

引退過程における賃金低下と所得保障

山田篤裕

I 序 論

本稿では、公的・私的年金と共に、高齢期において依然大きな役割を果たしている就労所得について扱う。特に、今後の社会政策の在り方を考える上で重要な、高齢期において再就職する場合、どの程度の賃金低下を被るかについて、定量的に分析することを主眼とする。分析の結果、企業規模および高齢者のそれまでのキャリアによって、賃金低下のパターンは大きく異なることが明らかになった。在職老齢年金、雇用保険、雇用継続給付等、高齢者の雇用に密接に関わる様々な種類の所得保障政策が存在するが、このような分析に基づいて、本稿の結びでは、そうした政策が対象とするべき集団を具体的に示す。

1 就労所得は高齢期を支える第4の柱

高齢者の退職所得については、公的年金だけではなく、企業年金および私的年金等の他の所得源をどのように組み合わせるのかという、総合的な視点、すなわち退職所得パッケージ (the retirement income package) としての視点が、これからの社会保障の在り方を考える中で、重要である。経済協力開発機構 (OECD) においても、そうした視点から日本政府のイニシアティブの下、退職所得政策比較研究プロジェクトが進んでいる (厚生省 (1999), pp. 292-293)。

この視点からは、世界銀行のいう、「3つの柱 (the three pillars)」ばかりでなく、「第4の柱」¹⁾となる就労所得は、高齢者の就労率の高い日本においてとりわけ重要である。先進諸国との比較研究においても、日本の場合、退職移行期における

就労所得の重要性は相対的に高いことが示されている。

例えば、高齢者 (65歳以上) の収入5分位階級別収入源構成比を日米比較した府川によれば、「就労収入の構成比が日本で高く、財産収入の構成比がアメリカで高いことは各5分位 (所得) 階級でもあてはまる」ことが示されている (府川 1995, pp. 45-46)。こうした日本における退職移行期の所得に占める就労所得の重要性は、オーストラリア、フランス、ドイツ、イタリア、オランダ、スウェーデン、イギリスを加えて比較した Disney らの研究によっても、実証的に確認されている (Disney *et al.* 1998)。

2 問題の所在

退職所得パッケージの一環として、公的・私的年金とともに第4の柱としてシニア層の生活水準を左右する雇用所得が、多様なキャリアによってどのように決定されているのか、また社会保障制度や企業内部の制度とどのように関わっているのかについては、特に今後の就労率を占う上で、重点的に研究が進められるべき領域である。

シニア層の就業構造における雇用者比率の増大を考慮すると、シニア層の引退・就業選択の自主性を尊重した上で、雇用所得水準の大幅な低下が、シニア層の就業意欲を減退させ、結果として労働市場からの引退を促しているのだとすれば、そこには社会政策的対応も必要となってくる²⁾。

なお、本稿では、55歳以上の者をシニア層の定義としている。これは、一般的な定年年齢が60歳であることを考えれば、やや若い人まで含まれてしまう定義かもしれない。しかし、既に55歳以前から転籍・出向等が行われていること

を考慮すれば、妥当な線引きかと思われる³⁾。

本稿では、IIで、これまでの理論・実証分析の蓄積を概観する。IIIでは分析に用いるデータを説明する。IVでは、分析枠組を説明し、Vでそれに基づく実証分析の結果を示す。この実証分析では、定年・出向・転籍を既に迎えた(再就職した、ならびに再雇用・勤務延長された)シニア層男子雇用者を対象とする。そして、シニア層の賃金低下に、それまでのキャリアがどのような影響を与えているかを分析する。その計測結果を踏まえ、VIで結びにかえて、若干の政策的含意を述べる。

II 主な関連研究の概観

1 シニア層の賃金低下の国際比較

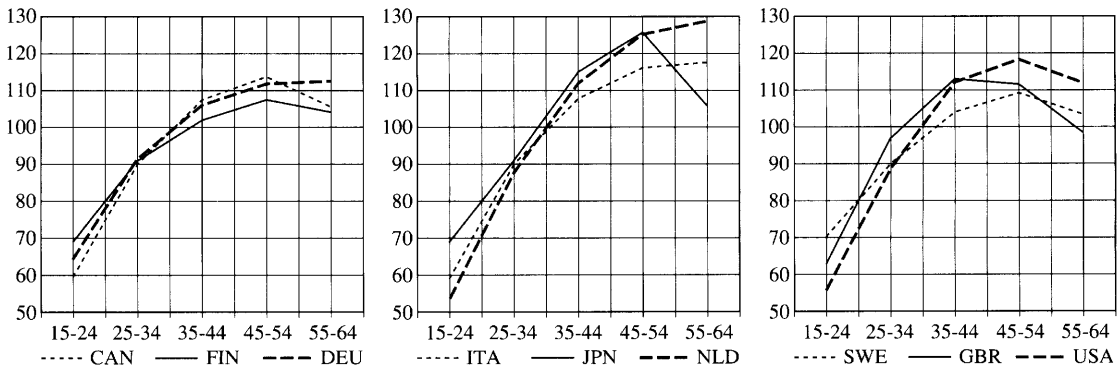
労働省『高齢者就業実態調査報告』によると、日本においては、55歳当時雇用者であった男子の中でキャリア職を定年前に離れた者では、その約半数が再就職している。また、定年によって離れた男子の約半数が、その後再就職している。キャリア職と比較すると短いものの、完全引退までに、職業人生のかなりの部分(ポスト・キャリア職)をこうした再就職によって雇用労働者として

過ごす者は多い。

こうしたポスト・キャリア職の賃金は、国際比較の観点からどのような特徴があるのだろうか。ここで、OECDの資料によって、賃金カーブを比較することにしよう(OECD 1998)。

図1は縦軸に各国毎の平均所得を100%とする相対的所得、横軸は年齢を表す。年齢の刻みはややあらいが、これは各国統計の刻みを合わせるためである。また、図の中の注に詳細に示したように、微妙な定義の違いがあるが、これは各国の個別状況(例えば日本ではボーナスの存在)を勘案して、なるべく揃えるためのものである。大まかな比較には十分耐えうるものであろう。

この図から、日本の賃金(総所得)カーブについて、かなり急な賃金スロープであること、45-54歳においてかなり相対賃金が高くなっていること、またそれに関連して55-64歳の落ち込み幅が最も大きいこと、が読み取れる。日本の定義の場合、55-64歳の場合、ベースとなるサンプルはフル勤務ばかりではない。従って、再就職や再雇用・勤務延長制度によるフル勤務から離れたサンプルによる賃金の落ち込みによる影響が主要因だと推察される。



- 注) 1. 国略号は、各々、CAN (カナダ)、FIN (フィンランド)、DEU (ドイツ)、ITA (イタリア)、JPN (日本)、NLD (オランダ)、SWE (スウェーデン)、GBR (イギリス)、USA (アメリカ)。
 2. 日本については、15歳以上の平均稼得収入に対する各年齢の賃金(ボーナス含む)。他の国については、25-64歳の平均稼得収入が基準。
 3. カナダ、フィンランドおよびスウェーデンは、フルタイムかつフル勤務雇用者の稼得収入、それ以外の国はフルタイム雇用者の稼得収入。

出所) OECD (1998) *The OECD Employment Outlook*, p.133.

図1 賃金(総所得)カーブの国際比較(1990年代半ば)

2 再就職時のシニア層の賃金低下を説明する理論

国際的に見て、日本において特徴的なシニア期における賃金低下について、理論的にはどのように説明できるのだろうか。

高齢者が再就職する際の、賃金率低下を説明する理論は、大きく二つに分かれよう。第一は、再就職時に、これまで蓄積活用されてきた人的資本が失われるものというものである。特に、再就職前に働いていた企業でしか使えない技能(企業特殊技能)については、再就職後の企業においては陳腐化してしまうので、賃金率が低下するというものである。これは、Becker (1975) の人的資本理論に従った場合の説明である。

第二は、特に定年制のある企業において、高齢期には、その人の生産性より高い賃金で俸給が支払われており、再就職の際にはその分(その人の生産性が正当に評価される分)低くなるというものである。これは、Lazear (1979, 1986) のインセンティブ理論に従った場合の説明で、定年制を合理的に説明している。

第三は、報酬の後払いという点で Lazear のインセンティブ理論と似ているが、再就職の際にこれまで勤務してきた企業が様々な形で支援を行うことで再就職後の賃金を高めること(あるいは高める可能性を企業が暗黙に約束すること)がいかに合理的であるかを説明する理論がある。この理論では、雇用主による雇用者の努力水準のモニタリングという、人的資源管理の視点が取り入れられ、企業規模によって、再就職後の賃金率の変動が異なり得ることが含意されている。Carmichael (1989) や Gibbons と Murphy (1992) は、こうした理論の先駆である。これに先行した大橋 (1990, pp. 61-64) によれば、人的資源管理の観点から、定年年齢延長は、若年者にとって昇進の遅れを意味し、勤労意欲を減退させる。Gibbons and Murphy (1992) の理論に従えば、この場合、ポスト・キャリア職においての高賃金を約束するならば、こうした勤労意欲の減退をある程度防止してくれるはずである。

3 日本のシニア層への理論の適用

こうした理論から、日本の賃金低下について、具体的にどのように説明・解釈することができるのだろうか。

Carmichael (1989) の主張のユニークな点は、日本における定年平均年齢が、社会保障給付の受給年齢より、なぜ若く設定されているのかについて、理論的に示唆している点である。その指摘によれば、日本では大企業の「退職者」は、社会保障給付の受給年齢までの数年間、「一時退職金を受給し、外部労働市場へと移動する」か、「より低い賃金で臨時雇用者として雇われる」か、または「高い賃金で重役として雇われる」ことになる。これらの「慣行」は、以下のように機能して、「キャリア職の最後の最後まで労働意欲を高く保つ役割を果たして」いる。「重役のポストをめぐる競争は、重役候補者の労働者間では大変熾烈」であり、重役候補者は昇進競争の中で、キャリア職の最後の最後まで労働意欲を高く保つことになる。また、「重役候補者ではない労働者にとってさえも、キャリアを終えた後について、企業はいくらかの影響を及ぼしうるので、キャリア職の最後の最後まで、労働意欲を高く保つ」ことになる。いい換えれば、企業は、定年後のキャリアが存在するように、社会保障給付が受給される年齢よりも、定年年齢を低く設定しているのではないかと、示唆しているのである。

Rebick (1993) や鹿毛 (1993) は、賃金低下の大部分が、雇用主と職種の変更によることを実証⁹⁾している。また、米国と比較して日本のシニア層の就業率が高い要因を、キャリア職企業によって再就業斡旋等が日本で行われていることと、高齢者を低い賃金で雇用できることに求めている。さらに、Rebick (1995) では、本稿で用いられるデータの前回調査である 1988 年の『定年到達者等の 60 歳台前半期における就業と生活』の個票データを用いて、再就職斡旋により、再就職後の賃金が 20% も上昇することを見出している。そして、この再就職斡旋によるポスト・キャリア職企業での賃金上昇が、キャリア職末期(定年前数年間)の主要な昇進競争が終わってしまった年齢

以降においても、就労意欲を高めることへのインセンティブとなっていると結論づけている。

本稿では、再就職時における所得変動に関する以上の主要な理論的説明・実証的研究に従い、社会保障や企業の雇用管理制度等の変数も明示的に賃金関数に取り入れた。そして、先行研究の追試を新データで行った上、さらに、どのように雇用所得低下のパターンが、企業規模間、定年年齢によって異なっているのか、新たな分析を試みた。

III 使用データ

1 データの主な特徴

データとして、財団法人高年齢者雇用開発協会『定年到達者等の就業実態に関する調査(1993年度)』の個票を使用した。

シニア層の就業状況を対象とする大規模な調査には労働省の『高年齢者就業等実態調査』があるが、キャリア職についての回顧的な質問については、サンプル数としては小さいものの、高年齢者雇用開発協会の調査の方がより詳細である⁵⁾。特に、賃金関数の測定に必要な最終学歴、キャリア職での勤続年数、50歳位までの企業移動の有無等のキャリアについての多岐にわたる質問項目が全て含まれているのは、この調査のみである。また、ボーナスについての情報も含まれている。本稿では、キャリア職とポスト・キャリア職との関係に焦点を絞っているので、高年齢者雇用開発協会の調査の方を選択した。

また、1993年度調査より新しいデータを用いると、1994年度在職老齢年金制度改正と、1996年雇用保険法改正による高年齢雇用継続給付導入の影響が出てくる。よって、60歳以上の雇用者は賃金と在職老齢年金と雇用継続給付を足し合わせた複雑な「賃金+給付(在職老齢年金+雇用継続給付)カーブ」⁶⁾を考慮することになる。本稿では、賃金率の低下を主な分析対象としているために、賃金低下を直接的な対象とする制度改正の影響を受けない1993年度データを選択した。なお、このデータの場合には60歳以上の雇用者は1994年度改正以前の旧在職老齢年金の複雑に屈

曲した、「賃金+給付(在職老齢年金)カーブ」には直面しているため、在職老齢年金による就業抑制効果は、現行制度よりも強いものと推察される。

2 サンプルの内容

サンプルは、1987年度に定年・退職・出向・転籍、いずれかを経験したシニア層男子で、全サンプル・サイズ(使用できないサンプル除去後)は2250人である。年齢は60歳台前半層が約90%を占めている。ポスト・キャリア職の分析には、年齢の面から最適である。また、キャリア職企業が従業員1000人以上規模の大企業であった者が約80%を占める。労働省『高年齢者就業等実態調査』と比較すると、かなり大企業に偏っている。

基礎集計表1 ダミー変数
(全サンプルと就業者サンプル)

	全サンプル	就業者サンプル
年齢	2250(100%)	1051(100%)
非常に健康である	437(19.4%)	257(24.4%)
独立していない子供がいる	780(34.7%)	407(38.7%)
妻は就業している	644(28.6%)	347(33.0%)
老親と同居している	244(10.8%)	128(12.2%)
大都市圏内に住んでいる	1027(45.6%)	524(49.9%)
公的・私的年金のどちらかを受給	392(17.4%)	228(21.7%)
大学卒である	948(42.1%)	453(43.1%)
高校卒である	769(34.2%)	348(33.1%)
キャリア職とは別の職種		631(60.0%)
過去の技術や経験を活かせる		552(52.5%)
キャリア職とは別の雇用主		952(90.6%)
前企業とは無関係の企業		380(36.2%)
キャリア職では経営者・役員	42(1.9%)	22(2.1%)
部長相当	368(16.4%)	213(20.3%)
課長相当	407(18.1%)	209(19.9%)
係長相当	356(15.8%)	159(15.1%)
現場管理・監督相当	561(24.9%)	230(21.9%)
第二のポスト・キャリア職にいる		176(16.7%)
中小企業1社のみ経験	265(11.7%)	110(10.5%)
大企業1社のみ経験	1362(60.5%)	641(61.0%)
複数の企業を経験	623(27.7%)	300(28.5%)
キャリア職の企業規模は1000人以上	1829(81.3%)	846(80.5%)

注) サンプルは中学卒およびキャリア職において役職につかなかった者を含んでいる。

出所) 財団法人高年齢者雇用開発協会(1995)『平成5年度定年到達者等の就業実態に関する調査』より筆者推計に基づく。

基礎集計表2 連続変数

説明変数	非就業者			就業者		
	平均	標準偏差	分散	平均	標準偏差	分散
ln月額賃金(ボーナスを含む)	0.0000	0.0000	0.0000	12.3140	0.8123	0.6599
公的年金受給月額(万円)	21.9108	7.8173	61.1097	16.0285	10.1428	102.8773
私的年金受給月額(万円)	2.8849	5.6801	32.2639	2.5376	4.9505	24.5079
年齢	64.1810	2.2844	5.2185	63.4320	2.1403	4.5808
キャリア職の勤続年数	33.3036	9.3416	87.2650	31.7288	9.0841	82.5216
ポスト・キャリア職の勤続年数	0.0284	0.3909	0.1528	4.1868	2.4651	6.0769

注) サンプルは中学卒およびキャリア職において役職につかなかった者を含んでいる。
 出所) 財団法人高齢者雇用開発協会(1995)『平成5年度定年到達者等の就業実態に関する調査』より筆者推計に基づく。

基礎集計表3 就業者(1051人)による役職と各項の相関

	経営者・役員	部長相当	課長相当	係長相当	現場管理・監督者相当
大学卒である	0.1972	0.5673	0.0385	-0.0617	-0.0774
高校卒である	-0.0601	-0.1329	0.1777	0.1473	-0.0332
キャリア職とは別の雇用主	0.0016	-0.0076	0.0138	-0.0275	0.0210
キャリア職とは別の職種	0.0243	-0.1154	-0.0997	0.0409	0.1969
過去の技術や経験を活かせる	0.0591	0.2755	0.1634	-0.0718	-0.1558
再就職斡旋を受けた	-0.0250	0.1243	0.1242	-0.0439	-0.0585
前企業とは無関係の企業	0.0283	-0.1084	-0.0772	0.0084	0.0711

注) サンプルは中学卒およびキャリア職において役職につかなかった者を含んでいる。
 出所) 財団法人高齢者雇用開発協会(1995)『平成5年度定年到達者等の就業実態に関する調査』より筆者推計に基づく。

キャリア職企業が製造業だった者は約65%で、その次に多いのは運輸・通信業だった者約8%であり、それ以外の業種⁷⁾は全て5%未満である。世帯主である者は約90%を占めている。各変数の詳細は、基礎集計表1から4に記載した。

サンプルは、1987年度に、定年・退職・出向・転籍、いずれかを経験した雇用労働者(男性)であるが具体的には、以下のように4分類できる。
 ①1987年度に定年を迎えた者、②1987年度に定年以外の理由で、55歳以上で退職・出向・転籍した者、③1987年度に、定年制のない企業から、55歳以上で退職した者、④1987年度に、定年制のない企業から、55歳以上で出向・転籍した者、である。

3 対象コーホートの社会的背景

調査対象コーホートの社会的背景としては、「高校卒までの学歴ならば第2次大戦末期に入社」し、「大学卒ならば第2次大戦直後に入社」している。「30~40歳台前半に高度経済成長期」を迎え、「40歳台後半に第1次オイル・ショックを経験」したが、「50歳台後半にバブル景気」を迎えている⁸⁾。しかし、再就業前後には景気後退を経験している。全般的にいうならば、調査対象コーホートは他のコーホートと比較して恵まれており、「日本の雇用慣行の黄金時代」にそのキャリア職を過ごしてきたといえる。

基礎集計表4 年齢と勤続年数間の各項の相関
(就業者)

	年齢	キャリア職の勤続年数
キャリア職の勤続年数	-0.0134	
ポスト・キャリア職の勤続年数	-0.0252	0.0331

出所) 財団法人高齢者雇用開発協会(1995)『平成5年度定年到達者等の就業実態に関する調査』より筆者推計に基づく。

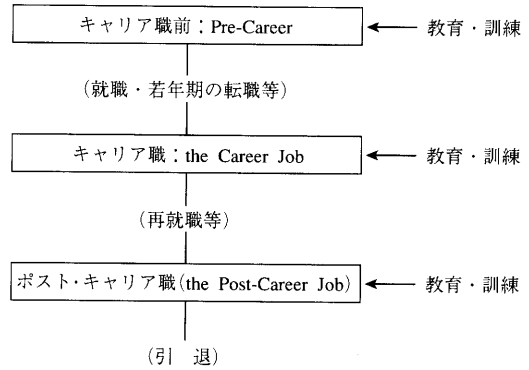


図2 引退までのキャリア区分概念

IV 分析枠組

1 雇用のキャリア

ここで、分析に入る前に、これまで使用してきた「キャリア職」や「ポスト・キャリア職」とは何を指す言葉なのか、概念を整理しておきたい。

純粋に経済学的な観点からは、キャリアを、人的資本量の変動過程と整理することができる。雇業者としての個人のキャリアを単純化して考えた場合、Career 職を中心として、以下のように、3分割されよう。すなわち、①企業に入社するまでの学校教育を中心とするプレ・キャリア期間、②雇業者としての、主なキャリアを形成するキャリア職期間、そして③出向・定年・退職等を経て、完全に引退するまでのポスト・キャリア職期間(=引退過程)、である。

引退過程の賃金変動は、プレ・キャリアおよびキャリア職における人的資本変動によって、主に規定されており、さらに、そこに社会保障制度や企業内の人事施策(再就職斡旋)などによりシニア層の実際の就労行動や賃金低下が規定される、というのが本稿の実証分析における基本的な想定である。

2 計量モデル

就業するかどうかの意思決定を表現した就業・不就業決定方程式が(1)式である。

$$E^* = W_m(\alpha, X, \epsilon_m) - W_r(\beta, Y, \epsilon_r) \quad (1)$$

$E^* > 0$ ならば、就業を選択

$E^* < 0$ ならば、不就業を選択

市場賃金(企業から実際に提示される賃金)を W_m 、留保賃金(働く場合に、最低限得たいと望む主観的な賃金)を W_r とおく。 E^* が0より大きければ、市場賃金は留保賃金を上回っているので、就業を選択する。反対に、 E^* が0より小さければ、留保賃金は市場賃金を上回っているので、不就業を選択する。留保賃金は観測されないため、 E^* は観測されない潜在変数(a latent variable)である。実際に観測できるのは就業を選択しているかどうかだけである。 X は、市場賃金に影響を与えている個人の属性ベクトルを表わし、 Y は留保賃金に影響を与えている個人の属性ベクトルを表わす。 α, β はこれらの個人の属性ベクトルに係っているパラメータ・ベクトルとする。 ϵ は正規攪乱項である。

(1)式は、実際には以下の(2)式によって表わされる対数尤度($\ln L$)関数を最大にするプロビット・モデルによって計測する。この計算からサンプル・セレクション・バイアスを補正するラムダ変数(= λ :逆ミルズ比)を得ることができる。 N_w は就業者のサンプル数、 N_t は総サンプル数である。

$$\ln L = \sum_{i=1}^{N_w} \ln \Pr(E^* > 0) + \sum_{i=N_w+1}^{N_t} \ln \Pr(E^* < 0) \quad (2)$$

本稿では、市場賃金の計測式(3)式に、基本的にミンサー型賃金関数⁹⁾を想定し、その上で、

雇用管理制度等の影響を検証するための個人のキャリアを表わす説明変数を、新たに Y に加えた。

$$\ln W_m = \beta Y + d\lambda + \varepsilon_m \quad (3)$$

3 賃金低下を説明する変数の選択

「留保賃金」および「市場賃金」に影響を与えている個人の属性 (X や Y) として、具体的には以下の説明変数を採用した。

まず、「市場賃金」と「留保賃金」の両方 (X と Y 共通) に影響を与える個人属性として、「年齢」、「健康である」、「最終学歴」、「50歳前後に職種が変わった」、「大都市圏に居住」、「キャリア職とは別の職種」、「過去の技術や経験を活かせる」、「キャリア職とは別の雇用主である」、「キャリア職企業とは無関係の企業」、「キャリア職での役職」を採用した。

「留保賃金」のみに影響を与える個人属性 (X のみ) として、「独立していない子供がいる」、「妻が就業している」、「老親と同居している」、そして「公的・私的年金受給月額」を採用した¹⁰⁾。

「市場賃金」のみに影響を与える個人属性 (Y のみ) として、「キャリア職とは別の職種」、「過去の技術や経験を活かせる」、「キャリア職とは別の雇用主」、「前企業 (キャリア職企業) とは無関係の企業」、「第二のポスト・キャリア職にいる」を採用した。

これらの説明変数は、2種類に大別できる¹¹⁾。

一つは、シニア期の「人的資本変動」に関わる変数 (「50歳前後に職種が変わった」、「キャリア職とは別の職種」、「過去の技術や経験を活かせる」、「キャリア職とは別の雇用主」) で、もう一つが企業 (キャリア職) 内部の制度に関わる変数 (「キャリア職での役職」、「キャリア職とは別の雇用主 (=再雇用・勤務延長されたかどうかを示している)») である。この2種類の変数を同時に計測することで、ポスト・キャリア職移行期における賃金水準の変動と、(キャリア職) 企業のインセンティブ施策がどのように関わっているのかが、明らかになる。

また、「定年年齢」や「企業規模」による影響については、説明変数としては加えず、サブ・サ

ンプルに分割することにより分析した。理論に従えば、「定年年齢の延長」や「長い昇進階梯の存在」は、(昇進前の) 下位職務の雇用者の努力水準を低下させる方向に働くので、そのような企業に勤続していた雇用者の賃金には、努力水準の低下を防ぐような何らかの補償の痕跡が、残っているはずである。

なお、ミンサー型賃金関数で通常加えられている経験年数が採用されていないが、これは年齢を説明変数として採用しているためである。

賃金関数の被説明変数には、ボーナスを含む月額賃金¹²⁾ の自然対数をとった。これは、シニア層を雇用する場合に、就労者の在職老齢年金が大幅に減額されないようにする目的で所定内賃金を減らし、その分ボーナス (賞与) を増やしている企業¹³⁾ があることを想定しているからである。つまり、そのような社会保障制度に影響された賃金制度の存在によるバイアスを取り除くためにとった措置である。実際、就労者の中、7割近くがボーナスを得ている。その中、月額賃金の12カ月以上という相対的に大きな額のボーナスを得ているサンプルは、約5%ほど存在¹⁴⁾ する。

以上のモデルは、Heckmanにより開発されたサンプル・セレクション・バイアス¹⁵⁾ を除去する方法¹⁶⁾ に準拠している。

V 計測結果およびその解釈

1 先行研究の追試

全サンプルにより、シニア期キャリアが賃金水準の決定にどのような影響を及ぼしているか計測したのが表2である。各計測式は、就業確率と月額賃金の2組の式から成る。

1式はミンサー型賃金関数を基本にしている。2式では、ポスト・キャリア職への移行期に生じた「人的資本の変動」に関わる変数を加えた。3式では、さらに、キャリア職の「内部昇進制」に関わる変数を加えた。いずれの式においても、サンプル・セレクション・バイアスを補正するラムダ変数の係数は有意に計測されている。

表2の焦点は3式にある。この式の賃金関数部

表1 各変数の内容一覧

変数名	変数の内容	パラメータ符号予測	
		留保賃金	市場賃金
年齢	調査時点(1992年度)現在の年齢。	-	-
非常に健康である	本人が「非常に健康」と感じている場合を1, それ以外(「まあ健康」, 「病気がち」, 「病気にかかっている」)を0とおくダミー変数。	+	+
独立していない子供がいる	子供が独立していない場合を1, それ以外を0とおくダミー変数。	+	
妻は就業している	妻が働いている場合を1, それ以外を0とおくダミー変数。	+	
老親と同居している	親(一方または双方)と一緒に生活している場合を1, それ以外を0とおくダミー変数。	+	
大都市圏内に住んでいる	東京都, 神奈川県, 千葉県, 埼玉県, 首都圏以外の大都市(札幌, 仙台, 名古屋, 京都, 大阪, 神戸, 広島, 北九州)に住んでいる人を1, それ以外を0とおくダミー変数。	+	+
公的年金(万円)	厚生年金(厚生年金基金受給部分を含む)および公務員共済など他の公的年金の受給月額	-	
私的年金(万円)	企業年金と個人年金の受給月額	-	
大学卒である	現在の区分での最終学歴が, 「大卒程度」である場合を1, それ以外を0とおくダミー変数。ベースは, 最終学歴が「中卒程度」の者である。		+
高校卒である	現在の区分での最終学歴が, 「高卒程度」である場合を1, それ以外を0とおくダミー変数。ベースは, 最終学歴が「中卒程度」の者である。		+
キャリア職の勤続年数	1987年度に, 定年, または退職した企業(出向・転籍の場合は元の企業) = A社における, 1987年までの勤続年数。		+
ポスト職の勤続年数	A社の後に勤めた企業における勤続年数。A社の後に複数の企業に勤めた者を考慮し, 「第二のポスト・キャリア職にいる」という変数でコントロールする。		+
50歳前後に職種が変更	50歳くらいまでに経験してきた職種と50歳以降の職種が異なる場合を1, それ以外を0とおくダミー変数。管理の仕事へ別の職種から移っている場合には, 0とおいた。職種は, 管理的職種, 専門・技術的職種, 事務的職種, 販売・サービス職, 現業的職種の5種。	+	-
キャリア職とは別の職種	50歳以降のA社での職種と現在の仕事の職種が異なる場合を1, それ以外を0とおくダミー変数。		-
過去の技術や経験を活かせる	現在就いている仕事や職場が, 「過去の経験や技術・技能を活かせる」場合を1, それ以外を0とおくダミー変数。		+
キャリア職とは別の雇用主	現在も再雇用・勤務延長等でA社に勤めている場合や, 出向・転籍後A社に戻り現在もA社で働いている場合を0, それ以外を1とおくダミー変数。		-
前企業とは無関係の企業	再就職先(A社の次に勤めた企業)がA社の子会社・関連会社でも取引先会社でもない場合を1とおき, それ以外を0とおくダミー変数。		-
キャリア職では経営者・役員(または, 部長相当, 課長相当, 係長相当, 現場管理・監督者相当)	A社(キャリア職)での最高役職が該当の役職(経営者・役員, 部長相当, 課長相当, 係長相当, 現場管理・監督者相当)である場合を1, それ以外を0とおくダミー変数。ベースは役職に就かなかった者である。	+	+
第二のポスト・キャリア職にいる	再就職先(A社の次に勤めた企業B社)を辞め, 現在, 別の企業(C社)に勤めている場合を1, それ以外を0とおくダミー変数。		-
就業確率	働いている場合を1, 働いていない(仕事を探している, または引退している)場合を0とおく, 被説明変数。計測結果の表では, 説明変数が就業確率をどれだけ上昇させるかを, 示している。	(被説明変数)	
月額賃金(ln)	ボーナスを含む月額賃金の自然対数値。被説明変数。	(被説明変数)	

分において、賃金水準低下とキャリア職の「役職(すなわち内部昇進制)」がどのように関わっているかを計測している。その結果、ポスト・キャリア職において、キャリア職とは別の職種になろうとも、あるいは別の雇用主になろうとも、高位の役職に就いていれば、人的資本の変動からもたらされると考えられる賃金水準低下のかなりの部分を回避できるということが分かった。例えば、キャリア職とは別の職種の場合、賃金は約30%低下する。また、キャリア職とは別の雇用主である(つまり、再雇用・勤続延長されなかった)場合には、賃金は約19%低下する。これは、職種や雇用主の変更を明示的に取り入れた、Rebick(1993)、鹿毛(1993)¹⁷⁾や清家・山田(1999)の結果と整合的である。

一方で、役職に就かなかった者と比較し、キャリア職での役職が経営者・役員であれば約74%、部長相当であれば約52%、課長相当でも約25%、それぞれポスト・キャリア職での賃金は高いので、さきの賃金低下のかなりの部分は回避される。このポスト・キャリア職における賃金低下の回避が、特に、ポスト・キャリア職を意識し始めたシニア期の労働者の、キャリア職末期まで内部昇進競争を続ける大きなインセンティブとなっていることは容易に推測できる。また、別の説明として長期の雇用契約が終了し、ポスト・キャリア職において、賃金が再評価される際にはキャリア職での役職がシニア層雇用者の優秀さを示すシグナルとしての役割を果たしていることも推測できる。

以下、表を少し詳細に見ていく。

まず、就業・不就業決定(就業確率)方程式(2組ずつある式の左側)についてみると、ほぼすべての式の変数について、理論的に予想された符号であった。公的・私的年金に関しても、従来の研究と同じく、有意に負に計測されている。ただし、清家(1989)や小川(1997)では考慮されていた、公的年金受給権や本来年金額は推計式に含まれていないので、公的年金のパラメータに関しては過大推計になっている可能性が高い。

次に、賃関数についてみると、いずれの式においても「キャリア職を離れてからの勤続年数」

は有意にプラスの符号がつき、係数の値も「年齢」によるマイナス分よりも大きい。つまり、ポスト・キャリア職において、加齢による賃金低下を考慮に入れても、賃金は上昇することが改めて確認された。

「大学卒である」ことも、賃金水準を未だに有意に上昇させている。1式や2式と比較して3式では「大学卒である」ことでの賃金水準の上昇幅がかなり小さいが、これは、「大学卒である」ことが高い「キャリア職での役職位」と結び付き、その高位の役職がポスト・キャリア職における賃金水準の上昇に寄与するという経路がある¹⁸⁾ためだと考えられる。役職位の影響を取り除いた純粋な大学卒による賃金水準の上昇でも未だに約20%の影響がある。

「50歳前後に職種が変わった」というキャリアをもつ者は、再就職後の賃金に対して有意にマイナスの符号がつき、この値は人的資本の損失という観点から、整合的な結果である。

「キャリア職とは別の職種」であることは、再就職後の賃金を約30%も低下させる、最大の要因として働いている¹⁹⁾。ただし、職種が違っても「過去の技術や経験を活かせる職種」であれば、そのマイナス要因は緩和されることを確認した。このことは、職種分類が必ずしも個々人の技能を正確に捉えきれてはいないことを示している。

2 定年年齢延長の影響

さて、次に定年年齢を引き上げると(昇進までのタイミングが長くなるために)低下する企業内の労働者のインセンティブを高めるため、企業は賃金体系をコントロールするという点を検証するために、定年・出向・転籍・会社都合退職等で、強制的にキャリア職企業を離職させられた年齢でサブ・サンプルを二つ作り、計測した。それが表3である。

果たして強制的離職年齢の延長が役職であることへの利得(ポスト・キャリア職に賃金水準)の増大をもたらしているのだろうか。

結果は、仮説に概ね整合的であった。強制的離職年齢が60歳であるサブ・サンプルの計測式で

表2 全サンプルによる賃金関数の測定結果

説明変数	被説明変数		被説明変数		被説明変数	
	就業確率 [p 値]	月額賃金 [p 値]	就業確率 [p 値]	月額賃金 [p 値]	就業確率 [p 値]	月額賃金 [p 値]
定数項	0.7478 [.015]**	13.5533 [.000]***	0.7346 [.017]**	14.2813 [.000]***	0.7386 [.016]**	14.4163 [.000]***
年齢	-0.0090 [.060]*	-0.0195 [.091]*	-0.0090 [.059]*	-0.0249 [.019]**	-0.0093 [.052]*	-0.02758 [.007]***
非常に健康である	0.1130 [.000]***	-0.0981 [.051]*	0.1129 [.000]***	-0.0919 [.047]**	0.1084 [.000]***	-0.09627 [.030]**
独立していない子供がいる	0.0242 [.247]		0.0243 [.244]		0.0246 [.238]	
妻は就業している	0.0671 [.002]***		0.0668 [.002]***		0.0714 [.001]***	
老親と同居している	0.0432 [.169]		0.0433 [.168]		0.0412 [.189]	
大都市圏内に住んでいる	0.0674 [.001]***	0.0753 [.078]	0.0682 [.001]***	0.0811 [.040]**	0.0654 [.001]***	0.069362 [.067]*
公的年金(万円)	-0.0179 [.000]***		-0.0179 [.000]***		-0.0181 [.000]***	
私的年金(万円)	-0.0064 [.002]***		-0.0062 [.002]***		-0.0072 [.000]***	
大学卒である	0.1663 [.000]***	0.7548 [.000]***	0.1778 [.000]***	0.5242 [.000]***	0.0798 [.045]**	0.2033 [.004]***
高校卒である	0.0681 [.002]***	0.2127 [.000]***	0.0737 [.001]***	0.1262 [.006]***	0.0411 [.078]*	0.0375 [.413]
キャリア職の勤続年数	0.0006 [.571]	0.0057 [.013]**	0.0006 [.563]	0.0028 [.197]	-0.0002 [.889]	0.0012 [.585]
ポスト・キャリア職の勤続年数		0.0279 [.001]***		0.0406 [.000]***		0.0344 [.000]***
50歳前後に職種が変わった			0.0271 [.213]	-0.2403 [.000]***	0.0493 [.032]**	-0.1376 [.003]***
キャリア職とは別の職種				-0.3047 [.000]***		-0.3007 [.000]***
過去の技術や経験を活かせる				0.2049 [.000]***		0.1395 [.001]***
キャリア職とは別の雇用主				-0.2137 [.008]***		-0.1875 [.015]**
前企業とは無関係の企業				-0.1578 [.000]***		-0.1507 [.000]***
キャリア職では経営者・役員					0.1494 [.060]*	0.7394 [.000]***
部長相当					0.1775 [.000]***	0.5210 [.000]***
課長相当					0.1052 [.003]***	0.2516 [.000]***
係長相当					0.0711 [.032]**	0.0413 [.528]
現場管理・監督相当					0.0355 [.220]	-0.0155 [.788]
第二のポスト・キャリア職にいる		-0.2318 [.000]***		-0.0948 [.069]*		-0.0911 [.071]*
ラムダ変数		-0.7123 [.000]***		-0.5552 [.000]***		-0.5245 [.000]***
対数尤度	-1375.47		-1374.7		-1365.2	
自由度修正済決定係数		0.3412		0.4422		0.4865
F 統計量		61.4168 [.000]***		60.4637 [.000]***		53.3671 [.000]***
サンプル数	2250	1051	2250	1051	2250	1051
式番号	(1)		(2)		(3)	

注) サンプルは中学卒およびキャリア職において役職につかなかった者を含んでいる。

出所) 財団法人高齢者雇用開発協会(1995)『平成5年度定年到達者等の就業実態に関する調査』より筆者推計に基づく。

は、賃金のベースとなる定数項は高く、キャリア職と別の職種に就いていても賃金の低下幅は相対的に小さく、高位の役職の係数値が有意に大きく、ポスト・キャリア職における勤続年数による上昇効果も有意である。つまり、60歳以降に強制離職させられたサンプルの方が、ポスト・キャリア

職の月額賃金は高く、高位の役職位はそれをさらに高める効果がある。

60歳まで雇用できるということは、サブ・サンプル間に、企業(キャリア職)規模を反映した企業間移動の点で、バイアスがかかっている可能性がある。しかし、そのようなバイアスはなかつ

た。両サブ・サンプルとも、50歳くらいまで、「大企業²⁰⁾1社のみを経験」が約60%、「中小企業1社のみを経験」が約10%、「複数企業を経験」が残りの約30%と比率は全く同じであった。

しかし、55歳で強制離職させられたサブ・サンプルの役職者は、単にキャリア職企業での人事評価が低かったために、早期に強制離職させられたという可能性も否定できない。そこで、狭義の

「定年」に絞って、同様に計測したのが表4である。狭義の「定年」到達者にサンプルを限定することで、本人の能力とは関係なく純粋に制度的要因によってキャリア職を離職せざるを得なかった人のみに対象を絞ることになる。

結果は、役職については、仮説に対して不明確であった。最高位の役職(経営者・役員)については、仮説と整合的である。つまり、60歳以上

表3 キャリア職企業を55歳以下または60歳で強制離職させられたサブ・サンプルによる賃金関数の測定結果

説明変数	55歳で強制離職		60歳で強制離職	
	就業確率 [p値]	月額賃金 [p値]	就業確率 [p値]	月額賃金 [p値]
定数項	0.4509 [.582]	12.5281 [.027]**	-1.1043 [.181]	16.4308 [.000]***
年齢	-0.0103 [.437]	0.0091 [.928]	0.0175 [.169]	-0.0649 [.145]
非常に健康である	0.2676 [.003]***	-0.3327 [.014]**	0.0305 [.474]	-0.0317 [.714]
独立していない子供がいる	-0.0103 [.873]		-0.0047 [.894]	
妻は就業している	0.0668 [.299]		0.1401 [.000]***	
老親と同居している	0.1600 [.129]		0.0703 [.197]	
大都市圏内に住んでいる	0.0447 [.487]	0.1088 [.353]	0.0338 [.324]	0.0638 [.371]
公的年金(万円)	-0.0165 [.000]***		-0.0105 [.000]***	
私的年金(万円)	-0.0116 [.042]**		-0.0040 [.242]	
大学卒である	0.0635 [.612]	0.2105 [.304]	0.0068 [.922]	0.2952 [.051]*
高校卒である	0.0255 [.733]	0.0286 [.849]	0.0380 [.331]	0.0914 [.255]
キャリア職の勤続年数	0.0069 [.121]	-0.0006 [.945]	-0.0009 [.641]	-0.0009 [.826]
ポスト・キャリア職の勤続年数		0.0465 [.574]		0.0734 [.031]**
50歳前後に職種が変わった キャリア職とは別の職種	0.1712 [.026]**	-0.1138 [.496]	0.0505 [.187]	-0.0953 [.221]
過去の技術や経験を活かせる キャリア職とは別の雇用主		-0.4030 [.000]***		-0.3006 [.000]***
前企業とは無関係の企業		0.0252 [.840]		0.1739 [.022]**
キャリア職では経営者・役員		-0.2077 [.136]		-0.2675 [.000]***
部長相当	0.2003 [.416]	-1.1245 [.073]*	0.0934 [.560]	1.0931 [.001]***
課長相当	0.3500 [.008]***	0.1595 [.531]	0.1519 [.041]**	0.6049 [.000]***
係長相当	0.1887 [.075]*	-0.0226 [.924]	0.0680 [.265]	0.2236 [.075]*
現場管理・監督相当	0.1868 [.115]	-0.1200 [.635]	0.0457 [.401]	0.0922 [.411]
	0.0388 [.648]	-0.2645 [.157]	0.0192 [.703]	0.0543 [.596]
第二のポスト・キャリア職にいる		-0.2611 [.069]*		-0.1828 [.044]**
ラムダ変数		-0.7768 [.001]***		-0.4334 [.023]**
対数尤度	-99.4		-548.9	
自由度修正済決定係数		0.5037		0.4069
F統計量		7.2485 [.000]***		13.2754 [.000]***
サンプル数	200	118	844	341
式番号		(4)		(5)

注) 1. サンプルは中学卒およびキャリア職において役職につかなかった者を含んでいる。

2. 当該サブ・サンプルは、その定義から、全員、雇用主の変更を経験している。

出所) 財団法人高齢者雇用開発協会(1995)『平成5年度定年到達者等の就業実態に関する調査』より筆者推計に基づく。

で定年を迎えた人の方が、その役職であることの利得（ポスト・キャリア職における賃金水準）は大きく、それがキャリア職において経営者・役員ポストを巡り昇進競争を未だ続けている人達にとってのインセンティブとなっていると推測される。また、キャリア職とは別の職種に就いても賃金低下幅は小さく、またポスト・キャリア職の勤続年数は有意に賃金を上昇させる。

しかし、部長や課長では、むしろ55歳以下で定年を迎えた人の方が、利得が大きい。この点が理論からの含意と整合的でない。ベースとなる定数項の値も、定年年齢60歳以上の方が低い。これは、55歳以下で定年を迎えた人の方が相対的に若いために、より良好な就業機会に接することが可能なことに起因しているのかもしれない。

また、50歳くらいまでのキャリアをサブ・サンプル間で比較すると、「大企業1社のみを経験」した者の割合が、定年年齢55歳以下の方が約64%と、定年年齢60歳以上の約55%よりも、10%ほど多くなっている。その一方で、定年年齢60歳以上の方が「複数企業を経験」した者の割合が約10%多くなっている。「中小企業1社のみを経験」については、両サブ・サンプルとも約10%と比率は全く同じであった。

そこで、企業規模により、どのように賃金変動のパターンが異なっているのかを、次に分析した。

3 企業規模による相違

理論に従えば、大企業の方が昇進階梯は長いので、役職による利得が大きい方が昇進競争に参加している人達のインセンティブを維持しやすい。具体的には、内部労働市場が発達しているといわれる大企業と、そうでない中小企業とを比較することにより、役職であることのポスト・キャリア職の賃金での利得の大きさに違いがどれ位あるのか計測した。その結果が表5である。

結果は、仮説を明確に支持している。8式と9式を比較すると明らかに、大企業1社のみを経験者の方が、キャリア職で役職に就いていたことによる利得は有意である。しかも、その役職が高位であるほど、その利得は倍に増大する。この計測

結果は、大企業においては、キャリア職での役職がポスト・キャリア職での賃金水準を約束するので、特にシニア期雇用者の、キャリア職での内部昇進競争に対するインセンティブを最後まで保たせているとの理論的解釈と整合的である。

中小企業1社のみを経験者の場合は、「キャリア職とは別の職種」であったり、「キャリア職とは別の雇用主」である場合の賃金低下幅が大企業と比較して大きい。中小企業においては再雇用・勤務延長されるかどうか、シニア期の雇用者にとって強力なインセンティブになっていると考えられる。さらに、注目すべきは「中小企業1社のみを経験」している場合、「現在の企業での勤続年数」の係数値が「大企業1社のみを経験」している者と比較して大きいことである。

換言すれば、ポスト・キャリア職移行期における賃金変化のパターンは、中小企業1社のみを経験者には当該企業へのより一層の定着を促している。一方で大企業1社のみを経験者で高位の役職に就いていた者には当該企業からの移動は容易である²¹⁾。

企業規模間でのキャリア職役職の係数値の差が、実は大企業の場合には元役職者を関連企業（取引会社や子会社）に押し付けることから生じているのかも考慮した。具体的には、「前企業（キャリア職企業）とは無関係の企業」のダミー変数の係数に注目した。係数値は、関連企業と無関係の企業に勤めた場合でも、ポスト・キャリア職での賃金に約19%の低下をもたらすこと示しているが、キャリア職において課長相当以上の役職であれば、この低下を回避することが可能である。

社会政策的観点からすると、中小企業1社のみを経験してきた者の場合、シニア期において企業を離れ、別の職種・雇用主に変わることには多大なコストがかかるので、このような者に対して何らかの政策的対応は必要といえよう。このようなコストが、シニア層の就業意欲を減退させ労働市場からの引退を促してしまうことが推測されるからである。一方で、大企業1社のみを経験した者の場合、高位の役職に就いていれば企業を離れることのコストは比較的小さいので政策的対応はそ

表4 キャリア職企業で定年を55歳以下または60歳以上で迎えたサブ・サンプルによる賃金関数の測定結果

説明変数	定年年齢 55 歳以下		定年年齢 60 歳以上	
	就業確率 [p 値]	月額賃金 [p 値]	就業確率 [p 値]	月額賃金 [p 値]
定数項	0.1084 [.800]	14.0560 [.000]***	2.3170 [.014]**	12.7184 [.000]***
年齢	0.0006 [.926]	-0.0214 [.216]	-0.0348 [.015]**	-0.0065 [.869]
非常に健康である	0.0882 [.049]**	-0.1431 [.069]*	0.0766 [.055]*	-0.0313 [.715]
独立していない子供がいる	0.0146 [.698]		-0.0101 [.767]	
妻は就業している	0.0206 [.601]		0.1306 [.000]***	
老親と同居している	-0.0738 [.186]		0.0396 [.436]	
大都市圏内に住んでいる	0.0898 [.016]**	-0.0167 [.817]	0.0412 [.194]	0.1525 [.025]**
公的年金 (万円)	-0.0233 [.000]***		-0.0075 [.008]***	
私的年金 (万円)	-0.0059 [.116]		-0.0074 [.023]**	
大学卒である	0.1497 [.030]**	0.2137 [.083]*	0.0012 [.985]	0.4263 [.003]***
高校卒である	0.0206 [.659]	0.1489 [.128]	0.0419 [.252]	0.0786 [.304]
キャリア職の勤続年数	0.0034 [.134]	-0.0014 [.755]	-0.0038 [.027]**	-0.0012 [.779]
ポスト・キャリア職の勤続年数		0.0117 [.385]		0.0506 [.010]***
50歳前後に職種がかわった	0.0711 [.122]	-0.0480 [.638]	0.0340 [.340]	-0.1436 [.056]
キャリア職とは別の職種		-0.3874 [.000]***		-0.1905 [.008]**
過去の技術や経験を活かせる		0.1041 [.174]		0.1489 [.051]*
キャリア職とは別の雇用主		-0.0055 [.974]		-0.2600 [.077]*
前企業とは無関係の企業		-0.1112 [.182]		-0.2149 [.002]***
キャリア職では経営者・役員	0.2726 [.049]**	0.5653 [.023]**	0.1020 [.408]	0.9252 [.001]***
部長相当	0.1569 [.036]**	0.6051 [.000]***	0.2013 [.003]**	0.3938 [.011]**
課長相当	0.0627 [.338]	0.3200 [.020]**	0.1099 [.053]*	0.1396 [.264]
係長相当	0.1050 [.125]	0.0863 [.551]	0.0526 [.305]	0.1051 [.344]
現場管理・監督相当	0.0370 [.498]	-0.0909 [.448]	0.0669 [.146]	0.0035 [.972]
第二のポスト・キャリア職にいる		-0.0365 [.716]		-0.2014 [.025]**
ラムダ変数		-0.4860 [.000]***		-0.2165 [.304]
対数尤度	-290.5		-617.7	
自由度修正済決定係数		0.4902		0.3539
F 統計量		16.5875 [.000]***		12.0971 [.000]***
サンプル数	559	309	962	386
式番号	(6)		(7)	

注) サンプルは中学卒およびキャリア職において役職につかなかった者を含んでいる。

出所) 財団法人高齢者雇用開発協会 (1995) 『平成5年度定年到達者等の就業実態に関する調査』より筆者推計に基づく。

れ程必要ではない。むしろ、大企業の出身者に対して、ポスト・キャリア職へ移行したときに補償金等を支給することは、大企業内におけるシニア期雇用者の昇進面でのインセンティブを弱めてしまう可能性がある。

「複数の企業を経験」している場合には、客観的指標の職種変動(「50歳前後に職種が変わった」,「キャリア職とは別の職種」)よりも、主観

的指標の職種変動(「過去の技術や経験を活かした職種」)の方が有意である。先にも述べたように、このことは客観的指標がとらえる「人的資本の変動」には限界があることを示している。

4 再就職斡旋の影響

最後に、キャリア職企業による再就職斡旋が、大企業キャリア職の役職であることの利得を増大

表5 50歳位までに働いてきた企業規模別サブ・サンプルによる賃金関数の測定結果

説明変数	中小企業1社のみを経験		大企業1社のみを経験		複数の企業を経験	
	就業確率 [p 値]	月額賃金 [p 値]	就業確率 [p 値]	月額賃金 [p 値]	就業確率 [p 値]	月額賃金 [p 値]
定数項	0.1204 [.884]	14.6390 [.000]***	0.8717 [.040]**	13.5813 [.000]***	0.9041 [.091]*	15.5972 [.000]***
年齢	-0.0016 [.902]	-0.0263 [.279]	-0.0098 [.141]	-0.0156 [.271]	-0.0122 [.146]	-0.0455 [.013]**
非常に健康である	0.0579 [.500]	0.2422 [.106]	0.1092 [.000]***	0.1296 [.017]**	0.1004 [.048]**	-0.1048 [.248]
独立していない子供がいる	-0.0244 [.711]		0.0482 [.063]*		0.0039 [.923]	
妻は就業している	0.0210 [.748]		0.0988 [.001]***		0.0632 [.107]	
老親と同居している	0.1416 [.100]*		0.0479 [.228]		-0.0439 [.485]	
大都市圏内に住んでいる	-0.0720 [.244]	0.2899 [.024]**	0.0492 [.050]**	0.0364 [.448]	0.1606 [.000]***	0.0797 [.317]
公的年金(万円)	-0.0152 [.000]***		-0.0198 [.000]***		-0.0169 [.000]***	
私的年金(万円)	-0.0008 [.933]		-0.0080 [.001]***		-0.0136 [.020]***	
大学卒である	0.1944 [.146]	-0.1627 [.494]	0.0406 [.406] b	0.3026 [.001]***	0.0459 [.575]	0.0633 [.677]
高校卒である	0.0390 [.582]	0.0270 [.836]	0.0053 [.863]	0.0745 [.232]	0.0799 [.060]*	-0.0400 [.636]
キャリア職の勤続年数	0.0014 [.747]	0.0065 [.344]	-0.0008 [.627]	-0.0002 [.960]	-0.0019 [.423]	0.0013 [.792]
ポスト・キャリア職の勤続年数		0.0652 [.028]**		0.0365 [.002]***		0.0192 [.218]
50歳前後に職種が変わった	0.1638 [.021]**	-0.2394 [.107]	0.0481 [.108]	-0.1693 [.007]***	0.0268 [.516]	-0.0897 [.265]
キャリア職とは別の職種		-0.4541 [.000]***		-0.3454 [.000]***		-0.1957 [.013]**
過去の技術や経験を活かせる		0.0018 [.987]		0.1215 [.021]**		0.2244 [.006]***
キャリア職とは別の雇用主		-0.5083 [.022]**		-0.1201 [.260]		-0.1593 [.268]
前企業とは無関係の企業		0.1145 [.378]		-0.1889 [.000]***		-0.1642 [.041]**
キャリア職では経営者・役員	0.1192 [.578]	0.5229 [.179]	0.1832 [.099]*	1.1341 [.000]***	0.1471 [.289]	0.3500 [.174]
部長相当	0.0078 [.953]	0.5626 [.024]**	0.2088 [.000]***	0.5584 [.000]***	0.1918 [.023]**	0.4139 [.008]***
課長相当	0.1014 [.311]	0.2777 [.136]	0.1286 [.006]***	0.2573 [.007]***	0.0519 [.432]	0.2928 [.022]**
係長相当	-0.0298 [.758]	0.1407 [.420]	0.0777 [.073]*	0.0451 [.608]	0.0613 [.332]	0.0619 [.628]
現場管理・監督相当	0.0255 [.764]	0.0333 [.825]	-0.0102 [.792]	0.0991 [.219]	0.1194 [.018]**	-0.2307 [.029]**
第二のポストキャリア職にいる		0.0341 [.821]		-0.0986 [.155]		-0.1267 [.154]
ラムダ変数		-1.0017 [.000]***		-0.4530 [.000]***		-0.5230 [.000]***
対数尤度	-165.6		-797.8		-372.1	
自由度修正済決定係数		0.5000		0.5209		0.4004
F 統計量		6.7377 [.000]***		37.6300 [.000]***		11.5065 [.000]***
サンプル数	265	110	1362	641	623	300
式番号	(8)		(9)		(10)	

注) サンプルは中学卒およびキャリア職において役職につかなかった者を含んでいる。

出所) 財団法人高齢者雇用開発協会(1995)『平成5年度定年到達者等の就業実態に関する調査』より筆者推計に基づく。

させているかどうかについて計測²²⁾した。それが表6である。

結果は、再就職斡旋を受けたサブ・サンプルの定数項の値の低さを考えると、Rebick(1995)が指摘する「再就職斡旋」による利得の存在は必ずしもここでは明確でない。しかしながら、明らかに再就業斡旋を受けたサンプルの方では、キャリア職の役職(経営者・役員、部長相当、課長相当)についての係数値が大きく、ポスト・キャリ

ア職での賃金の上昇幅は大きく、職種変更による賃金の低下幅は小さい。ただし、再就職斡旋を受けても、その企業が、キャリア職企業とは取引面で全く関係ない企業である場合の、再就職時の賃金低下幅は大きい。

さらに、再就職斡旋を受けなかったサブ・サンプルにおいて、前企業(キャリア職企業)とは無関係の企業に再就職したとしても、経営者・役員、部長相当であることで賃金低下は回避されること

が確認された。これは、大企業においては再就職斡旋を受けなくても、役職によるポスト・キャリア職の賃金水準における利得が依然存在することを示している。

総じていえることは、相対的に再就職斡旋を受けたサンプルの方が、人的資本の変動に起因すると考えられる賃金低下の回避に成功しているということである。もしこの解釈が正しいならば、企業の人事施策（再就職斡旋等）との連携は、今後のシニア層の雇用政策を考える上で重要であろう。

VI 結びにかえて

本稿では、いくつかの理論による含意から、変数を選択し、社会政策の在り方を考える上で重要な、雇用者が高齢期において再就職する場合、どのような程度の賃金低下を経るかについて、実証分析を行った。

その分析結果が示唆するのは、(1)引退過程における人的資本量変動が、賃金低下をもたらしている、(2)企業内部の人事制度に関わる諸施策（キャリア職での役職・再雇用・勤務延長制度・再就職斡旋）は、そうした賃金低下を緩和する、(3)大企業と比較して、内部昇進制度が発達していない中小企業では、こうした緩和はみられない、(4)シニア期雇用者のインセンティブ施策として、中小企業は継続雇用制度を、大企業は昇進・再就職斡旋制度を利用している、ということである。つまり、引退過程においては、再就業に関わる人的資本量変動による賃金低下と、再就業に関わる企業のインセンティブ施策が密接に関連している。

社会政策的な所得保障の観点からは、再雇用・継続雇用されなかった場合、賃金の減少幅が大きい中小企業出身者で別の企業に再就職せざるを得なかった者を対象とする何らかの所得補償は正当化²³⁾されよう。このような、雇用主が変わることによる賃金の大幅な低下は、シニア層の就業意欲を減退させ、結果として労働市場からの引退を促してしまう可能性があるからである。

大企業出身者の場合には、キャリア職で高い役

職位にあればポスト・キャリア職での賃金の減少幅は小さいので、政策的対応の必要性はそれ程高くはない。関連会社に対する再就職斡旋の余地も大きいものと予想される。むしろ、賃金低下に対する補償は、大企業内部におけるポスト・キャリア職と関わるシニア期雇用者のインセンティブを弱めるおそれがある。

退職所得の第4の柱としての就労所得の重要性を考慮すると、ポスト・キャリア職における賃金低下に対する政策は、公的年金の受給開始年齢を緩やかに引き上げていく過程で、今後とも最も重要な課題のひとつである。その際、本稿で示されたように、社会保障制度のみの観点からの整合性ばかりでなく、企業の人事施策との整合性にも注意を払う必要がある。そうした意味で、強制的に定年年齢引き上げを法制化するというオプションも重要かもしれないが、それ以上に「労使の主体的な取り組みを尊重し、また離職前からの積極的な求職支援を行うこと」²⁴⁾は、両方の整合性に配慮しつつ確かな第4の柱を築く上で重要であると結論づけられよう。

付 記

本稿に表される見解は、筆者個人の見解であり、筆者の所属するいかなる組織の見解を表わしたものではない。また原稿の改定にあたっては、慶應義塾大学小松隆二教授、島田晴雄教授、清家篤教授、ならびに国立社会保障・人口問題研究所において開催された研究交流会での研究官からの示唆が大変有益であった。ただし、当然のことながら、本稿に未だ有り得べき誤謬は、筆者個人の責任に帰するものである。

なお、この研究は、財団法人シニアプラン開発機構より研究助成を受けている。また、この論文の実証的分析部分に用いられた個票データは財団法人高年齢者雇用開発協会の御厚意により、貸与されたものである。両財団には、心より御礼申し上げたい。

注

1) The Geneva Association は、1990年以來、5

表6 50歳位までに大企業1社のみ経験した者の中で企業による再就職斡旋の有無による賃金関数の測定

説明変数	再就職斡旋を受けなかった		再就職斡旋を受けた	
	就業確率 [p 値]	月額賃金 [p 値]	就業確率 [p 値]	月額賃金 [p 値]
定数項	0.7214 [.132]	13.8801 [.000]***	0.7332 [.396]	12.3882 [.000]***
年齢	-0.0076 [.312]	-0.0200 [.233]	-0.0077 [.576]	0.0032 [.908]
非常に健康である	0.1118 [.001]***	-0.0980 [.129]	0.1232 [.082]	-0.1859 [.063]*
独立していない子供がいる	0.0790 [.005]***		-0.0931 [.130]	
妻は就業している	0.0908 [.003]***		0.1467 [.034]**	
老親と同居している	0.0460 [.297]		0.0323 [.694]	
大都市圏内に住んでいる	0.0558 [.043]**	0.0730 [.198]	0.0558 [.335]	-0.0750 [.403]
公的年金(万円)	-0.0190 [.000]***		-0.0211 [.000]***	
私的年金(万円)	-0.0110 [.000]***		0.0024 [.595]	
大学卒である	0.0468 [.390]	0.3674 [.001]***	0.0067 [.950]	0.1002 [.538]
高校卒である	0.0287 [.384]	0.0938 [.194]	-0.1170 [.124]	-0.0331 [.801]
キャリア職の勤続年数	-0.0018 [.322]	-0.0005 [.889]	0.0041 [.382]	-0.0063 [.433]
ポスト・キャリア職の勤続年数		0.0354 [.014]**		0.0494 [.024]**
50歳前後に職種がかわった	0.0501 [.121]	-0.1982 [.006]***	0.0856 [.270]	0.0184 [.889]
キャリア職とは別の職種		-0.3429 [.000]***		-0.3247 [.000]***
過去の技術や経験を活かせる		0.1465 [.018]**		-0.0558 [.577]
キャリア職とは別の雇用主		-0.1464 [.225]		-
前企業とは無関係の企業		-0.1434 [.022]**		-0.2531 [.074]*
キャリア職では経営者・役員	0.1848 [.124]	0.8670 [.000]***	-0.0061 [.983]	2.3334 [.000]***
部長相当	0.1899 [.001]***	0.4728 [.000]***	0.1798 [.187]	0.9684 [.000]***
課長相当	0.1053 [.039]**	0.1643 [.132]	0.1490 [.231]	0.7007 [.001]***
係長相当	0.0724 [.116]	-0.0089 [.928]	0.0807 [.509]	0.3002 [.166]
現場管理・監督相当	-0.0244 [.551]	0.0919 [.307]	0.0347 [.770]	0.0915 [.663]
第二のポスト・キャリア職にいる		-0.1106 [.205]		-0.1953 [.095]*
ラムダ変数		-0.4607 [.000]***		-0.4463 [.003]***
対数尤度	-659.6		-117.4	
自由度修正済決定係数		0.4936		0.3539
F 統計量		26.0397 [.000]***		10.3080 [.000]***
サンプル数	1128	489	234	152
式番号	(11)		(12)	

注) 1. サンプルは中学卒およびキャリア職において役職につかなかった者を含んでいる。

2. 再就職斡旋を経験したサンプルは、全員、雇用主の変更を経験した。

出所) 財団法人高齢者雇用開発協会(1995)『平成5年度定年到達者等の就業実態に関する調査』より筆者推計に基づく。

回目となる「第4の柱」についての特集を1999年10月に、第24巻4号として、*The Geneva Papers on Risk and Insurance* に組んでいる。

- 2) この点に関して、金子(1995) p.179, ll. 14-22は、「定年到達後に働く意志を持っている高齢者であっても、働いた(再雇用・勤務延長された)場合の賃金水準が相当低くなる」ことから、「離職して求職者給付を受給する方が収入が大きくなるという逆転現象が生じ、その結果、雇用の継続を選択せず、そのまま労働市場から引退

してしまう高齢者が現れている」と指摘している。

- 3) 例えば、本稿で用いたデータとほぼ同時期に実施された、労働大臣官房政策調査部編『平成6年雇用管理調査』によれば、定年制を定めている企業のうち、定年前退職者の最多年齢が45歳以上55歳未満である企業の割合は、事務・技術部門で9.2%、現業部門で17.2%に達する。特に、従業員数が1000人以上5000人未満の企業に限ると、事務・技術部門で22.1%、現業部門

- で22.7%に達する。
- 4) ただし、Rebick (1993) や鹿毛 (1993) の推計式では、サンプル・セレクション・バイアスを考慮していない。
 - 5) さらに付け加えるならば、高年齢者雇用開発協会『定年到達者等の就業実態に関する調査』では、家庭や地域社会での「暮らしぶり」についての質問項目が、多岐にわたり、非常に豊富である。一方で、労働時間および職種についての質問がやや粗い。
 - 6) こうした「賃金+給付カーブ」が具体的にどのようなものになるのかについては、(八代・二上 1998 p. 147) を参照されたい。
 - 7) それ以外の業種とは、農林水産業、鉱業、建設業、卸売・小売・飲食業、金融・保険・不動産業、電気・ガス・水道・熱供給業、サービス業、公務である。
 - 8) 高年齢者雇用開発協会 (1994) p. 3 を参照。
 - 9) 賃金関数の測定に現在でも頻繁に利用される型であるが、問題点が無い訳ではない。ミンサー型賃金関数を用いることの問題点については(石川 1991 pp. 161-172) や、(中馬 1995 pp. 125-128) 等にまとめられている。
 - 10) これ以外の非勤労所得をわす変数を採用しようとしたが、使用データ全サンプルの内、約半分のデータが資産収入については回答がなかったので断念した。
 - 11) ただし、両方に分類される変数もある。
 - 12) 時間賃金率を被説明変数とする方法も考えられたが、使用データでは必要な労働時間変数がカテゴリー変数としてしか入手できない上、週当労働日数と1日当労働時間の両方のカテゴリーに「全く不定期」を含んでいるため、時間賃金率を推計しようとするに就労サンプルが約10%失われる。また、退職所得パッケージの第4の柱として雇用所得を考える本稿の場合、重要なのは、時間賃金率ではなく、月にどれ程の雇用所得を得ているかである。以上の理由から、ボーナスを含む月額賃金を被説明変数として採用した。また、週5日以上、1日8時間以上勤務した場合のダミー変数も用いてみたが、本稿における定性的な結論は変わらないことを確認している。
 - 13) 労務行政研究所『平成7年編集版企業内高齢層の処遇実態(労政時報別冊)』によれば、「月例賃金以外に年取調整のため賞与を支給する」企業は、28.2%である。なお、この調査対象は全国8証券取引所の上場企業2368社と、資本金5億円以上の主要非上場企業366社の合計2734社で、そのうち241社から回答を得ている。
 - 14) 在職老齢年金の減額を避けるために、給与に占める賞与の割合を増やすという、雇用主と雇用者の「結託」がどの程度広範に行われているのかについての、定量的分析は稿を改めたい。
 - 15) このサンプル・セレクション・バイアスは以下のようにして発生する。就業を選択したシニアの賃金データを取ることはできるが、不就業を選択したシニアの賃金データを取ることはできない。しかし、不就業を選択しているシニアでも、就業すれば個々の属性に応じて実際に市場賃金が決まる。不就業者は、その市場賃金よりも、自らが労働供給をしてもよいと思っている最低限の賃金(留保賃金)が高いために不就業を選択している。留保賃金には、市場賃金を決定する個人の属性以外に、扶養家族の有無や年金の多寡、その他の非勤労所得等の属性が影響を与えている。もし、このような不就業者を賃金関数の測定から除去してしまうならば、不就業者全ての市場賃金を0と仮定しているに等しく、就業者の賃金データのみから賃金関数を計測することで得られる係数の値にはサンプル・セレクション・バイアスがかかる。従って、シニア層の賃金関数をバイアスなしに計測するには、まず就業するかどうか、そして就業するならばどのような(市場)賃金水準が決定されるかの両方を併せて計測しなければならない。
 - 16) このモデル(Heckit モデルともいう)の詳細な内容については Heckman (1979), (1980) を参照のこと。なお、このモデルを使用する時の注意点については、縄田 (1997) pp. 286-288 にまとめられている。
 - 17) Rebick (1993) ではサンプル・セレクション・バイアスを考慮していない。
 - 18) 基礎集計表3を参照。
 - 19) このことで Rebick (1993) での指摘が、サンプル・セレクション問題を解決した上で、新データでも再度確認された。
 - 20) ここでいう「大企業」の定義は、元の質問票では明示されていないので、不明である。しかしながら、他の質問とクロスすると、この「大企業」に含まれるサンプルの中、従業員数規模(会社全体)が1000人以上を超えるのは、95%以上と推計される。よって、実態としても「大企業」である。
 - 21) 以上の計測結果は、小池 (1981) が主張するシニア層の雇用の「二つの途」(pp. 192-195) の存在を、賃金低下パターンの側面から説明している。
 - 22) Rebick (1995) では、再就職斡旋が受けられるかどうかはキャリア職企業状況に左右されているので、本当はシニア期におけるキャリア職の労働者のインセンティブにはなっていないという可能性を、再就職斡旋をしている企業にいる場合を1とおくダミー変数を賃金関数に加えることで実証的に否定した。しかし、どのようにして、この新たなダミー変数を作ったのか

については、不明である。少なくとも、筆者が使用した1993年度のデータでは不可能であった。

- 23) 金子(1997)でも、企業規模別の生産関数の推計から、「高年齢雇用継続給付等の賃金補助は、高年齢雇用の担い手となっている中小企業における高年齢者雇用を一層促進するように作用すると考えられる」と結論づけている。
- 24) 労働省(1999)参照。

参考文献

- Becker, G. (1975) *Human Capital*, NBER (佐野陽子訳1976『人的資本』)。
- Carmichael, Lorne H. (1989) "Self-Enforcing Contracts, Shirking, and Life Cycle Incentives", *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 3, No. 4, pp. 65-83.
- 中馬宏之(1995)『労働経済学』, 新世社。
- Disney, R., M. Mira d'Ercole and P. Scherer (1998) "Resources during Retirement", *the OECD Ageing Working Papers* (Maintaining Prosperity in an Ageing Society: the OECD study on the policy implications of ageing), AWP 4.3 (<http://www.oecd.org/subject/ageing/> から入手可能)。
- 府川哲夫(1995)「高齢者の経済状況——日米比較」, 『季刊・年金と雇用』Vol. 14, No. 2, pp. 44-53。
- Gibbons, R. and Kevin J. M. (1992) "Optimal Incentive Contracts in the Presence of Career Concerns: Theory and Evidence", *Journal of Political Economy*, Vol. 100, No. 3, pp. 468-505.
- Hutchens, R. M. (1987) "A Test of Lazear's Theory of Delayed Payment Contracts", *Journal of Labor Economics*, pp. 153-170.
- Heckman, J. J. (1979) "Sample Selection Bias as a Specification Error", *Econometrica*, Vol. 47, No. 1, pp. 153-161.
- (1980) "Sample Selection Bias as a Specification Error with an Application to the Estimation of Labor Supply Functions", James P. S. (ed.), in *Female Labor Supply: Theory and Estimation*, Princeton University Press, pp. 206-248.
- 石川経夫(1991)『所得と富』, 岩波書店。
- 鹿毛 明(1993)『高齢者の所得・年金と就業に関する研究(その2)』資料シリーズ, No. 25, 日本労働研究機構。
- 金子能宏(1995)「高齢者雇用政策と雇用保険財政」, 『人的資源の高度活用と職業構造の変化に関する調査研究——高齢者の活用を中心に——』, 日本経済研究センター, pp. 172-220。
- (1997)「企業の高年齢者雇用と雇用政策の効果」, 『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 I』, 調査研究報告書 No. 98, 日本労働研究機構。
- 小池和男(1981)『日本の熟練』, 有斐閣。
- 厚生省(1999)『厚生白書——社会保障と国民生活』, ぎょうせい。
- Lazear, Edward P. (1979) "Why is There Mandatory Retirement?", *Journal of Political Economy*, Vol. 87, No. 6, pp. 1261-1284.
- (1986) "Retirement from the Labor Force", Orley Ashenfelter and Richard Layard (ed.), in *Handbook of Labor Economics*, North-Holland, Vol. 1, pp. 305-355.
- 縄田和満(1997)「第4章 Probit, Logit, Tobit」, 牧厚志・宮内環・浪花貞夫・縄田和満『応用計量経済学II』, 多賀出版, pp. 237-298.
- OECD (1998) *The OECD Employment Outlook*, OECD.
- 小川 浩(1997)「年金と男性高齢者の就業行動」, 『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 I』, 調査研究報告書 No. 98, 日本労働研究機構。
- 大橋勇雄(1990)『労働市場の理論』, 東洋経済新報社。
- Rebick, M. E. (1993) "The Japanese Approach to Finding Jobs for Older Workers", Olivia S. M. (ed.), in *As the Workforce Ages*, ILR Press, pp. 103-124.
- (1995) "Rewards in the Afterlife: Late Career Job Placements as Incentives in the Japanese Firm", *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 9, pp. 1-28.
- 労働省(1999)『高齢者が参加する経済社会とそれに対応した労働市場の展望と課題——活力ある高齢化の実現を目指して(65歳現役社会政策ビジョン研究会報告書)』。
- 清家 篤(1989)「高齢者の労働供給に与える公的年金の効果の測定」, 『日本労働協会雑誌』359号。
- 清家 篤・山田篤裕(1999)「Pension Richの条件」八田達夫・八代尚宏編『社会保険改革——年金、介護・医療・雇用保険の再設計』, 日本経済新聞社, pp. 99-125。
- 八代尚宏・二上香織(1998)「雇用保険制度改革と高齢者就業」, 八田達夫・八代尚宏編『社会保険改革——年金、介護・医療・雇用保険の再設計』, 日本経済新聞社, pp. 127-154。
- (やまだ・あつひろ 経済協力開発機構(OECD) 教育・雇用・労働・社会問題局社会政策課エコノミスト)