

# ENTREPRISES, MODES DE GESTION DE LA MAIN-D'ŒUVRE ET ALLONGEMENT DE LA DURÉE DE CHÔMAGE : une analyse économétrique

**Eric Delattre**

THEMA UMR CNRS 8184  
Université de Cergy-Pontoise  
33 boulevard du Port  
95 011 Cergy Pontoise Cedex

[delattre@eco.u-cergy.fr](mailto:delattre@eco.u-cergy.fr)

**Marie Salognon**

ECONOMIX, UMR-CNRS 7166  
Université de Paris X-Nanterre  
bâtiment K, bureau 119  
200 avenue de la république  
92 001 Nanterre Cédex

[marie.salognon@u-paris10.fr](mailto:marie.salognon@u-paris10.fr)

## Résumé

Cet article explore les liens empiriques entre la pluralité des formes institutionnelles et la durée de chômage pour apprécier le rôle des entreprises et de leurs modes de gestion de la main-d'œuvre dans l'allongement de la durée de chômage et dans la construction de l'employabilité des travailleurs. À partir du suivi longitudinal des chômeurs de l'enquête TDE-MLT, nous procédons à une analyse microéconométrique de la durée du premier épisode de chômage des individus en fonction des variables attachées aux entreprises et aux relations d'emploi passées. Les résultats établissent que certaines pratiques de gestion de la main-d'œuvre développées par les entreprises déterminent les parcours de chômage des individus de notre échantillon et construisent en partie la vulnérabilité des travailleurs au chômage de longue durée.

## Abstract

This paper accounts for the empirical links between the plurality of institutional forms and the unemployment duration in order to appreciate the firms' function, through workers' management styles, in rising unemployment duration and in constructing the workers' employability. Using the TDE-LMT longitudinal survey (DARES), we conducted a microeconomic study of the duration of individuals' first unemployment period in accordance with the firms' variables and work relation variables. Results show that certain management practices of firms largely influence the individual's unemployment pathway and partly concur to construct the workers' vulnerability to long term unemployment.

Codes JEL : J53, J4, J64

Mots clés : durée de chômage, modes de gestion de la main-d'œuvre, catégories d'entreprises

*Nous tenons à remercier Thomas Brodaty (Théma, Cergy-Pontoise), Catherine Bruneau (EconomiX, Paris X-Nanterre), François Eymard-Duvernay (EconomiX, Paris X-Nanterre) et deux rapporteurs anonymes pour leurs commentaires sur une première version de cet article.*

Selon l'OCDE (2002), une bonne stratégie pour réduire le chômage global doit passer par la réduction de la durée des périodes de chômage. En France, comme au niveau européen, on considère généralement comme chômeur de longue durée tout demandeur d'emploi au chômage depuis douze mois ou plus. Pour les jeunes, ce seuil est abaissé à six mois. À partir de vingt-quatre mois, on parle parfois de « chômage de très longue durée ». Les seuils retenus sont conventionnels. Ils ont été définis pour permettre la mise en œuvre des politiques d'emploi et leur suivi dans la mesure où la lutte contre le chômage de longue durée fait partie des préoccupations nationales comme de la stratégie européenne pour l'emploi. Si le chômage de longue durée est devenu un phénomène de masse en France et touche progressivement toutes les catégories de la population, le risque de chômage de longue durée demeure inégalement réparti. Les travailleurs âgés et les jeunes y sont plus exposés, les femmes plus victimes que les hommes. Le risque est également plus élevé pour les travailleurs de nationalité étrangère, pour les moins qualifiés ou les moins éduqués.

À cet égard, de nombreux travaux empiriques ont tenté de cerner le profil du chômeur de longue durée, de rendre compte de la durée de chômage et de son évolution, ainsi que d'en identifier les déterminants (Fougère (2000)). Pour la plupart, ils se focalisent sur les déterminants individuels du chômage de longue durée (Cases et Lollivier, 1994), qu'ils soient démographiques (sexe, âge, nationalité et situation familiale) ou socio-économiques (formation initiale, qualification, trajectoire professionnelle et ancienneté de chômage). Certains expliquent les durées de chômage par les effets du cycle économique (Lollivier, 1994) ou par les modes de transition prédominants sur le marché du travail (L'Horty, 1997). Quelques-uns s'intéressent aux effets des variables institutionnelles comme le mode d'indemnisation du chômage en vigueur (Prieto, 2000) ou les politiques d'aide à la réinsertion des chômeurs de longue durée (DARES, 2003).

Parallèlement, il existe de nombreuses études sur les entreprises qui révèlent l'hétérogénéité de leurs modes de coordination et de gestion de la main-d'œuvre (Eymard-Duvernay (1981), Delattre et Eymard-Duvernay (1983), Choffel, Cuneo et Kramarz (1988), Bessy (1995, 1997), Beffa, Boyer et Touffut (1999), Coutrot (2001)). De ces travaux sont généralement extraites diverses typologies d'entreprises sur la base de multiples variables comme la taille des entreprises, leur statut (public, privé, intérimaire, *etc.*), leur secteur d'activité ainsi que la composition des salaires, le type de contrat majoritaire dans l'entreprise (CDD, CDI, intérim, *etc.*) ou encore la structure des qualifications. Ces typologies sont utilisées pour analyser la composition du tissu industriel et de la main-d'œuvre, les trajectoires de croissance des entreprises, les dispositifs d'évaluation des compétences ou les innovations organisationnelles. Elles rendent compte de la pluralité institutionnelle (Salognon (2005)).

Au regard de la littérature économique récente, la déconnexion qui existe entre les analyses du système productif et celles du marché du travail est frappante. On dispose, d'un côté, de nombreuses données concernant les chômeurs et leurs caractéristiques et, de l'autre, d'enquêtes sur les entreprises et leurs employés. Mais les fichiers appariant des trajectoires individuelles et des données d'entreprises sont encore extrêmement rares, bien qu'ils permettraient de faire le lien entre les deux domaines. Cet état de fait semble congruent avec les analyses théoriques du chômage de longue durée, majoritairement centrées sur les déterminants individuels (Salognon (2005)).

À l'inverse, notre hypothèse est que les modes de gestion et de sélection de la main-d'œuvre opérés par les entreprises ont une influence majeure sur la durée de chômage des individus et ont leur part de responsabilité dans la construction de l'« inemployabilité » des travailleurs. Nous cherchons ici à tester cette hypothèse en exploitant l'enquête « *Trajectoire des demandeurs d'emploi et marché local du travail* » (TDE-MLT) réalisée par la DARES. L'apport fondamental de cette enquête est qu'elle apparie des données individuelles et longitudinales sur les chômeurs avec des données d'entreprises dans lesquelles ces chômeurs ont travaillé (avant l'enquête ou pendant). Elle met ainsi à notre disposition les variables descriptives des entreprises et des emplois occupés par les chômeurs de l'enquête. Pour une analyse plus riche des modes de gestion de la main-d'œuvre, ce travail s'appuie en outre sur la typologie d'entreprises établie par Bessy (1995, 1997). Notre analyse consiste à expliquer économétriquement la durée de chômage des individus par les pratiques de gestion qu'ils ont connues lors de leur passé professionnel en contrôlant les effets des autres caractéristiques individuelles des chômeurs (sexe, âge, qualification, *etc.*). Nous avons choisi de ne pas isoler les chômeurs de longue durée (au sens administratif du terme) de l'enquête pour disposer d'un large échantillon. Pour autant, nous considérons qu'expliquer l'allongement de la durée de chômage des individus participe à la compréhension du chômage de longue durée en tant que processus dynamique, et non pas en tant qu'état.

Dans une première section sont explicités les fondements théoriques de notre hypothèse de travail, ainsi que les choix méthodologiques préalables. La deuxième section traite des résultats économétriques et décrit les effets des modes de gestion de la main-d'œuvre sur la durée de chômage des individus.

## **1. Présupposés théoriques et méthodologiques**

Notre étude économétrique des liens entre les modes de gestion de la main-d'œuvre développés par les entreprises et la durée de chômage rejoint le paradigme de la demande de travail (1.1.). Les typologies d'entreprises existantes permettent d'apprécier et de caractériser l'hétérogénéité des modes de gestion de la main-d'œuvre (1.2.). D'un point de vue méthodologique, notre analyse est enrichie par l'intégration d'une typologie d'entreprise à nos variables explicatives (1.3.).

### **1.1. « Le paradigme de la demande de travail »**

Notre analyse pourrait s'inscrire dans ce que Mériaux (1978) nomme le « paradigme de la demande de travail », au sens de principes directeurs d'un programme d'observation. Plutôt que de privilégier les faits d'échange qui se produisent sur le marché, la priorité est accordée aux processus concrets de mise en œuvre du travail au sein des entreprises, et plus particulièrement aux initiatives des entreprises : choix internes d'organisation et comportements de marché, *i.e.* recrutement et licenciement.

Notre objectif est d'analyser l'allongement de la durée de chômage sous l'angle de la demande de travail qui émane des entreprises. Leur pouvoir structurant et prédominant sur le marché nous conduit à considérer l'asymétrie qui existe au profit du système productif (les entreprises) et ses conséquences. Au lieu de se centrer sur les interrelations du marché, considérant l'entreprise comme un agent symétrique du travailleur (rencontre entre une offre et une demande) et n'accordant pas la priorité à ce

qui se passe en son sein pour comprendre le fonctionnement du marché, le paradigme de la demande de travail fait passer les relations internes aux entreprises au premier plan et les interdépendances entre l'offre et la demande au second, pour montrer que les confrontations du marché du travail sont dominées par les rapports noués à l'intérieur de l'entreprise. À cet égard, on étudie comment les relations internes aux entreprises (variables explicatives) influencent le marché externe (variable expliquée).

## 1.2. Hétérogénéité des entreprises et durée de chômage

À l'instar de Beffa, Boyer et Touffut (1999), nous considérons l'hétérogénéité des formes salariales depuis les années 1980, et plus généralement l'hétérogénéité des entreprises en matière de gestion de l'emploi, d'organisation du travail, de qualifications et de hiérarchisation. L'étude quantitative des répercussions des formes d'organisation sur le chômage est en partie fondée sur l'idée selon laquelle, à volume d'emploi identique, les règles de coordination qui caractérisent les entreprises, en interne et avec l'environnement, ont des effets sur les profils d'évolution de l'emploi et sur les inégalités face au chômage. Ces effets passent notamment par les modes d'évaluation des travailleurs mis en œuvre par les entreprises qui, selon les critères et les dispositifs de sélection des travailleurs choisis, ont un impact différencié sur la durée passée au chômage de ces individus (Larquier, Salognon, 2006).

Les typologies d'entreprises, de modes de gestion de la main-d'œuvre, ou de relations salariales permettent de caractériser leur hétérogénéité. Les études réalisées par Delattre et Eymard-Duvernay (1983) et par Choffel, Cuneo et Kramarz (1988) concernent l'hétérogénéité du tissu industriel, la construction des catégories d'entreprises reposant sur des données relatives à l'actif des entreprises et à leur main-d'œuvre (taille de l'entreprise, intensité capitaliste, indicateurs de rentabilité, structure de la main-d'œuvre). Plus récemment, l'analyse de Bessy (1995, 1997) cherche à distinguer, selon les branches d'activité, différentes formes de régulation de la relation de travail ou différentes formes d'évaluation du travail. Par ailleurs, Beffa *et alii* (1999) dressent une typologie des relations salariales des années 1990, cohérentes avec l'exploration de nouveaux « *paradigmes organisationnels et productifs* », en montrant les points de rupture avec les années 1960 et 1970. Enfin, l'analyse de Coutrot (2001) porte sur les innovations organisationnelles qui permettent une plus grande flexibilité d'usage de la force de travail, recherchée pour faire face aux transformations du contexte économique : les innovations dans le travail, en termes de modes de gestion de la main-d'œuvre (contrats de travail précaires, externalisation, pratiques salariales flexibles) et d'organisation du travail (décentralisation, autonomie des exécutants, travail en groupe et projets transversaux), ont un impact sur le durcissement de la sélectivité des politiques d'emploi des entreprises.

Selon ces typologies, les catégories d'entreprises développent des pratiques de gestion de la main-d'œuvre particulières en termes de recrutement, de règles salariales, de gestion des emplois, des carrières et des compétences. Ces pratiques construisent en partie les qualifications et la mobilité des travailleurs, et déterminent les modes d'évaluation de leurs compétences, présents et futurs. Agissant à la fois sur l'employabilité des travailleurs et sur la sélectivité des entreprises, elles ne sont pas sans effet sur le niveau, la composition et la durée moyenne du chômage.

### 1.3. Méthode de repérage des modes de gestion de la main-d'œuvre

L'enquête TDE-MLT, malgré sa richesse, ne permet pas d'extraire une typologie d'entreprises à l'image des travaux cités. Néanmoins, nous pouvons repérer les pratiques de gestion des entreprises de deux façons : par les variables issues du parcours professionnel des chômeurs de l'enquête (*cf. encadré 1. infra*), dont certaines sont attachées à l'entreprise (taille, statut, secteur d'activité), et d'autres à la relation d'emploi (type de contrat, circonstance de fin d'emploi, ancienneté) ; et par l'intégration à l'étude de la typologie d'entreprises réalisée par Bessy (1995, 1997).

#### *Encadré 1. L'enquête « Trajectoire des demandeurs d'emploi et marché local du travail » (TDE-MLT) réalisée par la DARES*

L'échantillon total concerne une cohorte de 8125 individus, « nouveaux inscrits à l'ANPE » en catégorie 1, 2 ou 3<sup>1</sup> au cours du deuxième trimestre 1995, ayant moins de 55 ans au moment de leur inscription au chômage et résidant dans huit zones d'emploi : Cergy, Mantes la Jolie, Poissy-Les Mureaux pour la région Ile-de-France ; Aix en Provence, Étang de Berre, Marseille-Aubagne pour la région Provence-Alpes-Côte d'Azur ; Lens-Hénin, Roubaix-Tourcoing pour la région Nord-Pas-de-Calais.

L'enquête procède à un suivi longitudinal des ces individus sur une période de 38 mois, à l'aide de trois vagues d'enquête. Les informations recueillies sont de deux ordres :

- la première vague d'interrogation donne un descriptif très riche des caractéristiques individuelles de chaque individu, non seulement démographiques (sexe, âge, nationalité et situation familiale) mais aussi socio-économiques (formation initiale, qualification, passé professionnel et situation au moment de l'inscription au chômage).

- Pour chacun des 38 mois de suivi longitudinal, les autres vagues d'interrogation donnent le détail de la situation de l'individu vis-à-vis du marché du travail : emploi, chômage, service national, formation, reprise d'études, inactivité. Et pour chaque épisode d'emploi, nous disposons d'informations précises sur l'entreprise rencontrée.

Notons que certains individus sortent de l'enquête avec le temps : 8125 individus présents en vague 1, 6480 en vague 2 et 5262 en vague 3. L'analyse économétrique traitera ce problème de « censure » des séries temporelles.

Cette typologie distingue, selon les branches d'activité, différentes formes de régulation de la relation de travail ou différentes formes d'évaluation du travail. À partir de l'enquête coût/structure des salaires de l'Insee de 1992, Bessy procède à une analyse en composantes principales au niveau sectoriel<sup>2</sup> en agrégeant les données par branche d'activité (choix méthodologique critiquable car revient à représenter chaque branche d'activité par une entreprise moyenne sans tenir compte de la variété des entreprises au sein d'une même branche, mais classique dans les études sur les typologies

<sup>1</sup> **Demandeurs d'emploi de catégorie 1** : personnes sans emploi, immédiatement disponibles, à la recherche d'un emploi à durée indéterminée et à temps partiel et n'ayant pas exercé une activité de plus de 78 heures dans le mois. **Demandeurs d'emploi de catégorie 2** : personnes sans emploi, immédiatement disponibles, à la recherche d'un emploi à durée indéterminée et à temps plein et n'ayant pas exercé une activité de plus de 78 heures dans le mois. **Demandeurs d'emploi de catégorie 3** : personnes sans emploi, immédiatement disponibles, à la recherche d'un emploi à durée déterminée, temporaire ou saisonnier et n'ayant pas exercé une activité de plus de 78 heures dans le mois.

<sup>2</sup> Niveau 100 de la NAP 1973.

d'entreprises). Les différents modes de gestion de la main-d'œuvre<sup>3</sup> sont distingués par leur appartenance à différentes classes d'entreprises positionnées sur deux axes : l'axe horizontal marque l'opposition entre forme de coordination par le marché *versus* par l'entreprise ; l'axe vertical marque l'opposition entre mode d'évaluation du travail en référence aux qualifications générales *versus* compétences individuelles (*cf. encadré 2. infra*). Nous utilisons cette typologie en l'intégrant aux variables explicatives : connaissant le secteur d'activité de chaque entreprise rencontrée par les individus du fichier, nous positionnons les entreprises de l'enquête, par leur secteur d'activité (selon une nomenclature propre à la DARES comprenant 87 secteurs), dans la typologie construite. Même s'il s'agit d'une mesure imparfaite<sup>4</sup>, cette méthode permet d'approcher les pratiques réelles en matière de gestion de la main-d'œuvre, vécues par chaque individu lors de leur parcours professionnel. Chaque individu de notre échantillon est ainsi caractérisé par l'appartenance à l'une des sept classes de la typologie choisie.

Comme alternative à l'utilisation de ces classes et pour faciliter la lecture des résultats, nous créons deux variables indicatrices qui représentent les deux axes d'opposition. Ces variables indicatrices sont construites en contrastant les entreprises dans lesquelles les chômeurs de l'enquête ont travaillé (*via* le secteur d'activité) selon leur mode de coordination d'une part et selon leur mode d'évaluation des compétences d'autre part :

- *le mode de coordination* est décomposé en 3 modalités : coordination par le marché (correspondant aux classes 1 et 2), coordination médiane (correspondant aux classes 3 et 5) et coordination par l'entreprise (correspondant aux classes 4, 6 et 7).
- *le mode d'évaluation des compétences* est décomposé en 3 modalités : évaluation forte au niveau individuel (correspondant aux classes 2 et 4), évaluation médiane (correspondant aux classes 1, 3, 6 et 7) et évaluation par recours à des standards généraux (correspondant à la classe 5).

Au total, les variables de l'analyse se composent de la durée de chômage, des classes de la typologie de Bessy, des variables indicatrices décrites ci-dessus et d'autres variables caractéristiques des relations d'emploi des individus<sup>5</sup> : *type de contrat de travail* (contrat aidé<sup>6</sup>, intérimaire, saisonnier, CDD, CDI ou autre) ; *type d'employeur*

---

<sup>3</sup> Les variables discriminantes des modes de gestion de la main-d'œuvre sont : l'ancienneté moyenne du salarié, les dépenses de formation ou certains éléments de la politique salariale (rémunération à l'ancienneté, plan d'épargne d'entreprise, *etc.*), la structure des qualifications, la taille des établissements, l'organisation des horaires, mais également le montant, les modes de fixation et d'évolution des salaires (structure des primes, système formalisé de classification des emplois, *etc.*).

<sup>4</sup> La variabilité de ces pratiques est saisie par l'intermédiaire du secteur d'activité uniquement. Mais si l'on considère le secteur comme fortement discriminant (hypothèse raisonnable), l'utilisation de cette typologie nous apporte des informations très pertinentes pour la problématique de l'étude.

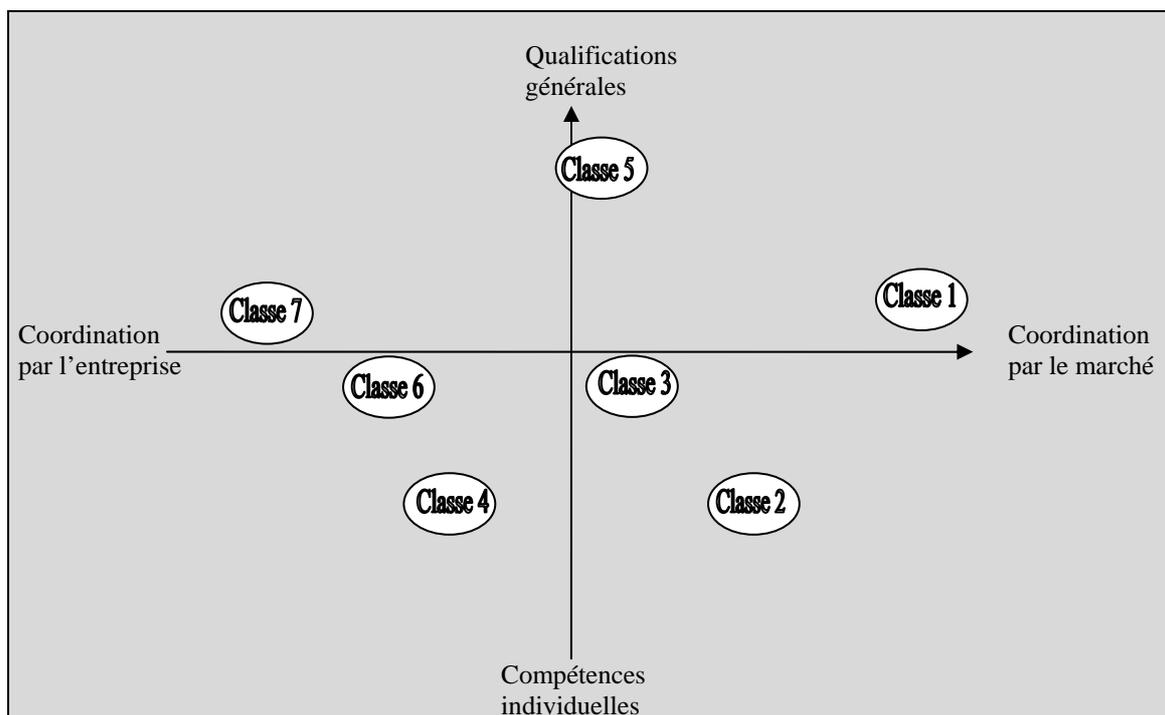
<sup>5</sup> Notons que l'ensemble de ces variables nous permet une richesse d'analyse des modes de gestion de la main-d'œuvre et de leurs liens avec les parcours de chômage. Mais leur multiplication peut nuire à la significativité des résultats.

<sup>6</sup> Un contrat aidé est un contrat pour lequel l'employeur bénéficie d'aides de l'État (le principe est de diminuer, par des aides directes ou indirectes, les coûts d'embauche pour l'employeur). Ces emplois aidés sont, en général, réservés à des personnes en difficulté sur le marché du travail. Ils peuvent relever du secteur marchand (c'est le cas par exemple des contrats "initiative emploi") ou du secteur non marchand (par exemple contrats "emploi solidarité"). Dans le second cas, ils sont le plus souvent conclus par des associations, des collectivités territoriales ou des entreprises publiques.

(entreprise d'intérim, entreprise privée, entreprise publique, administration ou collectivité locale, association ou entreprise d'insertion, particulier ou autre); *circonstances de fin d'emploi* (fin de CDD, licenciement économique, autre licenciement, démission, fin de période d'essai ou autre); *secteur d'activité* (disponible au niveau 87 d'une nomenclature intermédiaire entre la NAP 1973 niveau 100 et la NAF 1993 niveau 60); *taille de l'entreprise* (en 5 classes); *ancienneté dans le dernier emploi* (en 7 classes); *formation professionnelle* (indique si l'individu a bénéficié ou non d'une formation pendant son dernier emploi).

On dispose également de la *zone d'emploi* (de résidence) et de certaines caractéristiques individuelles (*sexe, âge, qualification*) qui constituent nos variables de contrôle.

### Encadré 2. Typologie des modes de gestion de la main-d'œuvre



Source : Bessy (1995)

Les quatre points cardinaux de la typologie construite par Bessy se caractérisent de la manière suivante :

- la **coordination interne** identifie de grandes entreprises qui cherchent à s'attacher de manière durable une main-d'œuvre qualifiée et technicienne (forte proportion de CDI). Il y a donc un fort engagement des parties dans la relation de travail ainsi que des primes à l'ancienneté. L'importance des équipements conduit à développer des compétences spécifiques difficilement redéployables sur le marché. On note en outre l'importance des performances collectives, des dépenses de formation et de la participation des salariés au financement de l'entreprise ;

- les entreprises définies par une forte **coordination par le marché** sont de petite taille (moins de 50 salariés) à main-d'œuvre peu qualifiée. L'usage du temps partiel et des horaires décalés, ainsi que le recours aux CDD et aux apprentis, y sont importants et cohérents avec un fort turnover de la main-d'œuvre (faible intégration des ressources dans l'entreprise). Les salariés, principalement jeunes, sont faiblement investis dans l'entreprise où l'ancienneté est faible ;

- les organisations **évaluant les compétences en référence à des standards très généraux** gèrent une main-d'œuvre qualifiée en fonction de règles issues de négociations collectives, le plus souvent au sein de la branche. L'évaluation de la prestation de travail est liée à des contraintes de postes et s'effectue en référence à des dispositifs externes à l'entreprise ;

- à l'opposé, les organisations mobilisant une **évaluation individuelle des compétences** développent des systèmes complexes de rémunération (référentiels de compétences et augmentations individualisées), ainsi que des systèmes de classification des emplois qui leur sont propres. L'évaluation est aussi fondée sur des procédures individualisées comme les entretiens individuels et les contrats d'objectifs.

Les sept classes sont les suivantes (pour une description plus complète, se référer à Bessy (1995)) :

- Classe 1 : Recours au marché et référence à des standards d'évaluation très généraux (Hôtels/cafés/restaurants, boulangerie, services divers marchands, action sociale, etc.)
- Classe 2 : Recours au marché professionnel tertiaire (Commerce de détail non alimentaire spécialisé, promoteurs et sociétés immobilières, holdings, etc.)
- Classe 3 : Entre le recours au marché et la référence à l'entreprise (Commerce de gros non alimentaire, télécommunication et postes, industries diverses, parachimie, etc.)
- Classe 4 : La sophistication des dispositifs d'évaluation des marchés du travail ou les grandes entreprises post-tayloriennes (Sidérurgie, industrie de l'armement, organismes financiers, assurances, transports aériens, etc.)
- Classe 5 : Marchés de métiers (ouvriers qualifiés) (Fabrication de machines-outils, industrie du verre, construction navale, industrie du cuir, etc.)
- Classe 6 : Engagement des salariés dans l'entreprise et référence à la convention collective de branche (Industrie pharmaceutique, industrie laitière, métallurgie, fabrication de matériel électrique, etc.)
- Classe 7 : Entreprises publiques et qualifications générales (Transports ferroviaires, distribution de gaz, production et distribution d'électricité, distribution d'eau, etc.)

## **2. Effets des modes de gestion de la main-d'œuvre sur la durée de chômage : analyse quantitative**

L'analyse économétrique consiste à tester l'hypothèse selon laquelle les catégories d'entreprises, identifiées par leurs modes de gestion de la main-d'œuvre, ont un effet différencié sur la durée de chômage des individus. Nous présenterons successivement la constitution de notre échantillon (2.1.), le modèle employé (2.2.), ainsi que les résultats obtenus et l'interprétation que l'on peut en donner (2.3.).

### **2.1. Sélection et représentativité de notre échantillon**

L'analyse économétrique cherche à déterminer les effets des modes de gestion de la main-d'œuvre éprouvés lors du dernier emploi sur l'épisode de chômage qui le suit. Il convient à ce titre de saisir les caractéristiques de l'entreprise et de l'appariement à travers les variables de l'enquête qui concernent le dernier emploi de chaque individu avant leur implication dans l'enquête. On est ainsi conduit à sélectionner les individus de l'échantillon ayant un passé professionnel au moment de leur inscription au chômage au deuxième trimestre 1995, limitant alors l'analyse à un sous-échantillon de 6760 individus de l'enquête TDE-MLT.

On se concentre sur la durée du premier parcours de chômage de chaque individu qui débute pour tous en même temps, nous permettant d'isoler les effets de la conjoncture. On dispose de cette manière d'un fort pourcentage (81,6 %) d'épisodes de chômage non censurés (*cf. tableau 1. infra*). Les statistiques des *tableaux 1. et 2. (infra)* rendent compte de la représentativité de notre échantillon et présentent ses caractéristiques principales.

La sélection des individus ayant un passé professionnel altère très peu la composition en termes de genre, de zones d'emploi et de durée de chômage. On retrouve dans notre échantillon la légère prédominance des hommes. La composition

des classes d'âge de l'échantillon TDE-MLT correspond aux caractéristiques connues sur l'ensemble de la population de chômeurs français. Lorsque l'on retient les individus ayant connu une expérience professionnelle, on élimine beaucoup de jeunes de l'échantillon pour lesquels la première inscription au chômage est consécutive à la sortie du système éducatif et qui sont sans expérience professionnelle. Ainsi, on dispose dans notre sous-échantillon d'individus plus âgés que dans la base initiale TDE-MLT.

**Tableau 1. La représentativité du sous-échantillon**

<b>Variables explicatives</b>	<b>Notre échantillon</b> 6760 individus	<b>Base TDE-MLT</b> 8125 individus
<b>Sexe</b>		
Hommes	3568 (52,8 %)	4207 (51,8 %)
Femmes	3192 (47,2 %)	3918 (48,2 %)
<b>Classes d'âge</b>		
[15-25]	1488 (22,01 %)	2496 (30,72 %)
[26-35]	2591 (38,33 %)	2861 (35,21 %)
[36-45]	1711 (25,31 %)	1733 (21,82 %)
[46-50]	583 (8,62 %)	599 (7,37 %)
[51-55]	387 (5,72 %)	396 (4,87 %)
<b>Zones d'emploi</b>		
Aix-en-Provence	635 (9,4 %)	743 (9,1 %)
Cergy	838 (12,4 %)	962 (11,8 %)
Étang de Berre	472 (7 %)	563 (6,9 %)
Lens-Hénin	1083 (16 %)	1400 (17,2 %)
Mantes la Jolie	681 (10,1 %)	787 (9,7 %)
Marseille Aubagne	1187 (17,6 %)	1444 (17,8 %)
Poissy Les Mureaux	791 (11,7 %)	949 (11,7 %)
Roubaix Tourcoing	1073 (15,9 %)	1277 (15,7 %)
<b>Censure à droite</b>	1241 (18,4 %)	1446 (17,8 %)
<b>Durée (1)</b>	10,28	10,15

(1) Durée : il s'agit de la durée moyenne en mois du premier épisode de chômage après l'inscription à l'ANPE.

Source : DARES, enquête TDE-MLT.

Le premier épisode de chômage dure en moyenne 10,3 mois, en tenant compte des durées censurées à droite. Cette mesure est difficilement comparable aux statistiques données par l'Insee sur l'ancienneté de chômage (au sens du BIT) qui ne traite pas la censure à droite. Les écarts<sup>7</sup> peuvent aussi s'expliquer par les divergences de mesures subsistant entre la source Insee et ANPE. Notons également que dans les deux échantillons, le troisième quartile de la durée de chômage est de 13 mois. Cela signifie que 25 % de la population connaît une durée du premier épisode de chômage supérieure ou égale à 13 mois : le chômage de longue durée est ici un phénomène important.

Les statistiques du *tableau 2* caractérisent l'entreprise et la relation d'emploi des individus lors de leur dernière expérience professionnelle. Ces individus proviennent majoritairement d'entreprises privées (66,8 %). Ils quittent leur emploi suite à un licenciement (32,9 %) ou à la fin d'un CDD (37 %) après avoir passé une période relativement courte dans leur dernier emploi (moins d'un an pour un tiers de la

<sup>7</sup> En 1996, selon la définition du BIT, l'Insee calcule pour l'ensemble de la population de chômeurs français une ancienneté moyenne de 14,7 mois. Elle était de 14,6 mois pour l'année 1995 et de 15 mois pour l'année 1997.

population). Ce *tableau 2*. donne les caractéristiques du contrat de travail de l'individu avant qu'il ne tombe au chômage. On a ainsi une première image de la trajectoire de chaque individu entre emploi et chômage. Compte tenu des caractéristiques de l'échantillon (absence de réponse ou sortie de l'enquête), ces trajectoires ne sont identifiables que pour environ 60 % des individus ayant un passé professionnel, soit 4006 individus. Cela permet tout de même de procéder à une analyse proche de celle de Pignoni et Poujouly (1999) en termes de trajectoire professionnelle, tout en incorporant les effets des modes de gestion de la main-d'œuvre.

**Tableau 2. Les caractéristiques de la dernière entreprise et du dernier emploi avant la première inscription à l'ANPE au 2ème trimestre 1995**

<b>Variab</b> les	<b>Fréquence</b>
<i>Variab</i> les d'appariement	
<b>Circonstances de fin d'emploi</b>	
Fin CDD	2501 (37,00 %)
Licenciement économique	1483 (21,94 %)
Autre licenciement	814 (12,04 %)
Démission	900 (13,31 %)
Fin période essai	30 (0,4 %)
NSP	1032 (15,27 %)
<b>Formation professionnelle pendant le dernier emploi</b>	
890 (13,17 %)	
<b>Type de contrat</b>	
CDD	1808 (26,74 %)
CDI	3033 (44,87 %)
Intérim	418 (6,18 %)
Saisonnier	85 (1,26 %)
Contrat aidé	884 (13,08 %)
Autres (apprentis sous contrat)	69 (1,02 %)
NSP	463 (6,85 %)
<b>Ancienneté dans le dernier emploi</b>	
De 3 mois à moins d'1 an	2215 (32,77 %)
De 1 an à moins de 2 ans	1583 (23,42 %)
De 2 ans à moins de 3 ans	623 (9,22 %)
De 3 ans à moins de 4 ans	319 (4,72 %)
De 4 ans à moins de 5 ans	300 (4,44 %)
De 5 ans à moins de 10 ans	584 (8,64 %)
10 ans et plus	465 (6,88 %)
NSP	671 (9,93 %)
<i>Variab</i> les attachées à l'entreprise	
<b>Type d'employeur</b>	
Entreprise d'intérim	482 (7,1 %)
Entreprise privée	4519 (66,8 %)
Entreprise publique	247 (3,7 %)
Administration ou collectivité locale	771 (11,4 %)
Association ou entreprise d'insertion	254 (3,8 %)
Particulier	130 (1,9 %)
Autres	357 (5,3 %)
<b>Classes de la typologie de Bessy</b>	
<b>C1</b> : recours au marché et standards d'évaluation très généraux	2712 (40,12 %)
<b>C2</b> : recours au marché professionnel tertiaire	684 (10,12 %)
<b>C3</b> : entre recours au marché et référence à l'entreprise	664 (9,82 %)
<b>C4</b> : grandes entreprises post-taylorienne	188 (2,78 %)
<b>C5</b> : marchés de métiers	1285 (19,01 %)
<b>C6</b> : engagement des salariés et référence à convention collective	447 (6,61 %)
<b>C7</b> : entreprises publiques et qualifications générales	68 (1,01 %)

Autres (1)	712 (10,53 %)
<b>Taille de l'entreprise</b>	
1-4 salariés	868 (12,8 %)
5-9 salariés	886 (13,1 %)
10-49 salariés	1662 (24,6 %)
50-99 salariés	589 (8,7 %)
100-199 salariés	405 (6 %)
200 salariés et plus	1341 (19,8 %)
NSP	1009 (14,9 %)
<i>Variables individuelles</i>	
<b>Qualifications</b>	
<b>Q1</b> : Manœuvre ou ouvrier(e) spécialisé(e) (OS1, OS2, OS3, etc.)	1717 (25,40 %)
<b>Q2</b> : Ouvrier(e) qualifié(e) ou hautement qualifié(e) (P1, P2, P3, TA, OQ, etc.)	1031 (15,25 %)
<b>Q3</b> : Agent de maîtrise dirigeant des ouvriers, maîtrise administrative ou commerciale	300 (4,44 %)
<b>Q4</b> : Agent de maîtrise dirigeant des techniciens ou d'autres agent de maîtrise	45 (0,67 %)
<b>Q5</b> : Technicien, dessinateur, VRP (non-cadre)	227 (3,36 %)
<b>Q6</b> : Instituteur(trice), assistant(e) social(e), infirmier(e) et personnel de catégorie B de la fonction publique	184 (2,72 %)
<b>Q7</b> : Ingénieur ou cadre	281 (4,16 %)
<b>Q8</b> : Professeur et personnel de catégorie A de la fonction publique	51 (0,75 %)
<b>Q9</b> : Employé(e) de bureau ou de commerce, agent de service, aide-soignant(e), gardienne d'enfants, personnel de catégorie C ou D de la fonction publique	2540 (37,57 %)
<b>Q10</b> : autres	53 (0,78 %)

(1) Certains secteurs (agriculture, pisciculture, activités extra-territoriales...) ne sont pas incorporés dans l'analyse de Bessy du fait de la provenance de sa base de données.

Source : DARES, enquête TDE-MLT.

## 2.2. Estimation par un modèle de durée

L'objectif est d'analyser les effets des modes de gestion de la main-d'œuvre sur la durée de chômage des individus, tout en contrôlant par les caractéristiques individuelles. L'utilisation d'un modèle de durée<sup>8</sup> s'avère nécessaire, notamment pour prendre en compte les épisodes de chômage censurés. Une des difficultés rencontrées avec l'estimation par un modèle de durée est de choisir, parmi toutes les options possibles, une description particulière de la distribution de probabilité de la variable de durée, ayant des implications sur la forme de la fonction de risque. Une prédiction courante concernant les durées de chômage observées empiriquement est qu'elles sont caractérisées par une dépendance temporelle négative<sup>9</sup>, conduisant à rejeter les fonctions à hasard constant, comme celle associée au modèle exponentiel. Si l'on relâche l'hypothèse de hasard constant, on trouve un modèle très répandu dans ce type d'analyse : le modèle *Weibull* (cf. annexe 1.). Il s'agit de la méthode d'estimation paramétrique la plus populaire (Allison (1995)) en raison, d'une part, de la forme relativement simple de sa fonction de survie, et d'autre part, de son appartenance, à la fois à la famille des modèles dits à « vie accélérée »<sup>10</sup> et à celle des modèles dits « à

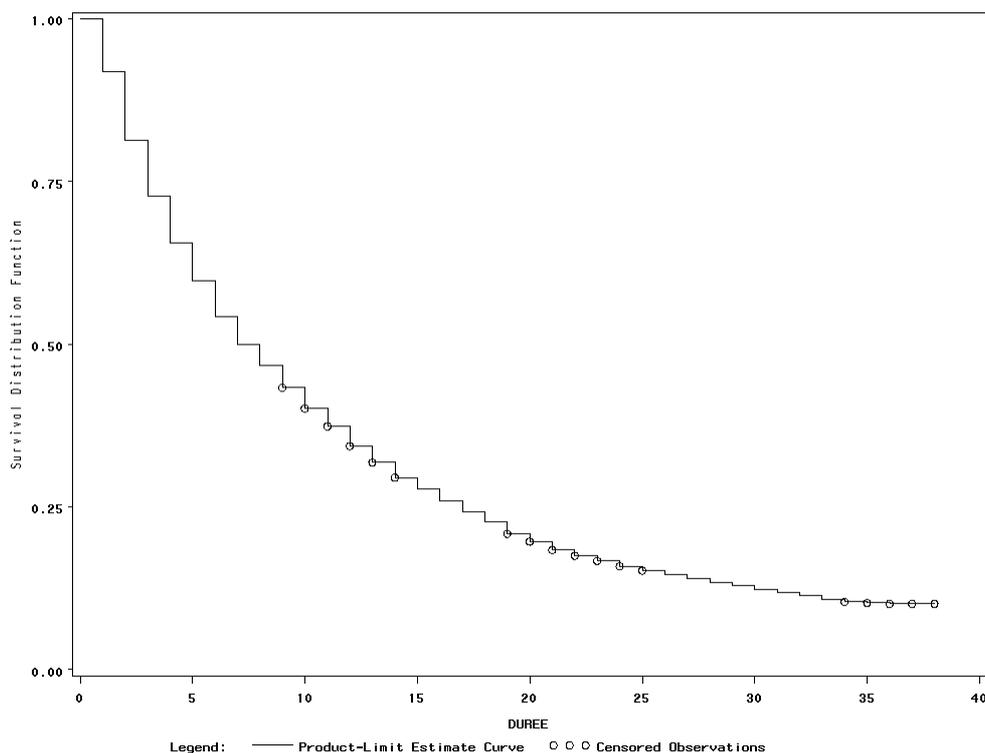
<sup>8</sup> Permettant d'estimer les chances qu'un individu quitte le chômage, ou tout autre état du marché du travail, à un instant donné, sachant qu'il était au chômage jusqu'à l'instant précédent (fonction de risque).

<sup>9</sup> Rappelons que la dépendance temporelle négative signifie que les chances de sortir du chômage s'amenuisent à mesure que la durée de chômage s'allonge.

<sup>10</sup> Selon leurs caractéristiques individuelles, les individus n'ont pas la même perception du temps.

risques proportionnels»<sup>11</sup>. En outre, le modèle *Weibull* peut estimer un hasard monotone croissant, monotone décroissant ou constant. Une première approche, avant tout descriptive, des durées de notre échantillon à l'aide de l'estimateur non paramétrique de Kaplan-Meier nous encourage à rejeter le modèle exponentiel (à hasard constant) puisqu'on obtient une distribution monotone décroissante des durées, *i.e.* un hasard croissant (*cf. figure 1. infra*), ce qui conforte notre choix d'un modèle *Weibull*.

**Figure 1. Fonction de survie obtenue par l'estimation non paramétrique de Kaplan-Meier**



Source : DARES, enquête TDE-MLT

Dans la recherche des déterminants des durées passées au chômage, la question de l'hétérogénéité inobservée, *i.e.* de l'information non disponible dans les données traitées, se pose. Elle intervient dans la possibilité d'établir, à partir de l'observation de données individuelles, une relation explicite entre des individus identifiés par un ensemble de caractéristiques et des durées passées au chômage. Mais le problème de l'hétérogénéité inobservée apparaît plus ou moins crucial selon le modèle théorique sous-jacent à l'observation. Selon di Paola (2002), s'interroger sur le rôle de l'hétérogénéité dans les chances de sortie du chômage, c'est mettre en avant les éléments de théorie microéconomique fondant l'introduction d'un paramètre d'hétérogénéité inobservée dans le modèle économétrique. L'objet de la littérature sur le problème de l'hétérogénéité inobservée est de distinguer, dans l'estimation des durées, ce qui relève de l'hétérogénéité *ex ante* (caractéristiques indépendantes du parcours de

<sup>11</sup> Les coefficients estimés par les modèles à risques proportionnels peuvent être interprétés comme des probabilités relatives.

chômage) de ce qui correspond à la dépendance d'état (impact du temps passé au chômage sur les chances de trouver un emploi). C'est l'existence du phénomène du chômeur transitoire *versus* permanent qui, source de dépendance temporelle négative, induit la nécessité de contrôler l'hétérogénéité inobservée si l'on veut savoir quel effet l'emporte sur l'autre. Or, cette distinction est très difficile, voire impossible : si l'on observe une dépendance temporelle négative, on ne sait pas s'il s'agit d'une « vraie » dépendance temporelle (*i.e.* dépendance d'état), ou d'une « fausse », due à l'hétérogénéité *ex ante* inobservée (Heckman (1981)). À l'inverse de cette littérature, notre étude ne cherche pas à effectuer cette distinction, ni à affiner sans fin l'identification des caractéristiques individuelles censées jouer sur le taux de sortie. Nous cherchons plutôt à faire ressortir certaines variables d'entreprise discriminantes quant à l'allongement des durées de chômage.

En outre, aucune méthode de prise en compte de l'hétérogénéité inobservée ne fait consensus, concernant les modèles de durée en particulier, et cette prise en compte présente des inconvénients (Cahuzac et di Paola (2005)), notamment celui du choix de la distribution du paramètre d'hétérogénéité, qui, en plus d'être relativement arbitraire, entraîne un problème de surparamétrisation dans le cadre d'un modèle paramétrique.

### 2.3. Résultats et interprétation

Le *tableau 3. (infra)* présente les résultats de l'estimation économétrique de la durée du premier épisode de chômage, fournis par la procédure LIFEREG de SAS. Plus précisément, sont reportés dans ce *tableau 3.* les coefficients associés à la durée de chômage, notés  $\beta_j^*$  (et non pas les coefficients associés au taux de hasard), ces coefficients étant estimés par maximum de vraisemblance (*cf. annexe 2.*). L'ensemble des effets obtenus est à interpréter par rapport à une situation de référence donnée qui, dans notre étude, correspond à une femme de 35 à 44 ans, résidant dans la zone d'emploi de Marseille-Aubagne, employée ou de catégorie C ou D de la fonction publique, qui a travaillé sous contrat aidé dans une entreprise privée de la classe 2 (marché professionnel tertiaire) de la typologie de Bessy, comptant 5 à 9 salariés, son ancienneté dans cet emploi étant comprise entre un et deux ans, emploi qu'elle a quitté à la fin de son contrat sans suivre de formation professionnelle.

Deux remarques s'imposent avant d'analyser les effets qui nous importent. Premièrement, on retrouve l'influence généralement constatée du sexe, de l'âge et de la qualification sur la durée de chômage. Les hommes ont, toutes choses égales par ailleurs, une durée de chômage plus courte que les femmes ; l'âge et les bas niveaux de qualification allongent la durée de chômage. Deuxièmement, le modèle estime la valeur du coefficient de la fonction de risque à 1,06 impliquant, conformément à l'estimation non paramétrique réalisée (méthode de Kaplan-Meier), une fonction de risque légèrement croissante à taux décroissant. Ce résultat peut, en outre, être rassurant quant à l'absence d'hétérogénéité inobservée dans la mesure où une éventuelle hétérogénéité non observée conduirait à un biais sur les estimations se manifestant généralement par une fonction de risque estimée décroissante (Allison, 1995).

Nous analysons successivement les effets des variables d'appariement entre les entreprises et les individus (2.3.1.), des variables attachées à l'entreprise (2.3.2.), et des zones d'emploi (2.3.3.), sur les durées de chômage (en contrôlant à l'aide de variables individuelles), pour proposer une interprétation générale de ces effets (2.3.4.).

### 2.3.1. Effets des variables d'appariement

Le statut du dernier contrat de travail obtenu par l'individu n'est pas sans effet sur la durée de son premier épisode de chômage<sup>12</sup> : tous les types de contrats autres que le contrat aidé diminuent significativement la durée de chômage, et en particulier les contrats d'intérim et saisonniers (respectivement de 2,1 et 2,5 mois par rapport à la durée moyenne). Ce résultat était attendu étant donné que le contrat aidé concerne le public cible de la politique de l'emploi, caractérisé par des difficultés de réinsertion. Ainsi, le contrat aidé peut être un signal de faible employabilité aux yeux des employeurs potentiels, à l'inverse d'un emploi intérimaire ou saisonnier. En effet, le recours à l'intérim apparaît comme un « *outil d'ajustement immédiat aux fluctuations de l'activité* » (Coutrot (2001), p. 6-7)<sup>13</sup>, qui s'est nettement accru avec l'usage des innovations organisationnelles. Avoir travaillé sous CDD ou sous CDI a un effet moins contrasté par rapport au contrat de référence et diminue la durée de l'épisode de chômage respectivement de 1,8 mois et de 1,3 mois.

Quitter le dernier emploi suite à un licenciement économique allonge la durée de chômage d'environ 2,5 mois (et de 2,3 mois pour une autre forme de licenciement) par rapport à la modalité fin de CDD. Ce résultat était attendu et n'est pas difficile à interpréter : tout comme passer par un contrat aidé, être licencié, même pour raison économique, est stigmatisant. En effet, même si les licenciements économiques sont *a priori* collectifs, la sélection des personnes licenciées demeure individuelle. En effet, « *l'établissement de la liste des salariés licenciés est un moment privilégié de la sélection individuelle dans les entreprises à faible taux de turnover sur la population en CDI* » (Coutrot (2001), p. 8.). Juger les salariés licenciés comme les moins performants dissuade les employeurs potentiels de les embaucher, à partir du moment où les recrutements sont soumis aux mêmes critères d'évaluation que ceux utilisés pour les licenciements. Ce résultat confirme l'hypothèse selon laquelle les licenciements alimentent le chômage de longue durée.

Un autre résultat fort est l'allongement de la durée de chômage avec l'ancienneté dans le dernier emploi (de 3,2 mois pour une ancienneté de dix ans et plus). Ce résultat peut illustrer le fait que rester plusieurs années dans la même relation d'emploi induit le développement de compétences spécifiques à l'entreprise et à l'emploi exercé. Ainsi, ces compétences spécifiques peuvent être difficilement transférables d'un emploi à un autre et ne seront alors pas valorisées lors du recrutement. D'un point de vue plus pessimiste, elles peuvent également jouer en défaveur du candidat à l'emploi lors de son évaluation, laissant craindre une forme d'inadaptabilité du travailleur au nouvel emploi. Cette idée renvoie à l'opposition entre les « marchés professionnels » où la qualification du travailleur est transférable d'une entreprise à une autre, facilitant la mobilité horizontale entre les entreprises, mais nécessitant une certaine codification et standardisation de la qualification pour la rendre identifiable, et les « marchés du travail internes », où la promotion interne remplace la mobilité horizontale entre entreprises mais exige une adaptation de la formation du travailleur aux besoins de l'entreprise.

---

<sup>12</sup> L'introduction de l'ancienneté dans le dernier emploi parmi les variables explicatives nous fait perdre en significativité si on change le contrat de référence. L'ancienneté, signe de stabilité de l'emploi, est en effet corrélée au statut de la relation d'emploi et elle semble jouer davantage sur la durée de chômage que le type du dernier contrat.

<sup>13</sup> Il parle à ce titre de flexibilité externe de l'emploi.

**Tableau 3. Explication de la durée de chômage**

	<i>Modèle 1 (a)</i>	<i>Modèle 2 (b)</i>
<i>Variables explicatives</i>	<i>exp(<math>\beta_i^*</math>)</i>	<i>exp(<math>\beta_i^*</math>)</i>
<b>Constante</b>	18,78***	24,47***
<b>Sexe</b>		
Homme	0,913***	0,916***
Femme	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<b>Âge</b>		
Moins de 25 ans	0,684***	0,683***
De 25 à 35 ans	0,857***	0,856***
De 35 à 45 ans	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
De 45 à 50 ans	1,104*	1,104*
Plus de 50 ans	1,448***	1,446***
<b>Qualifications</b>		
<b>Q1</b> : Manœuvre ou ouvrier(e) spécialisé(e) (OS1, OS2, OS3, etc.)	1,072*	n.s.
<b>Q2</b> : Ouvrier(e) qualifié(e) ou hautement qualifié(e) (P1, P2, P3, TA, OQ, etc.)	0,878***	0,871***
<b>Q3</b> : Agent de maîtrise dirigeant des ouvriers, maîtrise administrative ou commerciale	0,874**	0,874**
<b>Q4</b> : Agent de maîtrise dirigeant des techniciens ou d'autres agent de maîtrise	n.s.	n.s.
<b>Q5</b> : Technicien, dessinateur, VRP (non-cadre)	0,801***	0,798***
<b>Q6</b> : Instituteur(trice), assistant(e) social(e), infirmier(e) et personnel de catégorie B de la fonction publique	0,759***	0,751***
<b>Q7</b> : Ingénieur ou cadre	n.s.	n.s.
<b>Q8</b> : Professeur et personnel de catégorie A de la fonction publique	n.s.	n.s.
<b>Q9</b> : Employé(e) de bureau ou de commerce, agent de service, aide-soignant(e), gardienne d'enfants, personnel de catégorie C ou D de la fonction publique	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<b>Q10</b> : autres	0,711**	0,705**
<b>Circonstances fin d'emploi</b>		
Fin période essai	n.s.	n.s.
Démission	n.s.	n.s.
Licenciement économique	1,240***	1,238***
Autre licenciement	1,224***	1,223***
NSP	0,874**	0,877**
Fin CDD	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<b>Dernier contrat de travail</b>		
Intérim	0,793**	0,787**
Saisonnier	0,754**	0,746**
CDD	0,822***	0,825***
CDI	0,868**	0,870*
Autres (apprentis sous contrat)	n.s.	n.s.
NSP	n.s.	n.s.
Contrat aidé	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<b>Formation professionnelle pendant le dernier emploi</b>	0,893***	0,896***
<b>Zones d'emploi</b>		
Cergy	0,753***	0,751***
Mantes	0,823***	0,820***
Poissy-Les Mureaux	0,744***	0,742***
Roubaix-Tourcoing	0,740***	0,742***
Lens-Hénin	0,821***	0,820***
Aix en Provence	0,825***	0,827***
Étang de Berre	0,864**	0,864**
Marseille-Aubagne	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
<b>Taille entreprise</b>		
1-4 salariés	n.s.	n.s.
5-9 salariés	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
10-49 salariés	0,913**	0,913**
50-99 salariés	n.s.	n.s.
100-199 salariés	n.s.	n.s.
200 salariés et plus	0,866***	0,872***
NSP	n.s.	n.s.
<b>Type employeur</b>		
Entreprise privée	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
Entreprise publique	1,176**	1,177**
Administration	1,129**	1,127**
Association ou entreprise d'insertion	n.s.	n.s.
Particulier	n.s.	n.s.
Entreprise d'intérim	n.s.	n.s.
Autres	n.s.	n.s.
<b>Ancienneté dans le dernier emploi</b>		
De 3 mois à moins d'un an	0,840***	0,840***
De un an à moins de deux ans	<i>Réf.</i>	<i>Réf.</i>
De deux ans à moins de trois ans	1,179***	1,181***

De trois ans à moins de quatre ans	1,142**	1.139**
De quatre ans à moins de cinq ans	n.s.	n.s.
De cinq ans à moins de dix ans	1,207***	1,207***
Dix ans et plus	1,313***	1,317***
<b>Typologie de Bessy</b>		
<b>C1</b> : recours au marché et standards d'évaluation très généraux	1,143***	
<b>C2</b> : <i>recours au marché professionnel tertiaire</i>	<i>Réf.</i>	
<b>C3</b> : entre recours au marché et référence à l'entreprise	n.s.	
<b>C4</b> : grandes entreprises post-taylorienne	1,251**	
<b>C5</b> : marchés de métiers (ouvriers qualifiés)	1,177***	
<b>C6</b> : engagement des salariés et référence à convention collective	1,189**	
<b>C7</b> : entreprises publiques et qualifications générales	1,340**	
<b>Modes d'évaluation des compétences</b>		
Fortes au niveau individuel		0,857***
Médianes		n.s.
<i>Recours à des standards généraux</i>		<i>Réf.</i>
<b>Formes de coordination (1)</b>		
Forte coordination par le marché		0,923*
Coordination médiane		0,896**
<i>Forte coordination par l'entreprise</i>		<i>Réf.</i>

Estimation d'un modèle de durée (spécification *Weibull*) avec prise en compte des données censurées : 6760 observations dont 1241 censurées à droite. Le paramètre  $\lambda$  estimé vaut 1,0601 et l'écart-type estimé associé est 0,0113, donc  $\lambda$  est significativement différent de 1.

(a) Report des résultats d'une première régression comprenant notamment la variable *typologie de Bessy*

(b) report des résultats d'une seconde régression, identique à la première, dans laquelle la variable typologie de Bessy est remplacée par nos deux séries de variables indicatrices (modes d'évaluation des compétences et formes de coordination), sans modification notable des effets des autres variables.

\*\*\* effet significatif à 1 %      \*\* effet significatif à 5 %      \* effet significatif à 10 %

Note de lecture : être un homme contribue à diminuer la durée de chômage (par rapport à la durée moyenne qui est de 10,3 mois) d'environ 0,9 mois ( $\cong 10,3 - 10,3 \times 0,913$ ) ; Quitter le dernier emploi suite à un licenciement économique allonge la durée de chômage (par rapport à la durée moyenne qui est de 10,3 mois) d'environ 2,5 mois ( $\cong 10,3 \times 1,240 - 10,3$ ) par rapport à la modalité fin de CDD.

Source : DARES, enquête TDE-MLT.

On observe également que la formation professionnelle dispensée lors du dernier emploi permet un raccourcissement de la durée de chômage de 1,1 mois. Les pratiques d'une entreprise en termes de développement des compétences et de formation professionnelle ont des implications sur les parcours de chômage des travailleurs qui en sortent : l'entreprise a un rôle à jouer dans le maintien de l'employabilité de ses salariés.

### 2.3.2. *Effet des variables d'entreprise*

L'analyse des effets du type du dernier employeur montre que lorsque le chômeur vient d'une entreprise publique ou d'une administration, il connaît une durée de chômage plus longue (respectivement de 1,8 et 1,3 mois) que s'il était employé dans une entreprise privée. Notons que la cause première du départ d'un travailleur d'une entreprise publique ou d'une administration est la fin d'un CDD. Quitter le secteur public à la fin d'un contrat atypique peut effectivement être source d'une difficile réinsertion dans la mesure où ces travailleurs n'ont pas de statut attaché à la fonction publique et n'ont pas nécessairement eu d'expérience professionnelle dans le secteur privé. Ainsi, les employeurs privés peuvent craindre une inadaptation de l'expérience professionnelle du travailleur à leur secteur et aux formes d'organisation du travail qui lui sont associées.

Concernant la taille de l'entreprise, on observe qu'avoir travaillé dans une entreprise comprenant 10 à 49 salariés ou 200 et plus diminue la durée de chômage (respectivement de 0,9 et de 1,4 mois) par rapport à l'entreprise de référence (4 à 9 salariés). Ainsi, l'expérience professionnelle au sein de petites entreprises peut s'avérer moins valorisante et/ou moins valorisée une fois au chômage. Cependant, la taille de l'entreprise a globalement peu d'effet significatif sur la durée de chômage ; elle est en partie corrélée avec d'autres variables comme le type d'entreprise ou le secteur d'activité, et ainsi avec les catégories de Bessy.

Or, les effets de ces catégories<sup>14</sup> sur la durée de chômage sont importants. La situation de référence, qui est la classe 2, est caractérisée par des marchés professionnels tertiaires (VRP, consultants, enseignants par exemple), où la frontière entre salariat et activité indépendante est floue. L'ancienneté dans l'emploi est faible et les entreprises sont de petite taille. Les dispositifs d'évaluation sont assez rares mais certaines branches développent un dispositif d'évaluation des compétences individuelles. Par rapport à cette classe, avoir travaillé au sein d'entreprises appartenant à n'importe quelle autre classe conduit à une durée de chômage plus longue, et en particulier les classes 4 et 7 qui développent toutes les deux une coordination par le marché interne :

- la classe 4 allonge la durée de chômage de 2,6 mois. Elle correspond aux grandes entreprises post-tayloriennes dans lesquelles l'ancienneté est importante et l'individualisation des compétences fortement discriminante. Ainsi, la sélection accrue des travailleurs issus de cette classe et qui perdent leur emploi augmente leur probabilité de tomber dans le chômage de longue durée ;
- la classe 7 correspond aux grandes entreprises à statut public qui évaluent le travail par les qualifications générales. Elle allonge la durée de chômage de 3,5 mois ;

---

<sup>14</sup> Notons que ces catégories ont été construites à partir d'une enquête sur les entreprises (Bessy (1995)). Elles captent d'emblée, et indépendamment des variables attachées aux individus de l'enquête TDE-MLT, certains modes de gestion de la main-d'œuvre (ancienneté moyenne dans chaque classe, type de contrat le plus fréquent, taille et type d'employeur dominant, etc.). Par exemple, même si l'on contrôle les effets des classes d'entreprises par l'ancienneté dans le dernier emploi du travailleur de notre échantillon, l'ancienneté moyenne dans la classe est déjà prise en compte par la classification de Bessy.

- la classe 1 (recours au marché et référence à des standards d'évaluation très généraux) allonge plus modérément la durée de chômage (de 1,5 mois), ce qui semble cohérent avec le fait qu'elle est assez proche de la classe de référence. Il s'agit en effet de petites entreprises avec un fort turnover, associé à de courtes durées de chômage et à de faibles qualifications ;
- il en est de même pour la classe 5 qui ne s'écarte que faiblement de la situation de référence (+ 1,8 mois). Il s'agit de marchés de métiers développant une main-d'œuvre qualifiée, une forte mobilité inter-entreprise et une évaluation du travail en référence aux qualifications générales. Cette classe est associée à des durées de chômage relativement courtes.
- la classe 3 n'est pas significative, ce qui paraît assez pertinent étant donné sa place centrale sur les axes d'opposition.

Une première implication de ces résultats est que le mode de coordination dans le secteur d'activité (par le marché *versus* par l'entreprise) est discriminant quant à la durée de chômage subie. En revanche, il est difficile d'isoler un effet net des modes d'évaluation des compétences à partir des catégories de Bessy puisque les classes 4 et 7 allongent toutes deux la durée de chômage alors qu'elles ne développent pas le même mode d'évaluation des compétences.

Ces résultats sont en partie confirmés lorsque l'on substitue à la typologie de Bessy, lors d'une autre série de régressions, les variables indicatrices des deux axes (modes de coordination et des modes d'évaluation des compétences). On observe alors que la coordination par l'entreprise lors du dernier emploi allonge la durée de chômage : avoir travaillé dans une entreprise développant un mode de coordination par le marché ou médian raccourcit la durée de chômage respectivement de 0,8 et de 1,1 mois. Cependant, il faut garder à l'esprit que travailler dans une entreprise fortement coordonnée en interne diminue les risques de connaître un épisode de chômage par rapport aux entreprises fortement coordonnées par le marché puisque plus de la moitié de notre échantillon provient de ces dernières contre moins de 30% issus du premier type d'entreprises. Les effets des modes d'évaluation des compétences apparaissent moins distinctement. En effet, même si le recours à une évaluation par des standards généraux semble être source d'un chômage significativement plus long (de 1,5 mois), ce résultat contredit le fait que la classe 4 (qui a recours à l'évaluation individuelle des compétences) a un effet encore plus fort. Il est néanmoins cohérent avec l'influence positive sur la durée de chômage de la classe 5, définie par un recours à des standards généraux d'évaluation.

### ***2.3.3. Effet des zones d'emploi***

La zone d'emploi de référence est Marseille-Aubagne, elle se caractérise notamment par un taux de chômage et une durée moyenne de chômage très élevés, ainsi qu'une main-d'œuvre peu mobile.

On observe que toutes les autres zones d'emploi diminuent la durée de chômage, et en particulier Poissy-Les Mureaux où le taux de chômage de longue durée est d'ailleurs le plus faible. L'influence des zones d'emploi sur la durée du chômage, toutes choses égales par ailleurs, est certes démontrée, mais pour l'interprétation de ces résultats, les caractéristiques de notre base de données ne nous permettent pas de différencier la part conjoncturelle de la part structurelle de ces effets.

#### 2.3.4. Deux interprétations générales possibles

L'objectif de cette étude est double : tester l'hypothèse selon laquelle les pratiques de gestion des travailleurs déterminent en partie leur vulnérabilité au chômage de longue durée ; identifier les pratiques qui allongent la durée de chômage. À la lumière de l'ensemble des effets observés, on peut avancer deux types d'interprétation générale.

En partant de l'hypothèse ci-dessus, il semble que (i) la vulnérabilité au chômage de longue durée est plus forte lorsque le chômeur est issu d'une entreprise fortement coordonnée en interne, par comparaison à une entreprise développant une coordination par le marché, ce qui reflète l'opposition marché externe/marché interne<sup>15</sup> ; (ii) cette forme de sélectivité est d'autant plus forte que la relation d'emploi et l'évaluation du travail sont individualisées. Au vu des résultats observés à l'aide des axes, l'effet (i) est confirmé par l'axe horizontal (*cf. encadré 2. supra*), ce qui n'est pas le cas de l'effet (ii), infirmé par l'axe vertical. Rappelons à cet égard qu'au niveau de la typologie de Bessy, l'influence des classes en termes de modes d'évaluation des compétences est ambivalente. Cette apparente contradiction peut s'expliquer par le fait que les formes d'évaluation des compétences identifiées par Bessy pour construire sa typologie se situent au niveau de la prestation de travail réalisée pendant l'emploi. Or, on peut penser que même si l'évaluation des compétences en interne fait référence à des standards très généraux, ce ne soit pas nécessairement le cas à l'entrée et à la sortie de l'entreprise. La gestion interne de la main-d'œuvre peut différer de la gestion externe, cette dernière étant peu estimée par la typologie utilisée. Ainsi, la sélection lors du recrutement et du licenciement peut être beaucoup plus dure, précisément parce qu'il existe des marchés internes dont l'entrée et la sortie sont décisives à la fois pour le travailleur et l'entreprise, au niveau de la stabilité de l'emploi et des contraintes qui en découlent. Dans ce cas, l'axe vertical n'est plus nécessairement révélateur de la sélection opérée par les entreprises sur le marché.

On peut construire un autre type d'interprétation, plus conjecturale (mais plus audacieuse) : le développement de nouvelles formes d'organisation du travail à partir des années 1980, combinant coordination par le marché, individualisation de l'évaluation des compétences, contrats de travail atypiques et faible ancienneté dans l'emploi, conduirait à l'émergence d'une forme particulière de relation d'emploi, interprétée aujourd'hui comme une norme prédominante. Coutrot (2001) signale à cet égard que les innovations organisationnelles vont souvent de pair avec une gestion plus individualisée de la relation salariale, visant à valoriser la « compétence » mise en œuvre (savoirs, adaptabilité, aptitudes relationnelles) plutôt que la « qualification » inscrite dans des repères collectifs (diplômes par exemple). Ainsi, les individus travaillant au sein d'organisations de forme contrastée par rapport à cette norme deviendraient plus vulnérables au chômage de longue durée, étant plus durement sélectionnés et considérés comme peu employables par les « entreprises-normes ». Si l'on considère la classe « marchés professionnels tertiaires » (classe 2) comme une bonne représentation de cette norme, on en déduit que les classes qui s'y opposent sont dévalorisées et synonymes de difficultés de réinsertion pour leur main-d'œuvre.

## Conclusion

L'analyse économétrique menée a permis de mettre en évidence les effets des modes de gestion de la main-d'œuvre opérés par les entreprises sur la durée de chômage. Les variables

---

<sup>15</sup> Les marchés internes des grandes entreprises ont effectivement tendance à durcir la sélectivité de leur politique de recrutement et de licenciement dans la mesure où les procédures sont souvent complexes, formalisées et contraignantes, et où la flexibilité de la gestion de la main-d'œuvre est interne.

qui contribuent à l'allongement de la durée de chômage sont celles qui, toutes choses égales par ailleurs, allongent la durée du premier épisode de chômage par rapport à la durée moyenne de l'échantillon. Il s'agit notamment des licenciements collectifs et individuels, du recours aux contrats aidés et dans une moindre mesure aux CDI, du développement de l'ancienneté et de l'absence de formation professionnelle lors du dernier emploi. On observe également que le passage du salarié au sein de grandes entreprises, caractérisées par une ancienneté moyenne et un engagement durable des parties dans la relation de travail - illustrant ainsi une forte coordination par le marché interne - et par des dispositifs d'évaluation des compétences tantôt très généraux, tantôt individualisés, accroît de manière significative les risques de tomber dans le chômage de longue durée.

Ces résultats donnent à penser qu'une évolution de la logique des politiques de l'emploi pourrait être bénéfique. En effet, la lutte contre le chômage de longue durée, aujourd'hui principalement centrée sur les caractéristiques et comportements individuels des chômeurs, pourrait être plus efficace si l'intervention publique se tournait davantage vers les pratiques des entreprises, au niveau préventif comme curatif. À cet égard, on peut penser aux aménagements de la flexibilité externe par une gestion prévisionnelle de l'emploi en amont, comme à une généralisation de méthodes d'insertion innovantes agissant sur les pratiques de recrutement des entreprises en aval.

## Annexes

### *Annexe A. Description du modèle Weibull*

Tout modèle de durée considère  $S$ , une variable aléatoire positive, représentant dans notre cas la durée de chômage, *i.e.* l'intervalle de temps qui sépare l'entrée et la sortie du chômage, dont la répartition est  $G(s) = P(S \leq s) = \int_0^s g(s) ds$ . Le modèle définit alors une fonction de survie :

$$H(s) = 1 - G(s) = P(S \geq s) \quad (1)$$

qui mesure la probabilité que la durée  $S$  excède une durée donnée  $s$ .

Il définit également la fonction de risque (ou taux de hasard ou taux instantané de sortie), associée à la fonction de survie, de la manière suivante :

$$\pi(s) = \frac{g(s)}{1-G(s)} \quad (2)$$

Cette fonction  $\pi(s)$  représente la « probabilité » de sortir du chômage dans un tout petit intervalle de temps  $s \rightarrow s+ds$ <sup>16</sup>, sachant que l'individu est resté au chômage jusqu'en  $s$ , c'est-à-dire :

$$\pi(s) = \lim_{ds \rightarrow 0} \frac{P(s \leq S \leq s+ds | S \geq s)}{ds} \quad (3)$$

Le modèle *Weibull* spécifie la fonction de risque de la manière suivante :

$$\pi(s) = \gamma \lambda s^{\lambda-1} \quad (4)$$

<sup>16</sup> Il ne s'agit pas d'une probabilité mathématiquement rigoureuse puisque que l'on en prend la limite, nous permettant de calculer les chances de sortie du chômage au fur et à mesure que le temps s'écoule, ce risque pouvant être supérieur à 1.

avec  $\gamma > 0$  et  $\lambda > 0$ . À partir de cette spécification, la valeur de  $\lambda$  détermine la forme de la fonction de risque : si  $\lambda < 1$ , la fonction de risque est toujours décroissante, traduisant la dépendance temporelle négative du taux instantané de sortie ; si  $\lambda > 1$ , la fonction de risque est croissante (à taux décroissant pour  $\lambda < 2$ , à taux croissant pour  $\lambda > 2$  et à taux constant pour  $\lambda = 2$ ) ; et si  $\lambda = 1$ , la fonction de risque est constante. L'introduction des variables explicatives, notées  $x$ , dans cette spécification de la fonction de risque donne :

$$\pi(s, x, \beta) = \gamma \lambda s^{\lambda-1} \exp^{x'\beta} \quad (5)$$

Avec notre échantillon de durées de chômage observées, on utilise la méthode du maximum de vraisemblance pour estimer le vecteur de coefficients  $\beta$ , en tenant compte des observations censurées. Plus précisément, les enquêtés s'étant tous inscrits au chômage au deuxième trimestre 1995, nous connaissons la date de début de leur épisode de chômage. En revanche, pour les individus qui sont encore dans cet épisode de chômage à la fin de l'enquête (lors de la troisième vague), nous ignorons la date à laquelle cet épisode prendra fin. La durée de l'épisode de chômage est alors dite censurée à droite. L'un des atouts des modèles de durée est d'autoriser la prise en compte systématique et contrôlée des données censurées, au moyen notamment de l'estimation par le maximum de vraisemblance. En effet, les contributions individuelles à la vraisemblance (*i.e.* l'information relative à chaque durée individuelle de chômage) sont distinctes selon que la durée est ou non censurée. Lorsque l'observation est censurée, c'est la fonction de survie qui donne la moins mauvaise information. Si l'observation de la durée est complète, la contribution de l'individu à la vraisemblance est le produit de la fonction de survie et de la fonction de risque.

### **Annexe B. Estimation par la procédure LIFEREG de SAS**

Le tableau 3. (*supra*) présente les résultats de l'estimation économétrique de la durée du premier épisode de chômage, fournis par la procédure LIFEREG de SAS. Le vecteur de coefficients reporté correspond aux coefficients associés à la durée de chômage en mois, notés  $\beta_j^\bullet$ , et non aux coefficients associés au taux de hasard  $\beta_j$ . En effet, la procédure LIFEREG de SAS estime le modèle *Weibull* en tant que *log-survival time model* (Allison (1995)) dont la forme est relativement proche de celle d'un modèle de régression linéaire ordinaire :

$$\log S = \beta_0^\bullet + \beta_1^\bullet x_1 + \dots + \beta_k^\bullet x_k + \sigma \varepsilon \quad (6)$$

avec  $\beta_0^\bullet, \dots, \beta_k^\bullet$  et  $\sigma$  les paramètres estimés ( $\sigma = 1/\lambda$ ), ce qui est exactement équivalent à l'estimation du modèle *Weibull* en tant que *log-hasard form* :

$$\log \pi(s) = (\lambda-1) \log s + \beta_0 + \beta_1 x_1 + \dots + \beta_k x_k \quad (7)$$

avec, dans le cas particulier du modèle *Weibull*, la relation suivante entre  $\beta_j^\bullet$  et  $\beta_j$  :

$$\beta_j = -\beta_j^\bullet / \sigma \quad \text{pour } j = 0, \dots, k.$$

### **Références bibliographiques**

- Allison P.D. (1995). *Survival Analysis Using the SAS System: a Practical Guide*, USA: SAS Institute Inc.
- Beffa J.-L., R. Boyer et J.-P. Touffut (1999). « Le droit du travail face à l'hétérogénéité des relations salariales », *Droit Social*, n°12, pp. 1039-1051.

- Bessy C. (1995). « Formes de gestion de la main-d'œuvre et modes de fixation des salaires par branche d'activité. Analyse statistique à partir de l'enquête coût-structure des salaires 1992 », *Miméo* (avec la collaboration de F. Hugot), Centre d'Étude de l'Emploi, 95/68.
- Bessy C. (1997). « Les dispositifs d'évaluation des compétences. Une approche statistique par branches d'activité. », in : Bessy C. et F. Eymard-Duvernay (éds), *Les intermédiaires du marché du travail*, Paris : PUF, Cahiers du Centre d'Études de l'Emploi n°36, pp. 35-51.
- Cases C. et S. Lollivier (1994). « Hétérogénéité individuelle dans un modèle de durée avec segmentation », *Document de travail CREST-INSEE*.
- Cahuzac E. et V. di Paola (2005). « Les modèles de durée – de la théorie à la pratique », *Miméo*, 4 juillet.
- Choffel P., P. Cuneo et F. Kramarz (1988). « Des trajectoires marquées par la structure de l'entreprise. », *Économie et Statistique*, n°213, septembre, pp. 41-50.
- Coutrot T. (2001). « Innovations organisationnelles et sélectivité du marché du travail. », Communication au colloque de l'Institut CdC pour la recherche « Emploi : quelles innovations ? », Paris, juin.
- DARES (2003). *Les politiques de l'emploi et du marché du travail*, Paris : La Découverte, collection « Repères ».
- Delattre M. et F. Eymard-Duvernay (1983). « Sept catégories d'entreprises pour analyser le tissu industriel. », *Économie et Statistiques*, n°159, octobre, pp. 71-87.
- Di Paola V. (2002). « Identification des déterminants du chômage de longue durée : hystérésis ou déterminants individuels ? », *Miméo*, série Économie de l'éducation, du travail et de l'emploi, n°2.
- Eymard-Duvernay F. (1981). « Les secteurs de l'industrie et leurs ouvriers », *Économie et Statistique*, n°138, novembre, pp. 49-68.
- Fougère D. (2000). « La durée du chômage en France », in : Fitoussi J.-P. (éds), *Réduction du chômage : les réussites en Europe*, Rapport du Conseil d'Analyse Économique n°23, Paris : La Documentation Française, pp. 239-259.
- Heckman J.J. (1981). "Heterogeneity and State Dependence", in: Sherwin R. (éds), *Studies in Labor Markets*, Chicago: University Chicago Press.
- Larquier G. de et M. Salognon (2006). « Conventions de qualité du travail et chômage de longue durée », in : Eymard-Duvernay F. (éds.), *L'Économie des conventions - méthodes et résultats. Tome II - développements*, Paris : La Découverte, coll. Recherches, avril, pp. 111-127
- L'Horty Y. (1997). « Les flux entre emploi, chômage et inactivité : leurs effets sur les variations du chômage », *Economie et Statistique*, n°306, juin, pp. 57-76.
- Lollivier S. (1994). « Durée de chômage et cycle économique », *Document de travail CREST-INSEE*.
- Mériaux B. (1978). « Point de vue sur les recherches françaises en économie du travail », *Revue Économique*, vol. 29, n°1, pp. 120-140.
- OCDE (2002). « Le chômage de longue durée : tenants et aboutissants », in : OCDE (éds), *Perspectives de l'Emploi de l'OCDE 2002 - Maintenir le bon cap pour l'emploi*, chapitre 4, p. 203-260.
- Pignoni M.-T. et C. Poujouly (1999). « Trajectoires professionnelles et récurrence du chômage », *Premières synthèses*, DARES, avril, n°14.3.
- Prieto A. (2000). « L'impact de la dégressivité des allocations chômage sur le taux de reprise d'emploi », *Revue Économique*, vol. 51, n°3, pp. 323-334.
- Salognon M. (2005). *Évaluation de la qualité du travail et chômage de longue durée*, thèse de doctorat, Nanterre, décembre.