

ECONOMIE & PREVISION

Économie et Prévision n° 127 1997-1

Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?

Alain Jacquot





ECONOMIE & PREVISION

Directeur de la publication :

Jean-Philippe COTIS, Directeur de la Prévision

Rédacteur en chef

Jean-Paul POLLIN

Comité de lecture

Patrick ARTUS (Caisse des Dépôts et Consignations)

Richard BLUNDELL (University College London)

David ENCAOUA (Université de Paris I)

Jean-Pierre FLORENS (Université de Toulouse)

Louis-André GÉRARD-VARET (EHESS, Marseille)

François LAISNEY (Université Louis-Pasteur, Strasbourg)

André MASSON (CNRS et Delta, Paris)

Joël MÉTAIS (Université de Paris-Dauphine)

Pierre MOHNEN (Université du Québec à Montréal)

Pierre MORIN (Insee)

Philippe NASSE (Cour des Comptes)

Renzo ORSI (Università di Bologna)

Jean-Paul POLLIN (Université d'Orléans)

Jean-Claude RAY (Université de Nancy II)

Henri SNEESSENS (Universités Catholiques de Louvain et de Lille)

Michel SOLLOGOUB (Université de Paris I)

Gilbert VENET (Direction de la Prévision)

Renseignements et informations et abonnement à la rédaction (voir page 3 de couverture) :

Direction de la Prévision, Bâtiment B, Télédéc 654, Pièce 6015, 139 Rue de Bercy, 75572 Paris CEDEX 12,
Tél. 01.40.24.96.96

Fax 01.40.24.96.93. – E mail dp-economie-prevision@prevision.finances.gouv.fr

Vente au numéro : Documentation française

Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?

Alain Jacquot^(*)

L'analyse macro-économique de l'offre de travail cherche traditionnellement à départager les influences contradictoires des effets du travailleur additionnel et du travailleur découragé. L'effet du travailleur additionnel part de l'idée que, lorsque des individus se retrouvent au chômage, des membres du ménage jusqu'alors inactifs peuvent être conduits à rechercher un travail, de manière à limiter la perte de ressources financières pour le ménage. À l'inverse, l'effet du travailleur découragé part du constat qu'une augmentation du chômage avive la concurrence sur le marché du travail entre demandeurs d'emploi, chaque chômeur voyant se réduire la probabilité de se voir offrir un emploi ; certains chômeurs sont ainsi susceptibles de céder au découragement et de cesser toute recherche effective d'emploi (et donc de se retirer de l'offre de travail).

Au niveau macro-économique, si l'effet du travailleur additionnel prédomine, alors une hausse du chômage se traduira par une augmentation de l'offre de travail et du taux d'activité (ou "taux de participation"⁽¹⁾). Si, à l'inverse, c'est l'effet du travailleur découragé qui prédomine, alors une hausse du chômage se traduira par un abaissement de l'offre de travail et du taux d'activité.

En France, les premières analyses économétriques, effectuées par Salais (1971), ont conclu à la prédominance, au cours du cycle, de l'effet du travailleur découragé sur l'effet du travailleur additionnel : on parle alors de flexions conjoncturelles des taux d'activité. Ce résultat n'a jamais été démenti depuis. Menées sur une période où le taux de chômage moyen de l'économie (ce qu'on appellerait aujourd'hui le taux de chômage d'équilibre) était stable, les estimations de Salais ne pouvaient porter que sur l'analyse des fluctuations conjoncturelles.

Les études moins anciennes, menées à partir de données couvrant la période de montée du chômage des années soixante-dix et quatre-vingt ont également ignoré l'existence éventuelle de flexions de long terme des taux d'activité. La question de savoir si les hausses durables du taux de chômage peuvent avoir un impact persistant sur l'offre de travail et les taux d'activité est pourtant importante à deux titres :

– elle conditionne la lecture que l'on peut faire des évolutions constatées au cours des trente dernières années en matière de comportements de participation au marché du travail : hausse des taux d'activité féminins aux âges intermédiaires, baisse des taux d'activité des deux sexes chez les jeunes et les plus de 55 ans. La question est ici de savoir dans quelle mesure la hausse du taux de chômage a pu moduler, amplifier, ou contrecarrer l'impact sur les taux d'activité de tendances sociologiques et démographiques profondes, comme la baisse de la fécondité, la modification des rôles

(*) Dares, mission analyse économique. L'auteur faisait partie du département des études économiques d'ensemble de l'Insee au moment de la rédaction de cet article.

Cet article a bénéficié de nombreuses remarques et suggestions de la part J.L. Brillet, É. Dubois, S. Duchêne, A. Gubian, ainsi que deux rapporteurs anonymes ; les erreurs et inexactitudes subsistantes ne leur sont bien entendu pas imputables. Cet article a par ailleurs bénéficié de données obtenues par tabulation par B. Aubry, de la direction régionale d'Alsace de l'Insee, du fichier *Saphir*, fichier historique des recensements.

traditionnellement dévolus à chacun des deux sexes, ou une aspiration plus largement répandue chez les jeunes à poursuivre des études longues ;

– d'autre part, d'un point de vue prospectif, si la hausse du taux de chômage a provoqué un abaissement durable des taux d'activité, un retour du taux de chômage vers des niveaux plus faibles pourrait avoir des effets symétriques et jouer ainsi favorablement sur le niveau du *PIB* potentiel.

Cet article se donne donc pour objet d'évaluer la sensibilité à long terme et à court terme de l'offre de travail par rapport au taux de chômage en France, et d'en analyser les implications en termes macro-économiques. L'analyse sera conduite au niveau d'agrégation le plus large envisageable, sans chercher à ventiler la population active par sexe et âge : ce choix se justifie à la fois par les préoccupations d'ordre macro-économique qui ont motivé cette étude... et par la nécessité de ne pas embrasser d'emblée trop de questions. Le plan de l'article est le suivant :

– dans une première partie, nous montrons que les équations d'offre de travail traditionnelles, "à la Salais", sur lesquelles s'appuient la plupart des modélisations macro-économiques de l'offre de travail en France, sont par construction inadaptées pour étudier l'existence de flexions de long terme des taux d'activité ;

– dans une seconde partie, nous proposons une modélisation alternative de l'offre de travail, sous la forme d'un modèle de correction d'erreur (*MCE*), autour d'une relation stable de long terme entre le taux de participation et le taux de chômage ;

– cette modélisation alternative est ensuite confrontée à des données de périodicité annuelle couvrant la période 1959-1993. Les résultats d'estimation, menée par la méthode de Johansen, semblent accrédi- ter l'hypothèse de l'existence de flexions de long terme des taux d'activité ;

– dans une quatrième et dernière partie, nous analysons en détail les implications de l'existence de telles flexions de long terme, d'une part sur la détermination du *PIB* potentiel et des pertes d'activité imputables à la montée du chômage depuis vingt ans, et d'autre part sur les projections de population active.

La modélisation traditionnelle, inspirée des travaux de Salais, considère comme exogènes les déterminants de long terme de l'offre de travail et ne décrit que ses fluctuations conjoncturelles

Bien que les fondements micro-économiques de l'effet du travailleur découragé permettent d'envisager des flexions de long terme (cf. annexe), celles-ci sont absentes de la modélisation de l'offre de travail à laquelle les modélisateurs français ont habituellement recours. L'équation d'offre de travail traditionnellement utilisée en France, inspirée des travaux de Salais, est en effet dérivée de la manière suivante (cf. Salais, 1971 et Eymard-Duverney et Salais, 1975).

À long terme, la population active LS est égale à son niveau tendanciel LS^* , supposé exogène. Sur le passé, la série de population active tendancielle est calculée en lissant les taux d'activité par sexe et âge effectivement constatés et en appliquant ces taux d'activité lissés aux chiffres de population. En projection, les taux d'activité tendanciels font l'objet d'une extrapolation et la population active tendancielle est obtenue en appliquant ces taux extrapolés à une projection de population. Le taux de chômage u est supposé constant à long terme ; en notant u^* le niveau de long terme du taux de chômage, on est ainsi amené à définir le niveau tendanciel de l'emploi $L^* = (1 - u^*) \times LS^*$ et le niveau tendanciel du chômage $C^* = u^* \times LS^*$.

À court terme, pour la dérivation de l'équation traditionnelle, il est supposé que la population active connaît un accroissement plus (ou moins) fort que son accroissement tendanciel lorsque l'emploi connaît lui aussi un accroissement plus fort que sa tendance, ce qui peut s'écrire (en notant L l'emploi) :

$$(1) \Delta LS - \Delta LS^* = (1 - \beta) (\Delta L - \Delta L^*)$$

En notant C le nombre de chômeurs ($C = LS - L$), et compte tenu des relations comptables $LS = L + C$ et $LS^* + C^*$, il vient :

$$(2) \Delta LS - \Delta LS^* = \frac{1 - \beta}{\beta} \times (\Delta C - \Delta C^*)$$

et

$$(3) \Delta C - \Delta C^* = -\beta \times (\Delta L - \Delta L^*)$$

La forme (2) indique que la population active croît davantage que sa tendance lorsque le chômage croît moins que sa tendance, et la forme (3) que le chômage croît davantage que sa tendance lorsque l'emploi croît moins que sa tendance.

Comme l'on suppose une stabilité de long terme du taux de chômage (au-delà de ses fluctuations cycliques autour de u^*), on a $\Delta C^* = u^* \times \Delta LS^*$ et $\Delta L^* = (1 - u^*) \times \Delta LS^*$, de sorte que l'on obtient à partir de (3) :

$$\begin{aligned} \Delta C &= \Delta C^* - \beta \times (\Delta L - \Delta L^*) \\ &= u^* \times \Delta LS^* - \beta \times (\Delta L - (1 - u^*) \Delta LS^*) \\ &= (u^* + \beta \times (1 - u^*)) \times \Delta LS^* - \beta \times \Delta L \end{aligned}$$

soit encore

$$(4) \Delta C = \alpha \Delta LS^* - \beta \times \Delta L,$$

avec

$$\alpha = u^* + \beta \times (1 - u^*)$$

On s'attend évidemment à ce que α et β soient positifs, lorsque l'effet du travailleur découragé prédomine, et que β soit négatif, si c'est au contraire l'effet du travailleur additionnel qui l'emporte.

Telle est l'équation habituellement estimée par les modélisateurs français (cf. Banque de France *et alii*, 1996). Une exception notable à ce schéma d'ensemble mérite d'être signalée : celle de *Micro-DMS* sous sa forme *ECM*, où est définie une cible de population active dépendant de l'emploi et de la population en âge de travailler (cf. Brillet, 1995), à laquelle la population active s'ajuste selon un mécanisme de correction d'erreur.

Ajoutons, pour compléter ce bref panorama de la modélisation de l'offre de travail, que les conjoncturistes retiennent parfois, pour leurs travaux de prévision à court terme de la population active, une équation du type $\Delta C = \Delta LS^* - \Delta L$, qui n'est autre qu'une forme particulière de l'équation de Salais, sans flexion des taux d'activité, c'est-à-dire avec $\alpha = \beta = 1$.

Outre le fait que l'équation traditionnelle est incapable de distinguer flexions de long terme et de court terme, puisqu'elle est écrite en différence premières sans terme de rappel, son utilisation pose plusieurs problèmes d'ordre économique ou économétrique :

- tout d'abord, sa dérivation repose, nous l'avons vu, sur l'hypothèse d'une stabilité du taux de chômage d'équilibre. Si l'hypothèse d'une stabilité du taux de chômage d'équilibre était acceptable pour les travaux de Salais, menés sur la période 1954-1968, elle semble évidemment plus difficile à justifier pour les 25 dernières années ;

- ensuite, le coefficient du terme de population active tendancielle dépend du niveau du taux de chômage d'équilibre u^* . Dès lors que ce dernier varie, l'équation traditionnelle devrait se révéler instable. Cette intuition se révèle en grande partie

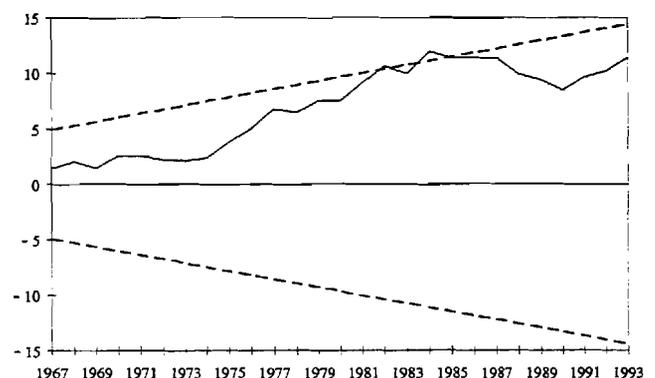
confirmée lorsque l'on calcule le test de stabilité du *Cusum* de Brown, Durbin et Evans (1975) : en effet, on constate un accroissement très net de la statistique à partir du milieu des années soixante-dix, lorsque le taux de chômage d'équilibre a commencé à s'élever (cf. graphique 1). Il faut d'ailleurs noter que si, ici, la statistique du *Cusum* ne sort de l'intervalle de confiance à 95 % qu'à deux reprises, elle en sort beaucoup plus fréquemment si les résidus récurrents sont calculés sur la période 1973-1993 ;

- bien que l'équation traditionnelle ne puisse pas mesurer l'intensité des flexions de long terme, elle engendre malgré tout de telles flexions en simulation : selon (2) en effet, si, à la date t , l'accroissement du chômage est plus fort que sa tendance, et qu'à partir de la date $t + 1$ le chômage connaît à nouveau un accroissement conforme à sa tendance, la population active s'établit à la date t à un niveau durablement supérieur à son niveau tendanciel ;

- ces flexions de long terme engendrées en simulation par l'équation traditionnelle présentent une dynamique assez pauvre, puisque l'effet de long terme est atteint dès la première période : il n'y a donc ni retards d'ajustement, ni surajustements. L'effet d'un accroissement du chômage sur la population active est le même, que cet accroissement du chômage soit durable ou seulement transitoire. La pauvreté de la dynamique dans une équation traditionnelle recouvre donc un certain nombre d'hypothèses fortes. Notons toutefois qu'il est possible - c'est d'ailleurs ce qui est fait habituellement, en pratique - d'enrichir la dynamique d'une équation traditionnelle et donc de relâcher ces hypothèses fortes, en faisant intervenir comme variables explicatives les valeurs non seulement courantes, mais aussi retardées, des variations de la population active tendancielle et de l'emploi ;

- enfin, avec l'équation traditionnelle, tous les chocs qui affectent la population active, qu'ils s'agisse de variations du taux de chômage ou de chocs ayant une autre origine (et transitant donc par le résidu de l'équation), ont un impact persistant sur l'offre de travail et sur le taux d'activité : ainsi, selon (2) un résidu non nul à la date t (dû, par exemple, à un

Graphique 1⁽²⁾ : équation traditionnelle : test du *Cusum*



"choc" démographique), puis nul à toutes les dates postérieures à t , a pour effet d'élever ou d'abaisser durablement le niveau effectif de la population active et du taux d'activité au-dessus ou au-dessous de leurs niveaux tendanciels. On pourrait envisager (au moins) deux alternatives, qu'il conviendrait de ne pas exclure *a priori* :

– aucun choc n'a d'impact persistant sur le taux d'activité (c'est-à-dire que celui-ci est stationnaire) : il n'y aurait dans ce cas pas de flexions de long terme, puisque les effets sur le taux de participation d'une élévation ou d'un abaissement du taux de chômage disparaîtraient progressivement ;

– il y a une relation de long terme stable entre le taux de chômage et le taux de participation (c'est-à-dire qu'il existe une combinaison linéaire de ces deux variables qui est stationnaire) et ainsi, seules les variations du taux de chômage d'équilibre ont un impact persistant sur le taux d'activité.

Ainsi, si la modélisation traditionnelle a pu fournir une représentation acceptable des comportements agrégés de participation jusqu'au premier choc pétrolier, la hausse du chômage d'équilibre qu'a connu l'économie française depuis vingt ans la rend aujourd'hui inutilisable pour décrire et prévoir les évolutions de la population active.

Une approche alternative

La modélisation traditionnelle de l'offre de travail est, nous l'avons vu, une modélisation conjoncturelle : tous les déterminants à long terme de la population active sont censés être pris en compte dans la population active tendancielle (supposée exogène), qu'il s'agisse de déformations de la pyramide des âges aux bénéfiques (ou aux dépendants) des âges où le taux d'activité est élevé, qu'il s'agisse d'effets de génération (différences dans les comportements d'activité entre générations, à âge donné), ou encore de l'impact structurel de la montée du chômage.

Nous proposons dans cette partie une modélisation alternative, permettant de distinguer flexions de court terme et flexions de long terme, dont nous détaillons et discutons successivement les éléments.

Spécification d'une cible de long terme de taux d'activité faisant intervenir le taux de chômage

Pour prendre en compte l'effet du chômage à long terme sur la population active (effet du travailleur additionnel et/ou effet du chômeur découragé), nous proposons la relation de long terme suivante, linéaire en logarithmes :

$$(5) \frac{LS^*}{P} = a \times (1 - u)^b$$

qui s'écrit aussi :

$$(6) \log (LS^*/P) = \log a + b \log (1 - u)$$

en notant LS^* la cible de population active, P la population en âge de travailler (cf. *infra*), et u le taux de chômage.

Comme

$$(7) 1 - u = L/LS,$$

$$\text{il vient } \left(\frac{LS^*}{P}\right)^{1+b} = a \times \left(\frac{L}{P}\right)^b,$$

et en notant $\beta = \frac{1}{1+b}$, (7) peut donc se réécrire :

$$(8) \log (LS^*) = \alpha + \beta \times \log (P) + (1 - \beta) \times \log (L)$$

$$\text{(avec } \alpha = \log (a^{1/(1+b)}) \text{)}$$

La population active est ainsi une moyenne géométrique pondérée de la population en âge de travailler et de l'emploi : une telle cible a comme conséquence, fortement souhaitable, que si l'emploi et la population en âge de travailler croissent au même rythme, la population active croît également à ce rythme, ce qui implique une constance du taux d'activité.

La modélisation retenue fait donc dépendre le taux de participation du taux de chômage, la formulation retenue étant suffisamment flexible pour autoriser tous les cas envisageables. Ainsi, le cas $\beta = 1$ (c'est-à-dire $b = 0$) correspond à l'absence d'effets de flexion à long terme : le taux de participation de long terme LS^*/P est alors en effet constant et indépendant du taux de chômage de l'économie. Le cas $\beta > 1$ ($b > 0$) serait celui où l'effet du travailleur additionnel dominerait à long terme l'effet du chômeur découragé ; ce cas de figure est toutefois extrêmement peu vraisemblable, puisqu'il conduirait à une cible de long terme potentiellement explosive.

Le cas $\beta < 1$ ($b < 0$) est à l'inverse celui où, à long terme, l'effet du travailleur découragé domine l'effet du travailleur additionnel ; les flexions (de long terme) des taux de participation sont d'autant plus fortes que β est faible. Le cas limite $\beta = 0$ (c'est-à-dire $b = +\infty$) est celui où la population active ne dépend pas du tout de la population en âge de travailler ; la cible détermine alors un taux de chômage d'équilibre qui est constant (cf. 8) ; un tel cas de figure ne peut guère se concevoir, à notre avis, que si les pouvoirs publics, par leur action, "immunisent" systématiquement la population active contre les évolutions de la population en âge de travailler (cf. *infra*). En l'absence de politiques

publiques visant à "stériliser" la croissance des ressources en main-d'œuvre, on s'attend donc à trouver $0 < \beta \leq 1$.

L'idée d'une liaison à long terme entre chômage et participation au marché du travail n'est pas totalement nouvelle en France et figurait déjà dans Brillet (1995), sous la forme suivante :

$$(9) LS^* = a + b_1 \times P + (1 - b_1) \times L \quad (3)$$

En pratique, on obtient des résultats très comparables avec l'une ou l'autre spécification (linéaire à la Brillet, ou log-linéaire comme 8) ; comme cependant la spécification linéaire présente l'inconvénient d'être non compatible avec un sentier de croissance équilibrée, nous préférons présenter les résultats obtenus avec la spécification log-linéaire 8⁽⁴⁾.

Un *trend* peut-il résumer l'influence des facteurs sociologiques et démographiques sur le taux de participation ?

À long terme, des évolutions du taux d'activité peuvent aussi être dues à des déformations de la pyramide des âges aux âges d'activité ("effet d'âge") ; ainsi, lorsque des générations nombreuses arrivent à des âges où le taux d'activité est élevé, le taux d'activité global s'élève sans que les taux d'activité par âge ne soient nécessairement modifiés. Le taux d'activité global peut aussi évoluer, à long terme, parce qu'il existe entre les générations des différences dans la propension à participer, à âge donné ("effet de générations").

L'effet d'âge et l'effet de générations pourraient bien entendu être neutralisés en modélisant séparément les taux d'activité pour chaque âge (et chaque sexe). Pour une modélisation agrégée, on peut envisager de capter les effets d'âge et de génération par un *trend*, dont la forme doit être précisée.

L'effet "pyramide des âges" correspond à des fluctuations de très basse fréquence qui peuvent être difficiles à mettre en évidence sur des séries d'une trentaine d'années. Quant à l'effet de générations, l'hypothèse la plus naturelle, bien qu'arbitraire, consiste à supposer qu'il exerce une influence monotone au cours du temps. Mais l'introduction d'un *trend* monotone (croissant ou décroissant), censé capter l'effet de génération, pose un problème de colinéarité avec le taux de chômage et d'identifiabilité sur la période 1970-1993, puisque sur cette même période, le taux de chômage a connu lui aussi une évolution quasi-monotone (croissante).

Comme le taux de chômage était approximativement stable au cours des années soixante, en estimant l'équation depuis 1960 (ce que nous avons fait⁽⁵⁾) et

non plus seulement depuis 1970, on peut espérer séparer l'impact du chômage et celui des effets de génération, si l'on suppose que ceux-ci ont joué sur le taux d'activité global de manière monotone (une telle hypothèse constitue quasiment une contrainte identifiante, au sens économétrique du terme).

Avec un *trend* linéaire sur le logarithme du taux de participation, la cible se réécrit :

$$(10) \log (LS^* = \alpha + \gamma \times t + \beta \times \log (P) + (1 - \beta) \times \log (L)$$

$$(11) \text{ou } \log (LS^*/P) = \log a$$

$$+ b \log (1 - u) + c \times t$$

(avec $c = \gamma / \beta$)

Un modèle de correction d'erreur permet de distinguer et réconcilier flexions de court terme et flexions de long terme

Sur la cible :

$$(10) \log (LS^*) = \alpha + \gamma \times t + \beta \times \log (P) + (1 - \beta) \times \log (L)$$

on peut appliquer un modèle de correction d'erreur :

$$(12) \varphi (B) \Delta \log (LS_t) = \theta_1 (B) \Delta \log (P_t) + \theta_2 (B) \Delta \log (L_t) + \mu \times [\log (LS_{t-1}^* - \log (LS_{t-1}))]$$

où $\varphi (B)$, $\theta_1 (B)$ et $\theta_2 (B)$ sont des polynômes de l'opérateur retard B ⁽⁶⁾.

Même si les polynômes de l'opérateur retard sont de degré peu élevé (0 ou 1 par exemple), la forme 12 est suffisamment générale pour autoriser *a priori* aussi bien un comportement contra-cyclique qu'un comportement pro-cyclique des taux d'activité, et dans ce dernier cas, aussi bien un surajustement par rapport à la cible de long terme qu'un ajustement progressif et monotone à celle-ci.

Il en découle l'expression :

$$(13) \varphi (B) \Delta \log (LS_t) = C^{te} + \theta_1 (B) \Delta \log (P_t) + \theta_2 (B) \Delta \log (L_t) + \mu \times [\gamma \times (t - 1) + \beta \times \log (P_{t-1}) + (1 - \beta) \times \log (L_{t-1}) - \log (LS_{t-1})]$$

Il convient de séparer les flexions qui relèvent du comportement des individus de celles qui résultent des efforts des pouvoirs publics pour freiner la croissance spontanée des ressources en main-d'œuvre

L'estimation de cette équation d'offre de travail nécessite de disposer d'une série d'emploi, d'une série de population en âge de travailler et d'une série de population active ou de chômage.

Plusieurs concepts de chômage font l'objet d'un suivi statistique⁽⁷⁾. On dispose tout d'abord des séries de demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE. Une telle série présente l'avantage d'être disponible rapidement et avec une périodicité élevée (trimestrielle, voire mensuelle), mais présente l'inconvénient d'être affectée de manière sensible par des règles de gestion administrative et est donc potentiellement instable. Cette série est parfois utilisée par des modèles à périodicité trimestrielle (comme le modèle *Mosaïque*, de l'OFCE).

L'Enquête Emploi permet chaque année la mesure du chômage au sens du BIT. On rappelle qu'est considérée comme chômeur au sens du BIT toute personne qui satisfait aux trois critères suivants :

- ne pas avoir travaillé (ne serait-ce qu'une heure) durant la semaine de référence ;
- être disponible pour occuper un emploi dans les quinze jours ;
- chercher activement un emploi.

Les estimations annuelles du chômage au sens du BIT sont trimestrialisées par la division Emploi de l'Insee à partir notamment des fichiers de demandeurs d'emploi inscrits à l'ANPE.

La mesure du chômage par les recensements de la population est quant à elle plus large : est considérée comme chômeur au recensement toute personne se déclarant comme telle, sauf si elle précise explicitement ne pas rechercher d'emploi. En cours de période inter-censitaire, une mesure annuelle du chômage au sens du recensement est en principe possible à partir de l'Enquête Emploi, en se fondant sur les déclarations spontanées des individus interrogés ; cette série n'est cependant pas publiée chaque année, et ne peut donc être utilisée pour les travaux de modélisation de l'offre de travail.

On notera que ces deux derniers concepts de chômage ont connu au cours des années quatre-vingts des évolutions très divergentes : sur la période séparant les deux recensements de 1982 et 1990, le chômage au sens du recensement a augmenté environ deux fois plus vite (+ 600 000) que le chômage au sens du BIT (+ 300 000).

Dans la suite de cette étude, nous retiendrons la série de chômage au sens du BIT, en moyenne annuelle : le choix du concept BIT, de préférence aux concepts DEFM ou recensement, présente le double avantage

de permettre d'éventuelles comparaisons internationales (ce qui n'est pas le cas du chômage au sens du recensement), et de fonder l'analyse sur une définition du chômage stable au cours du temps et non tributaire des aléas de la réglementation sur l'indemnisation du chômage (ce qui n'est pas le cas des DEFM).

Les estimations annuelles et trimestrielles d'emploi sont élaborées par la division Emploi de l'Insee en actualisant les chiffres d'emploi du dernier recensement de la population à partir de diverses sources administratives (fichiers de l'Unedic, de la MSA, fichiers de paie des agents de l'État,...) et d'enquêtes (collectivités locales, par exemple). Les Enquêtes Emploi ne sont pas directement utilisées pour les estimations d'emploi, en raison de l'imprécision inhérente aux enquêtes par sondage. En revanche, comme le rappellent Bordes et Guillemot (1994), l'emploi au recensement, qui est l'approche retenue dans les estimations, est conceptuellement très proche de l'emploi au sens du BIT, que l'on peut reconstituer à l'aide de l'Enquête Emploi ; en particulier, l'emploi est dans les deux cas privilégié par rapport à l'inactivité ou au chômage, puisqu'une heure de travail (dans la semaine de référence) suffit à classer une personne comme active ayant un emploi au sens du BIT, et qu'en cas de double réponse au recensement, c'est la réponse "emploi" qui est prise en compte.

Les chiffres d'emploi en fin de trimestre ou en fin d'année de la division Emploi de l'Insee sont convertis en moyennes annuelles ou trimestrielles par les comptes nationaux (ces derniers rajoutent à cette occasion les militaires du contingent, qui ne figurent pas dans les estimations initiales de la Division Emploi). C'est à la série d'emploi total en moyenne annuelle, établie par les comptes nationaux, que nous aurons recours pour la suite de cette étude. Cette série ne prend pas en compte les résidents en France ayant un emploi à l'étranger (ces déplacements domicile-travail de la part des travailleurs frontaliers sont habituellement qualifiés de "migrations alternantes" ou "migrations pendulaires"). À l'inverse, elle inclut les personnes résidant à l'étranger et ayant un emploi en France⁽⁸⁾.

Dans sa définition habituelle, la population active comprend non seulement les chômeurs et les résidents en France ayant un emploi en France, mais aussi les résidents en France ayant un emploi à l'étranger ; à l'inverse, elle ne comprend pas les personnes résidant à l'étranger et occupant un emploi en France. Deux approches sont utilisées par la division Emploi et par les comptes nationaux pour évaluer la population active (cf. Insee, 1996 ; ou Bordes et Guillemot, 1994) :

- dans une première approche, la population active est calculée comme la somme des actifs ayant un emploi (au sens du recensement, concept peu

différent du concept BIT en matière d'emploi) et des chômeurs (au sens du BIT), somme de laquelle on retranche le solde (entrées - sorties) des migrations alternantes avec l'étranger. Cette première approche définit donc en quelque sorte une population active au sens du BIT ;

- dans une seconde approche, la population active est calculée en appliquant aux estimations de population totale (ventilée par sexe et âge) du département de la Démographie de l'Insee des taux d'activité issus de l'Enquête Emploi mais calés sur les taux d'activité des recensements passés. Cette seconde approche permet donc en quelque sorte de définir une population active au sens du recensement.

De 1982 à 1990, la population active calculée selon la seconde approche a crû sensiblement plus vite que la population active selon la première approche (cf. graphique 2), l'essentiel de l'écart étant imputable à la croissance différenciée du chômage selon les concepts BIT et recensement.

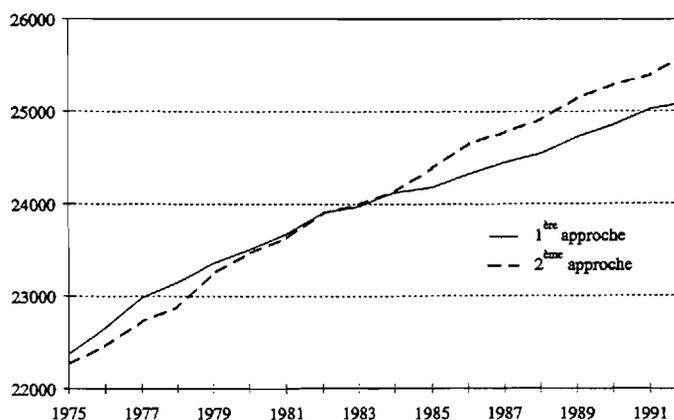
Pour l'estimation de l'équation d'offre de travail telle que nous l'avons spécifiée, retenir l'une ou l'autre de ces deux séries officielles de population active présenterait quelque inconvénient : retenir la deuxième approche conduirait implicitement à mesurer les flexions des taux d'activité par rapport au chômage au sens du recensement, ce qui n'est pas l'objectif recherché⁽¹⁰⁾ ; retenir la première approche évite cet écueil, mais conduit néanmoins à faire dépendre implicitement (comme dans la deuxième approche d'ailleurs) les flexions non pas du chômage, mais du chômage corrigé du solde des migrations alternantes avec l'étranger (et donc à traiter comme chômeurs les résidents français ayant un emploi à l'étranger, pour l'analyse des flexions). Or on ne voit pas très bien pourquoi une augmentation du nombre de résidents français travaillant à l'étranger (ou une diminution du nombre de résidents étrangers travaillant en France) devrait, toutes choses égales par ailleurs, conduire au découragement d'autres résidents français. Ce problème ne doit pas être éludé d'un point de vue empirique, car le solde des migrations alternantes a connu dans le passé des évolutions non

négligeables : d'un solde (entrées - sorties) positif dans les années soixante, on est passé progressivement à un solde négatif, de l'ordre de -200 000 aujourd'hui. La solution la plus rigoureuse à ce problème, et c'est l'option sur laquelle notre choix s'est porté, consiste tout simplement à définir la population active comme la somme de la série d'emploi et de la série de chômage retenues.

Il reste à définir la population en âge de travailler P . Une série de population active tendancielle ne ferait pas l'affaire, car sur le passé, une telle série incorpore déjà l'effet des éventuelles flexions de long terme que l'on cherche justement à isoler. Une première possibilité est de retenir la population âgée de 15 à 64 ans (en moyenne annuelle). L'action des pouvoirs publics pour ralentir la croissance spontanée des ressources en main-d'œuvre est alors implicitement traitée comme endogène et les flexions de long terme mesurées en utilisant cet indicateur de population en âge de travailler intègrent non seulement le phénomène de découragement qui affecte les chômeurs, mais aussi l'effet des politiques menées par les pouvoirs publics pour "stériliser" la croissance de la population en âge de travailler, c'est-à-dire pour neutraliser son impact potentiel sur la population active.

On peut à l'inverse souhaiter traiter comme exogène l'action des pouvoirs publics et mesurer les seules flexions imputables au découragement des chômeurs. Parmi les mesures prises par les pouvoirs publics pour neutraliser l'impact sur la population active de la croissance de la population en âge de travailler, figure au premier chef l'abaissement à 60 ans de l'âge légal de la retraite, intervenu le 1^{er} avril 1983. Pour prendre en compte ce changement dans la législation, on pourrait d'abord envisager de retirer à la population des 15-64 ans la population des 60-64 ans à partir de l'année 1983 ; cette façon de procéder aboutirait toutefois à une rupture excessive dans la série en 1983, dans la mesure où de nombreuses personnes étaient déjà en retraite avant 1983 à un âge inférieur à 65 ans, soit parce qu'elles bénéficiaient d'une préretraite (le nombre de préretraités s'est beaucoup accru au cours des années soixante-dix), soit parce qu'elles cotisaient

Graphique 2 : la population active mesurée selon les deux approches



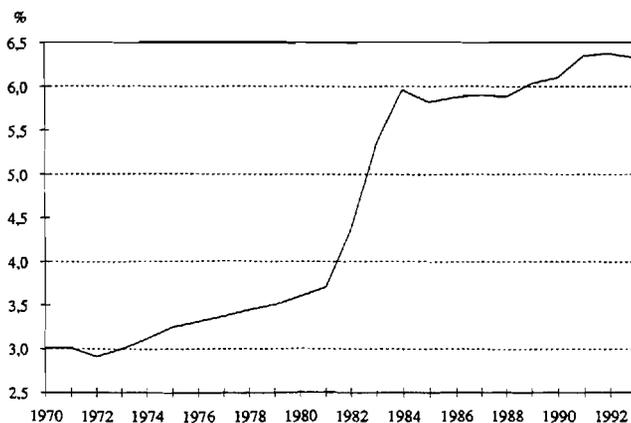
à un régime de retraite qui leur permettait de bénéficier d'une pension plus tôt que ne le permettait le régime général (instituteurs et professeurs, mineurs de fond, personnel roulant de la SNCF, militaires de carrière, etc.).

Les Enquêtes Emploi de l'Insee permettent de connaître, année par année, la proportion de retraités⁽¹¹⁾ et préretraités dans la population des 15-64 ans ; grâce à cet indicateur, on peut isoler les personnes correspondant à la flexion institutionnelle pure, c'est-à-dire payées par les pouvoirs publics pour être inactives. Cette proportion de retraités (parmi les 15-64 ans) observée au sein des ménages ordinaires peut raisonnablement être extrapolée à l'ensemble de la population, dans la mesure où peu de personnes vivent en maison de retraite avant 65 ans. Le produit de la population des 15-64 ans par le complément à un de la proportion de retraités observée aux Enquêtes Emploi définira donc une seconde série de population en âge de travailler.

La série ainsi construite appelle deux remarques :

- il n'a pas été possible de récupérer les dessins de fichier des Enquêtes Emploi menées au cours des années soixante. En nous appuyant sur l'information fournie par *Saphir*⁽¹²⁾ sur les anciens inactifs, nous avons rétopolé la proportion de retraités sur les années soixante en supposant qu'elle avait été constante au cours de cette période (et donc égale au niveau constaté en 1970) ;
- la proportion de retraités a bien connu un saut important en 1983 (+1,0 point) et en 1984 (+0,7 point) mais la correction est toutefois sensiblement moindre que si l'on avait retiré l'ensemble des 60-64 ans, soulignant ainsi le caractère excessif qu'aurait représenté une telle correction.

Graphique 3 : proportion de retraités et préretraités observée au sein des 15-64 ans à l'Enquête Emploi



Les estimations économétriques semblent témoigner d'une sensibilité de long terme non négligeable du taux de participation vis-à-vis du taux de chômage

Caractériser les propriétés de persistance des chocs sur l'offre de travail, et dire si le concept de flexions de long terme des taux d'activité a un sens, suppose de déterminer le nombre maximal de relations de cointégration linéairement indépendantes entre les variables $\log(LS_t)$, $\log(P_t)$ et $\log(L_t)$, ou entre les variables $\log(LS/P)$ et $\log(1-u)$. Pour ce faire, nous aurons recours à la méthode de Johansen (cf. encadré 1), qui permet de déterminer à la fois :

- le nombre (maximal) de relations de cointégration existant entre des variables (c'est l'objet des tests de la *trace* et du *lambda max* - cf. Johansen et Juselius, 1990) ;
- les coefficients de la (des) relation(s) de cointégration ;
- ainsi que la dynamique de l'ajustement (supposé du type "modèle de correction d'erreur") aux relations de cointégration.

Il y a là une différence importante entre notre approche et celle retenue dans d'autres études sur les flexions de long terme, comme Brillet (1995 et 1996) ou Turner, Richardson et Rauffet (1993) : dans ces trois études, la spécification retenue permet bien de distinguer flexions conjoncturelles et flexions de long terme, mais elle était estimée par la méthode des moindres carrés ordinaires en une étape.

Dans toute la suite de cet article, nous noterons X_t le processus trivarié

$$[\log(LS_t), \log(P_t), \log(L_t)]$$

et Y_t le processus bivarié

$$[\log(LS_t/P_t), \log(1-u_t)]$$

Seules les modifications du taux de chômage d'équilibre ont un impact persistant sur l'offre de travail

Les résultats des tests sur le nombre maximal de relations de cointégration linéairement indépendantes figurent aux tableaux 1a et 1b, accompagnés des valeurs critiques au seuil de 5%. Ces tests de cointégration et de stationnarité ont été menés à un trend linéaire déterministe près⁽¹⁶⁾. Pour le processus trivarié $X_t = (\log(LS_t), \log(P_t), \log(L_t))$, les tests ont été menés d'une part en imposant aux coefficients des éventuelles relations de cointégration du type $\log(LS) = \alpha + \gamma \times t + \beta_1 \times \log(P) + \beta_2 \times \log(L)$

Tableau 1a : test du λ max de Johansen et Juselius (1990)

| Population en âge de travailler : | H_0 | Processus trivarié $X_t' = [\log (LS_t), \log (P_t), \log (L_t)]$ | | | Processus bivarié $Y_t' = [\log (LS_t / P_t), \log (1 - u_t)]$ | |
|--------------------------------------|------------|--|-------------------------|--------------------|---|--------------------|
| | | $\beta_1 + \beta_2 \neq 1$ | $\beta_1 + \beta_2 = 1$ | Valeur critique 5% | Statistique | Valeur critique 5% |
| 15-64 ans non corrigée des retraités | $r \leq 2$ | 3,80 | 3,63 | 12,25 | - | - |
| | $r \leq 1$ | 19,61 | 19,02 | 18,96 | 9,72 | 12,25 |
| | $r \leq 0$ | 26,68 | 25,89 | 25,54 | 23,48 | 18,96 |
| 15-64 ans corrigée des retraités | $r \leq 2$ | 4,54 | 4,48 | 12,25 | - | - |
| | $r \leq 1$ | 14,75 | 14,48 | 18,96 | 9,47 | 12,25 |
| | $r \leq 0$ | 26,71 | 24,06 | 25,54 | 24,50 | 18,96 |

Tableau 1b : test de la trace de Johansen et Juselius (1990)

| Population en âge de travailler : | H_0 | Processus trivarié $X_t' = [\log (LS_t), \log (P_t), \log (L_t)]$ | | | Processus bivarié $Y_t' = [\log (LS_t / P_t), \log (1 - u_t)]$ | |
|--------------------------------------|------------|--|-------------------------|--------------------|---|--------------------|
| | | $\beta_1 + \beta_2 \neq 1$ | $\beta_1 + \beta_2 = 1$ | Valeur critique 5% | Statistique | Valeur critique 5% |
| 15-64 ans non corrigée des retraités | $r \leq 2$ | 3,80 | 3,63 | 12,25 | - | - |
| | $r \leq 1$ | 23,41 | 22,65 | 25,32 | 9,72 | 12,25 |
| | $r \leq 0$ | 50,10 | 48,55 | 42,44 | 33,20 | 25,32 |
| 15-64 ans corrigée des retraités | $r \leq 2$ | 4,54 | 4,48 | 12,25 | - | - |
| | $r \leq 1$ | 19,29 | 18,96 | 25,32 | 9,47 | 12,25 |
| | $r \leq 0$ | 45,99 | 43,02 | 42,44 | 33,97 | 25,32 |

Encadré 1 : rappels sur la méthode de Johansen

Dans la mesure où $\log (LS)$, $\log (L)$, et $\log (P)$ ne sont pas stationnaires, dire qu'il existe une relation stable de long terme entre ces variables revient à dire qu'elles sont cointégrées, c'est-à-dire que le système *Var* trivarié constitué de ces trois variables peut s'écrire sous la forme :

$$(14) \Delta X_t = \Gamma_1 \times \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \times \Delta X_{t-2} + \dots$$

$$+ \Gamma_{k-1} \times \Delta X_{t-k+1} + \Pi \times X_{t-k} + \mu_0 + \mu_1 \times t + \varepsilon_t$$

en notant $X_t' = (\log (LS_t) \log (P_t) \log (L_t))$, avec ε_t qui est un bruit blanc de dimension 3, Π une matrice singulière de format (3x3) qui peut donc se mettre sous la forme $A \times B'$, où $B' \times X_t$ est stationnaire. $\Lambda^{(14)}$ (ou les deux⁽¹⁵⁾) composante(s) de $B' \times X_t$ représente(nt) une (deux) relation(s) de cointégration (linéairement indépendantes).

Johansen et Juselius (1990) ont montré comment un tel modèle *Var* pouvait être estimé par la méthode du

maximum de vraisemblance et ont développé des tests du rapport de vraisemblance sur le rang de B' (nombre maximal de relations de cointégration linéairement indépendantes).

Les estimations ont donc été menées par la méthode du maximum de vraisemblance de Johansen, à partir de données annuelles couvrant la période 1959-1993. Deux retards (c'est-à-dire $k = 2$) se sont avérés suffisants pour "blanchir" les résidus de ces modèles *Var*.

Les estimations ont par ailleurs été menées en imposant la contrainte $\mu_1 = A \times B_1$, où la matrice A est définie par $\Pi = A \times B'$ (cf. *supra*.) et B_1 est un réel. Cette contrainte signifie que le terme $\mu_1 \times t$ ne joue que par le biais des relations de cointégration, et que le modèle, bien qu'écrit en différence première, ne possède pas de *trend* quadratique. Cette hypothèse d'absence de *trend* quadratique ne pouvait en effet être rejetée au vu d'un test du rapport des vraisemblances (cf. Johansen et Juselius, 1990).

de vérifier la contrainte $\beta_1 + \beta_2 = 1$, et d'autre part en n'imposant pas cette contrainte.

L'hypothèse d'absence totale de relations de cointégration $r = 0$ - qui est l'hypothèse implicite de l'équation traditionnelle, puisque tous les chocs y sont supposés avoir un impact persistant - est rejetée dans tous les cas. Les tests conduisent par ailleurs à ne pas retenir l'hypothèse de stationnarité des processus X_t et Y_t : les seuls chocs susceptibles d'avoir un impact persistant sur l'offre de travail et le taux d'activité sont donc les variations de l'emploi ou de la population en âge de travailler.

L'hypothèse $r \geq 2$, qui conduirait à une indétermination du paramètre $\beta^{(17)}$, n'est pas non plus retenue, au vu des tests de la trace et du *lambda max*.

Que les tests portent sur le processus bi-varié

$Y'_t = [\log(LS_t/P_t), \log(1 - u_t)]$ ou sur le processus tri-varié

$X'_t = [\log(LS_t), \log(P_t), \log(L_t)]$ et (dans ce dernier cas) que l'estimation soit menée ou non sous la contrainte $\beta_2 = 1 - \beta_1$, le test de la trace conduit sans ambiguïté à une unique relation de cointégration. La même conclusion vaut pour le test de *lambda max*, sauf en toute rigueur pour le modèle trivarié estimé avec la population non corrigée des retraités, où la statistique de test prend des valeurs si proches des valeurs critiques qu'il est difficile de trancher formellement. L'hypothèse d'une unique relation de cointégration semble dans l'ensemble tout à fait défendable, et c'est donc sous cette hypothèse qu'ont été menées les estimations subséquentes.

Pour le processus tri-varié, l'hypothèse selon laquelle la relation de cointégration vérifie la contrainte $\beta_2 = 1 - \beta_1$ s'interprète comme l'hypothèse selon laquelle, non seulement les variations de l'emploi ou de la population active sont les seuls chocs

susceptibles d'avoir un impact persistant sur l'offre de travail, mais en outre (ce qui est une condition plus forte) seules les variations du taux de chômage sont susceptibles d'avoir un impact persistant sur le taux d'activité. Cette contrainte peut être testée par un test du rapport des vraisemblances (cf. Johansen et Juselius, 1990). Le tableau 2 donne les résultats de ce test. L'hypothèse nulle $\beta_2 = 1 - \beta_1$ est très largement acceptée aux seuils usuels, et dans la suite, le modèle trivarié sera estimé systématiquement sous cette contrainte.

Au terme de cette analyse, les deux conclusions qui se dégagent sont les suivantes :

- il existe bien une (unique) relation de long terme stable entre le taux de chômage et le taux d'activité ;
- seules les variations du taux de chômage sont susceptibles d'avoir un impact persistant sur l'offre de travail, tous les autres chocs n'ayant qu'un impact transitoire.

À terme, une hausse de un point du taux de chômage se traduit par un abaissement du taux d'activité compris entre 2/3 de point et 1 point

Le tableau 3 indique les valeurs obtenues pour les coefficients de la cible de long terme $\log LS^* = \alpha + \beta \times \log P + (1 - \beta) \times \log(L) + \gamma t$ à l'estimation par la méthode de Johansen⁽¹⁸⁾. À titre de comparaison sont également fournies les estimations de la relation cointégrante par les *MCO*, qui constitue la première étape dans la procédure en deux étapes d'Engle et Granger : Engle et Granger (1987) ont démontré que l'estimateur ainsi obtenu est super-convergent, mais les résultats sont en pratique sensibles au choix de la variable retenue pour le membre de gauche de l'équation (les résultats ici présentés sont ceux obtenus en estimant $\log LS^* = \alpha + \beta_1 \times \log P + \beta_2 \times \log(L) + \gamma t$ sous la contrainte $\beta_1 + \beta_2 = 1$).

Des valeurs de 0,5 à 0,6 semblent les plus vraisemblables pour β , ce qui signifie qu'une baisse d'un point du taux de chômage se traduirait à terme par une augmentation du taux d'activité comprise

Tableau 2 : test du rapport des vraisemblances de l'hypothèse

| Population en âge de travailler : | Non corrigée des retraités | Corrigée des retraités |
|---|----------------------------|------------------------|
| Statistique de test du rapport des vraisemblances : | 0,395 | 1,312 |
| Seuil de significativité : - | 0,530 | 0,252 |

Tableau 3 : valeurs prises par les paramètres de long terme

| Population en âge de travailler | 15-64 ans non corrigée des retraités | | | 15-64 ans corrigée des retraités | | |
|---------------------------------|--------------------------------------|-------------------------|--|----------------------------------|-------------------------|--|
| | Johansen modèle trivarié | Johansen modèle bivarié | MCO sur cible (1 ^{ère} étape Engle-Granger) | Johansen modèle trivarié | Johansen modèle bivarié | MCO sur cible (1 ^{ère} étape Engle-Granger) |
| β | 0,593 | 0,393 | 0,475 | 0,558 | 0,598 | 0,404 |
| γ | 0,116 % | 0,207 % | 0,121 % | 0,212 % | 0,203 % | 0,206 % |

Encadré 2 : les MCO en une étape conduisent à surestimer les flexions de long terme

Les résultats qui viennent d'être présentés peuvent être comparés à ceux de Turner *et alii* (1993) ou à ceux de Brillet (1995, et 1996) :

- Turner *et alii* (1993) mettent en évidence un effet de flexion structurelle très fort pour le taux d'activité masculin au Japon, puisqu'une élévation d'un point du taux de chômage se traduirait à terme par un abaissement de 3,2 point du taux d'activité. Ce résultat pose question, dans la mesure où le taux de chômage a justement peu fluctué et n'a pas connu de tendance à la hausse (ou à la baisse) au Japon sur le passé. Aux États-Unis, la flexion serait plus raisonnable (0,4 point de baisse du taux de participation masculin à terme pour une hausse d'un point du taux de chômage), tandis que les auteurs ne mettent pas en évidence (ou ne cherchent pas à mettre en évidence ?) de flexions de long terme significatives sur le taux d'activité masculin en Allemagne ainsi que sur les taux d'activité féminins dans les trois pays ;

- les estimations de Brillet ne sont pas directement comparables aux résultats précédents, puisque Brillet retient une forme de long terme du type $LS^* = a + b_1 \times P + b_2 \times L$. Brillet obtient en tout état de cause des flexions très fortes, puisque, à l'estimation, pour la France, b_2 est de l'ordre de 0,7 à 0,8 et b_1 de l'ordre de 0,3 à 0,4 selon les spécifications. Pour les autres pays de l'OCDE, les flexions mises en évidence sont aussi généralement très fortes.

En réestimant notre spécification par les MCO en une étape (sur le MCE), on obtient (comme Brillet) des flexions nettement plus fortes qu'avec la méthode de Johansen ; de même, si l'on estime un modèle de correction d'erreur avec une cible linéaire ("à la Brillet") par la méthode de Johansen, les flexions mises en évidence sont beaucoup moins fortes que ne le laisseraient supposer les résultats de Brillet. La méthode des MCO en une étape (sur le MCE), aboutit donc à des flexions très fortes, presque caricaturales, que la cible soit linéaire ou log-linéaire, puisqu'un point de baisse du taux de chômage s'accompagnerait d'environ deux à trois points de hausse du taux de participation.

L'utilisation des MCO en une étape sur le modèle de correction d'erreur - et non sur la seule cible de long terme - n'est en principe pas justifiée, puisqu'elle conduit à mélanger des variables stationnaires et d'autres qui ne le sont pas ; pour que cette méthode soit justifiée, il faudrait en outre que l'emploi et la population en âge de travailler fussent exogènes (au sens faible) par rapport aux paramètres de la cible de long terme. Cette hypothèse est intuitivement peu vraisemblable et est d'ailleurs rejetée par un test statistique formel, à l'estimation par la méthode de Johansen⁽¹⁹⁾.

entre 2/3 de point et 1 point. Il faut en toute rigueur noter que la méthode de Johansen ne permet pas de déterminer *a priori* le sens de la causalité (du taux de chômage vers le taux de participation, ou l'inverse) ; la valeur obtenue pour les coefficients semble toutefois intuitivement peu compatible avec une relation de causalité allant du taux de participation vers le taux de chômage, de sorte que nous privilégions dans le commentaire la causalité inverse (du taux de chômage vers le taux de participation).

Au seuil de 5 %, l'hypothèse $\beta = 0$ est rejetée très nettement par un test du rapport des vraisemblances ou par un test de Wald (cf. Johansen et Juselius, 1990). Pour l'hypothèse d'absence de flexions de long terme $\beta = 1$, le diagnostic est un peu plus compliqué, car cette hypothèse est rejetée (c'est-à-dire que les flexions sont significatives) au vu du test de Wald (de manière assez nette) mais pas au vu du test du rapport des vraisemblances, qui, il est vrai, est moins puissant (cf. tableau 4). Au vu de ces résultats, s'il convient d'être prudent, la valeur la plus vraisemblable pour β est tout de même nettement inférieure à 1, ce qui témoignerait de l'existence de flexions de long terme relativement importantes.

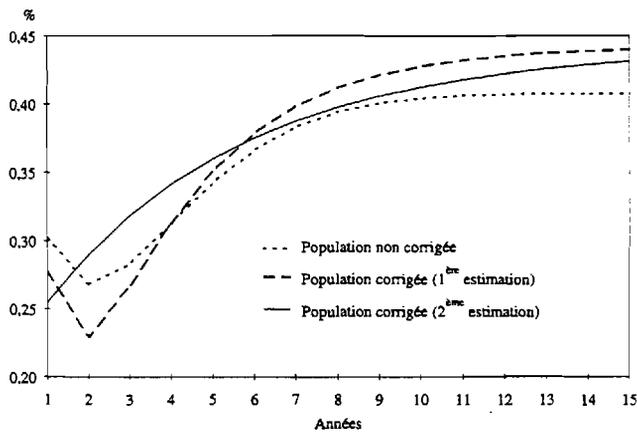
À court terme, les taux d'activité présentent un profil pro-cyclique, avec un ajustement graduel à la cible de long terme

Pour recouvrir la dynamique de court terme de la population active, une stratégie naturelle consiste à régresser (par les MCO) le taux de croissance de la population active sur sa valeur retardée, les taux de croissance présents et passés de la population en âge de travailler et de l'emploi, ainsi que le terme de correction d'erreur (obtenu par la méthode de Johansen) et éliminer progressivement les termes non significatifs. Par ailleurs, une formulation alternative de cette dynamique est contenue dans la forme bloc-réursive⁽²⁰⁾ du modèle *Var* pour le processus tri-varié estimé par la méthode de Johansen⁽²¹⁾.

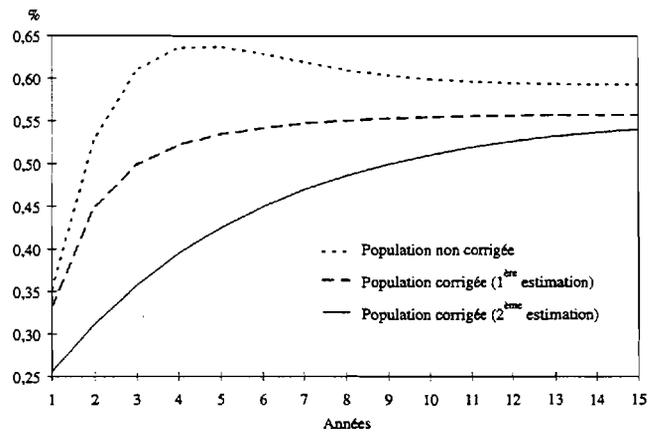
Les résultats obtenus avec ces deux stratégies sont récapitulés au tableau 5 ci-dessous. Pour la population en âge de travailler corrigée des retraités, le terme en $\Delta \log(L_{t-1})$ est à la limite de la significativité, et les résultats d'estimation sont présentés à la fois avec, et sans, ce terme.

La dynamique de court terme de la population active (graphiques 4 et 5, tableau 5) est décrite de manière relativement convergente par toutes les équations : dans tous les cas, les flexions de long terme des taux d'activité s'accompagnent de flexions conjoncturelles pro-cycliques, et face à un choc entretenu sur la population en âge de travailler, la population active connaît un ajustement étalé dans le temps, accompagné d'un léger surajustement si

Graphique 4 : effet (en %) sur la population active d'un choc entretenu de 1% sur l'emploi



Graphique 5 : effet (en %) sur la population active d'un choc entretenu de 1% sur la population en âge de travailler



l'on a recours à la population non corrigée des retraités, sans surajustement avec la population corrigée.

Cette absence de surajustement face à un choc entretenu peut surprendre à première vue, dans la mesure où l'on s'attend intuitivement à ce qu'une expansion de la population en âge de travailler se traduise au moins temporairement par une augmentation équivalente (en pourcentage) de la population active ; il faut cependant bien voir qu'un tel phénomène devrait disparaître très rapidement (par l'élévation du taux de chômage qu'il provoque

à court terme) et peut s'avérer largement gommé sur données annuelles.

Les flexions conjoncturelles semblent s'être atténuées depuis dix ans

Les résidus obtenus à l'estimation (graphique 6) sont plutôt contra-cycliques depuis le début des années quatre-vingt, ce qui pourrait traduire une atténuation des flexions des taux d'activité.

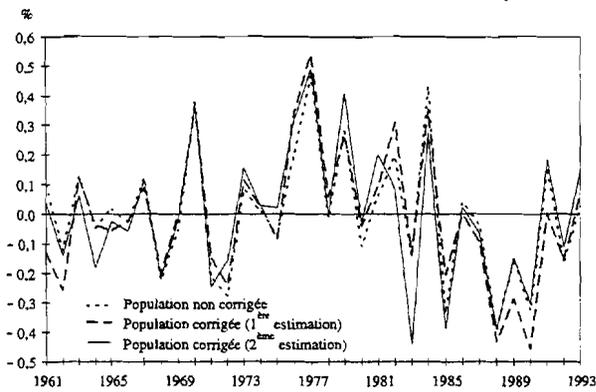
Tableau 4 : test de l'hypothèse $\beta = 1$

| Population en âge de travailler | 15-64 ans non | Corrigée des retraités | 15-64 ans | Corrigée des retraités |
|---------------------------------|---------------|------------------------|-----------|------------------------|
| Type de test | Wald | Rapport vraisemblance | Wald | Rapport vraisemblance |
| Statistique de test | 7,04 | 1,35 | 6,78 | 2,12 |
| Seuil de significativité (en %) | 0,8 | 24,5 | 0,9 | 14,5 |

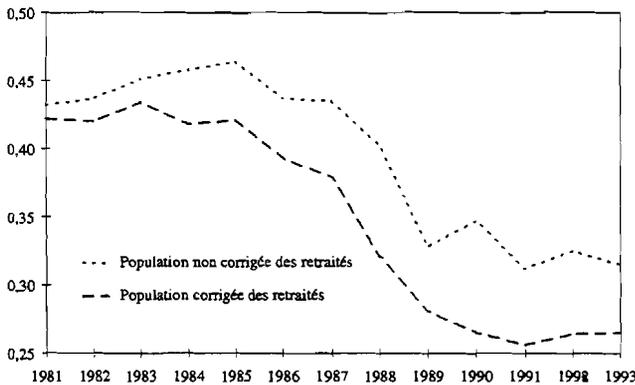
Tableau 5 : (entre parenthèses : t de Student pour les équations estimées par les MCO)

| Population en âge de travailler : | Population non corrigée des retraités | | Population corrigée des retraités | | |
|-----------------------------------|---------------------------------------|----------|-----------------------------------|---------------------------------|----------|
| | MCO | Johansen | MCO 1 ^{ère} estimation | MCO 2 ^{ème} estimation | Johansen |
| Origine : | | | | | |
| Root MSE : | 0,25 % | 0,32 % | 0,23 % | 0,24 % | 0,31 % |
| Variables explicatives : | | | | | |
| $\Delta \log (LS_{t-1})$ | 0,372 (2,53) | 0,429 | 0,207 (1,41) | - | 0,189 |
| $\Delta \log (L_t)$ | 0,302 (4,19) | 0,314 | 0,277 (4,07) | 0,255 (3,92) | 0,264 |
| $\Delta \log (L_{t-1})$ | -0,167 (-1,79) | -0,189 | -0,141 (-1,65) | - | -0,137 |
| $\Delta \log (P_t)$ | 0,353 (2,45) | 0,519 | 0,332 (2,67) | 0,256 (2,28) | 0,290 |
| $\Delta \log (P_{t-1})$ | - | -0,189 | - | - | 0,068 |
| Terme de correction d'erreur | -0,196 (-2,90) | -0,216 | -0,219 (-3,91) | -0,185 (-4,89) | -0,220 |
| Durbin Watson | 2,23 | 2,00 | 2,37 | 1,67 | 2,28 |

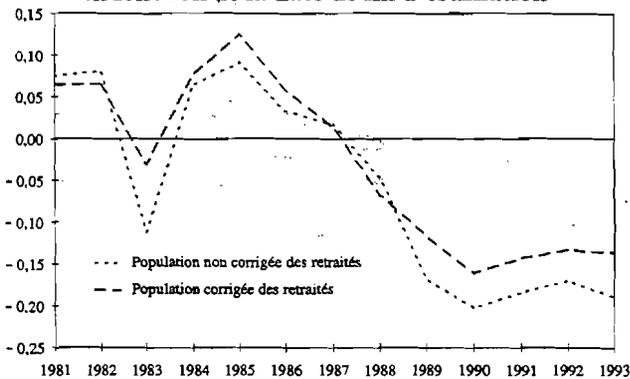
Graphique 6 : résidus d'estimation par les MCO



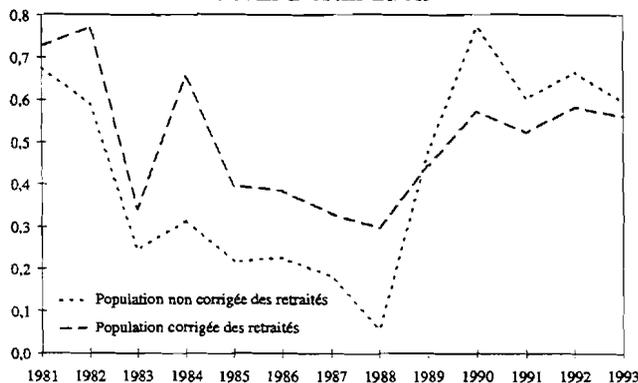
Graphique 7 : valeur du coefficient de $\Delta \log(L)$ en fonction de la date de fin d'estimation



Graphique 8 : valeur du coefficient de $\Delta \log(L_{t-1})$ en fonction de la date de fin d'estimation



Graphique 9 : valeur de β en fonction de la date de fin d'estimation



Les graphiques 7, 8, et 9 indiquent la déformation de certains des coefficients estimés par la méthode de Johansen (forme bloc-réursive du modèle *Var*) lorsque les estimations sont arrêtées à une date antérieure à 1993⁽²²⁾. On notera tout d'abord que l'équation est stable sur les dernières années et que la sensibilité des résultats aux derniers points n'est donc pas importante, ce qui est plutôt rassurant. Plus la période d'estimation est courte (c'est-à-dire plus la date de fin d'estimation est lointaine) et plus sont élevés les coefficients des variables $\Delta \log(L_t)$ et $\Delta \log(L_{t-1})$: ceci suggère clairement que les flexions *conjoncturelles* des taux d'activité se sont réduites au cours des années quatre-vingts.

Le diagnostic est plus délicat en ce qui concerne les flexions *de long terme* des taux d'activité : β semble tout d'abord diminuer fortement lorsqu'on réduit la longueur de la période d'estimation jusqu'en 1988 avant de remonter lorsque l'estimation est arrêtée dans la première moitié des années quatre-vingts (les fluctuations sont d'ailleurs nettement moins importantes avec la population en âge de travailler corrigée des retraités qu'avec la population non corrigée) ; le nombre d'observations est toutefois alors très réduit (21 points effectivement utilisés, si l'estimation est arrêtée en 1981) et les résultats obtenus avec la méthode de Johansen, dont les justifications sont asymptotiques, doivent être interprétés avec la plus grande prudence.

Il est très difficile de donner une explication à cette atténuation des flexions conjoncturelles sur la période récente. On peut cependant noter que cette inflexion des flexions conjoncturelles coïncide avec une montée progressive de la proportion de salariés à temps partiel, et avec le développement du travail intérimaire ou sous contrat à durée déterminée : il n'est pas impossible que la diversification des formes d'emplois offertes ait conduit à stabiliser dans la participation au marché du travail les fractions de la population féminine traditionnellement les plus sujettes au comportement de flexion, et ait ainsi conduit à une atténuation des comportements agrégés de flexion conjoncturelle ou structurelle. La vérification ou l'invalidation de cette hypothèse pourrait constituer une voie de recherche intéressante.

Il se peut par ailleurs que le taux de participation dépende non seulement du taux de chômage, mais aussi des durées moyennes de chômage, puisque ces durées sont susceptibles d'influer sur la probabilité pour un individu de se voir proposer un emploi. Cette idée mériterait d'être formalisée de manière plus précise, à partir des modèles de recherche d'emploi, et d'être confrontée à des bases de données individuelles ou agrégées.

Les implications de l'existence de flexions de long terme

L'accroissement de six points du taux de chômage d'équilibre depuis 1974 occasionne aujourd'hui des pertes annuelles d'activité supérieures à 6 %

En présence de flexions de long terme, toute élévation durable d'un point du taux de chômage conduit à un abaissement durable de $1/\beta$ points de la production (cf. encadré 3). L'introduction d'une cible en niveau pour l'offre de travail permet par ailleurs de calculer le niveau du *PIB* potentiel (et donc aussi l'écart de *PIB*) et non plus seulement son taux de croissance (comme c'était le cas avec une équation traditionnelle d'offre de travail), lorsqu'on adjoint une équation d'emploi (reliant l'emploi et l'*output*) et un taux de chômage d'équilibre à une équation d'offre de travail de type *ECM* (cf. encadré 3).

Ceci a deux conséquences :

- tout d'abord, les modèles macro-économiques où l'équation d'offre de travail est une équation à la Salais ne possèdent pas de forme de long terme bien définie, puisqu'en particulier, ils ne permettent pas de calculer le niveau du *PIB* potentiel ;
- d'autre part, l'élévation de 6 points du taux de chômage d'équilibre depuis 1974 (passé approximativement de 4 à 10 %) occasionne aujourd'hui une perte annuelle d'activité de 10 %. Aux 6 % qui résulteraient de l'application mécanique du chiffre de hausse du taux de chômage, il convient en effet de rajouter les quelques 4 % de population active que cette hausse du chômage a retranché.

La population active pourrait à l'avenir croître plus vite que ne le supposent les projections tendanciennes, si le taux de chômage venait à se stabiliser ou à baisser

Traditionnellement, les projections de population active sont élaborées en projetant séparément - et de manière indépendante - d'une part la population totale (actifs + inactifs) et d'autre part les taux d'activité. Ces projections de population totale et de taux d'activité sont élaborées par sexe et par groupes d'âges (le plus souvent : tranches d'âges quinquennales).

Les projections de taux d'activité, nous l'avons vu, sont habituellement construites en deux temps, de la manière suivante :

- les taux d'activité effectivement constatés sur le passé font l'objet d'un lissage, ou d'un ajustement à un processus logistique, afin d'en déterminer la tendance ;
- cette tendance est ensuite prolongée sur la période de projection.

Encadré 3 : flexions de long terme et *PIB* potentiel

On se place à titre d'exemple dans le cas où les facteurs capital et travail sont supposés strictement complémentaires et où la productivité apparente du travail est supposée croître tendanciellement à un taux constant et exogène.

On suppose par ailleurs que l'on dispose d'une série de taux de chômage d'équilibre (le taux de chômage d'équilibre peut être déterminé par exemple en prenant l'intersection des courbes de prix (*price-setting*) et de salaires (*wage-setting*) issues d'un modèle de négociations salariales⁽²³⁾ - cf. Layard *et alii*, 1991).

Le long terme des équations d'offre de travail que nous venons de présenter s'écrit

$$(15) \log(SL) = \alpha + \gamma \times t + \beta \times \log(P) \\ + (1 - \beta) \times \log(L) + ELTC(LS) \\ - (1 - \beta) \times ELET(L)$$

où $ELTC(x)$ est l'écart à long terme entre x et sa cible (c'est-à-dire $x - x^*$), puisque la propriété d'homogénéité dynamique n'a pas été imposée ici dans l'équation LS (elle n'est généralement pas imposée non plus dans les équations d'emploi des modèles macro-économiques). Le calcul des écarts à la cible de long terme est explicité dans Legendre et Vidal (1986) ; dans le cas particulier où les variables croissent à taux constant, on montre que l'écart de long terme à la cible est égal (au signe près) au produit du taux de croissance de la cible par le délai moyen d'ajustement.

La relation précédente peut aussi s'écrire :

$$\log\left(\frac{1}{1 - u^*}\right) = \log(LS/L) \\ = \alpha + \gamma \times t + \beta \times \log(P/L) \\ + ELTC(LS) - (1 - \beta) \times ELTC(L)$$

D'où l'on tire que, à long terme,

$$(17) \log L = \log P - \frac{1}{\beta} \times \log\left(\frac{1}{1 - u^*}\right) \\ + \frac{\alpha}{\beta} + \frac{\gamma}{\beta} \times t + \frac{1}{\beta} \times ELTC(LS) - \frac{1 - \beta}{\beta} ELTC(L) \\ \approx \log P - \frac{1}{\beta} \times u^* + \frac{\alpha}{\beta} + \frac{\gamma}{\beta} \times t \\ + \frac{1}{\beta} \times ELTC(LS) - \frac{1 - \beta}{\beta} ELTC(L)$$

À long terme, le taux de chômage d'équilibre étant donné (par l'intersection d'une courbe *price-setting* et d'une courbe *wage-setting*), l'équation d'offre de travail détermine donc en fait l'emploi.

Encadré 3 (fin)

Compte tenu des hypothèses de complémentarité des facteurs et de croissance à taux constant de la productivité du travail, la forme de long terme de l'équation d'emploi peut s'écrire :

$$(18) \log Y = \log L + c_0 + c_1 \times t - ELTC(L)$$

En combinant 17 et 18, il vient :

$$(19) \log Y = c_0 + c_1 \times t + \log P - \frac{1}{\beta} \times u^* + \frac{\alpha}{\beta} + \frac{\gamma}{\beta} \times t + \frac{1}{\beta} \times ELECT(LS) - \frac{1}{\beta} ELTC(L)$$

Le fait d'introduire une cible de long terme dans l'équation d'offre de travail permet donc en principe (19) de calculer le niveau du PIB potentiel et non plus seulement son taux de croissance. Ce dernier est du reste donné par :

$$(20) \Delta \log Y = \Delta \log P + c_1 - \frac{1}{\beta} \times \Delta u^* + \frac{\gamma}{\beta}$$

La croissance potentielle s'exprime ainsi comme la somme de la croissance de la productivité (c_1), de la croissance de la population en âge de travailler $\Delta \log(P)$, de la croissance tendancielle du taux d'activité (terme γ/β), et de la croissance de la population employée permise par la baisse du chômage d'équilibre (terme $-\frac{1}{\beta} \times \Delta u^*$).

Il convient de souligner que les taux d'activité lissés sur le passé incorporent non seulement l'impact d'éventuelles tendances socio-démographiques lourdes (montée de l'activité féminine aux âges intermédiaires, souhait d'une proportion croissante de jeunes de poursuivre des études plus longues), mais aussi les effets de la hausse sensible du taux de chômage d'équilibre sur les vingt dernières années. Prolonger ces lissages sur le futur revient donc implicitement à prolonger sur la période de projection la hausse moyenne du taux de chômage d'équilibre enregistrée depuis vingt ans. Il s'agit là d'une hypothèse forte, qui mériterait à la fois d'être explicitée et discutée : dans notre modèle, en retenant une sensibilité de long terme de $-0,6$ du taux de participation par rapport au taux de chômage, un abaissement de cinq points du taux de chômage se traduit à terme par un accroissement de plus de un million de personnes de la population active.

Conclusion

Il est vraisemblable, au vu des résultats obtenus, que les élévations durables du taux de chômage se traduisent par un abaissement durable du taux d'activité. À court terme, le taux d'activité présenterait un profil pro-cyclique et s'ajusterait graduellement à sa cible de long terme ; le profil cyclique du taux d'activité serait toutefois aujourd'hui moins marqué que par le passé.

Dans cet article, nous nous sommes attachés à décrire la relation entre chômage et offre de travail au niveau d'agrégation le plus large, pour la France métropolitaine, à partir de données annuelles couvrant la période 1959-1993. Dans la modélisation de l'offre de travail, dans l'optique de distinguer les flexions conjoncturelles et les flexions de long terme, un certain nombre de dimensions mériteraient sans doute d'être explorées ou ré-explorées :

- l'analyse des comportements de participation désagrégés par sexe et âge dépasse l'objet de cette étude. Une telle analyse apporterait sans doute des éclairages complémentaires, la relative stabilité du taux de participation au niveau global masquant des évolutions divergentes selon le sexe ou l'âge ;
- une question qui mériterait d'être réexaminée est celle d'une sensibilité différenciée de la population active face aux variations - transitoires ou durables - de l'emploi industriel d'une part et de l'emploi tertiaire d'autre part ;
- il serait également intéressant d'examiner dans quelle mesure la sensibilité - de court terme ou de long terme - de l'offre de travail varie d'un pays à un autre (l'étude d'Elmeskov et Pichelman, 1993, ne traite que des flexions conjoncturelles des taux d'activité, tandis que celle de Turner *et alii*, 1993, n'est pas très convaincante au niveau des résultats), ou d'une région à une autre, au sein d'un pays donné ;
- enfin, l'analyse de la dynamique de l'offre de travail, et l'analyse des inflexions que cette dynamique aurait pu connaître en France au cours des quinze dernières années, pourraient gagner en précision avec l'utilisation de données de périodicité trimestrielle.

Dans l'exploration de l'une ou l'autre de ces quatre dimensions, le principal obstacle pourrait s'avérer être un problème de données : il n'est pas certain que des séries trimestrielles agrégées de population, de population active et d'emploi, ou des séries désagrégées par sexe et groupe d'âge, puissent être récupérées ou construites sur une période de temps suffisamment longue pour permettre de séparer aisément les effets de la montée du chômage depuis 1974 et les effets de tendances socio-démographiques prises en compte dans un trend ; le même problème de longueur des séries est susceptible de se poser dans l'exploration des

différences entre régions ; enfin, l'évolution de la population d'une année sur l'autre, et en particulier la composante migratoire de cette évolution, est sans doute mesurée de manière imparfaite au niveau régional. Des comparaisons entre pays semblent toutefois pouvoir être menées sans être confrontés à des problèmes de données insurmontables.

Enfin, une modélisation séparée des flux d'entrée et de sortie sur le marché du travail pourrait sans doute aider grandement à la compréhension de l'atténuation des flexions depuis dix à quinze ans.

Notes

(1) Dans toute la suite, nous employons indifféremment les expressions "taux d'activité" et "taux de participation" pour désigner le rapport entre la population active et la population en âge de travailler.

(2) L'estimation a été menée avec les séries en moyenne annuelle suivantes, depuis 1960 : emploi total des comptes nationaux, chômage au sens du BIT, population active effective définie comme la somme de l'emploi et du chômage, et population active tendancielle obtenue par application du filtre de Hodrick-Prescott ($\lambda = 100$) à la population active effective.

(3) Une telle formulation implique bien une sensibilité à long terme du taux de participation au taux de chômage, puisqu'elle peut se réécrire :

$$\frac{LS^*}{P} = \frac{\frac{a}{P} + b_1}{1 - b_2 \times (1 - u)}$$

(4) Les résultats d'estimation avec la cible linéaire peuvent être obtenus sur demande adressée à l'auteur.

(5) Les données proviennent de rétrapolations de certaines séries de la base de données du modèle *Amadeus* jusqu'en 1959.

(6) L'opérateur retard est habituellement noté *L* (comme lag). La lettre *L* étant déjà utilisée pour désigner l'emploi, afin d'éviter les risques de confusion, nous notons *B* (comme *backshift*) l'opérateur retard.

(7) Cf. Bordes et Guillemot (1994).

(8) Les personnes résidant à l'étranger et travaillant en France sont toutefois nettement moins nombreuses (quelques dizaines de milliers de personnes) que les personnes dans la situation inverse (le solde est de 200 000 environ au recensement de 1990, 100 000 en 1982).

(9) Le nombre d'actifs (résidents) ayant un emploi est égal au nombre d'emploi localisés sur le territoire français, diminué du solde (= entrées - sorties) des migrations alternantes avec l'étranger.

(10) On notera par ailleurs que, pour l'estimation d'une équation traditionnelle "à la Salais", les modélisateurs ont parfois recouru à une population active tendancielle au sens du recensement (jusqu'à il y a peu, les projections de population active n'étaient pas publiées au sens du BIT), quand bien même la variation du chômage modélisée est au sens du BIT. Cette pratique éminemment contestable aboutit à modéliser tout autant les différences d'évolution (non négligeables, comme nous l'avons vu) entre chômage au sens du BIT et chômage au sens du recensement que les flexions des taux d'activité (cf. Tavernier, 1990).

(11) En toute rigueur, il s'agit de la somme des retraités et de personnes retirées des affaires : il aurait dans l'absolu été souhaitable de ne retenir que les retraités, mais les deux catégories ne pouvaient pas être distinguées dans l'Enquête Emploi avant 1990.

(12) *Saphir*, fichier historique des recensements développé par la direction régionale d'Alsace de l'Insee sous l'impulsion de la direction de Bernard Aubry, constitue un empilement

informations des recensements menés de 1962 à 1990, après mise en cohérence des nomenclatures.

(13) Au sein des 15-64 ans, la proportion d'anciens actifs prend les valeurs suivantes : 3,48 % en 1962, 3,45 % en 1968, 3,70 % en 1975, 4,22 % en 1982, et 6,43 % en 1990.

(14) Si la matrice Π est de rang 1.

(15) Si la matrice Π est de rang 2.

(16) Dans la mesure où les relations de cointégration sont censées contenir un *trend* linéaire, et dans la mesure où il a été supposé que le processus X_t (respectivement Y_t) ne contient pas de *trend* quadratique (cf. encadré 3), les valeurs critiques ont été extraites de la table 2* de Osterwald-Lenum, 1992.

(17) En effet, l'hypothèse $r \geq 2$ impliquerait l'existence de (au moins) deux relations de cointégration linéairement indépendantes, que l'on pourrait noter :

$$\log(LS) = \alpha^* + \gamma^* \times t + \beta^* \times \log(P) + (1 - \beta^*) \times \log(L)$$

et

$$\log(LS) = \alpha^{**} + \gamma^{**} \times t + \beta^{**} \times \log(P) + (1 - \beta^{**}) \times \log(L)$$

avec $\beta^* \neq \beta^{**}$

Comme toute combinaison linéaire de relations de cointégration est encore une relation de cointégration, il serait toujours possible, en pondérant astucieusement ces deux relations d'atteindre n'importe quelle valeur de β fixée *a priori*, de sorte que β serait indéterminé.

(18) L'estimation du modèle trivarié sans imposer la contrainte $\beta_1 + \beta_2 - 1 = 0$ aboutit aux résultats suivants : pour la population des 15-64 ans non corrigée des retraités, $\beta_1 = 0,71$, $\beta_2 = 0,54$, et pour la population corrigée des retraités : $\beta_1 = 0,80$, $\beta_2 = 0,61$

(19) Cf. Jacquot, 1996 pour les résultats.

(20) La forme (14) estimée par la méthode de Johansen constitue par définition la forme canonique du modèle *Var* étudié : les variations contemporaines de chaque variable y sont exprimées en fonction des variations *retardées* des autres variables, d'un terme de correction d'erreur, et de perturbations non indépendantes d'une équation à une autre. Moyennant une transformation matricielle appropriée, il est possible de réécrire le modèle *Var* sous forme dite "bloc-réursive", c'est-à-dire de manière à ce que le résidu relatif à la première équation ($\Delta \log LS$) soit orthogonal aux résidus des deux autres équations (dont l'écriture est d'ailleurs inchangée par rapport à la forme canonique). La contrepartie de cette orthogonalisation des résidus est l'apparition dans le membre de droite de la première équation des variations contemporaines, et non plus seulement des variations passées, des deux autres variables ($\Delta \log L$ et $\Delta \log P$).

(21) Comme pour le long terme (cf. *supra*), il faut toutefois rappeler que la méthode de Johansen ne préjuge pas du sens des causalités instantanées et retardées.

(22) Pour les résultats complets, cf. Jacquot, 1996.

(23) Les résultats qui suivent restent valables si la courbe de salaires est de type Phillips, tant que le taux de croissance tendanciel de la productivité apparente du travail est supposé constant.

Bibliographie

Ashenfelter O., Layard P.R. (1986). "Handbook of Labor Economics", North Holland.

Banque de France, Direction de la Prévision, ERASME - École centrale de Paris, Insee, OFCE (1996). "Structure et propriétés de cinq modèles macro-économiques français", *document de travail Insee* n° G9601.

Bordes M.M., Guillemot D. (1994). "Marché du travail : séries longues", *Insee-Résultats*, n° 62-63.

Brown R.L., Durbin J., Evans J.M. (1975). "Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time", *Journal of the Royal Statistical Society*, n° 2, pp. 149-192.

Brillet J.L. (1995). "Analyzing a Small French ECM Model", communication présentée à l'International Conference on Computing in Economics and Finance, Austin, Texas, 22-24, mai.

Brillet J.L. (1996). "Modelling Labour Supply : an International Comparison", *miméo Insee*.

Brondel D., Guillemot D., Lincot L., Marioni P. (1996). "La population active devrait encore augmenter pendant une dizaine d'années", *Économie et Statistique*, n° 300.

Elmeskov J., Pichelmann K. (1993). "Interprétation du chômage : le rôle de la participation à la vie active", *Revue Économique* de l'OCDE, n° 21, pp. 147-170.

Engle R., Granger C. (1987). "Co-integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, vol. 55, n° 2, pp. 251-276.

Eymard-Duvernay F., Salais R. (1977). "Une analyse des liens entre l'emploi et le chômage", *Économie et Statistique*.

Insee (1996). "Rapport sur les Comptes de la Nation 1994", tome 2, *Insee-Résultats*, n° 89-90-91.

Jacquot A. (1996). "Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ?", *Insee, document de travail*, n° G9613.

Johansen S., Juselius K. (1990). "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration, With Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 52, n° 2.

Hamilton J. (1994). "Time-Series Analysis", *Princeton University Press*.

Layard R., Nickell S., Jackman R. (1991). "Unemployment, Macroeconomic Performance and the Labour Market", *Oxford University Press*.

Legendre F., Vidal D. (1986). "Processus d'ajustement et croissance : un commentaire", *Annales d'Économie et de Statistique*.

Lippman S., McCall J. (1976). "The Economics of Job Search : a Survey", *Economic Inquiry*, pp. 155-189 et pp. 347-368.

Osterwald-Lenum M. (1992). "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 54, n° 3.

Salais R. (1971). "Sensibilité de l'activité par sexe et âge aux variations du chômage", *Annales de l'Insee*, n° 8.

Tavernier J.L. (1990). "De la difficulté de modéliser le chômage", *Direction de la Prévision*, note interne, n° 30/Bpee.

Turner D., Richardson P., Rauffet S. (1993). "Le rôle des rigidités réelles et nominales dans l'ajustement macro-économique : une étude comparative des économies du pays du G3", *Revue Économique* de l'OCDE, n° 21, pp. 95-145.

Van Den Berg G. (1990). "Nonstationarity in Job Search Theory", *Review of Economic Studies*, vol. 57, pp. 255-277.

Annexe : les modèles micro-économiques d'offre de travail permettent d'envisager aussi bien des flexions de long terme que des flexions de court terme

Les modèles de recherche d'emploi permettent d'apporter des fondements micro-économiques à l'effet du travailleur découragé. Le point de départ des modèles de recherche d'emploi est le suivant : s'il existe du chômage involontaire, le choix auquel est confronté toute personne sans emploi, n'est pas un choix entre travailler et ne pas travailler, mais davantage un choix entre rechercher un emploi (et donc devoir supporter des coûts de recherche, quand bien même celle-ci s'avérerait infructueuse) et ne pas rechercher d'emploi.

Les théories dites de la recherche d'emploi (*Job Search*) ont pour objet de formaliser ce problème, c'est-à-dire de déterminer s'il est optimal ou non pour un individu de rechercher un travail, et dans le cas où la réponse est affirmative, d'établir une règle (optimale) d'acceptation ou de rejet des offres d'emploi proposées à l'individu⁽¹⁾.

L'intuition est la suivante : lorsqu'une personne sans emploi décide (ou non) de rechercher un emploi, elle compare le salaire (net des coûts de recherche) qu'elle peut espérer percevoir en recherchant un emploi à l'équivalent monétaire des "loisirs" auxquels elle doit renoncer en entrant sur le marché du travail. Dans la mesure où la recherche d'emploi peut s'avérer infructueuse, le salaire qu'une personne sans emploi peut espérer percevoir (espérance de salaire) en recherchant du travail dépendra positivement de la probabilité qu'elle a de se voir proposer (au moins) un emploi. Une élévation du taux de chômage aura un impact négatif sur cette probabilité et va donc accroître, au sein de la population des sans-emploi, la proportion de ceux pour lesquels le salaire espéré est inférieur à l'équivalent monétaire des loisirs auxquels il faudrait renoncer en cherchant un travail⁽²⁾. Ce mécanisme de travailleur découragé est susceptible de jouer aussi bien à l'occasion d'une modification durable du taux de chômage qu'à l'occasion de modifications conjoncturelles (avec des intensités éventuellement différentes), et devrait donc nous inciter tout naturellement à modéliser aussi bien des flexions de long terme que des flexions de court terme des taux d'activité.

(1) La littérature met l'accent essentiellement sur cette seconde question.

(2) On notera que deux catégories de personnes sont susceptibles d'être affectées par le mécanisme qui vient d'être décrit :

– d'une part des personnes qui étaient précédemment au chômage et auraient continué à chercher un emploi en l'absence d'élévation du taux de chômage ;

– d'autre part des personnes précédemment inactives, qui renoncent à entrer sur le marché du travail du fait de l'élévation du taux de chômage.

Nous appliquerons le vocable de "travailleur découragé" à ces deux catégories de personnes, en considérant que le découragement doit s'apprécier par comparaison avec une situation de référence fictive qui est celle où le chômage n'aurait pas augmenté.

Plus précisément, le modèle de recherche d'emploi peut être formalisé de la manière suivante : on considère un individu sans emploi, qui devra, s'il décide de rechercher un emploi, verser à chaque période de recherche un coût c de recherche d'emploi et renoncer à l'utilité que lui auraient procuré les loisirs supplémentaires (dont l'équivalent monétaire est z). S'il recherche un emploi, on suppose (pour simplifier) qu'il reçoit, au cours d'une période de recherche, soit zéro proposition d'emploi (avec une probabilité $1 - q$) soit une unique proposition (avec une probabilité q).

Les employeurs potentiels ne disposent que d'une information imparfaite sur les capacités productives de l'individu et ne lui proposeront donc pas tous le même salaire, s'ils lui offrent un emploi. Pour formaliser cette idée, on supposera que le salaire associé à une proposition d'emploi est aléatoire (du point de vue de l'individu), et qu'il est en quelque sorte tiré dans une loi de fonction de répartition $F(w)$, connue de l'individu.

L'individu cherche à maximiser la valeur actuelle nette des flux de revenus présents et futurs, après déduction éventuelle de l'équivalent monétaire (noté z) des loisirs auxquels il faut renoncer pour chercher du travail.

Sous ces hypothèses, on montre que (cf. Lippmann et McCall, 1976) :

- Si l'individu recherche un travail, la stratégie optimale consiste à accepter la 1^{ère} offre qui lui est faite pour laquelle le salaire proposé excède une valeur critique ξ , appelée "salaire de réserve" ;

- Le salaire de réserve est déterminé de telle sorte qu'il y ait égalité entre le coût c de recherche sur une période supplémentaire d'une part et le rendement marginal attendu d'une période de recherche supplémentaire d'autre part. Ce dernier est donné par la formule :

$$G(\xi) = \frac{q}{1+r} \times H(\xi) - \frac{r}{1+r} \times \xi$$

où r est le taux d'intérêt réel et

$$H(\xi) = \int_{\xi}^{+\infty} (w - \xi) \times dF(w) \text{ est le supplément de}$$

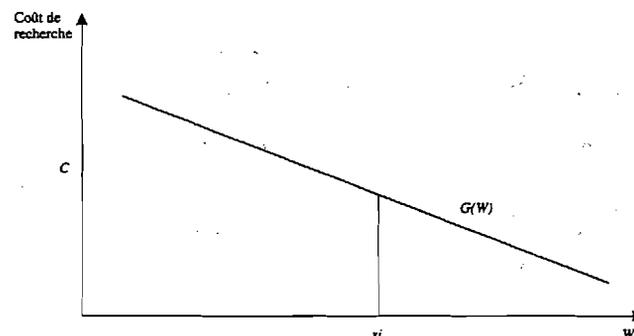
salaire que l'on peut attendre d'une période supplémentaire de recherche, sachant que ne sont acceptées que les offres d'emploi pour lesquelles le salaire offert est supérieur à ξ .

En termes de statique comparative, une baisse de q (en raison par exemple d'une hausse durable du taux de chômage) déplace la fonction $G(\xi)$ vers le bas et réduit donc le salaire de réserve, puisque G est décroissante.

- Comme le salaire de réserve ξ est le rendement maximal que l'on peut espérer en adoptant une stratégie de recherche optimale, un individu pour lequel z (évaluation monétaire des loisirs auxquels il faut renoncer pour rechercher un emploi) est supérieur à ξ n'a pas intérêt à rechercher un emploi et va donc se retirer du marché du travail.

Ainsi, une élévation durable du taux de chômage, en abaissant q , abaisse le salaire de réserve des sans-emploi et accroît donc la proportion, parmi ceux-ci, de ceux pour lesquels z est supérieure au salaire de réserve, et apporte donc des fondements micro-économiques à un effet de flexions à long terme⁽³⁾.

Graphique 10 : détermination du salaire de réserve



(3) Le cas d'une élévation temporaire du taux de chômage est un peu moins commode à traiter, car il faut alors considérer la possibilité qu'un individu recherche du travail à certaines périodes, mais pas à d'autres (la résolution ne se réduit plus à l'alternative qui consiste soit à chercher du travail à toutes les périodes, soit n'en chercher à aucune, comme c'est le cas face à une élévation durable du taux de chômage). Les problèmes posés par des variables exogènes non constantes sont abordés par Van den Berg (1990), mais davantage dans l'optique "salaire de réserve" que dans l'optique "participation au marché du travail".