

Consommation

REVUE DE SOCIO-ECONOMIE

Sou1980 - 3270 à 3274

1980 n°3



juillet-septembre

Le Centre de Recherche pour l'Étude et l'Observation des Conditions de Vie, association à but non lucratif régie par la loi de 1901, est un organisme scientifique fonctionnant sous la tutelle du Commissariat Général du Plan d'Équipement et de la Productivité. Son Conseil d'Administration est présidé par M. Michel Albert, Commissaire au Plan.

L'objet de cette association est le suivant :

- faire toute étude sur les conditions de vie de la population ;
- promouvoir toute recherche statistique, économique, sociologique ou psychosociologique sur la consommation, les besoins, les aspirations et les conditions de vie de la population ;
- et en général, entreprendre toute étude sur des sujets intéressants, directement ou indirectement, la satisfaction des besoins et des aspirations et l'amélioration des conditions de vie de la population.

Les résultats de ces travaux sont en général publiés dans la revue trimestrielle « Consommation ».

Ils peuvent paraître sous forme d'articles dans d'autres revues françaises ou étrangères ou bien faire l'objet de publications séparées, lorsque leur volume dépasse celui d'un article de revue.

Le Centre de Recherche pour l'Étude et l'Observation des Conditions de Vie peut, en outre, exécuter des études particulières à la demande d'organismes publics, privés ou internationaux. Ces études ne font qu'exceptionnellement l'objet de publication et seulement avec l'accord de l'organisme qui en a demandé l'exécution.

Président : Michel ALBERT

Commissaire au Plan

Vice-Présidents : Philippe HUET

Inspecteur Général des Finances, Expert du Conseil de l'O.C.D.E.

Président du Conseil d'Administration du S.E.I.T.A.

Edmond MALINVAUD

Directeur Général de l'I.N.S.E.E.

Directeur : André BABEAU

Professeur à l'Université de Paris-X

Les citations sont autorisées sous réserve d'indication de la source. En revanche, toute reproduction de la totalité ou d'une partie substantielle d'un article doit faire l'objet d'une autorisation du Rédacteur en Chef de la Revue et de l'auteur de l'article.

Consommation

REVUE DE SOCIO-ECONOMIE

XXVII^e année

COMMISSARIAT GÉNÉRAL DU PLAN D'ÉQUIPEMENT ET DE LA PRODUCTIVITÉ

N^o 3 Juillet-Septembre 1980

dunod

Abonnements/**Subscriptions**

1981 et années antérieures

Un an, 4 numéros	France	165 F
One year, 4 issues	Autres pays	200 F
	Other countries	55 F

Le numéro/**per issue**

C.D.R. Centrale des Revues

B.P. 119, 93104 Montreuil Cedex, France

Tél. : 374.12.45

CENTRE DE RECHERCHE
POUR L'ÉTUDE ET L'OBSERVATION
DES CONDITIONS DE VIE

142, rue du Chevaleret,
75013 Paris. Tél. 584-14-20

sommaire

ÉTUDES

ANDRÉ MASSON

Peut-on mesurer le risque de devenir chômeur? 3

JEAN-LOUIS ROOS

La segmentation du marché du travail comme conséquence
d'un phénomène de substitution travail-travail dans une
économie dualiste. 25

FRANÇOISE CRIBIER

Une génération de retraités parisiens du secteur privé.
Constitution et structure des groupes socio-
professionnels du salariat. 47

JEAN-MARC DUPUIS

Transferts de revenus et finances locales. L'exemple d'une
commune de 30 000 habitants. 91

NOTES ET CHRONIQUES

JACQUES A. ZIGHERA ET RAYMOND HARA

L'analyse longitudinale du taux d'activité par âge par
doubles polynômes orthonormés. 111

RÉSUMÉS-ABSTRACTS. 123

PEUT-ON MESURER LE RISQUE DE DEVENIR CHÔMEUR ? (*)

par

André MASSON (**)

SOMMAIRE

Introduction	4
1. La mesure du risque de chômage de court terme	4
1.1. Intérêt d'une approche diachronique en chômage.....	5
1.2. Déduire le diachronique du synchronique : le recours au régime stationnaire.....	6
1.3. Des analyses empiriques de court terme.....	8
1.4. Les insuffisances de l'approche empirique de court terme....	9
2. Le risque tendanciel de chômage	11
2.1. L'évaluation d'un risque de chômage tendanciel.....	11
2.2. Un modèle démographique à mémoire.....	13
3. Quelques estimations chiffrées du risque tendanciel de chômage	18
3.1. Mesure de l'indicateur de turnover r	18
3.2. L'estimation des fréquences d'entrée en chômage.....	20
Conclusion	23
Bibliographie	23

(*) Ce texte constitue une reprise partielle d'une communication préparée pour la Table-Ronde C.N.R.S. « Économie du Travail » qui s'est tenue à Aix-en-Provence les 17 et 18 mars 1980. Ce travail a très largement bénéficié de la collaboration de Denis KESSLER, de l'Université de Paris-X-Nanterre. Nous tenons également à remercier Robert SALAIS et Nicole COEFFIC de l'I.N.S.E.E., pour l'aide précieuse qu'ils nous ont apportée, notamment dans la partie empirique de l'étude.

(**) Attaché de Recherche au C.N.R.S. U.E.R. de Nanterre-X, 2, rue de Rouen, 92001 Nanterre.

Le propos de ce texte est de montrer qu'il est possible de forger d'autres indicateurs que les taux de chômage pour enrichir la description d'une situation de sous-emploi donnée et mieux saisir les conséquences de ce phénomène. Ces indicateurs rendent compte des effets potentiels du chômage actuel sur l'évolution des individus sur le marché du travail : probabilités de perte d'emploi, durées de chômage... A l'inverse des taux de chômage — synchroniques — ils sont donc de nature *diachronique*.

Lorsque l'on se situe dans une perspective temporelle, on utilise généralement un modèle démographique pour rendre compte des mouvements de population entre les différents états retenus pour caractériser la situation des individus par rapport au marché du travail. Chaque état est repéré par plusieurs variables — C.S.P., sexe par exemple — et surtout par l'appartenance à une des trois sous-populations : actifs avec emploi, chômeurs ou inactifs. Ainsi, le fonctionnement du marché du travail est simplement représenté comme une « pompe » qui engendre des flux entre les différents états du modèle démographique. Chaque flux est repéré par les caractéristiques — ou l'état — de ses « stocks » d'origine et de destination [13] et [15].

On rappelle, dans la première partie de l'étude, que l'évaluation des variables diachroniques — employabilité et vulnérabilité du chômage — ne peut être obtenue uniquement à partir de la taille des stocks de population mais dépend aussi de la taille des flux et de la spécification du modèle démographique : cette évaluation suppose notamment une population observée en régime permanent. Dans les travaux anglo-saxons ou français, les mesures de vulnérabilité et de durée de chômage sont utilisées pour traduire les évolutions de court terme et reconstituer ainsi, de proche en proche, les trajets effectivement suivis par les individus sur le marché du travail.

Notre objectif exposé dans la deuxième partie est différent : il s'agit plutôt de mesurer les tendances de long terme que contient la situation présente, à travers notamment le risque, α , d'un chômage au moins au cours de sa vie si les conditions observées sur le marché du travail étaient appelées à se maintenir inchangées pendant une période suffisamment longue. Cette approche peut s'appuyer sur un modèle démographique qui admet une mémoire relativement longue du phénomène (essentiellement les périodes de chômage passées); elle permet ainsi de mieux rendre compte à la fois de l'impact social d'un niveau de chômage donné et de l'importance du chômage récurrent.

Dans une troisième partie, on présentera quelques illustrations de calcul de la part, α , des individus concernés à terme par le chômage et de l'indicateur, r , de chômage récurrent qui mesure approximativement le nombre moyen par chômeur potentiel de *retours* en chômage.

1. LA MESURE DU RISQUE DE CHÔMAGE DE COURT TERME

Il s'agit ici de rappeler tout d'abord l'intérêt d'une approche diachronique du chômage [11], qui s'interroge sur l'évolution des individus sur le marché du travail. Cette approche porte donc sur la détermination de grandeurs

qui s'inscrivent fondamentalement dans le temps ou la durée au contraire d'une approche synchronique qui cherchera à caractériser les distributions spatiales du moment, à l'aide des taux de chômage par exemple.

On insistera ensuite sur les conditions qui permettent d'obtenir des informations longitudinales lorsque ne sont connues que des données en coupes instantanées, autrement dit sur les conditions qui permettent de changer de l'espace en temps, des distances en durées.

On verra enfin que les travaux consacrés à une approche diachronique du chômage n'ont, quel que soit le degré de raffinement des modèles utilisés, qu'un objectif strictement empirique. La mesure des fréquences et des durées de chômage portant sur le court terme ne vise qu'à pallier l'absence de données appropriées dans ce domaine. Cette approche présente un double écueil : elle a les inconvénients d'une méthode de statique comparée, et elle ne tient pas compte des effets de l'évolution passée des individus sur le marché du travail sur leur situation présente.

1.1. Intérêt d'une approche diachronique en chômage

Le diptyque chômage-chômeurs présenté par Michon [12] oppose l'analyse (macro) économique du phénomène du *chômage* qui procède, en termes de déséquilibres entre offre et demande de travail, à l'étude plus socio-économique des conséquences d'un certain niveau de chômage sur l'emploi des individus et les possibilités de réinsertion des *chômeurs*. L'approche diachronique se situe très clairement du côté de l'approche socio-économique. Si, pour l'analyse du marché du travail, la donnée des taux de chômage peut paraître suffisante, il n'en va pas de même dans le cas de l'étude des chômeurs et de l'évolution de la situation des personnes sur le marché de l'emploi.

En effet, la seule considération du niveau des stocks ne permet pas de déterminer dans le modèle démographique les flux — d'entrée ou de sortie d'activité par exemple — et les durées de séjour dans les stocks — durée de chômage par exemple — car plusieurs ensembles de flux et de durées sont compatibles avec les mêmes niveaux pour les stocks ⁽¹⁾. Aussi, outre le niveau des *stocks* de chômeurs, deux autres types d'informations ont été utilisées pour déterminer les variables diachroniques (durées et fréquences) :

— la distribution des chômeurs selon l'*ancienneté* de chômage (cf. Salais [14], Frank [2], McGregor [9]) : elle permet de calculer notamment la loi de séjour

(1) Cf. SALAIS [14]. Un même niveau de chômage peut résulter de fortes entrées en chômage, compensées par des durées de chômage courtes; ou bien de flux d'entrées peu importants, mais associés à des durées longues.

(ou de survie) en chômage ⁽¹⁾, soit finalement les durées moyennes de chômage et les employabilités qui permettent une segmentation de la population des chômeurs ;

— la dimension des *flux* de population qui interviennent sur le marché du travail et, notamment, des flux d'entrée en chômage (*cf.* Perry [13], Michon [12], Salais [15]) qui permettent d'estimer les vulnérabilités au chômage et donc de segmenter la population des actifs.

1.2. Déduire le diachronique du synchronique : le recours au régime stationnaire

Les données temporelles qui permettent de suivre les individus sur le marché du travail sont rares [5 *d*]. Aussi ne dispose-t-on, le plus souvent, que d'informations à une date donnée dont il faut se contenter pour déterminer, dans la vision du marché du travail qui vient d'être présentée, les probabilités ou fréquences de passage d'un état à un autre et les durées de séjour dans chaque état.

La détermination de ces durées et de ces fréquences va dépendre de la spécification du modèle démographique qui retrace les mouvements de population sur le marché du travail. Ce modèle est-il déterministe ou probabiliste, quelles variables de tri (sexe, âge, C.S.P., travailleurs immigrés) retenir, les « trajectoires » des individus dépendent-elles les unes des autres, le devenir d'un individu est-il lié à son passé sur le marché du travail, le niveau des stocks modifie-t-il le volume des flux... ?

C'est à un travail de formalisation de ce type que se livre McGregor [9] pour déterminer s'il existe une relation causale entre la probabilité de retrouver un emploi et l'ancienneté au chômage. Le fait que la probabilité diminue avec l'ancienneté peut seulement provenir d'un processus d'agrégation qui masque l'hétérogénéité des employabilités à l'intérieur de la population de chômeurs étudiée (plus l'ancienneté de chômage croît, plus on est en présence de travailleurs appartenant à des catégories défavorisées dont l'employabilité est faible). La relation causale ne sera vérifiée que si la diminution de l'employabilité en fonction de l'ancienneté s'observe pour des populations de chômeurs de mêmes caractéristiques à l'entrée en chômage : mais cette notion de « mêmes caractéristiques » dépend étroitement de la spécification choisie qui conditionne donc étroitement les résultats obtenus par McGregor [9] (résultats qui attestent l'existence de la relation causale en question).

Une fois le modèle spécifié, la transformation des données transversales en variables diachroniques suit un processus bien connu [10] : on suppose que la population du modèle est observée en état d'équilibre, soit en régime stationnaire. Dans ce cas, il y a invariance de la configuration du moment. Cet « équilibre » décrit une relation de compatibilité entre les différentes variables du système : dans le cas présent, les divers flux, le niveau des stocks

(1) *Cf.* [2], [9], [14]. Ces durées de chômage, calculées sur l'ensemble des individus à leur entrée en chômage, diffèrent des anciennetés de chômage calculées sur la population des chômeurs du moment.

et leur structure selon l'ancienneté de séjour dans le stock sont ajustés [cf. Machlup (1)]. Cet accord autorise le maintien, en l'absence de choc exogène, de la situation observée, soit donc la reproduction de l'équilibre : non seulement il y a invariance des données synchroniques, mais en général *constance des lois d'évolution ou des paramètres exogènes au modèle* [10].

Cette hypothèse forte d'équilibre, de régime permanent, réduit considérablement — par les nouvelles relations qu'elle permet d'obtenir entre certaines variables ou la constance qu'elle impose à d'autres — le nombre de solutions possibles et assure même, pour les modèles simples, *l'unicité de la solution* : les durées de séjour dans un stock ou les fréquences de passage d'un stock à l'autre sont alors parfaitement déterminées.

Considérons, à titre d'exemple, le cas d'un modèle probabiliste à *trajectoires individuelles indépendantes* (cf. Salais [14]) :

$$\begin{array}{ccc} F & & G \\ \rightarrow & \boxed{U} & \rightarrow \\ & s, m & \gamma \end{array}$$

où F est le flux instantané des entrées en chômage, U le stock de chômeurs, m la durée moyenne de chômage au moment de la perte d'emploi, $s(T)$ la loi de « survie » (séjour) en chômage selon l'ancienneté T , G le flux instantané de sorties du chômage, γ la probabilité, à l'entrée dans U , de quitter le chômage. On ne fait dépendre la loi de séjour en chômage que de l'ancienneté de chômage, T .

En régime stationnaire — flux d'entrée F et loi de survie s invariants au cours du temps — la connaissance de la structure $c(T)$ du stock de chômeurs selon l'ancienneté de chômage permet de déterminer la loi de survie $s(T)$ et la durée moyenne de chômage par les relations (cf. Kaitz [8], Salant [16]) :

$$(1) \quad \left\{ \begin{array}{l} m = \int_0^{\infty} s(T) dT, \\ c(T) = s(T) / \int_0^{\infty} s(T) dT = s(T)/m. \end{array} \right.$$

Mais aussi les rapports des stocks aux flux ou des flux entre eux permettent d'évaluer d'une autre manière la durée moyenne de chômage m et la probabilité de sortie du chômage γ (2) :

$$(2) \quad \left\{ \begin{array}{l} m = U/F, \\ \gamma = G/F. \end{array} \right.$$

(1) *Essais de sémantique économique*, Équilibre et déséquilibre, Calmann-Lévy, 1971, p. 13 à 46.

(2) Cf. [10] et [11]. Plus précisément, comme il s'agit d'un modèle probabiliste, ces relations ne sont vérifiées qu'en convergence presque sûre, lorsque la taille du flux d'entrée F croît à l'infini. La démonstration qui utilise fondamentalement l'indépendance des évolutions individuelles s'appuie sur le théorème de KOLMOGOROV-SMIRNOV qui fournit en même temps un test statistique de la validité des estimations avancées en fonction de la taille des entrées.

Il convient de s'interroger sur la signification d'un régime stationnaire, d'un équilibre démographique qui est indispensable pour le calcul des variables diachroniques. A quelle situation réelle correspond-il sur le marché du travail? D'un point de vue macro-économique, on aurait là l'indice d'un déséquilibre structurel stable entre offre et demande de travail. Plus généralement, on ne se pose pas la question des caractéristiques d'une économie qui engendrerait ainsi une répartition invariante de la population entre l'inactivité, le chômage et l'emploi. Ceci constitue une limite certaine de l'approche suivie : le modèle démographique n'est pas relié au système économique d'ensemble. On n'intègre pas le rôle joué par l'évolution des variables macro-économiques. De plus, la représentation du fonctionnement du marché de l'emploi reste très fruste, notamment parce qu'elle ne prend pas en compte la détermination mutuelle et les mécanismes d'interaction entre offre et demande de travail.

1.3. Des analyses empiriques de court terme

Les auteurs, qui ont adopté une approche diachronique du chômage pour la mesure de la vulnérabilité et de l'employabilité, se sont fixés pour objectif la reconstitution des trajets effectivement suivis par les individus sur le marché du travail. En somme, il s'agit de pallier la carence d'enquêtes longitudinales spécifiques sur les chômeurs.

Comme les variables diachroniques ne peuvent être déduites de l'observation de coupes instantanées que sous l'hypothèse d'une population en régime stationnaire, la reconstitution des trajectoires sur le marché du travail doit suivre une méthode de *statique comparée*, fondée sur une succession d'équilibres instantanés. Pour déterminer durée et fréquence de chômage à un moment donné, on suppose que le modèle est en régime stationnaire, c'est-à-dire que les valeurs des variables observées sont invariantes. On ne tient pas compte du fait que cette hypothèse est démentie l'instant suivant, les variables considérées ayant pris des valeurs différentes : on admet l'existence d'un nouvel équilibre démographique caractérisé par ces seconds paramètres et on réestime durée et fréquence de chômage.

Cet inconvénient est particulièrement important pour la détermination de durées moyennes de chômage. Salais [14], par exemple, utilise la connaissance de la structure de la population des chômeurs selon l'ancienneté de chômage (« corrigée » de la variation des flux d'entrée en chômage) pour estimer chaque année, à l'aide de relations du type (1), les durées moyennes de chômage de 1963 à 1972. Mais en toute logique, son estimation n'est exacte que si les deux conditions suivantes sont remplies :

- la population de son modèle est stationnaire au moment de la mesure;
- ce régime stationnaire a une durée qui excède la durée maximum de chômage.

Le biais est moins important lorsque l'on mesure des vulnérabilités sur le très court terme. Deux méthodes sont conjointement utilisées.

La première consiste à rapporter le nombre de chômeurs d'ancienneté inférieure à un mois à la population occupée correspondante [5 b], [7] et [12]. Cet indicateur sous-estime d'autant plus la probabilité de tomber en chômage que les reclassements dans la population concernée sont rapides, et demeure fragile en raison du faible nombre de personnes concernées. Ainsi, il est de 0,45 % pour les jeunes gens (moins de 25 ans) et de 0,19 % pour les hommes adultes en octobre 1978 [5 b]. Il a donc essentiellement une valeur relative.

La seconde méthode consiste à diviser le taux de chômage par la durée moyenne ou à défaut par l'ancienneté moyenne de chômage [7] et [13]. Cette estimation, certes moins ponctuelle, suppose cependant « une hypothèse de stationnarité trop simple pour un phénomène comme le chômage » (cf. [7], p. 9), notamment la constance du taux de chômage.

Des analyses plus détaillées des fréquences et durées de chômage ont été entreprises par les auteurs anglosaxons (cf. Perry [13], Kaitz [8], Frank [2]). Perry notamment utilise des relations du type (2) portant sur les flux pour déterminer les vulnérabilités et employabilités aux États-Unis sur la période 1954-1971 par catégories détaillées (âge, sexe...). Il montre notamment, contrairement à Kaitz, que les taux de chômage élevés dans certains groupes s'expliquent moins par des durées de chômage plus longues que par des passages plus fréquents par le chômage. Il étudie également par une équation de régression la liaison entre d'une part la durée moyenne de chômage (ou une variable dérivée), et d'autre part le taux de chômage et ses variations cycliques (¹).

Frank [2] tente, par une méthode originale, d'estimer à l'équilibre la distribution jointe des probabilités hebdomadaires d'entrée et de sortie du chômage. Il suppose seulement connu le nombre de chômeurs et leur distribution selon l'ancienneté de chômage. Sa méthode autorise les corrélations entre probabilité d'entrée p et probabilité de sortie q . Elle consiste à évaluer la répartition de la population sur le marché du travail engendrée par des valeurs données de p et q puis à obtenir la densité de probabilité cherchée en p et q en utilisant le théorème de Bayes.

1.4. Les insuffisances de l'approche empirique de court terme

La critique des approches précédentes portera sur trois points. Le premier concerne l'horizon des variables estimées, le second la méthode d'estimation qui relève de la statique comparée, le troisième l'absence de mémoire du phénomène.

Par construction, les variables estimées traduisent des évolutions ponctuelles, très conjoncturelles. Elles ne peuvent donc rendre compte des effets

(1) La durée moyenne de chômage est calculée, là encore, en supposant la population en régime stationnaire à la date considérée. L'élasticité de la durée de chômage aux variations cycliques de court terme du taux de chômage est supérieure à 1 ; par contre, elle est inférieure à 1 lorsqu'elle est calculée par rapport au taux de chômage lui-même.

tendanciels d'un certain niveau de chômage sur le devenir des individus sur le marché du travail. Leur calcul semble surtout nécessaire pour combler les lacunes de l'information disponible.

Mais il n'est pas sûr que les variables estimées remplissent cette vocation empirique de façon satisfaisante en raison de la méthode d'évaluation adoptée qui procède par équilibres instantanés successifs ⁽¹⁾. On nie ainsi l'existence des périodes transitoires nécessaires pour atteindre l'équilibre ou pour passer d'un équilibre à un autre, on refuse au temps réel du phénomène sa double nature, indissociable : le temps de la durée transitoire d'une part, le temps de l'évolution des lois du régime stationnaire d'autre part, qui est le seul pris en compte. Cette dualité apparaît plus clairement encore lors de la mesure de durées moyennes de chômage. La méthode utilisée ne peut tenir compte des modifications de ces variables qui interviennent pendant l'intervalle de temps nécessaire à leur mesure : on a la désagréable impression d'assister à un tir sur cible mouvante.

Mais l'écueil principal des approches étudiées tient à l'absence de prise en compte des effets de l'évolution passée des individus sur leur situation présente sur le marché du travail, soit à l'hypothèse de réversibilité du temps. En fait, si on veut isoler dans les fréquences d'entrée en chômage la part du « *chômage récurrent* » ou du « *turnover* », la distinction entre « *premiers chômeurs* » et « *déjà chômeurs* » apparaît fondamentale. Pour introduire cette distinction dans le modèle, il faut donc prendre en compte une *mémoire suffisamment longue du phénomène*, soit en fait adopter un modèle « dynamique » au sens de Samuelson ou de Frisch : « des variables datées à des instants différents » interviennent de manière essentielle dans la formalisation.

Si le modèle n'a pas de mémoire, il n'est pas possible de rendre compte correctement du chômage récurrent. Notamment le nombre moyen de chômeurs par an et travailleur calculé par Perry [13] à partir de l'observation de données instantanées est biaisé. En effet, pour obtenir ce nombre, Perry cumule, au cours du temps, vulnérabilités de court terme et employabilités en suivant une méthode analogue aux démographes : ces derniers calculent les espérances de vie en composant une loi de survie à partir des taux de mortalité selon l'âge observés pendant l'année étudiée. Mais les démographes indiquent que cette méthode du parcours de la distribution transversale selon l'âge par une cohorte « fictive » — en transformant donc de l'espace en durée — n'est licite que dans le cas de phénomènes sans mémoire. Elle n'est pas possible si le passé a une influence sur le présent : l'exemple démographique bien connu est celui de la fécondité, la probabilité pour une femme d'avoir un enfant dépendant entre autres du nombre d'enfants qu'elle a déjà mis au monde.

(1) FRANK [2] reconnaît lui-même que ces estimations sont d'autant plus valables que les conditions du marché sont proches de l'équilibre, hypothèse très optimiste dans le cas d'un phénomène aussi évolutif que le chômage : aussi conseille-t-il de « purger d'abord les données en éliminant autant que possible les variations cycliques, saisonnières, conjoncturelles... ».

La voie est maintenant clairement tracée : une approche diachronique alternative du phénomène du chômage devra remédier aux trois lacunes essentielles révélées par les analyses empiriques de court terme.

2. LE RISQUE TENDANCIEL DE CHÔMAGE

Nous nous proposons, pour tenter de dépasser les insuffisances d'une approche de court terme, de modifier le contenu et donc la signification des variables diachroniques estimées, de traiter différemment de l'équilibre et de l'évolution, d'opter pour une autre spécification du modèle démographique qui retrace le marché de l'emploi.

Le risque α d'un chômage au moins est une variable qui, comme l'espérance de vie, est calculée dans un temps virtuel : il évite donc les pièges de la dualité du temps réel et de la statique comparée. Enfin, par construction, la variable α est fondée sur la distinction entre « premiers chômeurs » et « déjà chômeurs », nécessaire à l'évaluation du chômage récurrent.

La seconde section est consacrée à une présentation rapide du modèle de population qui permet de prendre en compte les effets de l'évolution passée des individus sur le marché du travail. Après une description des caractéristiques les plus intéressantes du modèle, on indiquera les relations auxquelles il conduit à l'équilibre entre taux et probabilités de chômage. Enfin, on se livrera à quelques commentaires sur la signification de ces relations. La présentation du modèle constituait la partie la plus importante d'un article antérieur [11]. Elle est considérablement réduite ici : on n'a gardé que les éléments indispensables pour la compréhension des résultats obtenus.

2.1. L'évaluation d'un risque de chômage tendanciel

A quelles préoccupations veut répondre une approche qui se concentre sur les conséquences potentielles sur le devenir des travailleurs d'une situation de chômage donnée? Tout d'abord, aux façons différentes dont sont *concernés les individus par un niveau de chômage donné*. Un même taux de chômage β de 5 % peut théoriquement correspondre à tout une série de configurations entre deux situations extrêmes : celle où 5 % des individus apparaissent chômeurs à vie et 95 % peu ou pas concernés par le phénomène, et celle où tous les individus sont appelés à passer 5 % de leur vie en chômage. On conçoit que l'impact social d'un état de marché de l'emploi proche de la première situation où la marginalisation de certains travailleurs est très poussée soit différent de celui d'un état de marché proche de la seconde qui traduira, par exemple, le fait que les jeunes connaissent souvent une période de chômage avant de trouver un premier emploi. La différence de nature entre les deux situations extrêmes peut être caractérisée par *la part α des chômeurs « potentiels »* ou des individus qui seront éventuellement au moins une fois chômeur au cours de leur vie : elle vaut 5 % dans le premier cas, l'unité dans le second.

Plus précisément, α peut être interprétée comme le risque d'un chômage au moins à l'entrée dans la vie active *si les conditions actuelles rencontrées sur le marché de l'emploi continuaient à prévaloir pendant un temps suffisamment long*. A l'évidence, cette hypothèse est utopique et α est une grandeur *fictive*, mais elle ne l'est pas plus que l'espérance de vie des démographes : ces derniers ne se préoccupent pas dans leurs calculs de la possibilité d'une guerre atomique avant l'an 2000. Mais ce caractère fictif n'empêche pas que les effets de ce risque soient réels — tout comme ceux de l'espérance de vie — sur les comportements des agents par exemple, dont elle altère les prévisions (1). Le taux de chômage actuel, d'environ 6 %, masque le fait que certaines catégories de jeunes travailleurs doivent envisager le passage par l'A.N.P.E. comme une éventualité probable que l'on pourra estimer par la probabilité α , au seuil de la vie active, soit par exemple à 18 ans, d'entrer en chômage avant l'âge de 25 ans. La probabilité α permet aussi, plus sûrement que le taux de chômage, de segmenter le marché du travail.

On obtient le risque de chômage α en calculant pour le présent des variables obtenues si cet état se prolongeait sans changement pendant une période relativement longue. On accorde ainsi une *dérive* au présent qui rappelle la conception de l'équilibre dynamique de la mécanique. On ne peut expliquer l'équilibre instantané d'un cycliste penché dans un virage qu'en faisant intervenir (outre les forces de frottement) le fait qu'il tourne, autrement dit sa vitesse instantanée de rotation : si les conditions qui prévalent au mouvement du cycliste demeuraient inchangées, on aboutirait à un état permanent sous la forme d'un mouvement circulaire uniforme dont la vitesse serait cette vitesse instantanée de rotation (2).

Cette approche diachronique et dynamique du chômage ne perd pas de son intérêt dans le cas où existent les sources statistiques sur le devenir effectif des actifs employés et des chômeurs sur le marché du travail. L'hypothèse d'équilibre n'est pas ici un pis-aller : elle est indispensable pour interpréter correctement les grandeurs diachroniques obtenues comme l'espérance α d'un chômage au moins, par exemple.

Mais l'évaluation de α va dépendre à l'évidence du choix des conditions du présent ou du passé que l'on va maintenir invariantes, de même que les anticipations tiennent à la représentation que l'on a du présent et à ce qu'on retient du passé. Autrement dit, *la spécification du modèle* qui permet de formaliser la notion d'état permanent est encore une fois essentielle. Plus le modèle démographique rendra compte de la richesse du présent et possèdera

(1) Il est clair en effet que les comportements des individus, leurs prévisions dans lesquelles la connaissance de la probabilité α peut intervenir, ne dépendent pas des résultats effectifs qui vont être enregistrés, mais d'une extrapolation de l'état présent : KEYNES, par exemple, est très clair sur cette question et définit au chapitre 5 de la *Théorie générale* un emploi de longue période obtenu « si les conditions prévues se maintiennent suffisamment longtemps ».

(2) Pour prendre un autre domaine de comparaison, celui des fonctions, on peut dire que la statique comparée approxime une fonction par une fonction linéaire par morceaux, alors que la dynamique exposée ici munit chaque point de la fonction de sa dérivée ou de la tangente à la courbe en ce point.

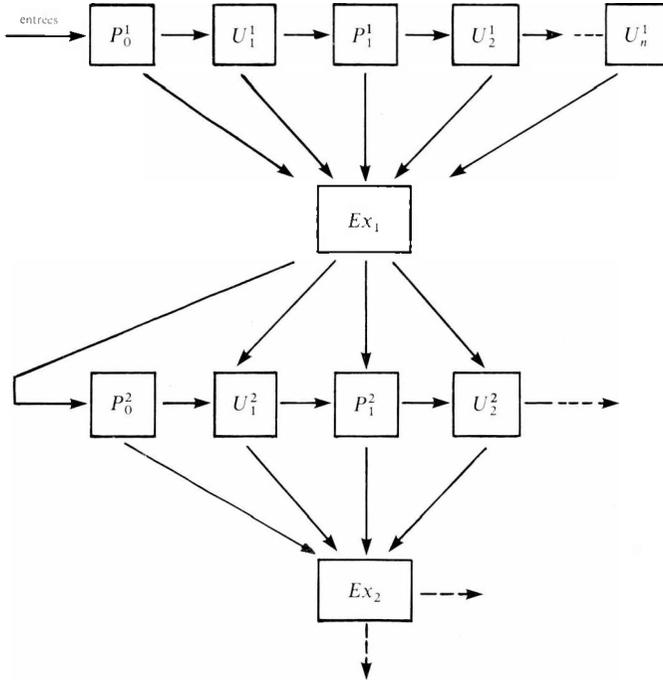
une mémoire intelligente du passé, plus les valeurs obtenues pour les variables diachroniques, telle la probabilité α , seront pertinentes pour la description de ce présent. Cependant, les modèles proposés garderont toujours une lacune majeure tant que les liens avec le système économique d'ensemble ne seront pas pris en compte.

2.2. Un modèle démographique à mémoire

2.2.1. Les caractéristiques du modèle

On considère un individu au seuil de sa vie active ou à un moment donné de sa vie (par exemple à 25 ans ou à 50 ans). Le modèle va le suivre tout au long de son cycle d'activité jusqu'à un âge donné, sa retraite définitive ou sa mort. Le modèle possède *deux caractéristiques fondamentales* :

— la *première* est d'être un modèle à *mémoire* : les différents stocks de chômeurs, d'actifs avec emploi sont indicés selon le nombre de périodes d'activité et le nombre de chômages que les individus du stock ont connus antérieurement. Ainsi le stock P_i^j contiendra les individus dans la j -ième période d'activité qui ont retrouvé un emploi après avoir déjà connu i chômages, le stock U_i^j les individus dans leur j -ième période d'activité et leur i -ième chômage. Ex_j représente les individus dans leur j -ième période d'inactivité;



— la *seconde* caractéristique du modèle est d'être *probabiliste* : chaque passage d'un état indicé à un autre est associé à une probabilité de transition spécifique que l'on fait dépendre de la *durée* passée dans le stock de départ et des caractéristiques propres aux deux états. On suppose encore que les évolutions des individus dans ce système sont *indépendantes* les unes des autres.

Tout une partie de la *sélectivité* du chômage relative aux probabilités de transition est donc exogène au modèle : elle devra être rendue par les variables qui caractérisent les probabilités de transition, comme la région, le sexe, la catégorie sociale, etc. et même les tranches d'âge, pourvu qu'elles soient suffisamment larges : en effet, l'âge est partiellement endogène car lié aux durées d'emploi, de chômage et d'inactivité. La nature diachronique de long terme des risques de chômage que l'on cherche à estimer conduit en effet à opter pour des variables qui engendrent une segmentation stable de la population à deux points de vue :

— la *stabilité démographique* de la segmentation : la grande majorité des individus d'une sous-population est appelée à rester, sauf accident, pendant une période suffisamment longue dans cette sous-population ;

— l'*homogénéité* des variables du chômage à l'intérieur d'une sous-population doit se maintenir au cours du temps.

Mais à côté de cette sélectivité que l'on pourrait qualifier de spatiale ou synchronique, il en existe une seconde qui est en revanche endogène au modèle : celle diachronique qui représente pour un individu les effets de l'évolution passée et de ses aléas.

Par contre, le modèle reste très faible, dans cette version, sur les effets d'interaction entre stocks et flux, de saturation du marché ou de concurrence entre travailleurs. Même si le modèle reste de nature purement démographique, sans liens formalisés avec le système économique d'ensemble, il serait cependant possible de l'améliorer sur plusieurs points.

Une première insuffisance, la plus grave, vient de l'hypothèse d'indépendance des évolutions individuelles qui est centrale dans la résolution du modèle : c'est elle qui permet d'assimiler en régime permanent les probabilités — variable *ex ante* attachée à chaque individu — à des taux — variables *ex post* qui décrivent des effets globaux — et les résultats du modèle probabiliste à ceux d'un modèle déterministe. Il n'en serait évidemment pas de même si le processus de sortie du chômage s'apparentait à un processus de file d'attente plus proche de la réalité. Un premier pas pour introduire dans le modèle ce type d'interactions consisterait à prendre en compte *l'action des stocks sur les flux*, soit en fait l'influence qu'exerce un niveau de chômage donné sur les vulnérabilités et employabilités. Dans la version actuelle du modèle, on va supposer que l'obtention du régime stationnaire se fait par adaptation unilatérale des stocks (ou taux de chômage) sur les flux (fréquences et durées de chômage). Si l'on prenait en compte l'action en retour des stocks sur les flux, il s'agirait alors d'un modèle de déséquilibre.

Une autre voie possible serait d'introduire certaines relations entre les sous-populations du modèle déterminées par les variables associées aux probabilités de transition. Dans la mesure où ces groupes sont au moins partiellement en concurrence, on pourra faire dépendre les probabilités de chômage de l'un du taux de chômage de l'autre (O.S. et manœuvres, par exemple). Aussi il faudrait rendre compte des passages (limités) d'une sous-population à l'autre dus notamment à une évolution passée sur le marché de l'emploi trop défavorable : par exemple, un ouvrier qualifié trop souvent chômeur peut rejoindre la sous-population des O.S. notamment lors de son réemploi.

2.2.2. Les relations du modèle à l'équilibre

On fait arriver dans le modèle un flux instantané constant, noté E . La première question est de savoir si le modèle admet un régime permanent, soit si l'invariance des probabilités d'entrées et de sorties conduit finalement à des valeurs constantes pour les stocks et les flux.

On montre dans [10] la convergence presque sûre, lorsque le flux initial E devient très grand, de certains rapports de stocks à flux ou de flux entre eux vers des limites déterministes : ce sont les relations du type (2) présentées à la fin de la section 1.2. On établit ainsi, de proche en proche, l'existence d'un état permanent et de relations d'équilibre qui font apparaître la probabilité α d'un premier chômage et les probabilités de chômage récurrent comme des rapports de flux alors que le taux de chômage est un rapport de stock [11]. La relation que l'on obtient alors entre probabilités et taux traduit à l'équilibre l'ajustement des stocks sur les flux.

Pour expliciter ces relations, introduisons les notations suivantes :

E , flux d'entrée dans le modèle (par exemple « hommes de 25 ans »);

F , flux global des entrées en chômage qui se divise en :

F_1 , flux des premières entrées en chômage;

F_2 , flux des entrées en chômage d'individus qui ont déjà connu un chômage;

m, m_i , durée moyenne du chômage, respectivement du i -ième chômage;

N , durée moyenne de la vie active;

β , taux de chômage;

α , probabilité à l'entrée dans le système d'un premier chômage ⁽¹⁾;

ε_i , probabilité à l'entrée dans le premier chômage de connaître au moins i chômeurs;

r , indicateur de chômage récurrent;

p , probabilité d'entrée en chômage, sans distinction entre premier chômage (α) ou chômage récurrent (r).

(1) α apparaît donc bien comme une probabilité de long terme, puisqu'en théorie elle concerne toute la vie de l'individu dans le modèle.

Notons tout d'abord que la quantité $\sum_i m_i \varepsilon_i$ représente pour un individu entrant pour la première fois en chômage la durée moyenne de chômage dans le système. Alors $\sum_i m_i \varepsilon_i / m$ représente le nombre moyen de périodes de chômage si ces périodes étaient toutes de la même durée m . Un bon indicateur du chômage récurrent ou du turnover sera donc la variable r telle que

$$(3) \quad r = \frac{\sum_i m_i \varepsilon_i}{m} - 1 \quad (1).$$

On peut écrire maintenant les relations obtenues en régime permanent :

— pour les probabilités

$$(4) \quad \alpha = F_1/E; \quad r = F_2/F_1; \quad p = \alpha(1+r) = F/E;$$

— entre taux et variables diachroniques

$$(5) \quad \beta = \alpha m(1+r)/N = mp/N.$$

Nous ne traiterons pas ici des liens complexes entre taux d'activité et taux de chômage, qui se manifestent notamment dans *les flux entre l'inactivité et le chômage*. Ces flux concernent les premières entrées des jeunes sur le marché du travail, les reprises d'activité des femmes et aussi les régions de décentralisation où l'industrialisation provoque une très forte attraction sur la population potentiellement disponible (cf. Salais [15]). Mais le biais sur la mesure du chômage, provoqué par les départs en inactivité des jeunes chômeurs qui renoncent à chercher un emploi, est sans doute plus important (2).

Si on admet que certaines périodes d'inactivité chez les jeunes sont en fait des périodes de chômage déguisé, et si ces périodes correspondent à une diminution moyenne de la durée d'activité, N , de ΔN , on voit qu'il faudrait relever le taux de chômage β d'une quantité $\Delta\beta$ qui vérifie au premier ordre la relation :

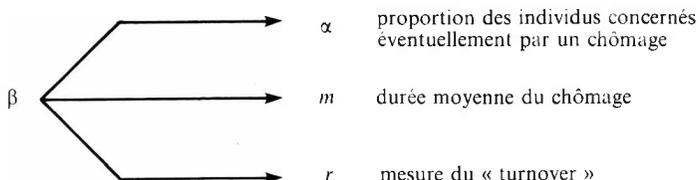
$$\Delta\beta/\beta = \left(\frac{\alpha}{\beta} - 1 \right) \cdot \Delta N/N.$$

(1) r mesure donc approximativement le nombre moyen par chômeur potentiel de retours en chômage.

(2) PERRY souligne que ces départs expliquent que l'employabilité chez les jeunes est, aux États-Unis, plus faible que chez les adultes, alors que la durée de chômage est plus courte : en effet, durée de chômage et durée de recherche d'un emploi ne coïncident pas (cf. [13], p. 276 à 278 et la critique de HALL p. 279 à 282).

2.2.3. La signification des relations obtenues

La relation (5) permet finalement de représenter à l'équilibre le taux de chômage β comme la résultante de trois composantes diachroniques :



Ainsi, outre le taux de chômage, d'autres indicateurs sont nécessaires pour caractériser une situation particulière du marché de l'emploi. La probabilité α est une mesure de l'extension potentielle du chômage, β/α une mesure de sa « pénibilité », β/m une mesure synthétique de sa fréquence, de la vulnérabilité des individus, qui n'isole pas le rôle spécifique du turnover représenté par r .

La relation (5) montre que les données de la durée moyenne de chômage et du taux de chômage permettent uniquement de déterminer la probabilité p égale au produit $\alpha(1+r)$ ou au rapport des entrées en chômage, F , aux entrées dans le modèle, E (1). Mais les déterminations du risque α et du turnover doivent se faire conjointement en évaluant dans le flux F la part des retours en chômage F_2 , qui représente justement les phénomènes passés qu'il faut prendre en compte.

Mais la principale difficulté, pour l'évaluation des retours en chômage F_2 , vient de l'évolution rapide du marché du travail : en théorie, la mémoire que l'on doit avoir du phénomène doit remonter jusqu'à la date d'entrée dans le modèle, soit souvent sur plus de 15 ans. Or il est évident que le chômage des années 60 a peu de rapports avec celui de la période actuelle. On va donc être amené à « raccourcir » artificiellement la durée de la mémoire du phénomène. L'enquête Emploi de l'I.N.S.E.E. d'octobre 1977 contient des informations portant sur le passé des chômeurs. L'horizon choisi pour la collecte du passé qui est de 5 ans apparaît raisonnable, suffisamment long pour conserver au risque α son caractère tendanciel. Mais le raccourcissement de la mémoire du phénomène et la montée rapide du chômage au cours de ces dernières années jouent tous deux dans le sens d'une sous-estimation du chômage récurrent r et, par contrecoup, d'une surestimation de la part des individus concernés un jour par le chômage, α .

(1) La relation (5) montre ainsi la signification du rapport β/m en cas de régime stationnaire : il est égal au rapport p/N . Si on compte les durées en années, la mesure vaut en octobre 1977 [7] environ 0,1 pour les jeunes de moins de 25 ans et 0,02 pour les adultes. Ainsi, pendant un laps de temps donné, un jeune a cinq fois plus de chances de tomber en chômage qu'un adulte. Cependant, sur la durée totale de sa jeunesse (en prenant par exemple une durée de vie active moyenne de 5 ans), un jeune sur deux sera préservé alors qu'une majorité d'adultes connaîtra le chômage, — 60 % si $N = 30$ —. Cependant ces mesures ne tiennent pas compte du chômage récurrent.

3. QUELQUES ESTIMATIONS CHIFFRÉES DU RISQUE TENDANCIEL DE CHÔMAGE

L'ambition de cette troisième partie est limitée : elle vise à fournir quelques évaluations du risque tendanciel de chômage.

En effet, il est possible, à partir des informations disponibles, notamment auprès de l'I.N.S.E.E. d'estimer grossièrement des variables diachroniques proposées comme indicateurs de chômage. L'enquête Emploi complémentaire d'octobre 1977 [5 c] apporte, pour la première fois, certains éléments d'information sur le passé des chômeurs. Ces éléments peuvent être utilisés, à l'aide d'hypothèses annexes, pour l'estimation de l'indicateur de chômage récurrent r .

Les tableaux d'entrées-sorties qui résument les mouvements de population active [6] permettent l'évaluation de la probabilité p d'entrée en chômage, qui vaut $\alpha(1+r)$. De la connaissance de r on déduit alors la valeur de α que l'on peut comparer notamment à celle du taux de chômage β .

3.1. Mesure de l'indicateur de turnover r

Cet indicateur se mesure normalement, d'après les relations (4), par le rapport du flux des *retours* en chômage F_2 au flux des premières entrées en chômage F_1 . Il nécessite donc des informations sur le passé des chômeurs, au moment de leur entrée en chômage. Ce type de données n'existe pas. En revanche, l'enquête I.N.S.E.E. d'octobre 1977 fournit des renseignements sur le passé, en matière de chômage, des individus à la recherche d'un emploi à cette date; ces données concernent donc le *stock* de chômeurs ⁽¹⁾. L'hypothèse que nous ferons est que la répartition entre « premiers chômeurs » et « déjà chômeurs » est la même pour le stock que pour le flux (soit la répartition de F entre F_1 et F_2). Cette hypothèse revient de fait à supposer l'égalité des durées de chômage m_i selon le nombre de chômages effectués antérieurement.

La population des chômeurs interrogés sur leur passé ne comprend que les personnes qui ont auparavant exercé une *activité professionnelle relativement régulière* (durée minimale sans interruption : 6 mois au moins). L'information sur le passé ne couvre au plus que 5 années d'octobre 1972 à octobre 1977 (pour ceux dont la date de début d'emploi « régulier » est antérieure à octobre 1972); elle concerne le nombre de périodes de chômage antérieures, selon trois modalités : aucune, une seule, plusieurs.

(1) Questionnaire complémentaire, partie B, questions 40 et 41, dont les résultats globaux nous ont été aimablement communiqués par N. COEFFIC qui a recommandé une certaine prudence dans l'interprétation des valeurs obtenues.

Indépendamment de l'hypothèse d'égalité de durée des chômages successifs, la nature et les conditions d'obtention des informations concernant le passé des chômeurs engendrent une *sous-estimation de la mesure du chômage récurrent* pour plusieurs raisons :

1. Tout d'abord, une raison théorique inévitable, imputable à l'approche dynamique que nous avons suivie pour obtenir les indicateurs diachroniques du chômage. La réduction à 5 ans de la mémoire du phénomène prise en compte conduit à sous-évaluer le chômage récurrent réel et la montée du chômage, le chômage récurrent potentiel. Cette sous-estimation sera cependant limitée si les mesures effectuées concernent une population divisée en *classes d'âge*.

2. Ensuite, le petit nombre de modalités retenues concernant les périodes de chômage antérieures : on ne connaît pas le nombre de ces périodes pour les personnes qui en ont connu « plusieurs ». La solution minimale adoptée dans ce cas suppose que les intéressés ont subi exactement deux périodes de chômage préalables.

3. Enfin, une difficulté technique portant sur le recueil de l'information : d'après l'I.N.S.E.E., certains enquêtés, induits en erreur par la formulation des questions, ont pu omettre une période de chômage dans leur réponse.

Ces questions ne s'adressent qu'aux personnes ayant connu un emploi régulier — soit 52 % des chômeurs en octobre 1977 — et ne portent que sur une période postérieure à la date d'entrée dans cet emploi.

Le calcul de r se fonde sur un partage de la population des chômeurs et non sur un rapport de flux. Au lieu d'utiliser la relation (4), on a recours à l'égalité (3).

Dans l'hypothèse d'égalité des durées moyennes de chômage et de l'impossibilité de plus de trois chômages, la formule de calcul de r devient

$$r = \varepsilon_2 + \varepsilon_3.$$

L'hypothèse d'égalité des durées de chômage permet d'accorder aux trois modalités retenues, pour le nombre de périodes de chômage antérieures, les poids suivants :

- probabilité d'aucun chômage antérieur $1 - \varepsilon_2$;
- probabilité d'un chômage antérieur $\varepsilon_2 - \varepsilon_3$;
- probabilité de plusieurs (soit deux) chômages antérieurs ε_3 .

Les données de l'enquête permettent ainsi d'obtenir ε_2 et ε_3 et donc r . Le tableau suivant rassemble les résultats obtenus par sexe et âge.

Les valeurs obtenues sont relativement modérées, car elles ne concernent que les personnes qui ont connu un emploi régulier, depuis la date de cet emploi. Ainsi le nombre moyen de chômages par chômeur est chez les hommes, tous âges confondus, de 1,38. Comme on pouvait s'y attendre, le chômage récurrent est plus important chez les jeunes. Le niveau moyen moins élevé chez les femmes s'explique par des sorties de l'activité plus fréquentes chez ces dernières.

Indicateur r de chômage récurrent par sexe et âge

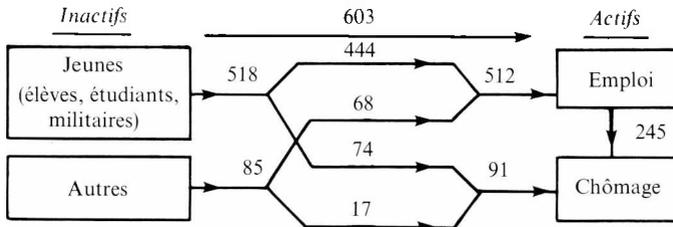
Tranche d'âge. Sexe	Moins de 25 ans	De 25 à 49 ans	50 ans et plus	TOTAL
Hommes.....	0,49	0,39	0,25	0,38
Femmes.....	0,39	0,30	0,27	0,33
TOTAL.....	0,42	0,34	0,26	0,35

Source : Calculé d'après les données de l'Enquête Emploi complémentaire, octobre 1977, I.N.S.E.E.

3.2. L'estimation des fréquences d'entrée en chômage

La probabilité p d'entrée en chômage est égale au rapport des entrées en chômage F sur les entrées dans le système E . Pour l'année 1977 (en fait de mars 1977 à mars 1978), les données se trouvent dans le document de l'I.N.S.E.E. [6] qui ne fournit cependant pas la répartition du flux des entrées en chômage F par classes d'âge. Aussi nous contenterons-nous, à titre d'illustration, d'envisager le cas des hommes, tous âges confondus, population dans laquelle les reprises d'activité sont limitées. Les probabilités cherchées — α , p — concernent donc, en théorie, l'ensemble du cycle d'activité.

Les flux des entrées en activité, et les flux d'entrées en chômage en milliers d'individus peuvent être représentés par le schéma suivant :



Source : [6], p. 125.

Ainsi le total des entrées en chômage s'élève à :

Emploi	→ chômage	245
Jeunes actifs	→ chômage	74
Autres inactifs	→ chômage	17
		336

Ces données permettent d'évaluer plusieurs probabilités p d'entrée en chômage selon l'importance accordée aux reprises d'activité et le traitement réservé aux passages de l'inactivité au chômage.

Si on totalise l'ensemble des entrées en activité et des entrées en chômage, en supposant qu'il n'y a pas de reprises d'activité, on a :

$$E = 603; \quad F = 336; \quad \underline{p_1 = 0,56.}$$

Si on garde l'ensemble des entrées en chômage, en supposant que toutes les entrées en activité des « autres inactifs » sont des reprises d'activité, on obtient :

$$E = 518; \quad F = 336; \quad \underline{p_2 = 0,65.}$$

Maintenant, si on restreint la mesure à la seule population des individus qui débutent leur activité par un emploi, on obtient, en supposant qu'il n'y a pas de reprise d'activité :

$$E = 603 - 91 = 512; \quad F = 245; \quad \underline{p_3 = 0,48.}$$

Sur cette même sous-population, en supposant cette fois que toutes les entrées en activité des « autres inactifs » sont des reprises d'activité, on aboutit à :

$$E = 518 - 74 = 444; \quad F = 245; \quad \underline{p_4 = 0,55.}$$

La proportion de chômeurs potentiels α à l'entrée dans la vie active s'obtient par le rapport $p/(1+r)$. L'indicateur r n'est donné que pour la population des hommes ayant connu un emploi relativement régulier. Le calcul de α pour cette sous-population ne peut donc utiliser que les valeurs p_3 ou p_4 . Ainsi, selon l'importance accordée aux reprises d'activité, la probabilité de devenir chômeur α varie, pour les hommes ayant débuté leur activité par un emploi ⁽¹⁾, entre les valeurs $p_3/1,38$ et $p_4/1,38$ soit :

$$0,35 \leq \alpha \leq 0,40.$$

Si l'on admet que l'évaluation de la probabilité p ne présente pas de biais systématique, la valeur de α sera *sur-estimée* pour les mêmes raisons qui font que la valeur de r est sous-estimée. Cette sur-estimation provient notamment du fait que certains individus peuvent avoir au cours de leur vie deux périodes de chômage isolées distantes de plus de 5 ans; elle dépend aussi de l'importance de la population des actifs qui traversent quatre périodes ou plus de chômage.

On peut estimer, si l'on corrige les évaluations de α données ci-dessus de ces biais, que pour les *hommes ayant débuté leur activité par un emploi, la part des individus concernés un jour par le chômage dépassait en 1977 le quart de cette population*. Le taux de chômage observé à cette époque était proche

(1) En supposant, un peu rapidement, que cette population a un chômage récurrent identique à celui des hommes « ayant déjà travaillé », c'est-à-dire ayant bénéficié d'un emploi « relativement régulier » (6 mois sans interruption).

de 3% pour cette population. Ainsi, sur l'ensemble de la vie, la probabilité d'un chômage au moins vaut donc 8 à 10 fois le taux de chômage observé, bref le chômage n'apparaît plus comme un phénomène marginal. Si on veut obtenir la valeur du risque pour l'ensemble des hommes au début de leur vie active, il faut ajouter à la valeur obtenue pour les hommes ayant débuté par un emploi (plus de 25 %) la part de ceux qui commencent par un chômage : le flux des jeunes actifs vers le chômage — 74 — rapporté aux premières entrées permet de l'évaluer à près de 15 %. *La probabilité pour un homme de connaître au moins une fois le chômage après sa sortie du système scolaire dépasse donc 40 %.* En outre, il ne faut pas se cantonner dans l'analyse des effets sur les *individus* mais en envisager les conséquences sur les *familles*.

Cette approche empirique pourrait être développée dans plusieurs directions :

— *Le calcul de α et r par C.S.P.*

L'estimation de la variable r par C.S.P. en 1977 ne pose pas de problèmes particuliers. Par contre, le calcul de la probabilité p par C.S.P. (ou secteur d'activité) doit faire intervenir, outre les flux d'entrée d'inactifs en activité (dans la C.S.P. considérée), les échanges de population entre C.S.P. qui ont été observés au cours de l'année envisagée. Lorsque la mobilité inter-C.S.P. apparaît trop forte, il est possible de donner une première estimation de p en fonction du rapport β/m du taux de chômage à la durée moyenne de chômage.

— *Le calcul de α et r par âge.*

L'estimation des variables diachroniques par classe d'âge apparaît indispensable compte tenu de la grande hétérogénéité du chômage entre un individu jeune et un individu âgé en même temps que le caractère souvent restreint de l'horizon temporel de l'individu.

Ainsi pour les jeunes chômeurs, de 18 à 24 ans par exemple, la part des individus concernés par le chômage, α , peut être très grande. Supposons ainsi une durée de chômage m de 6 mois, un indicateur de turnover r de 0,5 (relativement faible), un taux de chômage de 10 %, et une durée d'activité de 7 ans (les jeunes sont constamment en activité de 18 à 24 ans). La relation (5) implique que

$$\alpha = \frac{\beta N}{m(1+r)} = \frac{0,1 \times 7}{0,5 \times 1,5} = 0,93.$$

En pratique cependant la probabilité sera souvent plus faible en raison des périodes d'inactivité ou alors d'un chômage récurrent plus élevé.

Il ne sera malheureusement guère possible d'aller plus loin pour le moment. L'enquête emploi d'octobre 1977 apparaît mal adaptée pour une segmentation plus fine, par exemple selon un critère croisé âge, sexe, C.S.P. Aucune enquête ne fournit pour une autre année des informations exploitables concernant l'expérience passée des chômeurs. On peut déceler, dans l'évolution du taux de chômage, la part imputable aux variations de la durée de chômage

de celle engendrée par l'évolution de la fréquence des passages par le chômage. Mais il n'est pas encore possible de savoir si l'augmentation de la fréquence des passages par le chômage en France depuis 5 ans est davantage le fait d'une montée de la part des individus concernés α — de nouvelles couches de population autrefois hors d'atteinte risquant d'être touchées — ou la conséquence d'une marginalisation accrue d'une partie de la population — augmentation du chômage récurrent représenté par r .

*
* *

L'approche diachronique de long terme, fondée sur la distinction entre « premiers chômeurs » et « déjà chômeurs » permet d'isoler le chômage récurrent du risque tendanciel d'un premier chômage, α . La variable α permet de séparer les populations en ménages protégés et ménages exposés au chômage. Elle est obtenue par une dynamique proche de celle qui procède à l'évaluation de l'espérance de vie des démographes et a de fait les mêmes domaines d'application possibles :

— au niveau du système économique ou social, elle peut servir à caractériser la structure du marché de l'emploi ou la portée socio-économique d'un niveau de chômage donné, de même que l'espérance de vie caractérise l'état de la mortalité dans un pays;

— au niveau individuel, elle peut influencer les comportements des individus en intervenant notamment dans la formation de leurs anticipations de long terme;

— l'évolution temporelle de la probabilité α peut constituer un précieux indicateur de l'efficacité d'une politique sociale, de l'aggravation ou de l'amélioration de la situation sur le marché de l'emploi. Il ne s'agit là, bien sûr, que de la mesure d'évolutions tendancielles, en général non irréversibles puisqu'elles ne se produiront effectivement que dans le cas où les conditions rencontrées restaient suffisamment longtemps inchangées. Mais une tendance constitue toujours une indication précieuse : rappels qu'un des arguments les plus sérieux des écologistes tient dans le rapprochement de la stagnation de l'espérance de vie d'une part, et de la croissance du montant des dépenses de santé d'autre part.

BIBLIOGRAPHIE

- [1] DENTON (F. T.), FEAVER (C. H.) et ROBB (A. C.), Stock-flow Relationship and Short Run Dynamics: A Study of the Canadian Labour Market, Economic Council of Canada, Discussion Paper, n° 37, 1977.
- [2] FRANK (R. H.), How Long is the Spell of Unemployment? *Econometrica*, vol. 46, n° 2, mars 1978.
- [3] FRANK (R. H.) et FREEMAN (R. T.), The Distribution of the Unemployment Burden: Do the Last Hired Leave the First?, *Review of Economics and Statistics*, 1978.
- [4] HALL (R. E.), Turnover in the Labor Force, *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 3, 1972.

- [5] I.N.S.E.E., Dossier emploi, *Economie et Statistique*, n° 112, juin 1979 : (a) REVOIL (J. P.), La croissance lente marque l'emploi; (b) CEZARD (M.), Les résultats de l'enquête emploi d'octobre 1978 : progression du chômage; (c) COEFFIC (N.), Les difficultés des chômeurs; (d) LEBOUTEUX (G.), Que sont devenus mille licenciés économiques en Champagne-Ardenne?
- [6] I.N.S.E.E., Enquête sur l'emploi de mars 1978, *Collections de l'I.N.S.E.E.*, série D, n° 61, janvier 1979.
- [7] I.N.S.E.E., Les résultats de l'enquête emploi d'octobre 1977, *Economie et Statistique*, n° 102, juillet-août 1978.
- [8] KAITZ (H.), Analyzing the Length of Spells of Unemployment, *Monthly Labor Review*, n° 15, 1970.
- [9] MCGREGOR (A.), Unemployment Duration and Re-employment Probability, *Economic Journal*, n° 88, 1978.
- [10] MASSON (A.) et STRAUSS-KAHN (D.), Le temps dans l'analyse des phénomènes économiques, *Annales de l'I.N.S.E.E.*, n° 29, 1978.
- [11] MASSON (A.) avec la collaboration de KESSLER (D.), Vers une interprétation diachronique du chômage, Communication au Colloque de l'A.F.S.E., 1977.
- [12] MICHON (F.), *Chômeurs et chômage*, P.U.F., 1975.
- [13] PERRY (G.), Unemployment Flows in the U.S. Labor Market, *Brookings Papers on Economic Activity*, n° 2, 1972.
- [14] SALAIS (R.), Chômage : fréquence d'entrées et durées moyennes selon l'enquête emploi, *Annales de l'I.N.S.E.E.*, n° 16-17, 1974.
- [15] SALAIS (R.), Analyse des mécanismes de détermination du chômage, *Economie et Statistique*, n° 93, octobre 1977.
- [16] SALANT (S.), Search Theory and Duration Data: A Theory of Sorts, *Quarterly Journal of Economics*, n° 91, 1977.