

Le chômage, un phénomène de file d'attente

Economie et statistique, n°123, Juillet 1980

par Robert Salais *

Assimilant le chômage à un phénomène de file d'attente l'analyse présentée ici cherche à expliquer, trimestre par trimestre, l'évolution des demandes d'emploi et des fréquences de sortie du chômage depuis 1971. Distinguant les flux d'entrée en chômage selon leur origine (licenciements économiques, démissions, arrivées de nouveaux actifs), le modèle vise à cerner la liaison entre la mobilité et les nouvelles inscriptions à l'Agence nationale pour l'emploi; d'autre part, il fait dépendre la rapidité de sortie du chômage, un trimestre donné, du déséquilibre global entre offre et demande. Comparée aux variations observées du stock de chômeurs entre 1972 et 1978, la simulation effectuée retrace bien la forte montée de la fin de 1974 et du début de 1975. De même, une seconde simulation montre que la progression du chômage depuis 1974 est pour l'essentiel liée à la rupture intervenue dans la croissance de l'emploi.

Selon cette problématique l'augmentation de l'ancienneté du chômage résulterait de l'écart croissant entre offre et demande et des transformations qui affectent l'emploi. Ce faisant on n'a pas à faire intervenir l'hypothèse selon laquelle les durées de chômage seraient arbitrées par les individus.

Le chômage augmente depuis maintenant dix ans à un rythme lent de 1969 à 1974, accéléré de la fin 1974 à la mi-1975, soutenu depuis. Le nombre de demandeurs d'emploi approche 1,5 million au début de 1980. Les flux d'entrées en chômage, près de 2 900 000 demandes enregistrées en 1979, se sont considérablement élevés, la progression la plus rapide étant due aux licenciements économiques (374 000 en 1979) et aux fins de contrat à durée déterminée ou de mission d'intérim (898 000 en 1979). L'ancienneté moyenne de chômage a de même fortement crû : 7,6

mois en 1975, 10,9 mois en 1979 selon les enquêtes sur l'emploi de l'INSEE [1]. L'ampleur du problème ne pouvait manquer d'inciter les chercheurs à étudier les conditions qui entourent le phénomène.

Dans le présent article, il a été choisi de faire appel aux éléments d'explication les plus simples, sous la seule condition qu'ils rendent compte correctement des évolutions réelles, statistiquement enregistrées. Une précédente recherche qui analysait les flux d'entrée en chômage et la durée moyenne de ce dernier [2], se trouve prolongée ici sous la forme d'un modèle du marché du travail cherchant à expliquer, trimestre par trimestre, l'évolution des flux d'entrée et des fréquences de sortie du chômage depuis 1971. Le modèle vise à cerner, d'une part, la liaison entre la mobilité et les flux d'entrées en chômage, d'autre part, l'influence que le déséquilibre global entre offre et demande d'emploi exerce à un moment donné sur la durée du chômage. En d'autres termes, l'hypothèse de départ est que le niveau global et la durée moyenne du chômage sont principalement déterminés par les contraintes macroéconomiques, à savoir : le déséquilibre quantitatif offre/demande, le développement des formes d'emploi instables et les modalités de renouvellement de la main-d'œuvre par les entreprises.

Cette voie de recherche ne ferme nullement la porte à d'autres, plus sociologiques, qui seraient axées sur les comportements individuels de mobilité, de recherche et de prise d'un emploi. Elle paraît toutefois susceptible de mieux situer le domaine de validité de telles études : elle nuance, en effet, la portée de certaines conclusions s'efforçant d'expliquer l'augmentation récente du chômage et l'évolution de sa composition par des modifications structurelles des comportements individuels face aux emplois proposés.

* Robert SALAIS dirige la division « Emploi » du département « Population et ménages » de l'INSEE.

On décrira tout d'abord l'orientation nouvelle que constitue ce travail, les éléments statistiques sur lesquels il s'appuie et le schéma retenu. La discussion, pas à pas, des choix effectués paraît nécessaire tant les optiques qui se font jour actuellement sur ces sujets sont diverses. Les résultats seront présentés ensuite selon deux volets. Le premier teste la validité du modèle en confrontant les chiffres produits par les simulations avec ceux réellement observés sur l'ensemble de la période 1971-1978. Le second volet cherche à éclairer les mécanismes du marché de l'emploi; notamment on simulera sur les années 1975-1978 le cas où ne se serait pas produite l'aggravation de la situation de l'emploi au quatrième trimestre 1974.

Un changement d'approche

On représente habituellement le marché du travail comme la confrontation entre une offre et une demande d'emploi ayant chacune leurs déterminants propres. Cette représentation laisse de côté l'impact que les mouvements internes à l'emploi ont eux-mêmes sur l'évolution du chômage. Ce dernier peut résulter non seulement de l'insuffisance des créations de postes eu égard à la demande, mais aussi de l'accroissement des suppressions d'emploi, et plus généralement de l'accentuation de la mobilité, notamment celle imposée par les entreprises. Le raccourcissement des durées de l'emploi offert lors de l'embauche induit en effet, toutes choses égales par ailleurs, un accroissement des flux d'entrée en chômage.

Or, la plupart des modèles macroéconomiques utilisés actuellement s'en tiennent à une adaptation statique entre une offre et une demande globales et se fondent sur l'hypothèse d'un ajustement des comportements à court terme par l'intermédiaire des taux d'activité : la participation au marché du travail des différentes catégories de population, par sexe et par âge étant présumée diversement sensible à la conjoncture. Aussi d'un point de vue comptable, seule une fraction de l'écart entre la variation de la population active et celle du volume de l'emploi est imputée en variation de chômage; le reste est considéré comme traduisant une flexion des taux d'activité, donc des ressources en main-d'œuvre, autour de leurs tendances. Cela suppose que la flexion est d'une ampleur suffisante pour expliquer l'écart résiduel.

Mais l'intensité et les formes de la flexion des taux d'activité ont profondément changé ces dernières années. En particulier, pour les femmes qui semblaient assurer antérieurement la plus grosse part de l'ajustement, cette flexion est maintenant peu décelable. Ainsi, malgré la dégradation de la conjoncture de l'emploi, le volume annuel des entrées ou reprises d'activité varie très peu de 1971 à 1979 : pour les hommes de 655 000 en moyenne en 1971 et 1972 à 635 000 en moyenne en 1977 et 1978; de 900 000 à 905 000 pour les femmes dans le même temps. De même, si les sorties d'activité se trouvent ces dernières années aménagées pour certaines catégories par des politiques spécifiques (travailleurs licenciés proches de la retraite), elles ont en pratique peu varié : de 515 000 à 535 000 pour les hommes, de 635 000 à 615 000 pour les femmes, de 1971-1972 à 1977-1978.

Les travaux de projection de la population active d'ici l'an 2000 [3] ont pris acte de cette rigidité des comportements en considérant qu'il n'était pas nécessaire de corriger les observations du passé par des flexions de court terme : les modalités de diffusion par sexe et âge de l'activité observées depuis 1968 ont donc été prolongées au-delà de 1980.

Une représentation en terme de flux apparaît donc mieux adaptée pour décrire l'évolution du nombre de chômeurs dans un contexte où les comportements d'activité connaissent une évolution sensible et régulière. Une telle approche permet de prendre en compte les circonstances d'entrée en chômage et le lien entre certaines formes de mobilité et l'accroissement des flux d'entrée s'en trouve mieux explicité [4].

Prendre en compte les flux qui traversent le marché du travail implique, pour les quantifier, de les bien distinguer. Or, il n'est pas toujours aisé d'isoler les différents flux dans la mesure où les frontières entre activité, chômage et inactivité ont tendance à s'épaissir en raison des transformations qualitatives en cours.

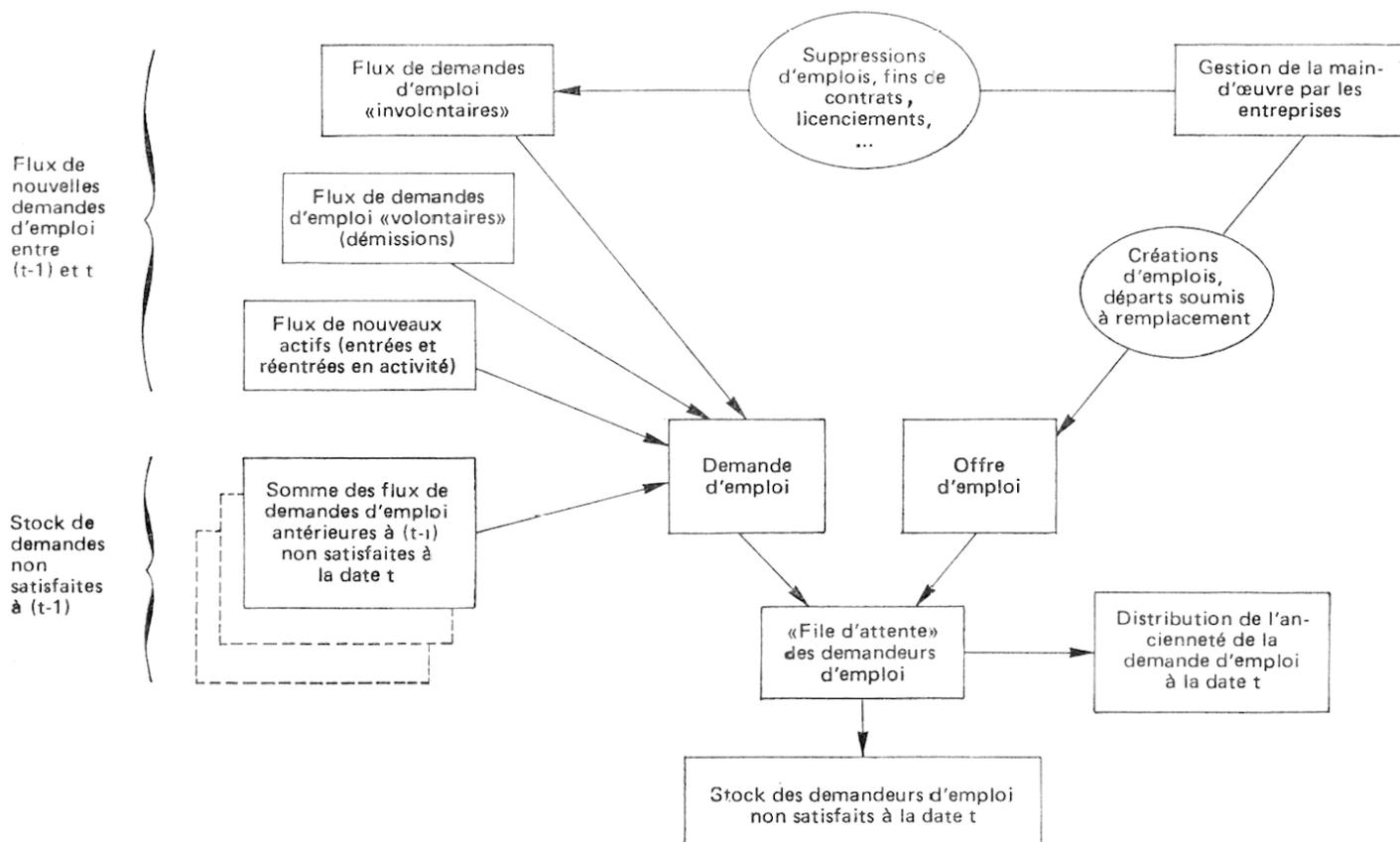
Des flux aux contours parfois incertains

Les données dont on dispose sur les flux, par l'intermédiaire des statistiques de demandes inscrites à l'Agence nationale pour l'emploi (ANPE), permettent de séparer les différents mouvements qui affectent le marché du travail. Depuis 1976 les demandes d'emploi sont enregistrées par l'Agence selon le motif d'inscription. Il est donc possible de classer les flux selon qu'ils résultent d'une mobilité imputable aux entreprises (licenciements, formes d'emploi instables) ou d'une mobilité volontaire (démissions) ou selon qu'ils sont constitués de nouveaux actifs (premières entrées de jeunes, reprises d'activité des femmes).

Cependant les classements ainsi opérés n'ont pas toujours une signification univoque. Par exemple, certains chômeurs se « reclassent » dans des emplois d'attente, précaires, en équilibre instable entre la retombée en chômage et la prise d'un emploi durable; l'importance du pourcentage de ceux qui continuent à chercher un emploi suggère qu'ils ont tendance à se considérer toujours comme chômeurs [10]. Or l'enregistrement statistique habituel les comptabilise dans la position d'actifs ayant un emploi. D'autres, comme les chômeurs âgés licenciés et bénéficiaires de la garantie de ressources se trouvent à mi-chemin entre le chômage et l'inactivité; administrativement ils sont exclus de la catégorie des demandeurs d'emploi. Les frontières entre l'emploi, l'inactivité et le chômage deviennent des lieux où s'introduisent de nouvelles formes d'utilisation du travail dans la production. Le travail intérimaire ou occasionnel, les « petits boulots » (pour les jeunes notamment avant le service militaire), les contrats à durée déterminée, les stages variés, etc... se développent et créent un genre d'activité professionnelle constitué d'un entremêlement de périodes d'emploi et de non-emploi qui caractérisent de plus en plus les formes de travail des jeunes non qualifiés [5].

SCHÉMA

Modèle « démographique » du marché du travail



Également, les différentes mesures des Pactes nationaux pour l'emploi des jeunes estompent en quelque sorte les frontières entre chômage, formation et emploi par la multiplication des stages de toutes sortes ou des emplois de courte durée. Ces transformations rendent plus incertains à la fois les classements statistiques ou institutionnels et le repérage par les personnes concernées de leur statut exact [8].

Il y a donc là une limite à la quantification habituelle, sensible par exemple lorsque l'on veut trouver un indicateur pertinent des suppressions d'emploi. Au licenciement pour cause économique, statistiquement enregistré, les entreprises peuvent adjoindre des moyens — dont elles acquièrent progressivement la maîtrise — qui vont des mises en préretraite au non-renouvellement de missions d'intérim ou de contrats à durée déterminée et qui tendent à brouiller la construction d'un tel indicateur. Que penser par exemple du rythme des suppressions d'emploi en 1979? Les licenciements pour cause économique diminuent de 403 000 à 374 000 de 1978 à 1979, mais les mises en chômage pour fin d'emploi instable s'accroissent de 760 000 à 898 000 selon les données de l'ANPE.

Est-ce à dire que les catégories statistiques utilisées ne sont pas valables? Que, par exemple, la déclaration de l'état de demandeur d'emploi à l'occasion d'une enquête n'obéit qu'à une subjectivité individuelle ou au déclenchement d'un stéréotype social?

Des travaux sociologiques récents consacrés aux chômeurs, sans prétendre juger au fond, montrent clairement que l'état du chômeur se distingue par différents traits de l'état d'inactif. En particulier le temps de chômage n'est pas simplement celui d'une recherche d'emploi qui s'additionnerait à des temps de loisir ou d'activité ménagère. On est ainsi fondé à faire l'hypothèse d'un « statut » du chômeur au sens où les sociologues entendent cette notion [6]. Ce statut est d'ailleurs reconnu institutionnellement par l'existence de l'ANPE et des régimes d'indemnisation du chômage. L'état du demandeur d'emploi s'inscrit dans les documents administratifs, autorisant l'ouverture de droits. En sens inverse, les démarches administratives nécessaires font prendre conscience au demandeur d'emploi de sa situation. Les analyses d'interviews de chômeurs qui se sont multipliées depuis quatre ans confirment également l'exis-

Depuis 1976, l'origine des flux d'entrées en chômage peut être ventilée selon les principales rubriques suivantes : licenciements pour cause économique, autres licenciements, pertes d'emploi « instables » (contrats à durée déterminée, missions d'intérim), démissions, premières entrées ou reprises d'activité. On dispose donc d'une appréciation directe des influences respectives de la mobilité imposée par les entreprises, des démissions, des entrées de nouveaux actifs. Mais pour l'ensemble de la période de 1971 à 1979 il a fallu estimer ces flux; la procédure étant, on le sait, entachée d'incertitude.

Les variables explicatives.

La variable expliquée (DEE_t) est le flux de demandes d'emploi enregistrées chaque trimestre. Elle dépend de trois variables : le nombre de licenciements pour cause économique dans le trimestre, un indicateur de démissions et les entrées de nouveaux actifs.

● Le nombre de licenciements pour cause économique dans le trimestre (LE_t).

Le nombre de licenciements pour cause économique dans le trimestre (LE_t) a été pris comme indicateur de la mobilité imposée par les mouvements de l'emploi. Cette série subit une discontinuité au 1^{er} trimestre 1975 : avant cette date (création de l'allocation supplémentaire d'attente) seuls étaient enregistrés les licenciements de plus de 20 personnes. Cette discontinuité a été traitée en multipliant par deux les valeurs de la série antérieure à 1975. Ce coefficient résulte de la comparaison des deux mesures sur l'année 1975 et assure d'autre part la meilleure régression. D'autres corrections seraient nécessaires car d'autres formes de suppressions d'emploi se sont ajoutées aux licenciements. On s'est contenté de prendre en compte, à partir de juin 1972, les premiers paiements dans le trimestre de la garantie de ressources accordée aux travailleurs âgés de plus de 60 ans, considérant qu'il s'agissait là de départs correspondants à des suppressions d'emploi. Mais on n'a intégré ni l'extension récente (juin 1977) de la garantie de ressources aux salariés âgés démissionnaires, ni la prime de départ accordée aux travailleurs étrangers, ni enfin les primes au départ volontaire (cas de la sidérurgie). On peut donc craindre que l'indicateur retenu soit légèrement sous-estimé en fin de période (1978-1979). De 20 000 à 30 000 avant 1974, cet indicateur oscille ensuite entre 70 000 et 90 000 par trimestre.

● Les démissions ($PARIC_t$).

L'indicateur ($PARIC_t$) du nombre de personnes susceptibles en début de trimestre de démissionner de leur emploi a été construit par interpolation linéaire entre chaque enquête annuelle sur l'emploi de mars. Cette enquête mesure en effet la population active à la recherche d'un autre emploi salarié.

Pour conserver, autant que possible, la dimension d'un flux, on a pris comme indicateur l'effectif des personnes à la recherche d'un autre emploi depuis moins de 3 mois. Cet effectif est resté stable autour de 120 000 pour les hommes et a légèrement augmenté de 70 000 à 90 000 pour les femmes sur l'ensemble de la période.

● Les entrées de nouveaux actifs (ENT_t).

Les entrées de nouveaux actifs (ENT_t) ont été supposées s'effectuer par vagues annuelles successives, du troisième trimestre de l'année n au second trimestre de l'année $n + 1$. Leur estimation a été tirée de l'enquête emploi. Ont été considérées comme entrées toutes les personnes qui, actives l'année $n + 1$, étaient, l'année n , étudiants, militaires du contingent ou inactives. L'ordre de grandeur est de 650 000 pour les jeunes hommes et de 900 000 pour les femmes (entrées des jeunes et reprises d'activité des adultes). Ces entrées ne sont pas régulières au cours de l'année, les plus importantes ont lieu lors des troisième et quatrième trimestres. Cette saisonnalité se modifie à partir du 3^e trimestre 1975, dans le sens, semble-t-il, d'entrées plus précoces des jeunes sortant du système scolaire.

On a fait l'hypothèse que la saisonnalité de l'ensemble des demandes d'emploi enregistrées (DEE_t) était due à celle des entrées (ENT_t). On a donc introduit ces dernières sous forme de quatre variables trimestrielles saisonnières, ENT_{it} égales, chacune, aux entrées annuelles pour le trimestre considéré et à 0 pour les autres trimestres.

● Quelques correctifs.

En outre, l'ensemble de la période est marquée par l'implantation de l'Agence nationale pour l'emploi et l'amélioration progressive de la couverture du chômage par cette dernière. On sait que cette « dérive » a porté essentiellement sur les personnes à la recherche d'un premier

tence de ce statut [7]. Il se définit par rapport au travail, en quelque sorte négativement, par ce qu'il n'est plus ou pas encore. Il est ressenti comme dévalorisé par rapport au statut normal, car c'est le travail qui donne la sécurité matérielle, qui structure l'organisation du temps et de l'espace quotidiens, qui fournit une identité et une intégration sociales, cela pour les différentes catégories de chômeurs, pour les femmes comme pour les hommes, jeunes ou adultes. Le statut de chômeur va donc au-delà du simple consentement individuel à se percevoir comme tel dans une enquête [12].

On admettra donc que les catégories statistiques disponibles sont utilisables, tout au moins dans le cadre de cet exercice qui vise moins des connaissances détaillées que la mise en lumière de mécanismes relativement généraux. On n'en aperçoit pas moins la nécessité d'adapter les conventions de calcul à l'évolution des caractéristiques de l'emploi, lesquelles sont sensiblement mouvantes dans la période présente.

L'esquisse d'un modèle « démographique » du marché du travail

Une manière simple de représenter l'évolution du chômage en termes de flux est de transposer à cette population particulière les modèles de population utilisés en démographie, formalisant des processus de naissance (ici d'entrée) et de mort (ici de sortie); le volume et la composition par âge (ici l'ancienneté de chômage) en résultent à chaque instant. La formalisation précise d'un tel modèle « démographique » reposera, dans ce qui suit, sur l'hypothèse d'une dynamique de courte période du marché du travail, l'unité de temps étant ici le trimestre (voir schéma ci-contre).

La demande d'emploi est constituée du stock de chômeurs subsistant en début de période et du flux de nouveaux demandeurs d'emploi de la période. Ce dernier est constitué de flux ayant des origines différentes : entrées ou reprises d'activité; démissionnaires à la recherche d'un autre emploi;

DE DEMANDES D'EMPLOI *

emploi, sur les reprises d'activité ou sur les démissionnaires, en augmentant leur taux d'inscription. Par contre, elle a vraisemblablement peu joué sur les chômeurs victimes des suppressions d'emploi, l'inscription à l'ANPE étant un préalable obligatoire pour bénéficier des assurances-chômage. Seules donc les variables $PARIC_t$ et ENT_t ont été divisées par le rapport entre population disponible à la recherche d'un emploi (PDRE) observée à l'enquête emploi et les demandes d'emploi en fin de mois (DEFM). Ce rapport, interpolé trimestrielle-ment de mars à mars, diminue sur la période de 1,1 à 0,9 environ pour les hommes et de 1,6 à 1,0 environ pour les femmes.

Enfin on a tenté d'éliminer les effets des pactes nationaux sur l'emploi du 3^e trimestre 1977 au 2^e trimestre 1979, en introduisant une variable (PNE_t) construite de telle manière que les effets bénéfiques aux troisième et quatrième trimestres de l'année n sont aux deux tiers annulés les deux premiers trimestres de l'année $n + 1$; le second pacte a été supposé avoir un effet très faible par rapport au premier. On s'est conformé là aux enseignements des travaux qui ont tenté indirectement de cerner leurs effets.

En revanche, aucune variable reflétant le développement des formes instables d'emploi n'a pu être introduite, par manque de données statistiques sur l'ensemble de la période. Ceci est regrettable, compte tenu de l'importance récente qu'elles ont prises dans l'accroissement de la mobilité de la main-d'œuvre. Il semble toutefois que, du moins jusqu'à fin 1978, leur incidence soit largement prise en compte par la variable LE_t .

L'estimation des coefficients.

L'équation expliquant le flux de demandes d'emploi enregistrées est de la forme :

$$DEE_t = \alpha LE_t + \beta PARIC_t + \sum_{i=1}^4 \gamma_i ENT_{it} + \delta PNE_t$$

ou γ_i peut prendre quatre valeurs saisonnières distinctes. L'estimation des coefficients a été faite par sexe pour la période allant du 1^{er} trimestre 1971 au 3^e trimestre 1979 (35 observations). Les variables explicatives sont ventilées par sexe, sauf l'indicateur des suppressions d'emploi (LE_t) et la variable PNE_t (tableau 1).

Un second jeu de régressions a été réalisé pour tenir compte de la différence de saisonnalité des entrées à partir du 3^e trimestre 1975. Trois variables d'écart ont été introduites à partir de cette date pour modifier, d'une part, le poids respectif des deux semestres successifs, d'autre part, le poids respectif de chaque trimestre dans chacun de ces deux semestres. L'explication est améliorée, mais au prix d'une autocorrélation des erreurs importante; toutefois l'estimation des coefficients α et β n'est pas modifiée. La somme totale des coefficients γ_i — qui mesure l'influence des entrées sur l'année — est peu modifiée : de 0,82 à 0,51 pour les hommes et de 0,41 à 0,34 pour les femmes.

* Les calculs ont été assurés par Christiane MATHIAS et l'ensemble du travail a bénéficié du stage de Claude MINNI.

TABEAU 1

Estimation des coefficients de l'équation des flux de demandes d'emploi

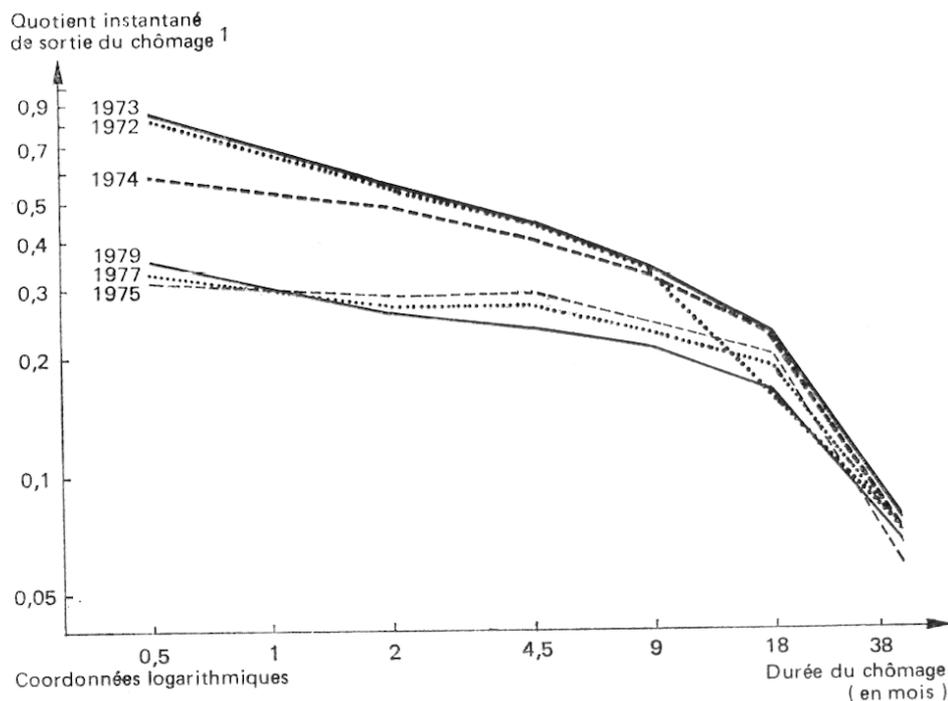
	$DEE_t = \alpha LE_t + \beta PARIC_t + \sum_{i=1}^4 \gamma_i ENT_{it} + \delta PNE_t$								
	α (LE_t)	β ($PARIC_t$)	γ_i (ENT_t)				δ (PNE_t)	R^2	DURBIN- WATSON
			3 ^e trimestre (n)	4 ^e trimestre (n)	1 ^{er} trimestre ($n+1$)	2 ^e trimestre ($n+1$)			
Hommes :									
Coefficient.....	2,25	0,32	0,23	0,26	0,20	0,13	36,6	0,89	1,59
t de Student.....	(13,2)	(0,9)	(3,5)	(3,8)	(3,0)	(2,0)	(2,0)		
Femmes :									
Coefficient.....	1,79	0,72	0,18	0,13	0,07	0,03	40,6	0,88	1,32
t de Student.....	(7,5)	(1,1)	(2,8)	(1,9)	(1,0)	(0,5)	(1,8)		

flux sous l'influence directe des mouvements de l'emploi. A ces demandeurs sont proposées des offres. Malheureusement il n'a pas été possible de distinguer selon qu'il s'agissait de créations d'emploi ou d'emplois libérés par des départs donnant lieu à renouvellement.

La confrontation de ces deux courants génère un phénomène de file d'attente : le pourcentage des demandes satisfaites en fin de période est *a priori* d'autant plus élevé qu'il y a plus d'offres et moins de demandes. La position des individus dans cette file d'attente est différenciée pour tenir compte d'un phénomène bien connu : les chances de sortie, toujours au cours d'un laps de temps donné, décroissent avec l'ancienneté du chômage [2]. Ceci se traduit pour une cohorte de chômeurs (entrés en chômage à la même période) par la sortie plus rapide de ses éléments les plus « employables » et par le poids grandissant, dans les anciennetés de chômage longues, des chômeurs ayant des difficultés de reclassement importantes. On vérifiera

dans l'estimation économétrique que les variables d'état du marché (nombre de demandeurs et nombre d'offres) affectent le rythme de décroissance de la fréquence de sortie du chômage selon l'ancienneté de ce dernier. Un marché du travail favorable aux demandeurs (peu de demandes, beaucoup d'offres) donne une prime supplémentaire d'embauche aux chômeurs les plus « employables »; « l'écrémage » de la cohorte est réalisé plus rapidement.

Au total, on considère que le chômage à la fin de chaque période est en quelque sorte constitué de « dépôts » successifs de flux de demandeurs d'emploi qui se cumulent, ces demandeurs étant satisfaits plus ou moins rapidement. Pour un flux donné, le pourcentage de sorties dans chaque période est fonction d'une part du déséquilibre offre/demande de la période considérée, d'autre part de son ancienneté d'entrée. D'une façon générale, les variations au cours du temps des durées de chômage sont donc liées à la chronique des déséquilibres offre/demande. L'augmentation

Quotients instantanés de sortie de chômage pour les hommes

1. Le quotient est calculé sur la fin de septembre pour chaque année.

de la durée de chômage depuis 1974 s'explique alors par l'installation d'un déséquilibre durable : de moins en moins d'offres, de plus en plus de demandes.

Les flux de demande et d'offre d'emploi

Les demandes d'emploi enregistrées sont passées d'une moyenne trimestrielle de 222 000 en 1971 à 373 000 en 1978 pour les hommes et de 139 000 en 1971 à 310 000 en 1978 pour les femmes. On ne dispose que depuis 1976 des ventilations de la demande selon le motif du dépôt. Du 1^{er} trimestre 1976 au 1^{er} trimestre 1979, alors que l'accroissement de l'ensemble est de 24 %, les demandes enregistrées par suite d'un licenciement pour cause économique se sont accrues de 40 %, celles par suite d'une fin de contrat à durée déterminée ou de mission d'intérim de 86 %. Les demandes enregistrées en raison d'une démission sont restées stables et celles résultant d'une première entrée ou d'une reprise d'activité ont augmenté de 13 %.

Une première équation a donc cherché à reconstituer le flux de demandes d'emploi enregistrées chaque trimestre de 1971 à 1979. Les trois variables explicatives retenues sont d'une part la mobilité imposée, d'autre part les entrées nouvelles, enfin les démissions. On les a représentées à l'aide des statistiques disponibles, ce qui conduit à certaines approximations. L'indicateur de la mobilité imposée est le nombre de licenciements pour cause économique avec divers correctifs; les entrées de nouveaux actifs ont été estimées grâce aux enquêtes sur l'emploi, qui ont de même fourni l'indicateur des démissions (population ayant

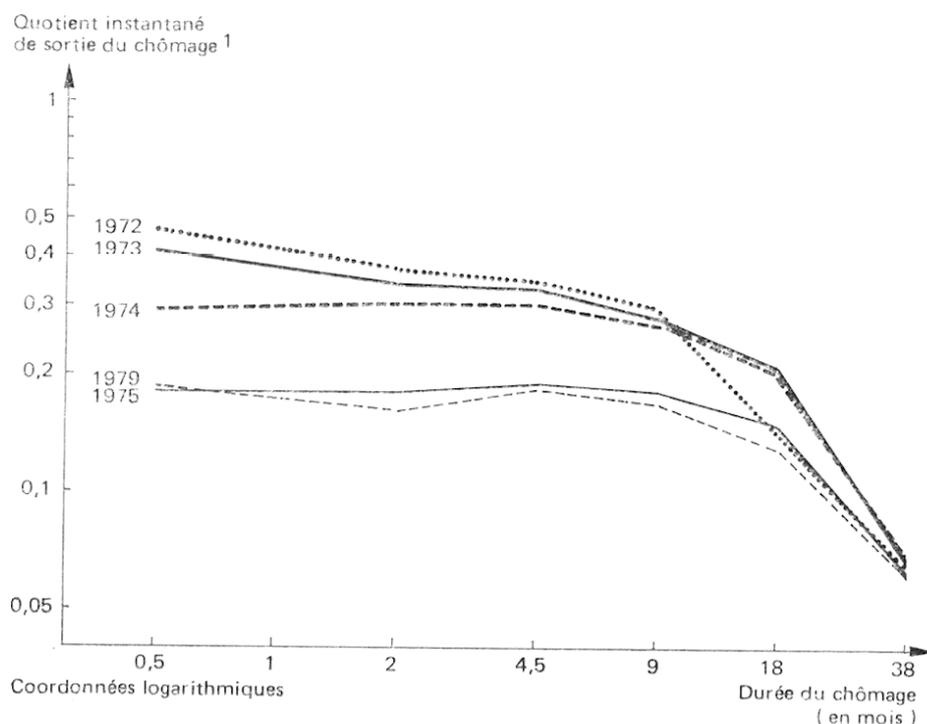
un emploi à la recherche d'un autre emploi depuis moins de trois mois). En outre la méthode d'estimation s'efforce de tenir compte de l'implantation progressive de l'Agence nationale pour l'emploi et des effets des Pactes nationaux pour l'emploi. En revanche, faute de statistiques adéquates il n'a pas été possible d'apprécier explicitement l'influence du développement des formes d'emploi instables (encadré, p. 70).

En l'absence de chiffres sur les créations brutes d'emploi et sur l'évolution du taux de renouvellement des départs, l'offre d'emploi n'a pu être référée à ses composantes. Il n'est cependant pas exclu que le taux de renouvellement des départs se soit réduit permettant ainsi de limiter les licenciements. Il n'a pas non plus semblé convenable d'utiliser la statistique des offres d'emploi de l'ANPE, compte tenu de son faible taux de couverture et de l'incertitude qui pèse sur l'évolution de ce taux. L'indicateur d'offre, finalement choisi, est la variation dans le trimestre des effectifs salariés des branches non agricoles. Des travaux précédents ayant montré que l'impact sur le marché du travail différait selon que l'offre émanait de l'industrie ou du secteur tertiaire, ce découpage a été conservé [4].

Les données sur lesquelles s'appuient les indicateurs souffrent donc de plusieurs imperfections; certaines ont fait l'objet de tentatives de corrections, d'autres non. Ainsi les sorties du chômage n'ont pu être ventilées selon leur nature : embauche dans un nouvel emploi, départ vers l'inactivité ou abandon des recherches. Toutefois compte tenu de ce que l'on sait sur le régime plus stable de l'activité féminine au cours des dernières années, on peut penser que la méconnaissance de la nature des sorties n'induit pas de biais important.

GRAPHIQUE II

Quotients instantanés de sortie du chômage pour les femmes



1. Le quotient est calculé sur la fin de septembre pour chaque année.

Estimer les chances de sortie du chômage

Une seconde équation vise à expliquer l'évolution des quotients instantanés de sortie du chômage en fonction d'une part de la demande d'emploi constituée du flux des nouveaux demandeurs et du stock de chômeurs subsistant au début du trimestre et d'autre part des variations nettes de l'emploi industriel et tertiaire (encadré, p. 75).

Pour établir cette seconde équation, on utilise les données de l'Agence nationale pour l'emploi. Elles indiquent le nombre de demandes nouvelles enregistrées chaque trimestre et le volume du stock de demandeurs d'emploi en fin de trimestre réparti selon six classes d'ancienneté de la demande : moins d'un mois, un à trois mois, trois à six mois, six mois à un an, un à deux ans, deux ans et plus. Ces informations permettent de calculer pour chaque fin de trimestre des quotients de survie dans le chômage selon l'ancienneté, en rapportant l'effectif du stock des demandeurs d'emploi d'une classe d'ancienneté donnée à l'effectif d'origine des flux d'entrée correspondants. Par exemple, l'effectif des demandeurs d'emploi ayant, fin décembre 1978, de trois à six mois d'ancienneté, a été divisé par l'effectif cumulé des demandes enregistrées de trois à six mois auparavant, c'est-à-dire en juillet, août et septembre 1978.

Moyennant l'hypothèse d'un régime permanent à flux d'entrées constant et à sortie exponentielle du chômage, on peut associer à ces quotients de survie, des quotients instantanés de sortie du chômage. L'examen de ces derniers suggère la forme de l'équation : à une date donnée, le

quotient instantané de sortie décroît linéairement, en coordonnées logarithmiques avec la durée de chômage déjà subie (graphiques I et II). Ainsi, par exemple, selon ces calculs, en 1972 le coefficient de sortie instantané pour les hommes diminue pratiquement de moitié lorsque la durée de chômage passe de deux mois à neuf mois. Autre résultat non moins important, le quotient instantané de sortie du chômage diminue fortement à partir du 4^e trimestre 1974 et du début 1975 pour les hommes comme pour les femmes. Ce moment coïncide avec le retournement de l'emploi, notamment industriel : les effectifs de l'industrie diminuent (en données brutes) de 120 000 au 4^e trimestre 1974 et de 128 000 au 1^{er} trimestre 1975. Les suppressions d'emploi sont importantes sur la période : les licenciements de 20 personnes et plus pour cause économique progressent d'une moyenne trimestrielle de 11 500 dans les trois premiers trimestres de 1974 à 32 300 au dernier trimestre 1974¹. Les offres d'emploi se raréfient, au moment où s'accroît le nombre de demandeurs. A partir de 1975 le quotient instantané se situe à des valeurs plus basses, pour toutes les anciennetés de chômage, et proches d'une année à l'autre. Si, à une date donnée, il diminue selon l'ancienneté du chômage, le rythme devient moins rapide à partir de 1975. Les chances de sortie du chômage diminuent ainsi pour tous les demandeurs qu'ils soient anciens ou récents, et relativement plus pour les demandeurs récents. Ce phénomène induit la constitution progressive d'un stock

1. Avant le 1^{er} trimestre 1975 seuls étaient enregistrés les licenciements de plus de 20 personnes.

de chômeurs de longue durée (un an et plus) qui prend un poids grandissant dans l'ensemble. Le quotient instantané de sortie, au-delà de deux ans de chômage, est beaucoup plus faible et varie peu entre 1971 et 1979 : ceci montre bien le caractère spécifique du chômage de très longue durée.

L'explication des quotients instantanés de sortie étant effectuée, on peut reconstituer, à chaque fin de trimestre, la fonction de survie dans le chômage et ses valeurs pour différentes anciennetés. En termes simples, cette fonction indique, pour 100 personnes entrées en chômage à une date donnée, le nombre de celles restant en chômage un, deux, trois... n mois plus tard. Cette fonction servira à simuler l'évolution du stock de chômeurs à partir des flux d'entrées et des variations de l'emploi trimestre par trimestre (encadré, p. 75).

A l'origine des demandes d'emploi

Les régressions effectuées avaient pour premier objectif d'expliquer la croissance des demandes d'emploi enregistrées chaque trimestre à partir des licenciements pour cause économique, des démissions et des entrées sur le marché du travail. Les coefficients obtenus suggèrent que l'influence de la mobilité imposée par les mouvements de l'emploi jouerait un rôle prépondérant sur la progression des demandes; cet impact serait voisin pour les hommes et les femmes, quoiqu'un peu plus élevé pour les premiers. Toutefois si l'on rapproche ce résultat de la répartition par sexe des emplois salariés du secteur privé non agricole (1,7 homme pour une femme) ou du secteur industriel (trois hommes pour une femme), la vulnérabilité de la main-d'œuvre féminine aux suppressions d'emploi, licenciements... serait plus grande que celle des hommes entre 1971 et 1979. L'influence des démissions pour recherche d'un autre emploi serait deux fois plus forte pour les femmes que pour les hommes; il faut noter cependant que l'estimation des coefficients correspondants est incertaine (tableau 1 de l'encadré, p. 70).

La vague de nouveaux actifs qui, chaque année, arrivent sur le marché du travail (premières entrées en provenance du système scolaire, retours du service militaire, reprises d'activité de femmes) serait saisie en fin de période par l'inscription à l'ANPE à concurrence de 80 % pour les jeunes gens, et de 30 à 40 % pour les femmes. Leur arrivée s'effectue de façon principale aux troisième et quatrième trimestres de l'année. L'avancée de leur calendrier est sensible à partir de la rentrée 1975 : après cette date le poids du troisième trimestre devient plus important que celui du quatrième.

Sur les années 1976-1979 il est possible de comparer la statistique des demandes enregistrées par motif d'inscription avec la répartition par origine fournie par l'estimation; les résultats sont encourageants. Ainsi au quatrième trimestre 1977, la mobilité imposée (licenciements, fins de contrats à durée déterminée et de mission d'intérim) repré-

sente 59 % des motifs d'inscription pour les hommes et 55 % pour les femmes. L'estimation indique respectivement 54 % et 55 %. Les entrées (premières entrées et reprises d'activité) constituent 24 % des motifs pour les hommes et 28 % pour les femmes; l'estimation indique 36 % et 26 %. Seul le poids des démissions est légèrement sous-estimé pour les hommes (10 % estimé au lieu de 15 % observé).

Les quotients de sortie du chômage

L'évolution d'un trimestre à l'autre des quotients instantanés de sortie du chômage est dans l'ensemble correctement retracée pour les hommes et pour les femmes (tableau 3 de l'encadré, p. 2). L'augmentation progressive de la durée de chômage s'explique bien comme conséquence d'un phénomène de file d'attente, sans ruptures dans la qualité de l'ajustement à partir de 1974. La dégradation, brusque fin 1974 et continue ensuite, des « termes de l'échange » offre/demande d'emploi apparaît comme le facteur essentiel de l'allongement des durées. Le niveau de la demande d'emploi joue négativement sur le quotient de sortie; celui de l'offre d'emploi positivement. Des deux indicateurs d'offre, seule la variation de l'emploi industriel joue de façon significative sur le quotient de sortie; le coefficient de l'emploi tertiaire, quoique du bon signe, n'est pas significatif. Ce résultat, déjà observé dans des travaux antérieurs, souligne le rôle moteur de l'industrie dans la conjoncture de l'emploi [4]. Les coefficients estimés pour chaque sexe sont proches, notamment le quotient instantané de sortie du chômage réagit de façon comparable aux variables d'état du marché du travail (offre, demande). Cependant à variables du marché identiques, le quotient de sortie est plus bas pour les femmes; de même sa décroissance selon la durée du chômage est plus lente.

Deux simulations-tests

Enfin, deux simulations ont été effectuées pour tester la qualité de l'ensemble des résultats. La première part de la valeur initiale du stock de demandeurs d'emploi au troisième trimestre 1972 et de la chronique des variables exogènes (licenciements pour cause économique, entrées de nouveaux actifs, indicateur du nombre d'actifs cherchant un autre emploi, variations des effectifs industriels et tertiaires). A partir de ces données on a reconstitué les flux d'entrées et dans un second temps, celle des stocks de demandeurs d'emploi en fin de trimestre, en volume et par ancienneté de chômage. L'usage du stock de chômeurs comme variable retardée permet de prendre en compte les aspects cumulatifs de la montée du chômage qui, toutes choses égales par ailleurs, pèse sur les chances de sortie.

Comparée aux variations observées du stock de chômeurs entre 1972 et 1978, la simulation reflète de façon assez satisfaisante la période : se trouve notamment bien retracée

LA FONCTION DE SURVIE

On examinera successivement le calcul des quotients de survie q , le passage aux quotients instantanés de sortie du chômage correspondants, l'ajustement d'une équation expliquant les quotients et la fonction de survie.

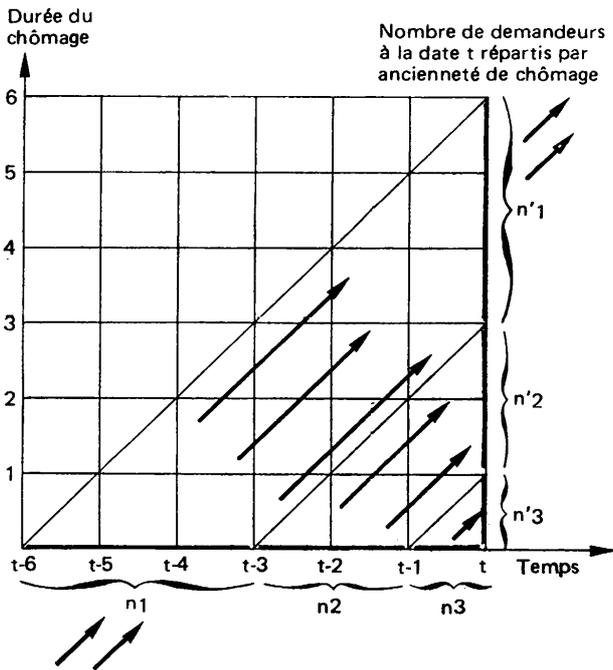
● Calcul des quotients de survie (q).

Le calcul des quotients de survie q a consisté à diviser l'effectif du stock de demandeurs d'emploi d'une classe d'ancienneté donnée par l'effectif d'origine des flux d'entrées correspondants.

Chaque fin de trimestre, cinq quotients de survie ont été calculés, correspondant aux classes d'ancienneté de moins d'un mois, de un à trois mois, de trois à six mois, de six mois à un an, de un à deux ans. La dernière classe d'ancienneté (deux ans et plus) pose problème puisqu'aucun flux d'entrées précis ne peut lui être rapporté. On a calculé le sixième quotient de survie en divisant le stock de demandeurs de deux ans et plus par celui ayant, un an auparavant, une ancienneté d'un an et plus.

Le schéma de Lexis ci-dessous éclaire le calcul : $q = \frac{n'}{n}$

La durée de chômage est calculée en mois.



Flux des demandes d'emploi

● Calcul des quotients instantanés de sortie de chômage (λ).

A partir des quotients de survie q on a calculé les quotients instantanés de sortie du chômage λ qui leur correspondent dans l'hypothèse d'un régime permanent à flux d'entrées constant et à sortie exponentielle du chômage. Dans ce régime, la fonction de survie s'écrit $e^{-\lambda T}$. Les paramètres λ se calculent par itération.

Soient en effet F le flux d'entrée en chômage par unité de temps (le mois) et $q(T_1, T_2)$ le quotient de survie correspondant à la classe d'ancienneté (T_1, T_2) :

$$\text{on a } q(T_1, T_2) = \frac{\text{Survivants à la date } t \text{ des flux entrés entre } T_1 \text{ et } T_2 \text{ mois plus tôt}}{\text{Effectifs initiaux de ces flux}}$$

TABLEAU 3

Estimation des coefficients de $b(t)$

$b(t) = b_2 \text{ DEM}_t + b_3 \text{ VARIT}_t + b_4 \text{ VARES}_t + \sum_{i=1}^4 c_i X_i + X_{24}$								
	b_2	b_3	b_4	c_1	c_2	c_3	c_4	X_{24}
Hommes :								
Coefficient	$-0,133 \cdot 10^{-2}$	$0,19 \cdot 10^{-3}$	$0,47 \cdot 10^{-2}$	$0,44 \cdot 10^{-1}$	$-0,49 \cdot 10^{-2}$	$-0,82 \cdot 10^{-2}$	$0,48 \cdot 10^{-1}$	$-0,939$
t de Student	(-16,6)	(5,9)	(1,7)	(0,7)	(-0,1)	(-0,1)	(0,8)	(-30,9)
Femmes :								
Coefficient	$-0,110 \cdot 10^{-2}$	$0,21 \cdot 10^{-2}$	$0,43 \cdot 10^{-2}$	-0,540	-0,604	-0,581	-0,529	-0,940
t de Student	(-15,0)	(6,3)	(1,4)	(-9,9)	(-10,2)	(-10,4)	(-9,6)	(-27,9)

$$\text{soit } q(T_1, T_2) = \frac{\int_{T_1}^{T_2} F e^{-\lambda T} dT}{\int_{T_1}^{T_2} F dT} = \frac{1}{\lambda (T_2 - T_1)} (e^{-\lambda T_1} - e^{-\lambda T_2})$$

cela pour les cinq premières classes d'ancienneté (cf. le schéma de Lexis). La procédure particulière de calcul adoptée pour la sixième classe conduit à écrire :

$$q(24, +\infty) = \frac{\text{Survivants à la date } t \text{ entrés 2 ans au moins auparavant}}{\text{Survivants à la date } (t-12) \text{ entrés 1 an au moins auparavant}}$$

soit, dans l'hypothèse d'un régime permanent : $q(24, +\infty) = e^{-12\lambda}$

● L'équation d'ajustement des quotients instantanés de sortie et la fonction de survie.

L'examen graphique de la batterie de paramètres λ conduit à la formulation de l'équation d'ajustement :

$$\text{Log } \lambda(t, T) = a(t) \text{ Log } T + b(t)$$

Les quotients instantanés de sortie du chômage ainsi estimés décroissent en effet à chaque date t linéairement, en coordonnées logarithmiques, avec la durée du chômage déjà subie. Cette constatation avait déjà été obtenue avec les enquêtes emploi. Mais la variabilité temporelle permet d'aller plus loin :

Si l'on pose $c(t) = e^{b(t)}$ alors $\lambda = c(t) T^a(t)$

et la fonction de survie $S(T, t) = e^{-\lambda T} = e^{-c(t) T^a(t)+1}$

Si $c(t)$ et $a(t)$ sont connus, cette fonction et ses intégrales partielles, nécessaires pour le calcul des quotients de survie, sont connues grâce aux tables de la fonction Γ incomplète de K. Pearson [11]. On peut par conséquent l'utiliser dans un modèle de simulation démographique du chômage.

$a(t)$ et $b(t)$ ont été supposés dépendre linéairement à chaque fin de trimestre des variables du marché du travail dans le trimestre : la demande d'emploi (DEM_t), constituée du flux de nouveaux demandeurs (DEE_t) et du stock de chômeurs (U_{t-1}) subsistant au début du trimestre, et l'offre d'emploi, référée aux variations nettes des effectifs de l'industrie au sens large (VARIT_t) et du tertiaire marchand (VARES_t). Pour $b(t)$ quatre constantes saisonnières (X_1 à X_4) ont été introduites, ainsi qu'une variable d'écart (X_{24}) pour tenir compte du « décrochement » de λ pour la dernière classe d'ancienneté. Les coefficients ont été estimés par les moindres carrés (tableaux 2 et 3). La période d'estimation va du 1^{er} trimestre 1972 au 4^{ème} trimestre de 1979.

Le R^2 s'établit à 0,97 pour les hommes et 0,95 pour les femmes, pour 180 observations et la statistique de Durbin-Watson à 1,52 et 1,42 respectivement.

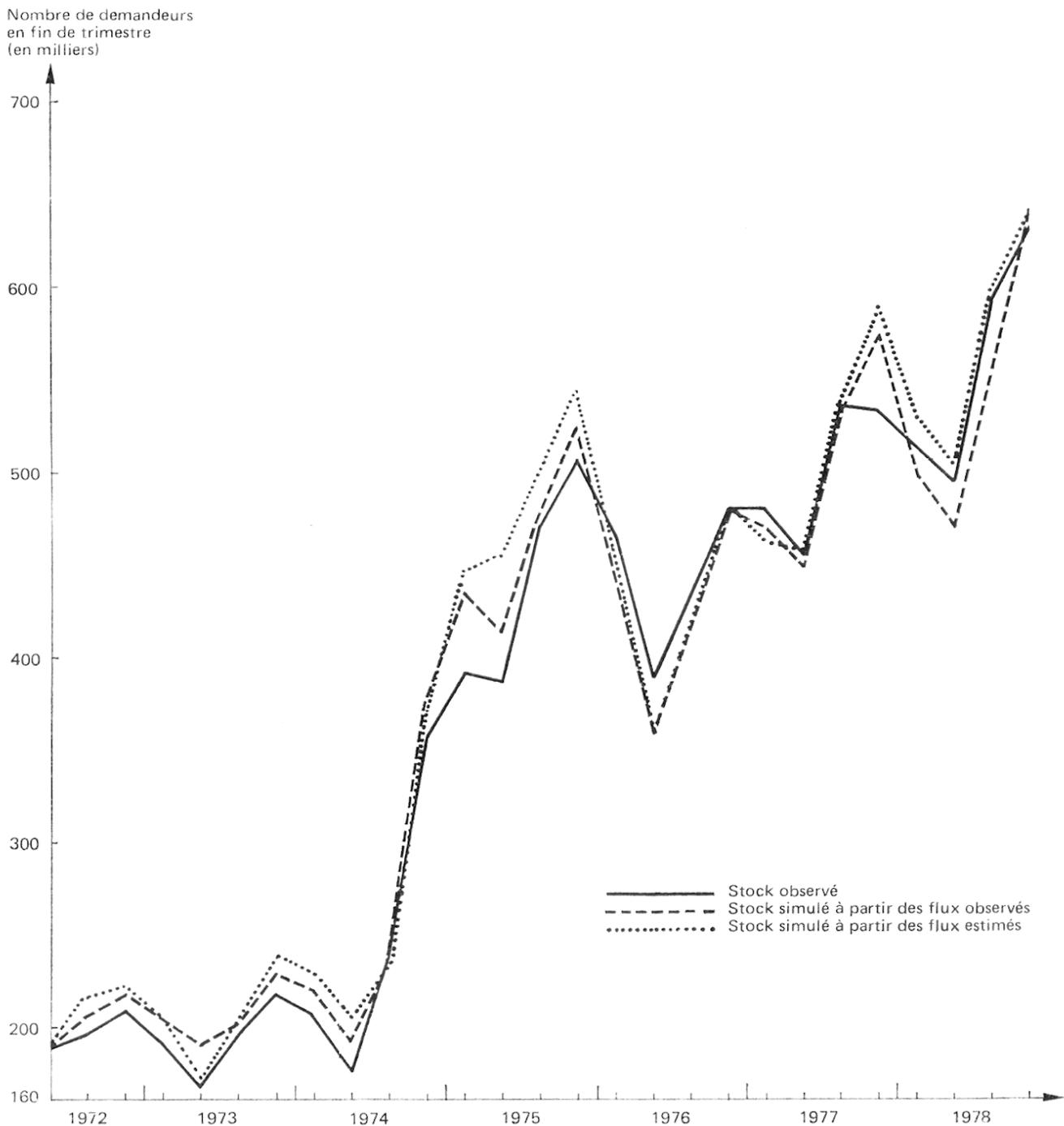
TABLEAU 2

Estimation des coefficients de $a(t)$

$a(t) = a_1 + a_2 \text{ DEM}_t + a_3 \text{ VARIT}_t + a_4 \text{ VARES}_t$				
	a_1	a_2	a_3	a_4
Hommes :				
Coefficient	-0,404	$0,27 \cdot 10^{-3}$	$-0,64 \cdot 10^{-3}$	$-0,14 \cdot 10^{-3}$
t de Student	(-15,1)	(7,4)	(-5,0)	(-1,2)
Femmes :				
Coefficient	-0,262	$0,20 \cdot 10^{-3}$	$-0,65 \cdot 10^{-3}$	$-0,09 \cdot 10^{-3}$
t de Student	(-10,3)	(5,0)	(-4,7)	(-0,7)

GRAPHIQUE III

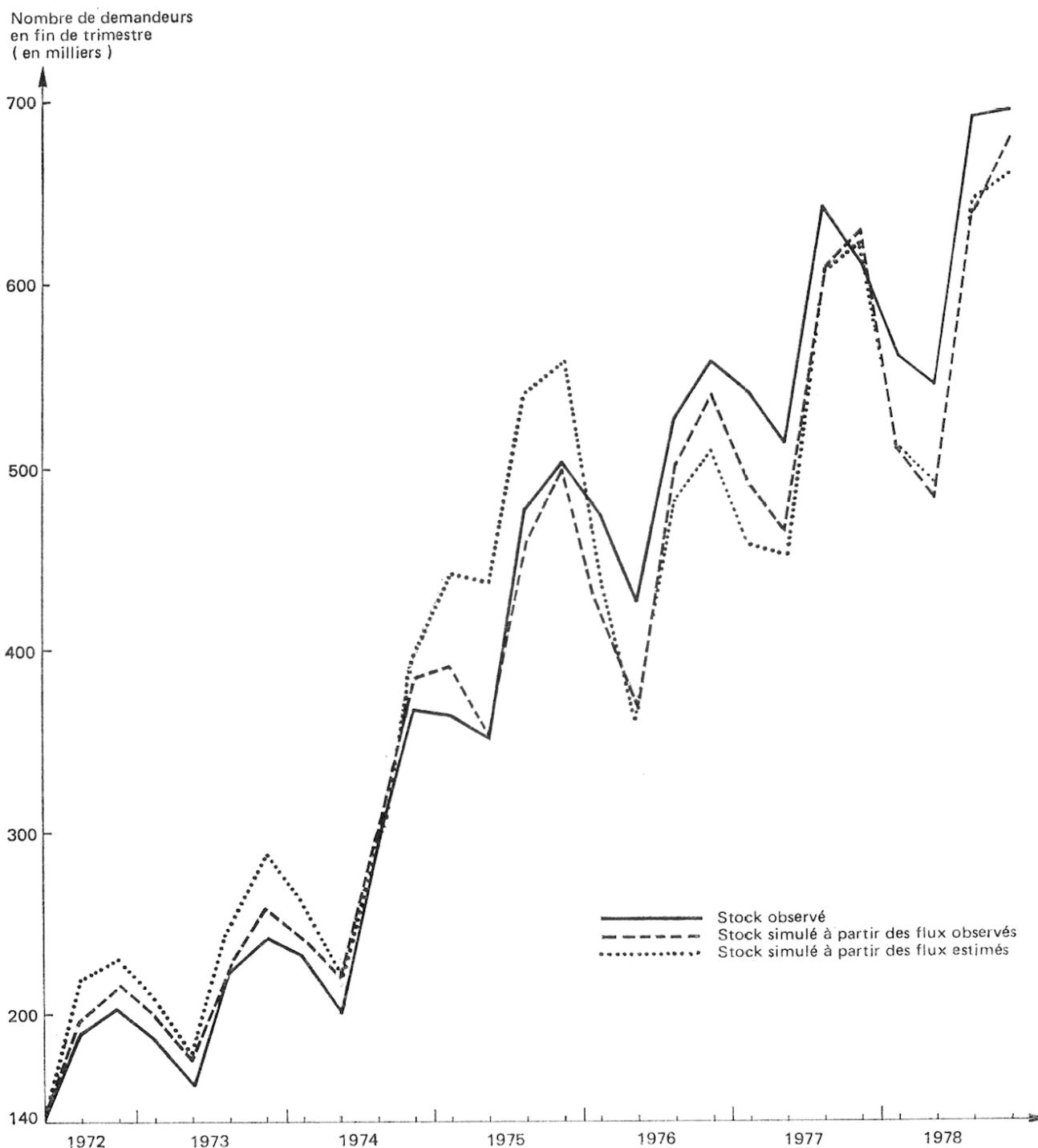
Simulation de l'évolution du nombre de chômeurs (hommes)



la très forte montée de la fin de 1974 et du début 1975 ainsi que l'accroissement tendanciel ultérieur (graphiques III et IV).

La seconde simulation est plus hypothétique puisqu'elle essaie d'apprécier le niveau des demandes d'emploi que l'on aurait observé en fin de période, c'est-à-dire au quatrième trimestre 1978, ainsi que leur répartition par ancienneté,

si le retournement de l'emploi, consécutif à la crise, ne s'était pas produit à partir de la fin de l'année 1974. L'appréciation des valeurs des variables exogènes que l'on aurait constatées dans cette hypothèse est délicate; elle détermine la mesure de l'effet de la crise sur l'évolution des demandes d'emploi. On a choisi de maintenir l'évolution des effectifs salariés industriels et tertiaires et le nombre de licenciements

Simulation de l'évolution du nombre de chômeurs (femmes)

pour cause économique à leurs valeurs d'avant le quatrième trimestre 1974. De façon plus précise, le profil annuel de ces variables a été supposé se reproduire à partir de cette date, identique à celui enregistré du troisième trimestre 1973 au troisième trimestre 1974. Par contre l'évolution — au demeurant proche de la stabilité — des entrées de nouveaux actifs et des démissions n'a pas été modifiée. En d'autres termes,

que se serait-il passé si la croissance de l'emploi s'était maintenue et si la mobilité imposée par les suppressions d'emploi ou les emplois instables était restée d'une ampleur comparable à celle d'avant 1974?

L'absence de crise de l'emploi aurait conduit fin 1978, selon le modèle, à un effectif de demandeurs d'emploi en fin de mois de 285 000 pour les hommes (contre 630 000

enregistrés) et de 345 000 pour les femmes (contre 695 000 observés). La progression du chômage aurait donc été pour l'essentiel enrayée. De même, les durées moyennes de chômage auraient été plus courtes si l'on en juge par la répartition selon l'ancienneté de la demande telle qu'elle est reconstituée par le modèle fin 1978. La part des anciennetés de moins de trois mois se serait établie à 58 % pour les hommes (au lieu des 45 % observés) et à 46 % pour les femmes (au lieu de 35,5 %). De même, la part des demandeurs de un an ou plus dans l'ensemble aurait été beaucoup plus faible : 9 % contre 16,5 % observés pour les hommes et 12 % contre 22 % observés pour les femmes.

Recentrer les explications

Les résultats précédents mettent en évidence le rôle secondaire du marché du travail *stricto sensu* dans l'explication à court terme du niveau et de la durée du chômage. Le marché se trouve, en effet, réduit à un lieu où se déroulerait un phénomène quasi-physique de file d'attente qui réglerait le débit de sortie du chômage des demandeurs. La compréhension de l'augmentation du chômage serait donc à chercher en amont : d'une part dans le déséquilibre croissant entre offre et demande et d'autre part dans les transformations qui affectent l'emploi (développement de la mobilité forcée, contrats de durée déterminée, sous-traitance...).

Ce faisant, on n'a pas à faire intervenir l'hypothèse selon laquelle les durées de chômage seraient arbitrées par les individus. Selon cette hypothèse, la durée de recherche d'emploi d'un individu dépendrait de ses exigences initiales en matière de salaire, de l'efficacité de sa quête d'information sur les emplois offerts, de la vitesse d'ajustement de ses exigences aux propositions effectives. La durée moyenne de chômage, constatée au niveau macroéconomique, serait le résultat de la multitude de ces activités individuelles de recherche où chacun arbitrerait rationnellement entre prise d'un emploi ou poursuite de la recherche. Selon certains auteurs, l'augmentation des durées de chômage constatée depuis 1974 renverrait à une modification des comporte-

ments individuels, notamment à une plus grande rigilité des exigences salariales.

Hormis les enseignements du modèle qui ne confortent pas ce dernier type d'analyse, les données existantes laissent, semble-t-il, peu de place à une influence active et notable d'un changement des attitudes de chacun. Il se dégage de l'enquête approfondie, faite dans le cadre de l'enquête emploi d'octobre 1977, auprès de la population des chômeurs et de leur réinterrogation six mois plus tard, l'impression générale d'exigences individuelles à la fois flexibles à l'égard des emplois recherchés et « raisonnablement » conformes aux possibilités de satisfaction que leur laissent les contraintes d'ensemble du marché du travail [9, 10].

En octobre 1977, le pourcentage des chômeurs déclarant « qu'éventuellement ils accepteraient un niveau de rémunération inférieur à celui de l'emploi précédent » était de 20 % et augmentait avec l'ancienneté de la recherche. Par exemple, pour les hommes de 25 à 49 ans, ce pourcentage passe de 19 % pour les anciennetés de chômage de moins de trois mois à 22 % pour celles comprises entre trois mois et un an et à 34 % pour celles de plus d'un an. Une flexibilité sur les exigences de salaire apparaît donc nettement : elles sont d'autant plus modestes que la catégorie du demandeur est plus mal placée pour des raisons d'âge ou d'ancienneté du chômage. L'idée que les longues durées de chômage s'expliqueraient par l'irréalisme des desiderata en matière de salaires est fortement relativisée dans cette enquête [9]. De fait, en mars 1978 les pertes de salaire et de qualification par rapport à l'emploi précédent, de ceux qui sont à nouveau au travail sont fréquentes : 40 % estiment avoir un salaire inférieur. Ce pourcentage croît avec l'âge et à groupe d'âge donné avec l'ancienneté du chômage. Finalement au travers des résultats de la seconde enquête, il ne semble pas que les demandeurs les plus « flexibles » aient un avantage à l'embauche [10].

L'hypothèse adéquate, qu'il faudrait préciser par des travaux de nature sociologique, semble être que les exigences, notamment salariales, renvoient en fait à l'éventail des chances objectives et ne jouent pas de rôle actif dans la détermination du niveau du chômage.

RÉFÉRENCES BIBLIOGRAPHIQUES

- [1] « Les résultats de l'enquête emploi d'octobre 1979 », *Économie et statistique*, n° 121, avril-mai 1980.
- [2] R. SALAIS : « Chômage : fréquences d'entrée et durées moyennes selon l'enquête emploi », *Annales de l'INSEE*, n° 16-17, avril-juin 1974.
- [3] F. EYMARD-DUVERNAY : « Combien d'actifs d'ici l'an 2000 ? », *Économie et statistique* n° 115, octobre 1979.
- [4] R. SALAIS : « Analyse des mécanismes de détermination du chômage », *Économie et statistique*, n° 93, octobre 1977.
- [5] M. PIALOUX : « Jeunes sans avenir et travail intérimaire », *Actes de la recherche en sciences sociales*, nos 26-27, mars-avril 1979.
- [6] R. LEDRUT : « Sociologie du chômage », PUF, Paris 1966.
- [7] D. SCHNAPPER : « Le vécu du chômage. Essai d'interprétation sociologique », rapport remis à R. Boulin (Pour une politique du travail), septembre 1979.
- [8] L. THÉVENOT : « Une jeunesse difficile. Les fonctions sociales du flou et de la rigueur dans les classements », *Actes de la recherche en sciences sociales*, n° 26-27, mars-avril 1979.
- [9] N. COEFFIC : « Les difficultés des chômeurs », *Économie et statistique*, n° 112, juin 1979.
- [10] « Chômeurs : embauche difficile mais situations variées », *Économie et statistique*, n° 121, avril-mai 1980.
- [11] K. PEARSON : « Tables of the incomplete function », Department of Scientific and Industrial Research, London 1922.
- [12] Groupe d'ouvriers licenciés, en liaison avec P.-H. CHOMBARD de LAUWE : « Nous, travailleurs licenciés », *UGE*, Collections 10-18, Paris 1978.

Résumé

Assimilant le chômage à un phénomène de file d'attente, l'analyse présentée ici cherche à expliquer, trimestre par trimestre, l'évolution des demandes d'emploi et des fréquences de sortie du chômage depuis 1971. Distinguant les flux d'entrée en chômage selon leur origine (licenciements économiques, démissions, arrivées de nouveaux actifs), le modèle vise à cerner la liaison entre la mobilité et les nouvelles inscriptions à l'Agence nationale pour l'emploi; d'autre part, il fait dépendre la rapidité de sortie du chômage, un trimestre donné, du déséquilibre global entre offre et demande. Comparée aux variations observées du stock de chômeurs entre 1972 et 1978 la simulation effectuée retrace bien la forte montée de la fin de 1974 et du début de 1975. Selon cette problématique l'augmentation de l'ancienneté du chômage résulterait de l'écart croissant entre offre et demande et des transformations qui affectent l'emploi. Ce faisant on s'écarte de l'hypothèse selon laquelle les durées de chômage seraient arbitrées de façon autonome par les individus.

Abstract

Unemployment — Comparable to Waiting in Line - By comparing unemployment to the phenomenon of standing in line, the author has tried to explain, on a quarter to quarter basis, the evolution of job requests and removal from the rolls of the ANPE since 1971. By showing the cause of the flow in the entry into unemployment (dismissals for economic reasons, resignations, the arrival of new labor), the model attempts to show the relation between mobility and new enrollments with the Agence Nationale pour l'emploi. Furthermore, it shows that the rapidity with which a new job is found, in a given quarter, depends on the overall imbalance of job supply and demand. When compared with the variations observed in the number of unemployed between 1972 and 1978, the author's simulation retraces accurately the sharp increase at the end of 1974 and the beginning of 1975. From this point of view, the rise in the duration of unemployment is due to the growing gap between supply and demand and certain changes which have affected the employment situation. Thus, the hypothesis that the duration of unemployment is essentially controlled autonomously by Individuals can be rejected.

Resumen

El desempleo, un fenómeno de espera -Al asemejar el desempleo a un fenómeno de cola, el análisis que va presentado aquí intenta explicar, trimestre por trimestre, la evolución de las demandas de empleo y de las frecuencias de salida del desempleo desde 1971. Distinguiendo los flujos de entrada en desempleo forzoso según su origen (despidos económicos, dimisiones, llegada al mercado laboral de nuevos activos), el modelo intenta delimitar el vínculo entre movilidad y nuevas inscripciones en la ANPE (Agence Nationale pour l'emploi); por otra parte, según este mismo modelo, la rapidez con la que se sale del desempleo depende, un trimestre dado, del desequilibrio global entre oferta y demanda. Equiparada con las variaciones observadas respecto al stock de desempleados entre 1972 y 1978, la simulación llevada a efecto trae a la memoria la aguda subida de fines de 1974 y de principios de 1975. Según esta problemática, el incremento de la duración del desempleo sería consecuencia del creciente descarte entre oferta y demanda así como de las transformaciones acaecidas en el empleo. Obrando así, uno se aleja de la hipótesis según la cual las duraciones de desempleo estarían arbitradas de manera autónoma por los propios individuos.