



Munich Personal RePEc Archive

Analyzes of Long-term Unemployment and Unemployment recurrent the case of France

Jellal, Mohamed and Challier, Marie Christine

Al Makrîzi Institut d'Economie

1992

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/38301/>

MPRA Paper No. 38301, posted 23 Apr 2012 13:21 UTC

Analyses du chômage de longue durée et du chômage récurrent le cas de la France

In: Économie & prévision. Numéro 105, 1992-4. pp. 55-72.

Citer ce document / Cite this document :

Challier Marie-Christine, Jellal Mohamed. Analyses du chômage de longue durée et du chômage récurrent le cas de la France.
In: Économie & prévision. Numéro 105, 1992-4. pp. 55-72.

doi : 10.3406/ecop.1992.5301

http://www.persee.fr/web/revues/home/prescript/article/ecop_0249-4744_1992_num_105_4_5301

Résumé

Analyses du chômage de longue durée et du chômage récurrent - le cas de la France,
par Marie-Christine Challier, Mohamed Jellal.

L'étude de la structure du chômage de longue durée permet d'abord de révéler divers effets, appelés effet-cohorte, effet-ancienneté, effet-structure par ancienneté. Une application empirique est développée à partir de données recueillies par l'Insee. Nous construisons ensuite un indice de récurrence au chômage. L'importance des taux d'entrée au chômage apparaît, ce qui complète des résultats qui, jusqu'à présent, ne concernent que les seuls taux de sortie du chômage.

Resumen

Análisis del paro de larga duración y del paro recurrente: el caso de Francia,
por Marie-Christine Challier, Mohamed Jellal.

En primer lugar, el estudio de la estructura del paro de larga duración permite poner de relieve diversos efectos, denominados efecto de cohorte, efecto de antigüedad y efecto de estructura por antigüedad. A partir de los datos reunidos por el INSEE se desarrolla una aplicación empírica. A continuación se elabora un índice de recurrencia del paro. De esta forma se pone de relieve la importancia de las tasas de entrada en paro, lo cual permite completar los resultados que, hasta la fecha, atañían únicamente las tasas de salida del paro.

Zusammenfassung

Analyse der Langzeitarbeitslosigkeit und der rekurrenten Arbeitslosigkeit am Beispiel Frankreichs,
von Marie-Christine Challier, Mohamed Jellal.

Anhand der Untersuchung der Struktur der Langzeitarbeitslosigkeit lassen sich zunächst verschiedene Effekte aufzeigen, die Kohorten-Effekt, Arbeitslosigkeitsdauer-Effekt und Struktur-Effekt pro Arbeitslosigkeitsdauer genannt werden. Auf der Grundlage von Daten des französischen Instituts für Statistik und Wirtschaftsstudien INSEE wird eine empirische Anwendung entwickelt. Danach wird ein Rekurrenzindex für die Arbeitslosigkeit erstellt. Erkennbar wird die Bedeutung der Quoten des Beginns der Arbeitslosigkeit, was die Ergebnisse vervollständigt, die sich bisher lediglich auf die Quoten des Wiedereintritts ins Erwerbsleben bezogen.

Abstract

Analysis of Long-term and Recurring Unemployment - the Example of France,
by Marie-Christine Challier, Mohamed Jellal.

Examining the structure of long-term unemployment first reveals a number of effects, i.e. the cohort effect, the seniority effect, the structure due to seniority effect. An empirical application is developed from data compiled by INSEE. An unemployment recurrence index is then constructed. The unemployment inflow rate is shown, rounding off the previous data which only gave the unemployment outflow rate.

Analyses du chômage de longue durée et du chômage récurrent - le cas de la France

Marie-Christine Challier^(*)

Mohamed Jellal^(**)

La complexité de l'analyse du chômage est illustrée par un foisonnement d'épithètes censées le qualifier, qu'elles soient sous-tendues par des concepts statistiques (*chômage de longue durée*, *chômage récurrent*), colorées par des notions peu ou prou subjectives (*chômage volontaire*, *involontaire*, *induit*) ou encore situées à l'interface des deux cas précédents (*chômage classique*, *keynésien*, *conjoncturel*, *structurel*, *caché*, *déguisé*⁽¹⁾...). La démarche retenue dans cette étude sera orientée vers une analyse méthodologique du chômage⁽²⁾ menée à travers une présentation des instruments statistiques et de propositions théoriques relatives au chômage de longue durée et au chômage récurrent.

Le chômage de longue durée est celui que connaissent les personnes ayant, à la date d'observation, une ancienneté au chômage d'au moins 1 an. La population des chômeurs de longue durée, évaluée sur la base de l'enquête emploi, s'est accrue de 1970 à 1987 (sauf en 1973 et 1974) et a régressé en 1988 et 1989. En outre, la proportion des chômeurs de longue durée, aussi bien celle des chômeurs d'ancienneté comprise entre 1 et 2 ans que celle comprise entre 2 et 3 ans) était plus élevée en 1985 et 1986 qu'elle ne l'a été en 1988 et 1989 (voir plus loin le tableau 2). Il est possible aussi de segmenter le chômage de longue durée en plusieurs périodes : les anciennetés de 1 à 2 ans, celles de 2 à 3 ans et enfin celles de 3 ans et plus. L'analyse de la *structure du chômage de longue durée* mettra en évidence divers effets que nous appellerons : "effet-cohorte", "effet-ancienneté", "effet-structure par ancienneté"⁽³⁾, qui n'avaient jusqu'ici jamais été abordés dans la littérature. Une application empirique à la France, à partir des données recueillies par l'Insee, permettra d'affiner la compréhension théorique de la structure de ce chômage de longue durée.

En ce qui concerne le chômage récurrent, une attention particulière a été portée à la construction d'un indice de récurrence. L'importance des taux d'entrée en chômage apparaîtra clairement et permettra ainsi de compléter l'ensemble des résultats théoriques qui, jusqu'à présent, ne considéraient que les seuls taux de sortie dans l'analyse du chômage⁽⁴⁾. Quelques observations de politique économique seront aussi énoncées.

Les deux objectifs poursuivis dans la première partie s'inscrivent :

- d'une part dans un effort de clarté devant conduire à une meilleure compréhension des outils méthodologiques de l'entrée, du maintien et de la sortie du chômage,
- d'autre part dans un effort de synthèse visant à souligner les formes fonctionnelles sur lesquelles s'appuient certaines des théories du marché du travail.

Une fois définis et reliés entre eux, ces concepts statistiques seront repris dans la deuxième partie, qui

(*) Cnrs – Grege – Ehess

(**) Gremaq

Cet article est tout d'abord une version révisée d'un travail paru simultanément comme document de travail du Grege (Challier-Jellal, 1990) et dans la série "Discussion Paper" n° TIDI/ 154 de la London School of Economics. Il inclut en outre une partie du chapitre III de la thèse de doctorat d'Etat de Marie-Christine Challier (1992).

Les auteurs remercient L.-A. Gérard-Varet, P. Morin et les rapporteurs de la revue *Economie et Prévision* pour les remarques et suggestions qui les ont conduits à réviser une première version de cet article.

fournira des résultats théoriques originaux vis-à-vis du chômage de longue durée et du chômage récurrent, ainsi qu'une application empirique sur données françaises.

Les instruments statistiques de l'analyse du chômage

Cette première partie traite de l'entrée en chômage (*la faillibilité*), du maintien dans cet état (*la difficulté de reclassement*) et de sa sortie (*l'employabilité* ou au contraire *le découragement*). Les théories économiques sous-jacentes sont d'inspiration micro-économique (théories des licenciements temporaires, de la recherche d'emploi, de l'appariement, du travailleur découragé ou additionnel). Ce travail préliminaire aura pour objectif de définir clairement des concepts en fait polysémiques puisque déterminés par des mesures différentes selon les auteurs (pour pallier ces imprécisions on proposera donc une terminologie adéquate à chaque évaluation) et de souligner les liens entre les modèles *déterministe* et *probabiliste*, en particulier à travers la relation entre le taux de sortie du chômage et la fonction de risque.

A tout instant t il est possible de recenser le nombre des chômeurs $U(t)$ et des actifs occupés $E(t)$; la force de travail effective ou population active est ainsi $U(t) + E(t)$. En notant $I(t)$ la force de travail potentielle à cette date (les inactifs), $U(t) + E(t) + I(t)$ désigne la population en âge de travailler. Le taux de chômage à la date t , $u(t)$, est la mesure synchronique définie par le rapport suivant :

$$u(t) = \frac{U(t)}{U(t) + E(t)}$$

Ce ratio mesure la part relative des chômeurs au sein de la population active à une date donnée. Il est à noter que la progression de ce taux au fil du temps, si elle est généralement concomitante de l'augmentation du nombre d'individus au chômage et annonce ainsi une détérioration du marché de l'emploi, pourrait aussi être simplement le reflet d'une baisse du nombre d'actifs occupés, *ceteris paribus*. En outre, la croissance du taux de chômage, $du(t)$, ne doit pas être confondue avec le taux de croissance du chômage, r , mesure diachronique. Précisément, la prise en considération des flux d'entrée en chômage à la date t , $\Phi(t)$, et des flux de sorties, $\Delta(t)$, permet de définir l'équation de transition ou d'état :

$$\frac{dU(t)}{dt} = \Phi(t) - \Delta(t).$$

Le taux de croissance du chômage, r , s'écrit par conséquent :

$$(1) \quad r(t) = \frac{dU(t)/dt}{U(t)} = \frac{\Phi(t)}{U(t)} - \frac{\Delta(t)}{U(t)}.$$

Cette équation de transition dépend donc étroitement de l'entrée en chômage, du maintien (ou du séjour) dans cet état, puis de la sortie du chômage.

Pour une présentation empirique de quelques agrégats du chômage sur données françaises, se référer au tableau 1.

Les concepts statistiques

L'entrée en chômage : la faillibilité

Le flux d'entrée en chômage, $\Phi(t)$, permet de définir le *taux d'entrée en chômage* qui se révèle être toutefois un concept polysémique puisque plusieurs mesures le déterminent⁽⁵⁾. La *faillibilité* au chômage pourrait être le terme générique pour désigner les possibilités d'entrer en chômage indépendamment de l'état auquel on fait référence pour établir le taux d'entrée. Pour définir l'entrée en chômage, nous proposons donc la notion de faillibilité qui rassemble diverses évaluations du taux d'entrée ; le terme de *vulnérabilité* souvent retenu pour qualifier ce taux n'est en fait qu'une mesure parmi d'autres (voir encadré 1).

Après ces précisions sur l'entrée en chômage, nous analysons le maintien dans celui-ci avec d'une part l'étude de la loi de séjour en chômage, et d'autre part celle de la densité des chômeurs d'ancienneté donnée.

Le maintien en chômage : la difficulté de reclassement

Thélot (1985) a établi un indice de *difficulté de reclassement* (DR) qui est une mesure de la difficulté à sortir du chômage, autrement dit de l'*inemployabilité*. En posant $\bar{\tau}$ une ancienneté au chômage d'au moins 1 an, il définit :

$$DR = \frac{U(\tau \geq \bar{\tau}, t)}{U(t)},$$

fournissant ainsi une mesure *du chômage de longue durée*.

La loi de séjour en chômage

Afin de définir la loi de séjour en chômage et d'analyser son évolution seront désormais considérées deux variables aléatoires non négatives : T_d la durée de la période *complète* de chômage ;

Encadré 1 : les différents taux d'entrée en chômage comme mesure de la faillibilité

La définition statistique la plus large du taux d'entrée au chômage évalue celui-ci par le flux d'entrée en chômage à la date t ramené à la population en âge de travailler, soit⁽⁶⁾:

$${}_1\varphi(t) = \frac{\Phi(t)}{E(t) + U(t) + I(t)}$$

taux que nous appellerons *taux élargi d'entrée en chômage*.

Certains auteurs retiennent une autre mesure que l'on nommera le *taux extrinsèque d'entrée en chômage* car il élude l'ensemble des chômeurs pour n'établir le ratio que comparativement aux actifs occupés et aux inactifs, à savoir :

$${}_2\varphi(t) = \frac{\Phi(t)}{E(t) + I(t)}.$$

On remarquera que l'indice de *vulnérabilité* défini par Salais (1974) :

$${}_3\varphi(t) = \frac{\Phi(t)}{E(t)}$$

correspond en fait à un *taux extrinsèque réduit d'entrée en chômage* car réduit aux seuls actifs occupés. Cette notion permet de segmenter la population des actifs entre ceux qui se sont révélés vulnérables (les chômeurs récents) et ceux qui apparaissent mieux prémunis et restent en emploi. Cette *vulnérabilité* au chômage peut par ailleurs être graduée selon les raisons de l'entrée en chômage : perte d'emploi, licenciement économique, fin des diverses formes d'em-

plois à durée limitée (contrat à durée déterminée *stricto sensu*, travail temporaire, saisonnier, occasionnel), démission. Thélot (1985 p. 49 et 1988) a défini cet indice de vulnérabilité comme étant le rapport des chômeurs depuis moins d'un mois, à la date t , $U(\tau \leq \bar{\tau}, t)$ sur la population active occupée, soit :

$${}_3\varphi(t) = \frac{U(\tau \leq \bar{\tau}, t)}{E(t)},$$

où $\bar{\tau}$ est l'ancienneté au chômage d'un mois.

Enfin on appellera la mesure notée :

$$(2) \quad {}_4\varphi(t) = \frac{\Phi(t)}{U(t)}$$

le *taux intrinsèque d'entrée en chômage* puisque le flux d'entrée en chômage à la date t est une partie du chômage sur la même période. D'après la relation (1), il est clair que le taux de croissance du chômage r n'est déterminé en matière d'entrée en chômage que par ${}_4\varphi(t)$; d'où :

$$(3) \quad r = {}_4\varphi(t) - \frac{\Delta(t)}{U(t)}.$$

Par souci d'allègement des notations, on définira simplement le *taux intrinsèque d'entrée en chômage* par :

$$(4) \quad {}_4\varphi(t) = \varphi(t).$$

T_a la durée (censurée à droite) de la période *présente* de chômage, autrement dit l'ancienneté au chômage.

Précisons d'ores et déjà que f_d , F_d , S_d et h_d représenteront respectivement les fonctions de densité, de répartition, de survie et de risque des durées, tandis que f_a , F_a , S_a et h_a traduiront les fonctions relatives aux anciennetés⁽⁷⁾.

Soit $S_d(\tau | t - \tau)$ la probabilité pour que la durée d'un épisode de chômage, observé à la date t , excède τ (encore dénommée loi de séjour en chômage). Formellement, cette probabilité que la durée de chômage soit supérieure ou égale à τ s'écrit en fonction de la densité :

$$S_d(\tau | t - \tau) = \int_{\tau}^{\infty} f_d(\tilde{\tau} | t - \tilde{\tau}) d\tilde{\tau}.$$

Puisque la fonction de répartition $F_d(\tau | t - \tau)$ mesure la probabilité d'une durée inférieure ou égale à τ , la loi de maintien en chômage se note aussi :

$$S_d(\tau | t - \tau) = 1 - F_d(\tau | t - \tau).$$

Par ailleurs :

$$\forall t, S(0 | t) = 1 \text{ et } S(\infty | t) = 0.$$

La densité des chômeurs d'ancienneté donnée

La densité $f_a(\tau | t)$ des chômeurs dont l'ancienneté au chômage à la date t est τ (ou encore la probabilité instantanée d'être en chômage à la date t avec une ancienneté τ) s'écrit donc en fonction de la loi de séjour :

$$\begin{aligned} (5) \quad f_a(\tau | t) &= \frac{\Phi(t - \tau) S_d(\tau | t - \tau)}{U(t)} \\ &= \frac{\Phi(t - \tau) S_d(\tau | t - \tau)}{\int_{R^+} \Phi(t - \tau) S_d(\tau | t - \tau) d\tau} \end{aligned}$$

On remarque que la densité des personnes qui, en t , entrent en chômage : $f_a(0 | t)$,

Tableau 1 : quelques agrégats du chômage sur des données françaises entre 1970 et 1989

Années	Chômeurs (BIT)	Actifs occupés	Taux de chômage (en %)	Taux de croissance du chômage	Indice de vulnérabilité (en %)	Indice d'inemployabilité (%) (proportion des chômeurs de longue durée)	Ancienneté moyenne au chômage (en mois)
	$U(t)$	$E(t)$	$u(t) = \frac{U(t)}{U(t) + E(t)}$	$r(t) = \frac{dU(t)/dt}{U(t)}$	$\frac{U(\tau \leq \bar{\tau} t)}{E(t)} = f_a(\tau \leq \bar{\tau} t)$	$\frac{U(\tau \geq \bar{\tau} t)}{U(t)} = f_a(\tau \geq \bar{\tau} t)$	$\mu(r)$
1975	807 900	21 141 200	3.7		0.5	16.9	7.6
1976	1 001 400	21 418 400	4.5	0.239	0.4	24.3	9.0
1977	1 094 100	21 545 400	4.9	0.092	0.4	25.1	9.5
1978	1 112 500	21 546 200	4.9	0.016	0.4	28.0	10.4
1979	1 317 500	21 622 000	5.7	0.184	0.4	30.1	11.0
1980	1 429 000	21 564 200	6.1	0.084	0.4	32.4	11.6
1981	1 652 400	21 458 400	7.1	0.156	0.5	32.3	11.7
1982	1 827 500	21 542 400	7.8	0.105	0.5	36.2	12.5
1983	1 891 900	21 369 700	8.1	0.035	0.4	39.5	13.0
1984	2 244 500	21 130 400	9.5	0.186	0.5	39.4	13.6
1985	2 429 100	21 224 700	10.2	0.082	0.5	43.9	15.0
1986	2 447 500	21 234 100	10.2	0.007	0.6	44.3	15.7
1987	2 567 300		10.7	0.048	0.5	45.5	16.6
1988	2 431 309	21 508 296	10.1	-0.052	0.53	42.9	16.5
1989	2 308 258	21 754 082	9.15	-0.050	0.59	41.9	16.3

Cf. M.-C. Chailier (1992) ; sources : les Collections de l'Insee - Enquêtes sur l'emploi des années correspondantes.

n'est autre que le taux intrinsèque d'entrée en chômage $\varphi(t)$. En effet :

$$(7) \quad f_a(t | t - \tau) \Big|_{\tau=0} = \frac{\Phi(t) S_d(0 | t)}{U(t)} \\ = \frac{\Phi(t)}{U(t)} = \varphi(t) .$$

On notera par ailleurs que la proportion de personnes au chômage depuis plus d'1 an, à la date t , n'est autre que l'indice de difficulté de reclassement (DR) recensant les chômeurs de longue durée :

$$f_a(\tau \geq \bar{t}, t) = DR .$$

Les temps du chômage : ancienneté et durée

Il conviendra de distinguer les anciennetés moyennes des durées moyennes de chômage. On définira par $E(T_a | t)$ l'ancienneté moyenne du chômage à l'instant t . Elle se fonde sur l'observation de tous les individus qui, en t , sont au chômage et sur le calcul de la moyenne de leurs anciennetés ; il s'agit donc de la durée moyenne de la période de chômage présent :

$$E(T_a | t) = \frac{\int_{R^+} \Phi(t - \tau) S_d(\tau | t - \tau) \tau d\tau}{\int_{R^+} \Phi(t - \tau) S_d(\tau | t - \tau) d\tau} \\ = \int_{R^+} f_a(\tau | t - \tau) \tau d\tau .$$

En revanche, on notera $E(T_d | t)$ la durée moyenne de chômage pour une entrée en chômage à la date t (contrairement à la mesure $E(T_a | t)$ il y a ici homogénéité de la population du fait seulement de la date d'entrée). Cette espérance mathématique de rester en chômage sachant qu'on y est entré en t s'écrit :

$$E(T_d | t) = \int_{R^+} S_d(\tau | t - \tau) d\tau \\ = \int_{R^+} \tau f_d(\tau | t) d\tau .$$

La sortie du chômage : l'employabilité ou le découragement

Tandis que l'*employabilité* ⁽⁹⁾ d'un chômeur se définit généralement par sa probabilité de trouver un emploi, son *découragement* se manifeste par un renoncement au comportement de recherche ainsi que par un maintien en chômage. Nous examinerons

ces deux issues du chômage, tout en faisant référence aux théories qui les analysent.

Soit $\Delta(t)$ les sorties du chômage à la date t (flux) et $\delta(t)$ le taux de sortie du chômage à la date t (par nature, il s'agit d'un taux intrinsèque) défini comme suit :

$$\delta(t) = \frac{\Delta(t)}{U(t)}$$

Le taux de croissance du chômage s'écrit :

$$r = \varphi(t) - \delta(t) .$$

Les sorties totales du chômage en t sont déterminées à partir des flux d'entrées en chômage et de la loi de maintien :

$$\Delta(t) = - \int_{R^+} \Phi(t - \tau) \frac{\partial}{\partial \tau} S_d(\tau | t - \tau) d\tau \\ = \int_{R^+} \Phi(t - \tau) f_d(\tau | t - \tau) d\tau$$

Enfin, puisque le taux de sortie du chômage pour les personnes d'ancienneté τ vaut :

$$\delta(\tau | t) = - \frac{\partial}{\partial \tau} \text{Log} S_d(\tau | t - \tau) ,$$

alors le taux de sortie du chômage à l'instant t , quelle que soit l'ancienneté, s'écrit :

$$\delta(t) = - \int_{R^+} f_a(\tau | t) \frac{\partial}{\partial \tau} \text{Log} S_d(\tau | t - \tau) d\tau \\ = \int_{R^+} f_a(\tau | t) \delta(\tau | t) d\tau .$$

Par ailleurs, on définit la fonction de risque $h_a(\tau | t - \tau)$ c'est-à-dire la probabilité de sortir du chômage à l'instant t avec une ancienneté de chômage égale à τ ⁽¹⁰⁾ par :

$$(8) \quad h_a(\tau | t - \tau) = \frac{f_a(\tau | t - \tau)}{1 - F_a(\tau | t - \tau)} \\ = - \frac{\partial S_d(\tau | t - \tau) / \partial \tau}{S_d(\tau | t - \tau)} \\ = - \frac{\partial}{\partial \tau} \text{Log} S_d(\tau | t - \tau) .$$

Le taux de sortie du chômage à l'instant t , $\delta(t)$, n'est autre que la fonction de risque cumulée $\Lambda(t)$:

$$\delta(t) = \int_{R^+} h_a(\tau | t - \tau) d\tau = \Lambda(t) .$$

Les interprétations économiques correspondant aux différentes formes fonctionnelles de la fonction de survie

Après cette présentation des instruments d'analyse de l'entrée, du maintien et de la sortie du chômage, il faut préciser les bases statistiques de certaines théories économiques du marché du travail en mentionnant la forme fonctionnelle de la fonction de survie sur laquelle chacune d'elles repose.

Les modèles micro-économiques

La période de chômage peut se conclure par :

- une sortie vers l'emploi h_a^{UE} ,
- ou un découragement h_a^{UI} .

La fonction générique de risque h_a (qui est la somme des deux) a donc pour dérivée :

$$\frac{dh_a(\tau | t - \tau)}{d\tau} = \frac{-S_d''(\tau) S_d(\tau) + S_d'^2(\tau)}{S_d^2(\tau)}.$$

Le signe de $dh(\cdot)/d\tau$ dépend donc du signe du numérateur, soit finalement de celui de $S_d'(\tau)$, autrement dit de la concavité ou de la convexité de la loi de maintien.

Cas I : $S(\cdot)$ concave

Dans le cas où la loi de maintien en chômage est concave, la fonction de risque est croissante (concave ou convexe) par rapport à l'ancienneté :

$$\frac{dh_a(\tau)}{d\tau} \geq 0$$

Il faut donc s'interroger sur la destination : l'emploi ou l'inactivité.

La dépendance positive vis-à-vis de la durée se retrouve dans les modèles de recherche d'emploi développés par McCall, 1970 ; Lippman et McCall, 1976 ; Mortensen, 1977 ; Burdett, 1979. Ces sorties vers l'emploi peuvent être le résultat d'une révision à la baisse des conditions d'acceptation d'un emploi et notamment d'une diminution du salaire de réserve.

Néanmoins, il est primordial d'observer que les périodes de chômage qui ne se concluent pas par l'obtention d'un emploi constituent une part importante du chômage total, comme l'ont notamment montré Bloch *et alii* (1986) pour la France⁽¹¹⁾. Cela suggère par conséquent que si la théorie de la recherche d'emploi rend compte d'une certaine proportion du chômage, elle n'explique pas l'ensemble de celui-ci. Effectivement, Bloch *et alii* ont souligné l'importance de l'effet du travailleur découragé⁽¹²⁾.

Par ailleurs, Clark et Summers (1979) ont montré qu'une part non négligeable de ces découragements durerait peu et conduisait à des périodes futures de réentrées en chômage. Hasan et De Broucker, 1982, p.752) accréditent cette thèse : "une large proportion (la moitié environ) des périodes de chômage ne débouche pas sur des emplois mais sur des retraits de la force de travail ; on peut donc croire qu'une telle part de découragement est du chômage caché". Ces deux auteurs ont observé que la fonction de risque du chômage vers l'inactivité est une courbe en U⁽¹³⁾.

Cas II : $S(\cdot)$ linéaire

Avec une fonction de survie $S_d(\tau)$ linéairement décroissante, on obtient :

$$\frac{dh_a(\tau)}{d\tau} = \frac{S_d'^2(\tau)}{S_d^2(\tau)} = \left(-\frac{f_d(\tau)}{1 - F_d(\tau)} \right)^2 \geq 0, \forall \tau.$$

Si la fonction de risque est constante ($dh_a(\tau)/d\tau = 0$), l'ancienneté au chômage ne procure pas un droit de préemption de s'en évader plus fort ou au contraire plus faible (il n'y a pas de dépendance vis-à-vis de la durée). Cette hypothèse de constance de $h_a(\tau)$ qui énonce que les chômeurs ont les mêmes chances de sortie du chômage quelle que soit leur ancienneté ne prend pas en compte l'existence d'hétérogénéité au sein d'une population dont les critères de différenciation sont notamment : l'âge, la qualification, l'expérience professionnelle, les exigences relatives au salaire et à la nature juridique du contrat de travail. Mais si on lève cette hypothèse, l'hétérogénéité (implicite et sans effet dans le cas où $dh_a(\tau)/d\tau = 0$) apparaît alors clairement.

Si la fonction de risque est linéairement croissante, les chances de sortie augmentent d'une proportion constante au fil de l'ancienneté.

Cas III : $S(\cdot)$ convexe

L'étude de la sensibilité de la fonction de risque par rapport à l'ancienneté est ici plus complexe. En effet, l'inégalité

$$\frac{dh_a(\tau)}{d\tau} \geq 0$$

sera vérifiée si et seulement si :

$$\frac{d}{d\tau} \text{Log}(1 - F_d(\tau)) \geq \frac{d}{d\tau} \text{Log} f_d(\tau),$$

$$\text{soit : } \frac{d}{d\tau} \text{Log} \left(\frac{1 - F_d(\tau)}{f_d(\tau)} \right) \geq 0.$$

Par conséquent, la fonction de risque sera monotone croissante si et seulement si le logarithme de

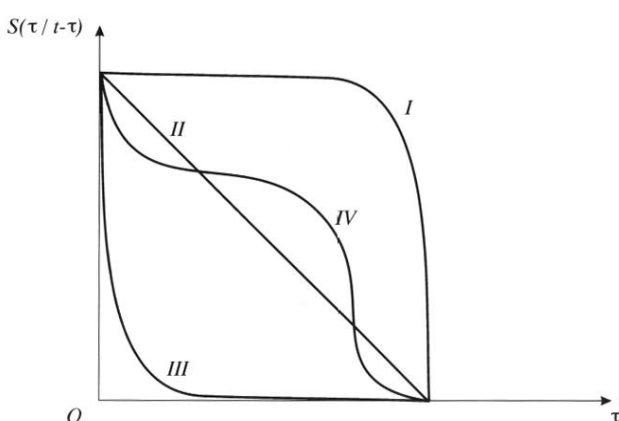
l'inverse de la loi du risque est aussi monotone croissant.

En revanche, si le logarithme de l'inverse du taux de risque n'est pas monotone croissant, il existe une dépendance négative entre la fonction de sortie du chômage et la durée du chômage :

$$\frac{dh_a(\tau)}{d\tau} < 0 ,$$

que peut expliquer la *théorie de l'appariement* (Jovanovic, 1979). Cette thèse avance que ce lien négatif provient de la préférence des entreprises pour le recrutement de personnes dont le temps passé en chômage est le plus faible⁽¹⁴⁾.

Graphique 1 : exemples types de formes fonctionnelles de la fonction de survie



Les formes de chômage

Les courbes de séjour en chômage (cf. graphique 1) dépendent des comportements individuels, lesquels sont eux-mêmes influencés par les politiques d'embauche et de licenciement des entreprises et par les politiques conjoncturelles (modifications du régime d'indemnisation du chômage et variations des créations ou suppressions d'emploi). Ces courbes coexistent au sein d'une population nationale, chacune d'entre elles concernant en fait une sous-population particulière (de surcroît, ici, stylisée).

La courbe concave I prévaudrait dans un régime où les demandeurs d'emploi auraient presque tous la même durée de chômage et en sortiraient à peu près au même moment. Ce cas théorique peut tout d'abord correspondre à celui d'une cohorte de chômeurs qui se maintiendraient au chômage pendant la période d'indemnisation et s'en échapperaient brusquement avec la cessation des indemnités ; la forme de chômage suggère un *chômage induit*. La concavité très prononcée de la courbe de survie peut aussi faire référence à la politique de protection des travailleurs connue sous le vocable de la *théorie des licenciements temporaires* (Feldstein, 1976)⁽¹⁵⁾.

La courbe de séjour de type diagonal II correspond au cas où les sorties du chômage sont constantes pendant toute la période d'observation ; à chaque intervalle de temps sort du chômage la même proportion d'individus.

La courbe de survie convexe III reflète l'existence d'une population de chômeurs très segmentée entre les personnes qui mettent fin rapidement à leur chômage et celles qui, n'ayant pas connu cette alternative, s'enlisent dans le chômage de longue durée, encore nommé *chômage d'exclusion* ; autrement dit l'ancienneté devient, à partir d'un certain temps, un handicap pour sortir du chômage⁽¹⁶⁾.

Enfin, lorsque la loi de séjour en chômage présente plusieurs points d'inflexion (courbe IV), il est vraisemblable que des politiques économiques conjoncturelles peuvent en être la cause. Des modifications du régime d'indemnisation du chômage (en faveur ou au détriment des diverses catégories de chômeurs) ou de soudaines variations du rythme des créations ou suppressions d'emplois affectent en effet la courbe de séjour.

Chômage de longue durée et chômage récurrent

Utilisant les définitions données précédemment, le modèle que nous développons ici analyse l'influence du taux de croissance du chômage, r , sur l'évolution des formes de chômage, de longue durée ou de récurrence⁽¹⁷⁾. Dans le cadre d'un modèle à une période on montre que l'augmentation de r entraîne d'une part la baisse de l'ancienneté moyenne au chômage, d'autre part la hausse du taux d'entrée en chômage, et enfin l'accroissement de la proportion des chômeurs dont l'ancienneté est inférieure à l'ancienneté moyenne. Elargissant ensuite le modèle au cas multipériodique, on définira un indice de récurrence et l'on constatera que l'allongement de l'ancienneté moyenne au chômage réduit la récurrence. Ces propositions seront démontrées sous l'hypothèse que la population des chômeurs est en croissance régulière, autrement dit que l'évolution de l'effectif au chômage est indépendante du temps :

$$(10) \quad \frac{1}{U(t)} \frac{dU(t)}{dt} = \varphi - \delta = r > 0 \quad \forall t .$$

La constance du taux de croissance r permet de déduire que la population totale de chômeurs à la date t se définit en fonction de l'effectif à la date initiale 0 de la manière suivante :

$$U(t) = U(0) e^{rt} ,$$

et de ce fait :

$$\Phi(t - \tau) = \varphi U(0) e^{r(t - \tau)}.$$

On en déduit donc, à partir de (5) :

$$(11) \quad f_a(\tau, r) = \varphi e^{-r\tau} S_d(\tau | t - \tau).$$

A chaque période, le même nombre d'individus entre en chômage et ce flux constant est constitué par des "primo-demandeurs d'emploi" mais aussi par des personnes qui ont connu précédemment une période de chômage ; notre modèle admet donc le chômage récurrent. Ceci étant, la durée d'un chômage antérieur d'un individu qui y reviendrait n'est bien sûr pas prise en compte dans l'observation de l'ancienneté présente ; cette mesure permet seulement ici de saisir l'ancienneté de son chômage actuel et non la somme cumulée de ses durées de chômage.

L'homogénéité de la population est ici relative à la date d'entrée en chômage quel qu'ait été le passé professionnel de l'individu. Or, d'après la relation (6), le taux intrinsèque d'entrée en chômage s'exprime par la relation :

$$(12) \quad \varphi = \frac{1}{\int_{R^+} e^{-r\tau} S_d(\tau) d\tau} = \varphi(r).$$

et l'expression de l'ancienneté moyenne du chômage en fonction de r est :

$$(13) \quad E(T_a | r) = \frac{\int_{R^+} e^{-r\tau} S_d(\tau) \tau d\tau}{\int_{R^+} e^{-r\tau} S_d(\tau) d\tau} = \mu(r)$$

où μ est l'espérance de T_a . (cf. tableau 1 pour une présentation des valeurs de $\mu(r)$).

Il s'agit d'étudier maintenant le sens de variation de $\mu(r)$, $\varphi(r)$ et $f_a(\tau, r)$ en fonction du taux d'accroissement du chômage dans les deux régimes de croissance (stationnaire et régulière) ; sera ensuite mesurée l'évolution de l'indice de récurrence.

La croissance stationnaire

Une population de chômeurs stationnaire étant une population stable dont le taux de croissance est nul, la loi de séjour en chômage est la même pour toutes les cohortes i de chômeurs ($S_{d,i}$ = constante) et les flux d'entrée en chômage sont identiques pour toutes les cohortes (les φ_i sont égaux). Puisque $r = 0$, d'après (10) et (12), les taux intrinsèque d'entrée et

de sortie du chômage sont égaux à l'inverse de l'espérance mathématique de rester en chômage :

$$(14) \quad \varphi(r) \Big|_{r=0} = \delta(r) \Big|_{r=0} = \frac{1}{\int_{R^+} S_d(\tau) d\tau} = \frac{1}{E(T_d)}.$$

On a donc la proposition suivante :

Proposition 1 : en état stationnaire, tout allongement de la durée moyenne de chômage accroît le nombre de chômeurs.

Démonstration. En état stationnaire, la population de chômeurs dépend uniquement du flux d'entrée en chômage et de la durée moyenne de celui-ci :

$$U(r) \Big|_{r=0} = \int_{R^+} \Phi S_d(\tau) d\tau = \Phi E(T_d)$$

et donc :

$$\frac{\partial U(r)}{\partial E(T_d)} \Big|_{r=0} = \Phi > 0$$

□

Ce résultat, encore appelé *théorème du réservoir*, explique le passage au chômage comme un phénomène de file d'attente.

Quant à la distribution des chômeurs selon leur ancienneté, elle est proportionnelle à la loi de séjour en chômage. En effet :

$$f_a(\tau, r) \Big|_{r=0} = \frac{S_d(\tau)}{\int_{R^+} S_d(\tau) d\tau} = \frac{S_d(\tau)}{E(T_d)}.$$

Il est aussi à noter qu'en régime stationnaire la probabilité instantanée d'être au chômage à la date initiale 0 est égale à la fonction de risque. Puisque $S(0, 0) = 1$, on obtient :

$$f_a(\tau, r) \Big|_{\substack{\tau=0 \\ r=0}} = h_a(\tau, r) \Big|_{\substack{\tau=0 \\ r=0}} = \frac{1}{E(T_d)} = \frac{1}{\int_{R^+} S_d(\tau) d\tau}.$$

Enfin, l'ancienneté moyenne au chômage dans une population stationnaire est :

$$\mu(r) \Big|_{r=0} = \frac{1}{E(T_d)} \int_{R^+} S_d(\tau) d\tau$$

$$= \int_{R^+} f_a(\tau, 0) \tau d\tau.$$

Cette ancienneté moyenne relative au nombre de chômeurs diffère de la durée moyenne du chômage $E(T_d)$ qui ne varie pas puisqu'elle est indépendante du taux de croissance du chômage. En outre, en régime stationnaire, les entrants en chômage connaissent la durée moyenne de chômage $E(T_d)$ à laquelle ils seront exposés.

Pour évoquer respectivement les formes de chômage de longue durée et de récurrence, nous allons maintenant examiner successivement les modèles à période(s) unique et multiples.

Le modèle à période unique : le chômage de longue durée

Le cas théorique de la croissance régulière

Sous l'hypothèse d'un régime de croissance régulière ($r > 0$), on démontre les deux propositions suivantes :

Proposition 2 : l'ancienneté moyenne au chômage est une fonction décroissante du taux de croissance du chômage.

Démonstration. Posons :

$$\psi(\tau) = (e^{-r\tau} S(\tau))^{1/2};$$

$$\zeta(\tau) = \tau \psi(\tau).$$

La fonction $\mu(r)$ définie en (13), a pour dérivée :

$$\frac{d\mu(r)}{dr} = \frac{\left(\int_{R^+} \zeta(\tau) \psi(\tau) d\tau \right)^2 - \int_{R^+} \zeta^2(\tau) d\tau \int_{R^+} \psi^2(\tau) d\tau}{\int_{R^+} \psi^2(\tau) d\tau}.$$

D'après l'inégalité de Cauchy-Schwarz, elle est négative ou nulle, d'où :

$$\frac{d\mu(r)}{dr} \leq 0$$

□

La baisse de l'ancienneté moyenne au chômage est provoquée par la présence accrue de chômeurs de date récente ; autrement dit, le nombre de chômeurs s'accroît avec le temps, mais comme la part des chômeurs nouvellement frappés par le chômage, donc à faible ancienneté, est de plus en plus importante, l'ancienneté moyenne au chômage se réduit au fur et à mesure que le temps passe. Ceci est vrai toutes choses égales par ailleurs puisque, s'il est indéniable qu'une diminution de l'ancienneté moyenne peut être provoquée par l'arrivée de nouveaux chômeurs, elle pourrait aussi être seulement le fait d'un abandon de recherche d'emploi des chômeurs les plus anciens, dû à l'effet du travailleur découragé.

Il est aisé de voir sur les données empiriques du tableau 1, par année ou par période de cinq années, les cas pour lesquels la proposition 2 est vérifiée et ceux où elle ne l'est pas. Par période quinquennale, on observe entre 1975 et 1979 que $dr < 0$ et $d\mu > 0$ conformément à la proposition 2 ; celle-ci est encore vérifiée sur la période comprise entre 1985 et 1989 (car $dr < 0$ et $d\mu > 0$), mais ne l'était pas entre 1980 et 1984 (puisque $dr > 0$ et $d\mu > 0$).

Lemme 1 : la hausse du taux de croissance du chômage accroît le taux d'entrée en chômage.

Démonstration. En effet :

$$\frac{d\varphi(r)}{dr} = \frac{d}{dr} \left(\frac{1}{\int_{R^+} e^{-r\tau} S(\tau) d\tau} \right)$$

d'où d'après (13) :

$$(16) \quad \varphi'(r) = \varphi(r) \mu(r) \geq 0.$$

□

Proposition 3 : la proportion des chômeurs dont l'ancienneté est inférieure à l'ancienneté moyenne est une fonction croissante du taux de croissance du chômage.

Démonstration. A partir de la relation (11) on obtient :

$$\frac{\partial f_a(\tau, r)}{\partial r} = S_d(\tau) e^{-r\tau} \left(\frac{d\varphi(r)}{dr} - \tau \varphi(r) \right).$$

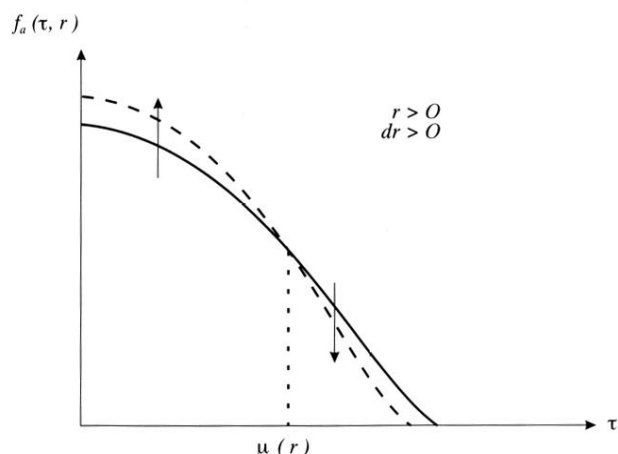
Or, d'après le lemme 1 :

$$\frac{\partial f_a(\tau, r)}{\partial r} = S_d(\tau) e^{-r\tau} [\varphi(r) \mu(r) - \tau \varphi(r)]$$

soit :

$$(17) \quad \frac{\partial f_a(\tau, r)}{\partial r} = f_a(\tau, r) [\mu(r) - \tau],$$

Graphiques 2 et 3 : évolution de la densité des chômeurs en fonction de la hausse ou de la baisse du taux de croissance du chômage



qui est positif ou négatif selon que $\mu(r)$ est supérieur ou inférieur à τ . □

La hausse du taux de croissance du chômage (cf. graphique 2) a pour effet d'accroître la proportion des chômeurs dont l'ancienneté est inférieure à l'ancienneté moyenne par rapport à ceux pour lesquels elle y est supérieure. En d'autres termes, lorsque le flux d'entrée au chômage est supérieur au flux de sortie et que cette disproportion grandit de manière constante au fil du temps, la part des chômeurs de plus longue durée⁽¹⁹⁾ s'amenuise.

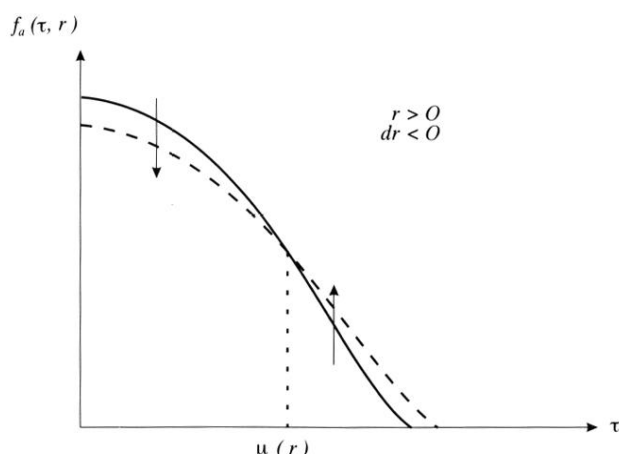
En revanche, la baisse du taux de croissance du chômage, avec toutefois r positif, a pour effet d'accroître la proportion des chômeurs dont l'ancienneté est la plus longue (cf. graphique 3).

Il est alors intéressant d'étudier l'évolution de la densité des chômeurs de longue durée à partir des données françaises recueillies par l'Insee et d'observer si les courbes de densité diffèrent ou ressemblent à celles du cas théorique de la croissance régulière. C'est l'objet du paragraphe suivant d'insister sur l'importance du calendrier du chômage, c'est-à-dire sa structure par ancienneté (cf. Chailier, 1991 et 1992).

Analyse de la structure du chômage de longue durée et éléments empiriques d'appréciation⁽²⁰⁾

Pour saisir l'intérêt d'une analyse de la structure du chômage de longue durée, on partira de deux observations :

- alors même que, d'après les données issues des enquêtes sur l'emploi de l'Insee, le chômage de longue durée de 1985 (1 030 323) est supérieur à celui de 1988 (956 263), le nombre de chômeurs d'ancienneté supérieure à 3 ans est plus fort en 1988 (339 909) qu'en 1985 (283 861).
- par ailleurs, entre 1985 et 1986, le chômage de longue durée a augmenté autant en valeur absolue (de 1 030 323 à 1 034 160 personnes) qu'en proportion du chômage total (de 45.5% à 46.1%). Mais cette hausse est due à l'accroissement du



nombre de chômeurs entre 2 et 3 ans d'ancienneté et de plus de 3 ans, alors même que les chômeurs d'ancienneté comprise entre 1 et 2 ans ont régressé sur la période.

Afin d'étudier empiriquement le chômage de longue durée, il convient en fait ici d'analyser non seulement l'effectif des chômeurs d'ancienneté donnée $U(\tau \geq \bar{\tau}, t)$, mais encore la densité d'un tel effectif, à savoir sa proportion par rapport au nombre total de chômeurs⁽²¹⁾. A cet égard, on retiendra la dernière période quinquennale (1985-1989) (voir le tableau 2 et le graphique 4) et, pour simplifier, les explications seront fournies pour les observations enregistrées en 1985 et 1986⁽²²⁾.

La courbe de la densité des chômeurs pour une ancienneté au chômage inférieure à 1 mois est plus élevée en 1986 qu'en 1985 ; on est en présence d'un *effet de génération* ou encore *effet de cohorte* : pour une ancienneté donnée, on saisit la valeur de la densité correspondante pour les deux cohortes de chômeurs⁽²³⁾.

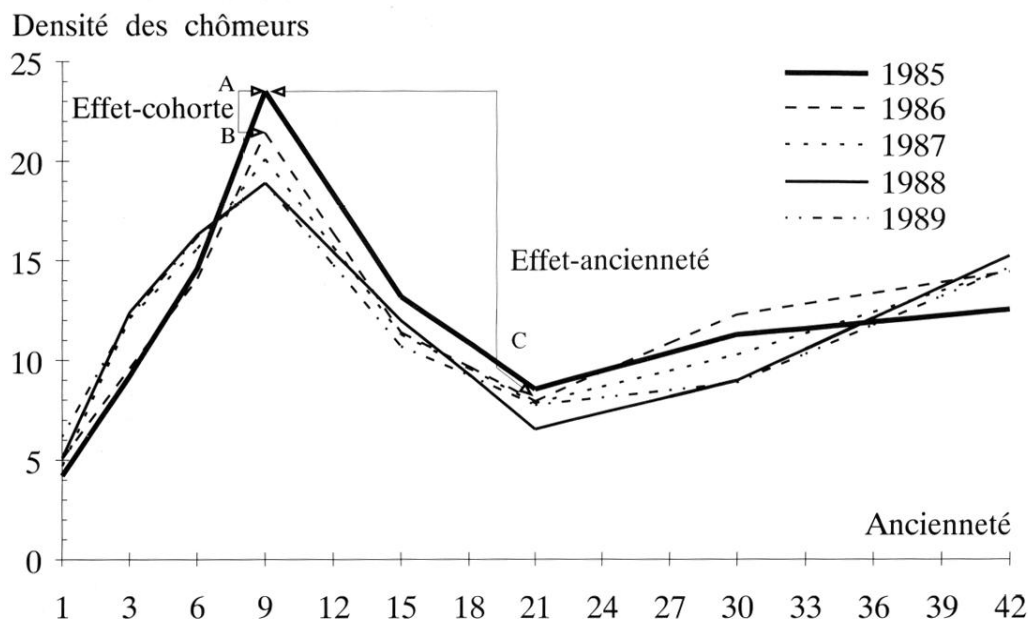
Tout aussi intéressant est l'*effet d'ancienneté* qui s'analyse pour une même cohorte de chômeurs suivie rétrospectivement pendant un laps de temps. Concrètement, les chômeurs ayant entre 18 et 24 mois d'ancienneté en 1986 (point C du graphique 4) avaient de 6 à 12 mois d'ancienneté en 1985 (cet effet de l'ancienneté se mesure par conséquent par l'écart de densité entre les points C et A). On notera que pour une ancienneté au chômage comprise entre 3 mois et 2 ans, l'effet-cohorte s'inverse : les densités sont supérieures en 1985 (pour une ancienneté comprise par exemple entre 6 et 12 mois, l'effet-cohorte se mesure par l'écart de densité entre les points A et B). Enfin, pour une ancienneté comprise entre 2 et 3 ans, la tendance se modifie à nouveau : la proportion correspondante de chômeurs est plus élevée en 1986 qu'en 1985 ; les fonctions de densité s'intercroisent et de plus deviennent croissantes. Comment s'explique ce phénomène ?

Tableau 2 : chômeurs selon l'ancienneté de chômage (effectif et densité) et ancienneté moyenne - France 1985 à 1989 - (Hommes et Femmes)

Ancienneté au chômage	1985			1986			1987			1988			1989		
	$U(\tau t)$	$f_a(\tau t)$	$U(\tau < \bar{\tau} t)$	$U(\tau t)$	$f_a(\tau t)$	$U(\tau < \bar{\tau} t)$	$U(\tau t)$	$f_a(\tau t)$	$U(\tau < \bar{\tau} t)$	$U(\tau t)$	$f_a(\tau t)$	$U(\tau < \bar{\tau} t)$	$U(\tau t)$	$f_a(\tau t)$	$U(\tau < \bar{\tau} t)$
Ancienneté de moins de 1 an $U(\tau < \bar{\tau} t)$	1 170 225	51.7		1 129 199	50.3		1 247 553	52.7		1 178 641	52.9		1 122 151	53.7	
Ancienneté de 1 an et plus $U(\tau \geq \bar{\tau} t)$	1 030 323	45.5		034 160	46.1		1 040 484	43.9		956 263	42.9		877 441	41.9	
Ancienneté non déclarée	62 184			78 375			78 562			91 480			90 015		
<i>Anciennetés détaillées :</i>															
moins de 1 mois	96 134	4.2		113 567	5.0		111 711	4.7		115 263	5.1		129 519	6.1	
De 1 mois à moins de 3 mois	210 060	9.2		217 253	9.6		287 092	12.1		276 179	12.4		255 283	12.2	
De 3 mois à moins de 6 mois	331 319	14.6		317 811	14.1		371 308	15.6		364 458	16.3		340 324	16.2	
De 6 mois à moins de 1 an	532 712	23.5		480 568	21.4		477 442	20.1		422 741	18.9		397 025	18.9	
De 1 an à moins de 1 an et demi	298 698	13.2		256 638	11.4		269 026	11.3		269 206	12.0		225 541	10.7	
De 1 an et demi à moins de 2 ans	193 767	8.5		178 671	7.9		185 721	7.8		146 865	6.5		162 064	7.7	
De 2 ans à moins de 3 ans	253 997	11.2		275 054	12.2		241 544	10.2		200 283	8.9		184 618	8.8	
3 ans et plus	283 861	12.5		323 797	14.4		344 193	14.5		339 909	15.2		305 218	14.6	
Total : chômeurs $U(t)$	2 262 732			2 241 734			2 366 599			2 226 384			2 089 607		
Ancienneté moyenne de chômage (en mois)	16.0			17.0			16.6			16.5			16.3		

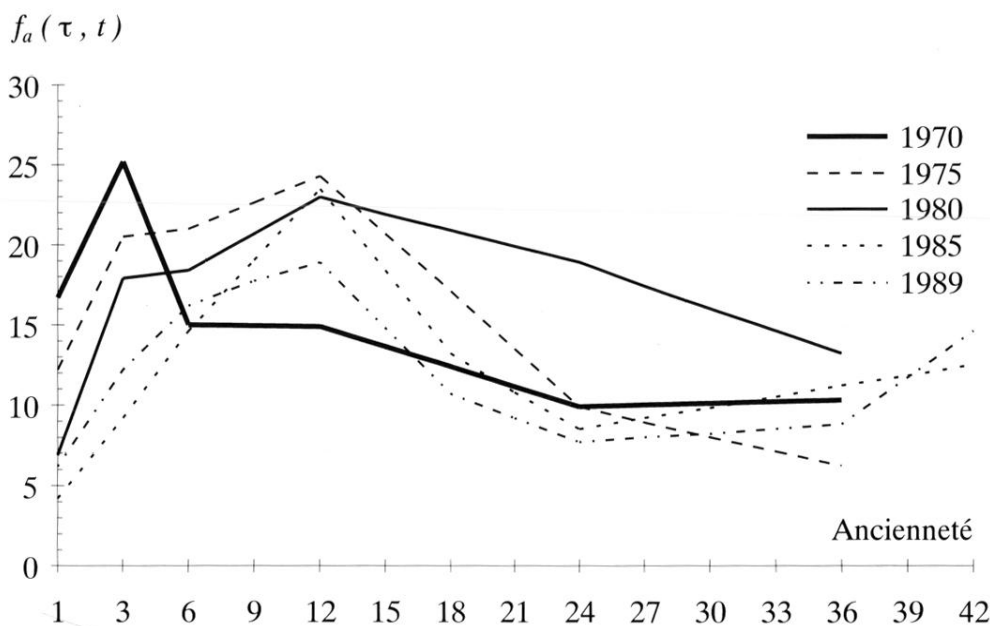
Cf. M.-C. Challier (1991). Les effectifs sont donnés dans les Collections de l'Insee, Enquêtes sur l'emploi de mars 1985 à mars 1989. Nous avons toutefois regroupé les anciennetés de la manière suivante : ancienneté de moins de 1 an et ancienneté de plus de 1 an, et avons calculé les diverses densités. Il s'agit de chômeurs PSEPE (population sans emploi à la recherche d'un emploi).

Graphique 4 : densité des chômeurs par intervalle d'ancienneté pour les années 1985 à 1989



Lecture : 1 - Les valeurs ont été prises au point moyen de l'intervalle (par exemple, pour les anciennetés comprises entre 6 et 12 mois, le point correspondant à la densité a été mis dans le prolongement de l'axe vertical des 9 mois).
2 - Au-delà de 3 ans d'ancienneté au chômage, les individus sont regroupés. Donc, le relèvement assez important des fonctions de densité au-delà des 36 mois d'ancienneté est dû en partie au cumul des anciennetés de 3 à 4 ans, de 4 à 5 ans..., mais en partie seulement car des phénomènes de *structure par ancienneté* jouent un rôle déterminant.
Sources : M.-C. Challier (1991), d'après les données de l'Insee.

Graphique 5 : densité des chômeurs par intervalle d'ancienneté pour les années 1970, 1975, 1980, 1985 et 1989



Lecture : 1 - Contrairement au graphique 4, les valeurs ont été prises ici, non pas au point moyen de l'intervalle, mais au point terminal de l'intervalle (par exemple, pour les anciennetés au chômage comprises entre 6 et 12 mois, le point correspondant à la densité a été mis dans le prolongement de l'axe vertical des 12 mois).
2 - Au-delà de 3 ans d'ancienneté, les données n'étaient disponibles que pour 1985 et 1989 ; les mêmes réserves sur le comportement de la fonction de densité que celles figurant dans la note de lecture du graphique 4 sont à prendre.
Sources : M.-C. Challier (1992). Nous avons calculé les densités de chômeurs à partir des données des Enquêtes sur l'emploi de mars 1970, 1975, 1980, 1985 et 1989.

A partir des données de l'Insee nous avons calculé le taux de croissance du chômage r ; ce taux, positif en 1985 et 1986, décroît entre les deux années ($dr < 0$) : les flux d'entrée en chômage sont plus faibles que les flux de sortie. Cette baisse du taux de

croissance du chômage a pour effet d'accroître entre 1985 et 1986 la proportion des chômeurs de plus longue ancienneté (entre 2 et 3 ans dans ce cas précis) (cf. graphique 4)⁽²⁴⁾. C'est précisément maintenant que l'on doit faire remarquer que s'il est vrai que les

chômeurs ayant entre 2 et 3 ans d'ancienneté en 1986 avaient donc entre 1 et 2 ans d'ancienneté en 1985 (effet-ancienneté), la réciproque est fautive car ces derniers ont pu, entre-temps, sortir du chômage. Comment dès lors expliquer que la proportion des chômeurs d'ancienneté comprise entre 2 et 3 ans se soit élevée entre 1985 et 1986 ? La raison en est l'effet de la structure par ancienneté de la population des chômeurs. Cet effet dépend intrinsèquement des variations du taux de croissance du chômage $r(t)$ au cours du temps et donc des modifications des populations de chômeurs $U(t)$. Précisément, le calcul de la densité des chômeurs d'ancienneté donnée, pour une année, s'effectue en divisant l'effectif de chômeurs de cette ancienneté par l'effectif total des chômeurs de l'année. Or l'effectif global $U(t)$ est plus faible en 1986 qu'en 1985 ; en l'occurrence, il y a en 1986 moins de chômeurs entre 3 mois et 2 ans d'ancienneté soit parce qu'ils sont moins nombreux à être entrés en chômage, soit parce qu'ils sont plus nombreux à en être sortis, en moyenne, à chaque intervalle entre 3 mois et 2 ans.

En fin de compte, pour deux cohortes de chômeurs, le fait que les fonctions de densité s'intercroisent en augmentant ou en diminuant provient :

– d'une part des sorties du chômage sur l'intervalle de temps⁽²⁵⁾,

– et d'autre part de la structure par ancienneté de la population des chômeurs :

• si la structure par ancienneté était constante au cours du temps, on aurait, par le biais unique des sorties du chômage d'une même cohorte, des densités de chômeurs qui décroîtraient au fil du temps (plus ou moins que proportionnellement à d'autres) ; c'est ce qui survient par exemple pour les années 1975 et 1980 (cf. graphique 5),

• en revanche, avec une structure par ancienneté non constante, les courbes de densité s'intercroisent, mais plus exclusivement en décroissant, elles peuvent augmenter ; c'est le cas empirique des années 1985 à 1989 par exemple (cf. tableau 2 et graphiques 4 et 5).

Le modèle multi-périodique : le chômage récurrent

Dans le cadre d'une analyse sur plusieurs périodes, seule la fonction de sortie du chômage a retenu l'attention de l'ensemble des auteurs (excepté Masson, 1983) qui s'est intéressé à un indice de récurrence). Précisément, cette loi de sortie a été définie en tenant compte d'une dépendance vis-à-vis du nombre de périodes de chômage (cf. Heckman et Borjas, 1980 ; Heckman et Singer, 1985).

Néanmoins, dans son étude sur la dynamique du chômage, Coleman (1989) a souligné que l'intérêt ne réside pas seulement dans l'analyse isolée des

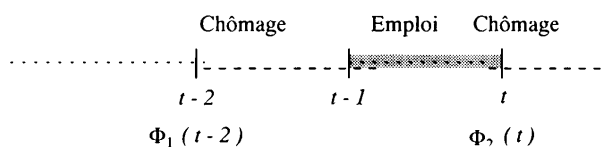
taux de sortie mais aussi, et surtout, dans celle des taux d'entrée. Il conclut que la concentration du chômage apparaît comme le résultat de taux d'entrée élevés (et donc de multiples périodes répétées) plutôt que de longues périodes non travaillées. Nous présentons une formalisation qui rend compte de l'intuition de Coleman.

Une autre contribution de notre article consiste donc à redéfinir un indice de récurrence différent de celui de Masson (1980, 1983) bien que l'esprit reste le même ; en effet on le détermine non en termes de flux, mais de proportion de flux (autrement dit de densité)⁽²⁶⁾. Un résultat non encore établi jusqu'ici dans la littérature est de voir comment varie l'indice de récurrence en fonction notamment du taux de croissance du chômage. Après avoir montré le lien exclusif entre l'indice de la récurrence et les taux d'entrée en chômage (lemmes 2 et 3), on légitimera l'intuition selon laquelle la récurrence est d'autant plus faible que l'ancienneté moyenne au chômage s'allonge (proposition 4).

Par souci de simplification, on considérera un modèle à trois périodes dans lequel deux périodes de chômage débutant respectivement aux dates $t - 2$ et t encadrent une phase d'emploi, et où :

$\Phi_1(t - 2)$ est le flux d'entrée en chômage à la date $t - 2$ quels qu'aient été les états occupés antérieurement ;

$\Phi_2(t)$ est le flux de retours en chômage à la date t .



Définition 1 : on appelle indice de récurrence le ratio de proportions de flux suivant :

$$(18) \quad \rho(\tau, t) = \frac{f_{a,2}(\tau, t)}{f_{a,1}(\tau, t-2)}.$$

Il s'agit donc d'une autre mesure de la vulnérabilité au chômage, fondée en termes relatifs et non plus absolus. Par conséquent ρ est égal à l'indice de récurrence défini par Masson multiplié par le rapport du stock de chômeurs en t sur celui en $t - 2$. On remarquera que lorsque le chômage ne varie pas d'une période à l'autre ($r = 0$), l'indicateur ρ est identique à celui de Masson.

Lemme 2 : l'indice de chômage récurrent $\rho(\tau, t)$ dépend uniquement des taux d'entrée en chômage.

Si l'on compare les densités $f_{a,1}(\tau, t-2)$ et $f_{a,2}(\tau, t)$ au moment où les offreurs de travail

entrent ou réentrent dans l'état de chômage et ont donc une ancienneté encore nulle ($\tau = 0$) il vient :

$$\rho(\tau, t) \Big|_{\tau=0} = \frac{\Phi_2(t) S_2(0, t) / U(t)}{\Phi_1(t-2) S_1(0, t-2) / U(t-2)} = \frac{\varphi_2(t)}{\varphi_1(t-2)}.$$

En régime de croissance équilibrée ($r > 0$) où le temps t n'intervient plus on a :

$$f_1(\tau, r) = \varphi_1 e^{-r\tau} S(\tau);$$

$$f_2(\tau, r) = \varphi_2 e^{-r\tau} S(\tau).$$

Il vient donc pour $\tau = 0$ et $r \neq 0$:

$$(19) \quad \rho = \rho(r) = \frac{\varphi_2(r)}{\varphi_1(r)}.$$

Ainsi apparaît l'importance des taux intrinsèques d'entrée en chômage pour expliquer la récurrence.

On remarquera qu'en régime stationnaire ($r = 0$) il vient :

$$\varphi_2(r) \Big|_{r=0} = \frac{1}{\mu_2(0)} \quad \text{et} \quad \varphi_1(r) \Big|_{r=0} = \frac{1}{\mu_1(0)}.$$

L'indice de récurrence s'écrit donc :

$$\rho(r) \Big|_{r=0} = \frac{\mu_1(0)}{\mu_2(0)}.$$

Lemme 3 : le taux de croissance de la récurrence $\rho(r)$ dépend de celui des taux d'entrée $\varphi_k(r)$, $k = 1, 2$.

Démonstration.

$$\text{Puisque } \rho(r) = \frac{\varphi_2(r)}{\varphi_1(r)}$$

alors :

$$(20) \quad \frac{d\rho(r)}{dr} = \frac{\varphi_2(r)}{\varphi_1(r)} \left(\frac{\varphi_2'(r)}{\varphi_2(r)} - \frac{\varphi_1'(r)}{\varphi_1(r)} \right)$$

et :

$$\frac{1}{\rho(r)} \frac{d\rho(r)}{dr} = \frac{\varphi_2'(r)}{\varphi_2(r)} - \frac{\varphi_1'(r)}{\varphi_1(r)}$$

ou encore :

$$(21) \quad \eta_{\rho/r} = \varepsilon_{\varphi_2/r} - \varepsilon_{\varphi_1/r}$$

où η et ε sont les élasticités de l'indice de récurrence et des taux d'entrée. \square

Proposition 4 : un allongement de l'ancienneté moyenne au chômage réduit la récurrence.

Démonstration. En effet, les relations (16) et (20) des lemmes 1 et 3 permettent d'établir :

$$\frac{d\rho(r)}{dr} = \rho(r) (\mu_2(r) - \mu_1(r)).$$

Etant donné la positivité des taux intrinsèques d'entrée en chômage, le sens de variation de la récurrence dépend étroitement de la comparaison des deux anciennetés moyennes au chômage.

Ainsi, si l'ancienneté moyenne au chômage est supérieure dans la deuxième période à ce qu'elle était dans la première : $\mu_2(r) > \mu_1(r)$, preuve d'une difficulté croissante à sortir du chômage (baisse de l'employabilité), alors :

$$\frac{d\rho(r)}{dr} > 0.$$

Il est à remarquer que la supériorité de $\mu_2(r)$ sur $\mu_1(r)$ entraîne, d'après la proposition 2 ($\mu'(r) \leq 0$) que la variation de r est négative et par conséquent :

$$d\rho < 0.$$

Autrement dit, moins il y a de personnes qui entrent en chômage ($dr < 0$) et qui y reviennent ($d\rho < 0$) et plus les chômeurs le restent plus longtemps ($d\mu(r) > 0$).

Inversement, si le nombre de chômeurs s'accroît ($dr > 0$) et chôment moins longtemps $\mu_2(r) < \mu_1(r)$, preuve d'une employabilité croissante au fil du temps, ils redeviendront moins souvent chômeurs ($d\rho < 0$). \square

Conclusion

Les résultats décrits précédemment donnent une représentation du chômage quelque peu différente de celle fournie habituellement par la littérature ; il s'est agi de reprendre les modèles de durée et de dynamiser la problématique du chômage en analysant la modification de certaines variables en fonction du taux de croissance du chômage.

Cette étude s'était donné un double objectif :

- définir clairement certains concepts (en leur donnant une appellation précise lorsque cela nous est apparu nécessaire) et analyser ce qui les unit ou les distingue, alors qu'ils étaient abordés jusqu'ici dans la littérature indépendamment les uns des autres ;
- faire progresser l'analyse du chômage en la dynamisant réellement par la mesure de l'influence du taux de croissance du chômage sur l'évolution des formes de chômage, de longue durée ou récurrent.

Nous avons tout d'abord montré que la hausse de ce taux entraînait la diminution, d'une part de l'ancienneté moyenne au chômage, et d'autre part de la proportion des chômeurs dont l'ancienneté au chômage était supérieure à la valeur moyenne de celle-ci. Une analyse théorique et empirique nous a permis de souligner l'intérêt d'une prise en considération, pour l'analyse du chômage de longue durée, de la différenciation des densités par ancienneté, à savoir la *structure par ancienneté*, encore dénommée le calendrier du chômage.

Nous avons ensuite démontré que l'indice de récurrence varie en fonction de l'évolution intertemporelle des taux d'entrée en chômage. Par conséquent, il apparaît qu'une baisse du taux de croissance de la récurrence nécessite celle du rythme d'accroissement des taux d'entrée en chômage, autrement dit la limitation des suppressions d'emplois, alors que la dénotation d'une quelconque importance du taux de sortie aurait conduit à préconiser une politique économique visant à augmenter les sorties du chômage grâce à une hausse des créations d'emplois⁽²⁷⁾. Ceci étant, l'insignifiance des taux de sortie du chômage dans l'explication de la récurrence ne doit pas rendre caduque toute intervention ayant pour objectif d'accroître ces probabilités de sortie, mais conduit à les relativiser. En effet, l'observation des faits⁽²⁸⁾ abonde dans ce sens : les créations d'emplois ont peu profité aux chômeurs et se sont avérées bénéfiques pour les actifs à la recherche d'un autre emploi ainsi que pour les nouveaux entrants sur le marché du travail. Le corollaire issu de cette proposition est le suivant : les créations d'emplois attirent sur le marché du travail des actifs potentiels (*effet du travailleur encouragé*)⁽²⁹⁾ qui sont d'une part plus nombreux que les emplois créés, engendrant ainsi

immédiatement du chômage parmi des personnes encore récemment inactives (Thélot, 1975) et d'autre part susceptibles de se retrouver au chômage ultérieurement.

Il serait intéressant d'effectuer des tests statistiques qui tenteraient de mesurer comment les comportements individuels agissent sur S_d , h_d ... et donc finalement sur le taux de croissance r . Outre ce futur travail empirique, une prochaine étude théorique introduira de l'hétérogénéité dans les flux d'entrée et dans ceux de retours en chômage et affinera l'analyse par la segmentation même de la population des chômeurs. Enfin, une autre possibilité d'enrichissement consiste à considérer non plus seulement le taux de croissance du chômage, mais aussi ceux de l'emploi et de l'inactivité afin d'élargir l'étude à la synergie des évolutions des différents états qui composent le marché du travail.

Notes

(1) Les définitions des diverses formes de chômage sont présentées dans le texte.

(2) On notera toutefois que les concepts eux-mêmes s'entrelacent puisque l'on peut définir un chômage involontaire de longue durée, un chômage récurrent induit...

(3) Les développements de ces effets se trouvent dans Challier (1991 et 1992).

(4) Nous pensons effectivement que l'étude du chômage est trop souvent abordée exclusivement à partir des fonctions de probabilités de sortie du chômage, encore dénommées fonctions de risque. Une analyse complète ne peut négliger ni les phénomènes d'entrée ni leur comparaison aux phénomènes de sortie. Une manière de procéder à cette confrontation est de raisonner en termes de taux de croissance du chômage par la prise en considération de ce taux et de son influence sur certaines variables (l'ancienneté moyenne au chômage, le taux d'entrée, la densité des chômeurs d'ancienneté donnée, l'indice de récurrence...).

(5) Il est intéressant de préciser ici qu'une partie des flux d'entrée en chômage, $\Phi(t)$, peut parfois être le fait de *travailleurs additionnels* et particulièrement de ceux qui se présentent sur le marché du travail afin de pallier la diminution de ressources inhérente à la perte d'emploi d'un membre du ménage (cf. Woytinski, 1940 ; Réa, 1974 ; Burdett et Mortensen, 1978). Ces travailleurs additionnels n'occupent généralement pas immédiatement un emploi et passent par une période de chômage (donc influencent les flux d'entrée en chômage Φ) à laquelle ils mettent un terme une fois améliorée la situation d'emploi du *travailleur primaire* et non pas forcément dès qu'eux-mêmes ont trouvé un emploi ; ils ne retournent donc pas en inactivité par découragement.

(6) Nous avons repris les mêmes notations que Florens *et alii* (1989, 1990). Ces fonctions sont des probabilités conditionnelles que nous noterons par souci d'homogénéité avec les auteurs précités :

$$f(.|..), F(.|..), S(.|..), \text{ et } f(.|..).$$

(7) Nous indiquons ici les φ inférieurement à gauche pour les différencier des φ qui seront indicés inférieurement à droite dans l'analyse du chômage récurrent.

(8) En sommant $f_a(\tau | r)$ sur toutes les anciennetés, il vient la relation (6) :

$$\int_{R^+} f_a(\tau | t) d\tau = 1.$$

(9) Selon l'expression de Salais (1974).

(10) Les premiers à appliquer les méthodes des modèles de durée aux problèmes du chômage furent Lancaster (1979) et Nickell (1979).

(11) Un résultat similaire a été obtenu au Canada notamment par Hasan et De Broucker (1982) qui ont expérimenté plusieurs formes fonctionnelles pour la loi de sortie du chômage vers l'emploi pour finalement retenir la fonction double-log.

(12) Précisément, les sorties du chômage vers l'inactivité accréditent cette thèse selon laquelle, en période de difficultés sur le marché du travail, certaines personnes désirent un emploi mais n'en cherchent plus (l'intensité de leur recherche d'emploi devient nulle) ; ces retraits de la force de travail, ou découragements, sont du chômage caché. Ces personnes s'excluent donc de la population active et deviennent inactives parce que : soit elles n'ont pas réussi dans leur recherche d'emploi ou pensent qu'il n'y a pas d'emplois disponibles, soit elles ne croient pas satisfaire aux critères d'embauche par

manque de formation, de qualification, d'expérience ou du fait de l'appartenance à la catégorie des "travailleurs secondaires", qui regroupe généralement des personnes jeunes ainsi qu'une frange de la population proche de l'âge de la retraite. Les raisons relatives à l'état du marché de l'emploi et à un moindre attachement à la force de travail font référence au *découragement conjoncturel*, celles se rapportant aux caractéristiques individuelles censées affaiblir l'employabilité justifient la notion de *découragement structurel* (cf. Challier 1987).

(13) Une récente étude de Thélot (1988) souligne qu'en faisant suivre à la variable aléatoire τ la loi de Weibull, les sorties du chômage vers l'emploi s'accroissent avec l'ancienneté lorsque l'analyse est fondée sur l'ensemble des chômeurs. En revanche, les résultats sont opposés dans le cas d'un suivi des individus, perpétuant ainsi la polémique entre les méthodes qui s'appuient sur des données transversales ou au contraire longitudinales.

(14) Alors que la théorie de la recherche d'emploi accorde un poids prépondérant à l'offreur de travail en l'obligeant à se plier à la distribution des salaires offerts, la théorie de l'appariement (ou de la rencontre) suppose que c'est l'entreprise qui prend la décision en choisissant parmi les individus celui dont la durée de chômage est la plus courte. Pour un récent développement, cf. Blanchard et Diamond, 1990.

(15) Ces licenciés à titre non définitif, soit pour une période donnée connue à l'avance, soit pour une durée indéterminée, ne sont pas incités à rechercher un autre emploi du fait de l'action conjuguée des éléments suivants : l'assurance d'être réembauchés par la même entreprise avec de surcroît un salaire au moins égal au précédent et l'octroi, par l'entreprise, de prestations-chômage. Pendant la phase dite de *pseudo-licenciement*, ils sont considérés comme chômeurs mais cette période, non aléatoire, s'achève brusquement : ils passent d'une phase de chômage et de non-recherche d'emploi à la reprise de leur occupation antérieure.

(16) Cf. sur ce point l'étude réalisée par Gérard-Varet *et alii* (1990).

(17) Il est à noter que r est considéré ici comme exogène et que nous nous intéresserons aux variations de l'ancienneté moyenne au chômage, $\mu(r)$, du taux d'entrée en chômage, $\varphi(r)$, de la proportion des chômeurs d'ancienneté τ , $f_a(\tau, r)$, et de l'indice de récurrence, $\rho(r)$. Un des intérêts de cette manière de procéder est d'ouvrir la possibilité de faire des simulations, florissantes en démographie *stricto sensu*, jusqu'ici peu développées en matière de chômage, et de toute façon limitées à l'étude prospective du nombre de chômeurs. Par ailleurs, nous envisageons, dans un prochain travail, de relâcher cette hypothèse de constance de r .

(18) Il s'agit d'un modèle démographique (cf. notamment Moreaux, 1977).

(19) Ces chômeurs de plus longue durée ne doivent d'ailleurs pas être confondus avec les chômeurs de *longue durée* tels qu'ils sont définis par l'Insee, à savoir les personnes ayant une ancienneté dans le chômage au moins égale à 1 an ; c'est entre mars 1981 et mars 1982 que l'ancienneté moyenne au chômage $E(T_a, r)$ correspondait au seuil minimum de classification par l'Insee dans la catégorie des chômeurs de longue durée. L'ancienneté moyenne en mars 1988, de l'ordre de 16.5 mois, excède amplement le nombre de mois requis pour appartenir aux chômeurs de longue durée.

(20) Ce paragraphe reprend en partie l'analyse de Challier dans le récent article de Challier, Gérard-Varet, Joutard de novembre 1991, ainsi que la troisième partie du chapitre III de la thèse de Challier, février 1992.

(21) Thélot (1988) appelle indice de *difficulté de reclassement* une telle mesure.

(22) C'est par souci pédagogique que nous retenons ces deux années intéressantes du fait qu'elles présentent énormément de diversité et englobent donc tous les cas de figure aux divers stades de l'analyse.

(23) Il convient de bien remarquer qu'une génération de chômeurs d'ancienneté donnée est composée de chômeurs de différentes générations de naissance, de tous âges. Pour éviter tout malentendu, on appellera cet effet : "effet-cohorte".

(24) Le fait que le point d'intersection des deux densités ne corresponde pas à la valeur de l'ancienneté moyenne $\mu(r)$, située à 16 mois en 1985 et à 17 mois en 1986, provient du fait que nous ne sommes pas dans le régime de croissance régulière du cas théorique. Toutefois, c'est en effet à partir des $\mu(r)$ empiriques que la dispersion diminue entre les deux densités.

(25) Pour les personnes qui sortent du chômage, on ne saisit plus leur ancienneté mais leur durée.

(26) Masson définit plusieurs indices de vulnérabilité exprimés en termes de rapport entre des flux de retour en chômage et des flux d'entrée en chômage, ces derniers pouvant être constitués soit à la fois des nouveaux entrants sur le marché du travail et des personnes ayant déjà travaillé, soit simplement de cette catégorie d'anciens actifs.

(27) Un des moyens tendant à réduire le nombre de suppressions d'emplois consiste entre autres à mettre en oeuvre une politique de formation (qu'elle soit initiale, sur le tas ou continue) adaptée à l'évolution technologique. En effet, la modification incessante des techniques rend précocement désuète la formation des salariés, qui de ce fait ne sont plus appariés à leur poste de travail. Dès 1969, dans sa *Théorie du travail*, Perlman (1969, p. 168) avançait que tout travailleur est en chômage structurel lorsqu'il existe un emploi vacant pour lequel il n'a pas les qualifications requises. Selon cette définition, le chômage structurel est lié à l'inadéquation entre les demandes d'emploi et les emplois vacants. On constatera donc le bien-fondé des politiques menées actuellement en vue de limiter les suppressions d'emplois en améliorant la formation professionnelle afin d'adapter les travailleurs à l'évolution des métiers.

(28) Voir en ce sens l'ensemble du numéro 226 de *Economie et Statistique* (1989).

(29) Précisément, l'effet du travailleur encouragé stipule qu'en période de créations d'emplois, certaines personnes jusque-là inactives se sentent motivées pour rechercher un emploi ; l'existence d'emplois éveille l'offre potentielle de travail. Afin de mieux saisir les différences dans les variations conjoncturelles de l'offre de travail, on rappellera que la théorie avance qu'en période de mauvaise conjoncture, de suppressions d'emplois, lorsque la participation des individus augmente, on observe l'effet des travailleurs additionnels tandis que lorsque cette participation baisse on a l'effet des travailleurs découragés. Donc, à conjoncture donnée, par exemple en période de suppressions d'emploi, ce sont les concepts de travailleurs découragés et additionnels qui sont symétriques.

Bibliographie

Akerlof G.A., Main B.G.M. (1981). "Pitfalls in Markov Modeling of Labor Market Stocks and Flows", *The Journal of Human Resources*, vol. 16, n°1, pp. 141-151.

Blanchard O.J., Diamond P. (1990). "Ranking, Unemployment Duration and Wages", *Conférence sur "Instabilité et Persistance"*, palais du Luxembourg, janvier, Paris.

Bloch L. et alii (1986). "Analyse macro-économique des taux d'activité et flexion conjoncturelle", *Economie Appliquée*, n°4, pp. 665-703.

Burdett K. (1979). *Search, Leisure and Individual Labor Supply*, in Lippman et McCall eds, *Studies in the Economics of Search*, North-Holland, Amsterdam.

Burdett K., Mortensen D. (1978). "Labor Supply Under Uncertainty", *Research in Labor Economics*, vol. 2, pp. 109-157.

Challier M.C. (1987). "Inactivité et chômage caché", *Economie et Société*, n°11, pp. 83-100.

Challier M.C., Gérard-Varet L.-A., Joutard X. (1991). "Chômage de longue durée et durée du chômage. Réflexions autour d'une étude des trajectoires et mobilités vis-à-vis du marché du travail", communication au colloque : "Agir contre le chômage de longue durée" organisé par la MIRE à Paris, les 18 et 19 novembre.

Challier M.C. (1992). *Offre de travail, contrats et balkanisation du marché de l'emploi*, thèse de doctorat d'Etat ès sciences économiques, Aix-Marseille II, février.

Clark K.B., Summers H. (1979). "Labor Market Dynamics and Unemployment : a Reconsideration", *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, pp. 13-72.

Coleman Th. S. (1989). "Unemployment Behavior. Evidence from the CPS Work Experience Survey", *The Journal of Human Resources*, vol. 24, n°1, pp. 1-38.

Economie et Statistique (1989). n°226.

Feldstein M. (1976). "Temporary Layoffs in the Theory of Unemployment", *The Journal of Political Economy*, vol. 84, n°5, pp. 937-957.

Florens J.P. et alii (1989). "L'impact de l'indemnisation sur la durée et l'ancienneté au chômage. Quelques observations sur données françaises", *Economie et Prévision*, vol. 1, n°87, pp. 93-104.

Florens J.P. et alii (1989). "The Duration of Current and Complete Unemployment Spells between 1984 and 1986 in France : Modelling and Empirical Evidence", in *Contribution to Microeconometrics : Surveys and Applications*, Florens J.P., Ivaldi M., Laffont J.J. et Laisney F., (éds) Basil Blackwell Oxford).

Gérard-Varet L.A. et alii (1990). "Durée du chômage et trajectoires individuelles vis-à-vis des marchés du travail. Deux études sur données micro-économiques", Grege, rapport Pirtem.

Hasan A., De Broucker P. (1982). "Duration and Concentration of Unemployment", *Canadian Journal of Economics*, vol. 15, n°4, pp. 735-756.

Heckman J.J., Borjas G.J. (1980). "Does Unemployment Cause Future Unemployment ?", *Economica*, vol. 47, pp. 247-283.

Heckman J.J., Singer B. (1985). "Social Science Duration Analysis", in *Longitudinal Analysis of Labor Market Data.*, Econometric Society Monographs, ed. par Heckman et Singer, Cambridge University Press.

- Jovanovic B. (1979).** "Job Matching and the Theory of Turnover", *Journal of Political Economy*, vol. 87, pp. 972-990, octobre.
- Lancaster T. (1979).** "Econometrics Methods for the Duration of Unemployment", *Econometrica*, vol. 47, n°4, pp 939 - 956
- Lippman S., McCall J. (1976).** "The Economics of Job Search : A survey", *Economic Inquiry*, vol. 14, pp. 113-126, septembre.
- McCall J. (1970).** "Economics of Information and Job Search", *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 84, n°1, pp. 113-126.
- Masson A. (1980).** "Peut-on mesurer le risque de devenir chômeur ?", *Consommation*, n°4, pp. 3-24.
- Masson A. (1983).** "Estimation du risque à terme de chômage", *Annales de l'Insee*, n°52, pp. 23-52.
- Moreaux M. (1977).** "Etudes de démographie I", n°30, Université des Sciences Sociales - Toulouse I.
- Mortensen D. (1977).** "Unemployment Insurance and Job Search Decisions", *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 30, n°4, pp. 505-517.
- Nickell S.J. (1979).** "Estimating the Probability of Leaving Unemployment", *Econometrica*, vol. 47, n°5, pp. 1249-1266.
- Perlman R. (1969).** *Labor Theory*, Ed. John. Wiley, New-York.
- Pissarides C. (1986).** "Unemployment and Vacancies in Britain", *Economic Policy*, n°3, pp. 500-559.
- Rea S.A. (1974).** "Unemployment and the Supply of Labor", *The Journal of Human Resources*, vol. IX, n°2, pp. 279-289.
- Salais R. (1974).** "Chômage : fréquences d'entrée et durées moyennes selon l'enquête emploi", *Annales de l'Insee*, n°16-17, pp. 163-228.
- Thélot C. (1975).** "Le fonctionnement du marché de l'emploi l'exemple des Pays de la Loire", *Economie et Statistique*, n°69, pp. 51-58.
- Thélot C. (1985).** "La croissance du chômage depuis vingt ans : interprétations macroéconomiques", *Economie et Statistique*, n°183, pp 61-77.
- Thélot C. (1988).** "La sortie du chômage", in *Mélanges Economiques, Essais en l'honneur d'Edmond Malinvaud*, Economica.
- Woytinsky W.S. (1940).** "Additional Workers on the Labor Market in Depression : a Reply to D.D. Humphrey", *Journal of Political Economy*, vol. 40, pp. 735-739.