
PANEL SOCIO-ECONOMIQUE "LIEWEN ZU LËTZEBUERG"

A LA RECHERCHE DES DETERMINANTS DE LA DUREE DU CHOMAGE AU LUXEMBOURG

par

Jacques BROSIUS

Présentation du programme PSELL 2

Les informations présentées dans ce cahier proviennent du programme PSELL 2 développé par la Division "Population et Ménages" du CEPS/INSTEAD. Le Grand-Duché de Luxembourg dispose d'un instrument exceptionnel permettant de connaître les conditions d'existence des personnes et des ménages qui y vivent depuis 1985 : le panel socio-économique "Liewen zu Lëtzebuerg" (PSELL).

Dans le cadre de ce programme, de nombreuses informations sont récoltées chaque année sur les principaux aspects de la vie de la population du pays :

- Conditions de logement, équipement et composition des ménages
- Principales dépenses
- Précarité
- Endettement
- Position scolaire des enfants
- Position socioprofessionnelle des adultes
- Revenus,...

En 1994, cette étude a fêté son dixième anniversaire. Sur le plan scientifique, cet événement représentait certainement un succès parce qu'il est très rare qu'un même programme de recherche puisse être développé sur une période aussi longue. Une large part de ce succès revient toutefois aux milliers de personnes qui, au fil des années, ont accepté de recevoir chez elles nos enquêteurs et de participer à ce vaste programme ; par leur contribution, elles ont permis de réunir un capital de connaissances inestimable, couvrant dix ans de la population de notre pays.

Les données récoltées ont déjà fait l'objet de nombreuses études publiées pour la plupart au CEPS/INSTEAD dans les séries suivantes :

- Documents PSELL (voir liste en annexe)
- Documents de recherche
- PSELL INFO
- ECOCEPS
- Population & Emploi

A partir de 1994, l'échantillon de l'étude a été rénové. Il compte désormais 8232 personnes réparties dans 2978 ménages (avant pondération). Cet échantillon évolue comme la population du pays. Il prend en compte les naissances, l'immigration, les mariages, les décès et l'émigration.

Pour plus d'informations :

Isabelle BOUVY

Tél. : (00352) 58 58 55-513

Fax : (00352) 58 55 60

e-mail : isabelle.bouvy@ceps.lu

Document produit par le

CEPS/INSTEAD

Centre d'études de populations, de pauvreté et de politiques socio-économiques

B.P. 48

L-4501 DIFFERDANGE

Président : Gaston SCHABER

Document PSELL n°126 - ISBN 2-87987-279-0

SOMMAIRE

INTRODUCTION	5
PREMIERE PARTIE : Aspects théoriques	9
CHAPITRE 1 :	Théorie économique : la théorie de la recherche d'emploi	11
CHAPITRE 2 :	Théorie économétrique : les modèles de Kaplan-Meier, de Cox et de temps de sortie accéléré	17
DEUXIEME PARTIE : Analyse empirique		
	<i>Le chômage au Luxembourg</i>	33
CHAPITRE 3 :	La durée du chômage : analyses non paramétrique et paramétrique	35
	Section 1 : Analyse non paramétrique	37
	Section 2 : Analyse semi-paramétrique, Analyse paramétrique	44
	Section 3 : Les résultats de l'analyse paramétrique: Présentation et discussion	51
CONCLUSION	57
BIBLIOGRAPHIE	61

INTRODUCTION

LE CHÔMAGE, UNE RÉALITÉ AU LUXEMBOURG

Au cours du XX^{ième} siècle, le marché de l'emploi au Luxembourg a longtemps été caractérisé par une situation de plein emploi. C'est en 1974, avec la première crise pétrolière, qu'une période difficile pour le pays s'est annoncée, avec de profondes mutations au sein de l'économie. Le problème du chômage est devenu une réalité et les interventions gouvernementales se sont multipliées. Depuis les années 80, le marché du travail luxembourgeois a été marqué par un mariage paradoxal entre création d'emplois et augmentation du chômage. En effet, parallèlement à des taux de progression records de l'emploi salarié, le taux de chômage est passé de 0,7 % en 1980 à 3,3 % en 1997. Ce problème de chômage, bien que minime par rapport à celui des autres pays de l'Union Européenne, mérite une analyse économique approfondie.

G₁

Le taux de chômage au Luxembourg.



Source : Statec

D'UNE APPROCHE MACRO-ÉCONOMIQUE DE L'ÉVOLUTION DU CHÔMAGE...

Au Luxembourg, la plupart des études économiques portant sur le chômage ont eu pour objectif d'examiner le fonctionnement du marché de l'emploi en analysant les variations du taux de chômage dans le temps¹. Bien que cette approche macro-économique révèle d'intéressants détails sur la structure et l'évolution du chômage et bien qu'elle permette d'entreprendre des comparaisons internationales, elle ne nous fournit pas de conclusions détaillées sur les déterminants micro-économiques de la durée du chômage.

... À UNE ANALYSE MICRO-ÉCONOMIQUE DE LA STRUCTURE DU CHÔMAGE

Afin d'analyser les déterminants micro-économiques de la durée du chômage, nous allons adopter une démarche d'analyse dans le cadre de la *théorie de la recherche d'emploi* (McCall (1970); Mortensen (1970)), approche qui consiste à déterminer le profil des chômeurs et les caractéristiques individuelles qui influencent leurs durées de chômage.

La présente étude sur les déterminants de la durée du chômage au Luxembourg est subdivisée en deux parties.

La **PREMIERE PARTIE** traite des aspects théoriques de l'approche économique choisie pour analyser les déterminants de la durée du chômage. Elle sera subdivisée en deux chapitres.

- **Théorie économique - La théorie de la recherche d'emploi** : La théorie néoclassique de la recherche d'emploi dans un cadre d'information imparfaite telle qu'elle a été développée par McCall (1970) et par Mortensen (1970) est présentée. Dans ce cadre, la notion de salaire de réservation est centrale puisqu'elle permet d'expliquer les variations de la durée du chômage d'un individu à l'autre.
- **Théorie économétrique – Les modèles de Kaplan-Meier, de Cox et de temps de sortie accéléré** : La modélisation micro-économétrique permet de reformuler la théorie économique afin de rendre possible la détermination statistique des facteurs qui influencent la durée du chômage. Les modèles de durée rendent compte du problème de données censurées à l'aide de l'analyse de la probabilité conditionnelle de sortie du chômage.

¹ Adam & Duhr (1996) présentent une bibliographie commentée des études, articles et documents traitant du chômage au Luxembourg jusqu'en 1996. Pour une analyse plus récente, voir Hausman (1999) et les *Rapports d'Activité du Ministère du Travail et de l'Emploi*.

La **DEUXIEME PARTIE** procède à l'analyse empirique du chômage au Luxembourg.

- **La durée du chômage - analyses non paramétrique et paramétrique** : Une présentation de la base de données du PSELL est suivie d'une *analyse non paramétrique* de la durée du chômage. Des estimations économétriques plus détaillées permettent ensuite de qualifier et de quantifier les effets des caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi sur la durée de chômage. Deux approches sont appliquées : la *méthode semi-paramétrique* et les *estimations paramétriques*. Le chapitre se termine par la présentation et la discussion des résultats d'estimation de l'analyse paramétrique.

PREMIERE PARTIE

ASPECTS THEORIQUES

CHAPITRE I

**Théorie économique :
La théorie de la recherche d'emploi**

La théorie micro-économique néo-classique de l'offre de travail, théorie basée sur l'idée d'un arbitrage entre le travail et le loisir, considère un chômeur comme un individu qui préfère le loisir au travail. Cette théorie ne permet pas de bien modéliser les décisions de participation au marché du travail puisqu'elle néglige le temps et les coûts nécessaires à la recherche d'un emploi. Ceci découle de l'hypothèse fondamentale du modèle selon laquelle l'information dont le demandeur d'emploi dispose est parfaite. « Elle suppose que chaque agent connaît toutes les caractéristiques de tous les emplois offerts, et qu'il ne lui reste plus qu'à décider du nombre d'heures – éventuellement égal à zéro – qu'il veut effectuer étant donné le salaire, unique et lui aussi parfaitement connu, régnant sur le marché du travail. » (Cahuc & Zylberberg, 1996, p.19). Cette approche simplificatrice de la théorie néo-classique fait que la recherche d'emploi est considérée comme étant instantanée et que, par conséquent, la durée de chômage est nulle. Ainsi, ce cadre théorique ne permet pas de rendre compte de l'existence de durées de chômage prolongées. Il en résulte la nécessité d'une extension du modèle de base.

La nouvelle approche néo-classique connue sous le nom de théorie de la recherche d'emploi (job search) est développée dans les années 1970 par McCall (1970) et par Mortensen (1970). Elle se propose d'étendre le cadre théorique de base à un environnement d'information imparfaite qui fait que la recherche d'emploi est une activité coûteuse en temps et en ressources financières. En effet, les demandeurs d'emploi ne disposent pas de toutes les informations sur les postes vacants et sur la structure des salaires offerts. Par conséquent, ils doivent mettre en œuvre un processus de recherche qui leur permet de trouver le plus vite possible un emploi qui leur donne satisfaction.

Le cadre théorique présenté infra reprend un modèle simple de recherche séquentielle d'emploi. Des modèles à spécifications plus riches ont été développés afin de saisir d'autres aspects secondaires reliés au problème du chômage, mais leur présentation compliquerait inutilement la compréhension des idées de base².

Considérons un individu sans travail qui est à la recherche d'un emploi. En échange de son activité de recherche, cet individu reçoit chaque semaine une seule offre d'emploi. L'incertitude de cette offre à salaire w est modélisée par le tirage de w d'une distribution de salaires, les salaires étant compris entre \underline{w} et \bar{w} . Ce tirage se fait de façon indépendante d'une semaine à la suivante, hypothèse qui garantit que l'offre obtenue en une semaine n'est pas influencée par celle obtenue la semaine précédente. Par ailleurs, le modèle avance l'hypothèse que les conditions dans lesquelles s'effectue la recherche d'emploi ne varient pas d'une période à l'autre.

² Pour des modèles à spécifications plus riches tels que la recherche dite sur-le-tas, le choix de l'intensité de la recherche ou l'extension du modèle à un cadre non stationnaire, voir Kiefer & Neumann (1989), Lancaster (1990) et Ashenfelter et al (1986).

Au moment où la personne reçoit une offre d'emploi à salaire w , elle doit choisir parmi deux situations possibles. D'une part, elle peut accepter cette offre et, par une hypothèse d'impossibilité de recherche consécutive à une embauche, rejeter la possibilité de trouver un emploi à salaire plus élevé. D'autre part, le demandeur d'emploi peut décider de refuser l'offre et de continuer la recherche d'emploi, tout en espérant trouver un autre travail à caractéristiques plus satisfaisantes³. Dans ce deuxième cas de figure, la personne ne peut pas revenir sur sa décision antérieure et elle reçoit une indemnisation de chômage w^u . Une nouvelle offre d'emploi ne lui sera présentée que la semaine suivante.

La décision d'accepter ou de rejeter une offre d'emploi est le résultat d'un calcul de maximisation de satisfaction personnelle. En effet, chaque agent économique essaie de maximiser l'espérance d'utilité du revenu salarial qu'il peut recevoir au cours de sa vie professionnelle. Mathématiquement, cette espérance d'utilité s'écrit :

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t y_t \quad (1.1)$$

Dans cette expression, $\beta \in [0,1]$ désigne le facteur d'escompte qui détermine de combien l'individu apprécie les revenus futurs et peut encore s'écrire comme $1/(1+r)$ où r est le taux d'intérêt réel ; y_t représente le revenu que l'individu reçoit dans la période de temps t . Pour une personne au chômage y_t est égal à w^u , tandis que pour un travailleur y_t est égal à w .

Le problème de maximisation d'utilité d'un demandeur d'emploi se pose donc de la façon suivante. Lorsqu'un emploi lui est offert, il doit comparer l'utilité (la satisfaction) qui résulte de celui-ci aux utilités qui correspondent aux autres offres qu'il aurait pu recevoir. Si la probabilité est grande d'obtenir une meilleure offre d'emploi la semaine suivante, l'individu va décider de rejeter l'offre actuelle en faveur d'une offre postérieure. En d'autres mots, le demandeur d'emploi doit comparer l'espérance d'utilité de deux situations : un emploi à salaire w , d'une part, et une période de chômage à revenu w^u avec une chance d'un salaire supérieur à w la semaine suivante, d'autre part. Il est vrai qu'à court terme l'utilité correspondant au choix de rejeter l'offre (utilité = w^u) est moins élevée que celle issue de l'acceptation de l'offre (utilité = $w > w^u$), mais à long terme ceci n'est plus vrai lorsque le salaire de l'offre actuelle est inférieur au salaire d'une offre ultérieure.

Le montant du salaire w qui incite le chômeur à accepter la première offre d'emploi dépend de la fonction de distribution des salaires, du montant de l'indemnisation de chômage w^u et du facteur d'escompte β . La dérivation de ce *salaire de réservation* utilise des formules mathématiques complexes⁴. Pour notre travail il convient de faire abstraction de ces formulations pour nous limiter à l'idée principale sous-jacente.

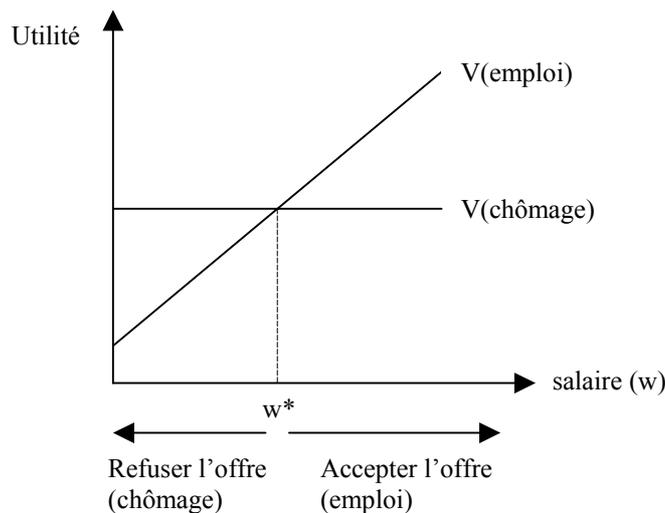
³ Nous allons supposer par la suite que les différents emplois se distinguent seulement par le salaire offert et non pas par d'autres caractéristiques telles que l'environnement de travail, le nombre d'heures de travail, etc.

⁴ Pour les détails mathématiques se référer à Ashenfelter et al (1986).

Supposons que l'utilité, V_u , qui correspond à une situation de chômage ne dépende ni d'une offre salariale ultérieure, ni de la fonction de distribution des salaires, qu'elle soit donc constante sur toute la période de temps durant laquelle l'individu se trouve au chômage. Admettons par ailleurs que l'utilité qui résulte d'un travail, V_e , soit une fonction croissante du salaire reçu, mais qu'elle ne dépende pas de la fonction de distribution des salaires. Etant donné ces hypothèses de base, le comportement optimal du demandeur d'emploi peut être déterminé à l'aide de la méthode du salaire de réservation. Chaque chômeur se fixe alors un salaire w^* tel que les offres salariales supérieures ou égales à w^* sont acceptées tandis que les offres inférieures à w^* sont refusées (cf. graphique 2).

G₂

La dérivation du salaire de réservation à partir des fonctions d'utilité



Le salaire de réservation w^* , intersection entre les deux fonctions d'utilité V_u et V_e , est le salaire qui laisse l'individu indifférent par rapport à la décision d'accepter ou de refuser une offre salariale. La probabilité qu'une offre d'emploi à salaire w soit acceptée est donc égale à la probabilité que w excède w^* . Or, ceci dépend de la distribution des offres salariales. Mathématiquement, cette probabilité est donnée par :

$$\pi = \int_{w^*}^{\infty} p(w)dw \quad (1.2)$$

où $p(w)$ est la distribution des offres salariales.

Dans ce cadre théorique, la *durée du chômage* est donc modélisée en analysant deux probabilités. D'une part, la durée du chômage est fonction décroissante de la probabilité, ρ , de recevoir une offre d'emploi. D'autre part, la durée du chômage est fonction décroissante de la probabilité, π , d'accepter une offre d'emploi. Si π est élevée, la durée de recherche d'emploi et, par conséquent, la durée de chômage seront courtes. La probabilité instantanée de sortir du chômage, λ , qui détermine la période de non-emploi est alors donnée par le produit suivant :

$$\lambda = \rho \cdot \pi \quad (1.3)$$

λ , encore connu sous le nom de risque, dépend des caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi (puisque les probabilités de recevoir et d'accepter une offre dépendent des caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi). Ces différences inter-individuelles nous permettent de déterminer, à l'aide de modèles économétriques, les déterminants de la durée du chômage. Ce sont ces modèles micro-économétriques qui seront présentés dans le chapitre suivant.

CHAPITRE II

**Théorie économétrique:
Les modèles de Kaplan - Meier, de Cox et
de temps de sortie accéléré**

L'objet du présent chapitre est de transférer les concepts de la théorie de recherche d'emploi, présentés au chapitre 1, à un modèle micro-économétrique qui nous permettra, par la suite, de qualifier et de quantifier les déterminants de la durée du chômage.

Considérons une variable aléatoire non négative, T , qui représente la durée de chômage connue par un individu avant d'obtenir un emploi. En économétrie, cette variable est le plus souvent décrite par sa fonction de distribution cumulative :

$$F(t) = \text{Prob} (T < t) , 0 < t < \infty \quad (2.1)$$

$F(\cdot)$ donne la probabilité que la durée de chômage T soit plus courte qu'une période $[0,t]$.

La variable T étant continue, une description équivalente est fournie par la fonction de densité, $f(\cdot)$:

$$f(t) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{\text{Prob}(t \leq T < t + dt)}{dt} = \frac{\partial F(t)}{\partial t} \quad (2.2)$$

Cette fonction, $f(t)$, correspond à la probabilité inconditionnelle qu'un individu connaisse une période de chômage de T mois.

D'autre part, la fonction de survie est, elle aussi, reliée à la fonction de distribution cumulative :

$$S(t) = 1 - F(t) = \text{Prob} (T \geq t) \quad (2.3)$$

La fonction de survie $S(\cdot)$ est l'expression statistique de la probabilité inconditionnelle que la durée du chômage, T , soit plus longue que la période $[0,t]$.

A l'aide des deux fonctions $f(t)$ et $S(t)$, nous pouvons construire une fonction de distribution qui est très importante dans l'analyse des durées: la fonction de risque. En présence d'une population homogène de demandeurs d'emploi, la fonction de risque est donnée par:

$$\lambda(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + dt \mid T \geq t)}{dt} \quad (2.4)$$

Au numérateur on trouve la probabilité qu'une personne qui a connu une période de chômage T , jusqu'à l'instant t , sorte de cet état dans un intervalle de temps très court dt suivant t . En divisant cette probabilité conditionnelle par dt on obtient la probabilité moyenne de sortie. Le risque de sortie (i.e. la probabilité instantanée de sortie) est obtenu en considérant des intervalles de temps dt de plus en plus courts. On dit que dt tend vers zéro. La fonction de risque rassemble les différents risques de sortie pour différentes durées de chômage.

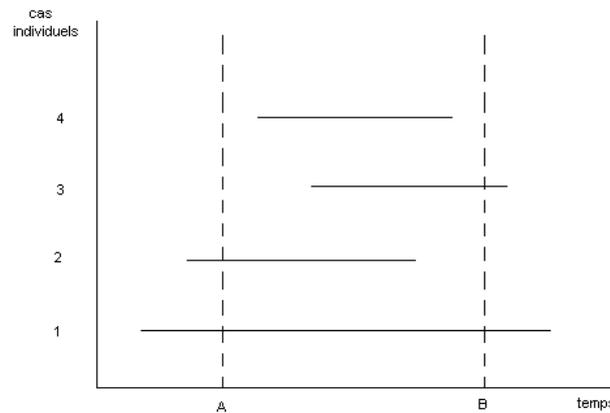
En économie, il est néanmoins très rare de pouvoir affirmer qu'une population est homogène et que les observations sont tirées d'une même distribution de probabilité. La probabilité de sortie du chômage semble plutôt varier avec l'âge, la qualification et avec d'autres caractéristiques qui changent d'un individu à l'autre. C'est pourquoi, il est nécessaire de compléter la fonction de risque simple, telle qu'elle a été présentée ci-dessus, par des variables explicatives qui nous permettent de réduire au maximum les différences inter-individuelles. En regroupant ces caractéristiques dans un vecteur \mathbf{x} , la nouvelle fonction de risque se présente de la façon suivante :

$$\lambda(t; \mathbf{x}) = \lim_{dt \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T < t + dt \mid T \geq t, \mathbf{x})}{dt} \quad (2.5)$$

L'analyse économétrique de la durée du chômage pourrait se servir de n'importe laquelle de ces fonctions de distributions (fonction de distribution cumulée, fonction de densité, fonction de survie ou fonction de risque). D'un point de vue statistique chacune des quatre fonctions retient la même information sur la durée de chômage. Pour la modélisation des variables de durée, les économètres ont préféré utiliser la fonction de risque. Trois raisons principales permettent de justifier ce choix: le lien à la théorie de la recherche séquentielle d'un emploi, le problème des données censurées et l'information sur la dépendance de durée. Considérons chacun de ces points en plus de détail.

L'utilisation de la probabilité conditionnelle de sortie du chômage (i.e. l'utilisation de la fonction de risque) correspond bien à la représentation théorique qui a été présentée dans le chapitre précédent. Rappelons que le modèle de recherche séquentielle d'un emploi repose sur l'idée qu'un individu est confronté à une offre d'emploi qu'il choisit d'accepter ou de refuser. Si, après avoir comparé cette offre au salaire de réservation qu'il s'est fixé, l'agent économique décide de la refuser, il prolonge la durée de recherche d'emploi d'une période, par exemple d'une semaine (selon nos hypothèses théoriques). Une nouvelle possibilité de sortir du chômage ne lui sera proposée qu'après une semaine. On est donc bien dans le cas d'une suite de probabilités conditionnelles. On pourrait alors se demander quelle est la probabilité de sortir du chômage étant donné que l'individu a connu une période de chômage d'une semaine, de deux semaines, etc. C'est justement avec les fonctions de risque qu'on peut répondre à ces questions.

La deuxième raison pour laquelle il est préférable de modéliser la durée de chômage à l'aide de la fonction de risque est due à une caractéristique fondamentale des données de durée : les censures.



A= début de la période d'observation; B= fin de la période d'observation ;
 1 – censures à gauche et à droite ; 2 – censure à gauche ;
 3 – censure à droite ; 4 – pas de censure.

Les données censurées peuvent se présenter de deux façons.

Les censures à gauche sont dues au manque d'information sur la situation professionnelle (emploi, chômage ou inactivité) d'un individu avant le début de la période d'observation de l'enquête (voir graphique 3, cas individuels 1 et 2). Nous savons que les individus 1 et 2 sont au chômage au début de la période d'observation mais nous ne connaissons pas leurs durées de chômage avant le début de la période d'observation. Ainsi, la durée du chômage déclarée (observée dans la base de données) risque de sous-estimer la durée réelle de recherche d'emploi.

Les censures à droite peuvent être subdivisées en deux catégories. D'une part, la durée du chômage à la fin de la période d'observation de l'enquête n'est pas connue avec exactitude pour les individus qui sont encore à la recherche d'un emploi à ce point final (voir graphique 3, cas individuels 1 et 3). Etant donné que cette censure concerne tous les individus de l'enquête, on parle de *censure à droite fixe*. D'autre part, la censure à droite peut être le résultat d'un problème d'attrition: au cours de la période d'observation, les informations sur certains individus ne sont plus disponibles. Ceci peut être dû à divers faits tels que les refus de réponse, les décès et les émigrations. Cette deuxième censure à droite varie d'un individu à l'autre et l'on parle donc de *censure à droite aléatoire*. Comme dans le cas de la censure à gauche, il existe un risque de sous-estimation de la durée réelle du chômage.

Les données censurées à gauche ne peuvent être retenues dans l'analyse économétrique. Les problèmes causés par la présence de données censurées à droite peuvent être résolus à l'aide de la fonction de risque. Ainsi, au lieu d'analyser la probabilité qu'un individu soit au chômage pendant une durée de dix semaines, nous allons nous intéresser à la probabilité qu'un individu sorte du chômage dans la onzième semaine, étant donné qu'il a passé une période ininterrompue de dix semaines au chômage. La première de ces deux approches nécessite la connaissance de la durée exacte du chômage, tandis que la deuxième permet d'utiliser les informations même si la durée totale du chômage n'est pas connue en raison d'un problème de censure à droite. En conclusion, l'approche conditionnelle se révèle plus intéressante puisqu'elle permet d'augmenter le nombre d'observations en retenant les données censurées à droite.

Enfin, il existe une troisième raison qui permet de justifier l'utilisation de la fonction de risque pour modéliser la durée du chômage : la fonction de risque nous permet d'analyser les dépendances de durée de la probabilité de sortie du chômage. La dépendance de durée à un point t^* est positive lorsque la dérivée première de la fonction de risque par rapport au temps est positive : $d\lambda(t)/dt > 0$ pour $t = t^*$. Autrement dit, la dépendance de durée est positive lorsque la probabilité instantanée de sortie du chômage augmente avec la durée du chômage de façon à ce que le demandeur d'emploi qui a connu la période de chômage la plus longue trouve un emploi le premier. Logiquement, on parle de dépendance de durée négative lorsque $d\lambda(t)/dt < 0$.

Les trois arguments précédents font donc que c'est la fonction de risque qui est utilisée dans les modèles micro-économétriques connus sous le nom de modèles de risque (de durée) continu. Le terme *continu* vient du fait que, dans ces modèles, la durée de chômage est traitée comme une variable aléatoire continue⁵. L'objectif des estimations économétriques est de qualifier et de quantifier les effets des caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi sur la probabilité de sortir du chômage. Ces estimations peuvent se faire de trois façons différentes.

La *méthode non paramétrique* permet de visualiser les informations sur la durée du chômage à l'aide de graphiques de la fonction de risque. Cette approche ne tient que partiellement compte des différences inter-individuelles en subdivisant la population étudiée en sous-groupes homogènes. Des *techniques semi-paramétriques* ont été développées afin de pouvoir estimer les coefficients des variables explicatives (i.e. des caractéristiques personnelles des chômeurs), sans néanmoins avoir à spécifier la forme de la fonction de risque sous-jacente. Les *estimations paramétriques* offrent une plus grande flexibilité en permettant de spécifier à la fois les variables à inclure comme facteurs explicatifs de la durée du chômage et la forme de la fonction de risque sous-jacente. Ces trois modèles sont maintenant présentés de façon plus détaillée.

⁵ Des modèles ont été développés qui traitent la variable de durée comme donnée discrète (voir Kiefer, 1988a ; Hujer et al, 1996).

Les méthodes d'estimation non paramétrique sont utilisées par les économistes en vue d'une analyse préliminaire des informations sur les durées du chômage. Cette approche fournit des détails intéressants quant à la spécification des modèles paramétriques et elle permet de déterminer les distributions sous-jacentes les plus adéquates. Nous allons nous concentrer sur la *méthode proposée par Kaplan & Meier* en 1958. Il est important de noter que seules des sous-populations homogènes font l'objet de cette approche statistique.

Soit d_i le nombre d'épisodes de chômage qui se terminent en t_i , et m_i le nombre d'observations censurées (à droite) entre t_i et t_{i+1} , l'ensemble de risque (risk set), n_i , est l'ensemble des épisodes de chômage qui risquent de se terminer à l'instant t_i :

$$n_i = \sum_{j \geq i} (m_j + d_j) \quad (2.6)$$

Un estimateur de la fonction de risque est alors donné par la formule mathématique suivante :

$$\bar{\lambda}(t_i) = d_i/n_i \quad (2.7)$$

L'estimateur de la fonction de survie s'écrit :

$$\bar{S}(t_i) = \prod_{j=1}^i (1 - \bar{\lambda}_j) = \prod_{j=1}^i (n_j - d_j)/n_i \quad (2.8)$$

Les formules statistiques des équations (2.7) et (2.8) nous permettent, dans la procédure d'estimation, de déterminer de façon préliminaire les formes des fonctions de risque et de survie qui correspondent le mieux aux données sur les demandeurs d'emploi. Bien que cette méthode prenne en compte les problèmes de censures à droite, elle n'inclut pas toutes les variables susceptibles d'influencer la durée du chômage. Il s'est donc révélé nécessaire de développer des modèles économétriques qui corrigent ce désavantage de l'approche non paramétrique.

Il existe principalement deux catégories de modèles de durée qui permettent de réaliser une estimation des fonctions de risque en tenant compte des caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi. Il s'agit des modèles semi-paramétriques, d'une part, et des modèles paramétriques, d'autre part.

La méthode semi-paramétrique la plus utilisée a été proposée par Cox en 1972 et est connue sous le nom de *modèles à hasards proportionnels*. Ces modèles sont composés d'une fonction de risque de base, λ_0 , et d'une fonction regroupant les variables explicatives et leurs paramètres associés, $\Phi(x, \beta)$. La fonction de risque est donc définie comme suit :

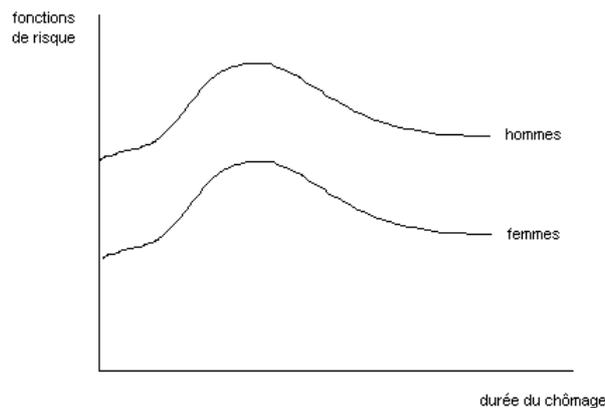
$$\lambda(t; x) = \Phi(x; \beta) \cdot \lambda_0(t) \quad (2.9)$$

Dans cette spécification, λ_0 correspond au cas de figure où les caractéristiques individuelles sont nulles (i.e. $\Phi(.)=1$) ; x est le vecteur de caractéristiques individuelles et β est le vecteur de paramètres à estimer. Le plus fréquemment, on pose : $\Phi(x ;\beta) = \exp(\beta'x)$.

Cette approche est dite semi-paramétrique puisqu'elle n'impose pas une forme spécifique pour la fonction de risque de base λ_0 . Les paramètres du vecteur β sont estimés en maximisant la fonction de vraisemblance partielle⁶. Les variables explicatives ont pour effet de déplacer verticalement la fonction de risque d'un sous-groupe homogène de la population par rapport à un autre, sans néanmoins modifier sa forme. D'où le terme de hasards proportionnels.

G₄

Illustration théorique de l'effet du sexe sur la fonction de risque dans le modèle à hasards proportionnels



La deuxième méthode économétrique, connue sous le nom de méthode paramétrique, permet de compléter l'information sur les variables explicatives par la spécification de la fonction de risque de base λ_0 qui, comme on vient de le voir, n'a pas été spécifiée dans les modèles semi-paramétriques. Le *modèle à temps de sortie accéléré* s'écrit sous la forme générale :

$$\text{Log}(T) = \alpha + x'\beta + \sigma \log(T_0) \quad (2.10)$$

où α est un paramètre (constant) de localisation générale, β un vecteur de paramètres associés à x , σ un paramètre d'échelle (positif), et T_0 une variable aléatoire, dont la loi définit la loi de T (conditionnellement à x) (Bonnal&Fougère (1990)).

⁶ Pour une présentation de cette méthode d'estimation nous renvoyons à Kalbfleisch & Prentice (1980).

C'est cette loi que l'économètre doit spécifier afin de pouvoir estimer l'effet des variables explicatives sur la variable dépendante. Cette dernière correspond, dans le présent modèle, à la durée du chômage et non pas à la fonction de risque. Trois lois sont fréquemment utilisées. Le choix entre celles-ci est guidé par les hypothèses théoriques faites sur la dépendance de durée de la probabilité de sortie du chômage, ainsi que par les résultats de la méthode non paramétrique. Tandis que la loi exponentielle suppose que la probabilité de sortie du chômage soit la même pour des chômeurs qui ont connu des périodes de chômage plus ou moins longues, la loi de Weibull et la loi log-logistique prennent en compte une dépendance de durée positive ou négative.

Les fonctions de distribution cumulative $F(t)$, de densité $f(t)$, de survie $S(t)$ et de risque $\lambda(t)$ s'écrivent de la façon suivante :

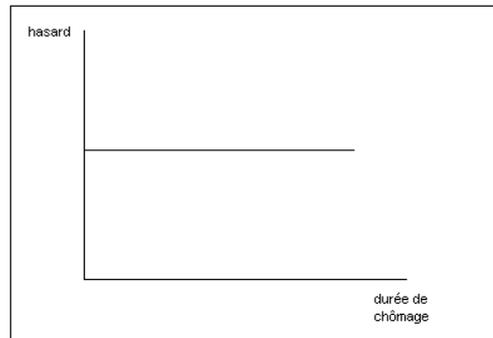
Loi exponentielle (à paramètre γ):

$$F(t) = 1 - \exp(-\gamma t)$$

$$f(t) = \gamma \exp(-\gamma t)$$

$$S(t) = \exp(-\gamma t)$$

$$\lambda(t) = \gamma .$$



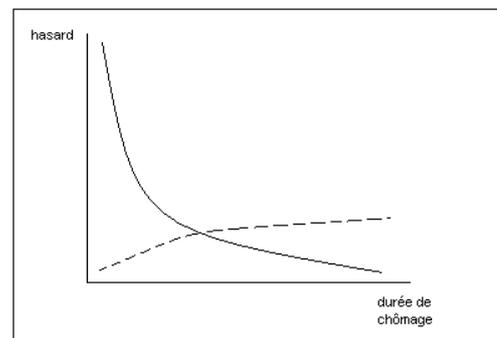
Loi de Weibull (à paramètres γ et α):

$$F(t) = 1 - \exp(-\gamma t^\alpha)$$

$$f(t) = (\gamma \alpha t^{\alpha-1}) \exp(-\gamma t^\alpha)$$

$$S(t) = \exp(-\gamma t^\alpha)$$

$$\lambda(t) = \gamma \alpha t^{\alpha-1} .$$



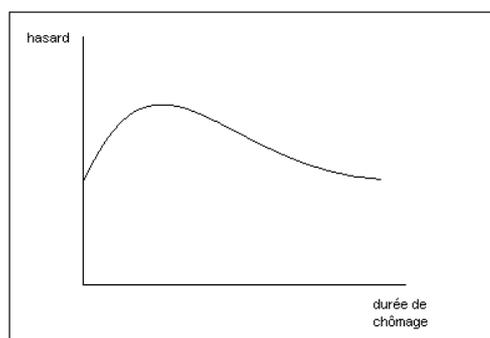
Loi Log-logistique (à paramètres γ et α):

$$F(t) = 1 - [1 / (1 + t^\alpha \gamma)]$$

$$f(t) = (\gamma \alpha t^{\alpha-1}) / (1 + t^\alpha \gamma)^2$$

$$S(t) = 1 / (1 + t^\alpha \gamma)$$

$$\lambda(t) = (\gamma \alpha t^{\alpha-1}) / (1 + t^\alpha \gamma).$$



La probabilité instantanée de sortie du chômage étant constante pour différentes durées d'épisodes dans le cas de la loi exponentielle, cette distribution est encore connue sous le nom de *processus sans mémoire*. Cela signifie qu'un chômeur de longue durée n'est ni favorisé ni défavorisé par rapport aux autres demandeurs d'emploi. En appliquant la loi de Weibull ou la loi log-logistique, l'économiste exprime sa préférence pour une spécification plus riche qui permet le traitement d'une dépendance de durée positive ou négative. Une dépendance de durée négative, par exemple, correspondrait à une théorie de dégradation du savoir-faire d'un demandeur d'emploi au cours de son épisode de chômage. Ainsi, lorsque la recherche d'emploi devient trop longue, les employeurs sont moins intéressés à accueillir ce demandeur d'emploi dans leurs entreprises, à salaire de réservation donné. La probabilité de sortie diminue alors avec la durée du chômage. L'utilité de la loi log-logistique consiste dans la possibilité de combiner une dépendance de durée positive initiale avec une dépendance de durée négative pour des épisodes plus longs. Elle permet donc de vérifier la théorie qui stipule qu'au début de sa période de chômage, le demandeur d'emploi intensifie sa recherche d'emploi ce qui augmente sa probabilité de sortie du chômage (dépendance de durée positive). Lorsque la durée de non-emploi devient trop longue, le chômeur commence à être démotivé et, vu l'effet de la dégradation de son savoir-faire, la probabilité de sortie du chômage commence à diminuer (dépendance de durée négative).

Reste à déterminer les caractéristiques individuelles qui doivent être prises en compte dans le vecteur x des modèles (semi-)paramétriques. En économie, il est rare de trouver des données homogènes sur toute une population. Par conséquent, l'on peut supposer que les observations de la variable dépendante, qui est la durée du chômage, n'ont pas été tirées d'une même distribution de probabilité. C'est pourquoi nous introduisons, dans les modèles (semi-)paramétriques, des variables sur les caractéristiques individuelles qui sont susceptibles de faire varier la probabilité de sortie du chômage d'un individu à l'autre⁷.

⁷ Souvent les différences inter-individuelles sont dues à une hétérogénéité non mesurée. Pour les méthodes utilisées afin de résoudre ce problème, voir Lancaster (1990). Notons ici seulement qu'en ignorant cette hétérogénéité, les estimations des modèles peuvent être biaisées vers le bas et que le modèle peut présenter une dépendance de durée fallacieuse (Elbers & Ridder, 1982 ; Kiefer, 1988b).

Reconsidérons l'équation (1.3) de la partie théorique [$\lambda = \rho \cdot \pi$ (1.3)]. Cette équation montre que le *risque* (probabilité instantanée de sortie du chômage) dépend de deux probabilités différentes : la probabilité de recevoir une offre d'emploi et la probabilité d'accepter cette offre. Ce sont donc les caractéristiques individuelles susceptibles de faire varier ces deux probabilités qui doivent être retenues comme déterminants potentiels de la durée du chômage.

Les variables relatives à la probabilité de recevoir une offre d'emploi dépendent à la fois de l'intensité de recherche du demandeur et des caractéristiques personnelles recherchées par l'employeur. Les variables relatives à la probabilité d'accepter une offre d'emploi sont celles qui déterminent le niveau du salaire de réservation que le demandeur d'emploi se fixe.

Compte tenu de ces deux probabilités, il peut y avoir des effets contradictoires d'une même variable explicative sur la probabilité de sortie du chômage. C'est le cas pour une caractéristique qui, à la fois, a un effet positif sur la probabilité de recevoir une offre et un effet négatif sur la probabilité d'accepter cette offre.

Considérons maintenant quelques variables explicatives avec leurs effets attendus sur la durée du chômage, variables qui feront l'objet de la présente étude.

Age

Effet attendu

L'effet de l'âge sur la durée du chômage dépend de deux facteurs. D'une part, la probabilité de recevoir une offre diminue avec l'âge du demandeur du fait que l'employeur préfère investir dans une main-d'oeuvre jeune pour pouvoir en tirer un profit maximal. D'autre part, la probabilité d'accepter une offre augmente avec l'âge puisque les demandeurs d'emploi plus âgés se rendent compte de leur situation et réduisent leur salaire de réservation. L'effet net de l'âge sur la durée du chômage dépend donc de la force relative des deux influences en cause.

Références bibliographiques

Dans sa publication de 1979, Lancaster montre que les probabilités de sortie du chômage varient en sens inverse avec l'âge. Nickell (1979), en appliquant un modèle économétrique à variable de durée discrète, confirme ce résultat pour la Grande-Bretagne. Ces résultats ne seront guère remis en cause par la suite. Pour la France et l'Allemagne, la majorité des travaux empiriques trouvent une relation négative entre l'âge et la probabilité de sortie du chômage (voir : Joutard & Werquin, 1992 ; Guillot, 1995 ; Hujer et al., 1997).

Niveau de formation

Effet attendu

Un niveau de formation élevé est une caractéristique recherchée par les employeurs et augmente donc, pour les demandeurs d'emploi, la probabilité de recevoir une offre. Cependant, il semble probable qu'un chômeur qui dispose d'une bonne formation fixe un salaire de réservation plus élevé, ce qui fait diminuer la probabilité qu'il accepte l'offre d'emploi reçue. L'effet net de ces deux forces sur la durée du chômage est donc fonction des facteurs intervenants.

Références bibliographiques

Dans les travaux empiriques, il y a un consensus général sur la conclusion que la probabilité de sortie du chômage augmente avec le niveau de formation scolaire, ceteris paribus. Néanmoins, pour l'Allemagne, les estimations de Hujer et al (1997) donnent des coefficients sur les variables de formation scolaire qui ne diffèrent pas statistiquement de zéro. Or, ceci revient probablement à la forte corrélation de ces variables relatives à la formation scolaire avec celles relatives à la formation professionnelle des demandeurs d'emploi.

Nationalité, sexe

Effet attendu

En l'absence d'une stratégie discriminatoire lors de l'embauche, la probabilité de sortie du chômage ne devrait être influencée ni par le sexe ni par la nationalité.

Références bibliographiques

En France, la nationalité française semble faciliter la réembauche. En effet, les chômeurs français ont une probabilité instantanée de transition vers l'emploi qui est de 28 % plus élevée que celle des étrangers (Bonnal & Fougère, 1990). Guillot (1995) retrouve un résultat comparable pour la Lorraine à l'aide de l'*Enquête Socio-Economique auprès des Ménages Lorrains*. En Allemagne, il semble aussi exister une préférence pour les chômeurs indigènes (Hujer et al, 1997).

Statut matrimonial, présence d'enfants au foyer

Effet attendu

Le statut matrimonial ne devrait pas avoir d'influence sur la probabilité de recevoir une offre d'emploi. Par contre, le fait d'être marié peut influencer la probabilité d'accepter un emploi dans le cas où le demandeur d'emploi n'est pas le seul rapporteur d'un revenu. Lorsque le conjoint, lui aussi, est rapporteur d'un revenu, le demandeur d'emploi peut profiter de cette situation pour prolonger sa recherche d'emploi afin de trouver un meilleur poste de travail.

La présence d'un ou de plusieurs enfants dans le ménage peut avoir un effet analogue puisque, en présence d'enfants, il semble probable que le demandeur d'emploi soit conduit à accepter plus rapidement une offre d'emploi pour pouvoir subvenir aux charges de son foyer.

Références bibliographiques

La plupart des travaux empiriques prennent en compte le statut matrimonial et la situation familiale comme déterminants potentiels de la durée du chômage. Lancaster (1979) souligne qu'en Grande-Bretagne la probabilité de réemploi d'un homme marié est plus élevée que celle d'un célibataire. Par contre, les résultats d'estimation de Meyer (1990) montrent qu'aux Etats-Unis les personnes mariées ont 8 fois moins de chances de sortir du chômage que les demandeurs d'emploi non mariés. Dans l'étude de Bonnal & Fougère (1990) sur les demandeurs d'emploi français, « seuls les hommes mariés dont la conjointe ne travaille pas et ayant au moins trois enfants ont une durée moyenne plus faible, et donc une probabilité de (re)trouver un emploi plus élevée, que les autres. (p.65) »

Handicap affectant le demandeur d'emploi

Effet attendu

Un handicap moteur, sensoriel ou mental risque de diminuer la probabilité de recevoir une offre d'emploi. On peut néanmoins supposer que les personnes concernées ajustent vers le bas leur salaire de réservation afin d'augmenter leurs chances de réintégration dans l'emploi. Par conséquent, il est difficile de prédire avec précision si la probabilité instantanée de sortie du chômage augmente ou diminue en présence d'un handicap.

Références bibliographiques

Les travaux empiriques qui prennent en compte l'état de santé s'accordent dans leurs conclusions qu'une personne handicapée a plus de difficultés à sortir du chômage que les demandeurs d'emploi en bon état de santé.

Secteur d'activité, recherche d'un emploi à plein temps

Effet attendu

La probabilité de recevoir une offre d'emploi varie en fonction du secteur d'activité dans lequel la personne veut travailler et en fonction du type d'emploi recherché (i.e.: temps partiel ou plein temps). L'effet final de ces deux facteurs dépend de la situation sur le marché de l'emploi.

Indemnisation de chômage

Effet attendu

L'indemnisation des chômeurs peut avoir un effet sur la durée du chômage. En améliorant la situation financière du demandeur d'emploi, elle risque d'augmenter le niveau minimal du salaire à partir duquel la personne concernée est prête à accepter une offre. La durée du chômage d'un chômeur indemnisé devrait donc être supérieure à celle d'un individu non indemnisé.

Références bibliographiques

Une grande partie des études empiriques ont pour objectif de vérifier cet effet attendu de l'indemnisation de chômage sur la durée de chômage. Une revue de littérature de ces travaux est présentée par Atkinson & Micklewright (1991) et par Cases (1994). La conclusion générale est que l'élasticité de la durée de chômage par rapport à l'indemnisation varie entre 0,2 et 0,9⁸. Ainsi, si l'on augmente le montant de l'indemnisation de 10 %, la durée du chômage augmente de 2-9 %. Berg (1990) souligne que l'effet de cette élasticité est d'autant plus faible que la période de chômage est plus élevée. Katz & Meyer (1988) et Meyer (1990) montrent que la durée du chômage est fortement influencée par la méthode d'attribution des indemnités. Ainsi, aux États-Unis où les allocations sont arrêtées après une période donnée, la probabilité de sortie du chômage augmente rapidement juste avant cette échéance. D'après les résultats de Narendranathan et al (1985), les jeunes chômeurs réagissent plus fortement à l'arrêt de l'indemnisation que les chômeurs âgés.

⁸ Notons néanmoins que certains travaux présentent des élasticités de 0 (Atkinson et al, 1984) et de 3,3 (Ridder & Gorter, 1986).

Nombre d'épisodes de chômage antérieurs

Effet attendu

Un demandeur d'emploi qui a déjà connu plusieurs épisodes de chômage antérieurs est supposé avoir une probabilité plus faible d'obtenir une offre d'emploi que quelqu'un qui n'a jamais été au chômage auparavant. Mais, tout comme le chômeur plus âgé, cette personne devrait s'apercevoir de sa situation difficile et, par conséquent, baisser son salaire de réservation. Ceci pourrait contrebalancer l'effet initial. Le signe attendu de cette variable n'est donc pas certain.

Références bibliographiques

Dans une étude française, Bonnal et Fougère (1990, p.65) concluent que « les hommes ayant connu au moins une période de chômage trouvent plus rapidement un emploi que ceux s'inscrivant pour la première fois à l'Anpe ». Hujer et al (1997) retrouvent un résultat semblable pour l'Allemagne à partir du 'German Socio-Economic Panel'. Cette étude montre par ailleurs que la probabilité de sortie du chômage est négativement liée au nombre total de mois antérieurs passés au chômage.

DEUXIEME PARTIE

ANALYSE EMPIRIQUE

LE CHOMAGE AU LUXEMBOURG

CHAPITRE III

**La durée du chômage :
Analyse non paramétrique et paramétrique**

SECTION 1 : Analyse non paramétrique des données

La base de données

La partie empirique de la présente étude utilise des données micro-économiques sur un certain nombre de demandeurs d'emploi au Luxembourg. Ces données sont recueillies, depuis 1994, par le *Centre d'Etudes de Population, de Pauvreté et de Politiques Socio-Economiques* (CEPS/Instead) dans son Panel Socio-Economique « Liewen zu Lëtzebuerg » (PSELL)⁹. L'objectif de cette enquête est de déterminer les conditions d'existence des personnes et des ménages qui vivent au Grand-Duché de Luxembourg.

La population cible du PSELL est formée par l'ensemble des individus et des ménages domiciliés au Luxembourg et liés directement ou indirectement au système luxembourgeois de sécurité sociale ou de protection sociale¹⁰. Sont donc exclus les fonctionnaires internationaux qui dépendent de systèmes de sécurité sociale spécifiques. Par ailleurs, le panel n'inclut pas les cadres et les employés étrangers qui, pour diverses raisons, peuvent avoir opté pour le maintien de leur affiliation avec le système de sécurité sociale de leurs pays d'origine. La population cible correspond donc à l'ensemble des personnes qui sont le plus directement liées aux mesures socio-économiques de lutte contre le chômage dont le système politico-administratif luxembourgeois assume la responsabilité.

Le PSELL est un échantillon représentatif de cette population cible, chaque membre de la base de sondage ayant une probabilité strictement supérieure à zéro d'être sélectionné¹¹. Ce critère étant respecté, « l'échantillon peut être utilisé pour produire des estimations sans biais de quantités reliées à la population qui lui correspond » (Gailly (1996), p.4). En plus, une procédure de pondération permet d'atteindre deux objectifs : il s'agit, d'une part, de maintenir ou de rétablir l'équiprobabilité de la sélection des unités d'échantillonnage et des unités d'observation ; il s'agit, d'autre part, de rétablir la correspondance entre les distributions observées dans le cadre de l'échantillon et les distributions connues dans la population de référence.

Le panel socio-économique adopte une approche longitudinale qui permet de fournir des informations détaillées sur les conditions d'existence de 9450 personnes (réparties dans 2978 ménages) qui vivent au Grand-Duché. Cette approche garantit le suivi continu des individus dans le temps, ceci afin de déterminer les facteurs dynamiques qui influencent leurs comportements. En plus, par son caractère longitudinal, la base de données dispose d'un plus grand nombre d'observations que les bases de données en coupe.

⁹ Il s'agit du deuxième panel socio-économique (PSELL II), le premier panel (1985-1994) ayant été complètement renouvelé en 1994. « Liewen zu Lëtzebuerg » se traduit par « Vivre au Luxembourg ».

¹⁰ Par liaison indirecte nous entendons ici la situation des membres d'un ménage qui, bien qu'ils ne soient pas eux-mêmes affiliés au système de sécurité sociale, peuvent faire partie de la population cible du fait qu'un autre membre du même ménage est directement affilié à ce système.

¹¹ Si la base de sondage comprend des unités qui ne devraient plus s'y trouver (par exemple des personnes émigrées), il est exclu de les écarter de l'échantillon. Ceci reviendrait à faire comme si leur probabilité de sondage était nulle. Dans ce cas, l'échantillon ne répondrait plus au critère requis pour pouvoir être considéré comme représentatif de la population définie par la base de sondage.

Par conséquent, le nombre de degrés de liberté augmente, la colinéarité entre variables explicatives se réduit et l'efficacité des coefficients estimés s'améliore (Hsiao, 1986, pp. 1-2). Enfin, le caractère longitudinal de l'enquête fait que l'échantillon évolue de façon comparable à la population totale du pays puisqu'il respecte les naissances, les migrations, les mariages, les cohabitations et les décès.

Détermination de la variable de durée du chômage

Le panel socio-économique permet de déterminer la variable de durée du chômage à partir d'une question rétrospective. En 1999, cette question a été formulée de la façon suivante : « Quelle a été votre activité professionnelle entre le 01.01.98 et le 31.12.98 ? » Parmi les treize réponses possibles, celle qui est la plus intéressante pour notre étude est la suivante : « Cherche un emploi ». En répondant à la question évoquée, chaque personne qui fait partie de l'échantillon du PSELL indique donc sa situation professionnelle pour l'année précédente, et ceci mois par mois. Le caractère longitudinal du panel fait que, en l'absence d'un problème d'attrition, il y a un suivi des individus sur plusieurs années. Ainsi, pour une personne qui fait partie du PSELL depuis 1994 et qui n'a pas refusé de répondre aux questions, nous connaissons la situation professionnelle sur soixante mois. La durée du chômage d'un individu est calculée en prenant la différence entre le mois d'entrée au chômage et le mois de sortie du chômage.

Censure de la variable de durée du chômage

Pour la détermination du nombre de périodes de chômage qui peuvent être utilisées dans la procédure d'estimation, il faut prendre en compte le problème des censures. Comme on l'a vu dans le chapitre relatif à la théorie économétrique, plusieurs cas peuvent se présenter.

La censure à gauche est le résultat de deux phénomènes. D'une part, pour une personne qui est dans une situation de recherche d'emploi dès janvier 1994 (début de l'enquête PSELL), la durée exacte du chômage ne peut être connue. D'autre part, les données sont censurées à gauche lorsque la première réponse donnée après une période de refus de réponse correspond à une situation de recherche d'emploi. Les données censurées à gauche ne peuvent être retenues pour la procédure d'estimation.

La censure à droite fixe constitue un problème qui se trouve partiellement réduit par le caractère longitudinal du panel. En effet, une enquête en coupe sur l'année 1996 ne permet pas de connaître la durée exacte du chômage d'un individu qui est à la recherche d'un emploi en décembre 1996. Le PSELL, lui, permet de résoudre ce problème étant donné qu'il continue à suivre la personne en 1997. Il réduit donc le nombre de périodes incomplètes de chômage. Pour la période d'observation dont nous disposons (1994-1998), la censure à droite fixe ne peut donc se faire qu'en décembre 1998.

La censure à droite aléatoire est le résultat d'un manque de réponses au cours de la période d'observation du PSELL.

Le tableau suivant présente un résumé des censures de la variable *durée du chômage*.

T₁

Censures de données selon la définition de la durée de chômage

	Base 1	Censures à gauche	Base 2	Censures à droite fixes	Censures à droite aléatoires
Nombre d'observations	614	189	425 (=614-189)	81	74

Base 1 : base de données avec censures à gauche.

Base 2 : base de données sans censures à gauche.

Le tableau 1 montre qu'après exclusion des épisodes censurés à gauche, le nombre d'individus qui connaissent 1 épisode de chômage ou plus dans la période 1994-1998 est de 425.

Episodes multiples de chômage

Jusqu'à présent, le calcul des périodes de chômage n'a pas pris en compte les épisodes multiples. On constate néanmoins à partir des variables de base qu'un certain nombre de personnes du PSELL ont connu plusieurs périodes de recherche d'emploi.

T₂

Nombre de personnes qui ont connu plusieurs épisodes de chômage

Nombre d'épisodes	1	2	3	4	5	6	Base 2	Base 3
Nombre d'observations	425	119	33	12	4	1	425	594

Base 2 : base de données sans censure à gauche et négligeant les épisodes multiples.

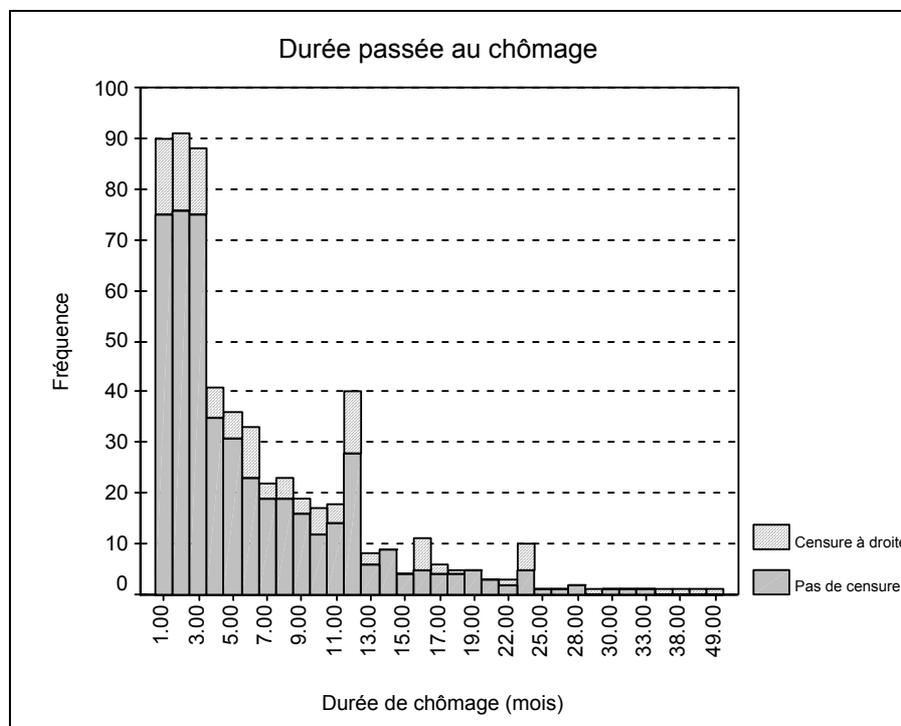
Base 3 : base de données sans censure à gauche et prenant en compte les épisodes multiples.

Par la suite, les épisodes multiples d'un individu particulier sont traités de la même manière que des périodes de chômage vécues par différentes personnes avec leurs caractéristiques personnelles respectives. Considérons par exemple un individu qui connaît un premier épisode de chômage en 1994 et un deuxième épisode en 1997. D'un point de vue statistique, cet individu est traité comme s'il s'agissait de deux personnes différentes. La première personne connaît un épisode de chômage en 1994 et ses caractéristiques personnelles sont représentées par un vecteur X_{1994} . La deuxième personne connaît un épisode de chômage en 1997 et ses caractéristiques personnelles sont représentées par un vecteur X_{1997} . Cette manière de procéder se justifie par le fait qu'un grand nombre de facteurs dynamiques changent d'une période de chômage à l'autre. Parmi ces facteurs, on trouve notamment le niveau de formation, l'âge et le statut matrimonial. Après la prise en compte des épisodes multiples, le fichier final contient donc 594 observations (cf. tableau 2).

La distribution de la variable de durée du chômage

L'histogramme de la durée passée au chômage est donné dans le graphique 5.

G₅ Histogramme de la durée du chômage



L'examen de l'histogramme de la durée du chômage donne lieu à deux remarques.

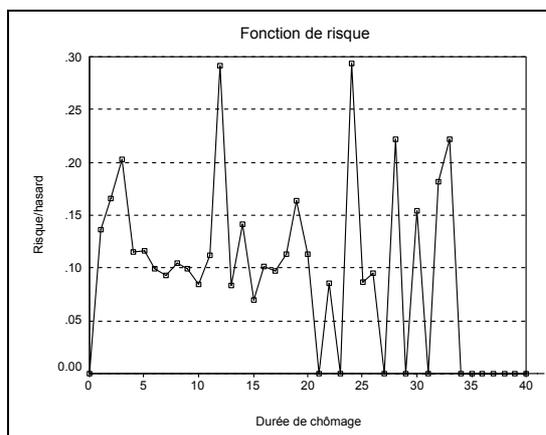
- La première remarque porte sur la distribution de la durée du chômage au Luxembourg. Le nombre de personnes qui connaissent une *courte période de chômage* est élevé ; l'effectif des demandeurs d'emploi qui se trouvent dans une situation de chômage prolongé est faible. A cause de la présence des durées censurées à droite, la présentation de statistiques décrivant la distribution de la durée de chômage (statistiques telles que la moyenne, la médiane, la variance) donnerait des résultats biaisés. Toutes ces valeurs sont sous-estimées et, par conséquent, elles ne sont pas retenues ici.
- La deuxième remarque relative au graphique 5 porte sur la pointe relative à la période de chômage de 12 mois. 40 personnes connaissent une durée de chômage de 12 mois tandis que pour les périodes de chômage de 11 et 13 mois on ne retrouve que 18 et 9 personnes respectivement. Cette pointe inattendue peut trouver son explication dans trois phénomènes différents. D'abord, la présence de *censures à droite aléatoires* est très forte pour la durée de 12 mois (environ 30 pour-cent des durées sont censurées). Ceci veut dire que 12 des 40 individus considérés dans la catégorie 'durée de 12 mois' devraient en fait être inclus dans une catégorie de durée supérieure à 12 mois. Une deuxième explication possible peut être en rapport avec le fait que l'*indemnisation de chômage* n'est attribuée que pour une durée maximale de douze mois. Ainsi, il se peut que beaucoup de demandeurs d'emploi n'acceptent une offre d'emploi qu'à partir du moment où ils ne reçoivent plus l'aide financière de l'Etat. Ceci revient à dire que beaucoup de chômeurs inscrits à l'ADEM ne sont à la recherche d'un emploi que pendant 12 mois. Troisièmement, l'on peut invoquer le *caractère rétrospectif de la question relative à la durée du chômage*. Il se peut que, du fait d'un problème de mémoire, des personnes qui ont connu une période de chômage inférieure à douze mois répondent incorrectement qu'ils ont passé toute une année (i.e. 12 mois) au chômage.

Analyse non paramétrique

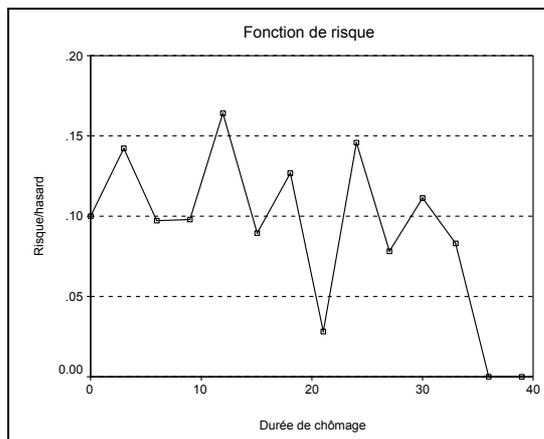
L'analyse non paramétrique est une étape préliminaire à l'étude paramétrique de la durée du chômage. Les graphiques qu'elle fournit nous aident à déterminer la forme de la fonction de risque. Rappelons toutefois que cette analyse n'est pas réalisée *ceteris paribus*.

La fonction de risque peut être calculée à l'aide de la méthode actuarielle (dite également table de survie). Cette technique est une version généralisée de la méthode de Kaplan-Meier qui a été présentée dans la partie théorique. Elle permet de regrouper les observations relatives à la durée du chômage dans des intervalles de temps et de calculer le risque de sortie du chômage par intervalle. Ainsi, on obtient de meilleures estimations de la fonction de risque dans le cas où le nombre d'observations est limité. On impose néanmoins l'hypothèse que les événements ont lieu uniformément entre t_i et t_{i+1} . Pour les données du PSELL, les résultats des deux approches non paramétriques citées sont illustrés dans les graphiques 6 et 7.

Risque calculé pour chaque mois à l'aide de la méthode de Kaplan – Meier



Risque calculé sur des périodes de 3 mois à l'aide de la méthode de la table de survie



Dans le graphique 6, la probabilité instantanée de sortie du chômage (risque), estimée à l'aide de la méthode de Kaplan-Meier, varie fortement d'un mois au suivant, surtout pour les durées de chômage plus étendues. Ceci s'explique par le fait que seulement douze demandeurs d'emploi ont connu une période de chômage supérieure à 25 mois et que, par conséquent, le risque ne peut pas être considéré comme étant représentatif et stable.

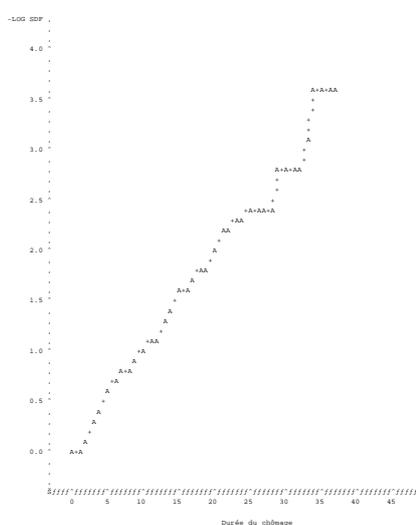
Le graphique 7 présente l'estimation du risque à l'aide de la méthode de la table de survie. En regroupant les demandeurs d'emploi suivant des tranches de périodes consécutives de trois mois, cette méthode nous donne une idée plus claire sur la forme de la fonction de risque. On voit en effet que la probabilité instantanée de sortie du chômage est relativement constante et qu'elle est d'environ 0,09. Ce résultat nous permet de conclure que l'hypothèse d'une fonction de distribution exponentielle sous-jacente à la durée du chômage ne peut pas être rejetée (voir la description des fonctions de distribution dans la partie sur la théorie économétrique).

La question concernant la forme appropriée de la fonction de risque peut être analysée à l'aide de deux autres représentations graphiques. Il s'agit, d'une part, de la courbe du négatif du logarithme de la fonction de survie estimée (LS – graphique 8) et, d'autre part, d'un graphique du logarithme de LS (LLS – graphique 9). Si le modèle exponentiel est adéquat, LS devrait être approximativement linéaire et passer par l'origine. En revanche, si le modèle Weibull est approprié, LLS devrait être approximativement linéaire. Comme on le voit sur les graphiques 8 et 9, ce deuxième test visuel ne nous permet pas de rejeter une distribution en faveur de l'autre.

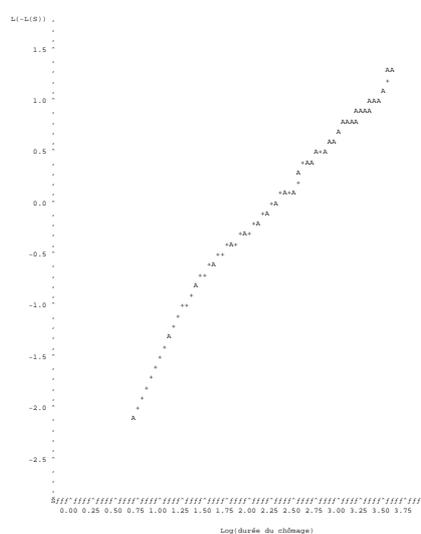
Nous devons donc faire appel à des méthodes d'estimation paramétriques pour déterminer quelle forme de la fonction de risque correspond le mieux aux données sur la durée du chômage au Luxembourg.

G7 et 8

Logarithme négatif de la fonction de survie estimée sur le temps



Logarithme du négatif du logarithme de la fonction de survie estimée sur le temps



SECTION 2 : Analyse semi-paramétrique : modèles à hasards proportionnels
Analyse paramétrique : modèles à temps de sortie accéléré

Les variables explicatives

Les modèles semi-paramétriques à hasards proportionnels et les modèles paramétriques à temps de sortie accéléré nous permettent de tenir compte de l'hétérogénéité de la population cible, ceci en prenant en considération des variables sur les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi.

Les variables explicatives introduites dans les modèles semi-paramétrique et paramétrique de notre étude sont les suivantes (voir partie théorique).

Liste des variables explicatives des modèles avec leur description

Nom de la variable	Définition de la variable	Description de la variable	Moyenne de la variable
AGE1	Classe d'âge 1 : 16-25 ans	0 = non 1 = oui	0.489
AGE2	Classe d'âge 2 : 26-30 ans	0 = non 1 = oui	0.187
AGE3	Classe d'âge 3 : 31-40 ans	0 = non 1 = oui	0.159
AGE4	Classe d'âge 4 : 41 ans ou plus	0 = non 1 = oui	0.128
FORM1	Niveau de formation 1	Aucune formation Enseignement primaire Enseignement primaire supérieur	0.325
FORM2	Niveau de formation 2	Enseignement complémentaire Brevet d'apprentissage Enseignement technique Enseignement professionnel	0.381
FORM3	Niveau de formation 3	Enseignement secondaire Brevet de maîtrise artisanale	0.170
FORM4	Niveau de formation 4	Enseignement supérieur	0.118
SEXE	Sexe	0 = femme 1 = homme	0.601
LUX	Nationalité	0 = non luxembourgeoise 1 = luxembourgeoise	0.448
MARIE	Statut matrimonial	0 = pas marié 1 = marié	0.273
ENFANT	Demandeur d'emploi avec enfants	0 = pas d'enfants 1 = enfants	0.574
HANDICAP	Demandeur d'emploi handicapé	0 = pas handicapé 1 = handicapé	0.086
INDEMN	Indemnisation de chômage	0 = personne non indemnisée 1 = personne indemnisée	0.406
CHO_ANT	Episodes de chômage antérieurs	0 = pas d'épisode précédant 1 = au moins un épisode antérieurs	0.285
PLTEMPS	Recherche d'un emploi à plein temps	0 = recherche emploi à temps partiel 1 = recherche emploi à plein temps	0.928
SECT1	Secteur d'activité	Secteur primaire	0.004
SECT2	Secteur d'activité	Secteur secondaire	0.204
SECT3	Secteur d'activité	Secteur tertiaire	0.637

Les résultats d'estimation des analyses semi-paramétrique et paramétrique

Pour le modèle semi-paramétrique de hasards proportionnels, la variable dépendante est la probabilité instantanée de sortie du chômage. Les variables explicatives sont introduites sous l'hypothèse que, pour chaque durée de chômage, le rapport de risques entre deux modalités d'une même variable reste constant. Exemple théorique : si, pour une durée de chômage de 1 mois, les femmes sortent deux fois plus rapidement du chômage que les hommes (*ceteris paribus*), elles sont également supposées sortir deux fois plus rapidement pour toutes les autres durées de chômage (*ceteris paribus*). C'est le rapport de risque qui nous permet de déterminer si une variable indépendante a un effet positif (rapport < 1) ou négatif (rapport > 1) sur la probabilité de sortie du chômage.

Paramètres estimés du modèle à hasards proportionnels

Variable	Description	β	Ecart type	P	Significatif	Rapport de risque	
AGE1	16-25	Réf.	/	/	/	/	
AGE2	26-30	0.07	0.13	0.59		1.07	
AGE3	31-40	-0.03	0.14	0.86		0.98	
AGE4	41+	-0.54	0.17	0.00	***	0.58	
FORM1	Aucune/Primaire	Réf.	/	/	/	/	
FORM2	Technique	-0.06	0.11	0.63		0.95	
FORM3	Secondaire	0.44	0.14	0.00	***	1.55	
FORM4	Post-secondaire	0.57	0.16	0.00	***	1.76	
SEXE	Homme	-0.15	0.11	0.16		0.86	
LUX	Nationalité luxembourgeoise	-0.07	0.10	0.47		0.93	
MARIE	Personne mariée	0.05	0.12	0.67		0.95	
ENFANT	Présence d'enfants	-0.06	0.10	0.53		0.94	
HANDICAP	Personne handicapée	-0.08	0.17	0.65		0.92	
CHO ANT	Chômage antérieur	0.37	0.11	0.00	***	1.44	
PLTEMPS	Recherche d'un emploi à plein temps	0.26	0.20	0.19		1.30	
INDEMN	Reçoit indemnisation	-0.23	0.10	0.02	**	0.79	
SECT1	Secteur primaire	-0.60	0.73	0.41		0.55	
SECT2	Secteur secondaire	0.36	0.12	0.00	***	1.43	
SECT3	Secteur tertiaire	Réf.	/	/	/	/	
Logarithme de la vraisemblance							-2648.34

β =coefficient estimé ;

P = probabilité de se tromper en rejetant l'hypothèse que $\beta=0$;

S = seuil de signification : *** significatif au seuil de 1 %, ** significatif au seuil de 5 %, * significatif au seuil de 10 %.

Logiciel utilisé : SPSS, Régression Cox.

Nombre d'observations : 594 épisodes de chômage .

A la différence des modèles de hasards proportionnels, les modèles paramétriques à temps de sortie accéléré modélisent la durée du chômage et « tout se passe donc comme si le temps avançait plus ou moins rapidement pour les différents types d'individus » (Cases, 1994, p.162). En d'autres termes, les variables explicatives peuvent avoir pour effet d'accélérer ou de retarder la sortie du chômage.

Dans les modèles à temps de sortie accéléré, trois lois ont été retenues pour la fonction de risque sous-jacente : la loi exponentielle, la loi de Weibull, la loi log-logistique. En effet, la forme du hasard observée lors de l'analyse non paramétrique ne nous a pas permis d'en choisir celle qui semblait la plus adaptée à notre analyse.

Variable	Description	Loi exponentielle			Loi de Weibull			Loi log-logistique		
		β	P	S	β	P	S	β	P	S
Constante		2.24	0.00	***	2.25	0.00	***	1.98	0.00	***
AGE1	16-25	Réf.	/		Réf.	/		Réf.	/	
AGE2	26-30	-0.05	0.67		-0.03	0.75		-0.16	0.19	
AGE3	31-40	0.05	0.73		0.06	0.62		0.08	0.56	
AGE4	41+	0.57	0.00	***	0.54	0.00	***	0.62	0.00	***
FORM1	Aucune/Primaire	Réf.	/		Réf.	/		Réf.	/	
FORM2	Technique	0.07	0.53		0.07	0.50		0.07	0.49	
FORM3	Secondaire	-0.45	0.00	***	-0.45	0.00	***	-0.28	0.02	**
FORM4	Post-secondaire	-0.58	0.00	***	-0.57	0.00	***	-0.51	0.00	***
SEXE	Homme	0.16	0.14		0.16	0.11		0.12	0.19	
LUX	Nationalité luxembourgeoise	0.08	0.44		0.07	0.38		0.06	0.47	
MARIE	Personne mariée	0.07	0.57		0.08	0.45		-0.04	0.73	
ENFANT	Présence d'enfants	0.07	0.48		0.06	0.44		-0.01	0.96	
HANDICAP	Personne handicapée	0.10	0.57		0.12	0.40		-0.08	0.63	
INDEMN	Reçoit indemnisation	0.24	0.01	***	0.22	0.00	***	0.30	0.00	***
CHO ANT	Chômage antérieur	-0.38	0.00	***	-0.38	0.00	***	-0.40	0.00	***
PLTEMPS	Recherche d'un emploi à plein temps	-0.26	0.19		-0.24	0.16		-0.37	0.04	**
SECT1	Secteur primaire	0.62	0.39		0.67	0.28		0.20	0.87	
SECT2	Secteur secondaire	-0.38	0.00	***	-0.36	0.00	***	-0.34	0.00	***
SECT3	Secteur tertiaire	Réf.	/		Réf.	/		Réf.	/	
Logarithme de la vraisemblance		-774.34			-764.30			-743.90		

β =coefficient estimé ;

P = probabilité de se tromper en rejetant l'hypothèse que $\beta=0$;

S = seuil de signification : *** significatif au seuil de 1 %, ** significatif au seuil de 5 %, * significatif au seuil de 10 %.

Logiciel utilisé : STATA ; Procédure streg x, dist(_time).

Nombre d'observations : 594 épisodes de chômage .

Choix et spécification du modèle économétrique

Avant de passer à l'analyse détaillée des coefficients, il y a lieu de prendre une décision sur le choix du modèle qui représente le mieux les données dont nous disposons.

- Dans un premier temps, il s'agit de faire le choix entre les modèles semi-paramétrique et paramétrique en vérifiant si l'hypothèse de hasards proportionnels sous-jacente au modèle de Cox est une hypothèse raisonnable. Grambsch & Therneau (1994) montrent qu'un grand nombre de tests sur les hasards proportionnels sont comparables à une régression linéaire des résidus de Schoenfeld (résidus obtenus suite à l'application du modèle de Cox) sur des fonctions du temps. Si la pente qui correspond à cette régression est différente de zéro, l'hypothèse de hasards proportionnels doit être rejetée.

T₆

Test de l'hypothèse de la proportionnalité des risques pour toute durée de chômage

	rho	chi2	df	Prob>chi2
age2	-0.09	4.69	1	0.03
age3	0.00	0.00	1	0.94
age4	0.06	1.88	1	0.17
form2	0.00	0.01	1	0.91
form3	0.05	1.44	1	0.22
form4	-0.03	0.67	1	0.41
sexe	0.00	0.00	1	0.99
lux	0.02	0.43	1	0.51
mariee	-0.04	0.91	1	0.33
enfant	-0.07	2.79	1	0.09
handicap	-0.06	1.79	1	0.18
tempspl	-0.01	0.17	1	0.67
dprec	-0.05	1.29	1	0.25
sect1	-0.02	0.22	1	0.64
sect2	-0.02	0.36	1	0.55
indemnit	0.06	2.16	1	0.14
global test		22.43	16	0.12

Compte tenu des données et des variables introduites dans le modèle de Cox, le test global du tableau 6 montre qu'on se trompe dans 12 cas sur cent en rejetant l'hypothèse nulle. Cette hypothèse nulle admet que les probabilités instantanées de sortie du chômage sont proportionnelles d'une modalité de la variable à l'autre pour toute durée de chômage possible. Vu que les résultats d'estimation ne varient pas beaucoup d'une spécification à l'autre (cf. tableaux 4 et 5) nous ne risquons pas d'introduire un biais dans notre analyse en rejetant les résultats du modèle de Cox en faveur des résultats obtenus grâce à une spécification plus générale qui correspond aux modèles à temps de sortie accéléré.

- Dans un deuxième temps, il s'agit de faire le choix entre les trois spécifications du modèle à temps de sortie accéléré (loi exponentielle, loi de Weibull, loi log-logistique). Deux méthodes sont disponibles.

En comparant les *maxima de vraisemblance* des trois modèles paramétriques, nous pouvons conclure que la spécification à fonction de risque log-logistique fournit les meilleurs résultats. Ainsi, compte tenu des différentes caractéristiques personnelles, il est plus vraisemblable de retrouver les observations sur la durée du chômage contenues dans notre échantillon si l'on impose une fonction de risque log-logistique que si l'on impose une des autres fonctions de distribution.

Une deuxième méthode pour déterminer la meilleure spécification du modèle à temps de sortie accéléré consiste dans le calcul du *critère d'information de Akaike* (Akaike, 1974) pour chacune des trois spécifications. Ce critère est défini comme : $AIC = -2 (\log \text{ vraisemblance}) + 2(c+p+1)$ où c est le nombre de variables dépendantes du modèle et p est un paramètre spécifique à la loi de distribution choisie. Le modèle le plus approprié est celui qui donne le critère de Akaike le plus faible.

T₇

Critère de Akaike pour les trois spécifications du modèle

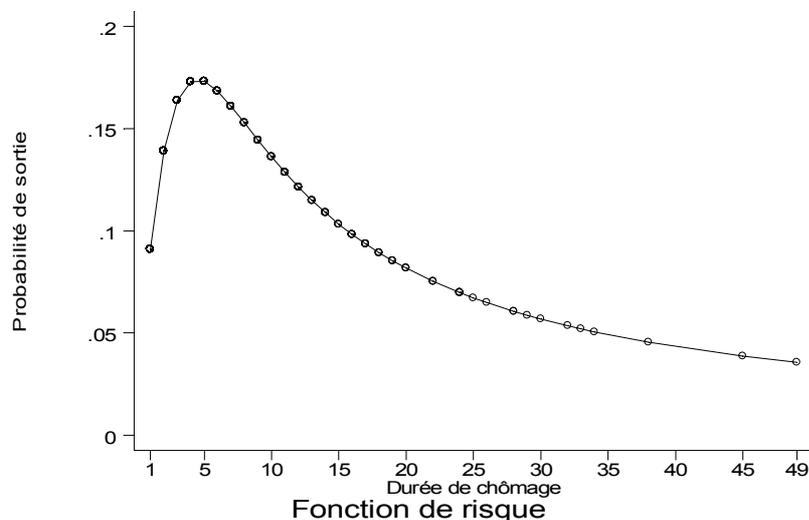
	Log (vraisemblance)	c	p	AIC
Exponentiel	-774.34	17	0	1584.68
Weibull	-764.30	17	1.17	1566.94
Log-logistique	-743.90	17	0.56	1524.92

Ce deuxième test renforce donc la conclusion du premier en montrant que c'est bien le modèle à fonction de risque log-logistique qui donne la valeur la plus faible du critère de Akaike.

La forme de la fonction de risque estimée est représentée dans le graphique 10.

G₁₀

Représentation graphique de la fonction de risque résultant du modèle à spécification log-logistique



La probabilité de sortie du chômage est de 0,09 pour les demandeurs d'emploi qui connaissent une durée de chômage de 1 mois et elle augmente vers un maximum de 0,17 pour les individus qui cherchent un emploi depuis 5 mois. Dans la suite, le risque commence à diminuer progressivement jusqu'à une durée de chômage de 49 mois, durée maximale relevée dans l'échantillon PSELL. Un tel scénario correspond bien à la théorie qui stipule qu'au début de sa période de chômage, le demandeur d'emploi intensifie sa recherche d'emploi, ce qui augmente sa probabilité de sortie du chômage (dépendance de durée positive). Lorsque la durée de non-emploi devient trop longue, le chômeur commence à être démotivé et, vu l'effet de la dégradation de son savoir-faire, la probabilité de sortie du chômage commence à diminuer (dépendance de durée négative).

SECTION 3 : Les résultats de l'analyse paramétrique: Présentation et discussion

Résultats du modèle paramétrique

Le tableau 8 reprend les résultats d'estimation du modèle à temps de sortie accéléré avec une fonction de risque log-logistique. La variable dépendante est le logarithme de la durée du chômage et les coefficients des variables dépendantes sont donnés comme rapports de temps. Ainsi, l'effet du passage de la modalité 0 à la modalité 1 d'une des dix-sept variables dichotomiques revient à multiplier la durée du chômage par le coefficient donné dans la première colonne du tableau 8, ceteris paribus.

Variable	Description	Rapport de temps	Ecart type	Wald	P	S
AGE1	16-25	<i>Réf.</i>	/	/	/	
AGE2	26-30	0.85	0.10	-1.32	0.19	
AGE3	31-40	1.08	0.14	0.58	0.56	
AGE4	41+	1.86	0.28	4.15	0.00	***
FORM1	Aucune/Primaire	<i>Réf.</i>	/	/	/	
FORM2	Technique	1.08	0.11	0.69	0.49	
FORM3	Secondaire	0.75	0.09	-2.27	0.02	**
FORM4	Post-secondaire	0.60	0.09	-3.43	0.00	***
SEXE	Homme	1.13	0.11	1.30	0.19	
LUX	Nationalité luxembourgeoise	1.07	0.09	0.73	0.47	
MARIE	Personne mariée	0.96	0.11	-0.34	0.73	
ENFANT	Présence d'enfants	1.00	0.08	-0.05	0.95	
HANDICAP	Personne handicapée	0.92	0.15	-0.49	0.63	
INDEMN	Reçoit indemnisation	1.35	0.12	3.39	0.00	***
CHO_ANT	Chômage antérieur	0.67	0.06	-4.17	0.00	***
PLTEMPS	Recherche d'un emploi à plein temps	0.69	0.12	-2.06	0.04	**
SECT1	Secteur primaire	1.22	1.52	0.16	0.87	
SECT2	Secteur secondaire	0.71	0.08	-3.05	0.00	***
SECT3	Secteur tertiaire	<i>Réf.</i>	/	/	/	
GAMMA		0.56	0.02			
Logarithme	de la vraisemblance	-743.90				

Tableau 8 : Paramètres estimés du modèle à temps de sortie accéléré ;
P = probabilité de se tromper en rejetant l'hypothèse que le rapport de temps = 1 ;
S = seuil de signification : *** significatif au seuil de 1 % , ** significatif au seuil de 5 % ;
Logiciel utilisé : STATA ; Procédure `streg x ,dist(ll) tr` ;
Nombre d'observations : 594 épisodes de chômage ;
Log(vraisemblance) = - 743.90 ; LR-statistique : $LR \chi^2(17) = 87,35$ (P=0,000).

Analyse et discussion des résultats

Age

Description de la variable

L'étude distingue quatre tranches d'âge : moins de 25 ans, 26 à 30 ans, 31 à 40 ans, 40 ans ou plus. La première classe d'âge est choisie comme classe de référence.

Résultats de l'analyse

- Seuls les chômeurs de 41 ans ou plus connaissent une durée de chômage statistiquement supérieure à ceux de la classe de référence. Le rapport de temps est de 1,86 ce qui signifie que la durée de chômage d'une personne de 41 ans ou plus est 1,86 fois plus étendue que celle des demandeurs âgés de moins de 25 ans.
- Pour les tranches d'âge de 26 à 30 ans, respectivement de 31 à 40 ans, les analyses ne montrent pas de différence statistiquement significative par rapport à la classe de référence.

Discussion des résultats

Il semble bien exister un seuil d'âge critique au-delà duquel les chances de réintégration des chômeurs se trouvent en baisse. Les raisons de ce phénomène pourraient se retrouver tant du côté des employeurs (préférences pour un investissement dans une main-d'oeuvre plus jeune ; réticence devant l'évolution croissante des salaires en fonction de l'âge de l'employé) que du côté des demandeurs d'emploi (revendications plus exigeantes par les demandeurs âgés en matière de conditions de rémunération ou de conditions de travail). Le détail de ces réflexions pourrait faire l'objet de recherches supplémentaires.

Niveau de formation

Description de la variable

Le tableau des variables retient quatre niveaux de formation : aucune formation ou formation d'enseignement primaire, enseignement technique, enseignement secondaire, enseignement supérieur. Le premier niveau de formation sert de formation de référence.

Résultats de l'analyse

- Les niveaux de formation secondaire et supérieure ont pour effet de réduire la durée du chômage de 25 %, respectivement de 40 % par rapport à la formation de référence.
- Les demandeurs d'emploi à formation technique ont la même probabilité de sortie du chômage que ceux de la formation de référence.

Discussion des résultats

Un niveau de formation élevé semble être une caractéristique des demandeurs d'emploi qui est recherchée par les employeurs au Luxembourg. Ainsi, les chômeurs en question trouvent rapidement un emploi malgré le fait qu'ils se fixent un salaire de réservation plus élevé.

Nationalité, sexe, statut matrimonial, présence d'enfants, handicap affectant le demandeur d'emploi

Résultat de l'analyse

- La durée du chômage ne varie avec aucune des variables sous rubrique.

Discussion du résultat

L'hypothèse de stratégies de discrimination par rapport à la nationalité ou le sexe des demandeurs d'emploi ne se confirme pas pour le marché de l'emploi au Luxembourg.

L'effet du statut matrimonial pourrait faire l'objet d'une étude supplémentaire par la prise en compte d'un revenu éventuel résultant d'une activité professionnelle du conjoint. En effet, une telle amélioration de la situation financière permettrait au chômeur de financer une période de recherche d'emploi prolongée.

L'absence d'effets sur la durée du chômage par la présence d'enfants au foyer pourrait trouver une explication dans le revenu supplémentaire résultant du système des allocations familiales.

La non-incidence d'un handicap sur la durée du chômage pourrait résulter de certaines mesures législatives en faveur des demandeurs d'emploi handicapés.

Secteur d'activité

Description de la variable

Les secteurs d'activité en question (secteurs primaire, secondaire, tertiaire) sont déterminés soit par l'activité antérieure des chômeurs, soit, pour ceux qui n'ont pas encore travaillé, par l'activité qu'ils exercent après leur réintégration professionnelle. Le secteur tertiaire est retenu comme secteur de référence.

Résultats de l'analyse

- Les chômeurs qui recherchent un emploi dans le secteur secondaire connaissent des périodes de chômage réduites de 30 % par rapport à celles du secteur tertiaire.
- La probabilité de sortie du chômage dans le secteur primaire n'est pas statistiquement différente de celle du secteur tertiaire.

Discussion des résultats

Une interprétation satisfaisante de cet effet observé étant difficile, il nous semble nécessaire d'entreprendre des études plus approfondies afin de trouver des explications à cette observation. Une piste possible serait d'étudier, en plus de détail, le phénomène de compétition entre les demandeurs d'emploi résidant au Luxembourg (qui font l'objet de la présente étude) et les demandeurs d'emploi frontaliers (qui ne font pas partie de l'échantillon PSELL). Ce phénomène peut jouer soit sur le plan de la formation (niveau de formation plus ou moins élevé, à salaire égal), soit sur le plan des salaires (revendications salariales plus ou moins élevées, à niveau de formation égal). La compétition semblerait alors favoriser les demandeurs d'emploi frontaliers au niveau du secteur tertiaire et les demandeurs résidant au Luxembourg au niveau du secteur secondaire.

Chômage antérieur

Résultat de l'analyse

- Un demandeur d'emploi qui a déjà connu un ou plusieurs épisodes de chômage avant l'épisode actuel, sort plus rapidement du chômage qu'une personne concernée pour la première fois.

Discussion du résultat

La répétition de l'expérience pénible de non-emploi pourrait amener le demandeur à réduire ses revendications en matière de niveau du salaire de réservation.

L'expérience d'un ou de plusieurs épisodes de chômage antérieurs pourrait également se répercuter positivement sur la compétence de la personne concernée en matière de stratégies de recherche d'un nouvel emploi.

Indemnisation de chômage

Résultat de l'analyse

- Le fait de recevoir une indemnisation de chômage réduit la probabilité instantanée de sortie du chômage. Le rapport de temps est de 1,35 ce qui signifie que la durée du chômage vécue par les chômeurs indemnisés est de 1,35 fois plus grande que celle vécue par les personnes non indemnisées.

Discussion du résultat

Des études supplémentaires pourraient éventuellement porter sur la manière de mettre à profit les bénéfices résultant de l'octroi d'une indemnité de chômage : mise à profit positive par une recherche prolongée d'un emploi mieux adapté aux facultés et aux intérêts du demandeur ou bien mise à profit négative par une période de chômage indemnisée prolongée sans recherche active d'un nouvel emploi.

Il serait également intéressant de connaître l'effet sur la durée du chômage résultant d'un montant plus ou moins élevé de l'indemnité touchée par le chômeur inscrit.

CONCLUSIONS

APPROCHE METHODOLOGIQUE DE L'ETUDE

La présente étude analyse les déterminants de la durée du chômage au Luxembourg. Elle reprend la théorie économique de la recherche d'emploi et elle procède à une exploitation statistique d'un échantillon de 594 périodes de chômage observées au Grand-Duché entre 1994 et 1998. Cette exploitation statistique se fait à l'aide d'un modèle paramétrique à temps de sortie accéléré, basé sur une fonction de risque qui suit une loi log-logistique.

RESULTATS DE L'ESTIMATION ECONOMETRIQUE

Un grand nombre des résultats de l'étude sont en accord avec ceux de travaux empiriques portant sur les marchés de l'emploi dans d'autres pays industrialisés. En effet, la durée du chômage *augmente* pour les demandeurs d'emploi plus âgés et pour ceux qui bénéficient d'une indemnité de chômage. Toujours en accord avec les conclusions d'études comparables, la durée du chômage *diminue* avec le niveau de formation et avec le nombre d'épisodes de chômage antérieurs que le demandeur d'emploi a connus.

D'autres résultats sont moins classiques. Au Luxembourg, il ne semble pas y avoir de stratégies de discrimination par rapport à la nationalité ou au sexe des demandeurs d'emploi. Ni le fait d'être marié, ni le fait d'avoir des enfants n'a une influence sur la durée du chômage. Ces résultats semblent refléter des caractéristiques spécifiques du chômage au Grand-Duché.

PROPOSITIONS D'ANALYSES SUPPLEMENTAIRES

Pour affiner les résultats de la présente étude, certaines analyses supplémentaires peuvent être recommandées.

En premier lieu, il conviendrait de vérifier les conclusions à l'aide de données plus récentes relatives au marché de l'emploi luxembourgeois. Une piste intéressante à ce propos consisterait à appliquer, au fichier actuel de l'Administration de l'Emploi, les mêmes procédures d'estimation que celles que nous venons d'utiliser. En effet, cette source a l'avantage d'être non seulement récente mais aussi de regrouper un nombre plus élevé d'observations. Par ailleurs, cette approche permettrait de prendre en compte les changements intervenus au niveau de la structure du chômage suite à la mise en place de nouvelles mesures en faveur de l'emploi.

Une autre recommandation reviendrait à compléter la liste des variables, soit par une spécification plus détaillée des variables traitées (par exemple : prendre en compte le montant de l'indemnité de chômage et non pas le fait de percevoir ou non cette indemnité, comme nous l'avons fait ; tenir compte non seulement du statut matrimonial mais aussi de l'apport ou non d'un revenu par le conjoint), soit par la prise en compte de la variation des caractéristiques des demandeurs d'emploi, et non l'état de ces mêmes caractéristiques en début de la période d'observation (par exemple : la participation à une formation continue, le changement du statut matrimonial, l'arrêt de l'indemnisation de chômage). En plus, il serait intéressant d'appliquer aux données luxembourgeoises les méthodes statistiques qui prennent en compte l'hétérogénéité inter-individuelle inobservée.

Enfin, une étude plus détaillée devrait pouvoir analyser la durée du chômage en fonction du devenir des demandeurs d'emploi à l'issue de leur période de chômage.

BIBLIOGRAPHIE

BIBLIOGRAPHIE

- Adam, F & Duhr, M. (1996) « Bibliographie commentée des études, articles et documents traitant du chômage au Luxembourg » ; *Population et Emploi* ; N°3 ; STATEC, CEPS/Instead, IGSS.
- Akaike, H. (1974) « A new look at the statistical model identification » ; *IEEE Transaction and Automatic Control AC-19* ; pp. 716-723.
- Ashenfelter, O. & Layard, R. (1986) *Handbook of Labor Economics* ; North Holland ; Volume 2 ; 1273 pages.
- Atkinson, A. & Gomulka, J. & Micklewright, J. & Rau, N. (1984) « Unemployment Benefit Duration and Incentives in Britain : How Robust is the Evidence ? » ; *Journal of Public Economics* ; 23 (1/2) ; pp. 3-26.
- Atkinson, A. & Micklewright, J. (1991) « Unemployment Compensation and Labor Market Transitions : A Critical Review » ; *Journal of Economic Literature* ; Vol. XXIX ; pp. 1679-1727.
- Berg, G. van den (1990) « Nonstationarity in Job Search Theory » ; *Review of Economic Studies* ; 57 ; pp. 255-277.
- Bonnal, L. & Fougère, D. (1990) « Les déterminants de la durée du chômage » ; *Economie et Prévision* ; N°96 ; pp. 45-82.
- Borsenberger, M. (1996a)
Borsenberger, M. (1996b) *Mesures pour l'emploi* ; CEPS/Instead ; 57 pages.
- Cahuc, P. & Zylberberg, A (1996) *Système mutuel d'information sur les politiques d'emploi (MISEP) – Rapport d'information de base – Luxembourg : Institutions, procédures et mesures* ; CEPS/Instead ; 54 pages.
- Cases, C. (1994) *Economie du travail : la formation des salaires et les déterminants du chômage* ; De Boeck & Larquier ; 608 pages.
- Clément, F. (1998) « Durées de chômage et comportements d'offre de travail : une revue de littérature » ; *Economie et Prévision* ; N°113-114 ; pp. 177-187.
- Cox, D. (1972) *Problématiques du chômage et politiques de l'emploi – Perspectives d'avenir pour le Grand-Duché de Luxembourg* ; CEPS/Instead ; 196 pages.
- Devine, T. & Kiefer, N. (1991) « Regression models and life tables » ; *Journal of the Royal Statistical Society* ; 34 ; pp.187-220.
- Elbers, C. & Ridder, G. (1982) *Empirical Labor Economics : The Search Approach* ; Oxford University Press ; 343 pages.
- Feyereisen, M. (1999) « True and Spurious Duration Dependence : The Identifiability of the Proportional Hazard Model » ; *Review of Economic Studies* ; Vol.49 ; N°3 ; pp. 403-409.
- Gailly, B. (1996) *Droit du Travail* ; Editions Promoculture ; 659 pages.
- Gailly, B. (1997) *L'échantillon du PSELL.2 – Représentativité et pondération* ; Document PSELL ; n° 94 ; CEPS/Instead ; 20 pages.
- Gailly, B. (1998) *Représentativité et pondération des échantillons du PSELL.2 : 1994-1995* ; Document PSELL ; n° 102 ; CEPS/Instead ; 42 pages.
- Gengler, C. (1991) *Représentativité et pondération des échantillons du PSELL.2 : 1994-1996* ; Document PSELL ; n° 110 ; CEPS/Instead ; 44 pages.
- Guillot, O. (1995) *Le Luxembourg dans tous ses Etats* ; Editions de l'Espace Européen.
- Grambsch, P. & Therneau, T. (1994) « Facteurs explicatifs de la durée du chômage : une analyse économétrique à partir des données longitudinales du panel de ménages lorrains » ; *XV^e Journées de l'Association d'Economie Sociale – L'analyse longitudinale en économie sociale* ; Actes – Volume 1 ; Sessions plénières ; pp.318-335.
- Hausman, P. (1999) « Proportional hazards tests and diagnostics based on weighted residuals » ; *Biometrika* ; 81 ; pp. 515-526.
- Hawlitzky et al (1997) « Le chômage en 1997 » ; *Population et Emploi* ; n° 1/99 ; STATEC, CEPS/Instead, IGSS ; pp. 10-12.
- Hawlitzky et al (1997) *Enquête sur le chômage de longue durée : situation actuelle au Grand-Duché de Luxembourg* ; ADEM & CEPS/Instead ; 181 pages.

- Hsiao, C. (1986) *Analysis of panel data* ; Econometric Society Monographs, No.11 ; Cambridge University Press, 246 pages.
- Hujer, R. & Maurer, K. & Wellner, M. (1996) « Models for Grouped Transition Data » ; *Johann Wolfgang Goethe-University ; Department of Economics* ; 26 pages.
- Hujer, R. & Maurer, K. & Wellner, M. (1997) « Estimating the Effect of Training on Unemployment Duration in West Germany – A Discrete Hazard-Rate Model with Instrumental Variables » ; *Johann Wolfgang Goethe-University ; Department of Economics* ; 38 pages.
- Joutard, X. & Werquin, P. (1992) « Les déterminants individuels de la durée du chômage : de l'intérêt de distinguer les emplois stables des emplois précaires » ; *Economie et Prévision* ; n°102-103 ; pp. 143-156.
- Kalbfleisch J. & Prentice, R. (1990) *The Statistical Analysis of Failure Time Data* ; Wiley ; New-York.
- Kaplan, E. & Meier, P. (1958) « Nonparametric estimation from incomplete observations » ; *Journal of the American Statistical Association* ; 53 ; pp.457-481.
- Kiefer, N. (1988a) « Analysis of Grouped Duration Data » ; dans Prabhu, N. *Statistical Inference from Stochastic Processes* ; Contemporary Mathematics ; Vol.80 ; pp. 107-137.
- Kiefer, N. (1988b) « Economic Duration Data and Hazard Functions » ; *Journal of Economic Literature* ; Vol.26 ; pp. 646-679.
- Kiefer, N & Neumann, G. (1989) *Search models and applied labor economics* ; Cambridge University Press ; 297 pages.
- Lancaster, T. (1979) « Econometric Methods for the Duration of Unemployment » ; *Econometrica* ; 47(4) ; pp. 939-956.
- Lancaster, T. (1990) *The Econometric Analysis of Transition Data* ; Econometric Society Monographs, No. 17 ; Cambridge University Press ; 352 pages.
- Layard, R. & Nickell, S. & Jackman, R. (1991) *Unemployment : Macroeconomic Performance and the Labour Market* ; Oxford University Press ; 618 pages.
- Majnoni d'Intignano, B. (1998) *L'usine à chômeurs : l'Europe fait-elle fausse route ?* ; Tribune Libre ; Plon ; 214 pages.
- McCall, J. (1970) « Economics of information and job search » ; *Quarterly Journal of Economics* ; 84 ; pp.113-126.
- Meyer, B. (1990) « Unemployment insurance and unemployment spells » ; *Econometrica* ; Vol. 58 ; n°4 ; pp. 757-782.
- Mortensen, D. (1970) « Job search and labor market analysis » ; dans Ashenfelter, O. & Layard, R. (eds), *Handbook of labor economics* ; vol.2 ; Elsevier Science Publisher ; pp.849-919.
- Narendranathan, W. & Stern J. (1985) « Unemployment Benefits Revisited » ; *Economic Journal* ; Vol.95 ; pp. 307-329.
- Nickell, S. (1979a) « The Effect of Unemployment and Related Benefits on the Duration of Unemployment » ; *Economic Journal* ; 89 ; pp.34-49.
- Nickell, S. (1979b) « Estimating the Probability of Leaving Unemployment » ; *Econometrica* ; 47(5) ; pp. 1249-1266.
- Ridder, G. & Gorter, K. (1986) « Unemployment Benefits and Search Behaviour : An Empirical Investigation » ; *Université d'Amsterdam ; Faculté des Sciences Actuarielles et d'Econométrie* ; Rapport n°AE11/86.
- Stigler, G. (1961) « The Economics of Information » ; *Journal of Political Economy* ; 69 ; pp. 213-225.
- Stigler, G. (1962) « Information in the Labor Market » ; *Journal of Political Economy* ; 70 ; pp. 94-104.
- Trausch, G. (1981) *Le Luxembourg à l'époque contemporaine – du partage de 1839 à nos jours* ; éditions Bourg-Bourger ; 2^{ème} édition ; 240 pages.

Liste des publications du panel socio-économique des ménages "Liewen zu Lëtzebuerg"

- **Méthodologie générale et répertoire des variables** - Année d'enquête: 1985 (Première vague). Document PSELL n°1. P. DICKES, P. HAUSMAN, A. KERGER -1987.
- **L'état de la pauvreté au Grand-Duché de Luxembourg**. Document PSELL n° 2. F.COURTOIS, P.HAUSMAN (1987).
- **Description des niveaux de vie et de bien-être économique dans les ménages résidant au Luxembourg - Année 1985-1987**. Série "Niveau de vie " 1. Document PSELL n°3 P. HAUSMAN (1987).
- **Niveaux de vie et de bien-être économique des ménages en 1985: principaux résultats en 1985**. Série "Niveau de vie " 2. Document PSELL n°4. P. HAUSMAN (1987).
- **Un indicateur pour mesurer la pauvreté objective: théorie et application dans la première vague du panel socio-économique Luxembourgeois - 1985**. Document PSELL n°5, P. DICKES (1987).
- **Un indicateur pour mesurer la pauvreté subjective. Théorie et application dans la première vague du panel socio-économique luxembourgeois : année d'enquête 1985** (première vague). Document PSELL n°6 P. DICKES (1987).
- **Pratique de l'échelonnement multidimensionnel**. Document PSELL n°7 P. DICKES, J. TOURNOIS (1989).
- **Pauvreté et conditions d'existence: théories, modèles et mesures**. Document PSELL n°8. P.DICKES (1989).
- **Logistique & documentation - Principes d'organisation de la documentation dans le panel**. Document PSELL n°9. J. TOURNOIS (1988).
- **Documentation transversale des variables 1985: première vague**. Document PSELL n°10. J.TOURNOIS (1988).
- **Evolution d'un groupe de ménages pauvres entre 1985 et 1987**. Document PSELL n°11. A. WAGNER (1989).
- **Description statistique des variables du questionnaire -1986-** (deuxième vague). Document PSELL n°12. A.KERGER, R. DE WEVER (1988).
- **Activité féminine, isolement et prestations familiales: un premier parallèle Luxembourg- Lorraine**. Annexes. Document PSELL n° 13. J.C.RAY, B.JEANDIDIER, S.CARVOYEUR (1990).
- **Le mode d'échantillonnage du panel "Liewen zu Lëtzebuerg" - Bilan des deux premières vagues**. Document PSELL n°14. P.HAUSMAN (1990).
- **Analyse des données irlandaises (enquête pilote -1987) pour construire une échelle de pauvreté**. Document PSELL n°15. P.DICKES (1988).
- **La collecte des données en 1986 - Elaboration du questionnaire, déroulement de l'enquête, opérations de chiffrement**. Document PSELL n°16. A.KERGER (1989).
- **Organisation der Daten des Luxemburger Haushaltspanels. (Eingabe, Speicherung und Analyse von Paneldaten)**. Document PSELL n°17. G.SCHMAUS (1990) - (version anglaise: 17a).
- **MNDr, partition valuée selon la méthode de Roubens et Libert**. Document PSELL n°18. B.GAILLY (1989).
- **Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages en 1985 et 1986**. Document PSELL n°19. B.GAILLY, P.HAUSMAN (1990).
- **Les modes de garde des jeunes enfants**. Document PSELL n° 20. A.AUBRUN, P.HAUSMAN (1990).
- **Les indicateurs sociaux de pauvreté: Tableaux de base et documentation**. Document PSELL n°21. P.HAUSMAN (1990).
- **Les personnes âgées et/ou retraitées au Luxembourg: leur environnement familial et leurs réseaux de solidarité**. Document PSELL n° 22. P.HAUSMAN, G.SCHABER (1991).
- **Examen des effets du phénomène d'attrition sur l'étude des revenus et de l'emploi - Années de références: 1985, 1986 et 1987**. Document PSELL n° 23 P.HAUSMAN, B.GAILLY (1990).
- **La constitution des fichiers de référence, nécessaire à l'étude du phénomène d'attrition**. Document PSELL n°24. R.DE WEVER (1990).

- **Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages en 1985 et 1987.** Document PSELL n°25. B.GAILLY, P.HAUSMAN (1990).
- **Bilan de l'attrition au cours des trois premières vagues d'enquêtes: 1985/1986/1987.** Document PSELL n°26. B.GAILLY, P.HAUSMAN (1990).
- **Imputation des revenus manquants dans le panel socio-économique luxembourgeois.** Document PSELL n°27. P.HAUSMAN (1990).
- **"PSELLDOC" Système documentaire pour le panel Luxembourgeois.** Document PSELL n°28. J.J.WESTER, avec la collaboration de A.AUBRUN (1990).
- **Le déroulement de la collecte en 1987. Elaboration du questionnaire, déroulement de l'enquête, opération de chiffrement.** Document PSELL n°29. A.KERGER (1990).
- **La production des données: Vague 1988-1990.** Document PSELL n° 30. A.KERGER (1990).
- **Description statistique des variables du questionnaire -1987- Troisième vague.** Document PSELL n°31. R.DE WEVER, A.KERGER (1991).
- **Les ménages de retraités et les ménages d'actifs - Comparaison des niveaux de vie et des niveaux de dépenses.** Série "Niveau de vie " 3. Document PSELL n° 34. P.HAUSMAN, A.AUBRUN, A.KERGER (1991).
- **Situation der Arbeitslosen in Luxemburg.** Document PSELL n° 35. G.SCHMAUS(1991).
- **La recherche sur la pauvreté au Grand-Duché de Luxembourg.** Document PSELL 36. A.WAGNER (1990).
- **La distribution des revenus entre ménages en 1986 - Une comparaison de statistiques Luxembourg - Lorraine - Belgique.** Document PSELL n° 38. B.DELVAUX (1991).
- **Efficacité de la sécurité sociale dans la lutte contre la pauvreté.** Document PSELL n°39. P.HAUSMAN (1990).
- **Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages de 1985 à 1988.** Document PSELL n°40. B.GAILLY (1991).
- **Projet de recommandation du conseil portant sur les critères communs relatifs à des ressources et prestations suffisantes dans les systèmes de protection sociale.** Rapport préparatoire relatif au dispositif de suivi. Document PSELL n° 42. J.C.BROWN, A.WAGNER avec la collaboration de: P. HAUSMAN, A.KERGER, G.MENARD (1991).
- **La loi sur le Revenu Minimum Garanti. Quelques avis du public.** Document PSELL n° 43. A.WAGNER (1992).
- **L'endettement des ménages au Luxembourg 1985 -1989.** Série "Mode de vie" - 1. Document PSELL n°45. B.GAILLY, P.HAUSMAN (1992).
- **Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg: Démographie-Famille I.** Document PSELL n°46. P.HAUSMAN avec la collaboration de M. Langers (STATEC) et du Ministère de la Famille et de la Solidarité (1992).
- **Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg: Revenus-Conditions de vie II.** Document PSELL n°47. P.HAUSMAN, J.VECERNIK avec la collaboration du Ministère de la Famille et de la Solidarité (1992).
- **Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages de 1985 à 1989.** Document PSELL n°48. B.GAILLY (1992).
- **Luxembourg, 1985 à 1989, une vague d'endettement.** Série "Mode de vie" - 2. Document PSELL n°49. B.GAILLY, P.HAUSMAN (1993).
- **Les Effets de la Protection Sociale dans la Communauté Européenne.Contribution au programme "Convergence en matière de Protection Sociale"** (Commission C.E., DG V). Document PSELL n°50. P.HAUSMAN (1993).
- **Situation démographique de l'Europe des Douze - EUR12.** Document PSELL n°51. P.HAUSMAN (1993).
- **Les phénomènes associés au vieillissement de la population.** Document PSELL N°52. P.HAUSMAN (1993).
- **Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages de 1985 à 1990.** Document PSELL n°53. B.GAILLY (1993).
- **Insérer des nouveaux membres dans un panel longitudinal de ménages et d'individus: simulations.** Document PSELL n°54. B.GAILLY (CEPS/Insteat) avec la collaboration de P.LAVALLÉE (Statistics-Canada) (1993). (Version anglaise disponible).
- **Dispositif des pondérations individuelles et des pondérations des ménages de 1985 à 1991.** Tome II. Document PSELL n°55. B.GAILLY (1993).
- **Evolution générale du revenu des ménages: 1978-1990.** Série "Niveau de vie" 4. Document PSELL n°56. P.HAUSMAN (1994).

- **1985-1990. Endettement et risques de surendettement.** Série "Mode de vie" - 3. Document PSELL n°57. B.GAILLY (1994).
- **L'intégration sociale des personnes âgées au Grand-Duché de Luxembourg.** Document PSELL n°58. G.SCHABER, P.BOUSCH (1993).
- **Insérer un échantillon complémentaire dans un panel longitudinal de ménages et d'individus: simulations.** (2e partie). Document PSELL n°59. B.GAILLY, P.LAVALLÉE (1994).
- **Revenus et endettement.** Série "Mode de vie" - 4. Document PSELL n°60. B.GAILLY (1994).
- **Mesure de l'efficacité des transferts sociaux selon une approche en termes de sécurisation du niveau de vie des ménages: une analyse statique puis dynamique, appliquée au cas du Luxembourg et de la Lorraine.** Document PSELL n°61. B.JEANDIDIER & N.POUSSING (1994).
- **Budget temps des femmes: l'opinion des femmes.** Document PSELL n°62. A.AUBRUN (1994).
- **Dispositif des pondérations des individus et des ménages de 1985 à 1992.** Document PSELL n°63. B.GAILLY (1994).
- **1985-1991. L'endettement au Luxembourg. Diffusion et concentration.** Série "Mode de vie" - 5. Document PSELL n°64. B.GAILLY (1994).
- **La variance des estimateurs d'un panel ménage. La méthode des groupes aléatoires appliquée au panel luxembourgeois.** Document PSELL n°65. M.RIEBSCHLÄGER. (1994).
- **Etude comparative de l'efficacité de la protection sociale.** Document PSELL n°66. P.HAUSMAN (1994). (Version anglaise disponible).
- **Les politiques économiques et sociales et les personnes âgées au Grand-Duché de Luxembourg** (Rapport national pour la Commission des Communautés Européennes - Novembre 1992). Document PSELL n°67. G.SCHABER, P.BOUSCH.
- **La mise en oeuvre des politiques sociales et économiques en faveur des personnes âgées au Grand-Duché de Luxembourg** (Rapport national pour la Commission des Communautés Européennes et l'Observatoire Européen portant sur le vieillissement démographique et les personnes âgées). Document PSELL n°68. G.SCHABER, P.BOUSCH.
- **Actives, mais à quel prix?** Document PSELL n°69. B.LEJEALLE (1994).
- **Les Luxembourgeoises moins actives que leurs homologues européennes. Etude comparative de la structure des ménages et de l'activité féminine au Luxembourg et dans six autres pays européens -(Suède, Pays-Bas, Belgique, Allemagne de l'Ouest, Allemagne de l'Est, Danemark et Grande-Bretagne).** Document PSELL n°70. B.LEJEALLE (1994).
- **Les conditions de travail des personnes actives.** Document PSELL n°71. B.GAILLY (1995).
- **Etre au chômage au Luxembourg.** Document PSELL n°72. B.LEJEALLE (1995).
- **Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg: 4. Place et rôle de la femme dans la société.** Document PSELL n°73. A.AUBRUN (1995).
- **Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg: 3. Revenus-Conditions de vie.** Document PSELL n°74. P.HAUSMAN, en collaboration: J.VECERNIK et Ministère de la Famille et de la Solidarité (1995).
- **1985-1992. L'endettement au Luxembourg.** Série "Mode de vie" - 6. Document PSELL n°75. B.GAILLY (1995).
- **Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg: 5. Encadrement institutionnel de la femme luxembourgeoise : Conditions juridiques - Politiques visant la famille - Mesures relatives à la formation et à l'emploi - Services d'aide.** Document PSELL n°76. M. PELS (1995).
- **Le revenu des ménages. Evolution de 1985 à 1992.** Série "Niveau de vie " 5.Document PSELL n°77. P.HAUSMAN (1995).
- **Les femmes au Grand-Duché de Luxembourg: 6. Les familles monoparentales au Luxembourg ou élever seule son enfant au Luxembourg.** Document PSELL n°78. B.LEJEALLE (1995).
- **L'évolution du niveau de vie des personnes au Grand-Duché de Luxembourg entre 1985 et 1992.** Série "Niveau de vie " 6. Document PSELL n°79. P.HAUSMAN (1995).
- **Le suivi des diplômés du BAC technique E.C.G. : Promotions 1987 à 1994.** Document PSELL n°80. P.HAUSMAN (1995).
- **Les demandeurs d'une admission en maison de soins. Les demandeurs d'une allocation de soins. Année 1994.**Document PSELL N° 81 A.KERGER en collaboration : N.ARENDT, L. FALCHERO et M. MERTENS. Publication à diffusion restreinte.(1995)
- **Le maintien à domicile des personnes âgées - Analyse du fichier des clients de longue durée du Service d'Aides familiales/Aides seniors des régions nord, ouest et est..** Document PSELL n° 82. A.KERGER. (1995).

- **Les dépenses : Structure et poids dans le revenu des ménages.** Série "*Mode de vie*" 7. Document PSELL n° 83. P.HAUSMAN. (1996).
- **Répertoire des poids individuels et des poids des ménages Psell 1985-1993.** Document PSELL n°84. B.GAILLY (1996).
- **Répertoire des poids individuels et des poids des ménages Psell 1985-1994.** Document PSELL n°85. B.GAILLY (1996)
- **Procédure de pondération de l'étude relative aux employées privées.** Document PSELL n°86. B.GAILLY (1996).
- **Revenu du travail des jeunes en 1993. Equivalents à ceux de leurs aînés ?** Document PSELL n°87. B.GAILLY (1996)
- **Les employées de statut privé occupées au Luxembourg.** Enquête réalisée pour la Chambre des Employées Privées 1995-1996. Document PSELL n° 88. (Document interne) A.AUBRUN, B.LEJEALLE, P.HAUSMAN. (1996)
- **Les mariés de l'an 1989. Pondération de la cohorte de 1991 à 1994.** Document PSELL n°89. B.GAILLY.
- **Le mode de vie des jeunes adultes : cohabitation avec les parents et départ du foyer parental.** Document PSELL N°90. Série Mode de vie n° 8 P.HAUSMAN. (1996)
- **Les mesures dans le domaine de l'emploi en faveur des groupes de personnes particulièrement désavantagées sur le marché du travail.** Rapport sur le séminaire de suivi sur les décisions du Conseil de l'Union Européenne dans le domaine de l'emploi (Sommet d'ESSEN 1994). Document PSELL n° 91. A.WAGNER, G.SCHABER. (1996)
- **Les comportements de consommation au Luxembourg.** Impact des caractéristiques socio-économiques des ménages selon différents niveaux d'agrégation des dépenses. Paru dans les Cahiers Economiques du STATEC. Document PSELL n° 92 (Enquête Budgets des Ménages).Mode de vie n° 9 M. ZANARDELLI avec la participation du STATEC (diffusion interne). (1996)
- **Les femmes et le chômage en 1994.** Enquête Forces et Travail 1994. Document PSELL n° 93 B.LEJEALLE avec la participation du STATEC. (1996)
- **Fondements méthodologiques de l'échantillon du PSELL n°2.** Document PSELL n°94. B.GAILLY. (1996)
- **La politique familial au Luxembourg - évolution au cours des cinq dernières années.** Document PSELL n°95. M. BORSENBERGER, M. PELS. (1996)
- **Entre famille et activité professionnelle. Mode d'organisation des employées privées.** Document PSELL n°96. P.HAUSMAN, B.LEJEALLE.(1996)
- **L'évolution de l'habitat au Luxembourg. 1985-1994.** Document PSELL n°97.Série "*Mode de vie* " n°10. B.GAILLY. (1996).
- **La mesure de la dépendance. Potentialités et limites du CTMSP pour son application au Grand-Duché de Luxembourg. Compte rendu de l'expérience-pilote réalisée au cours des mois de mai et juin 1996.** Document PSELL n°98. A.KERGER. (1996)
- **Les comportements de consommation au Luxembourg. Une typologie des ménages.** Document PSELL n°99. Série "*Mode de vie* " n°11. M.ZANARDELLI. (1996).
- **Recueil d'études sociales 1996.** Document PSELL n°100.
- **Compenser l'absence de nouveaux immigrants dans le PSELL.1 ?** Document PSELL n°101. B.GAILLY (1997)
- **Représentativité et pondération des échantillons du PSELL2. 1994-1995.** Document PSELL n°102. B.GAILLY (1997)
- **Propriétaire ou locataire : quelles habitations ? 1985-1994.** Document PSELL n°103. B.GAILLY (1997)
- **Femmes au foyer.** Document PSELL n°104. B.LEJEALLE (1997)
- **L'endettement des ménages au Luxembourg en 1994.** Document PSELL n°105. Série "*Mode de vie n°13*" B.GAILLY (1997)
- **Habiter au Luxembourg. Les travaux dans l'habitation. 1985-1994.** Document PSELL n°106 Série "*Mode de vie n°14*" B.GAILLY. (1997)
- **Bacheliers, bachelières de la filière ECG.** Document PSELL n°107. Enquête réalisée en collaboration avec le SCRIPT/Ministère de l'Education Nationale et de la Formation Professionnelle. B. LEJEALLE. (1997).
- **Les Luxembourgeois se sentent-ils en bonne santé et que font-ils pour la préserver ?** Document PSELL n°108 A. AUBRUN (1997)
- **L'emploi du temps des femmes : un partage entre famille, ménage et activité professionnelle.** Document PSELL n°109. B.LEJEALLE (1997)

- **Représentativité et pondération des échantillons du PSELL 2.** 1994-1996. Document PSELL n°110, B.GAILLY (1998)
- **L'endettement des ménages au Luxembourg en 1996.** Document PSELL n°111, B.GAILLY (1998)
- **Eléments d'analyse économique des choix éducatifs au Luxembourg.** Document PSELL n°112, C.KLEIN (1998)
- **La discrimination salariale entre hommes et femmes employés privés.** Document PSELL n°113, P.HAUSMAN, J.LANGERS, B.LEJEALLE, (interne) (1998)
- **Les perspectives familiales : les femmes peuvent-elles choisir librement entre leur vie familiale et leur vie professionnelle ? Envisagent-elles de concilier les deux ? Comment ?** Document PSELL n°114, A.AUBRUN (1998)
- **Revenu disponible et niveau de vie des ménages en 1996 et quelques aspects d'évolution : 1985-1996.** Document PSELL n°115, F.BERGER, P.HAUSMAN, (1998) (à paraître)
- **Habiter ou ne plus habiter chez ses parents.** Document PSELL n°116, F.BERGER, (1998)
- **Représentativité et pondérations des échantillons du Psell 2. 1994-1997.** Document PSELL n°117, B.GAILLY, (1998)
- **Entre activité professionnelle, activité familiale : les choix des femmes luxembourgeoises.** Document PSELL n°118, B.LEJEALLE (1999)
- **Les femmes du secteur des banques et des assurances.** Document PSELL n°119, B.LEJEALLE, (1999)
- **La garde des enfants au Luxembourg.** Document PSELL n°120, M. BORSENBERGER, B.LEJEALLE, (2000)
- **Dans quelle mesure les transferts de politique familiale et sociale réduisent-ils la fréquence et l'intensité de la pauvreté des enfants. Une comparaison France – Luxembourg – Etats-Unis,** Document PSELL n°121, B. JEANDIDIER en collaboration avec P.HAUSMAN, K. VLEMINCKX, R.DE WEVER, M.ZANARDELLI.
- **Situation de l'emploi à Dudelange. Analyse descriptive et dynamique. Rapport détaillé.** Document PSELL n°122, M.BORSENBERGER, P.BOUSCH, (2000)
- **Situation de l'emploi à Dudelange. Analyse descriptive et dynamique. Rapport de synthèse et tableau de bord.** Document PSELL n°123, M.BORSEMBERGER, P.BOUSCH, (2000)
- **Les différences salariales en 1995.** Document PSELL n°124, B.LEJEALLE (2001)
- **Passé professionnel et durée de chômage en Europe. Mise en lumière des effets de structure et d'hétérogénéité,** Document PSELL n°125, M.ZANARDELLI, A.REINSTADLER, P.HAUSMAN, J.C.RAY, (2001) (à paraître)
- **A la recherche des déterminants de la durée du chômage au Luxembourg,** Document PSELL n°126, J.BROSIUS, (2001)

(Janvier 2002)

