

Direction des Études et Synthèses Économiques

G 2005 / 02

**L'évolution de l'activité féminine en France :
une approche par pseudo-panel**

Cédric AFSA et Sophie BUFFETEAU

Document de travail



Institut National de la Statistique et des Études Économiques

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

*Série des documents de travail
de la Direction des Etudes et Synthèses Économiques*

G 2005 / 02

L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel

Cédric AFSA et Sophie BUFFETEAU *

AVRIL 2005

Nous remercions les participants du groupe « genre » de l'INSEE,
ceux du séminaire du D3E et particulièrement Hélène Périvier
qui a discuté une première version du document.
Nous remercions aussi Didier Blanchet pour sa relecture attentive.
Nous restons seuls responsables des erreurs qui subsisteraient.

* Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Division « Redistribution et Politiques Sociales »
Timbre G210 - 15, bd Gabriel Péri - BP 100 - 92244 MALAKOFF Cedex

L'évolution de l'activité féminine en France : une approche par pseudo-panel

Résumé

Les femmes sont aujourd'hui deux fois plus nombreuses sur le marché du travail qu'il y a trente ans. Mais, dans le même temps, le travail à temps partiel et le chômage se sont considérablement développés. Au total, il n'est donc pas certain que l'activité féminine, si on la mesure par le nombre d'heures travaillées, continue à augmenter, ni que, par voie de conséquence, l'écart entre les hommes et les femmes se réduise.

L'objet de ce document est de faire le point sur ces questions. Pour ce faire, nous procédons à une analyse par pseudo-panel sur les générations 1935-1970 à partir des enquêtes Emploi 1982-2002. Ceci nous permet d'estimer le taux d'activité « moyen » des femmes d'une génération donnée, calculé sur l'ensemble de leur carrière. Nous proposons plusieurs définitions de l'activité selon qu'elle englobe ou non le chômage et le temps partiel. La comparaison de ces différents taux d'une génération à l'autre nous donne l'évolution tendancielle de l'activité féminine.

Les principaux résultats sont les suivants. La proportion de femmes actives (ayant un emploi ou en recherchant un) continue d'augmenter. Corrélativement, l'écart entre les hommes et les femmes se réduit, même pour les générations les plus récentes de notre étude. Mais si on prend en compte le chômage et le temps partiel, alors l'emploi féminin stagne : si les tendances récentes se poursuivent, les générations 1965-1970 connaîtront le même taux d'emploi (en équivalent temps plein) que les générations 1955-1960. Par ailleurs, la stagnation de l'activité est un phénomène bien plus ancien chez les femmes peu qualifiées que chez celles très qualifiées. Néanmoins, même en tenant compte du chômage et du temps partiel, l'écart entre les hommes et les femmes continue de se réduire, parce que l'activité masculine, elle, baisse tendanciellement.

Mots-clés : Activité féminine, marché du travail, genre, analyse de cohortes

Female labor force participation in France: a cohort analysis

Abstract

In France the female labor force participation has doubled over the last thirty years. But at the same time part-time work and unemployment developed considerably. So it is not sure that the female labor force participation measured by the number of hours worked still increases. Subsequently the difference between men and women may not be reducing any more.

The aim of this paper is to answer some of these questions. To do this we carry out a cohort analysis. The data are the "enquêtes Emploi" 1982-2002. For each cohort of women (born in a given year) we estimate an "average participation rate" between 25 and 59 years old. We propose several definitions of participation according to whether it includes or not unemployment and part-time. We then compare the rates of the different cohorts and measure thus the growth of the female participation over time.

The main results are as follows. The participation of the women (in employment or unemployment) does continue to grow. As a consequence the gap between men and women continues to reduce. But if unemployment and partial time are taken into account the participation no more increases: other things being equal the generation 1965-1970 will have the same participation rate (in full-time equivalent) as the generation 1955-1960. Moreover, the participation stopped to increase earlier for unqualified women than for qualified women. Nevertheless the difference between men and women continues to reduce because the male participation tends to decrease.

Keywords: Female participation, labor market, cohort analysis

Classification JEL : J21, J70, J71, C29

Introduction

L'arrivée des femmes sur le marché du travail est une des transformations majeures de la société française depuis la fin de la seconde guerre mondiale (Maruani, 2004). Les 25-59 ans y sont aujourd'hui deux fois plus nombreuses qu'il y a 30 ans. Mais, dans le même temps, le travail à temps partiel s'est considérablement développé et concerne maintenant 30 % des emplois féminins. De plus, les femmes n'ont pas été épargnées par la dégradation continue, depuis la fin des Trente Glorieuses, du marché du travail et la difficulté croissante de trouver un emploi. Tout compte fait, il n'est pas certain que l'activité féminine, si on la mesure par le nombre d'heures travaillées, continue à augmenter (Périer, 2004). Surtout si on ajoute à cela l'effet négatif que l'extension de l'Allocation Parentale d'Éducation (APE) au deuxième enfant en 1994 a eu sur les taux d'activité féminine (Afsa, 1996 ; Piketty, 1998).

Lorsqu'on cherche à comparer les situations des femmes et des hommes et leurs évolutions respectives, le problème se complique, car dans le même temps les taux d'activité des hommes ont plutôt tendance à baisser. C'est en tout cas particulièrement net pour les plus âgés, davantage touchés que les femmes par les dispositifs de préretraite mis en place au cours des vingt dernières années et qui, combinés au chômage croissant, ont largement contribué à les faire sortir du marché du travail (Givord, 2002).

L'objet principal du papier est de faire le point sur ces questions. L'activité féminine continue-t-elle réellement à croître ou bien sa progression est-elle une illusion, car elle masquerait un rapport de plus en plus lâche des femmes à l'emploi dû au développement du temps partiel ? Les femmes sont-elles toutes concernées de la même manière par ces transformations ? Qu'en est-il de l'écart entre les hommes et les femmes ?

Il y a, derrière ces questions, des enjeux importants, tant sociaux qu'économiques. Ainsi, le même accès à l'emploi des hommes et des femmes peut répondre à des impératifs de justice sociale, qui prennent la forme concrète de l'égalité entre les sexes. L'autonomie financière des femmes est un autre enjeu important, en particulier parce qu'elle leur permet de bénéficier de droits directs. La question se pose notamment au moment du passage à la retraite. Pour que la femme ne dépende pas du système des minima (minimum contributif, minimum vieillesse) ou de la pension de réversion en cas de décès de son conjoint, il lui faut un montant de pension suffisant. Or ce montant dépend de manière cruciale du niveau d'activité qu'elle aura connu tout au long de sa vie.

Pour répondre aux questions posées, nous nous plaçons dans le cadre théorique des modèles d'offre de travail sur cycle de vie (Heckman et MaCurdy, 1980). Nous en dérivons un modèle de cohortes, dont nous discutons les conditions d'identification. Nous l'estimons ensuite sur la série 1982-2002 des enquêtes Emploi de l'Insee. Nous proposons plusieurs définitions de l'activité, selon qu'elle englobe ou non le chômage, selon qu'elle prend en compte ou non le temps partiel. Nous introduisons plusieurs facteurs d'hétérogénéité, dont nous montrons l'impact sur les estimations. C'est, à notre connaissance, le premier travail de ce type sur données françaises.

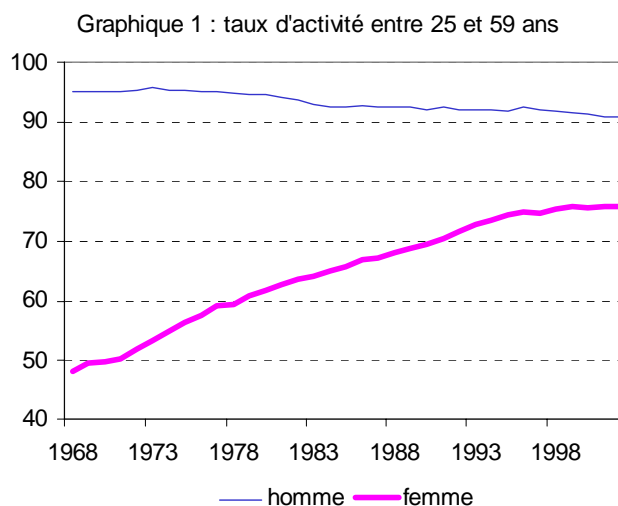
Les principaux résultats sont les suivants. Nous n'observons pas de tassement sensible dans la croissance du taux d'activité féminin. Le taux d'emploi (excluant les femmes en recherchant un) augmente toujours lui aussi, mais à un rythme moins soutenu depuis les générations 1950-1955. En revanche, si on prend en compte le temps partiel, alors l'activité féminine ne progresse plus : si les tendances récentes se poursuivent, la génération 1965-1970 connaîtra le même taux d'emploi (en équivalent temps plein) que la génération 1955-1960. L'extension de l'APE au deuxième enfant a probablement contribué, mais de manière limitée, à cette stagnation. La stagnation de l'activité mesurée par le taux d'emploi en équivalent temps plein - le nombre d'heures de travail, si on préfère - concerne toutes les qualifications. Néanmoins, cette

stagnation a débuté il y a bien plus longtemps chez les non qualifiées que chez les qualifiées. Enfin, l'écart entre les hommes et les femmes continue de se réduire, quelle que soit la définition de l'activité que l'on retient, en partie parce que l'activité masculine baisse tendanciellement.

La suite du papier est organisée comme suit. La première section rappelle les grandes tendances d'évolution de l'activité féminine au cours des dernières années, constatées en France mais aussi dans d'autres pays. La deuxième section pose le cadre théorique et précise la méthode employée pour estimer l'évolution de l'activité féminine. La section suivante applique la méthode aux données disponibles, en l'espèce les enquêtes Emploi annuelles de 1982 à 2002. La dernière section conclut brièvement et esquisse des pistes d'approfondissement.

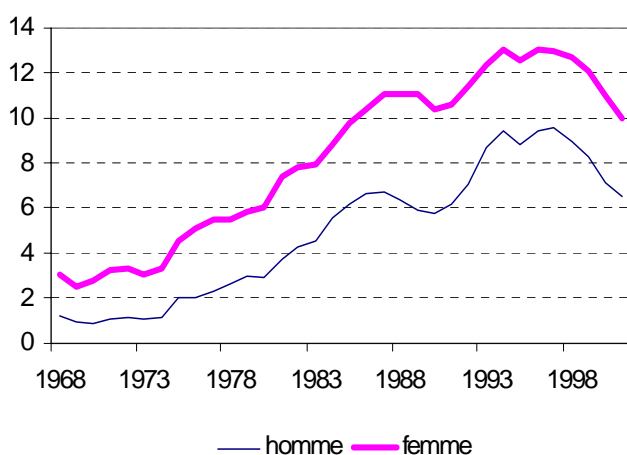
I - Quelques évolutions récentes de l'activité féminine

Aujourd'hui trois femmes sur quatre sont sur le marché du travail. La situation actuelle résulte d'une longue évolution qui, apparemment, ne se dément pas : sur les vingt dernières années, le taux d'activité féminine¹ a encore progressé de près de 10 points (graphique 1).

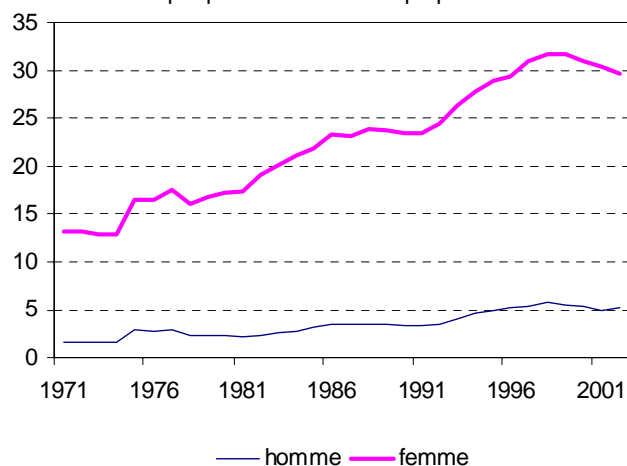


Il se rapproche de celui des hommes, qui, lui, est orienté à la baisse. Au début des années 2000, l'écart hommes-femmes se situe à environ 15 points. Massivement présentes sur le marché du travail, les femmes rencontrent toutefois des difficultés particulières. D'une part, elles sont davantage touchées par le chômage (graphique 2). D'autre part, et surtout, le développement de l'emploi féminin s'est fait pour une grande part sous forme de contrat à temps partiel (graphique 3). En 2002, un emploi sur trois occupé par les femmes l'est à temps partiel. Dans un tiers des cas, ces temps partiels sont « subis », au sens où, lorsqu'on leur demande, les femmes répondent souhaiter travailler davantage². C'est pour ces femmes probablement que la question de l'autonomie financière se pose avec le plus d'acuité

Graphique 2 : taux de chômage



Graphique 3 : Taux de temps partiel



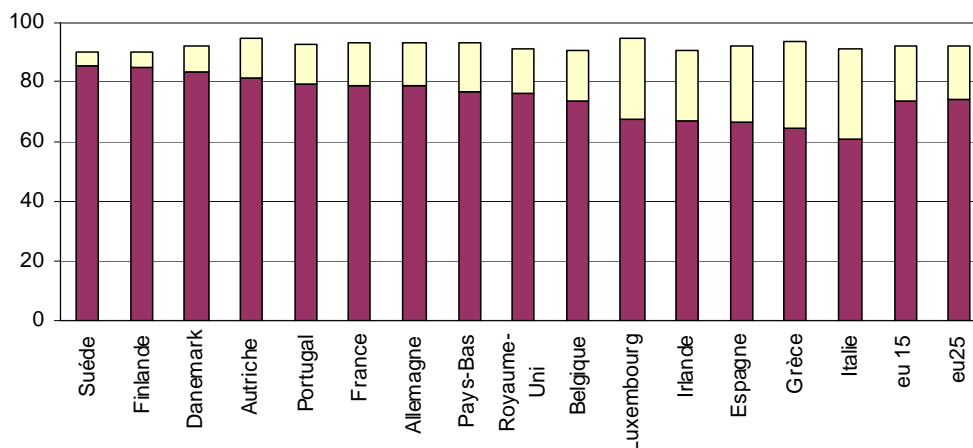
Source : INSEE, enquêtes Emploi annuelles

¹ Sauf mention du contraire, il s'agit, dans toute la suite du papier, des femmes âgées de 25 à 59 ans.

² La frontière entre temps « subi » et temps « choisi » est floue. Certaines femmes répondent ne pas souhaiter travailler davantage parce que, de toute manière, elles ne le peuvent pas (problèmes de garde d'un enfant en bas âge, par exemple).

Comparée aux autres pays européens, la France occupe une place intermédiaire (Milewski, 2004). Le taux d'emploi des femmes, la part de celles travaillant à temps partiel sont très proches des moyennes européennes (tableau 1). Ces moyennes masquent des disparités importantes au sein de l'Europe. Ainsi, les pays scandinaves, où plus de 8 femmes sur 10 sont actives, s'opposent aux pays du Sud de l'Europe (à l'exception du Portugal³), où le taux d'activité féminine dépasse à peine 60 % (graphique 4). Autre exemple, trois-quarts des Néerlandaises, lorsqu'elles travaillent, le font à temps partiel. A l'opposé, en Grèce, mais aussi en Finlande, le temps plein est la norme chez les femmes en emploi.

Graphique 4 : taux d'activité des hommes et des femmes (25-54 ans)



Source : Eurostat

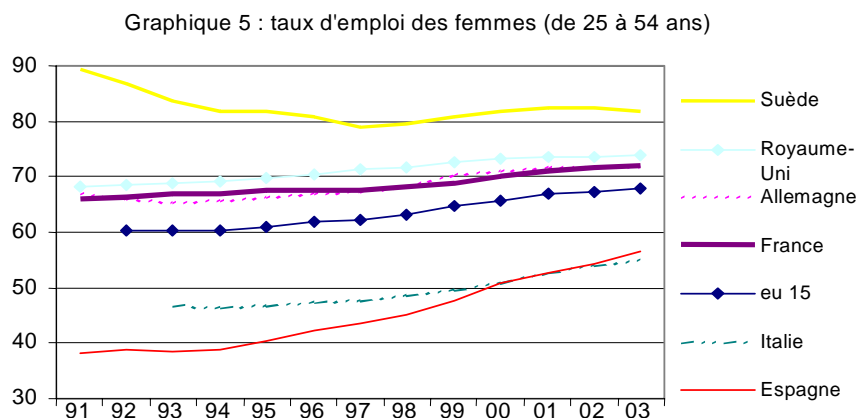
Tableau 1 : Taux d'emploi des femmes entre 25 et 59 ans dans les pays de l'Union européenne (2003)

	taux d'activité	% de temps partiel parmi les emplois
Suède	82	31
Danemark	79	27
Finlande	77	13
Royaume-Uni	72	42
Autriche	71	39
Portugal	71	13
Pays-Bas	70	74
Allemagne	69	43
France	69	29
Belgique	62	40
Irlande	62	30
Luxembourg (Grand-Duché)	61	-
Espagne	51	16
Grèce	51	7
Italie	51	18
<i>Union européenne (15 pays)</i>	<i>65</i>	<i>33</i>
<i>Union européenne (25 pays)</i>	<i>64</i>	<i>29</i>

Source : Eurostat

³ Le cas du Portugal est particulier car un grand nombre de femmes travaillent encore dans le secteur agricole.

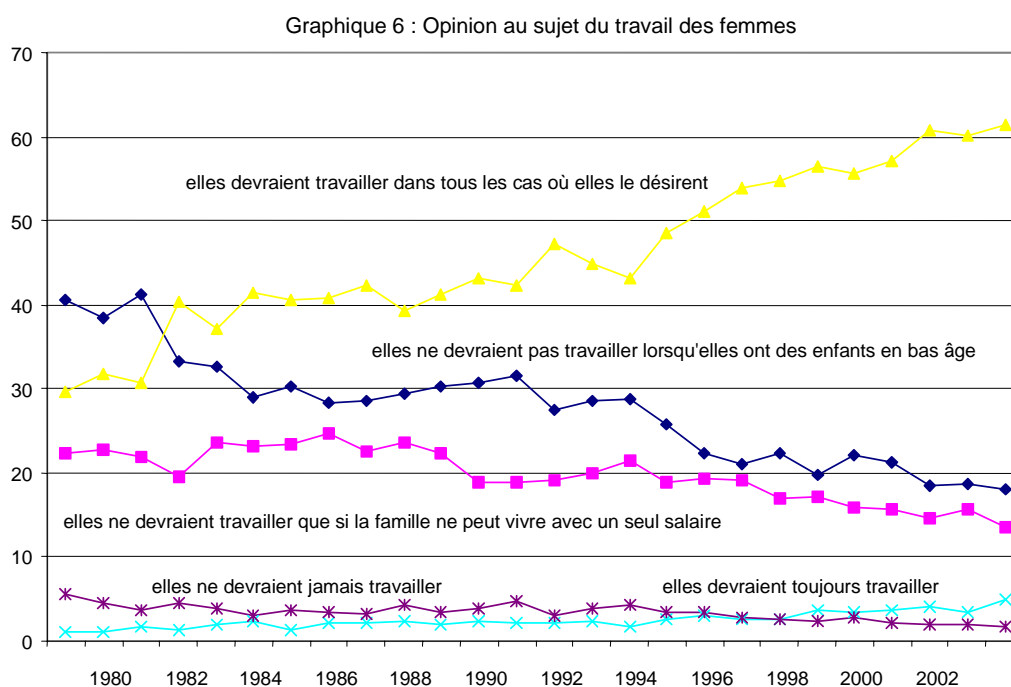
Sur les quinze dernières années, les taux d'emploi féminin des différents pays européens ont évolué parallèlement : les femmes sont de plus en plus actives et occupées (graphique 5). La tendance semble même s'accélérer en Espagne qui, il est vrai, partait d'un niveau relativement bas. Exception notable à ce tableau, la Suède, où le taux reste stable depuis une dizaine d'années après avoir accusé une baisse sensible.



Source : Eurostat

Jaumotte (2003) tire partie de cette disparité pour analyser les principaux déterminants de la participation des femmes aux marchés du travail des pays de l'OCDE, confirmant ainsi plusieurs résultats précédemment établis. Les instruments de politique économique (tels que le traitement fiscal du deuxième revenu du foyer, les subventions aux modes de garde, les prestations familiales, les congés parentaux ou de maternité) jouent un rôle mais à un degré moindre que l'éducation des femmes, les conditions générales sur le marché du travail et les « attitudes culturelles », ensemble de facteurs non directement économiques.

Les « attitudes culturelles » sont en partie reflétées par les mouvements d'opinion au sein de la société. Pour revenir au cas français, le graphique 6 montre l'évolution, sur le dernier quart de siècle, des attitudes des Français vis-à-vis du travail féminin. Depuis une dizaine d'années, l'opinion selon laquelle les femmes doivent avoir le libre choix de travailler est devenue majoritaire. Malgré tout, il reste 40 % de personnes à être d'un avis contraire. En particulier, la moitié d'entre elles jugent incompatibles le travail et l'éducation d'un jeune enfant.



Source : Crédoc, enquêtes « Conditions de vie et aspirations des Français »

Pour intéressantes qu'elles soient, les photographies successives de la population représentées par les graphiques 1 à 3 ne fournissent pas directement de tendances dans l'évolution de l'activité féminine. La raison en est que chaque année on observe des femmes d'âges très différents, qui n'ont pas du tout connu les mêmes conditions d'entrée sur le marché du travail, parce que, entre temps, les salaires offerts ont évolué, leur niveau d'études s'est élevé, l'opinion publique a changé. Par conséquent, il semble plus pertinent d'étudier l'évolution de l'activité féminine en suivant des générations de femmes tout au long de leur vie active, pour ensuite les comparer entre elles. Ceci permet en particulier de contrôler cette source majeure d'hétérogénéité provenant du fait que, lorsqu'on observe l'ensemble des actives une année donnée, on mélange des femmes ayant des caractéristiques très différentes et, par conséquent, des profils de carrière contrastés.

C'est l'approche qu'a utilisée Nauze-Fichet (2002)⁴, qui a dressé un constat sur les évolutions récentes de l'activité féminine pour, ensuite, proposer des scénarios d'évolution à long terme. Pour ce faire, elle a dessiné les profils d'activité des femmes, génération par génération. Sur le plan empirique, nous sommes aussi partis de ces courbes par génération. Mais nous avons poursuivi le travail dans trois directions. La première a été d'estimer, à partir des évolutions des profils d'activité par génération, une tendance globale de l'évolution de l'activité féminine, au moyen d'un modèle statistique d'analyse de cohortes. Deuxième approfondissement, nous avons appliqué la démarche non seulement au taux d'activité des femmes, mais aussi à leur taux d'emploi, en prenant en compte ou non le temps partiel. Ceci nous permet notamment d'apprécier l'incidence du chômage et du temps partiel sur l'évolution de l'activité féminine. Enfin, nous avons réalisé le même travail sur les hommes, pour pouvoir comparer les évolutions des deux sexes.

⁴ Voir en particulier le graphique VII de son article.

Notre démarche est proche de celle de Beaudry et Lemieux (1999), qui ont analysé l'activité des femmes canadiennes âgées de 25 à 64 ans entre 1976 et 1994. Ils ont cherché à isoler trois facteurs déterminant le taux d'activité et son évolution. Le premier est attribuable à un « effet de cohorte », qui permet de capter des différences entre générations de femmes. Le deuxième facteur est lié à un « effet d'âge », c'est-à-dire le fait que l'activité peut varier sur le cycle de vie (interruption de carrière pour élever son enfant, par exemple). Le dernier facteur est supposé prendre en compte des effets macro-économiques (récession, générosité du système d'assurance chômage, etc.). Les auteurs constatent d'abord une forte hausse du taux d'activité féminine entre 1976 et la fin des années quatre-vingts attribuable à des effets de cohorte, puis un plafonnement de ce taux, que la récession de 1989-1994 n'a fait qu'amplifier. Ce qui différencie notre approche de la leur est en particulier la stratégie d'identification que nous avons retenue.

II - La méthode

II.1 Le cadre théorique

La perspective qui est la nôtre de suivre des générations de femmes pour analyser l'évolution de l'activité féminine s'inscrit dans la droite ligne des modèles de cycle de vie. Pour le voir, on part du modèle intertemporel d'offre de travail de Heckman et MaCurdy (1980). Il s'agit d'un modèle structurel reliant les décisions d'offre de travail des femmes mariées (participation et nombre d'heures travaillées) et les salaires offerts. Heckman et MaCurdy en ont proposé une version estimable en spécifiant la forme fonctionnelle de l'utilité. La participation ou le volume d'heures travaillées apparaissent alors comme fonctions du salaire offert, de caractéristiques déterminant les préférences de la femme ou du ménage, et d'un effet fixe individuel. Le salaire offert, supposé exogène, est lui-même une fonction de variables de capital humain et de variables « contextuelles » (chocs conjoncturels, entre autres). Par exemple, et pour fixer les idées, l'offre de travail de la femme, conditionnellement à sa participation, peut schématiquement s'écrire sous la forme suivante :

$$\ln h_i(a) = f_i + \beta_1 X_i(a) + \beta_2 W_i(a) + u_i(a), \quad (1)$$

avec $W_i(a) = \gamma Z_i(a) + \varepsilon_i(a)$,

où a est l'âge de la femme, f_i l'effet fixe individuel, $X_i(a)$ un ensemble de variables affectant les préférences (présence d'enfants, par exemple), $W_i(a)$ le salaire, $Z_i(a)$ les déterminants du salaire et $u_i(a)$ un résidu. $Z_i(a)$ contient notamment la qualification et des variables mesurant l'état du marché du travail.

Ainsi, l'activité d'une femme (sa participation ou ses heures travaillées) évolue sous deux types d'effets :

- un effet d'âge : au fur et à mesure qu'elle vieillit, ses préférences sont affectées par un certain nombre d'événements (enfants à charge, présence d'un conjoint, par exemple) ;
- un effet fixe individuel.

Lorsqu'on cherche à estimer empiriquement ce type de modèle, on doit tenir compte d'un troisième effet, celui dû à la date à laquelle on observe les individus. Cet effet capte en particulier l'état du marché du travail à la date d'observation, qui, on l'a vu, fait partie des déterminants du salaire.

De toute manière, un tel modèle ne peut être estimé empiriquement que si on dispose d'un panel d'individus, qui plus est sur une période suffisamment longue. Ce n'est pas notre cas. En revanche, on a une succession de photographies, d'enquêtes effectuées chaque année auprès d'un échantillon représentatif de la population des femmes et des hommes en âge de travailler⁵. L'échantillon varie d'une enquête à l'autre. Mais ceci nous permet de suivre les femmes par cohortes à défaut de pouvoir le faire individuellement. Par exemple, on peut calculer le taux moyen de participation, en 1985, de la cohorte 1940 (i.e. des femmes nées en 1940). Grâce à l'enquête de 1986, on est capable de regarder ce qu'est devenu ce taux de participation un an après ; puis deux ans après, grâce à l'enquête de 1987 ; et ainsi de suite, même si ce ne sont pas les mêmes femmes d'une année sur l'autre qui composent la cohorte. Dans ces conditions, le modèle individuel (1) ci-dessus peut être transposé en un modèle de cohortes (et l'indice i remplacé par c , indice de cohorte).

⁵ A l'exclusion de celles et ceux vivant dans des collectivités : hôpitaux, foyers, ... (voir IV *infra*).

Dans ce contexte, le taux d'activité d'une cohorte donnée⁶ évolue sous les trois effets suivants :

- un effet d'âge (étant entendu que chaque cohorte vieillit d'un an d'une enquête à la suivante) ;
- un effet de cohorte⁷, qui remplace l'effet fixe individuel du modèle de base ;
- un effet spécifique à la date d'observation.

C'est l'effet de cohorte qui est au centre de l'analyse.

Le modèle structurel ci-dessus ne sert ici qu'à justifier la décomposition du taux d'activité en trois composantes ou effets, et à identifier certains de leurs déterminants respectifs. Car notre démarche reste fondamentalement descriptive. L'étape ultérieure consisterait par exemple, comme l'ont fait Smith et Ward (1985), à chercher dans l'évolution de l'activité féminine sur longue période (i.e. l'effet de cohorte) ce qui est explicable par la hausse générale des salaires offerts. La première question à laquelle nous souhaitons ici répondre est de savoir si l'activité féminine poursuit ou non sa croissance.

II.2 Le modèle statistique

Précisons maintenant le modèle statistique utilisé. On suppose que les trois effets sont additifs : le taux d'activité act_{ct} de la cohorte c observée en t est la somme d'un terme constant μ , d'un effet d'âge α_a , d'un effet de cohorte (ou effet génération) γ_c , d'un effet de date τ_t et d'un résidu u_{ct} :

$$act_{ct} = \mu + \alpha_a + \gamma_c + \tau_t + u_{ct} \quad (2)$$

Il y a plusieurs manières de spécifier ces différents effets. On peut, par exemple, représenter l'effet d'âge par un polynôme de degré 3, 4 ou 5. L'effet de date sera plutôt modélisé par un ensemble d'indicatrices, puisqu'on ignore a priori sa forme. Puisqu'on dispose ici d'une longue série d'enquêtes et que les cohortes ont toutes des effectifs importants, on a tout intérêt à représenter les différents effets de la manière la plus flexible possible, c'est-à-dire par des ensembles d'indicatrices.

On observe donc chaque année entre les dates $[t_0, t_1]$, des échantillons de femmes appartenant aux générations $[c_0, c_1]$ et dont l'âge se situe dans l'intervalle $[a_0, a_1]$. On définit la cellule élémentaire comme l'ensemble des femmes d'une cohorte c donnée et observées à une date t donnée. Leur âge est $a = t - c$. Le modèle s'écrit :

$$act_{ct} = \mu + \sum_{i=1}^{a_1 - a_0 + 1} \alpha_i \mathbf{1}(i = a - a_0 + 1) + \sum_{j=1}^{c_1 - c_0 + 1} \gamma_j \mathbf{1}(j = c - c_0 + 1) + \sum_{k=1}^{t_1 - t_0 + 1} \tau_k \mathbf{1}(k = t - t_0 + 1) + u_{ct} \quad (3)$$

Pour que le modèle soit identifié, il est nécessaire d'annuler un paramètre α_i , un paramètre γ_j et un paramètre τ_k . Mais cela ne suffit pas. En effet, il suffit de deux des informations sur l'âge, la cohorte ou la date pour reconstituer la troisième. Pour identifier le modèle, on retient la stratégie de Deaton et Paxson (1994). Elle consiste à restreindre les effets de date de la manière suivante :

⁶ Le taux est calculé en faisant la moyenne des taux d'activité des femmes composant la cohorte.

⁷ Dans toute la suite, les termes *cohorte* et *génération* sont interchangeable.

- On suppose que les chocs temporels (les effets de date) sont orthogonaux à la tendance de long terme :

$$s'_t \tau = \sum_{k=1}^{t_1-t_0+1} (k-1) \tau_k = 0, (4)$$

où s_t est la suite des dates $-0, 1, 2, \dots$ - qui représente la tendance temporelle de long terme (*trend* temporel) et τ le vecteur des paramètres des effets de date. Cela signifie que toute tendance de long terme est captée par les effets de cohorte et d'âge.

- Les effets de date s'annulent sur longue période :

$$\sum_{k=1}^{t_1-t_0+1} \tau_k = 0. \quad (5)$$

Pour mettre en œuvre cette stratégie, on introduit dans l'équation (3) non pas les indicatrices de date $d_k = \mathbf{1}(k = t - t_0 + 1)$, mais les $t_1 - t_0 - 1$ variables d_k^* obtenues à partir de d_k par la relation suivante :

$$\begin{cases} d_k^* = d_k - [(k-1)d_2 - (k-2)d_1], & k \geq 3 \\ d_1^* = d_2^* = 0 \end{cases}$$

En effet, remplacer les d_k par les d_k^* , c'est écrire l'égalité :

$$\sum_{k=1}^{t_1-t_0+1} \tau_k d_k = \sum_{k=3}^{t_1-t_0+1} \tau_k^* d_k^* \quad (6)$$

où τ_k^* sont les paramètres associés aux d_k^* . Pour tout k fixé supérieur ou égal à 3, (6) donne :

$$\tau_k^* = \tau_k \quad (7)$$

Pour $k = 2$, (6) devient :

$$\tau_2 = \sum_{k=3}^{t_1-t_0+1} -\tau_k^* (k-1) = \sum_{k=3}^{t_1-t_0+1} -\tau_k (k-1)$$

ce qui n'est autre que la contrainte (4). Enfin, pour $k = 1$, (6) donne :

$$\tau_1 = \sum_{k=3}^{t_1-t_0+1} \tau_k^* (k-2) = \sum_{k=3}^{t_1-t_0+1} \tau_k (k-2) = -\tau_2 - \sum_{k=3}^{t_1-t_0+1} \tau_k$$

ce qui est la contrainte (5).

Finalement, pour estimer les paramètres de l'équation (3), on régresse act_{ct} sur :

- les indicatrices d'âge, sauf la première ;
- les indicatrices de cohorte, sauf la première ;
- les $t_1 - t_0 - 1$ variables d_t^* .

Les paramètres des d_t^* sont les paramètres des indicatrices de date pour celles comprises entre 3 et $t_1 - t_0 + 1$ (voir (7) *supra*). Les paramètres des deux premières

indicatrices d_1 et d_2 s'en déduisent en utilisant les deux contraintes d'identification (4) et (5).

D'autres stratégies d'identification sont possibles, qui conditionnent les résultats obtenus. Par exemple, Beaudry et Lemieux (1999) ont utilisé les seuls taux de chômage des hommes de 25 à 44 ans pour capter les effets de date, supposant que ceux-ci reflétaient avant tout l'évolution de la conjoncture économique et pouvaient donc être saisis avec la seule variable de taux de chômage.

La stricte additivité des effets d'âge, de cohorte et de date repose sur l'hypothèse que le profil d'activité par âge n'a pas notablement évolué au cours des vingt dernières années. L'analyse conduit alors à estimer un profil-type de cycle de vie : bien que chaque cohorte soit observée sur une période limitée (voir graphique 7 *infra*), la méthode permet de raccorder les bouts d'histoire des différentes cohortes pour obtenir l'histoire complète sur le cycle de vie. L'effet de cohorte mesure alors la manière dont ce profil se translate d'une génération à l'autre. En conséquence, pour représenter l'effet de cohorte une fois réalisées les estimations des paramètres de l'équation (3), on estime d'abord un taux d'activité moyen tout au long de la vie pour la génération c_0 . Puis on ajoute à ce taux moyen la valeur estimée du paramètre de la cohorte j pour en déduire son taux d'activité. Formellement, le taux moyen d'activité sur le cycle de vie de la génération c_0 estimé par le modèle est égal à :

$$\hat{act}(c_0) = \hat{\mu} + \frac{1}{(a_1 - a_0 + 1)} \sum_{i=1}^{a_1 - a_0 + 1} \hat{\alpha}_i .$$

Le taux moyen, prédit par le modèle, de la génération j est alors égal à :

$$\hat{act}(j) = \hat{act}(c_0) + \hat{\gamma}_j .$$

Le modèle estime donc, génération par génération, un taux d'activité moyen sur le cycle de vie (du moins entre les âges a_0 et a_1). La manière dont ce taux évolue d'une génération à l'autre mesure l'effet de cohorte. Dans ces conditions, tout choc permanent affectant une tranche d'âge particulière passera dans l'effet de cohorte. Par exemple, supposons que, suite à la mise en place de dispositifs spécifiques (du type préretraites), les plus de 55 ans soient de plus en plus écartés du marché du travail. Ceci va faire baisser le taux d'activité moyen calculé sur le cycle de vie, et par voie de conséquence affecter à la baisse l'effet de cohorte.

L'équation (3) peut être complétée pour tenir compte de l'hétérogénéité interne aux cohortes, à la manière d'Attanasio (1998) quand il a étudié les comportements d'épargne des ménages vivant aux États-Unis. Deux types de variables peuvent être ajoutés, selon qu'elles varient au cours du temps ou qu'elles sont des caractéristiques fixes des cohortes. Les premières (par exemple le fait de vivre en couple ou celui d'avoir des enfants) peuvent être ajoutées dans l'équation (3) comme variables explicatives. En revanche, les secondes (le niveau d'éducation, par exemple) impliquent un autre traitement. Si on les ajoutait comme variables explicatives, on ne pourrait pas identifier leur effet indépendamment de l'effet fixe de cohorte, sauf à imposer des hypothèses extrêmement restrictives. Dans ces conditions, pour tenir compte de l'hétérogénéité due aux variables fixes, on sépare la population en plusieurs sous-groupes (par niveau d'éducation, par exemple), et on estime le modèle sous-groupe par sous-groupe. Cette manière de faire, qui est possible grâce à la taille de nos échantillons de données, offre l'avantage décisif d'estimer des effets de cohorte différents selon le niveau d'éducation.

III - Les données et les estimations

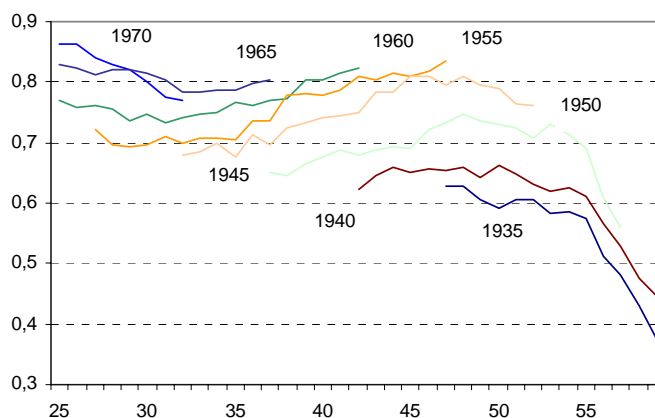
Les données proviennent des enquêtes Emploi annuelles de l'INSEE menées entre 1982 et 2002. Nous n'avons pas retenu les enquêtes antérieures à 1982, car les questions posées sur la durée du travail que nous avons utilisées pour calculer un taux d'emploi en équivalent temps plein (voir *infra*) étaient trop différentes de celles figurant dans les questionnaires ultérieurs. Nous nous sommes intéressés aux femmes âgées de 25 à 59 ans. Nous avons retenu 25 ans comme âge minimal, pour limiter le problème posé par celles qui sont toujours en études. Les considérer comme inactives risque en effet de faire baisser abusivement le taux d'activité. Ce ne sont pas non plus des actives, même si elles ont de fortes chances de le devenir à court terme puisqu'elles font partie des plus éduquées⁸. Enfin, nous avons sélectionné les cohortes 1935 à 1970. Ceci évite d'observer certaines cohortes sur un nombre très restreint d'années. La génération 1935 est ainsi suivie sur 12 années (entre 47 et 59 ans). La génération 1970 est observée 8 fois (entre 25 ans et 32 ans).

Nous allons successivement nous intéresser à trois définitions différentes de l'activité. Le taux d'activité représente la part des femmes occupant un emploi ou en recherchant un parmi l'ensemble des femmes âgées de 25 à 59 ans. Le taux d'emploi rapporte les seules femmes occupant un emploi à l'ensemble des femmes. Enfin, le taux d'emploi en équivalent temps-plein consiste à pondérer chaque emploi par son taux d'occupation (temps plein, plusieurs taux de temps partiel).

III.1 Évolution du taux d'activité

Le graphique 7 représente les taux d'activité (*i.e.* les proportions de femmes en emploi ou en recherchant un) par âge de sept générations, que les 21 enquêtes Emploi nous permettent de dessiner.

Graphique 7 : taux d'activités des femmes
(entre 25 et 59 ans)



Source : Enquêtes Emploi 1982-2002

On n'observe que des histoires partielles. Les plus longues sont celles des générations 1950, 1955 et 1960 (21 années de carrière). Malgré cela, le graphique donne l'impression que les profils de carrière se ressemblent et que seuls leurs

⁸ Pour ces mêmes raisons, nous avons choisi d'exclure de nos échantillons les femmes de 25 ans ou plus qui étaient encore en formation initiale, car elles posent un sérieux problème d'affectation (en inactivité ou en (future) activité ?).

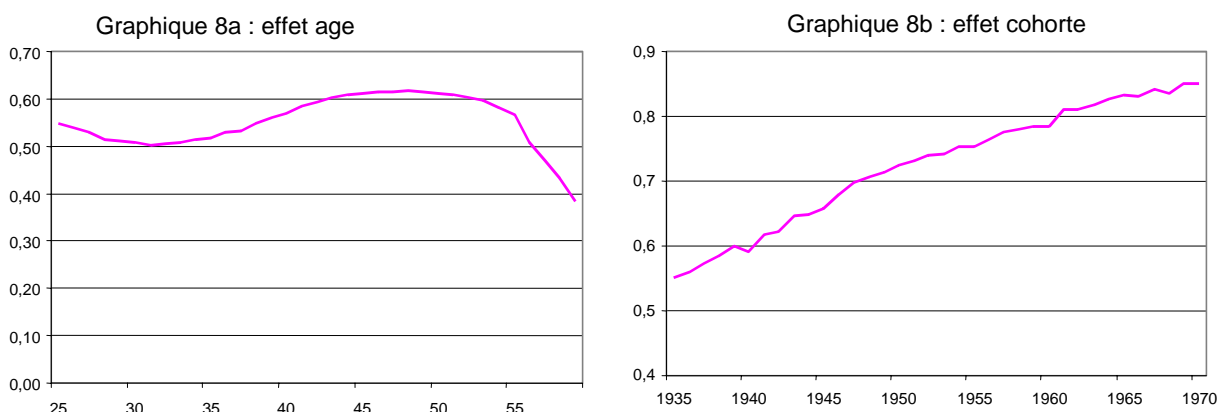
niveaux diffèrent sensiblement. En d'autres termes, l'hypothèse d'additivité des effets que l'on a prise ne semble pas irréaliste⁹.

Les données du graphique 7 servent de point de départ à la méthode d'estimation exposée dans la partie précédente. Sous l'hypothèse que toutes les générations ont le même profil de carrière, la méthode consiste dans un premier temps à compléter les carrières. On est alors en mesure d'estimer, pour chaque génération, un taux d'activité moyen calculé sur toute la carrière (tout au moins entre 25 et 59 ans). On compare ensuite les taux moyens des différentes générations.

Pratiquement, on définit d'abord la « cellule élémentaire » par la cohorte (indice j du modèle statistique - voir partie 2) et l'année d'enquête (indice k). Il y a au total 629 cellules, contenant entre 722 et 1502 femmes. On calcule dans chaque cellule le taux d'activité moyen en rapportant le nombre d'actives (*i.e.* de femmes se déclarant en emploi ou au chômage inscrites ou non à l'ANPE), au nombre total des femmes de la génération j observées en k . Puis on régresse les 629 taux ainsi obtenus sur les indicatrices d'âge de cohorte et de date, en tenant compte des restrictions d'identification.

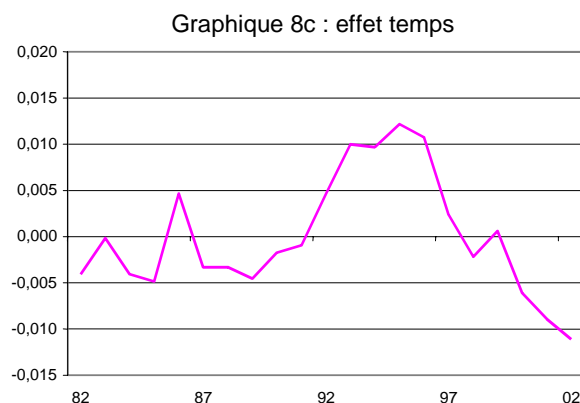
Les graphiques 8a à 8c donnent les résultats de l'estimation. Ils représentent respectivement le profil de carrière « moyen » (effet d'âge du modèle), l'évolution du taux d'activité moyen de chaque génération (effet de cohorte) et les chocs conjoncturels (effet de date).

Le graphique 8a¹⁰ confirme le fait que la carrière d'une femme n'est pas uniforme, qu'elle est notamment marquée par des interruptions de carrière qui ont lieu dans le premier tiers du cycle de vie et qui correspondent aux âges de la maternité et d'éducation des jeunes enfants. C'est entre 43-44 ans et 53-54 ans que l'activité est la plus élevée. Au-delà, elle chute rapidement.



⁹ Pour le vérifier, nous avons complété le graphique par les carrières des femmes des générations d'avant guerre à partir de leurs 25 ans, grâce aux données des recensements 1962 à 1968 complétées par les celles des enquêtes Emploi ultérieures recalées sur les recensements (voir Bordes et Gonzalez-Demichel (1998), tableau 1.10 page 45). Plus précisément, on a observé le taux d'activité des femmes âgées de 25 à 29 ans au recensement de 1962 (45,3 %), puis celui des 30-34 ans au recensement 1968 (42,2 %), ensuite celui des 35-39 ans dans l'enquête Emploi de 1972 (46,0 %), de 40-44 ans dans l'enquête Emploi 1977 (53,4 %), et ainsi de suite. On trouve le même type de profil observé pour les autres générations sur le graphique 7. La différence est que l'écart entre le point bas du profil et son point haut est plus élevé (de l'ordre de 18 points).

¹⁰ Le profil d'activité de la figure 8a représente celui de la génération 1935. Ainsi, 55 % des femmes nées en 1935 étaient actives (au sens de l'enquête Emploi) à 25 ans.



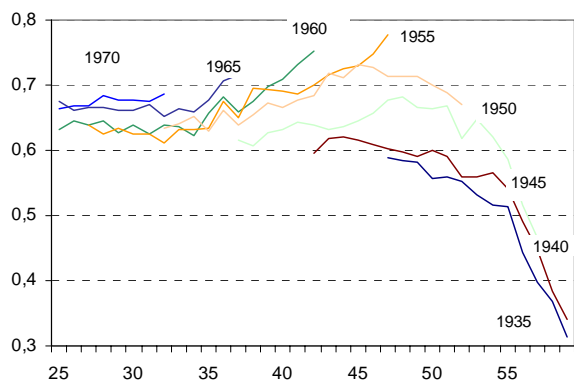
Le graphique 8b montre que l'activité féminine continue de progresser. Le profil sur le cycle de vie se translate vers le haut au fil des générations. Ceci correspond bien à la diffusion d'un modèle de participation accrue des femmes au marché du travail. Tout au plus peut-on noter un léger ralentissement depuis la génération 1955. Quoiqu'il en soit, si les tendances passées se poursuivent, les générations 1965-1970 connaîtront un taux d'activité moyen (calculé sur la période 25-59 ans) de 85 %, soit 30 points de plus que la génération 1935. On ne perçoit donc pas de plafonnement, contrairement à Beaudry et Lemieux (1999). Toutefois, on ne sait pas si cette différence dans les résultats obtenus s'explique par les spécificités respectives des marchés du travail canadien et français, ou si elle tient principalement à des questions de méthode. Beaudry et Lemieux, en effet, n'ont pas retenu les mêmes contraintes d'identification que les nôtres. Ils ont représenté l'effet de date par le seul taux de chômage masculin, mesuré année après année. Ce faisant, ils ont isolé l'effet dû à l'augmentation tendancielle du chômage. De notre côté, puisque nous avons supposé que l'effet de date ne reflétait que des chocs conjoncturels, tout effet de long terme, y compris celui dû à la montée du chômage sur longue période, est capté directement ou indirectement (*via* l'effet d'âge) par l'effet cohorte. De plus, Beaudry et Lemieux ont spécifié des formes polynomiales pour les effets d'âge et de cohorte et ont autorisé des interactions entre les deux.

III.2 Évolution du taux d'emploi

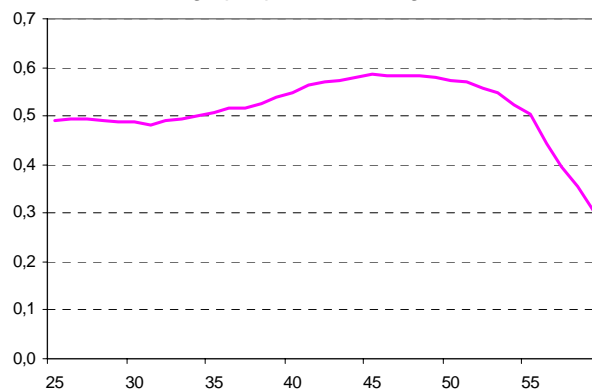
Pour apprécier le rôle du chômage dans l'évolution de l'activité féminine, on a reproduit la méthode mais en « expliquant » le taux d'emploi (nombre de femmes ayant un emploi rapporté au nombre total de femmes) au lieu du taux d'activité. Les résultats sont représentés par les graphiques 9a à 9d.

On note cette fois une inflexion dans la progression du taux d'emploi autour des générations 1950 (graphique 9c). Les femmes de ces générations ont atteint leurs vingt-cinq ans au milieu des années 1970 et ont ainsi été les premières à être confrontées aux difficultés d'entrée sur le marché du travail consécutives au premier choc pétrolier, au moment où le chômage s'est mis nettement à croître. Par ailleurs, la comparaison du profil d'activité d'une part (graphique 8a) et du profil d'emploi d'autre part (graphique 9b) suggère que le chômage touche davantage les plus jeunes et les plus âgées. Pour ces deux tranches d'âge, le taux d'emploi est en effet significativement plus bas que le taux d'activité.

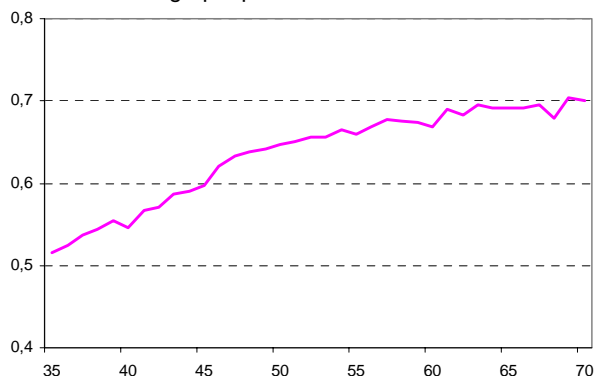
graphique 9a : taux d'emploi des femmes



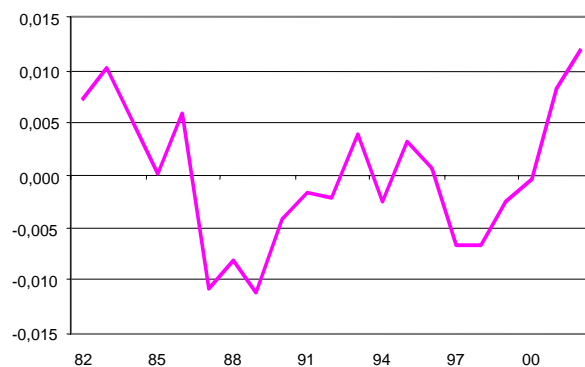
graphique 9b : effet age



graphique 9c : effet cohorte



graphique 9d : effet temps

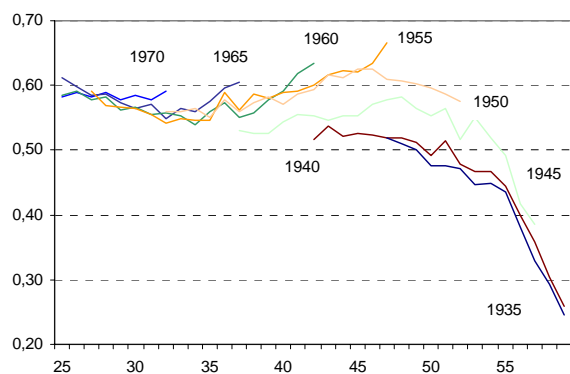


III.3 Évolution du taux d'emploi en équivalent temps plein

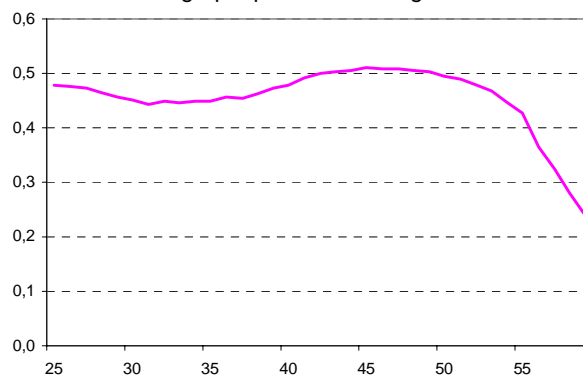
L'inconvénient du taux précédent est qu'un emploi à temps plein et un autre à temps (très) partiel pèsent du même poids. Il ne permet pas d'évaluer le rôle du temps partiel et de sa croissance comme « modérateur » de l'évolution de l'activité féminine. Pour cette raison, on a calculé un troisième taux, qui est un taux d'emploi en équivalent temps plein. A partir de la durée habituelle de travail répondue par les enquêtées¹¹, on a défini quatre taux de temps partiel : 0 % pour celles ne travaillant pas, 25 % pour celles ayant déclaré une durée comprise entre 1 et 14 heures ; 50 % pour une durée entre 15 et 24 heures ; 75 % pour une durée entre 25 et 34 heures ; 100 % (temps plein) pour 35 heures ou au-delà. Le taux d'emploi en équivalent temps plein de chaque cellule est alors la moyenne de ces taux individuels calculée dans la cellule.

¹¹ Ou de la durée effective, dans le cas où la femme déclarait ne pas avoir de durée habituelle.

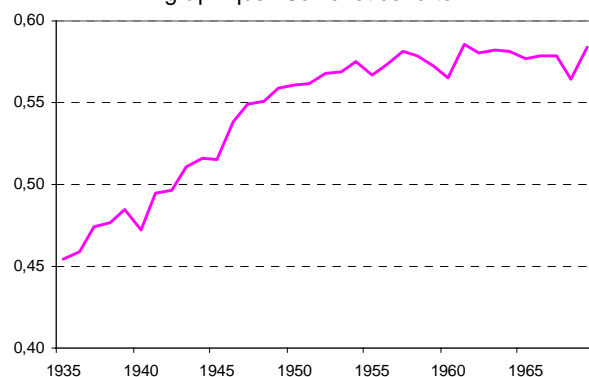
graphique 10a : taux d'emploi en équivalent taux plein



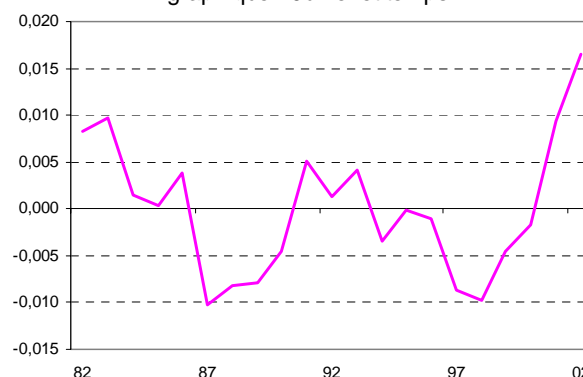
graphique 10b : effet age



graphique 10c : effet cohorte



graphique 10d : effet temps



Si on tient compte de la croissance tendancielle du temps partiel féminin (graphique 3), alors l'emploi féminin (mesuré par le taux d'emploi en équivalent temps plein) stagne à partir des générations 1955-1960¹². Si les tendances récentes se poursuivent, les femmes des générations 1970 auront, en moyenne sur leur cycle de vie¹³, le même taux d'emploi (en équivalent temps plein) que les générations 1955, taux estimé à 57 ou 58 %. La comparaison des graphiques 9b et 10b suggère que le temps partiel touche préférentiellement les femmes à partir de 40-45 ans.

¹² Des tests d'égalité des paramètres associés aux indicatrices de cohorte entre les générations 1955-1958 et les générations 1968-1970, par exemple, ne permettent pas de rejeter l'hypothèse (nulle) de leur égalité.

¹³ Plus précisément, entre 25 et 59 ans.

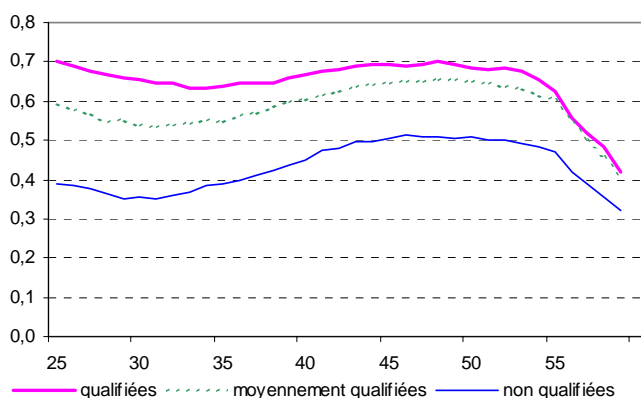
IV - La prise en compte de l'hétérogénéité

IV.1 Prise en compte du niveau de qualification

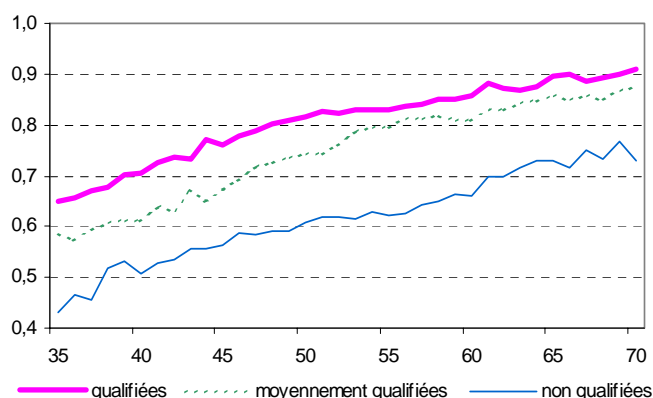
Les évolutions que l'on vient d'analyser concernent l'ensemble des femmes, sans distinction particulière. Or, il est légitime de penser que les moins qualifiées et les plus qualifiées ne sont pas affectées de la même manière par les transformations du marché du travail. En d'autres termes, il faut tenir compte de cette hétérogénéité dans l'analyse. Pour ce faire, nous avons classé les femmes en quatre niveaux de qualification, chaque groupe pesant à peu près du même poids. Plus précisément, nous avons construit un indicateur de niveau d'éducation en combinant l'âge de fin d'études et le diplôme obtenu : les femmes de chaque génération ont été ordonnées selon leur âge de fin d'études, puis, pour un âge donné, par diplôme obtenu. Nous avons pu ensuite découper la population en quatre groupes correspondant aux quatre quartiles de la distribution selon cet indicateur de niveau d'éducation. Cette approche par quartile permet de prendre en compte l'évolution générale du niveau d'étude. Pour la génération 1940, une femme ayant poursuivi ses études jusqu'à 19 ans ou jusqu'à 18 ans et ayant obtenu au moins le BEPC fait partie des 25% de femmes les plus qualifiées. Une femme née en 1970 doit poursuivre ses études jusqu'à 23 ans ou 22 ans avec au moins un BTS ou DUT pour relever de ce groupe. Nous avons alors estimé l'équation (3) avec le taux d'activité, le taux d'emploi puis le taux d'emploi en équivalent temps plein, sur le premier quartile (femmes dites non qualifiées), le dernier quartile (femmes dites très qualifiées) et les deux quartiles intermédiaires regroupés.

Les graphiques 12a à 12c donnent les résultats de l'estimation pour le taux d'activité. L'activité est croissante avec la qualification, et ce quels que soient l'âge ou la génération. Les profils de carrière sont plus lisses chez les très qualifiées, le creux aux âges de la maternité étant moins marqué. Au fil des générations, l'activité est en forte hausse chez les non qualifiées et les moyennement qualifiées et en hausse plus ralentie chez les très qualifiées. On observe donc un phénomène de rattrapage des moins qualifiées : l'écart des taux est d'environ 15 points pour les dernières générations, contre une vingtaine de points pour les plus anciennes.

graphique 12a : effet age sur le taux d'activité

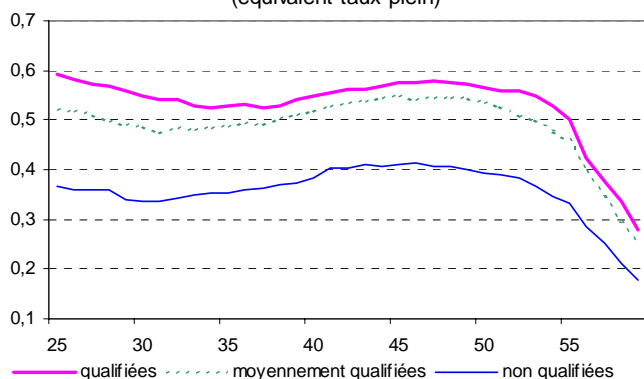


graphique 12b : effet cohorte sur le taux d'activité

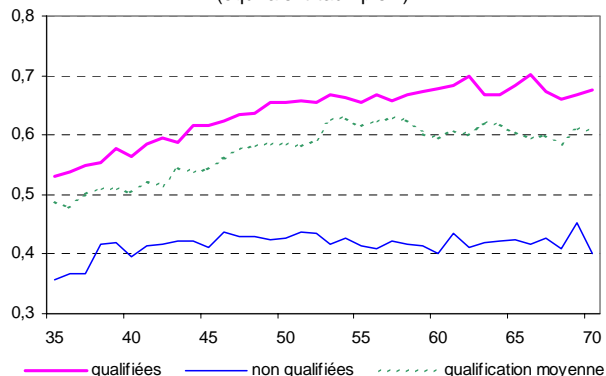


La prise en compte du temps partiel dans le taux d'emploi conduit aux graphiques 14a à 14c.

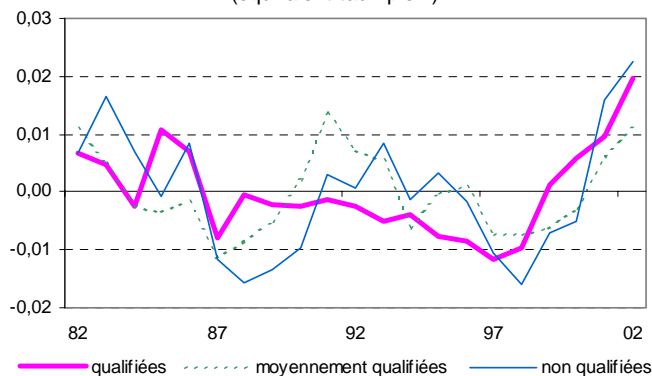
graphique 14a : effet age sur le taux d'emploi
(équivalent taux plein)



graphique 14b : effet cohorte sur le taux d'emploi
(équivalent taux plein)

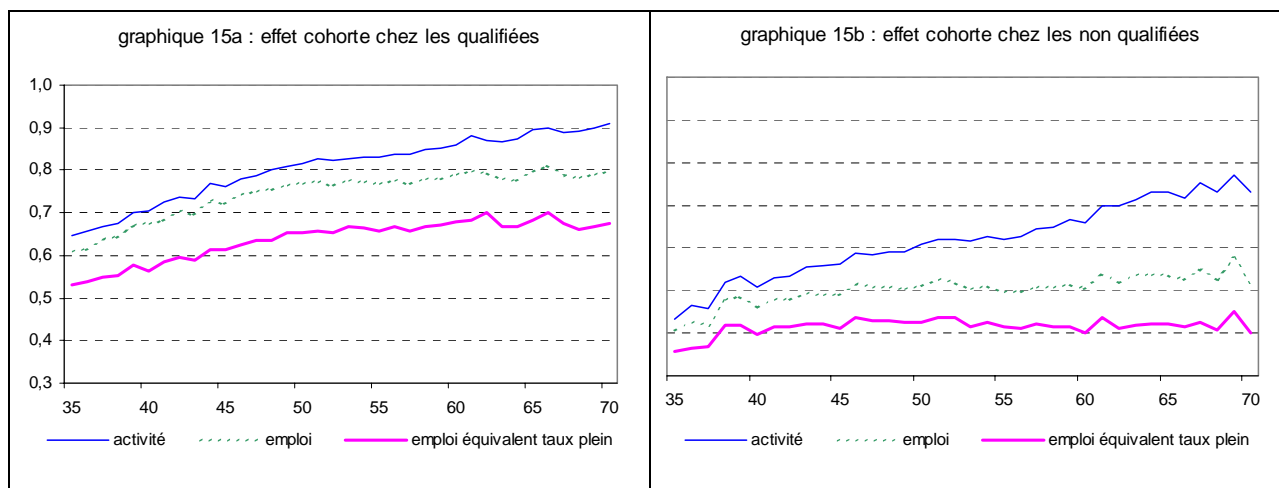


graphique 14c : effet temps sur le taux d'emploi
(équivalent taux plein)



L'enseignement principal est que la stagnation du nombre d'heures travaillées mise en évidence précédemment (graphique 10c) concerne aujourd'hui toutes les qualifications, même les plus qualifiées. Mais elle n'a pas commencé aux mêmes dates. Pour les plus qualifiées, elle est beaucoup plus récente : le taux d'emploi (en équivalent temps plein) continue à croître jusqu'à la génération 1960. A l'inverse, la stagnation chez les non qualifiées débute à la génération 1940. Quant aux qualifications intermédiaires, la progression s'arrête à la génération 1955. Au total, l'écart entre les niveaux de qualification n'a cessé d'augmenter depuis l'après guerre, et se stabilise autour d'une trentaine de points pour les générations nées après 1960.

Les deux graphiques suivants regroupent les effets cohorte calculés avec les trois définitions de l'activité, pour les plus qualifiées d'une part (graphique 15a) et les moins qualifiées d'autre part (graphique 15b). Le deuxième graphique met bien en évidence que les moins qualifiées sont d'abord touchées par la hausse tendancielle du chômage, puis, mais à degré moindre, par le développement du temps partiel.



IV.2 Le rôle de l'APE

Une autre manière de prendre en compte l'hétérogénéité est d'introduire des variables supplémentaires dans l'équation (3), à condition qu'elles varient dans le temps. La difficulté de l'opération est qu'il s'agit en règle très générale de variables de comportement, qui créent des problèmes d'endogénéité et, par voie de conséquence, risquent de biaiser les valeurs estimées des paramètres de l'équation. Les résultats présentés dans cette section n'échappent pas à cette critique. Néanmoins, nous les exposons car ils sont tout à fait conformes à des constats de même nature, qui ont été établis par des méthodes et sur des sources différentes des nôtres.

Nous tentons ici d'isoler un possible effet de l'extension de l'allocation parentale d'éducation (APE) au deuxième enfant¹⁴ sur l'évolution de l'activité féminine. Plusieurs travaux ont déjà montré que cette mesure, qui date de juillet 1994, a eu un impact important sur l'offre de travail des femmes (Afsa, 1996 ; Piketty, 1998). Une étude plus récente de Piketty (2002) évalue à 150 000-200 000 le nombre de femmes qui se retirent chaque année du marché du travail consécutivement à la mesure d'extension.

Rappelons d'abord qu'il n'est pas nécessaire de cesser son activité pour bénéficier de l'APE. La prestation peut être versée à taux réduit à celles qui travaillent à temps partiel. La mesure a donc pu inciter un certain nombre de femmes occupant un emploi à temps plein à diminuer leurs heures de travail¹⁵. Pour cette raison, nous allons nous attacher à repérer un impact possible de l'APE sur le taux d'emploi en équivalent temps plein. Si l'APE a eu un impact sur l'emploi féminin, une femme qui en a bénéficié a diminué (temporairement) son offre de travail, si bien que son taux d'activité moyen calculé sur l'ensemble de sa carrière le cycle de vie a lui aussi baissé. Ceci se retrouve alors dans l'effet de cohorte.

Pour évaluer le rôle qu'a pu jouer l'APE dans l'évolution du taux d'emploi en équivalent temps plein, nous utilisons une démarche apparentée à la méthode de la double différence, à l'instar de ce qu'a fait Piketty (1998). On raisonne d'abord au niveau individuel. Soit e_{it} la variable binaire qui vaut 1 si la femme i est, à la date t , mère de deux enfants avec un benjamin de moins de trois ans, et 0 sinon. Si l'APE a eu effectivement un impact sur l'offre de travail, alors le groupe des femmes telles que

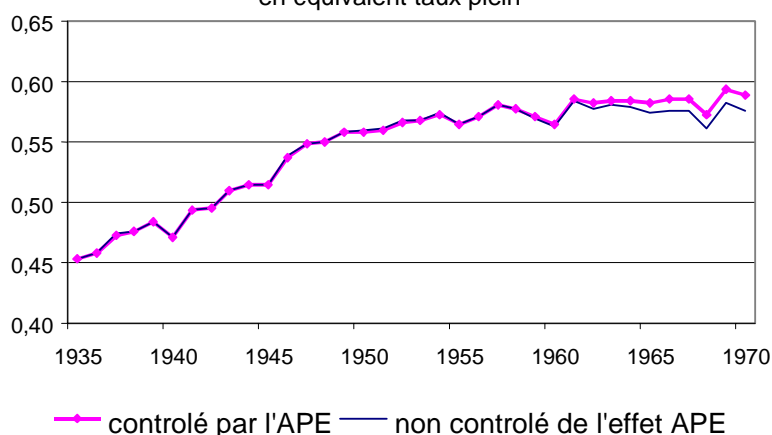
¹⁴ Rappelons que l'APE est destinée au parent (en pratique, à la mère dans 99 % des cas) qui s'arrête de travailler ou qui réduit son activité professionnelle pour se consacrer à l'éducation d'un deuxième enfant (ou d'un enfant de rang supérieur). Il peut en bénéficier jusqu'aux trois ans de l'enfant (jusqu'aux 6 ans dans des conditions particulières). Il faut cependant avoir été active au moins deux ans durant les cinq années précédant la naissance de l'enfant.

¹⁵ Sur les quelque 500 000 bénéficiaires de l'APE, 130 000, soit plus du quart, la perçoivent à taux réduit.

$e_{it} = 1$ doit compter plus d'inactives à partir de $t = 1995$ qu'avant. Autrement dit, si on ajoute la variable $e_{it} \times \mathbf{1}(t \geq 1995)$ à l'équation individuelle d'offre de travail, son paramètre sera (significativement) négatif. Mais l'ajout de cette seule variable est insuffisant pour estimer un éventuel impact de l'APE. Car, dans le même temps, le taux d'activité des mères de deux enfants dont le dernier a moins de trois ans a pu aussi évoluer pour de multiples raisons, certaines pouvant être indépendantes de l'APE. Il faut donc contrôler cette évolution, en rajoutant la variable e_{it} dans l'équation d'offre de travail. Au total, on doit donc introduire deux variables, e_{it} et $e_{it} \times \mathbf{1}(t \geq 1995)$.

Pour estimer maintenant un « effet APE »¹⁶ avec notre modèle de cohortes, il suffit de transposer ce qui vient d'être dit, c'est-à-dire de calculer les moyennes des deux variables dans chaque cellule et de les introduire comme variables supplémentaires de l'équation (3). L'effet de cohorte que l'on obtient en contrôlant ainsi de l'APE est celui qui aurait prévalu si l'APE n'avait pas été étendue. Le graphique 16 donne les résultats. Sans l'APE, le taux d'emploi en équivalent temps plein aurait continué à progresser, certes très faiblement¹⁷. Ceci est conforme aux résultats d'études antérieures (Afsa, 1999).

Graphique 16 : effet cohorte sur l'emploi en équivalent taux plein

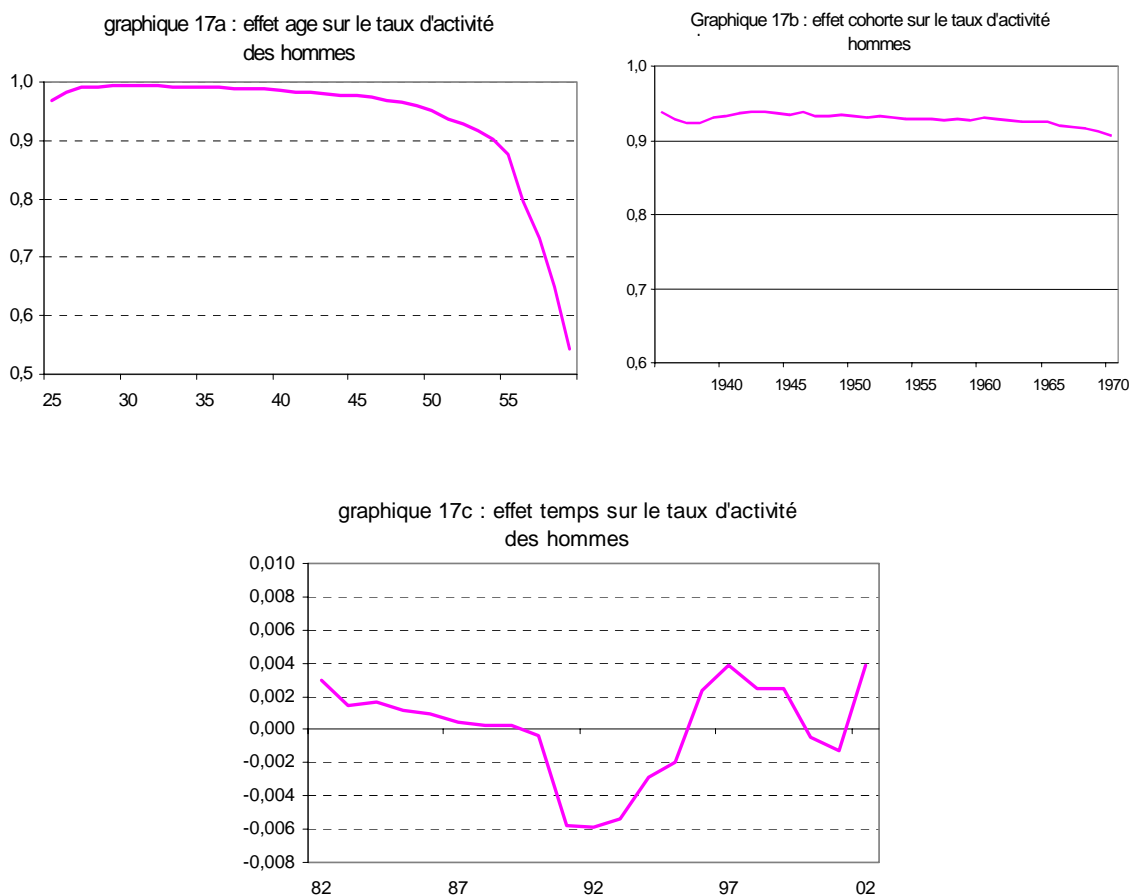


¹⁶ Les guillemets sont nécessaires. Nous ne pouvons pas, avec notre modèle statistique, estimer un effet causal.

¹⁷ Nous avons calculé la moyenne des taux d'emploi des trois dernières générations d'une part, et des générations 1953-1955 d'autre part. Leur différence est significative au seuil de 5 %. Le même test effectué sans contrôle de l'APE conduit à ne pas rejeter l'égalité des deux taux d'emploi moyen.

V - La comparaison hommes/femmes

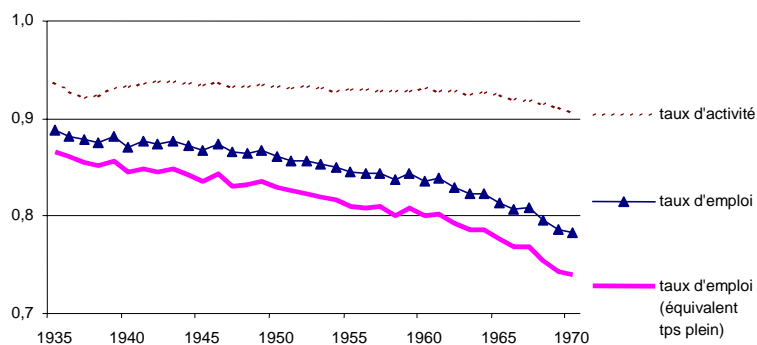
En matière d'évolution de l'activité, le débat porte souvent sur la comparaison entre les femmes et les hommes, sur la vitesse notamment avec laquelle l'écart entre les sexes se réduit. Le modèle et les données que nous avons utilisés permettent de le chiffrer avec un minimum de précision. Nous avons donc repris les estimations précédentes, mais en les appliquant aux hommes âgés de 25 à 59 ans. Les graphiques 17a à 17c en présentent les résultats. On notera d'abord qu'on obtient bien le profil d'activité attendu. Il reste plat jusqu'à 50 ans, pour ensuite diminuer, très sensiblement au-delà 55 ans¹⁸.



On a reproduit les estimations, avec les deux autres définitions de l'activité (taux d'emploi et taux d'emploi en équivalent temps plein). On a reporté sur le graphique 18 les seuls effets cohorte.

¹⁸ Les résultats sont les mêmes si on supprime du champ les hommes âgés de plus de 55 ans. La baisse de l'effet cohorte n'est pas uniquement liée à l'augmentation des recours aux dispositifs de préretraite.

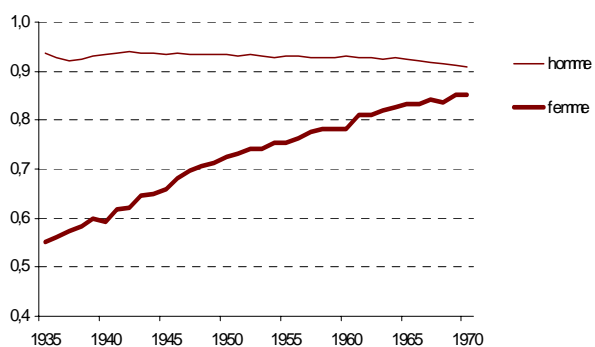
graphique 18 : effet cohorte chez les hommes



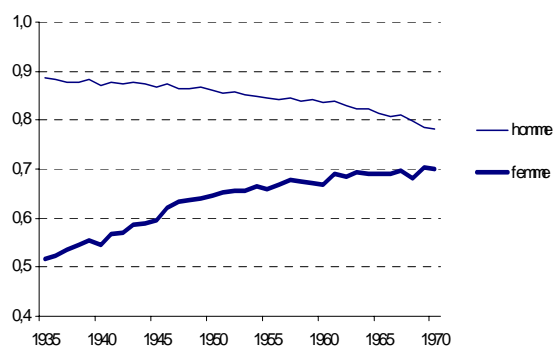
Quelle que soit la définition retenue de l'activité, elle baisse tendanciellement, mais à des rythmes très différents. En particulier, les courbes de taux d'activité et de taux d'emploi s'écartent nettement au fil des générations, ce qui traduit la montée structurelle du chômage. En revanche, les deux courbes inférieures s'éloignent peu l'une de l'autre : le développement du temps partiel a peu concerné les hommes

On a enfin rapproché les effets cohorte estimés séparément pour les hommes et pour les femmes (graphiques 19a à 19c).

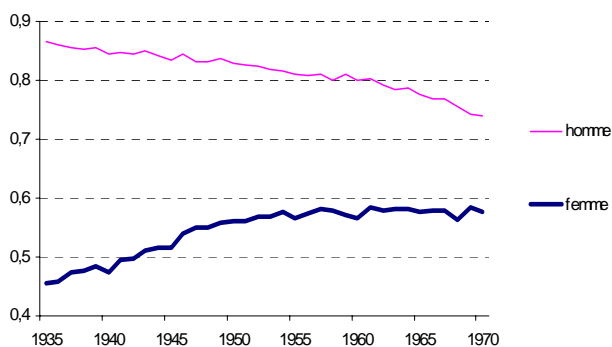
graphique 19a : effet cohorte sur le taux d'activité (par sexe)



graphique 19b : effet cohorte sur le taux d'emploi (par sexe)



graphique 19c : effet cohorte sur le taux d'emploi en équivalent temps plein (par sexe)



Premier constat, les taux d'activité des hommes et des femmes continuent leur convergence, du fait essentiellement de la montée de l'activité féminine entendue au sens large du terme. Pour les dernières générations étudiées, il est de l'ordre de 5 points, alors qu'il s'établissait à 35-40 points pour les générations juste avant guerre. En revanche, l'écart hommes/femmes sur les taux d'emploi plein diminue, essentiellement (pour l'emploi) et uniquement (pour l'emploi en équivalent temps plein) parce que l'emploi masculin baisse tendanciellement.

Conclusion et perspectives

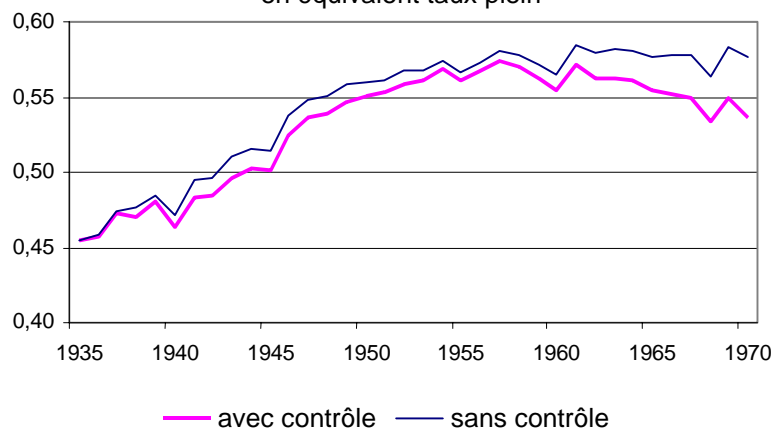
L'objectif de ce travail était de dresser un constat des évolutions récentes et attendues de l'activité féminine, en utilisant une approche longitudinale plutôt que transversale, beaucoup plus difficile à interpréter. Pour ce faire, nous avons utilisé les enquêtes Emploi annuelles entre 1982 et 2002 pour étudier l'évolution de l'activité des femmes âgées de 25 à 59 ans, en nous concentrant sur les générations 1935 à 1970. Nous avons mené une analyse de cohortes, qui décompose le taux d'activité mesuré annuellement en une composante due à un effet âge, une autre due à un effet cohorte, et une troisième captant des chocs résiduels, dont ceux dus à la conjoncture. Nous avons alors estimé le taux d'activité moyen qu'une femme d'une génération a - ou aura connu - sur l'ensemble de sa carrière (tout au moins la partie observée entre ses 25 et 59èmes années). En représentant graphiquement ces 36 taux, nous avons été en mesure de dessiner la courbe d'évolution de l'activité féminine depuis la génération 1935 jusqu'à la génération 1970. Nous avons effectué ce travail pour trois définitions de l'activité : la première est celle commune de l'activité, qui comprend aussi le chômage ; la deuxième est le taux d'emploi ; le troisième est un taux d'emploi en équivalent temps plein, obtenu en pondérant les situations à temps partiel par le taux de temps partiel.

Nos principales conclusions sont les suivantes. L'activité féminine (entendue au sens large du terme) continue de progresser au fil des générations. En revanche, le taux d'emploi en équivalent temps plein stagne depuis les générations 1955-1960. L'extension de l'APE aux mères de deux enfants y a certainement contribué, mais de manière modeste. La hausse de l'activité féminine se fait donc depuis une dizaine de générations uniquement sous forme de chômage et d'emploi à temps partiel. La stabilisation de l'emploi féminin concerne aujourd'hui toutes les qualifications. Mais elle n'a pas débuté aux mêmes dates. Chez le quart des femmes les moins qualifiées, l'emploi en équivalent temps plein a cessé de progresser dès la génération 1940. Chez le quart des plus qualifiées, il ne stagne que depuis la génération 1965. On observe dans le même temps une baisse de l'emploi parmi les qualifications moyennes. Enfin, malgré cette stabilisation, l'écart entre les hommes et les femmes continue de se réduire. Les taux d'activité poursuivent leur convergence du fait de l'augmentation de l'activité féminine. En revanche, les taux d'emploi se rapprochent principalement - voire uniquement - du fait de la baisse de l'emploi masculin.

Ces premiers constats reposent sur des hypothèses qui pourraient être aménagées. En particulier, le profil par âge des toutes dernières générations ne semble pas respecter l'hypothèse d'additivité des effets d'âge, de cohorte et conjoncturels qui a été utilisée pour les estimations : les courbes d'activité observées pour chacune des 6 générations de femmes nées entre 1965 et 1970 ne sont pas parallèles. Il faudrait donc tester l'existence d'effets croisés âge/génération. Par exemple, les taux d'activité pourraient évoluer différemment au fil des générations aux âges de la maternité et aux âges seniors par exemple. Ceci implique de représenter l'effet âge par une fonction polynomiale et de faire interagir tout ou partie des composantes de cette fonction avec des indicatrices de génération. Le choix de la forme polynomiale tout comme celui des variables à faire interagir n'est pas évident.

Deuxième approfondissement, se tourner vers un modèle plus « explicatif ». Notre approche s'est en effet voulue purement descriptive, car il s'agissait avant tout de répondre au premier objectif assigné, celui de dresser le constat des évolutions récentes et attendues de l'activité féminine. Il faudrait maintenant pouvoir évaluer la part prise par un certain nombre de facteurs socio-économiques dans ces évolutions. Pour illustrer notre propos et à titre d'exemple, on a introduit dans l'équation (3) les variables de contrôle concernant le statut matrimonial (marié ou non), la présence éventuelle d'enfant et d'enfant de moins de trois ans et le lieu de résidence (en Île de France ou non). Les nouveaux effets cohortes obtenus (graphique 20) représentent donc l'évolution de l'activité féminine au fil des générations « à structure constante ».

Graphique 20 : effet cohorte sur l'emploi
en équivalent taux plein



L'impact est notable. L'évolution de l'activité féminine (mesurée par le taux d'emploi en équivalent temps plein) serait révisée à la baisse. A partir de la génération 1955, la quantité d'emploi aurait en fait baissé au fil des générations. La stabilité précédemment obtenue serait apparemment liée à une déformation de structure.

On voit bien qu'à ce stade, l'analyse reste insuffisante. Car les variables introduites mesurent en réalité des comportements (de mise en couple, de fécondité, de migration) qui doivent simultanément être pris en compte avec le comportement d'offre de travail, sous peine de biaiser (fortement) les estimations. Dans ces conditions, le seul intérêt du graphique 20 est de montrer que la prise en compte de ces variables de comportement modifie apparemment - mais apparemment seulement - les appréciations de manière sensible. Toutefois, leur traitement rigoureux exige un travail d'une autre ampleur.

Bibliographie

Afsa, Cédric (1996), "L'activité féminine à l'épreuve de l'allocation parentale d'éducation", *Recherche et Prévisions*, n° 46.

Afsa, Cédric (1999), "L'allocation parentale d'éducation : entre politique familiale et politique pour l'emploi", dans *Données sociales. La société française*, INSEE.

Attanasio, Orazio P. (1998), "Cohort Analysis of Saving Behavior by U.S. Households", *Journal of Human Resources*, 33(3).

Beaudry, Paul, et Thomas Lemieux (1999), "Evolution of the female Labour Force Participation Rate in Canada 1976-1994 : A Cohort Analysis", *Canadian Business Economics*, 7(2). Une version de cet article a été publiée en document de travail du Centre interuniversitaire de recherche en analyse des organisations (CIRANO) : "L'évolution du taux d'activité des femmes au Canada, 1976,-1994 : une analyse de cohortes", n°98s-06.

Bordes, Marie-Madeleine et Christine Gonzalez-Demichel (1998), *Marché du Travail - Séries longues*, Insee Résultats, n° 138-139.

Deaton, Angus (1997), *The Analysis of Household Survey. A Microeconomic Approach to Development Policy*, The Johns Hopkins University Press.

Deaton, Angus, and Christina H. Paxson (1994), "Saving, growth and aging in Taiwan", in David A. Wise, ed., *Studies in the economics of aging*, Chicago University Press for the National Bureau of Economic Research. Une version de cet article a été publiée en document de travail du NBER (n° 4330).

Givord, Pauline (2002), "Prévoir l'évolution des taux d'activité aux âges élevés : un exercice difficile", *Economie et Statistique*, n° 355-356.

Heckman, James J., and Thomas E. MaCurdy (1980), "A Life Cycle Model of Female Labour Supply", *Review of Economic Studies*, vol. 47.

Jaumotte, Florence (2003), "Female labour force participation : past trends and main determinants in OECD countries", *OECD Economics Department Working Paper*, n° 376.

Maruani, Margaret (2004), "Activité, précarité, chômage : toujours plus ?", dans Milewski, Françoise et Hélène Périvier (2004), *Travail des femmes et inégalités*, Revue de l'OFCE, n° 90.

Milewski, Françoise (2004), "Femmes : « top » modèles des inégalités", dans Milewski, Françoise et Hélène Périvier (2004), *Travail des femmes et inégalités*, Revue de l'OFCE, n° 90.

Nauze-Fichet, Emmanuelle (2002), "Projections de population active en 2050 : l'essoufflement de la croissance des ressources en main-d'oeuvre", *Economie et Statistique*, n° 355-356.

Périvier, Hélène (2004), "La marche vers l'égalité des sexes au travail : du piétinement au recul, il n'y a qu'un pas", *Droit Social*, n° 9/10.

Piketty, Thomas (1998), "L'impact des incitations financières au travail sur les comportements individuels : une estimation pour le cas français", *Economie et Prévision*, n° 132-133.

Piketty, Thomas (2002), "L'impact de l'allocation parentale d'éducation sur l'activité féminine et la fécondité, 1982-2002 ", *Document de travail du Cepremap*, n° 2003-09.

Smith, James P., and Michael P. Ward (1985), "Time-Series Growth in the Female Labor Force", *Journal of Labor Economics*, vol. 3, n° 1.