

ÉVOLUTION DE L'INSTABILITÉ SUR LE MARCHÉ DU TRAVAIL FRANÇAIS AU COURS DES TRENTE DERNIÈRES ANNÉES¹

Romain AEBERHARDT et Claire MARBOT
INSEE

PRÉLIMINAIRE ET INCOMPLET, MERCI DE NE PAS CITER

1 Introduction

1.1 Contexte

L'augmentation des inégalités de salaires depuis les années 1970 est l'objet de nombreuses études empiriques cherchant à décrire et expliquer cette évolution. L'approche la plus répandue consiste à analyser les taux de salaire. Toutefois, en France, le développement de l'emploi instable incite à élargir l'analyse au revenu salarial, dont les déterminants sont à la fois le taux de salaire et la durée des périodes d'emploi. En effet, alors que les types d'emploi étaient peu diversifiés jusqu'aux années 1970, cette période marque le début d'un développement important des contrats temporaires. En rendant plus fréquentes les trajectoires marquées par les allers-retours entre emploi et chômage ou inactivité, cette instabilité croissante fait de la durée en emploi un paramètre essentiel du revenu salarial et de son évolution depuis 30 ans. Le 7^{ème} rapport du Conseil de l'Emploi des Revenus et de la Cohésion Sociale (2006) soulignait précisément que le principal facteur des inégalités salariales était à présent le nombre de jours travaillés dans l'année.

Contrairement aux études concernant les salaires, celles traitant de l'instabilité de l'emploi sont beaucoup plus récentes. Aux États-Unis, l'instabilité de l'emploi a été un thème récurrent de la campagne présidentielle de 1996 et de nombreux articles de presse se sont fait l'écho de sa forte augmentation au cours des années précédentes. Il s'en est suivi une vague de publications académiques empiriques visant à éclairer le débat sans que des faits stylisés irréfutables soient pour autant mis en lumière. On peut notamment citer la polémique entre Swinnerton & Wial (1995, 1996) et Diebold, Neumark & Polsky (1996, 1997). Les premiers trouvent une baisse de la stabilité des emplois (quoique faible après prise en compte des remarques de leurs détracteurs) alors que les seconds concluent plutôt à une stabilité globale même si certaines populations semblent évoluer vers plus d'instabilité que d'autres. Neumark, Polsky & Hansen (1999) mettent néanmoins à jour leurs données pour le début des années 1990 et mettent en évidence une baisse de la stabilité des salariés ayant une forte ancienneté et une hausse de la stabilité pour ceux dont l'ancienneté est plus faible. Plus récemment Neumark & Reed (2004) proposent une étude des liens empiriques entre instabilité et nouvelles technologies.

Dans les années qui suivent la publications de ces articles américains, l'Europe est à son tour touchée par une série d'articles similaires tentant de décrire cet aspect du marché du travail. Les Britanniques sortent les premières études et ne trouvent pas de tendance générale à la montée de l'instabilité mais montrent une certaine sensibilité de l'instabilité au cycle économique. On peut notamment citer Burgess & Rees (1996, 1998) et Nickell, Jones & Quintini (2002) à ce sujet.

1. Toutes les opinions exprimées ici sont celles des auteurs et ne représentent en aucun cas celles de leurs institutions respectives.

Pour la France, il faut attendre le début des années 2000 pour voir apparaître des études sur ce thème. Suivant les données, les concepts et la méthodologie retenus, les auteurs trouvent que la stabilité a diminué ou non. Par exemple, Fougère (2003), ou encore Auer & Cazes (2003) trouvent que l'instabilité n'a pas particulièrement augmenté tandis que Behaghel (2003) ou encore Givord & Maurin (2004) sont plutôt d'avis qu'elle présente une tendance à la hausse. Ces derniers montrent que ce phénomène est particulièrement sensible dans certains secteurs d'activité et suggèrent le rôle de la diffusion des nouvelles technologies dans la baisse de la durée des périodes d'emploi. On peut également se référer à L'Horty (2004) pour une méta-étude des principaux articles français sur le sujet ainsi qu'une proposition d'explication sur leurs divergences. Globalement il trouve que l'instabilité a augmenté de 1969 au milieu des années 1990 avant de diminuer à nouveau jusqu'en 2002. Par ailleurs elle s'est diffusée à un plus grand nombre de catégories de travailleurs. D'un point de vue plus spécifique, Duhautois (2006) met en évidence le fait que la plus grande mobilité des salariés des petites entreprises est uniquement due à la plus grande probabilité de disparition de cette catégorie d'entreprises. Ainsi, parmi les entreprises pérennes, les salariés des entreprises de moins de 20 salariés restent au contraire plus longtemps en emploi.

Mais la tendance, ou non, à l'augmentation de l'instabilité n'est pas la seule question en suspens sur ce sujet. En effet, au cours des dernières années, la disponibilité de données appariées employeurs-employés a fait surgir une nouvelle interrogation quant aux liens potentiels entre instabilité des individus et instabilité des entreprises. Certaines entreprises ont-elles tendance à avoir des périodes d'emploi plus courtes que d'autres? Certains individus sont-ils plus ou moins "stables" que d'autres? Et qu'en est-il des liens entre les deux : les individus les "moins stables" travaillent-ils dans des entreprises également "moins stables"? Ces questions qui avaient déjà été mises sur le devant de la scène dans le cas des salaires avec l'article précurseur de Abowd, Kramarz & Margolis (1999) a fait récemment l'objet d'études empiriques dans le cas des périodes d'emploi. Anderson & Meyer (1994) soulèvent des questions intéressantes à ce sujet et donnent quelques éléments empiriques en faveur de l'importance à la fois des effets firmes et des effets individus. Cependant leur analyse n'est pas spécifiquement tournée vers une approche à double effets fixes comme nous le faisons ici ce qui limite la portée de leurs résultats. Mumford & Smith (2004) trouvent que les effets firmes et individus expliquent à parts à peu près égales la durée des périodes d'emploi et ne trouvent pas de corrélation entre ces effets. Mais eux non plus n'estiment pas de modèle incluant à la fois des effets fixes firmes et individus. Cornelißen & Hübler (2008) trouvent au contraire que les salariés "stables" ont tendance à travailler dans des entreprises plutôt "instable". Leur méthode est très proche de la nôtre mais leurs données sont plus courtes et leur échantillon d'entreprises est beaucoup plus restreint.

Il est à noter qu'à l'exception de Valletta (1999) très peu d'articles cherchent à formaliser par des modèles théoriques l'origine des changements de stabilité des emplois. Cette question est tout de même en lien avec de nombreux pans de la littérature théorique sur le marché du travail. D'une part, tant les théories sur l'accumulation du capital humain spécifique que les modèles de search prédisent que les séparations ont tendance à diminuer avec l'expérience sur le marché du travail et l'ancienneté dans l'entreprise. L'instabilité peut également être liée à des ajustements face à la globalisation ou au progrès technologique biaisé vers les plus qualifiés (cf. (Givord & Maurin 2004)). Des théories concernant les stratégies de gestion des ressources humaines ont également été développées opposant les salariés du cœur de l'entreprise, stables, à ceux de la périphérie sur lesquels se font les ajustements de main d'œuvre. D'autre part, d'un point de vue plus normatif, ces modèles théorique apportent un éclairage sur l'aspect positif ou non de la stabilité des emplois : d'un côté, si on voit l'instabilité comme le résultat d'un processus de sélection des bons appariements entre entreprises et individus, l'instabilité correspond à une évolution vers une situation plus efficace; d'un autre côté, les trous de carrières et les pertes de capital humain (spécifique ou non) qui y sont associées sont inefficaces

d'un point de vue global et peuvent donner un mauvais signal aux employeurs potentiels ce qui peut aboutir à une double pénalisation des individus instables pouvant même dériver vers un marché du travail à deux vitesses.

Cette étude se donne donc pour objectif d'établir, dans le prolongement de ces analyses, des faits stylisés sur la durée des périodes d'emploi. Les parties 2 et 3 étudient les taux de survie pour savoir si l'instabilité a augmenté au cours des trente dernières années et si oui pour quelles catégories de salariés. La partie 4 s'intéresse spécifiquement aux liens entre les effets fixes entreprises et les effets fixes salariés.

1.2 Les données

1.2.1 La source statistique

Les données sont issues des "Déclarations Annuelles de Données Sociale" (DADS), une source d'informations couplées employeurs-salariés d'origine administrative collectées par l'Insee (Institut National de la Statistique et des Études Économiques). L'information contenue dans cette base provient du rapport annuel que les employeurs – à l'exception des particuliers-employeurs – doivent obligatoirement transmettre chaque année aux administrations sociales et fiscales et qui contient une liste nominative de leurs salariés et d'informations concernant ces derniers. Ce document est utilisé par les organismes de sécurité sociale pour le calcul des cotisations et des indemnités de chômage, retraite, maladie et accidents du travail, et par les services fiscaux pour l'établissement de la taxe sur les salaires et le pré-remplissage de la déclaration d'impôt sur le revenu des personnes physiques (IRPP). La base de données annuelle contient donc une liste de salariés indiquant notamment pour chacun : l'employeur, le sexe, l'âge, le mois de naissance, le montant des rémunérations perçues, le nombre de jours rémunérés, les dates de début et de fin de la période d'emploi, la catégorie socioprofessionnelle et, depuis 1994, le nombre d'heures travaillées. A partir de ces données annuelles sont extraites les informations relatives aux salariés nés en octobre des années paires, qui permettent ainsi de suivre environ 4 % des salariés entre 1976 et 2006. Les années 1981, 1983 et 1990 ne sont toutefois pas disponibles, car l'exploitation des fichiers administratifs n'a pas été réalisée à ces dates.

1.2.2 Champ

Jusqu'au début des années 1980, seules les informations relatives aux salariés des entreprises privées étaient exploitées par l'Insee ; à partir de cette période le champ s'est progressivement élargi aux entreprises publiques et aux fonctions publiques hospitalière et territoriale. Parallèlement aux DADS, on dispose des "fichiers de paye des agents de l'Etat", qui fournissent des informations comparables sur les salariés de la fonction publique d'État. Pour étudier l'instabilité de l'emploi et son évolution, le champ de l'étude a été limité aux salariés ayant effectué l'intégralité de leur carrière professionnelle entre 1976 et 2006 dans le secteur privé. L'extrait utilisé exclut donc les salariés ayant réalisé tout ou partie de leur carrière dans l'une des trois fonctions publiques (d'État, territoriale, hospitalière) ainsi qu'au sein de La Poste et France Telecom.

1.2.3 Création d'une table de périodes d'emploi

A partir de ces données annuelles est constituée une base de périodes d'emploi telle qu'une observation correspond à une période d'emploi d'un individu chez un employeur, caractérisée par une durée – en nombre de jours –, des dates de début et de fin, et certaines caractéristiques du salarié (sexe, cohorte de naissance, âge et catégorie socioprofessionnelle en début de période). Les périodes se terminant

Taux de survie, ensemble

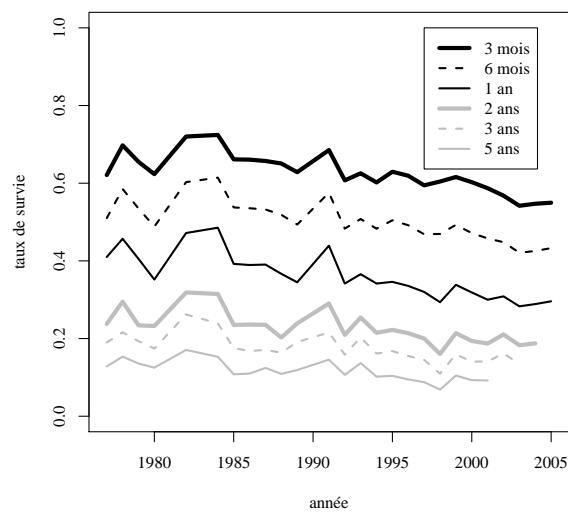


Fig. 1 – Taux de survie, tous salariés

au dernier jour de l'année 2006 sont considérées comme censurées à droite.

Dans cette table de périodes d'emploi, sont conservées uniquement les périodes dont la date de début est postérieure ou égale à 1977 et telles que l'âge de l'individu au début de cette période est compris entre 16 et 65 ans. La première année n'est pas prise en compte car beaucoup d'observations sont censurées à gauche et on ne dispose pas de moyen simple d'isoler ces observations, qui constituent la majeure partie mais pas la totalité des périodes commençant le 1er janvier 1976.

Les années 1981, 1983 et 1990 donnent lieu à un traitement particulier : les périodes d'emploi pour lesquelles les individus sont présents à la fin de l'année précédant le trou et au début de l'année suivant le trou sont complétées. De plus, en cas de trou correspondant exactement à une année civile, on considère qu'il s'agit d'un défaut de collecte et on reconstitue alors la période d'emploi.

2 Durée des périodes d'emploi et taux de survie

2.1 Evolution générale des taux de survie

Pour caractériser l'évolution de la durée en emploi, on étudie des estimateurs de Kaplan-Meier du taux de survie (cf Annexe A) calculés à différentes échéances. De manière générale, le taux de survie a décliné de manière importante sur la période 1977-2005 (cf graphique 1). Si l'on compare plus précisément les différentes échéances, la baisse la plus forte est celle des taux de survie à court terme – 3 mois, 6 mois et 1 an – alors que les taux de survie à 2 ans, 3 ans et surtout à 5 ans, ont connu une baisse plus modérée. C'est donc surtout la probabilité de perdre son emploi dans les premiers mois qui s'est accrue.

On note également l'existence d'un décrochage au début des années 1990. En effet, jusqu'à cette période, les taux de survie, quelle que soit l'échéance, connaissent des variations, mais aucune tendance ne se dégage. De plus, jusqu'au début des années 1990, ces variations sont très corrélées avec celles du

taux de croissance du Produit Intérieur Brut (voir graphique 2, et graphiques 17 à 22 de l'annexe), ce qui suggère que ces variations sont de nature conjoncturelle. En revanche, à partir de cette période, les taux de survie à une échéance inférieure à un an connaissent une nette tendance à la baisse, indépendante de l'évolution de la conjoncture économique. Ces résultats suggèrent donc que, depuis le début des années 1990, la fréquence des interruptions d'emploi se produisant avant un an, et particulièrement avant 3 mois, a suivi une tendance à la hausse.

2.2 Taux de survie selon les caractéristiques des salariés

Pour déterminer si cette tendance à la baisse du taux de survie est concentrée sur certaines catégories de la population ou si, au contraire, elle concerne l'ensemble des salariés du privé, on étudie les évolutions des taux de survie selon le sexe, l'âge et la catégorie socioprofessionnelle des salariés. Tout d'abord, alors que le taux de survie des femmes était supérieur ou égal à celui des hommes jusqu'à la fin des années 1990, cette hiérarchie s'inverse ensuite (voir graphique 3, et en annexe 23 à 28). Le taux de survie demeure toutefois peu différencié selon les sexes, avec un écart dans la plupart des cas inférieur à un point. L'évolution de la différence entre sexes peut être la manifestation d'un *effet de composition*, c'est-à-dire refléter les changements dans la composition de ces sous-populations. En effet, l'augmentation du taux d'activité féminin s'est fait par l'arrivée progressive sur le marché du travail de salariées de plus faible propension à l'occupation d'un emploi, dont le taux de survie "latent" est donc plus faible.

Si l'on s'intéresse à présent à la catégorie socioprofessionnelle des salariés, on remarque d'abord que la tendance à la baisse des taux de survie touche l'ensemble des catégories socioprofessionnelles (voir graphique 4, et en annexe 29 à 34). En particulier, les cadres, dont la survie était à la fin des années 1970 nettement supérieure à celle des autres catégories, ont vu leur taux de survie diminuer de manière au moins aussi importante que les autres.

Toutefois, il existe une hiérarchie qui ne change pas. Les cadres, et dans une moindre mesure les professions intermédiaires, présentent sur toute la période 1977-2005 des taux de survie plus élevés que les employés et les ouvriers aux taux de survie très proches. Si cet ordre demeure inchangé, les écarts entre ces catégories ont cependant évolué. Alors que la différence entre la survie des cadres et celle des professions intermédiaires était importante jusqu'au milieu des années 1980, cet écart s'est fortement amenuisé ensuite pour laisser place à une polarisation entre, d'une part les cadres et professions intermédiaire, d'autre part les employés et ouvriers. De plus, l'écart entre les catégories socioprofessionnelles a connu une période de resserrement au milieu des années 1980 pour ensuite augmenter à nouveau. Cet effet est essentiellement lié au fait que les cadres ont connu une évolution différente des autres catégories : alors que leur survie a diminué au début des années 1980 pendant que celle des autres catégories socioprofessionnelles n'évoluait pas, ce taux a ensuite cessé de diminuer tandis que celui des autres catégories commençait à baisser ; enfin le taux à court terme a suivi la tendance générale à la baisse. L'écart entre cadres et ouvriers, de l'ordre de 20 à 30 points selon l'échéance à la fin des années 1970, s'est réduit à quelques points autour de 1985 pour ensuite rester constant autour de 10 à 15 points.

Les taux de survie sont également nettement différenciés selon les tranches d'âge (voir graphique 5, et en annexe 35 à 40). La hiérarchie reste la même entre 1977 et 2005 : les plus âgés possèdent les taux de survie les plus élevés quelle que soit l'échéance, à l'exception du taux à 5 ans qui pour les 46-55 ans est porté à la baisse par les départs en retraite ou en pré-retraite. Pour les salariés de 26 à 55 ans, les évolutions des survie sont parallèles. En revanche, la survie des 16-20 ans et des 21-25 ans montre un décrochage au début des années 1990 par rapport à celle des autres tranches d'âge,

perceptible essentiellement pour les survies à 3 mois et 6 mois. Si la baisse des survies à court terme est générale, elle est donc plus marquée en début de carrière.

3 Étude des déterminants des taux de survie

Nous avons mis en évidence le fait que certaines caractéristiques des salariés prédisposaient davantage que d'autres à une montée de l'instabilité en emploi telle qu'elle est caractérisée ici, par le taux de survie à différentes échéances. Pour connaître plus précisément le rôle de chacun de ces déterminants, on recourt à une modélisation des durées des périodes d'emploi en fonction de l'âge (par tranche de 5 ans pour les individus de 16 à 65 ans), du sexe et de la catégorie socioprofessionnelle (cadres, professions intermédiaires, employés et ouvriers). Pour ce type d'analyse, le modèle de Cox présente l'avantage de ne pas imposer la spécification du hasard de base. En effet, le calcul des coefficients se fait par maximisation d'une vraisemblance partielle dont l'expression peut s'écrire indépendamment du hasard de base (cf Annexe B). La survie de base est celle d'un individu dont les caractéristiques ont été choisies comme celles de référence, en l'occurrence un homme, ouvrier, âgé de 36 à 40 ans. Le graphique 6 montre l'évolution de la survie des individus possédant ces caractéristiques de référence, telle qu'elle est prédite par le modèle. Dans un deuxième temps, le hasard et la survie des individus peuvent être calculés à partir du hasard et de la survie de base et des coefficients des covariables. En effet, les coefficients exercent un effet multiplicatif sur le hasard et la survie prédite pour les individus présentant d'autres caractéristiques est calculée selon une formule présentée en Annexe B.

On s'intéresse tout d'abord à l'évolution des coefficients de la régression, qui indiquent l'effet qu'exerce telle ou telle caractéristique sur la probabilité d'interruption de la période d'emploi. Le coefficient de l'indicatrice "femme" augmente presque continûment sur la période (cf fig. 7). Négatif jusqu'au milieu des années 1990, il devient ensuite positif. Cela rejoint le constat précédent selon lequel la survie des femmes connaît une évolution moins favorable que celle des hommes si bien que le classement s'inverse, constat qui demeure lorsque l'on contrôle par la catégorie socioprofessionnelle et l'âge. L'évolution de la composition de la population des femmes en emploi est en partie contrôlée par la catégorie socioprofessionnelle, mais seulement dans une faible mesure. Ainsi, cette tendance peut être, au moins partiellement, expliquée par un effet de composition. On note cependant que la valeur absolue du coefficient n'excède pas 0.1 point, ce qui représente un ordre de grandeur faible par rapport à celui des autres coefficients.

L'effet de la catégorie socioprofessionnelle a, en revanche, évolué de manière non linéaire. Le rapprochement entre les catégories observé au milieu des années 1980 se matérialise par un pic du coefficient à cette date (cf fig. 8). L'effet de la modalité "cadre", qui distinguait nettement cette catégorie des autres au début de la période étudiée, a fortement diminué à la fin des années 1970 et au début de la décennie suivante. Cette période marquée par une convergence des différentes catégories socioprofessionnelles a été suivie d'une période de divergence entre, d'un côté cadres et professions intermédiaires, de l'autre employés et ouvriers. L'effet de la catégorie "cadre" est croissant et, à la fin de la période, sa valeur absolue (0.4) est assez importante comparée à celles des autres coefficients. Enfin, l'étude des coefficients des indicatrices de tranches d'âge montre d'importants effets des âges extrêmes (cf fig. 9 et 10). Les indicatrices des classes d'âge comprises entre 31 et 55 ans n'exercent pas d'effet propre marqué, en revanche le fait d'être âgé de plus de 56 ans est lié à un taux de survie supérieur du fait des départs en retraite ou en préretraite. Parmi les plus jeunes, la valeur absolue du coefficient est d'autant plus importante que les salariés sont jeunes et il culmine à 0.6 pour les 16-20 ans. De plus les coefficients des tranches d'âge des moins de 25 ans ont connu une forte hausse sur la période : à peine positif en début de période, l'effet d'appartenir à la tranche des 16-20 ans est

Taux de survie à 6 mois

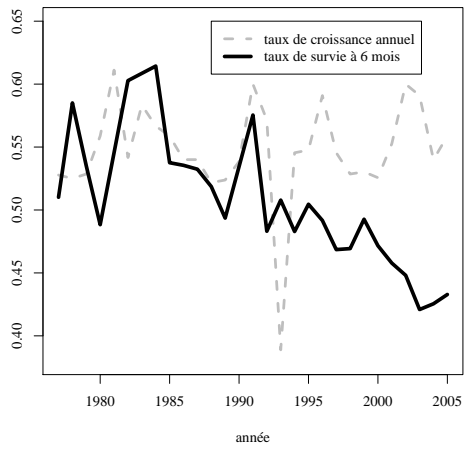


Fig. 2 – Taux de survie à 6 mois et taux de croissance du PIB

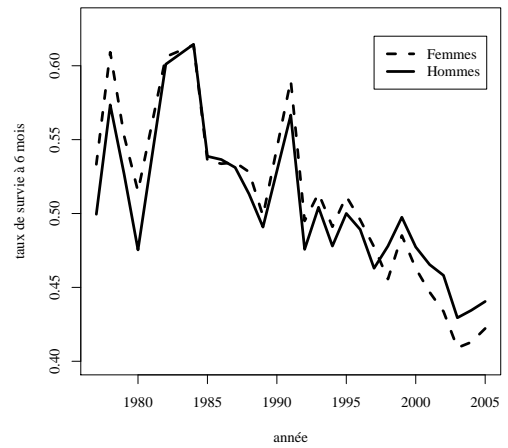


Fig. 3 – Taux de survie à 6 mois selon le sexe

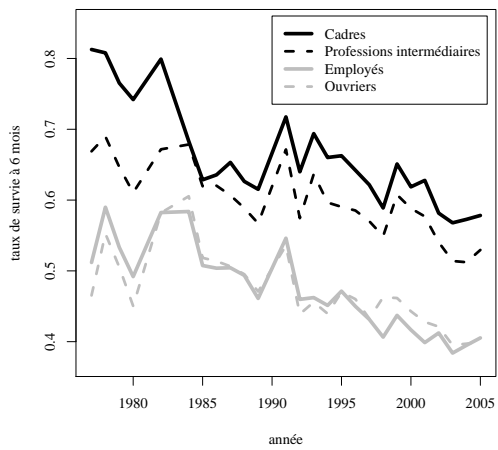


Fig. 4 – Taux de survie à 6 mois selon la catégorie socioprofessionnelle

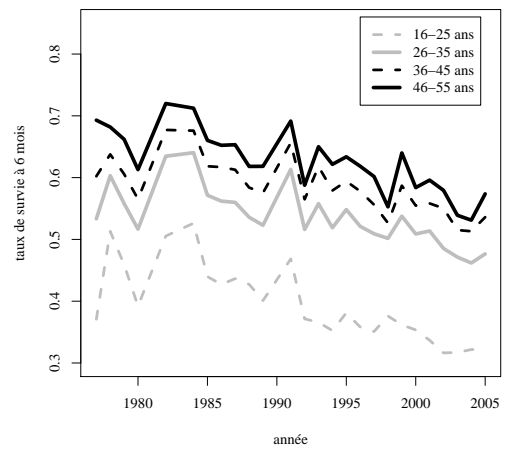


Fig. 5 – Taux de survie à 6 mois selon l'âge

Taux de survie de base prédit par le modèle de Cox

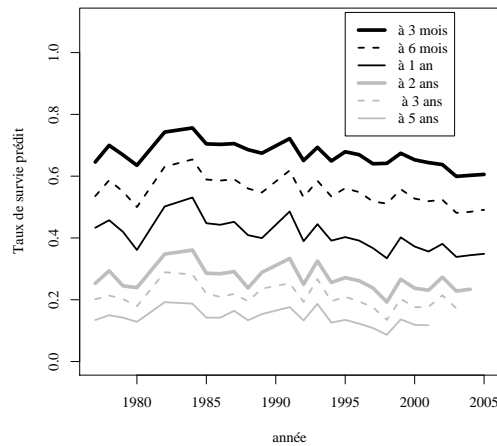


Fig. 6 – Homme, ouvrier, entre 36 et 40 ans

d'environ 0.4 en fin de période.

Après l'étude des coefficients, on choisit d'étudier quelques cas-types, dont les évolutions des taux de survie pourront être comparées (cf graphiques 11 à 14). Le constat qui ressort nettement de cet ensemble de graphiques est le rôle déterminant de l'âge. En effet, la survie prédite pour les hommes de 36 à 40 ans a peu évolué, quelle que soit la catégorie socioprofessionnelle alors que pour les hommes de 21-25 ans les survies des différentes catégories évoluent nettement à la baisse, et de manière plus importante pour les ouvriers et employés que pour les autres catégories. De la même façon, la comparaison des survies des hommes cadres selon leur tranche d'âge montre l'existence d'un décrochage au cours des années 1980 entre les moins de 25 ans, et particulièrement les 16-20 ans, et les tranches d'âge intermédiaires comme celle des 36-40 ans.

Finalement, les principaux résultats sont les suivants :

- Le taux de survie en emploi s'est, depuis le début des années 1990, décorrélé de l'évolution conjoncturelle pour suivre une tendance à la baisse ;
- Sur la période, la probabilité d'interruption d'une période d'emploi est constamment plus faible parmi les cadres et professions intermédiaires que parmi les ouvriers et les employés, et parmi les salariés âgés de 31 à 50 ans que parmi les salariés des autres tranches d'âge ;
- L'écart de stabilité entre les cadres d'une part, ouvriers et employés de l'autre, a diminué au milieu des années 1980 avant de s'accroître de manière importante ;
- Les femmes sont devenues plus instables en emploi que les hommes au cours des années 1990, une évolution probablement imputable, au moins en partie, à un effet de composition, mais la différence de survie en fonction du sexe demeure faible ;
- L'augmentation de l'instabilité constatée au niveau agrégé est répartie de manière très inégale entre les tranches d'âge, elle se concentre sur les moins de 25 ans et, dans une moindre mesure sur les plus de 55 ans en lien avec l'avancement de l'âge de la retraite.

Coefficients de la régression de Cox

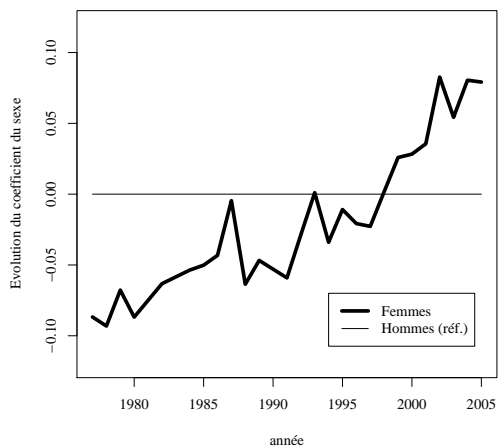


Fig. 7 – Coefficient de l'indicatrice "femme"

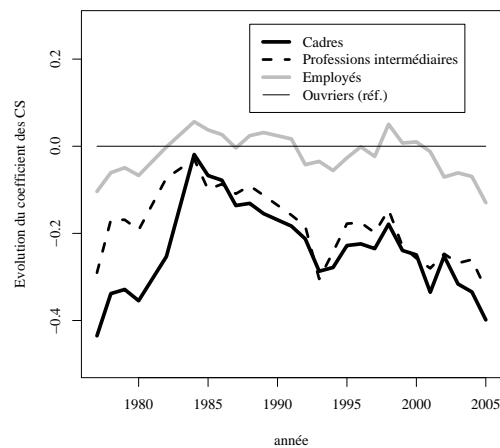


Fig. 8 – Coefficients des indicatrices de CS

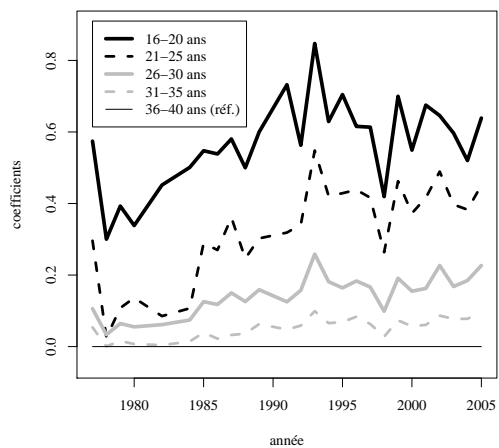


Fig. 9 – Coefficients des indicatrices de tranche d'âge

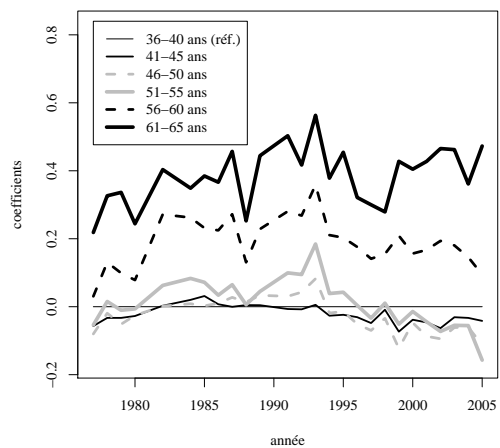


Fig. 10 – Coefficients des indicatrices de tranche d'âge

Taux de survie à 6 mois prédits par le modèle de Cox

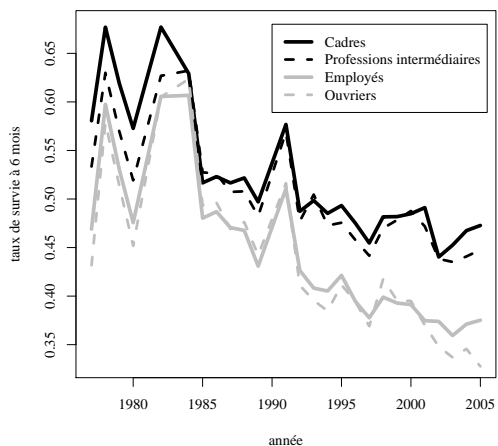


Fig. 11 – Homme de 21-25 ans selon la catégorie socioprofessionnelle

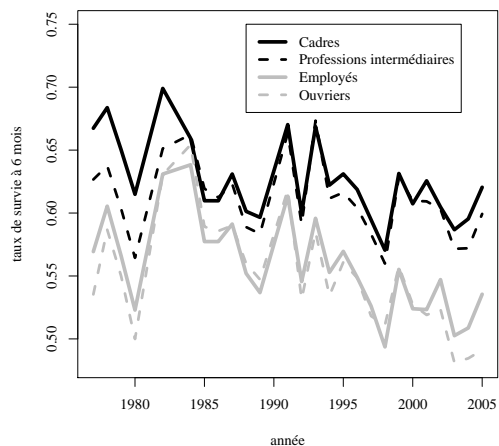


Fig. 12 – Homme de 36-40 ans selon la catégorie socioprofessionnelle

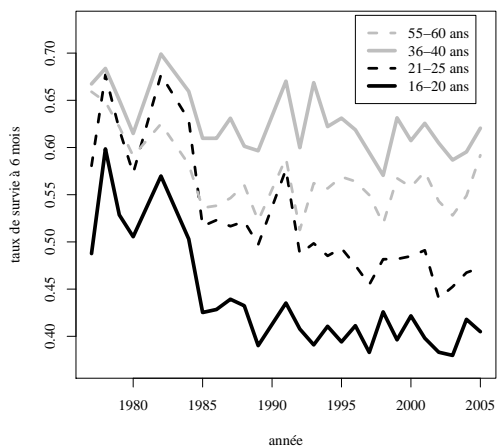


Fig. 13 – Homme cadre selon l'âge

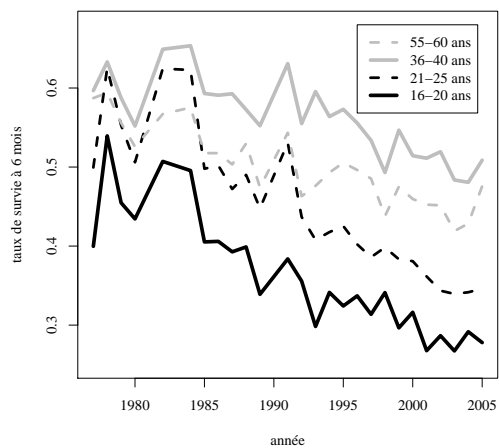


Fig. 14 – Femme employée selon l'âge

4 Effets firmes et effets individus

Afin de prolonger les résultats précédents nous cherchons à présent à tenir compte de l'hétérogénéité individuelle inobservée, tant au niveau des individus qu'au niveau des firmes.

Les questions que l'on se pose sont les suivantes :

- Certains individus sont-ils plus “stables” que d'autres ?
- Certaines firmes ont-elles tendance à garder leurs salariés plus ou moins longtemps ?
- Le marché du travail est-il polarisé en ce sens que les individus qui ont tendance à avoir des spells d'emplois courts sont plus souvent embauchés par des entreprises qui gardent leurs salariés moins longtemps ?
- La distribution des hétérogénéités inobservées aux niveaux firmes et individus ainsi que les corrélations entre les deux diffèrent-elles suivant les caractéristiques des entreprises et des salariés et en particulier ont-elles évolué au fil des cohortes ?

4.1 Modèle et identification

Pour répondre à ces questions, on se place dans un cadre linéaire en s'inspirant de Abowd, Kramarz & Margolis (1999). Le modèle estimé est le suivant où i représente un individu et j une entreprise :

$$\ln(T_{ij}) = \alpha_i + \gamma_j + \varepsilon_{ij}$$

Cette estimation a un sens dans le cas où on possède des données complètes (i.e. sans censures) et où le modèle est de type exponentiel, log-logistique ou log-normal, ce qui est assez général. Afin de travailler sur des données aussi complètes que possibles, on se limitera aux spells ayant commencé en 2001 et avant. Les spells censurés en 2006 seront tronqués mais ils ne sont finalement qu'assez peu nombreux et ne représentent que 3% des périodes d'emploi de l'échantillon.

Comme il est expliqué par exemple dans Abowd, Creedy & Kramarz (2002), l'identification d'un tel modèle ne peut se faire que sur des sous ensembles particuliers du marché du travail pour lesquels on peut trouver un lien entre deux salariés ou deux entreprises. Plus précisément, si on définit \mathcal{R} une relation telle que :

- si x et y ont travaillé dans une même entreprise (pas nécessairement en même temps) alors $x\mathcal{R}y$
- si $x\mathcal{R}y$ et $y\mathcal{R}z$ alors $x\mathcal{R}z$ (transitivité)

alors, \mathcal{R} est une relation d'équivalence et le modèle est identifié sur chacune des classes d'équivalence. En pratique, dans notre échantillon, la plus grande classe d'équivalence représente 91% des individus, 87% des firmes et 97% des spells d'emplois. On se limitera à l'estimation des paramètres α_i et γ_j sur cette classe d'équivalence uniquement.

De plus, on ajoute la condition d'identification supplémentaire $\sum_i \alpha_i = 0$.

On estime ce modèle de panel à doubles effets fixes par une méthode itérative (algorithme de Gauss-Seidel) qui consiste à estimer successivement les α_i et les γ_j de manière répétée. Au bout de 591 itérations l'algorithme converge à 10^{-4} près (écart maximal entre les valeurs des coefficients estimés). On obtient ainsi 1 326 267 effets fixes individus et 965 695 effets fixes firmes à partir des 5 628 028 périodes d'emploi. On peut craindre qu'individuellement chaque coefficient soit estimé de manière assez imprécise, mais ici ce qui nous intéresse n'est pas leur valeur exacte mais la forme de leur distribution.

TABLE 1 – Effets fixes moyens suivant la taille de l'entreprise

Tranche de taille	effet fixe moyen		variance EF entreprise
	individus	entreprise	
1-4	-0,15	5,32	1,91
5-9	-0,12	5,43	1,79
10-19	-0,09	5,42	1,65
20-49	-0,04	5,45	1,43
50-99	0,00	5,49	1,22
100-249	0,05	5,54	1,07
250-499	0,07	5,61	0,99
500-999	0,11	5,64	0,95
1000-1999	0,12	5,63	0,92
2000-4999	0,12	5,63	0,86
5000 et plus	0,16	5,54	0,94

Source : DADS, panel au 1/25^e, carrières uniquement dans le secteur privé.

4.2 Résultats

On s'intéresse à la fois à la répartition des effets fixes firmes et individus suivant les caractéristiques des firmes et des individus ainsi que les liens entre les deux.

D'une part, on s'intéresse pour chaque tranche de taille d'entreprise et pour chaque secteur d'activité à la répartition des effets fixes entreprises ainsi qu'aux effets fixes moyens des individus qui travaillent dans ces entreprises. D'autre part, pour chaque catégorie socioprofessionnelle et chaque cohorte on s'intéresse à la répartition des effets fixes individus ainsi qu'aux effets fixes des firmes dans lesquelles ces individus travaillent.

4.2.1 Tailles d'entreprises

Quand la taille des entreprises augmente, la moyenne des effets fixes entreprises augmente légèrement, mais l'évolution n'est en fait pas très marquée. En revanche la variance diminue très fortement (table 1) : parmi les petites entreprises, la dispersion des effets fixes est très grande alors qu'elle est beaucoup plus faible parmi les grandes entreprises. C'est sans doute le reflet de l'hétérogénéité des petites entreprises parmi lesquelles on trouve des entreprises familiales stables aussi bien que des entreprises qui se créent et dont le taux de survie est plus faible.

Par ailleurs, il y a une nette relation positive entre la valeur moyenne des effets fixes individuels et la taille des entreprises : plus les entreprises sont grandes plus leurs salariés ont tendance à être stables.

La différence des effets fixes moyens entre les plus petites entreprises et les plus grandes est du même ordre de grandeur pour les effets fixes individuels et pour les effets fixes entreprises.

L'idée que les périodes d'emploi sont plus longues dans les grandes entreprises serait donc due tout autant aux entreprises elles-mêmes qu'aux salariés qui y travaillent.

4.2.2 Secteurs d'activité

Il y a de grandes disparités suivant les secteurs d'activités. L'industrie en général et le commerce ont tendance à employer des individus plutôt plus stables que la moyenne, mais les entreprises sont elles-mêmes dans la moyenne du point de vue de leurs effets fixes (table 2).

Au contraire, certains secteurs comme l'hôtellerie-restauration, les activités récréatives et les activités associatives ont tendance à avoir des périodes d'emploi plus courtes tant du fait des entreprises que des salariés qu'elles emploient.

Les services personnels et domestiques ont la particularité d'avoir des effets fixes firmes plutôt plus élevés que la moyenne tout en embauchant des individus en moyenne moins stables. C'est sans doute le signe que ces entreprises offrent des contrats courts d'appoint à des salariés d'autres secteurs qui ont globalement des difficultés à se stabiliser sur le marché du travail tout en permettant à ceux qui le souhaitent de rester dans ces entreprises.

Les services opérationnels ont quant à eux tendance à avoir des effets firmes plutôt plus bas que la moyenne, alors que les salariés qui y travaillent sont plutôt dans la moyenne.

Il est à noter que le secteur des activités financières cumule des effets fixes individuels et entreprises de moyenne plus élevés que les autres secteurs.

4.2.3 Catégories socioprofessionnelles

Les cadres et les professions intermédiaires ont tendance à la fois à être individuellement plus stables et à travailler dans des entreprises qui ont tendance à garder leurs salariés plus longtemps (table 3). Les employés au contraire travaillent dans des entreprises qui gardent leurs salariés plutôt légèrement moins que la moyenne, et sont individuellement beaucoup moins stables. Les ouvriers, quant à eux, sont dans les entreprises qui ont le moins tendance à garder leurs salariés mais sont plutôt légèrement au-dessus de la moyenne en termes de stabilité individuelle.

4.2.4 Cohortes

Les effets mesurés sur les cohortes ne sont pas faciles à interpréter car les individus ne sont pas observés sur la même période de leur carrière. La cohorte née en 1922 avait 55 ans en 1977 et ses effets fixes individuels ont donc été calculés sur la fin de la carrière uniquement. Au contraire, la cohorte née en 1976 avait 25 ans en 2001 et les effets fixes individuels n'ont été estimés que sur ses toutes premières périodes d'emploi.

Il n'en demeure pas moins qu'à la fois les effets fixes entreprises et les effets fixes individuels ont eu tendance à diminuer très fortement à partir de la cohorte née en 1950 ce qui tendrait à montrer que les cohortes les plus récentes ont à la fois tendance être moins stables et à être embauchées dans des entreprises qui gardent leurs salariés moins longtemps (table 4).

Afin d'essayer de mieux tenir compte des différences de périodes d'observation pour les différentes cohortes, on recalcule les effets fixes individuels sur 5 ans entre 25 et 29 ans pour les cohortes nées en 1964, 1968 et 1972 et sur 10 ans entre 21 et 30 ans pour les cohortes nées en 1958, 1964 et 1970 (table 5).

TABLE 2 – Effets fixes moyens suivant le secteur de l'entreprise

Secteur	EF entreprises	EF individus
B0 Industries agricoles et alimentaires	5,05	0,11
C1 Habillement, cuir	5,15	0,16
C2 Édition, imprimerie, reproduction	5,19	0,04
C3 Pharmacie, parfumerie et entretien	5,34	0,08
C4 Industries des équipements du foyer	5,21	0,18
D0 Industrie automobile	5,33	0,14
E1 Construction navale, aéronautique et ferroviaire	5,29	0,12
E2 Industries des équipements mécaniques	5,14	0,15
E3 Industries des équipements électriques et électroniques	5,46	0,01
F1 Industries des produits minéraux	5,32	0,19
F2 Industrie textile	5,28	0,27
F3 Industries du bois et du papier	5,13	0,22
F4 Chimie, caoutchouc, plastiques	5,21	0,13
F5 Métallurgie et transformation des métaux	5,16	0,16
F6 Industrie des composants électriques et électroniques	5,39	0,02
H0 Construction	5,13	0,06
J1 Commerce et réparation automobile	5,27	0,13
J2 Commerce de gros, intermédiaires	5,18	0,14
J3 Commerce de détail, réparations	5,15	0,03
K0 Transports	5,13	-0,01
L0 Activités financières	5,50	0,18
M0 Activités immobilières	5,07	0,09
N2 Conseils et assistance	5,29	-0,02
N3 Services opérationnels	4,84	-0,08
N4 Recherche et développement	5,33	-0,01
P1 Hôtels et restaurants	4,80	-0,19
P2 Activités récréatives, culturelles et sportives	4,63	-0,27
P3 Services personnels et domestiques	5,50	-0,14
Q1 Éducation	5,15	0,00
Q2 Santé, action sociale	5,19	0,03
R2 Activités associatives et extra-territoriales	4,84	-0,10

Source : DADS, panel au 1/25^e, carrières uniquement dans le secteur privé. Seuls les secteurs pour lesquels on a suffisamment d'observations sont présentés.

TABLE 3 – Effets fixes moyens suivant la catégorie socioprofessionnelle

Catégorie socioprofessionnelle	EF individus	EF entreprises
cadre	0,10	5,56
profession intermédiaire	0,13	5,47
employé	-0,15	5,28
ouvrier	0,04	5,23

Source : DADS, panel au 1/25^e, carrières uniquement dans le secteur privé.

TABLE 4 – Effets fixes moyens suivant la cohorte de naissance

Année de naissance	EF individus	EF entreprises
1922	0,33	5,43
1924	0,36	5,40
1926	0,35	5,40
1928	0,34	5,40
1930	0,41	5,39
1932	0,46	5,40
1934	0,44	5,42
1936	0,39	5,42
1938	0,41	5,41
1940	0,35	5,41
1942	0,39	5,41
1944	0,41	5,41
1946	0,43	5,42
1948	0,42	5,41
1950	0,37	5,38
1952	0,33	5,37
1954	0,27	5,34
1956	0,19	5,30
1958	0,09	5,26
1960	0,00	5,26
1962	-0,02	5,27
1964	-0,09	5,26
1966	-0,18	5,26
1968	-0,25	5,26
1970	-0,32	5,26
1972	-0,46	5,25
1974	-0,56	5,23
1976	-0,65	5,21

Source : DADS, panel au 1/25^e, carrières uniquement dans le secteur privé.

TABLE 5 – Effets fixes moyens suivant la cohorte de naissance (suivi sur 5 ou 10 ans)

Année de naissance	EF individus	EF entreprises
<i>suivi sur 5 ans</i>		
1964	0,19	5,29
1968	0,00	5,31
1972	-0,17	5,28
<i>suivi sur 10 ans</i>		
1958	0,26	5,27
1964	0,01	5,27
1970	-0,24	5,28

Source : DADS, panel au 1/25^e, carrières uniquement dans le secteur privé.

Les effets fixes individuels ont eu tendance à fortement diminuer entre les cohortes nées en 1958, 1964 et 1970 observées sur 10 ans. Cette baisse des effets fixes individuels moyens se confirme également quand on compare les cohortes nées en 1964, 1968 et en 1972 observées sur 5 ans.

Pour la cohorte née en 1964, les effets fixes individuels mesurés sur 5 ans dans une phase de baisse du cycle économique où la mobilité est en général plus faible sont artificiellement surestimés par rapport à leur estimation sur plus longue période.

Il s'agit là d'une première approche qui méritera d'être complétée par l'introduction d'hétérogénéité inobservée dans des modèles de durée qui tiennent mieux compte de la censure et qui imposent moins de structure au hasard de base.

Références

- Abowd, J., Creecy, R. & Kramarz, F. (2002), Computing person and firm effects using linked longitudinal employer-employee data. Cornell University Working Paper.
- Abowd, J., Kramarz, F. & Margolis, D. (1999), 'High wage workers and high wage firms', *Econometrica* **67**(2), 251–333.
- Anderson, P. M. & Meyer, B. D. (1994), 'The extent and consequences of job turnover', *Brookings Papers on Economic Activity. Microeconomics* **1994**, 177–248.
- Auer, P. & Cazes, S., eds (2003), *Employment stability in an age of flexibility*, 2003 edn, International Labour Office, Geneva.
- Behaghel, L. (2003), 'Insécurité de l'emploi : le rôle protecteur de l'ancienneté a-t-il baissé en France ?', *Economie et Statistiques* **366**(1), 3–29.
- Burgess, S. & Rees, H. (1996), 'Job tenure in Britain 1975-92', *Economic Journal* **106**(435), 334–44.
- Burgess, S. & Rees, H. (1998), 'A disaggregate analysis of the evolution of job tenure in Britain, 1975-93', *British Journal of Industrial Relations* **36**(4), 629–655.
- Conseil de l'Emploi des Revenus et de la Cohésion Sociale (2006), La France en transition - 1993-2005. Rapport n°7.
- Cornelißen, T. & Hübler, O. (2008), Why are high-wage workers in low-wage firms? an explanation of a puzzle via job stability and unobserved heterogeneity. EALE conference 2008 Amsterdam.
- Diebold, F. X., Neumark, D. & Polsky, D. (1996), 'Comment on "is job stability declining in the U.S. economy?" by Kenneth A. Swinnerton and Howard Wial (48 :2, Jan. 1995)', *Industrial and Labor Relations Review* **49**(2), 348–352.
- Diebold, F. X., Neumark, D. & Polsky, D. (1997), 'Job stability in the United States', *Journal of Labor Economics* **15**(2), 206–33.
- Duhautois, R. (2006), 'De la disparition des entreprises à la mobilité des salariés', *Économie et Statistique* **400**, 3–15.
- Fougère, D. (2003), Instabilité de l'emploi et précarisation des trajectoires, Technical report, Actes des Troisièmes Entretiens de l'Emploi, « Transitions et trajectoires - Temps et enjeux de la mobilité professionnelle », Publications de l'Observatoire de l'ANPE, Paris, 105-110 et 115-117.
- Givord, P. & Maurin, E. (2004), 'Changes in job security and their causes : An empirical analysis for France, 1982-2002', *European Economic Review* (48), 595–615.
- Horowitz, J. & Lee, S. (2004), 'Semiparametric estimation of a panel data proportional hazards model with fixed effects', *Journal of Econometrics* (119-1), 155–198.
- L'Horty, Y. (2004), Instabilité de l'emploi : quelles ruptures de tendance ? Communication au séminaire "L'évolution de l'instabilité de l'emploi", CERC, 6 novembre 2003.
- Mumford, K. & Smith, P. N. (2004), Job tenure in Britain : Employee characteristics versus workplace effects, IZA discussion papers, Institute for the Study of Labor (IZA).
- Neumark, D., Polsky, D. & Hansen, D. (1999), 'Has job stability declined yet? new evidence for the 1990s', *Journal of Labor Economics* **17**(4), S29–64.

- Neumark, D. & Reed, D. (2004), 'Employment relationships in the new economy', *Labour Economics* **11**(1), 1–31.
- Nickell, S., Jones, P. & Quintini, G. (2002), 'A picture of job insecurity facing british men', *Economic Journal* **112**(476), 1–27.
- Swinnerton, K. A. & Wial, H. (1995), 'Is job stability declining in the u.s. economy?', *Industrial and Labor Relations Review* **48**(2), 293–304.
- Swinnerton, K. A. & Wial, H. (1996), 'Is job stability declining in the u.s. economy? reply to diebold, neumark, and polsky', *Industrial and Labor Relations Review* **49**(2), 352–355.
- Valletta, R. G. (1999), 'Declining job security', *Journal of Labor Economics* **17**(4), S170–97.
- Yamaguchi, K. (1986), 'Alternative approaches to unobserved heterogeneity in the analysis of repeatable events', *Sociological Methodology* (16), 213–249.

A L'estimateur de Kaplan-Meier

Son mode de construction est proche de celui de la fonction de répartition empirique. Au contraire de cette dernière, il prend en compte la censure à droite. Dans le cas de données censurées à droite, la variable d'intérêt n'est plus la durée observée X , mais la durée sous-jacente T , qui serait observée en l'absence de censure.

On observe des survies successives à des dates $t_0, t_1, \dots, t_i, \dots, t_N, \dots, t_{K-1}$ telles que $t_0 \leq t_1 \leq \dots \leq t_i \leq \dots \leq t_N \leq \dots \leq t_K$. On se place donc dans le cas de données groupées (plusieurs sorties peuvent survenir dans l'intervalle $I_j =]t_{j-1}, t_j[$). On connaît à chaque date t_j :

- $m_{j,K}$ nombre de sorties dans l'intervalle $I_j =]t_{j-1}, t_j[$.
- $c_{j,K}$ nombre d'observations censurées dans l'intervalle I_j .
- $n_{j,K}$ nombre d'observations dans l'échantillon à la date t_{j-1} dans l'intervalle I_j , donc non sorties et non censurées en t_{j-1} . C'est l'ensemble à risque en t_j .

$$\hat{S}_{K,N}(t) = \prod_{j/t_j \leq t} \left(1 - \frac{m_{j,K}}{n_{j,K} - c_{j,K}}\right) \quad (1)$$

B Modèle de Cox et estimation non-paramétrique de la survie

Le modèle de Cox est un modèle à hasards proportionnels, ce qui implique que des valeurs différentes des exogènes Z aboutissent à des valeurs proportionnelles du hasard.

La forme du hasard dans ces modèles est :

$$h(t|z) = h_0(t) \cdot \phi(z, \beta) \quad (2)$$

Le modèle s'interprète de la façon suivante : une covariable qui modifie la fonction ϕ par rapport au niveau de référence induit un effet multiplicatif de même ampleur sur le hasard, quelle que soit la date t .

Dans ce cadre, le k -ième coefficient de β mesure l'élasticité du taux de hasard par rapport à la k -ième covariable (supposée invariable dans le temps) :

$$\beta_k = \frac{\partial \ln h(t|z)}{\partial z_k} \quad (3)$$

Dans le cadre du modèle de Cox, on choisit pour ϕ la fonction exponentielle : $\phi(z\beta) = \exp(z\beta)$. Le hasard prend donc la forme :

$$h(t|Z) = h_0(t) \cdot \exp(z\beta) \quad (4)$$

où $h_0(t)$ est le hasard de base et z les covariables.

Pour estimer le vecteur des coefficients β des covariables, on peut maximiser la log-vraisemblance des observations à condition de spécifier le hasard de base. Mais l'originalité du modèle de Cox reside dans le fait qu'il permet d'estimer β sans spécifier le hasard de base h_0 . La technique utilisée est une méthode de résolution semi-paramétrique particulière, fondée sur la maximisation d'une partie de la vraisemblance des observations, la **vraisemblance partielle**.

La "vraisemblance partielle de Cox" a pour expression :

$$\ell_p = \prod_{1 \leq j \leq N} \frac{\exp(z_j(t_j)\beta)}{\sum_{k \in R_j} (\exp(z_k(t_j)\beta))} \quad (5)$$

Andersen et Gill (1982) ont montré que sous certaines hypothèses de régularité, l'estimateur du maximum de la vraisemblance partielle de β , noté $\hat{\beta}_p$, est asymptotiquement normal et tend en probabilité vers β quand $N \rightarrow +\infty$.

La survie d'un individu de caractéristiques z prédite par le modèle de Cox se déduit de la survie de base :

$$S(t|z) = [S_0(t)]^{\exp(z\beta)} \quad (6)$$

C Hétérogénéité inobservée dans les modèles de durée

Limiter l'analyse des déterminants des durées aux facteurs observables à travers les données disponibles - soit ici le sexe, l'âge et la catégorie socioprofessionnelle - peut sembler restrictif car certains déterminants inobservés peuvent jouer de manière importante, qu'il s'agisse d'informations absentes des données (le diplôme) ou de caractéristiques des individus qui sont difficilement observables. L'introduction d'une composante d'hétérogénéité inobservée permet donc notamment, en éliminant une source de biais, d'évaluer plus précisément l'impact des caractéristiques observables.

Pratiquement, introduire de l'hétérogénéité inobservée consiste à ajouter un effet individuel, qui peut prendre la forme d'un effet fixe ou d'un effet aléatoire selon les hypothèses que l'on est prêt à faire quant à la corrélation possible entre covariables et hétérogénéité inobservée.

C.1 Effets fixes

L'introduction d'effets fixes dans des modèles de durée suppose que certains problèmes aient été résolus. Yamaguchi (1986) recense les trois difficultés que soulève la mise en œuvre de cette méthode :

1. Exogénéité : cette condition suppose que l'espérance de la variable dépendante (ici, la durée) conditionnellement aux covariables à toutes les dates soit égale à l'espérance de la variable dépendante conditionnellement aux covariables à la date courante.
2. Censure à droite : La date de censure n'est pas indépendante de la durée, puisque plus le premier spell est long, plus le suivant a de chances d'être censuré. Horowitz & Lee (2004) proposent une solution pour traiter ce problème, mais dont la mise en œuvre requiert que la condition d'exogénéité soit respectée.
3. Le nombre de périodes d'emplois doit être indépendant de la durée de chaque période. Si cette condition n'est pas remplie, Yamaguchi (1986) propose de sélectionner 2 spells d'emploi, de manière aléatoire ou en prenant les deux premiers.

Ici la première condition (exogénéité) n'est pas respectée dans le cadre d'un modèle à effets fixe salarié. En effet, la date de début d'un spell dépend de la durée du spell précédent, qui est elle-même liée à l'hétérogénéité inobservée. Comme cette composante d'hétérogénéité est également présente dans le spell courant, se pose un problème d'endogénéité. Ainsi par exemple, l'espérance de la durée en emploi d'un individu diffère selon que l'on conditionne simplement par la date de début du spell courant, ou par la date de début du spell courant et du suivant. De ce fait, le problème de la censure à droite ne peut donc être traité selon la méthode de Horowitz & Lee (2004). La mise en œuvre d'un modèle à effets fixes salariés conduit donc à des résultats qui ne sont pas fiables, et la comparaison des modèles révèle d'ailleurs que le diagnostic de ce modèle diffère fortement de celui des autres modèles, en ce qui concerne l'effet de la date sur le hasard (see figure 15).

De plus, le troisième critère n'est pas respecté puisque l'on observe les individus sur une période d'une durée déterminée (30 ans) pendant laquelle le nombre de spells et leur durée sont très liés. En effet plus la première durée est longue plus le nombre total de spells aura de chances d'être faible. Le non-respect de ce critère est confirmé par une expérience qui a été menée sur les données : lorsque l'on met en œuvre la méthode préconisée par Yamaguchi (1986) dans ce cas de figure en sélectionnant deux spells de manière aléatoire, le diagnostic du modèle à effets fixes salariés se rapproche de celui des autres modèles (see figure 16). Or, si le nombre de spells avait été indépendant de la durée, sélectionner deux spells n'aurait pas eu d'impact.

Comparaison du modèle simple et des modèles à effets fixes et salariés

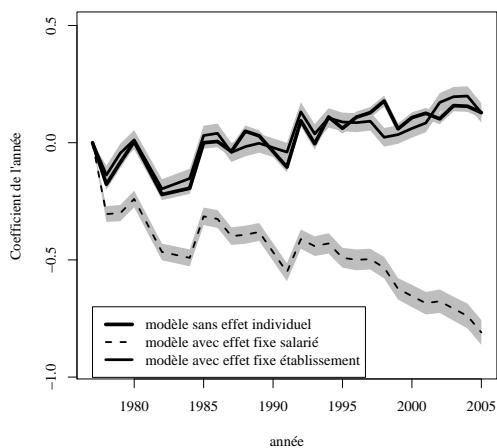


Fig. 15 – Coefficient de l'indicatrice annuelle, Hommes

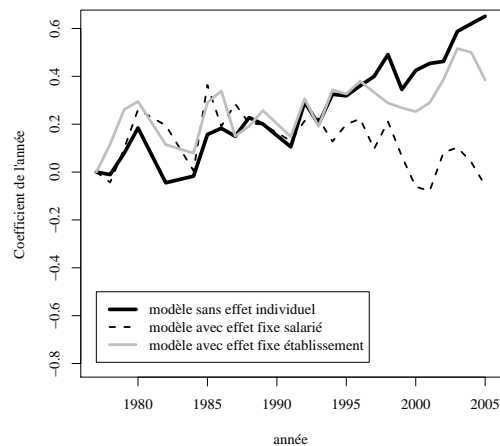


Fig. 16 – Comparaison du modèle simple et des modèles à effets fixes et salariés, Hommes

C.2 Effets aléatoires

L'effet individuel peut également prendre la forme d'un effet aléatoire, ce qui signifie qu'il prend la forme d'une variable aléatoire dont la distribution doit être spécifiée. Mais la principale différence avec la spécification à effets fixes réside dans la réalisation d'une hypothèse de base : l'indépendance entre covariables et termes d'hétérogénéité inobservée. Alors que la spécification à effets fixes n'impose rien sur cette condition, mettre en oeuvre un modèle à effets aléatoires exige qu'elle soit respectée. Ce type de modèle demande un temps important pour tourner, si bien que seuls des tests simples ont été effectués. Aucune différence notable avec le modèle sans hétérogénéité inobservée n'a été notée, si bien que les tests n'ont pas été poursuivis plus avant.

D Nombre de périodes d'emploi, par sexe

Année	Hommes	Femmes
1977	117 031	53 377
1978	167 668	80 170
1979	147 580	69 411
1980	138 287	67 270
1982	161 420	84 968
1984	157 787	98 572
1985	130 901	78 989
1986	140 111	81 098
1987	149 771	86 048
1988	153 405	88 298
1989	172 325	98 894
1991	213 412	127 971
1992	160 439	99 288
1993	140 670	86 506
1994	128 490	76 922
1995	178 835	113 309
1996	164 888	103 762
1997	176 460	111 130
1998	187 224	118 285
1999	219 165	140 345
2000	226 552	148 082
2001	222 760	153 604
2002	213 305	149 497
2003	174 315	126 168
2004	185 215	132 915
2005	224 211	159 619

E Estimateurs de Kaplan-Meier des taux de survie

Taux de survie et taux de croissance du PIB

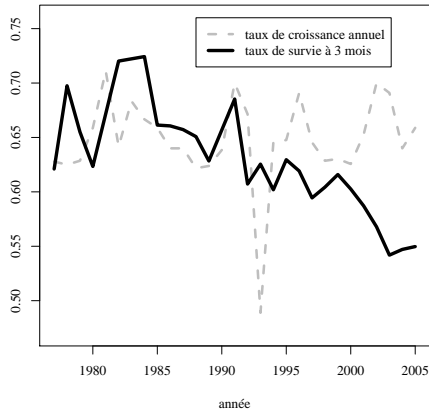


Fig. 17 – Taux de survie à 3 mois

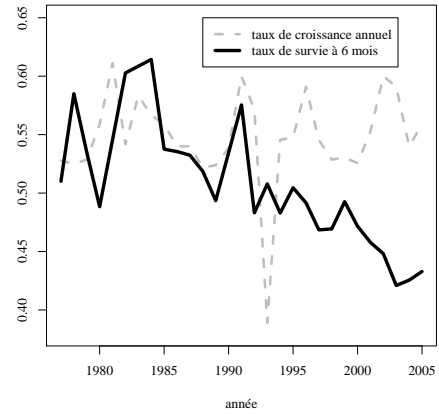


Fig. 18 – Taux de survie à 6 mois

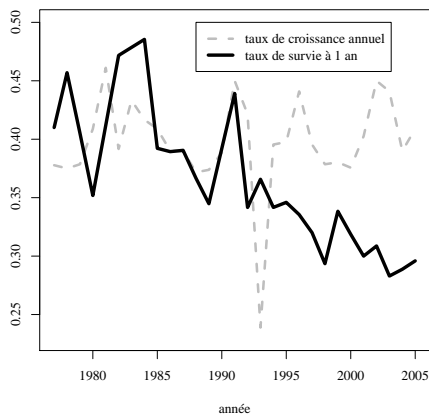


Fig. 19 – Taux de survie à 1 an

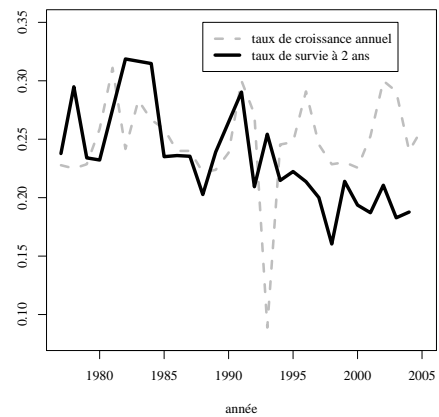


Fig. 20 – Taux de survie à 2 ans

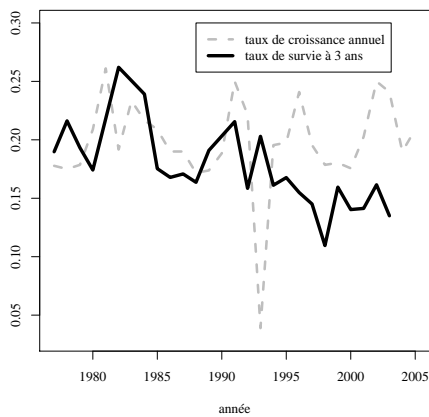


Fig. 21 – Taux de survie à 3 ans

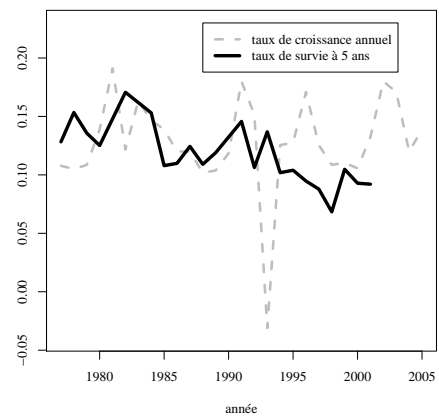


Fig. 22 – Taux de survie à 5 ans

Taux de survie, comparaison en fonction du sexe

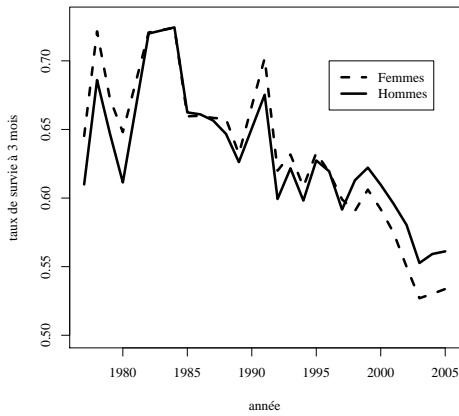


Fig. 23 – Taux de survie à 3 mois

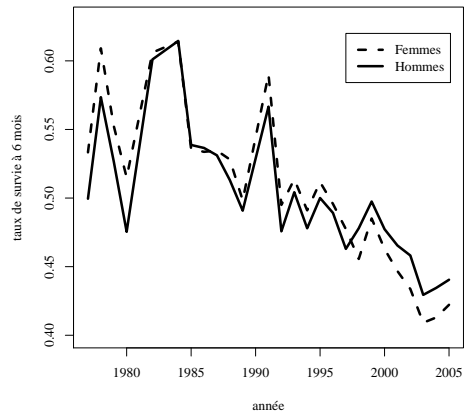


Fig. 24 – Taux de survie à 6 mois

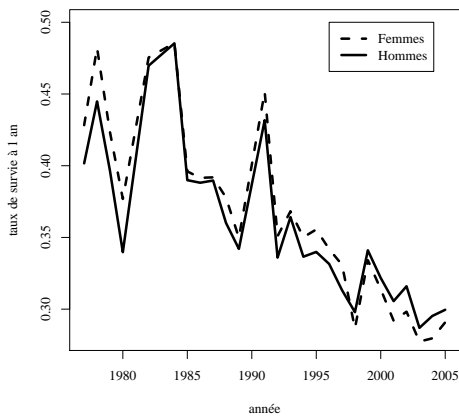


Fig. 25 – Taux de survie à un an

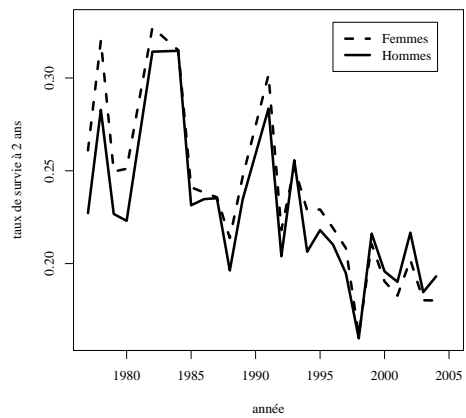


Fig. 26 – Taux de survie à 2 ans

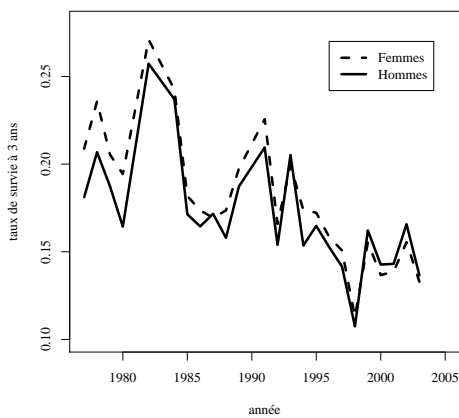


Fig. 27 – Taux de survie à 3 ans

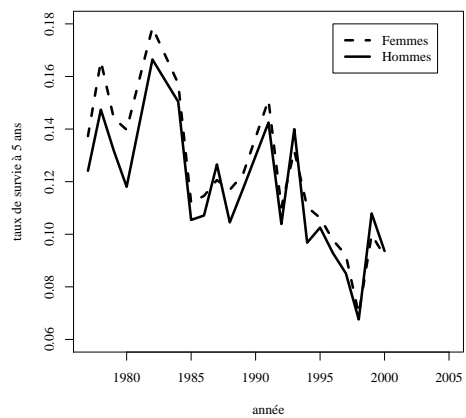


Fig. 28 – Taux de survie à 5 ans

Taux de survie, comparaison en fonction de la catégorie socioprofessionnelle

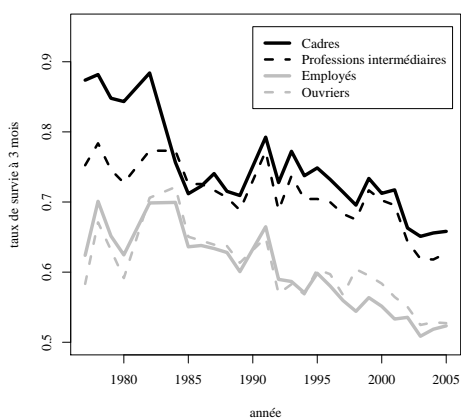


Fig. 29 – Taux de survie à 3 mois

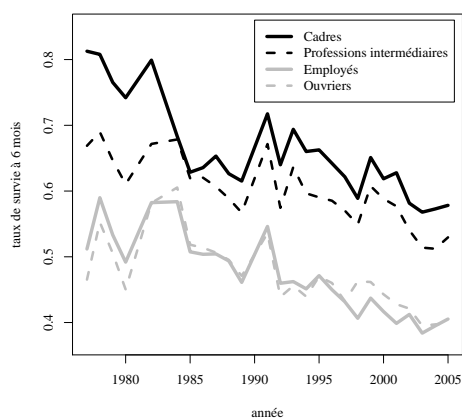


Fig. 30 – Taux de survie à 6 mois

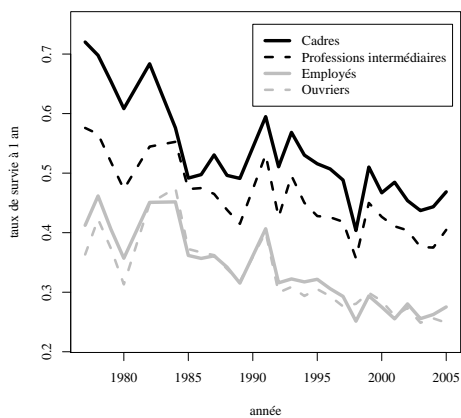


Fig. 31 – Taux de survie à un an

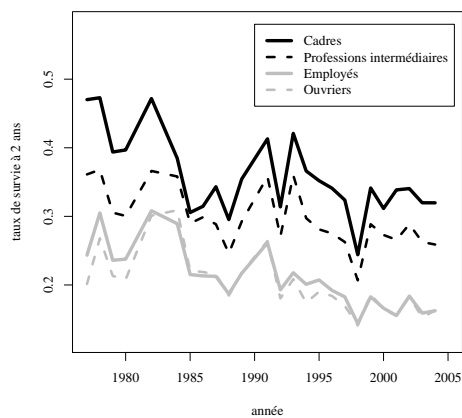


Fig. 32 – Taux de survie à 2 ans

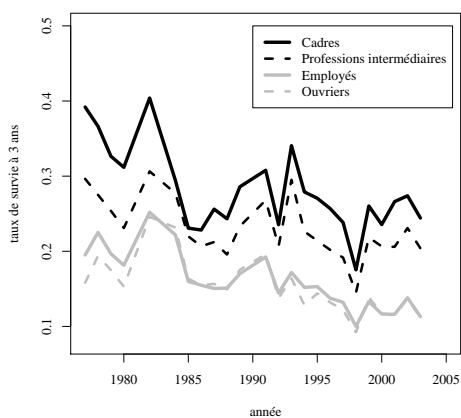


Fig. 33 – Taux de survie à 3 ans

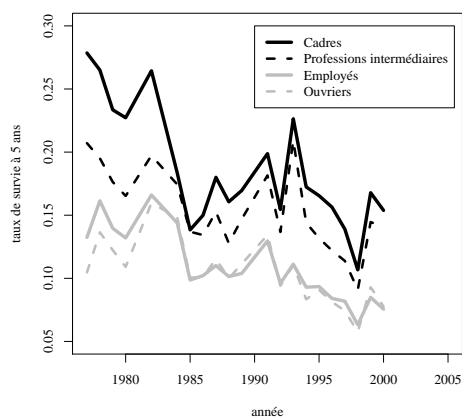


Fig. 34 – Taux de survie à 5 ans

Taux de survie, comparaison en fonction de l'âge

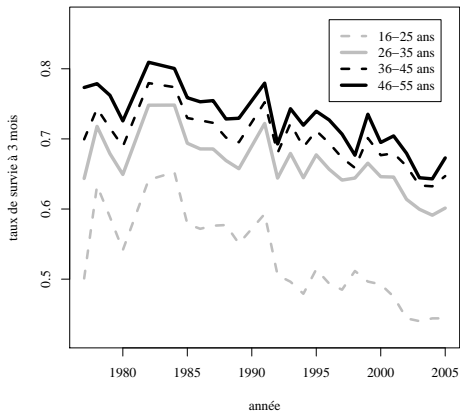


Fig. 35 – Taux de survie à 3 mois

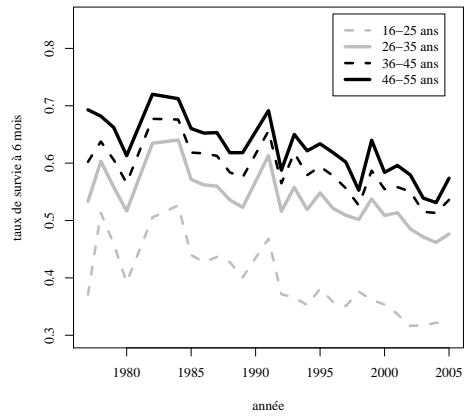


Fig. 36 – Taux de survie à 6 mois

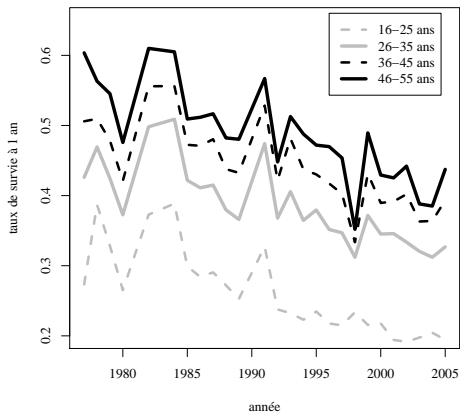


Fig. 37 – Taux de survie à 1 an

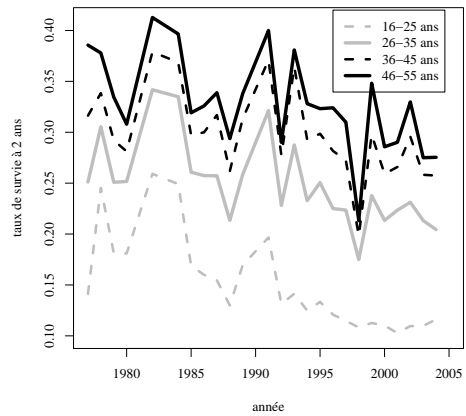


Fig. 38 – Taux de survie à 2 ans

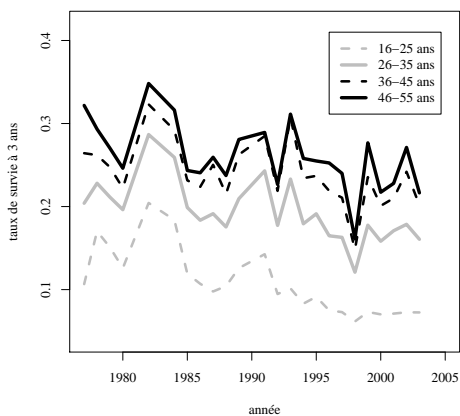


Fig. 39 – Taux de survie à 3 ans

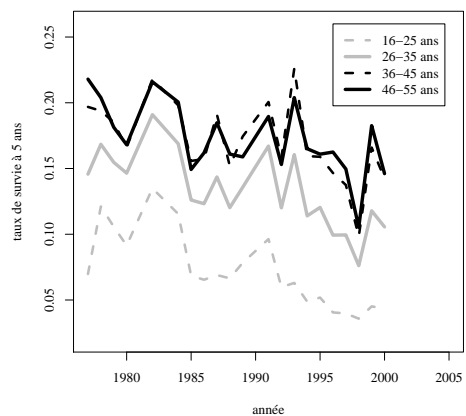


Fig. 40 – Taux de survie à 5 ans

F Taux de survie prédits par le modèle de Cox

Taux de survie des hommes de 21-25 ans selon leur catégorie socioprofessionnelle

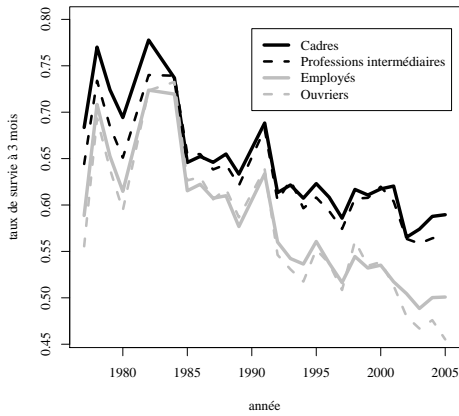


Fig. 41 – Taux de survie à 3 mois

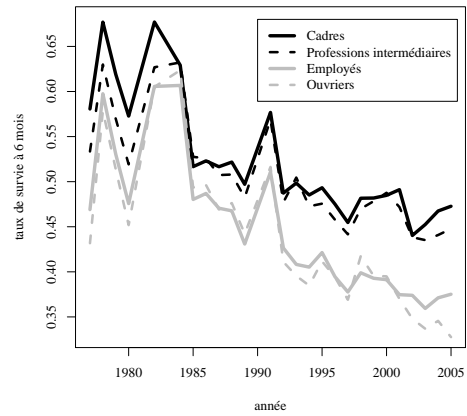


Fig. 42 – Taux de survie à 6 mois

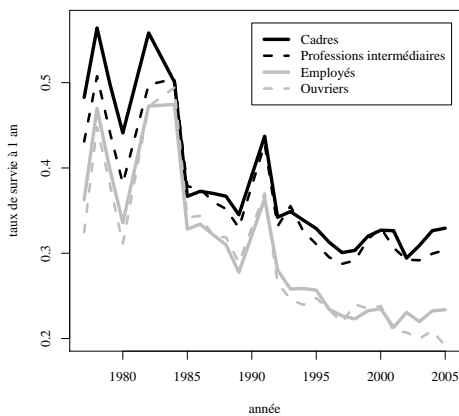


Fig. 43 – Taux de survie à 1 an

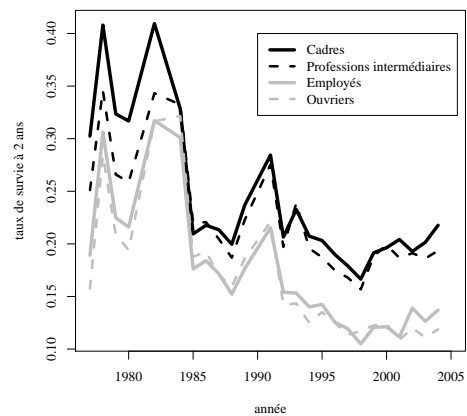


Fig. 44 – Taux de survie à 2 ans

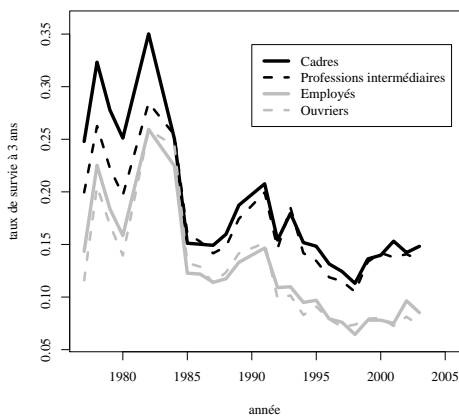


Fig. 45 – Taux de survie à 3 ans

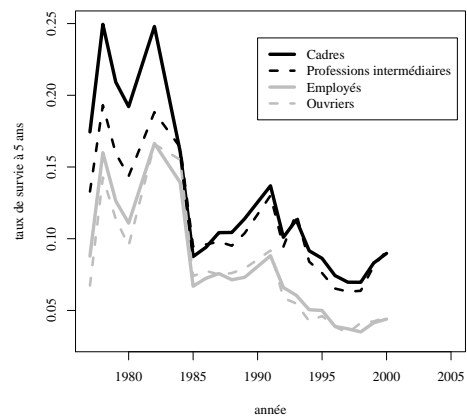


Fig. 46 – Taux de survie à 5 ans

Taux de survie des hommes cadres selon leur âge

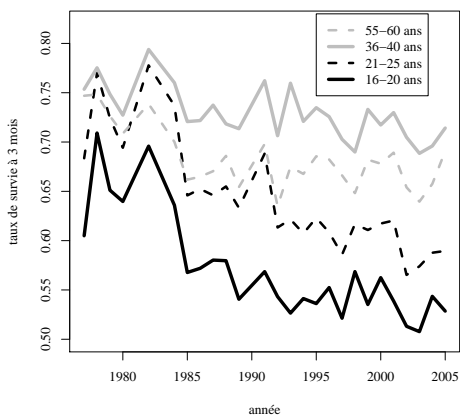


Fig. 47 – Taux de survie à 3 mois

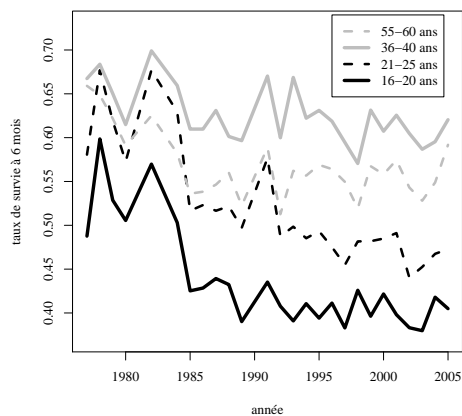


Fig. 48 – Taux de survie à 6 mois

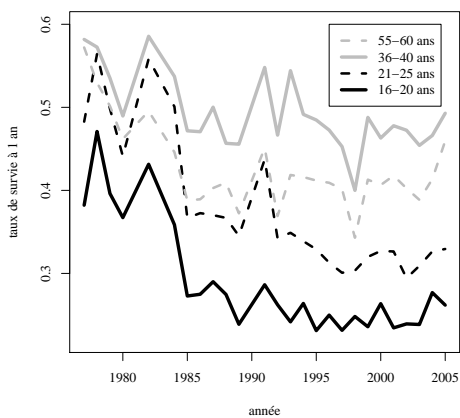


Fig. 49 – Taux de survie à 1 an

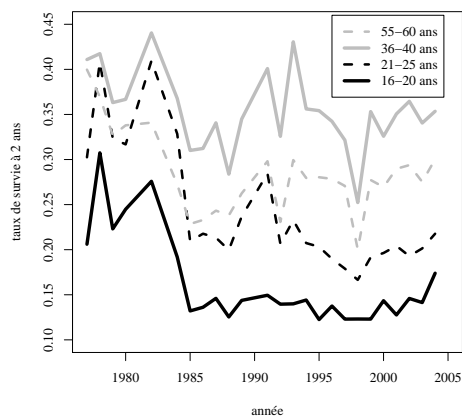


Fig. 50 – Taux de survie à 2 ans

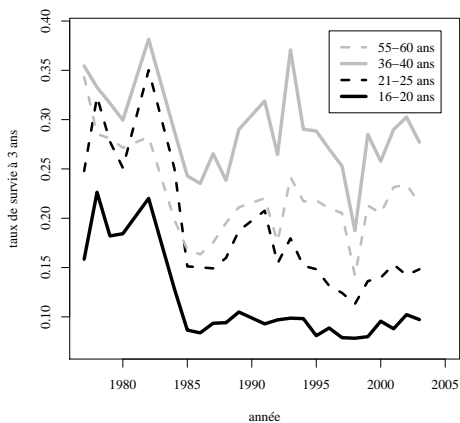


Fig. 51 – Taux de survie à 3 ans

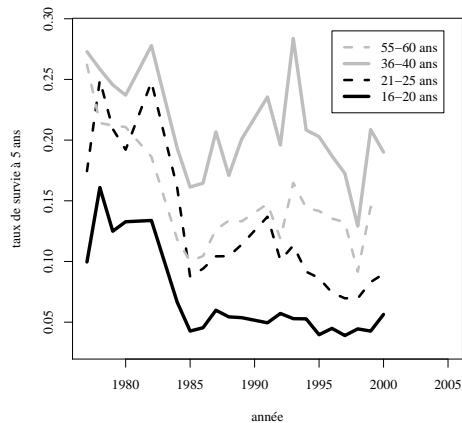


Fig. 52 – Taux de survie à 5 ans