
Retraites et structure du marché du travail : les enseignements du cas irlandais

Gerard Hughes et Brian Nolan *

Une étude nationale des régimes de retraite d'entreprise réalisée en 1985 par Keogh et Whelan pour le ministère irlandais de la sécurité sociale montre que les droits à pension varient considérablement en fonction de la profession, du secteur d'activité, de l'âge et du sexe des salariés. L'enquête s'adressait aux entreprises plutôt qu'aux salariés et visait avant tout à recueillir des informations sur la couverture, la structure et le financement des régimes de retraite d'entreprise, à partir d'un échantillon représentatif d'entreprises dans l'industrie et les services. Elle donne donc peu d'informations sur les caractéristiques des affiliés à ces régimes et sur le rôle de divers facteurs susceptibles d'influer sur la couverture de retraite.

Les salariés, quant à eux, ont été interrogés dans le cadre d'une enquête sur la répartition des revenus, la pauvreté et l'usage des services publics, menée en 1987 par l'ESRI (*Economic and Social Research Institute*). Des données ont ainsi été recueillies sur les droits à pension des salariés et sur les caractéristiques qui distinguent les salariés couverts par un régime d'entreprise de ceux qui ne le sont pas. Un des avantages de l'enquête de l'ESRI est qu'elle fournit des informations directes sur les droits à pension, ce qui facilite l'analyse du rapport entre la structure du marché du travail en Irlande et le versement de retraites par l'employeur, qui avait déjà fait l'objet de quelques études au Royaume-Uni. Cependant, comme le soulignent Disney et Whitehouse (1990), ces études sont limitées par le caractère indirect des chiffres sur le versement des pensions, l'affiliation à un régime de retraite ayant dû être déduite des chiffres concernant les cotisations indivi-

* *Economic and Social Research Institute, Irlande.*

duelles ou le nombre d'entreprises bénéficiant d'une convention d'exemption (qui leur permet de substituer leur régime au régime de sécurité sociale).

1. Les chiffres

L'enquête de 1987 visait à fournir un échantillon représentatif de l'ensemble de la population habitant dans des logements privés. Au total, 3 294 ménages ont répondu, ce qui équivaut à un taux de réponse de 55 %. Les résultats ont été pondérés avant analyse, pour prendre en compte le taux de non-réponse et obtenir un échantillon correspondant à celui (beaucoup plus important) de l'enquête sur la population active, en fonction de quatre caractéristiques-clés : le nombre d'adultes par famille, le milieu (rural/urbain), la catégorie socio-économique et l'âge du chef de famille. L'échantillon regroupait un total de 2 800 salariés. Il était demandé à chacun d'entre eux s'il avait droit à une pension en contrepartie de ses cotisations ou de celles de son employeur à un régime de retraite privé. Il leur était également demandé de préciser le type de prestations de retraite qu'ils escomptaient, les dispositions d'indexation et le nombre d'années d'affiliation ; 2 081 salariés ont répondu à ces questions. Les autres ont rempli un questionnaire abrégé ne comportant pas de questions sur les droits à pension. Ces derniers, qui appartenaient pour une large part (mais non exclusivement) aux tranches d'âge les plus jeunes, étaient moins susceptibles d'avoir droit à une retraite que ceux ayant répondu à la totalité des questions. Par conséquent, en se concentrant sur les 80 % pour lesquels on dispose d'informations complètes, on risque de surestimer le pourcentage total de salariés bénéficiant de droits à pension, mais on devrait disposer d'informations relativement fiables sur les caractéristiques associées au droit à une retraite.

2. Caractéristiques des salariés ayant droit à une retraite

Un peu plus de la moitié, soit 51,4 %, des salariés interrogés en 1987 et pour lesquels on dispose d'informations complètes, déclaraient avoir droit à une retraite professionnelle. Le tableau 1 montre que chez les moins de 25 ans, ce chiffre est de 20 %, bien inférieur à la moyenne, et qu'il atteint en revanche 66 % chez les 55-64 ans. Le pourcentage de salariés ayant acquis des droits à pension dans le cadre de leur emploi actuel est également très faible pour le très petit nombre de salariés âgés de 65 ans et plus. La couverture varie également en fonction du sexe : 59 % des hommes ont acquis des droits à pension, contre 39 % des femmes. Le profil d'âge des salariés hommes et femmes est différent, mais le tableau 1 montre également que dans chaque tranche d'âge, à l'exception des moins de 25 ans, le pourcentage d'hommes bénéficiant de droits à pension est toujours largement supérieur à celui des femmes.

Tableau 1 - Pourcentage de salariés ayant acquis des droits à pension, en fonction de l'âge et du sexe

Age	Total	Femmes	Hommes
<25	19,5	17,6	20,9
25-34	58,8	63,2	51,9
35-44	58,4	64,8	41,9
45-54	62,1	70,6	42,6
55-64	65,9	73,0	47,2
65 et+	14,8	47,5	1,8
Total	51,4	59,0	39,0

Source : Enquête ESRI 1987.

Le tableau 2 montre que le pourcentage de salariés ayant acquis des droits à pension varie considérablement en fonction de la profession. Seulement 20 % des travailleurs agricoles et des employés du commerce ont droit à une retraite, contre environ la moitié des ouvriers non agricoles, des manœuvres et des employés de bureau, et plus de 70 % des professions libérales et emplois assimilés.

Tableau 2 - Pourcentage de salariés ayant acquis des droits à pension dans les différentes catégories socio-professionnelles

Catégorie socio-professionnelle	% ayant droit à une retraite
Travailleurs agricoles	23,1
Ouvriers non agricoles*	45,3
Manœuvres	47,3
Salariés des transports & communications	61,7
Employés de bureau	53,8
Personnel commercial et vendeurs	21,5
Travailleurs spéc. dans les services	72,7
Professions libérales, scient., tech. etc.	72,7
Autres	84,0
Total	51,4

* Ouvriers de la production et assimilés : ouvriers de l'alimentation et des boissons, des tabacs, du bâtiment, du bois, du papier et du carton, typographes, contremaîtres et agents de maîtrise...

Source : Enquête ESRI 1987.

De même, le tableau 3 montre que les droits à pension varient largement en fonction du secteur d'activité. Ainsi, seulement 9 % des personnes occupant un emploi dans les services aux particuliers et 15 % des employés du commerce de détail ont droit à une retraite. En revanche, la moitié des salariés de l'industrie, 77 % dans la finance et les assurances, et 83 % dans l'administration publique ont droit à une retraite. Ces résultats confirment les

tendances révélées par des enquêtes antérieures (*Department of Social Welfare*, 1976 et Keogh et Whelan, 1985) qui avaient conclu que l'affiliation à des régimes de retraite d'employeur était beaucoup plus importante dans le secteur public que dans le secteur privé. En 1974, les trois-quarts environ des salariés du secteur public étaient affiliés à un régime de retraite complémentaire, contre un peu plus d'un quart des salariés du secteur privé. En 1985, la quasi-totalité des salariés du secteur public étaient couverts par un régime de retraite complémentaire du secteur public, contre seulement un tiers des salariés du privé.

Tableau 3 - Pourcentage des salariés ayant acquis des droits à pension, par branche d'activité

Secteur d'activité	% ayant droit à une retraite
Agriculture	19,8
Bâtiment	38,0
Autres secteurs*	47,9
Commerce de gros	37,2
Commerce de détail	14,8
Assurance, etc.	77,1
Transports, etc.	75,8
Professions libérales, etc.	31,3
Enseignement, etc.	70,8
Santé	58,5
Administration publique	83,1
Services aux particuliers	9,5
Autres	19,0
Total	51,4

* Industries extractives, industries manufacturières et électricité, eau et gaz.
Source : Enquête ESRI 1987.

Comme l'indique le tableau 4, pour l'échantillon de 1987, l'acquisition de droits à pension est fortement liée au niveau de la rémunération horaire brute. Un salarié sur dix gagnant moins de trois livres par heure a droit à une retraite, et cette proportion augmente progressivement en fonction du salaire pour atteindre 80 % de ceux qui gagnent plus de cinq livres de l'heure. Une partie des personnes situées au bas de l'échelle des salaires travaillent à temps partiel, et les employés à temps partiel sont moins susceptibles de bénéficier d'une retraite que ceux travaillant à temps plein : parmi les personnes interrogées, 55 % des salariés effectuant 30 heures ou plus par semaine ont droit à une retraite complémentaire, contre 29 % de ceux travaillant moins de 30 heures. Cependant, même si l'on exclut les salariés à temps partiel, le niveau de la rémunération et les droits à pension restent étroitement corrélés.

Tableau 4 - Pourcentage des salariés ayant acquis des droits à pension, par tranche de rémunération horaire

Salaire horaire brut (£)	% ayant droit à une retraite
<2,00	3,8
2,00-2,50	11,0
2,50-3,00	9,2
3,00-3,50	24,2
3,50-4,00	42,0
4,00-4,50	50,0
4,50-5,00	63,7
>5,00	80,6

Source : Enquête ESRI 1987.

3. Structure du marché du travail et droits à pension

Les tableaux qui précèdent fournissent un certain nombre d'indications, mais il est difficile de dire précisément dans quelle mesure telle ou telle caractéristique influe sur l'acquisition des droits à pension. Par exemple, la variation de la couverture d'un secteur d'activité à l'autre s'explique-t-elle par les différences au niveau de la répartition par tranches d'âge au sein des différents secteurs, l'âge étant fortement corrélé avec la probabilité d'avoir acquis des droits à pension, ou est-elle simplement due aux différences de structure professionnelle, les droits à pension étant alors déterminés par la catégorie professionnelle ? Les différences révélées par l'enquête sur les droits à pension en Irlande s'expliquent-elles par un choix des salariés d'opérer un lissage de leurs rémunérations sur toute leur vie consistant à accepter un salaire immédiat moins élevé en échange d'avantages sociaux ultérieurs plus substantiels, comme le suggère la version dynamique moderne de la théorie des différences compensatrices d'Adam Smith ? Ou bien s'expliquent-elles par la segmentation du marché du travail en marchés primaire et secondaire fournissant respectivement des « bons » et des « mauvais » emplois, les entreprises du marché primaire pouvant réduire leurs coûts de recrutement et de rotation de la main-d'œuvre en offrant une rémunération globale comprenant une pension complémentaire propre à inciter les salariés à ne pas changer d'emploi.

Une des implications de cette théorie pour le système des retraites, soulignée par Elliott (1991, p. 313) est que « l'employeur se soucie uniquement du niveau de la rémunération, et non de sa structure ». Si les employeurs ou salariés souhaitent la mise en place d'un régime de retraite complémentaire, celui-ci sera financé par une diminution des salaires. Ainsi, cette théorie suggère que salaires et retraites doivent se substituer l'un à l'autre et que le coefficient de la variable droits à pension ou valeur de la pension, dans une équation salariale, doit être négatif.

Dickens et Lang (1992, p. 7) soulignent que la théorie de la segmentation du marché du travail comporte deux éléments-clés :

« Premièrement, le marché du travail peut [être] considéré comme constitué de plusieurs segments distincts dotés de règles différentes en matière de détermination des salaires et de politique de l'emploi. Deuxièmement, l'accès aux emplois est limité, du moins dans certains secteurs à certains moments, dans la mesure où le nombre de personnes à la recherche d'un emploi est supérieur au nombre d'emplois disponibles. Ainsi, il peut y avoir des files d'attente pour ces emplois, sous forme de chômage, de files d'attente parmi les personnes ayant un travail ou bien de combinaison des deux. »

La théorie de la segmentation du marché du travail prend sa source dans les travaux de Mill (1885) et Cairnes (1874) sur les « groupes non concurrents ». Sa modernisation par Døeringer et Piore (1971) sous la forme d'une théorie des marchés internes du travail doit beaucoup aux travaux des institutionnalistes américains Kerr (1954) et Dunlop (1957) sur la balkanisation des marchés du travail. Cette vision du marché du travail a été récemment utilisée par T. Ghilarducci (1992, pp. 59-60) pour expliquer les différences de répartition des droits à pension et des prestations de retraite aux Etats-Unis. Elle note que :

« Sur les marchés du travail segmentés, en théorie, presque tous les facteurs qui distinguent les "bons emplois" des "mauvais" sont liés à l'existence d'un bon régime de retraite. De bonnes prestations de retraite exigent un régime intrinsèquement généreux, et un bon régime dépend également de facteurs externes, de caractéristiques de l'emploi pertinentes du point de vue de la retraite, notamment un salaire élevé, une longue période d'activité professionnelle, un emploi à plein temps, une représentation syndicale, une grande entreprise et une santé qui permette de vivre suffisamment longtemps pour toucher une retraite. »

et que :

« Selon la théorie des marchés segmentés, les secteurs qui offrent des "mauvais" emplois offrent généralement des régimes de retraite peu généreux. Cela signifie que les revenus de la retraite seraient davantage soumis à distorsion que si les marchés fonctionnaient selon la théorie néoclassique de compensation des écarts de salaire, qui considère que les emplois peu rémunérés sont compensés par des retraites plus élevées. Si les entreprises des secteurs offrant les emplois les plus défavorables (importante rotation de la main-d'œuvre, bas salaires, temps partiel) compensaient ces conditions difficiles par des régimes de retraite généreux, et si les entreprises caractérisées par des salaires élevés et une faible rotation du personnel n'avaient pas besoin d'attirer les travailleurs en leur offrant des retraites généreuses,

il y aurait alors convergence des niveaux de prestations et de la couverture de retraite. Cependant, en raison de la segmentation des marchés, les régimes les moins généreux sont ceux des secteurs d'activité où les caractéristiques de l'emploi pertinentes du point de vue de la retraite sont les plus défavorables. Ainsi, les retraites constituent plus un complément aux salaires élevés qu'un substitut. »

Si cette analyse du système de retraite est exacte, les coefficients des variables droits à pension, profession ou secteur du marché primaire, et représentation syndicale dans une équation salariale doivent être positifs.

La théorie de la segmentation ne fournissant que des indications générales sur ce que l'on peut considérer comme l'opposition marché primaire-marché secondaire, les occasions de désaccord et de typologies différentes ne manquent pas. Dans la pratique, la division n'est pas nécessairement tranchée, et il est préférable d'envisager les secteurs d'activité et professions comme un continuum plutôt que comme deux groupes distincts. La classification des secteurs d'activité et professions en deux groupes, primaire et secondaire, varie d'un pays à l'autre en raison des différences au niveau institutionnel, au niveau des marchés des produits, du degré de syndicalisation et d'autres facteurs, même s'il existe de nombreux recoupements entre les catégories générales définies pour les Etats-Unis et le Royaume-Uni.

McNabb et Ryan (1990, p. 167) se fondent sur une analyse factorielle des caractéristiques des différents secteurs en Grande-Bretagne pour distinguer un « noyau » composé des industries lourdes, des transports, des communications, des services marchands et de l'administration publique, et une « périphérie » dominée par les industries de transformation légères, la construction, la distribution et les services aux particuliers. Pour les Etats-Unis, Dickens et Lang (1992, pp. 13-14) signalent que la construction, les industries extractives, la fabrication de biens de consommation durables et de certains biens non durables, les transports, les entreprises de service public, la finance, les assurances et l'immobilier sont généralement classés dans le marché primaire, tandis que l'agriculture, le textile et l'habillement, le commerce de détail et la plupart des services sont considérés comme appartenant au marché secondaire. Les professions les plus susceptibles d'être représentées dans le marché primaire sont les directeurs et cadres dirigeants, les professions scientifiques, techniques et libérales, les personnels commerciaux et administratifs, les travailleurs des industries de précision, les artisans, les réparateurs, les conducteurs d'engins de transport et de manutention, tandis que les travailleurs spécialisés dans les services, les travailleurs forestiers et agricoles, les pêcheurs, les travailleurs du commerce de détail, les cuisiniers, serveurs, nettoyeurs, employés de maison et manœuvres sont plus susceptibles d'appartenir au marché du travail secondaire. Dans une classification d'ordre général des

catégories socio-professionnelles et des secteurs d'activité, il arrive évidemment que certaines personnes soient classées à tort dans l'un ou l'autre des marchés. Dickens et Lang ont étudié le degré d'inexactitude de quatre systèmes de classification sectorielle utilisés par les spécialistes américains. Leurs résultats « suggèrent que, dans l'ensemble, les quatre systèmes concordent avec les chiffres. Les secteurs classés comme périphériques ou secondaires contiennent une proportion plus élevée d'emplois secondaires et une proportion moindre d'emplois primaires », même si « le classement de nombreux salariés est erroné dans les quatre systèmes » (Dickens et Lang, 1992, p. 46).

Tableau 5 - Répartition des catégories socio-professionnelles et secteurs d'activité en marché primaire et marché secondaire

Marché primaire	Marché secondaire
Catégorie socio-professionnelle	
Ouvriers non agricole	Travailleurs agricoles
Transports, communications et entrepôts	Manœuvres
Employés de bureau	Vendeurs
Professions libérales, scientifiques, techniques, etc	Services
Autres professions	
Secteur d'activité	
Autres branches *	Agriculture
Assurances	Bâtiment et construction
Transports	Commerce de gros
Professions libérales, etc	Commerce de détail
Enseignement	Services aux particuliers
Santé	Divers
Administration publique	

* Il s'agit des industries extractives, industries manufacturières, électricité, gaz et eau.
Source : Enquête ESRI 1987.

Nous nous sommes appuyés sur les classifications adoptées par les ouvrages sur la segmentation des marchés du travail des catégories socio-professionnelles et secteurs d'activité en marchés primaire et secondaire pour classer les personnes interrogées par l'ESRI. Ces catégories et secteurs ont été établis à partir de la classification utilisée pour le recensement de la population d'Irlande, qui est elle-même fondée sur les classifications internationales normalisées des professions et secteurs d'activité. Combinées à la méthode de régression à plusieurs variables des facteurs associés aux droits à pension, la classification en marchés secondaire et primaire permet d'étudier dans quelle mesure la théorie des marchés du travail concurrents et celle de la segmentation des marchés du travail peuvent expliquer les différences entre les régimes d'entreprise en Irlande.

4. Les retraites : substitut ou complément du salaire ?

Une méthode simple pour vérifier la validité de la théorie de la concurrence posant la compensation des écarts appliquée aux droits à pension consiste à calculer une fonction rémunération dans laquelle le taux de rémunération individuel, ou salaire horaire moyen, est une fonction des caractéristiques de production, et la valeur de la retraite d'employeur relative à la rémunération. C'est l'approche adoptée par Schiller et Weiss (1980) pour vérifier le modèle concurrentiel à l'aide des chiffres concernant les régimes de retraite de 133 grandes entreprises aux Etats-Unis. Leur hypothèse est que, les retraites et salaires devant être des substituts parfaits, le coefficient de la variable retraite sera égal à moins un¹. Ils ont scindé leur échantillon en tranches d'âge et les résultats obtenus tendent à confirmer la validité de l'hypothèse concurrentielle. Cependant, ils notent (1980, p. 537) que leur test statistique de Fisher pour la tranche d'âge 45-54 ans, pour laquelle ils ont obtenu les résultats les plus probants, « suggère que la somme des coefficients de la variable retraite tend vers zéro ». Disney et Whitehouse (1990) attirent l'attention sur un certain nombre d'autres problèmes posés par l'étude de Schiller et Weiss. L'omission de variables de contrôle d'importance cruciale, comme le niveau d'instruction par exemple, fausse leurs résultats. Disney et Whitehouse (1990, p. 17) estiment qu'il est possible de contourner ces problèmes en adoptant un cadre analytique dans lequel « on part du principe qu'il existe une série de variables de contrôle (...) qui affectent à la fois la valeur de la rémunération pendant la carrière et celle de la rémunération différée, ainsi qu'une variable dichotomique pour la couverture de retraite. »

Nous présentons au tableau 6 trois équations de rémunération applicables à tous les salariés interrogés par l'ESRI. Ces équations contiennent des variables concernant les caractéristiques individuelles, le niveau d'instruction, la profession, le secteur d'activité, le type d'emploi (plein temps ou temps partiel), l'appartenance à un syndicat et les droits à pension. La variable dépendante est le logarithme des rémunérations horaires moyennes. La variable syndicat est incluse afin de prendre en compte le taux de syndicalisation. D'après Callan et Reilly (1993), il est supérieur à 20 % pour les salariés irlandais de sexe masculin. Les chiffres qu'ils utilisent sont tirés de l'enquête de l'ESRI sur laquelle nous fondons notre analyse. Les personnes interrogées par l'ESRI et déclarant que les cotisations syndicales étaient déduites directement de leur dernière paie sont considérées comme syndiquées. Cela peut entraîner une sous-estimation du nombre des syndiqués dans la mesure où la cotisation peut être payée directement ou par virement bancaire au lieu d'être déduite par l'employeur. La variable retraite est la

1. Leur fonction rémunération est la suivante : $\log W = B_0 + B_1 X + B_2 \log(1+p)$ où W est le taux de rémunération, X un vecteur de caractéristiques personnelles liées à la productivité (et) $p = P/W$, où P est le coût de la retraite. Si salaires et retraites sont des substituts parfaits, l'élasticité du taux de rémunération par rapport au ratio pension/salaire, B_2 , devrait être égal à -1.

dichotomie « a droit/n'a pas droit à une retraite ». A l'exception de l'âge et de la rémunération, les variables indépendantes sont entrées dans l'équation en tant que variables auxiliaires, les catégories omises étant : de sexe masculin, célibataire, ouvrier non qualifié (comme profession), autres industries (comme secteur d'activité), emploi à plein temps, et non syndiqué².

L'équation 1 du tableau 6 explique 60 % de la variation dans la rémunération horaire des individus. Un accroissement du nombre d'années de service se traduit par une augmentation de la rémunération, à un taux cependant décroissant, tandis que la durée des périodes sans emploi a l'effet négatif attendu sur la rémunération. La rémunération est moins élevée pour les femmes et pour les célibataires. L'emploi dans une profession relevant des secteurs de l'agriculture ou des transports a peu d'effet sur la rémunération pour le groupe témoin des manœuvres, tandis que l'emploi dans n'importe quelle autre profession est susceptible de se traduire par un niveau de rémunération plus élevé.

Tableau 6 - Régression MCO (moindre carré ordinaire) du niveau de rémunération sur les droits à pension et autres variables

Variable	Equation		
	(1)	(2)	(3)
Constante	0,76 (15,43)	0,74 (14,56)	0,65 (18,55)
Age	-	-	0,39 (11,86)
Age ²	-	-	-0,56 (9,36)
Années de service	0,33 (11,65)	0,39 14,14)	-
Années de service ²	-0,58 (9,97)	-0,63 (11,16)	-
Années sans emploi	-0,26 (4,93)	-0,18 (3,60)	-
Années sans emploi ²	0,59 (2,71)	0,45 (2,14)	-
Femme	-0,11 (3,98)	-0,10 (3,75)	-0,09 (3,56)
Homme marié	0,12 (4,38)	0,10 (3,83)	0,15 (5,51)
Femme mariée	0,06 (1,96)	0,47 (1,57)	-0,01 (0,18)
Certif. tech. fin 1 ^{er} cycle second.	-	-0,15 (4,79)	-0,24 (7,57)
Certificat fin 1 ^{er} cycle second.	-	-0,03 (1,05)	-0,06 (2,16)
Fin ens. second.	-	0,13 (5,01)	0,15 (5,63)
Diplôme/ens. sup.	-	0,20 (5,43)	0,30 (7,82)
Diplôme univ.	-	0,39 (9,64)	0,57 (15,60)

2. Comme il est habituel pour le calcul des fonctions rémunération, l'âge est posé comme $(\text{âge}-15)/10$ et à l'aide de l'expression au carré $(\text{âge}-15)^2/1000$.

Variable	Equation		
	(1)	(2)	(3)
<i>Catégorie socio-professionnelle</i>			
Travailleur agricole	0,75 (0,86)	0,02 (0,28)	-
Ouvrier non agricole	0,14 (3,03)	0,09 (2,21)	-
Salarie transports etc.	0,08 (1,62)	0,03 (0,69)	-
Employé de bureau	0,29 (5,89)	0,16 (3,19)	-
Vendeur	0,25 (4,52)	0,14 (2,53)	-
Travailleur des services	0,12 (2,31)	0,06 (1,26)	-
Profession libérale etc.	0,63 (12,33)	0,36 (6,70)	-
Autre profession	0,49 (9,07)	0,31 (5,75)	-
<i>Secteur d'activité</i>			
Agriculture	-0,11 (1,33)	-0,09 (1,16)	-
Bâtiment	-0,10 (2,20)	-0,10 (2,24)	-
Commerce de gros	-0,67 (1,12)	-0,63 (1,18)	-
Commerce de détail	-0,23 (6,14)	-0,20 (5,55)	-
Assurances	0,14 (3,27)	0,11 (2,54)	-
Transports	-0,61 (1,76)	-0,74 (2,21)	-
Prof. libérales, etc.	-0,15 (0,24)	-0,18 (0,29)	-
Enseignement	0,44 (1,02)	-0,04 (0,98)	-
Santé	-0,14 (3,56)	-0,12 (3,25)	-
Administration publique	-0,75 (2,34)	-0,99 (3,22)	-
Services aux particuliers	-0,29 (6,67)	-0,26 (6,17)	-
Autres branches	-0,77 (1,13)	-0,06 (0,99)	-
Emploi à temps partiel	0,22 (6,71)	0,19 (6,13)	0,10 (3,09)
Syndiqué	0,13 (6,71)	0,14 (7,56)	0,16 (8,62)
Droits à pension	0,27 (12,50)	0,24 (11,62)	0,31 (15,02)
Cas étudiés	2002	2002	2002
R ²	0,60	0,63	0,57
F	99,22	97,39	205,19
Erreur de régression normalisée	0,37	0,35	0,38
Coefficient de Durbin-Watson	1,93	1,93	1,89

Source : Enquête ESRI 1987.

Le secteur d'activité peut avoir des effets positifs ou négatifs significatifs sur la rémunération. Les employeurs dans les secteurs du bâtiment et de la construction, du commerce de détail et des transports, et dans le secteur des services ou le secteur public, versent des salaires moins élevés que dans les autres secteurs de la production. La rémunération horaire des employés à temps partiel est susceptible d'être plus élevée que celle des employés à plein temps et l'appartenance à un syndicat a un effet positif important sur le salaire.

Le coefficient de la variable droits à pension est positif et très significatif. En d'autres termes, lorsqu'on inclut toutes les variables qui pourraient influencer sur le niveau de rémunération pendant la durée d'activité et la rémunération différée sous forme de pension, et pour lesquelles nous disposons d'informations, les salariés ayant droit à une retraite perçoivent actuellement une rémunération plus élevée. Contrairement à l'hypothèse sur laquelle se fonde la théorie d'un marché du travail concurrentiel, les chiffres de l'enquête de l'ESRI semblent indiquer que la retraite est un complément au salaire, et non un substitut. Plus le salaire horaire est élevé, plus la probabilité d'acquisition de droits à une retraite d'entreprise augmente.

Le coefficient de la variable droits à pension semble relativement peu affecté par l'inclusion ou l'exclusion d'autres variables. Les variables niveau d'instruction ont été intégrées aux équations 2 et 3 du tableau 6, afin de déterminer si les bénéfices retirés de l'instruction reçue sont directement liés au niveau d'instruction. Dans les deux cas, le coefficient de la variable droits à pension demeure très significatif. L'inclusion des variables instruction montre que la courbe niveau de rémunération/niveau d'instruction est en forme de U. Les personnes ayant arrêté leurs études à la fin du premier cycle du secondaire perçoivent des salaires moins élevés que celles n'ayant aucune formation théorique, tandis que les personnes ayant un diplôme de fin du secondaire ou de l'enseignement supérieur touchent des salaires beaucoup plus élevés.

Les coefficients des variables profession sont tous plus faibles dans l'équation 2 que dans l'équation 1, ce qui indique que les variables niveau d'instruction expliquent en partie la variation de la rémunération horaire moyenne révélée par les variables profession à l'équation 1. Cela semble indiquer une corrélation entre le niveau d'instruction et la profession exercée, résultat prévisible étant donné le rôle de l'instruction dans le choix d'une carrière. Les variables profession, secteur d'activité et expérience professionnelle n'ont pas été prises en compte dans l'équation 3, afin d'évaluer l'effet des variables âge, sexe, situation de famille, niveau d'instruction, emploi à temps partiel, appartenance à un syndicat et acquisition de droits à pension, sur la configuration générale du modèle (la variable nombre d'années de service est fortement corrélée avec l'âge et n'est pas prise

en compte pour éviter les problèmes de colinéarité). L'équation 3, à laquelle ces dernières variables ont été incluses, n'explique pas la variation des salaires autant que l'équation 2. Les variables secteur d'activité jouent un rôle important dans l'obtention d'un meilleur résultat à l'équation 2. Il s'agit d'un résultat prévu par le modèle des marchés du travail segmentés, en raison de la forte corrélation qu'il établit entre les « bons emplois » dans les secteurs qui offrent une rémunération supérieure à la moyenne, et les « mauvais emplois » dans des secteurs où le salaire est inférieur à la moyenne.

5. Droits à pension et segmentation du marché du travail

Nos résultats ne corroborent pas l'interprétation des régimes de retraite d'entreprise en Irlande selon le modèle des marchés du travail concurrents. Il faut chercher ailleurs une explication au modèle des droits à pension. En revanche, l'hypothèse des marchés du travail segmentés, évoquée précédemment peut expliquer pourquoi les salariés occupant un « bon emploi » ont beaucoup plus de chances d'être couverts par un régime d'entreprise complémentaire. Pour vérifier cette hypothèse, nous avons établi des modèles logit de régression prévoyant des droits à pension pour l'échantillon de salariés, dans lesquels la variable dépendante est la dichotomie « a droit/n'a pas droit à une retraite », fixée à 0 et 1 respectivement pour les personnes n'ayant pas droit et celles ayant droit à une retraite. Les variables indépendantes sont celles considérées comme des déterminants potentiellement importants des droits à pension dans les tableaux donnés précédemment et dans la théorie des marchés du travail segmentés, à savoir : l'âge, le sexe, la situation de famille, le groupe professionnel, le secteur d'activité, le temps partiel/temps plein, le niveau de rémunération et l'appartenance à un syndicat.

Premièrement, dans l'équation 1 du tableau 7, l'âge, le sexe, la situation de famille, la profession, le secteur d'activité et la syndicalisation sont incluses en tant que variables explicatives, mais le nombre d'heures de travail et la rémunération ne sont pas prises en compte. On observe que la probabilité d'acquisition des droits à pension augmente avec l'âge, mais à un taux décroissant (l'âge est significatif avec un coefficient positif, puis avec un coefficient négatif). Comme le suggère la théorie de la segmentation du marché du travail, la probabilité d'acquisition des droits à pension est plus faible pour les femmes, compte tenu des autres variables du modèle. La situation familiale étant supposée avoir un impact différent pour les hommes et les femmes, deux variables auxiliaires sont utilisées, une pour l'homme marié, l'autre pour la femme mariée : le fait d'être marié a un impact négatif supplémentaire pour la femme, tandis que pour l'homme, la variable correspondante est positive mais non significative.

La quasi-totalité des variables profession et secteur d'activité sont significatives. Comparées à la catégorie socio-professionnelle des manœuvres, que nous classons dans le marché du travail secondaire, toutes les variables profession, sauf l'agriculture, ont un impact positif significatif sur la probabilité d'avoir des droits à pension. Cependant, pour les salariés du commerce, des services et de l'agriculture, davantage susceptibles d'être classés dans le marché du travail secondaire, les probabilités sont généralement beaucoup plus faibles que pour les salariés des transports, les employés de bureau, le groupe des professions libérales, scientifiques et techniques et les autres catégories socio-professionnelles qui sont concentrés dans le marché du travail primaire. Toutes choses égales par ailleurs, les probabilités d'avoir droit à une retraite sont particulièrement élevées pour les personnes exerçant une profession libérale, scientifique, technique ou une autre profession.

Tableau 7 - Estimations du modèle logit concernant la probabilité d'acquisition de droits à pension

Variable	Equation			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Constante	-3,74 (9,70)	-4,64 (11,49)	-4,14 (10,95)	-4,23 (17,60)
Age	1,69 (7,36)	1,20 (4,70)	-	-
Age ²	-2,85 (6,67)	-2,02 (4,24)	-	-
Années de service	-	-	1,04 (4,74)	0,94 (4,95)
Années de service ²	-	-	-1,75 (3,92)	-1,58 (3,84)
Années sans emploi	-	-	-0,88 (1,92)	-0,46 (2,67)
Années sans emploi ²	-	-	2,35 (1,08)	-
Femme	-0,81 (3,93)	-0,42 (1,96)	-0,36 (1,64)	-
Homme marié	0,14 (0,77)	-0,17 (0,83)	-0,21 (1,03)	-
Femme mariée	-0,42 (1,97)	-0,19 (0,83)	0,01 (0,06)	-
<i>Catégorie socio-professionnelle</i>				
Travailleur agricole	0,97 (1,52)	0,83 (1,21)	0,66 (0,96)	-
Ouvrier non agricole	0,59 (1,98)	0,16 (0,55)	0,10 (0,35)	0,57 (2,55)
Salarié transports etc.	1,06 (3,10)	0,84 (2,45)	0,75 (2,19)	-

Variable	Equation			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Employé de bureau	1,70 (5,06)	0,96 (2,78)	0,81 (2,32)	0,47 (2,41)
Vendeur	1,00 (2,54)	0,18 (0,43)	0,11 (0,27)	-
Travailleur des services	0,66 (1,88)	0,36 (0,99)	0,32 (0,87)	-
Professions libérales, etc.	2,27 (6,57)	0,71 (1,89)	0,66 (1,73)	-
Autre profession	2,84 (7,36)	1,54 (3,82)	1,42 (3,51)	1,20 (4,03)
<i>Secteur d'activité</i>				
Agriculture	-1,11 (1,85)	-0,90 (1,40)	-0,85 (1,33)	-
Bâtiment	0,01 (0,02)	0,18 (0,56)	0,18 (0,56)	-
Commerce de gros	-0,28 (0,74)	-0,11 (0,29)	-0,08 (0,21)	-
Commerce de détail	-1,23 (4,12)	-0,74 (2,26)	-0,76 (2,34)	-0,75 (2,77)
Assurances	1,03 (3,38)	0,69 (2,01)	0,72 (2,08)	0,76 (2,29)
Transports	0,81 (3,47)	0,84 (3,44)	0,83 (3,40)	0,91 (3,89)
Prof. libérales	-1,07 (2,33)	-1,53 (2,63)	-1,52 (2,57)	-1,33 (2,26)
Enseignement	0,34 (1,19)	0,59 (1,68)	0,66 (1,89)	0,94 (3,08)
Santé	0,74 (2,78)	0,98 (3,48)	0,94 (3,31)	1,10 (4,99)
Administration publique	1,18 (5,20)	1,27 (5,39)	1,28 (5,40)	1,38 (6,47)
Services aux particuliers	-1,13 (3,10)	-0,99 (2,51)	-0,99 (2,50)	-0,88 (2,52)
Divers	-0,53 (1,11)	-0,34 (0,63)	-0,46 (0,86)	-
Syndiqué	1,56 (12,41)	1,23 (9,08)	1,22 (9,07)	1,19 (9,17)
Emploi à temps partiel	-	-2,48 (7,07)	-2,31 (6,40)	-2,40 (6,82)
Rémunération horaire	-	0,48 (11,37)	0,47 (10,73)	0,50 (12,46)
Cas études	2002	2002	2002	2002
Prévisions correctes en %	78,6	82,9	82,7	83,1
Probabilité logarithmique	-909,4	-804,5	-801,5	-807,0
Khi au carré	953,6	1078,8	1169,5	1158,6

Source : Enquête ESRI 1987.

La théorie de la segmentation du marché du travail établit une distinction importante entre les secteurs d'activité pour lesquels la demande de produits est stable et ceux pour lesquels elle est variable. Les entreprises ou organismes devant satisfaire une demande stable peuvent offrir une sécurité de l'emploi importante et un ensemble de rémunérations, comprenant notamment des retraites, utilisées pour répondre à des exigences d'organisation internes plutôt qu'à des conditions externes du marché du travail. L'équation 1 du tableau 8 montre que les secteurs d'activité du marché primaire tels que les assurances, transports et communications, l'administration publique et les services de santé, dans lesquels la demande de produits est stable, sont beaucoup plus susceptibles de garantir des droits à pension à leurs salariés que les secteurs d'activité du marché secondaire comme l'agriculture, le commerce de détail, les services aux particuliers et le bâtiment, pour lesquels la demande est variable. Comme on pouvait s'y attendre, la variable syndicalisation a une influence positive significative sur les droits à pension. Comme le soulignent Disney et Cameron (1990, p. 1), au moins trois explications à cette corrélation peuvent être avancées :

- « i) le syndicalisme est associé à des caractéristiques spécifiques à l'entreprise – telles que sa taille ou son secteur d'activité – qui rendent l'offre d'avantages hors-salaire plus probable ;
- ii) en général, les salariés préfèrent que leur rémunération globale comporte une plus grande part d'avantages hors-salaire, et les exigences des syndicats s'orientent dans ce sens ;
- iii) les salariés qui adhèrent à un syndicat, ou travaillent dans un secteur d'activité fortement syndicalisé, sont ceux qui préfèrent que leur rémunération globale comporte une part plus importante d'avantages hors-salaire. »

Nos régressions incluant les variables secteur d'activité, l'influence de cette caractéristique spécifique à l'entreprise sur la variable syndicalisation est prise en compte. La comparaison de l'équation 1 du tableau 7 avec une équation excluant la variable syndicat (équation non présentée ici) révèle que les coefficients des variables secteur d'activité de l'équation 1 pour le marché primaire sont quelque peu réduits dans la mesure où il existe une corrélation positive entre la syndicalisation et l'emploi dans les secteurs d'activité du marché primaire.

La théorie de la segmentation prend en compte l'influence de l'offre et de la demande sur le marché du travail, mais accorde une plus grande importance à la demande. Il faut donc s'attendre à ce que pour certaines catégories, notamment les femmes mariées et les jeunes, l'accès aux emplois du marché primaire soit plus difficile en raison d'une discrimination ou de possibilités de substitution réduites par la nature des techniques utilisées (voir McNabb et Ryan, 1990, et Elliott, 1991). Ces personnes trouvent généralement un travail sur le marché secondaire, qui offre de nombreux emplois à

temps partiel et où la demande de main-d'œuvre varie en fonction de la demande de produits. Deux variables, salaire horaire brut et emploi à temps partiel, qui permettent de différencier l'emploi du marché primaire de celui du marché secondaire, sont incluses en tant que variables explicatives supplémentaires à l'équation 2 du tableau 7. Une comparaison de la probabilité logarithmique des deux équations montre que la puissance explicative de cette équation augmente nettement. Le coefficient de la variable rémunération horaire indique que plus le niveau de rémunération est élevé, plus grande est la probabilité d'acquérir des droits à pension, tandis que le coefficient de la variable temps partiel montre que la probabilité de bénéficier de tels droits est fortement réduite pour les personnes n'occupant pas un emploi à temps plein.

La moitié des variables profession et la variable situation familiale ne sont plus significatives. Ainsi, le niveau de la rémunération et l'emploi à temps partiel permettent de révéler la variation de la probabilité d'avoir des droits à pension sur l'ensemble des caractéristiques associées à la profession et à la situation familiale. Etant donné l'âge, le sexe, le secteur d'activité et la syndicalisation du salarié, la relation entre le niveau de rémunération et la probabilité d'acquérir des droits à pension est suffisamment forte pour que la rémunération seule constitue une meilleure indication que la situation familiale ou la profession. Toutes les variables secteur d'activité significatives dans l'équation 1 du tableau 7 le demeurent. Pour des personnes de même âge à un niveau de rémunération identique, les différences de couverture entre marché primaire et secondaire sont donc en grande partie fonction du secteur d'activité. Compte tenu de cela et par comparaison, les salariés des secteurs du marché secondaire ont des probabilités moindres d'acquérir des droits à pension. Les probabilités sont plus élevées pour ceux des secteurs du marché primaire.

Dans leur étude des droits à pension au Royaume-Uni, Disney et Whitehouse (1990, p. 8) ont constaté que « toutes les variables auxiliaires secteur d'activité, sauf une, semblaient significatives, mais sans raison évidente (même si, au vu du groupe témoin, la taille de l'entreprise peut être un déterminant implicite) ». Du point de vue de la théorie de la segmentation du marché du travail, l'importance des variables secteur d'activité s'explique simplement. Les coûts de recrutement tendent à être plus élevés dans les entreprises du secteur primaire et celles-ci sont plus susceptibles d'investir dans leur personnel. Par conséquent, elles sont plus susceptibles de proposer une rémunération globale comprenant des avantages tels qu'une retraite, pour inciter leurs employés à leur rester fidèles. Les entreprises du marché primaire sont en outre généralement plus grandes que celles du marché secondaire. Pour cette raison, comme le souligne Elliott (1991, p. 342), elles peuvent bénéficier d'économies d'échelle dans l'octroi d'avantages hors-salaire comme les retraites, ce qui peut expliquer pourquoi la taille de l'en-

treprise est corrélée de façon positive à la probabilité d'acquérir des droits à pension.

La couverture de retraite est liée de façon positive à l'âge. L'enquête de l'ESRI fournit également des renseignements sur la durée de l'activité professionnelle et sur le nombre d'années sans emploi dues au chômage ou à l'éducation des enfants. Les variables expérience professionnelle peuvent constituer des indicateurs plus fiables de la probabilité de bénéficier d'une pension que la variable âge (avec laquelle elles sont bien entendu fortement corrélées). L'équation 3 du tableau 7 présente les résultats obtenus lorsque ces variables (au carré) sont substituées à l'âge. Le nombre d'années de travail a l'effet positif attendu, bien qu'en recul, sur la probabilité d'acquérir des droits à pension, le nombre d'années sans emploi ayant un effet négatif considérable (l'élément au carré n'étant pas significatif). Les variables situation familiale restent non significatives et la variable sexe le devient. L'équation 4 du tableau 7 montre le modèle obtenu (estimation) lorsque les variables non significatives sexe, situation familiale, profession et secteur d'activité ne sont pas prises en compte. Les années d'activité, les périodes sans emploi, la syndicalisation, la rémunération, le temps partiel ou le temps plein ainsi que l'emploi dans une profession et un secteur du marché primaire constituent des indicateurs fiables de la probabilité d'acquérir des droits à pension.

6. Probabilités de percevoir des droits à pension

On peut étudier les incidences de la grandeur des coefficients calculés de ces variables sur la probabilité d'acquérir des droits à pension dans le cas des salariés occupant un emploi avec des caractéristiques typiques des marchés du travail primaire et secondaire en prenant comme référence une personne travaillant depuis quinze ans à temps plein sur le marché primaire, dans l'un des « autres secteurs » (industries extractives, industries manufacturières et électricité, gaz et eau) catégorie non prise en compte, n'ayant jamais cessé son activité, syndiquée et gagnant 5 livres de l'heure (moyenne de l'échantillonnage). Cette probabilité est calculée à l'aide de l'équation 4 du tableau 7.

Les résultats indiquent que cette personne a une probabilité de 0,62 de bénéficier d'une pension (voir tableau 8). La forte corrélation entre le niveau de rémunération et la couverture de retraite est illustrée au tableau 8 par le fait que, pour une personne présentant les mêmes caractéristiques mais gagnant 7 livres de l'heure, la probabilité serait de 0,82; alors qu'elle ne serait plus que de 0,38 pour un salaire horaire de 3 livres. L'importance de l'expérience professionnelle apparaît dans le fait que par rapport au cas de référence, la probabilité est de 0,47 pour une personne n'ayant travaillé que 5 ans (même sans interruption). L'interruption de l'activité professionnelle - par une période de chômage ou l'éducation des enfants - est asso-

ciée à l'emploi sur le marché secondaire et se traduit par une réduction de la probabilité de toucher une retraite. Par exemple, pour une personne gagnant actuellement 5 livres de l'heure et ayant travaillé quinze ans, mais avec cinq ans d'interruption, la probabilité n'est que de 0,14. Le travail à temps partiel a un impact négatif considérable sur la couverture de retraite : pour une personne travaillant à temps partiel, avec une rémunération horaire de 5 livres et 15 ans de travail consécutifs, sans interruption, la probabilité n'est que de 0,13. Pour une personne gagnant 3 livres de l'heure, la probabilité est de 0,38 mais elle tombe à 0,05 en cas de travail à temps partiel.

Tableau 8 - Probabilité de bénéficier de droits à pension

Caractéristiques	Probabilité
Cas de référence : 15 ans de service, £5 de l'heure, temps plein	0,62
Variations par rapport au cas de référence :	
£7 de l'heure	0,82
£10 de l'heure	0,95
£3 de l'heure	0,38
5 ans de service	0,47
5 ans sans emploi	0,14
Emploi à temps partiel	0,13
£3 de l'heure	0,05
Salarié d'une administration	0,87
Services aux particuliers	0,41
Non syndiqué	0,33

Source : Enquête ESRI 1987.

On peut clairement démontrer l'influence qu'exerce sur la probabilité de percevoir une pension le fait d'occuper un emploi sur les marchés primaire et secondaire en comparant le cas d'un salarié d'une administration, où la stabilité de l'emploi est quasiment garantie, et celui d'une personne employée dans le secteur des services aux particuliers, où la stabilité de l'emploi est beaucoup plus aléatoire. Si la seule différence par rapport au cas de référence est le fait d'être salarié de l'administration publique, la probabilité est de 0,87 alors qu'elle n'atteint pas la moitié de ce chiffre pour une personne exerçant un emploi dans les services aux particuliers. Une personne travaillant dans un secteur du marché primaire a donc deux fois plus de chances d'avoir droit à une pension qu'une personne présentant exactement les mêmes caractéristiques, mais travaillant dans un secteur d'activité du marché secondaire. C'est en comparant les probabilités de bénéficier de droits à pension pour les personnes syndiquées et celles qui ne le sont pas, que le tableau 8 montre l'importance de la syndicalisation : pour le salarié de référence, membre d'un syndicat, la probabilité d'avoir droit à une pension est de 0,62. Pour les non syndiqués, elle est quasiment divisée par deux et se situe à 0,33.

Ces résultats concernent les salariés de tous âges, qu'ils travaillent à temps plein ou à temps partiel. Nombreux sont les salariés à temps partiel et les personnes de moins de 25 ans qui n'ont pas droit à une pension. Il est donc particulièrement intéressant de se pencher sur les salariés à plein temps âgés de 25 ans et plus, pour mettre en lumière les caractéristiques de la minorité au sein de cette catégorie (un peu plus d'un tiers) qui n'a pas droit à une pension. Les calculs des modèles logit pour les salariés à temps plein âgés de 25 ans et plus révèlent que les variables rémunération, secteur d'activité et syndicalisation demeurent significatives, tandis que la plupart des variables profession, sexe et situation familiale demeurent négligeables, comme le montre le tableau 9. La grande différence entre ces résultats et ceux concernant l'ensemble de l'échantillon est que les variables âge ou années de travail ne sont plus significatives, même si les périodes sans emploi continuent d'avoir un effet fortement négatif. Ainsi, pour une personne de 25 ans n'ayant toujours pas trouvé un emploi lui conférant des droits à pension, les années de travail ultérieures ne sont pas susceptibles d'augmenter la probabilité de bénéficier de ces droits. Concernant l'importance relative des effets calculés, le coefficient de la rémunération n'est guère modifié par rapport à celui de l'ensemble de l'échantillon et si, pour certains secteurs d'activité et pour la syndicalisation, les coefficients sont légèrement réduits, la structure d'ensemble demeure inchangée.

Tableau 9 - Calculs du modèle logit sur les chances d'acquisition de droits à pension des salariés de 25 ans et plus travaillant à temps plein

Variable	Equations		
	(1)	(2)	(3)
Constante	-3,14 (5,52)	-2,91 (5,88)	-3,31 (8,88)
Age	0,45 (1,21)	-	-
Age ²	-0,80 (1,23)	-	-
Années de service	-	0,40 (1,30)	0,27 (0,94)
Années de service ²	-	-0,65 (1,12)	-0,41 (0,73)
Années sans emploi	-	-0,68 (1,37)	-0,43 (2,34)
Années sans emploi ²	-	1,54 (0,65)	-
Femme	-0,16 (0,55)	-0,07 (0,23)	-
Homme marié	-0,22 (0,96)	-0,25 (1,09)	-
Femme mariée	-0,52 (1,86)	-0,40 (1,41)	-

Variable	Equations		
	(1)	(2)	(3)
<i>Catégorie socio-professionnelle</i>			
Travailleur agricole	-0,82 (0,01)	-0,11 (0,14)	-
Ouvrier non agricole	-0,24 (0,75)	-0,27 (0,83)	-
Salarié transports etc.	0,50 (1,32)	0,43 (1,14)	0,62 (2,47)
Employé de bureau	0,20 (0,50)	0,07 (0,18)	0,23 (0,94)
Vendeur	-0,16 (0,33)	-0,20 (0,43)	-
Travailleur des services	-0,18 (0,46)	-0,20 (0,49)	-
Prof. libérale, etc.	0,83 (0,20)	0,04 (0,09)	-
Autre profession	0,88 (2,01)	0,80 (1,82)	0,96 (2,99)
<i>Secteur d'activité</i>			
Agriculture	-0,47 (0,66)	-0,45 (0,64)	-
Bâtiment	-0,20 (0,55)	-0,17 (0,48)	-
Commerce de gros	-0,42 (0,96)	-0,38 (0,87)	-
Commerce de détail	-0,86 (2,34)	-0,87 (2,38)	-0,77 (2,57)
Assurances	0,61 (1,48)	0,61 (1,46)	0,65 (1,62)
Transports	0,68 (2,47)	0,67 (2,44)	0,75 (2,88)
Prof. libérales, etc.	-1,43 (2,30)	-1,43 (2,28)	-1,21 (1,99)
Enseignement	0,53 (1,24)	0,59 (1,39)	0,78 (2,04)
Santé	0,87 (2,60)	0,83 (2,46)	0,92 (3,54)
Administration publique	0,91 (3,48)	0,92 (3,52)	1,07 (4,59)
Services aux particuliers	-0,77 (1,77)	-0,78 (1,77)	-0,70 (1,81)
Divers	-0,69 (0,11)	-0,17 (0,26)	-
Emploi à temps partiel	-	-	-
Rémunération horaire	0,52 (9,92)	0,50 (9,50)	0,51 (10,62)
Syndiqué	1,07 (6,84)	1,08 (6,90)	1,08 (7,23)
Cas étudiés	1298	1298	1298
Prévisions correctes en %	79,4	79,4	80,0
Probabilité logarithmique	-602,4	-600,3	-603,5
Khi au carré	509,7	514,0	507,5

Source : Enquête ESRI 1987.

7. Conclusion

Les données obtenues pour un échantillon de salariés irlandais en 1987 nous ont permis d'identifier les corrélations essentielles qui caractérisent l'acquisition des droits à pension. Nous avons présenté les deux grandes théories du marché du travail utilisées pour expliquer les corrélations existant entre les caractéristiques des individus et des secteurs d'activité et les droits à pension – la théorie des marchés du travail concurrents et celle de la segmentation. L'hypothèse des marchés concurrents a été testée selon la méthode de régression du logarithme de la rémunération horaire moyenne sur les droits à pension afin de déterminer si le coefficient de la variable retraite était négatif, comme le prévoyait cette hypothèse, après prise en compte de l'incidence des autres variables. Les résultats ont montré que le coefficient est positif plutôt que négatif. Contrairement aux prévisions de la théorie des marchés concurrents, salaires et retraites seraient donc complémentaires et non substituables.

La seconde hypothèse est que le marché du travail en Irlande est segmenté en un marché primaire et un marché secondaire fournissant respectivement des « bons » et des « mauvais emplois » dans lesquels l'acquisition de droits à pension dépend de caractéristiques personnelles du salarié, liées à l'offre, et de caractéristiques impersonnelles, liées à la demande, des emplois proposés par l'employeur. Un modèle logit de calcul de la probabilité d'acquiescer des droits à pension a été utilisé pour vérifier cette hypothèse. Comme le supposait le modèle des marchés du travail segmentés, les années d'activité professionnelle et les périodes sans emploi, la syndicalisation, la rémunération, l'emploi à temps partiel ou à temps plein, l'emploi dans un secteur d'activité ou une profession du marché primaire sont apparus comme des variables essentielles du point de vue de la probabilité d'acquiescer des droits à pension. Ni le sexe ni la situation familiale ne nous permettent de mieux prévoir les chances d'acquisition des droits à pension. Pour les salariés à temps plein de 25 ans et plus, ce sont la rémunération horaire, l'appartenance à un syndicat et le secteur d'activité qui constituent les paramètres prévisionnels les plus indicatifs.

Nos résultats laissent à penser que le marché du travail irlandais est divisé en un marché primaire et un marché secondaire, et que cela détermine dans une large mesure l'existence d'un régime de retraite instauré par l'employeur. Sur le marché primaire, ces pensions constituent pour l'employeur un outil lui permettant de garantir la nécessaire continuité de l'offre de main-d'œuvre, en termes quantitatifs et qualitatifs. Pour les employeurs du marché secondaire, cet instrument est inutile, car la continuité de l'offre de main-d'œuvre joue un rôle beaucoup moins important.

Ces résultats ont des implications à la fois dans le domaine de la recherche et dans celui des politiques gouvernementales en matière de retraites. Pour la recherche, si le marché du travail n'est pas entièrement concurren-

tiel, il faut élaborer de nouveaux modèles rendant compte différemment de l'acquisition des droits à pension et de la corrélation pension-salaire et intégrant les caractéristiques du marché du travail non liées à la concurrence³. Pour la politique gouvernementale en matière de retraites, nos résultats indiquent que la couverture par des régimes de retraite complémentaire est susceptible d'être limitée à certaines catégories de salariés occupant des emplois dont les caractéristiques sont subordonnées à la demande. Il est peu probable que tous les employeurs étendent volontairement la couverture de retraite par l'entreprise à tous les salariés⁴. Il est également peu probable que les écarts considérables caractérisant les retraites dans les pays qui, comme l'Irlande ou le Royaume-Uni, n'ont pas de politique globale concernant le problème des revenus pendant la retraite, soient comblés par des solutions venant du marché, sous forme de régimes à cotisations définies ou de plans de retraite individuels, déjà mises en œuvre dans certains pays (OCDE, 1992). Ces options ont un rôle à jouer pour une minorité de salariés, mais comme le souligne Davies (1993), elles n'offrent aucune solution au nombre considérable de salariés privés d'une couverture-retraite convenable qui ne disposent pas des ressources nécessaires pour bénéficier d'un plan individuel du fait d'un salaire peu élevé, d'un emploi dans une entreprise de petite taille ou d'une activité temporaire ou à temps partiel.

* *
*

³ Gustman et Mitchell (1992, p.73) sont parvenus à la même conclusion sur l'absence de preuves concrètes d'un équilibre pension-salaire à partir d'un certain nombre d'études sur les États-Unis.

⁴ Les statistiques historiques sur les régimes de retraite d'entreprise au Canada, en Irlande, au Royaume-Uni et aux États-Unis montrent que la couverture a rarement concerné plus de la moitié de la main-d'œuvre salariée et qu'elle a commencé à reculer dans certains de ces pays (voir Hughes, 1992).

Bibliographie

- Cairnes, J. (1874). *Some Leading Principles of Political Economy*. Londres : Mac-Millan.
- Callan, T. et A. Wren (1992). « Male-Female Wage Differentials in Ireland », Economic and Social Research Institute (polycopié).
- Callan, T. et B. Reilly (1993). « Unions and the Wage Distribution in Ireland », *Economic and Social Review*, Vol. 24, n°4.
- Davies, B. (1993). *Better Pensions for All*. Londres : Institute for Public Policy Research.
- Department of Social Welfare (1976). *A National Income-Related Pension Scheme - A Discussion Paper*. Dublin : Stationery Office (Prl. 5737).
- Dickens, W. et K. Lang (1992). « Labor Market Segmentation Theory : Reconsidering the Evidence », NBER Working Paper n° 4087.
- Disney, R. et L. Cameron (1990). *The Effect of Union Membership on Occupational Pension Coverage in Britain: A Disaggregated Analysis*, Institute for Fiscal Studies, document de travail série n° W90/16.
- Disney, R. et E. Whitehouse (1990). *Do Wage Differentials Compensate Occupational Pension Entitlements ? A Preliminary Look at the Evidence*, Institute for Fiscal Studies, document de travail série n° W90/10.
- Döringer, P. et M. Piore (1971). *Internal Labor Markets and Manpower Analysis*. Lexington, Mass. : Heath Lexington Books.
- Dunlop, J. (1957). « The Task of Contemporary Wage Theory », in G.W. Taylor et F.W. Pierson (eds), *New Concepts in Wage Determination*. New York : McGraw Hill.
- Elliott, R. (1991). *Labor Economics: A Comparative Text*. Londres : McGraw Hill.
- Ghilarducci, T. (1992). *Labor's Capital: The Economics and Politics of Private Pensions*. Cambridge, Mass. : MIT Press.
- Gustman, A. L. et O.S. Mitchell (1992). « Pensions and Labor Market Activity: Behavior and Data Requirements » in Z. Bodie et A.H. Munnell (eds), *Pensions and the Economy: Sources, Uses and Limitations of Data*. Pennsylvanie : Pension Research Council of the Wharton School of the University of Pennsylvania.
- Hughes, G. (1992). *Private Pensions in Ireland*. Paris : OCDE.
- Keogh, G. et B. Whelan (1985). *National Survey of Occupational Pension Schemes*. Dublin : Economic and Social Research Institute (polycopié).
- Kerr, C. (1954). « The Balkanization of Labour Markets », in E.W. Bakke (ed.), *Labour Mobility and Economic Opportunity*. Cambridge, Mass. : MIT Press.
- McNabb, R. et P. Ryan (1990). « Segmented Labour Markets », in D. Sapsford et Z. Tzannatos (eds), *Current Issues in Labour Economics*. Londres : Mac-Millan.
- Mill, J.S. (1885). *Principles of Political Economy*. New York : Appleton.
- OCDE (1992). *Les régimes de retraite privés et la politique gouvernementale*. Paris : OCDE.
- Piore, M. (1970). « The Dual Labour Market: Theory and Applications » in R. Baringer et S.H. Beer (eds), *The State and the Poor*. Cambridge, Mass. : Winthrop.
- Schiller, B. et R. Weiss (1980). « Pensions and Wages: A Test for Equalising Differences », *Review of Economics and Statistics*, Vol. 62.

Mobilité de la main-d'œuvre et régimes complémentaires dans la Communauté européenne

Heinz-Dietrich Steinmeyer *

Actuellement, nul ne peut dire avec certitude comment le Grand Marché et l'Espace Economique Européen évolueront, ni combien de salariés travailleront dans un autre Etat-membre que celui dont ils sont originaires et seront donc affiliés à plusieurs régimes de sécurité sociale au cours de leur vie professionnelle, ainsi qu'à plusieurs régimes de retraite complémentaire.

On estime que sur les 3 millions de travailleurs migrants que compte actuellement la Communauté européenne, environ 260 000 seulement sont couverts par des régimes de retraite complémentaire et sont à ce titre intéressés par une amélioration de « l'exportabilité » des prestations de ces régimes (Joliffe, 1991, p. 195). On pourrait donc considérer que le thème « Mobilité de la main-d'œuvre et régimes complémentaires » ne mérite pas d'être débattu, ni d'être inscrit à l'ordre du jour de la politique sociale européenne.

Or, cette conclusion reviendrait à ne pas tenir compte du fait que le bon fonctionnement du Grand Marché est conditionné par la mise en place de mesures et d'instruments adéquats. Dans ce contexte, la politique sociale européenne a pour mission d'agir et non de réagir.

Plusieurs raisons permettent de prévoir une augmentation importante de la mobilité de la main-d'œuvre à l'intérieur des frontières de la Communauté. Cependant, le travailleur migrant classique ne sera pas une personne non qualifiée originaire d'un Etat-membre du Sud de l'Europe, à la recherche d'un emploi dans le Nord. L'article 8 A, alinéa 2, de l'Acte Unique Européen indique que « le marché intérieur comporte un espace sans frontières inté-

* FernUniversität Hagen, Allemagne.