

企業年金の普及と高齢者の就業・引退行動

金子 能 宏
高橋 桂 子

I はじめに

老年人口（65歳以上人口）の総人口に占める割合（高齢化率）の急速な上昇が広く認識されるようになり、高齢・少子化社会における年金制度のあり方が改めて問われようとしている。国立社会保障・人口問題研究所1997年1月将来人口推計（中位推計）によれば、老年人口の割合は、1995（平成7）年の14.5%から急速に上昇し、2025年には27.4%、2050年には32.3%にまで上昇することが予測されている。こうした高齢化が進展する中で、厚生年金や企業年金の対象者となる雇用労働者は、近年着実に増加しつつある。表1が示すように、失業率が高まりつつあるにも拘わらず、1995年までは高齢者の労働力率の上昇が見られ、女性の雇用労働者比率は現在も増加している。このように雇用労働者が増加していくと、老後の所得保障にとって厚生年金と企業年金の役割がますます重要になる。

しかし、高齢化率の急速な上昇は、厚生年金保険料率の長期的なスケジュールの変更を余儀なくさせる。厚生省年金局の新人口推計対応試算では、厚生年金積立金を維持し続けられる水準の厚生年金保険料率は、2025年に34.3%まで引き上げなければならないことが示された。この保険料率は、1994年財政再計算の2025年以降の厚生年金保険料率29.8%よりも4.5%ポイント高い水準である。こうした保険料率の引き上げが予想される一方で、給付については65歳支給への移行とネットスライド制の導入など給付額の抑制が前提されている。

厚生年金の給付抑制¹⁾は、高齢化率が急速に上昇する下で保険料の負担をこれ以上引き上げることなく厚生年金財政を維持するための一つの手段である。それだけに、厚生年金財政を維持しながら（雇用）労働者の引退後の所得保障をより確実にするためには、同時に企業年金や個人年金をより一層拡充していかなければならない。

本稿では、高齢社会における厚生年金とともに重要な役割を担う企業年金（厚生年金基金と適格退職年金）の現状を概観しながら、これを普及させる場合の課題を探るとともに、企業年金が高齢者の就業・引退行動に及ぼす影響を実証分析する。本稿で企業年金の普及と高齢者の就業行動への影響を同時に考察するのは、1996年年金改革の理念となったように年金と雇用の連携が企業年金の普及においても考慮されるべきであると考えからである。厚生年金の受給が高齢者の就業率を低下させる要因になることは、すでに高齢者の就業行動に関するミクロ・データに基づく実証分析により広く認識されている。したがって、年金と雇用の連携を図りながら企業年金の普及を図ることができるかどうかを確かめるためには、企業年金が高齢者の就業率に及ぼす効果を実証分析することが必要になる。

以下、本稿では、IIで、企業年金改革の現状を踏まえながら、企業年金の対象者となる高齢者の雇用動向を概観する。ここでは、顕著な変化を示している女性労働力率の動向からコホート別に実証分析する必要性が指摘される。IIIでは、企業年金の普及状況を、女性の就業行動の変化に関わる男女間格差と企業年金のポータビリティ

に関わる企業規模間格差という2つの視点から考察する。男女別、企業規模別に企業年金(厚生年金基金と適格退職年金)の受給者比率、受給額等は、日本労働研究機構(1997)『年金制度改革が就業・引退行動に及ぼす影響に関する研究1「高年齢者就業実態調査」による実証分析』の付属統計表を利用して求めた。Ⅳでは、企業年金が高年齢者の就業行動に及ぼす効果について、就業率関数、賃金率関数、労働時間関数をヘックマンの2段階推定法を用いて分析する。使用したデータは、『高年齢者就業実態調査』(昭和63年、平成2年)の男女別、コホート別の個票データであり、その概要は上記の付属統計表に記載されている。最後にⅤで、要約と今後の課題を述べる。

Ⅱ 企業年金改革の現状と労働市場の動向

Ⅱ.1 企業年金改革の現状と企業年金のポータビリティ

1997(平成9)年4月末現在、厚生年金基金は、基金数1,888、加入員数1,260万人と、厚生年金被保険者の約37%を占めるまでになっている。また、適格退職年金は、1996年3月末時点で、契約件数91,465件であり、加入者数は1,078万人に達している。しかし、高齢化の進展は企業年金個々の財政事情にも影響を及ぼし始めている。その端緒が、平成6年11月におきた日本紡績業厚生年金基金の解散である。これを契機に、受給権保護を一つの視点として企業年金を整備・拡充していくことが広く検討されるようになった。

厚生年金基金連合会はいち早く研究会を設け、研究成果を報告書(1996年11月)としてとりまとめている。この報告書で示された企業年金の改革の方向は、(1)報酬比例部分の企業年金への移行を含む公的年金の役割の縮小と企業年金の役割の拡大、(2)厚生年金基金と適格退職年金の統合、(3)年金課税と退職金課税の調整を一つの手段とする退職給付における年金の比重の拡大と一時金の縮小、である。そして、改革に向けての具体的な課題として同報告書では、(1)拠出建て年金の導入と予定利率の弾力化を含めた、企業の自己責任

に基づく制度設計・運営の弾力化、(2)転職者の不利を解消するための受給資格期間の短縮と年金原資のポータビリティの充実および積立基準を強化しつつ支払保障制度を整備することを含めた、受給権保護の確立と年金財政の健全性の確保、(3)制度の弾力化に伴う受託者責任の確立と情報開示の強化の3点を提示している。

企業年金改革の検討は厚生年金基金連合会報告書にとどまらないが、企業年金改革の課題に関する論考において最も重視されている論点¹⁾が、受給権保護の確立である。1996年7月の厚生年金基金制度研究会報告においても、基金財政の安定化のために資産運用の弾力化と拠出建て年金の部分導入を認めつつも、受給権保護のために受託者責任の明確化と支払保障制度の整備が基金制度改革にとって不可欠であることが指摘された。また、受給権保護を観点とする企業年金改革の論考においてはしばしば、受給権保護について明確な定めのあるアメリカのERISA法に基づく企業年金制度とわが国の現状とを比較することによって改革の課題が検討されている(大場・小野(1997))。しかしながら、これまでの研究では受給権保護の一環として、労働市場における離・転職の増加に見られる労働力の流動化に対応して、転職者が年金原資を持ち運び引退する時に年金として受給する仕組み、すなわち、企業年金のポータビリティについて、労働市場の実態に即した考察は必ずしも十分には行われていない²⁾。そこで、以下では、労働市場の実態を概観することによって、企業年金のポータビリティの確保がいかに重要であるかを検討する。

Ⅱ.2 労働市場の動向と女子就業の推移

高年齢者の雇用動向を見るために、男女別・年齢階級別に労働力率、雇用労働者比率(労働力人口に占める雇用労働者の比率)および失業率について1989年以降の時系列的変化をまとめたものが、表1である。

年齢階級別に見ると、55～59歳階級の労働力率は60歳定年制の完全実施の影響から、バブル崩壊後の景気後退期においても上昇傾向が見いだ

表1 高齢者の労働力率、雇用労働者比率、失業率

年度	労働力率(%)			雇用労働者比率(%)		失業率(%)		
	年齢 55~59* 60~64**			55~59	60~64	年齢 55~59 60~64		
	計			計		計		
				男 子				
1989	77.0	91.6	71.4	71.2	56.3	2.2	2.4	5.9
1990	77.2	92.1	72.9	73.6	58.1	2.0	2.3	5.1
1991	77.6	93.2	74.2	74.7	60.4	2.0	1.9	5.4
1992	77.9	93.6	75.0	75.8	62.0	2.1	1.9	5.3
1993	78.0	94.1	75.6	76.6	63.1	2.4	2.1	6.1
1994	77.8	94.0	75.0	77.1	63.1	2.8	2.5	7.2
1995	77.6	94.1	74.9	78.0	62.3	3.1	2.7	7.5
1996	77.7	94.6	74.5	77.9	63.6	3.4	2.7	8.1
				女 子				
1989	49.5	52.2	39.2	54.7	40.3	2.3	2.0	2.2
1990	50.1	53.9	39.5	56.1	41.3	2.2	1.9	1.4
1991	50.7	55.5	40.7	60.0	44.1	2.2	1.4	1.4
1992	50.7	55.6	40.7	62.7	47.3	2.2	1.3	1.4
1993	50.3	56.4	40.1	65.5	50.0	2.6	1.3	2.0
1994	50.2	56.4	39.4	65.9	52.3	3.0	1.8	2.0
1995	50.0	57.0	39.7	67.7	52.9	3.2	1.7	2.6
1996	50.0	58.1	39.0	68.8	54.9	3.3	2.5	2.6

(出所) 『平成9年 労働白書』、『労働力調査年報 平成8年』より作成。

(注) *55歳以上59歳以下の年齢階級並びに60歳以上64歳以下の年齢階級を示す。**雇用労働者比率は年齢階級別人口に対する年齢階級別雇用者数の比率を示す。

せるのに対して、60～64歳階級の労働力率は近年低下しつつある。労働力率には大きな男女間格差があるが、女性の労働力率の上昇傾向は55～59歳層と60～64歳層のいずれにおいても顕著である。雇用労働者比率に注目すると、男子ではごくわずかな増加しか見られないのに対して、女性は毎年1%ポイント以上の増加が続いている。このように、女子労働力率と雇用労働者比率の上昇傾向が続くことは、長期勤続者を主たる対象としてきた企業年金の対象として、派遣労働やパート労働など多様な雇用形態を選択しながら職場進出を果たしている多くの女子労働者をも適切に取り扱うことのできる企業年金制度の確立が早急に求められていることを示唆している。

企業年金のポータビリティにおいて見落とすことのできない指標は、離・転職および勤続年数別にみた企業規模間格差である。労働省政策調査部編『雇用動向調査』によれば、1995(平成7)

年における転職入職率(入職者のうち過去1年間に仕事をしてきた者の常用労働者に占める比率)は、1,000人以上の企業規模では4.3%であるのに対して、300～999人規模で5.5%、100～299人規模で7.0%、30～99人規模で9.4%、5～29人規模で10.9%と企業規模が小さくなるほど転職入職率が高くなっている。このような規模間格差は時系列的にも見いだされ、1990年における転職入職率は、1,000人以上の企業規模で5.0%だったのに対して、30～99人規模で10.0%、5～29人規模で12.0%であった。また、『賃金構造基本統計調査』(平成7年)によれば、企業年金受給要件が満たされるようになる年齢層として55～59歳層の男子労働者の勤続年数を比較すると、1995(平成7)年の1事業所あたり平均勤続年数は、1,000人以上の企業規模では29.5年であるのに対して、10～99人規模では16.7年と大企業の約半分にしかならないことがわかる。

現在、企業年金のポータビリティは、厚生年金基金を持つ企業間は厚生年金基金連合会の通算制度を利用する場合に、また適格年金を持つ企業間は転職時に退職金を清算せず勤続年数を通算して積立金を転職先に移す場合においてのみ可能である。しかし、厚生年金基金を持つ企業と適格年金並びに中小企業退職金共済組合等との間には通算制度が確立しておらず、ポータビリティは完全には実現していない。したがって、離転職率が比較的高く1企業への勤続年数が短い中小企業の労働者が不利になりやすい。現在の企業年金制度を拡充するためには、離転職の企業規模間隔差を考慮したポータビリティの実現が求められる。

II.3 女子就業の推移

労働市場の動向として、高齢女性の労働力率の持続的な上昇と雇用労働者比率の増加を指摘した。このような女子就業の変化は、高度経済成長によって労働力不足が顕在化した1970年代以降の長期的な変化である³⁾。女子就業の変化が長期的な変化であれば、それは、コホート毎に女性の就業行動が異なってきていることを示唆する。したがって、企業年金改革の課題を踏まえながら企業年

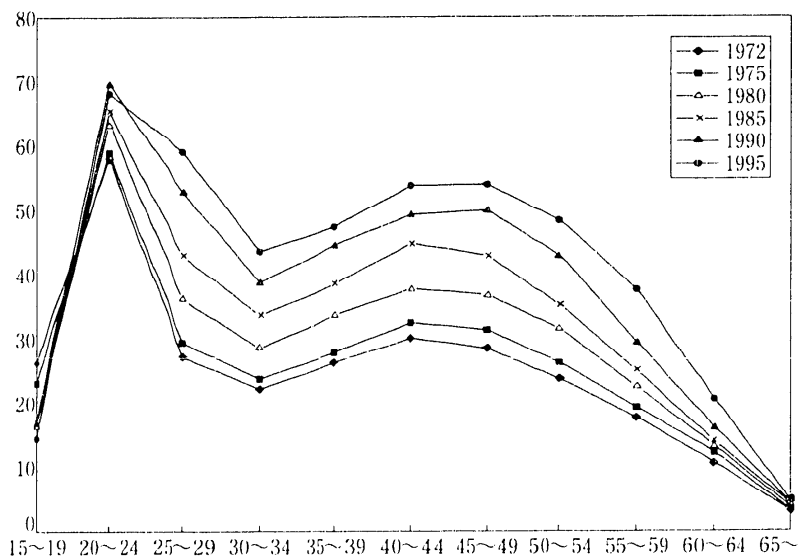
金の普及状況を把握し、企業年金が高齢者の就業行動に及ぼす効果を実証分析するためには、このようなコホート毎の行動変化を考慮した、コホート別の実証分析が必要になる。以下、女子就業の推移を見ることによって、このような分析視点の重要性を確かめよう。

年金受給権との関係で注目すべき女子就業の推移は、年金保険料を負担するであろう雇用労働者の生産年齢人口に占める比率（雇用労働力率）の推移と、常雇労働者の生産年齢人口に占める比率（常雇労働力率）の推移である。総務庁統計局『労働力調査年報』では、「常雇」の定義は「雇用者のうち、臨時雇（1ヶ月以上1年以内の期間を定めて雇われている者）、日雇（日々又は1ヶ月未満の契約で雇われている者）以外の者」となっている。ここでは、総務庁統計局『労働力調査年報』の各年データを用いて、雇用労働力率（非農林）と常雇労働力率（非農林）について、年齢階級別の長期的な推移をまとめた（図1と図2）。なお、データの制約上、それぞれの範疇では対象期間が異なり、雇用労働力率（非農林）は1972年、常雇労働力率（非農林）は1977年以降となる。

図1から、雇用労働力率の増加傾向は著しく、いずれの年齢階級においても5年間で約4～5%ポイントずつ上昇し、この33年間、女性におい

て着実に雇用労働者化が進行している様子が窺える。同時に、労働力率曲線と比べると右の山の水準が低いこともわかる。1995年では、右の山の頂点である45～49歳の雇用労働力率は54.3%と、左の山の頂点の20～24歳（67.8%）の8割水準である。さらに、図2から、女子就業の雇用形態の多様化を反映した常雇労働力率の推移が理解される。すなわち、雇用労働力率の増加（図1）には、雇用形態の多様化によって増えつつある長時間パートタイマーや1年未満の派遣労働者の増大が寄与しているのに対して、常雇労働力率（図2）にはこのような雇用形態の多様化の影響が含まれないために、常雇労働力率（非農林）の伸び率は雇用労働力率（非農林）に比べると低くなっている。しかし、上昇トレンドは明らかであり、5年間で平均2～3%ポイント増加している。実際、男女雇用均等法や育児休業制度の普及により、結婚・育児時期を通して企業に定着する女性労働者が増加したことを反映して、40歳代では、常雇労働力率は1980年の20%後半から1995年の40%前半へと大きく増加している。長期的にみれば、年金保険料を継続的に負担する雇用労働者が増加していることがわかる。

このような女子就業の長期的な変化は、生年の古いコホートと生年の新しいコホートでは就業行



（出典）総務庁統計局『労働力調査年報』各年版。

図1 女子雇用労働力率（非農林）

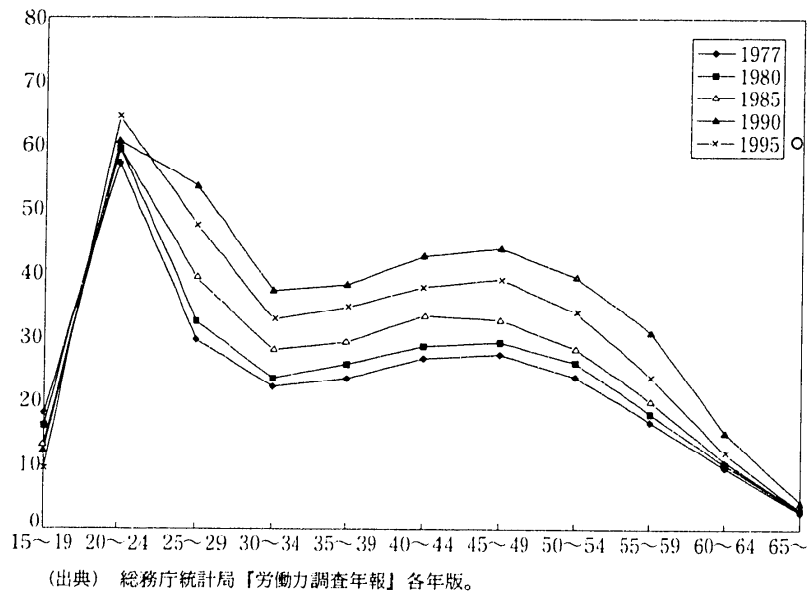


図2 女子常雇労働力率(非農林)

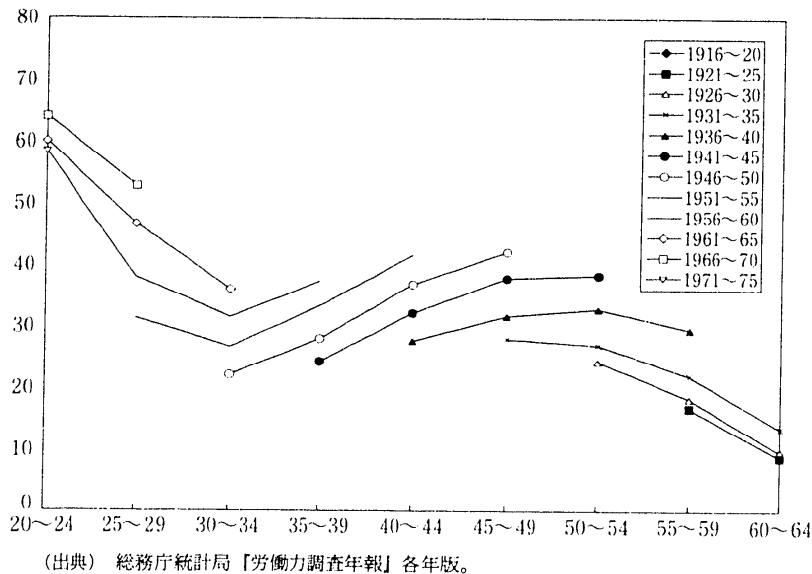


図3 女子常雇労働力率(非農林・コホート)

動が異なることを意味している。この点を確かめるために、常雇労働力率をコホート別に図示したのが、図3である。これによって、コホートが若くなるにつれて明らかに常雇労働者としての就業割合が増加していることがわかる。

III 企業年金の男女間格差と企業規模間格差

女性の雇用労働力率の上昇、とくに常雇労働力

率の長期的上昇は、より若い世代ほど常雇として働き、厚生年金および企業年金の加入者になる割合が高くなることを意味する。これに対して、男性の雇用労働者比率は安定的に推移している(表1)ので、55歳時点で収入を得て働いていた者(雇用労働)に占める厚生年金受給者の比率と厚生年金受給者に占める企業年金受給者の比率は、表2に見られるとおり、男性よりも女性の方がより速いテンポで増加している。しかし、女性の雇

用労働者比率は男性よりも低い水準にあるために(表1), 厚生年金受給者の比率と厚生年金受給者に占める企業年金受給者の比率の水準自体は, 依然として男性の方が女性よりも高い。なお, 表2は、『高年齢者就業実態調査』の再集計結果をまとめた日本労働研究機構(1997)の付属統計表より作成した(以下の表についてもこの付属統計表を参照)。1988(昭和63)年と1992(平成4)年の調査結果を比較する理由は, この2時点の調査では企業年金額は厚生年金基金からの受給額または適格退職年金からの受給額からなるのに対して, 1983(昭和58)年以前の調査では企業年金に厚生年金基金からの受給額を含めずこれを厚生年金額と一括していたからである。

企業年金の男女間格差は, 男性と女性のキャリアの相違から企業年金の企業規模間格差としても現れる。男性は長期勤続が可能で大企業に勤め続ける可能性が高いのに対して, 女性は結婚・育児や介護などにより就業継続が困難な場合が起こりうるために, 転職前の企業規模よりも小さい規模の企業に再就職する可能性が高い。年金のポータビリティが実現できなければ, 引退時に企業年金を受給できなくなる。実際, 厚生年金基金と税制適格年金の加入員規模別の分布を見ると, 厚生年金基金の方が適格年金よりも平均的には加入員規模が大きく, 規模が比較的大きい企業によって利用されているのに対して, 適格年金は企業規模の比較的小さい企業によって利用されることが多

い。適格年金の加入員契約総数に占める100人未満加入者規模の契約件数の割合に注目すれば, 1995(平成7)年度末現在, その割合は78.7%に達している。これに対して, 厚生年金基金では(連合設立と総合設立がある点に留意しなければならないが), 1994(平成6)年度末の加入員契約総数に占める1,000人未満加入者規模の契約件数は10.2%であり, 残りの89.8%は1,000人以上加入者規模の基金が占めているのである。中小企業では転職が比較的多いために, ポータビリティが不可能な企業間の移動に直面せざるを得ない場合が生じ, 引退時に年金を受給できなくなる可能性も高くなる。こうした要因を反映して, 『高年齢者就業実態調査』の厚生年金受給者と企業年金受給者を比較した表3によれば, 厚生年金受給者に占める企業年金受給者の比率は大企業ほど高くなっている。また, 賃金の企業規模間格差は企業年金算定基礎にも格差を生じさせるために, 1人あたり平均の企業年金受給額も大企業に勤めていたものの方が高くなる傾向がある。

さらに, 女性が結婚・育児や介護を契機に離職した後に再就職する企業は必ずしも大企業ではなく, 年金のポータビリティが不十分な企業への再就職を余儀なくされる場合があるために, こうした転職が少ない男性に比べて, 女性の方が企業年金を受給する割合が低くなる可能性がある。しかも, 就業を中断した期間だけ企業年金への加入期間が短くなり, 受給要件を満たすことが困難になる可能性が高い。その結果, 男性よりも女性の方が企業年金の受給者になれない可能性は一層高くなる。現に, 55歳時点で働いていた企業規模別に見た企業年金受給者の比率(60~64歳階層)(表3)は, 企業規模計で男性の方が女性よりも高い値を示しているのみならず, 女性については企業規模の大きい企業に勤めていた場合にのみ企業年金受給者が見られるという結果を示している。このように, 再就職に対して年金のポータビリティと受給要件が制約となることを考慮すると, 女性の年金受給権を確立するためには, 女性のライフサイクルにおける子育て, 介護の時期と就業期間を通じてこれを確保する視点も重要になるろう。

表2 年齢階級別の厚生年金受給者比率, 企業年金受給者比率, 企業年金額

年度	年齢階級	厚生年金受給者比率(%) [*]		厚生年金受給者に占める企業年金受給者比率(%)		1ヶ月あたり平均企業年金額(万円)	
		男	女	男	女	男	女
1988	55~59歳	17.64	12.42	1.94	4.26	14.40	6.42
	60~64歳	55.45	27.26	10.54	2.88	7.10	6.56
	65歳以上	64.23	29.26	7.64	1.88	5.75	5.36
1992	55~59歳	20.00	9.87	1.61	3.86	16.50	2.58
	60~64歳	60.09	28.74	12.50	3.95	8.86	4.14
	65歳以上	61.60	31.52	10.68	2.86	5.91	4.68

(出所) 日本労働研究機構(1997)の付属統計表より作成。

(注) * 55歳時点で収入を得て働いていた雇用労働者に占める比率。

表3 55歳時点の企業規模別にみた企業年金受給者比率

年度	企業規模	企業年金受給者比率*		企業年金額(万円)	
		男性	女性	男性	女性
	企業規模計	14.71 (100%)	5.88 (100%)		
1988	1～4	0.00	0.00	0.00	0.00
	5～29	3.33	0.00	4.78	0.00
	30～99	23.33	0.00	6.43	0.00
	100～299	13.33	25.00	7.56	3.49
	300～999	10.00	50.00	8.03	3.72
	1000人以上	50.00 (100%)	25.00 (100%)	8.85	5.02
1992	企業規模計	12.77 (100%)	4.38 (100%)		
	1～4	0.93	0.00	5.33	0.0
	5～29	6.54	21.43	6.25	4.12
	30～99	8.41	14.29	6.61	4.08
	100～299	6.54	14.29	7.23	2.93
	300～999	14.02	3.57	8.76	3.78
	1000人以上	63.55 (100%)	46.43 (100%)	8.94	4.99

(出所) 『高年齢者就業実態調査』(昭和63年、平成4年)と日本労働研究機構(1997)の付属統計表より作成。

(注) * 60～64歳階層の値で、単位は%である。

年金のポータビリティが不十分であることは、転職回数と企業年金受給者の比率を比較することによっても確かめることができる。55歳から調査時点での年齢に達する間の転職回数を、ゼロ回(転職なしで引退)、1回、2回、3回以上に分けて、それぞれの回数毎に55歳時点で雇用されていた者(かつ転職回数の解答のある者)に占める企業年金受給者の比率を男女別にまとめたのが、表4である。表4から、企業年金を受給した者の内訳では、55歳以降引退するまでの間に転職を経験せずに企業年金を受給した者の比率が圧倒的に高く、転職経験のある者の比率は低いことがわかる。さらに、転職を経験して企業年金を受給した男性に限ってみると、転職回数が増えるほど企業年金を受給する者の比率はより低くなっている。

このように、厚生年金基金と適格年金を利用する企業の企業規模間格差と年金のポータビリティや受給要件の制約が、男女を問わず、企業年金の受給にとって転職行動を不利にしていることが

表4 55歳以降における転職回数別の企業年金受給者比率(%)

年度	転職回数	男 転職回数別 企業年金 受給者比率	女 転職回数別 企業年金 受給者比率
	転職回数計	7.12 (100%)	3.00 (100%)
1988	0	68.15	94.74
	1	28.57	5.26
	2	5.73	0.00
	3回以上	2.55 (100%)	0.00 (100%)
	転職回数計	8.98 (100%)	3.30 (100%)
1992	0	88.18	90.91
	1	8.18	9.09
	2	2.73	0.00
	3回以上	0.91 (100%)	0.00 (100%)

(出所) 『高年齢者就業実態調査』(昭和63年、平成4年)に基づく筆者推計。

わかる。とくに女性の職場進出が進んでいるにも関わらず、結婚・育児や介護といった家庭責任とライフサイクルに及ぶキャリア形成を両立させるために女性が再就職を試みても、上記のような制約のために女性が企業年金を受給する可能性がより低くなってしまうのが企業年金制度の現状である。企業年金改革においては、受給権保護の観点から給付額の保障や給付水準の維持のために、資産運用や給付形態に関する議論が先行しがちである。企業年金のポータビリティについては、厚生年金基金連合会の報告書が改革の課題として取り上げているが、その実態把握は不十分であり、具体的な対策が提示しにくい状況にある。本稿の分析も55歳以上を対象とする『高年齢者就業実態調査』(昭和63年と平成4年)を利用したものであり、入職後のすべての年齢にわたる離転職行動と企業年金の受給状況との関係を完全に把握するものではない。この問題の実態把握にはより広い年齢層を含む『就業構造基本調査』や『国民生活基礎調査』(世帯票と所得票)を用いた分析も有効であると考えられる。しかし、本節で見た企業年金の企業規模間格差と男女間格差の現状を見る限り、年金のポータビリティを制度を問わず

実現することは企業年金改革にとって重要な課題であることを改めて理解する必要があるだろう。

IV 企業年金と高齢者の就業・引退行動

企業年金改革の課題は、受給権保護を視点とした制度の整備にとどまらない。年金と雇用の連携を理念とした厚生年金改革が、60歳代前半層の雇用継続を雇用政策により実現して高齢者の就業率を引き上げながら厚生年金支給開始年齢を引き上げることに對して、企業年金制度の整備とその給付額の充実がどのような効果を及ぼすかについても、実証的に検討する必要がある。それは、企業年金が老後の所得保障に果たす役割を強めることで、かえって60歳代前半層の高齢者の就業率を引き下げ、その雇用継続を困難にする要因になりうるからである。

そこで本節では、企業年金受給額と厚生年金受給額が高齢者の就業行動に及ぼす影響を実証分析する。IIで指摘した女性の常雇労働力率の長期的な上昇傾向を考慮して、「高齢者就業実態調査」(昭和63年と平成4年)の個人票をコホート別に再集計して(日本労働研究機構(1997)の付属統計表を参照)、高齢者の就業率関数、賃金関数、労働時間関数を推定した。

IV.1 推定方法

推定方法は、就業・非就業決定のプロビット分析を行い、この推定結果から計測されたミルズの逆数(λ 変数)を説明変数として加えて賃金関数と労働時間関数を推定するヘックマンの2段階推定法である。まず、市場賃金(W)と留保賃金(W_r)をそれぞれの説明変数(X_1 と X_2)との線形関数とみなして、

$$W_r = \alpha_1 X_1 + u_1 \quad (1)$$

$$W = \alpha_2 X_2 + u_2 \quad (2)$$

と特定化する。ここで、誤差項 u_1 と u_2 の分布に標準正規分布を仮定して、プロビットタイプの就業率関数を、尤度関数

$$L = \prod_{i=1}^n \Pr(W > W_r) \cdot \prod_{i=n+1}^m \Pr(W < W_r) \quad (3)$$

を最大化することによって推定する。就業率関数(3)のプロビット推定により、ミルズの逆数(λ 変数)を求め、この項を賃金関数に加えることによって、賃金関数の推定におけるサンプルセレクションバイアスを修正する。すなわち、賃金関数の推定式は、説明変数を Z_1 、ミルズの逆数(λ 変数)を λ として、

$$W = \beta_1 Z_1 + \delta \lambda + e_1 \quad (4)$$

となる。労働時間関数は、賃金関数の推定により得られた推計市場賃金を説明変数として、これにそれ以外の変数を加えた線形式を推定する。すなわち、労働時間を H とすれば、

$$H = \beta_2 Z_2 + \gamma W + e_2 \quad (5)$$

と表される。ここで、誤差項 e_1 と e_2 の分布を標準正規分布と仮定することにより、(4)と(5)を最小2乗法によって推定することができる。

推定に用いたデータは、厚生年金基金受給額または適格年金額からなる退職年金として同一の企業年金の定義が用いられている1988(昭和63)年と1992(平成4)年の『高齢者就業実態調査』個人票から求めた男女別コホート別データである。これらのうち、1988年調査と1992年調査の両年において厚生年金支給開始年齢(60歳)を含み、かつ2時点のデータをプールすることができるコホートは、1923~1932年生まれのコホートである。推定では1923年生まれ、1927年生まれ、1932年生まれの3つのコホートを選択した。さらに、厚生年金額と企業年金額が就業・引退行動を及ぼす効果を計測することが目的なので、それぞれのコホートについて55歳時点で雇用されていた者からなるサンプルを用いて推定を行った。

IV.2 説明変数

こうしたプロビットタイプの就業率関数から求めたミルズの逆数を用いて賃金関数のサンプルセレクションバイアスを取り除く場合には、多重共線性の問題を避けるために就業決定と労働時間決定には異なる変数を含めなければならないことが知られている(Nawata(1994), Nawata and Nagase(1996), 永瀬(1997))。したがって、本節の推定では、就業率関数と労働時間関数には異

なる説明変数を加えることに配慮しつつ、企業年金に影響を及ぼした転職行動にも留意して、次のような説明変数を選択した。

就業率関数の被説明変数は高齢者の就業・非就業の選択で、就業=1、非就業=0のダミー変数である。説明変数は経済的要因と非経済的要因に分けられる。経済的要因として、厚生年金額⁹⁾と企業年金額としての退職年金額、本人以外の世帯員の1ヶ月あたり収入、雇用延長・再雇用の有無に関するダミー変数を説明変数とした。

ここで本人以外の1ヶ月あたり収入を含めたのは、女性の就業決定ではダグラス・有沢の法則を考慮したからである。他の世帯員の収入は、『高齢者就業実態調査』にある「同居の家族全体の収入総額」から本人の仕事収入と本人の仕事以外の収入(年金を含む)を引いて算出した。ただし、家族全体の収入総額は階級値(5万円単位)なので、各階級の中央値を用いることとし、最も低い階級値「10万円以下」については5万円、最も高い階級値「50万円以上」については『家計調査年報』の5分位収入階級別勤労者世帯における第5分位の1ヶ月あたり実収入(80万円)とした。世帯収入の階級値が5万円幅であることを考慮して、算出された他の世帯員の収入が0より小さくマイナス5万円より大きい場合は他の世帯員収入は0円とみなし、マイナス5万円より小さい場合は欠損値とみなした。

55歳時点の職場(事業所)における雇用延長・再雇用の有無を含めた理由は、定年延長のために実施されてきた高齢者の雇用安定政策が彼らの就業決定に及ぼす効果を見るためである。

他方、就業率関数の非経済的要因としては、実年齢を用いた年齢変数、健康状態(元気=1、あまり元気でないまたは病気がち・病気=0とするダミー変数)、世帯員数、定年経験の有無(定年経験あり=1、ない場合=0とするダミー変数)、東京において高齢者の就業率が比較的高いことを反映した東京都ダミー(東京都のサンプル=1、その他のサンプル=0)を説明変数とした。

賃金関数の被説明変数は賃金率であり、これは(1ヶ月あたり仕事から得た収入(税込み)×12)/

(1日の労働時間×1週間あたり労働時間×52)として求めた⁵⁾。賃金関数の説明変数には、年齢、健康状態、退職経験の有無、雇用延長・再雇用の有無、55歳以降の転職回数、高齢者の勤労収入が相対的に高いことを反映した東京都ダミーを選択した。年齢(実年齢)は、『高齢者就業実態調査』では勤続年数を得ることができないのでその代理変数として用いた。転職回数については、これが大きいほど賃金率が下がることが予想される。また、雇用延長・再雇用の有無については、高齢者雇用継続給付導入の背景にもなっている高齢者の雇用継続に伴う賃金低下の影響が、賃金率関数の推定にも現れると考えられるからである。

労働時間関数の被説明変数は、(1日の労働時間×1週間あたり労働時間×52)/12として求めた1ヶ月あたりの労働時間である。労働時間関数の説明変数は、賃金率、自分の仕事以外の収入、年齢、健康状態、定年経験の有無、勤務延長・再雇用の有無、普段仕事を主にしているかどうかのダミー変数(主に仕事をしている=1、そうでない場合=0)である。女性の労働時間決定では、パートタイム労働か正規労働であるかの相違を考慮する必要があるが、『高齢者就業実態調査』ではこのような雇用形態に関する項目がないので、これに最も近い変数として仕事を主としてしているかどうかのダミー変数を含めた。また、自分の仕事以外の収入が多ければ、正規労働よりもパートタイム労働を選択する可能性があるのみならず、正規労働でも労働時間を短くする誘因になるので、仕事以外の収入を変数の一つに加えた。

推定に当たっては、1988年と1992年のデータをプールして用いるので、年金額、他の世帯員収入、および賃金率は、消費者物価指数を用いて1990年基準に実質化している。

IV.3 推定結果

就業率関数の推定結果は男女それぞれ表5と表8に、賃金率関数の結果はそれぞれ表6と表9に、労働時間関数の結果はそれぞれ表7と表10に示されている。男性の就業率関数のコホートをプールした結果を見ると、健康状態、世帯員数、雇用

表5 就業率関数の推定結果(男性)

変数	1923年～1932年生まれ コホートをプールした場合	1923年 生まれ	1927年 生まれ	1932年 生まれ
C	4.33649** (18.9527)	2.47579 (1.41705)	-.321123 (-.228619)	5.71524** (3.02986)
AGE	-.061613** (-16.4016)	-.039374 (-1.51711)	.012567 (.562377)	-.079021** (-2.42902)
HEALTH	.840621** (30.4809)	.929488** (8.35765)	.863099** (9.05509)	.922249** (7.45657)
FMLY	.048162** (5.59745)	.060318* (1.79339)	.075689* (2.58182)	-.009388 (-1.236360)
FAMINC	-.00408** (-4.51150)	-.006395# (-1.62455)	-.005674* (-1.74285)	-.001536 (-1.448291)
MNDTRY	-.511812** (-16.1440)	-.394637** (-3.21261)	-.396813** (-3.67679)	-1.07946** (-7.56159)
EXTWORK	.397752** (10.5325)	.359584** (2.66554)	.163950 (1.39922)	.897864** (5.10208)
PBLCPEN	-.056435** (-32.7736)	-.038102** (-5.37489)	-.058702** (-10.2628)	-.078662** (-10.1071)
PRVTPEN	-.027863** (-5.70975)	-.001909 (-1.09304)	-.045519* (-2.50000)	-.026232 (-1.45247)
TOKYO	.217688** (4.39289)	.243860 (1.32993)	-.015797 (-1.092032)	-.015392 (-1.069793)
YEAR 92	.172205** (6.61736)			
サンプル数	15395	698	1014	1285
対数尤度	-6201.1	-419.0	-543.3	-323.9
adj. R ²	0.341	0.171	0.242	0.398

筆者推計。

(注) C:定数項, AGE:年齢, HEALTH:健康状態(元氣=1), FMLY:世帯員数, FAMINC:自分以外の世帯員収入, MNDTRY:定年経験(あり=1), EXTWORK:55歳時点の事業所における雇用延長・再雇用の有無(あり=1), PBLCPEN:厚生年金額, PRVTPEN:企業年金額, TOKYO:東京都ダミー変数(東京都=1), YEAR 92:年次ダミー変数(1992年=1)。**は1%水準で有意, *は5%水準で有意, #は10%水準で有意であることを示す。

延長・再雇用および東京都ダミー変数が就業確率にプラスの影響を与えているのに対して, 年齢, 定年経験, 自分以外の世帯員収入, 厚生年金額および企業年金額は就業率にマイナスの影響を与えていることがわかる。就業確率に及ぼす厚生年金額と企業年金額それぞれの弾力性は, 表11に示されている。表11から, すべてのコホートについて, 企業年金額の弾力性は厚生年金額の弾力性よりも小さい結果となった。したがって, ネットスライド制の導入や支給開始年齢の引き上げに伴う部分年金の導入により厚生年金支給額を抑制し

表6 賃金関数の推定結果(男性)

変数	1923年～1932年生まれ コホートをプールした場合	1923年 生まれ	1927年 生まれ	1932年 生まれ
C	-.177357 (-1.34666)	2.18058 (1.27479)	2.13291* (2.11645)	.756541 (1.24767)
AGE	-.032637** (-13.7102)	-.08657** (-3.32160)	-.067234** (-4.14868)	-.045877** (-4.27702)
HEALTH	.175525** (8.33844)	.912989** (4.75326)	-.056548 (-.567165)	-.021163 (-.357629)
MNDTRY	-.246146** (-9.77473)	-.410170** (-2.63319)	-.147202 (-1.52335)	.250847* (2.43783)
EXTWORK	.089582** (3.22511)	.105070 (.703729)	-.007735 (-.07626)	-.353406** (-3.22857)
TURNNOV	-.106056** (-7.97551)	-.132126* (-2.02915)	-.108202* (-2.05252)	-.028046 (-.552375)
TOKYO	.300970** (12.8382)	.299601# (1.80901)	.386249** (3.12758)	.320482** (4.55495)
@MILLS	.121378* (3.34955)	1.18312** (4.26112)	-.071436 (-.548389)	-.568279** (-4.63956)
YEAR 92	-.063405** (-4.67531)			
サンプル数	11162	335	606	1098
adj. R ²	0.187	0.198	0.172	0.188

筆者推計。

(注) C:定数項, AGE:年齢, HEALTH:健康状態(元氣=1), MNDTRY:定年経験(あり=1), EXTWORK:55歳時点の事業所における雇用延長・再雇用の有無(あり=1), TURNNOV:55歳以降の転職回数, TOKYO:東京都ダミー変数(東京都=1), @MILLS:ミルズの逆数(λ変数), YEAR 92:年次ダミー変数(1992年=1)。**は1%水準で有意, *は5%水準で有意, #は10%水準で有意であることを示す。

つつ高年齢雇用継続給付などにより高齢者雇用を促進する年金と雇用の連携策の下で, 企業年金を拡充しその給付水準を増加させたとしても, 就業確率を大きく低下させる可能性は比較的小さいと考えられる。すなわち, 企業年金の受給権保護の一環としてポータビリティの拡充や支払保障制度の整備などによって企業年金の給付水準が引き上げられても, 厚生年金の給付水準の抑制が図られる場合には高齢者の引退が加速される可能性は小さいために, 年金と雇用の連携策と矛盾することなく企業年金制度の整備・拡充を進めていくことができると考えられる。また, 雇用延長・再雇用が就業確率を上昇させる効果が見られることは, 高齢者の雇用安定策として実施されてきたこれらの雇用管理が有効に機能していることを示唆している。

表7 労働時間関数の推定結果(男性)

変数	1923年～1932年生まれ コホートをプールした場合	1923年 生まれ	1927年 生まれ	1932年 生まれ
C	228.737** (28.5164)	304.751** (2.94001)	248.385** (3.54171)	173.992** (4.04922)
AGE	-2.89916** (-22.3692)	-4.00868** (-2.57455)	-2.92957** (-2.61844)	-1.82177** (-2.46809)
NWINC1	.017806 (1.11220)	.163444 (.575124)	-.424415* (-2.19804)	-.358789* (-2.40306)
MNDTRY	-23.2115** (-17.2303)	-18.4186** (-2.44438)	-24.0800** (-4.57000)	-11.3331* (-2.18825)
EXTWORK	8.84479** (5.21170)	-2.79230 (-.329750)	7.55343 (1.17152)	5.35418 (.872580)
REGWORK	91.8445** (54.9799)	79.1424** (10.1498)	85.8183** (13.7272)	85.6161** (12.0085)
WGRT	-23.7653** (-37.2584)	-28.62369** (-8.41233)	-19.1135** (-6.85221)	-22.7213** (-10.8038)
YEAR 92	-.784924 (-.866433)			
サンプル数	11162	335	606	1098
adj. R ²	0.369	0.386	0.349	0.217

筆者推計。

(注) C: 定数項, AGE: 年齢, NWINC1: 仕事以外の収入, MNDTRY: 定年経歴(あり=1), EXWORK: 55歳時点の事業所における雇用延長・再雇用の有無(あり=1), REGWORK: 主に仕事をしているかどうかのダミー変数(主に仕事をしている=1), WGRT: 賃金率, YEAR 92: 年次ダミー変数(1992年=1)。**は1%水準で有意, *は5%水準で有意, #は10%水準で有意であることを示す。

すでに、雇用延長や再雇用に伴って高齢者の賃金が低下する事実が指摘されている(金子(1996))が、賃金関数の推定結果にはこの事実を反映した結果が見られる。すなわち、1927年生まれと1932年生まれのコホートでは、賃金関数の雇用延長・再雇用の係数はマイナスである。さらに賃金を引き下げる要因には転職回数があり、すべてのコホートでマイナスの係数を示している。

労働時間関数については、定年経歴が労働時間を短くするように作用するのに対して、主として仕事をしていることを示すダミー変数はプラスであり、補助的な仕事とみなすことのできるパートタイム労働をしている場合より正規労働の場合の方が労働時間が長くなる結果となっている。賃金率の係数はマイナスであり、労働供給関数が後方屈伸の形を示していることになるが、これは清家(1993)や永瀬(1997)と同じ推定結果である。

表8 就業率関数の推定結果(女性)

変数	1923年～1932年生まれ コホートをプールした場合	1923年 生まれ	1927年 生まれ	1932年 生まれ
C	5.41141** (21.6068)	-.382453 (-.168781)	-1.19352 (-.671270)	5.39632** (3.02649)
AGE	-.083635** (-20.4594)	-.003161 (-.093188)	.018414 (.649005)	-.076153** (-2.48527)
HEALTH	.664992** (20.8420)	1.26326** (8.65908)	.727532** (6.16415)	.306307* (2.33242)
FMLY	-.009188 (-.976900)	-.037132 (-.935610)	.025523 (.716647)	-.013353 (-.328686)
FAMINC	-.0043817** (-5.51812)	.0009170 (.228639)	-.417787 (-1.40614)	-.004121 (-1.46693)
MNDTRY	-.731109** (-16.8411)	-.640540** (-3.65236)	-.633855** (-4.25261)	-1.05594** (-5.30782)
EXTWORK	.844679** (12.8755)	.637897** (2.55157)	.778826** (3.69549)	1.45990** (5.04198)
PBLCPEN	-.069398** (-20.8331)	-.051490** (-3.71260)	-.067390** (-5.75971)	-.119126** (-7.30832)
PRVTPEN	-.057441** (-3.52109)	-.233006* (-1.71785)	-.046339 (-.972731)	-.015045 (-.167560)
TOKYO	.226077** (4.25489)	.300838 (1.24846)	-.036123 (-.180274)	.334957# (1.62993)
YEAR 92	.156670** (5.21025)			
サンプル数	9133	457	601	678
対数尤度	-4646.9	-245.5	-355.8	-295.9
adj. R ²	0.294	0.236	0.183	0.247

筆者推計。

(注) C: 定数項, AGE: 年齢, HEALTH: 健康状態(元気=1), FMLY: 世帯員数, FAMINC: 自分以外の世帯員収入, MNDTRY: 定年経歴(あり=1), EXWORK: 55歳時点の事業所における雇用延長・再雇用の有無(あり=1), PBLCPEN: 厚生年金額, PRVTPEN: 企業年金額, TOKYO: 東京都ダミー変数(東京都=1), YEAR 92: 年次ダミー変数(1992年=1)。**は1%水準で有意, *は5%水準で有意, #は10%水準で有意であることを示す。

他方、女性の就業率関数のコホートをプールした結果を見ると、健康状態、雇用延長・再雇用および東京都ダミー変数が就業確率にプラスの影響を与えているのに対して、年齢、世帯員数、定年経歴、自分以外の世帯員収入、厚生年金額および企業年金額は就業率にマイナスの影響を与えていることがわかる。また、男性と同様に、女性の就業確率に及ぼす企業年金額の弾力性は厚生年金額の弾力性よりも小さい結果となった(表11)。

雇用延長・再雇用の効果は、就業確率を引き上げる点では男性と同様であるが、賃金関数の結果

表9 賃金関数の推定結果(女性)

変数	1923年～1932年生まれ コホートをプールした場合	1923年 生まれ	1927年 生まれ	1932年 生まれ
C	-1.68344** (-7.64975)	2.02522 (.842761)	.183652 (.126296)	-.438703 (-.470542)
AGE	-.018611** (-4.38226)	-.086992** (-2.43804)	-.044832* (-1.93785)	-.040372* (-2.41514)
HEALTH	.177044** (5.91941)	.813598* (1.90287)	.097505 (.630005)	.171470* (2.38422)
MNDTRY	-.261364** (-4.94989)	.170083 (.536600)	-.460663* (-2.06474)	-.097228 (-.465279)
EXTWORK	.242048** (3.87241)	-.218032 (-.622081)	.361933 (1.43591)	.050254 (.208272)
TURNNOV	-.097317** (-3.91909)	-.254527# (-1.80982)	-.049856 (-.529381)	-.187523* (-2.32668)
TOKYO	.321645** (10.4830)	.274193 (1.15334)	.044918 (.286575)	.508271** (5.70711)
@MILLS	.255046** (4.17698)	.509086 (1.16694)	-.006754 (-.025198)	.144524 (.797072)
YEAR 92	-.142808** (-7.34596)			
サンプル数	11162	170	283	515
adj. R ²	0.187	0.104	0.156	0.188

筆者推計。

(注) C:定数項, AGE:年齢, HEALTH:健康状態(元氣=1), MNDTRY:定年経験(あり=1), EXWORK:55歳時点の事業所における雇用延長・再雇用の有無(あり=1), TURNOV:55歳以降の転職回数, TOKYO:東京都ダミー変数(東京都=1), @MILLS:ミルズの逆数(λ 変数), YEAR 92:年次ダミー変数(1992年=1)。**は1%水準で有意, *は5%水準で有意, #は10%水準で有意であることを示す。

を見る限り、男性とは異なり賃金低下を伴うとは限らないことがわかる。しかし、転職回数はすべてのコホートで賃金を低下させる影響を持っている。また、女性の労働時間関数は、定年経験が有意ではなかったのをこれを除いた推定を行った。主として仕事をしていることを示すダミー変数はすべてのコホートで有意にプラスであり、また1927年生まれコホートでは仕事以外収入が労働時間を有意に短くする効果を示している。

女性就業の推移がこれらの関数に及ぼす効果として捉えられるのは、雇用延長・再雇用の係数が、より若いコホートになるほどより大きい値を示していることである。女性の常雇が増え勤続年数が伸びると、厚生年金の被保険者期間が長くなり厚生年金受給額が大きくなるため、就業確率を低下させる効果が拡大する可能性がある。この点は、

表10 労働時間関数の推定結果(女性)

変数	1923年～1932年生まれ コホートをプールした場合	1923年 生まれ	1927年 生まれ	1932年 生まれ
C	103.921** (9.14972)	-11.5036 (-.070872)	203.705* (1.97487)	206.437** (3.06246)
AGE	-1.50563** (-8.21153)	-.024606 (-.009904)	-3.38330* (-2.03402)	-3.30715** (-2.83428)
NWINC1	.016082 (.714214)	1.13990 (1.19066)	-1.93168** (-3.03038)	.035126 (1.49271)
EXTWORK	2.36122 (.864036)	-32.6440* (-2.17818)	9.25545 (.914715)	17.6473* (2.20996)
REGWORK	86.2995** (51.5256)	78.9680** (7.86076)	78.1452** (11.1681)	80.3043** (14.0426)
WGRT	-29.1835** (-29.7358)	-35.4668** (-6.70073)	-40.1188** (-9.41394)	-30.2679** (-8.60541)
YEAR 92	3.72917** (-2.67368)			
サンプル数	11162	170	283	515
adj. R ²	0.187	0.425	0.489	0.375

筆者推計。

(注) C:定数項, AGE:年齢, NWINC1:仕事以外の収入, EXWORK:55歳時点の事業所における雇用延長・再雇用の有無(あり=1), REGWORK:主に仕事をしているかどうかのダミー変数(主に仕事をしている=1), WGRT:賃金率, YEAR 92:年次ダミー変数(1992年=1)。**は1%水準で有意, *は5%水準で有意, #は10%水準で有意であることを示す。

表11 年金額が就業確率に及ぼす弾力性

		1923年～1932年 生まれコホートを プールした場合	1923年 生まれ	1927年 生まれ	1932年 生まれ
男性	厚生年金	-0.012605	-0.013021	-0.017715	-0.010771
	企業年金	-0.006223	-0.000652	-0.013736	-0.003592
女性	厚生年金	-0.019905	-0.015731	-0.022708	-0.028862
	企業年金	-0.016476	-0.071185	-0.015614	-0.003645

筆者推計。

常雇労働力率がより高い1932年生まれコホートの厚生年金の弾力性が他のコホートよりも大きいことから類推することができる。

V 要約と今後の課題

高齢化が進むにつれて企業年金の老後の所得保障機能に対する関心が高まりつつある。企業年金改革の課題も受給権保護を重要な観点として展開され、ライフサイクルにおける女性の離職・再就

職行動や転職者が不利にならないように企業年金のポータビリティの充実が課題の一つに掲げられるようになった。『高齢者就業実態調査』の再集計をまとめた結果によれば、厚生年金受給者に占める企業年金受給者の比率は、男性の方が女性よりも高く男女間格差が見られる。この格差は、女性の常雇労働力率の上昇傾向にもかかわらず見いだされ、格差をもたらし要因に対して配慮すべきことを示唆している。さらに、中小企業の労働者の方が転職率が高いこともあって、企業年金受給者比率では企業規模が小さいほど低くなるという企業規模間格差が見いだされる。

したがって、企業年金の受給権保護を受給要件の明文化や期間の短縮および支払保障制度の整備とともに年金のポータビリティによってより確実にすることによって初めて、企業年金の男女間格差や企業規模間格差を是正しつつ企業年金制度を完備していくことができるようになる。

ただし、こうした企業年金の拡充はその給付額の増加をもたらすので、高齢者の就業行動に対する企業年金の効果についても考慮しなければならない。この効果を高齢者の就業行動率関数、賃金関数、労働時間関数をヘックマンの2段階推定法によって、男女別・コホート別に推定した結果によれば、高齢者の就業率を低める効果は厚生年金よりも企業年金の方が小さいことが見いだされた。その限りでは、年金と雇用の連携による厚生年金給付の抑制を図りながら高齢者雇用を促進することにより60歳代前半層の所得水準を維持する政策体系に対して、企業年金の拡充はその政策の効果直ちに弱めるものではないと考えられる。雇用延長・再雇用を企業が実施すると就業確率が上昇する結果も得られ、企業年金改革と高齢者雇用政策の連携もまた可能であることが窺える。

なお、本稿における実証分析では、再集計結果の項目やサンプル数の制約から厚生年金の分布や企業年金の分布を所得不平等度などの指標と関連づけて検討することができなかった。企業規模間格差をより詳しく検討するためには、このような観点からの分析が必要になると考えられる。また、企業年金と厚生年金が就業確率に及ぼす効果が相

違することについて、高齢者の就業行動を表すミクロモデルによる基礎付けも必要になる。これらの問題点は今後の課題として残っている。こうした課題に取り組みながら、さらに年金と雇用の連携を理念とした年金制度改革の枠組みの中で、いかに整合的な企業年金改革を行っていくか。これは社会保障に携わる者の重要な政策課題のひとつと言えるだろう。

謝辞 本稿は、日本労働研究機構総合プロジェクトにおける共同研究を改訂したものである。本稿の分析の一部は、日本労働研究機構調査研究報告書(1997)に収録され、また日本家政学会と国立社会保障・人口問題研究所において報告されたものである。同プロジェクトにおいては、高山憲一橋大学教授と亀山直之主席統括研究員をはじめ永瀬伸子氏、小川浩氏、千本木修一氏、音山若穂氏から有益なコメントを頂いた。企業年金研究会では、大場義昭氏をはじめ委員の方々からご示唆を頂いた。また、推定作業では山田篤裕研究官に協力して頂いた。これらの方々から心からお礼を申し上げたい。なお、本稿における見解は共著者個人の見解である。

注

- 1) 出生率が低下して高齢化率が尚一層上昇する場合には、中位推計ではなく、低位推計に基づく厚生年金財政の運営が求められる。この場合には、5年に1回の賃金スライドを含むネットスライド制ではなく、物価スライドのみにしなければならない。この問題は、すでに、1992年中位推計と低位推計に基づく厚生年金財政収支を比較した、田近・金子・林(1996)によって指摘された。1997年1月推計の低位推計に基づいてこの問題を明らかにしているのは、八代他(1997)である。
- 2) 中小企業の退職金のポータビリティについて検討したものに、『中小企業の退職金・企業年金のポータビリティの構築についての提言』(1996)、日本商工会議所(1996)がある。
- 3) 1920年以降についてみると女子の労働力率は約50%で安定して推移している(高橋(1997a))。
- 4) 厚生年金額は、在職老齢年金で減額されている場合には減額される前の年金額を用いるべきであるという指摘がある(小川(1997))。しかし、男女別の対象コホートでは在職老齢年金を受けている女子の割合が非常に少なく、在職老齢年金を受けていて減額率を回答した割合も低いので、減額後の実際の受給額を用いた。
- 5) 『高齢者就業実態調査』では、本人収入は調査時点「1ヶ月の収入」と月単位であり年収単

位ではない。60歳以降では、企業負担を軽くして年金（在職老齢年金）を多くもらうために、1ヶ月当たりの収入を低く設定してボーナスを多額に支払って調整する事例が多いことが指摘されている。『高齢者就業実態調査』では本人収入が年収ベースでわからないので、就業サンプルの賃金率は実際より低めになる可能性がある。

参考文献

- Nawata, K., 1994. "Estimation of the Sample-Selection Biases Models by the Maximum Likelihood Estimator and Heckman's Two-Step Estimator", *Economics Letters*, Vol. 45.
- Nawata, K. and N. Nagase, 1996. "Estimation of Sample Selection Bias Models", *Econometric Review*, Vol. 15, No. 4.
- 石田成則 (1996) 「企業年金の誘因効果と転職行動」『季刊社会保障研究』Vol. 32, No. 1。
- 大場昭義・小野正昭 (1997) 「規制緩和と年金受給権」『証券アナリストジャーナル』1997年6月。
- 小川浩 (1997) 「年金と男性高齢者の就業行動」日本労働研究機構, 1997, 所収。
- 金子能宏 (1996) 「高齢者雇用政策と雇用保険財政」(『経済研究』一橋大学経済研究所)。
- 企業年金研究所 (1997) 『平成9年版 企業年金白書』ライフデザイン研究所。
- 木村陽子 (1997) 「企業年金・退職金と税制および受給権保護等」『日本労働研究雑誌』No. 446。
- 厚生省年金局企業年金国民年金基金課監修『厚生年金基金制度研究会 報告と解説』社会保険研究所。
- 厚生年金基金連合会 (1996) 『企業年金の将来像—21世紀企業年金研究会報告』。
- 小島晴洋 (1997) 「企業年金制度の法整備—受給権保護をめぐって」『企業内福祉と社会保障』東京大学出版会, 所収。
- 清家篤 (1993) 『高齢化社会の労働市場』東洋経済新報社。
- 清家篤・山田篤裕 (1996) 「ペンションリッチの実証分析」『日本経済研究』No. 50。
- 総務庁統計局『労働力調査年報』各年版。
- 高橋桂子 (1997 a) 「在来産業と女子労働—1920年国勢調査を用いて」『日本経済と在来産業』山川出版社。
- (1997 b) 「年金と高齢女子の就業行動」日本労働研究機構, 1997, 所収。
- 高山憲之・有田富美子 (1996) 『貯蓄と資産形成：家計資産のマイクロデータ分析』岩波書店。
- 田近栄治・金子能宏・林文子 (1996) 『年金の経済分析』東洋経済新報社。
- 橋本俊昭・下野恵子 (1984) 「高齢者の就業行動分析：男女比較」『季刊社会保障研究』Vol. 19, No. 3。
- (1994) 『個人貯蓄とライフサイクル』日本経済新聞社。
- 中小企業における退職金・企業年金に関する研究会 (1996) 『中小企業の退職金・企業年金のポートビリティの構築についての提言』労働省労働局勤労者福祉部。
- 永瀬伸子 (1997) 「女性高齢者の暮らしと年金受給が与える影響」日本労働研究機構, 1997, 所収。
- 日本商工会議所 (1996) 『中小企業における退職金の通算制度についてのアンケート調査』報告書。
- 日本労働研究機構 (1997) 『年金制度の改革が就業・引退行動に及ぼす影響に関する研究1 「高齢者就業実態調査」による実証分析』調査研究報告書 No. 98。
- 堀勝洋 (1996) 「女性と年金」『季刊社会保障研究』Vol. 31, No. 4。
- 八代尚弘・小塩隆士・井伊雅子他 (1997) 「高齢化の経済分析」『経済分析』No. 151。
- 山上俊彦 (1996) 「大都市高齢サラリーマンOBの就業行動」『日本労働研究雑誌』No. 438。
- 労働省編『平成9年 労働白書』日本労働研究機構。
- 労働省政策調査部編『平成7年雇用動向調査』。
- (かねこ・よしひろ 国立社会保障・人口問題研究所社会保障応用分析研究部第3室長)
- (たかはし・けいこ 経済政策研究所研究員)