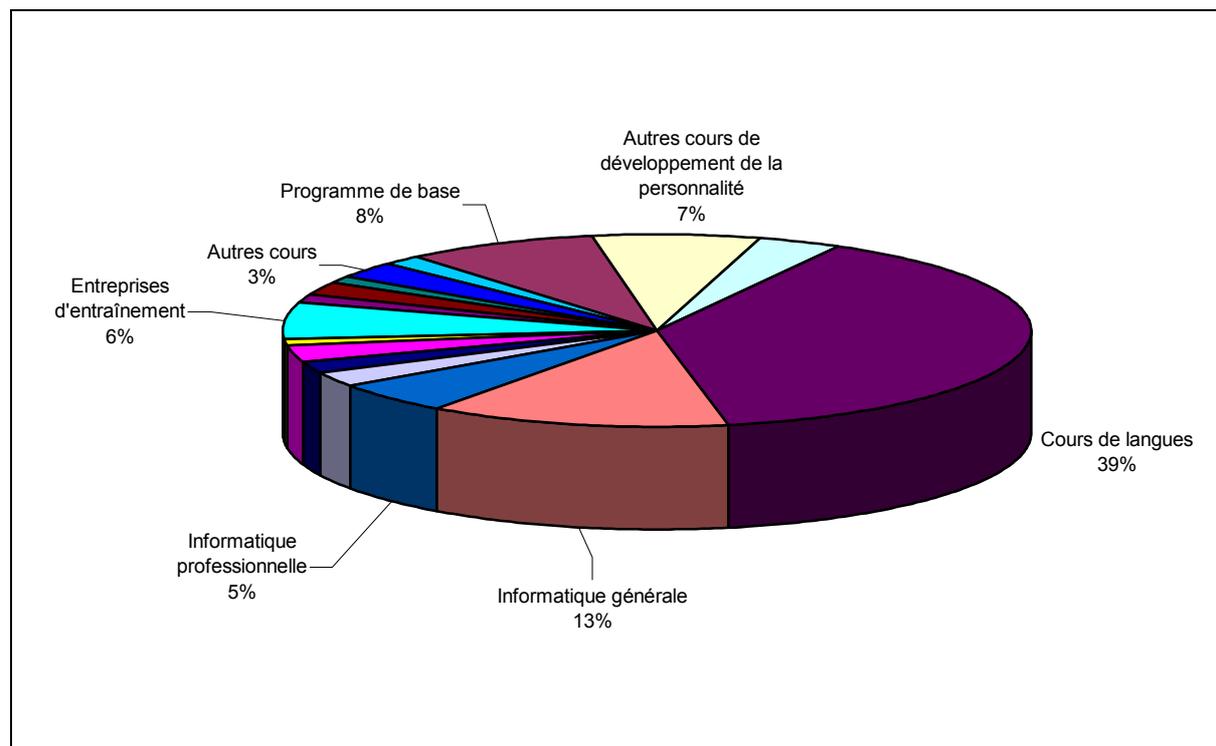
**Tableau 3-2 : Nombre de places-année réalisées et offre minimale de MMT (Suisse, 1993-1998)**

Mesures	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Mesures de formation <sup>1)</sup>	1773	2641	2854	7070	8796	10248
Mesures d'occupation <sup>2)</sup>	495	2758	3024	11400	14287	17460
Allocations d'initiation au travail	267	554	699	1750	1132	1900
Allocations de formation	-	-	-	350	213	333
Encouragement d'une activité indépendante	-	-	-	30	514	712
Contributions aux frais de déplacement quotidien et hebdomadaire	42	53	61	100	484	919
<b>Total de MMT réalisées</b>	<b>2'577</b>	<b>6'006</b>	<b>6'638</b>	<b>20'700</b>	<b>31'500</b>	<b>31'572</b>
<b>Offre minimale<sup>3)</sup></b>					<b>25'000</b>	<b>25'000</b>

Source : Seco.

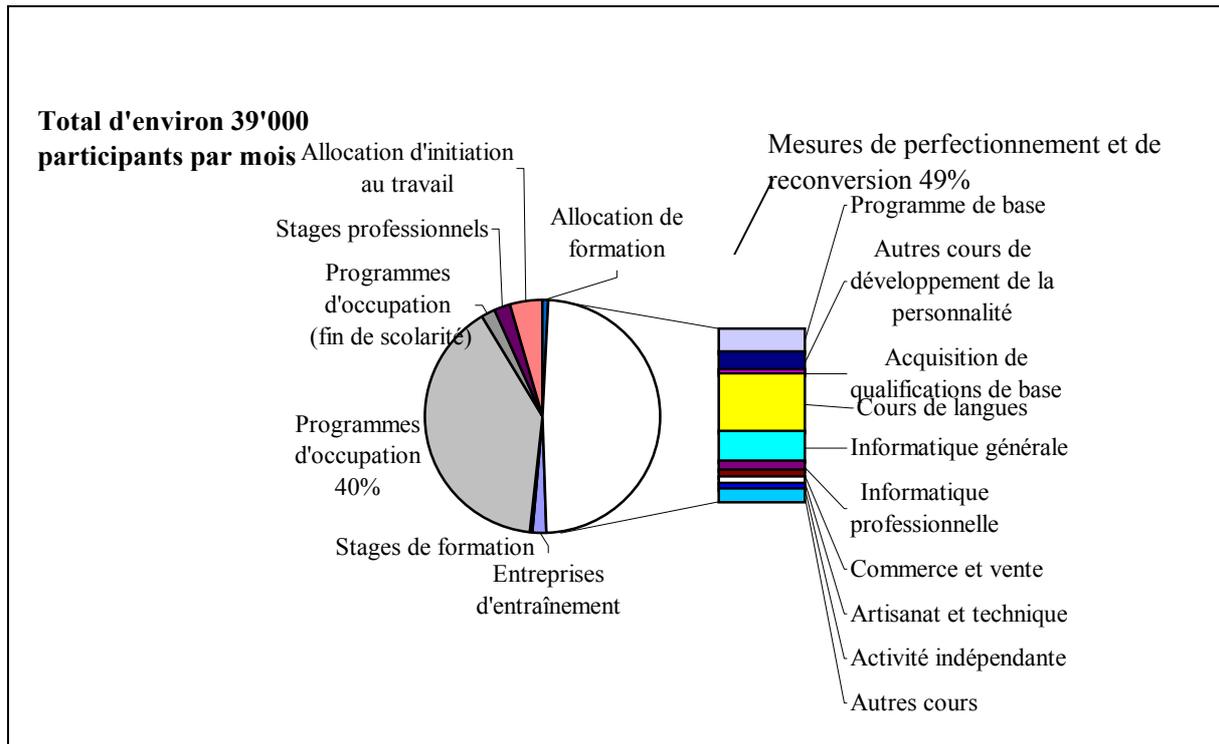
- 1) Cours, entreprises d'entraînement, stages de formation.
- 2) Programmes d'emploi temporaire (PET), stages professionnels, semestre de motivation.
- 3) Dans l'offre minimale, on ne tient pas compte des personnes qui ont profité d'un encouragement pour une activité indépendante et des personnes qui ont reçu des contributions aux frais de déplacement.

**Graphique 3-2 : Mesures de formation réalisées en 1998 (en places-année)**



Source: Seco, Statistiques du marché du travail, exploitations spéciales.

**Graphique 3-3 : Nombre moyen de participants (par mois) aux MMT (1998, Suisse)**



Source: Seco, Statistiques du marché du travail, exploitations spéciales.

En conclusion, si on analyse le **taux de couverture** de la population de référence, c'est-à-dire les demandeurs d'emploi, on constate qu'en 1998 environ 60% des demandeurs d'emploi ont profité au moins d'une MMT au cours de l'année<sup>125</sup>. Ce taux de couverture s'élève à 40% pour les cours de perfectionnement et de reconversion et à 22% pour les programmes d'emploi temporaires. Autrement dit, en moyenne plus de la moitié des nouveaux demandeurs d'emploi profite d'une MMT : plus d'un tiers a participé à des cours et un peu moins d'un cinquième à des programmes d'emplois temporaire. Mais, si on se base sur le nombre moyen de participants par mois à des MMT en 1998 (environ 39'000 personnes, cf. graphique 3-3), nous obtenons un taux de couverture mensuelle des MMT, c'est-à-dire des mesures de formation et d'occupation, de 18%. Autrement dit, en moyenne, chaque mois moins de 1 demandeur d'emploi sur 5 profitait en 1998 d'une MMT.

<sup>125</sup> Depuis 1998, les exploitations statistiques nous permettent d'éviter le double comptage. Chaque personne n'est comptée qu'une seule fois au cours de la période sous revue, même si elle a participé à plusieurs cours et à d'autres types de MMT (par exemple, un programme d'emploi temporaire).

### c) Les indicateurs de résultats et l'Accord 2000

Depuis l'institution des ORP, l'indicateur de résultats, utilisé dans le système de suivi, est la durée moyenne du chômage, qui allait s'ajouter aux indicateurs de résultats intermédiaires (ou indicateurs de résultats opérationnels ou indicateurs de prestations) présentés dans le tableau 3-1. En 1999, ATAG EYC (1999a et 1999b) propose de focaliser l'attention sur quatre indicateurs de résultats. Ces derniers sont à la base de l'Accord 2000 (cf. chapitre 3.1.e). Dans le tableau suivant, nous présentons les indicateurs de résultats, tels qu'ils étaient diffusés aux organes responsables pour la mise en œuvre de la PAMT, jusqu'à fin 1999.

**Tableau 3-3 : Indicateurs de résultats de suivi des ORP/LMMT/OCT, non corrigés par les facteurs exogènes (1996 – 1999)**

	1995	1996	1997	1998	1999
Durée de recherche d'emploi des personnes sorties de PLASTA (en jours)	235	237.03	262.18	316.39	317.64
Entrées au chômage de longue durée par 100 demandeurs d'emploi				2.4 (1.7-2.6)	2.2 (1.5-2.6)
Indicateur 1 : Nombre d'indemnités par bénéficiaire					185 (111-213)
Indicateur 2 : Entrées au chômage de longue durée*					2.51 (1.44-3.06)
Indicateur 3 : Arrivées en fin de droit**					2.73 (1.82-3.03)
Indicateur 4 : Réinscriptions***					1.24 (0.84-2.31)

\* Nombre d'entrées au chômage de longue durée / Nombre de bénéficiaires de prestations en %.

\*\* Nombre d'arrivées en fin de droit / Nombre de bénéficiaires de prestations en %.

\*\*\* Nombre de réinscriptions / Nombre de bénéficiaires de prestations en %.

L'analyse de ATAG EYC (1999a), se basant sur la période de juillet 1997 à février 1998<sup>126</sup> concernant 125 ORP, repose sur les indicateurs de résultats intermédiaires et les résultats finaux (cf. tableaux 3-1 et 3-3). ATAG EYC observe qu'il existe des différences importantes en termes de prestations entre les ORP. Par exemple, les meilleurs ORP présentent une durée moyenne pour la recherche d'emploi de 120 jours, alors que d'autres ORP ont une durée moyenne de 360 jours. La moyenne suisse pour cette période était de 271,3 jours. Il est cependant évident qu'une partie importante de ces différences peut être expliquée par des facteurs exogènes aux ORP, tels que la structure des demandeurs d'emploi et l'environnement économique de l'ORP. ATAG EYC (1999a) a sélectionné comme facteurs exogènes : la structure des demandeurs d'emploi par âge, sexe, nationalité, catégorie de triage, la structure

industrielle, la structure rurale/urbaine et la structure par âge du canton. Ainsi, ATAG EYC conclut qu'environ la moitié des différences au niveau des durées moyennes du chômage entre les ORP résulte de facteurs exogènes<sup>127</sup>.

ATAG EYC (1999a) identifie quatre facteurs stratégiques de succès pour les ORP. Ceux-ci concernent la culture d'entreprise de l'ORP, l'encadrement offert aux demandeurs d'emploi, les compétences des conseillers en personnel et l'utilisation judicieuse des instruments mis à disposition (par exemple, les MMT). A propos des MMT, ATAG EYC (1999a) soutient qu'en Suisse, certains ORP utilisent les placements dans les programmes comme une solution temporaire, sans chercher à déterminer s'ils accélèrent en fait la réinsertion. Cette affirmation a été jugée comme infondée par l'OCDE (2000), car aucune preuve n'a été amenée à son soutien. De plus, ATAG EYC (1999a) souligne l'importance de la crédibilité de la menace de sanctions dès le départ. OCDE (2000, p. 23) remarque que « les sanctions n'améliorent pas nécessairement les résultats des placements pour les chômeurs difficiles à placer ». Ainsi, « certains ORP qui appliquaient une pratique sévère en matière de sanctions contre les chômeurs de longue durée ont enregistré moins de succès dans leur réinsertion que d'autres ORP qui ne recouraient que modérément aux sanctions » (OCDE, 2000, p. 23).

---

<sup>126</sup> On notera que l'étude de EYC (1999a) a été actualisée, en considérant la période d'avril 1998 à mars 1999.

<sup>127</sup> Curti et Meins (1999) montrent d'ailleurs que les facteurs exogènes ont davantage d'influence sur la durée moyenne de la recherche d'emploi que sur le taux d'acquisition et le taux de placement.

### **3.3. L'importance en Suisse de la politique active du marché du travail**

Après avoir présenté dans le chapitre 3.1 le changement législatif intervenu avec la révision de la LACI, décidée par le Parlement en 1995, donnant priorité aux mesures actives par rapport aux mesures de garantie d'un revenu, et, dans le chapitre précédent, quelques données significatives relatives à leur mise en œuvre, on se pose la question de savoir si, dans les années 90, il y a vraiment eu un abandon progressif des mesures passives au profit des mesures actives. Autrement dit, la Suisse a-t-elle réussi à réaffecter ses ressources à des mesures actives conformément au principe d'activation introduit dans la LACI ?

Avant d'analyser cette question, nous allons décrire brièvement l'évolution des dépenses actives dans les années 90. Par la suite, nous allons pouvoir répondre à cette question en utilisant 3 indicateurs proposés par Martin (2000). Il s'agit de la part en pourcentage du PIB des dépenses publiques pour les mesures actives, des dépenses publiques pour les mesures actives par chômeur rapportées aux gains moyens et du nombre de participants à des programmes actifs par rapport à l'ensemble de la population active. Cinq grandes catégories de programmes actifs du marché du travail ont été retenus par l'OCDE : l'administration et les services publics de l'emploi, la formation dans le cadre du marché du travail, les mesures en faveur des jeunes (y compris la formation en apprentissage visant principalement les jeunes en fin de scolarité), les subventions à l'emploi et les mesures en faveur des handicapés. On considère comme dépenses passives les allocations de chômage et le versement de pensions de retraite anticipée pour des raisons liées au marché du travail<sup>128</sup>.

A propos de la classification de l'OCDE, dans le contexte Suisse, on notera premièrement que les ressources du secteur privé consacrées à l'apprentissage ne sont pas prises en compte parmi les dépenses actives. Deuxièmement, on peut s'imaginer qu'avant l'institution des ORP en 1997, les dépenses pour l'administration du service public de l'emploi à la charge des collectivités locales, n'étaient pas comptabilisées dans leur totalité. Troisièmement, à partir de 1998, le souci d'optimiser la qualité des programmes d'emploi temporaire (PET) a conduit à organiser des programmes mixtes, intégrant un volet de formation. La distinction entre mesures de formation et les subventions à l'emploi dans le secteur public ou privé à but non lucratif devient donc artificielle. Enfin, on notera qu'en Suisse les dépenses passives

correspondent aux indemnités versées par l'AC, car il n'existe pas un programme fédéral de retraite anticipée.

**Tableau 3-4 : Les coûts de la PAMT (en millions de Sfr.) (1990-1998)**

Mesure		1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998
Mesures de formation (y c. entreprises d'entraînement et stages de formation) dont cours 1)										251
Emplois temporaires (Art.72)		7.6	12.6	42.8	93.8	139.7	165.2	205.6	296.8	237
Salaires pour les emplois temporaires		2	1.9	2.8	9.2	51.1	114.9	166.9	309.6	277
Allocation d'initiation au travail		3.7	3.5	5.3	17	94.8	213.4	400.8	503.5	459
Allocations de formation		2.8	3.4	7.8	14.1	29.3	32.1	24.8	31.7	34
Encouragement d'une activité indépendante		-	-	-	-	-	-	0.8	3.9	7
Contributions aux frais de déplacement quotidien et hebdomadaire		0	0	0	0	0	0	7.2	8.5	28
Total I	(1)	n. d.	n. d.	n. d.	2.2	2.8	3	3.4	4	4
ORP		16.1	21.4	58.7	136.3	317.7	528.6	809.5	1158	1060
LMMT		-	-	-	-	-	-	143.6	260	348.8
Total frais d'administration ORP et LMMT	(2)	0	0	0	0	0	0	143.6	298.6	387.4
<b>Total II</b>	<b>(3)=(1)+(2)</b>	<b>16.1</b>	<b>21.4</b>	<b>58.7</b>	<b>136.3</b>	<b>317.7</b>	<b>528.6</b>	<b>953.1</b>	<b>1456.6</b>	<b>1447.4</b>
PIB aux prix du marché (97 et 98: chiffres provisoires)	(4)			314366	312852	314518	316104	317111	322429	329066
Total II en % du PIB (nos calculs)	(3)/(4)		0.01	0.02	0.04	0.10	0.17	0.30	0.45	0.44
Total en % du PIB selon l'OCDE 2) et 3)		0.2				0.5	0.48	0.54	0.76	0.70
Total en % du PIB selon Martin (2000)		0.2				0.4			0.8	
Moyenne (non pondérée) des pays de l'OCDE 3)		0.8				1	0.9		0.8	
<b>Assurance-chômage (résultats comptables) 4)</b>										
Indemnités de chômage			788.0	2305.7	4329.6	4193.3	3580.2	4052.6	4791.6	3780.7
Total indemnités 5)	(5)		1101.2	2985.1	5276.2	4784.2	3975.4	4492.1	5078.4	3943.1
Mesures préventives resp. MMT 6)	(6)		21.8	54.5	136.7	322.0	496.4	805.7	1736.3	1003.5
Total des prestations de l'AC	(7)=(5)+(6)		1123.0	3039.6	5412.9	5106.2	4471.8	5297.8	6814.7	4946.7
Part des dépenses en MMT sur le total des prestations de l'AC (en %)	(6)/(7)		1.9	1.8	2.5	6.3	11.1	15.2	25.5	20.3
Part des dépenses actives de la PMT (nos calculs, en %)	(3)/(24)		1.9	1.9	2.5	6.2	11.8	18.0	21.4	29.3
Part des dépenses actives de la PMT ( en %) 3)		33				34	29	30	35	40
Part des indemnités passives	(5)/(7)		0.98	0.98	0.97	0.94	0.89	0.85	0.75	0.80
Moyenne (non pondérée) des pays de l'OCDE 3)		36					37		38	

Source: Rapport annuel 1999, Seco et élaborations propres.

- 1) Les frais de cours ne comprennent pas le montant des indemnités de chômage versées durant la mesure ;
- 2) Pour la Suisse, les dépenses pour les mesures actives comprennent les dépenses pour l'administration et les services publics de l'emploi, la formation professionnelle pour les chômeurs adultes et les travailleurs menacés de perdre leur emploi, les mesures pour les jeunes chômeurs et les défavorisés, les mesures d'aide à l'embauche ( y compris la création directe d'emplois dans le secteur public ou dans des organismes à but non lucratif, les mesures de réadaptation professionnelle en faveur des handicapés.
- 3) Source : OCDE (1997), OCDE (1999) et OCDE (1999c).
- 4) Source : La Vie économique, No. 4/2000 et No. 1/1997 (98: chiffres provisoires).
- 5) Indemnités de chômage, pour réduction de l'horaire de travail, en cas d'intempéries, en cas d'insolvabilité
- 6) MMT: salaires de programmes d'occupation temporaire, MMT individuelles et collectives.

Le tableau 3-4 montre la forte augmentation des **dépenses actives** pour la politique suisse du marché du travail entre 1990 et 1998. Les dépenses actives totales en 1998, y compris les dépenses pour le service public de l'emploi, sont plus que 100 fois celles de 1990. L'augmentation a été constante jusqu'à 1997. A partir de 1998, on constate un certain ralentissement, dû en particulier à une certaine stabilisation des dépenses en MMT. Ce sont

<sup>128</sup> Pour de plus amples informations, cf. Martin (2000).

surtout les dépenses pour les programmes d'emploi temporaire qui ont augmenté énormément. L'arrêt en 1998 de ces dépenses s'explique par le nombre de places-année resté inchangé par rapport à 1997. Si on analyse la répartition des dépenses par MMT, on constate qu'en 1993 la part des dépenses consacrées aux mesures de formation représentait encore environ 70% du total. Entre 1994 et 1995, la part des dépenses pour les emplois temporaires a fortement augmenté. Ainsi en 1996, moins d'un tiers des dépenses était encore consacré aux mesures de formation. Il faut rappeler qu'on constate depuis 1997 une tendance vers un accroissement de la composante de formation dans les programmes d'emploi temporaire.

Au niveau international, Martin (2000) constate que la réaffectation des ressources à des mesures actives a été extrêmement limitée. Dans un pays-type de l'OCDE, les dépenses consacrées à des mesures actives ne sont passées que de 0.7% du PIB en 1985 à 0,8% en 1997. En outre, la part des dépenses pour les mesures actives en pourcentage des dépenses publiques totales consacrées à la PMT est restée stable (35%). Selon le tableau 3-5, en Suisse, le premier indicateur est passé de 0,2% en 1990 à 0,8% en 1997, alors que le deuxième est passé de 42% en 1985, à 35% en 1997. En Suisse, on constate donc un véritable accroissement de la part des dépenses pour la PAMT en % du PIB, mais le niveau reste inférieur à celui de la moyenne des pays de l'Union européenne.

Le tableau 3-4, avec une définition plus restrictive de la PAMT (limitée à celle financée par l'AC), que celle de l'OCDE, présente une réalité plus décevante en termes de pourcentages, mais plus positive quant à l'évolution dans les années 90. Selon nos calculs, en 1997, 0,45 % du PIB était consacré à des dépenses actives de l'AC. Ceci représente une forte amélioration par rapport au début des années 90 (en 1991, 0,01%) et par rapport à 1995 : année précédant l'institution des ORP et la fixation d'une offre minimale en MMT à mettre en place par les cantons (0,17%). Aussi la part des dépenses de l'AC consacrées à la PAMT s'est beaucoup accrue entre 1991 et 1998. Si en 1991, seul 1,9% des dépenses de l'AC étaient consacrées à la PAMT, ce pourcentage est passé à 11,8% en 1995, à 21% en 1997 et à 32% en 1998, se rapprochant considérablement de la moyenne des pays de l'OCDE. On rappellera qu'à partir de 1996, on assiste, avec la création des ORP, à une internationalisation des coûts du service public de l'emploi par l'AC.

Du point de vue des participants à des mesures actives et leur importance rapportée à l'ensemble de la population active, on observe également une forte augmentation. Sur la base d'estimations du nombre de participants aux MMT par année, on observe qu'en 1991, seul 0,3% de la population active a profité de mesures actives, alors que ce pourcentage s'élève à environ 3,2% en 1998. Cette augmentation a dû être encore plus importante, car nous croyons que le nombre de participants à des mesures relatives au marché du travail en 1991 est surestimé notamment à cause du double comptage. Une personne qui a participé à plusieurs mesures a été comptée plusieurs fois. D'où la surestimation du taux de couverture des MMT par rapport à la population active jusqu'en 1998. En particulier, on notera également, qu'en 1998, 2,2% de la population active profitent de cours de perfectionnement et de reconversion financés par l'AC.

En conclusion, malgré le fait que la part des dépenses pour la PAMT en % du PIB reste assez modeste et que la part des dépenses actives parmi l'ensemble des dépenses relatives au marché du travail soit presque stable dans les années 90 (selon l'OCDE), **les progrès dans la voie de l'abandon progressif des mesures passives au profit des mesures actives semblent donc bien réels.** Il faut en effet prendre en considération que, premièrement, la forte montée du chômage jusqu'au début de 1997 et le prolongement de la durée maximale des indemnités (délai-cadre de 2 ans depuis janvier 1997) ainsi que la générosité du taux de remplacement du revenu de l'assurance-chômage en Suisse, ont entraîné une hausse automatique des dépenses passives. La part des bénéficiaires de l'AC parmi la population active (selon l'ESPA) est passée de 3% en 1990 à 9% en 1997 et à 8% en 1998. Deuxièmement, la fixation d'une offre minimale de places-année largement inférieure aux besoins en 1997<sup>129</sup>, confirmée en 1998, afin de donner priorité à la qualité des mesures mises en œuvre, a réduit considérablement la réaffectation des ressources vers les mesures actives. Le nouvel Accord 2000 et les résultats d'évaluation des MMT assez négatifs quant à l'efficacité de certaines mesures, afin de favoriser la réinsertion rapide des demandeurs d'emploi, pourraient aussi pousser les ORP à réduire les attributions de MMT. Il faut cependant souligner que **la réalisation de nombreuses MMT ne signifie pas nécessairement avoir une approche active.** Proposer une participation à un programme d'emploi temporaire, qui n'est pas adapté aux besoins de l'individu, ne constitue pas une politique active ; d'où aussi la limite de la perspective purement financière présentée dans le

---

<sup>129</sup> Le nombre élevé de bénéficiaires d'indemnités spécifiques à titre compensatoire en témoigne.

tableau 3-4. Enfin, il faut remarquer que les dépenses pour l'administration des ORP sont à considérer en Suisse comme actives, ceci plus que dans certains autres pays, car le conseiller en personnel, compte tenu du nombre assez limité de dossiers à gérer, peut assurer une véritable assistance à la recherche d'emploi des demandeurs d'emploi.

**Tableau 3-5 : Orientation des dépenses au titre des politiques actives du marché du travail (en % des dépenses publiques totales au titre des PAMT)**

	1990	1995	1997	1998*
<b>Suisse</b>				
Services publics de l'emploi	(32)	(23)	(20)	27
Formation	(5)	(19)	(30)	19
Création d'emplois	(0)	(17)	(29)	51
Autres	(64)	(42)	(21)	3
<b>Allemagne</b>				
Services publics de l'emploi	(21)	(17)	(17)	n.d.
Formation	(37)	(28)	(29)	n.d.
Création d'emplois	(10)	(25)	(21)	n.d.
Autres	(33)	(30)	(34)	n.d.

() selon l'OCDE (1999, p. 146), pour 1998, tableau 3-4.

**Tableau 3-6 : Indicateurs de la PAMT**

	1990	1994	1997
<b>Suisse</b>			
Dépenses consacrées à la PAMT en % du PIB	0.2	0.4	0.8
Dépenses consacrées par chômeur à la PAMT en % des gains d'un ouvrier moyen	18.9*	18	29
Nouveaux participants dans les programmes actifs du MT en % de la population active totale	0.5	2.1	n.d.
<b>Union européenne</b>			
Dépenses consacrées à la PAMT en % du PIB	0.9	1.2	1.1
Dépenses consacrées par chômeur à la PAMT en % des gains d'un ouvrier moyen	39.5	24.4	25.5
Nouveaux participants dans les programmes actifs du MT en % de la population active totale	6.1	9.0	10.3
<b>Etats-Unis</b>			
Dépenses consacrées à la PAMT en % du PIB	0.2	0.2	0.2
Dépenses consacrées par chômeur à la PAMT en % des gains d'un ouvrier moyen	8.5	7.0	7.8
Nouveaux participants dans les programmes actifs du MT en % de la population active totale	2.7	n.d.	n.d.

\*1991 ; n.d. : Donnée non disponible.

Source : Martin (2000).

## Chapitre 4. Conclusions de la première partie

### 4.1. Appréciation globale des performances du marché du travail suisse dans un contexte européen

Sur la base de l'approche de type radar, utilisée par la Commission européenne pour comparer les performances des marchés du travail des pays membres (rapport conjoint) et ceux des Etats-Unis et du Japon, nous allons pouvoir apprécier globalement la performance du marché du travail suisse par rapport aux pays voisins.

Ce type d'approche permet de visualiser dans deux graphiques les performances d'un marché du travail d'un pays sur la base de plusieurs indicateurs et de les comparer avec celles d'autres pays ainsi que d'analyser leurs évolutions. Autrement dit, on quantifie les performances en termes de degré d'atteinte des objectifs fixés dans le cadre de la stratégie européenne pour l'emploi (SEE)<sup>130</sup>. Si l'indicateur prend la valeur 1, ceci signifie que le pays analysé est parmi les 3 meilleurs pays, si au contraire il prend la valeur 0, le pays est le moins performant de toute l'UE<sup>131</sup>. Le premier graphique est consacré au **chômage** avec le taux de chômage, l'égalité des chances, l'intégration des jeunes et des chômeurs de longue durée. Le deuxième graphique se concentre sur **l'emploi** et sur les différents axes ; on y retrouve la croissance de l'emploi, le niveau de l'emploi, l'égalité des chances et l'intégration des travailleurs de plus de 50 ans et de moins de 65 ans<sup>132</sup>.

Cette représentation graphique a d'ailleurs l'avantage de présenter implicitement un indicateur synthétique de ces indicateurs : la surface du quadrilatère. L'indicateur synthétique prend la valeur 2 si le pays analysé est parmi les meilleurs pour chacun des 4 indicateurs. Il faut cependant remarquer que cette approche est naturellement réductrice des performances d'un marché du travail. Par exemple, elle ne prend pas en considération la dimension de l'adaptabilité des travailleurs (formation continue) et d'autres aspects qualitatifs des performances d'un marché du travail. Par ailleurs, on ne distingue guère entre les effets à

---

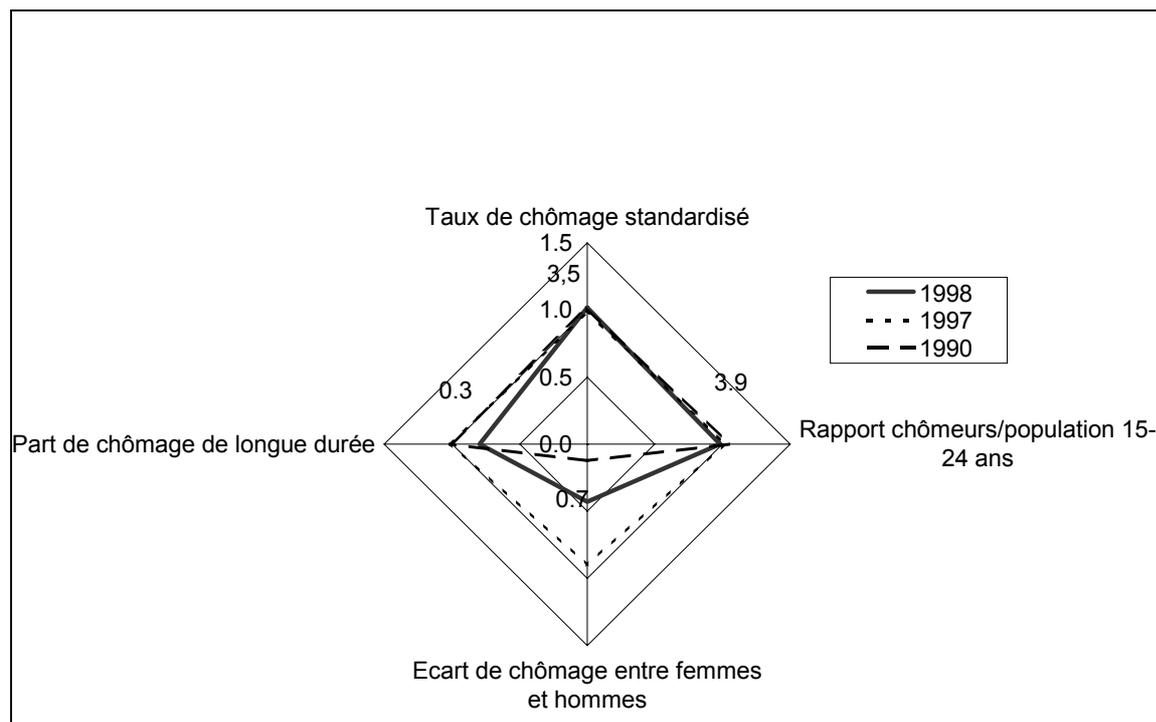
<sup>130</sup> La Commission européenne rédige ses recommandations pour les États-membres sur la base de 4 concepts : l'employabilité, l'entrepreneuriat, l'adaptabilité et l'égalité des chances.

<sup>131</sup> L'indicateur peut prendre une valeur supérieure à 1, lorsque l'indicateur du pays analysé est meilleur que la moyenne des 3 pays les plus performants de l'UE.

<sup>132</sup> Une représentation alternative se base sur des indicateurs reposant sur des équivalents à plein temps.

court terme (cycliques) et les aspects structurels de la performance d'un marché du travail (Mosler et Mayer, 1998). Cependant, nous considérons cette approche comme un instrument simple et puissant, afin de comparer les performances de différents marchés du travail. Nous jugeons cette approche comme adaptée à la Suisse, car les priorités fixées au niveau européen font explicitement ou implicitement partie de la stratégie suisse pour l'emploi.

**Graphique 4-1 : Indicateurs de chômage de la Suisse par rapport à la moyenne des trois pays les plus performants de l'UE**

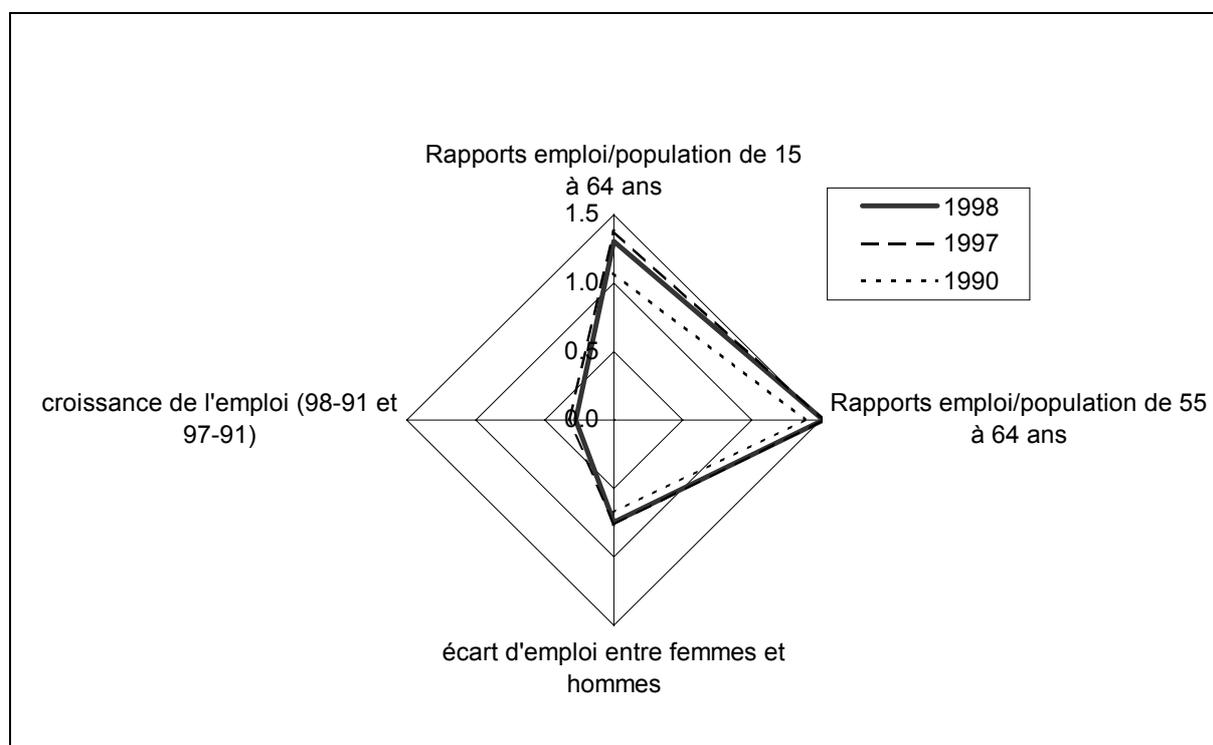


Source : Eurostat et OECD(2001).

Le graphique 4-1 montre qu'en Suisse entre 1991 et 1998, le taux de chômage était inférieur à celui des trois pays de l'UE les plus performants sur le marché du travail (en 1997 et 1998 : Luxembourg, Pays-Bas et Autriche). Ceci vaut aussi pour le rapport entre chômeurs et population de 15 à 24 ans. En 1998, seul le Luxembourg, avec 2,5%, avait un rapport de chômage des jeunes inférieur à celui de la Suisse. La situation est également favorable pour ce qui concerne la part du chômage de longue durée, mais cet indicateur s'est détérioré dans les années 90. En 1991, la part du chômage de longue durée, avec 16,4%, était très largement inférieure à la moyenne des trois pays les plus performants de l'UE. En 1997 et 1998, la part des chômeurs de longue durée en Suisse est légèrement supérieure aux meilleurs pays de l'UE. Si en Suisse 35% des chômeurs l'étaient depuis au moins 1 an, au Danemark seuls 27% étaient chômeurs de longue durée. En revanche, si on analyse les différences de chômage entre les femmes et les hommes, on constate que celles-ci étaient plus marquées en Suisse que

dans d'autres pays européens, ceci notamment en 1991. Par la suite, elles se sont réduites, mais cet indicateur s'est détérioré à nouveau en 1998. Ainsi, en Suisse, le taux de chômage des femmes était de 23% plus élevé que celui des hommes cette année-là, alors qu'il n'y avait presque pas de différence au Royaume-Uni, en Irlande et en Suède. Globalement, la Suisse, avec un indicateur synthétique de 1,9 en 1997 et de 1,6 en 1998, est plus performante que les trois pays les plus performants de l'UE. En 1998, les pays les plus performants de l'UE étaient l'Autriche (1.4), la Suède (1.2) et le Danemark (1.2).

**Graphique 4-2 : Indicateurs d'emploi de la Suisse par rapport à la moyenne des trois pays les plus performants de l'UE<sup>133</sup>**



Source : OCDE (1999b) et Eurostat pour la croissance de l'emploi.

Nous complétons cette comparaison entre la Suisse et les pays de l'UE en considérant les différents taux d'emploi. Le graphique 4-2 montre que le taux d'emploi suisse (ou rapport emploi/population<sup>134</sup>) pour les personnes âgées de 15 à 64 ans et celui des personnes âgées de 55 à 64 ans dépassent largement les taux des pays européens les plus performants (en 1998, Danemark, Suède et Royaume-Uni pour le taux d'emploi général et Danemark, Suède et

<sup>133</sup> On notera que les indicateurs ne sont pas les originaux reposant sur les séries chronologiques de l'Eurostat. Par exemple, compte tenu des données à disposition, nous avons pris en considération les personnes âgées entre 55 à 64 ans (OCDE, 1999b). Ces données se basent sur les enquêtes sur la population active. Ainsi, les données pour la Suisse se réfèrent à l'année 1991.

Portugal pour le taux d'emploi des personnes âgées). Cette situation particulièrement favorable de la Suisse s'explique, d'une part, par la forte participation des femmes, notamment avec des emplois à temps partiel, et, d'autre part, par l'absence en Suisse d'un programme public de financement de la retraite anticipée<sup>135</sup>. Dans les trente dernières années, on constate cependant une baisse constante du taux d'activité des hommes entre 60 et 64 ans<sup>136</sup>. En 1998, le taux d'emploi des Suissesses dépassait, avec 71%, même légèrement celui des pays scandinaves comme la Suède et le Danemark. On constate cependant encore des différences entre les taux d'emploi des femmes et des hommes, car 87,2% des hommes entre 15 et 64 ans étaient actifs occupés en 1998. Ces différences entre les sexes placent la Suisse, question égalité des chances, derrière les pays les plus performants de l'UE : la Suède, la Finlande et le Danemark. Le dernier indicateur relatif à la croissance de l'emploi dans les années 90 est moins réjouissant. L'évolution négative de l'emploi positionne la Suisse, ensemble avec la Suède, la Finlande, le Portugal, l'Italie, la France et le Danemark, parmi les pays avec une croissance nulle ou négative. A cet égard, les pays les plus performants sont l'Irlande, le Luxembourg et les Pays-Bas. L'indicateur synthétique montre cependant que la performance de la Suisse dépasse largement les deux pays les plus performants de l'UE : le Danemark et la Suède.

En conclusion, nous constatons que la performance de la Suisse sur le marché du travail est meilleure que celle des trois pays de l'UE les plus performants, même si entre 1997 et 1998 en termes relatifs, nous observons une légère détérioration de la situation. On notera également qu'en Suisse, contrairement à d'autres pays européens, subsistent des différences importantes entre femmes et hommes.

---

<sup>134</sup> Il s'agit du rapport entre les actifs occupés et la population d'âge actif.

<sup>135</sup> La dixième révision de l'AVS, entrée en vigueur en 1997, a introduit une certaine flexibilité. Une retraite anticipée est possible depuis 63 ans pour les hommes et depuis 62 ans pour les femmes. En général, pour chaque année anticipée, la rente se réduit de 6,8%. L'assurance-chômage prévoit également un système de préretraite pour les personnes qui ont perdu leur emploi jusqu'à deux ans et demie avant l'âge de la retraite ordinaire (cf. chapitre 3.1.a).

<sup>136</sup> Entre 1970 et 1990, le taux d'activité des hommes entre 60 et 64 ans est passé de 87,3% à 79,6% (Carnazzi, 2000).

## 4.2. Les forces et les faiblesses du marché du travail suisse

Tout d'abord, on notera que l'analyse du contexte socio-économique présentée dans le chapitre 2.1 n'est que partielle. L'analyse de type SWOT nous permet de synthétiser l'analyse du contexte suisse, pour pouvoir juger de la cohérence de la politique du marché du travail mise en œuvre par rapport au contexte.

Si les forces du marché du travail suisse sont connues par tout le monde, les **faiblesses** sont moins thématiques dans le débat politique. Pour cette raison, nous allons les présenter plus en détail. La qualité de l'offre de travail est fortement influencée par la présence en Suisse de personnes de nationalité étrangère. La politique des étrangers a été orientée trop souvent par les intérêts régionaux ou spécifiques à des entreprises ou à des branches (Sheldon, 1999b). Ainsi, on constate que, selon le recensement fédéral de 1990, la **moitié de la population étrangère résidante âgée entre 26 et 55 ans ne disposait d'aucune formation professionnelle**. Il s'ajoute le fait que le système scolaire ne prend pas toujours en considération les besoins spécifiques des élèves étrangers, notamment des élèves issus de familles récemment immigrées (problèmes linguistiques); d'où la faible mobilité intergénérationnelle<sup>137</sup>. Le niveau de formation de la main-d'œuvre est également le résultat d'un sous-investissement dans la formation continue des personnes avec un bas niveau de formation initiale. En Suisse, il n'existe que peu d'incitations étatiques à la formation continue de personnes avec un faible niveau de littératie, tels que les immigrés et les « drop-out » du système de formation initiale. De telles mesures permettraient de prévenir le chômage et l'exclusion sociale.

Par ailleurs, nous considérons également comme une faiblesse du marché du travail suisse la **persistante disparité entre femmes et hommes** en termes de formation, de participation à la formation continue et de mobilité verticale ; d'où une ségrégation des femmes dans certaines professions féminines et un écart salarial important entre femmes et hommes, imputable au comportement discriminant des employeurs. Ces faits témoignent d'une politique d'égalité

---

<sup>137</sup> En Suisse, les chances de réussite scolaire demeurent largement déterminées par le milieu familial. Un jeune dont les parents ont obtenu un diplôme d'études post secondaires a 4 à 5 fois plus de chance d'obtenir lui-même un tel diplôme qu'un jeune dont les parents n'ont pas terminé le 2e cycle du secondaire. Ceci est le cas surtout des étrangers (OCDE, 1999d).

des chances assez limitée en Suisse (congé maternité, infrastructures pour la garde des enfants, etc.)<sup>138</sup>.

Face à ces faiblesses, la politique des étrangers et la loi sur la formation professionnelle ont notamment fait l'objet d'une mise en discussion. Les nouvelles lois devraient contribuer à l'amélioration du niveau de qualification de la main-d'œuvre. Il faut cependant être conscient que d'autres éléments pourront menacer le marché du travail suisse. En particulier, face à la mondialisation (et, en Suisse, à la tertiarisation croissante de l'économie), à l'utilisation de nouvelles technologies d'information et de communication (NTIC) et à la nouvelle organisation du travail (par exemple, mode d'exploitation horizontale) l'obsolescence des qualifications acquises s'accroîtra ultérieurement et des nouveaux besoins en qualifications se créeront (changement de type de compétences requises<sup>139</sup>). Avec l'augmentation de la demande de main-d'œuvre très qualifiée et polyvalente, il existe le risque d'accentuation des écarts salariaux entre les travailleurs qualifiés et ceux non qualifiés. Ces derniers pourraient subir une baisse des salaires à un niveau inférieur à celui de subsistance. En outre, la baisse de la demande de main-d'œuvre non qualifiée pourrait favoriser l'exclusion sociale de certains groupes vulnérables, comme les personnes âgées faiblement qualifiées.

Par ailleurs, la mondialisation et le recul des comportements des entreprises visant la croissance à long terme, avec une baisse de leur responsabilité sociale, pourraient les amener à privilégier la mobilité externe au détriment de la mobilité interne, qui se base sur la formation continue des employés. Il y aurait donc une réduction des investissements en formation continue par les entreprises et le risque d'une précarisation du marché du travail avec une augmentation du travail atypique (par exemple, contrat à courte durée, travailleurs d'appoint, travail sur appel), intérimaire (avec des périodes intermittentes de chômage pour le travailleur) ou du travail au noir.

Face à ces menaces, les systèmes de formation initiale, de formation professionnelle et de formation continue devraient agir rapidement, mais le morcellement du système de décision rend difficile les approches pro-actives et favorise plutôt les actions réactives (OCDE, 1999d).

---

<sup>138</sup> En 1990, moins d'un tiers des femmes avec un enfant en âge préscolaire travaillait au moins une heure par semaine. En outre, 57% des femmes travaillaient dans les 5 groupes de professions typiquement féminines.

Actuellement, on constate que « L'apprentissage, comme mode de préparation professionnelle, ne perce pas dans les métiers porteurs de croissance comme l'informatique et les technologies de la communication » (OCDE, 1999d, p. 51). En outre, on observe pour l'heure l'absence d'un appareillage statistique performant qui permettrait un système d'orientation professionnelle à la hauteur des exigences accrues. En particulier, il faudrait un système de détection des besoins futurs du marché du travail, un observatoire de la transition des jeunes à la vie active par des études longitudinales et des centres de certification des acquis professionnels. Ces derniers rendraient également possible la réinsertion professionnelle des femmes après une interruption de leur carrière.

Parmi les opportunités du marché du travail suisse, on citera en particulier la révision de la loi sur le séjour et l'établissement des étrangers. Cette loi, datant de 1931, est appelée à disparaître au profit d'une nouvelle Loi fédérale sur les étrangers, accompagnée, au cours de l'an 2002, de l'entrée en vigueur de l'accord avec l'UE<sup>140</sup> sur la libre-circulation des personnes. Dans le débat sur une possible réorientation de la politique des étrangers, un modèle d'admission de la main-d'œuvre en provenance de pays non-membres de l'UE, basé sur un système de points, privilégiant les personnes qualifiées, a été discuté. Dans tous les cas, il faudra définir une politique des étrangers qui serve les intérêts globaux et à plus long terme de l'économie.

---

<sup>139</sup> La capacité de travail en équipe, les compétences sociales et de communication ainsi que la polyvalence sont davantage demandées.

<sup>140</sup> Annuellement, environ 60% des nouveaux permis de travail concernent des ressortissants des pays de l'UE ou de l'AELE (Sheldon, 1999b).

**Tableau 4-1 : Analyse de type SWOT du marché du travail suisse**

<p><b>Forces</b> Flexibilité du marché du travail (faible protection de l'emploi, flexibilité salariale, mobilité géographique, mobilité professionnelle des actifs<sup>141</sup>, flexibilisation des modèles du temps de travail, par exemple avec la nouvelle loi du travail)</p> <p>Paix sociale</p> <p>Partenariat tripartite : les partenaires sociaux participent à la définition de la PMT</p> <p>Système de transition de la formation initiale à la vie active très performant (notamment grâce à un système de formation dual d'apprentissage enraciné dans l'économie suisse, soutenu par les organisations professionnelles avec des certificats reconnus) ;</p> <p>Pas de retraite anticipée généralisée (qui se reflète dans un taux d'activité des personnes âgées élevé)</p>	<p><b>Faiblesses</b> <u>Demande du travail</u> : Concurrence limitée sur le marché des biens et produits (McKinsey Global Institute, 1994)</p> <p><u>Offre du travail</u> : 15% des jeunes n'acquièrent aucun diplôme après l'école obligatoire (DFE, 1999) Bas niveau de qualification de la population active étrangère Pénurie persistante de personnel hautement qualifié Sous-investissement dans la formation continue Pas de transparence du marché de la formation continue</p> <p>Disparités entre femmes et hommes</p>
<p><b>Opportunités</b> Accords bilatéraux avec l'UE et mesures favorisant <b>l'ouverture des marchés</b>, telles que la loi fédérale sur le marché intérieur, la révision générale de la loi sur les cartels, la loi fédérale sur les obstacles techniques au commerce, et mesures concernant les infrastructures de base (télécommunications, poste, chemin de fer, électricité)</p> <p><b>Nouvelle politique des étrangers</b></p> <p>Réflexion en cours sur la politique de valorisation des ressources humaines :</p> <p>Réforme de la <b>loi sur la formation professionnelle</b> (y compris pour la formation continue à orientation professionnelle), « Offensive de formation continue » (ressources à disposition pour inciter la formation continue des groupes les plus éloignés, vulnérables), campagne d'information avec le festival « Formation en fête »</p> <p>Introduction des nouvelles technologies d'information et de communication pourrait faciliter l'accès à la formation continue pour les</p>	<p><b>Menaces</b></p> <p>Privatisation de certaines entreprises publiques favorisant les restructurations internes</p> <p><b>Précarisation du marché du travail</b> (avec augmentation de la mobilité externe)</p> <p><b>Détérioration de la situation des non-qualifiés</b> : Risque <b>d'exclusion</b> professionnelle et <b>sociale</b> des non-qualifiés (par exemple, par un chômage à répétition) Baisse des salaires des non-qualifiés à un niveau inférieur à celui de subsistance</p>

<sup>141</sup> Sheldon (1999b) observe une augmentation de la mobilité professionnelle des actifs dans les dernières décennies. Dans les années 70, moins de 40% des actifs exerçaient une profession différente de celle apprise, aujourd'hui ils sont environ 50%.

groupes défavorisés: apprentissage à distance	
---	--

### **4.3. Appréciation de la pertinence de la politique active du marché du travail suisse**

En comparant les faiblesses du marché du travail suisse avec les mesures mises en œuvre dans le cadre de la PAMT, on constate premièrement qu'en Suisse, face à la montée des demandeurs d'emploi, on a privilégié une approche curative, en s'attachant aux déficits en qualifications des chômeurs. Une approche plus préventive du chômage aurait par exemple prévu des mesures favorisant la formation continue des actifs occupés les plus vulnérables quant à l'exclusion sociale, tels que les illettrés. A ce propos, plusieurs mesures sont envisageables : les congés-formation (comme en Allemagne) ou la constitution d'un fonds pour la formation continue (comme en France : un certain pourcentage de la masse salariale doit être consacré par les entreprises à la formation continue). Deuxièmement, il se pose la question de savoir si les groupes socio-économiques les plus menacés par l'exclusion sociale ont aussi pu profiter des MMT, favorisant leur intégration dans le marché du travail. Afin de répondre à cette question, on pourrait calculer les taux de couverture des MMT selon les différents groupes socio-économiques<sup>142</sup>. Actuellement, sur la base des statistiques disponibles, il n'est pas possible d'effectuer cette analyse.

Nous pouvons conclure que la PAMT suisse est cohérente face au contexte, mais que ce dernier aurait pu être analysé davantage, afin de mieux identifier les points faibles du marché du travail suisse. Par ailleurs, dans un contexte de baisse du chômage, il faudrait davantage mettre l'accent sur la prévention du chômage.

---

<sup>142</sup> Par exemple, les personnes âgées suisses non qualifiées, les étrangers âgés non qualifiés, les étrangers jeunes non qualifiés.

**Tableau 4-2 : Cohérence entre le contexte et les mesures mises en œuvre**

<b>Faiblesses et menaces sur le marché du travail, en 1998</b>	<b>PAMT</b>
différences régionales de chômage très marquées	PAMT définie au niveau fédéral, pas de différenciation régionale, mais gestion locale de la PAMT
concentration du chômage dans certaines branches : 10,1% bâtiment et génie civil ; 12,8% restauration, hébergement 14,4% commerce	quelques cours de perfectionnement et de reconversion spécifiques (part assez faible) → presque aucune initiative favorisant l'emploi stable dans les branches ayant systématiquement un risque de chômage supérieur à la moyenne, telles que la restauration et hébergement (politique structurelle)
faible niveau de formation et sous-investissement en formation continue, notamment pour les étrangers → 40% des demandeurs d'emploi non qualifiés → la part des chômeurs de longue durée parmi les étrangers est de 35,5% → la part des chômeurs de longue durée parmi les personnes âgées de 50 ans et plus est de 46%	aucune mesure préventive pour les actifs occupés <sup>143</sup>  mesures de formation pour les demandeurs d'emploi: et notamment cours d'alphabétisation et de langues  aucune mesure spécifique pour les personnes âgées et transfert des coûts aux cantons pour les arrivés en fin de droit
difficulté des jeunes à la transition à la vie active	semestre de motivation
importance du chômage à répétition	aucune mesure

<sup>143</sup> Font exception les personnes menacées de chômage (Art. 60 al. 1 a. LACI)

## Deuxième partie : Les outils de l'analyse d'efficacité

*« All evaluation methods require assumptions.  
Evaluating the plausibility of those assumptions in each particular  
evaluational context is the most important step in  
solving evaluation problems» (Heckman et Smith, 1996).*

Pour effectuer l'évaluation empirique de l'efficacité des instruments de la politique du marché du travail Suisse, dans cette deuxième partie, nous présentons les outils analytiques dont nous avons besoin. Après une section introductive sur les définitions de base et la présentation du problème d'évaluation, nous exposons les approches qui permettent de résoudre le problème d'évaluation. L'état des lieux sur la question méthodologique met également en relief les hypothèses sous-jacentes aux différentes méthodes. En effet, en analysant les avantages et les inconvénients de chaque modèle d'évaluation, nous souhaitons identifier le modèle le mieux adapté au contexte suisse. Le survol méthodologique est aussi accompagné par un survol des études d'évaluation les plus significatives réalisées dans les dernières trois décennies, ce qui nous permet de mieux comprendre les forces et les faiblesses dans la pratique de chaque méthode. Nous terminons cette partie avec l'exposition des modèles de durée non-paramétriques qui seront utilisés dans l'analyse empirique de la troisième partie de ce travail.

## Chapitre 5. Les méthodes quantitatives de l'analyse d'efficacité

### 5.1. Introduction

#### a) Les concepts de base

Quel est l'effet d'un cours de perfectionnement ou de reconversion, d'un programme d'occupation temporaire sur le parcours professionnel du demandeur d'emploi ? Autrement dit, le participant s'en sort-il mieux sur le marché du travail par rapport à ce qui se serait passé s'il n'avait pas pu accéder au traitement? Comment la décision de vouloir participer à une mesure et respectivement de vouloir quitter une MMT est-elle influencée par la situation du marché régional, le revenu familial, le sexe et autres caractéristiques socio-démographiques de l'individu? Comment le taux d'emploi et le salaire moyen des participants après réinsertion sont-ils influencés par la situation du marché de travail? Voici quelques exemples des simples questions auxquelles **l'analyse d'efficacité de la politique du marché du travail (PMT)** cherche à donner une réponse.

Les résultats obtenus aux Etats-Unis, pays qui dispose de la plus longue expérience en la matière, montrent que l'évaluation de la PMT est une thématique très exigeante. L'OCDE (1991) met en particulier en évidence les problèmes méthodologiques soulevés par l'évaluation de la PMT. A ce propos, on notera que les méthodes d'évaluation ont été considérablement sophistiquées au cours des années quatre-vingt. L'approche classique se fondait sur le seul taux d'insertion n-mois après la sortie du programme (statique simple) ou sur l'observation ponctuelle à plusieurs reprises du taux d'emploi (statique comparative). L'approche longitudinale, en reconstituant les trajectoires des individus pendant une certaine période, permet de mieux prendre en compte la dimension dynamique des processus de mobilité sur le marché du travail (Demazière et Grevet, 1994). La supériorité de cette dernière méthode ne se discute pas (Freyssinet, 1994). Cette approche met d'ailleurs en évidence le fait que la relation entre dispositif étatique et accès à l'emploi ne peut pas être réduite à une relation mécanique directe, mais elle est construite dans le temps, à mesure que les cheminements professionnels se forment et se recomposent (Demazière et Grevet, 1994). Par ailleurs, la recherche s'est surtout concentrée sur le niveau micro-économique de l'évaluation

des programmes de la PMT, car les effets directs au niveau macroéconomique sont difficiles à identifier<sup>143</sup>. Nous allons donc nous limiter à ce niveau.

Au niveau général, on notera que toutes les approches se situent dans un paradigme **d'équilibre partiel**, où ce dernier suffit pour évaluer l'impact d'une MMT. On émet l'hypothèse que l'effet d'une mesure donnée pour un participant est indépendant du nombre et de la composition des autres participants. Formellement, on suppose que la réaction de l'individu  $i$  au traitement ne dépend pas de la réaction des autres individus (« **stable unit-treatment value assumption** »<sup>144</sup>), ce qui pourrait se produire lorsqu'ils se font concurrence pour les mêmes ressources, en l'occurrence un poste de travail.

L'évaluation implique tout d'abord l'identification des **indicateurs de résultats** du programme. Théoriquement, **l'employabilité** serait le meilleur indicateur s'il était possible de la définir précisément et de la quantifier. La Commission européenne (1999b, p. 74) définit l'employabilité comme « (...) la capacité à trouver un emploi ou la capacité d'insertion professionnelle. Elle dépend des aptitudes personnelles, et notamment de celles qui ont été acquises ou renforcées au cours de la formation. Elle dépend aussi de la probabilité d'existence d'une offre d'emploi correspondant aux capacités acquises ». L'employabilité se définit donc aussi par rapport à la demande de main-d'œuvre sur le marché local (cf. Gazier, 1999). Ainsi, en pratique, il faut avoir recours à d'autres indicateurs.

Aux Etats-Unis, notamment en raison du cadre institutionnel<sup>145</sup>, on a souvent choisi le revenu<sup>146</sup> comme indicateur de résultat. En Europe, le critère central de référence est la

<sup>143</sup> Au niveau macroéconomique, les mesures de qualification font baisser le chômage structurel à long terme en améliorant l'adéquation entre les qualifications offertes et les qualifications recherchées (voir par exemple Bellmann et Jackman (1996) et Bütter et Prey (1997) et le service public de l'emploi réduit le chômage frictionnel (demandeurs d'emploi - places vacantes) en accélérant (et améliorant) le placement.

<sup>144</sup> Formellement, l'hypothèse conventionnelle de base de Rubin (1978) s'écrit :

$$\begin{array}{ll} \text{si } Z_i = Z_i', & \text{alors } T_i(Z) = T_i(Z') \\ \text{si } Z_i = Z_i' \text{ et } T_i = T_i', & \text{alors } Y_i(Z, T) = Y_i(Z', T') \end{array}$$

où  $T$  est la variable de participation au traitement et  $Z$  est une variable qui détermine la participation au traitement.  $T_i(Z)$  et  $Y_i(Z, T)$  peuvent être interprétés comme les résultats potentiels. L'hypothèse implique que les résultats potentiels de chaque individu  $i$  ne sont pas corrélés avec la participation ou la non-participation des autres individus. Si  $Z_i$  déterminait complètement la participation au programme, on aurait  $Z_i = T_i(Z)$ . Mais même dans le cas d'une attribution aléatoire, la personne affectée au traitement peut ne pas participer au programme (Angrist et al., 1996).

<sup>145</sup> Aux Etats-Unis, le groupe cible est souvent composé de personnes défavorisées. Un des objectifs est de réduire la pauvreté de certains groupes en améliorant leurs qualifications (Ashenfelter, 1978

**position de l'individu par rapport à l'emploi** (Freyssinet, 1994), opérationnalisé par le taux de sortie du chômage, le taux d'emploi, le type de contrat de travail retrouvé, la durée de l'emploi après chômage ou le risque de chômage répété afin de tenir également compte de la qualité de l'emploi retrouvé (Card et Sullivan, 1988, Zweimüller et Winter-Ebmer, 1996). Le choix de l'indicateur de résultat dépend fortement du type de MMT. Par exemple, même si, en général en Suisse, le but déclaré pour les MMT est d'améliorer l'aptitude au placement pour augmenter les chances de réinsertion durable, en tenant compte de la situation et l'évolution du marché du travail et des aptitudes et inclinations des assurés, il se peut que le but immédiat de certaines mesures puisse être légèrement différent. Par exemple, le semestre de motivation vise essentiellement à aider les jeunes chômeurs, au sortir de la scolarité obligatoire, dans leur choix d'une filière de formation et/ou dans l'insertion dans le marché du travail (OFIAMT, 1997). La décision de poursuivre les études doit être considérée comme un indicateur de succès de cette mesure.

Il faut remarquer que le choix de l'indicateur de résultat dépasse largement le cadre méthodologique, car la pratique de l'évaluation est aussi **productrice de représentations sociales**. Ce choix produit et légitime « une analyse du système de causalités qui a produit le dysfonctionnement justifiant l'intervention publique. L'explication de ce système, de façon à en permettre la discussion critique, constitue pour l'évaluateur une exigence déontologique » (Freyssinet, 1994, p. 145). Par exemple, la non-prise en considération du contexte socio-économique pour analyser l'efficacité en terme de taux de réinsertion renforce un modèle implicite de causalité reposant sur les seules caractéristiques des populations concernées.

En second lieu, l'évaluation d'un traitement présuppose une définition de la **causalité** : « Lorsqu'on dit que certains effets ont été produits ou causés par un programme, cela signifie que si le programme n'avait pas existé, ou avait existé sous une forme ou un degré différent, ces effets ne se seraient pas produits ou ne se seraient pas produits au même niveau. Cela signifie qu'il importe d'avoir une idée claire de ce qui se serait passé sans le programme. C'est ce qu'on appelle la situation contre factuelle » (Commission européenne, 1997). Angrist

---

concernant le « Manpower Development and Training Act »). Barnow (1987, p. 158) écrit à ce propos que les programmes réalisés dans les Etats-Unis (en particulier sous le « Comprehensive Employment and Training Act ») avaient comme objectif principal de « increase the employment and earnings of the participants above what they would have experienced in the absence of the programs ».

et al. (1996, p. 444) définissent l'effet causal du traitement sur unité d'observation (individu) comme « the comparison (e.g. difference) between the value of the outcome if the unit is treated and the value of the outcome if the unit is not treated ». Le but de l'analyse est traditionnellement l'effet causal moyen.

L'évaluation impose donc la détermination d'une situation de référence, autrement dit l'utilisation d'un *groupe témoin* ou d'un *groupe de contrôle*, dans le cadre de l'expérimentation sociale. On vise à identifier un groupe de non-participants présentant les mêmes caractéristiques que les participants. Le problème le plus important rattaché à cette procédure est lié au *biais de sélection* : l'étude d'évaluation peut être faussée par les caractéristiques non observables des participants. Par exemple, les membres du groupe expérimental peuvent avoir des meilleurs résultats sur le marché du travail, abstraction faite des effets du programme, simplement parce qu'ils sont plus motivés ou parce qu'ils sont plus conscients de l'importance de se qualifier (Hujer et al., 1997) ou encore parce qu'ils sont plus ambitieux ou moins optimistes. Cet effet peut être aussi bien positif que négatif. Par exemple, les personnes les plus motivées auront tendance à participer à des cours et même sans cours, étant plus motivées, elles auraient trouvé un emploi plus rapidement que les personnes moins motivées. Au contraire, si les personnes moins optimistes sur leurs perspectives professionnelles (sur la base de caractéristiques réelles, mais non mesurées) tendent à participer plus souvent au traitement, on peut s'attendre qu'en absence de traitement, elles gagneront de tout façon moins que les non-participants avec les mêmes caractéristiques observables (Burtless, 1995). Ainsi, lorsque les participants et les non-participants diffèrent dans leurs caractéristiques non observables, le groupe de traitement et le groupe témoin ne représentent pas des sous-groupes aléatoires de la population étudiée.

Il est d'ailleurs très important que le groupe témoin soit, si possible, construit pour chaque type de mesure, car les critères de sélection administratifs et d'autosélection diffèrent considérablement entre les différentes MMT (Westat, 1984). En réalité, on ne peut être jamais absolument certain que le groupe des participants et le groupe témoin sont identiques à tous égards hormis l'exposition à la mesure. Cela affaiblit la validité de toute inférence causale à propos de la mesure (Commission européenne, 1997).

---

<sup>146</sup> Le revenu annuel a l'avantage d'être un indicateur synthétique, en résultant du nombre de jours travaillés pendant l'année, le nombre d'heures travaillées et du salaire horaire moyen. Il est ainsi en même temps un indicateur synthétique approximatif de la qualité de l'emploi occupé.

Toutefois, les techniques économétriques dernièrement développées essaient de réduire l'influence des variables non observées. Dans les années quatre-vingts, la comparaison entre les différentes méthodes économétriques et entre les études économétriques et leurs homologues expérimentales avait montré une grande diversité de jugement, ce qui a fait croître le scepticisme face à ces méthodes (cf. LaLonde, 1986). Pour cette raison aux Etats-Unis, on a constaté au début des années quatre-vingt-dix un retour à l'approche expérimentale classique où les personnes d'un groupe-cible sont réparties aléatoirement entre un groupe expérimental qui suivra le programme, et un groupe de contrôle qui ne sera pas autorisé à y participer. En Europe, notamment en raison de divers objections éthiques (cf. chapitre 5.2.c), l'expérimentation sociale n'a pas de tradition.

Conduire une évaluation signifie aussi choisir un **modèle d'évaluation** qui est d'une importance cruciale pour l'examen de la validité de la logique d'intervention du programme, en particulier pour l'analyse de la manière dont la mesure atteint ses objectifs en générant certains effets. Ce choix doit reposer sur la validité interne du modèle, c'est-à-dire la confiance qu'on peut avoir dans les conclusions sur les réalisations effectives de la mesure, et sur sa validité externe, la confiance qu'on peut avoir dans la généralisation des conclusions de l'évaluation à des temps, lieux ou personnes différentes de ceux étudiés dans l'analyse. Le critère de la validité externe est notamment très important lorsqu'on évalue des projets pilotes (Commission européenne, 1997).

Les hypothèses sous-jacentes aux différents modèles simplifient de façon importante les techniques d'évaluation, mais elles sont très souvent violées dans la réalité (Björklund, 1989). Par exemple, les cours de perfectionnement et de reconversion professionnelle pour les chômeurs peuvent augmenter leurs chances d'insertion sur le marché du travail par une augmentation de leur capital humain au détriment des non-participants, qui disposent d'un stock de capital humain inférieur en raison de la non-participation aux cours. L'effet d'éviction qui en résulte (« displacement effect »), n'est pas pris en considération dans les méthodes d'évaluation de l'efficacité traditionnelles, car elles ne considèrent que les effets sur les participants, en ignorant les effets externes possibles. Autrement dit, les cours mis en place dernièrement en Suisse pourraient n'avoir qu'un effet de redistribution du travail entre les participants et les non-participants. D'où la nécessité de joindre à l'analyse d'efficacité une analyse au niveau macro-économique. Les externalités peuvent cependant être aussi bien positives. On peut envisager que la politique active du marché du travail a augmenté le capital

humain de la main-d'œuvre en Suisse avec un effet bénéfique sur le taux de croissance du PIB.

Enfin, on notera que **l'approche causale quantitative** n'est pas toujours la meilleure solution. Si une politique a une couverture universelle, c'est-à-dire tous les membres de la population éligible sont bénéficiaires du programme, il ne sera pas possible d'identifier un groupe témoin. Dans ce cas, une approche descriptive, par exemple par un modèle ex post facto<sup>147</sup>, sera mieux adaptée à l'objet d'évaluation (Commission européenne, 1997).

### b) La formalisation du problème de l'évaluation

Formellement, le résultat observé (Y) pour chaque individu peut être écrit comme :

$$Y = T Y_1 + (1-T) Y_0$$

avec  $Y_1$ ,  $Y_0$  les résultats potentiels avec ou sans participation et T une variable muette qui prend la valeur 1 lors de la participation et 0 autrement (connu comme le « Roy Model »). L'effet du traitement par rapport à la situation de la non participation,  $Y_1 - Y_0$ , ne peut jamais être calculé, car ces deux résultats ne peuvent jamais être observés simultanément pour le même individu. **L'estimation de l'effet causal moyen est donc un problème d'absence de données.** L'effet du traitement par rapport à la situation hypothétique de la non participation, s'écrit

$$\beta = E(Y_1 - Y_0 | T=1) = E(Y_1 | T=1) - E(Y_0 | T=1)$$

où  $\beta$  représente l'incidence moyenne de la mesure par exemple sur les gains des bénéficiaires (« effet of treatment on the treated »). L'estimation de l'effet moyen du traitement doit donc reposer sur une démarche expérimentale ou sur une démarche économétrique qui vise à estimer les données non disponibles.

Si les participants potentiels<sup>148</sup> à une MMT sont sélectionnés aléatoirement, au moins théoriquement, les participants et le groupe de contrôle seront très similaires et

$$E(Y_0 | T=1) = E(Y_0 | T=0)$$

<sup>147</sup> Dans ce type de modèle, on essaye par exemple, de faire une analyse comparative afin de relier les différents niveaux d'exposition au programme aux différences dans les effets observés, tout en contrôlant les autres influences. Naturellement, toute relation identifiée peut être incertaine et irréaliste (Commission européenne, 1997).

<sup>148</sup> Ces personnes veulent participer au programme et elles ont été acceptées par les administrateurs locaux. La sélection aléatoire doit se faire après l'acceptation des personnes au programme (Heckman et al., 1997a).

Il n'y a pas de biais de sélection. Dans les études d'évaluation non expérimentales, il faut par contre estimer le résultat en absence de traitement pour les participants, car cette information n'est pas disponible :

$$E(Y_{0i}|T=1)$$

On n'observe que  $(y_{ic}, t_i=0)$ , avec  $y$  et  $t$  la réalisation de  $Y$  et  $T$ ,  $i$  l'indice pour un individu et  $c$  pour le groupe de contrôle, qu'on utilise comme estimation de  $E(Y_{0i}|T=1)$ . Il existe un **biais de sélection**, si les participants se différencient des non-participants même en absence de traitement [ $B=E(Y_{0i}|T=1) - E(Y_{0i}|T=0)$ ].

Heckman et al. (1997a, p. 13, et 1998a) décompose le biais de sélection en trois composantes. Tout d'abord, une partie du biais de sélection est dû aux différentes distributions des caractéristiques observées entre les deux groupes. La deuxième composante du biais de sélection est dû au fait que le groupe des participants et le groupe témoin ne partage pas le même support (« nonoverlapping support », pour plus de détail, cf. chapitre 5.4). La troisième composante du biais de sélection est due aux différences de résultat entre les participants et le groupe témoin, même en éliminant les différences en variables observées et en se limitant au support commun. Toute recherche non expérimentale est donc sujette à un degré inconnu de biais de sélection dû à la corrélation entre le traitement et les résultats, et aux autres facteurs non mesurés influençant les résultats<sup>149</sup>. Le but des techniques économétriques est d'éliminer ou au moins de réduire le biais de sélection.

## 5.2. L'expérience d'ordre social

### a) Historique

Si le chercheur introduit un changement dans un environnement contrôlé et qu'il observe les effets de ce changement sur les individus analysés, on parle d'**expérience**. L'expérimentation sociale contrôlée est caractérisée par l'attribution aléatoire du traitement à l'unité observée dans un environnement avec des interactions sociales et économiques. On peut tester des politiques innovatrices ou analyser l'effet de politiques courantes face à la situation sans traitement. Deux types d'expériences sont possibles : l'expérience qui vise à estimer une fonction de réaction d'une population analysée (par exemple, expériences sur l'élasticité de la

<sup>149</sup> Si on analyse le revenu comme indicateur de succès de la MMT, le biais de sélection apparaît lorsque le gain moyen du groupe de traitement diffère, aussi en absence de la MMT, du gain moyen du groupe témoin (Heckman, Hotz, 1989).

demande des soins médicaux), l'expérience visant à mesurer l'effet d'un traitement, comme dans le cas de l'évaluation des effets d'un instrument de la PAMT (Burtless, 1995).

Le domaine de la recherche pharmaceutique offre un exemple d'expérience idéale. Dans un échantillon de personnes, on désigne de manière aléatoire celles qui recevront le médicament (traitement) et celles qui, jouant le rôle de groupe de contrôle, se verront administrer une préparation neutre appelée placebo. Grâce à une comparaison simple de l'impact sur le patient, ce modèle permet d'établir de manière claire l'existence d'un effet de causalité et d'évaluer l'ampleur moyenne de cet effet. En transposant ce modèle à l'exécution de mesures de qualification, il faudrait répartir de manière aléatoire les participants potentiels en un groupe "expérimental" et un groupe de contrôle<sup>150</sup>. En d'autres termes, on refuserait aux membres du groupe de contrôle l'accès à la mesure.

Sur la base des premières connaissances dans la réalisation d'expériences d'ordre social dans le cadre de projets pilotes de garantie de revenu effectuées dans les années septante (« negative income tax », 1968/1978), une série d'expériences portant sur des sujets très différents ont été réalisées aux Etats-Unis au cours des vingt dernières années. Un grand nombre de celles-ci portaient sur des sujets du marché du travail, tels que l'aide à la recherche d'emploi, le renforcement des critères de recherche d'emploi (par exemple, « Job search experiments », Johnson et Klepinger, 1993, Meyer, 1995), l'aide à l'embauche (avec des coupons pour les employeurs à Dayton, 1980/81), la formation en cours d'emploi ou la création d'emplois dans le secteur public et dans les organisations à but non lucratif (« work-welfare experiments » pour les personnes recevant les « Aid for Families with Dependent Children », AFDC 1982/1988). En outre, depuis 1983 plusieurs expériences ont été menées dans l'Illinois, le New Jersey, l'état de Washington et la Pennsylvanie, visant à instituer une prime pour les personnes qui retrouvaient un emploi dans les premières semaines de chômage (Woodbury et Spiegelman, 1987, Decker et O'Leary, 1995, Meyer, 1995, Anderson et Meyer, 1994)<sup>151</sup>.

---

<sup>150</sup> Il faut remarquer que cette transposition est très dangereuse. Si dans l'évaluation de l'effet d'un médicament, on est face à une relation entre un objet et une personne, la PAMT se base sur la relation entre deux personnes. Cette interaction, par exemple entre le conseiller en personnel et le DD, est basée sur la confiance. L'attribution aléatoire influence nécessairement l'interaction entre les deux personnes.

<sup>151</sup> Pour un survol des expériences d'ordre social, cf. Björklund (1989) et Burtless (1995).

A la moitié des années quatre-vingt les avis sur les méthodes d'évaluation non-expérimentales étaient assez négatifs. Ainsi, le Ministère du Travail américain a décidé de recourir aux méthodes expérimentales classiques pour l'évaluation du « Job Training Partnership Act » (JTPA), comme l'a recommandé le Comité consultatif chargé d'examiner les évaluations du « Comprehensive Employment and Training Act » (CETA). Selon Ridell (1991) cette vogue des méthodes expérimentales classiques serait imputable dans une large mesure à une meilleure compréhension des limites des approches non-expérimentales plutôt qu'à un changement d'opinion quant aux avantages et aux inconvénients des expériences d'ordre social. En Europe, les expériences d'ordre social ont été assez rares. Elles visaient à évaluer l'efficacité d'un programme d'intensification des services de placement en Suède en 1975<sup>152</sup> (Björklund, 1989), l'introduction de mesures de perfectionnement en Norvège (1991) et le programme anglais de conseil en placement et en perfectionnement (« Restart Programme », 1989).

Les premières expériences menées entre 1968 et 1975 étaient à grande échelle et d'assez longue durée. Par la suite, l'ampleur s'est réduite, en raison notamment du coût et des problèmes d'ordre éthique qu'elles ont soulevés. En effet, la sélection aléatoire est sujette à de nombreuses critiques, notamment en Europe et au Canada où elle n'est une méthode guère utilisée. Paradoxalement, les expériences de la dernière décennie ont eu, malgré leur dimension, un grand impact au niveau politique. L'expérimentation est devenue une partie reconnue de l'évaluation des politiques publiques aux Etats-Unis.

Du point de vue méthodologique, l'expérimentation sociale avec sélection aléatoire rend la participation à une mesure statistiquement indépendante des résultats et des caractéristiques de la personne:  $\Pr (T_{it} = 1 \mid Z, Y_0, Y_1) = 0$ . On définit  $T^*_i$ , comme la candidature et l'acceptation de l'individu  $i$  au programme avec sélection aléatoire. L'individu  $i$  sera dans le groupe de traitement s'il a été choisi aléatoirement ( $R=1$ ) parmi les personnes qui voulaient y participer ( $T^*_i=1$ ). La probabilité d'être choisi ( $T^*_i=1$ ) est notée par  $p$  et  $p=1$ , lorsqu'il n'y a pas d'attribution aléatoire des participants. Implicitement, on fait l'hypothèse que

$$\Pr (T=1 \mid c) = \Pr ((T^*=1 \mid c, p)$$

<sup>152</sup> Les demandeurs d'emploi devaient être enregistrés auprès du SPE depuis au moins trois mois. Les membres du groupe expérimental respectivement du groupe de contrôle ont en moyenne bénéficié de 7.5 resp. 1.5 heures des services de l'office de placement. L'évaluation a démontré une amélioration quantitative et qualitative du placement des participants, sans pouvoir pourtant exclure tout à fait l'effet de mise en queue et l'effet d'Hawthorne (cf. infra).

où  $c$  sont les variables explicatives :  $c=(x,z)$  pour notre échantillon. Il faut noter que les deux vecteurs  $x$  et  $z$  peuvent avoir des variables en commun. Cette hypothèse est mise en cause lorsque les caractéristiques des personnes soumises à la sélection aléatoire diffèrent de celles des personnes qui auraient participé au programme, s'il n'y avait pas eu une attribution aléatoire. Autrement dit, l'hypothèse est violée lorsque la sélection aléatoire influence le processus de participation.

Formellement, on écrit :

$$F(y^*_1, y^*_0, c | T^*=1) = F(y_1, y_0, c | T=1)$$

Une violation de cette hypothèse mène à un « randomization bias » dans l'estimation des paramètres (cf. infra). Si les deux hypothèses sont vraies, alors

$$F(y_1, c | T^*=1, R=1) = F(y_1, c | T^*=1) = F(y_1, c | T=1),$$

$$F(y_0, c | T^*=1, R=0) = F(y_0, c | T^*=1) = F(y_0, c | T=1) \quad \text{et}$$

$$E(Y_1 | R=1) - E(Y_0 | R=0) = E(\Delta | T=1).$$

On notera que la dernière équation peut être vraie, même si les deux hypothèses de base sont erronées.

### **b) Les avantages**

Les avantages principaux de la méthode classique pour l'estimation de l'effet moyen du traitement sur les participants sont la certitude sur la direction de causalité, l'élimination du biais de sélection qui permet une estimation non biaisée de l'effet moyen du traitement, ceci au moins au niveau interne<sup>153</sup> (Burtless et Orr, 1986, Burtless, 1995). Avec une planification correcte de l'expérience, les caractéristiques observées et celles inobservées ou inobservables sont distribuées de la même façon parmi le groupe des participants et parmi le groupe de contrôle.

Sur le plan pratique, ils existent aussi d'autres avantages. Premièrement, très souvent les données sont récoltées sur la base du même questionnaire auprès des participants et auprès du groupe de contrôle et les participants et les membres du groupe de contrôle sont sélectionnées dans le même marché du travail local (cf. infra). Deuxièmement, l'effet moyen du traitement peut être mesuré pour la population entière des participants (cf. problème du support commun pour les techniques d'appariement statique). Troisièmement, LaLonde (1986) montre que les résultats basés sur les données expérimentales sont robustes face à différentes spécifications

du modèle : la dispersion des estimations est petite<sup>154</sup>. Il est donc plus difficile pour le chercheur mal intentionné d'influencer les résultats selon ses convictions. Quatrièmement, les résultats des expériences sociales sont facilement compréhensibles et communicables aux décideurs politiques<sup>155</sup>. Sur le plan méthodologique, l'expérience sociale permet d'évaluer l'efficacité de différentes méthodes non-expérimentales (Smith, 2000). Enfin, du point de vue éthique, dans le cas d'une politique publique dont l'impact est inconnu, il est préférable d'infliger un éventuel dommage au seul groupe expérimental que d'appliquer le traitement à l'ensemble de la population (Burtless, 1995). Par ailleurs, les avantages des expériences sociales ressortent tout particulièrement dans l'évaluation d'une MMT mixte, où le temps à disposition dans la mesure est consacré à la fois à la formation, à l'emploi temporaire et à la recherche d'un nouveau poste de travail<sup>156</sup>. Pour ces mesures une évaluation avec des méthodes non expérimentales est difficile, en raison de la difficulté à identifier les causalités.

L'effet du traitement sur les participants n'est pas le seul paramètre d'intérêt pour le décideur politique. Même si l'effet moyen estimé est négatif, le décideur politique ne décidera très probablement pas de supprimer le programme. Il sera plutôt intéressé à savoir comment l'effet moyen du traitement sur les participants varie avec une réduction du nombre des participants. L'effet local moyen du traitement (« local average treatment effect (LATE)») permet d'estimer l'effet moyen du programme sur les personnes exclues du programme à cause du changement de la politique. Dans d'autres circonstances, le décideur politique peut être intéressé à savoir l'effet du traitement pour toutes les personnes éligibles (« average treatment effect, ATE »), en rendant le programme obligatoire pour tous les demandeurs d'emploi. Si les personnes qui profitent le plus du programme tendent à participer, il faut s'attendre à ce que l'effet moyen du traitement soit inférieur à l'effet moyen sur les participants. L'avantage d'une expérience sociale bien planifiée est de pouvoir estimer ces trois paramètres (Smith, 2000).

---

<sup>153</sup> On distingue une validité interne, c'est-à-dire l'estimation de l'effet du traitement est non biaisé pour les participants actuels à l'expérience, et une validité externe, si l'estimation peut être extrapolée pour l'ensemble de la population.

<sup>154</sup> Heckman et Smith (1995) remarquent de façon critique que le consensus sur l'effet moyen du traitement sur la base de données expérimentales est plutôt le résultat d'un monopole sur les données que d'un réel consensus entre les chercheurs.

<sup>155</sup> Cette remarque est relativisée par Heckman et Smith (1995). S'il existe des biais de substitution ou de « randomization », les résultats sont difficilement interprétables.

<sup>156</sup> On notera qu'en Suisse, depuis 1998, on a privilégié l'organisation de mesures mixtes pour améliorer l'adéquation des connaissances théoriques aux besoins du marché du travail et pour faciliter

### c) Les inconvénients

Les avantages théoriques de la méthode classique expérimentale pour l'estimation non biaisée de l'effet moyen du traitement sur les participants est l'élimination du biais de sélection. Dans la pratique, plusieurs inconvénients se sont manifestés au cours des décennies. Les critiques méthodologiques de l'expérimentation sociale sont essentiellement les suivantes.

Premièrement, on soulève l'objection que, puisque les résultats de traitement sont normalement récoltés par interviews, il surgit un **problème** lié aux **non réponses**. Les participants, qui refusent d'être interviewés ou ne peuvent pas être contactés, rendent l'estimation des effets du programme biaisé. En effet, il est possible que les personnes qui ont été exclues du programme à cause de la sélection aléatoire ne veuillent plus fournir les informations nécessaires. Cette difficulté peut toutefois être partiellement contournée, en contrôlant les données issues de l'enquête par des données administratives et/ou en analysant les caractéristiques des personnes qui n'ont pas répondu. Une autre critique est liée aux données récoltées par enquêtes répétées, qui font souvent partie du design de l'expérimentation sociale. Entre les différentes vagues d'enquêtes, il y a la possibilité que quelques individus soient perdus. Ce problème d'« attrition », connu dans toute enquête répétée, cause des problèmes de représentativité, si les taux de déperdition du groupe expérimental et de celui de contrôle sont différents (Burtless, 1995). Ces critiques ne sont pourtant pas spécifiques à l'expérimentation sociale, mais elles sont plutôt liées aux enquêtes. Dans l'expérimentation sociale, les chercheurs sont simplement plus conscients de ce problème, car souvent ils se chargent eux-mêmes de collecter les données. En outre, certaines analyses non-expérimentales utilisent également des données résultant d'enquêtes.

Deuxièmement, dans l'expérimentation sociale le **comportement** des sujets peut changer par la simple observation<sup>157</sup> ou par la simple introduction dans leur environnement d'une sélection aléatoire (« *randomization bias* »). Ainsi, puisque la participation à l'expérience est nécessairement volontaire, la **représentativité** de l'échantillon est mise en danger: l'échantillon n'est plus représentatif de la population cible du programme. Les raisons qui

---

leur transfert dans la pratique. Par exemple, le chômeur suit des cours et travail dans le cadre d'un emploi temporaire (sur le modèle dual de l'apprentissage).

<sup>157</sup> On parle d'effet Hawthorne : le comportement des individus change par le simple fait d'être observés. Un tel effet dans la recherche sociale a été constaté pour la première fois dans les années vingt lors d'une étude sur l'effet d'un changement dans l'environnement du travail sur la productivité des collaborateurs. On a observé que celle-ci a augmenté par la simple mise sous observation des collaborateurs (Björklund, 1989).

poussent un individu à ne pas participer à une expérience sociale peuvent influencer le succès du programme. On peut s'imaginer que la sélection aléatoire est tout particulièrement refusée par les personnes qui n'aiment pas le risque (« risk-averse », Heckman et Smith, 1996). Mais si par exemple la mesure à évaluer est une mesure d'encouragement à l'activité indépendante, le refus du risque est probablement une source importante de distorsion des résultats. Les personnes peuvent refuser la participation à une expérience, car elles pensent que le programme aura des effets négatifs ou parce qu'elles ont des doutes sur la légitimité du service offert. Ce sont, en effet, le scepticisme face à la légitimité du traitement et l'incertitude sur les bénéfices escomptés qui sont les raisons, les plus souvent mentionnées par les personnes refusant la participation à l'expérience sociale. En conséquence, Burtless et Orr (1986) sont de l'avis qu'il ne faudrait jamais expérimenter des traitements qui défavorisent les participants (ceci aussi pour des raisons éthiques). Par ailleurs, les participants peuvent se comporter différemment simplement parce qu'ils savent que le programme est une expérience d'ordre social. Par exemple, ils ne prennent pas au sérieux le traitement comme ils le feraient avec un programme normal ou ils s'adaptent à la durée limitée de l'expérience<sup>158</sup>. Toutefois, cette dernière critique est peu pertinente dans le cas des mesures de la PAMT qui sont pour leur nature limitées dans le temps. On notera aussi que les programmes déjà établis au niveau national ne sont pas à l'abri de changements (environnement d'incertitude) en raison notamment des pressions budgétaires<sup>159</sup> qui imposent des changements institutionnels (Burtless et Orr, 1986).

Par ailleurs, si la participation des sites est volontaire, le même raisonnement s'applique aux administrateurs locaux. L'évaluation expérimentale du programme JTPA montre que les administrateurs locaux, qui ont refusé de participer à l'expérimentation sociale, ont en majorité justifié leurs décisions par des objections éthiques concernant la sélection aléatoire. Les centres craignaient une publicité négative à cause du refus des prestations au groupe de contrôle. Ainsi, il a fallu contacter environ 200 centres, afin de trouver 16 centres qui ont voulu

---

<sup>158</sup> Au contraire dans certains cas, la durée limitée d'une expérience sociale ne permet pas aux individus d'adapter leur comportement comme ils le feraient dans le cadre d'un programme établi. Par exemple, la possibilité de se perfectionner peut changer la propension des individus à s'inscrire auprès d'un SPE ou les primes à l'emploi peuvent inciter les personnes qui ont déjà un emploi en vue au moment de leur licenciement à s'inscrire quant même auprès d'un office du travail afin de profiter de la prime financière (Meyer, 1995). Ainsi, la durée limitée d'une expérience peut fausser la représentativité de la population étudiée (Burtless et Orr, 1995).

<sup>159</sup> En Suisse, la décision de remplacer depuis le premier janvier 1999 les salaires dans les emplois temporaires par des indemnités constitue un bon exemple de changement de politique inattendu, résultant de restrictions budgétaires.

participé volontairement à l'expérience sociale (Smith, 2000). Comme les individus peuvent se comporter différemment, les administrateurs participant à l'expérience peuvent changer volontairement leurs critères de sélection afin d'avoir une masse critique d'individus attribués au traitement (« sample contamination »)<sup>160</sup> ou ils peuvent changer les prestations offertes (« treatment contamination »). Ce dernier représente un cas spécial du « **disruption bias** » qui apparaît lorsque la sélection aléatoire change l'objet à évaluer, en l'occurrence la MMT (Björklund, Regnér, 1996).

Troisièmement, il peut exister un **biais de substitution** lorsque les membres du groupe de contrôle, ceux qui n'ont pas été sélectionnés aléatoirement pour le traitement, peuvent participer à des mesures semblables au traitement à évaluer. L'effet moyen estimé serait donc sous-estimé et issu d'une comparaison entre l'effet du traitement et l'effet d'une situation de référence mal précisée. Pour le JTPA, on a montré que plus d'un tiers des personnes qui avaient été exclues du programme ont pu profiter d'une autre mesure pendant la même période ou le traitement a été simplement retardé<sup>161</sup> (Heckman et Smith, 1995). Björklund et Regnér (1996) remarquent que pour les nouvelles MMT ce problème ne se pose pas, car il n'existe pas encore un substitut à l'objet évalué.

Il peut exister aussi un **effet de mise en queue** lorsque certains traitements expérimentaux favorisent les membres du groupe de traitement au détriment d'autres individus, qui ne reçoivent pas le traitement dont ils auraient pu aussi bénéficier, si le programme était introduit définitivement. Les participants sont en quelque sorte placés devant les autres pour certains services. Ce faisant, il se peut, qu'avec l'extension du programme à tout le monde, les résultats positifs sur les participants disparaissent. Autrement dit, l'équilibre global résultant d'une politique nationale sera probablement différent des effets d'un équilibre partiel estimé par une expérience. Par exemple, une mesure de subvention du salaire à l'embauche ciblée sur les jeunes chômeurs pourrait avoir des effets positifs pour ce sous-groupe de chômeurs au détriment des autres. Avec l'expérimentation sociale il n'est pas possible de savoir si la mesure a profité aux participants, parce qu'elle a facilité leur réinsertion et/ou si elle a

---

<sup>160</sup> Si par exemple, le nombre de participants est constant avant et pendant l'expérience sociale, les administrateurs sont obligés de recruter plus de personnes afin d'avoir un groupe de contrôle (Smith, 2000).

<sup>161</sup> Ainsi, 24 mois après la sélection aléatoire, la même proportion de jeunes femmes du groupe expérimental ou de jeunes femmes de groupe de contrôle avait pu profiter d'un perfectionnement ; ceci tient au fait que plusieurs programmes proposent des mesures de perfectionnement.

défavorisé ceux qui n'ont pas participé, en rendant plus difficile leur insertion (Heckman, Smith, 1996). Il s'ajoute le fait qu'une subvention des salaires pour un sous-groupe a probablement un effet sur les négociations salariales, ce qui pousse l'économie vers une autre structure de salaires (Burtless et Orr, 1986). Mais ces effets ne peuvent être analysés que par une analyse macro-économique. A ce propos l'expérimentation sociale ne diffère pas des autres analyses micro-économiques non-expérimentales qui elles aussi n'estiment que les effets partiels (et non globaux).

Cinquièmement, on soulève l'objection que les expériences sociales ne peuvent pas être soumises à répétition au niveau national. Il pourrait donc apparaître des spécificités géographiques dans les réponses au traitement. Ce problème est particulièrement grave, si les administrateurs locaux ne sont pas les mêmes que ceux qui devraient gérer le programme normal national. Stankiewicz (1995) propose une sélection aléatoire des sites d'expérimentation, ce qui permettrait une validité externe de l'estimation. Mais cette solution est difficilement réalisable, car, pour la bonne réalisation de l'expérience sociale, il faut que les administrateurs locaux ne soient pas obligés à coopérer avec les chercheurs (cf. infra).

L'expérimentation sociale est, en outre, critiquée par ses **coûts** élevés. Le travail de préparation de l'expérimentation nécessite beaucoup de ressources financières et beaucoup de temps. Il faut par exemple former les administrateurs et suivre leur travail pendant l'expérience. Par ailleurs, si les résultats doivent fournir une base pour les décisions politiques, comme c'est souvent le cas, le décalage temporel est souvent préjudiciable à l'expérimentation sociale (Burtless et Orr, 1986). Par exemple, l'évaluation expérimentale du JTPA a nécessité huit ans. Un certain décalage temporel entre la mise en place du programme et son évaluation est toutefois inhérent à toute évaluation. Même avec des méthodes non-expérimentales, il faut, en effet, observer les personnes plusieurs mois et/ou années après leur participation au programme. Il faut d'ailleurs souligner que les coûts sont élevés, car ils comprennent aussi le traitement lui-même et la collecte des données. Ces coûts ne sont pas normalement pris en compte dans le coût de l'évaluation non-expérimentale<sup>162</sup>. Enfin, il ne faut pas oublier qu'il existe un coût politique de l'expérience, en raison des critiques éthiques (Burtless, 1995).

---

<sup>162</sup> Un modèle de calcul de la valeur de l'expérimentation sociale est proposé par Burtless et Orr (1986).

Par ailleurs, l'expérience sociale ne fournit qu'une seule information : l'estimation de l'effet moyen du traitement. Elle ne permet pas de connaître la distribution des bénéficiaires parmi les individus, en particulier la médiane de l'impact et le pourcentage des individus qui ont profité du traitement. Elle ne donne pas d'information sur les comportements des acteurs (processus d'autosélection des participants, processus d'abandon du programme et sélection opérée par les administrateurs locaux) et sur l'effet des différentes composantes du traitement. Par exemple, on ne connaît pas l'effet de standards de prestation et de la situation du marché du travail local sur les choix de sélection des participants opérés par les administrateurs locaux. Autrement dit, on sait si le programme « fonctionne », mais on ne sait pas pourquoi. Ainsi dans l'évaluation d'un programme, on ne trouve pas les éléments qui permettraient de l'améliorer (cet aspect est très important pour l'administration publique et les politiciens)<sup>163</sup>. Le traitement est considéré comme une sorte de boîte noire dont on ne connaît rien. Les connaissances résultant d'expériences sociales ne sont donc pas cumulables avec le savoir de la théorie économique et d'expériences précédentes (Heckman et Smith, 1995).

Mais l'expérimentation sociale est surtout critiquée pour des **raisons éthiques**. La sélection aléatoire est perçue comme un outil moralement inacceptable pour rationaliser les ressources publiques. Tout d'abord, il est inadmissible de défavoriser un groupe de personnes face à la situation du statu quo, sauf si on organise un système de dédommagement. L'expérimentation sociale devrait se limiter à tester des programmes qu'on estime favorables aux individus. Deuxièmement, il est difficile d'exclure volontairement des chômeurs d'une mesure qui pourrait leur profiter<sup>164</sup> (Burtless et Orr, 1986). Dans certains pays, ils existent même des obstacles juridiques. En Suisse, par exemple, un chômeur a droit de participer à un programme d'emploi temporaire à la fin des indemnités normales. Pour ces raisons, les expériences d'ordre social sont plus facilement réalisables pour des nouvelles mesures ou pour une extension d'une mesure ou une intensification d'un service (Björklund, 1989,

---

<sup>163</sup> L'évaluation des expériences concernant l'assurance-chômage dans l'Illinois constitue un bon exemple des limites de l'expérimentation sociale. L'expérience a permis d'estimer que la prime de 500\$ pour les demandeurs d'emploi qui réussissaient à retrouver un emploi dans les premières 11 semaines de chômage était efficace et qu'elle réduisait en moyenne la durée de chômage de plus d'une semaine. Mais on ne savait pas, s'il fallait plutôt réviser le montant de la prime ou la période pendant laquelle le chômeur était tenu à retrouver un emploi pour être éligible pour la prime (Woodbury et Spiegelman, 1987); d'où la nécessité d'effectuer d'autres expériences qui prévoyaient plusieurs options quant au montant de la prime et la durée de la période pour toucher la prime (pour la description des expériences en Pennsylvanie et à Washington, cf. Decker et O'Leary, 1995).

Björklund et Regnér, 1996) et avec le consentement explicite de la personne. Il faut que la personne soit bien informée sur les risques de la participation à l'expérience et un éventuel système de dédommagement doit être mis en place<sup>165</sup> (Burtless et Orr, 1986, Burtless, 1995).

Sur le plan pratique, l'expérimentation sociale nécessite plusieurs décisions critiques. Premièrement, il faut déterminer le moment optimal pour la sélection aléatoire, en raison notamment des personnes qui quittent l'expérimentation en cours de route. Théoriquement, il faudrait placer l'affectation aléatoire juste avant le début de la mesure, pour réduire la probabilité d'abandon entre l'attribution et la fréquentation de la mesure. En pratique, et précisément dans le cas du programme JTPA pour des raisons institutionnelles, politiques et financières<sup>166</sup>, on a effectué la sélection aléatoire juste après avoir décidé le type de service nécessaire pour l'individu. Ainsi seul 65% des individus originalement affectés au groupe expérimental a effectivement participé au programme (Heckman, Smith, 1995, et Heckman, Smith, Taber, 1994). En second lieu, il faut décider le nombre de sites d'expérimentation nécessaires pour obtenir des résultats fiables et, si un système de dédommagement est prévu, il faut fixer le type et le montant des paiements.

En guise de conclusion, Burtless, Orr (1986) nous rendent attentifs au fait que la plupart de ces critiques s'appliquent également aux méthodes non expérimentales<sup>167</sup>. Il s'y ajoute le fait que quelques correctifs simples à la procédure employée permettent en partie de les contourner. Par exemple, l'expérience norvégienne montre qu'on peut contourner les obstacles éthiques, en limitant la sélection aléatoire aux cours, pour lesquels la demande de

---

<sup>164</sup> Il faut remarquer que l'individu faisant parti du groupe de contrôle est exclu du programme pour toute la période d'observation. Celle-ci peut s'étendre sur plusieurs années (après le service reçu par le groupe des participants).

<sup>165</sup> Par exemple, le dédommagement peut être monétaire et équivalent au service offert dans le programme pour le groupe de contrôle (indemnisations compensatrices) ou être forfaitaire pour toute personne qui se déclare prête à participer à l'expérimentation sociale (paiements d'incitation). Burtless et Orr (1986) juge la deuxième solution meilleure, car la première introduit une deuxième différence de traitement entre les participants et les membres du groupe de contrôle qui peut affecter la valeur de l'expérimentation.

<sup>166</sup> Plus tardivement on effectue la sélection aléatoire, plus les membres du groupe de contrôle profitent également des services offerts (par exemple, service de soutien à la recherche d'emploi).

<sup>167</sup> Par exemple, dans les méthodes non-expérimentales qui utilisent des banques de données différentes pour analyser les résultats des participants et pour construire le groupe témoin, il est difficile de déterminer si les personnes du groupe témoin n'ont vraiment pas participé au programme à évaluer. Le « biais de contamination » s'accroît encore plus si le groupe témoin n'est pas un échantillon aléatoire des personnes éligibles, mais s'il est construit par des techniques d'appariement (Bassi, 1983, 1994). Bassi (1994) estime qu'environ 15-20% des personnes du groupe témoin ont participé avant 1978 au programme CETA.

places dépasse l'offre de places disponibles dans le cours<sup>168</sup> et lorsqu'il existe un intérêt politique à élargir le programme (Björklund, 1989). Toutefois, cette procédure a engendré un autre problème : les administrateurs locaux ont changé leurs critères de sélection, de telle façon que les personnes qui ont été admises au tirage au sort n'étaient pas représentatives de celles qui auparavant auraient pu participer au cours. Aussi en Angleterre, on a cherché à résoudre le problème éthique, en donnant la possibilité aux personnes qui étaient destinées au groupe de contrôle, si elles le souhaitaient, d'avoir les mêmes services que les participants au programme. Cette procédure engendre le biais de substitution et la sous-estimation de l'effet du programme (Björklund, Regnér, 1996).

L'expérience européenne a surtout montré que l'expérimentation sociale rencontre une importante résistance de la part des administrateurs locaux. Le projet de recherche devrait être accompagné par des mesures incitatives à la participation et à la coopération des administrateurs locaux, ce qui introduit à son tour des biais importants. Si par contre la participation des différents sites est rendue obligatoire, il faudrait accompagner le programme par un monitoring qui induit des coûts supplémentaires. L'expérience norvégienne a démontré les limites d'une participation obligatoire. Les administrateurs locaux ont saboté la sélection aléatoire, en déclarant éligible seulement un nombre de personnes correspondant au nombre prévu pour le groupe expérimental.

### 5.3. L'approche non expérimentale

#### a) Le modèle traditionnel

L'hypothèse de base de l'approche non-expérimentale est le fait qu'on puisse modéliser le processus de sélection dans le programme et les résultats. Si l'évaluation n'a pas un caractère expérimental, il faut spécifier un modèle qui établisse une corrélation entre les résultats étudiés et le traitement.

Le **modèle** traditionnel, avec une notation simplifiée, appelé aussi « the dummy endogenous

---

<sup>168</sup> En Suisse, si on observe le nombre de personnes qui touchent des indemnités spécifiques de remplacement, on doit conclure, qu'au moins au niveau global, il existe une offre de mesures insuffisante face à la demande. Cette situation pourrait justifier une sélection aléatoire des personnes bénéficiant des MMT. On ne sait pourtant pas, si les personnes en attente d'une MMT, sont statistiquement similaires aux participants. Il se peut que les conseillers en personnel fixent un ordre entre les chômeurs, en favorisant les personnes qui pourraient profiter le plus des mesures.

variable model » ou « Index sufficient methods », repose sur deux équations (Heckman et al., 1998a) :

$$Y_1 = g_1(X, U_1) \text{ et } Y_0 = g_0(X, U_0)$$

$U_1$  et  $U_0$  sont inobservables. Une équation de sélection est spécifiée afin de déterminer quels résultats sont observés. On fait l'hypothèse que :

$$Y_1 = g_1(X) + U_1 \text{ et } Y_0 = g_0(X) + U_0 \quad (\text{A-1})$$

avec  $E(U_1) = E(U_0) = 0$ . Ainsi, **l'effet moyen du traitement** peut s'écrire comme :

$$E(Y_1 - Y_0 | X, T=1) = g_1(X) - g_0(X) + E(U_1 - U_0 | X, T=1)$$

Les variables observées  $X$  peuvent être subdivisées en deux sets de variables ( $R, Z$ ) ; les variables  $R$  apparaissent dans l'équation des résultats et les variables  $Z$  dans l'équation de participation.

L'estimation de l'effet moyen du traitement nécessite plusieurs hypothèses, dont l'hypothèse que certaines variables n'apparaissent que dans le set des variables  $Z$  (« exclusion restriction »). Autrement dit, au moins une variable doit être explicitement exclue de l'équation résultat et incluse dans l'équation participation. En plus, toute influence de  $Z$  sur  $Y$  doit se réaliser via un effet de  $Z$  sur  $T$ . Dans le modèle traditionnel, la variable latente est un indice  $I$ , définie comme  $I = H(Z) - v$ , en faisant l'hypothèse que  $v$  est indépendant de  $Z$ .  $T=1$  si  $I > 0$  et  $T=0$  autrement. La dépendance entre  $T$  et  $(U_0, U_1)$  ne doit se faire qu'à travers  $v$ .  $R$  et  $Z$  doivent être indépendants de  $(U_0, U_1)$ . On obtient donc que le biais de sélection ( $B(X) = E(U_0 | Z, R, T=1) - E(U_0 | Z, R, T=0)$ ) et le gain moyen rattaché aux variables inobservables  $E(U_1 - U_0 | Z, R, T=1)$  ne dépendent de  $Z$  qu'à travers l'index  $H(Z)$ . Ainsi, le biais de sélection et le gain moyen rattaché aux variables inobservables ne dépendent de  $Z$  qu'à travers la propension à participer à un programme:

$$B(P(Z)) = E(U_0 | P(X), T=1) - E(U_0 | P(X), T=0)$$

Cette équation est appelée aussi « the index sufficient representation ». Ces hypothèses rendent l'estimation de l'effet moyen du traitement non biaisé (Heckman et al., 1998a).

Le modèle traditionnel peut être présenté plus précisément suivant Ridell (1991) et Heckman et Robb (1985). **L'équation des résultats** (« outcome equation ») rapporte la (les) variable(s) concernée(s) (par exemple les gains  $Y$ ) au traitement ( $T$ ), aux caractéristiques observables et non observables des participants et des non-participants (comme l'âge, le sexe, le niveau

d'instruction et l'expérience ainsi que la motivation et le sérieux, l'attachement à l'emploi que traduit le vecteur de variables  $X$ )<sup>169</sup>.

La deuxième relation-clé du modèle est *l'équation de la participation (ou de sélection)* qui explique quels individus participent au programme par un vecteur de variables observables  $Z$  ( $Z=z_{it}$ , vecteur de variables représentant les caractéristiques individuelles, familiales et les facteurs institutionnels) et un vecteur de variables non observables  $V$  ( $V= v_{it} =\rho_i + \kappa_{it}$ , Heckman, 1979). Dans le cas le plus simple, on assume que cette fonction est linéaire en  $Z$  :

$$I_{ik}^* = \lambda Z_{ik} + V_{ik} = \lambda Z_{ik} + U_{it} = \lambda z_{ik} + \rho_i + \kappa_{ik}$$

où  $I_{ik}^*$  est une **variable latente** (non observée) qu'on peut interpréter comme l'intention de participer au programme ou comme un indice des bénéfices nets de la participation à la mesure dans un modèle d'auto-sélection (Heckman et Smith, 1996). C'est donc l'intention de participer à une mesure du marché de travail qui influence le résultat du traitement. Elle reflète la motivation du participant, la disponibilité de programmes et/ou l'intérêt de l'organisateur de la mesure (Zweimüller et Winter-Ebmer, 1996). L'individu  $i$  participe à la mesure ( $T_i = 1$ ) si  $I_{ik}^* > 0$ , et il n'y participe pas ( $T_i = 0$ ), autrement.  $\rho_i$  représente l'effet spécifique à l'individu (constant dans le temps) et  $\kappa_{ik}$  est un terme d'erreur aléatoire. On normalise le vecteur  $V_{ik}$ , de telle façon que  $E(V_{ik})=0$  et  $\text{var}(V_{ik})=1$ .

<sup>169</sup> Si l'on désigne les individus par  $i$ , les périodes de temps par  $t$  et le moment où est prise la décision de participer au programme par  $k$  et par  $n$  le nombre de périodes pour lesquelles les données de  $X$  sont disponibles pour chaque observation, on obtient l'estimateur suivant (« linear control function estimator ») :

$$Y_{it} = \beta_{it} T_{it} + \mu X_{it} + U_{it} \quad \text{où } T_{it} = 1 \text{ si } D_{ik}^* > 0 \\ T_{it} = 0 \text{ sinon} \\ \text{et } t=0,1,\dots,n$$

où  $\beta$ ,  $\mu$  sont des paramètres ou des vecteurs de paramètres inconnus. Si l'effet du programme est égal pour tout le monde, alors  $\beta_{it} = \beta_t$ .  $U_{it}$  est un terme d'erreur non corrélé avec  $T$  et  $X$  et  $E(U_{it})=0$ . Si on pouvait mesurer  $X$  et  $T$  sans erreur, il n'y aurait pas besoin d'expérimentation sociale ou d'un modèle économétrique. L'estimation des moindres carrés produirait un estimateur non biaisé de  $\beta_{it}$ , l'effet du programme. On transforme l'équation des résultats, en redéfinissant le vecteur  $X$  par les seules caractéristiques observables des individus et  $U$  les facteurs non mesurables qui influencent les gains,

$$Y_{it} = \beta_{it} T_{it} + \mu X_{it} + U_{it} \quad \text{où } T_{it} = 1 \text{ si } D_{ik}^* > 0 \\ T_{it} = 0 \text{ sinon}$$

Heckman, Hotz (1989) assument que l'effet du traitement est invariant parmi les individus, mais il varie avec le temps ( $\beta_{it} = \beta_t$ ) et que  $E(U_{it}|X_i)=0$  pour tout  $i$  et  $t$ , c'est-à-dire que  $X_t$  est exogène. Ces hypothèses sont reprises par la plupart des études.

Avec l'hypothèse que  $\rho_i \sim N(0, \sigma_\rho^2)$  et  $\kappa_{ik} \sim N(0, \sigma_\kappa^2)$ , on obtient la probabilité suivante de participer à une mesure :

$$\Pr(T_{it}=1 | Z=z_{it}) = \Phi(z_{it} \lambda + \rho_i / \sigma_\kappa) \quad \text{où } \Phi \text{ est la distribution normale standard}^{170}$$

dénommée par Rosenbaum et Rubin (1983) **propension à la participation** (voir infra). L'estimation du coefficient  $\lambda$  nous donne de combien chaque caractéristique influence la probabilité individuelle de participer à une mesure. L'équation de la participation peut également être spécifiée dans le cadre d'un modèle d'auto-sélection qui se base sur l'hypothèse que l'individu fait un calcul sur les gains attendus avec et sans programme pour décider de postuler pour une MMT<sup>171</sup>. Mais la participation à un cours ou à un programme d'occupation n'est pas un événement aléatoire. L'individu qui remplit les critères pour la participation doit notamment d'abord décider qu'il aimerait y participer (postuler); des places doivent être disponibles et l'organisateur de la mesure doit accepter sa candidature<sup>172</sup>. Par ailleurs, puisque l'autorisation à participer à une MMT est donnée normalement par le conseiller en personnel, la participation à une MMT dépend également des préférences des conseillers en personnel des ORP<sup>173</sup> (cf. annexe C)<sup>174</sup>.

<sup>170</sup> Il existe d'autres possibilités, telles qu'une distribution logistique.

<sup>171</sup> Dans la version plus simple, l'organisateur accepte toute personne qui veut participer à la mesure et toutes les personnes actualisent le flux des gains par un même facteur  $(1/(1+r))$ . Pendant la mesure, le participant reçoit une indemnité  $S$ , alors que pendant la période  $k$ , où il y a l'opportunité de décider de participer à la mesure, il ne reçoit rien. Si la mesure augmente les gains d'un facteur  $\Omega$  pour chaque période, la valeur actuelle (anticipée) des gains pour une personne qui ne profite pas de la mesure est :

$$PV(0) = E_{k-1} [ \sum_{j=0}^{\infty} (1/(1+r))^j y_{0,k+j} ] \text{ et}$$

et pour le participant à la mesure :

$$PV(1) = E_{k-1} [ \sum_{j=1}^{\infty} (1/(1+r))^j y_{0,k+j} + \sum_{j=1}^{\infty} \Omega / (1+r)^j ]$$

où la décision est prise sur la base des informations disponibles à la période précédente la période  $k$ . L'individu, neutre face au risque, décide donc de participer à la mesure ( $T=1$ ) lorsque  $PV(1) > PV(0)$ , c'est-à-dire lorsque :

$$D_{ik} = PV(1) - PV(0) = E_{k-1} [ S - Y_k + \Omega/r ] > 0.$$

Cette règle de décision est valable, si la personne peut prévoir ses gains avec certitude (cf. Heckman et Robb, 1985, p. 182, si au contraire la personne vit dans un monde d'incertitude).

<sup>172</sup> Heckman et Robb (1985, p.183) formalisent la possibilité d'avoir plusieurs règles de décision pour la participation, en particulier ils considèrent que la personne doit aussi être acceptée par l'organisateur de la mesure.

<sup>173</sup> Heckman et al. (1996) ont cherché à analyser les préférences des conseillers en modélisant la probabilité d'accepter la candidature d'un individu. En particulier, ils ont cherché à vérifier si les conseillers favorisaient les individus les plus pauvres ou s'ils sélectionnaient les personnes susceptibles de profiter le plus de la MMT. Sur la base des équations de résultat basées sur les revenus et les gains nets résultant du cours corrigées par la sélection et une équation modélisant la décision d'accepter le candidat prenant en compte les résultats escomptés, ils aboutissent à la conclusion que la première hypothèse est la plus probable. Même en présence d'incitations financières pour améliorer la

Heckman, Hotz (1989) analyse le cas, où il y a dépendance entre le terme d'erreur  $U_{it}$  et la variable muette de participation  $T_i$  ( $E(U_{it}/T_i) \neq 0$ ), c'est-à-dire lorsqu'il y a **biais de sélection**. Cette dépendance peut être issue d'une dépendance entre le terme d'erreur et les variables observables qui déterminent la propension à la participation ( $Z_i$ ) ou entre le terme d'erreur et les variables inobservables qui déterminent la propension à la participation ( $V_{it}$ ). *Le biais de sélection dû aux variables observables*

$$E(U_{it} | T_i, X_i) \neq 0 \text{ et } E(U_{it} | T_i, X_i, Z_i) \neq 0$$

peut être supprimé par l'introduction dans le modèle d'une équation de participation. L'hypothèse implicite de ce modèle est la suivante :

$$(Y_1, Y_0) \perp T | Z, X$$

où  $\perp$  signifie que « conditional on  $Z$  and  $X$ ,  $Y_1$  and  $Y_0$  are statistically indépendant of  $T$  »<sup>175</sup>. Il suffit que  $E(U_{it} | T_i) = 0$  ; il n'est pas nécessaire que  $E(U_{it} | X) = 0$  (Heckman et al., 1997a). Autrement dit, s'il existe un biais de sélection, ce dernier ne doit résulter que de la sélection sur les variables observables. On obtient alors, que

$$E[Y | T, X, \Pr(T=1|Z, X)] = \mu X + \beta T + E[U | \Pr(T=1|Z, X)].$$

La **procédure en deux étapes de Heckman**, développée pour faire face à un échantillon tronqué (Heckman, 1979), permet sur la base de l'estimation de la propension à la participation de corriger, sous certaines conditions, le biais de sélection (pour plus détails, cf. Heckman et Robb, 1985)<sup>176</sup>. Elle fait pourtant l'objet de critiques (par exemple, Barnow, 1987

performance du service public de l'emploi, les conseillers en personnel se comportent comme des assistants sociaux en favorisant les personnes les plus démunies.

<sup>174</sup> Dans les années quatre-vingts plusieurs tests de spécification du modèle traditionnel ont été mis au point: équation des gains antérieurs, équation des gains postérieurs et le test de surspécification. Le test des gains antérieurs vérifie si le fait de participer ( $T$ ) à une mesure entre déjà dans l'équation des gains dans la période avant le traitement. Dans ce cas, il faut conclure qu'il y a des différences inobservables entre les futurs participants et les non-participants ( $\beta_t$  est significativement différent de zéro). On ne peut donc rien conclure sur l'effet du traitement sur les gains. Formellement, le test est satisfait si dans le modèle des effets constants, la différence entre  $Y_{it} - Y_{ip}$  n'est pas statistiquement différente de zéro avant le traitement. Le test sur les gains postérieurs est semblable à celui des gains antérieurs, sauf que la période considérée se situe après la période du traitement. Le test est satisfait, si ni pour les membres du groupe de contrôle et ni pour ceux de traitement le coefficient  $\beta_t$  n'est significativement différent de zéro si le traitement n'a pas eu lieu. Pour le troisième test, on combine les données des personnes qui n'ont pas pu participer au traitement (semblable aux participants) avec les données des membres du groupe témoin.

<sup>175</sup> Une hypothèse plus souple prévoit que  $E(Y_1 | D=1, Z, X) = E(Y_1 | Z, X)$  et  $E(Y_0 | D=1, Z, X) = E(Y_0 | Z, X)$ .

<sup>176</sup> Plus précisément, si pour chaque observation (individu) de l'échantillon des participants, on calcule le paramètre  $\hat{a}_i$  (le « inverse Mill's ratio ») et si, par la suite, on estime par simple régression des moindres carrés de  $y$  sur  $X$  et  $\lambda$ , on corrige le fait qu'on ne dispose que d'observations des résultats pour le sous-échantillon des personnes participant au traitement. Dans la littérature

et Puhani, 1997), en raison des difficultés à identifier une variable instrumentale qui expliquerait la participation à une MMT et qui n'influencerait pas le résultat de la MMT. Par ailleurs, il existe un modèle alternatif avec des équations simultanées de la participation à une MMT et de l'emploi (voir Fitzenberger et Prey, 1996).

Enfin, Heckman et al. (1998), sur la base des données expérimentales et non-expérimentales du JTPA et une méthode d'estimation non-paramétrique du biais de sélection, vérifient l'hypothèse centrale à la base du modèle traditionnel. Ils montrent que l'hypothèse de l'« index suffisient » est satisfaite pour ces données, mais il serait nécessaire de la vérifier sur un échantillon de taille supérieur. Par contre, l'hypothèse à la base du modèle de Heckman (1979) avec une estimation paramétrique du biais de sélection est à rejeter.

### **b) Le modèle des différences premières**

Une approche intuitive de l'évaluation des programmes repose sur la comparaison de la situation des participants avant et après le traitement. Intuitivement, si les variables inobservables individuelles, telles que la motivation et l'habileté restent constantes dans le temps, la comparaison intertemporelle permet en quelque sorte de les neutraliser<sup>177</sup>. Si on considère l'évolution des gains des participants et du groupe témoin, le traitement est également à juger positivement si la différence entre les gains des participants et le groupe témoin après traitement est inférieure à celle avant traitement. Autrement dit, on calcule la différence des différences. Il faut remarquer que la détermination du moment pré-traitement et après-traitement est délicate, car les gains des participants tendent à se réduire avant traitement (cf. infra).

Formellement, seule la définition du biais de sélection sur les variables inobservables nous permet de mieux comprendre le « difference-in-differences estimator ». Heckman, Hotz (1989) définissent le biais de sélection dû aux **variables inobservables** comme

$$E(U_{it} | T_i, X_i) \neq 0 \text{ et } E(U_{it} | T_i, X_i, V_i) \neq E(U_{it} | X_i, V_i)$$

La partie inobservable de l'équation de résultat peut être subdivisée en deux composantes : une composante est constante dans le temps et l'autre composante est transitoire. Plus précisément, si l'indicateur de résultat est le salaire, une spécification assez générale des facteurs non mesurés dans l'équation des salaires est :

---

économétrique, ce problème est connu comme le problème de l'« incidental truncation » dans un modèle de sélection (Greene, 1997). Le coefficient  $\beta$  quantifie l'effet moyen de la MMT.

$$U_{it} = e_i + e_{it}$$

où  $e_i$  est un effet spécifique individuel constant dans le temps (effet fixe), qui capture probablement les facteurs inobservables, tels que l'habilité, la motivation et les autres investissements dans le capital humain (Ashenfelter, 1978) et  $e_{it}$  est un erreur aléatoire spécifique à l'individu  $i$  et à la période  $t$  (composante transitoire). L'hypothèse à la base de la méthode « difference-in-differences » est que **la participation dépend de l'effet fixe, mais elle ne dépend pas de la composante transitoire**. Si l'indicateur de résultat est le salaire, l'hypothèse implicite est que la sélection des participants se fait sur la base du niveau des revenus des personnes éligibles<sup>178</sup>. Ainsi, puisque l'effet fixe est constant dans le temps, si on dispose de données avant et après le traitement, la différence de résultats après et avant le traitement peut être calculé sans connaître l'effet constant.

Formellement, dans le **modèle dit des différences premières** (ou des effets constants, Bassi, 1983 et 1984), il est donc possible d'estimer l'équation :

$$Y_{it} - Y_{ip} = (e_t - e_p) + \mu (X_{it} - X_{ip}) + \beta_t T_i + (e_{it} - e_{ip}) \quad \text{pour } t > k > p$$

où  $p$  est la période avant le programme<sup>179</sup>. L'estimateur est la différence entre la différence des salaires avant et après traitement pour les participants et celle pour les non-participants ; d'où le nom de l'estimateur « difference-in-differences estimator ». Cette méthode permet d'éviter les erreurs de spécifications concernant les variables explicatives inobservables constantes dans le temps, tels que l'habilité innée et l'intelligence. La connaissance de ces variables ne devient plus nécessaire pour estimer l'effet d'une MMT. Barnow (1987)

<sup>177</sup> Avec cette approche l'hypothèse d'exclusion ne doit pas être satisfaite.

<sup>178</sup> Bassi (1983) note que cette hypothèse peut être violée, en raison de l'existence d'incitation pour les conseillers en personnel à choisir les personnes qui seraient susceptibles d'avoir des revenus élevés après programme, c'est-à-dire des personnes éligibles avec des faibles revenus seulement temporairement. Deuxièmement, les personnes vivant dans des régions avec un chômage cyclique très élevé auraient plus de probabilité de participer à un programme, car les ressources financières se concentreraient tout particulièrement dans les régions avec des graves difficultés sur le marché du travail. Enfin, on peut s'attendre à une auto-sélection des personnes basée sur des variables inobservables non constantes dans le temps, tels que la demande de certaines qualifications et la responsabilité à l'intérieur du ménage. Autrement dit, les conseillers choisiraient les individus pour lesquels la demande de leurs qualifications sur le marché du travail est en diminution. Ainsi formellement, il y aurait une corrélation entre  $e_{ip}$  et  $T_i$  (Bassi, 1984).

<sup>179</sup> Dans le choix de la période avant le programme, il faut tenir compte d'un possible déclin temporaire ou permanent des revenus juste avant la participation au programme (Ashenfelter, 1978, Barnow, 1987). Si le déclin est permanent, l'utilisation de l'année précédente à la participation au programme, sous-estime l'effet du programme. Au contraire, si le déclin est temporaire, il y a une surestimation. Par ailleurs, Ashenfelter et Card (1985) soulignent l'importance du choix de l'année de base pour estimer l'impact du programme (l'année précédente la participation au programme ou l'année de la participation au programme), notamment en raison de la possible prise en considération des gains pendant le programme.

remarque que la conséquence logique de ce raisonnement est que très peu de variables explicatives seront prises en compte dans le modèle<sup>180</sup><sup>181</sup>. Du point de vue pratique, comme pour les expériences d'ordre sociale, il faut noter que l'intérêt des utilisateurs ne se concentre pas exclusivement sur l'effet moyen du traitement (cf. supra) ; d'où l'avantage d'une prise en considération explicite dans le modèle de la décision de participer à une MMT.

L'hypothèse de base du modèle des différences premières implique une différence constante de salaire entre les participants et les non participants avant le traitement, c'est-à-dire plusieurs années avant le programme. Il faut aussi une différence constante entre les participants et les non-participants après le traitement, car la différence après-traitement équivaut à la somme de la différence avant le traitement et l'effet du traitement (Smith, 2000). Mais l'expérience américaine montre que les salaires des participants baisse juste avant le traitement (« Ashenfelder dip »), l'hypothèse de base ne semble donc pas être respectée. Ainsi, Ashenfelder et Card (1985) et Heckman et Smith (1996) concluent que l'utilisation d'un tel modèle conduit souvent à une mauvaise estimation des effets d'une MMT. Par ailleurs, ces modèles sont souvent rejetés sur la base des tests de spécifications usuels, qui constituent un important instrument de contrôle des spécifications adoptées dans le modèle d'évaluation, même s'ils ne peuvent non plus détecter tout type de biais de sélection. On notera que l'estimateur des « différences-in-différences » peut être utilisé en combinaison avec la méthode d'appariement statistique avec des données longitudinales ou des données issues d'enquêtes répétées (pour plus de détails, Heckman et Robb, 1985)<sup>182</sup>.

<sup>180</sup> Par exemple, dans l'étude de Bassi (1983) seules les variables âge, âge carrée et participation au programme restent dans le modèle.

<sup>181</sup> Une généralisation de ce modèle prévoit une spécification des termes d'erreur  $e_{it}$  et  $e_{ip}$ , tels que chaque individu a son propre niveau initial de revenu et son propre taux de croissance.

<sup>182</sup> Les différences sont conditionnelles à X. En effet, l'appariement statistique permet de résoudre le problème du biais de sélection sur les variables observables, mais il ne permet pas de résoudre le problème des variables inobservables. Heckman et al. (1998a) testent l'hypothèse à la base de tous ces estimateurs des « différences-in-différences ». Conditionnellement à X, le biais de sélection reste constant dans le temps :

$$B(X) = B_t(X) - B_p(X) = B_t(P(X)) - B_p(P(X)) = 0 \quad \text{pour certaines } t \text{ et } p.$$

Ils concluent que les hypothèses à la base de la méthode des « conditional difference-in-différences » sont satisfaites pour le JTPA, sauf pour les valeurs très faibles de P. Dans un environnement stable, même la méthode des effets constants peut être utilisée. Les différences sont conditionnelles à X. En effet, l'appariement statistique permet de résoudre le problème du biais de sélection sur les variables observables, mais il ne permet pas de résoudre le problème des variables inobservables (par exemple, Bergemann et al., 2001).

### 5.4. L'approche quasi-expérimentale

Avec l'approche quasi-expérimentale, on cherche à résoudre le problème de sélection au niveau des données. On construit ex-post un groupe témoin de non-participants dont les caractéristiques observées sont analogues à celles des participants. On espère qu'en appariant les caractéristiques observées, on obtiendra deux groupes analogues par leurs caractéristiques non mesurées, minimisant ainsi le biais de sélection.

Formellement, les techniques d'appariement se basent sur l'hypothèse que l'attribution d'une mesure est aléatoire conditionnellement aux covariables, donc que l'attribution est indépendante du résultat potentiel sans participation conditionnellement aux covariables (« random assignment conditional on covariate », Rubin, 1977) :

$$(Y_1, Y_0) \perp T | X \tag{H-1}$$

où  $\perp$  signifie que « conditional on X,  $(Y_1, Y_0)$  and T are independent »<sup>183</sup>. Plus précisément,

$$Y_0 \perp T | X = x \quad \forall x \in \chi$$

où  $\chi$  est la part de l'espace des covariables pour laquelle l'effet du traitement est défini. Cette hypothèse est appelée aussi « **The Conditional Independence Assumption (CIA)** »<sup>184185</sup>. Alors, conditionnellement à X, les résultats des non-participants ont la même distribution que celle des participants, s'ils n'avaient pas participé au programme :

$$F(y_0 | X, T=1) = F(y_0 | X, T=0)$$

En conséquence, si la moyenne existe :

$$E(Y_0 | X, T=1) = E(Y_0 | X, T=0)$$

<sup>183</sup> Cette hypothèse a déjà été formulée par l'approche non-expérimentale pour la définition du biais de sélection sur les variables mesurables.

<sup>184</sup> Heckman et al. (1997a) remarquent que l'hypothèse, plus souple que conditionnellement à certaines X,  $Y_0$  est indépendant de T :

$$Y_0 \perp T | X \tag{H-3}$$

est suffisante pour identifier l'effet moyen du traitement. Mais Lechner (2001, p. 5) souligne que « in an application it is usually difficult to argue why conditional mean independence should hold and CIA might nevertheless be violated ».

<sup>185</sup> Autrement dit, « The assumption is that the assignment is independent of the potential nontreatment outcome conditional on the value of a covariate or attribute (Conditional Independence Assumption). If this assumption is true, then  $E(Y_0 | T=1, X=x) = E(Y_0 | T=0, X=x)$ , and the quantity  $E[E(Y_0 | T=0, X=x) | T=1]$  can be estimated in large samples using respective sample analogues. It is important to note that this does not exclude that the treatment outcome is correlated with the selection mechanism. In practice this may be quite important because having a higher treatment outcome as somebody who has the same nontreatment outcome may be an (partially) efficient and often used selection rule » (Lechner, 1998, p. 34).

la moyenne contrefactuelle non disponible peut être construite sur la base des résultats des non-participants<sup>186</sup>. Si on ajoute que

$$0 < \Pr(T=1| X) < 1 \quad (\text{H-2})$$

pour tout X, alors :

$$E(Y_0| T=1) = E[E(Y_0| T=0, X=x) | T=1]$$

peut être estimée pour un large échantillon utilisant un échantillon similaire. L'hypothèse (H-2) est souvent appelée « **common support condition** » (Lechner, 2001). Ces deux hypothèses sont connues comme « **the strong ignorable treatment assignment** » (Rosenbaum et Rubin, 1983) ou comme l'hypothèse de la sélection sur les variables observables (Heckman et Robb, 1985). L'hypothèse à la base des techniques d'appariement est donc que l'allocation des participants au cours ne dépend que des variables observables avant le cours. On notera qu'en pratique l'effet moyen du traitement n'est pas calculé pour l'ensemble des participants, car l'appariement ne se fait que sur une partie de la distribution de la propension à participer des participants (problème du support commun).

Les techniques d'appariement, visant à construire un groupe témoin, sont essentiellement de deux types: l'appariement par case (« cell matching») et l'appariement statistique (« statistical matching »).

### a) L'appariement par case

Les premières études se basaient sur un groupe témoin tiré aléatoirement du groupe des personnes éligibles<sup>187</sup> (cf. par exemple Bloom et McLaughlin, 1982), mais les chercheurs se sont vite aperçus que le groupe des participants n'était pas un échantillon aléatoire des personnes remplissant les critères d'admission au programme (Bassi, 1994, Barnow, 1987). La technique d'appariement par case, appelée aussi d'appariement stratifié, s'est donc développée comme amélioration de cette technique rudimentaire.

Elle prévoit plusieurs étapes. Premièrement, il faut déterminer une liste de variables observables susceptibles d'influencer l'indicateur de résultat. Par exemple, la technique, développée par Westat (1981) et reprise par d'autres études, se basait sur les critères

<sup>186</sup> On notera que l'hypothèse CIA a pu également être prouvée pour les cas de traitements multiples (cf. Lechner, 2001, et Imbens, 1999).

<sup>187</sup> Des techniques alternatives ont été expérimentées par Ashenfelder (1978) qui a utilisé les personnes qui ont abandonnées le programme ou les personnes qui ont participé à un programme successifs (trois ans après). Ces deux tentatives se sont révélées insatisfaisantes.

d'éligibilité et sur certaines variables socio-économiques<sup>188</sup>. Deuxièmement, afin de créer les cases, il faut transformer les éventuelles variables continues en variables catégorielles ou en variables muettes avec l'inévitable déperdition d'information. Troisièmement, il faut ranger les variables d'appariement selon leur priorité. A ce stade de la procédure, les individus peuvent être rangés dans les différentes cases. Il est cependant très difficile pour chaque case avec un participant de trouver au moins un non-participant. En effet, puisque, le nombre de cases est donné par la formule  $2^n$ , avec n le nombre de variables muettes considérées, dans la pratique, il est très probable que plusieurs cases restent vides<sup>189</sup>. Il faut alors fusionner les cases vides en ordre contraire aux priorités fixées auparavant<sup>190</sup>. Enfin, il faut attribuer à chaque case un coefficient de pondération<sup>191</sup>. Ce procédé a notamment été utilisé dans l'évaluation du programme CETA (cf. Westat, 1981, Bassi, 1983 et 1984, Geraci, 1984)<sup>192</sup>.

Bryant et Rupp (1987) ont analysé l'évolution des gains avant le programme des membres du groupe témoin, qui avait été construit sur la base d'un appariement par case (sans et avec pondération), et les participants. Ils concluent que le groupe témoin ne diffère pas du groupe des participants. Ils montrent d'ailleurs que cette technique permet de prendre en considération le déclin des salaires précédant la participation au programme, sans faire des hypothèses sur le caractère temporaire ou permanent de ce déclin. Au contraire, la vérification de cette technique par Bassi (1984), avec un test similaire sur l'évolution des gains antérieurs à la participation au programme, a donné des résultats peu satisfaisants. Elle conclut que les différences entre les participants et le groupe témoin doivent résulter de différences au niveau des variables inobservables.

<sup>188</sup> En particulier, les cases étaient définies sur la base de l'âge, le revenu familial, le salaire en 1975, le genre, la race, le niveau d'éducation, l'expérience professionnelle, le statut civil, l'évolution du salaire entre 74-75, l'évolution du salaire entre 73-74, le fait d'être pauvre et d'avoir un emploi dans le secteur privé. Les trois variables premières correspondaient aux critères d'éligibilité auxquelles s'ajoutait un critère lié au statut professionnel de l'individu, dans le but d'exclure du groupe témoin les personnes qui n'étaient pas actives pendant la période d'observation. Pour Westat (1981, 1984), les individus devaient ou bien être actifs pendant mars 1976 ou avoir travaillé en 1975. Ce critère a été repris totalement ou partiellement par Bassi (1983), Geraci (1984) et Dickinson et al. (1984).

<sup>189</sup> A ce propos, Rosenbaum et Rubin (1985) remarquent que si on voulait prendre en considération 20 variables binaires, on obtiendrait  $2^{20} = 1$  million de cases.

<sup>190</sup> Dans l'étude de Westat Inc. (1981), avec 11 variables prises en considération, il fut possible d'éviter de fusionner des cases jusqu'à la cinquième variable de la liste des priorités.

<sup>191</sup> A ce stade, deux procédés ont été développés (pour plus de détails, cf. Bryant et Rupp, 1987).

<sup>192</sup> Certaines études ont eu recours aux moindres carrés pondérés. Les pondérations servaient à rapprocher les distributions, notamment la moyenne, des variables indépendantes (de l'équation des

L'appariement par case a d'ailleurs plusieurs inconvénients. Tout d'abord, la fixation de priorités entre les variables est souvent arbitraire (cf. Dickinson et al., 1984). En second lieu, cette technique est sensible à la catégorisation des variables continues. Mais le désavantage majeur de l'appariement par case résulte du nombre élevé de cases créées et donc de la nécessité d'un très grand nombre de non-participants, faute de quoi, il faut se limiter dans les variables à considérer pour l'analyse d'efficacité.

### **b) L'appariement statistique**

L'appariement statistique vise à dépasser ce dernier désavantage de la technique par case, car il permet de travailler avec un groupe témoin de taille plus réduite ce qui mène à une forte réduction des coûts, notamment dans le cas où les informations concernant les résultats doivent être collectées par enquête et par enquêtes répétées (Rosenbaum et Rubin, 1985).

Dickinson et al. (1984) ont développé une technique d'appariement se basant sur une mesure de distance entre deux observations<sup>193</sup>. Pour chaque participant, on cherche un membre du groupe témoin dont la distance, calculée sur la base des variables influençant les gains, est la plus petite<sup>194</sup>. Cette technique d'appariement a été fortement critiquée. Barnow (1987) juge cette technique très arbitraire, notamment en raison de l'utilisation de coefficients standardisés de la régression dans la fonction des gains. Bryant et Kupp (1987) ajoutent que l'appariement un à un est artificiel, car souvent pour chaque participant, ils existent plusieurs personnes susceptibles de faire parties du groupe témoin. Ainsi, le choix du membre apparié avec un certain participant dépend de l'ordre d'enregistrement des fichiers. En outre, l'appariement statistique mène à des appariements étranges: un jeune peut être apparié avec une personne âgée en raison des salaires estimés similaires, alors que ces deux personnes ont probablement des probabilités d'entrée et de sortie de la population active très différentes, car

---

gains) entre les participants et les membres du groupe témoin (Westat, 1981, Geraci, 1984). Cette procédure a été fortement critiquée par Dickinson et al. (1984).

<sup>193</sup> La distance se calcule comme :

$$D = \sum_i B_i^2 (P_{i1} - P_{i2}) / M_i$$

où D est la distance,  $B_i$  est le coefficient standardisé de la régression de la variable i dans la fonction des gains,  $P_{ij}$  est la composante principale i pour l'observation j et  $M_i$  est la valeur propre de la variable i de la matrice de corrélation de la variable d'appariement. Par la suite, la distance est corrigée par des pondérations pour donner plus de poids aux variables qui déterminent l'évolution des gains.

<sup>194</sup> Cette procédure a été appliquée séparément pour les hommes et les femmes, pour les différentes classes d'âge ainsi que pour chaque type d'activité dans le programme CETA.

ces informations ne sont pas nécessairement capturées par la fonction des salaires<sup>195</sup>. Bryant et Kupp (1987) concluent ainsi que l'appariement par case constitue une solution meilleure que la technique d'appariement utilisée par Dickinson et al. (1984).

Sur la base de l'hypothèse du « random assignment conditional on covariate », Rosenbaum et Rubin (1983 et 1985) proposent un appariement basé sur le « **balancing score** » ( $b(x)$ ) qui permet d'éliminer le biais de sélection attaché aux variables observées. Le « balancing score » est une fonction des caractéristiques observées avant le traitement  $x$ , telle que la distribution conditionnelle de  $x$  donnée  $b(x)$  soit la même pour le groupe expérimental ( $T=1$ ) et pour le groupe témoin ( $T=0$ ). Le «balancing score», le plus simple est  $b(x)=x$ , mais le plus intéressant est

$$\text{pr}(T=1|x)=P(x)$$

où  $P$  est la propension à accéder au traitement<sup>196</sup> qui peut être estimée par une régression logistique ou par une régression de type probit. Normalement, l'appariement se base sur le « predicted linear index » plutôt que sur la « predicted probability », car « the former allows one to be more discriminating on individuals with predicted probabilities in the tails of the distribution » (Sianesi, 2001). L'appariement basé sur la propension à participer permet d'obtenir les mêmes distributions de probabilité des variables  $X$  parmi les participants et parmi les non-participants appariés. Rosenbaum et Rubin (1983 et 1985) démontrent que cette technique d'appariement permet d'obtenir un estimateur non biaisé de l'effet moyen du traitement<sup>197</sup>.

Formellement, ils ont démontré que sur la base des hypothèses (H-1) et (H-2), on déduit que

$$(Y_1, Y_0) \perp T_1 | P(X)$$

et donc

$$Y_0 \perp T_1 | P(X).$$

<sup>195</sup> Par ailleurs, la fonction des salaires pour les personnes ayant des revenus bas, notamment pour ceux avec des interruptions de la vie professionnelle, n'est pas suffisamment connue pour utiliser la technique d'appariement statistique.

<sup>196</sup> Rosenbaum, Rubin (1983, p. 41) définissent le « propensity score » comme « the conditional probability of assignment to a particular treatment given a vector of observed covariates » et ils démontrent que « the propensity score, is a balancing score. Any score that is 'finer' than the propensity score is a balancing score; moreover,  $x$  is the finest balancing score and the propensity is the coarsest » (Rosenbaum et Rubin, 1983, p. 43).

<sup>197</sup> On notera que l'appariement peut également se faire à l'intérieur de souspopulations (ou strate).

Autrement dit, l'appariement peut se faire exclusivement sur la propension à participer. L'effet moyen du traitement peut être estimé par :

$$E(Y_0 | T=1) = E\{E[Y_0 | T=0, P(X)=P(x)] | T=1\}$$

Contrairement à l'appariement par case, l'appariement devient donc un problème unidimensionnel (pour l'extension de ces hypothèses au cas avec plusieurs traitements, voir Lechner, 2001, et Imbens, 1999, pour un exemple d'une application, cf. Lechner 2000).

On notera que puisque les sous-classes ne peuvent pas être parfaitement homogènes par rapport au « balancing score », cette technique réduit considérablement le biais de sélection de l'estimation de l'effet moyen du traitement sans pourtant l'éliminer complètement. En effet, puisque le « balancing score » est une variable continue, il faut nécessairement effectuer des approximations pour créer des paires ayant la même valeur. Rosenbaum et Rubin (1983) proposaient de construire des sous-classes, les plus possibles homogènes par rapport à la prévision linéaire avec au moins un participant. Dans ce but, plusieurs **mesures de distances** peuvent être utilisées. Ces mesures se différencient par le poids qu'elles accordent à chaque observation du groupe témoin (Heckman et al., 1997a). Deux cas extrêmes sont possibles. D'une part, il est possible de ne choisir qu'un non-participant le plus similaire possible au participant à appairer. D'autre part, il est possible de considérer tous les non-participants comme groupe témoin apparié.

L'appariement le plus simple est représenté par le « **propensity score nearest neighbor matching** » qui permet, dans le cas plus simple de l'appariement un à un, de choisir le non-participant dont les caractéristiques sont les plus proches du participant considéré<sup>198</sup> :

$$C(X_i) = \min_j \|X_i - X_j\| \quad j \in I_0$$

avec  $\| \cdot \|$  la norme,  $C$  le voisinage pour le participant  $i$ ,  $i \in I_1$ . Les voisins de  $i$  sont les non-participants  $j$ ,  $j \in I_0$ . L'inconvénient majeur de cet estimateur tient au fait que l'appariement se fait indépendamment de la distance entre les deux propensions à participer. Il est possible de résoudre ce problème, en fixant, dès le début de la procédure d'appariement, le **degré de tolérance** dans l'appariement ( $\epsilon$ ), c'est-à-dire la largeur de l'intervalle (appelé « caliper width ») dans lequel les appariements peuvent se faire<sup>199</sup> :

<sup>198</sup> Rosenbaum et Rubin (1985), après avoir ordonné aléatoirement les participants et les non-participants, cherchent le non-participant avec la propension à participer estimée la plus proche du participant à appairer.

<sup>199</sup> Rosenbaum et Rubin (1985) fixent « the caliper width »,  $c=0.25 * \sigma$ , avec  $\sigma = ((\sigma_1^2 + \sigma_{0R}^2)/2)^{1/2}$  dans l'espoir de réduire le biais de sélection de 90%. Si  $\sigma_1^2/\sigma_{0R}^2 = 2$ , « a caliper width of  $c= 0.2 \sigma$

$$\|X_i - X_j\| < \varepsilon \quad j \in I_0$$

Si la distance entre deux observations dépasse cette valeur, l'appariement ne se fait pas et le participant reste sans observation contrefactuelle. Avec le « **Mahalanobis Matching within Propensity Score Calipers** », on identifie, tout d'abord, les non-participants dont la propension à participer est similaire à celle du participant à appairer à l'intérieur de l'intervalle fixé (« within calipers »). Par la suite, on choisit le non-participant sur la base de la mesure de distance de Mahalanobis (Rosenbaum et Rubin, 1985) :

$$\|X_i - X_j\| = (X_i - X_j)' \Sigma^{-1} (X_i - X_j)$$

avec  $\Sigma^{-1}$  est la matrice des covariance formé sur la base de groupe des participants<sup>200</sup>. Pour guider le choix du degré de tolérance, Bergemann et al. (2001) choisissent d'utiliser la **règle de Silverman**<sup>201</sup>.

Dans la réalité, les échantillons sont finis (N), il est donc possible que même après appariement, ils restent des différences entre les deux groupes supérieures à zéro :

$$\Delta P(x_n) = P(x_n) - P(x_j)$$

would remove 98% of the bias in a normally distributed covariate, that  $c = 0.4 \sigma$  would remove 93%, and that  $c = 0.6 \sigma$  would remove 86% » (Rosenbaum et Rubin, 1985, p. 37). Heckman, Ichimura et Todd (1998, p. 24) fixent  $c = 0.5 \sigma$  et « the caliper width equal to the distance to the *n*th nearest propensity score,  $n=5$  and  $n=10$ . Variable caliper widths guarantee a set of potential matches within the range ».

<sup>200</sup> Une alternative au « nearest neighbor matching » est représentée par l'appariement de Kernel qui est construit selon la formule :

$$W_{N_0, N_1}(i, j) = G_{ij} / \sum_{k \in I} G_{ij}$$

avec  $G_{ij} = G((X_i - X_k) / \alpha_{N_0})$  est la fonction de Kernel et  $\alpha_{N_0}$  est un « bandwidth parameter » (Heckman, Ichimura et Todd, 1997a et 1998b). Pour chaque participant, on utilise l'ensemble des non-participants, en pondérant les observations sur la base de leur distance par rapport à l'observation à appairer. Le résultat hypothétique du groupe témoin est calculé sur la base d'une régression linéaire locale. Les observations les plus proches ont un poids supérieur à celles plus lointaines. L'appariement doit cependant n'être réalisé que pour le support commun. On notera que la fonction de Kernel peut être gaussienne avec  $G(\psi) = (2\pi)^{-5} \exp(-\psi^2/2)$  avec  $\psi = (X_j - X_i) / \alpha_{N_0}$  ou se baser sur la distribution de Epanechnikov. Le choix de la fonction de Kernel semble être moins important que le choix de  $\alpha_{N_0}$ . « (...) on the one hand if a high value for  $\alpha_{N_0}$  is chosen the variance of the estimate is low as a large number of data points is used for the estimation. On the other hand, a small  $\alpha_{N_0}$  gives fragile local estimates since only a few data points are included in the estimation but the bias is reduced » (Bergemann et al., 2001, p.8). Avec une autre pondération des observations du groupe témoin, Heckman et al. (1997) proposent le « local linear propensity score matching » (cf. Heckman, Ichimura et al., 1997a). Une régression linéaire locale est effectuée pour chaque participant afin d'obtenir l'observation contrefactuelle.

<sup>201</sup> Dans le cas univariate, avec un appariement basé directement sur la propension à participer, et une fonction de Kernel gaussienne,  $\alpha_{N_0}$  se fixe égale à  $0.9 * A * n^{-1/5}$ , avec  $A = \min(s, iqr/1,34)$  avec  $s$  l'écart-type et  $iqr$  l'intervalle interquartile de la propension à participer dans l'échantillon de taille  $n$  (pour l'existence de cette règle au cas avec une fonction de Kernel appliquée à une distance de Mahalanobis, voir Bergemann et al., 2001, p. 9).

$x_j$  représente la valeur de  $x$  pour l'observation  $j$  qui a été apparié avec l'observation  $n$  du groupe des participants. On peut donc ajuster les données, en utilisant une **procédure de lissage des données**. En particulier, si l'indicateur de résultat est une variable continue, il est possible d'ajuster l'effet moyen du traitement en estimant l'effet moyen du traitement avec une régression. On estime la dépendance des différences en termes d'indicateurs de résultat ( $\Delta y_n$ ) en fonction des différences en termes de propension à participer et d'une constante<sup>202203</sup>. Le grand nombre de méthodes d'appariement peut être considéré comme un autre inconvénient de l'appariement statistique, car le choix de la mesure de distance à utiliser peut affecter les résultats dans un petit échantillon (Smith, 2000).

Il faut remarquer que l'appariement peut se faire **avec ou sans remplacement**, dans ce dernier cas le non-participant ne peut être utilisé qu'une seule fois. L'appariement avec remplacement présente l'inconvénient potentiel d'utiliser beaucoup de fois quelques observations, alors qu'il existe d'autres observations très similaires dans l'échantillon. « This may result in a substantial and unnecessary inflation of the variance. Therefore, the potential occurrence of this problem should be monitored » (Lechner, 2000, p.24).

La **qualité de l'appariement** se vérifie en analysant la différence en termes de propension à participer ( $P(X)$ ) entre les participants et les personnes appariés et en analysant les différences absolues standardisées au niveau des covariables ( $X$ ). La différence absolue standardisée est définie comme la différence entre les moyennes des participants et personnes appariées divisée par la racine carré de la moyenne des deux variances (Rosenbaum et Rubin, 1985). Elle peut être interprétée comme le biais en % de l'écart type moyen.

On notera que la méthode d'appariement dépend fortement de la bonne **estimation de la propension à participer** au cours. Dans l'estimation de la propension à participer, il est important de considérer toutes les variables qui peuvent être corrélées avec l'attribution du traitement et avec l'indicateur de succès en absence de traitement (Lechner, 1998 et Sianesi,

<sup>202</sup> Heckman, Ichimura et Todd (1997a) utilise un « Smoothed Mahalanobis Distance Matching within Calipers ». Après avoir identifier des appariements potentiels à l'intérieur d'un intervalle fixé, ils construisent une estimation de la moyenne pondérée de  $E(Y_0 | T=1, P)$  utilisant « local linear regression smoothing on the Mahalanobis metric ». Le poids donné au non-participant dépend de sa similitude (distance) avec le participant. « A variable bandwidth equal to the distance to the  $n$ th nearest Mahalanobis metric ensures that all the observations within the caliper width are used in the smoothing » (Heckman, Ichimura et Todd, 1997a, p. 24).

<sup>203</sup> Si l'indicateur de résultat est une variable muette, cf. Lechner (1998).

2001)<sup>204</sup>. Lechner (1998, p. 36) ajoute que des « variables only influencing the participation decision may also be included to increase efficiency ». Heckman et al. (1997a et 1998a) ont en particulier démontré l'importance de tenir compte de la biographie récente des demandeurs d'emploi en termes de statut sur le marché du travail (« recent unemployment histories ») plutôt qu'en termes de salaires<sup>205</sup>. En particulier, Heckman et al. (1998a) démontre que la prise en compte de variables concernant les transitions récentes entre différents statuts sur le marché du travail (par exemple, employé vers chômeur) réduit considérablement le biais de sélection<sup>206</sup>. Dans l'estimation de la propension à participer, la variable concernant le nombre de mois au chômage et le nombre de mois avant la fin du délai cadre au moment du début du cours n'est cependant observable que pour les participants. Pour les non-participants, cette variable ne peut qu'être construite artificiellement et arbitrairement. Lechner (1999, p. 15) propose plusieurs techniques pour la création aléatoire de ces variables<sup>207</sup>. Dans l'analyse empirique, nous allons éviter la création d'une variable artificielle pour les non-participants, en s'assurant que les non-participants ont exactement le même nombre de mois de chômage au moment du début du programme. Par ailleurs, le choix des variables à inclure dans X peut être vu comme un inconvénient de la technique d'appariement, car le chercheur ne peut pas s'appuyer sur des règles prédéfinies (Smith, 2000).

Dehejia et Wahba (1998), sur la base des données de LaLonde (1986), démontrent une faible sensibilité des résultats aux différentes spécifications (concernant les mêmes variables) de la propension à participer. Ils concluent également qu'en utilisation la méthode d'appariement statistique « the creation of subsamples from the non-experimental comparison group is

<sup>204</sup> « The important task will be to identify and observe all variables that could be correlated with assignment and potential nontreatment outcomes » Lechner (1998, p.34). « The set of the X's should contain all the variables that are thought to simultaneously influence both participation and outcome in the absence of participation » (Sianesi, 2001, p. 16).

<sup>205</sup> « Models of the participation decision based on variables that predict job-seeking are much better able to predict participation than are models that include only demographic characteristics » (Heckman, Ichimura et Todd, 1997, p. 11).

<sup>206</sup> Il s'agit de la prise en considération des deux statuts professionnels les plus récentes au cours de la période de 6 mois avant l'attribution aléatoire ou la détermination des critères d'éligibilité. Le deuxième statut est celui relatif au mois de l'attribution aléatoire ou de la détermination des critères d'éligibilité.

<sup>207</sup> Plus précisément, il approche ce problème de trois façons : « partial, random, inflated » :

- « partial » : propension à participer sans « time variant pre-training variables » (M), seules variables constantes dans le temps (V);
- « random » : à chaque personne du groupe témoin, on assigne une date pour le début du programme qui est tiré aléatoirement de la distribution discrète estimée pour les participants ;
- « inflated » : extension artificielle du groupe témoin en considérant chaque observation mensuelle du groupe témoin comme une observation séparée avec une date de début spécifique.

neither necessary nor desirable, because subsamples created based on single pre-intervention characteristics may dispose of comparison units which nonetheless are good overall comparisons with treatment units. The propensity score sorts out which comparison units are most relevant considering all of the pre-intervention characteristics, not just one characteristic at a time » (Dehejia et Wahba, 1998, p. 11). Enfin, il faut remarquer nous allons calculer les écarts-types des indicateurs de succès par la méthode du bootstrapping<sup>208</sup>.

En conclusion, même si l'hypothèse de la sélection sur les seules variables observables est restrictive, si on dispose de suffisamment de données pour le vecteur X, **la méthode semi-paramétrique basée sur la propension à la participation peut gérer efficacement le biais de sélection dans l'évaluation d'un programme** (Heckman et Smith, 1996). L'avantage majeur de l'appariement statistique est d'éliminer la part du biais de sélection rattaché aux variables observables et au support commun (Heckman, Ichimura, Todd, 1998). Dehejia et Wahba (1998), en utilisant les mêmes données de LaLonde (1986), démontrent qu'en se limitant au « commun support » l'appariement statistique produit des résultats très similaires à ceux issus de l'expérience sociale. Heckman et al. (1997a), adoptant plusieurs techniques d'appariements statistiques pour l'évaluation du JTPA, ont également obtenu des résultats très proche de ceux issus de la méthode expérimentale. Un autre avantage de la technique d'appariement est de pouvoir analyser l'hétérogénéité de l'efficacité du traitement pour différents groupes de participants (Lechner, 1999).

Ces résultats positifs doivent cependant être considérablement nuancés, car sur la base des données expérimentales, les hypothèses à la base de la méthode quasi-expérimentale ne peuvent pas être acceptées (Heckman et al., 1997a et 1998a). En outre, même si le biais dû aux variables inobservables semble être beaucoup moins important que les deux autres composantes du biais de sélection, Heckman et al. (1998a) montrent que, sur la base de données issues du JTPA, la part du biais de sélection non éliminé par la technique d'appariement reste importante par rapport à l'effet moyen du traitement. Ceci semble d'ailleurs être encore plus marqué si on examine le biais de sélection restant pour différents déciles de la distribution de  $P(X)$ . Ils concluent qu'en général l'appariement statistique ne garanti pas une réduction du biais de sélection : « Matching eliminates bias averaged over certain intervals of P but does not eliminate pointwise bias in P » (Heckman et al., 1998a, p.4). Dehejia et Wahba (1998) arrivent à des conclusions plus positives, car l'appariement

---

<sup>208</sup> Pour une présentation approfondie de cette méthode, voir Efron et Tibshirani, 1993.

statistique sur les données de LaLonde (1986) leur a permis d'éliminer la grande majorité du biais de sélection.

## Chapitre 6. L'analyse de l'indicateur de succès par l'estimateur Kaplan-Meier

### 6.1. Introduction

L'indicateur de succès pour l'évaluation de programmes pour chômeurs le plus souvent utilisé est le taux de retour à l'emploi. Sur la base des biographies individuelles, le chercheur dispose souvent cependant aussi d'informations mensuelles, telles que la probabilité d'être encore au chômage et le taux d'emploi. Pour exploiter ces informations mensuelles, les **modèles de durée**, initialement utilisés en biométrie, fournissent une méthodologie appropriée. Dans ce chapitre, nous présentons tout d'abord les concepts de base des modèles de durée et les fondements théoriques pour leur application à l'analyse de la dynamique du marché du travail. En second lieu, nous présentons les méthodes non paramétriques. Nous nous concentrons sur les modèles simples de durée, admettant un seul changement d'état (transition du chômage à l'emploi), avec un événement irréversible (modèles avec un seul état de sortie absorbant), même si en général, il est possible de traiter des situations avec des états finaux multiples (chômage, emploi stable, emploi précaire, inactivité) ou avec l'état final non irréversible (chômage répété).

Les observations à la base de ces modèles sont les trajectoires individuelles caractérisées par les transitions entre états différents (par exemple, le chômage et l'emploi). Un épisode se définit donc comme le laps de temps entre deux événements successifs (Kiefer, 1988) : par exemple, l'évènement de s'inscrire au chômage et l'évènement d'annuler son dossier auprès d'un office régional de placement, car on a retrouvé un emploi. L'unité de mesure de ce laps de temps la plus souvent utilisée pour analyser les durées de chômage est le mois<sup>209</sup>. Le début de l'échelle temporelle est normalement fixé par le début de l'épisode, mais une échelle temporelle qui commence avant l'épisode à analyser avec des entrées retardées est envisageable. Dans notre exemple, lorsque l'individu est soumis au risque de sortir de chômage, l'épisode commence (entrée). On notera que les études empiriques ne permettent pas toujours d'observer la transition vers l'état final (dans notre exemple, la sortie du chômage), par exemple, parce que la personne est encore au chômage à la fin de la période

---

<sup>209</sup> On peut également choisir un modèle avec la durée comme une variable continue exprimée en jours (cf. par exemple, Vassiliev, 1998).

d'observation ou parce qu'il a déménagé. Dans ces cas, il s'agit de données censurées ou tronquées à droite<sup>210</sup>.

Dans le cas le plus simple, correspondant à l'analyse d'une cohorte homogène connaissant un seul événement, la durée d'un épisode de chômage (durée de permanence dans l'état initial) est représentée par une variable aléatoire entière et non négative  $T$ . S'il est possible de repérer précisément la date du début et de la fin du chômage,  $T$  est une variable aléatoire continue. Si au contraire, il n'est possible que de vérifier dans quel mois (intervalle) la personne a quitté le chômage,  $T$  est une variable aléatoire discrète. Quelle que soit la division temporelle que l'on envisage, les échéances sont mesurées en unités discrètes et quand ces unités sont suffisamment petites, on traite le problème en temps continu. Si  $T^*$  est la durée de chômage en l'absence de censure (une variable aléatoire) et  $C$  est le temps de la censure mesuré par rapport au début de l'épisode, alors la variable aléatoire qui sera observée est la plus courte durée entre  $T^*$  et  $C$ . Formellement, si  $c=1$ ,  $T=C$ , sinon  $T=T^*$ .

Les modèles de durée nous permettent de calculer le taux de sortie mensuel conditionnel au fait d'être au chômage depuis  $n$ -mois et la probabilité de survie correspondante, c'est-à-dire la probabilité d'être encore au chômage à la fin du  $n$ ème mois. Formellement, dans le cas continu, soit  $h(t)$ , la probabilité instantanée de quitter le chômage pour ceux qui n'en sont pas encore sortis au terme d'une durée  $t$  ( $T=t$ ), appelée aussi **fonction de hasard** (ou taux de défaillance instantané conditionnelle au fait d'avoir survécu jusqu'à l'instant immédiatement antérieur).  $h(t)$  est donnée par le rapport entre la densité de probabilité et la fonction de survie:

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad 211$$

avec  $f(t)$  la densité de probabilité :

$$f(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0^+} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t)}{\Delta t} = \frac{dF(t)}{dt}$$

<sup>210</sup> On ne va pas traiter le cas où les données sont tronquées à gauche, car cette situation ne survient pas si on analyse une cohorte.

<sup>211</sup> Dans les formules, on n'écrit pas l'indice  $i$ , indiquant l'unité de base de l'observation. En général, l'indice  $i$  peut aussi bien représenter l'individu  $i$  ou l'épisode  $i$ . Dans un modèle sans chômage répété (épisode singulier), cette distinction est redondante. On remarque aussi que si  $\Delta t=1$ , on retrouve les termes du quotient instantané en temps discret.

et 
$$F(t) = P(T \leq t) = \int_0^t f(u)du \quad \text{avec } \lim_{t \rightarrow -\infty} F(t) = 0$$

et  $\lim_{t \rightarrow \infty} F(t) = 1$

et  $S(t)$ , appelée aussi la **fonction de séjour**, est définie comme la probabilité que l'échéance  $T$  soit supérieure à une date  $t$  donnée :

$$S(t) = 1 - F(t) = P(T > t) = \int_t^{\infty} f(u)du$$

et  $E(t)$  la durée de chômage espérée pour une sortie vers l'état final :

$$E(T) = \int_0^{\infty} tf(t)dt$$

où  $T$  une variable aléatoire représentant la durée et  $t$  sa réalisation.  $f(t)$  s'interprète comme la probabilité instantanée de décès et  $F(t)$  est la fonction de distribution des durées qui nous donne la probabilité qu'au terme d'une durée  $t$  le changement d'état se soit passé. La fonction de survie représente la probabilité qu'un individu survive à la période  $t$ , c'est-à-dire qu'il n'y ait pas de changement d'état jusqu'à ce moment  $t$  (quitter le chômage)<sup>212</sup>.

L'intérêt majeur des fonctions de hasard est de fournir un outil pour une approche dynamique de la modélisation, à savoir décrire en probabilité l'évolution d'un système conditionnellement à son histoire (Florens et al., 1994). Elles permettent par exemple d'analyser la relation entre le taux de sortie et le nombre de mois passé au chômage. On parle de dépendance positive de la durée (positive duration dependence) au point  $t^*$ , si  $dh(t)/dt > 0$  au point  $t=t^*$ . Autrement dit, la probabilité qu'un épisode de chômage (durée) se termine augmente avec la durée (pente positive de la fonction de hasard). Contrairement, on parle de dépendance négative au moment  $t^*$  lorsque  $dh(t)/dt < 0$  au point  $t=t^*$ . La situation dans laquelle  $h(t)$  ne varie pas entre les intervalles correspond au cas exponentiel. Dans le cas du

---

<sup>212</sup> Dans le cas où  $T$  est une variable aléatoire discrète et prend les valeurs  $t_1 < t_2 < t_3, \dots, < t_k$ , on obtient :

$$f(t_k) = \Pr(T = t_k) \quad \text{et} \quad S(t_k) = \sum_{j \geq k} f(t_j)$$

où  $K$  le nombre de durées complètes et  $n$  le nombre d'observations. L'axe de temps est décomposé en  $q+1$  intervalles :  $[a_0, a_1), [a_1, a_2), \dots, [a_{q-1}, a_q), [a_q, \infty)$ , avec normalement  $a_0=0$ . Autrement dit, on suppose que chaque épisode  $k$  commence à  $t=1$  ( $k=1,2,\dots,l$ ). Si un épisode de chômage se termine dans l'intervalle  $[a_{i-1}, a_i)$ , alors  $T_k=t$ , c'est-à-dire l'épisode se termine au moment  $t$  par hypothèse. Alors  $k < n$ , si quelques observations sont tronquées. La fonction de hasard s'écrit :

$$h(t_k) = P(T=t | T \geq t) = f(t_k) / S(t_k)$$

où  $h$  est la probabilité qu'une durée se termine à  $t_k$ .

chômage, il a été avancé souvent la thèse selon laquelle il existe une dépendance négative (Heckman, Borjas, 1980), notamment en raison de la détérioration des qualifications pendant le chômage et d'un effet de stigmatisation du chômage de longue durée de la part des employeurs (cf. chapitre 2.3). Avant d'approfondir les modèles de durées, nous allons brièvement présenter les fondements théoriques à leur application à la dynamique du marché du travail.

## **6.2. Les fondements théoriques des modèles de durée : le modèle de recherche d'emploi**

Les modèles de durée ont été largement utilisés en économie du travail, notamment afin d'analyser la relation entre la probabilité de sortir du chômage et la durée maximale des indemnités de l'assurance-chômage. La théorie de la recherche d'emploi nous fournit un cadre théorique possible pour expliquer le taux de hasard<sup>213</sup>. Selon cette théorie, le taux de sortie dépend du manque de transparence du marché du travail, des prétentions des employés et des celles des employeurs. De la part du demandeur d'emploi, la décision d'accepter un emploi offert et le salaire qui le caractérise repose sur un arbitrage intertemporel. Lors de chaque proposition, le demandeur d'emploi compare l'espérance de revenu que lui apportera cet emploi avec celle qu'il associe au fait de rester au chômage pour attendre une offre plus favorable. Ainsi, un chômeur acceptera un emploi si le salaire proposé est supérieur à son salaire de réserve. Ce dernier augmente si la valeur moyenne de la distribution des salaires offerts, l'allocation de chômage ou la probabilité de recevoir une offre sont plus élevées (cf. infra).

Dans la version la plus simple du modèle, les paramètres structurels (taux d'arrivée des offres, distribution des salaires offerts, revenus) sont invariants dans le temps. Le salaire de réserve est alors constant, de même que la probabilité conditionnelle de sortie du chômage. La fonction de hasard représente ainsi le produit de la probabilité de recevoir une offre et de la probabilité que cette offre soit acceptée, c'est-à-dire que le salaire offert soit supérieur au salaire de réserve (Cases, Lollivier, 1994)<sup>214</sup>.

---

<sup>213</sup> Voir McCall (1970), Mortensen (1970), Lippmann et McCall (1976), Bonnal (1992), Burdett (1979) et Zuckerman (1985).

<sup>214</sup> Une extension possible du modèle prévoit un salaire de réserve non constant dans le temps, notamment décroissant. L'épuisement des droits constitue un fait institutionnel qui peut baisser le salaire de réserve au cours d'un épisode de chômage (date de la fin du versement des indemnités). Il faut également noter qu'on peut s'attendre à ce que le sexe ait une influence sur l'évolution du salaire

Formellement, on suppose que les individus ne peuvent qu'être demandeur d'emploi (u) ou actif occupé (e) et qu'ils peuvent changer leur statut à tout moment (t). Les demandeurs d'emploi reçoivent des offres d'emploi à un taux constant  $\eta$  à des salaires  $w$  de la distribution  $p(w)$ . Les offres sont indépendantes de la densité  $p(w)$ . En supposant que  $v_u$  est l'utilité instantanée associée à être au chômage (constante dans le temps),  $v_e$  l'utilité associée à être employé (fonction croissante du salaire payé :  $v_e = v_e(w)$ ,  $dv_e/dw > 0$ ) et  $w^*$  le salaire de réserve, la probabilité qu'une offre soit acceptée est donnée par la probabilité que le salaire offert soit égal ou supérieur à  $w^*$  :

$$\pi = \int_{w^*}^{\infty} p(w)dw$$

Le taux de transition du chômage vers l'emploi est alors donné par le produit entre le taux d'arrivée des offres et la probabilité d'acceptation :

$$h = \eta \pi$$

On remarquera que la durée de chômage ne figure pas dans cette formule. La distribution des durées de chômage implicite à ce modèle est donc de type exponentielle. Il faut remarquer que ce type de spécification ne considère pas le fait que l'utilité du chômage peut être décroissante dans le temps, ce qui amènerait à une autre distribution (Kiefer, 1988). Par ailleurs, en Suisse le salaire de réserve des demandeurs d'emploi dépend de la définition de travail convenable. Si un travail est considéré comme convenable, le demandeur d'emploi est obligé de l'accepter, faute de quoi, il se voit sanctionné avec un certain nombre de jours d'indemnités suspendues. A ce propos, on notera qu'aussi bien la rémunération convenable que le niveau d'indemnisation dépendent du gain assuré avant chômage.

### 6.3. L'estimation non paramétrique de la fonction de survie

Deux approches peuvent être adoptées face à des données individuelles de transition. Tout d'abord, on peut rechercher le meilleur modèle explicatif des observations ; cela conduit le plus souvent à choisir une modélisation statistique non paramétrique ou semi-paramétrique où il n'y a pas de lien explicite avec les comportements sous-jacents. En second lieu, on peut modéliser le processus de transition en fonction de paramètres des éléments des choix individuels (utilités) et des paramètres de processus d'arrivée des perturbations (par exemple,

---

de réserve pendant la période de chômage : les hommes pourraient avoir un salaire de réserve plutôt décroissant et les femmes un salaire de réserve stable. En outre, les hommes et les femmes peuvent avoir des comportements différents face à l'arbitrage entre chômage et inactivité.

arrivées des offres d'emploi)<sup>215</sup>. Les réactions individuelles aux perturbations déterminent les transitions entre états. Il s'agit des modèles structurels, en général fondé sur la théorie de la recherche d'emploi (cf. Florens et al., 1994 et Cases, Lollivier, 1994). Dans ce chapitre, nous nous limitons à présenter les modèles non paramétriques qui ne requièrent pas d'hypothèse sur la forme de la distribution des sorties en absence de données tronquées.

Les deux procédures non paramétriques d'estimation, les plus souvent utilisées, sont l'estimateur de la table de survie et l'estimateur de Kaplan-Meier. La **table de survie** n'est qu'un tableau où les observations sont groupées par leurs durées de vie. Dans le tableau, nous enregistrons le nombre total des individus au début de la période d'observation (n), le nombre d'individus qui sont encore au chômage au temps t (n<sub>i</sub>), ceux qui sont censurés pendant l'intervalle (c<sub>i</sub>) et ceux qui quittent le chômage pendant ce même intervalle (d<sub>i</sub>). L'axe du temps est décomposé en m+1 intervalles : [a<sub>i-1</sub>, a<sub>i</sub>), avec i=1,2, ...,m+1. L'estimation se réduit à calculer la probabilité conditionnelle de défaillance (et comme complément la probabilité conditionnelle de survie) pour chaque intervalle i :

$$\hat{h}_i = P(T \in [a_{i-1}, a_i) | T \geq a_{i-1}) = d_i / n'_i \quad \text{et} \quad \hat{p}_i = 1 - \hat{h}_i$$

avec n'<sub>i</sub> le nombre de cas exposés au risque pendant l'intervalle i (i=[a<sub>0</sub>, a<sub>1</sub>), [a<sub>1</sub>, a<sub>2</sub>), ..., [a<sub>m</sub>, b<sub>m+1</sub>)) :

$$n'_i = n'_{i-1} - d_{i-1} - c_{i-1} \quad \text{pour } i=2, \dots, m+1 \text{ et } n'_1 = n$$

La **probabilité conditionnelle cumulée de survie** (dite aussi estimateur de Kaplan-Meier), s'écrit :

$$\hat{S}_i = \hat{S}_{i-1} \hat{p}_{i-1} = \prod_{i=1} (n'_i - h_i) / n'_i = \prod_{i=1} (1 - \hat{h}_i) = \prod_{i=1} \hat{p}_i$$

avec S<sub>0</sub>= 1 et S<sub>m</sub>= 0. Cette probabilité représente la probabilité estimée d'être encore au chômage à la fin de l'intervalle i. A partir de cette probabilité, on obtient la densité de probabilité et la fonction de hasard :

$$\begin{aligned} \hat{f}_i &= (\hat{p}_{i-1} - \hat{p}_i) / s_i = (\hat{p}_{i-1} \hat{h}_i) / s_i \\ h(t) &= f(t) / S(t) = \hat{h}_i / (s_i (\hat{p}_i + 1)) \end{aligned}$$

<sup>215</sup> Cf. Flinn et Heckman (1982) pour un exemple de modèle de comportement engendrant des transitions sur le marché du travail entre emploi, chômage et inactivité.

avec  $s_i = a_i - a_{i-1}$  la longueur du  $i$ -ième intervalle. Cette méthode est très utile et simple, mais elle a l'inconvénient de donner des résultats différents, lorsqu'on change la largeur des intervalles, par exemple si on passe de durée en jours à des durées en mois.

**L'estimateur de Kaplan-Meier** (1958) vise à contourner ce problème en réduisant les intervalles jusqu'au point où chaque intervalle contient au plus le temps d'un événement ou d'une censure. Cette procédure ne diffère de la précédente que par le fait que les intervalles sont fixés en fonction des données à disposition. Autrement dit, on choisit les points dans le temps, où l'événement se passe, comme les limites des intervalles. Si le choix des intervalles dans la table de survie respecte cette propriété (intervalles très petits), la méthode de Kaplan-Meier et la table de survie donnent les mêmes résultats. On notera que dans le tableau de Kaplan-Meier ne figurent logiquement que les intervalles où le nombre des individus quittant le chômage est positif ( $d > 0$ ).

**L'estimateur de Kaplan-Meier**, n'est qu'une extension des formules de la table de survie :

$$\hat{S}(t) = \prod_{i=1}^t \left(1 - \frac{d_i}{n_i}\right)$$

de variance :

$$\text{var}[\hat{S}(t)] = [\hat{S}(t)]^2 \sum_{i=1}^t \frac{d_i}{n_i(n_i - d_i)}$$

et avec les intervalles de confiance définit comme :

$$\hat{S}(t_o) \pm z_{\alpha/2} \left\{ \text{var}[\hat{S}(t_o)] \right\}^{1/2}$$

avec  $\alpha$  le niveau de signification et  $z$ , la valeur de la fonction normale pour la valeur  $\alpha^{216}$ .

Cette procédure est très utile pour vérifier graphiquement s'il y a de différences significatives concernant la fonction de survie (fonction de hasard et le logarithme de la fonction de hasard) entre deux sous-groupes d'individus homogènes, par exemple entre hommes et femmes ou entre participants et groupe témoin dans le cadre de l'évaluation d'efficacité d'une MMT. Si les deux fonctions de survie ne se croisent pas et les données tronquées se répartissent de

---

<sup>216</sup> Pour plus amples informations, voir page 77 et suivantes de Diekmann et Mitter, 1984, ou Cox et Oakes, 1984, pp. 48-59, ou Lawless, 1982.

façon semblable dans chacun des sous-groupes<sup>217</sup>, la signification de ces différences peut être vérifiée par des tests statistiques, tel que le test de Wilcoxon (version de Breslow, 1970) et le test Long-Rank (version de Cox et Mantel, 1966). On teste l'hypothèse nulle que les fonctions de survie des sous-groupes ne se différencient pas. Il faut noter que le premier test est particulièrement sensible à des différences au début du processus, alors que le test statistique de Cox-Mantel réagit plutôt à des différences qui interviennent à la fin du processus. Pour le choix du test à utiliser, il faudra se baser sur l'analyse visuelle des fonctions de survie<sup>218</sup>.

---

<sup>217</sup> Cette hypothèse n'est pas remplie, si par exemple les sous-groupes représentent des cohortes différentes (année de naissance). On peut s'attendre que la cohorte des personnes plus jeunes présente beaucoup plus de données censurées à la fin de la période d'observation par rapport à la cohorte constituée par des personnes âgées.

<sup>218</sup> L'estimateur de Aalen (1978) permet notamment de prendre en compte plusieurs modalités de l'échéance (plusieurs causes de sortir du chômage) et de comparer leur intensité dans un cadre théorique qui ne nécessite pas de faire l'hypothèse d'indépendance des différents risques.

## Conclusions de la deuxième partie

Au cours des années quatre-vingt quelques auteurs ont défendu la thèse selon laquelle **seule l'expérimentation sociale permettait d'effectuer des évaluations fiables** (Ashenfelter et Card, 1985, Burtless et Orr, 1986). Ils s'appuyaient, d'une part, sur la grande diversité au niveau des résultats de l'évaluation du programme américain « Comprehensive Employment and Training Act (CETA) »<sup>219</sup> réalisé sur la base de méthodes non expérimentales et, d'autre part, sur la comparaison de résultats de l'évaluation du « National Supported Work Demonstration (NSW) » avec les résultats obtenus à partir de données expérimentales (LaLonde, 1986). Ils concluaient que les estimations des effets d'un programme (sur les participants) basées sur les données non expérimentales étaient soumises à une incertitude substantielle découlant de la spécification du modèle.

Les divergences dans l'évaluation des effets étaient surtout dues à des différences de modélisation du processus de sélection<sup>220</sup>. Mais il n'existait pas non plus un accord entre les chercheurs sur la spécification de la fonction des gains<sup>221</sup> ou sur les techniques d'appariement à utiliser<sup>222</sup> (Barnow, 1987). Franker et Maynard (1987) ont en particulier montré les problèmes liés à la construction d'un groupe témoin. Ils ont démontré que les résultats étaient sensibles au choix du groupe témoin, surtout pour les jeunes<sup>223</sup>. On notera que ces évaluations s'appuient sur des modèles de régression linéaires, sur des modèles à effet constant ou de « difference-in-differences » et sur des modèles avec une variable de sélection latente. Le

---

<sup>219</sup> Barnow (1987) a analysé, en particulier, les facteurs qui ont conduit les chercheurs qui ont évalué le programme CETA à des résultats différents. Tout d'abord, il a identifié les différences au niveau des hypothèses : la définition des services offerts, les limites d'âges, le traitement des participants pour une très courte durée, les problèmes liées aux données et la période d'entrée. Deuxièmement, il a analysé les diversités au niveau méthodologique.

<sup>220</sup> En particulier, Dickinson et al. (1987) ont effectué des analyses de sensibilité des résultats d'évaluation du programme CETA et ils ont pu démontrer que les différences au niveau des effets été essentiellement dues aux choix des chercheurs concernant l'exclusion de certaines personnes du groupe témoin (les personnes avec peu d'expérience professionnelle), l'alignement des données concernant les participants et le groupe témoin et les modèles économétriques utilisées, notamment le choix de l'année quand la décision de participer au programme a été prise.

<sup>221</sup> L'estimation de l'équation des salaires n'est jamais exacte, notamment en raison des difficultés à mesurer le capital humain (surtout les compétences innées), la motivation et l'aptitude de l'employée au travail.

<sup>222</sup> Même si Dickinson et al. (1984) trouvent que leurs résultats basés sur une technique de mesure de distance ne sont pas sensibles à un changement de technique d'appariement par case (technique notamment utilisée par Westat, 1984).

<sup>223</sup> Ceci n'est pas surprenant, car les gains précédant le programme ne donnent pas beaucoup d'informations sur la position de l'individu sur le marché du travail.

Département du travail américain (1985) a donc décidé d'évaluer le « Job Training Partnership Act (JTPA) » par l'expérience sociale dans 20 sites différents.

Dans les années quatre-vingt-dix, les conclusions tirées par LaLonde (1986) concernant notamment l'utilisation d'estimateurs différents sur la base d'une comparaison entre résultats obtenus grâce aux expériences d'ordre social du NSW et ceux obtenus avec différentes méthodes non-expérimentales, ont été remises en question, surtout du point de vue méthodologique par Heckman, Smith (1996). Tout d'abord, Heckman et Hotz (1989) ont démontré que les hypothèses à la base des modèles non-expérimentaux peuvent être testées avec les données disponibles<sup>224</sup>. Heckman et Smith (1995 et 1996) soulignent également les lacunes d'information dans les données de LaLonde (1986) concernant l'éligibilité des individus au programme, l'aspect géographique et la taille de l'échantillon. Il s'ajoute à ce fait l'inadéquation des données face aux modèles utilisés<sup>225</sup>. Heckman et Smith (1995) aboutissent donc à la conclusion que, **puisque le biais de sélection résulte des variables inconnues qui influencent à la fois la participation et le résultat de la mesure, le problème du biais de sélection ne se laisse résoudre que par une amélioration des données**<sup>226</sup>.

En 1996, l'OCDE concluait : « Il n'y a pas de réponse tranchée quant à la méthode d'évaluation qui devrait être utilisée », (Fay, 1996, p.11). A la fin des années quatre-vingt-dix, Heckman, Ichimura et Todd (1997) ont pu démontrer que, sous certaines conditions et se basant sur les données récoltées pour l'évaluation du JTPA, **l'approche quasi-expérimentale avec différentes techniques d'appariement statistique reproduit les mêmes résultats que l'expérience sociale**. Le groupe témoin doit cependant être localisé dans le même marché local du travail que les participants et les données doivent être récoltées par le même questionnaire. Dehejia et Wahba (1998) confirment ces résultats, en utilisant les mêmes données que LaLonde (1986). En particulier, ils montrent l'importance du problème de se

---

<sup>224</sup> Burtless (1995) remarque que ces tests de spécification, s'ils excluent certaines spécifications, n'aident pas le chercheur à choisir le meilleur modèle de sélection. Heckman et Smith (1995) répondent que ces réflexions sont purement statistiques et ignorent le fait que les connaissances sociales accumulées jusqu'à présent permettent de guider les choix méthodologiques.

<sup>225</sup> Par exemple, la présence d'informations sur les revenus, au plus tôt, une année avant le programme, exclut selon Heckman et Smith (1995), l'utilisation d'estimateur basé sur la structure longitudinale des revenus.

<sup>226</sup> Pour Björklund (1989), une estimation non-expérimentale présuppose au moins des données longitudinales trimestrielles ou mensuelles qui incluent des informations sur la situation de l'individu avant le programme (ne se limitant pas au seul revenu) pour pouvoir effectuer des tests de spécification.

limiter au support commun, même si l'effet moyen du traitement pour le support commun peut être différent de l'effet moyen pour l'ensemble des participants. L'inconvénient majeur des méthodes non-expérimentales est donc de ne pouvoir estimer l'effet du traitement pour tous les participants.

Sur la base d'estimations du biais de sélection avec des données expérimentales et des méthodes non-expérimentales, Heckman et al. (1998a) concluent que **l'expérience sociale** avec l'allocation aléatoire est à privilégier, car elle permet de supprimer le biais de sélection, alors que l'approche non-expérimentale ne fait que réduire le biais de sélection, mais elle ne l'élimine pas. Elle permet d'ailleurs de résoudre le problème du support commun et elle permet d'estimer l'effet moyen pour toute valeur de P. Par ailleurs, « **If a nonexperimental evaluation method has to be used, semiparametric selection bias models** estimated on data with full support for nonparticipants or conditional difference-in-differences estimators fit outside the period immediately surrounding the period of initial participation in the program appear to be promising methods that deserve much further exploitation and testing » (Heckman et al. , 1998a, p.41). Smith (2000) arrive à la même conclusion. L'expérience sociale n'est cependant pas envisageable dans tous les pays et le choix de la mettre en oeuvre est pris par l'administration qui gère le programme. Ainsi, aujourd'hui, on constate une tendance vers l'approche quasi-expérimentale.

## Troisième partie : Analyse empirique

*«Globalement, la réforme de l'assurance-chômage a été couronnée de succès. (...) Le système du gain intermédiaire pour les travailleurs qui acceptent une rémunération sensiblement inférieure au salaire « convenable » semble aussi avoir eu des effets bénéfiques sur la réintégration des chômeurs. Cependant, il est encore trop tôt pour dire dans quelle mesure les différents programmes du marché du travail ont permis d'améliorer l'employabilité des demandeurs d'emploi ; les premières évaluations semblent relativement décevantes » (OCDE, 2000, p.25).*

Dans cette dernière partie, nous procédons à une évaluation empirique de l'efficacité des instruments de la politique active du marché du travail en Suisse. Nous souhaitons considérer les spécificités du contexte suisse, telles que les disparités régionales en matière du marché du travail et la décentralisation de la mise en œuvre de la politique du marché du travail, et nous souhaitons analyser également les effets sur la stabilité de l'emploi retrouvé. Autrement dit, nous cherchons à vérifier la rapidité et la durabilité de la réinsertion des demandeurs d'emploi. Ainsi, après la présentation du modèle d'évaluation et des données utilisées, nous exposons les résultats relatifs à l'efficacité des mesures de formation et des programmes d'emploi temporaire ainsi que du régime du gain intermédiaire.

## Chapitre 7. Le modèle et les données de l'analyse empirique

### 7.1. Introduction

Dans la première partie, nous avons présenté la réorientation récente de la politique suisse du marché du travail. Depuis 1997, conformément à la stratégie de l'OCDE pour l'emploi, la priorité est donnée à la réinsertion des demandeurs d'emploi par les mesures actives (**concept d'activation**). Les mesures du marché du travail (MMT), en particulier, ont comme objectif de favoriser la réinsertion rapide et durable des demandeurs d'emploi par une amélioration de leurs employabilité. En Suisse, les dépenses consacrées aux politiques actives du marché du travail (PAMT, selon la classification de l'OCDE) sont passées de 0,2% du produit intérieur brut (PIB) en 1990 à 0,8% en 1997. Le nombre des MMT, en terme de places-année réalisées, s'est accru de 6'638<sup>227</sup> en 1995 à plus de 30'000 en 1998. En 1998, les cantons ont donc largement atteint l'objectif opérationnel fixé par le Seco de réaliser 25'000 places-année (offre minimale). A partir de 1998, la politique du marché du travail suisse peut donc être dite active<sup>228</sup>.

En 1998, l'année de référence pour notre analyse, les programmes d'emploi temporaires représentaient, en termes de places-année, la moitié des MMT réalisées. On notera qu'il ne s'agit pas de mesures exclusivement d'occupation. Avec le développement de la PAMT, l'importance de leur composante de formation a considérablement augmenté. Les cours de perfectionnement et de reconversion représentait environ un tiers de l'ensemble des MMT réalisées. Parmi les mesures de formation, ce sont surtout les cours de base, les cours de langues et les cours d'informatique qui revêtent une certaine importance. Ainsi, en 1998, environ 60% des demandeurs d'emploi ont profité au moins d'une MMT au cours de l'année. Le taux de couverture s'élève à 40% pour les cours de perfectionnement et de reconversion et à 22% pour les programmes d'emploi temporaires. Mais, chaque mois moins de 1 demandeur d'emploi sur 5 profitait en 1998 d'une MMT<sup>229</sup>.

---

<sup>227</sup> Une place-année correspond à 220 jours contrôlés. Le gain intermédiaire n'est pas considéré comme une mesure active du marché du travail.

<sup>228</sup> Cf. chapitre 3.3.

<sup>229</sup> Pour plus de détails, cf. chapitre 3.2.b.

Le régime du gain intermédiaire n'est en revanche pas une nouveauté de la réforme de la PMT. Depuis 1952, la loi sur l'assurance-chômage (AC) prévoit le gain intermédiaire, mais un paiement de compensation n'est prévu que depuis 1992<sup>230</sup>. La différence entre le salaire perçu et le gain assuré est compensée par l'AC au taux de remplacement de 70 ou 80% pour un maximum de 12 mois (ou la fin du délai-cadre) pour les demandeurs d'emploi sans obligations familiales et âgés de moins de 45 ans et pour 2 ans (ou la fin du délai-cadre) pour les autres demandeurs d'emploi. Au début de 1998, chaque mois, plus de 30'000 demandeurs d'emploi exerçaient un gain intermédiaire leur donnant droit à un paiement de compensation, c'est-à-dire environ 20% de l'ensemble des bénéficiaires de l'AC. Certains demandeurs d'emploi n'ont cependant exercé un gain intermédiaire que pour quelques jours. Bauer et al. (1999) calculent qu'environ 42% des demandeurs d'emploi, profitant du régime du gain intermédiaire en novembre 1997, ont travaillé pendant tout le mois.

Dans cette troisième partie, nous allons nous pencher sur l'analyse de l'efficacité de la PAMT pour les **demandeurs d'emploi avec au moins sept mois de chômage**. Plusieurs raisons ont influencé ce choix. Premièrement, avec le temps les demandeurs d'emploi victimes d'un simple chômage frictionnel quittent le chômage. Même dans une période de récession, la phase de recherche d'emploi pour un demandeur d'emploi apte au placement ne devrait pas dépasser les six mois. Il y a donc un phénomène d'écroulement des demandeurs d'emploi. Les chômeurs qui dépassent les sept mois de chômage ont probablement besoin d'un soutien dans leur re-insertion dans le marché du travail ; d'où l'intérêt d'analyser l'efficacité de la PAMT pour ce sous-groupe des demandeurs d'emploi. Deuxièmement, les demandeurs d'emploi qui ont épuisé leurs indemnités passives de chômage (150 jours pour les personnes de moins de 50 ans) doivent être prêts à participer à des MMT. Le conseiller en personnel doit vérifier leur disponibilité et, si nécessaire, sanctionner les comportements non conformes à la loi. Les demandeurs d'emploi qui reçoivent des indemnités spéciales de compensation sont donc éligibles et disponibles à profiter d'un instrument de la PAMT. Ils sont dans une situation d'attente d'une MMT adaptée à leurs besoins. Si un gain intermédiaire se présente, ils sont supposés l'accepter. Le gain intermédiaire a la priorité sur les MMT.

Le **but** de cette analyse empirique est d'estimer l'effet moyen de la participation à un programme de la PAMT sur la probabilité des participants de se réinsérer dans le marché du

---

<sup>230</sup> Pour un historique, voir Bauer et al. (1999), pp.14-19.

travail et de se réinsérer de façon stable (« impact of treatment on the treated »). Nous utilisons le terme programme pour qualifier tous les instruments de la PAMT, c'est-à-dire toutes les MMT et le gain intermédiaire. Nous ne considérons pas les coûts de ces programmes, car nous n'allons pas réaliser une analyse d'efficacité<sup>231</sup>. Par ailleurs, on se place dans un **paradigme d'équilibre partiel**, ne considérant pas les effets sur les autres demandeurs d'emploi et sur les actifs occupés (effet de remplacement et de substitution). On regarde l'efficacité de ces programmes par rapport à la situation contre factuelle d'attendre davantage au chômage (cf. infra). Nous ne pouvons ni comparer l'efficacité de chaque type de programme, la taille de l'échantillon ne le permet pas, ni analyser l'effet de plusieurs mesures combinées (par exemple, cours de langue suivis par des cours spécialisés et par un programme d'occupation temporaire).

Dans ce chapitre, nous allons tout d'abord présenter brièvement le modèle d'évaluation et la base de données que nous allons utiliser dans l'analyse empirique. Dans le huitième chapitre, nous présentons les résultats de l'analyse d'efficacité. Nous concluons la troisième partie par la discussion des résultats et les implications politiques de cette analyse.

## **7.2. Le modèle d'évaluation**

### **a) Introduction : le problème de l'évaluation**

La question centrale de l'évaluation est de savoir si le programme a effectivement aidé les demandeurs d'emploi à retrouver un emploi et si le programme a accéléré le processus de réinsertion sur le marché du travail. Du point de vue théorique, comme on l'a vu dans la deuxième partie, l'évaluation est essentiellement un problème d'absence de données. L'indicateur de succès d'un programme ne peut être observé que pour les participants. Pour ces derniers, l'information concernant l'indicateur de succès en absence de programme n'est par définition jamais disponible. Potentiellement ce problème est même plus grave pour les demandeurs d'emploi ayant épuisé leur période d'indemnisation passive, car le concept d'activation prévoit la participation obligatoire à une MMT. Parmi les méthodes qui permettent de surmonter ce problème, la technique d'appariement permet, sous certaines conditions, d'estimer le résultat des participants en absence de programme, en appariant chaque participant à un non-participant avec les mêmes caractéristiques observables. Ainsi, il

---

<sup>231</sup> Les coûts des MMT sont contrôlés par le Seco selon des critères stricts. Le Seco a également fixé des coûts maximaux par type de cours.

est possible de comparer les résultats sur le marché du travail des participants avec ceux des non-participants appariés et de calculer l'effet moyen du programme.

Les études empiriques disponibles en Suisse comparent la situation de participation à un programme avec la situation de participation à un autre programme ou à la non-participation pendant l'entière période de chômage. Or, le processus de participation à une MMT est un processus dynamique et séquentiel. Le fait de ne jamais profiter d'un instrument de la PAMT pendant l'entière période au chômage est plutôt l'exception. Chaque mois, le conseiller en personnel peut, pendant ses entretiens réguliers avec le demandeur d'emploi, lui proposer un travail ou lui proposer la participation à un programme, à condition naturellement qu'un cours adapté à ses besoins soit à disposition sur le marché de la formation continue et que des places soient vacantes. Ainsi, chaque mois, le demandeur d'emploi, s'il n'a pas retrouvé un emploi entre-temps, est face à deux alternatives: participer à un programme ou décider de rester encore au chômage. Pour les personnes qui ont épuisé les indemnités passives, c'est plutôt le conseiller en personnel qui décide, compte tenu de la disponibilité des programmes, de leur proposer une participation immédiate à un programme ou de les faire attendre davantage au chômage (cf. infra). Il s'agit donc d'une séquence de décisions mensuelles. Pour ces raisons, nous allons **analyser l'effet de joindre un programme par rapport à la situation d'attendre plus longtemps au chômage**. Nous allons donc nous concentrer sur l'évaluation du premier programme et comparer les individus qui ont une biographie récente au chômage similaire.

### **b) Le modèle d'évaluation**

Formellement, comme on l'a vu dans le chapitre 5.1, l'effet direct d'un programme pour les demandeurs traités (les participants) est la différence entre les résultats avec ou sans participation  $T$ :

$$\tau = E(Y_1 - Y_0 | T=1) = E(Y_1 | T=1) - E(Y_0 | T=1)$$

Cette analyse causale n'est possible que si la réaction d'un individu au traitement ne dépend pas de la réaction des autres individus au traitement ("stable –unit- treatment-value assumption", cf. chapitre 5.1.a). Cette hypothèse doit être satisfaite pour tous les individus.

Soit  $T \in \{J, W\}$  une variable muette qui prend la valeur 1 lors de la participation et 0 sinon,  $J$  le fait de commencer un programme et  $W$  d'attendre plus longtemps au chômage, et  $m=1, \dots, M$  le  $m^{\text{ième}}$  mois de chômage, suivant Sianesi (2001), nous pouvons reformuler l'équation précédente. L'effet moyen du traitement pour les traités comparé au fait d'attendre plus longtemps au chômage est:

$$\tau \equiv E(Y_J - Y_W | T = J) = \sum_{m=1}^M E(Y_J - Y_W | T = J, T^1 = m) \Pr(T^1 = m | T = J)$$

En pratique, nous devons tout d'abord stratifier notre échantillon de participants par mois d'entrée dans les programmes. Par la suite, nous pouvons calculer l'effet moyen du traitement sur les individus qui joignent le programme pendant leur  $m^{\text{ième}}$  mois de chômage par rapport à ceux qui n'ont pas encore commencé un programme à la fin du  $m^{\text{ième}}$  mois:

$$\tau^m \equiv E(Y_{Jm} - Y_{Wm} | T^m = 1)$$

avec  $\{Y_{Jm}, Y_{Wm}\}$  les résultats pour chaque strate et  $T^m = 1$  si  $T = J$  et  $T^1 = m$ . Le paramètre d'intérêt  $\tau$  peut être finalement calculé comme la moyenne pondérée des effets moyens du traitement pour chaque strate:

$$\tau = E(Y_J - Y_W | T = J) = \sum_{m=1}^M \Pr(T^m = 1 | T = J) \tau^m .$$

Le premier avantage de cette approche est de comparer les participants avec les non-participants qui, au moment du début du programme, sont au chômage depuis le même nombre de mois. Dans notre analyse, nous considérons les mois de chômage depuis le début du délai-cadre et nous analysons la période au chômage entre la fin de la période d'indemnisation passive et la fin du délai-cadre ( $M=8, \dots, 24$ ). On notera qu'avec cette approche les chômeurs, qui ont commencé leur premier programme pendant le  $m^{\text{ième}}$  mois de chômage, peuvent faire partie du groupe témoin pour l'évaluation des programmes commençant avant ce mois-là ( $m-1$ ). Pour cette raison, “ (...) makes it quite intuitive to think of him as different persons, whose contributions start at different origins (i.e. at different  $T^1$ 's)” (Sianesi, 2001, p. 26). Par ailleurs, cette procédure permet d'analyser l'effet du traitement en fonction du nombre de mois de chômage précédents la participation. Nous pourrions ainsi par exemple répondre à la question si un programme commencé à la fin de la période d'indemnités passives est plus efficace d'un programme commencé juste avant la fin des indemnités.

Afin d'estimer l'effet moyen du traitement, nous utilisons une méthode non paramétrique<sup>232</sup>. L'hypothèse fondamentale de la méthode d'appariement est que la valeur attendue de  $Y_0$  est indépendante de la participation  $T$ , considérant tous les facteurs  $X$  qui influencent la sélection dans le programme et qui influencent les résultats en absence de traitement<sup>233</sup>. Rosenbaum and Rubin (1983) ont d'ailleurs démontré que l'appariement peut se faire sur la base de la propension à participer (c'est-à-dire la probabilité à participer à un programme), plutôt que sur les variables  $X$ . L'appariement sur la propension permet d'égaliser les moyennes des variables  $X$  dans les deux groupes. L'appariement devient alors un problème unidimensionnel.

Dans cette analyse empirique, nous faisons une distinction entre les MMT proprement dites (notamment les mesures de formation et les programmes d'emploi temporaire) et le régime du gain intermédiaire. Le modèle multitraitement nous permet d'identifier les résultats de trois alternatives mutuellement exclusives (dénotées par  $S$ ): a) accepter un emploi non convenable qui donne droit à un gain intermédiaire b) participer à une MMT c) attendre plus longtemps au chômage. Nous pouvons ainsi par exemple comparer l'effet causal du gain intermédiaire par rapport aux MMT. Nous utilisons un modèle de type probit bivarié pour estimer les propensions à participer aux deux types de traitements. Les observations des demandeurs d'emploi traités et des non-traités sont appariées sur la base de leurs propensions à participer aux deux programmes avec un certain degré de tolérance<sup>234</sup>. La similitude des propensions est mesurée par la distance de Mahalanobis. Il faut remarquer que par la suite nous employons le terme « non-traité » pour désigner le demandeur d'emploi qui n'a pas accédé au traitement jusqu'à la fin du  $n^{\text{ième}}$  mois.

On notera que tous les demandeurs d'emploi ont accès aux services de conseil et d'assistance à la recherche d'emploi des conseillers en personnel des ORP. Par conséquent, le traitement n'identifie que la participation à une MMT ou le fait de recevoir des paiements de compensation pour un gain intermédiaire. En outre, l'effet du traitement est calculé à partir du début du programme. Pour cette raison, si les demandeurs d'emploi traités réduisaient leurs activités de recherche d'emploi pendant le programme, on constaterait un effet négatif du programme juste au début de la période d'observation des résultats ; avec la fin du

---

<sup>232</sup> Pour plus de détails sur les techniques d'appariement statistiques, cf. ch. 5.4.b.

<sup>233</sup> Pour la formulation de cette hypothèse dans le cas avec plusieurs traitements, cf. Lechner, 2000, et Imbens, 1999.

programme, la recherche d'emploi devrait s'intensifier pour rentabiliser la formation ou l'expérience professionnelle nouvellement acquises et le programme devrait déployer ses effets en terme de résultats. Si on analysait l'effet du programme à partir de la fin du programme, on serait en effet confronté à un problème d'endogénéité, car les demandeurs d'emploi traités avec le plus de succès quitteraient le programme avant la fin du programme.

### **c) Les indicateurs de succès**

Tout d'abord, l'objectif d'une réinsertion rapide et durable des demandeurs d'emploi a été opérationnalisé par plusieurs indicateurs de résultat. Nous analysons la réinsertion professionnelle par le taux de retour à l'emploi et sa stabilité par le taux de retour au chômage après avoir retrouvé un emploi. L'estimateur Kaplan-Meier de la fonction de survie au chômage nous permet d'analyser la rapidité de la réinsertion. Le taux d'emploi mensuel, défini comme le rapport entre les personnes avec un emploi et l'ensemble de la population, permet une visualisation synthétique de la rapidité et de la stabilité du retour à l'emploi. Ce rapport tient compte des retours au chômage. En second lieu, nous examinons l'effet du traitement sur le taux de sortie de la population active. Une partie des demandeurs d'emploi quittent le chômage, en ne cherchant plus du travail (travailleurs découragés) ou n'étant plus considérés comme employables. Ceci concerne notamment les demandeuses d'emploi. 18% des femmes contre 9% des hommes sortent du chômage et quittent la population active. Enfin, nous considérons l'effet du programme sur la probabilité de participer par la suite à un autre programme. Nous voulons vérifier la tendance à entrer dans un cercle de programmes de la PAMT<sup>235</sup>.

Il faut remarquer que nous déterminons le statut professionnel du demandeur d'emploi qui est sorti du chômage sur la base de la raison qu'il a donné à son conseiller en personnel lors de l'annulation de son dossier. Le tableau 7-1 montre que 43% des demandeurs d'emploi, qui ont quitté le chômage, ont annoncé avoir retrouvé un emploi et 13% ne sont plus actifs. Pour le solde (43%) le statut professionnel après chômage n'est pas clairement défini. Le système PLASTA considère que ces demandeurs d'emploi n'ont pas trouvé un emploi. En analysant

---

<sup>234</sup> Pour l'algorithme de l'appariement, cf. Annexe D.

<sup>235</sup> Il est cependant difficile d'interpréter ce résultat, car les MMT font certaines fois partie d'un sentier à l'intégration. Une combinaison de MMT est envisagée par le conseiller en personnel pour aider tout d'abord le demandeur d'emploi à acquérir certaines qualifications de base (par exemple, cours d'alphabétisation), par la suite, pour apprendre des qualifications spécifiques à la profession désirée et,

cette variable plus en détail, il semble plutôt que pour une partie de ces demandeurs d'emploi l'information n'est simplement pas disponible. Environ 12% des demandeurs d'emploi de notre échantillon quitte le chômage sans donner leur statut professionnel après chômage, car ils ne se présentent pas à l'entretien avec leur conseiller ou parce qu'ils ont déménagé. Pour cette raison, nous avons construit deux scénarios extrêmes. Les demandeurs d'emploi traités qui ont trouvé un emploi annoncent l'avoir trouvé, alors que les non-traités ne se présentent simplement pas à l'entretien avec le conseiller. Autrement dit, dans le premier scénario tous les demandeurs d'emploi non-traités qui n'ont pas communiqué une raison pour leur sortie du chômage ont trouvé un emploi. Il est envisageable que les demandeurs d'emploi ayant profité d'un instrument de la PAMT se sentent en devoir d'annoncer auprès de l'ORP qu'ils ont retrouvé un emploi, si c'est le cas, alors que les non-traités, déçus de n'avoir pas pu profiter d'une MMT pendant leur entière période au chômage, quittent le chômage sans annoncer avoir trouver un emploi, même s'ils ont réussi leur réinsertion, ceci notamment après la fin des indemnités de l'assurance-chômage. En effet, **nous constatons que les sorties sans emploi et sans devenir inactifs sont plus fréquentes parmi les non-traités que parmi les traités** (cf. infra). Le deuxième scénario représente le cas contraire. Tous les demandeurs d'emploi non-traités annoncent s'ils ont retrouvé un emploi. Malheureusement, nous ne pouvons pas vérifier si le comportement de communiquer avoir retrouvé un emploi varie entre les deux groupes. Seules les données de l'AVS, nous permettront en quelques années de contrôler les informations de PLASTA. Dans l'impossibilité de vérifier le statut professionnel des demandeurs d'emploi qui ont quitté le chômage sans donner vraiment de raison, nous pouvons interpréter ces deux scénarios comme les limites inférieures et supérieures de l'effet du traitement.

**Tableau 7-1 : Les sorties de chômage par destinations**

Groupe	Obs.	avec emploi	non-actif : renonce au placement, pas employable	n'a pas trouvé un travail (sortie pour d'autres raisons)	information non disponible : il a déménagé ou il ne s'est plus présenté aux entretiens
Total	17719	0.43	0.13	0.31	0.12
Non-traités	10493	0.37	0.15	0.34	0.14
Mesures relatives au marché du travail	4199	0.47	0.13	0.31	0.10
Gain intermédiaire	3027	0.61	0.09	0.22	0.09

enfin, un programme d'emploi temporaire est envisagé pour favoriser le transfert des connaissances théoriques acquises dans le travail.

Par ailleurs, on observe qu'environ un tiers des demandeurs d'emploi encore au chômage au début du 8<sup>ième</sup> mois de chômage n'ayant pas encore profité d'un instrument de la politique du marché du travail quittent le registre du chômage sans avoir trouvé un emploi pour « autres raisons ». Si nous nous limitons aux demandeurs d'emploi qui quittent le chômage le dernier mois du délai-cadre, nous constatons que 56% annoncent sortir du chômage pour d'autres raisons. Ce pourcentage est de 8% pour les demandeurs d'emploi qui sortent du chômage avant le début du dernier mois du versement des indemnités. En effet, avant la fin du droit aux indemnités, il est très probable que les personnes qui sortent du chômage aient trouvé un emploi, car s'ils n'ont pas trouvé un emploi, il est financièrement avantageux de rester au chômage, et ainsi recevoir les indemnités de l'assurance-chômage. Par contre, après la fin du droit aux indemnités, les demandeurs d'emploi, exception faite pour ceux pris en charge par un système cantonal qui prévoit d'être inscrit au chômage pour en profiter, ne sont pas encouragés à rester au chômage si leurs chances de retrouver un emploi sont faibles, car il est très improbable que le conseiller en personnel puisse leur proposer un emploi. Nos données confirment cette hypothèse, car 72% des demandeurs d'emploi qui quittent le chômage avant le début du dernier mois du délai-cadre annonce avoir retrouvé un emploi, alors que 54% des demandeurs d'emploi qui quittent le chômage après la fin du délai-cadre ne communiquent pas leur statut professionnel après chômage ou donnent d'autres raisons pour la sortie.

En outre, nous étudions l'impact du programme sur le taux de sortie du chômage et sur le taux de chômage mensuel, car il est un indicateur synthétique de la rapidité et la stabilité de la sortie du chômage. Il s'agit plus précisément du rapport des demandeurs d'emploi, définit comme le rapport entre les personnes encore au chômage et l'ensemble de la population étudiée<sup>236</sup>. Les données nous permettent de considérer les retours au chômage jusqu'à presque 2 ans après le début du programme. Nous considérons également le taux de sortie du chômage avant la fin du délai-cadre. Trois raisons sont à la base de cette décision. Premièrement, seul un peu plus d'un tiers des demandeurs d'emploi de notre échantillon quitte le chômage avant le début du dernier mois du délai-cadre. L'arrivée en fin de droit touche la grande majorité des demandeurs d'emploi observés. Ceci n'est pas surprenant, car l'épuisement des indemnités survient 16 mois après le début du programme pour les demandeurs d'emploi qui ont commencé un programme pendant leur 8<sup>ième</sup> mois de chômage, mais juste quelques semaines

---

<sup>236</sup> Il ne s'agit pas du taux de chômage, car nous considérons toutes les personnes qui sont encore au chômage indépendamment s'ils sont considérés par l'assurance-chômage comme chômeurs ou non-

après le début du programme pour les demandeurs d'emploi qui ont accédé au programme pendant leur dernier mois du délai-cadre. Deuxièmement, avec l'épuisement des indemnités, il y a une tendance généralisée d'annuler le dossier auprès des offices régionaux de placement. Avec plusieurs cohortes d'épuisement des indemnités des années 1997 et 1998, Fontaine et Curti (1999) ont montré qu'en 1998 environ 20% des demandeurs d'emploi annulent leur dossier avec la fin du versement des indemnités. Trois mois après l'arrivée en fin de droit, seul deux cinquièmes des demandeurs d'emploi sont encore inscrits au chômage<sup>237</sup>. Ce comportement est globalement confirmé par nos données (cf. infra). Troisièmement, du point de vue financier de l'assurance-chômage fédérale, seul le taux de sortie avant la fin des indemnités et le taux de retour au chômage après avoir retrouvé un emploi sont pertinents, car les demandeurs d'emploi arrivés en fin de droit sont pris en charge par les systèmes cantonaux.

Enfin, il faut remarquer que, compte tenu de la base de données, il n'est pas possible de vérifier la qualité de la réinsertion en termes de niveau d'emploi et de niveau de rémunération. Or, la probabilité d'être embauché dépend aussi du nombre d'heures de travail par semaine et du salaire. Avec le développement du travail précaire et du travail sur appel et l'abaissement des salaires des actifs moins qualifiés, les attentes en matière de conditions de travail des demandeurs d'emploi influencent de façon importante la probabilité de retrouver un emploi. En outre, les données et la période d'observation ne permettent pas de vérifier l'impact de la participation à une mesure de formation pendant la période de chômage sur la participation future à la formation continue lorsque le demandeur d'emploi a repris une activité professionnelle. Cet impact est très important dans l'appréciation de la durabilité des résultats obtenus. Un demandeur d'emploi qui a suivi une mesure de formation qui lui a permis de mettre à jour ses compétences pourrait être amené à les garder à jour, en participant à des mesures de formation continue. Or, la participation à la formation continue réduit le risque de chômage. Globalement, à la fin des années 90, nous ne constatons pas une augmentation de la participation des adultes à la formation continue (cf. chapitre 2.1.b), mais les effets pourraient se manifester dans les prochaines années.

---

chômeurs. Officiellement, le taux de chômage ne tient pas compte des demandeurs d'emploi non-chômeurs (cf. chapitre 2.2).

<sup>237</sup> Voir graphique 2 in Fontaine et Curti (1999).

### 7.3. Les données à disposition

Cette analyse empirique se base sur les données administratives de l'assurance-chômage qui ont été fournies par le Secrétariat d'Etat à l'Economie (Seco). Les données sont issues du système d'information en matière de placement et de statistique du marché du travail (PLASTA), utilisé notamment par les conseillers en personnel des ORP dans leur travail de conseil et de placement des demandeurs d'emploi, et du système informatisé de paiement des caisses du chômage (SIPAC) utilisé pour le versement des indemnités de chômage aux assurés. Les informations contenues dans PLASTA, nous ont permis, en particulier, de construire les parcours professionnels en termes de chômage de notre échantillon depuis 1991 jusqu'à fin décembre 2000<sup>238</sup>. Nous disposons donc d'informations concernant environ sept ans avant le traitement. Nous avons décidé de reconstruire ces informations, car en Suisse le chômage à répétition semble constituer un problème grave. Les personnes qui risquent le plus de se retrouver au chômage sont celles qui ont déjà été plusieurs fois au chômage, indiquant par-là que le chômage à répétition tend à devenir un cercle vicieux<sup>239</sup>. Nous définissons comme un épisode de chômage, tout épisode de durée supérieure à 9 jours qui est séparé du précédent par une durée supérieure à 29 jours<sup>240</sup>. De plus, nous avons récolté quelques informations auprès des ORP à propos de leurs organisation interne (cf. Curti et Meins, 1999). Sur la base des statistiques du marché du travail, nous avons d'ailleurs construit quelques indicateurs de la situation des marchés locaux du travail pour les cantons et les sept grandes régions (cf. chapitre 2.2.c).

Les données administratives fournissent beaucoup d'informations sur les demandeurs d'emploi et sur les instruments de la PAMT. En particulier, nous disposons d'informations sur les caractéristiques socio-économiques des demandeurs d'emploi<sup>241</sup>, sur leur position sur le marché du travail (par exemple, type de permis de travail pour les demandeurs d'emploi

<sup>238</sup> Un épisode de chômage qui ne s'est pas conclu avant le 31 décembre 2000 est considéré comme tronqué à droite (pour de plus amples information, cf. annexe A).

<sup>239</sup> Selon Sheldon (1998), les éléments déclencheurs semblent souvent dus à des déficits personnels, tels qu'un manque de qualification professionnelle ou de mobilité géographique, mais également un âge avancé. Il est intéressant de noter qu'après une année d'emploi faisant suite à une période de chômage, la probabilité de se retrouver au chômage diminue progressivement. Les premiers 12 mois semblent donc être les mois décisifs.

<sup>240</sup> Nous considérons comme deux épisodes distincts, deux épisodes avec au moins 29 jours d'espacement, pour éviter que la durée de chômage puisse être artificiellement influencée par des sorties du chômage suivies par des entrées après seulement quelques jours. Le choix de 29 jours est dicté par le fait que la période d'essai est souvent d'un mois.

<sup>241</sup> Les caractéristiques socio-économiques des individus sont considérées constantes pendant l'épisode de chômage analysé.

étrangers), sur leur histoire récente au chômage et sur leur participation à des programmes de la PAMT. En outre, nous disposons de l'évaluation subjective des conseillers en personnel de l'aptitude au placement du demandeur d'emploi. Cette variable devrait aussi tenir compte d'autres caractéristiques non-observables autrement, tels que la motivation du demandeur d'emploi ou ses compétences sociales. Le système de monitoring des ORP nous fournit d'ailleurs quelques informations qui peuvent être considérées comme des approximations de la qualité du service de conseil mis à disposition aux demandeurs d'emploi dans les différents cantons.

### **a) L'échantillon**

A partir de SIPAC, nous avons retenu les demandeurs d'emploi qui, en janvier 1998, attendaient de participer à une MMT et qui n'avaient jusqu'à ce moment jamais participé à un programme de la PAMT. Par définition, il s'agit de personnes qui sont au chômage depuis au moins sept mois. Cette restriction limite le nombre d'observations, mais en même temps, nous permet de considérer l'ensemble de cette population. Nous n'avons d'ailleurs retenu que les personnes de moins de 62.5 ans pour éviter de considérer le passage à la retraite comme un résultat possible<sup>242</sup>. Avec cet échantillon, nous pouvons analyser l'effet des programmes qui ont commencé après le 7<sup>ième</sup> mois de chômage.

La base de donnée compte 17727 demandeurs d'emploi dont 7659 traités, c'est-à-dire demandeurs d'emploi qui ont profité entre février 1998 et décembre 2000 d'un instrument de la PAMT pour au moins 5 jours. Afin d'analyser, les programmes qui se sont tenus entre le 8<sup>ième</sup> et le 24<sup>ième</sup> mois après le début du délai-cadre, nous avons éliminé 6% des observations<sup>243</sup>. La banque de données finale compte 7226 demandeurs d'emploi traités entre le 8<sup>ième</sup> et le 24<sup>ième</sup> mois de chômage et 10493 non-traités, pour un total de 17719 observations. Le tableau suivant montre, par exemple, que parmi les 14734 demandeurs d'emploi qui, à la fin du 14<sup>ième</sup> de chômage attendaient de pouvoir participer à un programme, seulement 312 personnes ont pu être attribuées à une MMT et 257 ont commencé un gain intermédiaire pendant leur 15<sup>ième</sup> mois de chômage. Il s'agit de demandeurs d'emploi éligibles et prêts à participer à une MMT<sup>244</sup>. On notera qu'avec une stratification de l'échantillon le nombre d'observations exclues la possibilité de réaliser une analyse dans un seul canton.

---

<sup>242</sup> Nous avons pu vérifier que personne de notre échantillon n'a profité de la préretraite dans le cadre de l'assurance-chômage.

<sup>243</sup> Apparemment ces personnes ont pu réouvrir un nouveau délai-cadre.

<sup>244</sup> Pour de plus amples informations sur la construction de la base de données, cf. annexe A.

**Tableau 7-2. Stratification de l'échantillon**

Mois au chômage	Non-traités	MMT	Gain intermédiaire	Total
8 <sup>ième</sup> - 10 <sup>ième</sup>	17351	255	113	<b>17719</b>
11 <sup>ième</sup> - 12 <sup>ième</sup>	16425	479	233	17137
13 <sup>ième</sup> - 14 <sup>ième</sup>	15149	589	386	16124
15 <sup>ième</sup>	14165	312	257	14734
16 <sup>ième</sup>	13268	420	252	13940
17 <sup>ième</sup>	12397	355	280	13032
18 <sup>ième</sup>	11522	354	250	12126
19 <sup>ième</sup>	10687	357	232	11276
20 <sup>ième</sup>	9865	323	236	10424
21 <sup>ième</sup>	9115	289	205	9609
22 <sup>ième</sup> - 23 <sup>ième</sup>	8074	383	417	8874
24 <sup>ième</sup>	7290	83	166	7539
<b>Total</b>		<b>4199</b>	<b>3027</b>	

On notera que si un demandeur d'emploi est âgé de moins de 50 ans, il a à disposition 150 jours d'indemnités normales. Nous les qualifions d'indemnités passives, car pendant les jours d'indemnités normales, le demandeur d'emploi n'est pas tenu à s'activer. Pour les personnes entre 50 et 60 ans, les jours d'indemnités passives sont de 250 et pour les demandeurs d'emploi de plus de 60 ans sont de 400. Ainsi, puisque 85% des demandeurs d'emploi de l'échantillon utilisé a à disposition 150 jours d'indemnités passives, les premiers programmes évalués commencent au cours du 8<sup>ième</sup> mois de chômage.

## b) La dimension régionale

Les résultats disponibles montrent l'importance de ne comparer que des demandeurs d'emploi qui sont face à des marchés locaux de travail similaires (Heckman et al., 1997 a). Ceci est notamment important pour le cas suisse, car les disparités régionales de chômage dans les années 90 étaient considérables. Nous avons considéré plusieurs indicateurs de la situation sur le marché local du travail. En plus du taux de chômage cantonal, l'analyse considère le rapport des demandeurs d'emploi, le risque de chômage, le taux de rotation et la part des demandeurs d'emploi de longue durée. Ces indicateurs reflètent davantage la dynamique des marchés locaux du travail que le seul taux de chômage cantonal. Les différences régionales résiduelles sont capturées par les variables muettes régionales construites sur la base des sept grandes régions<sup>245</sup>.

En outre, nous avons intégré les différences cantonales, existants en 1998, dans la mise en œuvre de la PAMT (cf. Curti et Meins, 1999). Dans cette analyse, tous les demandeurs

d'emploi reçoivent les services des ORP et le traitement n'est défini que par le programme de la PAMT. Mais, puisque les performances des ORP varient entre les régions, il est très important que les demandeurs d'emploi soient face à des ORP avec des performances similaires. Premièrement, le nombre de demandeurs d'emploi par conseiller en personnel, une approximation du temps à disposition du conseiller pour chaque demandeur d'emploi et donc de la qualité du conseil fourni, varie beaucoup entre les cantons. Dans notre analyse, nous avons considéré cette information, car elle est susceptible d'influencer le processus de sélection des participants à des programmes de la PAMT<sup>246</sup>. Deuxièmement, même si l'offre de MMT en 1998 était conditionnée par l'exigence de réaliser 25'000 places-années pour l'ensemble du pays, les cantons ont adopté des stratégies différentes. L'offre de MMT réalisée se différenciait de façon importante en termes aussi bien quantitatifs que qualitatifs entre les cantons. Nous avons donc construit deux indicateurs relatifs à l'offre cantonale en 1998: l'indice de disponibilité des mesures (places-années réalisées en MMT par rapport au nombre de demandeurs d'emploi) et l'indice de priorité à la formation (part des mesures de formation parmi les MMT en termes de places-années réalisées)<sup>247</sup>. Ces différences résultantes de la mise en œuvre de la PAMT peuvent être naturellement le résultat de la volonté des cantons de s'adapter aux besoins différents des demandeurs d'emploi, du marché local du travail et de tenir compte de la réalité cantonale en matière d'organismes de MMT. Il est cependant impossible dans le cadre de cette analyse d'identifier les raisons qui ont déterminées ces choix cantonaux. Par ailleurs, pour janvier 1998, sur la base d'une enquête écrite auprès des cantons, nous disposons de quelques informations sur le processus administratif de la décision d'attribution d'une MMT. Nous pouvons notamment vérifier si le conseiller en personnel était compétent pour l'attribution d'une MMT ou si la décision était centralisée au niveau cantonal (pour plus de détails cf. Curti et Meins, 1999)<sup>248</sup>. Nous nous attendons à ce que le degré de centralisation puisse avoir un effet sur la probabilité de participer à un programme, mais qu'il n'ait aucun effet sur la réinsertion des demandeurs d'emploi.

---

<sup>245</sup> Cf. supra, chapitre 2.2.c.

<sup>246</sup> On notera que ce ratio est fortement corrélé avec le taux de chômage cantonal.

<sup>247</sup> On constate une forte corrélation entre la disponibilité de cours et le poids que ces mesures ont parmi l'ensemble des places-année réalisées. Il y a également une forte corrélation négative entre les indices de disponibilité des MMT et des cours et le taux de chômage respectivement le taux de demandeurs d'emploi cantonal. En revanche, on n'observe aucune corrélation entre la répartition des mesures réalisées (indice de priorité à la formation) et la situation sur le marché du travail (taux de chômage ou rapport des demandeurs d'emploi).

<sup>248</sup> Pour l'ensemble des MMT, on observe que la décision d'attribution des MMT était plus de deux fois plus centralisée dans les cantons alémanique que dans la Suisse latine. Ceci tient vraisemblablement au nombre d'ORP par canton et à la taille des cantons dans la Suisse alémanique.

#### **7.4. Les nouveautés et les avantages de la démarche adoptée**

En avril 2000, les résultats du premier programme d'évaluation de l'efficacité de la PAMT financé par le fonds de compensation de l'assurance-chômage ont été présentés<sup>249</sup>. Compte tenu des limitations juridiques et des problèmes éthiques soulevées par l'expérimentation sociale, toutes les études ont adopté une démarche non-expérimentale. Les études qui visent à évaluer l'efficacité des instruments de la PAMT en termes de réinsertion professionnelle peuvent être groupées en deux catégories. D'une part, Lalive d'Epinay et Zweimüller (2000) utilisent un modèle de durée qui tient compte de l'hétérogénéité inobservable. La prise en considération de l'hétérogénéité inobservable se fait cependant au coût de la non prise en considération de nombreuses informations disponibles. D'autre part, Martinovits et al. (2000) et Gerfin et Lechner (2000) adoptent la technique d'appariement. Martinovits et al. (2000) identifient un groupe témoin, en se basant sur un appariement rudimentaire par case, alors que Gerfin et Lechner (2000) construisent plusieurs groupes témoins, en appariant les participants à 8 différents types de programme avec les demandeurs non-traités ou participants à d'autres programmes sur la base des propensions à participer aux différents programmes, estimées par un modèle de type probit multivarié. La démarche adoptée dans cette analyse empirique se rapproche de cette dernière étude, mais elle s'y différencie aussi de plusieurs points de vue.

Tout d'abord, la nouveauté méthodologique considérant la dynamique mensuelle de l'allocation des programmes permet de ne comparer les demandeurs d'emploi traités qu'avec les demandeurs d'emploi avec le même parcours au chômage au moment du début du programme<sup>250</sup>. Or, la littérature existante montre que l'histoire récente des demandeurs d'emploi est très importante pour l'estimation de l'efficacité des programmes. En particulier, on notera qu'on ne compare que les demandeurs d'emploi avec le même nombre de mois d'indemnisation de l'AC à disposition avant la fin du délai-cadre et sujets aux mêmes évolutions saisonnières du marché du travail. Cette démarche compare d'ailleurs la situation de joindre un programme pendant le n<sup>ième</sup> mois de chômage par rapport à la situation de rester davantage au chômage, alors que les autres études comparent la situation de participer à un programme avec la situation de non participer.

---

<sup>249</sup> Pour un survol des résultats, cf. Curti et Zürcher, 2000. Pour un historique des études d'évaluation ex ante et de mise en œuvre et du transfert des résultats dans le processus politique, cf. Curti et Robert (1999).

<sup>250</sup> Puisque le début du programme pour le groupe témoin n'est par définition jamais disponible, Gerfin et Lechner (2000) attribuent la date du début du programme aux demandeurs d'emploi non-traités de façon aléatoire.

En second lieu, en considérant les résultats de Heckman et al. (1997a), la richesse de la base de données a été considérablement améliorée par rapport aux autres études. D'une part, nous avons retenu plusieurs variables retraçant la biographique professionnelle des demandeurs d'emploi avant le traitement. Par exemple, nous observons le statut professionnel précédent la période de chômage et le gain assuré ainsi que le nombre d'épisodes de chômage et l'importance des périodes d'interruption du chômage (très vraisemblablement périodes d'emploi) depuis 1991. Ceci est notamment important pour tenir compte de l'importance en Suisse du chômage à répétition (cf. Sheldon, 1998). À ce propos, on notera que Gerfin et Lechner (2000) ont également utilisé des variables reflétant les biographies professionnelles, telles que le ratio d'activité pendant les dix dernières années, mais elles ont été construites sur la base des données AVS. L'utilisation des données PLASTA aussi bien pour reconstruire le passé que pour analyser la réinsertion professionnelle après traitement constitue un avantage certain.

D'autre part, nous avons pris davantage en compte l'aspect régional du marché du travail et de la mise en œuvre de la PAMT (cf. supra). Toutes ces informations supplémentaires permettent d'améliorer l'estimation de la propension à participer aux programmes de la PAMT et donc d'améliorer la qualité de l'appariement et la qualité des résultats, car la technique d'appariement dépend fortement de la richesse de la base de données. Nous disposons donc de toutes les informations que le conseiller en personnel a à sa disposition au moment de l'allocation d'un programme.

Enfin, nous avons considéré plusieurs indicateurs de résultats des programmes et nous avons étendu la période d'observation des résultats. Par exemple, nous avons défini le succès du programme aussi du point de vue de l'assurance-chômage fédérale. Les données nous permettent d'ailleurs d'observer le statut professionnel pour plus de deux ans après le début du programme et de suivre pour plus d'une année le parcours des personnes qui ont retrouvé un emploi. Ainsi, nous pouvons analyser la durabilité des résultats déployés par le programme, notamment en terme de stabilité de l'emploi retrouvé.

## **Chapitre 8. Analyse d'efficacité des mesures relatives au marché du travail et du gain intermédiaire**

### **8.1. Introduction**

Dans ce chapitre nous allons analyser l'effet de joindre un programme de la PAMT au cours du n<sup>ième</sup> mois de chômage par rapport à rester plus longtemps au chômage, en distinguant entre le régime du gain intermédiaire et les mesures relatives au marché du travail (MMT). Premièrement, on observe que 42% des 7226 demandeurs d'emploi, qui ont commencé leur premier programme de la PAMT entre le 8<sup>ième</sup> et le 24<sup>ième</sup> mois de chômage, ont tout d'abord profité du régime du gain intermédiaire. Les demandeurs d'emploi, qui ont commencé une MMT, ont commencé pour le 96% un programme d'emploi temporaire ou de mesures de perfectionnement. Plus précisément, 38% d'entre eux ont commencé un programme d'emploi temporaire, majoritairement auprès d'un organisateur privé (à but non-lucratif), 11% un programme de base, 9% un cours de développement de la personnalité, 15% un cours de langue et 10% un cours d'informatique de base. Pour les mesures de formation, il s'agit donc majoritairement de cours non spécifique à une profession, même si environ un quart des demandeurs d'emploi qui ont suivi comme premier programme un cours d'informatique ont déjà travaillé dans les métiers de bureau et de l'administration. On notera d'ailleurs que plus d'un tiers des demandeurs d'emploi qui ont profité d'un cours linguistique proviennent du secteur de la restauration et de l'hôtellerie.

Deuxièmement, on constate que la durée moyenne effective des MMT est supérieure à celle du gain intermédiaire<sup>250</sup> et que 6% des demandeurs d'emploi qui ont suivi une MMT l'ont quitté avant de la terminer. Par ailleurs, 23% des participants à une MMT ont profité d'un deuxième programme de la PAMT, alors que seuls 13% des demandeurs d'emploi qui ont d'abord profité du régime du gain intermédiaire ont une deuxième participation. Cette différence statistiquement significative s'explique par le fait que les demandeurs d'emploi ayant profité du régime du gain intermédiaire l'ont commencé lorsqu'ils avaient en moyenne presque un mois de plus de chômage que les participants à une MMT et par le succès du gain intermédiaire (cf. infra). Troisièmement, on constate que les demandeurs d'emploi

---

<sup>250</sup> Par durée effective, on entend pour les demandeurs d'emploi qui ont complété le programme la durée de la MMT et pour les autres le temps passé dans la MMT avant de quitter le chômage.

commencent un gain intermédiaire plutôt vers la fin du délai-cadre, alors qu'ils entrent une MMT plutôt vers la fin des indemnités passives.

**Tableau 8-1 : Quelques statistiques descriptives**

Groupe	Obs.	Durée (en mois)	Sans qualification (part)	Handicap linguistique	Mauvaise aptitude au placement	L'épisode analysé n'est pas le premier depuis 1991	Début de l'inscription au chômage avant 1997
Non-traités	10493	0	0.41	0.14	0.33	0.24	0.64
Mesures relatives au marché du travail	4199	2.45	0.41	0.16	0.32	0.26	0.44
Gain intermédiaire	3027	2.10	0.38	0.12	0.24	0.28	0.50

Quatrièmement, on observe que les deux sous-groupes de participants aux programmes de la PAMT se différencient considérablement dans leurs caractéristiques socio-démographiques. Comme attendu, les non-participants ont davantage de jours d'indemnités passives à disposition que les participants à des MMT ou que les demandeurs d'emploi ayant profité du régime du gain intermédiaire. 18% des demandeurs d'emploi non-traités ont au moins 250 jours indemnités passives contre le 11% des demandeurs d'emploi qui ont commencé une MMT et 9% des demandeurs d'emploi ayant profité du régime du gain intermédiaire<sup>251</sup>. Parmi eux il y a, en effet, davantage de personnes ayant dépassé les 50 ans. Les participants des MMT se trouvent aussi, comme attendu, davantage dans des cantons qui proposent comparativement plus de mesures du marché du travail compte tenu du nombre des demandeurs d'emploi<sup>252</sup>.

Les personnes ayant trouvé un gain intermédiaire sont davantage des hommes, légèrement plus qualifiés, ayant exercé une fonction de spécialiste dans leur dernier emploi, sans handicap linguistique, légèrement plus jeunes, que les demandeurs d'emploi ayant commencé une MMT entre le 8<sup>ième</sup> et le 24<sup>ième</sup> mois de chômage. Ils ne sont d'ailleurs pas à leur première expérience et ils n'essayent pas de reprendre une activité professionnelle après une interruption. Compte tenu de leurs caractéristiques, ils semblent être plus employables que les participants aux autres programmes de la PAMT. En effet, moins d'un quart d'entre eux est

<sup>251</sup> Cf. annexe B.

<sup>252</sup> L'indice de disponibilité a été construit sur la base du nombre de places annuelles de mesures du marché du travail réalisées (en équivalant à plein temps, « places-années ») par canton et le nombre de demandeurs d'emploi.

considéré difficile à placer par le conseiller en personnel contre un tiers des participants à des MMT (cf. tableau 8-1). Par ailleurs, les personnes avec un gain intermédiaire comme premier programme de la PAMT habitent davantage dans la Suisse lémanique et s'ils sont des étrangers, ils ont plus souvent un permis de travail plus stable que les participants à des MMT. Il est intéressant de remarquer que les demandeurs d'emploi ayant trouvé un gain intermédiaire ont souvent travaillé dans le secteur secondaire et, en particulier, dans la construction (16%), et ils souhaitent continuer à exercer un métier de la construction (13% contre 7% des participants à des MMT) ou de la métallurgie (9% contre le 6,8%). Par contre, parmi les participants à des MMT, on retrouve davantage de demandeurs d'emploi ayant travaillé dans la restauration et dans l'hôtellerie et des demandeurs d'emploi souhaitant travailler dans les métiers de bureau et de l'administration.

Les personnes ayant trouvé un gain intermédiaire entre le 8<sup>ième</sup> et le 24<sup>ième</sup> mois de chômage sont donc une sélection positive de la population des demandeurs d'emploi avec au moins 7 mois de chômage<sup>253</sup>. En les comparant avec les demandeurs d'emploi qui n'ont profité d'aucun programme de la PAMT pendant les deux ans de délai-cadre, ils ont des caractéristiques plus favorables à la réinsertion professionnelle que les non-traités (cf. annexe B). L'appréciation du conseiller en personnel le confirme (cf. tableau 8-1). Toutefois, il faut remarquer que les demandeurs d'emploi ayant exercé un gain intermédiaire ont une histoire professionnelle plus instable que les non-traités et habitent dans des régions plus touchées par la récession (notamment la région Lémanique); ceci pourrait expliquer le fait qu'ils préfèrent accepter un travail non convenable que de rester davantage au chômage. Ils ont probablement adapté leurs attentes concernant les conditions de travail, telles que le salaire, les horaires de travail et les qualifications requises par l'emploi offert. Par ailleurs, même si le taux de chômage est similaire, il semble que les personnes ayant trouvé un gain intermédiaire sont face à un marché du travail plus dynamique, caractérisé par un risque d'entrer au chômage et par un taux de rotation élevé, où la réinsertion professionnelle est plus simple.

Les demandeurs d'emploi qui ont commencé une MMT entre leur 8<sup>ième</sup> et 24<sup>ième</sup> mois de chômage se différencient moins par rapport aux non-participants que les personnes ayant

---

<sup>253</sup> Par sélection positive, on entend que les demandeurs d'emploi ayant commencé un gain intermédiaire entre le 8<sup>ième</sup> et le 24<sup>ième</sup> mois de chômage sont une sous-population, des demandeurs d'emploi avec au moins 7 mois de chômage, avec des caractéristiques plus favorables à la réinsertion professionnelle (par exemple en termes d'âge, de niveau de qualification et de la dernière fonction exercée).

exercées un gain intermédiaire. Sur la base du niveau de qualification, de la fonction exercée dans le dernier emploi et de l'aptitude au placement, les participants à des MMT ont des caractéristiques moins favorables à la réinsertion dans le marché du travail que les personnes sans participation, mais ils sont plus jeunes. Ils se distinguent des non-traités notamment par leur souhait de changer de profession. 19% entre eux travaillaient dans les professions de la restauration et de l'hôtellerie avant le chômage, mais seulement 13,6% souhaitent travailler encore dans ces professions. Le phénomène de vouloir quitter ce groupe de profession est le plus marqué parmi les participants à des MMT, suivi par les personnes non-traitées et les demandeurs d'emploi avec un gain intermédiaire<sup>254</sup>. Il semble que la perte des faveurs des demandeurs d'emploi de ce groupe de professions se fasse en faveur des métiers de bureau et de l'administration et du commerce. Les mesures de perfectionnement professionnelles mises en place dans le cadre de la PAMT semblent avoir l'effet imprévu de favoriser ce phénomène de fuite des métiers de la restauration et de l'hôtellerie.

Il faut remarquer que la population des demandeurs d'emploi avec au moins sept mois de chômage est sûrement moins employable que les demandeurs d'emploi avec par exemple moins de 3 mois de chômage, car avec le temps il y a un effet d'écumage. Les demandeurs d'emploi les plus employables retrouvent un emploi, alors que les autres restent au chômage<sup>255</sup>. Nous considérons le début du délai-cadre comme point de référence, car le début de chômage, selon notre définition, peut remonter à bien avant<sup>256</sup>. Nous constatons par exemple que pour environ un quart des participants et des non-participants, l'épisode analysé n'est pas le premier épisode de chômage depuis 1991. De plus, la moitié de notre échantillon est au chômage de façon ininterrompue (pour plus de 30 jours) depuis l'année 1996.

Enfin, la simple comparaison de l'indicateur de succès principal pour les deux types de programmes montre qu'un peu moins d'un tiers des demandeurs d'emploi ayant profité du

---

<sup>254</sup> Ce phénomène de fuite des métiers de la restauration et de l'hôtellerie se retrouve aussi un niveau de l'ensemble des demandeurs d'emploi (cf. étude de l'Observatoire Romand et Tessinois de l'emploi et Bauer T. (1999), Lohnstruktur und Lohnentwicklung im Detailhandel und Gastgewerbe: Eine Analyse der Schweizerischen Arbeitskräfteerhebung 1991-98, Sheldon, 2000). Plusieurs raisons peuvent être à la base de cette fuite, nous citons à titre d'exemples les conditions salariales, les horaires de travail et l'absence de possibilité de se perfectionner (cf. chapitre 2).

<sup>255</sup> Pour une analyse de l'évolution de la composition des participants avec la continuation du chômage, cf. tableau 8-3..

<sup>256</sup> Le mois d'ouverture du délai-cadre correspond néanmoins au début du chômage dans 66% des cas. Nous avons également vérifié que la durée du chômage enregistrée à fin janvier dans le système

régime du gain intermédiaire et un cinquième des participants aux MMT sont sortis du chômage avec emploi dans les premiers 6 mois depuis le début du programme (cf. tableau 8-2). Cette différence favorable au gain intermédiaire semble persister après 12 mois depuis le début du programme. Mais la stabilité de l'emploi, même si elle est supérieure à celle des non-traités, semble être inférieure de celle des demandeurs d'emploi ayant profité d'une MMT. 12,9% des demandeurs d'emploi qui ont quitté le chômage avec un emploi après avoir profité du régime du gain intermédiaire sont retourné au chômage avant la fin de la période d'observation contre 11,2% des demandeurs d'emploi qui ont participé à des MMT. Cette différence n'est cependant pas statistiquement significative.

**Tableau 8-2 : Quelques statistiques descriptives des indicateurs de succès**

Groupe	Obs.	Sortie du chômage avec emploi	1 année après début	6 mois après début	Retour au chômage après emploi
Non-traités	10493	0.34	-	-	0.15
Mesures relatives au marché du travail	4199	0.42	0.33	0.19	0.11
Gain intermédiaire	3027	0.55	0.47	0.31	0.13

En conclusion, les demandeurs d'emploi qui ont profité d'un instrument de la PAMT et, en particulier les demandeurs d'emploi qui ont profité du régime du gain intermédiaire, ne sont pas une sélection aléatoire de la population des demandeurs d'emploi en attente d'un programme à la fin du 7<sup>ième</sup> mois de chômage. Leur employabilité semble être meilleure que celles des demandeurs d'emploi non-traités. Ainsi, la différence positive entre les taux de retour à l'emploi des demandeurs d'emploi traités et non-traités surestime l'effet causal du traitement, car il ne tient pas compte du biais de sélection. Par ailleurs, il faudra vérifier si la réinsertion professionnelle se fait au détriment de la stabilité de l'emploi.

## 8.2. La sélection des participants à des MMT ou à un gain intermédiaire

Nous avons estimé la probabilité jointe de participer à une MMT et de profiter d'un gain intermédiaire, en considérant toutes les covariables qui peuvent influencer la participation et les résultats en absence de traitement. Plus précisément, nous avons considéré les caractéristiques socio-démographiques des demandeurs d'emploi, leur position sur le marché

---

PLASTA ne diffère pas significativement de la durée de chômage définie dans le chapitre 7 (cf. annexe A).

du travail (par exemple, la disponibilité à la mobilité géographique<sup>257</sup> et le type de permis de travail pour les étrangers), leur histoire précédant l'épisode de chômage (ratio d'activité depuis la première inscription au chômage), la profession désirée (fortement corrélée avec le type de mesures de formation suivies), les indicateurs de la situation cantonale de chômage et les informations concernant la mise en œuvre de la PAMT au niveau cantonal<sup>258</sup>. Ces dernières variables devraient influencer uniquement le processus de sélection des participants dans les MMT, sans influencer aucunement la probabilité de retrouver un emploi. Le modèle de type probit bivarié nous permet de calculer la probabilité de participer à une MMT ou de profiter du régime du gain intermédiaire pour chaque demandeur d'emploi.

Comme attendu, les demandeurs qui n'ont à disposition que 150 jours d'indemnités passives ont une probabilité supérieure aux autres, toutes choses égales par ailleurs, d'accéder à un programme de la PAMT avant le 18<sup>ième</sup> mois de chômage. En outre, la probabilité de profiter d'un instrument de la PAMT est surtout influencée par le mois d'inscription au chômage. Ceci s'explique par le fait que nous avons sélectionné les demandeurs d'emploi qui attendaient de participer à une MMT en janvier 1998. Ainsi, les programmes que nous évaluons ont commencé principalement entre le mois de février et juin 1998 (cf. tableau A1-1, annexe A)<sup>259</sup>. Par ailleurs, nous observons que si la date d'enregistrement au chômage est postérieure à l'ouverture du délai-cadre, aussi bien la probabilité de participer à une MMT ou de profiter d'un gain intermédiaire est, toutes choses égales par ailleurs, moindre. En revanche, si la date d'enregistrement au chômage précède jusqu'à une année le mois de l'ouverture du dernier délai-cadre, la probabilité de participer à un instrument de la PAMT avant le 16<sup>ième</sup> mois de chômage est influencée positivement. Il est d'ailleurs intéressant de remarquer que l'âge influence positivement la probabilité de profiter d'un programme de la PAMT, mais son influence n'est pas linéaire (effet négatif de l'âge au carré).

---

<sup>257</sup> Contrairement à d'autres études, dans nos données, nous n'observons pas une corrélation parfaite entre l'immobilité géographique et domicile dans un certain canton. Pour cette raison, nous avons décidé d'utiliser cette précieuse information qui peut être également considérée un indicateur de disponibilité et de volonté à retrouver un emploi. Les résultats obtenus sont d'ailleurs cohérents avec cette hypothèse.

<sup>258</sup> Pour une justification des covariables considérées, cf. annexe C.

<sup>259</sup> Par exemple, pour les demandeurs d'emploi qui ont commencé à profiter d'un instrument de la PAMT pendant leur 12<sup>ième</sup> mois de chômage, le fait d'avoir ouvert un délai-cadre en mars ou avril augmente significativement la probabilité de participer à un programme. Nous constatons, en effet, que le coefficient de la variable muette « février » devient significativement négatif à partir du 19<sup>ième</sup> mois, c'est-à-dire à partir de septembre 1998. Autrement dit, pour un demandeur d'emploi qui a ouvert un délai-cadre en juin 1997, les mois de février et mars sont le 9<sup>ième</sup> et le 10<sup>ième</sup> mois au

En outre, nous observons que les probabilités de participer à une MMT ou de profiter d'un gain intermédiaire ne sont pas indépendantes. Il y a une forte corrélation négative. Nous supposons que les variables influençant le fait de profiter d'un gain intermédiaire soient les mêmes que celles déterminant le retour à l'emploi, entre autres, l'aptitude au placement, la disponibilité à la mobilité géographique et les variables sur les biographies professionnelles. En effet, nous observons que le fait d'être jugé comme difficilement employable par le conseiller en personnel et le fait d'être immobile a un effet négatif sur la probabilité d'exercer un gain intermédiaire. Nous constatons d'ailleurs que les personnes qui souhaitent travailler dans la construction ont une probabilité supérieure, toutes choses égales par ailleurs, de profiter, surtout vers la fin du délai-cadre, du régime du gain intermédiaire<sup>260</sup>. Par contre, le fait de rechercher un travail à temps partiel influence négativement la probabilité de participer à une MMT<sup>261</sup>. Comme attendu, peu de variables ont une influence significative sur la probabilité de participer à une MMT, car la sélection des participants se fait plutôt au niveau de chaque type de MMT.

### **8.3. Les effets du gain intermédiaire sur la réinsertion professionnelle**

Accepter un gain intermédiaire au lieu de rester plus longtemps au chômage a un effet positif et important sur le taux de retour à l'emploi. Par exemple, nous observons que 50,4% des traités qui ont commencé un gain intermédiaire pendant le 20<sup>ième</sup> mois de chômage sont sortis du chômage avant la fin de notre période d'observation, car ils ont retrouvé un emploi. Parmi les non-traités, seul 29,4% ont retrouvé un emploi. L'effet du traitement est aux alentours de 20 points de pourcentage pour 8 intervalles des 12 intervalles analysés. Le graphique 8-2 présente la différence entre les deux courbes du graphique 8-1 et elle peut être interprétée comme l'effet causal du traitement. Globalement, la proportion des demandeurs d'emploi ayant un emploi après avoir commencé un gain intermédiaire entre le 8<sup>ième</sup> et le 24<sup>ième</sup> mois au lieu de rester davantage au chômage, est de 18,7 points de pourcentage supérieure à celle du groupe témoin (moyenne pondérée). Autrement dit, le fait d'avoir profité d'un gain intermédiaire a augmenté la probabilité d'avoir un emploi avant la fin de la période

---

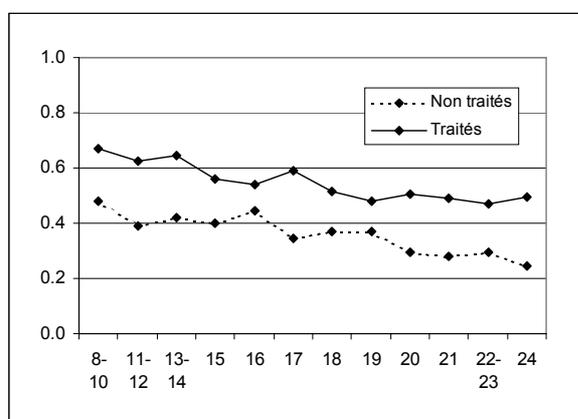
chômage. Ainsi, nous constatons que la variable muette «juin» est fortement significative pour les estimations des participations au 9<sup>ième</sup> et 10<sup>ième</sup> mois de chômage.

<sup>260</sup> Le pic en été de l'activité dans la construction peut peut-être expliquer l'offre de gain intermédiaire dans ce secteur.

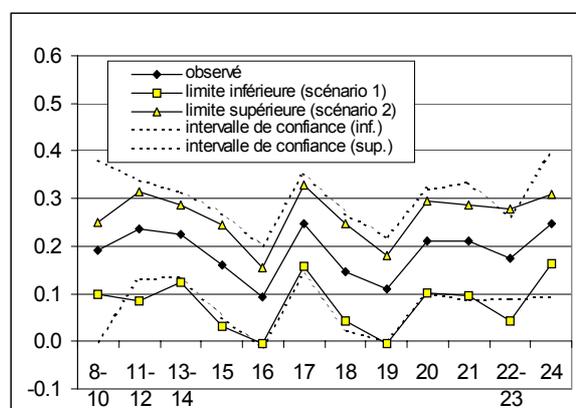
<sup>261</sup> Le même résultat a été obtenu pour la politique de perfectionnement à l'intérieur des entreprises (cf. chapitre 2.1.b).

d'observation de 52% (18,7% : 35,9%). Si nous nous limitons aux premiers 12 mois après le début du programme, ce résultat positif est confirmé. 47% de demandeurs d'emploi ayant profité d'un gain intermédiaire contre 26,5% des non-traités a trouvé un emploi avant la fin de la première année depuis le début du programme. Ce résultat positif dépend cependant de la fiabilité de la variable « raisons de la sortie du chômage » et du comportement des demandeurs d'emploi après la fin du délai-cadre (cf. infra).

**Graphique 8-1: Proportion de demandeurs d'emploi quittant le chômage avec emploi avant la fin de la période d'observation par mois de début du programme**



**Graphique 8-2 : Effet du régime du gain intermédiaire sur les traités (différence en points pourcentage) par mois de début du programme**



On observe qu'une part plus importante des demandeurs d'emploi non-traités quitte le chômage sans informer le conseiller sur leur statut professionnel après le chômage. Mais, même dans le scénario extrême qui veut que tous les non-traités qui ne se présentent plus aux entretiens avec leur conseiller en personnel aient trouvé un emploi, alors que tous les traités qui se sont éloignés de ORP n'ont pas trouvé un emploi, l'effet du gain intermédiaire reste pour la plupart des intervalles positif. Les intervalles de confiance à 95% de signification confirment que l'effet du gain intermédiaire est significativement différent de zéro pour 10 intervalles<sup>262</sup>. Seul dans le scénario le plus pessimiste, l'effet du traitement n'est pas

<sup>262</sup> Pour chaque intervalle de temps, 200 échantillons de taille égale à l'échantillon de base sont tirés aléatoirement. Par la suite, pour chacun des échantillons, nous pouvons estimer l'équation de sélection des traités et effectuer l'appariement. Pour chaque intervalle, nous obtenons 200 résultats dont la moyenne devrait s'approcher au résultat observé. La différence entre la moyenne calculée sur les 200 échantillons et la moyenne observée nous fournit une estimation du biais résiduel. La distribution normale des 200 indicateurs de résultats nous permet de calculer les intervalles au niveau de confiance de 95%. L'estimation des écart-types par cette méthode nécessite beaucoup de temps pour notre échantillon, il nous a fallu environ 5 jours. Pour cette raison, nous avons décidé de calculer les intervalles de confiance seulement pour certains indicateurs de résultats.

significativement différent de zéro pour la plupart des intervalles. Il s'agit cependant d'un scénario extrême et très improbable dans la réalité.

En outre, **les résultats montrent que la réinsertion professionnelle ne semble pas se faire au détriment de la stabilité de l'emploi retrouvé.** On rappellera que les demandeurs d'emploi qui ont épuisé leurs droits aux indemnités doivent cotiser pour au moins 12 mois avant de pouvoir rouvrir un nouveau délai-cadre. Pendant un gain intermédiaire, les demandeurs d'emploi reconstituent leurs droits à l'assurance-chômage. Les données à disposition nous permettent de prendre en considération les nouvelles entrées au chômage jusqu'à plus de 20 mois depuis le début du programme. Les graphiques de la figure E\_1 en annexe présentent les taux d'emploi mensuels pour les traités et les non-traités, en tenant compte des retours au chômage. La différence est montrée jusqu'au moment où le premier demandeur d'emploi atteint la fin de la période d'observation (décembre 2000). Cette différence peut être interprétée comme l'effet causal du traitement sur le taux d'emploi mensuel (cf. tableau 8-3). Afin d'identifier l'effet des retours au chômage sur l'effet du traitement, nous avons également représenté la différence entre les deux taux d'emploi en considérant l'emploi comme un statut irréversible.

Le tableau 8-3 montre que le gain intermédiaire a un effet positif très important sur le taux d'emploi mensuel. Les demandeurs d'emploi qui ont profité d'un gain intermédiaire, exception faite pour ceux qui ont commencé un gain intermédiaire le 16<sup>ième</sup> mois, 18<sup>ième</sup> et le 19<sup>ième</sup> mois, ont un taux d'emploi jusqu'à 20 points de pourcentage supérieur à ceux des non-traités. Dans les graphiques de la figure E-1 en annexe, les courbes avec les tirets montrent la limite inférieure et supérieure de l'effet du traitement selon les deux scénarios.

**Tableau 8-3 : Résultats Gain intermédiaire vs. Non-participation**

	Non-traités								Traités							
	ID1	ID2	ID3	ID4	ID5	ID6	ID7	ID8	ID1	ID2	ID3	ID4	ID5	ID6	ID7	ID8
8-10	0.92	17.5	0.48	0.48	0.11	0.22	0.16	0.40	0.89	11.9	0.67	0.67	0.35	0.50	0.05	0.26
11-12	0.95	15.2	0.36	0.39	0.07	0.17	0.11	0.40	0.89	12.3	0.59	0.63	0.24	0.46	0.04	0.28
13-14	0.92	14.9	0.32	0.42	0.10	0.24	0.12	0.41	0.92	11.0	0.57	0.64	0.31	0.51	0.08	0.21
15	0.93	12.6	0.35	0.40	0.13	0.32	0.15	0.40	0.91	10.5	0.53	0.56	0.30	0.49	0.07	0.16
16	0.91	13.7	0.30	0.45	0.15	0.34	0.11	0.32	0.84	12.6	0.41	0.54	0.23	0.45	0.06	0.13
17	0.91	12.6	0.22	0.34	0.11	0.27	0.17	0.31	0.96	8.5	0.46	0.59	0.32	0.54	0.10	0.12
18	0.91	11.5	0.31	0.37	0.13	0.31	0.12	0.35	0.89	10.5	0.37	0.52	0.27	0.47	0.07	0.10
19	0.92	10.7	0.23	0.37	0.17	0.32	0.11	0.28	0.89	9.9	0.31	0.48	0.30	-3-3	0.10	0.13
20	0.90	10.6	0.21	0.29	0.15	0.24	0.15	0.23	0.91	9.4	0.28	0.50	0.31	0.46	0.08	0.10
21	0.92	8.3	0.21	0.28	0.25	0.28	0.15	0.14	0.93	7.7	0.22	0.49	0.38	0.48	0.13	0.06
22-23	0.90	8.8	0.16	0.29	0.24	0.26	0.13	0.08	0.92	7.9	0.14	0.47	0.35	0.42	0.10	0.04
24	0.86	9.0	0.10	0.25	0.17	0.19	0.18	0.11	0.92	6.3	0.12	0.49	0.39	0.45	0.10	0.03
<b>Total</b>	<b>0.91</b>	<b>12.0</b>	<b>0.26</b>	<b>0.36</b>	<b>0.15</b>	<b>0.26</b>	<b>0.13</b>	<b>0.28</b>	<b>0.91</b>	<b>9.9</b>	<b>0.38</b>	<b>0.55</b>	<b>0.31</b>	<b>0.47</b>	<b>0.08</b>	<b>0.13</b>

	Différence (en points pourcentage)								Différence (en pourcentage)							
	ID1	ID2	ID3	ID4	ID5	ID6	ID7	ID8	ID1	ID2	ID3	ID4	ID5	ID6	ID7	ID8
8-10	-0.03	-5.57	0.19	0.19	0.24	0.28	-0.11	-0.14	-0.03	-0.32	0.40	0.40	2.18	1.27	-0.69	-0.35
11-12	-0.06	-2.84	0.22	0.24	0.17	0.29	-0.08	-0.12	-0.07	-0.19	0.61	0.60	2.38	1.74	-0.68	-0.29
13-14	0.01	-3.91	0.24	0.23	0.21	0.27	-0.04	-0.20	0.01	-0.26	0.75	0.54	2.25	1.16	-0.32	-0.49
15	-0.02	-2.13	0.19	0.16	0.18	0.17	-0.08	-0.24	-0.03	-0.17	0.54	0.40	1.39	0.53	-0.53	-0.61
16	-0.07	-1.16	0.11	0.09	0.08	0.11	-0.04	-0.18	-0.07	-0.08	0.37	0.21	0.57	0.34	-0.40	-0.57
17	0.05	-4.11	0.24	0.25	0.21	0.27	-0.07	-0.19	0.06	-0.33	1.11	0.72	1.96	1.00	-0.39	-0.62
18	-0.02	-0.95	0.05	0.15	0.14	0.16	-0.05	-0.25	-0.02	-0.08	0.18	0.40	1.03	0.50	-0.39	-0.71
19	-0.03	-0.83	0.07	0.11	0.12	0.13	-0.01	-0.15	-0.04	-0.08	0.31	0.30	0.71	0.42	-0.08	-0.52
20	0.00	-1.15	0.07	0.21	0.15	0.22	-0.07	-0.13	0.00	-0.11	0.36	0.72	1.00	0.93	-0.44	-0.57
21	0.01	-0.59	0.02	0.21	0.14	0.21	-0.02	-0.09	0.01	-0.07	0.07	0.75	0.55	0.75	-0.10	-0.61
22-23	0.02	-0.85	-0.02	0.18	0.11	0.17	-0.03	-0.04	0.02	-0.10	-0.12	0.60	0.45	0.65	-0.22	-0.50
24	0.07	-2.67	0.03	0.25	0.22	0.26	-0.09	-0.08	0.08	-0.30	0.29	1.00	1.28	1.36	-0.48	-0.69
<b>Total</b>	<b>-0.01</b>	<b>-2.11</b>	<b>0.12</b>	<b>0.19</b>	<b>0.16</b>	<b>0.21</b>	<b>-0.05</b>	<b>-0.15</b>	<b>-0.01</b>	<b>-0.18</b>	<b>0.45</b>	<b>0.52</b>	<b>1.06</b>	<b>0.79</b>	<b>-0.37</b>	<b>-0.53</b>

ID1 : sortie

ID2 : durée de chômage

ID3 : sortie avant fin du délai-cadre

ID4 : sortie avec emploi

ID5 : sortie avec emploi dans les premiers 6 après début du programme

ID6 : sortie avec emploi dans les premiers 12 après début du programme

ID7 : sortie quittant la pop. active

ID8 : entre un autre programme

Plusieurs remarques s'imposent. Premièrement, faite exception pour les demandeurs d'emploi qui ont commencé un gain intermédiaire le 16<sup>ième</sup> ou le 21<sup>ième</sup> mois de chômage, le taux d'emploi des traités est supérieur à celui des non-traités déjà à la fin du mois pendant lequel le gain intermédiaire commence. Ceci s'explique par le fait que le gain intermédiaire ne peut durer que quelques semaines (le 38% des demandeurs d'emploi ont profité d'un gain intermédiaire pour moins d'un mois) et permettre d'établir des contacts avec le marché du travail qui débouchent presque immédiatement sur un emploi non subventionné. Même si le 59% des demandeurs d'emploi ont profité du régime du gain intermédiaire pour au maximum 2 mois, l'activité de recherche d'emploi ne semble pas se réduire pendant le gain intermédiaire<sup>263</sup>. On verra par la suite que ce n'est pas le cas pour les MMT (cf. chapitre 8.4). Ce résultat est en accord avec les résultats de Gerfin et Lerchner (2000). Ces derniers trouvent que l'effet positif du gain intermédiaire est immédiat pour les demandeurs d'emploi avec au moins 270 jours de chômage. Ils l'expliquent par le fait que, puisque le nombre d'offres d'emploi mensuel reçues par les demandeurs d'emploi par mois décroît avec le temps, les demandeurs d'emploi avec une longue durée de chômage reçoivent peu d'offres et le fait d'exercer un gain intermédiaire ne peut pas influencer très négativement l'activité de recherche d'emploi. Il nous semble probable que l'approche de la fin des indemnités est également responsable du maintien de l'activité de la recherche d'emploi pendant le gain intermédiaire.

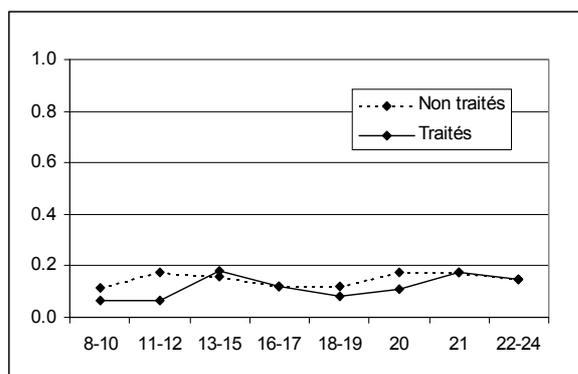
Deuxièmement, on constate que l'impact du gain intermédiaire se déploie dans les premiers 7 ou 8 mois après le début du gain intermédiaire pour les demandeurs d'emploi qui ont plus de 6 mois avant la fin du délai-cadre au moment du début du programme. L'effet maximal est atteint grosso modo le mois de l'arrivée en fin de droits pour les demandeurs d'emploi qui ont commencé un gain intermédiaire entre le 11<sup>ième</sup> et le 18<sup>ième</sup> mois de chômage. Après la fin des indemnités, la différence entre les taux d'emploi pour les traités et les non-traités se stabilise. Pour les demandeurs d'emploi qui ont commencé un gain intermédiaire entre le 8<sup>ième</sup> et le 10<sup>ième</sup> mois de chômage, on observe une légère baisse de l'effet du traitement après la fin du délai-cadre. Une part plus importante de non-traités quitte le chômage juste quelques mois

---

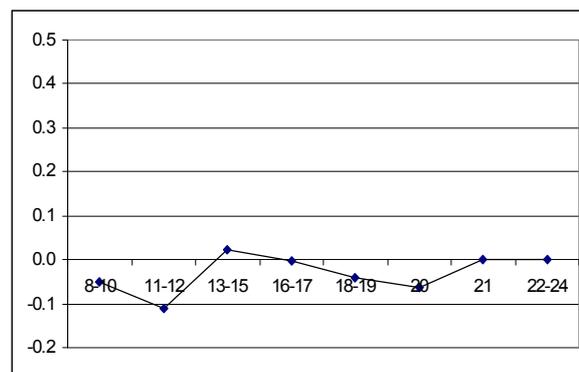
<sup>263</sup> Nous ne pouvons cependant pas exclure que le conseiller en personnel ait annulé le dossier des demandeurs d'emploi exerçant un gain intermédiaire, alors que les directives prévoient que ceux-ci ne doivent pas être désinscrits du chômage. Seul leur statut doit changer de demandeurs d'emploi chômeur à celui de demandeur d'emploi non-chômeur avec un gain intermédiaire d'au moins deux semaines. La caisse de chômage devrait cependant s'apercevoir de cette erreur au moment du versement du paiement de compensation.

après la fin du délai-cadre en annonçant avoir trouvé un emploi. Il y a un léger rattrapage des non-traités ; d'où la légère réduction de l'effet du traitement. On notera qu'on peut observer les demandeurs d'emploi pour plus d'une année après la fin du délai-cadre. A partir de ce moment les demandeurs d'emploi traités et les non-traités peuvent avoir reconstitué la période minimale de cotisation pour rouvrir un nouveau délai-cadre, ayant ainsi droit aux indemnités de chômage. Nous n'observons cependant pas une baisse du taux d'emploi induit par une augmentation des retours au chômage. Globalement, nous pouvons donc conclure que l'effet du traitement semble durable.

**Graphique 8-3: Proportion de demandeurs d'emploi retournant au chômage après avoir trouvé un emploi (avant la fin de la période d'observation) par mois de début du programme**



**Graphique 8-4 : Effet du régime du gain intermédiaire sur le retour au chômage des traités (différence en points pourcentage)**



Troisièmement, pendant les trois mois successifs à la fin du délai-cadre, il y a une accélération des sorties du chômage avec emploi aussi bien pour les traités que pour les non-traités. Cet effet est plus marqué auprès des traités par rapport aux non-traités pour ceux qui ont commencé un gain intermédiaire après le 20<sup>ième</sup> mois de chômage. Ceci s'explique par le fait qu'après la fin du délai-cadre, les traités ne peuvent plus recevoir des paiements de compensation, même s'ils continuent à travailler auprès du même employeur qui leur a permis de profiter du régime du gain intermédiaire. Pour 15% des demandeurs d'emploi qui ont profité du régime temporaire, la fin des indemnités intervient le même mois de la fin du gain intermédiaire (pour le 9% juste le mois suivant). Puisqu'ils n'ont plus d'incitation à rester inscrits au chômage, ils sortent du chômage en annonçant avoir un emploi. Si les demandeurs d'emploi traités restent auprès de l'employeur qui leur a permis de profiter d'un gain intermédiaire et, si ce dernier ne révisé pas vers le haut le salaire après la fin du versement des indemnités de compensation de l'assurance-chômage, la réinsertion professionnelle de ces

demandeurs d'emploi est accompagnée par une baisse importante du niveau de rémunération par rapport au salaire perçu avant la période de chômage. En effet, afin de recevoir un paiement de compensation de l'assurance-chômage, pour un travail à plein temps, le salaire versé par l'employeur doit être d'au moins 30% inférieur au salaire assuré précédent le chômage. Si le salaire versé par l'employeur n'est pas réajusté vers le haut après la période de subvention, le travailleur perçoit un salaire inférieur d'au moins 30% à son dernier salaire. A ce propos, on notera que la différence entre les taux d'emploi des traités et des non-traités 12 mois après le début du programme pour les demandeurs d'emploi, qui ont commencé à profiter d'un gain intermédiaire après le 12<sup>ième</sup> mois et surtout après le 20<sup>ième</sup> mois de chômage, dépend fortement du comportement des traités et des non-traités dans les trois mois successifs à la fin des droits à l'AC. Cet indicateur, souvent utilisé dans l'évaluation, s'adapte donc mal au cas suisse, car la qualité des données pourrait changer avec la fin des indemnités.

Quatrièmement, le fait de tenir compte des retours au chômage n'influence pratiquement pas l'effet du traitement. Ces résultats sont confirmés par l'analyse de la proportion des demandeurs d'emploi qui sont retournés au chômage après avoir retrouvé un emploi. L'appariement se fait conditionnellement au fait que les demandeurs d'emploi soient sortis du chômage avec emploi. L'appariement se fonde également sur la durée du chômage expérimentée par le demandeur d'emploi, afin de comparer deux groupes identiques, exception faite le traitement, au moment de la sortie du chômage avec emploi<sup>264</sup>. Parmi 6994 demandeurs d'emploi qui sont sortis du chômage avec emploi, 1661 personnes ont profité d'un gain intermédiaire comme premier programme de la PAMT entre le 8<sup>ième</sup> et le 24<sup>ième</sup> mois de chômage. Le régime du gain intermédiaire réduit légèrement la probabilité de retourner au chômage. L'effet causal du traitement semble cependant très proche de zéro (cf. graphiques 8-3 et 8-4)<sup>265</sup>. La comparaison des fonctions de survie en emploi pour les traités et les non-traités pour les premiers 20 mois depuis la sortie du chômage confirme ce résultat<sup>266</sup>

---

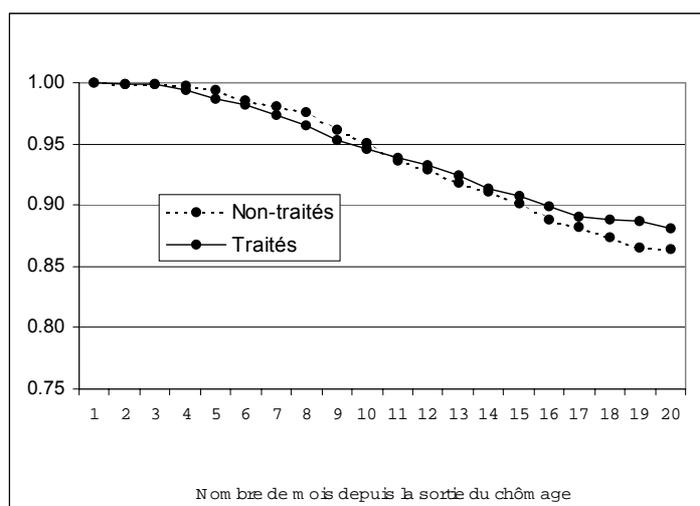
<sup>264</sup> Plus précisément, nous avons considéré la durée de chômage calculé à partir du début du délai-cadre et la durée de chômage à partir de la date d'inscription dans les estimations des propensions à participer à une MMT ou à profiter d'un gain intermédiaire. Les demandeurs d'emploi ayant retrouvé un emploi et ayant profité d'un gain intermédiaire ont une durée moyenne de chômage (à partir du début du délai-cadre) de 22 mois contre les 20 mois des non-traités. L'appariement a permis de balancer cette covariable, car le groupe des non-traités appariés a une durée de chômage moyenne de 22 mois. Le biais résiduel, la différence absolue standardisée des deux moyennes, est de 1.3% l'écart type moyen.

<sup>265</sup> À cause du nombre d'observations, nous avons élargi quelques intervalles de chômage.

<sup>266</sup> Ce résultat est fiable, car seul environ un dixième des demandeurs d'emploi des traités et des non-traités a atteint la fin de la période d'observation avant 20 mois après la sortie du chômage.

(cf. graphique 8-5). Au cours de la première année après la sortie du chômage, les anciens demandeurs d'emploi traités retournent légèrement plus rapidement au chômage que les non-traités. Ceci s'explique par le fait que les demandeurs d'emploi qui ont exercé un gain intermédiaire pendant leur période de chômage ont pu reconstituer leurs droits aux indemnités de l'assurance-chômage pendant cette période. S'ils travaillent pour quelques mois après la sortie du chômage, de telle façon à atteindre les 12 mois de cotisation minimale, ils peuvent réouvrir un nouveau délai-cadre. Nous observons que 93% des traités et des non-traités sont encore en emploi après 12 mois. Par la suite, les non-traités semblent retourner plus rapidement au chômage que les traités. Toutefois, l'effet du traitement est, en terme absolu, très petit. L'analyse de la stabilité de l'emploi par mois de placement dans un programme montre que le traitement semble avoir un effet légèrement plus important si le traitement a eu lieu au début de la période d'activation, avant le 13<sup>ième</sup> mois de chômage (cf. graphique 8-4).

Cinquièmement, l'effet du traitement après la fin du délai-cadre dépend fortement des hypothèses sur le statut professionnel des demandeurs d'emploi qui ont quitté le chômage n'informant pas le conseiller sur leur statut professionnel futur. 12% des demandeurs d'emploi non-traités et 9% des traités ne se sont pas présentés aux entretiens avec leurs conseillers en personnel. Il s'agit majoritairement de demandeurs d'emploi qui ont quitté le chômage au moment ou après la fin des indemnités. L'effet du traitement se réduit fortement après la fin des indemnités dans le scénario le plus pessimiste. Ceci s'explique par le fait que beaucoup de non traités quittent le chômage sans informer leur conseiller en personnel juste dans les trois mois après la fin des indemnités. Dans ce scénario extrême, on fait l'hypothèse que tous ces demandeurs d'emploi ont trouvé en réalité un emploi, alors que les traités ont quitté le chômage sans emploi; d'où le voisinage du taux d'emploi mensuel des non-traités et de celui des traités et la réduction progressive après la fin des indemnités de l'effet du traitement. A ce propos, on notera l'importance de l'événement de la fin du versement des indemnités sur le comportement des demandeurs d'emploi et donc sur l'évaluation de la viabilité des résultats.

**Graphique 8-5: Fonction de survie en emploi**

Sixièmement, les impacts sur le taux d'emploi du régime du gain intermédiaire sont étonnamment positifs même pour les demandeurs d'emploi qui commencent un programme après le 20<sup>ième</sup> mois de chômage. En effet, la composition de la population des traités change avec le temps. Leur employabilité se détériore, car les demandeurs d'emploi avec des meilleures chances de trouver un emploi quittent le chômage. Le tableau 8-4 confirme que les demandeurs d'emploi qui commencent à profiter du régime du gain intermédiaire au début des indemnités passives ont des caractéristiques plus favorables à la réinsertion professionnelle que ceux qui commencent leur premier programme après le 21<sup>ième</sup> mois. Il semble donc que le gain intermédiaire profite aussi à une population à priori moins facile à placer.

**Tableau 8-4 : Composition de la population des traités selon le mois du début du gain intermédiaire**

Mois du début du premier programme	Obs.	Sans qualification (part)	Handicap linguistique	Mauvaise aptitude au placement	50 ans et plus
8-10	100	0.32	0.07	0.24	0.00
16	238	0.40	0.10	0.24	0.08
22-23	399	0.45	0.13	0.29	0.11
24	146	0.44	0.12	0.29	0.09

A ce propos, il faut remarquer l'importance de la conjoncture économique sur l'estimation de l'efficacité du traitement sur les demandeurs d'emploi traités. Avec une amélioration de la conjoncture économique et un accroissement du taux d'absorption du marché du travail, en particulier des chômeurs, l'employabilité des demandeurs d'emploi traités juste avant la fin

des droits à l'AC se détériore. La persistance d'un effet positif signifie que le traitement a un impact favorable aussi sur une population à priori plus difficile à placer dans le marché du travail.

Par ailleurs, une partie des demandeurs d'emploi sortent du chômage sans emploi, car ils renoncent au placement ou ils se déclarent ou sont déclarés inemployables. Il s'agit par exemple des demandeurs d'emploi jugés par l'assurance invalidité incapables de travailler. Nous considérons que ces demandeurs d'emploi ont quitté la population active. Nous observons que le régime du gain intermédiaire réduit légèrement la probabilité de quitter la population active, mais l'effet est très proche de zéro (cf. tableau 8-3)<sup>267</sup>.

Si nous ne considérons que le taux de sortie du chômage avant la fin de la période d'observation, l'effet du traitement est presque nul. Ceci n'est pas surprenant, car aussi bien parmi les traités que parmi les non-traités presque la totalité des demandeurs d'emploi quittent le chômage avant décembre 2000, c'est-à-dire au moins trois ans après le début de l'épisode de chômage. Comme le montre la fonction de survie au chômage par l'estimateur de Kaplan-Meier, la sortie du chômage se fait cependant plus rapidement pour les traités que pour les non-traités. L'analyse de la durée de chômage moyenne attendue montre que les traités qui ont commencé un gain intermédiaire entre le 8<sup>ième</sup> et le 10<sup>ième</sup> mois ou entre le 13<sup>ième</sup> et le 14<sup>ième</sup> mois ou le 17<sup>ième</sup> mois de chômage restent au chômage 4 mois de moins que les non-traités. Autrement dit, ces traités ont une durée de chômage attendue moyenne d'au moins un quart plus courte que les non-traités. Les demandeurs d'emploi qui commencent un gain intermédiaire à un autre moment ont toujours une durée moyenne attendue inférieure aux personnes non-traitées, mais l'effet du traitement est plus limité. A ce propos, on notera que le comportement des demandeurs d'emploi traités et non-traités après l'arrivée en fin de droit est très similaire. Pendant le dernier mois du délai-cadre, un tiers des traités et des non-traités qui sont encore au chômage au début du 24<sup>ième</sup> mois de chômage quittent le registre du chômage. La fonction de survie au chômage à partir du début du dernier mois du délai-cadre montre que trois mois après l'arrivée en fin de droit, 38% des demandeurs d'emploi traités ayant épuisé leurs indemnités et 39% des demandeurs d'emploi non-traités sont encore inscrits au chômage ; d'où l'intérêt d'analyser le taux de sortie du chômage avant la fin du délai-cadre<sup>268</sup>.

---

<sup>267</sup> Pour la visualisation de ces chiffres, voir figure E-1 en annexe E.

<sup>268</sup> Le fait de rester enregistré auprès de l'ORP après l'épuisement des indemnités de l'assurance-chômage dépend aussi de l'existence dans le canton d'un système de prise en charge des demandeurs

Comme attendu, la probabilité de quitter le chômage avant la fin du délai-cadre se réduit avec le nombre de mois au chômage au moment du début du programme, car le temps à disposition décroît progressivement. Les demandeurs d'emploi qui commencent un gain intermédiaire le dernier mois du délai-cadre n'ont que quelques semaines afin de quitter le chômage avant la fin du délai-cadre. La probabilité de quitter le chômage avant la fin de délai-cadre se rapproche de zéro pour les deux groupes et l'effet du traitement est donc presque nul et statistiquement non différent de zéro. Les résultats montrent que l'effet du traitement dépasse les 20 points de pourcentage si le demandeur d'emploi a commencé un gain intermédiaire entre le 8<sup>ième</sup> et le 17<sup>ième</sup> mois de chômage, faite exception du 16<sup>ième</sup> mois de chômage. Pour ces mois, l'effet du traitement est significativement différent de zéro avec un niveau de confiance de 95%. Par contre, à partir du 18<sup>ième</sup> mois de chômage, l'effet n'est pas significativement différent de zéro. Globalement, le fait de profiter d'un gain intermédiaire augmente de 45% la probabilité de sortir du chômage avant la fin des indemnités.

Les graphiques du rapport des demandeurs d'emploi montrent qu'au début du mois quand le programme commence, tous les demandeurs d'emploi sont au chômage, par contre, pendant les premiers mois successifs à la fin des indemnités, beaucoup de chômeurs quittent le chômage (cf. graphique E-3 de l'annexe E). Plusieurs remarques s'imposent. Premièrement, comme nous l'avons souligné pour le taux d'emploi mensuel, l'effet du gain intermédiaire intervient depuis le début du programme. 5% des demandeurs d'emploi quittent le chômage le mois du début du gain intermédiaire, alors que c'est le cas pour seulement 3% des non-traités. Deuxièmement, nous observons que le fait de tenir compte des retours au chômage n'influence l'effet du traitement qu'après la fin des indemnités. Les répercussions des retours au chômage sont d'ailleurs plus importantes sur le rapport des demandeurs d'emploi que sur le taux d'emploi mensuel, car les retours au chômage sont plus fréquents parmi les demandeurs d'emploi qui sortent du chômage sans emploi. Troisièmement, dans les 6 mois successifs à la fin des indemnités de chômage, l'effet du gain intermédiaire se réabsorbe très rapidement. La différence entre les traités et les non-traités est presque nulle, car les non-traités quittent le chômage après la fin des indemnités. Enfin, on constate que l'effet du régime du gain intermédiaire est plus important pour les demandeurs d'emploi qui commencent à profiter d'un gain intermédiaire avant le 18<sup>ième</sup> mois. A partir de ce résultat, nous ne pouvons cependant pas conclure qu'il est plus efficace de commencer un gain

---

d'emploi arrivés en fin de droit. Dans certains cantons, l'éligibilité pour les prestations cantonales se base sur le fait d'être chômeur inscrit (cf. Fontaine et Curti, 1999).

intermédiaire avant le 18<sup>ième</sup> mois de chômage, car les demandeurs d'emploi qui ont commencé un gain intermédiaire juste avant la fin des indemnités sont à priori plus difficile à placer (cf. supra). Ainsi, la différence d'environ 10 points de pourcentage 6 mois après le début du gain intermédiaire pour les demandeurs d'emploi qui ont commencé à profiter du régime du gain intermédiaire au cours de leur 18<sup>ième</sup> mois de chômage est à juger positivement, compte tenu de la composition des demandeurs d'emploi traités. Enfin, nous observons que le fait de profiter d'un gain intermédiaire n'augmente pas la probabilité de profiter d'un autre instrument de la politique active du marché du travail. Pour chacun des intervalles de chômage analysés, les demandeurs d'emploi non-traités ont une probabilité supérieure de commencer par la suite un programme de la PAMT que les traités.

Jusqu'à présent, nous nous sommes intéressés à l'effet du traitement sur l'ensemble des demandeurs d'emploi traités. Il se pose la question de savoir si cet effet moyen varie fortement entre les différentes catégories de demandeurs d'emploi. Cette question est d'autant plus importante en Suisse où tous les demandeurs d'emploi peuvent profiter d'un gain intermédiaire. La méthode d'appariement permet d'analyser les effets du traitement par groupe de demandeurs d'emploi, en effectuant l'appariement dans la sous-population analysée. Toutefois, compte tenu du nombre d'observations à disposition et l'approche d'échantillon stratifié, nous pouvons analyser l'hétérogénéité de l'effet du traitement pour un nombre limité de caractéristiques des demandeurs d'emploi. L'analyse de l'impact du régime du gain intermédiaire pour les hommes présente peu de différences par rapport à l'analyse pour l'ensemble des demandeurs d'emploi traités. Le régime du gain intermédiaire semble avoir un effet légèrement moins positif sur la réinsertion professionnelle et sur la probabilité de quitter la population active que sur l'ensemble des traités<sup>269</sup>. Par ailleurs, le régime du gain intermédiaire semble avoir un effet légèrement moins positif sur le retour à l'emploi des demandeurs d'emploi suisses avant la fin de la période d'observation, mais, si on ne considère que la première année d'après le début du traitement, l'effet en points de pourcentage est exactement le même que pour l'ensemble des demandeurs d'emploi. L'effet sur la durée moyenne attendue semble par contre plus positif pour les demandeurs d'emploi suisses que pour l'ensemble des demandeurs d'emploi.

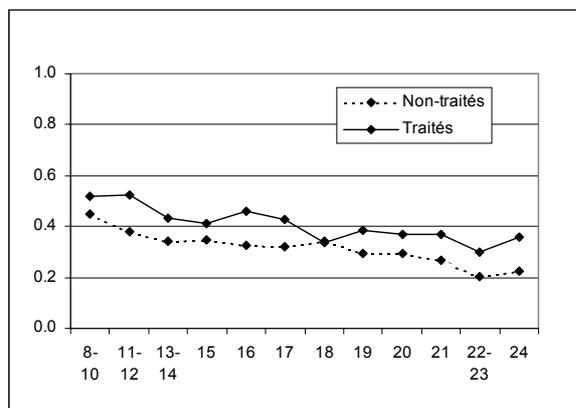
---

<sup>269</sup> Il faut remarquer que la proportion des demandeurs d'emploi traités et des non-traités qui sortent du chômage avec emploi est légèrement plus élevée que pour l'ensemble de la population.

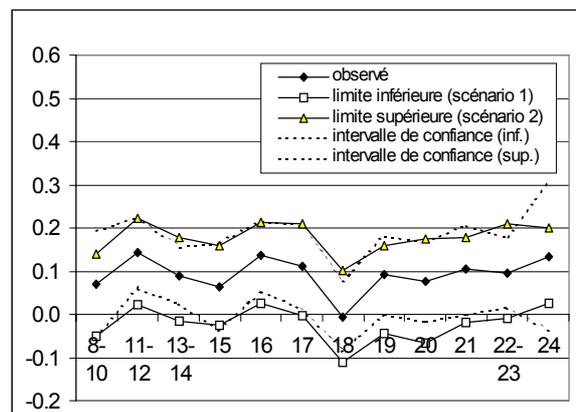
En résumé, commencer un gain intermédiaire entre le 8<sup>ième</sup> et le 24<sup>ième</sup> mois de chômage par rapport à rester plus longtemps au chômage semble avoir un effet très positif sur la réinsertion professionnelle des traités, sa rapidité et sa stabilité. Ces résultats confirment et renforcent les résultats positifs de Gerfin et Lechner (2000) qui trouvent que le régime du gain intermédiaire, par rapport à la non-participation, augmente de 5,8 points en pourcentage la proportion des demandeurs d'emploi avec un emploi une année après le début du programme. Ils montrent d'ailleurs que le régime du gain intermédiaire est plus efficace pour les demandeurs d'emploi avec au moins 270 jours de chômage au moment du début du programme. Nous obtenons un effet causal de 21 points en pourcentage pour une population qui a expérimenté au mois 7 mois de chômage avant de commencer un gain intermédiaire. Puisque nous n'avons considéré que les demandeurs d'emploi avec au moins 7 mois de chômage, cette différence pourrait s'expliquer par le fait que ces demandeurs d'emploi voient s'approcher la fin des indemnités et voient le gain intermédiaire comme une dernière opportunité à saisir pour trouver un emploi. En effet, contrairement aux chômeurs de courte durée, leurs activités de recherche d'emploi ne semblent pas se réduire pendant le gain intermédiaire. Par ailleurs, nos résultats renforcent les résultats disponibles, car Gerfin et Lechner (2000) ne peuvent observer l'effet du traitement que pour environ une année après le début du programme. Nous pouvons par contre observer tous les demandeurs d'emploi analysés pendant au moins 2 ans. Ainsi, la prise en considération des retours au chômage montre que les résultats positifs semblent perdurer dans le temps. Par ailleurs, du point de vue financier de l'assurance-chômage, le régime du gain intermédiaire est très efficace, grosso modo s'il intervient avant le 18<sup>ième</sup> mois de chômage. L'effet sur le rapport des demandeurs d'emploi dépasse les 20 points de pourcentage au moment de l'arrivée en fin de droit, en se déployant grosso modo dans les premiers 6 mois successifs au début du gain intermédiaire.

## 8.4. Les effets des mesures relatives au marché du travail sur la réinsertion professionnelle des participants

**Graphique 8-6 : Proportion de demandeurs d'emploi quittant le chômage avec emploi avant la fin de la période d'observation par mois de début du programme**



**Graphique 8-7 : Effet de la participation à une MMT sur les traités (différence en points pourcentage) par mois de début du programme**



Les MMT ont un effet positif sur la réinsertion professionnelle. L'effet causal de la participation à une MMT sur le taux de sortie de chômage avec emploi est de 9 points en pourcentage ce qui, même s'il est faible par rapport à celui du régime du gain intermédiaire<sup>270</sup>, est important en termes relatifs. En effet, la participation à une MMT permet aux traités d'augmenter leur probabilité de sortir du chômage avec emploi d'un tiers. Toutefois, pour tous les sous-groupes analysés, cet effet n'est pas significativement différent de zéro au niveau de confiance de 95% (cf. graphiques 8-6 et 8-7). Par ailleurs, dans le scénario le plus pessimiste sur les données manquantes, l'effet du traitement est négatif aussi bien en terme absolu qu'en terme relatif<sup>271</sup>.

L'analyse des taux d'emploi mensuels nous donne quelques pistes d'explications de ces résultats modestes concernant l'efficacité des MMT sur la réinsertion professionnelle des participants (cf. tableau 8-5). Tout d'abord, pendant les trois mois depuis le début de la MMT, le taux d'emploi des participants est égal ou même inférieur à celui des non-traités. Si 5% des demandeurs d'emploi ayant commencé un gain intermédiaire quittait le chômage le même mois, seul 1% des participants à des MMT font de même. Ceci n'est pas surprenant, car les

<sup>270</sup> Pour un souci de brièveté, nous allons notamment commenter les résultats en les comparant avec les résultats obtenus pour le régime du gain intermédiaire.

<sup>271</sup> Pour visualiser les résultats en forme graphique, voir figure E-2 en annexe E.

MMT durent plus longtemps que les gains intermédiaires. Plus d'un tiers des demandeurs d'emploi traités commencent un programme d'emploi temporaire et pour plus de 75% des demandeurs d'emploi qui commencent un programme d'emploi temporaire entre le 8<sup>ième</sup> et le 16<sup>ième</sup> mois, la durée prévue du programme est de 6 mois<sup>272</sup>. De plus, seul 12,2% des participants à un programme d'emploi temporaire sortent du chômage avant la fin du programme, alors que seul 2,3% des participants à des mesures de formation font de même. Pour ces demandeurs d'emploi, il est tout à fait probable que l'activité de recherche d'emploi se réduit pendant la participation à la MMT, alors qu'elle s'intensifie juste après la fin de la MMT. Ces résultats confirment les premiers résultats du programme d'évaluation suisse (cf. Gerfin et Lechner, 2000, Lalive d'Epinay et Zweimüller, 2000, et de Martinovits et al., 2000, pour les cours de type Perfecto et les programmes d'emploi temporaires de type manuel)<sup>273</sup>.

En second lieu, on observe que cet effet fortement négatif se manifeste surtout pour les demandeurs d'emploi qui ont commencé un programme entre le 16<sup>ième</sup> et le 20<sup>ième</sup> mois de chômage. Nous ne constatons cependant pas un changement dans la composition de la population des traités, faite exception pour le 24<sup>ième</sup> mois. Par contre, nous observons que la durée attendue moyenne des programmes d'emploi temporaire ou de formation qui commencent entre le 11<sup>ième</sup> et le 19<sup>ième</sup> mois se situe aux alentours de 90-100 jours, autrement dit un peu plus de 3 mois. Ce sont surtout les programmes d'emploi temporaire qui ont une durée prévue très longue. À partir du 20<sup>ième</sup> mois de chômage, d'une part, la part des demandeurs d'emploi qui commencent un programme d'emploi temporaire se réduit continuellement, d'autre part, la durée prévue de la participation au programme d'emploi temporaire se réduit, car la fin du délai-cadre s'approche.

---

<sup>272</sup> Plus précisément, on notera que 38,1 % des participants à une MMT commencent un programme d'emploi temporaire, 57,8% un cours de formation et le reste une mesure tels que une allocation de formation ou d'initiation au travail ou une mesure de soutien de l'activité indépendante. 54% des programmes d'emploi temporaires ont une durée prévue de 6 mois (durée moyenne de 147 jours), alors que les cours de formation n'ont une durée moyenne prévue de 48 jours.

<sup>273</sup> Lalive d'Epinay et Zweimüller (2000), se basant sur un modèle de durée avec hétérogénéité inobservable, trouvent une baisse statistiquement significative et quantitativement importante du taux de prise d'emploi pendant les cours de reconversion, de perfectionnement et de réinsertion. « Les cours sont donc rarement interrompus pour prendre un emploi. Cette baisse du taux de prise d'emploi n'est pas en contradiction avec les objectifs de la LACI. A l'art. 60, al. 3, celle-ci dispose en effet que, si le cours l'exige, le participant n'est pas tenu d'être apte au placement pendant la durée du dit cours. C'est chez les hommes surtout que l'on observe une forte baisse du taux de prise d'emploi pendant la participation, ce recul étant nettement moindre chez les femmes » (Lalive d'Epinay et Zweimüller, 2000, p.12). Martinovits et al. (2000), sur la base d'une enquête auprès des participants à des programmes d'emploi temporaire, remarquent que les demandeurs d'emploi souhaitent un soutien accru dans l'activité de recherche d'emploi pendant les programmes.

**Tableau 8-5 : Résultats MMT vs. Non-participation**

	Non-traités								Traités							
	ID1	ID2	ID3	ID4	ID5	ID6	ID7	ID8	ID1	ID2	ID3	ID4	ID5	ID6	ID7	ID8
8-10	0.93	17.93	0.39	0.45	0.06	0.16	0.11	0.51	0.92	14.59	0.50	0.52	0.14	0.27	0.09	0.42
11-12	0.91	16.03	0.38	0.38	0.09	0.19	0.12	0.39	0.90	13.41	0.50	0.52	0.20	0.37	0.10	0.31
13-14	0.91	15.64	0.26	0.34	0.09	0.21	0.13	0.35	0.89	13.08	0.39	0.43	0.16	0.33	0.10	0.34
15	0.90	14.20	0.24	0.35	0.11	0.26	0.12	0.36	0.89	12.70	0.36	0.41	0.18	0.34	0.12	0.31
16	0.89	13.41	0.25	0.33	0.11	0.26	0.15	0.30	0.90	11.73	0.32	0.46	0.16	0.39	0.11	0.24
17	0.90	12.70	0.28	0.32	0.13	0.26	0.13	0.34	0.88	11.67	0.34	0.43	0.19	0.40	0.12	0.21
18	0.92	11.08	0.23	0.34	0.14	0.29	0.17	0.32	0.84	12.29	0.24	0.34	0.17	0.30	0.12	0.20
19	0.92	9.94	0.23	0.30	0.15	0.26	0.15	0.29	0.90	10.21	0.24	0.39	0.24	0.36	0.11	0.19
20	0.93	9.48	0.21	0.29	0.19	0.25	0.12	0.23	0.91	10.39	0.14	0.37	0.23	0.32	0.11	0.15
21	0.90	10.01	0.12	0.27	0.16	0.21	0.13	0.17	0.92	9.12	0.16	0.37	0.26	0.33	0.14	0.10
22-23	0.90	8.65	0.11	0.21	0.15	0.18	0.15	0.07	0.88	9.25	0.09	0.30	0.21	0.26	0.11	0.07
24	0.88	7.44	0.04	0.23	0.19	0.21	0.13	0.00	0.80	10.07	0.05	0.36	0.27	0.32	0.12	0.03
<b>Total</b>	<b>0.91</b>	<b>12.66</b>	<b>0.24</b>	<b>0.32</b>	<b>0.12</b>	<b>0.23</b>	<b>0.13</b>	<b>0.30</b>	<b>0.89</b>	<b>11.69</b>	<b>0.30</b>	<b>0.41</b>	<b>0.19</b>	<b>0.34</b>	<b>0.11</b>	<b>0.23</b>

	Différence (en points pourcentage)								Différence (en pourcentage)							
	ID1	ID2	ID3	ID4	ID5	ID6	ID7	ID8	ID1	ID2	ID3	ID4	ID5	ID6	ID7	ID8
8-10	-0.01	-3.34	0.11	0.07	0.07	0.11	-0.02	-0.10	-0.01	-0.19	0.27	0.16	1.23	0.66	-0.21	-0.19
11-12	-0.01	-2.62	0.12	0.14	0.11	0.18	-0.01	-0.08	-0.01	-0.16	0.31	0.37	1.24	0.93	-0.10	-0.21
13-14	-0.02	-2.56	0.13	0.09	0.07	0.12	-0.02	-0.02	-0.02	-0.16	0.49	0.27	0.80	0.56	-0.19	-0.04
15	-0.01	-1.51	0.12	0.06	0.07	0.08	0.00	-0.05	-0.01	-0.11	0.48	0.18	0.66	0.30	-0.03	-0.13
16	0.01	-1.68	0.07	0.14	0.05	0.13	-0.03	-0.06	0.01	-0.13	0.27	0.41	0.42	0.49	-0.23	-0.19
17	-0.02	-1.03	0.06	0.11	0.06	0.14	0.00	-0.13	-0.02	-0.08	0.21	0.34	0.45	0.53	-0.02	-0.38
18	-0.08	1.21	0.01	-0.01	0.03	0.01	-0.06	-0.12	-0.08	0.11	0.05	-0.02	0.19	0.03	-0.32	-0.37
19	-0.02	0.26	0.02	0.09	0.09	0.10	-0.04	-0.10	-0.02	0.03	0.08	0.31	0.65	0.40	-0.25	-0.34
20	-0.03	0.91	-0.07	0.08	0.04	0.07	0.00	-0.08	-0.03	0.10	-0.32	0.26	0.22	0.29	-0.03	-0.33
21	0.01	-0.89	0.04	0.10	0.10	0.12	0.00	-0.07	0.02	-0.09	0.33	0.39	0.60	0.55	0.03	-0.40
22-23	-0.02	0.59	-0.03	0.10	0.05	0.08	-0.05	-0.01	-0.02	0.07	-0.26	0.47	0.34	0.46	-0.31	-0.07
24	-0.08	2.63	0.01	0.13	0.08	0.11	-0.01	0.03	-0.09	0.35	0.33	0.59	0.43	0.50	-0.10	-
<b>Total</b>	<b>-0.02</b>	<b>-0.96</b>	<b>0.06</b>	<b>0.09</b>	<b>0.07</b>	<b>0.11</b>	<b>-0.02</b>	<b>-0.07</b>	<b>-0.02</b>	<b>-0.08</b>	<b>0.23</b>	<b>0.29</b>	<b>0.55</b>	<b>0.46</b>	<b>-0.17</b>	<b>-0.22</b>

ID1 : sortie

ID2 : durée de chômage

ID3 : sortie avant fin du délai-cadre

ID4 : sortie avec emploi

ID5 : sortie avec emploi dans les premiers 6 après début du programme

ID6 : sortie avec emploi dans les premiers 12 après début du programme

ID7 : sortie quittant la pop. active

ID8 : part des demandeurs d'emploi qui commence un autre programme

Enfin, l'effet maximal du traitement n'est atteint à la fin du délai-cadre que pour les participants qui commencent un programme avant le 16<sup>ième</sup> mois de chômage. Pour les participants qui ont commencé une MMT après le 15<sup>ième</sup> mois de chômage, l'effet du traitement se déploie après l'arrivée en fin de droit, alors que la limite inférieure de l'effet du programme s'éloigne considérablement (correspondant au scénario le plus pessimiste concernant les données manquantes). Par exemple, pour les demandeurs d'emploi qui commencent une MMT entre le 8<sup>ième</sup> et le 10<sup>ième</sup> de chômage, on constate que, dans le scénario le plus pessimiste sur les sorties sans destination connue, quelques mois après la fin de la période d'indemnité, les non-traités ont davantage un emploi que les traités. L'effet causal du traitement devient négatif. Les résultats concernant l'efficacité des MMT sont donc fortement sensibles aux hypothèses sur la destination des demandeurs d'emploi qui ont quitté le chômage sans annoncer leur statut professionnel.

Il faut remarquer que les MMT semblent avoir un effet positif plus important pour les demandeurs d'emploi suisses. Les MMT ont augmenté le taux de retour à l'emploi dans la première année après le début de la MMT pour les participants suisses de 17 points de pourcentage contre les 11 points de pourcentage pour l'ensemble des demandeurs d'emploi. Ceci est notamment dû à un effet très positif de la participation aux programmes qui commencent entre le 8<sup>ième</sup> et le 15<sup>ième</sup> mois ou entre le 20<sup>ième</sup> et le 24<sup>ième</sup> mois de chômage.

Comme pour le régime du gain intermédiaire, les MMT n'ont pratiquement pas d'impact sur la probabilité de quitter la population active et sur la probabilité de sortir du chômage avant la fin de la période d'observation. On notera cependant que la rapidité de la réinsertion dépend fortement du mois du début de la MMT. La durée moyenne de chômage attendue des demandeurs d'emploi est d'environ 3 mois plus courte que celle des non-traités pour les demandeurs d'emploi qui commencent une MMT avant le 15<sup>ième</sup> mois de chômage. L'effet de la participation à une MMT est par contre de prolonger la durée de chômage attendue pour les participants qui commencent après le 17<sup>ième</sup> mois de chômage, exception faite pour le 21<sup>ième</sup> mois. En particulier, nous observons que la durée moyenne attendue est d'un tiers plus longue pour les demandeurs d'emploi traités qui commencent une MMT au cours du dernier mois du délai-cadre que pour les demandeurs d'emploi non-traités.

Pour les demandeurs d'emploi qui commencent une MMT le 24<sup>ième</sup> mois de chômage, la participation à une MMT a un effet exactement contraire à celui d'un gain intermédiaire. Ce

résultat est cependant à nuancer, car seul 75 demandeurs d'emploi ont commencé une MMT pendant leur dernier mois du délai-cadre. Il faut d'ailleurs remarquer que ceci ne concerne pas les demandeurs d'emploi suisses. Pour ces demandeurs d'emploi, la participation à une MMT réduit toujours la durée du chômage. Pour l'ensemble des participants, les graphiques en annexe E confirment que l'impact des MMT diffère fortement entre les demandeurs d'emploi qui ont commencé une MMT avant ou après le 18<sup>ième</sup> mois de chômage.

Les MMT ont un effet positif sur le taux de sortie du chômage avant la fin du délai-cadre pour les participants qui ont commencé une MMT avant le 18<sup>ième</sup> mois de chômage, alors qu'elles n'ont pas d'effet après. L'analyse des rappports des demandeurs d'emploi mensuels confirment que la participation à une MMT permet d'accélérer la sortie du chômage avant la fin du délai-cadre pour les demandeurs d'emploi qui commencent un programme avant le 18<sup>ième</sup> mois de chômage<sup>274</sup>. Le rapport des demandeurs d'emploi pour les traités et les non-traités est très similaire ou même légèrement plus haut pour les traités juste après le début du programme, mais par la suite, il y a une forte accélération des sorties du chômage, creusant la différence entre les deux groupes. Pour les programmes qui commencent entre le 8<sup>ième</sup> et le 14<sup>ième</sup> mois de chômage, la participation à un programme a un effet causal important qui atteint presque les 20 points pourcentages au moment de la fin du délai-cadre. À partir du 19<sup>ième</sup> mois de chômage, faite exception du 21<sup>ième</sup> mois, il y a davantage de traités au chômage que de non-traités.

La stabilité de la réinsertion professionnelle pour les participants à des MMT semble par contre meilleure que pour les non-participants. Les MMT semblent en effet réduire la probabilité de retourner au chômage après avoir retrouvé un emploi. En termes relatifs, la participation à une MMT réduit la probabilité de retourner au chômage d'un tiers. En particulier, 14 mois après la sortie du chômage, les retours au chômage des demandeurs d'emploi non-traités s'accélèrent<sup>275</sup>.

L'analyse de l'impact des MMT sur les hommes présente peu de différences par rapport à l'analyse sur l'ensemble des demandeurs d'emploi traités. Les MMT semblent avoir un effet légèrement moins positif sur la réinsertion professionnelle que sur l'ensemble des traités, en

---

<sup>274</sup> Voir illustration E-4 en annexe E.

<sup>275</sup> On notera cependant que certains des demandeurs d'emploi observés s'approchent de la fin de la période d'observation.

particulier on observe que l'impact des MMT varie plus fortement en fonction du nombre de mois au chômage avant le début de la MMT. Pour les hommes, l'impact des MMT est plus favorable que pour l'ensemble des demandeurs d'emploi traités entre le 8<sup>ième</sup> et le 15<sup>ième</sup> mois de chômage. Par contre, il s'approche de zéro par la suite.

En résumé, **joindre une MMT entre le 8<sup>ième</sup> et le 24<sup>ième</sup> mois de chômage par rapport à rester plus longtemps au chômage semble avoir un effet légèrement positif sur la réinsertion professionnelle des traités et sur sa stabilité.** Une année après le début de la MMT, l'effet causal du traitement sur la proportion des traités avec emploi est de 11 points de pourcentage ce qui en termes relatifs correspond à une augmentation de 46% par rapport aux non-traités<sup>276</sup>. Mais cet effet n'est pas significatif et **dépend fortement des hypothèses sur les sorties du chômage sans destination connue.** Gerfin et Lechner (2000), en distinguant 7 catégories de programmes, trouvent notamment un effet fortement négatif des cours de base (-10,5 points de pourcentage), des cours de langues (-8,7 points de pourcentage) et des programmes d'emploi temporaires sur l'ensemble des demandeurs d'emploi par rapport à la situation de non-participation. Par ailleurs, on constate qu'à cause de la durée des MMT, notamment des programmes d'emploi temporaire, une participation qui commence après le 17<sup>ième</sup> mois de chômage a un effet même négatif sur le rapport des demandeurs d'emploi avant la fin du délai-cadre. L'effet positif sur le taux d'emploi ne se déploie qu'après la fin des indemnités, alors que beaucoup de demandeurs d'emploi quittent le chômage sans donner des informations sur leur statut professionnel ; d'où une incertitude de l'impact observé.

---

<sup>276</sup> Ce résultat est cohérent avec le fait que les personnes ayant participé à une formation continue à orientation professionnelle au cours de la dernière année ont, toutes choses égales par ailleurs, plus de chances de retrouver un emploi (cf. Curti, 1998).

## Chapitre 9. Conclusions de la troisième partie

### 9.1. Les résultats

Ce travail présente une évaluation microéconométrique des instruments de la politique du marché du travail suisse. Nous nous concentrons notamment sur l'impact de ces programmes sur la réinsertion professionnelle des participants. Nous avons utilisé une base de données très riche en informations construite sur la base des données administratives de l'assurance-chômage. Les résultats tiennent d'ailleurs compte de la situation sur le marché du travail régional et de la mise en œuvre cantonale de la PAMT. Le demandeur d'emploi n'a en effet aucune influence sur son contexte socio-économique, alors que le succès d'un programme peut en dépendre fortement. Pour identifier l'effet causal des instruments de la PAMT, nous avons adopté une approche non-experimentale basée sur l'appariement des traités avec les non-traités conditionnellement au fait d'être au chômage depuis le même nombre de mois. Cette méthode nous permet, d'une part, de ne comparer que les demandeurs d'emploi avec une histoire récente au chômage similaire et, d'autre part, de pouvoir comparer l'effet du programme en fonction de son début.

En résumé, nos résultats montrent que **le régime du gain intermédiaire a atteint l'objectif général d'une réinsertion plus rapide des demandeurs d'emploi avec au moins 7 mois de chômage**. L'opérationnalisation de l'objectif de durabilité des résultats est plus complexe, car il faut fixer la période d'observation pendant laquelle on veut observer la stabilité de l'emploi. Le régime du gain intermédiaire semble favoriser la réinsertion rapide et durable, mais la durabilité des résultats devrait être vérifiée à nouveau en quelques années. **Ces résultats confirment, étendent et renforcent donc les résultats obtenus par l'étude Gerfin et Lechner (2000)** pour l'ensemble des demandeurs d'emploi. L'analyse montre d'ailleurs que, pour les demandeurs d'emploi qui ont commencé un gain intermédiaire avant le 19<sup>ième</sup> mois de chômage, l'effet du régime du gain intermédiaire sur le taux d'emploi mensuel est maximal au moment de la fin du délai-cadre, mais cet effet semble persister par la suite. L'approche adoptée nous permet de mieux considérer la relation entre l'effet de l'instrument de la PAMT et la fin des indemnités.

**L'impact des MMT sur la réinsertion professionnelle des participants est également positif, mais moins important que celui du régime du gain intermédiaire.** Ce résultat est en contradiction avec les résultats de Gerfin et Lechner (2000), mais cette différence peut être expliquée par la composition des participants. Nous ne considérons que les demandeurs d'emploi qui commencent une MMT entre le 8<sup>ième</sup> et le 24<sup>ième</sup> mois de chômage. La tendance naturellement à une réduction de l'activité de recherche d'emploi pendant la MMT, que nous constatons aussi, est très probablement contrecarrée par une intensification de la recherche d'emploi juste après la fin de la mesure en raison de l'approche de la fin des indemnités. **Les résultats obtenus montrent d'ailleurs leur sensibilité par rapport aux hypothèses faites sur les sorties de chômage avec destination inconnue.** Par exemple, pour les programmes qui comment après le 15<sup>ième</sup> mois de chômage, l'impact des MMT se déploie après la fin prévue du délai-cadre, lorsque beaucoup de demandeurs d'emploi non-traités quittent le chômage en ne se présentant plus aux entretiens avec les conseillers en personnel de l'ORP. On notera que sur la base de ces résultats, **il n'est pas possible de conclure qu'il faut préférer le gain intermédiaire aux MMT pour tous les demandeurs d'emploi**, car l'effet de programme est estimé sur les participants. Les demandeurs d'emploi qui profitent d'un gain intermédiaire sont davantage proches du marché du travail que les participants à une MMT, si les premiers peuvent profiter du gain intermédiaire pour retrouver un emploi, cela ne signifie pas que les deuxièmes peuvent faire de même. Il faut toujours une adéquation entre la MMT et les besoins du demandeur d'emploi (ciblage des mesures).

En général, plusieurs raisons peuvent expliquer ces résultats globalement positifs. Premièrement, en Suisse, les demandeurs d'emploi sont tenus de rechercher activement un travail. Le conseiller en personnel contrôle au moins mensuellement les démarches des demandeurs d'emploi pour la recherche d'un nouveau travail. Blundell et al. (2001) démontrent que l'obligation de la recherche d'emploi dans le programme anglais pour les jeunes (« New Deal ») a un effet positif sur le taux de retour à l'emploi<sup>277</sup>. Dans notre analyse, les demandeurs d'emploi non-traités sont aussi tenus de chercher activement du travail, mais

---

<sup>277</sup> « The main finding is of an economically and statistically significant effect of the programme on outflows to employment among men. The programme appears to have caused an increase in the probability of young men (who had been unemployed for 6 months) finding a job in the next four months. On average, this increase is about 5 percentage points (relative to a pre-programme baseline of 26 per cent). Part of this overall effect is the job subsidy element and part is a pure « Gateways » element (enhanced job search). We estimate that at least 1 percentage point of the 5 percentage points is due to the Gateway services, such as job search assistance. We also found that the treatment impact is much larger in the first quarter of introduction» (Blundell et al., 2001, p. 33).

il se peut que l'effet positif du régime du gain intermédiaire n'est valable que dans un contexte avec une telle obligation.

Deuxièmement, ces résultats positifs peuvent être expliqués par la nature obligatoire de la disponibilité à participer à une MMT après la période d'indemnisation passive. Les demandeurs d'emploi qui ne sont pas prêts à participer à une MMT sont sanctionnés. Les études disponibles pour les autres pays démontrent que les programmes obligatoires sont plus efficaces que les programmes fonctionnant sur base volontaire. Il faut cependant remarquer que, face à une offre fortement insuffisante de places dans les MMT pendant cette période, pour les conseillers en personnel, il était très difficile de tester cette disponibilité à participer à une MMT en attribuant un programme d'emploi temporaire.

Troisièmement, la limite temporelle du versement des indemnités de chômage renforce les incitations pour les demandeurs d'emploi de profiter des opportunités offertes par les instruments de la PAMT pour améliorer leur employabilité (cf. infra). Quatrièmement, la réorientation de la politique du marché du travail est intervenue dans une période de baisse généralisée du chômage. Depuis le début de janvier 1998, le taux de chômage (et le rapport des demandeurs d'emploi) s'est réduit constamment. Les résultats obtenus dans cette analyse ne sont pas nécessairement valables pour une période conjoncturelle moins favorable. La structure de la population des traités peut varier fortement entre les différentes phases conjoncturelles. Dans une période de haute conjoncture, la qualité des traités est probablement moins bonne. En effet, nous observons que 17% des demandeurs d'emploi qui ont commencé un gain intermédiaire et 13% des demandeurs d'emploi qui ont commencé une MMT était considéré facile à placer par leur conseiller en personnel. A ce propos, on notera que, si la catégorie de triage peut être considérée comme une information fiable, il y a un risque d'effets d'aubaine<sup>278</sup>. Par exemple, l'entreprise qui aurait proposé un travail convenable au demandeur d'emploi, en absence du régime du gain intermédiaire, s'accorde avec le demandeur d'emploi sur un salaire inférieur qui donne droit à un paiement de compensation de l'assurance-chômage.

---

<sup>278</sup> Les directives pour la répartition en catégories de triage des demandeurs d'emploi par les conseillers en personnel sont assez floues, ce qui pourrait déboucher sur des fortes différences entre les différents conseillers en personnel et entre les différentes régions. On citera l'exemple de l'ORP spécialisé dans le triage des demandeurs d'emploi dans le canton de Soleure (pour plus de détails, cf. Schweri et Curti, 1999).

En outre, les effets extrêmement positifs du régime du **gain intermédiaire** tiennent très probablement également à d'autres facteurs. Tout d'abord, accepter un gain intermédiaire est toujours rentable par rapport à rester davantage au chômage. Les demandeurs d'emploi qui acceptent un gain intermédiaire sont prêts à accepter un salaire inférieur, car ils peuvent profiter d'un paiement de compensation de l'assurance-chômage (baisse du salaire de réserve). Le régime du gain intermédiaire amplifie les possibilités d'emploi des demandeurs d'emploi, en leur permettant d'atteindre, avec un taux de remplacement de 80%, un revenu maximal égal à 95,9% de leur gain assuré. Il est cependant étonnant que seuls 31% des demandeurs d'emploi ayant exercé un gain intermédiaire affirment avoir été motivés par l'amélioration du revenu ; il semble que le désir de recommencer à travailler est la motivation prédominante (Bauer et al., 1999). Ceci est probablement dû au fait qu'aussi bien les demandeurs d'emploi que les employeurs sont mal informés sur le régime du gain intermédiaire.

Par la suite, la limite temporelle de 12 mois (ou de la fin du délai-cadre) du versement des paiements de compensation par l'assurance-chômage renforce les incitations des demandeurs d'emploi à accepter un emploi non subventionné. Blundell (2001) remarque que la limite temporelle optimale de la subvention dépend de la progression salariale attendue par les participants. Celle-ci dépend naturellement de l'effet du gain intermédiaire (de l'expérience professionnelle, par exemple « learning by doing ») sur la productivité du travailleur. Sans limite temporelle, ni le demandeur d'emploi ni l'employeur n'aurait aucune incitation à une augmentation salariale. Si la progression salariale était faible parmi les moins qualifiés, comme cela semble être le cas dans la plupart des pays (cf. infra), à la fin du paiement de compensation, le demandeur d'emploi n'aurait que le choix de continuer à travailler pour le même employeur avec le même salaire (inférieur au moins de 30% à son ancien salaire avant chômage) ou de retourner au chômage. L'ancien bénéficiaire d'un gain intermédiaire est incité à rester actif occupé, afin de reconstituer ses droits à l'assurance-chômage<sup>279</sup>. Le gain intermédiaire favorise certainement un réajustement vers le bas des attentes salariales et des attentes en matière de conditions de travail (flexibilité dans le volume du travail) des

---

<sup>279</sup> 45 % des demandeurs d'emploi interrogés par Bauer et al. (1999) déclarent que le gain intermédiaire leur a été utile, afin de rouvrir un nouveau délai-cadre.

demandeurs d'emploi peu qualifiés difficilement employable dans une période de mauvaise conjoncture (cf. infra)<sup>280</sup>.

En second lieu, il a été montré que les qualifications acquises sur le tas améliorent considérablement l'employabilité des travailleurs moins qualifiés avec un faible niveau de formation initiale (Blundell, 2001). En Suisse, seul 52% des demandeurs d'emploi ayant exercés un gain intermédiaire déclarent cependant que ceci leur a été utile, car il leur a permis d'acquérir de nouvelles qualifications. Ce résultat n'est pas étonnant, puisque 29% des demandeurs d'emploi déclarent que le gain intermédiaire nécessitait moins de compétences que le travail précédant le chômage (Bauer et al., 1999)<sup>281</sup>. Par ailleurs, le fait de recevoir un paiement de compensation n'est pas conditionnel au fait de fournir un minimum de formation. Il se pourrait donc que le gain intermédiaire ait surtout un effet sur les qualifications « soft » (confiance en soi, être à l'heure, motivation) et/ ou un effet de signal pour les employeurs potentiels. Bauer et al. (1999) montrent, en effet, que même les demandeurs d'emploi encore au chômage ayant exercé un gain intermédiaire jugent leurs chances de retrouver un emploi de façon plus positive que les demandeurs d'emploi n'ayant jamais exercé un gain intermédiaire. L'expérience professionnelle est d'ailleurs très probablement évaluée positivement par d'autres employeurs, car le chômeur a démontré sa flexibilité et sa motivation à travailler.

En troisième lieu, le gain intermédiaire facilite la transition du statut de chômeur à celui d'actif occupé, car il permet au demandeur d'emploi d'entrer en contact avec des employeurs potentiels. En effet, 90% des demandeurs d'emploi ayant exercé un gain intermédiaire sont d'accord sur le fait que le gain intermédiaire réduit la distance avec le marché du travail (Bauer et al., 1999). Certains employeurs peuvent aussi utiliser le gain intermédiaire comme une période d'essai pour sélectionner les candidats. Pour le 16% des demandeurs d'emploi la fin du gain intermédiaire coïncide avec le mois de la sortie du chômage<sup>282</sup>. Les enquêtes auprès des ORP et des caisses de chômage confirment que le gain intermédiaire est utilisé

---

<sup>280</sup> Dans le chapitre 1.2.3, nous avons en effet souligné le problème des personnes âgées avec des faibles qualifications, notamment issues du secteur secondaire.

<sup>281</sup> En effet, ce sont surtout les demandeurs d'emploi, qui ont exercé un gain intermédiaire qui nécessitait des compétences plus élevées que leur travail avant chômage et avec un salaire horaire égal ou supérieur à leur travail avant chômage, qui déclarent que le gain intermédiaire leur a été utile pour trouver un emploi stable (Bauer et al., 1999).

certaines fois comme période d'essai par les employeurs (Bauer et al., 1999). Théoriquement, si le demandeur d'emploi ne change pas d'employeur au moment de la sortie du chômage, cela signifie que l'employeur est prêt à lui payer un salaire supérieur à son salaire de réserve. Le demandeur d'emploi a donc amélioré sa productivité pendant le gain intermédiaire.

Enfin, le paiement de compensation est versé directement au demandeur d'emploi. Les résultats disponibles en matière montrent que les programmes avec une subvention versée à l'employeur ont un effet moindre sur la réinsertion. Ceci peut être expliqué par le fait que l'effet de stigmatisation du demandeur d'emploi dans un programme avec un versement à l'employeur est plus important (Bell et al., 1999). Dans le cas suisse, le paiement de compensation est versé au demandeur d'emploi, mais l'employeur est tenu de remplir un formulaire pour les caisses de l'assurance-chômage responsables du versement. Il est donc au courant qu'il s'agit d'un gain intermédiaire. Pour un futur employeur, il sera cependant difficile de distinguer entre emploi normal et travail subventionné.

À propos du **réajustement salarial favorisé par le gain intermédiaire** plusieurs remarques s'imposent. Tout d'abord, il faut remarquer que 34% des demandeurs d'emploi (à plein temps) avec au moins 7 mois de chômage (échantillon de base) ont un gain assuré déjà inférieur à Sfr. 3000.- qui correspond au salaire minimum proposé par les syndicats<sup>283</sup>. Ceci n'est pas surprenant, car De Coulon et Zürcher (à paraître), sur la base de l'enquête suisse sur la population active, constatent une augmentation de la part des travailleurs avec un bas salaire dans les années 90. Plus précisément, la part des travailleurs qui ont un salaire mensuel inférieur à Sfr. 3000.- (valeur nominale de 1998) est passé de 8,2% à 9,2% entre 1992 et 1998. En outre, ils montrent que, toutes choses égales par ailleurs, les travailleurs de la restauration et de l'hôtellerie ont une probabilité plus élevée de faire partie des travailleurs à bas salaires. Or, 16% des demandeurs d'emploi qui ont commencé un gain intermédiaire étaient issus de cette branche économique. Ils observent aussi que la probabilité pour un travailleur à bas salaire d'être chômeur en deux ans est 18% supérieure, pour les hommes, et 40%, pour les femmes, à celle d'un travailleur avec un salaire supérieur à Sfr. 3000.-. Dans

---

<sup>282</sup> Pour un autre 13% du groupe des traités, le mois de la sortie du chômage est juste celui successif à celui de la fin du gain intermédiaire. Puisque nous avons des données mensuelles, entre les deux événements, il peut y avoir juste quelques jours.

<sup>283</sup> Sur la base des variables « statut du chômeur » (à plein temps, à temps partiel) et « recherche un travail à temps partiel », nous pouvons approximativement estimer que 4% des hommes et un tiers des

notre échantillon, 19% des demandeurs d'emploi (hommes) qui ont profité d'un gain intermédiaire entre le 8<sup>ième</sup> et le 24<sup>ième</sup> mois de chômage et qui ne cherchent pas un travail à temps partiel, ont un gain assuré inférieur à Sfr. 3000<sup>284285</sup>. Autrement dit, parmi les anciens demandeurs d'emploi (à plein temps) ayant profité d'un gain intermédiaire pendant le chômage, il y a deux fois plus de travailleurs à bas salaires que parmi l'ensemble des travailleurs.

En second lieu, selon l'enquête de Bauer et al. (1999), pendant le gain intermédiaire, deux tiers des demandeurs d'emploi ont reçu un salaire horaire inférieur au salaire horaire perçu avant chômage<sup>286</sup>. En particulier, 10% des demandeurs d'emploi ayant exercé un gain intermédiaire déclarent avoir perçu pendant le gain intermédiaire un salaire horaire inférieur de plus de 50% au salaire horaire avant chômage. Il s'agit notamment des personnes qui ont exercé un gain intermédiaire dans les métiers de la vente et de la santé. Malheureusement, il ne nous est pas possible de vérifier si la réinsertion professionnelle se fait au coût d'une nouvelle baisse salariale ou si le gain intermédiaire est un tremplin pour un travail mieux payé. La littérature internationale existante montre une forte persistance de la situation de travailleur à bas salaire et une tendance à la baisse des taux de rendements de l'éducation pour les travailleurs les moins qualifiés (Dickens, 2000, et Gosling et al., 2000). Pour la Suisse, De Coulon et Zürcher (à paraître) trouvent que la mobilité des travailleurs à bas salaire est même légèrement inférieure à celle des autres pays européens<sup>287</sup> et que la probabilité d'être un travailleur à bas salaire en deux ans, conditionnel au fait de l'être, varie entre 36% et 54% en fonction du seuil choisi.

---

femmes travaillaient à temps partiel avant le chômage. Puisque nous ne pouvons pas calculer un salaire horaire, nous allons nous concentrer sur les demandeurs d'emploi qui travaillent à plein temps.

<sup>284</sup> Avec un seuil relatif, correspondant à la moitié de la médiane de la distribution des salaires en 1998 (cf. De Coulon et Zürcher, à paraître), nous observons que 14% des demandeurs d'emploi dans notre échantillon et 11% des demandeurs d'emploi ayant exercé un gain intermédiaire (hommes travaillant à plein temps) avait un gain assuré inférieur à la moitié de la médiane des salaires en Suisse en 1998 (Sfr. 2696).

<sup>285</sup> Globalement, 24% des demandeurs d'emploi qui ont profité d'un gain intermédiaire entre le 8<sup>ième</sup> et le 24<sup>ième</sup> mois de chômage a un gain assuré inférieur à Sfr. 3000. En termes relatifs, 24% de demandeurs d'emploi de notre échantillon et 20% des demandeurs d'emploi qui ont commencé un gain intermédiaire comme premier programme pendant entre le 8<sup>ième</sup> et 24<sup>ième</sup> de chômage avait un gain intermédiaire inférieur à Sfr. 2696 avant le chômage.

<sup>286</sup> Le reste des demandeurs d'emploi a pu profiter d'un gain intermédiaire, car il a accepté un travail avec un nombre d'heures par semaine inférieur au travail avant chômage.

<sup>287</sup> Seul 4% des travailleurs sont passé du décile le plus bas à celui supérieur dans une période de 3 ans (De Coulon et Zürcher, à paraître).

**Cette analyse revêt aussi un intérêt méthodologique.** Avec une prise en considération explicite de la dynamique du processus d'attribution des instruments de la PAMT (avec un appariement par mois de début programme), nous aboutissons pour le gain intermédiaire à des résultats cohérents avec les résultats de Gerfin et Lechner (2000). Les résultats semblent donc être robustes par rapport à différentes spécifications du processus d'attribution.

Cette analyse montre également les **limites des évaluations économétriques**. Premièrement, toute analyse empirique est très sensible à la qualité des données utilisées. Les données administratives de l'assurance-chômage, alors qu'elles sont très riches en informations, doivent aussi être rendues plausibles par le chercheur. Il est pratiquement impossible de vérifier les répercussions sur les résultats de tous les choix pris par le chercheur (par exemple, sélection de l'échantillon de base). Par ailleurs, les indicateurs de succès des programmes sont basés sur la date d'annulation du dossier du demandeur d'emploi auprès de l'office régional de placement et sur la raison donnée par le demandeur d'emploi à son conseiller en personnel. Nous ne pouvons ni contrôler le destin des personnes qui n'ont pas annoncé avoir trouvé un emploi, mais qui sont sorties du chômage, ni contrôler si les ORP saisissent les données différemment. Un sondage auprès des demandeurs d'emploi qui ont quitté le chômage sans annoncer avoir retrouvé un emploi ou une vérification à posteriori des informations dans PLASTA avec les données de l'assurance vieillesse et invalidité (AVS) est souhaitable afin de contrôler l'importance de ce problème<sup>288</sup> (cf. infra). En outre, les données PLASTA et SIPAC ne fournissent pas beaucoup d'informations sur le type de travail donnant droit à un gain intermédiaire (par exemple, branche économique, nombre d'heures, types de contrat) et sur la qualité du travail retrouvé par les demandeurs d'emploi (salaire, type de contrat, niveau de qualification requises, etc.). Ils ne donnent d'ailleurs aucune information sur les effets des instruments de la PAMT sur la santé physique et psychique des demandeurs d'emploi et sur la confiance en soi (cf. Martinovits et al., 2000). Ces informations permettraient de mieux expliquer les résultats en termes d'indicateurs de succès en termes de réinsertion professionnelle.

---

<sup>288</sup> Les données de l'AVS ne sont disponibles qu'avec un décalage de presque 3 ans. Dans le cadre de cette analyse, il n'était donc pas possible d'essayer de vérifier l'amplitude de ce problème.

Deuxièmement, l'évaluation est restreinte au premier instrument de la PAMT. Toutefois, en Suisse, plusieurs demandeurs d'emploi profitent d'une combinaison de MMT<sup>289</sup>. Troisièmement, compte tenu de la période d'observation, nous ne pouvons pas observer si ces changements positifs perdurent aussi à long terme. Certaines mesures de formation pourraient affecter considérablement la probabilité de devenir chômeur pendant la prochaine récession. Les demandeurs d'emploi qui ont mis à jour leurs compétences informatiques et ont développé un intérêt pour l'informatique seront amenés à maintenir ses compétences à jour. Le maintien de leur employabilité les rendra moins vulnérables dans la prochaine récession.

Quatrièmement, l'analyse d'efficacité ne permet pas d'analyser les changements de comportement des acteurs. D'une part, les demandeurs d'emploi qui désirent mettre à jour leurs compétences ou se perfectionner sont davantage incités à s'inscrire au chômage. Cet effet est très probablement important pour les personnes sans travail à la sortie du système de formation et pour les personnes qui désirent reprendre une activité professionnelle après une longue interruption. Ce phénomène ne devrait influencer les résultats obtenus dans notre analyse que marginalement, car les demandeurs d'emploi ont expérimenté au moins 7 mois de chômage avant de profiter d'un instrument de la PAMT. D'autre part, les entreprises, notamment celles employant des personnes non qualifiées, peuvent être incitées à les licencier pour embaucher à un niveau de salaire inférieur les demandeurs d'emploi qui peuvent profiter d'un paiement de compensation. Toutefois, si le paiement de compensation que le chômeur reçoit ne couvre que son déficit de productivité par rapport aux autres travailleurs, l'effet de remplacement devrait être nul. Cet effet dépendra aussi du degré de substituabilité dans la production des chômeurs avec les actifs occupés (et notamment de l'investissement nécessaire de mise au travail) et de la facilité de licencier les anciens travailleurs. L'approche adoptée ne nous permet pas de vérifier si la réinsertion des demandeurs d'emploi se fait au détriment d'autres actifs occupés ou au détriment d'autres demandeurs d'emploi qui ne sont pas éligibles (effets de substitution). Toutefois, Blundell et al. (2001) trouvent que les effets de substitution et les effets macroéconomiques du programme « New Deal » avec une option de subventions à l'emploi (versées aux employeurs), comparable au régime du gain intermédiaire suisse, ne sont pas importants. Pour la Suisse, Bauer et al. (1999) remarquent que, compte tenu de la durée du gain intermédiaire, l'effet de substitution ne devrait concerner que les

---

<sup>289</sup> Martinovits et al. (2000), s'appuyant sur une analyse avec un appariement par case rudimentaire, trouvent que la combinaison de MMT est plus efficace que les mesures isolées.

travailleurs occasionnels (par exemple, étudiants ou femmes au foyer) ou les travailleurs avec un deuxième emploi.

Cinquièmement, l'approche adoptée ne nous permet pas de contrôler les effets macroéconomiques engendré par les instruments de la PAMT. Au niveau général, en 1998, les demandeurs d'emploi profitant d'un gain intermédiaire mensuellement représentent moins de 1% de l'ensemble de la population active occupée. Il est donc difficile qu'il puisse y avoir une influence sur le niveau général des salaires et sur les conditions de travail, mais le régime du gain intermédiaire pourrait influencer les conditions des travailleurs dans certaines branches. En effet, les gains intermédiaires se concentrent dans les métiers de bureau, de la construction, de la vente, de la restauration et l'hébergement, de la santé et du nettoyage (cf. Bauer et al., 1999)<sup>290</sup>. Dans ces branches, l'augmentation de l'offre de travail à certaines conditions de travail, en termes d'horaires (par exemple, travail sur appel) et de salaires de réserves des demandeurs d'emploi, renforce la pression vers le bas des salaires nominaux et l'instabilité des emplois<sup>291</sup>. Bauer et al. (1999) montrent d'ailleurs que pour 40% des gains intermédiaires, le contrat de travail ne prévoit pas un nombre minimum d'heures de travail par semaine, ceci concerne notamment la construction, la restauration et la vente<sup>292</sup>.

L'effet sur les salaires dans certaines branches économiques pourrait être tout particulièrement important, car en Suisse il n'y a pas un salaire minimum, le taux de syndicalisation est faible et les relations entre les associations syndicales et patronales sont très coopératives et rarement conflictuelles. La LACI prévoit que le salaire versé par l'employeur pendant le gain intermédiaire doit être usuel à la branche et à la région, mais pour le conseiller en personnel il est difficile de juger si le salaire est conforme aux salaires versés pour ce type de travail<sup>293</sup>. Bauer et al. (1999), sur la base de l'analyse des dossiers de l'ORP de Berne, observent que des salaires inhabituellement bas sont versés dans les branches économiques de la restauration

---

<sup>290</sup> Apparemment, ces branches offrent beaucoup de possibilité d'emploi aux personnes les moins qualifiées, largement sur-représentées parmi les demandeurs d'emploi, surtout parmi ceux avec plus de 7 mois de chômage. Par ailleurs, l'activité irrégulière et saisonnière de ces branches explique le recours à des rapports d'emploi de courte durée (par exemple, de quelques semaines).

<sup>291</sup> Cette pression vers le bas des salaires s'ajouterait à l'effet du taux de chômage par branche économique.

<sup>292</sup> Au 2<sup>ème</sup> trimestre 2001, 5% des salariés ne se rendaient au travail que sur demande de leur employeur, comme convenu avec celui-ci (travail sur appel). Pour environ 60% de ces salariés, aucun nombre d'heures de travail minimum n'était garanti. Malheureusement, il n'est pas possible de comparer ces chiffres avec la période précédente l'augmentation des gains intermédiaires, car l'OFS a relevé pour la première fois en 2001 ces informations (OFS, 2001).

et l'hôtellerie, du nettoyage, de l'industrie manufacturière et de l'agriculture. La fixation d'un salaire minimum (par branche et par niveau de qualification) pourrait contrecarrer les distorsions causées par les paiements de compensation du régime du gain intermédiaire. Par ailleurs, le gain intermédiaire peut permettre la survie d'entreprises non rentables à long terme. Les entreprises qui emploient des demandeurs d'emploi profitant d'un paiement de compensation peuvent s'agrandir au détriment des autres entreprises. Enfin, un inconvénient majeur de ce type d'analyse est le fait que l'analyse ne permet que partiellement d'expliquer la réussite ou l'échec des programmes.

Deux volets méritent clairement que des **efforts additionnels de recherche** soient menés. Le premier volet est celui des indicateurs de succès et, en particulier, de la relation entre employabilité et salaires. Lorsque les données de l'AVS seront disponibles, il sera très important de vérifier la qualité des données du registre de l'assurance-chômage, en particulier la variable « raison de la sortie du chômage », et d'analyser le niveau salarial des demandeurs d'emploi qui ont retrouvé un emploi après un gain intermédiaire et leur progression salariale par la suite. Avec ces nouvelles pièces d'informations, il sera en particulier possible d'avancer quelques hypothèses sur la façon dont le temps au chômage et le régime du gain intermédiaire modifient le salaire de réserve des demandeurs d'emploi. On notera que ce dernier est également influencé par la position familiale, le système fiscal (avec taxation progressive) et les transferts de l'Etat (par exemple, assistance sociale pour les plus pauvres)<sup>294</sup>. Le deuxième volet est celui du passage de l'évaluation du premier programme suivi par le demandeur d'emploi à l'évaluation d'un sentier à l'intégration, avec une combinaison de plusieurs MMT. Environ un cinquième des demandeurs d'emploi qui ont profité d'un instrument de la PAMT ont participé à une deuxième MMT ou ont profité d'un gain intermédiaire par la suite.

Parallèlement, il faut absolument **améliorer de la qualité des données PLASTA**. L'approche non-expérimentale a bien mis en évidence l'importance de la qualité de certains données récoltées par les ORP pour évaluer l'efficacité des instruments de la politique du marché du travail. Seule une information claire et fiable sur le statut professionnel du demandeur d'emploi qui sort du chômage permet une amélioration considérable de la qualité des analyses d'efficacité qui seront effectuées dans le futur. Il faut prioritairement introduire une question de contrôle sur les raisons de l'annulation du dossier auprès de l'ORP et, si possible, récolter

---

<sup>293</sup> Le canton d'Argovie a préparé une liste avec les salaires usuels par branches, afin d'éviter les abus.

<sup>294</sup> Pour un survol sur l'offre de travail, cf. Blundell et MaCurdy (2000).

l'information sur le salaire horaire convenu d'après contrat de travail. Actuellement, les données administratives ont d'ailleurs le désavantage de non saisir le niveau de formation des demandeurs d'emploi. Cette information permettrait d'améliorer la qualité de l'appariement des participations avec les non-participants et donc l'estimation de l'effet causal du programme.

## 9.2. Les implications des résultats

Tout d'abord, ce travail montre l'importance d'une évaluation ex ante de la PAMT visant notamment à vérifier la **cohérence interne de la PAMT** qu'on désire mettre en place. En Suisse, **le conflit potentiel entre réinsertion rapide et réinsertion durable n'as pas été investigué**. Gazier (1999, p.46) remarque que « trop insister sur la capacité d'accès peut avoir des conséquences gravement nuisibles, soit en développant l'effet de « tourniquer, de porte à tambour » qui fait accéder les individus à des emplois à court terme, mal payés et de mauvaise qualité, soit en les reléguant simplement dans des emplois mal payés sans perspectives de carrière ni possibilités de formation ».

En général, si l'hypothèse de l'enchaînement négatif de la durée de chômage pouvait être démontrée<sup>295</sup>, les programmes accélérant la réinsertion des demandeurs d'emploi devraient être préférés aux programmes favorisant une réinsertion durable. En effet, si le chômage engendrait une érosion de la motivation pour la recherche d'emploi, une rapide déperdition du capital humain (notamment par une dévalorisation de l'expérience professionnelle), des problèmes psychiques, voir physiques, et une réduction des perspectives d'emploi due à la présomption des employeurs de carences inobservables, il faudrait éviter à tout prix que les demandeurs d'emploi puissent rester trop longtemps au chômage. Une réinsertion professionnelle, même instable, devrait être préférée à rester au chômage davantage. La rapidité de la réinsertion devrait d'ailleurs être privilégiée si on pouvait démontrer que le travail retrouvé après chômage n'est que le tremplin pour accéder à d'autres emplois meilleurs en termes de salaires et de qualifications requises. En revanche, si on pouvait démontrer que l'effet d'hétérogénéité prédomine sur l'effet enchaînement négatif de la durée de chômage et que les demandeurs d'emploi réinsérés rapidement ne font qu'entrer dans un cycle de chômage à répétition, les programmes de la PAMT favorisant la réinsertion lente, mais durable devraient être préférés.

---

<sup>295</sup> Cf. chapitre 2.4.

Les résultats obtenus par Sheldon (1998), pour la première moitié des années 90 pour la Suisse, semblent indiquer que l'effet d'hétérogénéité était dans l'ensemble prédominant. Faite exception pour le Royaume-Uni, les résultats pour les pays européens ne démontrent pas une dépendance négative, après contrôle des caractéristiques observables (Bell et al., 1999).

Compte tenu de la période d'observation encore relativement brève depuis la réforme de la politique du marché du travail suisse, les résultats ne nous permettent pas de trancher définitivement sur la durabilité de résultats très positifs du gain intermédiaire. Nous pouvons juste nous poser la question si l'objectif d'une réinsertion rapide, notamment accentué par le nouveau mode de financement des ORP (Accord 2000), ne se réalise pas au détriment de la stabilité de la réinsertion professionnelle. Le conflit potentiel entre assurer simplement l'accès à des emplois, sans considération de leur qualité, et ou rechercher la réinsertion professionnelle de haute qualité est associée à la définition de la politique du marché du travail. **En Suisse, la politique du marché du travail est essentiellement financée par le fonds de compensation de l'assurance-chômage. Elle n'est pas une composante de la politique de croissance économique durable.**

En second lieu, les résultats d'une analyse d'efficacité créent des représentations sociales. Ce type d'analyse renforce l'idée d'une **relation causale purement mécanique entre dispositif étatique et accès à l'emploi**. Toutefois, si on analyse la logique d'intervention d'une mesure de formation, on constate tout d'abord que son seul **résultat direct** est un effet de formation qui est souvent difficilement vérifiable. Pour les cours de langues, il est envisageable de faire passer un test linguistique aux demandeurs d'emploi au début et à la fin du programme<sup>296</sup>, mais pour les autres cours, tels que les cours de développement de la personnalité, il est très difficile de vérifier les progrès produits par le cours et si la personne est en mesure d'effectuer le transfert des connaissances acquises dans la pratique. La même chose vaut pour les programmes d'emploi temporaire qui visent entre autres à contrecarrer la déperdition du capital humain des demandeurs d'emploi induite par la période d'inactivité. Il faut remarquer que l'effet de formation ou d'augmentation et de valorisation du capital humain est le produit

---

<sup>296</sup> Pour un exemple, voir Curti et Geiger (1998).

d'un service. Or, la qualité de l'enseignement comme tout autre service dépend aussi du destinataire et, en particulier, de ses attentes et de sa motivation<sup>297</sup>.

**L'impact initial d'un programme** de la PAMT et l'atteinte de l'objectif spécifique d'amélioration de l'aptitude au placement (ou de la capacité d'insertion professionnelle) du demandeur d'emploi (employabilité) ne peuvent pas non plus être vérifiés. « Améliorer l'employabilité ne consiste pas seulement à revaloriser les compétences et le capital humain, mais aussi à surmonter toute une série de barrières qui empêchent les individus de trouver les emplois stables ou d'améliorer leurs revenus » (Gazier, 1999, p. 43). **L'employabilité n'est pas quantifiable, elle varie dans le temps face à un marché du travail en mutation perpétuelle et elle dépend à la fois des aptitudes personnelles, qui peuvent être acquises ou renforcées par les instruments de la PAMT, et de l'existence d'une offre d'emploi correspondant aux capacités acquises.** La participation à un instrument de la PAMT même s'il augmente le capital humain et le capital social du demandeur d'emploi n'assure pas la négociabilité de ses compétences individuelles cumulées sur le marché du travail. Le fait qu'un demandeur d'emploi soit employable dépend de l'interaction entre ses caractéristiques personnelles et le marché du travail. A ce propos, on notera en particulier le rôle joué par les attentes en matière salariale du demandeur d'emploi. Par conséquent, l'aptitude à trouver et à conserver un emploi n'est pas un synonyme de détention d'un emploi. Même si une MMT de la PAMT permet d'améliorer l'employabilité des demandeurs d'emploi, dans un contexte d'absence de places vacantes, elle ne garantit pas l'accès à un emploi. Au niveau macroéconomique, **toute politique active du marché du travail est rendue inefficace par une absence de croissance économique.** Ainsi, une analyse d'efficacité s'appuyant sur la seule employabilité en termes de performance sur le marché du travail (ou position de l'individu par rapport à l'emploi) comme indicateur de succès est par définition simpliste. Elle ne permet pas de considérer l'ensemble des effets déployés par un instrument de la PAMT sur l'employabilité des demandeurs d'emploi.

Par ailleurs, la relation de causalité entre intervention étatique et impacts observés est rendue difficile par le fait que les impacts observés représentent souvent l'effet cumulé de plusieurs facteurs. Le retour à l'emploi d'un demandeur d'emploi dépend à la fois de l'amélioration de ses compétences (augmentation du capital humain), de ses relations sociales (capital social),

---

<sup>297</sup> Ce raisonnement s'applique aussi pour les services de conseil et placement/courtage offerts par les conseillers en personnel aux demandeurs d'emploi et aux employeurs.

de la transparence du marché du travail (et, entre autres, de la performance des offices régionaux de placement) et de la flexibilité du marché du travail (en particulier, du taux d'absorption du marché du travail). **Le retour à l'emploi relève donc seulement en partie de la responsabilité individuelle du chômeur.**

### 9.3. Les forces et les faiblesses de la PAMT suisse

D'une part, il faut avant tout souligner que le consensus politique à propos de la nécessité d'activer la PMT suisse a permis à l'administration de lancer une réforme de cette envergure et de réagir très rapidement à la situation dramatique sur le marché du travail au milieu des années 90. Parmi les forces du système suisse, on retrouve la décentralisation du système. En effet, l'OCDE (1998) voit la gestion locale des politiques de l'emploi comme un moyen pour augmenter leur efficacité, car le niveau local est un espace de proximité des problèmes et des acteurs et de mise en œuvre de nombreuses politiques publiques ainsi qu'un espace de mobilisation et d'intervention des acteurs publics et privés<sup>298</sup>.

D'autre part, le système mis en place présente un certain nombre de faiblesses. Tout d'abord, il faut remarquer qu'au niveau de la programmation, au moment de la réorientation vers une activation de la PMT, les décideurs politiques ont fixé des objectifs généraux, spécifiques et opérationnels vagues et ils ne les ont pas quantifiés. Les objectifs généraux, tels que celui de réduire le chômage (et le chômage de certains groupes socio-économiques), n'ont été ni explicitement formulés ni quantifiés. On peut avancer l'hypothèse que ceci tient essentiellement au fait qu'aucune évaluation ex-ante (ou au moins une analyse approfondie du contexte socio-économique) n'a été réalisée. Ceci a également induit à modifier fréquemment les mandats de prestations pour les organismes d'exécution de la LACI. Les décideurs politiques ont uniquement quantifié l'objectif opérationnel concernant l'offre de MMT (25'000 places-année pour 1997 et 1998). La fixation de cet objectif intermédiaire a d'ailleurs créé des mauvaises incitations pour les cantons. Pour atteindre cet objectif, dans cette phase initiale, certains cantons ont privilégié l'organisation des programmes d'emploi temporaire d'une durée prévue de 6 mois, plus facile à gérer. Par ailleurs, les cantons ont souvent laissé les organisateurs de programmes opérant dans le canton influencer considérablement l'offre de mesures collectives. L'offre était donc indépendante des besoins des demandeurs d'emploi

---

<sup>298</sup> Dans cette philosophie, la Commission européenne favorise depuis 1996 l'émergence de « pactes territoriaux pour l'emploi ».

et de l'économie locale et l'objectif premier d'une réinsertion professionnelle rapide et durable est passé en deuxième plan.

Ces faiblesses au niveau de la programmation peuvent être à l'origine de quatre caractéristiques du système mis en place. Premièrement, la participation à une MMT dépend du jugement du conseiller personnel quant à son efficacité pour améliorer l'employabilité du demandeur d'emploi. Or, l'employabilité est une notion difficile à cerner (cf. supra). La démarche individuelle s'est donc traduite par une tendance à la distribution des ressources avec la pratique de l'arrosoir. En outre, il n'y a pas eu un vrai débat sur les demandeurs d'emploi qui devraient accéder prioritairement aux instruments de la PAMT avec une offre de mesures de formation rationnée. Le conseiller en personnel doit-il privilégier les demandeurs d'emploi qui sont susceptibles de profiter le plus de la participation à une MMT ou doit-il privilégier les demandeurs d'emploi les plus défavorisés? La majorité des MMT s'adressent à l'ensemble des demandeurs d'emploi. Il n'y a **pas de groupes-cible spécifiques, tels que les chômeurs vulnérables à l'exclusion sociale**<sup>299</sup>, et aucun système de profilage a été mis en place<sup>300</sup>. Une explication envisageable serait la volonté d'obtenir une bonne performance en termes de placement pour l'ensemble des demandeurs d'emploi, afin de favoriser une bonne réputation de la PAMT auprès des employeurs. En règle générale, on peut cependant s'attendre à des possibles effets d'aubaine. Certains demandeurs d'emploi avec une employabilité élevée pourraient profiter de MMT pour des raisons personnelles. Par exemple, les jeunes universitaires peuvent être tentés de profiter des cours d'informatique offerts, alors que le système de formation initiale devrait s'adapter aux nouvelles exigences du marché du travail. D'autre part, les entreprises pourraient être tentées de socialiser leurs dépenses en formation continue, en licenciant les travailleurs moins qualifiés pour recruter les anciens chômeurs formés (effet de substitution).

Deuxièmement, aucune mesure ne vise expressément les femmes. Par exemple, **aucune mesure ne favorise la prise en charge des enfants des chômeuses, afin de leur permettre la participation à des MMT**. La non-prise en compte des besoins spécifiques des femmes se

---

<sup>299</sup> Une analyse détaillée du contexte et des populations à risque, notamment de chômage de longue durée, aurait permis par exemple l'exclusion systématique des jeunes demandeurs d'emploi qualifiés de la participation à certaines mesures de perfectionnement générales (tels que certains cours d'informatique). Aujourd'hui, c'est le conseiller personnel qui doit juger de la nécessité de suivre une MMT.

<sup>300</sup> Pour une réflexion sur la faisabilité en Suisse du système de profilage, cf. Schweri et Curti (1999).

reflète également dans le manque systématique d'une désagrégation des indicateurs du suivi par sexe. Troisièmement, l'absence d'une analyse détaillée du contexte et d'une évaluation des effets attendus par la PAMT se traduit par la faiblesse du suivi. En effet, les indicateurs de réalisation, de résultat et d'impact peuvent être facilement définis à partir des indicateurs de contexte de l'évaluation ex ante. Quatrièmement, l'absence d'une analyse par branches du risque de chômage préalable à la réorientation de la PAMT explique probablement le fait que les primes de l'AC soient égales pour toutes les branches et inéquitables pour les employeurs, car elles créent des mauvaises incitations. **Les branches qui privilégient les rapports de travail instables (et sans investissement en formation continue) font supporter les coûts de leur politique en ressources humaines aux autres branches économiques.** Parmi ces branches, on citera à titre d'exemple la restauration et l'hébergement.

Enfin, la PAMT suisse se concentre sur la **démarche curative du chômage**. Ceci peut être expliqué par la rapidité de réaction de la Suisse en matière de politique d'emploi, par l'absence d'une analyse approfondie du contexte ou par la compréhension de l'assurance-chômage comme une assurance qui n'intervient qu'au moment du chômage. Mais il faut remarquer que plus les mesures préventives réussissent, moins les mesures curatives sont nécessaires. Naturellement, les mesures préventives relèvent plutôt d'une politique de formation continue des actifs qui serait à financer par l'ensemble de la collectivité, car elle fait partie intégrante d'une politique générale de croissance économique.

**Tableau 9-1 : Analyse de type SWOT de la politique active du marché du travail**

<b>Forces</b>	<b>Faiblesses</b>
<p>Pertinence de la réorientation de la PMT par rapport aux besoins des demandeurs d'emploi et du marché du travail</p>	<p>Système de l'assurance-chômage :                      -Primes inéquitables de l'AC pour les employeurs, car égales pour toutes les branches                      -Risque moral associé à la longue durée des indemnités de l'AC (Sheldon, 1999b), pas de structure des prestations dégressive</p>
<p>PAMT définie par l'État et les partenaires sociaux</p>	<p>Un système administratif très décentralisé tend plutôt à réagir qu'à agir et prévenir: lenteur dans la correction d'éventuelles erreurs                      La mise en place des ORP a été déléguée aux cantons → problème de taille<sup>303</sup></p>
<p>Système de la PMT décentralisé, flexible face aux différentes situations sur le marché du travail régional et aux différentes situations conjoncturelles (souplesse face à la reprise économique)<sup>301</sup>. En particulier, offre des MMT définie de façon décentralisée favorisant l'adaptation aux besoins locaux de l'économie (possible participation des associations professionnelles dans la définition des MMT)</p>	<p>Au niveau de la programmation de la PAMT:                      Aucune évaluation ex-ante, lacunes dans la quantification des objectifs, faiblesse du système de suivi, notamment pour les MMT                      Les groupes les plus vulnérables à l'égard de l'exclusion sociale n'ont pas été identifiés et la plupart des MMT s'adressent à tous les demandeurs d'emploi favorisant des effets d'aubaine                      Aucun objectif explicite favorisant l'égalité des chances entre femmes et hommes                      Absence d'un système de détection des besoins en qualifications de l'économie</p>
<p>Création d'un service public de l'emploi basé sur la régionalisation et la professionnalisation des services en collaboration avec les partenaires sociaux<sup>302</sup> :</p>	<p><b>Politique centrée sur les tâches curatives de l'employabilité</b></p>
<ul style="list-style-type: none"> <li>- les conseillers en personnel des ORP assurent un encadrement des DD et une assistance dans la recherche d'emploi</li> <li>- approche individualisée, sans groupes-cible prédéfinis, devrait éviter les effets d'aubaine</li> <li>- fonctions de courtage et d'orientation vers les MMT intégrées devrait améliorer la qualité du service offert</li> <li>- le système informatisé soutenant les opérations de courtage augmente la transparence du marché du travail et encourage la mobilité géographique</li> </ul>	<p>Du point de vue quantitatif, l'offre minimale fixée en MMT ne permettait pas de satisfaire les besoins des demandeurs d'emploi.</p>
<p>Le concept d'activation et un système de sanctions crédible prévient les abus dans un système d'indemnités de l'AC généreux</p>	<p>Du point de vue qualitatif, les MMT :                      - : mauvaises incitations de l'objectif opérationnel d'atteindre un nombre minimal de MMT au niveau cantonal</p>

<sup>301</sup> La souplesse du système a permis un redimensionnement des infrastructures et notamment une réduction des collaborateurs des ORP face à la forte réduction du nombre des demandeurs d'emploi intervenu en 2000.

<sup>302</sup> Par exemple, commission tripartite pour vérifier la non-concurrence avec l'économie privée des programmes d'emploi temporaire.

<sup>303</sup> Seuls les demi-cantons de Obwald et Nidwald ont décidé de mettre en place un office régional de placement (ORP) dépassant les frontières cantonales. Récemment, Sheldon (2000) a proposé de regrouper certains ORP, afin d'atteindre une taille optimale. Pour les cantons avec un seul ORP, cela signifie dépasser les frontières cantonales. L'étude de CAP Gemini & Ernst and Young (2000) a également montré qu'il faudrait envisager une collaboration intercantonale plus étroite dans l'organisation de mesures de formation pour les demandeurs d'emploi.

<p>Concurrence entre organisateurs de MMT</p> <p>Qualité contrôlée des organisateurs de MMT des MMT offertes aux DD (présélection des organisateurs ou des MMT)</p> <p>Certification de certaines compétences acquises au cours des MMT</p> <p>Dans certains cantons, établissement d'un plan de réinsertion négocié entre le demandeur d'emploi et le conseiller en personnel</p>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- lacunes d'informations quant aux qualifications demandées par l'économie</li> <li>- la liberté dans la définition des MMT a probablement privilégié les demandeurs d'emploi qualifiés (nombre important de cours d'informatique)</li> </ul> <p>Accord 2000 :</p> <p>Aucune évaluation ex-ante du système bonus-malus proposé ; difficultés dans l'opérationnalisation des objectifs des ORP : nombre d'indicateurs de résultats de l'Accord 2000 trop limité ? Système de financement des ORP axé sur les résultats à court terme ? Favoriser la réinsertion rapide au détriment de la réinsertion stable ?</p> <p>Modèle économétrique à la base de l'Accord 2000, visant à neutraliser les effets exogènes aux ORP, peu transparent et critiqué par les acteurs de la mise en œuvre</p>
<p><b>Opportunités</b></p> <p>Accord 2000 axé sur les indicateurs de résultats et laissant plus de liberté aux cantons, dans la définition de leur PAMT</p> <p>Nouvelle révision technique de la LACI</p> <p>Baisse du chômage depuis 1998 réduit la pression politique et de l'opinion publique sur la PAMT et permet d'améliorer le contrôle de la qualité des MMT offertes aux DD et leur adaptation aux besoins du marché</p> <p>Précieux résultats du réseau des observatoires romands et du Tessin (ORTE) quant aux qualifications demandées dans certaines branches économiques et dans certaines régions</p>	<p><b>Menaces</b></p> <p>Risque d'effets d'aubaine, car pour la plupart des MMT, aucun demandeur d'emploi n'est exclu a priori</p> <p>Le gain intermédiaire risque de favoriser une précarisation du marché du travail dans certaines branches économiques (travail sur appel et baisse des salaires à un niveau inférieur à celui de subsistance)</p> <p>Face à un 40% des DD non qualifiés nécessitant probablement des MMT de longue durée (par exemple, des cours de langue pour étrangers, d'alphabétisation pour les personnes illettrées), sur la base de l'Accord 2000, les cantons pourraient être tentés de mettre l'accent sur la rapidité de la réinsertion (sous-pondération de l'effet de durabilité des MMT) :</p> <p>→ risque de chômage à répétition et du phénomène d'exclusion sociale</p>



## Conclusion générale

Dans ce travail, nous avons tout d'abord vérifié la pertinence de la réforme de politique active du marché du travail par rapport aux caractéristiques et aux besoins du marché du travail suisse. Il ne fait pas de doute que face à un marché du travail caractérisé par une faible participation à la formation continue des actifs moins qualifiés, une pénurie de main-d'œuvre qualifiée et par une réduction de la demande de main-d'œuvre non-qualifiée, offrir aux demandeurs d'emploi des mesures de perfectionnement dans le cadre de la politique du marché du travail était un choix pertinent. Il faut néanmoins remarquer que la grande majorité des instruments de la politique du marché du travail s'adressent à l'ensemble des demandeurs d'emploi. Ainsi, nous constatons que, comme c'est le cas pour la formation continue des actifs, les demandeurs d'emploi les moins qualifiés et aptes au placement ont une probabilité moindre de participer à des mesures relatives au marché du travail. **A priori, il y a donc un risque que les efforts ne profitent pas aux demandeurs d'emploi qui en ont le plus besoin.**

L'évaluation de l'efficacité des instruments de la politique active du marché du travail montre que le régime du gain intermédiaire a atteint l'objectif général d'une réinsertion rapide des demandeurs d'emploi avec au moins 7 mois de chômage. Globalement, **le fait de commencer un gain intermédiaire, entre le 8<sup>ième</sup> et le 24<sup>ième</sup> mois de chômage au lieu de rester davantage au chômage, augmente la probabilité de retrouver un emploi dans les deux ans successifs au début du gain intermédiaire de 52%.** L'activité de recherche d'emploi ne semble d'ailleurs pas se réduire pendant le gain intermédiaire. Quand on se rapproche de la fin des indemnités de l'assurance-chômage, l'effet de mise en contact avec des employeurs potentiels semble prédominer. Il est encourageant de constater que la réinsertion rapide ne se fait pas au détriment de la stabilité de la réinsertion. En effet, **le régime du gain intermédiaire réduit légèrement la probabilité de retourner au chômage** (pendant les premiers 20 mois après le début du gain intermédiaire), même si la durabilité des résultats doit être vérifiée à nouveau en quelques années. Nous constatons également que les gains intermédiaires, commencés avant le 15<sup>ième</sup> mois de chômage, ont un effet très positif sur la probabilité de quitter le chômage avant la fin du délai-cadre. Ces résultats confirment et renforcent les résultats obtenus par l'étude Gerfin et Lechner (2000) pour l'ensemble des demandeurs d'emploi.

Contrairement à Gerfin et Lechner (2000), l'impact des mesures relatives au marché du travail sur la réinsertion professionnelle des demandeurs d'emploi avec au moins sept mois de chômage est également positif, mais considérablement inférieur à celui du régime du gain intermédiaire. Très probablement, la tendance naturelle à une réduction de l'activité de recherche d'emploi pendant la mesure de formation ou le programme d'emploi temporaire est contrecarrée par une intensification de la recherche d'emploi juste après la fin de la mesure en raison de l'approche de la fin des indemnités. Toutefois, il faut remarquer que ces résultats sont très sensibles aux hypothèses faites sur les sorties de chômage avec une destination inconnue. Pour les programmes qui commencent après le 15<sup>ième</sup> mois de chômage, par exemple, l'impact des mesures relatives au marché du travail se déploie après la fin prévue du délai-cadre, lorsque beaucoup de demandeurs d'emploi non-traités quittent le chômage en ne se présentant simplement plus aux entretiens avec les conseillers en personnel de l'office régional de placement. En outre, on constate qu'à cause de la durée des mesures relatives au marché du travail, notamment des programmes d'emploi temporaire, une participation qui commence après le 17<sup>ième</sup> mois de chômage a un effet même négatif sur le rapport des demandeurs d'emploi mensuel avant la fin du délai-cadre.

Ces résultats ont été obtenus sur la base d'un modèle d'évaluation basé sur les techniques d'appariement statistique (approche quasi-expérimentale). Contrairement au modèle traditionnel, il permet de considérer explicitement le processus dynamique d'allocation des instruments de la politique active du marché du travail, d'analyser les effets en fonction de la fin du délai-cadre et de tenir compte de l'incertitude concernant le statut professionnel des demandeurs d'emploi qui sont sortis du chômage sans annoncer avoir retrouvé un emploi. Ainsi, les effets d'un instrument de la politique active du marché du travail ont pu être analysés en fonction du début du programme (à l'intérieur de l'épisode de chômage), par rapport à la fin du délai-cadre et en considérant l'incertitude rattachée au statut professionnel de certains demandeurs d'emploi ayant quitté le chômage (limite supérieure et inférieure de l'impact). Par exemple, **nous constatons que l'impact du gain intermédiaire se déploie dans les premiers 7 ou 8 mois après le début du gain intermédiaire pour les demandeurs d'emploi qui ont plus de 6 mois avant la fin du délai-cadre au moment du début du programme et l'effet maximal est atteint grosso modo le mois de l'arrivée en fin de droits de l'assurance-chômage** pour les demandeurs d'emploi qui ont commencé un gain intermédiaire entre le 11<sup>ième</sup> et le 18<sup>ième</sup> mois de chômage. En conséquence, le modèle d'évaluation nous a permis d'obtenir des résultats intéressants et statistiquement robustes.

Sur la base de ces résultats, il n'est cependant pas possible de conclure qu'il faut préférer le gain intermédiaire aux mesures relatives au marché du travail pour tous les demandeurs d'emploi, car les demandeurs d'emploi qui profitent d'un régime du gain intermédiaire sont davantage proches du marché du travail que les participants à une mesure relative au marché du travail. Si les premiers peuvent profiter du gain intermédiaire pour retrouver un emploi, cela ne signifie pas que les deuxièmes peuvent faire de même.

En outre, les résultats positifs concernant le régime du gain intermédiaire doivent être nuancés. Même si les données disponibles ne nous ont pas permis d'analyser des salaires pour les emplois trouvés grâce au régime du gain intermédiaire, il est intéressant de noter que 19% des demandeurs d'emploi (hommes) de notre échantillon, qui ont profité du régime du gain intermédiaire entre le 8<sup>ème</sup> et le 24<sup>ème</sup> mois de chômage et qui ne cherchent pas un travail à temps partiel, avaient déjà un gain assuré (avant chômage) inférieur à Sfr. 3000. Autrement dit, parmi les demandeurs d'emploi (à plein temps) ayant profité d'un gain intermédiaire, il y avait deux fois plus de travailleurs à bas salaires que parmi l'ensemble des travailleurs. Si nous considérons d'ailleurs que pendant le gain intermédiaire, deux tiers des demandeurs d'emploi ont reçu un salaire horaire inférieur au salaire horaire perçu avant chômage et 10% déclarent avoir perçu, pendant le gain intermédiaire, un salaire horaire inférieur de plus de 50% au salaire horaire avant chômage (Bauer et al., 1999), il nous semble que le régime du gain intermédiaire favorise la précarisation des relations de travail dans certaines branches économiques. Le risque est grand, car en Suisse il n'y a pas de salaire minimum. On notera d'ailleurs que les demandeurs d'emploi à bas salaire, n'ayant vraisemblablement pas d'épargne à disposition, sont extrêmement dépendants du marché du travail. Ils ne peuvent pas se permettre d'épuiser les droits de l'assurance-chômage. Leur aversion au risque les oblige donc à garder à tout prix le contact avec le marché du travail, car l'exclusion du marché du travail signifierait l'exclusion de la vie sociale.

Pour le régime du gain intermédiaire, la rapidité de la réinsertion risque de se faire au détriment de la qualité de la réinsertion professionnelle en termes salariaux. Ceci est en accord avec la logique institutionnelle qui vise à réduire les dépenses en indemnités chômage à court terme. Autrement dit, l'envie de garder le contact avec le marché du travail prime sur une perspective plus à long terme. Tous les demandeurs d'emploi ne visent cependant pas nécessairement un retour immédiat à l'emploi. Les participants à des mesures de formation ont une vision très probablement plus à long terme et ils ont une aversion au risque inférieur.

Ils profitent de la période de chômage pour se reconvertir. Cette logique est plus proche de celle de la formation continue. Même si la logique institutionnelle et la logique individuelle ne sont pas nécessairement contradictoires, il faut être conscient de ce conflit d'intérêts potentiel.

La politique active du marché du travail suisse a adopté une approche essentiellement curative du phénomène du chômage. Avec un niveau de chômage sensiblement inférieur à celui des années quatre-vingt-dix, il nous semble indispensable de passer à une **approche préventive**. En effet, la politique active du marché du travail ne peut pas être considérée comme un substitut d'une politique de formation continue pour les travailleurs les moins qualifiés<sup>304</sup>. Seule une politique de formation continue des actifs occupés permet de prévenir le chômage structurel et le chômage à répétition<sup>305</sup>. Il faudrait la reconnaissance par tous les actifs de l'importance de se maintenir continuellement employables et la volonté de l'Etat de considérer la politique du marché du travail comme une partie intégrante de la politique de croissance économique durable. **Il faut passer de la couverture du risque de chômage à une politique visant la garantie de l'employabilité.**

---

<sup>304</sup> Sur la base de l'évolution récente du chômage en Suisse, nous pouvons ex post conclure qu'une grande partie du chômage des années 90 était de type conjoncturel. Le chômage qui semble cependant persister même en période de croissance économique peut être par contre une estimation du chômage structurel qui ne peut être résorbé qu'avec une PAMT visant à former la main-d'œuvre avec des qualifications insuffisantes ou obsolètes. A la fin des années 90, le taux de chômage incompressible était estimé aux alentours de 3% (cf. chapitre 2.4). Or, le taux de sans-emploi a atteint le 2,5% au deuxième trimestre 2001 (OFS, 2001).

<sup>305</sup> L'incitation au financement de la formation continue par les employeurs pourrait aussi passer par une différenciation des primes de l'assurance-chômage par branches économiques.

## Références bibliographiques

- Aebi D. (1995), Weiterbildung zwischen Markt und Staat, zur Wirksamkeit von Steuerungsprinzipien in der schweizerischen Bildungsspirale, Chur.
- Aeppli D. , Hoffmann B., Theiss R. (1998), Ausgesteuerte in der Schweiz, Ein Situationsbericht, éd. par l'OFDE, éd. Paul Haupt, Berne.
- Anderson T., Meyer B.(1994), The Effects of Unemployment Insurance Taxes and Benefits on Layoffs using Firm and Individual Data, NBER Working Paper 4960.
- Angrist J.D., Imbens G.W., Rubin D.B. (1996), Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables, Journal of American Statistical Association, Vol. 91 No. 434, 444-455.
- Arthur Andersen (1994), Réforme du service public de l'emploi en Suisse, Publication de l'OFIAMT dans la série : Contributions à la politique du marché du travail, Berne.
- Arvanitis S. et Hollenstein H. (2000), Beschäftigung versus Qualifikationsstrukturen, Studie zum technologischen Wandel, in *AM-Agenda*, 2/2000, Zürich.
- Ashenfelter O. (1978), Estimating the Effect of Training Programs on Earnings, Review of Economics and Statistics, February, No. 60, 47-57.
- Ashenfelter O., Card D. (1985), Using the longitudinal Structure of Earnings to estimate the Effect of Training programs, Review of Economics and Statistics, Vol. 67,548-660.
- ATAG Ernst & Young Consulting (1999a), RAV Evaluationsstudie, Schlussbericht, BWA Schriftenreihe, Nr. 14, 1999.
- ATAG Ernst & Young Consulting (1999b), Mandat de prestations et mécanismes d'incitation pour les ORP, Publications OFDE, No.17, 1999.
- Auer P. et Kruppe T. (1996), Monitoring of Labour Market Policy in EU Member States, in *International Handbook of labour Market Policy and Evaluation*, Schmid G., O'Reilly J., Schömann K., 1996, Cambridge.
- Babey D. (1998) Souffle novateur dans la lutte contre le chômage, in *La vie économique*, No. 11/98.
- Bacchetta P. et Wasserfallen W. (Eds.) (1997), Economic Policy in Switzerland, MacMillan, London.
- Barnow B.(1987), The impact of CETA programs on earnings : a review of literature, Journal of Human Resources, Vol.22 No.2,157-193.
- Bassi L. J.(1983), The effect of CETA on the postprogram earnings of participants, Journal of Human Resources, Vol. 18 No.4,539-556.

- Bassi L. J.(1984), Estimating the Effect of Training Programs with non-random Selection , The Review of Economics and Statistics, Vol. 66 ,36-43.
- Bauer T., Baumann B., Künzli K. (1999), Evaluation der Regelung des Zwischenverdienstes in der Schweiz, seco Publikation, Beiträge zur Arbeitsmarktpolitik Nr. 1, Bern.
- Baur R., Schärer S. et Schweikert (1994), Auswirkungen des Alterns auf den Arbeitsmarkt in der Schweiz, Strukturberichterstattung, Studienreihe, Hrs. Bundesamt für Konjunkturfragen, Bern.
- Bell B., Blundell R., Van Reenen J. (1999), Getting the Unemployed Back to Work: The Role of Targeted Wage Subsidies, The Institute for Fiscal Studies, IFS Working Paper, WP99/12.
- Bellman L., Jackman R. (1996), The Impact of Labour Market Policy on Wages, Employment and Labour Market Mismatch, in *International Handbook of labour Market Policy and Evaluation*, Schmid G., O'Reilly J., Schömann K., 1996, Cambridge.
- Bergemann A., Fitzenberger B., Speckesser S. (2001), Evaluating the Employment Effects of Public Sector Sponsored Training in East Germany: Conditional Difference- in -Differences and Ashenfelter's Dip, Preliminary Paper, March 2001.
- Björklund A. (1989), Evaluations of Training Programs : Experiences and Proposals for Future Research, Discussion Papers of the Research Unit Labour Market and Employment, Berlin.
- Björklund A., Regnér H. (1996), Experimental Evaluation of European Labour Market Policy, in *International Handbook of labour Market Policy and Evaluation*, Schmid G., O'Reilly J., Schömann K., 1996, Cambridge.
- Blaschke D., Plath H.E., Nagel E. (1992), Konzepte und Probleme der Evaluation aktiver Arbeitsmarktpolitik am Beispiel Fortbildung und Umschulung, in *MittAB*, no 3.
- Blatter J. et Herzog B. (1998), Breite Auslegeordnung von Vorschlägen zur Konsolidierung und Weiterentwicklung der beruflichen Vorsorge, in *Soziale Sicherheit*, No. 5/98.
- Blattner N. et Theiss R. (1994), Ausländer und Arbeitslosigkeit, WWZ-Studie, Nr. 44, Universität Basel.
- Bloom H.S., McLaughlin M.A . (1982), CETA training Programs - Do They Work for Adults ?, Joint CBO-NCEP Report (resumé dans Barnow, 1987).
- Blundell R. (2001), Welfare-to Work: Which Policies Work and Why?, Keynes Lecture in Economics 2001 at the British Academy, October 2001, London.
- Blundell R., Dias M.C., Meghir C. et Van Reenen J. (2001), Evaluating the Employment Impact of a mandatory Job Search Assistance Program, The Institute for Fiscal Studies, IFS Working Paper, WP 1/20.

- Blundell R., MaCurdy T. (2000), Labour Supply: A Review of Alternative Approaches, in O. Ashenfelder and D. Card; eds, "Handbook of Labor Economics, Vol. 3, North Holland.
- Borner et Straubhaar (1995), Betreibt die Schweiz eine falsche Gastarbeiterpolitik ?, in *Neue Zürcher Zeitung*.
- Bryant E. C., Rupp K. in Westat, Inc. (1987), Evaluating the impact of CETA on Participant Earnings, *Evaluation Review*, Vol.11 No. 4, p.473-492.
- Buhmann B., Faessler A., Weber B., Zürcher B. (2000), Que mesurent exactement les statistiques du chômage?, in *La Vie économique*, 1/2000, 40-43.
- Bureau international du Travail (BIT, 2000), Formation pour l'emploi : inclusion sociale, productivité et emploi des jeunes, Rapport V de la Conférence internationale du Travail, 88<sup>e</sup> session 2000.
- Burtless G. (1995), Tests for Randomized Fields Trials in Economic and Policy Research, *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9 No.2,63-84.
- Burtless G., Orr L.L.(1986), Are Classical Experiments Needed for Manpower Policy?, *Journal of Human Resources*, Vol. 21 No.4,606-639.
- Bussmann W. (1995), Evaluation staatlicher Massnahmen erfolgreich begleiten und nutzen, Ein Leitfaden, Verlag Rüegger AG, Chur.
- Bussmann W. (1995), Evaluationen staatlicher Massnahmen erfolgreich begleiten und nutzen : ein Leitfaden, Rüegger, Chur.
- Bussmann W. , Klöti U., Knoepfel P. (1997), Einführung in die Politikevaluation, Helbing & Lechtenhahn, Basel und Frankfurt am Main.
- Bussmann W., Klöti U., Knoepfel P. (1997), Einführung in die Politikevaluation, Helbing & Lichtenhahn Basel.
- Bütter T., Prey H. (1997), Does Active Labour Market Policy Affect Structural Unemployment ?, Diskussionspapier 42-1997, Center for International Labor Economics, Konstanz.
- Card D., Sullivan D. (1988), Measuring the Effect of Subsidized Training Programs on Movements in and Out of Employment, *Econometrica*, Vol. 56, 497-530.
- Carnazzi S. (2000), Demographische Entwicklung, zukünftige Erwerbsbevölkerung und Rentenverhalten in der Schweiz, Dissertation, Universität Freiburg.
- Chamberlain G. (1982), Multivariate Regression Models for Panel Data, *Journal of Econometrics*, Vol.18, 1-46.

- Commission européenne (1995a), L'appréciation ex-ante des plans de développement régional de l'objectif 1, Leçons tirées de 7 rapports, collection MEANS (Méthodes d'évaluation des Actions de Nature structurelle), novembre 1995.
- Commission européenne (1997), L'évaluation des programmes de dépenses de l'UE, Guide ; Evaluation ex post et intermédiaire, janvier 1997.
- Commission européenne (1998a), Évaluation des programmes socio-économiques. choix et utilisation des indicateurs pour le suivi et l'évaluation, collection MEANS, volume 2, octobre 1998.
- Commission européenne (1999a), Nouvelle période de programmation 2000-2006 : documents de travail méthodologiques, Indicateurs pour le suivi et l'évaluation : une orientation méthodologique, Document de travail no.3.
- Commission européenne (1999b), Choix et utilisation des indicateurs pour le suivi et l'évaluation, La collection MEANS : Évaluer les programmes socio-économiques, Fonds structurels communautaires, Vol. 2, EUROP, Luxembourg.
- Commission européenne (1999c), Principales techniques et outils d'évaluation, La collection MEANS : Evaluer les programmes socio-économiques, Fonds structurels communautaires, Vol. 3, EUROP, Luxembourg.
- Commission européenne (1999d), Evaluation transversale des impacts sur l'environnement, l'emploi et les autres priorités d'intervention, La collection MEANS : Evaluer les programmes socio-économiques, Fonds structurels communautaires, Vol. 5, EUROP, Luxembourg.
- Commission externe d'évaluation des politiques publiques (1998), Chômeurs en fin de droit, Evaluation de la politique cantonale d'emploi temporaire, Genève.
- Conférence suisse des directeurs cantonaux de l'instruction publique (CDIP, 1999), La formation des adultes dans les cantons, Rapport d'études, Berne.
- Cox (1958), *The Planing of experiments*, New York, Wiley.
- Curti M. (1998), Does Economic Stagnation affect Unemployed Workers, even when Re-employed?, in *International Journal of Manpower*, Volume 19, No.6, 410-423.
- Curti M. et Geiger M. (1998), Evaluation des mesures de marché du travail - L'exemple des cours de langues, in *La Vie économique*, 1/98.
- Curti M. et Robert G. (1999), L'évaluation de la politique active du marché du travail, in *Bulletin de la Société suisse d'évaluation*.
- Curti M., Meins E. (1999), Politique suisse du marché du travail: Différences résultant de sa mise en application au niveau du service de l'emploi, in *La Vie économique*, 2/99, 64-70.

- De Coulon A. (1999), Disparité régionale du chômage : population étrangère et courbe de Beveridge suisse, in *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik* 135, pp. 165-185.
- De Coulon A. et Zürcher B. (à paraître), Low pay Mobility in the Swiss Labor Market, in *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*.
- De Wild (1999), Entstehung der ausländischen Erwerbsbevölkerung in der Schweiz : Eine Markov-Betrachtung, Working Paper, Forschungsstelle für Arbeitsmarkt- und Industrieökonomik (FAI), Basel.
- Decker P.T. , O'Leary C.J. (1995), Evaluating Pooled Evidence from the Reemployment Bonus Experiments, *Journal of Human Resources*, Vol. 30 No.3, 534-550.
- Dehejia R. H. et Wahba S. (1998), Causal Effects in non-experimental studies : Re-evaluating the evaluation of training programs, Working Paper 6586, NBER.
- Demazière D., Grevet P. (1994), Avant-propos, in *Evaluation des aides publiques à l'insertion et à la réinsertion, Journée d'études du Céreq et du réseau des centres associés*, Demazière D., Verdier E. (eds.), Documents Seminaires No.94, Marseille.
- Demazière D., Verdier E. (eds., 1994), Evaluation des aides publiques à l'insertion et à la réinsertion, Journée d'études du Céreq et du réseau des centres associés, Documents Seminaires No.94, Marseille.
- Département de l'agriculture, de l'industrie et du commerce (1997), Je cherche un emploi, Guide du demandeur d'emploi domicilié dans le canton de Vaud.
- Département fédéral de l'économie (DFE, 1999), Lignes directrices pour une politique économique visant la croissance (pour les années 1999-2003), Berne.
- Dhima G. (1991), Politische Oekonomie der schweizerischen Ausländerregelung : eine empirische Untersuchung über die schweizerische Migrationspolitik und Vorschläge für ihre künftige Gestaltung, WWZ- Beiträge, Bd. 5, Chur: Rüegger.
- Dickens R. (2000), Caught in a Trap? Wage Mobility in Great Britain: 1975-1994, in *Economica* 67, pp. 477-497.
- Dickinson K.P., Johnson T.R., West R.W. (1984), An Analysis of the Impact of CETA Programs on Participants Earnings , Final report prepared for U.S. DOL under Contract No. 20-06-82.21 (résumé dans Barnow, 1987).
- Dickinson K.P., Johnson T.R., West R.W. (1986), An Analysis of the Impact of CETA Programs on Participants Earnings , *Journal of Human Resources*, Vol. 21, 64-91.

- Dickinson K.P., Johnson T.R., West R.W. (1987), An Analysis of the Sensitivity of Quasi-Experimental Net Impact Estimates of CETA Programs, *Evaluation Review*, Vol.11 No. 4, p.452-472.
- Donini F. et Eschmann N. (1998), Quelques raisons à l'augmentation du nombre des bénéficiaires de rentes AI, in *Sécurité sociale*, 4/1998.
- Econcept (1996), Logistique des mesures de marché du travail , Structure, organisation, personnel, méthodes , instruments, coûts, phase transitoire, Publications OFIAMT dans la série : Contributions à la politique du marché du travail, No.6, Berne.
- Econcept (1997), Logistique des mesures de marché du travail , Phase pilote dans les cantons d'Argovie, Fribourg, Soleure, Saint Gall, Valais et dans la ville de Zurich, Publications OFIAMT dans la série : Contributions à la politique du marché du travail, No. 10, Berne.
- Efron B. , Tibshirani R. (1993), An introduction to the bootstrap, Chapman & Hall , New York.
- Egloff M. (2000), Stagnation de la formation continue dans les années 90, in *La Vie économique*, 4/2000, 56-59.
- Falter J-M., Flückiger Y., Silber J. (1998), From employment to exclusion, A statistical analysis of unemployment in the Geneva area in 1995-1996, in *International Journal of Manpower*, Vol. 19, No. 6.
- Filippini P. et Rossi A. (1992), Unemployment in the Swiss Economy : A Border Regions Phenomenon ?, in *Aussenwirtschaft*, 47, Heft IV, S. 497-513, Zürich.
- Fitzenberger B., Prey H. (1996), Training in East Germany. An Evaluation on the effects on Employment and Wages, CILE Diskussionspapier 36, Universität Konstanz.
- Flückiger Y. (1998), The labour market in Switzerland : the end of a special case ?, in *International Journal of Manpower*, Vol. 19, No. 6.
- Flückiger Y. (1999), Marché du travail et assurance-chômage, Rapport mandaté par la Commission pour les questions conjoncturelles de l'OFDE, janvier 1999.
- Fontaine P. et Curti M. (1999), Les arrivées en fin de droit: Une réalité complexe, in *La Vie économique*, 10/99, 60-65.
- Franker T., Maynard R.(1987), The Adequacy of Comparison group designs for Evaluations of Employment -Related Programs, *Journal of Human Resources*, Vol. 22 No.2,194-227.
- Freysinnet J. (1994), Efficacité et effets des politiques publiques : méthodes et résultats, in *Evaluation des aides publiques à l'insertion et à la réinsertion, Journée d'études du Céreq et du réseau des centres associés*, Demazière D., Verdier E. (eds.), Documents Seminaires No.94, Marseille.

- Friboulet J.-J., Guidotti S., Sassi C., Simonet J.-C., Soulet M.-H. (1997), Scénarios pour une politique en faveur des chômeurs en fin de droit, Editions Universitaires Fribourg Suisse.
- Galley F. et Meyer T. (1998), La transition de la formation initiale à la vie active, Rapport de base pour l'OCDE, Rapport commandité par la Conférence suisse des directeurs cantonaux de l'instruction publique, Juillet 1998, Bern.
- Geraci V.J.(1984), Short-Term Indicators of Job Training Program Effects on Long-Term Participant Earnings, Report prepared for U.S. DOL under Contract No. 20-48-82.16 (résumé dans Barnow, 1987).
- Gerfin M. and Lechner M. (2000), Microeconomic Evaluation of the Active Labour Market Policy in Switzerland, Discussion Paper No. 00-24, Centre for European Economic Research, ZEW, Mannheim.
- Gonon P. et Schläfli A. (1998), Weiterbildung in der Schweiz : Situation und Empfehlungen, Bericht an das Bundesamt für Berufsbildung und Technologie und das Bundesamt für Kultur, Zürich.
- Green W.H. (1997), Econometric Analysis, Third Edition, Prentice Hall, New Jersey.
- Greenberg D., Robins P.(1986), The changing role of social experiments in policy analysis, Journal of Policy Analysis and Management, Vol.5, 340-362.
- Heckman J.J. (1996), Comment to the article of Angrist J.D., Imbens G.W., Rubin D.B. (1996), Identification of Causal Effects Using Instrumental Variables, Journal of American Statistical Association, Vol. 91 No. 434, 459-462.
- Heckman J.J.(1978), Dummy Endogenous Variables in a Simultaneous Equation System, Econometrica, Vol.46, 931-959.
- Heckman J.J.(1979), Sample selection bias as specification error, Econometrica, Vol.47 No.1, 153-161.
- Heckman J.J., Hotz V.J.(1989), Choosing Among Alternative Nonexperimental Methods for Estimating the Impact of Social Programs: The Case of Manpower Training, Journal of the American Statistical Association, Vol. 84, 862-880.
- Heckman J.J., Ichimura H., Todd P.E. (1997a), Matching as An Econometric Evaluation Estimator : Evidence from Evaluating a Job Training Programme, Review of Economic Studies, Vol. 64, 605-654.
- Heckman J.J., Ichimura H., Todd P.E. (1998b), Matching as An Econometric Evaluation Estimator, Review of Economic Studies, Vol. 65, 261-294.

- Heckman J.J., LaLonde R., Smith J. (1998c), The Economics and Econometrics of Training Programs, in *Handbook of Labor Economics*, Volume III, ed. by O. Ashenfelter and D. Card, Amsterdam: North Holland.
- Heckman J.J., Robb R. Jr. (1985), Alternative Methods for Evaluating the Impact of Interventions, in *Longitudinal analysis of labor market data*, J.J. Heckman and B. Singer, 1985, Cambridge University Press.
- Heckman J.J., Smith J., Clements N. (1997b), Making The Most Out of Programme Evaluations and Social Experiments : Accounting for Heterogeneity in Programme Impacts, *Review of Economic Studies*, Vol. 64, 487-535.
- Heckman J.J., Smith J.A. (1995), Assessing the Case for Social Experiments, *Journal of Economic Perspectives*, Vol.9 No.2, 85-110.
- Heckman J.J., Smith J.A. (1996), Experimental and Nonexperimental Evaluation, in *International Handbook of labour Market Policy and Evaluation*, Schmid G., O'Reilly J., Schömann K., 1996, Cambridge.
- Heckman J.J., Smith J.A. , Taber (1996), What do Bureaucrat do? The effects of performance standards and Bureucratic Preferences on acceptance into the JTPA Program, NBER Working Paper.
- Heckman, J.J., Ichimura, H., Smith, J. and Todd, P. (1998a), Characterising Selection Bias Using Experimental Data, *Econometrica*, Vol. 66, 1017-1098.
- Horowitz J. L. (2000), The Bootstrap, Working Paper, University of Iowa, Iowa City.
- Hujer R., Maurer K.-O., Wellner M. (1997), Estimating the Effect of Training on Unemployment Duration in West Germany, Working Paper, University of Frankfurt am Main.
- Imbens G. W. (1999), The role of propensity score in estimating dose-response functions, Technical Working Paper 237, NBER, Cambridge MA.
- Imbens G.W., Angrist J.D. (1994), Identification and Estimation of Local Average Treatment Effects, *Econometrica*, Vol. 62 No. 2, 467-475.
- Johnson T.R. et Klepinger D.H. (1994), Experimental Evidence on Unemployment Insurance Work-Search Policies, *Journal of Human Resources*, Vol. 29 No.3, 698-717.
- Küng Gugler A. et Blank S. (1999), Inégalité des salaires en Suisse, in *La vie économique*, No. 5/99, 52-55.
- Lalive d'Épinay R. und Zweimüller J. (2000), Evaluationsprogramm Arbeitsmarktpolitik : Arbeitsmarktliche Massnahmen und Anspruch auf Arbeitslosenentschädigung, seco Publikation, Beiträge zur Arbeitsmarktpolitik Nr. 6, Bern.

- LaLonde R. J. (1986), Evaluating the Econometric Evaluations of Training Programs with Experimental Data, *American Economic Review*, Vol.76 No. 4, 604-620.
- Layard R. S. Nickell et R. Jackman (1991), *Unemployment : Macroeconomic Performance and the Labour Market*, Oxford University Press.
- Lechner M. (1998), Training the East German Labour Force: Microeconometric Evaluations of Continuous Vocational Training after Unification, *Studies in Contemporary Economics*, Physica\_Verlag, Heidelberg 1998.
- Lechner M. (1999), Earnings and Employment Effects of Continuous Off-the-Job Training in East Germany after Unification, *Journal of Business & Economic Statistics*, 17/1, 74-90.
- Lechner M. (2000), Programme Heterogeneity and Propensity Score Matching : An Application to the Evaluation of Active Labour Market Policies, Discussion Paper, 2000-01, University of St. Gallen.
- Lechner M. (2001), Identification and estimation of causal effects of multiple treatments under the conditional independence assumption, in: Lechner, M., Pfeiffer, F. (eds), *Econometric Evaluation of Labour Market Policies*, Heidelberg: Physica/Springer, p. 43-58.
- Malaguerra C. (1999), Préparé pour la vie ? Evaluations des compétences en Suisse, in *La vie économique*, No. 1/99.
- Martin J. P. (2000), Ce qui fonctionne dans les politiques actives du marché du travail : observations découlant de l'expérience des pays de l'OCDE, in *Revue économique de l'OCDE*, No. 30, 2000/1, pp. 85-120.
- Martin P. (1998), Education and economic performance in the OECD countries : an elusive relationship.
- Martinovits-Wiesendanger A. und Ganzaroli D. (2000), Evaluationsprogramm Arbeitsmarktpolitik : Wirkungsanalyse der Gastgewerbe-/Winwordkursen und Einsatzprogrammen, seco Publikation, Beiträge zur Arbeitsmarktpolitik Nr. 5, Bern.
- Meyer B.D. (1995), Lessons from the U.S: Unemployment Insurance Experiments, *Journal of Economic Literature*, Vol.33 No.3, 91-131.
- Mosler H. et Mayer A. (1998), Benchmarking National Labour Market Performance : A Radar Chart Approach, Wissenschaftszentrum Berlin für Sozialforschung, Final Report, Berlin, December 1998.
- Mosley H. (1997), La part de marché des services de placement et leur place sur le marché dans l'UE : résultats des enquêtes sur la population active, in *Observatoire de l'emploi, MISEP Politiques*, No. 57, Printemps 1997, Commission européenne.

- Müller C. (1998), L'office fédéral des étrangers, La politique des étrangers : un sujet politique important, in *La vie économique*, No. 11/98.
- Müller U. (1994), Gesamtwirtschaftliche Einflüsse der demographischen Entwicklung, Ergebnisse ökonomischer Simulationsrechnungen für die Schweiz bis ins Jahr 2012, Strukturberichterstattung, Studienreihe, Hrs. Bundesamt für Konjunkturfragen, Bern.
- Nordmann, J.-L. (1998), Un nouveau départ pour une nouvelle action : De l'OFIAMT à l'OFDE, in *La Vie économique*, 1/98, Berne.
- Nordmann, J.-L. (1999), Cap sur l'avenir, in *La Vie économique*, 1/99, Berne.
- OCDE (1991), L'évaluation des programmes pour l'emploi et des mesures sociales, Le point sur une question complexe, Paris.
- OCDE (1993), Employment Outlook, Paris.
- OCDE (1994a), L'étude de l'OCDE sur l'emploi, Données et explications, Partie I, Evolution des marchés du travail et facteurs de changement, Paris.
- OCDE (1994b), L'étude de l'OCDE sur l'emploi, Données et explications, Partie II, Possibilités d'adaptation des marchés du travail, Paris.
- OCDE (1994c), L'étude de l'OCDE sur l'emploi, Faits, Analyses, Stratégies, Paris.
- OCDE (1996), Politiques du marché du travail en Suisse, Paris.
- OCDE (1996a), La stratégie de l'OCDE pour l'emploi : Renforcer l'efficacité des politiques actives du marché du travail, Paris.
- OCDE (1997), Literacy Skills for the Knowledge Society, Paris.
- OCDE (1999), La mise en œuvre de la stratégie de l'OCDE pour l'emploi : Évaluation des performances et des politiques, Paris.
- OCDE (1999b), Perspectives de l'emploi de l'OCDE, Juin 1999, Paris.
- OCDE (1999c), Adults in training : an international comparison of continuing education and training, Philip J. O' Connell, Paris.
- OCDE (1999d), Examen thématique sur la transition des jeunes de la formation initiale à la vie active, Suisse, Note par pays, Novembre 1999, Paris.
- OCDE (2000), Audits externes du service public de l'emploi dans les années 90, Paris.
- OFDE (1996a), Mandat de prestations provisoire au service cantonal de LMMT.
- OFDE (1997a), Conférence de presse sur les ORP et les MAMT du 24 mars 1997.
- OFDE (1998a), Mandat de prestations au service cantonal de LMMT.
- OFDE (1998b), Circulaire relative à l'accès au service public de l'emploi, Circulaire ORP no 9.

- OFDE (1998c), Circulaire sur les journées d'information destinées aux demandeurs d'emploi, Circulaire ORP no 8.
- OFDE (1998d), Rapport annuel 1997 du domaine « Marché du travail et assurance-chômage ».
- Office fédéral de la statistique (OFS, 1995), La formation continue en Suisse, Enquête 1993, Berne.
- Office fédéral de la statistique (OFS, 1998), La population étrangère en Suisse en 1997, Communiqué de presse No. 104/98, Neuchâtel.
- Office fédéral de la statistique (OFS, 1999a), Indicateurs du marché du travail 1998, Neuchâtel.
- Office fédéral de la statistique (OFS, 1999b), L'enquête suisse sur la population active (ESPA), Résultats commentés et tableaux 1998, Neuchâtel.
- Office fédéral de la statistique (OFS, 1999c), La formation continue en Suisse, Communiqué de presse No. 112/99, Neuchâtel.
- Office fédéral de la statistique (OFS, 2000), Comptes globaux du marché du travail 1998 (CMT), in SAKE-News No. 7/2000.
- OFIAMT (1997), Circulaire relative aux mesures de marché du travail (MMT), EDMZ, Berne.
- OFS (2001), Communiqué de presse: Enquête suisse sur la population active 2001, Neuchâtel.
- Prey H (2000), Evaluationsprogramm Arbeitsmarktpolitik : Wirkungsanalyse zu Weiterbildungs- und Umschulungsmassnahmen in St. Gallen, seco Publikation, Beiträge zur Arbeitsmarktpolitik Nr. 3, Bern.
- Ridell C. (1991), Evaluation des programmes de main-d'œuvre et de formation : l'expérience de l'Amérique de du Nord, in « L'évaluation des programmes pour l'emploi et des mesures sociales, Le point sur une question complexe », OCDE, 1991, Paris.
- Robert G. (2000), Vers une assurance-chômage performante, Conclusion d'un accord entre la Confédération et les autorités cantonales pour l'exécution de la loi sur l'assurance-chômage, in *La vie économique*, No. 4/2000, 52-55.
- Rosenbaum P.R., Rubin D.B. (1983), The central rôle of the propensity score in observational studies for causal effects, *Biometrika*, Vol.70, 41-50.
- Rosenbaum P.R., Rubin D.B. (1985), Constructing a Control group Using Multivariate Matched Sampling Methods That Incorporate the Propensity Score, *The American Statistician Association*, Vol. 39 No. 1, 33-38.
- Rubin D.B. (1977), Assignment to Treatment Group on the Basis of a Covariate, *Journal of Educational Statistics*, Spring 77, Vol. 2 No. 1, 1-26.

- Scarpetta S. (1996), Le rôle des politiques du marché du travail et des dispositions institutionnelles concernant le chômage : Une comparaison internationale, in *Revue économique de l'OCDE*, No. 26, pp. 43-98.
- Schmid G., O'Reilly J., Schömann K. (Ed., 1996), *International Handbook of labour Market Policy and Evaluation*, Cambridge.
- Schöni W., Wicki M., Tomforde E., Sonntag K. (1997), *Arbeit und Bildungsqualität im Unternehmen, Umsetzungsbericht, Nationales Forschungsprogramm 33 « Wirksamkeit unserem Bildungssystem »*, Bern und Aarau.
- Schweri J. et Curti M. (1999), Meilleure efficacité grâce au profilage?, in *agenda, La revue suisse du marché du travail*, Numéro 9, Octobre 1999.
- Seco (1999), *Le chômage en Suisse, Demandeurs d'emploi et chômeurs inscrits, Effectifs et flux, 1998*, Bern 1999.
- Seco (2000), *La situation sur le marché du travail en décembre 1999*, Documentation de presse, 20 janvier 2000, Berne.
- Sheldon G. (1997a), Qualification et chômage, in *La vie économique*, No. 5/97.
- Sheldon G. (1997b), *Swiss Unemployment Insurance - A comment*, in *Economic Policy in Switzerland*, Bacchetta P. et Wasserfallen W. (Eds.) :, MacMillan, London.
- Sheldon G. (1998), *Le chômage de longue durée en Suisse : diagnostic et thérapie*, in *La vie économique*, No. 8/98.
- Sheldon G. (1999a), *Le chômage de longue durée en Suisse : diagnostic et thérapie*, éd. par l'OFDE, éd. Paul Haupt, Berne.
- Sheldon G. (1999b), *Arbeitsmarkt, Arbeitslosenversicherung, Rapport mandaté par la Commission pour les questions conjoncturelles de l'OFDE*, janvier 1999.
- Sheldon G. (2000), *Evaluationsprogramm Arbeitsmarktpolitik : Die Effizienz der öffentlichen Arbeitsvermittlung*, seco Publikation, Beiträge zur Arbeitsmarktpolitik Nr. 4, Bern.
- Sheldon G. et Theiss R. (1995), *Bevölkerungs- und Arbeitskräftegesamtrechnung der Schweiz 1982- 1991*, éd. par l'OFDE, éd. Paul Haupt, Berne.
- Sianesi B. (2001), *An Evaluation of the Active Labour Market Programmes in Sweden*, IFAU Working Paper 2001:5, Office of Labour Market Policy Evaluation, Uppsala (2001).
- Smith J. (2000), *A Critical Survey of Empirical Methods for Evaluating Active Labour Market Policies*, in *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, Vol. 136(3), p. 247-268.
- Stalder P. (1995), *Wage-price dynamics and unemployment persistence in Switzerland*, KOF.

- Stankiewicz F.(1995), La mesure de l'efficacité des stages de formation destinés aux demandeurs d'emploi, *Travail et Emploi*, Vol.64, 49-63.
- Tronti L. (1998), L'étalonnage des performances et des politiques du marché du travail, in *Observatoire de l'emploi, MISEP Politiques*, No. 61, Printemps 1998, Commission européenne.
- Walwei U. (1996), improving Job-matching through Placement Services, in *International Handbook of labour Market Policy and Evaluation*, Schmid G., O'Reilly J., Schömann K., 1996, Cambridge.
- Werner H. (1997), Beschäftigungsinitiativen in der Schweiz, in *IAB werkstattbericht*, Nr.3.
- Westat, Inc. (1981), Continuous Longitudinal Manpower Survey Net Impact Report, No.1 : Impact on 1977 Earnings of New FY 1976 CETA Enrolles in Selected Program Activities, Report prepared for U.S. DOL under Contract No. 23-24-75.07 (résumé dans Barnow, 1987).
- Westat, Inc. (1984), Summary of Net Impact Results, Report prepared for U.S. DOL under Contract No. 23-24-75.07 (résumé dans Barnow, 1987).
- Wolter S. (1994), Die schweizerische Fremdarbeiterpolitik auf dem Prüfstand, in *SBG*.
- Wolter S. et Curti M. (1996), La croissance sans emploi ?, in *La vie économique*, No. 8/96.
- Wolter S. et Weber B. (1999), Skilling the unskilled – a question of incentives ?, in *International Journal of Manpower*, vol. 20, 1999, N. 3.
- Wolter S., Christoffel J., Curti M. (1998), Different School Systems - Different Labour Market Results, in *Understanding the School-to-Work-Transition*, Lange T. (Ed.), Nova Science Publishers, New York.
- Woodbury S. A., Spiegelman R.G. (1987), Bonus to Workers and Employers to Reduce Unemployment : Randomized Trials in Illinois, *American Economic Review*, Vol.77, 513-530.
- Zanetti A. (1998), Chômage structurel et inflation en Suisse, in *BNS Bulletin trimestriel*, 2/1998.
- Zweimüller J., Winter-Ebmer R.(1996), Manpower Training Programmes and Employment Stability, *Economica*, Vol.63,113-130.



## Liste des figures, des tableaux et des graphiques

### Figures

Figure 1-1: La logique d'intervention d'une politique (ou d'une mesure) et les questions-clés d'évaluation (par l'exemple d'une mesure de formation pour demandeurs d'emploi) \_\_\_\_\_ 6

Figure 3-1: Aperçu des différents organes de mise en œuvre de la PAMT \_\_\_\_\_ 62

### Tableaux

Tableau 1-1: Exemples d'indicateurs de suivi et/ou d'évaluation \_\_\_\_\_ 12

Tableau 2-1 : Comptes globaux du marché du travail, en milliers et en % (CMT, 1997) \_\_\_\_ 30

Tableau 2-2 : Composantes de flux du taux de chômage en Suisse, 1990-96 \_\_\_\_\_ 40

Tableau 2-3 : Indicateurs des disparités régionales en termes de chômage et du RDE (1992-2000) \_\_\_\_\_ 45

Tableau 2-4 : Volume du travail / actifs occupés et croissance économique \_\_\_\_\_ 47

Tableau 2-5 : Taux de chômage selon diverses catégories socio-économiques (1995-1999) 49

Tableau 2-6 : Composantes de flux du taux de chômage par catégorie de fonction (1990-1996) 51

Tableau 2-7 : Répartition des chômeurs inscrits par classe de durée (1991-1998) 58

Tableau 3-1 : Chiffres significatifs de suivi des ORP : Moyenne suisse par mois (1998 – 1999) \_\_\_\_\_ 78

Tableau 3-2 : Nombre de places-année réalisées et offre minimale de MMT (Suisse, 1993-1998) \_\_\_\_\_ 80

Tableau 3-3 : Indicateurs de résultats de suivi des ORP/LMMT/OCT, non corrigés par les facteurs exogènes (1996 – 1999) \_\_\_\_\_ 82

Tableau 3-4 : Les coûts de la PAMT (en millions de Sfr.) (1990-1998) \_\_\_\_\_ 85

Tableau 3-5 : Orientation des dépenses au titre des politiques actives du marché du travail (en % des dépenses publiques totales au titre des PAMT) \_\_\_\_\_ 88

Tableau 3-6 : Indicateurs de la PAMT \_\_\_\_\_ 88

Tableau 4-1 : Analyse de type SWOT du marché du travail suisse \_\_\_\_\_ 96

Tableau 4-2 : Cohérence entre le contexte et les mesures mises en œuvre \_\_\_\_\_ 98

Tableau 7-1 : Les sorties de chômage par destinations \_\_\_\_\_ 155

Tableau 7-2. Stratification de l'échantillon \_\_\_\_\_ 160

Tableau 8-1 : Quelques statistiques descriptives \_\_\_\_\_ 165

Tableau 8-2 : Quelques statistiques descriptives des indicateurs de succès \_\_\_\_\_ 168

Tableau 8-3 : Résultats Gain intermédiaire vs. Non-participation \_\_\_\_\_ 173

Tableau 8-4 : Composition de la population des traités selon le mois du début du gain intermédiaire \_\_\_\_\_ 178

Tableau 8-5 : Résultats MMT vs. Non-participation \_\_\_\_\_ 185

Tableau 9-1 : Analyse de type SWOT de la politique active du marché du travail \_\_\_\_\_ 206

## Graphiques

Graphique 2-1 : Évolution du taux de croissance du PIB (au prix du marché de 1990), de la population active et du volume du travail (1980-1999)	16
Graphique 2-2 : Dynamique du marché du travail selon les comptes globaux du marché du travail (CMT, 1991-1998)	18
Graphique 2-3 : Évolution de la population active occupée et du volume effectif de travail (1976- 1999)	19
Graphique 2-4 : Population active occupée par secteur économique (1976 – 1999, en 1000 de personnes)	19
Graphique 2-5 : Demande insatisfaite de travail (1981- 1999)	20
Graphique 2-6: Évolution du chômage en Suisse (1988-1999, données mensuelles)	33
Graphique 2-7 : Dynamique du chômage en Suisse: Entrées, sorties et effectifs au chômage (1990-1999, données mensuelles)	38
Graphique 2-8 : Risque de chômage (1990-1999)	38
Graphique 2-9 : Taux de sortie du chômage par rapport aux effectifs au chômage et à la population active occupée selon l'ESPA (1990-1999)	39
Graphique 2-10 : Les arrivées en fin de droit, les demandeurs d'emploi et les chômeurs (1994-1998)	42
Graphique 3-1 : Nombre de chômeurs et durée maximale des prestations, 1971-1998 (en %)	64
Graphique 3-2 : Mesures de formation réalisées en 1998 (en places-année)	80
Graphique 3-3 : Nombre moyen de participants (par mois) aux MMT (1998, Suisse)	81
Graphique 4-1 : Indicateurs de chômage de la Suisse par rapport à la moyenne des trois pays les plus performants de l'UE	90
Graphique 4-2 : Indicateurs d'emploi de la Suisse par rapport à la moyenne des trois pays les plus performants de l'UE	91
Graphique 8-1: Proportion de demandeurs d'emploi quittant le chômage avec emploi avant la fin de la période d'observation par mois de début du programme	171
Graphique 8-2 : Effet du régime du gain intermédiaire sur les traités (différence en points pourcentage) par mois de début du programme	171
Graphique 8-3: Proportion de demandeurs d'emploi retournant au chômage après avoir trouvé un emploi (avant la fin de la période d'observation) par mois de début du programme	175
Graphique 8-4 : Effet du régime du gain intermédiaire sur le retour au chômage des traités (différence en points pourcentage)	175
Graphique 8-5: Fonction de survie en emploi	178
Graphique 8-6 : Proportion de demandeurs d'emploi quittant le chômage avec emploi avant la fin de la période d'observation par mois de début du programme	183
Graphique 8-7 : Effet de la participation à une MMT sur les traités (différence en points pourcentage) par mois de début du programme	183

## **Annexe A. Note technique : Construction de la base de données**

Premièrement, pour identifier les demandeurs d'emploi qui étaient en attente d'une première MMT en janvier 1998, sur la base du système SIPAC, nous avons sélectionné 53'845 personnes qui recevaient des indemnités journalières spécifiques à titre compensatoire en janvier 1998<sup>1</sup>. Parmi ces demandeurs d'emploi, nous avons exclu ceux qui ont profité du régime du gain intermédiaire, pour au moins l'équivalent de 5 jours d'indemnités, ou d'une MMT, pour plus de 9 jours, entre le début du délai-cadre et la fin de janvier 1998<sup>2</sup>. Nous avons volontairement laissé une certaine marge, car le bilan professionnel et le plan d'action étaient effectués dans certains cantons directement avec le conseiller en personnel et dans d'autres cantons avec un spécialiste dans le cadre d'un cours de base (cf. Curti et Meins, 1999). Par ailleurs, nous n'avons retenu que les demandeurs d'emploi âgés de moins de 62.5 ans au début du délai-cadre afin d'éviter de considérer le passage à la retraite comme une destination possible. Deuxièmement, sur la base des fichiers statistiques de 1993, 1995, 1997, 1999 et de décembre 2000 du système PLASTA, nous avons reconstruit les biographies au chômage depuis 1991<sup>3</sup>. Nous disposons donc d'informations relatives au parcours au chômage à partir du moment lorsque la situation sur le marché du travail suisse a commencé à se détériorer.

La construction des biographies individuelles sur la base des entrées et sorties enregistrées a nécessité plusieurs corrections. Il a fallu notamment définir un épisode de chômage. On considère comme un épisode de chômage, tout épisode de durée supérieure à 9 jours et postérieur d'au moins 29 jours à l'épisode précédent. Une brève interruption du chômage ne se traduit donc pas par une sortie du chômage. Nous justifions la nécessité de corriger les biographies au chômage par le fait que les données PLASTA sont enregistrées par les conseillers en personnel des ORP. Théoriquement, ces données peuvent être manipulées dans

---

<sup>1</sup> Une procédure alternative prévoit la sélection d'une cohorte d'entrée dans le but d'éviter les problèmes liés à l'utilisation des effectifs (stock). On pouvait par exemple sélectionner tous les DD qui ont commencé leur épisode de chômage entre janvier et décembre 1997 (pour prendre en considération des effets saisonniers). Cette méthode a l'avantage d'être plus transparent et simple, mais elle réduit considérablement les cas à analyser. Il ne faudrait d'ailleurs sélectionner qu'une partie des entrées au chômage, en analysant les biographies pour éviter les fausses entrées résultantes d'un chômage à répétition dans un laps de temps bref.

<sup>2</sup> Dans la pratique, nous avons exclu toute personne qui avait reçu plus de 9 jours d'indemnités spéciales.

<sup>3</sup> Chaque fichier statistique contient les informations relatives aux derniers deux ans. Nous n'avons trouvé aucun épisode tronqué à gauche. Autrement dit, nous disposons toujours de la date du début du premier épisode de chômage depuis 1991.

le but de réduire artificiellement la durée moyenne de chômage d'un ORP. Une analyse préliminaire des données a montré que ces corrections (réinscriptions) se font soit le même jour soit les deux jours suivants la radiation du demandeur d'emploi. Nous avons pourtant opté pour fixer un délai de 30 jours, car il correspond souvent à la période d'essai. Enfin, nous avons vérifié la plausibilité des données<sup>4</sup>. Parmi les 53'845 demandeurs d'emploi initialement retenus, 17727 personnes ont été retenues dans l'échantillon final<sup>5</sup>. Environ 17'000 personnes avaient suivi des MMT pendant au moins 10 jours et 11'000 personnes avaient profité du régime du gain intermédiaire pour plus de 5 jours avant janvier 1998.

---

<sup>4</sup> Tout d'abord, nous avons supprimé les enregistrements doubles ou nous avons créé une date d'inscription, si celle-ci n'était présente que dans la carte de radiation du dossier. Par la suite, lorsque plusieurs informations contradictoires étaient présentes dans le système, nous avons adopté un critère chronologique, en retenant les informations plus récentes. Dans les données brutes, on retrouve plusieurs cas différents. Premièrement, on observe des épisodes séquentiels avec une interruption inférieure à la limite fixée. L'épisode corrigé commence ainsi au début du premier épisode et se termine au moment de l'annulation du dossier du deuxième épisode. Deuxièmement, on observe des épisodes avec le même début, mais avec différentes dates de sortie ou avec la même date de sortie, mais des dates d'entrée différentes. Probablement, il s'agit de corrections effectuées à posteriori par le conseiller en personnel. Si le critère chronologique ne permet pas de départager les deux informations, nous considérons l'épisode le plus long. Troisièmement, il existe des épisodes superposés. Autrement dit, le deuxième épisode commence avant que le premier soit terminé. Nous les considérons comme un seul épisode.

<sup>5</sup> Si on compare le nombre moyen de jours au chômage jusqu'à fin janvier et la durée de chômage jusqu'à fin janvier enregistrée dans le système PLASTA pour les demandeurs d'emploi analysés, on obtient une différence statistiquement significative de seulement 4 jours. Même avec les corrections, nos données sont très similaires aux données brutes du système PLASTA.

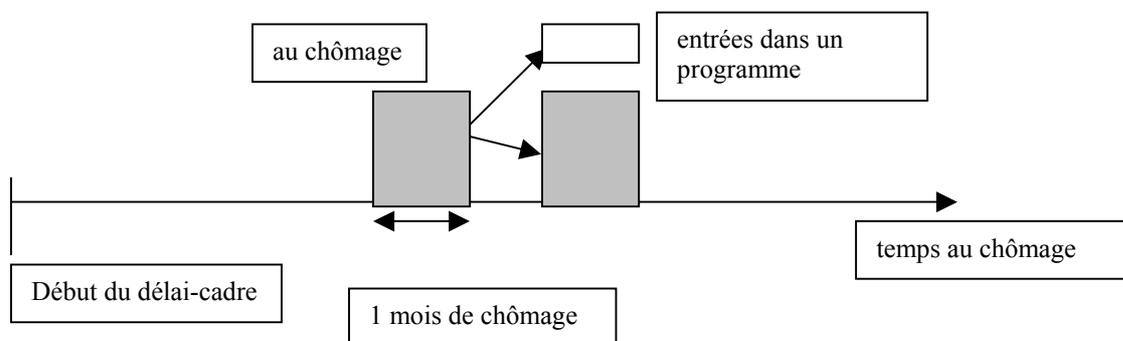
**Tableau A-1: Demandeurs d'emploi traités et non-traités par mois**

	<b>Traités</b>	<b>Non-traités</b>		
	Nombre de DD qui ont commencé un programme pendant ce mois	au chômage au début du mois	Sorties mensuelles	au chômage à la fin du mois
1.98	0	<b>17727</b>	727	17000
2.98	1845	15155	881	14274
3.98	1693	12581	944	11637
4.98	1153	10484	838	9646
5.98	820	8826	721	8105
6.98	574	7531	702	6829
7.98	315	6514	547	5967
8.98	328	5639	500	5139
9.98	257	4882	526	4356
10.98	183	4173	456	3717
11.98	111	3606	394	3212
12.98	42	3170	370	2800
1.99	44	2756	288	2468
2.99	30	2438	264	2174
3.99	27	2147	267	1880
4.99	18	1862	240	1622
5.99	15	1607	184	1423
6.99	18	1405	187	1218
7.99	3	1215	98	1117
8.99	11	1106	79	1027
9.99	10	1017	83	934
10.99	16	918	49	869
11.99	17	852	41	811
12.99	8	803	43	760
1.2000	18	742	27	715
2.2000	12	703	0	703
3.2000	16	687	0	687
4.2000	9	678	0	678
5.2000	10	668	0	668
6.2000	11	657	0	657
7.2000	9	648	0	648
8.2000	6	642	0	642
9.2000	10	632	0	632
10.2000	10	622	0	622
11.2000	7	615	0	615
12.2000	3	612	612	0
<b>Total</b>	<b>7659</b>		<b>10068</b>	

Troisièmement, nous avons ajouté à la banque de données les informations concernant les gains intermédiaires et les participations à des MMT après janvier 1998, afin d'identifier le groupe des demandeurs d'emploi traités. Plus précisément, nous avons classifié les participations à des MMT et les périodes avec un gain intermédiaire par ordre chronologique

et vérifié la plausibilité de ces données par rapport à l'épisode de chômage défini précédemment. 7659 demandeurs d'emploi ont profité pour la première fois d'un instrument de la PAMT après janvier 1998. Deux cas se présentent : la participation se situe à l'intérieur de l'épisode de chômage (96%) ou la participation à une MMT s'est interrompu à cause de la sortie du chômage (abandon de la MMT). Quatrièmement, nous avons vérifié la cohérence entre le début du délai-cadre, le nombre des indemnités normales à disposition, le fait que le demandeur d'emploi soit au chômage en janvier 1998 et le positionnement de la première participation<sup>67</sup>. Un peu plus de 3% des observations ont nécessité une correction du début du délai-cadre<sup>8</sup>. Ainsi, nous avons pu redéfinir l'échelle temporelle à partir du début du délai-cadre (cf. Figure A-1).

**Figure A-1 : Changement de l'échelle du temps**



De l'échantillon de départ de 17727 demandeurs d'emploi, qui attendaient de participer à une première MMT en janvier 1998, nous n'avons retenu que les 17719 demandeurs d'emploi qui était au chômage à la fin de leur 7<sup>ième</sup> mois de chômage (à partir du début du délai-cadre). Parmi eux, 7226 ont profité d'un instrument de la PAMT entre le 8<sup>ième</sup> et le 24<sup>ième</sup> mois de

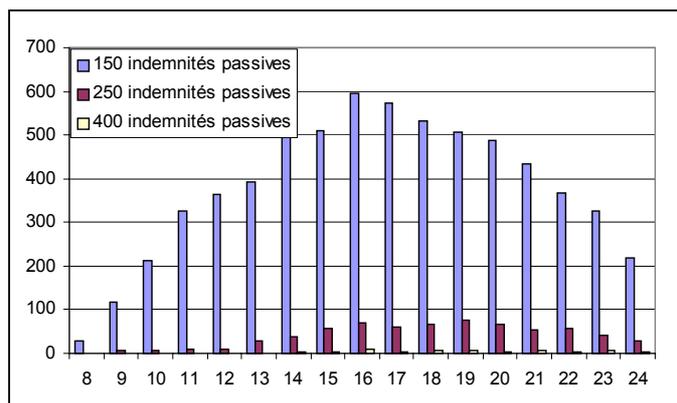
<sup>6</sup> Plus précisément, 85% demandeurs d'emploi de notre échantillon initial de 17727 avaient à disposition 150 jours d'indemnités passives (demandeurs d'emploi de moins de 50 ans), 12% 250 jours d'indemnités passives (demandeurs d'emploi entre 50 et 60 ans) et le reste 400 jours d'indemnités passives (demandeurs d'emploi de plus de 60 ans). Pour les personnes avec 150 jours d'indemnités normales, le début du délai-cadre devrait être compris entre [1.96, 7.97] et la fin entre [1.98, 7.99], pour les personnes avec 250 jours d'indemnités normales, entre [1.96, 1.97] et [1.98, 1.99], pour les personnes avec 400 jours d'indemnités normales entre [1.96, 7.96] et [1.98, 7.98]. Par ailleurs, les demandeurs d'emploi avec à disposition 150 indemnités passives devraient commencer un programme au plus tôt au cours de leur 8<sup>ième</sup> mois de chômage.

<sup>7</sup> A ce stade de la construction de la base de données, nous avons également exclu les 151 demandeurs d'emploi qui pouvaient recevoir des indemnités passives jusqu'à la fin de leur délai-cadre.

<sup>8</sup> Pour le 98% des observations incorrectes, la durée du délai-cadre calculé sur la base de la date du début du délai-cadre et de la fin du délai-cadre dépassait les 2 ans. La date d'inscription au chômage nous a permis certains fois de corriger la date du début du délai-cadre.

chômage<sup>9</sup>. Il s'agit de 94,35% de toutes les premières participations observées avant la fin de décembre 2000. Comme attendu, ce sont surtout les demandeurs d'emploi avec 150 indemnités passives qui commencent un programme déjà pendant le 8<sup>ième</sup> mois de chômage (cf. Graphique A-1).

**Graphique A-1: Nombre de demandeurs d'emploi commençant un programme selon le nombre d'indemnités passives maximales (N=7226)**



Enfin, nous avons intégré les informations agrégées au niveau cantonal qui reflètent la situation sur le marché du travail régional (taux de chômage, rapport des demandeurs d'emploi, risque de chômage, taux de rotation et part des demandeurs d'emploi de longue durée) et qui marquent les différences cantonales issues de la mise en œuvre de la politique du marché du travail dans un système fédéraliste, tels que l'indice de disponibilité des mesures et le type de mesures réalisées ainsi que le degré de délégation des compétences concernant l'attribution des mesures du marché du travail du canton aux conseillers ORP.

La combinaison des informations issues des deux systèmes permet de considérer un nombre important de caractéristiques socio-économiques des demandeurs d'emploi, tels que le sexe, l'état civil, la nationalité (resp. le type permis de séjour pour les étrangers), l'âge, le niveau de qualification (ainsi que la dernière fonction exercée), la maîtrise de la langue du territoire, la disponibilité du demandeur d'emploi à la mobilité géographique, le statut professionnel (en particulier, premier demandeur d'emploi ou demandeur d'emploi reprenant la vie active), le gain assuré (indicateur de la qualité de l'ancien poste de travail), le nombre d'épisodes de

<sup>9</sup> Nous excluons les 3 demandeurs d'emploi qui ont profité d'un instrument de la PAMT avant le début du 8<sup>ième</sup> mois de chômage. Il s'agit très probablement d'une erreur de saisie des données, car ces personnes recevaient en janvier 1998 des indemnités spéciales de remplacement. Ils sont donc supposés avoir épuisé 150 jours indemnités normales.

chômage précédents (ainsi que l'importance des interruptions du chômage, ratio d'activité au moment du début de l'épisode de chômage analysé), le fait que la personne cherche un travail à temps partiel et la branche dans laquelle le demandeur d'emploi cherche un travail, l'appréciation du conseiller en personnel de l'aptitude au placement ainsi que la région de résidence et le mois d'inscription au chômage<sup>10</sup>. Puisque nous avons groupé les demandeurs d'emploi par mois de chômage depuis le début du délai-cadre, nous avons également créé des variables catégorielles avec la durée de chômage depuis la date d'inscription au moment du début du programme.

---

<sup>10</sup> Cette variable nous permet de prendre en considération le fait que certains demandeurs d'emploi sont essentiellement touchés par un chômage saisonnier (notamment les personnes travaillant dans l'hôtellerie et la construction).

## Annexe B. Statistiques descriptives

Variables	Non-traités	Gain intermédiaire	MMT	Différence GI vs. NT	P> t	Différence MMT vs. NT	P> t	Différence MMT vs. GI	P> t
Nombre d'observations	10493	3027	4199						
150 indemnités passives	0.82	0.91	0.89	0.09	0.00	0.07	0.00	-0.02	0.00
250 indemnités passives	0.15	0.08	0.10	-0.07	0.00	-0.05	0.00	0.02	0.00
400 indemnités passives	0.03	0.01	0.01	-0.03	0.00	-0.03	0.00	0.00	0.42
entrée au chômage en janvier	0.13	0.12	0.12	-0.01	0.36	-0.01	0.26	0.00	0.94
...février	0.10	0.07	0.08	-0.02	0.00	-0.02	0.00	0.01	0.34
...mars	0.10	0.08	0.08	-0.02	0.00	-0.02	0.00	0.01	0.30
...avril	0.10	0.09	0.10	-0.01	0.18	0.00	0.74	0.01	0.16
...mai	0.09	0.09	0.09	-0.01	0.34	0.00	0.55	0.01	0.20
...juin	0.07	0.08	0.09	0.00	0.80	0.02	0.00	0.02	0.00
...juillet	0.07	0.05	0.06	-0.01	0.00	-0.01	0.25	0.01	0.12
...août	0.06	0.06	0.05	0.00	0.66	0.00	0.42	-0.01	0.32
...septembre	0.07	0.08	0.07	0.01	0.16	-0.01	0.25	-0.01	0.04
...octobre	0.07	0.09	0.08	0.02	0.00	0.01	0.09	-0.01	0.10
...novembre	0.07	0.09	0.08	0.02	0.00	0.01	0.06	-0.01	0.07
...décembre	0.07	0.10	0.08	0.03	0.00	0.01	0.02	-0.02	0.02
<b>Caractéristiques socio-économiques</b>									
homme	0.54	0.59	0.56	0.05	0.00	0.02	0.02	-0.03	0.00
célibataires	0.26	0.30	0.29	0.04	0.00	0.03	0.00	-0.01	0.28
marié ou séparé	0.62	0.59	0.60	-0.02	0.03	-0.02	0.04	0.00	0.77
divorcé ou veuf(ve)	0.12	0.10	0.11	-0.02	0.01	-0.01	0.21	0.01	0.25
nombre de personnes à charge	1.45	1.55	1.53	0.10	0.00	0.08	0.00	-0.02	0.52
suisse	0.42	0.44	0.42	0.02	0.06	0.00	0.73	-0.02	0.18
italien	0.12	0.10	0.10	-0.02	0.00	-0.02	0.00	0.00	0.94
de ex-Jugoslavie	0.17	0.20	0.18	0.03	0.00	0.01	0.04	-0.02	0.05
portugais	0.06	0.07	0.04	0.00	0.55	-0.02	0.00	-0.03	0.00
espagnol	0.04	0.03	0.03	-0.01	0.08	-0.01	0.00	0.00	0.36
qualifié	0.42	0.43	0.41	0.01	0.27	0.00	0.71	-0.01	0.21
semi-qualifié	0.17	0.19	0.17	0.02	0.04	0.00	0.92	-0.02	0.08
non qualifié	0.41	0.38	0.41	-0.03	0.01	0.00	0.77	0.03	0.01
âge	36.73	34.59	35.63	-2.15	0.00	-1.10	0.00	1.05	0.00
âgé de moins de 29	0.33	0.36	0.32	0.03	0.00	-0.01	0.52	-0.04	0.00
âgé entre 30 - 50 ans	0.56	0.62	0.64	0.06	0.00	0.08	0.00	0.02	0.08
âgé de plus 50	0.17	0.07	0.09	-0.09	0.00	-0.08	0.00	0.02	0.01
langue nationale	0.54	0.55	0.53	0.00	0.75	-0.02	0.04	-0.02	0.07
langue maternelle :	0.22	0.24	0.23	0.02	0.04	0.01	0.05	0.00	0.74
allemand									
français	0.17	0.19	0.17	0.02	0.04	0.00	0.52	-0.02	0.02
italien	0.16	0.12	0.13	-0.03	0.00	-0.03	0.00	0.00	0.72
handicap linguistique	0.14	0.12	0.16	-0.03	0.00	0.01	0.06	0.04	0.00
nombre de langues étrangères	1.34	1.27	1.36	-0.07	0.00	0.02	0.26	0.09	0.00
ne parle aucune langue étrangère	0.18	0.20	0.18	0.02	0.02	0.00	0.68	-0.02	0.02
<b>Situation sur le marché du travail</b>									
Région Lémanique	0.30	0.32	0.25	0.03	0.01	-0.04	0.00	-0.07	0.00

## Annexe B

Espace Mitteland	0.17	0.20	0.22	0.03	0.00	0.04	0.00	0.02	0.07
Suisse Nord occidentale	0.08	0.09	0.11	0.01	0.11	0.03	0.00	0.02	0.03
région Zurich	0.25	0.20	0.23	-0.05	0.00	-0.02	0.00	0.02	0.01
Suisse orientale	0.05	0.06	0.06	0.00	0.41	0.01	0.09	0.00	0.55
Suisse centrale	0.04	0.04	0.05	0.00	0.77	0.01	0.00	0.01	0.01
Tessin	0.10	0.09	0.08	-0.02	0.01	-0.02	0.00	-0.01	0.32
permis annuel	0.14	0.16	0.18	0.02	0.00	0.04	0.00	0.02	0.08
domicile	0.37	0.36	0.33	-0.02	0.11	-0.04	0.00	-0.02	0.04
pas mobil	0.15	0.11	0.10	-0.04	0.00	-0.05	0.00	-0.01	0.20
semi mobil	0.82	0.85	0.86	0.03	0.00	0.04	0.00	0.01	0.44
Situation avant chômage									
gain assuré	3312.40	3443.99	3364.92	131.60	0.00	52.52	0.06	-79.07	0.02
gain assuré maximum	0.02	0.01	0.02	-0.01	0.00	0.00	0.13	0.01	0.01
indépendant	0.01	0.01	0.01	0.00	0.15	0.00	0.19	0.00	0.03
cadre	0.03	0.02	0.04	-0.01	0.00	0.00	0.85	0.01	0.00
spécialiste	0.45	0.47	0.43	0.02	0.02	-0.02	0.02	-0.04	0.00
fonction exercée	0.49	0.47	0.50	-0.02	0.12	0.01	0.22	0.03	0.02
auxiliaire									
apprentis	0.01	0.02	0.02	0.01	0.00	0.01	0.02	0.00	0.36
étudiant	0.01	0.00	0.01	0.00	0.15	0.00	0.87	0.00	0.28
travail à la maison	0.00	0.00	0.00	0.00	0.53	0.00	0.43	0.00	0.25
avant actif occupé	0.90	0.88	0.88	-0.03	0.00	-0.02	0.00	0.00	0.77
premier demandeur d'emploi	0.01	0.01	0.03	0.00	0.80	0.01	0.00	0.01	0.00
reprend une activité professionnelle	0.04	0.03	0.05	-0.01	0.01	0.01	0.17	0.01	0.00
secteur primaire	0.01	0.02	0.01	0.01	0.00	0.00	0.63	-0.01	0.02
secteur secondaire	0.27	0.33	0.27	0.06	0.00	0.00	0.92	-0.06	0.00
secteur tertiaire	0.71	0.65	0.71	-0.07	0.00	0.00	0.98	0.07	0.00
branche économique :									
restauration et hébergement (57)	0.16	0.14	0.15	-0.01	0.06	0.00	0.61	0.01	0.22
consulting, informatique (75)	0.07	0.08	0.07	0.01	0.03	0.00	0.34	-0.01	0.24
services personnels (76)	0.04	0.03	0.03	-0.01	0.11	-0.01	0.00	0.00	0.35
services de santé (83)	0.03	0.03	0.03	0.00	0.63	0.00	0.92	0.00	0.62
bâtiment et génie civil (41-42)	0.11	0.16	0.10	0.05	0.00	-0.01	0.02	-0.07	0.00
commerce (51-56)	0.15	0.14	0.15	-0.01	0.05	0.00	0.66	0.01	0.17
transports, communication (61-66)	0.03	0.03	0.03	-0.01	0.11	0.00	0.32	0.01	0.03
banques, assurances (71-72)	0.03	0.02	0.02	-0.01	0.07	0.00	0.33	0.00	0.45
autres services (84-89)	0.05	0.05	0.05	0.00	0.43	0.00	0.79	0.00	0.63
administration publique (91-93)	0.06	0.04	0.05	-0.02	0.00	-0.01	0.02	0.01	0.01
Profession exercée :									
dessin technique (64)	0.03	0.04	0.03	0.01	0.03	0.00	0.42	-0.01	0.18
de la santé (85)	0.03	0.03	0.03	0.00	0.56	0.00	0.91	0.00	0.68
sans profession (96)	0.06	0.06	0.07	0.00	0.86	0.01	0.03	0.01	0.11
métaux et industrie (41-48)	0.07	0.09	0.07	0.02	0.00	0.00	0.64	-0.02	0.00
bâtiment (51-53)	0.09	0.13	0.08	0.05	0.00	-0.01	0.11	-0.05	0.00

## Annexe B

bureau et administration (68-69)	0.12	0.09	0.11	-0.02	0.00	-0.01	0.15	0.02	0.03
vente (70-71)	0.08	0.07	0.09	-0.01	0.03	0.00	0.73	0.01	0.03
restauration et hébergement (78-79)	0.18	0.16	0.19	-0.03	0.00	0.01	0.39	0.03	0.00
transports (73,74,77)	0.03	0.04	0.03	0.00	0.46	0.00	0.41	-0.01	0.20
sécurité et nettoyage (80,81, 84)	0.06	0.05	0.05	-0.01	0.01	-0.01	0.00	0.00	0.65
Profession désirée :									
dessin technique	0.03	0.04	0.03	0.01	0.00	0.01	0.04	0.00	0.28
santé	0.03	0.04	0.03	0.00	0.71	0.00	0.97	0.00	0.77
sans profession	0.06	0.05	0.07	-0.01	0.13	0.00	0.30	0.01	0.03
métaux et industrie	0.07	0.09	0.07	0.02	0.00	0.00	0.88	-0.02	0.00
bâtiment	0.08	0.13	0.07	0.05	0.00	-0.01	0.07	-0.06	0.00
bureau et administration	0.12	0.09	0.12	-0.03	0.00	0.00	0.94	0.03	0.00
vente	0.10	0.09	0.10	-0.01	0.11	0.00	0.75	0.01	0.27
restauration et hébergement	0.15	0.13	0.14	-0.02	0.00	-0.01	0.08	0.01	0.22
transport	0.04	0.04	0.04	0.00	0.95	0.00	0.82	0.00	0.91
sécurité et nettoyage	0.06	0.05	0.05	-0.02	0.00	-0.01	0.07	0.01	0.14
reste dans même groupe de profession (à 2 chiffres)	0.73	0.72	0.69	-0.01	0.33	-0.04	0.00	-0.03	0.00
recherche un travail à temps partiel	0.19	0.14	0.14	-0.05	0.00	-0.05	0.00	0.01	0.52
<b>facile à placer</b>	<b>0.14</b>	<b>0.17</b>	<b>0.13</b>	<b>0.03</b>	<b>0.00</b>	<b>-0.01</b>	<b>0.09</b>	<b>-0.04</b>	<b>0.00</b>
<b>aptitude au placement moyenne</b>	<b>0.48</b>	<b>0.55</b>	<b>0.51</b>	<b>0.08</b>	<b>0.00</b>	<b>0.04</b>	<b>0.00</b>	<b>-0.04</b>	<b>0.00</b>
<b>difficile à placer</b>	<b>0.33</b>	<b>0.24</b>	<b>0.32</b>	<b>-0.10</b>	<b>0.00</b>	<b>-0.02</b>	<b>0.05</b>	<b>0.08</b>	<b>0.00</b>
épisodes de chômage précédents	0.25	0.29	0.27	0.04	0.00	0.02	0.02	-0.02	0.14
jours sans chômage depuis la première inscription au chômage	172.93	206.63	185.94	33.71	0.00	13.02	0.05	-20.69	0.02
ratio d'activité depuis 1991	0.85	0.83	0.83	-0.02	0.00	-0.02	0.00	0.01	0.26
durée de U	772.11	789.11	846.52	17.00	0.03	74.41	0.00	57.41	0.00
durée de U depuis le début du délai-cadre	25.73	25.38	26.31	-0.35	0.07	0.58	0.00	0.93	0.00

### **Annexe C. Sélection des demandeurs d'emploi traités**

La qualité de l'appariement dépend considérablement de la spécification du modèle de participation. En Suisse, une personne qui participe à une MMT est une personne qui a droit à une telle mesure, connaît l'offre, demande à être admise (ou répond favorablement à la proposition du conseiller en personnel de l'ORP) et y est acceptée. Tous les demandeurs d'emploi au chômage bénéficient d'un conseil intensif. Ainsi, les ORP, et en particulier les conseillers en personnel, jouent un rôle crucial dans le processus de sélection. Ils informent les demandeurs d'emploi sur les mesures organisées par les centres cantonaux pour la logistique des MMT, ils recommandent la mesure appropriée. Ils contrôlent les critères d'admission et leur approbation est toujours requise pour l'autorisation définitive à participer à une MMT<sup>11</sup>. Dans la période d'activation (après la période d'indemnisation passive), les conseillers poussent les demandeurs d'emploi à participer à une MMT, en les menaçant de sanctions.

Se pose donc la question de savoir quelles variables peuvent influencer la décision de participer à une MMT du candidat, et par suite, les variables qui peuvent influencer la décision du conseiller en personnel de l'ORP de proposer ou d'autoriser la participation. Tout d'abord, on peut s'attendre à ce que le demandeur d'emploi qui escompte augmenter son utilité future (par exemple en augmentant ses chances de trouver un emploi ou ses gains futurs) décide de participer à une MMT. Le demandeur d'emploi proposera donc une MMT, lorsque sa valeur actuelle de l'utilité additionnelle relative à la participation à une MMT est positive<sup>12</sup>. Dans ce *processus d'auto sélection*, il semble plausible que la personne essaie de maximiser la valeur actuelle des flux des revenus futurs. Dans un modèle de capital humain, où le capital humain supplémentaire résultant de la participation à une MMT augmente la productivité individuelle et donc le salaire, on s'attend, toutes choses égales par ailleurs, que l'âge réduise la probabilité de participer à une MMT. En effet, le capital humain supplémentaire sera rentable sur une plus courte période pour les personnes approchant l'âge de la retraite que pour les jeunes. La décision de participer à une MMT devrait également être influencée par le sexe, l'état civil, le niveau d'éducation, la nationalité et la qualification de l'individu, car ces

---

<sup>11</sup> Dans certains cantons, l'approbation du centre pour la logistique des MMT est également nécessaire.

<sup>12</sup> En utilisant la méthode « present-value », la décision de s'inscrire est déterminée par les bénéfices, le taux d'escompte et les coûts. Le taux d'escompte est à son tour influencé par l'attitude psychologique. Les personnes orientées sur le présent (taux d'escompte élevé) sont moins susceptibles de participer à une MMT que les personnes qui regardent vers l'avant, indépendamment de tous autres

caractéristiques influencent le rendement de l'investissement en capital humain. Cette hypothèse est étayée en particulier par le fait que les rendements de la formation sont différents entre les femmes et les hommes et entre les Suisses et les étrangers (cf. Wolter et al., 1997).

La décision de participer à une MMT dépend aussi des *coûts directs et indirects* d'une MMT. Pour le MMT, tous les coûts monétaires directs, comme les frais de transport et de matériel, sont supportés par l'assurance-chômage. La participation à une MMT entraîne cependant aussi des coûts psychologiques. Bien que ces coûts ne soient pas aisément observables, il est probable qu'ils sont liés aux capacités individuelles. Les personnes apprenant facilement et réussissant bien dans les cours auront plus de plaisir à participer aux MMT que les autres. Cet aspect est particulièrement important pour les personnes d'un certain âge: n'y ayant plus participé depuis longtemps à des mesures de formation, elles ont perdu l'habitude d'apprendre. Les coûts indirects (coûts d'opportunité) consistent principalement en revenus et/ou loisirs perdus. La participation à des MMT ne comporte pas une perte de revenu, car les demandeurs d'emploi sont au chômage et reçoivent des allocations chômage. Dans le cas du gain intermédiaire, l'exercice permet même d'améliorer la situation financière du demandeur d'emploi. Jusqu'en 1999, la participation à un programme d'emploi temporaire améliorait aussi le niveau des allocations AC, car elle donnait droit à des «allocations de compensation» (sur la base du calcul du gain intermédiaire). Par contre, on notera que pour certaines femmes la participation à une MMT a un coût important en termes de temps. Si elles doivent s'occuper de leurs enfants, il se peut que seul un salaire normal leur permette de payer pour la garde de ses enfants ; d'où la difficulté pour les femmes avec un bas gain assuré de participer à des mesures de formation.

En dehors de la théorie du capital humain, la participation à une MMT peut être interprétée par l'employeur, ayant des informations incomplètes sur la rentabilité future du demandeur d'emploi, comme un *signal* de sa motivation et de sa capacité d'apprendre. Celui-ci pourra ainsi améliorer sa position parmi les candidats et accéder à poste mieux rémunéré. La décision d'un chômeur de participer à une MMT peut être donc de ce fait influencée par la réputation de la MMT. En Suisse, l'effet de signal, s'il est positif, est très faible, car un demandeur d'emploi peut être désormais contraint de participer à une MMT. Il peut même être négatif si

---

facteurs. En outre, elles préféreraient une formation en cours d'emploi avec des effets à court terme à

la réputation de la MMT n'est pas très bonne. Jusqu'à maintenant nous avons argué que la perspective d'avoir de meilleures chances de retrouver un emploi et de d'améliorer ses revenus sur le long terme était la principale motivation des personnes décidant de participer à une MMT. Mais certaines fois, la formation est acquise simplement à des fins de consommation (*motivation hédoniste*). Par exemple, les cours d'informatique attirent sans doute un certain nombre de personnes simplement désireuses d'apprendre à utiliser les nouvelles technologies. Dans ce contexte, le niveau de formation devrait jouer un rôle. Par ailleurs, la décision de participer dépend aussi du sens des responsabilités des demandeurs d'emploi (faire son devoir). Main and Shelly (1990) ont montré que la participation au « Scottish Young Training Scheme » était directement liée aux conditions locales de chômage et n'avait que peu à voir avec des motivations personnelles.

La *durée du chômage* influence certainement la décision de participer à une MMT, notamment à un programme d'emploi temporaire. Pour de nombreux participants, le besoin d'avoir une activité est la motivation première. Participer à une MMT équivaut à interrompre l'inactivité ressentie comme oppressante. Mikkonen (1995), s'appuyant sur une étude représentative pour la Finlande, montre que le facteur principal quant à la décision de demander des MMT, est le désir d'améliorer ses compétences pour augmenter ses capacités professionnelles. Puis viennent, par ordre d'importance, le désir d'auto éducation, le besoin de trouver une occupation et de faire quelque chose de plus qu'être simplement au chômage. Environ un quart des participants à des mesures de formation voulaient rompre avec l'inactivité. Le chômage de longue durée incite donc à participer à une MMT, car ces dernières offrent une activité organisée, un rythme normal à la vie de tous les jours et des contacts sociaux. Zweimüller et Winter-Ebmer (1996) ont en particulier montré que la durée de la période de chômage jusqu'à l'entrée dans le programme de formation ainsi que le nombre de périodes de chômage pendant les dernières trois années augmentent considérablement le taux de participation. Le modèle utilisé dans cette analyse empirique est construit de telle façon que nous ne comparons que des personnes qui sont au chômage depuis le même nombre de mois.

---

une formation plus scolaire s'étendant sur 2 ou 3 ans mais ayant des effets à plus long terme.

Du point de vue du conseiller ORP, la décision quant à la participation dépend, d'une part, de la possibilité d'améliorer l'employabilité du demandeur d'emploi et, d'autre part, de l'offre limitée en MMT. Ce rationnement de l'offre en MMT accroît d'ailleurs la marge de manœuvre des conseillers en personnel<sup>13</sup>. Actuellement, les ORP sont aussi jugés sur la base de leurs résultats en termes de réinsertion des demandeurs d'emploi. Ils pourraient donc être tentés de choisir les meilleurs demandeurs d'emploi parmi les candidats possibles. Heckman et al. (1997) ont montré que, bien que les centres de formation locaux (sous le système JTPA) étaient récompensés en espèces en fonction des niveaux d'emploi et des salaires atteints par leurs clients à la fin du programme, les collaborateurs du service public d'emploi préféraient accepter les candidats les moins aptes au placement plutôt que les plus aptes, même s'ils rapportent également quelques cas de collaborateurs acceptant les candidats dont ils attendent qu'ils retirent davantage du programme. Toujours est-il que l'analyse américaine met au jour une préférence marquée des collaborateurs pour les candidats désavantagés. On notera qu'en Suisse en 1998, les conseillers ne disposaient pas d'instruments pour les aider dans leurs décisions. Le conseiller en personnel ne disposait ni d'un outil l'aidant à estimer le risque du demandeur d'emploi de devenir chômeurs de longue durée ou d'arrivée en fin de droit, ni d'informations sur le succès des MMT en termes de réinsertion selon les différents types de demandeurs d'emploi (voir systèmes de profilage, Curti et Schweri, 1999<sup>14</sup>).

---

<sup>13</sup> Heckman et al. (1997) ont énuméré les arguments en faveur de cette marge de manœuvre : l'accès à des informations contextuelles (facteurs subjectifs, comme l'attitude, la persévérance des demandeurs d'emploi) et relatives aux programmes et à leurs coûts.

<sup>14</sup> Certains systèmes de profilage statistique permettraient d'aider le conseiller en personnel dans ses décisions. Il faut cependant être conscient que ces systèmes ne permettent pas de considérer les variables non mesurables et/ou non observables, comme par exemple les compétences sociales et la motivation des demandeurs d'emploi. En Suisse, dans le système PLASTA, on ne dispose toujours pas du niveau de formation du chômeur. Tout système de profilage présente donc une certaine marge d'erreur.

**Annexe D. L'appariement**

L'estimation des probabilités à participer à une MMT ou à profiter du régime du gain intermédiaire a été réalisée sur la base d'un modèle de type probit bivarié. Par la suite, chaque demandeur d'emploi qui a commencé un gain intermédiaire ou une MMT entre le 8<sup>ième</sup> et le 24<sup>ième</sup> mois de chômage a été apparié avec un demandeur d'emploi qui n'a pas accédé au traitement jusqu'à ce mois sur la base de sa propension à accéder à un gain intermédiaire et sa propension à participer à une MMT. La mesure de distance entre les propensions des deux individus utilisée est la distance de Mahalanobis avec un degré de tolérance prédéfinie (pour l'algorithme de l'appariement, cf. Tableau D-1). On notera que la distribution de la probabilité de profiter du régime du gain intermédiaire pour les participants doit partager au moins partiellement le support avec la distribution du groupe témoin naïve, afin que l'appariement puisse se faire (problème du support commun). L'appariement est d'ailleurs rendu difficile par rapport à la situation avec un seul type de programme, car il se base sur deux probabilités. Nous avons vérifié l'existence d'un support commun.

**Tableau D-1 : Algorithme de l'appariement**

Etape 1:	Pour chaque intervalle de chômage $n$ [8-10, 11-12, 13-14, ..., 24] : Spécifier le modèle de type probit bivarié et estimer les probabilités de participer à une MMT ou de profiter du régime du gain intermédiaire $[P_{MMT}, P_{GI}]$
Etape 2:	Eliminer les observations avec des probabilités inférieures à 0.001 de participer à un des 2 programmes
Etape 3:	Pour chaque type de programme : <ul style="list-style-type: none"> <li>a) Choisir une observation parmi les participants et l'éliminer de ce groupe.</li> <li>b) Trouver une observation parmi le groupe des demandeurs d'emploi non-traités la plus près possible de l'observation choisie en termes de <math>[P_{MMT}, P_{GI}]</math> sur la base de la distance de Mahalanobis à l'intérieur du support commun. Cette observation n'est pas à effacer, car elle peut être réutilisée par la suite.</li> <li>c) Répéter a) et b) pour tous les participants.</li> <li>d) Calculer la valeur de la moyenne pour chaque indicateur de succès pour le groupe témoin construit sous c).</li> <li>e) Calculer l'effet causal moyen du traitement pour les demandeurs d'emploi traités qui ont commencé le traitement pendant l'intervalle de chômage <math>n</math> comme différence entre l'indicateur de succès pour le groupe traité et le groupe témoin.</li> <li>f) Répéter a) – e) pour tous les intervalles de chômage</li> <li>g) Calculer l'effet causal moyen du traitement sur tous les demandeurs d'emploi traités entre le 8<sup>ième</sup> et le 24<sup>ième</sup> mois de chômage comme une moyenne pondérée des effets calculés sous f).</li> </ul>

Par la suite, nous avons vérifié la qualité de l'appariement par l'analyse du pourcentage des participants qui ont pu être appariés, par le nombre de fois que les demandeurs d'emploi non-traités

ont été utilisés (l'appariement se fait avec remplacement) et par l'analyse des statistiques descriptives pour le groupe des demandeurs d'emploi traités et pour le groupe témoin. Par souci de brièveté, nous ne présentons que l'appariement des demandeurs d'emploi qui ont commencé un gain intermédiaire entre le 8<sup>ième</sup> et le 24<sup>ième</sup> mois de chômage (les analyses pour les autres appariements sont à disposition de l'auteur pour consultation).

Le tableau suivant montre pour chaque intervalle de temps, l'appariement nous a permis d'identifier une observation contrefactuelle avec les mêmes propensions à participer à une MMT ou de profiter d'un gain intermédiaire pour environ le 90% des demandeurs d'emploi traités, ceci dépend fortement du degré de tolérance fixé (de 0.4, cf. infra). Si nous analysons par exemple l'appariement pour les demandeurs d'emploi qui ont commencé un gain intermédiaire entre le 11<sup>ième</sup> et le 12<sup>ième</sup> mois de chômage, nous observons que la probabilité d'accéder au traitement varie entre le 0, 2% et le 15% pour les 233 demandeurs d'emploi traités, alors qu'elle varie entre le 0% et le 8,3% pour le 99% des 16904 demandeurs d'emploi qui sont encore en attente d'un premier instrument à la fin du 12<sup>ième</sup> mois de chômage. Puisque pour 95% des demandeurs d'emploi traités la probabilité d'accéder au traitement est inférieure à 9,5%, nous pouvons créer 225 appariements. En outre, nous observons que la grande majorité des demandeurs d'emploi non-traités n'a été utilisé qu'une fois dans le groupe témoin (94%). Si une observation était utilisée beaucoup de fois, les résultats finaux dépendraient trop fortement de cette observation. Enfin, on notera que 28% des membres du groupe témoin profitent par la suite d'un instrument de la PAMT ; ceci n'est pas étonnant, car avec l'appariement on identifie les demandeurs d'emploi qui ont une propension à profiter du traitement similaire à celle des participants.

**Tableau D-1 : Appariement**

Mois de l'appariement	Traités	Non-traités	in %
8-10	113	100	0.88
11-12	233	225	0.97
13-14	386	377	0.98
15	257	245	0.95
16	252	238	0.94
17	280	259	0.93
18	250	238	0.95
19	232	218	0.94
20	236	228	0.97
21	205	199	0.97
22-23	417	399	0.96
24	166	146	0.88
<b>Total</b>	<b>3027</b>	<b>2872</b>	<b>0.95</b>
<b>Nombre de fois utilisé</b>			
1		2705	0.94
2		158	0.06
3		9	0.00
<b>Participation successive</b>		809	0.28

La qualité de l'appariement est à considérer comme bonne, car la différence absolue standardisée entre les moyennes du groupe des demandeurs d'emploi traités et du groupe témoin ne dépasse les 3% que pour très peu de covariables. Plus précisément, nous constatons que l'appariement a permis par exemple d'égaliser la part des demandeurs d'emploi avec 150 indemnités passives. Avant appariement, 81,8% des 10493 demandeurs d'emploi, qui n'ont pas accédé au traitement avant la fin du délai-cadre, avaient à disposition 150 jours d'indemnités normales, alors que c'était le 91,2% pour les demandeurs d'emploi qui ont profité d'un gain intermédiaire. Après appariement, la part des demandeurs d'emploi avec 150 indemnités est de 90,9% parmi les demandeurs d'emploi traités et de 90,4% parmi les non-traités. La différence absolue résiduelle est inférieure à 1 point pourcentage correspondant à environ 1,7% de l'écart moyen des moyennes (différence absolue standardisée). Ce 1,7% peut être interprété comme le biais résiduel. En particulier, on notera que l'appariement a permis de rapprocher l'âge moyen (35 ans), l'aptitude au placement (25% sont difficiles à placer) et l'histoire récente au chômage (nombre d'épisodes de chômage et taux d'activité depuis 1991) des deux groupes. Par ailleurs, 13% des demandeurs d'emploi avec un gain intermédiaire souhaitaient travailler dans la construction. Après appariement, 13,8% des demandeurs d'emploi du groupe témoin souhaitaient travailler dans ce groupe de professions. La différence absolue standardisée était de 4,3%. L'appariement n'a pas permis de supprimer complètement le biais de sélection, mais l'a réduit considérablement. Enfin, il

faut remarquer que la qualité de l'appariement peut être améliorée par une réduction du degré de tolérance dans l'appariement. Mais ceci signifie une réduction des appariements réalisés. Nous avons opté pour un degré de tolérance qui nous permette de réaliser un nombre important d'appariements, afin d'obtenir l'effet causal moyen du traitement sur l'ensemble des participants.

Tableau D-2 : Statistiques descriptives pour contrôler la qualité de l'appariement

Variables	Traités moyenne	Groupe témoin moyenne	Différence absolue	Diff. standardisée
Nombre d'observations	2872	2872		
Propension à profiter d'un GI	0.046	0.046	0.000	0.074
Propension à participer à une MMT	0.042	0.042	0.000	0.083
150 jours d'indemnités normales	0.909	0.904	0.005	1.673
Entré au chômage en janvier	0.125	0.132	-0.007	-2.081
...en février	0.077	0.078	-0.001	-0.261
...en mars	0.078	0.069	0.009	3.333
...en avril	0.093	0.093	0.000	0.120
...en mai	0.087	0.095	-0.008	-2.788
...en juin	0.074	0.074	0.000	0.000
...en juillet	0.056	0.055	0.000	0.152
...en septembre	0.082	0.078	0.004	1.412
...en octobre	0.090	0.088	0.001	0.489
...en novembre	0.089	0.083	0.006	1.987
...en décembre	0.095	0.089	0.006	2.050
homme	0.580	0.591	-0.011	-2.261
célibataire	0.297	0.305	-0.007	-1.594
marié ou séparé	0.597	0.584	0.014	2.832
nombre de personnes à charge	1.537	1.511	0.026	1.796
suisse	0.438	0.434	0.004	0.842
italien	0.107	0.111	-0.003	-1.117
de l'ex- Yougoslavie	0.195	0.198	-0.003	-0.788
portugais	0.067	0.062	0.005	1.841
espagnol	0.030	0.027	0.002	1.468
qualifié	0.427	0.428	-0.001	-0.141
non qualifié	0.389	0.373	0.016	3.298
cadre	0.024	0.025	0.000	-0.225
spécialiste	0.473	0.470	0.003	0.697
avec une fonction d'auxiliaire	0.470	0.475	-0.005	-0.907
âge au début du délai-cadre	34.674	34.525	0.149	1.557
âge carrée	1293.039	1285.468	7.571	1.057
log du gain assuré	8.046	8.056	-0.009	-2.020
Région Lémanique	0.319	0.314	0.005	1.048
Espace Mittelland	0.198	0.212	-0.014	-3.362
Suisse Nord occidentale	0.089	0.092	-0.002	-0.728
région Zurich	0.057	0.053	0.004	1.677
Suisse orientale	0.212	0.216	-0.004	-0.934
Tessin	0.091	0.085	0.006	2.086
avec permis annuel	0.158	0.153	0.005	1.249
avec domicile	0.360	0.362	-0.002	-0.435
avant actif occupé	0.888	0.891	-0.003	-0.888
reprënd une activité prof.	0.034	0.031	0.004	2.158
allemand	0.237	0.237	0.000	-0.082
français	0.184	0.188	-0.004	-1.073
italien	0.130	0.131	-0.001	-0.310
avec un handicap linguistique	0.116	0.119	-0.003	-0.973
nombre de langues étrangères	1.282	1.264	0.018	1.936
pas mobil géographiquement	0.112	0.110	0.002	0.666
semi mobil	0.850	0.853	-0.003	-0.881

## Annexe D

secteur secondaire	0.324	0.332	-0.008	-1.706
secteur tertiaire	0.660	0.654	0.006	1.173
profession désirée : métallurgie	0.089	0.095	-0.006	-2.043
construction	0.123	0.138	-0.015	-4.346
dessin technique	0.037	0.033	0.004	2.094
bureau et administration	0.091	0.091	0.000	-0.121
vente	0.093	0.089	0.003	1.089
transport	0.037	0.040	-0.002	-1.267
restauration et hôtellerie	0.130	0.123	0.006	1.886
sécurité et nettoyage	0.048	0.046	0.003	1.316
sanitaire	0.036	0.039	-0.002	-1.284
sans profession	0.054	0.059	-0.005	-2.113
changement de groupe de prof.	0.718	0.721	-0.003	-0.775
recherche un travail à temps partiel	0.140	0.134	0.006	1.719
aptitude au placement moyenne	0.549	0.545	0.004	0.839
difficile à placer	0.245	0.248	-0.003	-0.727
nombre d'épisodes de chômage précédents	0.283	0.287	-0.004	-0.894
ratio d'activité	0.829	0.825	0.004	1.334
ratio de disponibilité des MMT	13.559	13.569	-0.010	-0.325
ratio de disponibilité des cours	4.462	4.435	0.027	2.210
priorité aux mesures de formation	0.341	0.339	0.002	2.114
indice de centralisation pour les MMT	0.260	0.264	-0.004	-1.687
indice pour la qualité du service du conseil	1.061	1.059	0.002	0.677
taux de chômage cantonal en 1998	0.045	0.045	0.000	1.107
demandeurs d'emploi en 1998	0.071	0.071	0.000	1.209
risque de chômage en 1998	7.443	7.422	0.021	1.109
taux de rotation en 1998	10.922	10.911	0.011	0.601
part des demandeurs d'emploi de longue durée	42.922	42.922	0.000	0.001

Annexe E. Les résultats  
 Figure E-1.1 Le taux d'emploi mensuel selon le mois du début du programme (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 8-10 mois)

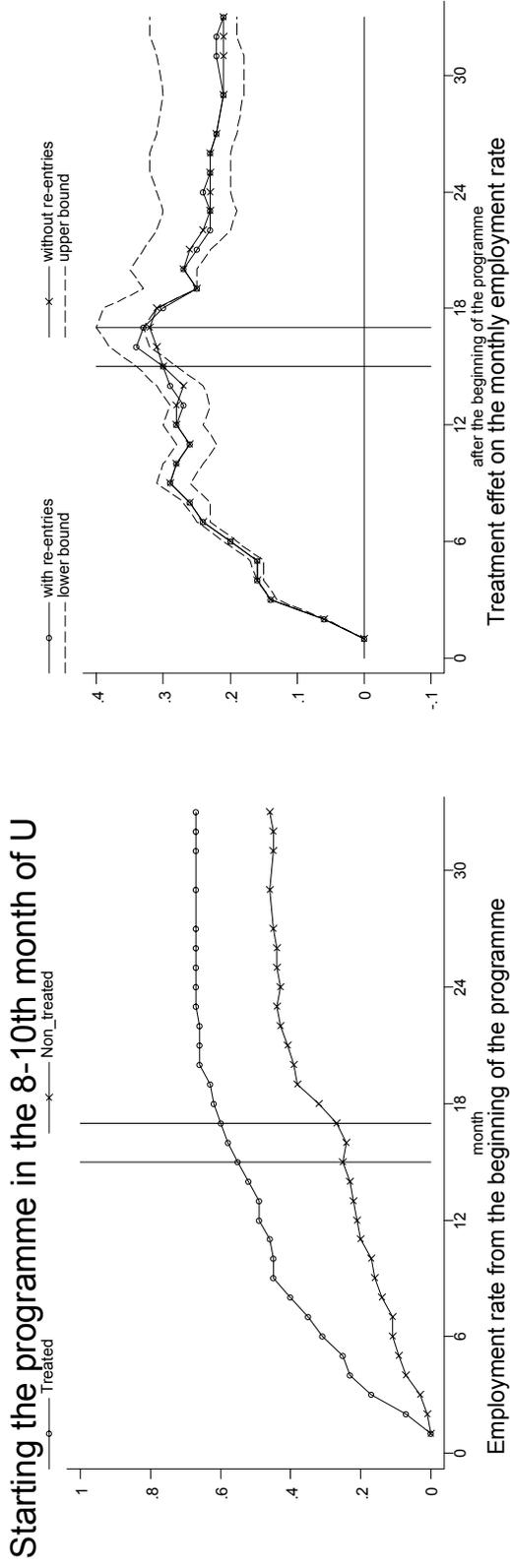
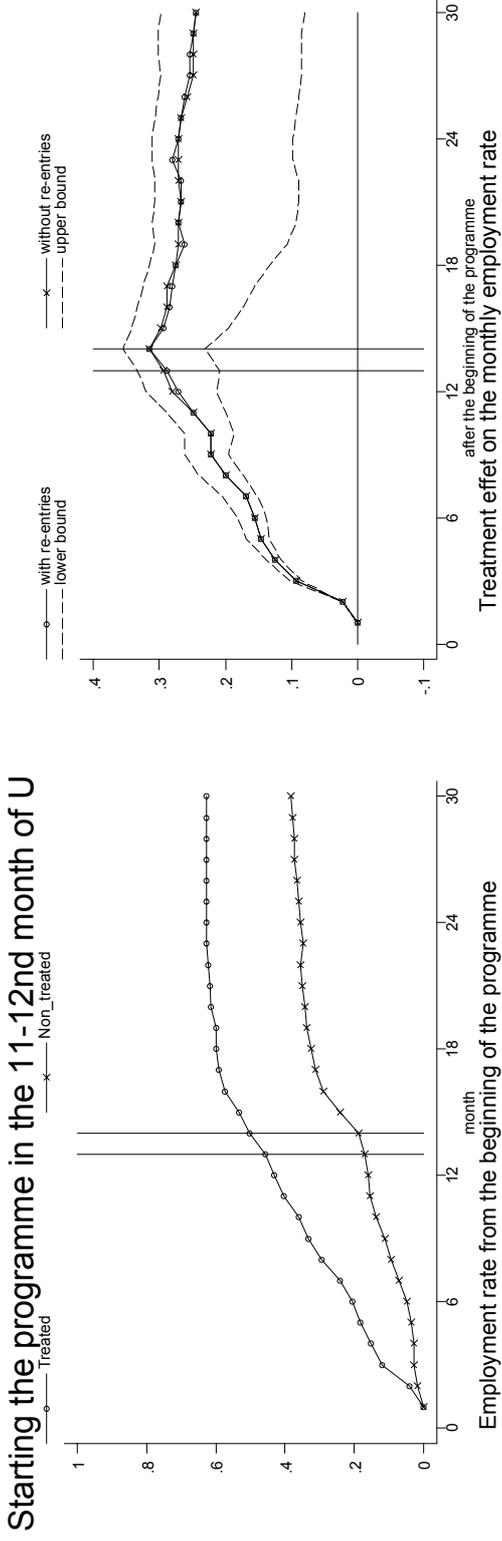


Figure E-1.2 Le taux d'emploi mensuel selon le mois du début du programme (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 11-12 mois)



Annexe E

Figure E-1.3 Le taux d'emploi mensuel selon le mois du début du programme (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 13-14 mois)

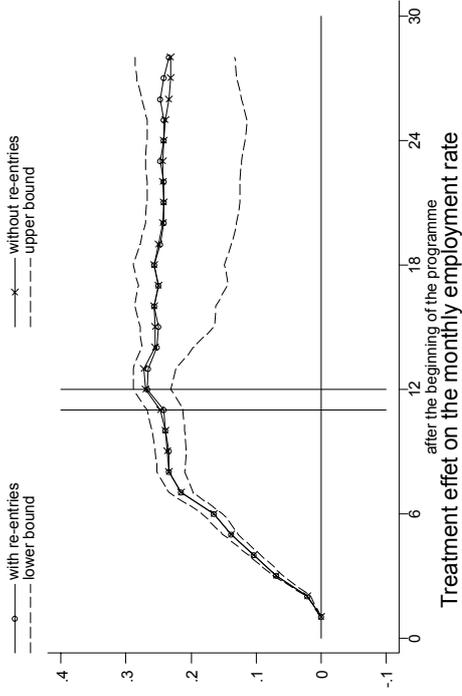
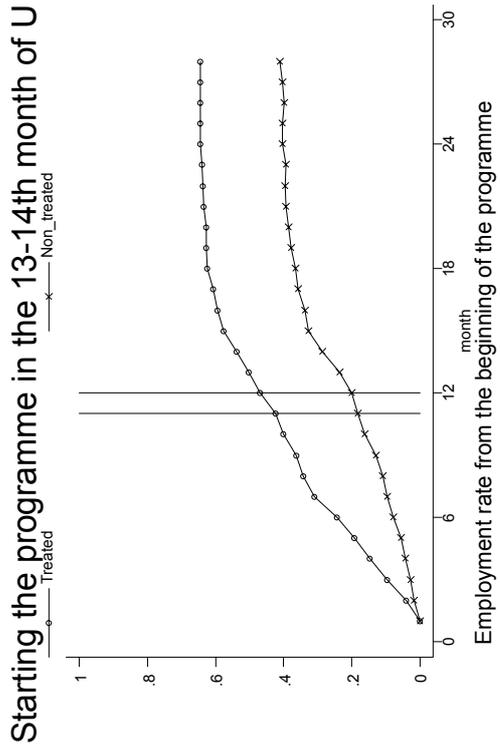
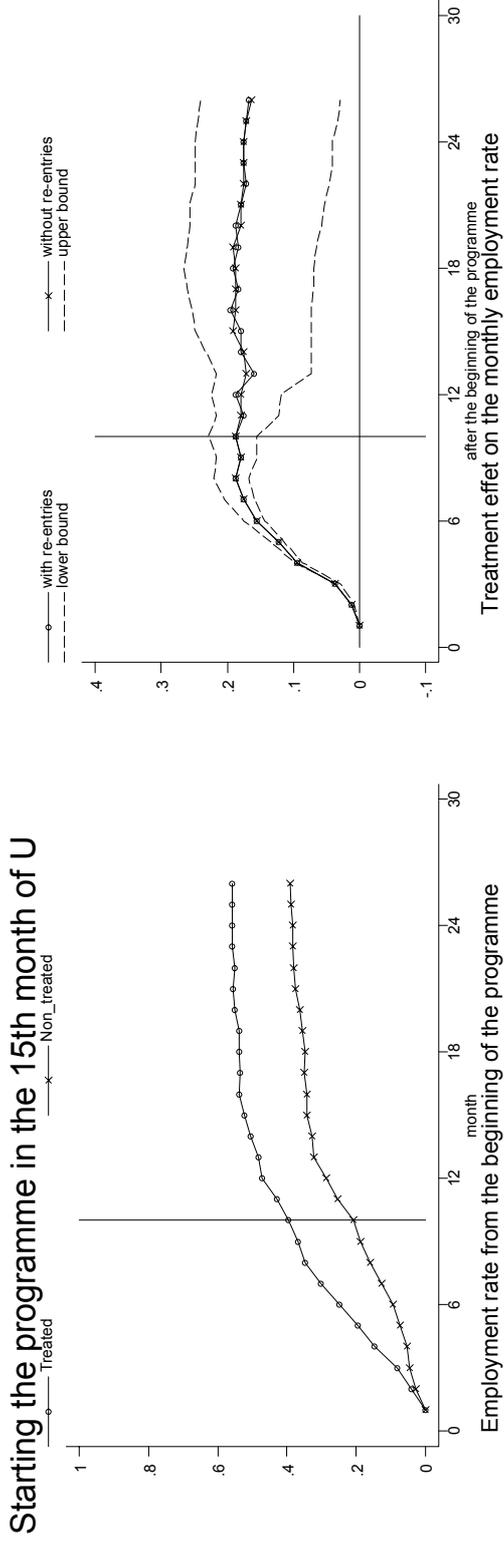
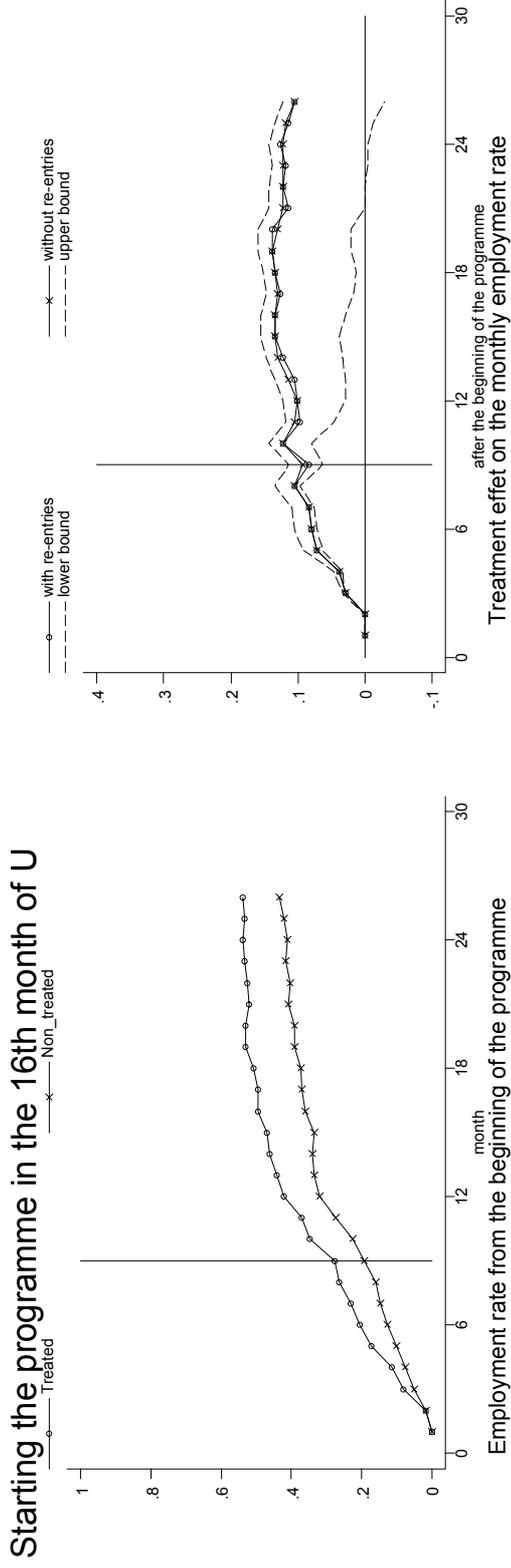


Figure E-1.4 Le taux d'emploi mensuel selon le mois du début du programme (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 15 mois)



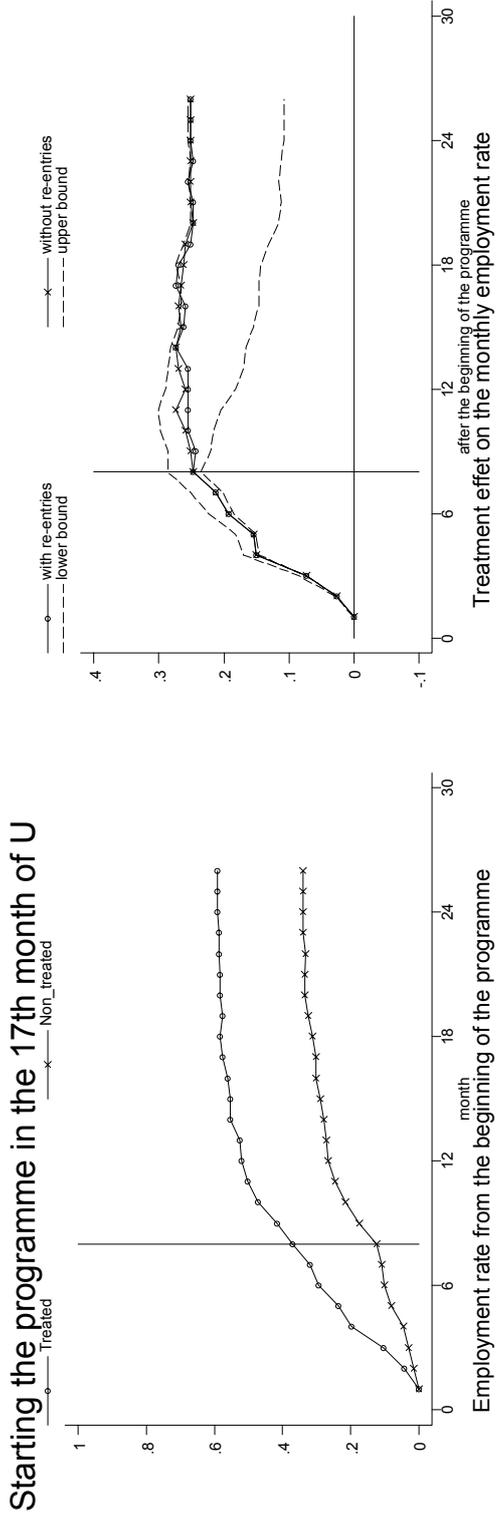
Annexe E

Figure E-1.5 Le taux d'emploi mensuel selon le mois du début du programme (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 16 mois)



Annexe E

Figure E-1.6 Le taux d'emploi mensuel selon le mois du début du programme (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 17 mois)



Annexe E

Figure E-1.7 Le taux d'emploi mensuel selon le mois du début du programme (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 18 mois)

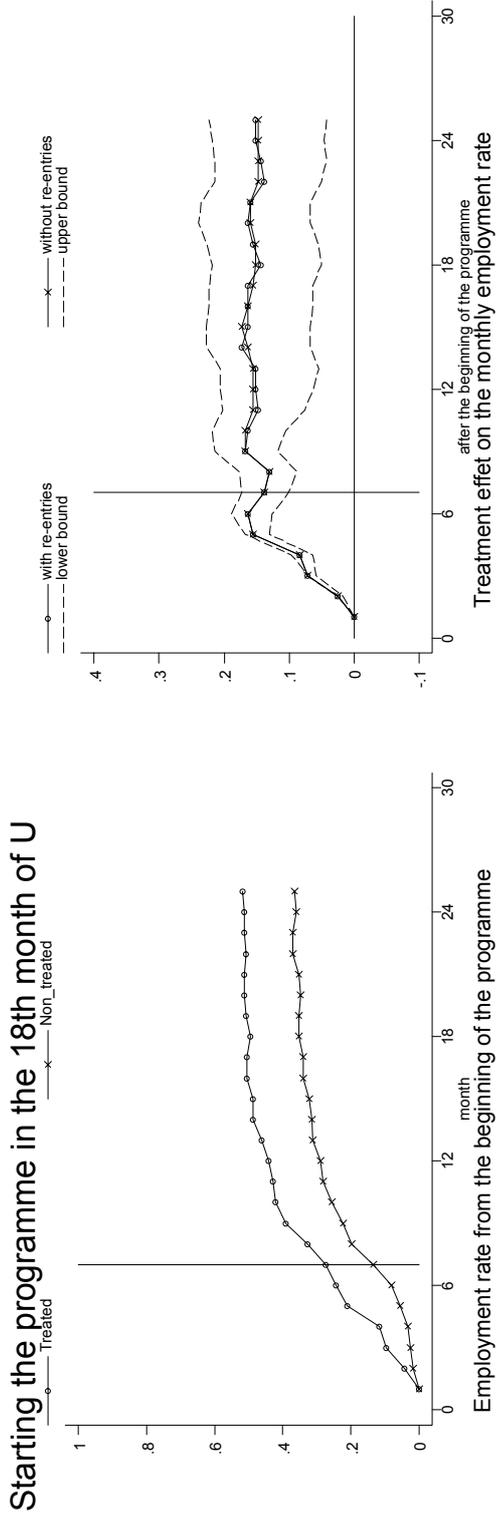
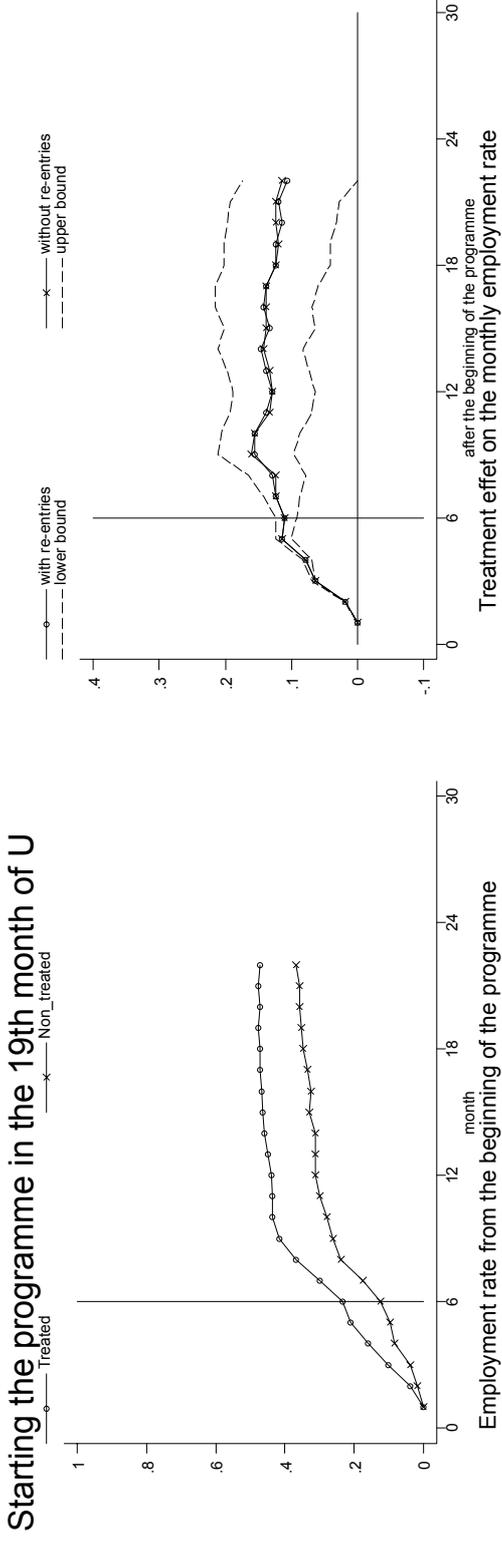
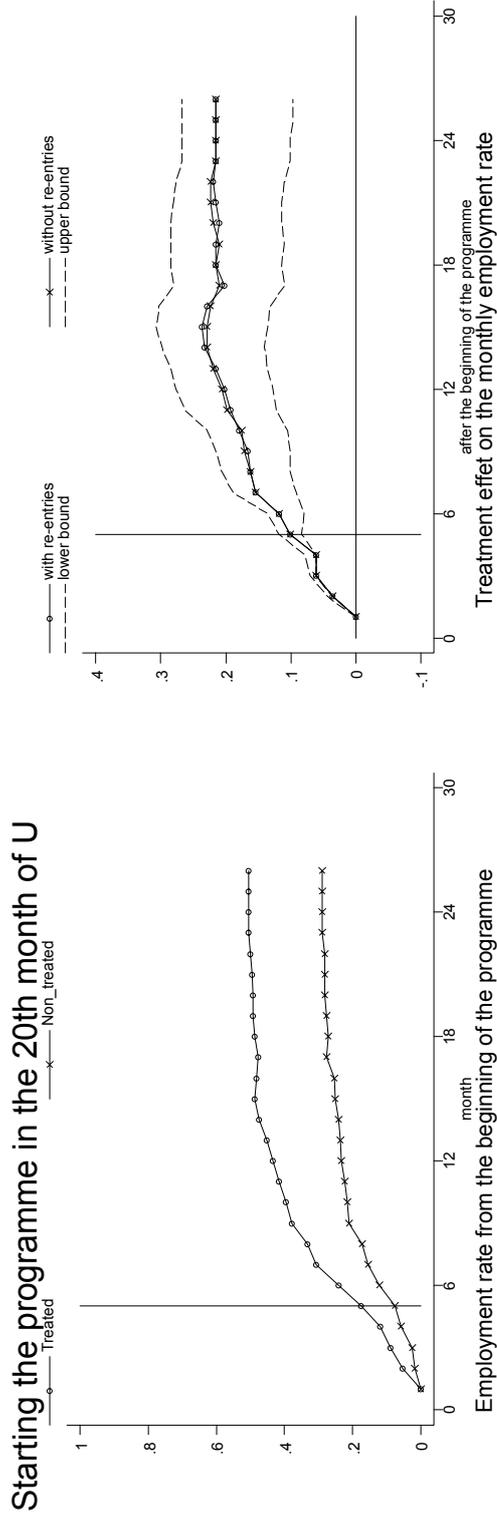


Figure E-1.8 Le taux d'emploi mensuel selon le mois du début du programme (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 19 mois)



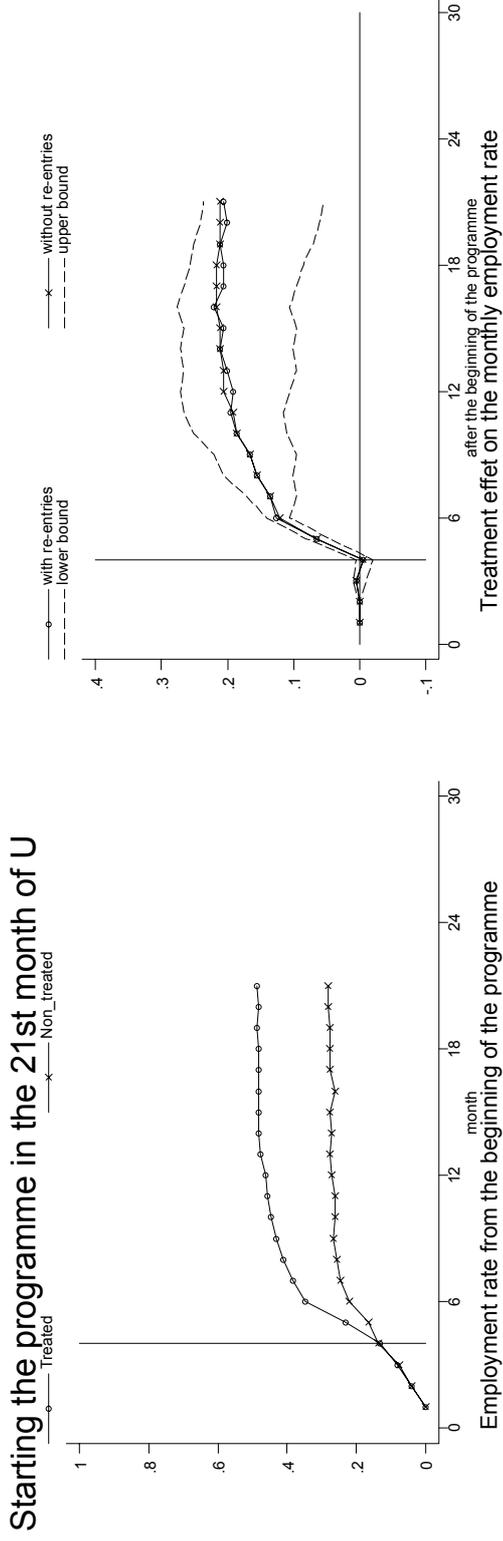
Annexe E

Figure E-1.9 Le taux d'emploi mensuel selon le mois du début du programme (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 20 mois)



Annexe E

Figure E-1.10 Le taux d'emploi mensuel selon le mois du début du programme (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 21 mois)



Annexe E

Figure E-1.11 Le taux d'emploi mensuel selon le mois du début du programme (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 22-23 mois)

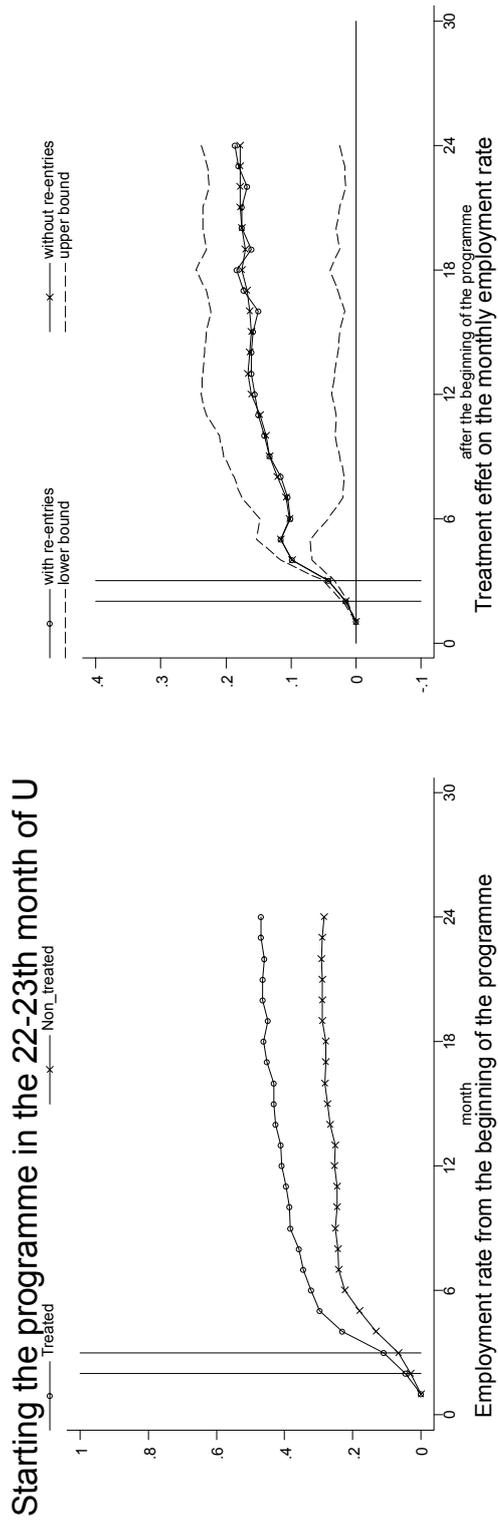
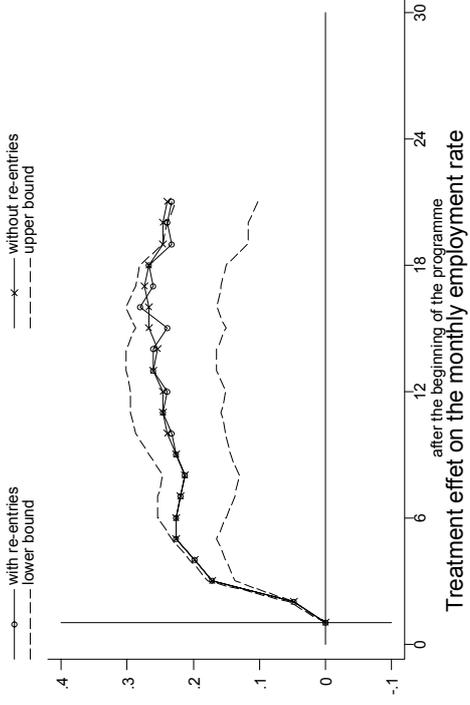
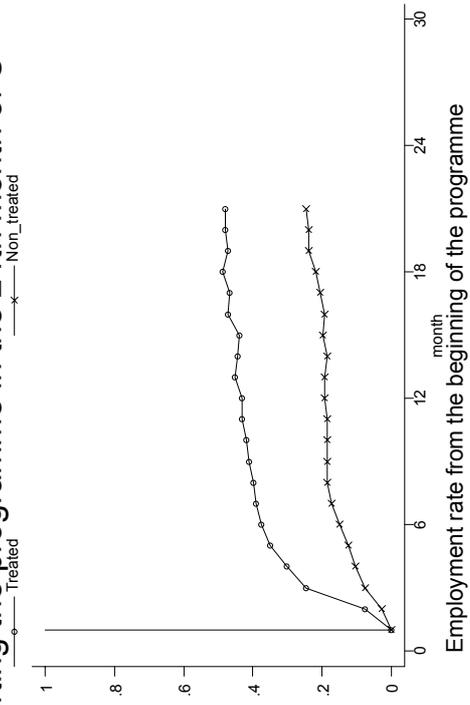


Figure E-1.12 Le taux d'emploi mensuel selon le mois du début du programme (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 24 mois)

Starting the programme in the 24th month of U



Annexe E

Figure E-2.1 : Taux d'emploi mensuel selon le mois de début du programme (MMT vs. Non-participation, 8 - 10 mois)

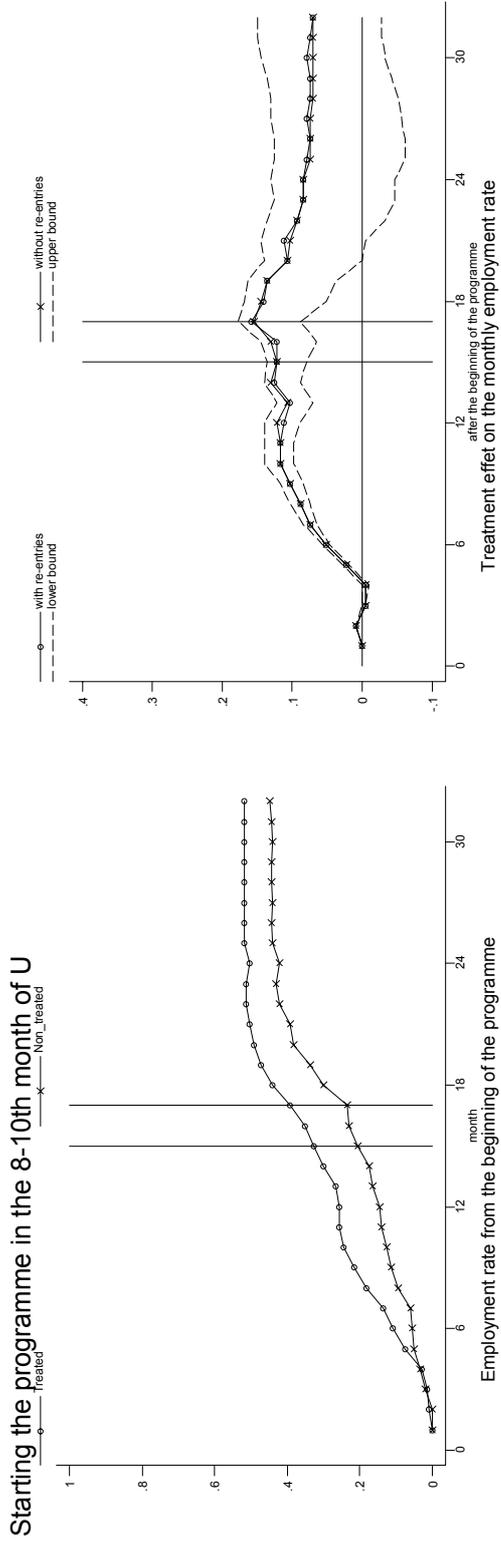
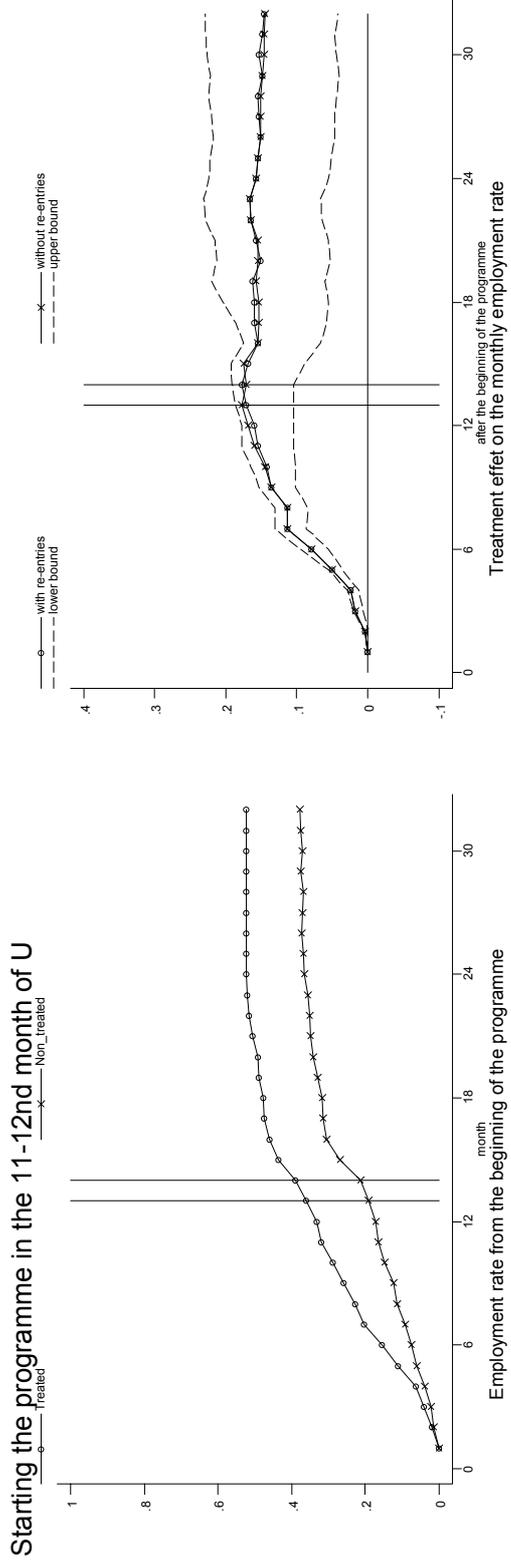
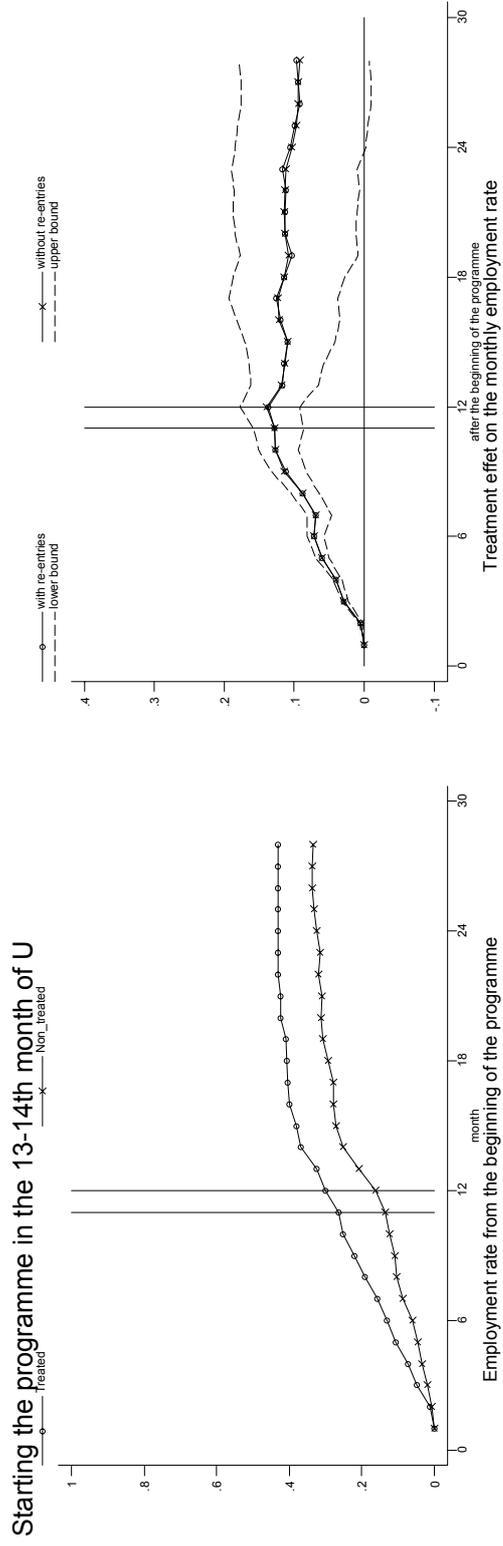


Figure E-2.2 : Taux d'emploi mensuel selon le mois de début du programme (MMT vs. Non-participation, 11 - 12 mois)



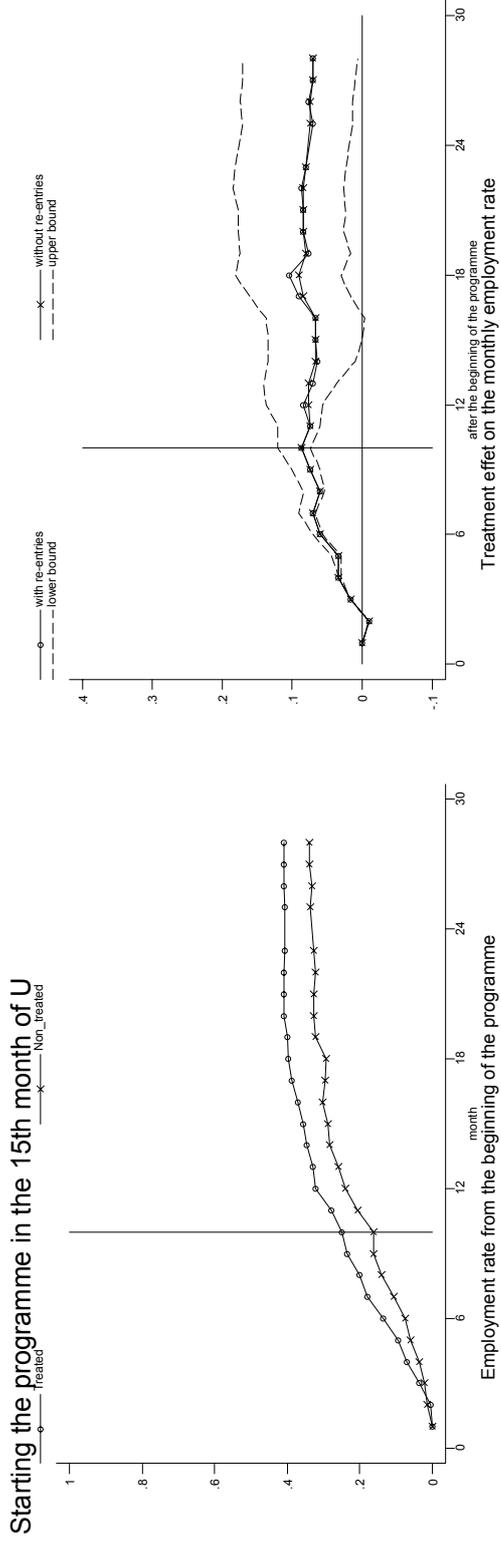
Annexe E

Figure E-2.3 : Taux d'emploi mensuel selon le mois de début du programme (MMT vs. Non-participation, 13 - 14 mois)



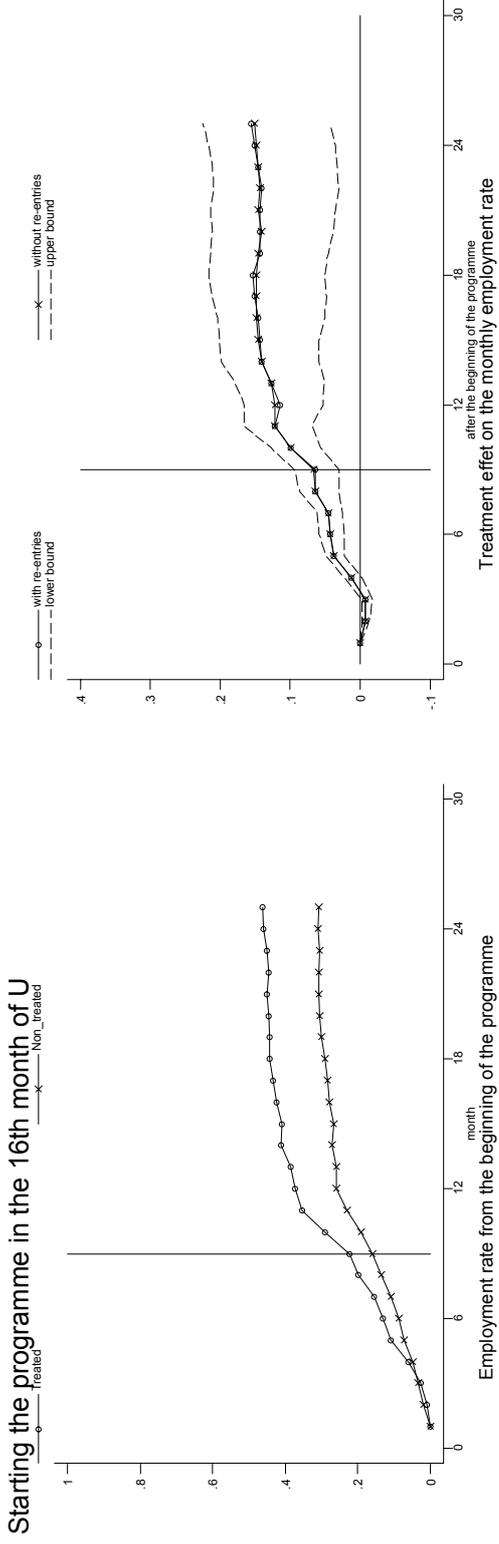
Annexe E

Figure E-2.4 : Taux d'emploi mensuel selon le mois de début du programme (MMT vs. Non-participation, 15 mois)



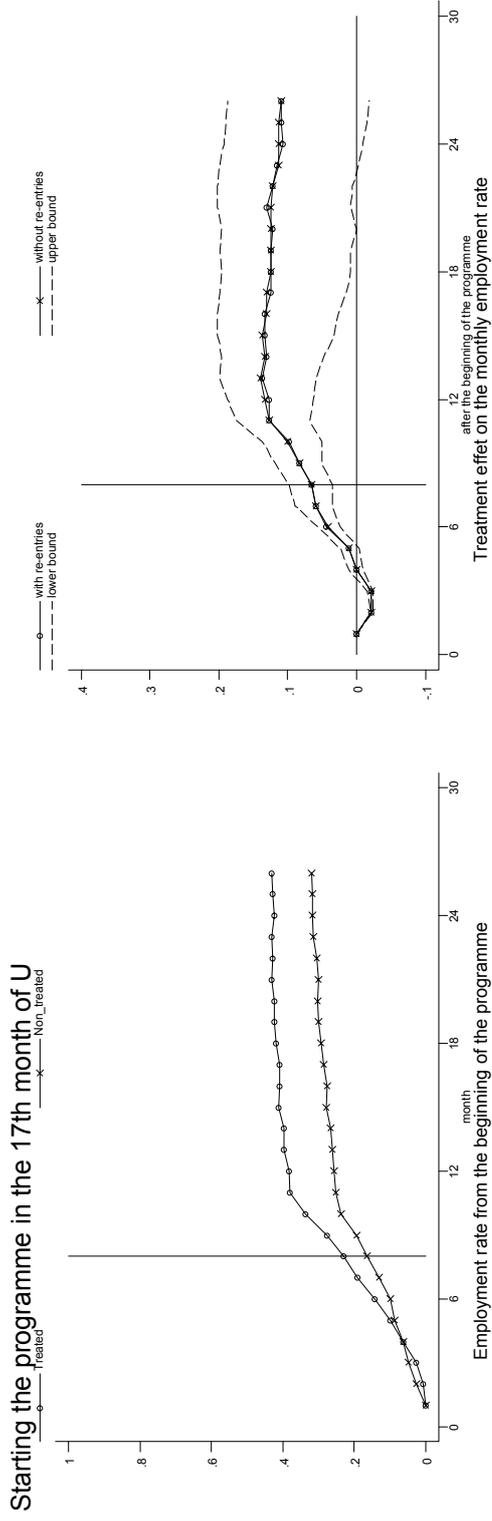
Annexe E

Figure E-2.5 : Taux d'emploi mensuel selon le mois de début du programme (MMT vs. Non-participation, 16 mois)



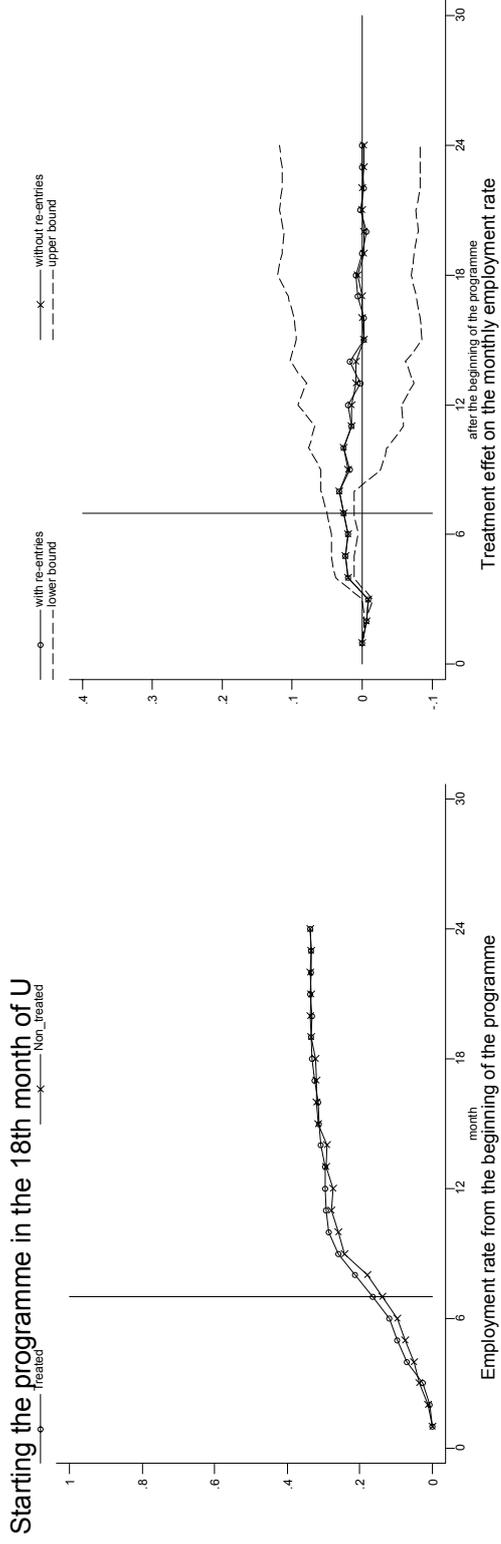
Annexe E

Figure E-2.6 : Taux d'emploi mensuel selon le mois de début du programme (MMT vs. Non-participation, 17 mois)



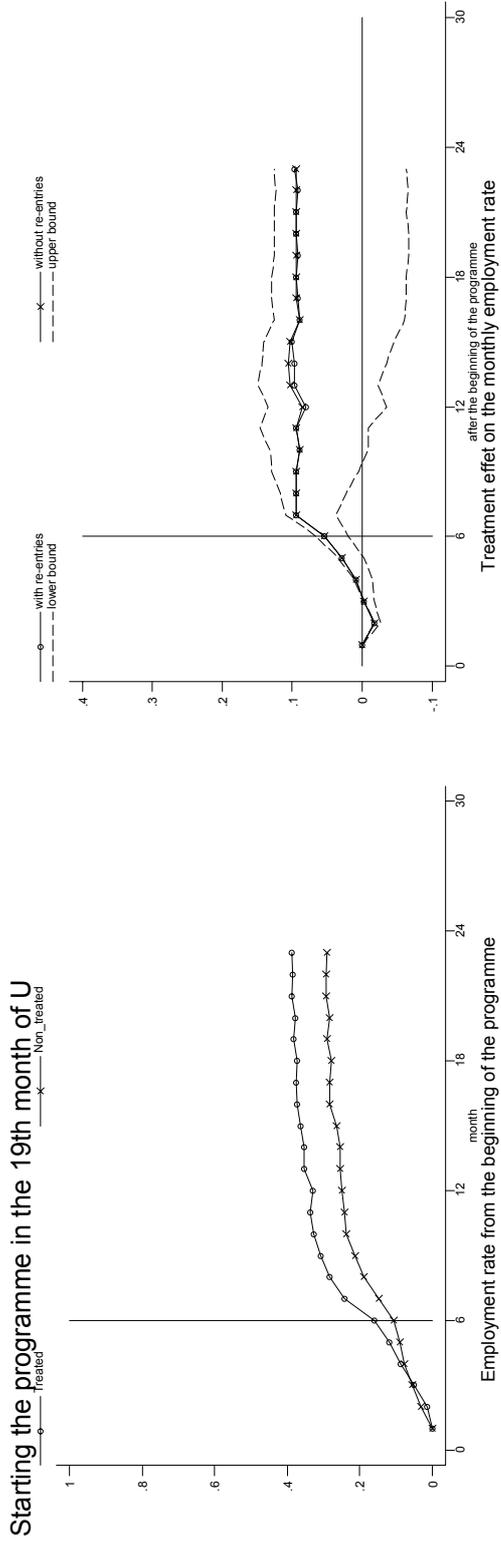
Annexe E

Figure E-2.7 : Taux d'emploi mensuel selon le mois de début du programme (MMT vs. Non-participation, 18 mois)



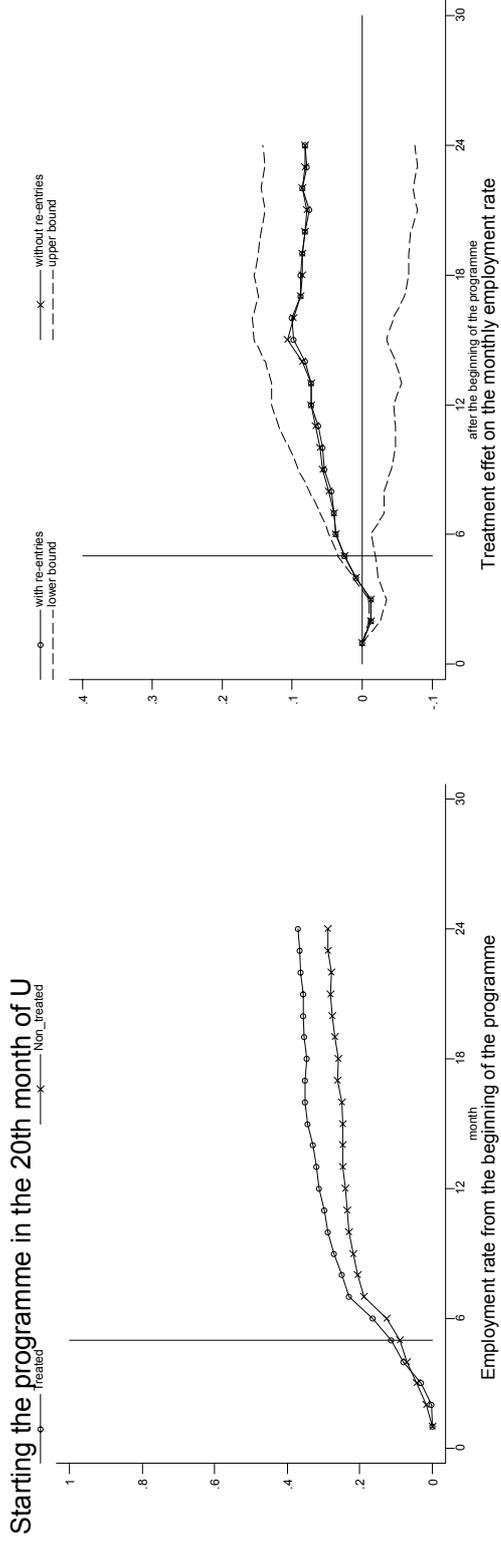
Annexe E

Figure E-2.8 : Taux d'emploi mensuel selon le mois de début du programme (MMT vs. Non-participation, 19 mois)



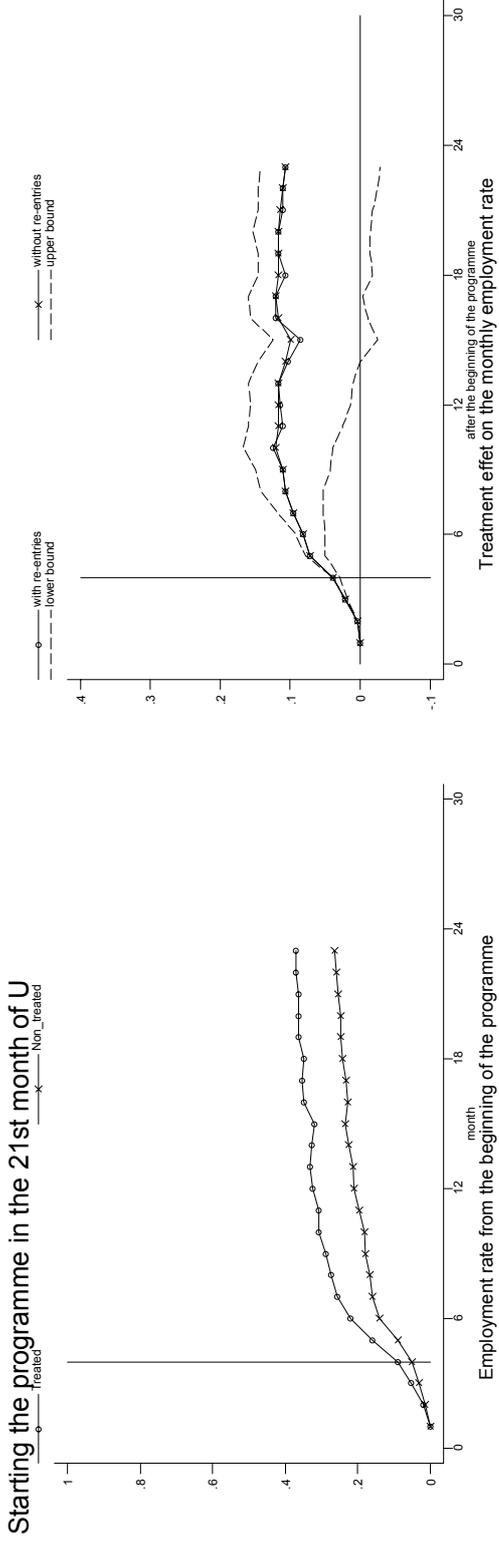
Annexe E

Figure E-2.9 : Taux d'emploi mensuel selon le mois de début du programme (MMT vs. Non-participation, 20 mois)



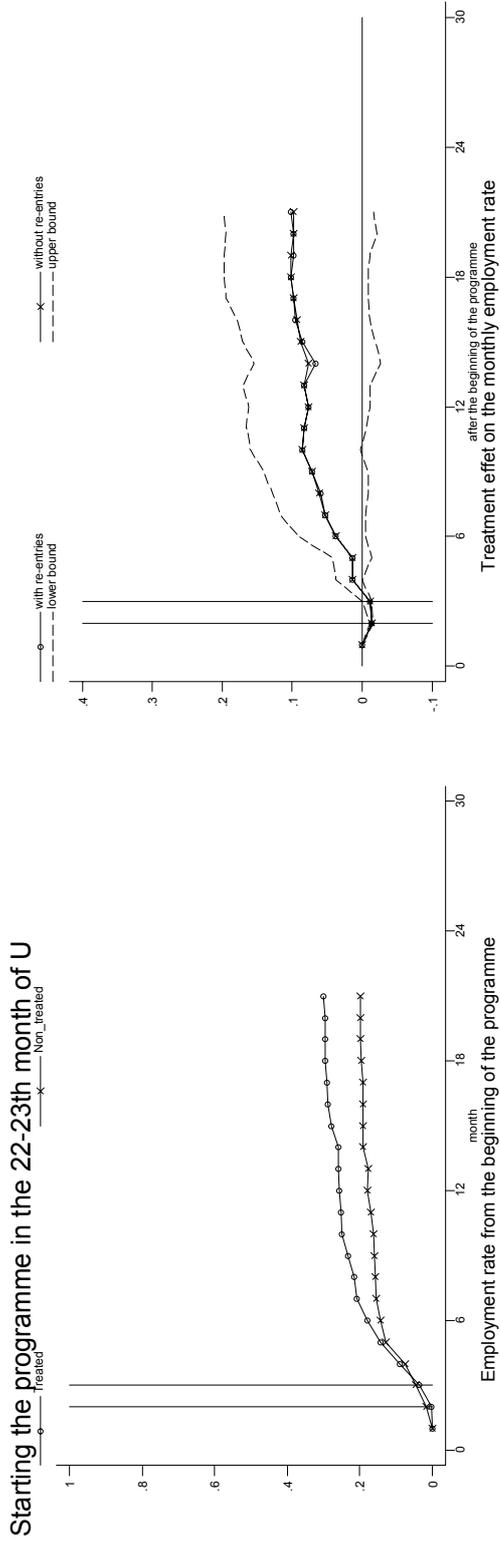
Annexe E

Figure E-2.10 : Taux d'emploi mensuel selon le mois de début du programme (MMT vs. Non-participation, 21 mois)



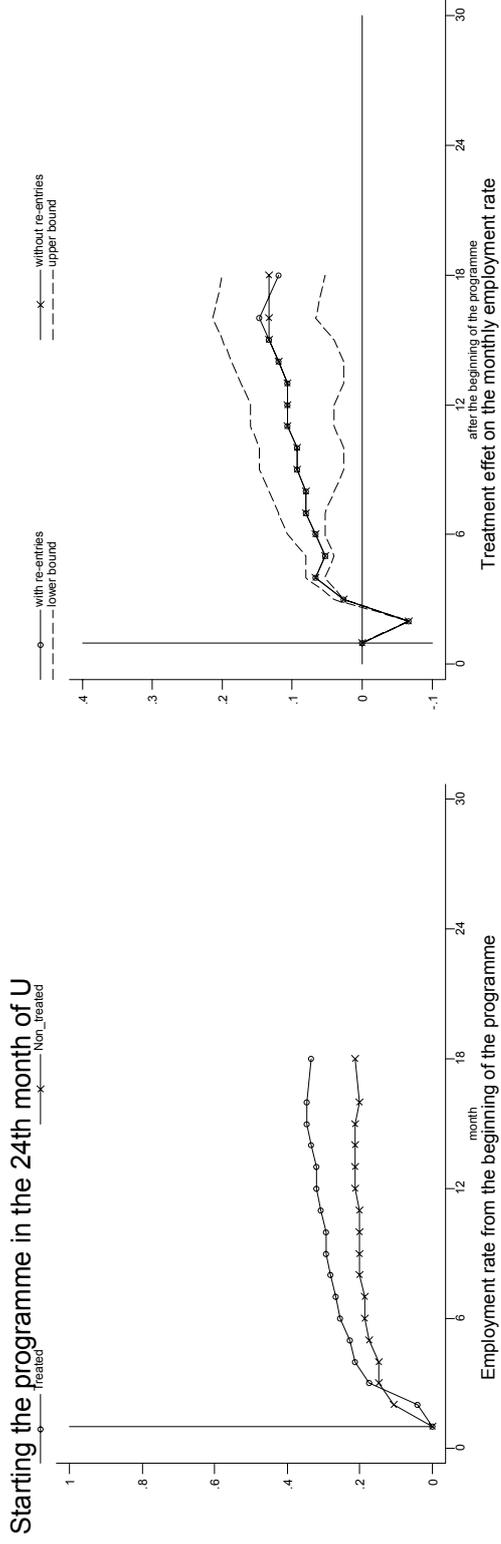
Annexe E

Figure E-2.11 : Taux d'emploi mensuel selon le mois de début du programme (MMT vs. Non-participation, 22 - 23 mois)



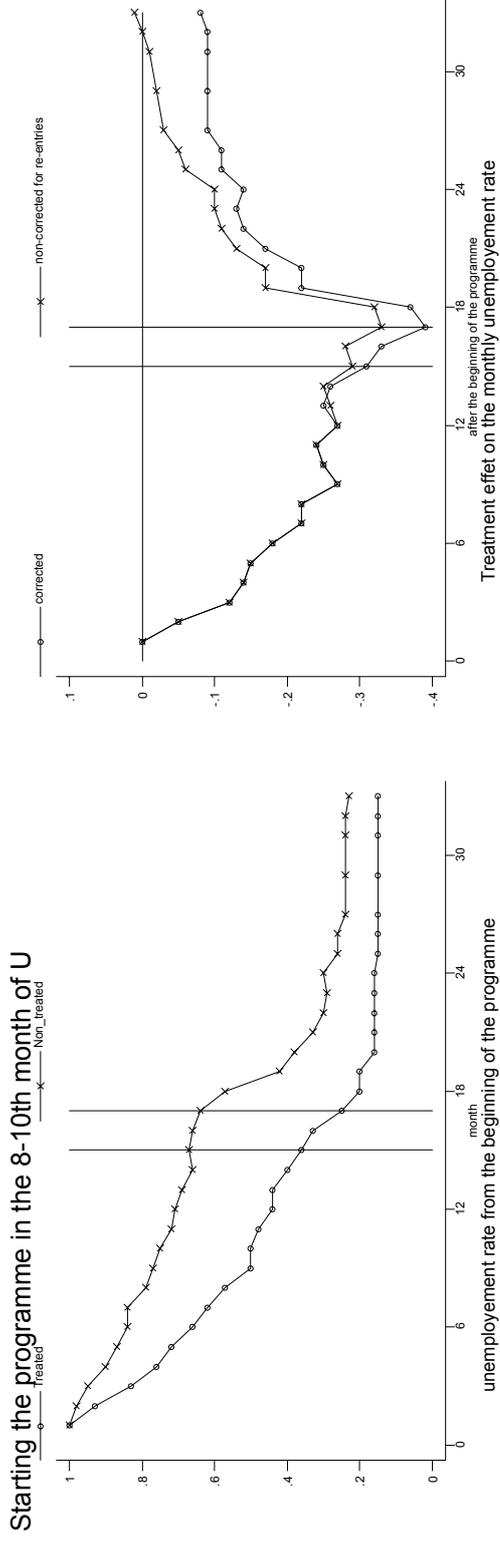
Annexe E

Figure E-2.12 : Taux d'emploi mensuel selon le mois de début du programme (MMT vs. Non-participation, 24 mois)



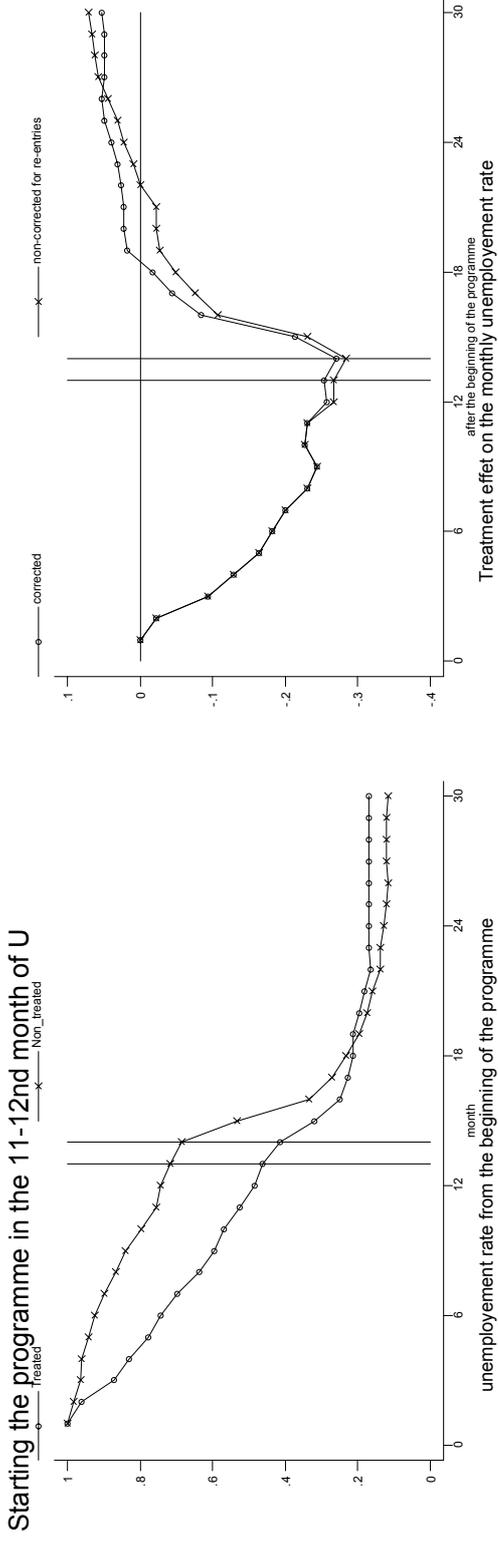
Annexe E

Figure E-3.1: Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 8-10 mois)



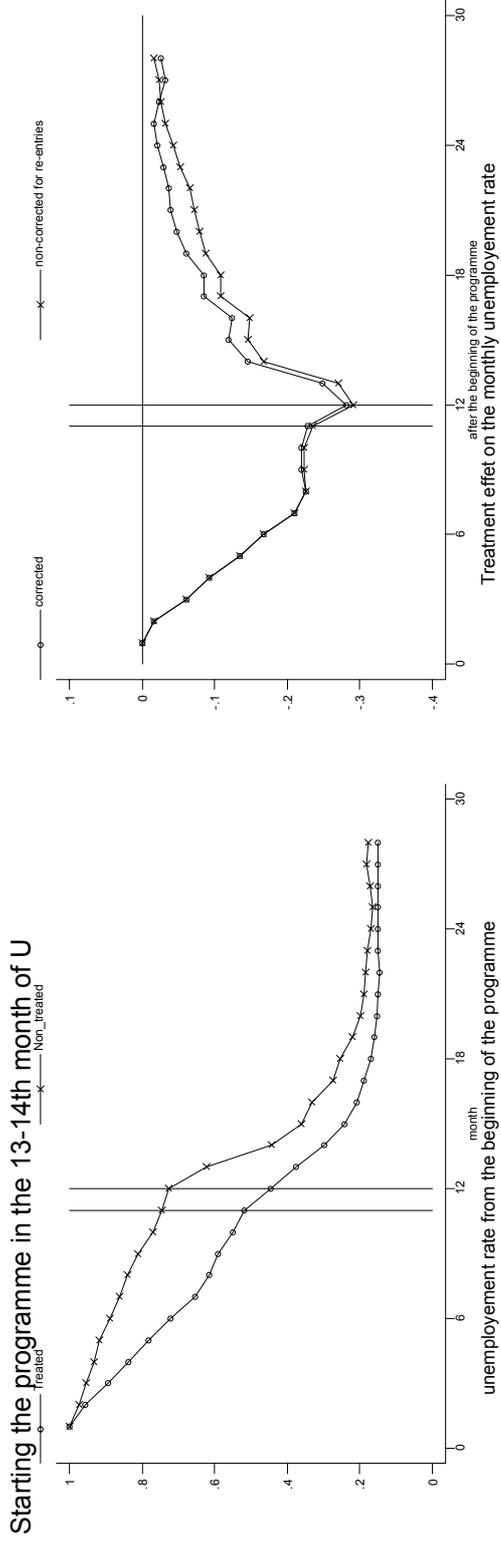
Annexe E

Figure E-3.2: Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 11 - 12 mois)



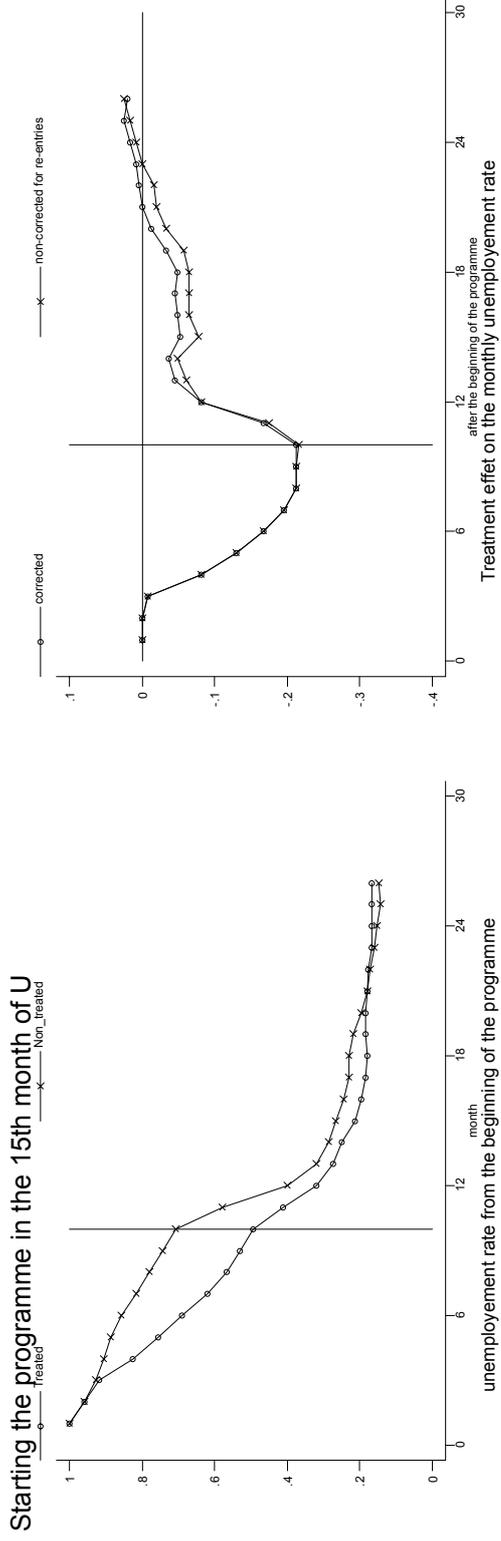
Annexe E

Figure E-3.3: Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 13-14 mois)



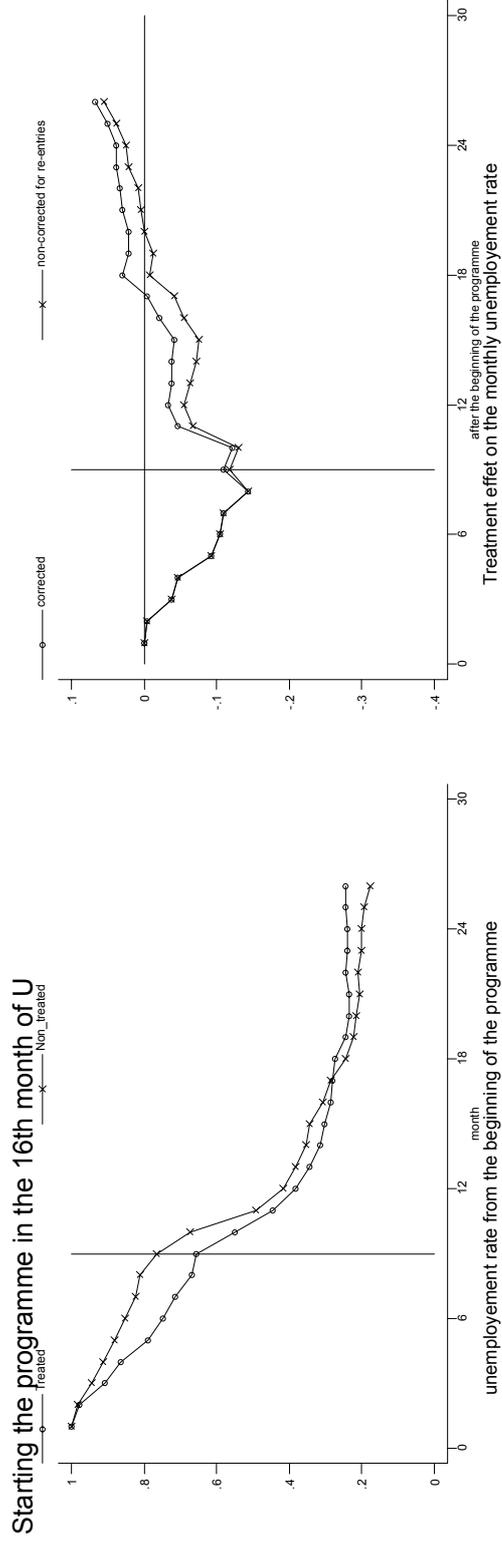
Annexe E

Figure E-3.4: Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 15 mois)



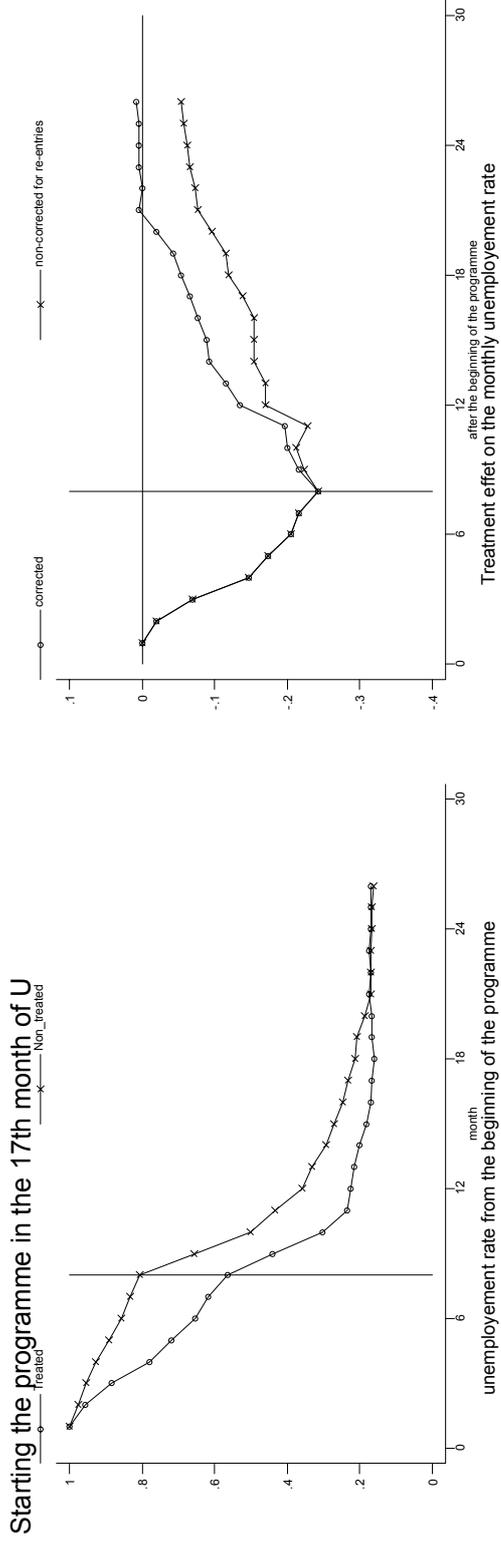
Annexe E

Figure E-3.5: Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 16 mois)



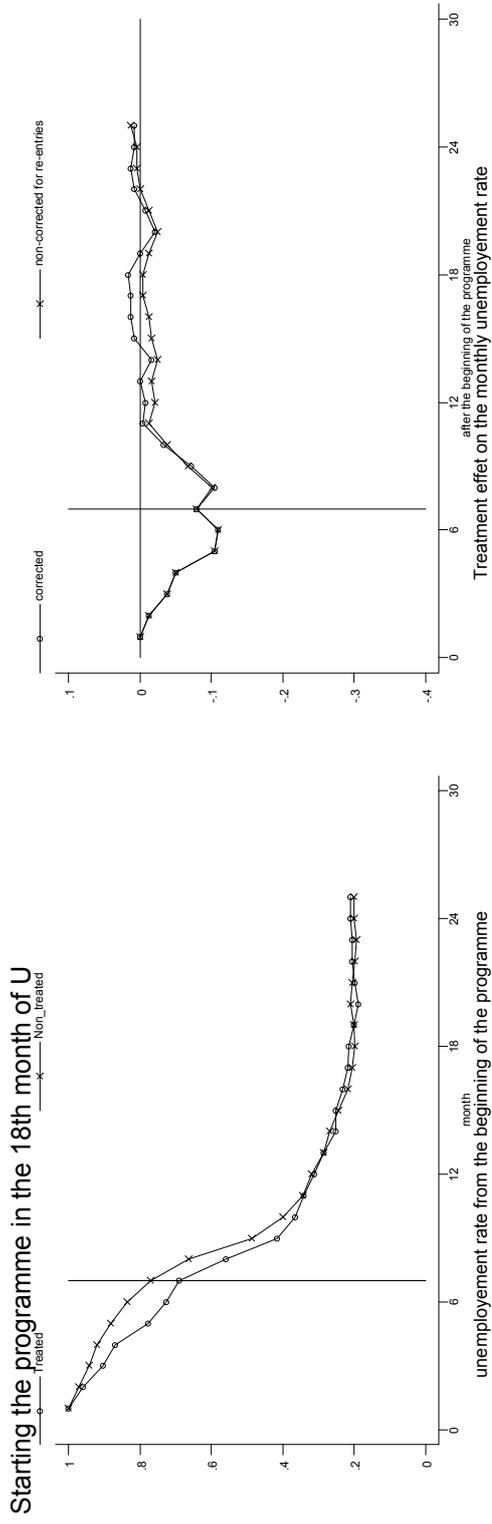
Annexe E

Figure E-3.6: Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 17 mois)



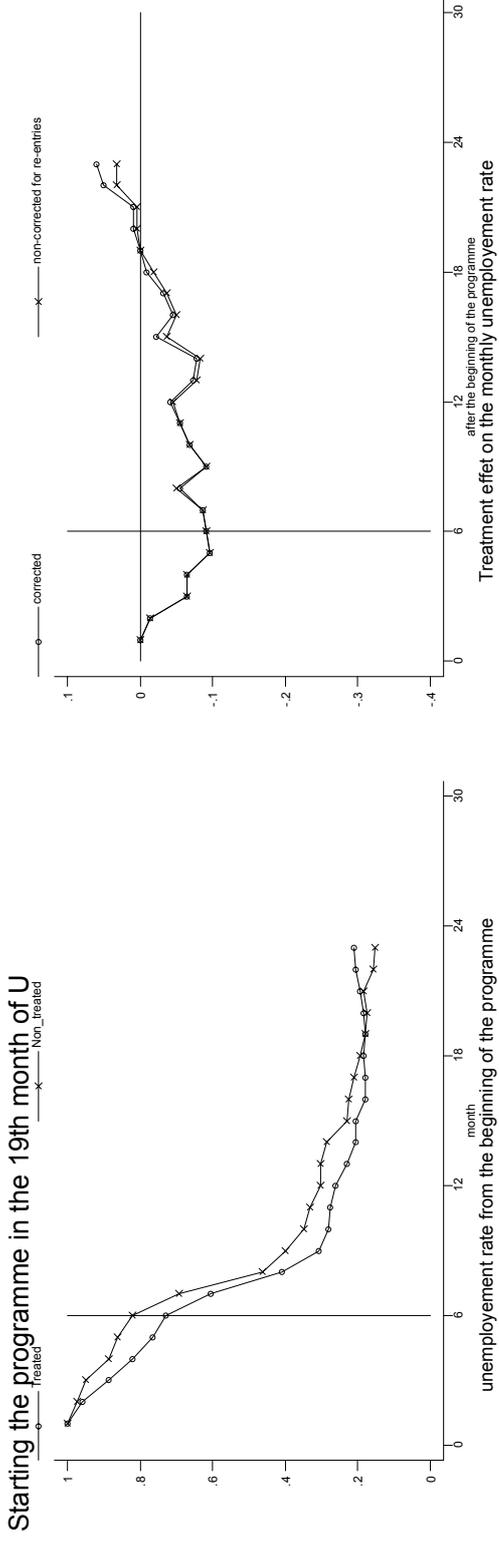
Annexe E

Figure E-3.7: Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 18 mois)



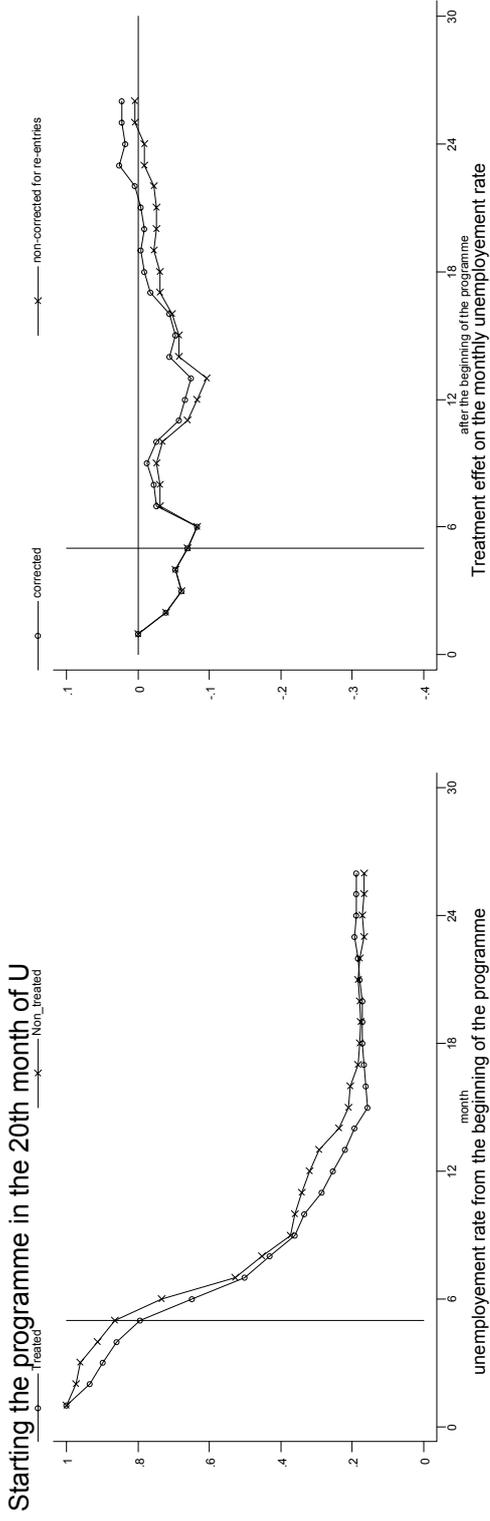
Annexe E

Figure E-3.8: Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 19 mois)



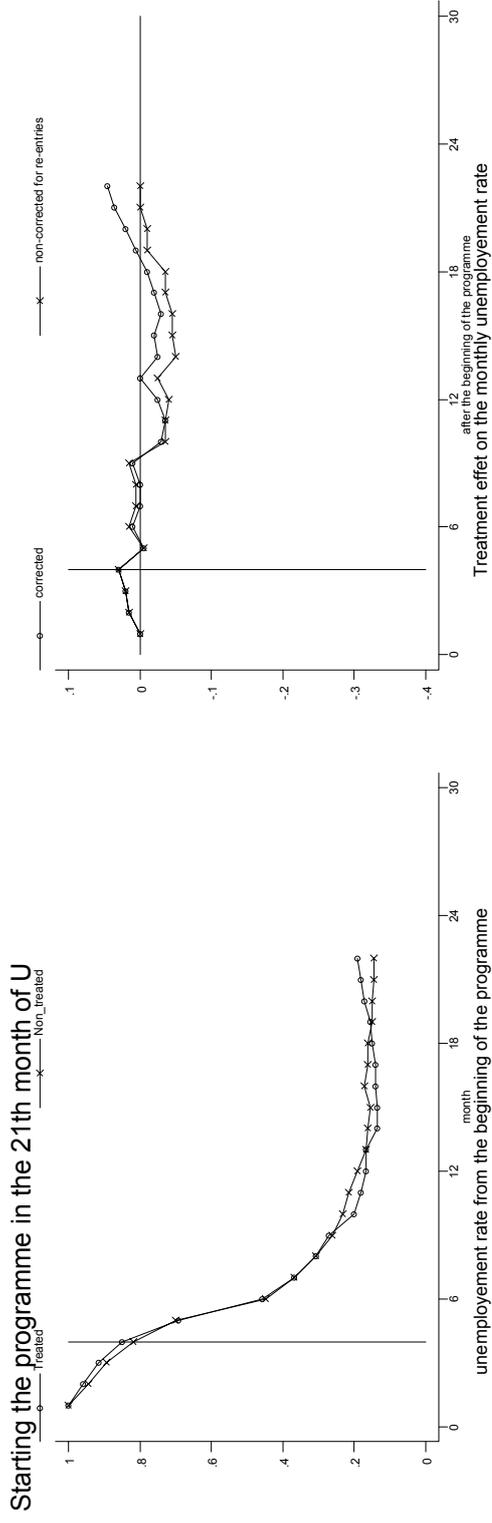
Annexe E

Figure E-3.9: Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 20 mois)



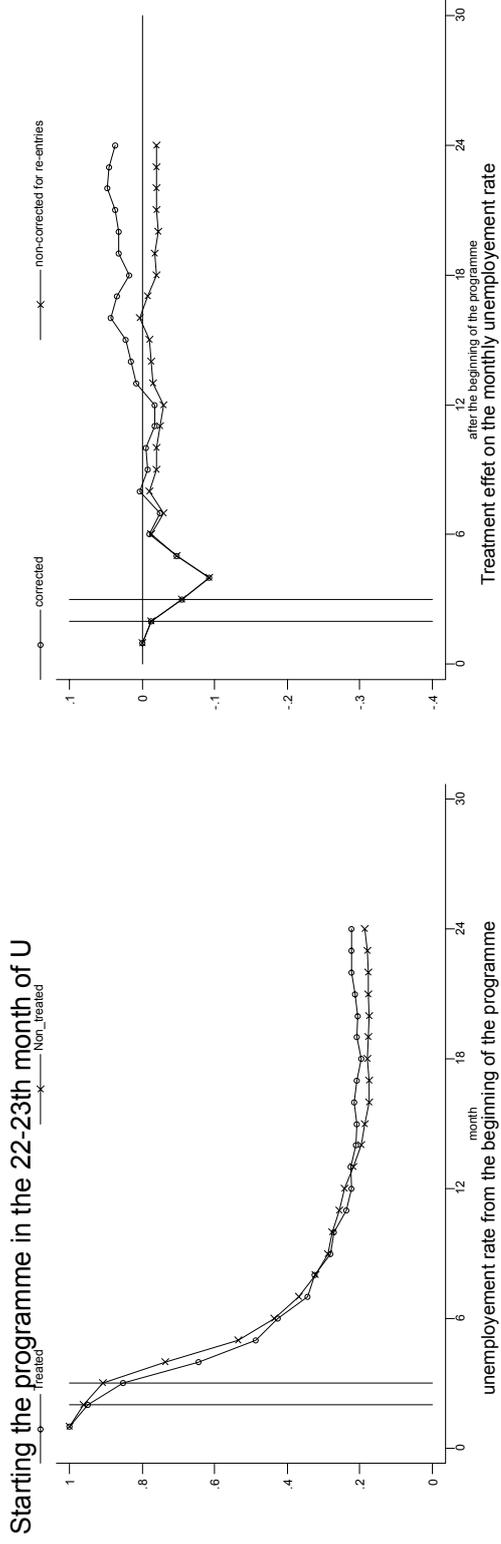
Annexe E

Figure E-3.10: Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 21 mois)



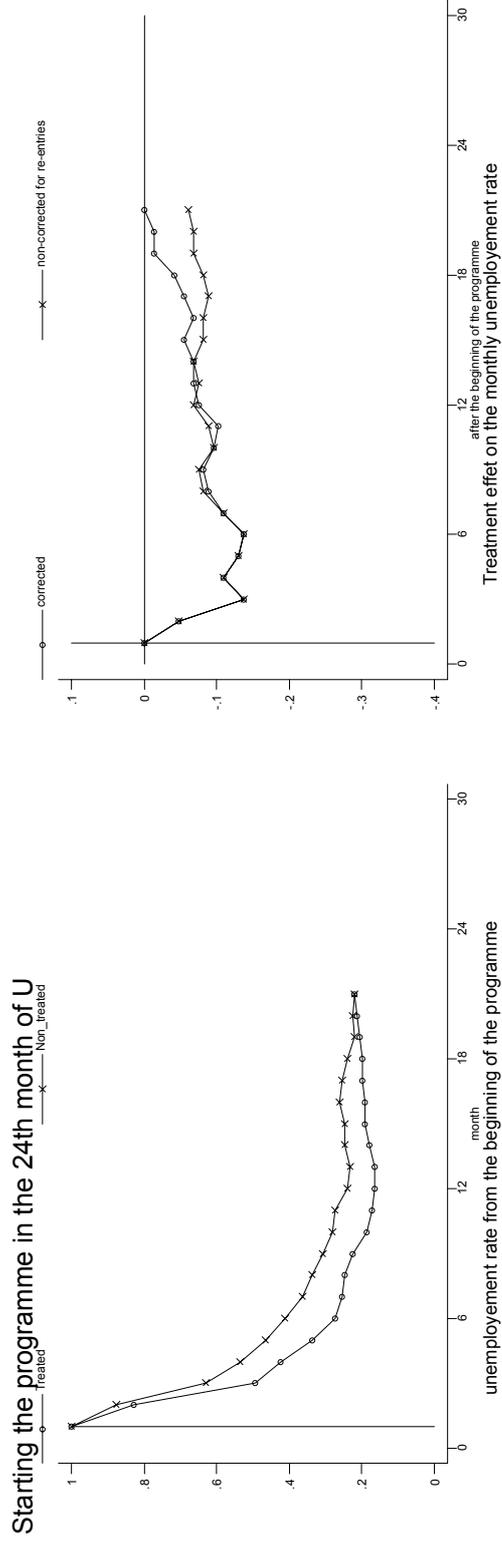
Annexe E

Figure E-3.11: Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 22 - 23 mois)



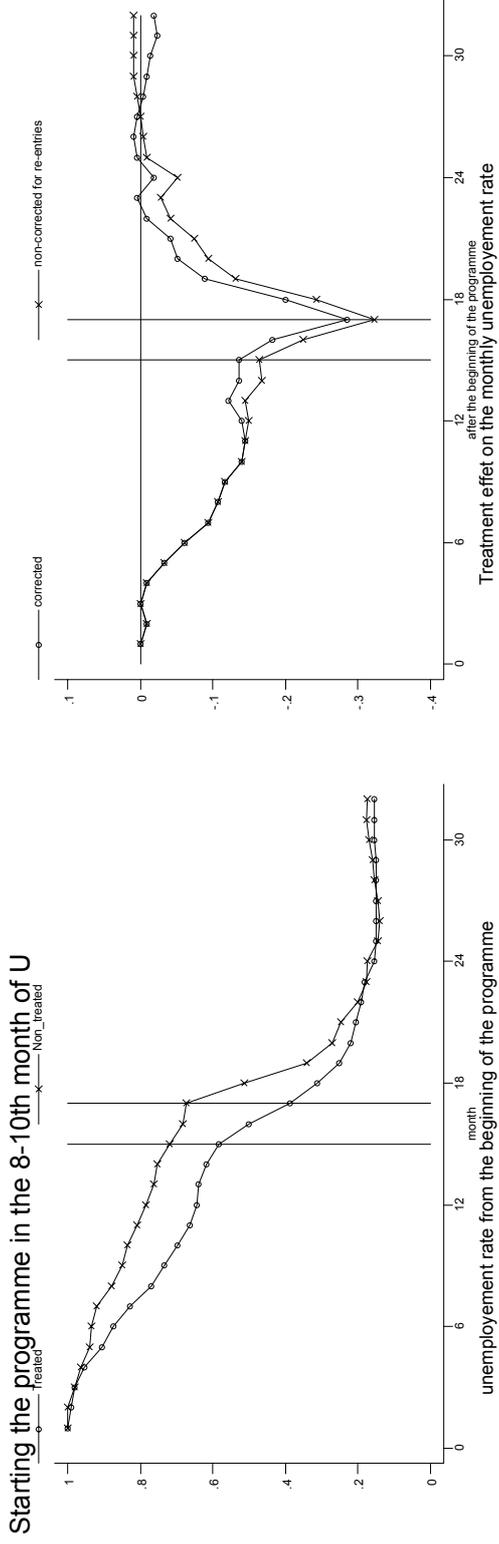
Annexe E

Figure E-3.12: Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (Gain intermédiaire vs. Non-participation, 24 mois)



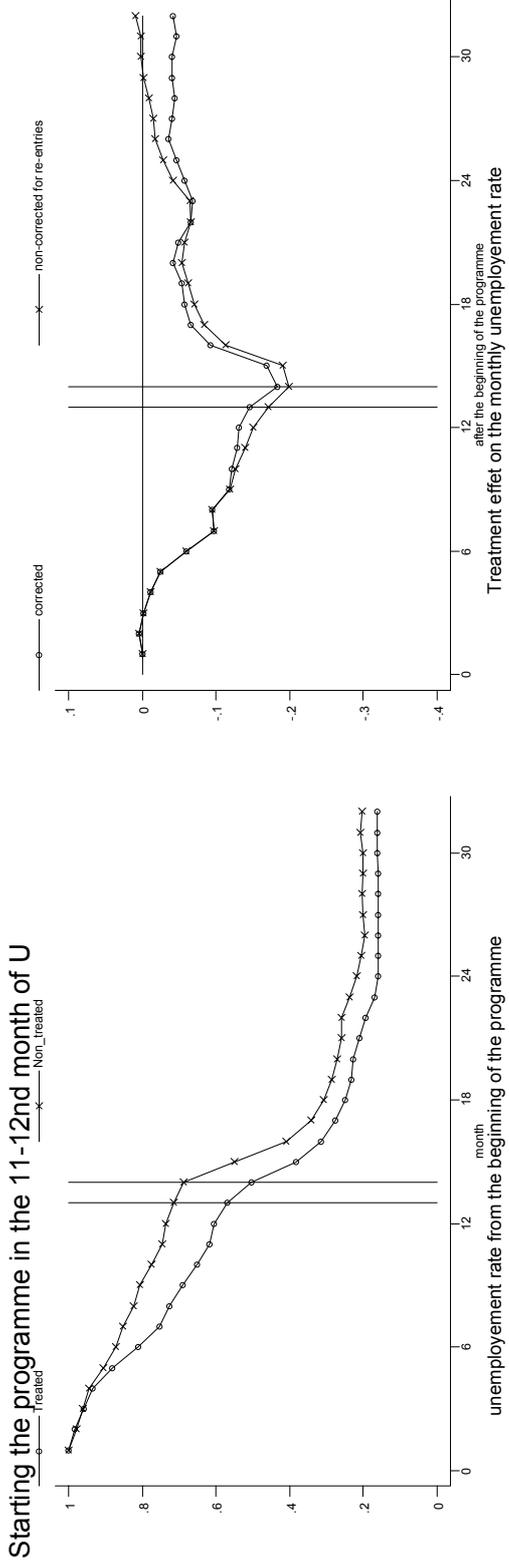
Annexe E

Figure E-4.1 : Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (MMT vs. Non-participation, mois 8-10 mois)



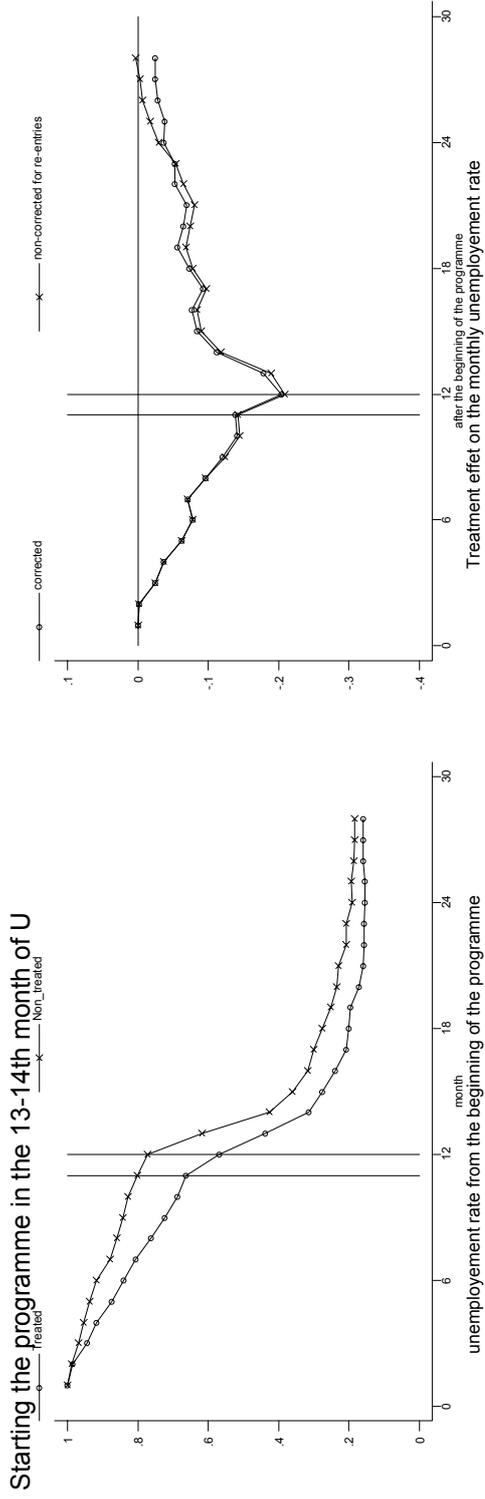
Annexe E

Figure E-4.2 : Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (MMT) vs. Non-participation, mois 11 - 12 mois



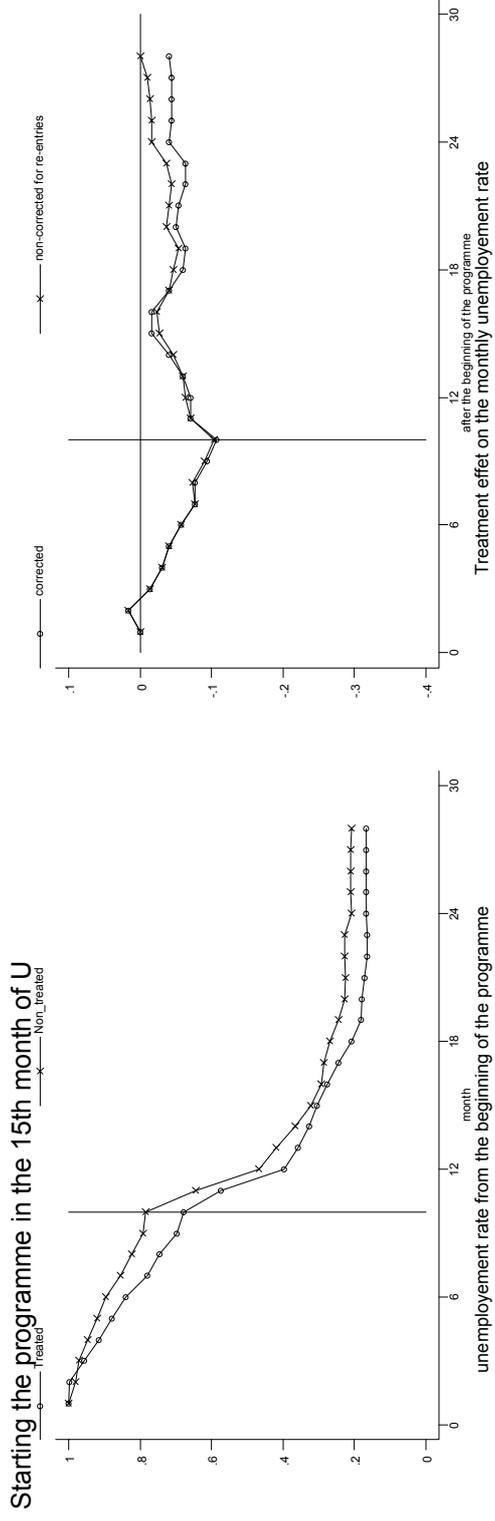
Annexe E

Figure E-4.3 : Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (MMT vs. Non-participation, mois 13 - 14 mois)



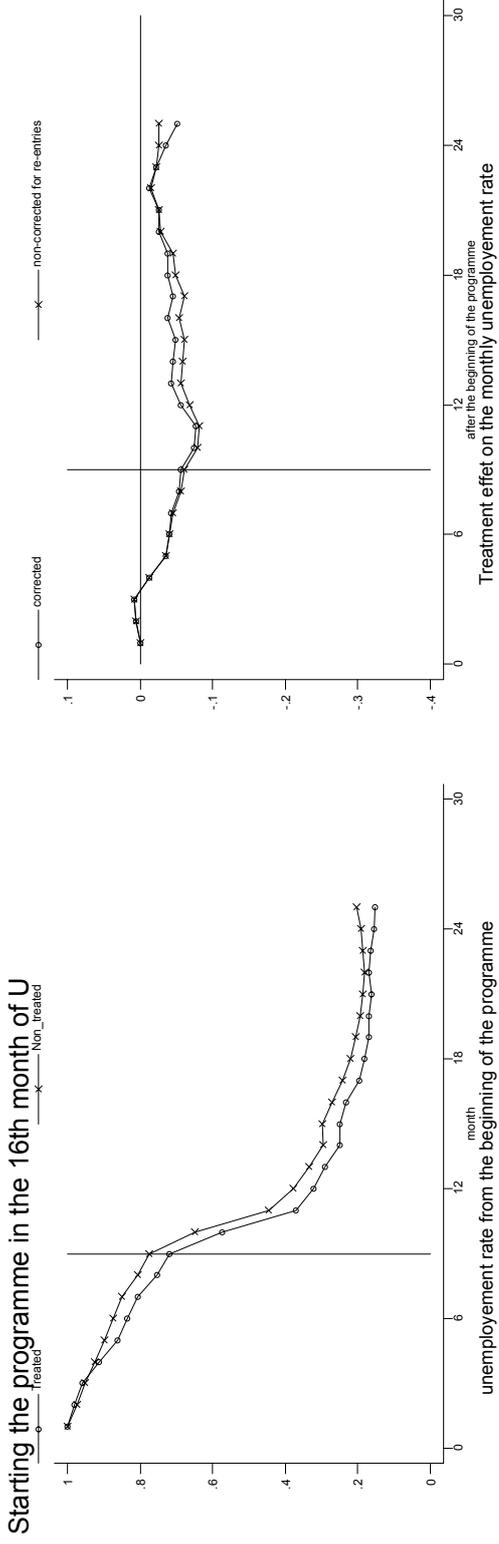
Annexe E

Figure E-4.4 : Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (MMT vs. Non-participation, mois 15 mois)



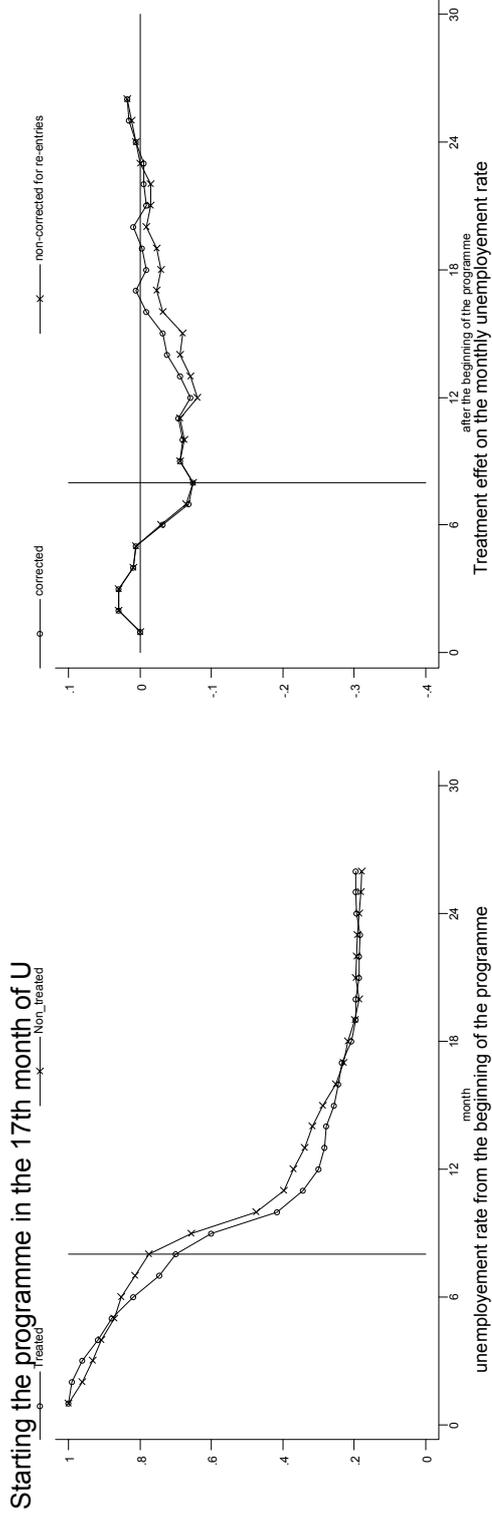
Annexe E

Figure E-4.5 : Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (MMT vs. Non-participation, mois 16 mois)



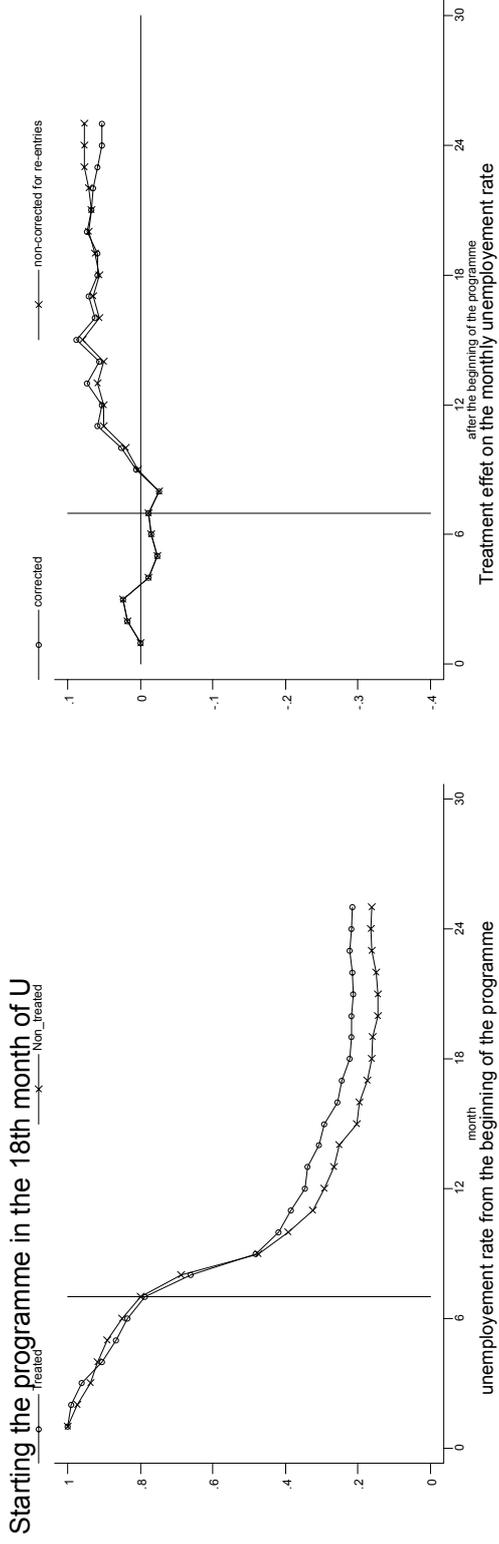
Annexe E

Figure E-4.6 : Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (MMT vs. Non-participation, mois 17 mois)



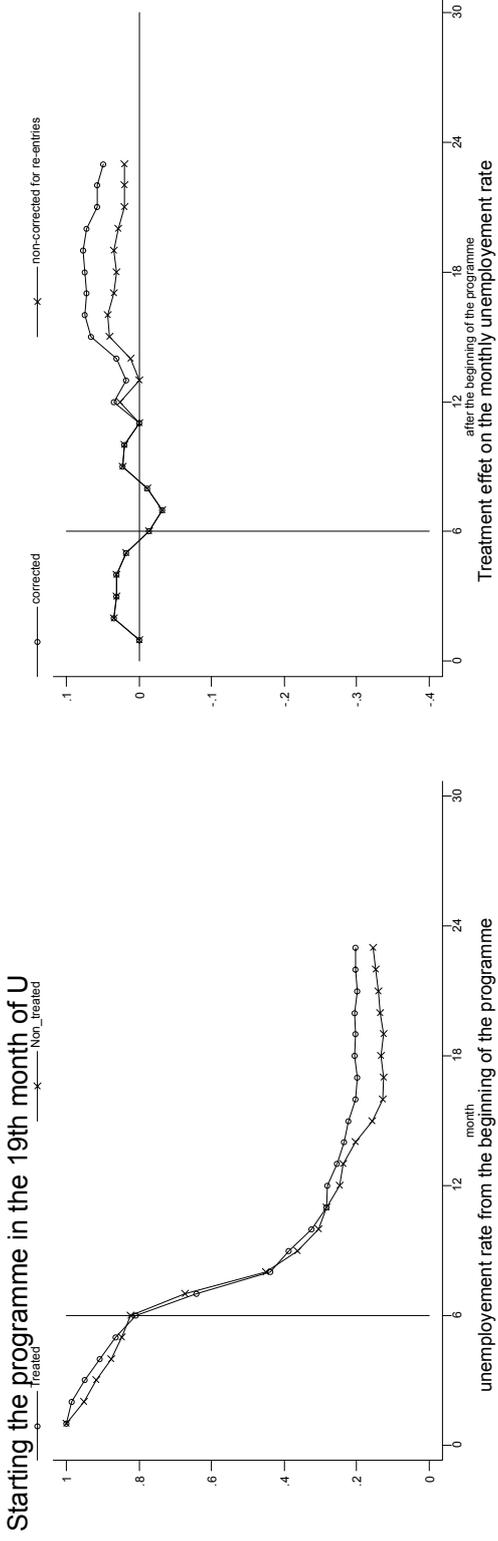
Annexe E

Figure E-4.7 : Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (MMT vs. Non-participation, mois 18 mois)



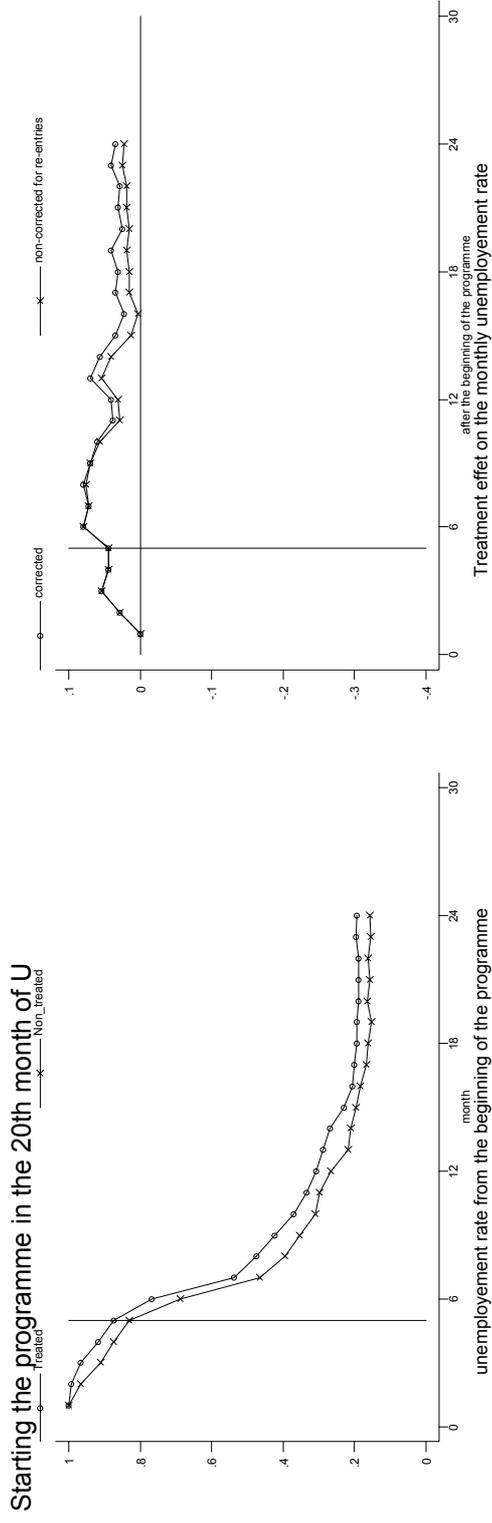
Annexe E

Figure E-4.8 : Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (MMT vs. Non-participation, mois 19 mois)



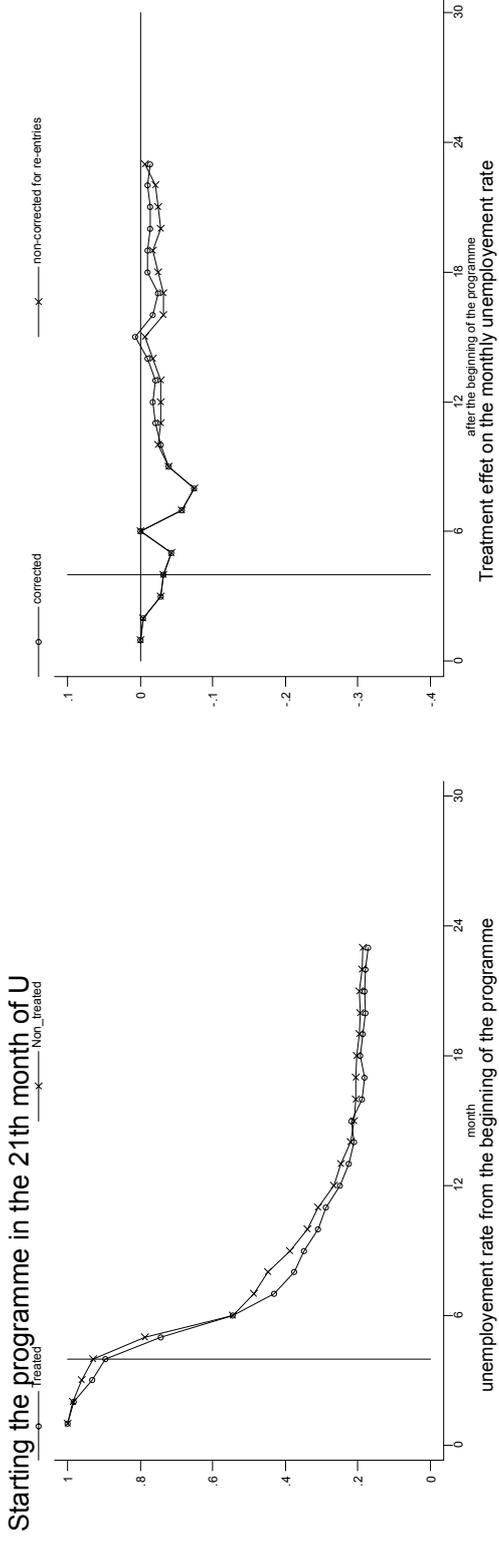
Annexe E

Figure E-4.9 : Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (MMT) vs. Non-participation, mois 20 mois



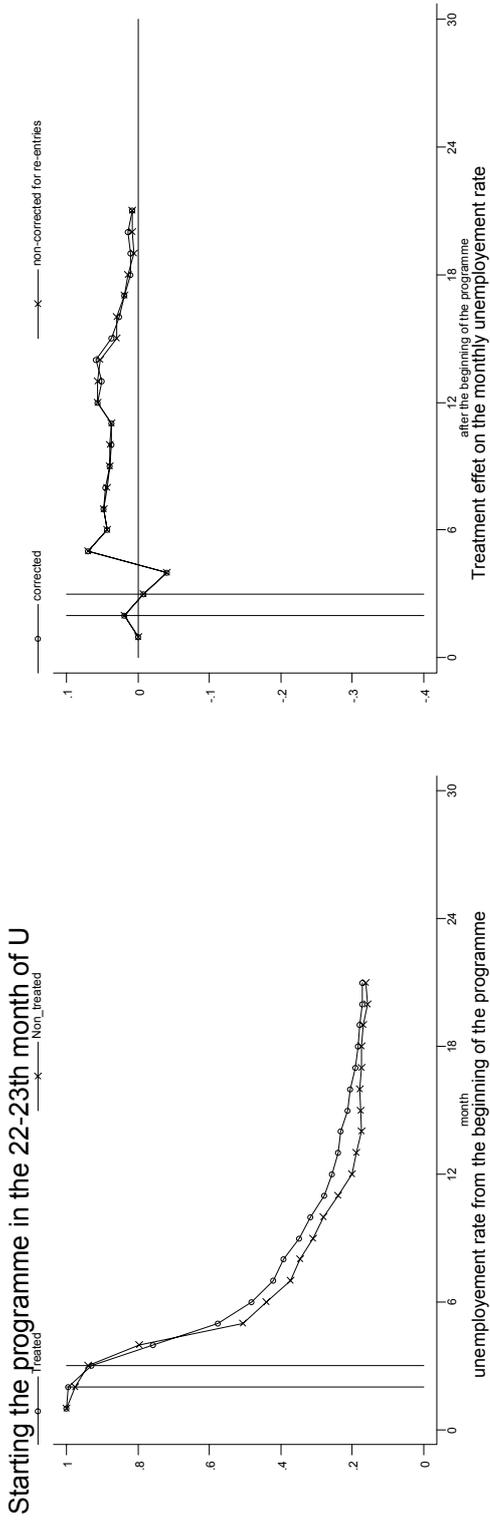
Annexe E

Figure E-4.10 : Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (MMT vs. Non-participation, mois 21 mois)



Annexe E

Figure E-4.11 : Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (MMT vs. Non-participation, mois 22-23 mois)



Annexe E

Figure E-4.12 : Le rapport des demandeurs d'emploi mensuel (MMT vs. Non-participation, mois 24 mois)

