



Schweizerische Eidgenossenschaft
Confédération suisse
Confederazione Svizzera
Confederaziun svizra

Eidgenössisches Volkswirtschaftsdepartement EVD
Staatssekretariat für Wirtschaft SECO

Analyse des différences régionales de chômage

mandatée par l'assurance-
chômage

**Yves Flückiger, Pierre
Kempeneers (Université
de Genève), Joseph
Deutsch, Jaques Silber
(Université de Bar-Ilan),
Stephen Bazen
(Université de Savoie)**

**Publication du SECO
Politique du marché du travail n° 22 (10-2006)**



Analyse des différences régionales de chômage

Yves Flückiger et Pierre Kempeneers (Université de Genève)

Joseph Deutsch et Jacques Silber (Université de Bar-Ilan)

Stephen Bazen (Université de Savoie)

1. INTRODUCTION

Au cours des dix dernières années, de nombreuses recherches ont été réalisées en Suisse sur le thème des inégalités régionales de chômage (Cf notamment de Coulon [1999], Feld et Savioz, [2000], Filippini et Rossi [1992], Flückiger et Morales [1994], Flückiger et al., [2002], Flückiger et Vassiliev [2002], Lambelet et al. [1993], ou Sheldon [1993]). Si tous les résultats vont globalement dans la même direction, et si toutes les études mettent en évidence l'existence de disparités régionales importantes, les méthodes employées pour examiner ces inégalités et en comprendre l'origine sont relativement hétérogènes. Surtout, ces études ont mis en évidence que les disparités cantonales pouvaient avoir diverses causes. En utilisant des méthodes basées sur des fonctions d'appariement, sur la position relative des courbes de Beveridge régionales, sur une analyse des flux d'entrées et de sorties du chômage ou encore sur des modèles de durée, ces études ont mis en évidence une série de causes possibles des différences régionales de chômage, certaines de nature macro-économiques, d'autres plutôt micro-économiques.

Sans entrer dans tous les détails de ces recherches réalisées en Suisse pour tenter d'expliquer les différences cantonales de chômage, on peut relever néanmoins que plusieurs d'entre elles ont analysé en particulier la courbe de Beveridge qui met en relation les taux de chômage et de places vacantes. La Suisse, comme la plupart des pays de l'OCDE, a en effet enregistré un déplacement à l'extérieur de cette courbe, signe d'un fonctionnement moins efficace du marché du travail du point de vue de l'appariement entre les emplois disponibles et les chômeurs. Alors que ces analyses ont été menées en général à l'échelle nationale, l'originalité des contributions d'auteurs tels que de Coulon [1999], Feld et Savioz [2000] ou Flückiger et al. [2002] a été d'appliquer cette approche aux données cantonales pour calculer le taux de chômage incompressible caractérisant chacun des cantons suisses. Ces auteurs ont cherché à examiner notamment si la position des courbes de Beveridge différait de manière significative d'un canton à l'autre pour pouvoir conclure à l'existence d'un fonctionnement plus ou moins efficace de ces marchés régionaux, ce qui semble être effectivement le cas. Dès lors, de Coulon [1999] et Flückiger et al. [2002] ont cherché à étudier les divers facteurs économiques et sociaux susceptibles d'expliquer les différences cantonales de taux de chômage incompressible. L'inconvénient majeur de cette méthode est qu'elle ne permet pas réellement de distinguer la composante frictionnelle du taux de chômage incompressible de sa composante structurelle qui



est non seulement plus préoccupante mais aussi la plus difficile à vaincre du point de vue de la politique économique. Dès lors, un canton peut être caractérisé par un taux de chômage incompressible élevé mais une durée moyenne de chômage relativement courte s'il est affecté principalement par un problème de nature frictionnelle qui accroît à la fois la probabilité d'entrée et de sortie du chômage.

Une autre approche, adoptée par Flückiger et Vassiliev [2002], a utilisé le fait que le taux de chômage est égal au produit entre le taux d'entrée au chômage et la durée du chômage. Il résulte de cette définition que pour comprendre l'apparition d'un taux de chômage élevé, il convient de considérer les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi qui contribuent à prolonger le temps passé au chômage tout en étudiant les facteurs qui influencent les taux d'entrée au chômage. Cette approche a permis notamment de démontrer qu'une des causes principales des disparités cantonales de chômage devait être trouvée du côté des différences de taux de sortie plutôt que du côté de la probabilité d'entrer au chômage qui présente des différences nettement moins marquées. Contrairement à l'analyse précédente, cette méthode présente l'immense avantage de bien pouvoir distinguer le chômage frictionnel de courte durée du chômage structurel qui lui contribue à prolonger le chômage en réduisant significativement la probabilité de sortie.

Si les méthodes employées divergent, un point commun cependant caractérise l'ensemble de ces recherches. Elles portent généralement sur l'explication des disparités du chômage observées au niveau "cantonal". Ce découpage géographique, bien que suffisant pour dégager les tendances générales sur les disparités en matière de chômage, n'est sans doute pas le plus approprié lorsqu'il s'agit de les interpréter et de développer des actions de politique économique « ciblées », et ce pour au moins deux raisons:

1. **Contenu économique différent :** Le découpage du territoire national en cantons concentre ou dilue au contraire des zones qui peuvent être à forte dominance urbaine ou rurale, frontalières ou non, à plus ou moins forte densité de population, etc. En retenant les cantons comme base géographique de l'analyse, on risque par conséquent de comparer des objets "artificiellement" dissemblables et de dégager des tendances générales en matière de disparité qui sont erronées ou peu robustes puisque basées sur des réalités économiques très différentes. Par exemple, le Canton de Genève s'apparente plutôt à un petit territoire urbain à forte densité de population (282 km² – 1'442 hab./km²) alors que le Canton des Grisons s'apparente plutôt à un grand territoire rural à très faible densité de population (7'105 km² – 26 hab./km²).
2. **Hétérogénéité interne :** De par sa portée géographique "large", les caractéristiques géographiques, démographiques, économiques et sociales inhérentes aux cantons peuvent être très hétérogènes au sein même de l'entité analysée. En retenant les cantons comme base d'analyse, on perd l'information concernant cette hétérogénéité de caractéristiques. Cette perte d'information est susceptible de biaiser la nature des résultats quant à l'identification des disparités régionales. Par exemple, en mai 2005, le taux de chômage dans le Canton de Genève était de 7,5%, mais il était respectivement de 9,8% et de 8,4% dans les communes de Genève et de Carouge pour seulement 2,1% et 2,2% dans les communes de Choulex et Cartigny.



Ces limitations, largement analysées dans Spiezia [2003], induisent généralement une interprétation erronée des disparités régionales (une sous-estimation par exemple) qui sont susceptibles d'invalider les politiques économiques mises en oeuvre pour les amoindrir. L'auteur suggère également qu'un découpage territorial plus "fin" permettrait vraisemblablement de répondre aux limitations évoquées ci-dessus en s'approchant d'une segmentation plus homogène du territoire et en reproduisant plus fidèlement les caractéristiques économiques du territoire.

L'étude sera articulée autour de 3 parties principales. La première aura pour objectif d'analyser les inégalités régionales de chômage en Suisse en examinant tout d'abord leur évolution au cours du temps, pour déterminer leur sensibilité à la conjoncture économique ambiante, et en étudiant ensuite leur ampleur selon le découpage géographique choisi afin d'analyser l'influence de ce découpage sur l'intensité des inégalités. Il convient de signaler que cette première partie descriptive a été développée sur la base de différents indices d'inégalités qui ont été employés pour vérifier si les résultats obtenus dépendent de l'indicateur employé. De même, nous sommes efforcés, dans cette première partie, de décomposer l'inégalité de chômage en examinant les différences perceptibles entre les flux d'entrée et de sortie du chômage, sans omettre évidemment les disparités perceptibles dans la durée du chômage.

La deuxième partie de l'étude aura pour objectif d'étudier les caractéristiques socio-économiques qui permettent d'expliquer le taux et la durée de chômage des différentes communes suisses. Cette approche macro-économique devrait nous permettre de caractériser ces différentes régions les unes par rapport aux autres pour mettre en évidence leurs points communs qui les rendent particulièrement sensibles au chômage.

Finalement la troisième partie de la recherche sera de nature plus micro-économique puisqu'elle aura pour but d'étudier les « fonctions de survie » des chômeurs au sein du groupe des personnes à la recherche d'un travail pour déterminer une nouvelle fois s'il existe effectivement des différences régionales plus ou moins permanentes et étudier ensuite si les caractéristiques individuelles mais aussi les facteurs cantonaux, plus particulièrement institutionnels, sont susceptibles d'expliquer ces différences.

Les analyses effectuées dans le cadre de cette étude avaient pour objectif de compléter la littérature existante sur le sujet afin de présenter des approches qui, à ce jour, n'avaient pas été envisagées en Suisse. Cette volonté d'originalité a guidé les choix méthodologiques que nous avons dû effectuer et les approches que nous avons choisies d'employer. Cela explique en particulier pourquoi nous avons mis l'accent sur différents découpages géographiques autres que les analyses cantonales qui sont généralement développées dans ce contexte. Nous souhaitons déterminer ainsi la robustesse des conclusions qui ont déjà été mises en exergue dans d'autres études en les confrontant à celles que nous avons trouvées au cours de ces analyses préliminaires. L'originalité de notre étude provient aussi du fait que nous avons délibérément choisi de combiner les approches de types macro et micro-économiques. Cela explique aussi pourquoi nous avons décidé d'examiner cette question des inégalités en utilisant différents indices utilisés dans la littérature spécialisée. Il s'agissait pour nous une nouvelle fois de tester la robustesse des conclusions obtenues en général à partir de l'usage d'un indice tel que Gini en employant d'autres indices tels que celui de Sen ou de Foster, Greer et Thorbecke qui ont été développés dans un autre contexte, celui des analyses sur la pauvreté.



2. INEGALITES CANTONALES ET REGIONALES : UNE APPROCHE DESCRIPTIVE

Nous allons, dans ce deuxième chapitre, tenter d'identifier de manière claire et précise des disparités régionales « robustes » en matière de taux, d'entrées, de sorties et de durées de chômage en ayant recours à un certain nombre d'indicateurs tels que l'indice de Gini ou de Sen traditionnellement utilisés dans la littérature économique relative à l'étude d'inégalités de revenu et de pauvreté.

En guise d'introduction, nous présenterons, dans la section 2.1, un aperçu du comportement général du chômage et de son évolution en Suisse depuis 1990 jusqu'à nos jours. Nous poursuivrons dans la section 2.2 par une présentation de l'indice de Gini comme mesure d'inégalité du chômage cantonal et nous tenterons, par ce biais, d'identifier des tendances marquantes susceptibles d'orienter notre analyse. Dans la section 2.3, nous approfondirons ces aspects d'inégalités en calculant pour chaque canton et chaque année, la proportion de chômeurs, la durée du chômage et l'inégalité de cette durée. Enfin, nous concluons, dans la section 2.4, par un premier examen des fonctions de survie au chômage et, dans la section 2.5, par la mise en évidence de certaines particularités cantonales et communales relatives aux taux et durées de chômage qui nous permettront de proposer un premier essai d'une typologie communale.

2.1. Comportement général du chômage en Suisse

La figure 1 présente l'évolution du taux de chômage et de variation du Produit Intérieur Brut (PIB) de la Suisse entre 1990 et 2006. Sur la période considérée, le taux de chômage helvétique est à son plus faible niveau (0.5%) au début des années 1990 suite à une longue période de croissance économique vécue par la Suisse entre 1983 et 1990.

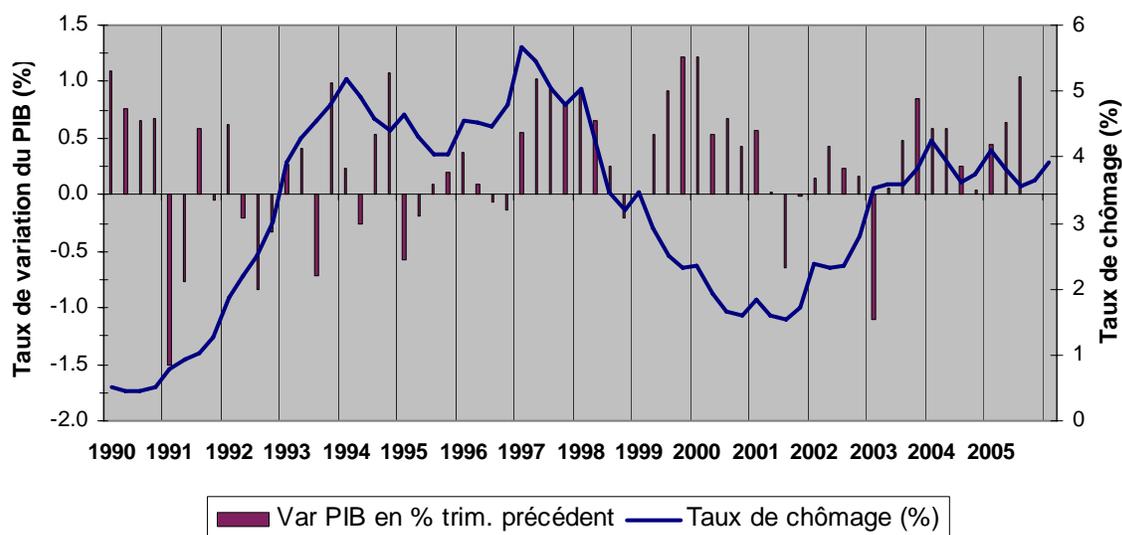
L'examen de la figure 1 permet de distinguer quatre périodes qui ont marqué les années de 1990 à 2006.

- *Période 1 : stagnation/récession 1990 – 1996.* Durant la période 1990-1993 de relative stagnation du PIB, on assiste à une réelle envolée du taux de chômage qui passe à plus de 5% en l'espace de 3 ans. Après une brève amélioration de la situation économique en 1994, une deuxième période de stagnation s'étendant de fin 1994 à fin 1996 amène le taux de chômage à son niveau le plus élevé sur la période considérée (au-delà de 5.5%).
- *Période 2 : Croissance modérée 1997 – 2000.* A cette détérioration importante de l'activité économique succède une période de croissance de 4 ans (de fin 1996 à début 2001) qui se traduit par un recul immédiat du taux de chômage qui redescend aux alentours de 1.5 à 2%.
- *Période 3 : stagnation/récession 2001-2003.* La période de stagnation 2001-2003 renverse la tendance et fait repartir à la hausse le taux de chômage qui va s'établir à un niveau proche de celui qu'on observe actuellement, à savoir 4%.
- *Période 4 : Croissance 2003-2006.* L'évolution en sens contraire du taux de chômage et du PIB, triviale a priori, semble cependant faire défaut à partir de 2003. Dès cette date, on



enregistre simultanément une conjoncture relativement favorable qui ne déploie pas les effets attendus sur le chômage dont le taux stagne. Il semblerait ainsi que les phases de croissance économique aient été moins génératrices d'emplois au cours de cette période que par le passé et que les problèmes structurels liés à l'inadéquation des profils des personnes au chômage par rapport aux postes nouvellement créés aient partiellement empêché des chômeurs de se réinsérer sur le marché du travail malgré un climat économique plus favorable.

Figure 1 - Evolution du taux de chômage et variation du PIB – Suisse



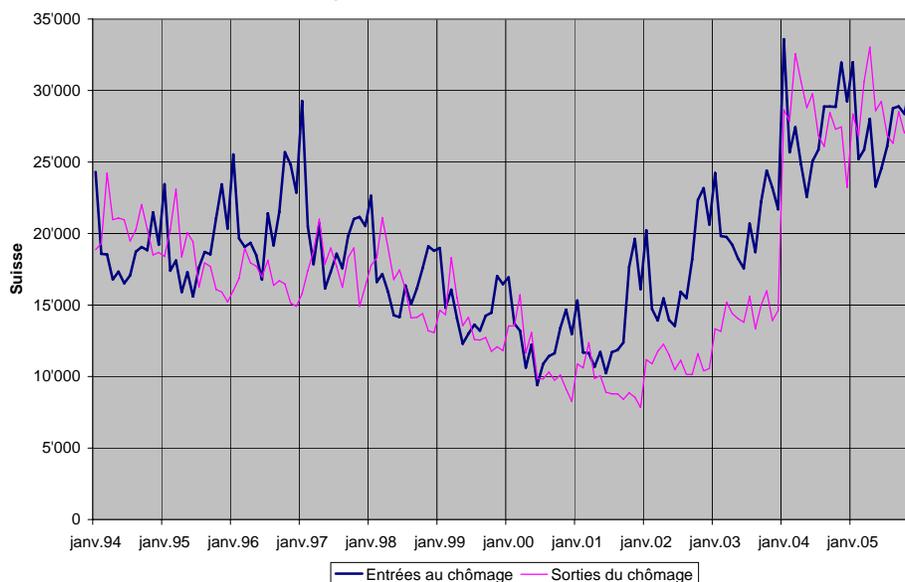
Pour identifier l'origine des fluctuations du chômage présentées à la figure 1, nous avons, dans une deuxième étape, décomposé ces variations à partir des données relatives aux flux d'entrées et de sorties du chômage. L'idée est ici de voir si les variations du chômage associées à la conjoncture proviennent plutôt des fluctuations observées au niveau des entrées au chômage ou si elles résultent plutôt des changements constatés au niveau des sorties du chômage. En effet, le nombre de chômeurs enregistrés en fin de période est égal au nombre de personnes qui se trouvent au chômage en début de période plus le nombre d'entrées moins le nombre de sorties.

La figure 2 présente, en valeurs absolues, l'évolution des ces différents flux pour la période allant de 1994 à fin 2005. Si l'on examine cette figure 2 de plus près, on constate tout d'abord qu'entre 1994 et 1996 (années qui correspondent à la période 1 caractérisée par une phase de stagnation/récession économique), le volume mensuel des entrées et des sorties du chômage est relativement élevé et s'établit aux alentours de 15 à 20'000 individus par mois. Néanmoins, le nombre de sorties dépasse les entrées ce qui explique pourquoi, au cours de cette période particulière, le taux de chômage a connu une baisse observable à la figure 1. Par la suite, dès le début de l'année 1997, on enregistre une diminution relativement marquée du nombre d'entrées au chômage ce qui paraît effectivement en phase avec la période de croissance économique enregistrée par la Suisse. L'évolution du nombre de sorties du chômage enregistrées au cours de cette même période semble en revanche plus surprenante. En effet, compte tenu de l'amélioration de la conjoncture économique, on aurait pu s'attendre à une hausse du nombre de



sorties qui aurait permis de réduire le taux de chômage plus massivement que la baisse qui a été enregistrée au cours de cette phase. Cette observation est importante car elle met bien en évidence que l'analyse de l'évolution du taux de chômage et des inégalités qui le caractérisent doit être aussi envisagée en termes de flux de sorties et d'entrées au chômage. Ainsi, le fait que les sorties du chômage diminuent en période de bonne conjoncture pourrait refléter le fait que le profil des personnes au chômage ne correspond pas à celui des places disponibles ce qui entraîne une hausse du chômage structurel qui remplace le chômage conjoncturel en période de croissance économique.

Figure 2 - Evolution des entrées et des sorties au/du chômage - Suisse
Données mensuelles janvier 1994 – décembre 2005 – Nombres



Depuis le début de l'année 2001, on observe, sur la figure 2, une nouvelle hausse des flux d'entrées au chômage qui traduit la détérioration de la conjoncture économique. Mais on constate simultanément, au cours de cette période, une hausse du nombre de sorties qui suit la même trajectoire ascendante pour s'établir à environ 10 à 15'000 individus par mois. Cette période de stagnation macro-économique qui s'étend de 2001 à 2003 est caractérisée par une remontée importante des flux d'entrées et, dans une moindre mesure, de sorties mais surtout par une augmentation de l'écart des valeurs d'entrée et de sorties au chômage qui se traduit immédiatement par une hausse importante du chômage.

Le mois de janvier 2004 constitue dans cette série chronologique un cas particulier. On y assiste effectivement à un saut important à la fois des entrées et des sorties au/du chômage. Ce saut correspond à la nouvelle méthode de comptage du SECO qui comptabilise, dès cette date, les trajectoires vers et en provenance des mesures actives du marché du travail (MMT) comme autant de mouvements d'entrées et de sorties vers et en provenance du chômage. Cette méthode de comptage, qui permet de réconcilier les flux d'entrées, de sorties avec les effectifs au chômage, a ramené depuis 2004 les flux d'entrées et de sorties à des niveaux identiques autour de 27'500 individus par an.



Note technique relative au comptage des entrées et des sorties dans le système PLASTA

Sur l'ensemble de la période considérée, la définition et la comptabilisation du nombre de chômeurs dans PLASTA répondent aux normes internationales en vigueur, en particulier aux 3 critères habituels : a) sans travail; b) actuellement disponible pour un travail et c) cherchant un travail.

Avant 2004, les entrées et les sorties au/du chômage enregistrées dans PLASTA sont exclusivement calculées à partir des inscriptions et des annulations à l'exclusion des passages du statut de « non-chômeurs » à « chômeurs » (entrées qui devraient pourtant s'ajouter aux inscriptions pour mesurer sensu stricto les entrées au chômage) et de « chômeurs » à « non-chômeurs » (sorties qui devraient s'ajouter aux désinscriptions pour mesurer les sorties du chômage). Dans cette catégorie des non-chômeurs, on retrouve, entre autres, les personnes qui participent aux MMT, qui ne sont plus immédiatement disponibles pour un travail et qui sortent du statut de « chômeur ».

A partir de janvier 2004, les entrées et sorties comptabilisent également les flux d'entrée et de sortie à partir du statut de « non-chômeur ». Il y a donc, dès cette date, une cassure, visible sur la figure 2, dans la mesure et l'interprétation des entrées et des sorties.

La méthode de comptage utilisée pour les entrées et les sorties avant 2004 n'est évidemment pas neutre. Elle explique, entre autres, l'incohérence apparente qui existe entre l'évolution parallèle des entrées et des sorties entre 1997 et 2001 et la réduction du chômage qui en résulte. La réduction du chômage sur cette période est vraisemblablement attribuable à des sorties nettes importantes vers le statut de « non-chômeur » et coïncide avec l'introduction, au premier janvier 1996, des mesures actives du marché du travail (MMT).

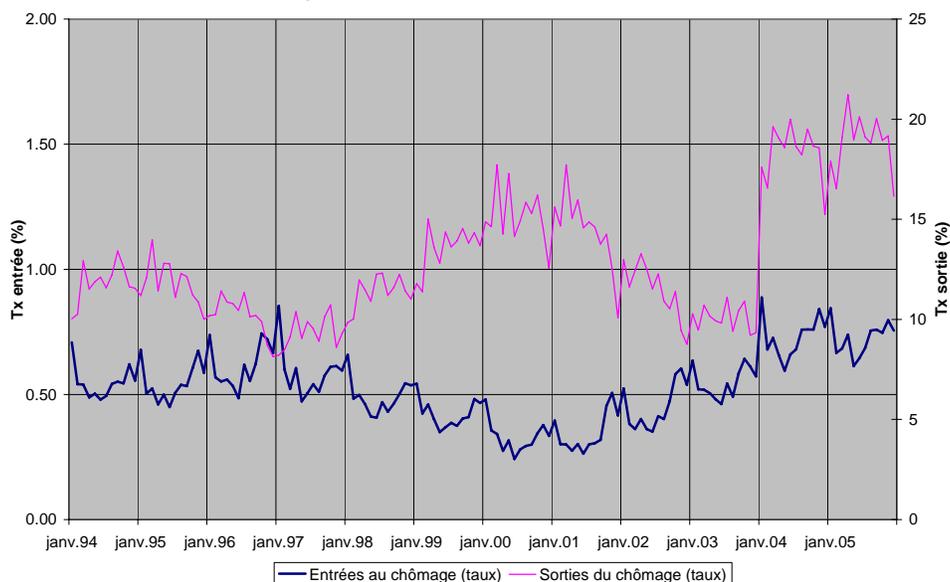
De manière générale, l'évolution des courbes d'entrées et de sorties avant 2004 ne permet donc pas de conclure de manière claire et précise sur le rôle prépondérant des entrées ou des sorties dans la détermination du taux de chômage lorsque la conjoncture s'améliore ou se détériore.

Si on exprime maintenant le taux d'entrée au temps t comme le ratio entre le nombre d'entrées au chômage au temps t et la population active occupée au temps $(t-1)$, on obtient une estimation simple de la probabilité, ou du risque, d'entrer au chômage au temps t . De manière similaire, si on exprime le taux de sortie au temps t comme le ratio entre le nombre de sorties du chômage au temps t et la population au chômage au temps $(t-1)$, on obtient une estimation de la probabilité de sortir du chômage au temps t . L'évolution de ces deux taux est présentée à la figure 3. Celle-ci met en évidence des comportements plus conformes à ce que l'on pourrait attendre a priori de l'effet de la conjoncture sur les risques de perdre son travail et d'entrer au chômage et sur la probabilité de retrouver un emploi. On constate en effet qu'au cours de la période allant de 1997 à 2001, la croissance économique vécue par l'économie suisse a permis d'augmenter les chances de réinsertion professionnelle des chômeurs comme en témoigne la hausse de la probabilité de sortie observée au cours de cette période. Il s'agira plus tard d'examiner si cet effet a été ressenti de la même manière dans tous les cantons suisses. A l'inverse, le taux d'entrée a, durant cette même phase, connu une baisse assez marquée qui traduit simplement le fait que les risques de chômage ont significativement baissé au cours de cette période conjoncturelle plutôt favorable.



La figure 3 nous permet également de constater qu'à partir du début de l'année 2001, le renversement de la conjoncture économique en Suisse s'est rapidement traduit par une hausse de la probabilité d'entrer au chômage et par une baisse tout aussi marquée des chances d'en sortir.

Figure 3 - Evolution des taux d'entrée et de sortie au/du chômage en Suisse
Données mensuelles janvier 1994 (1) – décembre 2005 (145) – Taux



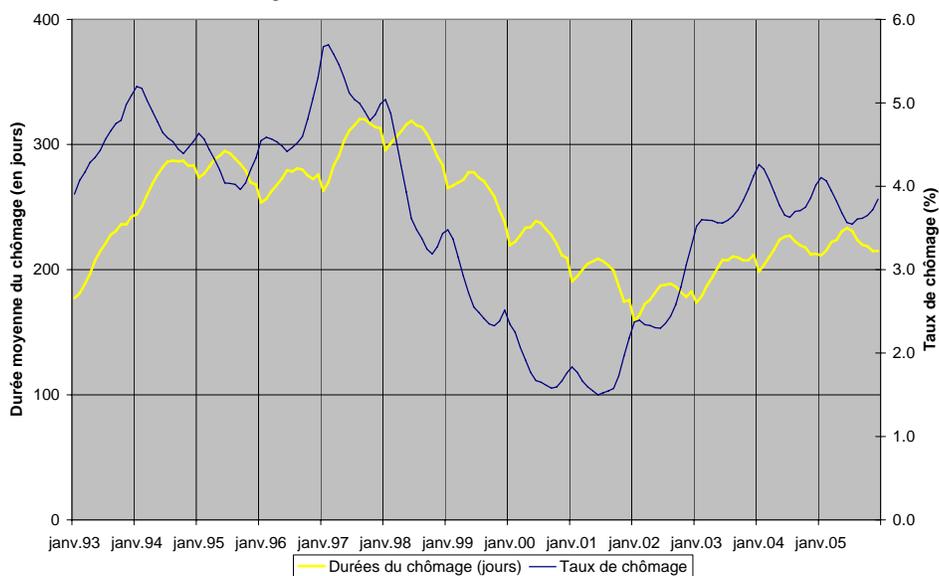
Un dernier indicateur pertinent pour décrire le chômage en Suisse est sa durée. La figure 4 présente en ordonnée le nombre moyen de jours que les individus inscrits auprès d'un office cantonal de l'emploi ont passé au chômage. Les durées moyennes calculées sont exprimées en jours calendaires et en durées incomplètes.

Sur le long terme, on constate que la durée moyenne de chômage incomplet présente un profil tendanciel proche de la courbe de chômage avec toutefois un retard dans le temps d'environ 6 mois. Ce résultat implique qu'en période de haute (respectivement basse) conjoncture, non seulement le chômage a tendance à diminuer (respectivement augmenter) mais la durée correspondante également. Ce parallélisme entre le comportement du taux de chômage et de sa durée illustre parfaitement la relation qui, en régime stationnaire, lie le taux de chômage (u), sa durée moyenne (d) et le taux d'entrée au chômage (e) selon la forme fonctionnelle $u = d \cdot e$.

Avant la période de croissance des années 1997 à 2000, la durée moyenne passée au chômage s'établissait aux alentours de 300 jours. Après cette période conjoncturelle favorable, la durée a diminué en deçà des 200 jours. Depuis 2003, période de relative stabilisation du taux de chômage, on assiste à une légère progression de cette durée au-delà des 200 jours. Une nouvelle fois, nous serons amenés, dans la suite de nos travaux, à revenir sur cette question pour vérifier si cette sensibilité de la durée moyenne du chômage est identique dans tous les cantons suisses ce qui ne semble pas être le cas, comme nous aurons l'occasion de le voir plus tard.



**Figure 4 - Durée moyenne chômage (jours calendaires) et taux de chômage - Suisse
janvier 1993 - décembre 2005**



Jusqu'à présent, nous avons présenté les tendances générales du chômage suisse dans son ensemble. Dans la deuxième section, nous allons nous concentrer plus spécifiquement sur l'analyse des inégalités cantonales du chômage à la lumière d'un certain nombre d'indicateurs tels que l'indice de Gini et de Sen afin de détecter des différences régionales « robustes » du chômage.

2.2. Mesure de l'inégalité cantonale de chômage et indice de Gini

La première question qui se pose lorsque l'on aborde les problèmes liés aux disparités cantonales de chômage concerne l'influence que la conjoncture économique exerce sur ces inégalités. En d'autres termes, il s'agit essentiellement de savoir si ces différences régionales sont exacerbées par les fluctuations de la conjoncture économique ou si ces disparités ne reflètent pas des différences plus permanentes des taux de chômage. Si c'est la première interprétation qui s'avère correcte, cela signifierait que les différences cantonales de chômage ne sont que le reflet d'une sensibilité conjoncturelle plus ou moins prononcée. En revanche, s'il s'avère que c'est la seconde explication qui domine, nous serions alors contraints d'admettre qu'il existe des différences plus structurelles dans les économies cantonales qui seraient à l'origine de ces disparités. Il conviendrait alors d'étudier ces différences de manière plus détaillée pour en comprendre les causes et élaborer des mesures de politique économique susceptibles d'être adoptées pour diminuer ces disparités.

Pour répondre à cette question, nous allons utiliser tout d'abord un indicateur synthétique, connu sous le nom d'indice de Gini, qui est habituellement utilisé pour mesurer la répartition plus ou moins inégalitaire des revenus au sein d'une population donnée. Dans le cas présent, nous allons l'utiliser pour mesurer l'importance des disparités cantonales en matière de taux chômage mais



aussi de taux d'entrée et de sortie du chômage. Nous allons également employer cet indice pour observer le comportement des inégalités régionales au cours du cycle conjoncturel.

Si l'on souhaite utiliser en premier l'indice de Gini pour calculer l'ampleur des inégalités régionales de taux de chômage, il faut tout d'abord ranger les cantons par ordre décroissant de leur taux de chômage respectif. Ensuite, il s'agira de déterminer la part du chômage recensée dans chacun de ces cantons dans le chômage suisse total, part que nous placerons sur l'axe horizontal du graphique. Finalement, nous mettrons en rapport cette part que nous venons d'obtenir avec le pourcentage de la population active suisse qui se trouve concentrée dans ce canton particulier, observation que nous placerons sur l'axe vertical de la figure. En reliant toutes les observations cantonales nous sommes en mesure alors de construire une courbe de Lorenz.

Plus cette courbe sera éloignée de la diagonale et plus le chômage sera concentré régionalement. Au contraire, si cette courbe se rapproche de la diagonale, cela signifie que le chômage est réparti de manière plus égale dans l'ensemble du pays. A la limite, si Genève ne concentrait que 6% des chômeurs suisses (soit le même pourcentage que la part de sa population active par rapport à la Suisse) et que cette égalité était également respectée pour tous les autres cantons, la courbe de Lorenz se confondrait alors avec la diagonale et le chômage serait réparti de manière parfaitement égale sur l'ensemble du territoire. A partir de la courbe de Lorenz, nous pouvons calculer l'indice de Gini (I_G). Plus l'indice est proche de 0, plus l'inégalité dans la répartition régionale du chômage sera faible; si l'indice tend vers 1, cela indique que les disparités cantonales sont au contraire très marquées. Cette mesure d'inégalité présente l'avantage de synthétiser l'information disponible pour l'ensemble des cantons et elle permet d'un seul coup d'œil de mesurer son évolution dans le temps. En revanche, comme nous le verrons plus loin, elle ne peut pas être décomposée ce qui constitue un désavantage certain pour l'analyse des facteurs qui sont à l'origine de ces disparités.

La figure 5 présente l'évolution de l'indice de Gini calculé à partir des taux de chômage mensuels cantonaux sur la période 1990-2006. Il est calculé en comparant la répartition cumulée, classée par ordre croissant, de la population active totale entre les différents cantons avec la répartition cumulée des chômeurs inscrits au sein des différents cantons.

Au cours de la période analysée, de 1990 à 2006, l'indice de Gini atteint son maximum en 1990 avec une valeur supérieure à 0.35-0.40, après pratiquement 8 ans de croissance soutenue et interrompue du PIB, de 1983 à 1990, et un taux de chômage particulièrement bas d'environ 0.5% à l'aube des années 90.

On observe ensuite une diminution importante, d'environ 60%, de l'indice de Gini durant la période de récession/stagnation qui s'étend de 1990 à 1993, phase au cours de laquelle l'indice de Gini diminue de 0.37 à 0.16 avant de se stabiliser aux alentours de 0.15 à 0.2 depuis le deuxième trimestre 1993. Cette relative stabilité est néanmoins assortie de variations de plus courtes durées.

Entre 1993 et 1995, la croissance de l'indice de Gini correspond approximativement à la période de faible croissance du PIB (Figure 2) alors que sa décroissance entre les premiers semestres



1995 et 1997 coïncide, avec un décalage d'un bon semestre, à la période de stagnation de 1995 à fin 1996 et avec la hausse du taux de chômage qui en résulte.

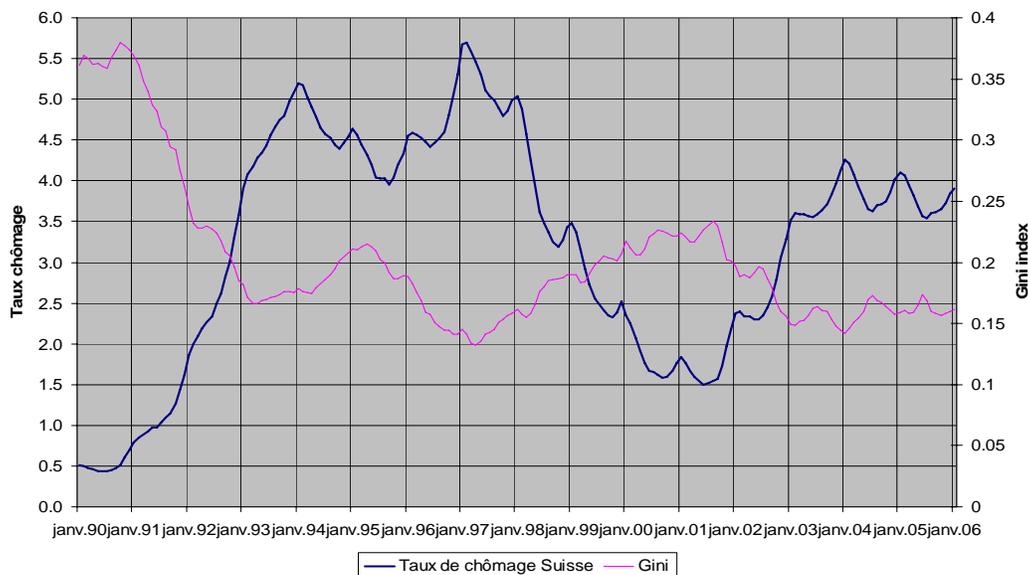
Dans l'intervalle allant de 1993 à 2006, on enregistre la plus forte progression de l'indice de Gini entre le deuxième semestre 1997 et le deuxième semestre 2001. Cette progression coïncide approximativement avec la longue période de croissance du PIB enregistrée entre le premier semestre 1997 et le premier semestre 2001, au cours de laquelle le taux de chômage a sensiblement reculé. Enfin, la diminution de l'indice de Gini en 2001 et 2002 coïncide à nouveau à une période de stagnation du PIB réel et de hausse du chômage pour la période correspondante.

Certaines tendances peuvent être dégagées de l'observation de la figure 5. De manière synthétique, les inégalités captées par l'indice de Gini évoluent globalement dans le même sens que l'évolution de la conjoncture et dans le sens inverse du taux de chômage mais généralement avec un ou deux semestres de retard. En d'autres termes, les inégalités régionales de chômage en Suisse ont tendance à diminuer en période de mauvaise conjoncture alors que les périodes de haute conjoncture se traduisent par une inégalité plus marquée de la concentration régionale du chômage. Cette observation semble donc plutôt confirmer le fait que les différences inter-cantoniales de chômage en Suisse ne sont pas tellement la conséquence d'une sensibilité conjoncturelle plus marquée de l'économie de certains cantons. En effet, lorsque la conjoncture économique se détériore, tous les cantons sont affectés par cette baisse de l'activité qui se traduit par une hausse des entrées au chômage proportionnelle à la taille de la population active ce qui contribue à réduire les inégalités de chômage perceptibles à l'échelle régionale.

A l'inverse, lorsque la conjoncture économique s'améliore, le taux de chômage diminue nettement plus dans certains cantons que dans d'autres, non pas tellement en raison d'une baisse différenciée des entrées au chômage qui diminuent de manière plus ou moins identique dans toutes les régions qui profitent de l'embellie conjoncturelle mais surtout en raison d'une hausse des sorties qui sont nettement plus sensibles dans les cantons où le taux de chômage est plutôt faible. Ce constat implique qu'en moyenne, ce sont les chômeurs des cantons où le taux de chômage est relativement bas qui profitent le plus de la reprise économique. Pour ces cantons, les sorties nettes (sorties brutes – entrées brutes) du chômage sont donc en moyenne supérieures que dans les cantons à taux de chômage relativement « élevé ».

Cette répartition plus inégalitaire des chômeurs inscrits entre les cantons en période de haute conjoncture peut s'expliquer par un accroissement du différentiel des taux de sorties du chômage (taux qui tendent à augmenter en période de haute conjoncture) et/ou d'entrées vers le chômage (taux qui tendent à diminuer en période de haute conjoncture).

**Figure 5 - Indice de Gini et taux de chômage – Suisse -
données mensuelles janvier 1990 – janvier 2006**



Il est d'ailleurs intéressant de constater que ces comportements cycliques de l'indice de Gini mis en évidence par la figure 5 se trouvent confirmés par l'examen de ses variations saisonnières. Ainsi, depuis 2004, l'indice de Gini demeure relativement stable en moyenne annuelle mais il a connu des phases de hausse qui culminent entre juillet et août à un moment où le taux de chômage est en décrue saisonnière alors qu'il a enregistré des baisses qui se poursuivent jusqu'aux mois de décembre et janvier, au moment où le chômage subit une augmentation due à des facteurs purement saisonniers.

Ces quelques allégations, basées certes sur des indicateurs purement descriptifs et qui devraient être vérifiées dans la suite de nos analyses, semblent néanmoins indiquer que les raisons de ces disparités cantonales de chômage doivent plutôt être recherchées du côté des facteurs plus structurels que conjoncturels. En d'autres termes, ces inégalités ne proviennent pas d'une conjoncture économique propre à certains cantons qui en subiraient les effets, par des réductions d'emploi plus massives qu'ailleurs, en période de récession économique, et par des créations d'emploi plus timides en phase de relance. Il semble bien au contraire que des spécificités plus structurelles, liées notamment à la composition de la population active et de la demande de travail, associées sans doute également à des caractéristiques institutionnelles, devraient permettre d'expliquer le fait qu'en phase de reprise économique, le taux de chômage dans certains cantons diminuent moins que dans d'autres.

Les conclusions relativement tranchées auxquelles nous parvenons en considérant l'évolution dans le temps de l'indice de Gini, sont en grande partie corroborées par d'autres études réalisées en Suisse sur ce thème, même si certaines d'entre elles sont déjà anciennes maintenant. Ainsi, l'Institut Créa de Lausanne, sous la direction du Professeur Lambelet [1993], a mis en évidence qu'il existe, dans l'analyse de l'évolution des taux de chômage des différents cantons suisses, entre 1975 et 1992, une composante conjoncturelle commune à tous les cantons ce qui tend à



démontrer que ce n'est pas tellement du côté d'une fragilité conjoncturelle exacerbée de certains cantons qu'il faut chercher une explication aux différences du chômage mais bien plutôt du côté de certaines caractéristiques plus structurelles. Pour capter ces facteurs, les auteurs ont introduit, dans leur analyse empirique les variables suivantes : la part de la population active cantonale qui est occupée dans le secteur primaire, la part de la population active occupée dans l'horlogerie (rappelons que l'étude porte sur la période allant de 1975 à 1992 !) ainsi que le taux de croissance réel des dépenses de construction dans chacun des cantons suisses. Les résultats de cette analyse empirique confirment que ces trois variables particulières exercent bien l'influence à laquelle les auteurs s'attendaient. Cela signifie en d'autres termes qu'une hausse de la part de la population active occupée dans le secteur primaire semble entraîner une baisse du taux de chômage cantonal. Au contraire, plus la part des personnes employées dans l'industrie horlogère est élevée dans un canton plus le taux de chômage cantonal a tendance à être élevé. Finalement, conformément aux prédictions, une diminution de la croissance réelle des dépenses de construction explique également une hausse du taux de chômage cantonal. Si cette analyse est incontestablement intéressante pour mettre en évidence des différences structurelles entre cantons suisses, il n'en reste pas moins que lorsque l'on analyse un seul canton individuellement, elle n'a plus le même pouvoir explicatif. En effet, les facteurs structurels considérés par Lambelet et al. permettent surtout de capter des différences inter cantonales (et notamment entre cantons urbains et ruraux) mais lorsqu'on les considère pour un seul canton, même sur deux décennies, ces variables deviennent insignifiantes.

Dans la même veine, Filippini et Rossi [1992] ont tenté d'expliquer les différences intercantionales de taux de chômage en utilisant deux variables explicatives, le pourcentage de travailleurs frontaliers dans la population active occupée de chaque canton et une variable muette qui prend la valeur de 1 lorsqu'il s'agit d'un canton latin et la valeur 0 lorsque le canton considéré appartient à la partie alémanique. En utilisant cette approche très simple, ces auteurs ont mis en évidence qu'une augmentation de 1% du pourcentage de frontaliers dans un canton se traduisait par un accroissement de 0,04% environ du taux de chômage cantonal. De surcroît, il semble que la latinité du canton se manifeste par une pénalité moyenne, en termes de taux de chômage, de 1,3%. En soi, cette estimation n'explique rien mais elle permet de mettre l'accent sur les caractéristiques communes des cantons plus durement touchés par le chômage et, d'après cette analyse, il semblerait que celles-ci soient d'une part la latinité du canton et, d'autre part, son caractère frontalier. Nous vérifierons au chapitre 3 que ces facteurs semblent toujours jouer un rôle important à l'heure actuelle.

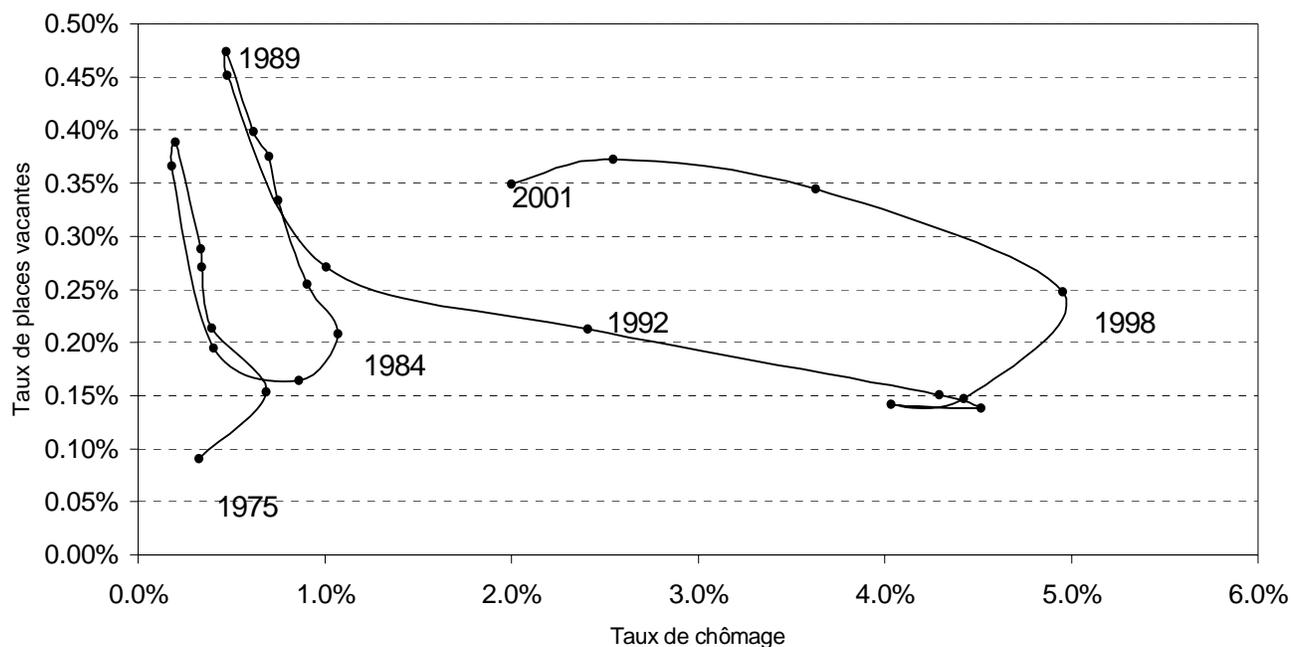
Une manière complémentaire de vérifier si les inégalités régionales de chômage sont bel et bien dues à des facteurs structurels, consiste à examiner si les socles incompressibles de chômage qui se manifestent dans les différents cantons suisses diffèrent les uns des autres et d'analyser les variables susceptibles d'expliquer ces disparités. C'est l'approche que nous avons choisie de développer dans une recherche antérieure (Flückiger et al. [2002]). Sans entrer dans les détails de cette recherche, nous avons pu mettre en évidence, tout d'abord, en nous concentrant spécifiquement sur le cas genevois, qu'il existait une différence permanente de taux de chômage incompressible entre la Suisse et Genève qui n'est pas tributaire de la situation macro-économique. Ainsi, selon nos estimations, le ratio entre les deux taux se situe de manière quasiment permanente, tout au long de la période que nous avons analysée, soit de 1977 à 2000,



aux alentours de 2, et ceci nonobstant les changements institutionnels qui ont été introduits durant ce laps de temps ou les fluctuations conjoncturelles observées. Cette conclusion confirme qu'il existe des différences permanentes entre la Suisse et Genève que le temps n'efface pas et que les changements institutionnels ne bouleversent manifestement pas non plus.

Fort de ce constat statistique, nous avons poursuivi l'analyse des différences cantonales en estimant une courbe de Beveridge (mettant en relation le taux de place vacantes et le taux de chômage) pour l'ensemble du pays (faisant ainsi l'hypothèse d'une conjoncture économique « nationale ») tout en intégrant, dans l'estimation, des effets fixes propres à chaque canton suisse afin de saisir les spécificités de chacun d'eux. En d'autres termes, nous avons admis qu'il existe une seule et unique courbe de Beveridge, illustrée à la figure 6, commune à tous les cantons suisses qui représente les variations du taux de chômage enregistrées suite à une modification du taux de places vacantes¹.

Figure 6 - La courbe «UV» pour l'économie suisse en taux, 1975



Cependant, quand on observe les données cantonales individuelles, on constate que certains cantons se situent systématiquement à droite de la courbe de Beveridge estimée pour l'ensemble du pays alors que d'autres sont constamment localisés à gauche de cette courbe nationale. En d'autres termes, cela signifie que, pour un taux donné de places vacantes, certains cantons ont un taux de chômage qui est systématiquement supérieur à celui que l'on pourrait attendre compte tenu de la courbe de Beveridge pour la Suisse alors que d'autres sont caractérisés par un taux de chômage qui est systématiquement inférieur au taux prévisible. Le tableau 1 présente les

¹ En émettant ce postulat, nous admettons en fait que l'élasticité du taux de chômage par rapport au taux de places vacantes est constante et ceci quel que soit le canton considéré.



résultats obtenus par cette analyse portant sur les données annuelles du taux de chômage et de places vacantes par canton de 1977 à 2000.

Les effets cantonaux mis en exergue dans le tableau 1 peuvent être considérés comme des caractéristiques cantonales inobservables. A partir de là, il faut tenter d'expliquer ces différences cantonales en introduisant diverses variables susceptibles de caractériser les différents cantons suisses de manière telle à ce que finalement les effets fixes cantonaux présentés dans le tableau 1 deviennent non significatifs ce qui signifierait alors que le modèle a permis de tenir compte de toutes les variables structurelles qui permettent de caractériser les cantons les uns par rapport aux autres. En d'autres termes, il s'agissait de « remplacer » les effets fixes cantonaux par des variables explicatives susceptibles de capter la position respective des courbes de Beveridge cantonales.

**Tableau 1 : Courbe de Beveridge avec effets fixes cantonaux
(variable dépendante : ln du taux de chômage cantonal)**

Variables	Coefficients estimés	Ecart-type	Effets cantonaux
ln(places vacantes)	-.263	(0.032)	
ln(chômage en t-1)	.533	(0.038)	
trend temporel	.089	(0.011)	
Zürich	-4.705	(0.395)	.0091
Berne	-4.893	(0.423)	.0075
Lucerne	-5.091	(0.522)	.0062
Uri	-5.428	(0.490)	.0044
Schwyz	-4.963	(0.419)	.0070
Obwald	-5.355	(0.494)	.0047
Nidwald	-5.164	(0.494)	.0057
Glaris	-4.991	(0.475)	.0068
Zoug	-4.713	(0.403)	.0090
Fribourg	-4.727	(0.457)	.0089
Soleure	-4.470	(0.373)	.0114
Bâle-Ville	-4.293	(0.668)	.0137
Bâle-Campagne	-4.399	(0.682)	.0123
Shaffhouse	-4.316	(0.357)	.0135
Appenzell-ext.	-5.686	(0.488)	.0034
Appenzel-int.	-5.959	(0.466)	.0026
Saint Gall	-4.679	(0.431)	.0093
Grisons	-5.181	(0.467)	.0056
Argovie	-4.722	(0.405)	.0089
Thurgovie	-4.977	(0.523)	.0069
Tessin	-4.257	(0.357)	.0142
Vaud	-4.991	(0.411)	.0068
Valais	-4.965	(0.689)	.0070
Neuchâtel	-4.797	(0.438)	.0083
Genève	-4.056	(0.349)	.0173



Jura	-3.950	(0.344)	.0193
R ²	0.939		
SSR	60.163		
F stat.	229.11		
Nombre d'observations	624		

Sans entrer dans le détail des résultats², on citera des variables qui caractérisent plutôt la composition de l'offre de travail, telles que le pourcentage de main-d'œuvre étrangère établie (permis C), de main-d'œuvre saisonnière (même si ce facteur capte sans doute aussi la composition structurelle des emplois recensés dans chaque canton), ou le pourcentage de main-d'œuvre féminine. D'autres variables appréhendent plutôt des comportements des travailleurs sur le marché (en matière d'inscription au chômage) ou des attitudes des employeurs face aux chômeurs (segmentation du marché entre les personnes actives occupées et inoccupées). Cette approche est dans les faits assez similaire à celle adoptée dans le chapitre 3. Il sera donc intéressant de voir si ces conclusions sont confirmées par les résultats obtenus à partir d'une analyse macro-économique des données communales.

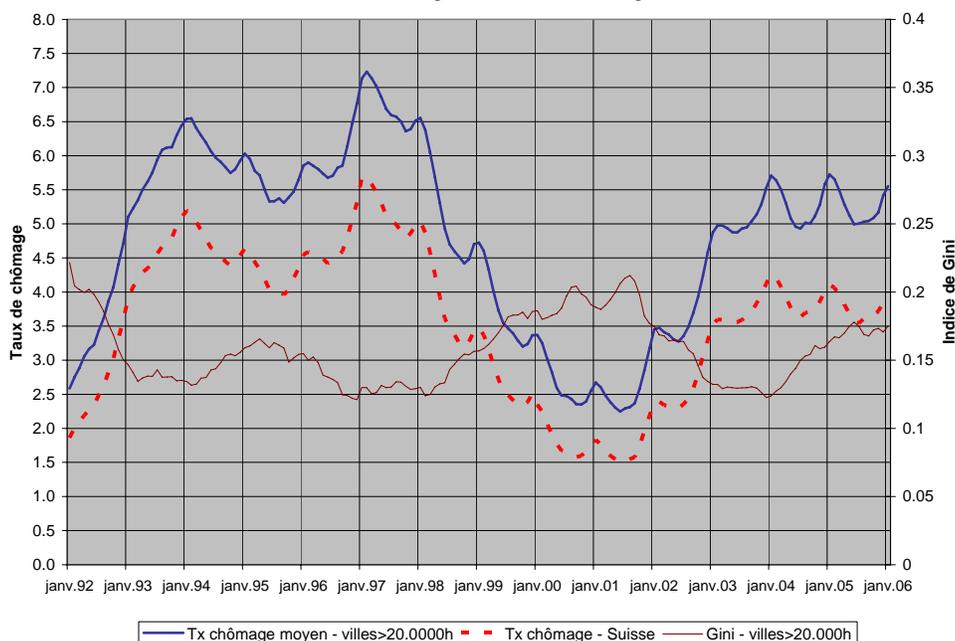
L'analyse que nous avons faite dans cette première section aura eu le mérite de mettre en évidence, d'une part, que la détérioration de la conjoncture économique actuelle a plutôt eu tendance à réduire les inégalités inter-cantoniales de chômage ce qui semble indiquer que les disparités qui existent aujourd'hui ne résultent pas de différences qui seraient perceptibles au niveau de la conjoncture "locale" mais qu'elles sont principalement la conséquence de paramètres structurels. Nous avons pu, d'autre part, identifier quelques-unes des variables qui sont susceptibles d'appréhender ces différences de structures économiques entre les cantons (liées notamment à la composition de l'offre de travail, de la demande de travail ou au de comportement des employés ou des employeurs). Il conviendra de nous en rappeler dans l'élaboration du chapitre 3. En revanche, aucune de ces analyses n'a pris en compte l'effet des différences institutionnelles qui caractérisent les différents cantons suisses en matière notamment de politique en faveur des chômeurs de longue durée. Il nous faudra évidemment tenter d'intégrer ces facteurs dans la suite de nos travaux.

Avant de passer à l'analyse de ces facteurs structurels, nous avons cherché à tester la stabilité des tendances observées au niveau des inégalités cantonales. En l'occurrence, pour gommer partiellement au moins l'effet d'hétérogénéité des cantons, nous avons recalculé l'indice de Gini en prenant comme base de référence les villes de plus de 20'000 habitants. Les résultats obtenus et présentés dans la figure 7 corroborent très largement ceux déjà mis en évidence précédemment. Cette figure met notamment en évidence le parallélisme de l'évolution des taux de chômage mesurés au niveau des grandes villes ou des cantons mais avec un décalage permanent lié au caractère de centre urbain.

² Pour plus de détails, voir (Flückiger et al. [2002])



Figure 7 - Indice de Gini et taux de chômage dans les villes de plus de 20'000 habitants, Données mensuelles janvier 1990 – janvier 2006



Pour mieux comprendre l'origine des variations de l'indice de Gini associées au taux de chômage, il nous a semblé intéressant d'examiner séparément le comportement des taux d'entrée et de sortie du chômage. L'idée est ici de repérer si l'augmentation de l'indice de Gini en période de haute conjoncture (et de taux de chômage relativement faible) résulte d'un accroissement des disparités cantonales perceptibles au niveau des entrées au chômage ou si elle provient plutôt d'un accroissement des inégalités cantonales mesurées au niveau des sorties du chômage.

La figure 8 présente l'évolution de l'indice de Gini pour les taux d'entrée au chômage et les taux de sortie du chômage pour la période allant de janvier 1994 à décembre 2005. L'indice de Gini calculé pour les entrées au chômage est obtenu en comparant la répartition cumulée, classée par ordre croissant, des entrées au chômage au temps t entre les différents cantons avec la répartition cumulée au temps $(t-1)$ des populations actives occupées au sein des différents cantons. De ce point de vue, l'indice de Gini sera égal à zéro si la proportion d'entrées au chômage enregistrées dans chaque canton correspond exactement au pourcentage de la population active suisse totale recensée dans chacun des cantons suisses. Pour le taux de sortie, l'indice de Gini est obtenu en comparant la répartition cumulée entre les différents cantons, classés par ordre croissant, des sorties du chômage au temps t avec la répartition cumulée au temps $(t-1)$ des chômeurs inscrits au sein de ces différents cantons.

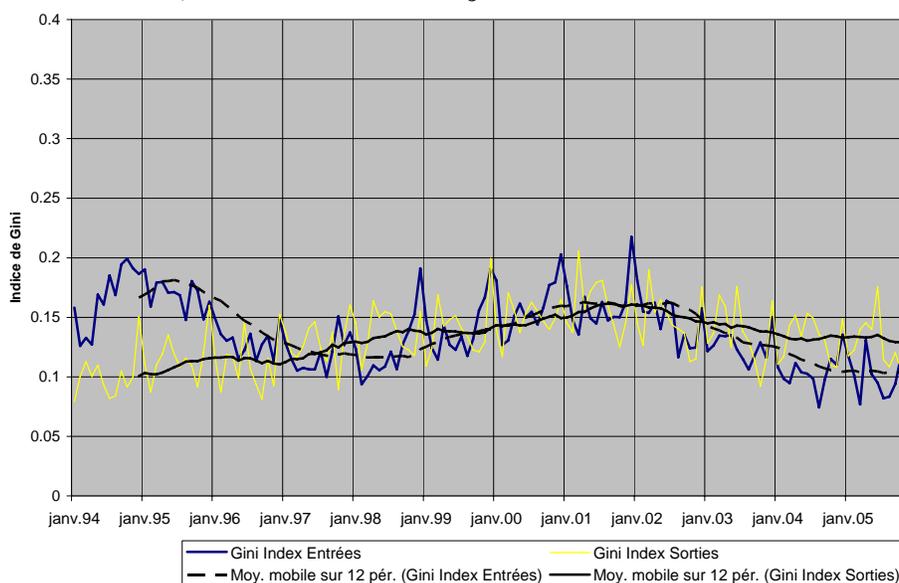
Les indices de Gini mensuels calculés pour les entrées et les sorties sont, au cours de la période 1994-2005, beaucoup plus volatiles que ceux que nous avons calculés pour le taux de chômage. Cette instabilité est notamment plus marquée du côté des inégalités mesurées au niveau des sorties du chômage ce qui s'explique par le fait que, dans ce cas, les variables prises en compte



au numérateur et au dénominateur du taux de sortie varient de période en période. Dans le cas du calcul de l'indice de Gini relatif au chômage, le dénominateur est la « Population active totale » qui est fixée à partir des données obtenues du recensement fédéral de la population 1990 et 2000.

La figure 8 nous permet aussi de constater que la variabilité des indices de Gini calculée pour les entrées et les sorties est relativement grande mais dans une fourchette relativement étroite comprise entre 0.09 et 0.23. A partir d'une moyenne mobile calculée sur 12 mois afin de gommer partiellement les effets saisonniers, on constate que le comportement des inégalités (en matière d'entrées et de sorties) sur la période considérée est relativement similaire à partir de 1998. Les deux séries manifestent ainsi une augmentation des inégalités jusqu'à mi-2001 pour atteindre un pic en 2001-2002. Depuis lors, la tendance a plutôt été à la baisse, avec en fin de période d'observation, une stabilisation des inégalités, perceptible depuis 2002-2003, mais avec une inégalité plus marquée à l'échelle des sorties que des entrées. Cela suggérerait qu'une analyse plus détaillée des comportements de sortie différenciés selon les cantons serait très certainement utile pour comprendre les inégalités de chômage. Néanmoins, on ne peut ignorer le fait qu'une partie des différences cantonales sont attribuables aussi aux disparités en termes d'entrées qui pourraient être dues notamment au fait que la structure différente des emplois d'un canton à l'autre engendre des disparités en termes de frictions sur le marché du travail, certaines branches telles que le secteur des services en général étant traditionnellement caractérisées par un chômage frictionnel relativement important.

Figure 8 - Indice de Gini mesuré au niveau des entrées et des sorties au/du chômage - Cantons, données mensuelles janvier 1994 – décembre 2005



Les indices de Gini calculés jusqu'à présent reflètent l'importance des inégalités cantonales observées au niveau du taux de chômage, des entrées et des sorties.

Pour être complet, nous avons également abordé la problématique des inégalités au niveau des durées de chômage. Pour ce faire, nous avons calculé pour chaque canton et pour chaque année,



la proportion de chômeurs, la durée moyenne du chômage et l'inégalité de cette durée. A partir de ces différentes grandeurs, nous avons recalculé un indicateur de Gini relatif aux durées de chômage ainsi qu'un indicateur dérivé des travaux de Sen. L'ensemble des résultats ainsi obtenus est regroupé dans l'annexe 1 intitulée « Autres mesures d'inégalité du chômage ».

Jusqu'à présent, nous avons essentiellement étudié la question des différences cantonales sous l'angle du taux de chômage. La section 2.3 a pour objectif d'examiner ces disparités sous l'angle des flux d'entrée mais surtout des flux de sortie du chômage et de durée du chômage.

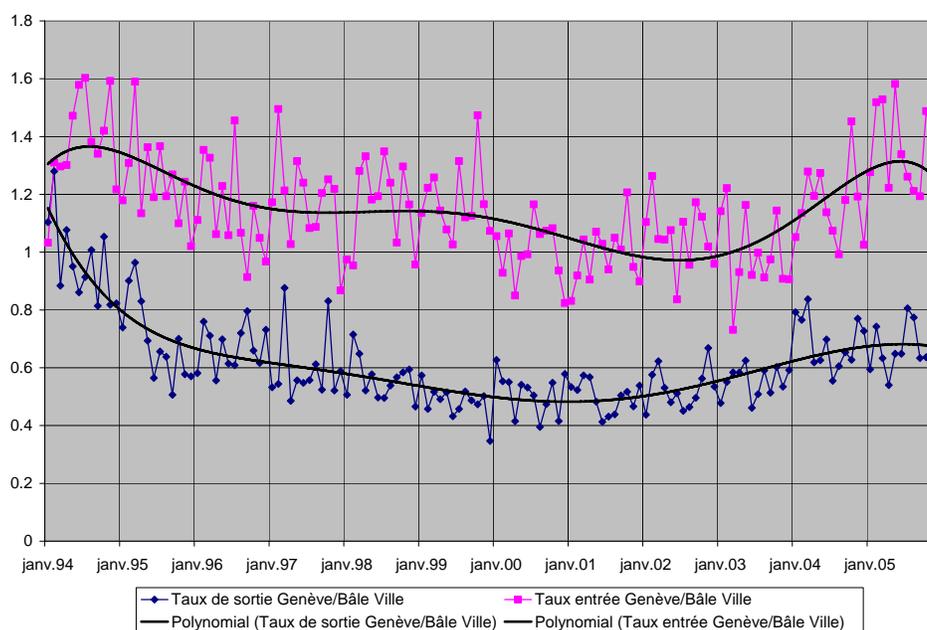
2.3. Analyse des fonctions de survie

Nous avons pu constater dans les sections précédentes que tant au niveau des entrées que des sorties des différences cantonales sont perceptibles. Nous aimerions les étudier de plus près dans la suite de nos travaux.

Les figures 9 et 10 mettent en évidence ces disparités non pas par le biais d'un indice d'inégalité mais en prenant tout simplement les rapports, pour la figure 9, entre les taux d'entrées et de sorties observés à Genève et à Bâle-Ville, deux cantons qui sont fréquemment comparés en raison de leur similitude économique et territoriale (canton-ville localisé dans une région frontalière).

La figure 9 met en évidence qu'il existe certes des différences entre les taux d'entrées enregistrés à Genève et dans le canton de Bâle-Ville, mais que ces disparités sont nettement moins nettes que celles qui marquent le rapport entre les taux de sortie genevois et bâlois. Cela signifie, en d'autres termes, que pour comprendre les raisons du taux de chômage plus élevé à Genève qu'ailleurs, il faut examiner minutieusement les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi qui contribuent à prolonger le temps passé au chômage.

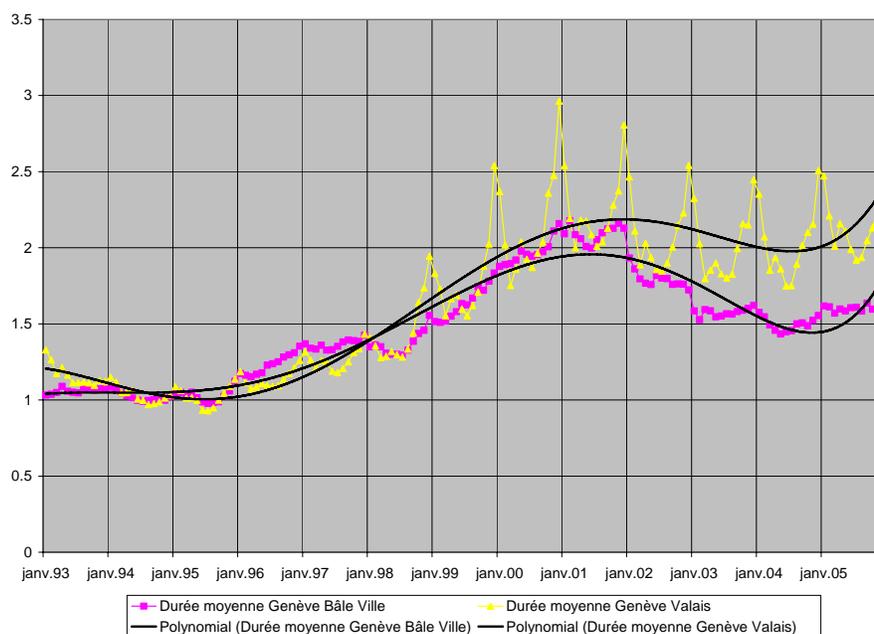
Figure 9 - Rapport entre les taux de sortie (respectivement taux d'entrées) à Genève et à Bâle Ville (Cantons), 1994-2006





Cette affirmation est confirmée par l'examen de la figure 10 qui met en relation les durées moyennes de chômage observées, au cours de la période de 1993 à 2005, dans les cantons de Genève et de Bâle-Ville ainsi que dans le canton du Valais. On constate ainsi d'une part que la durée du chômage est toujours et de manière systématique plus longue à Genève que dans les autres cantons considérés. Surtout, cette figure nous permet de constater qu'à partir de la fin de l'année 1996, alors que les autres cantons connaissent une baisse de la durée moyenne de leur chômage, en raison principalement de l'amélioration de la conjoncture, à Genève, la durée du chômage diminue certes mais de manière quasiment imperceptible, nettement moins en tous les cas que dans les autres cantons suisses. Cette observation met en évidence que les chômeurs à Genève semblent beaucoup moins profiter des périodes de reprise économique et s'il s'agira de comprendre, dans la suite du travail, les raisons de cette différence.

Figure 10 - Rapport entre la durée moyenne du chômage à Genève et à Bâle Ville (cantons) et Valais - 1993-2005



Dans la suite de notre travail, nous allons donc développer une approche micro-économique, basée sur les données de durée du chômage vécue par les personnes inscrites à Genève notamment et dans le reste de la Suisse. Il s'agira en particulier de déterminer l'influence exercée par les caractéristiques personnelles sur la durée du chômage. Cela nous permettra de comprendre les causes des disparités de durées de chômage observées entre les différents cantons suisses.

La réponse à cette question est importante pour plusieurs raisons. Tout d'abord, le bien-être d'une personne au chômage dépend plus du temps passé sans emploi que du fait d'avoir eu l'expérience d'un épisode de chômage. Kiefer [1998] fait remarquer que, de ce point de vue, le taux de chômage est une statistique moins utile que la durée moyenne du chômage. D'autre part,



le taux de chômage étant le produit du taux d'entrée au chômage par sa durée moyenne, pour comprendre l'apparition d'un "stock" de chômeurs important, il convient de considérer les facteurs et les caractéristiques individuelles des chômeurs qui contribuent à prolonger le temps passé au chômage.

L'objectif principal de cette analyse que nous allons présenter au chapitre 4 sera notamment de mettre en évidence la relation qui existe entre les caractéristiques individuelles des chômeurs recensés³ et la probabilité de trouver un emploi à chaque moment de leur épisode de chômage. Pour ce qui concerne certaines variables, telles que le niveau de la formation, leur influence sur la probabilité de sortie⁴ et la durée du chômage ne peut être déterminée que de manière empirique. En effet, les opportunités d'emplois qui se présentent à un chômeur sont d'autant plus nombreuses que le niveau de formation (ou de qualification) de cette personne est élevé. Cependant, on ne peut pas conclure d'emblée que les personnes les mieux formées resteront au chômage le moins longtemps. Elles peuvent se révéler plus exigeantes quant au choix des places vacantes. Ainsi, seule une étude empirique peut donner une réponse définitive concernant l'effet des caractéristiques individuelles.

Cette étude nous permettra également de voir si la probabilité de sortir du chômage décroît lorsque la durée du chômage augmente. Si cette dernière hypothèse devait se vérifier, cela impliquerait que les chômeurs de longue durée sont progressivement marginalisés, leur retour dans l'emploi devenant de plus en plus difficile. Il faudra en particulier déterminer si cet effet de la durée du chômage sur la probabilité de sortie est différent selon les cantons étudiés.

Avant de présenter, les résultats de ces analyses, au chapitre 4, il nous a paru intéressant de représenter, par une figure obtenue à l'aide de l'estimateur de Kaplan-Meier, la probabilité qu'un individu reste au chômage pour une durée supérieure à celle indiquée sur l'axe horizontal du graphique. Ces figures ont été construites à partir de l'échantillon de chômeurs inscrits au 31 janvier 2005 pour lequel on utilise la durée complète pour ceux qui ont quitté le chômage avant la fin décembre de la même année. Pour ceux qui sont toujours chômeurs au 31 décembre 2005, on utilise la durée enregistrée à cette date. Les dernières observations sont donc « censurées ».

La méthode d'estimation prend en compte deux aspects importants de ce type de données. D'une part, afin d'atteindre une durée de 3 mois, par exemple, il faut avoir été chômeur pendant deux mois. Donc il s'agit d'estimer la probabilité d'être au chômage pendant trois mois conditionnellement au fait d'avoir « survécu » au chômage pendant deux mois (d'où la notion de fonction de survie). D'autre part, la méthode prend en compte que certains épisodes de chômage n'ont pas été achevés donc que les observations sont censurées. Par exemple, si l'on sait qu'un individu a une durée de 15 mois au 31 décembre, on ne sait pas combien de mois de plus il restera au chômage s'il n'est pas parvenu à en sortir.

Les fonctions de survie estimées permettent en l'occurrence de classer les cantons en termes de la probabilité de rester au chômage. Par exemple, un chômeur dans le canton de Genève a une

³ Telles que les caractéristiques individuelles démographiques (âge, sexe, état civil), le capital humain (niveau de qualification), le type d'activité (branche économique, fonction), la nationalité ou le type de permis de séjour.

⁴ Une influence positive sur la probabilité instantanée de sortie (évaluée à un moment donné du chômage, par exemple trois mois après son début) correspond à une influence négative sur la durée du chômage.



plus forte probabilité de rester au chômage par rapport aux chômeurs localisés dans le reste du pays. A l'autre extrême, la plus faible probabilité de rester au chômage se trouve dans le canton de Grisons. Les cantons de Zurich et de Bâle-Ville se distinguent par le fait qu'ils ont une faible probabilité de chômage prolongé par rapport au canton de Genève. Cette conclusion est vraie aussi bien lorsqu'on l'examine à l'échelle de tout le canton ou à l'échelle des villes elles-mêmes comme on peut le constater à la lecture de la figure 11.

Les fonctions de survie pour des cantons avec une faible probabilité de chômage de longue durée sont présentées dans la figure 12. Les fonctions sont proches de celles de Zurich et de Bâle-Ville. En fait, le canton de Genève se distingue par rapport à tous les autres cantons lorsque l'on visualise les fonctions de survie pour les cantons avec les plus fortes probabilités de chômage de longue durée (Figure 13). La probabilité de rester au chômage est similaire pour ces cantons (y compris Genève) jusqu'à une durée de douze mois. Après douze mois le taux de sortie du chômage s'accélère – la fonction de survie est localement concave – sauf dans le canton de Genève. Il y a très peu de chômeurs (< 10%) au chômage après trois ans par rapport à 40% pour Genève.

Ces différentes figures, tracées pour les différents cantons suisses, confirment plus formellement ce que nous avons laissé déjà entendre assez clairement à savoir que la probabilité de sortie du chômage pour aller vers l'emploi ou en direction d'une autre sortie telle que l'inactivité est nettement plus faible à Genève ce qui se traduit par une probabilité plus élevée de rester au chômage et ceci pour toutes les durées représentées sur l'axe horizontal de ces figures.

On mentionnera simplement que, comme on pouvait s'y attendre, les fonctions de survie, mais surtout celles des personnes qui quittent le chômage vers une autre destination que l'emploi, enregistrent, dans tous les cas de figure étudiés, une baisse très nette après 720 jours qui signifient, pour le plus grand nombre de personnes inscrites, la fin de leurs droits à des indemnités fédérales de chômage. Cette diminution est particulièrement marquée pour les personnes qui ne transitent pas vers l'emploi car on trouve parmi cette population des personnes qui décident de se retirer du marché du travail après avoir épuisé leurs droits.

Ces différentes fonctions de survie mettent en évidence la nécessité d'analyser les facteurs qui permettent d'expliquer les disparités cantonales afin de déterminer, par une analyse micro-économique, si les durées plus longues de chômage à Genève, et les taux de chômage plus élevés qui y sont associés, proviennent avant tout des caractéristiques plus défavorables observées auprès des chômeurs genevois ou si la différence provient avant tout du fait qu'à caractéristiques identiques, les chômeurs genevois ont moins de chance de retrouver un emploi. Ce sera précisément l'objectif du chapitre 4 dans lequel nous étudions l'effet exercé par différentes variables explicatives sur la probabilité de quitter le chômage en prenant le soin d'effectuer des comparaisons entre Genève et d'autres cantons suisses particulièrement intéressants pour notre analyse. En effet, les figures 11 à 13, si elles sont utiles ne nous disent rien sur les facteurs qui expliquent ces différences de fonctions de survies qui peuvent être liées soit à des différences de population soit à des différences d'effet des caractéristiques des populations sur la probabilité de sortir du chômage.



Figure 11 - Fonctions de survie pour les grandes villes
Genève, Bâle-Ville et Zurich

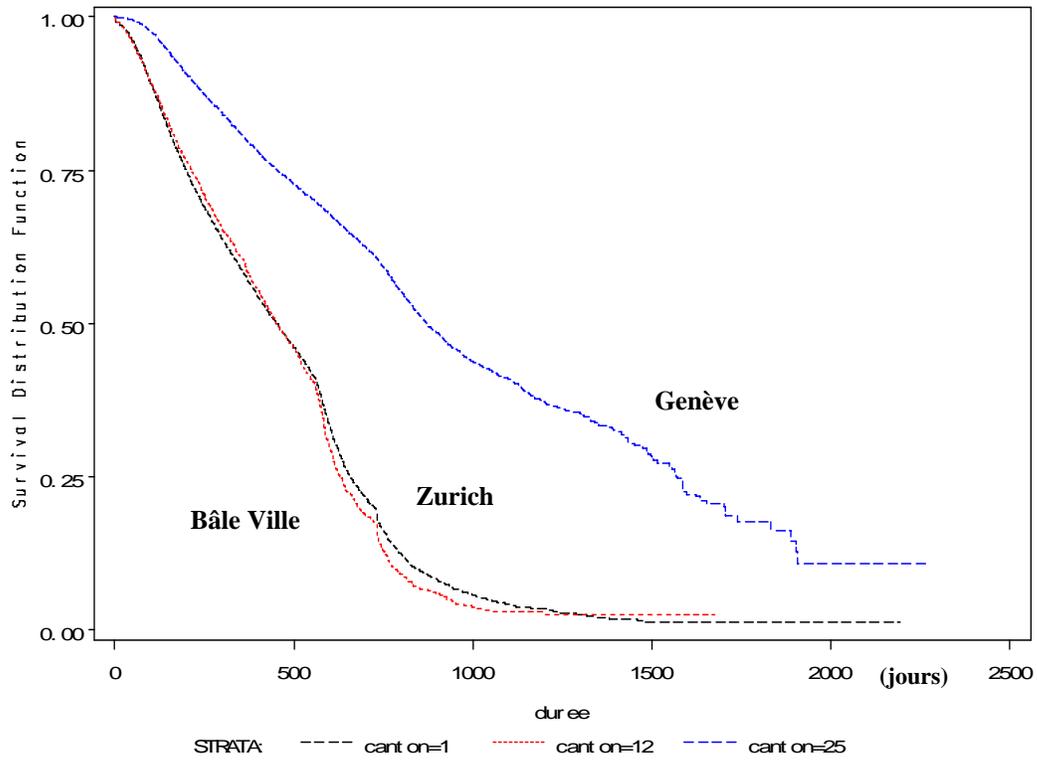
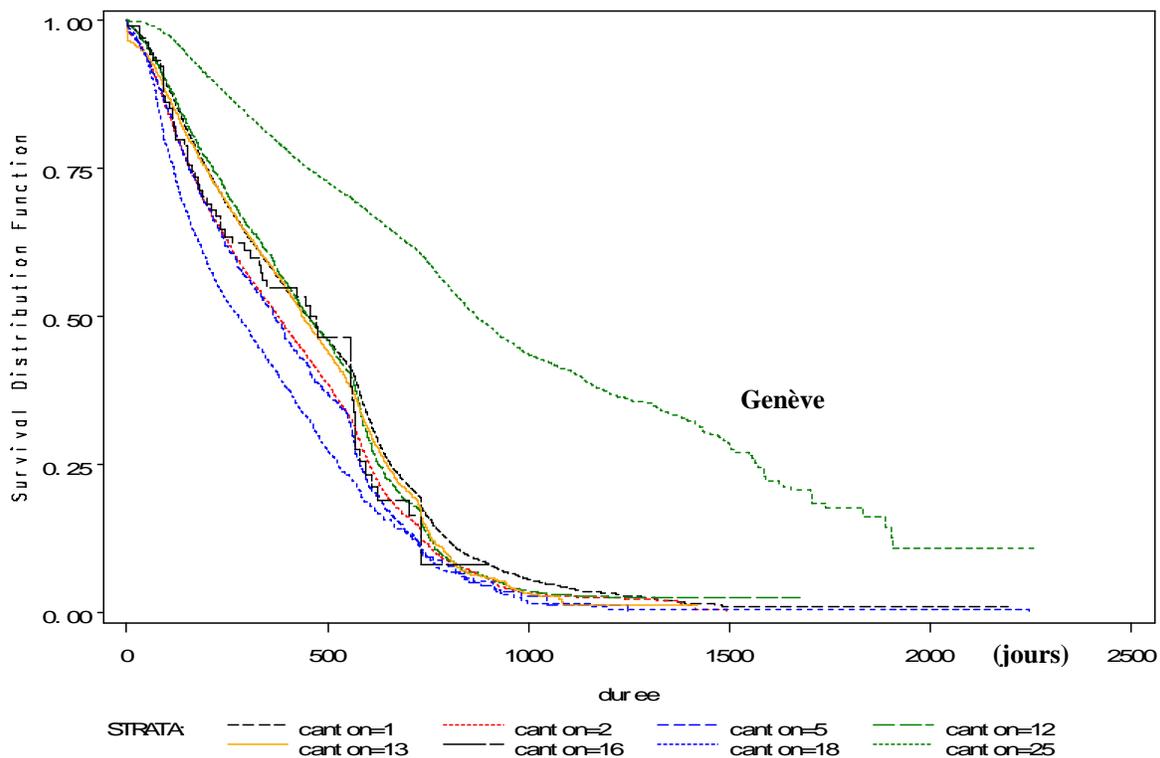




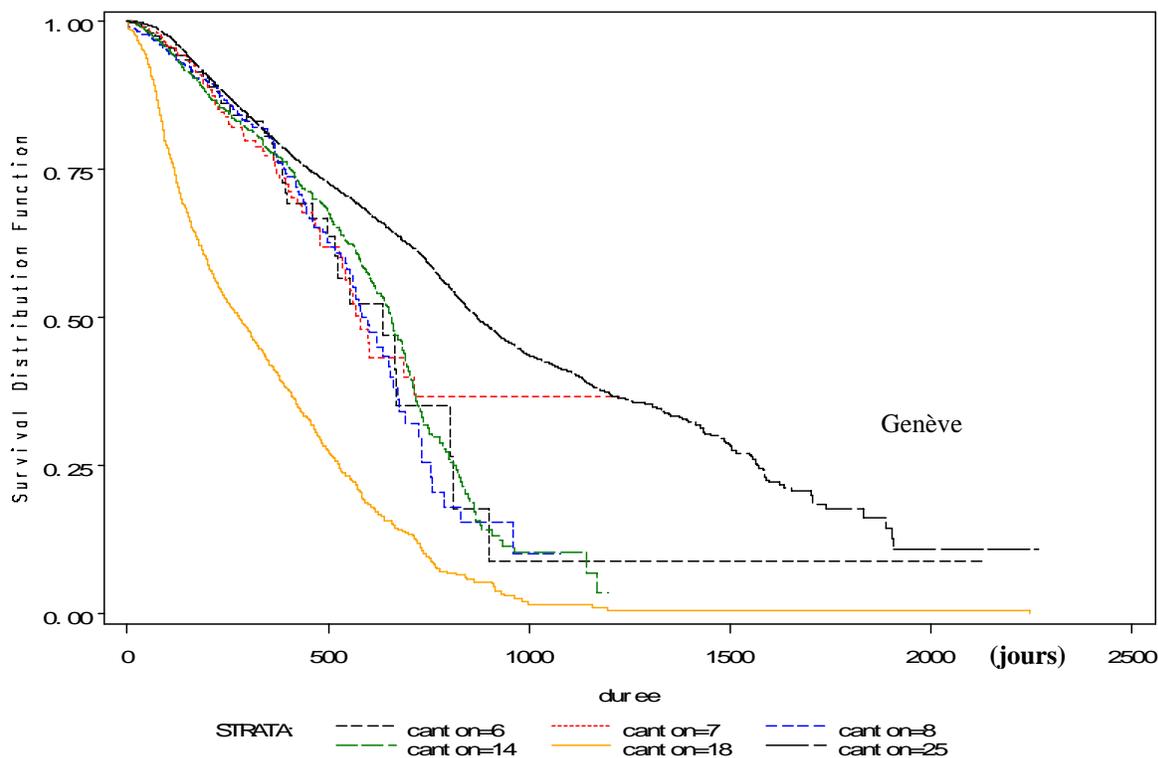
Figure 12 - Cantons avec une faible probabilité de chômage de longue durée
(comparés à Genève)



1 Zurich 2 Berne 5 Schwyz 12 Bâle-Ville 13 Bâle-Campagne
16 Appenzell Rh. Int. 18 Grisons 25 Genève



Figure 13 - Cantons avec une forte probabilité de chômage de longue durée
(comparés à Grisons)



6 Obwald 7 Nidwald 8 Glaris 14 Schaffhausen 18 Grisons 25 Genève



A la lumière des résultats présentés jusqu'ici et dans l'état actuel de la recherche, il semble prématuré d'identifier de manière claire et précise des disparités régionales « robustes » ou tranchées en matière de taux chômage, d'entrées, de sorties et de durées au sens des indices d'inégalité de Gini ou de Sen. Les résultats présentés n'entrent cependant pas en contradiction avec le fait que des particularités cantonales demeurent tant au niveau de l'importance du chômage que de sa persistance ou de sa durée. Nous allons, dans la section 2.4, identifier certaines de ces particularités au niveau cantonal mais également communal.

2.4. Particularités cantonales et communales sur les taux et les durées de chômage

Cette section a pour objectif de délimiter, en utilisant pour ce faire les deux variables clés des inégalités régionales de chômage, à savoir le taux et la durée de chômage, différents groupes de cantons ou de communes dont nous allons par la suite étudier, de manière plus détaillée, les caractéristiques pour mettre en évidence les facteurs socio-économiques et institutionnels qui permettent d'expliquer le taux et la durée de chômage des différentes communes suisses de plus de 2'000 habitants.

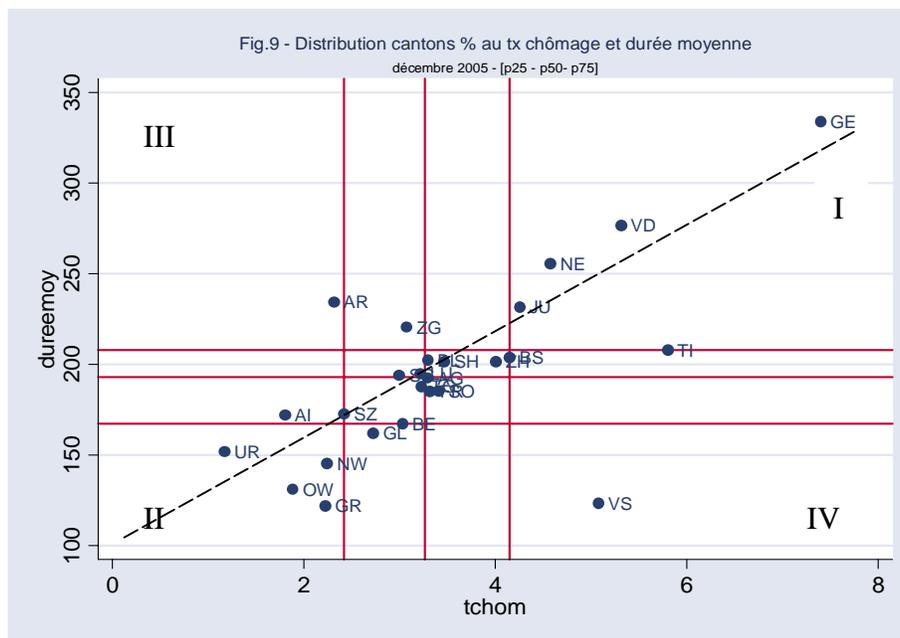
La figure 14 présente, en abscisse, la distribution du taux de chômage et, en ordonnée, la durée correspondante de chômage dans les différents cantons suisses pour le mois de décembre 2005. Cette figure permet de constater des différences notoires. A l'extrême nord-est du graphique, on retrouve les cantons de Genève, de Vaud et de Neuchâtel caractérisés à la fois par un taux de chômage et une durée correspondante élevés. A l'opposé, du côté sud-ouest, les cantons de Uri et d'Obwald sont caractérisés par un taux de chômage et une durée correspondante faibles.

En marge de ces situations opposées, on retrouve le canton du Valais caractérisé par un taux de chômage relativement élevé mais associé à une durée relativement courte et le canton d'Argovie caractérisé par un taux de chômage relativement faible associé à une durée longue.

Sur la base de ces particularités, nous avons établi, pour les besoins de l'analyse, des classes de cantons basées sur ces deux composantes, à savoir, le taux et la durée de chômage. Pour ce faire, nous avons représenté au-dessous de la figure 14 les percentiles 25, 50 et 75⁵ de la distribution du taux de chômage (trois lignes verticales) et ceux de la distribution des durées (trois lignes horizontales). Les valeurs associées à chacun des percentiles sont reprises en dessous du graphique et le coefficient de Gini, tel que calculé et représenté dans la figure 5, est également précisé. Nous avons ensuite retenus 4 classes spécifiques (I à IV) qui permettent d'opérer une partition sur l'ensemble des cantons suisses.

⁵ Pour rappel, le percentile x d'une distribution représente une valeur pour laquelle x % des observations se trouvent en-deçà de cette valeur et $(1-x)$ % au-delà de cette valeur. Le percentile 50 correspond à la médiane de la distribution.

Figure 14 - Distribution des cantons en fonction de leur taux de chômage et de la durée, décembre 2005



	Mean	Min	max	s.d.	p25	p50	p75
- Taux de chômage :	3.45	1.17	7.40	1.37	2.42	3.26	4.15
- Durée Moyenne :	194	121	334	47	167	193	208
- Coefficient de Gini (taux chômage) :	0.1618						

La première classe, composée des cantons de Genève, Vaud, Neuchâtel, Jura et Tessin, est constituée des cantons caractérisés par un taux de chômage élevé ($>p75$) et une durée moyenne du chômage élevée ($>p75$). Le deuxième groupe, formé des cantons d'Uri, d'Obwald, des Grisons et de Nidwald, est caractérisé par un taux de chômage faible ($<p25$) et une durée faible ($<p25$). La troisième classe n'est constituée que d'un seul cas de figure (AR) qui présente un taux de chômage faible ($<p25$) et une durée élevée ($>p75$). Enfin, le quatrième groupe n'est formé lui aussi que d'un seul cas (VS) qui présente à la fois un taux de chômage élevé ($>p75$) et une durée faible ($<p25$). Dans cette optique, tous les autres cantons sont considérés comme ne se démarquant pas significativement de la moyenne et ils peuvent servir le cas échéant de population de référence.

Cette analyse révèle des contrastes évidents entre les situations de chômage qui prévalent dans les différents cantons⁶. Elle pourrait faire l'objet d'une analyse approfondie sur les caractéristiques économiques, sociales et politiques qui expliquent le fait que certains cantons se

⁶ Elle confirme néanmoins la relation structurelle $u = d \cdot e$ qui existe à l'équilibre stationnaire entre le taux de chômage (u), la durée moyenne du chômage (d) et le taux d'entrée au chômage (e). En effet, en dehors des cantons du Valais et, dans une moindre mesure, d'Argovie, tous les cantons se situent de part et d'autre de la droite pointillée.



trouvent dans l'une ou l'autre des catégories identifiées et que cette appartenance perdure dans le temps. Cependant, en raison de ce découpage particulier, nous n'aurions pas une représentation cantonale suffisante dans les catégories III ou IV et, plus important encore, les caractéristiques devraient être spécifiées sur des entités fortement hétérogènes.

En effet, le découpage du territoire national en cantons concentre ou dilue au contraire des zones qui peuvent être à forte dominance urbaine ou rurale, frontalières ou non, à plus ou moins forte densité de population, etc. En retenant les cantons comme base géographique de l'analyse, on risque par conséquent de comparer des objets "artificiellement" dissemblables et de dégager des tendances générales en matière de disparité qui sont erronées ou peu robustes puisque basées sur des réalités économiques très différentes.

D'autre part, de par leur portée territoriale relativement "large", les caractéristiques géographiques, démographiques, économiques et sociales inhérentes aux cantons peuvent être très hétérogènes au sein même de l'entité analysée. En retenant les cantons comme base d'analyse, on perd l'information concernant cette hétérogénéité de caractéristiques. Cette perte d'information est susceptible de biaiser la nature des résultats quant à l'identification des disparités régionales. Une alternative est de travailler sur une échelle géographique plus fine que sont les communes.

C'est précisément l'objectif du chapitre 3 qui est entièrement basé sur une analyse communale qui devrait permettre, d'une part, de caractériser les communes les unes par rapport aux autres en termes notamment de durée et de taux de chômage afin de déterminer si certaines de ces caractéristiques peuvent expliquer la probabilité d'appartenir à un des quatre types de cantons ou de communes mis en exergue par l'observation de la figure 14. De surcroît, nous tenterons d'employer toutes les caractéristiques communales en termes d'offre et de demande de travail, sans omettre d'autres variables propres aux différences culturelles ou politiques ainsi qu'aux institutions cantonales qui pourraient permettre d'expliquer des taux ou des durées de chômage plus ou moins élevés ou plus ou moins longues.

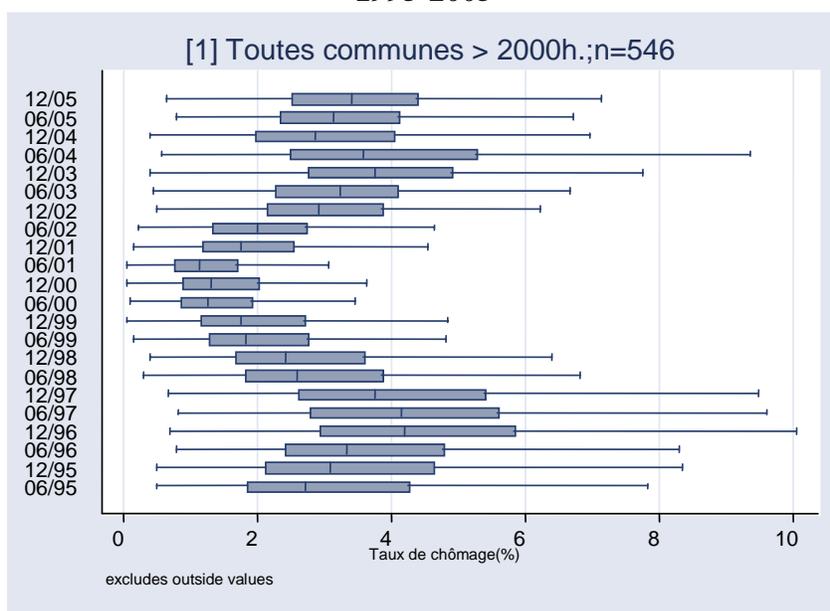


3. ANALYSE DES FACTEURS EXPLICATIFS DES DISPARITES COMMUNALES DE CHOMAGE

3.1. Particularités cantonales et communales sur les taux et les durées de chômage

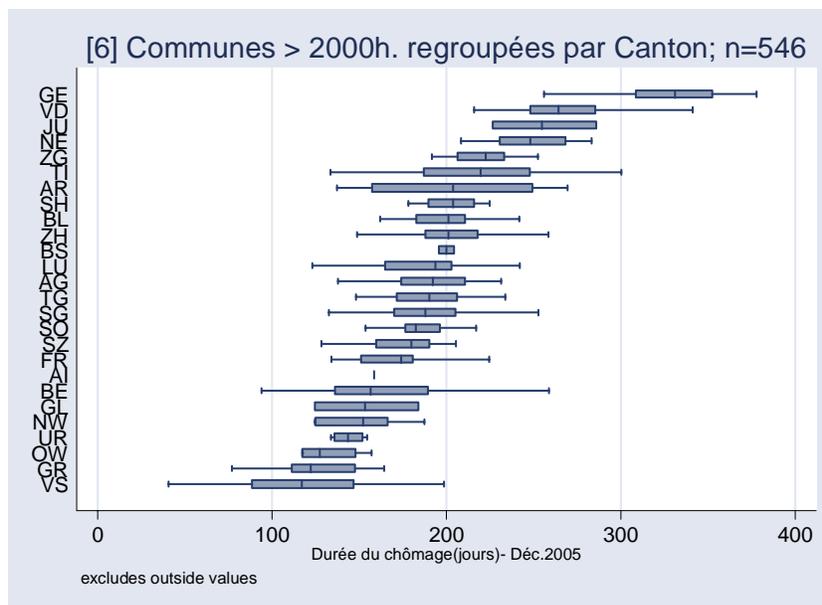
L'analyse de l'évolution, au cours de la période allant de juin 1995 à décembre 2005, du taux de chômage des communes de plus de 2'000 habitants, présentée dans la figure 15, met tout d'abord en évidence une plus grande variabilité des taux de chômage communaux par rapport à la variance observée des taux de chômage cantonaux. Cette donnée est donc particulièrement intéressante à étudier si l'on souhaite pouvoir mettre en évidence les facteurs qui sont à l'origine de ces disparités, ceci d'autant plus que de 26 observations on passe, à l'échelle des communes de plus de 2'000 habitants, à 546 observations.

Figure 15 - Taux de chômage médian et écart interquartiles - Communes > 2'000 hab. - 1995-2005



Les mêmes conclusions peuvent être mises en évidence sur la base non plus des taux mais des durées de chômage mesurées à l'échelle des 546 plus grandes communes de Suisse sur la période allant de 1995 à 2005. L'observation de la figure 16 souligne le fait que les durées de chômage sont évidemment plus longues en période de mauvaise conjoncture en raison notamment des difficultés vécues par les chômeurs à retrouver un emploi. Elle indique également qu'en période de bonne conjoncture, la dispersion est plus importante parce que, dans certaines communes, les chômeurs profitent de cette embellie pour retrouver un emploi alors que l'amélioration conjoncturelle ne semble pas avoir d'effet sur les chômeurs localisés dans d'autres communes. Néanmoins, la variabilité des durées de chômage semble être moins prononcée aujourd'hui qu'il y a 10 ans.

Figure 18 - Durées médianes de chômage et écarts interquartiles - Communes > 2'000 hab.- 2005



La figure 18 offre le même type d'analyse centrée cette fois-ci sur le problème de la durée du chômage observée auprès des communes suisses de plus de 2'000 habitants. On constate en particulier que ce sont les communes genevoises qui mènent ce classement alors que le Valais ferme la marche ce qui confirme le caractère très saisonnier du chômage dans ce dernier canton.

L'idée d'exploiter l'information disponible au niveau des communes plutôt qu'au niveau des cantons pour examiner les facteurs explicatifs des différences de taux et de durée du chômage part des constats socio-économiques suivants :

1. **Contenu économique différent** : Le découpage du territoire national en cantons concentre ou dilue au contraire des zones qui peuvent être à forte dominance urbaine ou rurale, frontalières ou non, à plus ou moins forte densité de population, etc. En retenant les cantons comme base géographique de l'analyse, on risque par conséquent de comparer des objets "artificiellement" dissemblables et de dégager des tendances générales en matière de disparité qui sont erronées ou peu robustes puisque basées sur des réalités économiques très différentes. Par exemple, le canton de Genève s'apparente plutôt à un petit territoire urbain à forte densité de population (282 km² – 1'442 hab./km²) alors que le canton des Grisons s'apparente plutôt à un grand territoire rural à très faible densité de population (7'105 km² – 26 hab./km²).
2. **Hétérogénéité interne** : De par sa portée géographique "large", les caractéristiques géographiques, démographiques, économiques et sociales inhérentes aux cantons peuvent être très hétérogènes au sein même de l'entité analysée. En retenant les cantons comme base d'analyse, on perd l'information concernant cette hétérogénéité de caractéristiques. Cette perte d'information est susceptible de biaiser la nature des résultats quant à l'identification



des disparités régionales. Par exemple, en mai 2005, le taux de chômage dans le canton de Genève était de 7,5%, mais il était respectivement de 9,8% et de 8,4% dans les communes de Genève et de Carouge pour seulement 2,1% et 2,2% dans les communes de Choulex et Cartigny.

Par ailleurs, sur un plan plus analytique, ce découpage communal plus fin permet :

3. **Population plus importante** : En mesurant le taux de chômage et sa durée au niveau des communes, on dispose d'un plus grand nombre d'observations pour mesurer les différences régionales du chômage qu'au niveau cantonal ce qui contribue sans doute à accroître la robustesse des résultats obtenus.
4. **Plus grande dispersion dans les observations** : En descendant au niveau des communes, on accroît la dispersion observée des taux de chômage et des durées associées pour expliquer les différences régionales du chômage.
5. **Spécificités communales** : L'analyse peut, en plus des caractéristiques cantonales, exploiter des spécificités communales pour expliquer les différences de chômage.

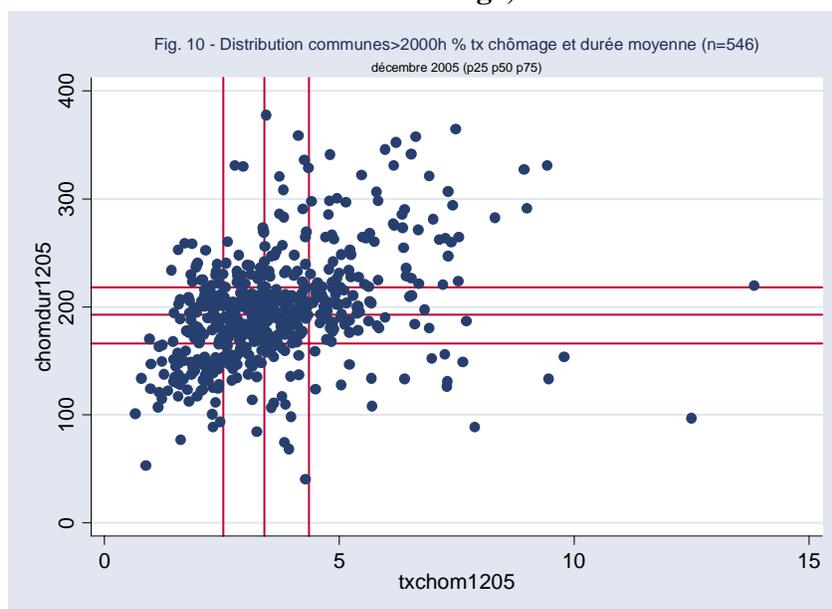
3.2. *Sélection d'un échantillon de communes*

La figure 19 présente, en abscisse, la distribution relative du taux de chômage et, en ordonnée, la durée correspondante entre les 546 communes de plus de 2'000 habitants recensées en Suisse pour le mois de décembre 2005. Par rapport à la figure 14, on constate que la dispersion tant des taux de chômage recensés que des durées observées a augmenté. En choisissant la commune comme référence géographique, on dispose désormais de :

1. 66 communes classées dans le type I (localisées dans le cadran Sud-Ouest de la figure 19) qui sont caractérisées par un taux de chômage faible ($< p_{25}$) et une durée de chômage faible ($< p_{25}$) ;
2. 18 communes classées dans le type communal II (Nord-Ouest de la figure 19) et caractérisées par un taux de chômage faible ($< p_{25}$) et une durée de chômage élevée ($> p_{75}$) ;
3. 68 communes classées dans le type III (Nord-Est) caractérisées par un taux de chômage élevé ($> p_{75}$) et une durée de chômage élevée ($> p_{75}$) ;
4. 16 communes classées en type IV (Sud-Est) caractérisées par un taux de chômage élevé ($> p_{75}$) et une durée de chômage faible ($< p_{75}$). Comme le laisse supposer la figure 14, la majorité des communes appartenant à ce cadran font partie du canton du Valais.

Il est intéressant de constater qu'en adoptant ce point de vue communal plutôt que cantonal (Cf. figure 14), l'indice de Gini augmente de manière très significative puisque de 0,16 qu'il atteignait en décembre 2005 sur la base des seules entités cantonales, l'indice passe quasiment à 0,23, pour le même mois d'observation. Cela démontre qu'une analyse communale permet d'exacerber les différences régionales ce qui ne peut être que favorable à une analyse visant à isoler les variables pertinentes pour expliquer ces disparités et à en mesurer l'impact.

Figure 19 - Distribution des communes de plus de 2'000 habitants en fonction de leur taux et de leur durée de chômage, décembre 2005



	Mean	Min	Max	Sd	p25	p50	p75
- Taux de chômage :	3.56	.66	13.84	1.69	2.39	3.33	4.28
- Durée Moyenne :	191	27	377	51	159	190	216
- Coefficient de Gini (taux de chômage) :	0.2287						

Sur la base de cette analyse typologique, nous avons effectué une analyse de logit multinomial qui avait pour objectif d'examiner les facteurs susceptibles d'expliquer la probabilité d'une commune d'appartenir à un des quatre types de communes mis en évidence par la figure 19. L'avantage de cette approche est évidemment d'exploiter l'information relative aux communes les plus dissemblables afin d'en faire ressortir plus aisément les différences susceptibles d'influencer le taux et la durée du chômage. La limite, plus gênante, de cette approche est qu'elle contribue à une importante déperdition de l'information contenue dans les données car l'analyse repose sur des classes de communes (variable discrète) qui synthétisent des taux de chômage et des durées qui sont en fait « continues ».

Compte tenu de ce désavantage évident, il n'est pas si surprenant de constater que cette analyse « logistique » n'a pas permis d'obtenir des résultats très probants et robustes. C'est la raison pour laquelle nous avons finalement décidé d'utiliser toute l'information à notre disposition sur le taux et la durée de chômage pour traiter ces deux variables comme des variables continues et non pas discrètes ou catégorielle comme cela est le cas dans l'approche typologique. Nous avons également testé des pistes alternatives de regroupement des communes en ayant recours à la méthode des clusters. Pour ne pas surcharger la lecture de ce rapport, nous ne reproduisons donc pas les résultats des analyses en logit multinomial pour nous concentrer sur un modèle d'équations simultanées. Nous nous contenterons simplement de mentionner que ceux-ci confirment globalement les conclusions dérivées des analyses présentées à la section 3.3. qui



sont nettement plus significatifs et plus robustes que les résultats dérivés du « logit multinomial ».

3.3. *Modèle d'équations simultanées du taux et de la durée de chômage à l'échelle communale*

Pour exploiter l'entièreté de l'information dont nous disposons à l'échelle communale, nous avons choisi de recourir à un modèle d'équations simultanées où le taux et la durée du chômage, indépendants entre eux, dans un premier temps, sont régressés simultanément. Pour ce faire, nous avons exploité le modèle SURE (Zellner's seemingly unrelated regression) dans lequel les deux variables dépendantes (taux de chômage et durée) sont régressées sur un ensemble de variables indépendantes identiques.

Pour estimer les équations de taux et de durée de chômage, nous avons utilisé une batterie de variables explicatives qui caractérisent, pour une part, l'offre et la demande de travail perceptibles à l'échelle communale et, d'autre part, les politiques en matière de chômage ou les différences culturelles qui sont quant à elles, et tout naturellement, saisies dans leur dimension cantonale.

Nous allons brièvement dresser la liste des variables employées⁷ en commençant par celles qui se réfèrent à l'espace communal puis en continuant sur celles qui caractérisent l'espace cantonal.

Principales variables explicatives utilisées au niveau communal⁸ :

1. Variable linguistique (en %), variable continue, moyenne pour l'année 2000 (*source RFP 2000*⁹) ;
2. Variable de genre – sexe (en %), variable continue, moyenne pour l'année 2005 (*source RFE*) ;
3. Variable d'origine – nationaux/étrangers (en %), variable continue, moyenne pour l'année 2005 (*source RFE*) ;
4. Variable d'éducation (% dans chaque classe), variable continue, moyenne pour l'année 2000 (*source RFP 2000*) ;
5. Typologie communale des communes de plus de 2'000 habitants en 9 catégories, variable discrète (*source RFP 2000*).

Principales variables explicatives utilisées au niveau cantonal :

6. Variable d'appartenance à un canton frontalier, variable muette ;
7. Indicateur relatif au nombre de frontaliers (%), variable continue, moyenne 2005 (*source RFE*) ;
8. Variable relative à la mise en œuvre de la LACI, variable muette ;
9. Variable « personnes inscrites/personnes déclarées au chômage » (en %), variable continue (*source RFP 2000*) ;

⁷ Le synoptique et la signification exacte des variables présentées ci-dessous et reprises ultérieurement dans les différentes régressions réalisées sont détaillées dans l'annexe 2

⁸ Note : Les variables qui caractérisent le niveau communal sont exclusivement d'ordre socio-économique alors que celles qui caractérisent le niveau cantonal sont plutôt culturelles et politiques.

⁹ La signification des acronymes est précisée dans l'annexe 3



10. Indicateur de vote relatif au référendum sur la LACI 2003, variable muette ;
11. Indicateur relatif aux sanctions prises en matière d'indemnités de chômage (en %), variable continue ;
12. Indicateur relatif à l'accès à l'assurance sociale, variable muette ;
13. Indicateur d'accès aux mesures actives (en %), variable continue ;
14. Indicateur de sanction au chômage (en %), variable continue.

Comme on peut le constater les quatre premières variables caractérisent partiellement la population communale pour saisir notamment la composition de la population active potentielle, sa formation, son âge et sa nationalité notamment. La cinquième englobe plutôt les caractéristiques économiques globales des communes par le biais d'une typologie communale qui tient compte de différents paramètres. Les deux variables suivantes décrivent le caractère frontalier de la région considérée par le biais soit d'une variable muette qui distingue les cantons frontaliers de ceux qui ne le sont pas soit d'une variable continue qui prend en considération la part des travailleurs frontaliers dans la main-d'œuvre cantonale. Finalement, les sept dernières variables regroupent des indications relatives à la perception des assurances sociales au sein de la population, à des différences d'attitudes culturelles ou politiques ainsi qu'à des applications plus ou moins rigoureuses de la loi fédérale par les administrations cantonales chargées de leur exécution.

3.4. Estimation des différents modèles à équations simultanées pour le taux et la durée de chômage

Cette section présente les résultats des différentes estimations que nous avons effectuées et qui sont basées sur une approche de modèles à équations simultanées (SURE). Dans ce cadre, le taux et la durée de chômage communal sont régressés sur les mêmes variables explicatives.

Les principaux résultats obtenus sont présentés dans les tableaux qui jalonnent les pages suivantes, l'annexe 5 du présent rapport regroupant d'autres estimations qui ont été effectuées pour tester principalement la robustesse de nos résultats mais qui ne revêtent pas un intérêt majeur pour le lecteur. Nous commencerons notre présentation des résultats par une estimation regroupant l'ensemble des variables explicatives énumérées à la section précédente. En ce qui concerne la signification de chacune des variables prises en compte, il faut se référer au descriptif de la section 3.3.

Comme on peut s'en apercevoir à la lecture du tableau 2, cette première équation estimée intègre toutes les variables explicatives présentées à la section 3.3. Or, comme nous avons pu le faire remarquer précédemment, la variable relative à la typologie communale pose un certain nombre de problèmes relatifs notamment au fait qu'elle incorpore diverses caractéristiques socio-économiques susceptibles d'interférer avec d'autres variables déjà prises en compte dans l'estimation. De surcroît, l'interprétation des coefficients associés aux différents types de communes est malaisée car ils appréhendent diverses dimensions intégrées dans chacun des types de communes considérées.

Nous avons donc estimé une deuxième équation qui exclut quant à elle la variable typologie des communes. Les résultats de cette estimation alternative sont présentés dans le tableau 3.



Tableau 2 : Taux et durée de chômage à l'échelle des 546 communes de plus de 2'000 habitants, modèle SURE, décembre 2005

	Modèle [1] - SURE - déc.2005	
	txchom1205	chomdur1205
[1]		
PRL_D_00_pc	-0.0109*** (0.0025)	-0.8965*** (0.0961)
PRPF_F_05_pc	0.1544*** (0.0302)	5.5976*** (1.1468)
PRPF_E_05_pc	0.0660*** (0.0077)	1.5712*** (0.2921)

PR2564_SO_00_pc	-0.0251 (0.0190)	-2.8873*** (0.7232)
PR2564_FP_00_pc	-0.0477* (0.0206)	-0.2441 (0.7815)
PR2564_M_00_pc	-0.0314 (0.0470)	-4.8135** (1.7842)
PR2564_HEU_00_pc	-0.1116*** (0.0268)	1.8042 (1.0182)
[2] Typologie communale		
Suburbaines	-0.3259* (0.1448)	12.6295* (5.4995)
A revenu élevé	-0.6323* (0.2515)	3.3148 (9.5505)
Périurbaines	-0.6660*** (0.1823)	17.0966* (6.9228)
Touristiques	-1.7135*** (0.2258)	-35.8453*** (8.5740)
Industrielles/tertiaires	-0.9763*** (0.1619)	11.7707 (6.1486)
Pendulaires rurales	-0.7173* (0.3182)	37.1009** (12.0828)
Agraires-mixtes	-0.3483 (0.2729)	18.1699 (10.3630)
[3]		
frontaliers05_pc	0.0130* (0.0052)	0.9041*** (0.1990)
[4]		
mmt05_pc	-0.0729*** (0.0156)	-0.6378 (0.5924)
nbsanc_1000de	-0.0039 (0.0035)	-0.3675** (0.1320)
chom_isurd	2.1353** (0.6860)	-1.3e+02*** (26.0483)
votlaci_pcoui	0.0017 (0.0157)	1.6974** (0.5962)

- **Notes:** (1) Erreur standard entre parenthèses; */**/***: coefficient β_X estimé statistiquement différent de zéro à un seuil respectivement 10%, 5% et 1%. (2) En gras, les coefficients qui conservent à la fois le sens de l'effet et le degré de significativité pour les différentes régressions réalisées, les autres conservent le signe de l'effet mais pas toujours leur degré de significativité. (3) Les variables sont réparties en 4 groupes [1] caractéristiques de la population communale [2] particularités économiques de la commune [3] caractéristiques frontalières et [4] style politique et administratif de mise en œuvre de la LACI.



Tableau 3 : Taux et durée de chômage à l'échelle des 546 communes de plus de 2'000 habitants, modèle SURE, décembre 2005 - sans la typologie communale

	Modèle [2] SURE txchom1205	- déc. 2005 chomdur1205
[1]		
PRL_D_00_pc	-0.0094*** (0.0027)	-0.9646*** (0.0988)
PRPF_F_05_pc	0.1952*** (0.0312)	5.9762*** (1.1496)
PRPF_E_05_pc	0.0712*** (0.0072)	1.4972*** (0.2653)
PR2564_SO_00_pc	-0.0480* (0.0200)	-3.3801*** (0.7362)
PR2564_FP_00_pc	-0.0698*** (0.0203)	-0.0510 (0.7465)
PR2564_M_00_pc	-0.0413 (0.0487)	-6.4446*** (1.7930)
PR2564_HEU_00_pc	-0.1371*** (0.0256)	1.7537 (0.9443)
[3]		
frontaliers05_pc	0.0166** (0.0055)	1.0865*** (0.2036)
[4]		
mmt05_pc	-0.0721*** (0.0166)	-0.3496 (0.6130)
nbsanc_1000de	-0.0068 (0.0036)	-0.5880*** (0.1316)
chom_isurd	1.2666 (0.7138)	-1.5e+02*** (26.2932)
votlaci_pcoui	-0.0107 (0.0164)	2.0433*** (0.6039)

Notes : idem que tableau 2

Afin de remplacer une des informations contenues dans la variable relative au type de commune, nous avons choisi d'intégrer un autre facteur dans l'estimation qui se réfère en l'occurrence au pourcentage de la population résidente de la commune considérée âgée entre 50 et 64 ans. De cette manière, nous escomptions appréhender le fait qu'une population plus âgée pouvait présenter un risque moindre de tomber au chômage, ce qui devrait exercer une influence plutôt négative sur le taux de chômage par des entrées réduites. Dans le même temps, lorsque les personnes de plus de 50 ans se trouvent au chômage leur chance d'en ressortir est malheureusement, et toutes choses égales par ailleurs, plus faible. Cela devrait contribuer à augmenter la durée du chômage et, du même coup, le taux de chômage. Ce deuxième effet est donc susceptible de contrecarrer le premier lié aux entrées au chômage si bien que l'on ne peut pas prédire a priori l'impact du pourcentage de personnes en fin de vie active sur le taux de chômage. Ceci d'autant plus qu'il conviendra encore d'ajouter d'autres variables explicatives pour remplacer la variable typologie communale. Les résultats de cette troisième estimation alternative sont présentés dans le tableau 4.



Tableau 4 : Taux et durée de chômage à l'échelle des 546 communes de plus de 2'000 habitants, modèle SURE, décembre 2005 - sans la typologie communale mais avec la proportion de personnes âgées entre 50 et 64 ans

	Modèle [3] SURE txchom1205	- déc. 2005 chomdur1205
[1]		
PRL_D_00_pc	-0.0098*** (0.0027)	-0.9687*** (0.0991)
PRPF_F_05_pc	0.1880*** (0.0312)	5.8997*** (1.1558)
PRPF_E_05_pc	0.0683*** (0.0073)	1.4666*** (0.2694)

PR2564_SO_00_pc	-0.0482* (0.0199)	-3.3821*** (0.7366)
PR2564_FP_00_pc	-0.0834*** (0.0210)	-0.1959 (0.7775)
PR2564_M_00_pc	-0.0553 (0.0488)	-6.5930*** (1.8076)
PR2564_HEU_00_pc	-0.1544*** (0.0266)	1.5710 (0.9833)
PRA_50_64_00_pc	0.0592* (0.0253)	0.6270 (0.9351)
[3]		
frontaliers05_pc	0.0142* (0.0056)	1.0620*** (0.2069)
[4]		
mmt05_pc	-0.0677*** (0.0167)	-0.3027 (0.6172)
nbsanc_1000de	-0.0064 (0.0036)	-0.5837*** (0.1319)
chom_isurd	1.3009 (0.7109)	-1.5e+02*** (26.3123)
votlaci_pcoui	-0.0091 (0.0163)	2.0606*** (0.6048)

Notes : idem que tableau 2

Dans la même logique que celle qui a présidé à l'estimation figurant dans le tableau 4, nous avons ajouté dans le tableau 5 une variable explicative supplémentaire relative au pourcentage de la population active occupée dans le secteur primaire [PAO_1_00_pc] et le secteur tertiaire [PAO_3_00_pc] afin de capter une deuxième dimension qui était auparavant contenue dans la variable du type de commune et que nous saisissons ici directement par le biais du poids de chaque secteur économique dans la commune considérée. Alors que la première variable additionnelle captait plutôt une caractéristique de l'offre de travail potentielle au sein de la commune, ce facteur sectoriel appréhende la dimension relative à la demande de travail qui peut à la fois agir sur la probabilité d'entrer au chômage (généralement plus faible pour le secteur primaire) et la durée du chômage, généralement plus courte au sein du secteur des services. Les résultats de cette quatrième estimation alternative sont présentés dans le tableau 5.



Tableau 5 : Résultats des estimations, modèle SURE, décembre 2005 - sans la typologie communale mais avec la proportion de personnes âgées entre 50 et 64 ans et la proportion de personnes actives dans le secteur primaire et tertiaire

	Modèle [5] SURE txchom1205	- déc. 2005 chomdur1205
[1]		
PRL_D_00_pc	-0.0111*** (0.0027)	-0.9346*** (0.0996)
PRPF_F_05_pc	0.1914*** (0.0310)	5.7984*** (1.1519)
PRPF_E_05_pc	0.0541*** (0.0085)	1.8690*** (0.3147)

PR2564_SO_00_pc	-0.0453* (0.0200)	-3.5055*** (0.7446)
PR2564_FP_00_pc	-0.0990*** (0.0217)	0.1585 (0.8079)
PR2564_M_00_pc	-0.1165* (0.0523)	-5.0957** (1.9454)
PR2564_HEU_00_pc	-0.1676*** (0.0277)	1.8165 (1.0308)
PRA_50_64_00_pc	0.0372 (0.0258)	1.2335 (0.9617)
[2]		
PAO_1_00_pc	-0.0580* (0.0263)	1.8216 (0.9769)
PAO_3_00_pc	0.0201* (0.0091)	-0.4387 (0.3392)
[3]		
frontaliers05_pc	0.0141* (0.0056)	1.0794*** (0.2088)
[4]		
mmt05_pc	-0.0600*** (0.0168)	-0.4765 (0.6256)
nbsanc_1000de	-0.0078* (0.0036)	-0.5476*** (0.1326)
chom_isurd	1.3679 (0.7265)	-1.5e+02*** (27.0337)
votlaci_pcoui	0.0012 (0.0165)	1.7638** (0.6151)

Notes idem que tableau 2

En poursuivant notre analyse visant à remplacer la typologie des communes par un groupe de variables explicatives susceptibles de saisir l'impact de paramètres relatifs à l'offre et à la demande de travail, nous avons finalement introduit le nombre de nuitées enregistrées par commune en pourcentage de la population permanente résidente en 2003 [N_03_pc] ce qui nous permet de capter la composante saisonnière de l'activité économique déployée dans chaque commune, facteur qui exerce une influence non négligeable sur la probabilité d'entrée, en général plus élevée, mais aussi sur la durée du chômage, généralement plus courte. Dès lors l'effet propre de cette variable est ambigu sur le taux de chômage mais il devrait être clairement négatif sur la durée du chômage. Les résultats sont présentés au tableau 6.



Tableau 6 : Résultats des estimations, modèle SURE, décembre 2005 - sans la typologie communale mais avec la proportion de personnes âgées entre 50 et 64 ans, de personnes actives dans le primaire et le tertiaire ainsi que les nuitées

	Modèle [6] SURE txchom1205	- déc. 2005 chomdur1205
[1]		
PRL_D_00_pc	-0.0111*** (0.0032)	-0.8216*** (0.1181)
PRPF_F_05_pc	0.2260*** (0.0392)	6.7387*** (1.4284)
PRPF_E_05_pc	0.0445*** (0.0109)	1.7283*** (0.3984)

PR2564_SO_00_pc	-0.0414 (0.0249)	-3.6420*** (0.9083)
PR2564_FP_00_pc	-0.0981*** (0.0277)	-1.1439 (1.0110)
PR2564_M_00_pc	-0.1200 (0.0657)	-7.3542** (2.3949)
PR2564_HEU_00_pc	-0.1736*** (0.0357)	1.4451 (1.3028)
PRA_50_64_00_pc	-0.0274 (0.0348)	0.1210 (1.2682)
[2]		
PAO_1_00_pc	-0.0985** (0.0341)	3.0302* (1.2426)
PAO_3_00_pc	0.0392** (0.0126)	0.5069 (0.4608)
N_03_pc	-0.0170*** (0.0029)	-0.4940*** (0.1065)
[3]		
frontaliers05_pc	0.0232*** (0.0069)	1.0711*** (0.2505)
[4]		
mmt05_pc	-0.0681** (0.0212)	-1.3954 (0.7728)
nbsanc_1000de	-0.0040 (0.0046)	-0.3030 (0.1683)
chom_isurd	0.4403 (0.8742)	-1.4e+02*** (31.8805)
votlaci_pcoui	-0.0164 (0.0209)	1.6671* (0.7634)

Notes : idem que tableau 2

Pour tester la robustesse et la sensibilité des résultats que nous avons obtenus par rapport à la période d'analyse et à la sélection de variables indépendantes retenues, nous avons encore réalisé d'autres estimations qui se trouvent placées dans l'annexe 4. De manière générale, nous pouvons affirmer que les résultats sont particulièrement robustes¹⁰ pour un certain nombre de variables reprises dans les différentes simulations envisagées.

¹⁰ Robustes par rapport au choix de la période sélectionnée et des variables retenues.



Une autre extension possible consiste à tester le modèle en tenant compte du fait que le taux de chômage est une fonction de la durée du chômage et en employant pour ce faire soit une approche de type « 2SLS » qui utilise la méthode des variables instrumentales soit en partant du principe que le taux est fonction de la durée et vice versa par le biais d'une approche du genre « 3SLS ». Cette modélisation impose un certain nombre de choix liées notamment à la sélection des variables explicatives qui doivent être retenues dans l'estimation de l'équation du taux et de la durée de chômage, ce qui rend l'interprétation des résultats obtenus plus difficile. Nous avons néanmoins exploité le type de modèle 2SLS pour tester la robustesse et la sensibilité des résultats au choix d'une modélisation de type « SURE ». Les résultats des simulations, présentés dans l'annexe 5, confirment également ceux obtenus dans le modèle SURE et attestent d'une forme de persistance et de robustesse de nos résultats initiaux.

En particulier, tous les paramètres estimés qui figurent en gras dans les tableaux précédents conservent à la fois le sens et leur caractère significatif ou non significatif quelle que soit la simulation envisagée et la période retenue. Les paramètres estimés soulignés en traits pointillés conservent le sens et le caractère significatif ou non significatif des effets quelle que soit la simulation envisagée mais pour une période spécifique (décembre ou juin 05). Quant aux autres coefficients estimés qui ne sont ni soulignés ni marqués en gras, ils ne conservent pas leur significativité ou ils sont susceptibles de changer de signe selon la période d'analyse ou selon les autres variables explicatives intégrées dans l'estimation. Ces résultats ne sont pas retenus pour élaborer nos conclusions.

Sur la base des différentes estimations présentées dans les tableaux précédents nous pouvons formuler les commentaires suivants qui se basent sur les résultats des régressions figurant dans le tableau 2 (modèle 1), les autres régressions étant principalement utilisées pour tester la robustesse des résultats.

1. Le taux et la durée de chômage enregistrés dans une commune sont corrélés négativement avec la proportion de personnes de langue maternelle allemande dans la population communale résidante permanente. Ce résultat confirme le fait que le taux de chômage est significativement plus faible dans les régions de langue germanophone. Cette faiblesse est due, en particulier, au fait que la durée passée au chômage est significativement inférieure dans les communes germanophones. Il est intéressant de mentionner à ce propos le fait que ce résultat est confirmé par les analyses micro-économétriques que nous avons effectuées pour comprendre les différences individuelles de durée de chômage, lesquelles seront présentées plus en détail au chapitre 4. Il convient de relever que ce facteur n'a pas été appréhendé par le biais d'une variable muette désignant spécifiquement les communes germanophones mais qu'il a été mesuré de manière continue en fonction du nombre de personnes de langue allemande enregistrées dans les différentes régions suisses qu'elles soient localisées dans la partie latine ou alémanique du pays. Dès lors, nous pouvons interpréter ce résultat comme l'expression d'une attitude culturelle face à l'Etat social et à ses droits qui incite les personnes d'origine alémanique à quitter le chômage plus rapidement, toutes choses égales par ailleurs.
2. En revanche, le taux et la durée de chômage sont corrélés positivement avec la proportion de femmes ou d'étrangers dans la population communale résidante permanente mesurée à la



fin de l'année 2005. L'impact de la proportion de femmes et d'étrangers dans la population active sur le taux et la durée du chômage est un phénomène qui a déjà été à maintes reprises mis en évidence par les études antérieures et ne constituent pas une nouveauté en soi. Nous y reviendrons également dans le chapitre 4 qui constitue, de ce point de vue, un test encore plus robuste de cette relation puisque les analyses micro-économétriques permettent de contrôler, pour chaque personne concernée, les autres facteurs, notamment la formation, qui sont susceptibles d'influencer l'effet sur le taux et la durée du chômage, ce que nous ne pouvons pas faire, ou qu'imparfaitement, dans cette analyse de nature plus macro-économique. En l'occurrence, on peut penser que, pour les femmes, une proportion non négligeable d'entre elles ont connu une interruption de carrière, liée à leur maternité, ce qui est susceptible de rendre leur retour sur le marché du travail relativement difficile ou ce qui peut aussi contribuer à prolonger la durée de leur chômage au-delà de ce que peuvent vivre les hommes notamment. Pour les étrangers, notamment ceux arrivés en Suisse avec un permis de travail instable et qui n'ont pas bénéficié par la suite de mesures d'intégration, notamment dans le domaine linguistique, la maîtrise des langues parlées sur le marché du travail dans lequel ils se trouvent constitue un obstacle à leur insertion qui ne se manifeste pas tellement sur la probabilité de perdre son emploi (et d'entrer au chômage) mais principalement sur la durée de leur chômage qui risque de se trouver prolongée en raison des déficiences qu'ils présentent au niveau de leur maîtrise des langues.

3. L'impact du niveau d'éducation sur le taux chômage est plus mitigé. En tous les cas, il ne manifeste pas une tendance très nette et très claire sur le taux et sur la durée. En l'occurrence, il s'avère que le taux de chômage est corrélé négativement avec le pourcentage de personnes résidentes ayant un niveau d'éducation de type « Formation professionnelle » ou de type « Hautes écoles/Université » alors que la durée du chômage serait plutôt corrélée négativement avec le pourcentage de personnes résidentes ayant un niveau d'éducation de type « Scolarité obligatoire » ou de type « Maîtrise ». Pour les deux premiers résultats mentionnés, relatifs à la formation professionnelle et de niveau tertiaire, l'effet négatif sur le taux de chômage doit sans doute se lire par le fait que la proportion de personnes hautement qualifiées réduit la probabilité d'entrée au chômage ce qui réduit d'autant le taux de chômage. Il est en effet communément admis que le niveau d'éducation joue en faveur d'une diminution du chômage, ce qui est confirmé par la corrélation négative entre le taux de chômage et le niveau « Hautes écoles/Université ». Une explication probable de la corrélation négative entre le taux de chômage et un niveau d'éducation de type « Formation professionnelle » trouve une justification dans les aspects concrets et très orientés « marché » des formations dispensées et dans une reconnaissance nationale des diplômes délivrés. Les personnes qui sortent de ces filières sont généralement plus « employables » que ceux qui sortent de filières plus généralistes et sont par conséquent moins touchés par le chômage. En revanche, le niveau de qualification « Hautes écoles/Université » ou « Formation professionnelle » ne semble pas exercer un effet significatif sur la durée du chômage au moment où ces personnes se retrouvent sans emploi. Nous aurons l'occasion de confronter ce résultat de nature macro-économique avec l'analyse individuelle, présentée au chapitre 4, qui permet de contrôler toutes les caractéristiques individuelles susceptibles d'influencer la durée du chômage.



En ce qui concerne l'effet négatif exercé par les niveaux de formation de type maîtrise ou scolarité obligatoire sur la durée du chômage, on peut y voir l'impact d'un salaire de réserve inférieur qui contribue à accroître le nombre de places vacantes auxquelles les personnes concernées peuvent avoir accès. De ce point de vue, on pourrait penser que l'acquisition de connaissances plus transversales ou généralistes permet de postuler et d'accéder à des emplois sans doute moins spécialisés mais plus nombreux. Dans le même temps, une région caractérisée par une proportion importante de personnes peu ou moyennement qualifiées peut être caractérisée par un chômage de nature frictionnelle plus important ce qui est susceptible de réduire la durée du chômage.

4. En ce qui concerne les caractéristiques économiques communales, on constate que le type de commune influence significativement le niveau du chômage et sa durée. Ainsi, il s'avère que le taux de chômage est toujours corrélé négativement avec l'ensemble des classes de communes 2 à 7 reprises dans la régression présentée au tableau 2¹¹. Ces valeurs négatives impliquent que le fait d'être une commune de type 2,...,7 réduit le taux de chômage par rapport à la situation de référence qui est ici le type 1 (Commune de type « Centre »). Toutes choses étant égales par ailleurs, le fait d'être une commune de type 1, c'est-à-dire caractérisée comme « chef lieu d'une agglomération », est un facteur explicatif d'un niveau de chômage plus élevé. Ce résultat n'est pas surprenant puisque les grands centres urbains, par le pouvoir attractif qu'ils exercent, attirent et concentrent une population plus hétérogène qui n'est pas toujours en adéquation avec les emplois, même plus nombreux, qui sont proposés. De surcroît, les centres urbains sont caractérisés par une proportion importante de services qui sont générateurs d'un chômage frictionnel important qui se traduit par des entrées plus fréquentes et plus nombreuses au chômage qui généralement accroissent le taux de chômage même s'ils contribuent simultanément à réduire la durée du chômage. Dans ce type de configuration urbanisée et centrale cohabitent régulièrement un niveau de chômage élevé avec des emplois vacants non satisfaits (pénurie de main-d'œuvre).
5. En revanche, les valeurs généralement positives des estimateurs associés à la durée du chômage impliquent que le fait d'être une commune de type 2,...,7 augmente la durée de chômage par rapport aux communes de type « Centres ». Ce constat s'explique par le fait que les communes, autres que centrales, concentrent généralement un potentiel d'emplois disponibles plus faible que dans les communes centrales. Du coup, il est plus difficile de retrouver un emploi en cas de chômage. Il faut néanmoins mentionner une exception pour les communes de type 5 (Communes Touristiques) qui enregistrent des valeurs négatives des estimateurs associés à la durée du chômage. Ces valeurs négatives s'expliquent par le caractère hautement saisonnier des emplois dans le secteur du tourisme et par une rotation importante des emplois.

¹¹ Note : Le « type de commune » est une variable binaire qui prend la valeur 1 pour les communes qui en font partie et zéro pour les autres. Pour lever l'indétermination du modèle, il est convenu d'utiliser une des classes comme situation de référence. Dans notre cas, le type 1 a été sélectionné, d'où son absence dans la régression et les résultats sont exprimés en référence à cette classe omise.



6. Le taux de chômage communal et la durée correspondante sont corrélés positivement avec le nombre de frontaliers qui viennent travailler dans la commune exprimé en pourcentage de la population active résidante. Cette influence n'est évidemment pas due au fait que les frontaliers viennent prendre les emplois des résidents qui se verraient pousser au chômage ce qui contribuerait à accroître, toutes choses égales par ailleurs, les flux d'entrées au chômage et, par conséquent, le taux de chômage. Cet effet tient sans doute au fait que la concurrence pour les places vacantes disponibles dans les cantons frontaliers est en général nettement plus vive qu'elle ne l'est dans d'autres régions. Dès lors, la probabilité pour un chômeur de retrouver un emploi est plus faible, la durée du chômage s'en trouve prolongée et, avec elle, le taux de chômage. En d'autres termes, la présence de travailleurs frontaliers ne crée pas le chômage mais elle rend plus difficile le retour en emploi des chômeurs qui souffrent sans doute d'un effet de stigmatisation lié à leur statut qui s'avère être plus fort en l'occurrence que dans les cantons non frontaliers.
7. La loi fédérale sur le chômage prévoit, d'une part, la mise en place de mesures actives (MMT) spécifiques destinées à faciliter la réintégration des personnes au chômage et, d'autre part, le déploiement de dispositifs de contrôle destinés à éviter les abus aux indemnités. Les cantons, chargés de la mise en œuvre de la loi sur le chômage, disposent donc d'une certaine latitude dans le choix des instruments à privilégier pour réduire le chômage et ce, en fonction de ce qu'il est convenu d'appeler « le style politique et administratif » du canton en regard de la mise en œuvre de la loi sur le chômage (LACI). Certains cantons privilégient le volet réintégration de la loi alors que d'autres privilégient plutôt le volet contrôle. A ce propos, il convient de rappeler que le poids accordé par chaque canton aux dimensions relatives à la « réintégration » et au « contrôle » de la loi fédérale a été capté, dans nos régressions, respectivement par les variables « mmt05_pc » et « nbsanc_1000de ». En l'occurrence, il apparaît que le taux de chômage communal est corrélé négativement avec le pourcentage de demandeurs d'emploi qui ont participé à une mesure du marché du travail (cours, stages, allocations, ...) durant l'année 2005. L'explication de ce résultat peut être de deux ordres. La première, purement comptable, résulterait du fait que les personnes qui participent à des mesures actives se rendent partiellement et provisoirement indisponibles sur le marché du travail au sens de la définition du chômage. En devenant temporairement demandeurs d'emploi non chômeurs, ces personnes sortiraient par conséquent des statistiques relatives à la mesure du chômage. La seconde, de nature économique, tiendrait au fait que les chômeurs passés par les mesures actives – en particulier par les programmes d'emploi temporaire – verraient leurs aptitudes au placement améliorées ce qui contribuerait à réduire à la fois la durée mais aussi, et par conséquent, le taux de chômage.
8. Du côté des sanctions à l'assurance chômage, il apparaît que seule la durée du chômage est corrélée négativement avec le nombre de sanctions infligées pour mille demandeurs d'emploi au cours de l'année 2005. Ce résultat n'est pas surprenant en soi. Le fait de mettre en œuvre la LACI par le biais d'un contrôle plus important des demandeurs d'emploi incite vraisemblablement ceux-ci, en tout cas à la marge, à effectuer plus de démarches que la moyenne en vue de se conformer aux exigences de la loi sur le chômage pour conserver ainsi leurs indemnités. Toutes choses étant égales, l'effort accru de recherche qu'ils



consentiraient leur permettrait ainsi de sortir, en moyenne, plus rapidement du chômage et ainsi de diminuer la durée moyenne du chômage.

9. Pour appréhender l'attitude de la population face au chômage, nous avons introduit dans nos régressions la variable « chom_isurd ». Celle-ci mesure le pourcentage de personnes inscrites officiellement au chômage auprès d'un office cantonal de l'emploi¹² au mois de décembre 2000, chiffre que nous avons reporté au nombre de personnes qui ont déclaré être à la recherche d'un emploi dans le Recensement Fédéral de la Population (RFP2000) réalisé au cours du mois de décembre de la même année. Cet indicateur mesure d'une certaine façon l'aversion relative qu'ont les personnes à reconnaître ou à accepter une situation de non emploi sanctionnée par une inscription officielle auprès d'un Office Cantonal de l'Emploi. Le poids social et culturel et les mentalités jouent un rôle important dans ce domaine. A ce titre, il est intéressant de constater que c'est dans les cantons romands et au Tessin, ainsi que le montre le tableau 7, que les pourcentages sont les plus élevés, ce qui laisserait supposer que c'est dans ces régions que les situations de chômage sont socialement les plus acceptées. A l'opposé, on constate que ce pourcentage est nettement plus faible dans des cantons pourtant semblables à celui de Genève, comme c'est le cas par exemple pour le canton de Bâle-Ville, sans mentionner évidemment les cantons du centre de la Suisse, tels qu'Obwald, Nidwald, Schwyz ou Appenzell où ce taux d'inscription est proche de 20% seulement.

Tableau 7 : Taux d'inscription au chômage, sélection de cantons, décembre 2000

Cantons	% des chômeurs inscrits par rapport aux personnes déclarées
Zurich	39.5 %
Berne	37.9 %
Lucerne	38.8 %
Bâle Ville	35.4 %
Tessin	64.1 %
Vaud	53.7 %
Valais	73.3 %
Genève	61.3 %

Une explication possible à la corrélation positive qui existe entre la variable « chom_isurd » et le taux de chômage résulte vraisemblablement de cette perception culturelle différente du chômage entre les cantons et partant entre les communes qui les composent.

10. La dernière variable explicative « votlaci_pcoui » reprend le pourcentage de personnes dans chaque canton qui ont répondu « oui » à l'allongement de la période du délai-cadre de cotisation de 6 à 12 mois et la réduction du délai-cadre d'indemnisation de 520 jours à 400 jours lors des votations populaires cantonales du 24 novembre 2002. A ce propos, le tableau 8 présente les résultats enregistrés à cette votation dans les cantons qui figurent également dans le tableau 7.

¹² Données publiées par le Seco.



Il est difficile de se prononcer sur l'effet de cette variable sur le taux et la durée du chômage dans la mesure où le signe et la significativité des résultats sont largement tributaires de la période envisagée et des variables envisagées. Néanmoins, son effet, lorsqu'il existe et lorsqu'il est significatif, semble aller plutôt dans le sens d'une prolongation de la durée du chômage.

Tableau 8 : Pourcentage de « oui » par canton, vote sur la LACI du 24 novembre 2002

Canton	VotLACI_pcOui
Zurich	58.5
Berne	55.3
Lucerne	60.8
Bâle-Ville	57.1
Tessin	52.6
Vaud	52
Valais	48.3
Genève	45.6



4. ANALYSE DE LA PROBABILITE D'ENTRER ET DE SORTIR DU CHOMAGE

Jusqu'à présent, nous avons essentiellement étudié la question des différences cantonales de chômage sous un angle macro-économique en considérant le taux de chômage enregistré dans chaque canton. Or, le chapitre 2 nous avait permis de constater que les différences cantonales étaient dues principalement à des inégalités très marquées en matière de taux de sortie et beaucoup plus marginalement aux disparités observées dans le domaine des taux d'entrées au chômage.

Cette analyse est particulièrement importante et ceci pour plusieurs raisons. Tout d'abord, le bien-être d'une personne au chômage dépend plus du temps passé sans emploi que du fait d'avoir eu l'expérience d'un épisode de chômage. Kiefer [1988] fait remarquer que, de ce point de vue, le taux de chômage est une statistique moins utile que la durée moyenne du chômage. D'autre part, comme nous l'avons dit auparavant, le taux de chômage étant le produit du taux d'entrée au chômage par sa durée moyenne, pour comprendre l'apparition d'un "stock" de chômeurs important, il convient de considérer les facteurs et les caractéristiques individuelles des chômeurs qui contribuent à prolonger le temps passé au chômage.

Dans ce chapitre, nous allons donc développer une approche micro-économique, basée sur les données de durée du chômage vécue par les personnes inscrites. Il s'agit en particulier pour nous de déterminer l'influence exercée par les caractéristiques personnelles sur la durée du chômage. Cela nous permettra de comprendre les causes des disparités entre les durées du chômage observées auprès des différents cantons suisses.

L'analyse de la durée du chômage pose des défis statistiques importants parce que la population des chômeurs n'est pas une population statique. Chaque mois il y a des entrées au chômage et des chômeurs qui quittent cette population. Les chômeurs quittent le chômage avec des probabilités qui varient et, dès lors, la durée totale d'une période au chômage varie d'un individu à un autre. Etant donné que c'est la durée moyenne du chômage qui détermine principalement les variations du taux de chômage, l'analyse des déterminants de la durée du chômage constitue une étape essentielle d'une étude détaillée des différences de chômage entre les cantons suisses.

L'objectif principal de l'analyse est de mettre en évidence la relation qui existe entre les caractéristiques individuelles des chômeurs recensés¹³ et la probabilité de trouver un emploi à chaque moment de leur épisode de chômage. Pour ce qui concerne certaines variables, telles que le niveau de la formation, leur influence sur la probabilité de sortie¹⁴ et la durée du chômage ne peut être déterminée que de manière empirique. En effet, les opportunités d'emplois qui se présentent à un chômeur sont d'autant plus nombreuses que le niveau de formation (ou de qualification) de cette personne est élevé. Cependant, on ne peut pas conclure d'emblée que les personnes les mieux formées resteront au chômage le moins longtemps. Elles peuvent se révéler

¹³ Telles que les caractéristiques individuelles démographiques (âge, sexe, état civil), le capital humain (niveau de qualification), le type d'activité (branche économique, fonction), la nationalité ou le type de permis de séjour.

¹⁴ Une influence positive sur la probabilité instantanée de sortie (évaluée à un moment donné du chômage, par exemple trois mois après son début) correspond à une influence négative sur la durée du chômage.



plus exigeantes quant au choix des places vacantes. Ainsi, seule une étude empirique peut donner une réponse définitive concernant l'effet des caractéristiques individuelles.

Cette étude permet en plus de voir si la probabilité de sortir du chômage décroît lorsque la durée du chômage augmente. Si cette dernière hypothèse devait se vérifier, cela impliquerait que les chômeurs de longue durée sont progressivement marginalisés, leur retour dans l'emploi devenant de plus en plus difficile.

Ce chapitre est articulé autour des deux sections suivantes. Nous commencerons tout d'abord par présenter les fondements théoriques et les outils économétriques de l'analyse des durées. Par la suite, nous présenterons la base de données PLASTA employée pour dériver nos résultats empiriques avant de présenter les résultats de nos différentes estimations des fonctions de hasard. Nous pourrions ainsi déterminer l'influence de certaines variables explicatives sur les durées individuelles de chômage.

4.1. Les modèles de durée

Les modèles de durée sont utilisés dans les domaines très variés tels que la recherche biomédicale, l'ingénierie et l'économie. Leur application pour l'étude des épisodes de chômage individuels est également possible, car ils reflètent typiquement un processus de recherche d'emploi. Cette théorie modélise le comportement rationnel d'une personne à la recherche d'un travail qui voit se présenter une séquence d'opportunités d'emploi. On suppose que le salaire est la seule caractéristique de la place vacante qui compte pour le chômeur. Les opportunités d'embauche arrivent l'une après l'autre dans le temps et, à chaque opportunité, la personne au chômage a la possibilité de s'engager dans un travail ou de continuer au contraire la recherche d'un meilleur emploi. En restant au chômage, l'individu perçoit une indemnité. Il doit supporter de surcroît un coût financier et psychologique de son chômage et fournir un effort de recherche de travail. Il n'acceptera cependant pas forcément la première opportunité d'emploi qui se présente, puisque cela lui ferait perdre l'accès à de meilleurs postes de travail qui pourraient éventuellement lui être proposés dans le futur.

La stratégie optimale pour faire face à ce dilemme (Lippman et McCall [1976]) consiste à choisir une suite de salaires "acceptables" à chaque instant depuis le début de la période de chômage, et d'accepter le premier emploi qui offre un taux de salaire supérieur ou égal au salaire "acceptable" du moment. Ces salaires "acceptables", que l'on appelle les salaires de réserve, ne sont pas observables. Il est cependant clair qu'ils influencent directement la durée du chômage. Leur niveau est choisi par la personne au chômage qui considère la probabilité de recevoir une offre d'emploi et la distribution des salaires susceptibles de lui être proposés. La probabilité d'une offre et la distribution des salaires associés à ces propositions varieront selon les caractéristiques individuelles des personnes telles que les qualifications, les secteurs d'activité, l'âge. Ils dépendront également de la conjoncture économique ambiante. On peut donc s'attendre à ce que le profil individuel d'un chômeur détermine son salaire de réserve qui à son tour affecte la durée de son épisode de chômage.

Notre objectif n'est pas d'effectuer un test empirique de la théorie de la recherche d'emploi. On ne s'intéressera donc pas aux salaires de réserve qui ne sont de toute façon pas observables. La



théorie est cependant utile puisqu'elle nous indique les variables qui déterminent le niveau des salaires de réserve et, par extension, la durée du chômage.

Nous nous intéressons donc à l'incidence des caractéristiques individuelles sur la durée du chômage pour déterminer notamment si les chômeurs genevois par exemple subissent effectivement des périodes de chômage plus longues que celles des chômeurs inscrits dans les autres cantons suisses, *toutes choses égales par ailleurs*, ou si les personnes moins qualifiées restent effectivement, comme on l'entend souvent, plus longtemps au chômage. Les modèles de durée qui établissent un lien entre les caractéristiques individuelles et la distribution des durées du chômage permettent l'étude de cette relation. Ce lien est modélisé à l'aide des fonctions de hasard qui peuvent être interprétées comme les probabilités instantanées de quitter le chômage au moment t compté depuis son début. L'examen de cette relation ne peut se faire à l'aide d'une régression linéaire en considérant les durées du chômage comme les variables dépendantes. En effet, les opportunités d'embauche se présentent d'une manière aléatoire dans le temps et, de ce fait, deux personnes ayant des caractéristiques (formation, âge, sexe, etc.) semblables peuvent expérimenter des épisodes de chômage de durées très inégales. Par conséquent, les durées de chômage sont assimilables à des variables aléatoires T^{15} réelles positives¹⁶.

La base de données PLASTA utilisée pour effectuer cette analyse enregistre, mois après mois, la situation des chômeurs inscrits. Du point de vue de l'analyse des durées de chômage, il est important de distinguer des périodes achevées (durée complétée) des périodes non achevées au moment où le suivi des chômeurs s'arrête (l'ancienneté au chômage ou durée censurée). Si on suit le groupe de personnes qui entrent au chômage pendant un mois donné, en raison des sorties enregistrées chaque mois, les chômeurs caractérisés par une ancienneté importante sont ceux qui ont la plus faible probabilité de quitter le chômage. En effet, les mécanismes qui engendrent les données observées déterminent la probabilité qu'un individu reste au chômage étant donné qu'il est chômeur depuis un certain temps. On appelle cette probabilité la fonction de "survie".

Toutefois pour les individus qui ont une période de chômage non achevée, la durée (complète) n'est pas connue. Aussi l'analyse des déterminants de la durée de chômage doit intégrer deux types d'observations : des durées complètes et des durées censurées. Cette caractéristique des données concernant les durées de chômage, ainsi que le fait d'avoir une durée de $t+1$ mois implique évidemment que l'individu est resté (ou a survécu) déjà t mois au chômage, nous amène à mobiliser une approche statistique particulière.

Afin d'identifier les déterminants des durées complétées sans avoir recours à des hypothèses plus ou moins fortes, l'échantillon d'individus doit comprendre un nombre non négligeable de chômeurs qui arrivent à quitter le chômage pendant la période retenue pour les observations. De plus, les conditions économiques au moment de l'entrée au chômage doivent être similaires pour l'échantillon d'individus retenus. Dans cette étude, nous retenons les individus qui entrent au chômage dans une année donnée (1995 et 2004) et nous suivons ce groupe d'individus jusqu'à

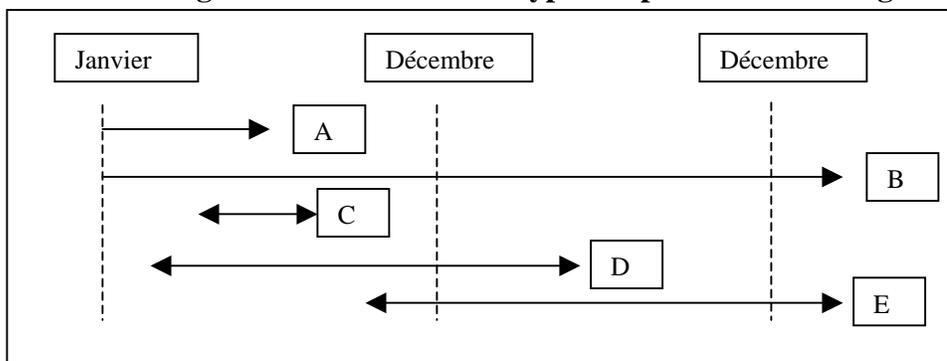
¹⁵ On désignera par une majuscule T la variable aléatoire, et par une minuscule t la réalisation de cette variable aléatoire.

¹⁶ Pour la présentation des outils d'analyse des durées, voir par exemple C. Gouriéroux, 1989, "Econométrie des variables qualitatives".



la fin de l'année suivante (1996 et 2005 respectivement). Nous enregistrons la durée du chômage en jours au moment où ils quittent le chômage d_i pour l'individu i . Si l'individu n'a pas quitté le chômage au 31 décembre 2005 (respectivement 1996), la variable observée est l'ancienneté; dans ce cas, il s'agit d'une durée censurée. Les individus qui entrent au chômage en 2003 et 2005 (respectivement en 1994 et 1996) ne sont pas compris dans l'échantillon. La figure 20 présente ces différents cas possibles :

Figure 20 - Les différents types d'épisodes de chômage



Nous avons en l'occurrence une observation par individu entré au chômage dans l'année de référence (1995 ou 2004). Cette durée peut être alors complétée (comme c'est le cas pour les trajectoires A, C et D) ou elle peut être inachevée (comme c'est le cas des parcours B et E). La durée maximale observée dans l'échantillon est de 712 jours, et cette durée n'est pas complétée.

Du point de vue économétrique, plusieurs approches peuvent être utilisées pour analyser les déterminants de la durée chômage. L'objectif est double : on cherche d'une part à déterminer comment la probabilité de quitter le chômage évolue avec la durée de chômage et on s'intéresse, d'autre part, aux facteurs qui augmentent ou diminuent la probabilité de quitter le chômage en chaque mois (et donc indépendamment de la durée déjà parcourue). On peut modéliser cette probabilité avec la fonction de hasard qui dépend de ces deux composantes :

$$h(t_i) = f(g(t), x_i' \beta)$$

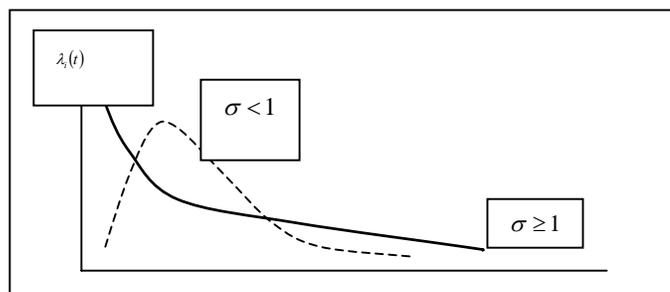
Dans cette équation, t_i est la durée parcourue de l'individu i , la composante $g(t)$ représente la composante liée à la durée parcourue et $x_i' \beta$ représente la partie liée aux caractéristiques (x_i) du chômeur i . De manière alternative, on peut modéliser directement la durée en fonction des caractéristiques du chômeur et une composante aléatoire pour laquelle on spécifie une loi statistique :

$$t_i = \exp(x_i' \beta + \sigma \varepsilon_i)$$

Dans cette dernière équation, le terme d'erreur ε_i (qui a une variance égale à σ^2) capte des facteurs non observés qui influencent la durée du chômage. L'objectif de l'étude est de déterminer d'une part la forme (et donc les paramètres) de la fonction $\lambda_i(t)$ et d'autre part le vecteur des paramètres β . Des estimations de ces deux groupes de paramètres sont possibles

avec la méthode du maximum de vraisemblance une fois que la distribution du terme d'erreur ε_i est précisée. Afin de ne pas trop contraindre la forme de la relation $\lambda_i(t)$, nous retenons la loi logistique pour le terme d'erreur. La durée suivra donc une loi 'log-logistique'. Cette loi permet une certaine flexibilité entre la probabilité de quitter le chômage pendant un mois donné conditionnellement au fait d'avoir survécu au chômage jusqu'à cette date et la durée parcourue. On appelle cette relation la fonction de hasard, et sa forme sera déterminée par la valeur du paramètre σ . Pour $\sigma \geq 1$ la fonction de hasard est décroissante avec la durée ; pour $\sigma < 1$ la fonction a une forme concave (voir la figure 21) :

Figure 21 - Les différentes formes possibles de la fonction de hasard selon la durée écoulée



L'intérêt principal de l'étude effectuée dans ce chapitre consiste à mettre en évidence les déterminants des différences de durée de chômage entre les cantons suisses. Pour y parvenir, nous procéderons en deux temps. Tout d'abord nous nous intéressons aux différences de durée moyenne de chômage par canton, toutes choses égales par ailleurs. Il s'agit de spécifier la composante $x_i\beta$ de la manière suivante :

$$x_i\beta = z_i\alpha + \gamma_j$$

où le vecteur z_i représente des variables relatives à l'individu alors que γ_j constitue un paramètre spécifique au canton j . Si $\gamma_j > 0$ alors la durée est, en moyenne, plus longue dans le canton j . Etant donné la présence d'une constante dans le modèle retenu, l'effet cantonal est mesuré relativement à la durée moyenne dans un canton de référence. Pour la suite de nos analyses empiriques, ces effets sont calculés par rapport à la durée moyenne dans le canton de Zurich.

Le vecteur z_i contient en l'occurrence les variables suivantes :

- 'femme' =1 pour une femme, = 0 pour un homme
- 'age' âge de la personne au moment où il entre au chômage
- 'age²' le carré de l'âge
- 'couple' la personne habite en couple (=1)
- 'divorcé' la personne est divorcée (=1)
- 'qualif1' la personne est un travailleur qualifié (=1)
- 'qualif2' la personne est un travailleur assez qualifié (=1)
- 'german' de langue allemande (=1)



- 'italian' de langue italienne (=1)
- 'active' la personne avait travaillé avant d'entrer au chômage (=1)

Pour les variables continues, le coefficient permet de chiffrer l'augmentation de la durée pour une hausse unitaire de la variable en question. Si la variable z_k augmente de une unité, la durée augmentera en pourcentage de :

$$(\exp(\alpha_k) - 1) \times 100$$

Pour les variables dichotomiques, l'exponentiel des coefficients indique le ratio de la durée de chômage pour les deux valeurs de la variable soit :

$$\exp(\alpha_k) = \frac{d(z_k = 1)}{d(z_k = 0)}$$

4.2. *Les données utilisées et les résultats des estimations*

Les données utilisées pour notre recherche nous ont été fournies par le Secrétariat d'Etat à l'économie (SECO). Elles ont été tirées de la base de données administrative PLASTA. Elles se rapportent en l'occurrence à la population des chômeurs inscrits dans les différents cantons suisses. La base de données PLASTA est le système de placement et de statistique du marché du travail. Elle est constituée par les Offices Régionaux de Placement (ORP) qui enregistrent les inscriptions et les désinscriptions des demandeurs d'emploi. Le SECO centralise l'information fournie par tous les ORP.

Les statistiques PLASTA portent sur les "chômeurs inscrits", c'est-à-dire les "personnes annoncées auprès des offices du travail, qui n'ont pas d'emploi et sont immédiatement disponibles en vue d'un placement". L'information récoltée concerne la personne et son parcours au chômage. De ce fait, certaines données sont stables et ne changent pas durant la période de chômage : le sexe, le niveau de qualification, la profession apprise, etc.. D'autres données sont susceptibles de changer avec le temps, notamment l'état civil et l'âge. Le recours à cette base de données est approprié pour l'étude du chômage de longue durée. Le fait d'être recensé dans les statistiques PLASTA ne présuppose pas que les demandeurs d'emploi touchent une indemnité de chômage. Ainsi, les chômeurs en fin de droit peuvent figurer également dans cette base de données.

Malgré un très grand nombre de caractéristiques individuelles collectées par PLASTA, les données ne sont pas toutes fiables et utilisables. Ainsi, PLASTA fournit en principe des informations relatives à l'expérience acquise dans la profession exercée, la profession apprise ainsi que la profession recherchée (variables S-EGBE1, S-EFABR et S-EFEBR). Cependant, cette donnée n'est pas disponible pour tous les demandeurs d'emploi. De ce fait, nous ne pouvons pas faire une distinction entre les personnes sans expérience professionnelle et les personnes pour lesquelles ces indications ne sont pas disponibles. La connaissance des langues étrangères (variable S-FREMD dans PLASTA) pourrait compléter l'information sur le capital



humain mais elle n'est pas fiable pour la même raison¹⁷. Des considérations de fiabilité nous ont donc contraint à exclure ces variables de notre étude. Enfin, les variables retenues ne tiennent pas toujours très bien compte de l'hétérogénéité des demandeurs d'emploi. Ainsi, la variable catégorielle d'état civil (S-ZIVIL) réunit les personnes mariées dans le même groupe que les personnes séparées. Dans ce cas particulier, le biais n'est pas important étant donné le nombre très faible de personnes séparées en comparaison avec celui des personnes mariées.

Nous considérons les caractéristiques individuelles comme invariables dans le temps. Ainsi, pour ce qui concerne l'âge et les autres variables susceptibles de changer dans le temps (état civil, etc.), nous prenons leurs valeurs au début de l'épisode du chômage. Enfin, les durées des épisodes de chômage sont exprimées en jours calendaires.

Le modèle de durée a été estimé pour tous les chômeurs qui sont entrés au chômage après le 1^{er} janvier 1995 (2004 respectivement) mais qui se sont inscrits au cours de l'année considérée. On constate immédiatement à la lecture du tableau 9 que les variables qui entraînent des durées plus longues ne sont pas les mêmes pour les deux années. En particulier, le coefficient qui détermine la forme de la fonction de hasard passe de 0,836 en 1995 à 0,811 en 2004. Ceci se traduit en 2004 par une fonction où la probabilité de quitter le chômage est une fonction croissante pour des durées courtes, suivie d'une baisse continue. En 1995, cette probabilité décroît plus rapidement selon la durée du chômage écoulée.

Par ailleurs, le fait avoir été actif avant d'entrer au chômage a un effet inverse en 1995 à celui qui est observé en 2004. En 1995, un tel individu aurait eu une durée 26% plus longue qu'un inactif, toutes choses égales par ailleurs. En 2004, il apparaît que les personnes qui ont exercé une activité avant d'avoir perdu leur travail quittent le chômage nettement plus rapidement que ceux qui étaient précédemment inactifs et leur durée moyenne est presque la moitié de celle observée auprès de ce deuxième groupe. Ces deux premiers résultats, mis en exergue dans le tableau 9, démontrent que le fonctionnement même du marché du travail a changé, changements qui peuvent être aussi attribués, le cas échéant, aux modifications apportées par l'introduction notamment des mesures actives en 1996.

En revanche, la durée passée au chômage des personnes qui ont été actives dans la fonction publique avant d'entrer au chômage augmente tant en 1995 qu'en 2004 d'environ 15%. La contribution nette de l'administration publique dans la durée passée au chômage est cependant beaucoup plus importante en 2004 (0.642) qu'elle ne l'était en 1995. Une explication est sans doute fournie par les mauvaises performances des emplois temporaires cantonaux (ETC) de certains cantons. Les chômeurs ayant pris part à ces programmes sont comptabilisés dans PLASTA comme provenant de l'administration publique. Or, l'effet de ces emplois serait non pas de réinsérer plus rapidement les personnes, mais au contraire de les tenir éloignées plus longtemps du marché du travail en leur permettant de prolonger la durée de leur indemnisation (Flückiger et Vassiliev, 2002).

¹⁷ PLASTA ne contient aucune inscription concernant cette variable pour une grande partie des demandeurs d'emploi. Il n'est pas possible de savoir si ces personnes ne maîtrisent aucune langue étrangère ou si les informations sont simplement manquantes.



Le tableau 9 permet également de constater que la durée du chômage augmente avec l'âge du chômeur avec un effet légèrement plus prononcé en 2004. Cela démontre que les personnes plus âgées éprouvent plus de difficulté à retrouver un emploi et que leur durée de chômage s'en trouve donc prolongée. Si les jeunes font effectivement face à un risque plus élevé de tomber au chômage la durée de cet épisode est nettement plus courte que celle de leurs aînés qui en revanche ont un risque plus faible de perdre leur emploi.

Il est aussi intéressant de relever que le fait d'être qualifié permet de réduire la durée du chômage mais cet effet est nettement moins prononcé en 2004 qu'il ne l'était en 1995. De plus le signe du coefficient de la variable 'semi-qualifié' change entre 1995 et 2004. Ainsi, pour ce deuxième groupe de la population, la durée de chômage n'est plus significativement inférieure à celle vécues par les individus non-qualifiés.

Tableau 9 : Modèle de durée (dist. «log-logistique») avec effets spécifiques par canton

Variables	1995	2004
Constante	4.099	4.091
Sigma	0.836	0.811
Femme	0.108	0.085
Avoir été actif avant le chômage	0.239	-0.520
Actif dans l'Administration Publique	0.149	0.122
Age	0.010	0.037
Age ²	0.0002	-0.0001
Qualif1	-0.177	-0.029
Qualif2	-0.052	0.067
Couple	0.115	0.065
Divorcé	0.049	0.044
Francophone	0.371	0.125
Italophone	0.365	0.143
Autres langues	0.444	0.130
	+ effets spécifiques aux cantons (variables muettes)	+ effets spécifiques aux cantons (variables muettes)

Tous les coefficients sont significatifs à 1%

Finalement, on relèvera que les individus dont la langue maternelle est le français ont des durées de chômage nettement supérieures aux germanophones et ceci quelle que soit leur région de résidence. Ce résultat très frappant ne fait que confirmer ce que nous avons déjà pu relever au chapitre 3 et qui mettait en évidence le poids du facteur culturel dans les différences régionales de chômage. En effet, cet impact mis en évidence par nos estimations est présent alors même



que nous contrôlons pour le canton de résidence puisque le modèle incorpore déjà des variables muettes pour chacun d'eux. En l'occurrence, un chômeur francophone a une durée moyenne de chômage qui est 45% plus élevée par rapport à un chômeur germanophone en 1995. Cet effet est certes moins prononcé en 2004, mais il est encore et toujours présent, puisque la durée de chômage d'une personne de langue maternelle francophone est de 13% plus longue.

Sur la base des résultats obtenus dans cette première approche, on peut s'intéresser plus particulièrement à l'effet moyen d'habiter dans un canton donné sur la durée du chômage, toutes choses égales par ailleurs. Cet impact est calculé à partir de la formule suivante :

$$\exp(\alpha_k) = \frac{d(z_k = 1)}{d(z_k = 0)}$$

En l'occurrence, cet effet purement cantonal est évalué, toutes choses égales par ailleurs, c'est-à-dire pour un chômeur ayant le profil moyen. Il convient également de préciser que cet effet est calculé par rapport à la durée de chômage dans le canton de Zurich (valeur égale à 1 dans les tableaux 21, 22 et 23). Selon les résultats de notre estimation, il semble qu'en 1995, l'hétérogénéité cantonale était assez limitée. En fait, Zurich figure parmi les trois cantons ayant des durées de chômage les plus longues, la plus longue étant enregistrée pour le canton de Genève (20% plus longue qu'à Zurich). La situation est bien différente pour l'année 2004 où les différences cantonales sont plus prononcées. Le canton de Zurich se situe cette fois-ci parmi les cantons caractérisés par des durées de chômage situées autour de la moyenne nationale alors que Genève tient toujours la tête de ce classement, si l'on fait abstraction de Glaris qui constitue sans doute une observation aberrante. Il apparaît également que le classement cantonal a changé entre les deux années. Les cantons pour lesquels la situation s'est dégradée sont en l'occurrence Schaffhouse, Neuchâtel, Nidwald, Vaud et Genève. Les cantons de Vaud et de Genève restent parmi les cantons avec les plus longues durées de chômage pour les deux années.

Figure 22 - Effets fixes cantonaux par rapport à Zurich, chômeur ayant un profil moyen

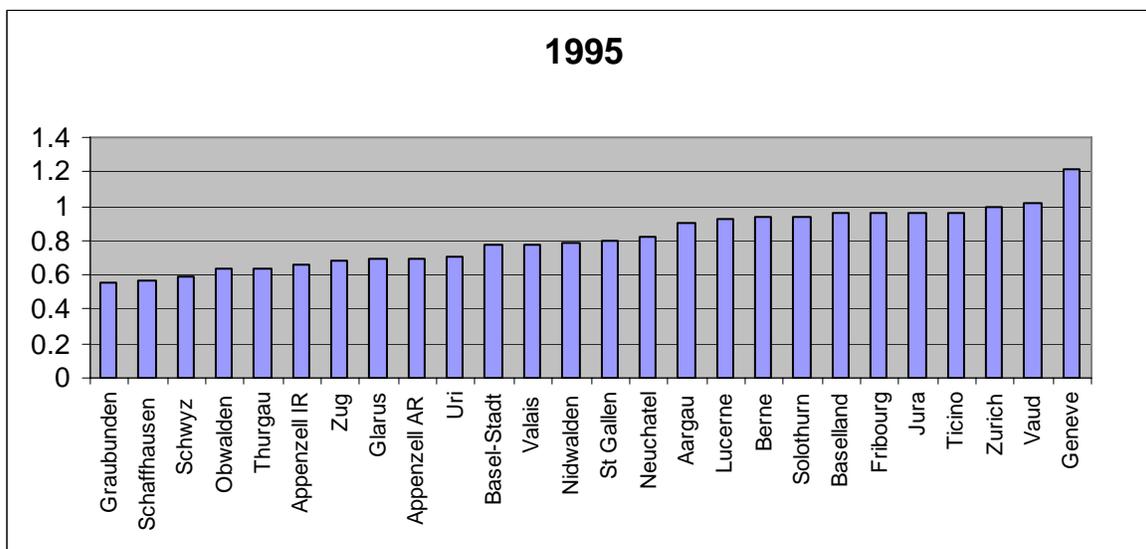




Figure 23 - Effets fixes cantonaux par rapport à Zurich, chômeur ayant un profil moyen

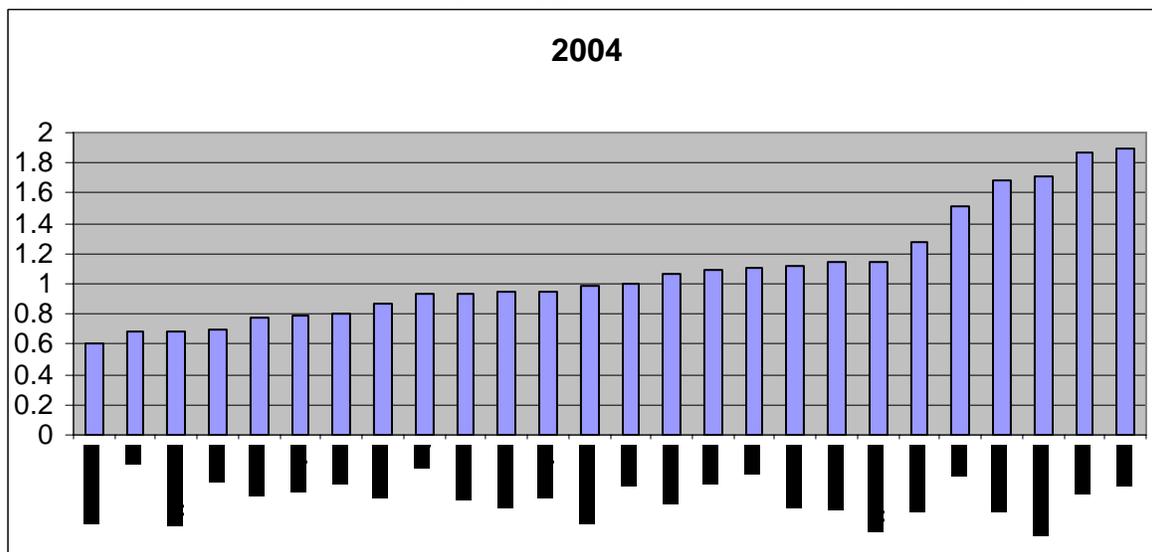
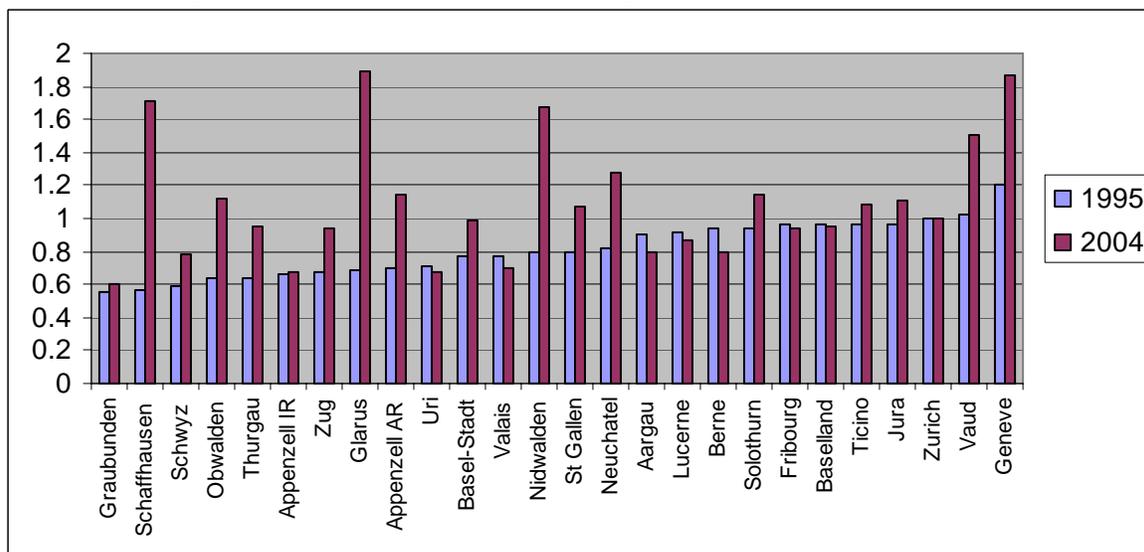


Figure 24 - Effets fixes cantonaux pour les années 1995 et 2004



Comme on peut le constater à la lecture du tableau 9, la langue maternelle a un impact étonnamment fort sur la durée du chômage et ceci malgré la prise en compte d'un effet fixe par canton. Pour tester la robustesse de ce résultat, nous avons introduit une variable supplémentaire par rapport à l'estimation présentée dans le tableau 9. Elle se réfère en l'occurrence à l'adéquation entre la langue maternelle et la langue parlée dans le canton de résidence. Cette analyse devrait nous permettre de voir si l'effet lié au Français comme langue maternelle est plutôt de nature géographique ou culturelle.



Tableau 10 : Modèle de durée (distribution « log-logistique ») avec adéquation entre canton de résidence et la langue maternelle

Variables	1995	2004
Constante	3.9764	4.06
Sigma	0.836	0.811
Femme	0.108	0.085
Avoir été actif avant le chômage	0.239	-0.521
Actif dans l'Administration Publique	0.149	0.121
Age	0.010	0.037
Age ²	0.0002	-0.0001
Qualif1	-0.177	-0.030
Qualif2	-0.052	0.066
Couple	0.115	0.066
Divorcé	0.048 (*)	0.045
Francophone	0.368	0.122
Italophone	0.378	0.164
Autre langue	0.463	0.166
Adéquation entre la langue maternelle et la langue du canton de résidence	0.025 (0.014)	0.044 (0.017)
	+ effets spécifiques aux cantons (variables muettes)	+ effets spécifiques aux cantons (variables muettes)

*Tous les coefficients sont significatifs à 1% sauf : * significatif à 5% seulement*

L'analyse du tableau 10 indique que le fait de parler la langue du canton dans lequel on réside a plutôt tendance, en 2004, à prolonger la durée du chômage (t de Student = 2.5)! En revanche, ce facteur a une influence moindre sur la durée du chômage en 1995. Ce résultat, pour l'année 2004, ne fait que renforcer la thèse culturelle que nous avons évoquée à propos de la variable langue maternelle dans la première estimation.

Pour mieux comprendre la nature des effets fixes cantonaux qui ont été introduits dans nos deux premières estimations, nous avons choisi de les remplacer par des variables cantonales qui permettent de les caractériser du point de vue de leurs spécificités, liées tantôt à la demande de travail, tantôt à l'offre de travail ou encore à des variables de nature plus institutionnelles. Pour ce faire, et pour garantir la cohérence de notre analyse globale, nous avons intégré les mêmes variables (cantonales) que celles qui ont été employées, dans le chapitre 3, pour comprendre les différences communales de taux et de durée de chômage.

Le tableau 11 présente donc les résultats des estimations des modèles de durée pour l'année 2004 uniquement et en utilisant des variables cantonales à la place des effets fixes afin de mieux comprendre ce que saisissent en l'occurrence ces différents effets fixes. Dans la deuxième colonne de ce tableau, nous avons inclus trois variables suivantes :

- (i) la proportion de chômeurs inscrits en tant que tel par rapport à la population qui se déclare à la recherche d'un emploi ;



- (ii) le nombre de chômeurs qui ont été sanctionnés par l'administration (pour mille chômeurs)
- (iii) le pourcentage de demandeurs d'emploi ayant participé à des mesures actives.

L'analyse du tableau 11 nous permet ainsi de constater que les chômeurs inscrits dans un canton caractérisé par une faible proportion de personnes inscrites par rapport aux individus qui se déclarent comme chômeur ont, en moyenne, des durées de chômage moins longues (t de Student = -3.6). Cette conclusion confirme celle que nous avons déjà mise en exergue dans la partie que nous appellerons « macro-économique ». Le même effet est d'ailleurs observé, mais il est cette fois-ci, six fois plus prononcé ($t = -22$), en ce qui concerne les cantons où le nombre de chômeurs sanctionnés est élevé. Finalement, les durées sont nettement plus courtes dans les cantons où une forte proportion de chômeurs bénéficient de mesures actives ($t = -8$). Ces trois dernières variables sont très significatives (par rapport aux variables intégrées dans le tableau 11).

Dans la troisième colonne du tableau 11, nous avons encore ajouté le pourcentage de personnes ayant voté en faveur de la réforme du système d'indemnisation des chômeurs en 2002. Dans les cantons qui ont voté pour cette réforme, la durée moyenne de chômage est nettement plus courte ($t = -14$).

De manière générale, on constate que ces variables cantonales introduites en lieu et place des effets fixes cantonaux constituent des indicateurs très significatifs pour comprendre les différences cantonales de durée de chômage. Ils ne permettent certes pas d'effacer toutes les différences mais ils forment des paramètres qui exercent indubitablement un impact important sur ces disparités, toutes choses égales par ailleurs.

Tableau 11 : Modèle de durée (distribution « log-logistique ») avec variables explicatives cantonales, 2004

Variables	Modèle I	Modèle II
Constante	4.62	6.062
Sigma	0.821	0.821
Femme	0.088	0.089
Avoir été actif avant le chômage	-0.579	-0.567
Actif dans l'Administration Publique	0.143	0.128
Age	0.039	0.039
Age ²	-0.0001	-0.0001
Qualif1	-0.021	-0.024 (*)
Qualif2	0.106	0.095
Couple	0.070	0.074
Divorcé	0.056	0.059
Francophone	0.338	0.274
Italophone	0.184	0.209
Autres langues	0.219	0.230
Habite dans un canton où la langue est la langue maternelle	0.035 (0.012)	0.073 (0.012)
Chômeurs inscrits/personnes au chômage	-0.179 (0.049)	-0.727 (0.062)



Nombre de chômeurs sanctionnés (pour mille)	-0.0066 (0.0003)	-0.0047 (0.0003)
Pourcentage de demandeurs ayant participé à des mesures actives	-0.0141 (0.0016)	-0.018 (0.0016)
Pourcentage en faveur de la réforme LACI 2002		-0.022 (0.0015)

Afin d'approfondir encore notre compréhension des différences cantonales de chômage, nous avons décidé d'effectuer des estimations des fonctions de durée pour différents cantons suisses en nous appuyant en l'occurrence sur le cas des cantons de Bâle-Ville et Zurich (tableau 12), d'une part, et des cantons de Genève et du Tessin (tableau 13) d'autre part.

La lecture du tableau 12 nous permet de constater qu'il existe des différences non négligeables entre les cantons de Zurich et de Bâle-Ville qui peuvent expliquer, toutes choses égales par ailleurs, des disparités cantonales de durée de chômage qui sont encore accentuées ou atténuées au contraire par le fait que les chômeurs présentent des caractéristiques différentes selon les régions considérées.

Tableau 12 : Modèle de durée (distribution « log-logistique »), cantons de Zurich et de Bâle-Ville, 2004

Variables	Zurich	Bâle Ville
Constante	4.08	3.221
Sigma	0.78	0.734
Femme	0.101	0.230
Avoir été actif avant le chômage	-0.29	0.07 (ns)
Actif dans l'Administration Publique		0.185 (ns)
Age	0.028	0.051
Age ²	0.0000 (ns)	-0.0003 (ns)
Qualif1	-0.093	0.131
Qualif2	0.022 (ns)	0.321
Couple	0.042 (*)	0.008 (ns)
Divorcé	0.012 (ns)	-0.045 (ns)
Francophone	0.098 (ns)	0.151 (ns)
Italophone	0.062 (ns)	0.031 (ns)
Autres langues	0.168	0.126 (ns)

Tous les coefficients sont significatifs à 1% sauf :
** significatif à 5% seulement ns – non significatif*

Le tableau 12 nous permet ainsi de constater qu'à Zurich l'âge exerce un effet relativement faible sur la durée de chômage, beaucoup plus faible en tous les cas que dans le canton de Bâle-Ville où le coefficient pour l'année 2004 est supérieur à celui que nous avons obtenu pour l'ensemble de la Suisse.

De même, il apparaît que le genre a moins d'effet à Zurich sur la durée du chômage qu'il n'en a dans le canton de Bâle-Ville. Néanmoins, si l'on compare les deux cantons avec les coefficients



obtenus pour l'ensemble du pays, il apparaît que les femmes ont, toutes choses égales par ailleurs, une durée de chômage plus longue dans ces deux cantons dominés l'un et l'autre, mais plus encore pour Bâle-Ville, par leur caractère très urbanisé.

En ce qui concerne le niveau des qualifications, on constate qu'il a, à Zurich, un impact conforme aux attentes et identique à celui observé pour la Suisse dans son ensemble. En revanche, dans le cas du canton de Bâle-Ville, on observe que les personnes ayant une qualification de niveau 1 et, plus encore, de niveau 2 ont une durée de chômage significativement plus élevée que les personnes n'ayant aucune qualification. Il n'est pas exclu que ce résultat, pour le moins surprenant, soit lié à la manière dont les placeurs ont tendance à attribuer des niveaux de qualification aux chômeurs dont ils ont la charge sachant en particulier que leur performance ou celle de leur ORP sera plus favorablement appréciée si les personnes qu'ils conseillent sont rangées parmi les chômeurs faiblement qualifiés.

Enfin, il n'est pas inintéressant de constater que dans ces deux cantons de langue alémanique, le fait d'être francophone plutôt que germanophone n'exerce pas d'effet significatif sur la durée de chômage. Le tableau 13 présente le même type d'analyse centrée cette fois-ci sur les cantons de Genève et du Tessin.

Tableau 13 : Modèle de durée (distribution « log-logistique »), cantons de Genève et du Tessin, 2004

Variables	Tessin	Genève
Constante	3.953	4.535
Sigma	0.666	0.637
Femme	0.091	-0.022 (ns)
Avoir été actif avant le chômage	-0.494	-0.275
Actif dans l'Administration Publique	0.029 (ns)	0.152
Age	0.045	0.055
Age ²	-0.0003 (*)	-0.0004
Qualif1	0.170	-0.165
Qualif2	0.136 (ns)	-0.117
Couple	0.101	0.003 (ns)
Divorcé	0.113 (*)	0.066 (ns)
Francophone	0.099 (ns)	0.021 (ns)
Italophone	0.170	0.016 (ns)
Autres langues	0.102 (ns)	0.051 (ns)

*Tous les coefficients sont significatifs à 1% sauf :
* significatif à 5% seulement ns – non significatif*

L'analyse du tableau 13 met en évidence que le canton du Tessin se distingue surtout par le fait que l'exercice d'une activité professionnelle préalable au chômage a un effet particulièrement important sur la durée du chômage. Dans ce cas plus qu'à Genève et plus qu'ailleurs dans le reste du pays, l'expérience professionnelle a un effet très important sur la durée du chômage qui se trouve significativement réduite. De ce point de vue, il faut souligner que si à Genève le fait d'avoir été inactif avant le chômage n'a pas un effet trop pénalisant sur la durée du chômage, en



revanche, le pourcentage de personnes qui ne peuvent pas faire état d'une quelconque expérience avant le chômage est plus élevé qu'ailleurs ce qui contribue à augmenter significativement la durée moyenne de chômage. Et ceci même si le coefficient attaché à cette variable n'est pas si différent du reste du pays.

En revanche, l'effet de qualification a, une nouvelle fois, un impact inattendu que nous avons déjà obtenu pour Bâle-Ville et que l'on trouve à nouveau au Tessin. De ce point de vue, le canton de Genève qui un pourcentage relativement élevé de personnes qualifiées inscrites au chômage se trouve mieux placé que les autres cantons suisses avec un effet des qualifications qui est plus prononcé à Genève qu'ailleurs.

Il est aussi intéressant de constater que le canton de Genève est caractérisé par un marché du travail plus intégrateur ou moins discriminant à l'égard des femmes, puisque le coefficient associé au genre n'est pas significativement différent de zéro. En ce domaine, comme dans d'autres (au niveau de la ségrégation, de la formation ou, plus encore, des salaires) Genève est un canton plus égalitaire que d'autres régions en Suisse. Il est intéressant de constater une nouvelle fois que le fait d'être germanophone n'a pas d'impact sur la probabilité de sortie du chômage ce qui peut sembler assez étrange compte tenu du résultat obtenu pour l'ensemble du pays que l'on ne retrouve pas au niveau cantonal.

Sur la base de ces différents résultats, nous avons dressé, dans le tableau 14, une typologie des cantons en fonction des variables qui influencent significativement et positivement (+) ou négativement (-) les durées de chômage dans les différents cantons suisses.

Tableau 14 : Typologie des cantons en fonction des variables de forte significativité, 2004

	Cantons
GROUPE I Active(-), âge(+), femme(+), haute-qualification(-), non Suisse(+)	- Zurich - St Gall - Thurgovie - Vaud - Neuchâtel [non Suisse(0)]
GROUPE II Active(-), âge(+), non Suisse(+)	- Schwyz - Zoug - Fribourg [moyenne qualification (+)] - Soleure [haute qualification(+)] - Bâle Campagne
GROUPE III Active(-), femme(+)	- Appenzell A. Rh. - Grisons - Valais [langue française(+)] - Jura
GROUPE IV Active(-), âge(+), femme(+), qualification(+), non Suisse(+)	- Berne - Bâle-Ville [Active(0)] - Argovie - Tessin [non Suisse(0)]
GROUPE V Active(-), âge(+), femme(+), haute-qualification(-)	- Lucerne - Genève



Dans une dernière étape, nous analysons finalement comment la composante $z'_i\alpha$ varie d'un canton à un autre : par exemple, la différence $\left(z'_i\alpha\right)_j - \left(z'_i\alpha\right)_k$ entre le canton j et le canton k . Il y a en fait deux sources de variation¹⁸ : $\left(z'_{ij} - z'_{ik}\right)\alpha_j$ et $z'_{ik}\left(\alpha_j - \alpha_k\right)$.

En d'autres termes, cela signifie que la durée du chômage plus élevée dans un canton peut provenir soit des caractéristiques des chômeurs eux-mêmes (premier terme) soit parce que, pour des caractéristiques données, le fonctionnement du marché du travail local donne lieu à des durées différentes (deuxième composante de l'équation ci-dessus).

En appliquant cette décomposition aux durées de chômage observées dans le canton de Genève et en Suisse, on obtient, pour 2004 et à partir des paramètres estimés, les résultats suivants :

- Un chômeur genevois (canton j) avec un profil moyen a une durée moyenne estimée de 300 jours [$\left(z'_i\alpha\right)_j = \left(z'_{ij}\right)\alpha_j = 300$]
- Un chômeur hors Genève (canton k) avec un profil moyen a une durée moyenne estimée de 140 jours [$\left(z'_i\alpha\right)_k = z'_{ik}\left(\alpha_k\right) = 140$]

En revanche,

- Un chômeur genevois (moyen) qui se trouve ailleurs en Suisse aurait une durée moyenne estimée de 179 jours (profil moyen genevois multiplié par les coefficients non genevois) [$\left(z'_{ij}\right)\alpha_k = 179$]
- Un chômeur avec le profil moyen non genevois aurait une durée moyenne estimée de 273 jours à Genève (profil moyen multiplié par les coefficients genevois) [$\left(z'_{ik}\right)\alpha_j = 273$]

De ces estimations, on en déduit que la différence des durées moyennes de chômage entre le canton de Genève (300 jours) et le reste de la Suisse (140 jours) s'explique à hauteur de 16% [terme $\left(z'_{ij} - z'_{ik}\right)\alpha_j / \left(z'_i\alpha\right)_j - \left(z'_i\alpha\right)_k$] par les caractéristiques spécifiques et particulières des chômeurs genevois par rapport aux chômeurs non genevois mais surtout à hauteur de 84% [$z'_{ik}\left(\alpha_j - \alpha_k\right) / \left(z'_i\alpha\right)_j - \left(z'_i\alpha\right)_k$] par les particularités et le fonctionnement du marché genevois !

¹⁸ Décomposition d'Oaxaca (1973) et Blinder (1973)



CONCLUSIONS

Arrivé au terme de cette longue analyse, 30 conclusions majeures méritent à notre avis d'être mises en exergue. Elles ne donnent pas nécessairement les clés pour éradiquer les différences cantonales de chômage mais elles offrent une série d'explications possibles qui confirment, pour beaucoup d'entre elles, des résultats obtenus dans certaines de nos analyses antérieures. Elles fournissent également des éléments nouveaux dignes d'intérêt.

Notre analyse a été divisée en trois parties principales dont nous avons pu extraire des conclusions seyantes reprises ci-après et organisées selon ces trois volets principaux de notre étude.

La première partie avait pour objectif d'analyser les inégalités régionales de chômage en Suisse en examinant tout d'abord leur évolution dans le temps afin d'étudier, d'une part, leur sensibilité à la conjoncture économique ambiante et, d'autre part, leur ampleur en fonction du découpage géographique utilisé.

La deuxième partie du rapport avait pour but d'analyser les caractéristiques socio-économiques qui permettent d'expliquer les disparités de taux et de durée de chômage observées entre les communes suisses de plus de 2'000 habitants. Ces facteurs explicatifs se réfèrent aussi bien au type de la commune considérée qu'à la composition de sa population active, l'attitude de la population face à l'assurance-chômage ou à l'organisation des offices de l'emploi qui caractérise le canton auquel ces communes appartiennent.

Finalement, la troisième partie de la recherche a eu pour objectif de comprendre les facteurs qui influencent la probabilité des personnes inscrites au chômage de retrouver un emploi en tenant compte des variables personnelles susceptibles d'affecter le risque de rester au chômage et aux effets propres liés, d'une part, à la durée du chômage déjà écoulée et, d'autre part, au canton dans lequel les chômeurs résident.

La première partie de la recherche, consacrée à l'analyse de l'ampleur et de l'évolution des inégalités régionales de chômage, a mis en évidence les conclusions suivantes :

1. L'utilisation de différents indices synthétiques de mesure des inégalités régionales de chômage montre que ces disparités se comportent de manière très cyclique: elles ont tendance à augmenter en période de bonne conjoncture, lorsque le taux de chômage diminue et elles diminuent lorsque l'activité économique se détériore, mais avec généralement un ou deux semestres de retard.
2. Cette première conclusion confirme le fait que les différences cantonales de chômage ne sont pas la conséquence d'une sensibilité conjoncturelle plus marquée de l'économie de certains cantons suisses. En effet, lorsque la conjoncture se détériore, tous les cantons sont affectés par cette baisse de l'activité qui se traduit par une hausse des entrées au chômage proportionnelle à la taille de la population active ce qui contribue à réduire les inégalités de chômage à l'échelle régionale. A l'inverse, lorsque la conjoncture s'améliore, le taux de chômage diminue plus dans certains cantons que dans d'autres, non pas tellement en raison d'une baisse différenciée des entrées au chômage mais surtout en raison d'une hausse des sorties plus marquées dans les cantons où le taux de chômage est relativement bas et où la



reprise économique semble profiter plus aux personnes dépourvues de travail. Cette observation semble mettre le doigt sur des comportements de sortie du chômage différenciés selon les cantons, affirmation que nous avons examinée de plus près dans la suite de notre analyse en nous focalisant, en particulier, sur les durées individuelles de chômage et les probabilités d'en sortir.

3. Pour gommer au moins partiellement l'effet lié à l'hétérogénéité des cantons, nous avons réitéré nos analyses à l'échelle des villes de plus de 20.000 habitants pour vérifier la robustesse de nos premières conclusions relatives aux inégalités régionales de chômage. Cela nous a permis de confirmer que le comportement cyclique des inégalités cantonales de chômage est aussi perceptible au niveau d'entités plus homogènes que sont les villes. Nous avons pu également constater que, depuis 1990, le taux de chômage dans ces villes est systématiquement supérieur à celui de l'ensemble de l'économie suisse. Au-delà des fluctuations conjoncturelles observées, la différence permanente qui subsiste tout au long de la période analysée entre le taux de chômage suisse et celui des grandes villes met en évidence qu'il existe des facteurs structurels, liés notamment aux spécificités des grandes villes, qui sont à l'origine d'un taux de chômage systématiquement supérieur à celui de l'ensemble de l'économie. L'influence de ces facteurs devient même plus apparente lorsque la conjoncture est favorable.
4. En examinant séparément le comportement régional des taux d'entrée et de sortie du chômage qui contribuent tous deux à expliquer le taux de chômage observé, nous avons constaté que les inégalités régionales sont généralement plus marquées au niveau des sorties qu'elles ne le sont au niveau des entrées. Cela confirme le fait que les disparités cantonales ne sont pas dues à des différences de conjoncture « locale » mais à des difficultés de retour en emploi des chômeurs qui sont nettement plus accentués dans certains cantons. Néanmoins, on ne peut ignorer qu'une partie des différences cantonales de chômage sont attribuables aussi aux disparités en termes d'entrées qui pourraient être dues notamment au fait que la structure différente des emplois selon les cantons engendre des disparités en termes de frictions sur le marché du travail, certaines branches telles que le secteur des services en général étant caractérisées par un chômage frictionnel relativement important.

La deuxième partie de la recherche a été consacrée à une analyse approfondie des différences communales de taux et de durée de chômage. En considérant les 546 communes qui comptaient, au moment du dernier recensement fédéral de la population, plus de 2'000 habitants, nous avons estimé différentes régressions dans lesquelles le taux et la durée de chômage par commune ont été introduits en tant que variables continues que nous avons tenté d'expliquer en utilisant différentes variables caractéristiques de ces communes. Ces analyses nous ont permis de mettre en évidence les résultats suivants :

5. Tout d'abord, il apparaît que l'essentiel de ces 546 communes est situé dans un des deux cadrans caractérisés par un taux et une durée de chômage élevés ou, au contraire, par un taux et une durée de chômage faibles. Un nombre réduit de communes se trouvent néanmoins placées soit dans une situation de taux élevé mais de durée faible (c'est le cas notamment des communes caractérisées par des activités saisonnières) ou de taux faible mais de durée élevée (dans le cas de communes qui se trouvent confrontées à un chômage de nature



essentiellement structurel).

6. Le taux et la durée de chômage enregistrés dans une commune sont corrélés négativement avec la proportion de personnes de langue maternelle allemande dans la population communale résidante permanente. Ce résultat confirme le fait que le taux de chômage est significativement plus faible dans les régions de langue germanophone. Cette faiblesse est due, en particulier, au fait que la durée passée au chômage est significativement inférieure dans les communes germanophones. Ce résultat met en évidence des différences culturelles entre les populations d'origine alémanique et latine face à l'Etat social et à leurs droits.
7. Le taux et la durée de chômage sont corrélés positivement avec la proportion de femmes ou d'étrangers dans la population communale résidante permanente. L'impact de la proportion de femmes et d'étrangers dans la population active sur le taux et la durée du chômage est un phénomène qui a déjà été à maintes reprises mis en évidence par les études antérieures et ne constituent pas une nouveauté en soi. En l'occurrence, on peut penser que, pour les femmes, une proportion non négligeable d'entre elles connaît une interruption de carrière, au moment de la maternité, ce qui est susceptible de rendre leur retour sur le marché du travail relativement difficile ou ce qui peut aussi contribuer à prolonger la durée de leur chômage au-delà de ce que peuvent vivre les hommes notamment. Pour les étrangers, notamment ceux arrivés en Suisse avec un permis de travail instable et qui n'ont pas bénéficié par la suite de mesures d'intégration, notamment dans le domaine linguistique, la maîtrise des langues parlées sur le marché du travail dans lequel ils se trouvent constitue un obstacle à leur insertion qui ne se manifeste pas tellement sur la probabilité de perdre son emploi (et d'entrer au chômage) mais principalement sur la durée de leur chômage qui risque de se trouver prolongée en raison notamment des déficiences qu'ils sont susceptibles de présenter au niveau de leur maîtrise des langues.
8. L'impact du niveau d'éducation sur le taux chômage est plus mitigé. En tous les cas, il ne manifeste pas une tendance très nette et très claire sur le taux et sur la durée de chômage. En l'occurrence, il s'avère que le taux de chômage est corrélé négativement avec le pourcentage de personnes résidentes âgées de 25 à 64 ans ayant un niveau d'éducation de type « Formation professionnelle » ou de type « Hautes écoles/Université » alors que la durée du chômage serait plutôt corrélée négativement avec le pourcentage de personnes résidentes ayant un niveau d'éducation de type « Scolarité obligatoire » ou de type « Maîtrise ». Pour les deux premiers résultats mentionnés, l'effet négatif sur le taux de chômage doit sans doute se comprendre par le fait que la proportion de personnes hautement qualifiées réduit la probabilité d'entrée au chômage ce qui réduit d'autant le taux de chômage. Une explication probable de la corrélation négative entre le taux de chômage et un niveau d'éducation de type « Formation professionnelle » trouve une justification dans les aspects concrets et très orientés « marché » des formations dispensées et dans une reconnaissance nationale des diplômes délivrés. En revanche, le niveau de qualification « Hautes écoles/Université » ou « Formation professionnelle » ne semble pas exercer un effet significatif sur la durée du chômage au moment où ces personnes se retrouvent sans emploi. En ce qui concerne l'effet négatif exercé par les niveaux de formation de type maîtrise ou scolarité obligatoire sur la durée du chômage, on peut y voir l'impact d'un salaire de réserve inférieur qui contribue à



accroître le nombre de places vacantes auxquelles les personnes concernées peuvent avoir accès. De ce point de vue, on pourrait penser que l'acquisition de connaissances plus transversales ou généralistes permet de postuler et d'accéder à des emplois sans doute moins spécialisés mais plus nombreux. Dans le même temps, une région caractérisée par une proportion importante de personnes peu ou moyennement qualifiées peut être caractérisée par un chômage de nature frictionnelle plus important ce qui est susceptible de réduire la durée du chômage.

9. En ce qui concerne les caractéristiques économiques communales, on constate que le type de commune influence significativement le niveau du chômage et sa durée. Ainsi, il s'avère que le taux de chômage est toujours corrélé négativement avec l'ensemble des classes de communes 2 à 7. Ces valeurs négatives impliquent que le fait d'être une commune de type 2 à 7 réduit le taux de chômage par rapport à la situation de référence qui est ici le type 1 (Commune de type « Centre »). Toutes choses étant égales par ailleurs, le fait d'être une commune de type 1, c'est-à-dire caractérisée comme « chef lieu d'une agglomération », est un facteur explicatif d'un niveau de chômage plus élevé. Ce résultat n'est pas surprenant puisque les grands centres urbains, par le pouvoir attractif qu'ils exercent, attirent et concentrent une population plus hétérogène qui n'est pas toujours en adéquation avec les emplois, même plus nombreux, qui sont proposés. De surcroît, les centres urbains sont caractérisés par une proportion importante de services qui sont générateurs d'un chômage frictionnel important qui se traduit par des entrées plus fréquentes et plus nombreuses au chômage qui généralement accroissent le taux de chômage même s'ils contribuent simultanément à réduire la durée du chômage. Dans ce type de configuration urbanisée et centrale cohabitent régulièrement un niveau de chômage élevé avec des emplois vacants non satisfaits (pénurie de main-d'œuvre).
10. En revanche, les valeurs généralement positives des estimateurs associés à la durée du chômage impliquent que le fait d'être une commune de type 2 à 7 augmente la durée de chômage par rapport aux communes de type « Centres ». Ce constat s'explique par le fait que les communes, autres que centrales, concentrent généralement un potentiel d'emplois disponibles plus faible que dans les communes centrales. Du coup, il est plus difficile de retrouver un emploi en cas de chômage. Il faut néanmoins mentionner une exception pour les communes de type 5 (Communes Touristiques) qui enregistrent des valeurs négatives des estimateurs associés à la durée du chômage. Ces valeurs négatives s'expliquent par le caractère hautement saisonnier des emplois dans le secteur du tourisme et par une rotation importante des emplois.
11. Le taux de chômage communal et la durée correspondante sont corrélés positivement avec le nombre de frontaliers qui viennent travailler dans la commune exprimé en pourcentage de la population active résidante. Cette influence provient sans doute du fait que la concurrence pour les places vacantes disponibles dans les cantons frontaliers est en général nettement plus vive qu'elle ne l'est dans d'autres régions. Dès lors, la probabilité pour un chômeur de retrouver un emploi est plus faible, la durée du chômage s'en trouve prolongée et, avec elle, le taux de chômage. En d'autres termes, la présence de travailleurs frontaliers ne crée pas le chômage mais elle rend plus difficile le retour en emploi des chômeurs qui souffrent sans



doute d'un effet de stigmatisation lié à leur statut qui s'avère être plus fort en l'occurrence que dans les cantons non frontaliers.

12. Le taux de chômage communal est corrélé négativement avec le pourcentage de demandeurs d'emploi qui ont participé à une mesure du marché du travail (cours, stages, allocations, ...). Ce résultat s'explique tout d'abord par le fait que les personnes qui participent à des mesures actives se rendent partiellement et provisoirement indisponibles sur le marché du travail au sens de la définition du chômage. En devenant temporairement demandeurs d'emploi non chômeurs, ces personnes sortiraient par conséquent des statistiques relatives à la mesure du chômage. La seconde explication, de nature économique, tiendrait au fait que les chômeurs passés par les mesures actives – en particulier par les programmes d'emploi temporaire – verraient leurs aptitudes au placement améliorées ce qui contribuerait à réduire à la fois la durée mais aussi, et par conséquence, le taux de chômage.
13. Du côté des sanctions à l'assurance chômage, il apparaît que seule la durée du chômage est corrélée négativement avec le nombre de sanctions infligées pour mille demandeurs d'emploi. Ce résultat n'est pas surprenant en soi. Le fait de mettre en œuvre la LACI par le biais d'un contrôle plus important des demandeurs d'emploi incite vraisemblablement ceux-ci, en tout cas à la marge, à effectuer plus de démarches que la moyenne en vue de se conformer aux exigences de la loi sur le chômage pour conserver ainsi leurs indemnités. Toutes choses étant égales, l'effort accru de recherche qu'ils consentiraient leur permettrait ainsi de sortir plus rapidement du chômage et ainsi de diminuer la durée moyenne du chômage.
14. Il existe une corrélation positive entre le taux de chômage et le pourcentage de personnes inscrites officiellement au chômage auprès d'un office cantonal de l'emploi par rapport au nombre de personnes qui ont déclaré être à la recherche d'un emploi dans le Recensement Fédéral de la Population. Cet indicateur mesure d'une certaine façon l'aversion relative qu'ont les personnes à reconnaître ou à accepter une situation de non emploi sanctionnée par une inscription officielle auprès d'un Office Cantonal de l'Emploi. Le poids social et culturel et les mentalités jouent donc un rôle important dans ce domaine. A ce titre, il est intéressant de constater que c'est dans les cantons romands et au Tessin que ces pourcentages sont les plus élevés, ce qui laisserait supposer que c'est dans ces régions que les situations de chômage sont socialement les plus acceptées ce qui contribuerait à accroître le taux de chômage observé dans ces parties du pays.

Les analyses effectuées dans le cadre de la deuxième partie du rapport ont abordé la question sous un angle macro-économique et en considérant, de surcroît, le taux de chômage enregistré dans chaque canton ou commune. Or, celui-ci est le produit du taux d'entrée au chômage et de sa durée moyenne. Cela signifie qu'un fort taux de chômage peut résulter de flux d'entrée importants et/ou d'une durée élevée du chômage. Les analyses effectuées dans la première partie de ce rapport ont mis en évidence que la durée du chômage était plus importante pour comprendre les différences régionales de chômage que les disparités de taux d'entrée. C'est la raison pour laquelle, la troisième partie de l'analyse a porté sur cette question particulièrement importante. Elle nous a permis de mettre en évidence les conclusions suivantes :



15. Les fonctions de « survie » au chômage sont très différentes d'un canton à l'autre. La probabilité de rester au chômage est la plus longue pour une personne inscrite à Genève et elle l'est quelle que soit la durée déjà accomplie au chômage. De ce point de vue, il est frappant de constater que les cantons de Bâle-Ville et de Zürich sont caractérisés par des probabilités de « survie » au chômage qui sont significativement plus faibles que pour des personnes inscrites à Genève mais qui sont que marginalement supérieures à la probabilité enregistrée par un chômeur inscrit dans le canton des Grisons. Il est également frappant de constater que cette différence observée à l'échelle cantonale se trouve également confirmée à l'échelle des villes de Bâle, Genève et Zürich.

L'analyse des fonctions de survie est intéressante en soi mais elle ne dit rien sur les facteurs susceptibles d'expliquer les différences de probabilité de rester au chômage selon les cantons étudiés. En d'autres termes, il s'agit de savoir si ces disparités sont le résultat des caractéristiques personnelles des chômeurs inscrits dans les différents cantons suisses ou si elles sont dues à des facteurs propres à chacun des cantons examinés en tenant compte au mieux de leurs spécificités institutionnelles.

16. Cette analyse nous a permis de constater tout d'abord que, toutes choses égales par ailleurs et pour l'ensemble du pays, la durée du chômage avait un effet différent sur la probabilité de sortie. Alors qu'en 1995, avant l'entrée en vigueur des mesures actives, la probabilité de quitter le chômage diminuait rapidement dès les premiers jours de chômage, pour les personnes entrées au chômage en 2004, la probabilité de sortie augmente tout d'abord, pour des durées courtes, puis elle diminue continuellement pour des durées plus longues ce qui confirme l'existence d'un effet de stigmatisation des chômeurs de longue durée. Cette probabilité de sortie vers l'emploi augmente cependant très fortement à l'approche de la fin des indemnités fédérales ce qui témoigne du fait que le salaire de réserve des personnes dépourvues de travail a tendance à diminuer très fortement lorsque la fin des indemnités de chômage se profile, incitant les chômeurs à accepter des emplois qu'ils auraient sans doute refusés auparavant compte tenu des conditions de salaires qui leur sont proposées. Pour les personnes qui n'ont pas trouvé d'emploi après la fin de leurs indemnités, le taux de réinsertion tombe à nouveau à des niveaux très bas ce qui confirme le processus de stigmatisation lié à la durée du chômage.

17. On constate également que toutes choses égales par ailleurs, l'exercice d'une activité professionnelle a un effet positif, pour les personnes entrées au chômage en 2004, sur la probabilité de sortie et la durée moyenne du chômage de ces personnes est la moitié de celle observée auprès des personnes qui étaient inactives avant de s'inscrire au chômage. De ce point de vue, il est assez étonnant de constater qu'en 1995, la probabilité de sortir du chômage était significativement plus élevée pour les personnes qui avaient été inactives. Ainsi, en 1995, un tel individu aurait eu une durée 26% plus courte qu'un actif pour des caractéristiques données. De même, il apparaît que la durée passée au chômage des personnes qui ont été actives dans la fonction publique (il s'agit pour l'essentiel de personnes qui ont passé par un programme d'emploi temporaire cantonal) avant d'entrer au chômage augmente tant en 1995 qu'en 2004 d'environ 15%. La contribution nette de l'administration publique dans la durée passée au chômage est cependant beaucoup plus



importante en 2004 (0.642) qu'elle ne l'était en 1995. Une explication est sans doute fournie par les mauvaises performances des emplois temporaires cantonaux (ETC) de certains cantons. Les chômeurs ayant pris part à ces programmes sont comptabilisés dans PLASTA comme provenant de l'administration publique. Or, l'effet de ces emplois serait non pas de réinsérer plus rapidement les personnes, mais au contraire de les tenir éloignées plus longtemps du marché du travail en leur permettant de prolonger la durée de leur indemnisation.

18. Nous avons pu constater également que, dans tous les cas de figure, les personnes qualifiées (surtout) mais aussi les personnes semi-qualifiées ont une probabilité significativement plus élevée de quitter rapidement le chômage pour retrouver un nouveau travail par rapport à la catégorie des individus sans qualification. Il faut néanmoins souligner que l'effet lié à la qualification des personnes inscrites au chômage est moins prononcé en 2004 qu'il ne l'était en 1995. De plus, si les personnes semi-qualifiées avaient encore, en 1995, une probabilité plus élevée de quitter le chômage plus rapidement que les personnes sans qualification, en 2004, leur durée de chômage n'est plus significativement différente à celle des individus non qualifiés.
19. Nous avons pu estimer également l'effet de l'âge sur la durée du chômage. En l'occurrence, il apparaît que les personnes plus âgées éprouvent plus de difficultés à retrouver un emploi et que leur durée de chômage s'en trouve donc prolongée. Si les jeunes font effectivement face à un risque plus élevé de tomber au chômage la durée d'un tel épisode est nettement plus courte que celle de leurs aînés qui en revanche ont un risque plus faible de perdre leur emploi.
20. Toutes choses égales par ailleurs et notamment le niveau de qualification, les individus dont la langue maternelle est le français ont des durées de chômage nettement supérieures aux germanophones et ceci quelle que soit leur région de résidence. Ce qui est particulièrement frappant est de constater que cet effet persiste même après la prise en compte du canton de résidence. Quel que soit son canton de résidence, un chômeur francophone a une durée moyenne de chômage qui est 45% plus élevée par rapport à un chômeur germanophone en 1995. Cet effet est certes moins prononcé en 2004, mais il est encore et toujours présent, puisque la durée de chômage d'une personne de langue maternelle francophone est de 13% plus longue.
21. Pour évaluer les effets propres aux différents cantons suisses, nous avons pris comme canton de référence Zürich. Il apparaît ainsi qu'en 1995, toutes choses égales par ailleurs, Zürich figurait au 3^{ième} rang de tous les cantons suisses ayant la durée de chômage la plus longue, classement qui était alors mené par Genève avec une durée de 20% plus longue, toutes choses égales par ailleurs, qu'un chômeur zurichois. Surtout, la disparité entre le canton de Genève et celui des Grisons caractérisés par la durée la plus courte n'était que de 1 à 2. En 2004, les différences sont nettement plus marquées entre les cantons, de l'ordre de 1 à 3. Il apparaît également que les cantons qui ont connu la plus forte détérioration de leur situation, toutes choses égales par ailleurs, sont les cantons de Neuchâtel, Schaffhouse, Nidwald, Vaud et Genève.



22. Pour mieux comprendre la nature de ces effets fixes cantonaux, nous avons choisi de les remplacer par des variables cantonales qui permettent de les caractériser du point de vue de leurs spécificités, liées tantôt à la demande de travail, tantôt à l'offre de travail ou encore à des variables de nature plus institutionnelles. Pour ce faire, et pour garantir la cohérence de notre analyse globale, nous avons intégré les mêmes variables (cantonales) que celles qui ont été employées, dans le chapitre 3, pour comprendre les différences communales de taux et de durée de chômage. Cette analyse nous a permis de constater que les chômeurs inscrits dans un canton caractérisé par une faible proportion de personnes inscrites par rapport aux individus qui se déclarent comme chômeur ont, en moyenne, des durées de chômage moins longues ! Cette conclusion confirme celle que nous avons déjà mise en exergue dans la partie « macro-économique ». Le même effet est observé, mais il est cette fois-ci six fois plus prononcé, en ce qui concerne les cantons où le nombre de chômeurs sanctionnés est élevé. Finalement, les durées sont nettement plus courtes dans les cantons où une forte proportion de chômeurs bénéficie de mesures actives. Ces trois dernières variables sont très significatives. Dans les cantons qui ont voté en faveur de la réforme du système d'indemnisation des chômeurs, la durée moyenne de chômage est nettement plus courte ($t = -14$). De manière générale, on constate que ces variables cantonales introduites en lieu et place des effets fixes cantonaux constituent des indicateurs très significatifs pour comprendre les différences cantonales de durée de chômage.
23. Afin d'approfondir encore notre compréhension des différences cantonales de chômage, nous avons effectué des estimations des fonctions de durée pour différents cantons suisses en nous appuyant en l'occurrence sur le cas des cantons de Bâle-Ville et Zurich, d'une part, et des cantons de Genève et du Tessin, d'autre part. Cette analyse nous a permis de constater qu'il existe des différences substantielles de fonctionnement du marché du travail selon les cantons analysés. Ainsi, il apparaît qu'à Zurich l'âge exerce un effet relativement faible sur la durée de chômage, beaucoup plus faible en tous les cas que dans le canton de Bâle-Ville où le coefficient pour l'année 2004 est supérieur à celui obtenu pour l'ensemble de la Suisse.
24. De même, il apparaît que le genre a moins d'effet à Zurich sur la durée passée au chômage qu'il n'en a dans le canton de Bâle-Ville. Néanmoins, si l'on compare les deux cantons avec les coefficients obtenus pour l'ensemble du pays, il apparaît que les femmes ont, toutes choses égales par ailleurs, une durée de chômage plus longue dans ces deux cantons dominés l'un et l'autre, mais plus encore pour Bâle-Ville, par leur caractère très urbanisé.
25. En ce qui concerne le niveau des qualifications, on constate qu'il a, à Zurich, un impact conforme aux attentes et identique à celui observé pour la Suisse dans son ensemble. En revanche, dans le cas du canton de Bâle-Ville, les personnes ayant une qualification de niveau 1 et, plus encore, de niveau 2 ont une durée de chômage significativement plus élevée que les personnes n'ayant aucune qualification. Il n'est pas exclu que ce résultat, pour le moins surprenant, soit lié à la manière dont les placeurs ont tendance à attribuer des niveaux de qualification aux chômeurs dont ils ont la charge sachant en particulier que leur performance ou celle de leur ORP sera plus favorablement appréciée si les personnes qu'ils conseillent sont rangées parmi les chômeurs faiblement qualifiés. Finalement, il est intéressant de constater que dans ces deux cantons de langue alémanique, le fait d'être



francophone plutôt que germanophone n'exerce pas d'effet significatif sur la durée de chômage.

26. Le canton du Tessin se distingue, pour sa part, surtout par le fait que l'exercice d'une activité professionnelle préalable au chômage a un effet particulièrement important sur la durée du chômage. Dans ce cas, beaucoup plus qu'ailleurs dans le reste du pays, l'expérience professionnelle a un effet très important sur la durée du chômage qui se trouve significativement réduite. De ce point de vue, il faut souligner que si à Genève le fait d'avoir été inactif avant le chômage n'a pas un effet trop pénalisant sur la durée du chômage, en revanche, le pourcentage de personnes qui ne peuvent pas faire état d'une quelconque expérience avant le chômage est plus élevé qu'ailleurs ce qui contribue à augmenter significativement la durée moyenne de chômage. Et ceci même si le coefficient attaché à cette variable n'est pas si différent du reste du pays.
27. Dans le cas du Tessin, comme pour Bâle par ailleurs, l'effet de qualification a, une nouvelle fois, un impact inattendu. De ce point de vue, le canton de Genève qui un pourcentage relativement élevé de personnes qualifiées inscrites au chômage se trouve mieux placé que les autres cantons suisses avec un effet des qualifications qui est plus prononcé à Genève qu'ailleurs.
28. Il est aussi intéressant de constater que le canton de Genève est caractérisé par un marché du travail plus intégrateur ou moins discriminant à l'égard des femmes, puisque le coefficient associé au genre n'est pas significativement différent de zéro. En ce domaine, comme dans d'autres (au niveau de la ségrégation, de la formation ou, plus encore, des salaires) Genève est un canton plus égalitaire que d'autres régions en Suisse. Il est intéressant de constater une nouvelle fois que le fait d'être francophone n'a pas d'impact sur la probabilité de sortie du chômage ce qui peut sembler assez étrange compte tenu du résultat obtenu pour l'ensemble du pays que l'on ne retrouve pas au niveau cantonal.
29. Les variables les plus significatives qui influencent les durées de chômage dans les différents cantons suisse sont inégales et mettent en évidence certaines similarités ou spécificités cantonales eu égard à la durée du chômage. Ainsi, le fait d'avoir été actif avant le chômage augmente, à l'exception de Bâle-Ville, les probabilités de sortie du chômage dans tous les cantons. Cet effet transversal à l'ensemble des cantons est cependant loin d'être généralisable. Ainsi, le fait d'être hautement qualifié réduirait significativement les durées de chômage dans les cantons de Zurich, St Gall, Thurgovie, Vaud, Neuchâtel, Lucerne et Genève mais n'aurait pas d'impact significatif dans les autres cantons (effet spécifique et localisé).
30. La différence des durées moyennes de chômage entre le Canton de Genève (300 jours) et le reste de la Suisse (140 jours) s'explique à hauteur de 16% par les caractéristiques spécifiques et particulières des chômeurs genevois par rapport aux chômeurs non genevois mais surtout à hauteur de 84% par les particularités et le fonctionnement du marché du travail genevois !



BIBLIOGRAPHIE

- [1] **AKERLOF, G. A. AND B. G. M. MAIN** (1980), Unemployment spells and unemployment experience, *American Economic Review* 70: 885-893.
- [2] **BASU, K. AND P. NOLEN** (forthcoming), Unemployment and vulnerability: a new class of measures, its axiomatic properties and applications, in Prasanta Pattanaik, Koichi Tadenuma, Yongsheng Xu and Naoki Yoshihara (eds.), *Rational Choice and Social Welfare*, Springer, Heidelberg.
- [3] **BEAN, C.R., P.R.G. LAYARD AND S.J. NICKELL** (1986), The Rise in Unemployment: A Multi-country Study, *Economica*, Vol. 53, No. 210, Supplement, pp. S1-S122.
- [4] **BLINDER, A.S.** (1973), «Wage Discrimination : Reduced Form and structural variables », *Journal of Human Resources*, Vol. 8, pp. 436-465.
- [5] **BOURGUIGNON, F.** (1979), Decomposable income inequality measures, *Econometrica* 47: 901-920.
- [6] **CHAMPERNOWNE, D. G.** (1953), A model of income distribution, *Economic Journal* 63: 318-351.
- [7] **CEPP** (2002), Politique cantonale de lutte contre le chômage de longue durée, *Évaluation des mesures cantonales*, Commission Externe d'Évaluation des Politiques Publiques, 27 mars 2002.
- [8] **COULON, DE, A.** (1999), Disparité régionale du chômage : population étrangère et courbe de Beveridge en suisse, *Revue Suisse d'Économie Politique et de Statistique*, Vol. 135, No. 2, pp. 187-220.
- [9] **COULON, DE, A. ET Y. FLÜCKIGER** (2000), The Analysis of Regional Unemployment Inequality: The Case Of Switzerland, dans *Unemployment in Europe*, édité par M. A. Landesmann et K. Pichelmann, McMillan, pp. 260-272.
- [10] **FELD, L. AND M. SAVIOZ** (2000), Cantonal and Regional Unemployment in Switzerland : a Dynamic Macroeconomic Panel Analysis, *Revue Suisse d'Économie Politique et de Statistique*, Vol. 136, No. 3, pp. 463-83.
- [11] **FILIPPINI, P. AND A. ROSSI** (1992), Unemployment in the Swiss Economy : A Border Region Phenomenon ?, *Aussenwirtschaft*, Vol. 47, No. 4, pp. 497-513.
- [12] **FLÜCKIGER, Y., A. SCHÖNENBERGER AND M. ZARIN-NEJADAN** (1986), Measuring different types of unemployment in Switzerland, *Revue Suisse d'Économie Politique et de Statistique*, Vol. 122, No. 1, pp. 17-35.
- [13] **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.



- [14] **FLÜCKIGER, Y., A. DE COULON ET A. VASSILIEV** (2002), Les raisons de la différence entre les taux de chômage genevois et suisse, *Rapport No. 11 de l'OUE*, série de publication du LEA No. 24, Université de Genève, Genève.
- [15] **FLÜCKIGER, Y. ET A. VASSILIEV** (2002), Les raisons des différences de chômage entre Genève et le reste de la Suisse, *Revue Suisse d'Économie Politique et de Statistique*, Vol. 138, No. 4, pp. 387-410.
- [16] **FOSTER, J.E., J. GREER., AND E. THORBECKE** (1984), A class of decomposable poverty measures, *Econometrica* 42: 761 – 766.
- [17] **GERFIN, M. AND M. LECHNER** (2000), Microeconomic Evaluation of the Active Labour Market Policy in Switzerland, Discussion paper No. 154, SIAW, University of St. Gallen.
- [18] **JENKINS, S. P. AND P. LAMBERT** (1997), Three γ 's of poverty curves with an analysis of UK poverty trends, *Oxford Economic Papers* 49(2): 317-327.
- [19] **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, New series*, Vol. 47, No. 187, pp. 247-83.
- [20] **KIEFER, N. M.** (1988), Economic Duration Data and Hazard Functions, *Journal of Economic Literature*, vol. XXVI, pp. 646-679.
- [21] **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.
- [22] **LALIVE, R., J.C. VAN OURS AND J. ZWEIMÜLLER** (2002b), The Effect of Benefit Sanctions on the Duration of Unemployment, Discussion paper No. 469, IEW, University of Zürich.
- [23] **LAMBELET, J.-C., R. JOLY ET C. TILLE** (1993), Origines et causes de la montée du chômage en Suisse, Créa, Lausanne.
- [24] **LIPPMAN, S. A., ET J. J. MCCALL** (1979), The Economics of Job Search: A Survey, *Economic Inquiry*, Vol. 14, pp. 155-367.
- [25] **NICKELL, S.** (1979), Estimating the probability of leaving unemployment, *Econometrica*, Vol. 47, No. 5, pp. 1249-66.
- [26] **OAXACA, R.,** (1973), « Male-female wage differentials in urban labour markets», *International Economic Review* 14(3), pp. 693-709.
- [27] **PAUL, S.** (1992), An illfare approach to the measurement of unemployment, *Applied Economics* 24: 739-743.
- [28] **RIESE, M. AND J. K. BRUNNER** (1998), Measuring the severity of unemployment, *Journal of Economics* 67(2), 167-180.



- [29] **SASTRE, M. AND A. TRANNOY** (2002), Shapley inequality decomposition by factor components: some methodological issues, *Journal of Economics*, Supplement 9: 51-89.
- [30] **SEN, A. K.** (1976), Poverty an ordinal approach to measurement, *Econometrica* 44: 219 – 231.
- [31] **SENGUPTA, M.** (1990), Unemployment duration and the measurement of unemployment, mimeo, University of Canterbury, New Zealand.
- [32] **SHAPLEY, L. S.** (1953), A value for n-persons games in H. W. Kuhn and F. W. Tucker (eds) *Contributions to the theory of games II* (Annals of mathematical studies 28), Princeton University Press, 307-317.
- [33] **SHELDON, G.** (1999), *Die Langzeitarbeitslosigkeit in der Schweiz - Diagnose und Therapie*, Bern.
- [34] **SHORROCKS, A. F.** (1992), Spell incidence, spell duration and the measurement of unemployment, mimeo, University of Essex.
- [35] **SHORROCKS, A. F.** (1993), On the measurement of unemployment, mimeo, University of Essex and Southern Methodist University.
- [36] **SHORROCKS, A.F.** (1995), Revisiting the Sen poverty index, *Econometrica*, 63: 1225 – 1230.
- [37] **SHORROCKS, A. F.** (1999), Decomposition Procedures for Distributional Analysis: A Unified Framework Based on the Shapley Value, mimeo, University of Essex.
- [38] **SILBER, J.** (1989), Factors Components, Population Subgroups and the Computation of the Gini Index of Inequality, *The Review of Economics and Statistics*, LXXI:107-115.
- [39] **SPIEZIA, V.** (2003), Measuring Regional Economies, Statistics Brief No 6, *OECD*, October 2003.
- [40] **STOLZ, P.** (1985), Empirische Untersuchung über das Verhältnis von registrierter zu selbstdeklariertem Arbeitslosigkeit in der Schweiz, *Revue Suisse d'Économie Politique et de Statistique*, Vol. 121, No. 4, pp. 391-406.
- [41] **THEIL, H.** (1967), Economics and Information Theory, *North Holland*, Amsterdam.
- [42] **WATTS, H.** (1968), An economic definition of poverty. In D.P. Moynihan (ed.) *On Understanding Poverty*, Basic Books, New York.
- [43] **VASSILIEV, A.** (2003), Studies in Efficiency Evaluation of Labour Market Policies, Thèse no. 542, Université de Genève.
- [44] **ZHENG,** (1997), Aggregate poverty measures, *Journal of Economic Surveys* 11: 123 – 162.



ANNEXES



Annexe 1: Autres mesures d'inégalité du chômage

A partir des travaux pionniers de Sen [1976], de nombreuses études ont tenté, au cours des trente dernières années, de mesurer l'importance de la pauvreté. Certaines d'entre elles étaient de nature théorique, adoptant une approche plutôt ordinale ou cardinale pour mesurer la pauvreté. Mais il y a eu aussi de nombreuses contributions empiriques et ces recherches se sont efforcées d'examiner ce que la littérature économique de langue anglaise a désigné sous le terme "Three I's of poverty", à savoir l'impact de la pauvreté (le pourcentage de pauvres dans la population), son intensité (à savoir l'écart qui sépare les pauvres de la ligne de pauvreté) et l'inégalité au sein de pauvres. Malgré toutes ces études empiriques qui ont été réalisées, il n'en reste pas moins que l'indice de pauvreté le plus usité, aussi bien par les politiciens que par les médias, reste encore et toujours le taux de pauvreté (le pourcentage de pauvres dans la population). Le besoin de pouvoir s'appuyer sur un indice simple explique sans aucun doute pourquoi, dans un domaine tel que celui du chômage, on retrouve la même tendance à employer le taux de chômage pour mesurer l'importance du problème alors même que cet indicateur ne révèle qu'une facette du problème et qu'il camoufle aussi des informations pourtant très précieuses pour mieux comprendre l'origine du problème. Ainsi, nous avons déjà expliqué pourquoi il est utile d'examiner les flux d'entrées et de sorties du chômage qui nous donnent des informations plus riches sur l'évolution du chômage.

Au cours des dernières années, certaines études ont proposé des mesures plus sophistiquées du chômage en tenant compte non seulement du pourcentage de personnes au chômage mais en considérant également la durée du chômage et même l'inégalité des durées de chômage vécues par chaque chômeur (Cf. par exemple les travaux de Sengupta [1990], Shorrocks [1993], Riese et Brunner [1998] et plus récemment de Basu et al., [2005]). Certains de ces travaux ont mis en évidence la nécessité de bien distinguer la durée totale du chômage vécue par un individu de la durée de chacun des épisodes de chômage qu'il a pu connaître. Néanmoins, il est évident que la littérature relative à la mesure du chômage est beaucoup moins abondante que celle relative à la pauvreté.

Il nous a semblé néanmoins intéressant d'appliquer ces nouvelles approches au cas de la Suisse pour examiner d'une part si les inégalités régionales de chômage sont bel et bien confirmées lorsque l'on utilise d'autres approches et pour gagner, d'autre part, en connaissance quant à l'origine de ces inégalités.

Sans entrer dans les détails méthodologiques de ces approches, nous pouvons néanmoins présenter, très brièvement, leur logique. Supposons que N représente le nombre total de personnes actives et que U symbolise le nombre de personnes au chômage. Dans ces conditions, le taux de chômage est mesuré, à l'année t , par le rapport $(U/N) = K$ qui représente donc le taux de chômage à l'instant t .

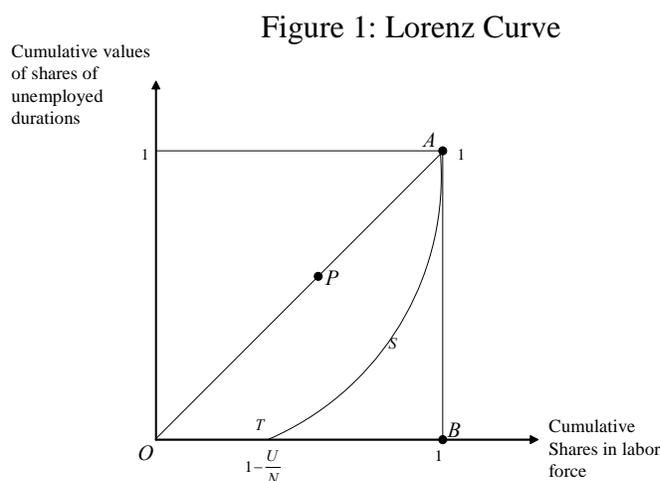
Supposons d'autre part que D_i symbolise le nombre total de jours durant lesquels un individu i est resté au chômage pendant l'année t ($i = 1$ à U). Admettons que 365 représente le nombre maximum de journées de chômage en une année. Supposons également que \bar{D} symbolise le



nombre moyen de jours durant lesquels les personnes inemployées sont restées au chômage, en moyenne durant l'année t , de telle manière à ce que $\bar{D} = (1/U) \sum_{i=1}^U D_i$.

Le rapport $R = \bar{D}/365$ indiquera dès lors la fraction moyenne de l'année passée au chômage à l'année t .

La figure ci-dessous retrace une courbe de Lorenz traditionnelle telle que celle que nous avons employée pour calculer l'indice de Gini présenté à la section 2.2. Elle indique donc l'importance de l'inégalité de durées de chômage vécues par les différents chômeurs. Plus précisément, l'axe horizontal de ce graphique mesure la part cumulée de toute la population active (occupée ou non) alors que l'axe vertical reproduit la part cumulée de toutes les journées de chômage vécues par ces personnes qui composent la population active de référence. Ces individus sont rangés par valeur croissante de jours de chômage. Comme certains d'entre eux (la majorité heureusement) n'ont connu aucun jour de chômage, la courbe de Lorenz se confond, au départ et sur le segment OT , avec l'axe horizontal, où OT représente, en l'occurrence, la part de la population active totale (soit $1-(U/N)$) qui n'a pas connu le chômage au cours de l'année considérée. Ensuite, la courbe de Lorenz suit la trajectoire TSA dont la pente croît évidemment compte tenu du fait que les personnes sont classées par valeur croissante du nombre de jours de chômage. Une nouvelle fois, comme à la section 2.2, nous pouvons interpréter la zone située entre la courbe de Lorenz $OTSA$ et la diagonale OPA comme étant égale à la moitié de l'indice de Gini des durées de chômage.



On peut multiplier maintenant les valeurs cumulées des parts de durées de chômage qui étaient mesurées sur l'axe vertical de la figure précédente par la moyenne des durées de chômage

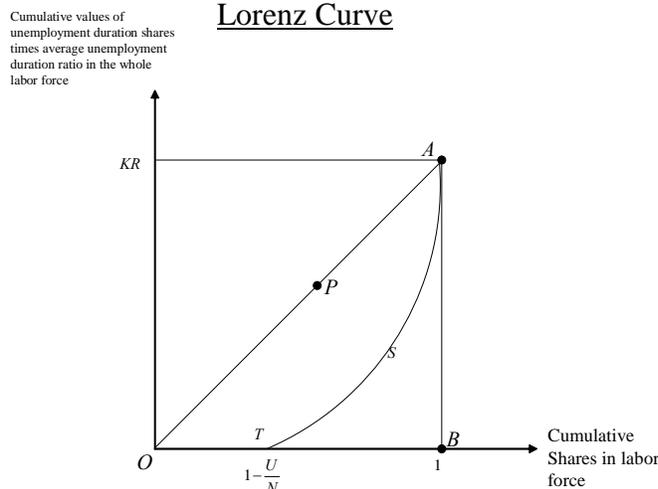


vécues par toute la population active, soit $(1/N)\sum_{i=1}^N d_i$. A ce propos, on peut noter que cette dernière expression peut être réécrite de la manière suivante :

$$(1/N)\sum_{i=1}^N d_i = (U/N)(1/U)\sum_{i=1}^U d_i = KR.$$

La courbe que nous obtenons maintenant est connue sous le nom de courbe de Lorenz généralisée qui est représentée dans la figure ci-dessous par la courbe OTSA. Cette courbe aboutit au point A dont les coordonnées sont évidemment $(1, \overline{KR})$.

Figure 2: Generalized Lorenz Curve



Plutôt que de classer les individus actifs en fonction de la durée croissante de leur chômage, nous pouvons aussi les ranger par valeurs décroissantes en commençant tout d'abord par ceux qui ont subi les durées de chômage les plus longues. C'est ce qui a été fait dans la figure suivante.

On obtient alors la courbe OHAM où les coordonnées du point A sont : $((U/N), KR)$ et celles du point M : $(1, KR)$ où, rappelons le, $K = (U/N)$ est le taux de chômage et R est la durée moyenne des durées de chômage parmi les personnes inemployées : $(\bar{d} = \bar{D}/365)$.

Cette courbe OHAM nous ramène à ce qui est connu dans la littérature sur la mesure de la pauvreté comme les "Three I's of Poverty Curve" ou la courbe TIP (Jenkins et Lambert [1997]). Nous appellerons cette courbe "The three I's of Unemployment Curve" ou la courbe TIU. Comme montré par Jenkins et Lambert [1997] dans l'analyse de la pauvreté, on peut conclure



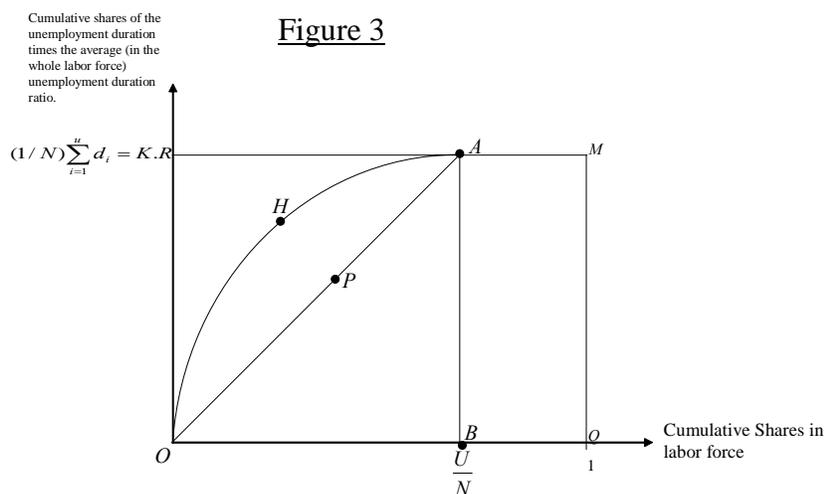
dans notre cas que si la courbe TIU de la région ou du canton Y n'est jamais située au-dessous de la courbe TIU pour la région ou le canton X (et qu'elle se situe parfois au-dessus), alors le chômage est plus grave en Y qu'en X.

Rappelons que $d_i = D_i / 365$ représente la fraction de l'année pendant laquelle une personne i est au chômage. Admettons également que G désigne l'indice de Gini des durées du chômage D_i (aussi bien que de la fraction des durées de chômage d_i). Admettons également que OPA soit utilisé pour dénoter la diagonale OA. Alors la zone délimitée par OHAB est égale à la somme des surfaces OHAP et du triangle OPAB. A la lumière de ce que nous avons déjà établi auparavant, la surface de ce triangle OPAB est égale à $(1/2)KKR$. La surface qui se situe entre la courbe OHA et la ligne OPA, par construction, ressemble à la surface localisée entre la courbe de Lorenz et la diagonale de telle manière à ce que cette surface soit égale à la moitié de l'indice de Gini de la variable dont les valeurs cumulées sont représentées sur l'axe verticale. Pourtant, étant donné que cette diagonale OPA ne se termine pas au point de coordonnées (1,1) mais au A dont les coordonnées sont (K, KR), il est facile de démontrer que cette surface qui se situe entre OHA et la ligne OA est égale à :

$(1/2)G(d_i)KKR(1/2)$ où $G(d_i)$ se réfère à l'indice de Gini des durées de chômage d_i (en fraction d'année, mais celui-ci est égal à l'indice de Gini pour les durées totales D_i).

La somme M de ces deux surfaces OHA et OPBA sera donc égale à :

$$M = (1/2)(K)(KR)(1 + G(d_i)). \quad (1)$$





Il apparaît (la démonstration peut en être apportée au besoin par les auteurs) que la somme M est égale à la moitié de la valeur du produit du taux de chômage « K » fois « l'indice de chômage de Sen », un indice qui est obtenu en appliquant au chômage l'indice de Sen [1976] établi pour mesurer la pauvreté unidimensionnelle.

Plus précisément, si E_i se réfère au nombre de jours durant lesquels un individu i est employé en l'année t , et si l'on définit e_i comme $e_i = E_i / 365$, il est aisé de montrer que $e_i = 1 - d_i$. Si on applique l'approche de Sen au chômage, cet indice sera exprimé de la manière suivante :

$$S_U = K[R + (1 - R)G(e_i)] \quad (2)$$

où $G(e_i)$ est l'indice de Gini des proportions de journées occupées durant l'année e_i (et donc aussi l'indice de Gini des durées totales en emploi E_i). Il convient simplement de noter que, comme dans le cas de l'indice de pauvreté de Sen, la formulation de S_U ne peut s'appliquer que si le nombre U de chômeurs est suffisamment important.

On peut aussi montrer au besoin qu'une autre mesure possible de la gravité du chômage est égale à deux fois la surface localisée sous la courbe TIU jusqu'à sa fin au point M, c'est-à-dire la surface OHAMQBO dans la première figure de la section 2.3. On obtient alors ce que Shorrocks [1995] appelle lui-même "The Revisited Sen Poverty Index" qui, dans le cas du chômage, devrait être exprimé comme :

$$(1/2)S_{UR} = (1/2)\{[K^2((1 - R)G(e_i))] + [KR(2 - K)]\} \quad (3)$$

Un autre indice de pauvreté très populaire est celui qui a été proposé par Foster, Greer et Thorbecke [1984] qui est plus connu sous le nom de l'indice FGT. Quand on l'applique au problème de chômage, cet indice pourrait être exprimé par la formule suivante :

$$FGT_U = (1/N) \sum_{i=1}^U (d_i)^\alpha \quad (4)$$

Il est aisé de constater que quand $\alpha = 0$, $FGT_U = K$ et que quand $\alpha = 1$, $FGT_U = KR$.

Si l'on prend maintenant le cas où $\alpha = 2$, on peut écrire alors :

$$\begin{aligned} FGT_U &= (1/N) \sum_{i=1}^U (d_i)^2 = (U/N) \{ (1/U) \sum_{i=1}^U [(d_i - \bar{d}) + \bar{d}]^2 \} \\ FGT_U &= K \{ Var(d_i) + (\bar{d})^2 \} = K \{ Var(d_i) + R^2 \} \\ FGT_U &= KR^2 \{ 1 + Coef.Var.(d_i) \} \end{aligned} \quad (5)$$

où $Var(.)$ indique la variance et $Coef.Var.(.)$ le coefficient de la variation de la variable considérée. Ainsi, lorsque $\alpha = 2$, on constate, comme dans le cas des indices S_U et S_{UR} , que l'indice FGT_U est une fonction du taux de chômage K , de la durée moyenne standardisée du chômage R parmi les chômeurs et d'une mesure de dispersion des durées de chômage. Dans notre cas, il s'agit en l'occurrence du coefficient de variation de ces durées de chômage.



Finalement, nous avons également appliqué à l'analyse du chômage l'indice de pauvreté proposé par Watts [1969]. Appliqué au chômage, cet indice s'écrit :

$$W_U = (1/N) \sum_{i=1}^U \log(365/E_i) \quad (6)$$

L'équation (6) peut aussi être écrite comme :

$$W_U = (U/N) \left[\sum_{i=1}^U (1/U) \log(365/\bar{E}) + \sum_{i=1}^U (1/U) \log((\bar{E})/(E_i)) \right] \quad (7)$$

La première expression figurant à droite de l'équation (7) peut être écrite plus simplement comme :

$$W_R = \log(365/\bar{E}) \quad (8)$$

où W_R mesure en fait la différence, en pourcent, entre 365 (le nombre maximum de jours occupés) et le nombre moyen de jours durant lesquels une personne au chômage a été occupé.

La deuxième expression à droite de l'équation (7) peut aussi être réécrite comme :

$$L_U = \log(\bar{E}) - \log(E_G) \quad (9)$$

où E_G se réfère à la moyenne géométrique des durées d'emploi E_i . Il est aisé alors de constater que L_U mesure la différence en pourcent entre les moyennes arithmétique et géométrique des durées moyennes d'emploi E_i . Comme l'écart entre ces deux moyennes pour une variable est généralement considéré comme un indicateur d'inégalité de la distribution de cette variable (voir Champernowne [1953], l'indicateur L_U mesure en fait l'inégalité des durée d'emploi parmi les personnes qui se sont retrouvées au chômage au moins une partie de l'année t. Cet indicateur est aussi connu sous le nom de l'indice d'inégalité de Bourguignon [1979] et Theil [1967].

En combinant les expressions (6) à (9), on obtient en fin de compte le terme suivant :

$$W_U = K(W_R + L_U) \quad (10)$$

Comme l'indice S_U défini auparavant, l'indice W_U est une fonction de trois composantes mesurant respectivement le taux de chômage, l'écart (en pourcent) entre la durée moyenne d'emploi entre les personnes qui ont été au chômage et la durée maximale d'emploi (365 jours) et finalement l'inégalité entre les durées d'emploi parmi toutes les personnes qui ont été au chômage une partie de l'année tout au moins.

Les indices S_U et W_U peuvent être calculés à la fois pour une région j d'un pays donné tout comme pour l'ensemble du pays. Les différences entre les valeurs qu'un des trois indices présentés peuvent révéler à l'échelle de tout le pays ou pour une région particulière peuvent être ensuite décomposées en utilisant ce que l'on appelle la procédure de décomposition de Shapley. Celle-ci permet d'obtenir trois composantes qui mesurent respectivement les contributions du taux de chômage, de l'écart entre les durées moyennes d'emploi/de chômage et 365 jours et



finalement de l'inégalité des durées individuelles d'emploi/de chômage parmi les chômeurs à la valeur de l'indice de chômage sélectionné.

Ces différents indices susceptibles d'être utilisés pour mesurer la « gravité » du chômage ont été appliqués aux données nationales et cantonales du chômage (taux et durées) pour toute la période allant de 1993 à 2005. Le tableau 14 présente les résultats pour l'indice de Sen pour la seule année 2005 mais le même type de tableau peut être présenté pour chaque année. Il convient de souligner que nous avons pris la précaution d'effectuer ces analyses empiriques en examinant tout d'abord les données de manière rétrospective sur le nombre de jours de chômage écoulés au cours du dernier épisode vécu. Dans un deuxième temps, nous avons étudié les mêmes inégalités de manière prospective en tenant compte cette fois-ci du nombre de jours de chômage consécutifs que les personnes vont passer au chômage à partir d'un mois de référence donné. La troisième approche a consisté à étudier le nombre de jours passés au chômage tout au long de l'année écoulée de manière consécutive ou non. Quelle que soit l'approche adoptée, les résultats sont suffisamment semblables pour que nous ne nous attardions pas sur le détail de toutes ces analyses qui figurent dans l'annexe 5 de ce rapport.

Le tableau 14 met clairement en évidence que les cantons à taux de chômage élevés ne sont pas nécessairement ceux qui ont les durées de chômage les plus longues, même si, a priori, cette relation semble aller de soi. Cela s'explique par le fait que dans certaines régions, le niveau relativement élevé du taux de chômage est le reflet d'épisodes de chômages courts mais très fréquents en raison d'un problème principalement frictionnel. Il est aussi frappant de constater que les cantons où le chômage est élevé ne sont pas non plus ceux dans lesquels les inégalités en termes de durées de chômage sont les plus fortes.

Ainsi, en 1993¹⁹, alors que le taux de chômage était le plus élevé dans les cantons du Tessin (TI), de Vaud (VD), du Valais (VS) et de Genève (GE), la durée moyenne du chômage était la plus élevée dans les cantons de Vaud (VD) et de Genève (GE) mais aussi à Soleure (SO) ou à Bâle-Campagne (BL) alors que les inégalités de durée de chômage étaient les plus fortes dans les cantons d'Uri (UR), de Schwyz (SZ), d'Appenzell Rhodes-Intérieur (AI) et des Grisons (GR).

A l'inverse, les taux de chômage les plus bas étaient observés dans les cantons d'Uri (UR), de Schwyz (SZ), d'Appenzell Rhodes-Intérieur (AI) et des Grisons (GR) alors que les durées moyennes les plus basses se trouvaient dans les cantons d'Uri (UR), d'Appenzell Rhodes-Intérieur (AI) et des Grisons (GR) et les degrés d'inégalités de durées les plus basses dans les cantons de Soleure (SO), de Vaud (VD) et de Genève (GE). Des remarques similaires peuvent être formulées pour toutes les autres années pour lesquelles ces analyses ont été conduites.

Il faut simplement signaler que si, du point de vue de la pauvreté, une faible inégalité de revenus parmi les pauvres peut être considérée comme une chose positive, qui contribue à diminuer la valeur de l'indice de Sen, en revanche dans le champ du chômage, cette inégalité réduite peut être au contraire un signal négatif qui contribue à mettre le doigt sur un marché du travail segmenté entre les personnes occupées et celles qui sont au chômage. Dans ces circonstances, on peut imaginer que les cantons caractérisés par une faible inégalité, comme Genève par

¹⁹ Ce tableau n'est pas présenté dans ce rapport mais il peut être obtenu sur demande auprès des auteurs.



exemple, sont en fait marqués par une situation dans laquelle les personnes, quels que soient leurs profils, qui tombent au chômage, ne parviennent plus ou que très difficilement à s'en sortir, ce qui se traduit alors par une durée de chômage longue (comme c'est le cas à Genève toujours) et par un taux de chômage élevé. Il le sera d'autant plus que, par ailleurs, tous les chômeurs, sans distinction, restent longtemps au chômage, victimes de cette segmentation du marché, ce qui se manifeste par une très faible inégalité de durées parmi les personnes à la recherche d'un travail.

Tableau 15 : Valeurs de l'indice « de chômage » de Sen et de ses composantes pour l'année 2005, Suisse et cantons

Canton	Indice de Gini calculé sur la durée de chômage G_d	Taux de chômage	Durée moyenne du chômage	Indice de Sen du chômage S_u
ZH	0.4122	0.04015	173.50	26.9533
BE	0.4373	0.02831	153.19	17.0774
LU	0.4211	0.03068	166.45	19.8848
UR	0.4570	0.01313	123.26	6.4615
SZ	0.4291	0.02313	154.88	14.0250
OW	0.4679	0.01612	126.72	8.2144
NW	0.4600	0.01959	130.60	10.2350
GL	0.4487	0.02496	147.73	14.6344
ZG	0.3986	0.03151	183.39	22.1421
FR	0.4313	0.03091	158.71	19.2374
SO	0.4151	0.03368	165.07	21.5540
BS	0.3978	0.04062	179.56	27.9329
BL	0.3926	0.03303	177.11	22.3186
SH	0.4084	0.03277	174.84	22.1068
AR	0.3537	0.02185	196.02	15.8850
AI	0.4209	0.01473	155.57	8.9181
SG	0.4080	0.02965	168.79	19.3070
GR	0.4696	0.02164	119.32	10.3979
AG	0.4180	0.03252	168.17	21.2448
TG	0.4137	0.03075	164.34	19.5732
TI	0.3869	0.04861	182.25	33.6602
VD	0.3432	0.05335	209.16	41.0627
VS	0.4725	0.03961	134.22	21.4459
NE	0.3482	0.04329	203.05	32.4671
GE	0.2963	0.07367	234.42	61.3337
JU	0.3715	0.04220	192.79	30.5716
Suisse	0.3990	0.03763	179.68	25.9171

Dans un canton tel que Uri, on observe au contraire de Genève une situation de faible segmentation qui se traduit par le fait que certaines personnes restent peu de temps au chômage



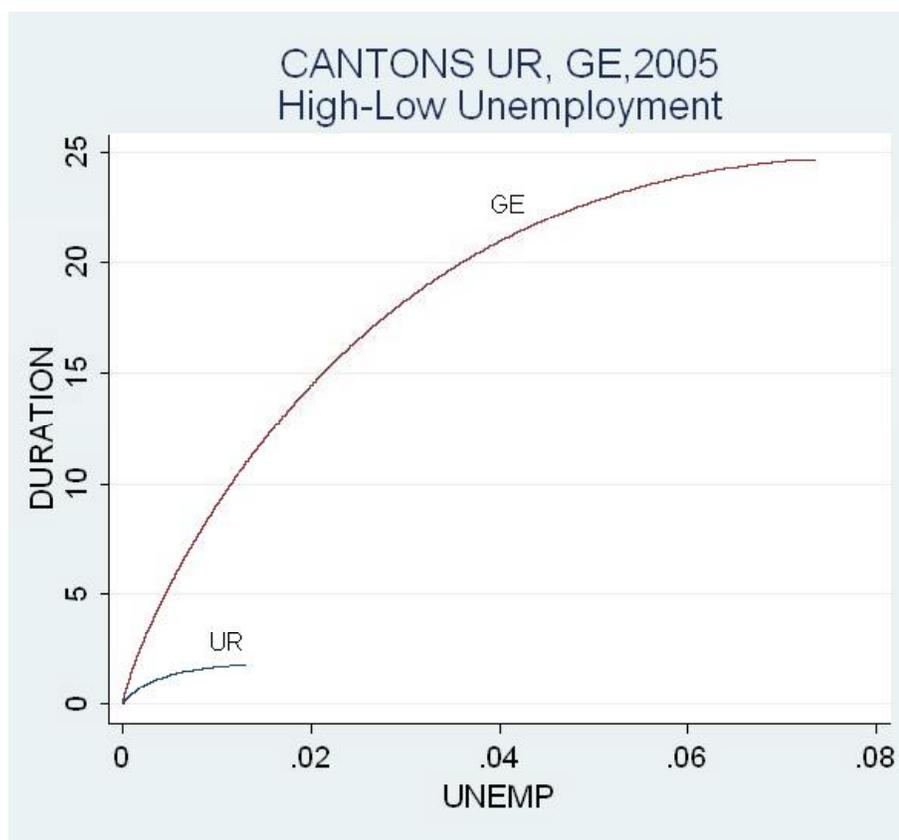
alors que d'autres y restent plus longtemps en raison de caractéristiques plus défavorables. Cette situation contribue certes à créer des inégalités de durées de chômage mais un chômage en moyenne plus court et donc un taux de chômage qui est plus faible.

Il est aussi intéressant de constater qu'il existe manifestement une corrélation assez forte entre les valeurs prises par l'indice de Sen et le taux de chômage car comme le met clairement en évidence le tableau 14, l'indice de Sen semble être principalement influencé par le taux de chômage alors que les autres composantes de l'indice jouent un rôle nettement plus limité.

Le tableau 14 nous permet également de constater, sans surprise, que cette analyse plus sophistiquée du chômage que celle qui est généralement effectuée sur la base du seul taux de chômage conduit finalement au même classement que celui que l'on obtient sur la base du seul indicateur de taux utilisé habituellement pour ce type d'analyse des inégalités cantonales. Ainsi, sur une dimension comme sur l'autre, Uri est toujours le canton le moins affecté alors que Genève occupe encore et toujours le dernier rang. Il est intéressant d'ailleurs de constater que l'indice de Sen contribue à établir une discrimination cantonale plus marquée que celle qui apparaît à la lecture du seul taux de chômage. Ainsi, sur la base de l'indice de Sen, Uri devance nettement plus clairement Appenzell Rhodes-Intérieur que cela n'est le cas sur la base du seul taux de chômage.

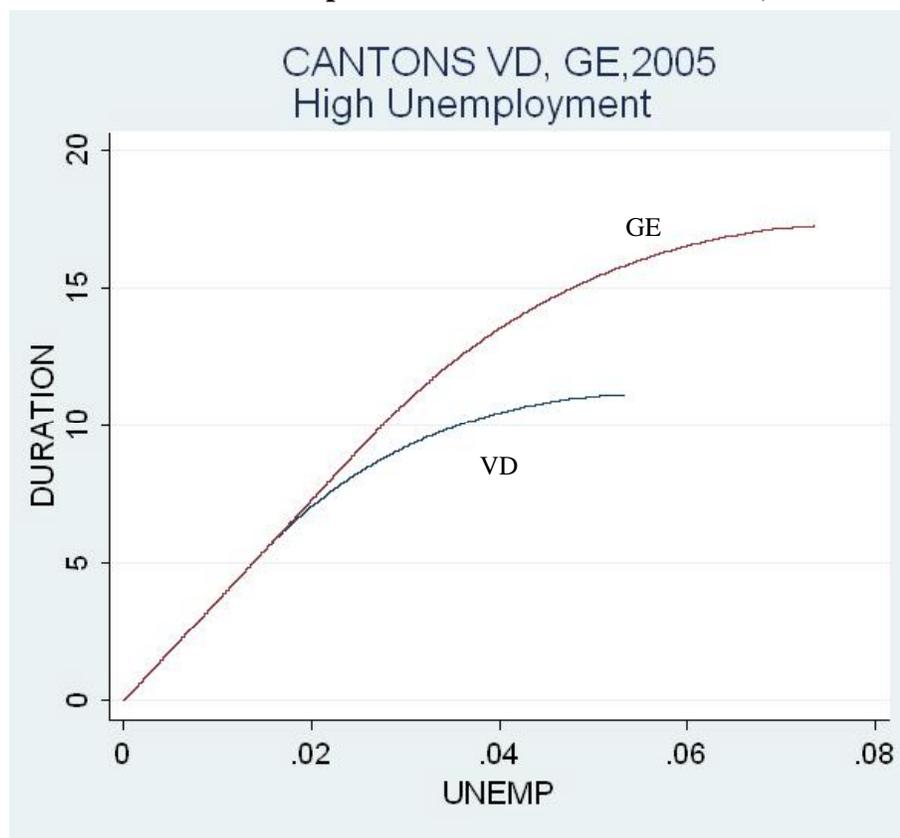
La figure 25 illustre graphiquement les différences apparentes entre les deux cantons classés aux positions extrêmes en utilisant pour ce faire l'approche graphique représentée par la figure 3 qui est à la base du calcul de l'indice de Sen

Figure 25 - Courbes de Lorenz pour le calcul des indices de Sen, Genève – Uri, 2005



La figure 26 propose la même présentation graphique mais pour les cantons caractérisés par l'indice de Sen le plus élevé en 2005.

Figure 26 – Courbes de Lorenz pour le calcul des indices de Sen, Genève – Vaud, 2005



Il est important de souligner que l'analyse des inégalités mesurées à l'aide de l'indice de Sen conduit à des conclusions identiques à celles que l'on obtient en employant d'autres indices tels que celui de Shorrocks ou de Foster-Greer et Thorbecke.

Le tableau 15 présente les résultats de la décomposition de Shapley appliquée à l'analyse de la différence entre la Suisse et chaque canton pris individuellement. Ce tableau permet précisément de constater que la contribution principale à ces disparités entre les cantons et la Suisse provient avant tout de l'écart qui existe entre les taux de chômage suisse et cantonaux. Les deux autres facteurs jouent de ce point de vue un rôle beaucoup plus marginal (différences entre les durées moyennes de chômage et les degrés d'inégalités internes aux cantons entre les durées



individuelles de chômage). Cela signifie que l'analyse des disparités de taux de chômage entre les cantons ne permet certes pas d'appréhender toutes les facettes du problème mais qu'elle en saisit les principales ou celles en tous les cas qui sont finalement les plus importantes en termes de gravité du phénomène.

Tableau 16 : Décomposition de Shapley de la différence entre les valeurs de l'indice de Sen pour chaque canton et pour la Suisse dans son ensemble, 2005

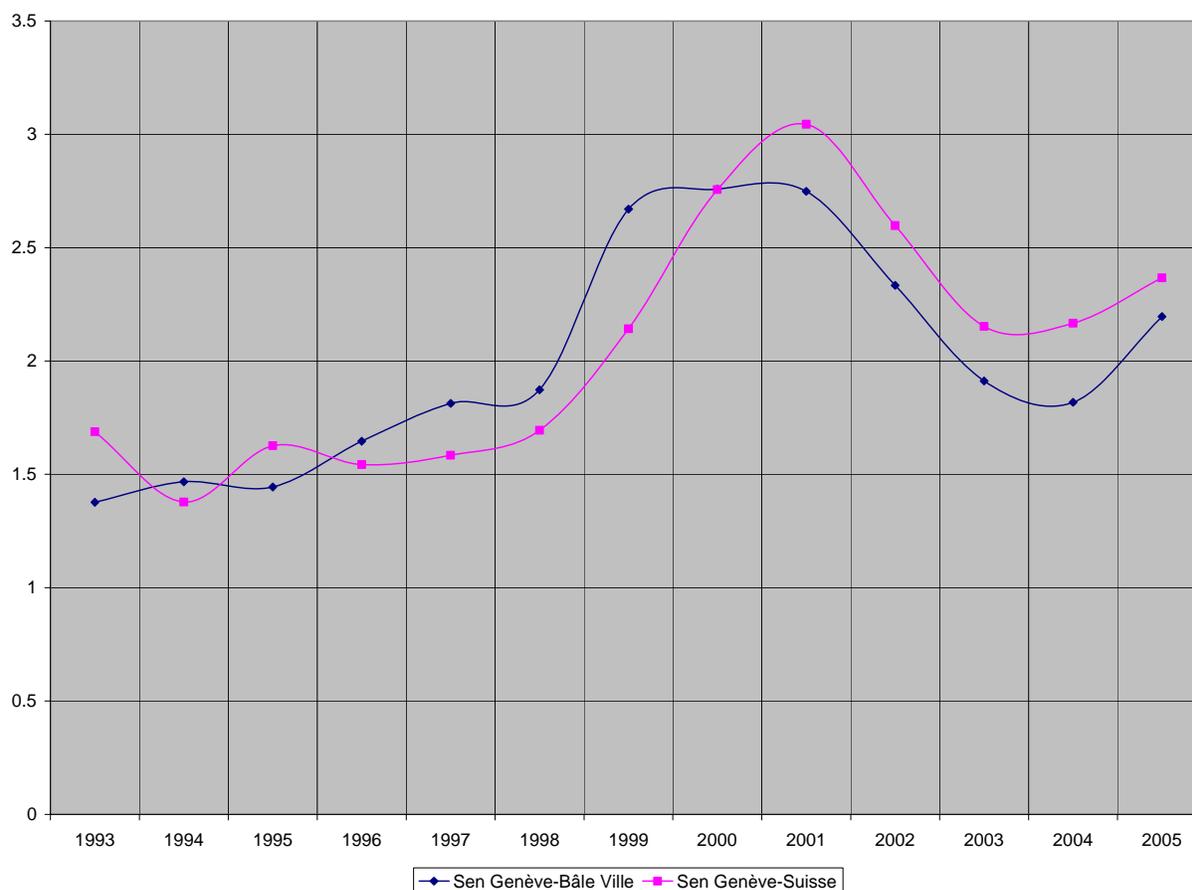
Canton	Indice cantonal de Sen	Écart entre indices de Sen national et cantonal	Contribution du taux de chômage à l'écart total (K)	Contribution de la durée moyenne à l'écart total (R)	Contribution de l'inégalité de durées à l'écart total $\Delta G(e)$
ZH	26.9533	1.0362	1.7137	-0.4080	-0.2694
BE	17.0774	-8.8397	-6.0295	-1.5476	-1.2626
LU	19.8848	-6.0322	-4.6467	-0.7791	-0.6065
UR	6.4615	-19.4556	-14.5608	-2.6587	-2.2360
SZ	14.0250	-11.8921	-9.4038	-1.3326	-1.1556
OW	8.2144	-17.7027	-12.9622	-2.6239	-2.1166
NW	10.2350	-15.6821	-10.9766	-2.5839	-2.1217
GL	14.6344	-11.2827	-8.0951	-1.7840	-1.4036
ZG	22.1421	-3.7750	-4.2617	0.2133	0.2734
FR	19.2374	-6.6797	-4.4106	-1.2592	-1.0099
SO	21.5540	-4.3631	-2.6284	-0.9055	-0.8292
BS	27.9329	2.0158	2.0567	-0.0074	-0.0335
BL	22.3186	-3.5985	-3.1405	-0.1546	-0.3034
SH	22.1068	-3.8102	-3.3160	-0.2883	-0.2059
AR	15.8850	-10.0321	-11.1743	0.8022	0.3400
AI	8.9181	-16.9990	-14.8433	-1.1150	-1.0407
SG	19.3070	-6.6101	-5.3487	-0.6323	-0.6291
GR	10.3979	-15.5192	-9.4172	-3.3588	-2.7432
AG	21.2448	-4.6723	-3.4342	-0.6938	-0.5444
TG	19.5732	-6.3439	-4.5633	-0.9140	-0.8666
TI	33.6602	7.7431	7.5779	0.1870	-0.0218
VD	41.0627	15.1456	11.4744	2.1095	1.5618
VS	21.4459	-4.4712	1.2187	-3.2210	-2.4690
NE	32.4671	6.5500	4.0725	1.5228	0.9547
GE	61.3337	35.4166	27.5417	4.4474	3.4275
JU	30.5716	4.6545	3.2282	0.8582	0.5681

Pour bien démontrer la similitude des résultats que l'on peut obtenir du point de vue de l'analyse des inégalités en utilisant une autre approche du chômage que celle liée au taux de chômage, nous avons tracé dans la figure 27 le rapport entre l'indice de Sen mesuré à Genève et celui obtenu pour le canton de Bâle-Ville et pour l'ensemble de la Suisse pour la période allant de



1993 à 2005. On constate une nouvelle fois que l'indice de Sen à Genève est systématiquement supérieur à celui de Bâle-Ville ou de la Suisse et que de surcroît, l'écart entre les deux varie en fonction de la conjoncture. Il semble en particulier que les disparités aient tendance à s'accroître en période de conjoncture favorable, de 1997 à 2001, et à diminuer à nouveau lorsque la situation économique devient à nouveau moins favorable comme ce fut le cas entre fin 2001 et 2004.

Figure 27 - Rapport entre les indices de Sen pour Genève, Bâle-Ville et la Suisse, 1993 - 2005



Nous avons également analysé les disparités entre la Suisse et les différents cantons sur la base d'un autre indice d'inégalité celui proposé par Foster, Greer et Thorbecke dans le domaine de la pauvreté que nous avons adapté pour l'appliquer au domaine du chômage et en adoptant en l'occurrence une valeur de 2 pour le terme α . Nous avons ainsi obtenu les résultats qui sont présentés dans le tableau 16. Ils confirment totalement ceux que nous avons pu dériver sur la base de l'indice de Sen, raison pour laquelle nous n'allons pas nous y attarder. En particulier, on constate que cette approche conduit au même classement cantonal que celui mis en évidence par l'indice de Sen. Le tableau 16 propose également, selon la même procédure de Shapley, une décomposition des inégalités entre la Suisse et chacun des cantons.



Tableau 17 : Indice FGT et décomposition de la différence entre les valeurs de l'indice FGT pour chaque canton et pour la Suisse dans son ensemble, 2005

Canton	FGT (Suisse)	FGT (canton)	Δ FGT	Δ K	Δ R	Δ V(d)
ZH	13.6446	13.8874	0.2429	0.8927	-0.6369	-0.0129
BE	13.6446	8.0560	-5.5886	-3.0163	-2.1821	-0.3902
LU	13.6446	9.9524	-3.6922	-2.3871	-1.1737	-0.1314
UR	13.6446	2.5733	-11.0713	-6.8419	-3.2561	-0.9733
SZ	13.6446	6.6164	-7.0282	-4.7041	-1.8919	-0.4322
OW	13.6446	3.4007	-10.2438	-6.1698	-3.2731	-0.8010
NW	13.6446	4.3137	-9.3308	-5.2563	-3.2706	-0.8039
GL	13.6446	6.7530	-6.8915	-4.0123	-2.4571	-0.4222
ZG	13.6446	11.8841	-1.7605	-2.2656	0.3504	0.1547
FR	13.6446	9.3010	-4.3436	-2.2303	-1.8248	-0.2885
SO	13.6446	10.6377	-3.0069	-1.3415	-1.3473	-0.3181
BS	13.6446	14.6575	1.0129	1.0810	-0.0119	-0.0562
BL	13.6446	11.5043	-2.1403	-1.6362	-0.2432	-0.2609
SH	13.6446	11.4571	-2.1874	-1.7323	-0.4526	-0.0026
AR	13.6446	8.7340	-4.9106	-6.0155	1.3706	-0.2657
AI	13.6446	4.2125	-9.4321	-7.4293	-1.5881	-0.4147
SG	13.6446	9.6479	-3.9967	-2.7457	-0.9576	-0.2934
GR	13.6446	4.1236	-9.5209	-4.4221	-4.0144	-1.0844
AG	13.6446	10.6896	-2.9549	-1.7686	-1.0534	-0.1329
TG	13.6446	9.6018	-4.0427	-2.3225	-1.3538	-0.3664
TI	13.6446	17.7476	4.1031	3.9925	0.3022	-0.1916
VD	13.6446	23.9397	10.2951	6.3746	3.9143	0.0062
VS	13.6446	9.3924	-4.2522	0.5919	-4.1364	-0.7077
NE	13.6446	18.4327	4.7881	2.2300	2.7168	-0.1587
GE	13.6446	38.9379	25.2933	16.0570	9.4700	-0.2336
JU	13.6446	16.8189	3.1743	1.7383	1.4637	-0.0278

En ce qui concerne les résultats des décompositions des indices d'inégalités, il convient de relever que le poids joué par les différences de durée de chômage dans les inégalités régionales augmente significativement au fur et à mesure de l'augmentation du nombre maximum de jours de chômage considéré. L'évidence de cette relation plus ou moins monotone se trouve illustrée dans l'annexe 5 de ce rapport.



Annexe 2: Synoptique et signification des variables utilisées

[1]

PRL_D_00_pc:	Proportion de personnes de langue maternelle allemande dans la population communale résidente permanente de fin 2000
PRPF_F_05_pc:	Proportion de femmes dans la population communale résidente permanente en fin d'année 2005
PRPF_E_05_pc:	Proportion de personnes étrangères dans la population communale résidente permanente de fin d'année 2005
PR2564_SO_00_pc:	Proportion de la population résidente âgée de 25 à 64 ans (active) ayant un niveau d'éducation de niveau « Scolarité Obligatoire » (SO)
PR2564_FP_00_pc:	Proportion de la population résidente âgée de 25 à 64 ans ayant un niveau d'éducation de niveau « Formation Professionnelle » (FP) en 2000
PR2564_M_00_pc:	Proportion de la population résidente âgée de 25 à 64 ans (active) ayant un niveau d'éducation de niveau « Maturité » (M) en 2000
PR2564_HEU_00_pc:	Proportion de la population résidente âgée de 25 à 64 ans (active) ayant un niveau d'éducation de niveau « Hautes Ecoles/Universités » (HEU) en 2000
PRA_50_64_00_pc:	Proportion de la population résidente active ayant entre 50 et 64 ans en 2000

[2]

PAO_1_00_pc:	Proportion de la population active de la commune occupée dans le secteur primaire en 2000
PAO_3_00_pc:	Proportion de la population active de la commune occupée dans le secteur tertiaire en 2000
N_03_pc:	Nombre de nuitées exprimé en pourcentage de la population résidente permanente en 2003

[3]

frontaliers05_pc:	Caractère frontalier de la commune - Proportion de frontaliers qui travaillent dans le canton par rapport à la population active du canton en 2005
-------------------	--

[4]

mmt05_pc :	Utilisation des Mesures du Marché du Travail - Proportion de demandeurs d'emploi (chômeurs et non chômeurs) ayant participé à une mesure du marché du travail (cours, stages, allocations, etc.) au cours de l'année 2005
nbsanc_1000de:	Sanctions prononcées. Nombre de sanctions à l'assurance chômage prononcées par 1'000 demandeurs d'emploi en 2005
chom_isurd :	Comportement des individus face au chômage - Proportion de personnes inscrites au chômage en décembre 2000 (source : Seco) par rapport au nombre de personnes qui ont déclaré , au cours du même mois de décembre, être à la recherche d'un emploi dans le cadre du RFP2000
votlaci_pcoui:	pourcentages cantonaux de « oui » à la révision de la LACI aux votations populaires du 24/11/2002



Si l'on reprend maintenant plus en détail certaines des variables utilisées dans nos régressions, nous pouvons apporter à ce sujet les précisions suivantes :

1. La proportion de personnes de langue maternelle allemande dans la population communale résidante permanente de fin 2000 (*PRL_D_00_pc*). Cette variable est en particulier intéressante en lien avec les résultats de l'analyse des durées de chômage qui est présentée dans le chapitre 4 où l'on met en évidence que la langue maternelle joue un rôle significatif sur la probabilité de sortir du chômage, toutes choses égales par ailleurs et en tenant compte du fait que cette langue correspond ou non à la langue parlée de la région de résidence. Si cette variable est susceptible de saisir différents aspects du problème elle capte principalement, et à nos yeux, une composante culturelle liée en particulier à la perception de l'Etat social par les individus.
2. La proportion de femmes dans la population communale résidante permanente en fin d'année 2005 (*PRPF_F_05_pc*). Une nouvelle fois, cette variable est intéressante dans l'optique de l'analyse des durées de chômage qui sont affectées par le fait que les femmes ont plus fréquemment connu des interruptions de carrière qui rendent parfois plus difficile leur retour vers un emploi.
3. La typologie communale²⁰ utilisée dans les régressions incorpore un grand nombre de données/caractéristiques économiques relatives à la structure communale de la population (origine, classes d'âge et évolution démographique), à l'emploi (pendulaires, répartition sectorielle des actifs occupés), à la construction (proportion de grands bâtiments), à la richesse (rendement de l'impôt fédéral direct par habitant) et à un certain nombre de dimensions plus spécifiques telles que le poids du secteur touristique (nombre de nuitées touristiques par habitant) ou encore le rôle central de la commune (chef-lieu d'une région MS ou fonction centrale dans le cadre d'une région LIM ou d'une région d'aménagement du territoire). De ce point de vue, cette variable est très riche d'information mais elle est évidemment susceptible de véhiculer une auto-corrélation avec d'autres facteurs explicatifs tels que le niveau de formation par exemple. De surcroît, le coefficient associé à cette variable dans nos estimations peut être difficile à interpréter car il n'est pas possible de savoir laquelle de ses composantes crée l'effet capté par le coefficient estimé. De même, le fait que le coefficient associé à un certain type de communes n'est pas significativement différent de zéro pourrait aussi provenir du fait qu'une composante de cette variable pousse le coefficient à la hausse alors qu'une autre tendrait en le tirant dans un autre sens. Les 9 types de communes reprises dans l'analyse sont respectivement :
 - 1 : Centres
 - 2 : Communes suburbaines
 - 3 : Communes à revenu élevé

²⁰ Sources : [1] Schuler M., P. Dessemontet et D. Joye (collaboration de M.Perlik), 2005, *Recensement fédéral de la population 2000 : les niveaux géographiques de la Suisse*, OFS ; [2] Schuler M. et D. Joye, 2004, *Typologie des communes suisses : de 1980 à 2000*, OFS.



- 4 : Communes périurbaines
- 5 : Communes touristiques
- 6 : Communes industrielles et tertiaires
- 7 : Communes pendulaires rurales
- 8 : Communes agraires-mixtes
- 9 : Communes agricoles

Les figures 28 et 29 décrivent le taux et la durée de chômage médian ainsi que les écarts interquartiles observés entre les différentes communes appartenant à une des 9 catégories distinguées. On peut y voir notamment que les communes centrales (de type 1 ou 2) ont les taux de chômage médians les plus élevés et une durée médiane relativement longue de chômage. Elles sont surtout caractérisées par une forte dispersion, la plus élevée de toutes les catégories examinées, ce qui traduit bien leur hétérogénéité.

A une exception près, la catégorie 3 (communes à revenu élevé) se situe toujours en tête du classement établi en fonction de la durée de chômage alors que les catégories 6, 8 et surtout 5 (communes touristiques) se trouvent systématiquement et quelles que soient les années considérées en bas du classement.

Figure 28 - Taux de chômage médian et écart interquartile, catégories de communes, décembre 2005

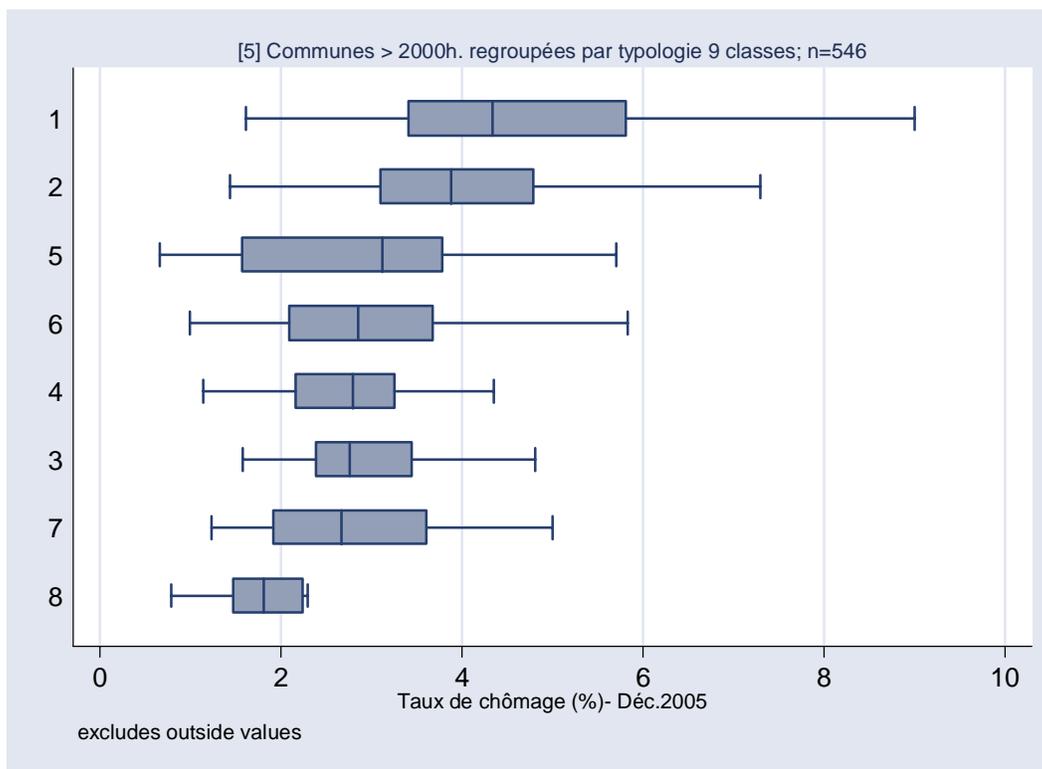
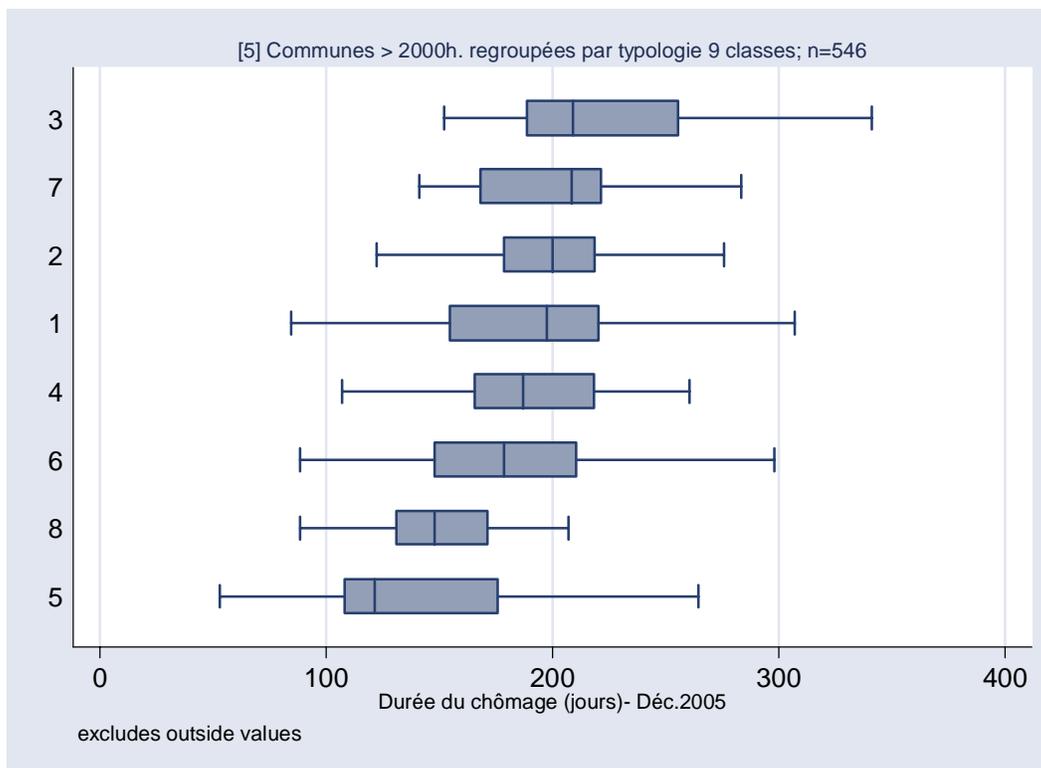


Figure 29 - Durée médiane de chômage et écart interquartile, catégories de communes, décembre 2005



4. La loi fédérale sur le chômage prévoit, d'une part, la mise en place de mesures actives (MMT) spécifiques destinées à faciliter la réintégration des personnes au chômage et, d'autre part, le déploiement de dispositifs de contrôle destinés à éviter les abus aux indemnités. Les cantons, chargés de la mise en œuvre de cette loi sur le chômage, disposent d'une certaine latitude dans le choix des instruments à privilégier pour réduire le chômage et ce, en fonction de ce qu'il est convenu d'appeler « le style politique et administratif » du canton en regard de la mise en œuvre de la loi sur le chômage (LACI). Certains cantons privilégient le volet réintégration de la loi alors que d'autres privilégient plutôt le volet contrôle.

Le poids que chaque canton attribue aux dimensions « réintégration » et « contrôle » de la loi fédérale a été appréhendé dans notre analyse à partir de deux indicateurs spécifiques que sont l'importance des mesures sur le marché du travail (**mmt05_pc**)²¹ et des sanctions prononcées (**nbsanc_1000de**) par les Offices Régionaux de Placement (ORP). La mesure de ces indicateurs permet de quantifier, pour chaque canton, son style politique et administratif. Une typologie cantonale de mise en œuvre de la loi sur le

²¹ Source : Seco, Marché du travail et assurance chômage (TC).



chômage, basée sur des critères similaires, a été réalisée par M. Battaglini et Giraud O. (2003)²². Les quatre styles de mise en œuvre sont :

- Mise en œuvre « maximaliste » - réintégration et contrôle élevés
- Mise en œuvre partielle orientée « contrôle » - réintégration faible et contrôle élevé
- Mise en œuvre partielle orientée « réintégration » - réintégration élevée et contrôle faible
- Mise en œuvre « minimaliste » - réintégration et contrôle faibles

5. Les votations populaires cantonales du 24 novembre 2002 concernant la révision de la LACI²³ portaient sur l'allongement de la période du délai-cadre de cotisation de 6 à 12 mois et la réduction du délai-cadre d'indemnisation de 520 jours à 400 jours. Les résultats enregistrés mentionnent les pourcentages cantonaux de « oui » (`votlaci_pcoui`) et de « non ». Etant donné que la discussion politique relative à cette votation a principalement tourné autour de questions portant sur la durée de cotisation nécessaire pour avoir droit à des prestations et sur la réduction de la durée d'indemnisation, nous interprétons le pourcentage de « oui » au référendum comme un indicateur d'attitude de la population en général à l'encontre des chômeurs et en particulier de la pression sociale qui s'exerce à leur égard et qui peut les inciter à accepter plus rapidement les emplois susceptibles de leur être proposés.

6. **Sanctions et accès à l'assistance sociale**²⁴, (données pour l'année 1997 (*Variables de référence dans les régressions : `sanc_indem_pc_97` ; `las_97` , `nbsanc_1000de`*))

La variable (`nbsanc_1000de`) appréhende le nombre de sanctions à l'assurance chômage prononcées par 1'000 demandeurs d'emploi en 2005. Nous avons également testé d'autres variables alternatives dans un certain nombre de simulations présentées en annexe 5. La première de ces variables (`sanc_indem_pc_97`) reprend la statistique des sanctions et mesure la part, en pourcent, de chômeurs qui ont subi des suppressions d'indemnités journalières en 1997. La seconde d'entre elles (`las_97`) mesure, pour chaque canton, le caractère automatique ou non, d'accès, en fin de droit au chômage, à des mesures d'assistance sociale (Revenu minimum garanti, ...). [*0=non; 1=oui*].

²² Source: M. Battaglini and Giraud O., 2003, Policy styles and the Swiss Executive Federalism: Comparing diverging styles of cantonal implementation of the Federal Law on Unemployment, *Revue Suisse de Science Politique*. N° Spécial Fédéralisme, (2/3),9, 285-308.

²³ Source: Arrêté du Conseil fédéral du 29 janvier 2003 constatant le résultat de la votation populaire du 24 novembre 2002.

²⁴ Source: I. Steffen, 2005, Determinanten der Arbeitslosigkeit in den Schweizer Kantonen – Eine empirische Untersuchung zu den Disparitäten in den kantonalen Arbeitslosenquoten, *Swiss Political Science Review* 11(2): 27-54.



Annexe 3: Liste des acronymes

LACI :	Loi fédérale sur l'Assurance Chômage
ORP :	Offices Régionaux de Placement
PLASTA :	Statistique des demandeurs d'emploi et des chômeurs
Régions LIM :	Les régions LIM (Loi sur l'aide en matière d'investissements dans les régions de montagne) s'étendent à des zones constituées dans les Alpes et la chaîne du Jura nécessitant une aide au développement. Elles ne concernent donc pas l'ensemble du territoire mais englobent, en 2000, au total 1222 communes
RFE :	Recensement Fédéral des Entreprises
RFP 2000 :	Recensement Fédéral de la Population – année 2000



Annexe 4 : Régressions SURE - Autres périodes et/ou variables explicatives

Par rapport à la régression présentée au Tableau 2...

- Simulation 2 : Variables identiques
: Période différente : juin 2005

	Modèle SURE - juin 2005	
	txchom0605	chomdur0605
[1]		
PRL_D_00_pc	-0.0121*** (0.0021)	-0.8621*** (0.0906)
PRPF_F_05_pc	0.1354*** (0.0250)	6.5122*** (1.0819)
PRPF_E_05_pc	0.0805*** (0.0064)	1.1967*** (0.2756)
PR2564_SO_00_pc	-0.0295 (0.0158)	-2.6013*** (0.6823)
PR2564_FP_00_pc	-0.0173 (0.0171)	-0.7524 (0.7373)
PR2564_M_00_pc	0.0011 (0.0389)	-4.0116* (1.6833)
PR2564_HEU_00_pc	-0.0622** (0.0222)	1.1719 (0.9606)
[2] Typologie communale		
Suburbaines	-0.1769 (0.1200)	12.3694* (5.1884)
A revenu élevé	-0.6573** (0.2085)	-0.7097 (9.0104)
Périurbaines	-0.4697** (0.1511)	14.4945* (6.5312)
Touristiques	-1.4843*** (0.1872)	-37.7681*** (8.0891)
Industrielles/tertiaires	-0.6068*** (0.1342)	7.8444 (5.8009)
Pendulaires rurales	-0.3592 (0.2638)	41.6040*** (11.3994)
Agraires-mixtes	-0.6196** (0.2262)	13.1480 (9.7769)
[3]		
frontaliers05_pc	0.0055 (0.0043)	0.6586*** (0.1878)
[4]		
mmt05_pc	-0.0772*** (0.0129)	-1.8945*** (0.5589)
nbsanc_1000de	-0.0030 (0.0029)	-0.2237 (0.1245)
chom_isurd	-0.6318 (0.5686)	-70.9692** (24.5750)
votlaci_pcoui	-0.0032 (0.0130)	1.5027** (0.5625)



- Simulation 3 : Variables différentes
: Période identique (Décembre 2005)

Modèle SURE - Décembre 2005		
	txchom1205	chomdur1205
[1]		
PRL_D_00_pc	-0.0118*** (0.0026)	-0.8015*** (0.0991)
PRPF_F_05_pc	0.1325*** (0.0306)	6.3137*** (1.1620)
PRPF_E_05_pc	0.0692*** (0.0083)	1.2067*** (0.3153)
PR2564_SO_00_pc	-0.0106 (0.0176)	-1.2903 (0.6676)
PR2564_FP_00_pc	-0.0408* (0.0206)	-0.0122 (0.7811)
PR2564_M_00_pc	0.0104 (0.0430)	-0.8280 (1.6328)
PR2564_HEU_00_pc	-0.1045*** (0.0268)	1.7401 (1.0176)
[2] Typologie communale		
Suburbaines	-0.2978* (0.1429)	17.7159** (5.4326)
A revenu élevé	-0.5268* (0.2482)	8.9894 (9.4316)
Périurbaines	-0.6468*** (0.1814)	22.0417** (6.8958)
Touristiques	-1.7790*** (0.2251)	-38.0084*** (8.5550)
Industrielles/tertiaires	-0.9876*** (0.1609)	14.9856* (6.1143)
Pendulaires rurales	-0.6945* (0.3176)	38.4416** (12.0705)
Agraires-mixtes	-0.4031 (0.2724)	17.6976 (10.3509)
[3]		
Cant_Frontal	-0.1507 (0.1137)	18.0007*** (4.3227)
[4]		
mmt05_pc	-0.0717*** (0.0156)	-1.8595** (0.5931)
sanc_indem_pc_97	-0.0220** (0.0081)	0.9217** (0.3061)
chom_isurd	2.5336*** (0.7265)	-1.5e+02*** (27.6127)
votlaci_pcoui	0.0094 (0.0159)	-0.2894 (0.6057)

Note : Dans les simulations 3 et 4, la variable **sanc_inde~97_pc** est testée en lieu et place du nombre de sanction par 1000 demandeurs d'emploi (**nbsanc_1000de**) pour l'année 2005 et la dummy « **Cant_Frontal** » remplace le pourcentage de frontaliers qui travaillent dans le canton par rapport à la population active du canton (**frontaliers05_pc**).



- Simulation 4 : Variables différentes (idem que la simulation [3])
: Période différente : juin 2005

Modèle SURE - juin 2005		
	txchom0605	chomdur0605
[1]		
PRL_D_00_pc	-0.0130*** (0.0022)	-0.7518*** (0.0925)
PRPF_F_05_pc	0.1383*** (0.0253)	7.0917*** (1.0847)
PRPF_E_05_pc	0.0763*** (0.0069)	0.9740*** (0.2943)
PR2564_SO_00_pc	-0.0219 (0.0146)	-1.3765* (0.6232)
PR2564_FP_00_pc	-0.0191 (0.0170)	-0.5015 (0.7292)
PR2564_M_00_pc	0.0077 (0.0356)	-0.6583 (1.5242)
PR2564_HEU_00_pc	-0.0591** (0.0222)	1.0275 (0.9499)
[2] Typologie communale		
Suburbaines	-0.1537 (0.1185)	16.2084** (5.0713)
A revenu élevé	-0.6205** (0.2057)	3.1697 (8.8044)
Périurbaines	-0.4765** (0.1504)	19.0230** (6.4372)
Touristiques	-1.4659*** (0.1865)	-39.9359*** (7.9861)
Industrielles/tertiaires	-0.6088*** (0.1333)	10.6886 (5.7077)
Pendulaires rurales	-0.3714 (0.2632)	43.0930*** (11.2679)
Agraires-mixtes	-0.6475** (0.2257)	13.5539 (9.6627)
[3]		
Cant_Frontal	0.1381 (0.0943)	12.7459** (4.0353)
[4]		
mmt05_pc	-0.0749*** (0.0129)	-3.0390*** (0.5536)
sanc_indem_pc_97	-0.0115 (0.0067)	1.1685*** (0.2857)
chom_isurd	-0.8997 (0.6021)	-84.9990** (25.7766)
votlaci_pcoui	-0.0040 (0.0132)	-0.2527 (0.5655)



- Simulation 5 : Variables différentes
: Période identique (décembre 2005)

Modèle SURE - décembre 2005		
	txchom1205	chomdur1205
[1]		
PRL_D_00_pc	-0.0071** (0.0027)	-0.8449*** (0.1005)
PRPF_F_05_pc	0.1074*** (0.0319)	5.6021*** (1.1825)
PRPF_E_05_pc	0.0780*** (0.0090)	1.0770** (0.3338)
PR2564_SO_00_pc	-0.0272 (0.0192)	-0.9922 (0.7123)
PR2564_FP_00_pc	-0.0387 (0.0220)	-0.0277 (0.8134)
PR2564_M_00_pc	0.0636 (0.0444)	-1.6559 (1.6440)
PR2564_HEU_00_pc	-0.1232*** (0.0285)	2.3381* (1.0558)
[2] Typologie communale		
Suburbaines	-0.2467 (0.1546)	17.4028** (5.7248)
A revenu élevé	-0.4650 (0.2609)	9.6720 (9.6599)
Périurbaines	-0.6232** (0.1933)	20.1812** (7.1569)
Touristiques	-1.8077*** (0.2389)	-31.7975*** (8.8474)
Industrielles/tertiaires	-0.9968*** (0.1755)	12.3682 (6.4972)
Pendulaires rurales	-0.8247* (0.3486)	37.3069** (12.9078)
Agraires-mixtes	-0.3115 (0.3032)	14.2536 (11.2258)
[3]		
Cant_Frontal	-0.1302 (0.1209)	16.9314*** (4.4764)
[4]		
_ILACI_impla2	0.2746 (0.2957)	-23.5328* (10.9508)
_ILACI_impla3	0.2862* (0.1231)	13.0061** (4.5571)
_ILACI_impla4	0.4164 (0.4427)	16.3859 (16.3936)
chom_isurd	3.2911*** (0.8316)	-1.9e+02*** (30.7938)
votlaci_pcoui	-0.0209 (0.0155)	0.1965 (0.5750)

Note : dans les simulations 5 et 6, la variable **_ILACI_im~a{i}** remplace les variables **mmt_05_pc**, **sanc_inde~97_pc**,



- Simulation 6 : Variables différentes
: Période différente : juin 2005

Modèle SURE - juin 2005		
	txchom0605	chomdur0605
[1]		
PRL_D_00_pc	-0.0089*** (0.0022)	-0.8037*** (0.0957)
PRPF_F_05_pc	0.1128*** (0.0262)	6.4682*** (1.1257)
PRPF_E_05_pc	0.0815*** (0.0074)	0.9491** (0.3178)
PR2564_SO_00_pc	-0.0285 (0.0158)	-1.9294** (0.6781)
PR2564_FP_00_pc	-0.0181 (0.0180)	-0.9766 (0.7743)
PR2564_M_00_pc	0.0380 (0.0365)	-1.5122 (1.5651)
PR2564_HEU_00_pc	-0.0683** (0.0234)	0.8752 (1.0051)
[2] Typologie communale		
Suburbaines	-0.1513 (0.1270)	17.9296** (5.4500)
A revenu élevé	-0.5792** (0.2142)	6.4861 (9.1962)
Périurbaines	-0.4925** (0.1587)	18.2532** (6.8133)
Touristiques	-1.4381*** (0.1962)	-33.5246*** (8.4227)
Industrielles/tertiaires	-0.6522*** (0.1441)	8.0172 (6.1853)
Pendulaires rurales	-0.5005 (0.2863)	41.7914*** (12.2882)
Agraires-mixtes	-0.6085* (0.2490)	13.8150 (10.6869)
[3]		
Cant_Frontal	0.1624 (0.0993)	12.9724** (4.2615)
[4]		
_ILACI_impla2	-0.0913 (0.2429)	-7.9483 (10.4251)
_ILACI_impla3	0.4719*** (0.1011)	10.2655* (4.3384)
_ILACI_impla4	-0.0506 (0.3636)	33.7855* (15.6066)
chom_isurd	-0.9599 (0.6829)	-97.5762*** (29.3156)
votlaci_pcoui	-0.0250* (0.0128)	0.2923 (0.5474)



Annexe 5 : Modélisation 2SLS

Dans le modèle 2SLS spécifié ci-dessous :

- Le **taux de chômage** est fonction de la typologie communale et de la durée de chômage qui est introduit comme variable instrumentale;
- La **durée du chômage** est fonction des caractéristiques de la commune, des qualifications, de la proportion d'actifs de 50 à 64 ans, des frontaliers, des variables LACI et du taux de chômage retardé à 1 an

Modèle 2SLS - décembre 2005 - instrument: durée de chômage

	Txchom1205	chomdur1205
Suburbaines	-1.1129*** (0.2523)	.
A revenu élevé	-2.9176*** (0.3445)	.
Périurbaines	-2.0226*** (0.2772)	.
Touristiques	-0.4786 (0.4356)	.
Industrielles/tertiaires	-1.5348*** (0.2512)	.
Pendulaires rurales	-2.2282*** (0.3447)	.
Agraires-mixtes	-1.0655 (0.8384)	.
chomdur1205	0.0253*** (0.0012)	.



Dans le modèle 2SLS spécifié ci-dessous :

- La **durée du chômage** est fonction des caractéristiques de la commune, des qualifications, de la proportion d'actifs de 50 à 64 ans, des frontaliers, des variables LACI et du taux de chômage introduit comme variable instrumentale;
- Le **taux de chômage** est fonction de la typologie communale et de la durée de chômage retardée à 1 an

Modèle 2SLS - décembre 2005 - instrument : taux de chômage

	Txchom1205	chomdur1205
[1]		
PRL_D_00_pc	.	-0.8691*** (0.1167)
PRPF_F_05_pc	.	3.9965* (1.7459)
PRPF_E_05_pc	.	0.7751 (0.5396)

PR2564_SO_00_pc	.	-2.8939** (0.8993)
PR2564_FP_00_pc	.	0.6491 (1.0517)
PR2564_M_00_pc	.	-6.0327** (2.0585)
PR2564_HEU_00_pc	.	3.1340* (1.5588)
PRA_50_64_00_pc	.	0.0276 (1.0668)
[3]		
frontaliers05_pc	.	0.9177** (0.3435)
[4]		
mmt05_pc	.	0.3824 (0.7160)
nbsanc_1000de	.	-0.5193*** (0.1343)
chom_isurd	.	-1.6e+02*** (34.6143)
votlaci_pcoui	.	2.1525** (0.6921)
<hr/>		
txchom1205	.	10.1255 (5.6657)



TABLE DES MATIÈRES

1.	INTRODUCTION.....	1
2.	INEGALITES CANTONALES ET REGIONALES : UNE APPROCHE DESCRIPTIVE.....	4
2.1.	<i>Comportement général du chômage en Suisse</i>	4
2.2.	<i>Mesure de l'inégalité cantonale de chômage et indice de Gini</i>	9
2.3.	<i>Analyse des fonctions de survie</i>	19
2.4.	<i>Particularités cantonales et communales sur les taux et les durées de chômage</i>	26
3.	ANALYSE DES FACTEURS EXPLICATIFS DES DISPARITES COMMUNALES DE CHOMAGE.....	29
3.1.	<i>Particularités cantonales et communales sur les taux et les durées de chômage</i>	29
3.2.	<i>Sélection d'un échantillon de communes</i>	32
3.3.	<i>Modèle d'équations simultanées du taux et de la durée de chômage à l'échelle communale</i>	34
3.4.	<i>Estimation des différents modèles à équations simultanées pour le taux et la durée de chômage</i>	35
4.	ANALYSE DE LA PROBABILITE D'ENTRER ET DE SORTIR DU CHOMAGE	47
4.1.	<i>Les modèles de durée</i>	48
4.2.	<i>Les données utilisées et les résultats des estimations</i>	52
	CONCLUSIONS.....	63
	BIBLIOGRAPHIE	72
	ANNEXES	75
	Annexe 1: Autres mesures d'inégalité du chômage	76
	Annexe 2: Synoptique et signification des variables utilisées.....	89
	Annexe 3: Liste des acronymes	94
	Annexe 4 : Régressions SURE - Autres périodes et/ou variables explicatives	95
	Annexe 5 : Modélisation 2SLS	100

INDEX DES TABLEAUX

Tableau 1 : Courbe de Beveridge avec effets fixes cantonaux.....	15
Tableau 2 : Taux et durée de chômage à l'échelle des 546 communes de plus de 2'000 habitants, modèle SURE, décembre 2005	36
Tableau 3 : Taux et durée de chômage à l'échelle des 546 communes de plus de 2'000 habitants, modèle SURE, décembre 2005 - sans la typologie communale.....	37
Tableau 4 : Taux et durée de chômage à l'échelle des 546 communes de plus de 2'000 habitants, modèle SURE, décembre 2005 - sans la typologie communale mais avec la proportion de personnes âgées entre 50 et 64 ans.....	38
Tableau 5 : Résultats des estimations, modèle SURE, décembre 2005 - sans la typologie communale mais avec la proportion de personnes âgées entre 50 et 64 ans et la proportion de personnes actives dans le secteur primaire et tertiaire	39
Tableau 6 : Résultats des estimations, modèle SURE, décembre 2005 - sans la typologie communale mais avec la proportion de personnes âgées entre 50 et 64 ans, de personnes actives dans le primaire et le tertiaire ainsi que les nuitées	40
Tableau 7 : Taux d'inscription au chômage, sélection de cantons, décembre 2000	45
Tableau 8 : Pourcentage de « oui » par canton, vote sur la LACI du 24 novembre 2002.....	46
Tableau 9 : Modèle de durée (dist. «log-logistique») avec effets spécifiques par canton	54
Tableau 10 : Modèle de durée (distribution « log-logistique ») avec adéquation entre canton de résidence et la langue maternelle	57
Tableau 11 : Modèle de durée (distribution « log-logistique ») avec variables explicatives cantonales, 2004	58
Tableau 12 : Modèle de durée (distribution « log-logistique »), cantons de Zurich et de Bâle-Ville, 2004	59
Tableau 13 : Modèle de durée (distribution « log-logistique »), cantons de Genève et du Tessin, 2004.....	60
Tableau 14 : Typologie des cantons en fonction des variables de forte significativité, 2004	61
Tableau 15 : Valeurs de l'indice « de chômage » de Sen et de ses composantes pour l'année 2005, Suisse et cantons	83



Tableau 16 : Décomposition de Shapley de la différence entre les valeurs de l'indice de Sen pour chaque canton et pour la Suisse dans son ensemble, 2005	86
Tableau 17 : Indice FGT et décomposition de la différence entre les valeurs de l'indice FGT pour chaque canton et pour la Suisse dans son ensemble, 2005	88

INDEX DES FIGURES

Figure 1 - Evolution du taux de chômage et variation du PIB – Suisse.....	5
Figure 2 - Evolution des entrées et des sorties au/du chômage - Suisse.....	6
Figure 3 - Evolution des taux d'entrée et de sortie au/du chômage en Suisse.....	8
Figure 4 - Durée moyenne chômage (jours calendaires) et taux de chômage - Suisse janvier 1993 - décembre 2005	9
Figure 5 - Indice de Gini et taux de chômage – Suisse -	12
Figure 6 - La courbe «UV » pour l'économie suisse en taux, 1975	14
Figure 7 - Indice de Gini et taux de chômage dans les villes de plus de 20'000 habitants, Données mensuelles janvier 1990 – janvier 2006	17
Figure 8 - Indice de Gini mesuré au niveau des entrées et des sorties au/du chômage - Cantons, données mensuelles janvier 1994 – décembre 2005.....	18
Figure 9 - Rapport entre les taux de sortie (respectivement taux d'entrées) à Genève et à Bâle Ville (Cantons), 1994-2006	19
Figure 10 - Rapport entre la durée moyenne du chômage à Genève et à Bâle Ville (cantons) et Valais - 1993-2005	20
Figure 11 - Fonctions de survie pour les grandes villes	23
Figure 12 - Cantons avec une faible probabilité de chômage de longue durée	24
Figure 13 - Cantons avec une forte probabilité de chômage de longue durée	25
Figure 14 - Distribution des cantons en fonction de leur taux de chômage et de la durée, décembre 2005	27
Figure 15 - Taux de chômage médian et écart interquartiles - Communes > 2'000 hab. - 1995-2005	29
Figure 16 - Durées médianes de chômage et écarts interquartiles - Communes > 2000 hab.- 1995-2005	30
Figure 17 - Taux de chômage et écarts interquartiles - Communes > 2'000 hab - 2005	30
Figure 18 - Durées médianes de chômage et écarts interquartiles - Communes > 2'000 hab.- 2005	31
Figure 19 - Distribution des communes de plus de 2'000 habitants en fonction de leur taux et de leur durée de chômage, décembre 2005.....	33
Figure 20 - Les différents types d'épisodes de chômage	50
Figure 21 - Les différentes formes possibles de la fonction de hasard selon la durée écoulée.....	51
Figure 22 - Effets fixes cantonaux par rapport à Zurich, chômeur ayant un profil moyen	55
Figure 23 - Effets fixes cantonaux par rapport à Zurich, chômeur ayant un profil moyen	56
Figure 24 - Effets fixes cantonaux pour les années 1995 et 2004.....	56
Figure 25 - Courbes de Lorenz pour le calcul des indices de Sen, Genève – Uri, 2005	84
Figure 26 – Courbes de Lorenz pour le calcul des indices de Sen, Genève – Vaud, 2005.....	85
Figure 27 - Rapport entre les indices de Sen pour Genève, Bâle-Ville et la Suisse,.....	87
Figure 28 - Taux de chômage médian et écart interquartile, catégories de communes, décembre 2005.....	91
Figure 29 - Durée médiane de chômage et écart interquartile, catégories de communes, décembre 2005	92

Staatssekretariat für Wirtschaft (Seco)
Effingerstrasse 1, CH-3003 Bern
Tel 031 323 59 42, Fax 031 323 54 47
www.seco.admin.ch, seco@seco.admin.ch

Eidgenössisches Volkswirtschaftsdepartement Département fédéral de l'économie Dipartimento federale dell'economia