

Durées de chômage et nationalités: Une analyse empirique pour la Suisse

SYLVAIN WEBER*

JEL-Classification: J64, C41

Keywords: unemployment, duration models, Switzerland

1. Introduction

Jusqu'à la fin des années 80, le marché suisse du travail se trouvait pour ainsi dire en situation de plein-emploi, avec un taux de chômage rarement au-dessus de 1%. L'apparition du chômage en Suisse n'eut réellement lieu qu'au cours de la décennie suivante et coïncide avec l'émergence d'une littérature orientée sur les causes de la montée du chômage (JOLY, LAMBELET et TILLE, 1993; FLÜCKIGER et MORALES, 1994; FLÜCKIGER, 1998; TILLE, 1999) ainsi que sur les différences cantonales de chômage (FILIPPINI et ROSSI, 1992, 1993; DE COULON, 1999; FELD et SAVIOZ, 2000). Cependant, malgré les nombreuses études effectuées sur le thème du chômage en Suisse, relativement peu se sont intéressées à la question pourtant essentielle des facteurs susceptibles d'influencer la durée du chômage. SHELDON (1999) est ainsi le premier à avoir analysé les raisons du chômage de longue durée. GERFIN et LECHNER (2002), en évaluant l'efficacité des mesures actives du marché du travail, étudient brièvement l'influence de ces programmes sur la durée du chômage. LALIVE, VAN OURS et ZWEIMÜLLER (2002) analysent quant à eux directement l'impact de la participation à une mesure active sur la durée des épisodes de chômage. FLÜCKIGER et VASSILIEV (2002) expliquent la différence entre les taux de chômage genevois et suisse par des durées de chômage

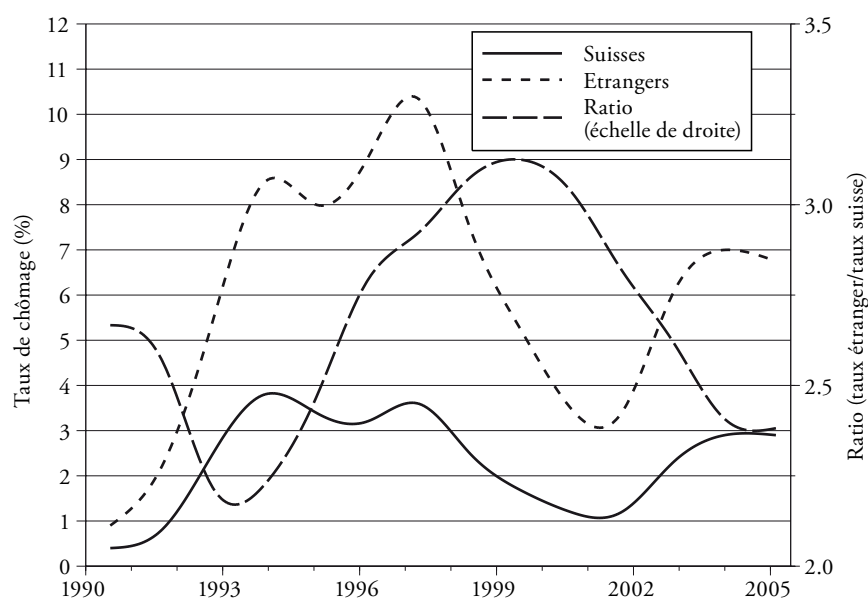
* Haute Ecole de Gestion de Genève, Département d'économie d'entreprise, e-mail: sylvain.weber@hesge.ch. Je tiens à remercier vivement Yves Flückiger, Anatoli Vassiliev, Andrea Baranzini et José Ramirez pour leurs conseils avisés, leurs critiques et leurs encouragements. Je suis également reconnaissant envers un expert anonyme de cette revue. J'ai pu bénéficier de données extraites du système PLASTA, accompagnées de nombreuses explications de M. Pierre Fontaine (Seco). Je reste bien entendu seul responsable des résultats présentés et de toute erreur résiduelle.

supérieures à Genève, dues aux caractéristiques défavorables des chômeurs de ce canton. VASSILIEV (2003) analyse de manière approfondie les différences entre les durées de chômage des hommes et femmes ainsi que l'impact de la participation aux mesures actives du marché du travail sur ces durées. Finalement, DJURDJEVIC (2005) examine les transitions entre chômage, emploi et inactivité et identifie donc les facteurs influençant les durées passées dans chacun de ces trois états. Il faut cependant signaler que toutes ces analyses ne prennent pas en compte la nationalité des chômeurs de manière explicite, c'est-à-dire autrement que par les permis de séjour. Or, cette façon de procéder ne permet finalement qu'une distinction claire entre Suisses et non-Suisses et peut conduire à des résultats approximatifs concernant les étrangers, puisque les détenteurs d'un même type de permis sont très hétérogènes.

L'objet de cet article est également l'analyse des durées de chômage mais en se focalisant sur les différences entre nationalités et en distinguant l'impact exercé par les permis de celui exercé par la nationalité. A notre connaissance, cet aspect n'a pas encore été analysé de manière approfondie, alors qu'il revêt une importance cruciale pour diverses raisons et particulièrement à l'heure actuelle. Premièrement, la nationalité est une caractéristique dont il faut absolument tenir compte lors de l'analyse du marché du travail helvétique, puisque le taux de chômage est largement supérieur parmi les travailleurs étrangers. La figure 1 démontre clairement ce fait en traçant l'évolution du taux de chômage des Suisses et des étrangers, ainsi que le ratio entre les deux. Durant toute la période 1990-2005, le taux de chômage des étrangers oscille entre 2 et 3.5 fois celui des Suisses. Or, il faut remarquer que le taux de chômage peut s'exprimer comme le produit entre le taux d'entrée au chômage et la durée moyenne du chômage, et que la durée passée dans un état est entièrement déterminée par la probabilité de sortir de cet état. Etudier les durées de chômage sous l'angle des nationalités revient dès lors à analyser quelle partie de la différence entre le taux de chômage des Suisses et celui des étrangers provient des taux de sortie de ces deux groupes. L'autre partie de la différence provient des flux d'entrée, mais nous ne chercherons toutefois pas à les analyser dans cet article (voir FLÜCKIGER et al., 2006).

D'autre part, les accords bilatéraux entre la Suisse et l'Union Européenne sont entrés en vigueur récemment (1^{er} juin 2002) et la libre-circulation des personnes va être élargie progressivement aux dix nouveaux pays membres suite à la votation du 25 septembre 2005. Ces pays étant richement dotés en main-d'œuvre, on voit apparaître de nombreuses interrogations voire même des craintes de la part des travailleurs helvétiques et il est primordial de savoir quelle serait la réaction du marché du travail suite à l'arrivée de nombreux immigrants. Connaître les différences entre les durées de chômage des Suisses et des travailleurs

Figure 1 : Comparaison du taux de chômage des Suisses et des étrangers



Source: Secrétariat d'Etat à l'économie (Seco)

immigrés et déterminer leurs causes devrait apporter des éléments de réponse à cette question.

Finalement, comme le fait remarquer KIEFER (1988), le bien-être d'un chômeur dépend sans doute beaucoup plus du temps passé au chômage que du fait même d'être au chômage. C'est ce qui explique l'énorme coût psychologique que subissent les chômeurs de longue durée et justifie la mise en œuvre de politiques efficaces pour lutter contre ce type de chômage. En plus des conséquences directes sur les individus, le chômage de longue durée a un effet pervers sur le marché du travail pris dans son ensemble, puisqu'un fort taux de chômeurs de longue durée génère un chômage incompressible élevé (SHELDON, 1999). De ce point de vue également, on se rend bien compte que la connaissance des facteurs influençant les durées de chômage est d'une grande importance.

Dans la section suivante, nous introduisons brièvement les modèles de durée qui seront ensuite utilisés pour les estimations empiriques. Dans la section 3, nous décrivons la base de données et présentons succinctement la législation du marché du travail en Suisse. La section 4 fournit les résultats des estimations empiriques,

effectuées sur l'ensemble de notre échantillon dans un premier temps, puis en séparant Suisses et étrangers dans un second temps. La section 5 conclut en mettant en évidence les principaux résultats de notre recherche.

2. Modèles de durée

L'apparition des modèles de durée¹ dans le domaine du chômage remonte aux travaux de LANCASTER (1979), NICKELL (1979) et LANCASTER et NICKELL (1980). Des applications récentes et sur données helvétiques sont fournies dans VASSILIEV (2003) et DJURDJEVIC (2005). Ces modèles permettent d'analyser efficacement des durées, alors que les méthodes économétriques « traditionnelles » rencontreraient d'insurmontables difficultés. Les durées que nous allons considérer ici sont des épisodes de chômage, définis comme le temps écoulé entre l'instant où un individu s'inscrit au chômage et le moment où il en sort.

Notons T la variable aléatoire qui représente la durée d'un épisode et t ses réalisations. Plutôt que d'utiliser les fonctions de densité de probabilité $f(t)$ et de répartition $F(t) = \Pr(T < t)$ qui sont les outils statistiques usuels, les modèles de durée font appel à la fonction de survie $S(t)$ et à la fonction de hasard $h(t)$. Bien que ces quatre fonctions donnent en réalité la même information, il est plus pratique de travailler avec les deux dernières pour l'analyse de durée. La fonction de survie est simplement le complémentaire de la fonction de répartition :

$$S(t) = 1 - F(t) = \Pr(T \geq t) \quad (1)$$

C'est la probabilité de rester au chômage pendant une durée supérieure ou égale à t . Elle est égale à 1 lorsque $t = 0$, puisque tous les épisodes observés ont une durée non-nulle et elle tend vers 0 lorsque t tend vers l'infini, puisque tout individu finira inmanquablement par quitter le chômage.

La fonction de hasard $h(t)$, aussi appelée taux instantané de transition ou intensité de transition, est définie par :

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{f(t)}{S(t)} \quad (2)$$

1 Pour une présentation complète des modèles de durée, voir KIEFER (1988), LANCASTER (1990), BLOSSFELD et ROHWER (2002) ou KALBFLEISCH et PRENTICE (2002).

Ainsi, $h(t) \cdot \Delta t$ est une approximation linéaire de la probabilité de quitter l'état initial pendant le court intervalle Δt suivant t , sachant que l'on était toujours dans cet état à l'instant t .²

L'analyse de durée consiste à estimer la fonction de hasard (par maximum de vraisemblance) et il existe pour cela trois approches différentes : les méthodes non-paramétriques, paramétriques ou semi-paramétriques. Les modèles non-paramétriques n'imposent aucune restriction sur la forme fonctionnelle de la fonction de hasard et évitent ainsi tout risque d'erreur de spécification. Leur vocation est purement descriptive et leur inconvénient est de ne pas permettre la prise en compte de variables explicatives. À l'inverse, les méthodes paramétriques contraignent la forme de la fonction de hasard ainsi que la façon dont les variables indépendantes entrent dans la fonction. Les méthodes semi-paramétriques finalement permettent l'inclusion de variables explicatives tout en laissant le hasard fluctuer de manière plus ou moins libre. Ces trois approches ne sont pas mutuellement exclusives, mais chacune correspond plutôt à une phase différente de la recherche. Ainsi, nous commencerons notre analyse empirique en utilisant la méthode non-paramétrique de KAPLAN et MEIER (1958), qui nous permettra d'exclure l'utilisation de modèles paramétriques sur nos données, car aucun ne respecterait leur distribution. Nous poursuivrons à l'aide d'un modèle semi-paramétrique afin de quantifier l'effet de diverses variables sur les durées des épisodes de chômage.

Le modèle semi-paramétrique le plus fréquemment utilisé est le modèle exponentiel à hasard constant par morceaux.³ Ce modèle spécifie que l'intensité de transition de tout individu est proportionnelle au hasard de base $h_0(t)$ et que les variables explicatives x ont un effet log-linéaire et multiplicatif :

$$h(t) = h_0(t) \cdot \exp(x' \beta) \quad (3)$$

où les β sont les paramètres à estimer. Le nom du modèle provient du fait que l'intensité de transition de chaque individu est une fonction par paliers du temps, ce qui implique que le hasard de base s'écrit :

2 Les valeurs de $h(t)$ ne sont pas des probabilités en elles-mêmes, puisque le hasard peut varier entre zéro (aucun risque de transiter à cet instant précis) et l'infini (certitude de transiter).

3 Le modèle de Cox (1972) est un autre modèle semi-paramétrique et il donne des résultats absolument comparables sur notre jeu de données. Pour des résultats obtenus avec ce second modèle, voir WEBER (2005).

$$h_0(t) = \exp \left\{ c_0 + \sum_{m=2}^M h_m I_m(t) \right\} \quad (4)$$

où c_0 est la constante du modèle, l'indice m dénote les intervalles de temps, h_m sont des paramètres à estimer et $I_m(t)$ sont des variables binaires valant 1 lorsque t se trouve dans le $m^{\text{ème}}$ intervalle et 0 sinon. Le premier intervalle de temps est omis et sert de référence pour les suivants. Dans nos estimations, nous distinguerons 10 intervalles ($M = 10$), les 9 premiers d'une durée de 90 jours chacun et le dernier allant de 810 jours à l'infini.

Nous allons prendre en compte plusieurs sorties différentes du chômage. Un chômeur peut en effet retrouver du travail, mais il pourrait également décider de stopper toute activité, quitter le pays ou sortir du chômage pour bien d'autres raisons. Nous réunirons toutes les destinations autres que l'emploi dans un seul état dénommé « attrition » et nous aurons donc deux sorties possibles : l'emploi et l'attrition. Pour traiter les risques multiples, il est nécessaire de définir une fonction de hasard spécifique à chaque état de sortie. En supposant qu'il y ait K destinations, chacune étant mutuellement exclusive et en notant D_k la variable dummy qui prend la valeur 1 si la destination k est entrée et 0 sinon, l'intensité de transition vers l'état k est donnée par :

$$h_k(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + \Delta t, D_k = 1 | T \geq t)}{\Delta t} \quad k = 1, 2, \dots, K \quad (5)$$

De telle sorte que $h_k(t) \cdot \Delta t$ donne la probabilité de sortie pour la destination k pendant le court intervalle $[t, t + \Delta t)$, sachant que l'épisode n'était pas encore terminé après une durée t .

Les fonctions de hasard que nous allons estimer avec le modèle exponentiel constant par morceaux et en distinguant deux états de sortie s'écrivent alors :

$$h_k(t | x, \beta_k) = \exp \left\{ c_{0k} + \sum_{m=2}^M h_{mk} I_m(t) \right\} \cdot \exp(x' \beta_k) \quad (6)$$

avec $k = 1$ pour la destination emploi et $k = 2$ pour la destination attrition ($K = 2$).

Finalement, la fonction de log-vraisemblance pour un échantillon de n individus s'écrit :

$$\ln L(\beta; t, x) = \sum_{k=1}^K \ln L_k(\beta_k; t, x) \quad (7)$$

$$\text{Avec } L_k(\beta_k; t, x) = \prod_{i=1}^n [h_k(t_i | x_i, \beta_k)]^{\delta_{ik}} \cdot \exp\left(-\int_0^{t_i} h_k(u | x_i, \beta_k) du\right)$$

et où $\delta_{ik} = \begin{cases} 1 & \text{si l'individu } i \text{ transite vers l'état } k \text{ à l'instant } t_i \\ 0 & \text{sinon} \end{cases}$

De l'équation (7), il est clair que la procédure pour estimer les paramètres β_k consiste simplement à effectuer K estimations différentes, une pour chaque destination. Lors de l'estimation k , tous les épisodes qui se terminent par une transition vers une destination autre que k sont considérés comme étant censurés à droite⁴.

3. Données et contexte législatif

3.1 Base de données

Notre base de données est extraite du système d'information en matière de placement et de statistique du marché du travail (PLASTA⁵), dans lequel le Secrétariat d'Etat à l'économie (Seco) centralise l'information récoltée par tous les offices régionaux de placement (ORP) du pays. Elle contient les dates des inscriptions et désinscriptions des demandeurs d'emploi (permettant le calcul des durées de chômage en jours), ainsi qu'une très grande quantité d'informations concernant leurs caractéristiques personnelles, relevées sur une base mensuelle.

L'échantillon qui nous a été fourni par le Seco est un tirage aléatoire de 80 000 personnes ayant été inscrites au moins une fois entre le 1^{er} janvier 2001 et le 31 décembre 2002 dans le système PLASTA. Le parcours des personnes sélectionnées est suivi jusqu'au 31 décembre 2003, et notre période d'observation s'étend donc du 1^{er} janvier 2001 au 31 décembre 2003 (36 mois). Après avoir éliminé les individus pour lesquels les informations saisies n'étaient pas cohérentes (date de sortie de la base PLASTA antérieure ou identique à la date d'entrée, date d'entrée

4 Un épisode est censuré à droite lorsqu'il est encore en cours à la fin de la période d'observation et qu'on ne connaît par conséquent pas sa durée complète. Tout ce qu'on peut affirmer à propos d'un tel épisode est qu'il a duré au minimum le temps durant lequel on l'a observé.

5 AVAM (Informationssystem für die ArbeitsVermittlung und die ArbeitsMarktstatistik) pour l'acronyme germanophone.

inconnue, ...), ceux pour lesquels il n'y avait qu'un seul enregistrement à disposition ne donnant pas la possibilité de calculer une durée, ceux pour lesquels il manquait des informations indispensables à notre analyse (nationalité) ainsi que ceux qui étaient inscrits au chômage avant le 1^{er} janvier 2001⁶, notre échantillon final comporte 74 161 individus, se répartissant en 43 940 Suisses et 30 221 étrangers (cf. tableau A.1).⁷

La majorité des individus (63%) quittent PLASTA parce qu'ils retrouvent du travail : ils transitent du chômage vers l'emploi. Dans 25% des cas cependant, les chômeurs n'ont pas retrouvé de travail au moment où ils sortent de la base de données et plusieurs hypothèses peuvent être envisagées les concernant : reprise d'une activité lucrative sans prévenir l'ORP, retrait du marché du travail ou renonciation à exercer une activité lucrative, commencement ou poursuite d'une formation, départ à l'étranger ou encore poursuite de la recherche d'emploi sans recourir aux services des ORP. Comme on ne dispose pas d'informations précises concernant les destinations de ces individus, on les regroupe dans l'état de sortie attrition. Finalement, 12% des individus étaient toujours inscrits dans un ORP le 31 décembre 2003 et leurs épisodes sont censurés à droite.

Pour les estimations, nous ne prenons en compte qu'un seul épisode de chômage par individu, même si notre base de données initiale comportait plusieurs inscriptions pour certains d'entre eux. Cela nous évite d'avoir à modéliser les corrélations entre les différents épisodes d'une seule et même personne. De plus, bien que PLASTA comporte des enregistrements mensuels, ce qui permettrait de constater les variations temporelles de certains facteurs, nous allons supposer que les caractéristiques individuelles des chômeurs sont constantes. Des variables comme l'âge, l'état civil, voire exceptionnellement le lieu de résidence sont en effet susceptibles de se modifier, mais somme toute de manière très marginale et tenir compte de ces quelques changements ne transformerait assurément pas nos résultats de manière significative. Nous utilisons simplement les valeurs relevées au début des épisodes pour chacune des variables explicatives de nos estimations.

Pour prendre en compte l'hétérogénéité des individus et expliquer leurs durées de chômage, nous disposons de nombreuses variables : des facteurs sociodémographiques (âge, genre, état civil, nationalité, type de permis de travail) ; des facteurs

6 Ce dernier critère de sélection permet d'éviter les problèmes de *stock sampling*. La méthode d'échantillonnage utilisée ici correspond au *flow sampling* (LANCASTER, 1990).

7 Nous avons finalement 59.3% de Suisses et 40.7% d'étrangers. En 2003, la proportion de suisses dans la population totale des chômeurs était de 57.9% et celle des étrangers de 42.1% (SECO, 2003). L'échantillon est donc représentatif de la population totale des chômeurs en ce qui concerne la répartition des nationalités.

représentant le marché du travail local (taille de la commune, taux de chômage et taux de places vacantes cantonal); le capital humain (qualification, langue maternelle); la situation précédant le chômage (secteur économique du dernier emploi, position dans le dernier emploi, première entrée ou retour sur le marché du travail) ainsi que la participation à une mesure active du marché du travail (gain intermédiaire, programme d'occupation ou emploi temporaire).

3.2 Législation sur le marché suisse du travail

Sachant l'influence de la législation sur le temps passé au chômage, un rapide survol des lois en vigueur concernant l'assurance-chômage ainsi que le statut des étrangers est nécessaire.

La 3^e révision de la Loi fédérale sur l'assurance-chômage (LACI) est entrée en vigueur le 1^{er} juillet 2003. Puisque notre période d'observation s'arrête au 31 décembre 2003, cette modification est trop récente pour que nous puissions en constater pleinement les effets. Le cadre législatif pour notre analyse est dès lors celui qui prévalait avant cette dernière révision, et dans lequel la plupart des assurés avaient droit à 520 indemnités journalières.⁸ Comme l'assurance-chômage est versée sous forme d'indemnités journalières et que cinq indemnités sont payées par semaine, 520 indemnités correspondent à une période de deux ans (104 semaines).⁹ Les conditions principales pour être indemnisé sont d'habiter en Suisse et d'avoir cotisé pendant au moins six mois au cours des deux dernières années. Suisses et étrangers sont donc soumis aux mêmes règles concernant le droit aux indemnités. Mentionnons toutefois que notre base de données ne fournit aucune indication quant à la perception d'indemnités, puisqu'elle ne contient que les informations provenant des ORP. Or, être inscrit dans un ORP n'implique aucun droit à recevoir une aide financière et il est en fait possible d'y être inscrit dans le seul but de bénéficier de services en matière de placement. L'inscription dans un ORP est en revanche obligatoire pour pouvoir toucher des indemnités financières.

La politique migratoire suisse fût modifiée le 1^{er} juin 2002 et une réglementation différente s'applique désormais aux étrangers selon leur nationalité. Le statut des ressortissants des Etats membres de la CE et de l'AELE est à présent réglementé par l'Accord sur la libre circulation des personnes (ALCP) alors que les

8 Les personnes proches de la retraite ont droit à plus d'indemnités et celles sortant d'une formation ont droit à moins.

9 La principale modification instaurée par la 3^e révision de la LACI porte précisément sur la réduction du nombre maximum d'indemnités journalières de 520 à 400, correspondant à une période d'indemnisation d'un an et demi.

ressortissants des Etats tiers sont toujours soumis à la Loi fédérale sur le séjour et l'établissement des étrangers (LSEE). La principale divergence engendrée par l'introduction de l'ALCP se situe au niveau des autorisations de séjour (livret B), qui sont désormais valables cinq ans pour les ressortissants CE/AELE, alors qu'elles ne duraient qu'une seule année auparavant. Les permis d'établissement (livret C) sont quant à eux délivrés après un séjour régulier et ininterrompu en Suisse de cinq ans tandis qu'il fallait dix ans sous l'ancienne réglementation. Concernant les autorisations de courte durée (livret L), pour frontalier (livret G), pour étranger admis à titre provisoire (livret F) et pour requérant d'asile (livret N), aucun changement significatif n'est à relever. Notons encore que le statut de saisonnier (livret A) a été aboli à cette même occasion.

L'entrée en vigueur de l'ALCP se situe exactement au milieu de notre période d'observation, mais nous ne chercherons pas à distinguer les anciens et nouveaux permis. Même s'ils n'ont pas exactement les mêmes droits et ne sont pas soumis à des conditions strictement identiques, les rassembler ne pose pas de problème majeur, d'autant plus que nous tiendrons explicitement compte des nationalités. Nous répartirons ainsi les étrangers en trois catégories de permis, selon la classification usuelle : (1) les permis C, qui ont les mêmes droits que les travailleurs de nationalité helvétique ; (2) les permis B, pour lesquels l'autorisation de séjour dure soit un, soit cinq ans ; (3) tous les autres étrangers seront regroupés dans la catégorie des permis de court terme, qu'ils soient au bénéfice d'un ancien permis A, ou d'un permis L, G, F ou N.^{10, 11}

En plus des permis, nous distinguerons les individus selon leur origine. Bien qu'il soit habituellement pratiqué dans ce genre d'étude, le regroupement par permis est en effet insuffisant pour permettre une distinction claire des étrangers, étant donné la diversité des détenteurs du même type d'autorisation (DE COULON, 1999). En séparant les étrangers aussi suivant leur nationalité, nous pourrions créer des groupes plus homogènes et capter ainsi une plus grande part de l'hétérogénéité de notre échantillon.

Nous allons regrouper les nationalités par continent. Il serait possible de faire un découpage plus fin puisque nous disposons du pays d'origine, mais les

10 Ces permis ne représentent que 7% des étrangers contenus dans notre base de données (cf. tableau A.1). Si on cherchait à distinguer les différentes catégories de permis de court terme, il resterait très peu d'observations dans chaque groupe et les coefficients estimés seraient peu fiables.

11 N'habitant pas en Suisse, les frontaliers n'ont pas la possibilité de toucher des indemnités dans le pays. Ils ont cependant la possibilité de s'inscrire dans les offices de placement afin de bénéficier de leurs services.

estimations deviendraient alors moins fiables, étant donné le peu d'observations qui resteraient dans chaque groupe. Concernant les Européens, nous distinguons tout de même plusieurs groupes. Le premier est formé par les ressortissants des pays membres de l'Union Européenne des quinze¹² (UE15). Les individus originaires des dix pays entrés dans l'UE le 1^{er} mai 2004¹³ composent le deuxième groupe (UE10). Les ressortissants de tous les pays européens ne faisant pas partie de l'UE à ce jour forment le troisième groupe de ce continent (nonUE).

On peut logiquement supposer que tous les types d'étrangers ont des durées de chômage supérieures aux indigènes. Il est cependant plus compliqué de prédire un classement entre les différents groupes d'immigrés eux-mêmes, surtout en se basant sur les catégories de permis. En effet, bien que les détenteurs de permis C soient logiquement les immigrés les mieux intégrés, il n'est pas automatique qu'ils soient les plus rapides à quitter le chômage. Des aspects légaux pourraient entrer en ligne de compte et forcer les titulaires des autres types de permis à quitter prématurément le chômage. Concernant les groupes de nationalités, le classement devrait logiquement refléter la proximité avec la Suisse: plus le pays d'origine est proche, plus les cultures sont semblables et moins les employeurs se montrent réticents, ce qui devrait impliquer des durées de chômage inférieures.

Etant donné que la probabilité de quitter le chômage est égale à la probabilité de recevoir une offre multipliée par la probabilité d'accepter cette offre, les différences des durées de chômage des Suisses et des étrangers pourront être expliquées par des inégalités concernant: (1) le salaire de réservation¹⁴, (2) la fréquence d'arrivée des offres et (3) le comportement des employeurs. Une hausse du salaire de réservation a logiquement pour effet de rallonger la durée du chômage: plus les exigences sont élevées, plus il faudra attendre avant de recevoir une offre convenable. A priori, la fréquence d'arrivée des offres, qui dépend notamment de l'intensité de recherche et du secteur d'activité, a un effet ambigu sur la durée du chômage: d'un côté, recevoir des offres plus souvent donne plus d'occasions pour quitter le chômage, mais cela peut simultanément rendre plus exigeant en termes de salaire. Puisque l'effet au travers du salaire de réservation est indirect, nous supposons que c'est l'effet négatif qui l'emporte,

12 Pays déjà membres de l'Union Européenne avant le 1^{er} mai 2004: Allemagne, Autriche, Belgique, Danemark, Espagne, Finlande, France, Grèce, Irlande, Italie, Luxembourg, Pays-Bas, Portugal, Royaume-Uni, Suède.

13 Chypre, Estonie, Hongrie, Lettonie, Lituanie, Malte, Pologne, République tchèque, Slovaquie et Slovénie.

14 Salaire seuil en dessous duquel un chômeur refuse toute proposition dans le cadre de la théorie de la prospection d'emploi.

soit que le fait de recevoir plus d'offres raccourcit la durée du chômage. Finalement, une discrimination de la part des employeurs envers un certain groupe de travailleurs est également envisageable, qu'elle se manifeste par des propositions comportant des salaires systématiquement inférieurs, ou plus simplement par moins de propositions.

3.3 Statistiques descriptives

Le tableau A.1 présente les caractéristiques des chômeurs de notre échantillon, séparés selon leur nationalité, ce qui permet de relever quelques différences entre les deux groupes. Les étrangers sont légèrement plus jeunes que les Suisses et la proportion de personnes mariées parmi eux est deux fois plus élevée. Pour ce qui concerne le niveau de qualification, on constate comme on s'y attendait que la population indigène est plus qualifiée. En raison de leur qualification moindre, les étrangers ont moins de chances d'accéder à des positions hiérarchiques et sont plus destinés à effectuer des tâches non-spécialisées (FERRO LUZZI et FLÜCKIGER, 1998). La part de cadres et de spécialistes est ainsi beaucoup plus importante parmi les Suisses, tandis que la proportion des auxiliaires étrangers est nettement plus grande.

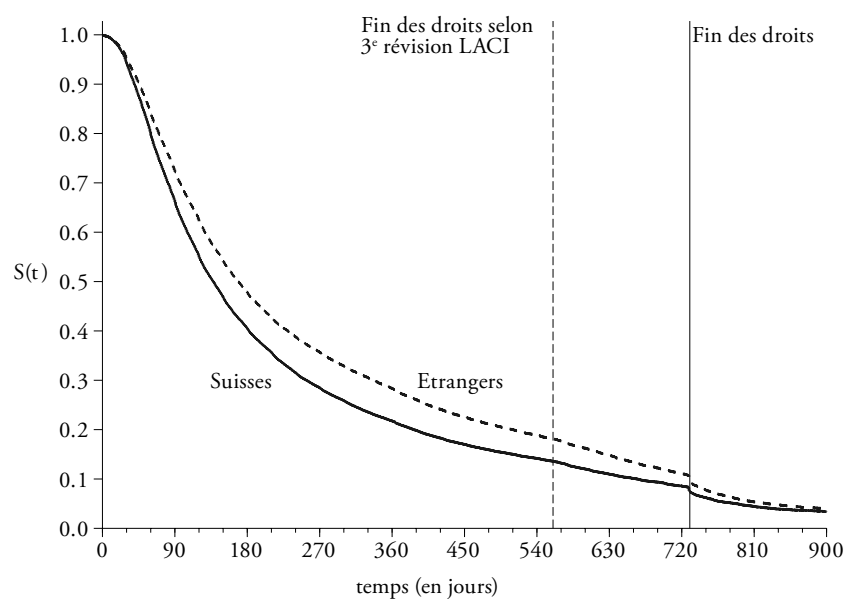
Les chômeurs étrangers sont davantage concentrés dans les grandes villes, puisque 23% d'entre eux sont dans des villes de plus de 100 000 habitants alors que moins de 19% des chômeurs suisses y sont localisés. À l'opposé, seuls 27% des étrangers résident dans des communes de moins de 5 000 habitants contre près de 40% des Suisses. Cela peut s'expliquer par le fait qu'un immigrant qui cherche du travail va généralement s'établir dans une grande ville alors que la population indigène est mieux répartie sur tout le territoire. Finalement, on remarque que le pourcentage d'épisodes se terminant par l'emploi est plus élevé parmi les chômeurs helvétiques. Une plus grande proportion d'étrangers se dirige ainsi vers l'attrition.

Utilisons maintenant une approche non-paramétrique comme première analyse. Les estimateurs de Kaplan-Meier pour les fonctions de survie (ou pseudo-survie¹⁵) des Suisses et des étrangers sont tracés dans la figure 2. Le panneau A ne

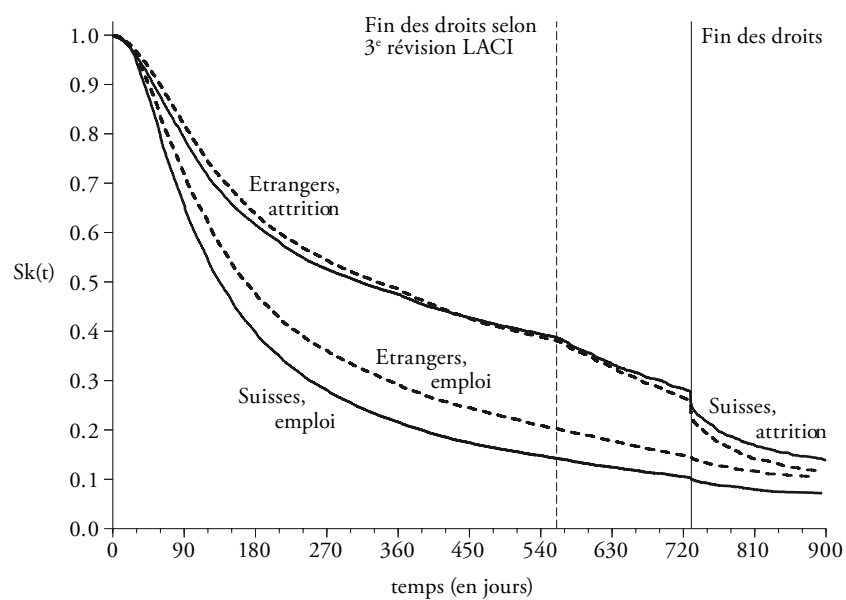
15 On parle de fonction de pseudo-survie $S_k(t)$ lorsqu'on distingue plusieurs états de sortie. Les fonctions $S_k(t)$ correspondent chacune à un état de sortie spécifique k et doivent leur préfixe au fait qu'elles n'ont pas d'interprétation directe. Elles donnent simplement une idée de la probabilité de rester dans l'état initial pendant une durée supérieure ou égale à t avant de sortir pour l'état k . Le produit des k fonctions de pseudo-survie donne la fonction de survie non-conditionnelle de l'échantillon.

Figure 2: Estimateurs de Kaplan-Meier

A. Fonctions de survie par nationalité



B. Fonctions de pseudo-survie par nationalité et par sortie



tient pas compte des différentes destinations et montre clairement que les épisodes de chômage des indigènes sont plus courts que ceux des étrangers. En effet, la fonction de survie des Suisses étant inférieure pour toute la période, cela indique que ces individus quittent plus rapidement le chômage : ils « survivent » moins longtemps dans l'état chômage. Pour l'instant, il nous est cependant impossible de mentionner une quelconque raison pour expliquer ces différences, puisque cette approche est uniquement descriptive.

Les fonctions de pseudo-survie propres à chaque sortie sont tracées dans le panneau B. On remarque ainsi que les probabilités de survie sont très différentes suivant la destination : les individus qui se dirigent vers la sortie emploi quittent le chômage bien plus rapidement que ceux qui vont vers l'attrition. Il est par conséquent extrêmement important distinguer ces deux états de sortie. La fonction de pseudo-survie des étrangers vers l'emploi est à tout instant supérieure à celle des chômeurs helvétiques, ce qui indique qu'ils mettent plus de temps avant de retrouver du travail. Vers l'attrition en revanche, les probabilités de survie des deux groupes sont beaucoup plus proches.

D'autre part, on constate un décrochage des fonctions de pseudo-survie à la fin des droits aux indemnités de chômage, spécialement pour la sortie attrition. Cela signifie que le comportement des chômeurs se modifie lorsqu'ils ont épuisé la totalité de leurs droits. De nombreuses personnes ne se rendent plus dans les ORP dès que leur délai-cadre d'indemnisation est terminé. Deux raisons diamétralement opposées peuvent expliquer cette décision : soit l'individu est totalement découragé et renonce à chercher du travail par le biais des ORP, soit il attendait simplement la fin de ses droits en touchant des indemnités de manière peu scrupuleuse.

4. Estimations empiriques des fonctions de hasard

4.1 Estimations sur l'ensemble des individus

Afin de pouvoir quantifier l'effet de diverses variables sur la durée des épisodes de chômage, nous utilisons le modèle exponentiel constant par morceaux. Dans un premier temps, les estimations des fonctions de hasard sont effectuées sur la totalité de notre échantillon (74 161 individus), afin de constater s'il subsiste des différences uniquement dues à la nationalité alors qu'on contrôle de nombreuses autres caractéristiques. Les trois estimations reportées dans le tableau A.2 diffèrent uniquement quant aux variables permettant de distinguer les étrangers : l'estimation 1 ne contient que les permis de séjour, la 2 ne comprend que les natio-

nalités alors que la 3 inclut les deux types de variables simultanément. Toutes les autres variables sont absolument identiques et on constate d'ailleurs que leurs coefficients sont extrêmement proches d'une estimation à l'autre, ce qui est très rassurant puisque cela prouve que les effets sont bien établis.

Remarquons avant tout que les intensités de transition ne sont pas constantes dans le temps, puisque la plupart des coefficients associés aux intervalles de temps sont significativement différents de zéro et varient considérablement d'une période à l'autre pour chacune des deux destinations. Une vision concrète de leur évolution au cours d'un épisode de chômage est fournie par la figure 3, qui représente les fonctions de hasard évaluées en la moyenne de toutes les caractéristiques de l'échantillon (et sur la base de l'estimation 1).

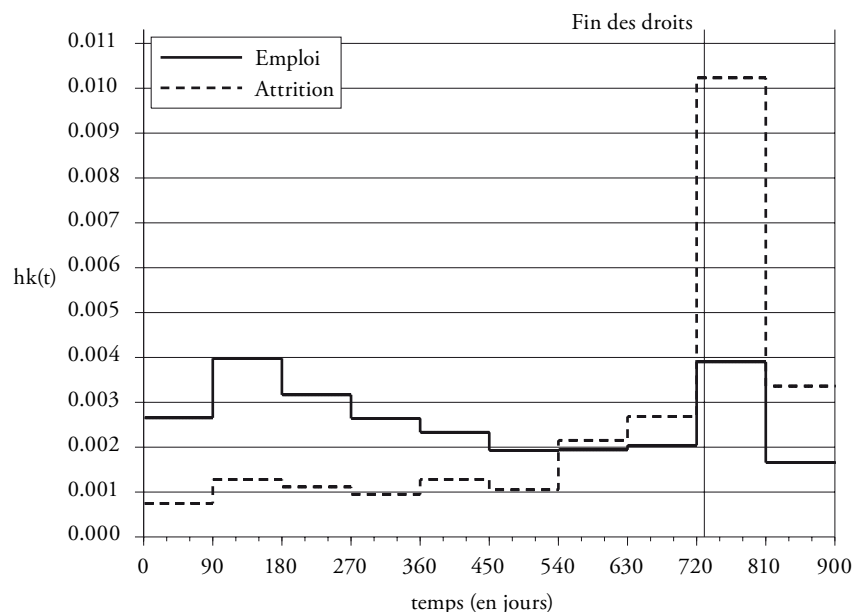
La probabilité instantanée de sortie vers l'emploi augmente en début d'épisode, atteignant son maximum pour la période de 3 à 6 mois. Par la suite, le hasard décroît régulièrement, probablement en raison d'un certain découragement de la part des demandeurs d'emploi ainsi que de l'inévitable érosion de leur capital humain au fur et à mesure qu'ils passent du temps sans activité. A la fin des deux ans qui constituent le délai-cadre d'indemnisation, le taux de transition vers l'emploi subit une forte augmentation, indiquant que le comportement des chômeurs se modifie lorsque leurs droits aux indemnités cessent. Comme ils seront bientôt sans revenu, ils intensifient leur recherche d'emploi et acceptent des postes qu'ils auraient auparavant refusés.

L'intensité de transition vers l'attrition croît de manière régulière pendant les deux premières années de chômage, ce qui est cohérent avec le fait que les chômeurs se découragent au fil du temps: certains stoppent leurs efforts et quittent simplement le marché du travail. A la fin des droits aux indemnités, on observe une énorme hausse du taux instantané de transition, beaucoup plus importante que celle observée pour la sortie emploi. Ce pic est à mettre en relation avec le décrochage de la fonction de pseudo-survie de la figure 2 et il confirme que de nombreux chômeurs en fin de droits décident de ne plus rester inscrits auprès des ORP.

4.1.1 Effets des caractéristiques personnelles

Examinons à présent les effets des caractéristiques individuelles des chômeurs sur leur probabilité de quitter le chômage en commençant par les résultats relatifs à la destination emploi. Etant donné la proximité des coefficients obtenus lors de chacune des trois estimations du tableau A.2, les commentaires de cette section s'appliquent indistinctement à l'une ou l'autre d'entre elles. Sauf mention contraire, les exemples chiffrés se rapportent à l'estimation 1. L'interprétation d'un

Figure 3 : Probabilités instantanées de transition vers les différentes sorties, évaluées pour la moyenne des variables



coefficient est aisée : si son signe est positif, l'effet sur la probabilité de quitter le chômage est positif et la durée de l'épisode est par conséquent plus courte. Le coefficient estimé pour une variable binaire permet de calculer la distance relative des individus porteurs de la caractéristique (variable = 1) par rapport à la catégorie de référence (variable = 0).¹⁶ Par exemple, le coefficient -0.235 qui s'applique aux femmes pour la sortie vers l'emploi signifie qu'elles ont, toutes choses égales par ailleurs, un taux instantané de transition vers l'emploi 21% [$=\exp(-0.235)-1$] plus faible que celui des hommes.

La probabilité de retrouver un emploi diminue avec le nombre d'épisodes de chômage subis au cours des deux dernières années. On observe donc l'*occurrence dependence* définie par HECKMAN et BORJAS (1980) : le nombre d'épisodes de

16 De l'équation (3), il est clair que le rapport entre le hasard de deux individus différents uniquement quant à la variable binaire x_i est égal à l'exponentiel du coefficient estimé pour cette variable $\exp(\beta_i)$.

chômage précédemment vécus par un individu affectent sa probabilité de rester chômeur. Une dépendance de ce type survient si le fait d'avoir été au chômage par le passé est perçu comme un signal de faible productivité et de peu de motivation par les employeurs.

Le ratio entre le nombre de places vacantes et le nombre de chômeurs dans un canton augmente logiquement les chances de retrouver du travail. Cette variable constitue en quelque sorte un indice (inverse) de la tension qui règne sur le marché du travail. Plus il y a de places vacantes et plus il sera facile pour les chômeurs de se réinsérer toutes choses égales par ailleurs. Au contraire, un grand nombre de chômeurs engendre une concurrence accrue entre eux et rend leur tâche compliquée.

L'âge a un effet très négatif sur la probabilité de retrouver un emploi. Le hasard est une fonction quadratique de l'âge, mais un rapide calcul démontre cependant que le maximum de la parabole se trouve à 17 ans pour les hommes et 25 ans pour les femmes. Or, comme seuls des individus de 15 ans et plus peuvent s'inscrire au chômage, autant dire que le hasard est toujours décroissant avec l'âge. Plusieurs raisons peuvent être avancées pour expliquer ce résultat: (1) les employeurs considèrent que l'âge abaisse la productivité des travailleurs, (2) plus l'individu est âgé, moins il est mobile géographiquement et professionnellement, et (3) le salaire de réservation d'un travailleur augmente sans doute avec son âge. L'expérience augmente probablement la probabilité de quitter le chômage, mais son effet n'est pas suffisant pour contrecarrer tous les effets négatifs de l'âge et nous ne disposons malheureusement pas de variable qui permette de l'isoler. Sachant que le taux de chômage est plus élevé parmi les jeunes,¹⁷ on en déduit que le taux d'entrée au chômage est beaucoup plus fort pour cette classe d'âge que pour les individus âgés.¹⁸ Le risque de devenir chômeur est plus fort pour les jeunes, mais la durée moyenne de leurs épisodes est en revanche plus courte. L'effet de l'âge est moins marqué pour la population féminine, résultat qui corrobore ceux obtenus par CASES et LOLLIVIER (1994) et D'ADDIO (1998) sur données françaises, de même que ceux de VASSILIEV (2003) sur données suisses.

Le fait que le coefficient pour les femmes soit négatif signifie qu'elles passent plus de temps à la recherche d'un emploi que la population masculine. Etant donné que nous tenons notamment compte de la qualification et de la position

17 En 2003, le taux de chômage des 15-24 ans s'élevait à 4.7% alors qu'il n'était que de 2.8% pour les 50 ans et plus (SECO, 2003).

18 Par définition: $\text{taux de chômage} = (\text{taux d'entrée au chômage}) \times (\text{durée moyenne du chômage})$

hiérarchique, ce résultat semble indiquer une certaine ségrégation sexuelle de la part des employeurs. A ce propos, FLÜCKIGER et RAMIREZ (2001) démontrent que 60% des différences de salaire entre hommes et femmes en Suisse sont dus à un comportement discriminatoire.

L'état civil influence très clairement la fonction de hasard, mais de manière différente selon le genre. Un homme marié possède une plus grande probabilité de retrouver un emploi qu'un homme célibataire, ce qui s'explique par plusieurs raisons. Ayant une famille à charge, l'homme marié est dans l'obligation d'avoir de retrouver rapidement un emploi, d'autant plus que son salaire constitue souvent une part importante et par conséquent indispensable du revenu familial. Les hommes mariés vont donc intensifier leur recherche d'emploi au maximum et ne pas se montrer trop exigeants concernant les offres d'emploi qui leur sont proposées. La deuxième explication est à rechercher du côté des employeurs, qui espèrent trouver plus de stabilité chez un homme marié. Pour ce qui concerne les femmes mariées maintenant, on trouve qu'elles mettent plus de temps à retrouver un emploi que les célibataires.¹⁹ Pour les femmes, le mariage va souvent de pair avec une certaine immobilité relative, du moins géographique, ce qui implique que les femmes mariées reçoivent moins d'opportunités d'embauche. En supposant de plus que le salaire des femmes mariées constitue parfois un revenu d'appoint pour le ménage plutôt que vital, elles sont peut-être moins pressées de retrouver un emploi. D'autre part, leur coefficient pour la sortie vers l'attrition est positif, indiquant qu'elles vont quitter plus rapidement le marché du travail que les célibataires. Au contraire, le coefficient des hommes mariés vers l'attrition est négatif, ce qui confirme qu'ils ont absolument besoin de leur revenu et ne sont pas disposés à sortir du marché.

Il est intéressant de mettre ces résultats en parallèle avec ceux de FERRO LUZZI et FLÜCKIGER (1998). Dans leur recherche des causes de la ségrégation sexuelle verticale à Genève, ils trouvent une différence notable de l'effet de l'état civil sur l'accès aux positions supérieures, à savoir que le mariage accroît les chances de promotion professionnelle des hommes alors qu'il désavantage la population féminine. FLÜCKIGER et RAMIREZ (2001) constatent encore que le mariage apporte une prime salariale aux hommes mais pénalise les femmes de manière significative. Sur le marché du travail, le mariage semble donc constituer un réel atout pour les hommes mais un handicap considérable pour les femmes.

19 Le coefficient qui s'applique aux femmes mariées est de $0.101 - 0.416 = -0.315$. Autrement dit, les femmes mariées ont un hasard inférieur de 27% [$=\exp(-0.315)-1$] par rapport à celui des femmes célibataires.

Nous avons encore distingué les personnes divorcées dans nos estimations. Comme elles ont plus de peine à retrouver un emploi que les célibataires, on peut supposer que le fait d'être divorcé constitue un signal négatif d'instabilité personnelle aux yeux des employeurs.

Les coefficients relatifs aux variables de capital humain ont tous le signe attendu. Le niveau de qualification influence logiquement le hasard à la hausse, même s'il est vrai qu'un individu semi-qualifié n'a qu'une probabilité très légèrement plus élevée de quitter le chômage vers l'emploi qu'un non-qualifié.²⁰ Pour les plus qualifiés, l'effet est beaucoup plus net. Les spécialistes retrouvent du travail plus rapidement que les auxiliaires. Le coefficient des cadres et indépendants n'est par contre pas statistiquement différent de zéro. Le fait de parler la langue du canton de résidence en tant que langue maternelle donne un avantage certain dans la recherche d'emploi. Finalement, les individus sortant des études ou d'un apprentissage quittent plus rapidement le chômage. La plupart d'entre eux sont en fait victime d'un chômage de nature frictionnelle, caractérisé par des épisodes courts et dus à la transition entre le système de formation et le monde professionnel. Le fait qu'ils soient soumis à un délai d'attente avant de pouvoir toucher leur première indemnité de chômage les incite aussi certainement à accélérer leur recherche d'emploi.²¹ Etre étudiant ou apprenti influence plus fortement la probabilité de sortie des femmes, résultat cohérent avec celui de VASSILIEV (2003).

Un individu à la recherche de son premier emploi met plus de temps qu'un travailleur expérimenté à décrocher une place. Connaissant moins bien le marché, les nouveaux entrants reçoivent certainement moins d'offres et probablement de qualité inférieure. D'autre part, engager un travailleur sans aucune expérience professionnelle n'est pas forcément avantageux pour un employeur, étant donné les coûts de formation que cela engendre. Les individus revenant sur le marché du travail après une période d'inactivité ont une probabilité de sortie encore plus faible, malgré une meilleure connaissance du marché par rapport à ceux n'ayant

20 Il faut cependant relever que la variable «QUALI» de PLASTA n'est pas forcément très fiable. Elle n'est constituée que de trois catégories (non-qualifiés, semi-qualifiés et qualifiés) et ne repose sur aucun fondement précis. Une part de subjectivité intervient inévitablement puisque c'est au conseiller ORP de juger dans quelle catégorie il place chaque chômeur et il existe peut-être des différences d'appréciation systématiques entre les conseillers. Le fait que le coefficient de la variable «Semi-qualifié» soit presque non-significatif est donc à prendre avec précaution.

21 La LACI (art. 18, al. 2) prévoit un délai d'attente spécial pour les individus qui sortent de formation scolaire, reconversion ou perfectionnement professionnel. Ce délai spécial est fixé par le Conseil fédéral et est actuellement de 120 jours.

jamais eu de travail. Avec leur précédent emploi comme référence, ils ont certainement un salaire de réservation plus élevé que les nouveaux entrants et refusent alors un plus grand nombre d'offres. Il est en tout cas certain qu'une période d'inactivité n'est pas un signal positif pour l'employeur, le capital humain ne pouvant que se déprécier pendant ce laps de temps.

Les mesures actives du marché du travail (MMT) semblent rallonger énormément la durée des épisodes de chômage de ceux qui y participent. Ce résultat paraît surprenant puisque leur but est précisément d'aider les chômeurs à se réinsérer et on s'attend à priori à ce qu'elles réduisent la durée du chômage. Plusieurs études menées sur ce sujet aboutissent cependant au résultat que les participants à des programmes de reconversion ou de formation subissent des épisodes plus longs que les autres (GERFIN et LECHNER, 2002 ; LALIVE, VAN OURS et ZWEIMÜLLER, 2002 ; VASSILIEV, 2003). Il faut toutefois être prudent lors de l'interprétation de ce résultat : dire que la participation aux MMT rallonge la durée des épisodes de chômage n'est pas suffisant pour affirmer que ces mesures soient néfastes, car la réduction du temps passé au chômage n'est qu'une facette de leur efficacité. La qualité (salaire, position hiérarchique, ...) des nouveaux emplois trouvés par les participants en est une autre et il serait nécessaire de connaître ces caractéristiques pour pouvoir effectuer une analyse complète. GERFIN, LECHNER et STEIGER (2005) analysent précisément ces autres aspects et obtiennent confirmation de l'efficacité des MMT, notamment en ce qui concerne le salaire des emplois postérieurs des participants. Une raison à la longueur du chômage des participants aux MMT est que les efforts de recherche sont inévitablement réduits pendant la durée des programmes. LALIVE et al. (2002) remarquent effectivement que la probabilité de transition vers l'emploi diminue significativement juste après le début d'un programme. Une autre explication serait que les participants aux MMT revoient leur salaire de réservation à la hausse, puisque suivre une formation supplémentaire rend sans doute plus exigeant. Finalement, il existe peut-être un problème de sélection endogène : les MMT étant accordées à condition qu'elles augmentent réellement les chances de retrouver un emploi, seuls les chômeurs les plus vulnérables y prennent part.

A l'instar de LALIVE et al. (2002), nous trouvons que le gain intermédiaire²² rallonge relativement peu la durée de chômage en comparaison avec les autres

22 Le gain intermédiaire consiste en une subvention de salaire versée au chômeur qui accepte un emploi payant moins que son indemnité de chômage. Celui qui accepte un gain intermédiaire est assuré de toucher un revenu global plus élevé que s'il reste inactif. Cette mesure constitue par conséquent une incitation à revenir sur le marché du travail, même si l'emploi disponible n'est pas exactement celui recherché.

programmes d'emplois temporaires. GERFIN et al. (2005) démontrent que cette mesure est également supérieure aux autres MMT du point de vue des emplois futurs. Comparé aux emplois temporaires ou aux programmes d'occupation, le gain intermédiaire est par conséquent attrayant pour de multiples raisons: il rallonge peu l'épisode de chômage, ne coûte rien à l'assurance-chômage mais lui permet au contraire d'économiser une partie des indemnités, et finalement, permet au chômeur d'occuper un poste réel, ce qui est plus valorisant qu'un emploi temporaire externe au marché du travail.

Les durées de chômage varient considérablement entre les activités économiques. Dans les secteurs soumis à des fluctuations cycliques²³, les chômeurs se réinsèrent plus rapidement. Comme il n'y a pas de thésaurisation des travailleurs, ces activités sont en effet caractérisées par un fort taux de rotation de la main-d'œuvre. Puisque le taux de chômage est supérieur à la moyenne dans les secteurs cycliques (SECO, 2003) alors que les durées y sont plus courtes, cela implique un taux d'entrée plus élevé.²⁴ Tout comme les jeunes, ces travailleurs subissent des épisodes de chômage relativement courts mais plus nombreux. Les chômeurs qui ont précédemment travaillé dans l'administration publique ont pour leur part plus de peine à retourner sur le marché du travail. FLÜCKIGER et VASSILIEV (2002) supposent que ceci serait dû, au moins en partie, à la mauvaise performance des emplois temporaires (ETC) de certains cantons.

La taille de la commune de résidence influence la probabilité de quitter le chômage sans ambiguïté: les épisodes sont d'autant plus longs que la ville est grande. On pourrait penser que le fait d'habiter une grande ville constitue un avantage puisque c'est dans les zones urbanisées que sont créés la plupart des emplois. Mais d'un autre côté, comme le suggèrent TEULINGS et GAUTIER (2003), puisque les villes présentent des opportunités d'embauches meilleures, diverses et plus nombreuses, de nombreux individus hétérogènes en quête de travail y sont attirés. Selon le modèle de ces auteurs, l'activité de recherche d'emploi est plus efficiente dans les régions denses car il est plus probable d'y trouver le « bon » emploi, c'est-à-dire celui qui correspond exactement à ses compétences et offre le meilleur salaire au vu de celles-ci. Dans ces conditions, les revenus espérés de la recherche sont élevés tant que le bon emploi n'est pas trouvé et les chômeurs des villes ont souvent intérêt à refuser des propositions. Cet argument justifie dès lors que la

23 On prend comme secteurs d'activité soumis à des fluctuations cycliques (codes et libellés de la Nomenclature générale des activités économiques 1985): 41. Construction proprement dite, 42. Aménagement et parachèvement, 55/56. Commerce de détail et 57. Restauration et hébergement.

24 Voir note 18.

durée moyenne du chômage soit supérieure dans les villes. De surcroît, le taux d'urbanisation influence positivement le taux d'inscription au chômage, notamment en raison de l'anonymat offert par le cadre urbain (STOLZ, 1985). On peut dès lors supposer que certaines personnes s'inscrivent au chômage sans vraiment avoir pour but de retrouver un emploi, mais uniquement pour toucher des indemnités en profitant de la couverture de cet anonymat. De tels individus contribuent aussi à rallonger les durées moyennes de chômage dans les villes.

Les autres variables relatives à la localisation nous indiquent que les chômeurs des cantons latins passent plus de temps sans emploi. Cette durée moyenne supérieure explique en partie le taux de chômage plus élevé de ces régions en comparaison avec la Suisse alémanique.

Avant d'en arriver aux variables relatives à la nationalité, nous effectuons un rapide survol des résultats pour la sortie vers l'attrition. Bien que plusieurs cas distincts soient regroupés dans cet état composite, nous considérons qu'une sortie du chômage vers cette destination correspond simplement à un retrait du marché du travail. Les coefficients estimés rendent cette hypothèse tout à fait plausible. Du point de vue de l'interprétation, un coefficient négatif indique donc que l'individu est plus attaché au marché du travail, alors qu'un coefficient positif indique qu'il se décourage plus rapidement.

Le nombre d'inscriptions précédentes au chômage augmente la probabilité de quitter le marché du travail. Après plusieurs épisodes de chômage, les individus perdent certainement leur motivation et ont tendance à laisser tomber leurs recherches plus rapidement.

L'âge a un effet opposé à celui qu'il a sur la probabilité de sortie vers l'emploi : le hasard décroît dans un premier temps (jusqu'à 49 ans pour les hommes et 47 ans pour les femmes) et croît par la suite. Cela signifie que les plus jeunes ainsi que les plus âgés abandonnent plus rapidement le marché de l'emploi. Pour les jeunes, il est envisageable qu'un certain nombre d'entre eux retournent faire des études. Les plus âgés ont quant à eux la possibilité de prendre une retraite anticipée. Il faut également remarquer que les individus d'âge moyen sont soumis à de fortes charges (logement, enfants, ...) et il est logique que ce soit eux qui montrent le plus fort attachement au marché du travail.

Le niveau de qualification influence le taux de transition vers l'attrition à la baisse. Les plus qualifiés savent certainement qu'ils ont de bonnes chances de retrouver du travail même si leur épisode de chômage se prolonge et ils se découragent donc moins vite que les non-qualifiés. De même, les étudiants et les apprentis ne sont pas enclins à quitter le marché du travail. Ils ont une forte motivation à travailler puisqu'ils viennent de terminer leur formation et désirent rentabiliser leur investissement éducatif le plus rapidement possible. Pour la même raison, les

participants aux mesures actives du marché du travail passent énormément plus de temps au chômage avant de se diriger vers l'attrition. Les chômeurs qui participent à des MMT sont donc des personnes très décidées à retrouver un emploi, quel que soit le temps pour y parvenir.

4.1.2 Effets des permis de séjour et des nationalités

Après ce tour d'horizon relativement complet des facteurs déterminant les durées de chômage en Suisse, nous allons nous concentrer plus précisément sur les différences observables selon la nationalité des chômeurs.

Dans l'estimation 1, les variables permettant de distinguer les étrangers sont les catégories de permis de séjour, comme cela se fait habituellement dans les études sur le chômage en Suisse. Les résultats montrent que le détenteur d'un permis de travail de n'importe quel type a une probabilité de quitter le chômage en direction de l'emploi inférieure aux chômeurs de nationalité suisse. Les coefficients des permis B et C sont très proches, c'est-à-dire que les étrangers au bénéfice d'une autorisation de séjour et ceux définitivement établis en Suisse font face à un hasard semblable. On aurait tendance à penser que les titulaires d'un permis C, disposant des mêmes droits que les travailleurs suisses, devraient être avantagés par rapport aux porteurs d'un permis B. Il faut cependant se rappeler que la législation a changé en juin 2002, faisant passer la durée de l'autorisation de séjour de un à cinq ans. La différence entre les deux types de permis est à présent minime et il est logique que les coefficients de ces deux groupes se rapprochent, alors qu'on observait auparavant des durées de chômage nettement supérieures pour les détenteurs de permis B (FLÜCKIGER et VASSILIEV, 2002). Pour les permis de court terme en revanche, la probabilité de retrouver un emploi est nettement plus faible.

Soulignons que contrairement à d'autres études (JOLY, LAMBELET et TILLE, 1993 ; DE COULON, 1999 ; FELD et SAVIOZ, 2000), les catégories de permis ne sont pas incluses dans le but de capter le fait que les étrangers sont en moyenne moins qualifiés que les indigènes. Nous disposons en effet de plusieurs variables destinées à prendre en compte le niveau de qualification des demandeurs d'emploi et nous pouvons ainsi distinguer plus précisément s'il existe des différences uniquement captées par la nationalité. En partant du constat que la probabilité de quitter le chômage se définit comme le produit entre la probabilité de recevoir une offre de travail et la probabilité d'accepter cette offre, plusieurs raisons peuvent être avancées pour expliquer qu'un individu passe plus de temps au chômage qu'un autre (voir section 3.2). Premièrement, son salaire de réservation peut être plus élevé, mais il serait irréaliste de penser que les étrangers ont des

prétentions salariales supérieures à celles des travailleurs helvétiques. Deuxièmement, si un individu reçoit moins d'offres d'emploi que les autres, il devra attendre plus longtemps avant de trouver une offre acceptable. Cette explication est plus vraisemblable : connaissant moins bien le marché suisse du travail, les étrangers sont moins efficaces dans leur recherche d'emploi et reçoivent moins de propositions d'embauche. Finalement, ce résultat pourrait également indiquer que les étrangers sont victimes de discrimination de la part des employeurs, soit parce que les salaires proposés sont plus bas pour des postes identiques, soit parce qu'ils reçoivent tout simplement moins d'offres d'emploi pour des compétences et une intensité de recherche égales.

Vers l'attrition, le coefficient des permis B n'est pas statistiquement significatif, ce qui indique que les titulaires d'une autorisation de séjour ont une intensité de transition semblable à celle des Suisses. Les établis ont par contre une probabilité plus faible d'aller vers cet état : ils sont plus déterminés à rester sur le marché du travail. Les permis de court terme ont quant à eux une probabilité plus élevée de quitter le chômage pour l'attrition. Pour bien comprendre ce dernier résultat, il ne faut pas oublier qu'un chômeur qui retourne dans son pays d'origine est inclus dans l'attrition. Or, le détenteur d'un permis de court terme est forcé de quitter la Suisse s'il est sans emploi à l'expiration de son autorisation, celle-ci n'étant alors pas renouvelée. C'est probablement ce qui explique que ces étrangers quittent plus rapidement le marché du travail. Même s'ils désireraient continuer à chercher du travail, leur épisode de chômage est écourté puisqu'ils sont contraints de quitter le pays.

L'estimation 1 ne permet cependant pas de dire quoi que ce soit à propos de l'origine des demandeurs d'emploi. C'est pourquoi, dans l'estimation 2, nous avons remplacé les permis par les nationalités. On constate alors qu'à parité d'autre chose, les durées des épisodes de chômage sont très différentes selon l'origine des individus. Les chômeurs provenant des pays de l'UE15 ont une probabilité de retrouver un emploi très légèrement inférieure à celle des Suisses. Pour l'UE10, le coefficient est nettement plus négatif et les durées de chômage des ressortissants de ces pays sont du même ordre de grandeur que celles des individus des pays nonUE. Il nous faut ici préciser encore une fois que nos données portent sur la période 1^{er} janvier 2001 – 31 décembre 2003 alors que les dix nouveaux pays membres ne sont entrés dans l'UE que le 1^{er} mai 2004. Tout ce que nos résultats permettent d'affirmer est qu'avant le dernier élargissement, les ressortissants des pays UE10 avaient une probabilité de quitter le chômage semblable à celle des ressortissants des autres européens n'appartenant pas à l'UE.

Les Africains sont ceux qui passent le plus de temps au chômage et ils ont une probabilité instantanée 38% [$=\exp(-0.480)-1$] plus faible que les Suisses

de retrouver un emploi, toute chose autre que la nationalité étant égale. Les citoyens des continents nord et sud américains ont des coefficients similaires à celui des pays nonUE. Les Asiatiques ont quant à eux une probabilité de sortie légèrement plus faible. Finalement, le coefficient pour l'Océanie n'est pas significatif, mais il faut préciser que le nombre d'observations (46) est très restreint pour ce groupe.

Pour terminer cette section, observons les résultats de l'estimation 3, qui prend en compte simultanément les permis de séjour et les nationalités. La variable UE15 est omise afin d'éviter la colinéarité permis-nationalités et les résultats se lisent de la manière suivante: les coefficients estimés pour les permis de séjour donnent la différence entre les taux instantanés de sortie d'un Suisse et d'un ressortissant UE15 détenteur du permis correspondant. Pour les autres étrangers, il faut additionner le coefficient du pays d'origine et celui du permis pour pouvoir comparer le hasard à celui des Suisses. Par exemple, le coefficient -0.223 de l'UE10 signifie que les natifs de cette zone ont un hasard 20% [$=\exp(-0.223)-1$] plus faible que les ressortissants des pays membres de l'UE15, pour un permis identique. Pour connaître la différence entre les Suisses et les permis C de l'UE10, il faut additionner ce -0.223 au coefficient attaché à la variable permis C, soit -0.049 . Ces étrangers ont donc une probabilité instantanée de transition vers l'emploi 24% [$=\exp(-0.272)-1$] inférieure à celle des Suisses.

L'estimation 3 permet de constater que les permis B de l'UE15 ont une probabilité de sortie vers l'emploi supérieure à celle des Suisses et ce sont donc eux qui, en moyenne, passent le moins de temps au chômage. On voit encore que les permis de court terme de l'UE15 ont un hasard identique à celui des chômeurs helvétiques. Par contre, les permis C ont des durées de chômage clairement supérieures. Les résultats de l'estimation 1 concernant les permis sont donc totalement remis en cause lorsqu'on tient en plus compte des nationalités.

Ces divergences entre les estimations doivent logiquement être causées par des effets croisés entre les permis et les nationalités et il faut dès lors analyser en détail quels individus détiennent quels types de permis. Le tableau 1 donne la répartition des étrangers de notre échantillon selon leur nationalité et leur permis de séjour, laissant apparaître des différences frappantes. Notamment, les ressortissants des pays de l'UE15 sont pour une très large majorité titulaires de permis C alors que les autres nationalités sont beaucoup mieux partagées entre les permis B et C. L'autre fait saillant est qu'une majorité (60%) des titulaires de permis de court terme sont d'origine africaine ou asiatique. Or, c'est justement les ressortissants de ces pays qui ont le plus de peine à se réinsérer sur le marché du travail. On perçoit maintenant d'où vient le coefficient négatif obtenu pour les permis de court terme lors de l'estimation 1.

Tableau 1: Table de fréquence pour la nationalité et le permis de séjour

Origine	Type de permis			Total	N
	B	C	Court Terme		
Europe, UE15	5.80%	31.28%	0.81%	37.89%	11 450
Europe, UE10	0.53%	0.55%	0.01%	1.09%	330
Europe, nonUE	14.44%	22.90%	1.96%	39.30%	11 878
Afrique	4.19%	2.19%	2.20%	8.58%	2 594
Amérique du nord	0.30%	0.21%	0.02%	0.53%	159
Amérique du sud	2.51%	1.71%	0.05%	4.27%	1 291
Asie	4.00%	2.18%	2.00%	8.18%	2 473
Océanie	0.10%	0.05%	0.00%	0.15%	46
Total	31.88%	61.07%	7.05%	100.00%	
N	9 634	18 455	2 132		30 221

Source: calculs sur notre échantillon de PLASTA.

Le tableau 1 démontre ainsi très clairement que les populations regroupées dans les différents permis de séjour sont très hétérogènes. Ne pas prendre en compte l'origine des demandeurs d'emploi comme dans l'estimation 1 pose de sérieux problèmes puisqu'on fait complètement abstraction de cette hétérogénéité. En fait, les estimations effectuées en incluant les permis de séjour mais pas les nationalités ne peuvent que fournir des résultats peu fiables et difficilement interprétables en ce qui concerne les immigrés.

En revanche, les coefficients des variables sur les nationalités n'ont pratiquement pas changé par rapport à l'estimation 2 et nos commentaires d'alors ne sont pas remis en cause. Les nationalités peuvent être réparties en trois groupes: les Suisses et les ressortissants des pays de l'UE15 sont ceux qui ont les épisodes les plus courts, les ressortissants des autres pays d'Europe (UE10 et nonUE) et des continents nord et sud américains passent un peu plus de temps au chômage que ce premier groupe. Finalement les Asiatiques et surtout les Africains sont ceux qui ont les épisodes les plus longs.²⁵ Les durées de chômage en Suisse sont donc inversement reliées à la proximité du pays d'origine.

25 Le coefficient pour l'Océanie classerait les ressortissants de ces pays dans le deuxième groupe, mais il n'est pas significatif au seuil de significativité de 10%.

4.2 Estimations séparées pour les Suisses et les étrangers

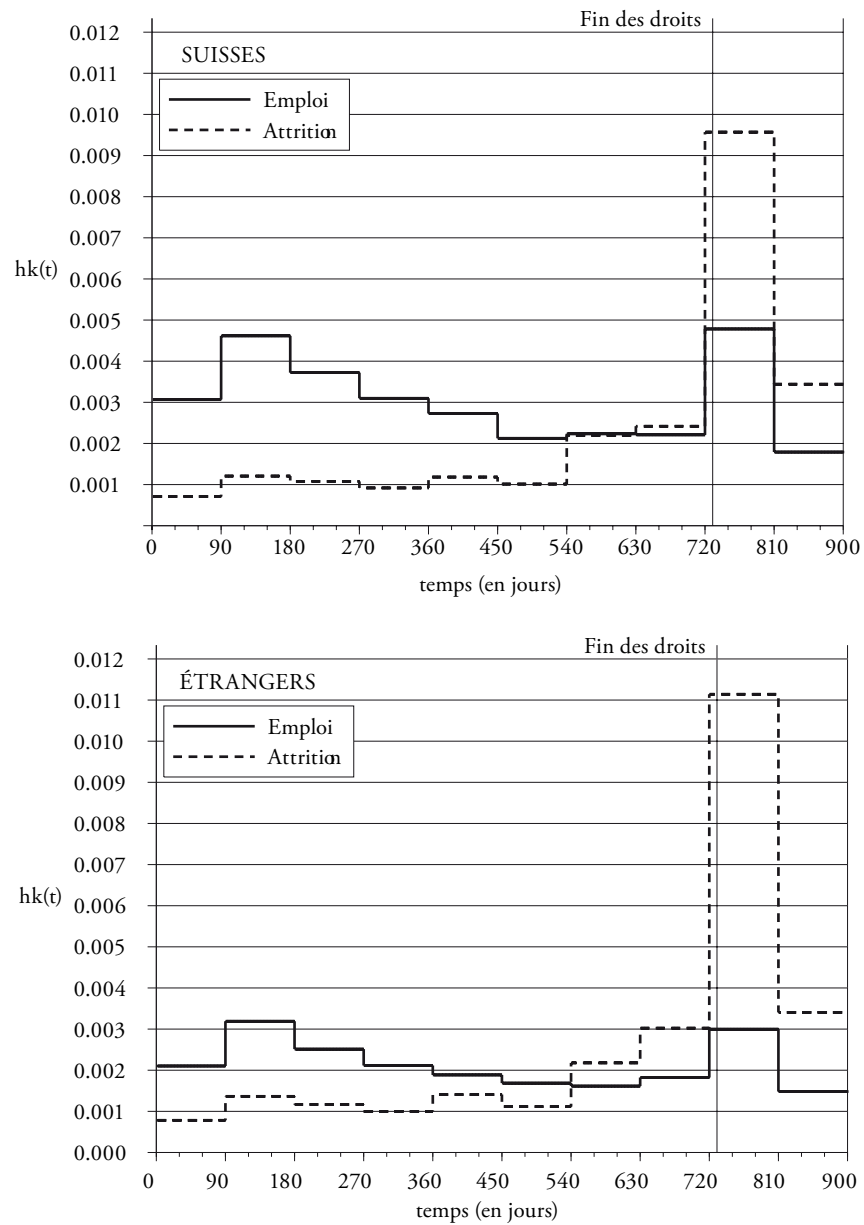
Les estimations effectuées sur l'ensemble de notre échantillon démontrent qu'il subsisterait des écarts entre les durées de chômage de deux individus différant uniquement par leur nationalité, c'est-à-dire même s'ils étaient parfaitement identiques sur toutes les autres caractéristiques disponibles. Elles n'expriment cependant rien concernant d'éventuelles divergences dans les effets des variables explicatives suivant les nationalités. Au vu de l'importance des effets croisés constatés dans la section précédente, il est en effet probable que les coefficients soient complètement différents lorsqu'on sépare l'échantillon sur la base des nationalités. Le tableau A.3 reporte justement les résultats obtenus en séparant les Suisses et les étrangers et met en lumière les différences entre ces deux groupes, quant à l'amplitude et la direction de chaque coefficient.

La figure 4 trace les probabilités de transition vers l'emploi et l'attrition des Suisses et des étrangers pour la moyenne de chaque variable. Elle montre que les fonctions de hasard des deux groupes suivent une évolution similaire pour chaque destination. La probabilité instantanée de sortie vers l'emploi est toujours supérieure pour les chômeurs helvétiques. En revanche, les taux de transition vers l'attrition sont extrêmement proches pour les deux populations, excepté à la fin des droits où le hasard est plus élevé pour les étrangers. Le pic de la fin des droits est en effet plus marqué pour les étrangers vers la sortie attrition alors que vers la sortie emploi, il est plus fort pour les Suisses.

L'âge déploie son effet négatif plus tardivement pour les étrangers. La probabilité de sortie vers l'emploi est en fait toujours décroissante pour les Suisses (dès 11 (!) ans pour les hommes et 19 ans pour les femmes), alors qu'elle est croissante pendant quelques années pour les étrangers (jusqu'à 22 ans pour les hommes et 27 ans pour les femmes). Les jeunes étrangers ont probablement besoin d'un temps d'adaptation à leur nouvel environnement.

Le ratio entre places vacantes et chômeurs a un impact plus important sur le hasard vers l'emploi des étrangers. D'une part, s'il y a peu de places vacantes sur le marché du travail et que les étrangers sont victimes d'une certaine discrimination, les employeurs auront tendance à privilégier les travailleurs suisses pour repourvoir leurs postes. Toujours en cas de rareté des places vacantes, les chômeurs étrangers ont peu de chances d'obtenir un poste face aux indigènes ayant en principe une meilleure connaissance du marché local. D'autre part, si les chômeurs sont nombreux et donc que les employeurs ont la possibilité de choisir parmi plusieurs candidats, les Suisses seront réinsérés les premiers en cas de discrimination. Au cas où les étrangers sont moins bien informés, ils souffriront plus de la concurrence avec de nombreux chômeurs. Ainsi, pour des raisons de

Figure 4 : Probabilités instantanées de transition selon la nationalité, évaluées pour la moyenne des variables



discrimination et/ou de connaissance du marché, il est logique que la conjoncture ait moins d'impact sur la probabilité de transition vers l'emploi des Suisses. Les chômeurs étrangers profitent plus de l'amélioration de la situation économique et leurs durées de chômage sont par conséquent plus sensibles au ratio entre le nombre de places vacantes et le nombre de chômeurs.

Au niveau de l'état civil, la plus grande différence concerne les femmes pour la sortie vers l'attrition. Le coefficient des suissesses mariées est positif [$-0.126 + 0.285 = 0.159$] alors que celui de leurs homologues étrangères est négatif [$-0.164 + 0.140 = -0.024$]. Lorsqu'elles sont mariées, les Suissesses abandonnent plus rapidement leurs recherches, tandis que les étrangères sont plus attachées au marché du travail. Le revenu de ces dernières semble donc indispensable à leur famille alors que celui des femmes de nationalité suisse l'est moins. Pour les hommes, les coefficients estimés sont comparables en taille et en signe.

Un niveau de qualification élevé augmente la probabilité de sortie vers l'emploi pour tous. Cet effet est cependant plus fort pour les chômeurs helvétiques. Pour les étrangers, avoir un niveau de qualification intermédiaire n'a même aucune influence.²⁶ Cela constitue peut être le signe que les diplômes acquis par les travailleurs étrangers dans leur pays d'origine sont moins bien reconnus que les titres obtenus en Suisse.

Le fait de parler la langue du canton de résidence en tant que langue maternelle améliore la probabilité des Suisses mais diminue celle des étrangers. Ce résultat est extrêmement important, puisqu'il indique que cette variable est très probablement liée à la connaissance du marché local. Les Suisses ayant pour langue maternelle la langue de leur canton de résidence sont pour la plupart nés dans ce même canton. Grâce à leur parfaite intégration dans les milieux socio-économiques, ce sont eux qui ont les réseaux de connaissances les plus étoffés et corollairement les meilleures chances de réinsertion. Au contraire, les étrangers qui parlent la langue du canton comme langue maternelle ne sont pas dans la région depuis plus longtemps que ceux parlant une autre langue : ils ne connaissent pas mieux le marché local. Ce n'est donc pas le fait de parler la langue locale en tant que langue maternelle en lui-même qui confère un avantage dans la recherche d'emploi, mais bien l'intégration dans le milieu économique et social. En d'autres termes, cette variable capte probablement d'autres facteurs inobservés et la réinsertion plus rapide des étrangers qui ne parlent pas la langue du canton provient peut-être d'une plus grande motivation de leur part.

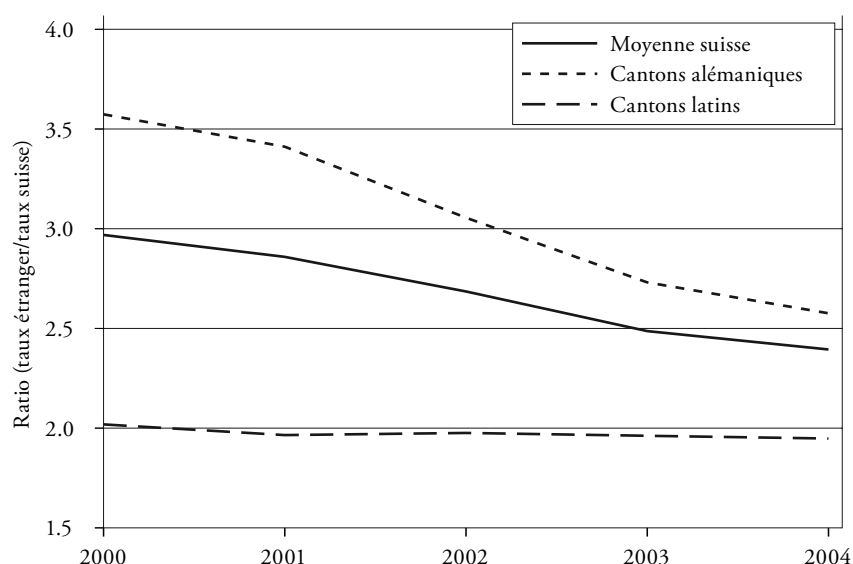
26 Voir note 20.

En ce qui concerne les mesures actives du marché du travail (MMT), nos résultats corroborent à nouveau ceux de LALIVE, VAN OURS et ZWEIMÜLLER (2002). Leurs estimations indiquent que participer à n'importe quelle MMT a un effet négatif sur la probabilité de quitter le chômage pour toutes les populations étudiées, la seule exception étant le gain intermédiaire pour les hommes étrangers. Ils observent également que l'effet négatif des programmes d'occupation est particulièrement marqué pour les étrangers. Bien que les estimations du tableau A.3 ne permettent pas de savoir si les effets sont différents entre hommes et femmes, nous observons aussi que le gain intermédiaire diminue plus la probabilité de sortie des Suisses que celles des étrangers et que cette mesure est celle qui rallonge le moins la durée des épisodes de chômage.

La dernière différence frappante à relever porte sur les régions linguistiques. Alors que les chômeurs helvétiques ont une probabilité plus faible de retrouver un emploi dans les cantons latins, les chômeurs étrangers de ces mêmes cantons ont un taux de transition vers l'emploi plus élevé que ceux qui habitent les cantons alémaniques (les coefficients sont à la limite de la significativité mais positifs). En conséquence, le marché du travail semble plus hermétique outre-Sarine pour les travailleurs étrangers. Les statistiques du Seco indiquent d'ailleurs que le rapport entre le taux de chômage des étrangers et celui des Suisses est plus élevé en région germanophone que dans les cantons romands et le Tessin. La figure 5 trace l'évolution de ce ratio – déjà contenu dans la figure 1 pour l'ensemble de la Suisse – pour les différentes régions linguistiques du pays et pour les années 2000 à 2004. Elle permet de constater que dans les cantons alémaniques, le rapport entre taux de chômage des étrangers et celui des Suisses s'élevait à 3.5 en 2000 et qu'il a diminué jusqu'à 2.5 en 2004. Il reste cependant nettement au-dessus de ce qu'on observe dans les cantons latins, puisque dans ces régions le taux de chômage de la population étrangère n'a jamais dépassé le double de celui des indigènes au cours de la même période. Les étrangers ont donc effectivement plus de difficultés dans les cantons germanophones que dans les cantons latins. La raison provient peut-être d'une discrimination plus forte de la part des employeurs alémaniques envers les travailleurs étrangers (FIBBI, KAYA et PIGUET, 2003). Une analyse plus approfondie sur ce point serait cependant nécessaire pour confirmer nos hypothèses.

Les coefficients des permis de séjour et des nationalités qui ressortent de l'estimation pour les étrangers uniquement correspondent avec ceux obtenus sur l'ensemble de l'échantillon (tableau A.2, estimation 3) et il n'est pas nécessaire d'y revenir.

Figure 5 : Rapport entre le taux de chômage des Suisses et celui des étrangers



Source : Seco, correspondance personnelle

5. Conclusion

Cet article nous a permis de mettre en évidence les facteurs influençant les durées de chômage en Suisse. Pour l'analyse empirique, nous avons estimé un modèle de durée à hasard constant par morceaux sur des données extraites du système d'information en matière de placement et de statistique du marché du travail (PLASTA). En comparaison avec la littérature existante, nous nous sommes plutôt focalisés sur les différences observables au niveau de la nationalité des demandeurs d'emploi. Nos résultats démontrent que sur la base des durées de chômage, les nationalités peuvent être séparées en plusieurs groupes. Les Suisses sont logiquement ceux qui passent le moins de temps au chômage et les ressortissants de l'Union Européenne des quinze ont des épisodes pratiquement identiques. Les individus originaires des dix nouveaux pays membres de l'UE, des autres pays européens et des continents nord et sud américains subissent des durées de chômage sensiblement supérieures. Finalement, les Asiatiques et surtout les Africains ont les plus faibles probabilités de transition vers l'emploi et endurent par conséquent les épisodes les plus longs.

L'originalité de cette étude réside en deux points. Tout d'abord, nous avons montré qu'utiliser les permis de séjour pour prendre en compte l'hétérogénéité des immigrés en Suisse n'est pas suffisant. Il est en fait nécessaire d'inclure également des variables concernant l'origine des étrangers afin d'obtenir des résultats absolument fiables et interprétables sans ambiguïté. Ensuite, nos estimations séparées pour les Suisses et les étrangers mettent à jour des différences tangibles dans les déterminants des durées de chômage de ces deux populations. Notamment, les chômeurs étrangers subissent plus fortement les variations conjoncturelles que les sans-emploi suisses. Un niveau de qualification élevé est plus bénéfique pour les Suisses, indiquant peut-être une moindre valorisation des diplômes obtenus à l'étranger. Le gain intermédiaire réduit davantage la probabilité de sortie du chômage pour les indigènes. Un des résultats les plus originaux est sans doute de démontrer que les durées de chômage des étrangers sont plus longues dans les cantons alémaniques que dans les cantons latins, alors que l'inverse est vrai pour les chômeurs helvétiques. On peut y voir la marque d'un traitement des travailleurs étrangers différent selon les régions linguistiques, mais ce résultat demande encore confirmation.

Certaines variables absentes de notre base de données auraient sûrement pu améliorer nos estimations. On pense notamment au fait que les individus touchent des indemnités de chômage ou non et le cas échéant, à leur montant. Ces informations sont en effet du ressort de l'assurance-chômage, alors que le système PLASTA ne contient que les informations transmises par les offices régionaux de placement. Le nombre de personnes à charge devrait également avoir un effet non-négligeable sur la durée de chômage.

Dans un futur proche, il serait néanmoins intéressant de reconduire une analyse similaire, afin de vérifier les effets de plusieurs changements législatifs ayant eu lieu récemment. En particulier, la 3^{ème} révision de la LACI est entrée en vigueur le 1^{er} juin 2003 alors que notre période d'observation s'arrête le 31 décembre 2003. La réduction du nombre maximal d'indemnités journalières (de 520 à 400) instaurée à cette occasion n'affecte pratiquement pas les individus sur lesquels nos estimations sont basées. Or, il est fort probable que ce changement va transformer l'allure des taux de transition vers l'emploi et l'attrition, puisque – comme nous l'avons mis en évidence – le comportement des chômeurs se modifie à la fin de leurs droits. On peut à priori supposer que le décrochage des fonctions de (pseudo-)survie de la figure 2 ainsi que le pic des fonctions de hasard des figures 3 et 4 vont se déplacer vers la gauche pour se positionner au niveau de la nouvelle fin du délai d'indemnisation maximum. Le panneau B de la figure 2 semble d'ores et déjà montrer des signes allant dans ce sens, puisque les fonctions de (pseudo-)survie en direction de l'attrition sont légèrement coudées à hauteur de

la nouvelle fin des droits aux indemnités. De plus, les chômeurs âgés de plus de 55 ans ont quant à eux toujours droit aux mêmes 520 indemnités journalières et il serait ainsi possible de faire une comparaison entre le comportement des individus légèrement au-dessus et ceux légèrement au-dessous de cette âge seuil.

Finalement, dix nouveaux pays sont devenus membres de l'Union Européenne le 1^{er} mai 2004. Nous avons montré qu'avant l'élargissement, les ressortissants de ces pays subissaient en Suisse des épisodes de chômage plus longs que les natifs de l'Union Européenne des quinze, mais comparables à ceux des travailleurs provenant des autres pays d'Europe. Il sera donc très intéressant de contrôler si leurs durées de chômage diminuent et si, à terme, elles finissent par s'aligner sur celles des ressortissants de l'Union Européenne des quinze.

Annexe

Tableau A.1 : Statistiques descriptives de l'échantillon, par nationalité

Domaine	Variables	Suisses	Etrangers
<i>Expérience passée du chômage</i>	Nombre d'épisodes de chômage pendant les deux dernières années	0.093 (0.312)	0.071 (0.273)
<i>Situation sur le marché du travail local</i>	Taux de chômage cantonal au moment de l'entrée au chômage	2.307 (0.950)	2.365 (0.984)
	Taux de places vacantes cantonal au moment de l'entrée au chômage	0.278 (0.167)	0.290 (0.169)
<i>Age</i>	Age (en années)	35.307 (11.999)	33.580 (10.936)
<i>Genre</i>	Homme	0.531	0.579
	Femme	0.469	0.421
<i>Etat civil</i>	Célibataire	0.542	0.308
	Marié	0.328	0.628
	Divorcé	0.120	0.057
	Veuf	0.009	0.007
<i>Qualification</i>	Non-qualifié	0.148	0.450
	Semi-qualifié	0.138	0.199
	Qualifié	0.713	0.351
<i>Position dans le dernier emploi</i>	Auxiliaire	0.205	0.522
	Spécialiste	0.632	0.380
	Cadre ou indépendant	0.088	0.044
	Etudiant ou apprenti	0.075	0.055
<i>Secteur économique du dernier emploi</i>	Secteur économique soumis a des fluctuations cycliques	0.225	0.332
	Administrations publiques	0.033	0.012
<i>Situation avant l'épisode de chômage</i>	Auparavant actif	0.919	0.875
	Premier emploi	0.041	0.073
	Retour dans la vie active	0.031	0.044
<i>Participation aux MMT</i>	Gain intermédiaire	0.203	0.220
	Programme d'occupation ou emploi temporaire	0.187	0.243
<i>Taille de la commune de résidence</i>	Commune < 4 999 habitants	0.385	0.274
	Commune 5 000-19 999 habitants	0.293	0.335

Domaine	Variables	Suisses	Etrangers
<i>Région linguistique</i>	Commune 20 000-99 999 habitants	0.133	0.157
	Commune > 100 000 habitants	0.189	0.234
	Canton germanophone	0.668	0.637
	Canton francophone	0.284	0.304
	Canton italophone	0.048	0.059
<i>Langue maternelle</i>	Langue maternelle = Langue du canton	0.859	0.173
<i>Permis de séjour</i>	Permis B	–	0.319
	Permis C	–	0.611
	Permis de court terme (A, G, F, N)	–	0.071
<i>Nationalités</i>	Pays de l'Union Européenne des 15 (UE15)	–	0.379
	Nouveaux pays membre de l'Union Européenne (UE10)	–	0.011
	Autres pays d'Europe (nonUE)	–	0.393
	Afrique	–	0.086
	Amérique du nord	–	0.005
	Amérique du sud	–	0.043
	Asie	–	0.082
	Océanie	–	0.002
<i>Durées de chômage</i>	Durée de chômage (tous les épisodes)	216 (199)	251 (216)
	Durée de chômage avant emploi	159 (140)	179 (154)
	Durée de chômage avant attrition	229 (210)	254 (218)
	Durée de chômage avant censure	544 (176)	546 (177)
<i>Etats de sortie</i>	Proportion d'épisodes se terminant par emploi	0.674	0.559
	Proportion d'épisodes se terminant par attrition	0.218	0.305
	Proportion d'épisodes se terminant par censure	0.108	0.135
Nombre d'observations		43 940	30 221

Note: écart-type entre parenthèses.

Tableau A.2: Estimation des fonctions de hasard, Ensemble de l'échantillon

Variables	Estimation 1		Estimation 2		Estimation 3	
	Emploi	Attrition	Emploi	Attrition	Emploi	Attrition
Constante (c_{0k})	-5.910*** (0.056)	-4.830*** (0.083)	-5.836*** (0.057)	-4.785*** (0.084)	-5.833*** (0.057)	-4.787*** (0.084)
0-3 mois (h_{1k})	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
3-6 mois (h_{2k})	0.405*** (0.011)	0.539*** (0.020)	0.407*** (0.011)	0.539*** (0.020)	0.407*** (0.011)	0.540*** (0.020)
6-9 mois (h_{3k})	0.176*** (0.015)	0.401*** (0.024)	0.180*** (0.015)	0.400*** (0.024)	0.181*** (0.015)	0.403*** (0.025)
9-12 mois (h_{4k})	-0.005 (0.018)	0.240*** (0.030)	-0.001 (0.018)	0.239*** (0.030)	0.0001 (0.018)	0.243*** (0.030)
12-15 mois (h_{5k})	-0.129*** (0.023)	0.540*** (0.031)	-0.124*** (0.023)	0.539*** (0.031)	-0.123*** (0.023)	0.543*** (0.031)
15-18 mois (h_{6k})	-0.322*** (0.031)	0.342*** (0.041)	-0.316*** (0.031)	0.340*** (0.041)	-0.315*** (0.031)	0.345*** (0.041)
18-21 mois (h_{7k})	-0.313*** (0.039)	1.059*** (0.038)	-0.307*** (0.039)	1.056*** (0.038)	-0.305*** (0.039)	1.062*** (0.038)
21-24 mois (h_{8k})	-0.263*** (0.050)	1.279*** (0.044)	-0.255*** (0.050)	1.274*** (0.044)	-0.252*** (0.050)	1.282*** (0.044)
24-27 mois (h_{9k})	0.385*** (0.056)	2.617*** (0.037)	0.393*** (0.056)	2.609*** (0.037)	0.397*** (0.056)	2.618*** (0.037)
> 27 mois (h_{10k})	-0.471*** (0.111)	1.504*** (0.078)	-0.459*** (0.111)	1.494*** (0.078)	-0.456*** (0.111)	1.506*** (0.078)

Variables	Estimation 1		Estimation 2		Estimation 3	
	Emploi	Attrition	Emploi	Attrition	Emploi	Attrition
Suisse	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Permis C	−0.125*** (0.014)	−0.081*** (0.022)	−	−	−0.049*** (0.015)	−0.069*** (0.024)
Permis B	−0.109*** (0.019)	0.055** (0.027)	−	−	0.051** (0.021)	0.058* (0.032)
Permis de court terme	−0.257*** (0.034)	0.208*** (0.040)	−	−	−0.013 (0.037)	0.220*** (0.046)
Europe, UE15	−	−	−0.033** (0.015)	−0.050** (0.024)	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Europe, UE10	−	−	−0.227*** (0.077)	0.054 (0.097)	−0.223*** (0.077)	0.059 (0.098)
Europe, nonUE	−	−	−0.220*** (0.019)	−0.092*** (0.027)	−0.205*** (0.019)	−0.079*** (0.028)
Afrique	−	−	−0.480*** (0.033)	0.145*** (0.037)	−0.483*** (0.035)	0.079* (0.040)
Amérique du nord	−	−	−0.219** (0.105)	−0.028 (0.156)	−0.227** (0.105)	−0.032 (0.156)
Amérique du sud	−	−	−0.217*** (0.043)	0.221*** (0.050)	−0.220*** (0.043)	0.221*** (0.051)
Asie	−	−	−0.299*** (0.032)	−0.065 (0.040)	−0.303*** (0.034)	−0.122*** (0.043)
Océanie	−	−	−0.268 (0.209)	0.613*** (0.219)	−0.286 (0.209)	0.595*** (0.220)

Variables	Estimation 1		Estimation 2		Estimation 3	
	Emploi	Attrition	Emploi	Attrition	Emploi	Attrition
Nombre d'épisodes de chômage dans les 2 dernières années	-0.133*** (0.017)	0.179*** (0.023)	-0.135*** (0.017)	0.175*** (0.023)	-0.133*** (0.017)	0.179*** (0.023)
Ratio (Places vacantes / Chômeurs) dans le canton	1.310*** (0.042)	0.845*** (0.072)	1.298*** (0.042)	0.865*** (0.072)	1.293*** (0.042)	0.854*** (0.072)
Age/10	0.237*** (0.030)	-0.792*** (0.043)	0.230*** (0.030)	-0.796*** (0.043)	0.227*** (0.030)	-0.802*** (0.043)
(Age/10) ²	-0.071*** (0.004)	0.081*** (0.005)	-0.071*** (0.004)	0.080*** (0.005)	-0.070*** (0.004)	0.082*** (0.005)
Age des femmes (Fem*Age/10)	0.112*** (0.010)	0.036*** (0.013)	0.114*** (0.010)	0.038*** (0.013)	0.113*** (0.010)	0.036*** (0.013)
Homme	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Femme	-0.235*** (0.033)	-0.313*** (0.049)	-0.241*** (0.033)	-0.328*** (0.049)	-0.237*** (0.033)	-0.316*** (0.049)
Célibataire (ou veuf)	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Marié	0.101*** (0.015)	-0.165*** (0.025)	0.133*** (0.015)	-0.161*** (0.025)	0.124*** (0.015)	-0.160*** (0.025)
Femme mariée (Fem*Mar)	-0.416*** (0.020)	0.240*** (0.032)	-0.426*** (0.020)	0.244*** (0.032)	-0.427*** (0.020)	0.243*** (0.032)
Divorcé	-0.115*** (0.019)	0.076*** (0.029)	-0.101*** (0.019)	0.068** (0.029)	-0.104*** (0.019)	0.074** (0.029)
Non-qualifié	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Semi-qualifié	0.027* (0.016)	-0.021 (0.021)	0.018 (0.016)	-0.031 (0.021)	0.019 (0.016)	-0.026 (0.021)

Variables	Estimation 1		Estimation 2		Estimation 3	
	Emploi	Attrition	Emploi	Attrition	Emploi	Attrition
Qualifié	0.195*** (0.014)	-0.222*** (0.021)	0.184*** (0.014)	-0.230*** (0.021)	0.184*** (0.014)	-0.228*** (0.021)
Auxiliaire	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Spécialiste	0.105*** (0.013)	-0.213*** (0.020)	0.088*** (0.013)	-0.220*** (0.020)	0.090*** (0.013)	-0.215*** (0.020)
Cadre ou indépendant	0.004 (0.022)	-0.304*** (0.036)	-0.016 (0.022)	-0.306*** (0.036)	-0.016 (0.022)	-0.307*** (0.036)
Etudiant ou apprenti	0.128*** (0.030)	-0.252*** (0.044)	0.108*** (0.030)	-0.288*** (0.044)	0.116*** (0.030)	-0.255*** (0.044)
Femme étudiante (Fem*Etu)	0.139*** (0.038)	-0.076 (0.061)	0.143*** (0.038)	-0.066 (0.061)	0.142*** (0.038)	-0.073 (0.061)
Administrations publiques	-0.052* (0.031)	0.130*** (0.048)	-0.044 (0.031)	0.131*** (0.048)	-0.044 (0.031)	0.133*** (0.048)
Secteur d'activité soumis à des fluctuations cycliques	0.182*** (0.011)	0.038** (0.018)	0.185*** (0.011)	0.051*** (0.018)	0.185*** (0.011)	0.042** (0.018)
Auparavant actif	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Premier emploi	-0.194*** (0.026)	0.417*** (0.032)	-0.173*** (0.026)	0.456*** (0.032)	-0.183*** (0.026)	0.420*** (0.032)
Retour dans la vie active	-0.515*** (0.033)	0.629*** (0.029)	-0.499*** (0.033)	0.639*** (0.029)	-0.502*** (0.033)	0.626*** (0.029)
Gain intermédiaire	-0.375*** (0.011)	-1.214*** (0.023)	-0.376*** (0.011)	-1.216*** (0.023)	-0.375*** (0.011)	-1.213*** (0.023)

Variables	Estimation 1		Estimation 2		Estimation 3	
	Emploi	Attrition	Emploi	Attrition	Emploi	Attrition
Programme d'occupation ou emploi temporaire	-1.067*** (0.013)	-1.054*** (0.019)	-1.059*** (0.013)	-1.053*** (0.019)	-1.060*** (0.013)	-1.052*** (0.019)
Commune 1-4 999 hab.	0.163*** (0.011)	0.083*** (0.019)	0.160*** (0.011)	0.086*** (0.019)	0.159*** (0.011)	0.084*** (0.019)
Commune 5 000-19 999 hab.	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Commune 20 000-99 999 hab.	0.004 (0.015)	0.052** (0.023)	0.008 (0.015)	0.053** (0.023)	0.007 (0.015)	0.049** (0.023)
Commune > 100 000 hab.	-0.135*** (0.014)	0.070*** (0.020)	-0.127*** (0.014)	0.063*** (0.021)	-0.128*** (0.014)	0.061*** (0.021)
Canton germanophone	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Canton francophone	-0.038*** (0.011)	-0.189*** (0.017)	-0.045*** (0.011)	-0.205*** (0.018)	-0.045*** (0.011)	-0.208*** (0.018)
Canton italophone	-0.094*** (0.021)	0.073** (0.033)	-0.112*** (0.021)	0.065* (0.034)	-0.111*** (0.021)	0.060* (0.034)
Langue maternelle = Langue du canton de résidence	0.102*** (0.014)	-0.040* (0.021)	0.068*** (0.014)	-0.055** (0.022)	0.065*** (0.014)	-0.053** (0.022)
Log-vraisemblance	-88797.736	-45607.152	-88679.639	-45603.299	-88664.643	-45574.909

Notes: erreur standard entre parenthèses; */**/***: coefficient statistiquement différent de zéro à un seuil de respectivement 10%, 5% et 1%.

Tableau A.3: Estimation des fonctions de hasard, par nationalité

Variables	Emploi		Attrition	
	Suisses	Etrangers	Suisses	Etrangers
Constante (c_{0k})	-5.755*** (0.072)	-6.133*** (0.096)	-4.318*** (0.115)	-5.308*** (0.122)
0-3 mois (h_{1k})	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
3-6 mois (h_{2k})	0.408*** (0.014)	0.417*** (0.019)	0.529*** (0.027)	0.556*** (0.029)
6-9 mois (h_{3k})	0.192*** (0.019)	0.179*** (0.025)	0.415*** (0.034)	0.400*** (0.035)
9-12 mois (h_{4k})	0.009 (0.024)	0.006 (0.030)	0.255*** (0.042)	0.243*** (0.042)
12-15 mois (h_{5k})	-0.118*** (0.029)	-0.109*** (0.036)	0.509*** (0.045)	0.587*** (0.043)
15-18 mois (h_{6k})	-0.368*** (0.042)	-0.220*** (0.047)	0.354*** (0.059)	0.355*** (0.058)
18-21 mois (h_{7k})	-0.318*** (0.052)	-0.264*** (0.059)	1.128*** (0.053)	1.023*** (0.053)
21-24 mois (h_{8k})	-0.329*** (0.070)	-0.143** (0.072)	1.224*** (0.066)	1.351*** (0.059)
24-27 mois (h_{9k})	0.443*** (0.074)	0.355*** (0.085)	2.599*** (0.054)	2.655*** (0.051)
> 27 mois (h_{10k})	-0.539*** (0.157)	-0.350** (0.157)	1.576*** (0.112)	1.470*** (0.110)
Permis C	—	<i>Réf.</i>	—	<i>Réf.</i>
Permis B	—	0.129*** (0.019)	—	0.133*** (0.026)
Permis de court terme	—	-0.005 (0.036)	—	0.307*** (0.042)
Europe, UE15	—	<i>Réf.</i>	—	<i>Réf.</i>
Europe, UE10	—	-0.200*** (0.077)	—	0.050 (0.098)
Europe, nonUE	—	-0.225*** (0.021)	—	-0.040 (0.030)
Afrique	—	-0.511*** (0.035)	—	0.126*** (0.042)

Variables	Emploi		Attrition	
	Suisses	Etrangers	Suisses	Etrangers
Amérique du nord	–	–0.223** (0.106)	–	–0.184 (0.157)
Amérique du sud	–	–0.226*** (0.044)	–	0.234*** (0.052)
Asie	–	–0.327*** (0.035)	–	–0.086* (0.044)
Océanie	–	–0.294 (0.209)	–	0.545** (0.220)
Nombre d'épisodes de chômage dans les 2 dernières années	–0.116*** (0.020)	–0.181*** (0.033)	0.176*** (0.031)	0.173*** (0.035)
Ratio (Places vacantes / Chômeurs) dans le canton	1.174*** (0.053)	1.536*** (0.069)	0.920*** (0.097)	0.753*** (0.106)
Age/10	0.128*** (0.037)	0.365*** (0.052)	–1.021*** (0.059)	–0.600*** (0.065)
(Age/10) ²	–0.060*** (0.005)	–0.083*** (0.007)	0.105*** (0.007)	0.060*** (0.008)
Age des femmes (Fem*Age/10)	0.099*** (0.012)	0.087*** (0.018)	0.022 (0.018)	0.065*** (0.021)
Homme	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Femme	–0.173*** (0.041)	–0.203*** (0.060)	–0.334*** (0.067)	–0.290*** (0.075)
Célibataire (ou veuf)	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Marié	0.106*** (0.021)	0.060** (0.025)	–0.126*** (0.037)	–0.164*** (0.037)
Femme mariée (Fem*Mar)	–0.269*** (0.028)	–0.510*** (0.035)	0.285*** (0.048)	0.140*** (0.049)
Divorcé	–0.068*** (0.022)	–0.129*** (0.038)	0.170*** (0.037)	–0.058 (0.053)
Non-qualifié	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Semi-qualifié	0.068*** (0.024)	–0.009 (0.022)	–0.029 (0.033)	–0.038 (0.028)
Qualifié	0.246*** (0.021)	0.128*** (0.021)	–0.245*** (0.030)	–0.184*** (0.030)
Auxiliaire	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Spécialiste	0.125*** (0.018)	0.041** (0.020)	–0.320*** (0.028)	–0.109*** (0.028)

Variables	Emploi		Attrition	
	Suisses	Etrangers	Suisses	Etrangers
Cadre ou indépendant	0.040 (0.027)	-0.063 (0.041)	-0.475*** (0.047)	-0.035 (0.056)
Etudiant ou apprenti	0.104*** (0.037)	0.155*** (0.052)	-0.309*** (0.059)	-0.170** (0.068)
Femme étudiante (Fem*Etu)	0.111** (0.046)	0.138** (0.070)	-0.066 (0.082)	-0.073 (0.094)
Administrations publiques	-0.020 (0.033)	-0.190** (0.077)	0.184*** (0.057)	0.036 (0.092)
Secteur d'activité soumis à des fluctuations cycliques	0.142*** (0.014)	0.231*** (0.017)	0.136*** (0.025)	-0.048* (0.025)
Auparavant actif	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Premier emploi	-0.114*** (0.035)	-0.197*** (0.038)	0.176*** (0.057)	0.483** (0.039)
Retour dans la vie active	-0.447*** (0.042)	-0.581*** (0.053)	0.671*** (0.044)	0.558*** (0.040)
Gain intermédiaire	-0.440*** (0.015)	-0.278*** (0.018)	-1.164*** (0.031)	-1.273*** (0.034)
Programme d'occupation ou emploi temporaire	-1.029*** (0.017)	-1.091*** (0.020)	-1.056*** (0.028)	-1.052*** (0.026)
Commune 1-4 999 hab.	0.169*** (0.014)	0.148*** (0.019)	0.065** (0.026)	0.098*** (0.028)
Commune 5 000-19 999 hab.	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Commune 20 000-99 999 hab.	0.031 (0.020)	-0.035 (0.024)	0.072** (0.033)	0.033 (0.032)
Commune > 100 000 hab.	-0.129*** (0.018)	-0.116*** (0.022)	0.037 (0.030)	0.092*** (0.029)
Canton germanophone	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Canton francophone	-0.081*** (0.014)	0.028 (0.018)	-0.176*** (0.024)	-0.243*** (0.026)
Canton italophone	-0.220*** (0.028)	0.065** (0.033)	0.128*** (0.045)	0.014 (0.050)
Langue maternelle = Langue du canton de résidence	0.128*** (0.018)	-0.051** (0.023)	-0.011 (0.028)	-0.132*** (0.035)
Log-vraisemblance	-53986.211	-34450.844	-24803.111	-20641.913

Notes: erreur standard entre parenthèses, ***/**: coefficient statistiquement différent de 0 à un seuil de respectivement 10%, 5% et 1%.

Bibliographie

- BLOSSFELD, H. -P. and G. ROHWER (2002), *Techniques of Event History Modeling*, 2nd ed., London.
- CASES, C. et S. LOLLIVIER (1994), « Estimation d'un modèle de sortie de chômage à destinations multiples », *Economie et Prévision*, 113-114, pp. 177-187.
- COX, D.R. (1972), "Regression Models and Life-tables", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, 34 (2), pp. 187-220.
- D'ADDIO, A.C. (1998), "Employment Duration of French Young People", *CORE Discussion Paper 9851*, Center for operations research & econometrics, Université catholique de Louvain.
- DE COULON, A. (1999), « Disparité régionale du chômage : population étrangère et courbe de Beveridge en Suisse », *Revue Suisse d'Economie et de Statistique*, 135 (2), pp. 187-220.
- DJURDEVIC D. (2005), "Unemployment and Under-employment: The Case of Switzerland", *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 141 (1), pp. 23-70.
- FELD, L. and M. SAVIOZ (2000), "Cantonal and Regional Unemployment in Switzerland: A Dynamic Macroeconomic Panel Analysis", *Swiss Journal of Economics and Statistics*, 136 (3), pp. 463-483.
- FERRO LUZZI, G. et Y. FLÜCKIGER (1998), « Position hiérarchique et ségrégation sexuelle verticale: Le cas du canton de Genève », *Swiss Journal of Sociology*, 24 (1), pp. 59-77.
- FIBBI, R., B. KAYA et E. PIGUET (2003), « Le passeport ou le diplôme? Etude des discriminations à l'embauche des jeunes issus de la migration », *Rapport de recherche 31/2003 du Forum suisse pour l'étude des migrations et de la population*, Neuchâtel.
- FILIPPINI, P. and A. ROSSI (1992), "Unemployment in the Swiss Economy: A Border Regions Phenomenon?", *Aussenwirtschaft*, 47 (4), pp. 497-513.
- FILIPPINI, P. and A. ROSSI (1993), „Ausländische Arbeitnehmer und regionale Arbeitslosigkeitsdisparitäten“, *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 129 (3), pp. 357-369.
- FLÜCKIGER, Y. (1998), "The Labour Market in Switzerland: The End of a Special Case?", *International Journal of Manpower*, 19 (6), pp. 369-395.
- FLÜCKIGER, Y., P. CANDOLFI, A. DE COULON, G. THOREL, A. VASSILIEV et S. WEBER (2006) « Une analyse des effets sur le marché suisse du travail de l'élargissement de la libre-circulation des personnes aux nouveaux pays membres de l'Union Européenne », *Rapport de l'Observatoire Universitaire de l'emploi* à paraître, Université de Genève, Genève.

- FLÜCKIGER, Y. et D. MORALES (1994), «Analyse des causes de l'augmentation actuelle du chômage en Suisse et à Genève», *Rapport No. 1 de l'Observatoire Universitaire de l'Emploi*, série de publication du LEA No. 5, Université de Genève, Genève.
- FLÜCKIGER, Y. et J. RAMIREZ (2001), «Analyse comparative des salaires entre les hommes et les femmes sur la base de la LSE 1994 et 1996», *Rapport No. 10 de l'Observatoire Universitaire de l'Emploi*, série de publication du LEA No. 22, Université de Genève.
- FLÜCKIGER, Y. et A. VASSILIEV (2002), «Les raisons des différences de chômage entre Genève et le reste de la Suisse», *Revue Suisse d'Economie et de Statistique*, 138 (4), pp.387-410.
- GERFIN, M. and M. LECHNER (2002) "A Microeconometric Evaluation of the Active Labour Market Policy in Switzerland", *The Economic Journal*, 112. (482), pp.853-894.
- GERFIN, M., M. LECHNER and H. STEIGER (2005) "Does Subsidised Temporary Employment get the Unemployed Back to Work? An Econometric Analysis of two Different Schemes", *Labour Economics*, 12 (6), pp.807-835.
- HECKMAN, J. J. and G. J. BORJAS (1980), "Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers from a Continuous Time Model of Heterogeneity and State Dependence", *Economica*, 47 (187), pp.247-283.
- JOLY, R., J.-C. LAMBELET et C. TILLE (1993), «Origines et causes de la montée du chômage en Suisse», Créa, Lausanne.
- KALBFLEISCH, J. D. and R. L. PRENTICE (2002), *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, 2nd ed., New York.
- KAPLAN, E. L. and P. MEIER (1958), "Nonparametric Estimation from Incomplete Observations", *Journal of the American Statistical Association*, 53 (282), pp.457-481.
- KIEFER, N. M. (1988), "Economic Duration Data and Hazard Functions", *Journal of Economic Literature*, 26 (2), pp.646-679.
- LALIVE, R., J. C. VAN OURS and J. ZWEIMÜLLER (2002), "The Impact of Active Labor Market Programs on the Duration of Unemployment", Working Paper no. 41, IEW, University of Zürich, Zürich.
- LANCASTER, T. (1979), "Econometric Methods for the Duration of Unemployment", *Econometrica*, 47 (4), pp.939-956.
- LANCASTER, T. and S. NICKELL (1980), "The Analysis of Re-employment Probabilities for the Unemployed", *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, 143 (2), p.141-165.

- LANCASTER, T. (1990), *The Econometric Analysis of Transition Data*, Cambridge.
- NICKELL, S. (1979), "Estimating the Probability of Leaving Unemployment", *Econometrica*, 47 (5), pp. 1249-1266.
- SECO (2003), «La situation sur le marché du travail en décembre 2003», *Documentation de presse*, Secrétariat d'Etat à l'économie, 8 janvier 2004.
- SHELDON, G. (1999), *Die Langzeitarbeitslosigkeit in der Schweiz – Diagnose und Therapie*, Staatssekretariat für Wirtschaft (Seco), Bern.
- STOLZ, P. (1985), „Empirische Untersuchung über das Verhältnis von registrierter zu selbstdeklariierter Arbeitslosigkeit in der Schweiz“, *Schweizerische Zeitschrift für Volkswirtschaft und Statistik*, 121 (4), pp. 391-406.
- TEULINGS, C. N. and P. A. GAUTIER (2003), "Search and the City", *Mimeo*, Tinbergen Institute.
- TILLE, C. (1999), «Le chômage en Suisse: Analyse de la décennie écoulée et examen de la récente embellie», *Analyses & Prévisions*, Créa, Université de Lausanne, Lausanne.
- VASSILIEV, A. (2003), "Studies in Efficiency Evaluation of Labour Market Policies", *Thèse SES no. 542*, Université de Genève, Genève. (available from: www.unige.ch/cyberdocuments/theses2003/VassilievA/meta.html)
- WEBER, S. (2005), «Analyse des facteurs déterminant les durées de chômage en Suisse: Différences selon l'origine des chômeurs», *Rapport No. 15 de l'Observatoire Universitaire de l'Emploi*, série de publication du LEA No. 30, Université de Genève, Genève.

SUMMARY

This paper identifies the factors influencing unemployment duration in Switzerland. In comparison with the existing literature, we focus more specifically on the differences due to nationalities. Our sample is composed of 74'161 individuals drawn from the administrative database PLASTA during the period January 2001 – December 2003. Estimations are based on a piecewise-constant hazard duration model. Our results prove that foreigners experience longer spells of unemployment than Swiss, *ceteris paribus*. They also show that unemployment durations are higher for Swiss in French- and Italian-speaking cantons compared to the Germanic part of Switzerland, whereas the opposite is true for foreigners.

ZUSAMMENFASSUNG

Dieser Artikel analysiert die verschiedenen Faktoren, die die Arbeitslosendauer beeinflussen. Im Vergleich zur bestehenden Literatur konzentrieren wir uns mehr auf die Differenzen, die auf die verschiedenen Nationalherkünfte der Arbeitslosen zurückzuführen sind. Unsere repräsentative Auswahl enthält 74'161 Personen, die während des Zeitraums Januar 2001 – Dezember 2003 der Datenbank AVAM entnommen wurden. Die empirischen Schätzungen basieren auf einem Verweildauermodell mit stückweise konstanten Hazardraten. Bei gleichbleibenden Konditionen zeigten unsere Ergebnisse, dass Ausländer länger arbeitslos sind als Schweizer. Weiter entdeckten wir, dass die Arbeitslosendauer in romanischen Kantonen höher ist als in deutschsprachigen Kantonen, wobei das Gegenteil auf Ausländer zutrifft.

RÉSUMÉ

Cet article analyse les facteurs qui influencent les durées de chômage en Suisse. Par rapport à la littérature existante, nous nous concentrons plus spécifiquement sur les différences dues à la nationalité des chômeurs. Notre échantillon se compose de 74 161 individus extraits de PLASTA au cours de la période janvier 2001 - décembre 2003. Les estimations empiriques sont basées sur un modèle de durée à hasard constant par morceaux. Nos résultats prouvent que les étrangers subissent des épisodes de chômage plus longs que les travailleurs suisses, toutes choses égales par ailleurs. Ils démontrent également que les durées de chômage des Suisses sont plus élevées dans les cantons latins par rapport aux cantons alémaniques alors que l'inverse est vrai pour les étrangers.