



**HAL**  
open science

# Les durées d'accès à l'emploi des diplômés de l'enseignement supérieur : analyse théorique et investigations économétriques sur données longitudinales

Rafika Azri

## ► To cite this version:

Rafika Azri. Les durées d'accès à l'emploi des diplômés de l'enseignement supérieur : analyse théorique et investigations économétriques sur données longitudinales . Économie et finance quantitative [q-fin]. FSEG de Sfax; CODECI, 2018. Français. NNT : . tel-01797394

**HAL Id: tel-01797394**

**<https://hal.science/tel-01797394>**

Submitted on 22 May 2018

**HAL** is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.



# THÈSE DE DOCTORAT

Pour l'obtention du titre de docteur en  
sciences économiques

**Les durées d'accès à l'emploi des diplômés de l'enseignement  
supérieur : analyse théorique et investigations  
économétriques sur données longitudinales**

Présentée et soutenue publiquement par

**Rafika AZRI**

Le 31/03/2018

## Membres du jury :

M. Abdelwaheb REBAI

M. Abdelfettah GHORBEL

M<sup>e</sup>. Lobna BENHASSEN

M. Abdessatar ATI

M. Chokri ABDENNADHER

Pr. d'Ens. Sup., FSEG - Sfax

Pr. d'Ens. Sup. Emérite, FSEG - Sfax

Pr. d'Ens. Sup., FSEG - Sfax

Pr. d'Ens. Sup., FSEG - Nabeul

Pr. d'Ens. Sup., FSEG - Sfax

Président

Membre

Rapporteur

Rapporteur

Directeur de thèse



*La Faculté n'entend donner aucune approbation ou improbation aux opinions émises dans cette thèse. Ces opinions doivent être considérées comme propres à leur auteur.*



À mes enfants

À la mémoire de mon beau-père

À la mémoire de ma chère Awatef

# Remerciements

Une envie m'a prise de remercier dans le silence tous ceux et celles qui m'avaient encouragé, suivie ou enrichie de leurs connaissances au cours de cette thèse. J'ai commencé la liste des personnes que je ne voulais pas oublier avant de laisser cette thèse suivre son chemin. J'ai conclu que je ne pourrai pas être exhaustive dans cette liste et que la richesse que m'avait apportée cette thèse allait bien au-delà de ce manuscrit.

Maintenant que ce travail touche à sa fin, je tiens en premier lieu à remercier mon directeur de recherche, Monsieur Le Professeur Chokri ABDENNADHER, pour son encadrement avisé. Outre ses compétences et sa rigueur, il a su gérer avec maestria l'équilibre délicat de l'évolution de ma thèse par ses commentaires attentionnés. J'ai surtout pu bénéficier de son écoute, de sa confiance, de sa disponibilité et de ses nombreux conseils précieux. Il m'a toujours manifesté un grand soutien, tant intellectuel que moral, au cours de ces longues années de recherche dans un domaine à complexité parfois décourageante.

Naturellement, les imperfections de cette thèse sont de ma seule responsabilité.

Aucun mot ne pourrait exprimer le sentiment de ma profonde gratitude envers Monsieur Le Professeur Abdelwaheb REBAI d'avoir accepté de présider le jury de ma thèse.

Je remercie Madame et Monsieur Les Professeurs Lobna BENHASSEN et Abdessatar ATI d'avoir accepté d'assumer la lourde tâche de rapporter sur cette thèse.

Je ne saurais oublier Monsieur Le Professeur Abdelfettah GHORBEL pour l'honneur qu'il me fait en associant son nom, en sa qualité de membre du jury, à mon travail de recherche.

Mes remerciements vont encore à Messieurs Les Professeurs Jean-Michel PLASSARD et Eric CAHUZAC de l'université de Toulouse. Leurs intuitions et les discussions que nous avons eues m'ont permis d'améliorer certains des développements de cette thèse.

Je voudrais également exprimer ma gratitude à Monsieur Benoit TUDOUX du Centre d'Etudes et de Recherches sur les Qualifications (CEREQ) de m'avoir offert l'opportunité d'accéder à la base des données.

Cette thèse doit beaucoup à mes parents, mes sœurs, mon frère et mon mari. Qu'ils trouvent ici le témoignage de ma grande affection et de mon profond attachement.



# Sommaire

<b>Remerciements.....</b>	<b>i</b>
<b>Sommaire.....</b>	<b>iii</b>
<b>Index des figures.....</b>	<b>v</b>
<b>Index des tableaux.....</b>	<b>vii</b>
<b>Introduction Générale.....</b>	<b>1</b>
<b>CHAPITRE 1</b>	
<b>L'INSERTION PROFESSIONNELLE DES JEUNES : DE L'INVESTISSEMENT DANS LA FORMATION À L'INVESTISSEMENT DANS LA RECHERCHE D'EMPLOI.....</b>	<b>8</b>
<b>Introduction.....</b>	<b>8</b>
<b>Section 1. La théorie de l'investissement humain.....</b>	<b>9</b>
1.1. La théorie de la demande d'éducation : un premier acte déterminant les parcours d'insertion.....	9
1.2. Les extensions.....	12
<b>Section 2. La théorie de la recherche d'emploi.....</b>	<b>16</b>
2.1. Un modèle simple de Job Search.....	17
2.2. Les extensions.....	22
<b>Conclusion.....</b>	<b>47</b>
<b>CHAPITRE 2</b>	
<b>LES MODÈLES DE DURÉE : UN CADRE CONCEPTUEL.....</b>	<b>50</b>
<b>Introduction.....</b>	<b>50</b>
<b>Section 1. Les modèles de durée : la boîte à outils des économistes .....</b>	<b>54</b>

1.1.	Fonction de survie, fonction de hasard et censure.....	54
1.2.	Les modèles conditionnels.....	59
<b>Section 2. Les approches d'estimations des modèles de durée.....</b>		<b>68</b>
2.1.	Inférence non paramétrique .....	69
2.2.	Inférence semi-paramétrique .....	73
2.3.	Inférence paramétrique .....	77
<b>Conclusion.....</b>		<b>79</b>
<b>CHAPITRE 3</b>		
<b>PRÉSENTATION DE LA BASE DES DONNÉES ET DESCRIPTION DE L'ÉCHANTILLON</b>		
<b>ÉTUDIÉ.....</b>		
		<b>81</b>
<b>Introduction.....</b>		<b>81</b>
<b>Section 1. Présentation de la base des données.....</b>		<b>82</b>
1.1.	Le type de données utilisées.....	82
1.2.	Les enquêtes de cheminement .....	84
<b>Section 2. Description de l'échantillon étudié.....</b>		<b>87</b>
2.1.	La formation .....	87
2.2.	Les caractéristiques sociodémographiques.....	90
2.3.	Le cheminement professionnel.....	97
<b>Conclusion.....</b>		<b>117</b>
<b>CHAPITRE 4</b>		
<b>MODÉLISATIONS MICROÉCONOMÉTRIQUES DE L'ACCÈS AU PREMIER (DERNIER)</b>		
<b>EMPLOI D'UNE COHORTE DE DIPLÔMÉS DE L'ENSEIGNEMENT SUPÉRIEUR .....</b>		
		<b>120</b>
<b>Introduction.....</b>		<b>120</b>
<b>Section 1. Estimations des durées d'accès au premier emploi.....</b>		<b>121</b>
1.1.	Estimation non paramétrique.....	122
1.2.	Estimation semi-paramétrique.....	124
1.3.	Estimation paramétrique .....	130
<b>Section 2. Estimation des durées d'accès au dernier emploi .....</b>		<b>136</b>
2.1.	Estimation non paramétrique.....	137
2.2.	Estimation semi-paramétrique.....	139
2.3.	Estimation paramétrique.....	142

<b>Conclusion.....</b>	<b>146</b>
<b>Conclusion générale.....</b>	<b>150</b>
<b>Bibliographie.....</b>	<b>155</b>
<b>ANNEXES.....</b>	<b>168</b>
<b>Table des matières.....</b>	<b>237</b>

# Index des figures

## Chapitre 2

<b>Figure n°1</b> : Moindres Carrés Ordinaires <i>versus</i> modèle de durée .....	58
<b>Figure n°2</b> : Modèles à hasards proportionnels .....	64
<b>Figure n°3</b> : Modèles à temps de vie accélérée .....	66

## Chapitre 3

<b>Figure n°1</b> : Le calendrier des enquêtes <i>Génération</i> du CEREQ.....	86
<b>Figure n°2</b> : Effectifs répondants aux quatre interrogations .....	86
<b>Figure n°3</b> : Répartition de l'échantillon selon le niveau de formation .....	88
<b>Figure n°4</b> : Répartition de l'échantillon selon la spécialité de formation par niveau ..	90
<b>Figure n°5</b> : Répartition de l'échantillon selon le genre par niveau de formation.....	92
<b>Figure n°6</b> : Histogramme des âges .....	93
<b>Figure n°7</b> : Taux d'activité des hommes en 2008 selon la présence d'enfants (en %)..	95
<b>Figure n°8</b> : Taux d'activité des femmes en 2008 selon la présence d'enfants (en %) ..	95
<b>Figure n°9</b> : Le taux de chômage de la population étudiée selon le genre par niveau de formation .....	101
<b>Figure n°10</b> : Le statut d'emploi à chaque interrogation .....	106
<b>Figure n°11</b> : La distribution des salaires.....	112
<b>Figure n°12</b> : Durée d'accès au premier (dernier) emploi .....	116
<b>Figure n°13</b> : Le nombre de séquences de chômage selon le genre par niveau de formation .....	117

## Chapitre 4

**Figure n°1** : Fonction de hasard des durées d'accès au premier emploi par niveau de formation ..... 123

**Figure n°2** : Fonction de hasard des durées d'accès au dernier emploi par niveau de formation ..... 138

# Index des tableaux

## Chapitre 2

**Tableau n°1** : Spécifications de la fonction de hasard .....78

## Chapitre 3

**Tableau n°1** : Le mode d'habitat .....94

**Tableau n°2** : Présence des enfants ressortant des quatre interrogations .....96

**Tableau n°3** : La situation d'activité des diplômés du supérieur de la *Génération* 98. .... 98

**Tableau n°4** : Stabilisation dans la même entreprise pour les deux sexes et selon les trois niveaux de formation retenus .....99

**Tableau n°5** : La situation d'activité de l'échantillon étudié selon le genre par niveau de formation ..... 100

**Tableau n°6** : Le temps de travail..... 104

**Tableau n°7** : La taille de l'entreprise..... 108

## Chapitre 4

**Tableau n°1** : Tests d'homogénéité des fonctions de hasard selon le niveau de formation..... 122

**Tableau n°2** : Estimation semi-paramétrique des durées d'accès au premier emploi par niveau de formation. .... 125

<b>Tableau n°3</b> : Le test du rapport de vraisemblance (LR) des spécifications emboîtées.....	131
<b>Tableau n° 4</b> : Le critère d'information d'AKAIKE (AIC).....	131
<b>Tableau n°5</b> : Le test du rapport de vraisemblance (LR) de la spécification retenue sans et avec hétérogénéité non observable .....	132
<b>Tableau n°6</b> : Spécification paramétrique retenue par niveau de formation.....	132
<b>Tableau n°7</b> : Estimation paramétrique des durées d'accès au premier emploi par niveau de formation .....	133
<b>Tableau n°8</b> : Tests d'homogénéité des fonctions de hasard selon le niveau de formation.....	137
<b>Tableau n° 9</b> : Estimation semi-paramétrique des durées d'accès au dernier emploi par niveau de formation .....	141
<b>Tableau n°10</b> : Le test du rapport de vraisemblance (LR) des spécifications emboîtées.....	143
<b>Tableau n°11</b> : Le critère d'information d'AKAIKE (AIC) .....	143
<b>Tableau n°12</b> : Le test du rapport de vraisemblance (LR) de la spécification retenue sans et avec hétérogénéité non observable .....	143
<b>Tableau n°13</b> : Spécification paramétrique retenue par niveau de formation ..	144
<b>Tableau n°14</b> : Estimation paramétrique des durées d'accès au dernier emploi par niveau de formation.....	144

# Introduction Générale

*Individual patterns of unemployment spells are the key empirical fact requiring revision of the walrasian paradigm* ([DIAMOND, 2010](#))<sup>1</sup>.

S'il est un domaine complexe de la science économique, c'est bien le domaine de l'économie du travail tant les problèmes de l'emploi mobilisent une large gamme de modèles théoriques et microéconométriques afin de modéliser le marché du travail, analyser les principaux facteurs déterminants du chômage et évaluer l'efficacité de certaines politiques publiques en la matière. Déjà en 1890, ALFRED MARSHALL<sup>2</sup> pointait cette complexité :

*The element of time is a chief cause of those difficulties in economic investigations which make it necessary for man with his limited powers to go step by step; breaking up a complex question, studying one bit at a time, and at last combining his partial solutions into a more or less complete solution of the whole riddle. ... The more the issue is thus narrowed, the more exactly can it be handled: but also the less closely does it correspond to real life. Each exact and firm handling of a narrow issue, however, helps towards treating broader issues, in which that narrow issue is contained, more exactly than would otherwise have been possible. With each step... exact discussions can be made less abstract, realistic discussions can be made less inexact than was possible at an earlier stage.*

---

<sup>1</sup> *Les caractéristiques individuelles des durées de chômage sont le fait empirique clé qui requiert une révision du paradigme walrasien* (tirée du discours de réception du Prix de la Banque de Suède en Sciences Economiques en mémoire d'ALFRED NOBEL, Stockholm, Suède, le 8 décembre 2010). Voir aussi [DIAMOND \(1987, p. 279\)](#).

<sup>2</sup> Cité par [DIAMOND \(2011\)](#).



Un tel énoncé resitue la problématique de la thèse au cœur d'une science économique qui envisage le temps comme une ressource productive. Et c'est là où réside toute la différence entre les modèles d'équilibre instantané de l'offre et de la demande du travail en information parfaite et les modèles de recherche d'emploi, *i.e.* le traitement du temps. Contrairement à la théorie classique, ces modèles supposent que l'échange (la conclusion des contrats d'embauche) ne se fait pas grâce à un processus de type walrasien avec enchères et tâtonnements : un commissaire-priseur n'existe plus de manière centralisée et partant individus et employeurs ne disposent que d'une information incomplète et que pour l'améliorer ils doivent supporter des coûts directs (dépenses de recherche et de sélection) et indirects (le temps consacré). De ce fait, la recherche d'un emploi ou la sélection d'un *bon* candidat à un emploi vacant serait donc une activité onéreuse ([LIPPMAN et MCCALL, 1976](#) ; [STIGLER, 1962](#) ; ...).

Développée pour l'essentiel dans les années 1970<sup>3</sup>, la théorie de la recherche d'emploi<sup>4</sup> permet de modéliser cette imperfection d'information désormais centrale dans l'explication des stratégies d'insertion professionnelle des jeunes et des durées d'accès aux emplois. En se référant à *la parabole des îles* de [PHELPS \(1970\)](#)<sup>5</sup>, le choix de ces stratégies s'avère même la pierre angulaire de la quête puisqu'il conditionne la manière dont les individus collectent l'information sur les opportunités d'emploi et leurs spécificités (*i.e.* l'appariement).

Peu ou prou, les modèles de recherche d'emploi sont une extension naturelle du modèle élémentaire de recherche développé par [MORTENSEN \(1986\)](#)<sup>6</sup>. L'auteur confère à la prospection d'emploi une dimension dynamique fondée sur une approche de *stoppage* séquentiel empruntée à la statistique décisionnelle. Dès lors, le chercheur d'emploi doit décider à la fois du salaire d'acceptation des offres d'emploi et de l'intensité (effort) de recherche. Le résultat d'optimisation de la recherche sur l'espérance de gain futur

---

<sup>3</sup> Même si les prémices de cette théorie remontent à [HICKS \(1932\)](#).

<sup>4</sup> Nous utiliserons de manière indifférenciée théorie de la recherche d'emploi, théorie de la prospection d'emploi, théorie de la quête et théorie du *Job Search*.

<sup>5</sup> Dans sa parabole, PHELPS revient sur le choix et l'efficacité des stratégies individuelles de recherche d'emploi en substituant l'image d'un marché spatial au marché centralisé walrasien. Il décrit une situation où l'économie serait un ensemble d'îles, des marchés locaux du travail pour ainsi dire. Il étudie le cas d'un travailleur qui voit son salaire baisser sur sa propre île, mais qui n'a pas d'information sur les salaires offerts sur les autres îles, *i.e.* cette baisse est-elle généralisée ou spécifique à son marché local ? Pour PHELPS, l'agent doit pouvoir investir dans la production de l'information, ce qui suppose des coûts directs et indirects de prospection, *e.g.* achat d'un canot pour se déplacer vers les autres îles, coûts d'opportunité... A travers sa parabole, PHELPS revisite la théorie de la recherche d'emploi en offrant un fondement rationnel au chômage naturel (volontaire).

<sup>6</sup> Inspiré de [BURDETT \(1978\)](#).

permet de déterminer le salaire de réserve, salaire auquel l'individu serait indifférent entre l'abandon ou la poursuite de la quête. Le modèle prédit que la recherche serait *stoppée* lorsque le chercheur d'emploi reçoit une offre de salaire significativement plus élevée que son salaire de réserve<sup>7</sup>. Il prédit également un profil de carrière croissant imputable à l'accumulation de capital humain spécifique (*on the job training*) à la [BECKER \(1964\)](#).

Mais les études calées sur ce type de modélisation sont souvent considérées avec scepticisme en raison tant des limites de l'outil lui-même qu'aux hypothèses lourdes qui sous-tendent son utilisation. Notamment, l'hypothèse d'exogénéité de la fonction d'offre des salaires montre les limites d'une telle approche partielle si l'on veut capter l'effet de politiques économiques en matière de formation des salaires. Les modèles de recherche d'emploi d'équilibre sont venus endogénéiser la fonction d'offre des salaires et élargir par là même la stratégie de recherche des demandeurs d'emploi par la modélisation conjointe du comportement des firmes et des chômeurs. Contrairement aux modèles d'appariement du type [DIAMOND \(1982a\)](#), [MORTENSEN \(1982b\)](#) et [PISSARIDES \(1985\)](#) qui étudient principalement l'activité de la quête et ses conséquences macroéconomiques sur le chômage, les modèles de recherche d'emploi d'équilibre nous offrent les moyens de comprendre les mécanismes de formation des salaires sur le marché du travail, mais aussi les trajectoires individuelles et les logiques de leurs transformations. Ils ambitionnent aussi d'étudier l'impact sur ces trajectoires de toute politique économique modifiant les allocations chômage, le salaire minimum, la taxation du capital ou du travail, etc. ([BAGGER et al., 2014](#) ; [LESUEUR et SABATIER, 2008](#) ; [BONTEMPS, 2004](#) ; [BONTEMPS et al., 2000](#)).

Bien que les modèles de recherche d'emploi d'équilibre apportent des raffinements à la littérature, au sens d'une plus grande adéquation avec la réalité<sup>8</sup>, leur pertinence empirique s'en trouve limitée. L'orientation des développements récents s'est alors déplacée d'une *théorie pure* du chômage frictionnel vers des études appliquées à certains faits empiriques liés au marché du travail notamment<sup>9</sup>, *e.g.* durée du primo-chômage et profil des trajectoires individuelles d'insertion.

---

<sup>7</sup> Ou au moins égale à son salaire de réserve.

<sup>8</sup> Surtout pour ce qui est de la fonction d'équilibre d'offre des salaires.

<sup>9</sup> L'élargissement à d'autres champs de recherche n'est pas à écarter, *e.g.* marché immobilier, marché des mariages, économie spatiale...

Mais confrontés au réel, les microéconomètres du marché du travail sont appelés à concilier les propriétés des modèles de recherche d'emploi avec l'observation statistique des types de transitions individuelles opérées sur le marché du travail : du chômage vers l'emploi, de l'emploi vers l'emploi, etc. Dans cette perspective, ils doivent pouvoir surmonter certains obstacles méthodologiques.

D'abord, l'observation directe de la distribution des salaires de réserve est rare. Peu d'enquêtes renseignent, en effet, sur la contrepartie empirique de ce concept théorique déterminant de la probabilité de sortie du chômage. Or, nous verrons que cette première difficulté peut être contournée en posant que la sortie de l'état de chômage coïncide avec une offre d'emploi dont le salaire est au moins égal au salaire de réserve. De façon encore plus nette, nous considérerons les variables qui affectent la durée du primo-chômage comme on aurait pu traiter de l'effet par ricochet de ces mêmes variables sur la distribution des salaires de réserve ([LESUEUR et SABATIER, 2008](#) ; [RIOUX, 2001](#)).

Une seconde difficulté tient à la nature des données traitées. Notamment, la présence fréquente de phénomènes de censures dans les observations constitue souvent une source de difficultés dans le traitement économétrique et requiert de développer des techniques *ad hoc* et/ou de revisiter les méthodes classiques de la statistique mathématique. Particulièrement typique des données longitudinales, la notion de censure d'un épisode provient du fait qu'on n'a pas accès à toute l'observation. Si l'état d'intérêt est le chômage et si l'on considère un individu de l'enquête qui est toujours sans emploi lorsque celle-ci prend fin, toute l'information dont nous disposons à son sujet est la date de début de cet épisode de chômage. Mais, les données sont incomplètes car elles ne contiennent pas l'information sur la date à laquelle il quitte l'état. Dans ce cas, on dit que la durée de l'épisode de chômage est *censurée à droite*. L'un des atouts majeurs des modèles de durée est précisément la prise en compte systématique des données censurées ([AUSTIN, 2017](#) ; [BRANDON et al., 2014](#) ; [CAHUZAC, 2008](#) ; [CAHUZAC et DI PAOLA, 2005](#)).

L'analyse économétrique des durées d'accès aux emplois à partir de données longitudinales s'appuie sur une modélisation d'observations d'une séquence d'événements possibles sur un intervalle de temps comme par exemple l'observation des dates de changement d'état sur le marché du travail (passage de l'état de chômage à

l'état d'emploi, etc.). Dès lors, la description de la trajectoire individuelle revient à enregistrer ces dates de passage d'un état à l'autre et la nature des états quittés et atteints à chaque date. Au regard de ses objectifs, le microéconomètre doit pouvoir observer les caractéristiques individuelles des chercheurs d'emploi couplées à celles de l'environnement macroéconomique. Si les variables d'environnement (niveau global de chômage, niveau des salaires...) peuvent évoluer dans le temps, les caractéristiques individuelles, elles, sont soit indépendantes du temps comme le genre et la spécialité de formation ou fonctions connues du temps comme l'âge et l'ancienneté. C'est dire que le temps joue un rôle majeur dans la modélisation. On en arrive alors logiquement à mieux cerner la problématique du longitudinal qui serait, au risque d'une simplification certainement excessive, d'expliquer par le temps vécu.

Ainsi, mobilisant les modèles économétriques de durée<sup>10</sup>, la thèse a pour objet d'étudier la dynamique individuelle d'accès au premier (dernier) emploi des diplômés de l'enseignement supérieur à partir d'observations individuelles longitudinales. Ce type d'observations permet de mieux rendre compte de la diversification des états et de replacer les trajectoires individuelles dans l'histoire passée sur le marché du travail. L'observation de ces trajectoires autorise l'analyse d'un phénomène (durée du primo-chômage) à la fois dans sa dimension individuelle, au travers des caractéristiques individuelles observables ou non observables du chômeur, et dans sa dimension temporelle, au travers de la dynamique spécifique à chaque chômeur.

Nous tenterons d'exploiter une enquête longitudinale (*Génération 98*) afin d'expliquer de manière rigoureuse les déterminants des durées d'accès à l'emploi des jeunes diplômés de l'enseignement supérieur. Calée pour l'essentiel sur des histoires individuelles, l'enquête *Génération 98* décrit et situe dans le temps l'itinéraire d'une cohorte et d'une génération. Le terme *Génération* est utilisé non pas au sens de génération d'âge, mais de génération de naissance au marché du travail à la sortie du système de formation initiale. Il s'agit de la première enquête *Génération pleine*<sup>11</sup> sur 10 ans<sup>12</sup>. Elle est la quatrième ré-interrogation dix ans après la sortie du système de formation initiale en 1998 et vient compléter trois précédentes interrogations. La première, trois ans après la sortie du système éducatif, est pour l'essentiel concernée

---

<sup>10</sup> Développés initialement par LANCASTER (1990) et KIEFER (1988).

<sup>11</sup> Il ressort du dictionnaire des variables de l'enquête *Génération 98* à 10 ans qu'une enquête *Génération Pleine* comprend une large batterie d'interrogations et un plus grand échantillon que la *Mini-Génération*.

<sup>12</sup> C'est aussi, à notre connaissance, la dernière enquête *Génération pleine* sur 10 ans.

par la production d'indicateurs. Les trois ré-interrogations qui ont suivi, à cinq ans en 2003, à sept ans en 2005 et à dix ans en 2008, sont pour l'essentiel concernées par la question des parcours et des mobilités sur moyen terme notamment.

*Génération 98* fournit une batterie imposante de variables qui constituent autant de facteurs de différenciation sur le marché du travail. Il s'agit essentiellement des caractéristiques sociodémographiques (genre, âge, situation familiale, catégorie socioprofessionnelle des parents, origine migratoire, etc.) et constitutives du capital humain (niveau de formation, spécialité de formation, poursuite d'études, etc.). A côté de ces variables, viennent s'ajouter des informations relatives aux différents états que les jeunes ont connus depuis leur sortie de formation initiale (recherche d'emploi, formation, inactivité, emploi, chômage, mobilité, etc.).

## Structure de la thèse

Nous procéderons en quatre étapes qui, en fait, correspondent à quatre niveaux d'analyse interconnectés structurant les quatre chapitres de cette thèse. Les [chapitres 1 et 2](#) offriront un cadrage théorique : l'insertion et la boîte à outils de l'économiste. Le [chapitre 3](#) sera concerné par le type de données utilisées. Le [chapitre 4](#), lui, sera consacré à une étude appliquée des déterminants d'accès au premier (dernier) emploi d'une cohorte de jeunes diplômés de l'enseignement supérieur.

Le [premier chapitre](#) s'articule autour de l'idée que l'insertion n'est pas détachable de la référence à deux types d'investissement, dans la formation et dans la recherche d'emploi.

Nous mobiliserons, dans un premier temps, la théorie du capital humain pour rendre compte des effets de l'éducation sur les décisions individuelles en matière d'investissement initial et pour décrire plus généralement les rapports entre le système éducatif et le système productif. Dans sa forme première, celle de la théorie de l'investissement humain, elle a constitué une première tentative pour établir un lien entre éducation et marché du travail via la relation de causalité entre les couples

éducation/gains et gains/productivité. En filigrane, la théorie suggère aussi que les jeunes les moins diplômés connaissent une insertion difficile, la qualité de l'insertion professionnelle étant fortement corrélée à la formation initiale.

Toutefois, cette vision idéale de l'investissement en capital humain a amené les économistes à dépasser les modèles classiques d'offre et de demande du travail en information parfaite et à développer de nouveaux types de modèles : les modèles de recherche d'emploi. Nous en donnerons, dans un deuxième temps, l'état de l'art articulé autour de ces interrogations :

Pourquoi des travailleurs au chômage choisissent-ils de refuser des offres d'emploi et de poursuivre la prospection ? Quels sont les déterminants des durées du chômage et d'emploi ? Comment interpréter la coexistence du chômage et d'emplois vacants ? Quels sont les facteurs qui gouvernent les taux globaux de vacances d'emploi et de chômage ? Comment peut-on justifier que des travailleurs *a priori* identiques reçoivent des salaires différents ? De quels types d'arbitrage ces différentiels de salaires relèvent-ils ? Comment les salaires interagissent-ils avec la mobilité ? Qu'est-ce qui explique une mobilité efficiente ?

Le [deuxième chapitre](#) est dédié aux modèles de durée. Nous reviendrons sur les origines du concept et son appropriation par les économistes du travail. S'ensuivra un exercice d'investigation de ces modèles au moyen de la boîte à outils des économistes. Les approches d'estimations compléteront le tableau.

Ne formant pas un groupe homogène et en dépit des contraintes auxquelles ils ont à faire face sur le marché du travail, les jeunes doivent pouvoir définir des stratégies de prospection, le choix de ces stratégies étant même la pierre angulaire de la prospection dans un environnement où l'information est décentralisée. C'est précisément dans cette perspective que s'inscrivent les [chapitres 3](#) et [4](#) de la thèse. A partir d'un traitement statistique ([chapitre 3](#)) et économétrique ([chapitre 4](#)) d'une enquête longitudinale (*Génération 98*), nous suivrons une cohorte de jeunes diplômés de l'enseignement supérieur et examinerons ses performances sur le marché du travail, *i.e.* les durées d'accès au premier (dernier) emploi.

## CHAPITRE 1

# L'INSERTION PROFESSIONNELLE DES JEUNES : DE L'INVESTISSEMENT DANS LA FORMATION A L'INVESTISSEMENT DANS LA RECHERCHE D'EMPLOI

### Introduction

Pressés par l'environnement économique et la demande sociale, les économistes ont développé depuis une trentaine d'années tout un pan de la littérature relative à l'étude de l'insertion professionnelle des jeunes. Or, bien que l'on veuille admettre qu'une telle question est d'importance majeure, son étude n'a pas cette particularité d'unifier les analyses économiques en la matière. Pourtant deux approches de l'insertion ressortent clairement de la littérature et renvoient peu ou prou à des interrogations souvent naturelles pour l'économiste. La première (microéconomique) interroge l'*homoeconomicus* et pose la question de l'insertion en termes de stratégies rationnelles que doit adopter l'individu face aux contraintes inhérentes à l'imprévisibilité structurelle de son environnement. La seconde (macroéconomique) interroge les dynamiques du marché du travail et pose la question de l'insertion en termes de concurrences intergénérationnelles dans l'accès à une *position stabilisée* sur un marché du travail rationné qui touche particulièrement les jeunes ([ROSE, 2014](#) ; [LESUEUR et SABATIER, 2008](#) ; [GIRET, 2000](#)).

Quoiqu'il en soit, l'insertion n'est pas détachable de la référence à deux types d'investissement, dans la formation et dans la recherche d'emploi. Ce premier chapitre

est consacré à l'étude de l'investissement éducatif comme une première étape dans le processus d'insertion des jeunes ([Section 1.](#)). La deuxième phase du processus d'insertion, à savoir la recherche et l'accès à l'emploi sur un marché du travail où l'information est imparfaite, fera l'objet de la deuxième section ([Section 2.](#)).

## Section 1. La théorie de l'investissement humain

La théorie de la demande d'éducation ([1.1.](#)), ses prolongements et les pistes qu'elle propose pour analyser l'insertion ([1.2.](#)) feront l'objet de cette section.

### 1.1. La théorie de la demande d'éducation : un premier acte déterminant les parcours d'insertion

Pour [VINCENS \(1981\)](#), l'insertion professionnelle serait un projet de vie et doit être analysée comme telle. Or, dans la mesure où elle est envisagée comme une période de transition entre les deux systèmes éducatif et productif, la formation initiale serait un premier indicateur de ce qui peut être un projet de vie. Dans cette perspective, la théorie du capital humain (ou de l'investissement humain) s'avère porteuse d'une vision cohérente des décisions individuelles en matière d'investissement initial, décisions assimilées à un premier acte déterminant les parcours d'insertion.

Dans sa forme première, celle de la théorie de l'investissement humain, l'augmentation des effectifs scolarisés a été expliquée en utilisant le raisonnement néo-classique, c'est-à-dire l'hypothèse de comportement rationnel et de concurrence parfaite pour étudier des phénomènes non marchands, *e.g.* l'éducation ([BECKER, 1975, 1964, 1962](#) ; [MINCER, 1962](#) ; [SCHULTZ, 1962](#) ; ...).

La théorie de l'investissement humain a d'abord été une théorie de la demande d'éducation où l'individu se livre à des calculs d'optimisation de manière à décider d'effectuer ou non des investissements en éducation et ainsi gagner en productivité et



donc en rémunération. De façon encore plus nette, l'individu investit en lui-même dans la mesure où le taux de rentabilité de cet investissement est au moins égal au taux de rentabilité des placements alternatifs<sup>13</sup>. Cela suppose évidemment que les rémunérations soient inégales et liées au montant de capital humain détenu par chaque travailleur. Plus précisément, soutient [BECKER \(1975\)](#), la construction du plan d'éducation constitue un choix individuel d'accumulation du capital humain qui s'insère dans un modèle de cycle de vie. La demande d'éducation s'impose alors comme un arbitrage inter-temporel entre les coûts d'investissement humain<sup>14</sup> et la rentabilité inhérente aux revenus futurs.

Cela dit, si l'on s'en tient à la théorie de la demande d'éducation, il n'est pas nécessaire de savoir pourquoi ceux qui possèdent le plus de capital humain ont, en moyenne, les rémunérations les plus élevées. Dans la perspective d'une analyse des liens de causalité entre éducation, productivité et gains (insertion), il est plus fécond de décortiquer le concept de capital humain, distinguer entre le goût pour les études et le talent, démêler et combiner les effets de l'inné et de l'acquis, du milieu d'origine et de la formation *stricto sensu* et intégrer les gains non pécuniaires. De la même façon, il est plus important d'introduire des contraintes externes dans la décision d'investissement humain et partant dans l'accès à une *position stabilisée* sur le marché du travail, *e.g.* le rationnement du crédit, la ségrégation spatiale, la discrimination, etc. Ce champ d'analyse s'avère intéressant à maints égards et conduit l'économiste à dialoguer avec les sociologues et les psychologues, ce qui, en l'espèce, pour reprendre les termes de [VINCENS \(1979\)](#), semble *heureux* dans l'étude de l'insertion professionnelle des jeunes.

Mais cela ne doit pas occulter la question cruciale qui consiste à savoir pourquoi les rémunérations sont liées aux montants de capital humain. La réponse néoclassique est calée sur un examen du comportement de l'entreprise<sup>15</sup>. La théorie de la demande d'éducation par les individus est couplée ici à une théorie de la demande exprimée par les employeurs, l'éducation intervenant dans le processus de détermination des salaires

---

<sup>13</sup> Pour [BECKER \(1975\)](#), les individus comparent la rentabilité de l'investissement en capital humain à celle associée à un placement financier. L'investissement est optimal si son rendement est au moins égal à celui d'un placement financier.

<sup>14</sup> Notamment les coûts d'opportunité qui, sous l'hypothèse de plein emploi, représentent un *manque à gagner* auquel viennent s'ajouter des coûts directs, *e.g.* frais de scolarité, fournitures, transport, etc.

<sup>15</sup> De la même façon, BECKER analyse le comportement de l'entreprise à l'égard de la formation et des formés à partir de sa fameuse opposition Formation Générale *versus* Formation Spécifique. Les mécanismes de *matching* (rencontre) entre les formés et l'entreprise seront analysés dans la deuxième section de ce chapitre.

par le biais d'une action à la fois sur l'offre et la demande de travail. L'idée de base réside, en effet, dans l'hypothèse selon laquelle les rémunérations sont inhérentes au capital humain car ce dernier accroît la productivité de l'individu. Or, si l'individu supporte la plus grande partie du coût de la formation, il n'investira dans l'éducation que s'il est compensé ultérieurement sur le marché du travail par un salaire plus élevé. Et, de façon sous-jacente, l'entreprise acceptera de payer des salaires plus élevés pour les plus formés puisqu'ils seront, comme le prédit la théorie, plus productifs. Il va sans dire qu'en raison du coût de la formation, l'offre de formés sera limitée et partant les différentiels de salaires ne disparaîtront pas. Le raisonnement habituel procède en fait selon une logique très classique : la formation crée une productivité potentielle dont le coût entretient la rareté qui, elle, maintient la productivité marginale à un niveau suffisant pour expliquer les différentiels de salaires.

Ainsi, la théorie de l'investissement humain apparaît comme le fondement de la première relation explicite entre éducation et marché du travail (insertion). D'une part l'éducation augmente la productivité et produit par là même son effet sur la demande de travail ; d'autre part l'éducation est coûteuse, ce qui a un impact sur l'offre<sup>16</sup>.

Au total, la théorie néoclassique de l'éducation, et plus particulièrement la relation de causalité positive entre éducation, productivité et gains (insertion), s'appuie sur la régulation de l'offre et de la demande par la concurrence parfaite sur les marchés des biens et du travail. À l'équilibre, les facteurs de production sont rémunérés à leur productivité marginale et partant deux travailleurs *identiques* ayant les mêmes caractéristiques productives sont payés au même taux, les plus productifs devant recevoir un salaire plus élevé. Aussi, la productivité marginale traduit-elle le stock de connaissances incorporé par chaque individu. Ce mécanisme régulateur, on le sait, peut fonctionner même si les salaires ne sont pas flexibles à la baisse. Simplement, la conjecture sous-tend l'idée de suréducation ou de déclassement, notamment s'il y a trop de formés détenant un stock donné de connaissances<sup>17</sup>. L'accent est alors mis sur l'impact du phénomène sur les rendements éducatifs (privés et sociaux) et par là sur la

---

<sup>16</sup> Une partie de cette analyse subsiste dans les modèles de signalement ou théorie du filtre. Ici la formation ne fait que révéler la productivité potentielle des individus. Elle facilite donc la sélection que doivent faire les employeurs qui rémunèrent toujours les différences de productivité. Mais ces différences ne sont pas dues entièrement à la formation.

<sup>17</sup> Le phénomène de suréducation ou de déclassement désigne habituellement les divers aspects d'un appariement défectueux entre le niveau d'éducation des travailleurs et le niveau d'éducation *requis* des emplois.

capacité de la théorie néoclassique de l'éducation à réguler l'offre et la demande de formation ([PLASSARD, 2017](#) ; [ALCOUFFE et PLASSARD, 2013](#) ; [PLASSARD et TRAN, 2009](#)). À cette occasion, on mesure l'importance que revêt la variabilité des rendements monétaires pour assurer l'équilibre<sup>18</sup>. Cela suppose, nous l'avons déjà dit, que l'individu supporte la plus grande partie du coût de la formation et que l'offre de places dans le système éducatif soit illimitée. Cette dernière hypothèse est, cependant, battue en brèche par les faits de sorte que dans la plupart des pays, le marché ne peut à lui seul assurer la régulation même si les individus consentent à accepter cette règle de jeu.

En définitive, si la théorie néoclassique de l'éducation a suscité de nombreuses controverses théoriques et empiriques, sa contribution à un renouvellement et à un élargissement de la théorie de l'offre de travail ne doit pas être sous estimée. D'une façon générale, elle a fourni des éléments qui ont permis une avancée considérable dans l'analyse des relations entre la formation et le travail, voire l'insertion. Cela dit, de nombreux développements sont venus compléter la théorie traditionnelle du capital humain dans diverses directions. Nous en recenserons les plus pertinents au regard de nos objectifs.

## 1.2. Les extensions

Elles concernent les hypothèses restrictives et/ou les prédictions *infra*.

### 1.2.1. Le taux de rendement généralisé

Pour [GRAVOT \(1993\)](#), la demande d'éducation n'est qu'une composante de l'insertion professionnelle parmi tant d'autres et partant il propose d'élargir la perspective à l'étude de l'ensemble du parcours de l'individu comme une activité économique qui génère des coûts et engendre des produits. L'idée est calée sur une définition concrète de l'insertion professionnelle qui serait *in fine* un processus temporel où se combinent et se succèdent plusieurs activités, *e.g.* activité scolaire, stages, recherche d'emploi,

---

<sup>18</sup> Même si la théorie n'exclut pas les gains non monétaires de la formation.

prise d'emploi, service national et inactivité. Ainsi, à partir des gains et des coûts inhérents à ces activités, l'auteur définit conceptuellement la notion de *taux de rendement généralisé de l'insertion*. C'est le *taux d'actualisation* qui égalise la valeur actuelle des gains à celle des coûts relatifs à l'ensemble des activités qui caractérisent le processus d'insertion. Plus explicitement, le *taux de rendement généralisé de l'insertion* est donc le taux d'actualisation  $r$ , tel que l'on a :

$$\sum_{t=0}^T \frac{W_t}{(1+r)^t} + \sum_{t=0}^T \frac{J_t}{(1+r)^t} = \sum_{t=0}^T \frac{D_t}{(1+r)^t} + \sum_{t=0}^T \frac{O_t}{(1+r)^t} + \sum_{t=0}^T \frac{C_t}{(1+r)^t}$$

où,

$W_t$  : gains monétaires pendant les périodes scolaires, de stage, et différentiel de revenu dans l'emploi ;

$J_t$  : gains non monétaires issus de chaque activité (connaissances scolaires, expérience acquise en stage ou dans l'emploi, informations sur le marché du travail, différentiel de statut dans l'emploi) ;

$D_t$  : coûts directs (frais de scolarité, de stage, de recherche d'emploi) ;

$O_t$  : coûts d'opportunité (salaires non perçus pendant la scolarité, les stages, la recherche d'emploi, l'inactivité et le service national) ;

$C_t$  : coûts psychologiques des études, des stages, du service national, de l'inactivité, de la recherche d'emploi ou du choix d'un *petit boulot*.

La logique financière de ce taux met en relation coûts et bénéfices et s'inscrit dans une problématique d'investissement, ce qui positionne le comportement rationnel de l'individu sur de simples critères de rentabilité. Notamment, tant que le taux d'actualisation  $r$  est supérieur aux taux d'intérêt sur les marchés financiers, le jeune a intérêt à prolonger la période de recherche d'emploi. En outre, ce taux est généralisé car, à la différence de la théorie du capital humain, il prend en compte une myriade d'activités et pas uniquement la poursuite d'études. De la même façon, il est généralisé car, à côté des données monétaires, il n'exclut pas les données immatérielles et psychologiques. Cependant, soutient GRAVOT, le caractère hétérogène de ce taux le rend difficilement quantifiable dans le champ de l'insertion. C'est une grandeur implicite calée sur l'idée que l'individu raisonnerait par référence à cette notion, ce qui

permettrait une interprétation concrète du comportement des acteurs en matière d'insertion.

### 1.2.2. Une remise en cause de l'hypothèse d'agrégation des savoirs

La notion de capital humain pose problème dès que l'on se place à un niveau trop élevé d'agrégation des savoirs ([DAVID et NORDMAN, 2017](#) ; [MULLER et NORDMAN, 2017](#) ; [NGUYEN et NORDMAN, 2017](#)). Elle regroupe, on le sait, les apprentissages de la primo socialisation familiale, les connaissances générales, les principes abstraits et les concepts acquis à l'école, les formations spécialisées scolaires ou post scolaires, etc. Dès lors, il devient réducteur qu'une même variable incorpore des savoirs que l'individu acquiert dans des situations aussi diverses. Pourtant [BECKER \(1964\)](#) ne semble pas avoir occulté cette difficulté. Il consent, en effet, qu'à des formes mesurables du savoir, on doit pouvoir ajouter des sources plus diffuses, non prises en compte, mais considérées comme du capital humain, *e.g.* connaissance des mœurs ou des usages d'un groupe social, réseau de relations, informations privées relatives au fonctionnement d'un système économique ou politique... Il va sans dire que l'hypothèse d'agrégation de tous ces savoirs en une seule variable est très restrictive. Conceptuellement, les études sur le champ tendent à savoir comment distinguer les connaissances acquises de façon volontaire de celles qui seraient le résultat d'une familiarisation avec le milieu social ([NORDMAN, 2016](#)).

De la même façon, la microéconomie du capital humain peine à trancher avec clarté quant à l'extension faite de la notion de capital humain à celle de stock de capital humain d'une entreprise. Celle-ci est désormais considérée comme dépositaire de connaissances et de compétences, un lieu où des connaissances se forment, sont mises en œuvre, conservées, diffusées et développées ([ABDENNADHER et KAMMOUN, 2009](#) ; [AZOULAY et WEINSTEIN, 2000](#)). Comment alors pouvoir agréger dans une seule variable (le capital humain de l'entreprise) des compétences technologiques et organisationnelles que l'on peut aisément assimiler à des savoirs individuels divers, voire à des dotations individuelles de capital humain.

### 1.2.3. La difficulté de la mesure du capital humain

[STIGLITZ et al. \(2009\)](#) interpellent les techniques usuelles de mesure du capital humain centrées le plus souvent sur un indicateur financier et recommandent par là même de prendre des précautions méthodologiques à même de saisir toute la complexité du concept. Pour les auteurs, il existe des facteurs objectifs jouant sur la qualité du capital humain et dont la mesure peut mobiliser plusieurs indicateurs. Dans cette perspective, les *capabilités* qui seraient les possibilités qu'a un individu de choisir parmi différents états et actions, sont vues comme des facteurs intrinsèquement déterminants de la qualité du capital humain ([SEN, 1985](#)). Se pose alors le problème de mesure d'une variable dont l'une ou plusieurs de ses composantes ne sont pas mesurables statistiquement. La théorie du capital humain prend tout son sens lorsqu'elle intègre des facteurs non recensés par l'économiste, mais aussi lorsqu'elle se donne les moyens de les évaluer. La notion de capital humain déborde du champ classique de l'économie et se situe à la croisée de deux disciplines : la sociologie et la psychologie. Dès lors, l'économiste doit pouvoir, nous l'avons déjà dit, dialoguer avec les sociologues et les psychologues, ce qui serait fécond dans l'étude de l'insertion professionnelle des jeunes notamment.

### 1.2.4. La théorie de l'éligibilité revisitée

L'idée centrale de la théorie du capital humain est que l'éducation est un bien économique porteur d'externalités positives pour la société et de gains nets anticipés pour les individus. Le concept de taux de rendement (privé et social) prend alors tout son sens et vient par là même expliquer, au risque d'une simplification certainement excessive, l'engouement et la généralisation de l'allongement des études. La massification de l'enseignement inhérente a entraîné, cependant, une surproduction de diplômes et renforcé la concurrence entre diplômés dans l'accès aux emplois. Ceci a eu comme conséquence, somme toute logique, une baisse du taux de rendement et une dégradation des perspectives professionnelles. Ainsi, si surproduction de diplômes il y a, toute la question est de savoir quelle stratégie les diplômés doivent-ils mettre en

œuvre ? Une des stratégies est exposée par [LEVY-GARBOUA \(1976\)](#)<sup>19</sup> dans la *théorie de l'éligibilité* que l'on peut résumer de la façon suivante : la demande d'éducation universitaire demeure inerte malgré la baisse du taux de rentabilité de l'investissement.

D'une manière plus explicite, la dégradation des débouchés professionnels amènent les étudiants à faire un arbitrage entre temps de travail rémunéré, temps de loisir et temps d'étude et ainsi contrôler l'affectation du temps à ces trois activités. Les prédictions du modèle montrent que la détérioration de la condition étudiante réduit les bénéfices anticipés de l'éducation et partant la perte de bien-être futur est compensée par un gain de bien-être immédiat. L'étudiant doit pouvoir *substituer du temps de travail rémunéré au temps d'étude tout en maintenant le temps de loisir*. En revanche, lorsque l'étudiant est soumis à une contrainte budgétaire, il doit pouvoir *substituer du temps de travail rémunéré au temps de loisir tout en maintenant le temps d'étude*.

Si la *théorie de l'éligibilité* explique la rigidité à la baisse de la demande d'éducation dans le cadre d'une université de masse, elle se cantonne à la phase de l'apprentissage au sein du système éducatif et néglige la phase du passage de la formation initiale à l'emploi. C'est l'objet de la section suivante.

## Section 2. La théorie de la recherche d'emploi

Dans la section précédente, nous nous sommes limités à étudier l'investissement éducatif comme une première étape dans le processus d'insertion des jeunes. Nous reviendrons, dans cette section, sur la deuxième phase du processus d'insertion, à savoir la recherche et l'accès à l'emploi sur un marché du travail où l'information est imparfaite.

La discussion est conduite ici à partir d'un modèle simple de *Job Search* en temps discret dont nous dériverons son corollaire en temps continu ([2.1](#)). Les extensions du modèle feront l'objet de la deuxième sous-section ([2.2](#))<sup>20</sup>.

---

<sup>19</sup> Voir [GIRET \(2000\)](#), [GRAVOT \(1993\)](#), [JAROUSSE \(1984\)](#)...

<sup>20</sup> La discussion emprunte à [ROGERSON et al. \(2005\)](#).

## 2.1. Un modèle simple de *Job Search*

### 2.1.1. En temps discret

Considérons le cas le plus simple des mécanismes et des variables qui affectent la recherche de l'individu dans un processus dynamique. Les conditions du marché étant données, le travailleur au chômage est supposé maximiser, en horizon infini, la valeur actualisée (au taux d'escompte instantané  $\beta$ ) de son revenu net :

$$E \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t x_t \quad (1)$$

où

$$\beta \in [0,1] ;$$

$x_t$  désigne le revenu en  $t$ , le revenu étant  $x = \omega$  si l'individu est embauché au salaire  $\omega$  et  $x = b$  s'il est chômeur.

Bien que nous nous référerions à  $\omega$  pour désigner le salaire, celui-ci doit pouvoir capter une certaine mesure des avantages qu'offre l'emploi, *e.g.* localisation, prestige, etc. De la même façon, bien que nous nous référerions à  $b > 0$  pour désigner l'assurance chômage, celle-ci doit pouvoir incorporer la valeur du loisir ou la production domestique.

Considérons le cas d'un travailleur au chômage qui sélectionne, à chaque période, une offre de salaires identiquement et indépendamment distribuée (i.i.d.) selon une distribution cumulative connue  $F(\omega)$ . Si une offre est rejetée, l'agent demeure au chômage sur la période. De plus, les offres rejetées seraient irrévocables<sup>21</sup>. Cela dit, nous supposons que si le travailleur au chômage accepte un emploi, il le garde pour toujours. Il en ressort ainsi les équations de BELLMAN<sup>22</sup> :

$$W(\omega) = \omega + \beta W(\omega) \quad (2)$$

---

<sup>21</sup> En raison du caractère stationnaire du problème, cette hypothèse n'est pas restrictive, une offre n'étant pas acceptable aujourd'hui ne le sera pas demain.

<sup>22</sup> À chaque offre, l'individu se livre à des calculs d'optimisation de manière à décider de l'accepter ou pas. Cet exercice renvoie au principe d'optimalité de BELLMAN ([MORTENSEN, 1986](#)).



$$U = b + \beta \int_0^{\infty} \max\{U, W(\omega)\} dF(\omega) \quad (3)$$

où  $W(\omega)$  exprime les gains apportés par la décision d'accepter un salaire  $\omega$  ( $W$  dénote le travail) et  $U$  désigne les gains,  $b$ , apportés par la décision de rejeter une offre de salaires ( $U$  dénote le chômage).

$W(\omega) = \frac{\omega}{1-\beta}$  étant strictement croissant, il existe un unique  $\omega_R$  (le salaire de réserve) tel que  $W(\omega_R) = U$ . On retrouve ainsi la propriété selon laquelle le chômeur rejette  $\omega < \omega_R$  et accepte  $\omega \geq \omega_R$  (il accepte s'il est indifférent)<sup>23</sup>. En substituant  $U = \frac{\omega_R}{1-\beta}$  et  $W(\omega) = \frac{\omega}{1-\beta}$  dans l'équation (3), nous obtenons :

$$\omega_R = T(\omega_R) \equiv (1 - \beta)b + \beta \int_0^{\infty} \max\{\omega, \omega_R\} dF(\omega) \quad (4)$$

Il est aisé de montrer que la fonction  $T$  est une fonction contractée et partant  $\omega_R = T(\omega_R)$  admet une solution unique. Ceci implique que si l'on fixe  $\omega_0$  est que l'on définit de façon récursive  $\omega_{N+1} = T(\omega_N)$ , la séquence converge vers  $\omega_R$  lorsque  $N \rightarrow \infty$ . Si le salaire en début de période est  $\omega_0 = b$ , le salaire de réserve à la dernière période dans un modèle en horizon fini,  $\omega_N$ , s'interprète comme le salaire de réserve lorsque la recherche a duré  $N$  périodes, après quoi le demandeur d'emploi accepte le salaire  $\omega$  pour toujours ou reçoit  $b$  et demeure au chômage.

La stratégie optimale de quête est (sans surprise) caractérisée par l'équation (4), mais nous présenterons également certains développements alternatifs. D'abord, si l'on soustrait  $\beta\omega_R$  des deux côtés de l'équation (4), on obtient, après simplification, l'équation standard du salaire de réserve :

$$\omega_R = b + \frac{\beta}{(1-\beta)} \int_{\omega_R}^{\infty} (\omega - \omega_R) dF(\omega) \quad (5)$$

Une intégration par parties nous permet de réécrire cette équation :

---

<sup>23</sup> Cette propriété est retenue par convention.

$$\omega_R = b + \frac{\beta}{(1-\beta)} \int_{\omega_R}^{\infty} [1 - F(\omega)] d\omega \quad (6)$$

### 2.1.2. En temps continu

D'abord, généralisons le modèle en temps discret en introduisant  $\Delta$ , la longueur de la période. Soit  $\beta = \frac{1}{1+r\Delta}$  et supposons que le travailleur au chômage reçoit une offre de salaires avec une probabilité  $\alpha\Delta$  à chaque période, alors les gains apportés par le travail et le chômage satisfont les équations suivantes<sup>24</sup> :

$$W(\omega) = \Delta\omega + \frac{1}{1+r\Delta} W(\omega) \quad (7)$$

$$U = \Delta b + \frac{\alpha\Delta}{1+r\Delta} \times \int_0^{\infty} \max\{U, W(\omega)\} dF(\omega) + \frac{1-\alpha\Delta}{1+r\Delta} U \quad (8)$$

Algébriquement, ceci implique :

$$rW(\omega) = (1 + r\Delta)\omega \quad (9)$$

$$rU = (1 + r\Delta)b + \alpha \int_0^{\infty} \max\{0, W(\omega) - U\} dF(\omega) \quad (10)$$

Lorsque  $\Delta \rightarrow 0$ , nous obtenons les équations de BELLMAN en temps continu :

$$rW(\omega) = \omega \quad (11)$$

$$rU = b + \alpha \int_0^{\infty} \max\{0, W(\omega) - U\} dF(\omega) \quad (12)$$

$U$  étant la valeur du chômage,  $rU$  serait intuitivement le flux de valeurs (par période), lequel est égal à la somme du gain instantané  $b$  plus la valeur espérée de tout changement d'état (valeur) du travailleur au chômage, *i.e.* la probabilité

---

<sup>24</sup> Dérivées des équations (2) et (3).

que celui-ci reçoit une offre  $\alpha$  multipliée par l'augmentation espérée de la valeur qui lui est associée<sup>25</sup>.

Comme le salaire de réserve,  $\omega_R$ , satisfait  $W(\omega_R) = U$ , donc l'équation (11) implique  $W(\omega) - U = (\omega - \omega_R)/r$ . En substituant ceci dans l'équation (12), on obtient l'équation de salaire de réserve en temps continu :

$$\omega_R = b + \frac{\alpha}{r} \int_{\omega_R}^{\infty} (\omega - \omega_R) dF(\omega) \quad (13)$$

Là encore, une intégration par partie donne :

$$\omega_R = b + \frac{\alpha}{r} \int_{\omega_R}^{\infty} [1 - F(\omega)] d\omega \quad (14)$$

Bien que les modèles étudiés ici supposent une intensité (effort) de recherche fixe, nous pouvons élargir la stratégie de recherche du chômeur en rendant à la fois le salaire de réserve et l'effort de recherche endogènes. Dès lors, nous supposons que le chercheur d'emploi peut influencer sur le taux d'arrivée des offres,  $\alpha$ , à un coût  $g(\alpha)$  ; où  $g' > 0$  et  $g'' > 0$ . Les travailleurs au chômage choisissent  $\alpha$  qui maximise  $rU = \omega_R$  ; où

$$\omega_R = b - g(\alpha) + \frac{\alpha}{r} \int_{\omega_R}^{\infty} (\omega - \omega_R) dF(\omega) \quad (15)$$

La condition du premier ordre d'une solution intérieure est donnée par :

$$\int_{\omega_R}^{\infty} (\omega - \omega_R) dF(\omega) = r g'(\alpha) \quad (16)$$

Le comportement du chercheur d'emploi est caractérisé par un couple  $(\omega_R, \alpha)$ , solution des équations (15) et (16). De plus, il est aisé de montrer qu'une augmentation de  $b$  augmente  $\omega_R$  et diminue  $\alpha$ .

Traditionnellement, les modèles de recherche sans frictions sur le marché du travail supposent que les coûts de recherche en termes d'effort et de temps sont

---

<sup>25</sup> Notons que cette offre peut être rejetée.

faibles, voire nuls. En relâchant cette hypothèse, ces modèles nous offrent les moyens d'apporter un nouvel éclairage sur la formation des salaires et le chômage.

Si l'on considère la durée du chômage, la probabilité que le travailleur au chômage ne trouve pas à être employé après un temps passé  $t$ , est donnée par  $e^{-Ht}$  ; où  $H = \alpha[1 - F(\omega_R)]$  est le taux de hasard, *i.e.* le produit du taux d'arrivée des offres  $\alpha$  et de la probabilité d'accepter une offre  $1 - F(\omega_R)$ . La durée moyenne d'un épisode du chômage est alors :

$$D = \int_0^{\infty} tHe^{-Ht} dt = \frac{1}{H} \quad (17)$$

De plus, la distribution observée des salaires offerts est donnée par :

$$G(\omega) = F(\omega/\omega \geq \omega_R)$$

Si l'on considère l'effet d'une augmentation (généreuse) de  $b$  et si l'on suppose ici, pour simplifier, que l'intensité de la recherche et donc  $\alpha$  sont fixes, l'effet immédiat ressortant de l'équation (13) serait l'augmentation de  $\omega_R$ . À cet effet, viennent s'ajouter (quoique secondaires) deux autres effets :

- i) la distribution observée des salaires offerts  $G(\omega)$  serait plus élevée au sens de la dominance stochastique au premier ordre ;
- ii) le taux de hasard  $H$  serait plus faible, ce qui augmente la durée moyenne du chômage.

## 2.2. Les extensions

### 2.2.1. La mobilité de la main-d'œuvre

Bien que le modèle élémentaire de prospection *supra* soit d'importance, il convient de reconnaître qu'il ne permet sans doute pas d'embrasser complètement la question. Notamment, nous avons supposé que si le chômeur accepte un emploi, il le garde pour toujours. Or, l'autocritique et l'observation empirique ne semblent pas conforter la durabilité de la relation d'emploi sous-jacente ([LUSUEUR et SABATIER, 2008](#) ; [FALLICK et FLEISCHMAN, 2004](#)). Des raffinements ont été alors apportés au modèle élémentaire pour rendre compte des types de transitions opérées.

#### *Les transitions de l'emploi vers le chômage*

Ce type de transitions requiert l'hypothèse instrumentale selon laquelle la relation d'emploi prend fin pour une raison exogène, *i.e.* les travailleurs font face au risque du licenciement. Une manière de caractériser ce problème est de supposer que cette séquence (licenciement) est gouvernée par un processus de Poisson de paramètre  $\lambda$  constant (en raison de l'hypothèse de stationnarité).

On remarquera que l'introduction des séparations exogènes n'affecte pas l'équation de BELLMAN (*Cf.* équation (12)). Dès lors, on doit pouvoir généraliser l'équation (11), c'est-à-dire :

$$rW(\omega) = \omega + \lambda[U - W(\omega)] \quad (18)$$

Le salaire de réserve satisfait toujours  $W(\omega_R) = U$ . De même, les développements ayant donné l'équation (14), donnent :

$$\omega_R = b + \frac{\alpha}{r+\lambda} \int_{\omega_R}^{\infty} [1 - F(\omega)] d\omega \quad (19)$$

Il convient de noter que  $\lambda$  n'affecte  $\omega_R$  que si le taux d'actualisation,  $r$ , devient  $r + \lambda$ . Mais désormais, le travailleur alternera périodes de chômage et d'emplois :

- i) en situation de chômage, il obtient un emploi avec une probabilité instantanée de sortie de l'état de chômage  $H = \alpha[1 - F(\omega_R)]$  ;
- ii) en situation de séparation exogène, il perd l'emploi avec une probabilité  $\lambda$ .

Une manière simple d'endogénéiser les transitions de l'emploi vers le chômage est d'autoriser que  $\omega$  change dans un emploi donné. La conjecture est là encore gouvernée par un processus de Poisson de paramètre  $\lambda$ .

De plus, dans l'hypothèse d'un changement de salaire, un nouveau  $\omega'$  est dérivé de  $F(\omega'/\omega)$ . C'est dire que lorsque le salaire change, le travailleur peut rester dans l'emploi au salaire  $\omega'$  ou le quitter pour devenir chômeur. Quoiqu'il en soit, ce modèle de séparations exogènes s'avère un cas particulier où  $\omega' = 0$  ; avec une probabilité égale à l'unité.

Dès à présent, on peut écrire :

$$rW(\omega) = \omega + \lambda \int_0^\infty \max\{W(\omega') - W(\omega), U - W(\omega)\} dF(\omega'/\omega) \quad (20)$$

Une hypothèse évidente serait que  $F(\omega'/\omega_2)$  domine stochastiquement au premier ordre  $F(\omega'/\omega_1)$  chaque fois que  $\omega_2 > \omega_1$ . Ceci implique que  $W(\omega)$  est croissante et il existe un certain salaire de réserve  $\omega_R$  tel que les chômeurs chercheurs acceptent l'offre si  $\omega \geq \omega_R$  et les employés quittent l'emploi si leur salaire baisse au niveau de  $\omega'/\omega_R$ . Dès lors, les séparations sont décroissantes en  $\omega$ . Dans le cas le plus simple où  $F(\omega'/\omega) = F(\omega)$  (indépendance), on aura :

$$\omega_R = b + \frac{\alpha - \lambda}{r + \lambda} \int_{\omega_R}^\infty (\omega - \omega_R) dF(\omega) \quad (21)$$

De même, il convient de noter que  $\lambda > \alpha$  implique que  $\omega_R < b$ . Dans ce cas, les travailleurs au chômage acceptent un emploi qui offre un salaire inférieur à

l'assurance chômage : ils préfèrent la situation d'attendre que le salaire change tout en étant employés à la situation de recherche en étant chômeurs.

### *Les transitions de l'emploi vers l'emploi*

Comment expliquer les transitions de l'emploi vers l'emploi sans connaître des épisodes de chômage ? La réponse repose sur les modèles de recherche dans l'emploi initiés par [BURDETT \(1978\)](#) et développés par [MORTENSEN et NEUMANN \(1984\)](#).

Supposons l'arrivée de nouvelles offres aux taux  $\alpha_0$  lorsque l'individu est au chômage et  $\alpha_1$  lorsqu'il est employé. Dérivée de  $F$ , chaque offre d'emploi est identiquement et indépendamment distribuée (i.i.d.). Supposons également que le travailleur employé perd son emploi (séparation exogène) à un taux  $\lambda$ . Les équations de BELLMAN s'écrivent :

$$rU = b + \alpha_0 \int_{\omega_R}^{\infty} [W(\omega) - U] dF(\omega) \quad (22)$$

$$rW(\omega) = \omega + \alpha_1 \int_0^{\infty} \max\{W(\omega') - W(\omega), 0\} dF(\omega') + \lambda[U - W(\omega)] \quad (23)$$

Le second terme de l'équation (23) traduit la situation dans laquelle le travailleur employé reçoit une offre de salaires significativement plus élevée que son salaire courant.

Il est aisé de constater que l'augmentation de  $W$  suppose que les travailleurs au chômage utilisent un salaire de réservation qui satisfait  $W(\omega_R) = U$  ; de la même façon, les travailleurs employés changent d'emplois à chaque fois que  $\omega' > \omega$ . Évaluer l'équation (23) à  $\omega = \omega_R$  et la combiner avec l'équation (22), nous donne :

$$\omega_R = b + (\alpha_0 - \alpha_1) \int_{\omega_R}^{\infty} [W(\omega') - W(\omega_R)] dF(\omega') \quad (24)$$

Il en ressort que  $\omega_R > b$  si et seulement si  $\alpha_0 > \alpha_1$ . Dès lors, si un individu reçoit plus fréquemment des offres en étant employé qu'en étant chômeur, il est disposé à accepter des salaires en deçà de  $b$ .

Pour éliminer  $W$  de l'équation (24), nous utilisons une intégration par parties et introduisons  $W'(\omega) = \{r + \lambda + \alpha_1[1 - F(\omega)]\}^{-1}$  que nous obtenons en différenciant l'équation (23) :

$$\omega_R = b + (\alpha_0 - \alpha_1) \int_{\omega_R}^{\infty} \left[ \frac{1-F(\omega)}{r+\lambda+\alpha_1[1-F(\omega)]} \right] d\omega \quad (25)$$

Si  $\alpha_1 = 0$ , on retrouve le salaire de réservation de l'équation (14). Bien que plusieurs résultats tel que  $\frac{\partial \omega_R}{\partial b} > 0$  en rappellent d'autres (*Cf. supra*), de nouvelles prédictions sont à souligner. Notamment, lorsque  $\omega_R$  est plus élevé, les travailleurs employés sont peu enclins à accepter un faible  $\omega$ , voire peu enclins à transiter d'un emploi vers un autre. On en déduit alors qu'une augmentation de l'assurance chômage réduit (sans surprise) la mobilité de la main-d'œuvre.

Nous avons jusqu'ici modélisé les transitions de l'emploi vers le chômage et de l'emploi vers l'emploi. Aussi, l'analyse fournit-elle des prédictions qui ont trait aux liens pouvant exister entre salaires, ancienneté dans l'emploi et taux de séparation. Par exemple, durant un épisode d'emploi, les travailleurs employés vont modifier (à la hausse) la distribution des salaires, *i.e.* le temps passé dans l'emploi depuis le dernier épisode de chômage est corrélé positivement avec le salaire. De plus, les travailleurs employés dont les salaires sont les plus élevés ne semblent pas avoir de meilleures opportunités, ce qui génère une corrélation négative entre salaires et taux de séparation. Et le fait qu'un travailleur employé occupe un emploi pour une longue durée signifie généralement qu'il ne risque guère d'avoir un emploi meilleur, ce qui génère une corrélation négative entre l'ancienneté dans l'emploi et les taux de séparation. Cela dit, ces aspects, faut-il le rappeler, cadrent volontiers avec une littérature empirique abondante relative à la mobilité de la main-d'œuvre et les dynamiques salariales ([KAMBOUROV et MANOVSKII, 2009, 2005](#) ; [BURDETT et SMITH, 2002](#) ; [FARBER, 1999](#) ; ...)

Pour aller plus avant, une réinterprétation du modèle doit pouvoir nous permettre de préciser le volume et la nature du chômage global. Supposons alors un grand nombre d'individus, chacun d'eux résolvant un problème du



type *supra* avec divers évènements stochastiques -*e.g.* l'arrivée des offres- identiquement et indépendamment distribués (i.i.d.). Chaque travailleur au chômage devient employé au taux  $H = \alpha_0[1 - F(\omega_R)]$  et chaque travailleur employé perd son emploi au taux  $\lambda$ . Le taux de chômage global  $u$  évolue selon que :

$$\dot{u} = \lambda(1 - u) - \alpha_0[1 - F(\omega_R)]u$$

Au fil du temps, ceci converge vers un état stationnaire

$$u^* = \frac{\lambda}{\lambda + \alpha_0[1 - F(\omega_R)]} \quad (26)$$

Étant donnée la distribution cumulative des offres  $F(\omega)$ , on peut également déterminer la distribution des salaires observés en coupe transversale, notée  $G(\omega)$ , des travailleurs employés. Pour tout  $\omega \geq \omega_R$ , le flux d'entrée dans l'emploi à un salaire appartenant à l'intervalle  $[\omega_R, \omega]$  est  $u\alpha_0[F(\omega) - F(\omega_R)]$ , lequel est égal au nombre de travailleurs au chômage multiplié par le taux auquel ils trouvent un emploi dont la rémunération est comprise entre  $\omega_R$  et  $\omega$ . Le flux des individus non concernés par cet état est  $(1 - u)G(\omega)\{\lambda + \alpha_1[1 - F(\omega)]\}$ , lequel est égal au nombre de travailleurs employés, dont la rémunération est inférieure ou égale à  $\omega$ , multiplié par le taux auquel ils quittent soit pour des raisons exogènes soit parce qu'ils reçoivent une offre supérieure à  $\omega$ . Dans un état stationnaire, ces flux sont égaux.

Réarrangeons et utilisons l'équation (26), nous obtenons :

$$G(\omega) = \frac{\lambda[F(\omega) - F(\omega_R)]}{[1 - F(\omega_R)]\{\lambda + \alpha_1[1 - F(\omega)]\}} \quad (27)$$

On en arrive logiquement à calculer le taux de transition d'un emploi vers un autre en état stationnaire<sup>26</sup> :

$$\alpha_1 \int_{\omega_R}^{\infty} [1 - F(\omega)] dG(\omega) \quad (28)$$

---

<sup>26</sup> Ce type de modèle a été appliqué dans diverses directions ([KAMBOUROV et MANOVSKII, 2005, 2004b](#) ; [WRIGHT, 1986](#) ; ...).

### 2.2.2. Appariement aléatoire et négociation

Comment mettre en correspondance les offres d'emploi (firmes) et les demandes d'emploi (chercheurs d'emplois) ? Comment expliquer la détermination des salaires ? Les développements *infra* viennent répondre à ces interrogations au moyen de modèles calés sur une fonction d'appariement<sup>27</sup> et des mécanismes de négociation salariale<sup>28</sup>.

#### *L'appariement*

Supposons qu'à un certain point donné du temps, il existe  $v$  postes vacants et  $u$  chercheurs d'emploi. Suivons [DIAMOND \(1982a, 1982b, 1981\)](#), [MORTENSEN \(1982a, 1982b\)](#) et [PISSARIDES \(1985, 1984\)](#) et considérons que le nombre de contacts entre firmes et chercheurs d'emploi est donné par une technologie d'appariement  $m = m(u, v)$ . Si l'on suppose que tous les travailleurs (firmes) sont identiques, les taux d'arrivées des offres sont donnés par :

$$\alpha_w = \frac{m(u,v)}{u} \text{ et } \alpha_e = \frac{m(u,v)}{v} \quad (29)$$

Habituellement, la fonction  $m$  est supposée être non négative, continue, croissante et concave dans les deux arguments ; avec  $m(u, 0) = m(0, v) = 0$  pour tout  $(u, v)$ . Il est aussi commode de supposer que  $m$  exhibe des rendements d'échelle constants, *i.e.*  $\chi m(u, v) = m(\chi u, \chi v)$ <sup>29</sup>. Pour l'essentiel, cette hypothèse offre plus de souplesse,  $\alpha_w$  et  $\alpha_e$  dépendant uniquement du ratio  $\frac{v}{u}$ , lequel est un indicateur des tensions sur le marché du travail : s'il est élevé cela signifie qu'il y a beaucoup d'emplois vacants pour peu de chômeurs et inversement. Dès lors,  $\alpha_w$  et  $\alpha_e$  seraient respectivement fonctions croissante et décroissante de  $\frac{v}{u}$  et il existe une relation continue décroissante, de type 1 à 1, entre  $\alpha_w$  et  $\alpha_e$ . La technologie de l'appariement traduit le nombre de rencontres employeurs/employés couronnées de succès par unité de temps. Tout

---

<sup>27</sup> Nous utilisons de manière indifférenciée *matching* et appariement.

<sup>28</sup> Dans la tradition de [PISSARIDES \(2000, 1985\)](#).

<sup>29</sup> L'hypothèse des rendements d'échelle constants est instrumentalisée dans un important pan de la littérature empirique (voir [ROGERSON et al., 2005](#)).

comme une fonction de production qui combine travail et capital dans un processus productif,  $m$  combine demandeurs d'emploi et firmes dans un processus d'appariement<sup>30</sup>.

### ***La négociation***

Considérons la situation de *matching* (rencontre) entre un demandeur d'emploi et une firme pour la production d'un bien  $y$ . Si le travailleur reçoit, par hypothèse, un salaire  $\omega$ , son utilité espérée au cours du cycle de vie est  $W(\omega)$  et le profit espéré actualisé de la firme est  $J(\pi)$  ; avec  $\pi = y - \omega$ . Là encore,  $W$  exprime la rémunération du travail et  $J$  désigne le gain de la firme apporté par un emploi pourvu. En revanche, si les agents ne trouvent pas un accord, cela a tendance à diminuer leurs gains désormais  $U$  pour le travailleur et  $V$  pour la firme ;  $U$  exprime les allocations chômage et  $V$  désigne le manque à gagner pour la firme imputable à une vacance d'emploi. Nous endogénéiserons  $U$  et  $V$ , mais auparavant nous les considérons ici comme données.

Pour donner un sens à la négociation, les situations qui nous intéressent sont (sans surprise) celles où  $W(\omega) > U$  et  $J(y - \omega) > V$  pour un certain  $\omega$ . Généralement, l'issue des négociations est représentée, dans l'ensemble de la littérature récente, par la solution de NASH généralisée ([ROTH, 1979](#) et [NASH, 1950a, 1950b](#)). Dès lors, nous supposons que  $\omega$  est déterminée par une telle solution et  $U$  et  $V$  décrivent les points de menace :

$$\omega \in \arg \max [W(\omega) - U]^\theta \times [J(y - \omega) - V]^{1-\theta} \quad (30)$$

où  $\theta \in (0,1)$  est le pouvoir de négociation du travailleur. La solution du problème de maximisation satisfait

$$\theta [J(y - \omega) - V] W'(\omega) = (1 - \theta) [W(\omega) - U] J'(y - \omega) \quad (31)$$

qui peut être résolue pour  $\omega$ .

---

<sup>30</sup> Voir [LAGOS \(2000\)](#) et [COLES et SMITH \(1998,1996\)](#).

Il va sans dire que la solution de NASH est un puissant outil analytique dans le processus de négociation ; toutefois, il ne semble pas avoir le dernier mot dans le processus de détermination des salaires<sup>31</sup>.

Afin d'aller plus avant dans le fonctionnement du modèle, nous supposons que les demandeurs d'emploi et les firmes sont neutres vis-à-vis du risque et de durée de vie infinie.  $r$  étant le taux d'actualisation et  $\lambda$  le taux de séparation exogène, nous écrivons :

$$r W(\omega) = \omega + \lambda[U - W(\omega)] \quad (32)$$

$$rJ(\pi) = \pi + \lambda[V - J(\pi)] \quad (33)$$

Ces équations impliquent que  $W'(\omega) = J'(\pi) = \frac{1}{r+\lambda}$  et en les utilisant dans l'équation (31) et après réarrangement, nous obtenons :

$$W(\omega) = U + \theta[J(y - \omega) - V - W(\omega) - U] \quad (34)$$

En termes de l'utilité espérée (du cycle de vie), l'équation (34) nous dit que le demandeur d'emploi *reçoit* son point de menace  $U$  plus une part du *surplus*,  $S$ , que l'on définit par :

$$S = J(y - \omega) - V + W(\omega) - U = \frac{y - rU - rV}{r + \lambda} \quad (35)$$

où la dernière égalité est obtenue en utilisant les équations (32) et (33).

Il ressort des équations (32) et (33) que  $W(\omega) - U = \frac{\omega - \omega_R}{r + \lambda}$  et  $J(\pi) - V = \frac{\pi - \pi_R}{r + \lambda}$  ; où  $\omega_R$  et  $\pi_R$  sont respectivement le salaire de réservation du demandeur d'emploi et les profits de la firme. L'équation (30) se réduit alors à :

---

<sup>31</sup> [ROGERSON et al. \(2005\)](#) soutiennent que [NASH \(1950\)](#) n'a pas véritablement analysé le processus de négociation. Pour les auteurs, en revanche, il a considéré comme donnés quatre axiomes et montré que sa solution est l'unique résultat qui vient satisfaire ces axiomes (voir aussi [OSBORNE et RUBINSTEIN, 1990](#) ; [RUBINSTEIN, 1982](#)).

$$\omega \in \arg \max[\omega - \omega_R]^\theta [y - \omega - \pi_R]^{1-\theta} \quad (36)$$

dont la solution est :

$$\omega = \omega_R + \theta(y - \pi_R - \omega_R) \quad (37)$$

La solution de NASH semble ainsi partager le *surplus* en termes d'utilité courante. Notons que  $\omega \geq \omega_R$  si et seulement si  $y \geq y_R = \pi_R + \omega_R$ . De la même façon,  $\pi = y - \omega \geq \pi_R$  si et seulement si  $y \geq y_R$ . C'est alors que demandeurs d'emploi et firmes s'accordent à *consommer* leurs relations si et seulement si  $y \geq y_R$ .

### *L'équilibre*

Les résultats de la négociation et de l'appariement sont combinés ici dans un modèle où la décision d'une firme de poster un emploi vacant est endogénéisée<sup>32</sup>. Il existe un groupe de travailleurs homogènes, les non appariés recherchant *gratuitement* un emploi et les appariés ne pouvant pas en rechercher.

Considérons des états stationnaires et supposons que  $u$  et  $v$  désignent respectivement le chômage et les vacances d'emploi. Le taux de chômage en état stationnaire est  $u = \frac{\lambda}{\lambda + \alpha_\omega}$  ; où  $\alpha_\omega = \frac{m(u,v)}{u}$  et  $m$  indique la technologie de *matching*. Là encore, nous supposons des rendements d'échelle constants. De plus,  $\alpha_\omega$  et  $\alpha_e$  sont toutes deux fonction de  $\frac{u}{v}$ .

La valeur d'un emploi vacant posté est :

$$rV = -k + \alpha_e[J(\pi) - V] \quad (38)$$

où  $k$  est le flux des coûts (*e.g.* coût de recrutement).

Puisque l'hypothèse de libre entrée réduit  $V$  à 0, nous pouvons réécrire l'équation (38) de la manière suivante :

---

<sup>32</sup> Sous l'hypothèse de libre entrée.

$$\alpha_e J(\pi) = k \quad (39)$$

La valeur du chômage satisfait :

$$rU = b + \alpha_\omega [W(\omega) - U] \quad (40)$$

$W$  et  $J$  étant inchangés (équations (32) et (33)). Formellement, un équilibre comprend les valeurs des fonctions ( $J, W, U$ ), le salaire  $\omega$ , les taux de chômage et de vacance d'emploi ( $u, v$ ) et satisfait les équations de BELLMAN, la solution de négociation, la libre entrée et la condition de stationnarité (MORTENSEN, 1999, 1989).

Une manière de résoudre ce modèle serait de déterminer le salaire d'équilibre. Pour ce faire, nous considérons un certain  $\omega$  arbitraire, résolvons l'équation (33) pour  $J(\pi)$  et utilisons ensuite l'équation (39) pour résoudre  $\alpha_e$  et  $\alpha_\omega$ . Et ainsi nous déterminons  $W$  et  $U$ .  $\omega$  est ici un salaire d'équilibre si et seulement si les valeurs implicites de  $J, W$  et  $U$  sont telles que la condition de négociation est vérifiée. Pourtant, il est possible d'ignorer  $\omega$  en instrumentalisant directement le *surplus*, ce qui en référence à l'équation (35), peut aussi s'écrire :

$$(r + \lambda)S = y - rU \quad (41)$$

L'équation (34) nous permet maintenant de réécrire l'équation (40) :

$$rU = b + \alpha_\omega \theta S$$

Et l'équation (41) donne :

$$(r + \lambda + \alpha_\omega \theta)S = y - b \quad (42)$$

Au plan de la méthode, l'étape suivante consiste généralement à déterminer les expressions qui caractérisent, étant donnée  $S$ , les choix optimaux pour chacune des décisions prises *hors matching*. Aussi une telle décision et l'unique serait-elle de poster ou non un emploi vacant. Si l'on utilise l'équation (39) et que l'on considère que le fait de négocier implique  $J(\pi) = (1 - \theta)S$ , nous aurons :

$$k = \alpha_e (1 - \theta) S \quad (43)$$

L'équilibre est pleinement caractérisé par les équations (42) et (43) qu'il est possible de combiner pour obtenir :

$$\frac{(r+\lambda+\alpha_\omega\theta)}{(1-\theta)\alpha_e} = \frac{y-b}{k} \quad (44)$$

Sous des conditions de régularité standard, il existe une unique solution pour  $\alpha_\omega$ , Ce qui permet de retrouver le salaire :

$$\omega = y - (r + \lambda)(1 - \theta) S \quad (45)$$

*In fine*, le taux de chômage en état stationnaire satisfait une équation analogue à l'équation (26) et vient par là même nous renseigner sur le fait que les rencontres entre firmes et demandeurs d'emplois aboutissent à des situations d'appariement :

$$u^* = \frac{\lambda}{\lambda + \alpha_\omega}$$

Il en ressort un certain nombre de résultats. Notamment, une augmentation de  $b$  réduit le taux  $\alpha_\omega$  auquel les demandeurs d'emploi rentrent en contact avec les firmes, augmente le taux  $\alpha_e$  auquel les firmes rentrent en contact avec les demandeurs d'emploi, réduit le *surplus*  $S$  et augmente  $\omega$ . Là encore, nous aboutissons à la conclusion selon laquelle la durée du chômage et les salaires augmentent avec l'assurance-chômage même si les mécanismes diffèrent ici quelque peu<sup>33</sup>. Dans un modèle à un agent unique, une augmentation de  $b$  augmente, *ceteris paribus*, le salaire de réservation et réduit l'intensité (l'effort) de recherche<sup>34</sup>. Or pour ce qui nous concerne ici, une augmentation de  $b$  augmente le salaire négocié au détriment de la création d'emploi et augmente par là même la durée du chômage.

---

<sup>33</sup> Voir *supra*.

<sup>34</sup> C'est le cas si l'intensité est endogène.

### *Productivité spécifique de l'appariement*

Nous avons vu que firmes et chercheurs d'emploi ne se rencontrent pas instantanément, mais tout contact entre eux mène à une situation de *matching* et  $\omega$  demeure inchangé. Une manière de prolonger le modèle serait de supposer que tout contact ne se matérialise pas par un *matching* et que  $\omega$  ne demeure pas inchangé.

Lorsqu'un demandeur d'emploi et une firme se rencontrent, ils dérivent une productivité spécifique à l'appariement,  $y$ , de la distribution  $F$ ,  $y$  étant constante sur la durée du *matching* et observée par les deux agents. À l'équilibre, les travailleurs appariés gagnent  $\omega(y)$  qui satisfait la solution de NASH.

Soient :

- $W_y(\omega)$  la valeur, pour un travailleur apparié qui reçoit  $\omega$ , d'une situation de *matching* avec une productivité  $y$  ;
- $J_y(y - \omega)$  la valeur, pour une firme qui réalise des profits  $y - \omega$ , d'un emploi pourvu avec une productivité  $y$  ;
- $S_y$  le *surplus* d'un emploi avec une productivité  $y$ .

La généralisation de l'équation (41) donne alors :

$$(r + \lambda)S_y = y - rU \quad (46)$$

Seules les équations de BELLMAN pour un travailleur au chômage et la condition de libre entrée qui changent sensiblement. Elles deviennent :

$$rU = b + \alpha_\omega \int_{y_R}^{\infty} [W_y[\omega(y)] - U] dF(y) = b + \alpha_\omega \theta \int_{y_R}^{\infty} S_y dF(y) \quad (47)$$

$$k = \alpha_e \int_{y_R}^{\infty} J_y[y - \omega(y)] dF(y) = \alpha_e (1 - \theta) \int_{y_R}^{\infty} S_y dF(y) \quad (48)$$



Pour résoudre ce modèle, nous combinons les équations (47) et (48) pour obtenir  $rU = b + \frac{\alpha_\omega \theta k}{\alpha_e(1-\theta)}$  et en substituant dans l'équation (46), on obtient :

$$(r + \lambda)S_y = y - b - \frac{\alpha_\omega \theta k}{\alpha_e(1-\theta)} \quad (49)$$

Aussi, convient-il de rappeler qu'il y a accord entre firmes et demandeurs d'emploi sur l'appariement si et seulement si  $y \geq y_R$ ,  $y_R$  satisfaisant  $S_{y_R} = 0$ . Autrement,

$$y_R = b + \frac{\alpha_\omega \theta k}{\alpha_e(1-\theta)} \quad (50)$$

Puisque  $S_y$  est une fonction linéaire de  $y$ , ceci implique que  $S_y = \frac{(y-y_R)}{(r+\lambda)}$ . Donc, l'équation (48) peut s'écrire :

$$(r + \lambda)k = \alpha_e(1 - \theta) \int_{y_R}^{\infty} (y - y_R) dF(y) \quad (51)$$

Il est aisé maintenant de résoudre pour  $y_R$  et  $\alpha_\omega$  au moyen des équations (50) et (51). L'équation (50) décrit une relation croissante entre  $\alpha_\omega$  et  $y_R$ . L'équation (51), elle, décrit une relation décroissante entre  $y_R$  et  $\alpha_\omega$ . Dès lors, il existe un unique équilibre sous les conditions standards.

Là encore, on retrouve la fonction de salaire : puisque  $\omega(y_R) = y_R$  et  $\omega'(y) = v$  si  $y > y_R$ , nous avons  $\omega(y) = y_R + \theta(y - y_R)$ . L'équilibre détermine également la distribution observée de la productivité ou, étant donnée  $\omega(y)$ , la distribution observée des salaires  $G(\omega)$ . Puisque la distribution de la productivité spécifique à l'appariement  $F(y)$  est tronquée en  $y_R$ , la distribution du salaire d'équilibre  $G(\omega)$  est déterminée par  $y_R$ ,  $F(y)$ , et  $\omega(y)$ .

### *Séparations endogènes*

[MORTENSEN et PISSARIDES \(1994\)](#) ont endogénéisé le taux de séparation (ou de licenciement) en développant un modèle de destruction (création) endogènes

d'emploi. Leur modèle *capte* la fréquence (flux d'entrée et de sortie) et la durée du chômage. Cependant, les variations de ces flux dans le temps, mais aussi dans un grand nombre d'économies, nous interpellent. *Quid* alors des facteurs qui expliquent ces variations ?

Pour répondre à cette interrogation, nous procédons ainsi. Soit  $y$  la productivité spécifique à une situation de *matching* et supposons qu'à un taux  $\lambda$ , nous aurons un nouveau seuil de productivité  $y'$  où  $F(y'/y_2)$  domine stochastiquement au premier ordre  $F(y'/y_1)$  chaque fois que  $y_2 > y_1$ . Mais qu'en est-il de la spécification de ce nouveau seuil de productivité inhérent aux nouvelles situations de *matching*? Nous supposons ici que celles-ci s'amorcent à un niveau de productivité aléatoire  $y$ ,  $y_0$  caractérisant le début du processus d'appariement.

L'équilibre requiert d'écrire<sup>35</sup> :

$$(r + \lambda)S_y = y - rU + \lambda \int_{y_R}^{\bar{y}} S_{y'} dF(y'/y) \quad (52)$$

Puisque  $rU = b + \alpha_\omega \theta S_{y_0}$ , l'équation (52) peut être réécrite :

$$(r + \lambda)S_y = y - b - \alpha_\omega \theta S_{y_0} + \lambda \int_{y_R}^{\bar{y}} S_{y'} dF(y'/y) \quad (53)$$

Pour clore la mise en équation, nous instrumentalisons, là encore, l'hypothèse de libre entrée :

$$k = \beta \alpha_e (1 - \theta) S_{y_0} \quad (54)$$

Trouver l'équilibre revient à résoudre les équations (53) et (54) pour  $y_R$  et  $\alpha_\omega$ <sup>36</sup>.

---

<sup>35</sup> Cet équilibre serait une extension du modèle développé *supra*. C'est la raison pour laquelle nous sommes passés directement à l'équation du *surplus*.

<sup>36</sup> La solution est plus compliquée car il est question ici de chercher un point fixe dans un système d'équations fonctionnelles, l'équation (53) définissant à la fois  $y_R$  et  $S_y$  comme fonctions de  $\alpha_\omega$ . Toutefois, une augmentation de  $\alpha_\omega$  réduit  $S_y$  pour tout  $y$  et partant augmente le salaire de réservation  $\omega_R$ . L'équation (53) décrit ainsi une relation croissante entre  $y_R$  et  $\alpha_\omega$ . Parallèlement, l'équation (54) nous indique que lorsque  $\alpha_\omega$  est élevé,  $S_{y_0}$  doit être élevé. Il s'ensuit alors qu'à partir de l'équation (53),  $y_R$  doit être faible, une relation décroissante entre  $y_R$  et  $\alpha_\omega$  ressortant ainsi sans ambiguïté (MORTENSEN et PISSARIDES, 1999, 1994).

### 2.2.3. Recherche dirigée et *Posting*

Nous modélisons ici les situations où certains agents peuvent poster des offres de salaires et d'autres dirigent leur recherche vers les emplois les plus attractifs : les chercheurs d'emploi connaissent la localisation des emplois, les mécanismes de formation des prix, *i.e.* salaires, et candidatent à une ou plusieurs firmes, mais ne connaissent pas le nombre de postulants à un emploi donné ; les firmes, elles, ne connaissent pas non plus quels candidats sont sélectionnés par les autres firmes ([WASMER, 2011](#)). Cela dit, ce type de modélisation s'est développé à la suite des travaux de [MOEN \(1997\)](#) et [SHIMER \(1996\)](#) relatifs au bien-être et à l'efficacité des marchés d'appariement, *i.e.* la recherche concurrentielle.

Tous les agents sont supposés être preneurs de prix (*Price-Takers*) et adoptent un comportement de maximisation dépendant d'un ensemble de paramètres de marché. On pose l'existence d'un groupe d'agents (faiseurs de marché -*Market Makers*-) qui subdivisent le marché en sous-marchés<sup>37</sup>. Chaque sous-marché est composé d'un sous-ensemble de travailleurs au chômage et de firmes avec vacances d'emploi. Les firmes sur un sous-marché donné recherchent des travailleurs sur le même sous-marché et vice-versa pour les travailleurs. Une fonction d'appariement à rendements constants,  $m(u, v)$ , caractérise chaque sous-marché de sorte que les taux d'arrivées  $\alpha_\omega$  et  $\alpha_e$  sont déterminés par la longueur de la file d'attente,  $q = \frac{u}{v}$  (l'inverse de l'indicateur des tensions sur le marché du travail). Chaque travailleur au chômage et chaque firme avec vacance d'emploi prennent  $\omega$  et  $q$  comme données sur chaque sous-marché et partant se dirigent vers celui qui offre l'utilité espérée la plus élevée. À l'équilibre, la longueur de la file d'attente,  $q$ , sur chaque sous-marché est compatible avec les espérances des agents, aucun faiseur de marché ne pouvant poster un salaire différent et attirer par là même travailleurs au chômage et employeurs<sup>38</sup>.

---

<sup>37</sup> Avec la propriété que tout appariement consommé sur un sous-marché doit être au salaire posté.

<sup>38</sup> L'idée sous-jacente est que les faiseurs de marché se livrent à une concurrence pour attirer dans leurs sous-marchés respectifs les travailleurs au chômage et les firmes puisqu'ils peuvent leur faire payer un droit d'entrée. Or, à l'équilibre ce droit est nul en raison de l'hypothèse concurrentielle de libre entrée ([WASMER, 2011](#)).

Une autre approche supposerait que les employeurs postent eux-mêmes les salaires et les travailleurs au chômage dirigent leur recherche vers les firmes les plus attractives. Un salaire posté élevé,  $\omega$ , attire plus de candidats, ce qui réduit  $\alpha_\omega$  et augmente  $\alpha_e$ . À l'équilibre, les candidats sont indifférents de postuler dans l'un ou l'autre sous-marché. Les firmes, elles, choisissent les salaires qui maximisent leur profit espéré.

*In fine*, une approche quelque peu singulière supposerait que les travailleurs postent les salaires et les firmes dirigent leur recherche vers eux.

Quoiqu'il en soit, toutes ces approches donnent lieu à des conditions d'équilibre identiques. Mais pour des raisons de commodité, nous ne considérerons que le cas où les firmes postent elles-mêmes les salaires.

### ***Un modèle One-Shot***

Examinons d'abord le mécanisme de base dans un cadre statique. En début de période, il existe un grand nombre de travailleurs au chômage,  $u$ , et de vacances d'emplois,  $v$ ,  $q^* = \frac{u}{v}$  étant la longueur de la file d'attente. Chaque firme avec une vacance d'emploi subit un coût  $k$ . Nous supposons également soit la libre entrée (endogénéiser  $v$ ) soit un nombre de vacances d'emplois fixe.

Tout appariement sur la période produit  $y$ , laquelle est répartie entre le travailleur et la firme en fonction du salaire posté. À la fin de la période, les travailleurs non appariés reçoivent l'assurance chômage  $b$  alors que les vacances d'emplois non appariées reçoivent 0. Le modèle est ainsi clôturé.

Considérons un demandeur d'emploi qui doit pouvoir choisir entre différents salaires. Si  $U$  désigne la valeur la plus élevée qu'il peut recevoir en candidatant pour un emploi offert, il ne serait alors disposé à candidater pour l'emploi qui offre un salaire  $\omega \geq b$  que s'il perçoit que la file d'attente à cet emploi  $q$  est suffisamment courte. C'est dire qu'il ne serait disposé à candidater que si  $\alpha_\omega(q)$  est suffisamment grand :

$$U \leq \alpha_\omega(q)\omega + [1 - \alpha_\omega(q)]b \quad (55)$$

Si cette inégalité est stricte, tous les demandeurs d'emploi postuleraient à cette firme, ce qui réduit le membre de droite de l'inégalité. Dès lors à l'équilibre, si les demandeurs d'emploi candidatent à un emploi donné,  $q$  s'ajuste pour satisfaire à l'égalité de l'équation (55).

Par ailleurs, l'équation (55) décrit comment un changement du salaire offert par l'employeur  $\omega$  modifie la longueur de sa file d'attente  $q$ . Il choisit alors  $\omega$  pour maximiser :

$$\begin{aligned} V &= \max_{\omega, q} -k + \alpha_e(q)(y - \omega) \\ \text{s. c} & \\ U &\leq \alpha_\omega(q)\omega + [1 - \alpha_\omega(q)]b \end{aligned} \quad (56)$$

Il convient de noter que chaque employeur suppose qu'il ne peut pas agir sur  $U$  bien qu'il s'agisse là d'une variable endogène à déterminer à l'équilibre. Si l'on élimine  $\omega$  en utilisant l'égalité de l'équation (55) et  $\alpha_e(q) = q\alpha_\omega(q)$ , nous aurons :

$$V = \max_q -k + \alpha_e(q)(y - b) - q(U - b) \quad (57)$$

La condition nécessaire et suffisante du premier ordre est :

$$\alpha'_e(q)(y - b) = (U - b) \quad (58)$$

Pour l'essentiel, l'équation (58) implique que tous les employeurs choisissent la même  $q$ , laquelle doit être égale à  $q^*$ , *i.e.* la longueur de la file d'attente de l'ensemble de l'économie à l'équilibre, et partant détermine la valeur de  $U$ . Parallèlement, l'égalité de l'équation (55) détermine le salaire du marché.

$$\omega^* = b + \varepsilon(q^*)(y - b) \quad (59)$$

où  $\varepsilon(q^*) \equiv \frac{q^* \alpha'_e(q^*)}{\alpha_e(q^*)}$  désigne l'élasticité de  $\alpha_e(q^*)$  qui, au regard de l'hypothèse sur la fonction d'appariement  $m$ , appartient à l'intervalle  $[0,1]$ .

Si l'on compare l'équation (59) avec les résultats ressortant du processus de négociation, il apparaît que cette règle salariale intervient comme si le travailleur et la firme négociaient sur les gains de l'échange, la part des travailleurs,  $\theta$ , étant donnée par l'élasticité  $\varepsilon(q^*)$ . Ceci a manifestement d'importantes implications quant à l'efficacité de la recherche concurrentielle.

En substituant l'équation (59) dans l'équation (56), nous déterminons :

$$V = -k + [\alpha_e(q^*) - q^* \alpha'_e(q^*)](y - b) \quad (60)$$

Ainsi, si le nombre de vacances d'emplois,  $v$ , est fixé, ceci donne le profit. Nous pouvons également instrumentaliser l'hypothèse de libre entrée,  $V = 0$ , pour endogénéiser  $v$  et par là même  $q^*$ .

Quoiqu'il en soit, ce modèle nous rappelle étrangement celui du paragraphe (2.2.2.) avec, toutefois, une différence majeure : la part du *surplus* est déterminée de manière endogène.

### *Un modèle dynamique*<sup>39</sup>

Supposons un travailleur au chômage qui anticipe un ratio chômage-vacance d'emploi  $q$  et un salaire  $\omega$ . Nous pouvons écrire alors :

$$rU = b + \alpha_\omega(q)[W(\omega) - U] \quad (61)$$

$$rW(\omega) = \omega + \lambda[U - W(\omega)] \quad (62)$$

Il est commode de combiner ces deux équations, ce qui nous donne :

---

<sup>39</sup> Nous développons ici un modèle dynamique à la [PISSARIDES \(1985\)](#).

$$rU = b + \frac{\alpha_\omega(q)(\omega - rU)}{r + \lambda} \quad (63)$$

De la même façon, nous pouvons écrire pour les firmes :

$$rV = -k + \alpha_e(q)[J(y - \omega) - V] \quad (64)$$

$$rJ(y - \omega) = y - \omega + \lambda[V - J(y - \omega)] \quad (65)$$

La libre entrée donne :

$$k = \frac{\alpha_e(q)(y - \omega)}{r + \lambda} \quad (66)$$

Supposons maintenant que les firmes choisissent  $\omega$  et  $q$  pour maximiser  $rV$  ou, en instrumentalisant la libre entrée, pour maximiser  $\alpha_e(q)(y - \omega)$ . Elles considèrent l'équation (63) comme donnée. Si l'on élimine  $\omega$  en utilisant cette contrainte et  $\alpha_e(q) = q\alpha_\omega(q)$ , ceci se réduit à :

$$\max_q \alpha_e(q) \frac{y - rU}{r + \lambda} - q(rU - b) \quad (67)$$

La condition nécessaire et suffisante du premier ordre admet une unique solution, toutes les firmes choisissant le même ratio  $q$  :

$$\alpha'_e(q) \frac{y - rU}{r + \lambda} = rU - b \quad (68)$$

L'élimination de  $U$  et  $\omega$  des équations (63), (66) et (68), nous donne une expression implicite de  $q$ .

$$\frac{r + \lambda + \alpha'_e(q)}{\alpha_e(q) - q\alpha'_e(q)} = \frac{y - b}{k} \quad (69)$$

Ceci détermine  $q$  à l'équilibre ou encore les taux d'arrivée  $\alpha_\omega$  et  $\alpha_e$ . Sous des conditions standards, la solution est unique.

*Quid* de l'incidence d'une modification de  $b$  ? Une augmentation de  $b$  dans ce modèle, rend les demandeurs d'emploi plus enclins à accepter le chômage en contrepartie d'une augmentation de  $\omega$ . La réponse des firmes serait alors de s'aligner sur ce que demandent les travailleurs : offrir peu d'emplois à des salaires plus élevés.

En définitive, les modèles de recherche d'emploi d'équilibre fournissent une explication plus explicite du processus d'appariement et de détermination des salaires que les modèles de négociation *supra*.

#### **2.2.4. Appariement aléatoire et mécanisme de *posting***

Ce paragraphe offre une synthèse des paragraphes ([2.2.2.](#)) et ([2.2.3.](#)) Cet exercice a fait l'objet d'une littérature abondante relative aux différentiels de salaires, *i.e.* comment expliquer les différentiels de salaires entre travailleurs ayant les mêmes capacités productives ?

Les modèles des deux sections précédentes ne génèrent, faut-il le rappeler, une dispersion salariale que si les travailleurs sont hétérogènes soit *ex ante* soit *ex post*.

Une théorie *pure* de la disparité des salaires est d'importance pour deux raisons. La première renvoie à la théorie et suggère que la recherche d'emploi serait pertinente uniquement si la distribution d'équilibre des salaires est non-dégénérée. De ce point de vue, les développements théoriques en la matière se sont naturellement orientés vers l'étude des modèles de la disparité (endogène) des salaires. La seconde, elle, renvoie à une question de perception dans la mesure où la disparité des salaires serait un trait caractéristique du *monde réel* et partant relève davantage du diagnostic empirique que de la modélisation théorique ([BONTEMPS, 2004](#) ; [MORTENSEN, 2010](#)).

#### ***Une théorie pure de la disparité des salaires***

Comment conforter une théorie pure de la disparité des salaires ? Une des réponses serait que les frictions de recherche mettent la firme face à un arbitrage :



poster des salaires plus élevés diminue certes son profit par travailleur, mais lui permet d'embaucher plus de main-d'œuvre, du moins à long terme, et plus rapidement. Toutefois, certains considèrent que cet arbitrage n'existe pas. Dans le modèle de [DIAMOND \(1971\)](#) notamment, une augmentation du salaire au dessus de  $\omega_R$  ne sera pas accompagnée par une augmentation du taux d'embauche.

Cela dit dans leur modèle, [ALBRECHT et AXELL \(1984\)](#) intègrent l'hétérogénéité des travailleurs, laquelle a trait non pas à la productivité, mais à la valeur du loisir. Ceci conduit (sans surprise) à une hétérogénéité des salaires de réservation et conforte par là même l'arbitrage *supra*. Considérons alors deux types de demandeurs d'emploi : certains avec  $b = b_1$  et d'autres avec  $b = b_2 > b_1$ . Pour toute distribution du salaire  $F$ , il existe deux salaires de réservation,  $\omega_1$  et  $\omega_2 > \omega_1$ . Si  $W_i(\omega)$  est la valeur du type  $i$  (travailleur) embauché au salaire  $\omega$  et  $U_i$  la valeur du type  $i$  (chômeur), ces salaires satisfont  $W_1(\omega_1) = U_1$  et  $W_2(\omega_2) = U_2$ . Si l'on généralise notre raisonnement en référence à DIAMOND, aucune firme ne poste un salaire autre que  $\omega_1$  ou  $\omega_2$ . Cependant, ces deux salaires peuvent générer le même profit dans la mesure où les firmes qui offrent le bas salaire ne peuvent embaucher que les demandeurs d'emploi de type  $b = b_1$ , alors que les firmes qui offrent le haut salaire peuvent embaucher tout demandeur d'emploi qu'elles rencontrent.

Le modèle d'ALBRECHT et AXELL donne une situation d'équilibre caractérisée par des profits égaux à deux salaires différents. On peut donc dériver analytiquement ce type d'équilibre.

Normalisons la mesure des firmes à 1 et désignons par  $L = L_1 + L_2$  la mesure des demandeurs d'emploi,  $L_j$  mesurant ici le coût d'opportunité du travail  $b_j$ . Si la fraction endogène des firmes postant  $\omega_2$  est exprimée par  $\sigma$ , toute distribution d'équilibre des salaires proche de la réalité est résumée sans ambiguïté par  $\omega_1$ ,  $\omega_2$ , et  $\sigma$ .

Observons d'abord que le salaire de réservation des demandeurs d'emploi de type 2 est  $\omega_2 = b_2$ . Il va sans dire que le demandeur d'emploi demeure au chômage si ce salaire est inférieur à  $b_2$ . De plus, si  $\omega_2 > b_2$ , les firmes continueraient à attirer ce type de demandeurs d'emploi tout en diminuant  $\omega_2$ . Notons ensuite que pour déterminer  $\omega_1$ ,

les demandeurs d'emploi de type 1 acceptent à la fois  $\omega = \omega_1$  et  $\omega = \omega_2$  et donc, étant donné le taux d'arrivée des offres  $\alpha_\omega$ , on peut écrire :

$$rU_1 = b_1 + \alpha_\omega(1 - \sigma)[W_1(\omega_1) - U_1] + \alpha_\omega\sigma[W_1(\omega_2) - U_1] \quad (70)$$

$$rW_1(\omega_1) = \omega_1 + \lambda[U_1 - W_1(\omega_1)] \quad (71)$$

$$rW_1(\omega_2) = \omega_2 + \lambda[U_1 - W_1(\omega_2)] \quad (72)$$

Enfin, bien que les demandeurs d'emploi de type 1 acceptent  $\omega_1$ , aucun gain n'est généré par ce choix et aucune perte n'est subie en cas de licenciement puisque  $W_1(\omega_1) = U_1$ . Ainsi si l'on utilise  $\omega_2 = b_2$ , on peut simplifier et résoudre pour  $\omega_1$  en termes de  $\sigma$  :

$$\omega_1 = \frac{(r+\lambda)b_1 + \alpha_\omega\sigma b_2}{r+\lambda+\alpha_\omega\sigma} \quad (73)$$

Les taux de chômage pour les deux types sont  $u_1 = \frac{\lambda}{\alpha_\omega + \lambda}$  et  $u_2 = \frac{\lambda}{\alpha_\omega\sigma + \lambda}$ .

La valeur espérée pour une firme de rencontrer un demandeur d'emploi serait la probabilité qu'il accepte multipliée par le profit conditionnel à l'acceptation. La probabilité d'acceptation est  $\frac{L_1u_1}{L_1u_1 + L_2u_2}$  pour les firmes payant le salaire  $\omega_1$  et 1 pour celles qui paient le salaire  $\omega_2$  tandis que le profit actualisé est  $\frac{y-\omega_i}{r+\lambda}$ . Les profits espérés actualisés tirés des deux salaires sont alors :

$$\Pi_1 = \alpha_e \frac{L_1u_1}{L_1u_1 + L_2u_2} \frac{y-\omega_1}{r+\lambda} \quad (74)$$

$$\Pi_2 = \alpha_e \frac{y-b_2}{r+\lambda} \quad (75)$$

où  $\alpha_e$  est prise comme donnée. Si l'on insère  $u_1$ ,  $u_2$ , et  $\omega_1$ , nous constatons donc après calcul que  $\Pi_2 - \Pi_1$  est proportionnel à :

$$T(\sigma) = (r + \lambda + \alpha_\omega \sigma) \{ (y - b_2) \times [\lambda L_1 + (\alpha_\omega + \lambda) L_2] - (y - b_1) \lambda L_1 \} - r \alpha_\omega \sigma L_1 (b_2 - b_1) \quad (76)$$

L'équilibre requiert :

$$\sigma = 0 \text{ et } T(0) < 0 ; \sigma = 1 \text{ et } T(1) > 0 ; \text{ ou encore } \sigma \in (0,1) \text{ et } T(\sigma) = 0 \quad (77)$$

Il est aisé de montrer qu'il existe une unique solution pour l'équation (77) et que  $0 < \sigma < 1$  si et seulement si  $\underline{y} < y < \bar{y}$  où :

$$\underline{y} = b_2 + \frac{\lambda L_1 (b_2 - b_1)}{(\alpha_\omega + \lambda) L_2} \text{ et } \bar{y} = \underline{y} + \frac{r \alpha_\omega L_1 (b_2 - b_1)}{(r + \lambda + \alpha_\omega)(\alpha_\omega + \lambda) L_2} \quad (78)$$

Lorsque la productivité est faible, toutes les firmes paient  $\omega_1 = b_1$ . En revanche, lorsque la productivité est élevée, toutes les firmes paient  $\omega_2 = b_2$ . Un niveau de productivité intermédiaire serait associé à une dispersion salariale. De la même façon, lorsque  $\sigma \in (0,1)$ , nous pouvons résoudre  $T(\sigma) = 0$  pour  $\sigma$  et instrumentaliser l'équation (73) pour résoudre sans ambiguïté pour  $\omega_1$  et pour la distribution des salaires. L'hypothèse sous-jacente ici est que les taux d'arrivée sont donnés et la valeur de  $\sigma$  qui résout l'équation (77) dépend de  $\alpha_\omega$ . Si l'on utilise la fonction d'appariement, nous pouvons endogénéiser :

$$\alpha_\omega = \frac{m(L_1 u_1 + L_2 u_2, 1)}{L_1 u_1 + L_2 u_2} \quad (79)$$

où  $L_1 u_1 + L_2 u_2$  est le nombre des travailleurs au chômage et toutes les firmes sont supposées poster une vacance d'emploi sans contraintes de sorte que  $v = 1$ , chacune d'elles pouvant embaucher autant de demandeurs d'emploi qu'il lui serait possible. Puisque  $u_2$  dépend de  $\sigma$ , il en va de même pour  $\alpha_\omega$ . L'équilibre est un couple  $(\alpha_\omega, \sigma)$  satisfaisant les équations (77) et (79).

### *Les recherches dans l'emploi*

Nous avons vu, rappelons-le, que les firmes peuvent offrir des salaires plus élevés pour augmenter les flux d'entrée en emploi. Dans d'autres modèles, cependant, les firmes

peuvent offrir des salaires plus élevés pour réduire les flux de sortie des emplois ([BURDETT et al., 2003](#)).

Cependant, [BURDETT et MORTENSEN \(1998\)](#) confortent la situation où les deux possibilités peuvent se présenter, les firmes offrant des salaires plus élevés augmentent (réduisent) le flux d'entrée (de sortie) en emploi. Les développements *infra* empruntent à ces auteurs.

$\alpha_0$  (travailleurs au chômage) et  $\alpha_1$  (travailleurs employés) expriment les taux d'arrivée des offres, chaque offre étant caractérisée par son salaire  $\omega$  tiré aléatoirement dans la loi des salaires offerts dont la fonction de répartition est  $F(\omega)$ . Pour des raisons de commodité, nous partons de la situation où  $\alpha_0 = \alpha_1 = \alpha$ , ce qui implique que  $\omega_R = b$  (Cf. équation (25)). Puisque tous les travailleurs au chômage utilisent le même salaire de réserve et puisque aucune firme ne poste un salaire  $\omega < \omega_R$ , les chômeurs acceptent toutes les offres et nous aurons  $u = \frac{\lambda}{\lambda + \alpha}$ , i.e. un cas particulier de l'équation (26). Aussi, la distribution des salaires offerts est-elle un cas particulier de l'équation (27) :

$$G(\omega) = \frac{\lambda F(\omega)}{\lambda + \alpha[1 - F(\omega)]} \quad (80)$$

Si une firme poste  $\omega \geq \omega_R$ , un chercheur d'emploi qui la contacte accepte l'offre s'il est au chômage ou employé mais à un salaire plus faible, l'évènement se produisant avec une probabilité  $u + (1 - u)G(\omega)$ . La relation d'emploi donne alors un profit  $y - \omega$  jusqu'au départ du travailleur suite à une meilleure offre ou en raison d'une séparation exogène, l'évènement se produisant au taux  $\lambda + \alpha[1 - F(\omega)]$ . Ainsi et après simplification, le profit espéré en fonction de  $\omega$  s'écrit :

$$\Pi(\omega) = \frac{\lambda(y - \omega)}{\{\lambda + \alpha[1 - F(\omega)]\}\{r + \lambda + \alpha[1 - F(\omega)]\}} \quad (81)$$

Là encore, un équilibre requiert que tout salaire posté donne le même profit, lequel est au moins aussi élevé que celui tiré d'un autre salaire. Aucune firme, convient-il de rappeler, ne poste  $\omega < \omega_R = b$  ou  $\omega > y$ . En effet, il est aisé de montrer que le

support de  $F$  est  $[b, \bar{\omega}]$  pour un certain  $\bar{\omega} < y$  et qu'il n'y a ni discontinuité ni points de masse sur l'intervalle  $[b, \bar{\omega}]$ .

Construisons maintenant la fonction  $F$ . Mais auparavant, il faut remarquer que les firmes réalisent les mêmes profits tirés de tous les salaires postés  $y$  compris du plus faible  $\omega = b$  :  $\Pi(\omega) = \Pi(b)$  pour tout  $\omega \in [b, \bar{\omega}]$ . Puisque  $F(b) = 0$ ,  $\Pi(b) = \alpha\lambda(yb)/(\alpha + \lambda)(r + \alpha + \lambda)$ . Si l'on combine ceci avec l'équation (81), nous obtenons une équation qui peut être aisément résolue pour  $F(\omega)$ . Dans le cas le plus simple où  $r \approx 0$ , le résultat est :

$$F(\omega) = \frac{\lambda + \alpha}{\alpha} \left( 1 - \sqrt{\frac{y - \omega}{y - b}} \right) \quad (82)$$

La borne inférieure, on le sait, est  $b$  et la borne supérieure  $\bar{\omega}$  peut être aisément calculée en résolvant  $F(\bar{\omega}) = 1$ . Ceci donne l'unique distribution qui cadre avec des profits égaux pour tous les salaires postés.

En somme, le résultat se résume comme suit. Tous les travailleurs au chômage acceptent la première offre qui se présente et montent dans l'échelle des salaires chaque fois qu'ils reçoivent une meilleure offre. Mais, ils peuvent connaître des épisodes de chômages en raison notamment de séparations exogènes. Il existe une distribution,  $F$ , non dégénérée des salaires postés par les firmes, donnée par l'équation (82) et une distribution,  $G$ , non dégénérée des salaires reçus par les travailleurs, donnée en insérant  $F$  dans l'équation (80).

Cela dit, le modèle se prête à certaines extensions d'importance. Notamment, avec  $\alpha_0 \neq \alpha_1$ , on obtient :

$$F(\omega) = \frac{\lambda + \alpha_1}{\alpha_1} \left( 1 - \sqrt{\frac{y - \omega}{y - \omega_R}} \right) \quad (83)$$

où  $\omega_R$  est maintenant endogène (avec  $\alpha_0 = \alpha_1$ ,  $\omega_R = b$ ). Pour déterminer  $\omega_R$ , nous utilisons l'équation (25) pour obtenir :

$$\omega_R = \frac{(\lambda + \alpha_1)^2 b + (\alpha_0 - \alpha_1) \alpha_1 y}{(\lambda + \alpha_1)^2 + (\alpha_0 - \alpha_1) \alpha_1} \quad (84)$$

Nous pouvons vérifier que lorsque  $\alpha_1 \rightarrow 0$ ,  $\bar{\omega} = \omega_R$ , *i.e.* il existe un unique salaire  $\omega = \omega_R = b$ . De la même façon, lorsque  $\alpha_1 \rightarrow \infty$ ,  $\bar{\omega} = y$  et  $G(\omega) = 0$  pour tout  $\omega < y$ , tous les travailleurs gagnant  $\omega = y$ . De plus, comme  $\alpha_1 \rightarrow \infty$ ,  $u \rightarrow 0$ .

*Quid* de l'hétérogénéité des firmes eu égard à la productivité  $y$ ? À l'équilibre, il existe une distribution des salaires payés par chaque type de firmes, toutes les firmes ayant une productivité  $y_2$  payant plus que toutes les autres firmes ayant une productivité  $y_1 < y_2$ . Et partant, les firmes à forte productivité sont plus à même d'embaucher et moins enclins à perdre tout travailleur. Si avec des firmes hétérogènes, nous pouvons avoir plusieurs équilibres, c'est au plan empirique que cette hétérogénéité prend tout son sens.

Une autre extension d'importance du modèle est d'autoriser les firmes dont les travailleurs entrent en contact avec des firmes concurrentes, de faire des contre-offres.

## Conclusion

Pour l'essentiel individuel et longitudinal, ce chapitre a été concerné par une approche qui revient à transformer la rationalité des individus en comportement de maximisation des gains sur le long terme. Dès lors, plusieurs modèles, calés sur ce type de comportement, constituent un puissant outil analytique pour l'étude de l'insertion professionnelle des jeunes. Notamment, l'insertion peut être appréhendée comme le résultat d'un processus d'investissement volontaire en capital humain dans la perspective de rendements supérieurs.

La théorie du capital humain est venue, à point nommé, répondre à deux énigmes majeures, celle de la croissance économique, d'une part, et celle de la formation et de la distribution des revenus individuels, d'autre part. C'est cette deuxième implication de la théorie du capital humain qui nous a intéressés. L'idée de base réside dans

l'hypothèse selon laquelle l'éducation est un investissement qui doit pouvoir agir positivement sur l'efficacité individuelle, et donc sur les capacités productives, et qui doit parallèlement être compensé ultérieurement sur le marché du travail par un salaire plus élevé. Ce raisonnement met en évidence des liens de causalité entre éducation, productivité et gains et suggère en filigrane que les jeunes les moins diplômés connaissent une insertion difficile, la qualité de l'insertion professionnelle étant fortement corrélée à la formation initiale. Ainsi, la théorie permet de différencier les individus en fonction de l'investissement en formation et d'expliquer par là même l'insertion professionnelle en relâchant l'hypothèse d'homogénéité de la main-d'œuvre du modèle de concurrence pure et parfaite.

Si l'apport de cette théorie s'est avéré considérable, ses insuffisances sont, toutefois, graves. Notamment, la vision idéale de l'investissement en capital humain semble sous-estimer les problèmes d'information dans l'explication du chômage des jeunes et de l'accès à l'emploi.

La théorie de la recherche d'emploi est venue compléter le tableau et pallier ces insuffisances. Il s'est agi de donner l'état de l'art de l'insertion resituée au sein d'un processus dynamique où le temps de recherche est considéré comme une ressource productive. D'une manière plus synthétique, la théorie fournit une explication de l'insertion professionnelle en relâchant l'hypothèse d'un marché du travail concurrentiel où l'information est parfaite. Ceci suggère des stratégies de recherche différentes et donc des durées d'accès aux emplois plus ou moins longues en fonction des objectifs fixés en début du processus d'insertion, mais aussi en fonction des préférences et des contraintes.

Le *survey* proposé dans la deuxième section de ce chapitre nous a enseigné que, contrairement au modèle standard, la théorie de la recherche d'emploi renvoie systématiquement aux frictions inhérentes au processus d'échange. Notamment, travailleurs au chômage et firmes se rencontrent de par un processus de *matching* dont la durée est plus ou moins longue et qui peut être coûteux en fonction de l'effort (intensité) de recherche et des frictions sur le marché du travail, *i.e.* la coexistence du chômage et d'emplois vacants ?

Bien qu'il n'existe pas un modèle canonique de référence en matière de recherche d'emploi et malgré les différences qui caractérisent les diverses versions quant à la détermination des salaires et au processus de *matching* notamment, nous avons fourni une synthèse des différents modèles qui s'inscrit dans l'objectif d'aborder des questions qui travaillent fortement les chercheurs et les sociétés.



## CHAPITRE 2

### LES MODELES DE DUREE : UN CADRE CONCEPTUEL

#### Introduction

Les modélisations économétriques associées aux développements théoriques relatifs à l'insertion professionnelle sont, on le sait, très variées. Il existe d'ores et déjà de nombreuses études qui sont venues analyser le processus d'insertion professionnelle au moyen d'une imposante batterie de facteurs, *e.g.* individuel, temporel, spatial, etc. ([ATANASOVSKA et al., 2016](#) ; [LESUEUR et SABATIER, 2008](#) ; [BOUABDALLAH et al., 2002](#)).

Cela dit, un grand nombre de phénomènes économiques sont caractérisés par l'observation d'une séquence d'évènements sur un intervalle de temps comme par exemple l'observation des dates de changement d'état sur le marché du travail (passage de l'état de chômage à l'état d'emploi, etc.). La longueur de l'intervalle entre deux évènements successifs est appelée *une durée*. C'est une variable aléatoire positive représentant la longueur d'une période de temps passé par l'individu dans un état donné. De façon encore plus nette, le mot *durée* serait un espace de temps délimité par deux évènements, et cette notion a un champ d'application très large et apparaît sous divers vocables : transitions en économie, survies en médecine et en biostatistique, risques en finance et en assurance, pannes en ingénierie, etc.

L'appropriation des modèles de durée renvoie à des contextes très divers. À titre d'exemple, pour paraphraser [HORNY \(2008, 2006\)](#), ils servent en économie du travail à

estimer les chances qu'un individu quitte le chômage, en économie industrielle à analyser les dynamiques d'apprentissage organisationnel, en biométrie à représenter la durée séparant le début d'un traitement médical de la guérison, en démographie à analyser la durée séparant deux naissances ou la durée de vie en couple, en recherche opérationnelle à évaluer le temps d'attente avant le remplacement d'un équipement, en assurance à révéler les types d'individus (bons risques/mauvais risques), en *marketing* à mesurer la durée entre deux achats, en finance à observer les dates d'un type spécifique de transactions financières, en sociologie à l'étude de la transition à l'âge adulte, en science politique à décrire le temps séparant deux mouvements sociaux, etc. En somme, tous les domaines où l'on cherche à modéliser l'occurrence d'un événement aléatoire (chômage, emploi, guérison, etc.) se prêtent à l'utilisation des modèles de durée.

### *Quid* des origines ?

Les questions inhérentes à l'étude du temps sont présentes dans les premiers écrits en arithmétique politique de l'école anglaise, *e.g.* [GRAUNT \(1662\)](#), [PETTY \(1683\)](#), à l'occasion des travaux pionniers sur la mortalité en Angleterre au 17<sup>ème</sup> siècle. Les grandes intuitions et les lois sous-jacentes à des notions telles que l'espérance de vie et l'espérance de vie résiduelle sont déjà présentes vers le début du 19<sup>ème</sup> siècle : loi de mortalité de GOMPERTZ-MAKEHAM ([LE BRAS, 2000](#)).

L'étude des durées de vie restera un thème privilégié des démographes et des actuaires jusqu'à l'avènement de ce qu'il a été convenu d'appeler *la théorie de la fiabilité* pour les systèmes physiques. Ainsi, [WEIBULL](#) fut le premier à avoir théorisé la fonction de hasard en proposant dans son article *A Statistical Distribution Function of Wide applicability* ([1951](#)), un modèle paramétrique pour calculer la fiabilité d'un système non réparable. Il en ressort notamment l'un des aspects singuliers des données de durée : la présence de données tronquées ou censurées. [KAPLAN et MEIER \(1958\)](#) sont venus, à point nommé, proposer d'appliquer au champ médical un estimateur non paramétrique permettant, tout en intégrant les données censurées, de prendre en considération le fait qu'un individu dans un état peut y rester alors même que l'on ne dispose pas de l'information. Mais une date importante marque la naissance *stricto sensu* des modèles de durée : la parution de l'article de [COX](#) en [1972](#). L'auteur propose une méthode d'estimation semi-paramétrique en utilisant la technique de vraisemblance partielle.

Celle-ci est formalisée dans [COX \(1975\)](#) et justifiée dans un cadre bayésien par [KALBFLEISCH \(1978\)](#). En somme, les modèles dits *de COX*, *i.e.* modèles à hasards proportionnels, seront les plus instrumentalisés dans l'analyse des durées. Notamment, [NELSON \(1972, 1969\)](#) propose un estimateur du hasard intégré dont les propriétés asymptotiques sont étudiées par [AALEN \(1978\)](#). Désormais l'estimateur de NELSON-AALEN, tout comme celui de KAPLAN-MEIER, permet d'approcher la forme empirique prise par la fonction considérée, *e.g.* risque ou survie, lorsqu'aucune hypothèse n'est adoptée sur la distribution des temps.

Les travaux dédiés à l'économie du travail, eux, ont constitué une avancée considérable, tant théorique que technique, contribuant à l'amélioration significative des modèles de durée. À cet égard, les travaux de [LANCASTER \(1990, 1979\)](#) en sont un exemple. Au plan de la technique économétrique notamment, son ouvrage abonde de résultats d'identification et de méthodes d'estimations, *e.g.* estimer les chances qu'un individu quitte l'état d'intérêt, le chômage pour ainsi dire, à un instant donné sachant qu'il a demeuré dans cet état jusqu'à l'instant précédent. Plus explicitement, il s'agit d'expliquer la durée passée dans un état préalable à l'occurrence, observée ou non, d'un évènement, mais aussi de la probabilité de transition d'un état vers un autre. Pourtant, l'appellation *stricto sensu* de modèle de durée ne renvoie qu'à l'étude de la durée d'un unique évènement sur une période de temps sans égard à l'issue de cet évènement. Mais du moment où le même individu connaît de multiples épisodes passés dans un état donné ou que l'on tienne compte de l'issue de cet état, on parle de modèle de transition à la [LANCASTER \(1990\)](#)<sup>40</sup>.

Quoiqu'il en soit, une question revient le plus souvent à l'occasion de l'analyse des durées : pourquoi a-t-on développé tout un pan de la statistique afin d'étudier les variables aléatoires positives, *i.e.* la durée ?

Pour l'essentiel, trois raisons sont avancées ([CAHUZAC, 2008](#) ; [FERMANIAN et SALANIE, 2004](#) ; [GOURIEROUX et JASIAK, 2001](#) ; [GOURIEROUX, 1989](#)).

La première renvoie à la nature des données traitées. Individuelles et longitudinales, elles ne sont pas toujours *complètes* et partant entachées par des problèmes

---

<sup>40</sup> Voir [CAHUZAC \(2008\)](#) et [CAHUZAC et DI PAOLA \(2005\)](#).

d'observation qui constituent souvent une source de difficulté dans l'analyse économétrique, censures et troncatures étant les plus connues. Ces données requièrent de développer des outils *ad hoc* et/ou de revisiter les méthodes classiques de la statistique mathématique.

La deuxième met en avant la séquentialité des observations et conforte par là même des outils de modélisation non standards. C'est qu'en effet, le fait que les observations se déroulent selon un processus temporel, donne à l'analyse une autre dimension et autorise volontiers l'introduction des statistiques d'ordre, des processus ponctuels, etc.

La troisième interpelle les distributions paramétriques usuelles. Souvent centrées ou à coefficients d'asymétrie positifs, elles ne semblent pas être adaptées à l'étude des phénomènes temporels. C'est pourquoi des méthodes semi et non paramétriques *ad hoc* ont été mises au point pour donner davantage de réalisme à l'estimation des distributions des durées. Ceci est d'autant plus vrai que les durées de vie présentent souvent des coefficients d'asymétrie négatifs.

En ce qui concerne le plan, le chapitre se décline en deux parties<sup>41</sup>. Une première partie est consacrée à un exercice d'investigation des modèles de durée au moyen de la boîte à outils des économistes ([Section 1.](#)). Une deuxième partie est concernée par les approches d'estimations de ces modèles. Ainsi, après être revenue sur les statistiques non paramétriques, semi-paramétriques et paramétriques, cette partie fera le point sur les tests inhérents ([Section 2.](#)).

---

<sup>41</sup> Ce chapitre emprunte largement à des ouvrages de référence tels que *Applied Survival Analysis* de [HOSMER et al. \(2008\)](#), *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data* de [KLEIN et MOESCHBERGER \(1997\)](#), *The Econometric Analysis of Transition Data* de [LANCASTER \(1990\)](#), *Statistical Models and Methods for Lifetime Data* de [LAWLESS \(1982\)](#), *The Statistical Analysis of Failure Time Data* de [KALBFLEISCH et PRENTICE \(1980\)](#).

## Section 1. Les modèles de durée : la boîte à outils des économistes

### 1.1. Fonction de survie, fonction de hasard et censure

L'exposé des éléments fondamentaux des modèles de durée est calé, peu ou prou, sur la densité de probabilité et la fonction de répartition ([GOURIEROUX et JASIAK, 2001](#) ; [GOURIEROUX et MONFORT, 1990](#) ; [LANCASTER, 1990](#) ; [GOURIEROUX, 1989](#)).

Soit  $T$  une variable aléatoire continue positive définie sur  $[0, +\infty[$  exprimant la durée passée dans un état donnée et/ou séparant deux évènements.  $T$  n'indique pas le temps calendaire, mais mesure le temps passé dans un état (*e.g.* chômage, emploi, inactivité, formation...) avant qu'un évènement ne se produise. Usuellement, la distribution de  $T$  est entièrement caractérisée par l'une ou toutes les fonctions *infra*, d'un usage central dans l'analyse des données de survie : densité, répartition, survie et hasard<sup>42</sup>.

#### *La densité de probabilité*

La densité de probabilité  $f(t)$  est définie comme la limite, lorsque  $\delta t \rightarrow 0$ , de la probabilité que l'échéance  $T$  soit comprise dans l'intervalle  $[t, t + \delta t]$  divisée par  $\delta t$  :

$$f(t) = \lim_{\delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + \delta t)}{\delta t} \quad (1)$$

#### *La fonction de répartition*

La fonction de répartition  $F(t)$  peut s'interpréter comme le cumul des probabilités d'occurrence d'un évènement auquel on s'intéresse ou encore la probabilité que l'évènement d'intérêt se produise durant l'intervalle de temps  $[0, t]$ . Elle est définie par :

---

<sup>42</sup> Chacune de ces fonctions caractérise la variable de durée au même titre que la densité de probabilité. La fonction de hasard est en général la plus utilisée dans les estimations ; elle permet de caractériser la probabilité immédiate de changer d'état en  $t$ .

$$F(t) = P(T \leq t) = \int_0^t f(u)du \quad (2)$$

C'est une fonction continue monotone croissante telle que  $F(t) \in [0, 1]$ . Mais, cette distribution ne peut s'appliquer qu'aux durées révolues.

### ***La fonction de survie***

Si l'on considère  $1 - F(t)$ , on aura alors la probabilité que la longueur de la durée de l'épisode excède  $t$  :

$$S(t) = P(T \geq t) = 1 - F(t) \quad (3)$$

C'est-à-dire la probabilité que la durée de l'événement se prolonge au-delà de la date de fin d'observation : il s'agit du concept de la fonction de survie. C'est une fonction continue monotone non croissante telle que  $S(t) \in [0, 1]$ <sup>43</sup>.

### ***La fonction de hasard<sup>44</sup>***

Évaluée à la date  $t$ , la fonction de hasard de la variable  $T$  est la probabilité qu'un évènement survienne durant l'intervalle de temps  $[t, t + \delta t[$  sachant que jusqu'en  $t$  aucune transition n'avait eu lieu. Appelée aussi fonction de risque, elle s'écrit :

$$\theta(t) = \lim_{\delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + \delta t / T \geq t)}{\delta t} \quad (4)^{45}$$

Conditionner par rapport à  $T \geq t$  implique que chaque transition est considérée comme une nouvelle observation. Plus explicitement, il s'agit de la limite, lorsque  $\delta t \rightarrow 0$ , de la probabilité de connaître l'évènement en  $t + \delta t$  sachant qu'on ne l'avait pas connu jusqu'en  $t$ . C'est la probabilité instantanée de *saut* en  $t$  sachant que l'on a séjourné dans l'état jusqu'en  $t$ .

---

<sup>43</sup>  $S(t)$  peut s'écrire en fonction de  $f(t)$ . Ainsi,  $S(t) = \int_t^{+\infty} f(u)du$  et inversement, on aura  $f(t) = \frac{dF(t)}{dt} = -\frac{dS(t)}{dt} = -S'(t)$ ,  $f(t)\delta t$  pouvant s'interpréter comme la probabilité d'entrée dans un état en  $t$  et de le quitter dans l'intervalle du temps  $[t, t + \delta t]$ .

<sup>44</sup> L'expression est un anglicisme (de l'anglais *Hazard Function*).

<sup>45</sup>  $\theta(t)\delta t$  peut s'interpréter comme la probabilité conditionnelle de quitter l'état dans l'intervalle  $[t, t + \delta t]$  sous la condition que  $T \geq t$ .

Nous allons maintenant établir le rapport entre les fonctions de hasard, de densité, de répartition et de survie. Une première relation vient en explicitant la fonction de hasard avec le théorème des probabilités conditionnelles de BAYES :

$$\theta(t) = \lim_{\delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + \delta t / T \geq t)}{\delta t} = \lim_{\delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + \delta t)}{P(T \geq t)} \quad (5)$$

On peut réécrire cette expression en insérant la fonction de répartition :

$$\lim_{\delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + \delta t / T \geq t)}{\delta t} = \lim_{\delta t \rightarrow 0} \frac{F(t + \delta t) - F(t)}{\delta t} \times \frac{1}{1 - F(t)} = \frac{f(t)}{1 - F(t)} \quad (6)$$

Il est possible d'exprimer la fonction de hasard par rapport à la fonction de survie :

$$\theta(t) = \frac{f(t)}{S(t)} = - \frac{\partial(1 - F(t)) / \partial t}{S(t)} = - \frac{\partial(\ln(S(t)))}{\partial t} \quad (7)$$

Il est encore possible de définir le risque cumulé (hasard intégré)  $\Lambda(t)$  selon :

$$\Lambda(t) = \int_0^t \theta(u) du = [-\ln(S(t))]_0^t \quad (8)$$

Nous constatons donc, après calcul, que :

$$\ln(S(t)) = - \int_0^t \theta(u) du \quad (9)$$

D'où la relation :

$$S(t) = \exp(-\int_0^t \theta(u) du) = \exp(-\Lambda(t)) \quad (10)$$

Les relations (3) et (6) donnent :

$$f(t) = \theta(t) \exp(-\Lambda(t)) = \theta(t) \times \exp(-\int_0^t \theta(u) du) \quad (11)$$

En définitive, il en ressort sans ambiguïté que ces relations sont liées entre elles, ce qui conforte la caractérisation de la distribution de  $T$  par la connaissance d'une des fonctions *supra*.

### ***La censure***

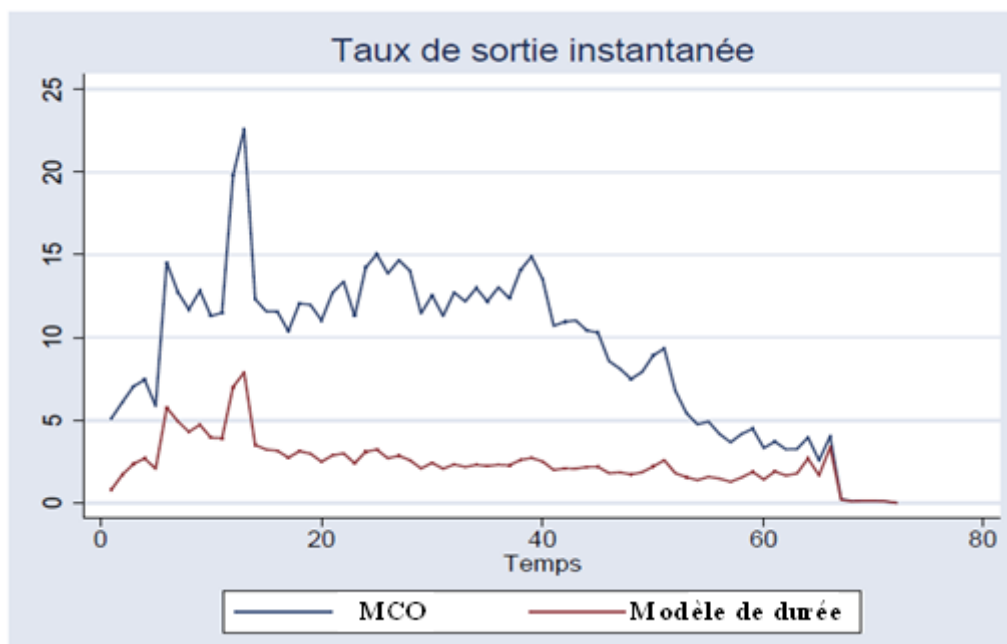
Particulièrement typique des données longitudinales, la notion de censure d'un épisode provient du fait qu'on n'a pas accès à toute l'observation. Si l'état d'intérêt est le chômage et si l'on considère un individu qui est toujours sans emploi lorsque celle-ci prend fin, toute l'information dont nous disposons à son sujet est la date du début de cet épisode de chômage. Mais, nos données sont incomplètes car elles ne contiennent pas l'information sur la date à laquelle il quitte l'état. Dans ce cas, on dit que la durée de l'épisode de chômage est *censurée à droite*<sup>46</sup>. La présence d'observations incomplètes est source de diverses perturbations et partant de difficultés dans l'analyse économétrique. En effet, avoir des données incomplètes constitue une perte d'information qui pose un problème d'identification notamment, difficile à surmonter au moyen des méthodes d'estimations classiques, *e.g.* la méthode des Moindres Carrés Ordinaires. L'un des atouts majeurs des modèles de durée est précisément la prise en compte systématique des données censurées ([CAHUZAC, 2008](#) ; [CAHUZAC et DI PAOLA, 2005](#)). [La Figure n°1](#) vient conforter la conjecture. Il en ressort en effet, que l'estimation au moyen des Moindres Carrés Ordinaires s'affranchit des données censurées, ce qui sous-estime la durée et donc surestime le taux de sortie instantanée.

---

<sup>46</sup> Si la littérature abonde d'exemples sur la censure à droite, il existe d'autres types de censure recensés par [LAWLESS \(1982\)](#).



**Figure n°1 :** Moindres Carrés Ordinaires *versus* modèle de durée



Source : [CAHUZAC \(2008\)](#).

Le recours à une méthode d'estimation *ad hoc* pour traiter la non linéarité couplée aux données censurées constitue, au regard de nos objectifs, une solution valable. Lorsque notamment certaines conditions de régularité sont vérifiées, la théorie des estimateurs sur données censurées recommande l'estimateur du maximum de vraisemblance<sup>47</sup>.

Commençons par écrire la vraisemblance associée à une observation selon qu'elle est censurée ou pas.

$$\begin{aligned} \mathcal{L}_i &= P(T \in [t_i, t_i + \delta t], d_i = 1)^{d_i} \times P(T \in [t_i, t_i + \delta t], d_i = 0)^{1-d_i} \\ &= f(t_i)^{d_i} \times S(t_i)^{1-d_i} \end{aligned} \quad (12)$$

où  $d_i$  est une indicatrice de censure qui prend la valeur 1 si l'épisode est censuré et 0 sinon.

Plus synthétiquement, la vraisemblance individuelle devient :

<sup>47</sup> Voir [GOURIEROUX et MONFORT \(1990\)](#).

$$\mathcal{L}_i = \frac{f(t_i)^{d_i}}{S(t_i)^{d_i}} \times S(t_i)^{1-d_i} \times S(t_i)^{d_i} \quad (13)$$

Au total, la contribution à la vraisemblance pour l'individu  $i$  est de la forme :

$$\mathcal{L}_i = \theta(t_i)^{d_i} \times S(t_i) \quad (14)$$

Il en ressort que lorsque la durée est non censurée, la contribution à la vraisemblance est donnée par la probabilité qu'un évènement survienne durant l'intervalle de temps, *i.e.* la fonction de hasard. Mais, lorsque la durée est censurée, la contribution à la vraisemblance est égale à la probabilité que la durée de l'évènement se prolonge au-delà de la date de fin d'observation, *i.e.* la fonction de survie.

On en arrive alors logiquement à écrire la fonction de vraisemblance de l'échantillon :

$$\mathcal{L} = \prod_{i=1}^N \theta_i(t_i)^{d_i} \times S_i(t_i) \quad (15)$$

La log-vraisemblance s'écrit :

$$\ln(\mathcal{L}) = \sum_{i=1}^N \ln(\mathcal{L}_i) = \sum_{i=1}^N (d_i \ln[\theta(t_i)] - \int_0^{t_i} \theta_i(u) du) \quad (16)$$

## 1.2. Les modèles conditionnels

Pour mieux appréhender les aspects aléatoires des modèles de durée, il est préférable de recourir à des lois de durée conditionnelles, le conditionnement se faisant par rapport à une batterie de variables exogènes  $X(t)$  et un vecteur de variables temporelles  $\mu(t)$ . Les  $X(t)$  font ressortir :

- i) des variables indépendantes du temps (genre, spécialité de formation, etc.) ;
- ii) des variables fonctions connues du temps (âge, ancienneté, etc.) ;
- iii) des variables qui évoluent dans le temps (taux de chômage, nombre d'enfants à charge, etc.).

On retiendra par ailleurs une grande similitude avec les analyses de régressions standards en ce sens où les modèles de durée, tout comme les modèles de régressions multiples par exemple, étudient l'effet que peuvent avoir les explicatives sur la variable à expliquer. Nous retrouvons donc les fonctions de densité, de répartition, de survie et de hasard *supra*, désormais conditionnelles en intégrant les variables exogènes  $X(t)$  et le vecteur de variables temporelles  $\mu(t)$  :

$$f(t/X(t), \mu(t)) = \theta(t/X(t), \mu(t)) \times S(t/X(t), \mu(t)) \quad (17)$$

$$F(t/X(t), \mu(t)) = 1 - \exp\left(-\int_0^t \theta(u/X(u), \mu(u))\right) \quad (18)$$

$$S(t/X(t), \mu(t)) = \exp\left(-\int_0^t \theta(u/X(u), \mu(u))\right) \quad (19)$$

$$\theta(t/X(t), \mu(t)) = \lim_{\delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + \delta t / T \geq t, X(t), \mu(t))}{\delta t} \quad (20)$$

S'ensuit la fonction de vraisemblance inhérente :

$$\mathcal{L} = \prod_{i=1}^N [\theta_i(t_i/X_i(t), \mu(t))]^{d_i} \times S_i(t_i/X_i(t), \mu(t)) \quad (21)$$

Il va sans dire que tous les individus ne sont pas identiques, c'est la raison pour laquelle on les caractérise au travers de covariables,  $X(t)$  pour ainsi dire. Or, dans toute modélisation, le risque d'*oublier* des covariables pertinentes pour décrire le phénomène étudié n'est pas à écarter. De plus, toutes les variables influençant la sortie de l'état ne sont pas systématiquement observées ; certaines ne sont pas mesurables ou codifiables, ce qui biaise considérablement les estimations. Ceci est d'autant plus vrai qu'il est rarement raisonnable de penser que les fichiers de données comportent toutes les variables individuelles nécessaires en théorie.

En somme et au-delà des caractéristiques individuelles observables, il convient de reconnaître l'existence de déterminants non observés du phénomène étudié et considérer par là même le biais imputable à la part non observée de l'hétérogénéité.

### *L'hétérogénéité non observable*

Pour gérer l'hétérogénéité non observable, la littérature renvoie peu ou prou à deux approches : l'approche marginale et l'approche conditionnelle ([THERNEAU et GRAMBSCH, 2000](#)). Généralement, deux procédés de contrôle statistique de cette hétérogénéité ressortent de l'approche conditionnelle, *e.g.* les modèles à effets fixes et les modèles à effets aléatoires. Nous verrons que notre contribution empirique est calée sur cette deuxième classe de modèles. Les raisons en sont multiples.

Notamment, les modèles à effets aléatoires semblent faciles à utiliser et produisent une estimation réaliste, fiable et répétable qui ne requiert pas certaines hypothèses discutables ([HORNY, 2008, 2006](#)). De plus, ces modèles se caractérisent par la facilité de leur construction. Le principe est résumé dans [CAHUZAC \(2008\)](#) et [CAHUZAC et DI PAOLA \(2005\)](#) : introduire une constante spécifique à chaque individu qui vient absorber l'hétérogénéité non observable. Ce principe, ajoutent les auteurs, nécessite de recourir aux données de panel. En somme, en s'affranchissant des effets fixes, une part de l'hétérogénéité non observable est statistiquement contrôlée au profit d'une hausse de la part observée de cette hétérogénéité.

La méthode la plus courante pour attester l'effet de l'hétérogénéité individuelle non observée est de modéliser le risque de sortie de l'état d'intérêt de manière *mixte*<sup>48</sup>. Explicitement, on évalue le taux de hasard en prenant en compte l'hétérogénéité observée et la dépendance temporelle, mais en ajoutant un paramètre aléatoire qui vient caractériser l'hétérogénéité non observée. Ce paramètre aléatoire suit une loi de distribution particulière<sup>49</sup>. De façon encore plus nette et pour ne pas complexifier à outrance le modèle économétrique, on introduit dans la fonction de hasard un terme aléatoire,  $v$ . Indépendant des variables explicatives observées, celui-ci est de moyenne unitaire<sup>50</sup> et de variance inconnue  $\sigma^2$ . Le mélange des lois de la fonction de hasard et du paramètre d'hétérogénéité non observable  $v$  donne ce que [LANCASTER \(1990\)](#) appelle le *modèle à distributions mixtes* dont la fonction de hasard est de la forme :

---

<sup>48</sup> La modélisation concerne tout aussi bien les autres fonctions : densité, répartition et survie.

<sup>49</sup> On retient le plus souvent la loi gamma. Notamment, l'utilisation de la loi gamma dans la distribution mélangeante a été introduite par [LANCASTER \(1990, 1979\)](#).

<sup>50</sup> Pour évacuer tout problème lorsque notamment la fonction de hasard comporte une constante.

$$\theta(X, t, v) = \phi(t)\Phi(X)v \quad (22)$$

Cette fonction comprend trois parties :

- i) une partie qui ne dépend que du temps  $\phi(t)$  ;
- ii) une partie prenant en compte les explicatives  $\Phi(X)$  ;
- iii) un terme d'hétérogénéité non observable  $v$ .

Si l'on étudie le risque de sortie du chômage en considérant deux états, *e.g.* le chômage et l'emploi, une proposition consiste à modéliser la probabilité instantanée de sortie du chômage (taux de hasard) au moyen de deux classes de modèles de durée : modèles dits à hasards proportionnels (*Proportional Hazard* ou *PH*) et modèles dits à temps de vie accélérée (*Accelerated Failure Time* ou *AFT*). Parallèlement, si l'on atteste l'effet de l'hétérogénéité individuelle non observable, une composition plus élaborée de ces modèles consiste à spécifier la probabilité instantanée de sortie du chômage (taux de hasard) au moyen des *modèles à distributions mixtes* (*Cf. supra*).

Les développements *infra* viennent préciser ces deux cadres d'analyse (*PH* et *AFT*) dont il importe de dégager la signification ([CLAIS, 2016](#) ; [TIMSIT et al., 2005](#)).

### 1.2.1. Les modèles à hasards proportionnels (*PH*)

La littérature relative aux durées explique généralement le hasard à l'instant  $t$  en fonction du comportement décisionnel de l'agent et de son environnement. Elle fournit parfois des informations sur l'allure de cette fonction, sa construction pouvant être spécifiée de sorte que les durées suivent une loi connue, *e.g.* loi exponentielle, loi WEIBULL, loi log-normale, loi log-logistique, loi GOMPERTZ, etc.). D'autres modèles adaptent des transformations du type BOX-COX aux durées.

Pour ce qui nous concerne, nous nous limiterons ici à la classe des modèles à risques proportionnels. Cette famille exprime un effet multiplicatif (proportionnel) des diverses explicatives sur la fonction de hasard. Plus explicitement, une fonction de hasard dite

de base ( $\theta_0$ ) est introduite pour donner la forme générale du hasard ( $\theta$ ) (Cf: [Figure n°2](#)).

Dans ce cas, la fonction de hasard, pour tout  $t \geq 0$ , s'écrit :

$$\theta(X, t) = \theta_0(t)\varphi(X, \beta) \quad (23)$$

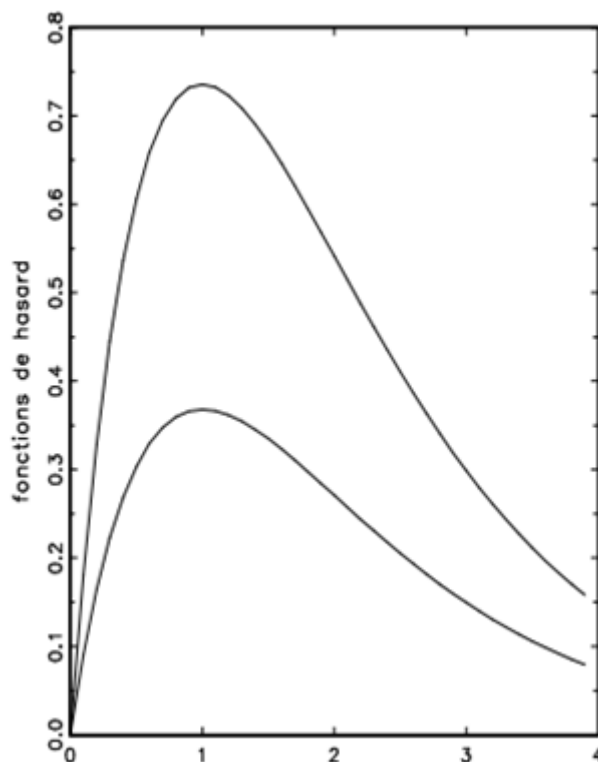
où  $X$  est un vecteur de variables explicatives,  $\beta$  est le vecteur de paramètres à estimer et les fonctions  $\theta_0$  et  $\varphi$  sont communes à tous les individus. La fonction de hasard est le produit d'une fonction qui ne dépend que du temps ( $\theta_0(t)$ ) et d'une fonction qui n'en dépend pas ( $\varphi(X, \beta)$ ). Un cas particulier par sa simplicité de calcul suppose que la fonction  $\varphi$  est la fonction exponentielle :

$$\varphi(X, \beta) = \exp(X' \beta) \quad (24)$$

La fonction de hasard devient alors :

$$\theta(X, t) = \theta_0(t)\exp(X' \beta) \quad (25)$$

Figure n°2 : Modèles à hasards proportionnels



Source : [FERMANIAN \(2003\)](#).

Il est aisé, bien que traitant de la fonction de hasard, de remonter à la survie. Partons de la relation (23) en considérant l'égalité (19) et en utilisant la notation  $S_0(t/X(t), \mu(t)) = \exp(-H_0(t/X(t), \mu(t)))$ , on en arrive en effet logiquement à :

$$S(X, t) = \exp[-\exp(X' \beta) \int_0^t \theta_0(u) du] \quad (26)$$

### 1.2.2. Les modèles à temps de vie accélérée (AFT)

Tout comme les modèles *PH*, les modèles *AFT* sont souvent considérés notamment comme une extension de l'approche de régression utilisée principalement aux débuts de l'économétrie des durées. Cela dit, si dans la première classe de modèles (*PH*), les variables exogènes jouent le rôle d'une constante de proportionnalité entre les hasards et le hasard de base, dans la seconde classe de modèles (*AFT*), ces variables ont un effet multiplicatif qui ressort clairement des fonctions (27) et (28). Plus explicitement, si

l'on dispose d'une durée  $T_0$  de loi inconnue,  $\theta_0$  étant la fonction de hasard et pour un individu de variables exogènes  $X$ , la durée d'intérêt  $T$  sachant  $X$  s'écrit :

$$T = T_0\varphi(X, \beta) \quad (27)$$

$\varphi(X, \beta)$  est, on le sait, un facteur d'échelle du temps qui pour des valeurs supérieures à l'unité, accélère l'occurrence de l'événement et pour des valeurs inférieures à l'unité, retarde l'occurrence de l'événement. Il va sans dire donc que les variables exogènes interviennent de façon multiplicative sur le temps, l'unité de temps n'ayant pas le même effet pour deux dates différentes. Et partant, la fonction de hasard devient :

$$\theta(X, t) = \theta_0(t \varphi(X, \beta))\varphi(X, \beta) \quad (28)$$

Comme pour les modèles à hasards proportionnels (Cf. équation (24)), on adopte la forme exponentielle pour spécifier  $\varphi$ . Il vient alors :

$$T = T_0 \exp(X' \beta) \quad (29)$$

$$\theta(X, t) = \theta_0 \left( t \exp(X' \beta) \right) \exp(X' \beta) \quad (30)$$

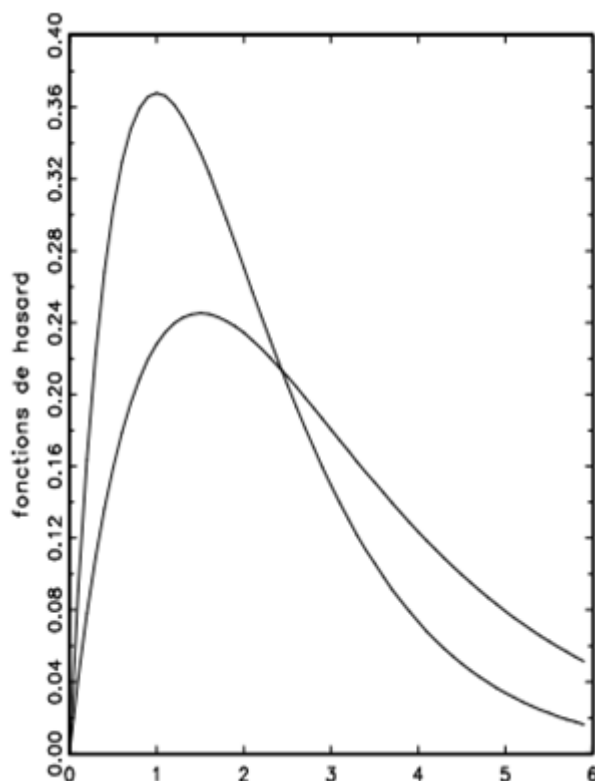
On en déduit la fonction de survie :

$$S(X, t) = \exp[-\exp(X' \beta) \int_0^t \theta_0 \left( u \exp(X' \beta) \right) du] \quad (31)$$

Cela dit, dans les modèles *AFT*, les variables exogènes agissent sur la fonction de hasard par une translation parallèle à l'axe des abscisses, *i.e.* modifier l'échelle des temps mais aussi par une dilatation verticale comme pour les modèles *PH*, *i.e.* agir sur l'ordonnée de la fonction de hasard (Cf. [Figure n°3](#)).



**Figure n°3 :** Modèles à temps de vie accélérée



Source : [FERMANIAN \(2003\)](#).

### 1.2.3. Les modèles à risques concurrents

Jusqu'à présent, nous avons modélisé la probabilité instantanée de sortie du chômage (taux de hasard) en retenant deux états : le chômage et l'emploi. Or, ceci suppose en filigrane que l'emploi est une entité homogène. Il s'agit là d'une hypothèse forte et il serait intéressant (bien que plus complexe) de distinguer différentes issues au chômage et évaluer par là même des taux de transition qui varient selon les issues<sup>51</sup>. Une voie à explorer quant à un meilleur contrôle du phénomène passe assurément par une étude économétrique plus fine des différents états de sortie possible (du chômage vers un emploi stable ou précaire par exemple), ces états étant concurrents et exclusifs.

<sup>51</sup> On n'est pas loin ici d'un exercice qui vient valider la théorie de la file d'attente.

Avant de passer à l'analyse de cette classe de modèles, il convient de souligner que ce qui est considérée jusque là comme une censure est désormais retenue comme une durée d'intérêt particulier. Nous la formalisons en tant que telle. Plus précisément, on observe pour chaque individu  $I$  issues et  $T_j$  durées latentes dénotant le temps écoulé avant l'occurrence de chaque événement  $j$ ,  $j$  prenant les valeurs  $1, 2, \dots, I$ . La durée observée est :

$$T = \min ( T_1^*, T_2^*, \dots, T_I^* ) \quad (32)$$

Introduisons alors la fonction de hasard spécifique aux issues de type  $j$  :

$$\theta_j(t/X(t), \mu(t)) = \lim_{\delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + \delta t, J = j / T \geq t, X(t), \mu(t))}{\delta t} \quad (33)$$

Cette fonction exprime sans ambiguïté la probabilité instantanée d'accéder à l'emploi selon la  $j$ -ème issue.

La fonction de hasard de  $T$ , notée comme précédemment  $\theta$ , s'écrit pour tout  $t$  :

$$\theta(t/X(t), \mu(t)) = \sum_{j=1}^I \theta_j(t/X(t), \mu(t)) \quad (34)$$

On en arrive alors logiquement à exprimer la survie de  $T$  comme :

$$\begin{aligned} S(t/X(t), \mu(t)) &= P(T > t) \\ &= \exp \left( - \int_0^t \theta(u/X(u), \mu(u)) du \right) \\ &= \prod_{j=1}^I S_j(T_j / X_j(t), \mu(t)) \end{aligned} \quad (35)$$

où  $S_j(t/X(t), \mu(t)) = \exp \left( - \int_0^t \theta_j(u/X(u), \mu(u)) du \right)$ .

À partir des fonctions  $\theta_j$  et  $\theta$ , il est aisé de déterminer, en présence des autres événements, la probabilité de l'occurrence de l'évènement  $j$ , *i.e.*  $P(T \leq t, J = j)$ . Sous l'hypothèse d'indépendance des variables latentes, la contribution individuelle à la vraisemblance s'écrit alors :

$$\mathcal{L}_i(\beta) = \theta_{j_i}(T_i / X_i(t), \mu(t); \beta) \prod_{j=1}^I S_j(T_i / X_i(t), \mu(t); \beta) \quad (36)$$

Et  $T_i$  une durée qui dénote le temps écoulé pour l'individu  $i$  avant l'occurrence de l'évènement.

S'ensuit la fonction de vraisemblance inhérente :

$$\mathcal{L}(\beta) = \prod_{j=1}^I \left[ \prod_{i=1}^N \theta_j(T_i / X_i(t), \mu(t); \beta)^{d_i^j} \exp \left\{ - \int_0^{t_i} \theta_j(s / X_i(t), \mu(t); \beta) ds \right\} \right] \quad (37)$$

où  $t_i$  désigne la durée de séjour dans l'état de chômage pour l'individus  $i$ ,  $j$  indique l'indice des issues en destinations,  $i$  exprime l'indice des individus et  $d_i^j$  dénote un indicateur de censure, *i.e.*  $d_i^j = \begin{cases} 1, & \text{si l'individu } i \text{ passe par l'issue } j \\ 0, & \text{sinon} \end{cases}$ .

## Section 2. Les approches d'estimations des modèles de durée

Comment pouvons-nous extraire l'information contenue dans les données afin d'en déduire les valeurs des paramètres du modèle ? Cette section vient, à point nommé, répondre à cette interrogation au travers d'un exercice qui consiste à faire des généralisations ayant trait aux caractéristiques de la population à partir d'un échantillon. Il y a là toute la logique de l'inférence statistique ([MITTELHAMMER et al., 2000](#)). En effet, les modèles de durée mobilisent différents types de modélisations et utilisent divers outils statistiques dont le choix est fonction des hypothèses que l'on cherche à vérifier, mais aussi de la théorie retenue pour asseoir la pertinence des différents modèles : non paramétrique ([2.1.](#)), semi-paramétrique ([2.2.](#)) ou paramétrique ([2.3.](#)).

## 2.1. Inférence non paramétrique

Pour l'essentiel descriptive, l'approche non paramétrique approche la forme empirique prise par la fonction considérée sans adopter une quelconque spécification de loi de probabilité réelle des observations et c'est là son principal apport. Plus explicitement, les estimateurs non paramétriques tiennent compte de l'effet de covariables en décomposant l'échantillon en sous-échantillons suffisamment homogènes compte tenu de ces covariables. Cependant, un tel exercice limite *de facto* le nombre des covariables retenu et confère à l'approche non paramétrique le caractère préliminaire à l'estimation de la fonction de hasard et/ou de survie. Aussi, faut-il le souligner, lorsqu'aucune hypothèse n'est faite sur la distribution des temps de survie, l'estimateur de la fonction de survie de [KAPLAN-MEIER \(1958\)](#) est le plus utilisé ([2.1.1.](#)). Mais, si l'on s'intéresse à l'estimation d'autres fonctions caractérisant notamment la distribution des temps d'évènement, l'estimateur des risques cumulés de [NELSON-AALEN \(1978\)](#) sera privilégié ([2.1.2.](#)). Des tests non paramétriques, du type *Log-rank* et [WILCOXON \(1945\)](#), viennent compléter le tableau ([2.1.3.](#)).

### 2.1.1. L'estimateur de KAPLAN-MEIER de la fonction de survie

Intuitivement, l'estimateur de KAPLAN-MEIER nous enseigne qu'être encore au chômage après l'instant  $t_k$ , c'est être dans l'état juste avant  $t_k$  et ne pas en sortir en  $t_k$ . Cette idée, traduite en termes probabilistes, mène à la fonction de vraisemblance de l'échantillon suivante :

$$\mathcal{L}_k = \theta_k^{d_k} (1 - \theta_k)^{N_k - d_k} \quad (38)$$

avec  $k = 1, \dots, K$ ,  $k$  indiquant les dates d'observation,  $N_k$  désignant l'ensemble des individus soumis au risque à l'instant  $t_k$ ,  $d_k$  exprimant le nombre de sorties observé en  $t_k$  et  $\theta_k$  dénotant la probabilité conditionnelle de sortie en  $t_k$ .

Dans la mesure où les durées supérieures à  $t_k$  correspondent à des épisodes qui ne sont pas terminés avant  $t_k$ , KAPLAN et MEIER en déduisent la fonction de survie à la date  $t_1$  :

$$\hat{S}(t_1)_{KM} = 1 - \frac{d_1}{n_1} \quad (39)$$

De la même façon, la proportion d'individus restant dans l'état (chômage) à la date  $t_2$  s'écrit :

$$\hat{S}(t_2)_{KM} = \hat{S}(t_1)_{KM} \times \left(1 - \frac{d_2}{n_2}\right) = \left(1 - \frac{d_1}{n_1}\right) \times \left(1 - \frac{d_2}{n_2}\right) \quad (40)$$

On obtient ainsi de proche en proche à chaque date :

$$\hat{S}(t)_{KM} = \prod_{k/t_k \leq t} \left(\frac{N_k - d_k}{N_k}\right) \quad (41)$$

### 2.1.2. L'estimateur de NELSON-AALEN du taux de hasard intégré

L'estimateur de NELSON-AALEN, on le sait, peut être obtenu par maximum de vraisemblance dans un modèle de hasard en temps continu notamment. Dès lors, on déduit de l'estimateur empirique  $\hat{S}(t)_{KM}$  de la fonction de survie, un estimateur de la fonction de hasard intégré. Nous verrons que son intérêt réside pour l'essentiel dans la pente de la courbe correspondante qui estime la fonction de hasard  $\theta$ . Le taux de hasard intégré serait *in fine* le nombre d'occurrence cumulé de l'évènement (sortie de l'état).

Une présentation générale du hasard intégré donne :

$$\Lambda(t) = -Ln(S(t)) \quad (42)$$

Et en insérant (41) dans (42), on obtient :

$$\widehat{\Lambda}(t)_{NA} = \sum_{k/t_k \leq t} \left( \frac{d_k}{N_k} \right) \quad (43)$$

Ainsi,  $\widehat{\Lambda}$  est un estimateur naturel de  $\Lambda$ . Cet estimateur, proposé initialement par [NELSON \(1972, 1969\)](#) s'appelle l'estimateur de NELSON-AALEN : c'est le rapport des sortants de l'état sur l'ensemble des individus soumis au risque à un instant donné.

### 2.1.3. Tests non paramétriques

Les estimateurs non paramétriques, nous l'avons déjà dit, considèrent l'effet des variables explicatives en scindant l'échantillon en sous-échantillons homogènes étant données ces variables. L'exercice nous permet de retracer l'évolution de la fonction de hasard et/ou de survie de ces sous-populations au cours du temps, *i.e.* comparer plusieurs courbes de hasard et/ou de survie. Aussi, ces estimateurs sont-ils utilisés pour tester l'égalité de ces fonctions estimées sur les différents groupes. Pour autant, les estimateurs non paramétriques requièrent des tests dits non paramétriques, *e.g.* test du *Log-rank*, test de WILCOXON.

#### *Le test du Log-rank*<sup>52</sup>

La statistique de test est calculée à partir des différences à chaque date entre le nombre de sorties observé et le nombre de sorties attendu dans un groupe homogène sous l'hypothèse nulle d'égalité de fonctions de hasard et/ou de survie des groupes<sup>53</sup>. En outre, le test du *Log-rank* est utilisé pour la comparaison de deux groupes, mais il serait généralisable à un nombre quelconque de groupes de comparaisons ([TIMSIT et al., 2005](#)).

La statistique du *log-rank* est donnée par :

<sup>52</sup> Appelé aussi le test de MANTEL-COX ([COX, 1972](#) ; [MANTEL, 1966](#)).

<sup>53</sup> Sous cette hypothèse, la statistique de test suit approximativement une loi du Khi-deux à un degré de liberté (nombre de groupe de comparaison -1).

$$\zeta = \sum_{i \in D} \left( d_{1i} - \frac{N_{1i}}{N_i} \right) \quad (44)$$

où  $D$  indique l'ensemble des durées non censurées distinctes,  $N_i$  désigne la taille de l'ensemble à risque en  $t_i$ ,  $N_{1i}$  exprime la taille de la partie appartenant au sous-échantillon 1 de l'ensemble à risque en  $t_i$ ,  $d_{1i}$  étant égal à 1 si l'observation  $t_i$  provient du groupe 1.

En somme, le test du *Log-rank* est le test standard au moyen duquel l'on opère une comparaison de deux ou plusieurs courbes de hasard et/ou de survie. Lorsqu'il est significatif, il autorise de rejeter l'hypothèse selon laquelle les deux courbes sont superposées. Cependant, il s'avère peu efficace lorsque notamment les courbes n'évoluent pas de façon proportionnelle, *i.e.* les courbes se croisent. TIMSIT *et al.* recommandent alors d'accompagner toujours l'interprétation d'un test du *Log-rank* par l'analyse visuelle des courbes.

#### ***Le test de [WILCOXON \(1945\)](#)***

Si le test du *Log-rank* est fondé sur une stratégie qui donne des poids égaux à toutes les observations, *i.e.* un poids unitaire à chacune des quantités  $d_{1i} - \frac{N_{1i}}{N_i}$ , le test de WILCOXON<sup>54</sup>, lui, donne plus de poids aux évènements précoces qu'aux évènements tardifs dans la comparaison. Dès lors, on peut imaginer de construire des statistiques pondérées de la forme :

$$\zeta = \sum_{i \in D} N_i \left( d_{1i} - \frac{N_{1i}}{N_i} \right) \quad (45)$$

Ceci autorise, tout en jouant sur la valeur des coefficients de pondération  $N_i$ , de conférer plus ou moins d'influence aux évènements en fonction de la durée de leurs occurrences. Aussi, une décroissance de ces pondérations attribue-t-elle plus d'influence aux évènements de courte durée.

---

<sup>54</sup> Souvent rebaptisé test de [GEHAN \(1969\)](#) qui serait en fait une généralisation du test de [WILCOXON \(1945\)](#).

## 2.2. Inférence semi-paramétrique

Les estimateurs non paramétriques, faut-il le rappeler, offrent l'avantage de ne pas adopter une forme *a priori* de la dépendance au temps. En revanche, ils ont l'inconvénient de ne pas offrir les moyens d'étudier le rôle des covariables dans la formation des durées. Les modèles semi-paramétriques et paramétriques sont venus, à point nommé, pallier cet inconvénient. Notamment, si l'effet relatif des covariables sur les durées s'avère pour nous le plus crucial, il est souvent recommandé d'instrumentaliser des estimateurs semi-paramétriques. Ces derniers n'introduisent pas d'hypothèses<sup>55</sup> sur la fonction de hasard, mais font des hypothèses sur le comportement des covariables dans le déroulement du phénomène temporel.

Cela dit, la méthode semi-paramétrique de [COX \(1972\)](#) est la plus utilisée dans le traitement statistique des durées en présence des covariables. C'est l'objet de cette sous-section.

### 2.2.1. La vraisemblance partielle de COX

COX rend compte de la relation entre le risque d'occurrence d'un évènement (*e.g.* les transitions du chômage vers l'emploi) et des covariables (fixes ou dépendantes du temps). Cette relation est définie au travers d'une fonction de hasard proportionnel directement assimilée à la vraisemblance partielle de COX. Plus explicitement, le modèle de COX étant un modèle à hasard proportionnel, on peut le spécifier sous la forme :

$$\theta_i(X_i, t) = \theta_0(t) \exp(X_i, \beta_i) \quad (46)$$

Si  $\theta_0(t)$  est non spécifiée (*i.e.* un paramètre de nuisance), le modèle à hasard proportionnel est alors semi-paramétrique, son estimation pouvant être obtenue au moyen de la maximisation d'une fonction de vraisemblance partielle pour la loi des

---

<sup>55</sup> Autres que de régularité.



rangs (COX, 1975, 1972). De plus, quelle que soit sa forme, on fait l'hypothèse que  $\theta_0(t)$  est identique pour tout individu  $i$  dont le hasard peut s'écrire proportionnellement au hasard de l'individu  $j$  et est constant si  $X_i$  et  $X_j$  ne dépendent pas du temps. Il vient alors :

$$\frac{\theta_i(X_i,t)}{\theta_j(X_j,t)} = \frac{\exp(X_i\beta)}{\exp(X_j\beta)} = \exp(\beta'(X_i - X_j)) \quad (47)$$

COX a fondé l'inférence semi-paramétrique sur une fonction de vraisemblance dont la forme est différente de l'équation (21) *supra*. Les statistiques de rang et d'ordre sont venues conforter les fondements du modèle qui prendra son nom et sous-tendre par là même la méthode dite de vraisemblance partielle. Si la vraisemblance totale est calée sur l'information que contient le vecteur des durées, la vraisemblance partielle, elle, reconstitue cette information au moyen des statistiques de rang et d'ordre. C'est dire qu'il est plus commode de prédire l'ordre dans lequel les individus quittent l'état plutôt que les dates de transition. L'information contenue dans les dates de sortie est donc ignorée au profit des rangs de sortie. Il y a là toute la logique de la vraisemblance partielle.

Suivons GOURIEROUX (1989) et notons  $y_{(1)} \leq y_{(2)} \leq \dots \leq y_{(i)} \leq \dots \leq y_{(n)}$  les observations ordonnées des diverses variables éventuellement censurées,  $d_i$  l'indicateur de censure et  $R(y_{(i)}) = \{k: y_{(k)} \geq y_{(i)}\}$  l'ensemble des individus encore présents dans la population juste avant que l'individu associé à  $y_{(i)}$  ne disparaisse. La probabilité que celui qui disparaît, compte tenu des individus encore présents dans la population, soit justement associée à  $y_{(i)}$ , est :

$$\frac{\theta(y_{(i)}, X, \beta, \theta_0)}{\sum_{k \in R(y_{(i)})} \theta(y_{(k)}, X, \beta, \theta_0)} \quad (48)$$

Cette expression se réduit à :

$$\frac{\exp(\beta' X)}{\sum_{k \in R(y_{(i)})} \exp(\beta' X_{(k)})} \quad (49)$$

où  $X_{(i)}$  indique le vecteur des variables explicatives associé à  $y_{(i)}$ .

Il vient alors du produit sur les observations complètes de ces probabilités conditionnelles, la vraisemblance partielle :

$$\mathcal{L}_p(\beta) = \prod_{i=1}^N \frac{\exp(\beta' X)}{\sum_{k \in R(y(i))} \exp(\beta' X(k))} \quad (50)$$

L'estimateur du maximum de vraisemblance partielle est défini comme solution  $\hat{\beta}_{PL}$  du problème *infra* :

$$\text{Max}_{\beta} \left[ \text{Ln} \left( \mathcal{L}_p(\beta) \right) \right] = \sum_{i=1}^N \text{Ln} \left[ \frac{\exp(\beta' X(i))}{\sum_{k \in R(y(i))} \exp(\beta' X(k))} \right] \quad (51)$$

Dans le cas des durées censurées à droite, l'équation (50) devient :

$$\mathcal{L}_p(\beta) = \prod_{i=1}^N \left[ \frac{\exp(\beta' X)}{\sum_{k \in R(y(i))} \exp(\beta' X(k))} \right]^{d_i} \quad (52)$$

Et partant :

$$\text{Max}_{\beta} \left[ \text{Ln} \left( \mathcal{L}_p(\beta) \right) \right] = \sum_{i=1}^N d_i \text{Ln} \left[ \frac{\exp(\beta' X(i))}{\sum_{k \in R(y(i))} \exp(\beta' X(k))} \right] \quad (53)$$

Tout comme les estimateurs non paramétriques, les estimateurs semi-paramétriques requièrent des tests après estimation pour attester de la pertinence du modèle estimé et de son pouvoir de prédiction, *e.g.* analyse des résidus de [SCHOENFELD \(1982\)](#), analyse des résidus de [COX-SNELL \(1968\)](#).

### 2.2.2. Tests semi-paramétriques

L'hypothèse de proportionnalité est vérifiée à l'aide des résidus de SCHOENFELD, l'idée étant de tester si dans les résidus estimés, il peut y avoir une interaction avec le temps. Ici, le résidu rattaché à une covariable  $x_u$ ,  $u = 1, \dots, p$ , est la différence entre la valeur observée prise par cette covariable pour l'individu  $i$  au moment  $t_i$  de l'occurrence de

l'évènement et la moyenne pondérée des valeurs prises par l'ensembles des covariables  $X_i$  calculée sur tous les individus n'ayant pas quitté l'état à la date où l'individu  $i$  n'est plus à risque (ayant quitté l'état, le chômage pour ainsi dire). Il vient alors :

$$r_{ui} = x_{ui} - \frac{\sum_{k \in R(y(i))} x_{uk} \exp(\beta' X_{(k)})}{\sum_{k \in R(y(i))} \exp(\beta' X_{(k)})} \quad (54)$$

Si l'hypothèse des risques proportionnels est vérifiée, *i.e.*  $\beta_u$  de la covariable  $x_u$  ne varie pas avec le temps, alors les résidus seraient uniformément distribués au cours du temps<sup>56</sup>. En revanche, si elle n'est pas vérifiée, alors les coefficients estimés varient avec le temps de la façon suivante :

$$\beta_u(t) = \beta_u + \rho g(t) \quad (55)$$

où  $g(t)$  est une fonction du temps et  $\rho$  est une constante, l'hypothèse nulle étant  $H_0 : \rho = 0$ .

L'idée est de vérifier l'adéquation globale du modèle avec les données. Le résidu de COX-SNELL,  $CSr_i$ , calculé pour l'individu  $i$  avec une durée  $t_i$  et un vecteur de covariables  $X_i$ , est défini par la fonction d'une relation fondamentale :

$$CSr_i = -\log(\widehat{S}(t_i, X_i)) \quad (56)$$

Et en utilisant l'équation (26), nous obtenons :

$$CSr_i = \widehat{\Lambda}_0(t_i) \exp(X_i, \widehat{\beta}) \quad (57)$$

Si le modèle de COX est adéquat, alors les résidus de COX-SNELL suivent une loi exponentielle de paramètre  $\lambda$  égale à l'unité pour tout  $t$ . De la même façon, si le modèle sélectionné est adéquat, le graphe de la fonction de risque cumulé des résidus de COX-SNELL, (57), doit être une droite passant par l'origine et de pente égale à 1.

---

<sup>56</sup> Les résidus de SCHOENFELD peuvent être calculés et interprétés sur la base de graphique, le but étant de détecter un éventuel non-respect de l'hypothèse de proportionnalité (XUE *et al.*, 2013).

Mais, bien que l'on veuille admettre que les résidus de COX-SNELL seraient un bon outil pour juger de l'adéquation globale d'un modèle de COX, sa pertinence ne semble pas faire l'unanimité. Dans un tel modèle, en effet, le hasard de base est arbitraire et il est fort probable que le graphe de la fonction de risque cumulé des résidus de COX-SNELL nous laisse penser à tort que le modèle est adéquat. C'est la raison pour laquelle [LEE et WANG \(2003\)](#) et [ALLISON \(1995\)](#) sont venus recommander l'utilisation des résidus de COX-SNELL pour vérifier la qualité d'ajustement des modèles paramétriques.

### **2.3. Inférence paramétrique**

Pour l'essentiel calés sur des formes paramétriques *a priori* de la fonction de hasard, les modèles paramétriques conduisent à s'interroger sur le choix de la distribution des durées. Notamment, la forme de la fonction de risque de sortie de l'état n'a pas cette particularité d'unifier les analyses économiques en la matière. Pourtant, ce type de modélisation a l'avantage de fournir des estimations en temps continu de n'importe quelle fonction caractérisant la distribution (Cf. [Tableau n°1](#)). De plus, la méthode paramétrique permet, contrairement aux méthodes non paramétriques et semi-paramétriques *supra*, de contrôler efficacement la présence d'hétérogénéité non observable et en cela elle est incontournable ([KALBFLEISCH et PRENTICE, 2002](#) ; [LANCASTER, 1990](#) ; ...)

**Tableau n°1** : Spécifications de la fonction de hasard

Spécifications	Fonctions de hasard	Paramètres à estimer
Exponentielle <sup>(1)</sup> <i>PH</i> ou <i>AFT</i>	$\theta(t) = \lambda$ $S(t) = \exp(-\lambda t)$	$\lambda = \exp(\alpha_0 + X\beta)$
WEIBULL <sup>(2)</sup> <i>PH</i> ou <i>AFT</i>	$\theta(t) = \lambda p t^{p-1}$ $S(t) = \exp(-\lambda t^p)$	$\lambda = \exp(\alpha_0 + X\beta), \sigma = \frac{1}{p}$
GOMPERTZ <sup>(3)</sup> <i>PH</i>	$\theta(t) = \lambda \exp(\gamma t)$ $S(t) = \exp\{-\lambda \gamma^{-1} [\exp(\gamma t) - 1]\}$	$\lambda = \exp(\alpha_0 + X\beta), \gamma$
Log-normal <sup>(4)</sup> <i>AFT</i>	$\theta(t) = \frac{1}{\sigma t} \times \frac{\phi(z(t))}{1 - \Phi(z(t))}$ $S(t) = 1 - \Phi(z(t))$	$z(t) = \frac{\log(t) - \mu}{\sigma}, \mu = X\beta, \sigma$
Log-logistique <sup>(5)</sup> <i>AFT</i>	$\theta(t) = \frac{\gamma \lambda^\gamma t^{\gamma-1}}{1 + (\lambda t)^\gamma}$ $S(t) = [1 + (\lambda t)^\gamma]^{-1}$	$\lambda = \exp(\alpha_0 + X\beta), \gamma = \frac{1}{\sigma}$

<sup>(1)</sup> Cette spécification suppose que le taux de hasard conditionnel de sortie de l'état soit indépendant du temps ; seules les variables  $X_i$  viennent expliquer ce taux, *i.e.* la propriété d'absence de mémoire de la loi exponentielle. <sup>(2)</sup> Il ressort de cette spécification que la fonction de hasard varie comme une puissance donnée du temps. La dépendance temporelle, elle, est exprimée par  $pt^{p-1}$ . On voit que lorsque  $p = 1$ , on retombe sur la spécification exponentielle. Lorsque  $p > 1$ , la fonction de hasard est monotone croissante. Lorsque  $p < 1$ , elle est monotone décroissante. <sup>(3)</sup> On voit que lorsque  $\gamma = 0$ , la fonction de hasard est constante. Lorsque  $\gamma > 0$ , elle est monotone croissante. Lorsque  $\gamma < 0$ , elle est monotone décroissante. <sup>(4)</sup> Sous l'hypothèse de normalité, la fonction de hasard est non monotone. <sup>(5)</sup> Pour s'affranchir des problèmes analytiques de la loi normale.

**Source** : [CAHUZAC \(2008\)](#).

Comment se donner les moyens statistiques de choisir, parmi une imposante batterie de modèles paramétriques estimés, celui qui ajuste le mieux nos données ? Lors de l'ajustement d'un modèle paramétrique, le choix de la spécification sur laquelle reposent les estimations serait une des premières difficultés rencontrées. Plusieurs tests de spécifications des modèles peuvent nous renseigner sur le choix de la distribution, *e.g.* test du rapport de vraisemblance, le critère d'information d'[AKAIKE \(1973\)](#).

### ***Test du rapport de vraisemblance***

Ce test s'applique dans le cas où le modèle contraint est *emboîté* dans le non contraint. Souvent noté *Likelihood Ratio* (LR), ce test, construit de façon intuitive, correspond au log du rapport de vraisemblance entre deux modèles dont l'un est cas particulier de l'autre. On introduit la statistique de test :

$$LR = 2\text{Ln}(\mathcal{L}(\hat{\beta}_j)) - \text{Ln}(\mathcal{L}(\hat{\beta}_j^c)) \quad (58)$$

où  $\text{Ln}(\mathcal{L})$  désigne la log-vraisemblance distribuée selon un  $\chi^2$  à  $k$  degrés de liberté sous l'hypothèse nulle de validité des  $k$  contraintes.

### ***Le critère d'information d'AKAIKE (1973)***

Lorsque deux modèles doivent être comparés entre eux, il est possible que les deux distributions pour lesquelles nous opérons un choix soient en fait erronées et que la vraie distribution soit toute autre. C'est la raison pour laquelle nous utilisons le critère d'information d'AKAIKE (AIC) comme solution possible<sup>57</sup>. Il s'écrit :

$$AIC = -2\text{Ln}(\mathcal{L}) + 2(k + c) \quad (59)$$

où  $\mathcal{L}$  est la vraisemblance maximisée,  $k$  exprime le nombre d'explicatives du modèle et  $c$  désigne le nombre de paramètres de la forme fonctionnelle choisie.

## **Conclusion**

Pour l'essentiel technique, ce chapitre a été concerné par les principaux outils statistiques utilisés dans l'analyse des processus de sortie d'un état donné, *i.e.* les durées d'occurrence d'un ou plusieurs événements d'intérêt. Ces outils, permettant d'étudier la durée, prennent tout leur sens dans la nature des données traitées. Notamment, la présence fréquente de phénomènes de censures dans les observations constitue souvent une source de difficultés dans le traitement économétrique et partant requiert de développer des techniques *ad hoc* et/ou de revisiter les méthodes classiques de la statistique mathématique. Ce chapitre nous a enseigné, en effet, qu'un des atouts majeurs des modèles de durée est d'autoriser volontiers la prise en compte systématique et contrôlée des données censurées, mais aussi l'introduction des statistiques d'ordre, des processus ponctuels, etc.

---

<sup>57</sup> Il y en a d'autres, *e.g.* le critère d'information bayésien de [SCHWARZ \(1978\)](#).

Mais les caractéristiques essentielles des données à analyser, *e.g.* censures, troncatures, non négativité des temps de survie, vont de pair avec les instruments permettant de décrire leur distribution.

Ce chapitre est venu interpellier les méthodes non paramétriques et semi-paramétriques et plaider par là même en faveur des distributions paramétriques usuelles. Il en ressort que le modèle semi-paramétrique permet, semble-t-il, d'obtenir un compromis entre un modèle paramétrique très adapté à l'étude des phénomènes temporels et un modèle non paramétrique caractérisé par des vitesses de convergences plus lentes que le modèle paramétrique et dont l'erreur d'estimation est d'autant plus grande que la dimension des covariables est importante. Ainsi, l'économètre peut être amené, dans un premier temps, à collecter des informations sur la forme générale du hasard par exemple au travers des estimateurs semi-paramétriques et/ou non paramétriques et, dans un deuxième temps, spécifier un modèle paramétrique dont le hasard serait contraint par les résultats précédents. Une façon d'évacuer cette difficulté est de spécifier directement une fonction de hasard possédant de bonnes propriétés dans les problèmes d'estimation.

En filigrane, ce chapitre a été aussi concerné par les problèmes de spécification.

## CHAPITRE 3

### PRESENTATION DE LA BASE DES DONNEES ET DESCRIPTION DE L'ECHANTILLON ETUDIE

#### Introduction

Les [chapitres 1](#) et [2](#) ont été concernés par l'insertion et la boîte à outils de l'économiste. Les deux chapitres *infra* sont concernés par le type de données utilisées et/ou utilisables par les chercheurs.

L'accès à l'emploi des jeunes est un processus complexe, voire chaotique, qui renvoie à des stratégies individuelles et des mécanismes de régulation des concurrences intergénérationnelles pour des emplois qui se transforment selon des temporalités diversifiées ([LIMA, 2007](#) ; [PICHE et al., 2002](#) ; [GIRET, 2000](#)...).

Devant cette complexité, les enquêtes longitudinales nous ont permis d'atteindre un des objectifs que s'est fixé cette thèse : étudier de manière plus rigoureuse les déterminants des durées d'accès à l'emploi des jeunes diplômés de l'enseignement supérieur. Calée pour l'essentiel sur des histoires individuelles, l'enquête longitudinale décrit et situe dans le temps l'itinéraire d'une cohorte et d'une génération, *e.g.* emploi, chômage, poursuite d'études, etc.

C'est précisément dans cette perspective que s'inscrivent les chapitres [3](#) et [4](#) de la thèse. A partir d'un traitement statistique ([chapitre 3](#)) et économétrique ([chapitre 4](#))



d'une enquête longitudinale (enquête *Génération 98*), nous suivons une cohorte de jeunes diplômés de l'enseignement supérieur et examinons ses performances sur le marché du travail, *i.e.* les durées d'accès à l'emploi.

Ce chapitre présente la base des données dont nous disposons et décrit l'échantillon étudié. L'enquête *Génération 98* présente l'intérêt de fournir les moyens de recueillir les événements que les jeunes ont connus depuis leur sortie de formation initiale en 1998 (*calendrier d'activité*) et de connaître l'évolution de la situation familiale de la population enquêtée (*calendrier habitat-famille*). L'enquête contient plusieurs variables qui constituent autant de facteurs de différenciation sur le marché du travail. Il s'agit essentiellement des caractéristiques sociodémographiques (genre, âge, situation familiale, catégorie socioprofessionnelle des parents, origine migratoire, etc.) et constitutives du capital humain (niveau de formation, spécialité de formation, poursuite d'études, etc.).

A côté de ces variables, viennent s'ajouter des informations relatives aux différents états que les jeunes ont connus depuis leur sortie de formation initiale (recherche d'emploi, formation, inactivité, emploi, chômage, mobilité, etc.).

Avant de décrire l'échantillon étudié ([Section 2.](#)), il s'avère nécessaire de revenir sur le type de données utilisées et/ou utilisables par les chercheurs ([Section 1.](#)).

## Section 1. Présentation de la base des données

### 1.1. Le type de données utilisées

Le type de données utilisées n'est pas détachable de la référence aux approches longitudinales. Par leur intérêt transdisciplinaire, ces approches ont marqué au cours de ces dernières décennies l'ensemble des sciences sociales. Elles ont *pour caractéristique l'étude d'événements ou d'états, objectifs ou subjectifs, dans leur succession et leurs interactions, en rapport avec un temps historiquement défini, survenus à une même entité (individu, famille,*

*organisation...)* au sein d'un groupe bien défini (*génération, promotion...*). Les approches longitudinales veulent répondre à des objectifs précis, par divers modes de recueil des données et par des méthodes d'analyse et des modèles particuliers (COURGEAU et LELIEVRE, 1990).

D'une manière plus synthétique, on peut dire que l'approche longitudinale serait un mode de prise en compte du temps qui consiste à faire usage de données individuelles à même de fournir des informations à différentes dates pour chaque entité. Dès lors, ce type d'approche s'adapte pleinement à l'étude de l'insertion professionnelle des jeunes quel que soit le référentiel théorique utilisé. Il semble constituer, en outre, une révolution cognitive en la matière et ce dans deux domaines connexes : celui de l'évaluation des politiques d'insertion des jeunes, désormais calée non plus sur les stocks mais sur les trajectoires, et celui de la révision de la catégorisation des populations de jeunes, désormais calée sur une norme de l'insertion dont les référents temporels sont longitudinaux (LIMA, 2007 ; CAHUZAC *et al.*, 1998).

Quoiqu'il en soit, la définition de COURGEAU et LELIEVRE *supra* nous interpelle quant aux figures du longitudinal. VINCENS (1994) en distingue quatre :

- i) *La biographie* qui serait l'étude d'une entité ou d'un très petit nombre d'entités ;
- ii) *La cohorte*, définie par l'ensemble des individus qui ont connu le même évènement initial au même moment ou durant la même période. Elle est la figure la plus connue, voire la plus naturelle, pour l'analyse longitudinale ;
- iii) *La cohorte inversée ou rétrospective*, où l'évènement constitutif de la cohorte est un point d'arrivée. L'analyse consiste ici à revenir en arrière pour comprendre comment les entités qui forment la population étudiée en sont arrivées là ;
- iv) *La traversée*, où l'on s'intéresse à savoir comment les entités qui forment la population étudiée traversent une période de temps, *i.e.* du point-origine de la période au point terminal de la période.

Aussi, l'approche longitudinale nous offre-t-elle des évènements et des durées (anciennetés). Les évènements, précise VINCENS, seraient imputables à des causes extérieures accidentelles ou de décisions des agents ou encore résulteraient d'échéances connues et inscrites dans le déroulement du temps. Les durées et les anciennetés, elles,

seraient des temps d'accumulation ou de désaccumulation annonçant certains évènements. On en arrive alors logiquement à mieux cerner la problématique du longitudinal qui serait, au risque d'une simplification certainement excessive, d'expliquer par le temps vécu. Si bien qu'on soit assez naturellement tenté de vouloir allonger la période d'observation. Ainsi, voit-on le Centre d'Etudes et de Recherches sur les Qualifications (CEREQ) observer l'entrée des jeunes sur le marché du travail pendant 10 ans, *e.g.* enquête *Génération 98*.

Si un tel exercice présente des avantages considérables -*e.g.* reconstituer les trajectoires individuelles et les logiques de leurs transformations, démêler les effets d'âge et les effets de générations-, les observations sur longue période risquent de perdre de leur homogénéité et de leur comparabilité. Notamment, les modifications des comportements qui interviennent au cours du cycle de vie sont susceptibles de modifier la nature des conclusions auxquelles on peut aboutir. De plus, la réduction progressive de la taille de l'échantillon au cours du temps et le biais de représentativité inhérent posent un vrai problème méthodologique ([CASELLI et al., 2007](#)).

Pourtant, les économistes se sont tournés volontiers vers l'analyse longitudinale pour cerner la dynamique sous-jacente à des parcours d'insertion de plus en plus complexes. C'est ce type d'analyse qui permet de mieux rendre compte de l'*enchevêtrement* d'états - *e.g.* recherche d'emploi, formation, inactivité, emploi, chômage, mobilité- et de l'instabilité que l'on peut observer dans les trajectoires d'insertion.

## 1.2. Les enquêtes de cheminement

Au plan empirique, les enquêtes longitudinales constituent une des bases de données les plus privilégiées pour l'analyse du marché du travail des jeunes ([KALACHEK, 1980](#)). Le suivi de cohortes de jeunes définies par rapport à leur date d'entrée dans la vie active a permis des analyses de plus en plus techniques : de la simple exploitation statistique aux techniques économétriques les plus sophistiquées.

Le milieu des années 1960 et le début des années 1970 ont vu la réalisation des premières enquêtes longitudinales en France lancées par l'Institut National d'Etudes

Démographiques, le Service Central des Statistiques de la Conjoncture du Ministère de l'Éducation Nationale et le Centre d'Études Juridiques et Économiques de l'Emploi. Ces enquêtes se sont généralisées avec l'exploitation des enquêtes de cheminement diligentées par le CEREQ à la fin des années 1970. Le simple exercice de mesures et de comparaisons statistiques quelque peu dynamiques des taux de placement pour différentes filières de formation a donc cédé la place à des travaux plus ambitieux sur le devenir professionnel des jeunes ([GIRET, 2000](#) ; [ESPINASSE et GIRET, 1998, 1995](#)).

Notamment, les enquêtes *Génération*<sup>58</sup>, au travers de la reconstitution du parcours des individus et de leurs cheminements professionnels, fournissent des informations riches sur les trajectoires d'insertion et permettent, toutes choses égales par ailleurs, une meilleure explication des parcours. Ces enquêtes suivent l'itinéraire des jeunes sortants du système éducatif à tous les niveaux de diplômes et de spécialités au cours des premières années passées sur le marché du travail. Chacun d'entre eux est interrogé sur son itinéraire, le temps mis à trouver un emploi, sous quel statut, les périodes de chômage traversées, etc. Les chercheurs réunissent ainsi des jeunes d'âges différents, mais qui ont en commun d'être tous entrés sur le marché du travail la même année, ce qui permet de comparer de manière significative les chances respectives d'insertion selon le niveau de diplôme et d'évacuer les écarts liés aux variations de la conjoncture ou à des mutations structurelles plus profondes. Celles-ci, en revanche, sont mises en évidence en comparant les résultats de deux enquêtes successives pour une même catégorie de diplômés ([FREMEAUX et al., 2009](#)).

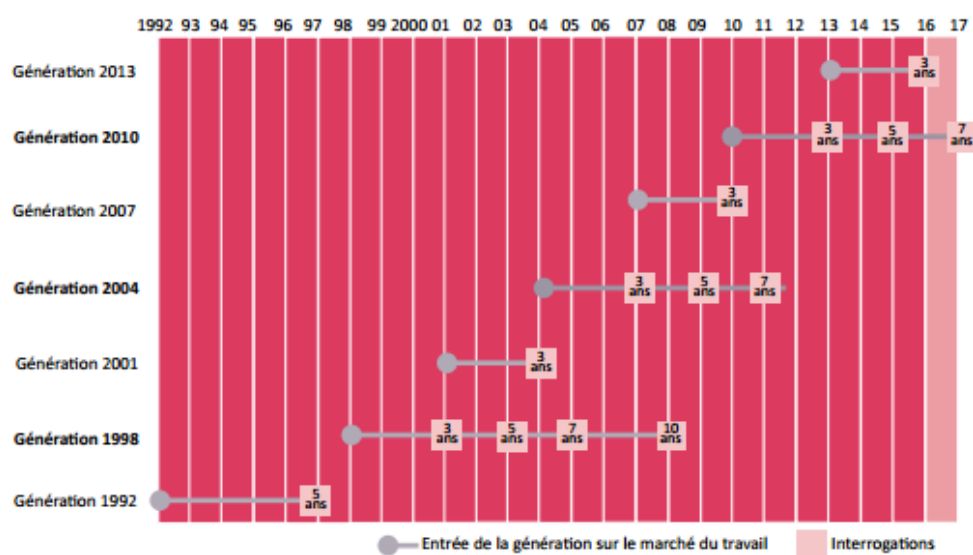
Dans le cadre de l'enquête *Génération 98*, le CEREQ a interrogé au printemps 2001 un échantillon représentatif de 54 000 jeunes sortis de formation initiale en 1998, tous les niveaux et toutes les spécialités de formation étant représentés parmi les 742 000 jeunes venant de quitter pour la première fois le système éducatif. Des ré-interrogations de l'échantillon national ont permis de suivre le parcours d'insertion des jeunes durant au moins 2 ans. Il s'agit de la première enquête *Génération pleine* sur 10 ans. Elle est la quatrième ré-interrogation dix ans après la sortie du système de formation initiale en 1998 et vient compléter trois précédentes interrogations. La première, trois ans après la sortie du système éducatif, est pour l'essentiel concernée

---

<sup>58</sup> Le concept de *Génération* utilisé par le CEREQ ne dénote pas ici d'une génération d'âge, mais renvoie à un ensemble d'élèves et d'étudiants, tous sortis la même année de formation initiale, quels que soient leurs âges, leurs niveaux, leurs cursus et leurs filières de formation.

par la production d'indicateurs. Les trois ré-interrogations qui ont suivi, à cinq ans en 2003, à sept ans en 2005 et à dix ans en 2008, sont pour l'essentiel concernées par la question des parcours et des mobilités sur moyen terme notamment (Cf. [Figure n°1](#)).

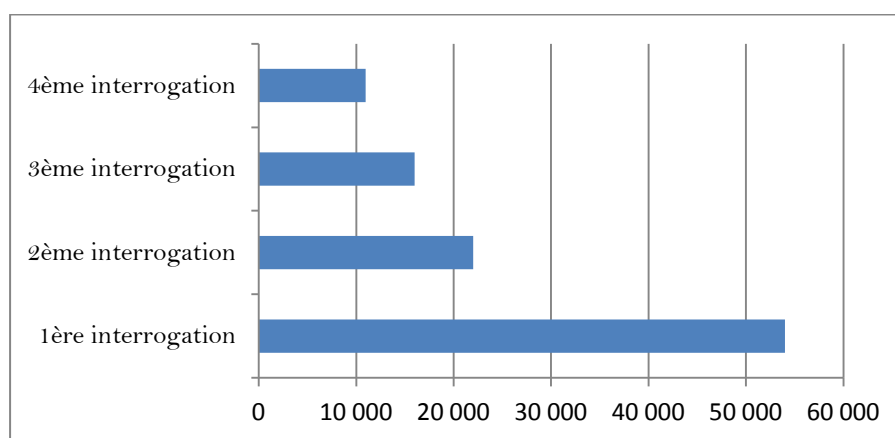
**Figure n°1** : Le calendrier des enquêtes *Génération* du CEREQ



Source : [CEREQ \(2017\)](#).

Le nombre de répondants est visualisé par la [Figure infra](#).

**Figure n°2** : Effectifs répondants aux quatre interrogations



Source : L'auteur sur la base des données de l'enquête *Génération 98*.

L'échantillon initial dont nous disposons couvre la totalité des effectifs répondants aux quatre interrogations (10962 individus). De cette base de données, nous n'avons retenu que les diplômés de l'enseignement supérieur, *i.e.* 5070 individus, soit 46,3%.

## Section 2. Description de l'échantillon étudié

L'objet de cette section consiste à présenter des statistiques descriptives pour donner une idée générale de l'information dont nous disposons. Elle est organisée sous la forme de trois grands volets thématiques, chaque volet regroupant une batterie de variables : la formation ([2.1.](#)), les caractéristiques sociodémographiques ([2.2.](#)) et le cheminement professionnel ([2.3.](#))

### 2.1. La formation

Il se dégage de ce grand volet thématique trois variables instrumentales : le niveau de formation, la spécialité de formation et la poursuite des études.

#### *Le niveau de formation*

Élément de structuration, la formation donne à tout système éducatif un minimum d'intelligibilité immédiate. Les niveaux de formation améliorent, en effet, l'intelligibilité du système dans la mesure où ils autorisent un découpage du processus général d'apprentissage en cursus. Initialement conçue dans le cadre de la planification pour la prévision des besoins de formation, la nomenclature des niveaux est venue faire le lien entre les niveaux de formation, les diplômes et les grandes catégories d'emplois. En filigrane, les niveaux de formation seraient définis en référence à des niveaux d'emplois et partant offrent le moyen d'ordonner l'ensemble du système sur un mode transversal aux métiers et professions et aux formations générales et professionnelles. Ainsi, la nomenclature opère, nous semble-t-il, un double positionnement en faisant le lien entre deux champs *a priori* séparés : celui de l'emploi et celui de la formation. Cela

dit, si la mise en correspondance des formations et des emplois n'avait rien d'une nouveauté, la généralisation et la formalisation de la relation qui concerne désormais tous les emplois et toutes les formations constituent, elles, une véritable nouveauté de la nomenclature ([LEMISTRE, 2014](#) ; [LEMISTRE, 2010](#) ; [VINCENS \*et al.\*, 2006](#)).

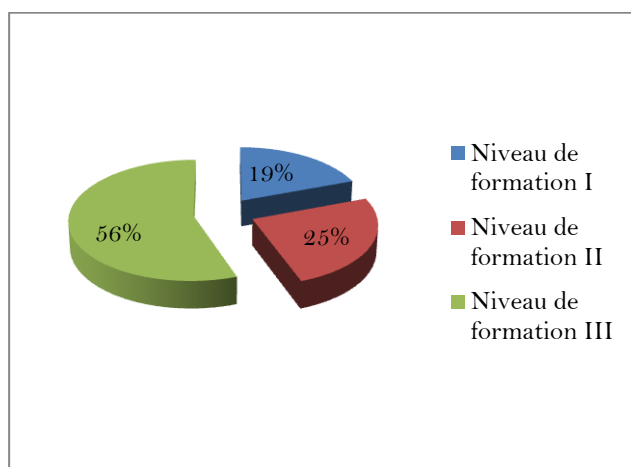
*Quid* de la nomenclature des diplômes de l'enseignement supérieur par niveau ?

Trois niveaux ressortent généralement de cette nomenclature :

- i) le Niveau I concerne les sortants avec un diplôme de troisième cycle ou d'une école d'ingénieur ;
- ii) le Niveau II, lui, concerne les sortants avec un diplôme de deuxième cycle ;
- iii) le Niveau III, enfin, concerne les sortants avec un diplôme de niveau bac +2.

La [Figure n°3](#) donne la répartition de notre échantillon selon ces trois niveaux.

**Figure n°3** : Répartition de l'échantillon selon le niveau de formation



**Source** : L'auteur sur la base des données de l'enquête *Génération 98*.

La [Figure n°3](#) suggère, quoiqu'implicitement, de répondre à l'interrogation suivante : y a-t-il trop ou pas assez de diplômés ? Posée ainsi, la question provoque des réponses imprécises car si l'on renvoie à la théorie du capital humain<sup>59</sup>, la relation formation-emploi est censée se vérifier ou mieux *s'autoréguler* puisque les individus seraient informés sur les avantages comparatifs entre filières, les vacances d'emplois, les

---

<sup>59</sup> Cf. [chapitre 1](#).

spécialités les plus demandées, etc. Dès lors, s'il y a des excès (ou des pénuries) par rapport aux deux critères traditionnels qui structurent un système éducatif *-i.e.* niveau et spécialité-, il faudrait réduire (ou augmenter) la durée de toutes les études. Or, le *marché des diplômés* ne fonctionne et ne réagit pas de façon aussi simpliste. La justification trouve alors ses fondements dans les imperfections du marché du crédit<sup>60</sup> et les asymétries informationnelles. Les considérations d'équité viennent compléter l'argumentaire. Quoiqu'il en soit, tout ceci demeure une question de choix politique, mais notre analyse des relations entre les formations et les emplois (insertion) doit pouvoir nous permettre d'y voir plus clair<sup>61</sup>. Notamment, un contexte de montée de chômage de masse conjugué à l'augmentation du nombre de diplômés s'est matérialisé par des phénomènes de suréducation ou de déclassement : des situations dans lesquelles le travailleur possède un niveau de qualification supérieur à celui requis par son emploi ou dans lesquelles le travailleur a un niveau de qualification inférieur à celui requis par son emploi.

### ***La spécialité de formation***

En réalité, le nombre de diplômés ou l'expansion de l'éducation s'explique par les besoins de la croissance économique, mais aussi par la généralisation du salariat. Cela apparaît, on le sait, lorsqu'on décrit l'attitude des employeurs et des salariés devant l'éducation.

Les employeurs doivent satisfaire un besoin de compétence qui s'exprime par la spécialisation du personnel. L'acquisition d'une spécialisation est plus ou moins longue et relève de la coopération entre les sphères éducative et productive. Les salariés, eux, sont constamment en concurrence pour l'accès aux différents emplois. Dans une économie où règne le salariat, cette concurrence dépend, en effet, de la différenciation des spécialisations demandées. Plus le salariat se répand et plus l'importance de la formation initiale s'accroît au cours du processus d'insertion professionnelle<sup>62</sup>.

La [Figure n°4](#) donne la répartition de notre échantillon selon la spécialité de formation par niveau.

---

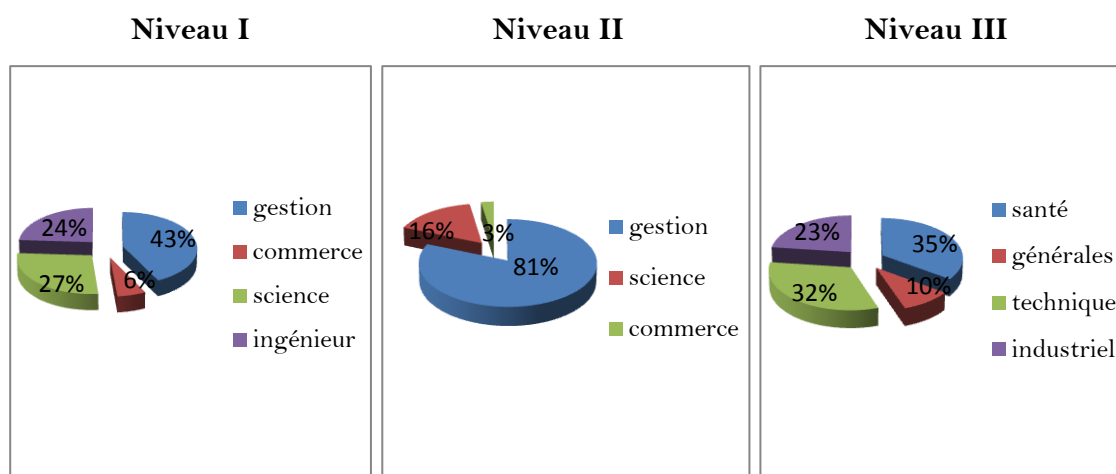
<sup>60</sup> 16.2% des diplômés de l'échantillon étudié déclarent s'être lassés des études pour des raisons financières, 27% n'ayant pas atteint le niveau de formation souhaité pour les mêmes raisons.

<sup>61</sup> Cf. chapitre 4.

<sup>62</sup> Voir [VINCENS \(1979\)](#).



Figure n°4 : Répartition de l'échantillon selon la spécialité de formation par niveau



Source : L'auteur sur la base des données de l'enquête *Génération 98*.

### *La poursuite des études*

Le système éducatif, faut-t-il le rappeler, est structuré en niveaux, définis par la durée des études, et en filières de spécialité. Cela dit, chaque année de scolarité supplémentaire ne peut avoir les mêmes retombées en termes de durées d'accès aux emplois puisque certaines, qui sont sanctionnées par l'obtention d'un diplôme, sont davantage valorisées. On en arrive alors logiquement à poser la question du choix de la poursuite des études au travers du problème de valorisation des diplômes. En 2008, en effet, 52,2 % des diplômés de l'enseignement supérieur déclarent souhaiter poursuivre leurs études ; ils représentaient 65% en 2005. Il est évident que cet écart s'explique, *ceteris paribus*, par des mécanismes de régulation variés permettant d'atteindre une cohérence des attentes et/ou des besoins des diplômés et des employeurs. C'est dire assurer la répartition des formés (non formés) entre les emplois ([RECOTILLET et al., 2011](#)).

### **2.2. Les caractéristiques sociodémographiques**

Pour capter l'effet *net* des différences (observables) de la qualité des diplômés, notre spécification nous a permis de mettre en interaction les variables de capital humain et les variables sociodémographiques (genre, âge, situation familiale, catégorie

socioprofessionnelle des parents, origine migratoire, etc.) avec les durées d'accès à l'emploi<sup>63</sup>.

### *Le genre*

Cette variable ressortant à l'offre du travail est très prépondérante pour expliquer la différence des durées d'accès à l'emploi. La variable donne apparemment une certaine validité analytique aux modèles de durée dans la mesure où le *goût* pour la discrimination explique à la fois la faible rémunération des actifs féminins (57,3% de l'ensemble de la population étudiée) et le type d'emplois qui leur sont accessibles (Cf. [Figure n°5](#)).

Dans notre enquête, les individus ont été interrogés pour la première fois au printemps 2001, trois ans après la sortie du système éducatif. Il leur était demandé de retracer les événements ayant marqué leur calendrier professionnel jusqu'à la date de l'interrogation. Celui-ci peut être marqué par des discriminations liées à une myriade de caractéristiques individuelles, *e.g.* genre, origines socioculturelles, apparence physique, etc. Notamment, le taux de discrimination (calculé) en fonction du genre pour l'année 2008 est de 4,5%<sup>64</sup>.

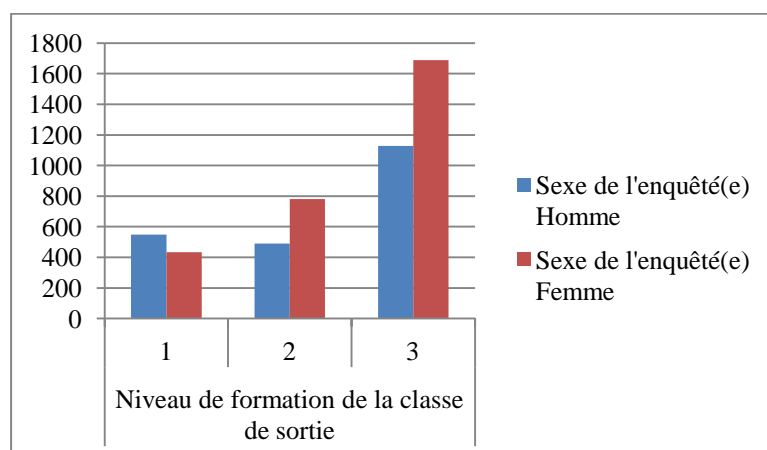
Dans la mesure où le fait d'*être homme* s'identifie avec un degré de stabilité plus élevé et un plus fort *attachement* au marché du travail, les firmes utilisent ce critère comme un filtre dans la sélection aux emplois. En effet, si les employeurs ont une information imparfaite concernant les propensions des individus à être mobiles, une estimation précise de la probabilité de départ d'un travailleur serait très coûteuse. C'est la raison pour laquelle et afin de minimiser les coûts informationnels, les employeurs recrutent généralement sur la base de *la réputation d'être mobile* ([ROIG, 1999](#)), réputation qui justifie leur préférence pour les hommes et autres groupes de travailleurs ayant relativement de faibles taux de mobilité. Celui-ci, convient-il de le souligner, n'a pas la même valeur selon l'âge.

---

<sup>63</sup> Cf. [chapitre 4](#).

<sup>64</sup> Ceux qui déclarent en 2008 être discriminés en raison de leur origine sociale représentent 1.2%. L'apparence physique, elle, semble pénaliser la même année 1.4% de l'échantillon étudié.

Figure n°5 : Répartition de l'échantillon selon le genre par niveau de formation



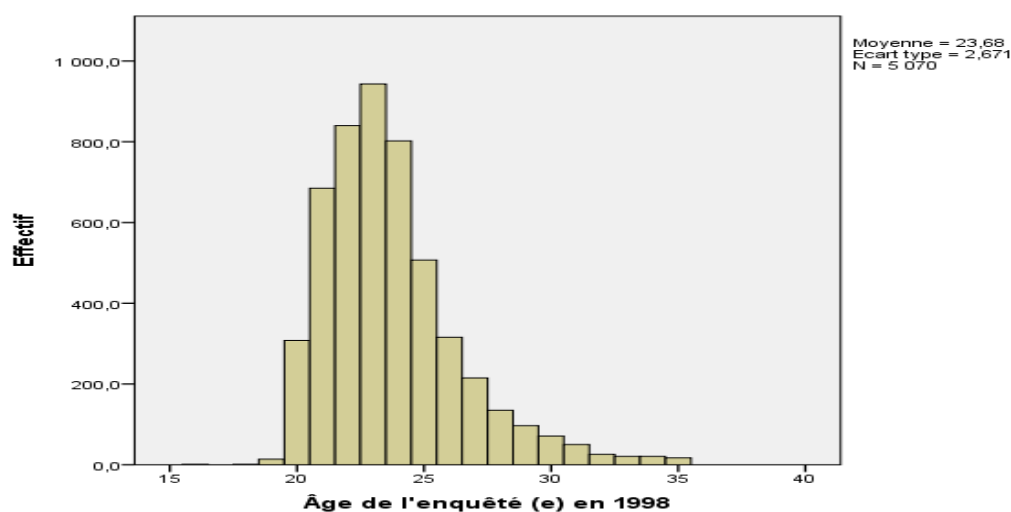
Source : L'auteur sur la base des données de l'enquête *Génération 98*.

### *L'âge*

Il est possible de voir dans la variable âge non seulement une variable d'offre de travail, mais l'un des critères de différenciation de la population active. Il est encore possible de voir dans cette variable un effet de concentration des jeunes (*Crowding Effect*) dans certains segments du marché dû au rationnement de certains emplois.

La [Figure n°6](#) donne l'histogramme des âges de l'échantillon étudié. Il en ressort que la distribution exhibe un étalement d'observations supérieures au mode (23 ans). Cette asymétrie positive, la moyenne (23,68) étant supérieure au mode, montre que les valeurs de la variable âge ne sont pas également dispersées de part et d'autre de la valeur centrale, *i.e.* le mode égal à la moyenne.

Figure n°6 : Histogramme des âges



Source : L'auteur sur la base des données de l'enquête *Génération 98*.

Pour l'essentiel, cette dispersion traduirait l'allongement général de la durée des études en formation initiale. Un taux de formation généralement élevé va de pair avec une répartition plus uniforme de la formation selon l'âge et le niveau d'études.

### *La situation familiale*

Quatre interrogations, nous l'avons déjà dit, ont permis à l'enquête *Génération 98* d'analyser le parcours professionnel des jeunes sortis de formation initiale en 1998. A chacune des interrogations un *calendrier d'activité* et un *calendrier habitat-famille*. Si le premier fournit les moyens de recueillir les événements que les jeunes ont connus depuis leur sortie de formation initiale, le second, lui, fournit les moyens de connaître l'évolution de la situation familiale de la population enquêtée. En effet, le suivi longitudinal de la *Génération 98* nous renseigne sur les processus d'insertion et leur interaction avec les processus de construction de la famille. Plus précisément, il nous amène à s'interroger sur les effets des différents stades de la construction de la famille sur les débuts de vie professionnelle des diplômés de l'enseignement supérieur. Les projets individuels s'avèrent ainsi très prégnants et peuvent être diversifiés. Au cours de la période d'observation de la *Génération 98*, les *positions sociales*<sup>65</sup> des individus sur le marché du travail changent, ce changement étant lui-même sensible à la

<sup>65</sup> Le terme *position sociale*, nous rappelle [VINCENS \(1994\)](#), est généralement préféré à celui d'emploi pour mieux marquer la dynamique professionnelle inhérente à l'emploi et les interactions entre l'activité et le statut social.

différenciation par mode d'habitat (Cf. [Tableau n°1](#)). Aussi, notre chapitre empirique<sup>66</sup> teste-t-il les liens pouvant exister entre modes d'habitat et *positions sociales* sur le marché du travail lors des premières années qui suivirent la sortie du système éducatif.

**Tableau n°1 : Le mode d'habitat**

Mode d'habitat	Interrogation			
	2001	2003	2005	2008
En couple	50%	63%	72%	78%
Chez les parents	23%	12%	6%	3%
Seul	27%	25%	22%	19%

Source : L'auteur sur la base des données de l'enquête *Génération 98*.

Le passage à la vie adulte serait associé à deux événements majeurs : la mise en couple et l'entrée sur le marché du travail. La construction d'une carrière professionnelle et la mise en couple vont de paire, voire interdépendantes. Si bien que l'autonomie financière est nécessaire pour s'engager dans la construction d'une famille et, par ricochet, incite à accéder à une *position stabilisée* sur un marché du travail rationné.

Cela dit, les réorganisations qui se négocient à la suite d'une mise en couple, puis à l'arrivée d'un enfant doivent être intégrées dans la mesure où elles peuvent conduire à des trajectoires professionnelles différentes pour les hommes et les femmes. Or, [RECOTILLET et al. \(2011\)](#) soutiennent que dix ans après la sortie de formation initiale, une *position stabilisée* concerne aussi bien les hommes que les femmes dans des proportions identiques. Pour autant, des différences de situation persistent, le taux d'emploi étant plus élevé pour les hommes. La présence d'enfants vient expliquer en partie l'écart observé (Cf. [Figures n°7](#) et [8](#)).

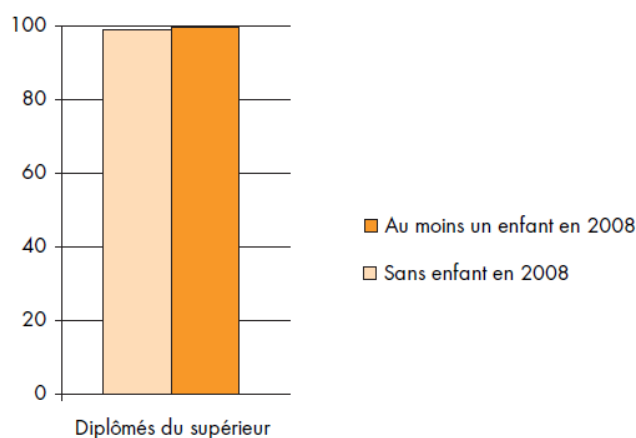
Quoiqu'il en soit, à chaque nouvelle interrogation la présence d'enfants nous interpelle : devenir mère (père) entrave-t-il la promotion sur un marché du travail rationné ? Le fait d'avoir des enfants ou de se consacrer à sa vie de famille est-t-il un facteur discriminant ? Pénalise-t-il davantage les femmes que les hommes ? Autant de questions auxquelles nous nous proposerons d'apporter une réponse au moyen de

---

<sup>66</sup> Cf. [chapitre 4](#).

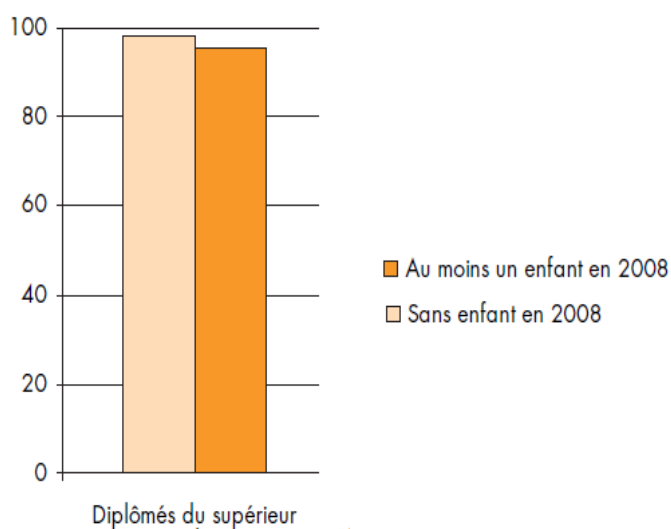
l'outil économétrique<sup>67</sup>. Le [Tableau n°2](#) consigne la présence des enfants dix ans après l'obtention du diplôme.

**Figure n°7 :** Taux d'activité des hommes en 2008 selon la présence d'enfants (en %)



Source : [RECOTILLET et al. \(2011\)](#).

**Figure n°8 :** Taux d'activité des femmes en 2008 selon la présence d'enfants (en %)



Source : [RECOTILLET et al. \(2011\)](#).

---

<sup>67</sup> Cf. [Chapitre 4](#).

**Tableau n°2** : Présence des enfants ressortant des quatre interrogations

<b>Interrogation</b>	<b>% des enquêtés ayant des enfants</b>
2001	16
2003	32,9
2005	49,3
2008	65,1

Source : L'auteur sur la base des données de l'enquête *Génération 98*.

### ***La Catégorie Socio-Professionnelle des parents***

On peut lire qu'en 1998, 56.3% et 39.1% de la population étudiée ont respectivement un père et une mère en emploi. En revanche, 21.6% et 24.9% ont respectivement un père et une mère au chômage. On en déduit le taux de participation des mères (64%), participation qui vient structurer la variable Statut Professionnel.

La CSP des pères, elle, est retenue comme variable instrumentale dont l'effet sur la formation des enfants est certain et dont nous savons que son influence sur leurs durées d'accès aux emplois serait sans ambiguïté.

Regardons les pourcentages. La première observation conforte la conjecture et montre une cohérence entre la CSP du père et le niveau de formation atteint. En effet, 80% des diplômés de Niveau I ont un père cadre, les niveaux II et III exhibant respectivement 73% et 65%.

Le contexte familial, on le sait, nous apprend davantage sur le niveau de formation atteint. Les enquêtes *Génération* du CEREQ attestent que la CSP des parents influence nettement le niveau de formation de leur descendance, mais de manière plus prononcée pour les pères d'enfants en grandes écoles de commerce et d'ingénieurs (niveaux I et II). Et de façon encore plus nette, il en ressort que ces niveaux sont ceux pour lesquels les CSP des parents semblent les plus élevés. On n'est pas loin ici de l'argumentaire de la sociologie des grandes écoles selon lequel ces niveaux qui paradoxalement coûtent le plus cher à la société en offrant le plus fort taux d'encadrement, demeurent socialement très sélectifs. En effet, le milieu social d'origine marque fortement l'accès à certaines formations et *in fine* aux emplois.

### *L'origine migratoire*

Comment avons-nous repéré la provenance des jeunes diplômés constituant notre échantillon ? Il nous suffisait d'identifier le pays de leur naissance, mais aussi celui de leurs parents. Dans l'exploitation, nous avons considéré comme étant "étranger", les jeunes nés à l'étranger (2%) et dont l'un des deux parents était né dans un pays étranger (9%). On le verra, l'exercice économétrique<sup>68</sup> vient confirmer, comme attendu, le caractère discriminant de l'origine migratoire. Pourtant, seulement 0,3% de l'échantillon étudié déclarent être discriminés en raison de leur origine.

### **2.3. Le cheminement professionnel**

A côté du calendrier habitat-famille *supra*, un calendrier d'activité fournit les moyens de collecter mois par mois les informations relatives aux différents états que les jeunes ont connus depuis leur sortie de formation initiale. Une fois repérés, les différents épisodes d'emploi font l'objet d'un diagnostic plus affiné permettant de déceler certaines des caractéristiques inhérentes à l'employeur et à l'emploi, *e.g.* contrat de travail ou statut dans l'emploi, taille de l'entreprise, salaire, temps de travail, secteur d'activité, etc. De la même façon, les épisodes de chômage font l'objet d'un questionnement sur les récurrences au chômage, sur l'activité de recherche d'emploi, sur les formations suivies, etc. (Cf. [Tableau n°3](#)).

---

<sup>68</sup> Cf. [Chapitre 4](#).



**Tableau n°3** : La situation d'activité des diplômés du supérieur de la *Génération 98*

Situation d'activité	Diplômés du supérieur			
	au terme de la			
	3 <sup>ème</sup>	5 <sup>ème</sup>	7 <sup>ème</sup>	10 <sup>ème</sup>
	année sur le marché du travail			
	2001	2003	2005	2008
En emploi	91%	91,7%	92,9%	94,8%
A durée indéterminée	75,9%	86,3%	92,9%	94,9%
En contrat à durée déterminée	15%	8,5%	6%	4,2%
En intérim	2,1%	1,1%	0,9%	0,6%
En contrats aidés	7%	4,1%	0,8%	0,3%
Dans le secteur public	32,0%	33,5%	33,4%	33,4%
A temps partiel	8,7%	7,7%	11,7%	15,1%
Femmes à temps partiel	12,3%	11,3%	18,7%	25,9%
Au chômage	4,8%	5,7%	4,8%	2,8%
Formation, reprise d'études	2,1%	1,1%	0,8%	2,1%
En inactivité	2%	1,5%	1,5%	0,3%
Total	100%	100%	100%	100%
Taux de chômage	5%	5,8%	4,9%	2,9%
Salaire médian (en euros courants)	1357	1500	1625	1842
Ils sont en emploi et recherchent un autre emploi	23,6%	17,8%	16,1%	13,7%
Ils sont satisfaits de leur situation actuelle	70,5%	75,6%	77,3%	82,7%

Source : [RECOTILLET et al. \(2011\)](#).

La réflexion sur le calendrier d'activité permet de mieux cerner la problématique d'entrée dans la vie active. Le passage de la formation initiale à l'emploi, de l'école au travail revient à s'interroger sur les modalités du passage du système éducatif à l'emploi et non pas uniquement à l'activité. Pourquoi ? Car celle-ci comprend le chômage. Se profile alors la question de l'accès à une *position stabilisée*.

43,9% des 5070 jeunes étudiés occupent déjà une *position stabilisée* l'année d'obtention du diplôme. Cette prise d'emploi dès la sortie du système éducatif s'est accompagné par une faible mobilité ; en témoigne le temps passé dans la même entreprise (10 ans). Si on prend comme repère d'insertion l'accès à un emploi stable, 58,6% et 73,4% se sont respectivement insérés cinq ans et sept ans après l'obtention de leur diplôme.

Le [Tableau n°4](#) élargit la perspective et donne la stabilisation dans la même entreprise pour les deux sexes et selon les trois niveaux de formation retenus, dix ans après la sortie de formation initiale. Il en ressort qu'une *position stabilisée* concerne aussi bien les hommes que les femmes dans des proportions somme toute identiques. Cela dit, dans ce processus de stabilisation en emploi, les disparités qui persistent selon le niveau de formation peuvent nous renseigner sur les écarts majeurs par rapport au risque du

chômage. Notamment, si la stabilisation dans la même entreprise ne semble pas marquer une césure nette entre les niveaux I et II, le niveau III, lui, se démarque des deux premiers par la plus grande stabilité durant toute la période d'observation.

**Tableau n°4 :** Stabilisation dans la même entreprise pour les deux sexes et selon les trois niveaux de formation retenus

	Sexe de l'enquêté	Dans la même entreprise en 2001, 2003, 2005 et 2008	Dans la même entreprise en 2005 et 2008	Dans la même entreprise en 2005 et 2008
<b>Niveau I</b>	Homme	42%	54%	72%
	Femme	40%	54%	71%
	<b>Total</b>	41%	54%	72%
<b>Niveau II</b>	Homme	39%	57%	71%
	Femme	40%	55%	72%
	<b>Total</b>	40%	56%	72%
<b>Niveau III</b>	Homme	44%	60%	75%
	Femme	48%	62%	75%
	<b>Total</b>	47%	61%	75%

Source : L'auteur sur la base des données de l'enquête *Génération 98*.

Cela dit, l'exercice statistique que nous avons conduit ici est calé sur une myriade de variables qui renvoient, pour reprendre les termes de [HAMEL \(2016\)](#), à la construction de l'identité personnelle et professionnelle dans un marché du travail rationné. Eu égard à nos objectifs, nous en avons retenu celles dont le pouvoir explicatif des durées d'accès à l'emploi est sans ambiguïté.

### *La situation d'activité*

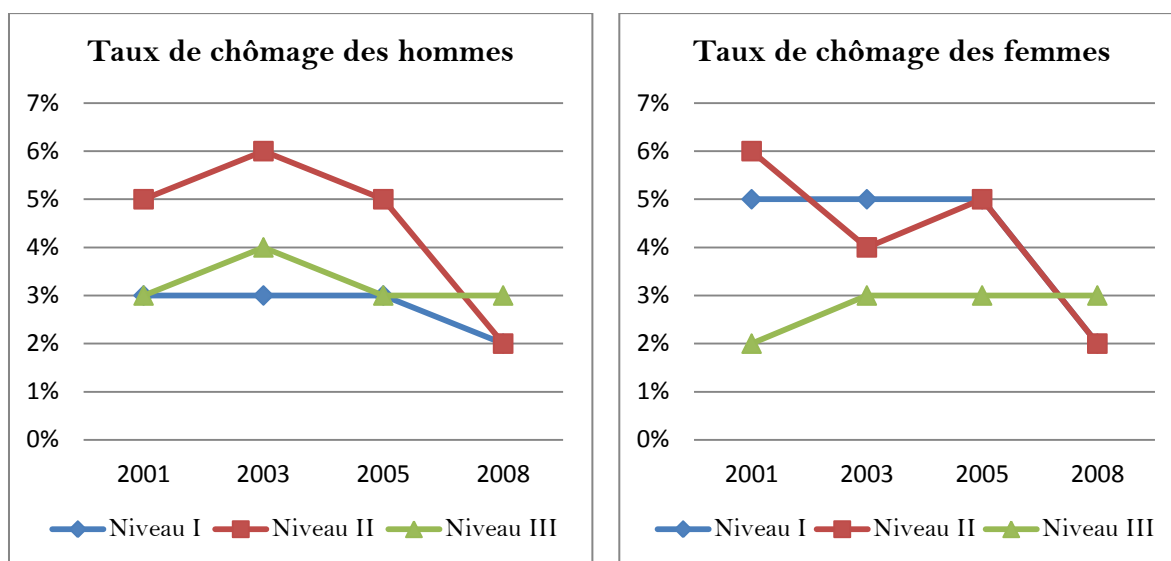
Le déroulement de la période d'entrée dans la vie active offre une série d'évènements et de durées de survie dans différents états, *e.g.* chômage, emploi, formation, inactivité, etc. Naturellement, la durée de survie dans un état est variable et permet de comprendre et appréhender la structure d'insertion de la population étudiée. Le [Tableau n°5](#) fournit les informations relatives aux différents états que les jeunes constituant notre échantillon ont connus trois ans après leur entrée dans la vie active en 2001, cinq ans après en 2003, sept ans après en 2005 et dix ans après en 2008.

**Tableau n°5 : La situation d'activité de l'échantillon étudié selon le genre par niveau de formation**

		Situation de l'enquêté en											
		2001			2003			2005			2008		
		homme	femme	Total	homme	femme	Total	homme	femme	Total	homme	femme	Total
<b>Niveau I</b>	Emploi	96%	91%	93%	96%	91%	94%	97%	91%	94%	98%	98%	98%
	Chômage	3%	5%	4%	3%	5%	4%	3%	5%	4%	2%	2%	2%
	Inactivité	1%	3%	2%	1%	3%	1%	0%	4%	2%	0%	0%	0%
	Formation	0%	1%	1%	0%	1%	1%	0%	0%	0%	0%	0%	0%
<b>Niveau II</b>	Emploi	91%	89%	90%	94%	92%	93%	94%	92%	93%	98%	98%	98%
	Chômage	5%	6%	6%	6%	4%	5%	5%	5%	5%	2%	2%	2%
	Inactivité	1%	2%	1%	0%	2%	1%	0%	2%	1%	0%	0%	0%
	Formation	3%	3%	3%	0%	2%	1%	1%	1%	1%	0%	0%	0%
<b>Niveau III</b>	Emploi	94%	95%	94%	95%	96%	95%	97%	94%	96%	97%	94%	96%
	Chômage	3%	2%	3%	4%	3%	4%	3%	3%	3%	3%	3%	3%
	Inactivité	0%	1%	1%	1%	1%	1%	0%	3%	1%	0%	3%	1%
	Formation	3%	2%	2%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%	0%

**Source :** L'auteur sur la base des données de l'enquête *Génération 98*.

**Figure n°9 :** Le taux de chômage de la population étudiée selon le genre par niveau de formation



**Source :** L'auteur sur la base des données de l'enquête *Génération 98*.

La *Génération 98* a terminé ses études dans une conjoncture favorable. En témoignent les taux de chômage consignés dans le [Tableau n°5](#) même si la [Figures n°9](#) nuance quelque peu le résultat. Notamment, les hommes et les femmes de Niveau III ont vu leur taux de chômage progresser en début de période pour se situer en fin de période à 3%. Le taux de chômage des deux sexes, on le sait, est un des indicateurs privilégiés pour attester de l'insertion professionnelle. Des phénomènes de déclassement normatif ou subjectif, voire de surclassement, viennent affiner l'analyse. Cela dit, quel que soit le niveau de formation exhibé par le [Tableau n°5](#), obtenir un diplôme, *a fortiori* un diplôme de l'enseignement supérieur, constitue un des avantages incontestables à l'insertion même en période de basse conjoncture. 98% des jeunes de niveaux I et II sont, en effet, en emploi en 2008, les jeunes de niveau bac +2 étant quelque peu pénalisés (96%). Aussi, l'effet de la filière vient-il s'ajouter, semble-t-il, à l'effet du diplôme. A niveau de diplôme identique, la supériorité des formations professionnalisantes serait sans ambiguïté ([BEDUWE et MORA, 2017](#); [BELL et BLANCHFLOWER, 2010](#)...).

Cependant, d'une interrogation à l'autre, des écarts demeurent. Le taux d'emploi est plus élevé pour les hommes de Niveau III notamment : trois points d'écart. Des phénomènes de ségrégation, d'inégalités, voire de discrimination, ne sont pas à écarter dans

l'explication de cet écart, mais aussi dans le même temps on y attache une conséquence : le *temps choisi* (travail à temps complet *versus* travail à temps partiel).

### ***Le temps de travail***

Peu ou prou, le recours au temps partiel s'avère stimulé par trois facteurs ([ABDENNADHER et ABDENNADHER, 2010](#) ; [ABDENNADHER et al., 2008](#) ; [MICHON, 2005](#) ; [BUE et ROUX-ROSSI, 2002](#)...).

Le premier est fondé sur une logique individuelle appuyée sur le développement de la notion du *temps choisi*. Il s'agit alors d'un arbitrage entre intérêts professionnels et personnels qui implique un meilleur équilibre entre les différents temps sociaux. De fait, plusieurs tendances au niveau de l'offre de travail ont contribué à la croissance du travail à temps partiel. Mais la montée de l'activité des femmes et en particulier des mères sur le marché du travail (due à des changements politiques, sociaux, éducatifs...) en est l'un des facteurs dominants. Ayant une responsabilité majeure dans l'éducation des enfants, ces dernières subissent de plus grandes pressions pour combiner éducation, soins aux enfants et emploi.

Les statistiques consignées dans le [Tableau n°6](#) renvoient à un constat désormais classique : le temps partiel est majoritairement féminin et partant il en ressort que le pourcentage des femmes travaillant à temps partiel a considérablement augmenté d'une interrogation à l'autre passant de 11% en 2001 à 28% en 2008. De la même façon, le temps partiel est plus répandu, on le sait, dans le tertiaire que dans l'industrie et la construction. Il concerne surtout des ménages employés de la fonction publique souvent de Niveau III (bac +2). La proportion de femmes actives à temps partiel la plus élevée (32%) en témoigne.

Le deuxième facteur de stimulation du travail à temps partiel s'inscrit dans une logique de *flexibilité* concernant les stratégies managériales des entreprises, le développement de leur compétitivité, leur mode d'organisation du travail, l'aménagement du temps de travail et l'ajustement des horaires. Notamment, certains auteurs suggèrent que les pressions pour baisser les coûts du travail et augmenter la flexibilité ont conduit certains pays industrialisés à développer des formes d'emplois *atypiques* ([BIT, 2015](#)). Parallèlement, les conditions difficiles du marché de travail (chômage persistant) contraignent les hommes à

la recherche d'un emploi, d'accepter des emplois à temps partiel. Les proportions des hommes actifs à temps partiel exhibées dans le [Tableau n°6](#) viennent conforter la conjecture (3,5% en moyenne entre 2001 et 2008).

Enfin, le troisième facteur concerne une logique de *préservation* ou de *création d'emplois* impulsée par la volonté politique d'éviter des licenciements ou d'embaucher de nouveaux salariés. En effet, le travail à temps partiel a contribué à la création de nombreux emplois, mais a aussi été un puissant facteur d'amplification des disparités entre salariés à temps partiel et salariés à temps complet, tant du point de vue des rémunérations que des conditions de travail. Il est naturel que l'activité à temps partiel soit associée à des rémunérations inférieures à celles correspondant à une activité à temps complet. Compte tenu des proportions obtenues au niveau des deux modalités, on peut penser que ceci pourrait correspondre à une flexibilité plus grande du temps de travail dans certains secteurs d'activité.

Tableau n°6 : Le temps de travail

			Le temps de travail en							
			2001		2003		2005		2008	
			temps complet	temps partiel	temps complet	temps partiel	temps complet	temps partiel	temps complet	temps partiel
<b>Niveau I</b>	Sexe de	homme	97%	3%	98%	2%	97%	3%	97%	3%
	l'enquêté(e)	femme	84%	16%	88%	12%	81%	19%	77%	23%
	Total		91%	9%	94%	6%	90%	10%	88%	12%
<b>Niveau II</b>	Sexe de	homme	92%	8%	95%	5%	95%	5%	95%	5%
	l'enquêté(e)	femme	88%	12%	89%	11%	84%	16%	77%	23%
	Total		89%	11%	92%	8%	89%	11%	84%	16%
<b>Niveau III</b>	Sexe de	homme	97%	3%	97%	3%	96%	4%	97%	3%
	l'enquêté(e)	femme	91%	9%	89%	11%	79%	21%	68%	32%
	Total		93%	7%	92%	8%	86%	14%	80%	20%
<b>Total</b>	Sexe de	homme	96%	4%	97%	3%	96%	4%	97%	3%
	l'enquêté(e)	femme	89%	11%	89%	11%	81%	19%	72%	28%
	Total		92%	8%	92%	8%	88%	12%	83%	17%

Source : L'auteur sur la base des données de l'enquête *Génération 98*.

### *Le secteur d'activité*

Une ventilation des jeunes constituant notre échantillon par secteur d'activité (public/privé)<sup>69</sup> montre que le secteur public demeure le principal débouché pour les diplômés. Il absorbe 27% des primo-demandeurs d'emploi de la population étudiée. On entend ici la première prise d'emploi. Mais pour mémoire, cet état n'est pas absorbant (certains redeviennent chercheurs d'emploi) et à la dernière prise d'emploi, 100% de l'échantillon occupent un emploi public. Ce résultat n'est pas incompatible avec la particularité du secteur public où les pratiques d'embauche et le système de rémunération obéissent à des logiques institutionnelles qui lui sont propres et où des paramètres politiques et économiques sont d'importance. Le secteur privé, en revanche, obéit à la loi (plus dure) du marché. Elle n'exclut pas les faillites et les licenciements et ne garantit pas le réemploi sans perte ([BESSIERE et POUGET, 2007](#) ; [POUGET, 2005](#)).

### *Le statut d'emploi*

La stabilité de l'emploi peut être évaluée par la probabilité de perdre son emploi dans l'année qui suit ou encore par la proportion de contrats précaires (CDD, intérim, stages, contrats aidés...). La stabilité de la population étudiée est rattachée, nous l'avons déjà dit, à une ancienneté au travail élevée et à une proportion importante de contrats à durée indéterminée (CDI). De façon corollaire, nos calculs révèlent que le passage de l'activité vers l'inactivité a baissé entre la première et la quatrième interrogation (2% en 2001 et 0,3% en 2008). Le taux de sortie de l'emploi vers le chômage n'en continue pas moins de diminuer puisqu'il passe de 4,8% à 2,8% entre la première et la dixième année de vie active. Le statut d'emploi explique en partie ce constat.

La situation au regard de l'emploi des diplômés s'est nettement améliorée entre les interrogations pour l'ensemble des jeunes. La [Figure n°10](#) atteste d'une augmentation du taux d'emploi stable (CDI) : 76% en 2001 pour les trois niveaux de formation retenus

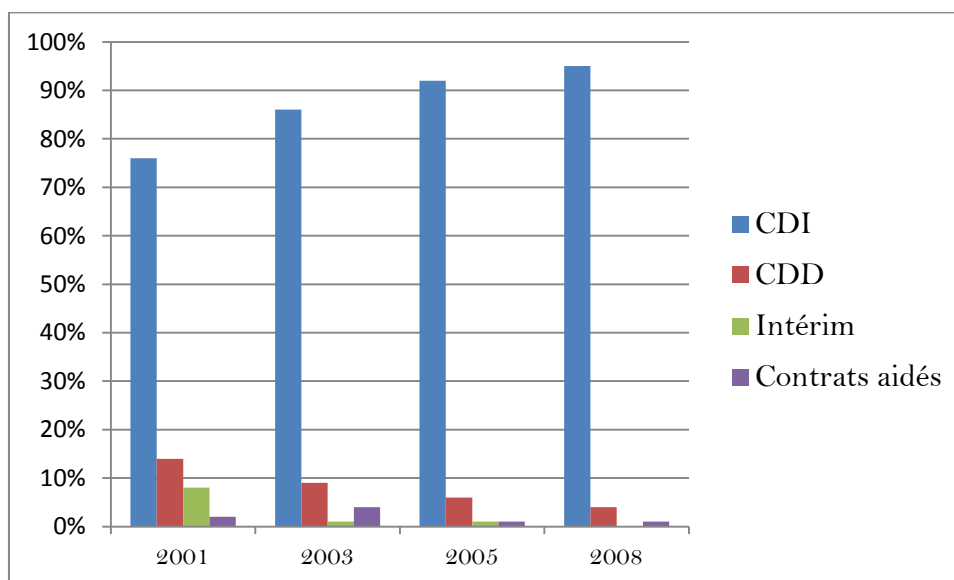
---

<sup>69</sup> Peu ou prou, le secteur public renvoie au périmètre de l'Etat. Dès lors, l'emploi public comprend l'administration centrale, les établissements publics à caractère administratif, les collectivités locales, les établissements publics à caractère industriel et commercial. On y ajoute les établissements publics n'ayant pas un caractère administratif, les sociétés dont le capital est entièrement déterminé par l'Etat, les collectivités publiques locales, les établissements publics et les sociétés dont le capital est déterminé à plus de 50% par l'Etat (conjointement ou individuellement). Le secteur privé, lui, correspond au secteur d'activité où l'Etat n'intervient pas ou très peu, *e.g.* entreprises, organisations non gouvernementales, mutuelles et coopératives, banques et fonds d'investissement à capitaux privés...



contre 95% en 2008, dix ans après l'entrée dans la vie active. On en déduit le taux de transition de la précarité vers la stabilité : 19%.

Figure n°10 : Le statut d'emploi à chaque interrogation



Source : L'auteur sur la base des données de l'enquête *Génération 98*.

### *La taille de l'entreprise*

Un des objectifs de notre investigation économétrique<sup>70</sup> est de mesurer la part de la probabilité d'accès à l'emploi inhérente à la variable taille de l'entreprise. D'un point de vue statique, il est aisé de montrer que la taille peut être un avantage (entrave) pour l'accès aux emplois. Elle détermine, en effet, le type de fonctionnement, de financement, d'organisation, de gestion du personnel, etc. et parfois même l'avantage concurrentiel.

Le [Tableau n°7](#) donne les proportions des diplômés des deux sexes constituant notre population selon la taille des entreprises retenues<sup>71</sup> et par niveau. Il en ressort que les

<sup>70</sup> Cf. [chapitre 4](#).

<sup>71</sup> Traditionnellement, on différencie les structures en fonction de leurs effectifs et parfois aussi en fonction de leur chiffre d'affaires :

- les microentreprises comptent ainsi moins de 10 salariés et ont un chiffre d'affaires inférieur ou égal à 2 millions d'euros ;
- les PME au sens strict ont entre 10 et 249 salariés et de 2,1 à 50 millions d'euros de chiffre d'affaires ;
- au-delà de 5000 salariés, on a évidemment affaire à de grandes entreprises ;
- entre les deux existent des entreprises de taille intermédiaire (ETI) allant de 250 à 5000 salariés.

PME ont une place privilégiée dans la primo-insertion des jeunes puisqu'à la sortie du système éducatif, la grande proportion de ces derniers (48% en 2001) est accueillie prioritairement par les PME. La grande entreprise, elle, nous semble plus réceptive aux plus qualifiés (30% des diplômés de Niveau I en 2001).

Tableau n°7 : La taille de l'entreprise

			La taille de l'entreprise							
			2001				2003			
			Micro.	PME	ETI	Grande.	Micro.	PME	ETI	Grande.
<b>Niveau I</b>	Sexe de l'enquêté(e)	homme	13%	43%	12%	32%	13%	41%	14%	32%
		femme	27%	34%	13%	26%	30%	33%	11%	27%
	Total		18%	40%	12%	30%	19%	38%	13%	30%
<b>Niveau II</b>	Sexe de l'enquêté(e)	homme	20%	46%	16%	17%	21%	48%	15%	17%
		femme	27%	49%	14%	10%	30%	46%	13%	11%
	Total		24%	48%	15%	13%	26%	46%	14%	13%
<b>Niveau III</b>	Sexe de l'enquêté(e)	homme	20%	49%	13%	18%	22%	48%	13%	18%
		femme	21%	53%	14%	12%	24%	51%	14%	11%
	Total		21%	51%	14%	15%	23%	49%	13%	15%
<b>Total</b>	Sexe de l'enquêté(e)	homme	18%	47%	14%	22%	19%	46%	14%	21%
		femme	24%	49%	14%	14%	26%	47%	13%	14%
	Total		21%	48%	14%	18%	23%	46%	13%	18%

Suite du tableau

			La taille de l'entreprise							
			2005				2008			
			Micro.	PME	ETI	Grande.	micro	PME	ETI	Grande.
<b>Niveau I</b>	Sexe de l'enquêté(e)	homme	13%	38%	15%	34%	17%	36%	16%	31%
		femme	30%	32%	12%	26%	29%	32%	13%	27%
	Total		19%	36%	14%	31%	21%	34%	15%	30%
<b>Niveau II</b>	Sexe de l'enquêté(e)	homme	22%	45%	13%	20%	24%	44%	16%	17%
		femme	31%	45%	12%	12%	30%	46%	12%	12%
	Total		27%	45%	13%	16%	27%	45%	13%	14%
<b>Niveau III</b>	Sexe de l'enquêté(e)	homme	24%	46%	12%	18%	25%	45%	12%	18%
		femme	26%	47%	14%	12%	29%	47%	12%	12%
	Total		25%	47%	13%	15%	27%	46%	12%	15%
<b>Total</b>	Sexe de l'enquêté(e)	homme	21%	44%	13%	22%	22%	42%	14%	21%
		femme	28%	44%	13%	15%	29%	44%	12%	15%
	Total		24%	44%	13%	19%	26%	43%	13%	18%

Source : L'auteur sur la base des données de l'enquête *Génération 98*.

### *La mobilité géographique*

La théorie économique nous enseigne que la mobilité conduit à l'efficacité notamment en période de mutations technologiques et sectorielles ([NAHAPETIAN et FREMEAUX, 2016](#)). Or, la mobilité n'est pas détachable du chômage. En effet, les entrées en chômage et les sorties de cet état sont liées, nous l'avons déjà dit, aux entrées dans la vie active ou aux sorties de celle-ci et aux cessations ou prises d'emplois, c'est-à-dire à la mobilité. En définitive, la mobilité dépend des taux de suppressions et de création d'emplois, c'est-à-dire au jeu combiné de la conjoncture et des transformations de l'appareil productif et des modes d'utilisation du travail. Notamment, la montée du chômage des jeunes et de la précarité inhérente a freiné la mobilité et développé un dualisme du marché du travail caractérisé par des barrières à l'entrée aux emplois protégés dont sont victimes les primo-demandeurs d'emploi, notamment les femmes ([ALLEGRE, 2012](#)).

Notre suivi longitudinal sur les dix premières années d'entrée dans la vie active a mis en exergue l'impact de la mobilité sur l'insertion professionnelle. Cette mobilité est d'abord l'expression d'une évolution statutaire particulièrement importante en début de carrière puisque plus de la moitié des jeunes ont changé de catégorie socioprofessionnelle entre leur première embauche et leur dixième année de vie active. Par ailleurs, les interrogations nous enseignent que les trois premières années de vie active se singularisent par des mobilités particulièrement fréquentes et souvent rentables.

*Quid* de la mobilité géographique ?

Du point de vue individuel, la mobilité géographique renvoie à des calculs de type coût-avantage. Et partant, l'individu va chercher à maximiser ses gains (monétaires ou non monétaires) et minimiser ses coûts. La migration renvoie, on le sait, à une myriade de déterminants, *e.g.* professionnel, familial, psychologique, mais, pour l'essentiel, les déterminants professionnels l'emportent, ce qui conforte la prépondérance du contenu économique de l'acte migratoire.

### *Le salaire*

L'une des variables stratégiques de l'analyse proposée est le salaire des membres de la population étudiée. Il importe donc de connaître la qualité de l'enquête par rapport à cette variable. Pourquoi ? Car le salaire, à côté du chômage, est le premier critère qui fonde une évaluation de l'insertion à partir d'une formation.

Les données dont nous disposons nous ont conduit à raisonner en termes de salaires plutôt qu'en termes de taux de salaires car seuls les salariés devraient déclarer leur premier salaire net perçu. Il ne s'agit pas ici d'un revenu mensuel net<sup>72</sup>. Cela dit, les revenus salariaux des diplômés de l'enseignement supérieur de la *Génération 98* ont augmenté à un rythme plus soutenu que celui de la croissance et que celui des salaires annuels moyen par tête. Notamment, les jeunes constituant notre échantillon ont vu leurs salaires augmenter de manière substantielle entre 2001 et 2008. Ces hausses seraient attribuables en partie à des facteurs institutionnels<sup>73</sup>.

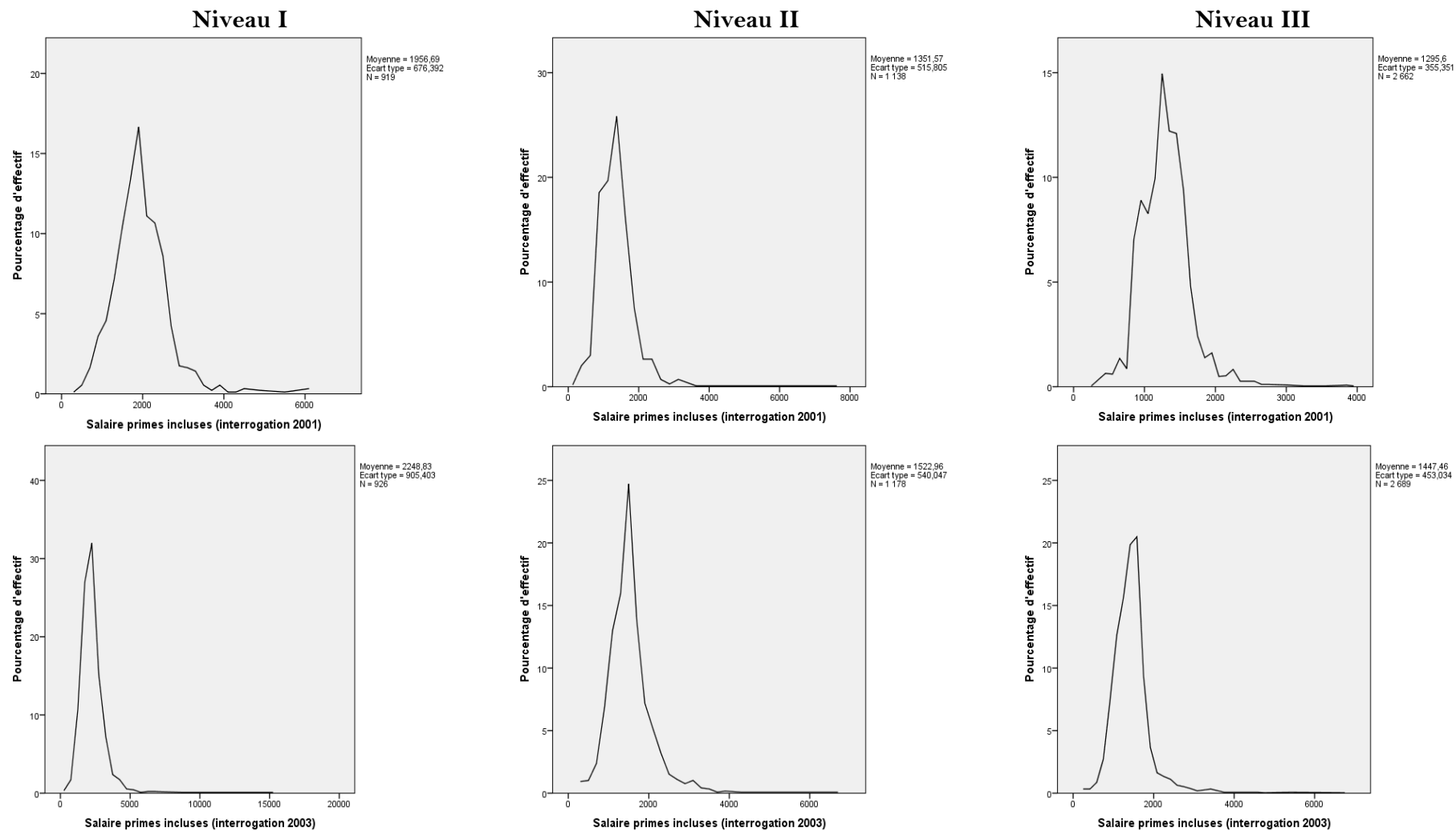
Dix ans après l'obtention de leurs diplômes, les jeunes de Niveau I perçoivent 3037 euros nets mensuels moyens. En comparaison, ces jeunes en emploi en 2001 gagnent 1956 euros, soit une évolution de 55%. Celle-ci n'est pas de la même ampleur pour les deux autres niveaux de formation : 50% et 43% pour les niveaux II et III respectivement. Mais quoiqu'il en soit, dix ans après leur entrée dans la vie active, la hiérarchie des salaires par niveau de formation semble conservée (Cf. [Figure n°11](#)). La taille de l'entreprise, le statut d'emploi, le secteur d'activité, le temps de travail, le genre, etc. sont autant de variables qui révèlent des salaires et des évolutions relativement différenciés.

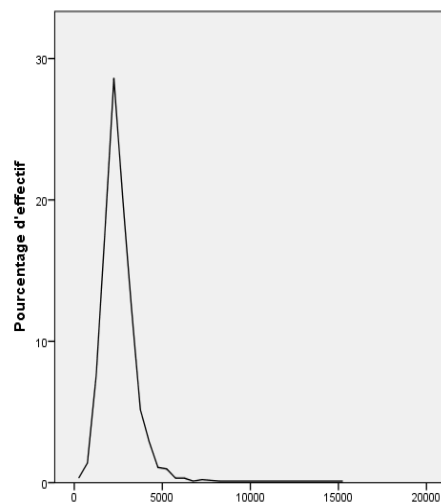
---

<sup>72</sup> Outre le salaire, nous ne disposons d'aucune autre information sur toute autre source d'argent que reçoit le diplômé (*e.g.* transfert, divers bonus, etc.).

<sup>73</sup> Notamment, l'augmentation importante du Smic horaire à cette même période (voir [RECOTILLET \*et al.\*, 2011](#)).

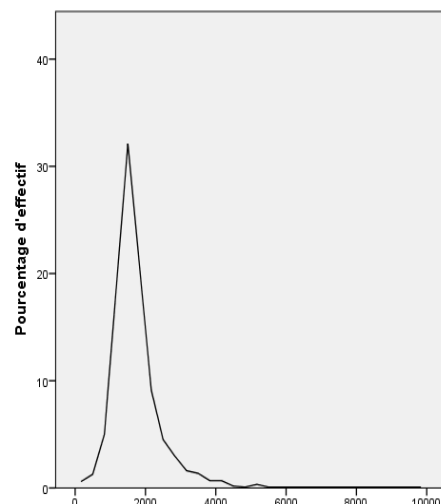
Figure n°11 : La distribution des salaires





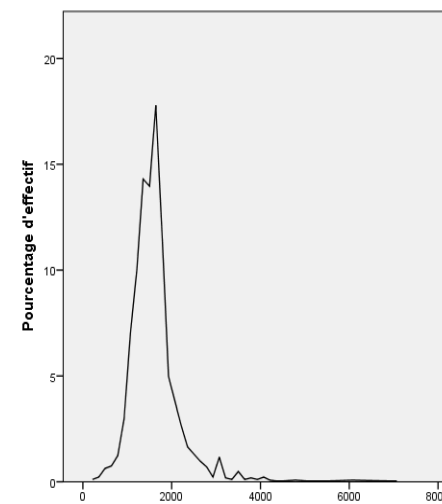
Moyenne = 2522,85  
Ecart type = 1051,748  
N = 926

Salaire primes incluses (interrogation 2005)



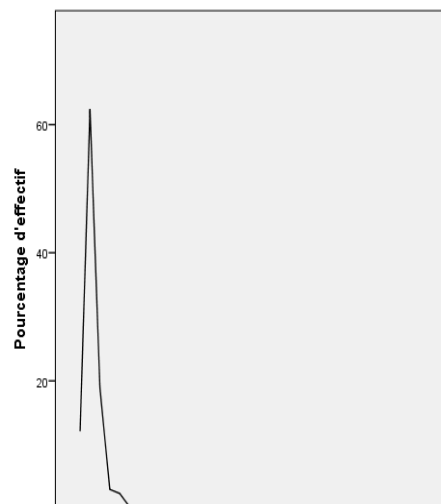
Moyenne = 1724,95  
Ecart type = 713,758  
N = 1 174

Salaire primes incluses (interrogation 2005)



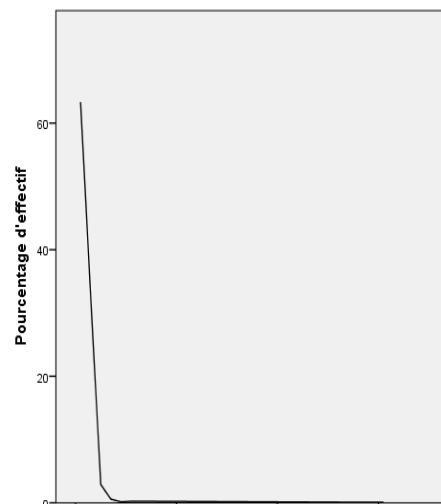
Moyenne = 1614,6  
Ecart type = 558,535  
N = 2 671

Salaire primes incluses (interrogation 2005)



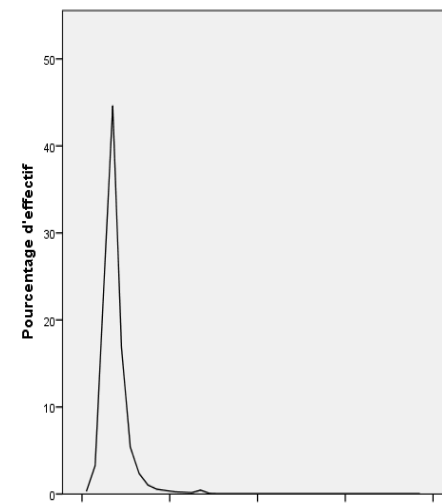
Moyenne = 3037,93  
Ecart type = 2530,534  
N = 947

Salaire primes incluses (interrogation 2008)



Moyenne = 2029,45  
Ecart type = 1925,51  
N = 1 211

Salaire primes incluses (interrogation 2008)



Moyenne = 1846,26  
Ecart type = 865,172  
N = 2 681

Salaire primes incluses (interrogation 2008)

Source : L'auteur sur la base des données de l'enquête *Génération 98*.



### *Réurrence au chômage*

Etat de transition, le chômage est le point d'orgue de notre investigation économétrique. Comment expliquer alors la sortie du chômage ? Naturellement, la durée du séjour dans l'état de chômage est variable. Et partant, notre mesure du chômage ne se réduit pas à l'estimation d'un taux instantané de chômage, mais elle consiste à observer la récurrence au chômage complétée par la distribution des chômeurs selon les durées d'accès à l'emploi (*i.e.* durée d'accès au premier emploi et durée d'accès au dernier emploi).

La durée d'accès à l'emploi, tout comme le salaire et la mobilité géographique, est un critère d'importance pour apprécier l'insertion professionnelle des jeunes. Elle est mesurée par la période qui sépare la date de la fin des études de la date d'accès au premier emploi. Tout cela est connu, mais l'analyse tient compte de plus en plus de la durée d'accès au dernier emploi mesurée par la période qui sépare la date de la perte ou de l'abandon de l'emploi précédemment tenu de la date d'accès au dernier emploi<sup>74</sup>.

Cela dit, la durée d'accès à l'emploi traduirait le dynamisme du diplômé et sa capacité à faire valoir ses aptitudes sur le marché du travail. C'est dire que les caractéristiques individuelles des demandeurs d'emploi sont déterminantes dans le processus d'insertion si bien qu'elles sont systématiquement mises en avant dans l'analyse des probabilités d'accès à l'emploi. Mais au-delà de ces caractéristiques individuelles, la spécificité des marchés du travail et l'existence de coûts quasi-fixes de production liés à l'embauche ou au licenciement des travailleurs, l'appariement pour ainsi dire, s'avèrent ici cruciales ([CAHUZAC et al., 2004](#)).

Il ressort sans surprise de la [Figure n°12](#) qu'il est plus rentable d'investir dans de longues études que de quitter l'Ecole sans diplôme : *on chôme moins souvent avec un diplôme du supérieur*. Dix ans après l'obtention du diplôme, plus de la moitié de l'échantillon été au chômage pour une durée quasi-nulle (-3 mois). On peut facilement penser qu'il s'agit là d'un chômage *frictionnel* à cause des délais d'adaptation. Pour autant, la structure des emplois demeure bien plus diverse qu'on ne le pense *a priori* et l'on constate que le Niveau

---

<sup>74</sup> L'accès au dernier emploi doit être nuancé en ce sens où il n'atteste pas forcément l'accès à une *position stabilisée*.

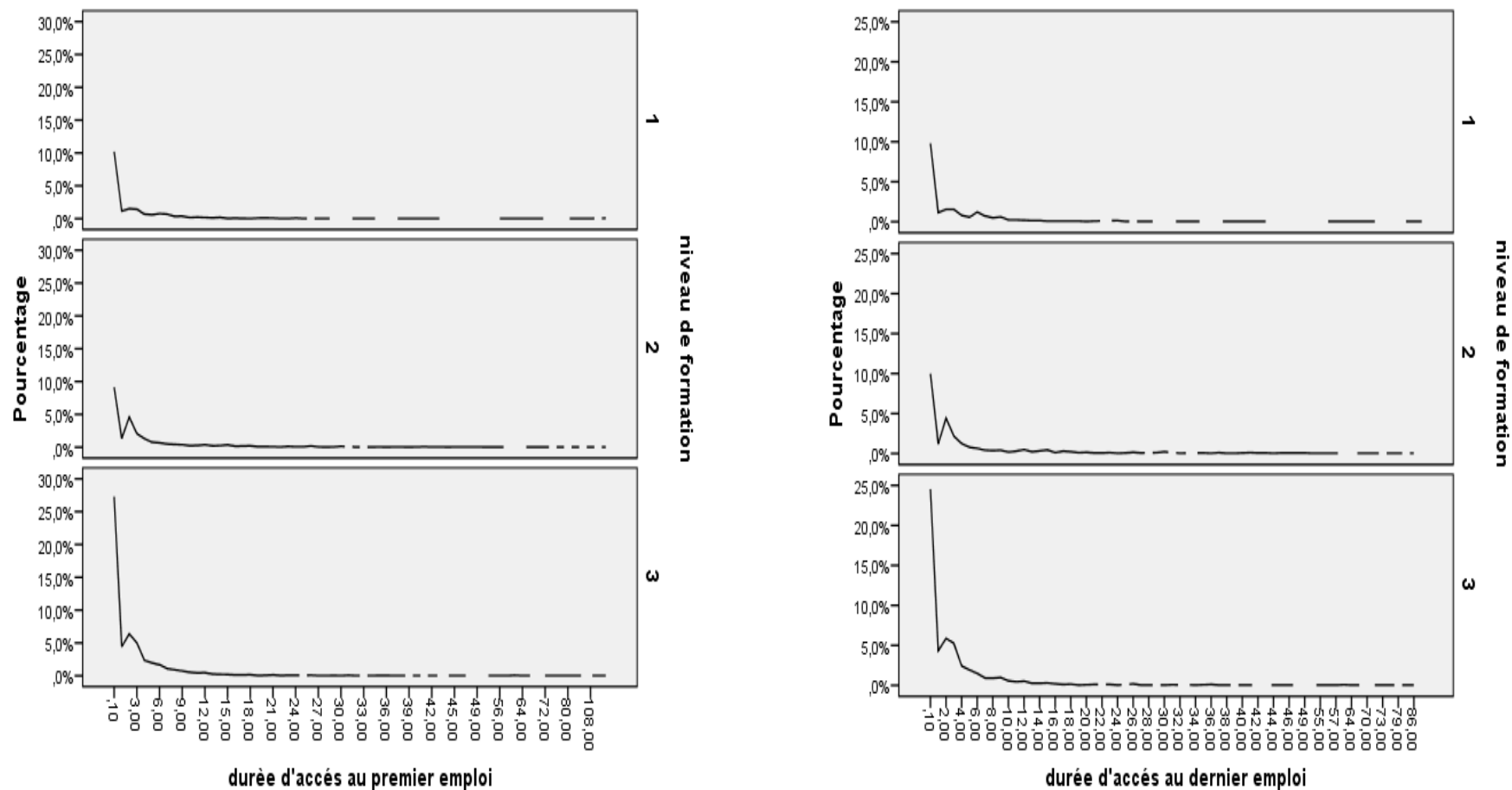
de formation III, au niveau CAP-BEP<sup>75</sup> par exemple, peut constituer un excellent *passport* pour l'emploi ; en témoigne les durées d'accès au premier (dernier) emploi des diplômés de Niveau III (-3 mois).

L'analyse du nombre de séquences de chômage selon le genre par niveau de formation apporte des conclusions similaires mais quelque peu nuancées lorsqu'il s'agit de comparer le comportement des hommes et des femmes : les femmes connaissent en probabilité plus de séquences de chômage que les hommes et cet effet est significativement amplifié pour le Niveau de formation III. De la même façon, on peut facilement penser que la part importante de séquences de chômage observée chez les femmes relève d'une logique de précarité et d'instabilité de la relation au marché du travail (Cf. [Figure n°13](#))

---

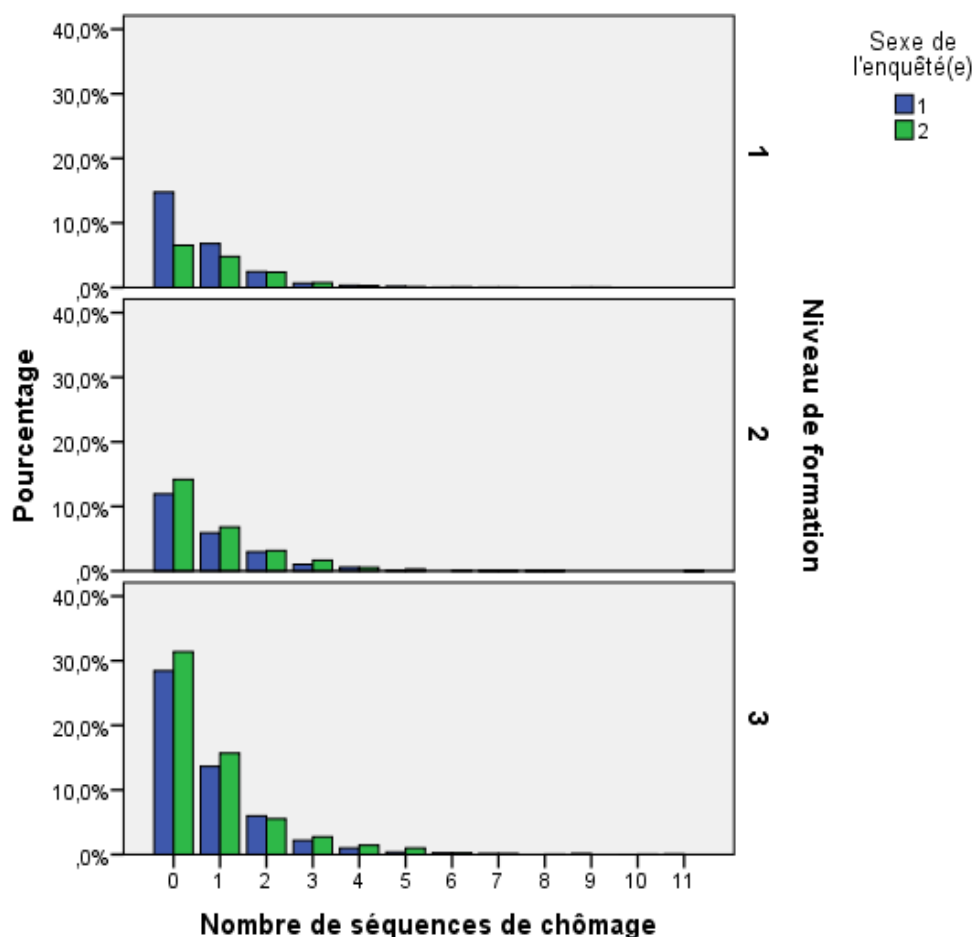
<sup>75</sup> Certificat d'Aptitude Professionnelle (CAP) et Brevet d'Etudes Professionnelles (BEP). Ce dernier a été rénové en 2009. Il est intégré au bac pro et se passe en classe de première.

Figure n°12 : Durée d'accès au premier (dernier) emploi



Source : L'auteur sur la base des données de l'enquête *Génération 98*.

Figure n°13 : Le nombre de séquences de chômage selon le genre par niveau de formation



Source : L'auteur sur la base des données de l'enquête *Génération 98*.

## Conclusion

Ce chapitre a été consacré à une analyse descriptive. Au-delà de l'exercice de *défrichage* des données dont nous disposons, nous avons exposé dans quelle mesure les variables retenues peuvent avoir un impact sur les durées d'accès au premier (dernier) emploi des jeunes diplômés de l'enseignement supérieur interrogés dans l'enquête *Génération 98*. Le terme *Génération* est utilisé non pas au sens de génération d'âge, mais de génération de naissance au marché du travail à la sortie du système de formation initiale.

*Génération 98* est une enquête longitudinale sur les cheminements professionnels calée sur quatre interrogations ayant trait à l'insertion et aux débuts de carrière. L'analyse descriptive proposée a été fondée sur l'idée que les caractéristiques sociodémographiques, scolaires, la situation à l'égard du marché du travail et les structures spatiales et économiques peuvent avoir des conséquences importantes sur les parcours d'insertion professionnelle des jeunes. L'ensemble des situations concernant le marché du travail et l'évolution de la situation familiale de la population enquêtée est daté et synthétisé au travers du *calendrier d'activité* et du *calendrier habitat-famille* renseignant sur les événements que les jeunes ont connus, mois par mois, depuis leur sortie de formation initiale en 1998 (recherche d'emploi, formation, inactivité, emploi, chômage, mobilité, etc.).

Cependant, pour riche qu'elle soit, l'enquête *Génération 98* a ses limites comme tout dispositif de suivi longitudinal de l'insertion. Notamment, le fait d'observer l'entrée des jeunes sur le marché du travail pendant 10 ans nous interpelle quant aux performances d'insertion d'une formation : sont-elles stables dans le temps ou variables en fonction du temps écoulé ? Les performances 10 ans après la sortie du système de formation initiale sont-elles les mêmes qu'après 3 ans, ou conduisent-elles à d'autres classements ? L'étude des cheminements longs proposée par l'enquête *Génération 98* n'a pas tranché ces questions même s'il en ressort des recompositions assez nettes ([FOURCADE, 2012](#)).

Un autre biais fondamental de l'enquête *Génération 98* est de considérer l'insertion comme un champ purement compétitif où la performance est l'unique critère d'évaluation. Les jeunes sortants du système éducatif sont certes placés dans un univers concurrentiel, mais le jeu de la concurrence ne concerne pas uniquement les membres de la cohorte ; il concerne un ensemble beaucoup plus vaste : actifs occupés, inactifs, chômeurs, etc. Si certains diplômés recherchent les meilleures entreprises qui offrent les meilleurs salaires et les meilleures conditions de travail ou de carrière, d'autres valorisent dans leur recherche d'emploi des dimensions ignorées par d'autres.

En somme, l'enquête *Génération 98* condense un ensemble de données en interaction tels que les caractéristiques individuelles (observables et non observables), les chercheurs d'emplois dans leurs choix et leurs préférences, les performances structurelles ou conjoncturelles du marché du travail, les politiques d'éducation et d'emploi... Il va sans

dire que les résultats d'insertion sont le produit de ces interactions sur lesquelles l'économiste tout comme le décideur n'ont que très peu d'informations.

L'enquête *Génération 98*, comme toutes les enquêtes d'insertion, doit pouvoir s'inscrire dans un objectif d'information, mais aussi d'aide à la décision. Elle doit pouvoir intervenir en tant qu'outil incitatif à l'offre de formation tout en favorisant les transformations dans les formations.

## CHAPITRE 4

# MODELISATIONS MICROECONOMETRIQUES DE L'ACCES AU PREMIER (DERNIER) EMPLOI D'UNE COHORTE DE DIPLOMES DE L'ENSEIGNEMENT SUPERIEUR

### Introduction

Dans le deuxième chapitre, rappelons-le, nous avons souligné que la probabilité instantanée de sortie du chômage (taux de hasard) est modélisée au travers de deux classes de modèles de durée : modèles à hasards proportionnels et modèles à temps de vie accélérée. Ce chapitre ambitionne d'offrir une application de ces modèles à l'étude des déterminants des durées d'accès au premier (dernier) emploi qui accompagnent le processus d'insertion professionnelle d'une cohorte de diplômés de l'enseignement supérieur. Or, ce processus est complexe, voire chaotique, renvoyant à une pluralité de parcours pouvant s'expliquer par différentes stratégies individuelles qui évoluent en fonction des contraintes d'un marché du travail rationné. Aussi, cette complexité trouve-t-elle ses racines dans un domaine de recherche où économistes, sociologues, psychologues et pédagogues peinent à trouver une définition conventionnelle de l'insertion professionnelle des jeunes. Depuis les travaux de [VERNIERES \(1997, 1993\)](#) et [VINCENS \(1998, 1997\)](#), en effet, les économistes n'ont pas tranché sur les définitions des états *initial* et *final* pour la période d'insertion. Celle-ci s'achèverait lorsque l'individu aurait atteint une *position stabilisée* dans le système d'emploi. Reste à préciser, cependant, à quel moment un individu est stabilisé car la nuance est ici de rigueur, notamment stabilisé dans l'instabilité ? Une période de transition qui s'achève, une intégration professionnelle qui s'achève, l'amorce d'une stabilisation professionnelle, l'accès à

un premier (dernier) emploi, autant de définitions de l'insertion professionnelle qui dépendraient *in fine* des objectifs du chercheur.

Quoiqu'il en soit, le traitement statistique et économétrique de l'enquête *Génération 98* va permettre d'y voir plus clair. Notre objectif est d'étudier sur une période de dix ans un des éléments stratégiques de l'insertion d'une cohorte de jeunes diplômés de l'enseignement supérieur, à savoir leur durée d'accès au premier emploi ([Section 1.](#)). Or, avec l'existence d'emplois d'attente et l'évolution des pratiques d'embauche, la première prise d'emploi, ne peut, à elle seule, rendre compte d'une *position stabilisé*. Pour mémoire, cet état n'est pas absorbant (certains redeviennent chercheurs d'emploi). La dernière prise d'emploi prend alors tout son sens ([Section 2.](#)).

## Section 1. Estimations des durées d'accès au premier emploi

Si l'on considère l'ensemble de l'échantillon étudié (5070 diplômés) et si un individu n'a connu qu'un seul épisode de chômage, sa durée moyenne serait de 3,6 mois. De la même façon, si la quasi-totalité des diplômés n'ont pas fait l'objet d'un problème de censure, 5 diplômés (0,1% de l'échantillon) ont toutefois connu l'état de chômage pendant toute la durée de la période d'observation.

*Quid* des durées d'accès au premier emploi de chaque quartile ? 50% des diplômés de Niveau I ont (sans surprise) accédé à l'emploi un mois après la sortie du système de formation initiale contre 25% des diplômés de niveaux II et III. Mais au fur et à mesure que le temps passe, le Niveau de formation III s'avère un excellent *passerport* pour l'emploi ; en témoigne la proportion des diplômés qui ont accédé à l'emploi 3 mois après la sortie du système éducatif (75%)<sup>76</sup>. La dimension professionnelle de ce niveau de formation est en effet repérable, pour reprendre les termes de [ROSE \(2012\)](#), à partir des contenus, des méthodes et des intervenants, mais aussi au regard des débouchés professionnels (*i.e.* accès rapide et ciblé à un emploi, rencontres entre firmes et demandeurs d'emplois aboutissant à des situations d'appariement, possibilité de développer une dynamique professionnelle).

---

<sup>76</sup> Voir [ANNEXE I.](#)



### 1.1. Estimation non paramétrique

Les estimateurs non paramétriques, nous l'avons déjà dit, tiennent compte de l'effet des covariables en décomposant l'échantillon en sous-échantillons suffisamment homogènes compte tenu de ces covariables. Pour l'essentiel descriptive, l'approche non paramétrique se singularise par son caractère préliminaire à l'estimation de la fonction de hasard et/ou de survie ([CARRERE et al., 2011](#)).

#### *Démarcation de l'échantillon par niveau de formation*

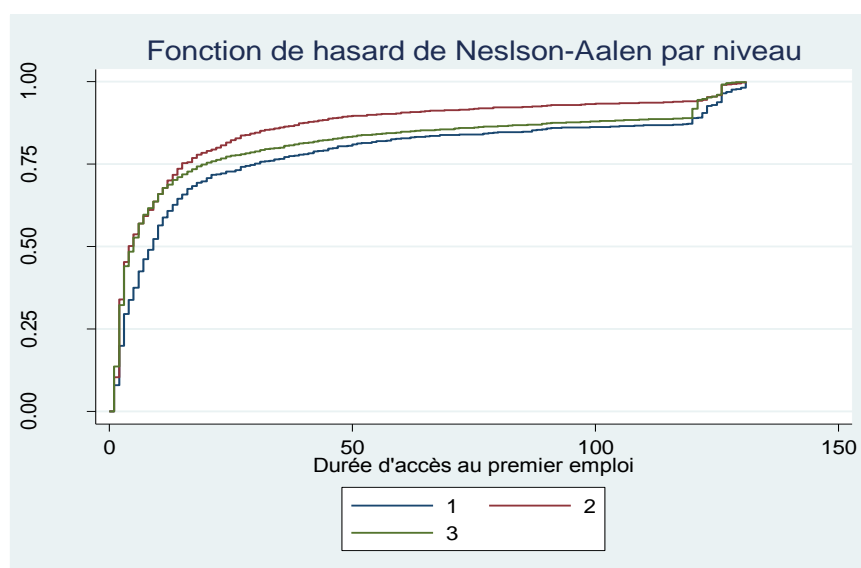
La littérature relative à l'insertion professionnelle des diplômés de l'enseignement supérieur renvoie à différents critères (objectifs, mais également subjectifs) venant expliquer l'hétérogénéité des situations que connaissent les jeunes sur le marché du travail, le niveau de formation étant un des facteurs objectifs de différenciation ([BOISSON-COHEN et al., 2017](#); [LE RHUN et POLLET, 2011](#)). Pour ce qui nous concerne, la variable clef (*i.e.* l'unité appropriée de l'analyse) utilisée dans la démarcation de l'échantillon est le niveau de formation. La stratification induite est validée par les tests non paramétriques : le test du *Log-rank* et le test de WILCOXON.

**Tableau n°1** : Tests d'homogénéité des fonctions de hasard selon le niveau de formation

	<b>Khi-2</b>
<b>Log-rank</b>	92,97
<b>WILCOXON</b>	80,18

Il ressort du [Tableau n°1](#) que le *Khi-2* calculé est largement supérieur au *Khi-2* tabulé même pour une erreur de première espèce de 1% pour les deux tests. Autrement dit, ces tests autorisent de rejeter l'hypothèse selon laquelle les trois groupes sont homogènes en faveur d'une différence significative des fonctions de hasard selon le niveau de formation. C'est dire que cette variable conduit, *ceteris paribus*, à une diversité des insertions professionnelles. La [Figure n°1](#) vient conforter la conjecture.

**Figure n°1 :** Fonction de hasard des durées d'accès au premier emploi par niveau de formation



La [Figure n°1](#) visualise l'estimation des durées d'accès au premier emploi par niveau de formation ; les niveaux I, II et III y sont juxtaposés. Associé au résultat du test de WILCOXON<sup>77</sup>, ce résultat atteste de la variabilité des durées par niveau de formation. Plus explicitement, si les premiers mois ne témoignent pas d'une différenciation des durées, à partir du 3<sup>ème</sup> mois, cependant, la pente de la tangente à la courbe de hasard des diplômés de Niveau I commence à décroître plus sensiblement que celles des diplômés de niveaux II et III. A partir du 10<sup>ème</sup> mois, les diplômés de Niveau II se démarquent des diplômés de Niveau III par des durées d'accès plus courtes au premier emploi ; la position relative des deux courbes en témoigne. La fin d'observation en 2008 s'est accompagnée par des taux élevés de sortie de l'état de chômage, les trois courbes ayant une allure ascendante marquée. Au-delà même de l'effet de la crise de 2008, dans un contexte économique globalement plus difficile, le diplôme joue un rôle d'autant plus marqué pour permettre l'accès à l'emploi.

Comment interpréter cette variabilité des durées d'accès au premier emploi par niveau de formation ?

Les différentiels des durées d'accès au premier emploi suggèreraient des stratégies de recherche différentes en fonctions des objectifs fixés en début du processus d'insertion, mais

---

<sup>77</sup> Le test du *Log-rank* s'avère peu efficace lorsque notamment les courbes n'évoluent pas de façon proportionnelle, *i.e.* les courbes se croisent.

aussi des préférences et des contraintes. À tout chercheur d'emploi, en effet, est associé un éventail de préférences spécifiques et de salaires de réserve, ce qui écarterait l'hypothèse d'un accès aléatoire aux emplois. Notamment, la position de la courbe de hasard des diplômés de Niveau I prend le contre-pied du rôle *instrument de promotion* de l'éducation sous-jacent à la théorie du capital humain, accentué sans doute par les goûts des travailleurs et les préférences patronales ([JACQUEMET et EDO, 2013](#) ; [DIAMOND, 2011](#) ; [MORTENSEN, 2011](#) ; [PISSARIDES, 2011](#) ; [GIRET, 2000](#)). De la même façon, lorsque l'insertion n'est pas effectuée dans les premiers mois (75% des diplômés constituant notre échantillon ont accédé à un premier emploi dans les six premiers mois), les probabilités d'accéder à l'emploi deviennent d'autant plus faibles que le temps passe, les pentes de la tangente aux courbes de hasard devenant de plus en plus horizontales. L'hypothèse de signal négatif des durées de survie dans l'état de chômage n'est pas à écarter, celle-ci posant par ailleurs le problème crucial de la massification de l'enseignement supérieur conjuguée à la dépréciation du diplôme-signal au sens de [SPENCE \(1973\)](#) ([MATUS et STEHLIN, 2014](#) ; [GAMEL, 2000](#)).

Ainsi, l'approche non paramétrique a mis en évidence le rôle du niveau de formation dans la démarcation de l'échantillon calée sur la fonction de hasard. Bien qu'elle soit robuste<sup>78</sup>, cette approche limite *de facto* le nombre de covariables retenues et vient dès lors en amont d'une étude économétrique *stricto sensu*, *i.e.* semi-paramétrique et paramétrique.

## 1.2. Estimation semi-paramétrique

Les durées d'accès aux emplois sont-elles imputables à des facteurs d'environnement ou renvoient-elles plutôt à des caractéristiques individuelles et des mécanismes de sélection des employeurs ? Les facteurs qui président à la réussite (échec) de la quête sur le marché du travail sont, on le sait, nombreux. Mais, les études économétriques semblent privilégier le rôle des caractéristiques individuelles sur la probabilité de connaître l'évènement (*i.e.* l'accès à l'emploi). Or, au-delà de l'effet particulièrement discriminant de ces facteurs, nous nous proposons ici d'élargir la perspective aux liens pouvant exister entre l'accès au premier emploi et l'insertion professionnelle.

---

<sup>78</sup> L'approche non paramétrique approche la forme empirique prise par la fonction considérée sans adopter une quelconque spécification de loi de probabilité réelle des observations (*Cf.* [chapitre 2](#)).

On trouvera dans le [Tableau n°2](#) les résultats de l'estimation semi-paramétrique des durées d'accès au premier emploi (stratifiées par niveau de formation) par la méthode du maximum de vraisemblance partielle de [COX \(1975, 1972\)](#)<sup>79</sup>.

**Tableau n°2 :** Estimation semi-paramétrique des durées d'accès au premier emploi par niveau de formation.

Variables <sup>80</sup>	Niveau I	Niveau II	Niveau III
	Taux de hasard	Taux de hasard	Taux de hasard
<b>La formation</b>			
<b>Spécialité de formation</b>			
Niveau I (Gestion <i>réf.</i> )			
Commerce	Ns	-	-
Science	Ns	-	-
Ingénieur	1,53**	-	-
Niveau II (Gestion <i>réf.</i> )			
Science	-	1,43**	-
Commerce	-	ns	-
Niveau III (Santé <i>réf.</i> )			
Générales	-	-	ns
Technique	-	-	1,88**
Industriel	-	-	ns
Lassitude vis-à-vis des études	Ns	0,83***	0,87***
Nbre de mois passés en reprise d'études	0,98**	0,97***	0,98***
Nbre de mois passés en formation	0,95***	0,96***	0,95***
<b>Les caractéristiques sociodémographiques</b>			
Age de l'enquêté en 1998	Ns	ns	ns
Genre (Homme <i>réf.</i> )			
Femme	0,83**	0,98**	0,99***
Nombre d'enfants à charge à la date de l'enquête	0,91***	0,92***	0,98**
Situation actuelle du conjoint (au chômage <i>réf.</i> )			
En emploi	Ns	1,26***	1,25***
En études	Ns	ns	ns
Le conjoint gagne (autant que vous <i>réf.</i> )			
Plus que vous	Ns	ns	ns
Moins que vous	Ns	ns	ns
Prêt à quitter l'emploi pour suivre le conjoint	Ns	ns	ns
CSP du père (Employé <i>réf.</i> )			
Agriculteur	Ns	ns	ns
Technicien	Ns	ns	ns
Cadre	1,26**	ns	ns
Statut professionnel de la mère (au chômage <i>réf.</i> )			
En emploi	Ns	ns	1,08**
Pays de naissance de l'enquêté (Etranger <i>réf.</i> )			
France	Ns	ns	ns
Pays de naissance de la mère (Etranger <i>réf.</i> )			

<sup>79</sup> Cf. chapitre 2.

<sup>80</sup> Remarques que toutes les variables recensées dans le [chapitre 3](#) se scindent en différentes modalités et produisent autant de variables dichotomiques que de modalités. Dès lors, nous avons été amenés à définir de nouvelles variables.

France	Ns	ns	0,84*
<b>Pays de naissance du père</b> (Etranger <i>réf.</i> )			
France	Ns	ns	ns
<b>Discriminations ressenties</b>	1,13*	1,15*	ns
<b>Le cheminement professionnel</b>			
<b>Mobilité géographique</b>	1,01**	1,02**	1,00**
<b>Type d'emploi recherché</b> (CDD <i>réf.</i> )			
CDI	1,09***	1,06***	0,98***
<b>Temps de travail</b> (Temps partiel <i>réf.</i> )			
Temps complet	ns	ns	ns
<b>Premier salaire net perçu</b>	1,00*	1,00**	1,00***
<b>Taille de l'entreprise</b> (PME <i>réf.</i> )			
Microentreprise	1,22**	ns	ns
Grande entreprise	ns	ns	ns
Entreprise de taille intermédiaire	ns	ns	ns
<b>Commune de l'entreprise</b> (appartenant à un pôle d'emploi de l'espace rural <i>réf.</i> )			
Appartenant à un pôle urbain	ns	ns	ns
<b>Stage en entreprises</b>	1,04*	1,09*	1,08***
<b>Nbre de mois passés en inactivité</b>	0,98***	0,96***	0,96***
<b>Nbre de mois passés en <i>Job</i> de vacances</b>	0,82**	0,84***	0,82***
<b>Nbre de mois passés au Service National</b>	ns	ns	1,00*
<b>Opinion sur le parcours et l'avenir professionnel</b> (Inquiet <i>réf.</i> )			
Optimiste	ns	ns	ns
<b>Log likelihood</b>	-5934,92	-7878,2351	-19919,397

(\*\*\*) seuil de significativité à 1%, (\*\*) seuil de significativité à 5%, (\*) seuil de significativité à 10%, (ns) non significatif.

L'estimation semi-paramétrique du modèle à hasard proportionnel conduit naturellement à observer tout d'abord les valeurs des taux de hasard associées à la batterie des variables retenues : la formation, les caractéristiques sociodémographiques et le cheminement professionnel.

Dans le modèle semi-paramétrique de COX, les valeurs des taux de hasard estimés correspondent à l'impact des variables sur le risque d'accéder à l'emploi. Les résultats économétriques obtenus dans l'estimation des durées d'accès au premier emploi restituent les effets, habituellement observés dans l'analyse des taux de sortie du chômage, des principales caractéristiques individuelles sur les durées et les issues au chômage.

Clairement, les résultats obtenus viennent confirmer, compléter ou préciser certains des développements non paramétriques. Notamment, les effets de la *Spécialité de formation* ressortant du [Tableau n°2](#) sont sans ambiguïté. On sait par ailleurs que la concurrence pour l'accès aux différents emplois dépend de la différenciation des spécialisations demandées<sup>81</sup>. Les spécialités Ingénieur, Science et Technique manifestent un avantage comparatif dans l'accès au premier emploi. Les taux de hasard associés à ces trois spécialités appuient d'autres

<sup>81</sup> Cf. [Chapitre 3](#).

recherches sur la spécialité professionnalisante en tant qu'indicateur de performances d'insertion ([BEDUWE et MORA, 2017](#) ; [VELTZ, 2008](#)). Mais la spécialité dite Technique (Niveau de formation III) semble établir une relation plus étroite entre la formation et l'emploi lors de l'insertion professionnelle. Toutes choses égales par ailleurs, cette spécialité augmente l'accès à un premier emploi de 88%, la modalité de référence étant la spécialité Santé.

La question du choix de la poursuite des études (*Lassitude vis-à-vis des études*) se pose au travers du problème de valorisation des diplômes. En 2008, rappelons-le, 52,2% des diplômés de l'enseignement supérieur déclarent souhaiter poursuivre leurs études. Ces *raccrocheurs* qui valorisent fortement les diplômes et sont tournés vers la question de leur insertion professionnelle, trouvent plus rapidement un premier emploi. En témoignent les résultats consignés dans le [Tableau n°2](#) : la *Lassitude vis-à-vis des études* diminue la probabilité d'accéder à un emploi de 17% et 13% pour les diplômés de niveaux II et III respectivement.

Il ressort des résultats d'estimation observés un profil peu favorable -dans le sens d'une durée d'accès au premier emploi plus longue- des individus transitant du système de formation initiale vers la reprise d'études ou vers la formation continue. Il va sans dire que la formation initiale se révèle le plus souvent déterminante pour l'accès aux emplois. Or, dans un contexte où les parcours professionnels sont devenus moins linéaires, la formation continue serait synonyme de mobilité choisie et d'évolution professionnelle car transférable d'une entreprise à une autre.

Qu'en est-il maintenant de l'interaction des variables sociodémographiques avec les durées d'accès au premier emploi ?

Arrêtons-nous d'abord sur les résultats obtenus pour la variable *Age de l'enquête en 1998*. Variations des taux d'activité, des niveaux de salaires, des taux de chômage, des probabilités d'y tomber ou d'en sortir, des taux de *turnover*, des taux d'occupation dans un système d'emploi d'une *position stabilisée*, autant de grandeurs dont les valeurs diffèrent selon l'âge. Comment alors expliquer la non significativité de cette variable ? La réponse tient pour l'essentiel à la répartition uniforme des diplômés selon l'âge dans chaque strate.

Observons l'effet du *Genre* mis en avant dans une abondante littérature économétrique. Celui-ci est matérialisé par le fait que les femmes ont une prise d'un premier emploi retardée

de 17% (Niveau I), 2% (Niveau II) et 1% (Niveau III). La variable *Genre* donne, on le sait, une certaine validité aux modèles de durée dans la mesure où les pratiques discriminatoires expliquent à la fois la pénalité salariale des femmes et le type d'emplois qui leur sont accessibles. Cependant, il serait réducteur d'imputer ce résultat entièrement à de telles pratiques. Des effets offre de travail peuvent aussi jouer. Les femmes seraient porteuses de caractéristiques d'employabilité peu favorables lorsque notamment elles ont des enfants à charge.

En revanche, la situation professionnelle du conjoint (*en emploi*) apparaît comme une variable structurante des niveaux II et III. Elle est un gage d'accès rapide à un premier emploi. Les réorganisations qui se négocient à la suite d'une mise en couple peuvent conduire à des trajectoires professionnelles différentes. La situation du conjoint peut influencer sur l'offre du travail notamment par le biais du temps de travail.

Lorsqu'on regarde maintenant la *CSP du père* et le *Statut professionnel de la mère*, on s'aperçoit que le fait d'avoir un père Cadre a, pour les sortants avec un diplôme de troisième cycle ou d'une école d'ingénieur, et toutes choses égales par ailleurs, un effet marquant dans le processus d'insertion. En revanche, le fait d'avoir une mère en emploi semble améliorer, quoique faiblement, la probabilité de quitter l'état de chômage vers un premier emploi des sortants avec un diplôme de niveau bac +2.

En ce qui concerne l'origine migratoire (*Pays de naissance de la mère*), les résultats semblent aisément obtenus pour les diplômés de Niveau III et montrent que le fait d'avoir une mère française ne contribue pas à la réussite sur le marché du travail en termes d'une durée d'accès au premier emploi plus courte. Bien qu'il ne soit pas attendu, ce résultat est conforté par la non significativité de la variable *Discriminations ressenties*.

Tout emploi vacant crée un appel. La variation des durées d'accès au premier emploi serait alors influencée par la *mobilité géographique*. Elle est subie lorsqu'elle apparaît comme un choix de *Second Best*. Elle est choisie lorsqu'elle relève, en tant qu'*input* du processus de quête d'information, d'un calcul de type coût-avantage. Les résultats recensés dans le Tableau n°2 semblent souscrire au second raisonnement et montrent par là même que les durées d'accès au premier emploi des diplômés de niveaux I et II sont fonctions décroissantes de la *mobilité géographique*.

Le *Type d'emploi recherché* à la sortie du système de formation initiale (emploi sur CDI, emploi sur CDD) reconstitue, pour les conditions du marché du travail de 1998-2008, une trajectoire-type conditionnée par le niveau de formation. Les résultats obtenus nous enseignent que certains diplômés accèdent très rapidement à un premier emploi de type CDI (les jeunes de niveaux I et II) alors que d'autres n'y parviennent qu'après une longue durée (les jeunes de Niveau III). Au plan théorique, ces variabilités des durées par niveau de formation sont justifiées par des dotations différenciées en capital humain et donc des productivités potentielles plus ou moins importantes. Si les diplômés sont hétérogènes en productivité et si les productivités et le type d'emploi recherché sont corrélés positivement, les firmes offrant des CDI vont attirer les meilleurs candidats.

De la même façon, le type d'emploi recherché met en exergue le rôle de la *Taille de l'entreprise*. Comparativement à une recherche ciblée sur les PME, une recherche orientée vers la microentreprise va diminuer les risques d'emploi d'attente. Des considérations institutionnelles expliquent dans une large mesure le résultat obtenu pour les jeunes de Niveau I<sup>82</sup>.

On en arrive alors logiquement à la variable *Stage en entreprises*. Comment interpréter les effets de professionnalisation des stages attestés par des taux de hasard significatifs dans le sens d'une durée d'accès au premier emploi plus courte ? Peut-on présumer que la succession stage/emploi relève d'une causalité stable ? Certains sont sceptiques quant aux gains en professionnalisme des stages et considèrent que l'exercice qui consiste à évaluer la qualité de l'insertion en mesurant la rapidité d'accès au premier emploi serait peu fécond lorsque notamment la qualité des stages et leurs incidences sur la suite des carrières ne sont pas prises en compte ([GLAYMANN, 2015](#)). D'autres, en revanche, sont venus valider l'hypothèse selon laquelle les stages, en augmentant le capital social des jeunes diplômés, minimisent le séjour dans l'état de chômage. De plus, ces premiers emplois seraient assimilés à un premier acte déterminant une première expérience valorisée sur le marché du travail.

Les variables *Nbre de mois passés en inactivité* et *Nbre de mois passés en Job de vacances* s'avèrent ici représentatives de fait d'une situation problématique dans la mesure où elles sont associées à des durées d'accès au premier emploi plus longues. Ce résultat apparaît contre intuitif et partant l'interprétation logique et envisageable doit pouvoir prendre en compte de

---

<sup>82</sup> En 2016, les microentreprises représentaient 40% du nombre total des entreprises créées. Le terme microentreprise renvoie davantage à un régime fiscal très avantageux qu'à un type d'entreprise ([INSEE, 2016](#)).



manière plus ferme la composante temporelle dont s'affranchit l'approche semi-paramétrique.

Afin d'aller plus avant dans cet exercice semi-paramétrique, il convient de vérifier l'hypothèse de proportionnalité à l'aide des résidus de SCHOENFELD et le résidu de COX-SNELL. L'adéquation globale du modèle avec les données n'étant pas vérifiée<sup>83</sup>, il est fort probable que le hasard de base en soit à l'origine, l'inférence semi-paramétrique le supposant, en effet, constant. Dès lors, les modèles paramétriques sont venus pallier cet inconvénient.

### 1.3. Estimation paramétrique

Calée sur des formes paramétriques *a priori* de la fonction de hasard, la modélisation paramétrique a l'avantage de fournir des estimations en temps continu et permet, contrairement aux méthodes non paramétriques et semi-paramétriques *supra*, de contrôler efficacement la présence d'hétérogénéité non observable, et en cela elle est incontournable. Comment alors parvenir à retenir parmi les spécifications paramétriques estimées par la méthode du maximum de vraisemblance (Exponentielle, WEIBULL, GOMPERTZ, Log-normale et Log-logistique)<sup>84</sup> celle qui ajuste le mieux nos données ?

#### *La spécification retenue*

Examinons d'abord la dépendance temporelle de la fonction de hasard des spécifications emboîtées (WEIBULL et exponentielle). Le test du rapport de vraisemblance (LR) entre ces deux spécifications, dont l'une est cas particulier de l'autre, nous en donne les moyens. Le résultat du test est consigné dans le [Tableau n°3](#). Il en ressort que la spécification WEIBULL est la plus appropriée aux données pour les deux modèles, l'hypothèse nulle<sup>85</sup> étant rejetée.

---

<sup>83</sup> Le Khi-deux calculé est supérieur au Khi-deux tabulé (test des résidus de SCHOENFELD). De plus, les risques cumulés des résidus de COX-SNELL ne sont pas des droites passant par l'origine et de pente égale à 1 (Cf. [ANNEXE II](#) et [III](#)).

<sup>84</sup> Cf. [Tableau n°1](#) (chapitre 2).

<sup>85</sup> Cette hypothèse suppose que la sortie de l'état de chômage est indépendante vis-à-vis du temps.

**Tableau n°3 :** Le test du rapport de vraisemblance (LR) des spécifications emboîtées

	Modèle à hasard proportionnel			Modèle à temps de vie accélérée		
	Niveau I	Niveau II	Niveau III	Niveau I	Niveau II	Niveau III
<b>LR (Exponentielle/WEIBULL)</b>	666,86	579,40	1330,80	666,86	579,40	1330,80

Regardons ensuite les modèles non-emboîtés (WEIBULL, GOMPERTZ, Log-normal et Log-logistique) et retenons la spécification qui ajuste le mieux les données. Le critère d'information d'AKAIKE (AIC) nous en donne les moyens ([Tableau n°4](#)). La mise en concurrence de ces spécifications estimées indique que l'ensemble des résultats de ce critère converge vers une même conclusion : la spécification Log-normale est la mieux à même de transcrire l'accès à un premier emploi au sein de la population étudiée. Cette spécification, on le sait, a une fonction de hasard non monotone ayant une forme de cloche qui laisse apparaître un risque croissant puis décroissant, ce qui conforte les hypothèses fondatrices de la théorie de la recherche d'emploi (*i.e.* les chances d'accéder à un emploi sont *a priori* plus fortes en début de période de recherche d'emploi alors que le risque de sortie du chômage diminue avec la hausse de l'ancienneté au chômage).

**Tableau n° 4 :** Le critère d'information d'AKAIKE (AIC)

Spécifications	Niveau I	Niveau II	Niveau III
<b>WEIBULL à hasard proportionnel</b>	4176,086	5246,478	11234,89
<b>WEIBULL à temps de vie accélérée</b>	4176,086	5246,478	11234,89
<b>GOMPERTZ</b>	4694,451	5703,159	12188,27
<b>Log-normale</b>	4029,284	5206,302	10742,02
<b>Log-logistique</b>	4098,426	5294,304	10919,6

Le dernier objectif enfin consiste à caler la spécification retenue. Il s'agit cette fois de tenir compte de l'hétérogénéité non observable<sup>86</sup>, la fonction de hasard étant ainsi modélisée de manière *mixte*. Le contrôle de la présence de cette hétérogénéité à l'aide du test du rapport de vraisemblance (LR) n'entraîne aucune amélioration de la spécification Log-normale retenue ([Tableau n°5](#)).

<sup>86</sup> On retient le plus souvent la loi gamma dans la distribution de l'hétérogénéité non observable.

**Tableau n°5 :** Le test du rapport de vraisemblance (LR) de la spécification retenue sans et avec hétérogénéité non observable

	Niveau I	Niveau II	Niveau III
<b>LN de la spécification retenue sans hétérogénéité non observable</b>	-1974,6421	-2563,1511	-5331,0093
<b>LN de la spécification retenue avec hétérogénéité non observable</b>	-1974,6421	-2563,1511	-5331,0093
<b>LR</b>	0	0	0

En définitive, les étapes que nous avons suivies pour choisir la spécification qui ajuste le mieux nos données sont venues en aval des estimations de deux modèles de durée (*AFT* et *PH*) par la méthode du maximum de vraisemblance en faisant intervenir tour à tour les spécifications Exponentielle, WEIBULL, GOMPERTZ, Log-normale et Log-logistique<sup>87</sup>. Les tests de spécifications nous ont conduits à retenir la Log-normale sans hétérogénéité non observable ([Tableau n°6](#)). Dès lors, la probabilité d'accéder au premier emploi de la population étudiée dépend du temps et des caractéristiques individuelles observables.

**Tableau n°6 :** Spécification paramétrique retenue par niveau de formation

	Niveau I	Niveau II	Niveau III
<b>La spécification retenue</b>	Log-normale sans hétérogénéité non observable	Log-normale sans hétérogénéité non observable	Log-normale sans hétérogénéité non observable

On en arrive alors logiquement à l'interprétation des résultats des estimations paramétriques des durées d'accès au premier emploi (stratifiées par niveau de formation) par la méthode du maximum de vraisemblance ([Tableau n°7](#)).

<sup>87</sup> Cf. [ANNEXE IV](#).

Tableau n°7 : Estimation paramétrique des durées d'accès au premier emploi par niveau de formation

Variables	Niveau I Coefficient	Niveau II Coefficient	Niveau III Coefficient
<b>La formation</b>			
<b>Spécialité de formation</b>			
<b>Niveau I (Gestion réf.)</b>			
Commerce	ns	-	-
Science	ns	-	-
Ingénieur	1,56***	-	-
<b>Niveau II (Gestion réf.)</b>			
Science	-	1,66***	-
Commerce	-	ns	-
<b>Niveau III (Santé réf.)</b>			
Générales	-	-	ns
Technique	-	-	0,33***
Industriel	-	-	ns
Lassitude vis-à-vis des études	ns	-0,17*	-0,28***
Nbre de mois passés en reprise d'études	ns	0,04***	0,03***
Nbre de mois passés en formation	0,12***	0,05***	0,06***
<b>Les caractéristiques sociodémographiques</b>			
Age de l'enquêté en 1998	-0,07***	ns	ns
<b>Genre (Homme réf.)</b>			
Femme	-0,48***	-0,57**	-0,68**
Nombre d'enfants à charge à la date de l'enquête	-0,24***	-0,17***	-0,14***
<b>Situation actuelle du conjoint (au chômage réf.)</b>			
En emploi	ns	0,49***	0,36***
En études	ns	ns	ns
<b>Le conjoint gagne (autant que vous réf.)</b>			
Plus que vous	ns	ns	0,22***
Moins que vous	ns	ns	ns
Prêt à quitter l'emploi pour suivre le conjoint	ns	-0,27***	-0,13**
<b>CSP du père (Employé réf.)</b>			
Agriculteur	ns	ns	ns
Technicien	ns	ns	ns
Cadre	0,26**	ns	ns
<b>Statut professionnel de la mère (au chômage réf.)</b>			
En emploi	ns	ns	ns
<b>Pays de naissance de l'enquêté (Etranger réf.)</b>			
France	ns	ns	-0,21*
<b>Pays de naissance de la mère (Etranger réf.)</b>			
France	ns	ns	ns
<b>Pays de naissance du père (Etranger réf.)</b>			
France	0,33***	ns	1,56***
Discriminations ressenties	-0,30**	-0,37**	-0,41**
<b>Le cheminement professionnel</b>			
Mobilité géographique	0,10	0,22***	0,67***

<b>Type d'emploi recherché (CDD réf.)</b>			
CDI	0,30***	0,28***	-0,10***
<b>Temps de travail (Temps partiel réf.)</b>			
Temps complet	ns	ns	ns
<b>Premier salaire net perçu</b>			
	ns	ns	ns
<b>Taille de l'entreprise (PME réf.)</b>			
Microentreprise	0,37***	ns	ns
Grande entreprise	-0,31***	-0,40***	ns
Entreprise de taille intermédiaire	ns	ns	ns
<b>Commune de l'entreprise (appartenant à un pôle d'emploi de l'espace rural réf.)</b>			
Appartenant à un pôle urbain	ns	ns	ns
<b>Stage en entreprises</b>			
	0,24***	ns	0,24***
<b>Nbre de mois passés en inactivité</b>			
	0,03***	0,06***	0,05***
<b>Nbre de mois passés en <i>Job</i> de vacances</b>			
	0,85***	0,66***	0,79***
<b>Nbre de mois passés au Service National</b>			
	0,04***	0,04***	0,03***
<b>Opinion sur le parcours et l'avenir professionnel (Inquiet réf.)</b>			
Optimiste	ns	ns	ns
<b>Constante</b>			
	ns	ns	ns
<b>Log_sigma</b>	0,59***	0,60***	0,47***
<b>Sigma</b>	1,82	1,82	1,61
<b>Log likelihood</b>	-1974,6421	-2563,1511	-5331,0093

(\*\*\*) seuil de significativité à 1%, (\*\*) seuil de significativité à 5%, (\*) seuil de significativité à 10%, (ns) non significatif.

La significativité du paramètre estimé *Log-sigma* nous conforte dans le choix de la spécification Log-normale sans hétérogénéité non observable. Par ailleurs, les résultats trouvés par l'analyse paramétrique ne s'écartent pas notablement de ceux obtenus par l'analyse semi-paramétrique. Mais, clairement certaines différences apparaissent. Une analyse comparée des chances de sortie du chômage selon ces deux inférences nous conduit à poser la question de savoir si la dépendance temporelle est le véritable enjeu méthodologique dans l'explication des résultats opposés. La présence de réels écarts dans les résultats des estimations des coefficients des variables explicatives relatant l'histoire passée sur le marché du travail<sup>88</sup> montre sans ambiguïté la sensibilité des estimations paramétriques à la dépendance temporelle matérialisée par des durées d'accès au premier emploi plus courtes.

Comment alors interpréter ces écarts ? La théorie du capital humain offre les schèmes d'interprétation les plus simples. Le capital humain est acquis dans le système de formation initiale et dans la vie active. Les individus seront alors différenciés par leur investissement en formation et cette différenciation se poursuivra par les reprises d'études (*Nbre de mois passés en reprise d'études*), la formation continue (*Nbre de mois passés en formation*), les *petits boulots* (*Nbre de mois passés en Job de vacances*)...

<sup>88</sup> *Nbre de mois passés en reprise d'études, Nbre de mois passés en formation, Nbre de mois passés en inactivité, Nbre de mois passés en Job de vacances, Nbre de mois passés au Service National.*

Fait nouveau par rapport à l'analyse semi-paramétrique, l'estimation paramétrique nous a permis de déceler un effet d'âge qui par définition serait la relation d'une ou plusieurs variables avec l'âge d'un individu<sup>89</sup>. Les résultats obtenus autorisent volontiers de mettre en relation l'*Age de l'enquêté* avec la *Taille de l'entreprise*. La population observée étant constituée de nouveaux entrants sur le marché du travail, on peut difficilement écarter ici l'effet d'une faible expérience professionnelle synonyme de durées d'accès plus longues aux grandes entreprises. Ce résultat rejoint les résultats de travaux empiriques antérieurs. Notamment [MONCEL et ROSE \(1995\)](#) utilisent l'âge comme un *proxy* de l'ancienneté sur le marché du travail, voire de l'expérience professionnelle, et concluent que l'accès à une *position stabilisée* s'explique davantage par l'âge et la taille de l'entreprise que par le diplôme. L'hypothèse est facile à concilier avec d'autres travaux qui soulignent l'influence de la taille de l'entreprise dans la caractérisation des trajectoires individuelles d'insertion ([MARGIRIER, 2007](#) ; [AFFICHARD et al., 1994](#) ; [GRELET et al., 1991](#) ; ...).

En se référant aux fondements théoriques du *Job Search*, nous vérifions que la vie en couple conjugue à un effet revenu accélère l'accès au premier emploi. En effet, on peut voir dans le résultat obtenu au niveau de la variable *Le conjoint gagne* un effet de *feedback* positif sur la probabilité de sortie du chômage notamment pour les niveaux de formation les plus faibles (Niveau III).

Un effet attendu est enregistré au niveau de la variable *Prêt à quitter l'emploi pour suivre le conjoint*. Certains diplômés tiennent compte, on le sait<sup>90</sup>, de contraintes n'émanant pas du marché de travail, mais relatives au lieu d'exercice du conjoint et à l'évolution de sa carrière. Sans surprise, cette dimension de l'insertion influence les trajectoires professionnelles et retarde la prise d'emploi comme l'attestent les coefficients significatifs, mais de signes négatifs, associés aux niveaux de formation II et III.

Un dernier résultat vérifie que la nationalité française de l'enquêté n'exerce pas d'effet statistiquement significatif en termes de durées d'accès au premier emploi plus courtes. Couplé avec le coefficient obtenu pour la variable *Discriminations ressenties*, ce résultat atteste de la vulnérabilité des diplômés de Niveau III. En revanche, la nationalité française du père fait apparaître l'importance du réseau social, les relations personnelles pour ainsi dire, en

---

<sup>89</sup> Voir [VINCENS \(1998\)](#).

<sup>90</sup> Voir [CAHUZAC et al. \(2004\)](#).

tant que mode intermédiaire de prospection pouvant s'avérer dans certains cas très efficace ([ROSE, 2014](#) ; [LESUEUR et SABATIER, 2008](#) ; [SABATIER, 2003](#)).

## **Section 2. Estimation des durées d'accès au dernier emploi**

Nous nous interrogeons ici sur la durée d'accès au dernier emploi, durée qui sépare la date de sortie de l'avant dernier emploi de celle à laquelle l'évènement prendra fin, *i.e.* l'accès au dernier emploi. Au plan de la méthode, nous transposons à cette sous-section la démarche précédente : estimation non paramétrique ([2.1.](#)), estimation semi-paramétrique ([2.2.](#)), estimation paramétrique ([2.3.](#)).

Si les seules positions individuelles possibles étaient le chômage et l'emploi supposé absorbant, le passage de l'état de chômage à l'état d'emploi serait décrit simplement. Chaque diplômé sortirait de l'état de chômage le jour où il obtiendrait un emploi et expliquer la durée du primo-chômage serait expliquer l'ordre d'accession à l'emploi stable. Or, la gamme des positions est plus ouverte supposant des enchevêtrements d'états tels que la formation, l'emploi, le chômage, les stages, l'inactivité, le service national, etc. Par conséquent, les parcours d'insertion seraient non linéaires et l'accès à un premier emploi stable serait un état, au sens statistique, non absorbant. Ainsi, on peut avoir plus qu'un épisode d'emploi et l'ordre d'accession à l'emploi stable, la forme et la durée dépendent d'une combinaison d'éléments qui reflètent les caractéristiques individuelles, l'ordre de préférence des entreprises, l'activité de recherche d'emploi et l'ordre de survenance des appariements ([LESUEUR et SABATIER, 2008](#) ; [LEFRESNE, 2003](#))<sup>91</sup>. Mais le hasard peut jouer, nous semble-t-il, un rôle majeur dans l'ordre d'accession à une *position stabilisée* sur un marché du travail rationné.

Nous traitons ici des épisodes d'emploi non absorbants, ce qui revient à dire que certains diplômés ont connu plus qu'un épisode d'emploi. L'ensemble de tous les épisodes (censurés et non censurés) représente 11774 mois et la durée moyenne des épisodes avant d'accéder à un dernier emploi est de 4,1 mois. Les épisodes censurés, eux, concernent 215 individus, ce qui représente une proportion non négligeable (7,58 %) de notre échantillon (2836 individus).

---

<sup>91</sup> Voir [VINCENS \(1998\)](#).

Observons maintenant les durées d'accès au dernier emploi de chaque quartile. 25% des demandeurs d'emplois, tous niveaux de formation confondus, accèdent à l'emploi un mois après la sortie du système de formation initiale. Mais dès lors que le marché aura épongé 50% des diplômés, la durée moyenne augmentera ; elle sera désormais de deux mois. Quoiqu'il en soit, 75% des diplômés n'ont connu l'évènement (accès au dernier emploi) que 4 mois (ou plus) après la sortie du système éducatif<sup>92</sup>.

## 2.1. Estimation non paramétrique

Les estimations non paramétriques sont conduites sous l'hypothèse que les jeunes ne forment pas un groupe homogène. Là encore, le niveau de formation vient stratifier les durées d'accès au dernier emploi comme l'attestent les résultats des tests non paramétriques d'égalité des fonctions de hasard ([Tableau n°8](#)).

**Tableau n°8 :** Tests d'homogénéité des fonctions de hasard selon le niveau de formation

	<b>Khi-2</b>
<b>Log-rank</b>	50,03
<b>WILCOXON</b>	31,47

De façon analogue aux résultats consignés dans le Tableau n°1 de ce chapitre, les résultats ressortant du [Tableau n°8](#) amènent à rejeter l'hypothèse d'homogénéité en faveur d'une différence significative des fonctions de hasard selon le niveau de formation, le *Khi-2* calculé étant largement supérieur au *Khi-2* tabulé même pour une erreur de première espèce de 1% pour les deux tests. L'interprétation économique est alors que la concurrence pour l'accès aux différents emplois dépend de la diversité des emplois, c'est-à-dire de la différenciation des niveaux et des spécialités demandés. C'est dire que par l'intermédiaire d'une formation initiale différenciée, la concurrence joue au cours des différents épisodes d'emploi, mais aussi avant l'entrée dans l'activité. La [Figure n°2](#) vient conforter la conjecture et porter, tout comme la [Figure n°1](#) *supra*, un diagnostic sur la nécessité d'intégrer dans l'analyse une dimension hétérogène et sur la manière dont cette hétérogénéité doit être spécifiée. Il en ressort que les durées d'accès au dernier emploi sont fortement différenciées selon le niveau de formation. Notamment, les diplômés de Niveau II semblent à la *traîne* vis-à-vis des

---

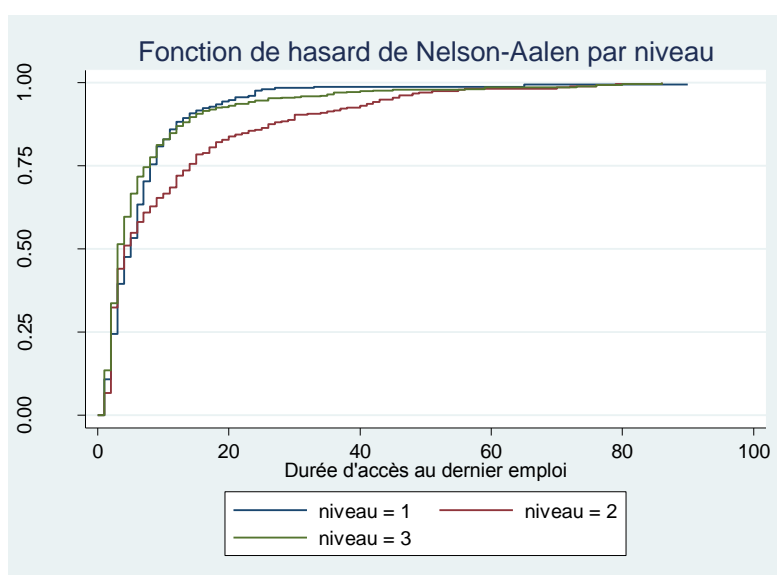
<sup>92</sup> Voir [ANNEXE V](#).



diplômés de niveaux I et III. L'allure de la pente de la tangente à la courbe de hasard représentant ce niveau en témoigne.

L'explication de cette variabilité des durées d'accès au dernier emploi par niveau de formation est à rechercher dans le choix et l'efficacité des stratégies individuelles de recherche d'emploi. En se référant, en effet, aux apports de la théorie du *Job Search*, le taux de sortie du chômage dépend, du moins en pratique, du taux d'arrivée des offres d'emploi<sup>93</sup> qui lui-même dépend des stratégies de prospection. Le choix de ces stratégies est au cœur de la prospection puisqu'il conditionne, comme l'a laissé entrevoir *la parabole des îles* de [PHELPS \(1970\)](#), la manière dont les individus collectent l'information sur les postes à pourvoir.

**Figure n°2 :** Fonction de hasard des durées d'accès au dernier emploi par niveau de formation



Les estimations non paramétriques sont conçues, on le sait maintenant, comme un préalable pour améliorer l'interprétation des estimations des modèles semi-paramétriques et paramétriques. Ainsi, l'étape suivante ambitionne de valider (ou infirmer) le diagnostic non paramétrique et de mesurer les durées d'accès au dernier emploi dans un contexte plus global.

---

<sup>93</sup> Au plan théorique, toutefois, le taux de sortie du chômage dépend et du taux d'arrivée des offres d'emploi et de la probabilité d'accepter (refuser) l'offre reçue.

## 2.2. Estimation semi-paramétrique

Les définitions des états *initial* et *final* sous-tendent toute représentation du phénomène d'insertion qui serait *in fine* le *changement d'état* et le *processus par lequel s'opère ce changement*. Pour compliquer les choses beaucoup d'approches de l'insertion mêlent état *initial* et état *final*. La distinction va cependant nous permettre d'y voir plus clair. L'état *initial* serait l'entrée dans la vie active au sens statistique (*i.e.* recherche ou prise d'un premier emploi). L'état *final*, lui, serait le moment où le travailleur achève son intégration professionnelle (*i.e.* occuper un poste de travail stable et devenir conscient des étapes de sa carrière)<sup>94</sup>. Mais l'entrée dans la vie active serait une *traversée* d'une période de temps marquée par des événements et des durées ou anciennetés dans un état, *e.g.* recherche d'emploi, poursuite d'études, inactivité, chômage, emploi, etc. La conjonction de ces états génère la non linéarité des itinéraires avant d'atteindre le dernier volet du processus d'insertion, l'accès au dernier emploi pour ainsi dire.

Le [Tableau n°9](#) consigne les résultats de l'estimation semi-paramétrique des durées d'accès au dernier emploi (stratifiées par niveau de formation) par la méthode du maximum de vraisemblance partielle de COX.

Observons d'abord les valeurs des taux de hasard associées aux variables explicatives relatant l'histoire passée sur le marché du travail<sup>95</sup>. A l'exception de la variable *Stage en entreprises*, il est intéressant de noter la disparition de l'effet combiné de ces variables dans le processus d'accès au dernier emploi pour les diplômés de Niveau I. On peut évoquer ici un effet « direct » de diplôme dans l'accès à une position stabilisée dans le système d'emploi, synonyme d'une situation où l'autonomie financière a été acquise et a de fortes chances de ne pas être remise en cause trop rapidement. En revanche, ces variables sont significatives pour les niveaux II et III. Si l'effet enregistré au niveau de certaines variables est inattendu (il tient pour l'essentiel à la constance du hasard de base), ce n'est pas le cas pour la variable *Nbre de mois passés au chômage*. En effet, la probabilité instantanée d'accès au dernier emploi apparaît comme une fonction décroissante du nombre de mois chômés. L'hypothèse de signal négatif n'est pas à écarter, celle-ci posant par ailleurs le problème crucial d'une inadéquation

---

<sup>94</sup> Voir [VINCENS \(1997\)](#), [LAFLAMME \(1993\)](#)...

<sup>95</sup> *Nbre de mois passés en reprise d'études, Nbre de mois passés en formation, Nbre de mois passés au chômage, Nbre de mois passés en emploi, Nbre de mois passés en inactivité, Nbre de mois passés en Job de vacances, Nbre de mois passés au Service National, Stage en entreprises.*

entre les objectifs, les attentes et les préférences des diplômés d'un côté et les exigences des emplois recherchés de l'autre.

Certaines caractéristiques personnelles apparaissent non discriminantes et propices à une durée moyenne plus longue. Il en va ainsi du *Nombre d'enfants à la date de l'enquête* quel que soit le niveau de formation. Ce résultat est cependant contre-intuitif car c'est parmi les demandeurs d'emploi ayant des enfants que l'on trouve généralement les durées moyennes de chômage les plus faibles comme tendent d'ailleurs à le suggérer plusieurs études empiriques<sup>96</sup>. La justification est sans ambiguïté : le fait d'avoir des enfants suppose, toutes choses égales par ailleurs, des coûts de recherche plus élevés synonymes d'un salaire de réserve plus faible et donc d'une probabilité de (ré)emploi plus élevée.

Les diplômés nés en France et dont les deux parents sont nés en France ou déclarés français de naissance combinent facilité de (ré)embauche et absence de ressenti des discriminations. En l'absence de toute autre précision et au vu de la modalité de référence, on ne peut pas exclure le rôle joué par les pratiques discriminatoires des employeurs. Si de telles pratiques existent, cependant, la valeur du diplôme dans l'accès à une position stabilisée sur le marché du travail nous laisse quelque peu sceptique.

D'autres caractéristiques possèdent des effets contrastés dans le temps. Notamment, le *Type d'emploi recherché* met en exergue l'influence différenciée du niveau de formation sur la vitesse d'accès à un dernier emploi de type CDI. La théorie économique propose plusieurs pistes de recherche pour expliquer les liens pouvant exister entre la nature de l'investissement en capital humain, le type d'emploi recherché et les disparités de durée. Dans cette perspective, si les seules positions individuelles possibles étaient le chômage, l'emploi sur CDD et l'emploi sur CDI, les probabilités de sortir du chômage seraient déterminées à partir des flux de CDD et de CDI puisque ces flux sont inhérents aux systèmes d'emplois combinés aux systèmes éducatifs. Dès qu'il y a du chômage et que plusieurs positions existent, les durées d'accès au dernier emploi seraient différenciées. La justification théorique d'une telle conclusion est à rechercher dans un régime de prix fixes<sup>97</sup>.

Parmi les variables descriptives des stratégies individuelles de recherche d'emploi, nous avons opté pour celle qui décrit une situation où l'individu accepte un dernier emploi

---

<sup>96</sup> Voir [BOISSON-COHEN et al., \(2017\)](#), [LESUEUR et SABATIER \(2008\)](#)...

<sup>97</sup> Voir [ROSE \(2014\)](#), [GIRET \(2000\)](#), [VINCENS \(1998\)](#), [VINCENS et ESPINASSE \(1997\)](#)...

(d'*attente*) dont le salaire serait inférieur à son salaire de réserve, mais prêt à le quitter pour un autre emploi. L'idée de s'affranchir du signal négatif du chômage mis en avant par une abondante littérature n'est pas à écarter ([MORTENSEN, 2011](#) ; [PISSARIDES, 2011](#) ; [DIAMOND, 2011](#)). Pour tous les niveaux de formation, ce mode de prospection (*Rechercher dans l'emploi*) s'est avéré efficace en termes de durées d'accès au dernier emploi plus courtes.

**Tableau n°9 :** Estimation semi-paramétrique des durées d'accès au dernier emploi par niveau de formation

Variables	Niveau I	Niveau II	Niveau III
	Taux de hasard	Taux de hasard	Taux de hasard
<b>La formation</b>			
Lassitude vis-à-vis des études	Ns	ns	ns
Nbre de mois passés en reprise d'études	Ns	0,94***	0,97**
Nbre de mois passés en formation	Ns	0,93***	0,90***
<b>Les caractéristiques sociodémographiques</b>			
Age de l'enquêté en 1998	ns	ns	ns
Genre (Homme <i>réf.</i> )			
Femme	Ns	ns	ns
Nombre d'enfants à la date de l'enquête	0,84***	0,80***	0,98***
Situation actuelle du conjoint (au chômage <i>réf.</i> )			
En emploi	ns	ns	ns
En études	ns	ns	ns
Prêt à quitter l'emploi pour suivre le conjoint	ns	ns	ns
CSP du père (Employé <i>réf.</i> )			
Agriculteur	ns	ns	ns
Technicien	ns	ns	ns
Cadre	ns	ns	ns
Statut professionnel de la mère (au chômage <i>réf.</i> )			
En emploi	ns	ns	ns
Pays de naissance de la mère (Etranger <i>réf.</i> )			
France	1,14**	1,18**	1,08*
Pays de naissance du père (Etranger <i>réf.</i> )			
France	1,25***	1,13**	1,05*
Pays de naissance de l'enquêté (Etranger <i>réf.</i> )			
France	1,80**	1,22*	1,13**
Discriminations ressenties	ns	ns	ns
<b>Le cheminement professionnel</b>			
Mobilité géographique	ns	ns	ns
Changement de poste suite à la naissance du premier enfant	ns	ns	ns
Changement de poste suite à la naissance	ns	ns	ns

<b>du deuxième enfant</b>			
Nbre de mois passés au chômage	ns	0,93***	0,92***
Nbre de mois passés en emploi	ns	ns	0,97**
Nbre de mois passés en inactivité	ns	0,92***	0,92***
Nbre de mois passés en <i>Job</i> de vacances	ns	0,79***	0,76***
Nbre de mois passés au Service National	ns	ns	0,95***
Stage en entreprises	0,82**	0,96**	0,88***
Premier salaire net perçu	ns	ns	1,00**
Type d'emploi recherché (CDD <i>réf.</i> )			
CDI	1,20***	0,69**	0,72***
Taille de l'entreprise (PME <i>réf.</i> )			
Microentreprise	ns	ns	ns
Grande entreprise	ns	ns	ns
Entreprise de taille intermédiaire	ns	ns	ns
Commune de l'entreprise (appartenant à un pôle d'emploi de l'espace rural <i>réf.</i> )			
Appartenant à un pôle urbain	ns	ns	ns
Recherche dans l'emploi	1,31**	1,15***	1,03**
Temps de travail (Temps partiel <i>réf.</i> )			
Temps complet	ns	ns	ns
<b>Log likelihood</b>	<b>-1893,9523</b>	<b>-2506,8034</b>	<b>-5583,5665</b>

(\*\*\*) seuil de significativité à 1%, (\*\*) seuil de significativité à 5%, (\*) seuil de significativité à 10%, (ns) non significatif.

Sans innover sur le fond par rapport aux développements de la première section, nous vérifions l'hypothèse de proportionnalité au moyen des résidus de SCHOENFELD et le résidu de COX-SNELL. L'adéquation globale du modèle avec les données n'est pas vérifiée puisque le Khi-deux calculé est supérieur au Khi-deux tabulé (test des résidus de SCHOENFELD) et que les risques cumulés des résidus de COX-SNELL ne sont pas des droites passant par l'origine et de pente égale à 1 (Cf. [ANNEXE VI](#) et [VII](#)).

### 2.3. Estimation paramétrique

Reproduisons ici les étapes que nous avons suivies précédemment ([Section 1.](#)) pour choisir parmi les spécifications estimées par la méthode du maximum de vraisemblance, celle qui ajuste le mieux nos données<sup>98</sup>.

#### *La spécification retenue*

Conduisons d'abord le test du rapport de vraisemblance (LR) entre les deux spécifications emboîtées WEIBULL et exponentielle et examinons par là même la dépendance temporelle de

<sup>98</sup> Cf. [ANNEXE VIII](#).

la fonction de hasard inhérente. Le [Tableau n°10](#) nous renseigne que la spécification WEIBULL est la plus adéquate.

**Tableau n°10 :** Le test du rapport de vraisemblance (LR) des spécifications emboîtées

	Modèle à hasard proportionnel			Modèle à temps de vie accélérée		
	Niveau I	Niveau II	Niveau III	Niveau I	Niveau II	Niveau III
<b>LR (Exponentielle/WEIBULL)</b>	129,85	100,22	173,95	129,85	100,22	173,95

Quid des modèles non-emboîtés (WEIBULL, GOMPERTZ, Log-normal et Log-logistique) ? On trouvera dans le [Tableau n°11](#) la spécification qui ajuste le mieux les données ; celle dont la valeur du critère d'information d'AKAIKE (AIC) est la plus faible.

**Tableau n°11 :** Le critère d'information d'AKAIKE (AIC)

Spécifications	Niveau I	Niveau II	Niveau III
<b>WEIBULL à hasard proportionnel</b>	1541,454	1948,976	3535,253
<b>WEIBULL à temps de vie accélérée</b>	1541,454	1948,976	3535,253
<b>GOMPERTZ</b>	1662,181	2043,261	3709,196
<b>Log-normale</b>	1509,632	1975,415	3419,767
<b>Log-logistique</b>	1523,570	2000,289	3452,834

Une dernière étape consiste à contrôler la présence de l'hétérogénéité non observable ; le test du rapport de vraisemblance (LR) nous en donne les moyens. L'exercice montre que le contrôle de ce type d'hétérogénéité n'entraîne aucune amélioration des spécifications Log-normale et WEIBULL retenues ([Tableau n°12](#)).

**Tableau n°12 :** Le test du rapport de vraisemblance (LR) de la spécification retenue sans et avec hétérogénéité non observable

	Niveau I	Niveau II	Niveau III
<b>LN du modèle sans hétérogénéité</b>	-721,81576	-941,48798	-1676,8833
<b>LN du modèle avec hétérogénéité</b>	-721,81576	-941,48799	-1676,8833
<b>LR</b>	0	0	0

En somme, les tests de spécifications nous ont conduits à retenir la Log-normale et WEIBULL sans hétérogénéité non observable, la probabilité d'accéder au dernier emploi de la population étudiée dépendant du temps et d'une batterie de caractéristiques individuelles observables ([Tableau n°13](#)).

Tableau n°13 : Spécification paramétrique retenue par niveau de formation

	Niveau I		Niveau II		Niveau III	
<b>La spécification retenue</b>	Log-normale hétérogénéité observable	sans non	WEIBULL à temps de vie accélérée non observable	sans hétérogénéité	Log-normale hétérogénéité observable	sans non

Tableau n°14 : Estimation paramétrique des durées d'accès au dernier emploi par niveau de formation

Variables	Niveau I Coefficient	Niveau II Coefficient	Niveau III Coefficient
<b>La formation</b>			
Lassitude vis-à-vis des études	ns	ns	ns
Nbre de mois passés en reprise d'études	ns	0,08***	0,07***
Nbre de mois passés en formation	ns	0,11***	0,13***
<b>Les caractéristiques sociodémographiques</b>			
Age de l'enquêté en 1998	ns	ns	ns
Genre (Homme <i>réf.</i> )			
Femme	0,45***	0,22**	0,10**
Nombre d'enfants à la date de l'enquête	0,31***	0,39***	0,27***
Situation actuelle du conjoint (au chômage <i>réf.</i> )			
En emploi	ns	ns	ns
En études	ns	ns	ns
Prêt à quitter l'emploi pour suivre le conjoint	ns	ns	ns
CSP du père (Employé <i>réf.</i> )			
Agriculteur	ns	ns	ns
Technicien	ns	ns	ns
Cadre	ns	ns	ns
Statut professionnel de la mère (au chômage <i>réf.</i> )			
En emploi	ns	ns	ns
Pays de naissance de la mère (Etranger <i>réf.</i> )			
France	ns	ns	ns
Pays de naissance du père (Etranger <i>réf.</i> )			
France	ns	ns	ns
Pays de naissance de l'enquêté (Etranger <i>réf.</i> )			
France	ns	ns	ns
Discriminations ressenties	ns	ns	ns
<b>Le cheminement professionnel</b>			
Mobilité géographique	ns	ns	ns
Changement de poste suite à la	ns	ns	ns

<b>naissance du premier enfant</b>			
Changement de poste suite à la naissance du deuxième enfant	ns	ns	ns
Nbre de mois passés au chômage	-0,13**	-0,11***	-0,12***
Nbre de mois passés en emploi	ns	ns	0,05***
Nbre de mois passés en inactivité	ns	0,11***	0,10***
Nbre de mois passés en <i>Job</i> de vacances	ns	0,47***	0,81***
Nbre de mois passés au Service National	ns	0,09***	0,10***
Stage en entreprises	0,45***	0,13**	0,23***
Premier salaire net perçu	ns	ns	ns
Type d'emploi recherché (CDD <i>réf.</i> )			
CDI	0,27***	-0,15***	-0,22***
Taille de l'entreprise (PME <i>réf.</i> )			
Microentreprise	ns	ns	ns
Grande entreprise	ns	-0,50***	-0,64**
Entreprise de taille intermédiaire	ns	ns	ns
Commune de l'entreprise (appartenant à un pôle d'emploi de l'espace rural <i>réf.</i> )			
Appartenant à un pôle urbain	ns	ns	ns
Recherche dans l'emploi	0,32**	0,25***	0,07**
Temps de travail (Temps partiel <i>réf.</i> )			
Temps complet	ns	ns	ns
Constante	ns	ns	-8,49***
ln_sigma	0,49***	-	0,35***
/ln_p	-	-0,33***	-
Sigma	1,64	-	1,42
p	-	0,71	-
1/p	-	1,40	-
Log likelihood	-721,81576	-941,48798	-1676,8833

(\*\*\*) seuil de significativité à 1%, (\*\*) seuil de significativité à 5%, (\*) seuil de significativité à 10%, (ns) non significatif.

L'esprit de la méthode suggère de comparer les résultats des estimations paramétriques aux résultats des estimations semi-paramétriques. Mais auparavant, remarquons que le choix des spécifications Log-normale et WEIBULL est sans ambiguïté, celui-ci étant conforté par la significativité des paramètres estimés Log-sigma<sup>99</sup> et Log-p<sup>100</sup>. Par ailleurs, l'interrogation des résultats consignés dans le [Tableau n°14](#) met en avant la dépendance temporelle du risque de sortie du chômage. Le phénomène semble expliquer une part non négligeable des durées d'accès au dernier emploi et renvoie par là même à deux schèmes d'interprétations : le premier souligne une hétérogénéité induisant des probabilités individuelles distinctes d'accès à l'emploi ; le second donne un fondement au concept de dépendance d'état ([DECREUSE et DI PAOLA, 2002](#)).

*Quid* des commentaires sur les résultats paramétriques *stricto sensu* ? Leur articulation est effectuée, faut-il le rappeler, comparativement aux résultats semi-paramétriques. Ainsi, la comparaison fait ressortir que pour toutes les variables significatives, les effets sur les

<sup>99</sup> Une fonction de hasard non monotone ayant une forme de cloche.

<sup>100</sup> Une fonction de hasard monotone décroissante.



chances d'accéder au dernier emploi sont contrastés ; les signes, les valeurs ou la significativité des coefficients obtenus en attestent. Une des explications est à rechercher dans la variabilité de la dépendance temporelle entre individus dont l'approche semi-paramétrique ne tient pas compte.

Une seule exception est à signaler à ce niveau : la variable *Nbre de mois passés au chômage*. Aussi, faut-il voir dans le coefficient obtenu pour cette variable l'effet de la dépendance d'état, c'est-à-dire que les chances d'accéder à un dernier emploi décroissent avec la durée de l'épisode de chômage. Au plan théorique, la justification est claire. La théorie de la recherche d'emploi suggère, en effet, que le taux d'arrivée des offres d'emploi peut baisser en raison d'un phénomène de *stigmatisation* dont les chômeurs font l'objet. De plus, après des temps de chômage, les agents réapprennent à découvrir leur salaire de réserve (phénomène d'apprentissage dans le temps), ce qui retarde la dernière prise d'emploi. Enfin, des phénomènes ayant trait à des changements de politiques économiques ou à des fluctuations cycliques ne sont pas ici à écarter ([HERMAN, 2007](#) ; [RIOUX, 2001](#)). Pourtant, il est impossible de déduire que les durées d'accès au dernier emploi observées pour les diplômés de Niveau I résulteraient d'un faible taux d'arrivée des offres d'emploi ou d'un faible taux d'acceptation de ces offres. Seule l'estimation d'un modèle structurel de recherche d'emploi permettrait d'y voir plus clair.

Un dernier résultat vient restituer l'effet de la variable *Nombre d'enfants à la date de l'enquête* couplé avec celui de la variable *Genre* : avoir des enfants implique des coûts de recherche plus élevés qui se matérialisent par un salaire de réserve plus faible et partant une probabilité instantanée de sortie du chômage plus élevée.

## **Conclusion**

Que peut-on retenir d'essentiel de ce chapitre ? Nos investigations ont permis de mettre en exergue la variabilité des durées d'accès au premier (dernier) emploi par niveau de formation, variable clef utilisée dans la démarcation de notre échantillon. Cette variabilité suggère, toutes choses égales par ailleurs, des stratégies de recherche différentes en fonction notamment des préférences spécifiques et des salaires de réserve associés.

Les différentes méthodes d'estimations mobilisées pour analyser la durée d'accès à une *position stabilisée*, dont nous avons testé deux versions<sup>101</sup>, font ressortir une myriade de variables particulièrement discriminantes. La *Spécialité de formation*, l'*Age de l'enquête en 1998*, le *Genre*, la *CSP du père*, la *Mobilité géographique*, le *Nbre de mois passés au chômage* ont des effets significatifs sur la durée d'accès à l'emploi. En revanche, d'autres variables, comme celles relatant l'histoire passée sur le marché du travail, possèdent un effet plus contrasté.

En guise de conclusion, nous exposons une synthèse de nos résultats ordonnée autour des deux définitions de la durée d'insertion retenues : **i)** la durée d'accès au premier emploi et **ii)** la durée d'accès au dernier emploi.

- i) Les résultats économétriques obtenus dans l'estimation des durées d'accès au premier emploi restituent les effets, habituellement observés dans l'analyse des taux de sortie du chômage, des principales caractéristiques individuelles sur les durées et les issues au chômage.
  - Notamment, la *Spécialité de formation* a manifesté un avantage comparatif dans l'accès au premier emploi.
  - Mis en avant dans une abondante littérature économétrique, l'effet du *Genre* s'est révélé sans ambiguïté : les femmes ont une prise d'un premier emploi retardée qui peut s'expliquer à la fois par des pratiques discriminatoires et des effets de pur signal. Les femmes seraient porteuses de caractéristiques d'employabilité peu favorables lorsque notamment elles ont des enfants à charge.
  - Toutes choses égales par ailleurs, la *CSP du père* est apparue d'une influence favorable dans le processus d'insertion.
  - Parce que tout emploi vacant crée un appel, la *Mobilité géographique*, lorsque notamment elle est choisie, s'est avérée une variable structurante. Les résultats recensés ont montré que les durées d'accès au premier emploi des diplômés sont fonctions décroissantes de la mobilité géographique.
  - Comment expliquer que certains diplômés accèdent très rapidement à un premier emploi de type CDI alors que d'autres n'y parviennent qu'après une longue durée ? Nos résultats ont vérifié, comme le suggère la théorie, que si les diplômés sont

---

<sup>101</sup> La durée d'accès au premier emploi et la durée d'accès au dernier emploi.

hétérogènes en productivité et si les productivités et le type d'emploi recherché sont corrélés positivement, les firmes offrant des CDI vont attirer les meilleurs candidats.

- Un effet inattendu a été enregistré au niveau des variables *Nbre de mois passés en inactivité* et *Nbre de mois passés en Job de vacances* dans la mesure où elles sont associées à des durées d'accès au premier emploi plus longues. Nous avons vu que ce résultat est contre intuitif et ne peut s'interpréter qu'en se référant à la composante temporelle dont s'affranchit l'approche semi-paramétrique.
- L'estimation paramétrique nous a permis de déceler un effet d'âge et partant les résultats obtenus ont permis volontiers de mettre en relation *l'Age de l'enquête en 1998* avec la *Taille de l'entreprise*. La population observée étant constituée de nouveaux entrants sur le marché du travail, on pouvait difficilement écarter l'effet d'une faible expérience professionnelle synonyme de durées d'accès plus longues aux grandes entreprises.
- En se référant aux fondements théoriques du *Job Search*, nous avons vérifié que la vie en couple conjuguée à un effet revenu accélère l'accès au premier emploi. En effet, on pouvait voir dans le résultat obtenu au niveau de la variable *Le conjoint gagne* un effet de *feedback* positif sur la probabilité de sortie du chômage notamment pour les niveaux de formation les plus faibles.

ii) Les résultats économétriques obtenus dans l'estimation des durées d'accès au dernier emploi sont venus à l'appui de l'idée selon laquelle l'entrée dans la vie active serait une *traversée* d'une période de temps marquée par des événements et des durées ou anciennetés dans un état, *e.g.* recherche d'emploi, poursuite d'études, inactivité, chômage, emploi, etc. La conjonction de ces états génère la non linéarité des itinéraires avant d'atteindre le dernier volet du processus d'insertion, l'accès au dernier emploi pour ainsi dire.

- Comparativement à l'analyse semi-paramétrique, l'estimation paramétrique a fait ressortir que pour toutes les variables significatives, les effets sur les chances d'accéder au dernier emploi sont contrastés ; les signes, les valeurs ou la significativité des coefficients obtenus en attestent. Une des explications est à rechercher dans la variabilité de la dépendance temporelle entre individus dont l'approche semi-paramétrique ne tient pas compte.

- La variable *Nbre de mois passés au chômage* s'est révélée la seule exception. Le coefficient obtenu pour cette variable a attesté de l'effet de la dépendance d'état, c'est-à-dire que les chances d'accéder à un dernier emploi décroissent avec la durée de l'épisode de chômage. Ce résultat est quelque peu troublant. La théorie de la recherche d'emploi en a donné une justification claire.

## Conclusion générale

A la fin des années 1960, un groupe d'économistes<sup>102</sup> amorçait une réflexion sur une conception plus nuancée du marché du travail fondée sur l'idée selon laquelle ce qui se vend sur ce marché est le temps et l'effort. De ce point de vue, travailleurs et employeurs ont intérêt à *investir* du temps et de l'effort dans la quête d'un *bon* appariement, celui qui permettra au travailleur d'utiliser au mieux ses capacités d'adaptation et accroîtra par là même son efficacité. L'idée est donc celle d'un processus qui admet la coexistence du chômage et d'emplois vacants. Les modèles d'appariement sont venus, à point nommé, théoriser ce constat empirique en proposant une approche dynamique des flux sur le marché du travail censée sous-tendre toute analyse rigoureuse du taux du chômage dans un pays. De façon plus explicite, la théorie est concernée par la modélisation d'observations essentiellement constituées de flux d'entrée et de sortie du chômage. Selon la nature et l'origine de ces flux, les réallocations de la main-d'œuvre seront plus ou moins difficiles et coûteuses, impliquant des durées de chômage plus ou moins longues.

Il s'est agit alors de construire un modèle synthétique des déterminants endogènes de la durée du chômage en fonction des différents flux (destructions *versus* créations endogènes d'emplois) sur le marché du travail. Dans son discours de réception du Prix de la Banque de Suède en Sciences Economiques en mémoire d'ALFRED NOBEL<sup>103</sup>, [DIAMOND \(2010\)](#) y souscrivait sans ambiguïté :

*In our view, endogenous search, while surely present, is not of the essence. What is of the essence is that there is an endogenous delay of finding another job. This is what matters for the determination of unemployment and for the determination of wages*<sup>104</sup>.

---

<sup>102</sup> [PHELPS \(1970\)](#), [HOLT et DAVID \(1966\)](#), [STIGLER \(1962\)](#)...

<sup>103</sup> Stockholm, Suède, le 8 décembre 2010.

<sup>104</sup> *De notre point de vue, les comportements endogènes de recherche d'emploi, qui sont certes bien présents, ne sont pas essentiels. Ce qui l'est, c'est le délai endogène nécessaire pour trouver un autre emploi. C'est ce qui importe pour la détermination du chômage et des salaires.* Voir aussi [BLANCHARD et DIAMOND \(1992\)](#), p. 355).

Mais les déterminants endogènes de la durée du chômage sont aussi l'objet d'une modélisation microéconométrique.

La thèse a été concernée par ce double objectif : d'une part montrer comment les mécanismes d'appariement sur le marché du travail peuvent constituer un cadre d'analyse pertinent permettant de définir et d'expliquer la nature et les déterminants du chômage ; d'autre part, mettre à l'épreuve ces mécanismes et les variables qui affectent la recherche de l'individu en mobilisant les modèles économétriques de durée.

Contrairement à la théorie standard d'offre et de demande du travail en information parfaite, la théorie de la recherche d'emploi met en exergue les frictions inhérentes au processus d'échange sur le marché du travail, *e.g.* information imparfaite, rigidités, faible mobilité des facteurs, coûts de transaction, coûts de prospection, etc. Bien qu'il n'existe pas un modèle canonique de référence en matière de recherche d'emploi et en dépit des différentes versions (hypothèses) ayant trait à la détermination des salaires et au processus d'appariement notamment, nous avons essayé de montrer qu'il existe un cadre d'analyse fédérateur sous-jacent à toutes les spécifications données dans la deuxième section du [chapitre 1](#).

Les différents modèles développés ont constitué une base pertinente pour revenir sur certaines questions principalement celles relatives à la mobilité de la main-d'œuvre et à la détermination des salaires. Aussi, à la lumière de ces modèles avons-nous discuté de l'influence de certaines politiques publiques, telle que l'augmentation de l'indemnisation du chômage, sur la durée du chômage ? L'approche proposée a ouvert la voie à l'élaboration de telles politiques tout en démontrant leur impact sur le choix du salaire de réserve, sur l'intensité (effort) de recherche, sur le flux d'entrée dans l'emploi, etc.

*Quid* des prédictions ?

L'approche en termes d'appariement prédit un taux de chômage non nul<sup>105</sup>. La raison, nous l'avons vérifiée, est évidente. Les travailleurs au chômage consacrent du temps afin de trouver un emploi. Il en va de même pour les firmes afin de pourvoir leurs postes vacants. Une des bonnes propriétés des modèles d'appariement revisités est, en effet, la coexistence du chômage et d'emplois vacants. Le taux de *turnover*, les transitions du chômage vers l'emploi et de l'emploi vers l'emploi, les destructions (créations) d'emplois, les

---

<sup>105</sup> Ou encore un taux de sortie de l'emploi non nul (taux de destruction et de création d'emploi).

délais nécessaires pour trouver un autre emploi et le mode de détermination des salaires entretiennent un certain niveau de chômage d'équilibre tel que le flux d'entrée dans l'emploi est égal au flux d'entrée au chômage.

Ce cadre d'analyse s'inscrit en ligne directe de la révision théorique souhaitée par DIAMOND<sup>106</sup> (Cf. [introduction générale](#)) et présuppose une description empirique rigoureuse *des caractéristiques individuelles des durées de chômage*. Celle-ci a fait l'objet du [chapitre 2](#). Il s'est agit de donner l'état de l'art des modélisations économétriques de durée et les approches d'estimations qui s'y rattachent. Trois grandes catégories d'estimateurs ont été proposées pour estimer les durées : non paramétrique, semi-paramétrique et paramétrique. A l'issue de ce chapitre, nous avons montré la supériorité du modèle paramétrique, très adapté à l'étude des phénomènes temporels, en comparaison des deux autres modèles. En somme, il ressort de ce chapitre que les modélisations économétriques de durée permettent volontiers de tester les propriétés de statique comparative des modèles développés dans la deuxième section du [chapitre 1](#).

Cela dit, ces outils, permettant d'étudier la durée, prennent tout leur sens dans la nature des données traitées. Le [chapitre 3](#) a été l'occasion de confirmer l'intérêt et les difficultés des approches longitudinales. Le type de données utilisées dans cette thèse n'est pas détachable de la référence à ces approches. Parce qu'elles expliquent par le temps vécu (*i.e.* l'histoire passée sur le marché du travail), nous avons montré que les approches longitudinales s'adaptent pleinement à l'étude de l'insertion professionnelle des jeunes quel que soit le référentiel théorique utilisé. Si bien qu'on soit assez naturellement tenté de vouloir allonger la période d'observation. Ainsi, voit-on le CEREQ observer l'entrée des jeunes sur le marché du travail pendant 10 ans : l'enquête *Génération 98*.

Nous avons tenté d'exploiter cette enquête afin d'expliquer de manière rigoureuse les déterminants des durées d'accès au premier (dernier) emploi des jeunes diplômés de l'enseignement supérieur. La description de l'échantillon étudié a fait ressortir les avantages de l'enquête ; elle a permis notamment de reconstituer les trajectoires individuelles et les logiques de leurs transformations, repérer les segmentations significatives et l'évolution des

---

<sup>106</sup> *Individual patterns of unemployment spells are the key empirical fact requiring revision of the walrasian paradigm* (DIAMOND, 2010). *Les caractéristiques individuelles des durées de chômage sont le fait empirique clé qui requiert une révision du paradigme walrasien* (tirée du discours de réception du Prix de la Banque de Suède en Sciences Economiques en mémoire d'ALFRED NOBEL, Stockholm, Suède, le 8 décembre 2010). Voir aussi [DIAMOND \(1987, p. 279\)](#).

stratégies individuelles, rendre compte de la diversification des états, pointer les variables discriminantes et démêler les effets d'âge et les effets de générations. Mais elle soulève des difficultés méthodologiques qui sont loin d'être résolues<sup>107</sup>, e.g. problèmes de construction des données et d'interprétation des résultats. Avouons-le, les observations sur longue période risquent de perdre de leur homogénéité et de leur comparabilité. Notamment, les modifications des comportements qui interviennent au cours du cycle de vie sont susceptibles de modifier la nature des conclusions auxquelles on peut aboutir. De plus, la réduction progressive de la taille de l'échantillon au cours du temps et le biais de représentativité inhérent posent un vrai problème d'interprétation des résultats.

Il y a là une des principales limites de cette thèse.

Pourtant, nous nous sommes tournés volontiers vers l'analyse longitudinale pour essayer de proposer, dans le [chapitre 4](#) de la thèse, une explication aux disparités des durées d'accès au premier (dernier) emploi d'une cohorte de jeunes diplômés de l'enseignement supérieur. Le point de départ a consisté à revenir sur les problèmes de définitions du processus d'insertion au niveau individuel. Nous avons attesté, en effet, de la complexité d'un tel processus, complexité qui trouve ses origines dans un domaine de recherche où économistes, sociologues, psychologues et pédagogues peinent à trouver une définition conventionnelle de l'insertion professionnelle des jeunes. Une période de transition qui s'achève, une intégration professionnelle qui s'achève, l'amorce d'une stabilisation professionnelle, l'accès à un premier (dernier) emploi, autant de définitions de l'insertion professionnelle qui dépendent *in fine* des objectifs que nous nous sommes fixés dans ce chapitre.

Quoiqu'il en soit, le traitement statistique et économétrique de l'enquête *Génération 98* nous a permis d'y voir plus clair.

Les résultats économétriques obtenus dans l'estimation des durées d'accès au premier emploi sont venus restituer les effets, habituellement observés dans l'analyse des taux de sortie du chômage, des principales caractéristiques individuelles sur les durées et les issues au chômage. A diplôme égal, les disparités subsistent. La *Spécialité de formation* s'est révélée notamment très discriminante, un avantage comparatif dans l'accès au premier emploi étant conféré à la spécialité Ingénieur. L'effet du *Genre* mis en avant dans une abondante

---

<sup>107</sup> Du moins pas tous (voir [ROSE, 2014, 2012](#)).



littérature économétrique a été matérialisé par le fait que les femmes ont une prise d'un premier emploi retardée de 17% (Niveau I), 2% (Niveau II) et 1% (Niveau III). La variable *Genre* donne, on le sait, une certaine validité aux modèles de durée dans la mesure où les pratiques discriminatoires expliquent à la fois la pénalité salariale des femmes et le type d'emplois qui leur sont accessibles. Cependant, il serait réducteur d'imputer ce résultat entièrement à de telles pratiques. Les interprétations logiques envisageables doivent pouvoir renvoyer à une prise en compte plus ferme et jointe des effets offre et demande de travail. Les femmes seraient porteuses de caractéristiques d'employabilité peu favorables lorsque notamment elles ont des enfants à charge.

Certains résultats sont apparus parfois contre intuitifs. C'est le cas de l'effet de la variable *Nombre d'enfants à la date de l'enquête*. Une telle caractéristique personnelle est apparue non discriminante et propice à une durée moyenne d'accès au dernier emploi plus longue. Ce résultat est à mettre à l'opposé de certains résultats déjà obtenus : c'est parmi les demandeurs d'emploi ayant des enfants que l'on trouve généralement les durées moyennes de chômage les plus faibles. le fait d'avoir des enfants suppose, toutes choses égales par ailleurs, des coûts de recherche plus élevés synonymes d'un salaire de réserve plus faible et donc d'une probabilité de (ré)emploi plus élevée.

Reste qu'il conviendrait de prolonger l'analyse menée dans cette thèse si l'on veut lui donner toute son efficacité d'investigation des processus d'accès ou de (ré)accès aux emplois.

En définitive, les jeunes diplômés de l'enseignement supérieur font face à de nombreux obstacles au moment de leur entrée sur le marché du travail, l'accès à une *position stabilisée* étant de plus en plus problématique. Pour mieux comprendre les déséquilibres entre offre et demande d'emploi pour ces jeunes, les recherches futures doivent se concentrer sur les liens pouvant exister entre éducation formelle, formation technique et professionnelle et caractéristiques de l'insertion des jeunes sur le marché du travail. Plus précisément, il sera question de montrer comment les parcours contribuent à façonner les formes de professionnalité étudiante. S'ensuivra une évaluation du lien que ces formes de professionnalité construites au fil des études entretiennent avec l'insertion professionnelle.

# Bibliographie

**AALLEN O. (1978)**, “Non-parametric Inference for a Family of Counting processes”, *Annals of Statistics*, Vol. 6, n°4, pp. 701–726.

**ABDENNADHER C., ABDENNADHER S. (2010)**, “Les variables explicatives du travail à temps partiel : fondements théoriques et justifications empiriques”, *Revue Tunisienne d’Economie et de Gestion*, n°29.

**ABDENNADHER C., KAMMOUN S. (2009)**, “Gouvernance d’entreprise et compétences pour innover : étude théorique et tests économétriques”, *In Economie de proximité, gouvernance et crise*, ARDES-FES, Sfax, pp.141-162.

**ABDENNADHER S., PLASSARD J. M., DUCOS G. (2008)**, “Les variables explicatives du travail à temps partiel : analyse descriptive et approche micro-économétrique”, *Note du LIRHE*, n° 461, CEREQ, p. 18.

**AFFICHARD J., COMBES M-C., GRELET Y. (1994)**, “Apprentis et élèves de lycées d’enseignement professionnel : L’insertion dans les entreprises”, *Document de synthèse*, n°93, Marseille, CEREQ, pp. 64-65.

**AKAIKE H. (1973)**, “Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle”, *Second International Symposium on Information Theory*, PETROV B. N., CSAKI F. (eds), pp. 267-281.

**ALBRECHT J. W., AXELL B. (1984)**, “An Equilibrium Model of Search Unemployment”, *Journal of Political Economy*, Vol. 92, n°5, pp. 824–840.

**ALCOUFFE A., PLASSARD J-M. (2013)**, “Abondance d’éducation peut-elle nuire ? Une histoire des théories de économiques de la sur-éducation”. *Working papers*, halshs-00827251, HAL.

**ALLEGRE G. (2012)**, “Faut-il remplacer le quotient familial par un crédit d’impôt ? ”, *Les notes du blog*, 2012, pp.1-7.

**ALLISON P. D. (1995)**, *Survival Analysis Using SAS: A practical guide*, SAS Institute INC, 2d edition, p. 324.

- ATANASOVSKA V., ANGJELKOVSKA T., DAVALOS J. (2016)**, “Unemployment Spell and Vertical Skills Mismatches: The Case of Macedonia’s Youth”, *Working Papers in PEP-PMMA*, n°18, p.33.
- AUSTIN P. C., (2017)**, “A Tutorial on Multilevel Survival Analysis: Methods, Models and Applications”, *International Statistical Review*, Vol. 85, n°2, pp. 185–203
- AZOULAY N., WEINSTEIN O. (2000)**, “Les compétences de la firme”, *Revue d’Economie Industrielle*, n°93, 4<sup>ème</sup> trimestre, pp. 117-154.
- B.I.T (2015)**, “Les formes atypiques d’emploi”, *Rapport pour discussion à la Réunion d’experts sur les formes atypiques d’emploi*, Genève, Février 2015, Département des conditions de travail et de l’égalité, p. 73.
- BAGGER J., FONTAINE F., POSTEL-VINAY F., ROBIN J-M. (2014)**, “Tenure, Experience, Human Capital and Wages: A Tractable Equilibrium Search Model of Wage Dynamics”, *American Economic Review*, Vol. 104, n°6, pp.1551-1596.
- BECKER G. S. (1962)**, “Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis”, *Journal of Political Economy*, Vol. 70, n°9, pp. 9-49.
- BECKER G. S. (1964)**, *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, The University of Chicago Press, 3<sup>ème</sup> édition, p.390.
- BECKER G. S. (1975)**, *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, The National Bureau of Economic Research Press, p. 402.
- BEDUWE C., MORA V. (2017)**, “De la professionnalité des étudiants à leur employabilité, n’y a-t-il qu’un pas ? ”, *Formation emploi, Revue française de sciences sociales*, Vol. 2, n°138, pp.59-77.
- BELL D.N.F., BLANCHFLOWER D.G. (2010)**, “Youth unemployment: déjà vu?”, IZA Discussion Paper n°4705, p. 56.
- BESSIERE S., POUGET J. (2007)**, “Les carrières dans la fonction publique d’Etat : premiers éléments de caractérisation”, *Les salaires en France*, collection Références, Insee, pp. 51-66.
- BLANCHARD O-J., DIAMOND P. (1992)**, “The Flow Approach to Labor Market”, *The American Economic Review*, Vol. 82, n°2, pp.354-359.
- BOISSON-COHEN M., GARNER H., ZAMORA P. (2017)**, “L’insertion professionnelle des jeunes”, *Rapport à la ministre du Travail, de l’Emploi, de la Formation professionnelle et du Dialogue social*, Dares, p. 94.
- BONTEMPS C. (2004)**, “Les modèles de recherche d’emploi d’équilibre”, *Revue Économique*, pp. 103-122.

- BONTEMPS C., ROBIN J-M., VEN DEN BERG G. J. (2000)**, “Equilibrium Search with Continuous Productivity Dispersion: Theory and Nonparametric Estimation”, *International Economic Review*, Vol. 41, pp. 305-358.
- BOUABDALLAH K., CAVACO S., LESUEUR J. Y. (2002)**, “Recherche d’emploi, contraintes spatiales et durée de chômage : une analyse microéconométrique”, *Revue d’économie politique*, Vol. 112, n°1, pp. 137-156.
- BRANDON G., SEALS S., ABAN I. (2014)**, “Survival analysis and regression models”, *Journal of Nuclear Cardiology*, Vol. 21, n°4, pp. 686-694.
- BUE J., ROUX-ROSSI D. (2002)**, “Salarié(e)s à temps partiel et réduction collective du temps de travail : la question du choix”, *Travail et Emploi*, n°90, pp. 39-53.
- BURDETT K. (1978)**, “A Theory of Employee Job Search and Quit Rates”, *American Economic Review*, Vol. 68, n°1, pp. 212–220.
- BURDETT K., LAGOS R., WRIGHT R. (2003)**, “Crime, Inequality, and Unemployment”, *American Economic Review*, Vol. 93, n°5, pp. 1764–1777.
- BURDETT K., MORTENSEN D. T. (1998)**, “Wage Differentials, Employer Size, and Unemployment”, *International Economic Review*, Vol. 39, n°2 (May 1998), pp. 257–273.
- BURDETT K., SMITH E. (2002)**, “The Low Skill Trap”, *European Economic Review*, Vol 46, n°8, pp. 1439-1451.
- C. E. R. E. Q. (2017)**, “Quand l’école est finie premiers pas dans la vie active de la Génération 2013 résultats de l’enquête 2016, Enquêtes CEREQ”, n°1, octobre 2017, p. 76.
- CAHUZAC E. (2008)**, “Les modèles de durées : Analyse avec Stata”, *Formation Céreq*, 2 - 3 Juin 2008, p.55.
- CAHUZAC E. DI PAOLA V. (2005)**, “Les modèles de durée - de la théorie à la pratique”, *Miméo INRA*, 4 juillet (2005), p. 42.
- CAHUZAC E., BEN SEDRINE S., ESPINASSE J.M. (1998)**, “Les maîtres tunisiens face au marché du travail, dix ans de dynamique”, *Enseignement supérieur et insertion professionnelle en Tunisie*, Presses de l’Université des sciences sociales de Toulouse, PLASSARD J-M. et BEN SEDRINE S. (éd.), pp. 311-328.
- CAHUZAC E., DI PAOLA V., RECOTILLET I. (2004)**, “Vie en couple, densité des emplois et insertion professionnelle : quels effets selon les genres ?”, *Document de travail, Communication aux 11èmes Journées d’études sur les données longitudinales dans l’analyse du marché du travail Genre et Données longitudinales*, Avril, pp. 1-16.

- CARRERE M., JOLY I., ROUSSELIERE D. (2011)**, “De la longévité coopérative : Une étude de la survie des coopératives agricoles françaises”, *Revue internationale de l'économie sociale*, n°320, pp. 82–98.
- CASELLI G., VALLIN J., WUNSCH G. (2007)**, *Démographie : analyse et synthèse : Tome 8, Observation, méthodes auxiliaires, enseignement et recherche*, Institut national d'études démographiques, p. 780.
- CLAIS (2016)**, “Temps médian et facteurs prédictifs du temps de guérison de cystites chez les femmes de plus de 18 ans en médecine générale”, *Thèse de Doctorat en Médecine*, Université Paris Descartes I, p. 65.
- COLES M. G., SMITH E. (1996)**, “Cross-Section Estimation of the Matching Function: Evidence from England and Wales”, *Economica*, Vol. 63, n°252, (Nov., 1996), pp. 589–597.
- COLES M. G., SMITH E. (1998)**, “Marketplaces and Matching”, *International Economic Review*, Vol. 39, n°1, pp. 239–54.
- COURGEAU D., LELIEVRE E.(1990)**, “L'approche biographique en démographie”, *Revue française de sociologie*, 31, n°1, pp. 55-74.
- COX D. R. (1972)**, “Regression Models and Life Tables,” *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, Vol. 34, n° 2, pp. 187–220.
- COX D. R., SNELL E. J.(1968)**, “A General Definition of Residuals”, *Journal of the Royal Statistical Society. Series B (Methodological)*, Wiley, Vol. 30, n°2, pp. 248-275.
- COX, D. R. (1975)**, “Partial Likelihood,” *Biometrika*, Vol. 62, n°2, pp. 269–276.
- DAVID A., NORDMAN C.J. (2017)**, “Education Mismatch and Return Migration in Egypt and Tunisia”, *Space, Population and Societies*, Vol.1, n°7110, p. 25.
- DECREUSE B., DI PAOLA V. (2002)**, “L'employabilité des chômeurs de longue durée, Mise en perspective des littératures théorique et empirique”, *Revue d'économie politique*, Vol. 112, n°2, pp. 127-227.
- DIAMOND P. A. (1971)**, “A Model of Price Adjustment”, *Journal of Economic Theory*, Vol. 3, n°2, pp. 156–168.
- DIAMOND P. A. (1981)**, “Mobility Costs, Frictional Unemployment, and Efficiency”, *Journal of Political Economy*, Vol. 89, n°4, pp. 798–812.
- DIAMOND P. A. (1982a)**, “Aggregate-Demand Management in Search equilibrium”, *Journal of Political Economy*, Vol. 90, n°5 (Oct. 1982), pp. 881-894.
- DIAMOND P. A. (1982b)**, “Wage Determination and Efficiency in Search Equilibrium”, *Review of Economic studies*, Vol. 49, n°2, (Apr. 1982), pp.217-227.

- DIAMOND P. A. (1987)**, “Search Theory”, *The New Palgrave: A Dictionary of Economics*, J. EATWELL, M. MILGATE, P. NEWMAN, MACMILLION Press, London, Vol. 4, pp. 273-279.
- DIAMOND P. A. (2010)**, *Discours de réception du Prix de la Banque de Suède en Sciences Economiques en mémoire d’ALFRED NOBEL*, Stockholm, Suède, le 8 décembre.
- DIAMOND P. A. (2011)**, “Unemployment, Vacancies, Wages”, *The American Economic Review*, Vol. 101, n°4, pp. 1045-1072.
- ESPINASSE J. M., GIRET J. F. (1995)**, “Chronogrammes et trajectoires : un premier bilan”, IIIèmes Journées d’Études sur les données longitudinales sur le marché du travail, Rennes, *Documents Séminaires* du CEREQ, n° 115, pp. 333-346.
- ESPINASSE J. M., GIRET J. F. (1998)**, “L’analyse des trajectoires d’insertion professionnelle, une revue de la littérature”, *Enseignement supérieur et insertion professionnelle en Tunisie*, Presses de l’Université des sciences sociales de Toulouse, PLASSARD J-M. et BEN SEDRINE S. (éd.), pp. 253-270.
- FALLICK B., FLEISCHMAN C.A. (2004)**, “Employer-to-employer flows in the U.S. labor market: the complete picture of gross worker flows”. *Finance and Economics Discussion Series (FEDS) Working paper* n°34, Board of Governors of the Federal Reserve System, (U.S.).
- FARBER H. S. (1999)**, “Mobility and stability: The dynamics of job change in labor markets”, Chapter 37 in *Handbook of Labor Economics*, Vol. 3, Part B, pp. 2439-2483.
- FERMANIAN J. D., SALANIÉ B. (2004)**, “A Nonparametric Simulated Maximum Likelihood Estimation Method”, *Econometric Theory*, Vol. 20, n°4, pp.701-734.
- FERMANIAN J-D. (2003)**, “Nonparametric Estimation of Competing Risks models with Covariates”, *Journal of Multivariate Analysis*, n°85, pp. 156-191.
- FOURCADE B. (2012)**, “Les performances d’insertion : une illusion d’optique ? ”, In *F. Maillard (Ed.), Former, certifier, insérer. Effets et paradoxes de l’injonction à la professionnalisation des diplômés*. Rennes : Presses universitaires de Rennes, pp. 95-110.
- FREMEAUX P, NAHAPETIAN N., LOPEZ A., MEROU M., OMALEK L., SEURET F., MAURIN L. (2009)**, “De l’école à l’emploi : l’insertion des jeunes”, *Alternatives économiques*, CEREQ, n°277, pp.44-57.
- GAMEL C. (2000)**, “Le diplôme, un « signal » en voie de dépréciation ? : Le modèle de Spence réexaminé”, *Revue d’Economie Politique*, n° 1, pp. 53-84.
- GEHAN, E. A. (1969)**, “Estimating Survival Function from the Life Table”, *Journal of Chronic Diseases*, Vol. 21, pp. 629-644.
- GIRET J-F. (2000)**, *Pour une économie de l’insertion professionnelle des jeunes*, édition CNRS, p. 390.

- GLAYMANN D. (2015)**, “Quels effets de l’inflation des stages dans l’enseignement supérieur”, *Formation emploi*, La documentation française, n°129, pp. 5-22.
- GOURIEROUX C. (1989)**, *Econométrie des variables qualitatives*, *Economica*, Economie et statistiques avancées, 2<sup>ème</sup> édition (1989), p. 430.
- GOURIEROUX C., JASIAK J (2001)**, “Local Likelihood Density Estimation and Value at Risk” *Working papers* n° 31, dans le Centre de Recherche en Economie et Statistique, p. 26.
- GOURIEROUX C., MONFORT A. (1990)**, Statistiques et modèles économétriques notions générales, estimations, prévisions, algorithmes, Vol. 1, *Economica*, Economie et statistiques avancées, , 2<sup>ème</sup> édition, Paris, p. 479.
- GRAUNT J. (1662)**, *Natural and Political Observations Mentioned in a Following Index and Made upon the Bills of Mortality*, Citizen of London, With Reference to the Government, Religion, Trade, Growth, Ayre, Diseases, and the Several Changes of the Said City, London, 1662, p. 241.
- GRAVOT P. (1993)**, *Économie de l’éducation*, *Economica*, Paris, p. 244.
- GRELET Y., POTTIER F., VINEY X. (1991)**, “Spécialités de CAP-BEF et formes d’accès à l’emploi”, *Bref*, n°68, CEREQ, p. 4.
- HAMEL J. (2016)**, “Les jeunes face aux sociologues de la jeunesse. Enjeux méthodologiques et éthiques liés aux visages des jeunes”, *Jeunes et société*, Vol. 1, no 1, pp. 83-95.
- HERMAN G. (2007)**, “Travail, chômage et stigmatisation : une analyse psychosociale”, *Economie, Société, Région*, De Boeck Supérieur, p. 414.
- HICKS J. R. (1932)**, *The Theory of Wages*, London Macmillan, 2nd ed., 1963
- HOLT C., DAVID M. (1966)**, “The concept of Jobs Vacancies in a Dynamic Theory of the Labor Market”, *The Measurement and Interpretation of Job Vacancies*, NBER ed., Colombia University Press, pp. 73-110.
- HORNY G. (2006)**, “Modèles de durée multivariés avec hétérogénéité multiple : Applications au marché du travail”, *Thèse de Doctorat en Sciences Économiques*, Université de Louis Pasteur Strasbourg I, p. 229.
- HORNY G. (2008)**, “Modèles de hasards proportionnels et hétérogénéité non observée”, *Bulletin Français d’Actuariat*, Vol. 8, n°15, pp. 4-31.
- HOSMER D. W., LEMESHOW S., MAY S. (2008)**, *Applied Survival Analysis: Regression Modeling of Time to Event Data*, Wiley-Interscience; 2 ed., New York, p. 416.
- I. N. S. E. E. (2016)**, “Les créations d’entreprises en 2016”, *Insee Première*, n° 1631, Janvier 2017, p. 4.

- JACQUEMET N., EDO A. (2013)**, *La discrimination à l'embauche sur le marché du travail Français Etat des lieux en France aujourd'hui*, CEPREMAP, Rue d'Ulm, p. 77.
- JAROUSSE J-P. (1984)**, "Les contradictions de l'université de masse dix ans après (1973-1983)", *Revue Française de Sociologie*, Vol. 25, n°2, pp.191-210.
- KALACHEK E. (1980)**, "Les enquêtes longitudinales et le marché du travail des jeunes", *Le Chômage des jeunes : causes et conséquences*, OCDE, Paris, pp. 97-123.
- KALBFLEISCH J. (1978)**, "Non-parametric Bayesian analysis of Survival Time Data", *Journal of the Royal Statistical Society, Series B*, Vol. 40, n° 2, pp. 214-221.
- KALBFLEISCH J. D., PRENTICE R. L. (1980)**, *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, John Wiley & Sons, New York, p. 321.
- KALBFLEISCH J. D., PRENTICE R. L. (2002)**, *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, 2nd ed Wiley-Interscience; New York, p. 462.
- KAMBOUROV G., MANOVSKII I. (2004b)**, "Occupational Mobility and Wage Inequality", PIER Working Paper n°04-026; IZA Discussion Paper n°1189.
- KAMBOUROV G., MANOVSKII I. (2005)**, "Accounting for the Changing Life-Cycle Profile of Earnings", Meeting papers, n°231, Society for Economic Dynamics.
- KAMBOUROV G., MANOVSKII I. (2009)**, "Occupational Mobility and Wage Inequality", *Review of Economic Studies*, Oxford University Press, Vol. 76, n°2, pp. 731-759.
- KAPLAN E., MEIER P. (1958)**, "Nonparametric Estimation from Incomplete Observations", *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 53, n° 282, pp. 457-481.
- KIEFER N. (1988)**, "Economic Duration Data and Hazard Functions", *Journal of Economic Literature*, Vol. 26, pp. 646-132.
- KLEIN J. P. et MOESCHBERGER M. L. (1997)**, *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data*, Springer-Verlag, New York, p. 542.
- LAFLAMME C. (sous la direction de) (1993)**, *La formation et l'insertion professionnelle, enjeux dominants dans la société post-industrielle*, Edition du CRP. Faculté d'éducation, Université de Sherbrooke, p. 318.
- LAGOS R. (2000)**, "An Alternative Approach to Search Frictions", *Journal of Political Economy*, Vol. 108, n°5, (Oct. 2000), pp. 851-73.
- LANCASTER T. (1990)**, *The Econometric Analysis of Transition Data. Econometric Society Monographs*, n°17, Cambridge University Press, p. 364.
- LANCASTER T.(1979)**, "Econometric Methods for the Duration of Unemployment", *Econometrica*, Vol. 47, n° 4, pp 939-956.



- LAWLESS J. F. (1982)**, *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*, Wiley, Université du Michigan, p. 580.
- LE BRAS H. (2000)**, *Naissance de la mortalité, l'origine politique de la statistique et de la démographie*, le Seuil, Hautes études, p. 384.
- LE RHUN B., POLLET P. (2011)**, “Diplômes et insertion professionnelle”, *Vue d'ensemble – Portrait de la population*, Insee, Paris, pp. 41-50.
- LEE E. T., WANG J. (2003)**, *Statistical Methods for Survival Data Analysis*, Wiley-Blackwell; 3rd Revised edition, p. 534.
- LEFRESNE F. (2003)**, *Les jeunes et l'emploi*, Repère, La découverte, p.122.
- LEMISTRE P. (2010)**, “La formation initiale : une valeur sûre pour les jeunes ?”, Presses Universitaires du Capitole, p. 269.
- LEMISTRE P. (2014)**, “Déclassement et chômage : une dégradation pour les plus diplômés ? Etat des lieux de 2007 à 2010”, *Net.Doc .*, n°123, p. 24.
- LESUEUR J Y ET SABATIER M. (2008)**, *Microéconomie de l'Emploi : théories et applications*, Éditions de Boeck Université. p. 256.
- LEVY-GARBOUA L. (1976)**, “Les demandes de l'étudiant ou les contradictions de l'université de masse”, *Revue Française de Sociologie*, Vol. 17, n°1, pp. 53-80.
- LIMA L. (2007)**, “Les principes distributifs des mesures d'insertion des jeunes à l'épreuve du longitudinal”, *Temporalités*, Revue de sciences sociales et humaines, 6/7/2007, pp. 97-116.
- LIPPMAN S. A. MCCALL J. J. (1976)**, “Job Search in a Dynamic Economy.” *Journal of Economic Theory*, Vol. 12, n°3, pp. 365–390.
- MANTEL N. (1966)**, “Evaluation of Survival Data and Two New Rank Order Statistics Arising in its Consideration”, *Cancer Chemotherapy Reports*, PMID 5910392, Vol. 50, n°3, pp. 163-170.
- MARGIRIER G. (2007)**, “Taille des entreprises et salaires”, *Economie et prévision*, n°180-181, pp. 39-58.
- market”, *The American Economic Review*, Vol. 82, n°2, pp.354-359
- MATUS M., STEHLIN A. (2014)**, “Le chômage de longue durée vers une mesure de « l'éloignement à l'emploi » de longue durée ?”, *Etudes et recherches*, n°2, p. 46.
- MICHON F. (2005)**, *Longues durées du travail, temps flexibles, temps contraints. Les nouveaux enjeux du temps de travail*, Revue de l'IRES, n° 49, p. 144.
- MINCER J. (1962)**, “*Labor Force Participation of Married Women: A Study of Labor Supply*”, in *Aspects of Labour Economics*, A conference of the universities-national bureau committee for economic research, National Bureau of Economic Research, Princeton University Press.

**MITTELHAMMER R. C., JUDGE G. G., MILLER D. J. (2000)**, *Econometric Foundations*, Cambridge University Press (July, 2000), p. 784.

**MOEN E. R. (1997)**, “Competitive Search Equilibrium”, *Journal of Political Economy*, Vol. 105, n°2 (Apr.1997), pp. 385–411.

**MONCEL N. ROSE J. (1995)**, “Spécificités et déterminants de l'emploi des jeunes de 18 à 25 ans et de 26 à 29 ans : vers la fin de la transition professionnelle ? ”, *Economie et Statistique*, n°283-284, pp. 53-66.

**MORTENSEN D. T. (1982a)**, “Property Rights and Efficiency in Matching, Racing, and Related Games”, *American Economic Review*, Vol. 72, n°5, pp. 968–979.

**MORTENSEN D. T. (1982b)**, “The Matching Process as a Noncooperative Bargaining Game”, *Economics of Information and Uncertainty*, ed. by J. McCall. University of Chicago Press.

**MORTENSEN D. T. (1986)**, “Job Search and Labor Market Analysis”, in O. ASHENFELTER and R. LAYARD (eds), *Handbook of Labor Economics*, Amsterdam, North Holland, Vol. 2, chap. 15, pp. 849-919.

**MORTENSEN D. T. (1989)**, “The Persistence and Indeterminacy of Unemployment in Search Equilibrium”, *Scandinavian Journal of Economics*, Wiley Blackwell, Vol. 91, n°2, pp. 347–370.

**MORTENSEN D. T. (1999)**, “Equilibrium Unemployment Dynamics”, *International Economic Review*, Vol. 40, n°4 (Nov. 1999), pp. 889–914.

**MORTENSEN D. T. (2010)**, “Wage Dispersion in the Search and Matching Model”, *The American Economic Review*, American Economic Association, Vol. 100, n°2, pp. 338-342

**MORTENSEN D. T. (2011)**, “Market Search Friction and the DMP Model”, *The American Economic Review*, Vol. 101, n°4, pp. 1073-1091.

**MORTENSEN D. T., PISSARIDES C. (1994)**, “Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment”, *Review of Economic Studies*, Vol. 61, n°3, pp. 397–415.

**MORTENSEN D. T., PISSARIDES C. A. (1999)**, “New Developments in Models of Search in the Labor Market”, *Handbook of Labor Economics*, O. ASHENFELTER et D. CARD, eds. Amsterdam: North Holland, pp. 2567–2627.

**MORTENSEN, D. T., NEUMANN G. R. (1984)**, “Choice of Chance? A Structural Interpretation of Individual Labor Market Histories”, *Labor Market Dynamics*, NEUMANN G., WESTERGAARD-NIELSEN N., eds., Heidelberg: Springer-Verlag, pp. 98-131.

**MULLER C., NORDMAN C.J. (2017)**, “Wages and On-the-Job Training in Tunisia”, *Middle East Development Journal*, Vol. 9, n°2, pp. 294-318.

- NAHAPETIAN N., FREMEAUX P. (2016)**, “Les métiers high-tech ne connaissent pas la crise”, *Alternatives Economiques*, Nov. 2016, n°362, p.99.
- NASH J. F. Jr. (1950a)**, “Equilibrium Points in N-Person Games”, *Proceedings of the National Academy of Sciences of the United States of America*, Vol. 36, pp. 48–49.
- NASH J. F. Jr. (1950b)**, “The Bargaining Problem”, *Econometrica*, Vol. 18, n°2 (Apr., 1950), pp. 155-162.
- NELSON W. (1969)**, “Hazard Plotting for Incomplete Failure Time Data”, *Journal of Quality Technology*, Vol. 1, n° 1, pp.27–52.
- NELSON W. (1972)**, “Theory and Applications of Hazard Plotting for Censored Data”, *Technometrics*, Vol. 14, n° 4, pp. 945- 966.
- NGUYEN H.C., NORDMAN C.J. (2017)**, “Household Entrepreneurship and Social Networks: Panel Data Evidence from Vietnam”, *Working papers*, hal-01619799, HAL, p.44.
- NORDMAN C.J. (2016)**, “Do Family and Kinship Ties Support Entrepreneurs in Developing Countries?”, *IZA World of Labor*, 262.
- OSBORNE M. J., RUBINSTEIN A. (1990)**, *Bargaining and Markets*, Economic Theory, Econometrics, and Mathematical Economics, Academic Press, p.236.
- PETTY W. (1683)**, Observations upon the Dublin-Bills of Mortality, 1681, and the State of that City, London, 1683., *The Economic Writings of Sir William Petty, together with the Observations upon the Bills of Mortality more probably by Captain John Graunt*, Charles Henry Hull, Cambridge (UK), 1899, p. 479-491
- PHELPS E. S. (1970)**, *Microeconomic Foundations of Employment and Inflation Theory*. New York, Norton, p.446.
- PICHE V., RENAUD J., GINGRAS L. (2002)**, “L’insertion économique des nouveaux immigrants dans le marché du travail à Montréal : une approche longitudinale”, *Population*, Vol. 57, n°1, pp. 57-82.
- PISSARIDES C. A. (1984)**, “Search Intensity, Job Advertising and Efficiency”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 2, n°1, pp. 128–143.
- PISSARIDES C. A. (1985)**, “Short-Run Equilibrium Dynamics of Unemployment, Vacancies, and Real Wages”, *American Economic Review*, Vol. 75, n°4, pp. 676–690.
- PISSARIDES C. A. (2000)**, “Equilibrium Unemployment Theory”, 2nd edition, MIT Press, Cambridge, MA.
- PISSARIDES C. A. (2011)**, “Equilibrium in the Labor Market with Search Frictions”, *American Economic Review*, Vol. 101, n°4, pp. 1092–1105.

**PLASSARD J-M. (2017)**, “économie de l'éducation et prises de décisions dans les structures éducatives”, article présenté au Colloque international de toulouse : La prise de décision dans les structures Éducatives. Entre la norme et la pratique (XIII-XXI ièmes siècles), 9-10 Octobre.

**PLASSARD J-M., TRAN T. T. N. (2009)**, “Pilotage et gouvernance des systèmes éducatifs”, *Revue Française d'Économie* 2010/3 (Volume XXV), pp. 147-184.

**POUGET J. (2005)**, “Secteur public, secteur privé : quelques éléments de comparaisons salariales”, *Les salaires en France*, collection Références, Insee, pp. 29-40. Presses de Sciences-Po, Vol. 55, n°1, pp. 103-122.

**RECOTILLET I., ROUAUD P., RYK F. (2011)**, “Regards sur les dix premières années de vie active d'une génération. Premiers résultats de l'enquête 2008 auprès de la génération 98”, *Notes Formation Emploi*, n° 45, CEREQ, mai, p. 44.

**RIOUX L. (2001)**, “Salaire de réserve, allocation chômage dégressive et revenu minimum d'insertion”, *Economie et statistique*, n°346-347, Le RMI : entre redistribution et incitations, pp. 137-160.

**ROGERSON R., SHIMER R., WRIGHT R. (2005)**, “Search-theoretic Models of the Labor Market: A Survey”, *Journal of Economic Literature*, Vol. 43, n°4, pp. 959-988.

**ROIG M. (1999)**, “Testing Spanish Labour Market Segmentation : an Unknown-Regime Approach”, *Applied Economics*, 31.

**ROSE J. (2012)**, “Penser les diplômés au regard de la vie professionnelle : une nécessité, une gageure ou une opportunité ?”, *Former, certifier, insérer : Effets et paradoxes de l'injonction à la professionnalisation des diplômés*, MAILLARD FABIENNE (dir.), Rennes : PUR, pp. 77-94.

**ROSE J. (2014)**, *Mission d'insertion : Un défi pour les universités*, PU Rennes, Des Sociétés, p.240.

**ROTH A. E. (1979)**, “Proportional Solutions to the Bargaining Problem”, *Econometrica*, Vol. 47, n°3 (May, 1979), pp. 775-778.

**RUBINSTEIN A. (1982)**, “Perfect Equilibrium in a Bargaining Model”, *Econometrica*, Vol. 50, n°1 (Jan., 1982), pp. 97-109.

**SABATIER M. (2003)**, “Stratégies d'insertion et durée d'accès au premier emploi une analyse micréconométrique sur le Panel téléphonique du CEREQ (1989-93)”, *Revue d'économie politique*, Vol. 113, n°5, pp. 671-696.

**SCHOENFELD D. (1982)**, “Partial Residuals for The Proportional Hazards Regression Model”, *Biometrika*, Vol. 69, No. 1, pp. 239-241.

- SCHULTZ T-W. (1962)**, “Reflections on Investment in Man”, *Journal of Political Economy*, University of Chicago Press, Vol. 70, n°5, Part 2: Investment in Human Beings (Oct., 1962), pp. 1-8.
- SCHWARZ G. E. (1978)**, “Estimating the Dimension of a Model”, *Annals of Statistics*, Vol. 6, n° 2, pp. 461-464.
- SEN A. (1999)**, *Commodities and Capabilities*, New Ed, OUP India, p. 102.
- SHIMER R. (1996)**, “Contracts in Frictional Labor Markets”, MIT Mimeo.
- SPENCE M. (1973)**, “Job Market Signaling”, *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 87, n°3, The MIT Press, pp. 355-374.
- STIGLER, G.J. (1962)**, “Information in the Labor Market”, *Journal of Political Economy*, Vol. 70, n°5, pp. 94-105.
- STIGLITZ, SEN et FITOUSSI (2009)**, *Rapport de la Commission sur la mesure des performances économiques et du progrès social*, Analyse des systèmes de mesure et propositions, p.324.
- THERNEAU T. M. GRAMBSCH P. M. (2000)**, *Modeling Survival Data : Extending the Cox Model*, Statistics for Biology and Health. Springer, New-York, p. 350.
- TIMSIT J. F., ALBERTI C., CHEVRET S. (2005)**, “Analyse de survie”, *Revue Mal Respir* 2005, Vol. 22, pp.829-832.
- TIMSIT J. F., ALBERTI C., CHEVRET S. (2005)**, “Le modèle de Cox”, *Revue Mal Respir* 2005, Vol. 22, pp. 1058-1064.
- VELTZ P. (2008)**, *La grande transition. La France dans le monde qui vient*, Paris, Le Seuil, p. 259.
- VERNIERES M. (1993)**, *Formation –emploi*, Théories économiques, Cujas, Paris, p. 168.
- VERNIERES M. (1997)**, *L’insertion professionnelle, analyse et débats*, Economica, Paris, p.198.
- VINCENS J. (1979)**, “Les nouveaux aspects du problème de l’emploi”, *Revue d’Économie Politique*, n°1, pp. 7-41.
- VINCENS J. (1981)**, “L’insertion dans la vie active”, article présenté au Colloque International de l’Institut des Sciences du Travail à Louvain-La-Neuve.
- VINCENS J. (1994)**, “Problématique du longitudinal”, *L’analyse longitudinale du marché du travail*, OURTAU M., WERQUIN P. éd., CEREQ, Documents n°99, pp. 37-48.
- VINCENS J. (1997)**, “L’insertion professionnelle des jeunes. À la recherche d’une définition conventionnelle”, *Formation emploi*, La documentation française, n°60. pp.21-36.
- VINCENS J. (1998)**, “L’insertion professionnelle des jeunes. Quelques réflexions théoriques”, *Formation emploi*, La documentation française, n°61. pp.59-72.

- VINCENS J., ESPINASSE J-M.(1997)**, “Rationnement de l'emploi et trajectoires d'insertion”, *Communication au colloque : Les données longitudinales dans l'analyse du marché du travail*, DEGENNE A., GRELET Y. (éd.), Documents CEREQ, n°128, p. 22.
- VINCENS J., LEMISTRE P., DAUTY F. (2006)**, “Sens portée et devenir des nomenclatures de formations”, document CPC, n°2, LIRHE, Ministère de l'Éducation nationale éd, p. 114.
- WASMER E. (2011)**, “Le prix Nobel 2010 : les marchés frictionnels”, *Revue d'Économie Politique*, Vol. 121, n°5 (Sept.-Oct., 2011), pp. 637-666.
- WEIBULL W. (1951)**, “A Statistical Distribution Function of Wide applicability”, *Journal of Applied Mechanics*, Vol. 18, n°3, pp. 293-297
- WILCOXON F. (1945)**, “Individual Comparisons by Ranking Methods”, *Biometrics Bulletin*, International Biometric Society, Vol. 1, No. 6, pp. 80-83.
- WRIGHT R. (1986)**, “Job Search and Cyclical Unemployment”, *Journal of Political Economy*, Vol. 94, n°1, pp. 38-55.
- XUE X., XIE X., GUNTER M., ROHAN T. E., WASSERTHEIL-SMOLLER S., HO G.Y.F., CIRILLO D., YU H., STRICKLER H. D., (2013)**, “Testing the Proportional Hazards Assumption in Case-Cohort Analysis”, *BMC Medical Research Methodology*, p. 10.

# ANNEXES

## ANNEXE I : Les durées d'accès au premier emploi : une analyse descriptive

```
. stdes
```

```
failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape
```

Category	total	per subject			
		mean	min	median	max
no. of subjects	5070				
no. of records	5070	1	1	1	1
(first) entry time		0	0	0	0
(final) exit time		3.63925	.1	1	121
subjects with gap	0				
time on gap if gap	0				
time at risk	18451	3.63925	.1	1	121
failures	5065	.9990138	0	1	1

```
. stsum, by (niveau)
```

```
failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape
```

niveau	time at risk	incidence rate	no. of subjects	Survival time		
				25%	50%	75%
1	3544.400001	.2762104	982	.1	.1	4
2	6755.500001	.187995	1271	.1	2	5
3	8151.100002	.3454748	2817	.1	1	3
total	18451	.2745109	5070	.1	1	4

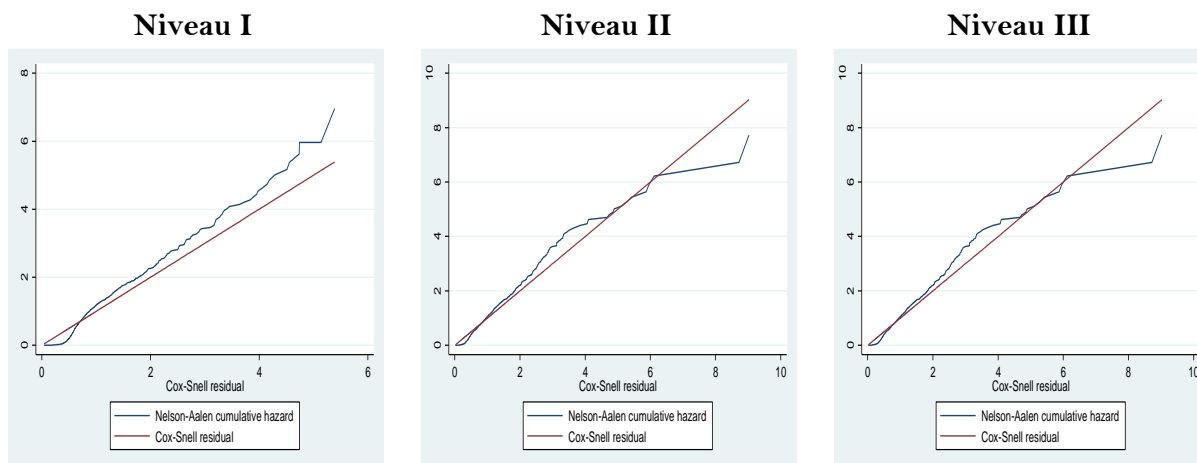


## ANNEXE II : Les durées d'accès au premier emploi : le test de SCHOENFELD

Variables	Niveau I Rho(khi-2 cal ; Khi-2 tab)	Niveau II Rho(Khi-2 cal ; Khi-2 tab)	Niveau III Rho(Khi-2 cal ; khi- 2 tab)
<b>La formation</b>			
<b>Spécialité de formation</b>			
<b>Niveau I (Gestion réf.)</b>			
Commerce	0,032(1,01 ; 0,31)	-	-
Science	0,022(0,32 ; 0,57)	-	-
Ingénieur	-0,001(0,00 ; 0,96)	-	-
<b>Niveau II (Gestion réf.)</b>			
Science	-	-0,019 (0,52 ; 0,47)	-
Commerce	-	0,010 (0,13 ; 0,72)	-
<b>Niveau III (Santé réf.)</b>			
Générales	-	-	0,030 (0,10 ; 0,81)
Technique	-	-	0,008(0,07 ; 0,79)
Industriel	-	-	0,034 (0,54 ; 0,21)
<b>Lassitude vis-à-vis des études</b>	-0,002(0,00 ; 0,95)	0,044 (2,64 ; 0,10)	0,022 (1,42 ; 0,23)
<b>Nbre de mois passés en reprise d'études</b>	0,062(3,53 ; 0,06)	0,026 (0,90 ; 0,34)	-0,081 (23,88 ; 0,00)
<b>Nbre de mois passés en formation</b>	0,121(16,91 ; 0,00)	0,082 (10,41 ; 0,00)	0,059 (11,74 ; 0,00)
<b>Les caractéristiques sociodémographiques</b>			
<b>Age de l'enquêté en 1998</b>	0,009(0,09 ; 0,75)	0,001 (0,00 ; 0,96)	-0,034 (3,47 ; 0,06)
<b>Genre (Homme réf.)</b>			
Femme	-0,017(0,31 ; 0,57)	-0,021 (0,64 ; 0,42)	0,026 (2,00 ; 0,15)
<b>Nombre d'enfants à la date de l'enquête</b>	-0,009(0,08 ; 0,77)	0,010 (0,13 ; 0,72)	0,032 (2,81 ; 0,09)
<b>Situation actuelle du conjoint (au chômage réf.)</b>			
En emploi	0,015(0,24 ; 0,62)	-0,007 (0,08 ; 0,78)	-0,015 (0,70 ; 0,40)
En études	0,011(0,33 ; 0,66)	0,025(0,65 ; 0,41)	0,005(0,02 ; 0,87)
<b>Le conjoint gagne (autant que vous réf.)</b>			
Plus que vous	0,049(2,33 ; 0,12)	0,013 (0,22 ; 0,63)	0,005 (0,09 ; 0,76)
Moins que vous	0,052(1,04 ; 0,31)	0,034(0,51 ; 0,47)	0,032(0,53 ; 0,46)
<b>Prêt à quitter l'emploi pour suivre le conjoint</b>	0,022(0,51 ; 0,47)	-0,021 (0,59 ; 0,44)	-0,020 (1,13 ; 0,28)
<b>CSP du père (Employé réf.)</b>			
Agriculteur	0,129 (0,03 ; 0,71)	0,013 (0,12 ; 0,46)	0,030 (0,40 ; 0,41)
Technicien	0,019 (0,52 ; 0,47)	0,049 (0,74 ; 0,00)	0,034 (0,54 ; 0,41)
Cadre	0,052(2,71 ; 0,09)	0,014 (0,28 ; 0,60)	-0,010 (0,34 ; 0,55)
<b>Statut professionnel de la mère (au chômage réf.)</b>			
En emploi	0,020(0,40 ; 0,52)	-0,044 (2,56 ; 0,11)	-0,008 (0,20 ; 0,65)
<b>Pays de naissance de l'enquêté (Etranger réf.)</b>			
France	-0,019(0,35 ; 0,55)	-0,021 (0,59 ; 0,44)	-0,010 (0,30 ; 0,58)
<b>Pays de naissance de la mère (Etranger réf.)</b>			
France	-0,005(0,02 ; 0,87)	0,024 (0,81 ; 0,36)	-0,002 (0,01 ; 0,91)
<b>Pays de naissance du père (Etranger réf.)</b>			
France	0,002(0,00 ; 0,94)	0,040 (2,18 ; 0,14)	0,001 (0,00 ; 0,94)
<b>Discriminations ressenties</b>	0,047(2,40 ; 0,12)	0,068 (6,50 ; 0,01)	-0,013 (0,55 ; 0,45)

<b>Le cheminement professionnel</b>			
<b>Mobilité géographique</b>	0,025(0,65 ; 0,41)	0,046 (2,86 ; 0,09)	0,025 (1,91 ; 0,16)
<b>Type d'emploi recherché (CDD réf.)</b>			
<b>CDI</b>	0,068(4,82 ; 0,02)	0,056 (4,58 ; 0,03)	-0,017 (0,84 ; 0,36)
<b>Temps de travail (Temps partiel réf.)</b>			
<b>Temps complet</b>	0,042(1,77 ; 0,18)	0,052 (3,81 ; 0,05)	0,040 (4,74 ; 0,02)
<b>Premier salaire net perçu</b>	0,022(0,32 ; 0,57)	0,015 (0,15 ; 0,69)	0,014 (0,43 ; 0,51)
<b>Taille de l'entreprise (PME réf.)</b>			
<b>Microentreprise</b>	0,015(0,23 ; 0,62)	-0,053 (3,76 ; 0,05)	0,016 (0,79 ; 0,37)
<b>Grande entreprise</b>	-0,013(0,17 ; 0,67)	-0,011 (0,18 ; 0,67)	-0,001 (0,00 ; 0,97)
<b>Entreprise de taille intermédiaire</b>	0,044 (0,56 ; 0,21)	-0,014 (0,28 ; 0,60)	0,026 (0,00 ; 0,15)
<b>Commune de l'entreprise (appartenant à un pôle d'emploi de l'espace rural réf.)</b>			
<b>Appartenant à un pôle urbain</b>	0,048(2,36 ; 0,12)	0,034 (1,54 ; 0,21)	-0,011 (0,39 ; 0,53)
<b>Stage en entreprises</b>	0,032(1,01 ; 0,31)	-0,010 (0,14 ; 0,71)	0,020 (1,16 ; 0,28)
<b>Nbre de mois passés en inactivité</b>	0,035(1,28 ; 0,25)	0,119 (25,03 ; 0,00)	-0,004 (0,07 ; 0,78)
<b>Nbre de mois passés en <i>Job</i> de vacances</b>	0,039(1,42 ; 0,23)	0,084 (8,70 ; 0,00)	0,102 (28,60 ; 0,00)
<b>Nbre de mois passés au Service National</b>	0,029(0,83 ; 0,36)	0,012 (0,21 ; 0,64)	0,024 (1,67 ; 0,19)
<b>Opinion sur le parcours et l'avenir professionnel (Inquiet réf.)</b>			
<b>Optimiste</b>	0,005(0,03 ; 0,86)	0,025 (0,87 ; 0,35)	-0,006 (0,12 ; 0,72)
<b>Test global</b>	(56,83 ; 0,03)	(123,94 ; 0,00)	(103,33 ; 0,00)

**ANNEXE III : Les durées d'accès au premier emploi : le test de COX-SNELL**



## ANNEXE IV : Estimations paramétriques des durées d'accès au premier emploi par niveau de formation

### Niveau I

Exponentielle à hasard proportionnel sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Exponential regression -- log relative-hazard form

No. of subjects =          982          Number of obs =          982
No. of failures =          979
Time at risk   = 3544.400001

LR chi2(38) = 723.59
Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = -2381.475

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.3217861	.0860159	-3.74	0.000	-.4903742	-.153198
age98	.0555063	.0152917	3.63	0.000	.0255352	.0854774
discrimi	.3870634	.1026075	3.77	0.000	.1859564	.5881703
lassitud	-.2191783	.1261135	-1.74	0.082	-.4663562	.0279996
nmetu	-.0353573	.0083411	-4.24	0.000	-.0517056	-.019009
nmfor	-.1019794	.0174473	-5.84	0.000	-.1361755	-.0677833
nmna	-.0356472	.0048123	-7.41	0.000	-.0450791	-.0262154
nmjvac	-.3746126	.10324	-3.63	0.000	-.5769592	-.172266
nmsn	-.0069676	.0091633	-0.76	0.447	-.0249272	.0109921
pèreagriculteur	-.1473325	.1046282	-1.41	0.159	-.3523999	.057735
CDI	.1436631	.1515314	0.95	0.343	-.1533329	.4406592
mèreemploi	.0369754	.0712317	0.52	0.604	-.1026362	.1765869
pèrecadre	-.2775984	.0817232	-3.40	0.001	-.4377729	-.1174239
tempscomplet	.0144422	.1127517	0.13	0.898	-.2065471	.2354315
microentreprise	.4701564	.1010476	4.65	0.000	.2721067	.6682061
grandeentreprise	.3294919	.0879712	3.75	0.000	.1570716	.5019123
pèrotechnicien	-2.767282	.3994186	-6.93	0.000	-3.550128	-1.984436
entreprisedetailleintermédiaire	-2.965019	.4205572	-7.05	0.000	-3.789296	-2.140742
spécialitécommerce	.1177336	.103168	1.14	0.254	-.0844719	.3199391
polurabain	-.1101719	.089946	-1.22	0.221	-.2864629	.066119
pretchangementemploi	-.1099757	.0891119	-1.23	0.217	-.2846318	.0646804
optimistavenir	-.0298081	.0813775	-0.37	0.714	-.189305	.1296888
spécialitéscience	.1005422	.1014507	0.99	0.322	-.0982975	.2993819
spécialitéingénieur	-.3437313	.0731069	-4.70	0.000	-.4870182	-.2004444
mutationpremfant	-.2386681	.173532	-1.38	0.169	-.5787845	.1014483
mutationdeuxenfant	-.100718	.2660685	-0.38	0.705	-.6222026	.4207667
conjointenétude	.0507254	.074711	0.68	0.497	-.0957056	.1971563
mobilité	.0042389	.0688415	0.06	0.951	-.1306879	.1391658
nombrdenfant	.2193373	.0336502	6.52	0.000	.1533841	.2852904
quitemploisvivreconjoint	.0188792	.0788985	0.24	0.811	-.135759	.1735173
conjoingagneplusquevous	.035778	.0854349	0.42	0.675	-.1316714	.2032273
conjointemploi	.0738864	.0912514	0.81	0.418	-.1049631	.2527358
conjointgagnemoinsquevous	-.1709171	.0913386	-1.87	0.061	-.3499375	.0081033
nmstage	-.0586232	.0683028	-0.86	0.391	-.1924942	.0752478
salaire	.0000259	8.80e-06	2.94	0.003	8.63e-06	.0000431
merfranç	-.0350752	.1382943	-0.25	0.800	-.3061271	.2359767
perfranç	.4309828	.1542908	2.79	0.005	.1285783	.7333872
lieunaifranç	-.2418295	.2055096	-1.18	0.239	-.6446209	.1609619
_cons	.0757329	.7227317	0.10	0.917	-1.340795	1.492261

## Exponentielle à hasard proportionnel avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Exponential regression -- log relative-hazard form
Gamma frailty

No. of subjects =          982          Number of obs =          982
No. of failures =          979
Time at risk    = 3544.400001

LR chi2(38)      =    201.45
Prob > chi2     =    0.0000

Log likelihood   = -2002.2598

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.5351788	.15362	-3.48	0.000	-.8362684	-.2340892
age98	.0827915	.0254951	3.25	0.001	.0328221	.132761
discrimi	.3008735	.1941302	1.55	0.121	-.0796147	.6813617
lassitud	-.3596044	.2404478	-1.50	0.135	-.8308735	.1116647
nmetu	.0134763	.0172307	0.78	0.434	-.0202952	.0472479
nmfor	-.1382221	.0301629	-4.58	0.000	-.1973403	-.0791039
nmna	-.0423198	.0080762	-5.24	0.000	-.0581489	-.0264906
nmjvac	-.9436038	.1703845	-5.54	0.000	-1.277551	-.6096563
nmsn	-.0668315	.0174133	-3.84	0.000	-.1009608	-.0327021
pèreaagriculteur	-.2151185	.1947136	-1.10	0.269	-.5967502	.1665132
CDI	-.4753497	.2982963	-1.59	0.111	-1.06	.1093004
mèreenemploi	.0745567	.1360759	0.55	0.584	-.1921473	.3412606
pèrecadre	-.2834901	.1504674	-1.88	0.060	-.5784008	.0114205
tempscomplet	.0088915	.2128086	0.04	0.967	-.4082058	.4259887
microentreprise	.3183863	.194047	1.64	0.101	-.0619388	.6987114
grandeentreprise	.3639057	.1644885	2.21	0.027	.0415142	.6862972
pèretechnicien	-.9543776	.7091254	-1.35	0.178	-2.344238	.4354827
entreprisedetailleintermédiaire	-1.022963	.7528778	-1.36	0.174	-2.498576	.4526507
spécialitécommerce	.2661194	.191345	1.39	0.164	-.10891	.6411488
polurabain	.0230361	.1560018	0.15	0.883	-.2827218	.3287941
pretchangementemploi	-.242727	.1643585	-1.48	0.140	-.5648636	.0794097
optimistavenir	.0743288	.1487218	0.50	0.617	-.2171605	.3658181
spécialitéscience	.2722073	.18134	1.50	0.133	-.0832126	.6276272
spécialitéingénieur	-.2811522	.1390074	-2.02	0.043	-.5536017	-.0087028
mutationpremenfant	.06101	.3170064	0.19	0.847	-.5603112	.6823312
mutationdeuxenfant	-.0837185	.490521	-0.17	0.864	-1.045122	.8776849
conjointenétude	-.0750004	.1413908	-0.53	0.596	-.3521213	.2021206
mobilité	-.0501026	.1269733	-0.39	0.693	-.2989657	.1987605
nombrdenfant	.2328588	.0616277	3.78	0.000	.1120707	.3536468
quitemploisivreconjoint	-.0443147	.1417684	-0.31	0.755	-.3221757	.2335463
conjoingagneplusquevous	-.1100118	.1662848	-0.66	0.508	-.435924	.2159005
conjoinemploi	.0978105	.1657084	0.59	0.555	-.2269719	.4225929
conjointgagnemoinsquevous	-.1749475	.1715825	-1.02	0.308	-.5112429	.161348
nmstage	-.2697942	.1282859	-2.10	0.035	-.5212299	-.0183585
salair	2.10e-06	.0000299	0.07	0.944	-.0000565	.0000607
merfranç	-.1467084	.2478607	-0.59	0.554	-.6325065	.3390896
perfranç	-.0555905	.2630074	-0.21	0.833	-.5710756	.4598945
lieunaifranç	.0763581	.3625547	0.21	0.833	-.6342361	.7869523
_cons	.7613946	1.239514	0.61	0.539	-1.668008	3.190797
/ln_the	.2943158	.0584309	5.04	0.000	.1797933	.4088382
theta	1.342208	.0784264			1.19697	1.505068

## Exponentielle à temps de vie accélérée sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Exponential regression -- accelerated failure-time form

No. of subjects =      982                Number of obs   =      982
No. of failures =      979
Time at risk    = 3544.400001

LR chi2(38)      =    723.59
Prob > chi2      =    0.0000
Log likelihood   = -2381.475

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
genre	.3217861	.0860159	3.74	0.000	.153198 .4903742
age98	-.0555063	.0152917	-3.63	0.000	-.0854774 -.0255352
discrimi	-.3870634	.1026075	-3.77	0.000	-.5881703 -.1859564
lassitud	.2191783	.1261135	1.74	0.082	-.0279996 .4663562
nmetu	.0353573	.0083411	4.24	0.000	.019009 .0517056
nmfor	.1019794	.0174473	5.84	0.000	.0677833 .1361755
nmna	.0356472	.0048123	7.41	0.000	.0262154 .0450791
nmjvac	.3746126	.10324	3.63	0.000	.172266 .5769592
nmsn	.0069676	.0091633	0.76	0.447	-.0109921 .0249272
pèreagriculteur	.1473325	.1046282	1.41	0.159	-.057735 .3523999
CDI	-.1436631	.1515314	-0.95	0.343	-.4406592 .1533329
mèreenemploi	-.0369754	.0712317	-0.52	0.604	-.1765869 .1026362
pèrecadre	.2775984	.0817232	3.40	0.001	.1174239 .4377729
tempscomplet	-.0144422	.1127517	-0.13	0.898	-.2354315 .2065471
microentreprise	-.4701564	.1010476	-4.65	0.000	-.6682061 -.2721067
grandeentreprise	-.3294919	.0879712	-3.75	0.000	-.5019123 -.1570716
pèrerechnicien	2.767282	.3994186	6.93	0.000	1.984436 3.550128
entreprisedetailleintermédiaire	2.965019	.4205572	7.05	0.000	2.140742 3.789296
spécialitécommerce	-.1177336	.103168	-1.14	0.254	-.3199391 .0844719
polurabain	.1101719	.089946	1.22	0.221	-.066119 .2864629
prethangementemploy	.1099757	.0891119	1.23	0.217	-.0646804 .2846318
optimistavenir	.0298081	.0813775	0.37	0.714	-.1296888 .189305
spécialitéscience	-.1005422	.1014507	-0.99	0.322	-.2993819 .0982975
spécialitéingénieur	.3437313	.0731069	4.70	0.000	.2004444 .4870182
mutationpremfant	.2386681	.173532	1.38	0.169	-.1014483 .5787845
mutationdeuxenfant	.100718	.2660685	0.38	0.705	-.4207667 .6222026
conjointenétude	-.0507254	.074711	-0.68	0.497	-.1971563 .0957056
mobilité	-.0042389	.0688415	-0.06	0.951	-.1391658 .1306879
nombrdenfant	-.2193373	.0336502	-6.52	0.000	-.2852904 -.1533841
quitemploisuivreconjoint	-.0188792	.0788985	-0.24	0.811	-.1735173 .135759
conjoingagneplusquevous	-.035778	.0854349	-0.42	0.675	-.2032273 .1316714
conjointemploi	-.0738864	.0912514	-0.81	0.418	-.2527358 .1049631
conjointgagnemoinsquevous	.1709171	.0913386	1.87	0.061	-.0081033 .3499375
nmstage	.0586232	.0683028	0.86	0.391	-.0752478 .1924942
salair	-.0000259	8.80e-06	-2.94	0.003	-.0000431 -8.63e-06
merfranç	.0350752	.1382943	0.25	0.800	-.2359767 .3061271
perfranç	-.4309828	.1542908	-2.79	0.005	-.7333872 -.1285783
lieunaifranç	.2418295	.2055096	1.18	0.239	-.1609619 .6446209
_cons	-.0757329	.7227317	-0.10	0.917	-1.492261 1.340795

## Exponentielle à temps de vie accélérée avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Exponential regression -- accelerated failure-time form
Gamma frailty

No. of subjects =          982          Number of obs =          982
No. of failures =          979
Time at risk    = 3544.400001

LR chi2(38)      =    201.45
Prob > chi2     =    0.0000

Log likelihood   = -2002.2598

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.5351788	.15362	3.48	0.000	.2340892	.8362684
age98	-.0827915	.0254951	-3.25	0.001	-.132761	-.0328221
discrimi	-.3008735	.1941302	-1.55	0.121	-.6813617	.0796147
lassitud	.3596044	.2404478	1.50	0.135	-.1116647	.8308735
nmetu	-.0134763	.0172307	-0.78	0.434	-.0472479	.0202952
nmfor	.1382221	.0301629	4.58	0.000	.0791039	.1973403
nmna	.0423198	.0080762	5.24	0.000	.0264906	.0581489
nmjvac	.9436038	.1703845	5.54	0.000	.6096563	1.277551
nmsn	.0668315	.0174133	3.84	0.000	.0327021	.1009608
pèreaagriculteur	.2151185	.1947136	1.10	0.269	-.1665132	.5967502
CDI	.4753497	.2982963	1.59	0.111	-.1093004	1.06
mèreenemploi	-.0745567	.1360759	-0.55	0.584	-.3412606	.1921473
pèrecadre	.2834901	.1504674	1.88	0.060	-.0114205	.5784008
tempscomplet	-.0088915	.2128086	-0.04	0.967	-.4259887	.4082058
microentreprise	-.3183863	.194047	-1.64	0.101	-.6987114	.0619388
grandeentreprise	-.3639057	.1644885	-2.21	0.027	-.6862972	-.0415142
pèretechnicien	.9543776	.7091254	1.35	0.178	-.4354827	2.344238
entreprisedetailleintermédiaire	1.022963	.7528778	1.36	0.174	-.4526507	2.498576
spécialitécommerce	-.2661194	.191345	-1.39	0.164	-.6411488	.10891
polurabain	-.0230361	.1560018	-0.15	0.883	-.3287941	.2827218
pretchangementemploi	.242727	.1643585	1.48	0.140	-.0794097	.5648636
optimistavenir	-.0743288	.1487218	-0.50	0.617	-.3658181	.2171605
spécialitéscience	-.2722073	.18134	-1.50	0.133	-.6276272	.0832126
spécialitéingénieur	.2811522	.1390074	2.02	0.043	.0087028	.5536017
mutationpremenfant	-.06101	.3170064	-0.19	0.847	-.6823312	.5603112
mutationdeuxenfant	.0837185	.490521	0.17	0.864	-.8776849	1.045122
conjointenétude	.0750004	.1413908	0.53	0.596	-.2021206	.3521213
mobilité	.0501026	.1269733	0.39	0.693	-.1987605	.2989657
nombrdenfant	-.2328588	.0616277	-3.78	0.000	-.3536468	-.1120707
quitemploisivreconjoint	.0443147	.1417684	0.31	0.755	-.2335463	.3221757
conjoingagneplusquevous	.1100118	.1662848	0.66	0.508	-.2159005	.435924
conjoinemploi	-.0978105	.1657084	-0.59	0.555	-.4225929	.2269719
conjointgagnemoinsquevous	.1749475	.1715825	1.02	0.308	-.161348	.5112429
nmstage	.2697942	.1282859	2.10	0.035	.0183585	.5212299
salair	-2.10e-06	.0000299	-0.07	0.944	-.0000607	.0000565
merfranç	.1467084	.2478607	0.59	0.554	-.3390896	.6325065
perfranç	.0555905	.2630074	0.21	0.833	-.4598945	.5710756
lieunaifranç	-.0763581	.3625547	-0.21	0.833	-.7869523	.6342361
_cons	-.7613946	1.239514	-0.61	0.539	-3.190797	1.668008
/ln_the	.2943158	.0584309	5.04	0.000	.1797933	.4088382
theta	1.342208	.0784264			1.19697	1.505068

## WEIBULL à hasard proportionnel sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Weibull regression -- log relative-hazard form

No. of subjects =      982          Number of obs  =      982
No. of failures =      979
Time at risk    = 3544.400001
LR chi2(38)     =      228.56
Prob > chi2     =      0.0000
Log likelihood  = -2048.0429

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
genre	-.2325484	.0830828	-2.80	0.005	-.3953876 -.0697091
age98	.0414498	.0145828	2.84	0.004	.012868 .0700315
discrimi	.2198327	.0994706	2.21	0.027	.024874 .4147915
lassitud	-.1562294	.1235387	-1.26	0.206	-.3983607 .0859019
nmetu	-.0171494	.0083095	-2.06	0.039	-.0334358 -.000863
nmfor	-.0654258	.0166914	-3.92	0.000	-.0981403 -.0327112
nmna	-.023638	.0043518	-5.43	0.000	-.0321673 -.0151087
nmjvac	-.3002917	.1041611	-2.88	0.004	-.5044437 -.0961398
nmsn	-.0128539	.0089807	-1.43	0.152	-.0304558 .004748
pereagriculteur	-.1060701	.1023361	-1.04	0.300	-.3066452 .094505
CDI	.0123145	.1471402	0.08	0.933	-.276075 .300704
mereemploi	.0130949	.0700696	0.19	0.852	-.1242391 .1504288
perecadre	-.1678514	.0795127	-2.11	0.035	-.3236933 -.0120094
tempscomplet	.0001799	.1100556	0.00	0.999	-.2155251 .2158848
microentreprise	.2513827	.0993143	2.53	0.011	.0567302 .4460351
grandeentreprise	.2058649	.0855994	2.40	0.016	.0380932 .3736367
peretechnicien	-1.235945	.3986175	-3.10	0.002	-2.01722 -.4546687
entreprisedetailleintermediaire	-1.352063	.4194687	-3.22	0.001	-2.174206 -.5299189
specialitecommerce	.0970695	.1005474	0.97	0.334	-.0999999 .2941389
polurabain	-.0448738	.0859111	-0.52	0.601	-.2132565 .1235088
prechangementemploi	-.0817953	.0868608	-0.94	0.346	-.2520393 .0884487
optimistavenir	.0048929	.0790193	0.06	0.951	-.1499821 .1597679
specialitescience	.0884219	.0973701	0.91	0.364	-.10242 .2792638
specialiteingenieur	-.2226907	.0716554	-3.11	0.002	-.3631327 -.0822487
mutationpremenfant	-.0823833	.1664089	-0.50	0.621	-.4085388 .2437723
mutationdeuxenfant	-.029081	.2587564	-0.11	0.911	-.5362342 .4780721
conjointenétude	.016111	.0732437	0.22	0.826	-.1274439 .159666
mobilité	-.0041428	.0670311	-0.06	0.951	-.1355214 .1272358
nombrdenfant	.1407568	.0336094	4.19	0.000	.0748835 .2066301
quitemploisuivreconjoint	-.0067607	.0763688	-0.09	0.929	-.1564408 .1429193
conjoingagneplusquevous	-.0187355	.0847025	-0.22	0.825	-.1847494 .1472784
conjointemploi	.0676613	.0893108	0.76	0.449	-.1073845 .2427072
conjointgagnemoinsquevous	-.1034086	.0881572	-1.17	0.241	-.2761937 .0693764
nmstage	-.0774172	.0666793	-1.16	0.246	-.2081063 .0532719
salaire	.0000133	9.75e-06	1.36	0.173	-5.81e-06 .0000324
merfranç	-.040666	.1346217	-0.30	0.763	-.3045197 .2231876
perfranç	.1902469	.1493287	1.27	0.203	-.102432 .4829258
lieunaifranc	-.1516046	.198917	-0.76	0.446	-.5414747 .2382655
_cons	.0022319	.7009859	0.00	0.997	-1.371675 1.376139
/ln_p	-.5548758	.0243488	-22.79	0.000	-.6025985 -.5071532
p	.5741435	.0139797			.5473874 .6022075
1/p	1.741725	.0424088			1.660557 1.82686



## WEIBULL à temps de vie accélérée sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Weibull regression -- accelerated failure-time form

No. of subjects =      982                Number of obs =      982
No. of failures =      979
Time at risk    = 3544.400001
LR chi2(38)     =      228.56
Prob > chi2     =      0.0000
Log likelihood  = -2048.0429

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.4050352	.1445886	2.80	0.005	.1216468	.6884237
age98	-.0721941	.0253688	-2.85	0.004	-.121916	-.0224722
discrimi	-.3828881	.172941	-2.21	0.027	-.7218463	-.0439299
lassitud	.2721086	.2151168	1.26	0.206	-.1495127	.6937299
nmetu	.0298696	.0144357	2.07	0.039	.0015761	.058163
nmfor	.1139537	.0289747	3.93	0.000	.0571644	.170743
nmna	.0411709	.007535	5.46	0.000	.0264027	.0559392
nmjvac	.5230255	.1813954	2.88	0.004	.1674971	.878554
nmsn	.0223879	.0156538	1.43	0.153	-.008293	.0530688
pèreatriculteur	.1847449	.178224	1.04	0.300	-.1645677	.5340576
CDI	-.0214484	.2562678	-0.08	0.933	-.523724	.4808272
mèreenemploi	-.0228077	.1220407	-0.19	0.852	-.262003	.2163877
pèrecadre	.2923508	.1383338	2.11	0.035	.0212216	.5634801
tempscomplet	-.0003133	.1916865	-0.00	0.999	-.3760119	.3753853
microentreprise	-.4378394	.1725409	-2.54	0.011	-.7760134	-.0996654
grandeentreprise	-.3585601	.1488624	-2.41	0.016	-.650325	-.0667951
pèrertechnicien	2.152675	.690693	3.12	0.002	.7989418	3.506408
entreprisedetailleintermédiaire	2.354921	.7265837	3.24	0.001	.9308428	3.778999
spécialitécommerce	-.1690683	.1751355	-0.97	0.334	-.5123276	.1741909
polurabain	.0781579	.1496026	0.52	0.601	-.2150577	.3713735
pretchangementemploi	.1424649	.1512779	0.94	0.346	-.1540343	.4389641
optimistavenir	-.0085221	.137632	-0.06	0.951	-.2782757	.2612316
spécialitéscience	-.1540067	.1696043	-0.91	0.364	-.486425	.1784117
spécialitéingénieur	.3878659	.1244863	3.12	0.002	.1438772	.6318546
mutationpremenfant	.143489	.2897716	0.50	0.620	-.424453	.7114309
mutationdeuxenfant	.0506512	.4506758	0.11	0.911	-.8326572	.9339595
conjointenétude	-.028061	.1275615	-0.22	0.826	-.2780768	.2219549
mobilité	.0072156	.1167504	0.06	0.951	-.221611	.2360423
nombrdenfant	-.2451596	.0582917	-4.21	0.000	-.3594092	-.13091
quitemploisuivreconjoint	.0117753	.133015	0.09	0.929	-.2489294	.27248
conjoingagneplusquevous	.0326321	.1475378	0.22	0.825	-.2565366	.3218008
conjointemploi	-.1178474	.1555549	-0.76	0.449	-.4227294	.1870345
conjointgagnemoinsquevous	.1801094	.1534763	1.17	0.241	-.1206987	.4809175
nmstage	.1348394	.1161835	1.16	0.246	-.0928761	.3625549
salaire	-.0000232	.000017	-1.37	0.172	-.0000564	.0000101
merfranç	.070829	.2344767	0.30	0.763	-.3887369	.5303949
perfranç	-.3313577	.2597894	-1.28	0.202	-.8405356	.1778203
lieunaifranc	.2640535	.3463652	0.76	0.446	-.4148097	.9429168
_cons	-.0038874	1.220925	-0.00	0.997	-2.396856	2.389081
/ln_p	-.5548758	.0243488	-22.79	0.000	-.6025985	-.5071532
p	.5741435	.0139797			.5473874	.6022075
1/p	1.741725	.0424088			1.660557	1.82686

## GOMPERTZ sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Gompertz regression -- log relative-hazard form

No. of subjects =      982          Number of obs  =      982
No. of failures =      979
Time at risk    = 3544.400001

LR chi2(38)      =    282.91
Prob > chi2      =    0.0000
Log likelihood   = -2307.2256

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.2829928	.0849036	-3.33	0.001	-.4494007	-.1165848
age98	.0537882	.0151962	3.54	0.000	.0240042	.0835722
discrimi	.2758736	.100008	2.76	0.006	.0798616	.4718856
lassitud	-.1842554	.1251523	-1.47	0.141	-.4295493	.0610385
nmetu	-.0082885	.0087664	-0.95	0.344	-.0254704	.0088934
nmfor	-.0756633	.017033	-4.44	0.000	-.1090474	-.0422791
nmna	-.0259799	.0050915	-5.10	0.000	-.035959	-.0160008
nmjvac	-.3490938	.103765	-3.36	0.001	-.5524694	-.1457182
nmsn	-.0150191	.0090978	-1.65	0.099	-.0328504	.0028122
pèreagriculteur	-.1030506	.1031749	-1.00	0.318	-.3052697	.0991685
CDI	-.0633983	.1444098	-0.44	0.661	-.3464363	.2196397
mèreenemploi	-.0067953	.0704233	-0.10	0.923	-.1448225	.1312318
pèrecadre	-.2032467	.0805852	-2.52	0.012	-.3611908	-.0453027
tempscomplet	-.0460103	.1105869	-0.42	0.677	-.2627565	.170736
microentreprise	.3342161	.1003233	3.33	0.001	.1375861	.5308461
grandeentreprise	.2783607	.086801	3.21	0.001	.1082339	.4484876
pèrerechercheur	-2.378529	.3994167	-5.96	0.000	-3.161371	-1.595687
entreprisedetailleintermédiaire	-2.572521	.4205716	-6.12	0.000	-3.396826	-1.748216
spécialitécommerce	.0990656	.1018251	0.97	0.331	-.100508	.2986392
polurabain	-.05538	.0887948	-0.62	0.533	-.2294145	.1186546
prethangementemploi	-.0953964	.0880992	-1.08	0.279	-.2680676	.0772748
optimistavenir	-.0093146	.0797154	-0.12	0.907	-.1655539	.1469247
spécialitéscience	.0912605	.0992068	0.92	0.358	-.1031812	.2857023
spécialitéingénieur	-.301459	.0727465	-4.14	0.000	-.4440395	-.1588785
mutationpremenfant	-.1320556	.169351	-0.78	0.436	-.4639774	.1998662
mutationdeuxenfant	-.0307205	.2616077	-0.12	0.907	-.5434622	.4820211
conjointenétude	.0414829	.0738205	0.56	0.574	-.1032026	.1861684
mobilité	-.0225019	.0678234	-0.33	0.740	-.1554334	.1104295
nombrdenfant	.1795041	.0340712	5.27	0.000	.1127258	.2462823
quitemploisuivreconjoint	-.0035289	.0774298	-0.05	0.964	-.1552885	.1482306
conjoingagneplusquevous	-.0479769	.085867	-0.56	0.576	-.2162731	.1203193
conjointemploi	.0776774	.0904656	0.86	0.391	-.0996319	.2549866
conjointgagnemoinsquevous	-.1688042	.0895111	-1.89	0.059	-.3442428	.0066344
nmstage	-.0857128	.0674578	-1.27	0.204	-.2179276	.046502
salaire	.0000172	9.14e-06	1.88	0.060	-7.35e-07	.0000351
merfranç	-.0524559	.1353952	-0.39	0.698	-.3178255	.2129138
perfranç	.2494489	.1518178	1.64	0.100	-.0481085	.5470062
lieunaifranc	-.2069904	.2033091	-1.02	0.309	-.6054689	.1914882
_cons	.6600078	.7244793	0.91	0.362	-.7599455	2.079961
/gamma	-.0956343	.0095285	-10.04	0.000	-.1143099	-.0769588

## GOMPERTZ avec hétérogénéité non observable

```

failure _d: cens == 0
analysis time _t: tape

Gompertz regression -- log relative-hazard form
Gamma frailty

No. of subjects =          982                Number of obs =          982
No. of failures =          979
Time at risk    = 3544.400001
Log likelihood  = -1977.8535

LR chi2(38)      =    139.09
Prob > chi2     =     0.0000

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.5106918	.1680486	-3.04	0.002	-.840061	-.1813225
age98	.0741273	.0279426	2.65	0.008	.0193608	.1288937
discrimi	.2708021	.215058	1.26	0.208	-.1507038	.6923081
lassitud	-.3201156	.2731784	-1.17	0.241	-.8555354	.2153042
nmetu	.013093	.018442	0.71	0.478	-.0230527	.0492387
nmfor	-.1613108	.0364535	-4.43	0.000	-.2327584	-.0898632
nmna	-.0483715	.0133792	-3.62	0.000	-.0745942	-.0221488
nmjvac	-1.184663	.2022104	-5.86	0.000	-1.580988	-.7883379
nmsn	-.0687915	.0198254	-3.47	0.001	-.1076486	-.0299344
pèreagriculteur	-.1888227	.2146177	-0.88	0.379	-.6094656	.2318203
CDI	-.5127345	.3319196	-1.54	0.122	-1.163285	.1378159
mèreemploi	.0955074	.1505971	0.63	0.526	-.1996575	.3906724
pèrecadre	-.2447459	.1661677	-1.47	0.141	-.5704286	.0809368
tempscomplet	-.0010984	.2375199	-0.00	0.996	-.4666289	.4644321
microentreprise	.3131113	.2157015	1.45	0.147	-.1096559	.7358786
grandeentreprise	.3437594	.1813817	1.90	0.058	-.0117423	.6992611
pèrettechnicien	-1.040007	.8354995	-1.24	0.213	-2.677556	.5975422
entreprisedetailleintermédiaire	-1.10681	.8812032	-1.26	0.209	-2.833937	.6203162
spécialitécommerce	.2615164	.2141404	1.22	0.222	-.1581911	.6812239
polurabain	.0479762	.1725456	0.28	0.781	-.290207	.3861593
pretchangementemploi	-.2573646	.1812968	-1.42	0.156	-.6126998	.0979705
optimistavenir	.060295	.1639339	0.37	0.713	-.2610095	.3815995
spécialitéscience	.2668043	.2015155	1.32	0.186	-.1281588	.6617673
spécialitéingénieur	-.2465174	.154843	-1.59	0.111	-.550004	.0569693
mutationpremfant	.080132	.350321	0.23	0.819	-.6064845	.7667486
mutationdeuxenfant	-.1609221	.5453054	-0.30	0.768	-1.229701	.907857
conjointenétude	-.0910997	.1560336	-0.58	0.559	-.3969201	.2147206
mobilité	-.0484738	.1398713	-0.35	0.729	-.3226166	.225669
nombrdenfant	.2184434	.0686189	3.18	0.001	.0839529	.352934
quitemploiavoirconjoint	-.0588621	.1557165	-0.38	0.705	-.3640608	.2463365
conjoingagneplusquevous	-.0878326	.1829922	-0.48	0.631	-.4464908	.2708256
conjointemploi	.0845956	.1832956	0.46	0.644	-.2746571	.4438483
conjointgagnemoinsquevous	-.185469	.1895328	-0.98	0.328	-.5569465	.1860084
nmstage	-.2670064	.1408826	-1.90	0.058	-.5431312	.0091184
salaire	-2.76e-06	.0000369	-0.07	0.940	-.0000075	.0000695
merfranç	-.1657326	.2699165	-0.61	0.539	-.6947592	.363294
perfranç	-.0491184	.2869343	-0.17	0.864	-.6114993	.5132624
lieunaifranç	.2023315	.4108454	0.49	0.622	-.6029108	1.007574
_cons	1.169388	1.383077	0.85	0.398	-1.541393	3.880169
/gamma	.1415933	.0307984	4.60	0.000	.0812296	.201957
/ln_the	.6717751	.0860049	7.81	0.000	.5032086	.8403416
theta	1.957709	.1683726			1.65402	2.317158

## Log logistique sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Loglogistic regression -- accelerated failure-time form

No. of subjects =      982                Number of obs   =      982
No. of failures =      979
Time at risk    = 3544.400001

LR chi2(38)     =    236.19
Prob > chi2     =    0.0000
Log likelihood  = -2009.2132

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.5602779	.1541985	3.63	0.000	.2580544	.8625013
age98	-.0908471	.0256366	-3.54	0.000	-.1410939	-.0406002
discrimi	-.3055715	.1920134	-1.59	0.112	-.6819108	.0707679
lassitud	.366617	.235516	1.56	0.120	-.0949859	.8282199
nmetu	-.0118848	.0182575	-0.65	0.515	-.0476689	.0238993
nmfor	.1354269	.0294821	4.59	0.000	.0776431	.1932108
nmna	.0441867	.0075015	5.89	0.000	.0294841	.0588893
nmjvac	.8595762	.1691595	5.08	0.000	.5280297	1.191123
nmsn	.0628198	.0169489	3.71	0.000	.0296005	.096039
pèreaagriculteur	.2409786	.1943238	1.24	0.215	-.139889	.6218462
CDI	.4506458	.2976002	1.51	0.130	-.1326397	1.033931
mèreenemploi	-.0566387	.1351548	-0.42	0.675	-.3215372	.2082597
pèrecadre	.3157746	.1501714	2.10	0.035	.0214441	.6101051
tempscomplet	-.0079099	.2108983	-0.04	0.970	-.4212629	.4054431
microentreprise	-.3450244	.1919157	-1.80	0.072	-.7211723	.0311235
grandeentreprise	-.3885987	.1632666	-2.38	0.017	-.7085953	-.0686021
pèretechnicien	1.032646	.6930009	1.49	0.136	-.3256105	2.390903
entreprisedetailleintermédiaire	1.125894	.7372183	1.53	0.127	-.3190278	2.570815
spécialitécommerce	-.2696259	.1892915	-1.42	0.154	-.6406303	.1013786
polurabain	-.0066972	.1555185	-0.04	0.966	-.311508	.2981135
pretchangementemploi	.2313713	.1641113	1.41	0.159	-.090281	.5530235
optimistavenir	-.0819807	.1479657	-0.55	0.580	-.3719881	.2080268
spécialitéscience	-.2811748	.1800103	-1.56	0.118	-.6339884	.0716388
spécialitéingénieur	.3151211	.1375029	2.29	0.022	.0456204	.5846219
mutationpremenfant	-.0539936	.3137068	-0.17	0.863	-.6688477	.5608604
mutationdeuxenfant	.0274521	.4833197	0.06	0.955	-.9198371	.9747413
conjointenétude	.0643537	.1404119	0.46	0.647	-.2108485	.339556
mobilité	.0480701	.1266309	0.38	0.704	-.2001219	.2962622
nombrdenfant	-.2534373	.0613903	-4.13	0.000	-.3737599	-.1331146
quitemploisuivreconjoint	.0435923	.1420201	0.31	0.759	-.234762	.3219466
conjoingagneplusquevous	.1345281	.1655889	0.81	0.417	-.1900201	.4590763
conjoineemploi	-.1213331	.1653721	-0.73	0.463	-.4454564	.2027902
conjointgagnemoinsquevous	.1847843	.1699902	1.09	0.277	-.1483904	.517959
nmstage	.2807733	.1283016	2.19	0.029	.0293067	.5322399
salaire	-6.21e-06	.000027	-0.23	0.818	-.0000591	.0000467
merfranç	.1285278	.2504158	0.51	0.608	-.3622781	.6193337
perfranç	.0533843	.267761	0.20	0.842	-.4714176	.5781863
lieunaifranc	-.0281952	.3619893	-0.08	0.938	-.7376811	.6812907
_cons	-.4711515	1.241706	-0.38	0.704	-2.904851	1.962548
/ln_gam	.0791322	.0260498	3.04	0.002	.0280755	.130189
gamma	1.082347	.028195			1.028473	1.139044

## Log logistique avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Loglogistic regression -- accelerated failure-time form
Gamma frailty

No. of subjects =          982          Number of obs =          982
No. of failures =          979
Time at risk    = 3544.400001

LR chi2(38)      =    236.19
Prob > chi2     =    0.0000

Log likelihood   = -2009.2132

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.5602832	.1541943	3.63	0.000	.2580679	.8624986
age98	-.0908473	.0256359	-3.54	0.000	-.1410927	-.0406019
discrimi	-.305569	.1920088	-1.59	0.112	-.6818993	.0707613
lassitud	.3666222	.2355103	1.56	0.120	-.0949695	.8282139
nmetu	-.0118886	.0182566	-0.65	0.515	-.0476708	.0238937
nmFor	.1354285	.0294814	4.59	0.000	.077646	.193211
nmna	.0441869	.0075013	5.89	0.000	.0294847	.0588892
nmjvac	.8596011	.1691538	5.08	0.000	.5280658	1.191136
nmsn	.0628232	.0169485	3.71	0.000	.0296048	.0960416
pèreagriculteur	.2409772	.1943187	1.24	0.215	-.1398804	.6218349
CDI	.4506928	.2975924	1.51	0.130	-.1325775	1.033963
mèreemploi	-.0566452	.1351513	-0.42	0.675	-.3215369	.2082465
pèrecadre	.3157715	.1501673	2.10	0.035	.021449	.610094
tempscomplet	-.0079104	.210893	-0.04	0.970	-.4212531	.4054323
microentreprise	-.3450161	.1919109	-1.80	0.072	-.7211546	.0311224
grandeentreprise	-.3885984	.1632624	-2.38	0.017	-.7085868	-.06861
pèretechnicien	1.032568	.6929792	1.49	0.136	-.3256467	2.390782
entreprisedetailleintermédiaire	1.125807	.7371956	1.53	0.127	-.3190698	2.570684
spécialitécommerce	-.2696282	.1892867	-1.42	0.154	-.6406233	.101367
polurabain	-.006703	.1555144	-0.04	0.966	-.3115056	.2980997
pretchangementemploi	.23138	.1641069	1.41	0.159	-.0902637	.5530237
optimistavenir	-.0819824	.1479619	-0.55	0.580	-.3719824	.2080175
spécialitéscience	-.2811788	.1800057	-1.56	0.118	-.6339835	.0716258
spécialitéingénieur	.3151064	.1374994	2.29	0.022	.0456125	.5846002
mutationpremenfant	-.0540021	.3136989	-0.17	0.863	-.6688407	.5608364
mutationdeuxenfant	.0274643	.4833081	0.06	0.955	-.9198023	.9747308
conjointenétude	.0643627	.1404083	0.46	0.647	-.2108326	.3395579
mobilité	.0480734	.1266276	0.38	0.704	-.2001122	.296259
nombrdenfant	-.2534337	.0613885	-4.13	0.000	-.373753	-.1331145
quitemploisivreconjoint	.0435931	.1420163	0.31	0.759	-.2347537	.3219399
conjoingagneplusquevous	.1345273	.1655846	0.81	0.417	-.1900125	.4590672
conjoinemploi	-.1213226	.1653676	-0.73	0.463	-.4454371	.2027919
conjointgagnemoinsquevous	.1847863	.1699861	1.09	0.277	-.1483803	.5179529
nmstage	.2807754	.1282983	2.19	0.029	.0293153	.5322354
salaire	-6.21e-06	.000027	-0.23	0.818	-.0000591	.0000467
merfranç	.1285377	.2504087	0.51	0.608	-.3622543	.6193296
perfranç	.0534092	.2677527	0.20	0.842	-.4713765	.5781949
lieunaifranc	-.0282252	.3619789	-0.08	0.938	-.7376909	.6812405
_cons	-.4711954	1.24167	-0.38	0.704	-2.904824	1.962433
/ln_gam	.0790967	.0260494	3.04	0.002	.0280408	.1301526
/ln_the	-15.74747	669.4295	-0.02	0.981	-1327.805	1296.31
gamma	1.082309	.0281935			1.028438	1.139002
theta	1.45e-07	.000097			0	.

## Niveau II

## Exponentielle à hasard proportionnel sans hétérogénéité non observable

```
failure _d: cens == 0
analysis time _t: tape
```

Exponential regression -- log relative-hazard form

```
No. of subjects =      1271          Number of obs   =      1271
No. of failures =      1270
Time at risk    = 6755.500001
Log likelihood  = -2872.9415          LR chi2(38)     =      753.45
                                          Prob > chi2     =      0.0000
```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.0591719	.0777745	-0.76	0.447	-.2116071	.0932634
age98	-.0397357	.0158576	-2.51	0.012	-.070816	-.0086553
discrimi	.2351114	.0966925	2.43	0.015	.0455976	.4246252
lassitud	-.3163622	.065972	-4.80	0.000	-.445665	-.1870594
nmetu	-.0434	.007593	-5.72	0.000	-.0582819	-.028518
nmfor	-.0559771	.0072549	-7.72	0.000	-.0701964	-.0417577
nmna	-.0514484	.0043359	-11.87	0.000	-.0599465	-.0429502
nmjvac	-.2332369	.0405525	-5.75	0.000	-.3127183	-.1537556
nmsn	-.0198453	.0087309	-2.27	0.023	-.0369575	-.0027331
pèreagriculteur	-.1283664	.0799713	-1.61	0.108	-.2851072	.0283744
CDI	.192169	.1177629	1.63	0.103	-.0386421	.4229801
mèreenemploi	-.0846465	.0617492	-1.37	0.170	-.2056727	.0363797
pèrecadreur	.1748874	.0728506	2.40	0.016	.0321029	.317672
tempscomplet	-.1408024	.0947846	-1.49	0.137	-.3265768	.044972
microentreprise	-.2169471	.0879728	-2.47	0.014	-.3893707	-.0445235
grandeentreprise	-.0655957	.1120276	-0.59	0.558	-.2851657	.1539743
pèretechnicien	.226656	.2066067	1.10	0.273	-.1782857	.6315977
entreprisedetailleintermédiaire	.7115669	.2201723	3.23	0.001	.2800371	1.143097
spécialitécommerce	.1254906	.0747598	1.68	0.093	-.021036	.2720171
polurabain	-.0018089	.0648013	-0.03	0.978	-.1288172	.1251994
pretchangementemploy	-.0353132	.0697799	-0.51	0.613	-.1720793	.1014529
optimistavenir	.0736021	.064495	1.14	0.254	-.0528059	.20001
specialitéscience	.1372838	.0819715	1.67	0.094	-.0233773	.2979449
satisfaitsituationactuel	-.0826815	.0805003	-1.03	0.304	-.2404592	.0750961
mutationpremenfant	.1577535	.1404413	1.12	0.261	-.1175065	.4330134
mutationdeuxenfant	.5512642	.1916875	2.88	0.004	.1755636	.9269649
conjointenétude	.2489397	.0645319	3.86	0.000	.1224595	.3754199
mobilité	.0270378	.0638931	0.42	0.672	-.0981903	.152266
nombrdenfant	.1445932	.0297627	4.86	0.000	.0862594	.202927
quitemploiavoirconjoint	-.2912397	.0679041	-4.29	0.000	-.4243293	-.1581501
conjoingagneplusquevous	-.1794166	.0759132	-2.36	0.018	-.3282037	-.0306294
conjoineemploi	.4312124	.0850508	5.07	0.000	.264516	.5979089
conjointgagnemoinsquevous	.1043769	.0719382	1.45	0.147	-.0366193	.2453731
nmstage	.0078112	.037735	0.21	0.836	-.0661481	.0817704
salaire	.0000334	9.28e-06	3.60	0.000	.0000153	.0000516
merfranç	-.3631883	.1295613	-2.80	0.005	-.6171238	-.1092527
perfranç	.1478287	.1227434	1.20	0.228	-.092744	.3884014
lieunaifranç	-.3152857	.2569417	-1.23	0.220	-.8188822	.1883107
_cons	-.6937941	.6203986	-1.12	0.263	-1.909753	.5221648

## Exponentielle à hasard proportionnel avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Exponential regression -- log relative-hazard form
Gamma frailty

No. of subjects =      1271          Number of obs =      1271
No. of failures =      1270
Time at risk    = 6755.500001

LR chi2(38)      =      347.67
Prob > chi2     =      0.0000

Log likelihood   = -2612.7489

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.1032762	.1386291	-0.74	0.456	-.3749843	.1684319
age98	-.0075567	.0280728	-0.27	0.788	-.0625783	.047465
discrimi	-.1020769	.1794901	-0.57	0.570	-.4538711	.2497172
lassitud	-.1648438	.1231618	-1.34	0.181	-.4062364	.0765489
nmetu	-.0431466	.0142596	-3.03	0.002	-.0710948	-.0151984
nmfor	-.0581133	.0132371	-4.39	0.000	-.0840575	-.032169
nmna	-.0764165	.007064	-10.82	0.000	-.0902617	-.0625713
nmjvac	-.6781416	.0692174	-9.80	0.000	-.8138053	-.542478
nmsn	-.0492101	.0152289	-3.23	0.001	-.0790582	-.0193619
pèreagriculteur	-.3188679	.1445572	-2.21	0.027	-.6021947	-.0355411
CDI	-.3888547	.2193049	-1.77	0.076	-.8186844	.0409749
mèreemploi	-.0407806	.1149402	-0.35	0.723	-.2660593	.1844981
pèrecadre	.030892	.1360564	0.23	0.820	-.2357736	.2975576
tempscomplet	-.4736561	.1701959	-2.78	0.005	-.8072338	-.1400783
microentreprise	.257569	.1646356	1.56	0.118	-.0651108	.5802488
grandeentreprise	.2361039	.2051296	1.15	0.250	-.1659428	.6381506
pèrettechnicien	.2276138	.406245	0.56	0.575	-.5686118	1.023839
entreprisedetailleintermédiaire	.7899721	.4292741	1.84	0.066	-.0513898	1.631334
spécialitécommerce	.2194073	.1335456	1.64	0.100	-.0423372	.4811519
polurabain	-.042659	.1215649	-0.35	0.726	-.2809219	.1956039
pretchangementemploi	-.0503385	.1317442	-0.38	0.702	-.3085523	.2078754
optimistavenir	.1960935	.1166994	1.68	0.093	-.0326331	.4248202
spécialitéscience	-.1108753	.154086	-0.72	0.472	-.4128783	.1911277
satisfaitsituationactuel	-.1628881	.1512331	-1.08	0.281	-.4592995	.1335232
mutationpremenfant	.3535973	.2631916	1.34	0.179	-.1622487	.8694433
mutationdeuxenfant	.3935638	.3300802	1.19	0.233	-.2533814	1.040509
conjointenétude	.0387363	.1177082	0.33	0.742	-.1919676	.2694402
mobilité	-.1404307	.118021	-1.19	0.234	-.3717475	.0908862
nombrdenfant	.1897404	.0604815	3.14	0.002	.0711988	.308282
quitemploisuivreconjoint	-.330712	.1233962	-2.68	0.007	-.572564	-.08886
conjoingagneplusquevous	-.1383699	.1385868	-1.00	0.318	-.409995	.1332552
conjoinemploi	.5180824	.1561596	3.32	0.001	.2120152	.8241496
conjointgagnemoinsquevous	.0483984	.1405252	0.34	0.731	-.2270259	.3238227
nmstage	-.0875857	.0701876	-1.25	0.212	-.2251509	.0499795
salair	.0000342	.0000398	0.86	0.390	-.0000438	.0001121
merfranç	-.2228872	.2454087	-0.91	0.364	-.7038794	.258105
perfranç	-.0706001	.2348161	-0.30	0.764	-.5308312	.389631
lieunaifranç	.086431	.4706397	0.18	0.854	-.836006	1.008868
_cons	1.666122	1.114171	1.50	0.135	-.5176124	3.849857
/ln_the	.1047186	.0660018	1.59	0.113	-.0246426	.2340798
theta	1.110398	.0732883			.9756586	1.263745

## Exponentielle à temps de vie accélérée sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Exponential regression -- accelerated failure-time form

No. of subjects =      1271          Number of obs =      1271
No. of failures =      1270
Time at risk    = 6755.500001
LR chi2(38)     =      753.45
Prob > chi2     =      0.0000
Log likelihood  = -2872.9415

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.0591719	.0777745	0.76	0.447	-.0932634	.2116071
age98	.0397357	.0158576	2.51	0.012	.0086553	.070816
discrimi	-.2351114	.0966925	-2.43	0.015	-.4246252	-.0455976
lassitud	.3163622	.065972	4.80	0.000	.1870594	.445665
nmetu	.0434	.007593	5.72	0.000	.028518	.0582819
nmfor	.0559771	.0072549	7.72	0.000	.0417577	.0701964
nmna	.0514484	.0043359	11.87	0.000	.0429502	.0599465
nmjvac	.2332369	.0405525	5.75	0.000	.1537556	.3127183
nmsn	.0198453	.0087309	2.27	0.023	.0027331	.0369575
pèreagriculteur	.1283664	.0799713	1.61	0.108	-.0283744	.2851072
CDI	-.192169	.1177629	-1.63	0.103	-.4229801	.0386421
mèreenemploi	.0846465	.0617492	1.37	0.170	-.0363797	.2056727
pèrecadre	-.1748874	.0728506	-2.40	0.016	-.317672	-.0321029
tempscomplet	.1408024	.0947846	1.49	0.137	-.044972	.3265768
microentreprise	.2169471	.0879728	2.47	0.014	.0445235	.3893707
grandeentreprise	.0655957	.1120276	0.59	0.558	-.1539743	.2851657
pèretechnicien	-.226656	.2066067	-1.10	0.273	-.6315977	.1782857
entreprisedetailleintermédiaire	-.7115669	.2201723	-3.23	0.001	-1.143097	-.2800371
spécialitécommerce	-.1254906	.0747598	-1.68	0.093	-.2720171	.021036
polurabain	.0018089	.0648013	0.03	0.978	-.1251994	.1288172
prethangementemploy	.0353132	.0697799	0.51	0.613	-.1014529	.1720793
optimistavenir	-.0736021	.064495	-1.14	0.254	-.20001	.0528059
spécialitéscience	-.1372838	.0819715	-1.67	0.094	-.2979449	.0233773
satisfaitsituationactuel	.0826815	.0805003	1.03	0.304	-.0750961	.2404592
mutationpremenfant	-.1577535	.1404413	-1.12	0.261	-.4330134	.1175065
mutationdeuxenfant	-.5512642	.1916875	-2.88	0.004	-.9269649	-.1755636
conjointenétude	-.2489397	.0645319	-3.86	0.000	-.3754199	-.1224595
mobillite	-.0270378	.0638931	-0.42	0.672	-.152266	.0981903
nombrdenfant	-.1445932	.0297627	-4.86	0.000	-.202927	-.0862594
quitemploisuivreconjoint	.2912397	.0679041	4.29	0.000	.1581501	.4243293
conjoingagneplusquevous	.1794166	.0759132	2.36	0.018	.0306294	.3282037
conjointemploi	-.4312124	.0850508	-5.07	0.000	-.5979089	-.264516
conjointgagnemoinquevous	-.1043769	.0719382	-1.45	0.147	-.2453731	.0366193
nmstage	-.0078112	.037735	-0.21	0.836	-.0817704	.0661481
salair	-.0000334	9.28e-06	-3.60	0.000	-.0000516	-.0000153
merfranç	.3631883	.1295613	2.80	0.005	.1092527	.6171238
perfranç	-.1478287	.1227434	-1.20	0.228	-.3884014	.092744
lieunaifranç	.3152857	.2569417	1.23	0.220	-.1883107	.8188822
_cons	.6937941	.6203986	1.12	0.263	-.5221648	1.909753



## Exponentielle à temps de vie accélérée avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Exponential regression -- accelerated failure-time form
Gamma frailty

No. of subjects =      1271          Number of obs =      1271
No. of failures =      1270
Time at risk    = 6755.500001

LR chi2(38) = 347.67
Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = -2612.7489

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.1032762	.1386291	0.74	0.456	-.1684319	.3749843
age98	.0075567	.0280728	0.27	0.788	-.047465	.0625783
discrimi	.1020769	.1794901	0.57	0.570	-.2497172	.4538711
lassitud	.1648438	.1231618	1.34	0.181	-.0765489	.4062364
nmetu	.0431466	.0142596	3.03	0.002	.0151984	.0710948
nmfor	.0581133	.0132371	4.39	0.000	.032169	.0840575
nmna	.0764165	.007064	10.82	0.000	.0625713	.0902617
nmjvac	.6781416	.0692174	9.80	0.000	.542478	.8138053
nmsn	.0492101	.0152289	3.23	0.001	.0193619	.0790582
pèreagriculteur	.3188679	.1445572	2.21	0.027	.0355411	.6021947
CDI	.3888547	.2193049	1.77	0.076	-.0409749	.8186844
mèreemploi	.0407806	.1149402	0.35	0.723	-.1844981	.2660593
pèrecadre	-.030892	.1360564	-0.23	0.820	-.2975576	.2357736
tempscomplet	.4736561	.1701959	2.78	0.005	.1400783	.8072338
microentreprise	-.257569	.1646356	-1.56	0.118	-.5802488	.0651108
grandeentreprise	-.2361039	.2051296	-1.15	0.250	-.6381506	.1659428
pèrettechnicien	-.2276138	.406245	-0.56	0.575	-1.023839	.5686118
entreprisedetailleintermédiaire	-.7899721	.4292741	-1.84	0.066	-1.631334	.0513898
spécialitécommerce	-.2194073	.1335456	-1.64	0.100	-.4811519	.0423372
polurabain	.042659	.1215649	0.35	0.726	-.1956039	.2809219
pretchangementemploi	.0503385	.1317442	0.38	0.702	-.2078754	.3085523
optimistavenir	-.1960935	.1166994	-1.68	0.093	-.4248202	.0326331
spécialitéscience	.1108753	.154086	0.72	0.472	-.1911277	.4128783
satisfaitsituationactuel	.1628881	.1512331	1.08	0.281	-.1335232	.4592995
mutationpremenfant	-.3535973	.2631916	-1.34	0.179	-.8694433	.1622487
mutationdeuxenfant	-.3935638	.3300802	-1.19	0.233	-1.040509	.2533814
conjointenétude	-.0387363	.1177082	-0.33	0.742	-.2694402	.1919676
mobilité	.1404307	.118021	1.19	0.234	-.0908862	.3717475
nombrdenfant	-.1897404	.0604815	-3.14	0.002	-.308282	-.0711988
quitemploisivreconjoint	.330712	.1233962	2.68	0.007	.08886	.572564
conjoingagneplusquevous	.1383699	.1385868	1.00	0.318	-.1332552	.409995
conjoinemploi	-.5180824	.1561596	-3.32	0.001	-.8241496	-.2120152
conjointgagnemoinsquevous	-.0483984	.1405252	-0.34	0.731	-.3238227	.2270259
nmstage	.0875857	.0701876	1.25	0.212	-.0499795	.2251509
salair	-.0000342	.0000398	-0.86	0.390	-.0001121	.0000438
merfranç	.2228872	.2454087	0.91	0.364	-.258105	.7038794
perfranç	.0706001	.2348161	0.30	0.764	-.389631	.5308312
lieunaifranç	-.086431	.4706397	-0.18	0.854	-1.008868	.836006
_cons	-1.666122	1.114171	-1.50	0.135	-3.849857	.5176124
/ln_the	.1047186	.0660018	1.59	0.113	-.0246426	.2340798
theta	1.110398	.0732883			.9756586	1.263745

## WEIBULL à hasard proportionnel sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Weibull regression -- log relative-hazard form

No. of subjects =      1271          Number of obs   =      1271
No. of failures =      1270
Time at risk    = 6755.500001

LR chi2(38)      =      285.70
Prob > chi2     =      0.0000
Log likelihood   = -2583.2392

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.0296758	.0751756	-0.39	0.693	-.1770172	.1176656
age98	-.0202574	.0152738	-1.33	0.185	-.0501934	.0096786
discrimi	.096716	.0941353	1.03	0.304	-.0877858	.2812177
lassitud	-.1986552	.0644868	-3.08	0.002	-.3250469	-.0722635
nmetu	-.0274911	.0074056	-3.71	0.000	-.0420058	-.0129765
nmfor	-.036608	.0071749	-5.10	0.000	-.0506706	-.0225454
nmna	-.0360563	.004189	-8.61	0.000	-.0442665	-.0278461
nmjvac	-.2162344	.0407446	-5.31	0.000	-.2960924	-.1363764
nmsn	-.016109	.0085434	-1.89	0.059	-.0328537	.0006357
pèreagriculteur	-.1101027	.078378	-1.40	0.160	-.2637208	.0435154
CDI	.0721769	.1137272	0.63	0.526	-.1507243	.295078
mèreenemploi	-.0387392	.0610895	-0.63	0.526	-.1584724	.080994
pèrecadre	.093545	.0717497	1.30	0.192	-.0470817	.2341718
tempscomplet	-.1251103	.0917467	-1.36	0.173	-.3049306	.05471
microentreprise	-.0717523	.0861935	-0.83	0.405	-.2406885	.0971839
grandeentreprise	-.001449	.1095515	-0.01	0.989	-.216166	.213268
pèrettechnicien	.1581797	.2032307	0.78	0.436	-.2401453	.5565046
entreprisedetailleintermédiaire	.4693248	.2166039	2.17	0.030	.044789	.8938606
spécialitécommerce	.0781473	.0727254	1.07	0.283	-.0643919	.2206866
polurabain	.0008267	.0640631	0.01	0.990	-.1247348	.1263881
pretchangementemploi	-.0242863	.0690937	-0.35	0.725	-.1597074	.1111348
optimistavenir	.057521	.06343	0.91	0.364	-.0667995	.1818416
spécialitéscience	.0354808	.0804539	0.44	0.659	-.122206	.1931675
satisfaitsituationactuel	-.0675123	.0797084	-0.85	0.397	-.2237378	.0887133
mutationpremenfant	.1340334	.1383758	0.97	0.333	-.1371782	.405245
mutationdeuxenfant	.3499445	.1884758	1.86	0.063	-.0194613	.7193503
conjointenétude	.115162	.0637125	1.81	0.071	-.0097122	.2400361
mobilité	-.0084275	.0629148	-0.13	0.893	-.1317382	.1148831
nombrdenfant	.1010968	.0302837	3.34	0.001	.0417419	.1604517
quitemploisuivreconjoint	-.1943812	.0670488	-2.90	0.004	-.3257945	-.0629679
conjoingagneplusquevous	-.1096574	.0744403	-1.47	0.141	-.2555577	.0362429
conjointemploi	.2953348	.0836412	3.53	0.000	.1314011	.4592685
conjointgagnemoinsquevous	.0477779	.0718363	0.67	0.506	-.0930187	.1885746
nmstage	-.0054624	.0371039	-0.15	0.883	-.0781847	.0672599
salaire	.0000209	.0000102	2.05	0.040	9.36e-07	.0000409
merfranç	-.2128592	.12764	-1.67	0.095	-.463029	.0373105
perfranç	.0704818	.1212293	0.58	0.561	-.1671233	.3080869
lieunaifranç	-.1499509	.2533287	-0.59	0.554	-.6464661	.3465643
_cons	-.0985171	.5999016	-0.16	0.870	-1.274303	1.077268
/ln_p	-.4737382	.0219699	-21.56	0.000	-.5167985	-.4306779
p	.6226703	.01368			.596427	.6500683
1/p	1.605986	.0352834			1.5383	1.676651

## WEIBULL à hasard proportionnel avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Weibull regression -- log relative-hazard form
Gamma frailty

No. of subjects =      1271          Number of obs =      1271
No. of failures =      1270
Time at risk    = 6755.500001

LR chi2(38)      =      279.07
Prob > chi2     =      0.0000

Log likelihood   = -2582.5727

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.029473	.080335	-0.37	0.714	-.1869267	.1279806
age98	-.0197871	.0162775	-1.22	0.224	-.0516904	.0121161
discrimi	.073094	.1043346	0.70	0.484	-.1313981	.277586
lassitud	-.2012249	.0693467	-2.90	0.004	-.337142	-.0653078
nmetu	-.0291156	.0080451	-3.62	0.000	-.0448838	-.0133475
nmfor	-.0393087	.008031	-4.89	0.000	-.0550491	-.0235684
nmna	-.0394913	.0054364	-7.26	0.000	-.0501465	-.0288361
nmjvac	-.2476122	.0518519	-4.78	0.000	-.34924	-.1459843
nmsn	-.0182542	.0093597	-1.95	0.051	-.0365988	.0000904
pèreagriculteur	-.1237643	.084981	-1.46	0.145	-.2903241	.0427954
CDI	.0499733	.1244335	0.40	0.688	-.1939119	.2938585
mèreenemploi	-.0321362	.0659103	-0.49	0.626	-.161318	.0970455
pèrecadre	.0947822	.0772785	1.23	0.220	-.0566809	.2462453
tempscomplet	-.1491546	.101483	-1.47	0.142	-.3480575	.0497484
microentreprise	-.0461104	.0967595	-0.48	0.634	-.2357556	.1435348
grandeentreprise	.0157377	.1186587	0.13	0.894	-.216829	.2483044
pèrerechercheur	.1735167	.2192915	0.79	0.429	-.2562867	.6033201
entreprisedetailleintermédiaire	.5026162	.2352031	2.14	0.033	.0416266	.9636057
spécialitécommerce	.0795059	.077843	1.02	0.307	-.0730637	.2320755
polurabain	.0050096	.0690605	0.07	0.942	-.1303465	.1403657
pretchangementemploi	-.0269217	.0746067	-0.36	0.718	-.1731481	.1193048
optimistavenir	.0640384	.0684432	0.94	0.349	-.0701079	.1981847
spécialitéscience	.0191153	.0882294	0.22	0.828	-.1538112	.1920417
satisfaitsituationactuel	-.0779952	.0862909	-0.90	0.366	-.2471222	.0911318
mutationpremenfant	.1452133	.1500228	0.97	0.333	-.148826	.4392527
mutationdeuxenfant	.3590946	.2023899	1.77	0.076	-.0375823	.7557716
conjointenétude	.1024203	.069245	1.48	0.139	-.0332974	.2381379
mobilité	-.0206542	.0683003	-0.30	0.762	-.1545204	.113212
nombrdenfant	.1097938	.0340485	3.22	0.001	.0430599	.1765277
quitemploisivreconjoint	-.208075	.0731591	-2.84	0.004	-.3514642	-.0646858
conjoingagneplusquevous	-.1104422	.0796969	-1.39	0.166	-.2666454	.0457609
conjoineemploi	.3144278	.0910637	3.45	0.001	.1359461	.4929095
conjointgagnemoinsquevous	.037136	.0783328	0.47	0.635	-.1163935	.1906656
nmstage	-.0121589	.0404185	-0.30	0.764	-.0913778	.06706
salaires	.0000216	.0000115	1.87	0.062	-1.06e-06	.0000442
merfranç	-.2179535	.1374082	-1.59	0.113	-.4872687	.0513617
perfranç	.0564292	.131517	0.43	0.668	-.2013394	.3141978
lieunaifranç	-.1293192	.2728976	-0.47	0.636	-.6641887	.4055502
_cons	.034372	.6551226	0.05	0.958	-1.249645	1.318389
/ln_p	-.4304714	.0442194	-9.73	0.000	-.5171398	-.343803
/ln_the	-2.497904	.9275812	-2.69	0.007	-4.31593	-.6798784
p	.6502025	.0287516			.5962234	.7090686
1/p	1.537982	.0680087			1.410301	1.677224
theta	.0822572	.0763003			.0133541	.5066786

## WEIBULL à temps de vie accélérée sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Weibull regression -- accelerated failure-time form

No. of subjects =      1271          Number of obs =      1271
No. of failures =      1270
Time at risk    = 6755.500001
LR chi2(38)     =      285.70
Prob > chi2     =      0.0000
Log likelihood  = -2583.2392

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.0476589	.1207251	0.39	0.693	-.188958	.2842758
age98	.0325331	.0245096	1.33	0.184	-.0155049	.0805711
discrimi	-.1553245	.1510589	-1.03	0.304	-.4513946	.1407455
lassitud	.3190375	.1032844	3.09	0.002	.1166038	.5214712
nmetu	.0441504	.0118544	3.72	0.000	.0209161	.0673847
nmfor	.0587919	.0114539	5.13	0.000	.0363426	.0812413
nmna	.0579059	.0066494	8.71	0.000	.0448734	.0709385
nmjvac	.3472695	.0655951	5.29	0.000	.2187054	.4758336
nmsn	.0258708	.0137197	1.89	0.059	-.0010193	.052761
pèreagriculteur	.1768235	.1258764	1.40	0.160	-.0698898	.4235367
CDI	-.1159151	.1825653	-0.63	0.525	-.4737364	.2419063
mèreenemploi	.0622146	.0980895	0.63	0.526	-.1300372	.2544664
pérecadre	-.1502321	.1151425	-1.30	0.192	-.3759073	.0754431
tempscomplet	.2009255	.1473604	1.36	0.173	-.0878955	.4897465
microentreprise	.1152332	.1383169	0.83	0.405	-.1558629	.3863293
grandeentreprise	.0023271	.1759372	0.01	0.989	-.3425035	.3471577
pèrerechercheur	-.2540344	.3263479	-0.78	0.436	-.8936644	.3855957
entreprisedetailleintermédiaire	-.7537293	.3475183	-2.17	0.030	-1.434853	-.072606
spécialitécommerce	-.1255036	.1167715	-1.07	0.282	-.3543715	.1033644
polurabain	-.0013276	.1028844	-0.01	0.990	-.2029774	.2003222
pretchangementemploy	.0390034	.1109612	0.35	0.725	-.1784766	.2564834
optimistavenir	-.092378	.1018709	-0.91	0.365	-.2920412	.1072852
specialitéscience	-.0569816	.1291719	-0.44	0.659	-.3101538	.1961905
satisfaitsituationactuel	.1084238	.1280105	0.85	0.397	-.1424722	.3593198
mutationpremenfant	-.2152558	.2222213	-0.97	0.333	-.6508015	.2202899
mutationdeuxenfant	-.5620061	.3024163	-1.86	0.063	-1.154731	.030719
conjointenétude	-.1849485	.1021369	-1.81	0.070	-.3851331	.0152361
mobilité	.0135345	.1010447	0.13	0.893	-.1845095	.2115785
nombrdenfant	-.1623601	.048552	-3.34	0.001	-.2575204	-.0671999
quitemploisuivreconjoint	.3121736	.107496	2.90	0.004	.1014853	.5228619
conjoingagneplusquevous	.1761084	.1194781	1.47	0.140	-.0580643	.410281
conjointemploi	-.4743037	.1340208	-3.54	0.000	-.7369797	-.2116277
conjointgagnemoinsquevous	-.0767307	.1153439	-0.67	0.506	-.3028006	.1493392
nmstage	.0087726	.0595904	0.15	0.883	-.1080225	.1255677
salaire	-.0000336	.0000164	-2.05	0.040	-.0000656	-1.53e-06
merfranç	.341849	.2048159	1.67	0.095	-.0595828	.7432809
perfranç	-.1131928	.1946546	-0.58	0.561	-.4947089	.2683233
lieunaifranc	.2408191	.4067636	0.59	0.554	-.556423	1.038061
_cons	.1582171	.9633381	0.16	0.870	-1.729891	2.046325
/ln_p	-.4737382	.0219699	-21.56	0.000	-.5167985	-.4306779
p	.6226703	.01368			.596427	.6500683
1/p	1.605986	.0352834			1.5383	1.676651

## WEIBULL à temps de vie accélérée avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Weibull regression -- accelerated failure-time form
Gamma frailty

No. of subjects =      1271          Number of obs =      1271
No. of failures =      1270
Time at risk    = 6755.500001

LR chi2(38)      =      279.07
Prob > chi2     =      0.0000

Log likelihood   = -2582.5727

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.0453289	.1235283	0.37	0.714	-.1967821	.2874399
age98	.0304322	.0250698	1.21	0.225	-.0187038	.0795682
discrimi	-.112415	.1613374	-0.70	0.486	-.4286306	.2038006
lassitud	.3094798	.1068814	2.90	0.004	.0999961	.5189634
nmetu	.0447794	.0121517	3.69	0.000	.0209626	.0685962
nmfor	.0604562	.0118062	5.12	0.000	.0373166	.0835959
nmna	.060737	.0071959	8.44	0.000	.0466332	.0748408
nmjvac	.3808249	.0727295	5.24	0.000	.2382778	.523372
nmsn	.0280748	.0141955	1.98	0.048	.0002521	.0558974
pèreagriculteur	.1903481	.1297971	1.47	0.143	-.0640496	.4447457
CDI	-.0768561	.1918882	-0.40	0.689	-.45295	.2992379
mèreenemploi	.0494243	.1015167	0.49	0.626	-.1495447	.2483934
pèrecadre	-.1457731	.1188808	-1.23	0.220	-.3787752	.0872291
tempscomplet	.2293986	.1542109	1.49	0.137	-.0728492	.5316464
microentreprise	.0709147	.1494893	0.47	0.635	-.2220789	.3639082
grandeentreprise	-.0242057	.1823792	-0.13	0.894	-.3816623	.333251
pèrerechercheur	-.2668662	.3367786	-0.79	0.428	-.9269402	.3932078
entreprisedetailleintermédiaire	-.7730158	.3587769	-2.15	0.031	-1.476206	-.069826
spécialitécommerce	-.1222785	.1196252	-1.02	0.307	-.3567395	.1121825
polurabain	-.007705	.1062034	-0.07	0.942	-.2158598	.2004498
prethangementemploi	.0414052	.1146957	0.36	0.718	-.1833942	.2662046
optimistavenir	-.0984902	.1049822	-0.94	0.348	-.3042515	.1072711
spécialitéscience	-.0293976	.1358681	-0.22	0.829	-.2956941	.2368989
satisfaitsituationactuel	.1199558	.1322832	0.91	0.365	-.1393145	.3792261
mutationpremenfant	-.2233359	.2303273	-0.97	0.332	-.6747692	.2280973
mutationdeuxenfant	-.5522807	.310764	-1.78	0.076	-1.161367	.0568054
conjointenétude	-.1575192	.107485	-1.47	0.143	-.3681859	.0531475
mobilité	.0317668	.1048696	0.30	0.762	-.1737739	.2373075
nombrdenfant	-.1688612	.0512135	-3.30	0.001	-.2692378	-.0684846
quitemploiivreconjoint	.3200161	.1109175	2.89	0.004	.1026218	.5374104
conjoingagneplusquevous	.1698579	.1225759	1.39	0.166	-.0703864	.4101023
conjoinemploi	-.4835849	.1374492	-3.52	0.000	-.7529803	-.2141894
conjointgagnemoinsquevous	-.0571136	.1207324	-0.47	0.636	-.2937448	.1795177
nmstage	.0187007	.0620511	0.30	0.763	-.1029171	.1403186
salaires	-.0000332	.0000177	-1.87	0.061	-.0000679	1.55e-06
merfranç	.3352083	.2111375	1.59	0.112	-.0786136	.7490302
perfranç	-.0867857	.2026147	-0.43	0.668	-.4839032	.3103317
lieunaifranç	.1988886	.4202705	0.47	0.636	-.6248265	1.022604
_cons	-.0528746	1.007184	-0.05	0.958	-2.026919	1.921117
/ln_p	-.4304692	.0442151	-9.74	0.000	-.5171291	-.3438092
/ln_the	-2.497829	.9273975	-2.69	0.007	-4.315495	-.680163
p	.650204	.0287488			.5962298	.7090642
1/p	1.537979	.0680019			1.41031	1.677206
theta	.0822634	.0762909			.0133599	.5065344

## GOMPERTZ sans hétérogénéité non observable

```
failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape
```

Gompertz regression -- log relative-hazard form

```
No. of subjects =      1271          Number of obs =      1271
No. of failures =      1270
Time at risk    = 6755.500001
LR chi2(38)     =      373.67
Prob > chi2     =      0.0000
Log likelihood  = -2811.5796
```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.0346156	.0764739	-0.45	0.651	-.1845016	.1152705
age98	-.0302598	.0156164	-1.94	0.053	-.0608675	.0003478
discrimi	.0998505	.0947996	1.05	0.292	-.0859533	.2856543
lassitud	-.25474	.0650624	-3.92	0.000	-.3822601	-.12722
nmetu	-.0306195	.0076685	-3.99	0.000	-.0456495	-.0155895
nmfor	-.0478832	.0073262	-6.54	0.000	-.0622423	-.033524
nmna	-.0433204	.0045025	-9.62	0.000	-.0521452	-.0344956
nmjvac	-.2414591	.0407399	-5.93	0.000	-.3213077	-.1616104
nmsn	-.0196302	.0086935	-2.26	0.024	-.0366692	-.0025912
pèreagriculteur	-.1360878	.0792193	-1.72	0.086	-.2913547	.0191791
CDI	.1058836	.1153208	0.92	0.359	-.1201409	.3319082
mèreenemploi	-.0361174	.0615338	-0.59	0.557	-.1567213	.0844866
pèrecadre	.1479572	.0724372	2.04	0.041	.0059829	.2899316
tempscomplet	-.168508	.0921768	-1.83	0.068	-.3491713	.0121553
microentreprise	-.1094371	.0868289	-1.26	0.208	-.2796187	.0607445
grandeentreprise	-.0204875	.1109091	-0.18	0.853	-.2378653	.1968903
pèrerechnicien	.2046921	.2057001	1.00	0.320	-.1984726	.6078568
entreprisedetailleintermédiaire	.6154995	.2189131	2.81	0.005	.1864376	1.044561
spécialitécommerce	.0789645	.0737433	1.07	0.284	-.0655697	.2234988
polurabain	.0296034	.0643857	0.46	0.646	-.0965902	.1557971
prethangementemploy	-.040604	.0692764	-0.59	0.558	-.1763833	.0951753
optimistavenir	.0333388	.0641006	0.52	0.603	-.0922961	.1589736
spécialitéscience	.0792696	.0813142	0.97	0.330	-.0801034	.2386425
satisfaitsituationactuel	-.1041309	.0801014	-1.30	0.194	-.2611268	.052865
mutationpremenfant	.1202071	.1395747	0.86	0.389	-.1533543	.3937685
mutationdeuxenfant	.4627942	.1903133	2.43	0.015	.0897869	.8358014
conjointenétude	.1366364	.0644586	2.12	0.034	.0102998	.262973
mobillite	-.019064	.0634602	-0.30	0.764	-.1434438	.1053157
nombrdenfant	.1229112	.0300768	4.09	0.000	.0639618	.1818606
quitemploisuivreconjoint	-.2346674	.0674411	-3.48	0.001	-.3668495	-.1024854
conjoingagneplusquevous	-.1426661	.0750236	-1.90	0.057	-.2897097	.0043775
conjoineemploi	.363977	.0842498	4.32	0.000	.1988503	.5291037
conjointgagnemoinsquevous	.0208298	.0720932	0.29	0.773	-.1204703	.1621298
nmstage	-.0057864	.0373756	-0.15	0.877	-.0790413	.0674685
salaire	.0000276	9.50e-06	2.91	0.004	9.03e-06	.0000463
merfranç	-.3173664	.1270294	-2.50	0.012	-.5663394	-.0683934
perfranç	.0710924	.120362	0.59	0.555	-.1648128	.3069976
lieunaifranc	-.1690526	.2569317	-0.66	0.511	-.6726296	.3345243
_cons	-.2623747	.6147154	-0.43	0.670	-1.467195	.9424454
/gamma	-.0453512	.0046363	-9.78	0.000	-.0544382	-.0362642

## GOMPERTZ avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Gompertz regression -- log relative-hazard form
Gamma frailty

No. of subjects =      1271          Number of obs =      1271
No. of failures =      1270
Time at risk    = 6755.500001

LR chi2(38) = 246.81
Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = -2539.5623

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.0472441	.1676651	-0.28	0.778	-.3758616	.2813734
age98	-.0003348	.033341	-0.01	0.992	-.0656819	.0650123
discrimi	-.0937864	.2118638	-0.44	0.658	-.5090318	.321459
lassitud	-.0690713	.1491502	-0.46	0.643	-.3614003	.2232576
nmetu	-.0473309	.0193475	-2.45	0.014	-.0852513	-.0094104
nmFor	-.0621227	.0180201	-3.45	0.001	-.0974413	-.026804
nmna	-.0976095	.0143492	-6.80	0.000	-.1257334	-.0694856
nmjvac	-.9745967	.09357	-10.42	0.000	-1.15799	-.791203
nmsn	-.052386	.0189555	-2.76	0.006	-.089538	-.015234
pèreagriculteur	-.3330718	.1790202	-1.86	0.063	-.683945	.0178014
CDI	-.6875344	.267626	-2.57	0.010	-1.212072	-.1629971
mèreemploi	-.0431428	.1400584	-0.31	0.758	-.3176523	.2313667
pèrecadre	-.0109106	.1645513	-0.07	0.947	-.3334253	.311604
tempscomplet	-.531121	.204876	-2.59	0.010	-.9326707	-.1295714
microentreprise	.2594073	.1947585	1.33	0.183	-.1223123	.641127
grandeentreprise	.2361296	.2465177	0.96	0.338	-.2470362	.7192955
pèretechnicien	.0380669	.4973653	0.08	0.939	-.9367511	1.012885
entreprisedetailleintermédiaire	.5722535	.5270876	1.09	0.278	-.4608192	1.605326
spécialitécommerce	.2494554	.1669936	1.49	0.135	-.0778459	.5767568
polurabain	-.1051127	.1505522	-0.70	0.485	-.4001895	.1899641
pretchangementemploi	-.0781868	.160088	-0.49	0.625	-.3919535	.2355799
optimistavenir	.2493025	.1437381	1.73	0.083	-.032419	.531024
specialitéscience	-.0910073	.1857309	-0.49	0.624	-.4550332	.2730187
satisfaitsituationactuel	-.1869074	.1851099	-1.01	0.313	-.5497162	.1759014
mutationpremenfant	.3989865	.3045857	1.31	0.190	-.1979905	.9959634
mutationdeuxenfant	.2926443	.3918559	0.75	0.455	-.4753791	1.060668
conjointenétude	.0315095	.1432227	0.22	0.826	-.2492019	.3122208
mobilité	-.1243843	.147046	-0.85	0.398	-.4125892	.1638206
nombrdenfant	.175015	.0759148	2.31	0.021	.0262247	.3238053
quitemploisuivreconjoint	-.302241	.1501449	-2.01	0.044	-.5965196	-.0079624
conjoingagneplusquevous	-.1591491	.1702294	-0.93	0.350	-.4927926	.1744945
conjoinemploi	.4880841	.1949631	2.50	0.012	.1059634	.8702047
conjointgagnemoinsquevous	.1112449	.1702525	0.65	0.513	-.2224439	.4449337
nmstage	-.0795618	.0874064	-0.91	0.363	-.2508752	.0917516
salaire	.0000342	.0000578	0.59	0.554	-.000079	.0001474
merfranç	-.1458569	.2960641	-0.49	0.622	-.7261319	.4344182
perfranç	-.1111226	.2826237	-0.39	0.694	-.6650549	.4428097
lieunaifranc	.1386392	.5721151	0.24	0.809	-.9826858	1.259964
_cons	2.259113	1.344949	1.68	0.093	-.3769384	4.895164
/gamma	.1558543	.0245562	6.35	0.000	.107725	.2039837
/ln_the	.7640943	.0946027	8.08	0.000	.5786765	.9495121
theta	2.147049	.2031165			1.783676	2.584448

## Log logistique sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Loglogistic regression -- accelerated failure-time form

No. of subjects =      1271          Number of obs   =      1271
No. of failures =      1270
Time at risk    = 6755.500001
LR chi2(38)     =      297.58
Prob > chi2     =      0.0000
Log likelihood   = -2607.1521

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.0994217	.1421926	0.70	0.484	-.1792707	.3781141
age98	.01045	.0287287	0.36	0.716	-.0458573	.0667572
discrimi	.0898592	.1845824	0.49	0.626	-.2719157	.4516341
lassitud	.1794904	.1258282	1.43	0.154	-.0671283	.4261091
nmetu	.0435323	.0145469	2.99	0.003	.0150209	.0720437
nmfor	.0588748	.0135189	4.35	0.000	.0323782	.0853714
nmna	.0750413	.0072856	10.30	0.000	.0607617	.0893209
nmjvac	.652824	.069637	9.37	0.000	.516338	.78931
nmsn	.0471221	.0156686	3.01	0.003	.0164123	.077832
pèreaagriculteur	.306241	.1484096	2.06	0.039	.0153637	.5971184
CDI	.345986	.2236029	1.55	0.122	-.0922677	.7842396
mèreenemploi	.0395432	.1179778	0.34	0.737	-.191689	.2707754
pèrecadre	-.0418536	.1396492	-0.30	0.764	-.3155609	.2318538
tempscomplet	.4557859	.1751534	2.60	0.009	.1124916	.7990803
microentreprise	-.2345439	.1694172	-1.38	0.166	-.5665956	.0975077
grandeentreprise	-.2221016	.210438	-1.06	0.291	-.6345524	.1903493
pèretechnicien	-.2388161	.4105058	-0.58	0.561	-1.043393	.5657606
entreprisedetailleintermédiaire	-.7998738	.4344002	-1.84	0.066	-1.651283	.0515349
spécialitécommerce	-.2072359	.1370628	-1.51	0.131	-.4758741	.0614023
polurabain	.0374501	.1245805	0.30	0.764	-.2067233	.2816235
pretchangementemploi	.0521044	.135333	0.39	0.700	-.2131434	.3173523
optimistavenir	-.1865663	.1198386	-1.56	0.120	-.4214457	.0483131
spécialitéscience	.1018908	.1581553	0.64	0.519	-.208088	.4118695
satisfaitsituationactuel	.1638855	.1549062	1.06	0.290	-.139725	.4674961
mutationpremenfant	-.3381685	.2713946	-1.25	0.213	-.8700922	.1937552
mutationdeuxenfant	-.4171061	.3422372	-1.22	0.223	-1.087879	.2536665
conjointenétude	-.0442071	.1209196	-0.37	0.715	-.2812053	.192791
mobilité	.1321501	.1209096	1.09	0.274	-.1048283	.3691286
nombrdenfant	-.1894306	.0618469	-3.06	0.002	-.3106484	-.0682128
quitemploisuivreconjoint	.3332398	.1267713	2.63	0.009	.0847726	.5817071
conjoingagneplusquevous	.1392861	.1420646	0.98	0.327	-.1391555	.4177276
conjoineemploi	-.5136067	.1598318	-3.21	0.001	-.8268713	-.2003421
conjointgagnemoinsquevous	-.0437278	.1439262	-0.30	0.761	-.325818	.2383624
nmstage	.0833288	.0719721	1.16	0.247	-.057734	.2243916
salaire	-.000034	.0000378	-0.90	0.369	-.0001082	.0000402
merfranç	.2375808	.2516671	0.94	0.345	-.2556776	.7308392
perfranç	.0601966	.2406594	0.25	0.802	-.4114872	.5318804
lieunaifranc	-.0652287	.4850653	-0.13	0.893	-1.015939	.8854817
_cons	-1.568561	1.141253	-1.37	0.169	-3.805376	.6682535
/ln_gam	.0827333	.0228089	3.63	0.000	.0380286	.127438
gamma	1.086252	.0247762			1.038761	1.135914



## Log logistique avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Loglogistic regression -- accelerated failure-time form
Gamma frailty

No. of subjects =      1271          Number of obs =      1271
No. of failures =      1270
Time at risk    = 6755.500001

LR chi2(38)      =      297.58
Prob > chi2     =      0.0000

Log likelihood   = -2607.1522

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]
genre	.0994229	.1421947	0.70	0.484	-.1792735 .3781194
age98	.0104524	.0287291	0.36	0.716	-.0458556 .0667605
discrimi	.0898526	.1845851	0.49	0.626	-.2719276 .4516328
lassitud	.1795058	.1258299	1.43	0.154	-.0671164 .4261279
nmetu	.0435326	.0145471	2.99	0.003	.0150208 .0720444
nmFor	.0588761	.0135191	4.36	0.000	.0323791 .0853731
nmna	.075041	.0072858	10.30	0.000	.0607611 .0893208
nmjvac	.6528048	.0696382	9.37	0.000	.5163164 .7892932
nmsn	.047121	.0156688	3.01	0.003	.0164107 .0778313
pèreagriculteur	.3062348	.1484118	2.06	0.039	.0153531 .5971165
CDI	.3459532	.2236061	1.55	0.122	-.0923067 .7842131
mèreemploi	.0395427	.1179795	0.34	0.737	-.1916928 .2707783
pèrecadre	-.0418589	.1396512	-0.30	0.764	-.3155702 .2318525
tempscomplet	.4557775	.175156	2.60	0.009	.112478 .799077
microentreprise	-.234533	.1694198	-1.38	0.166	-.5665897 .0975236
grandeentreprise	-.2220986	.2104412	-1.06	0.291	-.6345557 .1903585
pèrtechnicien	-.2388397	.4105099	-0.58	0.561	-1.043424 .565745
entreprisedetailleintermédiaire	-.799905	.4344048	-1.84	0.066	-1.651323 .0515127
spécialitécommerce	-.2072297	.1370649	-1.51	0.131	-.4758719 .0614125
polurabain	.0374481	.1245823	0.30	0.764	-.2067288 .2816249
pretchangementemploi	.0521065	.135335	0.39	0.700	-.2131453 .3173582
optimistavenir	-.186562	.1198404	-1.56	0.120	-.4214449 .048321
specialitéscience	.1018863	.1581576	0.64	0.519	-.2080969 .4118696
satisfaitsituationactuel	.1638889	.1549083	1.06	0.290	-.1397259 .4675037
mutationpremenfant	-.3381617	.2713988	-1.25	0.213	-.8700935 .1937702
mutationdeuxenfant	-.4171291	.3422433	-1.22	0.223	-1.087914 .2536553
conjointenétude	-.0442117	.1209214	-0.37	0.715	-.2812134 .19279
mobilité	.1321471	.1209113	1.09	0.274	-.1048348 .3691289
nombrdenfant	-.1894345	.0618478	-3.06	0.002	-.310654 -.068215
quitemploisivreconjoint	.333245	.1267733	2.63	0.009	.0847739 .581716
conjoingagneplusquevous	.1392863	.1420667	0.98	0.327	-.1391592 .4177319
conjoinemploi	-.5136068	.1598341	-3.21	0.001	-.8268759 -.2003378
conjointgagnemoinsquevous	-.0437247	.1439283	-0.30	0.761	-.3258189 .2383695
nmstage	.0833281	.0719732	1.16	0.247	-.0577367 .2243929
salaire	-.000034	.0000378	-0.90	0.369	-.0001082 .0000402
merfranç	.2375923	.2516708	0.94	0.345	-.2556734 .730858
perfranç	.060192	.2406629	0.25	0.803	-.4114986 .5318827
lieunaifranc	-.0652191	.4850725	-0.13	0.893	-1.015944 .8855056
_cons	-1.568511	1.141269	-1.37	0.169	-3.805357 .6683347
/ln_gam	.0827557	.0228092	3.63	0.000	.0380505 .127461
/ln_the	-17.61695	523.7593	-0.03	0.973	-1044.166 1008.932
gamma	1.086276	.0247771			1.038784 1.135941
theta	2.23e-08	.0000117			0 .

## Niveau III

## Exponentielle à hasard proportionnel sans hétérogénéité non observable

```
failure _d: cens == 0
analysis time _t: tape
```

Exponential regression -- log relative-hazard form

```
No. of subjects =      2817          Number of obs =      2817
No. of failures =      2816
Time at risk    = 8151.100002
Log likelihood  = -6242.8469          LR chi2(38) =    1915.13
                                          Prob > chi2 =     0.0000
```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.0101396	.0532116	0.19	0.849	-.0941533	.1144325
age98	.0204511	.010487	1.95	0.051	-.0001031	.0410053
discrimi	-.098047	.0607067	-1.62	0.106	-.2170299	.0209358
lassitud	-.280094	.0427147	-6.56	0.000	-.3638133	-.1963747
nmetu	-.031188	.0065904	-4.73	0.000	-.0441048	-.0182711
nmfor	-.0740756	.0075311	-9.84	0.000	-.0888363	-.0593149
nmna	-.0611615	.0037903	-16.14	0.000	-.0685903	-.0537327
nmjvac	-.3583993	.0267482	-13.40	0.000	-.4108249	-.3059737
nmsn	-.0197538	.0056974	-3.47	0.001	-.0309205	-.008587
pèreagriculteur	-.1123658	.0535846	-2.10	0.036	-.2173898	-.0073418
CDI	-.0260065	.0759385	-0.34	0.732	-.1748433	.1228302
mèreenemploi	.1642882	.0421163	3.90	0.000	.0817418	.2468346
pèrecadreur	-.1433805	.0519345	-2.76	0.006	-.2451702	-.0415908
tempscomplet	.2164444	.0598578	3.62	0.000	.0991253	.3337636
microentreprise	.0208077	.0542322	0.38	0.701	-.0854855	.127101
grandeentreprise	-.0515555	.0639728	-0.81	0.420	-.17694	.0738289
pèrettechnicien	-.2861613	.0830397	-3.45	0.001	-.4489162	-.1234064
entreprisedetailleintermédiaire	-.3322241	.0843386	-3.94	0.000	-.4975247	-.1669236
spécialitégénérale	-.0734067	.047761	-1.54	0.124	-.1670166	.0202032
polurabain	-.0883827	.0432932	-2.04	0.041	-.1732359	-.0035295
pretchangementemploy	-.0106445	.0487818	-0.22	0.827	-.1062551	.0849661
optimistavenir	.0008393	.0444648	0.02	0.985	-.0863101	.0879886
spécialitétechnique	.0892827	.0559548	1.60	0.111	-.0203866	.1989521
specdiplindustrielle	-.3861598	.0517281	-7.47	0.000	-.4875449	-.2847747
mutationpremeenfant	.2435338	.0843476	2.89	0.004	.0782154	.4088521
mutationdeuxenfant	-.0316873	.1248791	-0.25	0.800	-.2764459	.2130714
conjointenétude	.0045973	.0421165	0.11	0.913	-.0780447	.0872392
mobilité	-.0382942	.0459804	-0.83	0.405	-.1284141	.0518258
nombrdenfant	.0854641	.020327	4.20	0.000	.045624	.1253043
quitemploisuiivreconjoint	.0867473	.0450758	1.92	0.054	-.0015996	.1750941
conjoingagneplusquevous	-.2229255	.0491792	-4.53	0.000	-.319315	-.1265359
conjoinemploi	.5021	.0542611	9.25	0.000	.3957502	.6084497
conjointgagnemoinsquevous	-.1166061	.0501623	-2.32	0.020	-.2149224	-.0182898
nmstage	-.227929	.0290274	-7.85	0.000	-.2848216	-.1710364
salaire	.0001312	.0000164	7.99	0.000	.000099	.0001634
merfranç	.1479535	.0868858	1.70	0.089	-.0223396	.3182465
perfranç	.062371	.0857605	0.73	0.467	-.1057165	.2304585
lieunaifranç	-.0282939	.1597223	-0.18	0.859	-.3413438	.284756
_cons	-.7135363	.3797327	-1.88	0.060	-1.457799	.0307262

## Exponentielle à hasard proportionnel avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Exponential regression -- log relative-hazard form
Gamma frailty

No. of subjects =      2817          Number of obs =      2817
No. of failures =      2816
Time at risk    = 8151.100002

LR chi2(38) = 997.06
Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = -5424.3062

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.0649806	.0936487	-0.69	0.488	-.2485287	.1185674
age98	.0183979	.0171289	1.07	0.283	-.0151742	.05197
discrimi	-.1425619	.1056195	-1.35	0.177	-.3495724	.0644486
lassitud	-.307719	.0770401	-3.99	0.000	-.4587148	-.1567231
nmetu	-.0297893	.0091895	-3.24	0.001	-.0478002	-.0117783
nmFor	-.0676015	.0130992	-5.16	0.000	-.0932755	-.0419275
nmna	-.0572237	.005475	-10.45	0.000	-.0679545	-.046493
nmjvac	-.8221703	.0418671	-19.64	0.000	-.9042284	-.7401122
nmsn	-.0396853	.0099797	-3.98	0.000	-.0592452	-.0201255
pèreagriculteur	-.093422	.092781	-1.01	0.314	-.2752694	.0884254
CDI	-.0952676	.1451504	-0.66	0.512	-.3797572	.189222
mèreemploi	.0738704	.0734761	1.01	0.315	-.0701401	.217881
pèrecadre	-.0774619	.0885677	-0.87	0.382	-.2510514	.0961275
tempscomplet	-.0077646	.1072296	-0.07	0.942	-.2179308	.2024017
microentreprise	-.1334355	.0951021	-1.40	0.161	-.3198322	.0529611
grandeentreprise	.0322712	.1118897	0.29	0.773	-.1870286	.251571
pèrettechnicien	-.4021224	.1374981	-2.92	0.003	-.6716139	-.132631
entreprisedetailleintermédiaire	-.3929982	.1397948	-2.81	0.005	-.666991	-.1190054
spécialitégénérale	-.0300653	.0817005	-0.37	0.713	-.1901954	.1300648
polurabain	-.120865	.0735789	-1.64	0.100	-.2650769	.0233469
prethangementemploi	-.0755423	.0846315	-0.89	0.372	-.2414171	.0903324
optimistavenir	.0845906	.0773586	1.09	0.274	-.0670295	.2362107
spécialitétechnique	.0995715	.0988267	1.01	0.314	-.0941253	.2932683
specdiplindustr	-.3452425	.0971889	-3.55	0.000	-.5357293	-.1547557
mutationpremenfant	.2113997	.1406571	1.50	0.133	-.0642831	.4870825
mutationdeuxenfant	-.0181599	.209661	-0.09	0.931	-.4290879	.3927682
conjointenétude	-.0210202	.0742537	-0.28	0.777	-.1665548	.1245145
mobilité	-.0468316	.0805346	-0.58	0.561	-.2046766	.1110133
nombrdenfant	.1535273	.0396545	3.87	0.000	.0758058	.2312488
quitemploisivreconjoint	.1805692	.079518	2.27	0.023	.0247168	.3364215
conjoingagneplusquevous	-.2222322	.0849934	-2.61	0.009	-.3888162	-.0556481
conjoinemploi	.3201734	.0967907	3.31	0.001	.130467	.5098798
conjointgagnemoinsquevous	-.2044242	.0895368	-2.28	0.022	-.3799131	-.0289353
nmstage	-.2742964	.0545112	-5.03	0.000	-.3811365	-.1674563
salaire	.0001393	.0000419	3.32	0.001	.0000572	.0002214
merfranç	.2322413	.1622334	1.43	0.152	-.0857304	.550213
perfranç	.035713	.1577654	0.23	0.821	-.2735015	.3449276
lieunaifranc	.2546425	.2895809	0.88	0.379	-.3129256	.8222105
_cons	1.053484	.6540488	1.61	0.107	-.2284279	2.335396
/ln_the	.0378608	.0391384	0.97	0.333	-.038849	.1145706
theta	1.038587	.0406486			.9618959	1.121392

## Exponentielle à temps de vie accélérée sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Exponential regression -- accelerated failure-time form

No. of subjects =      2817          Number of obs =      2817
No. of failures =      2816
Time at risk    = 8151.100002

LR chi2(38)     =    1915.13
Prob > chi2     =     0.0000
Log likelihood  = -6242.8469

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.0101396	.0532116	-0.19	0.849	-.1144325	.0941533
age98	-.0204511	.010487	-1.95	0.051	-.0410053	.0001031
discrimi	.098047	.0607067	1.62	0.106	-.0209358	.2170299
lassitud	.280094	.0427147	6.56	0.000	.1963747	.3638133
nmetu	.031188	.0065904	4.73	0.000	.0182711	.0441048
nmfor	.0740756	.0075311	9.84	0.000	.0593149	.0888363
nmna	.0611615	.0037903	16.14	0.000	.0537327	.0685903
nmjvac	.3583993	.0267482	13.40	0.000	.3059737	.4108249
nmsn	.0197538	.0056974	3.47	0.001	.008587	.0309205
pèreagriculteur	.1123658	.0535846	2.10	0.036	.0073418	.2173898
CDI	.0260065	.0759385	0.34	0.732	-.1228302	.1748433
mèreenemploi	-.1642882	.0421163	-3.90	0.000	-.2468346	-.0817418
pèrecadre	.1433805	.0519345	2.76	0.006	.0415908	.2451702
tempscomplet	-.2164444	.0598578	-3.62	0.000	-.3337636	-.0991253
microentreprise	-.0208077	.0542322	-0.38	0.701	-.127101	.0854855
grandeentreprise	.0515555	.0639728	0.81	0.420	-.0738289	.17694
pèrerechercheur	.2861613	.0830397	3.45	0.001	.1234064	.4489162
entreprisedetailleintermédiaire	.3322241	.0843386	3.94	0.000	.1669236	.4975247
spécialitégénérale	.0734067	.047761	1.54	0.124	-.0202032	.1670166
polurabain	.0883827	.0432932	2.04	0.041	.0035295	.1732359
prethangementemploy	.0106445	.0487818	0.22	0.827	-.0849661	.1062551
optimistavenir	-.0008393	.0444648	-0.02	0.985	-.0879886	.0863101
spécialitétechnique	-.0892827	.0559548	-1.60	0.111	-.1989521	.0203866
specdiplindustrielle	.3861598	.0517281	7.47	0.000	.2847747	.4875449
mutationpremenfant	-.2435338	.0843476	-2.89	0.004	-.4088521	-.0782154
mutationdeuxenfant	.0316873	.1248791	0.25	0.800	-.2130714	.2764459
conjointenétude	-.0045973	.042165	-0.11	0.913	-.0872392	.0780447
mobilité	.0382942	.0459804	0.83	0.405	-.0518258	.1284141
nombrdenfant	-.0854641	.020327	-4.20	0.000	-.1253043	-.045624
quitemploisuivreconjoint	-.0867473	.0450758	-1.92	0.054	-.1750941	.0015996
conjoingagneplusquevous	.2229255	.0491792	4.53	0.000	.1265359	.319315
conjoineemploi	-.5021	.0542611	-9.25	0.000	-.6084497	-.3957502
conjointgagnemoinsquevous	.1166061	.0501623	2.32	0.020	.0182898	.2149224
nmstage	.227929	.0290274	7.85	0.000	.1710364	.2848216
salaire	-.0001312	.0000164	-7.99	0.000	-.0001634	-.000099
merfranç	-.1479535	.0868858	-1.70	0.089	-.3182465	.0223396
perfranç	-.062371	.0857605	-0.73	0.467	-.2304585	.1057165
lieunaifranc	.0282939	.1597223	0.18	0.859	-.284756	.3413438
_cons	.7135363	.3797327	1.88	0.060	-.0307262	1.457799

## Exponentielle à temps de vie accélérée avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Exponential regression -- accelerated failure-time form
Gamma frailty

No. of subjects =      2817          Number of obs =      2817
No. of failures =      2816
Time at risk    = 8151.100002

LR chi2(38)      =    997.06
Prob > chi2     =    0.0000

Log likelihood   = -5424.3062

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.0649806	.0936487	0.69	0.488	-.1185674	.2485287
age98	-.0183979	.0171289	-1.07	0.283	-.05197	.0151742
discrimi	.1425619	.1056195	1.35	0.177	-.0644486	.3495724
lassitud	.307719	.0770401	3.99	0.000	.1567231	.4587148
nmetu	.0297893	.0091895	3.24	0.001	.0117783	.0478002
nmFor	.0676015	.0130992	5.16	0.000	.0419275	.0932755
nmna	.0572237	.005475	10.45	0.000	.046493	.0679545
nmjvac	.8221703	.0418671	19.64	0.000	.7401122	.9042284
nmsn	.0396853	.0099797	3.98	0.000	.0201255	.0592452
pèreagriculteur	.093422	.092781	1.01	0.314	-.0884254	.2752694
CDI	.0952676	.1451504	0.66	0.512	-.189222	.3797572
mèreemploi	-.0738704	.0734761	-1.01	0.315	-.217881	.0701401
pèrecadre	.0774619	.0885677	0.87	0.382	-.0961275	.2510514
tempscomplet	.0077646	.1072296	0.07	0.942	-.2024017	.2179308
microentreprise	.1334355	.0951021	1.40	0.161	-.0529611	.3198322
grandeentreprise	-.0322712	.1118897	-0.29	0.773	-.251571	.1870286
pèrettechnicien	.4021224	.1374981	2.92	0.003	.132631	.6716139
entreprisedetailleintermédiaire	.3929982	.1397948	2.81	0.005	.1190054	.666991
spécialitégénérale	.0300653	.0817005	0.37	0.713	-.1300648	.1901954
polurabain	.120865	.0735789	1.64	0.100	-.0233469	.2650769
pretchangementemploi	.0755423	.0846315	0.89	0.372	-.0903324	.2414171
optimistavenir	-.0845906	.0773586	-1.09	0.274	-.2362107	.0670295
spécialitétechnique	-.0995715	.0988267	-1.01	0.314	-.2932683	.0941253
specdiplindustr	.3452425	.0971889	3.55	0.000	.1547557	.5357293
mutationpremenfant	-.2113997	.1406571	-1.50	0.133	-.4870825	.0642831
mutationdeuxenfant	.0181599	.209661	0.09	0.931	-.3927682	.4290879
conjointenétude	.0210202	.0742537	0.28	0.777	-.1245145	.1665548
mobilité	.0468316	.0805346	0.58	0.561	-.1110133	.2046766
nombrdenfant	-.1535273	.0396545	-3.87	0.000	-.2312488	-.0758058
quitemploisuiivreconjoint	-.1805692	.079518	-2.27	0.023	-.3364215	-.0247168
conjoingagneplusquevous	.2222322	.0849934	2.61	0.009	.0556481	.3888162
conjoinemploi	-.3201734	.0967907	-3.31	0.001	-.5098798	-.130467
conjointgagnemoinsquevous	.2044242	.0895368	2.28	0.022	.0289353	.3799131
nmstage	.2742964	.0545112	5.03	0.000	.1674563	.3811365
salaire	-.0001393	.0000419	-3.32	0.001	-.0002214	-.0000572
merfranç	-.2322413	.1622334	-1.43	0.152	-.550213	.0857304
perfranç	-.035713	.1577654	-0.23	0.821	-.3449276	.2735015
lieunaifranc	-.2546425	.2895809	-0.88	0.379	-.8222105	.3129256
_cons	-1.053484	.6540488	-1.61	0.107	-2.335396	.2284279
/ln_the	.0378608	.0391384	0.97	0.333	-.038849	.1145706
theta	1.038587	.0406486			.9618959	1.121392

## WEIBULL à hasard proportionnel sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Weibull regression -- log relative-hazard form

No. of subjects =      2817          Number of obs   =      2817
No. of failures =      2816
Time at risk    = 8151.100002
LR chi2(38)     =      820.22
Log likelihood  = -5577.4457        Prob > chi2     =      0.0000

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.0205837	.0529839	-0.39	0.698	-.1244303	.0832628
age98	.0155057	.0102202	1.52	0.129	-.0045254	.0355369
discrimi	-.0712811	.0598017	-1.19	0.233	-.1884902	.045928
lassitud	-.1934955	.0426491	-4.54	0.000	-.2770863	-.1099047
nmetu	-.0177904	.0060788	-2.93	0.003	-.0297046	-.0058762
nmfor	-.0474648	.007326	-6.48	0.000	-.0618235	-.0331061
nmna	-.0390967	.0035001	-11.17	0.000	-.0459567	-.0322367
nmjvac	-.3087481	.0262983	-11.74	0.000	-.3602917	-.2572044
nmsn	-.0175614	.0056238	-3.12	0.002	-.0285838	-.006539
pèreaagriculteur	-.0755839	.0530317	-1.43	0.154	-.1795241	.0283562
CDI	-.018957	.0758212	-0.25	0.803	-.1675637	.1296498
mèreenemploi	.1009488	.0416111	2.43	0.015	.0193926	.182505
pèrecadre	-.0815924	.0510622	-1.60	0.110	-.1816726	.0184877
tempscomplet	.0934097	.059	1.58	0.113	-.0222282	.2090475
microentreprise	-.0140756	.0539296	-0.26	0.794	-.1197757	.0916244
grandeentreprise	-.0213843	.063077	-0.34	0.735	-.1450129	.1022442
pèretechnicien	-.2168872	.0816387	-2.66	0.008	-.3768961	-.0568783
entreprisedetailleintermédiaire	-.2304631	.0828314	-2.78	0.005	-.3928096	-.0681167
spécialitégénérale	-.0418759	.0471354	-0.89	0.374	-.1342597	.0505078
polurabain	-.0561203	.0426818	-1.31	0.189	-.1397752	.0275345
pretchangementemploi	-.0290249	.0482033	-0.60	0.547	-.1235017	.0654518
optimistavenir	.0220879	.0439418	0.50	0.615	-.0640365	.1082123
spécialitétechnique	.0701302	.0551992	1.27	0.204	-.0380582	.1783187
specdiplindustri	-.2533432	.051983	-4.87	0.000	-.3552281	-.1514584
mutationpremenfant	.1493923	.0832732	1.79	0.073	-.0138203	.3126049
mutationdeuxenfant	-.0223361	.1240686	-0.18	0.857	-.2655062	.2208339
conjointenétude	-.0132508	.0419978	-0.32	0.752	-.095565	.0690635
mobilité	-.0363661	.0456234	-0.80	0.425	-.1257863	.0530542
nombrdenfant	.0657582	.0211083	3.12	0.002	.0243866	.1071297
quitemploisuivreconjoint	.0794203	.0447404	1.78	0.076	-.0082692	.1671098
conjoingagneplusquevous	-.1457308	.0489592	-2.98	0.003	-.2416891	-.0497725
conjoinemploi	.3062642	.054133	5.66	0.000	.2001655	.412363
conjointgagnemoinsquevous	-.0943117	.0499649	-1.89	0.059	-.192241	.0036176
nmstage	-.159768	.0295144	-5.41	0.000	-.2176153	-.1019208
salaire	.0000911	.0000182	5.02	0.000	.0000556	.0001267
merfranç	.1038475	.0879524	1.18	0.238	-.0685361	.276231
perfranç	.0519112	.0864426	0.60	0.548	-.1175132	.2213356
lieunaifranc	.0427465	.1580627	0.27	0.787	-.2670507	.3525437
_cons	-.1875512	.373693	-0.50	0.616	-.9199761	.5448737
/ln_p	-.4573524	.0140903	-32.46	0.000	-.4849688	-.429736
p	.6329572	.0089185			.6157164	.6506809
1/p	1.579886	.022261			1.536852	1.624124

## WEIBULL à temps de vie accélérée sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Weibull regression -- accelerated failure-time form

No. of subjects =      2817          Number of obs =      2817
No. of failures =      2816
Time at risk    = 8151.100002

LR chi2(38)     =      820.22
Prob > chi2     =      0.0000
Log likelihood  = -5577.4457

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.0325199	.0837122	0.39	0.698	-.1315529	.1965928
age98	-.0244973	.0161444	-1.52	0.129	-.056139	.0071444
discrimi	.112616	.0944721	1.19	0.233	-.0725459	.2977779
lassitud	.3057008	.0672685	4.54	0.000	.1738569	.4375446
nmetu	.0281068	.0095942	2.93	0.003	.0093025	.0469111
nmfor	.074989	.011522	6.51	0.000	.0524063	.0975717
nmna	.0617683	.0054537	11.33	0.000	.0510793	.0724573
nmjvac	.4877866	.0415779	11.73	0.000	.4062955	.5692777
nmsn	.027745	.008884	3.12	0.002	.0103327	.0451574
pèreaagriculteur	.119414	.0837676	1.43	0.154	-.0447674	.2835954
CDI	.0299498	.1197898	0.25	0.803	-.2048339	.2647336
mèreenemploi	-.1594875	.0656885	-2.43	0.015	-.2882345	-.0307405
pèrecadre	.1289067	.0806406	1.60	0.110	-.0291459	.2869593
tempscomplet	-.1475766	.0931503	-1.58	0.113	-.3301478	.0349945
microentreprise	.0222379	.0852064	0.26	0.794	-.1447636	.1892394
grandeentreprise	.0337848	.0996507	0.34	0.735	-.1615269	.2290965
pèretechnicien	.3426569	.1289328	2.66	0.008	.0899532	.5953606
entreprisedetailleintermédiaire	.3641054	.1307878	2.78	0.005	.1077661	.6204447
spécialitégénérale	.0661592	.0744605	0.89	0.374	-.0797807	.2120991
polurabain	.0886637	.0674239	1.32	0.189	-.0434847	.2208121
pretchangementemploi	.045856	.0761596	0.60	0.547	-.103414	.1951261
optimistavenir	-.0348964	.0694267	-0.50	0.615	-.1709702	.1011774
spécialitétechnique	-.1107977	.0872017	-1.27	0.204	-.2817098	.0601144
specdiplindustri	.4002533	.0819391	4.88	0.000	.2396557	.560851
mutationpremenfant	-.2360227	.1315148	-1.79	0.073	-.493787	.0217415
mutationdeuxenfant	.0352886	.1960131	0.18	0.857	-.3488901	.4194672
conjointenétude	.0209347	.0663527	0.32	0.752	-.1091143	.1509837
mobilité	.0574542	.0720782	0.80	0.425	-.0838164	.1987248
nombrdenfant	-.1038904	.0333399	-3.12	0.002	-.1692353	-.0385454
quitemploisuivreconjoint	-.125475	.0706839	-1.78	0.076	-.2640129	.013063
conjoingagneplusquevous	.230238	.0772836	2.98	0.003	.0787648	.3817111
conjoineemploi	-.4838625	.0851706	-5.68	0.000	-.6507939	-.3169311
conjointgagnemoinsquevous	.1490017	.0789297	1.89	0.059	-.0056977	.303701
nmstage	.2524152	.0465265	5.43	0.000	.1612251	.3436054
salaire	-.000144	.0000286	-5.03	0.000	-.0002001	-.0000879
merfranç	-.1640671	.1389445	-1.18	0.238	-.4363933	.108259
perfranç	-.0820138	.1365662	-0.60	0.548	-.3496785	.185651
lieunaifranc	-.0675346	.2497277	-0.27	0.787	-.556992	.4219228
_cons	.2963094	.5902888	0.50	0.616	-.8606354	1.453254
/ln_p	-.4573524	.0140903	-32.46	0.000	-.4849688	-.429736
p	.6329572	.0089185			.6157164	.6506809
1/p	1.579886	.022261			1.536852	1.624124

## GOMPERTZ sans hétérogénéité non observable

```
failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape
```

Gompertz regression -- log relative-hazard form

```
No. of subjects =      2817          Number of obs   =      2817
No. of failures =      2816
Time at risk   = 8151.100002
LR chi2(38)    = 1092.38
Log likelihood = -6054.1361         Prob > chi2     = 0.0000
```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.0363485	.0529267	-0.69	0.492	-.140083	.0673859
age98	.0246821	.0103329	2.39	0.017	.0044301	.0449341
discrimi	-.0788574	.060213	-1.31	0.190	-.1968727	.0391578
lassitud	-.2522085	.0426243	-5.92	0.000	-.3357505	-.1686665
nmetu	-.0140775	.006033	-2.33	0.020	-.025902	-.0022531
nmfor	-.0544861	.0076038	-7.17	0.000	-.0693892	-.039583
nmna	-.0447003	.0039101	-11.43	0.000	-.052364	-.0370367
nmjvac	-.3687895	.0264093	-13.96	0.000	-.4205507	-.3170283
nmsn	-.022214	.0056418	-3.94	0.000	-.0332717	-.0111562
pèreaagriculteur	-.0942774	.0532715	-1.77	0.077	-.1986876	.0101327
CDI	.004482	.0754401	0.06	0.953	-.1433778	.1523418
mèreenemploi	.1394308	.0418026	3.34	0.001	.0574991	.2213624
pèrecadre	-.1014836	.0514161	-1.97	0.048	-.2022572	-.0007099
tempscomplet	.0866726	.0589473	1.47	0.141	-.028862	.2022073
microentreprise	-.0067918	.0538688	-0.13	0.900	-.1123729	.0987892
grandeentreprise	-.0194805	.0634852	-0.31	0.759	-.1439093	.1049483
pèrtechnicien	-.2673671	.0824214	-3.24	0.001	-.4289101	-.1058242
entreprisedetailleintermédiaire	-.2845629	.0835278	-3.41	0.001	-.4482744	-.1208513
spécialitégénérale	-.0453132	.047351	-0.96	0.339	-.1381195	.0474931
polurabain	-.0563943	.0429894	-1.31	0.190	-.140652	.0278633
prethangementemploi	-.0321884	.0483226	-0.67	0.505	-.1268989	.062522
optimistavenir	.0220654	.0440719	0.50	0.617	-.0643139	.1084446
spécialitétechnique	.0921153	.055311	1.67	0.096	-.0162923	.2005229
specdiplindustri	-.3151427	.0515427	-6.11	0.000	-.4161646	-.2141209
mutationpremenfant	.1899202	.0838499	2.27	0.024	.0255774	.354263
mutationdeuxenfant	-.0530106	.1247399	-0.42	0.671	-.2974963	.1914751
conjointenétude	-.0391751	.0420864	-0.93	0.352	-.121663	.0433127
mobilité	-.0778312	.0458331	-1.70	0.089	-.1676624	.012
nombrdenfant	.0688456	.0209852	3.28	0.001	.0277152	.1099759
quitemploisuivreconjoint	.1054857	.0447836	2.36	0.018	.0177115	.1932598
conjoingagneplusquevous	-.1918362	.0490811	-3.91	0.000	-.2880334	-.0956389
conjoineemploi	.4124181	.0545022	7.57	0.000	.3055958	.5192404
conjointgagnemoinsquevous	-.1359296	.0501859	-2.71	0.007	-.2342921	-.0375671
nmstage	-.2031142	.0294817	-6.89	0.000	-.2608973	-.1453311
salaire	.0001117	.0000173	6.45	0.000	.0000778	.0001456
merfranç	.1543134	.0876725	1.76	0.078	-.0175216	.3261483
perfranç	.0853606	.0864386	0.99	0.323	-.0840559	.2547771
lieunaifranc	-.0165129	.1584624	-0.10	0.917	-.3270935	.2940678
_cons	-.4914144	.3757832	-1.31	0.191	-1.227936	.2451072
/gamma	-.0874918	.0055465	-15.77	0.000	-.0983626	-.0766209



## GOMPERTZ avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Gompertz regression -- log relative-hazard form
Gamma frailty

No. of subjects =      2817          Number of obs =      2817
No. of failures =      2816
Time at risk    = 8151.100002

LR chi2(38)      =      792.34
Prob > chi2     =      0.0000
Log likelihood   = -5324.79

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.067058	.1061214	-0.63	0.527	-.2750521	.1409361
age98	.0136589	.0192803	0.71	0.479	-.0241299	.0514477
discrimi	-.1437718	.1198176	-1.20	0.230	-.3786099	.0910664
lassitud	-.2699127	.0884732	-3.05	0.002	-.443317	-.0965084
nmetu	-.0356022	.0106762	-3.33	0.001	-.0565272	-.0146772
nmFor	-.0751186	.0161539	-4.65	0.000	-.1067796	-.0434575
nmna	-.0649458	.0088814	-7.31	0.000	-.082353	-.0475386
nmjvac	-1.072601	.0553492	-19.38	0.000	-1.181083	-.9641184
nmsn	-.038446	.0115614	-3.33	0.001	-.0611058	-.0157861
pèreagriculteur	-.0829382	.1054731	-0.79	0.432	-.2896618	.1237853
CDI	-.1545731	.1712117	-0.90	0.367	-.4901419	.1809956
mèreemploi	.0510634	.0835719	0.61	0.541	-.1127345	.2148613
pèrecadre	-.0671561	.100201	-0.67	0.503	-.2635464	.1292342
tempscomplet	-.0250392	.1225796	-0.20	0.838	-.2652909	.2152124
microentreprise	-.1520349	.1091807	-1.39	0.164	-.366025	.0619553
grandeentreprise	.0400204	.1271453	0.31	0.753	-.2091798	.2892207
pèrtechnicien	-.3568116	.1545559	-2.31	0.021	-.6597357	-.0538875
entreprisedetailleintermédiaire	-.3370734	.1571174	-2.15	0.032	-.6450178	-.0291289
spécialitégénérale	-.0258453	.0930102	-0.28	0.781	-.2081419	.1564512
polurabain	-.1207977	.0829943	-1.46	0.146	-.2834635	.0418681
pretchangementemploi	-.0718508	.096419	-0.75	0.456	-.2608285	.117127
optimistavenir	.0834697	.0881627	0.95	0.344	-.0893259	.2562654
spécialitétechnique	.0743287	.1123661	0.66	0.508	-.1459049	.2945622
specdiplindustr	-.3034291	.1132291	-2.68	0.007	-.525354	-.0815041
mutationpremenfant	.1858679	.1575699	1.18	0.238	-.1229634	.4946992
mutationdeuxenfant	-.027423	.2350113	-0.12	0.907	-.4880367	.4331908
conjointenétude	-.0305195	.0842279	-0.36	0.717	-.195603	.1345641
mobilité	-.0282739	.0915426	-0.31	0.757	-.2076941	.1511463
nombrdenfant	.1464292	.0453653	3.23	0.001	.0575149	.2353435
quitemploisuivreconjoint	.149887	.090529	1.66	0.098	-.0275465	.3273205
conjoingagneplusquevous	-.2147837	.0962005	-2.23	0.026	-.4033332	-.0262342
conjoinemploi	.291964	.1101563	2.65	0.008	.0760617	.5078664
conjointgagnemoinsquevous	-.2015658	.1026733	-1.96	0.050	-.4028018	-.0003297
nmstage	-.2548162	.062373	-4.09	0.000	-.377065	-.1325674
salaire	.0001187	.000049	2.42	0.015	.0000227	.0002148
merfranç	.2821403	.1864382	1.51	0.130	-.0832718	.6475525
perfranç	-.0229369	.1787142	-0.13	0.898	-.3732104	.3273366
lieunaifranc	.2425823	.3383142	0.72	0.473	-.4205013	.9056659
_cons	1.478307	.7459875	1.98	0.048	.016198	2.940415
/gamma	.2085406	.0242824	8.59	0.000	.160948	.2561332
/ln_the	.5477006	.0563537	9.72	0.000	.4372494	.6581518
theta	1.729272	.0974509			1.548442	1.93122

## Log logistique sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tape

Loglogistic regression -- accelerated failure-time form

No. of subjects =      2817          Number of obs   =      2817
No. of failures =      2816
Time at risk    = 8151.100002
LR chi2(38)     =    1048.49
Prob > chi2     =      0.0000
Log likelihood  = -5419.7992

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.0639175	.0897982	0.71	0.477	-.1120837	.2399188
age98	-.0188358	.0163965	-1.15	0.251	-.0509724	.0133009
discrimi	.1438923	.1013299	1.42	0.156	-.0547107	.3424953
lassitud	.3147219	.0738729	4.26	0.000	.1699337	.4595101
nmetu	.0296775	.0087926	3.38	0.001	.0124443	.0469106
nmfor	.0686686	.0126798	5.42	0.000	.0438166	.0935207
nmna	.0582597	.0052369	11.12	0.000	.0479955	.0685239
nmjvac	.8154074	.0389858	20.92	0.000	.7389967	.8918182
nmsn	.0402829	.0095795	4.21	0.000	.0215074	.0590585
pèreaagriculteur	.0951974	.088965	1.07	0.285	-.0791707	.2695656
CDI	.0920525	.1393535	0.66	0.509	-.1810753	.3651803
mèreenemploi	-.0755898	.0704594	-1.07	0.283	-.2136876	.0625081
pèrecadre	.0785639	.0849597	0.92	0.355	-.087954	.2450818
tempscomplet	.0079038	.1029169	0.08	0.939	-.1938097	.2096172
microentreprise	.1360249	.0911484	1.49	0.136	-.0426228	.3146725
grandeentreprise	-.0314155	.1074062	-0.29	0.770	-.2419277	.1790967
pèretechnicien	.4092388	.1315452	3.11	0.002	.1514149	.6670626
entreprisedetailleintermédiaire	.4010393	.1337548	3.00	0.003	.1388848	.6631938
spécialitégénérale	.0293894	.0783134	0.38	0.707	-.124102	.1828808
polurabain	.1222714	.0705869	1.73	0.083	-.0160765	.2606192
prethangementemploi	.0761255	.0811387	0.94	0.348	-.0829034	.2351543
optimistavenir	-.0870832	.0742447	-1.17	0.241	-.2326001	.0584337
spécialitétechnique	-.1030618	.09498	-1.09	0.278	-.2892192	.0830957
specdiplindustrielle	.3490101	.0931432	3.75	0.000	.1664528	.5315675
mutationpremenfant	-.2149156	.1345646	-1.60	0.110	-.4786575	.0488262
mutationdeuxenfant	.0173075	.2006313	0.09	0.931	-.3759226	.4105377
conjointenétude	.0211389	.0712277	0.30	0.767	-.1184648	.1607426
mobilité	.0482898	.0772743	0.62	0.532	-.1031651	.1997446
nombrdenfant	-.1562498	.0379789	-4.11	0.000	-.2306871	-.0818124
quitemploisuivreconjoint	-.1848853	.0762124	-2.43	0.015	-.3342588	-.0355118
conjoingagneplusquevous	.2247125	.0813838	2.76	0.006	.0652031	.3842218
conjoineemploi	-.324431	.092724	-3.50	0.000	-.5061668	-.1426952
conjointgagnemoinsquevous	.2076732	.0859378	2.42	0.016	.0392382	.3761083
nmstage	.2796421	.052271	5.35	0.000	.1771928	.3820915
salaire	-.0001413	.00004	-3.53	0.000	-.0002198	-.0000629
merfranç	-.2348903	.1558125	-1.51	0.132	-.5402771	.0704965
perfranç	-.0365507	.1516467	-0.24	0.810	-.3337727	.2606714
lieunaifranc	-.2603917	.2783286	-0.94	0.350	-.8059058	.2851225
_cons	-1.024114	.6261968	-1.64	0.102	-2.251438	.2032088
/ln_gam	-.0490909	.0154269	-3.18	0.001	-.079327	-.0188548
gamma	.9520945	.0146878			.9237378	.9813218

## ANNEXE V : Les durées d'accès au dernier emploi : une analyse descriptive

```
. stdes
```

```
      failure_d: cens == 0
      analysis time_t: tade
```

Category	total	per subject			
		mean	min	median	max
no. of subjects	2836				
no. of records	2836	1	1	1	1
(first) entry time		0	0	0	0
(final) exit time		4.151622	.1	1	90
subjects with gap	0				
time on gap if gap	0				
time at risk	11774	4.151622	.1	1	90
failures	2621	.924189	0	1	1

```
. stsum, by (niveau)
```

```
      failure_d: cens == 0
      analysis time_t: tade
```

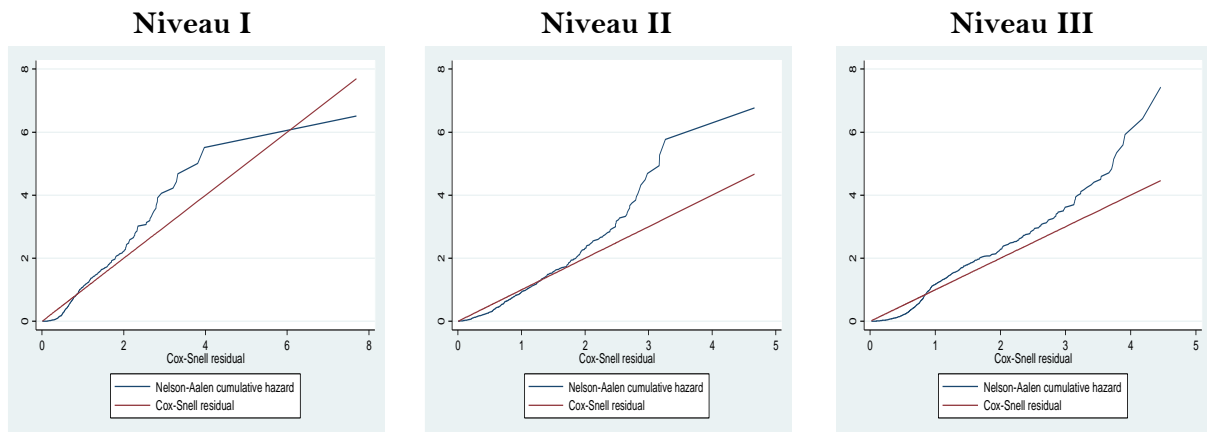
niveau	time at risk	incidence rate	no. of subjects	Survival time		
				25%	50%	75%
1	1994.7	.2712187	572	.1	1	6
2	4767.8	.1474475	762	.1	2	8
3	5011.500001	.274768	1502	.1	1	4
total	11774	.2226091	2836	.1	2	5

## ANNEXE VI : Les durées d'accès au dernier emploi : test de SCHOENFELD

Variables	Niveau I Rho(khi2 cal ; khi2 tab)	Niveau II Rho(khi2 cal ; khi2 tab)	Niveau III Rho(khi2 cal ; khi2 tab)
<b>La formation</b>			
Lassitude vis-à-vis des études	-0,068 (2,16 ; 0,14)	0,006(0,02 ; 0,89)	0,001(0,00 ; 0,96)
Nbre de mois passés en reprise d'études	-0,066(2,10 ; 0,15)	-0,071(2,82 ; 0,09)	-0,001(0,00 ; 0,95)
Nbre de mois passés en formation	0,031(0,40 ; 0,53)	-0,027(0,46 ; 0,49)	-0,035(1,32 ; 0,24)
<b>Les caractéristiques sociodémographiques</b>			
Age de l'enquêté en 1998	-0,057(1,48 ; 0,22)	-0,016(0,16 ; 0,68)	-0,032(1,11 ; 0,29)
Genre (Homme <i>réf.</i> )			
Femme	0,029(0,37 ; 0,54)	0,007(0,03 ; 0,85)	0,016(0,27 ; 0,60)
Nombre d'enfants à la date de l'enquête	-0,014(0,08 ; 0,77)	0,046(1,06 ; 0,30)	-0,011(0,14 ; 0,70)
Situation actuelle du conjoint (au chômage <i>réf.</i> )			
En emploi	-0,054(1,27 ; 0,25)	-0,036(0,76 ; 0,38)	0,025(0,62 ; 0,42)
En études	0,018(0,36 ; 0,54)	0,023(0,30 ; 0,58)	0,015(0,12 ; 0,72)
Prêt à quitter l'emploi pour suivre le conjoint	-0,014 (0,08 ; 0,77)	-0,006(0,02 ; 0,88)	0,008(0,08 ; 0,78)
CSP du père (Employé <i>réf.</i> )			
Agriculteur	-0,030(0,53 ; 0,46)	0,002(0,00 ; 0,95)	0,008(0,04 ; 0,83)
Technicien	0,023(0,24 ; 0,62)	0,015(0,12 ; 0,72)	0,018(0,36 ; 0,54)
Cadre	-0,003(0,01 ; 0,94)	-0,024(0,32 ; 0,57)	-0,006(0,04 ; 0,84)
Statut professionnel de la mère (au chômage <i>réf.</i> )			
En emploi	0,061(1,50 ; 0,22)	-0,014(0,11 ; 0,73)	-0,038(1,48 ; 0,22)
Pays de naissance de la mère (Etranger <i>réf.</i> )			
France	0,032(0,48 ; 0,48)	-0,006(0,02 ; 0,87)	-0,022(0,48 ; 0,48)
Pays de naissance du père (Etranger <i>réf.</i> )			
France	0,025(0,29 ; 0,58)	-0,008(0,04 ; 0,83)	-0,000(0,00 ; 0,99)
Pays de naissance de l'enquêté (Etranger <i>réf.</i> )			
France	0,006(0,02 ; 0,89)	-0,009(0,04 ; 0,83)	-0,003(0,01 ; 0,90)
Discriminations ressenties	0,091(3,94 ; 0,05)	-0,024(0,32 ; 0,56)	-0,027(0,72 ; 0,39)
<b>Le cheminement professionnel</b>			
Mobilité géographique	0,031(0,41 ; 0,52)	0,023(0,30 ; 0,58)	-0,027(0,78 ; 0,37)
Changement de poste suite à la naissance du premier enfant	-0,017(0,13 ; 0,72)	-0,000(0,00 ; 0,99)	0,003(0,01 ; 0,92)
Changement de poste suite à la naissance du deuxième enfant	-0,020(0,17 ; 0,68)	0,002(0,00 ; 0,95)	0,009(0,10 ; 0,75)
Nbre de mois passés au chômage	0,023(0,24 ; 0,62)	-0,059(2,14 ; 0,14)	0,024(0,65 ; 0,42)
Nbre de mois passés en emploi	0,016(0,13 ; 0,72)	-0,030(0,53 ; 0,46)	0,018(0,36 ; 0,54)
Nbre de mois passés en inactivité	0,033(0,48 ; 0,48)	-0,068(2,88 ; 0,08)	-0,020(0,45 ; 0,50)
Nbre de mois passés en <i>Job</i> de vacances	0,052(1,04 ; 0,31)	0,050(1,26 ; 0,26)	0,081(5,88 ; 0,01)
Nbre de mois passés au Service National	0,034(0,51 ; 0,47)	-0,025(0,36 ; 0,54)	0,036(1,35 ; 0,24)
Stage en entreprises	-0,003(0,00 ; 0,94)	0,008(0,04 ; 0,83)	0,008(0,07 ; 0,79)
Premier salaire net perçu	0,007(0,03 ; 0,86)	-0,003(0,01 ; 0,93)	0,023(0,55 ; 0,46)
Type d'emploi recherché (CDD <i>réf.</i> )			
CDI	0,035(0,52 ; 0,47)	0,032(0,53 ; 0,46)	0,013(0,19 ; 0,66)
Taille de l'entreprise (PME <i>réf.</i> )			
Microentreprise	0,014(0,08 ; 0,77)	-0,036(0,73 ; 0,39)	-0,022(0,48 ; 0,48)
Grande entreprise	0,034(0,49 ; 0,48)	0,015(0,12 ; 0,72)	0,004(0,02 ; 0,87)

Entreprise de taille intermédiaire	0,052(0,38 ; 0,53)	0,008(0,04 ; 0,83)	0,009(0,10 ; 0,75)
<b>Commune de l'entreprise</b> (appartenant à un pôle d'emploi de l'espace rural <i>réf.</i> )			
Appartenant à un pôle urbain	-0,043(0,78 ; 0,37)	-0,011(0,07 ; 0,79)	-0,013(0,18 ; 0,66)
<b>Recherche dans l'emploi</b>	0,050(1,02 ; 0,31)	-0,027(0,38 ; 0,53)	0,006(0,05 ; 0,83)
<b>Temps de travail</b> (Temps partiel <i>réf.</i> )			
Temps complet	0,024(0,26 ; 0,61)	0,010(0,06 ; 0,81)	0,010(0,11 ; 0,73)
<b>Test global</b>	(43,32 ; 0,06)	(38,13 ; 0,17)	(42,39 ; 0,08)

## ANNEXE VII : Les durées d'accès au dernier emploi : tests de COX-SNELL



## ANNEXE VIII : Estimations paramétriques des durées d'accès au dernier emploi par niveau de formation

### Niveau I

Exponentielle à hasard proportionnel sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Exponential regression -- log relative-hazard form

No. of subjects =      377          Number of obs   =      377
No. of failures =      377
Time at risk   =      1111.8
Log likelihood = -802.65188          LR chi2(31)     =      297.89
                                          Prob > chi2    =      0.0000

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.3344541	.140635	-2.38	0.017	-.6100937	-.0588145
age98	.0322108	.0271066	1.19	0.235	-.0209171	.0853387
discrimination	.0847317	.20046	0.42	0.673	-.3081626	.4776261
conjointenemploi	.0807595	.0618023	1.31	0.191	-.0403709	.2018898
nombrenfant	-.2120799	.1343065	-1.58	0.114	-.4753158	.051156
lassitud	-.7148372	.2113978	-3.38	0.001	-1.129169	-.3005052
nmcho	-.0243632	.0258333	-0.94	0.346	-.0749955	.0262692
nmemp	.0544763	.0251576	2.17	0.030	.0051683	.1037842
nmetu	.0679657	.0323372	2.10	0.036	.004586	.1313455
nmfor	-.0095685	.0311348	-0.31	0.759	-.0705915	.0514546
nmna	.0094399	.0270844	0.35	0.727	-.0436446	.0625244
nmjvac	-.25207	.1963924	-1.28	0.199	-.6369921	.1328521
nmsn	.0103907	.0283724	0.37	0.714	-.0452182	.0659995
salaire	-.0000151	.0000376	-0.40	0.688	-.0000889	.0000586
CDI	.1270777	.2635298	0.48	0.630	-.3894312	.6435865
polurbain	.3219748	.2066629	1.56	0.119	-.0830769	.7270266
mobilité	.1015861	.1150481	0.88	0.377	-.123904	.3270761
perecadr	.2184045	.1290003	1.69	0.090	-.0344315	.4712405
recherchedanslemploi	.6602721	.1668988	3.96	0.000	.3331564	.9873878
grandentreprise	-.255447	.1428397	-1.79	0.074	-.5354077	.0245137
microentreprise	.0884605	.1482742	0.60	0.551	-.2021516	.3790726
quitemploisivreconjoint	.1969761	.1240223	1.59	0.112	-.0461031	.4400553
mèreenemploi	-.029696	.1184758	-0.25	0.802	-.2619044	.2025124
tempcomplet	-.1786948	.1627071	-1.10	0.272	-.4975949	.1402052
merfranç	-.2241727	.2810248	-0.80	0.425	-.7749711	.3266258
perfranç	-1.269284	.3024394	-4.20	0.000	-1.862054	-.6765135
lieunaifranc	1.22407	.3381052	3.62	0.000	.561396	1.886744
mutationpremfant	-.0779605	.2627774	-0.30	0.767	-.5929947	.4370737
mutationdeuxenfant	-.6360228	.4149029	-1.53	0.125	-1.449218	-.177172
pèreagriculteur	.1334416	.1179699	1.13	0.258	-.0977751	.3646583
nmstage	-.4089672	.1113379	-3.67	0.000	-.6271854	-.190749
_cons	-7.30182	3.264108	-2.24	0.025	-13.69935	-.9042871

## Exponentielle à hasard proportionnel avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Exponential regression -- log relative-hazard form
Gamma frailty

No. of subjects =      377          Number of obs =      377
No. of failures =      377
Time at risk    =    1111.8

LR chi2(31)      =    154.49
Log likelihood   =   -729.13355    Prob > chi2      =    0.0000

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.5516032	.2199031	-2.51	0.012	-.9826054	-.1206009
age98	.0890253	.0379415	2.35	0.019	.0146614	.1633892
discrimination	-.7070893	.2961956	-2.39	0.017	-1.287622	-.1265566
conjointenemploi	.0105817	.0932966	0.11	0.910	-.1722763	.1934397
nombrdenfant	-.3710908	.2214274	-1.68	0.094	-.8050806	.0628989
lassitud	-.6033693	.3175293	-1.90	0.057	-1.225715	.0189766
nmcho	-.0544404	.0375687	-1.45	0.147	-.1280738	.0191929
nmemp	.0267625	.0367961	0.73	0.467	-.0453566	.0988815
nmetu	.0646181	.0420534	1.54	0.124	-.0178051	.1470414
nmfor	-.0475209	.0500999	-0.95	0.343	-.1457149	.0506731
nmna	.0084839	.0380715	0.22	0.824	-.0661348	.0831026
nmjvac	-.6115919	.2818561	-2.17	0.030	-1.16402	-.059164
nmsn	-.0558347	.0421482	-1.32	0.185	-.1384437	.0267742
salaire	-5.43e-06	.0000462	-0.12	0.906	-.0000959	.0000851
CDI	-.1702195	.4608821	-0.37	0.712	-1.073532	.7330927
polurbain	.6719596	.3231531	2.08	0.038	.0385912	1.305328
mobilité	.0049202	.1823355	0.03	0.978	-.3524508	.3622912
perecadr	.3258522	.196755	1.66	0.098	-.0597804	.7114849
recherchedanslemploi	.3021139	.2552345	1.18	0.237	-.1981366	.8023644
grandentreprise	-.15399	.2291341	-0.67	0.502	-.6030846	.2951047
microentreprise	.1231688	.2399765	0.51	0.608	-.3471766	.5935141
quitemploisuvreconjoint	.2983785	.1947543	1.53	0.126	-.083333	.68009
mèreenemploi	-.0297786	.1963326	-0.15	0.879	-.4145834	.3550263
tempcomplet	-.0685066	.2557564	-0.27	0.789	-.5697799	.4327667
merfranç	-.1793469	.3819922	-0.47	0.639	-.9280378	.5693441
perfranç	-.7883206	.3937659	-2.00	0.045	-1.560087	-.0165537
lieunaifranc	.7880806	.6596311	1.19	0.232	-.5047726	2.080934
mutationpremenfant	.0770883	.415584	0.19	0.853	-.7374413	.8916179
mutationdeuxenfant	-.9360734	.7279468	-1.29	0.198	-2.362823	.4906761
pèreagriculteur	.2918927	.1889814	1.54	0.122	-.0785041	.6622895
nmstage	-.3939385	.1944255	-2.03	0.043	-.7750055	-.0128714
_cons	-2.312296	4.70974	-0.49	0.623	-11.54322	6.918625
/ln_the	-.0748703	.1174977	-0.64	0.524	-.3051616	.1554211
theta	.9278638	.1090219			.7370042	1.16815



## Exponentielle à temps de vie accélérée sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Exponential regression -- accelerated failure-time form

No. of subjects =      377          Number of obs  =      377
No. of failures =      377
Time at risk   =     1111.8
LR chi2(31)    =     297.89
Log likelihood = -802.65188        Prob > chi2    =     0.0000

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.3344541	.140635	2.38	0.017	.0588145	.6100937
age98	-.0322108	.0271066	-1.19	0.235	-.0853387	.0209171
discrimination	-.0847317	.20046	-0.42	0.673	-.4776261	.3081626
conjointemploi	-.0807595	.0618023	-1.31	0.191	-.2018898	.0403709
nombrenfant	.2120799	.1343065	1.58	0.114	-.051156	.4753158
lassitud	.7148372	.2113978	3.38	0.001	.3005052	1.129169
nmcho	.0243632	.0258333	0.94	0.346	-.0262692	.0749955
nmemp	-.0544763	.0251576	-2.17	0.030	-.1037842	-.0051683
nmetu	-.0679657	.0323372	-2.10	0.036	-.1313455	-.004586
nmfor	.0095685	.0311348	0.31	0.759	-.0514546	.0705915
nmna	-.0094399	.0270844	-0.35	0.727	-.0625244	.0436446
nmjvac	.25207	.1963924	1.28	0.199	-.1328521	.6369921
nmsn	-.0103907	.0283724	-0.37	0.714	-.0659995	.0452182
salaire	.0000151	.0000376	0.40	0.688	-.0000586	.0000889
CDI	-.1270777	.2635298	-0.48	0.630	-.6435865	.3894312
polurbain	-.3219748	.2066629	-1.56	0.119	-.7270266	.0830769
mobilité	-.1015861	.1150481	-0.88	0.377	-.3270761	.123904
perecadr	-.2184045	.1290003	-1.69	0.090	-.4712405	.0344315
recherchedanslemploi	-.6602721	.1668988	-3.96	0.000	-.9873878	-.3331564
grandentreprise	.255447	.1428397	1.79	0.074	-.0245137	.5354077
microentreprise	-.0884605	.1482742	-0.60	0.551	-.3790726	.2021516
quitemploisivreconjoint	-.1969761	.1240223	-1.59	0.112	-.4400553	.0461031
mèreenemploi	.029696	.1184758	0.25	0.802	-.2025124	.2619044
tempcomplet	.1786948	.1627071	1.10	0.272	-.1402052	.4975949
merfranç	.2241727	.2810248	0.80	0.425	-.3266258	.7749711
perfranç	1.269284	.3024394	4.20	0.000	.6765135	1.862054
lieunaifranç	-1.22407	.3381052	-3.62	0.000	-1.886744	-.561396
mutationpremenfant	.0779605	.2627774	0.30	0.767	-.4370737	.5929947
mutationdeuxenfant	.6360228	.4149029	1.53	0.125	-.177172	1.449218
pèreagriculteur	-.1334416	.1179699	-1.13	0.258	-.3646583	.0977751
nmstage	.4089672	.1113379	3.67	0.000	.190749	.6271854
_cons	7.30182	3.264108	2.24	0.025	.9042871	13.69935

## Exponentielle à temps de vie accélérée avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Exponential regression -- accelerated failure-time form
Gamma frailty

No. of subjects =      377          Number of obs =      377
No. of failures =      377
Time at risk    =    1111.8

LR chi2(31)      =    154.49
Prob > chi2     =    0.0000
Log likelihood   =   -729.13355

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.5516032	.2199031	2.51	0.012	.1206009	.9826054
age98	-.0890253	.0379415	-2.35	0.019	-.1633892	-.0146614
discrimination	.7070893	.2961956	2.39	0.017	.1265566	1.287622
conjointenemploi	-.0105817	.0932966	-0.11	0.910	-.1934397	.1722763
nombrdenfant	.3710908	.2214274	1.68	0.094	-.0628989	.8050806
lassitud	.6033693	.3175293	1.90	0.057	-.0189766	1.225715
nmcho	.0544404	.0375687	1.45	0.147	-.0191929	.1280738
nmemp	-.0267625	.0367961	-0.73	0.467	-.0988815	.0453566
nmetu	-.0646181	.0420534	-1.54	0.124	-.1470414	.0178051
nmfor	.0475209	.0500999	0.95	0.343	-.0506731	.1457149
nmna	-.0084839	.0380715	-0.22	0.824	-.0831026	.0661348
nmjvac	.6115919	.2818561	2.17	0.030	.059164	1.16402
nmsn	.0558347	.0421482	1.32	0.185	-.0267742	.1384437
salaire	5.43e-06	.0000462	0.12	0.906	-.0000851	.0000959
CDI	.1702195	.4608821	0.37	0.712	-.7330927	1.073532
polurbain	-.6719596	.3231531	-2.08	0.038	-1.305328	-.0385912
mobilité	-.0049202	.1823355	-0.03	0.978	-.3622912	.3524508
perecadri	-.3258522	.196755	-1.66	0.098	-.7114849	.0597804
recherchedanslemploi	-.3021139	.2552345	-1.18	0.237	-.8023644	.1981366
grandentreprise	.15399	.2291341	0.67	0.502	-.2951047	.6030846
microentreprise	-.1231688	.2399765	-0.51	0.608	-.5935141	.3471766
quitemploisuvreconjoint	-.2983785	.1947543	-1.53	0.126	-.68009	.083333
mèreenemploi	.0297786	.1963326	0.15	0.879	-.3550263	.4145834
tempcomplet	.0685066	.2557564	0.27	0.789	-.4327667	.5697799
merfranç	.1793469	.3819922	0.47	0.639	-.5693441	.9280378
perfranç	.7883206	.3937659	2.00	0.045	.0165537	1.560087
lieunaifranc	-.7880806	.6596311	-1.19	0.232	-2.080934	.5047726
mutationpremenfant	-.0770883	.415584	-0.19	0.853	-.8916179	.7374413
mutationdeuxenfant	.9360734	.7279468	1.29	0.198	-.4906761	2.362823
pèreagriculteur	-.2918927	.1889814	-1.54	0.122	-.6622895	.0785041
nmstage	.3939385	.1944255	2.03	0.043	.0128714	.7750055
_cons	2.312296	4.70974	0.49	0.623	-6.918625	11.54322
/ln_the	-.0748703	.1174977	-0.64	0.524	-.3051616	.1554211
theta	.9278638	.1090219			.7370042	1.16815

## WEIBULL à hasard proportionnel sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Weibull regression -- log relative-hazard form

No. of subjects =      377          Number of obs   =      377
No. of failures =      377
Time at risk    =     1111.8
LR chi2(31)     =     140.03
Log likelihood  =   -737.72682      Prob > chi2     =     0.0000

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.2574159	.1343869	-1.92	0.055	-.5208094	.0059775
age98	.0328993	.0254991	1.29	0.197	-.017078	.0828766
discrimination	-.0511777	.1863942	-0.27	0.784	-.4165035	.3141481
conjointemploi	.0459706	.0583477	0.79	0.431	-.0683888	.16033
nombrenfant	-.1641558	.1307749	-1.26	0.209	-.4204699	.0921583
lassitud	-.4560493	.1971642	-2.31	0.021	-.842484	-.0696146
nmcho	-.0191856	.0244322	-0.79	0.432	-.0670718	.0287005
nmemp	.0335526	.0238398	1.41	0.159	-.0131725	.0802777
nmetu	.0501301	.0288807	1.74	0.083	-.006475	.1067353
nmfor	-.0086096	.0302247	-0.28	0.776	-.067849	.0506297
nmna	.0108971	.0246617	0.44	0.659	-.0374389	.0592331
nmjvac	-.2301273	.1935517	-1.19	0.234	-.6094817	.149227
nmsn	-.0026928	.0269099	-0.10	0.920	-.0554353	.0500497
salaire	-7.72e-06	.0000343	-0.22	0.822	-.000075	.0000596
CDI	.0442938	.2570756	0.17	0.863	-.459565	.5481527
polurbain	.2430101	.1996755	1.22	0.224	-.1483467	.6343669
mobilité	.0462648	.1110906	0.42	0.677	-.1714688	.2639983
perecadr	.1602049	.1222022	1.31	0.190	-.079307	.3997168
recherchedanslemploi	.4006685	.1629722	2.46	0.014	.0812489	.720088
grandentreprise	-.1372506	.1398457	-0.98	0.326	-.4113431	.1368419
microentreprise	.0722622	.1436218	0.50	0.615	-.2092314	.3537559
quitemploisivreconjoint	.1538918	.1190758	1.29	0.196	-.0794925	.3872761
mèreenemploi	-.0213665	.1147891	-0.19	0.852	-.246349	.203616
tempcomplet	-.0901415	.1559595	-0.58	0.563	-.3958166	.2155336
merfranç	-.188708	.2597172	-0.73	0.467	-.6977444	.3203285
perfranç	-.7974835	.2806157	-2.84	0.004	-1.34748	-.2474868
lieunaifranc	.8044567	.3372852	2.39	0.017	.1433899	1.465524
mutationpremenfant	-.0013971	.2525078	-0.01	0.996	-.4963034	.4935091
mutationdeuxenfant	-.4912384	.4132602	-1.19	0.235	-1.301213	.3187367
pèreagriculteur	.090301	.1128866	0.80	0.424	-.1309527	.3115546
nmstage	-.2631346	.1082745	-2.43	0.015	-.4753487	-.0509204
_cons	-4.356331	3.086169	-1.41	0.158	-10.40511	1.692448
/ln_p	-.4135886	.0397136	-10.41	0.000	-.4914258	-.3357513
p	.661273	.0262615			.6117535	.7148008
1/p	1.512235	.0600563			1.398991	1.634645

## WEIBULL à temps de vie accélérée sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Weibull regression -- accelerated failure-time form

No. of subjects =      377          Number of obs   =      377
No. of failures =      377
Time at risk    =     1111.8
LR chi2(31)     =     140.03
Log likelihood  =   -737.72682      Prob > chi2    =     0.0000

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.3892734	.2029683	1.92	0.055	-.0085372	.7870839
age98	-.0497515	.038586	-1.29	0.197	-.1253786	.0258756
discrimination	.0773927	.2820357	0.27	0.784	-.4753871	.6301725
conjointemploi	-.0695183	.0881551	-0.79	0.430	-.2422991	.1032625
nombrdenfant	.2482421	.1976611	1.26	0.209	-.1391665	.6356508
lassitud	.6896536	.2964786	2.33	0.020	.1085661	1.270741
nmcho	.0290132	.036946	0.79	0.432	-.0433996	.101426
nmemp	-.0507394	.0359646	-1.41	0.158	-.1212286	.0197499
nmetu	-.0758085	.0435841	-1.74	0.082	-.1612317	.0096147
nmfor	.0130198	.0457101	0.28	0.776	-.0765703	.1026099
nmna	-.016479	.0372919	-0.44	0.659	-.0895698	.0566119
nmjvac	.3480066	.2927863	1.19	0.235	-.225844	.9218572
nmsn	.0040721	.0406994	0.10	0.920	-.0756972	.0838415
salaire	.0000117	.0000519	0.22	0.822	-.0000901	.0001135
CDI	-.0669827	.3887091	-0.17	0.863	-.8288386	.6948732
polurbain	-.3674883	.3018702	-1.22	0.223	-.959143	.2241664
mobilité	-.0699632	.167923	-0.42	0.677	-.3990863	.2591599
perecadr	-.2422675	.1846403	-1.31	0.189	-.6041559	.1196209
recherchedanslemploi	-.6059048	.2446042	-2.48	0.013	-1.08532	-.1264893
grandentreprise	.2075551	.2111575	0.98	0.326	-.2063059	.6214162
microentreprise	-.1092774	.2171678	-0.50	0.615	-.5349185	.3163637
quitemploisivreconjoint	-.2327205	.1799743	-1.29	0.196	-.5854636	.1200225
mèreenemploi	.0323111	.1735805	0.19	0.852	-.3079003	.3725226
tempcomplet	.1363151	.2357222	0.58	0.563	-.3256919	.5983221
merfranç	.2853707	.3926947	0.73	0.467	-.4842967	1.055038
perfranç	1.205982	.4206035	2.87	0.004	.3816146	2.03035
lieunaifranç	-1.216527	.507253	-2.40	0.016	-2.210725	-.2223298
mutationpremenfant	.0021128	.3818498	0.01	0.996	-.7462991	.7505248
mutationdeuxenfant	.7428678	.6246779	1.19	0.234	-.4814784	1.967214
pèreagriculteur	-.1365562	.170669	-0.80	0.424	-.4710613	.1979488
nmstage	.3979212	.1628698	2.44	0.015	.0787023	.7171401
_cons	6.587795	4.654324	1.42	0.157	-2.534511	15.7101
/ln_p	-.4135886	.0397136	-10.41	0.000	-.4914258	-.3357513
p	.661273	.0262615			.6117535	.7148008
1/p	1.512235	.0600563			1.398991	1.634645

## GOMPERTZ sans hétérogénéité non observable

```

failure _d: cens == 0
analysis time _t: tade

Gompertz regression -- log relative-hazard form

No. of subjects =      377          Number of obs   =      377
No. of failures =      377
Time at risk    =     1111.8
LR chi2(31)     =     215.84
Log likelihood  =   -798.09025      Prob > chi2     =     0.0000

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.3323634	.1387602	-2.40	0.017	-.6043285	-.0603983
age98	.0396073	.027018	1.47	0.143	-.0133469	.0925615
discrimination	-.0066381	.1969671	-0.03	0.973	-.3926865	.3794103
conjointemploi	.0753218	.0609106	1.24	0.216	-.0440608	.1947043
nombrdenfant	-.1859378	.1342346	-1.39	0.166	-.4490328	.0771572
lassitud	-.6088811	.2070004	-2.94	0.003	-1.014594	-.2031678
nmcho	-.0187907	.0255855	-0.73	0.463	-.0689373	.0313559
nmemp	.0508131	.0248902	2.04	0.041	.0020292	.0995971
nmetu	.075584	.0309662	2.44	0.015	.0148914	.1362767
nmfor	-.0051611	.0308693	-0.17	0.867	-.0656639	.0553416
nmna	.0112492	.0264461	0.43	0.671	-.0405842	.0630826
nmjvac	-.267465	.1957229	-1.37	0.172	-.6510749	.1161449
nmsn	.0071745	.028123	0.26	0.799	-.0479455	.0622945
salaire	-.0000138	.0000367	-0.38	0.708	-.0000857	.0000581
CDI	.0549222	.2626137	0.21	0.834	-.4597912	.5696356
polurbain	.3209007	.2054205	1.56	0.118	-.0817161	.7235175
mobilité	.0742127	.1145007	0.65	0.517	-.1502045	.2986298
perecadr	.2010941	.127629	1.58	0.115	-.0490541	.4512424
recherchedanslemploi	.5923325	.1678832	3.53	0.000	.2632875	.9213774
grandentreprise	-.2291642	.1428581	-1.60	0.109	-.509161	.0508326
microentreprise	.0719702	.1473077	0.49	0.625	-.2167477	.360688
quitemploisivreconjoint	.1860816	.1229139	1.51	0.130	-.0548252	.4269884
mèreenemploi	-.0388752	.1176624	-0.33	0.741	-.2694892	.1917388
tempcomplet	-.1539719	.1604087	-0.96	0.337	-.4683672	.1604235
merfranç	-.2212217	.276828	-0.80	0.424	-.7637947	.3213512
perfranç	-1.217182	.2986703	-4.08	0.000	-1.802565	-.6317988
lieunaifranc	1.120192	.3390615	3.30	0.001	.4556436	1.78474
mutationpremenfant	-.029192	.2605773	-0.11	0.911	-.5399142	.4815301
mutationdeuxenfant	-.579947	.4143171	-1.40	0.162	-1.391994	.2320996
pèreagriculteur	.1328685	.1167888	1.14	0.255	-.0960334	.3617704
nmstage	-.3807282	.1105084	-3.45	0.001	-.5973207	-.1641357
_cons	-6.690093	3.232933	-2.07	0.039	-13.02652	-.3536617
/gamma	-.0538074	.0183642	-2.93	0.003	-.0898005	-.0178143

## GOMPERTZ avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Gompertz regression -- log relative-hazard form
Gamma frailty

No. of subjects =      377      Number of obs   =      377
No. of failures =      377
Time at risk    =      1111.8

LR chi2(31)      =      100.76
Prob > chi2     =      0.0000

Log likelihood   =     -703.12539

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.6644633	.2681302	-2.48	0.013	-1.189989	-.1389379
age98	.0808546	.0447339	1.81	0.071	-.0068223	.1685314
discrimination	-.9270456	.3553166	-2.61	0.009	-1.623453	-.2306379
conjointenemploi	-.0155674	.1155656	-0.13	0.893	-.2420719	.210937
nombrdenfant	-.3994386	.2862956	-1.40	0.163	-.9605677	.1616906
lassitud	-.7035258	.4234418	-1.66	0.097	-1.533456	.1264049
nmcho	-.088246	.0454323	-1.94	0.052	-.1772917	.0007998
nmemp	.0119876	.0442017	0.27	0.786	-.0746462	.0986213
nmetu	.0450897	.0505203	0.89	0.372	-.0539282	.1441075
nmfor	-.0862366	.0642466	-1.34	0.180	-.2121577	.0396845
nmna	-.0169997	.0474701	-0.36	0.720	-.1100394	.07604
nmjvac	-.8644656	.3433079	-2.52	0.012	-1.537337	-.1915946
nmsn	-.0831341	.0516833	-1.61	0.108	-.1844315	.0181633
salaire	-.0000203	.0000554	-0.37	0.713	-.0001288	.0000882
CDI	-.3744146	.6057521	-0.62	0.537	-1.561667	.8128378
polurbain	.8940517	.4231063	2.11	0.035	.0647786	1.723325
mobilité	.0510021	.2250722	0.23	0.821	-.3901314	.4921356
perecadr	.3480801	.2463758	1.41	0.158	-.1348076	.8309678
recherchedansemploi	.1764373	.3202305	0.55	0.582	-.451203	.8040776
grandentreprise	-.184736	.2796505	-0.66	0.509	-.7328408	.3633689
microentreprise	.2069441	.2945322	0.70	0.482	-.3703284	.7842165
quitemploisuvreconjoint	.2589437	.2394574	1.08	0.280	-.2103842	.7282715
mèreenemploi	.0010293	.2428284	0.00	0.997	-.4749056	.4769643
tempcomplet	-.0945147	.3196102	-0.30	0.767	-.7209392	.5319097
merfranç	-.0747246	.4712205	-0.16	0.874	-.9982998	.8488505
perfranç	-.5287226	.476818	-1.11	0.267	-1.463269	.4058236
lieunaifranç	.3389673	.8255276	0.41	0.681	-1.279037	1.956972
mutationpremenfant	.1580921	.5000597	0.32	0.752	-.8220069	1.138191
mutationdeuxenfant	-.9775322	.9774799	-1.00	0.317	-2.893358	.9382931
pèreagriculteur	.3736347	.2343321	1.59	0.111	-.0856478	.8329172
nmstage	-.5323019	.2475689	-2.15	0.032	-1.017528	-.0470757
_cons	.939859	5.637804	0.17	0.868	-10.11003	11.98975
/gamma	.2946132	.0591607	4.98	0.000	.1786604	.4105661
/ln_the	.5933121	.1356052	4.38	0.000	.3275307	.8590935
theta	1.809973	.2454419			1.387538	2.361019

## Log logistique sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Loglogistic regression -- accelerated failure-time form

No. of subjects =      377          Number of obs   =      377
No. of failures =      377
Time at risk    =     1111.8

LR chi2(31)     =     163.81
Prob > chi2     =     0.0000
Log likelihood  =   -728.78482

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.5601748	.2165529	2.59	0.010	.135739	.9846106
age98	-.0878589	.0369812	-2.38	0.018	-.1603407	-.0153772
discrimination	.7247197	.2895486	2.50	0.012	.157215	1.292224
conjointemploi	-.0074358	.0919839	-0.08	0.936	-.1877209	.1728492
nombrdenfant	.3768666	.2194566	1.72	0.086	-.0532604	.8069935
lassitud	.6145704	.3137076	1.96	0.050	-.0002852	1.229426
nmcho	.0546594	.0368214	1.48	0.138	-.0175092	.126828
nmemp	-.0263313	.03607	-0.73	0.465	-.0970273	.0443647
nmetu	-.0632507	.0411249	-1.54	0.124	-.143854	.0173526
nmfor	.0484444	.0494791	0.98	0.328	-.0485329	.1454217
nmna	-.0083241	.0374291	-0.22	0.824	-.0816839	.0650356
nmjvac	.6261719	.2742746	2.28	0.022	.0886037	1.16374
nmsn	.0577826	.0414098	1.40	0.163	-.0233792	.1389444
salaire	6.23e-06	.000045	0.14	0.890	-.000082	.0000944
CDI	.1907286	.4544311	0.42	0.675	-.69994	1.081397
polurbain	-.6865713	.3194336	-2.15	0.032	-1.31265	-.0604928
mobilité	-.0051546	.1795516	-0.03	0.977	-.3570693	.3467601
perecadr	-.3293522	.193986	-1.70	0.090	-.7095577	.0508533
recherchedanslemploi	-.2811444	.2495085	-1.13	0.260	-.7701721	.2078832
grandentreprise	.1556117	.225316	0.69	0.490	-.2859996	.5972229
microentreprise	-.1286141	.2361843	-0.54	0.586	-.5915269	.3342986
quitemploisivreconjoint	-.2953847	.191642	-1.54	0.123	-.6709961	.0802266
mèreenemploi	.0277216	.1936426	0.14	0.886	-.3518109	.4072541
tempcomplet	.0596191	.2523729	0.24	0.813	-.4350227	.5542609
merfranç	.1631631	.3750493	0.44	0.664	-.5719201	.8982463
perfranç	.7559973	.3821505	1.98	0.048	.0069961	1.504999
lieunaifranc	-.7324004	.6507783	-1.13	0.260	-2.007903	.5431017
mutationpremenfant	-.0790818	.4082944	-0.19	0.846	-.8793242	.7211606
mutationdeuxenfant	.9362548	.726021	1.29	0.197	-.4867202	2.35923
pèreagriculteur	-.2990623	.186144	-1.61	0.108	-.6638978	.0657732
nmstage	.3944751	.1922937	2.05	0.040	.0175864	.7713639
_cons	2.109128	4.601364	0.46	0.647	-6.909379	11.12764
/ln_gam	-.045059	.0422964	-1.07	0.287	-.1279584	.0378404
gamma	.9559411	.0404329			.87989	1.038566

## Log logistique avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Loglogistic regression -- accelerated failure-time form
Gamma frailty

No. of subjects =      377          Number of obs   =      377
No. of failures =      377
Time at risk    =    1111.8

LR chi2(31)      =    163.81
Prob > chi2     =    0.0000

Log likelihood   =   -728.78482

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.5601543	.2165607	2.59	0.010	.1357032	.9846054
age98	-.0878599	.0369827	-2.38	0.018	-.1603447	-.0153751
discrimination	.7246651	.2895609	2.50	0.012	.1571361	1.292194
conjointenemploi	-.0074447	.0919871	-0.08	0.935	-.1877361	.1728468
nombrdenfant	.376851	.2194636	1.72	0.086	-.0532897	.8069918
lassitud	.6145509	.3137187	1.96	0.050	-.0003265	1.229428
nmcho	.054658	.0368228	1.48	0.138	-.0175134	.1268294
nmemp	-.026333	.0360715	-0.73	0.465	-.0970317	.0443658
nmetu	-.0632537	.0411266	-1.54	0.124	-.1438603	.0173528
nmfor	.048441	.0494807	0.98	0.328	-.0485394	.1454215
nmna	-.0083249	.0374305	-0.22	0.824	-.0816874	.0650376
nmjvac	.6261454	.2742868	2.28	0.022	.0885531	1.163738
nmsn	.0577779	.0414114	1.40	0.163	-.0233869	.1389426
salaire	6.23e-06	.000045	0.14	0.890	-.000082	.0000944
CDI	.1906869	.4544471	0.42	0.675	-.700013	1.081387
polurbain	-.6865328	.319445	-2.15	0.032	-1.312633	-.0604322
mobilité	-.0051545	.1795582	-0.03	0.977	-.357082	.346773
perecadr	-.3293419	.1939928	-1.70	0.090	-.7095609	.050877
recherchedanslemploi	-.2811914	.2495183	-1.13	0.260	-.7702383	.2078555
grandentreprise	.1556055	.2253245	0.69	0.490	-.2860225	.5972335
microentreprise	-.1286037	.2361926	-0.54	0.586	-.5915328	.3343253
quitemploisuivreconjoint	-.2953897	.1916488	-1.54	0.123	-.6710145	.0802351
mèreenemploi	.0277254	.1936492	0.14	0.886	-.3518199	.4072708
tempcomplet	.0596399	.2523818	0.24	0.813	-.4350193	.5542991
merfranç	.1632029	.3750632	0.44	0.663	-.5719073	.8983132
perfranç	.7560663	.3821665	1.98	0.048	.0070337	1.505099
lieunaifranc	-.7325278	.6507965	-1.13	0.260	-2.008065	.5430099
mutationpremenfant	-.0790817	.4083105	-0.19	0.846	-.8793555	.7211921
mutationdeuxenfant	.9362581	.7260395	1.29	0.197	-.4867532	2.359269
pèreagriculteur	-.2990408	.1861506	-1.61	0.108	-.6638892	.0658077
nmstage	.3944656	.1922997	2.05	0.040	.0175651	.7713661
_cons	2.109629	4.601548	0.46	0.647	-6.909239	11.1285
/ln_gam	-.0450103	.0422976	-1.06	0.287	-.1279121	.0378914
/ln_the	-15.38748	523.4231	-0.03	0.977	-1041.278	1010.503
gamma	.9559876	.040436			.8799307	1.038618
theta	2.08e-07	.0001087			0	.



## Niveau II

## Exponentielle à hasard proportionnel sans hétérogénéité non observable

```
failure _d: cens == 0
analysis time _t: tade
```

Exponential regression -- log relative-hazard form

```
No. of subjects =      490          Number of obs =      490
No. of failures =      490
Time at risk   =    2941.1
Log likelihood = -991.59713          LR chi2(31) =    690.59
                                      Prob > chi2 =    0.0000
```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.2318691	.1227165	-1.89	0.059	-.4723891	.0086508
age98	.05753	.0292784	1.96	0.049	.0001453	.1149147
discrimination	-.2596391	.1790621	-1.45	0.147	-.6105943	.0913161
conjointenemploi	.0205893	.0417179	0.49	0.622	-.0611763	.1023548
nombrdenfant	-.3588253	.1050674	-3.42	0.001	-.5647536	-.1528969
lassitud	-.260607	.1118934	-2.33	0.020	-.4799141	-.0412999
nmcho	-.1183531	.0286764	-4.13	0.000	-.1745577	-.0621484
nmemp	-.0476574	.0286357	-1.66	0.096	-.1037825	.0084676
nmetu	-.0962028	.0293417	-3.28	0.001	-.1537114	-.0386942
nmfor	-.1228151	.0303154	-4.05	0.000	-.1822322	-.063398
nmna	-.1142184	.0293674	-3.89	0.000	-.1717775	-.0566593
nmjvac	-.4140574	.0790595	-5.24	0.000	-.5690111	-.2591036
nmsn	-.0950234	.0319441	-2.97	0.003	-.1576327	-.0324141
salaire	.0000104	.0000156	0.67	0.505	-.0000202	.0000411
CDI	-.5489443	.1920916	-2.86	0.004	-.9254369	-.1724516
polurbain	-.498175	.1371889	-3.63	0.000	-.7670604	-.2292897
mobilité	-.0504497	.107687	-0.47	0.639	-.2615124	.160613
perecadr	.1780455	.0979993	1.82	0.069	-.0140297	.3701207
recherchedansemploi	.514776	.1469581	3.50	0.000	.2267433	.8028086
grandentreprise	.4678232	.1536936	3.04	0.002	.1665894	.769057
microentreprise	.5789357	.121882	4.75	0.000	.3400513	.8178201
quitemploisivreconjoint	-.2154871	.1029411	-2.09	0.036	-.4172479	-.0137262
mèreenemploi	-.1283271	.1004787	-1.28	0.202	-.3252617	.0686074
tempcomplet	-.002513	.1207565	-0.02	0.983	-.2391913	.2341653
merfranç	-.1869899	.2304344	-0.81	0.417	-.638633	.2646532
perfranç	-.0407542	.235217	-0.17	0.862	-.501771	.4202625
lieunaifranc	-.5877306	.4720258	-1.25	0.213	-1.512884	.337423
mutationpremfant	.1489188	.1908954	0.78	0.435	-.2252292	.5230668
mutationdeuxenfant	.4529207	.2742593	1.65	0.099	-.0846177	.990459
pèreagriculteur	-.4018573	.1011606	-3.97	0.000	-.6001285	-.2035862
nmstage	-.1385328	.0677583	-2.04	0.041	-.2713365	-.005729
_cons	7.751239	3.608745	2.15	0.032	.6782286	14.82425

## Exponentielle à hasard proportionnel avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Exponential regression -- log relative-hazard form
Gamma frailty

No. of subjects =      490          Number of obs =      490
No. of failures =      490
Time at risk    =    2941.1

LR chi2(31) =    246.51
Log likelihood = -963.98794      Prob > chi2 =    0.0000

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.2506281	.1938201	-1.29	0.196	-.6305086	.1292523
age98	.072715	.0402573	1.81	0.071	-.0061878	.1516177
discrimination	-.3209911	.2734644	-1.17	0.240	-.8569714	.2149893
conjointenemploi	.0178203	.0635239	0.28	0.779	-.1066843	.1423249
nombrdenfant	-.5082574	.1757763	-2.89	0.004	-.8527726	-.1637423
lassitud	-.1680109	.1786157	-0.94	0.347	-.5180912	.1820694
nmcho	-.0963402	.0429128	-2.25	0.025	-.1804477	-.0122326
nmemp	-.0352002	.0429229	-0.82	0.412	-.1193276	.0489271
nmetu	-.0611601	.0461448	-1.33	0.185	-.1516022	.029282
nmfor	-.0938157	.0454622	-2.06	0.039	-.1829199	-.0047114
nmna	-.110419	.0435832	-2.53	0.011	-.1958405	-.0249975
nmjvac	-.6636415	.1144118	-5.80	0.000	-.8878845	-.4393984
nmsn	-.1006113	.0481963	-2.09	0.037	-.1950742	-.0061484
salaire	.0000108	.0000223	0.48	0.630	-.000033	.0000546
CDI	-.7316354	.2963952	-2.47	0.014	-1.312559	-.1507115
polurbain	-.6151373	.210848	-2.92	0.004	-1.028392	-.2018828
mobilité	-.2015567	.16285	-1.24	0.216	-.5207368	.1176234
perecadr	-.0109486	.1537753	-0.07	0.943	-.3123426	.2904454
recherchedanslemploi	.5484121	.2346765	2.34	0.019	.0884546	1.00837
grandentreprise	.5876032	.2344954	2.51	0.012	.1280007	1.047206
microentreprise	.6760443	.1799006	3.76	0.000	.3234456	1.028643
quitemploisuiivreconjoint	-.1844995	.1624161	-1.14	0.256	-.5028292	.1338302
mèreenemploi	-.1980412	.1551382	-1.28	0.202	-.5021065	.1060241
tempcomplet	-.1383997	.1941313	-0.71	0.476	-.5188901	.2420907
merfranç	-.1600012	.3657981	-0.44	0.662	-.8769523	.5569499
perfranç	-.1124274	.3663426	-0.31	0.759	-.8304456	.6055908
lieunaifranc	-.4535263	.7220699	-0.63	0.530	-1.868757	.9617046
mutationpremenfant	.2731969	.2955713	0.92	0.355	-.3061123	.8525061
mutationdeuxenfant	.5238094	.4134431	1.27	0.205	-.2865241	1.334143
pèreagriculteur	-.5157257	.1593681	-3.24	0.001	-.8280816	-.2033699
nmstage	-.1282629	.1007768	-1.27	0.203	-.3257819	.069256
_cons	7.33051	5.473176	1.34	0.180	-3.396718	18.05774
/ln_the	-.3520867	.1572276	-2.24	0.025	-.6602471	-.0439262
theta	.7032192	.1105655			.5167236	.9570245

## Exponentielle à temps de vie accélérée sans hétérogénéité non observable

```

failure _d: cens == 0
analysis time _t: tade

Exponential regression -- accelerated failure-time form

No. of subjects =      490          Number of obs  =      490
No. of failures =      490
Time at risk    =    2941.1
LR chi2(31)     =    690.59
Log likelihood  =  -991.59713      Prob > chi2    =    0.0000

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.2318691	.1227165	1.89	0.059	-.0086508	.4723891
age98	-.05753	.0292784	-1.96	0.049	-.1149147	-.0001453
discrimination	.2596391	.1790621	1.45	0.147	-.0913161	.6105943
conjointemploi	-.0205893	.0417179	-0.49	0.622	-.1023548	.0611763
nombrdenfant	.3588253	.1050674	3.42	0.001	.1528969	.5647536
lassitud	.260607	.1118934	2.33	0.020	.0412999	.4799141
nmcho	.1183531	.0286764	4.13	0.000	.0621484	.1745577
nmemp	.0476574	.0286357	1.66	0.096	-.0084676	.1037825
nmetu	.0962028	.0293417	3.28	0.001	.0386942	.1537114
nmfor	.1228151	.0303154	4.05	0.000	.063398	.1822322
nmna	.1142184	.0293674	3.89	0.000	.0566593	.1717775
nmjvac	.4140574	.0790595	5.24	0.000	.2591036	.5690111
nmsn	.0950234	.0319441	2.97	0.003	.0324141	.1576327
salaire	-.0000104	.0000156	-0.67	0.505	-.0000411	.0000202
CDI	.5489443	.1920916	2.86	0.004	.1724516	.9254369
polurbain	.498175	.1371889	3.63	0.000	.2292897	.7670604
mobilité	.0504497	.107687	0.47	0.639	-.160613	.2615124
perecadr	-.1780455	.0979993	-1.82	0.069	-.3701207	.0140297
recherchedanslemploi	-.514776	.1469581	-3.50	0.000	-.8028086	-.2267433
grandentreprise	-.4678232	.1536936	-3.04	0.002	-.769057	-.1665894
microentreprise	-.5789357	.121882	-4.75	0.000	-.8178201	-.3400513
quitemploisivreconjoint	.2154871	.1029411	2.09	0.036	.0137262	.4172479
mèreenemploi	.1283271	.1004787	1.28	0.202	-.0686074	.3252617
tempcomplet	.002513	.1207565	0.02	0.983	-.2341653	.2391913
merfranç	.1869899	.2304344	0.81	0.417	-.2646532	.638633
perfranç	.0407542	.235217	0.17	0.862	-.4202625	.501771
lieunaifranc	.5877306	.4720258	1.25	0.213	-.337423	1.512884
mutationpremenfant	-.1489188	.1908954	-0.78	0.435	-.5230668	.2252292
mutationdeuxenfant	-.4529207	.2742593	-1.65	0.099	-.990459	.0846177
pèreagriculteur	.4018573	.1011606	3.97	0.000	.2035862	.6001285
nmstage	.1385328	.0677583	2.04	0.041	.005729	.2713365
_cons	-7.751239	3.608745	-2.15	0.032	-14.82425	-.6782286

## Exponentielle à temps de vie accélérée avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Exponential regression -- accelerated failure-time form
Gamma frailty

No. of subjects =      490          Number of obs =      490
No. of failures =      490
Time at risk    =    2941.1

LR chi2(31) =    246.51
Prob > chi2  =    0.0000

Log likelihood = -963.98794

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.2506281	.1938201	1.29	0.196	-.1292523	.6305086
age98	-.072715	.0402573	-1.81	0.071	-.1516177	.0061878
discrimination	.3209911	.2734644	1.17	0.240	-.2149893	.8569714
conjointenemploi	-.0178203	.0635239	-0.28	0.779	-.1423249	.1066843
nombrdenfant	.5082574	.1757763	2.89	0.004	.1637423	.8527726
lassitud	.1680109	.1786157	0.94	0.347	-.1820694	.5180912
nmcho	.0963402	.0429128	2.25	0.025	.0122326	.1804477
nmemp	.0352002	.0429229	0.82	0.412	-.0489271	.1193276
nmetu	.0611601	.0461448	1.33	0.185	-.029282	.1516022
nmfor	.0938157	.0454622	2.06	0.039	.0047114	.1829199
nmna	.110419	.0435832	2.53	0.011	.0249975	.1958405
nmjvac	.6636415	.1144118	5.80	0.000	.4393984	.8878845
nmsn	.1006113	.0481963	2.09	0.037	.0061484	.1950742
salaire	-.0000108	.0000223	-0.48	0.630	-.0000546	.000033
CDI	.7316354	.2963952	2.47	0.014	.1507115	1.312559
polurbain	.6151373	.210848	2.92	0.004	.2018828	1.028392
mobilité	.2015567	.16285	1.24	0.216	-.1176234	.5207368
perecadr	.0109486	.1537753	0.07	0.943	-.2904454	.3123426
recherchedanslemploi	-.5484121	.2346765	-2.34	0.019	-1.00837	-.0884546
grandentreprise	-.5876032	.2344954	-2.51	0.012	-1.047206	-.1280007
microentreprise	-.6760443	.1799006	-3.76	0.000	-1.028643	-.3234456
quitemploisuivreconjoint	.1844995	.1624161	1.14	0.256	-.1338302	.5028292
mèreenemploi	.1980412	.1551382	1.28	0.202	-.1060241	.5021065
tempcomplet	.1383997	.1941313	0.71	0.476	-.2420907	.5188901
merfranç	.1600012	.3657981	0.44	0.662	-.5569499	.8769523
perfranç	.1124274	.3663426	0.31	0.759	-.6055908	.8304456
lieunaifranc	.4535263	.7220699	0.63	0.530	-.9617046	1.868757
mutationpremenfant	-.2731969	.2955713	-0.92	0.355	-.8525061	.3061123
mutationdeuxenfant	-.5238094	.4134431	-1.27	0.205	-1.334143	.2865241
pèreagriculteur	.5157257	.1593681	3.24	0.001	.2033699	.8280816
nmstage	.1282629	.1007768	1.27	0.203	-.069256	.3257819
_cons	-7.33051	5.473176	-1.34	0.180	-18.05774	3.396718
/ln_the	-.3520867	.1572276	-2.24	0.025	-.6602471	-.0439262
theta	.7032192	.1105655			.5167236	.9570245

## GOMPERTZ sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

```

Gompertz regression -- log relative-hazard form

```

No. of subjects =      490          Number of obs   =      490
No. of failures =      490
Time at risk    =     2941.1
LR chi2(31)     =     455.39
Log likelihood  =   -988.63071      Prob > chi2    =     0.0000

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.2346699	.1230212	-1.91	0.056	-.475787	.0064472
age98	.0570974	.0292621	1.95	0.051	-.0002552	.1144501
discrimination	-.2818901	.1797825	-1.57	0.117	-.6342573	.070477
conjointemploi	.0193116	.0419315	0.46	0.645	-.0628727	.1014959
nombrdenfant	-.3623246	.1052429	-3.44	0.001	-.5685968	-.1560524
lassitud	-.2614514	.1120572	-2.33	0.020	-.4810795	-.0418232
nmcho	-.1268295	.0289236	-4.38	0.000	-.1835188	-.0701403
nmemp	-.0481982	.0286791	-1.68	0.093	-.1044082	.0080119
nmetu	-.107759	.029749	-3.62	0.000	-.166066	-.0494519
nmfor	-.1315513	.0305688	-4.30	0.000	-.1914651	-.0716375
nmna	-.1236261	.0296997	-4.16	0.000	-.1818364	-.0654158
nmjvac	-.4182004	.0792004	-5.28	0.000	-.5734304	-.2629704
nmsn	-.0963555	.032006	-3.01	0.003	-.159086	-.0336249
salaire	.0000102	.0000157	0.65	0.515	-.0000206	.000041
CDI	-.6016091	.1930187	-3.12	0.002	-.9799188	-.2232994
polurbain	-.5212406	.1378307	-3.78	0.000	-.7913838	-.2510974
mobilité	-.0397846	.1080921	-0.37	0.713	-.2516413	.1720721
perecadr	.1877282	.0983706	1.91	0.056	-.0050747	.3805311
recherchedanslemploi	.5279531	.1475564	3.58	0.000	.2387479	.8171582
grandentreprise	.4681287	.1541421	3.04	0.002	.1660157	.7702417
microentreprise	.5968031	.1222705	4.88	0.000	.3571573	.836449
quitemploisivreconjoint	-.2225153	.1032149	-2.16	0.031	-.4248129	-.0202178
mèreenemploi	-.1254016	.1006556	-1.25	0.213	-.322683	.0718797
tempcomplet	.0030918	.1209887	0.03	0.980	-.2340417	.2402253
merfranç	-.199943	.2305096	-0.87	0.386	-.6517335	.2518476
perfranç	-.0427358	.2355982	-0.18	0.856	-.5044998	.4190283
lieunaifranc	-.632449	.4726647	-1.34	0.181	-1.558855	.2939568
mutationpremenfant	.157115	.1915538	0.82	0.412	-.2183235	.5325535
mutationdeuxenfant	.4645138	.2748791	1.69	0.091	-.0742393	1.003267
pèreagriculteur	-.4072839	.1013884	-4.02	0.000	-.6060014	-.2085663
nmstage	-.1355195	.0680037	-1.99	0.046	-.2688044	-.0022347
_cons	8.007505	3.617141	2.21	0.027	.9180379	15.09697
/gamma	.0195516	.007962	2.46	0.014	.0039464	.0351569

## GOMPERTZ avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Gompertz regression -- log relative-hazard form
Gamma frailty

No. of subjects =      490      Number of obs   =      490
No. of failures =      490
Time at risk    =     2941.1

LR chi2(31)      =     201.58
Prob > chi2     =     0.0000

Log likelihood   =   -941.26232

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.1914159	.2244164	-0.85	0.394	-.631264	.2484323
age98	.0664893	.0457505	1.45	0.146	-.02318	.1561587
discrimination	-.3909396	.3111199	-1.26	0.209	-1.000878	.2189991
conjointenemploi	.0016238	.0720556	0.02	0.982	-.1396026	.1428502
nombrdenfant	-.6214482	.2147805	-2.89	0.004	-1.04241	-.2004862
lassitud	-.1085865	.208264	-0.52	0.602	-.5167765	.2996035
nmcho	-.0926919	.0481933	-1.92	0.054	-.1871491	.0017653
nmemp	-.021333	.0479687	-0.44	0.657	-.1153498	.0726839
nmetu	-.0382603	.0554095	-0.69	0.490	-.1468608	.0703403
nmfor	-.0902596	.0511824	-1.76	0.078	-.1905752	.010056
nmna	-.1360866	.0487878	-2.79	0.005	-.2317088	-.0404643
nmjvac	-.7953941	.133655	-5.95	0.000	-1.057353	-.5334351
nmsn	-.0963347	.0541384	-1.78	0.075	-.2024441	.0097746
salaire	.0000103	.0000269	0.38	0.701	-.0000425	.0000632
CDI	-.9615456	.3428784	-2.80	0.005	-1.633575	-.2895163
polurbain	-.698213	.2420269	-2.88	0.004	-1.172577	-.2238491
mobilité	-.2310929	.1898906	-1.22	0.224	-.6032717	.1410859
perecadr	-.0971395	.1776566	-0.55	0.585	-.44534	.2510611
recherchedanslemploi	.5323817	.270434	1.97	0.049	.0023409	1.062423
grandentreprise	.618211	.2708174	2.28	0.022	.0874185	1.149003
microentreprise	.7024651	.2084465	3.37	0.001	.2939175	1.111013
quitemploisuvreconjoint	-.1939788	.1908667	-1.02	0.309	-.5680707	.180113
mèreenemploi	-.223709	.1839289	-1.22	0.224	-.584203	.136785
tempcomplet	-.1693429	.2276045	-0.74	0.457	-.6154395	.2767538
merfranç	-.0616922	.4112984	-0.15	0.881	-.8678222	.7444379
perfranç	-.3133993	.4219816	-0.74	0.458	-1.140468	.5136695
lieunaifranç	-.4392631	.8402096	-0.52	0.601	-2.086044	1.207517
mutationpremenfant	.3058744	.3357661	0.91	0.362	-.3522151	.9639638
mutationdeuxenfant	.5183678	.458536	1.13	0.258	-.3803463	1.417082
pèreagriculteur	-.5819409	.1856801	-3.13	0.002	-.9458672	-.2180145
nmstage	-.1093254	.1183653	-0.92	0.356	-.3413171	.1226664
_cons	6.771008	6.135545	1.10	0.270	-5.254439	18.79645
/gamma	.0705401	.0125346	5.63	0.000	.0459728	.0951074
/ln_the	.1175975	.1369775	0.86	0.391	-.1508734	.3860683
theta	1.124791	.154071			.8599566	1.471185

## Log normale sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Lognormal regression -- accelerated failure-time form

No. of subjects =      490          Number of obs  =      490
No. of failures =      490
Time at risk    =    2941.1
LR chi2(31)     =    199.82
Log likelihood  =  -954.70746      Prob > chi2    =    0.0000

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.2649085	.1994914	1.33	0.184	-.1260876	.6559045
age98	-.0510282	.0409164	-1.25	0.212	-.1312228	.0291664
discrimination	.2189768	.2866339	0.76	0.445	-.3428153	.7807689
conjointemploi	.0050194	.0634628	0.08	0.937	-.1193655	.1294043
nombrdenfant	.4759613	.1799285	2.65	0.008	.1233079	.8286147
lassitud	.0817306	.1804249	0.45	0.651	-.2718957	.4353568
nmcho	.0719458	.0415863	1.73	0.084	-.0095619	.1534535
nmemp	.0243034	.0415668	0.58	0.559	-.0571661	.105773
nmetu	.054354	.0449529	1.21	0.227	-.0337521	.1424601
nmfor	.0751247	.0440673	1.70	0.088	-.0112457	.1614951
nmna	.0887547	.0419072	2.12	0.034	.0066181	.1708913
nmjvac	.7384048	.1272309	5.80	0.000	.4890368	.9877728
nmsn	.0910499	.0478004	1.90	0.057	-.0026372	.1847371
salaire	-9.92e-06	.0000287	-0.35	0.730	-.0000662	.0000464
CDI	.5038638	.3043514	1.66	0.098	-.092654	1.100382
polurbain	.5778526	.2221423	2.60	0.009	.1424617	1.013243
mobilité	.2463891	.1729403	1.42	0.154	-.0925677	.5853458
perecadr	.0039799	.1592613	0.02	0.980	-.3081666	.3161263
recherchedanslemploi	-.4384747	.2468366	-1.78	0.076	-.9222655	.0453161
grandentreprise	-.518457	.2430144	-2.13	0.033	-.9947565	-.0421574
microentreprise	-.5224155	.1900231	-2.75	0.006	-.894854	-.149977
quitemploisivreconjoint	.1176946	.1707283	0.69	0.491	-.2169266	.4523159
mèreenemploi	.1413566	.1633895	0.87	0.387	-.178881	.4615942
tempcomplet	.1289812	.2023427	0.64	0.524	-.2676033	.5255657
merfranç	.171135	.3698169	0.46	0.644	-.5536929	.8959628
perfranç	.1229916	.3723539	0.33	0.741	-.6068087	.8527918
lieunaifranc	.4704797	.7944743	0.59	0.554	-1.086661	2.027621
mutationpremenfant	-.2842544	.3056343	-0.93	0.352	-.8832866	.3147779
mutationdeuxenfant	-.3788484	.445755	-0.85	0.395	-1.252512	.4948154
pèreagriculteur	.5148891	.1651899	3.12	0.002	.191123	.8386553
nmstage	.0435379	.1061093	0.41	0.682	-.1644324	.2515083
_cons	-6.237573	5.296146	-1.18	0.239	-16.61783	4.142681
/ln_sig	.529444	.0319438	16.57	0.000	.4668352	.5920527
sigma	1.697988	.0542402			1.594939	1.807695

## Log normale avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Lognormal regression -- accelerated failure-time form
Gamma frailty

No. of subjects =      490          Number of obs =      490
No. of failures =      490
Time at risk    =    2941.1

LR chi2(31) =    199.82
Prob > chi2  =     0.0000
Log likelihood = -954.70746

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.2648973	.1994863	1.33	0.184	-.1260888	.6558833
age98	-.0510262	.0409153	-1.25	0.212	-.1312188	.0291663
discrimination	.218963	.2866265	0.76	0.445	-.3428147	.7807407
conjointenemploi	.0050166	.0634612	0.08	0.937	-.119365	.1293983
nombrdenfant	.4759495	.1799239	2.65	0.008	.1233051	.8285939
lassitud	.0817125	.1804203	0.45	0.651	-.2719048	.4353297
nmcho	.071941	.0415853	1.73	0.084	-.0095647	.1534466
nmemp	.0243017	.0415658	0.58	0.559	-.0571658	.1057691
nmetu	.0543501	.0449518	1.21	0.227	-.0337538	.142454
nmfor	.0751205	.0440662	1.70	0.088	-.0112477	.1614886
nmna	.0887528	.0419061	2.12	0.034	.0066182	.1708873
nmjvac	.7384341	.1272277	5.80	0.000	.4890725	.9877958
nmsn	.0910491	.0477992	1.90	0.057	-.0026356	.1847339
salaire	-9.92e-06	.0000287	-0.35	0.730	-.0000662	.0000464
CDI	.5038297	.3043436	1.66	0.098	-.0926728	1.100332
polurbain	.5778347	.2221366	2.60	0.009	.142455	1.013215
mobilité	.2464035	.1729359	1.42	0.154	-.0925446	.5853517
perecadr	.0039836	.1592572	0.03	0.980	-.3081548	.3161221
recherchedansemploi	-.4384673	.2468303	-1.78	0.076	-.9222457	.0453111
grandentreprise	-.5184615	.2430082	-2.13	0.033	-.9947489	-.0421741
microentreprise	-.5224093	.1900183	-2.75	0.006	-.8948382	-.1499803
quitemploisuivreconjoint	.1176832	.1707239	0.69	0.491	-.2169295	.4522959
mèreenemploi	.141356	.1633854	0.87	0.387	-.1788734	.4615854
tempcomplet	.1289696	.2023376	0.64	0.524	-.2676047	.525544
merfranç	.17113	.3698075	0.46	0.644	-.5536794	.8959393
perfranç	.1229942	.3723444	0.33	0.741	-.6067874	.8527758
lieunaifranç	.4704226	.794454	0.59	0.554	-1.086679	2.027524
mutationpremenfant	-.2842563	.3056265	-0.93	0.352	-.8832732	.3147607
mutationdeuxenfant	-.3788296	.4457436	-0.85	0.395	-1.252471	.4948119
pèreagriculteur	.5148874	.1651856	3.12	0.002	.1911295	.8386453
nmstage	.0435327	.1061066	0.41	0.682	-.1644323	.2514978
_cons	-6.237249	5.29601	-1.18	0.239	-16.61724	4.142741
/ln_sig	.5294183	.031943	16.57	0.000	.4668112	.5920255
/ln_the	-16.08126	389.1021	-0.04	0.967	-778.7073	746.5448
sigma	1.697944	.0542375			1.5949	1.807646
theta	1.04e-07	.0000404			0	.



## Log logistique sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Loglogistic regression -- accelerated failure-time form

No. of subjects =      490          Number of obs  =      490
No. of failures =      490
Time at risk    =     2941.1

LR chi2(31)      =     225.28
Prob > chi2      =     0.0000
Log likelihood   =   -967.14455

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.2283041	.2120072	1.08	0.282	-.1872224	.6438306
age98	-.0727441	.043098	-1.69	0.091	-.1572145	.0117264
discrimination	.3156593	.2961892	1.07	0.287	-.2648609	.8961794
conjointemploi	-.0155155	.068697	-0.23	0.821	-.1501592	.1191282
nombrdenfant	.5125908	.198809	2.58	0.010	.1229323	.9022494
lassitud	.1224994	.1954966	0.63	0.531	-.2606669	.5056657
nmcho	.0911194	.0456656	2.00	0.046	.0016165	.1806222
nmemp	.0328022	.045727	0.72	0.473	-.056821	.1224254
nmetu	.0524773	.0498652	1.05	0.293	-.0452566	.1502112
nmfor	.086082	.0484115	1.78	0.075	-.0088027	.1809667
nmna	.1093528	.0463339	2.36	0.018	.0185401	.2001655
nmjvac	.7332215	.1202432	6.10	0.000	.4975493	.9688938
nmsn	.1022663	.0516676	1.98	0.048	.0009996	.203533
salaire	-9.02e-06	.0000253	-0.36	0.722	-.0000587	.0000406
CDI	.7276767	.318693	2.28	0.022	.1030499	1.352304
polurbain	.6115055	.230008	2.66	0.008	.1606982	1.062313
mobilité	.2533923	.1772677	1.43	0.153	-.094046	.6008305
perecadr	.0526201	.1672206	0.31	0.753	-.2751262	.3803664
recherchedanslemploi	-.5264656	.2564977	-2.05	0.040	-1.029192	-.0237394
grandentreprise	-.5939407	.2553562	-2.33	0.020	-1.09443	-.0934516
microentreprise	-.6476224	.1961839	-3.30	0.001	-1.032136	-.2631091
quitemploisivreconjoint	.153723	.1791813	0.86	0.391	-.1974659	.5049119
mèreenemploi	.1863569	.1716678	1.09	0.278	-.1501058	.5228196
tempcomplet	.1392099	.2135788	0.65	0.515	-.2793969	.5578168
merfranç	.1397888	.3928673	0.36	0.722	-.6302169	.9097945
perfranç	.1497318	.3933411	0.38	0.703	-.6212025	.9206662
lieunaifranc	.3990921	.7898311	0.51	0.613	-1.148948	1.947132
mutationpremenfant	-.2826069	.322357	-0.88	0.381	-.9144151	.3492012
mutationdeuxenfant	-.4921955	.4459016	-1.10	0.270	-1.366147	.3817555
pèreagriculteur	.5231016	.1750865	2.99	0.003	.1799384	.8662647
nmstage	.1148124	.1111905	1.03	0.302	-.103117	.3327417
_cons	-7.163199	5.840409	-1.23	0.220	-18.61019	4.283793
/ln_gam	-.0004408	.0368697	-0.01	0.990	-.0727041	.0718225
gamma	.9995593	.0368535			.929876	1.074465

## Log logistique avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Loglogistic regression -- accelerated failure-time form
Gamma frailty

No. of subjects =      490          Number of obs =      490
No. of failures =      490
Time at risk    =    2941.1

LR chi2(31) =    225.28
Log likelihood = -967.14455      Prob > chi2 =    0.0000

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.228308	.2120083	1.08	0.282	-.1872207	.6438366
age98	-.0727443	.0430982	-1.69	0.091	-.1572152	.0117266
discrimination	.3156604	.296191	1.07	0.287	-.2648632	.8961841
conjointenemploi	-.0155149	.0686974	-0.23	0.821	-.1501594	.1191295
nombrdenfant	.5125944	.1988097	2.58	0.010	.1229346	.9022542
lassitud	.1225051	.1954976	0.63	0.531	-.2606631	.5056733
nmcho	.0911202	.0456658	2.00	0.046	.0016168	.1806235
nmemp	.0328027	.0457272	0.72	0.473	-.0568211	.1224264
nmetu	.0524786	.0498654	1.05	0.293	-.0452558	.150213
nmfor	.0860831	.0484117	1.78	0.075	-.0088022	.1809684
nmna	.1093532	.0463341	2.36	0.018	.01854	.2001664
nmjvac	.733214	.120244	6.10	0.000	.4975401	.968888
nmsn	.1022663	.0516679	1.98	0.048	.000999	.2035335
saltaire	-9.02e-06	.0000253	-0.36	0.722	-.0000587	.0000406
CDI	.7276805	.318695	2.28	0.022	.1030498	1.352311
polurbain	.6115077	.2300094	2.66	0.008	.1606976	1.062318
mobilité	.253385	.1772687	1.43	0.153	-.0940552	.6008252
perecadr	.0526164	.1672215	0.31	0.753	-.2751317	.3803644
recherchedanslemploi	-.5264679	.2564991	-2.05	0.040	-1.029197	-.0237389
grandentreprise	-.5939397	.2553577	-2.33	0.020	-1.094432	-.0934478
microentreprise	-.6476249	.196185	-3.30	0.001	-1.03214	-.2631094
quitemploisuvreconjoint	.1537251	.1791822	0.86	0.391	-.1974656	.5049158
mèreenemploi	.1863587	.1716687	1.09	0.278	-.1501057	.5228231
tempcomplet	.1392126	.21358	0.65	0.515	-.2793965	.5578217
merfranç	.13979	.3928697	0.36	0.722	-.6302204	.9098004
perfranç	.1497314	.3933435	0.38	0.703	-.6212077	.9206706
lieunaifranc	.3991041	.7898368	0.51	0.613	-1.148948	1.947156
mutationpremenfant	-.2826083	.3223589	-0.88	0.381	-.9144201	.3492035
mutationdeuxenfant	-.4921959	.4459042	-1.10	0.270	-1.366152	.3817602
pèreagriculteur	.5231014	.1750874	2.99	0.003	.1799365	.8662663
nmstage	.1148128	.1111911	1.03	0.302	-.1031177	.3327433
_cons	-7.163268	5.840442	-1.23	0.220	-18.61032	4.283789
/ln_gam	-.0004324	.0368699	-0.01	0.991	-.072696	.0718313
/ln_the	-17.8256	782.7015	-0.02	0.982	-1551.892	1516.241
gamma	.9995677	.036854			.9298835	1.074474
theta	1.81e-08	.0000142			0	.

## Niveau III

## Exponentielle à hasard proportionnel sans hétérogénéité non observable

```
failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade
```

Exponential regression -- log relative-hazard form

```
No. of subjects =      945      Number of obs   =      945
No. of failures =      945
Time at risk    = 2735.500001
LR chi2(31)     = 1313.47
Log likelihood  = -1821.5994    Prob > chi2    = 0.0000
```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.0603029	.0936972	-0.64	0.520	-.2439462	.1233403
age98	.0124162	.0184458	0.67	0.501	-.023737	.0485694
discrimination	-.1283998	.1246586	-1.03	0.303	-.3727263	.1159266
conjointemploi	.0562592	.025712	2.19	0.029	.0058647	.1066537
nombrenfant	-.0078857	.0774284	-0.10	0.919	-.1596426	.1438712
lassitud	-.2302455	.0777037	-2.96	0.003	-.3825419	-.0779491
nmcho	-.1579567	.0169194	-9.34	0.000	-.1911182	-.1247953
nmemp	-.0793966	.0171922	-4.62	0.000	-.1130927	-.0457005
nmetu	-.0859278	.0183051	-4.69	0.000	-.1218052	-.0500504
nmfor	-.1840836	.0194505	-9.46	0.000	-.2222058	-.1459614
nmna	-.1535174	.0174153	-8.82	0.000	-.1876508	-.1193839
nmjvac	-.4966105	.0429051	-11.57	0.000	-.5807029	-.412518
nmsn	-.1156698	.019439	-5.95	0.000	-.1537694	-.0775702
salaire	.0002351	.0000458	5.14	0.000	.0001454	.0003249
CDI	-.6193528	.1348033	-4.59	0.000	-.8835623	-.3551432
polurbain	-.0095222	.0874624	-0.11	0.913	-.1809453	.1619009
mobilité	-.0750757	.0766021	-0.98	0.327	-.225213	.0750617
perecadr	.1078613	.0730092	1.48	0.140	-.035234	.2509567
recherchedansemploi	-.0038122	.1079426	-0.04	0.972	-.2153758	.2077513
grandentreprise	-.0461662	.1016488	-0.45	0.650	-.2453941	.1530617
microentreprise	-.0112504	.0774749	-0.15	0.885	-.1630984	.1405977
quitemploisivreconjoint	.0035683	.0767374	0.05	0.963	-.1468343	.153971
mèreenemploi	.3074842	.0709183	4.34	0.000	.1684868	.4464816
tempcomplet	-.1571173	.0904647	-1.74	0.082	-.3344248	.0201901
merfranç	.0104445	.158194	0.07	0.947	-.29961	.3204991
perfranç	.1408499	.152763	0.92	0.357	-.1585601	.4402599
lieunaifranc	-.0674148	.2847289	-0.24	0.813	-.6254733	.4906436
mutationpremfant	.2940442	.1274236	2.31	0.021	.0442986	.5437899
mutationdeuxenfant	-.1230856	.1952235	-0.63	0.528	-.5057166	.2595453
pèreagriculteur	-.1230174	.0715012	-1.72	0.085	-.2631572	.0171224
nmstage	-.2576805	.0592393	-4.35	0.000	-.3737873	-.1415736
_cons	10.59196	2.314993	4.58	0.000	6.054657	15.12926

## Exponentielle à hasard proportionnel avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Exponential regression -- log relative-hazard form
Gamma frailty

No. of subjects =          945          Number of obs =          945
No. of failures =          945
Time at risk    = 2735.500001

LR chi2(31) = 534.77
Log likelihood = -1704.1039          Prob > chi2 = 0.0000

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.0941689	.1377799	-0.68	0.494	-.3642124	.1758747
age98	.0143908	.0260684	0.55	0.581	-.0367023	.0654839
discrimination	-.3072635	.1869392	-1.64	0.100	-.6736576	.0591307
conjointenemploi	.0486999	.0400854	1.21	0.224	-.0298661	.1272659
nombrdenfant	-.1374086	.1138786	-1.21	0.228	-.3606065	.0857892
lassitud	-.2205558	.1178524	-1.87	0.061	-.4515422	.0104307
nmcho	-.1558288	.0247711	-6.29	0.000	-.2043794	-.1072783
nmemp	-.0818032	.0251254	-3.26	0.001	-.1310481	-.0325583
nmetu	-.0961807	.0265751	-3.62	0.000	-.148267	-.0440944
nmfor	-.1744089	.0306648	-5.69	0.000	-.2345109	-.114307
nmna	-.1425869	.025601	-5.57	0.000	-.192764	-.0924098
nmjvac	-.7867628	.0621647	-12.66	0.000	-.9086033	-.6649223
nmsn	-.1354955	.0285432	-4.75	0.000	-.1914391	-.0795519
salaire	.0001808	.0000655	2.76	0.006	.0000525	.0003091
CDI	-.5454259	.2076223	-2.63	0.009	-.9523581	-.1384936
polurbain	.0033422	.130553	0.03	0.980	-.252537	.2592214
mobilité	-.0288525	.1124589	-0.26	0.798	-.249268	.1915629
perecadr	.064467	.1064495	0.61	0.545	-.1441701	.2731041
recherchedansemploi	-.0799406	.1660682	-0.48	0.630	-.4054282	.245547
grandentreprise	.0889255	.1503494	0.59	0.554	-.2057539	.3836049
microentreprise	.0204118	.1153202	0.18	0.860	-.2056116	.2464351
quitemploisuvreconjoint	.0789024	.1146232	0.69	0.491	-.145755	.3035598
mèreenemploi	.3368194	.1034575	3.26	0.001	.1340465	.5395923
tempcomplet	-.0809241	.1275209	-0.63	0.526	-.3308604	.1690123
merfranç	.0188004	.2370851	0.08	0.937	-.4458778	.4834786
perfranç	.099847	.2386576	0.42	0.676	-.3679133	.5676074
lieunaifranç	.224671	.4239122	0.53	0.596	-.6061815	1.055524
mutationpremenfant	.199964	.1825847	1.10	0.273	-.1578954	.5578233
mutationdeuxenfant	.1550615	.2879063	0.54	0.590	-.4092245	.7193476
pèreagriculteur	-.0898567	.1056662	-0.85	0.395	-.2969586	.1172453
nmstage	-.2773056	.084048	-3.30	0.001	-.4420367	-.1125745
_cons	11.90857	3.384103	3.52	0.000	5.275844	18.54129
/ln_the	-.4193941	.0893133	-4.70	0.000	-.594445	-.2443432
theta	.657445	.0587186			.5518687	.7832188

## Exponentielle à temps de vie accélérée sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Exponential regression -- accelerated failure-time form

No. of subjects =      945          Number of obs  =      945
No. of failures =      945
Time at risk    = 2735.500001
LR chi2(31)     = 1313.47
Log likelihood  = -1821.5994       Prob > chi2    = 0.0000

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.0603029	.0936972	0.64	0.520	-.1233403	.2439462
age98	-.0124162	.0184458	-0.67	0.501	-.0485694	.023737
discrimination	.1283998	.1246586	1.03	0.303	-.1159266	.3727263
conjointemploi	-.0562592	.025712	-2.19	0.029	-.1066537	-.0058647
nombrdenfant	.0078857	.0774284	0.10	0.919	-.1438712	.1596426
lassitud	.2302455	.0777037	2.96	0.003	.0779491	.3825419
nmcho	.1579567	.0169194	9.34	0.000	.1247953	.1911182
nmemp	.0793966	.0171922	4.62	0.000	.0457005	.1130927
nmetu	.0859278	.0183051	4.69	0.000	.0500504	.1218052
nmfor	.1840836	.0194505	9.46	0.000	.1459614	.2222058
nmna	.1535174	.0174153	8.82	0.000	.1193839	.1876508
nmjvac	.4966105	.0429051	11.57	0.000	.412518	.5807029
nmsn	.1156698	.019439	5.95	0.000	.0775702	.1537694
salaire	-.0002351	.0000458	-5.14	0.000	-.0003249	-.0001454
CDI	.6193528	.1348033	4.59	0.000	.3551432	.8835623
polurbain	.0095222	.0874624	0.11	0.913	-.1619009	.1809453
mobilité	.0750757	.0766021	0.98	0.327	-.0750617	.225213
perecadr	-.1078613	.0730092	-1.48	0.140	-.2509567	.035234
recherchedanslemploi	.0038122	.1079426	0.04	0.972	-.2077513	.2153758
grandentreprise	.0461662	.1016488	0.45	0.650	-.1530617	.2453941
microentreprise	.0112504	.0774749	0.15	0.885	-.1405977	.1630984
quitemploisivreconjoint	-.0035683	.0767374	-0.05	0.963	-.153971	.1468343
mèreenemploi	-.3074842	.0709183	-4.34	0.000	-.4464816	-.1684868
tempcomplet	.1571173	.0904647	1.74	0.082	-.0201901	.3344248
merfranç	-.0104445	.158194	-0.07	0.947	-.3204991	.29961
perfranç	-.1408499	.152763	-0.92	0.357	-.4402599	.1585601
lieunaifranç	.0674148	.2847289	0.24	0.813	-.4906436	.6254733
mutationpremenfant	-.2940442	.1274236	-2.31	0.021	-.5437899	-.0442986
mutationdeuxenfant	.1230856	.1952235	0.63	0.528	-.2595453	.5057166
pèreagriculteur	.1230174	.0715012	1.72	0.085	-.0171224	.2631572
nmstage	.2576805	.0592393	4.35	0.000	.1415736	.3737873
_cons	-10.59196	2.314993	-4.58	0.000	-15.12926	-6.054657

## Exponentielle à temps de vie accélérée avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Exponential regression -- accelerated failure-time form
Gamma frailty

No. of subjects =          945          Number of obs =          945
No. of failures =          945
Time at risk   = 2735.500001

LR chi2(31) = 534.77
Prob > chi2 = 0.0000

Log likelihood = -1704.1039

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.0941689	.1377799	0.68	0.494	-.1758747	.3642124
age98	-.0143908	.0260684	-0.55	0.581	-.0654839	.0367023
discrimination	.3072635	.1869392	1.64	0.100	-.0591307	.6736576
conjointenemploi	-.0486999	.0400854	-1.21	0.224	-.1272659	.0298661
nombrdenfant	.1374086	.1138786	1.21	0.228	-.0857892	.3606065
lassitud	.2205558	.1178524	1.87	0.061	-.0104307	.4515422
nmcho	.1558288	.0247711	6.29	0.000	.1072783	.2043794
nmemp	.0818032	.0251254	3.26	0.001	.0325583	.1310481
nmetu	.0961807	.0265751	3.62	0.000	.0440944	.148267
nmfor	.1744089	.0306648	5.69	0.000	.114307	.2345109
nmna	.1425869	.025601	5.57	0.000	.0924098	.192764
nmjvac	.7867628	.0621647	12.66	0.000	.6649223	.9086033
nmsn	.1354955	.0285432	4.75	0.000	.0795519	.1914391
salaire	-.0001808	.0000655	-2.76	0.006	-.0003091	-.0000525
CDI	.5454259	.2076223	2.63	0.009	.1384936	.9523581
polurbain	-.0033422	.130553	-0.03	0.980	-.2592214	.252537
mobilité	.0288525	.1124589	0.26	0.798	-.1915629	.249268
perecadr	-.064467	.1064495	-0.61	0.545	-.2731041	.1441701
recherchedanslemploi	.0799406	.1660682	0.48	0.630	-.245547	.4054282
grandentreprise	-.0889255	.1503494	-0.59	0.554	-.3836049	.2057539
microentreprise	-.0204118	.1153202	-0.18	0.860	-.2464351	.2056116
quitemploisuvreconjoint	-.0789024	.1146232	-0.69	0.491	-.3035598	.145755
mèreenemploi	-.3368194	.1034575	-3.26	0.001	-.5395923	-.1340465
tempcomplet	.0809241	.1275209	0.63	0.526	-.1690123	.3308604
merfranç	-.0188004	.2370851	-0.08	0.937	-.4834786	.4458778
perfranç	-.099847	.2386576	-0.42	0.676	-.5676074	.3679133
lieunaifranc	-.224671	.4239122	-0.53	0.596	-1.055524	.6061815
mutationpremenfant	-.199964	.1825847	-1.10	0.273	-.5578233	.1578954
mutationdeuxenfant	-.1550615	.2879063	-0.54	0.590	-.7193476	.4092245
pèreagriculteur	.0898567	.1056662	0.85	0.395	-.1172453	.2969586
nmstage	.2773056	.084048	3.30	0.001	.1125745	.4420367
_cons	-11.90857	3.384103	-3.52	0.000	-18.54129	-5.275844
/ln_the	-.4193941	.0893133	-4.70	0.000	-.594445	-.2443432
theta	.657445	.0587186			.5518687	.7832188

## WEIBULL à hasard proportionnel sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Weibull regression -- log relative-hazard form

No. of subjects =      945      Number of obs   =      945
No. of failures =      945
Time at risk    = 2735.500001

LR chi2(31)      =    564.63
Prob > chi2     =    0.0000

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.0517449	.0921852	-0.56	0.575	-.2324245	.1289347
age98	.0105611	.0180681	0.58	0.559	-.0248516	.0459739
discrimination	-.1302719	.1233234	-1.06	0.291	-.3719813	.1114375
conjointemploi	.0419866	.025685	1.63	0.102	-.0083552	.0923283
nombrdenfant	-.0235407	.0764119	-0.31	0.758	-.1733053	.1262239
lassitud	-.173563	.0768641	-2.26	0.024	-.3242138	-.0229122
nmcho	-.1173967	.0168851	-6.95	0.000	-.1504909	-.0843025
nmemp	-.0603608	.0169415	-3.56	0.000	-.0935655	-.0271562
nmetu	-.0662655	.0180568	-3.67	0.000	-.1016561	-.0308749
nmfor	-.1359716	.0196565	-6.92	0.000	-.1744976	-.0974456
nmna	-.1122424	.0172921	-6.49	0.000	-.1461344	-.0783505
nmjvac	-.4189359	.0432536	-9.69	0.000	-.5037114	-.3341605
nmsn	-.0905136	.0192401	-4.70	0.000	-.1282235	-.0528038
salaire	.0001682	.0000452	3.72	0.000	.0000796	.0002568
CDI	-.4617713	.13486	-3.42	0.001	-.726092	-.1974506
polurbain	-.0055648	.086285	-0.06	0.949	-.1746804	.1635507
mobilité	-.0491614	.0754598	-0.65	0.515	-.1970598	.098737
perecadr	.0692455	.0718479	0.96	0.335	-.0715738	.2100648
recherchedanslemploi	-.0159059	.1073011	-0.15	0.882	-.2262122	.1944003
grandentreprise	-.0132829	.1003649	-0.13	0.895	-.2099944	.1834287
microentreprise	-.0039787	.0765868	-0.05	0.959	-.1540862	.1461287
quitemploisivreconjoint	.0169406	.0759867	0.22	0.824	-.1319905	.1658717
mèreenemploi	.2382671	.0699309	3.41	0.001	.1012051	.3753292
tempcomplet	-.1113544	.0882255	-1.26	0.207	-.2842733	.0615645
merfranç	.0083879	.1571383	0.05	0.957	-.2995974	.3163733
perfranç	.1038645	.1529822	0.68	0.497	-.1959751	.4037041
lieunaifranc	-.0051366	.281939	-0.02	0.985	-.5577268	.5474536
mutationpremenfant	.2044438	.1256104	1.63	0.104	-.0417481	.4506356
mutationdeuxenfant	-.0452148	.1935025	-0.23	0.815	-.4244727	.3340431
pèreagriculteur	-.088658	.0707194	-1.25	0.210	-.2272655	.0499495
nmstage	-.1959974	.05797	-3.38	0.001	-.3096164	-.0823784
_cons	8.222285	2.282069	3.60	0.000	3.749512	12.69506
/ln_p	-.3019986	.0246441	-12.25	0.000	-.3503002	-.2536971
p	.7393391	.0182203			.7044766	.7759268
1/p	1.352559	.0333326			1.288781	1.419494

## WEIBULL à temps de vie accélérée sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Weibull regression -- accelerated failure-time form

No. of subjects =          945          Number of obs  =          945
No. of failures =          945
Time at risk   = 2735.500001
LR chi2(31)    =          564.63
Log likelihood = -1734.6266          Prob > chi2    =          0.0000

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.0699881	.1246816	0.56	0.575	-.1743833	.3143595
age98	-.0142846	.0244374	-0.58	0.559	-.062181	.0336119
discrimination	.1762004	.1668383	1.06	0.291	-.1507966	.5031974
conjointemploi	-.0567893	.0347107	-1.64	0.102	-.1248211	.0112425
nombrdenfant	.0318402	.1033634	0.31	0.758	-.1707484	.2344288
lassitud	.2347542	.1038081	2.26	0.024	.0312941	.4382144
nmcho	.158786	.0224782	7.06	0.000	.1147296	.2028424
nmemp	.0816416	.022827	3.58	0.000	.0369015	.1263817
nmetu	.089628	.024335	3.68	0.000	.0419322	.1373238
nmfor	.1839097	.0261567	7.03	0.000	.1326434	.2351759
nmna	.1518146	.0230391	6.59	0.000	.1066588	.1969703
nmjvac	.5666357	.0580914	9.75	0.000	.4527787	.6804927
nmsn	.1224251	.0258847	4.73	0.000	.0716919	.1731582
salaire	-.0002275	.0000608	-3.74	0.000	-.0003466	-.0001083
CDI	.6245731	.1817261	3.44	0.001	.2683965	.9807497
polurbain	.0075268	.1167056	0.06	0.949	-.221212	.2362656
mobilité	.0664937	.10204	0.65	0.515	-.133501	.2664884
perecadr	-.0936587	.0971253	-0.96	0.335	-.2840208	.0967034
recherchedanslemploi	.0215137	.1451345	0.15	0.882	-.2629447	.3059721
grandentreprise	.0179659	.1357419	0.13	0.895	-.2480834	.2840151
microentreprise	.0053815	.1035876	0.05	0.959	-.1976464	.2084094
quitemploisivreconjoint	-.0229132	.1027823	-0.22	0.824	-.2243627	.1785363
mèreenemploi	-.3222705	.0943081	-3.42	0.001	-.507111	-.13743
tempcomplet	.1506135	.1192466	1.26	0.207	-.0831056	.3843325
merfranç	-.0113452	.2125387	-0.05	0.957	-.4279134	.405223
perfranç	-.1404829	.2068841	-0.68	0.497	-.5459684	.2650025
lieunaifranc	.0069476	.381337	0.02	0.985	-.7404592	.7543544
mutationpremenfant	-.2765223	.1696877	-1.63	0.103	-.609104	.0560594
mutationdeuxenfant	.0611557	.2616898	0.23	0.815	-.451747	.5740584
pèreagriculteur	.1199152	.0955974	1.25	0.210	-.0674523	.3072828
nmstage	.2650982	.0781632	3.39	0.001	.1119011	.4182952
_cons	-11.12113	3.076247	-3.62	0.000	-17.15046	-5.091796
/ln_p	-.3019986	.0246441	-12.25	0.000	-.3503002	-.2536971
p	.7393391	.0182203			.7044766	.7759268
1/p	1.352559	.0333326			1.288781	1.419494



## GOMPERTZ sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Gompertz regression -- log relative-hazard form

No. of subjects =      945          Number of obs  =      945
No. of failures =      945
Time at risk    = 2735.500001
LR chi2(31)     =      813.98
Log likelihood  = -1821.5978       Prob > chi2    =      0.0000

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.0604101	.0937127	-0.64	0.519	-.2440836	.1232634
age98	.0124524	.0184564	0.67	0.500	-.0237214	.0486263
discrimination	-.1283481	.124659	-1.03	0.303	-.3726753	.1159791
conjointemploi	.0562203	.0257204	2.19	0.029	.0058093	.1066313
nombrdenfant	-.0078073	.0774342	-0.10	0.920	-.1595754	.1439609
lassitud	-.2301115	.0777383	-2.96	0.003	-.3824759	-.0777472
nmcho	-.1578039	.0171412	-9.21	0.000	-.1914001	-.1242078
nmemp	-.0794062	.0171938	-4.62	0.000	-.1131054	-.0457069
nmetu	-.0859216	.0183049	-4.69	0.000	-.1217986	-.0500447
nmfor	-.1838782	.0197995	-9.29	0.000	-.2226846	-.1450719
nmna	-.1533241	.0177607	-8.63	0.000	-.1881344	-.1185137
nmjvac	-.4964503	.0430012	-11.55	0.000	-.5807311	-.4121696
nmsn	-.1156845	.0194415	-5.95	0.000	-.1537892	-.0775798
salaire	.0002351	.0000458	5.13	0.000	.0001453	.0003249
CDI	-.6185722	.1355341	-4.56	0.000	-.8842141	-.3529304
polurbain	-.0094548	.0874681	-0.11	0.914	-.1808891	.1619795
mobilité	-.0750547	.0765989	-0.98	0.327	-.2251858	.0750765
perecadr	.1078033	.0730122	1.48	0.140	-.035298	.2509045
recherchedanslemploi	-.0040286	.108011	-0.04	0.970	-.2157262	.207669
grandentreprise	-.0459899	.1016936	-0.45	0.651	-.2453056	.1533258
microentreprise	-.0111193	.0774791	-0.14	0.885	-.1630493	.1406633
quitemploisivreconjoint	.0036527	.0767509	0.05	0.962	-.1467763	.1540817
mèreenemploi	.3073188	.0709793	4.33	0.000	.1682018	.4464357
tempcomplet	-.1569915	.090489	-1.73	0.083	-.3343467	.0203637
merfranç	.0107103	.1582733	0.07	0.946	-.2994996	.3209202
perfranç	.1406675	.1528086	0.92	0.357	-.1588319	.4401668
lieunaifranc	-.0672168	.2847518	-0.24	0.813	-.62532	.4908864
mutationpremenfant	.2939645	.127432	2.31	0.021	.0442024	.5437267
mutationdeuxenfant	-.1231363	.1952236	-0.63	0.528	-.5057674	.2594949
pèreagriculteur	-.1228929	.0715338	-1.72	0.086	-.2630966	.0173108
nmstage	-.2575474	.0592886	-4.34	0.000	-.373751	-.1413439
_cons	10.59127	2.315125	4.57	0.000	6.053711	15.12884
/gamma	-.0005383	.0096998	-0.06	0.956	-.0195496	.018473

## GOMPERTZ avec hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time _t: tade

Gompertz regression -- log relative-hazard form
Gamma frailty

No. of subjects =          945      Number of obs   =          945
No. of failures =          945
Time at risk    = 2735.500001

LR chi2(31)      =      482.96
Prob > chi2     =      0.0000

Log likelihood   = -1685.1037

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	-.0822426	.1455595	-0.57	0.572	-.367534	.2030488
age98	.0107893	.0274407	0.39	0.694	-.0429934	.064572
discrimination	-.3121116	.1956605	-1.60	0.111	-.6955991	.0713759
conjointenemploi	.0475032	.042535	1.12	0.264	-.0358638	.1308703
nombrdenfant	-.1513468	.1209049	-1.25	0.211	-.3883161	.0856225
lassitud	-.2080773	.125245	-1.66	0.097	-.4535529	.0373983
nmcho	-.1572	.0258869	-6.07	0.000	-.2079374	-.1064626
nmemp	-.0718267	.0264019	-2.72	0.007	-.1235735	-.0200799
nmetu	-.0876498	.0280472	-3.13	0.002	-.1426214	-.0326783
nmfor	-.1865772	.0339051	-5.50	0.000	-.2530299	-.1201245
nmna	-.1547731	.0276609	-5.60	0.000	-.2089875	-.1005588
nmjvac	-.8527095	.0668082	-12.76	0.000	-.9836512	-.7217679
nmsn	-.1281287	.0302349	-4.24	0.000	-.187388	-.0688693
salaire	.0001575	.0000695	2.27	0.023	.0000213	.0002937
CDI	-.5472311	.2221773	-2.46	0.014	-.9826906	-.1117716
polurbain	-.0208678	.137994	-0.15	0.880	-.291331	.2495955
mobilité	-.0114186	.1188809	-0.10	0.923	-.2444209	.2215837
perecadr	.0911746	.1121009	0.81	0.416	-.1285391	.3108883
recherchedanslemploi	-.0478049	.1760144	-0.27	0.786	-.3927868	.2971769
grandentreprise	.0970552	.1583046	0.61	0.540	-.2132162	.4073265
microentreprise	.0102845	.1218523	0.08	0.933	-.2285416	.2491107
quitemploisuvreconjoint	.0713942	.1209078	0.59	0.555	-.1655807	.3083691
mèreenemploi	.3450702	.1091025	3.16	0.002	.1312332	.5589073
tempcomplet	-.0915126	.1341902	-0.68	0.495	-.3545205	.1714953
merfranç	.0200209	.2501509	0.08	0.936	-.470266	.5103077
perfranç	.0591006	.2540908	0.23	0.816	-.4389082	.5571093
lieunaifranç	.2750615	.4500487	0.61	0.541	-.6070177	1.157141
mutationpremenfant	.172017	.1899187	0.91	0.365	-.2002167	.5442508
mutationdeuxenfant	.177222	.2992447	0.59	0.554	-.4092869	.7637308
pèreagriculteur	-.1136469	.1117115	-1.02	0.309	-.3325974	.1053035
nmstage	-.2838561	.0890076	-3.19	0.001	-.4583077	-.1094044
_cons	10.95597	3.56357	3.07	0.002	3.971506	17.94044
/gamma	.0658734	.0117376	5.61	0.000	.0428682	.0888787
/ln_the	-.2200701	.0906311	-2.43	0.015	-.3977038	-.0424364
theta	.8024626	.0727281			.671861	.9584514

## Log logistique sans hétérogénéité non observable

```

failure_d: cens == 0
analysis time_t: tade

Loglogistic regression -- accelerated failure-time form

No. of subjects =          945          Number of obs =          945
No. of failures =          945
Time at risk    = 2735.500001

LR chi2(31)      =          577.53
Prob > chi2     =          0.0000
Log likelihood   = -1693.4168

```

_t	Coef.	Std. Err.	z	P> z	[95% Conf. Interval]	
genre	.0803803	.1304373	0.62	0.538	-.1752722	.3360328
age98	-.013462	.0241819	-0.56	0.578	-.0608576	.0339337
discrimination	.3069683	.175268	1.75	0.080	-.0365506	.6504872
conjointenemploi	-.0438535	.03827	-1.15	0.252	-.1188614	.0311544
nombrdenfant	.1591766	.1088907	1.46	0.144	-.0542452	.3725985
lassitud	.1983168	.1132967	1.75	0.080	-.0237406	.4203741
nmcho	.1406371	.0228983	6.14	0.000	.0957573	.1855168
nmemp	.0679094	.0232093	2.93	0.003	.0224201	.1133987
nmetu	.0847791	.0246924	3.43	0.001	.0363828	.1331754
nmfor	.1562432	.0291924	5.35	0.000	.0990271	.2134592
nmna	.1249676	.023831	5.24	0.000	.0782596	.1716756
nmjvac	.8622017	.05714	15.09	0.000	.7502093	.9741941
nmsn	.1218451	.0269437	4.52	0.000	.0690363	.1746538
salaire	-.0001575	.0000622	-2.53	0.011	-.0002794	-.0000357
CDI	.4934924	.1986228	2.48	0.013	.1041988	.882786
polurbain	.0019851	.1239084	0.02	0.987	-.2408709	.2448411
mobilité	.0166336	.1061252	0.16	0.875	-.1913679	.224635
perecadr	-.06084	.1000942	-0.61	0.543	-.257021	.135341
recherchedanslemploi	.0612166	.1594594	0.38	0.701	-.251318	.3737513
grandentreprise	-.1097602	.1420362	-0.77	0.440	-.3881459	.1686256
microentreprise	-.017873	.1093781	-0.16	0.870	-.2322502	.1965042
quitemploisuvreconjoint	-.0801476	.1089486	-0.74	0.462	-.2936829	.1333878
mèreenemploi	-.3188697	.0974669	-3.27	0.001	-.5099014	-.1278381
tempcomplet	.0597564	.1193885	0.50	0.617	-.1742407	.2937535
merfranç	-.033277	.2235239	-0.15	0.882	-.4713758	.4048218
perfranç	-.0683481	.2261047	-0.30	0.762	-.5115053	.374809
lieunaifranç	-.2578667	.4111487	-0.63	0.531	-1.063703	.5479699
mutationpremenfant	-.1659867	.1681598	-0.99	0.324	-.4955738	.1636004
mutationdeuxenfant	-.1575352	.2623787	-0.60	0.548	-.6717881	.3567176
pèreagriculteur	.0728293	.0998918	0.73	0.466	-.122955	.2686136
nmstage	.2619351	.0793426	3.30	0.001	.1064265	.4174437
_cons	-10.37914	3.142921	-3.30	0.001	-16.53916	-4.219133
/ln_gam	-.1934369	.0270218	-7.16	0.000	-.2463988	-.1404751
gamma	.8241218	.0222693			.7816105	.8689453

# Table des matières

<b>Remerciements.....</b>	<b>i</b>
<b>Sommaire.....</b>	<b>iii</b>
<b>Index des figures.....</b>	<b>v</b>
<b>Index des tableaux.....</b>	<b>vii</b>
<b>Introduction Générale.....</b>	<b>1</b>
<b>CHAPITRE 1</b>	
<b>L'INSERTION PROFESSIONNELLE DES JEUNES : DE L'INVESTISSEMENT DANS LA FORMATION À L'INVESTISSEMENT DANS LA RECHERCHE D'EMPLOI.....</b>	<b>8</b>
<b>Introduction.....</b>	<b>8</b>
<b>Section 1. La théorie de l'investissement humain.....</b>	<b>9</b>
1.1. La théorie de la demande d'éducation : un premier acte déterminant les parcours d'insertion.....	9
1.2. Les extensions.....	12
1.2.1. <i>Le taux de rendement généralisé.....</i>	<i>12</i>
1.2.2. <i>Une remise en cause de l'hypothèse d'agrégation des savoirs.....</i>	<i>14</i>
1.2.3. <i>La difficulté de la mesure du capital humain.....</i>	<i>15</i>
1.2.4. <i>La théorie de l'éligibilité revisitée.....</i>	<i>15</i>
<b>Section 2. La théorie de la recherche d'emploi.....</b>	<b>16</b>
2.1. Un modèle simple de <i>Job Search</i> .....	17
2.1.1. <i>En temps discret.....</i>	<i>17</i>
2.1.2. <i>En temps continu.....</i>	<i>19</i>
2.2. Les extensions.....	22
2.2.1. <i>La mobilité de la main-d'œuvre.....</i>	<i>22</i>

2.2.2. Appariement aléatoire et négociation.....	27
2.2.3. Recherche dirigée et Posting.....	36
2.2.4. Appariement aléatoire et mécanisme de posting.....	41
<b>Conclusion.....</b>	<b>47</b>
<b>CHAPITRE 2</b>	
<b>LES MODÈLES DE DURÉE : UN CADRE CONCEPTUEL.....</b>	<b>50</b>
<b>Introduction.....</b>	<b>50</b>
<b>Section 1. Les modèles de durée : la boîte à outils des économistes .....</b>	<b>54</b>
1.1. Fonction de survie, fonction de hasard et censure.....	54
1.2. Les modèles conditionnels.....	59
1.2.1. Les modèles à hasards proportionnels (PH).....	62
1.2.2. Les modèles à temps de vie accélérée (AFT) .....	64
1.2.3. Les modèles à risques concurrents .....	66
<b>Section 2. Les approches d'estimations des modèles de durée.....</b>	<b>68</b>
2.1. Inférence non paramétrique .....	69
2.1.1. L'estimateur de Kaplan-Meier de la fonction de survie.....	69
2.1.2. L'estimateur de Nelson-Aalen du taux de hasard intégré .....	70
2.1.3. Tests non paramétriques .....	71
2.2. Inférence semi-paramétrique .....	73
2.2.1. La vraisemblance partielle de Cox .....	73
2.2.2. Tests semi-paramétriques .....	75
2.3. Inférence paramétrique .....	77
<b>Conclusion.....</b>	<b>79</b>
<b>CHAPITRE 3</b>	
<b>PRÉSENTATION DE LA BASE DES DONNÉES ET DESCRIPTION DE L'ÉCHANTILLON ÉTUDIÉ ..</b>	<b>81</b>
<b>Introduction.....</b>	<b>81</b>
<b>Section 1. Présentation de la base des données.....</b>	<b>82</b>
1.1. Le type de données utilisées.....	82
1.2. Les enquêtes de cheminement .....	84
<b>Section 2. Description de l'échantillon étudié.....</b>	<b>87</b>

2.1. La formation .....	87
2.2. Les caractéristiques sociodémographiques.....	90
2.3. Le cheminement professionnel.....	97
<b>Conclusion.....</b>	<b>117</b>
<b>CHAPITRE 4</b>	
<b>MODÉLISATIONS MICROÉCONOMÉTRIQUES DE L'ACCÈS AU PREMIER (DERNIER) EMPLOI</b>	
<b>D'UNE COHORTE DE DIPLÔMÉS DE L'ENSEIGNEMENT SUPÉRIEUR .....</b>	
	<b>120</b>
<b>Introduction.....</b>	<b>120</b>
<b>Section 1. Estimations des durées d'accès au premier emploi.....</b>	<b>121</b>
1.1. Estimation non paramétrique.....	122
1.2. Estimation semi-paramétrique.....	124
1.3. Estimation paramétrique .....	130
<b>Section 2. Estimation des durées d'accès au dernier emploi .....</b>	<b>136</b>
2.1. Estimation non paramétrique.....	137
2.2. Estimation semi-paramétrique.....	139
2.3. Estimation paramétrique .....	142
<b>Conclusion.....</b>	<b>146</b>
<b>Conclusion générale .....</b>	<b>150</b>
<b>Bibliographie .....</b>	<b>155</b>
<b>ANNEXES .....</b>	<b>168</b>
<b>Table des matières .....</b>	<b>237</b>