

わが国男性高齢者の労働供給行動 メカニズム

年金・賃金制度の効果分析と高齢者就業の将来像

ひぐちよしお やまもと いさむ
樋口美雄 / 山本 勲

要 旨

本稿では、わが国男性高齢者の就業状況や労働供給行動メカニズムを明らかにし、高齢者就業の将来像を展望する。

分析には『高年齢者就業実態調査（個人調査）』の個票データを利用し、55～69歳の男性高齢者が就業形態（フルタイム雇用・パートタイム雇用・就業希望<広義失業>・非就業）を選択する構造形の労働供給関数を推計することによって、賃金や年金、職種等の要因が高齢者の就業行動にどのような影響を与えているかを定量的に検証した。そのうえで、年金制度が変更された場合や年功的な賃金システムが改められた場合等のさまざまなケースにおいて、高齢者就業がどのように変化するかをシミュレートした。

これらの分析によって得られた主な結果としては、(1)1994年度の厚生年金制度の改正には、60～64歳層の労働供給を3%程度引き上げる効果が確認できるが、改正後の制度においても高齢者の就業意欲を抑制する効果は依然大きいこと、(2)厚生年金の支給開始年齢を65歳に引き上げた場合には、60～64歳層のフルタイム雇用が14%程度増加すること、(3)年功賃金の度合いを緩め、55歳以降の賃金カーブをフラット化した場合には、50歳代後半のフルタイムの雇用確率が減少する一方で60歳代前半の雇用確率が上昇すること等が挙げられる。

キーワード：高齢者雇用、労働供給関数、在職老齢年金、早期退職、多項ロジット、ネスティド・ロジット

本稿は、第9回日本・EUシンポジウム「高齢労働者の雇用機会促進」（2002年3月21～22日、ベルギー・ブリュッセル）での報告にもとづき、これを改訂したものである。本稿の作成に当たっては、シンポジウム参加者、モッシュェ・ブチンスキー教授（ブラウン大）ならびに金融研究所のスタッフから有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。ただし、本稿に示されている意見およびあり得べき誤りは、すべて筆者たち個人に属し、その所属する組織の公式見解を示すものではない。

樋口美雄 慶應義塾大学商学部教授（E-mail: higuchi@fbc.keio.ac.jp）

山本 勲 日本銀行金融研究所研究第1課（E-mail: isamu.yamamoto@boj.or.jp）

1. はじめに

現在、日本社会は急速な高齢化を迎えており、社会構造や経済構造が大きく変容しようとしている。こうしたなかで、高齢者の労働市場は今後の日本経済の方向性を占ううえで重要な鍵を握っている。例えば、少子高齢化の進展に伴って若・中年層の労働力が不足すれば、経済の潜在成長力は高齢者の労働供給の動向によって大きく異なってくるほか、年金財政の問題も高齢者の働き方に大きく左右される。年功的な賃金制度のもとで企業内の高齢化が進展すると、人件費の増大によって企業収益が圧迫され、企業の国際競争力が低下することも考えられる。また、企業が高齢者を活用しようとしても、就業意欲のある高齢者のスキルが企業の求めるものとマッチしなければ、現在にも増して高齢者の失業問題が深刻化する可能性もある。

こうしたことを踏まえると、高齢化に注目した労働市場の分析は重要性を増してきていると言えるが、その視点としては、若年層や女性の労働供給、企業の労働需要行動、企業内での雇用・賃金管理、年金財政問題等、さまざまなものが考えられる。本稿ではこれらの視点のうち、主に男性高齢者の労働供給行動に焦点を当て、高齢者就業の現状や労働供給行動のメカニズムを明らかにするとともに、公的年金や賃金、定年制、早期退職制度等の要因によって彼らの労働供給行動がどのように変化するかを定量的に把握し、高齢者就業の将来像を描くこととしたい。

なお、高齢者の労働供給モデルを厳密に推計する場合には、賃金の内生性やサンプル・セレクション・バイアスといった問題に加え、就業形態が年齢によって大きく変化することや、賃金に応じて年金受給額が調整されること、あるいは定年制や勤務延長・再雇用制等の制度要因の影響を受けやすいこと等について幅広く考慮しなければならない。本稿では先行研究で蓄積された手法を取り入れつつ、より厳密かつ包括的な方法を用いて、構造形の労働供給モデルを推計することにも注力する。

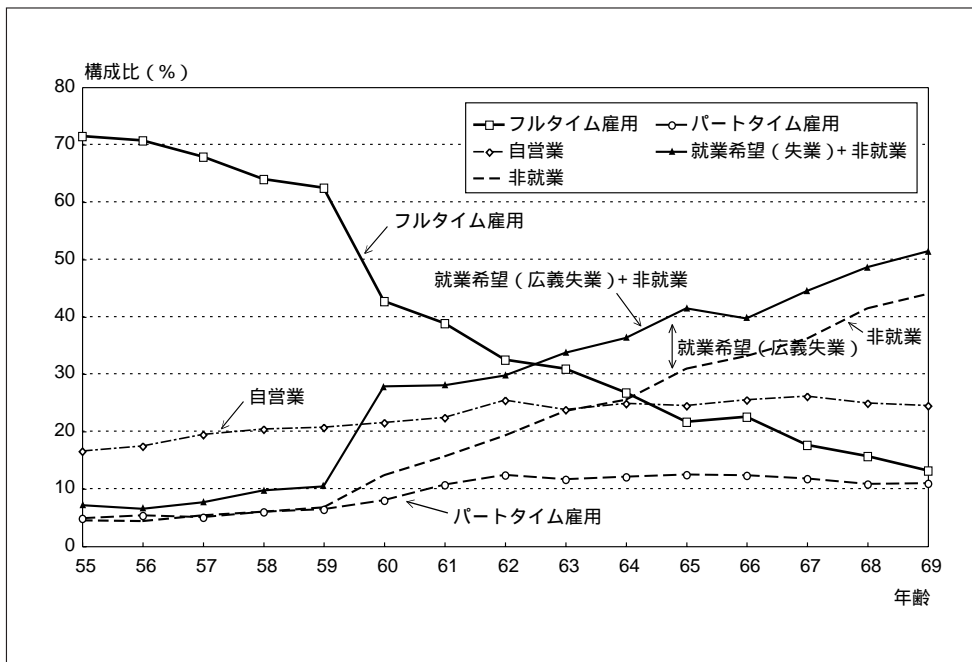
次節以降の本稿の構成は以下のとおりである。2節では高齢者就業の現状を概観するため、55～69歳の男性高齢者の就業形態をさまざまな角度から観察する。3節では、前節で観察された事実を踏まえつつ、高齢者の労働供給行動をより厳密に捉えるために、構造形の労働供給モデルを展開し、その推計方法を提示する。4節では、モデル推計に用いるデータを説明し、5節では推計結果を吟味する。6節では、推計された労働供給モデルを用いていくつかのシミュレーションを行うほか、7節では前節までのモデルを拡張し、継続雇用と転職を区別したモデルの推計とシミュレーションを行う。そして最後の節で、本稿で行った分析結果をまとめることにする。

2. 高齢者の就業状況

本節では、高齢者の就業状況を明らかにするため、職種や勤め先の企業規模・産業に注目しながら、男性高齢者（55～69歳）の就業形態別の就業率をさまざまな角度から観察する。分析には厚生労働省（旧労働省）『高齢者就業実態調査（個人調査）』（1992年、1996年、2000年）の個票データから、55～69歳層の男性25,394人（1992年が9,170人、1996年が8,442人、2000年が7,782人）の情報を利用した。就業形態としては、フルタイム雇用、パートタイム雇用、自営業、非就業の4分類¹、あるいは非就業を就業希望者と就業非希望者に分けた5分類を考える。

図1を用いると、55歳から69歳の高齢期に就業形態（フルタイム雇用・パートタイム雇用・自営業・非就業）がどのように変化していくかを概観できる。例えば、55～59歳層では全体の9割以上の人々が就業しており、その多くがフルタイム雇用者となっている一方、60歳を過ぎるとフルタイム雇用者の比率が大きく低下し、代わりに非就業者のウエイトが大きくなる。これに対し、パートタイム雇用者や自営業主のウエイトは、50歳代後半に比べ60歳代で高い。50歳代後半から60歳代への動きをみると、パートタイム雇用者のウエイトは5%程度から10%超、また、自営業に

図1 就業形態の年齢別推移



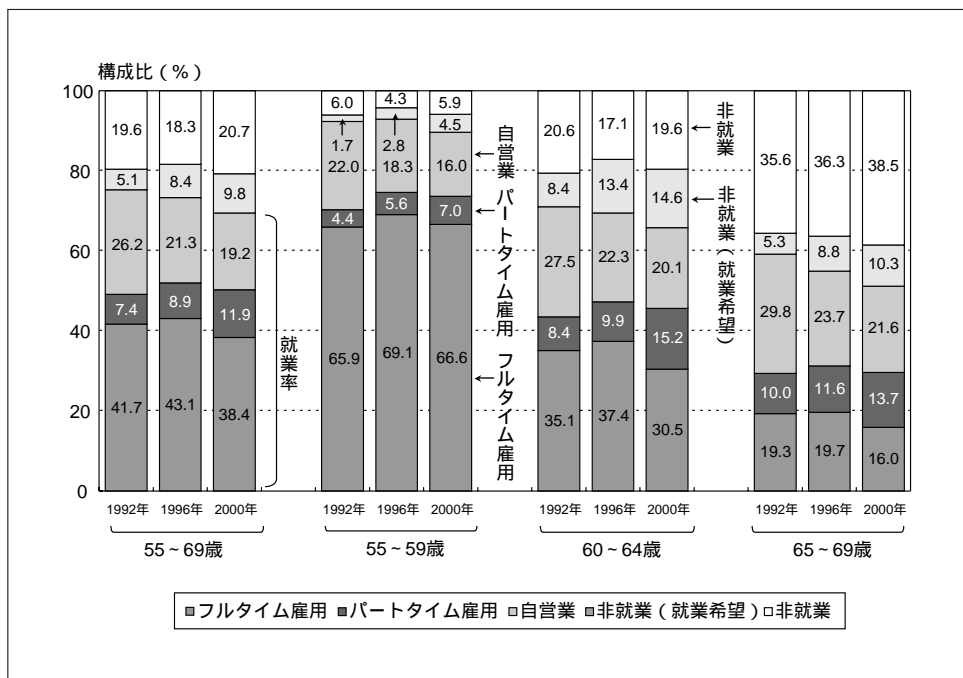
1 フルタイムとパートタイムの区分けについては、厚生年金制度との関連を考え、労働時間が通常の就労者の4分の3未満である雇用者をパートタイム雇用者とした。具体的には、厚生労働省『毎月勤労統計調査』からフルタイム雇用者の通常の労働時間を求め、労働時間がその時間の4分の3に満たない雇用者をパートタイム雇用者とする扱いとした。また、自営業には家族従業者を含んでいる。

については20%程度から25%程度にまで高くなっており、60歳以降でフルタイム雇用の落込みを補うような役割がみられる。

一方、60歳以降にウエイトが大きく上昇する非就業の内訳に注目すると、60歳代前半で就業を希望する人の割合が大きくなっていることがわかる。実際にどの程度の方が職探しをしているかは不明なため、彼らをすべて失業者とみなすことはできないが、多くの方が定年を経験する60歳代前半において、就業を希望しながらも職に就いていない人（以下、就業希望<広義失業>と呼ぶ）が多い点は留意すべきである²。定年制によってフルタイムでの雇用契約が打ち切れ非就業者となった後でも、多くの労働者の就業意欲が旺盛であることは、社会全体の資源配分が適正に行われていない可能性が高い。

次に、図2を用いて、こうした就業形態の推移が時系列的にどのように変化しているかをみると³、自営業のウエイトがどの年齢層でも年々小さくなっていることや、就業希望（広義失業）のウエイトが雇用情勢の悪化を受けて大きくなって

図2 就業形態の年齢別時系列推移



- データの制約上、ここでは失業を非就業から区別することはできない。ただし、非就業者で就業を希望する者（就業希望者のうち「適当な仕事が見つからない」という理由で非就業者となっている者）を広義の失業と捉えることはできる。
- 調査年によってサンプルの年齢構成が大きく異なる場合には、その点を考慮する必要があるが、ここで用いたサンプルの年齢構成は調査年によって大きく異ならないため、そのまま時系列での比較を行っている（表1についても同様）。なお、各調査年での平均年齢（標準偏差）は、1992年が61.54歳（4.14）、1996年が61.67歳（4.22）、2000年が61.86歳（4.19）となっている。

いること、さらにはこうした影響から、就業率（全体に占める雇用者と自営業主の比率）が減少傾向にあり、1992年に75%あった就業率は2000年には69.5%にまで減少していることがわかる。また、雇用者については、フルタイム雇用が1996年で増加した後、2000年で大きく減少していることや、パートタイム雇用が60～64歳層を中心に年々増加していることが特徴的である。

利用できるデータが個人を追跡調査したパネル・データでないため、これらの変化がどのようなメカニズムによってもたらされたかは把握しにくい。しかしながら『高齢者就業実態調査（個人調査）』では、各個人に対して55歳当時に雇用者として就業していたかどうかを質問しているため、雇用者と非雇用者（自営業主と非就業者）についてのダイナミクスはつかむことができる。そこで、就業形態が55歳当時から調査時点までにどのように変化したかを示す推移行列を表1にまとめてみた。各年調査のデータをプールした最初の表をみると、55歳当時に雇用者であった人の約6割がその後も雇用者であり続ける一方で、1割弱は69歳までに自営業主に転じている。また、55歳当時に非雇用者であった人については、その約2割が調査時点までに雇用者に変化している。

さらに、これらの推移行列を時系列で比較してみると、55歳当時に非雇用者だった人のうち、調査時点で自営業である人の割合は、60.0%（1992年）、56.7%（1996年）、55.5%（2000年）と年々減少しているほか、55歳当時に雇用者だった人が調査時点で自営業となっている割合も、9.3%、8.9%、8.0%と減少している。このことから、近年の自営業の減少は、もともと非雇用者であった人が自営業を辞めて非就業者となるケースが増えていることだけでなく、55歳当時に雇用者であった人がその後に独立開業したり、兼業していた自営業に専念するようなケースが減少していることによっても、もたらされていると判断できる。なお、こうした推移を年齢別にみたのが図3であるが、これをみると、雇用者から自営業主となるフローは、フルタイム雇用が減少する60歳以降で比較的多く生じていることがわかる。

表1 就業形態に関する推移行列（55歳当時 調査時点）

【1992年・1996年・2000年】

		調査時点				合計
		フルタイム雇用	パートタイム雇用	自営業	非就業	
55歳当時	雇用者	8931 49.3	2120 11.7	1578 8.7	5486 30.3	18115 100.0
	非雇用者	996 13.7	321 4.4	4210 57.8	1752 24.1	7279 100.0
合計		9927 39.1	2441 9.6	5788 22.8	7238 28.5	25394 100.0

【1992年】

		調査時点				合計
		フルタイム雇用	パートタイム雇用	自営業	非就業	
55歳当時	雇用者	3221 53.6	565 9.4	558 9.3	1661 27.7	6005 100.0
	非雇用者	393 12.4	143 4.5	1899 60.0	730 23.1	3165 100.0
合計		3614 39.4	708 7.7	2457 26.8	2391 26.1	9170 100.0

【1996年】

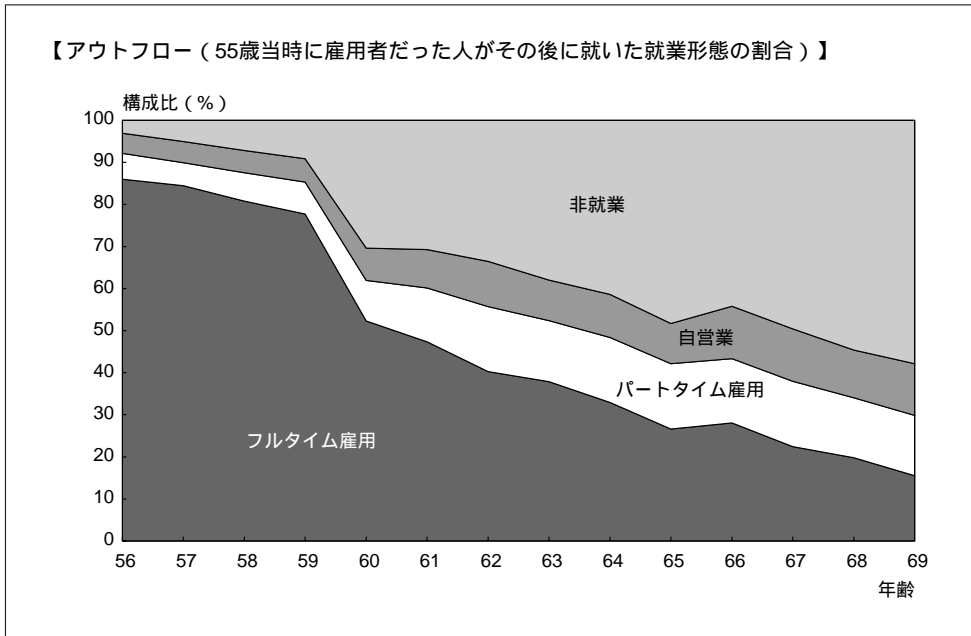
		調査時点				合計
		フルタイム雇用	パートタイム雇用	自営業	非就業	
55歳当時	雇用者	3108 50.1	681 11.0	549 8.9	1864 30.1	6202 100.0
	非雇用者	350 15.6	95 4.2	1271 56.7	524 23.4	2240 100.0
合計		3458 41.0	776 9.2	1820 21.6	2388 28.3	8442 100.0

【2000年】

		調査時点				合計
		フルタイム雇用	パートタイム雇用	自営業	非就業	
55歳当時	雇用者	2602 44.0	874 14.8	471 8.0	1961 33.2	5908 100.0
	非雇用者	253 13.5	83 4.4	1040 55.5	498 26.6	1874 100.0
合計		2855 36.7	957 12.3	1511 19.4	2459 31.6	7782 100.0

備考：各セルとも、1段目は人数、2段目は横合計に対する比率（アウトフロー）を示している。

図3 就業形態フローの年齢別推移



最後に、雇用者と自営業主が企業規模、産業、職業ごとにどのように分布しているかをみってみる。まず、雇用者について規模・産業・職種別の構成比を比較した図4をみると、高齢雇用者は中小企業や建設、製造業、サービス・公務といった産業に多く、そういった産業ではパートタイムで雇用される高齢者が相対的に多いことがわかる。職種別には、生産工程や管理職、専門的・技術的職業に多くの高齢者が登用されている。

また、自営業主について産業・職業別の構成比を示した図5をみると、その内容が雇用者のケース（図4）とは大きく異なっていることがわかる。つまり、自営業主は農林漁業に関する産業や職業に偏っており、この点は55歳以降に雇用者から自営業主へと就業形態が変化した人についても当てはまる。高齢期に雇用者から自営業主に転じるケースとしては、長く働いた業種や職種で培った知識やノウハウを活かして高齢期に独立開業する場合よりは、企業を離れて農林漁業部門で新たに、あるいは家業を引き継いで、自営業主となる場合が多いと考えられる⁴。

以上、本節では『高齢者就業実態調査（個人調査）』を用いて、就業形態の年齢別・時系列変化、雇用者・非雇用者間でのフロー、企業規模・産業・職種別の特徴、等を観察することによって、高齢者就業の現状を明らかにした。次節以降では、こうした現状を踏まえつつ、労働供給に関する構造モデルを推計し、高齢者の労働供給行動をより厳密に捉えることとする。

4 なお、高齢者の自営業に関する分析としては、阿部・山田 [1998] や三谷 [1997] 等が挙げられる。

図4 雇用者の規模・産業・職業別構成比

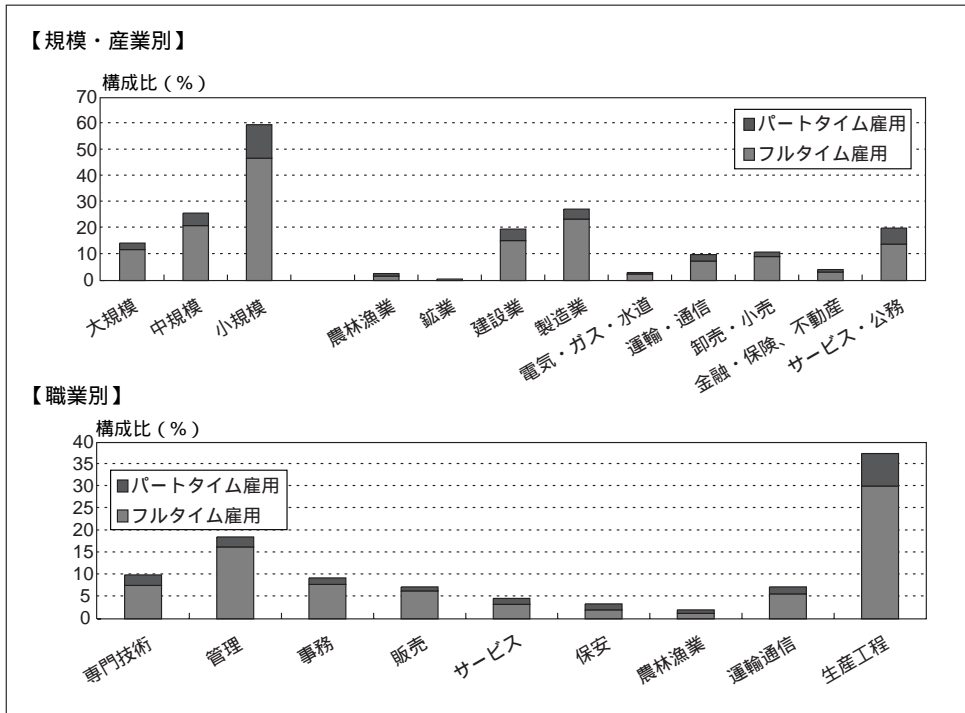
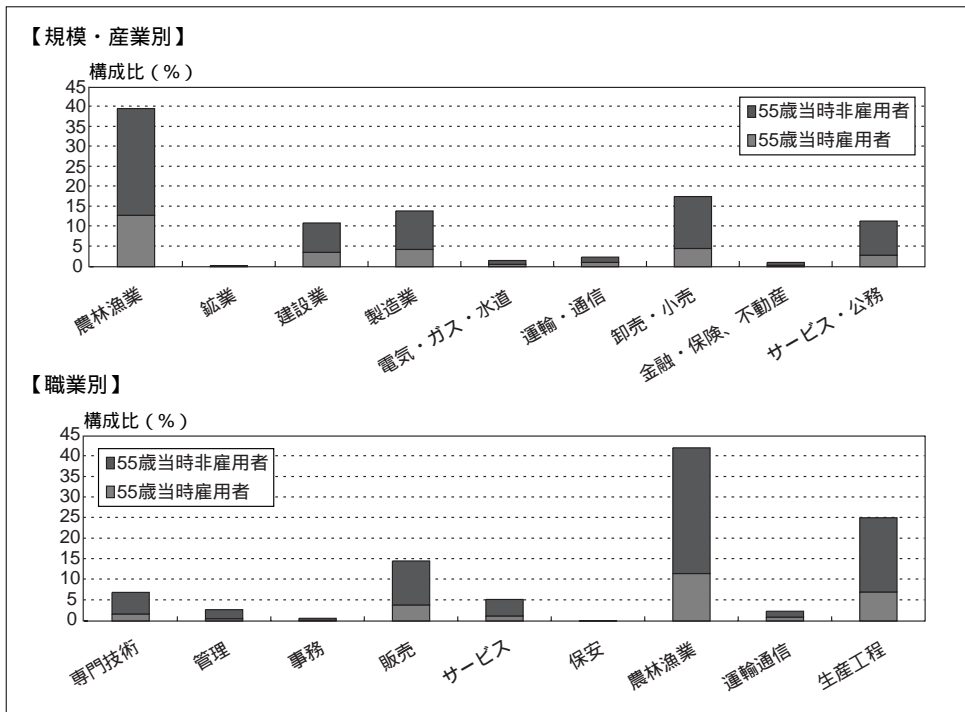


図5 自営業者の規模・産業・職業別構成比



3. 労働供給モデルの枠組みとその推計方法

本節では、高齢者の労働供給行動を分析するための構造モデルを展開するとともに、その推計方法を提示する。一般に労働供給行動を詳しく捉えるためには、経済主体の動学最適化を取り込んだ構造形のダイナミック・プログラミング・モデルを用いることが望ましい。個人が労働供給の選択をする際には、その選択によって得られる現時点での効用水準のみならず、将来時点まで含めた生涯にわたる効用水準を勘案していると考えられるからである。動学モデルでは、例えば、ある個人が高校卒業時に大学進学か就職の選択をする時に大卒の賃金プレミアムが考慮されることや、高齢期に引退のタイミングを決める際には、その後の賃金変化や年金受給額を勘案していることなど、個人の動学最適化問題を明示的に反映させることができる。また、これら動学モデルは構造形であるため、大卒の賃金プレミアムが上昇した際の労働供給行動の変化や、年金制度や税制に変更があった場合の引退行動の変化等、外生的なショックに対する主体行動の変化を定量的に把握することができるメリットもある。こうしたことから近年の労働供給分析では、理論研究のみならず実証研究においても動学最適化が強く意識されており、若年者の就業・就学選択行動を扱ったKeane and Wolpin [1997] や高齢者の引退行動を扱ったBerkovec and Stern [1991] やBlau [1998] 等で用いられているダイナミック・プログラミング・モデルが広く利用されている⁵。

こうした点を踏まえて、本稿でも標準的なダイナミック・プログラミング・モデルを展開し、高齢者の労働供給行動を捉えることを試みる⁶。もっとも、個々人のダイナミック・プログラミング・モデルを推計するには通常、各個人を数年間追跡したパネル・データが必要とされるが、日本の高齢者に関してそのようなデータは入手できない。このため、モデルの推計段階においては、動学モデルの特殊形として割引率をゼロとしたケースのみを扱うこととする。

(1) モデルの枠組み

代表的個人は有限かつ離散型の期間 ($t = a, \dots, T$) において、当期の効用と残りの期間における期待効用の現在価値の合計 (期待生涯効用) を最大化するように每期行動する。効用関数は時間・消費・余暇において線形かつ分離可能で、余暇時間は就業形態 (フルタイム雇用・パートタイム雇用・非就業) に応じた離散型の選択しかできないものと仮定する。

個人の選択肢に雇用と非就業だけでなくパートタイム雇用を含むのは、前節でみたように、高齢者の引退過程でパートタイム雇用の果たす役割が小さくないと考え

5 ダイナミック・プログラミングを用いない動学モデルとしては、Stock and Wise [1990] や大石・小塩 [2000] 等のオプション・バリュー・モデルがある。

6 本稿のモデルはBerkovec and Stern [1991] を参考にしている。

られるからである⁷。さらに、自営業を分析の対象外とするのは、前節の分析によって、雇用者と自営業主ではその就業形態の決定メカニズムが大きく異なると判断できることによる⁸。また、離散型の余暇選択の制約は、労働時間が自由に選択しにくい日本の高齢労働者の雇用環境と整合的である（例えば、橘木・下野 [1994] を参照）。

代表的個人はそれぞれの就業形態を選択した際に得られる期待現在価値が最も大きくなるように每期就業形態を選択し、次のような就業形態の選択ベクトルを有する⁹。

$$\mathbf{o} = \arg \max_{\mathbf{o} \in \{s(t)\}_{t=a}^T} E \left[\sum_{t=a}^T \delta^{t-a} V(s(t), t) \right], \quad (1)$$

ただし、 \mathbf{o} は全期間における就業形態の選択ベクトル ($\mathbf{o} \in \{s(t)\}_{t=a}^T$, $s(t) = \{f, p, r\}$)、 s は就業形態の選択肢（フルタイム雇用 f ・パートタイム雇用 p ・非就業 r ）、 δ は割引率、 $V(s(t), t)$ は t 期に $s(t)$ を選択した際の価値（バリュー）である。(1)式を各期ごとの最大化問題に書き換えると、

$$s(t) = \arg \max_{s \in \{f, p, r\}} [V(s(t), t)], \quad \text{for } t = a, \dots, T, \quad (2)$$

となり、 $V(s(t), t)$ は次のようなベルマン方程式を形成する。

$$\begin{aligned} V(f, t) &= \psi(f, t) + \delta E \left[\max_{s(t+1)} (V(s(t+1), t+1 | s(t) = f)) \right], \\ V(p, t) &= \psi(p, t) + \delta E \left[\max_{s(t+1)} (V(s(t+1), t+1 | s(t) = p)) \right], \\ V(r, t) &= \psi(r, t) + \delta E \left[\max_{s(t+1)} (V(s(t+1), t+1 | s(t) = r)) \right]. \end{aligned} \quad (3)$$

ここで、右辺第1項 $\psi(\cdot, t)$ は t 期の現在価値、第2項 $\delta E[\max(V(s(t+1), t+1 | s(t)))]$ は t 期に選択した就業形態を所与とした場合に ($t+1$)期の最適な選択から得られる期待現在割引価値を表している。

7 米国での研究でも、Gustman and Steinmeier [1986] が指摘するように、高齢者の就業行動には「フルタイム就業 パートタイム就業 引退」といった移行過程が重要と考えられている。

8 前節でみたように、雇用者と自営業者では産業構造や職種構造が大きく異なっているほか、雇用者から自営業へのフローも、それまでの知識やノウハウを活かした開業というよりは、むしろ農林漁業関連の家業引継ぎによるところが大きいと考えられる。なお、自営業についてはデータ制約の面からも、本稿での労働供給モデルに取り入れて推計することは難しい。

9 本稿の分析では、各個人は合理的期待を形成するとの仮定を置いている。

第1項は、賃金 W 、年齢、職種、家族構成等の個人属性 X 、年金受給額 Z 、そのほか観察されない攪乱項 e を用いると、以下のように定式化することができる。

$$\begin{aligned} \psi(f, t) &= \psi^f(W(f, t), X(t), Z(t), e(f, t)), \\ \psi(p, t) &= \psi^p(W(p, t), X(t), Z(t), e(p, t)), \\ \psi(r, t) &= \psi^r(W(r, t), X(t), Z(t), e(r, t)). \end{aligned} \quad (4)$$

一方、第2項については通常は数値解 (numerical solution) を探すことになるが、攪乱項 $e(\cdot)$ が独立な極限值分布 (extreme value distribution) に従うことを仮定することによって、次式のような解析解 (analytical solution) を得ることができる (Rust [1987] や Keane and Wolpin [1994] 等を参照)¹⁰。

$$\delta E \left[\max_{s(t+1)} (V(s(t+1), t+1 | s(t))) \right] = \delta \tau \left(\gamma + \ln \left(\sum_{s(t) \in \{f, p, r\}} \exp(\bar{V}(s(t+1), t+1) / \tau) \right) \right), \quad (5)$$

ただし、ここで $\bar{V}(s(t), t) = E(V(s(t), t))$ であり、 γ はオイラーの定数である¹¹。

さらに、この極限值分布の仮定によって、代表的個人がそれぞれの就業形態を選択する確率は、次のような多項ロジットの形となる。

$$\begin{aligned} \Pr(s(t) = f, t) &= \frac{\exp(\bar{V}(f, t))}{\sum_{\tilde{s}(t) \in \{f, p, r\}} \exp(\bar{V}(\tilde{s}(t), t))}, \\ \Pr(s(t) = p, t) &= \frac{\exp(\bar{V}(p, t))}{\sum_{\tilde{s}(t) \in \{f, p, r\}} \exp(\bar{V}(\tilde{s}(t), t))}, \quad t = a, \dots, T. \\ \Pr(s(t) = r, t) &= \frac{\exp(\bar{V}(r, t))}{\sum_{\tilde{s}(t) \in \{f, p, r\}} \exp(\bar{V}(\tilde{s}(t), t))}, \end{aligned} \quad (6)$$

10 具体的には、 $F(e_i(t)) = \exp\{-\exp(-e_i(t)/\gamma)\}$ という仮定を置く (ただし、 $F(\cdot)$ は累積分布関数、 $e_i(t) = (e(f, t), e(p, t), e(r, t))$)

11 オイラーの定数は $\gamma = -\Gamma'(1) = \lim_{n \rightarrow \infty} (1 + 1/2 + 1/3 + \dots + 1/n - \log n) = 0.5772156649\dots$ で示される (ただし、 $\Gamma(\cdot)$ はガンマ関数)。

(2) 推計モデルの定式化

上のモデルを推計するに当たっては、日本の男性高齢者 n 人($i = 1, \dots, n$)のデータを用いて、(6)式から以下の尤度関数を導出し、最尤法によるパラメータ推計を行う。

$$L(\theta_s) = \prod_{i=1}^n \Pr(\mathbf{o}_i) = \prod_{i=1}^n \prod_{t=a}^T \Pr(s_i(t), t), \quad (7)$$

ただし、推計の際にはデータの利用可能性等を踏まえ、以下のような修正を加える。

第1に、パネル・データが利用できないため、推計モデルでは動学モデルの特殊ケースとして割引率をゼロとした場合についてのみ扱う($\delta = 0$)。こうすることによって、(3)式のベルマン方程式から第2項が消え、推計モデルは通常の多項ロジット・モデルとなる¹²。

第2に、就業選択の中に(広義)失業(u)を含める。これは、サーチ理論にもとづく自発的失業に対応するものであるが、前節で明らかになったように高齢期に就業を希望しながらも職に就いていないケースが少なくない点を捉えるものでもある¹³。

第3に、年金制度や雇用保険制度が高齢者の就業形態の選択に与える影響を明示的に分析できるよう、(3)式のベルマン方程式を以下のように定式化する。

$$\begin{aligned} V_i(f, t) &= \psi_i(f, t) = \theta_{f1} W_i(f, t) + \theta_{f2} (Z_i(t) - L_i(t)) + \theta_{f3} C_i(t) + \mathbf{X}_i(t) \theta_{f5} + e_i(f, t), \\ V_i(p, t) &= \psi_i(p, t) = \theta_{p1} W_i(p, t) + \theta_{p2} Z(t)_i + \mathbf{X}_i(t) \theta_{p5} + e_i(p, t), \\ V_i(u, t) &= \psi_i(u, t) = \theta_{u2} Z(t)_i + \theta_{u4} N_i(t) + \mathbf{X}_i(t) \theta_{u5} + e_i(u, t), \\ V_i(r, t) &= \psi_i(r, t) = \theta_{r2} Z_i(t) + \mathbf{X}_i(t) \theta_{r5} + e_i(r, t). \end{aligned} \quad (8)$$

12 なお、通常の動学モデル($\delta > 0$)の場合には、最尤法によってパラメータを推計すると同時に、各個人のダイナミック・プログラミング問題も解く必要がある。具体的には、あるパラメータのもとで就業選択に関して取り得るすべてのパスから得られる現在価値を(3)~(5)式によって求め、その中から最大の現在価値をもたらすパスを当該パラメータのもとでの解として尤度を計算する。そして、同様の方法で最大の尤度をもたらすパラメータを求め、それを最尤推定値とする手法である(実際の推計例としてはKeane and Wolpin [1997] やYamamoto [2001] 等がある)。

13 このほかにも、高齢者にとって雇用保険手当が「年金化」し、引退時に雇用保険を受給するために失業者となる傾向があるという、八代 [1999] 等で指摘されている現象を捉える意図もある。2001年4月の雇用保険制度改正を受け、こうした傾向は現在弱まっていると予想されるが、本分析に用いるデータは改正前の時点のものであるため、その傾向は強いと考えられる。なお、就業選択モデルにおいて失業を非就業と区別すべきかどうかについては、Clark and Summers [1979] やFlinn and Heckman [1983] 等にあるように、その見解は分かれる。本稿では、(広義)失業は非就業とは別の選択肢であるとの立場をとるが、モデルを推計する際にその妥当性を検定すると、(広義)失業と非就業は区別すべきとの結果が得られる(脚注24参照)。

ここで、 Z_i は厚生年金受給満額（減額される前の金額¹⁴）、 L_i は60～64歳時に在職した場合に減額される厚生年金の額（在職老齢年金による減額部分）、 C_i は高年齢者継続雇用給付金、 N_i は雇用保険手当である。厚生年金の加入者は通常、60～64歳時に特別支給の老齢厚生年金と呼ばれる厚生年金を受給することができるが、その期間にフルタイムで雇用された場合には、賃金等に応じて支給される年金額が減額されることになっている。（8）式でフルタイム雇用のバリュー・ファンクション $\psi_i(f)$ に L_i が入るのはこのためである。また、高齢者継続雇用給付金とは、1994年6月の雇用保険法の改正によって導入された高齢者雇用促進策の1つであり、60～64歳時の賃金が60歳時点の賃金よりも著しく低い場合に、雇用保険から雇用者に対して給付金が支給される。

以上のような修正を行ったうえでモデルを推計するが、推計に当たっては賃金の内生性の問題を考慮し、操作変数を用いた2段階法をとる。すなわち、フルタイムとパートタイムの賃金をそれぞれ適当な操作変数（賃金とは相関があり就業選択とは相関がない変数）を含んだ回帰式で推計し、そこから得られる推定賃金を（8）式の変数として用いることにより、一致推定量を求める方法である。ただし、賃金関数を推計する際には、就業しているサンプルしか賃金が観察されないことから生じるサンプル・セレクション・バイアスを考慮し、Heckman [1979] の2段階法を用いる¹⁵。さらに、推計された賃金関数を用いれば、（8）式において観察されない賃金変数（非就業者の賃金やフルタイム雇用者のパートタイム賃金等）についても、個人属性から推定賃金を求め、変数として利用することができる¹⁶。

なお、多項ロジット・モデルでは、各就業形態に対応するパラメータの相対的な値のみが識別可能となる。そこで、ここでは非就業（ $s_i=r$ ）のパラメータをベースとし、推計されるパラメータはそれぞれ非就業時のパラメータからの差として識別されるようにする。このため、フルタイム雇用、パートタイム雇用、就業希望（広義失業）のパラメータは原則として、 $\theta_f-\theta_r$ 、 $\theta_p-\theta_r$ 、 $\theta_u-\theta_r$ といった形で得られることになる¹⁷。

14 後述するが、 Z_i は小川 [1998a, b] でいう本来年金、あるいは大橋 [2000] でいうフル年金に該当する。

15 ミルズ比を求めるために用いる1段階目の就業選択関数は、賃金関数を（8）式の最初の方程式2本に代入した誘導形を用いる。

16 （7）式の尤度関数を計算するには、各就業形態を選択した場合のそれぞれの価値（バリュー）を算出しなければならず、就業していない人のフルタイム賃金のように、観察されない変数を用いる必要が生じる。こうした点を解決するには、本稿のように賃金関数から推定賃金を算出する方法のほか、賃金関数を（8）式に代入し、就業形態によって変化しない個人属性のみを説明変数として用いる方法もある。本稿では、賃金が就業選択に与える影響を明示的に捉えるため、後者の方法はとっていない。

17 ただし、非就業形態のバリュー・ファンクションに含まれていない賃金等の一部のパラメータについては、相対値でなく絶対値が識別される。この点については5節で詳しく述べる。

これらの点を踏まえて推計モデルを整理すると、以下ようになる（本稿で用いたモデルと先行研究との関係については補論1.を参照）。

・ 尤度関数

$$L(\theta_s) = \prod_{i=1}^n \prod_{t=a}^T \Pr(s_i(t), t),$$

$$\Pr(s_i(t), t) = \frac{\exp(\bar{V}_i(s_i(t), t; \theta_s))}{\sum_{\bar{s}_i(t) \in \{f, p, u, r\}} \exp(\bar{V}_i(\bar{s}_i(t), t; \theta_s))}, \quad \text{for } s_i(t) = \{f, p, u, r\},$$

$$\bar{V}_i(s(t), t) = E(V_i(s(t), t)). \quad (9)$$

・ バリュウ・ファンクション（ \hat{W}_i は(11)式をもとに算出する推定賃金）

$$V_i(f, t) = \psi_i(f, t) = \theta_{f1} \hat{W}_i(f, t) + \theta_{f2} (Z_i(t) - L_i(t)) + \theta_{f3} C_i(t) + \mathbf{X}_i(t) \theta_{f5} + e_i(f, t),$$

$$V_i(p, t) = \psi_i(p, t) = \theta_{p1} \hat{W}_i(p, t) + \theta_{p2} Z_i(t) + \mathbf{X}_i(t) \theta_{p5} + e_i(p, t),$$

$$V_i(u, t) = \psi_i(u, t) = \theta_{u2} Z_i(t) + \theta_{u4} N_i(t) + \mathbf{X}_i(t) \theta_{u5} + e_i(u, t),$$

$$V_i(r, t) = \psi_i(r, t) = \theta_{r2} Z_i(t) + \mathbf{X}_i(t) \theta_{r5} + e_i(r, t). \quad (10)$$

・ 賃金関数（ \mathbf{Y}_i は操作変数を含む変数ベクトル、 λ_i は(12)式をもとに算出するミルズ比）

$$E(W_i(f, t) | W_i(f, t) > 0) = \mathbf{Y}_i(t) \beta_{f1} + \beta_{f2} \lambda_i(f, t),$$

$$E(W_i(p, t) | W_i(p, t) > 0) = \mathbf{Y}_i(t) \beta_{p1} + \beta_{p2} \lambda_i(p, t). \quad (11)$$

・ 誘導形就業選択関数（ ϕ は確率密度関数、 Φ は累積密度関数、 η_i は攪乱項）

$$\mathbf{M}_i(t) = (Z_i(t), N_i(t), \mathbf{X}_i(t), \mathbf{Y}_i(t))$$

$$s_i(t) = f \quad \text{iff} \quad \mathbf{M}_i(t) \alpha_f + \eta_i(f, t) > \mathbf{M}_i(t) \alpha_s + \eta_i(s_i(t)) \quad \text{for all } s_i(t) = \{p, u, r\},$$

$$s_i(t) = p \quad \text{iff} \quad \mathbf{M}_i(t) \alpha_p + \eta_i(p, t) > \mathbf{M}_i(t) \alpha_s + \eta_i(s_i(t)) \quad \text{for all } s_i(t) = \{f, u, r\},$$

$$\lambda_i(f, t) = -\frac{\phi(\mathbf{M}_i(t) \alpha_f)}{\Phi(\mathbf{M}_i(t) \alpha_f)}, \quad \lambda_i(p, t) = -\frac{\phi(\mathbf{M}_i(t) \alpha_p)}{\Phi(\mathbf{M}_i(t) \alpha_p)}. \quad (12)$$

4. 利用データ

推計に用いる主なデータは厚生労働省（旧労働省）『高年齢者就業実態調査（個人調査）』（1992年、1996年、2000年）の個票である。分析には55～69歳の男性高齢者16,237サンプル（うち1992年調査が5,558、1996年調査が5,688、2000年調査が4,991）を用いており、55歳当時に非就業であった者、調査時点あるいは55歳当時において自営・家族従業者や官公営企業雇用者であった者は除外している。

使用する変数は以下のとおりであり、表2に各変数の記述統計量をまとめている。

- ・ s_i : 就業形態（フルタイム雇用・パートタイム雇用・就業希望＜広義失業＞・非就業）
- ・ W_i : 賃金収入月額（フルタイム賃金、パートタイム賃金）
- ・ C_i : 高年齢継続雇用給付金
- ・ Z_i : 厚生年金受給満額
- ・ L_i : 在職老齢年金による厚生年金受給額の減額
- ・ X_i : 年齢、本人以外の世帯所得、非賃金収入（社会保障関連を除くベース）、厚生年金以外の公的年金受給額、私的年金受給額、その他年金受給額、健康状態（元気でない=1、元気=0）、就業中の配偶者（あり=1、なし=0）、住宅ローンの負担（あり=1、なし=0）、教育費の負担（あり=1、なし=0）、定年経験（あり=1、なし=0）、早期退職経験（あり=1、なし=0）、55歳当時に雇用されていた企業の規模（100人以下の企業規模をベースとするダミー変数）、55歳当時の職種（生産工程従事者をベースとするダミー変数）、地域別失業率、調査年（2000年調査をベースとするダミー変数）
- ・ Y_i : 55歳当時の企業からの転職経験（あり=1、なし=0）、勤務延長・再雇用制度による雇用（あり=1、なし=0）、役員（役員=1、非役員=0）、居住都道府県（北海道をベースとするダミー変数）、および X_i
- ・ N_i : 雇用保険手当

これらの変数のうち、就業形態 s_i については次のような分類を行った。まず、フルタイム雇用とパートタイム雇用の区別は、厚生年金制度との関連を考慮し、通常の労働時間の4分の3に満たない労働時間で働く場合をパートタイム雇用とみなした¹⁸。また、非就業については2節と同様に、就業を希望しながらも「適当な職が見つからない」という理由で職に就いていないケースを広義の失業、すなわち就業希望（広義失業）と分類し、非就業とは区別した。高年齢継続雇用給付金 C_i については、2000年調査ではその金額を得ることができないため、3年間のプール・データを用いた分析ではこの変数を取り除き、1992年と1996年の2年間のプール・データを用いたケースでその影響を検証する¹⁹。

18 2節と同様に、通常の労働時間については『毎月勤労統計調査』から求めた。

19 なお、2年間のデータを用いた分析結果では高年齢継続雇用給付金の影響は小さかったため、この変数を取り除いたときのバイアスも大きくはないと予想される。

表2 記述統計量

	合計	フルタイム雇用	パートタイム雇用	就業希望 (広義失業)	非就業
就業形態 (%)					
フルタイム雇用	56.9				
パートタイム雇用	11.1				
就業希望 (失業)	11.0				
非就業	21.0				
賃金月額 (千円)	264.3 (324.6)	385.6 (338.8)	201.5 (229.9)		
年齢 (歳)	61.3 (4.2)	59.5 (3.6)	62.8 (3.9)	64.9 (3.0)	62.8 (3.2)
厚生年金受給額 (在職老齢年金を含む、千円)	70.8 (94.3)	25.8 (62.2)	100.1 (100.0)	145.7 (91.3)	130.6 (96.0)
国民年金 (千円)	1.9 (13.5)	1.1 (9.8)	2.4 (13.2)	3.8 (19.6)	2.0 (15.4)
企業年金 (千円)	8.1 (33.6)	3.6 (23.0)	11.1 (38.9)	14.1 (44.1)	16.9 (45.2)
その他年金 (千円)	12.1 (49.0)	6.8 (35.6)	17.7 (59.2)	22.5 (66.5)	14.1 (53.8)
本人以外の世帯所得 (千円)	155.7 (186.2)	160.8 (189.6)	141.1 (181.6)	156.7 (187.6)	142.1 (168.7)
非賃金収入 (千円)	17.9 (259.2)	17.8 (330.9)	17.1 (148.3)	11.9 (94.8)	30.4 (71.5)
健康状態 (悪い、%)	24.1	13.4	21.3	56.6	20.4
就業中の配偶者あり (%)	27.0	27.3	30.0	26.8	22.8
住宅ローン負担あり (%)	25.6	33.2	23.3	10.4	17.5
教育費負担あり (%)	11.5	15.7	9.6	4.0	6.5
定年経験あり (%)	42.4	24.3	55.1	68.8	73.0
早期退職経験あり (%)	2.7	1.7	3.5	4.5	3.8
勤務延長・再雇用中 (%)	6.7	9.7	10.3		
55歳以降に転職経験あり (%)	18.8	21.7	58.5		
役員 (%)	9.5	14.9	9.4		
55歳当時の企業規模 (%)					
中規模 (100~999人)	28.0	27.5	28.0	28.0	30.7
大規模 (1000人以上)	26.6	23.3	30.5	30.2	33.2
55歳当時の職種 (%)					
専門的・技術的	9.8	9.7	11.7	9.3	9.3
管理的	18.0	19.5	15.0	16.8	15.7
事務	11.2	10.6	10.3	12.0	14.0
販売	7.0	8.2	5.6	4.8	6.3
サービス	2.8	3.1	2.6	2.0	2.5
保安	1.7	1.6	2.5	1.7	1.7
農林漁業	1.4	1.3	2.0	1.4	1.8
運輸・通信	9.6	8.5	13.7	9.7	10.7
失業率 (%)	3.3	3.2	3.5	3.4	3.6
1992年調査ダミー (%)	33.4	36.5	27.7	33.1	24.2
1996年調査ダミー (%)	34.0	34.7	31.6	32.0	36.8

備考：1. 1992年、1996年、2000年の各調査をプールした16,237サンプル。

2. 賃金や年金受給額等の金額については、消費者物価指数を用いて実質化している (1995年基準)。

3. 厚生年金受給額は減額後の受給額 ($Z_i - L_i$)。

4. 括弧内は標準偏差。

一方、厚生年金受給満額 Z_i については、在職老齢年金による減額部分 L_i が控除されたベースでの受給額しか観察されないため、減額前の年金受給満額 Z_i を算出することは難しい。しかし、先行研究で多く指摘されているように²⁰、実際の厚生年金受給額を就業決定関数の説明変数として使用すると、厚生年金と就業選択の因果関係を正しく捉えることができない。例えば、フルタイム雇用の選択と厚生年金の受給額に負の関係がみられたとしても、それが厚生年金による所得効果で就業が抑えられたものなのか、あるいは年金の減額を避けるために就業を抑制したものなのかを判断することはできないからである。また、就業選択と年金受給額が同時決定されている場合には、内生変数である年金受給額を説明変数として通常の推計を行うと、推計されたパラメータの一致性が損なわれてしまう問題もある。

こうした問題に対する解決策としては、清家 [1993] のように厚生年金の受給資格（ダミー変数）を説明変数として用いる方法や、操作変数法によって厚生年金受給額の内生性を除去する方法、あるいは小川 [1998a, b] が提示したように賃金や受給資格等の他の変数から本来もらえるべき厚生年金受給満額を逆算する方法等が考えられる。本稿では、(8)式にあるように厚生年金受給満額と在職老齢年金による減額部分を区別して説明変数として利用するため²¹、小川 [1998a, b] による方法を採用した（具体的な計算方法は補論2.を参照）。本来もらえるべき厚生年金受給満額は当期の就業選択とは独立に決定されるため、同時決定バイアスを心配する必要はない。また、算出された厚生年金受給満額と実際の厚生年金受給額との差をとれば、在職による減額部分 L_i も得ることができる。

最後に、雇用保険受給額については、『高年齢者就業実態調査（個人調査）』から直接データを得ることができないため、雇用保険の置換比率（失業する前の賃金月額に対する雇用保険給付額の比率）を50～60%程度と推計している八代・二上 [1996] にならい、60～64歳層について推定賃金月額の50%を（潜在的）受給額とすることにした²²。

20 例えば清家 [1993] を参照。

21 フルタイム雇用のバリュー・ファンクションでは在職老齢年金（ $Z_i - L_i$ ）がわかるだけでよいが、そのほかのバリュー・ファンクションで減額前の年金額（ Z_i ）が必要となる。

22 Martin [1996] は日本の雇用保険の置換比率を30%としているが、橋木 [1999] が述べるように、その推計は分母にボーナスを含むベースと考えられる。このため、ここでは50%の置換比率を採用した。なお、65歳以上の労働者については雇用保険の対象とはならないため、受給額はゼロとする扱いとした。

5. 労働供給モデルの推計結果

本節では3節で示した労働供給モデルの推計結果を述べる。表3がフルタイム雇用とパートタイム雇用に関するヘックマン型の賃金関数の推計結果であり、下段に1段階目のセレクション関数((12)式)、上段には2段階目の賃金関数((11)式)を載せている。また、表3の推計結果からすべてのサンプルについてフルタイム雇用とパートタイム雇用の推定賃金を算出し、さらにその推定賃金や年金受給額を用いて厚生年金受給満額 Z_i を作成したうえで、就業形態選択関数((9)~(10)式)を推計した結果が表4である。なお、2000年調査から継続雇用給付金のデータを得ることができないため、1992年と1996年のみのプール・データを用いた場合の推計結果を別に掲載している²³。また、表5には各変数の微小変化が就業確率に与える影響をシミュレートした結果を、図6には就業確率の予測値とその実績値を年齢別にプロットした結果をまとめている。

(1) 賃金関数

表3において推計された賃金関数のパラメータをみると、概ね良好な結果が得られていることがわかる。まず、フルタイム賃金についてみると、ミルズ比が統計的に有意であり、確かにセレクション・バイアスを考慮する必要があったことが示されている。年齢と年齢の2乗項はそれぞれ有意ではないが、両方のパラメータに関する同時検定を行うと、賃金に対して有意にマイナスの影響を与えている結果が得られる。さらに、各変数が賃金に与える影響についてみると、勤務延長・再雇用中である場合にはそうでない場合に比べ賃金が24%低く、転職経験があると41%も低くなるほか、早期退職制度による退職経験があっても、その後の賃金は他の人と比べ差がみられないこともわかる。役員である場合には賃金が54%程度高く、規模別にみると大企業ほど賃金が高くなっている。職種別には、生産工程やサービス、保安といった職種に比べ、専門的・技術的、管理的な職種で特に賃金が高い。

また、パートタイム賃金についても、フルタイム賃金と同様の結果が得られている。異なる点としては、年齢が賃金に対して非線形(1次項がマイナス、2次項がプラス)の影響を与えていることや、勤務延長・再雇用や転職経験、役員といった変数の影響が大きいこと、規模間格差が小さいこと、さらには、職種ダミーのベースとなっている生産工程の賃金が相対的に低くなっていること等が挙げられる。

23 1992年は継続雇用給付金の制度がなかったため、同変数の値はすべてゼロとなる。なお、継続雇用給付金以外の推計結果は、すべてのデータを用いた場合のものと同様であった。

表3 賃金関数（フルタイム雇用・パートタイム雇用）の推計結果

	フルタイム賃金（対数値）			パートタイム賃金（対数値）		
	係数	t値	p値	係数	t値	p値
賃金関数（2段階目）						
年齢	-0.0116	-0.30	0.765	-0.2775	-2.01	0.045
年齢の2乗項	-0.0002	-0.52	0.600	0.0019	1.70	0.089
勤務延長・再雇用中	-0.2428	-13.66	0.000	-0.6318	-7.14	0.000
早期退職経験あり	0.0125	0.35	0.725	-0.0037	-0.04	0.966
55歳以降に転職経験あり	-0.4129	-27.95	0.000	-0.9537	-12.09	0.000
役員	0.5363	36.19	0.000	0.6241	9.13	0.000
55歳当時の企業規模						
中規模（100～999人）	0.1114	10.20	0.000	0.0792	1.94	0.053
大規模（1000人以上）	0.2513	20.82	0.000	0.1329	3.19	0.001
55歳当時の職種						
専門的・技術的	0.3019	18.59	0.000	0.4123	7.57	0.000
管理的	0.3787	27.03	0.000	0.3476	6.55	0.000
事務	0.2041	12.92	0.000	0.2053	3.61	0.000
販売	0.1023	5.95	0.000	0.2180	2.99	0.003
サービス	-0.0592	-2.26	0.024	0.0969	0.96	0.336
保安	-0.1180	-3.29	0.001	0.0053	0.05	0.959
農林漁業	0.0115	0.28	0.779	0.1520	1.32	0.186
運輸・通信	-0.0081	-0.48	0.634	0.1347	2.63	0.009
失業率	0.0057	0.26	0.792	0.0882	1.11	0.266
1992年調査	-0.0013	-0.02	0.981	0.2196	1.05	0.292
1996年調査	0.0395	1.28	0.201	0.0904	0.80	0.424
定数項	6.7261	5.67	0.000	14.7468	3.40	0.001
ミルズ比	-0.0511	-3.30	0.001	-0.3265	-4.55	0.000
就業状態選択関数（1段階目）						
年齢	-0.3889	-2.05	0.040	-1.1480	-4.34	0.000
年齢の2乗項	0.0020	1.30	0.193	0.0087	4.13	0.000
55歳以降に転職経験あり	6.8564	22.53	0.000	4.7562	35.90	0.000
役員	1.6036	13.92	0.000	2.0636	9.43	0.000
厚生年金受給額	-0.0027	-9.44	0.000	-0.0029	-6.53	0.000
国民年金	-0.0030	-1.84	0.066	-0.0019	-0.89	0.373
企業年金	-0.0039	-3.54	0.000	-0.0022	-1.98	0.047
その他年金	-0.0040	-6.05	0.000	-0.0018	-2.57	0.010
本人以外の世帯所得	-0.0006	-5.42	0.000	-0.0006	-3.33	0.001
非賃金収入	-0.0001	-2.47	0.013	-0.0007	-3.91	0.000
健康状態（悪い）	-0.9839	-20.40	0.000	-0.5739	-8.26	0.000
就業中の配偶者あり	0.3623	6.68	0.000	0.2088	2.84	0.005
住宅ローン負担あり	0.5991	10.13	0.000	0.4558	5.34	0.000
教育費負担あり	0.5569	6.17	0.000	0.4158	3.33	0.001
定年経験あり	-4.1264	-15.21	0.000	-1.8795	-16.74	0.000
勤務延長・再雇用中	6.4383	20.14	0.000	4.7208	21.86	0.000
早期退職経験あり	-4.2249	-8.89	0.000	-2.2450	-8.56	0.000
55歳当時の企業規模						
中規模（100～999人）	-0.0885	-1.58	0.114	-0.1964	-2.31	0.021
大規模（1000人以上）	0.0701	1.00	0.315	0.0511	0.54	0.589
失業率	-0.2238	-2.15	0.031	-0.2321	-1.50	0.134
1992年調査ダミー	-0.2258	-0.83	0.405	-0.8306	-2.06	0.040
1996年調査ダミー	-0.1850	-1.23	0.217	-0.3911	-1.77	0.076
定数項	18.6327	3.17	0.002	38.4980	4.64	0.000
対数尤度	-9727.37			-9287.71		
サンプル数	16,237			16,237		

備考：1. t値は不均一分散を考慮した標準偏差を使って計算している（White heteroskedascity consistent estimators）。

2. 都道府県ダミーおよび就業状態選択関数の職種ダミーはそれぞれ掲載を省略。

(2) 就業形態選択関数

就業形態選択関数について、まず、図6でモデルの予測精度をみると、60歳時点で予測値と実績値の乖離がやや大きくなっているが、全体としては各就業確率が正しく予測されていることがわかる。

次に、パラメータの識別に留意しながら表4をみると以下のようなになる。すでに説明したように、ここで識別される各パラメータは、原則として非就業形態のパラメータからの差 ($\theta_f - \theta_r$ 、 $\theta_p - \theta_r$ 、 $\theta_u - \theta_r$) である。例えば、世帯収入のパラメータをみると、いずれの就業形態においても有意にマイナスとなっている。これは非就業のパラメータがフルタイム雇用やパートタイム雇用のパラメータよりも有意に大きく、その結果として、世帯収入がフルタイム雇用やパートタイム雇用の相対的な価値（バリュー）を下げていると解釈することができる。

一方、変数によっては、非就業形態のバリュー・ファンクションには入らないものや、逆に他の就業形態には含まれないものがあるため、パラメータを直接識別できるケースもある。具体的には、賃金 W_i 、在職老齢年金 $Z_i - L_i$ 、雇用保険手当 N_i 、継続雇用給付金 C_i といった変数のパラメータがそれに該当する。例えば、フルタイム賃金の0.0238や在職老齢年金の0.0216、パートタイム賃金の0.0162といったパラメータは、いずれも各バリュー・ファンクションのパラメータ (θ_f や θ_p) を

図6 推定就業確率の年齢別推移

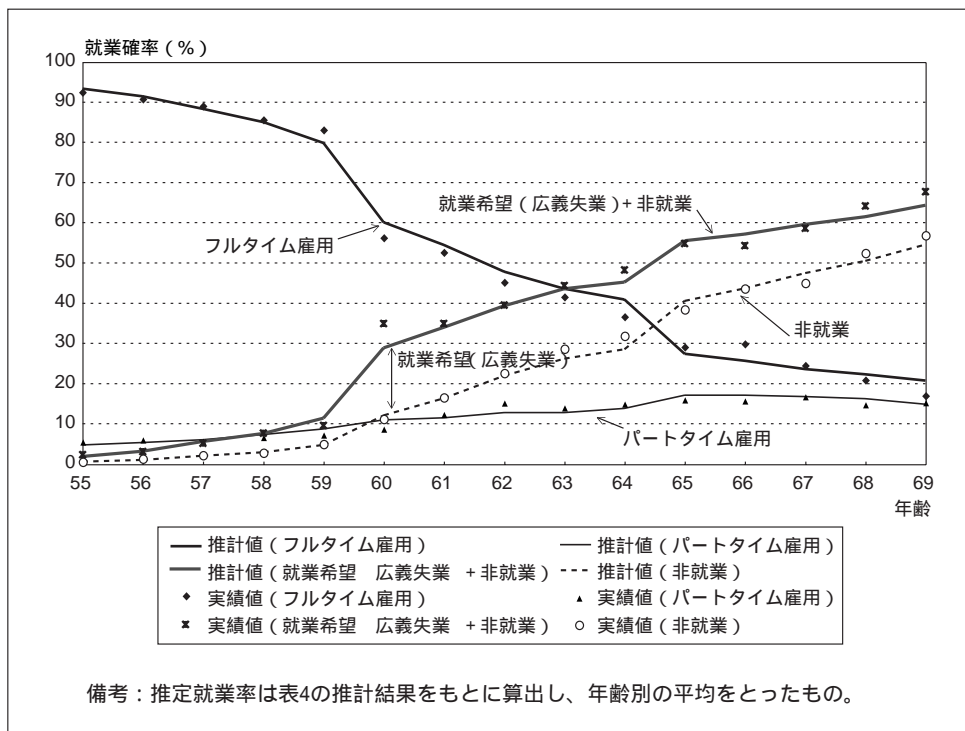


表4 就業形態選択関数の推計結果

	フルタイム雇用		パートタイム雇用		就業希望（広義失業）	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
年齢	-2.0675	-6.50**	0.7420	2.07*	-0.2721	-0.73
年齢の2乗項	0.0160	6.39**	-0.0058	-2.07*	0.0009	0.31
フルタイム賃金	0.0238	32.83**				
パートタイム賃金			0.0162	32.57**		
在職老齢年金	0.0216	28.53**				
雇用保険給付					0.0091	13.02**
厚生年金満額（フル厚生年金）	-0.0077	-18.89**	-0.0041	-9.64**	-0.0021	-5.51**
国民年金	-0.0094	-4.37**	-0.0053	-2.83**	-0.0044	-2.10*
企業年金	-0.0067	-7.14**	-0.0027	-3.26**	-0.0016	-2.11*
その他年金	-0.0040	-6.58**	-0.0025	-4.17**	-0.0035	-5.22**
本人以外の世帯所得	-0.0012	-7.09**	-0.0010	-5.27**	-0.0007	-3.90**
非賃金収入	-0.0003	-1.16	0.0001	1.01	0.0001	2.05*
健康状態（悪い）	-2.2008	-33.43**	-1.5112	-20.90**	-1.7056	-22.45**
就業中の配偶者あり	0.4922	7.51**	0.3137	4.33**	-0.1946	-2.51*
住宅ローン負担あり	1.0659	13.11**	0.7654	8.74**	0.5905	6.39**
教育費負担あり	0.6176	4.93**	0.4143	3.08**	0.2375	1.64
定年経験あり	-0.2430	-3.30**	0.0338	0.41	0.3498	3.94**
早期退職経験あり	-1.1428	-6.47**	-0.2828	-1.57	-0.4082	-2.22*
55歳当時の企業規模						
中規模（100-999人）	-0.5920	-8.00**	0.0292	0.36	0.0059	0.07
大規模（1000人以上）	-1.6209	-17.58**	0.0353	0.41	-0.1239	-1.36
55歳当時の職種						
専門的・技術的	-1.1210	-9.42**	-0.4723	-3.87**	0.1073	0.84
管理的	-2.2499	-18.02**	-0.7177	-6.70**	-0.1936	-1.83
事務	-0.8971	-8.52**	-0.3735	-3.29**	0.1644	1.49
販売	-0.1666	-1.31	-0.4040	-2.65**	0.2111	1.47
サービス	0.8009	4.38**	0.0461	0.21	0.3813	1.73
保安	0.7692	3.57**	0.4908	2.19*	0.4002	1.49
農林漁業	0.0700	0.31	0.2488	1.04	0.2133	0.86
運輸・通信	0.0403	0.40	0.1052	0.99	0.0373	0.32
失業率	-0.2369	-5.24**	0.0406	0.82	-0.0277	-0.55
1992年調査	-0.1013	-0.74	-0.0208	-0.13	-0.7879	-5.06**
1996年調査	-0.0308	-0.33	0.1381	1.33	-0.2358	-2.21*
定数項	65.2463	6.46**	-24.8459	-2.17*	14.1320	1.21
対数尤度	-11849.33					
疑似決定係数	0.3506					
サンプル数	16,237					

(参考：1992年と1996年のサンプルのみを用いたケース)

	フルタイム雇用		パートタイム雇用		就業希望（広義失業）	
	係数	t 値	係数	t 値	係数	t 値
継続雇用給付	0.0076	2.21*	-0.0019	-0.35		

備考：1. 就業状態（フルタイム雇用・パートタイム雇用・就業希望 広義失業・非就業）のうち非就業をベースラインとする。

2. t 値は不均一分散を考慮した標準偏差を使って計算している（White heteroskedascity consistent estimators）。

3. ** 印は1%水準で統計的に有意、*印は5%水準で統計的に有意なケース。

直接表しており、それぞれフルタイム雇用やパートタイム雇用の価値（バリュー）を高める効果があることがわかる。また、フルタイム雇用における厚生年金受給満額は、単独ではバリュー・ファンクションに入らないため、推計されたパラメータは $-\theta_r$ を表すことになる（すなわち $\theta_r = 0.0077$ ）。さらにこの推計値を用いれば、パートタイム雇用における厚生年金パラメータも、推計パラメータ $\theta_p - \theta_r = -0.0041$ から $\theta_p = 0.0036$ と識別できるほか、同様にして就業希望（広義失業）に関するパラメータも $\theta_u = 0.0056$ と計算できる。よって、厚生年金は非就業、パートタイム雇用、就業希望（広義失業）の価値（バリュー）をそれぞれ高めることが把握できる。こうした点に留意して他のパラメータもみてみると、統計的に有意ではないものも含まれるものの、全体としては期待されたとおりの符号を持っていることがわかる²⁴。

さらに、表5をみると、各変数が就業形態の選択に与える影響をより直感的に理解することができる。ここでは、各説明変数の値を微少に変化させようとして算出した就業確率の予測値と実際の値を用いて算出した就業確率の予測値の差をとり、それを就業確率に与える影響として比較してみた²⁵。

表をみると、まず、フルタイム賃金の1%の上昇がフルタイムの雇用確率を0.688%押し上げるほか、パートタイム賃金の1%の上昇がパートタイムの雇用確率を0.252%増加するなど、賃金がそれぞれの雇用確率にプラスの影響を与えていることがわかる。また、賃金には、フルタイム賃金の増加がパートタイム雇用の確率を減少させたり、パートタイム賃金の増加がフルタイム雇用を減少させるといった代替効果も確認することができる。ただし、これらの代替効果は賃金の直接効果よりは小さいため、非就業確率に対する賃金の効果はマイナスとなっている。

次に、各種の年金受給額や本人以外の世帯所得といった賃金以外の収入は、在職老齢年金を除き、いずれも雇用確率にマイナスの影響を与えており、労働供給に対するマイナスの所得効果をみることができる。その効果としては、年金受給額や世帯所得の1%の増加に対してフルタイムやパートタイムの雇用確率が0~0.06%増加する程度となっている。

在職老齢年金はフルタイムの雇用確率を高めているが、これは(8)式のモデルからみてわかるように、フルタイム雇用の価値（バリュー）が在職老齢年金によって高められていることを意味しており、小川[1998a, b]が指摘するように、在職老齢年金はフルタイム雇用に対して一種の補助金の役割を持っていると解釈することもできる。また、継続雇用給付金はフルタイム雇用に有意にプラスの影響を与える

24 就業希望（広義失業）を非就業と区別していることが正しいかどうかを検証するために、就業希望（広義失業）のすべてのパラメータがゼロであるという制約（すなわち、就業希望と非就業希望の確率が等しいという制約）が統計的に有意であるかについて、ワルド検定を行ってみた。その結果、当該制約が正しいという仮説は棄却されたため、就業希望（広義失業）と非就業は異なる就業形態と考えることが妥当と言える。

25 各就業形態を選択する推定確率は、(9)式にもとづいて算出した。また、シミュレーションには推計に用いたサンプルを利用した。

表5 説明変数の変化に対する推定就業確率の変化幅

	説明変数の変化		推定就業確率の変化幅(%)			
			フルタイム雇用	パートタイム雇用	就業希望	非就業
年齢	実績値	実績値+1	-0.491	0.859	-0.954	0.586
フルタイム賃金	実績値	+1%増加	0.688	-0.336	-0.169	-0.183
パートタイム賃金	実績値	+1%増加	-0.181	0.252	-0.028	-0.044
在職老齢年金	実績値	+1%増加	0.025	-0.005	-0.009	-0.011
雇用保険給付	実績値	+1%増加	-0.009	-0.004	0.019	-0.007
厚生年金満額(フル厚生年金)	実績値	+1%増加	-0.062	-0.009	0.011	0.060
国民年金	実績値	+1%増加	-0.002	0.000	0.000	0.002
企業年金	実績値	+1%増加	-0.005	-0.001	0.001	0.004
その他年金	実績値	+1%増加	-0.004	-0.001	-0.002	0.007
本人以外の世帯所得	実績値	+1%増加	-0.010	-0.003	-0.001	0.014
非賃金収入	実績値	+1%増加	-0.001	0.000	0.000	0.000
健康状態(悪い)	すべて0	すべて1	-14.562	-1.196	-4.976	20.734
就業配偶者	すべて0	すべて1	4.826	0.770	-3.424	-2.171
住宅ローン負担あり	すべて0	すべて1	6.967	0.774	-0.269	-7.473
教育費負担あり	すべて0	すべて1	4.503	0.375	-0.863	-4.015
定年経験あり	すべて0	すべて1	-4.288	1.039	3.418	-0.170
早期退職経験あり	すべて0	すべて1	-10.862	3.985	0.499	6.378
失業率	実績値	実績値+1	-2.922	1.657	0.448	0.817
55歳当時の企業規模						
中規模(100~999人)	すべて0	すべて1	-19.850	10.040	3.961	5.849
大規模(1000人以上)	すべて0	すべて1	-7.204	3.313	1.874	2.018
55歳当時の職種						
専門的・技術的	すべて0	すべて1	-11.126	0.808	5.598	4.720
管理的	すべて0	すべて1	-21.915	4.697	6.708	10.510
事務	すべて0	すべて1	-9.248	0.544	5.185	3.520
販売	すべて0	すべて1	-0.906	-2.954	3.012	0.848
サービス	すべて0	すべて1	7.737	-3.599	0.110	-4.248
保安	すべて0	すべて1	5.345	0.037	-0.283	-5.099
農林漁業	すべて0	すべて1	-1.142	1.683	1.068	-1.608
運輸・通信	すべて0	すべて1	-0.166	0.727	-0.007	-0.554
継続雇用給付	実績値	+1%増加	0.001	0.000	0.000	0.000

備考: 1. 推計結果をもとに算出。

2. 継続雇用給付については、1992年と1996年のみのサンプルを用いたケース。

(参考) 賃金をコントロールしない場合の職種・調査年次効果

	説明変数の変化		推定就業確率の変化幅(%)			
			フルタイム雇用	パートタイム雇用	就業希望	非就業
55歳当時の職種						
専門的・技術的	すべて0	すべて1	6.00	1.00	-2.59	-4.41
管理的	すべて0	すべて1	8.71	-2.37	-3.66	-2.67
事務	すべて0	すべて1	3.20	-0.95	-0.14	-2.11
販売	すべて0	すべて1	4.71	-1.37	-0.32	-3.02
サービス	すべて0	すべて1	4.56	-0.21	0.49	-4.84
保安	すべて0	すべて1	-1.40	5.01	0.68	-4.29
農林漁業	すべて0	すべて1	-7.57	4.68	3.06	-0.18
運輸・通信	すべて0	すべて1	-4.24	5.12	-0.04	-0.84
1992年調査	すべて0	すべて1	7.40	-1.64	-6.96	1.20
1996年調査	すべて0	すべて1	5.56	-1.57	-3.46	-0.53

が、その効果はかなり小さい²⁶。雇用保険手当については、そのインパクトは小さいものの、フルタイム雇用を減らし就業希望（広義失業）を増やす効果を持っている²⁷。これは、八代 [1999] 等が指摘するように、定年後の市場賃金が低いために、定年後に就業せずに失業者として雇用保険手当を受給する傾向を反映したものとも考えられ、雇用保険手当が高齢者にとって「年金化」していることの表れとも言える。

このほか、健康状態が悪い場合には、雇用確率や（広義）失業確率が低くなり、非就業者となる確率が大幅に高まることや、就業中の配偶者がいるとフルタイム雇用とパートタイム雇用の確率が高まることも、推計結果から把握できる²⁸。また、住宅ローンの負担や教育費の負担がある場合には、フルタイムとパートタイムの雇用確率が高くなり、引退が遅くなる傾向もみられる。

一方、定年による退職と早期退職制度による退職の違いをみると、両者ともフルタイム雇用からパートタイム雇用や非就業（就業希望 < 広義失業 > を含む）へのシフトを起こす点は変わらないが、定年退職の場合には早期退職とは異なり、非就業者となっても就業を希望する傾向が強くなっている。事実上の解雇手段として活用されている側面があるとは言え、早期退職制度による退職には労働者側の能動的な意思決定が反映されるため、退職後に失業することなく、パートタイムで雇用されたり非労働力化しやすいと解釈することができる。

最後に55歳当時の企業規模や職種、調査年次による就業確率の違いをみると、中規模や大規模の企業で雇用されていた場合には、その後にフルタイムで雇用されている確率が低くなるのがわかる。また、職種による違いをみると、専門的・技術的あるいは管理的な職種でフルタイムの雇用確率が低い一方、サービスや保安といった職種ではフルタイムの雇用確率が高くなっている²⁹。

26 高齢者継続雇用給付金に関しては、金子 [1998] でも、労働供給に与える効果は小さいと指摘されている。

27 インパクトが小さい理由としては、雇用保険手当が実際の給付額ではなく賃金との置換比率で算出した推計値であることや、割引率をゼロとしているために給付期間を考慮できていないこと等が挙げられる。

28 就業中の配偶者の影響としては、Blau [1998] やHurd [1988]、Burtless and Moffitt [1985] らが分析しているように、夫婦で就業している場合には2人同時に引退する傾向があることを反映していると考えられる。また、就業希望（広義失業）への影響はマイナスとなっていることから、就業中の配偶者がいてもすでに本人が職に就いていない場合には、さらに職探しすることはせず、非労働力化しやすいことも示されている。

29 ただし、ここでは他の変数による影響をコントロールしているため、この結果によって、単に専門的・技術的あるいは管理的な職種に就いていた人のその後の雇用確率が低いことが示されたわけではない。例えば、表3でみたように専門的・技術的あるいは管理的な職種に就いていた人の賃金は他に比べて高いため、賃金をコントロールしない場合には職種による雇用確率が異なってくる可能性が高い。そこで、賃金をコントロールせずに就業選択関数を推計した場合の職種効果を調べてみると、予想したとおり、専門的・技術的あるいは管理的な職種に就いていた人の雇用確率は高くなる（表5を参照）。すなわち、専門的・技術的あるいは管理的な職種に就いていた人の雇用確率は高いが、それは賃金が高いことに起因すると言うことができる。同様のことは調査年次による就業確率の違いについても当てはまり、表5にあるように、賃金をコントロールすると、フルタイム雇用の減少傾向やパートタイム雇用・就業希望（広義失業）の増加傾向は確認できなくなってしまう。こうしたことより、2節でみた職種や調査年次による就業形態の違いは、その多くが賃金の動きによって説明されると考えることができる。

6. 労働供給行動のシミュレーション(1) : 公的年金制度や賃金との関係

本稿で扱っている労働供給モデルは構造形であるため、推定パラメータを用いて、高齢者の労働供給が年金制度や賃金等の変化にどのように反応するかを定量的に把握することができる。そこで、本節では前節で推計されたモデルを用いていくつかのシミュレーションを行い、公的年金制度や賃金との関係に注目しながら高齢者の労働供給行動について議論する。

(1) 公的年金制度との関係

まず、高齢者の労働供給を考えるうえで鍵となる公的年金制度との関係について考えてみる。わが国の公的年金制度で高齢者の就業意欲を抑制しているのではないかと問題視されてきたのが、在職老齢年金の制度である。在職老齢年金とは、60～64歳で在職している高齢者が受給できる特別支給の老齢厚生年金を指す。老齢厚生年金が退職後の所得保障を目的としているために、その支給額は賃金やそのほかの条件に応じて減額される仕組みとなっているが、これまで、その減額の仕方が就業抑制的であると多くの指摘を受けてきた³⁰。

すなわち、1994年度までの制度のもとでは、厚生年金受給額は賃金（標準報酬月額）に比例して2～10割の減額が行われていたため、労働者にとっての予算制約線が図7のように「のこぎり型」となっていた。このため、労働供給を増やしても賃金と年金の合計額が減少してしまういわゆる「逆転現象」が起きやすく、労働供給が阻害される傾向が強かった。例えば、労働者がAのような効用関数を持つと想定すると、賃金月額の増加に伴う年金の減額のない細線の予算制約線のもとでは点*h*が選択されるが、実際には減額が行われる太線の予算制約によって点*i*が選ばれ、労働供給時間が少なくなるからである。

こうした問題点を改善するため、1994年度の厚生年金制度の改正では減額の仕組みが変更され、1995年4月からは、賃金と年金の合計額にもとづきスムーズな減額が行われるようになった。改正後の予算制約線は図8のようになるが、これをみると「のこぎり型」の形がなくなり、改正前に比べると確かに就業促進的な設計となっていることがわかる。しかしながら、在職に伴う減額が行われるという点では、改正後の仕組みも依然として就業を抑制するものである。例えば、労働者の効用関数がBのようであった場合、減額が一切行われない細線の予算制約線では点*j*の分だけ労働供給が行われるが、改正後の予算制約線のもとでは点*k*が選択されるため、労働供給は行われなくなってしまう。

30 この点に関する実証研究はかなりの蓄積が進んでいる。代表的なものとしては、清家 [1993] や小川 [1998a, b]、安部 [1998]、岩本 [2000]、大石・小塩 [2000]、あるいはTachibanaki and Shimono [1985]、Yamada [1990]、Oshio and Yashiro [1997]、Abe [2001] 等が挙げられる。

図7 予算制約線と労働供給の決定：1994年改正前

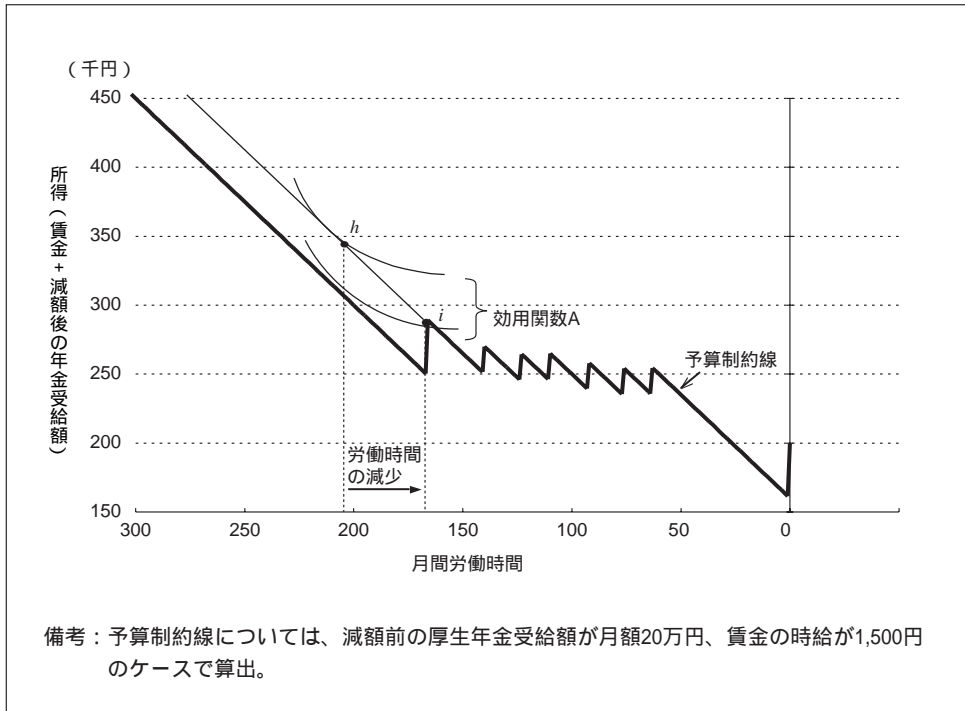
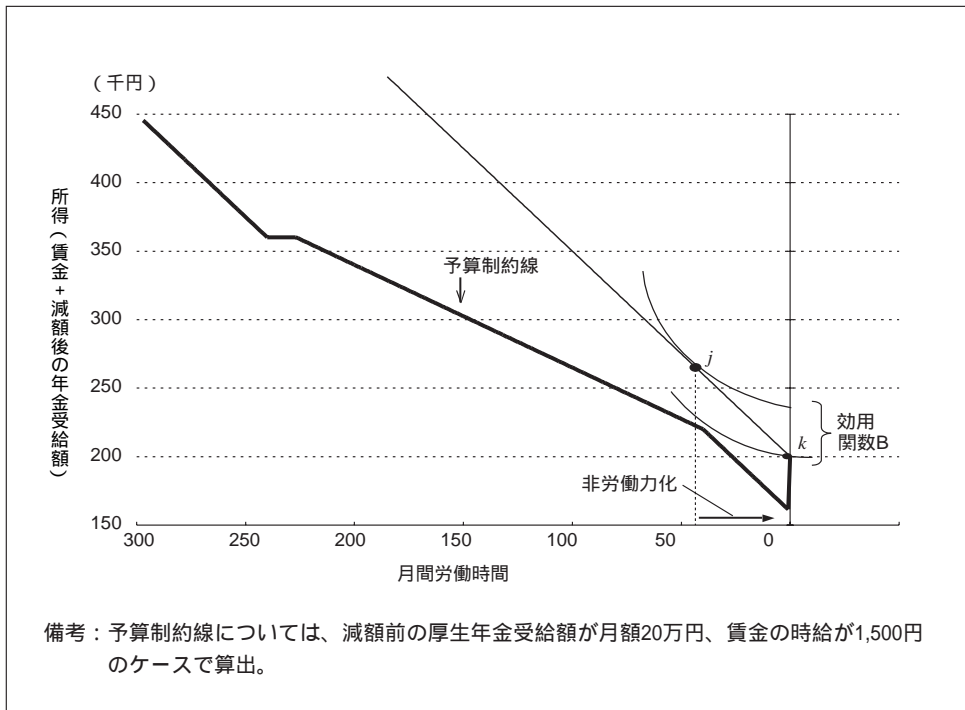


図8 予算制約線と労働供給の決定：1994年改正後



こうした点をシミュレーションで確認してみると、表6のケース1~4のようになる。表6は60~64歳の就業確率をいくつかのケースで推計したものである。ケース1はベースラインとなる推計値であり、ケース2では1994年改正以前の制度にもとづいてすべてのサンプルの在職老齢年金を再計算した場合、ケース3では1994年改正以降の制度で在職老齢年金を再計算した場合、さらにケース4では在職による減額が一切行われないと仮定した場合について、それぞれ就業確率の予測値を算出している³¹。

表6 シミュレーション結果：推定就業確率の変化（60~64歳）

設定 (ケース1~6)	就業確率(%)			
	フルタイム雇用	パートタイム雇用	就業希望(失業)	非就業
1. 推計値(ベースライン)	49.79	12.32	20.69	17.19
2. 1994年改正前の制度で在職老齢年金を算出	48.65 (-1.14)	12.65(+0.32)	21.09(+0.40)	17.61(+0.42)
3. 1994年改正後の制度で在職老齢年金を算出	52.04 (+2.25)	11.86(-0.46)	19.63(-1.06)	16.47(-0.73)
4. 在職老齢年金による減額がゼロ	61.93(+12.14)	9.18(-3.15)	15.45(-5.25)	13.45(-3.74)
5. 年金の支給開始年齢が65歳	59.10(+9.31)	13.69(+1.36)	14.72(-5.98)	12.50(-4.69)
6. 賃金が20%上昇	61.35(+11.56)	10.72(-1.61)	15.88(-4.81)	12.05(-5.14)

備考：1. 就業確率は全サンプルの平均値（60~64歳層）。

2. 括弧内はベースラインからの乖離幅。

3. ケース5の年金は厚生年金（在職老齢年金を含む）国民年金、企業年金、その他年金のことをさす。60~64歳での年金が支給されなくなるため、在職老齢年金はゼロとなる扱い。

4. ケース6では賃金変化に伴う在職老齢年金の変化を別添にある方法で再計算したうえでシミュレーションを実施している。

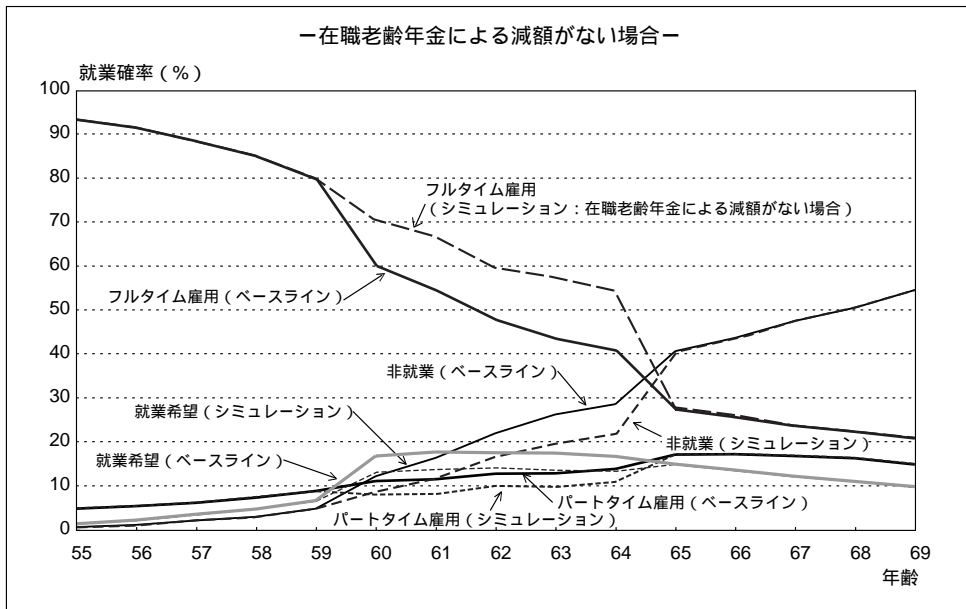
各ケースのフルタイム雇用の確率をみると、ケース2ではベースラインよりも1.14%小さくなっている一方、ケース3では2.25%大きくなっており、1994年度の改正によってフルタイムの労働供給が3%程度押し上げられたことがわかる。これは、1994年度の改正によって予算制約線が図7から図8へと是正されたことによる純粋な効果と評価することができる。しかしながら、ケース4をみるとフルタイムの雇用確率はベースラインよりも12%も高くなっており、在職による厚生年金の減額がなければ、さらに多くの高齢者が活用されていた可能性がある。

図9は、このケース4を用いて在職老齢年金制度が各就業確率に与える影響を年齢別にみたものである。これをみると、在職老齢年金の減額がなくなることによって、60歳時のフルタイム雇用の急激な落込みが65歳までなくなることや、それまで非就業者だった人がフルタイム雇用として就業するようになること、さらにはパートタイム雇用からフルタイム雇用へのシフトがみられることがわかる³²。このように、改正後の制度であっても、在職に伴う厚生年金受給額の減額は、60歳代前半の労働供給を抑制していると言える。

31 在職老齢年金の再計算の方法は、補論2.で示したものと同一である。

32 多くのパートタイム雇用者は厚生年金の被保険者ではないため、在職老齢年金の減額を避けることができる。逆に、フルタイム雇用に伴う減額がなくなれば、一部のパートタイム雇用者がフルタイムで働くようになることをシミュレーション結果は示している。

図9 推定就業確率の年齢別推移：シミュレーション1



一方、年金と高齢者の労働供給の関係を考える際には、年金の支給開始年齢が65歳へと段階的に引き上げられることも重要な論点となる³³。そこで、厚生年金や国民年金といった各種年金の支給開始年齢が65歳となった場合に労働供給がどのように変わるかをシミュレートしてみた³⁴。前出の表6のケース5では、64歳までのすべてのサンプルについて年金の受給額をゼロとした場合の就業確率の予測値を計算している。結果をみると、年金が現行よりも5歳遅れて支給されることに伴って、60～64歳層のフルタイム雇用者が9%程度増加して59%程度になることが見込まれる³⁵。そして、その内訳としては、それまで就業していなかった人がフルタイム雇用者となるケースがほとんどで、年金が受給できなくなったことによって留保賃金が下がり、多くの人々が新たに就業するようになる姿が描かれている。さらに、図10では厚生年金の支給開始年齢の引上げに伴って定年年齢も65歳に引き上げられた場合のシミュレーションも行っているが³⁶、フルタイム雇用は55歳から64歳まで比較的スムーズ

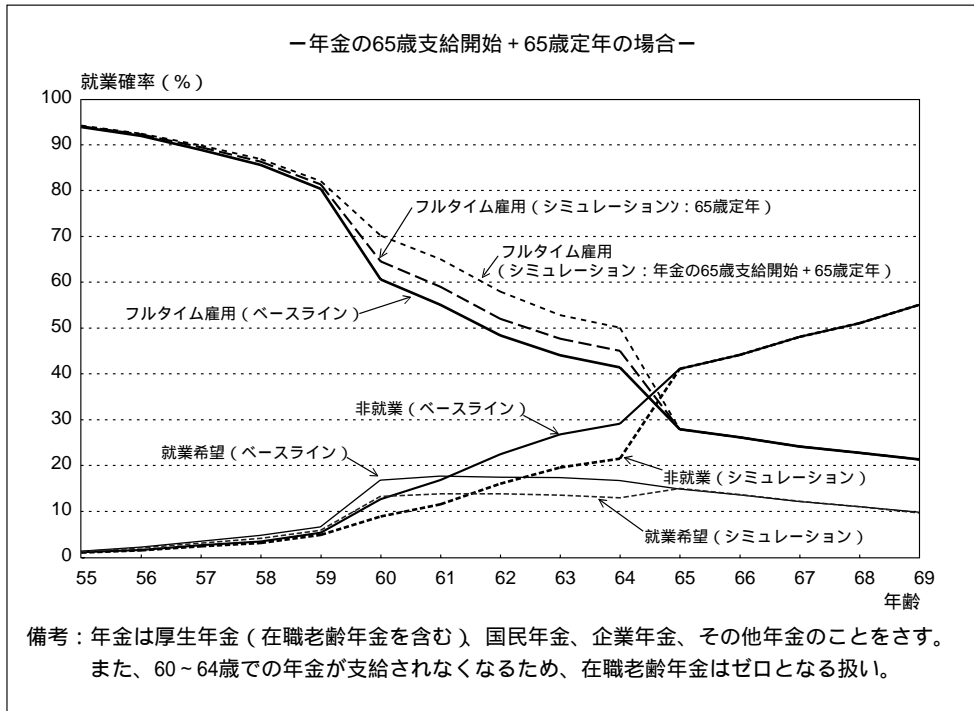
33 例えば1994年の厚生年金制度の改正によって、60～64歳層の特別支給の老齢厚生年金のうち定額部分の支給開始年齢が2001年度から2013年度にかけて段階的に65歳に引き上げられることが決まり、さらに2000年の改正では報酬比例部分についても、2013年度から2025年度にかけて段階的に65歳までに引き上げられることになった。なお、年金と労働供給に関する米国での先行研究例としては、Kruger and Pischke [1992] や Boskin [1977]、Fields and Mitchell [1984] 等が挙げられる。

34 この場合、厚生年金が65歳から支給されることにより、60～64歳時に在職している時に支払われる在職老齢年金はゼロとなる。

35 この変化には、年金が受給できなくなったことに伴う労働供給の増加と在職老齢年金がなくなることに伴う労働供給（フルタイム雇用）の減少の両方の効果が含まれている。

36 具体的には、ケース4の扱いに加え、64歳までの定年経験ダミー変数の値をすべてゼロにして就業確率を計算している。

図10 推定就業確率の年齢別推移：シミュレーション2



に減少していき、65歳時点で大きく減少する様子を見ることができる。

(2) 賃金との関係

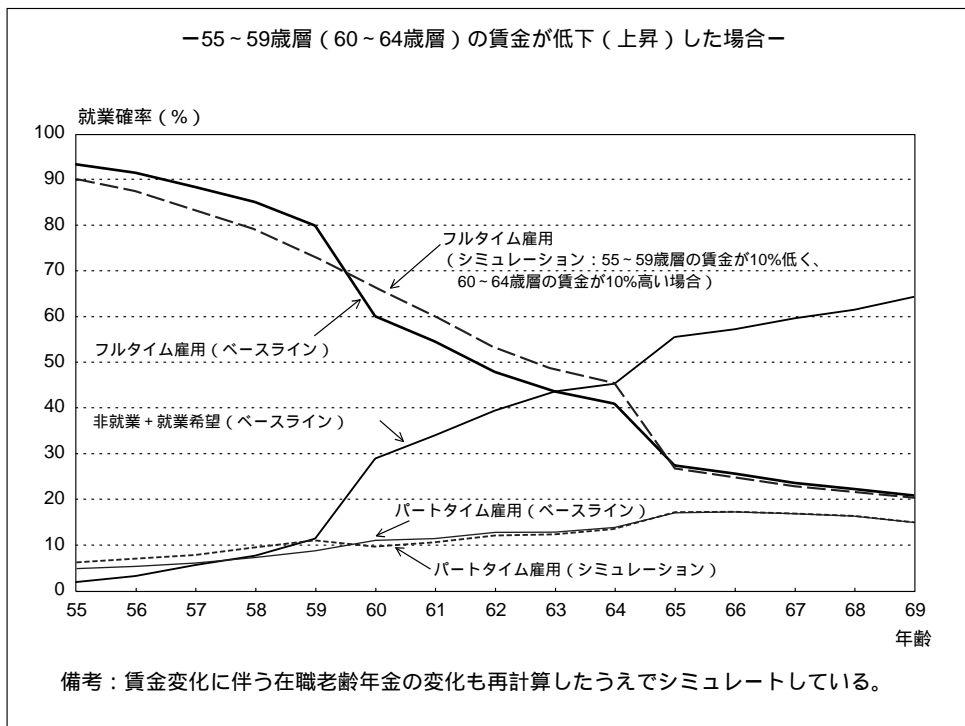
前節の推計結果から把握できたように、フルタイム雇用やパートタイム雇用は賃金に大きく依存しており、高齢者の労働供給行動を予測するうえで、賃金は公的年金とともに重要な要因であると言える。

推計に用いたサンプルを用いて55～59歳層と60～64歳層のフルタイム賃金を比較してみると、60～64歳層の賃金は55～59歳層よりも20%程度低い。これは、この年齢層で就業している雇用者の多くが定年後に勤務延長制度や再雇用制度によって低い賃金で雇われているためと思われるが、仮に定年が延長されるなどして55～59歳層の賃金水準が64歳まで維持された場合には、労働供給はどの程度増加するだろうか。そこで、60～64歳層の賃金が20%上昇した場合の労働供給行動をシミュレートしてみると（前出の表6のケース6）、フルタイムの賃金の20%上昇によって、雇用確率は10%程度高くなることがわかる。

しかしながら、こうした状況はあまり現実的とは言えない。Lazear [1979, 1981] で示された理論に従えば、雇用者の賃金は若年期に低く抑えられ高齢期では生産性を上回って支払われる、いわゆる後払いの方式をとる。したがって、企業内での雇用が60歳から65歳までに引き延ばされた場合には、各雇用者に対する収支を合わせるために、企業が早い段階から雇用者の賃金を調整するようになり、高齢期の賃金カーブがフラット化することも予想される。すなわち、雇用者を65歳まで抱えるためには、企業内の年功的な賃金制度を改定することが必要となってくるのである。

そこで図11では、こうした賃金制度の改定によって労働供給がどのように変化するかをシミュレートしてみた。設定としては、現在の賃金カーブのうち、55歳以降の賃金カーブに限ってフラット化する。具体的には、55～59歳層のサンプルのフルタイム賃金を現在の水準から10%下げ、60～64歳層のフルタイム賃金を10%上げていいる。図をみると、こうした賃金変化に伴い、55～59歳層のフルタイム雇用の確率が低下する一方で60～64歳層の確率が上昇するものの、55歳から64歳までを通してみれば就業確率に大きな変化は生じないことがわかる。

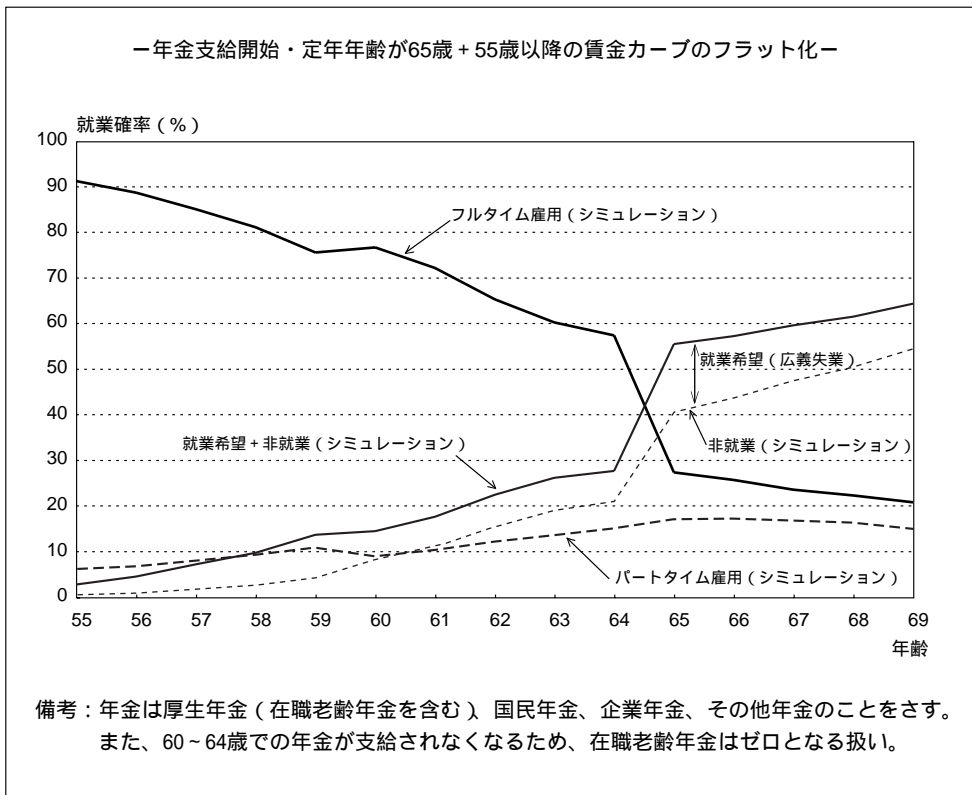
図11 推定就業確率の年齢別推移：シミュレーション3



さらに、これまでのシミュレーションを組み合わせることによって、年金の支給開始年齢と定年年齢がともに65歳になると同時に、賃金制度の改定（55歳以降の賃金カーブのフラット化）が行われた場合の労働供給の動きを予想することもできる。この場合、図12をみてわかるように、フルタイムの雇用確率は64歳まで高くなり、65歳で急激に低下するほか、60～64歳層でみられた就業希望（広義失業）の増加はなくなり、代わりに65～67歳頃の就業希望（広義失業）が増加する。

なお、同程度の賃金水準であってもフルタイム雇用の確率が年齢とともにスムーズに減少していくのは、加齢によって労働に対する限界苦痛が大きくなることを反映していると考えられる。このため、今後、年功的な賃金設定が行われなくなり、その時々生産性に応じた賃金が支払われるようになると、厳しい業績査定が労働者の限界苦痛を増やし、これに耐えかねて就業を断念する高齢者が増えてくる可能性も十分予想できる。

図12 推定就業確率の年齢別推移：シミュレーション4



7. 労働供給行動のシミュレーション(2): 継続雇用と転職の区別

これまでのモデルでは個人の就業形態について、同一企業で雇用が継続するケースと別の企業へ転職するケースを区別してこなかった。しかし、そうしたモデルでは、60歳の定年年齢付近までは同一企業で就業し、それ以降は別の企業に転職して就業を続けた後に引退するという引退パターンは正しく捉えることができない。また、外部労働市場の成熟が遅れ、高齢者の有効求人倍率が低い日本の労働市場を考えると、引退前的高齢者にとってそれまで勤務してきた企業に残れるかどうかは大きな問題であり、それによって労働供給行動が異なってくる可能性が高い。さらに、公的年金の支給開始年齢の引上げに伴い、労使間でも近年、定年年齢の延長や勤務延長・再雇用制度の活用等、65歳付近まで雇用を保障する方策について協議が進められており、そうした制度変更によって高齢者の就業行動がどのように変化するかといった点も関心を集めている。

そこで、本節ではこれまでのモデルを修正し、継続雇用と転職を区別したバージョンの労働供給モデルを推計し、公的年金や定年制といった要因が就業確率へ与える影響を分析することにする。

(1) モデルの修正と推計結果

モデルの修正は以下のとおりである。まず、高齢者の労働供給が、55歳当時に勤務していた企業で継続雇用するかどうか、そして継続しない場合には次の段階として別の企業へ転職するか非就業者となるかの2つのステップによって決定されることを想定する³⁷。簡略化のため、ここではフルタイム雇用とパートタイム雇用の区別は行わないが、非就業についてはこれまでどおり、就業希望(広義失業)と非就業を区別して分析する。したがってモデルとしては、第1段階で継続雇用するかどうかの2値選択を行い、第2段階では、継続雇用しなかった場合に転職・就業希望(広義失業)・非就業の3値から就業形態を選択するネステッド・ロジット・モデルとなる。

説明変数はこれまでのモデルとほぼ同じものを用いるが、以下の2点において修正が必要となる。まず、第1段階の継続雇用を決定するモデルにおいては、年齢の2乗項の代わりに60歳以降に1の値をとるダミー変数を用いる。これは、労働者が継続雇用を決める際、60歳以降の年齢では定年制による制約を強く受けることを考慮したものである。就業形態を選択する時と違って、同一企業での継続雇用を決める場合には、多くの労働者が強制的にその企業を退職しなければならない定年制は、

37 勤務延長・再雇用制度によって定年後も同一企業で雇用が継続するケースも、ここでは継続雇用を含むこととする。

労働者にとって大きな制約（継続雇用に対してマイナスのインパクト）になると考えられるからである³⁸。こうした制約を捉えるためには、本来であれば、55歳当時に雇用されていた企業での定年年齢を用いることが望ましいが、データ制約の関係で、ここでは一律に60歳以降にこうした制約を受けるものと仮定する³⁹。次に、第2段階で就業形態の選択モデルを推計する際には、継続雇用していないサンプルしか観察されないというサンプル・セレクション・バイアスを考慮し、第1段階の継続雇用関数の推計結果から算出したミルズ比を説明変数に加えることにする⁴⁰。

以上の修正を行ったうえで、継続雇用と転職を区別した就業形態選択モデルを推計してみた。推計結果は表7にまとめてあり、パラメータの符号や有意性は表4と同様、概ね良好な結果が得られている。また、ミルズ比は転職雇用において有意となっているほか、60歳以降ダミーは有意にマイナスのパラメータを持っており、定年によって継続雇用に制約が課せられていることがわかる。

図13では、得られた推計結果をもとに、継続雇用する確率（上段）と継続雇用しなかった場合に転職・就業希望（広義失業）・非就業の各形態を選択する条件付就業確率（下段）を算出し、それぞれを年齢別にプロットしてみた。これをみると、代表的な労働者を想定した場合、55歳当時に勤めていた企業での継続雇用は59歳まで続き、60歳で転職・就業希望（広義失業）・非就業を選択するフェーズに入った後、63歳までは転職雇用を選択し、64歳以降は非就業状態となって引退していく様子を把握することができる。

また、表8を用いて各説明変数が就業確率に与えるインパクトについてみてみると、在職老齢年金は継続雇用よりも転職雇用に対して大きな影響を与えていることや、雇用確率の賃金弾性値は転職時よりも継続雇用時の方が大きいこと、さらには、大企業に勤めていた労働者ほどその後の継続雇用確率は小さいが、大企業を去った後は別の企業で雇用される確率が高いこと等が、前節までの分析ではわからなかった点として挙げる事ができる。

38 定年時には勤務延長や再雇用制度による継続雇用が残されているが、すべての人が希望して同一企業に残れるわけではない。

39 なお、前節までのモデルで説明変数に含めていた定年経験ダミーは、ここでの分析には適さないので、説明変数からは除外する。

40 2つのステップを同時に最尤法によって推計することもできるが、ヘックマン型の2段階法を用いても一致推定量を得ることはできる。

表7 就業形態選択関数の推計結果(継続雇用・転職・就業希望 広義失業 ・非就業)

	継続雇用打切り前 継続雇用		継続雇用打切り後			
	係数	t 値	転職雇用		就業希望 (広義失業)	
			係数	t 値	係数	t 値
年齢	-0.0855	-8.54 **	-1.3673	-3.98 **	0.3927	1.03
年齢の2乗項			0.0110	4.14 **	-0.0043	-1.44
60歳以降ダミー	-0.6494	-8.15 **				
賃金	0.0063	17.13 **	0.0106	8.43 **		
在職老齢年金	0.0036	4.71 **	0.0241	18.40 **		
雇用保険給付					0.0052	9.49 **
厚生年金	-0.0053	-16.70 **	-0.0040	-3.87 **	-0.0015	-1.95
国民年金	-0.0027	-1.73	-0.0088	-4.04 **	-0.0046	-2.03 *
企業年金	-0.0077	-7.45 **	-0.0007	-0.50	-0.0009	-0.76
その他年金	-0.0069	-12.08 **	-0.0001	-0.11	-0.0031	-2.72 **
本人以外の世帯所得	-0.0003	-2.89 **	-0.0010	-5.44 **	-0.0006	-3.39 **
非賃金収入	-0.0001	-0.81	-0.0030	-1.94	0.0008	1.62
健康状態 (悪い)	-0.8262	-17.13 **	-1.6065	-10.67 **	-1.6520	-12.93 **
就業中の配偶者あり	0.2596	5.49 **	0.3539	4.35 **	-0.1919	-2.31 *
住宅ローン負担あり	0.5160	10.52 **	0.7351	6.27 **	0.5466	4.99 **
教育費負担あり	0.2093	2.80 **	0.4822	3.53 **	0.1986	1.32
55歳当時の企業規模						
中規模 (100-999人)	-0.7721	-15.02 **	0.2586	1.86	0.1147	1.05
大規模 (1000人以上)	-1.5733	-25.70 **	0.2757	1.07	0.0398	0.24
55歳当時の職種						
専門的・技術的	-0.3559	-3.95 **	-0.3185	-2.50 *	0.0874	0.68
管理的	-0.8460	-8.94 **	-0.8426	-5.20 **	-0.2359	-2.25 *
事務	-0.5089	-6.66 **	-0.2336	-1.86	0.1375	1.24
販売	-0.2249	-2.47 *	-0.0078	-0.06	0.1002	0.69
サービス	0.2586	2.10 *	0.4791	2.28 *	0.3591	1.57
保安	0.5289	3.43 **	0.3706	1.52	0.3897	1.40
農林漁業	-0.3757	-2.25 *	0.3115	1.30	0.1558	0.63
運輸・通信	-0.0643	-0.92	0.2701	2.46 *	0.0849	0.73
失業率	-0.1415	-4.31 **	-0.0310	-0.59	-0.0285	-0.54
1992年調査	-0.4395	-4.50 **	0.3179	1.91	-0.7211	-4.38 **
1996年調査	-0.4439	-6.64 **	0.3960	3.18 **	-0.1251	-1.08
定数項	5.8355	9.17 **	-0.9955	-2.68 **	-0.0344	-0.13
ミルズ比			42.1139	3.83 **	-7.1201	-0.59
対数尤度	-7153.73		-6779.18			
疑似決定係数	0.3643		0.2212			
サンプル数	16,237		8,192			

備考：1. 継続雇用打切り後の推計は、就業形態(継続雇用・転職・就業希望 失業 ・非就業)のうち非就業をベースラインとする。

2. t 値は不均一分散を考慮した標準偏差を使って計算している(White heteroskedascity consistent estimators)。

3. ** 印は1%水準で統計的に有意、*印は5%水準で統計的に有意なケース。

図13 継続雇用確率と継続雇用打切り後の就業確率の年齢別推移

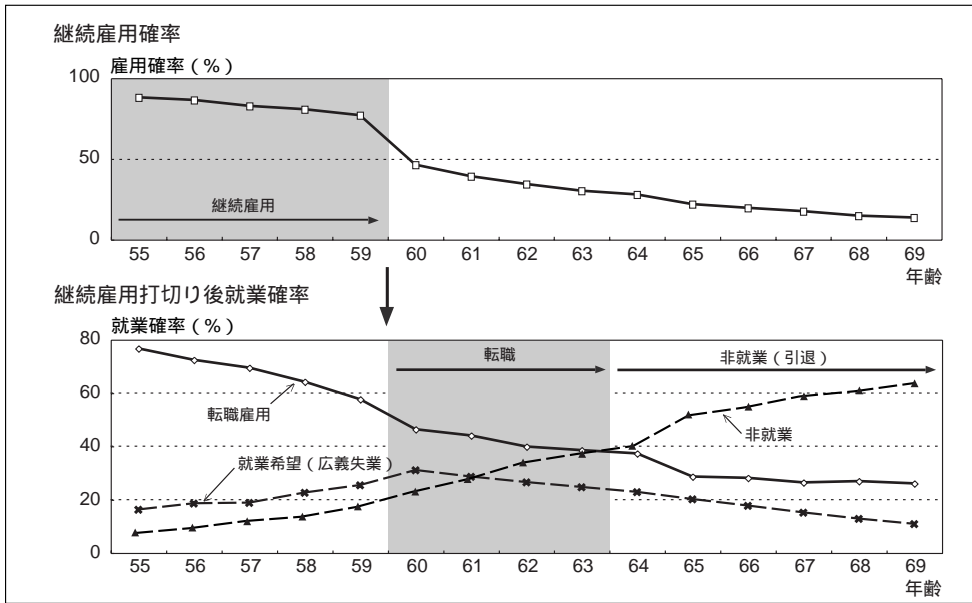


表8 説明変数の変化に対する就業確率の変化幅

説明変数の変化			就業確率の変化(%)				
			継続雇用	転職雇用	就業希望	非就業	
年齢	実績値	実績値+1	-2.152	2.018	0.779	-0.646	
賃金	実績値	+1%増加	0.269	0.056	-0.178	-0.147	
在職老齢年金	実績値	+1%増加	0.005	0.011	-0.009	-0.006	
雇用保険給付	実績値	+1%増加	0.000	-0.009	-0.006	0.014	
厚生年金	実績値	+1%増加	-0.060	-0.015	0.058	0.016	
国民年金	実績値	+1%増加	-0.001	-0.001	0.002	0.000	
企業年金	実績値	+1%増加	-0.005	0.002	0.003	0.001	
その他年金	実績値	+1%増加	-0.009	0.005	0.005	-0.002	
本人以外の世帯所得	実績値	+1%増加	-0.007	-0.006	0.013	0.000	
非賃金収入	実績値	+1%増加	0.000	-0.004	0.001	0.003	
健康状態(悪い)	すべて0	すべて1	-12.042	-3.760	20.603	-4.801	
就業配偶者あり	すべて0	すべて1	3.667	1.958	-2.216	-3.408	
住宅ローン負担あり	すべて0	すべて1	7.441	0.562	-7.407	-0.596	
教育費負担あり	すべて0	すべて1	2.973	1.972	-3.863	-1.083	
失業率	実績値	+1%増加	-1.998	0.784	0.866	0.348	
55歳当時の企業規模							
	中規模(100~999人)	すべて0	すべて1	-10.907	7.200	1.432	2.275
	大規模(1000人以上)	すべて0	すべて1	-22.059	13.617	4.448	3.994
55歳当時の職種							
	専門的・技術的	すべて0	すべて1	-5.032	-0.829	2.675	3.186
	管理的	すべて0	すべて1	-11.796	-1.159	8.835	4.121
	事務	すべて0	すべて1	-7.180	0.683	2.685	3.811
	販売	すべて0	すべて1	-3.172	1.029	0.594	1.549
	サービス	すべて0	すべて1	3.655	0.926	-4.503	-0.078
	保安	すべて0	すべて1	7.457	-1.927	-5.179	-0.351
	農林漁業	すべて0	すべて1	-5.299	4.892	-0.685	1.093
	運輸・通信	すべて0	すべて1	-0.909	2.497	-1.370	-0.219

備考：推計結果をもとに算出。

(2) 早期退職制度との関係

次に、前節と同様の方法により、推計したモデルを用いて、早期退職制度が55～59歳層の就業確率に与える影響をシミュレートしてみた。ここでのモデルは同一企業での継続雇用を明示的に扱っているため、企業年金を優遇することによってどの程度の雇用者が当該企業を退職するかをみることができる。シミュレーションの方法としては、60歳以降で受給している企業年金額の1.3倍の額を55歳から受給すると仮定して、継続雇用や転職の確率を予測する方法をとった。

表9のシミュレーション結果をみると、企業年金が前倒して3割増支給されることによって55～59歳の継続雇用の確率は1.28%減少することがわかる。しかし、この年齢層では早期退職してから非労働力化するケースは少なく、多くの退職者は、転職したり（広義の）失業者となって労働市場に留まる傾向にある⁴¹。

表9 シミュレーション結果：推定就業確率の変化

55～59歳				
設定	推定就業確率（％）			
	継続雇用	転職雇用	就業希望 (広義失業)	非就業
1. ベースライン	82.86	11.38	3.61	2.15
2. 企業年金が53歳から3割支給	81.58 (-1.28)	12.23 (+0.86)	3.87 (+0.26)	2.32 (+0.17)

備考：1．就業確率は全サンプルの平均値（55～59歳層）。

2．括弧内はベースラインからの乖離幅。

60～64歳				
設定	推定就業確率（％）			
	継続雇用	転職雇用	就業希望 (広義失業)	非就業
1. ベースライン	35.91	26.32	16.98	20.79
2. 在職老齢年金による減額がゼロ	39.78 (+3.87)	33.31 (+6.99)	12.49 (-4.49)	14.42 (-6.37)
3. 65歳までの雇用保障 + 厚生年金が65歳支給	60.89 (+24.98)	19.08 (-7.24)	9.65 (-7.33)	10.38 (-10.41)

備考：1．就業確率は全サンプルの平均値（60～64歳層）。

2．括弧内はベースラインからの乖離幅。

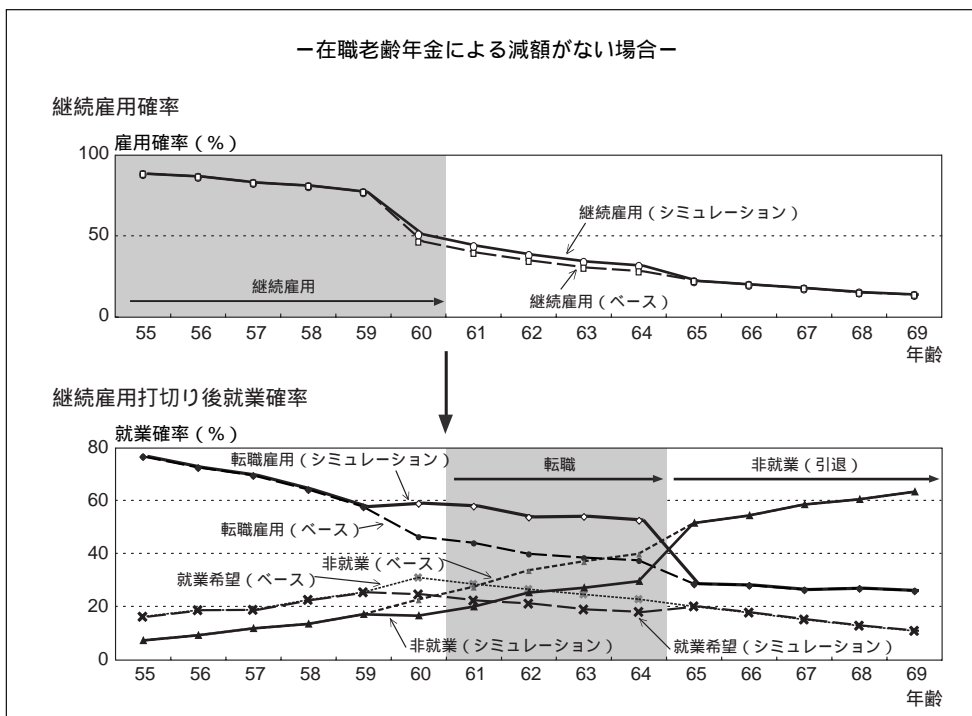
3．65歳までの雇用保障とは、60～64歳での60歳以降ダミーをゼロとする扱い。

41 こうしたシミュレーションは、早期退職の選択が一時点だけでなく将来にわたる効用水準に大きく影響を与えるため、本来であれば一般的な動学モデル($\delta > 0$)を用いることが望ましいが、本稿のような特殊ケース($\delta = 0$)を用いても、ある程度の定量化は可能である。

(3) 公的年金や定年延長、勤務延長・再雇用制との関係

前節の分析では、在職による厚生年金の減額によって60～64歳層の就業確率が大きく抑制されていた点が明らかになったが、ここではさらに、そうした影響が継続雇用よりも転職雇用において大きく現れることが確認できる。表9のシミュレーション結果をみると、在職老齢年金による減額がゼロとなった場合には、就業希望（広義失業）や非就業の形態が減る一方で、継続雇用の確率は3.87%、転職雇用の確率については6.99%増加することがわかる。さらに、この点を年齢別に就業選択の2つのステップに沿って見たものが、図14である。これをみると、在職に伴う厚生年金の減額をゼロにしても、継続雇用の確率はあまり変化しないものの、継続雇用が終了した後の条件付就業確率については大きく変化することがわかる。こうした傾向は、継続雇用を終えて別の企業に転職する場合には一般に賃金が大幅に減少するため、厚生年金の減額による影響が生じやすくなってしまふと考えれば理解しやすい。

図14 継続雇用確率と継続雇用打ち切り後の就業確率の年齢別推移

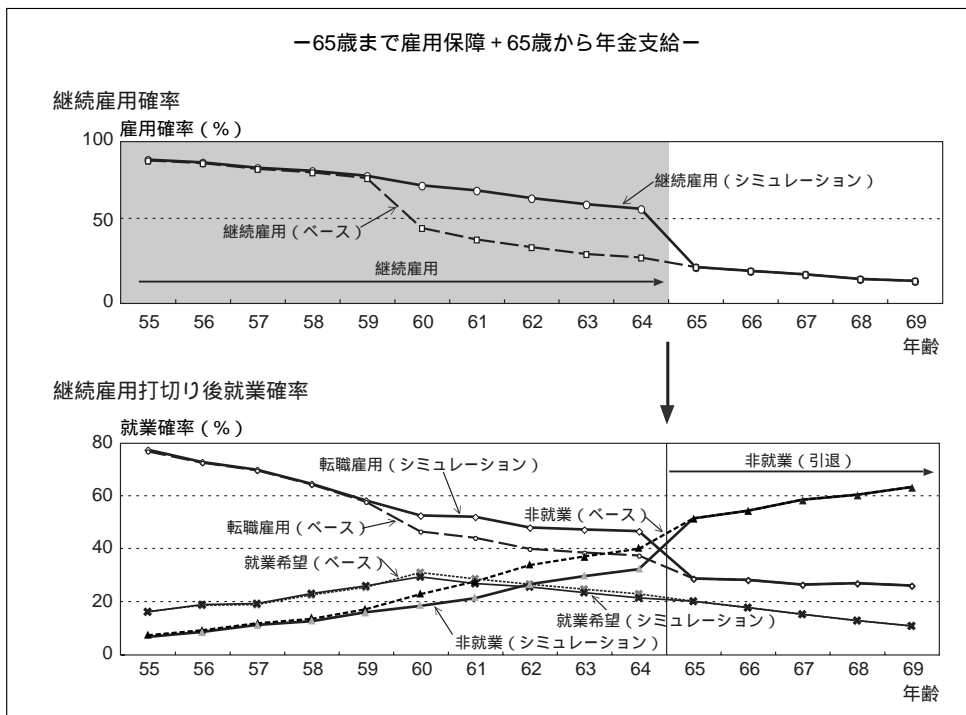


最後に、公的年金の支給開始年齢が引き上げられることに伴って、企業が前提とする雇用保障の期間が延長された場合について考えてみる。すでに述べたように、厚生年金の支給開始年齢は将来的に65歳へと引き上げられる。しかし、現時点では企業の約8割が60歳定年制をとっており、このままでは60歳から64歳までの収入に

空白期間が生じてしまう。このため、政府や労使間では、定年を延長したり勤務延長・再雇用制度を活用するなどして、65歳まで労働者の雇用を確保する策が検討されているが、こうした雇用保障が実現した場合、高齢者の労働供給はどのような形態をとるのであろうか。

図15では、こうした点を把握するため、厚生年金の支給開始年齢を65歳に引き上げると同時に、継続雇用時に60歳以降で生じる制約（60歳以降ダミー）を外生的に64歳まで外した場合の就業確率を算出し⁴²、その年齢別推移をプロットしている⁴³。なお、いずれの雇用保障策がとられても60～64歳層の賃金は55～59歳層に比べるとかなり低くなることが予想されるが、現在でも60～64歳で雇用されている労働者の賃金は大きく低下しているため、シミュレーションにはこの点は織り込まれていることになる。また、データの制約上、ここでは定年の延長と勤務延長・再雇用制度の活用を区別した場合のシミュレーションはできないため、両者の効果を別々に識別することはできない。

図15 継続雇用確率と継続雇用打ち切り後の就業確率の推移



42 具体的には、60～64歳のサンプルについて60歳以降ダミーの値をゼロにして、就業確率を計算している。なお、企業年金と高齢者の就業について分析した例としては、Schiller and Weiss [1979] 等がある。

43 実際には、ここでの試算のように企業が前提とする雇用保障の期間は外生的に変化するのではなく、労働需要などさまざまな要因によって内生的に決められると考えられる。ただし、ここでは労働供給の変化に焦点を絞り、雇用保障の期間を外生的に変化させた場合について、シミュレーションを行った。

シミュレーション結果をみると、同一企業での継続雇用の確率は64歳まで50%を上回っており、企業内での雇用が65歳まで保障され、60～64歳時の制約が外れた場合には、労働供給が増加することが確認できる。そして、この場合の代表的な労働者を考えると、同一企業での雇用は64歳まで継続され、その後65歳で転職・就業希望（広義失業）・非就業を選択するフェーズへ移行するものの、転職や（広義）失業はせずに非就業を選択し、そのまま引退していくことがわかる。その結果、60歳代前半の就業形態の変化をみると（表9）、それまで転職や失業を経験していたはずの労働者が大幅に減少し、より多くの人々が55歳当時と同じ企業でスムーズに雇用保障されるようになっている。逆に、図をみてわかるように、もし継続雇用が60歳代前半で終了し、継続雇用打切り後のフェーズへ移行したとすれば、その多くは引退前に（広義）失業を経由してしまうことになる。

外部労働市場が発達し、高齢者でも容易に職を見つけることができたり、転職によって賃金が大幅に減少することがないような環境であれば、同一企業での継続雇用に特別な意義を見出すことはできない。しかし、現在の日本のような環境では、定年の延長や勤務延長・再雇用制度の活用によって同一企業での雇用保障を延ばす努力は、より多くの高齢者を活用するうえで、重要な役割を担っていると言える。

8．おわりに

本稿では構造形の労働供給モデルを推計することによって、高齢者就業の現状を把握するとともに、公的年金や賃金等の要因によって労働供給行動がどのように変化するかを定量的に検証してきた。

2節では、55～69歳の高齢者が、フルタイム雇用・パートタイム雇用・自営業・就業希望（広義失業）・非就業といった就業形態をどのように選択しているかを観察し、主に次のような点が明らかになった。すなわち、高齢者の就業形態は、50歳代後半から徐々に変化し始め、60歳代前半でフルタイム雇用から他の就業形態へのシフトが顕著となり、その後は引退へ向けてゆっくりと変化していく。こうした過程では、60歳代前半で就業希望（広義失業）が増加する点と自営業やパートタイム雇用の役割が相対的に大きくなる点が注目される。自営業は60歳代で大きなウエイトを占めるが、その多くが農林漁業部門であり、産業構造の変化を反映して年々減少する傾向にある。また、雇用者を企業規模や職種・産業別にみると、中小企業や建設・製造業・サービス・公務といった産業、あるいは生産工程・専門・技術的な職種で多くなっていた。

次にこうした事実を踏まえ、3節以降では、より詳細に構造形の労働供給関数を推計したほか、いくつかのシミュレーションを行うことによって、公的年金や賃金等と高齢者の労働供給行動との関係を明らかにした。労働供給モデルは個人の動学最適化問題を取り込んだダイナミック・プログラミング・モデルをもとにしているが、データの制約からその特殊ケースとして割引率がゼロの場合のみを扱った。

また、推計に当たっては、賃金の内生性を除去したほか、複雑な公的年金制度を反映させることによって、フルタイム雇用と厚生年金の同時決定問題についても考慮した。

推計されたモデルのパフォーマンスは良好で、公的年金や賃金をはじめとする各種の雇用条件が、フルタイム雇用・パートタイム雇用・就業希望（広義失業）・非就業といった各就業確率へ与える影響を定量的に把握することができた。具体的には、フルタイム・パートタイム雇用の確率を高める要因として、賃金や在職老齢年金、住宅ローン・教育費負担の上昇、確率を低下させる要因として、在職老齢年金以外の年金や世帯所得、定年制・早期退職制度による退職経験、失業率の上昇等を示すことができた。

さらに、厚生年金制度との関係についてみると、1994年度の厚生年金の改正は、60～64歳層の雇用確率を3%程度引き上げたことが確認できたほか、改正後の制度においても在職に伴う厚生年金の減額が高齢者の就業意欲を大きく抑制しており、減額が一切なければフルタイムの雇用確率は現状より約12%高くなることがわかった。また、厚生年金の支給開始年齢が65歳に引き上げられた場合には、60～64歳層のフルタイム雇用が14%程度増加することが見込まれることも把握できた。

一方、雇用保険制度との関係では、継続雇用給付金はフルタイム雇用を高めるが、その効果は限界的事であること、あるいは、雇用保険手当にはフルタイム雇用を減らし、就業希望（広義失業）を増やす効果があることも示された。さらに、高齢期における年功賃金の度合いを緩め、55歳以降の賃金カーブをフラット化するようなシミュレーションを行った場合には、50歳代後半のフルタイムの雇用確率が減少する一方で60歳代前半の雇用確率が上昇するほか、年齢を通してみれば雇用確率に変化はみられないこと等も明らかになった。

最後に、7節では、同一企業での継続雇用と転職を区別できるようにモデルを拡張し、早期退職制度や公的年金といった要因が、継続雇用や転職に関する意思決定に与える影響を検証してみた。企業年金が前倒しで55歳から3割増で支給された場合には、同一企業で継続雇用する55～59歳層が1.3%減少することがわかり、早期退職制度のメカニズムを捉えることができた。また、公的年金についても、在職による厚生年金の減額は、継続雇用よりも転職する際により大きなマイナスの影響を与えることが明らかになった。さらに、企業内での雇用保障が長期化した場合には、転職や失業を経験することなく65歳で労働市場から退く引退過程が平均的な姿となっていた。これらのことから、現在の日本のように外部労働市場が発達していない状況では、定年延長や勤務延長・再雇用制度の活用によって同一企業内での雇用を維持していくことが重要であると再確認することができる。

補論1．本稿で用いたモデルの特徴：先行研究との比較

高齢者の労働供給関数を分析した日本での研究は、これまでにその蓄積が進んでいる。モデルのタイプや推計方法等に注目して、主な先行研究と本稿のモデルを比較すると以下のとおりとなる。

	モデル	就業形態の分類	同時決定（内生性） バイアスへの対処		観察されない賃金の割当て
			年金	賃金	
本稿	多項ロジット	フルタイム雇用・ パートタイム雇用・ 広義失業・非就業	本来もらえるべき年金を逆算	操作変数法を適用	ヘックマン型賃金関数を用いた推定賃金（サンプル・セレクション・バイアスを考慮）
	ネスティド・ロジット	継続雇用・転職雇用・ 広義失業・非就業			
三谷 [2001]	多項ロジット	雇用・自営・ 非就業	本来もらえるべき年金を逆算	なし	賃金関数を用いた推定賃金
大石・小塩 [2000]	プロビット （オプション バリュー）	引退・非引退 （引退には複数の 定義を用いている）	本来もらえるべき年金を逆算	なし	ヘックマン型賃金関数を用いた推定賃金（サンプル・セレクション・バイアスを考慮）
安部 [1998]	プロビット	就業・非就業	本来もらえるべき年金を逆算	モデルから除外	モデルから除外
小川 [1998a,b]	プロビット	就業・非就業	本来もらえるべき年金を逆算	なし	属性別の平均賃金
八代・大石・ 二上 [1995]	ロジット	雇用・非就業	なし	なし	属性別の平均賃金
	多項ロジット	フルタイム雇用・ パートタイム雇用・ 自営業・非就業			
清家 [1993]	プロビット	就業・非就業	受給資格 ダミー変数 を利用		属性別の平均賃金
橘木・下野 [1994]	多項ロジット	フルタイム雇用・ パートタイム雇用・ 自営業・非就業	なし	モデルから除外	パート雇用者の平均賃金

備考：『高齢者就業実態調査』を用いて高齢者の労働供給関数を推計した主な研究に限り掲載している。

この表をみてわかるように、本稿では先行研究において改良が重ねられてきた手法を大幅に取り入れ、より厳密かつ包括的なモデルの推計を目指している。例えば、清家 [1993] によって指摘された年金と就業形態選択の同時決定バイアス問題については、小川 [1998a,b] で示された手法（本来受給できる金額を逆算する手法）を取り入れて対処したほか、観察されない賃金変数を割り当てる際には、大石・小塩 [2000] と同様に、ヘックマン型賃金関数から推定した賃金を用いることによって、サンプル・セレクション・バイアスを考慮した⁴⁴。

一方、本稿で新たに加えた改良点としては、高齢者の就業形態の選択を就業・非就業の二者択一とせず、（広義）失業を含めた4者択一の多項ロジット・モデル、あるいは、同一企業での継続雇用と転職先での雇用を明示的に分けたネステッド・ロジット・モデルを扱ったこと、さらには、操作変数法を適用することによって賃金と就業形態の同時決定バイアスに対応したこと等が挙げられる。

44 日本では同一の高齢者を追跡調査したパネル・データは利用できないため、労働供給関数の推計に改良を重ねても、固定効果をコントロールすることができず、推計パラメータの一致性が損なわれてしまう可能性がある。したがって、岩本 [2000] が示したような、疑似パネル・データを用いてコーホート単位の固定効果をコントロールする手法は、今後のモデル改良の方向性として注目することができる。

補論2．60～64歳時の厚生年金受給額の算出方法

厚生年金の受給額は、60～64歳で在職し厚生年金に加入している場合、本来受給できるはずの特別支給の老齢年金受給額が一部ないし全額減額される仕組みになっている。本稿の分析では減額前の厚生年金受給満額が必要となるが、『高年齢者就業実態調査』では、減額後の在職老齢年金受給額しか直接知ることができない。このため、厚生年金受給満額については、小川 [1998a, b] で示された方法を用いることによって、その金額を推計することにする。具体的な推計方法の概略は次のとおりである。

まず、老齢厚生年金の受給資格者を特定する（の受給資格の特定方法を参照）。次に、受給資格のある者については、観察された標準報酬月額（賃金月額から算出）や年金受給額（在職老齢年金）をもとに、どのような減額を受けるかを特定する（の条件と減額方法に該当）。そして、減額の方法が特定されれば、標準報酬月額や年金受給額を用いて、本来もらえるべき厚生年金受給満額を逆算することができる（の推計式を参照）。ただし、在職老齢年金の支給が停止されている場合には、こうした逆算ができないため、受給資格がありながらも在職老齢年金の支給がゼロとなっているサンプルについては、55歳当時の職種別にみたフル厚生年金の平均値で近似する。

受給資格

- ・ 1992年調査：以下のいずれかの条件を満たす者を受給資格があるとみなす。
 - 在職老齢年金の受給者。
 - 55歳当時に雇用者かつ調査時点でフルタイム民間企業雇用者のうち、賃金報酬月額が25万円以上（年金支給停止額）の者。
- ・ 1996年調査：質問項目（受給資格の有無）を利用。
- ・ 2000年調査：質問項目（受給資格の有無）を利用。

フル厚生年金の算出方法（P：在職老齢年金受給額、W：標準報酬月額、F：フル厚生年金）

- ・ 1992年調査

条件	減額方法（Pの算出式）	厚生年金受給満額推計式
W 9.5	$P=0.8F$	$F=P/0.8$
9.5<W 11.4	$P=0.7F$	$F=P/0.7$
11.4<W 13.8	$P=0.6F$	$F=P/0.6$
13.8<W 16.5	$P=0.5F$	$F=P/0.5$
16.5<W 18.5	$P=0.4F$	$F=P/0.4$
18.5<W 21.0	$P=0.3F$	$F=P/0.3$
21.0<W 25.0	$P=0.2F$	$F=P/0.2$
25.0<W	$P=0$ （支給停止）	55歳当時の職種別厚生年金受給満額の平均値で近似

・ 1996、2000年調査

条件	減額方法 (Pの算出式)	厚生年金受給満額推計式
$W+0.8F < 220$	$P=0.8F$	$F=P/0.8$
$220 < W+0.8F$ $W < 340$ $0.8F < 220$	$P=0.8F-0.5(W+0.8F-220)$ $=-0.5W+0.4F+110$	$F=0.25(5W-10P-1100)$
$220 < W+0.8F$ $W < 340$ $0.8F < 220$	$P=0.8F-0.5(340+0.8F-220)(W-340)$ $=-W+0.4F+280$	$F=0.25(10W+10P-2800)$
$220 < W+0.8F$ $W < 340$ $0.8F \geq 220$	$P=0.8F-0.5W$	$F=0.125(5W+10P)$
$220 < W+0.8F$ $W < 340$ $0.8F \geq 220$	$P=0.8F-0.5*340-(W-340)$ $=-W+0.8F+170$	$F=0.125(10W+10P-1700)$

備考：在職老齢年金の受給資格があり、かつP=0の場合には、55歳当時の職種別厚生年金受給満額の平均値でFを近似する。

参考文献

- 阿部正浩・山田篤裕、「中高齢期における独立開業の実態 『高齢期における独立・自営支援に関する調査』結果から」、『日本労働研究雑誌』No.452、日本労働研究機構、1998年、27～41頁
- 安部由起子、「1980～1990年代の男性高齢者の労働供給と在職老齢年金制度」、『日本経済研究』No.36、日本経済研究センター、1998年、50～82頁
- 岩本康志、「在職老齢年金と高齢者の就業行動」、『季刊社会保障研究』第35巻第4号、国立社会保障・人口問題研究所、2000年、364～376頁
- 大石亜希子・小塩隆士、「高齢者の引退行動と社会保障資産」、『季刊社会保障研究』第35巻第4号、国立社会保障・人口問題研究所、2000年、405～419頁
- 大橋勇雄、「定年後の賃金と雇用」、『経済研究』第51巻第1号、一橋大学経済研究所、2000年、1～14頁
- 小川 浩、「年金・雇用保険改正と男性高齢者の就業行動の変化」、『日本労働研究雑誌』No.461、日本労働研究機構、1998年a、52～64頁
、「年金が高齢者の就業行動に与える影響について」、『経済研究』第49巻第3号、一橋大学経済研究所、1998年b、245～258頁
- 金子能宏、「高齢者雇用政策と雇用保険財政」、『経済研究』第49巻1号、一橋大学経済研究所、1998年、35～46頁
- 清家 篤、『高齢化社会の労働市場』、東洋経済新報社、1993年
- 橋木俊詔、「失業時の所得保障制度の役割とその経済効果」、『日本労働研究雑誌』No.466、日本労働研究機構、1999年、41～53頁
・下野恵子、『個人貯蓄とライフサイクル』、日本経済新聞社、1994年
- 三谷直紀、『企業内賃金構造と労働市場』、勁草書房、1997年
、「高齢者雇用政策と労働需要」、猪木武徳・大竹文雄編、『雇用政策の経済分析』第11章、東京大学出版会、2001年、339～377頁
- 八代尚弘、『少子・高齢化の経済学』、東洋経済新報社、1999年
・大石亜希子・二上香織、「高齢者就業の決定要因」、『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』、日本経済研究センター、1995年、18～48頁
・二上香織、「雇用保険制度改革と高齢者就業への効果」、『日本経済研究』No.33、日本経済研究センター、1996年、177～203頁
- Abe, Yukiko, “Employees’ Pension Benefits and the Labor Supply of Older Japanese Workers, 1980s-1990s,” in Seiritsu Ogura, Toshiki Tachibanaki, and David Wise eds., *Aging Issues in the United States and Japan*, The University of Chicago Press, 2001.
- Berkovec, James and Steven Stern, “Job Exit Behavior of Older Men,” *Econometrica*, 59 (1), 1991, pp. 189-210.
- Blau, David, “Labor Force Dynamics of Older Men,” *Econometrica*, 62 (1), 1994, pp. 117-156.
、「Labor Force Dynamics of Older Married Couples,” *Journal of Labor Economics*, 16 (3), 1998, pp. 595-629.

- Boskin, Michael, "Social Security and Retirement Decisions," *Economic Inquiry*, 15, 1977, pp. 1-25.
- Burtless, Gary and Robert Moffitt, "The Joint Choice of Retirement Age and Post Retirement Hours of Work," *Journal of Labor Economics*, 3 (2), 1985, pp. 209-236.
- Clark, Kim and Lawrence Summers, "Labor Market Dynamics and Unemployment: A Reconsideration," *Brookings Papers on Economic Activity*, 1 (79), 1979, pp. 13-60.
- Flinn, Christopher and James J. Heckman, "Are Unemployment and Out of the Labor Force Behaviorally Distinct Labor Force States?," *Journal of Labor Economics*, 1 (1), 1983, pp.28-42.
- Fields, Gary and Olivia Mitchell, *Retirement, Pensions, and Social Security*, MIT Press, 1984.
- Gustman, Alan and Thomas Steinmeier, "A Structural Retirement Model," *Econometrica*, 54 (3), 1986, pp. 555-584
- Heckman, James J., "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47 (1), 1979, pp. 153-161.
- Hurd, Michael D., "The Joint Retirement Decision of Husbands and Wives," NBER Working Paper Series, No. 2803, 1988.
- Kruger, Alan and Jorn-Steffen Pischke, "The Effect of Social Security on Labor Supply: A Cohort Analysis of The Notch Generation," *Journal of Labor Economics*, 10 (4), 1992, pp. 412-437.
- Keane, Michael and Kenneth Wolpin, "The Solution and Estimation of Discrete Choice Dynamic Programming Models by Simulation and Interpolation: Monte Carlo Evidence," *Review of Economics and Statistics*, 76 (4), 1994, pp. 648-672.
- , "The Career Decisions of Young Men," *The Journal of Political Economy*, 105 (3), 1997, pp. 473-522.
- Lazear, Edward P., "Why is There Mandatory Retirement?," *Journal of Political Economy*, 87 (6), 1979, pp. 1261-1284.
- , "Agency, Earnings Profiles, Productivity, and Hours Restrictions," *American Economic Review*, 71 (4), 1981, pp. 606-620.
- Martin, John, "Measures of Replacement Rates for the Purpose of International Comparison: A Note," *OECD Economic Studies*, 26, 1996, pp. 99-115.
- Oshio, Takashi and Naohiro Yashiro, "Social Security and Retirement in Japan," NBER Working Paper Series, No. 6156, 1997.
- Rust, John, "Optimal Replacement of GMC Bus Engines: An Empirical Model of Harold Zurcher," *Econometrica*, 55 (5), 1987, pp. 999-1033.
- Schiller, Bradley and Randall Weiss, "The Impact of Private Pensions on Firm Attachment," *Review of Economics and Statistics*, 61 (3), 1979, pp. 369-380.
- Stock, James H. and David A. Wise, "Pensions, the Option Value of Work, and Retirement," *Econometrica*, 58 (5), 1990, pp. 1151-1180.
- Tachibanaki, Toshiaki and Keiko Shimono, "Labor Supply of the Elderly - Their Desires and Realities about Full-time Jobs, Part-time Jobs, Self-employed Jobs, or Retirement," 『経済研究』第36巻第3号、一橋大学経済研究所、1985年、239～250頁。

Yamada, Tetsuji, "The Labor Force Participation of Elderly Males in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, 4 (1), 1990, pp. 1-23.

Yamamoto, Isamu, "Technological Progress and the Declining Labor Force Participation of Older Men," mimeo, Brown University, 2001.

