

INSTITUT NATIONAL DE LA STATISTIQUE ET DES ÉTUDES ÉCONOMIQUES

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

G 2001 / 16

La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?

Jean-Yves FOURNIER *

Pauline GIVORD *

DÉCEMBRE 2001

* Faisaient partie du Département des Etudes Economiques d'Ensemble - Division « Croissance et Politiques Macroéconomiques » au moment de la rédaction de document.

La réduction des taux d'activité aux âges extrêmes, une spécificité française ?

Résumé

Dans l'ensemble des pays industrialisés, la vie active est aujourd'hui principalement concentrée autour des âges médians (25 à 54 ans.) Ce phénomène est plus marqué en France où le taux d'activité des jeunes de moins de 25 ans est le plus bas observé sur l'ensemble de l'OCDE et celui des hommes de plus de 54 ans l'un des bas de cet ensemble de pays. Les taux d'activité aux deux extrêmes des âges de la vie active ont baissé sensiblement au cours des trente dernières années, activité des femmes exceptée, dans la mesure où cette dernière est affectée par la généralisation de l'activité féminine. Pour illustrer les sources de ces évolutions, nous procédons à un exercice de modélisation statistique des taux d'activité des âges extrêmes par tranche quinquennale. En ce qui concerne les personnes âgées, ceci permet de mettre en évidence l'importance à long terme des effets des politiques (généralisation des systèmes de préretraite, baisse de l'âge légal de la retraite à 60 ans) mises en œuvre au cours de la période pour lutter contre la montée du chômage. Pour les personnes jeunes, les évolutions de long terme sont plus difficilement associées à des causes particulières. Dans les deux cas, on ne peut mettre en évidence que des effets de faible amplitude de flexion conjoncturelle des taux d'activité aux évolutions du chômage.

Mots-clés : taux d'activité, chômage, flexion, préretraite, apprentissage professionnel, tendance logistique

Decreasing participation rates for old and young people in France

Abstract

Today, working in the industrialized countries is mainly a matter of middle-aged people (25 to 54 year old). This is particularly true in France where the participation rate for the less than 25 year old people is the smallest one in OECD countries and that for men older than 54 one of the smallest. For the last thirty years, the participation rate of the youngest and oldest working people has been significantly decreasing, apart that of old women due to the increasing trending female participation rate. To illustrate the causes of these changes, we model from a descriptive point of view male and female participation rates for the following age classes: 15 to 19, 20 to 24, 55 to 59 and 60 to 64. Modelling old people participation rate allows us to illustrate the importance of political measures used over the last thirty years to deal with unemployment, in particular the development of early retirement programs and the decrease of the retirement age. Modelling young people participation rate does not give a leading part to a particular cause among the various ones we consider (development of apprenticeship, increasing number of students passing the baccalauréat, population structure, unemployment rate...). In both situations, we measure only weak, if any, response of participation rates to short-term unemployment rate changes.

Keywords: participation rate, unemployment, early retirement programs, apprenticeship, logistic trend

Classification JEL : J21, C10

Dans tous les pays industrialisés, il est de plus en plus rare d'être actif avant 25 ans et après 55 ans. La baisse des taux d'activité est cependant particulièrement prononcée en France. Le taux d'activité des jeunes français âgés de 15 à 19 ans est inférieur à 10% en 1998, soit trois fois moins qu'en 1970. Mais surtout, seul un jeune de 20 à 24 ans sur deux est actif en 1998. Il s'agit du plus bas taux observé sur l'ensemble des pays de l'OCDE. Par ailleurs, les salariés quittent également de plus en plus tôt le marché du travail, notamment en France. Aujourd'hui, il est très rare de travailler après 65 ans. Entre 60 et 64 ans, près de 70 % des hommes étaient actifs en 1970 ; en 1983, cette proportion est tombée à 35 %, puis elle s'est stabilisée autour de 17 % depuis le milieu des années quatre-vingt-dix. Entre 55 et 59 ans, la proportion d'hommes actifs est passée de 83 % à 68 % en trente ans. Dans le cas des femmes, les évolutions sont moins nettes, dans la mesure où la baisse tendancielle de l'activité aux âges élevés est en partie compensée par la généralisation de l'activité féminine.

L'allongement de la durée des études d'une part, la généralisation des systèmes de préretraite et la baisse de l'âge légal de la retraite à 60 ans de l'autre expliquent en partie cette réduction des taux d'activité aux âges « extrêmes ». La montée du chômage observée dans de nombreux pays industrialisés au cours des trente dernières années a également contribué à l'amplifier, en particulier pour les salariés âgés. Nous montrons en effet l'existence d'une relation de long terme entre le taux de chômage et le taux d'activité des 55 ans et plus dans un ensemble de pays de l'OCDE. En revanche, les tests statistiques ne permettent pas de mettre en évidence de causalité (au sens de Granger) de court terme entre taux de chômage et taux d'activité.

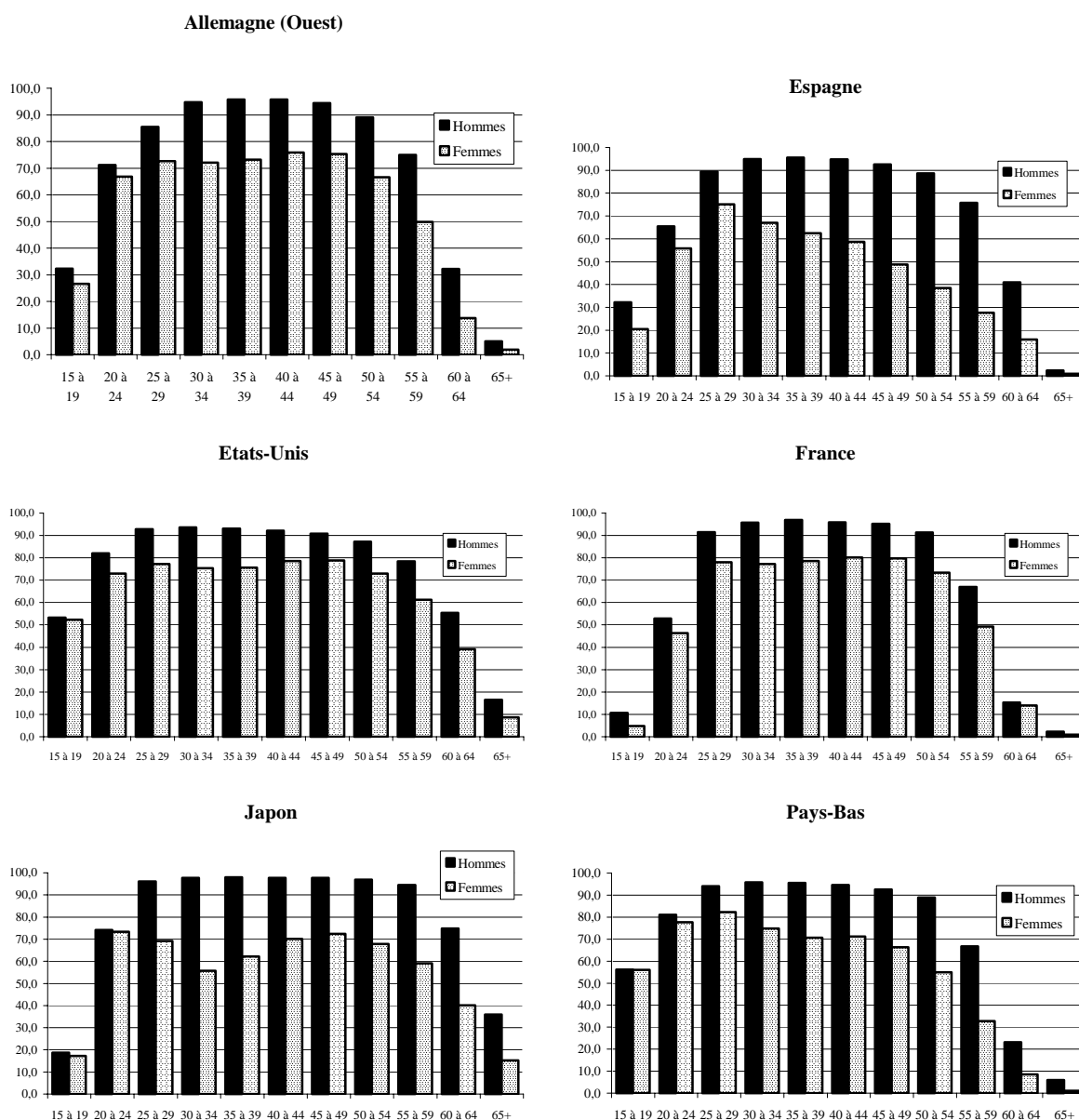
Bien que la dégradation du marché du travail ait touché l'ensemble des travailleurs, ce sont en effet les salariés âgés qui en ont le plus souffert. Depuis la fin des années soixante-dix, nombre d'entre eux ont cessé de travailler bien avant de liquider leurs droits à la retraite. Dans la plupart des pays, ces départs anticipés ont été favorisés par des dispositifs permettant de bénéficier de revenus de remplacement jusqu'à l'âge de la retraite. Ainsi, en France, le nombre de personnes de plus de 55 ans bénéficiant de préretraites ou dispensées de rechercher un emploi varie entre 460 000 et 500 000 au cours de la décennie 90.

Afin d'évaluer les impacts respectifs du chômage et de ces dispositifs de retrait d'activité anticipé pour la France, nous avons estimé économétriquement les déterminants des évolutions des taux d'activité des 55 ans et plus, pour les hommes et pour les femmes, dans une optique prévisionnelle plus qu'explicative. Nous montrons que les dispositifs de préretraite, conjugués à l'abaissement de l'âge légal de la retraite à 60 ans en 1983, contribuent fortement au recul de la proportion d'actifs de plus de 55 ans. Un effet de flexion conjoncturelle, mesurée comme la réponse du taux d'activité au taux de chômage, n'apparaît significatif que pour les hommes âgés de 55 à 59 ans : une augmentation d'un point de chômage se traduirait selon nos estimations par une baisse de 0,4 point du taux d'activité des hommes de cette tranche. Certains chômeurs, découragés, peuvent en effet renoncer à se porter sur le marché du travail lorsque leurs chances de retrouver un emploi sont trop réduites.

Les évolutions des taux d'activité des jeunes sont plus complexes à expliquer économétriquement. Un effet de flexion (corrélation négative entre taux de chômage et taux d'activité) ne ressort statistiquement que pour les hommes entre 20 et 24 ans, qui pourraient se porter plus tard sur le marché du travail lorsque les conditions d'insertion sont faibles, par exemple en prolongeant leurs études.

I - Dans l'ensemble des pays industrialisés, l'activité est particulièrement concentrée autour des âges médians.

Graphiques 1 : taux d'activité des hommes et des femmes par tranche d'âge quinquennale en 1998 dans six pays de l'OCDE



Source : OCDE

Dans l'ensemble des pays industrialisés, la vie active est aujourd'hui fortement concentrée autour des âges médians (25 à 54 ans). Plusieurs facteurs peuvent être avancés pour expliquer cette tendance. Les gains de productivité et la généralisation des systèmes de retraite ont permis une réduction globale de la période d'activité dans l'ensemble du cycle de vie. L'allongement de la scolarité a retardé l'âge d'entrée dans la vie active. Enfin, le rythme soutenu du progrès technique a pu favoriser les cessations d'activité précoces des salariés âgés qui rencontraient des difficultés d'adaptation aux changements technologiques.

En France, ce phénomène apparaît particulièrement marqué (*graphique 1*) : si plus de 90 % des hommes d'âge compris entre 25 et 54 ans sont actifs en 1999 en France comme dans l'ensemble des pays industrialisés, les taux d'activité sont très faibles pour les plus jeunes et les plus âgés. Le taux d'activité des 15 à 19 ans n'est ainsi que de 8 % en France en 1999, alors qu'il est partout supérieur à 20 % et atteint même 56% aux Pays-Bas. Entre 20 et 24 ans, les taux d'activité restent en France nettement plus faibles que dans les autres pays considérés, de 21 points en moyenne en 1999. A l'autre extrême de la pyramide des âges, après 55 ans, les taux d'activité sont également bas, et plus bas en France qu'ailleurs bien que l'écart soit de moindre ampleur.

Le ralentissement observé de la croissance dans la plupart des économies développées et les modifications importantes de la demande de travail qui ont marqué les dernières décennies ont probablement contribué à ce phénomène. Certains pays ont encouragé les retraits d'activité des salariés âgés pour lutter contre le développement du chômage. L'ampleur des disparités observées entre les pays suggère toutefois que les dispositifs institutionnels encadrant les fins de carrière et les passages à la retraite ont eu un effet important sur les comportements d'activité aux âges élevés, tandis que les différences de systèmes éducatifs (fréquence de l'apprentissage notamment) peuvent contribuer à expliquer les écarts de taux d'activité des plus jeunes.

1.1 Les taux d'activité des salariés âgés ont diminué dans l'ensemble des pays industrialisés, à des rythmes différents.

L'activité au-delà de 65 ans est devenue pratiquement marginale, du fait du développement des systèmes de retraite : dans la très grande majorité des pays, l'âge normal de départ à la retraite est de 65 ans pour les hommes, et de 65 ou 60 ans pour les femmes. Mais la proportion d'actifs parmi les hommes âgés de 55 à 64 ans s'est aussi fortement réduite au cours des trente dernières années (*graphiques 2 et 4*). Pour les femmes, les évolutions sont moins nettes, dans la mesure où la baisse tendancielle de l'activité aux âges élevés est en partie compensée par la généralisation de l'activité féminine (*graphiques 3 et 5*).

Toutefois, le recul des taux d'activité au-delà de 55 ans n'a pas atteint la même ampleur dans tous les pays. Alors que les comportements d'activité des plus de 55 ans des divers pays de l'OCDE paraissaient comparables au début des années soixante-dix, ils sont aujourd'hui assez différenciés. Ainsi en 1970, la proportion d'actifs parmi les hommes de 60 à 64 ans était comprise dans tous les pays entre 70 % et 80 %. En revanche, en 1999 les taux d'activité sont très dispersés (*graphique 4*) : tandis que 15 % seulement des hommes de 60 à 64 ans sont actifs en France, cette proportion s'élève à 75 % au Japon¹. Dans les autres pays, les taux d'activité sont répartis entre ces deux extrêmes. Entre 55 et 59 ans, la dispersion des taux d'activité est moindre puisqu'ils sont partout compris entre 65 % et 75 %, sauf au Japon où la proportion d'actifs de cet âge frôle les 95 %.

¹ Ce taux élevé est acquis au prix d'une flexibilité très forte des fins de carrière.

Encadré 1 : Définition et mesure de la population active

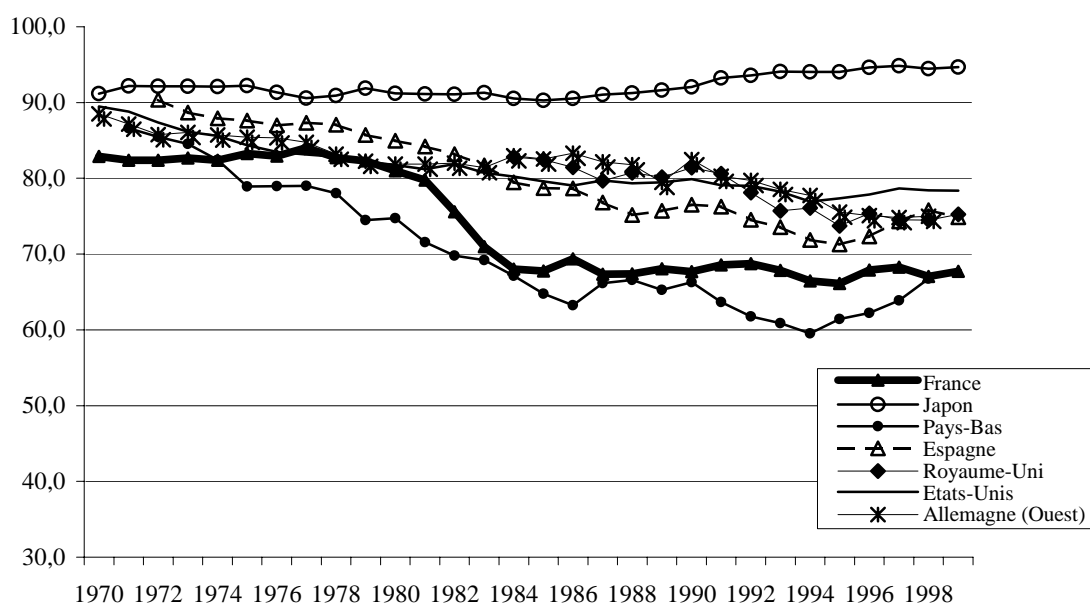
La population active regroupe les personnes occupant un emploi (les actifs occupés) ou susceptibles d'en occuper un (les chômeurs). Cette définition est en réalité déclinée en plusieurs versions, qui peuvent donc conduire à des mesures distinctes. La définition retenue ici s'appuie sur les critères définis par le Bureau International du Travail (BIT). Est considérée comme actif au sens du BIT toute personne ayant travaillé pendant la semaine de référence (même une heure), ou déclarant rechercher activement un emploi (et disponible dans les quinze prochains jours). Les critères utilisés par le BIT visent à appréhender la main d'œuvre disponible pour contribuer à la production.

Les jeunes en cours de formation initiale, les retraités et les préretraités sont des inactifs. Les apprentis sont actifs. En France, pour les chômeurs « dispensés de recherche d'emploi », la situation est moins claire. L'enquête Emploi, à partir de laquelle sont calculés les taux d'activité, ne distingue pas explicitement les « dispensés de recherche d'emploi ». Du fait de l'ambiguïté de leur statut, ceux-ci peuvent se déclarer « chômeur » (auquel cas ils peuvent être considérés comme actifs s'ils déclarent par ailleurs rechercher activement un emploi), « retraité et préretraité » ou « autre inactif » (ils seront alors classés comme inactifs). D'après Blanchet et Marioni (1996), en 1993, 20 % des dispensés de recherche d'emploi auraient pu se déclarer actifs.

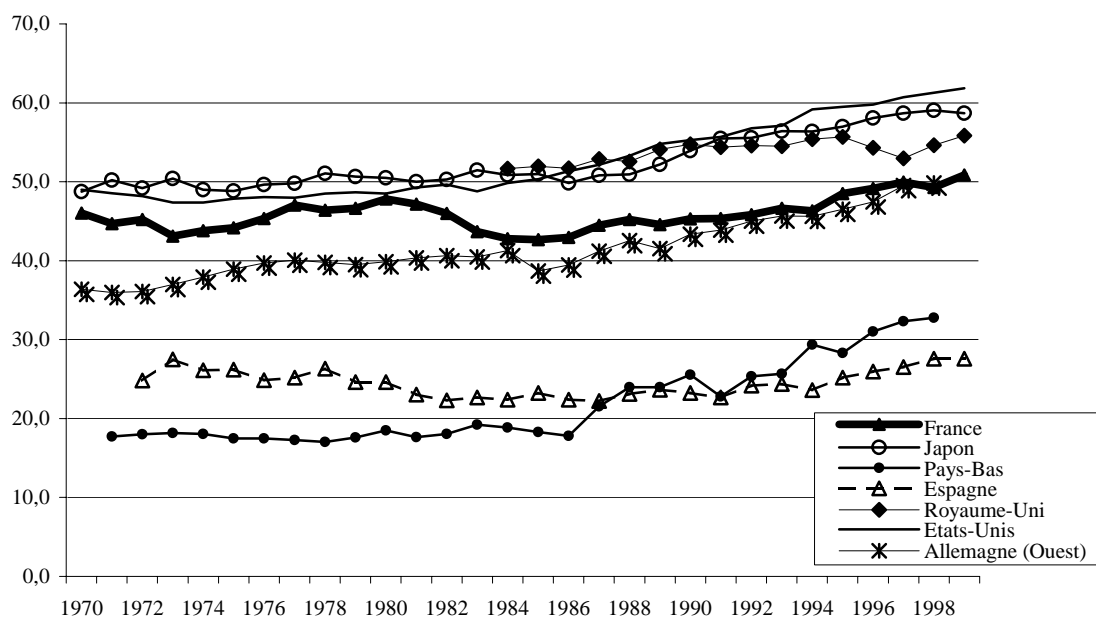
La population active au sens du BIT peut différer de celle du recensement, mesurée à partir des déclarations spontanées des individus, et de celle de la comptabilité nationale, qui cherche à donner la vision la plus exhaustive de la population active (pour une description plus détaillée de ces différences, voir Guillemot (1996)).

Le taux d'activité est simplement défini comme le rapport des actifs sur l'ensemble des individus de la population considérée. Le taux de chômage mesure la proportion de chômeurs parmi les actifs, soit le nombre de chômeurs sur le nombre total d'actifs.

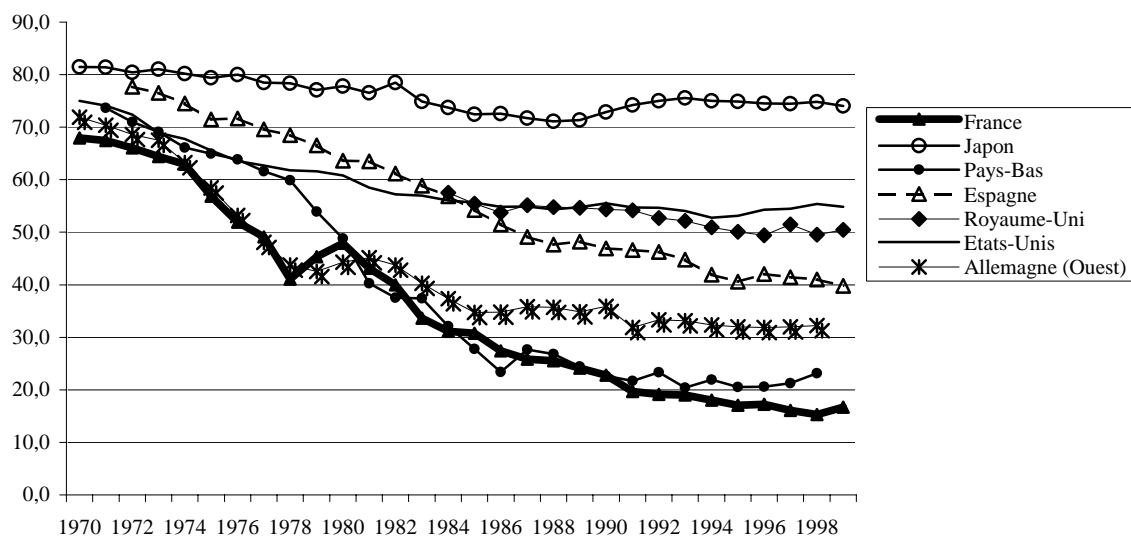
Graphique 2 : Taux d'activité des hommes de 55 à 59 ans dans 7 pays de l'OCDE



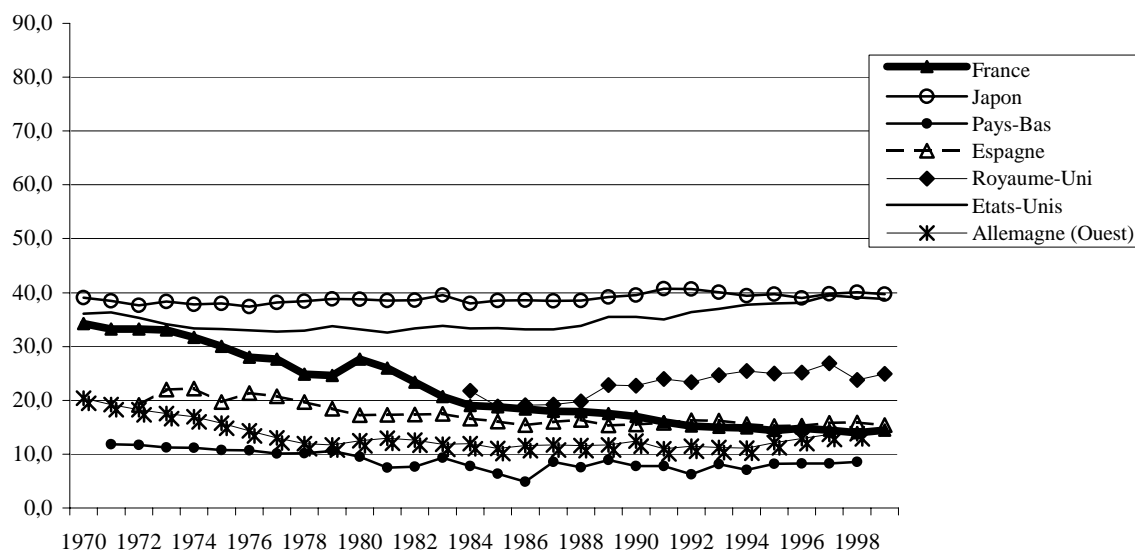
Graphique 3 : Taux d'activité des femmes de 55-59 ans dans 7 pays de l'OCDE



Graphique 4 : Taux d'activité des hommes de 60 à 64 ans dans 7 pays de l'OCDE



Graphique 5 : Taux d'activité des femmes de 60 à 64 ans dans 7 pays de l'OCDE



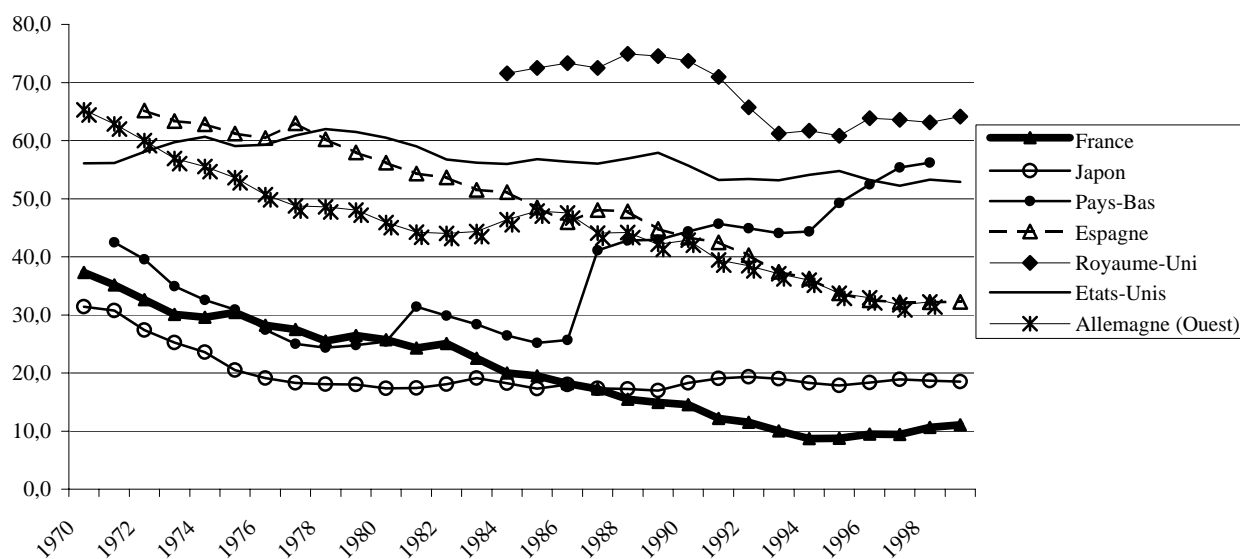
1.2 La baisse des taux d'activité des 20 à 24 ans, un phénomène surtout français

A l'exception des Pays Bas, les taux d'activité des plus jeunes en âge de travailler (de 15 à 19 ans) connaissent une tendance à la baisse dans la plupart des pays depuis le début des années soixante-dix. Cette évolution est en général due à l'allongement de la durée des études (*graphiques 6 et 7*). Mais les proportions d'actifs à ces âges restent très différentes, ce qui reflète en partie la variété des systèmes éducatifs. En Allemagne, où le système de formation repose en grande partie sur l'alternance (système dual), les taux d'activité des 15 à 19 ans sont élevés. La généralisation de l'apprentissage au milieu des années quatre-vingts aux Pays-Bas explique aussi en partie la progression de la proportion d'actifs au sein de cette tranche d'âge². Au Japon et en France où le système éducatif privilégie des études généralistes longues, les taux d'activité sont beaucoup plus faibles.

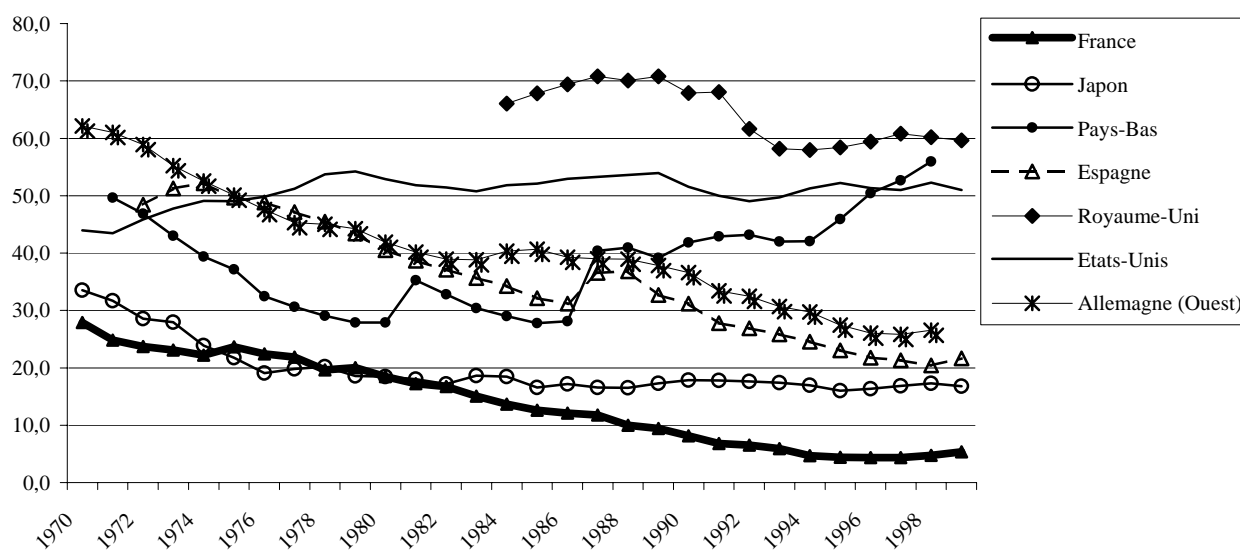
La baisse de l'activité des moins de 25 ans est cependant un phénomène spécifiquement français. Le taux d'activité des 15 à 19 ans a plus baissé depuis trente ans en France que dans les six pays de l'OCDE représentés ici. De plus, alors que les 20 à 24 ans ne sont pas beaucoup moins actifs aujourd'hui qu'en 1970 dans la plupart des pays étudiés (*graphiques 8 et 9*), la chute est significative en France.

² Même si cet effet est difficile à évaluer, du fait d'une rupture statistique dans les séries en 1987

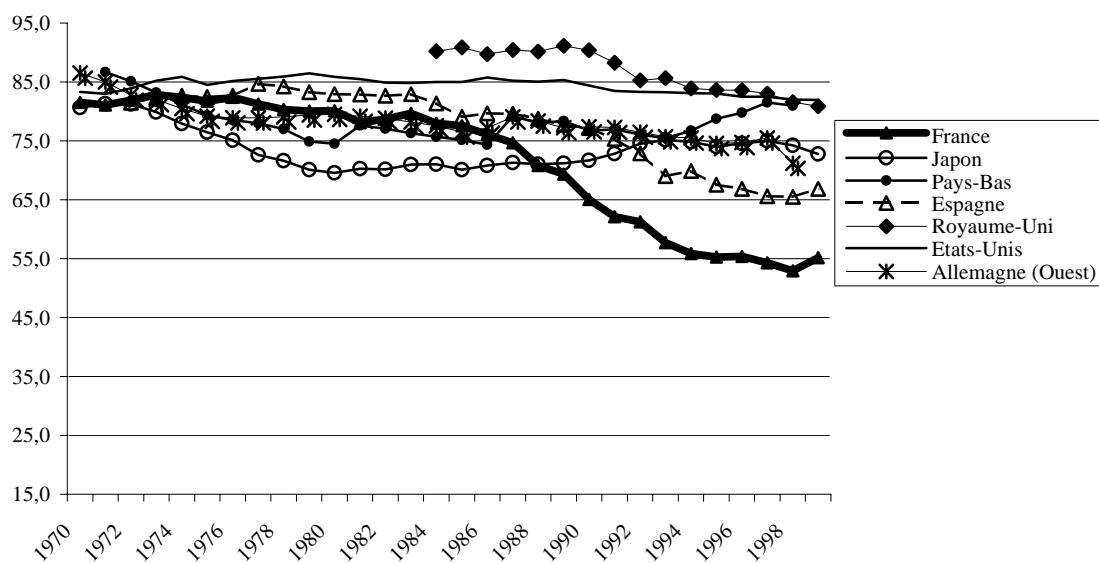
Graphique 6 : Taux d'activité des hommes âgés de 15 à 19 ans dans 7 pays de l'OCDE.



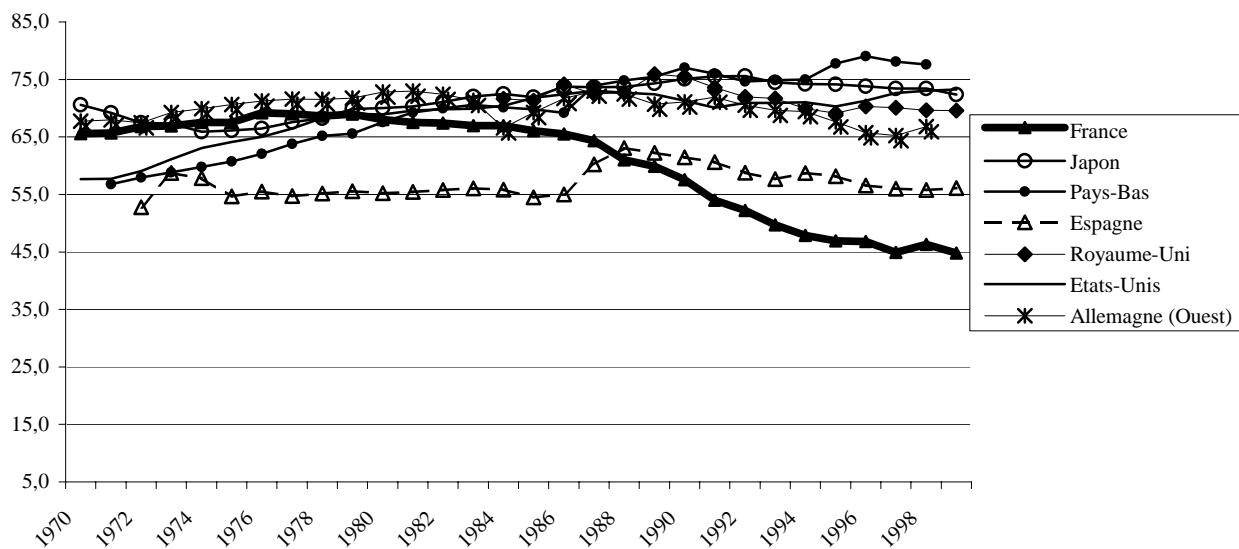
Graphique 7 : Taux d'activité des femmes âgées de 15 à 19 ans dans 7 pays de l'OCDE.



Graphique 8 : Taux d'activité des hommes de 20 à 24 ans dans 7 pays de l'OCDE.



Graphique 9 : Taux d'activité des femmes de 20 à 24 ans dans 7 pays de l'OCDE.



II - La baisse des taux d'activité des plus âgés va de pair avec une dégradation du marché du travail.

Plusieurs éléments suggèrent que l'accélération de la chute des taux d'activité n'est pas sans lien avec le ralentissement économique observé dans la plupart des pays et la progression continue du chômage qui a marqué les années 70 et 80 (*tableau 1*). Une comparaison des différents pays montre une corrélation négative entre le niveau moyen du taux de chômage sur la période et les évolutions du taux d'activité. Au Japon, où le plein emploi est resté la règle jusqu'au milieu des années quatre-vingt-dix, les taux d'activité sont restés à des niveaux très élevés.

Tableau 1 : taux de chômage en % des actifs (15 à 64 ans), en moyenne annuelle

	1975	1980	1985	1990	1995	2000
Allemagne	4,0	3,2	7,9	6,3	6,6	8,1
Espagne	4,5	11,4	21,5	16,1	22,9	14,1
Etats-Unis	8,6	7,3	7,3	5,7	5,6	4,0
France	3,7	6,2	10,3	9,2	11,7	9,5
Japon	1,9	2,0	2,7	2,2	3,3	4,7
Pays-Bas		4,6	13,2	7,4	7,1	2,8
Royaume-Uni			11,3	6,8	8,7	6,1*

* chiffre 1999

Source : OCDE

II.1 Les taux d'activité des salariés âgés seraient plus sensibles à un effet de flexion à la baisse.

Les variations du taux d'activité en réponse aux fluctuations conjoncturelles et particulièrement à celles du taux de chômage sont désignées sous le terme de flexion. Les premières estimations empiriques pour la France sont dues à Salais (1971).

Deux mécanismes économiques différents de l'effet d'une hausse du chômage sur l'activité sont décrits par la théorie économique. Celui du « travailleur additionnel », selon lequel l'offre de travail augmente avec le chômage, du fait de la perte de revenu généré au sein d'un ménage par le chômage de l'un des membres. A l'inverse, l'effet du « chômeur découragé » suggère une relation décroissante entre niveau du chômage et offre de travail. Lorsque la situation économique se détériore, certains chômeurs « découragés » renoncent en effet à rechercher un emploi parce qu'ils estiment que leurs chances de réinsertion sont trop réduites. Symétriquement, en phase de reprise, à une hausse du nombre d'emplois ne correspond pas une baisse de un pour un du nombre de demandeurs d'emploi. Voyant les perspectives d'embauches s'améliorer, certains inactifs décident de rentrer sur le marché du travail.

Les analyses empiriques sur données individuelles permettent de mettre en évidence ces deux effets. En revanche, au niveau macroéconomique, l'effet du chômeur découragé prédomine généralement (voir par exemple Jacquot, 1997, ainsi que pour une description plus détaillée des fondements théoriques de la flexion).

Pour les chômeurs âgés pour lesquels l'horizon temporel est plus court, l'effet de « découragement » peut être particulièrement sensible lorsque le chômage augmente. Les probabilités de retour à l'emploi apparaissent en effet faibles au-delà de 50 ans. Ainsi, en France, plus de deux chômeurs de plus de 50 ans sur trois sont au chômage depuis plus d'un an en mars 2000 alors que le chômage de longue durée ne touche que deux chômeurs sur cinq entre 25 et 50 ans.

Les difficultés que rencontrent les travailleurs âgés sur le marché du travail pourraient aussi être liées aux transformations structurelles intervenues au cours des dernières décennies dans les pays industrialisés. La diffusion des nouvelles technologies, la concurrence des pays à faible coût de main-d'œuvre ont contribué au déclin des

secteurs industriels traditionnels. Ceci s'est traduit par des restructurations importantes et des vagues de licenciements massifs. Les travailleurs âgés, dont beaucoup sont peu qualifiés, ont largement supporté le poids de ces ajustements³.

Au-delà de l'effet purement conjoncturel, il est vraisemblable que le taux de chômage peut également avoir des effets durables sur les taux d'activité. La sortie de l'activité de certains salariés peut être définitive, surtout si elle est facilitée par des dispositifs spécifiques. Dans de nombreux pays, les retraits anticipés d'activité ont ainsi été favorisés en réponse aux difficultés rencontrées par les salariés âgés sur le marché de l'emploi. Ainsi, en France, les chômeurs âgés de plus de 55 ans peuvent être « dispensés de recherche d'emploi »⁴ tout en conservant les droits à l'allocation chômage. Par ailleurs, les préretraites permettent aux salariés âgés licenciés dans le cadre d'un plan social de bénéficier de revenus de remplacement jusqu'à l'âge de la retraite. Dans d'autres pays, les pensions d'invalidité peuvent remplir cette fonction de manière plus ou moins explicite, comme aux Pays-Bas, où de 1972 à 1987 les difficultés d'insertion sur le marché du travail constituaient un motif d'invalidité en soi. Les évolutions et la dispersion selon les pays des taux d'invalidité des salariés âgés suggèrent que de telles pratiques ont également cours ailleurs (tableau 2).

Tableau 2 : Bénéficiaires des pensions d'invalidité, en % de la population concernée

		1975	1980	1985	1990	1995
Allemagne	25-54 ans	0,8	1,0	1,1	1,0	1,0
	55-64 ans	9,2	10,5	13,6	9,7	9,4
Espagne	25-54 ans	Nd	1,5	1,9	1,4	1,4
	55-64 ans	Nd	11,5	13,4	10,4	9,9
Etats-Unis	25-54 ans	1,3	1,3	1,2	1,4	2,1
	55-64 ans	7,0	7,6	6,5	6,6	8,0
Japon	25-54 ans	Nd	Nd	nd	1,0	1,1
	55-64 ans	Nd	Nd	nd	2,0	2,0
Pays-Bas	25-54 ans	3,6	6,3	6,9	7,8	6,9
	55-64 ans	12,4	21,4	23,4	24,1	23,5
Royaume-Uni	25-54 ans	0,9	1,2	1,6	2,2	3,2
	55-64 ans	3,8	5,0	6,8	9,0	12,7

Source : OCDE

L'analyse statistique vient conforter l'existence d'une relation de long terme entre taux d'activité et taux de chômage. Pour six pays, l'Allemagne⁵, l'Espagne, les Etats-Unis, la France, le Japon et les Pays-Bas (les données pour le Royaume-Uni ne sont pas disponibles sur une période suffisamment longue), nous avons étudié le lien entre les évolutions du taux d'activité des hommes âgés de 55 à 59 ans et de 60 à 64 ans et celles du taux de chômage sur les dernières décennies.

³ Voir par exemple Blöndal et Scarpetta (1998). Il ressort de l'enquête sur la force de travail dans l'union européenne que le profil des retraités « précoces » est nettement marqué selon le diplôme et le secteur d'activité du dernier emploi : en 1995, parmi les 55-64 ans, les personnes peu diplômées, ou celles occupant leur dernier emploi dans les secteurs les plus touchés par les transformations des trente dernières années (industrie manufacturière, construction, industrie minière) passent en moyenne plus souvent dans des dispositifs de préretraite que les autres.

⁴ Et donc, en théorie être retirés de la population active. En pratique, la situation est plus complexe (encadré 1).

⁵ Afin de réduire les problèmes d'unification statistique liés à la réunification allemande, nous nous limitons ici au territoire correspondant à l'Allemagne de l'Ouest.

II.2 Un test statistique de la relation de long terme entre taux de chômage et taux d'activité des salariés âgés.

II.2.a Le taux de chômage et le taux d'activité des plus de 55 ans sont coïntégrés.

Les profils des taux d'activité et des taux de chômage sur les trente dernières années suggèrent que ces dernières variables sont non stationnaires. Nous testons l'existence d'une relation de coïntégration entre taux d'activité et taux de chômage selon Shin (1994).

Nous utilisons les taux d'activité des hommes par pays, et par tranches d'âge quinquennales (55 à 59 ans et 60 à 64 ans). Nous considérons le taux de chômage global dans l'économie, afin de limiter l'endogénéité de cette variable. Nous disposons de données annuelles. La période d'estimation couvre 1970-1999 pour l'Espagne, les Etats-Unis, la France et le Japon, 1970-1998 pour l'Allemagne et 1982-1998 pour les Pays-Bas, en données annuelles.

Pour chaque pays et pour les deux tranches d'âge, le taux d'activité est régressé sur le taux de chômage ainsi que sur ses différences avancées et retardées (procédure de Shin). Compte tenu du faible nombre d'observations, nous ne conservons un seul décalage d'une seule période. Nous ajoutons également une tendance temporelle dans la relation quand la forme des séries le requiert, ce qui est généralement le cas, sauf pour les taux d'activité des hommes de 55 à 59 ans en France et le taux d'activité des hommes de 60 à 64 ans au Japon.

L'équation estimée est alors :

$$ACT_t = \alpha + \beta t + \gamma CH_t + \delta_1 \Delta_{t-1} CH + \delta_2 \Delta_t CH + \delta_3 \Delta_{t+1} CH + u_t.$$

Les variables de taux étant par nature bornées, nous utilisons la fonction logistique pour nous ramener sur \mathfrak{R} , ce qui réduit les sources d'hétéroscédasticité et doit améliorer l'efficacité de l'estimation. CH et ACT désignent donc les variables transformées : $CH = \log\left(\frac{txch}{1-txch}\right)$ et $ACT = \log\left(\frac{txact}{1-txact}\right)$, où *txch* et *txact* représentent respectivement le taux de chômage global et le taux d'activité des hommes âgés.

La procédure proposée par Shin consiste alors à tester l'hypothèse de bruit blanc pour le résidu de cette équation par un test KPSS. L'hypothèse nulle est donc la stationnarité des résidus, soit la coïntégration. Dans tous les pays considérés ici, la coïntégration ne peut être rejetée au seuil de 5%. Nous concluons donc à l'existence d'une relation négative de long terme entre le taux d'activité des salariés âgés et le taux de chômage.

II.2.b Le taux de chômage causerait au sens de Granger le taux d'activité des plus âgés, à long terme seulement.

Afin de préciser le sens causal de cette relation, nous avons mené un test de causalité de Granger (Annexe 1). Nous testons plus précisément l'influence des variations passées du taux de chômage sur les variations présentes du taux d'activité, ce qui reflète une causalité de court terme-au sens de Granger- du taux de chômage vers le taux d'activité, ainsi que celle des écarts passés à la relation de long terme (nous parlerons alors plutôt d'une causalité de long terme, toujours au sens de Granger).

En pratique, nous testons donc la relation :

$$\Delta_t ACT = b_1 * \Delta_{t-1} ACT + b_2 * \Delta_{t-2} ACT + c_1 * \Delta_{t-1} CH + c_2 * \Delta_{t-2} CH + d * (ACT_{t-1} - \hat{\alpha} - \hat{\beta} * (t-1) - \hat{\gamma} * CH_{t-1}) + v_t$$

Où les termes $\hat{\alpha}$, $\hat{\beta}$ et $\hat{\gamma}$ sont les estimateurs des coefficients de la relation de long terme estimés précédemment (avec $\beta = 0$ le cas échéant). Ajouter une constante à l'équation est systématiquement rejeté par les tests.

Nous testons alors la significativité des termes c_1 et c_2 , soit la causalité (au sens de Granger) de court terme du taux de chômage sur le taux d'activité. Dans tous les cas, les estimations conduisent à rejeter l'existence d'une causalité de court terme du taux de chômage vers le taux d'activité (test de nullité simultanée des termes par un test de Wald).

En revanche, la relation de long terme confirme donc l'existence d'un lien statistique de long terme entre taux d'activité des plus âgés et taux de chômage. L'augmentation du taux de chômage a coïncidé avec des variations durables du taux d'activité dans l'ensemble des pays considérés (annexe 2). Ce résultat s'accorde avec les travaux de Jacquot (1997), qui mettent en évidence l'existence d'un effet structurel et non simplement conjoncturel du taux de chômage sur la population active globale⁶. Ces variations concomitantes ne permettent pas cependant d'expliquer les mécanismes économiques à l'œuvre derrière ce lien statistique. L'objet de la partie suivante est d'essayer de distinguer entre les réponses des politiques économiques à la montée du chômage et un effet comportemental de flexion.

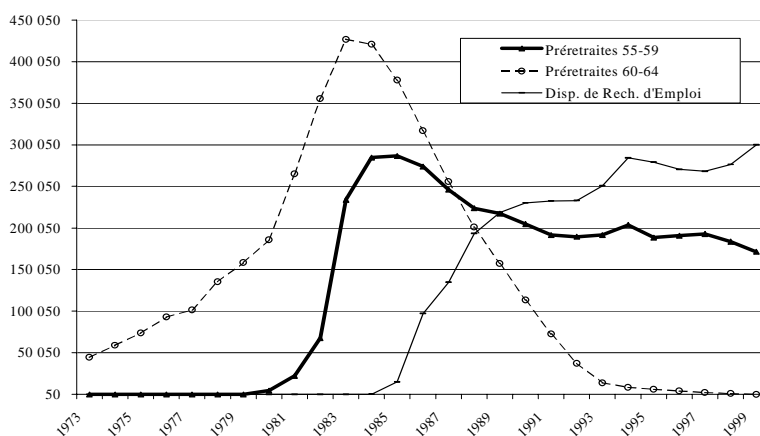
⁶ Celui-ci estime la population active par un modèle à correction d'erreur, en mettant en évidence une relation de long terme entre population active et emploi, de laquelle il déduit une flexion structurelle, distincte de la flexion simplement conjoncturelle de la dynamique de court-terme.

III - En France, les dispositifs de retrait d'activité ont eu un effet important sur la réduction du taux d'activité des salariés âgés.

III.1 Depuis le début des années soixante-dix, les dispositifs institutionnels de retrait anticipé d'activité se sont développés rapidement.

En France, les départs anticipés des salariés âgés ont été encouragés par de nombreux dispositifs institutionnels à partir des années soixante-dix, comme le montre l'évolution du nombre de préretraités et de chômeurs dispensés de recherche d'emploi (*graphique 10*). La progression du nombre total de bénéficiaires de dispositifs de cessation anticipée d'activité s'est fortement accélérée à partir de 1977 pour culminer en 1984. A cette date, les cessations anticipées d'activité concernaient 700 000 personnes contre 44 000 en 1973. A partir de 1985, une lente décline s'amorce, l'abaissement de l'âge légal de la retraite en 1983 conduisant à fermer l'accès direct aux préretraites destinées aux salariés de 60 à 64 ans. Au cours de la décennie 90, le nombre de bénéficiaires de cessations anticipées d'activité se stabilise autour de 460 000 à 500 000 personnes. La dispense de recherche d'emploi devient désormais le dispositif public prédominant (60% des bénéficiaires).

Graphique 10 : Evolution du nombre de personnes (en milliers) bénéficiant de pensions de préretraites ou dispensés de recherche d'emploi depuis 1973



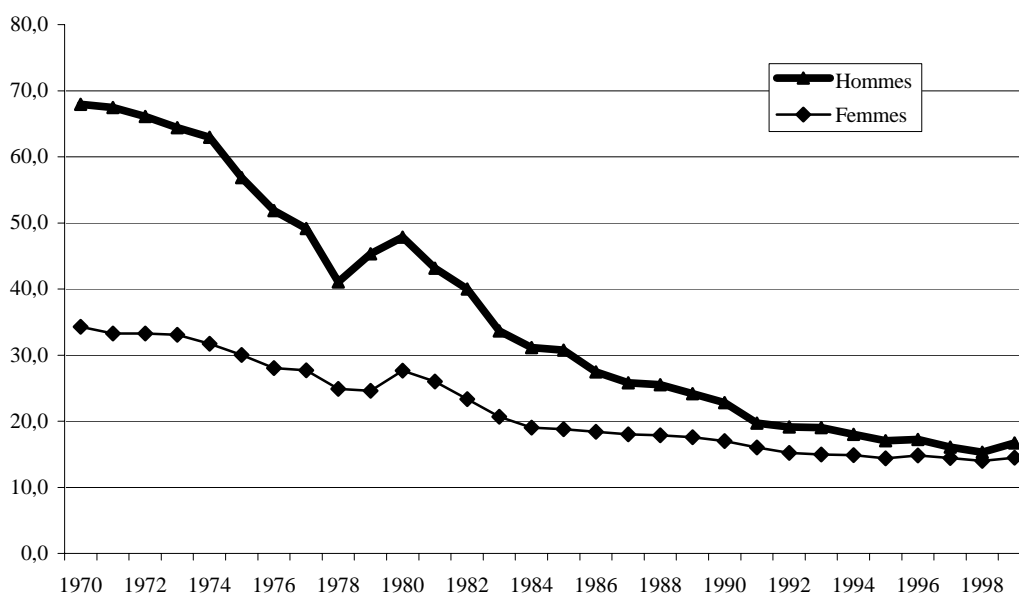
Source : DARES

Dans un contexte de développement du chômage, la sortie anticipée de l'activité des personnes dont l'« employabilité » paraissait réduite a fait l'objet d'un large consensus. Ainsi, en France, seul un préretraité sur trois déclare qu'il aurait souhaité continuer à exercer son activité professionnelle en 1996. Pour les entreprises, le départ des salariés âgés est souvent considéré comme une solution permettant une restructuration des modes de production, un allègement de la masse salariale et un rajeunissement de la pyramide des âges, à un coût relativement faible du fait du financement important par la collectivité. Les salariés âgés sont généralement perçus comme une main d'œuvre peu apte à s'adapter aux changements, plus que comme une force de travail riche d'expérience et de savoir-faire. En raison de politiques de rémunération à l'ancienneté, le coût instantané de ces travailleurs apparaît trop élevé lorsqu'ils deviennent moins productifs. Les chefs d'entreprise sont alors incités à les remplacer par des salariés plus jeunes, davantage diplômés et moins rémunérés. Dans le même temps, les possibilités offertes aux travailleurs âgés pour s'adapter aux évolutions de l'environnement sont restreintes, notamment parce que la proximité de la retraite réduit l'intérêt pour les entreprises d'un investissement en formation continue. Les salariés de 50 à 54 ans ont ainsi cinq fois moins de chance de suivre une formation que les salariés âgés de 25 à 29 ans (OCDE 1999).

Le recul de l'activité après 60 ans s'est amorcé dès le début des années soixante-dix.

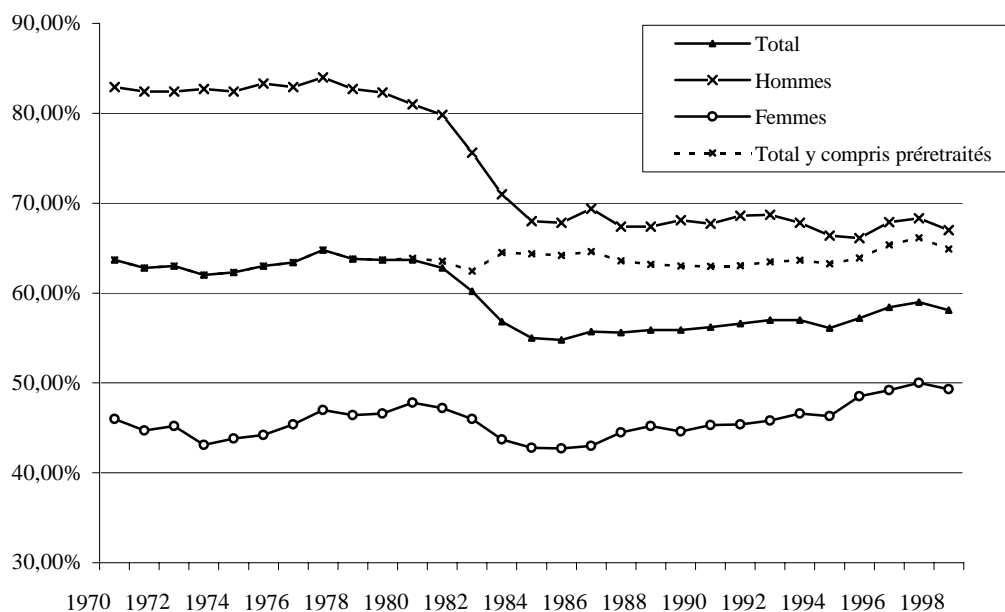
Dès le début des années soixante-dix, les premiers dispositifs de préretraites, ciblés sur les plus de 60 ans, et l'existence de dérogations au régime général des retraites ont amorcé la chute des taux d'activité après 60 ans. L'ouverture, pour tous les salariés, de droits à la retraite dès 60 ans en 1983 a accompagné ce mouvement sans provoquer de rupture nette dans les comportements d'activité. L'effondrement des taux d'activité au-delà de 60 ans en France est sans commune mesure avec les évolutions constatées dans la plupart des autres pays. Alors que près de 70% des hommes de 60 à 64 ans étaient actifs en 1970, cette proportion était réduite de près de moitié en 1983. Aujourd'hui, le taux d'activité entre 60 et 64 ans semble se stabiliser autour de 17 % pour les hommes et de 15% pour les femmes (*graphique 11*).

Graphique 11 : évolution du taux d'activité des 60 à 64 ans en France entre 1970 et 1999



La baisse des taux d'activité des 55 à 59 ans correspond pour l'essentiel à l'extension des préretraites.

La montée en charge, à partir de 1982, des préretraites destinées aux salariés de 55 à 59 ans s'accompagne d'une chute quasiment symétrique des taux d'activité de cette tranche d'âge : en « réintégrant » fictivement les préretraités âgés de 55 à 59 ans parmi les actifs de cette tranche d'âge, on efface considérablement la baisse du taux d'activité (*graphique 12*).

Graphique 12 : Evolution du taux d'activité des 55 à 59 ans en France entre 1970 et 1999

III.2 Une modélisation économétrique des taux d'activité confirme l'impact des dispositifs institutionnels sur l'activité des salariés âgés en France.

Afin de mieux décrire les évolutions des taux d'activité en France sur les vingt dernières années, et en particulier leur lien avec les dispositifs de retrait anticipé d'activité, nous modélisons économétriquement les taux d'activité par sexe et par tranche d'âge quinquennale à l'aide de données annuelles, disponibles de 1970 à 1998. Notre approche est ici surtout descriptive : il s'agit de retracer les évolutions du taux d'activité en fonction des différentes variables qui peuvent lui être corrélées. Elle peut ensuite être utilisée à des fins prévisionnelles pour construire des prévisions de taux d'activité cohérents avec une prévision particulière de l'activité économique. Pour tenir compte des disparités des comportements d'activité selon l'âge et le sexe, les estimations ont été menées pour deux tranches d'âge quinquennales, pour les hommes et pour les femmes.

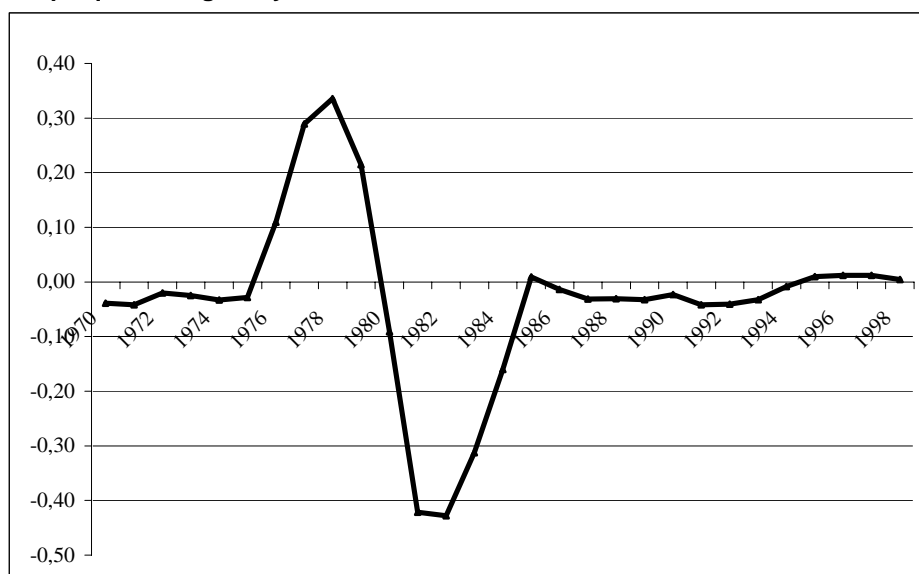
Le taux de chômage dans l'économie fournit une mesure de la situation conjoncturelle sur le marché de l'emploi. Nous utilisons le taux de chômage global (taux de chômage des 15 à 64 ans) plutôt que le taux de chômage spécifique à la tranche d'âge par souci de simplicité et afin de limiter les biais d'endogénéité que cette variable peut introduire.

Des variables institutionnelles sont également utilisées. En particulier, pour les salariés âgés, nous utilisons le taux de préretraités dans chaque tranche d'âge (55 à 59 ans et 60 à 64 ans), ainsi que le taux de dispensés de recherche d'emploi. Si la flexion conjoncturelle mesure les mouvements de court terme des taux d'activité en réponse aux variations du taux de chômage, on désignera par la suite sous le terme de « flexion institutionnelle » les inflexions de tendance des taux d'activité liées aux incitations institutionnelles au retrait précoce d'activité.

Il peut être également nécessaire de prendre en compte les déformations du taux d'activité provoquées par des effets de structure démographiques liées à l'agrégation de classes d'âge sur cinq ans. En particulier, pour les salariés âgés, dont le comportement d'activité est très rapidement décroissant avec l'âge, des chocs démographiques peuvent provoquer des variations du taux d'activité de la tranche.

C'est ce qui se produit pour les 60 à 64 ans à la fin des années 70, avec l'arrivée des « classes creuses » nées entre 1915 et 1918. Ainsi, en 1975, les personnes âgées de 60 ans exactement (nées en 1915) sont sous-représentées dans la tranche d'âge 60 à 64 (qui comprend les personnes nées entre 1911 et 1914). Les taux d'activité étant dans cette tranche très décroissants avec l'âge, la baisse du poids des personnes de 60 ans, qui sont les plus actifs, provoque une accélération de la baisse du taux d'activité moyen de la tranche. Ce mouvement s'observe également pour la tranche d'âge des 55 à 59 ans. Il est atténué, les taux d'activité étant moins rapidement décroissant pour cette tranche d'âge. L'âge moyen de la tranche observée est un indicateur synthétique de cet effet. La variable centrée (écart de l'âge moyen observé à l'âge moyen de la tranche si les cinq tranches d'âge sont également représentées, soit 62 ans) est utilisée. Le graphique ci-dessous illustre son comportement pour la tranche d'âge 60 à 64 ans.

Graphique 13 : Age moyen de la tranche des 60 à 64 ans, en écart à 62, en année



Enfin, nous introduisons, lorsque cela est nécessaire, une tendance temporelle, afin de capter les évolutions tendancielle des taux d'activité. Quand nous le pouvons, cette tendance est estimée sous forme logistique. Elle s'écrit donc :

$$tend_t = \frac{tx_0 + tx_1 e^{a+bt}}{1 + e^{a+bt}} .$$

Elle exprime le passage du taux initial tx_0 au taux limite tx_1 .

La vitesse de transition est mesurée par le paramètre b , qui est pris positif par convention. La tendance logistique présente l'avantage sur la tendance linéaire de fournir des estimations des taux toujours comprises entre 0 et 1 dès lors que les taux limites tx_0 et tx_1 le sont. L'utilisation d'une tendance logistique ne permet pas d'estimation linéaire. Les coefficients sont estimés par les moindres carrés non linéaires.

Au final, la forme générale de l'équation que nous testons est donc :

$$txact_t = tend_t + \alpha.demo_t + \beta.txprer_t + \gamma.txcho_t + \delta.txdre_t + u_t$$

où $demo_t$ représente l'âge moyen observé de la tranche d'âge étudié, en écart à son niveau si tous les âges étaient également représentées, $txprer_t$ le taux de préretraités de la tranche d'âge, $txdre_t$ le taux de dispensés de recherche d'emploi et $txcho_t$ le taux de chômage total. Pour les 60 à 64 ans, une indicatrice sur la période 1983-1999 est également introduite dans l'estimation afin de prendre en compte les effets de la modification de l'âge de la retraite intervenue en 1983.

Les estimations sont conduites sur données annuelles, de 1970 à 1998.

Les dispositifs de préretraites semblent avoir eu un impact important sur les taux d'activité des 55 à 59 ans.

Les estimations des évolutions des taux d'activité des 55 à 59 ans ont été ainsi modélisées économétriquement. La généralisation de l'activité féminine est prise en compte dans la modélisation des taux d'activité des femmes âgées de 55 à 59 ans par une tendance temporelle. Cette tendance est estimée ici sous forme linéaire. Cette formulation n'est pas complètement satisfaisante puisqu'elle ignore le caractère nécessairement borné du taux d'activité. Les estimations n'ont toutefois pas permis de valider une spécification de la tendance sous forme logistique pour cette tranche d'âge. Le taux d'activité féminin présente par ailleurs une composante auto-régressive importante.

Introduire une tendance temporelle pour décrire les évolutions des taux d'activité des hommes n'améliore jamais les estimations. Quelle que soit sa forme, la tendance estimée n'est jamais significative. L'essentiel de la rupture est lié à l'introduction des préretraites. L'écart de l'âge moyen à 57 ans qui permet de prendre en compte les effets démographiques liés aux classes creuses ne sort significativement que pour les hommes.

Les résultats des estimations sont donnés en annexe 3, ainsi que les taux observés et estimés et les contributions des différentes variables. L'ajustement aux données est excellent pour les hommes, très bon pour les femmes.

Les estimations suggèrent que l'effet des préretraites sur les taux d'activité des 55 à 59 ans a été massif. Il capture l'essentiel de la chute du taux d'activité des hommes de cette tranche d'âge, qui est passé d'une valeur moyenne de 84 % à un niveau inférieur de plus de quinze points. L'effet est plus important pour les hommes que pour les femmes (-1,24 contre -0,37), sans doute parce que les préretraités sont plus des hommes que des femmes⁷. Or nous utilisons pour les estimations un taux global de préretraités, hommes et femmes confondus faute de données plus détaillées. Lorsque l'on travaille sans distinguer les sexes, le coefficient que l'on obtient n'est pas significativement différent de -1 (après instrumentation). L'effet des retraits d'activité est alors purement mécanique. Autrement dit, il n'y a pas de façon significative de nouvelles entrées dans la population active de personnes de la classe d'âge étudiée liées au départ en préretraite d'une partie de cette population.

⁷ D'après les chiffres Unedic, les femmes représentaient seulement 28,1 % des préretraités (y compris préretraites progressives) en 2000. Ce fait reflète en partie une différence sectorielle, les hommes étant plus représentés que les femmes dans l'industrie. Or ce secteur a, plus que la construction ou le tertiaire, eu recours aux préretraites (Colin et alii, 2000).

Cet effet des préretraites est amplifié par les dispositifs de dispense de recherche d'emploi. Le taux de dispensés de recherche d'emploi ressort en effet très significativement pour les hommes. Par ailleurs, pour les hommes de cette tranche d'âge, les taux d'activité apparaissent négativement corrélés au taux de chômage, ce qui confirme l'existence d'une flexion conjoncturelle.

Pour les femmes, le taux d'activité est en moyenne de 45%, mais s'accroît légèrement sur la période au rythme de 0,3 point par année. Il n'est pas possible de faire apparaître d'effet « chômeur découragé » pour l'activité des femmes, puisque ni le taux de chômage ni le taux de dispensés de recherche d'emplois ne sortent significativement.

Ces estimations peuvent néanmoins être biaisées si le taux de préretraités ou le taux de dispensés de recherche d'emploi sont endogènes, par exemple si ces dispositifs dépendent en partie du niveau des taux d'activité ou des ces déterminants. Il est donc nécessaire d'instrumenter.

Plusieurs facteurs peuvent expliquer l'extension des préretraites au cours de trois dernières décennies. En premier lieu, comme nous l'avons déjà suggéré, ces dispositifs ont probablement constitué une réponse à la progression du chômage et lui sont donc directement liés. Les premiers dispositifs de préretraites, au début des années 70, apparaissaient également comme un moyen de « libérer » des emplois pour les générations du baby boom qui arrivaient en masse sur le marché du travail (voir Jacquot, 1997). Le poids démographique de la tranche d'âge considérée est sans doute corrélé avec le taux de préretraités⁸. Enfin, le recours à ces dispositifs a sans doute été plus d'autant plus important qu'ils étaient financièrement avantageux, en particulier qu'ils étaient pris en charge par la collectivité. Pour avoir une estimation de cet effet, nous avons construit un indicateur du coût par tête d'une préretraite qui est utilisé comme instrument.

Les estimations par les doubles moindres carrés sont données en annexe. Les variables utilisées apparaissent comme de « bons » instruments, au sens où elles sont fortement corrélées aux deux endogènes potentielles. Les statistiques des régressions du taux de préretraités et du taux de DRE sur les exogènes, R² et statistique de Fischer du test de nullité jointe des coefficients, montrent un pouvoir explicatif important des exogènes. Par ailleurs, la procédure de Holly Sargan appliquée aux taux de DRE ne permet pas de conclure à l'exogénéité de cette variable, ce qui n'est pas le cas pour le taux de préretraités. Enfin, les tests ne rejettent pas l'exogénéité forte des variables projetées. Les coefficients ainsi estimés sont proches des résultats obtenus par la méthode des moindres carrés ordinaires. L'impact du taux de préretraités sur le taux d'activité des hommes (femmes) âgés de 55 à 59 ans est estimé par la méthode des doubles moindres carrés à -1,27 (-0,34) et -1,36 (-0,46) selon le jeu d'instruments retenu, tandis que la méthode des moindres carrés ordinaires donnait -1,24 (-0,43). L'estimation de l'effet du taux de recherche d'emploi varie très peu, de -0,33 à -0,34 en instrumentant, -0,32 par les MCO. L'effet de flexion serait moins élevé, puisque l'effet du taux de chômage estimé passe de -0,44 à -0,32.

Les taux d'activité des 60 à 64 ans ont régulièrement baissé sur la période.

L'évolution des taux d'activité des 60 à 64 ans a été également modélisée. Il n'est pas possible de faire apparaître de flexion significative liée au chômage, tant pour les hommes que pour les femmes. Le taux de dispensés de recherche d'emploi ne ressort jamais significativement. Pour cette tranche d'âge, les estimations ne

⁸ En fait, le taux d'activité est également corrélé aux valeurs contemporaines de cette variable (dont le numérateur est le dénominateur du taux d'activité). Nous utilisons donc comme instrument la valeurs retardée cinq fois de cette variable, qui est bien exogène au taux d'activité.

permettent pas de rejeter l'existence d'une tendance temporelle. Celle-ci est représentée sous une forme logistique. Les estimations sont donc conduites par les moindres carrés non linéaires (annexe 4).

Par ailleurs, la rupture liée à l'avancée de l'âge de la retraite en 1983, mesurée par une variable indicatrice sur la période 1983-1998, ne sort significativement que pour les femmes, et se traduit par une réduction de 2 points. L'impact du taux de préretraités, faiblement significatif, est nettement plus faible que pour les 55 à 59 ans : l'impact estimé est de -0,33 pour les hommes, de -0,17 pour les femmes. L'essentiel de l'ajustement statistique est assuré ici par la tendance. Le taux limite estimé est 14% pour les femmes, 12% pour les hommes. Les variables de taux de préretraités pourraient être endogènes aux taux d'activité, ce qui peut biaiser les estimations. Il n'a cependant pas été possible d'obtenir de résultats par les doubles moindres carrés non linéaires du fait d'une non-convergence de l'algorithme utilisé.

III.3 Les sorties d'activité diffèrent fortement selon le statut et les générations.

Les évolutions globales retracées précédemment masquent une assez forte hétérogénéité des comportements selon le statut d'activité (indépendant, salarié du public ou du privé) et le diplôme qui reflète pour partie la disparité des règles encadrant les fins de carrière et le passage à la retraite.

Le déclin progressif de la part des indépendants dans la population ne contribue que faiblement à la baisse des taux d'activité, tandis que l'augmentation de la qualification joue en sens inverse.

La baisse des taux d'activité est également liée au fait que les indépendants, qui cessent traditionnellement de travailler plus tard, sont, en proportion, de moins en moins nombreux dans la population. Les indépendants poursuivent en effet leur activité plus longtemps en moyenne que les salariés, du fait de systèmes de retraite moins favorables. Les taux d'activité des indépendants ont également suivi une tendance à la baisse mais restent nettement supérieurs aux taux d'activité des salariés. Ainsi, en mars 2000, la proportion d'inactifs parmi les indépendants entre 60 et 64 ans est de 65 % alors qu'elle est de 20 points supérieure parmi les salariés. A partir de 65 ans, les différences s'estompent, la quasi-totalité des personnes ayant cessé leur activité (*tableau 3*).

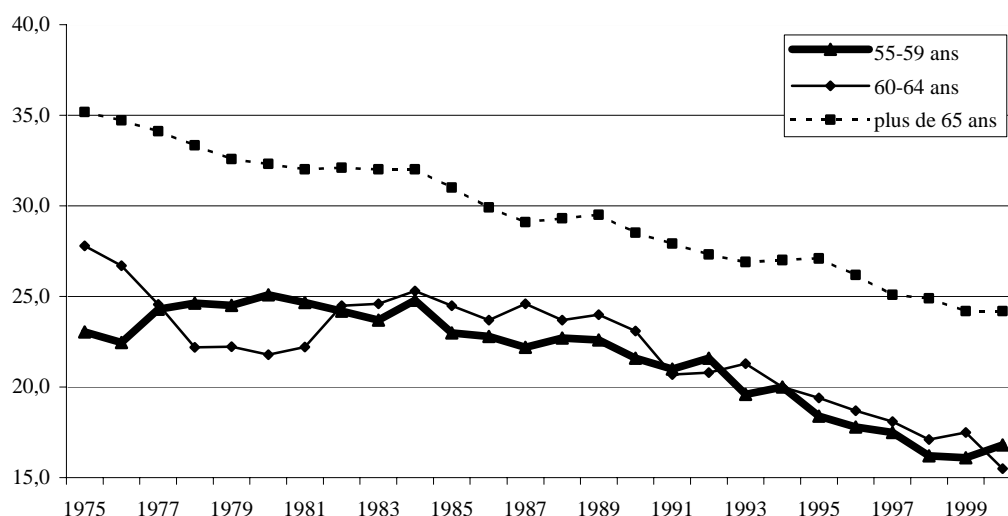
Tableau 3 : proportion d'hommes inactifs par tranche d'âge et par statut en 2000

En %	Indépendants	Salariés du secteur privé	Salariés de l'Etat et collectivités locales
55 à 59 ans	16,2	34,7	42,5
60 à 64 ans	64,9	88,8	84,1
65 ans et plus	95,5	99,0	98,6

Source : Enquête Emploi mars 2000

En 1975, 27 % des hommes de 60 à 64 ans étaient indépendants, contre 15 % seulement en 2000 (*graphique 14*). Compte tenu des écarts de taux d'activité, la réduction de la part des indépendants dans la population a un effet mécanique sur le taux d'activité total. Si les parts respectives des indépendants et des salariés étaient restées à leurs niveaux de 1975, avec les comportements d'activité observés en 2000, le taux d'activité des hommes de 60 à 64 ans serait de 3,2 points supérieur en 2000.

Graphique 14 : part des indépendants parmi les hommes de plus de 55 ans.



A l'inverse, l'élévation de la qualification devrait jouer en sens inverse. Les plus diplômés restent en effet actifs plus longtemps (tableau 4). 61 % seulement des hommes de 55 à 59 ans disposant d'un diplôme inférieur au bac sont actifs en mars 2000, alors que 89 % des diplômés du supérieur de cette tranche d'âge le sont. Si les taux d'activité se réduisent également après 60 ans, ils restent encore supérieurs de trente points pour les diplômés du supérieur. Ces derniers sont en effet moins exposés aux aléas de fins de carrières. Souvent entrés dans la vie active plus tard, ils peuvent être amenés à rester plus longtemps pour bénéficier d'une retraite à taux plein.

Tableau 4 : Taux d'activité par sexe et par diplôme en mars 2000

Tranche d'âge	Diplôme CEP ou inférieur, BEPC, BEP		Bac ou bac+2		Supérieur		
	En %	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes	Hommes	Femmes
55-59		61,1	48,5	71,3	58,5	89,4	75,3
60-64		12,3	12,2	16,8	14,4	43,8	37,8
65-69		1,4	0,8	3,1	1,8	7,0	2,9

Les effets de structure seuls ne permettent pas d'espérer une augmentation sensible des taux d'activité à l'horizon 2020.

Les taux d'activité varient fortement avec le niveau de diplôme. L'élévation générale de la qualification peut donc se traduire à long terme par une augmentation des taux d'activité des salariés âgés. La proportion de personnes disposant d'un diplôme au moins égal au bac parmi les travailleurs âgés de 40 à 50 ans est de 30,9 % contre 26,5 % pour les actifs âgés de 50 à 60 ans et 16,6 % pour ceux de 60 à 70 ans en mars 2000.

Des taux d'activité par sexe et par tranche d'âge peuvent être estimés à partir des caractéristiques de la population observées en mars 2000. Afin de prendre en compte les effets croisés du diplôme et du statut, nous étudions la composition de la population selon ces deux dimensions, pour chaque génération. Il est alors possible d'estimer les évolutions des taux d'activité des plus âgés qui proviennent des seuls effets de composition. Ces estimations ne constituent bien évidemment pas des

prévisions. Elles supposent à la fois que la structure par diplôme et par statut d'une génération ne se modifie pas avec le temps, et que les comportements d'activité⁹ par catégorie et par tranche d'âge restent identiques à ceux observés en 2000.

La structure observée par statut et par diplôme de la population permet de supposer que les taux d'activité des plus de 55 ans pourraient légèrement augmenter dans les 20 prochaines années. L'augmentation serait surtout sensible pour les femmes, principalement du fait de l'élévation de la qualification. Elle resterait cependant d'une très faible ampleur : au maximum de trois points pour les femmes âgées de 55 à 59 ans, mais de seulement 0,7 point pour les hommes de cette tranche d'âge.

Tableau 5 : taux d'activité estimé à partir de la structure par diplôme et par statut et des taux d'activité observés en mars 2000

En %	Hommes 55 - 59 ans	Femmes 55 - 59 ans	Hommes 60 - 64 ans	Femmes 60 - 64 ans
2000	65,8	51,9	15,5	13,5
2005	66,9	53,9	16,9	14,2
2010	66,5	54,4	17,6	15,0
2015	66,9	54,6	17,0	15,3
2020	66,5	54,9	16,8	15,3

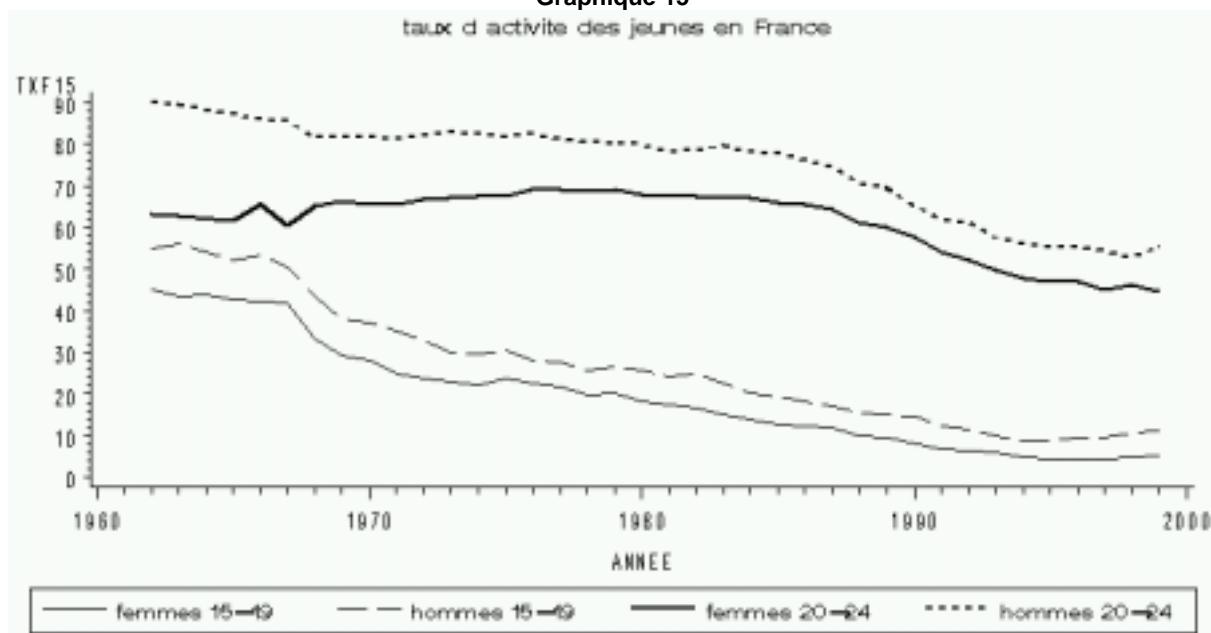
⁹ Ainsi que les taux de mortalité par catégorie de diplôme.

IV - Taux d'activité des jeunes, évolutions du marché du travail et du système éducatif en France

L'activité des 15 à 19 ans est marquée par une chute importante vers 1968, d'une dizaine de points. Elle se prolonge par une baisse plus lente jusqu'en 1994, date à laquelle un plancher (5% pour les femmes, 9% pour les hommes) est atteint (graphique 15). A cette date, un développement de l'apprentissage s'amorce, qui concerne davantage les jeunes hommes. Comme aux âges médians, la proportion d'actifs est plus élevée chez les hommes que chez les femmes mais, au cours des quarante dernières années, l'écart s'est réduit, aussi bien entre 15 et 19 ans qu'entre 20 et 24 ans. .

L'activité des hommes âgés de 20 à 24 ans fléchit lentement de 1962 à 1985 (d'une douzaine de points), plus rapidement jusque vers 1995 (plus de 20 points), puis semble se stabiliser. Pour les femmes du même âge, l'évolution traduit jusque vers le milieu des années soixante-dix un « rattrapage » des taux masculins du fait de la généralisation de l'activité féminine. L'écart entre les taux d'activité masculin et féminin décroît ainsi rapidement jusqu'en 1970, passant de 27 points en 1962 à 16 points en 1970, plus lentement ensuite. L'évolution des taux d'activité féminins est depuis quelques années quasiment parallèle à celle des taux masculins, l'écart entre les deux étant inférieur à 10 points.

Graphique 15



On se propose de modéliser ces taux d'activité pour essayer de relier leurs évolutions à celles de caractéristiques du système éducatif et du marché du travail sur la période considérée. En effet, la généralisation de l'accès au second cycle de l'enseignement secondaire et, plus généralement, l'allongement de la durée des études ont pu retarder l'entrée des jeunes sur le marché du travail. La montée, puis la persistance du chômage à partir du milieu des années soixante-dix ont aussi pu inciter les jeunes à poursuivre leurs études plus longtemps dans la perspective d'obtenir un diplôme qui les protégerait plus du risque de chômage. Des variables caractéristiques de la situation sur le marché du travail, comme le taux de chômage, ou du système éducatif, comme l'apprentissage ou le pourcentage de bacheliers parmi les générations concernées, sont ainsi susceptibles d'être corrélées à l'activité des jeunes. Le propos n'est pas d'établir un modèle structurel d'offre de travail mais de

décrire des corrélations entre le taux d'activités des jeunes et un petit nombre de variables caractéristiques des évolutions marquantes intervenues dans le système éducatif français et sur le marché du travail des jeunes au cours des trente ou quarante dernières années. Cette analyse descriptive peut permettre notamment de projeter les comportements d'activité des années à venir sous différentes hypothèses.

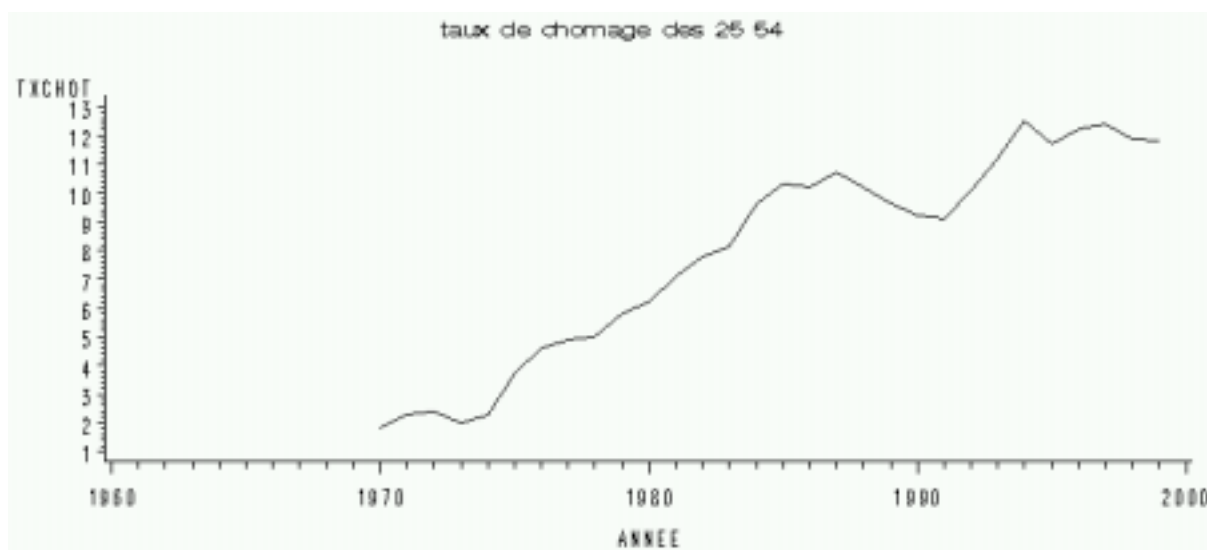
Dans un premier temps on passe en revue rapidement l'évolution de quelques variables, qui interviendront dans l'approche économétrique dans un second temps

IV.1 Le taux de chômage des 25 à 54 ans

La dégradation du marché du travail depuis 30 ans est très nettement visible dans l'évolution du taux de chômage du cœur de la population d'âge actif (graphique 16) . De façon générale, les variations du taux d'activité en réponse aux fluctuations conjoncturelles et particulièrement à celles du taux de chômage sont désignées sous le terme de flexion (cf. supra).

Dans le cas des jeunes, en cas de dégradation de la situation sur le marché du travail, ceux-ci pourraient être incités à repousser leur entrée sur le marché du travail. Symétriquement, en phase de reprise, voyant les perspectives d'embauches s'améliorer, certains jeunes en formation ou inactifs pourraient décider de rentrer sur le marché du travail.

Graphique 16 : Evolution du taux de chômage des personnes de 25 à 54 ans



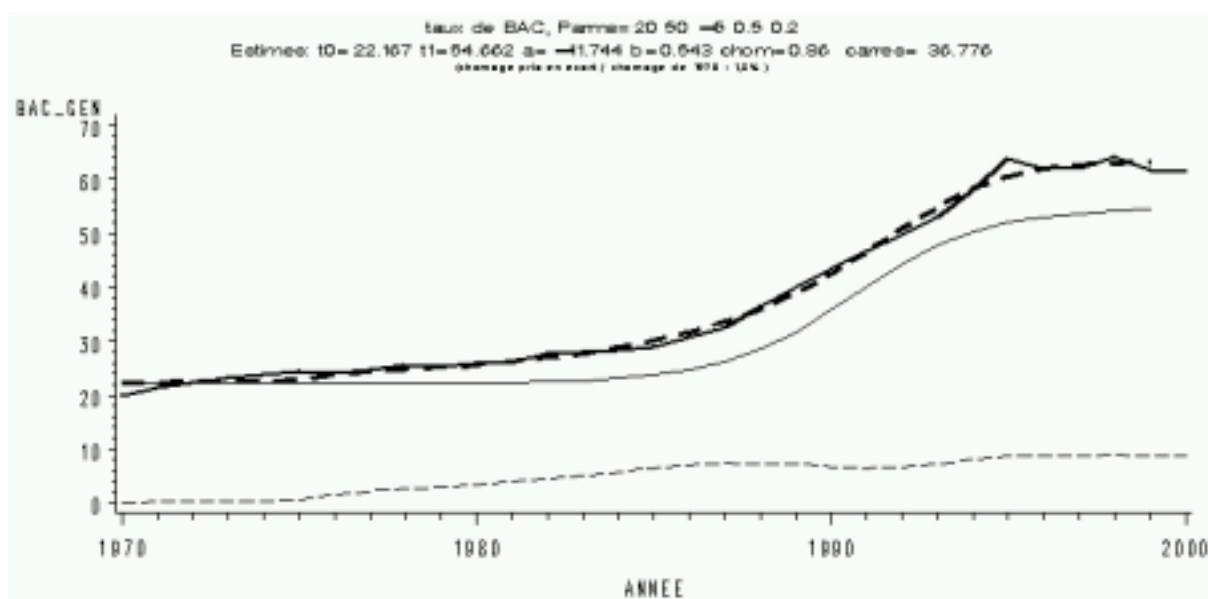
Dans l'étude économétrique, pour éviter les problèmes d'endogénéité, on a préféré considérer le taux de chômage des 25 à 54 ans, vu comme une caractéristique centrale de la situation sur le marché du travail, plutôt que celui des jeunes de l'âge considéré. Ce taux n'est pas perturbé par les variations, notamment tendancielle, observées sur les tranches d'âge extrêmes. Il peut jouer éventuellement avec retard.

IV.2 Transformations du système éducatif

La démocratisation du baccalauréat

Au cours des trente dernières années, le taux de bacheliers dans une génération¹⁰ a très fortement augmenté, passant de 20 % en 1960 à plus de 60 % à la fin des années quatre-vingt-dix (graphique 17). Cette évolution reflète les réformes importantes du système éducatif intervenues sur la période. L'objectif d'amener 80 % d'une classe d'âge au niveau du baccalauréat, fixé par la loi d'orientation de 1989, a amplifié l'extension du baccalauréat, restée relativement modérée jusqu'au milieu des années quatre-vingts. Trois évolutions du système éducatif ont pu contribuer à l'augmentation du taux de bacheliers : une moindre sélectivité de l'accès au second cycle de l'enseignement secondaire, une diversification des filières offertes avec notamment la création des « bac pro », ou enfin une augmentation du taux de réussite. Ainsi, d'une part, la proportion de jeunes se présentant aux différents bacs s'est élevée de 39% en 1986 à 70 % en 1994 (Emin et Esquieu 1999). D'autre part, les taux de réussite ont eu tendance à croître au fil des années, à série de bac donnée. Enfin, les bacs professionnels, créés en 1985, pour partie par requalification de filières existantes, attirent de nombreux élèves et connaissent des taux de réussite régulièrement supérieurs à 95%, néanmoins avec un niveau de recrutement en moyenne considéré comme moins exigeant.

Graphique 17 : Evolution du taux de bacheliers d'une génération



Lecture : Le taux de bacheliers observé figure en trait gras continu. Le taux de bacheliers estimé (tireté gras) est égal à la somme de la composante logistique (trait fin) et de la composante liée au chômage (tireté fin) (voir annexe 8).

Par suite, l'augmentation du taux de bacheliers au fil des générations ne correspond que partiellement à une élévation du niveau de qualification, dans la mesure où les générations actuelles de bacheliers sont probablement plus hétérogènes que leurs aînées. A elle seule l'augmentation du taux de bacheliers ne peut garantir l'amélioration de l'employabilité des jeunes et, par suite, du taux d'activité.

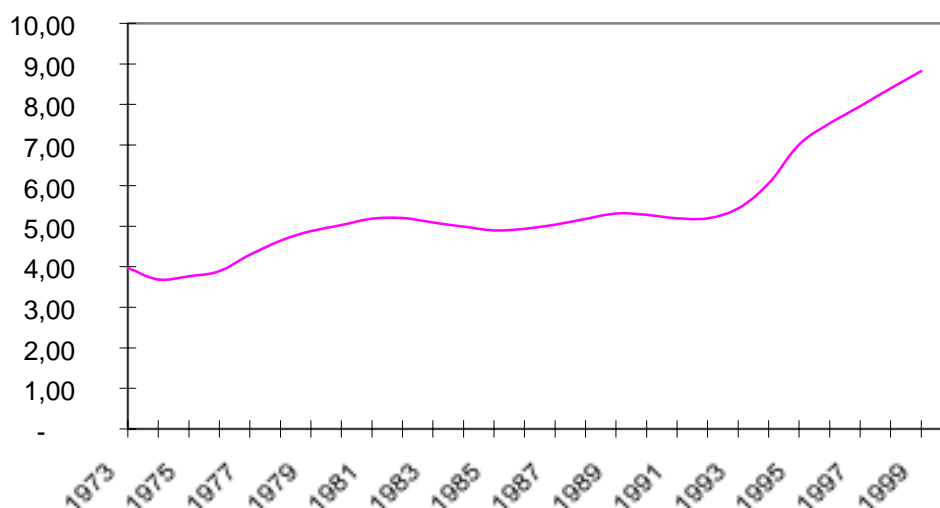
¹⁰ On le définit ici comme le rapport du nombre de bacheliers de l'année à la taille moyenne des générations atteignant 17 à 20 ans l'année considérée.

On utilisera toutefois ce taux pour décrire les évolutions des taux d'activité des jeunes. Pour les 15 à 19 ans, le taux de bacheliers a au minimum un impact mécanique sur l'activité, les lycéens étant considérés comme inactifs. Son utilisation pour décrire l'activité des 20 à 24 ans repose sur l'idée selon laquelle la poursuite d'études jusqu'au bac induit une poursuite au-delà, avec les mêmes conséquences : retrait du marché du travail pendant quelques années puis meilleure employabilité. On attend donc qu'elle joue avec un retard important, de l'ordre de la différence entre l'âge moyen des étudiants de cette tranche et l'âge au bac.

Evolutions récentes de l'apprentissage

Une part essentielle de l'activité des 15 à 19 ans s'effectue sous forme d'apprentissage. Or, au cours de la période étudiée, diverses mesures en faveur de l'apprentissage ont été adoptées. Il est vraisemblable que ces mesures expliquent en partie l'atténuation de la baisse et, à partir de 1993, la reprise de l'activité des 15 à 19 ans. Le nombre d'apprentis a progressé lentement, passant de 150 000 en 1970 à 200 000 en 1993, puis a crû rapidement ensuite jusqu'à 360 000 en 2000. La part de ceux-ci dans la tranche des 15 à 19 ans a suivi sensiblement la même évolution (graphique 18).

Graphique 18 : Proportion d'apprentis au sein de la population des jeunes de 15 à 19ans



Traditionnellement, l'apprentissage était surtout masculin, du fait des métiers concernés (bâtiment, artisanat). Un apprenti est en contrat avec une entreprise pour la durée de son apprentissage, ce contrat prenant fin sans indemnités. Il perçoit un salaire égal à une fraction du SMIC, comprise entre 25 % et 65% selon l'âge et l'ancienneté (première, deuxième ou troisième année). L'apprenti reste sous la tutelle du Ministère de l'Education Nationale et partage son temps entre l'entreprise et un centre de formation. Depuis 1993, une "indemnité compensatrice forfaitaire" est venue s'ajouter à l'exonération des charges sociales. A ce titre, les entreprises perçoivent 6000 F par embauche, et 10000 F annuels par apprenti dont le contrat est en cours. Le nombre d'apprentis et leur part dans la tranche d'âge concernée ont depuis cette date fortement progressé (graphique).

Par ailleurs, de nouvelles filières d'apprentissage, moins masculines, ont été créées depuis une dizaine d'années. Elles concernent surtout les services et peuvent donner accès à des diplômes classés dans l'enseignement supérieur : ouverture au niveau 3

(BTS ou Bac+2) en 1988, puis aux niveaux 2 (deuxième cycle universitaire) et 1 (troisième cycle) à partir de 1990.

La mise en place d'incitations financières et l'ouverture de nouvelles filières peuvent être responsables d'une flexion *institutionnelle* de l'activité. En effet, le fait que des jeunes puissent se porter plus rapidement sur le marché du travail qu'auparavant, lorsque les incitations et donc l'offre de contrats d'apprentissage se modifient, peut s'apparenter à un mécanisme de flexion.

On peut toutefois aussi considérer que le fait que les taux d'activité se modifient dans un tel contexte est en partie artificiel, dans la mesure où le statut d'un individu se modifie radicalement (un jeune, inactif car en formation, devient actif en devenant apprenti) alors que sa situation réelle en tant qu'apprenti est intermédiaire entre inactivité et activité. Il est alors particulièrement important que la modélisation prenne en compte cette flexion, au lieu de simples effets mécaniques. Pour cela, on s'est efforcé de construire un indicateur des incitations nettes à l'apprentissage, hors « effets d'aubaine ». Celui-ci est égal à l'excédent du stock d'apprentis, par rapport à son niveau de 1993, année de la mise en place des indemnités compensatrices. Il vaut donc 0 avant 1993. Ceci revient implicitement à considérer qu'en l'absence de réforme des filières d'apprentissage, le nombre d'apprentis serait resté constant depuis 1993, ce qui était approximativement le cas depuis le début des années quatre-vingts.

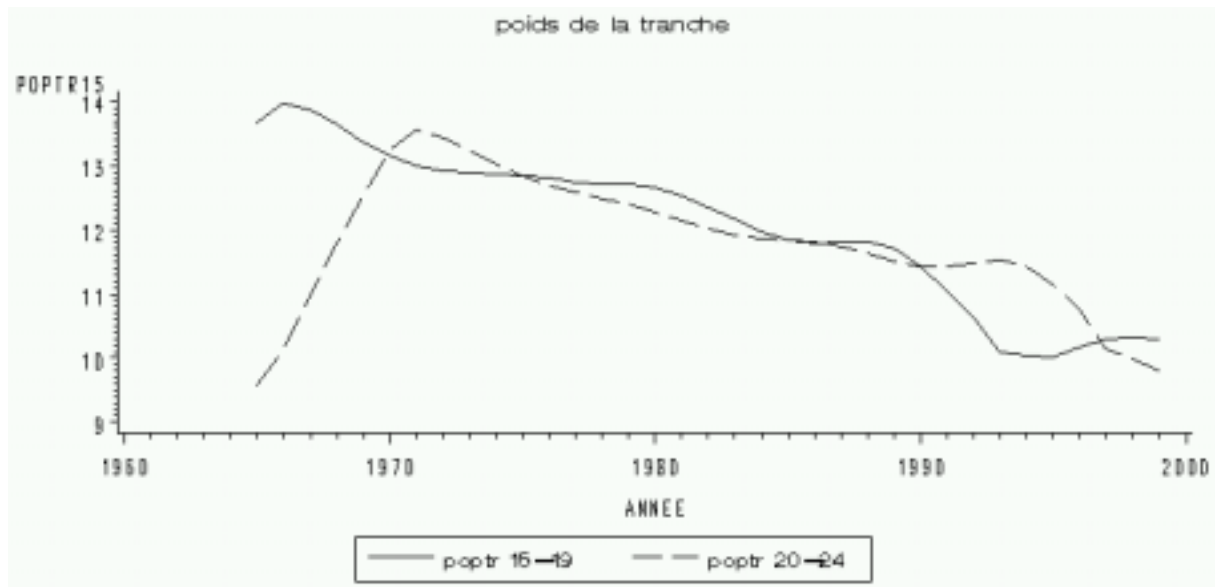
IV.3 Démographie et taux d'activité

Le lien entre la démographie et les taux d'activité repose sur l'idée que la demande de travail serait plutôt proportionnelle à l'effectif de l'ensemble de la population alors que l'offre dépend de celui de la population active¹¹. Dans ces conditions, une classe d'âge se présentant sur le marché aurait d'autant plus de difficultés à être active qu'elle est plus nombreuse, puisqu'elle accroît davantage l'offre que la demande. La proportion de jeunes (de la tranche d'âge considérée) dans la population devrait permettre de prendre en compte des effets du type file d'attente, liés à l'existence de marchés du travail plus ou moins spécifiques à chaque classe d'âge. Elle pourrait jouer avec un certain retard sur les taux d'activité.

Cette variable traduit les évolutions démographiques de long terme, mais elle est sensible également aux fluctuations conjoncturelles (graphique 19). La baisse tendancielle observée entre 1970 et 1990 du poids des deux tranches d'âge quinquennales (15 à 19 ans et 20 à 24 ans) résulte d'une stabilisation de leurs effectifs alors que l'ensemble de la population active augmentait de 20% sous l'effet de la baisse régulière de la mortalité, d'une activité croissante des femmes et d'un solde migratoire positif, moins important aux âges jeunes. Par contre, la hausse du poids relatif des 20 à 24 ans jusque vers 1970 résulte du baby-boom, et la baisse intervenant à partir de 1994 de la baisse de la natalité. Il s'agit là de fluctuations de court-moyen terme.

¹¹ Ces variables concernent les hommes et les femmes ensemble, ce qui n'est pas gênant puisque les effectifs des jeunes hommes et des jeunes femmes sont dans un rapport très stable. Par conséquent, ces variables démographiques varient très peu, selon qu'on les mesure sur les hommes, les femmes ou sur l'ensemble.

Graphique 19 : Proportion de jeunes dans la population



Alternativement, l'âge moyen de la tranche d'âge considérée, permettant de tenir compte de l'imprécision liée à l'usage de tranches d'âge quinquennales, aurait pu être utilisé. Il reflète les évolutions démographiques de court terme. Comme cette variable ne s'est pas avérée significative, sa présentation est reportée en annexe.

V - Modélisation des taux d'activité des jeunes

Nous présentons successivement les résultats de la modélisation économétrique du taux d'activité sur les deux tranches d'âge quinquennales et séparément pour les hommes et les femmes. Au-delà des variables explicatives évoquées précédemment, nous introduisons, quand nécessaire, une tendance temporelle, afin de capter les évolutions tendancielle des taux d'activité. En général, on retiendra une forme logistique.

$$\text{Celle-ci s'écrit : } tend_t = \frac{tx_0 + tx_1 e^{a+bt}}{1 + e^{a+bt}}.$$

Elle exprime le passage du taux initial tx_0 au taux limite. La vitesse de transition est mesurée par le paramètre b , qui est supposé positif par convention. La tendance logistique présente l'avantage sur la tendance linéaire de fournir des estimations des taux toujours comprises entre 0 et 1 dès lors que les taux limites tx_0 et tx_1 le sont. L'utilisation d'une tendance logistique ne permet pas d'estimation linéaire. Les coefficients sont estimés par les moindres carrés non linéaires.

V.1 Hommes âgés de 15 à 19 ans

Pour les hommes de 15 à 19 ans, on n'est pas parvenu à modéliser le taux d'activité avec une tendance temporelle logistique. Par contre, une tendance linéaire "coudée" (décroissante puis constante) conduit à une estimation satisfaisante. Avec cette spécification, la variable représentant l'incitation à l'apprentissage apparaît significative et son impact sur l'activité semble intuitivement très vraisemblable. L'introduction de la variable démographique *poids de la tranche d'âge*, prise en écart à sa moyenne sur l'ensemble de la période et retardée d'un an, améliore l'estimation, mais le taux de chômage n'est pas significatif.

L'équation s'écrit ainsi : $t2 = \min((\text{année}-1969), \text{coud})$

$$Tx_{act} = \text{constante} + b*t2 + c*aid_apprenti + d*poids_tr + u$$

La date du coude est estimée, par la méthode des moindres carrés non linéaires, en 1994 soit un an après la mise en place des aides compensatrices à l'apprentissage. L'interprétation de ce "coude" est donc satisfaisante, mais comme cette fonction anguleuse n'est pas dérivable, la signification des écarts-types de l'estimation est incertaine. On a donc procédé en deux étapes : après avoir estimé cette date, on a introduit dans l'équation sa valeur estimée (arrondie à l'unité). Les autres coefficients ont été estimés dans une deuxième étape (tableau 6).

La baisse tendancielle de l'activité est de 0,9 point par an entre 1970 et 1994. La présence de nouvelles incitations à l'apprentissage est corrélée avec la remontée finale du taux d'activité. La valeur de son coefficient est proche de 0,8 alors qu'on attendait une valeur correspondant au double de la part des hommes parmi les nouveaux apprentis, donc supérieure à 1, compte tenu de la nature des variables. En effet, l'incitation à l'apprentissage est introduite sous forme d'un *taux* calculé comme le rapport entre le *stock* d'apprentis supplémentaires et *l'effectif total* de la tranche. Il a donc la même nature que le taux d'activité de la tranche, les deux sexes confondus. Les incitations à l'apprentissage sont corrélées avec une hausse d'activité de 3 points entre 1992 et 1999.

Le coefficient de la variable démographique « poids de la tranche » est fortement positif, et il contribue à une baisse de près de 6 points de l'activité entre 1970 et 1999.

Son interprétation est toutefois délicate. Malgré son profil général proche de celui du chômage, c'est bien le poids de la tranche qui apparaît significativement dans l'analyse statistique et non pas le taux de chômage.

Tableau 6 : Estimation du taux d'activité des hommes de 15 à 19 ans

		Ecart-type	'T' ratio	Approx. Prob> T
Constante	33,453	1,111	30,10	0,0001
Tendance	-0,894	0,069	-12,91	0,0001
Poids de la tranche	1,905	0,614	3,10	0,0046
Aides à l'apprentissage	0,790	0,261	3,02	0,0056

Root MSE	R-Square	Adj R-Sq	Durbin-Watson
0,906	0,990	0,989	1,276

V.2 Femmes âgées de 15 à 19 ans

On a envisagé deux modélisations :

1) Une modélisation analogue à celle des hommes de même âge peut être proposée pour les femmes. Avec une tendance coudée, l'ajustement est presque satisfaisant, même en l'absence de toute autre variable, aucune n'est significative. La date du coude est estimée en 1994, comme précédemment. Avec une estimation en deux étapes, la baisse tendancielle de l'activité est de 0,9 point par an entre 1970 et 1994 (tableau 7).

Tableau 7 : Estimation du taux d'activité des femmes de 15 à 19 ans

		Ecart-type	'T' ratio	Approx. Prob> T
Constante	28,043	0,303	92,48	0,0001
Tendance	-0,933	0,018	-52,24	0,0001

Root MSE	R-Square	Adj R-Sq	Durbin-Watson
0,778	0,990	0,990	1,115

2) Avec une simple tendance linéaire, l'incitation à l'apprentissage et le poids de la tranche sont significatifs. A lui seul, le terme lié à l'apprentissage occasionne une remontée de l'activité d'environ 5 points entre 1993 et 1999. Le coefficient de l'incitation à l'apprentissage est nettement supérieur, en valeur absolue, à la pente de la tendance décroissante. Mais, le terme lié au poids de la tranche baisse d'environ 5 points de 1970 à 1999 (tableau 8).

Tableau 8 : Estimation du taux d'activité des femmes de 15 à 19 ans

		Ecart-type	T de Student	Prob> T
Constante	25,645	0,881	29,09	0,0001
Tendance	-0,789	0,055	-14,29	0,0001
Aides à l'apprentissage	1,387	0,197	7,04	0,0001
Poids de la tranche d'âge	1,447	0,484	2,99	0,0060

Root MSE	R-Square	Adj R-Sq	Durbin-Watson
0,76	0,99	0,99	1,29

Ces deux ajustements sont de qualité sensiblement équivalente (SSE = 16,87 contre 15,18 et DW de 1,12 contre 1,29).

V.3 Hommes âgés de 20 à 24 ans

Ni la variable démographique ni le taux de bacheliers ne sont significatifs. Ils ne figurent donc pas dans l'estimation. L'équation retenue fait intervenir une tendance logistique et le chômage retardé de 2 ans, qui fournit le meilleur ajustement.

Alors que le taux d'activité observé décroît de 81% à 55%, le terme logistique décroît de 21 points, entre les asymptotes situées à 78% et 57%. Le terme lié au chômage traduit une flexion dont le coefficient est de -0,62. La baisse correspondante de l'activité atteint 6,6 points. La baisse du chômage a débuté en 1998 et 1999, mais comme la variable chômage est retardée de 2 ans, la remontée finale du taux d'activité (en 1999 seulement) n'est pas décrite (tableau 9).

Tableau 9 : Estimation du taux d'activité des hommes de 20 à 24 ans

	Coef.	Ecart-type	'T' ratio	Prob> T
Taux limite supérieur (loi logistique), TX0	78,437	0,545	143,80	0,0001
Taux limite inférieur (loi logistique), TX1	56,806	0,763	74,41	0,0001
Constante logistique A	-13,893	1,941	-7,16	0,0001
Vitesse de transition B	0,669	0,092	7,28	0,0001
Chômage	-0,623	0,129	-4,84	0,0001

Root MSE	R-Square	Adj R-Sq	Durbin-Watson
0,807	0,995	0,995	2,322

V.4 Femmes âgées de 20 à 24 ans

Les variables explicatives sont, a priori, les mêmes que pour les hommes de même âge. Cependant, c'est le taux de bacheliers qui est significatif, en plus de la tendance logistique. Il exerce un effet maximal s'il est retardé de 4 ans. L'activité fléchit de 66% à 45%, soit une baisse de 21 points. Selon l'équation retenue, celle-ci résulterait d'une baisse de 33 points (entre des asymptotes situées à 71% et 36%) liée à la tendance de long terme et d'une hausse de 13 points liée au progrès du baccalauréat (tableau 10). Le signe positif de ce terme peut être interprété comme le fait que la plus grande employabilité liée au niveau scolaire l'emporte largement sur le retrait temporaire du marché du travail lié à la poursuite des études. Il est possible que ce terme capture une partie de la hausse tendancielle de l'activité féminine, qui passerait alors par la scolarisation.

Tableau 10 : Estimation du taux d'activité des femmes de 20 à 24 ans

	Coeff.	Ecart-type	'T' ratio	Prob> T
Taux limite supérieur (loi logistique), TX0	70,624	0,629	112,24	0,0001
Taux limite inférieur (loi logistique), TX1	35,693	2,193	16,27	0,0001
Constante logistique A	-8,160	0,459	-17,76	0,0001
Vitesse de transition B	0,366	0,024	15,28	0,0001
Taux de bacheliers retardé (- 4 ans)	0,258	0,050	5,11	0,0001

Root MSE	R-Square	Adj R-Sq	Durbin-Watson
0,633	0,996	0,995	1,930

Bibliographie

Blanchet D. et Marioni P. (1996), « L'activité après 55 ans : évolution récente et éléments de prospective », *Economie et Statistique n°300*, 1996-10.

Blöndal S. et Scarpetta S. (1998), « The Retirement Decision in OECD countries », *Working Paper n°202*, OCDE.

Colin C., Iéhlé V et Mahieu R. (2000), « Les trajectoires de fin de carrière des salariés du secteur privé », *Dossier Solidarité et Santé n°3*, DREES.

Emin J. C. et P. Esquieu (1999) Un siècle d'éducation en France, in *Données sociales*, INSEE

Guillemot D. (1996), « La population active : une catégorie statistique difficile à cerner », *Economie et Statistique n°300*, 1996-10.

Jacquot A. (1997), « Les flexions des taux d'activité sont-elles seulement conjoncturelles ? », *Economie et Prévision*, n°127, 1997-1.

OCDE (1999), « La formation des travailleurs adultes », Enquête communautaire sur les forces de travail (ELFS).

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

Annexe 1 : estimation d'une relation de causalité au sens de Granger entre taux de chômage et taux d'activité

Estimation pour les taux d'activité des hommes de 55 à 59 ans

	France	Japon	Espagne	Pays-Bas	Allemagne	Etats-Unis
B1	0,35 (1,99)	0,20 (1,05)	0,66 (3,43)	0,22 (0,86)	-0,09 (-0,54)	0,15 (0,96)
B2	0,22 (1,23)	-0,02 (-0,12)	-0,20 (-1,25)	0,23 (0,91)	0,26 (1,61)	0,19 (1,34)
C1	0,06 (0,51)	0,09 (0,67)	-0,13 (-1,64)	-0,18 (-1,27)	0,01 (0,09)	0,00 (0,05)
C2	0,15 (1,38)	-0,05 (-0,36)	0,15 (1,74)	0,14 (0,98)	0,00 (0,03)	0,08 (1,50)
D	-0,28 (-3,29)	-0,23 (-2,15)	-0,31 (-3,02)	-0,24 (-1,24)	-0,41 (-2,84)	-0,38 (-3,48)
R2	0,45	0,24	0,20	0,30	0,46	0,20
DW	1,96	1,82	1,70	1,88	2,01	1,70
Test C1=C2=0 Wald (Pvalue)	2,47 (0,29)	0,53 (0,77)	4,35 (0,11)	1,70 (0,43)	0,02 (0,99)	2,24 (0,33)
Test C1=C2=D=0 Wald (Pvalue)	5,2 (0,16)	6,27 (0,10)	17,61 (5,E-04)	2,89 (0,41)	8,11 (0,04)	14,74 (2,E-03)

Estimation par les MCO, les statistiques de Student sont données entre parenthèses.

Pour les tests, la valeur de la statistique de Wald est donnée, celle de la Pvalue entre parenthèses.

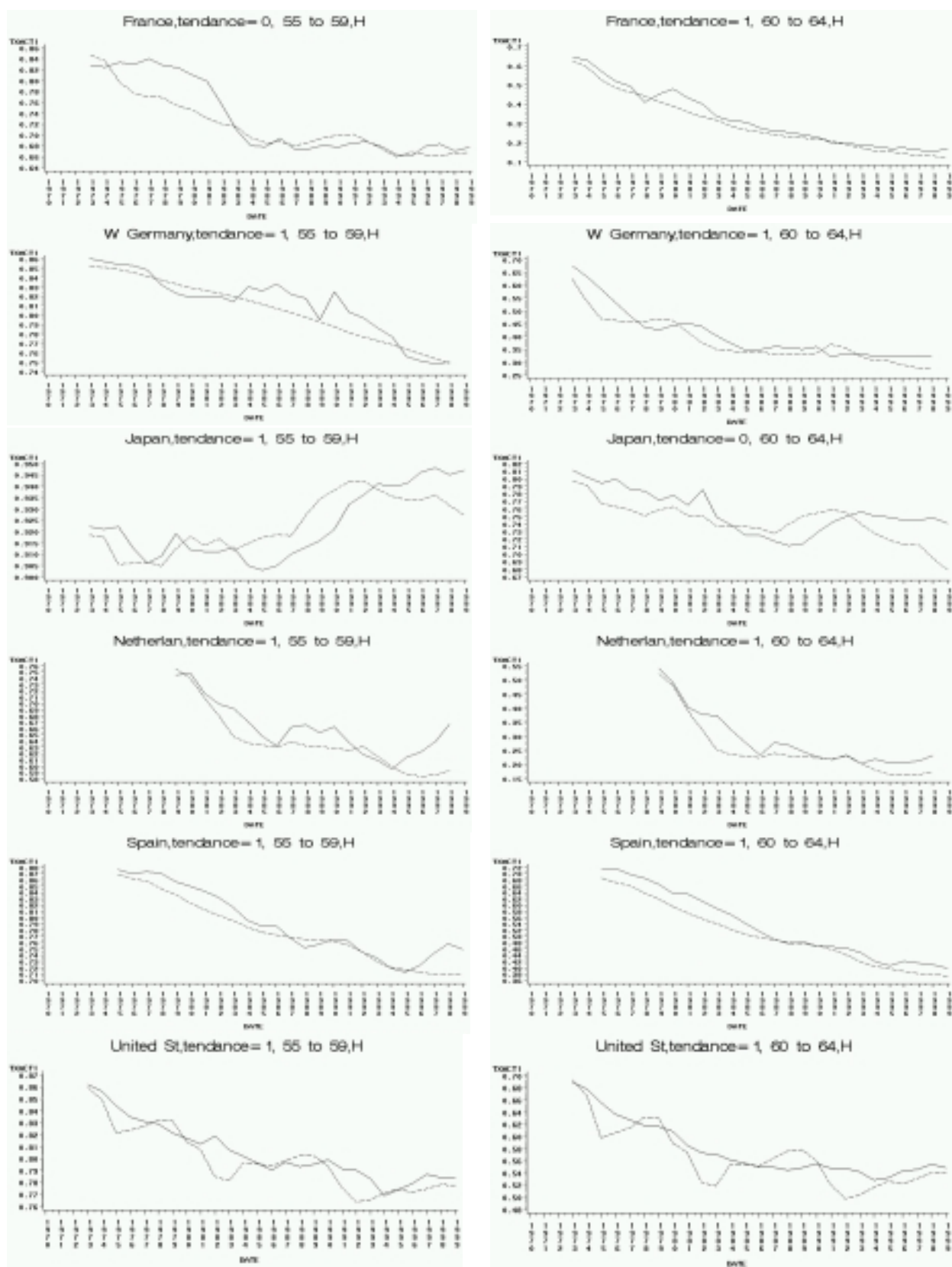
Estimation pour les taux d'activité des hommes de 60 à 64 ans

	France	Japon	Espagne	Pays-Bas	Allemagne	Etats-Unis
B1	0,20 (1,14)	-0,16 (-0,90)	0,15 (0,83)	0,19 (0,74)	0,21 (1,19)	0,37 (1,89)
B2	-0,07 (-0,41)	0,22 (1,19)	-0,01 (-0,04)	0,14 (0,55)	0,16 (1,14)	0,18 (0,92)
C1	-0,11 (-0,59)	0,08 (0,55)	0,03 (0,40)	-0,04 (-0,18)	-0,01 (-0,18)	-0,02 (-0,32)
C2	-1,E-05 (0,E+00)	-0,10 (-0,71)	-0,01 (-0,15)	0,01 (0,03)	0,02 (0,31)	0,03 (0,49)
D	-0,48 (-3,24)	-0,22 (-1,67)	-0,41 (-3,60)	-0,26 (-1,45)	-0,38 (-2,75)	-0,18 (-1,82)
R2	0,26	0,38	0,32	0,11	0,66	0,40
DW	1,83	1,92	1,92	1,80	1,86	1,81
TEST C1=C2=0 Wald (Pvalue)	0,35 (0,84)	0,89 (0,64)	0,16 (0,92)	0,04 (0,98)	0,15 (0,93)	0,35 (0,84)
TEST C1=C2=D=0 Wald (Pvalue)	15,99 (1,E-03)	8,29 (0,04)	16,70 (8,E-04)	2,60 (0,46)	27,96 (1,E-04)	5,20 (0,16)

Estimation par les MCO, les statistiques de Student sont données entre parenthèses.

Pour les tests, la valeur de la statistique de Wald est donnée, celle de la Pvalue entre parenthèses.

**Annexe 2 : taux d'activité estimé et taux d'activité observé
par la relation de long terme, par tranche d'âge
et pour les six pays considérés**



Annexe 3 : estimations du taux d'activité des personnes entre 55 et 59 ans

Hommes			
	MCO	VI 1	VI 2
<i>Constante</i>	0,84 (124,67)	0,84 (114,50)	0,84 (84,41)
<i>Taux de préretraités 55-59 ans</i>	-1,24 (-10,91)	-1,27 (-8,99)	-1,36 (-8,92)
<i>Taux de DRE (rapporté 55-59 ans)</i>	-0,32 (-4,16)	-0,33 (-3,83)	-0,34 (-3,50)
<i>Taux de chômage</i>	-0,44 (-2,85)	-0,41 (-2,31)	-0,32 (-1,49)
<i>Age moyen de la tranche - 57</i>	-0,03 (-2,31)	-0,03 (-2,13)	-0,03 (-1,68)
R2	0,98	0,98	0,98
Durbin Watson	1,71	1,74	1,76
<i>Régression de taux de préretraités sur les instruments : Statistique de Wald issue procédure de Holly-Sargan</i>		R2=0,92 ; F=71,25 W=0,13	R2=0,93 ; F=52,45 W=2,80
<i>Régression de taux de DRE sur les instruments : Statistique de Wald issue procédure de Holly-Sargan</i>		R2=0,93 ; F=82,13 W=0,00	R2=0,95 ; F=68,74 W=0,03

VI 1 : les instruments sont le temps, le taux de chômage et le poids démographique de la tranche considérée (5 retards).

VI 2 : les instruments sont le coût par tête des préretraités (déflaté par un prix de consommation), le taux de chômage et le poids démographique de la tranche considérée (5 retards), l'âge moyen de la tranche et le temps.

Femmes			
	MCO	VI 1	VI 2
<i>Constante</i>	0,25 (4,84)	0,22 (3,52)	0,27 (4,75)
<i>Taux de préretraités 55-59 ans</i>	-0,43 (-4,70)	-0,34 (-2,84)	-0,46 (-4,22)
<i>Tendance temporelle</i>	$2 \cdot 10^{-3}$ (5,33)	$2 \cdot 10^{-3}$ (3,51)	$3 \cdot 10^{-3}$ (5,03)
<i>Age moyen de la tranche - 57</i>	-0,01 (-1,40)	-0,01 (-1,53)	-0,02 (-2,47)
<i>Terme auto-régressif</i>	0,42 (3,52)	0,49 (3,54)	0,36 (2,73)
R2	0,89	0,88	0,91
Durbin Watson	1,99	2,10	1,44
<i>Régression de taux de préretraités sur les instruments : Statistique de Wald issu procédure de Holly-Sargan</i>		R2=0,93 ; F=62,52 W=1,57	R2=0,93 ; F=42,25 W=0,04

VI 1 : les instruments sont le temps, le taux de chômage et le poids démographique de la tranche considérée (5 retards).

VI 2 : les instruments sont le coût par tête des préretraités (déflaté par un prix de consommation), le taux de chômage et le poids démographique de la tranche considérée (5 retards), l'âge moyen de la tranche, le terme auto-régressif et le temps.

Annexe 4 : estimations par les MCNL des taux d'activité féminin et masculin des 60-64 ans

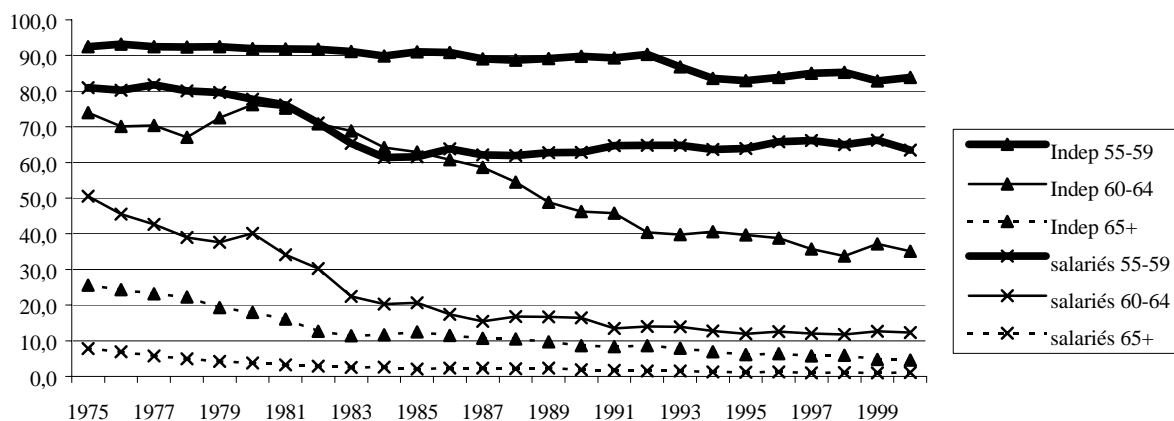
	Hommes	Femmes
taux limite initial : tx0	0,81 (13,35)	0,39 (7,72)
taux limite final : tx1	0,12 (3,89)	0,14 (7,73)
A	-1,58 (-3,99)	-1,38 (-1,61)
B	0,16 (6,49)	0,13 (3,07)
indicatrice sur la période 1983-1999		-0,02 (-2,07)
âge moyen de la tranche	-0,12 (-4,09)	-0,05 (-3,44)
taux de préretraités 60-64 ans	-0,33 (-1,59)	-0,17 (-1,81)
R2	0,99	0,99
Durbin Watson	1,81	1,74

Lecture : estimation par les moindres carrés non linéaires de l'équation :

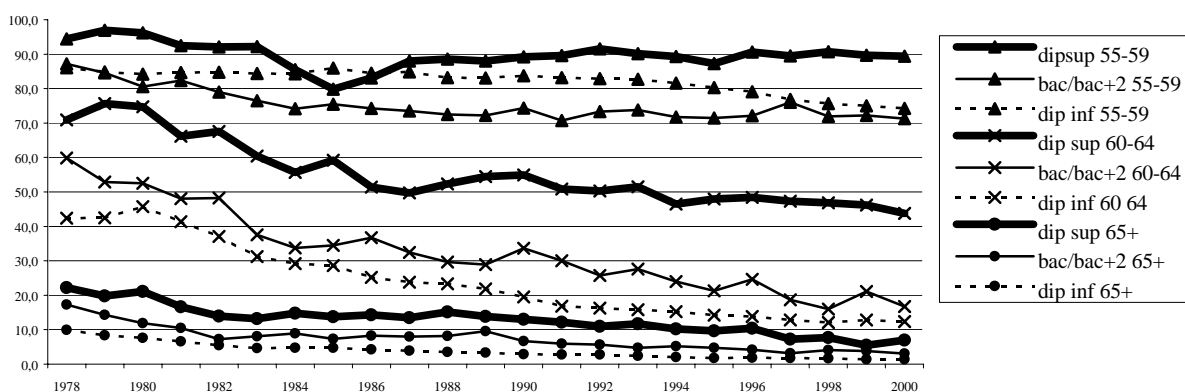
$txact_t = tend_t + c * (agmoy_t^{60-64} - 62) + d * txpre_t^{60-64} + e * ind_{83} + f * txcho_t + u_t$, où $tend_t$ est une tendance logistique. Le taux d'activité des hommes âgés de 60 à 64 ans suit sur la période une tendance logistique de taux limite initial estimé 0,81 et de taux limite final estimé 0,12. Un point de préretraités en plus réduit de 0,33 le taux d'activité des hommes de cette tranche d'âge.

Annexe 5 : taux d'activité par statut et par diplôme

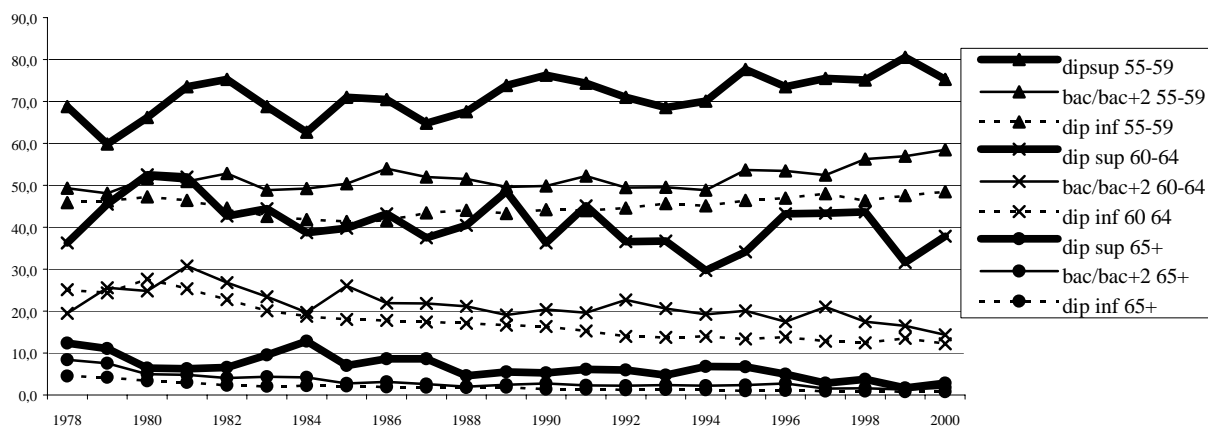
Évolution des taux d'activité des hommes par statut et par tranches d'âge quinquennales entre 1975 et 2000



Évolution des taux d'activité des hommes par diplôme et par tranches d'âge quinquennales entre 1978 et 1999



Évolution des taux d'activité des femmes par diplôme et par tranches d'âge quinquennales entre 1978 et 2000



Annexe 6 : âge moyen des jeunes au sein des tranches d'âge quinquennales et taux d'activité

Cette variable n'a pas été retenue dans la modélisation, mais elle est a priori intéressante, notamment parce que son impact éventuel sur l'activité se comprend plus aisément que celui de la proportion de jeunes dans la population. En effet, sa présence dans une équation permet d'atténuer l'imprécision liée à l'emploi d'une tranche d'âge quinquennale. On s'attend à ce que cette variable joue sans délai. Elle reflète la structure par âge de la tranche. Elle est donc sensible aux chocs démographiques et aux évolutions conjoncturelles de la natalité. Ses variations traduisent l'entrée puis la sortie de la tranche considérée, des classes creuses de la guerre puis des classes du baby-boom. Pour les 20 à 24 ans, le maximum de 1962 correspond à la présence dans cette tranche des générations nées entre 1938 et 1942. Les plus vieux sont plus nombreux que les jeunes, d'où ce pic. L'écart maximal (creux) par rapport à la moyenne théorique de 22 ans est atteint en 1968 quand les deux effets jouent conjointement : les générations âgées de la tranche font partie des classes creuses alors que les plus jeunes font partie du baby-boom. Le pic de 1998 traduit l'entrée dans la tranche de générations très peu nombreuses nées entre 1976 et 1978.

