

# Trajectoires comparées des chômeurs en France et aux États-Unis

Daniel Cohen et Pascaline Dupas\*

---

Le chômeur français met plus de temps à retrouver un emploi que le chômeur américain, mais il bénéficie « en moyenne » d'une meilleure protection : au total, les différences de niveau de vie sont faibles. Cette « moyenne » est toutefois une statistique insuffisante. L'une des leçons de la comparaison entre les deux pays est qu'il existe une forte hétérogénéité sur chacun des deux marchés du travail, qui impose d'analyser séparément deux composantes du marché de l'emploi. En France comme aux États-Unis, il faut distinguer un noyau central de travailleurs, qui couvre environ 80 % de la population masculine de 30 à 50 ans, pour lequel l'expérience du chômage sera relativement brève, et le reste de la population confrontée à des recherches d'emploi beaucoup plus longues. La différence entre les deux pays porte surtout sur ce second ensemble. L'indemnisation étant plus favorable en France, les chômeurs de longue durée en pâtissent moins qu'aux États-Unis. En revanche, la sortie durable du chômage semble plus difficile en France, l'emploi trouvé étant plus souvent à durée limitée.

---

*\* Daniel Cohen et Pascaline Dupas appartiennent à l'École normale supérieure et au Cepremap. Les noms et dates entre parenthèses renvoient à la bibliographie en fin d'article.*

Comment se comparent les trajectoires des travailleurs français et américains ? Il est habituel de dire que le travailleur français est mieux protégé que le travailleur américain lorsqu'il a un emploi, mais qu'il souffre, lorsqu'il l'a perdu, d'un chômage plus dur que son homologue américain. Si l'on pouvait mesurer, en France et aux États-Unis, l'écart de bien-être entre un travailleur ayant un emploi et un chômeur, il en résulterait, à croire cette intuition, qu'il est plus grand de ce côté-ci de l'Atlantique. Pour le dire en d'autres termes, la société française serait plus inégalitaire qu'il n'y paraît lorsque l'on évalue les inégalités en prenant en compte les trajectoires des chômeurs.

Cette intuition n'est pourtant que partiellement juste. S'il est manifeste que le chômeur américain sortira plus vite du non-emploi que le français, deux éléments doivent également être pris en compte. D'une part, l'emploi qu'il trouvera sera peut-être plus précaire que celui trouvé par le chômeur français. D'autre part, le temps passé à la recherche d'un emploi sera plus pénible, dans la mesure où les allocations chômage seront plus faibles. Le premier de ces deux arguments n'est en fait pas valable : un chômeur français qui retrouve un emploi a beaucoup plus de risques de le perdre que l'américain. L'opposition CDD/CDI (qui n'existe pas aux États-Unis) est ici en cause. Le second argument est, en revanche, déterminant. Les allocations chômage (qui sont en France près du double du niveau américain) protègent le travailleur qui a perdu son emploi de manière plus efficace.

### Des taux de non-emploi plutôt que des taux de chômage

Les comparaisons des taux de chômage français et américain donnent ordinairement l'avantage aux États-Unis. De fait, en 1999, le taux de chômage américain s'élevait à 4,3 % tandis qu'il valait 11,5 % en France. Cette comparaison pêche toutefois de deux manières au moins. D'une part, elle est faite indépendamment des corrections qui portent sur l'état du cycle économique. Or il n'est pas indifférent de comparer, une année donnée, des taux de chômage qui peuvent correspondre dans un pays à un point haut de l'activité économique et à une récession dans l'autre. Si les taux de chômage français et américain sont aujourd'hui très éloignés l'un de l'autre, ils étaient beaucoup plus proches au début des années 90, et, sous l'effet de la reprise, le chômage français est en baisse rapide. Par ailleurs, la comparaison porte sur des taux de chômage qui présentent certaines limites pour bien décrire le marché du travail dès lors que l'inactivité est

souvent une forme déguisée de chômage. Pour éviter autant que possible de contaminer la comparaison entre les deux pays par ces deux biais, l'analyse porte ici sur la première moitié des années 90. Les indicateurs retenus sont les taux de non-emploi, qui agrègent chômage et inactivité, plutôt que les taux de chômage eux-mêmes, pour ne pas avoir à se prononcer sur les différences entre ces deux catégories.

Le tableau 1 présente les taux de non-emploi français et américains, par âge, par sexe et en distinguant les travailleurs très peu qualifiés des autres (niveau CEP en France et ceux qui n'ont pas terminé le lycée aux États-Unis, les *high school drop outs*). Pour le taux de non-emploi des hommes âgés de 30 à 50 ans qui représentent la catégorie pour laquelle la différence entre chômage et non-emploi est la plus faible, l'inactivité « volontaire » étant sans doute peu significative, les chiffres sont quasiment identiques : 8,8 % en France et 8,4 % aux États-Unis. La différence est, en revanche, importante pour les femmes de la même tranche d'âge : 29,9 % en France, contre 18,5 % aux États-Unis. Les jeunes sont également plus touchés : les jeunes hommes connaissent un taux de non-emploi qui s'élève à 12,5 % de la population en France, contre 10 % aux États-Unis. De même, les travailleurs de plus de 50 ans connaissent un non-emploi relativement plus élevé en France qu'aux États-Unis : 30 % ici contre 23 % là-bas. En revanche, les hommes non qualifiés connaissent un taux de non-emploi très élevé et quasiment identique dans les deux pays (23 %).

Tableau 1  
Taux de non-emploi en France et aux États-Unis en 1990-1995

#### A- Taux de non-emploi global

	En %	
	France	États-Unis
Hommes	15	11
Femmes	35	21
<b>Ensemble</b>	<b>26</b>	<b>16</b>

#### B – Taux de non-emploi par âge, sexe et qualification

	En %			
	France		États-Unis	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
25-30 ans	13	31	10	22
30-50 ans	9	30	8	19
50-60 ans	30	51	23	35
Non qualifiés	24	49	23	34
Qualifiés	10	25	7	13

Source : PSID 1991-1996 (États-Unis) et enquêtes Emploi 1991-1996, Insee (France).

En résumé, les femmes, les jeunes et les travailleurs âgés, que l'on peut considérer comme des catégories « à risque », ont des taux de non-emploi plus forts que les hommes adultes, et dans chacun de ces cas, plus forts en France qu'aux États-Unis. Les travailleurs non qualifiés, autre catégorie à « risque », sont, quant à eux, aussi exposés dans un pays que dans l'autre. Mais même pour les hommes adultes, qui connaissent en France et aux États-Unis, le même taux de non-emploi, il existe néanmoins une très forte différence entre les vitesses auxquelles on entre et on sort du non-emploi.

### À quelle vitesse retrouve-t-on un emploi...

Examinons tout d'abord la vitesse à laquelle un travailleur sans emploi en retrouve un autre. Considérons les cohortes de travailleurs qui avaient un emploi et l'ont perdu. Suivons leur trajectoire jusqu'à ce qu'ils en retrouvent un autre. Dès qu'un travailleur a retrouvé un emploi, il est sorti de l'échantillon, même s'il peut parfaitement reperdre très vite l'emploi ainsi trouvé (la vitesse à laquelle on perd un emploi nouvellement trouvé sera analysée plus bas).

Pour les travailleurs hommes âgés de 25 à 60 ans, au bout de 6 mois près des trois quarts d'une cohorte de chômeurs américains auront retrouvé un emploi, alors que ce ne sera le cas que de la moitié des chômeurs français (cf. tableau 2). Il en est de même pour les travailleurs non qualifiés : leur embauche est légèrement plus faible dans les deux pays, mais respectent les proportions du reste des autres travailleurs. Lorsqu'on étend le champ de l'analyse aux femmes, la différence se maintient, quoique dans une moindre mesure : les femmes françaises qui ont perdu un emploi en retrouvent un à une vitesse qui est très proche du niveau masculin, alors que les femmes américaines sont un peu plus pénalisées que leurs homologues masculins. Au total, moins de 40 % des femmes françaises auront retrouvé un emploi en moins de 6 mois, contre 60 % des femmes américaines.

Il n'est évidemment pas du tout équivalent d'analyser la trajectoire d'une cohorte de travailleurs qui viennent de perdre leur emploi et d'étudier la vitesse à laquelle un stock de chômeurs, photographié à un instant donné, va retrouver un emploi. Si tous les travailleurs étaient exactement identiques, eu égard à leurs chances de trouver un emploi, ces deux notions seraient évidemment équivalentes. Supposons toutefois que cela ne soit pas le cas et qu'il existe des travailleurs qui sortent vite (les *movers*) et ceux qui sortent lentement (les *stayers*). La comparaison des vitesses de sortie du *stock* du

travailleur sans emploi avec la sortie des *flux* de travailleurs qui viennent de perdre leur emploi portera sur des échantillons dont la *composition* sera évidemment très distincte. Le *stock* comprendra (beaucoup) plus de travailleurs à sortie « lente » que les *flux*. L'écart entre ces deux notions est important, notamment pour les taux de sortie vers l'emploi du *stock* de travailleurs sans emploi (cf. tableau 3). La différence obtenue est significative pour toutes les catégories concernées.

Pour les hommes de 30 à 50 ans, en France, seuls 15 % du stock de travailleurs sans emploi auront retrouvé un emploi au bout de six mois contre 35 % aux États-Unis. Ce résultat s'étend aux autres catégories de travailleurs et de travailleuses. Ainsi, les femmes américaines sans emploi à une date donnée seront toujours sans emploi six mois plus tard pour 74 % d'entre elles, contre 92 % pour les femmes françaises.

Les conséquences pour un travailleur de faire l'expérience d'un passage par le chômage ou l'inactivité sont donc très mal appréhendées si l'on raisonne à partir des seuls stocks de travailleurs

Tableau 2  
**Taux d'attrition des travailleurs nouvellement sans emploi**

#### A – Par durée de non-emploi\*

	En %			
	Hommes		Femmes	
	États-Unis	France	États-Unis	France
1 mois	84	90	90	91
3 mois	49	73	59	77
6 mois	28	60	40	64
1 an	15	38	19	42
2 ans	8	28	9	32

\* % de travailleurs nouvellement sans emploi qui n'ont pas retrouvé d'emploi x mois après avoir perdu leur dernier emploi.

#### B – Par âge et qualification\*\*

	En %			
	Hommes		Femmes	
	États-Unis	France	États-Unis	France
25-30 ans	9	17	20	35
30-50 ans	13	27	16	37
50-60 ans	36	65	34	62
Non qualifiés	19	44	25	46
Qualifiés	14	33	18	40

\*\* % de travailleurs nouvellement sans emploi qui n'ont pas retrouvé d'emploi 1 an après avoir perdu leur dernier emploi.

Lecture : on appelle taux d'attrition d'une population le pourcentage de cette population qui reste dans l'échantillon de départ à une date ultérieure donnée.

Champ : hommes et femmes de 25-60 ans.

Sources : PSID 1988-1992 (États-Unis) et enquêtes Emploi 1991-1996 (France).

sans emploi. Comprendre et quantifier l'hétérogénéité en jeu est essentiel.

### ... et à quelle vitesse le perd-on ?

Pour simplifier la comparaison entre la France et les États-Unis, deux catégories de travailleurs sont distinguées pour analyser la perte d'emploi : ceux qui disposent d'un emploi depuis plus d'un an et les autres, ces derniers ayant ainsi connu une période de non-emploi au cours de l'année passée. Cela permet de suivre la trajectoire des travailleurs qui viennent de trouver un emploi d'une manière distincte de celles enregistrées pour les travailleurs mieux « installés » dans l'emploi. Le choix d'une rupture d'un an est uniquement dicté par la disponibilité des données. L'Enquête *Emploi* permet en effet de suivre un travailleur sur trois ans. La fenêtre d'observation d'un an est destinée à permettre un suivi de deux ans supplémentaires des travailleurs ainsi définis. Dans la suite, les travailleurs qui ont un emploi depuis plus d'un an sont appelés *insiders* et les autres *outsiders*.

L'écart de trajectoire entre ces deux catégories est marqué, en France comme aux États-Unis. Pour les travailleurs qui occupent leur emploi depuis plus d'un an, la comparaison entre la France et les États-Unis est attendue : près de 20 % des travailleurs américains auront fait au moins une fois l'expérience du non-emploi au bout de deux ans, quand ce ne sera le cas que de 11 % des travailleurs français dans la même situation (cf. tableau 4).

Si on considère à présent les travailleurs embauchés depuis moins d'un an, près de 15 % des travailleurs américains auront à nouveau fait l'expérience du chômage au bout de six mois, alors que ce sera le cas de 40 % des travailleurs français dans la même situation (cf. tableau 5). Il ne fait donc aucun doute que les travailleurs français qui sont dans un emploi depuis peu sont beaucoup moins bien protégés que les autres travailleurs français (ce qui serait « dans l'ordre des choses »), mais également beaucoup moins bien protégés que leurs homologues américains, alors que la comparaison est inverse pour le reste de la population employée. C'est ce qui fait du chômage français un *double* piège : l'emploi retrouvé est souvent à durée déterminée et la transition du chômage vers un emploi stable est plus longue.

Tableau 3  
**Taux d'attrition du stock de travailleurs sans emploi**

#### A – Par durée de non emploi\*

	En %			
	Hommes		Femmes	
	États-Unis	France	États-Unis	France
1 mois	94	96	96	99
3 mois	87	90	86	96
6 mois	64	85	74	92
1 an	48	68	50	81
2 ans	40	60	38	73

\* % d'un stock de travailleurs sans emploi qui n'ont pas retrouvé d'emploi x mois après avoir perdu leur dernier emploi.

#### B – Par âge et qualification\*\*

	En %			
	Hommes		Femmes	
	États-Unis	France	États-Unis	France
25-30 ans	20	37	42	64
30-50 ans	45	51	40	77
50-60 ans	80	89	81	93
Non qualifiés	60	75	96	86
Qualifiés	40	59	39	75

\*\* % d'un stock de travailleurs sans emploi qui n'ont pas retrouvé d'emploi 1 an après avoir perdu leur dernier emploi.

Lecture : on appelle taux d'attrition d'une population le pourcentage de cette population qui reste dans l'échantillon de départ à une date ultérieure donnée.

Champ : hommes et femmes de 25-60 ans.

Sources : PSID 1988-1992 (États-Unis) et enquêtes Emploi 1991-1996 (France).

Tableau 4  
**Taux d'attrition des insiders**

#### A – Par durée de non-emploi\*

	En %			
	Hommes		Femmes	
	États-Unis	France	États-Unis	France
6 mois	94	98	93	96
1 an	87	92	85	90
2 ans	79	89	75	87

\* Insiders : travailleurs ayant un emploi depuis plus d'un an. Il s'agit du % d'insiders n'ayant pas fait l'expérience du non-emploi après x mois.

#### B – Par âge et qualification\*\*

	En %			
	Hommes		Femmes	
	États-Unis	France	États-Unis	France
25-30 ans	81	90	76	93
30-50 ans	88	94	86	92
50-60 ans	81	86	79	87
Non qualifiés	85	82	82	87
Qualifiés	88	93	85	91

\*\* Insiders : travailleurs ayant un emploi de plus d'un an. Il s'agit du % d'insiders n'ayant pas fait l'expérience du non-emploi après 1 an.

Lecture : on appelle taux d'attrition d'une population le pourcentage de cette population qui reste dans l'échantillon de départ à une date ultérieure donnée.

Champ : hommes et femmes de 25-30 ans.

Sources : PSID 1988-1992 (États-Unis) et enquêtes Emploi 1991-1996 (France).

Tableau 5  
Taux d'attrition des *outsiders*

A – Par durée de non-emploi\*

	En %			
	Hommes		Femmes	
	États-Unis	France	États-Unis	France
1 mois	98	90	97	90
3 mois	92	74	87	73
6 mois	86	60	77	58
1 an	69	47	65	45
2 ans	49	36	47	35

\* Outsiders : travailleurs ayant un emploi depuis moins d'un an. Il s'agit du % d'outsiders n'ayant pas fait l'expérience du non-emploi après x mois.

B – Par âge et qualification\*\*

	En %			
	Hommes		Femmes	
	États-Unis	France	États-Unis	France
25-30 ans	64	46	67	43
30-50 ans	71	47	64	55
50-60 ans	73	50	66	49
Non qualifiés	61	43	55	42
Qualifiés	72	50	69	47

\*\* Outsiders : travailleurs ayant un emploi depuis moins d'un an. Il s'agit du % d'outsiders n'ayant pas fait l'expérience du non-emploi après 1 an.

Lecture : on appelle taux d'attrition d'une population le pourcentage de cette population qui reste dans l'échantillon de départ à une date ultérieure donnée.

Champ : hommes et femmes de 25-30 ans.

Sources : PSID 1988-1992 (États-Unis) et enquêtes Emploi 1991-1996 (France).

**Travailleurs à sortie lente ou à sortie rapide : une autre approche de l'hétérogénéité des marchés du travail**

La comparaison entre les flux et les stocks de travailleurs (nouveaux et anciens) sans emploi a montré que le non-emploi agrège des dimensions très hétérogènes du marché de l'emploi : les travailleurs à sortie rapide et ceux à sortie lente. Dans les termes de Blanchard et Diamond (1994), l'écart entre ces deux catégories peut être interprété à partir d'un modèle de file d'attente. Par exemple, les travailleurs à sortie lente sont ceux qui sont toujours mis en dernier dans la file d'attente menant à l'emploi, que ce soit pour des raisons de discriminations ou pour des raisons non observables à l'économètre (voir également Fougère et Kamionka pour une estimation empirique d'un modèle *mover-stayer*). Un modèle de transition des différentes phases décrites précédemment (emploi/non-emploi, *insider/outsider*) et les dynamiques des salaires associées peut alors être estimé économétriquement (cf. encadré). Les résultats sont ventilés en catégorie d'âge, de qualification et de type (estimé mais non observable) « lent » ou « rapide » (cf. tableaux 6 et 7).

Les différences essentielles entre les divers segments des marchés du travail portent sur la composition de travailleurs « rapides » et « lents » bien plus que sur la vitesse propre à chacune des catégories concernées. De façon très significative, être femme, jeune, âgé ou peu qualifié augmente la probabilité d'appartenir au groupe « lent ». Si l'on

Tableau 6  
Taux de sorties du chômage (vitesses mensuelles) en France

	« Rapides »		« Lents »		Pourcentage rapide	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
25-30 ans (non qualifiés)	0,15 (0,17)	0,14 (0,15)	0,013 (0,016)	0,013 (0,007)	0,81 (0,79)	0,68 (0,59)
30-50 ans (non qualifiés)	0,154 (0,155)	0,144 (0,160)	0,006 (0,007)	0,007 (0,004)	0,77 (0,71)	0,60 (0,52)
50-60 ans (non qualifiés)	0,135 (0,147)	0,145 (0,158)	0,003 (0,004)	0,005 (0,003)	0,61 (0,59)	0,51 (0,40)

Source : calculs des auteurs à partir des enquêtes Emploi 1991-1996.

Tableau 7  
Taux de sorties du non-emploi (vitesses mensuelles) aux États-Unis

	« Rapides »		« Lents »		Pourcentage rapide	
	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
25-30 ans (non qualifiés)	0,35 (0,36)	0,19 (0,20)	0,12 (0,077)	0,012 (0,015)	0,67 (0,49)	0,85 (0,72)
30-50 ans (non qualifiés)	0,27 (0,27)	0,21 (0,22)	0,017 (0,009)	0,003 (0,004)	0,86 (0,85)	0,87 (0,75)
50-60 ans (non qualifiés)	0,185 (0,19)	0,25 (0,268)	0,008 (0,005)	0,003 (0,004)	0,72 (0,60)	0,66 (0,47)

Source : calculs des auteurs à partir du PSID 1988-1992.

analyse à présent, au sein de chaque groupe (« rapides » ou « lents »), les écarts entre les divers segments du marché du travail, les écarts sont beaucoup plus faibles. Les taux de sortie des différents travailleurs à « sortie rapide » sont ainsi tous très proches pour les différentes catégories concernées. Les femmes « rapides » de 30 à 50 ans, par exemple, sortent du non-emploi à une vitesse qui est identique à celle des hommes « rapides ». De même, on n'observe pas de différence majeure entre les travailleurs qualifiés ou non qualifiés à sortie rapide, sinon par leur composition. Seuls les hommes de 50 à 60 ans de cette catégorie sortent moins vite que les autres travailleurs.

Si l'on compare maintenant les différentes catégories de travailleurs « lents », le tableau un est peu plus contrasté : il y a fortes similitudes entre hommes et femmes, mais aussi des écarts plus nets pour les autres axes de la décomposition. Les taux de sortie du chômage des travailleurs « lents » décroissent nettement avec l'âge et l'absence de qualification.

## Un destin salarial peu différencié

L'analyse économétrique permet également de tracer le destin salarial de chacun de ces deux groupes (lents et rapides). Il est en fait quasiment impossible de faire apparaître une différence significative entre les deux. C'est le signe que les deux groupes sont logés à la même enseigne d'un point de vue salarial, leurs différences d'insertion étant soit inobservables à leur employeur, soit visibles mais « inexploitable » stratégiquement (en vertu de la règle à salaire égal, travail égal). En faveur de cette dernière hypothèse, on note que les travailleurs à sortie « lente » perdent plus souvent leur emploi dans la première phase de leur embauche (quand ils sont *outsiders*). En revanche, il n'a pas été possible de faire apparaître de différences significatives en matière de perte d'emploi une fois que les travailleurs deviennent *insiders*.

Plus généralement, l'analyse économétrique permet de suivre le destin salarial des travailleurs lorsqu'ils retrouvent un emploi. Eu égard aux *insiders* qui ont

Encadré

### MÉTHODE D'ESTIMATION

On a estimé un modèle de transitions par la méthode du maximum de vraisemblance. Les taux d'embauche, de séparation et la probabilité d'appartenir à un groupe sont estimés à partir d'une fonction *logit*. On a distingué trois cas : être *insiders* (I), c'est-à-dire avoir un emploi depuis plus d'un an ; être *outsider* (O), c'est-à-dire avoir un emploi depuis moins d'un an ; être sans emploi (U). On a aussi distingué l'âge, le sexe, être sans qualification (niveau inférieur au CEP en France, ou *high school drop out* aux États-Unis). On a enfin pris en compte deux types de différences inobservables, être de type 1 (sortie rapide) ou de type 2 (sortie lente).

On a ainsi estimé les transitions  $t^e = (s_k^e, s_j^e, s_o^e, h^e)$  où  $s_k^e$  est le paramètre de Poisson de la transition I à U, la transition O de changement d'emploi sans passage par le chômage, la transition O à U,  $h^e$  est la transition de U à O ; ainsi que les probabilités  $p_x^e$  d'être de type  $\varepsilon$ , étant dans le statut  $x$ .

Du point de vue des salaires, on a estimé :

$f^e = (f_I^e(w), f_O^e(w), f_k^e(w), f_j^e(w), f_{IO}^e(w), f_{OO}^e(w))$ , les salaires respectivement associés à chacun des deux états I ( $f_I^e$ ), ou O ( $f_O^e$ ), et aux distributions conditionnelles de rester dans le même emploi, de passer d'un emploi à l'autre sans passer par le chômage ( $f_j^e$ ), de passer d'un emploi à l'autre via la trajectoire IO, ( $f_{IO}^e$ ) et de passer d'un emploi à l'autre via la trajectoire OO ( $f_{OO}^e$ ). On a supposé qu'il y a indépendance entre  $f$  et  $t$ . Avec ces notations la vraisemblance est le produit des termes suivants :

– pour les *insiders* qui gardent leur emploi pendant 24 mois :

$$L_i = \prod_i \left[ \sum_{t=1}^2 p_I^e f_I^e(w_i) \cdot e^{s_k^e \cdot 24} \cdot f_k^e(w_i) \right]$$

– pour ceux qui le perdent à la date  $t_i$  et en retrouvant à la date  $t_i'$  :

$$L_{II} = \prod_i \left[ \sum_{g=1}^2 p_I^e f_I^e(w_i) \cdot s_k^e e^{-s_k^e(t_i' - t_i)} \cdot f_{IO}^e(w_i') \right]$$

– pour les *outsiders* :

$$L_O = \prod_i \left[ \sum_{g=1}^2 p_O^e f_O^e(w_i) \cdot s_o^e e^{s_o^e(t_i' - t_i)} \cdot h_g^e e^{h_g^e(t_i' - t_i)} \cdot f_{OO}^e(w_i') \right]$$

formule dans laquelle  $t$ , mesure la date où le premier emploi est perdu et la date où il a été retrouvé ;

– pour les chômeurs :

$$L_U = \prod_i \left[ \sum_{g=1}^2 p_{XO}^e \cdot h_g^e \cdot e^{-h_g^e t_i'} \cdot e^{s_o^e(t_i' - t_i)} \right]$$

perdu leur emploi, tout d'abord, la décote salariale qui fait suite à leur ré-embauche est près de deux fois plus importante en France qu'aux États-Unis : 12 % dans le premier cas, 6 % dans le second. Eu égard aux outsiders ensuite, en France comme aux États-Unis, les chômeurs retrouvent un emploi à un niveau de salaire en moyenne équivalent à celui qu'ils occupaient au préalable. Ce parallélisme entre les outsiders américains et français montre tout d'abord que la « flexibilité salariale », du moins à l'embauche, n'est pas directement responsable du taux d'embauche plus rapide des Américains. Le fait que les anciens *insiders* français connaissent une décote salariale plus élevée peut paraître paradoxal. Cette décote peut avoir en fait deux interprétations. Soit l'*insider* perd une part importante de sa rémunération parce qu'il perd également la rente créée par son statut. Soit il perd une partie de la qualification spécifique qu'il a acquise pour être resté longtemps dans la même entreprise. Ces deux explications ont le mérite d'expliquer pourquoi l'*outsider* ne subit pas de décote : il n'a pas (encore) de statut, donc pas de carrière à protéger ; et il n'a pas encore accumulé de capital spécifique qui justifierait qu'il soit mieux payé dans une firme particulière que dans une autre. Elles expliquent aussi la différence entre la France et les États-Unis, pays où les statuts sont moins bien protégés, et le temps moyen passé au sein d'une même entreprise plus court.

### Une reconstitution des sources du chômage français

Le taux de non-emploi est le résultat d'une double dynamique d'entrée et sortie des travailleurs du pool de chômeur ou d'inactifs, et d'entrée et sortie du pool des *outsiders*. On peut écrire assez simplement le point d'aboutissement de cette dynamique de long terme et reconstituer les sources du chômage français : quel est l'effet de l'exclusion, de l'embauche insuffisante, de la destruction trop forte d'emplois nouvellement créés ? Et quelle est la cause d'un taux de chômage plus élevé de non qualifiés ? Appelons  $u$  le taux de chômage de l'économie,  $x$  le pourcentage d'*outsiders* et  $i = 1 - u - x$  le pourcentage d'*insiders*. La dynamique de l'économie peut s'écrire :

$$\dot{u} = s_o x + s_i(1-u-x) - hu$$

$$\dot{i} = -s_i i + hue^{-s_o T}$$

formule dans laquelle  $\dot{u}$  et  $\dot{i}$  désignent les dérivées par rapport au temps des taux d'emploi et des taux d'*insiders* respectivement,  $s_i$  le taux de séparation des *insiders*,  $s_o$  le taux de séparation des *outsiders*,  $h$  le taux d'embauche des travailleurs

sans emploi et ( $T=12$ ) le temps au bout duquel les *outsiders* deviennent *insiders*. Asymptotiquement, l'économie converge donc vers un niveau de long terme où le jeu d'entrées et sorties est stabilisé, soit :

$$u_\infty = \frac{s_i}{s_i(1+\gamma) + \lambda h}$$

dans lequel :  $\lambda = e^{-s_o T}$   
 $\gamma = \frac{1 - e^{-s_o T}}{s_o} h$

Le taux de non-emploi asymptotique est d'autant plus élevé que le taux de destruction  $s_o$  est fort. Mais il est, par ailleurs, tout à fait possible qu'une économie deux fois plus flexible au sens où le taux de séparation  $s_i$  et le taux d'embauche  $h$  sont, tous les deux, deux fois plus forts, ait le même taux de chômage qu'une économie « sclérosée » où ils sont tout deux plus faibles.

La formule précédente peut être utilisée pour reconstituer les taux de non-emploi asymptotique de chacune des deux catégories de chômeurs « lents » et « rapides ». En utilisant les taux d'embauches et de séparations « moyens »  $x$  et  $y$  tels qu'ils peuvent être reconstitués dans les tableaux, on peut trouver le chômage de long terme des économies française et américaine, telles qu'elles sont inscrites par les dynamiques d'entrée et sortie. Les résultats obtenus pour les hommes de 30 à 50 ans sont présentés dans le tableau 8.

### Le chômage : une face cachée de l'exclusion

Ces données montrent que la question du chômage se pose bien comme une face cachée de l'exclusion. Le taux de chômage asymptotique des chômeurs à sortie rapide est en effet très bas dans les deux pays. En ce qui les concerne, on peut dire que les différences entre les deux pays sont en fait accessoires. Bien qu'ils représentent la grande majorité des travailleurs qui perdent leur emploi (cf. tableaux 6 et 7), les travailleurs à sortie rapide représentent pourtant la minorité de ceux qui restent sans emploi. C'est la composition de ces deux groupes parmi les travailleurs sans emploi, bien

Tableau 8  
Taux de chômage asymptotiques

	Chômeurs rapides		Chômeurs lents	
	France	États-Unis	France	États-Unis
Qualifiés	2,2	1,4	33,0	19,5
Non-qualifiés	3,7	3,0	50,0	47,4

Champ : hommes 30-50 ans.  
Source : calculs des auteurs.

plus que leur évolutions propres, qui fait toute la différence entre les deux pays.

### Une dynamique des trajectoires des travailleurs sans emploi

Connaissant les risques de passage par le chômage, le temps nécessaire pour retrouver un emploi, le salaire auquel on le retrouve, il devient possible de mettre bout à bout ces différents éléments pour construire et comparer les dynamiques des trajectoires des travailleurs en France et aux États-Unis. On se limitera ici à l'analyse des travailleurs hommes de 30 à 50 ans.

Pour mener à bien ces calculs, il faut faire le choix de la forme fonctionnelle par laquelle on évalue la contribution du revenu du travailleur à un instant donné à la dynamique de son utilité inter-temporelle. Par facilité, on a retenu une fonction d'utilité logarithmique, qui a le mérite essentiel de correspondre à la forme fonctionnelle qui est généralement choisie pour estimer les équations de salaire. Appelons ainsi  $J_x(w)$  l'utilité dynamique d'un travailleur qui est dans la situation  $x$  (*insider* ou *outsider* payé  $w$ , chômeur ayant anciennement reçu un salaire  $w$ ). Appelons  $p_{xx'}$ , la probabilité de passer de l'état  $x$  et à l'état  $x'$ , on écrira donc formellement :

$$J_x(w) = \text{Log} k \cdot w + \beta \left\{ \sum_{x'} p_{xx'} J_{x'}(w') \right\}$$

dans lequel  $k = 1$  si le travailleur à un emploi,  $k = b$  le niveau des taux de remplacement du salaire lorsqu'on est au chômage, et  $\beta$  un facteur d'actualisation du futur. Ecrivons  $\beta = (1/1+r)$ ;  $r$  s'interprète comme un taux d'actualisation. Nous prendrons  $r = 0,75$  % par mois (voir Cohen, 1999 pour une explication). Dans le tableau 9, les résultats sont présentés sous la forme :

$$V_x = rJ_x$$

ce qui permet d'interpréter le résultat en termes de décote salariale, ce à quoi le changement de statut est équivalent. En effet, si on écrit  $rJ_x = \text{Log} w_x$ ,  $w_x$  s'interprète comme le salaire « permanent » auquel est équivalent le statut  $x$ . En d'autres termes, le salarié est indifférent au fait de recevoir indéfiniment le salaire théorique ou de connaître le statut  $x$ . Les différences mesurent donc les écarts de salaire « permanent » correspondant au passage du statut  $y$  au statut  $x$ . Ces calculs sont faits pour chacun des deux types de travailleurs : ceux à sortie rapide et ceux à sortie lente (cf. encadré), en distinguant les travailleurs très peu qualifiés (niveau inférieur à CEP) des autres.

Tableau 9  
Écarts de revenu permanent entre travailleurs avec et sans emploi

#### A- France

	V <sub>I</sub> - V <sub>U</sub>		V <sub>O</sub> - V <sub>U</sub>	
	1	2	1	2
30-50 ans (non qualifiés)	9,6 (9,8)	20,6 (20,2)	3,0 (2,9)	8,85 (7,2)

#### B - États-Unis

	V <sub>I</sub> - V <sub>U</sub>		V <sub>O</sub> - V <sub>U</sub>	
	1	2	1	2
30-50 ans (non qualifiés)	6,7 (7,2)	65,1 (57,9)	2,3 (2,8)	21,75 (23,4)

Lecture : les écarts correspondent à la formule  $V_x - V_y = \text{Log}(w_x/w_y)$  présenté dans le texte avec :  
 $V_I$  : salaire permanent d'un insider (plus d'un an dans l'emploi) ;  
 $V_O$  : salaire permanent d'un outsider (plus d'un an dans l'emploi) ;  
 $V_U$  : salaire permanent d'un travailleur sans emploi.  
 Champ : hommes de 30 à 50 ans.

Source : calculs des auteurs.

Les résultats sont extrêmement proches en France et aux États-Unis pour les travailleurs à sortie rapide (cf. tableau 9). Un *insider* qui passe au chômage subit une perte de salaire permanente de 9,6 % en France et 6,7 % aux États-Unis. Un *outsider* qui trouve un emploi améliore sa situation d'un niveau qui correspond à 3 % de son salaire en France et de 2,3 % aux États-Unis. Les écarts sont toujours plus élevés en France, ce qui correspond à l'intuition que le marché américain est plus « juste » pour ses chômeurs, mais les écarts sont moins importants qu'il est généralement admis. Pour l'essentiel, les allocations chômage, plus généreuses en France, expliquent pourquoi le « handicap » français est moins lourd qu'il n'y paraît.

Les résultats sont tout à fait différents, en revanche, lorsqu'on compare les travailleurs à « sortie lente », c'est-à-dire tous ceux dont on peut dire qu'ils souffrent d'un problème d'insertion. Les États-Unis sont ici beaucoup plus inégalitaires que la France, pour la très simple raison que les travailleurs américains à sortie lente sont nettement moins bien indemnisés. La comparaison entre les deux groupes gagnerait évidemment à être étudiée davantage, mais elle montre que les allocations chômage sont un point essentiel du système institutionnel français dont on mesure toute la portée vis-à-vis des populations les plus vulnérables.



## Un essai d'interprétation à la lumière de la théorie du chômage d'équilibre

On peut essayer d'interpréter les résultats obtenus ci-dessus dans les termes de la théorie du chômage d'équilibre (Pissarides, 1990 ; Nickell, 1997). Cette théorie du chômage d'équilibre permet d'interpréter les fonctions valeurs calculées comme le résultat d'une négociation entre le salarié et la firme qui l'emploie, la « négociation » se présentant comme la modalité qui fixe le salaire d'un travailleur. Lorsque le salarié ne dispose d'aucun pouvoir de négociation, alors l'employeur s'arrange pour aligner la trajectoire du travailleur qui a un emploi sur celle d'un chômeur. A l'inverse, lorsque c'est le travailleur qui dispose d'un fort pouvoir de négociation, il s'écarte d'autant de la trajectoire du chômeur.

Faisons ici l'hypothèse que cette théorie s'applique aux travailleurs à sortie rapide, qui forment la majorité de ceux qui ont un emploi. Les résultats obtenus montrent que le pouvoir de menace des *outsiders* est comparable dans les deux pays, et relativement faible vis-à-vis des *insiders*. Mais même aux États-Unis, la trajectoire des *insiders* n'est pas alignée sur celui des chômeurs. L'idée selon laquelle ce pays incarnerait un « idéal » de flexibilité ne résiste donc pas à l'examen.

On peut prolonger l'analyse et s'interroger sur la signification économique des écarts obtenus. Qu'est-ce qui détermine, à l'équilibre, le pouvoir de négociation d'un travailleur ? Dans le cas d'un nouvel entrant, pour lequel on peut supposer qu'il n'y a pas de coût de licenciement, la perte correspond aux dépenses d'embauche réalisées. À partir des données présentées ici, on peut estimer que ces coûts représentent l'équivalent de deux mois de salaire environ. Pour le cas d'un travailleur

qui dispose d'un statut d'*insider*, le « pouvoir de menace » est plus élevé, aussi bien pour les États-Unis que pour la France. Si on interprète l'écart entre les deux pays comme l'effet des coûts de licenciement sur la négociation salariale, on peut estimer que ceux-ci sont près de 50 % plus élevés en France qu'aux États-Unis : les estimations suggèrent un coût moyen correspondant à environ huit mois de salaire en France et à cinq mois aux États-Unis (Cohen, 1999).

\*  
\* \*

La comparaison entre la France et les États-Unis fait apparaître des traits communs et des différences importantes. En commun, les deux pays partagent une structure très hétérogène du marché du travail. Dans un cas comme dans l'autre, le chômage est un état transitoire pour une large majorité des travailleurs (environ 80 % dans les deux pays pour les hommes de 30 à 50 ans), tandis qu'il est beaucoup plus prolongé pour les autres. Pour les travailleurs qui sortent difficilement du chômage, le chômage est un état proche de l'inactivité. L'essentiel des différences porte sur la composition des deux groupes plus que sur les rythmes de création d'emplois propres à chacun de ces groupes. De ce point de vue, on peut dire que le chômage est la face cachée de l'exclusion. Le problème des politiques de l'emploi est que les travailleurs à « sortie lente » sont la minorité lorsqu'on les considère du point de vue des flux de travailleurs qui perdent leur emploi, mais forment la majorité du stock de travailleurs sans emploi. Faire évoluer la gestion du chômage vers le modèle américain (en baissant les allocations pour accroître les taux de sortie) présente donc un risque de déstabilisation pour les travailleurs qui forment le stock des sans emploi. □

---

## BIBLIOGRAPHIE

- Binmore K., Rubinstein A. et Wolinski A. (1986)**, « The Nash Bargaining Solution in Economic Modeling », *Rand Journal of Economics*, n° 17, pp. 176-188.
- Blanchard O. et Diamond P. (1994)**, « Ranking, Unemployment Duration and Wages », *Review of Economic Studies*, n° 61, pp. 417-435.
- Cohen D., Lefranc A. et Saint-Paul G. (1997)**, « French Unemployment: a Transatlantic Perspective », *Economic Policy*, n° 25, pp. 267-291.
- Dupas P. (1998)**, *Une comparaison des marchés du travail français et américains*, mimeo, Cepremap et direction de la Prévision.
- Flinn C. (1997)**, *Labor Market Structure and Welfare: A Comparison of Italy and the US*, mimeo, New York University.
- Fougère D. et Kamionka T. (1992)**, « Un modèle markovien du marché du travail », *Annales d'Économie et de Statistique*, n° 27, pp. 149-188.
- Gottshalk P. et Moffit R. (1994)**, « The Growth of Earnings Instability in the US Labor Market », *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2, pp. 217-272.
- Jacobson Louis S., Lalonde Robert J. and Sullivan D. (1993)**, « Earnings Losses of Displaced Workers », *American Economic Review*, pp. 685-709.
- Joutard X. et Werquin P. (1992)**, « Les déterminants individuels de la durée du chômage : de l'intérêt de distinguer les emplois stables des emplois précaires », *Économie et Prévision*, n° 1-2, pp. 143-156.
- Lefranc A. (2000)**, *Chômage, mobilité et inégalité : études comparées des marchés du travail français et américains*, thèse de doctorat, EHESS.
- Landier A. (1998)**, *Coûts de licenciement, chômage et inégalités*, mémoire de DEA, EHESS.
- Ljungqvist L. et Sargent T. (1998)**, « The European Unemployment Dilemma », *Journal of Political Economy*, vol. 106, n° 3.
- Mortensen D. et Pissarides C. (1994)**, « Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment », *Review of Economic Studies*, vol. 61(208), pp. 397-416.
- Nickell S. (1997)**, « Unemployment and Labor Markets Rigidities: Europe vs North America », *Journal of Economic Perspectives*, vol. 11, n° 3, pp. 55-74.
- Pissarides C. (1990)**, *Equilibrium Unemployment Dynamics*, Basil Blackwell, Oxford.
- Ruhm C. (1991)**, « Are Workers Permanently Scarred by Job Displacement », *American Economic Review*, pp. 319-324.
-