

Article

« Dépendance temporelle, hétérogénéité et coûts de licenciement »

Bruno Decreuse

L'Actualité économique, vol. 77, n° 2, 2001, p. 191-206.

Pour citer cet article, utiliser l'information suivante :

URI: <http://id.erudit.org/iderudit/602349ar>

DOI: 10.7202/602349ar

Note : les règles d'écriture des références bibliographiques peuvent varier selon les différents domaines du savoir.

Ce document est protégé par la loi sur le droit d'auteur. L'utilisation des services d'Érudit (y compris la reproduction) est assujettie à sa politique d'utilisation que vous pouvez consulter à l'URI <https://apropos.erudit.org/fr/usagers/politique-dutilisation/>

Érudit est un consortium interuniversitaire sans but lucratif composé de l'Université de Montréal, l'Université Laval et l'Université du Québec à Montréal. Il a pour mission la promotion et la valorisation de la recherche. Érudit offre des services d'édition numérique de documents scientifiques depuis 1998.

Pour communiquer avec les responsables d'Érudit : info@erudit.org

DÉPENDANCE TEMPORELLE, HÉTÉROGÉNÉITÉ ET COÛTS DE LICENCIEMENT*

Bruno DECREUSE

GREQAM

Université de la Méditerranée

RÉSUMÉ – Ce travail propose un mécanisme nouveau permettant d'expliquer la présence de dépendance temporelle dans les risques individuels de sortie du chômage. Lorsque les chômeurs sont *ex ante* hétérogènes et que leur compétence est imparfaitement observable, le licenciement des moins doués est un phénomène endogène qu'ils s'efforcent de masquer. La durée de chômage véhicule alors une information sur la qualité du travailleur considéré, dont les firmes se servent pour jauger de son employabilité. Une baisse des coûts de licenciement peut faire basculer l'économie d'un équilibre avec chômage, mais sans exclusion, à une économie caractérisée par l'exclusion des chômeurs de longue durée.

ABSTRACT – *Duration Dependence, Heterogeneity and Firing Costs.* This paper considers a novel theoretical argument allowing for the presence of duration dependence in individual exit rates of unemployment. If unemployed are *ex ante* heterogenous and if their skills are imperfectly observable, firing of the least able is an endogenous phenomenon that unemployed have an incentive to hide. Then, the unemployment duration conveys a (negative) signal about the quality of the worker, which firms use to evaluate his employability. A decrease in firing costs can make the economy topple from an equilibrium with unemployment, but without state dependence, over an equilibrium with discrimination against the long-term unemployed.

INTRODUCTION

Les chômeurs de longue durée trouvent difficilement un emploi. Ce phénomène de dépendance temporelle selon lequel la probabilité de trouver un emploi diminue avec la durée du chômage a été observé par de nombreux auteurs (Borjas et Heckman, 1980; Alaouze, 1987; Jackman et Layard, 1991; Stancanelli, 1999, et Lubyova et van Ours, 1999). La dépendance temporelle peut être expliquée de deux manières :

* Ce travail a bénéficié des commentaires de Pierre Granier, Jean-Pierre Vidal, ainsi que de deux rapporteurs de cette revue. Je reste, bien entendu, seul responsable des erreurs résiduelles.

- si les individus ont des risques de sortie du chômage hétérogènes, les individus à faible risque sont proportionnellement plus nombreux parmi les chômeurs de longue durée. Le risque moyen exprime alors une « fausse » dépendance temporelle négative (Elbers et Ridder, 1982).
- le risque individuel de sortie du chômage décroît avec la durée du chômage, en raison soit de pertes de capital humain (Acemoglu, 1995, et Coles et Masters, 1998), soit d'une réduction de l'efficacité de la recherche d'emploi (Pissarides, 1992 : section 4).

Ces deux paradigmes renvoient à un débat autour de la notion d'hétérogénéité des chômeurs. Pour les premiers, l'hétérogénéité précède l'épisode de chômage. Pour les seconds, la durée du chômage crée l'hétérogénéité entre individus éventuellement identiques au départ. Lockwood (1991) propose un argument judicieux qui s'inscrit à la lisière des deux précédents : les individus sont *ex ante* hétérogènes et la durée passée au chômage véhicule un signal concernant le « type » – supposé imparfaitement observable – du chômeur. Au-delà d'une durée limite de chômage, il est raisonnable de penser que le chômeur est peu productif et donc de ne pas l'employer. La discrimination statistique à l'encontre des chômeurs de longue durée apparaît ainsi comme un phénomène endogène.

Nous considérons un mécanisme voisin, bien qu'inexploré : il peut être dans l'intérêt du chômeur de masquer une expérience peu concluante, dont l'échec stigmatise l'incompétence du travailleur. Une forte durée de chômage peut alors correspondre à deux profils : un individu malchanceux, éventuellement doué, ou un individu au parcours erratique ponctué de « contrats aidés »¹ et de licenciements. Dans la mesure où le poids des seconds s'accroît lorsque la durée de chômage augmente (ils reviennent parmi les chômeurs de forte ancienneté), la durée de chômage signale une qualité amoindrie, qui peut aller jusqu'à l'exclusion pure et simple des chômeurs considérés.

Dans un tel contexte, il paraît nécessaire de s'intéresser à l'influence des coûts de licenciement sur la mécanique de l'exclusion. Les coûts de licenciement ont deux effets majeurs. D'une part, des coûts de licenciement élevés réduisent directement le profit anticipé par l'employeur. Celui-ci devient plus sélectif, ce qui se traduit par une aggravation de l'exclusion. D'autre part, une hausse des coûts de licenciement appauvrit indirectement le signal délivré par la durée du chômage. Prenons le cas extrême où les coûts de licenciement sont si importants qu'aucun travailleur ne peut être licencié. En l'absence de licenciement, la durée du chômage ne véhicule aucun signal et les chômeurs de longue durée ne sont plus victimes de discrimination à l'embauche. Selon que l'effet direct domine ou non l'effet indirect, une baisse des coûts de licenciement peut réduire ou augmenter l'exclusion. Nous montrons que l'effet direct domine pour des valeurs faibles des coûts de licenciement, alors que l'effet indirect domine pour des valeurs plus fortes.

1. « Aidés » au sens où la puissance publique finance tout ou partie de l'emploi sans octroyer le statut de fonctionnaire.

Cet effet ambigu des coûts de licenciement sur le chômage de longue durée renvoie à une littérature restreinte mais influente, qui conteste la prévalence systématique de la flexibilité sur la régulation. Abraham et Houseman (1994) comparent ainsi les États-Unis avec l'Allemagne, la Belgique et la France. L'idée reçue voudrait qu'en raison de coûts de licenciement élevés, les fluctuations de l'emploi dans les trois pays européens signalés soient nettement moins marquées que celle de l'activité. Les auteurs montrent que cet argument est valide quant à l'emploi, mais faux quant aux heures travaillées. Les entreprises allemandes, belges et françaises utilisent les dispositifs d'aide à l'insertion et d'indemnisation du chômage pour financer des emplois de courte durée lors des phases basses du cycle d'activité. La flexibilité du nombre total d'heures travaillées est donc d'aussi forte amplitude en Europe qu'aux États-Unis, les entreprises américaines faisant varier le nombre de travailleurs à horaire de travail donné, alors que les entreprises européennes font varier le nombre d'heures par travailleur. Saint-Paul (1996) explore une autre piste dans son chapitre 10. Il montre dans un modèle dual du marché du travail qu'une hausse des coûts de licenciement peut être bénéfique pour l'accumulation du capital humain lorsque les travailleurs disposent d'effets d'apprentissage durant l'emploi. Dans un système dominé par la flexibilité, les individus peu qualifiés sont licenciés rapidement, ce qui ne leur permet pas de devenir plus compétents. Une baisse des coûts de licenciement peut donc induire une baisse macroéconomique de la productivité du travail.

Notre modèle met ainsi en exergue deux types de régime conditionnels au niveau des coûts de licenciement. Une autre question concerne les déterminants de l'employabilité. La notion de talent est toujours relative. L'approche retenue ici – un modèle d'appariement non bouclé – permet d'endogénéiser le niveau de compétence minimal requis par les firmes. Lorsqu'un poste constitue une ressource rare, la rationalité des employeurs exige de le pourvoir au mieux. Ces derniers adoptent ainsi une double stratégie de réserve, qui consiste à licencier tout individu dont le type est suffisamment bas et à rejeter la candidature de tout chômeur dont l'ancienneté est suffisamment importante. Les « suffisamment bas » et « suffisamment importante » dépendent d'une estimation préliminaire et décentralisée de la valeur d'un poste vacant. Cette valeur est ensuite confrontée à la moyenne des compétences parmi les chômeurs. Puisque la distribution des compétences parmi les chômeurs dépend fortement de leur durée d'employabilité, le modèle met en évidence l'existence de phénomènes de complémentarité stratégique entre les firmes, responsables de l'apparition d'équilibres multiples.

L'organisation du travail est la suivante : la première section présente le corps d'un modèle d'appariement non bouclé au sens où les probabilités de rencontre sont exogènes. La deuxième section décrit un premier régime, où il n'y a ni exclusion, ni licenciement. La troisième section s'intéresse au second régime, où la valeur anticipée d'un poste vacant est suffisamment élevée pour que les individus les moins doués soient licenciés. La quatrième section définit les conditions d'apparition de chaque régime, et discute de l'impact des coûts de licenciement sur l'exclusion. La dernière section propose une discussion étayant les arguments du modèle.

1. LE MODÈLE

Le temps est continu. À chaque instant, une cohorte d'individus de mesure $\delta > 0$ apparaît au chômage. Les agents qui la constituent subissent le risque de décès constant δ , de sorte que la population totale est normalisée à 1. Les individus sont hétérogènes : chacun d'entre eux est muni d'une caractéristique privée a , que l'on suppose uniformément distribuée sur $[0, 1]$. Durant l'épisode de chômage, les agents cherchent un emploi. On note $\mu > 0$ la « probabilité » de rencontre d'un poste vacant². Ainsi, $\mu + \delta$ est le risque global de sortie du chômage.

On suppose qu'il existe un continuum de firmes sur le marché des appariements, disposant chacune d'un unique poste vacant. L'analyse néglige les mécanismes régulant l'entrée de nouvelles firmes sur le marché³. Nous admettons ainsi que le degré de tensions du marché du travail $\theta = E/U$ est fixe, le nombre de postes vacants E s'ajustant continuellement au nombre de chômeurs U . La valeur d'un poste vacant V^v est définie récursivement par :

$$rV^v = -\gamma + \eta \left\{ E_s [E_a(V^e(a) | s) | E_a(V^e(a) | s) \geq V^v] - V^v \right\} \quad (1.1)$$

où $\gamma \geq 0$ représente les coûts de détention d'un poste vacant (voir Pissarides, 1990), $\eta > 0$ est la probabilité de pourvoir le poste, $r > 0$ est le taux d'escompte, $s \geq 0$ est la durée de chômage et $V^e(a)$ est la valeur d'un poste occupé par un travailleur de type a . Cette valeur est définie par :

$$V^e(a) = \max\{a; V^v - F\}. \quad (1.2)$$

Les coûts de licenciement F représentent également des coûts d'opportunité, de recrutement, de formation... Si la firme conserve l'individu, elle obtient a . Sinon, le travailleur est immédiatement licencié⁴ et la firme obtient la valeur d'un poste vacant V^v moins les coûts de licenciement. Dans le but d'assurer l'existence d'un équilibre, nous supposons que $\gamma/\eta < 1/2$. Le ratio γ/η est le coût moyen de recherche d'un travailleur adéquat, c'est-à-dire le coût instantané γ multiplié par la durée moyenne de la recherche $1/\eta$. Nous supposons donc que le coût moyen de la recherche est inférieur à la productivité moyenne des chômeurs d'ancienneté de chômage nulle.

Afin d'évaluer la double espérance dans la condition (1.1), on note $\phi(a | s)$ la densité de la distribution des types individuels de chômeurs conditionnelle à la

2. Le paramètre μ est un risque et non une probabilité, de sorte qu'il peut prendre des valeurs arbitrairement élevées. La probabilité de sortie du chômage sur une période ds suffisamment petite vaut μds .

3. Nous pouvons imaginer que le nombre total de postes dans l'économie – vacants ou occupés – est fixe. Ou encore, à l'instar de MacNamara et Collins (1990), qu'un nouveau poste vacant apparaît à chaque fois qu'une rencontre fructueuse se produit.

4. L'hypothèse d'un licenciement instantané est ici retenue pour sa commodité. La prise en compte – plus réaliste – d'une durée minimale de l'emploi ne modifierait pas qualitativement les résultats.

durée de chômage s , $\psi(s)$ la densité de la cohorte au chômage d'ancienneté s et on désigne par $\mu(a | s)$ le risque de sortie définitive vers l'emploi d'un chômeur dont le type est a et la durée de chômage s . Il est important de ne pas confondre cette probabilité avec celle de rencontrer un poste vacant, puisque certains emplois débouchent sur un licenciement. Un individu d'ancienneté de chômage s est embauché si et seulement si :

$$E_a(V^e(a) | s) = \int_0^1 \phi(a | s) V^e(a) da \geq V^v. \tag{1.3}$$

Nous décrivons maintenant les deux régimes possibles du modèle.

2. LE RÉGIME SANS LICENCIEMENT

Ce régime apparaît lorsque $V^v < F$, c.-à-d. lorsque les coûts de licenciement sont relativement élevés. Dans un tel cas de figure, $V^e(a) = a$, de sorte qu'il n'est jamais opportun de licencier le travailleur.

Lemme 1 Régime sans licenciement (I)

Ce régime est caractérisé par :

- (i) $V^v = \frac{\gamma}{r + \eta} + \frac{1}{2} \frac{\eta}{r + \eta}$,
- (ii) $\mu(a | s) = \mu$ pour tout $a \in [0, 1]$, et tout $s \geq 0$,
- (iii) $\phi(a | s) = 1$ pour tout $a \in [0, 1]$, et tout $s \geq 0$,
- (iv) $\psi(s) = (\mu + \delta) \exp [-(\mu + \delta) s]$ pour tout $s \geq 0$.

Preuve. Découpons l'axe des réels en intervalles de temps discrets d'incrément successifs ds . Pour une durée de chômage nulle, on a $E_a(V^e(a) | s = 0) = E_a(a | s = 0) = \frac{1}{2}$. Si $V^v > \frac{1}{2}$, aucun candidat n'est accepté et le risque de sortie de la dernière cohorte de chômeurs est nul. Par induction, il est nul à toutes les dates, ce qui est impossible. Par conséquent, on a $V^v \leq \frac{1}{2}$ et le risque de sortie du chômage est μ pour cette cohorte. Compte tenu de la probabilité de décès δds et de la probabilité de sortie du chômage vers l'emploi μds , la densité $\phi(a | s = ds)$ des types individuels au sein de la cohorte d'ancienneté ds est à nouveau celle d'une loi uniforme de support $[0, 1]$ (les processus sont indépendants et homogènes). Par conséquent, l'arbitrage est le même qu'à la période 0. Par récurrence, le risque de sortie μ et la densité ϕ sont indépendants de la période considérée et $\mu(a | s = kds) = \mu$, alors que $\phi(a | s = kds) = 1$ pour tout $a \in [0, 1]$ et tout $k \in \mathbb{N}$. Le résultat reste vrai à la limite lorsque k tend vers l'infini et ds vers 0, ce qui établit

simultanément (ii) et (iii). La densité de chaque cohorte est ainsi celle d'une loi exponentielle de paramètre $\mu + \delta$, ce qui établit (iv). Ainsi, $E_a(V^e(a) | s) = \frac{1}{2}$ pour tout $s \geq 0$. On a alors $E_s E_a(V^e(a) | s) = \frac{1}{2}$ et la valeur d'un poste vacant qui résout (1.1) est donnée par (i). ■

Les individus sont tous « employables » à la date 0. Il suit par induction que la distribution conditionnelle $\phi(\cdot | s)$ est indépendante de la durée de chômage s , et que même les chômeurs de longue durée ont la possibilité d'obtenir d'un emploi. Le risque de sortie du chômage est donc constant et vaut μ quel que soit le type du chômeur et son ancienneté de chômage. La densité des cohortes de chômeurs ψ est celle d'une loi exponentielle. On retrouve ainsi le résultat standard hérité des modèles d'appariement. La valeur d'un poste vacant résout alors :

$$V^v = -\frac{\gamma}{r + \eta} + \frac{1}{2} \frac{\eta}{r + \eta}. \quad (2.1)$$

L'espérance du type du travailleur conditionnelle à la durée de chômage s coïncide avec la moyenne du type au sein de chaque nouvelle cohorte, c'est-à-dire $1/2$. La valeur V^v augmente avec la probabilité η de pourvoir un poste vacant, et diminue avec le taux d'escompte r et les coûts γ de détention d'un poste vacant.

On peut situer simplement ce régime par rapport au cas où l'information à la disposition des employeurs sur le type des chômeurs est complète. Ainsi, lorsque les coûts de licenciement sont nuls et que les individus inemployables stoppent tout effort de recherche, le risque de sortie du chômage est constant, $\mu(a | s) = \mu$, si et seulement si $a \geq V^v$. Seuls les individus dont le type est supérieur ou égal à V^v participent au marché du travail. La densité ϕ est à nouveau indépendante de la durée de chômage et vaut $\phi(a | s) = \frac{1}{1 - V^v}$ pour $a \geq V^v$ et $s \geq 0$. La densité des cohortes est celle d'une loi exponentielle de paramètre $\mu + \delta$. La valeur d'un poste vacant résout (1.1), de sorte que :

$$V^v = -\frac{\gamma}{r + \eta/2} + \frac{\eta}{2r + \eta} > -\frac{\gamma}{r + \eta} + \frac{1}{2} \frac{\eta}{r + \eta}. \quad (2.2)$$

Les expressions (2.1) et (2.2) définissent ainsi les deux valeurs extrêmes d'un poste vacant. La section suivante s'intéresse aux cas intermédiaires où les coûts de licenciement sont positifs, mais inférieurs à la valeur d'un poste vacant.

3. LE RÉGIME AVEC LICENCIEMENT

Ce régime survient lorsque les coûts de licenciement sont « faibles » : $V^v > F$. Considérons $\bar{a} = V^v - F$. Les individus peu productifs dont le type est inférieur à \bar{a} sont systématiquement licenciés et redeviennent chômeurs. La caractéristique limite \bar{a} de l'individu licencié décroît avec le niveau F des coûts de

licenciement. Une hausse des coûts de licenciement provoque ainsi un changement à deux niveaux du flux de travailleurs licenciés. Quantitatif d'abord, puisque la hausse des coûts réduit le flux de sortie de l'emploi vers le chômage. Qualitatif ensuite, puisque la productivité moyenne de l'individu licencié diminue. Supposons qu'à la suite d'une hausse des coûts de licenciement, la caractéristique limite passe de \bar{a}_1 à \bar{a}_2 . La productivité moyenne des individus licenciés passe quant à elle de $\bar{a}_1/2$ à $\bar{a}_2/2 < \bar{a}_1/2$.

Le travailleur licencié est porteur d'un stigmate, qui annonce sa faible compétence. Dans la mesure où révéler lors d'un entretien d'embauche cette expérience malheureuse l'éconduirait, il la masque et affiche une durée de chômage égale à celle qui prévalait avant l'embauche, additionnée à la durée de son emploi⁵ – ici une durée nulle pour des raisons de commodité. Dans un tel cas de figure, on a :

$$E_a(V^e(a)|s) = \int_0^{\bar{a}} \phi(a|s)[V^v - F] da + \int_{\bar{a}}^1 \phi(a|s) ada. \quad (3.1)$$

Le gain espéré par les firmes décroît avec le niveau F des coûts de licenciement. On sait que la probabilité de sortie définitive du chômage est nulle pour les individus peu productifs. Soit $\mu(a|s) = 0$ pour tout $s \geq 0$ et tout $a < \bar{a}$. Supposons en outre qu'il existe une durée de chômage $\Delta > 0$ au-delà de laquelle la candidature d'un chômeur est systématiquement rejetée par les firmes. Ainsi, $\mu(a|s) = 0$ pour tout $s > \Delta$. La validité de la conjecture est vérifiée ensuite. Par la suite, la durée Δ sera qualifiée de « durée d'employabilité ».

Lemme 2 Distributions des types et des durées

Le risque individuel de sortie $\mu(\cdot|s)$ et les densités ϕ et ψ ont les propriétés suivantes :

$$(i) \quad \mu(a|s) = \begin{cases} 0 & \text{si } a < \bar{a} \text{ ou } s > \Delta \\ \mu & \text{si } a \geq \bar{a} \text{ et } s \leq \Delta \end{cases},$$

$$(ii) \quad \phi(a|s) = \begin{cases} \frac{1}{\exp[-\mu s](1-\bar{a}) + \bar{a}} & \text{si } a < \bar{a} \text{ et } s \leq \Delta \\ \frac{\exp[-\mu s]}{\exp[-\mu s](1-\bar{a}) + \bar{a}} & \text{si } a \geq \bar{a} \text{ et } s \leq \Delta \end{cases},$$

$$(iii) \quad \psi(s) = \exp[-\delta s] \frac{\exp[-\mu s](1-\bar{a}) + \bar{a}}{\bar{a} \frac{1 - \exp[-\delta \Delta]}{\delta} + (1-\bar{a}) \frac{1 - \exp[-(\mu + \delta)\Delta]}{\mu + \delta}} \quad \text{si } s \leq \Delta.$$

5. On admet ici que le travailleur bénéficie d'une partie des coûts de licenciement, de sorte qu'il ne stoppe pas son effort de recherche.

Preuve. Le point (i) est vrai par hypothèse. Soit $u(a|s)$ la densité conditionnelle non normalisée des individus de type a (le « nombre » de ces individus) parmi les chômeurs d'ancienneté $s \leq \Delta$. Par construction, on a :

$$u(a|s) = \begin{cases} \delta \exp[-\delta s] & \text{si } a < \bar{a} \\ \delta \exp[-(\mu + \delta)s] & \text{si } a \geq \bar{a} \text{ et } s \leq \Delta \end{cases}$$

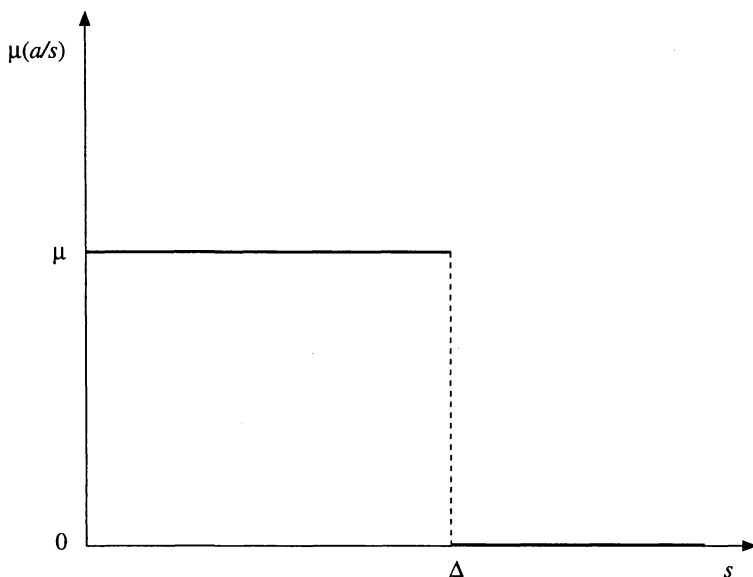
Le nombre total de chômeurs d'ancienneté $s \leq \Delta$ engagés dans le processus de recherche vaut $u(s) = \int_0^1 u(a|s) da$. La mesure de l'effectif des chômeurs à la recherche d'un emploi est ainsi donnée par $U = \int_0^\Delta u(s) ds$. Par suite,

$\phi(a|s) = \frac{u(a|s)}{u(s)}$ alors que $\psi(s) = \frac{u(s)}{U}$, ce qui établit simultanément (ii) et (iii) par intégration. ■

Remarquons que $\frac{d\phi(a|s)}{ds} \geq 0$ selon que $a \leq \bar{a}$. Ainsi, le poids des individus les moins productifs parmi les chômeurs d'une même ancienneté s'accroît avec la durée de chômage considérée. Par ailleurs, la densité d'une cohorte décroît avec son ancienneté. La dépendance temporelle du risque de sortie du chômage dépend de la caractéristique individuelle a . Lorsque cette caractéristique est inférieure à \bar{a} , l'individu ne connaît que des épisodes d'emploi à durée déterminée (nulle dans la modélisation), puisqu'il est systématiquement licencié dès que l'employeur constate sa faible productivité. En revanche, un individu dont la caractéristique est supérieure à \bar{a} connaît un risque de sortie discontinu en fonction de la durée passée au chômage. Ce risque est décrit par le graphique 1.

GRAPHIQUE 1

DÉPENDANCE TEMPORELLE DU RISQUE DE SORTIE



Tant que la durée passée au chômage est inférieure à Δ , l'individu bénéficie du risque de sortie définitive μ , c'est-à-dire la « probabilité » de rencontrer un poste vacant. Au-delà, sa candidature n'est plus examinée par les employeurs, qui, ne connaissant pas sa productivité, ne peuvent prendre le risque de recruter un travailleur peu compétent.

À l'aide de l'expression (3.1) et du lemme 2, nous pouvons calculer l'espérance de gains liée à la rencontre d'un chômeur de durée s :

$$E_a(V^e(a)|s) = \frac{\bar{a}(V^v - F) + \frac{1 - \bar{a}^2}{2} \exp[-\mu s]}{\exp[-\mu s](1 - \bar{a}) + \bar{a}}. \quad (3.2)$$

La dérivée de cette expression par rapport à s vaut :

$$\frac{dE_a(V^e(a)|s)}{ds} = -\mu \frac{\exp[-\mu s]}{\exp[-\mu s](1 - \bar{a}) + \bar{a}} (1 - \bar{a})^2 \frac{\bar{a}}{2} < 0.$$

Les firmes ne sont pas complètement dupes; si elles n'ont aucun moyen de contrôler la qualité du candidat, elles anticipent que sa productivité décroît avec la durée de chômage. Deux cas extrêmes peuvent néanmoins retenir l'attention : lorsque \bar{a} tend vers 1, pratiquement tous les travailleurs sont réinjectés parmi les chômeurs, de sorte que la durée de chômage ne véhicule aucun signal; lorsque \bar{a} tend vers 0, les individus ne sont jamais licenciés et l'on retrouve le régime précédent.

Lemme 3 Régime avec licenciement (II)

Le régime II est caractérisé par :

- (i)
$$\Delta = \frac{1}{\mu} \ln \left[\frac{1-\bar{a}}{\bar{a}} \frac{1-\bar{a}-V^v}{2-F} \right],$$
- (ii) $E_a(V^e(a) | s)$ défini par (3.2) pour tout $s \leq \Delta$,
- (iii) $\phi(a | s)$ et $\psi(s)$ définies par le lemme 2.

Preuve. On sait que $\frac{dE_a(V^e(a) | s)}{ds} < 0$. Comme $E_a(V^e(a) | s=0) = \frac{1+\bar{a}^2}{2} < V^v$ et $\lim_{s \rightarrow \infty} E_a(V^e(a) | s) = \bar{a} < V^v$, il existe une unique durée de chômage $\Delta > 0$ tel que $E_a(V^e(a) | s) \geq V^v$ si et seulement si $s \leq \Delta$. Cette durée résout $E_a(V^e(a) | \Delta) = V^v$, ce qui fournit (i). ■

Quel est l'effet des coûts de licenciement dans ce régime sur l'exclusion? Pour le savoir, il suffit de connaître l'effet des coûts de licenciement sur la durée d'employabilité Δ . Une augmentation (diminution) de Δ se traduit en effet par une réduction (hausse) de l'exclusion.

Deux cas extrêmes retiennent d'emblée l'attention. La durée d'employabilité tend vers l'infini lorsque les coûts de licenciement tendent vers 0 et lorsqu'ils tendent vers la valeur d'un poste vacant V^v . Lorsque $F = 0$, la mise à l'épreuve d'un travailleur ne coûte rien à la firme puisqu'elle peut le licencier sans frais si il s'avère peu productif. Les individus sont donc tous employables et l'exclusion est nulle. Lorsque F tend vers V^v , on se rapproche du régime précédent. Aucun travailleur n'est licencié, de sorte que la durée de l'épisode de chômage ne véhicule aucun signal sur la productivité de la main-d'œuvre.

Ces deux cas extrêmes témoignent de la diversité des effets des coûts de licenciement. On obtient ces effets en dérivant Δ par rapport à F :

$$\frac{d\Delta}{dF} = \frac{1}{\mu} \left\{ \underbrace{-\frac{1}{F}}_{\text{effet direct}} + \underbrace{\frac{1}{1-\bar{a}} + \frac{1}{\bar{a}} - \frac{1}{1+\bar{a}-2V^v}}_{\text{effet indirect}} \right\}. \quad (3.3)$$

L'effet direct $\frac{\partial \Delta}{\partial F}$ est négatif. Selon l'expression (3.1), une augmentation de F se traduit par une réduction des profits anticipés par les firmes. Celles-ci prennent donc moins de risque lors de l'embauche et la durée d'employabilité diminue, c.-à-d. l'exclusion augmente. L'effet indirect $\frac{d\Delta}{d\bar{a}} \frac{d\bar{a}}{dF}$ est positif (car $V^v < 1/2$). Une hausse de F réduit le flux de licenciement. Moins nombreux, les individus

licenciés représentent une part plus faible des chômeurs, ce qui affaiblit la qualité du signal véhiculé par la durée passée au chômage en augmentant le degré d'homogénéité de la population à la recherche d'un emploi. Cet effet tend à augmenter la durée d'employabilité.

L'expression (3.3) admet les propriétés aux bornes suivantes :

$$\left\| \begin{aligned} \frac{d\Delta}{dF} \Big|_{F \rightarrow 0} &= -\infty \\ \frac{d\Delta}{dF} \Big|_{F \rightarrow V^v} &= +\infty \end{aligned} \right.$$

L'effet direct domine donc lorsque les coûts de licenciement sont relativement bas, mais est dominé lorsque les coûts de licenciement prennent des valeurs plus importantes.

Remarquons qu'une hausse de la durée d'employabilité diminue la valeur d'un poste vacant. En effet,

$$\frac{d\pi(\Delta)}{d\Delta} = \psi(\Delta) \{ E_a(V^e(a) | \Delta) - \pi(\Delta) \} < 0 \tag{3.4}$$

où $\pi(\Delta) = E_s[E_a(V^e(a) | s) / E_a(V^e(a) | s) \geq V^v]$. Le premier terme entre crochets représente le gain effectué sur les individus de plus longue ancienneté. Le second terme traduit la diminution du poids de chaque cohorte et constitue la perte occasionnée par une hausse de Δ . Dans la mesure où les « tricheurs » sont moins nombreux parmi les chômeurs de faible ancienneté, l'effet global est négatif.

4. LA VALEUR DES POSTES

Les sections précédentes obéissent à la méthodologie de l'équilibre partiel. Ainsi, les deux régimes sont caractérisés sous l'hypothèse d'une anticipation donnée de la valeur V^v d'un poste vacant. Cette section réalise le bouclage du modèle en endogénéisant V^v . À cette fin, nous considérons la fonction $\Psi : [0, 1] \rightarrow \mathbf{R}$ telle que :

$$\Psi(V^v) = \begin{cases} -\frac{\gamma}{r + \eta} + \frac{1}{2} \frac{\eta}{r + \eta} & \text{si } V^v < F \\ -\frac{\gamma}{r + \eta} + \frac{\eta}{r + \eta} \int_0^{\Delta(V^v)} \psi(s) E_a(V^e(a) | s) ds & \text{sinon.} \end{cases}$$

où $\Delta(V^v)$ et ψ sont définies par le lemme 3. Cette fonction représente le membre de droite de l'équation (1.1) définissant la valeur d'un poste vacant selon le niveau des coûts de licenciement. Un équilibre du modèle est une valeur $x^* \in [0, 1]$ qui résout $x^* = \Psi(x^*)$. Autrement dit, la valeur effective d'un poste vacant doit coïncider avec son anticipation.

Théorème 1 Existence, unicité, multiplicité

Pour tout $(\eta, \mu, r, \delta) > 0$, et $\bar{F} = \frac{\gamma}{r+\eta} + \frac{1}{2} \frac{\eta}{r+\eta}$, on a :

- (i) si $F < \bar{F}$, il existe au moins un équilibre de type II et il n'existe pas d'équilibre de type I,
- (ii) si $F \geq \bar{F}$, il existe un équilibre de type I,
- (iii) si $F = \bar{F}$ et $\lim_{x \rightarrow \bar{F}_+} \Psi'(x) > 1$, il existe au moins un équilibre de type II.

Preuve. Ψ est une fonction continue sur $[0, 1]$ et dérivable sur $[0, 1] \setminus \{F\}$.

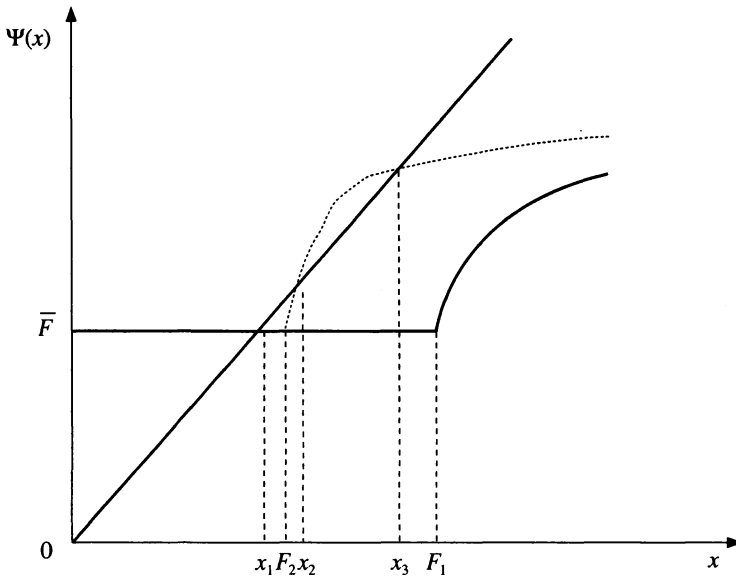
- (i) Comme $\Psi(1) < 1$ et $\Psi(x) > x$ pour tout $x \in [0, F]$, la continuité de Ψ implique qu'il existe au moins un point fixe sur $]F, 1[$, qui constitue ainsi un équilibre de type II d'après le lemme 3.
- (ii) si $F \geq \bar{F}$, alors $x^* = \bar{F}$ est un point fixe de Ψ et constitue un équilibre de type I d'après le lemme 1.
- (iii) si $F = \bar{F}$, x^* est un point fixe de Ψ d'après (ii). Comme $\lim_{x \rightarrow \bar{F}_+} \Psi'(x) > 1$ et $\Psi(1) < 1$, il existe par continuité au moins un autre point fixe de Ψ sur $]F, 1[$, c.-à-d. un équilibre de type II. ■

Le théorème 1 fournit des conditions suffisantes à l'apparition d'un équilibre de type II – avec exclusion et licenciement – (i); d'un équilibre de type I – sans exclusion et sans licenciement – (ii); d'un équilibre de chaque type (iii). Le point important est que les équilibres sans licenciement n'apparaissent que lorsque les coûts de licenciement sont suffisamment élevés. Selon la terminologie avancée par Cooper et John (1988), la multiplicité d'équilibres de type II renvoie à l'existence de complémentarité stratégique entre les décisions-stratégies d'embauche des firmes. D'après l'expression (3.4), une baisse de la durée d'employabilité améliore les profits anticipés des firmes. Il s'agit d'une externalité, au sens où le choix décentralisé d'une embauche n'a aucun impact sur la distribution des compétences des chercheurs d'emploi, aussi bien intra qu'intertemporelle.

L'effet des coûts de licenciement sur l'exclusion s'apprécie en fonction du nombre d'équilibres et de la hauteur des coûts de licenciement. Lorsque l'équilibre est unique, une hausse des coûts de licenciement a un effet direct qui tend à augmenter l'exclusion, et un effet indirect qui tend à la réduire. Nous avons vu en section précédente que l'effet direct domine lorsque le coût de licenciement est peu élevé et est dominé lorsqu'il est proche de la valeur d'un poste vacant. Une hausse des coûts de licenciement se traduit donc par une augmentation de l'exclusion lorsque leur niveau est faible, mais par une baisse de l'exclusion lorsque leur niveau est important.

Mais l'effet des coûts de licenciement peut être radicalement différent en présence d'une multiplicité d'équilibres. Lorsque les coûts de licenciement deviennent plus faibles, un équilibre de type II peut émerger, caractérisé par l'exclusion des chômeurs de longue durée. Le graphique 2 décrit ce dernier cas de figure.

GRAPHIQUE 2
MULTIPLICITÉ ET COÛTS DE LICENCIEMENT



Les coûts de licenciement s'élèvent initialement à F_1 , puis décroissent jusqu'en F_2 . Si l'équilibre initial x_1 n'est pas modifié, deux équilibres caractérisés par la discrimination statistique à l'égard des chômeurs de longue durée apparaissent. Ainsi, une baisse des coûts de licenciement est susceptible de faire émerger des phénomènes d'exclusion du marché du travail. Remarquons qu'il est dans l'intérêt des firmes d'inciter les pouvoirs publics à réduire le niveau des coûts de licenciement : les équilibres de type II correspondent à des valeurs plus élevées des postes vacants.

5. DISCUSSIONS

Le mécanisme avancé repose sur l'intérêt et la possibilité qu'ont les chômeurs de mentir sur leur parcours professionnel. Cette hypothèse de travail, légitime dans le cadre standard utilisé, peut paraître osée au premier abord. Nous nous efforçons ici d'en discuter la pertinence.

Peut-on masquer une expérience professionnelle? Hormis les cas où l'individu n'a plus le droit de pratiquer son métier, rien ne l'interdit. Néanmoins, le

versement de prestations chômage donne lieu à un document administratif que le recruteur peut demander lors de l'entretien d'embauche. Il est alors difficile de le lui refuser. Du point de vue du candidat, cela signifie qu'il y a un risque à tricher, et que la réalisation de ce risque entraîne une punition. Dans la mesure où les chômeurs ne touchent aucune indemnité chômage dans ce modèle, il est évident que la prise en compte d'un tel risque ne modifie pas l'incitation qu'ont les « mauvais » à tricher.

Une question plus importante concerne les effets de l'expérience professionnelle. Comme en témoignent la plupart des annonces passées par les recruteurs, l'expérience est un critère recherché, améliorant très sensiblement les probabilités d'embauche. Ce phénomène relève-t-il de la théorie du capital humain ou de celle du signal? Dans le premier cas, l'incitation à tricher est gommée par la nécessité d'annoncer que l'on a bénéficié d'effets d'apprentissage. Dans le second cas, le profil privilégié par les employeurs est un candidat en poste, et non un chômeur. Comme le rappelle Pissarides (1994), les flux de poste à poste sont au moins aussi importants que ceux de chômage à emploi, en particulier aux États-Unis et au Royaume-Uni. Ce constat est en accord avec les travaux empiriques sur données américaines de Davis, Haltiwanger et Schuh résumés dans leur livre de 1996. En outre, le fait d'avoir été licencié tend à modérer considérablement l'effet de l'expérience sur la probabilité de sortie du chômage. Enfin, il est connaissance commune que l'exercice de certains métiers n'induit aucun gain en capital humain. C'est le cas des contrats aidés en France, dont l'occupation serait même nuisible à une embauche ultérieure. Bonnal, Fougère et Sérandon (1997) montrent ainsi que l'occupation d'un TUC réduit la probabilité d'accès à un emploi à durée indéterminée. Selon les auteurs, « une interprétation possible est que la participation à de tels programmes (d'emploi public) peut convoquer un signal de basse performance productive ».

Il apparaît ainsi au terme de cette discussion que (i) il est possible de masquer une expérience professionnelle et (ii) il peut être rationnel de le faire. Malheureusement, les enquêtes ne se sont pas intéressées à ce mécanisme, de sorte qu'il est impossible de quantifier son importance. Un moyen de le faire consisterait à demander à chaque chômeur questionné un exemplaire de son curriculum vitae, puis de le confronter aux réponses concernant son expérience professionnelle.

Enfin, remarquons qu'il est possible d'interpréter différemment le mécanisme central du modèle. Supposons que le type de l'individu soit imparfaitement observé par les firmes à l'issue de la période d'observation (ramenée à 0 par souci de simplification) et qu'il existe un taux de destruction de l'emploi exogène. Un individu licencié correspond à un travailleur peu productif « démasqué » par son employeur, ou à un travailleur malchanceux dont le poste est devenu inutile / improductif. Pour évaluer la qualité du candidat à l'embauche ayant connu une expérience professionnelle malheureuse, les firmes se servent alors de la durée cumulée de ses épisodes de chômage. Cette interprétation a deux implications fortes : le risque de destruction de l'emploi décroît avec la durée de cet emploi, et

les travailleurs au parcours professionnel erratique peuvent s'identifier à des chômeurs de longue durée du point de vue des firmes. Le premier constat est en accord avec les travaux de Burdett, Kiefer et Sharma (1985), et de Topel et Ward (1992) sur données américaines. La deuxième propriété renvoie au phénomène de dépendance temporelle retardée (*lagged duration dependence*) mis en évidence par Lynch (1985).

CONCLUSION

Nous avons présenté un nouvel argument permettant d'expliquer les difficultés qu'éprouvent les chômeurs de longue durée à obtenir un emploi. Selon cet argument, les chômeurs de longue durée comprennent des chômeurs de courte durée ayant intérêt à masquer une expérience professionnelle particulièrement malheureuse, au sens où elle a révélé la faiblesse de leurs capacités productives. Le poids de ces individus parmi les différentes cohortes de chômeurs s'accroît avec l'ancienneté de chômage considérée. Il existe alors une durée de chômage maximale au-delà de laquelle les candidatures sont systématiquement rejetées par les firmes.

Ce mécanisme ne joue évidemment pas lorsque les individus les moins productifs ne perdent pas leur emploi, c.-à-d. lorsque les coûts de licenciement sont suffisamment élevés. Ainsi, une baisse des coûts de licenciement peut faire émerger de nouveaux types d'équilibre, marqués par l'exclusion du marché du travail des chômeurs de longue durée. Remarquons qu'il ne s'agit que d'un effet possible, et plutôt extrême des coûts de licenciement. Le modèle admet également l'effet usuel selon lequel une hausse des coûts de licenciement réduit le profit des firmes, donc la durée d'employabilité.

BIBLIOGRAPHIE

- ABRAHAM, K. et S. HOUSEMAN (1994), « Does Employment Protection Inhibit Labor Market Flexibility? Lessons from Germany, France and Belgium », in REBECCA M. BLANK (éd.), *Social Protection versus Economic Flexibility: Is there a Trade-off?*, NBER Research Comparative Labor Market Series, University of Chicago Press.
- ACEMOGLU, D.T. (1995), « Public Policy in a Model of Long-term Unemployment », *Economica*, 62 : 161-178.
- ALAOUZE, C.M. (1987), « Empirical Evidence on the Sign of the Slope of the Hazard Rate from Unemployment from a Fixed Effects Model », *Journal of Applied Econometrics*, 2 : 159-168.
- BONNAL, L., D. FOUGÈRE et A. SÉRANDON (1997), « Evaluating the Impact of French Employment Policies on Individual Labour Market Histories », *Review of Economic Studies*, 64 : 683-713.

- BORJAS, G.J. et J.J. HECKMAN (1980), « Does Unemployment Cause Future Unemployment? Definitions, Questions and Answers for a Continuous-time Model of Heterogeneity and State Dependence », *Economica*, 47 : 247-283.
- BURDETT, K., N. KIEFFER et S. SHARMA (1985), « Layoffs and Duration Dependence in a Model of Turnover », *Journal of Econometrics*, 28 : 51-69.
- COLES, M. et A. MASTERS (1998), « Retraining and Long-term Unemployment in a Model of Unlearning by not Doing », à paraître dans *European Economic Review*.
- COOPER, R. et A. JOHN (1988), « Coordinating Coordination Failures in Keynesian Models », *Quarterly Journal of Economics*, 103 : 441-463.
- DAVIS, S.J., J.C. HALTIWANGER et S. SCHUH (1996), *Job Creation and Destruction*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts.
- ELBERS, C. et G. RIDDER (1982), « True and Spurious Duration Dependence: The Identifiability of the Proportional Hazard Model », *Review of Economic Studies*, 49 : 403-409.
- JACKMAN, R. et R. LAYARD (1991), « Does Long-term Unemployment Reduce a Person's Chance of a Job? A Time-series Test », *Economica*, 58 : 93-106.
- LOCKWOOD, B. (1991), « Information Externalities in the Labour Market and the Duration of Unemployment », *Review of Economic Studies*, 58 : 733-754.
- LUBYOVA, M. et J.C. VAN OURS (1999), « Effects of Active Labor Market Programs on the Transition Rate from Unemployment into Regular Jobs in the Slovak Republic », *Journal of Comparative Economics*, 27 : 90-112.
- LYNCH, L. (1985), « State Dependency in Youth Unemployment », *Journal of Econometrics*, 28 : 71-84.
- MACNAMARA, J. et E. COLLINS (1990), « The Job Search Problem as an Employer-candidate Game », *Journal of Applied Probability*, 28 : 815-827.
- PISSARIDES, C. (1990), *Equilibrium Unemployment Theory*, Oxford, Basil Blackwell.
- PISSARIDES, C. (1992), « Loss of Skills During Unemployment and the Persistence of Unemployment Shocks », *Quarterly Journal of Economics*, 107 : 1 371-1 392.
- SAINT-PAUL, G. (1996), « Dual Labor Market: A Macroeconomic Perspective », *MIT Press*.
- STANCANELLI, E.G.F. (1999), « Do the Rich Stay Unemployed Longer? An Empirical Study for the UK », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61 : 295-314.
- TOPEL, R. et M. WARD (1992), « Job Mobility and the Careers of Young Men », *Quarterly Journal of Economics*, 107 : 439-480.