

CIRANO

Centre interuniversitaire de recherche  
en analyse des organisations

---

**Série Scientifique**  
*Scientific Series*

---

98s-06

**L'évolution du taux d'activité  
des femmes au Canada, 1976-  
1994 : Une analyse de cohortes**

*Paul Beaudry, Thomas Lemieux*

Montréal  
Mars 1998

## **CIRANO**

Le CIRANO est une corporation privée à but non lucratif constituée en vertu de la Loi des compagnies du Québec. Le financement de son infrastructure et de ses activités de recherche provient des cotisations de ses organisations-membres, d'une subvention d'infrastructure du ministère de l'Industrie, du Commerce, de la Science et de la Technologie, de même que des subventions et mandats obtenus par ses équipes de recherche. La *Série Scientifique* est la réalisation d'une des missions que s'est données le CIRANO, soit de développer l'analyse scientifique des organisations et des comportements stratégiques.

*CIRANO is a private non-profit organization incorporated under the Québec Companies Act. Its infrastructure and research activities are funded through fees paid by member organizations, an infrastructure grant from the Ministère de l'Industrie, du Commerce, de la Science et de la Technologie, and grants and research mandates obtained by its research teams. The Scientific Series fulfils one of the missions of CIRANO: to develop the scientific analysis of organizations and strategic behaviour.*

### **Les organisations-partenaires / The Partner Organizations**

- École des Hautes Études Commerciales
- École Polytechnique
- McGill University
- Université de Montréal
- Université du Québec à Montréal
- Université Laval
- MEQ
- MICST
- Avenor
- Banque Nationale du Canada
- Bell Québec
- Caisse de dépôt et placement du Québec
- Fédération des caisses populaires Desjardins de Montréal et de l'Ouest-du-Québec
- Hydro-Québec
- Industrie Canada
- Microcell Labs inc.
- Raymond, Chabot, Martin, Paré
- Scetauroute
- Société d'électrolyse et de chimie Alcan Ltée
- Téléglobe Canada
- Ville de Montréal

Ce document est publié dans l'intention de rendre accessibles les résultats préliminaires de la recherche effectuée au CIRANO, afin de susciter des échanges et des suggestions. Les idées et les opinions émises sont sous l'unique responsabilité des auteurs, et ne représentent pas nécessairement les positions du CIRANO ou de ses partenaires.

*This paper presents preliminary research carried out at CIRANO and aims to encourage discussion and comment. The observations and viewpoints expressed are the sole responsibility of the authors. They do not necessarily represent positions of CIRANO or its partners.*

**ISSN 1198-8177**

# L'évolution du taux d'activité des femmes au Canada, 1976-1994 : Une analyse de cohortes\*

Paul Beaudry<sup>†</sup>, Thomas Lemieux<sup>‡</sup>

## Résumé / Abstract

Dans ce texte, nous évaluons le rôle des effets de cohortes, de la structure d'âge et des facteurs macro-économiques dans l'évolution du taux d'activité des femmes au Canada entre 1976 et 1994. Le résultat principal qui ressort de notre analyse des données de l'enquête des finances des consommateurs est que les effets de cohortes sont le facteur clef permettant d'expliquer le plafonnement récent de ces taux d'activité. Bien que la performance macro-économique peu enviable de l'économie canadienne dans les années quatre-vingt-dix ait elle aussi contribué à ce phénomène de plafonnement, il n'en reste pas moins que seuls les effets de cohortes parviennent à expliquer pourquoi les taux d'activité ont crû beaucoup plus rapidement dans les années soixante-dix et quatre-vingt que dans les années quatre-vingt-dix. Nous tirons les mêmes conclusions lorsque nous analysons les taux d'emploi plutôt que les taux d'activité. Il ressort aussi de notre étude qu'à la fois le niveau et la pente des profils de participation en fonction de l'âge (profils d'âge) ont changé à travers le temps. Alors que la pente des profils d'âge était positive entre l'âge de 25 et 50 ans pour les cohortes entrées depuis longtemps sur le marché du travail, ces profils sont beaucoup plus plats pour celle entrées plus récemment sur le marché. En d'autres termes, les profils d'âge des femmes ressemblent de plus en plus à ceux des hommes qui sont, eux aussi, plutôt plats jusqu'à l'âge de 50 ans.

*This paper assesses the contribution of cohort effects, age composition effects, and macroeconomic factors in the evolution of the female labour force participation rate in Canada between 1976 and 1994. Using data from the Survey of Consumer Finances, we find that cohort effects are the main factor behind the recent stagnation in female participation rates. Though the poor macroeconomic performance of the Canadian economy during the 1990s has also contributed to this phenomenon, it cannot explain in itself why the behavior of female participation rates in the 1990s was so different than in previous decades. We reach similar conclusions when we analyse the evolution of the employment rate. One related finding is that both the level and the slope of the age-participation profiles of women have changed over time. While older cohorts had profiles that were sloping up between the ages of 25 and*

---

\* Adresse de correspondance: Thomas Lemieux, CIRANO, 2020 University Street, 25th floor, Montréal, Qc, Canada H3A 2A5 Tél: (514) 985-4026 Tcx: (514) 985-4039 courriel: lemieux@cirano.umontreal.ca Nous tenons à remercier Richard Archambault et Louis Grignon pour leurs commentaires sur une version préliminaire de cet article.

<sup>†</sup> University of British Columbia et CIRANO

<sup>‡</sup> Université de Montréal et CIRANO

*50, younger cohorts exhibit much flatter (and higher) profiles for the same age range.  
In other words, age-participation profiles of women increasing look like those of men  
which are flat at very high levels before declining after age 50.*

**Mots Clés :** Taux d'activité des femmes, analyse de cohortes, démographie

**Keywords :** Female participation rate, cohort analysis, demographics

## **Introduction**

Nous présentons dans ce texte les résultats de notre étude sur le taux d'activité des femmes canadiennes âgées de 25 à 64 ans entre 1976 et 1994. Le but de l'étude est de déterminer si le plafonnement, et même déclin dans certains cas, dans le taux d'activité des femmes dans les années quatre-vingt-dix représente un phénomène transitoire relié à la récession, ou plutôt un changement permanent qui signalerait que le processus d'intégration des femmes sur le marché du travail est maintenant complété. Nous livrons à une analyse de cohorte pour arriver à cette fin.

La méthodologie utilisée consiste à isoler l'effet de trois facteurs distincts sur le taux d'activité de chaque cohorte de femmes, où une cohorte constitue un groupe de femmes entré à un moment précis sur le marché du travail. Prenons par exemple le cas des canadiennes qui avaient 25 ans en 1976. Le taux d'activité de cette cohorte dépend premièrement d'un effet macro-économique qui affecte de la même manière toutes les cohortes présentes sur le marché du travail. Une récession ou des phénomènes structurels comme la générosité du système d'assurance-emploi sont des exemples de ce type de facteurs. Le deuxième facteur est appelé un effet d'âge ou de cycle vital qui indique comment le taux d'activité de la cohorte évolue à mesure que le temps s'écoule. Le troisième facteur est appelé un effet de cohorte qui permet de capturer des différences entre cohortes pour un âge et un effet macro-économique donné. Par exemple, si la cohorte entrée en 1976 a un taux d'activité de 10 pourcent supérieur à celui de la cohorte entrée en 1966 au même âge et dans des conditions macro-économiques similaires, nous en concluons que l'effet de cohorte est de dix pourcent par rapport à la cohorte entrée en 1966.

Nos résultats indiquent que les effets de cohorte sont le facteur dominant dans l'évolution du taux d'activité des femmes entre 1976 et 1994. La même conclusion est obtenue lorsque nous analysons le taux d'emploi plutôt que le taux d'activité. Les effets de cohorte permettent d'expliquer la forte croissance dans les taux d'activité et d'emploi durant les années soixante-dix et quatre-vingt-dix, de même que l'essentiel de leur plafonnement durant les années quatre-vingt-dix. La récession de 1989-1994 n'a fait qu'amplifier le phénomène de plafonnement; elle nous permet aussi d'expliquer le déclin constaté pour plusieurs groupes démographiques. Nous constatons néanmoins que le

plafonnement se serait produit même dans des circonstances macro-économiques plus favorables.

Le rapport est structuré en cinq sections; nous présenterons tout d'abord les données utilisées de même que quelques graphiques descriptifs à la section 1. L'analyse de cohortes proprement dite suivra à la section 2. Les résultats obtenus seront ensuite utilisés pour décomposer l'évolution des taux d'activité et d'emploi en un effet macro-économique, un effet d'âge et un effet de cohortes à la section 3. Nous examinerons ensuite la robustesse des résultats à la section 4; d'une part, nous étudions le rôle des changements dans le niveau d'éducation de la population sur l'évolution des taux d'activité et d'emploi. D'autre part, nous examinerons l'effet de la générosité du programme d'assurance-emploi qui constitue un facteur macro-économique à caractère structurel. Finalement, nous présenterons quelques projections des taux d'activité et d'emploi pour le futur à la section 5. L'analyse sera menée en parallèle pour les taux d'activité et d'emploi afin de s'assurer que l'évolution des taux d'activité ne reflètent pas simplement des changements dans la façon dont les canadiennes se "classifient" sur le marché du travail.<sup>1</sup>

## **Section 1 : Données et statistiques descriptives**

Les données utilisées proviennent de l'enquête sur les finances de consommateurs (EFC) de 1976, 1978, 1980, 1982, 1983, 1985, 1987, 1989, 1991, 1993 et 1994 (années d'enquête).<sup>2</sup> Le choix des années est attribuable à un ensemble de raisons: 1) de 1976 à 1982, l'enquête n'était menée qu'à tous les deux ans; 2) depuis lors, les enquêtes ont été menées à chaque année sauf en 1984; 3) 1994 était la dernière année disponible lorsque nous avons commencé la présente étude. Les années retenues, soit à peu près tous les deux ans, nous permettent donc d'avoir un échantillon assez cohérent dans les temps.

---

<sup>1</sup> Les résultats de Card et Riddell (1993) suggèrent que la hausse du taux de chômage au Canada dans les années quatre-vingt (par rapport aux Etats-Unis) est en partie expliquée par la façon dont les individus répondent aux questions sur l'activité dans l'enquête sur la population active (EPA).

<sup>2</sup> Les données de l'EFC sont aussi disponibles de 1972 à 1975; nous ne le utilisons cependant pas à cause d'un problème de non-comparabilité des questions sur l'activité et l'emploi qui furent remaniées dans la cadre d'un changement majeur de l'enquête sur la population active en 1976.

Nous avons ensuite divisé les individus en cohortes de deux ans selon leur date d'entrée permanente sur le marché du travail que nous définissons, de façon un peu arbitraire, comme l'année paire où la travailleuse en question avait 25 ou 26 ans. Par exemple, une personne née en 1941 fait partie de la cohorte "entrée" en 1966. À chaque année paire, nous pouvons donc diviser l'ensemble des femmes âgées de 25 à 64 ans en 20 cohortes (25-26, 27-28, ... , 63-64).<sup>3</sup> Au total, nous retenons 29 cohortes entrées sur le marché du travail entre 1936 et 1992.

Il est aussi à noter qu'avant 1982, seules les données sur les épouses et chefs de famille étaient disponibles dans les fichiers à diffusion publique de Statistique Canada; nous avons donc limité notre analyse à ce sous-échantillon pour l'ensemble de la période 1976-1994.<sup>4</sup> Notons finalement que l'activité (emploi, chômage ou inactivité) est déterminée selon la réponse des individus aux questions habituelles de l'EPA (pour le mois d'avril dans l'EFC).

Nous présentons d'abord l'évolution du taux d'activité, représenté par une ligne continue, et du taux d'emploi, représenté par une ligne pointillée, pour chaque cohorte à la figure 1 (l'âge est indiqué dans chaque graphique).<sup>5</sup> Toute l'information utilisée dans ce travail est présentée sous forme brute dans cette figure. Notons que les cohortes entrées plus tôt sur le marché ne sont présentes que dans les premières années alors que c'est le contraire qui se produit pour les plus jeunes. Seules les cohortes du "milieu" (entrées sur le marché entre 1954 et 1972) sont présentes durant toutes les années.

La figure indique que l'évolution du taux d'activité et celle du taux d'emploi sont similaires pour toutes les cohortes. Finalement, ces deux taux tendent à augmenter de 25 jusqu'à 40-50 ans, pour ensuite diminuer de façon importante jusqu'à 65 ans. On voit clairement que les taux d'activité et d'emploi sont plus élevés pour les cohortes entrées plus récemment sur le marché que pour les autres.

---

<sup>3</sup> Pour les années impaires (1983 à 1993), les travailleuses retenues sont plutôt âgées de 25 à 65 ans.

<sup>4</sup> Beaudry et Green (1996) font remarquer que cette restriction a peu d'impact pour les individus de 25 ans et plus qui sont presque tous (toutes) des chefs de famille ou des épouses.

<sup>5</sup> Nous présentons les données à partir de 1972 dans les graphiques descriptifs en dépit du fait que l'analyse proprement dite ne débute qu'en 1976.

Nous présentons les données de façon plus agrégées (25-64 ans, 25-44 ans et 45-64 ans) à la figure 2. Cette figure reproduit pour notre échantillon de l'EFC les grandes tendances que nous cherchons à expliquer, soit le plafonnement, et même le déclin dans certains cas, des taux d'activité et d'emploi pour toutes les tranches d'âge de la population féminine, sauf pour les plus âgées d'entre elles (45 à 64 ans).

D'autres statistiques descriptives sont présentées au tableau 1 qui illustre la structure d'âge et le niveau d'éducation (le pourcentage des femmes ayant un diplôme d'études secondaires ou moins) pour chacune des années étudiées. Comme on peut le constater, la population est plutôt jeune durant la période 1976-1994 puisqu'environ 65 pourcent des femmes de 25 à 64 ans étaient âgées de 44 ans ou moins pendant ces années. On voit aussi clairement l'impact du baby boom / baby bust sur la structure d'âge de la population. Ce phénomène permet de comprendre l'augmentation de la proportion des 35-44 ans depuis le début des années quatre-vingt puisque la première vague de boomers née en 1946 a atteint l'âge de 35 ans en 1981. Même phénomène au début des années quatre-vingt-dix où les premières boomers passent le cap des 45 ans alors que c'est maintenant la génération du baby bust, soit les femmes nées depuis 1965, qui entre dans la catégorie des 25-34 ans.

Les statistiques présentées au tableau 1 indiquent aussi une progression constante dans le niveau d'éducation de la population: le pourcentage des femmes détenant un diplôme d'études secondaires ou moins est passé de 73.6 pourcent en 1976 à 54.3 pourcent en 1994. Notons cependant que cette tendance est quelque peu exagérée à cause d'un remaniement des questions sur l'éducation dans l'EPA depuis 1990.<sup>6</sup>

---

<sup>6</sup> Avant 1990, les questions sur l'éducation dans l'EPA ne mentionnaient pas explicitement les diplômes ou certificats d'écoles de métiers (trade certificates); depuis 1990, les individus ayant complété leur secondaire en plus de détenir un tel diplôme ou certificat sont classifiés dans la catégorie "post-secondaire". Cela explique la coupure dans la série entre 1989 et 1991. Notons aussi qu'il est difficile d'utiliser une classification plus détaillée que secondaire et moins vs post-secondaire à cause de ces changements dans les questionnaires de l'EPA.



## Section 2 : Analyse de cohortes

### 2a. Modèle économétrique

Nous passons maintenant à l'estimation économétrique d'un modèle permettant de séparer l'effet macro-économique, l'effet de la cohorte et l'effet de l'âge sur le taux d'activité ou d'emploi. La variable dépendante utilisée dans les régressions est le taux d'activité (ou d'emploi)  $p_{jt}$  de la cohorte  $j$  au temps  $t$  exprimée sous la forme du "log-odds"  $\ln(p_{jt}/(1-p_{jt}))$ .<sup>7</sup> Par exemple,  $p_{74,84}$  représente le taux d'activité de la cohorte entrée en 1974 ( $j=74$ ) durant l'année 1984 ( $t=84$ ). Cette forme fonctionnelle est utilisée pour tenir compte de la nature spéciale de la variable  $p_{jt}$  qui ne prend que des valeurs entre 0 et 1; elle assure que la valeur prédite se situe toujours entre 0 et 1, ce qui ne serait pas le cas si une spécification linéaire standard était plutôt utilisée.<sup>8</sup>

Dans la plupart des modèles estimés, nous utilisons une seule variable macro-économique, soit le taux de chômage des hommes de 25 à 44 ans. Bien que certaines tendances de long terme dans ce taux puissent être dictées par des facteurs à caractère structurel, il est clair que ses fluctuations de court terme reflètent avant tout l'évolution de la conjoncture économique. D'autres variables comme l'output gap pourraient être utilisées en plus de ce taux de chômage mais nous préférons nous concentrer sur ce dernier à cause de sa simplicité, tout en restant prudents dans l'interprétation des résultats.<sup>9</sup> Nous élargirons quand même la définition de l'effet macro-économique en ajoutant d'autres variables à la section 4.

Pour ce qui est de l'effet de l'âge, nous utilisons un polynôme de degré 4 qui permet de bien saisir les variations dans le taux d'activité tout au long du cycle vital. Nous utilisons aussi des formes fonctionnelles flexibles pour capter

---

<sup>7</sup> La spécification "log-odds" n'est en fait qu'une application du modèle "logit" dans un contexte de données groupées (par cohorte).

<sup>8</sup> Soit  $q=\ln(p/(1-p))$ . Il en découle que  $p=\exp(q)/(1+\exp(q))$  où  $0 \leq p \leq 1$  puisque  $\exp(q) \geq 0$ . Ainsi, peu importe la valeur  $q$  prédite par une régression comme l'équation (1), la valeur prédite de  $p$  se situera toujours entre 0 et 1.

<sup>9</sup> En théorie, l'output gap devrait mieux représenter l'état de la conjoncture économique que le taux de chômage des hommes de 25 à 44 ans. Dans les faits, la validité l'output gap dépend de l'à-propos de plusieurs hypothèses difficilement testables sur la structure du modèle macro-économétrique utilisé pour obtenir cette mesure.

l'effet de cohorte. Dans un premier temps, nous considérons un polynôme du troisième degré ce qui donne l'équation suivante à être estimée:

$$(1) \ln(p_{jt}/(1-p_{jt})) = \alpha + \delta u_{jt} + \beta_1 j + \beta_2 j^2 + \beta_3 j^3 + \gamma_1 a_{jt} + \gamma_2 a_{jt}^2 + \gamma_3 a_{jt}^3 + \gamma_4 a_{jt}^4$$

où  $u_{jt}$  représente le taux de chômage des hommes de 25 à 44 ans.

Une caractéristique de l'équation (1) est que le profil d'âge pour chaque cohorte, i.e. l'évolution du taux d'activité tout au long du cycle vital, est similaire pour chaque cohorte qui ne diffèrent qu'en terme d'ordonnée à l'origine. En d'autres termes, le modèle permet un déplacement vertical du profil de cycle vital d'une cohorte à l'autre tout en contraignant la forme du profil, et donc sa pente, à être identique pour chaque cohorte. Un modèle plus général consiste à introduire des termes d'interaction entre l'âge et la cohorte pour permettre à l'effet d'âge de varier d'une cohorte à l'autre. Pour ce faire, nous considérons le modèle suivant qui incorpore un terme d'interaction entre l'âge et la cohorte ( $a_{jt}$ ) et entre l'âge et la cohorte au carré:<sup>10</sup>

$$(2) \ln(p_{jt}/(1-p_{jt})) = \alpha + \delta u_{jt} + \beta_1 j + \beta_2 j^2 + \gamma_1 a_{jt} + \gamma_2 a_{jt}^2 + \gamma_3 a_{jt}^3 + \gamma_4 a_{jt}^4 + \theta_1 a_{jt} j + \theta_2 a_{jt} j^2.$$

Si l'on fait abstraction des termes polynomiaux d'ordre 2 et plus, l'équation (2) indique que l'effet de l'âge sur  $\ln(p_{jt}/(1-p_{jt}))$  est égal à  $\gamma_1 + \theta_1 j$ . Si  $\theta_1$  est positif, l'effet de l'âge sera plus élevé pour les cohortes plus récemment entrées sur le marché du travail ( $j$  plus élevé) que pour les autres et vice versa. Le coefficient  $\theta_1$  permet donc à la pente du profil de cycle vital de varier d'une cohorte à l'autre.

Nous illustrons à l'aide du graphique 1 comment les avantages de la spécification (2) sur celle en (1) qui ne comprend pas de terme d'interaction entre l'âge et la cohorte. En l'absence de ces termes d'interactions, l'ordonnée à l'origine est la seule source de différence entre les profils d'âge des différentes cohortes (graphique 1a). Peu importe la cohorte, on constate la même hausse dans le taux d'activité en début de carrière et la même baisse en fin de carrière. On voit bien que le profil d'âge est beaucoup plus flexible lorsque les termes d'interaction sont introduits au graphique 1b. Dans cet exemple, la "nouvelle" cohorte comporte à la fois une ordonnée à l'origine plus élevée et une pente

<sup>10</sup> Cette forme fonctionnelle précise a été déterminée à l'aide de tests de spécifications. Règle générale, nous ajoutons des termes à des puissances de plus en plus élevées jusqu'à ce que les termes ajoutés ne soient plus significatifs. La même procédure a été utilisée dans le cas de l'équation (2).

plus faible. Cela résulte en un profil d'âge plus élevé et plus stable en début de carrière que dans le cas des cohortes antérieures ("ancienne" cohorte dans le graphique). Notons qu'un tel profil ressemble aussi davantage à celui des hommes pour lesquels les taux d'activités sont plutôt élevés et stables jusqu'à la cinquantaine. La situation illustrée au graphique 1b correspond donc mieux au concept de convergence entre les taux d'activité des hommes et des femmes, ou d'intégration accrue des femmes sur le marché du travail, que celle au graphique 1a.

Dans le cas du graphique 1b, l'impact des effets de cohorte est concentré en début de carrière dans la mesure où le taux d'activité de la nouvelle cohorte est beaucoup plus élevé que celui de l'ancienne cohorte avant l'âge de 40 ans, alors que les taux sont comparables après 50 ans. L'impact de l'arrivée de la nouvelle cohorte sur le taux d'activité agrégé devrait donc surtout se faire sentir dans les premières 10 à 20 années suivant son arrivée, alors que dans le cas considéré au graphique 1a, l'impact sera réparti tout au long du cycle vital. En d'autres mots, l'arrivée des nouvelles cohortes du graphique 1b devrait résulter en une hausse rapide du taux d'activité agrégé suivi d'un plafonnement alors que dans le cas du graphique 1a, on devrait plutôt constater une hausse constante du taux agrégé.

Nous illustrons ce phénomène au graphique 2 qui montre l'impact de l'arrivée de nouvelles cohortes dans les deux cas discutés précédemment sous l'hypothèse que les cohortes entrées à partir de 1970 sont de "nouvelles" cohortes, alors que celles entrées avant 1970 sont "d'anciennes" cohortes.<sup>11</sup> Le graphique montre bien comment la présence d'interactions âge-cohorte est essentielle pour expliquer le phénomène de plafonnement.

Finalement, un problème souvent soulevé dans les analyses de cohorte est qu'il n'est pas possible d'identifier séparément l'effet des cohortes, celui des années (l'effet macro-économique) et celui de l'âge à cause de la dépendance linéaire entre ces trois variables. En effet, puisque  $a_{jt} = 25 + t - j$ , il y a colinéarité parfaite entre ces trois variables ( $a_{jt}$ ,  $j$  et  $t$ ). L'hypothèse d'identification implicitement utilisée dans ce travail est que l'effet macro-économique est entièrement capté par la variable  $ur_t$  et qu'il n'y a pas d'autre tendance temporelle dans cet effet.

---

<sup>11</sup> Nous faisons aussi l'hypothèse que la structure d'âge est uniforme (un quarantième de la population à chaque âge)

Cela dit, un modèle économétrique (comme (1) et (2)) ne peut jamais expliquer toute la variation dans les données (le R-carré est inférieur à 1). Règle générale, on obtiendra donc un effet macro-économique résiduel représentant la variation macro-économique dans les données qui ne peut être expliquée par les autres variables du modèle.

## **2b. Résultats**

Les équations (1) et (2) sont estimées par moindres carrés ordinaires pondérés, le coefficient de pondération utilisé étant simplement la taille de la cohorte  $j$  au temps  $t$ . Les résultats de l'estimation sont présentés au tableau 2 pour le taux d'emploi (colonnes 1 à 3) et le taux d'activité (colonnes 4 à 6). Dans le cas du modèle (1), on constate que tous les coefficients sont significatifs sauf pour ce qui est du taux de chômage des hommes de 25 à 44 ans (colonnes 1 et 4). L'effet devient cependant significatif lorsque nous introduisons les termes d'interaction entre l'âge et la cohorte propre au modèle (2) (voir colonnes 2 et 5). Notons d'ailleurs que les coefficients des termes d'interaction sont fortement significatifs et que le R-carré du modèle (2) est plus élevé que celui du modèle (1).

Nous présentons aussi les résultats des régressions lorsque l'échantillon est limité à la période 1976-1989 (colonnes 3 et 6). Le but de cet exercice est d'évaluer si le phénomène de plafonnement des taux d'activité et d'emploi dans les années quatre-vingt-dix était prévisible sur la base du comportement de ces taux avant 1990. Les résultats indiquent que les paramètres estimés pour 1976-1989 sont très similaires à ceux pour l'ensemble de la période. Nous reviendrons plus tard à la question du plafonnement des taux d'activité et d'emploi.

Pour faciliter la présentation des résultats, il est plus simple d'utiliser une approche graphique que d'examiner en détail les chiffres présentés au tableau 2. Pour chaque taux (activité et emploi) et chaque modèle (1 et 2) nous présentons les 4 graphiques suivants: le graphique (a) indique l'effet de cohorte à 44 ans i.e. les variations dans les taux d'activité et d'emploi attribuables à cet effet à un point précis du cycle vital. Le graphique (b) indique quant à lui l'effet d'âge tout au long du cycle vital pour une cohorte typique (celle entrée en 1964). Le graphique (c) présente un résultat similaire

pour six cohortes (celles entrées en 1940, 1950, 1960, 1970, 1980 et 1990) pour bien illustrer les différences entre cohortes sur l'ensemble du profil d'âge. Notons cependant que le graphique (b) montre un profil d'âge prédit pour l'ensemble du cycle vital alors que le (c) n'indique le profil que pour les âges où la cohorte en question est observée dans les données (1976 à 1994). Finalement, le graphique (d) indique dans quelle mesure le modèle estimé pour 1976-1989 permet de prédire les taux d'activité et d'emploi pour l'ensemble de la période 1976-1994.

Plutôt que de discuter en détail chacun des graphiques, tenons-nous en à quelques faits saillants:

- Tous les modèles estimés indiquent un plafonnement dans les effets de cohortes (figures 3a à 6a); les taux d'activité et d'emploi de la cohorte entrées en 1992 sont comparables à ceux de celles entrées dans les années quatre-vingt (du moins, les cohortes seront toutes comparables une fois arrivées à 44 ans)
- Le sommet dans le taux de participation et d'emploi est atteint vers l'âge de 50 ans (figures 3b à 6b).
- Les cohortes entrées plus récemment sur le marché du travail ont des profils d'âge plus plats (pente plus faible) en début de carrière. Ce phénomène est particulièrement prononcé pour le modèle 2 qui permet l'interaction âge-cohorte (figures 4c et 6c).<sup>12</sup>
- Le modèle sans interactions (modèle 1) ne permet pas du tout d'expliquer le plafonnement dans le taux d'activité (figure 3d) et le déclin dans le taux d'emploi (figure 5d) observé dans les années quatre-vingt-dix. Par comparaison, le modèle avec interactions (modèle 2) estime de 1976-1989 permet de très bien prévoir ces phénomènes (figures 4d et 6d).

Ce dernier résultat est le plus intéressant puisqu'il suggère qu'il n'y a rien d'anormal dans le comportement des taux d'activité et d'emploi durant les années quatre-vingt-dix lorsque l'on tient compte des effets de cohorte et d'âge ainsi que des conditions macro-économiques générales de l'économie

---

<sup>12</sup> Notons que la pente du profil d'âge dans l'espace taux de participation (ou d'emploi) et âge peut changer même sans termes d'interactions à cause de la spécification log-odds.

canadienne durant cette période (taux de chômage des hommes de 25 à 44 ans) . Les figures A1 et A2 montrent que des résultats comparables sont obtenus lorsque l'on estime l'équation 2 en niveau ( $p_{jt}$  comme variable dépendante) plutôt qu'en "log-odds".

Nos résultats semblent indiquer qu'en plus des conditions macro-économiques défavorables, le plafonnement des effets de cohortes aurait aussi contribué au phénomène constaté dans les années quatre-vingt-dix. Cette hypothèse sera examinée en détail dans la section qui suit.

### Section 3 : Décomposition

Nous analysons maintenant de façon plus formelle le rôle des différents facteurs dans l'évolution récente des taux d'activité et d'emploi agrégés de l'ensemble des femmes de 25 à 64 ans en décomposant cette évolution en quatre composantes: l'effet macro-économique relié au taux de chômage des hommes de 25 à 44 (cycle économique), l'effet macro-économique résiduel, l'effet d'âge et les effets de cohortes. En termes de l'équation (2), il est relativement aisé d'identifier les deux premiers facteurs qui correspondent au terme  $\delta_{ur,t}$  et aux résidus de cette équation.<sup>13</sup>

Plus précisément, nous calculons d'abord le taux d'activité (ou d'emploi) pour chaque année en prenant la moyenne pondérée des  $p_{jt}$  pour chaque  $t$ . Le taux observé ( $p_{jt}$ ) est ensuite remplacé par le taux prédit  $\hat{p}_{jt}$  par le modèle estimé.<sup>14</sup> La moyenne des  $\hat{p}_{jt}$  pour chaque  $t$  représente donc le taux agrégé prédit par le modèle. La différence entre le taux agrégé observé et le taux prédit représente l'effet macro-économique résiduel.

Nous recalculons ensuite la prédiction en remplaçant le taux de chômage observé par la moyenne des taux de chômage sur l'ensemble de l'échantillon (8.2 %). La différence entre cette nouvelle prédiction et la prédiction précédente représente l'effet macro-économique relié au taux de chômage des hommes que nous appelons aussi l'effet cyclique.

---

<sup>13</sup> L'effet macro-économique résiduel est en fait la moyenne des résidus pour chaque année.

<sup>14</sup> Nous devons utiliser la transformation suivante pour passer du "log-odd" prédit ( $l$ ) au taux prédit ( $p$ ):  $p = \exp(l) / (1 + \exp(l))$ .

Les effets cycliques et résiduels ainsi obtenus sont présentés à la figure 7a pour le taux d'activité et 8a pour le taux d'emploi. Durant les années quatre-vingt-dix, l'effet cyclique est de l'ordre de -1% pour le taux d'activité et de -2% pour le taux d'emploi. En d'autres termes, le taux d'emploi des femmes aurait été de 2% plus élevé dans les années quatre-vingt-dix si le taux de chômage des hommes s'était maintenu à 8.2%.

Les effets liés à l'âge et aux cohortes sont un peu plus complexes à comprendre à cause des termes d'interactions dans l'équation (2). Notons d'abord que l'effet d'âge ne joue un rôle que dans la mesure où la structure d'âge de la population change dans le temps. Par exemple, l'arrivée des "baby boomers" sur le marché du travail au début des années soixante-dix a causé un rajeunissement important de l'ensemble de la population âgée de 25 à 64 ans. Comme ces jeunes femmes avaient des taux d'activité plus bas que la moyenne (en contrôlant pour les effets de cohorte), on aurait dû s'attendre à ce que ce changement de composition ait eu un effet négatif sur le taux d'activité agrégé et vice versa.

On peut donc penser que pour identifier l'effet d'âge, il suffit de recalculer le taux prédit en utilisant une structure d'âge uniforme (5 pourcent des 25-64 ans dans chaque groupe d'âge de deux ans) plutôt que la structure d'âge observée. Le problème de cette procédure est qu'elle dépend des cohortes présentes à chaque année sur le marché du travail puisque le profil d'âge dépend des cohortes via les termes d'interaction. Cette procédure sert donc à isoler l'effet de l'âge plus l'effet croisé âge-cohorte.

Le même problème se pose lorsque l'on veut isoler le rôle des cohortes. Par exemple, on peut essayer de recalculer les taux prédit en remplaçant l'effet de cohorte  $\beta_{1j} + \beta_{2j}^2 + \theta_{1a_jj} + \theta_{2a_jj}^2$  par celui que l'on obtient en fixant la cohorte à un niveau arbitraire comme  $j=70$  ( $\beta_{170} + \beta_{270}^2 + \theta_{1a_{70}} + \theta_{2a_{70}}^2$ ). On obtient de cette façon l'effet de cohorte et l'effet croisé âge-cohorte, un peu comme dans le cas de l'âge. Une fois toutes ces informations en main, il est toutefois possible de calculer séparément l'effet "pur" de l'âge (pour une structure de cohorte donnée), l'effet "pur" de la cohorte (pour une structure d'âge uniforme) de même que l'effet conjoint âge-cohorte.<sup>15</sup>

---

<sup>15</sup> Les détails techniques sont disponibles sur demande.

Ces différents effets sont illustrés aux figures 7b, 7c, et 7d pour le taux d'activité et 8b, 8c et 8d pour le taux d'emploi. Prenons l'exemple de la figure 7b: dans ce cas, nous utilisons la cohorte entrée en 1970 comme cohorte de référence pour la décomposition. L'effet de cohorte indique donc la différence entre les taux observés et ceux qui auraient été en vigueur si toutes les cohortes avaient suivi le même profil d'âge que la cohorte 17, et cela lorsque l'on garde tous les autres facteurs constants. Cet effet de cohorte est donc l'effet "pur" dont nous parlions précédemment. Le graphique indique aussi l'effet "pur" de l'âge (pour une cohorte et autres facteurs donnés) de même que l'effet combiné âge et âge-cohorte (effet de l'âge pour les cohortes observées à chaque année).

Bien qu'il soit un peu difficile de saisir tous les détails de ces décompositions, les résultats parlent d'eux mêmes: c'est vraiment l'effet de cohorte qui domine l'évolution des taux d'activité et d'emploi tout au long de la période 1976-1994. Les résultats sont très similaires peu importe la cohorte utilisée comme référence (1970, 1980 ou 1990) pour les décompositions. On constate que, d'une part, les effets de cohortes sont à l'origine d'une hausse d'environ 20 points de pourcentage dans les taux d'activité et d'emploi entre 1976 et 1994. D'autre part, les graphiques indiquent clairement que ce phénomène semble tirer à sa fin. Par comparaison, les effets d'âge ont relativement peu d'importance dans les changements récents.

En résumé, nos résultats indiquent que le plafonnement dans les taux d'activité et d'emploi des femmes est avant tout un phénomène structurel relié à la stabilisation des effets de cohortes qui avaient été à l'origine de la hausse remarquable de ces taux dans les années soixante-dix et quatre-vingt. La situation macro-économique défavorable a amplifié ce phénomène sans pour autant en être à l'origine. La performance relative des taux d'activité et d'emploi durant les récessions de 1981-1983 et de 1989-1994 illustre bien ce phénomène; alors qu'en 1981-1983 la baisse des taux due à l'effet macro-économique a été compensé par les effets de cohortes qui faisaient alors augmenter ces taux de un pourcent par année, la stabilisation des effets de cohortes en 1989-1994 a fait en sorte que des effets macro-économiques comparables à ceux de 1981-1983 ont cette fois résulté en une baisse des taux d'activité et d'emploi.

Afin de mieux comprendre le rôle des effets de cohorte, nous illustrons aux



figures 9 et 10 l'importance de ces effets à 24 ans, 34 ans, 44 ans, 54 ans et 64 ans. Prenons par exemple la figure 9c qui montre l'effet de cohorte à 44 ans selon l'année d'entrée. La ligne verticale indique la cohorte qui avait 44 ans en 1994. La courbe à gauche de cette ligne indique l'évolution des effets de cohortes durant la période 1976-1994. La courbe à droite indique l'évolution prévue pour les années à venir (voir la section 5 pour plus de détails).

Les résultats indiquent un ralentissement généralisé attribuable aux effets de cohortes pour la plupart des âges considérés. Cela est particulièrement vrai pour les plus jeunes (24 et 34 ans), ce qui permet de comprendre pourquoi le phénomène de plafonnement et de déclin est plus marqué pour les 25-44 ans que pour les 45-64 ans (figures 2a et 2b).

## **Section 4 : Analyse de robustesse**

### **4a. Éducation**

Nous avons ré-estimé les modèles séparément pour les femmes ayant poursuivi des études post-secondaires et celles n'ayant qu'un diplôme d'études secondaires ou moins. Les faits saillants de résultats présentés aux figures A3, A4, A5 et A6 sont les suivants:

- Le déclin dans les taux d'activité et d'emploi dans les années quatre-vingt-dix sont plus prononcés chez les femmes moins éduquées (figures A3d et A4d) que pour l'ensemble de la population féminine. La croissance de l'emploi et de l'activité entre 1976 et 1989 est aussi plus faible à l'intérieur de chaque groupe d'éducation que pour l'ensemble de la population. Une partie non négligeable de la croissance des taux pour l'ensemble de la population semble donc refléter la hausse de la scolarité moyenne.
- Dans le même ordre d'idée, les effets de cohorte montrent en fait une baisse pour les cohortes les plus récentes dans la plupart des cas (voir en particulier les figures A4a et A6a). Ce résultat suggère que la qualité moyenne des cohortes diminue puisqu'un niveau d'éducation élevé est une caractéristique moins sélective que par le passé.
- Les cohortes entrées plus récemment sur le marché du travail ont des profils d'âge très élevé et très plats dans le cas des femmes ayant

poursuivi des études post-secondaires. Ces profils ressemblent beaucoup à ceux des hommes ayant le même niveau d'éducation.

#### **4b. Assurance-emploi**

Nous présentons au tableau 3 les résultats des régressions lorsque le taux de subvention de l'assurance-emploi est aussi utilisé comme variable macro-économique.<sup>16</sup> Les résultats ne sont pas très concluants puisque l'effet sur le taux d'emploi est négatif lorsque l'on contrôle aussi pour le taux de chômage des hommes de 25-44 ans (colonne 2). La baisse du taux de subvention dans les années quatre-vingt-dix aurait donc du faire augmenter plutôt que diminuer le taux d'emploi. Pour ce qui est du taux d'activité, l'effet n'est pas significatif (colonne 4). Cela dit, l'inclusion du taux de subvention comme variable macro-économique a peu d'impact sur les autres coefficients du modèle. Nos conclusions quant au rôle des effets de cohortes versus les effets macro-économiques durant les années quatre-vingt-dix restent donc inchangées.

### **Section 5 : Prévisions**

Nous tentons maintenant de prévoir l'évolution future des taux d'activité et d'emploi pour deux scénarios macro-économiques différents, soit des taux de chômage des hommes de 25-44 ans de 8.2 % (moyenne de 1976 à 1989) et de 6.6 % (niveau en 1989). Pour ce faire, nous devons poser quelques hypothèses au sujet des cohortes qui entreront sur le marché du travail après 1994. Pour simplifier l'exercice, nous posons simplement l'hypothèse que la taille et le profil d'âge de ces cohortes seront similaires à celle de la dernière cohorte observée (celle entrée en 1992).

Les résultats des simulations sont présentés aux figures 11 (taux d'activité) et 12 (taux d'emploi). Les conclusions sont les mêmes dans les deux cas: la période des grands gains dans les taux d'activité et d'emploi est clairement

---

<sup>16</sup> Le taux de subvention est le produit du taux de remplacement et du nombre maximal de semaines d'éligibilité pour une travailleuse ayant travaillé le nombre minimal de semaines requises pour se qualifier divisé, le tout divisé par ce nombre minimal de semaines requises pour se qualifier.

terminée; le futur sera plutôt caractérisé par une stabilité dans ces taux. D'autre part, il y a encore place à une hausse de 2 ou 3 points de pourcentage dans les taux à mesure que la situation macro-économique continue à s'améliorer. Il est cependant illusoire de penser que les taux pourraient augmenter de cinq à dix points de pourcentage dans l'expansion à venir comme ce fut le cas dans les années 1983-1989. Les effets de cohortes qui prévalaient à cette époque ne sont tout simplement plus présents aujourd'hui.

## **Conclusion**

Le résultat central de ce travail est que le plafonnement dans les taux d'activité et d'emploi des femmes est avant tout un phénomène structurel relié à la stabilisation des effets de cohortes qui avaient été à l'origine de la hausse remarquable de ces taux dans les années soixante-dix et quatre-vingt. La situation macro-économique défavorable a amplifié ce phénomène sans pour autant en être à l'origine. La performance relative des taux d'activité et d'emploi durant les récessions de 1981-1983 et de 1989-1994 illustre bien ce phénomène; alors qu'en 1981-1983 la baisse des taux due à l'effet macro-économique a été compensé par les effets de cohortes qui faisaient alors augmenter ces taux de un pourcent par année, la stabilisation des effets de cohortes en 1989-1994 a fait en sorte que des effets macro-économiques comparables à ceux de 1981-1983 ont cette fois résulté en une baisse des taux d'activité et d'emploi.

Ce résultat dépend de façon critique de la spécification utilisée pour capter les effets de cohorte. Il est en effet essentiel de permettre à l'ensemble du profil d'âge, et en particulier sa pente, de varier d'une cohorte à l'autre. Cela nous permet de bien retracer à la fois la hausse et l'aplatissement des profils d'emploi et d'activité selon l'âge. Ces phénomènes sont cohérents avec une convergence dans le comportement des hommes et des femmes sur le marché du travail. Les profils d'emploi et d'activité des hommes au long du cycle vital sont en effet très plats (du moins jusqu'à 55 ans) et ont un niveau très élevé. Les profils des cohortes récentes de femmes ressemblent donc plus à ceux des hommes qu'à ceux des cohortes antérieures.

Finalement, l'évolution récente des taux d'activité et d'emploi aux Etats-Unis semble corroborer nos résultats puisque l'on constata là aussi un certaine

plafonnement dans les taux d'emploi et d'activité en dépit de circonstances macro-économiques plus favorables dans ce pays qu'au Canada depuis 1992. Là comme ici, le phénomène structurel des effets de cohortes semble être le facteur dominant dans l'évolution des taux d'emploi et d'activité des femmes depuis les années soixante-dix.

## **Bibliographie**

- Beaudry, Paul, and David Green, "Cohort Patterns in Canadian Earnings: Assessing the Role of Skill Premia in Inequality Trends," National Bureau of Economic Research Working Paper No. 6132, August 1997.
- Card, David, and W. Craig Riddell, "A Comparative Analysis of Unemployment in Canada and the United States," in D. Card et R. Freeman (eds.) *Small Differences that Matter: Labor Markets and Income Maintenance in Canada and the United States*, Chicago: University of Chicago Press for NBER, 1993, pp. 149-189

**Tableau 1: Statistiques descriptives**

Année	Distribution d'âge en %				% avec un secondaire ou moins	Nombre d'obs.
	25-34	35-44	45-54	55-64		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
1976	40,9	24,0	19,8	15,3	73,6	12269
1978	39,1	24,9	20,5	15,5	75,0	17372
1980	39,9	26,1	19,1	14,9	74,7	18212
1982	39,5	26,2	19,1	15,3	73,5	18881
1983	39,2	27,5	18,9	14,4	72,7	19775
1985	38,7	29,3	17,7	14,3	71,0	19664
1987	37,9	29,9	18,0	14,3	70,4	17949
1989	37,1	31,0	18,3	13,6	68,3	21117
1991	34,9	32,3	19,3	13,6	59,7	26033
1993	31,4	32,8	21,6	14,2	56,2	22592
1994	32,8	32,7	21,2	13,3	54,3	22420
Total	37,0	29,2	19,4	14,3	67,2	216284

**Tableau 2: Résultats détaillés des régressions**  
(écarts-types entre parenthèses)

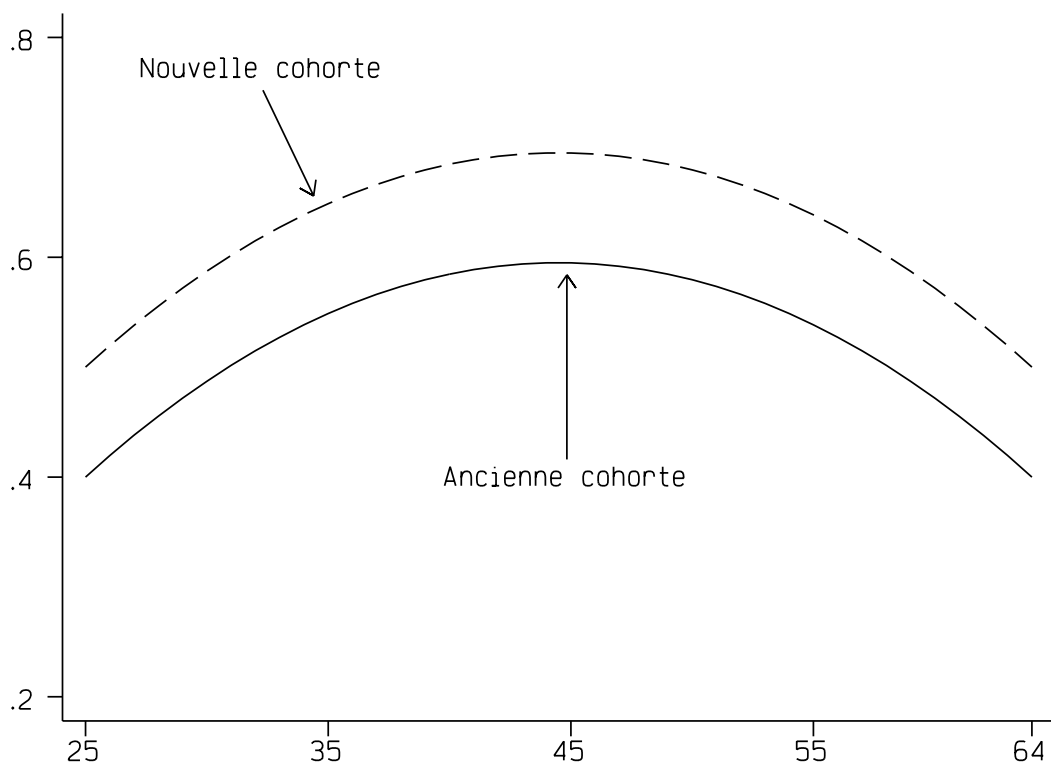
	Taux d'emploi			Taux d'activité		
	1976- 1994 (1)	1976- 1994 (2)	1976- 1989 (3)	1976- 1994 (4)	1976- 1994 (5)	1976- 1989 (6)
Constante	0,792 (0,143)	-3,102 (0,291)	-2,912 (0,344)	0,997 (0,158)	-3,398 (0,245)	-2,746 (0,177)
Taux de chômage	-0,019 (0,052)	-0,029 (0,004)	-0,031 (0,003)	-0,004 (0,011)	-0,016 (0,003)	-0,014 (0,002)
Effet de cohorte <sup>a</sup> :						
co	-1,830 (0,154)	3,804 (0,383)	3,506 (0,465)	-2,227 (0,151)	4,162 (0,319)	3,267 (0,215)
co <sup>2</sup>	1,609 (0,131)	-0,792 (0,118)	-0,681 (0,150)	1,892 (0,102)	-0,851 (0,100)	-0,561 (0,062)
co <sup>3</sup>	-0,289 (0,025)	---	---	-0,336 (0,019)	---	---
Effet d'âge:						
Âge/10	0,389 (0,053)	2,706 (0,175)	2,780 (0,216)	0,405 (0,051)	3,004 (0,124)	2,749 (0,126)
(Âge/10) <sup>2</sup>	-0,445 (0,024)	-1,742 (0,101)	-0,676 (0,027)	-0,471 (0,021)	-0,760 (0,032)	-0,701 (0,019)
(Âge/10) <sup>3</sup>	-0,130 (0,007)	-0,151 (0,007)	-0,161 (0,009)	-0,139 (0,006)	-0,162 (0,006)	-0,167 (0,009)
(Âge/10) <sup>4</sup>	0,031 (0,006)	0,032 (0,006)	0,024 (0,004)	0,032 (0,005)	0,034 (0,005)	0,027 (0,005)
Interactions :						
Âge/10 *co	---	-1,742 (0,101)	-1,902 (0,140)	---	-1,963 (0,067)	-1,886 (0,091)
(Âge/10) *co <sup>2</sup>	---	0,226 (0,021)	0,298 (0,021)	---	0,258 (0,016)	0,305 (0,021)
R carré :	0,941	0,954	0,951	0,953	0,964	0,962
Nombre d'observations	224	224	164	224	224	164

a : co=(année d'entrée - 1932) / 20

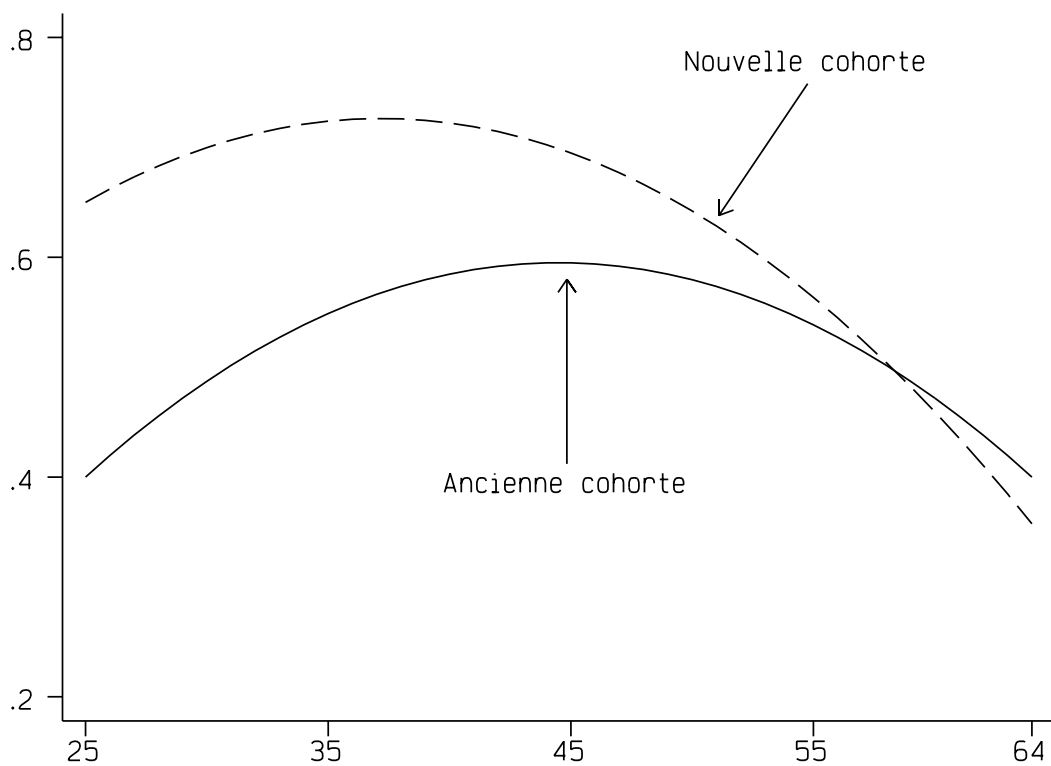
**Tableau 3: Effet de l'assurance-chômage**  
(écarts-types entre parenthèses)

	Taux d'emploi		Taux d'activité	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	-2,654 (0,501)	-2,984 (0,294)	-3,157 (0,361)	-3,337 (0,249)
Taux de chômage	---	-0,023 (0,006)	---	-0,012 (0,006)
Taux de subv. de l'AC	-0,117 (0,030)	-0,074 (0,037)	-0,062 (0,029)	-0,038 (0,040)
Effet de cohorte :				
co	3,486 (0,682)	3,858 (0,401)	3,987 (0,510)	4,189 (0,350)
co <sup>2</sup>	-0,778 (0,209)	-0,841 (0,128)	-0,841 (0,159)	-0,876 (0,116)
Effet d'âge :				
Âge/10	2,546 (0,331)	2,733 (0,181)	2,916 (0,232)	3,018 (0,135)
(Âge/10) <sup>2</sup>	-0,700 (0,063)	-0,715 (0,046)	-0,757 (0,049)	-0,766 (0,039)
(Âge/10) <sup>3</sup>	-0,151 (0,007)	-0,151 (0,007)	-0,162 (0,006)	-0,163 (0,006)
(Âge/10) <sup>4</sup>	0,032 (0,006)	0,032 (0,006)	0,033 (0,005)	0,033 (0,005)
Interactions :				
Âge/10 *co	-1,727 (0,197)	-1,791 (0,109)	3,987 (0,510)	-1,988 (0,084)
(Âge/10) *co <sup>2</sup>	0,226 (0,021)	0,226 (0,021)	-0,842 (0,159)	0,258 (0,016)
R carré :	0,952	0,955	0,964	0,964
Nombre d'observations :	224	224	224	224

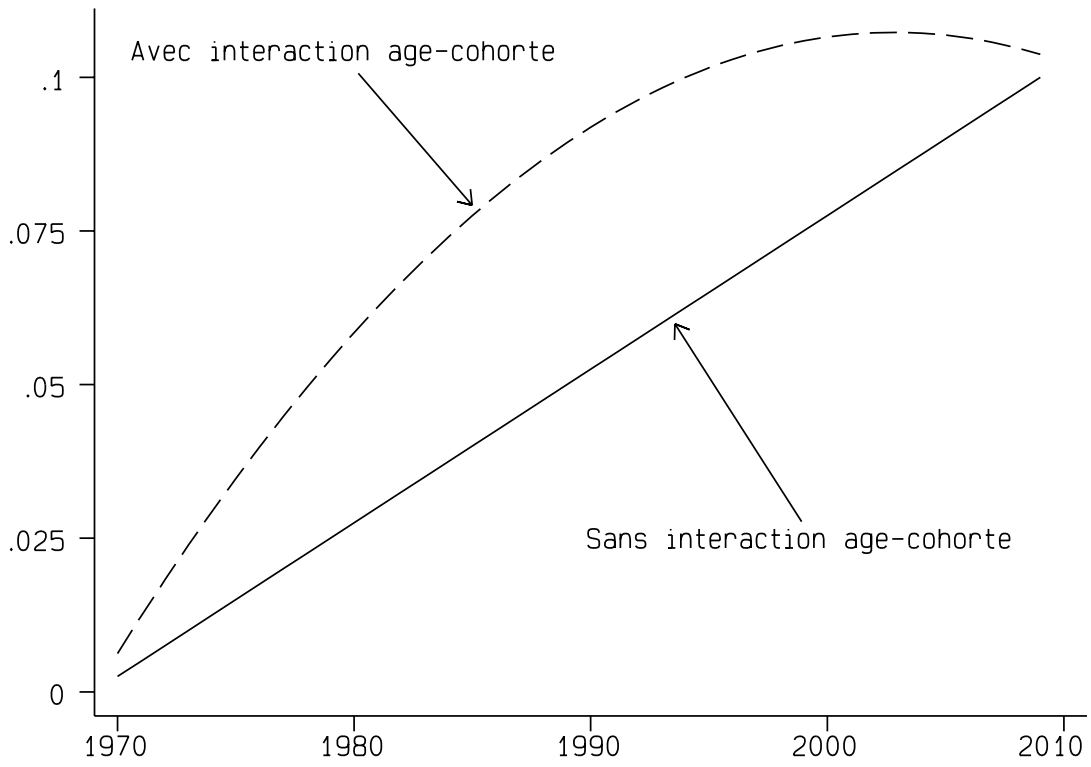




Graphique 1a:  
Profils d'âge sans interaction age-cohorte



Graphique 1b:  
Profils d'âge avec interaction age-cohorte



Graphique 2:  
Effet de l'arrivee de nouvelles cohortes sur le taux agege

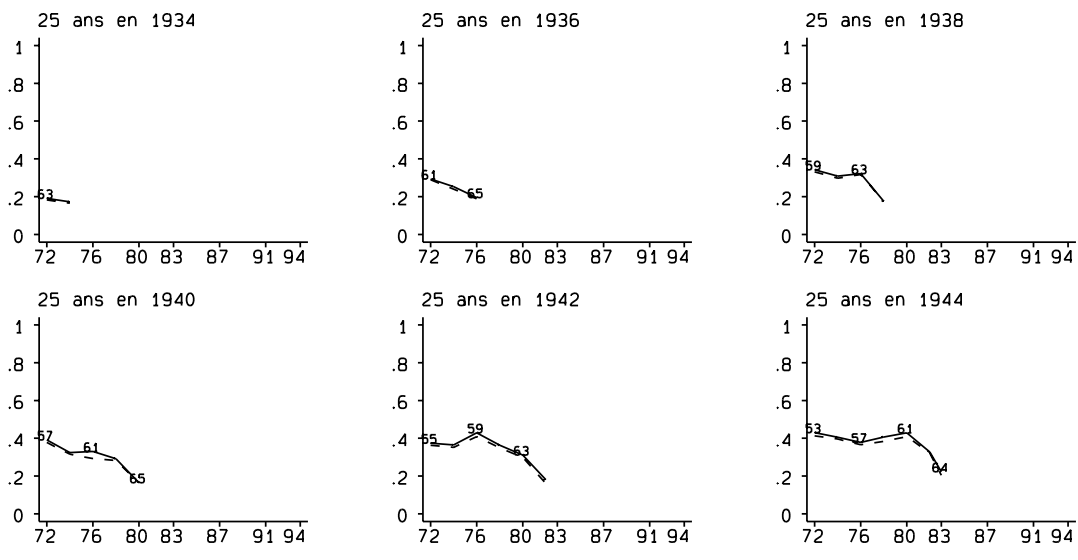


Figure 1: Taux d'activite et taux d'emploi par cohorte

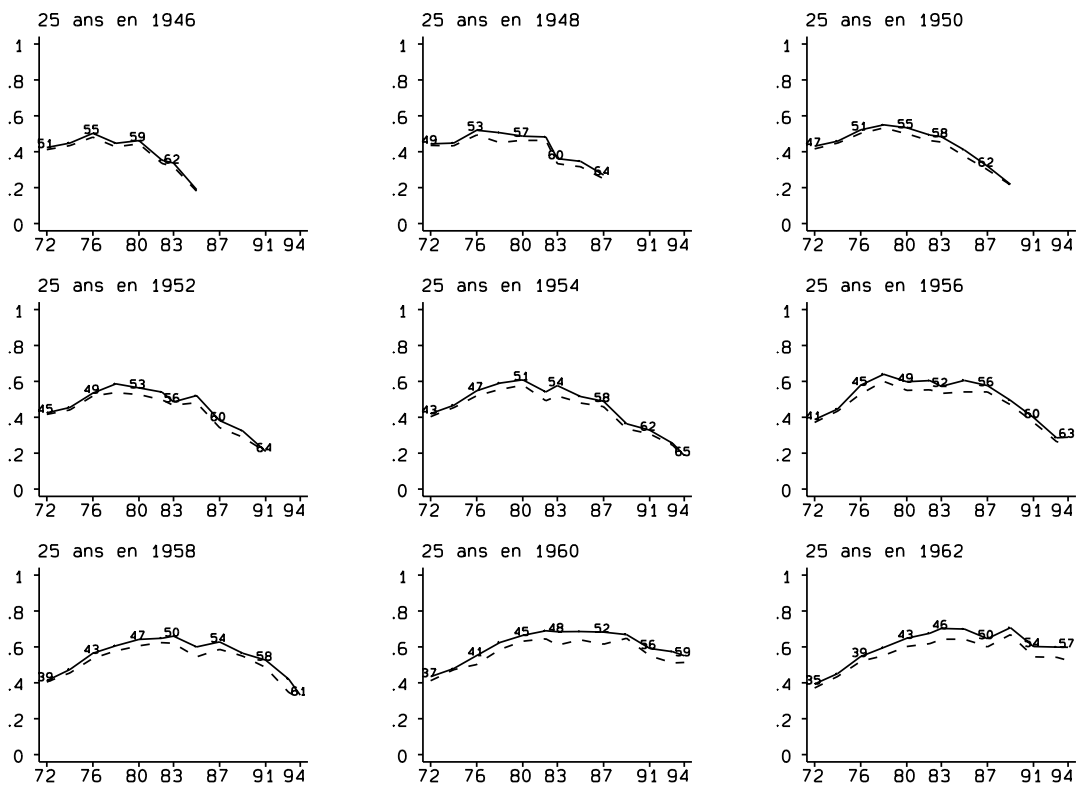


Figure1: Taux d'activite et taux d'emploi par cohorte

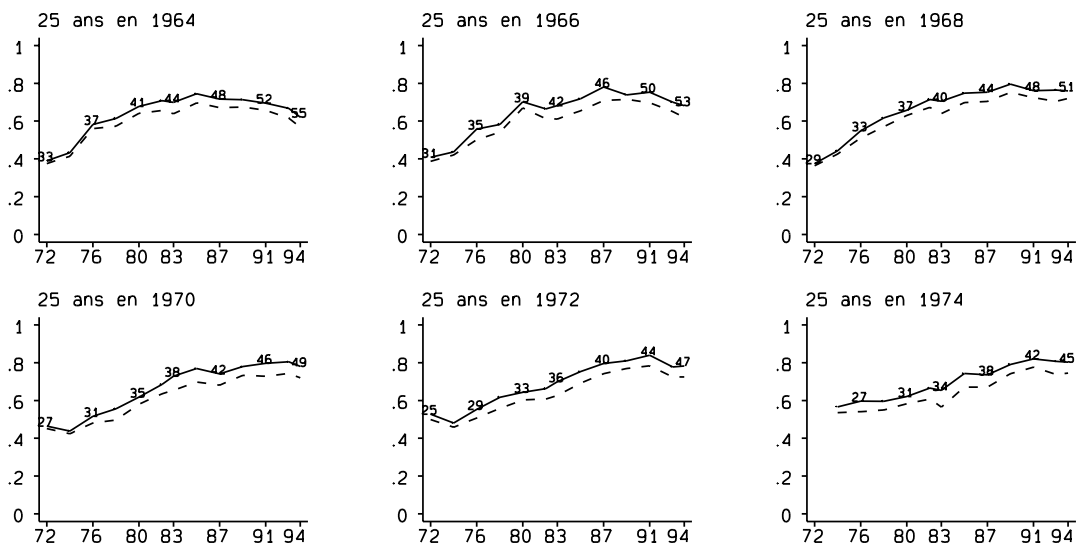


Figure 1: Taux d'activite et taux d'emploi par cohorte

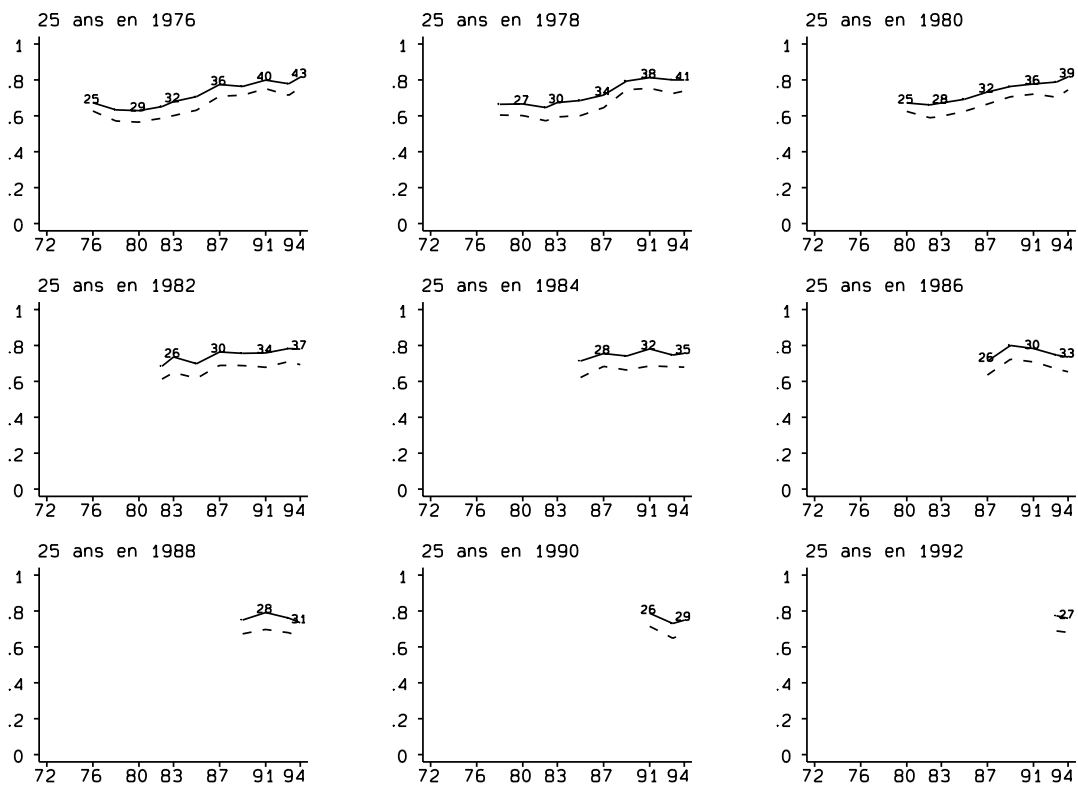


Figure 1: Taux d'activite et taux d'emploi par cohorte

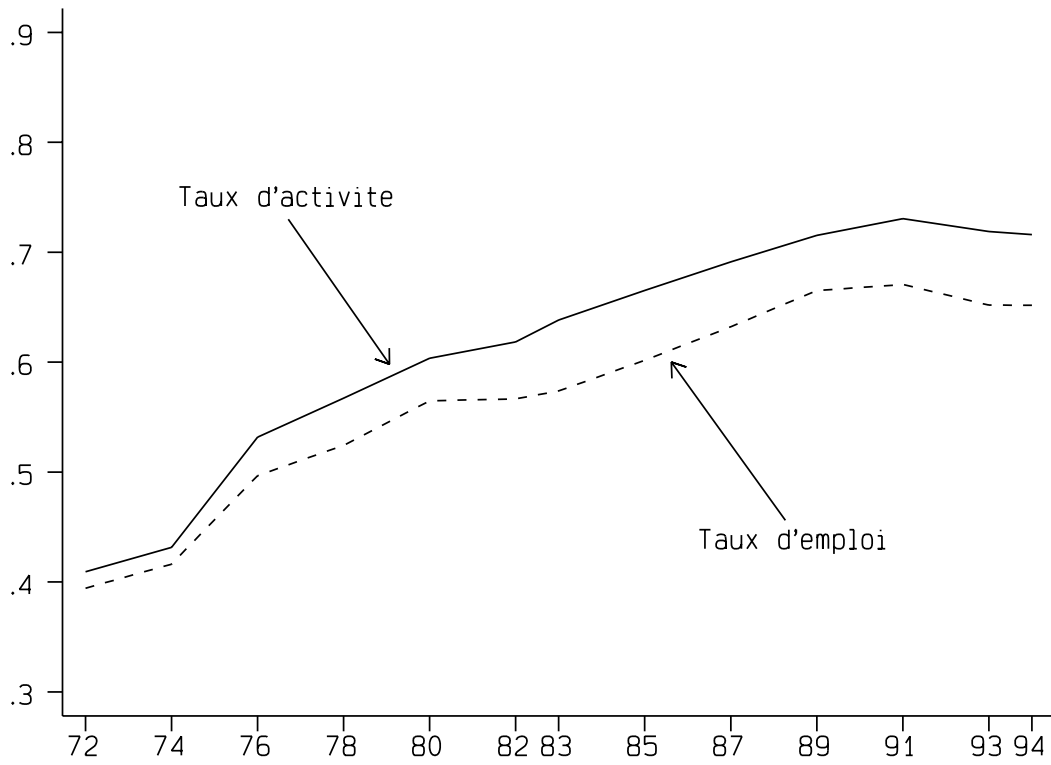


Figure 2a: Taux d'activite et taux d'emploi:  
Femmes de 25 a 64 ans



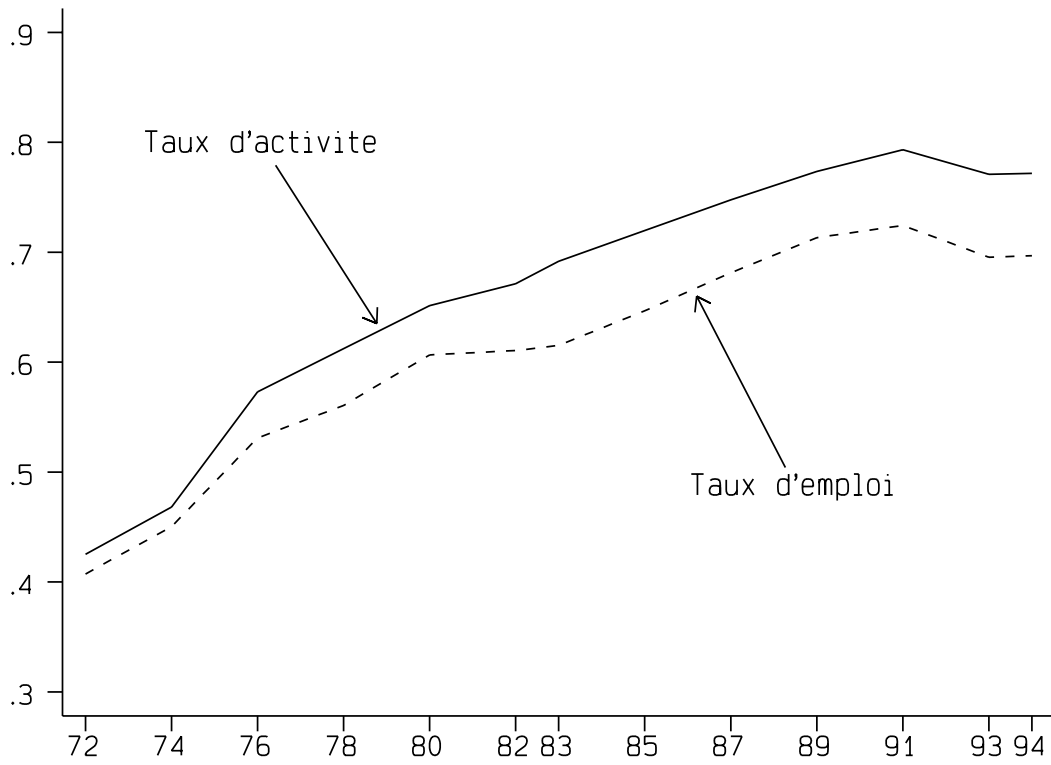


Figure 2b: Taux d'activite et taux d'emploi:  
Femmes de 25 a 44 ans

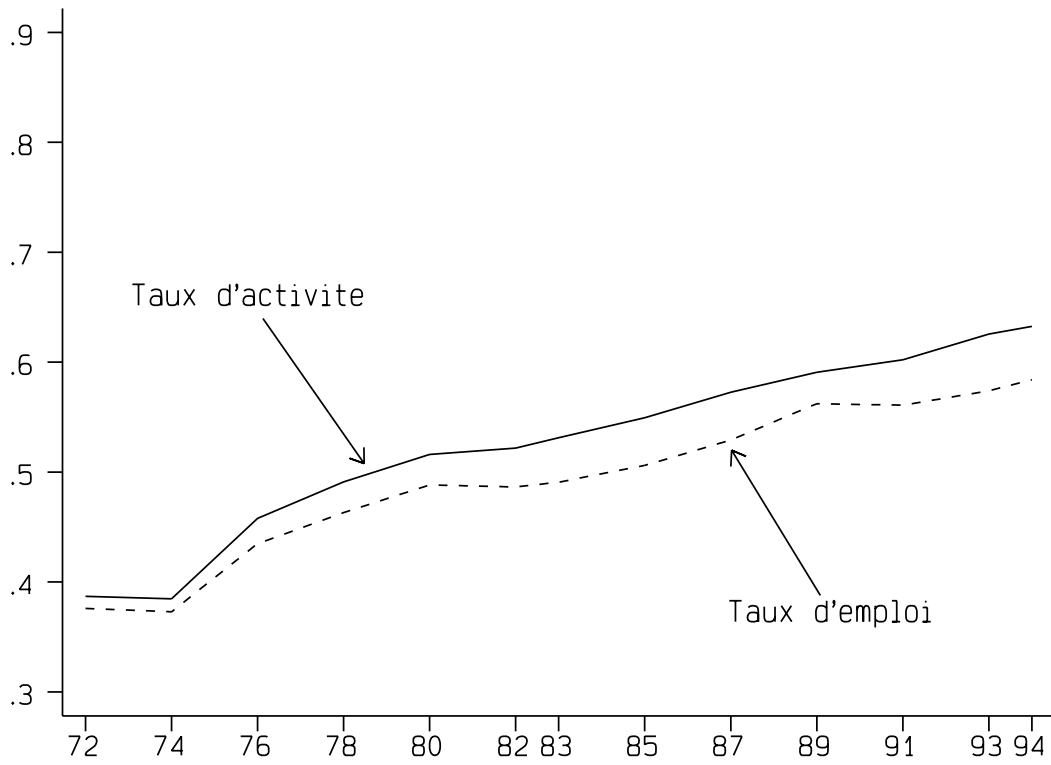


Figure 2c: Taux d'activite et taux d'emploi:  
Femmes de 45 a 64 ans

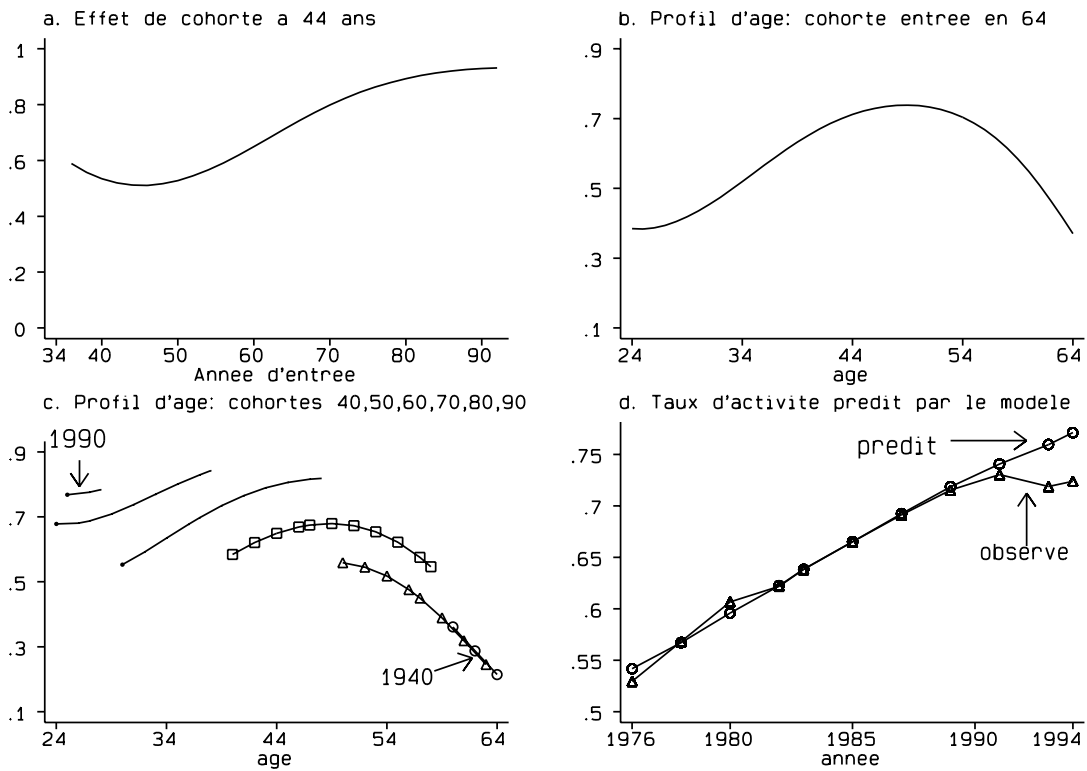


Figure 3: Taux d'activite  
 Modele sans interactions age-cohorte

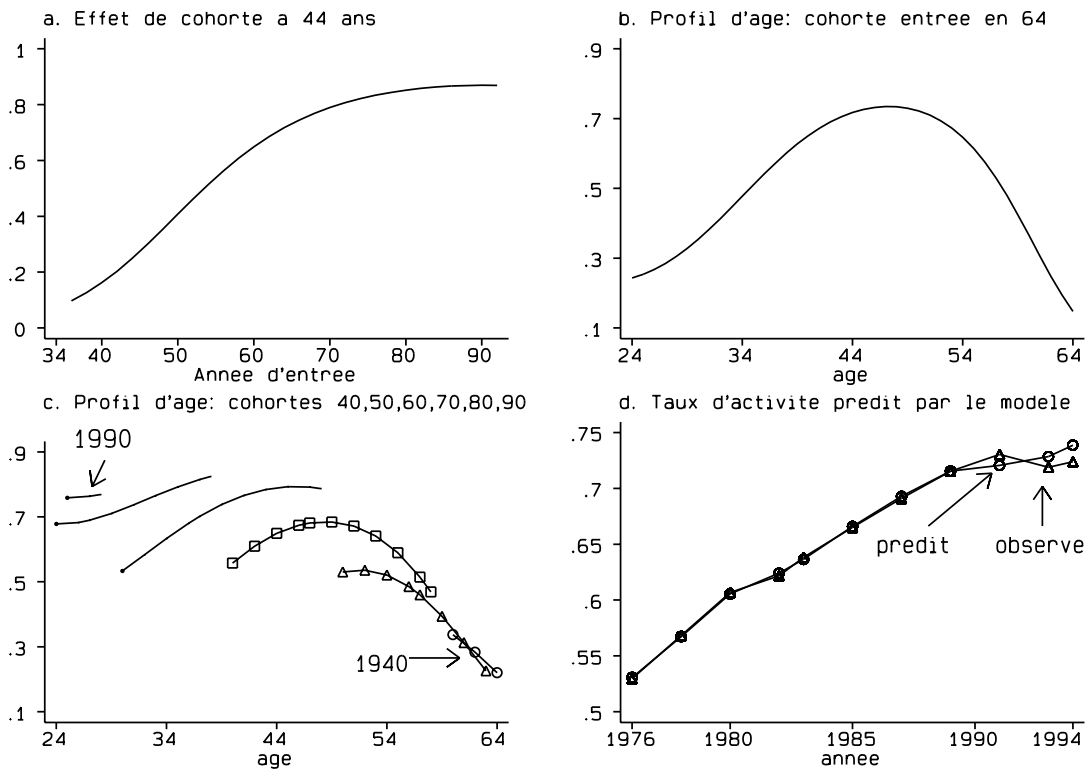


Figure 4: Taux d'activite  
 Modele avec interactions age-cohorte

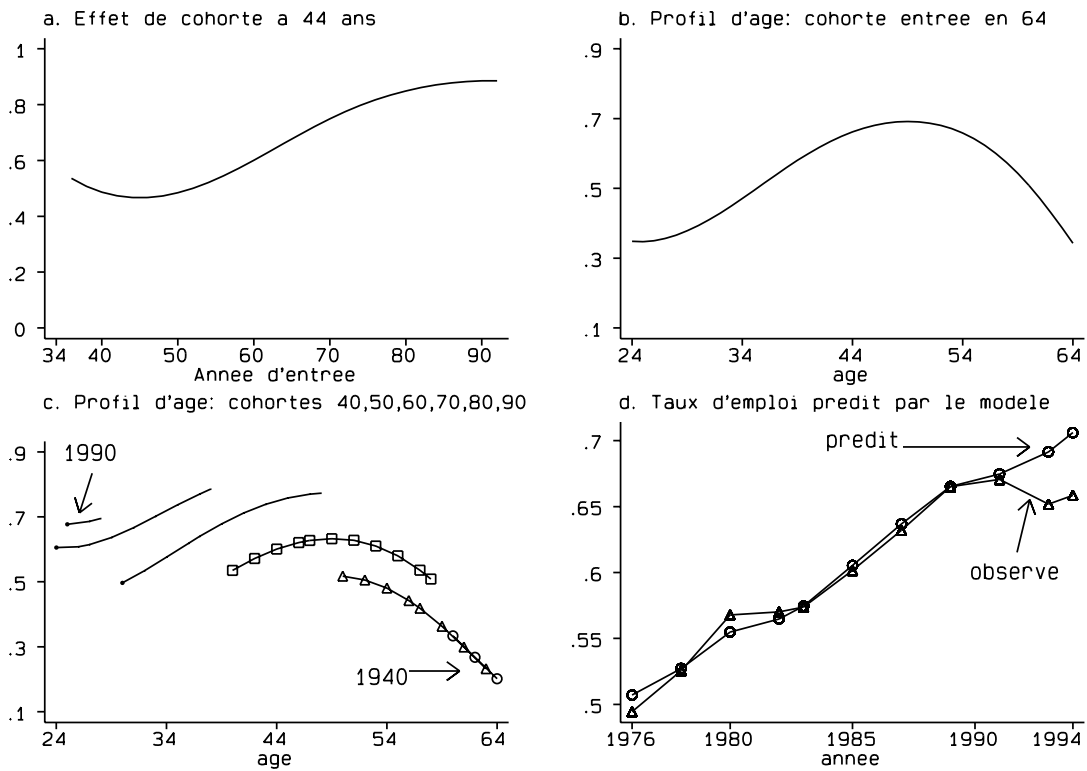


Figure 5: Taux d'emploi  
 Modele sans interactions age-cohorte

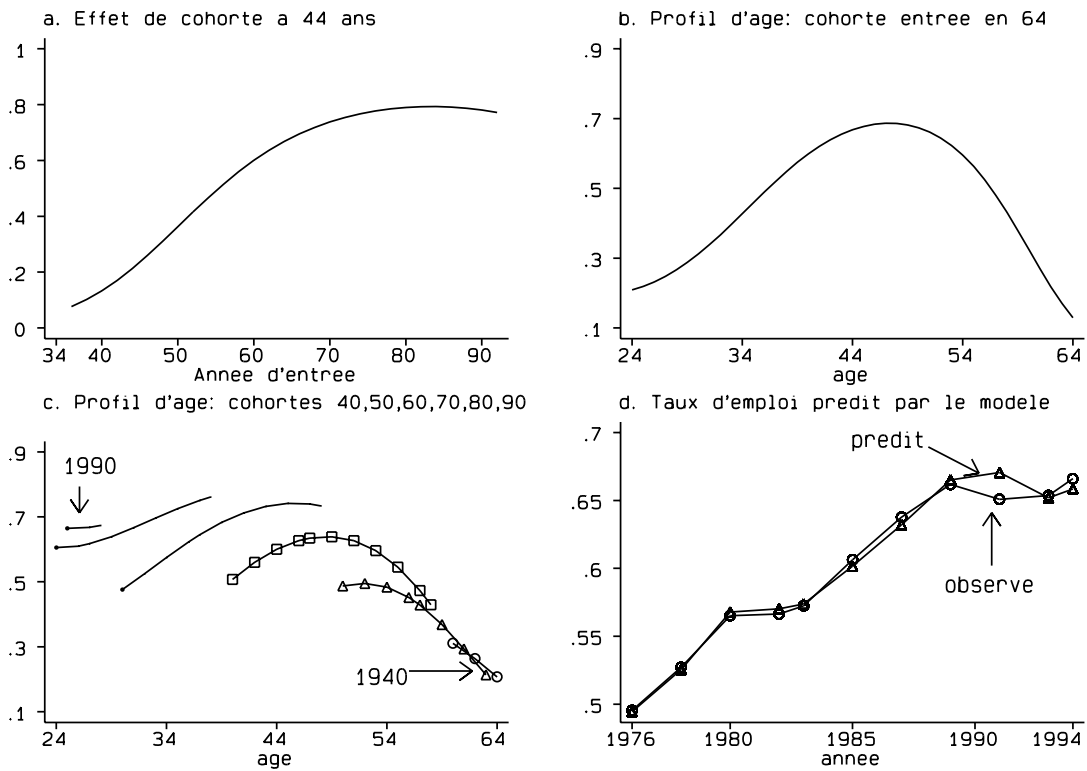


Figure 6: Taux d'emploi  
 Modele avec interactions age-cohorte

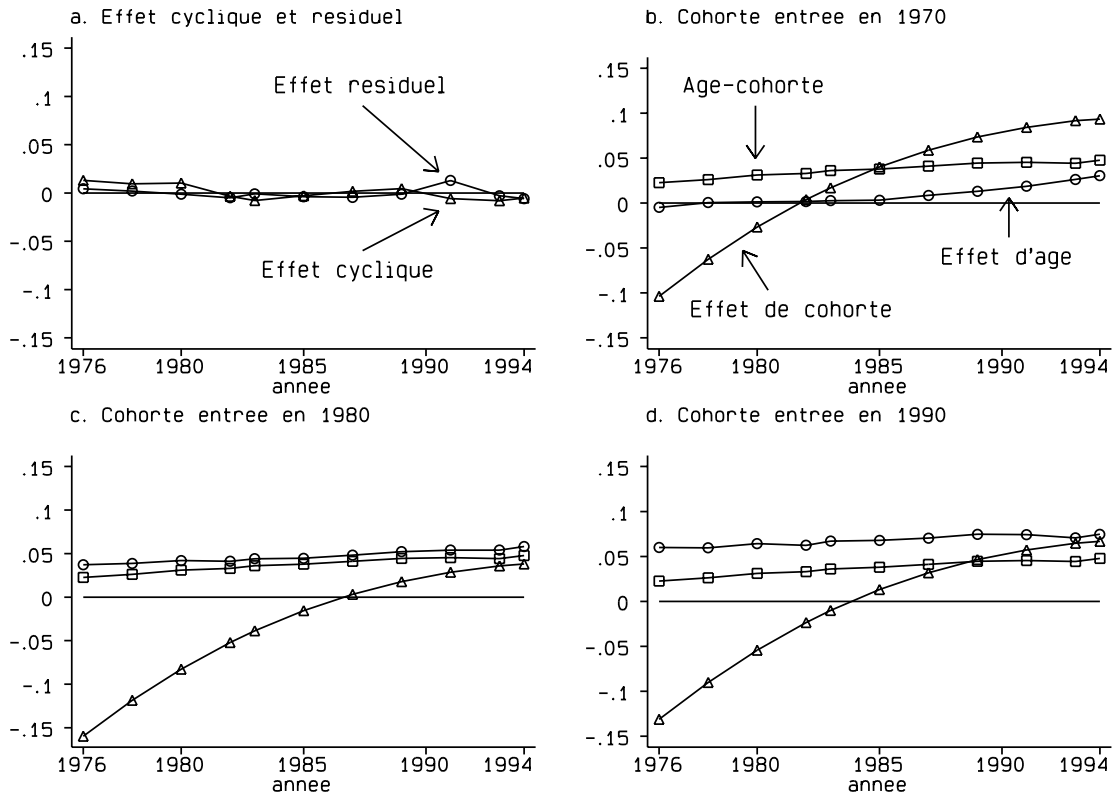


Figure 7: Decomposition du taux d'activite

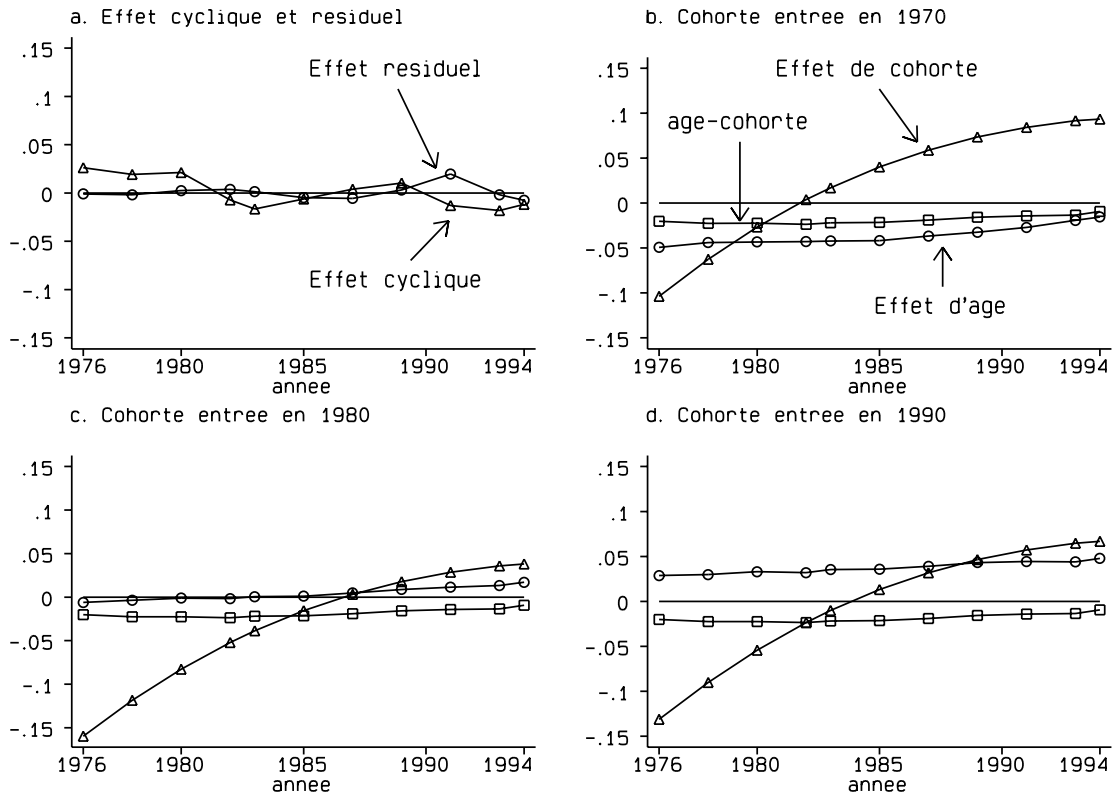


Figure 8: Decomposition du taux d'emploi



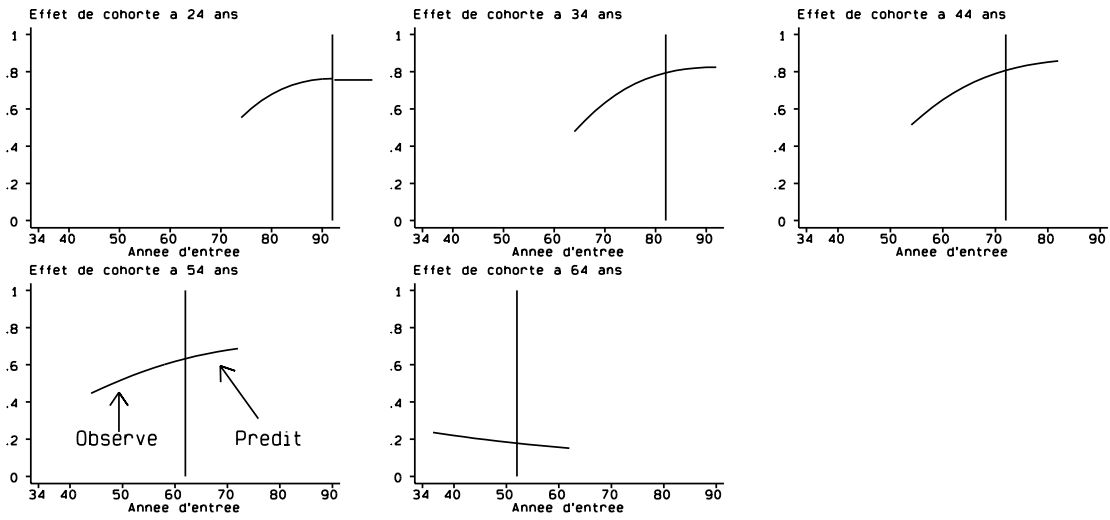


Figure 9: Effet de cohorte observe et predict  
Taux d'activite

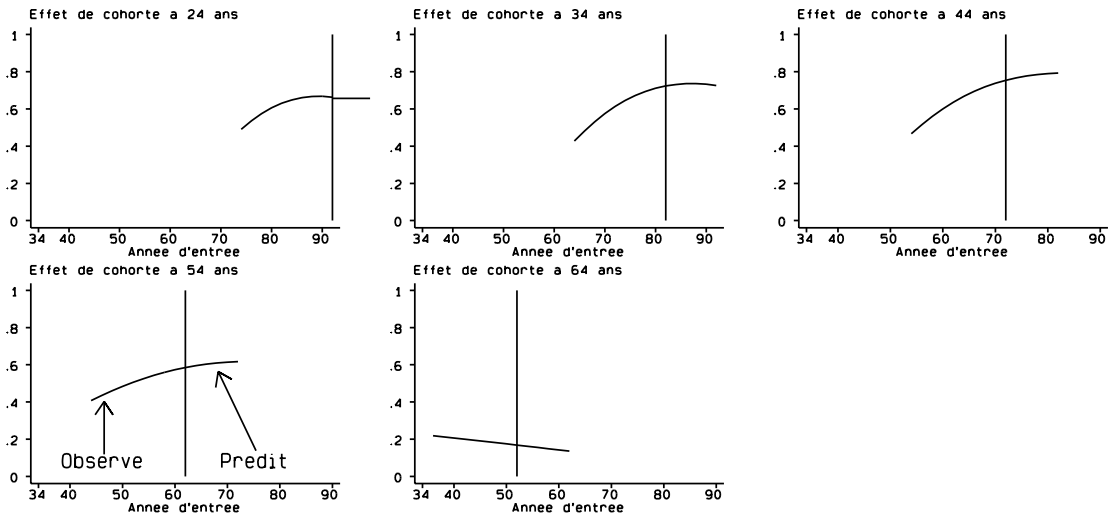


Figure 10: Effet de cohorte observe et predict  
Taux d'emploi

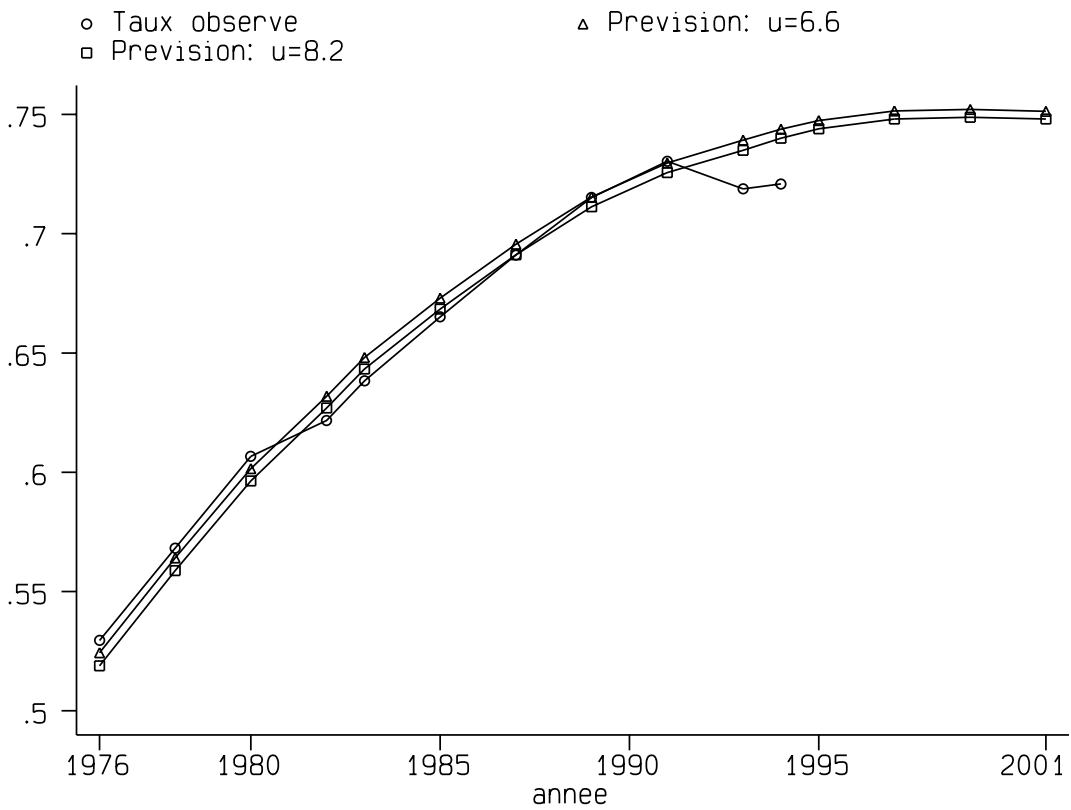


Figure 11: Prevision du taux d'activite

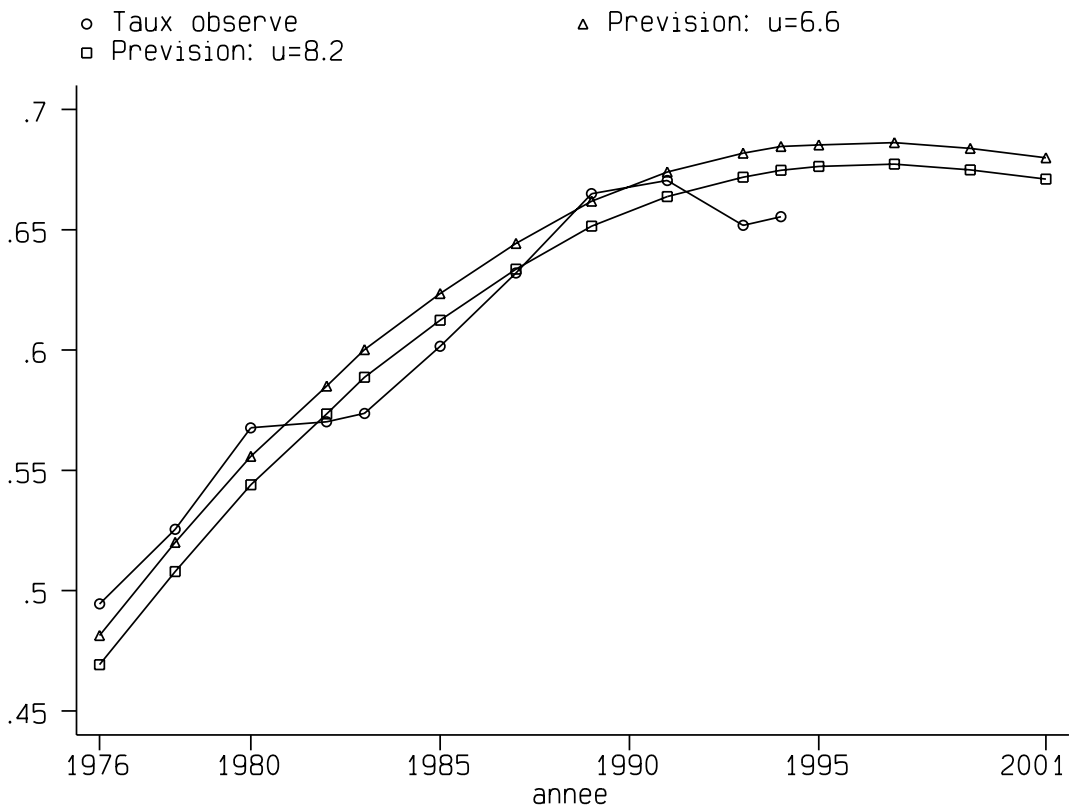


Figure 12: Prevision du taux d'emploi

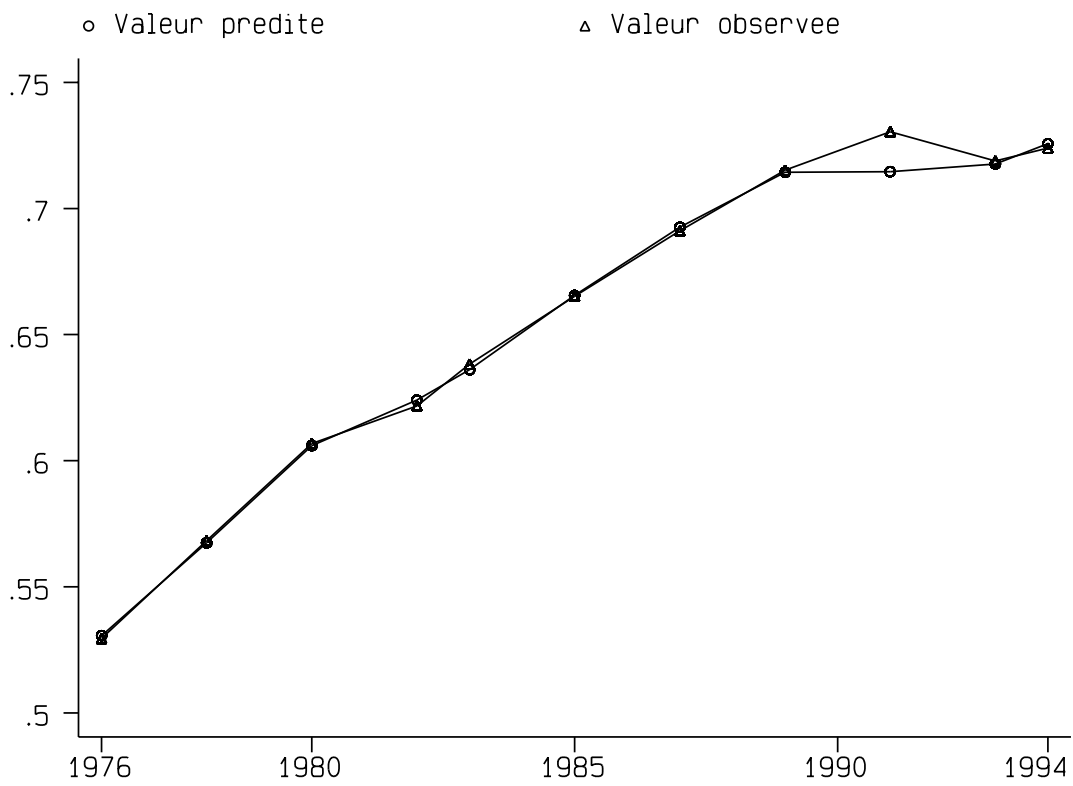


Figure A1:  
Taux d'activite predit par le modele en niveau

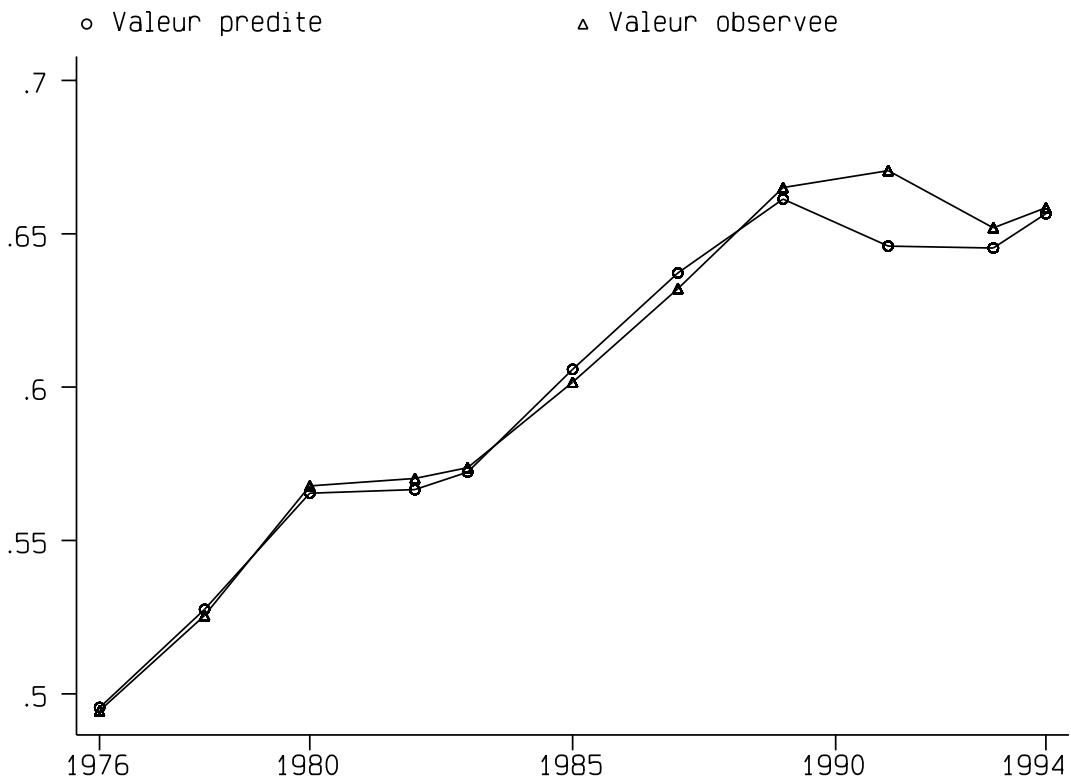


Figure A2:  
Taux d'emploi predit par le modele en niveau

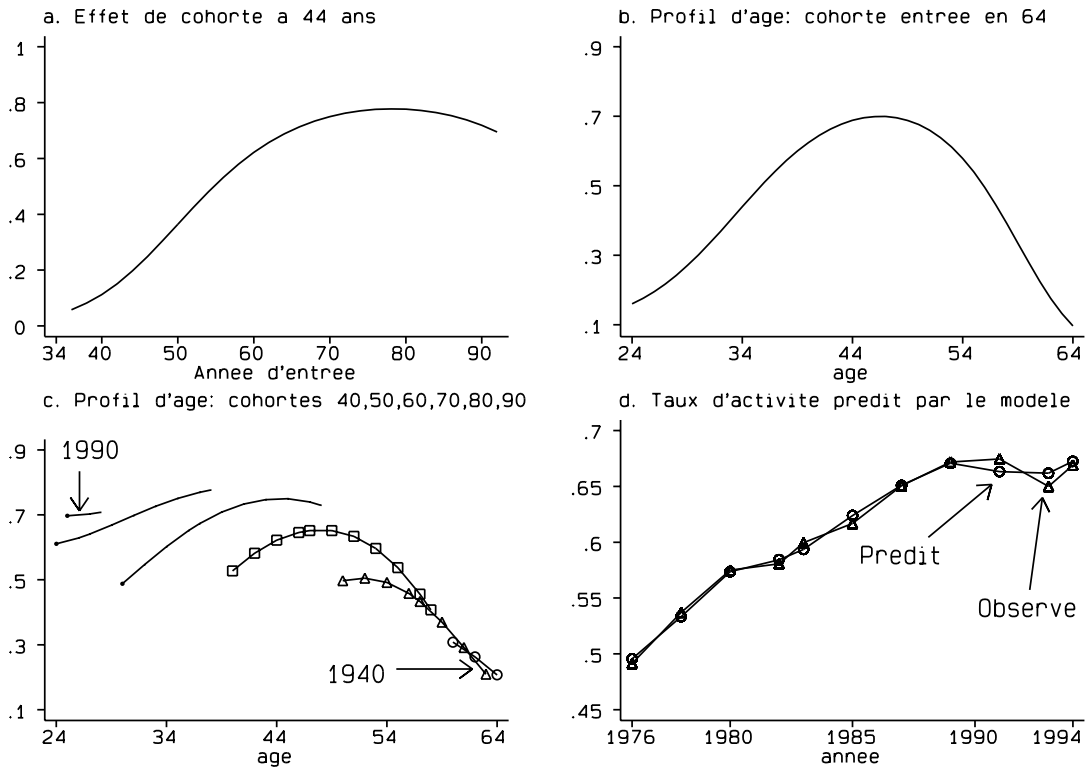


Figure A3: Taux d'activite  
Education secondaire ou moins

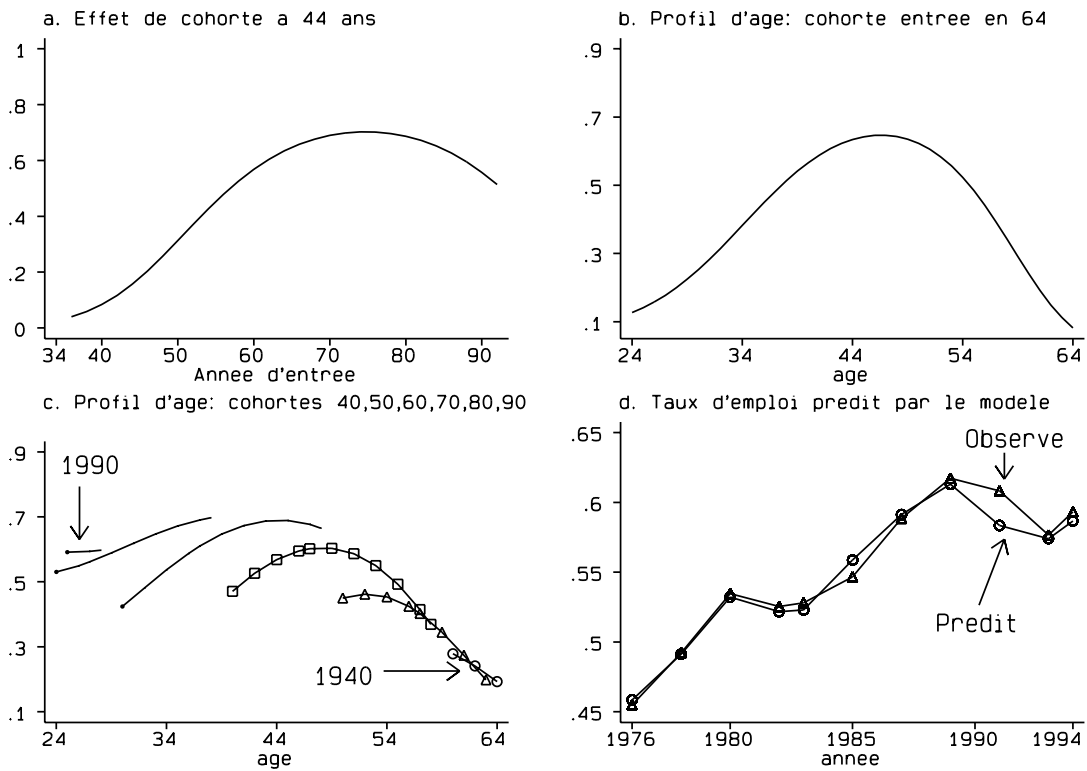


Figure A4: Taux d'emploi  
Education secondaire ou moins



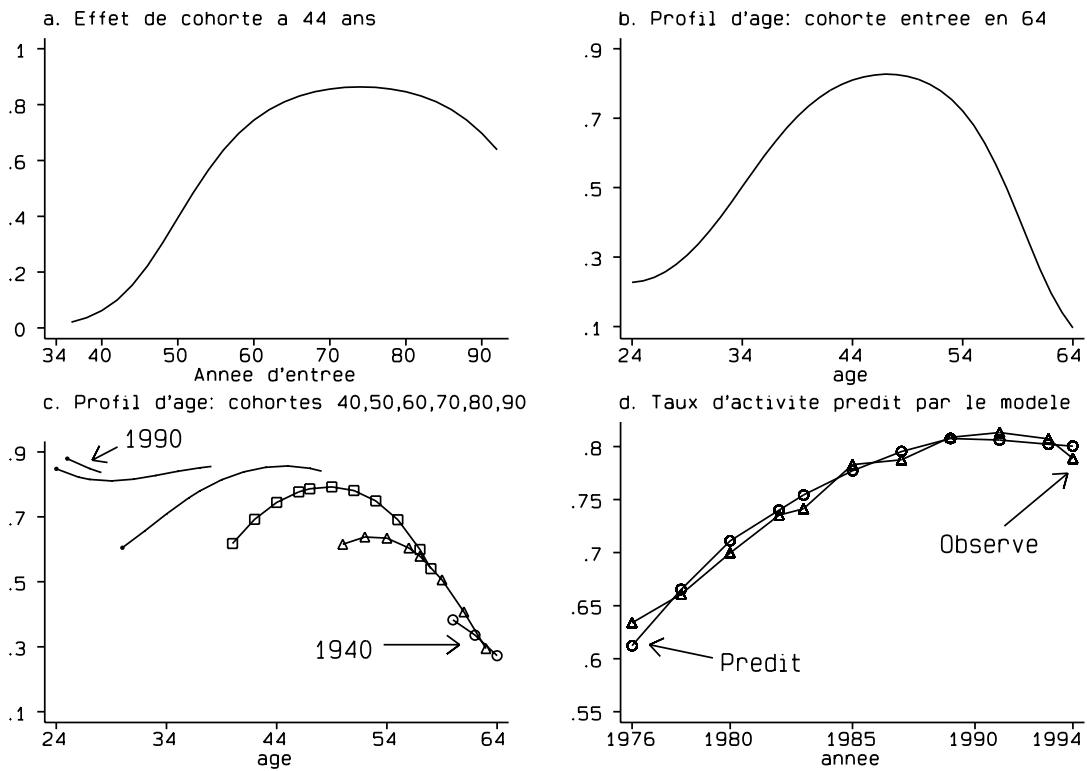


Figure A5: Taux d'activite  
Education post-secondaire

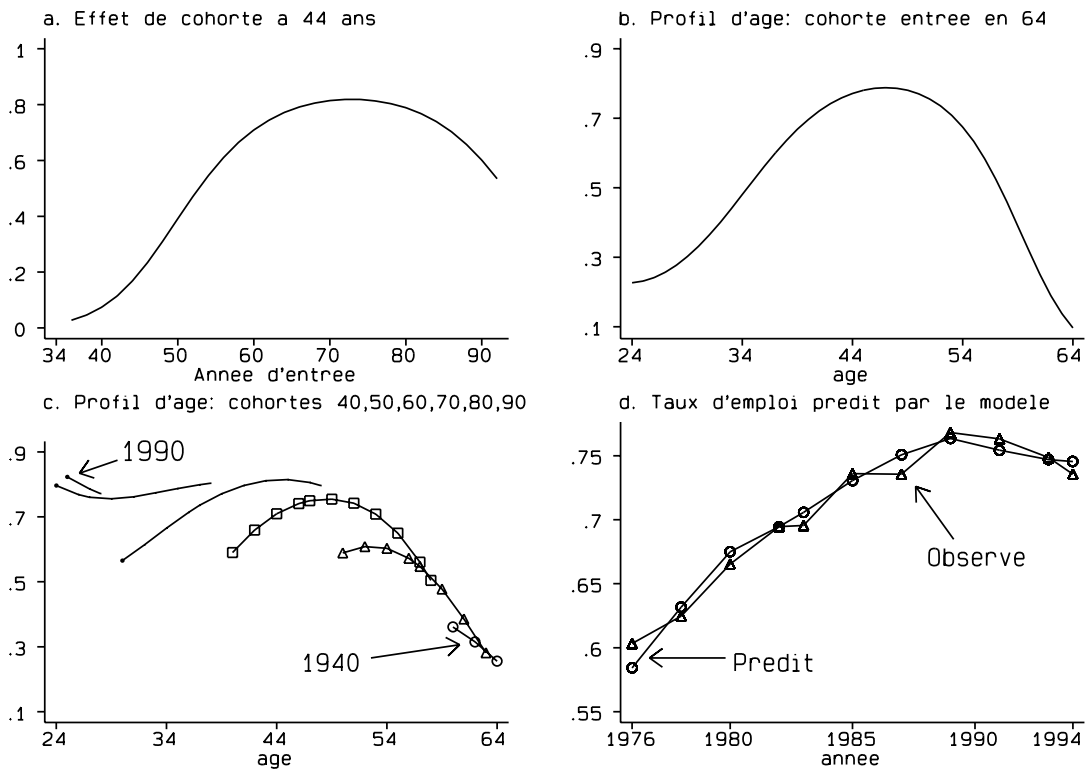


Figure A6: Taux d'emploi  
Education post-secondaire

## Liste des publications au CIRANO \*

### Cahiers CIRANO / *CIRANO Papers* (ISSN 1198-8169)

- 96c-1 Peut-on créer des emplois en réglementant le temps de travail ? / Robert Lacroix
- 95c-2 Anomalies de marché et sélection des titres au Canada / Richard Guay, Jean-François L'Her et Jean-Marc Suret
- 95c-1 La réglementation incitative / Marcel Boyer
- 94c-3 L'importance relative des gouvernements : causes, conséquences et organisations alternative / Claude Montmarquette
- 94c-2 Commercial Bankruptcy and Financial Reorganization in Canada / Jocelyn Martel
- 94c-1 Faire ou faire faire : La perspective de l'économie des organisations / Michel Patry

### Série Scientifique / *Scientific Series* (ISSN 1198-8177)

- 98s-06 L'évolution du taux d'activité des femmes au Canada, 1976-1994 : Une analyse de cohortes / Paul Beaudry et Thomas Lemieux
- 98s-05 Dix exemples de rentabilité financière liés à une saine gestion environnementale / Paul Lanoie et Georges A. Tanguay
- 98s-04 Effects of Workers' Compensation: A Survey / Bernard Fortin et Paul Lanoie
- 98s-03 Dépendance à l'égard de l'aide sociale et réforme de la sécurité du revenu / Bernard Fortin
- 98s-02 Risk Aversion, Intertemporal Substitution, and Option Pricing / René Garcia et Éric Renault
- 98s-01 Learning-by-Doing and Strategic Trade Policy / Hassan Bencheekroun, Ngo Van Long et Huilan Tian
- 97s-42 Sector-Specific On-the-Job Training: Evidence from U.S. Data / Lars Vilhuber
- 97s-41 Competition and Access in Electricity Markets: ECPR, Global Price Cap, and Auctions / Marcel Boyer et Jacques Robert
- 97s-40 Strategic Adoption of a New Technology under Uncertain Implementation / Marcel Boyer et Séverine Clamens
- 97s-39 Seasonal Adjustment and Volatility Dynamics / Eric Ghysels, Clive W.J. Granger et Pierre L. Siklos
- 97s-38 How Do Young People Choose College Majors? / Claude Montmarquette, Kathy Cannings et Sophie Mahseredjian
- 97s-37 A General Equilibrium Analysis of the Evolution of the Canadian Service Productivity / Pierre Mohnen et Thijs ten Raa
- 97s-36 Moving towards the Virtual Economy: A Major Paradigm Shift / Louis A. Lefebvre et Élisabeth Lefebvre
- 97s-35 Seasonal Time Series and Autocorrelation Function Estimation / Hahn Shik Lee, Eric Ghysels et William R. Bell
- 97s-34 Do Canadian Firms Respond to Fiscal Incentives to Research and Development? / Marcel Dagenais, Pierre Mohnen et Pierre Therrien

---

\* Vous pouvez consulter la liste complète des publications du CIRANO et les publications elles-mêmes sur notre site World Wide Web à l'adresse suivante :

<http://www.cirano.umontreal.ca/publication/page1.html>