



Documents de travail du Département des Affaires
économiques de l'OCDE No. 12

Taux d'activité : Analyse et projections

James H. Chan-Lee

<https://dx.doi.org/10.1787/231035600311>

OCDE
DEPARTEMENT DES
AFFAIRES ECONOMIQUES ET STATISTIQUES
DOCUMENTS DE TRAVAIL

N° 12 : TAUX D'ACTIVITE :
ANALYSE ET PROJECTIONS

par

James H. Chan-Lee
Division des questions économiques générales

Janvier 1984



DIFFUSION GENERALE

DEPARTEMENT DES AFFAIRES ECONOMIQUES
ET STATISTIQUES

DOCUMENTS DE TRAVAIL

La série "Documents de Travail" a pour but de permettre à un plus grand nombre de lecteurs de disposer de certaines études menées au sein du Département pour les besoins de l'OCDE. Ils sont généralement établis par un groupe d'auteurs dont les principaux sont mentionnés. Ces documents sont disponibles en anglais et en français.

Tout commentaire sur ces documents sera le bienvenu ; prière de l'adresser à l'OCDE, Département des Affaires Economiques et Statistiques, 2, rue André Pascal, 75775 Paris 16 Cédex. Des exemplaires supplémentaires peuvent être fournis en nombre limité sur demande.

ORGANISATION DE COOPERATION ET DE DEVELOPPEMENT ECONOMIQUES

Copyright OCDE, 1984
Traduction N° 17724 : 27/12/83 - 15/2/84
W. 2086B
18967

N° 12 : TAUX D'ACTIVITE :
ANALYSE ET PROJECTIONS

par

James H. Chan-Lee
Division des questions économiques générales

Janvier 1984

* Je tiens à remercier mes collègues, en particulier M. Garry Holtham, de leurs commentaires constructifs.

Le présent document étudie l'influence des conditions du marché du travail, des revenus réels et des transferts publics sur l'évolution des taux d'activité, à l'aide d'un modèle néo-classique de maximisation de l'utilité. Le modèle de base est complété par des facteurs socio-démographiques tels que le développement de l'enseignement supérieur, la croissance du secteur des services et les variations de la répartition par âge de la population d'âge actif. Trois techniques différentes ont été utilisées pour estimer les équations des taux d'activité féminins et masculins, sur la base de séries chronologiques portant sur six grands pays. On a également effectué une extrapolation à 1990 des effectifs d'âge actif et des taux d'activité afin de faciliter l'analyse des tendances que pourrait marquer la population active dans les années à venir.

TABLE DES MATIERES

I.	Introduction	5
II.	Différentes méthodes de construction d'un modèle de l'offre de main d'oeuvre	6
	i) L'approche démographique	6
	ii) La nouvelle théorie de l'économie domestique	6
III.	Esquisse d'un modèle structurel simple	9
	i) Spécification des données et des équations	13
	ii) Spécification des équations	15
	a) Estimations MC au niveau logarithmique	16
	b) Estimations MC au niveau des différences d'ordre 1	17
	c) DMC (doubles moindres carrés)	18
IV.	Résultats empiriques	20
	Résultats par pays des estimations MC sur les différences premières	20
	Résultats par pays des estimations obtenues par la méthode des doubles moindres carrés appliquée aux différences premières	32
V.	Répercussions sur l'évolution de la population active jusqu'en 1996	38
VI.	Résumé et conclusions	50
	Annexe I : sources de données	52

TAUX D'ACTIVITE : ANALYSE ET PROJECTIONS

I. INTRODUCTION

1. Au cours des cinq à dix dernières années, les variations des taux d'activité, d'origine démographique ou autre, enregistrées dans de nombreux pays ont contribué à une révision en hausse de l'estimation des taux de chômage en situation de plein emploi des capacités. On est particulièrement frappé par le fort accroissement des taux d'activité des travailleurs dits secondaires (notamment les femmes mariées mères de famille) en dépit du ralentissement de la croissance économique. Les taux d'activité n'ayant pas baissé, contrairement à ce que l'on attendait, lorsque le chômage s'est accentué, on en est venu à mettre en doute l'hypothèse traditionnelle du "découragement" des demandeurs d'emploi. L'analyse de l'évolution des taux d'activité, et donc de la population active par classe d'âges et par sexe, constitue par conséquent un élément essentiel de toute évaluation des perspectives à court et à moyen terme du marché du travail. C'est à une analyse de ce type qu'est consacré le présent rapport. Celui-ci présente, pour six grands pays, des équations des taux d'activité masculins et féminins estimées à partir d'observations annuelles couvrant les années 60 et 70.

2. L'évolution des taux d'activité varie beaucoup d'un pays à l'autre (tableau 1). Ce phénomène reflète essentiellement la disparité des comportements féminins, l'une des caractéristiques générales de l'après-guerre étant le recul régulier de l'activité masculine, après prise en compte des variations de la répartition par âge. La baisse d'activité des hommes tient à l'accélération, depuis la fin de la guerre, de la tendance à l'abaissement de l'âge de la retraite, à l'allongement de la scolarité obligatoire dans les années 50 et 60 et à l'importance croissante donnée à l'enseignement supérieur. En dépit de conditions économiques générales moins favorables, la tendance à l'abaissement de l'âge de la retraite se poursuit, parfois avec le soutien actif de la politique gouvernementale. On constate néanmoins depuis quelques années un ralentissement de la baisse des taux d'activité masculins, que l'on peut en partie attribuer à celui du développement de l'enseignement supérieur dans certains pays.

3. On constate une grande diversité des taux d'activité féminins selon les pays, mais rien n'indique que ces différentes situations correspondent à des "stades" de développement particuliers. Elles semblent plutôt dépendre des attitudes sociales à l'égard des femmes qui travaillent, de la souplesse des institutions vis-à-vis du travail à temps partiel, voire du régime fiscal appliqué aux couples mariés. Quand on examine un large échantillon de pays de l'OCDE et de pays en développement, une corrélation des rangs met en évidence une relation très ténue entre les taux d'activité féminins et le revenu national par habitant, l'activité des femmes pouvant être très importante aussi bien dans des pays à revenu élevé que dans des pays à faible revenu (1).

L'augmentation des taux d'activité globale s'explique presque exclusivement par la progression de l'activité féminine aux Etats-Unis, au Royaume-Uni, au Canada, en Australie, en Finlande (en France depuis le milieu des années 60), et aussi au Portugal et en Turquie. Au contraire, en Allemagne, au Japon et aux Pays-Bas, les taux d'activité des femmes ont diminué ou sont restés relativement stables pendant la dernière décennie. Dans ces pays, l'évolution des taux d'activité féminins peut être imputable à l'influence déprimante d'un secteur primaire en perte de vitesse, à la réduction du nombre des personnes travaillant pour leur compte dans des petites entreprises familiales, aussi bien qu'aux difficultés statistiques liées à la mesure de la population active.

II. DIFFERENTES METHODES DE CONSTRUCTION D'UN MODELE DE L'OFFRE DE MAIN-D'OEUVRE

4. On peut distinguer deux méthodes d'analyse et de projection de la population active : les projections démographiques et les modèles économiques.

i) L'approche démographique

5. Cette méthode largement utilisée se fonde généralement sur la projection des courbes tendanciennes d'activité par classe d'âges et par sexe. On globalise ensuite les résultats en pondérant chaque groupe en fonction des projections démographiques. Il est fréquent qu'on y incorpore une appréciation des comportements déterminés par la situation économique, appréciation empiriquement fondée sur l'évolution observée au niveau international. De telles estimations ont été établies pour de nombreux pays, notamment par l'Organisation Internationale du Travail et l'OCDE (2). Ces projections tendent à être assez systématiquement remises en cause par une modification des comportements économiques et sociaux.

ii) La nouvelle théorie de l'économie domestique

6. La seconde approche est celle des modèles de comportement, qui est censée offrir davantage de chances de saisir l'évolution des tendances. Les fondements théoriques des récents modèles du comportement de l'offre de main-d'oeuvre sont largement empruntés à la nouvelle théorie de l'économie domestique (3). Le ménage y est considéré comme une unité de décision rationnelle qui maximise l'utilité des biens acquis sur le marché et de ceux qu'elle produit elle-même, y compris les loisirs et le bénéfice de "services de garde d'enfants", et qui est soumise aux contraintes liées aux revenus salarial et non salarial ainsi qu'au temps total dont elle dispose. L'offre de main-d'oeuvre résulte des décisions d'activité prises par les différents membres de la famille et de l'intensité de leur effort (heures de travail offertes). Les données nécessaires à l'application pratique de cette théorie (en particulier le prix du temps consacré à des activités non marchandes) et la mesure du capital humain constitué par les enfants sont difficiles à réunir, même en principe. En outre, dans la pratique, les statistiques sont rarement classées par unité de décision familiale, sauf dans le cadre d'enquêtes transversales auprès des ménages ou d'études longitudinales, qui sont les unes et les autres coûteuses et peu fréquentes. Du fait du manque de données, les modèles économétriques reposant sur des séries temporelles plutôt que sur des estimations transversales, se trouvent donc plus limités vis-à-vis

Tableau 1
TAUX D'ACTIVITE
(en pourcentage)

		1955-60	1961-65	1966-70	1971-75	1976-80	1981
<u>Etats-Unis</u>	Hommes I	90.3	88.6	87.1	85.9	85.3	84.8
	II	88.9	87.7	86.9	86.0	85.1	84.2
	Femmes I	40.7	43.0	47.0	51.1	57.4	60.6
	II	40.6	42.7	46.7	51.1	57.3	60.3
	Total I	65.2	65.5	66.7	68.2	71.1	72.5
	II	63.8	64.2	66.2	68.2	70.8	71.6
<u>1960</u>							
<u>Japon</u>	Hommes I	87.1	85.4	84.4	85.5	84.7	84.4
	II	89.1	88.3	87.5	86.3	84.2	83.7
	Femmes I	56.8	55.2	53.8	51.3	51.5	52.7
	II	56.9	55.4	54.3	51.0	51.6	53.0
	Total I	71.6	69.9	68.8	68.0	67.9	68.4
	II	73.7	73.1	72.3	68.6	67.4	67.9
<u>1960</u>							
<u>Allemagne</u>	Hommes I	90.7	90.9	89.5	86.1	81.7	79.7
	II	91.2	91.3	89.7	86.0	81.6	79.8
	Femmes I	47.3	47.3	46.2	47.0	47.9	48.9
	II	47.7	47.8	46.9	47.3	47.3	48.4
	Total I	67.7	67.9	66.9	66.0	64.5	64.2
	II	68.2	68.7	67.8	66.2	63.9	63.9
<u>1960</u>							
<u>France</u>	Hommes I	88.9	87.2	84.4	83.3	82.1	80.9
	II	88.9	87.8	85.5	83.6	81.3	80.1
	Femmes I	45.7	45.2	46.7	49.5	53.5	54.8
	II	46.9	46.3	47.5	49.7	53.0	54.4
	Total I	67.1	65.9	65.4	66.3	67.8	67.8
	II	67.7	67.5	67.3	66.8	66.5	66.6
<u>1959-60</u>							
<u>Royaume-Uni</u>	Hommes I	93.6	92.8	91.8	90.3	89.2	88.3
	II	93.0	92.7	91.7	90.2	89.6	88.7
	Femmes I	42.2	45.6	50.5	53.8	58.1	58.1
	II	42.7	45.9	50.6	53.8	58.1	58.1
	Total I	67.4	69.0	71.0	72.0	73.7	73.2
	II	67.4	69.2	71.1	71.9	74.0	73.7
							<u>1980</u>

Note: I = taux effectif pour le groupe 15-64 ans.

II = taux d'activite "à répartition par âge constante" sur la base de la population de 1975.

Tableau 1(suite)

		1955-60	1961-65	1966-70	1971-75	1976-80	1981
<u>Italie</u>	Hommes I	87.2	84.9	81.5	78.7	78.9	79.2
	II	86.7	84.7	81.2	78.6	78.6	79.0
	Femmes I	34.8	32.5	28.8	28.8	35.7	39.3
	II	34.3	32.2	28.7	28.7	35.6	39.2
	Total I	60.1	57.9	54.5	53.2	56.9	58.9
	II	59.2	57.4	54.0	53.0	56.3	58.6
		<u>1956-60</u>					<u>1980</u>
<u>Canada</u>	Hommes I	89.7	87.2	84.8	85.1	85.3	85.8
	II	88.2	86.5	84.8	85.2	85.2	85.3
	Femmes I	31.0	35.2	40.4	45.5	54.0	57.2
	II	32.0	35.7	40.5	45.5	53.8	57.0
	Total I	60.4	61.1	62.5	65.2	69.6	71.4
	II	59.8	60.8	62.7	65.3	69.3	70.8
							<u>1981</u>
<u>Australie</u>	Hommes I	90.2	88.8	86.7	85.9
	II	90.2	88.7	86.7	85.7
	Femmes I	43.0	47.2	50.4	51.7
	II	42.8	47.1	50.4	51.7
	Total I	66.8	68.2	68.7	69.0
	II	66.7	68.0	68.7	68.7
		<u>1962-65</u>					
<u>Finlande</u>	Hommes I	..	85.3	81.8	77.7	75.8	76.7
	II	..	85.7	83.1	78.5	74.7	74.9
	Femmes I	..	62.5	60.4	63.4	65.1	68.4
	II	..	62.7	60.9	63.8	64.6	67.6
	Total I	..	73.5	70.8	70.4	70.4	72.5
	II	..	74.2	72.6	71.6	68.8	70.0
		<u>1963-65</u>					
<u>Suède</u>	Hommes I	..	89.6	87.9	87.2	87.9	86.6
	II	..	90.2	88.5	87.4	87.9	86.6
	Femmes I	..	54.1	56.7	63.7	72.1	76.3
	II	..	53.8	56.4	63.7	72.2	73.3
	Total I	..	71.9	72.4	75.6	80.1	81.5
	II	..	72.2	72.8	75.7	80.1	81.6

de la théorie qui en est le fondement. Indépendamment même de cette dernière difficulté, un certain nombre de décisions socio-économiques (touchant, par exemple, la fécondité) risquent d'être trop complexes pour pouvoir être représentées dans le cadre de la théorie économique classique d'optimisation et donc d'une analyse par régression reposant sur cette théorie. Malgré ces restrictions, la nouvelle théorie du ménage offre un certain nombre d'aperçus permettant de mieux définir les relations qui président aux décisions concernant la vie active.

III. ESQUISSE D'UN MODELE STRUCTUREL SIMPLE

7. Cette méthode est dérivée de celle d'Ashenfelter et Heckman (1974) qui, à partir des travaux réalisés auparavant par Becker et Mincer sur la théorie du capital humain, ont appliqué la théorie classique de l'utilité au calcul d'équations cohérentes de l'offre de main-d'oeuvre.

8. Soit R_i , l'offre de travail du membre i de la famille ; on a $R_i = T - L$:

$$(1) \quad R_i = R_i(W_m, W_f, P, NWY) \quad (i = m, f)$$

où T = temps total dont dispose chaque membre de la famille ;

L = temps consacré à des activités non marchandes ;

W_j = taux de salaire masculin, féminin ($j = m, f$) ;

P = prix des biens de consommation ;

NWY = revenu non salarial.

On peut tester directement l'équation (1), dont les dérivées partielles (en l'absence d'impôt sur le revenu) devraient être égales, mais de signe opposé, à celles d'une fonction de demande de loisirs, soit $dR_i = -dL_i$. Par conséquent, en l'absence d'impôt, le taux de salaire fait fonction de prix fictif des activités non marchandes.

9. Si l'on tient compte de l'impôt sur le revenu et des cotisations de sécurité sociale, on ne peut mesurer de façon précise le prix fictif des activités non marchandes par le salaire réel après impôt que si le système fiscal (y compris les exonérations) est de type proportionnel. Les régimes fiscaux étant généralement de type progressif et comportant des abattements forfaitaires, et les cotisations de sécurité sociale étant plafonnées, les contraintes budgétaires réelles ne sont pas linéaires. Dans les travaux empiriques décrits ci-dessous, il n'était possible d'évaluer les effets de la fiscalité sur l'offre de main-d'oeuvre qu'en adoptant l'hypothèse simplificatrice que les taux d'imposition marginaux et moyens sont égaux, c'est-à-dire que la fiscalité est de type proportionnel au cours de la période de référence. En général, cela ne correspond pas à la réalité et une analyse précise de l'influence exercée par les taux d'imposition exigerait une définition plus détaillée des variables fiscales pertinentes. L'incidence (d'une augmentation) des impôts sur les taux d'activité est théoriquement de

signe indéterminé car elle dépend du résultat net des effets de revenu (qui sont de signe positif) et des effets de substitution de loisirs (qui sont de signe négatif).

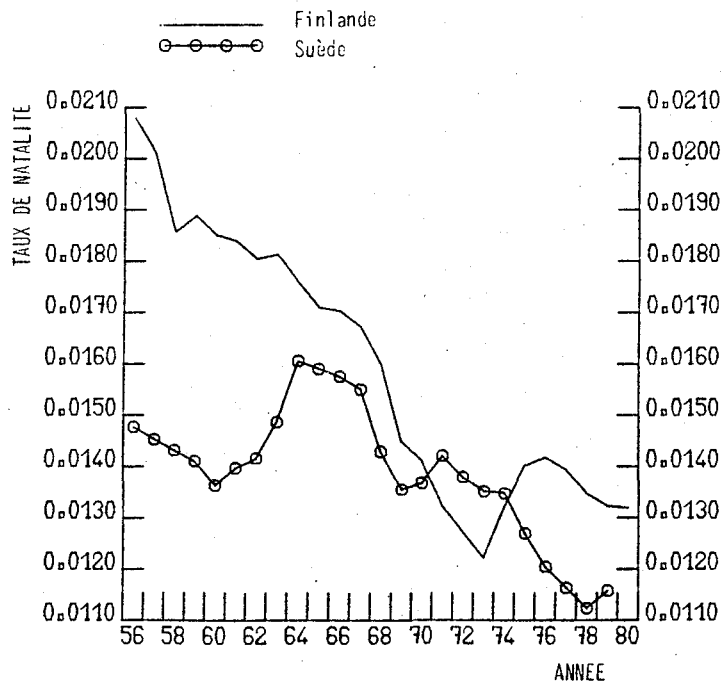
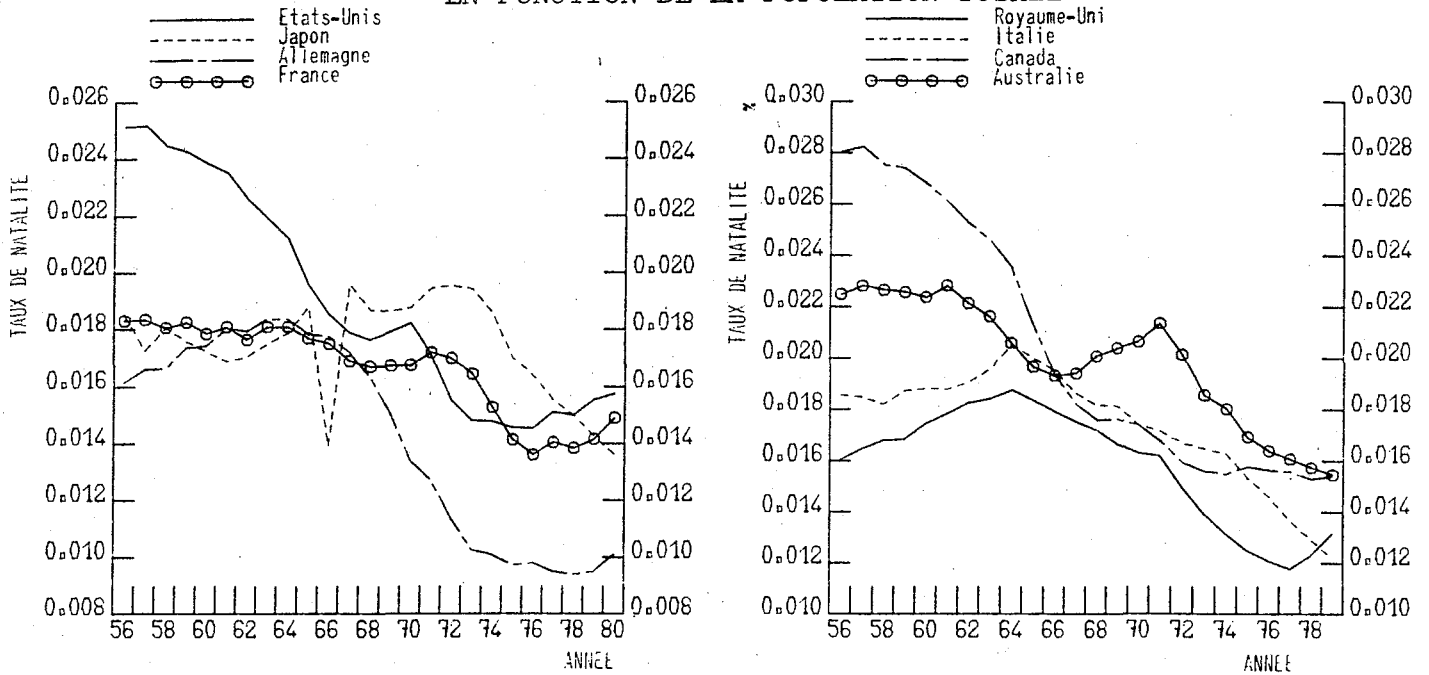
10. Dans l'idéal, il faudrait appliquer le modèle néo-classique de maximisation de l'utilité que l'on vient de décrire à des unités de décision familiales. Toutefois, en l'absence de données concernant les ménages, voire la population par âge et par sexe, on a adopté une approche pragmatique consistant à compléter le modèle de base par des variables de contrôle socio-économiques et à l'appliquer à l'ensemble de la population masculine et de la population féminine. Ces variables supplémentaires traduisent le fait que, pour les catégories envisagées, on doit considérer le taux d'activité comme le résultat d'une somme probabiliste couvrant divers états individuels.

11. Les taux d'activité présentent des écarts considérables d'une classe d'âges à l'autre. Chez les hommes, la courbe classique d'activité par âge épouse la forme d'un U renversé, alors que chez les femmes elle est souvent en forme de M. De ce fait, les taux d'activité globale figurant dans les équations générales risquent de subir le contre-coup des variations de la répartition par âge de la population. Ces effets sont particulièrement marqués en Amérique du Nord et au Japon, un peu moins en Europe. En Amérique du Nord, le haut niveau de la natalité dans la période de l'après-guerre a contribué à faire baisser l'âge moyen de la population active tout au long des années 60 et jusqu'à la fin des années 70. Au Japon, en revanche, la baisse de la natalité s'est amorcée beaucoup plus tôt et la population s'est mise à vieillir de façon relativement régulière (Graphique A). Les variations de la répartition par âges ont probablement fait baisser les taux d'activité globale de près de 2 pour cent aux Etats-Unis pendant la période de 20 ans écoulée entre 1960 et 1980, alors qu'elles se sont traduites au Japon par une augmentation du taux d'activité de 3 à 3 1/2 pour cent par rapport à ce qu'il aurait été dans le cas d'une répartition constante de la population sur la base de l'année 1975 (tableau 1). En analyse des séries temporelles, l'une des façons d'isoler les changements dûs à des fluctuations démographiques de ceux qui résultent de facteurs économiques consiste à calculer des taux d'activité "à répartition par âge constante", en supposant que les taux d'activité par groupe d'âges sont indépendants de la répartition de la population. Ces taux d'activité à répartition, par âge "constante" peuvent alors servir de variables dépendantes dans l'analyse par régression (4). D'un autre côté, si l'on considère l'éviction de cohortes comme un problème potentiel (c'est-à-dire si les taux d'activité des primo-entrants et des groupes d'âges adjacents varient systématiquement avec la structure par âge de la population), on peut aussi inclure dans le modèle un effet de répartition par âge sous forme de variables explicatives distinctes (5).

12. On a introduit dans le modèle d'autres variables socio-économiques destinées à saisir les variations intervenant dans la composition des groupes qui prennent les décisions d'activité. Ainsi, les taux d'inscription dans l'enseignement post-secondaire (ENROL) exercent un effet positif sur la probabilité des décisions d'activité, en raison de l'amélioration des espérances relatives au salaire réel ou des chances de trouver un emploi. Toutefois, si les taux d'inscription dans l'enseignement supérieur ont un effet positif sur le taux d'activité de chaque cohorte, le signe dont cette variable devrait être affectée dans une équation globale est fonction du groupe considéré. Pour les hommes adultes, on observe que l'élévation du taux de scolarisation se traduit généralement, pendant la période de référence, par

GRAPHIQUE A

TAUX DE NATALITE
EN FONCTION DE LA POPULATION TOTALE



une diminution du taux d'activité, et donc par un report global de l'entrée dans la vie active (6). En revanche, chez les femmes adultes, dont le taux d'activité varie de 49 à 60 pour cent, on peut considérer la croissance rapide du taux de scolarisation comme une amélioration des qualifications professionnelles s'accompagnant d'une meilleure probabilité de trouver un emploi, plutôt que comme un facteur qui détermine le moment de l'entrée dans la vie active. En d'autres termes, pour les hommes, une augmentation du taux de scolarisation se traduira probablement par une réduction du taux moyen d'activité, les étudiants se soustrayant temporairement à la population active. Pour les femmes, l'effet peut être plus positif, dans la mesure où les étudiantes se recrutent en dehors de la population active.

13. Comme les tendances du comportement social, comme la baisse de la natalité observée au cours des années 70 et l'augmentation du taux de divorce, ne sont probablement pas fonction du seul niveau des salaires et des revenus, on doit considérer qu'elles modifient la pondération au sein de la fonction d'utilité. C'est pourquoi on a introduit une variable supplémentaire, le taux de dépendance infantile (7). En partant de l'hypothèse que ces tendances générales ont sans doute réorienté temporairement ou définitivement les préférences vers le travail au détriment des loisirs et/ou atténué les obstacles qui s'opposent à l'entrée dans la vie active, on peut s'attendre pour cette variable substitutive à un coefficient négatif.

14. Indépendamment des facteurs socio-économiques, le modèle se complique du fait que les marchés du travail ne sont pas en équilibre. Le salaire observé ne fournit donc pas toutes les informations relatives au marché dont le ménage a besoin pour décider d'exercer une activité. En général, pour tenir compte de cet élément, on introduit dans l'équation le taux de chômage, mais l'influence de ce dernier nécessite une explication. La probabilité pour l'individu i de devenir actif (PR_i) est influencée de façon négative par le taux de chômage (U_i) propre à sa cohorte. D'autre part, PR_i subit aussi l'influence du taux de chômage de tous les autres groupes, de par les effets de revenu qui se produisent à l'intérieur de la famille. Par conséquent, lorsque l'on fait intervenir dans une spécification globale des taux d'activité masculins et féminins le taux de chômage global (U), le signe théorique de ce dernier est indéterminé, même si pour le taux propre à la cohorte, ce signe est négatif. Si le groupe considéré se compose essentiellement de travailleurs "primaires", il est très probable qu'une augmentation du chômage global aura une incidence négative (son effet net étant d'accroître le nombre de travailleurs découragés). Inversement, si le groupe comprend une forte proportion de travailleurs "secondaires", sa réaction à une augmentation du chômage global a plus de chances d'être positive que dans le premier cas, l'effet de revenu lié au revenu du conjoint ou aux revenus non salariaux ayant tendance à l'emporter. Diverses imperfections analogues que présente le marché conduisent à inclure des variables spécifiquement destinées à traduire l'amélioration des débouchés offerts aux femmes et la probabilité ainsi accrue de trouver un emploi. A cet égard, il semble que la croissance du secteur des services (SERF) joue un rôle important et positif partout où l'on enregistre une progression régulière du taux d'activité féminin.

15. On suppose que la fonction du taux d'activité de l'individu i , et l'équation qui en résulte pour l'estimation du taux d'activité masculin prennent la forme suivante :

$$PR_i = f(W_m, W_f, NWY, U_i, U_j, ENROL_i) \text{ où } f_1 = 0 ; \quad (2)$$

$$f_2 = 0 ; f_3 = 0 ; f_4 = 0 ; f_5 = 0 ; f_6 = 0 ;$$

.

.

.

n

$$i = 1 \quad n$$

$$PR_m = f(W_m, W_f, NWY, U, ENROL_m, AGE_m) \text{ où } f_1 = 0 ; \quad (3)$$

$$f_2 = 0 ; f_3 = 0 ; f_4 = 0 ; f_5 = 0 ; f_6 = 0 ;$$

La fonction comparable pour l'individu j et les équations qui en résultent pour l'estimation du taux d'activité féminin sont :

$$PR_j = f(W_f, W_m, NWY, U_j, U_i, ENROL_j, SERF, CHILD) \quad (4)$$

$$\text{où } f_1 = 0 ; f_2 = 0 ; f_3 = 0 ; f_4 = 0 ;$$

$$f_5 = 0 ; f_6 = 0 ; f_7 = 0 ; f_8 = 0 ;$$

.

.

.

k

$$i = 1 \quad n$$

$$PR_f = f(W_f, W_m, NWY, U, ENROL_f, SERF, CHILD, AGE_f) \quad (5)$$

$$f_1 = 0 ; f_2 = 0 ; f_3 = 0 ; f_4 = 0 ; f_5 = 0 ;$$

$$f_6 = 0 ; f_7 = 0 ; f_8 = 0 ;$$

Enfin, du fait des variations dans le temps de la répartition de la population par groupe d'âges, on a introduit dans le calcul des équations (3) et (5) des effets d'âge masculins et féminins définis sur la base d'une répartition constante fondée sur celle de la population de 1975, pour l'intervalle 15-64 ans, afin d'éviter les distorsions dues à l'agrégation des données.

16. Après agrégation des équations en une équation macro-économique, des variables comme le taux de salaire cessent évidemment d'être exogènes. Il en résulte de sérieuses difficultés liées à l'identification des paramètres et au biais de simultanéité. Ces problèmes sont examinés ci-dessous.

i) Spécification des données et des équations

17. On a ajusté le modèle décrit ci-dessus à des données annuelles couvrant la période 1960-1979 (8), la variable dépendante étant le taux d'activité masculins ou féminins. La population est considérée comme une variable exogène et les variations de la répartition par âges de la population sont explicitement prises en compte. Dans le cadre d'une analyse plus complète, il conviendrait d'intégrer les migrations internationales, facteur important de

l'offre de travailleurs des classes d'âges de forte activité dans de nombreux pays au cours des années 60 et au début des années 70. On a adopté une définition uniforme de la population d'âge actif, à savoir les classes d'âge de 15 à 64 ans compris. Selon certaines définitions nationales, on obtient des taux d'activité plus faibles, le dénominateur ne comportant pas pour la retraite un âge déterminé, ou encore indiquant un âge beaucoup plus élevé (74 ans dans le cas de la Finlande et de la Suède). Ces dernières mesures subissent une dérive à la baisse, du fait de l'accroissement régulier, dans la population, de la part des classes d'âge de plus de 65 ans, dont le taux d'activité est faible (9). A l'autre extrémité de l'intervalle d'âges, la prolongation de la scolarité obligatoire semble avoir eu relativement peu de répercussions sur le taux d'activité globale depuis les années 60 (exception faite de l'Allemagne au début des années 70, avec des différences d'un Land à l'autre, du Royaume-Uni en 1972 et de la France en 1968).

18. On a donné aux variables une forme logarithmique, en exprimant les effets d'âge par le logarithme du rapport entre les taux d'activité effectifs et les taux d'activité "à répartition par âge constante" (10). On trouvera ci-après le nom de ces variables, leur définition et le signe attendu de leur coefficient :

- i) (U) taux de chômage global ; signe indéterminé. Un coefficient négatif indique un effet de "découragement", un coefficient positif, particulièrement fréquent dans le cas des travailleurs secondaires, traduit un effet de "travailleur ajouté" ;
- ii) ($W_{m,f}$) salaire réel masculin et féminin (11) ; le signe attendu pour le salaire réel propre est indéterminé ; cependant, l'inclusion du salaire du conjoint implique que le coefficient relatif à l'effet de revenu du ménage est affecté d'un signe négatif, les loisirs étant considérés comme un bien normal. On a inclus dans l'analyse deux définitions du salaire réel net d'impôt : (WT) déduit du salaire l'impôt moyen sur le revenu acquitté par les ménages, tandis que (WTS) exclut aussi les cotisations de sécurité sociale à la charge des employeurs et des salariés. Pour vérifier l'influence éventuelle de l'impôt sur le revenu et des cotisations de sécurité sociale sur les taux d'activité, on a utilisé dans les spécifications et estimations initiales les salaires réels avant impôt (W) ;
- iii) (GT) les transferts publics aux ménages (en termes réels rapportés à la population active civile) sont destinés à donner une mesure plus large du revenu des ménages et à vérifier les effets de dissuasion. Les loisirs étant considérés comme un bien normal, cette variable devrait être affectée (surtout pour les travailleurs secondaires) d'un signe négatif ;
- iv) (NWY) le revenu non salarial réel est destiné à donner la mesure la plus large possible du revenu des ménages. Cette variable comprend tous les revenus autres que les salaires ainsi que les transferts publics ; on l'a rapportée à la population active pour la ramener à une échelle conforme à celle du revenu salarial. Comme dans le cas de (iii) ci-dessus, on s'attend à un signe négatif ;
- v) (SERF) : pour mesurer les variations de la composition de la demande globale et des possibilités d'emploi qui en résultent, on a inclus

dans les équations la part de l'emploi féminin dans le secteur des services, le coefficient attendu dans ce cas étant positif ;

- vi) pour les raisons exposées plus haut, on a également inclus un certain nombre de variables socio-démographiques. On ne peut espérer saisir, avec les indicateurs dont on dispose, des phénomènes sociaux aussi complexes que l'âge au mariage, la constitution de la famille, le niveau d'instruction, l'investissement en capital humain, etc :
- (ENR_{m,f}) taux d'inscription dans l'enseignement post-secondaire des hommes et des femmes âgés de 20 à 24 ans. Le développement de l'enseignement supérieur semble expliquer en partie les tendances divergentes des taux d'activité masculins et féminins que l'on observe dans beaucoup de pays ;
- (AGE_{m,f}) effets liés à la répartition par âge de la population masculine et féminine qui, en l'absence d'estimations par âge, constituent un facteur crucial. On définit cette variable comme le logarithme du rapport entre le taux d'activité effectif et le taux d'activité "à répartition par âge constante" (fondé sur la répartition par classe d'âges de la population de 1975). Le signe attendu est indéterminé et dépend à la fois des variations dans le temps de la répartition par âge et de leur interaction avec les tendances séculaires des taux d'activité ;
- (CHILD) le taux de dépendance infantile est un déterminant important du taux d'activité des femmes mariées. Pour mesurer son incidence, on a inclus, à titre de variable explicative supplémentaire, le rapport du nombre d'enfants d'âge pré-scolaire (moins de 5 ans) au nombre de femmes d'âge de grande fécondité (20-35 ans).

ii) Spécification des équations

19. La plupart des analyses consacrées à l'offre de main-d'oeuvre admettent une structure linéaire, même si certaines variables (notamment la contrainte budgétaire liée à l'impôt sur le revenu et au plafonnement des cotisations de sécurité sociale) sont de caractère non linéaire ou discontinu. En général, on part du principe que dans un large échantillon, le nombre d'observations qui coïncident avec une distorsion ou une discontinuité de la contrainte budgétaire est limité, et que les coefficients moyens donnent une estimation correcte du comportement du groupe (12). On relève par ailleurs un problème d'ordre pratique posé par la forte collinéarité d'un certain nombre de variables économiques et sociales de contrôle. Ce phénomène est particulièrement évident dans le cas des salaires masculins et féminins et des programmes de transferts publics liés à la rémunération. En outre, un certain nombre de variables sociales de contrôle présentent d'étroites relations croisées (par exemple, la répartition par âges, la scolarisation, le taux de dépendance infantile, etc.) et certaines d'entre elles sont en partie le résultat de décisions conjointes faisant intervenir le taux d'activité et ne sont donc pas des variables réellement indépendantes.

20. Un problème empirique important se pose à propos de la forme la mieux adaptée à la spécification des équations. Trois méthodes ont été adoptées ici :

- des estimations MC (obtenues par la méthode ordinaire des moindres carrés) au niveau logarithmique, comme dans la plupart des ouvrages empiriques sur ce sujet ;
- des estimations MC sur les différences premières pour étudier la solidité de l'estimation des paramètres quand on élimine la multi-collinéarité et les tendances communes ;
- des estimations DMC (par la méthode des doubles moindres carrés) pour isoler les problèmes découlant du biais de simultanéité.

21. On verra ci-dessous que les résultats économétriques souvent cités à l'appui de l'une ou l'autre hypothèse concernant le comportement de l'offre de main-d'oeuvre sont très sensibles au choix de la méthode d'estimation (13). L'application de méthodes plus rigoureuses entraîne un certain nombre de changements de signes troublants pour des paramètres qui semblent statistiquement significatifs, d'où une certaine diversité dans l'interprétation des données. De tels résultats jettent un doute sérieux sur la solidité de l'analyse des séries temporelles du modèle néo-classique sous-jacent de maximisation de l'utilité.

a) Estimations MC au niveau logarithmique

22. Une part importante des recherches empiriques sur les décisions d'activité se fonde sur des estimations de cette nature. La principale impression qui se dégage des estimations au niveau logarithmique est la nette confirmation du modèle néo-classique élargi de l'offre de main-d'oeuvre. Selon des critères statistiques standards, les équations ainsi estimées ont un haut pouvoir explicatif (R_2 proche de 1) et des propriétés statistiques acceptables.

23. Pour illustrer la signification de ces estimations, il suffit d'examiner les coefficients d'élasticité par rapport au salaire propre des hommes et des femmes de six grands pays. On voit que les taux d'activité des hommes et des femmes réagissent de façons assez différentes aux variables fondamentales de l'offre et de la demande. Dans quatre des six pays considérés, les taux d'activité masculins paraissent avoir diminué à la suite de hausses du salaire réel propre avant impôt, ce qui semble indiquer une tendance de la courbe d'offre de travail à se replier vers l'arrière (tableau 2). En revanche, le taux d'activité féminin réagit en général de façon positive à la hausse du salaire réel. En outre, l'effet négatif de revenu que l'on attend du salaire du conjoint, de l'augmentation des transferts publics et/ou des revenus non salariaux se manifeste plus généralement chez les femmes, ce qui, dans une certaine mesure, corrobore l'hypothèse selon laquelle cette catégorie comprendrait une plus forte proportion de travailleurs secondaires. Enfin, il semble que des variables sociales de contrôle comme le taux de scolarisation, les effets liés à la répartition par âges et, dans le cas des femmes, l'amélioration des possibilités d'emploi dans le secteur des services, jouent aussi un rôle important dans la décision d'activité. Les résultats empiriques de cette nature incitent à penser que la ventilation de la population active par sexe, associée à certaines variables de contrôle socio-démographiques, pourrait constituer une bonne approximation des notions de travailleur primaire et secondaire figurant dans le modèle théorique. Ils indiquent aussi, que malgré le caractère très limité des données, les résultats empiriques ne sont pas incompatibles avec un modèle néo-classique élargi de maximisation de l'utilité.

24. Cette interprétation des résultats empiriques présente deux inconvénients : la petite taille de l'échantillon, d'où le faible degré de liberté ; et une forte collinéarité dans la série des variables explicatives. Ces deux facteurs peuvent provoquer une très grande instabilité des coefficients estimés. Il est donc nécessaires de vérifier la sensibilité des paramètres et de l'interprétation correspondante des données au choix des techniques d'estimation.

b) Estimations MC au niveau des différences d'ordre 1

25. L'une des principales limites des estimations effectuées au niveau logarithmique est que les paramètres ainsi estimés peuvent se trouver faussés du fait des tendances très marquées qui caractérisent les comportements d'activité des hommes et des femmes. L'une des méthodes utilisées pour résoudre ce problème consiste à inclure une tendance temporelle dans la procédure d'estimation. Néanmoins, cette solution ne constitue évidemment qu'un pis-aller car elle surimpose une tendance temporelle constante à la variable dépendante et n'élimine pas la multi-collinéarité. Il existe une manière plus efficace d'éliminer la composante de tendance des données des séries temporelles, en se fondant sur les différences d'ordre 1, c'est-à-dire les différences entre logarithmes. Dans l'hypothèse où tous les modèles de la même famille néo-classique sont pertinents, des estimation de cette nature fournissent un test plus rigoureux de l'applicabilité du modèle fondamental. Le calcul des différences peut évidemment être inadapté dans certaines circonstances ; cependant, dans le cas qui nous occupe, à l'introduction de la variable dépendante retardée dans les équations de niveau, les coefficients étaient généralement supérieurs à 0,9 et les valeurs du Durbin Watson étaient souvent faibles : on peut donc en déduire qu'il était raisonnable d'utiliser cette méthode. Etant donné la nature restreinte du modèle testé, les R^2 obtenus sont beaucoup plus faibles, mais l'erreur-type des estimations est souvent aussi bonne ou meilleure (14). Chose plus importante encore, les paramètres estimés peuvent être traités avec un degré de confiance légèrement plus élevé, l'influence déformante des tendances communes étant réduite ; de plus, la variation relative des variables indépendantes, d'amplitude plus forte, permet d'identifier plus clairement la valeur des coefficients, malgré la subsistance d'un certain nombre de problèmes non résolus liés au biais de simultanéité (voir ci-dessous).

26. On peut mettre en lumière la nette disparité des résultats obtenus suivant que l'on applique la méthode des moindres carrés au niveau logarithmique ou sur les différences premières en comparant les différents coefficients des estimations relatives au salaire propre calculés sur la base de variables explicatives identiques (tableau 2). Les coefficients estimés ne sont pas de taille directement comparables. Les estimations au niveau logarithmique sont des élasticités partielles et correspondent en général à des variances de la variable relativement faibles par rapport à ses valeurs moyennes. En revanche, les coefficients estimés sur la base des différences d'ordre 1 sont souvent plus petits, les variances étant relativement élevées par rapport aux valeurs moyennes. On constate sans surprise que les coefficients relatifs au salaire propre sont moins bien déterminés dans ce dernier cas. Néanmoins, ce qui est plus grave, c'est que les paramètres estimés au niveau logarithmique apparaissent souvent fallacieux ou peu fiables. Ainsi, dans quatre des douze sous-groupes considérés (les Français et les Françaises, les Américaines et les Canadiennes), on observe des renversements de signe. De fait, dans certains de ces cas, les estimations de

niveau logarithmique étaient significatives au seuil de confiance de 95 ou 99 %, soulignant ainsi l'extrême sensibilité d'estimations économétriques apparemment solides au changement de méthode d'estimation (15).

27. Les estimations MC sur les différences premières risquent, elles aussi, d'induire en erreur, car elles supposent que les ajustements des taux d'activité à la suite de variations des variables indépendantes sont terminés en moins d'un an, cet intervalle correspondant à la périodicité des données : il en résulte évidemment des problèmes potentiels liés au biais de simultanéité et, chose plus importante, la question de l'identification est laissée de côté.

c) DMC (doubles moindres carrés)

28. Comme on l'a vu plus haut, les équations d'estimation fondamentales (3) et (5), qui représentent les décisions d'activité des hommes et des femmes, se fondent sur la théorie micro-économique de maximisation de l'utilité. Toutefois, au niveau global, l'estimation empirique peut rencontrer de graves problèmes d'identification : est-il possible de distinguer l'offre de main-d'oeuvre de la demande de main-d'oeuvre ? Pour traiter les problèmes potentiels d'identification, on pose en postulat une fonction de la demande de main-d'oeuvre :

$$L_d = f(\text{GDP}, \text{GDP}_{t-1}, N_{t-1}, \text{SS}, \text{WR}, i) \quad (6)$$

où GDP représente le produit intérieur brut, N_{t-1} l'emploi total, WR les taux de salaires, SS les cotisations de sécurité sociale et i le taux de rendement des bons du trésor à long terme. Cela signifie que la demande de la main-d'oeuvre dépend des prévisions de production, compte tenu du stock de main-d'oeuvre initial, de la demande globale (représentée par le produit intérieur brut) et du coût relatif des facteurs. Les taux d'intérêt, qui constituent un élément important du coût du capital, ne seraient évidemment pas exogènes dans le cadre d'un modèle plus complet de l'économie ; quant aux taux de salaires, ils ne sont jamais exogènes.

29. Après spécification de l'équation (6), il apparaît que les équations (3) et (5) relatives à l'offre de main-d'oeuvre satisfont au moins aux conditions de rang pour l'identification. Elles excluent au moins autant de variables prédéterminées que de variables endogènes incluses dans le second membre de l'équation, du moins, tant que l'on considère la croissance du secteur des services et le taux de dépendance infantile comme des variables exogènes. Pour que le revenu non salarial puisse être considéré comme une variable exogène, il doit être orthogonalisé par rapport au taux de chômage. Cette opération a aussi l'avantage d'éliminer la collinéarité entre les deux variables (16). Comme les équations sont alors probablement sur-identifiées, les doubles moindres carrés constituent un estimateur sans biais approprié. La première démarche pour éliminer le biais de simultanéité est d'estimer les valeurs prévues des variables explicatives endogènes ($W_{m,f}$, U et $\text{ENROL}_{m,f}$) au niveau logarithmique en fonction des variables du second membre de l'équation (6), en excluant WR, les variables restantes des équations (3) et (5) et leurs propres valeurs retardées. Dans une seconde étape, on substitue les valeurs ajustées de $W_{m,f}$, U et $\text{ENROL}_{m,f}$ à leur valeur réelle dans les équations (3) et (5) et dans l'estimation effectuée sur les différences premières.

Tableau 2

Elasticité par rapport au salaire propre

	Estimations MC au niveau logarithmique			Estimations MC au niveau des différences premières			Estimations DMC au niveau des différences premières		
	I	II	III	I	II	III	I	II	III
Etats-Unis									
Hommes	-0.075	-0.073	-0.024°	-0.018°	-0.014°	-0.02°	0.007°	-0.16	-0.31
Femmes	0.18	0.115	0.07°	-0.11°	-0.11	-0.107	-0.09°	-0.15	-0.13
Japon									
Hommes	0.11	0.11	0.102	0.078	0.078	0.07	0.04	0.04	-0.007°
Femmes	0.112	0.163	0.153	0.116	0.125°	0.14	0.10°	0.023°	-0.09°
Allemagne									
Hommes	-0.076	0.029°	0.328	0.027°	0.04°	0.065	0.027°	0.34	0.37
Femmes	-0.006°	-0.007°	-0.014°	-0.008°	-0.0004°	-0.02°	-0.03°	-0.06°	0.07°
France									
Hommes	-0.036	-0.035	-0.024	0.004°	0.005°	0.006°	0.04°	0.04°	0.08
Femmes	0.116	0.115	0.118	-0.067	-0.067	-0.09	0.19	0.20	0.22
Royaume-Uni									
Hommes	-0.074	-0.074	-0.070	-0.014°	-0.02°	-0.024	0.04	0.04	0.03
Femmes	-0.25	-0.27	-0.27	-0.108	-0.131	-0.16	-0.024°	-0.03°	-0.11°
Canada									
Hommes	0.14	0.115	0.132	0.0016°	0.013°	0.033°	-0.07	-0.12	-0.09
Femmes	0.45	0.53	0.548	-0.07°	-0.08°	-0.14°	0.92	0.89	0.79

I : Avant impôt.

II : Après impôt.

III : Après impôt et prélèvement de sécurité sociale.

° Non significatif ; coefficient t inférieur à l'unité.

30. La double application de la méthode des moindres carrés est un moyen approprié de minimiser le biais lié à l'estimation d'équations simultanées. Comme on ne connaît pas le "véritable modèle" de l'offre et de la demande de main-d'oeuvre, étant donné la petite taille de l'échantillon et le choix potentiellement large de séries d'instruments, il est peu probable que les doubles moindres carrés fournissent à coup sûr des estimations plus efficaces que la méthode des moindres carrés. Dans ces conditions, nous présenterons les deux séries d'estimations (b) et (c). Si l'on doit sans doute a priori préférer la seconde, la première fournit un élément de comparaison intéressant. Elle est présentée en premier. On notera que les résidus des deux équations relatives au taux d'activité des hommes et des femmes peuvent être corrélés à la même époque, si bien qu'il serait plus efficace d'utiliser une méthode d'estimation qui tienne compte de ce phénomène, comme les triples moindres carrés. Cependant, il est peu probable qu'en pratique cela fasse une très grande différence entre les estimations.

IV. RESULTATS EMPIRIQUES

31. La plupart des chercheurs fondent leur interprétation des résultats empiriques sur les faits observés aux Etats-Unis et au Royaume-Uni, ce choix étant en partie déterminé par l'existence des données nécessaires. Les observations relatives aux Etats-Unis semblent valables pour les autres pays. La principale exception est le Japon, où la tradition d'emploi masculin à vie dans les grandes entreprises semble à l'origine de comportements différents. Dans ce pays, contrairement à ce que l'on observe dans beaucoup d'autres, les taux d'activité féminins sont restés relativement stables ou ont diminué, paraissant ne pas réagir aux variables sociales de la même façon qu'en Amérique du Nord et en Europe occidentale. Dans tous les pays, les taux d'activité masculins ont connu depuis les années 60 une baisse assez régulière, mais certains signes récents semblent indiquer une stabilisation. Le rythme rapide d'entrée des femmes dans la vie active constitue la source principale de l'accroissement global de l'offre de main-d'oeuvre (voir tableau 1).

Résultats par pays des estimations MC sur les différences premières

32. Aux Etats-Unis, les taux d'activité masculins marquent généralement une baisse en réaction à la hausse des salaires masculins avant et après impôt (prédominance de l'effet de revenu) ; cet effet est cependant faible et non significatif statistiquement. Le salaire du conjoint est en corrélation si étroite avec le revenu non salarial ($R^2 = 0,75$) que les deux spécifications peuvent en fait se substituer l'une à l'autre (voir les équations 2 et 3 du tableau 3). On peut interpréter le coefficient négatif associé du revenu non salarial et au salaire féminin comme traduisant un effet de revenu et/ou peut-être un effet de richesse, mais là encore ces effets sont faibles et non significatifs. Ils peuvent cependant influencer sur le comportement des hommes par des voies aussi diverses que la prolongation des études supérieures et l'avancement de la retraite dans le nombre croissant d'unités familiales comportant deux travailleurs. La variable démographique de contrôle (AGE) est plus proche de la signification statistique et son effet semble relativement grand, ce qui souligne son importance dans les projections à moyen terme. L'inclusion d'une variable d'âge séparée dans l'équation relative aux

Tableau 3

Taux d'activité
Etats-Unis 1961-1979

Hommes

Variable dépendante	Variables indépendantes							Tests		
	CONST	WTS _m	U	ENR	NWY	AGE	Wf	R ²	DW	erreur- type de l'estima- tion
<u>Estimations MC</u>										
PR _m Equation (1)	-0.002* (-0.0007)	-0.02 (-0.03)	-0.01** (-0.003)	-0.02* (-0.008)		2.40 (2.05)	-0.02 (-0.4)	0.440	2.02	0.002
		WT _m								
(2)	-0.002* (-0.0007)	-0.014 (-0.03)	-0.01** (-0.003)	-0.02* (-0.008)		2.50 (2.08)	-0.03 (-0.04)	0.428	2.05	0.002
		W _m								
(3)	-0.002* (-0.0009)	-0.018 (-0.03)	-0.01* (-0.004)	-0.02* (-0.009)	-0.002 (-0.02)	3.10 (2.07)		0.383	2.06	0.0025
<u>Estimations DMC</u>										
PR _m Equation (4)	-0.004** (-0.0007)	-0.31* (-0.07)	-0.005 (-0.005)	-0.008 (-0.01)		4.55* (1.89)	0.38** (0.09)	0.660	2.12	0.002
		WT _m								
(5)	-0.002* (-0.0008)	-0.16 (-0.08)	-0.02* (-0.007)	-0.02 (-0.01)		7.57* (2.63)	0.24* (0.10)	0.459	1.78	0.002
		W _m								
(6)	-0.002 (-0.001)	0.007 (0.06)	-0.014 (-0.007)	-0.03 (-0.014)	-0.02 (-0.026)	3.90 (2.49)		0.225	1.56	0.003

Toutes les variables sont spécifiées sous la forme de différences premières.

Légende : W = salaire réel avant impôt. U = taux de chômage.
 WT = salaire réel après impôt. ENR = taux de scolarisation.
 WTS = salaire réel après impôt et tous GT = transferts publics.
 prélèvements de sécurité sociale. SERF = emploi du secteur des services.
 NWY = revenu non-salarial. AGE = effet de répartition par âge.

Note : Erreurs-types indiquées entre parenthèses * et ** : significatif au niveau de 5 pour cent et 1 pour cent, respectivement.

Tableau 4

Taux d'activité
Etats-Unis 1961-1979

Femmes

Variable dépendante	Variables indépendantes							Tests		
	CONST	WTS _m	U	ENR	NWY	AGE	W _f	R ²	DW	erreur- type de l'estima- tion
<u>Estimations MC</u>										
PR _f Equation (1)	0.012** (0.002)	-0.107 (-0.05)	0.013 (0.009)	0.02 (0.02)	0.55** (0.17)	-7.89 (-4.67)	-0.05 (-0.03)	0.728	2.68	0.0044
		WTF								
(2)	0.012** (0.002)	-0.11 (-0.06)	0.012 (0.009)	0.02 (0.02)	0.57** (0.17)	-8.45 (-4.82)	-0.055 (-0.035)	0.717	2.68	0.0045
		W _f								
(3)	0.013** (0.003)	-0.11 (-0.08)	0.009 (0.010)	0.02 (0.02)	0.60** (0.18)	-8.08 (-5.15)	-0.05 (-0.04)	0.680	2.77	0.005
<u>Estimations DMC</u>										
PR _f (4)	-0.015** (-0.002)	-0.13 (-0.07)	-0.01 (-0.008)	-0.03 (-0.026)	0.58** (0.16)	-9.32 (-4.26)	-0.02 (-0.02)	0.785	1.78	0.004
		WTF								
(5)	-0.016** (-0.002)	-0.15 (-0.12)	-0.01 (-0.008)	-0.033 (-0.028)	0.55* (0.19)	-11.80 (-5.80)	-0.04 (-0.02)	0.761	1.97	0.004
		W _f								
(6)	-0.015** (-0.002)	-0.09 (-0.12)	-0.009 (-0.008)	-0.04 (-0.03)	0.60* (0.20)	-10.00 (-6.10)	-0.035 (-0.022)	0.739	2.16	0.004

Américains de sexe masculin en améliore le pouvoir explicatif et les propriétés statistiques en général. Cette variable devrait traduire le caractère prolongé de l'explosion des naissances au lendemain de la guerre et la baisse relativement régulière de l'âge moyen de la population active jusqu'à la fin des années 70. L'influence d'effets démographiques n'est pas incompatible avec l'hypothèse "déviction de cohortes", selon laquelle de brusques variations dans le flux des nouvelles arrivées sur le marché du travail peuvent entraîner un effet de débordement sur les cohortes voisines. On constate un net effet de "travailleur découragé" sur l'activité masculine. Les taux de scolarisation plus élevés sont en nette corrélation avec le taux d'activité masculin et les tendances récentes à cet égard contribuent sans aucun doute à la stabilisation du taux d'activité des hommes que l'on peut actuellement observer aux Etats-Unis. Enfin, la constante est significative, signe d'une baisse séculaire diffuse des taux d'activité masculins sans liaison avec aucune des variables explicatives.

33. En revanche, les variables figurant dans l'équation du taux d'activité féminin aux Etats-Unis présentent souvent un coefficient de signe opposé, ce qui laisse présumer une prédominance des travailleurs secondaires dans ce groupe. Les salaires réels féminins propres exercent ici un effet net négatif presque significatif (contrairement à ce que l'on observe dans les estimations de niveau)(tableau 4). Le taux de chômage a aussi une incidence positive, ce qui indique l'existence d'un effet de "travailleur ajouté", lequel n'est cependant pas significatif. (Cette caractéristique des femmes se retrouve en Allemagne, bien que de façon extrêmement atténuée). Les comportements opposés des populations masculine et féminine se soldent donc au total par un effet de "travailleur découragé" ; par conséquent, on peut en partie attribuer à l'augmentation de la proportion de femmes dans la population active l'affaiblissement apparent, au cours des six ou sept dernières années, de l'influence défavorable exercée sur les taux d'activité globale par la brusque aggravation du chômage. La tendance à la hausse des transferts publics exerce un effet démobilisateur conforme à ce que l'on peut attendre des arbitrages entre travail et loisirs. Le salaire du conjoint et, surtout, les transferts publics exercent un effet bien plus marqué sur l'activité des femmes que sur celle des hommes. Quant aux taux de scolarisation, l'incidence positive relativement forte qu'exerce l'amélioration du niveau d'instruction sur l'activité des Américaines contraste avec l'effet de report de l'entrée dans la vie active que l'on observe chez les hommes dans beaucoup de pays, ce qui donne à penser que l'offre de travail féminin est fortement accrue par l'acquisition de qualifications professionnelles nécessaires à l'obtention d'un emploi à temps complet ou partiel.

34. La croissance rapide du secteur des services constitue, avec la constante (qui mesure les effets de la tendance), le facteur explicatif le plus important de la tendance à la hausse des taux d'activité féminins. On peut en déduire que l'amélioration des possibilités d'emploi joue un rôle crucial à cet égard, encore qu'on puisse s'interroger sur la cause et l'effet. Enfin, le coefficient affecté à la variable de l'âge est (comme dans beaucoup de pays) plus élevé et plus significatif que chez les hommes. Ce phénomène tient à la plus grande dispersion des taux d'activité entre classes d'âges, en raison de la naissance d'enfants. En outre, on constate des variations moins prononcées des taux d'activité "à répartition par âge constante", le rajeunissement de la population active étant en corrélation étroite avec l'élévation des taux d'activité par âge dans la plupart des classes d'âges (la principale exception est le groupe des 60-64 ans depuis le milieu des

années 60 en raison de l'avancement de la retraite). Cette dernière tendance fait clairement ressortir le plus fort attachement des femmes à la vie active, d'autant que les taux d'activité aux âges de grande fécondité ont augmenté de façon régulière malgré une légère reprise de la fécondité depuis le milieu des années 70. Ces tendances sont confirmées par le niveau élevé et le caractère significatif de la constante, qui traduisent sans doute l'attachement croissant des femmes à la vie active pour des raisons liées à des facteurs sociaux.

35. Quant à l'incidence de l'impôt sur le revenu et des cotisations de sécurité sociale, on peut l'évaluer en comparant les différentes élasticités par rapport au salaire propre correspondant à diverses définitions du salaire réel (tableau 2). En admettant que le modèle de base de la décision d'activité soit correctement spécifié, la stabilité que l'on peut observer entre les coefficients avant et après impôt semble impliquer que les diverses formes de revenus ont un effet homogène sur le comportement, puisque la variation de l'impôt sur le revenu exerce sur l'activité masculine un effet pratiquement identique à celui de n'importe quelle autre modification du salaire réel, dans l'hypothèse où cet impôt est à peu près proportionnel. En revanche, l'activité des femmes est très légèrement plus sensible aux variations du salaire après impôt, réaction sans doute imputable au caractère progressif du régime fiscal appliqué aux travailleurs secondaires. En ce qui concerne l'incidence des charges de sécurité sociale, la stabilité générale de ces coefficients n'est pas incompatible avec la nature "uniforme" ou proportionnelle des cotisations. En général, cependant, les coefficients relatifs au salaire propre ont tendance à être moins déterminés dans le cas d'estimations effectuées sur la base des différences premières. Il est difficile d'aboutir à des conclusions fermes quant à l'incidence de la fiscalité, d'autant que l'on doit faire appel à des taux bruts moyens d'imposition et de transfert alors que la décision d'activité repose sur la comparaison des transferts publics avec le taux marginal d'imposition.

36. Au Japon (tableau 5), contrairement à beaucoup d'autres pays, les élasticités par rapport au salaire réel masculin propre sont presque significatives et positives. Etant donné la faible variation du taux de chômage, on a redéfini la variable relative au marché du travail (N) comme la série des écarts logarithmiques par rapport à la tendance temporelle de l'emploi. Pour les hommes, l'effet de "travailleur ajouté" mis en évidence n'est pas statistiquement significatif. Malgré le système de l'emploi masculin à vie, un tel effet est rendu possible par la prédominance de la retraite vers l'âge de 55 ans dans les grandes firmes. L'influence des conditions du marché du travail est sans doute importante car le nombre de travailleurs secondaires appartenant à cette classe d'âges est loin d'être négligeable. (Au Japon et en Amérique, le taux d'activité des hommes de plus de 55 ans est très élevé par rapport à ce qu'il est dans les pays européens). La difficulté que l'on a à déceler une influence sensible du revenu non salarial ou du salaire du conjoint sur le comportement (contrairement à ce que l'on observe aux Etats-Unis) témoigne aussi du fort attachement des hommes à la vie active. Le fait que l'on ne parvienne pas à identifier un effet de revenu ou de richesse semble indiquer l'existence de forts courants sociaux influant sur le comportement de la population active, mais peut aussi traduire une baisse du niveau de revenu. Le taux d'activité des femmes (tableau 6) est assez élevé par rapport aux normes internationales, mais conserve une relative stabilité qui s'oppose aux mouvements séculaires de hausse observés dans maints autres pays de l'OCDE (et dont témoigne l'influence négligeable de la constante). Les

Tableau 5

Taux d'activité
Japon 1966-1979

Hommes

Variable dépendante	Variables indépendantes							Tests		
	CONST	WTS _m	U	ENR	NWY	AGE	Wf	R ²	DW	erreur- type de l'estima- tion
<u>Estimations MC</u>										
PR _m Equation (1)	-0.003 (-0.002)	0.078 (0.035)	-0.13 (-0.19)	-0.005 (-0.018)	-0.02 (-0.02)	-1.34 (-2.98)	0.385	2.60	0.003	
		WT _m								
(2)	-0.003 (-0.002)	0.078 (0.038)	-0.13 (-0.20)	-0.008 (-0.018)	-0.02 (-0.02)	-1.32 (-3.16)	0.348	2.57	0.003	
		WTS _m								
(3)	-0.002 (-0.002)	0.07 (0.035)	-0.12 (-0.20)	-0.007 (-0.02)	-0.016 (-0.018)	-0.81 (-3.16)	0.310	2.58	0.003	
		W _m								
<u>Estimations DMC</u>										
PR _m Equation (4)	-0.003 (-0.003)	0.04 (0.04)	0.09 (0.20)	-0.02 (-0.02)	-0.01 (-0.02)	2.66 (4.27)	0.10	2.69	0.004	
		WT _m								
(5)	-0.003 (-0.003)	0.04 (0.04)	0.08 (0.20)	-0.024 (-0.025)	-0.014 (-0.024)	2.47 (4.34)	0.105	2.70	0.004	
		WTS _m								
(6)	-0.004 (-0.003)	-0.007 (-0.046)	0.15 (0.22)	-0.02 (-0.024)	-0.015 (-0.023)	5.40 (4.70)	0.08	2.58	0.004	

* N = écart logarithmique par rapport à la tendance temporelle de l'emploi.

Tableau 6

Taux d'activité
Japon 1966-1979

Femmes

Variable dépendante	Variables indépendantes							Tests		
	CONST	WTS _m	U	ENR	NWY	AGE	W _f	R ²	DW	erreur- type de l'estima- tion
<u>Estimations MC</u>										
PRA _f Equation (1)	0.001 (0.004)	0.116 (0.104)	0.72 (0.34)	-0.17 (-0.10)	0.865** (0.242)	-0.20* (-0.07)		0.855	1.80	0.006
		WTS _f								
PR _f (2)	0.002 (0.004)	0.14 (0.111)	0.680 (0.357)	(-0.17) (-0.10)	0.94* (0.28)	5.38 (3.44)	-0.24 (-0.11)	0.831	1.86	0.006
		WT								
PR _f (3)	0.001 (0.004)	0.125 (0.133)	0.75 (0.36)	(-0.17) (-0.11)	0.863* (0.280)	4.74 (3.53)	-0.21 (-0.15)	0.815	1.84	0.0065
<u>Estimations DMC</u>										
		W _f								
PRA _f (4)	-0.005 (-0.007)	0.10 (0.20)	-0.21 (-0.70)	-0.25 (-0.23)	1.14* (0.34)		-0.09 (-0.14)	0.580	2.64	0.01
		WTS _f								
PR _f (5)	-0.01 (-0.006)	-0.09 (-0.12)	-0.31 (-0.62)	-0.42 (-0.20)	0.90* (0.28)	-7.00 (-4.9)	0.21 (0.11)	0.722	2.55	0.008
		WT _f								
PR _f (6)	-0.01 (-0.007)	0.23 (0.17)	-0.51 (-0.57)	-0.60* (-0.24)	0.78* (0.31)	-9.27 (-5.85)	0.20 (0.17)	0.717	2.58	0.008

* N = Ecart logarithmique par rapport à la tendance temporelle de l'emploi.

équations concernant les femmes sont bien meilleures que celles de leurs compatriotes masculins du point de vue des propriétés statistiques et de la conformité avec les prévisions antérieures. Les élasticités par rapport au salaire propre sont positives et, contrairement à ce qui se produit chez les hommes, on observe un net effet de "travailleur découragé" sous l'influence des conditions du marché du travail. La scolarisation semble avoir pour effet de retarder l'entrée dans la vie active plutôt que d'accroître l'offre, comme c'est le cas dans plusieurs autres pays. Le salaire du conjoint exerce aussi une influence sensible contrairement à ce que l'on observe chez les hommes. Le secteur des services joue un rôle encore plus important qu'aux Etats-Unis. On constate une étonnante stabilité des coefficients correspondant aux différentes notions de salaires, ce qui semble indiquer une certaine neutralité de la fiscalité vis-à-vis des décisions d'activité, tant pour les hommes que pour les femmes.

37. Dans le cas de l'Allemagne, les résultats empiriques sont, en gros, analogues à ceux que l'on obtient pour le Japon (tableau 7). L'explication de l'activité masculine est cependant encore moins satisfaisante, l'équation ne parvenant à expliquer qu'une faible part de la variation observée, peut-être en raison de l'importance de l'immigration, dont le modèle ne tient pas compte. Les élasticités par rapport au salaire réel propre après impôt sont positives pour les hommes (comme au Japon) et négatives (bien que non significatives) chez les femmes. Comme dans d'autres pays, on observe une réaction nettement négative au chômage chez les hommes, alors que la réaction des femmes est négligeable. Pour les hommes, il est difficile de déceler une influence sensible de l'enseignement supérieur, des transferts publics et du revenu non salarial. On relève néanmoins des signes très faibles, mais non significatifs, d'une influence du salaire du conjoint sur le comportement masculin. Enfin, la constante négative, significative et relativement forte, est probablement le reflet de facteurs sociaux, mais pourrait être imputable, à la fin de la période considérée, à l'avancement de la retraite sous l'impulsion du gouvernement. Pour les femmes, l'influence des transferts publics paraît l'emporter sur celle du salaire du conjoint ou du revenu non salarial (tableau 8). En outre, l'enseignement supérieur exerce un effet net de sursis, tandis que l'expansion du secteur des services joue un rôle nettement plus effacé qu'aux Etats-Unis et au Japon. Les effets liés à la répartition par âge sont très significatifs chez les femmes, mais pas chez les hommes. Comme au Japon, la constante joue un rôle négligeable qui cadre bien avec la stabilité générale des taux d'activité féminins depuis la fin de la guerre.

38. Les estimations concernant la France (tableaux 9 et 10) sont parmi celles qui tirent le meilleur profit de l'inclusion d'une variable relative à la répartition par âge. Cela tient, comme dans le cas de l'Allemagne, aux profonds bouleversements démographiques provoqués par les deux guerres mondiales et qui ne peuvent être saisis qu'à travers des données détaillées sur la répartition de la population. Les élasticités par rapport au salaire propre sont faibles et non significatives. Les hommes comme les femmes réagissent de façon négative et relativement forte aux conditions du marché du travail. L'élévation du taux de scolarisation exerce chez les uns et les autres un effet net de retardement de l'entrée en activité. Que l'on tienne compte des transferts publics, du revenu non salarial ou du revenu du conjoint, il est difficile de cerner un effet de revenu significatif sur le comportement des hommes comme des femmes. Enfin, il ne semble pas que la croissance du secteur des services ait, séparément, une forte incidence sur

Tableau 7

Taux d'activité
Allemagne 1961-1979

Hommes

Variable dépendante	Variables indépendantes										Tests		
	CONST	WTS _m	U	ENR	NWY	AGE	Wf	R ²	DW	erreur- type de l'estima- tion			
<u>Estimations MC</u>													
PR _m Equation (1)	-0.008** (-0.002)	0.065 (0.048)	-0.007* (-0.003)			4.08 (8.07)		0.366	1.51	0.005			
(2)	-0.007 (-0.003)		-0.008* (-0.003)	0.04 (0.07)		5.36 (8.70)		0.311	1.34	0.005		28	
(3)	-0.007* (-0.003)		-0.008* (-0.0035)		0.027 (0.059)	5.734 (8.55)		0.30	1.30	0.005			
<u>Estimations DMC</u>													
PR _m Equation (4)	-0.003 (-0.003)	0.37* (0.13)	-0.001 (-0.003)	-0.31* (-0.13)		-4.30 (-7.8)		0.503	1.4	0.003			
(5)	-0.009* (-0.003)		-0.001 (-0.004)	-0.26 (-0.20)	0.34 (0.24)	6.54 (7.2)		0.319	1.0	0.004			
(6)	-0.008* (-0.003)		-0.005 (-0.003)		0.027 (0.07)	9.80 (7.0)		0.273	0.8	0.004			

Tableau 8

Taux d'activité
Allemagne 1961-1979

Femmes

Variable dépendante	Variables indépendantes							Tests		
	CONST	WTS _m	U	ENR	NWY	AGE	W _f	R ²	DW	erreur- type de l'estima- tion
<u>Estimations MC</u>										
PR _f Equation (1)	0.0003 (0.0026)	-0.02 (-0.05)	0.00005 (0.005)	-0.024 (-0.016)	0.20 (0.14)	-0.10* (-0.04)	4.18 (2.13)	0.665	1.97	0.004
	W _f									
(2)	-0.0002 (-0.003)	-0.008 (-0.048)	-0.0001 (-0.005)	-0.022 (-0.016)	0.20 (0.14)	-0.097* (-0.04)	4.51* (1.99)	0.661	1.94	0.0044
	W _f									
(3)	-0.0006 (-0.003)	-0.0004 (-0.05)	0.00008 (0.005)	-0.023 (-0.155)	0.19 (0.139)	-0.096* (-0.04)	4.64 (2.03)	0.660	1.96	0.0044
<u>Estimations DMC</u>										
PR _f	0.002 (0.004)	-0.07 (-0.10)	-0.01 (-0.008)	0.003 (0.02)	0.17 (0.17)	-0.02 (-0.05)	3.94 (2.27)	0.642	1.64	0.005
	W _f									
(5)	0.0009 (0.005)	-0.03 (-0.10)	-0.01 (-0.007)	0.004 (0.02)	0.20 (0.16)	-0.03 (-0.05)	4.48 (2.22)	0.631	1.69	0.005
	W _f									
(6)	0.002 (0.006)	-0.06 (-0.11)	-0.01 (-0.007)	0.004 (0.02)	0.18 (0.16)	-0.03 (-0.06)	4.20 (2.26)	0.636	1.63	0.005

Tableau 9

Taux d'activité
France 1961-1979

Hommes

Variable dépendante	Variables indépendantes							Tests		
	CONST	WTS _m	U	ENR	NWY	AGE	Wf	R ²	DW	erreur- type de l'estima- tion
<u>Estimations MC</u>										
PR _m Equation (1)	-0.003 (-0.003)	0.004 (0.047)	-0.015 (-0.007)	-0.0004 (-0.014)	3.69* (1.50)	-0.009* (-0.004)	0.537	2.7	0.003	
		WT _m								
(2)	-0.003 (-0.003)	0.005 (0.04)	-0.016 (-0.007)	-0.0006 (-0.014)	3.69* (1.49)	-0.009* (-0.004)	0.537	2.7	0.003	
		WTS _m								
(3)	-0.003 (-0.002)	0.006 (0.03)	-0.02 (-0.007)	-0.0003 (-0.014)	3.67* (1.48)	-0.009* (-0.004)	0.537	2.7	0.003	
		W _m								
<u>Estimations DMC</u>										
PR _m Equation (4)	-0.007 (-0.004)	0.04 (0.07)	0.010 (0.01)	-0.007 (-0.015)	2.22 (1.36)	-0.01* (-0.004)	0.426	2.45	0.004	
		WT _m								
(5)	-0.007 (-0.004)	0.04 (0.07)	0.010 (0.01)	-0.006 (-0.015)	2.26 (1.36)	-0.01* (-0.004)	0.433	2.47	0.004	
		WTS _m								
(6)	-0.008* (-0.003)	0.08 (0.05)	0.015 (0.01)	-0.004 (-0.01)	2.42 (1.27)	-0.01* (-0.004)	0.505	2.70	0.004	

a) Variable auxiliaire pour 1968.

Tableau 10

Taux d'activité
France 1961-1979

Hommes

Variable dépendante	Variables indépendantes										Tests	
	CONST	WTS _m	U	ENR	NWY	AGE	Wf	R ²	DW	erreur- type de l'estima- tion		
<u>Estimations MC</u>												
PRf Equation (1)	0.004 (-0.007)	-0.09 (-0.14)	-0.02 (-0.02)	-0.022 (-0.04)	21.49** (3.19)		0.719	1.63	0.013			
(2)	0.004 (0.01)	-0.067 (-0.19)	-0.02 (-0.02)	-0.02 (-0.045)	21.35** (3.30)		0.711	1.75	0.013			
(3)	0.004 (0.01)	-0.067 (-0.19)	-0.02 (-0.02)	-0.02 (-0.04)	21.37** (3.34)		0.711	1.75	0.013			
<u>Estimations DMC</u>												
PRf (4)	-0.008 (-0.01)	0.19 (0.20)	0.026 (0.037)	-0.04 (-0.05)	19.78** (3.64)		0.723	2.12	0.013			
(5)	-0.01 (-0.13)	0.20 (0.22)	0.02 (0.03)	-0.03 (-0.05)	20.14** (3.64)		0.722	2.07	0.013			
(6)	-0.012 (-0.013)	0.22 (0.23)	0.02 (0.03)	-0.04 (-0.05)	20.17** (3.61)		0.724	2.05	0.013			

l'activité des femmes, ni que la constante traduise l'existence d'autres influences sociales. D'un autre côté, les taux d'activité féminins ont diminué pendant les années 60, mais augmenté au cours des années 70. Il se pourrait donc que l'on obtienne de meilleurs résultats en scindant la période d'observation ; mais une telle opération est impossible dans la pratique en raison du nombre limité de données.

39. Dans le cas du Royaume-Uni (tableau 11), les estimations concernant les hommes sont semblables à celles des Etats-Unis, mais le pouvoir explicatif global du modèle est très faible. Les élasticités par rapport au salaire réel propre masculin sont uniformément négatives, tandis que l'effet de "travailleur découragé" est négligeable. Si, comme on pouvait s'y attendre, les transferts publics sont affectés d'un signe négatif, leur influence est statistiquement non significative, et l'on ne constate pas non plus d'influence significative du revenu non salarial ou du salaire féminin sur le comportement des hommes. La constante négative traduit le long mouvement de baisse de l'activité masculine et illustre la difficulté que l'on a à expliquer cette tendance par la théorie néo-classique traditionnelle, même quand on prend en compte les facteurs socio-démographiques. En ce qui concerne les taux d'activité féminins, les élasticités par rapport au salaire propre sont négatives et l'effet de "travailleur découragé" est nettement plus prononcé que chez les hommes, bien qu'encore mal déterminé (tableau 12). La dimension de la constante illustre l'attachement croissant des femmes à la vie active.

40. Pour le Canada (tableaux 13 et 14), les estimations empiriques mettent en évidence des modèles de comportement légèrement différents de ce qu'ils sont aux Etats-Unis. Chez les hommes, ce sont les facteurs démographiques, notamment l'âge, qui l'emportent. Les élasticités par rapport au salaire propre et les réactions face au chômage sont mal identifiées, mais on observe un certain effet de "travailleur découragé" chez les femmes. Dans le cas des hommes, il est difficile de déceler une influence du revenu non salarial, des transferts publics ou des salaires féminins. Dans le cas des femmes, le secteur des services joue un rôle moins important qu'aux Etats-Unis, alors que les transferts publics exercent un effet démobilisateur comparable sur les décisions d'activité, encore qu'à cet égard, les coefficients soient mal déterminés. En ce qui concerne les facteurs démographiques, le Canada a connu l'explosion des naissances la plus forte qui ait été enregistrée dans les pays de l'OCDE, ce qui explique vraisemblablement l'influence marquée qu'exerce sur le comportement des hommes la variable relative à la répartition par âge. Toutefois, l'effet sur les femmes est relativement faible et statistiquement non significatif. La constante positive est la plus forte parmi celles qui sont estimées ici, mettant en lumière les facteurs indépendants qui influent sur l'activité des femmes. Enfin, en ce qui concerne l'incidence de la fiscalité, les estimations ne sont pas suffisamment solides pour permettre de titrer des conclusions.

Résultats par pays des estimations obtenues par la méthode des doubles moindres carrés appliquée aux différences premières

41. Les estimations DMC pour les Etats-Unis (voir la partie inférieure du tableau 3) illustrent de façon intéressante les avantages relatifs d'une méthode d'estimation plus fine. Ce qui frappe le plus, c'est que les

Tableau 11
Taux d'activité
Royaume-Uni 1961-1979
Hommes

Variable dépendante	Variables indépendantes							Tests		
	CONST	WTS _m	U	ENR	NWY	AGE	Wf	R ²	DW	erreur- type de l'estima- tion
<u>Estimations MC</u>										
PR _m Equation (1)	-0.002 (-0.001)	-0.024 (-0.02)	-0.0008 (-0.003)		1.81 (3.46)	-0.007 (-0.014)		..(a)	2.34	0.003
		WT _m								
(2)	-0.002 (-0.002)	-0.02 (-0.02)	-0.0003 (-0.003)		1.53 (3.55)	-0.007 (-0.014)		..(a)	2.20	0.003
		W _m								
(3)	-0.003 (-0.002)	-0.014 (-0.024)	-0.00005 (-0.003)		1.49 (3.67)	-0.008 (-0.014)		..(a)	2.10	0.003
<u>Estimations DMC</u>										
PR _m Equation (4)	-0.004** (-0.001)	0.03 (0.035)	0.004 (0.004)	0.014 (0.009)	-1.30 (-3.5)			0.002	1.3	0.0026
		WT _m								
(5)	-0.005** (-0.001)	0.04 (0.035)	0.005 (0.004)	0.013 (0.009)	-2.50 (-3.6)			0.06	1.20	0.0026
		W _m								
(6)	-0.005** (-0.001)	0.04 (0.03)	0.003 (0.003)	0.011 (0.01)	-1.69 (-3.26)			0.09	1.25	0.0026

a) Les R² corrigés sont négatifs.

Tableau 12

Taux d'activité
Royaume-Uni 1961-1979

Femmes

Variable dépendante	Variables indépendantes										Tests		
	CONST	WTS _m	U	ENR	NWY	AGE	Wf	R ²	DW	erreur- type de l'estima- tion			
<u>Estimations MC</u>													
PRf Equation 0.013	(1) 0.015 (0.009)	-0.16 (-0.10)	-0.025 (-0.015)	0.053 (0.065)	5.01 (11.9)	0.09 (0.42)	-0.05 (-0.06)			0.04	1.45		
		WTF											
0.014	(2) 0.014 (0.009)	-0.131 (-0.108)	-0.022 (-0.016)	0.057 (0.069)	4.60 (12.5)	-0.108 (0.443)	-0.05 (-0.06)		..(a)	1.37			
		Wf											
0.014	(3) 0.013 (0.009)	-0.108 (-0.11)	-0.02 (-0.016)	0.060 (0.072)	4.62 (12.8)	0.14 (0.46)	-0.05 (-0.07)		..(a)	1.31			
<u>Estimations DMC</u>													
PRf 0.012	(4) 0.01 (0.009)	-0.11 (-0.14)	-0.02 (-0.02)	0.21* (0.08)	-4.09 (-13.38)	0.207 (0.428)	-0.09 (-0.06)		0.315	2.10			
		WTF											
0.012	(5) 0.002 (0.009)	-0.03 (-0.16)	-0.02 (-0.02)	0.19* (0.087)	-5.73 (-13.9)	0.11 (0.46)	-0.075 (-0.065)		0.280	1.93			
		Wf											
0.012	(6) 0.002 (0.01)	-0.024 (-0.16)	-0.02 (-0.02)	0.19 (0.09)	-5.88 (-14.1)	0.11 (0.48)	-0.07 (-0.06)		0.279	1.90			

a) Les R² corrigés sont négatifs.

Tableau 13

Taux d'activité
Canada 1961-1979

Hommes

Variable dépendante	Variables indépendantes							Tests		
	CONST	WTS _m	U	ENR	NWY	AGE	WF	R ²	DW	erreur- type de l'estima- tion
<u>Estimations MC</u>										
PR _m Equation (1)	0.0004 (0.0025)	0.033 (0.072)	-0.009 (-0.011)	-0.05 (-0.05)	0.003 (0.086)	9.25 (4.46)		0.407	1.84	0.005
		WT _m								
(2)	0.0005 (0.0025)	0.013 (0.073)	-0.009 (-0.011)	-0.047 (-0.047)	0.004 (0.92)	9.28 (4.50)		0.398	1.83	0.005
		W _m								
(3)	0.0006 (0.0025)	0.0016 (0.08)	-0.009 (-0.010)	-0.045 (-0.053)	0.009 (0.093)	9.33 (4.63)		0.397	1.82	0.005
<u>Estimations DMC</u>										
PR _m Equation (4)	-0.003 (-0.003)	-0.09 (-0.08)	-0.014 (-0.01)	-0.06 (-0.03)	0.008 (0.10)	7.1 (3.4)		0.610	1.10	0.004
		WTS _m								
(5)	0.003 (0.003)	-0.12 (-0.08)	-0.015 (-0.009)	-0.06 (-0.03)	0.04 (0.10)	7.2* (3.2)		0.633	1.10	0.0035
		W _m								
(6)	0.001 (0.002)	-0.07 (-0.07)	-0.016 (-0.01)	-0.065 (-0.042)	0.07 (0.09)	7.49 (3.79)		0.600	1.27	0.004

Tableau 14

Taux d'activité
Canada 1961-1979

Femmes

Variable dépendante	Variables indépendantes							Tests		
	CONST	WTS _m	U	ENR	NWY	AGE	W _f	R ²	DW	erreur- type de l'estima- tion
<u>Estimations MC</u>										
PR _f Equation 0.011	(1) 0.024** (0.008)	-0.07 (-0.21)	-0.013 (-0.023)		0.35 (0.20)	-0.05 (-0.05)	-3.86 (-4.15)		0.147	2.2
		WTS _f								
0.011	(2) 0.026** (0.008)	-0.14 (-0.22)	-0.009 (-0.025)	-0.03 (-0.12)	0.37 (0.21)	-0.05 (-0.05)	-3.53 (-4.81)		0.100	2.2
		WT _f								
0.011	(3) 0.025** (0.008)	-0.08 (-0.20)	-0.01 (-0.02)	-0.03 (-0.12)	0.38 (0.23)	-0.05 (-0.05)	-3.64 (-4.91)		0.083	2.2
		W _f			W _m					
PR _f 0.007	(4) -0.015 (-0.01)	0.92* (0.30)	-0.006 (-0.02)		0.086 (0.15)	-0.20* (-0.046)	3.17 (3.14)		0.612	2.8
		WTS _f								
0.007	(5) -0.003 (-0.008)	0.79** (0.23)	0.014 (0.016)	-0.03 (-0.10)	0.22 (0.15)	-0.09* (-0.03)	8.89* (4.02)		0.650	2.46
		WT _f								
0.007	(6) -0.006 (-0.008)	0.89** (0.23)	0.012 (0.015)	-0.07 (-0.09)	0.12 (0.15)	-0.10* (-0.03)	11.7* (4.2)		0.688	2.4

paramètres-clés sont généralement mieux déterminés par la méthode DMC que par la méthode ordinaire appliquée aux différences premières, les signes de la plupart des variables restant inchangés à l'exception du salaire du conjoint. C'est ainsi que, dans l'équation 1(4) relative à l'activité masculine, cette dernière variable change de signe et devient positive et statistiquement significative. Une telle divergence était prévisible : un accroissement de l'offre de main-d'oeuvre aurait tendance à faire baisser les salaires ; l'élimination de cette relation inverse permet d'identifier l'effet positif partiel des salaires sur l'activité. Les R^2 sont plus élevés et les erreurs-types légèrement plus faibles que pour les estimations MC. On obtient aussi de meilleurs résultats statistiques chez les femmes, pour qui la variable de revenu (GT) ne subit pas de changement de signe (cf. tableau 4). Dans ce cas, la méthode DMC fournit une meilleure série d'estimations aussi bien pour les hommes que pour les femmes, malgré l'ambiguïté qui s'attache à l'interprétation de l'influence du salaire féminin dans les équations relatives à l'activité masculine. La versatilité des estimations face aux changements de techniques d'estimation démontre aussi avec quelle précaution il faut interpréter les résultats empiriques.

42. Dans le cas du Japon, en revanche, les résultats de la méthode DMC sont apparemment moins satisfaisants (tableaux 5 et 6), les effets du salaire propre chez les hommes et du chômage chez les femmes perdant leur caractère significatif. Cela tient probablement à la médiocre qualité des estimations MC et à la taille de l'échantillon, plus réduite que dans le cas des autres pays.

43. Pour l'Allemagne (tableaux 7 et 8), les estimations DMC relatives à l'activité des hommes sont apparemment meilleures et les effets de revenu dominant désormais la décision d'activité ; de fait, on parvient à isoler un effet de revenu lié au salaire du conjoint. Pour les femmes, les estimations DMC sont légèrement moins satisfaisantes du point de vue de la précision de l'ajustement. En revanche, la détermination des élasticités par rapport au salaire propre et de l'incidence du chômage est légèrement meilleure.

44. Pour la France, les résultats DMC concernant les hommes sont moins bons (cf. tableau 9). Le signe du chômage devient positif, phénomène quelque peu difficile à interpréter dans le cadre de la théorie classique. Chez les femmes, les résultats DMC sont comparables aux résultats MC du point de vue du pouvoir explicatif global et de la précision de l'ajustement (cf. tableau 10). Toutefois, si la méthode DMC permet une meilleure détermination des élasticités par rapport au salaire, elle donne une médiocre estimation des effets liés au marché du travail. A cet égard, il semblerait que les différentes techniques d'estimation se valent, le choix étant dicté par l'opinion qu'on se fait à l'avance du signe qui convient le mieux aux deux variables en question.

45. Pour le Royaume-Uni, les estimations DMC sont meilleures (cf. tableaux 11 et 12). Pour les hommes, l'équation reste médiocre, mais les élasticités par rapport au salaire propre sont légèrement mieux cernées, avec un changement de signe dans un sens a priori satisfaisant (comme dans le cas du Canada). Pour les femmes, les estimations DMC conservent leur signe à la plupart des variables. Cependant, les coefficients affectés aux élasticités par rapport au salaire propre et au taux de chômage sont moins bien déterminés.

46. Enfin, les résultats du Canada sont comparables à ceux des Etats-Unis avec de meilleurs résultats statistiques lorsqu'on utilise la méthode DMC

(tableaux 13 et 14). Chez les hommes, on observe un changement de signe pour les élasticités par rapport au salaire propre et l'effet de "travailleur découragé" est mieux déterminé. Comme dans le cas des Etats-Unis, l'influence du salaire du conjoint devient positive. Chez les femmes, on voit apparaître un effet de "travailleur ajouté" au lieu de l'effet de "travailleur découragé" non significatif mis en évidence par l'estimation MC. D'une façon générale, la précision de l'ajustement est nettement améliorée, sans changement de signe allant à l'encontre du jugement intuitif.

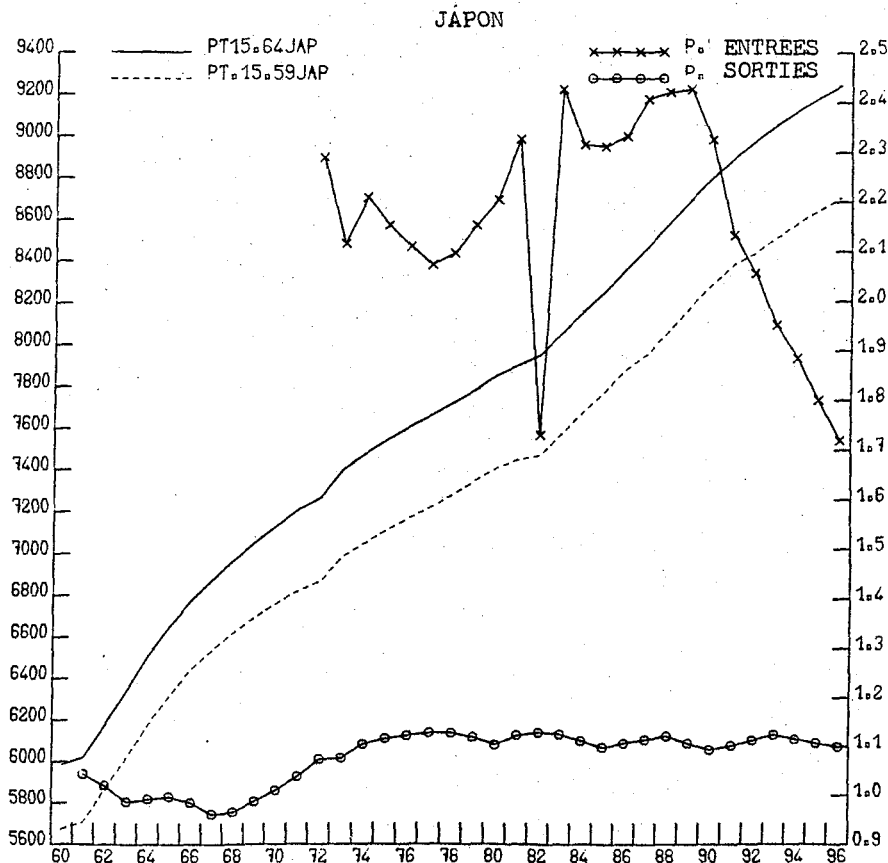
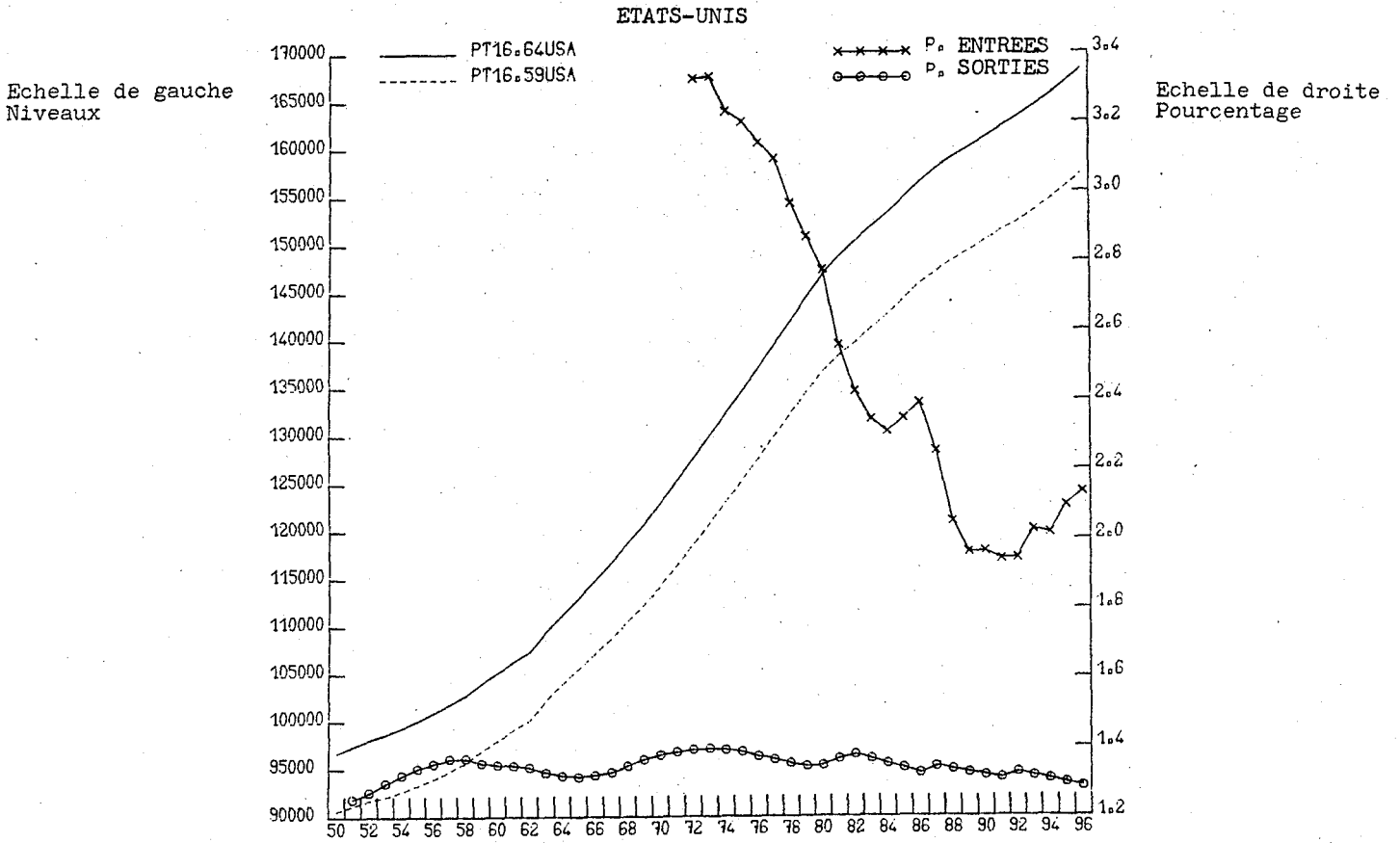
47. En résumé, nous venons de passer en revue trois techniques différentes d'estimation du taux d'activité dans le cadre du modèle néo-classique de maximisation de l'utilité, à partir de séries temporelles portant sur six pays. La caractéristique la plus frappante des résultats empiriques obtenus est la grande instabilité liée à l'utilisation de techniques de spécifications différentes. D'abord, les résultats des estimations MC au niveau logarithmique, qui sont d'usage tout à fait courant dans le cadre des débats théoriques et des analyses empiriques, militent fortement en faveur de l'utilisation du modèle néo-classique élargi. Ces estimations paraissent statistiquement bien déterminées et permettent souvent d'isoler l'effet négatif que la théorie attribue au salaire du conjoint et au revenu non salarial et que l'on rencontre couramment dans les analyses transversales. De même, la différence de réaction des hommes et des femmes aux variables sociales de contrôle semble justifier le choix de la ventilation par sexe comme approximation du clivage théorique entre travailleurs primaires et travailleurs secondaires. Cette évaluation positive des résultats empiriques est sérieusement remise en cause lorsqu'on soumet le modèle à une méthode d'estimation plus fine. Ainsi, lorsqu'on applique la méthode des moindres carrés aux différences premières, on découvre l'extrême instabilité des paramètres, associée à un certain nombre de changements de signe. Ces résultats suscitent de graves doutes quant à la fiabilité des idées traditionnellement admises concernant l'incidence des salaires réels et d'autres facteurs sur l'activité. Dans un troisième temps, on a soumis le modèle à une nouvelle estimation par une double application de la méthode des moindres carrés, afin d'examiner le biais de simultanéité. Ces estimations donnent parfois de meilleurs résultats statistiques. D'un autre côté, étant donné la petite taille de l'échantillon et la difficulté de choisir une série satisfaisante de variables instrumentales, les résultats sont forcément influencés par les jugements a priori du chercheur. D'une façon générale, les nettes divergences entre les résultats obtenus à l'aide de trois techniques d'estimation couramment employées démontrent clairement la nécessité d'interpréter avec prudence les résultats empiriques.

V. REPERCUSSIONS SUR L'EVOLUTION DE LA POPULATION ACTIVE JUSQU'EN 1996

48. On peut distinguer deux composantes dans la croissance de l'offre totale de main-d'oeuvre. La plus importante est la croissance démographique de la population d'âge actif, de 16 à 64 ans (PAA). On peut estimer de façon assez précise la croissance et la répartition par âge de la population d'âge actif sur les 12 à 15 ans à venir, celles-ci dépendant avant tout des flux d'entrées et de sorties dans la population existante (17). Néanmoins, la croissance de la population active peut diverger nettement des tendances démographiques fondamentales, en raison de l'incidence du solde migratoire

GRAPHIQUE B

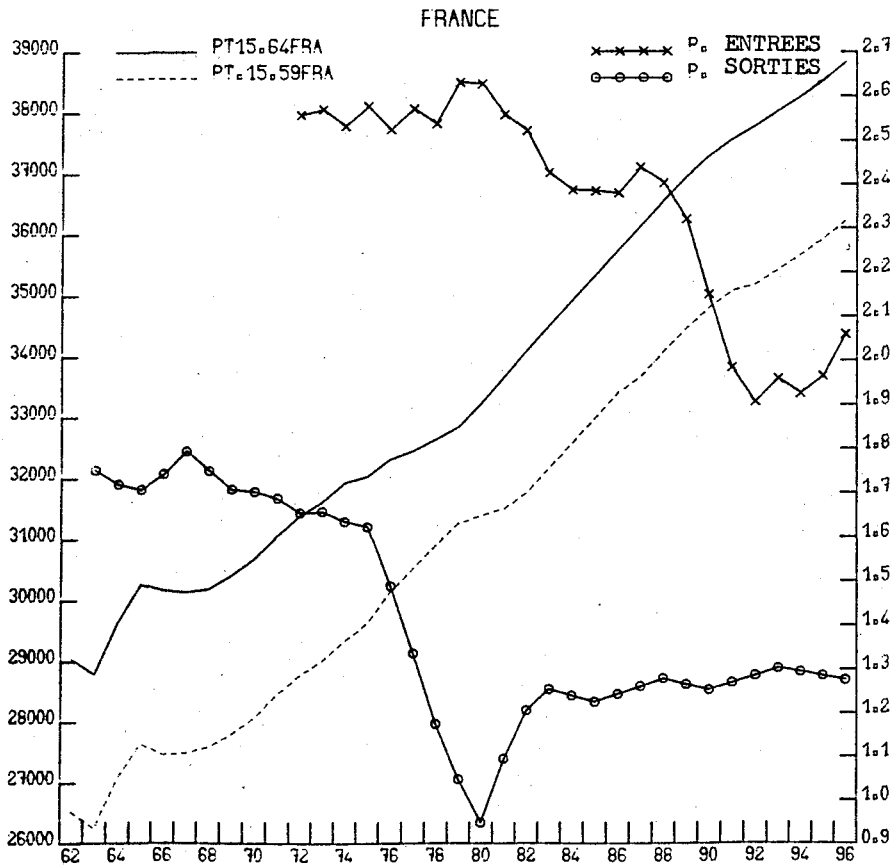
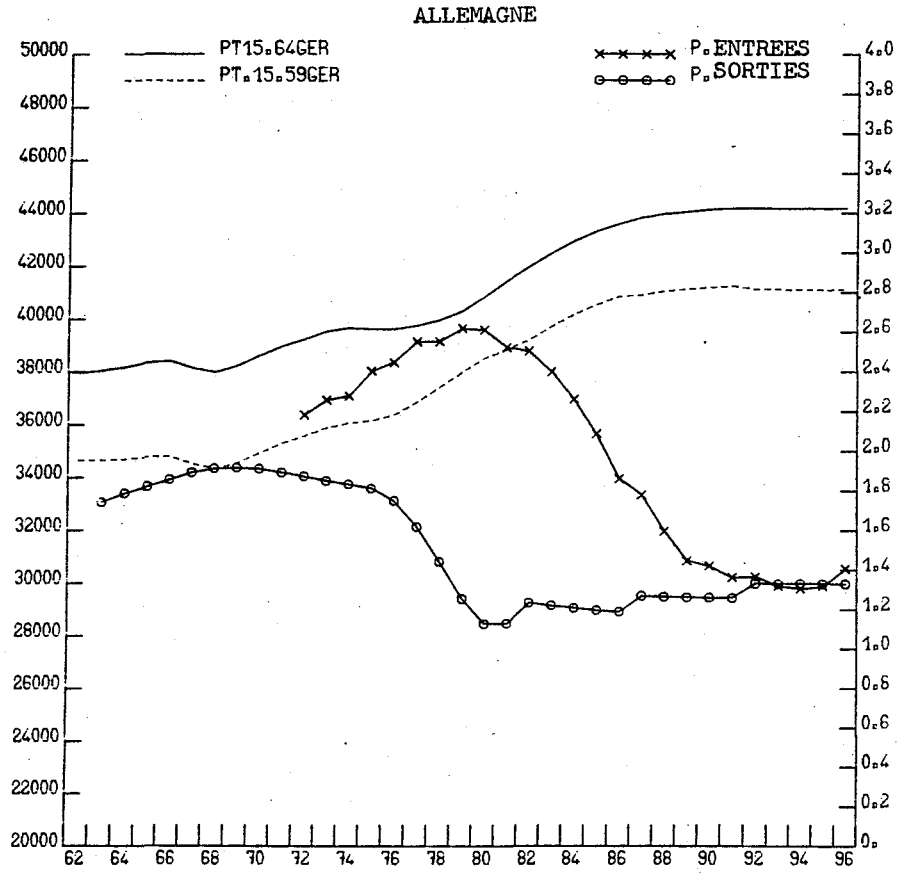
EVOLUTION DE LA POPULATION D'AGE ACTIF



GRAPHIQUE B (Suite)

Echelle de gauche
Niveaux

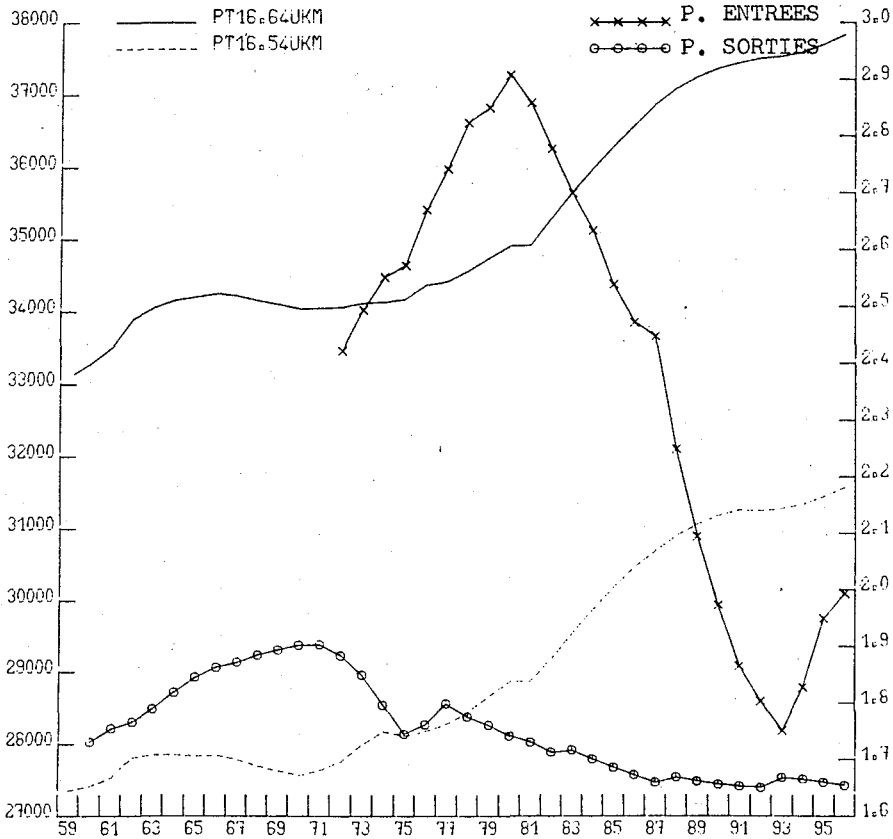
Echelle de droite
Pourcentage



GRAPHIQUE B (Suite)

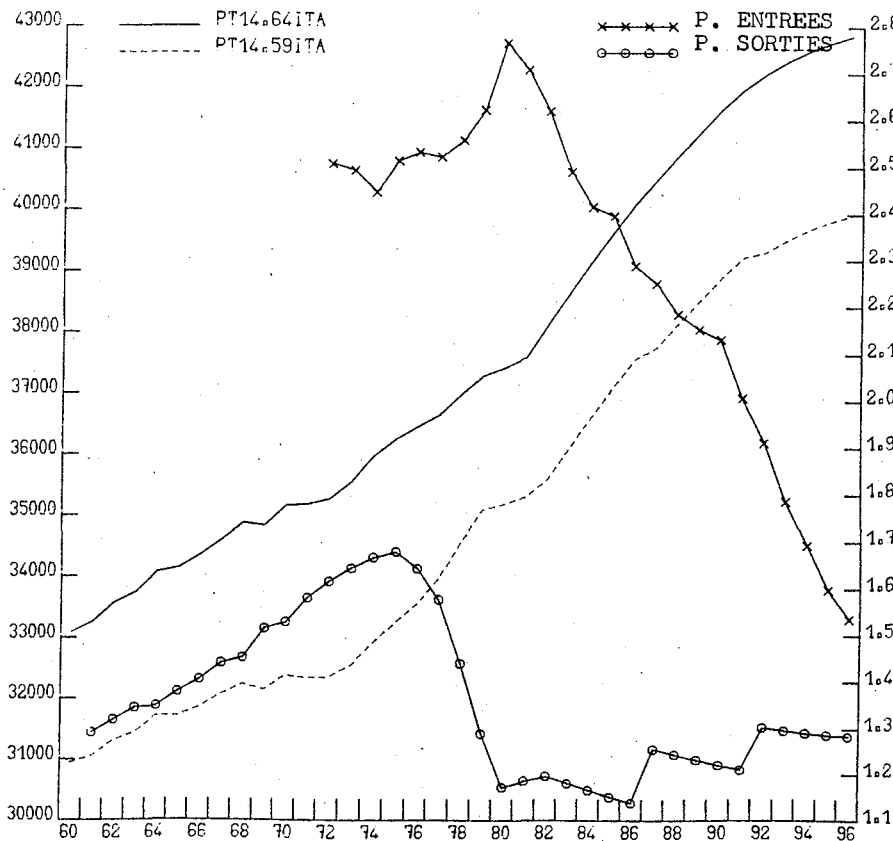
ROYAUME-UNI

Echelle de gauche
Niveaux



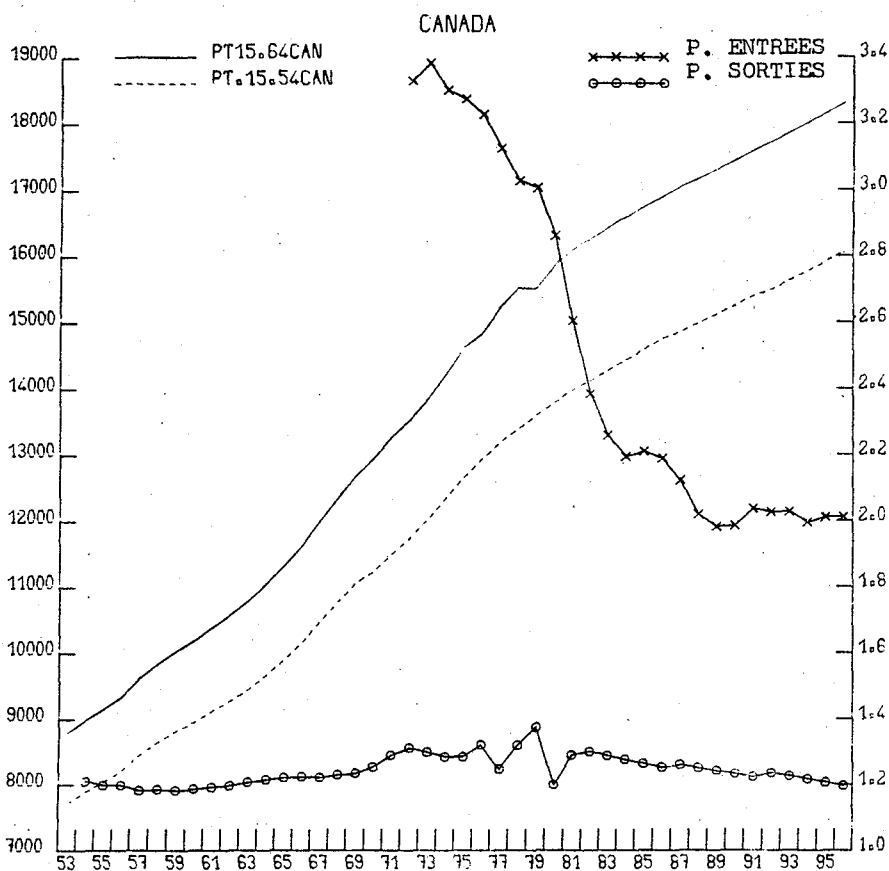
Echelle de droite
Pourcentage

ITALIE

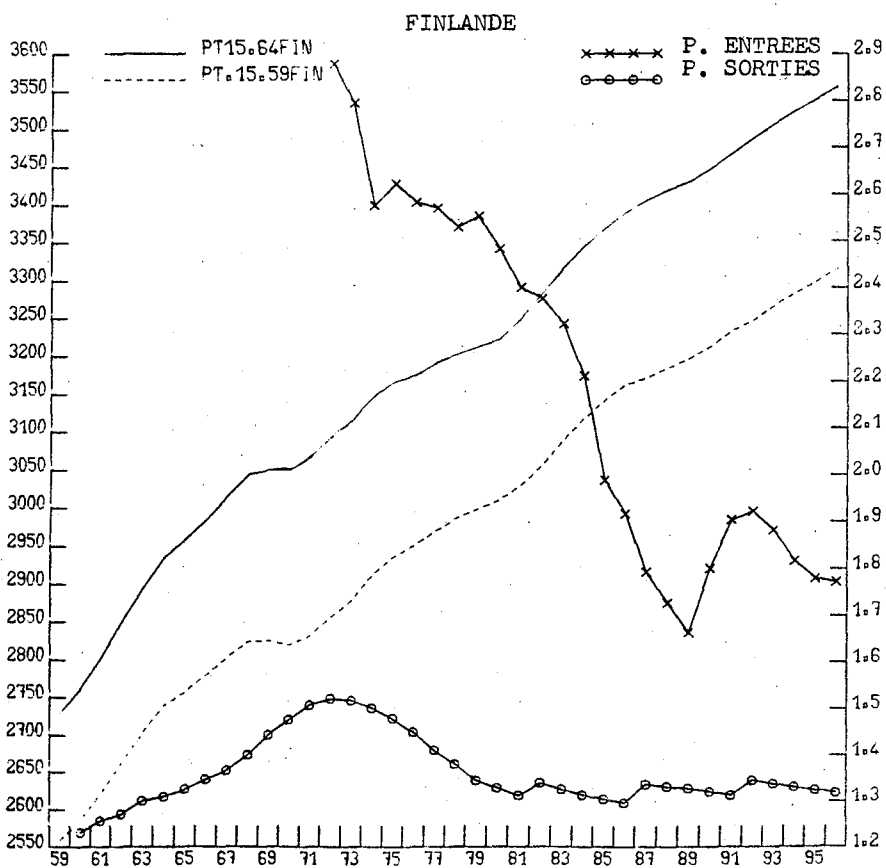


GRAPHIQUE B (Suite)

Echelle de gauche
Niveaux

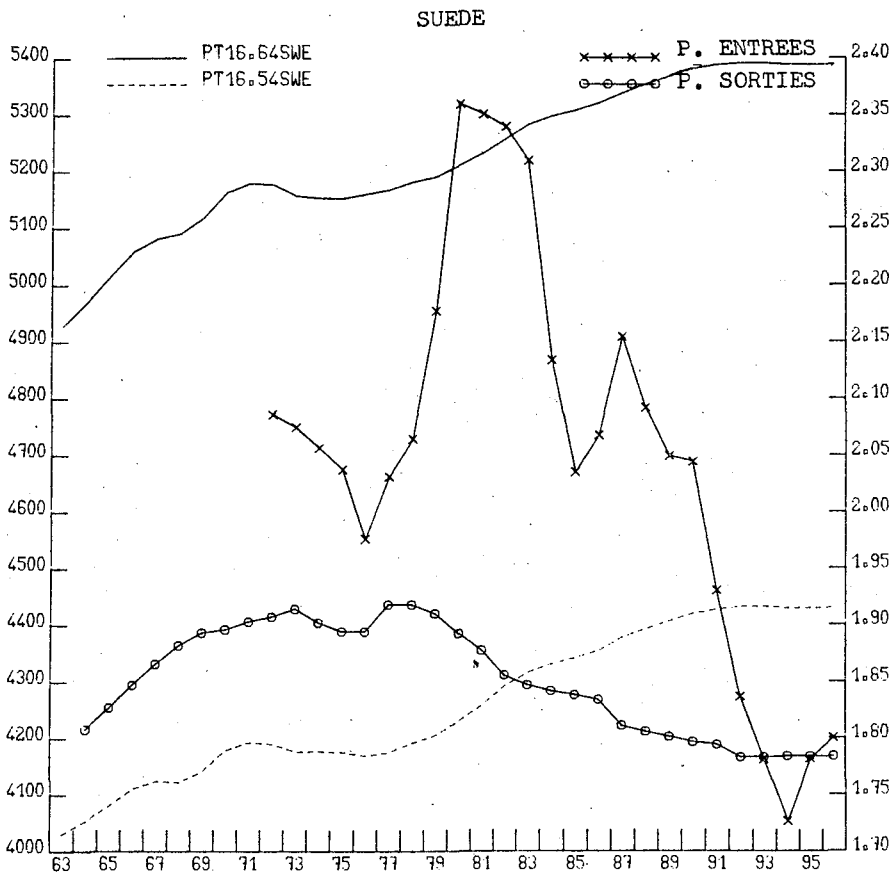


Echelle de droite
Pourcentage

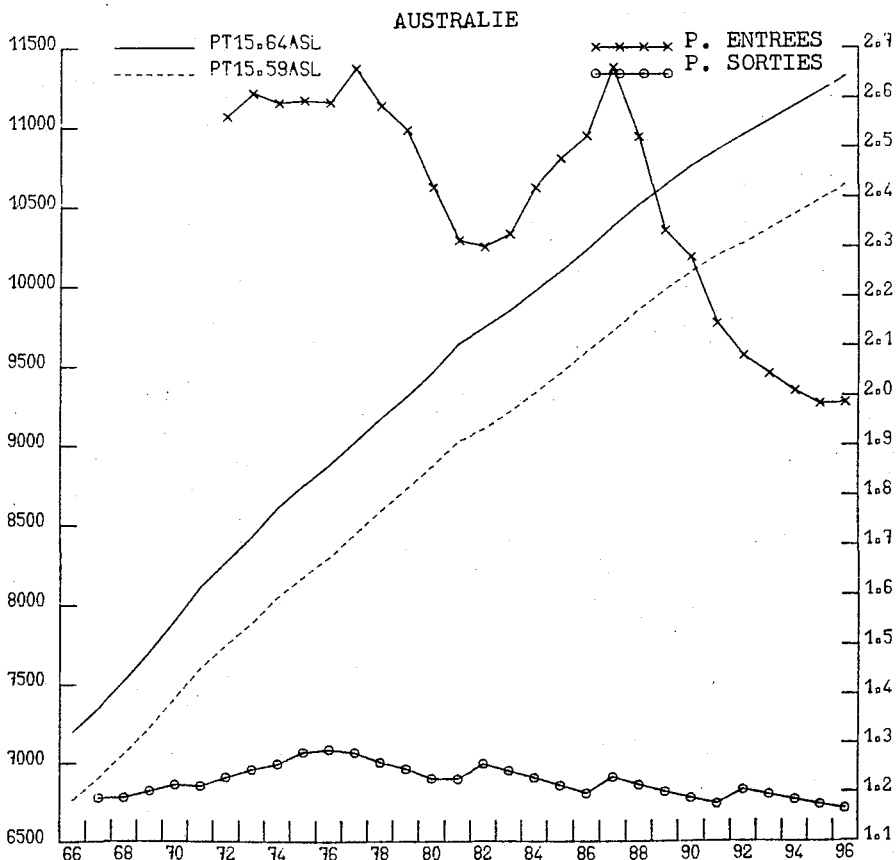


GRAPHIQUE B (Suite)

Echelle de gauche
Niveaux



Echelle de droite
Pourcentage



et/ou des variations des taux d'activité. Ainsi, ces dernières années, les Etats-Unis et le Japon ont vu leurs PAA respectives augmenter à un rythme comparable, alors que leurs populations actives suivaient des tendances tout à fait divergentes. En outre, l'offre de main-d'oeuvre effective totale peut-être modifiée par l'intensité de l'effort de travail, du fait des variations qui interviennent dans le nombre moyen d'heures de travail effectuées par les individus tout au long de leur vie.

49. Plusieurs notions relatives à l'offre de main-d'oeuvre sont à prendre en compte dans les projections à moyen terme. La présente section se concentre davantage sur l'évolution de la population active totale que sur l'offre totale d'heures de travail, mettant ainsi l'accent sur le nombre d'emplois nécessaires pour atteindre les objectifs d'emploi dans un délai donné (18). Cette approche est compatible avec la tendance normale à la réduction du temps de travail et à l'avancement de la retraite. Elle devrait cependant être révisée en cas de transformation radicale des pratiques de travail (par exemple, le partage du travail).

i) Evolution démographique

50. Le graphique B illustre l'évolution démographique de la PAA dans dix pays jusqu'en 1996 (19). Les courbes qui y figurent représentent les proportions d'entrées et de sorties (échelle de droite) ainsi que deux mesures de la PAA en valeur absolue (échelle de gauche). Le nombre de jeunes gens et de jeunes filles de 16 ans constitue une approximation étroite du flux des entrées, 16 ans étant généralement l'âge minimum de fin de scolarité obligatoire. Le choix des personnes de 65 ans pour représenter les flux de sorties de la population active est douteux, la retraite anticipée étant très répandue dans certains pays. La différence avec l'autre mesure de la PAA (16-59 ans) donne certaines indications sur la possibilité de réduire l'offre réelle de main-d'oeuvre par l'avancement de la retraite. Toutefois, la comparaison directe entre les deux estimations surévalue la réduction potentielle de l'offre de main-d'oeuvre, les taux d'activité de la classe d'âges 60-64 ans étant relativement bas dans certains pays. C'est au Japon, en Italie et aux Etats-Unis que ces taux sont les plus élevés, alors qu'ils sont relativement faibles en Europe et en Australie, ce qui tient sans aucun doute à la couverture plus large des régimes publics de retraite et aux mesures gouvernementales visant à avancer l'âge de la retraite dans ces derniers pays.

Taux d'activité en 1981

	<u>Groupe d'âges</u>	<u>55-59</u>	<u>60-64</u>
Etats-Unis		63.9	44.1
Japon		68.9	55.0
Allemagne		57.0	29.9
France		62.5	33.4
Italie		83.4	44.4
Australie		55.4	30.9
Finlande		59.2	32.8
	<u>Groupe d'âges</u>	<u>55-64</u>	
Canada		53.4	
Suède		67.6	
Royaume-Uni		59.9	

51. Le tableau 15 récapitule les divers facteurs démographiques expliquant les variations passées et prévisibles de la PAA jusqu'en 1994, pour les dix pays considérés. Les flux d'entrées et de sorties et la croissance nette de la PAA sont indiqués sous forme de moyennes sur 5 ans pour minimiser l'influence des variations désordonnées pouvant intervenir d'une année sur l'autre. Cependant, cette méthode masque les tournants proprement dits, lesquels apparaissent de façon plus nette sur les graphiques par pays illustrant les entrées et sorties annuelles. On observe dans tous les pays une tendance assez générale au ralentissement de la croissance de la PAA à partir du milieu des années 80, cette tendance allant en se renforçant au cours des années 90. Etant donné le taux élevé de mortalité parmi la population inactive dépendante, cela semblerait impliquer une stabilité ou une baisse en valeur absolue de la population totale d'ici le milieu ou la fin des années 80 dans un certain nombre de pays.

52. En résumé, la période 1980-1984 se caractérise par une grande disparité des pressions démographiques selon les régions. En Amérique du Nord et en Australie, la décélération de la croissance de la population d'âge actif contribue à tempérer la situation créée par une offre de main-d'oeuvre pléthorique. En Europe et, dans une moindre mesure, au Japon, les facteurs démographiques ne risquent guère de jouer dans ce sens avant le milieu des années 80. A partir de cette date et jusque dans les années 90, presque tous les pays verront se ralentir la croissance de leur PAA. Par conséquent, si les facteurs démographiques doivent permettre d'une façon générale d'atténuer le problème du chômage au milieu des années 80, une réduction sensible du chômage, par exemple de 4 points environ d'ici 1990 (soit quelque 15 millions de personnes), équivaudrait en elle-même à 4 à 6 ans de croissance naturelle de la population.

ii) Variation de la population active

53. Les facteurs économiques et sociaux sont susceptibles de modifier l'incidence des tendances démographiques fondamentales. Comme on l'a noté plus haut, les taux d'activité (féminins notamment) ont remarquablement résisté durant les trois ou quatre années de stagnation économique qui viennent de s'écouler. En règle générale, les relations empiriques fondées sur le modèle néo-classique élargi de maximisation de l'utilité ne permettent pas de retracer ce phénomène de façon satisfaisante. On peut cependant illustrer le degré de variation des récentes tendances de la population active par rapport à son évolution historique en effectuant une extrapolation vers deux points fixés, 1985 et 1990, sur la base des tendances des principales variables macro-économiques (conformément à l'évolution observée depuis le second choc pétrolier)(20). Il reste cependant à déterminer si l'évolution du taux d'activité a des chances de reprendre à partir d'une base plus élevée ou si elle retrouvera sa tendance historique. Toutefois, il ressort de la majorité des études sociologiques consacrées au comportement des cohortes féminines que l'on doit rehausser la base d'extrapolation.

54. Le tableau 16 récapitule les projections relatives à l'activité fondées sur les estimations les mieux ajustées parmi les estimations MC et DMC précédentes, qui portaient sur six grands pays. Ces extrapolations sont compatibles avec les prévisions semestrielles de l'OCDE concernant le revenu salarial réel et le taux de chômage en 1984. La comparaison des données d'observation récentes avec les résultats de l'extrapolation à 1985 montre que les projections expliquent assez mal l'évolution à l'extérieur de

Tableau 15

Variations de la population d'âge actif (indépendamment des migrations)
(en pourcentage annuel moyen)

	Entrées (à 16 ans)					Sorties (à 65 ans)					Taux de mortalité					Accroissement net				
	1975-79	1980-84	1985-89	1990-94	1975-79	1980-84	1985-89	1990-94	1975-79	1980-84	1985-89	1990-94	1975-79	1980-84	1985-89	1990-94	1975-79	1980-84	1985-89	1990-94
Etats-Unis(a)	3.0	2.5	2.2	2.0	1.3	1.4	1.3	1.3	1.3	0.3	0.3	1.4	0.8	0.6	0.4	0.8	0.8	0.6	0.4	
Japon(b)	2.1	2.2	2.4	2.1	1.1	1.1	1.1	1.2	0.2	0.2	0.8	0.8	0.9	1.1	0.7	0.9	0.9	1.1	0.7	
Allemagne(b)	2.5	2.4	1.8	1.4	1.6	1.2	1.2	1.3	0.5	0.5	0.4	0.4	0.7	0.0	-0.4	0.7	0.7	0.0	-0.4	
France(b)	2.5	2.5	2.4	2.0	1.3	1.1	1.2	1.3	0.4	0.4	0.8	0.8	1.0	0.7	0.3	1.0	1.0	0.7	0.3	
Royaume-Uni(a)	2.7	2.8	2.4	1.8	1.8	1.7	1.7	1.6	0.5	0.5	0.4	0.4	0.6	0.2	-0.45	0.6	0.6	0.2	-0.45	
Italie(c)	2.5	2.6	2.3	1.9	1.5	1.2	1.2	1.3	0.5	0.5	0.5	0.5	0.9	0.5	0.1	1.3	0.9	0.5	0.1	
Canada(b)	3.1	2.4	2.1	2.0	1.3	1.3	1.3	1.2	0.3	0.3	1.6	1.6	0.8	0.6	0.5	1.2	0.8	0.6	0.5	
Australie(b)	2.6	2.3	2.5	1.7	1.3	1.2	1.2	0.9	0.4	0.4	0.9	0.9	0.7	0.9	0.4	0.9	0.7	0.9	0.4	
Finlande(b)	2.5	2.4	1.8	1.9	1.4	1.3	1.3	1.3	0.4	0.4	0.7	0.7	0.7	0.1	0.1	1.3	0.7	0.1	0.1	
Suède(a)	2.1	2.3	2.1	1.9	1.9	1.9	1.8	1.8	0.1	0.1	0.0	0.0	0.3	0.2	0.0	1.8	0.3	0.2	0.0	

a) 16-64 ans.

b) 15-64 ans.

c) 14-64 ans.

l'échantillon. Ainsi, l'une des caractéristiques notables des tendances de la population active de 1979 à 1981 est la quasi-stabilité ou la croissance des taux d'activité dans beaucoup de pays. Dans pratiquement tous les cas, ce phénomène s'explique par l'augmentation des taux d'activité féminins, malgré la stagnation ou la baisse des salaires réels et la montée rapide du chômage.

55. De façon générale, à en juger d'après les données portant sur la période 1980-82, les projections MC et DMC semblent retracer un peu mieux le comportement masculin, malgré une certaine tendance à sous-estimer la baisse possible des taux d'activité masculins jusqu'en 1985. L'écart entre les deux séries d'estimations est relativement étroit. D'un point de vue global, on prévoit d'ici 1985 une tendance à la modération, voire à la stabilisation des taux d'activité masculins jusqu'alors en baisse régulière, sauf en France. Pour la suite, dans la majorité des cas, les estimations DMC indiquent de faibles baisses jusqu'en 1990, alors que les estimations MC prévoient de légères hausses dans quelques pays. Ces divergences s'expliquent, entre autres, par des différences dans la pondération des variables relatives au marché du travail et par l'hypothèse d'un faible recul du chômage entre 1985 et 1990.

56. Les extrapolations concernant l'activité féminine sont plus problématiques, les projections pour 1985 impliquant dans plusieurs pays une chute peu vraisemblable des taux d'activité en-deçà de leur niveau récent. Autre élément d'incertitude, l'écart entre les différentes estimations est plus important, traduisant en partie la prédominance des changements de signe entre les estimations MC et DMC. En général, les estimations paraissent trop faibles là où l'activité féminine a connu une croissance rapide dans le passé récent. C'est ainsi que l'une et l'autre estimations concernant la France, le Royaume-Uni, le Canada et les Etats-Unis semblent trop faibles par rapport aux niveaux déjà atteints en 1981. En revanche, les taux extrapolés semblent trop élevés pour le Japon, à moins d'une reprise exceptionnellement rapide de l'activité féminine. Les taux d'activité féminins ont ainsi fait preuve d'une étonnante capacité d'adaptation à l'accentuation du chômage et au ralentissement de la croissance des salaires réels, contredisant la théorie selon laquelle la population active féminine comporterait une forte composante de travailleurs secondaires.

57. En bref, l'extrapolation grossière des estimations MC et DMC peut fournir des projections globales plausibles, traduisant en partie la neutralisation réciproque des tendances à surestimer l'activité masculine et à sous-estimer l'activité féminine. Néanmoins, une simple extrapolation ne fournira sans doute pas une bonne base pour analyser le marché du travail ou d'en prévoir l'évolution sans y inclure une grande part de jugement de valeur. Il ressort essentiellement des projections à base empirique que les taux d'activité devraient avoir marqué un recul plus prononcé, de peut-être 1 ou 2 points, dans une période caractérisée comme elle l'est actuellement, par un chômage record depuis la fin de la guerre. De fait, les projections pour 1985 paraîtraient invraisemblablement basses sans les programmes de retraite anticipée mis en oeuvre sous l'impulsion des gouvernements, notamment en Europe. Au-delà de 1985, on décèlerait une certaine reprise de la croissance des taux d'activité venant contrebalancer le brusque ralentissement de la croissance de la population d'âge actif ou son recul en valeur absolue dans la plupart des pays (tableau 17)(21). Par conséquent, même s'il est possible d'obtenir des projections plus vraisemblables en partant de niveaux de base plus réalistes, toute application d'un modèle empirique fait finalement

Tableau 16
Taux d'activité
(Extrapolation)

		Effectifs		MC(a)		DMC(a)	
		1980	1981	1985	1990	1985	1990
Etats-Unis	Hommes	85.1	84.8	84.7	84.7	84.7	84.7
	Femmes	59.7	60.6	61.1	62.1	59.7	60.2
	Total	72.2	72.5	72.6	73.0	72.0	72.2
Japon	Hommes	84.3	84.4	85.5	85.6	83.8	83.6
	Femmes	52.5	52.7	54.5	56.7	53.5	54.5
	Total	68.2	68.4	69.6	70.5	68.3	68.6
Allemagne	Hommes	80.6	79.7	80.0	80.7	79.3	78.9
	Femmes	48.6	48.9	48.9	49.2	48.6	49.4
	Total	64.5	64.2	64.2	64.7	63.7	63.8
France	Hommes	82.1	80.9	81.2	81.4	81.6	81.4
	Femmes	54.7	54.8	52.8	52.8	54.2	54.2
	Total	68.4	67.8	67.1	67.2	67.9	67.8
Royaume-Uni	Hommes	88.3	..	88.2	88.2	88.7	88.6
	Femmes	58.1	..	56.6	58.1	58.5	58.9
	Total	73.2	..	72.6	73.2	73.6	73.7
Canada	Hommes	85.8	85.6	85.4	85.5	84.6	84.3
	Femmes	57.2	57.2	56.7	56.7	59.5	59.5
	Total	71.4	71.3	71.0	71.1	71.1	71.5

a) Estimations au niveau des différences premières.

Note : Les taux d'activité représentent le rapport de la population active âgée de 15 à 64 ans à la population totale. Les définitions nationales omettent souvent de fixer des limites d'âge à la population active, ce qui contribue à relever les taux d'activité.

Tableau 17

Population active civile
(pourcentage moyen d'accroissement)

	Données historiques				Extrapolations	
	1955-59	1960-69	1970-74	1975-79	1980-84	1985-89
Etats-Unis	1.1	1.8	2.4	2.6	0.9	0.9
Japon	..	1.5	0.8	1.0	1.6	1.7
		<u>1962-69</u>				
Allemagne	..	-0.1	0.4	0.0	0.2	0.3
France	..	0.4	1.3	0.9	0.1	0.7
		<u>1960-69</u>				
Royaume-Uni	..	0.8	0.4	0.6	0.5	0.5
Italie	..	-0.6	0.3	2.4		
	<u>1956-59</u>					
Canada	2.7	2.8	3.5	3.1	0.9	0.6
		<u>1966-69</u>				
Australie	..	2.4	2.7	1.5		
		<u>1962-69</u>				
Finlande	..	0.1	1.0	0.1		
		<u>1963-69</u>				
Suède	..	0.7	1.1	1.3		

intervenir des jugements de valeur. Par exemple, les niveaux de départ sont-ils anormalement élevés et le mouvement risque-t-il donc de se trouver inversé ? Ou encore cette évolution est-elle un signe avant-coureur de ce que sera l'avenir, démentant ainsi l'utilité de relations empiriques passées reposant sur un environnement socio-économique entièrement différent ?

58. Ces facteurs sont difficiles à évaluer. On manque de donnée de bonne périodicité sur les taux d'activité, ainsi que de statistiques proprement dites sur les variables indépendantes. Il est donc difficile de procéder à un examen rigoureux des résidus au-delà de 1979 et de déterminer une rupture fondamentale des comportements. Il apparaît néanmoins, à l'examen des valeurs estimées des principales variables exogènes, que les prévisions relatives aux taux d'activité totaux (des six grands pays groupés) ont fait l'objet de sous-estimations cumulatives depuis 1979. En accord avec l'idée d'un changement du rôle des femmes dans la société, cette tendance à la sous-estimation des prévisions risque davantage de persister que de s'inverser. En se fondant sur l'évolution des résidus estimés depuis 1979, on peut suggérer l'adjonction de facteurs d'ajustement relativement restreints (par rapport aux erreurs-types des équations) pour modifier les estimations DMC aux fins d'analyse à court ou moyen terme.

Ces facteurs d'ajustement ralentiraient la chute des taux masculins (avec l'épuisement des possibilités de retraite anticipée) et contribueraient d'une manière générale à relever le niveau des taux d'activité féminins. Ils ne modifieraient cependant pas les caractéristiques fondamentales des équations.

VI. RESUME ET CONCLUSIONS

59. En résumé, nous venons d'examiner trois estimations différentes des équations relatives aux taux d'activité masculins et féminins dans six pays, sur la base d'un modèle néo-classique élargi de maximisation de l'utilité. Les estimations les plus simples du modèle (au niveau logarithmique), qui sont souvent citées dans les analyses empiriques et les débats théoriques, semblent militer fortement en faveur du modèle de base, les signes des paramètres correspondant aux prévisions du modèle en ignorant les effets d'agrégation. Cependant, les estimations des paramètres sont obscurcies par les fortes tendances temporelles communes qui influent sur les taux d'activité masculins et féminins et sur les variables explicatives. La correction de ce défaut par une nouvelle estimation sur la base des différences premières révèle l'instabilité des paramètres et ébranle les assises du modèle sous-jacent. La double application de la méthode des moindres carrés fournit des résultats assez différents des estimations MC sur les différences premières. On relève en particulier un certain nombre de nouveaux changements de signe, et les équations relatives à certains groupes de certains pays ne semblent pas jouir d'un grand pouvoir explicatif. Les principales faiblesses des équations apparaissent lorsque l'on extrapole à l'extérieur de l'échantillon les estimations dotées du pouvoir explicatif le plus satisfaisant. On constate une tendance à la sous-estimation des prévisions concernant la baisse d'activité des hommes, parallèlement à une surestimation plus nette encore de la hausse des taux féminins. Il en résulte que, pour 1983, les taux d'activité totaux pourraient être de 1 à 2 points plus élevés que les niveaux définis sur la

base des relations historiques observées dans certains pays. Les modifications du comportement des taux d'activité expliquent donc en partie l'augmentation des taux de chômage en situation de plein emploi des capacités, même après la prise en compte de l'évolution des facteurs démographiques.

60. La principale conclusion de la présente étude est que la famille des modèles néo-classiques de maximisation de l'utilité est d'une applicabilité assez limitée lorsqu'il s'agit d'expliquer les taux d'activité dans le cadre de séries temporelles. Cela tient peut-être autant à l'insuffisance des données qu'aux faiblesses du modèle mis à l'épreuve. La profonde divergence des résultats obtenus à partir du modèle selon que l'on utilise telle ou telle technique d'estimation montre avec quelle prudence il convient d'interpréter les résultats empiriques. En particulier, les estimations empiriques portant sur six pays démontrent qu'en cas d'utilisation pour des prévisions à l'extérieur de l'échantillon, le modèle néo-classique ne possède pas le pouvoir prévisionnel que lui attribuent souvent les ouvrages théoriques.

Facteurs d'ajustement

(en pourcentage annuel de la variable dépendante)

Etats-Unis	hommes	0.12	France	hommes	0.0
	femmes	1.4		femmes	0.4
Japon	hommes	0.12	Royaume-Uni	hommes	0.0
	femmes	0.0		femmes	0.7
Allemagne	hommes	0.12	Canada	hommes	0.12
	femmes	0.4		femmes	1.15

ANNEXE I

SOURCES DE DONNEES

1. Les données concernant la population active, la répartition par âge, le taux de dépendance infantile, l'emploi dans le secteur des services et les taux d'activité par sexe proviennent des Statistiques de la population active de l'OCDE, de la banque de données de la Direction de la Main-d'Oeuvre et des Affaires sociales et de sources nationales.
2. Les taux d'inscription dans l'enseignement post-secondaire proviennent de la banque de données de la Direction de la Main-d'Oeuvre et des Affaires sociales ainsi que de sources nationales.
3. Données relatives aux salaires masculins et féminins :
 - i) Etats-Unis, gains médians des travailleurs à plein temps, US Department of Commerce, "Money Income of Families and Persons in the United States", Current Population Reports, 1957-1977 ;
 - ii) Japon, Statistical Yearbook, salaire contractuel mensuel moyen des travailleurs permanents, ensemble des branches d'activité ;
 - iii) Allemagne et France, Annuaire des statistiques du Travail, Organisation Internationale du Travail, gains horaires dans le secteur non agricole ;
 - iv) Royaume-Uni, New Earning Survey, indice des gains horaires moyens, ensemble des branches d'activité, à l'exclusion de l'agriculture ;
 - v) Canada, rémunération et salaires moyens par sexe et par âge, ensemble des travailleurs à plein temps, Statistiques Canada, (Recensement).
4. Les données concernant les revenus non salariaux, les transferts publics aux ménages, l'impôt moyen sur le revenu et les cotisations de sécurité sociale proviennent des Comptes nationaux des pays de l'OCDE.

REFERENCES

- Abbott, M., et Ashenfelter, O., "Labour Supply, Commodity Demand and the Allocation of Time", The Review of Economic Studies, octobre 1976, pp. 389-412.
- Andersen, Leonall C., "An Explanation of Movements in the Labor Force Participation Rate, 1957-76", Federal Reserve Bank of St. Louis Review, août 1978, pp.7-21.
- Ashenfelter, O., et Heckman, J., "The Estimation of Income and Substitution Effects of Family Labor Supply", Econometrica, janvier 1974, pp. 73-85.
- Barnett, William A., "The Joint Allocation of Leisure and Goods Expenditure", Econometrica, mai 1979, pp. 539-564.
- Cain, G., et Watts, H. (dir. publ.), "Income Maintenance and Labour Supply", Markham Press, Chicago 1973.
- Candidate Model 2, octobre 1979, Section 2, Economic Council of Canada.
- Clark, K.B. et Summers, L.H., "Labour Force Participation : Timing and Persistence", Review of Economic Studies, Numéro spécial 1982, pp. 825-844.
- Clark, R., Kreps, J. et Spengler, J., "Economics of Ageing : A Survey", Journal of Economic Literature, Septembre 1978, pp. 919-962.
- Employment and Immigration, Canada, "An analysis of Labour Force Participation : Underlying Factors and Future Trends", août 1980.
- European Economy, mars 1980, pp. 87-113, "Adaptation of Working Time : Impact of a Reduction in the Annual Duration of Work".
- Filmer, R., et Silberberg, R., "Fertility, Family Formation and Female Labour Force Participation in Australia", Preliminary Working Paper BP-08, décembre 1977. IMPACT Project.
- Greenhalgh, Christine, "Participation and Hours of Work for Married Women in Great Britain", Oxford Economic Papers, juillet 1980, pp. 296-318.
- Hausman, Jerry A., "Labor supply", dans How Taxes Affect Economic Behaviour, The Brookings Institution, H.J. Aaron et J.A. Pechman (dir. publ.) 1981.
- Heckman, James, "Shadow Prices, Market Wages, and Labor Supply", Econometrica, juillet 1974, pp. 679-694.

- Heckman, J. Killingsworth, M.R. et McCurdy, T. "Empirical Evidence on Static Labour Supply Models : A survey of Recent Developments" dans *The Economics of the Labour Market*, (dir. publ.) Z. Hornstein, J. Grice et A. Webb, HMSO, 1981.
- Koller, Martin, et Reyher Lutz, "Working Time over Life, Participation in the Labour Market and Economic Growth : the Effects of Changes in Working Time Patterns, février 1980, Study N° 79/11, Commission des Communautés Européennes.
- Layard, R., Barton, M. et Zabalza, A., "Married Women's Participation and Hours", Economica, février 1980, pp. 51-73.
- Leamer, E.E., "Let's take the CON out the of econometrics", American Economic Review, mars 1983, pp. 31-43.
- Maddison, Angus, "Long-run Dynamics of Productivity Growth", Banca Nazionale del Lavoro Quarterly Review, mars 1979, pp. 3-44.
- Maddison, Angus, "Monitoring the Labour Market : A Proposal for a Comprehensive Approach in Official Statistics, illustrated by Recent Developments in France, Germany and the United Kingdom", The Review of Income and Wealth, juin 1980, pp. 175-218.
- Matthaei, Julie A., "Consequences of the Rise of the Two Earner Family : The Breakdown of the Sexual Division of Labor", American Economics Association, Papers and Proceedings, mai 1980, pp. 198-202.
- OCDE, Paris, 1979, Les politiques futures d'éducation et l'évolution économique et sociale.
- Powell, Alan A., "Aspects of the Design of Bachuroo, an Economic Demographic Model of Labour Supply, Preliminary working Paper N° BP-24, novembre 1980, IMPACT Project.
- Quinlan, Daniel C., et Shackelford, Jean A., "Labor Force Participation Rates of Women and the Rise of the Two Earner Family", American Economics Association, Papers and Proceedings, mai 1980, pp. 209-212.
- Reubens, B.G., Harrison, J.A.C. et Rupp, K., The Youth Labor Force 1945-1995 : A Cross-national Analysis, Allanheld, Osmun Publishers, 1981.
- Rosen, Harvey S., "What is Labor Supply and Do Taxes Affect it ?", American Economics Association, Papers and Proceedings, mai 1980, pp. 171-176.
- Standing, G., "Labour Force Participation and Development", BIT, 1978.
- Tulpulé, Ahok, "Effects on the Supply of Labour Hours by Employees of Changes in their Conditions of Employment", Preliminary Working Paper N°. BP-25, décembre 1980, IMPACT Project.
- Weiss, Yoram, et Gronau, Reuben, "Expected Interruptions in Labour Force Participation and Sex-related differences in Earnings Growth", Review of Economic Studies, 1981, pp. 607-619.

NOTES

1. Voir l'article de Guy Sanding, 1978.
2. On trouvera, pour 13 pays, des projections détaillées, ventilées par âge et par sexe, de 1980 à 1990, dans "L'évolution démographique de 1950 à 1990", OCDE, 1979.
3. Le lecteur trouvera une présentation de cette théorie dans le numéro spécial du Journal of Political Economy, mars/avril 1974.
4. On a calculé ces taux d'activité "à répartition constante" en effectuant une nouvelle pondération des taux réels d'activité (masculins et féminins) par âge en fonction de la répartition par groupes d'âges quinquennaux de la population de 1975, chaque fois que ces données étaient disponibles. La différence entre les taux effectifs et les taux "à répartition constante" constitue l'effet démographique ou "effet de répartition par âge".
5. L'éviction de cohortes peut, par exemple, se produire dans le cas de brusques variations dans les nouvelles entrées (ou sorties) de la population active, se traduisant par un débordement sur les taux d'activité des cohortes adjacentes.
6. La croissance de la scolarisation rapide jusqu'à la fin des années 70, semble être liée au taux de rendement escompté du capital humain et risque donc d'être relativement sensible aux coûts et avantages attendus de l'enseignement supérieur ainsi qu'aux écarts de salaires. L'existence de tels effets semble confirmée par la stagnation, voire le recul des taux de scolarisation des jeunes Américains face à la diminution du taux de rendement des investissements en capital humain. Chez les Américaines, en revanche, les taux de scolarisation semblent avoir plutôt mieux résisté, ce qui s'explique peut-être en partie par le fait que les écarts de salaires actuels entre hommes et femmes incitent ces dernières à prolonger leurs études et à améliorer leurs qualifications.
7. Rapport du nombre d'enfants d'âge pré-scolaire au nombre de femmes d'âge de grande fécondité.
8. 1965-1979 dans le cas du Japon.

9. Dans beaucoup de pays, le taux d'activité des hommes âgés de 65 ans et plus se situe entre 10 et 15 pour cent, celui des femmes étant nettement inférieur à 10 pour cent. Etant donné la prépondérance des femmes dans cette classe d'âges, le taux d'activité global est généralement voisin de 10 pour cent ou plus bas. En outre, ce taux a régulièrement diminué au cours des vingt dernières années, ce qui s'explique sans doute par l'abaissement de l'âge légal de la retraite, par une tendance de la population active à prendre plus tôt sa retraite et par l'extension de la couverture des régimes publics de retraite.
10. En l'absence de phénomènes d'éviction de cohortes, la variable dépendante appropriée serait le taux d'activité corrigé des effets d'âge (AP) : $AP = f(\cdot)$. Si la variable dépendante est le taux d'activité effectif (P), le terme figurant dans le second membre de l'équation doit être normalisé : $P = f(\cdot)P/AP$. Dans le cas d'un modèle plus général faisant intervenir certains effets de cohorte, on ajoute au terme de correction des effets d'âge un exposant non réduit à l'unité : $P = f(\cdot)(P/AP)$. Sous forme logarithmique, cette équation est à peu près équivalente à :

$$\text{Log}(P) = \text{Log}(f(\cdot)) + \text{Log}(P/AP)$$
11. Toutes les variables représentatives du revenu réel sont corrigées à l'aide de l'indice des prix à la consommation.
12. Toutefois, on convient généralement que de telles méthodes entraînent un biais d'échantillonnage qui tend à diminuer les coefficients mesurés en relation avec le salaire propre et les autres revenus. On trouvera une analyse de ces problèmes dans Heckman, Killingsworth et McCurdy, 1981.
13. On trouvera une liste représentative des premières études de ce type dans Cain et Watts (1973). Leurs limites théoriques et statistiques sont commentées dans Heckman, Killingsworth et McCurdy (1981).
14. Les estimations sur les différences premières produisent généralement des R^2 plus faibles mais les erreurs-types sont souvent comparables ou meilleures. Cette combinaison de résultats traduit souvent une variance plus élevée de la variable indépendante par rapport à la variable dépendante. Elle peut fournir des coefficients estimés plus fiables malgré un R^2 plus faible.
15. On observe aussi, à propos du taux de chômage, des changements de signes similaires, bien que moins graves, dans les équations concernant les femmes en France et au Canada, où les estimations de niveau logarithmique indiquaient l'existence d'un faible effet de "travailleur ajouté" non significatif.
16. Elle consiste à opérer la régression : $NWY = a_0 + a_1U + E$, et à considérer les résidus corrigés par la moyenne estimée comme les NWY "corrigés" ; en d'autres termes, $NWY^* = a_0 + E$ est la variable explicative utilisée dans (3) et (5).

17. Les principaux éléments d'incertitude s'attachant à de telles projections concernent le solde migratoire et, dans une moindre mesure, les variations du taux de mortalité de la population d'âge actif.
18. L'un des principaux facteurs limitant l'utilisation de la notion de durée du travail pour définir l'offre de travail est la rareté des données sur les heures ouvrées en dehors du secteur manufacturier.
19. Les projections concernant la PAA (16-64 ans) ont été établies suivant une méthode mécanique analogue à la méthode de l'inventaire permanent qui sert à évaluer le stock net de capital. En prenant pour référence la population estimée en 1981, on projette sur les 16 ans à venir les taux de natalité depuis le milieu des années 50 et la population existante âgée de 50 à 64 ans. Les cohortes nées en 1918 et 1967 respectivement sortent et entrent donc de la PAA en 1983, et ainsi de suite pour les cohortes suivantes. Les taux de natalité sont pondérés par la proportion de jeunes âgés de 16 ans en 1980, pour tenir compte des décès jusqu'à cet âge. On calcule les sorties de façon mécanique en supposant une répartition uniforme des taux de natalité à l'intérieur des groupes d'âges quinquennaux. Il en résulte un certain lissage des résultats si, les taux de natalité de 1916-20 et 1921-25 présentent, en réalité, une répartition irrégulière. On émet aussi des hypothèses quant à la mortalité du groupe 16-64 ans. Ces hypothèses, fondées sur les tendances démographiques récentes, constituent un élément d'incertitude. La principale faiblesse des projections tient à l'hypothèse explicite de nullité du solde migratoire. Il s'agit cependant là d'une approche courante dans les projections démographiques, en raison des difficultés associées à la projection de cette dernière variable.

20. Les principales hypothèses retenues pour l'extrapolation sont les suivantes : (i) une croissance moyenne du PNB réel dans la zone de l'OCDE de 3 pour cent par an pour la période 1983-1990 (à l'intérieur du total, le Japon et le Royaume-Uni sont respectivement affectés d'un taux plus élevé et d'un taux plus faible, soit 4 1/2 pour cent et 2 pour cent) ; (ii) une croissance moyenne de la productivité de 2 pour cent (supérieure à la moyenne au Japon, inférieure en Amérique du Nord) ; (iii) une progression de l'emploi de 1 pour cent en Europe et au Japon, mais de 1 1/2 pour cent en Amérique du Nord. (On suppose que le taux de chômage diminuera lentement après 1985) ; (iv) en ce qui concerne la répartition du revenu, on suppose que la croissance des salaires réels est contenue en-deçà de celle de la productivité, d'où une augmentation de la part du revenu non salarial. Les salaires des femmes sont supposés augmenter légèrement plus rapidement que ceux des hommes. Les transferts publics réels sont comprimés de façon à baisser d'1/2 pour cent par an. Pour ce qui est des variables socio-économiques de contrôle, on suppose que les tendances récentes se poursuivent : (i) la croissance relativement rapide du secteur privé des services est censée se poursuivre, (mais la progression de l'emploi public se ralentit) ; (ii) la natalité est supposée se maintenir au faible niveau caractérisant les années 80 ; (iii) on prévoit un vieillissement régulier de la population dans les 10 ans à venir (à l'exception du Japon jusqu'à la fin des années 80) ; (iv) le taux d'inscription dans l'enseignement supérieur est supposé atteindre un palier ou diminuer légèrement pour les hommes, tout en continuant à augmenter rapidement pour les femmes ; (v) on ne prévoit pas de bouleversement radical dans l'évolution de la durée normale du travail ou de l'âge de la retraite.
21. Les extrapolations sont fondées sur la variation moyenne des taux d'activité globale des deux séries d'estimations.