

L'impact des systèmes de préretraite sur les taux d'activité des travailleurs âgés

Francis Calcoen, Jean-Michel Cousineau et Dominique Greiner

Volume 48, numéro 4, 1993

URI : <https://id.erudit.org/iderudit/050892ar>

DOI : <https://doi.org/10.7202/050892ar>

[Aller au sommaire du numéro](#)

Éditeur(s)

Département des relations industrielles de l'Université Laval

ISSN

0034-379X (imprimé)

1703-8138 (numérique)

[Découvrir la revue](#)

Citer cet article

Calcoen, F., Cousineau, J.-M. & Greiner, D. (1993). L'impact des systèmes de préretraite sur les taux d'activité des travailleurs âgés. *Relations industrielles / Industrial Relations*, 48(4), 619–640. <https://doi.org/10.7202/050892ar>

L'impact des systèmes de préretraite sur les taux d'activité des travailleurs âgés

Francis Calcoen
Jean-Michel Cousineau
Dominique Greiner

En considérant la seule offre de travail des hommes de la tranche d'âge 55-64 ans pour éliminer les effets de génération, les auteurs étudient sur une base économétrique les déterminants de la baisse du taux d'activité des travailleurs âgés au cours de la période 1967-1987. L'approche est réalisée en coupe et en série chronologiques et porte sur l'Allemagne, le Canada, la France, le Royaume-Uni et la Suède, cinq pays à niveaux de développement économique et social comparables.

Les interrogations sur le devenir des systèmes de retraite ont relancé l'intérêt pour l'analyse de la décision du retrait du marché du travail des personnes en fin de vie active. L'appréhension des déterminants de la décision d'activité des travailleurs âgés est en effet cruciale à une période où les pouvoirs publics ont récemment augmenté (Suède) ou songent à augmenter (France, Italie) l'âge moyen de la cessation d'activité en raison de la transition démographique. Le succès d'une telle politique dépend de la réponse des individus aux incitations à poursuivre leur activité. De ce point de vue, les nombreuses mesures qui ont été développées au cours des vingt dernières années pour faciliter le départ en retraite dans un contexte de chômage persistant constituent une base de données riche d'enseignements pour mesurer le comportement d'activité des tra-

* CALCOEN, F., directeur de recherche au CNRS, GRESGE-LABORES, Lille, France.
COUSINEAU, J.-M., professeur, École de relations industrielles, Université de Montréal.

GREINER, D., chargé de recherche, GRESGE-LABORES, Lille, France.

** Cet article s'appuie sur une recherche menée pour le Commissariat général du plan en France et sur un travail de modélisation conduit dans le cadre du Centre de recherche et de développement en économie (C.R.D.E.) de l'Université de Montréal.

vailleurs âgés et apprécier ainsi la capacité de différer, à l'inverse, la date de cessation d'activité par des incitations diverses.

Dans cette contribution, nous étudions sur une base économétrique les déterminants de la baisse du taux d'activité des travailleurs âgés au cours de la période 1967-1987. Pour éliminer les effets de génération dus à l'augmentation générale du taux d'activité féminine¹, on considère ici la seule offre de travail des hommes de la tranche d'âge 55-64 ans. L'approche est réalisée en coupe et en séries chronologiques et porte sur cinq pays : Allemagne, Canada, France, Royaume-Uni et Suède. Elle vise à expliquer les écarts observés entre pays dans l'évolution des taux d'activité en retenant trois types de facteurs : des variables macroéconomiques de revenu et d'emploi, le système de protection sociale, les filières spécifiques de prise en charge de la cessation d'activité. Les pays considérés connaissent des situations différentes sur ces plans, mais ils ont néanmoins des niveaux de développement économique et social comparables.

Après un rappel des principales évolutions observées dans les pays retenus et des approches théoriques et des résultats empiriques existant sur la question de la cessation d'activité, nous présenterons les modèles et les résultats obtenus par une double approche : avec un modèle intertemporel et international qui ne considère que des variables macro-économiques ; avec des modèles par pays prenant en compte les programmes spécifiques de protection sociale organisant ou accompagnant la sortie accélérée du marché du travail.

FAITS ET INTERPRÉTATIONS

La baisse spectaculaire des taux d'activité des travailleurs âgés constitue un des traits les plus caractéristiques de l'évolution sur le marché de l'emploi au cours des deux dernières décennies. La tendance, bien que générale, recouvre d'importantes différences entre pays, tant en termes de niveau que de rythme. Le tableau 1 donne un rapide aperçu de l'évolution de l'activité des hommes de 55-64 ans sur la période 1967-1987 dans quelques pays.

Au cours de cette période, le taux d'activité de ce groupe d'âge a baissé de près de 28 points de pourcentage en Allemagne, de 25 points en France et au Royaume-Uni, de 19 points au Canada. De telles baisses ne sont pas sans conséquence sur le mode de vie, le financement des programmes de sécurité sociale et le potentiel de production d'une économie. Par ailleurs, les taux d'activité différaient d'un pays à l'autre, en début et en fin de période, et les écarts entre pays ont eu tendance à s'accroître. La question qui se pose alors est de

¹ Quand on observe une même génération de femmes, on relève pour celles-ci une réduction accélérée du taux d'activité au-delà de 50 ans.

savoir si on est à même de générer un modèle qui rende compte simultanément des différences de taux d'activité dans le temps et l'espace.

TABLEAU 1
Taux d'activité des hommes de 55-64 ans (en %)
et rythme annuel moyen de la tendance (en %)

	1967	1987	rythme annuel
Allemagne	84,2	56,3	-2,0
Canada	85,8	66,4	-1,3
France	73,1	47,6	-2,1
Royaume-Uni	92,1	67,1	-1,6
Suède	89,2	74,9	-0,9
États-Unis	82,2	67,0	-1,0
Japon	86,6	82,6	-0,2

Source : OCDE, *Statistiques de la population active*, Paris (diverses années).

Deux approches théoriques

La cessation d'activité en fin de vie active est avant tout une décision d'offre de travail. Elle est cependant particulière dans la mesure où l'individu renonce généralement de façon définitive à tout revenu d'activité en contrepartie du bénéfice d'une pension de vieillesse.

L'analyse économique aborde cette problématique de deux façons. Une première approche appréhende la décision de retrait d'activité comme une décision instantanée : l'individu arbitre entre le niveau de consommation auquel il doit renoncer s'il cesse son activité et le temps de loisir auquel il renonce s'il la poursuit. Dans cette perspective, la tendance de long terme à la baisse du taux d'activité s'explique par un effet de richesse découlant de l'augmentation générale des revenus d'activité et de transferts — ces derniers notamment en raison de l'arrivée à maturité des systèmes de pension.

La seconde approche est celle du cycle de vie. Les modèles de cycle de vie considèrent simultanément les profils de consommation, d'épargne et d'offre de travail. L'individu est supposé accumuler des actifs durant toute sa vie de travail en vue de financer sa consommation pendant la période d'inactivité. Il détermine donc la date de son retrait d'activité en fonction du niveau moyen de consommation qu'il désire atteindre sur l'ensemble de sa vie. Une hausse générale des revenus d'activité ou des transferts modifie le profil de consommation et d'épargne des ménages ainsi que l'offre de travail sur l'ensemble du cycle de vie. Dans le cadre d'un modèle du cycle de vie, Feldstein (1977) a

mis en évidence l'existence de deux effets suite à l'introduction ou à l'expansion d'un système de sécurité sociale : un effet de substitution entre l'épargne privée et l'épargne « sociale », et un effet induit de retrait du marché du travail.

Résultats empiriques

Une des difficultés majeures rencontrées lors de l'analyse empirique de la décision de retrait d'activité est de spécifier les contours des opportunités de revenus (de travail ou de transferts) en fonction du temps travaillé. La difficulté de l'exercice tient, d'une part aux fluctuations non anticipées des revenus d'activité et de transferts, et d'autre part aux distorsions introduites dans ces opportunités par les systèmes de transferts.

Cette difficulté résolue, les travaux économétriques attestent tous l'effet des pensions sur la décision de retrait d'activité, et la consistance de cette variable augmente avec l'âge du salarié (Parsons 1980). Les conclusions quant à l'influence de l'état de santé sont également bien établies (Hall et Johnson 1980; Parsons 1980, 1982), même si la construction de l'indicateur de santé n'est pas sans poser de problèmes.

Ces travaux empiriques s'appuient rarement sur des données internationales. Pour la plupart, ils portent sur la situation américaine et sont menés en coupe instantanée. Une seule étude, à notre connaissance, contient à la fois des données en coupe et en séries chronologiques. Il s'agit des travaux de Duggan (1984) pour 34 grandes régions métropolitaines de recensement américaines sur la période 1974-1980. Le modèle retenu incorpore des variables de salaire, de revenus non salariaux, de caractéristiques socio-économiques, de chômage et de prestations de sécurité sociale. Toutes choses égales par ailleurs, les variables de prestations sociales exercent un effet négatif et significatif sur l'activité des travailleurs âgés.

Spécificité de notre démarche

Notre recherche se distingue des travaux antérieurs sur trois points. Premièrement, l'étude prend en compte l'ensemble des programmes de protection sociale avec un indicateur macro-économique des prestations sociales et avec les mesures spécifiques qui interviennent lors de la prise en charge de la cessation d'activité. Deuxièmement, l'estimation s'appuie sur des données construites en coupe et en séries chronologiques sur la période 1967-1987 portant sur cinq pays : Allemagne, Canada, France, Royaume-Uni et Suède. Troisièmement, nous analysons plus en détail les processus institutionnels à travers lesquels la cessation d'activité est organisée.

UN MODÈLE INTERNATIONAL ET INTERTEMPOREL

Le modèle mis en œuvre veut expliquer les écarts observés entre pays dans les taux d'activité des hommes âgés de 55 à 64 ans. Plusieurs interrogations guident notre démarche :

- dans les écarts et leurs évolutions, quelle part est attribuable aux prestations de sécurité sociale, aux conditions sur le marché de l'emploi?
- quelle part est attribuable aux interventions spécifiques en faveur des travailleurs âgés?

Modèle, variables, méthode et données

La variable expliquée est le taux d'activité (TA) des hommes de 55 à 64 ans. Trois grandes variables explicatives sont retenues : le salaire réel moyen (SRN : masse salariale divisée par le nombre de salariés), le ratio du total des prestations de sécurité sociale per capita sur la masse salariale par salarié (PS)², le taux de chômage pour les 25-54 ans (TC). L'effet du salaire sur le taux d'activité est *a priori* indéterminé : il peut être positif en fonction de l'effet de substitution (de plus hauts salaires incitent au travail en raison du coût d'opportunité du non-travail), ou négatif en fonction de l'effet revenu (les individus faisant partie des pays les plus riches peuvent bénéficier de plus de loisirs sous la forme de retraite anticipée).

Le ratio « prestations sociales/masse salariale » est retenu en tant qu'indicateur des programmes de sécurité sociale. Sur le plan théorique, nous pouvons convenir qu'un programme plus généreux est susceptible de conduire à une réduction du taux d'activité. Par ailleurs, si ces programmes sont financés par une taxe sur la masse salariale, l'impact négatif attendu sur le niveau d'emploi devrait conduire également à une réduction du taux d'activité. L'effet global attendu de la variable de sécurité sociale est donc négatif.

Le taux de chômage est une autre variable importante *a priori*. On s'attend à ce que, faute d'opportunités d'emploi, les travailleurs âgés, et plus particulièrement ceux qui ont perdu leur emploi, abandonnent les rangs de la population active. Le signe attendu de la variable de chômage est négatif. La définition de la variable de chômage retenue privilégie la relation univoque sur la variable d'offre qui nous intéresse ici.

² Les sources de données proviennent de l'OCDE (Paris, diverses années) dont nous donnerons le détail un peu plus loin. À partir de ces données, il nous était impossible de soustraire les paiements d'allocations familiales. Les données du BIT sur *Le coût de la sécurité sociale* (Genève, diverses années) montrent une baisse générale de la part des prestations familiales dans le total des prestations de sécurité sociale à travers le temps mais ne sont pas disponibles en série chronologiques continues.

Enfin, nous avons pris en compte l'âge légal de la retraite dans le cadre des systèmes publics de pension en calculant la différence NR entre la borne supérieure de la classe d'âge étudiée (65 ans) et cet âge légal. La relation attendue entre cette variable et le taux d'activité des 55-64 ans est négative.

Dans un premier temps, ce modèle a été estimé en série/coupe par les moindres carrés ordinaires (MCO) ou les moindres carrés généralisés (MCG), en imposant une pente et un terme constant uniques pour les cinq pays, puis en différenciant les pays par le biais de variables dichotomiques.

Dans un deuxième temps, les pays ont été considérés séparément. L'intérêt de cette démarche est de pouvoir travailler avec le salaire moyen réel exprimé dans la monnaie nationale. Un effet d'interaction est également testé entre le taux de chômage et le ratio de prestations/salaire.

Les sources de données proviennent de l'OCDE (Organisation de coopération et de développement économique, *Statistiques de la population active; Comptes nationaux et Perspectives économiques*, Paris, diverses années). Il s'agit de statistiques couramment utilisées pour fins de comparaisons internationales³. Le tableau 2 rapporte quelques observations sommaires pour la variable dépendante et les principales variables indépendantes du modèle (moyennes par pays sur la période 1967-1988).

TABLEAU 2
Statistiques sommaires (moyennes) par pays, 1967-1988

Pays	TA %	TC %	SRN \$ canadien 1980	PS %
Allemagne	68,6	2,6	13,255	13,7
Canada	77,5	5,6	15,511	9,8
France	65,8	2,8	11,898	17,2
Royaume-Uni	82,1	5,8	9,250	9,8
Suède	80,8	1,5	13,088	18,0

Source : Voir texte

On y observe tout d'abord que le Royaume-Uni (82,1 %), la Suède (80,8 %) et le Canada (77,5 %) affichent les taux d'activité (TA) les plus élevés, alors que l'Allemagne (68,6 %) et la France (65,8 %) présentent les taux d'activité les plus bas.

³ Ce qui ne veut pas dire, selon ces mêmes sources, qu'elles sont exemptes de défauts ou de limites à l'égard notamment de différences dans certaines définitions, dans les méthodes d'enregistrement des données ou de conventions comptables.

Au niveau des variables indépendantes, le Canada et le Royaume-Uni affichent les taux de chômage (TC) les plus élevés (5,6 % et 5,8 % respectivement) alors que la Suède dispose du taux de chômage le plus bas (1,5 %). La France et l'Allemagne occupent une position intermédiaire (2,8 % et 2,6 % respectivement).

Les revenus de travail par salarié (SRN) sont plus élevés au Canada, en Allemagne et en Suède. Le Royaume Uni occupe le dernier rang, en raison probablement d'une forte dépréciation de la livre anglaise⁴. La France occupe une position intermédiaire.

Le ratio prestations/salaires (PS) est plus élevé en France (17,2 %) et en Suède (18,0 %). Il est plus bas au Canada et au Royaume-Uni (9,8 % dans chacun des cas). Et c'est l'Allemagne, cette fois, qui est en position intermédiaire (13,7 %). La variance des observations et des rangs selon la variable considérée est donc fort appréciable.

À travers le temps, c'est-à-dire de 1967 à 1988 et tel qu'indiqué au tableau 3, on note par ailleurs que le taux d'activité des hommes de 55 à 64 ans a baissé quelque soit le pays considéré. Au minimum, cette baisse est de 14,3 points de pourcentage en Suède. Au maximum, elle est de 27,9 points de pourcentage en Allemagne.

TABLEAU 3
Variation des principales variables du modèle, 1967-1988

<i>Pays</i>	ΔTA	ΔTC	ΔSRN \$ canadien 1980	ΔPS	ΔNR (années)
Allemagne	-27,9	4,9	4,662	1,0	2
Canada	-19,4	3,6	2,410	7,2	0
France	-25,5	6,1	2,680	6,8	5
Royaume-Uni	-25,0	8,9	1,844	5,0	0
Suède	-14,3	0,0	1,250	15,5	0

Source : Voir texte

Le taux de chômage a augmenté partout (et surtout au Royaume-Uni), sauf en Suède. Les salaires réels (convertis cette fois en parité du pouvoir d'achat selon les modalités décrites plus bas) a aussi augmenté dans chacun des pays, mais plus fortement en Allemagne (4 662 \$) et moins fortement en Suède (1 250 \$). Le ratio prestations/salaires par contre a beaucoup augmenté

⁴ Les données sont présentées sous forme de dollars canadiens selon la technique décrite plus bas.

dans ce dernier pays (15,5 points de pourcentage) alors qu'il a très peu augmenté en Allemagne (1 point de pourcentage). Finalement, l'âge légal de la retraite a été réduit de deux ans en Allemagne et de cinq ans en France.

Une des observations surprenante de ce tableau est que le pays qui a connu la plus forte augmentation de PS (la Suède) est celui qui a connu la plus faible réduction de TA, alors que le pays qui a connu la plus faible augmentation de PS (Allemagne) a connu la plus forte diminution de TA.

Cela semble donc contredire notre hypothèse, mais à condition qu'on ignore l'effet des autres variables explicatives. Or, il est à noter que le taux de chômage n'a pas augmenté en Suède. Si on suit le même raisonnement que précédemment, ce taux d'activité aurait donc dû demeurer le même alors qu'il a baissé de 14,3 points de pourcentage. En Allemagne par contre, le taux de chômage a augmenté, ce qui peut suffire à lui seul pour expliquer la baisse du taux d'activité des hommes de 55 à 64 ans pour ce pays. Néanmoins, dans un cas comme dans l'autre, ce serait ignorer l'effet de la variable salariale. C'est pourquoi il importe tout autant de chercher à estimer l'effet du salaire sur le comportement de sorties anticipées (ou hâtives) du marché du travail que celui des autres variables explicatives du modèle.

Estimations et problèmes économétriques

Sur le plan économétrique, l'estimation d'un modèle regroupant des données en série chronologique par pays pose divers problèmes. L'autocorrélation des résidus peut être variable d'un pays à l'autre. De même, peut-il en être de l'hétéroscédasticité. Et finalement, les résidus peuvent être plus ou moins corrélés d'un pays à l'autre. Diverses techniques peuvent être utilisées pour chercher à corriger ces problèmes. Pour notre part, nous avons retenu la méthode des moindres carrés généralisés, décrite par Kmenta (1986 : 622-625). Cette méthode permet de tenir compte simultanément de l'ensemble de ces différents aspects de la question⁵. Dans les tableaux que nous présentons, nous comparons les résultats des MCO à ceux des MCG tels que développés par Kmenta.

Sur le plan statistique, puisque nous avons affaire à des unités monétaires différentes pour la variable salaire, se pose le problème de l'uniformisation des données dans une même unité de change. Deux approches distinctes ont été retenues. La première, plus grossière, a consisté à appliquer les taux de change et les indices de prix canadiens de façon à transformer toutes les valeurs en dollars canadiens constants (de 1980). Les résultats d'estimation qui se fondent sur cette approche sont présentés au tableau 4.

⁵ Le logiciel utilisé modifie la procédure de Kmenta de façon à conserver la première observation de chaque coupe instantanée. Pour plus de détails, se référer à Shazam (1988 : 121-123).

TABLEAU 4
Estimation par MCO et MCG tous pays confondus, dollars canadien

	MCO			MCG		
	(1)	(2)	(3)	(1)'	(2)'	(3)'
Constante	98,91 (44,2)	101,96 (70,89)	120,11 (21,36)	94,40 (37,2)	98,3	119,82
SRN	-0,47 (-3,19)	-0,48 (-5,34)	-1,80 (-4,66)	-0,18 (-1,63)	-0,35 (-3,50)	-2,07 (-3,77)
ASRN	-	-	1,04 (-2,57)	-	-	1,31 (2,26)
FSRN	-	-	1,95 (4,52)	-	-	2,33 (4,01)
RUSRN	-	-	1,63 (3,65)	-	-	1,64 (2,74)
SSRN	-	-	1,82 (4,16)	-	-	1,97 (3,47)
TC	-1,21 (-6,86)	-1,92 (-16,04)	-1,25 (-5,17)	-0,44 (-2,66)	-1,55 (-10,25)	-0,59 (-1,94)
ATC	-	-	-1,42 (-4,35)	-	-	-1,98 (-4,48)
FTC	-	-	-1,52 (-2,40)	-	-	-2,19 (-3,78)
RUTC	-	-	-0,65 (-2,38)	-	-	-1,00 (-3,02)
STC	-	-	1,94 (1,34)	-	-	1,12 (1,70)
PS	-0,82 (-7,33)	-0,64 (-7,54)	-0,77 (-8,50)	-1,29 (-8,86)	-0,70 (-8,82)	-0,76 (-9,69)
NR	-4,50 (-10,72)	-2,12 (-8,96)	-1,23 (-2,72)	-1,44 (-4,75)	-1,93 (-7,09)	-1,18 (-3,41)
A	-	-10,3 (-10,2)	-22,1 (-3,67)	-	-8,3 (-4,8)	-22,2 (-2,56)
F	-	-11,5 (-9,7)	-33,4 (-5,47)	-	-9,5 (-5,7)	-34,8 (-4,08)
RU	-	1,82 (2,0)	-17,9 (-2,99)	-	2,8 (1,99)	-17,3 (-2,06)
S	-	-0,46 (-0,37)	-26,6 (-3,82)	-	-2,2 (1,47)	-24,8 (-2,86)
R2/R-2	,783/,775	,955/,952	,972/,967	,598*	,909*	,935*

* R2 de Buse (1973),

N.B. : A, F, RU et S expriment dans les modèles (2), (2'), (3) et (3'), la différentielle de la constante respectivement pour l'Allemagne, la France, le Royaume-Uni et la Suède par rapport à l'estimation obtenue pour le Canada.

Dans les modèles (3) et (3'), il en est de même pour ASRN, FSRN, RUSRN et SSRN par rapport au coefficient de SRN pour le Canada, et l'on retrouve la même demande pour les coefficients de la variable TC selon les pays, 935*.

La seconde façon a été d'appliquer la technique des parités de pouvoir d'achat (PPA). Nous avons tout d'abord transformé les dollars canadiens en dollars américains pour l'année 1985, puis nous avons appliqué l'indice de transformation de ces dollars en dollars de parité de pouvoir d'achat⁶. Une donnée de base étant ainsi obtenue pour chaque pays, nous lui avons appliqué l'indice de croissance du salaire réel par pays à partir de la formule suivante : (masse salariale/nombre de salariés) / IPC⁷ de chaque pays. Les résultats d'estimation qui s'appuient sur cette approche sont présentés au tableau 5.

Résultats

Les résultats d'estimation présentés au tableau 4 opposent, comme il a été dit antérieurement, les estimations obtenues par MCO (trois premières colonnes) avec les résultats par application de MCG (trois dernières colonnes). À l'intérieur de chacun de ces groupes d'estimations, on trouve trois modèles distincts. Un modèle (colonnes 1 et 1') qui ne tient pas compte des variables dichotomiques par pays, un modèle (colonnes 2 et 2') qui en tient compte au niveau de leur effet sur le terme constant, et un modèle (colonnes 3 et 3') qui tient compte de leur influence sur l'ordonnée à l'origine et sur la pente des facteurs explicatifs de marché (chômage et salaires). Les données salariales sont exprimées en dollars canadiens selon la première technique décrite.

Ces résultats nous indiquent que les quatre variables économiques retenues exercent un effet significatif sur les taux d'activité. Le R² ou son équivalent [Statistique de Buse (1973)] varie de 60 % à 98 % selon la technique et le modèle utilisés. Dans le modèle sans variable dichotomique par pays, et suivant la technique des MCO, il se situe à 78 %.

Le coefficient pour la variable de salaires est de -0,47. Chaque différence (positive) de 1 000 \$ canadiens par salarié dans les revenus de travail, entre pays ou à travers le temps, réduit le taux d'activité masculin des 55 à 64 ans de près d'un demi-point de pourcentage.

Le coefficient de la variable TC, pour sa part, indique que chaque accroissement de 1 % du taux de chômage des hommes de 25 à 54 ans contribue à réduire le taux d'activité des hommes de 55 à 64 ans de l'ordre de 1,2 point de pourcentage.

La variable PS exerce aussi une influence significative et déterminante sur le taux d'activité de ce groupe de population. Chaque augmentation d'un

⁶ Ceci a été fait par l'application du ratio du PNB per capita du pays exprimé en dollars US grâce au taux de change, sur le même PNB exprimé en dollars US, selon la technique des PPA.

⁷ IPC : indice des prix à la consommation.

TABLEAU 5
Estimation par MCO et MCG tous pays confondus, dollars US en ppa

	MCO (1)	MCO (2)	MCO (3)	MCG (1)'	MCG (2)'	MCG (3)'
Constante	97,88 (43,0)	126,99 (44,5)	120,36 (24,8)	100,94 (30,2)	130,64 (42,9)	120,61 (14,3)
SRN	-0,40 (-2,42)	-0,27 (-11,15)	-0,22 (-5,52)	-0,07 (-3,01)	-0,3 (-13,29)	-0,26 (-3,77)
ASRN	-	-	-0,11 (-1,85)	-	-	-0,10 (-1,35)
FSRN	-	-	+0,11 (1,31)	-	-	+0,23 (1,90)
RUSRN	-	-	-0,13 (-0,98)	-	-	-0,15 (-0,94)
SSRN	-	-	+0,004 (0,03)	-	-	+0,05 (0,58)
TC	-1,26 (-7,11)	-1,64 (-17,23)	-1,27 (-6,18)	-0,38 (-2,42)	-1,35 (-11,14)	-0,59 (-1,93)
ATC	-	-	-0,26 (-0,83)	-	-	-0,80 (-2,16)
FTC	-	-	-0,72 (-1,23)	-	-	-1,98 (-3,14)
RUTC	-	-	-0,32 (-1,26)	-	-	-0,78 (-2,20)
STC	-	-	0,67 (0,62)	-	-	0,28 (0,50)
PS	-0,92 (-8,14)	-0,66 (-10,55)	-0,74 (-10,95)	-1,47 (-9,95)	-0,69 (-28,83)	-0,72 (-19,50)
NR	-4,57 (-10,70)	-1,67 (-9,05)	-1,54 (-4,48)	-1,38 (-4,56)	-1,55 (-6,45)	-1,17 (-3,79)
A	-	-17,6 (-16,6)	-3,91 (-0,64)	-	-17,7 (-12,8)	-2,3 (-0,3)
F	-	-27,5 (-15,0)	-27,9 (-4,55)	-	-29,3 (-14,5)	-32,0 (-3,3)
RU	-	-16,5 (-8,3)	-5,27 (-0,74)	-	-19,7 (-9,5)	-4,7 (-0,5)
S	-	-9,7 (-7,4)	-7,0 (-0,62)	-	-9,7 (7,1)	-8,8 (-0,9)
R2/R-2	,774/,765	,975/,973	,979/,975	,630*	,967*	,974*

* R2 de Buse (1973).

point de pourcentage dans le ratio « prestation/salaire » réduit les taux d'activité de 0,8 point de pourcentage. Le coefficient de la variable NR est très élevé. Il signifie qu'une réduction d'un an dans l'âge légal de la retraite réduit de 4,5 points de pourcentage ce même taux d'activité. Cet effet est toutefois affaibli dans les autres résultats d'estimation, c'est-à-dire une fois prises en compte les différences par pays, soit au niveau de l'ordonnée à l'origine ou soit par interaction avec les deux variables de marché du travail.

Comme on pouvait s'y attendre, les résultats changent quelque peu selon le modèle et l'approche retenus. Dans le modèle MCO avec variables dichotomiques simples ou interactives, l'ajustement des taux d'activité au chômage augmente sensiblement (-1,92 vs -1,21) tandis que les variables de sécurité sociale PS et NR perdent quelque peu de leur force, en demeurant toutefois largement significatives (t de 7,54 et 8,96 respectivement). Dans le modèle avec pleine interaction, le Canada montre la plus forte sensibilité au salaire. Pour des pays comme la France, le Royaume-Uni et la Suède, cette sensibilité pourrait être non significative ou même supérieure à zéro (France). Dans le cas du taux de chômage, l'inverse se produirait. Le Canada aurait la plus faible sensibilité au chômage, à l'exception de la Suède. En effet, à l'exception de ce pays, toutes les variables croisées avec le chômage sont négatives et significatives. Dans cette équation, les variables PS et NR demeurent significatives (t de -8,50 et -8,96 respectivement). L'influence de NR sur les taux d'activité est toutefois moins grande : 1,2 point de pourcentage de réduction du taux d'activité pour chaque réduction d'un an dans l'âge de la retraite.

Finalement, avec les résultats obtenus par les MCG, on trouve des coefficients qui sont toujours plus faibles pour la variable de salaire (dans le modèle sans variable dichotomique (1'), elle n'est plus significative). Il en est de même pour la variable de taux de chômage. Par contre, la variable PS prend de la force dans le premier modèle et a tendance à se situer entre 0,70 et 0,80 dans les deux autres modèles. En toutes circonstances, elle demeure significative, de même que la variable NR. L'impact de cette variable se situe maintenant entre 1 et 2 points de pourcentage pour chaque année de réduction de l'âge légal de la retraite.

Quand on raisonne *en termes de parité de pouvoir d'achat* (Tableau 5), d'autres différences apparaissent. Nous avons remarqué, à cet égard, que les écarts de sensibilité des taux d'activité au chômage et aux salaires disparaissent alors que les variables dichotomiques par pays deviennent non significatives à l'exception du cas de la France⁸. Ces considérations se manifestent au niveau des MCG (colonne 3' du tableau 5), mais elles sont particulièrement

⁸ Nous avons des réserves sur l'indicateur des salaires en dollars US ppa. À notre avis, cette mesure tendrait à sous-estimer le revenu réel relatif per capita. Cela pourrait expliquer la compensation qui se manifeste au niveau de la variable dichotomique France (F).

visibles au niveau des MCO pour le modèle interactif (colonne 3 du même tableau). En somme, l'introduction de valeurs en PPA aurait pour effet d'atténuer, sinon d'éliminer, les différences internationales dans la sensibilité des taux d'activité aux variables de marché.

Il est à noter, par ailleurs, que les variables PS et NR demeurent toujours affectées par des coefficients de signe négatif et largement significatifs. Les statistiques *t* oscillent entre -8,1 et -28,8.

Dans l'ensemble, donc, nous pouvons conclure ainsi :

- quel que soit le modèle et le type de données retenus, les prestations sociales exercent un effet négatif et largement significatif sur le degré d'activité des hommes de 55 à 64 ans;
- les quatre grandes variables expliquent, à elles seules, une grande partie de la variance internationale et intertemporelle dans le taux d'activité de ce groupe de la population. Ces quatre grandes variables sont le salaire, le chômage, les prestations de sécurité sociale et l'âge légal de la retraite.

Dans ce modèle agrégé, on ne reconnaît pas, cependant, les diverses spécificités de chacun des pays en matière de sécurité sociale, et tout particulièrement celles qui ont trait à la sortie du marché du travail. Dans le cadre d'une réflexion sur l'impact des politiques publiques, il peut être de grand intérêt de chercher à savoir lesquels des principaux programmes, ou paramètres de programmes, ont le plus d'incidence sur le comportement des travailleurs. La réponse à cette question requiert une étude pays par pays.

MODÈLES PAR PAYS AVEC LES PROGRAMMES SPÉCIFIQUES DE SÉCURITÉ SOCIALE

Modèles et variables

Les gouvernements ont pris un certain nombre de mesures qui ont consisté : a) à abaisser l'âge de la retraite; b) à favoriser la liquidation anticipée de pension de vieillesse, c'est-à-dire à permettre l'accès à la retraite avant l'âge légal avec réduction actuarielle du montant de la pension; c) à dispenser de recherche d'activité les chômeurs âgés en leur garantissant un minimum de ressources; d) à inciter les travailleurs âgés à un départ volontaire avec ou sans condition de remplacement dans l'emploi (différentes formes de préretraites); e) à améliorer la prise en charge des travailleurs âgés victimes d'un licenciement économique⁹.

⁹ À ces mesures, il conviendrait d'ajouter les changements dans l'appréciation de l'invalidité. En effet, l'invalidité a constitué une filière particulièrement active pour la prise en charge des travailleurs en fin de vie active. Mais les critères d'appréciation de l'invalidité relèvent d'une

Ces mesures ont *a priori* un effet négatif sur le taux d'activité des travailleurs âgés. Pour vérifier l'incidence de chacune de ces mesures, nous avons construit un ensemble de variables caractérisant les modalités des programmes et leurs évolutions dans chaque pays. Ces variables tiennent compte de l'âge minimal d'accès dans les diverses filières. Elles sont construites selon la formule sup (65 - âge minimal d'accès à chaque filière; 0).

où :

NR : 65 - âge légal de la retraite

NRA : 65 - âge minimal pour le départ en retraite avec réduction actuarielle du taux de pension;

NPRL : 65 - âge minimal pour la préretraite licenciement;

NPRD : 65 - âge minimal pour la préretraite démission;

NPRR : 65 - âge minimal pour la préretraite avec condition de remplacement;

NC : durée maximale de prise en charge par l'indemnisation du chômage avant 65 ans.

Nous avons tenté de considérer les taux de remplacement du revenu d'activité. Sans reprendre l'ensemble des mesures prises dans les cinq pays, on peut en rappeler quelques-unes :

- L'âge minimal pour l'obtention d'une pension à taux plein est passé de 65 à 63 ans en Allemagne (1973), de 67 à 65 ans en Suède (1976) et de 65 à 60 ans en France (1983). Au Canada, depuis 1987 (1984 au Québec), une possibilité d'anticipation de la liquidation à partir de 60 ans avec réduction du taux de pension a été introduite.
- D'autres mesures ont consisté à inciter les travailleurs âgés à se retirer du marché en leur versant des prestations de préretraites. Le retrait du marché peut se faire suite à un licenciement ou suite à une démission. En cas de démission, le bénéficiaire de la prestation est parfois soumis à une condition de remplacement dans l'emploi dégagé par un chômeur (France, Royaume-Uni). Le recours à la préretraite a été important en France et plus marginal au Royaume-Uni et en Allemagne.
- Dans certains cas, l'essentiel était d'améliorer les conditions d'éligibilité et le niveau des prestations des programmes de revenus de remplacement (indemnisation du chômage et invalidité). Les durées et les taux de l'indemnisation du chômage ont été améliorés en faveur des chômeurs âgés, tout en dispensant des recherches actives d'emploi

interprétation subjective dans la mesure où il peut être tenu compte, à côté des critères médicaux, de considérations socio-économiques. Il est donc très difficile d'intégrer les systèmes d'invalidité dans le modèle.

(France depuis 1985, Royaume-Uni depuis 1981). En Suède depuis 1972 et en Allemagne depuis 1975, les chômeurs de longue durée âgés passent en invalidité et bénéficient d'une pension d'un montant équivalent à celle à laquelle ils auraient pu prétendre en poursuivant leur activité jusqu'à l'âge normal de la retraite.

Dans les pays où ce sont plutôt les infrastructures préexistantes qui avaient pour rôle et tâche d'absorber les surplus de main-d'œuvre, il est à noter alors que la relation entre PS et TA n'est plus directe mais indirecte. Elle doit passer par l'effet du taux de chômage sur les taux d'activité. C'est ainsi qu'une modélisation plus juste consiste à supposer tout d'abord que la relation fondamentale est $TA = a_0 + a_1 TC$ mais que $a_1 = b_0 + b_1 PS$ où b_0 peut être de n'importe quel signe, mais où b_1 doit être strictement négatif.

Finalement, comme il y a des pays qui ont adopté à la fois des réaménagements de programmes et de nouveaux programmes, il importait de chercher à vérifier l'incidence distincte ou complémentaire de chacun de ces types d'intervention.

Résultats

Plusieurs modèles ont donc été testés pour chaque pays. Le tableau 6 présente les meilleurs de nos résultats obtenus par les MCO. Il est à noter, tout d'abord, qu'aucune des variables interactives (incluant le taux de remplacement salarial et les montants forfaitaires) n'y apparaît. La raison en est que les variables d'âge prises seules montraient une performance nettement supérieure. Ceci peut être dû tant à la difficulté de calculer les taux de remplacements salariaux qu'à la faible variabilité intertemporelle et internationale de ces taux.

Par ailleurs, on note également l'absence de variables de programmes complémentaires ou substitués aux programmes directs de pension et de prépension (invalidité et indemnisation du chômage). Aucune de ces variables ne s'est montrée significative. La raison en est probablement le rôle prépondérant de la variable de chômage TC.

Si on compare les résultats par pays selon les diverses hypothèses considérées, on trouvera deux tendances très nettes : d'une part, les pays tels l'Allemagne et la France où l'explication du comportement du taux d'activité passe par des mesures ciblées ; d'autre part, les pays tels le Canada, le Royaume-Uni et la Suède où l'action passe par les systèmes généraux. En effet, pour l'Allemagne, l'abaissement de l'âge de la retraite en 1973 (NR) et la mise sur pied d'un programme de préretraite démission en 1984 expliquent mieux, conjointement avec les variables de salaire et de chômage, le comportement observé

de ces taux d'activité¹⁰. Toutes les variables sont significatives et de bon signe, le R² est de 99 % et la statistique de Durbin et Watson est la plus élevée.

La France constitue, pour sa part, le meilleur exemple d'une stratégie d'interventions ciblées. L'abaissement de l'âge de la retraite de 65 à 60 ans en 1983 (NR), la mise sur pied d'un programme de préretraite licenciement en 1972, modifié en 1983 (NPRL)¹¹, puis celle d'un programme de retraite démission avec condition de remplacement en 1977 (NPRR), ont tous exercé des effets significatifs sur les taux d'activité¹². Un tel modèle affiche le R² (corrigé) le plus élevé de même qu'une statistique de Durbin et Watson rejetant l'hypothèse d'autocorrélation des résidus.

Dans les pays où l'influence de la sécurité sociale sur le comportement des travailleurs âgés passe par les systèmes généraux, on trouve aussi une régularité frappante. L'effet de ces programmes est indirect. La relation première s'établit tout d'abord avec le taux de chômage. Celui-ci crée un surplus de main-d'œuvre qui décidera, par la suite, de se retirer ou non du marché du travail selon l'indice ou le degré de générosité des divers programmes de soutien du revenu. La régularité de l'effet observé se note par la très grande similitude à la fois des signes et de la valeur des coefficients affectant la variable de taux de chômage (variant de 4 à 6) et la variable croisée du taux de chômage avec la variable de prestations sociales (variant de 42 à 43).

Le chômage prend donc une importance très grande dans le processus d'explication du taux d'activité des travailleurs de 55 à 64 ans. Dans certains pays, comme la France et l'Allemagne, il mène à l'adoption de programmes spécifiques en faveur de la main-d'œuvre âgée excédentaire. Dans d'autres pays, ces surplus se dirigent vers les divers sous-systèmes existants de soutien du revenu. Toutefois, il faut admettre que, nonobstant ces effets, les prestations sociales exercent un effet déterminant sur les sorties de la main-d'œuvre. En effet, les sorties de la main-d'œuvre auraient été beaucoup moindres sans l'existence de systèmes généraux ou encore de programmes spécifiques adressés à ces groupes particuliers.

Pour terminer, nous dirons quelques mots sur les coefficients estimés pour les diverses variables de programme. En premier lieu, dans les pays où cette mesure a été adoptée, l'abaissement général de l'âge de la retraite est le facteur le plus important. En Allemagne, où l'âge de la retraite a été abaissé

¹⁰ Un programme de préretraite démission accorde au salarié qui démissionne de son emploi (sous condition d'âge minimal) une allocation de préretraite lui permettant d'atteindre l'âge légal de liquidation de la pension. Un tel programme ne s'applique parfois que quand il y a remplacement du salarié (cas du programme avec condition de remplacement).

¹¹ La préretraite licenciement prévoit l'accès à la préretraite dans certains cas de licenciement sous condition d'âge minimal.

¹² Le programme de préretraite démission (NPRD) ne s'est pas avéré significatif.

TABLEAU 6
Modèles par pays (MCO)

(1) Cste	(2) NR	(3) NRA	(4) NPRL	(5) NPRD	(6) NPRR	(7) SR	(8) TC	(9) PS	(10) TGPS	(11) R2	(12) D.W.
A.	110,0 (36,2)	-1,37 (-2,50)	-	-0,39 (-2,15)	-	-1,29 (-9,43)	-1,39 (-6,46)	-30,36 (-0,84)		,99	1,67
	115,4 (19,2)	-0,72 (-1,11)				-1,35 (-8,95)	-1,65 (-8,66)			,98	1,41
	111,3 (34,2)	-1,06 (-1,86)				-1,33 (-9,10)	-5,34 (-1,71)		26,65 (1,18)	,99	1,49
C.	123,9 (26,2)	-	-1,93 (-5,72)			-2,44 (-7,64)	-1,38 (-6,48)			,93	1,38
	104,8 (29,8)					-0,23 (-0,77)	0,29 (1,22)	-29,16 (-10,62)		,97	1,50
	93,62 (19,5)					-1,17 (-4,47)	4,84 (6,55)		-43,32 (-9,20)	,96	1,46
F.	74,45 (11,7)	-0,94 (-1,66)	-0,78 (-2,03)		-0,27 (-2,01)	0,087 (0,58)	-3,04 (-4,43)			,97	1,91
	99,52 (6,65)	-1,80 (-4,04)				-0,95 (-0,66)	-1,09 (-0,73)	-13,28 (-0,98)		,96	1,15
	87,80 (19,2)	-1,65 (-3,50)				-0,28 (-2,26)	3,76 (0,63)		-26,79 (-1,02)	,96	1,11
RU.	112,1 (20,0)				0,58 (0,12)	-3,81 (-3,0)	-1,91 (-9,98)			,96	1,16
	113,3 (17,9)					-3,60 (-2,62)	-1,78 (-5,11)	-30,60 (-0,41)		,96	1,07
	108,6 (27,6)					-4,40 (-4,95)	3,77 (2,88)	-41,79 (-4,35)		,99	1,48
S.	115,07 (8,5)		-6,45 (-6,46)			-0,42 (-2,11)	-2,88 (-2,11)			,76	1,09
	114,4 (0,99)					-0,31 (-4,51)	-0,87 (-0,39)	-69,89 (-0,98)		,97	1,44
	114,5 (28,8)					-0,50 (-8,71)	6,36 (10,4)		-42,09 (-25,63)	,98	1,78

de deux ans, cela a pu contribuer à diminuer de 2,7 points le taux d'activité de ce groupe d'âge. En France, l'abaissement de 5 ans de l'âge légal de la retraite a pu contribuer à réduire de 4,7 points le taux d'activité de ce même groupe d'âge.

En second lieu viennent les programmes de préretraite licenciement (pr1) et de préretraite démission (prd). Chaque abaissement d'un an de l'âge de la retraite conduit à une réduction de 0,77 point dans les taux d'activité pour les pr1 (France NPRL), alors qu'on relève une réduction plus modeste (0,4 point) pour les programmes de préretraite démission (prd). Finalement, pour les programmes de préretraite démission avec condition de remplacement, l'effet serait encore plus modeste. Le coefficient de la variable NPRR n'est plus que de -0,27 dans le cas de la France¹³.

Dans le cas du Canada, nous avons pu noter, au passage, un effet significatif d'une extension partielle du régime de rentes (maximum de remplacement de 25 % du salaire antérieur). Le coefficient observé (-1,93) nous apparaît élevé. Néanmoins, il faut indiquer qu'il s'inscrit dans un système où les modalités de pension sont tout d'abord de nature privée plutôt que collective. Un « cadeau » imprévu peut donc avoir des effets appréciables. Nous avançons sous toute réserve cette hypothèse qui irait dans le sens des conclusions de Burtless (1986).

Dans le cas de la Suède, l'effet combiné de l'accès à une préretraite anticipée et de l'abaissement de l'âge légal de la retraite à 65 ans apparaît également appréciable (réduction de 6,5 points du taux d'activité). Si, au point de départ, les calculs de prise de retraite étaient faits sur la base de deux années additionnelles de travail, il est également possible que la réduction de la période intermédiaire de soutien par soi-même du revenu ait été décalée du même nombre d'années pour un nombre significatif de travailleurs. Cette interprétation, tout comme dans le cas précédent, reste très spéculative.

CONCLUSION

Dans cette contribution, nous visions un double objectif : construire un modèle unique qui sache rendre compte simultanément des différences dans le temps et dans l'espace du comportement des travailleurs masculins de 55 à 64 ans ; examiner plus en détails la façon dont les programmes de sécurité sociale ont pu agir sur ces comportements, pays par pays.

Dans le premier cas, nous avons montré qu'un modèle incorporant le salaire, le chômage, les prestations de sécurité sociale et l'âge légal de la

¹³ À noter un coefficient positif mais non significatif pour le *Job Release System* anglais qui versait des prestations forfaitaires d'un montant limité.

retraite expliquait une très large part de la variation intertemporelle et interspatiale dans le comportement des taux d'activité des travailleurs âgés. La prise en compte des principaux programmes orientés vers ce groupe de population dans les pays retenus a permis de mettre en évidence que :

- des pays tels la France et l'Allemagne avaient procédé sur la base de programmes ciblés alors que d'autres pays, tels le Canada, le Royaume-Uni et la Suède avaient absorbé ces surplus via leurs systèmes généraux;
- une large partie de la chute observée dans les taux d'activité des hommes de 55 à 64 ans était le résultat du chômage mais que les programmes de sécurité sociale, qu'ils soient généraux ou spécifiques, ont beaucoup contribué à l'orientation de ces surplus vers l'inactivité;
- dans l'ordre, la réduction de l'âge légal de la retraite apparaît, à un extrême, comme la mesure la plus radicale de réduction de l'offre de travail alors qu'à l'autre extrême, les programmes de retraite démission avec condition de remplacement comportent les effets les moins marqués, les programmes n'exigeant pas le remplacement du travailleur bénéficiaire ayant un impact intermédiaire.

Notons que l'on n'a pas intégré dans la recherche les formules de retrait partiel et progressif qui constituent une solution alternative de réduction de l'offre de travail mais n'ont encore connu de développement significatif que dans certains pays.

Si l'on s'interroge sur l'éventualité d'une inflexion, voire d'une inversion du mouvement d'abaissement de l'âge de sortie du marché de travail, et ce en tenant compte de la transformation de la structure démographique, les résultats obtenus permettent de dégager quelques orientations. Tout d'abord, la modification ou la suppression des programmes ciblés devrait infléchir la tendance de long terme qu'ils ont accélérée, mais sans l'inverser. On peut par ailleurs espérer que l'effet de richesse, par la hausse des salaires et l'amélioration de la protection sociale, se maintiendra et que donc il continuera à jouer dans le sens d'une retraite plus rapide; cependant un affaiblissement du taux de remplacement du salaire pour les retraités jouerait en sens inverse. Il resterait donc deux facteurs majeurs : la remontée de l'âge légal de la retraite, déjà amorcée dans certains pays et la réduction du taux de chômage. Ce dernier facteur apparaît comme majeur car l'analyse menée indique que l'augmentation du taux de chômage a eu un poids direct et indirect très important sur l'abaissement de l'âge de cessation d'activité. Avec évidemment la croissance économique, c'est donc en conjuguant des changements dans l'organisation du travail (travail à temps partiel, répartition entre groupes d'âges, etc.) et une modification des règles des systèmes de retraite que l'on pourrait mieux piloter la transition démographique.

BIBLIOGRAPHIE

- ATKINSON, A.B. 1987. « Income Maintenance and Social Insurance ». *Handbook of Public Economics*. A.J. Auerbach et M. Feldstein, dir. New York : North-Holland, vol. 2, chap. 13.
- BARRO, Robert et Glenn M. MacDONALD. 1979. « Social Security and Consumer Spending in an International Cross Section ». *Journal of Public Economics*, vol. 11, 275-289.
- BURTLESS, Gary. 1986. « Social Security, Unanticipated Benefit Increase, and the Timing of Retirement ». *Review of Economic Studies*, vol. 53, 781-805.
- BUSE, A. 1973. « Goodness of Fit in Generalized Least Squares Estimation ». *The American Statistician*, vol. 27, n° 3, 106-108.
- CALCOEN, F. et D. GREINER. 1989. « La protection sociale et les sorties anticipées du marché du travail. Comparaison internationale ». *Rapport pour le Commissariat Général du Plan (France)*. Lille : CRESGE, 105 p.
- DUGGAN, J.E. 1984. « The Labor Force Participation of Older Workers ». *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 37, n° 3, 416-430.
- FELDSTEIN, M.S. 1977. « Social Security and Private Savings : International Evidence in an Extended Life-Cycle Model ». *The Economics of Public Services*. M. S. Feldstein et R. Inman, dir. New York : Macmillan, chap. 8.
- GUNDERSON, M. et C. RIDDELL. 1988. « Retirement Decision and Pensions ». *Labour Market Economics*. 2° éd. Toronto : McGraw-Hill Ryerson, 93-107.
- GUSTMAN, Alan L. et Thomas L. STEINMEIER. 1984. « Partial Retirement and the Analysis of Retirement Behavior ». *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 37, n° 3, 403-415.
- HALL, Arden et Terry R. JOHNSON. 1980. « The Determinants of Planned Retirement Age ». *Industrial and Labor Relations Review*, vol. 33, n° 2, 241-255.
- KMENTA, Jan. 1986. *Elements of Econometrics*. New York : Macmillan.
- LAZEAR, E.P. 1986. « Retirement from the Labour Force ». *Handbook of Labor Economics*. O. Ashenfelter et R. Layard, dir. New York : North-Holland, vol 1.
- MIRKIN, B.A. 1987. « Early Retirement as a Labor Force Policy : An International Overview ». *Monthly Labor Review*, vol. 110, n° 3, 19-23.
- PARSONS, Donald O. 1980. « The Decline in Male Labor Force Participation ». *Journal of Political Economy*, vol. 88, n° 1, 117-134.
- PARSONS, Donald O. 1982. « The Male Labour Force Participation Decision : Health, Reported Health, and Economic Incentives ». *Economica*, vol. 49, 81-91.
- SHAZAM. 1988. *Econometric Computer Program, User's Reference Manual, Version 6.1*. K.J. White, S.A. Haun, N.G. Horsman, S.D. Wong. Montréal : McGraw-Hill.

The Impact of Pre-Retirement Systems on the Labour Force Participation Rates of Older Workers

This study analyses a practically unnoticed event that characterized the evolution of almost every labour markets in the industrialized countries: the fact that the participation rates of the 55 to 64 years old male workers decreased sharply over the last 25 years or so. A decrease standing between 14 and 28 percentage points in our sample.

Four types of variables are put forward in order to explain such a fall in participation rates, for five countries (Germany, France, Canada, United Kingdom and Sweden) which experienced somewhat different economic environment and policy changes over the period 1967 to 1987. These variables are the unemployment rate (reverse of employment opportunities), wage growth differentials, social security allowances and specific mandatory or facultative retirement adjustment measures (income or wealth effects).

The paper contains two different models. On the one hand, the first model looks into the general determinants of labour force participation for this age-sex group using pooled annual time series and cross section data (source = OECD) for the five countries already mentioned over the period 1967-1987, and for a strictly common set of explanatory variables. It is found that a large part of both the international and intertemporal variance in the participation rates of the 55 to 64 years old male workers responds (negatively) to unemployment rates, labour income per worker, social security allowances, and the varying age of mandatory or facultative retirement.

On the other hand, the second model follows a comparative estimate method (one separate regression for each country) emphasizing the role of each country's own specificities. In that respect, the paper briefly describes the content of important institutional measures that were developed in the past and assesses their relative contribution to the explanation of the participation rates decline by country. These measures range from changes in the age of mandatory retirement (France and Germany), access to pre-retirement with actuarial penalties (Canada and Sweden), pre-retirement for job losses, to conditional or unconditional pre-retirement for voluntary dismissals. Pre-retirement for job losses occurs where specific groups of workers both loose their job and qualify under a minimal age condition (France). Pre-retirement for voluntary dismissal also requires a minimum age condition (Germany) but may also be contingent (France and United Kingdom) upon a replacement condition (one worker out, one worker in).

The econometric tools combine corrections for both time and space types of residuals autocorrelation and interacting explanatory variables with country dummies (first model). The robustness of the results is also tested against ordinary least squares, generalized least squares and two units of exchange rates definition for the data on wages.

Given the robustness of the results, we do ask whether the reversal of some measures (e.g. raising the age of mandatory retirement) would have a symmetric effect. Given the high dependency of the participation rates of this age-sex group upon unemployment rates and wage growth, this may be the case, but much so in an environment

of low unemployment and slow wage growth as experienced mainly in Sweden (at least, up to the end of our period of observation). Thus, social security expenditures and specific ad hoc measures addressed at workers between the age of 55 to 64 may help regulate labour market transitions in the future but with varying success depending upon the economic environment in which they take place.

For a wider understanding of questions of labour and social policy and administration throughout the world, subscribe to the

International Labour Review

The oldest international journal publishing articles, comparative studies and original research reports on employment and unemployment, inflation and living standards, wages and other conditions of work, industrial relations, worker's participation and collective bargaining, occupational safety and health, etc., by scholars and practitioners of outstanding merit from all countries as well as by the international staff of the ILO.

Recent articles include:

- Female-male earnings differentials and occupational structure, *K. Terrell*
- Agriculture and economic development in the 1990s: A new analytical and policy agenda, *A. Singh and H. Tabatabai*
- Recent developments in the food and drink industries, *S. Tomoda*
- Economic globalization: Labour options and business strategies in high labour cost countries, *G. van Liemt*
- Impact of employment restructuring on disadvantaged groups in Hungary and Bulgaria, *G. Sziraczki and J. Windell*
- Labour flexibility in Europe, *T. Treu*
- Cooperative law: An instrument for development? *A. Shah*

Annual subscription (1993): Can. \$67.50; Sw.frs75.00; £33.00; US\$60.00

Indexed and abstracted in the Journal of Economic Literature, the PAIS Bulletin and Personnel Management Abstracts

ILO Branch Office, Fuller Bldg, Suite 202, 75 Albert St, Ottawa, Ontario K1P 5E7. Fax : (613) 233 6255
 ILO Publications, International Labour Office, CH-1211 Geneva 22, Switzerland. Fax : (22) 798 63 58
 ILO Branch Office, Vincent House, Vincent Square, London SW1P 2NB. Fax : 1-518-436-7433
 ILO Publications Center, 49 Sheridan Avenue, Albany, New York 12210. Fax : 071 233 5925