

# **CONSEQUENCES DU PASSAGE PAR LE CHOMAGE SUR LA CARRIÈRE PROFESSIONNELLE :**

## **Analyse économique d'un stigmat**

Maya BACACHE, Romain PASEROT, Stéphane PELTAN

**Document de travail**  
**N° 96-11**  
**Décembre 1996**

**CONSEQUENCES DU PASSAGE PAR LE CHOMAGE  
SUR LA CARRIERE PROFESSIONNELLE :**

**Analyse économique d'un stigmat**

**Maya BACACHE, Romain PASEROT, Stéphane PELTAN**

**DOCUMENT DE TRAVAIL**

**N° 96-11**

**Décembre 1996**

**Ce document de travail n'engage que ses auteurs. L'objet de sa diffusion  
est de stimuler le débat et d'appeler commentaires et critiques.**

**MINISTERE  
DE L'ECONOMIE ET DES FINANCES  
DIRECTION DE LA PREVISION  
139, rue de Bercy - Bâtiment VAUBAN  
75572 - PARIS CEDEX 12**

---

# Sommaire

---

<b>Sommaire</b>	1
<b>Introduction</b>	2
<b>I - Mobilités et trajectoires</b>	2
I.1 - Les données	2
I.2 - Le devenir des chômeurs	3
I.3 - Le devenir des employés	5
<b>II - Désavantage salarial des anciens chômeurs</b>	6
II.1 - Effet de l'occupation de l'année précédente: première estimation de l'écart de salaires	7
II.2 - Effet de l'ancienneté : deuxième estimation de l'écart de salaires	7
II.3 - Quels salariés sont le plus touchés par la décote?	8
II.4 - Écarts de salaires et formes particulières d'emploi	9
II.5 - Écarts de salaires et durée du chômage	10
<b>III - Persistance du désavantage</b>	12
III.1 - Effet de la trajectoire des trois dernières années	12
III.2 - Absence de rattrapage de salaire	13
<b>IV - La prime du futur</b>	13
<b>V - La décote nette</b>	14
V.1 - Définition et mesures	14
V.2 - Quels salariés sont le plus touchés par la décote nette ?	15
<b>Conclusion</b>	16
<b>Bibliographie</b>	18

---

## Introduction

---

On oppose souvent la rigidité du marché du travail français à la flexibilité nord-américaine. Aux Etats-Unis, en effet, on observe<sup>(1)</sup> des flux mensuels d'entrée dans le chômage et de sortie du chômage importants alors que le taux de chômage lui-même est bas. Le passage par le chômage ne semble donc pas constituer un handicap dans la vie professionnelle : pour aller d'un emploi à l'autre on passe par le chômage. En France, à l'inverse, on peut se demander s'il n'existe pas un handicap du chômeur dans la course à l'emploi : pour aller facilement d'un emploi à l'autre, il semble qu'il faudrait éviter le passage par le chômage. Est-ce à dire alors qu'il y aurait un stigmate du chômage, une prévention **subjective** de l'employeur envers les chômeurs ? Ou bien l'épisode de chômage constituerait-il un signal **objectif** d'une moindre productivité de celui qui l'a connu ?

Pour répondre à cette question, une perspective temporelle est sans doute la plus pertinente : en effet, il faut pouvoir connaître le passé individuel des salariés d'une manière suffisamment précise pour mesurer son impact sur leur devenir. L'Enquête sur l'emploi répond à cette exigence puisqu'elle fournit des données de panel (voir encadré méthodologique n°1).

L'impact de ce passé peut se refléter à la fois sur la probabilité d'embauche et sur des écarts de salaire. Le stigmate subjectif ou le signal objectif peuvent soit réduire les chances de retrouver un emploi, soit, une fois cet emploi retrouvé, minorer le salaire. C'est sur cette deuxième piste que nous nous sommes le plus attardés ici. Nous avons commencé par étudier les flux sur le marché du travail (I), pour nous intéresser ensuite aux écarts de salaire mesurés par des techniques économétriques (II), en évaluant leur persistance (III), et en montrant leur irréductibilité aux écarts de productivité (IV). La section V réévaluera les résultats précédents par la mise au point d'une décote nette.

---

## I - Mobilités et trajectoires

---

### I.1 - Les données

Les données sur lesquelles repose notre étude sont extraites de l'Enquête sur l'emploi conduite

annuellement par l'Insee en mars. Cette enquête est réalisée sur un échantillon de 60000 individus environ, renouvelé par tiers. Par conséquent, chaque individu répond théoriquement à trois enquêtes successives. Certains renseignements, qui font l'objet de questions rétrospectives, sont même fournis pour quatre années successives. Cependant, chaque année, une partie (environ 10 %) de la cohorte suivie sort de l'échantillon, le plus souvent pour cause de mobilité résidentielle, ce qui introduit un biais dans la composition de la population étudiée (voir encadré méthodologique n°1).

Notre travail porte exclusivement sur les cinq enquêtes disponibles les plus récentes, soit celles concernant les années 1990 à 1994. En effet, depuis 1990, l'Enquête sur l'emploi se prête à une étude économétrique des salaires plus précise qu'auparavant : le salaire prend désormais la forme d'une variable continue, l'Enquête en fournissant le montant exact et non plus seulement la tranche dans laquelle il se situe.

L'Enquête sur l'emploi permet donc de suivre l'occupation d'un individu pendant quatre années : outre les trois années où il est effectivement interrogé, l'année précédant sa première réponse grâce à une variable d'occupation de l'année antérieure (variable codée FIP). On a ainsi pu établir des trajectoires notées comme suit : E signifie emploi, C chômage, F formation, I autre type d'inactivité. Une variable TRAJET a été créée qui indique en quatre lettres le parcours individuel ; par exemple, EECI signifie que l'individu, après deux années d'emploi, s'est retrouvé au chômage puis, finalement, est devenu inactif. La variable TRAJET prend donc théoriquement 4<sup>3</sup> valeurs. Avant toute étude précise des salaires, il nous semble intéressant de mesurer la part respective de ces différentes trajectoires. Pour cela, nous étudierons d'abord le devenir des chômeurs (variable TRAJET commençant par la lettre C) puis celui des bénéficiaires d'un emploi (variable TRAJET commençant par la lettre E).

Les divers résultats obtenus doivent être interprétés avec prudence dans la mesure où l'Enquête sur l'emploi ne renseigne l'occupation qu'au mois de mars de chacune des années<sup>(2)</sup>, si bien qu'entre les différents points peuvent avoir eu lieu des allers-retours que nous négligeons dans cette première partie.

---

(1) Voir Jacobson Louis S., LaLonde, Robert J. and Sullivan, Daniel G. (1993) et Gibbons, Robert and Katz, Lawrence F., (1991).

---

(2) Sauf pour 1992, où l'enquête a été réalisée au mois de février.

## Encadré méthodologique n°1

### L'échantillon

Les données de panel fournies par l'Enquête sur l'emploi posent des problèmes spécifiques qui doivent être pris en compte lors de l'interprétation des résultats.

Ainsi, si notre étude porte sur un échantillon de 60000 personnes environ renouvelé par tiers chaque année, les questions que nous nous sommes posées nous ont parfois conduits à ne pas toujours considérer l'ensemble de l'échantillon. L'étude des flux n'a ainsi porté que sur le panel "cylindré", c'est-à-dire sur les gens qui avaient effectivement répondu à trois enquêtes successives. Or, l'Enquête sur l'emploi ne permet pas de suivre la trajectoire professionnelle des gens ayant changé de domicile. Au biais de représentativité inhérent à toute enquête par questionnaire s'ajoute donc un biais d'attrition, dans la mesure où les disparitions de l'échantillon ne sont pas aléatoires. Ainsi, une étude de la réinsertion des chômeurs belges [Leonard et Van Audenrode, 1995] montre que, si l'on divise le territoire belge en neuf régions, plus du tiers des emplois retrouvés par des chômeurs sont situés en dehors de leur bassin d'emploi précédent, et qu'en outre l'évolution du salaire de l'individu ayant connu un épisode de chômage n'est pas indépendante de cette mobilité géo-professionnelle. Pour mesurer l'ampleur de ce biais, nous avons comparé la population du panel "cylindré" à celle de l'échantillon global d'une enquête. La cohorte du panel "cylindré" apparaît comme légèrement plus féminine (52,4 % de femmes contre 52,0 % pour l'échantillon global), plus âgée (les moins de 45 ans y sont sous-représentés ; par exemple on a 17,3 % de moins de 25 ans contre 18,2% pour l'échantillon global). En revanche, la part des chômeurs est la même dans les deux populations (5,3 %). En ce qui concerne l'étude comparative des salaires selon la trajectoire individuelle, nous avons tantôt considéré l'ensemble des individus ayant répondu à deux enquêtes successives, tantôt celui des individus ayant répondu à trois enquêtes successives, sachant que nous ne pouvons bien entendu inclure dans cette étude que les salariés ayant donné une réponse à la question portant sur le montant de leur salaire, ce qui là encore introduit un biais de sélection.

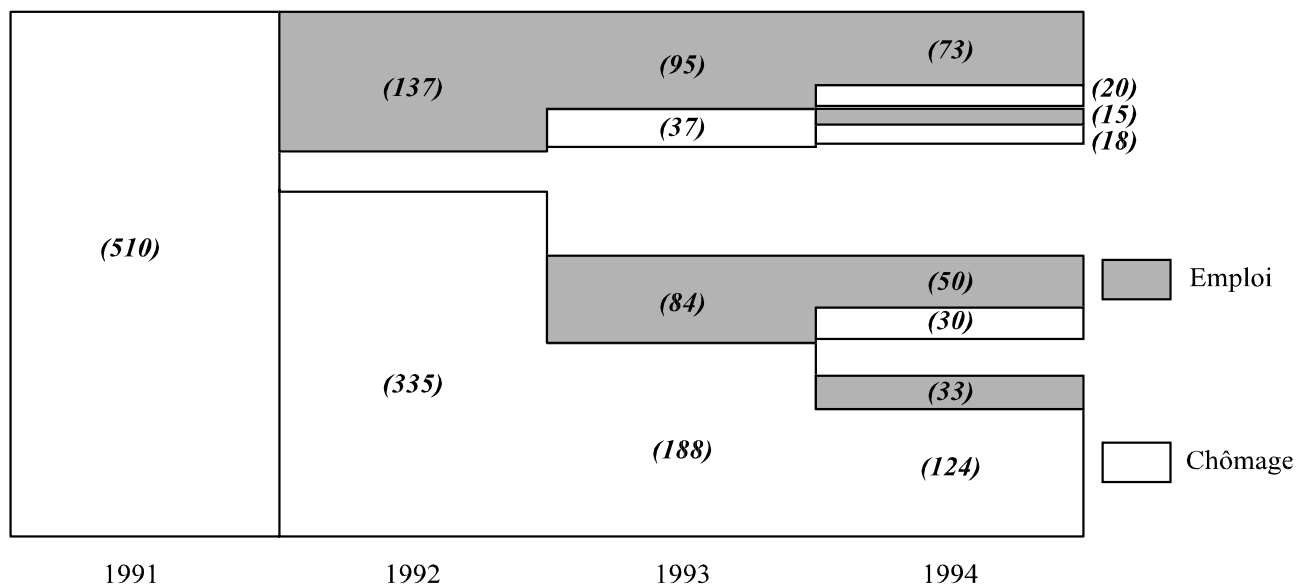
## I.2 - Le devenir des chômeurs

La figure 1 permet de montrer les flux de chômage à emploi d'une année sur l'autre. On peut ainsi suivre le devenir d'un chômeur de 1991 jusqu'en 1994. Les chiffres entre parenthèses indiquent les effectifs en milliers. Cette figure se lit donc comme suit : sur les 510 000 chômeurs <sup>(3)</sup>

de 1991, 335 000 le sont encore en 1992.

Parmi ces derniers, 188 000 n'ont toujours pas retrouvé d'emploi en 1993. 124 000 sont restés chômeurs sur toute la période. Parmi les 137 000 qui retrouvent en emploi en 1992, 37 000 retombent au chômage en 1993.

Figure 1. Devenir des chômeurs de 1991 (effectifs en milliers)



(3) Nous nous intéressons ici uniquement aux individus enquêtés de 1992 à 1994, soit environ le tiers de l'échantillon annuel de 60 000 personnes compte tenu des

sorties. Une variable de pondération (codée EXTR1) permet d'extrapoler les données à l'échelle de la population réelle.

Le tableau 1 permet de synthétiser ces résultats en donnant la fréquence des différentes trajectoires qu'a pu connaître un chômeur de 1991. Les résultats sont sensiblement identiques si l'on prend 1992 comme année de référence. La catégorie C-AUT regroupe les trajectoires peu représentées.

**Tableau 1. Fréquence des trajectoires des chômeurs de 1991 (pourcentages)**

Trajectoire	pourcentage	
CCCC	24,3	53,9
CCCE	6,5	
CCEC	6,3	
CCEE	9,8	
CECE	3,0	
CEEC	4,0	
CEEE	14,4	
CCII	8,0	12,0
CIII	4,0	
CAUT	19,8	19,8

Ainsi, presque un quart des chômeurs de 1991 le sont encore en 1994, et seulement 31 % retrouvent un emploi sans le perdre sur la période considérée (trajectoires CEEE, CCEE, CCCE).

En outre, la durée du chômage n'est pas sans incidence sur la trajectoire future. Si on prend les chômeurs de 1992, 43 % des chômeurs de plus de deux ans sont encore au chômage deux ans après, contre 27 % des chômeurs de moins de un an.

De même, on peut se demander de même si la circonstance du chômage entraîne des trajectoires différentes, en opposant en particulier les licenciés individuellement aux personnes ayant subi un licenciement collectif. Le tableau 2 consigne les résultats obtenus.

**Tableau 2. Devenir des chômeurs selon les circonstances du chômage**

Trajectoires	Pourcentages		
	Licenciés individuellement	Licenciés collectivement	tous motifs de chômage
-CCC	38,1	41,7	<b>37,0</b>
-CCE	4,5	4,1	<b>4,1</b>
-CEC	2,1	2,2	<b>2,7</b>
-CEE	4,8	6,2	<b>5,2</b>
-ECE	13,4	12,0	<b>16,2</b>
-EEC	1,9	1,0	<b>2,0</b>
-EEE	8,8	8,8	<b>9,1</b>
-CII	6,0	5,6	<b>4,4</b>
-III	2,6	2,5	<b>1,9</b>

L'étude de statistique descriptive ne permet pas d'opposer le devenir des victimes d'un licenciement collectif à celui des licenciés individuellement. Ce manque de contraste peut être imputé à des effets de structure qui, se compensant, masqueraient l'influence propre de la circonstance de la perte d'emploi. C'est pour cette raison qu'une modélisation de type *Probit* contrôlant de tels effets s'est avérée nécessaire.

**Tableau 3. Estimation des coefficients du Probit**

	coefficient estimé	standard error	Chi square
<b>Circonstance du chômage</b>			6385.675
Licenciement individuel	0	0	.
Licenciement collectif	- 0.1109936	0.003953	788.5609
Autres	- 0.2715236	0.00361	5658.278

Il s'agit ici de mesurer l'influence de la circonstance du licenciement sur la probabilité pour un nouveau chômeur à la date  $t$  de rester au chômage à la date  $t+1$ , en contrôlant par le sexe, l'âge en tranches quinquennales, la *dummy* francilienne, la nationalité et le diplôme. On constate que le licenciement individuel constitue un critère discriminant pour la réembauche, lorsque les effets de structure sont neutralisés : le licencié individuel retrouve plus facilement un emploi que celui qui a fait partie d'un licenciement collectif.

### I.3 - Le devenir des employés

On peut à l'inverse étudier le devenir des employés. On se place en 1992 pour disposer d'une information supplémentaire sur l'occupation en 1991 : emploi dans la même entreprise, emploi dans une autre entreprise, ou chômage. Le tableau 2 concentre les résultats obtenus.

**Tableau 4. Devenir des employés de 1992 (pourcentages)**

trajet	pourcentage	
EEE	85,5	<b>85,5</b>
ECE	1,8	
EEC	3,3	<b>5,8</b>
ECC	2,5	
E-Autre	6,9	

On s'aperçoit que parmi ces employés de 1992, 85,5 % restent employés contre 5,8 % qui tombent au chômage l'année suivante ou deux ans après sans retrouver d'emploi pendant la période considérée. Si on se restreint à ceux qui ont été **embauchés** en 1991, ces pourcentages deviennent 66,6 % contre 17,0 % (voir tableau 3).

**Tableau 5. Devenir des employés de 1992 en fonction de leur origine (pourcentages)**

ÉCHANTILLON	EMBAUCHES EN 1991			TOUS EMP.	
	Trajet	Venant d'un emploi	Venant du chômage		
EEE		74,8	54,5	66,6	85,5
ECE		6,6	11,5	6,9	1,8
E-Chômage		14,3	28,3	17,0	5,8
<i>dont: E- EC</i>		7,9	14,9	9,5	3,3
<i>CC</i>		6,4	13,4	7,5	2,5
Autre		4,3	5,7	9,5	6,9
Total		100,0	100,0	100,0	100,0

En distinguant parmi les embauchés de 1991 ceux qui viennent du chômage et ceux qui viennent d'un autre emploi (mobilité « *job to job* ») on obtient respectivement 54,5 % contre 28,3 % d'une part, 74,8 % contre 14,3 % d'autre part. On pourrait penser que cette divergence de destins tient à la nature des embauches, contrats à durée déterminée (CDD) ou contrats à durée indéterminée (CDI). Cependant, si l'on dresse le même tableau en se limitant à ceux qui trouvent un CDI (Tableau 4), on retrouve cette divergence, puisque 79,0 % des mobiles dans l'emploi restent employés contre 63,1 % des anciens chômeurs.

**Tableau 6. Devenir des embauchés de 1992 sous contrat à durée indéterminée (pourcentages)**

ÉCHANTILLON	EMBAUCHES EN 1991		TOUS	
	Trajet	Venant d'un emploi		Venant du chômage
EEE		79,9	63,1	85,5
ECE		5,5	11,1	1,8
E-Chômage		13,0	21,9	5,8
<i>dont: E- EC</i>		7,4	10,9	3,3
<i>C</i>		5,6	11,0	2,5
Autre		2,5	3,9	6,9

**Tableau 7. Devenir des embauchés de 1992 sous contrat à durée déterminée (pourcentages)**

ÉCHANTILLON	EMBAUCHES SOUS CDD		TOUS	
	Trajet	Venant d'un emploi		Venant du chômage
EEE		72,0	48,9	<b>85,5</b>
ECE		6,0	10,0	<b>1,8</b>
E-Chômage		17,6	32,5	<b>5,8</b>
<i>dont E- EC</i>		8,8	16,9	<b>3,3</b>
<i>CC</i>		8,8	15,6	<b>2,5</b>
Autre		4,4	8,6	<b>6,9</b>

Avoir été employé constitue en outre un avantage même après avoir connu un épisode de chômage. La probabilité empirique d'être employé l'année suivant une année chômeuse passe de 60,2 % (trajectoire ••CE) à 67,1 % pour ceux qui ont été employés pendant les deux années précédant cette période de chômage (trajectoire EECE). D'autre part, la probabilité empirique de rester dans l'em

ploi après une période de chômage passe de 66,5 % (trajectoire •CEE) à 74,3 % dès lors qu'on se restreint à ceux pour lesquels cette période n'a concerné qu'une année (trajectoire ECEE).

## II - Désavantage salarial des anciens chômeurs

L'objet de cette étude est de déterminer l'influence de la trajectoire individuelle dans la détermination du salaire. Il s'agit plus précisément d'évaluer l'impact, en termes de salaire, d'un passage par le chômage : toutes choses égales par ailleurs, un ancien chômeur qui a retrouvé un emploi gagne-t-il autant qu'un employé qui n'a jamais connu d'épisode de chômage ? La réponse à cette question sera d'autant plus précise que les variables incluses dans les "toutes choses égales

par ailleurs" seront pertinentes ; en effet il ne s'agit pas de confondre une différence de salaire qui serait due à un écart de productivité avec la décote à proprement parler que subirait un employé du fait de son passage par le chômage. Pour isoler cette décote, on essaiera progressivement d'affiner les variables communes à l'individu EE (celui qui n'a pas connu l'épisode du chômage) et l'individu CE (celui qui a connu l'épisode du chômage), afin de mesurer effectivement la différence de salaire due à une différence de trajectoire : avoir connu ou ne pas avoir connu le chômage. L'enjeu de cette question est d'examiner s'il existe une différence de salaire entre les deux individus EE et CE, puis de déterminer si cette décote est due à un écart de productivité ou si elle est une conséquence perverse du fonctionnement du marché du travail.

### Encadré méthodologique n°2

#### La régression du salaire

Pour mesurer la décote salariale, nous avons régressé le logarithme du salaire mensuel individuel sur des variables ayant une influence sur la productivité du salarié. Nous nous sommes donc ici limités aux salariés employés à temps plein. Le salaire est le salaire net mensuel. Les variables explicatives prises en compte concernent à la fois l'individu (âge, sexe, diplôme, expérience, nationalité, qualification) et l'entreprise qui l'emploie (taille et situation géographique).

L'âge est codifié en tranches quinquennales (de 15 à 19 ans, de 20 à 24 ans, de 25 à 29 ans etc...). On considère le diplôme le plus élevé obtenu par les salariés interrogés, regroupés alors en six classes : 1-aucun diplôme ou C.E.P., 2-B.E.P.C., 3-C.A.P., B.E.P. ou autre diplôme de ce niveau, 4-Baccalauréat, brevet professionnel ou autre diplôme de ce niveau, 5-diplôme de niveau baccalauréat + deux ans, 6-diplôme supérieur (plus de deux années d'études post-baccalauréat). Pour la nationalité, nous avons distingué les Français naturalisés, les autres Français, et les étrangers. L'expérience professionnelle est approximée en retranchant l'âge de fin d'études de l'âge du salarié au moment de l'enquête. Lorsque l'âge de fin d'études n'était pas indiqué, nous avons fixé celui-ci à 13 ans. Afin de prendre en compte une éventuelle convexité de la courbe du salaire au cours de la carrière professionnelle, nous avons inclus dans nos régresseurs le carré de l'expérience. Pour la qualification, nous avons dans un premier temps distingué : 1-les ouvriers non qualifiés (ouvriers spécialisés, manoeuvres et ouvriers sans indication de qualification), 2-les ouvriers qualifiés ou hautement qualifiés, 3-les employés, 4-les techniciens, agents de maîtrise, ingénieurs, cadres. Ces catégories se sont cependant révélées inadéquates en ce qui concerne la décote salariale, ce qui nous a conduits à reconstruire la variable qualification en cinq valeurs : 1-ouvriers qualifiés et non qualifiés, 2-employés, 3-agents de maîtrise et techniciens, 4-fonctionnaires appartenant aux catégories A et B, 5-cadres du secteur privé.

La situation géographique de l'entreprise se limite à une distinction entre la région parisienne et la province. La mesure de la taille de l'entreprise distingue : 1-les entreprises comptant moins de 10 salariés, 2-les entreprises comptant entre 10 et 49 salariés, 3-les entreprises comptant entre 50 et 499 salariés, 4-les entreprises comptant 500 salariés ou plus.

Nous avons empilé les données de 1990 à 1994, ce qui nous a conduit à inclure dans nos variables explicative une indicatrice de l'année, ainsi que les variables croisées de l'année et des autres variables exogènes.

Les estimations des coefficients d'une régression salariale données en annexe montrent que toutes ces variables ont une influence significative.

A ces variables explicatives nous ajoutons donc une variable retraçant le passé (ou parfois le futur) du salarié. C'est parce qu'elle est introduite dans une équation incluant les variables explicatives décrites ci-dessus que l'on peut interpréter cette variable comme l'effet "toutes choses égales par ailleurs" de l'histoire individuelle, même si on ne saurait oublier que ces variables explicatives ne sont pas exhaustives.



## II.1 - Effet de l'occupation de l'année précédente: première estimation de l'écart de salaires

On a reconstruit à partir de la variable FIP de l'Enquête sur l'emploi une variable qui indique l'occupation du salarié en mars de l'année précédente : soit emploi ("E") soit chômage ("C"), soit formation, soit autre type d'inactivité.

Nous nous sommes limités aux enquêtes des années 1990 à 1994 qui donnent un salaire continu et non en tranches, et aux salariés à temps plein. Nous avons régressé le salaire ("Isal" est le log du salaire net mensuel) sur des variables connues représentant la productivité du salarié (sexe, âge quinquennal, diplôme, qualification, expérience, taille de l'entreprise, nationalité, situation géographique)<sup>(4)</sup>, sur une variable indiquant l'année de l'enquête et sur une variable représentant la trajectoire (voir encadré méthodologique n°2).

Toutes choses égales par ailleurs, il existe une prime de l'ordre de 12 % sur le salaire de celui qui occupait un emploi l'année d'avant (individu EE) par rapport au salaire de celui qui était au chômage l'année d'avant (individu CE). Cette prime est constante de 1990 à 1994, à l'exception de 1993, où elle est de l'ordre de 16 %.

En effet, en 1993, le produit intérieur brut a reculé de 1 % en moyenne annuelle<sup>(5)</sup>. Cette récession est sans précédent depuis 1975, et marque le point bas du cycle économique du début des années 1990. Ce cycle a été inhabituellement contrasté, ce qui s'est traduit par un nouveau recul de l'emploi de 260 000 personnes.

Dans ce contexte, les entreprises ont tenté de maintenir leur main d'oeuvre stable en faisant appel à l'emploi temporaire et au chômage partiel. Le caractère exceptionnel de cette année de récession apparaît ainsi dans nos résultats.

**Tableau 8. Estimation des coefficients EMP et EMP\*93 dans la régression salariale**

$R^2=0.46$

VARIABLE		ESTIMATEUR	T	PR > T	STD ERROR
Occupation de l'année précédente	EE	0,12	11,95	0,0001	0,009
	CE	0,00			
Croisement avec l'année	EE*93	0,04	2,81	0,0049	0,01
	EE*94	0,00			

## II.2 - Effet de l'ancienneté : deuxième estimation de l'écart de salaires

Pour tester l'hypothèse selon laquelle cette prime octroyée à l'individu EE serait imputable à son ancienneté dans l'entreprise, nous avons commencé par distinguer, au sein des travailleurs, ceux qui étaient dans la même entreprise au mois de mars de l'année précédente (variable ANCENTR1  $\geq 1$ ) que nous avons appelés les employés stables, et ceux qui étaient employés dans une autre entreprise (ANCENTR1  $< 1$ ) que nous avons appelés les employés mobiles. Il faut préciser que nous prenons en compte ici l'ancienneté dans l'entreprise et non l'ancienneté dans l'établissement qui est par définition plus restreinte.

**Tableau 9.**

**Estimation des coefficients employé mobile, employé stable dans la régression salariale (1990-1994)**

$N=202564, R^2=0.48$

VARIABLE		ESTIMATEUR	T	PR > T	SDT ERROR
Occupation de l'année précédente	Employé mobile	0,08	6,73	0,0001	0,011
	Employé stable	0,11	11,23	0,0001	0,009
	mobile*93	0,03	1,84	0,06	0,017
	stable*93	0,037	2,68	0,007	0,014

(4) Nous avons repris sur ce point les variables choisies par Vigneron (1995) que nous remercions.

(5) Insee (1994)

Ensuite, nous avons plus précisément scindé la catégorie des employés en quatre classes d'ancienneté croissante. Par rapport à l'ancien chômeur, les primes sont de l'ordre de 8 % pour les deux premières classes (ancienneté inférieure à 5 ans), 10 % et 16 % respectivement pour les deux suivantes (ancienneté de cinq à dix ans et ancienneté de plus de dix ans). On peut tirer deux

conclusions de ces résultats. Tout d'abord, l'ancienneté ne suffit pas à rendre compte de toute la prime à l'emploi. Il existe bien une différence de salaire irréductible à l'ancienneté. En outre, il est à noter que l'ancienneté ne commence réellement à jouer qu'au bout de cinq années passées au sein d'une même entreprise.

**Tableau 10.**  
**Estimations des coefficients dans la régression salariale selon l'ancienneté**

N= 202564, R<sup>2</sup>=0.48

VARIABLE	ANCIENNETE	ESTIMATEUR	T	PR > T	STD ERROR
Occupation de l'année précédente	moins d'un an	0,08	6,8	0,0001	0,01
	de 1 à 5 ans	0,08	8,1	0,0001	0,01
	de 5 à 10 ans	0,10	10,02	0,0001	0,01
	plus de 10 ans	0,15	15,77	0,01	0,01
Croisement avec l'année	moins d'un an* 93	0,03	1,80	0,07	0,01
	de 1 à 5 ans* 93	0,037	2,61	0,009	0,01
	de 5 à 10 ans* 93	0,038	2,57	0,01	0,01
	plus de 10 ans* 93	0,035	2,42	0,01	0,01

### II.3 - Quels salariés sont le plus touchés par la décote?

La prime de 8 % dont profite l'individu EE est en fait une prime moyenne. Il paraît donc pertinent de préciser les catégories de salariés qui bénéficient d'une prime supérieure à la prime moyenne et celles qui au contraire ne connaissent pas d'écart de salaire dû à la trajectoire. Pour obtenir ces précisions, nous avons croisé la variable

EXOCC avec les autres variables. La prime d'une catégorie spécifique s'obtient alors en additionnant la prime moyenne à la prime croisée. Seuls les croisements affectés de coefficients significativement différents de zéro sont retenus dans les tableaux de cette section.

La prime est significativement plus forte pour les qualifiés, pour ceux qui travaillent dans les grandes entreprises et pour ceux qui sont en province.

**Tableau 11.**  
**Régression sur l'année 1994**

N=46631 R<sup>2</sup>=0.41

VARIABLE		ESTIMATEUR	T	PR > T	STD ERROR
qualification* occupation antérieure	employé*emploi	0,06	1,82	0,06	0,03
	très qualifié*emploi	0,10	2,72	0,06	0,03
région* occupation antérieure	province*emploi	0,08	3,24	0,0012	0,027
âge quinquennal* occupation antérieure	20 ans*emploi	-0,14	-2,51	0,012	0,05
taille de l'entreprise* occupation antérieure	très grande entreprise*emploi	0,09	2,71	0,006	0,033

Comment expliquer ces écarts ? Une recomposition de la variable qualification indique que la forte prime chez les hauts qualifiés est due à la présence parmi eux des fonctionnaires des catégories A et B, des agents de maîtrise et des techniciens. Dès qu'on se limite aux ingénieurs et aux cadres du privé, la prime tend à disparaître : elle n'est en effet plus que de l'ordre de 2 %. Par ailleurs la faible présence d'anciens chômeurs

dans les catégories A et B de la fonction publique, nous a amenés par la suite à nous limiter, dans les régressions croisées, aux salariés du privé. Nous distinguerons donc désormais les classes de qualification suivantes : les fonctionnaires, les employés, les ingénieurs et cadres du privé, les agents de maîtrise et techniciens, enfin les autres ouvriers.

**Tableau 12.**  
**Régression avec qualifications recomposées (année 1994)**

VARIABLE	VALEURS	ESTIMATEUR	T	PR > T	STD ERROR
qualification	agent de maîtrise	0,16	3,83	0,0001	0,04
	cadre	0,74	13,94	0,0001	0,05
	employé	0,03	1,19	0,2331	0,02
	fonctionnaire	0,12	1,67	0,0944	0,07
	ouvrier	0,00			
occupation l'année antérieure	emploi	0,19	2,23	0,02	0,08
	chômage	0,00			
qualification* occupation antérieure	cadre*emploi	-0,17	-3,27	0,001	0,05

De même que la prime par qualification a été distinguée, il a semblé pertinent de voir s'il existait une prime intrasectorielle. Il apparaît que la différence de salaire entre l'individu EE et l'individu CE n'est pas la conséquence d'un travail dans des secteurs différents; on peut noter que la prime moyenne est de 11 % dans le secteur du bâtiment, de 16 % dans le secteur des services non marchands, et de 18 % dans le secteur des services marchands rendus essentiellement aux entreprises. Il appert par ailleurs que, si on rajoute aux régresseurs une variable indiquant le secteur et une variable croisée secteur\*occupation de l'année antérieure pour une année donnée, la prime spécifique aux grandes entreprises disparaît: cette prime serait ainsi l'effet d'une concentration des grandes entreprises dans certains secteurs où la prime est forte.

#### **II.4 - Écarts de salaires et formes particulières d'emploi**

Des formes particulières d'emploi se sont développées depuis les années 1980, et constituent un élément nouveau du marché du travail. Cette appellation comprend les contrats d'apprentissage, les stages de la formation professionnelle, les contrats à durée déterminée ou saisonniers, et l'intérim. On peut se demander si la prime salariale associée à l'occupation d'un emploi l'année précédente vaut pour tout type d'emploi. La question que l'on se pose ici est double. D'une part, l'importance de la prime est-elle la même au sein des contrats à durée indéterminée et au sein des formes particulières d'emploi ? D'autre part, le salarié venant d'un CDD et celui venant d'un CDI ont-ils la même prime par rapport à l'ancien chômeur ?

De 1990 à 1993, la prime à l'occupation d'un emploi l'année précédente est plus importante au sein des contrats à durée indéterminée que pour les formes particulières d'emploi. Ainsi, en 1991, la prime à l'emploi, en se limitant à des salariés dont l'ancienneté dans l'entreprise est inférieure à un an, est de 10,1 % pour les contrats à durée indéterminée, contre 4,4 % seulement pour les formes particulières d'emploi, la prime globale étant, rappelons-le, de l'ordre de 8 %. En 1994 seulement, cette prime est plus forte pour les formes particulières d'emploi (8,3 %) que pour les contrats à durée indéterminée (4,7 %).

On constate, par ailleurs, que les salariés venant d'une forme atypique d'emploi n'ont pas de prime, se trouvant par là semblables aux anciens chômeurs. Ainsi, pour l'année 1994, si l'on ne s'intéresse qu'à ceux dont l'ancienneté dans l'en-

treprise est inférieure à un an, la prime est de 10,2 % pour celui qui avait l'année précédente un contrat à durée indéterminée, et proche de 0 pour celui qui occupait une forme particulière d'emploi. En ce qui concerne le futur salaire, il est équivalent de venir du chômage ou de venir d'une forme particulière d'emploi. On observe donc une faiblesse relative de la prime à l'emploi sur le marché des formes particulières d'emploi, et une absence de prime à l'emploi dit précaire, en général. Avoir été chômeur l'an dernier ne constitue qu'un faible handicap salarial pour ceux qui occupent aujourd'hui une forme particulière d'emploi, et avoir occupé un emploi précaire l'an dernier constitue aujourd'hui un handicap salarial aussi important qu'avoir été chômeur. On a donc ici une grande proximité entre le chômage et les formes particulières d'emploi.

**Tableau 12.**  
**Décote de l'ancien chômeur par rapport à l'ancien actif occupé en fonction de la durée du chômage (pourcentages)**

Durée du chômage	moins d'un an	un à deux ans	plus de deux ans	R <sup>2</sup>	N
1991	- 7,7	- 14,8	- 16,9	0,47	20 288
1992	- 7,9	- 16,3	- 24,2	0,46	22 560
1993	- 12,2	- 22,7	- 33,1	0,50	24 730
1994	- 8,1	- 9,2	- 50,5	0,41	26 307

## II.5 - Écarts de salaires et durée du chômage

La durée du chômage constitue un facteur qui influe sur la décote salariale de l'ancien chômeur. Plus la période de chômage précédant l'embauche est longue, plus la décote salariale est importante. Ce fait est observé pour toutes les années étudiées.

On peut chercher alors à affiner cette observation, en se demandant si on retrouve une influence de la durée du chômage mesurée non plus en années, mais en mois. Par ailleurs, cette décote qui croît en valeur absolue avec la longueur du chômage tend-elle vers zéro lorsque la durée du chômage tend vers zéro ?

Lorsqu'on désagrège le groupe de ceux qui étaient au chômage le mois précédant l'enquête selon la

durée de leur chômage mesurée en mois, les coefficients associés à l'appartenance à un sous-groupe de chômeurs ne sont pas, pour la plupart, significativement différents de zéro, ce qui est probablement dû à la faiblesse des effectifs considérés. En revanche, si l'on s'intéresse à tous ceux qui ont connu au moins un mois de chômage au cours de l'année précédant l'enquête, et qu'on scinde ce groupe selon le nombre de mois chômés, on obtient pour l'année 1994 les résultats portés dans le tableau 13, les coefficients étant tous significativement différents de zéro au seuil de 5 %.

Nous constatons donc (figures 2a et 2b, p.12), que, même au niveau mensuel, la décote salariale tend à augmenter en valeur absolue avec la longueur du chômage.

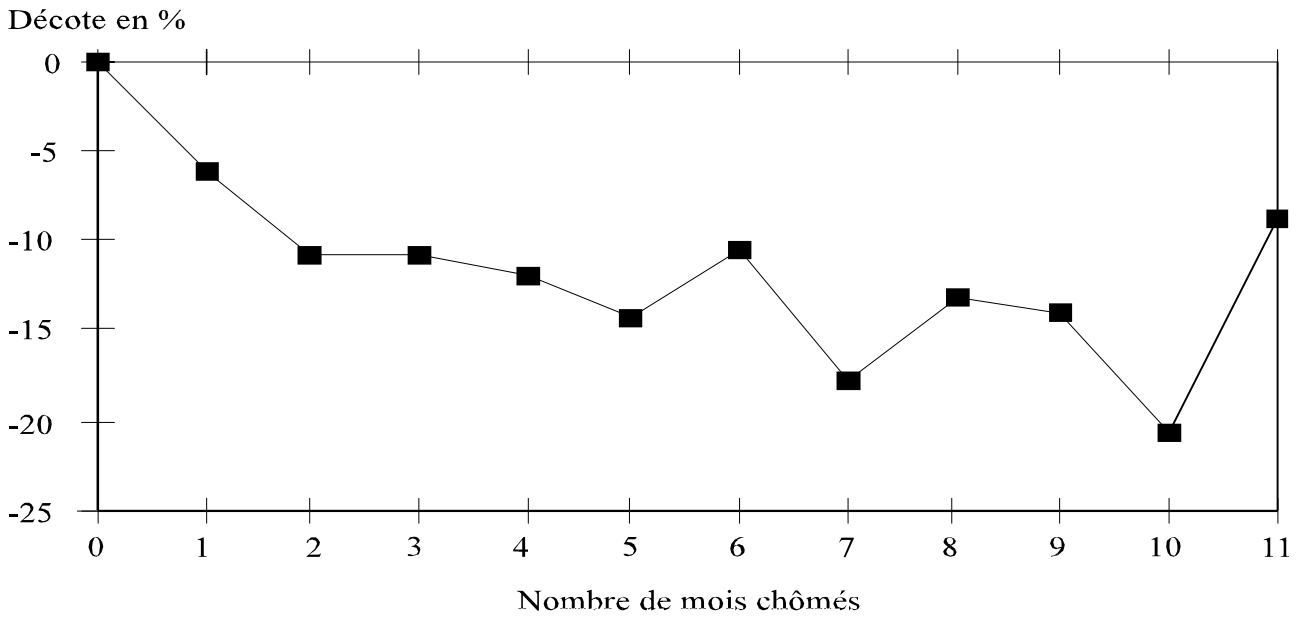
**Tableau 13.**

**Décote des salariés ayant connu une période de chômage l'année précédant l'enquête selon la longueur de cette période en mois. (Pourcentages) Note : *T de Student en caractères italiques.***

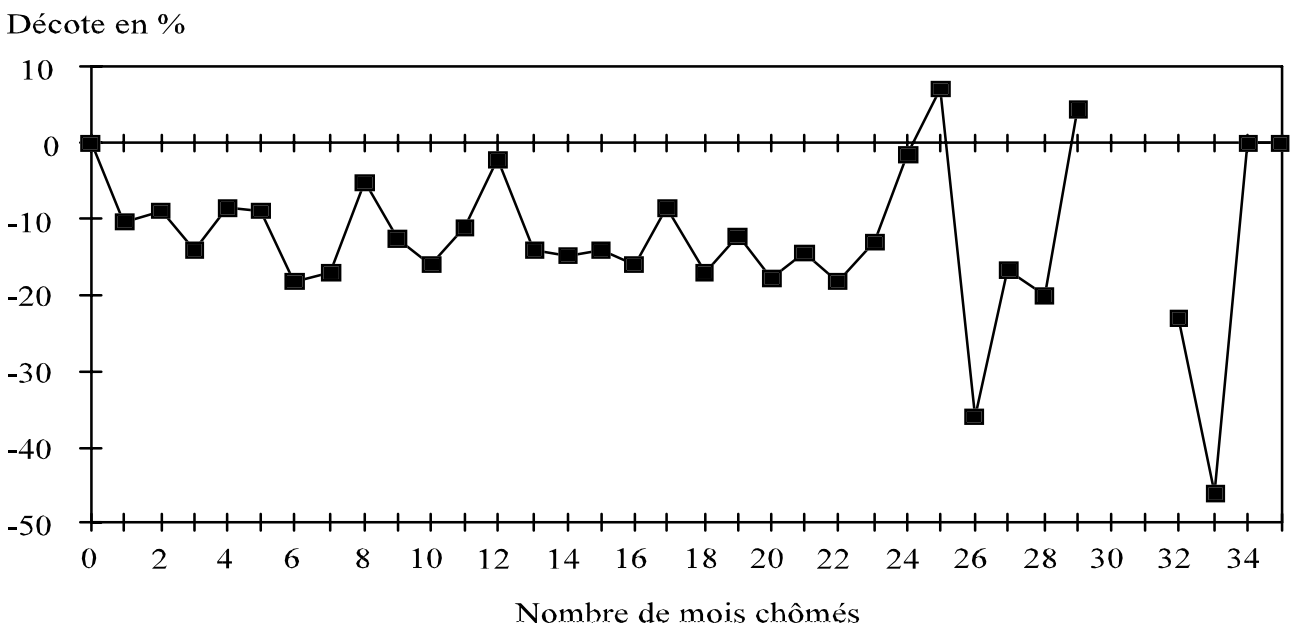
$R^2=0.41$   $N=46242$

1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11
-6,0	-10,9	-10,7	-12,0	-14,2	-10,5	-17,7	-13,2	-13,9	-20,6	-8,7
<i>-2,77</i>	<i>-4,97</i>	<i>-4,67</i>	<i>-4,70</i>	<i>-5,56</i>	<i>-3,69</i>	<i>-5,57</i>	<i>-3,37</i>	<i>-3,70</i>	<i>-5,35</i>	<i>-1,94</i>

**Figure 2a. Décote salariale en fonction du nombre de mois chômés**



**Figure 2b. Décote salariale en fonction du nombre de mois chômés**



### III - Persistance du désavantage

#### III.1 - Effet de la trajectoire des trois dernières années

L'Enquête sur l'emploi nous permet non seulement de mesurer l'effet de l'occupation de l'année précédente sur le salaire, mais aussi d'approfondir l'analyse de cette influence du passé en considérant la trajectoire professionnelle des trois dernières années approximée par le statut de l'enquêté au mois de mars de ces trois années, le questionnaire de l'Enquête sur l'emploi comprenant une question concernant l'occupation de l'année précédente. On s'intéresse donc ici à des cohortes représentant un peu moins du tiers de l'échantillon, l'Enquête sur l'emploi ne permettant pas de suivre la trajectoire complète des enquêtés ayant déménagé. On peut supposer que cette sélection constitue un biais.

Par souci de simplicité, on a ici regroupé les individus en formation avec les autres inactifs, désignés par la lettre A. Certaines trajectoires qui étaient apparues comme rares lors de l'étude des flux ont été négligées. Les primes de chacune des trajectoires sont déterminées par rapport à la trajectoire EEE, c'est à dire par les individus qui étaient déjà occupés au moment des trois enquêtes antérieures (Tableau 14).

Si l'on s'intéresse à l'effet du chômage, on observe que le nombre d'années chômées semble plus pertinent pour expliquer la prime que la proximité de la période chômée. Ainsi, les trajectoires EEC, ECE, et CEE sont affectées de coefficients proches, de l'ordre de 10 %. Pour celui qui a connu une année de chômage, il importe peu en ce qui concerne son salaire que cette année soit proche, puisqu'on ne trouve pas de prime significativement décroissante avec l'ancienneté de la période chômée, sauf en 1994. Toutefois, cette hypothèse est affaiblie par les résultats portant sur les individus ayant connu deux années de chômage : lorsque ces années sont relativement lointaines (trajectoire CCE), la décote est proche de celle subie par ceux qui n'ont chômé qu'une année, et plus faible qu'un seconde groupe de trajectoires composé de ECC, CEC et CCC. De plus, cette dernière trajectoire se distingue nettement en 1994 avec une décote de 39,8%.

Ces résultats laisseraient à penser que le handicap salarial associé à une période de chômage ne s'estompe pas avec les années travaillées, et que l'ancien chômeur ne rattrape pas celui qui n'a pas

chômé. Cependant, ces résultats ne sont fondés que sur une approximation très imparfaite de la trajectoire, un individu "EEE" ayant pu par exemple connaître une ou plusieurs périodes chômées entre deux enquêtes. L'hypothèse de persistance du handicap salarial doit donc être vérifiée par un test reposant sur une définition plus rigoureuse des trajectoires.

**Tableau 14. Décote salariale des trajectoires par rapport à la trajectoire EEE (pourcentages). Note : Les T de Student sont indiqués en italique**

TRAJECTOIRE	1992	1993	1994
CEE	-11,1 <i>(-4,16)</i>	-13,0 <i>(-5,56)</i>	-15,5 <i>(-4,78)</i>
ECE	-11,5 <i>(-3,63)</i>	- 6,9 <i>(-2,08)</i>	-11,7 <i>(-3,22)</i>
EEC	-11,7 <i>(-3,43)</i>	-12,0 <i>(-3,46)</i>	- 6,9 <i>(-2,09)</i>
CCE	-13,0 <i>(-3,94)</i>	-15,6 <i>(-4,15)</i>	0,1 <i>(0,21)</i>
CEC	-18,4 <i>(-1,95)</i>	-30,4 <i>(-5,54)</i>	-20,2 <i>(-2,40)</i>
ECC	-14,8 <i>(-4,16)</i>	-34,8 <i>(-6,49)</i>	-11,0 <i>(-0,23)</i>
CCC	-18,2 <i>(-3,74)</i>	-28,4 <i>(-5,85)</i>	-39,8 <i>(-6,89)</i>
AAA	-36,7 <i>(-12,88)</i>	-31,5 <i>(-11,27)</i>	-33,1 <i>(-7,29)</i>
AAC	-28,1 <i>(-4,01)</i>	-12,5 <i>(-2,03)</i>	-32,6 <i>(-5,29)</i>
AAE	-20,0 <i>(-7,26)</i>	-20,2 <i>(-7,30)</i>	-25,0 <i>(-7,82)</i>
ACC	-14,8 <i>(-1,29)</i>	-36,5 <i>(-3,15)</i>	- 8,4 <i>(-0,68)</i>
ACE	- 6,0 <i>(-0,91)</i>	-12,8 <i>(-1,84)</i>	-11,5 <i>(-1,32)</i>
AEE	-13,0 <i>(-1,67)</i>	-10,9 <i>(-4,52)</i>	-10,9 <i>(-3,80)</i>
Autres trajectoires	-18,2 <i>(-4,39)</i>	-11,5 <i>(-4,09)</i>	-14,8 <i>(-7,29)</i>
R <sup>2</sup>	0,54	0,56	0,49
N	8988	9851	10725

### III.2 - Absence de rattrapage de salaire

Nous avons restreint pour cela notre étude à ceux qui n'ont pas changé d'entreprise ni connu de période chômée entre mars 1992 et mars 1994. Parmi ces salariés, nous avons distingué trois groupes selon leur occupation en mars 1991 : celui des salariés qui travaillaient déjà dans cette même entreprise (les salariés stables), celui des salariés qui travaillaient dans une autre entreprise (les salariés mobiles) et un dernier groupe composé de ceux qui étaient alors au chômage. En 1992, le salaire des anciens chômeurs subit une décote de 11,3 % par rapport aux salariés stables, sensiblement égale à celle que nous avons observé pour l'ensemble de l'échantillon. En 1993, ces anciens chômeurs, qui ont désormais au moins un an d'ancienneté, subissent toujours une décote salariale de 9,8 %, et, en 1994, ces chômeurs qui sont apparemment parvenus à se stabiliser dans leur nouvelle entreprise ont toujours un salaire inférieur de 12,4 % aux autres salariés, simplement à cause de l'existence d'un épisode de chômage vieux de trois ans dans leur carrière. L'hypothèse de persistance du handicap salarial de l'ancien chômeur pendant au moins trois ans à laquelle nous avons conduit l'étude de l'influence des trajectoires professionnelles est donc vérifiée par ce test. Toutefois, ces résultats ne permettent pas d'adopter définitivement cette hypothèse. D'une part, le rattrapage peut se faire ultérieurement, ce que corroborerait la faiblesse de la prime en début de carrière. D'autre part, les différences de salaire peuvent être expliquées par une plus forte représentation des chômeurs dans les entreprises les moins rémunératrices. Le maintien d'écart de salaire inter-entreprise masquerait alors un rattrapage intra-entreprise.

Il faut par ailleurs noter que les salariés qui ont changé d'entreprise n'ont pas de décote significativement différente de zéro par rapport aux salariés stables, alors même que sur l'ensemble de l'échantillon nous avons trouvé une différence de 4 % en défaveur des salariés mobiles (12-8 = 4 %). Le fait de rester employé au moins trois ans dans une même entreprise semble donc annuler le désavantage relatif du salarié mobile par rapport au salarié stable. Ce désavantage serait donc imputable non à un défaut d'ancienneté dans l'entreprise mais au devenir des embauchés venant de l'emploi : en effet notre échantillon restreint ne prend en compte que ceux qui restent au moins deux ans dans leur nouvelle entreprise. L'écart de salaire pourrait alors être uniquement le fait de ceux qui quitteront leur nouvelle entreprise.

---

### IV - La prime du futur

---

L'existence d'une prime individuelle peut être le reflet de qualités non prises en compte dans la régression, ou non observables à travers l'enquête, qui influeraient sur la productivité de l'individu. La décote ne serait alors due qu'à la prise en compte par le salarié et son employeur de ces qualités lors de la fixation du salaire, l'existence d'une période chômée dans le passé du salarié n'ayant en soi aucune influence. Cette hypothèse peut être testée en régressant le salaire individuel non seulement sur la trajectoire passée, mais aussi sur la trajectoire ultérieure. En effet, si la prime de l'ancien employé par rapport à l'ancien chômeur traduit une moindre productivité de ce dernier parfaitement connue par l'employeur, alors l'effet de cette moindre productivité devrait se faire ressentir aussi par une prime liée à la trajectoire future. Cependant, ce test ne permet pas d'infirmier l'hypothèse selon laquelle l'employé qui tombe au chômage perd peu à peu son capital humain. En effet, celui-ci n'aurait pas de décote liée à sa trajectoire future, mais bien une décote liée à sa trajectoire passée. L'absence de prime à l'emploi futur nous conduirait en revanche à rejeter l'explication de la prime du passé par un différentiel de productivité parfaitement connu par l'employeur et l'employé, mais non pris en compte par la régression et/ou l'enquête.

Si l'on se limite à l'influence de l'occupation de l'année suivant l'enquête, on observe que le futur chômeur subit une décote salariale de 3,5 % par rapport à celui qui reste employé sans changer d'entreprise, soit une décote largement inférieure à celle liée à l'occupation passée. De plus, cette décote n'est pas significativement différente de zéro au seuil de 20 %. Le salarié qui a changé d'entreprise subit lui une décote salariale de 4,3 % par rapport au salarié stable. On retrouve un pourcentage comparable au différentiel de prime entre les employés stables et mobiles : cette différence ne serait donc pas due à l'ancienneté dans l'entreprise, mais bien à une divergence de trajectoires ultérieures.

Il a semblé pertinent d'affiner cette prime selon que l'individu EC est la victime d'un licenciement collectif ou non. Il faut noter qu'il n'existe aucun écart de salaire, toutes choses égales par ailleurs, entre celui qui fera l'objet d'un licenciement collectif et celui qui sera licencié individuellement. Il est alors difficile de soutenir l'hypothèse selon laquelle l'entrepreneur connaissant parfaitement la productivité de son employé le paie moins puis le

licencie. Puisque les licenciés collectifs et individuels subissent la même décote, il semble que la circonstance du licenciement ne constitue pas un critère essentiel ou le signe d'un différentiel de productivité. Du côté de l'emploi, lorsque l'on distingue celui qui va changer d'entreprise (l'individu EE') de celui qui restera dans l'entreprise (l'individu EE), les primes à l'emploi sont alors respectivement de 3 % et de 6 % par rapport à celui qui tombera au chômage (l'individu EC). Cette différence indiquerait qu'une partie de la mobilité dans l'emploi serait forcée: ce ne sont ainsi pas les mieux payés au sein de l'entreprise, toutes choses égales par ailleurs, qui changent d'emploi. Lorsque le licenciement est coûteux, c'est en donnant un salaire relativement faible que l'entrepreneur inciterait certains salariés à quitter l'entreprise.

---

## V - La décote nette

---

### V.1 - Définition et mesures

Jusqu'à présent, nous avons considéré deux individus qui ne différaient que par leur histoire sur le marché du travail: toutes choses égales par ailleurs, un ancien chômeur qui a retrouvé un emploi gagne 8 % de moins qu'un employé qui n'a jamais connu d'épisode de chômage. On peut objecter que cette décote salariale ne permet pas de distinguer différences *ex ante* et différences *ex post*. En effet, la décote que l'on impute au passage par le chômage pourrait provenir aussi bien de caractéristiques intrinsèques, antérieures au dit passage. Les variables retenues jusqu'ici ne rendent compte que de la moitié de la variance des salaires, ce qui manifeste l'influence de caractéristiques préexistant au chômage sur le niveau du salaire.

Si la décote du salarié qui a connu le chômage est imputable à une moindre productivité qui serait signalée par le licenciement et non à un effet propre du passage par le chômage (par exemple une détérioration du capital humain ou un stigmate subjectif), on peut alors supposer que cette moindre productivité était déjà intégrée dans le salaire de l'employé avant même son licenciement. De ce fait, en ajoutant aux variables explicatives envisagées précédemment le montant du salaire de l'individu dans son ancienne entreprise, nous pouvons obtenir une mesure de la décote **nette** de cette moindre productivité *ex ante*. L'inclusion du salaire avant licenciement dans les variables explicatives permet de contrôler l'influence de fac-

teurs qui, quoique liés à la survenance du chômage, ne lui sont pas consécutifs et ne sauraient donc être interprétés comme un effet direct du chômage. Si après cette inclusion, la décote disparaissait, le chômage n'aurait plus de pouvoir explicatif *per se* sur le salaire individuel, il ne ferait que signaler une moindre productivité qui lui préexiste. En revanche, si la décote restait au même niveau, on pourrait en déduire que c'est bien la détérioration du capital humain ou le stigmate consécutifs au chômage qui importent, puisqu'alors la décote distinguerait deux individus qui, non seulement ont les mêmes caractéristiques (sexe, diplôme etc...), mais dont on contrôle aussi par le salaire antérieur le différentiel de productivité *ex ante* dû à d'autres qualités.

Pour mesurer cette décote nette, nous nous sommes restreints aux individus qui avaient répondu au questionnaire de l'Enquête sur l'emploi pendant trois ans, qui avaient travaillé et mentionné leur salaire lors de la première et la troisième de ces enquêtes successives. Le salaire de la première année a été pris en compte pour expliquer celui de la troisième année, la décote étant désormais mesurée par le coefficient affectant la situation de l'individu lors de la deuxième année. Le coefficient associé au logarithme du salaire d'il y a deux ans est supérieur à 48 %, l'inclusion de cette seule variable supplémentaire faisant augmenter de 16 points environ le  $R^2$ , qui s'élève désormais à 66 %. L'ajout de cette variable semble donc permettre de mieux contrôler la complexité et la variété des facteurs influant sur les écarts de salaire. Ce meilleur contrôle joue également sur la mesure de la décote qui baisse légèrement et n'est désormais plus que de 8,6 %, ce qui doit être comparé à la décote obtenue ci-dessus pour l'individu ECE, qui s'élevait à 10,6% environ. On a donc un écart faible après inclusion du salaire d'avant le licenciement dans les variables explicatives. On pourrait donc scinder la décote salariale pour 80 % en une composante historique *ex post* qui traduit l'effet propre du passage par le chômage (perte de productivité ou stigmatisation) et pour 20 % en une composante *ex ante* de moindre productivité signalée par la perte d'emploi. La mesure de cette dernière composante est à rapprocher de la valeur de la prime du futur, qui mesure également cette moindre productivité.

Dans cette nouvelle régression, nous contrôlons par le salaire passé ; il s'agit ainsi d'examiner l'écart de salaire à la date  $t+2$  entre deux individus EEE et ECE ayant les mêmes caractéristiques et le même salaire à la date  $t$ . Dans ces conditions, il



n'est plus pertinent de prendre en compte l'ancienneté dans l'emploi à la date  $t+2$ , puisque, d'une part, l'impact sur le salaire d'une ancienneté supérieure à deux ans est déjà pris en compte dans le salaire de la date  $t$ , et que, d'autre part, l'impact d'une ancienneté inférieure à deux ans est faible.

En effet, lorsqu'on inclut dans la régression une variable indicatrice de l'ancienneté qui distingue, parmi les personnes ayant un emploi aux deux dates, celles qui ont une ancienneté inférieure à un an, comprise entre un et deux ans, entre deux et cinq ans et plus de cinq ans, les écarts de prime entre individus EEE d'anciennetés différentes s'estompent (la prime varie entre 7,0 % et 10,9 %). De même, la différence entre les salariés ayant changé d'emploi dans l'année (les mobiles) et ceux qui ont gardé le même emploi (les stables) disparaît. L'écart constaté auparavant entre les mobiles et les stables semblerait donc réductible à un différentiel d'ancienneté au sein de l'entreprise.

## V.2 - Quels salariés sont le plus touchés par la décote nette ?

Dans cette nouvelle régression, il s'agit de voir si les croisements des variables avec la trajectoire donnent toujours les mêmes résultats. L'année 1993 garde sa spécificité. En effet, si la décote de l'individu ECE par rapport à l'individu EEE est en moyenne de 8,6 %, elle est de 14,9 % pour la cohorte 1991-1993.

D'après le récent article de Leonard J. and Van Audenrode M. (1995), les circonstances du licenciement influent sur la décote salariale. Ainsi, leurs résultats montrent que l'évolution du salaire de ceux qui ont connu une période chômée et ont retrouvé un emploi est plus favorable pour ceux qui ont été licenciés lors de la cessation d'activité de leur entreprise d'origine. L'Enquête sur l'emploi fournit les circonstances provoquant le chômage. On s'intéresse plus particulièrement aux deux causes suivantes : licenciement collectif et licenciement individuel. L'analyse de la décote brute ne permet pas de mettre en évidence une différence entre l'individu CE licencié individuellement et l'individu CE victime d'un licenciement collectif. Les deux individus ont une décote salariale de l'ordre de 8 %. En revanche, la mesure de la décote salariale nette fait apparaître une différence significative : l'individu CE licencié individuellement gagne 5,9 % de moins que l'individu CE victime d'un licenciement collectif.

Leonard et Van Audenrode (1995) obtiennent une prime de 3,2 % pour celui qui a perdu son emploi lors de la cessation d'activité de son ancienne entreprise, à salaire donné par rapport aux autres licenciés. En effet, on peut penser que la perte d'emploi lors d'un licenciement collectif ne signale pas, contrairement au licenciement individuel, une moindre productivité et se traduit donc par un moindre désavantage salarial.

En outre, la mesure de l'influence croisée de la circonstance du licenciement avec le salaire antérieur sur le salaire actuel montre que le salaire antérieur joue un rôle plus important dans la fixation du salaire postérieur à l'épisode de chômage lorsque l'individu a perdu son emploi lors d'un licenciement collectif. Le coefficient associé au croisement de la catégorie "licenciement collectif" avec le logarithme du salaire d'il y a deux ans est de +25,0 % par rapport à la catégorie de référence "licenciement individuel", pour laquelle le coefficient associé au logarithme du salaire antérieur est de 44,9 %. Nos résultats vont ici dans le même sens que ceux obtenus par Leonard et Van Audenrode, soit respectivement +33,7 % et 31,3 %. Ainsi, toutes choses égales par ailleurs, lors de la fixation du salaire de réembauche, on prend plus en compte le salaire passé du licencié collectif que celui du licencié individuel.

On peut se demander si les différentes décotes mises au jour s'appliquent différemment selon la position sur l'échelle des salaires. Pour le vérifier, on a choisi de séparer l'échantillon entre ceux dont le salaire est inférieur à une certaine valeur pivot et ceux dont le salaire la dépasse. On obtient alors deux sous-populations pour lesquelles on opère la régression habituelle avec comme valeurs possibles de la trajectoire : mobilité (l'individu a changé d'emploi), stabilité (l'individu a gardé le même emploi), licencié collectif ou licencié individuel (qui constitue la référence). Le tableau 15 ci-contre consigne les résultats obtenus pour deux valeurs discriminantes (15 000 F et 7 000 F).

Le principal enseignement, robuste à la variation de la valeur critique, est que la décote que subit le chômeur subsiste dans les tranches de bas salaires. Se rapprocher du SMIC ne fait pas disparaître la décote, dont la baisse pour des salaires inférieurs à 7 000 F peut être expliquée par l'exiguïté de cet intervalle. Il semblerait donc que la contrainte du salaire minimum n'entrave pas la flexibilité du salaire à l'embauche.

**Tableau 15.**  
**Coefficients de la variable d'occupation de l'année antérieure dans**  
**les régressions par tranches de salaire**

		<b>Salaire &lt; 7 000 F</b>	<b>Salaire &lt; 10 000 F</b>	<b>Salaire &lt; 15 000 F</b>
R <sup>2</sup>		0,17	0,40	0,60
<b>Variables</b>		<i>Pourcentages (T de Student)</i>		
occupation l'année antérieure	autre emploi		8,6 (3,24)	9,5 (3,86)
	même emploi	10,4	10,6 (4,15)	10,4 (4,35)
	ayant subi un licenciement collectif	2,1	5,8 (1,88)	4,45 (1,52)
	licencié individuellement	0	0	0

## Conclusion

A partir de ces différentes données, on peut résumer l'ensemble du travail en cinq résultats principaux:

**1** - Premièrement, toutes choses égales par ailleurs, un ancien chômeur ne gagne pas autant qu'un autre employé lorsqu'il retrouve un emploi. Cette différence n'est pas réductible à des différences de qualification, de diplôme ou d'ancienneté. Cette différence résiste à la neutralisation d'un éventuel différentiel salarial antérieur au chômage. Ce premier résultat montre donc l'existence d'une flexibilité des salaires à l'embauche.

**2** - Il semblerait ensuite que cette décote persiste (du moins sur les trois années de notre enquête) même pour ceux qui conservent leur emploi plusieurs années. Ce deuxième résultat montre l'existence d'une rigidité apparente des salaires après l'embauche (*ex post*)

**3** - La prime au futur est moins importante: ce troisième résultat indique une faible décote *ex ante*.

**4** - Le motif de licenciement (collectif ou individuel) semble bien influencer la décote salariale.

**5** - En termes de flux, les anciens chômeurs qui retrouvent un emploi, que cet emploi soit un CDI ou un CDD, ont une chance de se retrouver au chômage plus forte que pour ceux qui n'ont pas connu le chômage, et ce, en dépit du fait qu'ils sont

payés moins cher (décote) et en dépit des coûts élevés de licenciement.

La différence des salaires à l'embauche peut être imputée à :

**A** - Une perte de capital humain effective (A1) ou présumée consécutive à l'épisode de chômage (A2). *Ex ante*, le futur chômeur ne se distingue pas par une moindre productivité de celui qui conservera son emploi. C'est en vertu d'un tirage aléatoire qu'il perd son emploi. En revanche, le passage par le chômage détériore son capital humain (A1) ou le stigmatise (A2).

**B** - Un faisceau de causes antérieures à l'épisode de chômage. Ces causes expliqueraient la perte de l'emploi ainsi que la décote salariale associée à l'épisode de chômage sans que cette association n'implique de lien causal. L'épisode de chômage ne joue ici que le rôle d'un **signal** de la moindre productivité due à ces causes extérieures. On peut décliner ce modèle selon deux versions, l'une déterministe (B1), l'autre stochastique (B2). Dans le modèle B1, l'information de l'entrepreneur sur la productivité du candidat à l'embauche est parfaite, contrairement au statisticien qui n'en perçoit qu'une partie. Les anciens chômeurs ont une productivité moindre que celle de ceux qui n'ont pas connu le chômage, ils perçoivent donc un salaire moindre. Cette différence est indépendante de l'existence d'un épisode de chômage. Dans le modèle B2, l'entrepreneur répond au risque inhérent à l'imperfection de cette information par une

décote de précaution. En information imparfaite, l'entrepreneur prend un risque en embauchant un ancien chômeur, il cherche donc à couvrir ce risque par une décote de salaire.

L'explication A fournit un modèle de dépendance historique où la causalité va d'un épisode de chômage dont l'origine est un événement aléatoire vers une décote salariale. L'explication B fournit un modèle où la causalité va d'un différentiel de productivité exogène vers, à la fois, un épisode de chômage et une décote salariale. Le modèle A accorde à la liaison statistique entre épisode de chômage et le salaire une valeur explicative alors que B la considère comme un *artefact* dû à une détermination commune par des facteurs exogènes de moindre productivité.

Aucun des modèles envisagés ne peut suffire à rendre compte de la décote salariale, ce qui plaide pour une explication mixte. Le différentiel salarial selon la circonstance du licenciement militerait en faveur du modèle B, tandis que l'existence d'une décote nette significative plaiderait pour le

modèle A. On pourrait ainsi quantifier la part de chacun des modèles. La décote de l'ordre de 10 % se décomposerait pour 20 % en une décote exogène de productivité (modèle B) et pour 80 % en une décote endogène de dépendance historique.

Le salarié qui perd son emploi se distingue, toutes choses égales par ailleurs, par une moindre productivité certaine ou hypothétique déjà prise en compte dans son salaire antérieur, de l'ordre de 3,5 % (prime du futur). Le passage par le chômage représente un double handicap : l'un pesant sur la trajectoire professionnelle, l'autre pesant sur le salaire dans l'éventualité d'une réembauche. Nous nous sommes ici plutôt attardés sur le second handicap, mesuré par une décote nette de 8,6 %. Cette décote nette peut s'expliquer de deux manières : le salarié connaît une baisse de salaire à poste égal, ou bien retrouve après le chômage un poste ou une entreprise moins rémunérateurs. L'Enquête sur l'emploi ne permet pas de trancher cette question : seules des données salariales par entreprise permettraient de tester rigoureusement ces hypothèses.

---

## Bibliographie

---

- Abowd J.M., Kramarz F., Margolis D.N., “High Wage Workers and High-Wage Firms“, *Document de travail*, C.R.E.S.T., n° 9508, 1994.
- Becker, Gary S., “Human Capital“, 2nde édition, N.B.E.R., New York, 1975.
- Bentolila, S, et Dolado, Juan J., “Labour, Flexibility and Wages : Lessons from Spain ”, *Economic Policy*, 1994.
- Cases S., et Lollivier, S., “Estimation d’un Modèle de Sortie de Chômage à Destinations Multiples”, *Document de travail*, C.R.E.S.T., n° 9327, 1993.
- Davis S. , “Cross-Country Patterns of Change in Real Wages”, *Economic Policy*.
- Gibbons, Robert, et Katz, Lawrence F., “Layoffs and Lemons”, *Journal of Labor Economics*, Vol. 9, n° 4, p 351-380, 1991.
- Goffman, Erving, *Stigmate, les Usages Sociaux des Handicaps*, Paris, Editions de Minuit, 1975.
- Holzer Harry J., Katz Lawrence F., et Krueger Alan B., “Job Queues and Wages”, *Quarterly Journal of Economics*, 1991.
- Howland, Marie et Peterson George E., “Labour Market Conditions and the Reemployment of Displaced Workers”, *Industrial and Labour Relations Review*, Vol. 42, No 1, 1988.
- Insee, *L’Economie Française*, Paris, Le Livre de Poche, 1994.
- Jacobson Louis S., LaLonde, Robert J., et Sullivan, Daniel G., “Earning Losses of Displaced Workers”, *American Economic Review*, Vol. 83, p 685-709, 1993.
- Katz, L.F., et Murphy, K.M., “Changes in Relative Wages, 1963-1987 : Supply and Demand Factors”, *Quarterly Journal of Economics*, p 35-78, 1992.
- Kramarz, F., Lollivier S., et Pele L.P., “Wage Unequalities and Firm-specific Compensation Policies in France”, *Document de travail* , C.R.E.S.T., n° 9518, 1995.
- Kremer M., “The O-Ring Theory of Economic Development”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CVIII, p 551-575, 1993.
- Layard, R., S. Nickell et R. Jackman, *Unemployment*, Oxford University Press, Oxford, 1991.
- Leonard, Jonathan, et Van Audenrode, Marc, “The Duration of Unemployment and the Persistence of Wages”, *Discussion Paper*, n° 1227, C.E.P.R., 1995.
- Levy, F et Murnane, R.J., “U.S. Earning Levels and Earning Unequality : A Review of Recent Trends and Proposed Explanations”, *Journal of Economic Literature*, Vol. XXX, 1333-1381, 1992.
- Stiglitz, Joseph E., “Theories of Wage Rigidities”, in *Keynes Economic Legacy : Contemporary Economic Theories*, J. Butkiewicz, et al., Eds., Praeger Publishers, New York, p 153-206, 1986.
- Topel, Robert, “Specific Capital and Unemployment : Measuring the Costs and Consequences of Job Loss”, *Carnegie Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol. 33, p 181-214, 1990.
- Vigneron O., Mémoire de D.E.A., *D.E.L.T.A.*, 1995.