

第1章 男性高齢者の就業決定の規定要因とその変化：1980～2004

第1節 はじめに

現在の日本では、少子高齢化が進みつつあるなかで、労働力不足と年金の財政負担の問題は、大きな二つ政策課題である（清家・山田 2004）。そしてこれらの問題に対する最も重要な対応策は、就業意欲を持つ高齢者の就業を促進することだ。

これまでに、高齢者の就業を促進するため、さまざまな政策が実施されている。それは公的年金制度と雇用政策の両面にわたる。

まず、公的年金制度については、1994年の厚生年金制度の改正以来、就業促進的な制度変革が実施されてきた。すなわち1994年改正によって、厚生年金の基礎年金部分の支給開始年齢が2001年から2013年にかけて65歳に引き上げられ、また2000年の改正によって報酬比例部分の給付開始年齢も2013年から2025年にかけて段階的60歳から65歳へと引き上げられることになった。2004年の年金改正法によれば、厚生年金の給付水準は、いわゆるマクロスライド制によって将来的には物価上昇率以下の引き上げとなり、実質給付水準の抑制が図られた。

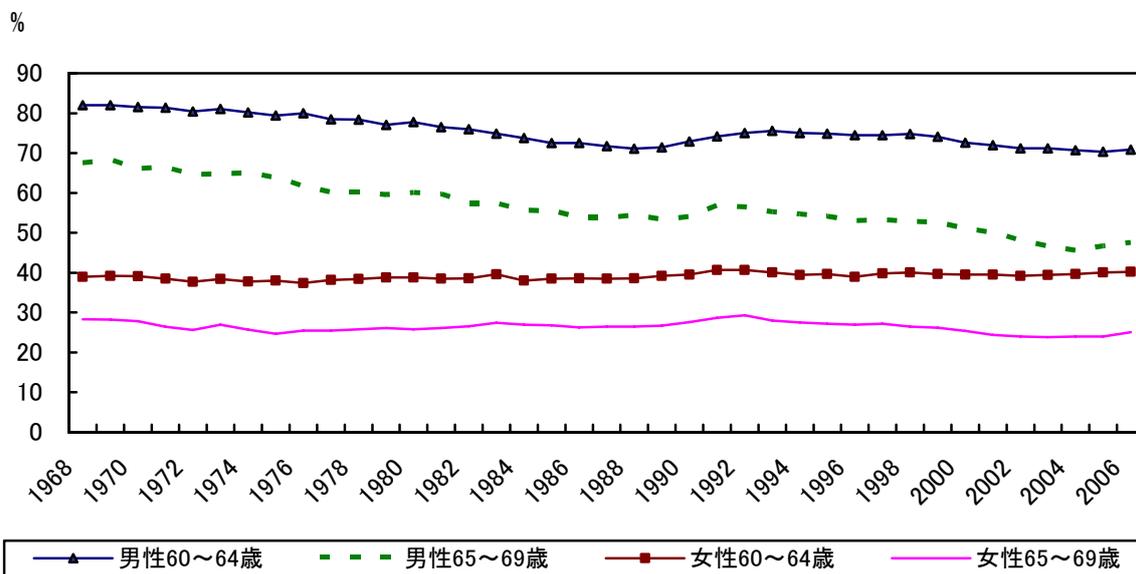
また雇用政策面では、とくに数次にわたる高年齢者雇用安定法の改正によって、1998年には60歳を下回る定年が禁止された。さらに2006年4月からは2004年の改正高年齢者雇用安定法が施行され、定年延長や継続雇用制度などによって、少なくとも65歳までの「雇用確保措置」の導入が事業主に義務づけられた。

これら一連の年金制度と高齢者雇用促進政策の実施に伴って、高齢者の就業状況は、大きく改善されたと考えられる。ただし、高齢者の労働力率の推移をみると、第1-1-1図の総務省統計局の「労働力調査」によれば、90年代以降、男性の場合、60歳以上の労働力率は低下しており、とくに60歳後半の年齢層の低下は顕著である。女性の場合、60～64歳の労働力率がほぼ40%で維持しているが、1990年代後期以降、65～69歳の労働力率が低下している。高齢者の就業促進政策の実施などに伴って、たとえば昨年、一昨年あたりから60歳台前半の就業率などに顕著な改善が見られるものの、長期的には60歳以後の高齢者の労働供給は必ずしも増加しているとはいえない。公的年金制度や雇用政策の効果はあるとしても、その効果の一部を相殺してしまうような、高齢者の就業行動の変化や、雇用の現場になお残る就業の阻害要因が、労働力率の低下ないしは伸び悩みの背景にありそうだ。さらなる高齢者の就業促進政策立案のためにも、高齢者の就業決定の規定要因およびその時系列的な変化に関する研究が必要となっている。

高齢者の就業決定に関しては、すでに先行研究として、1時点あるいは2時点において、就業するかどうかの2次元選択に関する実証分析がいくつか行われている（清家1982, 1987, 1993；清家・山田 1996, 2006）。しかし、複数時点において、各要因が高齢者就業に与える影響および各要因の変化に関する実証分析は少ない。そのため、時代とともに高齢者の

就業状況に影響を与える要因の変化は必ずしも明確ではない。

第1-1-1図 60～69歳の男女別・労働力率の推移



出所：総務省統計局「労働力調査報告」（各年度版）により作成。

注：1) 縦軸の数値は年齢階級別の労働力率を示す。

2) 労働力率は「(労働力人口÷15歳以上人口)×100」のように計算。

本稿では、厚生労働省（旧労働省）の「高年齢者就業実態調査（個人票）」（1980、1988、1992、1996、2000、2004年）を用い、60～69歳男性高齢者の就業決定のメカニズムおよびその変化を明らかにする。具体的には、計量分析によって、市場賃金率、職業経歴、定年経歴、健康、年金制度、家族構成要因、マクロ経済環境などの要因が男性高齢者の就業行動に与える影響を明らかにしたうえで、時代とともに各要因の変化も考察する。

本稿の構成は以下の通りである。まず第2節で高齢者の労働供給の変化に関する先行研究をサーベイしたうえで、仮説を設定する。第3節では計量分析の枠組みを説明する。第4節でデータからみた高齢者就業の状況を概観し、第5節では計量分析を行い、これらの計測結果を用いて仮説を検証する。第6節ではここまでの分析に関する留保点と今後の課題を述べる。最後に第7節で、分析から得られた結果と政策示唆をまとめる。

第2節 先行研究のサーベイと本稿の付加価値

1. 高齢者の就業決定に関する理論

労働供給の決定には、就業の選択（extensive margin）と労働時間の選択（intensive margin）がある。就業決定について、新古典派の主体均衡モデルによれば、労働者の就業選択は留保賃金（reservation wage）と市場賃金（market wage）によって決定され、市場賃金率が留保賃

金率を上回れば就業を決定することが説明されている。本稿では、主体均衡モデルに基づいて実証分析を行う。以下では、高齢者の労働供給の変化に関する実証分析をサーベイする。

2. 高齢者の労働供給の変化に関する先行研究

まず、欧米の先行研究をみる。Richard (2004) は、アメリカの1992～2000年のHRS (Health and Retirement Study) の個人票データを用い、55歳～60歳の男性と女性の高齢就業者の引退要因に関する分析を行った。推定結果から確認されたことは、以下の通りである。

(1) ブルーカラーの定年退職はホワイトカラーより早くなり、つまり仕事需要 (Job demand) が高齢者の引退行動に影響を与える。(2) 産業構造の変化が高齢者就業に影響を与え、サービス産業は高齢雇用就業者の増加に影響を与える。(3) 人口構造、健康、産業の各要因の変化は、高齢者の肉体労働 (体力が必要である仕事) と非肉体労働 (体力が必要ではない仕事) の労働需要に影響を与える。(4) 1992年から2002年にかけて、高学歴ほど、肉体労働に対する労働需要の低下は顕著であり、このような職業構造の変化が高齢者の就業に影響を与える。

Chulhee (2004) は、韓国の1980～2000年高齢者就業調査の個人票データを用い、55歳以上の男性高齢者の労働力率と産業構造に関する分析を行った。分析により、以下のことが指摘されている。(1) 産業構造の変化が高齢者の労働力率の変化に大きな影響を与える。農業が全産業に占める割合の減少は、55歳以上の高齢者の労働力率が低下した主な原因である。(2) 1980年から2000年にかけて、農業割合の減少が男性高齢者の労働供給の低下に80%寄与する。(3) 高齢者就業の促進政策に限界がある。つまり、長期的経済構造の変化は高齢者の労働力率が低下する主な原因であるため、労働政策は高齢者就業の低下の歯止めには大きな影響を与えていない。(4) 高齢者就業を促進する場合、産業構造の変化などのマクロ経済要因を含んで考慮すべきである。

Quinn (2002) は、アメリカ労働統計局の1950～2000年就業調査の個人票データを用い、55歳以上の男性高齢者の労働力率の変化に関する分析を行い、1950年から70年代までアメリカの男性高齢者の労働力率が低下し、80年代中期以降、男性高齢者の労働力率が同じ水準で推移し、近年男性高齢者の労働力率が上昇したことを示している。その主な理由は、アメリカの経済成長率が高くなることにあり、また、雇用環境の変化や年金制度などの社会保障制度の変化が男性高齢者の労働力率に大きな影響を与えることを指摘している。

次に、日本の先行研究をみる。清家・山田 (2006) は、総務省統計局「就業構造基本調査」(1982年、1987年、1992年、1997年、2002年) の個人票データを用いて過去20年間の日本における高齢者就業の変化を概観して分析した。有配偶ダミー、世帯主ダミー、年齢、学歴ダミー、定年離職経験ダミー、病気離職ダミー、年金ダミーなどの要因を含む実証分析を行った。離職ハザード分析、と60歳以上の男性労働者の就業に関する年齢階層別・地域別の労働供給関数 (プロビット分析) の分析により、20年間にわたり自営業者比率が下がり、雇

用者比率が上がったことの反映として、60歳という年齢での定年退職経験と年金受給の有無による影響度が強まっていることを示している。

樋口・山本(2002a)は、厚生労働省(旧労働省)「高齢者就業実態調査(個人票)」(1992、1996、2000年)を用い、55~69歳の男性高齢者を分析対象にし、就業形態をフル、パート、就業希望者、無業者の4つに分けて分析を行い、市場賃金率がフルとパートの確率に有意なプラスの影響を与え、各種の年金受給額と本人以外の世帯所得がフルとパートを選択する確率にマイナスの影響を与えることを示している。

安部(1998)は、厚生労働省(旧労働省)の「高齢者就業実態調査(個人票)」(1983年、1988年、1992年)の個票を用い、1980年代から1990年代にかけての男子労働者の労働供給をめぐる基本的事実を確認した上で、1989年の在職老齢年金制度の改正が労働供給に与える影響に関する実証分析を行い、1989年の在職老齢年金制度の効果は必ずしも大きくないことを示している。

以上の先行研究により、年齢、教育水準、市場賃金率、家族構成、健康、年金制度のみならず、職業構造、産業構造、就業形態の変化、マクロ経済環境の変化も高齢者の労働供給の変化に影響を与えることが示される。

ただし、日本の高齢者就業に関する2次元就業決定に関する先行研究には3つの限界があると考えられる。

第一に、清家・山田(2006)以外の分析では、各時点のプリングデータを用いた分析がほとんどで、時代とともに各要因が高齢者の就業行動に与える影響の変化は明確ではない。

第二に、就業決定の主体均衡モデルによれば、市場賃金率が就業決定に影響を与えることが説明されている。先行研究では、過去の職業が人的資本要因の代理指標として用いられる。しかし、先行研究では、市場賃金率を含む分析は少ないため、市場賃金率の効果は数量的に明らかになっていない。

第三に、年金受給額は留保賃金の一部として高齢者の就業行動に大きな影響を与えると考えられる。しかし、就業決定の2次元選択の要因変化に関する分析において、年金受給の有無のみをコントロールしており、年金受給額の効果は明確になっていない。

本稿では、以上の問題を踏まえ、計量分析を行う。本研究は以下の特徴を持つ。

第一に、1980、1988、1992、1996、2000、2004年の6時点の「高年齢者就業実態調査」の個人票データを用い、各時点の就業決定の規定要因を明らかにしたうえで、時代とともに各要因の効果の変化を考察する。

第二に、過去の職業経歴を市場賃金率の代理変数とするモデルと、市場賃金率を説明変数とする2つのモデルを用い、市場賃金率が高齢者の就業行動に与える影響を数量的に考察する。

第三に、厚生年金受給と就業決定の同時性を考慮したうえで、各種の年金受給額が高齢者の就業決定に与える影響を数量的に明らかにする。

3. 仮説の設定

本稿では、男性高齢者の就業行動のメカニズムを明らかにするため、高齢者の就業を取り巻く労働市場の状況と先行研究を参考にし、以下のような4つの仮説を提起している。

[仮説1]：各年代においても、年金受給額が高いほど就業の確率は低くなる。ただし、近年になるほど年金の影響は小さくなる。

[仮説2]：各年代においても、市場賃金率が高いほど就業の確率は高くなる。こうした市場賃金率の影響は、60歳代後半のほうが60歳代前半より大きい。

[仮説3]：各年代においても、定年を経験しなかった場合に比べ、定年を経験した場合、就業の確率が低くなる。ただし、近年になるほど定年経験の影響は小さくなる。

[仮説4]：各年代においても、加齢効果が存在し、つまり、年齢の上昇とともに就業の確率は低くなる。こうした加齢効果は、60歳代後半のほうが60歳代前半より大きい。

仮説1について、まず、(1)年金が留保賃金の一部である。主体均衡モデルによれば、市場賃金率が一定であれば、留保賃金が高いほど労働者が就業を選択する確率は低くなる。そのため、年金制度は、高齢者の就業確率を低める効果を持つと考えられる。また、(2)1980年代以後、さまざまな年金制度が改革された。これらの年金制度の改革とともに、年金が高齢者の就業を低める効果が小さくなることを予想している。

仮説2について、まず、(1)新古典派的主体均衡モデルによれば、市場賃金率の上昇とともに、代替効果により、労働者の労働供給が増加する。一方、所得効果により、労働者の労働供給が減少する可能性も存在する。本稿では、60歳代の男性高齢者の場合、市場賃金率の効果において、代替効果が所得効果より大きいことを予想している。また、(2)60歳代前半に比べ、60歳代後半の場合、健康水準が低くなり、さらに余暇嗜好が大きくなるため、留保賃金が上昇する。そのため、市場賃金率が一定であれば、労働者が就業を選択しない可能性は、60歳代後半が60歳代前半より高い。したがって、市場賃金率が男性高齢者の就業決定に与える影響は、60歳代後半のほうが大きいと考えられる。

仮説3について、清家(1993)、清家・山田(1996)は、定年を経験しなかった場合に比べ、定年を経験した場合、男性高齢者の就業確率が低くなることを示している。本稿では、定年経験の効果をもう一度検証したい。また、定年後の雇用延長制度の導入や高齢者再就職の促進政策の実施に伴って、近年になるほど、定年経験をした後の再就職高齢就業者が増加している。そのため、近年になるほど、定年経験が高齢者の就業に与えるマイナスの影響は小さくなると考えられる。

仮説4について、60歳代以後、本人の健康状況や定年制度などの要因による不本意な引退、あるいは年金制度による自発的な引退の可能性は、年齢の上昇とともに大きくなると考えられる。また、現在までに日本の労働市場において、企業が従業員を採用する際に、年齢差別

は依存として存在している。65歳までに従業員の雇用延長制度が導入された企業は増加しているが、60歳代後半の労働雇用は少ない。そのため、60歳代前半に比べ、加齢効果は、60歳代後半のほうが大きいと考えられる。

ただし、1980年代から2000年代にかけて職業、企業規模などの要因が男性高齢者の就業行動に与える影響がどのように変化したか、各年齢階層別（60歳代前半、60歳代後半）によって、これらの要因は男性高齢者の就業に与える影響が異なるか、また、健康、家族構成などの要因は、時代とともにどのように変化したかについては、推測しにくい。これらの疑問点について、計量分析の結果によって解明する。

以下では、仮説検証の分析の枠組みについて説明する。

第3節 分析の枠組み

1. 推定モデル

計量分析の手順は、以下の通りである。まず、賃金関数を推定し、市場賃金率¹の推定値を求める。次に、就業の確率に関する構造型プロビット分析を行う。最後に、限界プロビット分析を行い、各要因の変化の効果を考察する。

計量分析では、以下のような四つの問題を考慮する必要がある。

第一に、引退していない就業者の賃金のみが計測されるため、OLS賃金関数の推定では、サンプル・セレクション・バイアスの問題が起きると考えられる。この問題に対応するため、本稿では、ヘックマン二段階推定法を用いて賃金関数を推定する（Heckman 1976）。

第二に、市場賃金率と就業の選択における同時決定の問題である。この問題を解決するため、本稿では、市場賃金率の推定値を利用する構造型プロビット分析を行う。

第三に、在職老齢年金制度が実施されているため、実際厚生年金受給と就業決定の同時性の問題が存在する。この問題を解決するため、3つの方法が考えられる。(1) 操作変数法が1つの方法として挙げられる。しかし、データの制約上で、適切な操作変数が見つけれない。(2) もう1つの方法は、清家（1993）のように、「年金受給資格ダミー」を説明変数として用いる手法である。(3) 近年よく利用された方法は、小川（1998）のように、在職老齢年金制度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ものである²。本稿では、小川（1998）の方法を用いて「本来年金」³を推定する。

第四に、労働供給のプロビット分析と賃金関数の同時方程式において、識別の問題を考慮

¹ 本稿での市場賃金率は、雇用者および自営業等を含む仕事からの収入を労働時間で割った時間当たり賃金率である。1980年の場合、調査票に労働時間に関する質問項目がないため、市場賃金率を月収とした点を留意しておく。

² 樋口・山本（2002a）、三谷（2001）、安部（1998）などの実証分析では、小川（1998）に従って「本来年金」を用いている。

³ 以下では、「本来年金」は、「厚生年金受給満額（推定値）」と呼ぶ。その計算方法について、本稿の補論を参照されたい。

することは必要である。この問題を解決するため、プロビットの分析では、賃金関数の説明変数には、家族人数、非労働所得、厚生年金受給満額（推定値）、他の各種年金受給額などの説明変数を加える。

分析のモデルを定式化にすると、以下のように、推定式が（1）式から（12）式まで示される。まず、ヘックマン二段階の推定式は、（1）式、（2）式で示す。

$$\text{Ln}W_i = \alpha + \gamma X_i + v_{1i} \quad (1)$$

$$\delta M_i + v_{2i} > 0 \quad (2)$$

$$v_{1i} \sim N(0, \sigma)$$

$$v_{2i} \sim N(0, 1)$$

$$\text{corr}(v_1, v_2) = \rho$$

X_i : 年齢ダミー、55歳当時の職業ダミー、55歳当時の企業規模ダミー、健康ダミー、定年経験ダミー、首都圏ダミー、

M_i : 年齢ダミー、健康、定年経験ダミー、非労働所得、家族人数、公的年金受給ダミー、その年金受給ダミー、首都圏ダミー

（1）式、（2）式では、添字*i*は個人*i*、 X_i は賃金に影響を与える人的資本などの各要因、 M_i は就業決定に影響を与える各要因、 γ 、 δ はそれぞれ要因の推定係数、 v_{1i} 、 v_{2i} はそれぞれの誤差項、 α は賃金関数の定数項を示す。（2）式で示すプロビット分析から逆Mill's比 λ ($\lambda_i = \frac{\phi(\delta M_i)}{\Phi(\delta M_i)}$)が求められる。 $\phi(\delta M_i)$ は就業確率の密度関数、 $\Phi(\delta M_i)$ は就業確率の分布関数をそれぞれ示す。

次に、就業決定に関するプロビット分析の推定式は、（3）式から（5）式である。

$$Y_j^* = \kappa + \beta N_j + u_j \quad (3)$$

$$Y_j^* = \begin{cases} 1 & \text{if } Y_j^* > 0 \\ 0 & \text{if } Y_j^* \leq 0 \end{cases} \quad (4)$$

$$\Pr(Y_j = 1) = \Pr(Y_j^* \geq 0) = \Phi(\kappa + \beta N_j) \quad (5)$$

[推定1]：プロビット分析

N_j ：年齢ダミー、55歳当時の職業ダミー、55歳当時の企業規模ダミー、健康ダミー、非労働所得、家族人数、定年経験ありダミー、厚生年金受給満額、国民年金受給額、共済年金受給額、企業年金受給額、その他の年金受給額、首都圏ダミー

[推定2]：構造型プロビット分析

N_j ：市場賃金率（推定値）、年齢ダミー、55歳当時の企業規模ダミー、健康ダミー、非労働所得、家族人数、定年経験ありダミー、厚生年金受給満額、国民年金受給額、共済年金受給額、企業年金受給額、その他の年金受給額、首都圏ダミー

(3) 式から (5) 式において、 Y_j^* は観察されない労働者 j が就業者になる確率、「 $Y_j=1$ 」

が就業者になること、「 $Y_j=0$ 」 が非就業者になることをそれぞれ示す。 N_j は就業決定に影響を与える各要因、 β は各要因の推定係数、 u_i は誤差項、 κ は定数項をそれぞれ示す。また、 $\Phi(\kappa + \beta N_j)$ は就業確率の分布関数であり、これは正規分布に従う。

2. データの説明と変数の設定

本稿では厚生労働省（旧労働省）の「高年齢者就業実態調査（個人票）」（1980、1988、1992、1996、2000、2004年）を用いて分析する。高年齢者就業実態調査の個人票データのサンプルは、1980年が33,055人、1988年が26,290人、1992年が26,001人、1996年が21,219人、2000年が19,595人、2004年が17,853人である。以下では、これらのデータに基づく各年代の共通な変数の設定について説明する（第1-3-1表）。

まず、「就業するかどうか」の被説明変数を、調査票の「収入になる仕事をしましたか」の質問項目の選択肢（①した、②しなかった）によって設定する。ここで、年代ごとによって調査月の記載が異なることを留意しておく。具体的に言えば「高年齢者就業実態調査」において、1980年の場合、「4月中に収入になる仕事をしましたか」、1988年の場合、「5月中に収入になる仕事をしましたか」、1992年、1996年、2000年、2004年の場合、「9月中に収入になる仕事をしましたか」の質問項目がそれぞれ設けられている。

第1-3-1表 就業の確率に関する分析の変数設定と予測結果の一覧表

| 変数名 | 設定方法 | 予測結果 |
|----------------|--|---|
| 被説明変数 | | |
| 就業するかどうか | Pr=1(収入になる仕事をした=1 仕事をしなかった=0) | |
| 説明変数 | | |
| 市場貸金率 | 推定値 | ? |
| 職業経歴 | | |
| ①55歳当時の職業ダミー | 専門技術職ダミー（専門的・技術的関係の仕事=1、その他=0） 管理職ダミー（管理的職業関係の仕事=1、その他=0） 事務職ダミー（事務関係の仕事=1、その他=0） 販売職ダミー（販売関係の仕事=1、その他=0） サービス職ダミー（サービス関係の仕事=1、その他=0） 保安職ダミー（保安関係の仕事=1、その他=1） 運輸・通信職ダミー（運輸・通信関係の仕事=1、その他=0） 現場生産職ダミー（技能工・生産工程作業および労務作業=1、その他=0） その他の職業ダミー（以上の職業以外の職=1、その他=0） | ? ? ? ? ? ? ? ? (基準組) |
| ②55歳当時の企業規模ダミー | 無回答（無回答=1、その他=0） 小規模（従業員人数は4人～99人=1、その他=0） 中規模（従業員人数は100～999人=1、その他=0） 大規模+官庁（従業員人数は1000人以上+官庁=1、その他=0） | ? ? + (基準組) |
| ③定年経験ありダミー | 「あなたは定年を経験したことがありますか」 (定年を経験したことがある=1、なし=0) | ? - |
| 健康ダミー | 元気=1、あまり元気でない+病気がち・病気=0 | + |
| 非労働所得 | 仕事以外からの収入 | - |
| 家族人数 | 「あなたを含めた同居の家族は何人ですか」 | ? |
| 厚生年金受給満額 | 推定値 | - |
| 国民年金受給額 | 国民年金（厚生年金を受けず国民年金のみを受給） | |
| 共済年金受給額 | 公務員等共済組合給付、恩給 | |
| 企業年金受給額 | 企業独自の退職年金（厚生年金基金、適格退職年金など） | |
| その他の年金受給額 | 個人年金、労災補償年金など | - |
| 首都圏ダミー | 東京都=1、その他=0 | ? |

出所：筆者より作成。

説明変数について、年齢、55歳当時の職業、55歳当時の企業規模、年金、定年経験、健康、家族人数、非労働所得、地域などの要因が高齢者就業に影響を与えると考えられるため、それぞれの要因を説明変数として設定している。以下では、これらの要因について詳しく説明する。

1. 年齢：

年齢が高くなると、高齢者の就業確率が低くなると考えられる。こうした加齢効果を考察するため、年齢の質問項目に基づいて年齢ダミー変数（60歳から69歳までの1歳刻み年齢ダミー）を設定する。

2. 職業経歴：

職業が人的資本の一部になると考えられる。過去の職業が高齢者の就業決定に影響を与えることが考えられる（清家 1982, 1987, 1993；清家・山田 1996, 2006;馬 2008）。その

ため、55歳当時の職業ダミー変数（専門技術職、管理職、事務職、販売職、サービス職、保安職、通信・運輸職、現場生産職、その他の8種）を設定している。専門技術職と管理職の場合、蓄積される人的資本は、他の職種より多いため、正の有意な影響が現れることを推測している。

3. 定年経験：

清家・山田（1993、1996）は、高齢者の就業確率は、定年退職を経験した者のほうが、定年退職を経験しなかった者より低いことを示している。本稿では、定年経験の影響を確認する。定年経験の影響を考察するため、定年退職経験ダミー（定年退職を経験した場合=1、定年退職を経験しなかった場合=0）を設定する。

4. 年金受給額：

年金が留保賃金の一部になるため、年金受給額の上昇とともに高齢者の労働供給は減少すると考えられる。

Bell and Marclay（1987）、Fields and Mitchell（1984）は、欧米において、年金受給額が高いほど高齢者の労働供給が減少することを示している。清家（1987）の計量分析によると、日本の場合、公的年金が男性高齢者の就業確率に与える影響の弾力性の値は、男性の60歳以上について、 -0.2 あたりの計測値である。また、清家（1987）は、過去数十年の年金制度の歴史を振り返ると、公的年金制度は拡充の歴史であり、これが男性高齢者の就業確率を時系列的に低下させた重要な原因であることを指摘している。さらに、清家・山田（1996、2006）、樋口・山本（2000a）、安部（1998）は、公的年金制度、在職老齢年金制度が日本高齢者の就業確率を低めることを示している。

年金制度の影響を考察するため、本稿では、年金受給額の効果を直接的に計測する。そのため、厚生年金受給満額（推定値）、国民年金受給額、共済年金受給額、企業年金受給額、その他の年金受給額を説明変数として設定している⁴。これらの年金受給額は、すべて高齢者の就業確率にマイナスの影響を与えることを予測している。

5. 健康：

Currie and Madrian（1999）、Bound, Schoenbaum, Stinebrickner and Waidmann（1999）、Honig and Hanoch（1985）、Quinn *et al.*（1990）、Ruhm（1990）は、健康が人的資本の一部であり、健康状態が欧米の高齢者の引退行動に大きな影響を与えることを示している。

大石（2000）、清家・山田（1996、2006）は、日本においても、健康が高齢者の労働供給

⁴ 質問項目に基づいて、年金受給額は1ヶ月の年金受給額とする。また、2004年「高年齢者就業実態調査」において、年金に関する質問項目は、公的年金・企業年金（厚生年金・在職老齢年金・国民年金・公務員等共済組合給付・恩給・厚生年金など）と、個人年金の2種だけであるため、2004年の場合、2種の年金変数のみを設定している。

に影響を与えることを指摘している。

したがって、本稿では、健康要因のダミー変数（健康＝1、非健康＝0）を設定する。健康者であれば、高齢者の労働供給が増加すると考えている。

6. 非労働所得：

新古典的労働経済学によれば、非労働所得は就業決定の留保賃金である。仕事嗜好が同じであれば、非労働所得が高いほど、就業の確率が低くなることが説明されている。

非労働所得の影響をコントロールするため、質問項目に従い、「非労働所得」（仕事以外からの収入）を設定している。

7. 家族構成：

同居家族の人数が高齢者の就業に与える影響には、2つの効果があると考えられる。まず、収入がある家族人数が増加することについて、交差代替効果により、他の家族人員の収入は本人の非労働所得になると考えられる。したがって、収入がある他の家族人数が増加すれば、非労働所得が上昇し、本人の就業確率が低くなると考えられる。一方、収入がない家族の人数が増加する場合、家計消費が上昇した結果、高齢者の就業確率が高くなることも考えられる。

このような、家族構成の影響をコントロールするため、「あなたを含め同居の家族は何人ですか」の質問項目に基づいて同居家族人数を設定している。

8. 首都圏ダミー：

地域によってマクロ経済環境が異なると考えられる。これらのマクロ経済要因の影響をコントロールするため、首都圏ダミーを設定している。

計量分析では、55歳時点で雇用者である男性サンプルを選定し、分析対象の年齢を60～69歳に限定する。また、欠損値と異常値（±標準偏差の3倍以外の数値を異常値とする）を除外する。利用した標本数は、1980年が5,440人（60歳代前半2,889人、60歳代後半2,551人）、1988年が4,995人（60歳代前半3,005人、60歳代後半1,990人）、1992年が5,570人（60歳代前半3,151人、60歳代後半2,419人）、1996年が4,727人（60歳代前半2,472人、60歳代後半2,255人）、2000年が3,431人（60歳代前半1,709人、60歳代後半1,722人）、2004年が3,978人（60歳代前半1,949人、60歳代後半2,029人）である。以下では、これらのサンプルを用い、各要因別の就業状況に関するクロス集計の結果について説明する。

第4節 クロス集計の結果

1. 年齢別の就業状況

5歳刻みの年齢別の就業状況を第1-4-1表、第1-4-2図で示している。

第1-4-1表 5歳刻みの年齢階層別の就業状況

| | 1980年 | 1988年 | 1992年 | 1996年 | 2000年 | 2004年 |
|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| 単位： % | | | | | | |
| 60～69 | | | | | | |
| 就業率 (%) | 65.88 | 62.15 | 66.19 | 62.94 | 59.80 | 59.26 |
| 雇用就業 (役員) | 8.71 | 7.90 | 7.47 | 8.61 | 7.46 | 7.18 |
| 雇用就業 (社員) | 25.16 | 22.73 | 30.25 | 29.97 | 29.86 | 31.08 |
| 任意仕事 | 3.00 | 3.12 | 3.33 | 3.02 | 2.88 | 5.51 |
| 内職 | 1.04 | 0.82 | 0.77 | 0.52 | 0.39 | 0.39 |
| 自営業 | 24.43 | 23.72 | 21.48 | 19.29 | 17.31 | 13.00 |
| 家業の手伝い | 3.54 | 3.86 | 2.89 | 1.53 | 1.90 | 2.10 |
| 非就業率 (%) | 34.12 | 37.86 | 33.79 | 37.06 | 40.20 | 40.74 |
| 就業希望 | 16.38 | 18.04 | 15.65 | 18.33 | 18.76 | 19.06 |
| 引退 | 17.74 | 19.82 | 18.14 | 18.73 | 21.44 | 21.68 |
| 60～64 | | | | | | |
| 就業率 (%) | 71.94 | 67.47 | 71.75 | 70.38 | 67.21 | 68.54 |
| 雇用就業 (役員) | 9.81 | 8.42 | 8.53 | 10.22 | 8.56 | 8.87 |
| 雇用就業 (社員) | 29.93 | 28.01 | 36.51 | 36.49 | 36.83 | 39.82 |
| 任意仕事 | 2.73 | 3.20 | 2.86 | 2.72 | 2.71 | 4.49 |
| 内職 | 0.84 | 0.67 | 0.56 | 0.36 | 0.43 | 0.29 |
| 自営業 | 25.06 | 23.97 | 21.27 | 19.56 | 17.29 | 13.18 |
| 家業の手伝い | 3.57 | 3.20 | 2.02 | 1.03 | 1.39 | 1.89 |
| 非就業率 (%) | 28.06 | 32.53 | 28.25 | 29.62 | 32.79 | 31.46 |
| 就業希望 | 16.02 | 17.78 | 15.59 | 18.87 | 18.83 | 16.56 |
| 引退 | 12.04 | 14.75 | 12.66 | 10.75 | 13.96 | 14.90 |
| 65～69 | | | | | | |
| 就業率 (%) | 59.26 | 54.20 | 59.02 | 54.33 | 51.49 | 48.44 |
| 雇用就業 (役員) | 7.51 | 7.12 | 6.14 | 6.74 | 6.20 | 5.19 |
| 雇用就業 (社員) | 19.93 | 14.86 | 22.12 | 22.41 | 22.06 | 20.91 |
| 任意仕事 | 3.31 | 3.01 | 3.94 | 3.37 | 3.07 | 6.7 |
| 内職 | 1.26 | 1.04 | 1.04 | 0.71 | 0.34 | 0.49 |
| 自営業 | 23.74 | 23.33 | 21.76 | 18.98 | 17.34 | 12.8 |
| 家業の手伝い | 3.51 | 4.84 | 4.02 | 2.12 | 2.48 | 2.35 |
| 非就業率 (%) | 40.73 | 45.80 | 40.98 | 45.66 | 48.50 | 51.55 |
| 就業希望 | 16.76 | 18.42 | 15.73 | 17.69 | 18.68 | 21.97 |
| 引退 | 23.97 | 27.38 | 25.25 | 27.97 | 29.82 | 29.58 |

出所：「高齢者就業実態調査」（1980、1988、1992、1996、2002、2004）より計算。

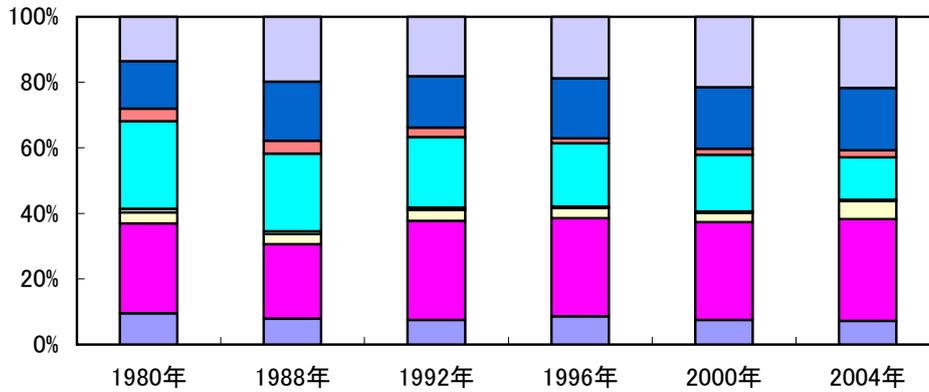
注：1) サンプルを男性60～69歳に限定する。

2) 就業率とは、就業者が全体のサンプル（就業者＋非就業者）に占める割合である。

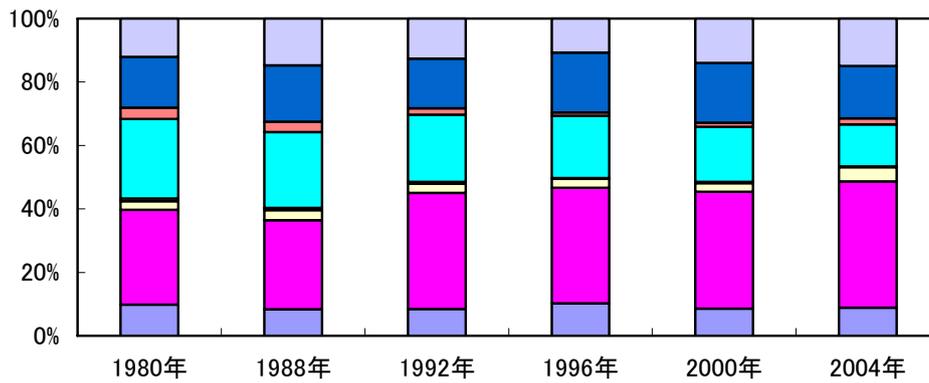
非就業率とは、非就業者が全体のサンプル（就業者＋非就業者）に占める割合である。

第1-4-2図 5歳刻み年齢階層別の就業状況の推移

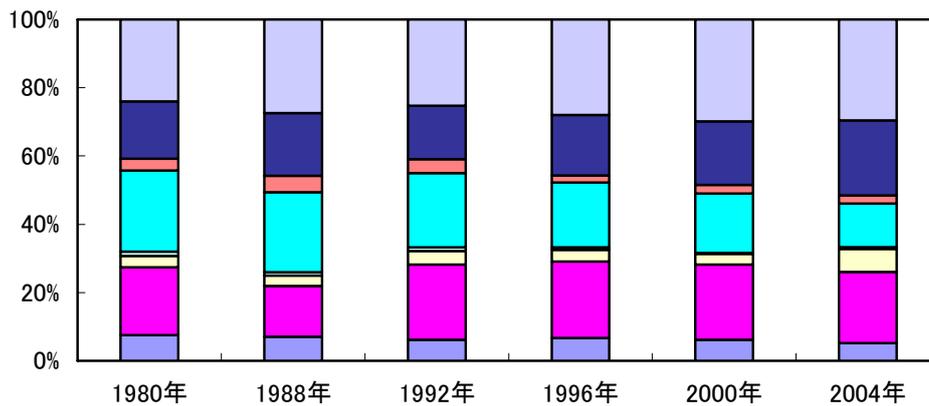
60～69歳男性



60～64歳男性



65～69歳男性



| | | | |
|----------|----------|------|----|
| 雇用就業(役員) | 雇用就業(社員) | 任意仕事 | 内職 |
| 自営業 | 家業の手伝い | 就業希望 | 引退 |

出所：「高年齢者就業実態調査」（1980、1988、1992、1996、2002、2004）より計算。

注：1) サンプルを男性60～69歳に限定する

2) 縦軸の数値は各種の就業形態が全体に占める割合を示す。

まず、60～69歳代の全体をみる。1980年代から2000年代にかけて就業者の割合は、1980年の65.88%から1988年の62.15%に低下した。1992年に就業者の割合は66.19%に上昇したが、その後就業率が再び低下した（1996年が62.94%、2002年が59.80%、2004年が59.26%）傾向が見て取れる。役員としての雇用者の割合は、1988年の7.90%から、1996年の8.61%に上昇した後に、2004年の7.18%に小幅低下した。社員としての雇用者の割合は、1980年の25.16%、1988年の22.73%から、1996年の29.97%、2004年の31.08%に大幅上昇した。

また、時代とともに、非就業者の割合が上昇した。ただし、就業希望者の割合は1980年の16.38%、1988年の18.04%から、1996年の18.33%、2004年の19.06%に上昇した。1980年代から2000年代にかけて不本意な失業者が増加したことがうかがえる

次に、60歳代前半と60歳代後半の就業状況を比較すると、以下のことがわかる。(1)60歳代前半、60歳代後半においても、1980年代と1990年代に比べ、2000年代の場合、就業者の割合が低下した。(2)各年代においても、60歳代前半（5～7割合）に比べ、60歳代後半の就業率（3～5割合程度）は、約2割程度低くなる。(3)60歳代前半、60歳代後半においても、希望就業者の割合は、各年代においてほぼ2割合前後で一定である。ただし、2004年の場合、60歳代後半の場合、希望就業者の割合は21.97%で、60歳代前半（16.56%）より高い。近年になるほど、60歳代後半の場合、希望就業者の割合は増加したことが示される。

2. 年金受給別の就業と希望就業の状況

年金受給⁵別の就業と就業希望の状況について、第1-4-3図と第1-4-4表から、以下のことがわかる。

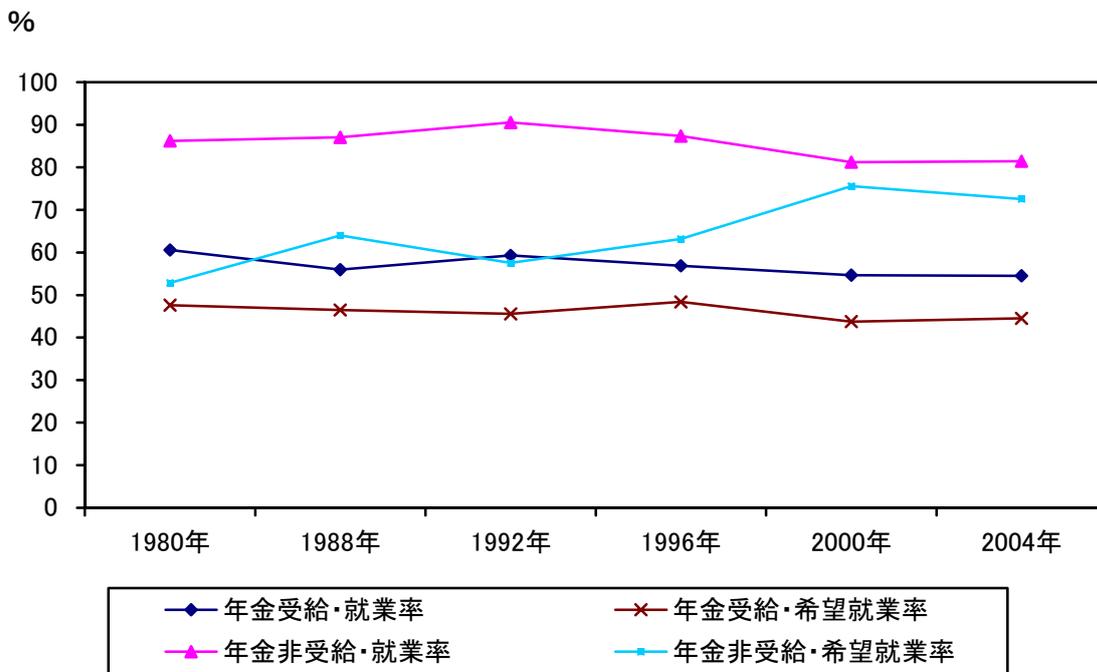
まず、年金受給別の就業者の割合について、各年代においても、就業者の割合は、年金受給組が年金非受給組より低い。例えば、就業者の割合は、年金受給組がそれぞれ60.60%（1980年）、59.30%（1992年）、54.54%（2004年）である一方、年金非受給組がそれぞれ86.21%（1980年）、90.51%（1992年）、81.44%（2004年）である。

次に、就業希望者の割合について、(1)各年代において、就業希望者の割合における年金受給組と年金非受給組間の差異は、就業者の割合における年金受給別間の格差より小さい。(2)1980年から1996年にかけて、就業希望者の割合において、年金受給別間の格差が小さい。ただし、2000年、2004年の場合、就業希望者の割合において、年金受給組（2000年が43.76%、2004年が44.54%）と年金非受給組（2000年が75.58%、2004年が72.58%）の格差は、大きくなる。各年代において、公的年金を受給しなかった者が、就業を希望しているにもかかわらず、就業できない状況になってしまうことがうかがえる。また、近年になるほど、

⁵ 年金受給とは、厚生年金、在職老齢年金、共済年金、国民年金、その他の年金のいずれかを受給することである。

公的年金なしの不本意な非就業者の割合が大きくなることが示される⁶。年金プアと就業プアのダブル・プアの高齢者が増加することにより、日本の所得格差はさらに拡大すると考えられる⁷。

第1-4-3図 年金受給別の就業と就業希望の状況



出所：「高年齢者就業実態調査」（1980、1988、1992、1996、2002、2004）より計算。

- 注：1) 就業者の割合は、就業者が就業者と非就業者の合計値に占める割合である。一方、非就業者の割合は、非就業者が就業者と非就業者の合計値に占める割合である。
- 2) 就業希望者の割合は、就業希望者が就業希望者と就業非希望者の合計値に占める割合である。
就業非希望者の割合は、非就業希望者が就業希望者と就業非希望者の合計値に占める割合である。
- 3) 調査票により、就業希望状況の集計対象は、現在就業していない者に限定される。
- 4) サンプルを男性60～69歳に限定する。

⁶ この理由については、以下の4点が考えられる。第一に、近年になるほど、ITなどの産業の発展とともに、高技能労働者に対する労働需要が高くなる。一方、年齢の上昇とともに、高年齢者の場合、人的資本が低下している可能性が高い。そのため、企業において、高年齢者の労働需要は低い。第二に、労働市場において、高齢者に関する労働需給の情報が不完全である。つまり、情報の非対称性によるミスマッチが存在する。第三に、マクロ経済環境が高齢者就業に影響を与える。そのため、雇用不況の背景したで、不本意の希望就業者の割合が上昇していると考えられる。第四に、人口構造の変化からみると、近年になるほど高齢化の進展とともに、高齢者が全体の人口総数に占める割合が上昇している。高齢者の労働供給が、高齢者の労働需要を上回れば、高齢者における就業希望者の割合は上昇すると考えられる。

⁷ 大竹（2000）は、日本において、80年代以後、高年齢者の所得格差が拡大し、これが日本の所得格差の全体に大きく影響を与えることを指摘している。

第1-4-4表 年金受給別の就業と就業希望の状況

| | | 1980年 | 1988年 | 1992年 | 1996年 | 2000年 | 2004年 |
|--------|--------|---------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| | | 年金受給組 | | | | | |
| 就業者 | 人数 (人) | 4,382 | 3,233 | 3,814 | 3,055 | 2,709 | 2,570 |
| | 割合 (%) | 60.60 | 55.98 | 59.30 | 56.86 | 54.65 | 54.54 |
| 非就業者 | 人数 (人) | 2,849 | 2,542 | 2,618 | 2,318 | 2,248 | 2,142 |
| | 割合 (%) | 39.40 | 44.02 | 40.70 | 43.14 | 45.35 | 45.46 |
| 合計 | 人数 (人) | 7,231 | 5,775 | 6,432 | 5,373 | 4,957 | 4,712 |
| | 割合 (%) | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 |
| 就業希望者 | 人数 (人) | 1,355 | 1,181 | 1,178 | 1,119 | 978 | 954 |
| | 割合 (%) | 47.58 | 46.46 | 45.54 | 48.34 | 43.76 | 44.54 |
| 就業非希望者 | 人数 (人) | 1,493 | 1,361 | 1,409 | 1,196 | 1,257 | 1,188 |
| | 割合 (%) | 52.42 | 53.54 | 54.46 | 51.66 | 56.24 | 55.46 |
| 合計 | 人数 (人) | 2,848 | 2,542 | 2,587 | 2,315 | 2,235 | 2,142 |
| | 割合 (%) | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 |
| | | 年金非受給組 | | | | | |
| 就業者 | 人数 (人) | 1,631 | 1,246 | 1,584 | 1,185 | 941 | 816 |
| | 割合 (%) | 86.21 | 87.01 | 90.51 | 87.32 | 81.19 | 81.44 |
| 非就業者 | 人数 (人) | 261 | 186 | 166 | 172 | 218 | 186 |
| | 割合 (%) | 13.79 | 12.99 | 9.49 | 12.68 | 18.81 | 18.56 |
| 合計 | 人数 (人) | 1,892 | 1,432 | 1,750 | 1,357 | 1,159 | 1,002 |
| | 割合 (%) | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 |
| 就業希望者 | 人数 (人) | 138 | 119 | 95 | 108 | 164 | 135 |
| | 割合 (%) | 52.87 | 63.98 | 57.58 | 63.16 | 75.58 | 72.58 |
| 就業非希望者 | 人数 (人) | 123 | 67 | 70 | 63 | 53 | 51 |
| | 割合 (%) | 47.13 | 36.02 | 42.42 | 36.84 | 24.42 | 27.42 |
| 合計 | 人数 (人) | 261 | 186 | 165 | 171 | 217 | 186 |
| | 割合 (%) | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 | 100.00 |

出所：「高年齢者就業実態調査」（1980、1988、1992、1996、2002、2004）より計算。

注：1) 就業者の割合は、就業者が就業者と非就業者の合計値に占める割合である。一方、非就業者の割合は、非就業者が就業者と非就業者の合計値に占める割合である。

2) 就業希望者の割合は、就業希望者が就業希望者と就業非希望者の合計値に占める割合である。就業非希望者の割合は、非就業希望者が就業希望者と就業非希望者の合計値に占める割合である。

3) 調査票により、就業希望状況の集計対象は、現在就業していない者に限定される。

4) サンプルを男性60～69歳に限定する。

3. 定年経験別の就業状況

定年経験別の就業状況をみる（第1-4-5表と第1-4-6図）。まず、非就業者の割合について、各年代においても、定年経験をした組に比べ、定年経験をしなかった組の非就業者の割合は小さい。

次に、就業希望者の割合について、定年経験をした組の場合、各年代においても、その割合はほぼ2割で一定である。一方、定年経験をしなかった組の場合、1980年代、1990年代に比べ、2000年代の場合、その希望就業者の割合は大きくなる。

また、雇用就業者の割合について、1996年以降、定年経験をした組に比べ、定年経験をしなかった組の場合、その割合は大きくなる。

第1-4-5表 各年代別の定年経験別の就業状況

単位：％

| | 1980年 | 1988年 | 1992年 | 1996年 | 2000年 | 2004年 |
|---------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|--------------|
| 定年経験あり | | | | | | |
| 就業率（％） | 55.11 | 48.91 | 54.46 | 50.28 | 48.87 | 51.54 |
| 雇用就業（役員） | 6.64 | 4.68 | 3.70 | 3.81 | 2.87 | 2.59 |
| 雇用就業（社員） | 34.18 | 27.51 | 37.79 | 35.3 | 35.08 | 36.18 |
| 任意仕事 | 3.38 | 4.31 | 3.70 | 3.68 | 3.87 | 6.55 |
| 内職 | 1.04 | 0.82 | 0.72 | 0.48 | 0.38 | 0.38 |
| 自営業 | 7.71 | 9.47 | 7.06 | 6.09 | 6.01 | 4.73 |
| 家業の手伝い | 2.16 | 2.12 | 1.49 | 0.92 | 0.66 | 1.11 |
| 非就業率（％） | 44.89 | 51.09 | 45.54 | 49.72 | 51.13 | 48.46 |
| 就業希望 | 25.86 | 26.69 | 21.87 | 26.24 | 24.16 | 21.97 |
| 引退 | 19.03 | 24.40 | 23.67 | 23.48 | 26.97 | 26.49 |
| 定年経験なし | | | | | | |
| 就業率（％） | 78.88 | 68.68 | 75.32 | 72.29 | 68.20 | 65.71 |
| 雇用就業（役員） | 21.27 | 17.40 | 12.47 | 14.00 | 13.63 | 12.95 |
| 雇用就業（社員） | 41.90 | 36.57 | 43.96 | 41.38 | 40.16 | 36.13 |
| 任意仕事 | 2.45 | 3.36 | 3.70 | 2.95 | 2.56 | 5.09 |
| 内職 | 0.68 | 0.82 | 0.95 | 0.43 | 0.39 | 0.33 |
| 自営業 | 10.37 | 7.02 | 12.26 | 12.48 | 9.57 | 9.15 |
| 家業の手伝い | 2.21 | 3.51 | 1.98 | 1.05 | 1.89 | 2.06 |
| 非就業率（％） | 21.12 | 31.32 | 24.68 | 27.71 | 31.80 | 34.29 |
| 就業希望 | 11.34 | 14.80 | 11.61 | 13.57 | 16.00 | 16.85 |
| 引退 | 9.78 | 16.52 | 13.07 | 14.14 | 15.80 | 17.44 |

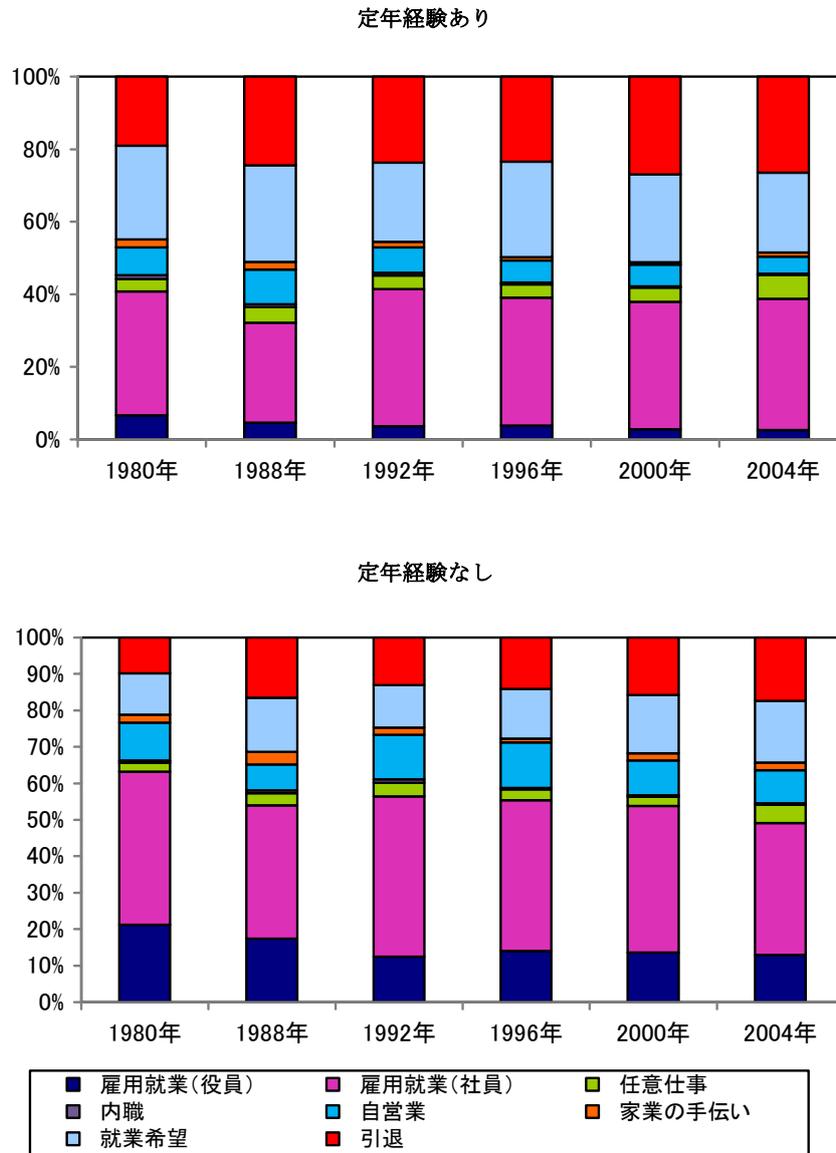
出所：「高年齢者就業実態調査」（1980、1988、1992、1996、2002、2004）より計算。

注：1）就業率とは、就業者が全体のサンプル（就業者＋非就業者）に占める割合である。

非就業率とは、非就業者が全体のサンプル（就業者＋非就業者）に占める割合である。

2）サンプルを男性60～69歳で55歳時点雇用者に限定する。

第1-4-6図 各年代別の定年経験別の就業状況



出所：「高年齢者就業実態調査」（1980、1988、1992、1996、2002、2004）より計算。

- 注：1) 就業率とは、就業者が全体のサンプル（就業者＋非就業者）に占める割合である。
 非就業率とは、非就業者が全体のサンプル（就業者＋非就業者）に占める割合である。
 2) サンプルを男性60～69歳で55歳時点雇用に限定する。

以上から、年齢、定年経験、公的年金受給状況などの要因は、60歳代男性高齢者の就業に影響を与え、各年代の就業状況は異なることが示される。ただし、具体的に、各年代において、各要因がどの程度高齢者の就業に影響を与え、また、時代とともに、各要因の影響はどのように変化したかは、明確ではない。以下では、計量分析の結果を用いて、これらの問題に関連する仮説検証の結果について説明する。

第5節 計量分析の結果

1. 賃金関数の推定結果

各年代の賃金関数の推定結果は、第1-5-1表から第1-5-3表で示されている。まず、逆ミルス比の推定結果について、各年代においても、逆ミルス比の推定結果は、統計的に有意である。就業・非就業によるサンプル・セレクション・バイアスが存在するため、修正しなければ、OLS推定結果にはバイアスが起ることが示される。サンプル・セレクション・バイアスをコントロールした計測結果⁸により、以下のことが示される。

第一に、1980年代、1990年代、2000年代において、いずれも年齢の上昇とともに賃金が低くなる傾向が示される。60歳代前半に比べ、60歳代後半の場合、年齢の上昇による賃金の低下は顕著である。また、このような加齢効果は、近年になるほど顕著である。

第二に、1980年代、1990年代、2000年代においても、55歳当時の職業は、60歳代の賃金に有意な影響を与える。現場生産職などのブルーカラー職に比べ、専門技術職、管理職などのホワイトカラー職の賃金は高い。職業が人的資本を代理指標とする場合、人的資本理論によれば、現場生産職に比べ、専門技術職と管理職の場合、人的資本の水準は高いため、賃金が上昇すると考えられる。

第三に、企業規模の効果について、1988、1990、2000年の場合、大企業ダミーは、いずれも賃金に有意な影響を与えていない。ただし、2004年の場合、賃金は、大企業のほうが中企業より高い。

第四に、健康が賃金に有意なプラスの影響を与える。また、近年になるほど、健康者であることによる賃金の上昇（健康プレミアム）は大きくなる。

第五に、各年代においても、定年経験をしたことは、いずれも賃金にマイナスの影響を与える。

⁸ ヘックマンニ段階の推定結果については、ここで二段階の推定結果のみを説明する。

第1-5-1表 ヘックマン二段階法の賃金関数の推定結果（1980年代）

| | 1980年 | | 1988年 | |
|-------------------|-------------|-------|-------------|--------|
| | 係数 | z値 | 係数 | z値 |
| 二段階：賃金関数 | | | | |
| 年齢ダミー（60歳） | | | | |
| 61歳 | -0.0434 | -0.83 | -0.0491 | -0.85 |
| 62歳 | -0.0061 | -0.11 | -0.1402 ** | -2.45 |
| 63歳 | -0.0093 | -0.17 | -0.0691 | -1.13 |
| 64歳 | -0.0614 | -1.14 | 0.0334 | 0.52 |
| 65歳 | 0.0522 | 0.93 | 0.0080 | 0.11 |
| 66歳 | -0.1014 * | -1.81 | 0.0145 | 0.20 |
| 67歳 | -0.0627 | -1.02 | -0.0929 | -1.20 |
| 68歳 | 0.0653 | 0.98 | -0.0203 | -0.26 |
| 69歳 | 0.0551 | 0.78 | 0.0549 | 0.62 |
| 55歳当時の職業（現場生産職） | | | | |
| 専門技術職 | 0.3672 *** | 9.59 | 0.6371 *** | 12.19 |
| 管理職 | 0.8234 *** | 25.82 | 0.8386 *** | 19.18 |
| 事務職 | 0.1586 *** | 3.48 | 0.3011 *** | 5.44 |
| 販売職 | 0.1810 *** | 3.03 | 0.1434 ** | 2.02 |
| サービス職 | 0.0130 | 0.18 | 0.0407 | 0.41 |
| 保安職 | -0.0392 | -0.54 | 0.0840 | 0.89 |
| 運輸・通信職 | 0.0518 | 0.94 | 0.0613 | 0.93 |
| その他の職 | -0.0832 ** | -2.07 | 0.2062 * | 1.79 |
| 55歳当時の企業規模（中規模） | | | | |
| 無回答ダミー | -0.0310 | -0.51 | 0.1667 *** | 2.76 |
| 小規模企業 | -0.0197 | -0.31 | 0.0200 | 0.28 |
| 大規模企業+官庁 | 0.0711 | 1.60 | 0.0434 | 0.66 |
| 健康 | 0.2962 *** | 4.70 | 0.1448 *** | 2.81 |
| 定年経験 | -0.4496 *** | -8.71 | -0.1038 ** | -2.46 |
| 首都圏ダミー | 0.1607 *** | 3.06 | 0.1603 *** | 2.79 |
| 定数項 | 3.1617 *** | 27.61 | 6.9966 *** | 71.85 |
| 逆ミルズ比 | -0.7172 *** | -8.28 | -0.3308 *** | -4.10 |
| 一段階：就業選択関数 | | | | |
| 年齢ダミー（60歳） | | | | |
| 61歳 | 0.0697 | 0.95 | 0.1500 ** | 1.92 |
| 62歳 | -0.0605 | -0.82 | 0.1644 ** | 2.12 |
| 63歳 | -0.1817 ** | -2.48 | -0.0267 | -0.34 |
| 64歳 | -0.1383 * | -1.93 | 0.0436 | 0.54 |
| 65歳 | -0.2398 *** | -3.37 | -0.0656 | -0.78 |
| 66歳 | -0.1864 *** | -2.59 | 0.0116 | 0.13 |
| 67歳 | -0.3666 *** | -5.03 | -0.0817 | -0.94 |
| 68歳 | -0.4958 *** | -6.66 | 0.0092 | 0.10 |
| 69歳 | -0.6040 *** | -8.02 | -0.3914 *** | -4.39 |
| 健康 | 0.9779 *** | 28.28 | 0.7171 *** | 17.13 |
| 定年経験あり | 0.1823 *** | 4.65 | -0.3365 *** | -8.19 |
| 非労働所得 | -0.0077 *** | -2.9 | -0.0195 *** | -9.70 |
| 家族人数 | -0.0412 *** | -4.64 | 0.0195 * | 1.80 |
| 公的年金受給 | -0.0430 *** | -10.1 | -0.6696 *** | -10.45 |
| 個人年金あり | -0.0807 *** | -6.16 | -0.3722 *** | -3.62 |
| 首都圏ダミー | 0.3035 *** | 4.29 | 0.3351 *** | 4.44 |
| 定数項 | 0.0096 | 0.14 | 0.5858 *** | 7.11 |
| 標本数 | 6718 | | 5002 | |
| センサリング数 | 3300 | | 2285 | |
| 非センサリング数 | 3418 | | 2717 | |
| 尤度比検定 | 0.0000 | | 0.0000 | |

出所：「高年齢者就業実態調査」（1980、1988）より推定。
 注：*, **, *** はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

第1-5-2表 ヘックマン二段階法の賃金関数の推定結果（1990年代）

| | 1992年 | | 1996年 | |
|-------------------|-------------|--------|-------------|-------|
| | 係数 | z値 | 係数 | z値 |
| 二段階：賃金関数 | | | | |
| 年齢ダミー（60歳） | | | | |
| 61歳 | 0.0025 | 0.05 | -0.0973 | -1.62 |
| 62歳 | -0.0617 | -1.26 | -0.1845 *** | -2.97 |
| 63歳 | -0.1148 ** | -2.31 | -0.2133 *** | -3.41 |
| 64歳 | -0.0724 | -1.44 | -0.1830 *** | -2.92 |
| 65歳 | -0.1947 *** | -3.66 | -0.1750 ** | -2.54 |
| 66歳 | 0.0043 | 0.08 | -0.1023 | -1.56 |
| 67歳 | -0.1316 ** | -2.21 | -0.0159 | -0.21 |
| 68歳 | -0.0732 | -1.18 | -0.1095 | -1.47 |
| 69歳 | -0.0540 | -0.79 | -0.0230 | -0.28 |
| 55歳当時の職業（現場生産職） | | | | |
| 専門技術職 | 0.5457 *** | 13.57 | 0.5025 | 0.17 |
| 管理職 | 0.6420 *** | 16.86 | 0.5199 *** | 2.86 |
| 事務職 | 0.2839 *** | 6.69 | 0.6466 *** | 3.88 |
| 販売職 | 0.2922 *** | 5.2 | 0.2269 | 1.46 |
| サービス職 | 0.0373 | 0.48 | 0.1095 | 0.75 |
| 保安職 | 0.0582 ** | 0.72 | 0.0810 | 0.53 |
| 運輸・通信職 | 0.1025 | 1.97 | 0.0956 | 0.69 |
| その他の職 | 0.0305 | 0.4 | -0.1070 | -1.15 |
| 55歳当時の企業規模（中規模） | | | | |
| 無回答ダミー | 0.0241 | 0.15 | -0.0767 | -0.61 |
| 小規模企業 | -0.1252 *** | -3.54 | -0.0377 | -0.96 |
| 大規模企業+官庁 | 0.0093 | 0.25 | 0.0935 ** | 2.35 |
| 健康 | 0.0129 | 0.33 | 0.3301 *** | 4.85 |
| 定年経験 | -0.2816 *** | -10.03 | -0.2299 *** | -6.34 |
| 首都圏ダミー | -0.1026 | -1.4 | 0.2950 *** | 4.92 |
| 定数項 | 7.2761 *** | 108.48 | 7.8175 *** | 34.66 |
| 逆ミルズ比 | -0.2316 *** | -4.99 | -0.5617 *** | -5.89 |
| 一段階：就業選択関数 | | | | |
| 年齢ダミー（60歳） | | | | |
| 61歳 | 0.1926 ** | 2.46 | 0.0498 | 0.62 |
| 62歳 | 0.1188 | 1.53 | 0.0939 | 1.12 |
| 63歳 | 0.1184 | 1.51 | 0.0380 | 0.46 |
| 64歳 | 0.0102 | 0.13 | 0.0629 | 0.76 |
| 65歳 | -0.0635 | -0.81 | -0.1230 | -1.48 |
| 66歳 | -0.0299 | -0.37 | 0.0316 | 0.38 |
| 67歳 | -0.1712 ** | -2.10 | -0.2243 *** | -2.68 |
| 68歳 | -0.1704 ** | -2.02 | -0.2841 *** | -3.40 |
| 69歳 | -0.3534 *** | -3.95 | -0.3765 *** | -4.33 |
| 健康 | 0.7981 *** | 20.74 | 0.9312 *** | 23.29 |
| 定年経験あり | 0.1612 *** | 4.28 | -0.1118 *** | -2.85 |
| 非労働所得 | -0.0004 | -1.10 | -0.0104 *** | -8.04 |
| 家族人数 | 0.5225 *** | 27.83 | 0.0139 | 1.22 |
| 公的年金受給 | -0.8210 *** | -14.38 | -0.5219 *** | -8.29 |
| 個人年金あり | -0.6796 *** | -6.68 | -0.1883 | -1.55 |
| 首都圏ダミー | 0.0762 | 0.77 | 0.1468 ** | 2.05 |
| 定数項 | -0.6218 *** | -8.09 | 0.0888 | 1.06 |
| 標本数 | 6331 | | 5284 | |
| センサリング数 | 3064 | | 2665 | |
| 非センサリング数 | 3269 | | 2619 | |
| 尤度比検定 | 0.0000 | | 0.0000 | |

出所：「高年齢者就業実態調査」（1992、1996）より推定。
 注：*、**、*** はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

第1-5-3表 ヘックマン二段階法の賃金関数の推定結果（2000年代）

| | 2000年 | | 2004年 | |
|-----------------|-------------|--------|-------------|-------|
| | 係数 | z値 | 係数 | z値 |
| 二段階：賃金関数 | | | | |
| 年齢ダミー（60歳） | | | | |
| 61歳 | -0.0260 | -0.31 | -0.1525 ** | -2.09 |
| 62歳 | -0.1317 | -1.58 | -0.2482 *** | -3.39 |
| 63歳 | -0.1200 | -1.45 | -0.2078 *** | -2.81 |
| 64歳 | -0.1403 * | -1.67 | -0.2359 *** | -3.05 |
| 65歳 | -0.2264 ** | -2.53 | -0.1798 * | -2.34 |
| 66歳 | -0.2540 *** | -2.78 | -0.2173 *** | -2.57 |
| 67歳 | -0.3705 *** | -4.13 | -0.3689 *** | -4.13 |
| 68歳 | -0.2296 ** | -2.39 | -0.3863 *** | -4.12 |
| 69歳 | -0.3714 *** | -3.50 | -0.3807 *** | -4.10 |
| 55歳当時の職業（現場生産職） | | | | |
| 専門技術職 | 0.5690 *** | 8.99 | 0.4580 *** | 9.94 |
| 管理職 | 0.4384 *** | 7.73 | 0.4817 *** | 10.91 |
| 事務職 | 0.1329 * | 1.94 | 0.1369 ** | 2.11 |
| 販売職 | 0.1155 | 1.53 | 0.2057 *** | 3.19 |
| サービス職 | -0.0107 | -0.09 | 0.0070 | 0.09 |
| 保安職 | 0.1306 | 1.29 | -0.0028 | -0.02 |
| 運輸・通信職 | -0.0003 | 0.00 | 0.0371 | 0.66 |
| その他の職 | -0.0296 | -0.18 | 0.0851 | 0.67 |
| 55歳当時の企業規模（中規模） | | | | |
| 無回答ダミー | 0.4939 * | 1.68 | 0.3828 * | 2.29 |
| 小規模企業 | -0.0973 ** | -1.98 | 0.0488 | 1.23 |
| 大規模企業+官庁 | 0.0245 | 0.51 | 0.1357 *** | 3.31 |
| 健康 | 0.1903 ** | 2.39 | 0.2252 *** | 3.27 |
| 定年経験 | -0.1570 | -0.96 | -0.2893 *** | -7.66 |
| 首都圏ダミー | 0.2383 *** | 3.63 | 0.1387 *** | 2.59 |
| 定数項 | 6.6405 *** | 36.62 | 6.7294 *** | 51.74 |
| 逆ミルズ比 | 0.3401 *** | 2.98 | 0.4942 *** | 4.37 |
| 就業選択関数 | | | | |
| 年齢ダミー（60歳） | | | | |
| 61歳 | 0.2976 *** | 2.83 | 0.1417 | 1.34 |
| 62歳 | 0.1135 | 1.07 | -0.0582 | -0.57 |
| 63歳 | 0.0792 | 0.76 | -0.0088 | -0.09 |
| 64歳 | -0.0627 | -0.61 | -0.0861 | -0.81 |
| 65歳 | -0.1351 | -1.28 | -0.1223 | -1.16 |
| 66歳 | -0.1239 | -1.14 | -0.3232 *** | -3.08 |
| 67歳 | -0.1156 | -1.08 | -0.4295 *** | -4.05 |
| 68歳 | -0.2454 ** | -2.28 | -0.4937 *** | -4.60 |
| 69歳 | -0.3415 *** | -3.05 | -0.4553 *** | -4.18 |
| 健康 | 0.7765 *** | 15.27 | 0.7647 *** | 16.03 |
| 定年経験あり | 0.4430 *** | 8.10 | -0.1653 *** | -3.69 |
| 非労働所得 | -0.0236 *** | -10.17 | -0.0130 *** | -7.86 |
| 家族人数 | 0.0131 | 0.82 | 0.0785 *** | 5.11 |
| 公的年金受給 | -0.3965 | 1.14 | -0.4442 *** | -3.22 |
| 個人年金あり | -0.2794 * | -1.91 | -0.1231 | -1.52 |
| 首都圏ダミー | -0.0856 | -1.17 | 0.1927 *** | 2.74 |
| 定数項 | -0.6984 *** | -6.06 | 0.1472 | 0.92 |
| 標本数 | 3634 | | 3994 | |
| センサリング数 | 2100 | | 2059 | |
| 非センサリング数 | 1534 | | 1935 | |
| 尤度比検定 | 0.0000 | | 0.0000 | |

出所：「高年齢者就業実態調査」（2000、2004）より推定。
注：*, **, *** はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2. 就業の確率に関するプロビット分析の結果

(1) 就業の確率に関するプロビット分析の結果（推定1）

60～69歳、60～64歳、65～69歳に分けて1980年代、1990年代、2000年代の就業確率に関するプロビット分析の結果（推定1）は、以下の第1-5-4表から第1-5-12表で示されている。以下では、分析結果について説明する。

第一に、60～69歳の推定結果をみる。(1) 各要因の有意水準についてみると、各年代においても、年齢、55歳当時の職業⁹、55歳当時の企業規模、健康、非労働所得、同居家族の人数、定年経験、年金金額、地域は、いずれも就業の確率に有意な影響を与えることが示される。

(2) 年齢の影響について、加齢効果が存在しており、つまり、年齢の上昇とともに、就業の確率は低くなることが示される。60歳代前半に比べ、加齢効果は、60歳代後半のほうが大きい。また、60歳代前半の場合、1980年、1988年、1992年において、60歳に比べ、63歳と64歳の場合、就業の確率がいずれも低くなる。ただし、1996年以後、60歳代前半における就業確率の各年齢層（1歳刻み）間の差は統計的に有意ではない。60歳代前半において、近年になるほど加齢効果は弱くなることがうかがえる。

(3) 55歳当時の職業の影響については、各年代においても、現場生産職に比べ、専門技術職と管理職の場合、就業の確率は大きい。ブルーカラーに比べ、ホワイトカラーの場合、就業の確率は高くなることがうかがえる。

(4) 企業規模の影響について、各年代によって55歳で勤務した企業規模の影響が異なっている。例えば、1988年の場合、中企業に比べ、大企業において、就業の確率は大きくなる。一方、1992年の場合、その就業確率は小さくなる。ただし、近年になるほど、大企業での就業経歴が60歳代の就業確率を高める効果は大きくなる。

(5) 定年経験の影響について、各年代においても、定年経験をした場合、就業の確率は低くなる。ただし、近年になるほどこうした定年経験の影響は小さくなる。

(6) 年金の影響について、各年代においても、各種の年金受給額（厚生年金、国民年金、共済年金、企業年金、その他の年金）の上昇とともに就業の確率は低くなる。

(7) 他の要因について、各年代においても、健康であることが就業の確率にプラスの影響を与える。同居家族の人数が多いほど、就業の確率は高くなる。一方、非労働所得が高い場合、就業の確率は低くなる。

⁹ 55歳当時の職業の影響については、市場賃金率を含む分析結果により、管理職、専門技術職の推定係数はマイナスの値となっており、また、これらの推定係数は統計的に有意である。55歳当時の職業は人的資本の一部であるため、職業の効果は、市場賃金率の効果と職業自身の効果の両方を含むと考えられる。

第1-5-4表 1980年代の就業確率に関するプロビット分析の結果（60～69歳）

| | 1980年 | | 1988年 | |
|------------|-------------|--------|-------------|--------|
| | 係数 | z 値 | 係数 | z 値 |
| 年齢ダミー | (60歳ダミー) | | | |
| | 0.0619 | 0.68 | 0.1208 | 1.51 |
| | -0.0422 | -0.46 | 0.1369 * | 1.74 |
| | -0.1486 * | -1.66 | -0.1171 | -1.47 |
| | -0.0339 | -0.38 | -0.0087 | -0.10 |
| | -0.1231 | -1.40 | -0.2061 ** | -2.43 |
| | -0.1520 * | -1.72 | -0.2018 ** | -2.29 |
| | -0.2094 ** | -2.31 | -0.2102 ** | -2.39 |
| | -0.4268 *** | -4.65 | -0.1668 * | -1.80 |
| | -0.4549 *** | -4.84 | -0.4738 *** | -5.31 |
| 55歳当時の職業 | (現場生産職) | | | |
| | 0.2699 *** | 3.98 | 0.4044 *** | 5.77 |
| | 0.5902 *** | 9.76 | 0.5841 *** | 9.29 |
| | 0.0671 | 0.92 | 0.0741 | 1.12 |
| | 0.2066 * | 1.74 | 0.2371 ** | 2.49 |
| | 0.0244 | 0.18 | 0.2607 * | 1.92 |
| | 0.1387 | 1.21 | 0.0761 | 0.67 |
| | 0.2054 ** | 2.27 | 0.1983 ** | 2.47 |
| | 0.2213 *** | 2.84 | 0.0510 | 0.37 |
| 55歳当時の企業規模 | (中規模) | | | |
| | -0.2259 ** | -2.21 | -0.4598 *** | -6.02 |
| | -0.0424 | -0.42 | -0.1377 | -1.45 |
| | 0.0176 | 0.20 | 0.1578 * | 1.80 |
| 健康 | 0.8132 *** | 19.15 | 0.7161 *** | 16.73 |
| 家族人数 | 0.0015 | 0.13 | 0.0570 *** | 5.07 |
| 非労働所得 | -0.0098 *** | -2.66 | -0.0282 *** | -12.13 |
| 定年経歴あり | -0.3600 *** | -4.77 | -0.4273 *** | -9.54 |
| 年金制度 | 厚生年金 | | | |
| | -0.1107 *** | -17.15 | -0.0224 *** | -9.71 |
| | 0.2199 *** | 5.14 | -0.0162 | -0.78 |
| | -0.0624 *** | -10.76 | -0.0217 *** | -6.75 |
| | -0.0642 *** | -4.32 | 0.0061 | 0.77 |
| | -0.0799 *** | -5.02 | -0.0235 ** | -2.42 |
| 地域 | 首都圏ダミー | | | |
| | 0.1834 ** | 2.18 | 0.3058 *** | 3.94 |
| 定数項 | 0.8762 *** | 6.52 | 0.6081 *** | 5.60 |
| 標本数 | 5440 | | 4995 | |
| 自由度調整済決定係数 | 0.2433 | | 0.1824 | |
| 対数尤度 | -2675.65 | | -2788.13 | |
| 尤度比検定 | 0.0000 | | 0.0000 | |

出所：「高年齢者就業実態調査」（1980、1988）より推定。

注：*, **, *** はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

第1-5-5表 1990年代の就業確率に関するプロビット分析の結果（60～69歳）

| | 1992年 | | 1996年 | | |
|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|--------|
| | 係数 | z 値 | 係数 | z 値 | |
| 年齢ダミー | (60歳ダミー) | | | | |
| | 0.0412 | 0.47 | 0.0845 | 0.90 | |
| | 0.0613 | 0.69 | 0.1586 | 1.60 | |
| | -0.0473 | -0.53 | 0.0011 | 0.01 | |
| | -0.1266 | -1.47 | 0.0480 | 0.49 | |
| | -0.2627 *** | -2.97 | -0.1939 ** | -1.98 | |
| | -0.2091 ** | -2.31 | 0.0136 | 0.14 | |
| | -0.3665 *** | -3.96 | -0.2151 ** | -2.15 | |
| | -0.2645 *** | -2.78 | -0.3461 *** | -3.49 | |
| | -0.4553 *** | -4.46 | -0.4753 *** | -4.60 | |
| 55歳当時の職業 | (現場生産職) | | | | |
| | 0.5403 *** | 7.95 | 0.2249 *** | 2.73 | |
| | 0.5728 *** | 8.83 | 0.2060 *** | 2.84 | |
| | 0.4756 *** | 7.67 | 0.1313 | 1.59 | |
| | 0.6446 *** | 6.69 | 0.2280 ** | 2.20 | |
| | 0.7603 *** | 6.26 | 0.3150 * | 1.94 | |
| | 0.8672 *** | 8.06 | 0.4226 *** | 2.77 | |
| | 0.3552 *** | 4.46 | -0.0119 | -0.14 | |
| | 0.5832 *** | 3.86 | 0.3042 * | 1.93 | |
| 55歳当時の企業規模 | (中規模) | | | | |
| | 0.4944 * | 1.83 | — | — | |
| | 0.0755 | 1.29 | 0.0684 | 1.07 | |
| | -0.1201 ** | -1.99 | 0.0145 | 0.22 | |
| 健康 | 0.7370 *** | 16.48 | 0.9294 *** | 18.61 | |
| 家族人数 | 0.7832 *** | 31.20 | 0.0370 ** | 2.55 | |
| 非労働所得 | -0.0011 *** | -3.03 | -0.0068 *** | -4.34 | |
| 定年経験あり | -0.4536 *** | -9.46 | -0.2665 *** | -5.25 | |
| 年金制度 | 厚生年金 | -0.0017 ** | -2.52 | -0.1032 *** | -33.25 |
| | 国民年金 | 0.0076 | 0.59 | -0.0621 *** | -7.08 |
| | 共済年金 | -0.0112 *** | -3.50 | -0.0380 *** | -12.50 |
| | 企業年金 | -0.0247 *** | -3.21 | -0.0197 *** | -3.08 |
| | その他の年金 | -0.0285 *** | -2.57 | -0.0072 | -0.51 |
| 地域 | 首都圏ダミー | -0.0395 | -0.35 | 0.1745 * | 1.95 |
| 定数項 | | -1.1177 *** | -10.88 | 0.6915 *** | 6.20 |
| 標本数 | 5570 | | 4727 | | |
| 自由度調整済決定係数 | 0.3249 | | 0.3612 | | |
| 対数尤度 | -2505.02 | | -2656.30 | | |
| 尤度比検定 | 0.0000 | | 0.0000 | | |

出所：「高齢者就業実態調査」（1992、1996）より推定。

注：1) *, **, *** はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2) 1996年の場合、企業規模に関する無回答の標本数が少ない。

第1-5-6表 2000年代の就業確率に関するプロビット分析の結果（60～69歳）

| | 2000年 | | 2004年 | | |
|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|--------|
| | 係数 | z 値 | 係数 | z 値 | |
| 年齢ダミー | (60歳ダミー) | | | | |
| | 0.4042 *** | 3.77 | 0.2523 ** | 2.27 | |
| | 0.2534 ** | 2.37 | 0.1147 | 1.06 | |
| | 0.2557 ** | 2.45 | 0.1484 | 1.35 | |
| | 0.0869 | 0.84 | 0.0433 | 0.39 | |
| | 0.0313 | 0.30 | 0.0380 | 0.34 | |
| | 0.0086 | 0.08 | -0.1697 | -1.54 | |
| | 0.0058 | 0.05 | -0.2093 * | -1.88 | |
| | -0.0685 | -0.64 | -0.3005 *** | -2.67 | |
| | -0.1051 | -0.95 | -0.2508 ** | -2.18 | |
| 55歳当時の職業 | (現場生産職) | | | | |
| | 0.3441 *** | 3.89 | 0.1635 ** | 2.45 | |
| | 0.3192 *** | 4.35 | 0.0860 | 1.35 | |
| | 0.0880 | 1.05 | 0.0600 | 0.67 | |
| | 0.3090 *** | 3.10 | 0.1270 | 1.32 | |
| | 0.1276 | 0.87 | 0.0412 | 0.37 | |
| | 0.4085 *** | 2.87 | -0.3343 ** | -2.20 | |
| | 0.2160 *** | 2.73 | 0.0659 | 0.81 | |
| | 0.1762 | 0.94 | 0.1848 | 0.97 | |
| 55歳当時の企業規模 | (中規模) | | | | |
| | 1.3098 ** | 2.28 | 0.5538 ** | 2.32 | |
| | -0.0568 | -0.92 | 0.1932 *** | 3.43 | |
| | 0.0856 | 1.40 | 0.1572 *** | 2.78 | |
| 健康 | 0.7530 *** | 14.37 | 0.8006 *** | 16.32 | |
| 家族人数 | 0.0461 *** | 2.76 | 0.0012 | 0.61 | |
| 非労働所得 | -0.0299 *** | -11.13 | -0.1059 *** | -6.59 | |
| 定年経験あり | -0.1964 *** | -3.29 | -0.0342 | -0.71 | |
| 年金制度 | 厚生年金 | -0.0131 *** | -9.10 | -0.0410 *** | -11.26 |
| | 国民年金 | -0.0378 | -1.24 | — | — |
| | 共済年金 | 0.0022 | 0.64 | — | — |
| | 企業年金 | 0.0050 | 0.91 | — | — |
| | その他の年金 | -0.0500 ** | -2.54 | -0.0230 ** | -2.42 |
| 地域 | 首都圏ダミー | 0.0349 | 0.45 | 0.1823 ** | 2.50 |
| 定数項 | | -0.4628 *** | -3.65 | -0.2105 * | -1.74 |
| 標本数 | 3431 | | 3978 | | |
| 自由度調整済決定係数 | 0.1294 | | 0.1399 | | |
| 対数尤度 | -2064.94 | | -2364.13 | | |
| 尤度比検定 | 0.0000 | | 0.0000 | | |

出所：「高年齢者就業実態調査」（2000、2004）より推定。

注：1）*, **, *** はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2）2004年の調査票において、年金に関する質問項目は、公的年金とその他の私的年金の2種しかない。そのため、公的年金とその他の年金のみを推定した。つまり、2004年の場合、「厚生年金」で示す推定値は、厚生年金を含む公的年金の全体効果であることを留意しておく。

第1-5-7表 1980年代の就業確率に関するプロビット分析の結果(60~64歳)

| | 1980年 | | 1988年 | | |
|------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------|
| | 係数 | z 値 | 係数 | z 値 | |
| 年齢ダミー | (60歳ダミー) | | | | |
| | 0.0901 | 0.97 | 0.1456 * | 1.78 | |
| | -0.0375 | -0.40 | 0.1721 ** | 2.12 | |
| | -0.1285 | -1.40 | -0.1143 | -1.4 | |
| | -0.0099 | -0.11 | 0.0247 | 0.29 | |
| | (現場生産職) | | | | |
| 55歳当時の職業 | 0.2654 *** | 2.73 | 0.3699 *** | 4.05 | |
| | 0.5067 *** | 5.73 | 0.5352 *** | 6.29 | |
| | -0.0050 | -0.05 | 0.1240 | 1.41 | |
| | 0.1377 | 0.78 | 0.2625 * | 1.93 | |
| | 0.4411 * | 1.85 | 0.2431 | 1.37 | |
| | 0.1382 | 0.86 | 0.2072 | 1.39 | |
| | 0.3703 *** | 2.79 | 0.2012 * | 1.92 | |
| | 0.2019 * | 1.79 | 0.2037 | 1.01 | |
| 55歳当時の企業規模 | (中規模) | | | | |
| | -0.0853 | -0.56 | -0.5116 *** | -4.74 | |
| | -0.0970 | -0.65 | -0.0769 | -0.57 | |
| | 0.1192 | 0.91 | 0.4587 *** | 3.68 | |
| 健康 | 0.7612 *** | 12.25 | 0.6826 *** | 11.73 | |
| 家族人数 | -0.0081 | -0.47 | 0.0749 *** | 4.73 | |
| 非労働所得 | -0.0140 *** | -2.59 | -0.0403 *** | -13.3 | |
| 定年経験あり | -0.2373 ** | -2.08 | -0.4890 *** | -8.27 | |
| 年金制度 | 厚生年金 | -0.1369 *** | -15.43 | -0.0211 *** | -6.57 |
| | 国民年金 | 0.1751 ** | 2.02 | -0.0279 | -0.82 |
| | 共済年金 | -0.0645 *** | -7.93 | -0.0183 *** | -4.34 |
| | 企業年金 | -0.0631 *** | -3.24 | 0.0104 | 1.06 |
| | その他の年金 | -0.0584 *** | -2.81 | -0.0145 | -1.14 |
| 地域 | 首都圏ダミー | 0.1208 | 0.96 | 0.2841 *** | 2.71 |
| 定数項 | | 0.9324 *** | 5.00 | 0.7161 *** | 5.06 |
| 標本数 | 2889 | | 3005 | | |
| 自由度調整済決定係数 | 0.2850 | | 0.2247 | | |
| 対数尤度 | -1256.49 | | -1534.39 | | |
| 尤度比検定 | 0.0000 | | 0.0000 | | |

出所：「高齢者就業実態調査」(1980、1988)より推定。

注：1) *, **, *** はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2) 年齢を60~64歳に限定する。

第1-5-8表 1990年代の就業確率に関するプロビット分析の結果(60~64歳)

| | 1992年 | | 1996年 | | |
|------------|----------|-------------|-------|-------------|--------|
| | 係数 | z 値 | 係数 | z 値 | |
| 年齢ダミー | (60歳ダミー) | | | | |
| | 61歳 | 0.0383 | 0.43 | 0.1121 | 1.17 |
| | 62歳 | 0.0541 | 0.60 | 0.1770 * | 1.75 |
| | 63歳 | -0.0531 | -0.59 | 0.0435 | 0.44 |
| | 64歳 | -0.1339 | -1.53 | 0.1210 | 1.21 |
| | (現場生産職) | | | | |
| 55歳当時の職業 | 専門技術職 | 0.5551 *** | 6.01 | 0.2163 * | 1.87 |
| | 管理職 | 0.6026 *** | 6.79 | 0.2489 ** | 2.51 |
| | 事務職 | 0.4672 *** | 5.54 | 0.0856 | 0.74 |
| | 販売職 | 0.7157 *** | 5.34 | 0.3383 ** | 2.39 |
| | サービス職 | 0.7354 *** | 4.40 | 0.1569 | 0.74 |
| | 保安職 | 1.0166 *** | 6.48 | 0.5005 ** | 2.28 |
| | 運輸・通信職 | 0.3206 *** | 3.19 | -0.0046 | -0.04 |
| | その他の職 | 0.5032 ** | 2.28 | 0.5312 ** | 2.14 |
| 55歳当時の企業規模 | (中規模) | | | | |
| | 無回答ダミー | 0.8536 ** | 2.32 | — | — |
| | 小規模企業 | 0.1796 ** | 2.24 | 0.0153 | 0.18 |
| | 大規模企業+官庁 | -0.0760 | -0.93 | 0.0808 | 0.94 |
| 健康 | | 0.7388 *** | 11.89 | 0.8422 *** | 11.91 |
| 家族人数 | | 0.7917 *** | 22.63 | 0.0421 * | 1.92 |
| 非労働所得 | | -0.0010 *** | -2.69 | -0.0420 *** | -12.00 |
| 定年経験あり | | -0.4854 *** | -7.51 | -0.2354 *** | -3.28 |
| 年金制度 | 厚生年金 | -0.0003 | -0.07 | -0.0732 *** | -18.01 |
| | 国民年金 | -0.0185 * | -1.69 | -0.0631 *** | -3.15 |
| | 共済年金 | -0.0076 * | -1.75 | -0.0054 | -1.23 |
| | 企業年金 | -0.0262 *** | -2.77 | 0.0076 | 0.89 |
| | その他の年金 | -0.0319 ** | -2.50 | 0.0500 * | 1.79 |
| 地域 | 首都圏ダミー | -0.0011 | -0.01 | -0.0606 | -0.47 |
| 定数項 | | -1.2071 *** | -9.48 | 0.8191 *** | 5.78 |
| 標本数 | | 3151 | | 2472 | |
| 自由度調整済決定係数 | | 0.3213 | | 0.3278 | |
| 対数尤度 | | -1344.46 | | -1076.22 | |
| 尤度比検定 | | 0.0000 | | 0.0000 | |

出所：「高齢者就業実態調査」(1992、1996)より推定。

注：1) *, **, *** はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2) 1996年の場合、企業規模に関する無回答の標本数が少ない。

第1-5-9表 2000年代の就業確率に関するプロビット分析の結果（60～64歳）

| | 2000年 | | 2004年 | | |
|------------|----------|-------------|--------|-------------|-------|
| | 係数 | z 値 | 係数 | z 値 | |
| 年齢ダミー | (60歳ダミー) | | | | |
| | 61歳 | 0.4008 *** | 3.67 | 0.2773 ** | 2.47 |
| | 62歳 | 0.2470 ** | 2.26 | 0.1574 | 1.42 |
| | 63歳 | 0.2523 ** | 2.36 | 0.1880 * | 1.67 |
| | 64歳 | 0.0886 | 0.84 | 0.0929 | 0.81 |
| | (現場生産職) | | | | |
| 55歳当時の職業 | 専門技術職 | 0.2476 ** | 1.97 | 0.1657 * | 1.70 |
| | 管理職 | 0.3588 *** | 3.48 | 0.0657 | 0.73 |
| | 事務職 | 0.2256 * | 1.94 | -0.0285 | -0.22 |
| | 販売職 | 0.3722 *** | 2.78 | 0.0120 | 0.09 |
| | サービス職 | 0.0115 | 0.05 | 0.1352 | 0.82 |
| | 保安職 | 0.6289 *** | 2.76 | -0.3751 * | -1.70 |
| | 運輸・通信職 | 0.3157 *** | 2.92 | 0.1404 | 1.20 |
| | その他の職 | 0.0462 | 0.14 | 0.3280 | 1.08 |
| 55歳当時の企業規模 | (中規模) | | | | |
| | 無回答ダミー | — | — | 0.1707 | 0.45 |
| | 小規模企業 | 0.0656 | 0.75 | 0.1296 | 1.60 |
| | 大規模企業+官庁 | 0.1818 ** | 2.12 | 0.2023 *** | 2.58 |
| 健康 | | 0.6895 *** | 8.93 | 0.7544 *** | 10.39 |
| 家族人数 | | 0.0361 | 1.44 | -0.0033 | -1.21 |
| 非労働所得 | | -0.0401 *** | -12.39 | -0.0860 *** | -3.58 |
| 定年経験あり | | -0.1840 ** | -2.17 | -0.0304 | -0.45 |
| 年金制度 | 厚生年金 | -0.0024 | -1.19 | -0.0468 *** | -9.58 |
| | 国民年金 | 0.0540 | 0.66 | — | — |
| | 共済年金 | 0.0146 *** | 2.94 | — | — |
| | 企業年金 | 0.0090 | 1.29 | — | — |
| | その他の年金 | -0.0701 ** | -2.22 | -0.0142 | -1.10 |
| 地域 | 首都圏ダミー | -0.0061 | -0.05 | -0.0266 | -0.24 |
| 定数項 | | -0.4712 *** | -2.86 | -0.0324 | -0.22 |
| 標本数 | | 1709 | | 1949 | |
| 自由度調整済決定係数 | | 0.1376 | | 0.1249 | |
| 対数尤度 | | -1014.69 | | -1130.19 | |
| 尤度比検定 | | 0.0000 | | 0.0000 | |

出所：「高齢者就業実態調査」（2000、2004）より推定。

注：1) *, **, *** はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2) 2004年の調査票において、年金に関する質問項目は、公的年金とその他の私的年金の2種しかない。そのため、公的年金とその他の年金のみを推定した。つまり、2004年の場合、「厚生年金」で示す推定値は、厚生年金を含む公的年金の全体効果であることを留意しておく。

3) 2000年の場合、企業規模に関する無回答のサンプルが少ない。

第1-5-10表 1980年代の就業確率に関するプロビット分析の結果（65～69歳）

| | | 1980年 | | 1988年 | |
|------------|----------|-------------|-------|-------------|-------|
| | | 係数 | z 値 | 係数 | z 値 |
| 年齢ダミー | (65歳ダミー) | | | | |
| | 66歳 | -0.0476 | -0.58 | -0.0316 | -0.35 |
| | 67歳 | -0.0986 | -1.15 | -0.0344 | -0.38 |
| | 68歳 | -0.3182 *** | -3.66 | 0.0051 | 0.05 |
| | 69歳 | -0.3183 *** | -3.56 | -0.2698 *** | -2.91 |
| 55歳当時の職業 | (現場生産職) | | | | |
| | 専門技術職 | 0.2752 *** | 2.87 | 0.4594 *** | 4.07 |
| | 管理職 | 0.6111 *** | 7.24 | 0.5752 *** | 6.04 |
| | 事務職 | 0.1301 | 1.25 | -0.0273 | -0.26 |
| | 販売職 | 0.2637 | 1.61 | 0.1769 | 1.30 |
| | サービス職 | -0.1990 | -1.15 | 0.2653 | 1.27 |
| | 保安職 | 0.1618 | 0.99 | -0.1280 | -0.70 |
| | 運輸・通信職 | 0.0320 | 0.25 | 0.2233 * | 1.75 |
| | その他の職 | 0.2681 ** | 2.45 | -0.1127 | -0.57 |
| 55歳当時の企業規模 | (中規模) | | | | |
| | 無回答ダミー | -0.3481 ** | -2.50 | -0.3379 *** | -3.10 |
| | 小規模企業 | 0.0041 | 0.03 | -0.1586 | -1.17 |
| | 大規模企業+官庁 | -0.0530 | -0.43 | -0.1811 | -1.45 |
| 健康 | | 0.8590 *** | 14.56 | 0.7378 *** | 11.42 |
| 家族人数 | | 0.0095 | 0.63 | 0.0451 *** | 2.77 |
| 非労働所得 | | -0.0066 | -1.33 | -0.0095 ** | -2.50 |
| 定年経験あり | | -0.4663 *** | -4.54 | -0.2721 *** | -3.83 |
| 年金制度 | 厚生年金受給満額 | -0.0752 *** | -7.79 | -0.0237 *** | -7.00 |
| | 国民年金 | 0.3027 *** | 5.91 | 0.0219 | 0.80 |
| | 共済年金 | -0.0546 *** | -6.50 | -0.0237 *** | -4.61 |
| | 企業年金 | -0.0613 *** | -2.59 | -0.0046 | -0.33 |
| | その他の年金 | -0.1066 *** | -4.19 | -0.0406 *** | -2.59 |
| 地域 | 首都圏ダミー | 0.2012 * | 1.76 | 0.3370 *** | 2.86 |
| 定数項 | | 0.5802 *** | 3.31 | 0.0655 | 0.43 |
| 標本数 | | 2551 | | 1990 | |
| 自由度調整済決定係数 | | 0.2028 | | 0.1284 | |
| 対数尤度 | | -1382.85 | | -1201.21 | |
| 尤度比検定 | | 0.0000 | | 0.0000 | |

出所：「高年齢者就業実態調査」（1980、1988）より推定。

注：*, **, *** はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

第1-5-11表 1990年代の就業確率に関するプロビット分析の結果（65～69歳）

| | 1992年 | | 1996年 | | |
|------------|----------|-------------|-------|-------------|--------|
| | 係数 | z 値 | 係数 | z 値 | |
| 年齢ダミー | (65歳ダミー) | | | | |
| | 66歳 | 0.0684 | 0.77 | 0.1849 * | 1.69 |
| | 67歳 | -0.0836 | -0.92 | -0.0738 | -0.68 |
| | 68歳 | 0.0062 | 0.07 | -0.1707 | -1.59 |
| | 69歳 | -0.1941 * | -1.93 | -0.3634 *** | -3.24 |
| 55歳当時の職業 | (現場生産職) | | | | |
| | 専門技術職 | 0.5938 *** | 5.82 | 0.1932 | 1.49 |
| | 管理職 | 0.6527 *** | 6.74 | 0.0387 | 0.32 |
| | 事務職 | 0.5451 *** | 5.9 | 0.0803 | 0.61 |
| | 販売職 | 0.5859 *** | 4.17 | 0.0870 | 0.51 |
| | サービス職 | 0.7554 *** | 4.28 | 0.5837 ** | 2.19 |
| | 保安職 | 0.7450 *** | 4.89 | 0.1483 | 0.64 |
| | 運輸・通信職 | 0.4242 *** | 3.2 | 0.0405 | 0.29 |
| | その他の職 | 0.6122 *** | 2.94 | 0.1789 | 0.82 |
| 55歳当時の企業規模 | (中規模) | | | | |
| | 無回答ダミー | -0.2065 | -0.47 | — | — |
| | 小規模企業 | -0.0792 | -0.9 | 0.0215 | 0.20 |
| | 大規模企業+官庁 | -0.1269 | -1.39 | -0.0637 | -0.58 |
| 健康 | | 0.7618 *** | 11.62 | 1.0308 *** | 13.41 |
| 家族人数 | | 0.7608 *** | 20.84 | 0.0292 | 1.41 |
| 非労働所得 | | -0.0005 | -0.11 | -0.0308 *** | -5.28 |
| 定年経験あり | | -0.3398 *** | -4.65 | -0.2963 *** | -3.70 |
| 年金制度 | 厚生年金受給満額 | -0.0274 *** | -4.15 | -0.1487 *** | -25.17 |
| | 国民年金 | -0.0207 | -1.29 | -0.0761 *** | -7.18 |
| | 共済年金 | -0.0341 *** | -4.86 | -0.0755 *** | -13.71 |
| | 企業年金 | -0.0234 | -1.6 | -0.0440 *** | -3.68 |
| | その他の年金 | -0.0313 | -1.43 | -0.0682 *** | -3.21 |
| 地域 | 首都圏ダミー | -0.0954 | -0.58 | 0.3781 *** | 2.78 |
| 定数項 | | -0.9950 *** | -6.96 | 0.4528 *** | 2.62 |
| 標本数 | | 2419 | | 2255 | |
| 自由度調整済決定係数 | | 0.3182 | | 0.4624 | |
| 対数尤度 | | -1139.13 | | -840.23 | |
| 尤度比検定 | | 0.0000 | | 0.0000 | |

出所：「高年齢者就業実態調査」（1992、1996）より推定。

注：1) *, **, *** はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2) 1996年の場合、企業規模に関する無回答の標本数が少ない。

第1-5-12表 2000年代の就業確率に関するプロビット分析の結果（65～69歳）

| | | 2000年 | | 2004年 | |
|------------|----------|-------------|--------|-------------|-------|
| | | 係数 | z 値 | 係数 | z 値 |
| 年齢ダミー | (65歳ダミー) | | | | |
| | 66歳 | -0.0531 | -0.52 | -0.2134 ** | -2.33 |
| | 67歳 | -0.0539 | -0.54 | -0.2702 *** | -2.92 |
| | 68歳 | -0.1147 | -1.13 | -0.3546 *** | -3.77 |
| | 69歳 | -0.1890 * | -1.77 | -0.3088 *** | -3.19 |
| 55歳当時の職業 | (現場生産職) | | | | |
| | 専門技術職 | 0.4082 *** | 3.19 | 0.1556 * | 1.68 |
| | 管理職 | 0.2261 ** | 2.08 | 0.0963 | 1.06 |
| | 事務職 | -0.0377 | -0.30 | 0.1531 | 1.23 |
| | 販売職 | 0.2271 | 1.46 | 0.2449 * | 1.77 |
| | サービス職 | 0.1387 | 0.68 | -0.0557 | -0.37 |
| | 保安職 | 0.1393 | 0.73 | -0.2750 | -1.30 |
| | 運輸・通信職 | 0.0836 | 0.70 | -0.0089 | -0.08 |
| | その他の職 | 0.2498 | 1.04 | 0.0950 | 0.38 |
| 55歳当時の企業規模 | (中規模) | | | | |
| | 無回答ダミー | 0.5601 | 0.66 | 0.7772 ** | 2.55 |
| | 小規模企業 | -0.1452 | -1.62 | 0.2541 *** | 3.22 |
| | 大規模企業+官庁 | -0.0321 | -0.36 | 0.1108 | 1.34 |
| 健康 | | 0.7784 *** | 10.64 | 0.8483 *** | 12.59 |
| 家族人数 | | 0.0547 ** | 2.38 | 0.0013 | 0.42 |
| 非労働所得 | | -0.0058 | -1.23 | -0.1281 *** | -5.86 |
| 定年経験あり | | -0.1786 ** | -2.06 | -0.1109 | -1.60 |
| 年金制度 | 厚生年金受給満額 | -0.0314 *** | -13.27 | -0.0351 *** | -6.28 |
| | 国民年金 | -0.0453 | -1.33 | — | — |
| | 共済年金 | -0.0141 *** | -2.92 | — | — |
| | 企業年金 | -0.0044 | -0.48 | — | — |
| | その他の年金 | -0.0385 | -1.52 | -0.0342 ** | -2.40 |
| 地域 | 首都圏ダミー | 0.0663 | 0.60 | 0.3521 *** | 3.60 |
| 定数項 | | -0.5367 *** | -3.20 | -0.3980 *** | -2.69 |
| 標本数 | | 1722 | | 2029 | |
| 自由度調整済決定係数 | | 0.1582 | | 0.1257 | |
| 対数尤度 | | -976.62 | | -1219.49 | |
| 尤度比検定 | | 0.0000 | | 0.0000 | |

出所：「高年齢者就業実態調査」（2000、2004）より推定。

注：1) *, **, *** はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2) 2004年の調査票において、年金に関する質問項目は、公的年金とその他の私的年金の2種しかない。そのため、公的年金とその他の年金のみを推定した。つまり、2004年の場合、「厚生年金」で示す推定値は、厚生年金を含む公的年金の全体効果であることを留意しておく。

第二に、60歳前半と60歳後半の分析結果を比較する。(1)年齢の影響について、60歳前半に比べ、60歳代後半の場合、加齢効果は大きい。60歳代後半の場合、各年代においても、年齢の上昇とともに就業の確率が低くなり、しかも近年になるほど、加齢効果は大きくなる。

(2)職業の影響について、ホワイトカラー（専門技術職、管理職）が就業に与える影響は、60歳代前半のほうが大きい。

(3)企業規模の影響について、2000年代の場合、60歳代前半と60歳代後半においても、55歳で勤務した企業の規模が大きい場合、60歳代の就業確率が高くなる。ただし、こうした大企業の影響は、60歳代後半が60歳代前半より大きい。

(4)定年経験の影響について、1990年代以後、定年経験が男性高齢者の就業に与えるマイナスの影響において、年齢階層間の大きな差が見られない。

(5)各年代においても、年金（厚生年金、国民年金、共済年金、企業年金、その他の年金）がいずれも就業に有意なマイナスの影響を与える。こうした年金の影響は、60歳代後半が60歳代前半より大きい。

(6)他の要因について、健康であることが高齢者の就業にプラスの影響を与える。こうした健康の影響は、60歳代後半のほうが大きい。

以上の分析結果により、年齢、55歳当時の職業、55歳当時の企業規模、健康、非労働所得、同居家族の人数、定年経験、年金金額、地域が60歳代の男性高齢者の就業に有意な影響を与え、また、年齢階層（60歳代前半、60歳代後半）により、これらの要因の影響は異なることが示される。

ただし、職業の効果は市場賃金率の効果と混在するため、具体的に市場賃金率がどの程度就業の確率に影響を与えるかが明らかになっていない。以下では、市場賃金率に関する分析結果について説明する。

(2) 市場賃金率が就業の確率に与える影響に関する分析の結果（推定2）

市場賃金率が就業の確率に与える影響について、第1-5-1表、第1-5-2表、第1-5-3表の賃金関数の推定結果に基づいて賃金率の推定値を計算した。その推定値を用いた構造型のプロビット分析の結果（推定2）を第1-5-13表でまとめている。以下では、市場賃金率の推定結果をみる。

まず、各年代においても、市場賃金率の上昇とともに、就業の確率は上昇する。男性高齢者の場合、市場賃金率の効果において、代替効果は所得効果より大きいことが示される。

次に、市場賃金率が高齢者の就業に与えるプラスの影響は、1980年代、1990年代、2000年代の順に小さくなる。近年になるほど、市場賃金率の影響は小さくなることが明らかになっている。

第1-5-13表 市場賃金率に関する構造型プロビット分析の結果
(Structure probit model)

| | 市場賃金率の推定係数 | z 値 |
|--------------|------------|------|
| 1980年 | | |
| 60～69歳 | 0.5861 *** | 9.11 |
| 60～64歳 | 0.4737 *** | 5.06 |
| 65～69歳 | 0.6274 *** | 6.96 |
| 1988年 | | |
| 60～69歳 | 0.6357 *** | 9.48 |
| 60～64歳 | 0.5561 *** | 6.20 |
| 65～69歳 | 0.6654 *** | 6.45 |
| 1992年 | | |
| 60～69歳 | 0.3535 *** | 3.89 |
| 60～64歳 | 0.4101 *** | 3.31 |
| 65～69歳 | 0.3533 *** | 2.60 |
| 1996年 | | |
| 60～69歳 | 0.2579 *** | 2.68 |
| 60～64歳 | 0.2865 ** | 2.16 |
| 65～69歳 | 0.0506 | 0.33 |
| 2000年 | | |
| 60～69歳 | 0.4860 *** | 3.94 |
| 60～64歳 | 0.3550 ** | 2.04 |
| 65～69歳 | 0.5744 *** | 3.18 |
| 2004年 | | |
| 60～69歳 | 0.2480 ** | 2.37 |
| 60～64歳 | 0.1888 | 1.26 |
| 65～69歳 | 0.2814 ** | 1.91 |

出所：「高年齢者就業実態調査」（1980、1988、1992、1996、2002、2004）より推定。

注： 1) *, **, *** はそれぞれ有意水準10%、5%、1%を示す。

2) 推定では、年齢、55歳当時の企業規模、健康、家族人数、非労働所得、定年経験、厚生年金受給満額、国民年金、共済年金、企業年金、その他年金、地域を推定したが、市場賃金率の推定値のみを掲載している。

3) 年齢を60～69歳に限定する。

(3) 就業の確率に関する限界プロビット分析の結果

前述した就業の確率に関するプロビット分析により、市場賃金率を含む各要因が高齢者の就業確率に与える影響について、推定値の統計的有意性と推定値の大きさがわかった。ただし、具体的に各要因の変化に伴って、就業の確率がどの程度変化するかが数量的に明らかになっていない。

この点を明らかにするため、年齢階層別・年代別の限界プロビット分析を行った。分析結果を第1-5-14表、第1-5-15表、第1-5-16表で示している。また、これらの分析結果に基づいて、各要因の効果を第1-5-17図から第1-5-22図で表している。以下では、主に60～69歳に関する各要因の限界効果の推定値を用い、仮説検証を含んで各年代における各要因の影響、および時代とともに各要因の変化について説明する。

第1-5-14表 各要因の変化に伴う就業確率の変化（60～69歳）

(Marginal probit analysis)

| | 各要因の変化 | 1980年 | 1988年 | 1992年 | 1996年 | 2000年 | 2004年 |
|-----------------|----------|---------|---------|---------|---------|--------|---------|
| 賃金率 | 1単位増加 | 20.55% | 24.74% | 12.89% | 9.99% | 19.30% | 9.85% |
| 61歳 | 0→1 | 2.13% | 4.65% | 1.48% | 3.24% | 15.97% | 9.85% |
| 62歳 | 0→1 | -1.49% | 5.26% | 2.20% | 6.02% | 10.08% | 4.53% |
| 63歳 | 0→1 | -5.33% | -4.60% | -1.73% | 0.04% | 10.17% | 5.85% |
| 64歳 | 0→1 | -1.19% | -0.34% | -4.68% | 1.85% | 3.46% | 1.72% |
| 65歳 | 0→1 | -4.39% | -8.13% | -9.88% | -7.62% | 1.24% | 1.51% |
| 66歳 | 0→1 | -5.46% | -7.96% | -7.82% | 0.52% | 0.34% | -6.76% |
| 67歳 | 0→1 | -7.60% | -8.30% | -13.95% | -8.45% | 0.23% | -8.33% |
| 68歳 | 0→1 | -15.95% | -6.57% | -9.98% | -13.66% | -2.71% | -11.94% |
| 69歳 | 0→1 | -17.07% | -18.72% | -17.50% | -18.76% | -4.15% | -9.99% |
| 55歳当時の職業（現場生産職） | | | | | | | |
| 専門技術職 | 0→1 | 8.90% | 14.93% | 17.49% | 8.47% | 13.65% | 6.44% |
| 管理職 | 0→1 | 18.64% | 21.20% | 18.66% | 7.83% | 12.68% | 3.41% |
| 事務職 | 0→1 | 2.31% | 2.87% | 15.76% | 5.01% | 3.50% | 2.37% |
| 販売職 | 0→1 | 6.82% | 8.94% | 19.64% | 8.55% | 12.27% | 5.01% |
| サービス職 | 0→1 | 0.85% | 9.77% | 21.99% | 11.57% | 5.09% | 1.63% |
| 運輸・通信職 | 0→1 | 4.66% | 2.94% | 24.21% | 15.16% | 16.11% | -13.24% |
| 保安職 | 0→1 | 6.80% | 7.53% | 11.87% | -0.46% | 8.60% | 2.61% |
| その他の職 | 0→1 | 7.34% | 1.97% | 17.86% | 11.20% | 7.02% | 7.23% |
| 55歳当時の企業規模（中規模） | | | | | | | |
| 小規模企業 | 0→1 | -1.49% | -5.41% | 2.73% | 2.64% | 3.40% | 7.74% |
| 大規模企業+官庁 | 0→1 | 0.61% | 6.05% | -4.38% | 0.56% | 2.85% | 6.22% |
| 健康 | 0→1 | 29.76% | 27.88% | 27.65% | 35.71% | 28.49% | 31.02% |
| 家族人数 | 1人増加 | 0.05% | 2.21% | 28.37% | 1.43% | 1.83% | 4.20% |
| 非労働所得 | 1ヶ月1万円増加 | -0.34% | -1.10% | -0.04% | -0.26% | -1.19% | -0.05% |
| 定年経験あり | 0→1 | -12.34% | -16.37% | -15.94% | -10.21% | -7.73% | -6.03% |
| 厚生年金 | 1ヶ月1万円増加 | -3.86% | -0.87% | -0.06% | -3.99% | -0.52% | -1.63% |
| 国民年金 | 1ヶ月1万円増加 | 7.67% | -0.63% | 0.27% | -2.40% | -1.50% | — |
| 共済年金 | 1ヶ月1万円増加 | -2.18% | -0.84% | -0.41% | -1.47% | 0.09% | — |
| 企業年金 | 1ヶ月1万円増加 | -2.24% | 0.24% | -0.89% | -0.76% | 0.20% | — |
| その他の年金 | 1ヶ月1万円増加 | -2.79% | -0.92% | -1.03% | -2.77% | -2.00% | -0.92% |
| 首都圏ダミー | 0→1 | 6.12% | 11.42% | -1.44% | 6.60% | 1.39% | 7.16% |

出所：「高年齢者就業実態調査」（1980、1988、1992、1996、2000、2004）より計算。

注：1) 表の数値は各要因の変化に伴う就業確率の変化を示す。

2) 2004年の調査票において、年金に関する質問項目は、公的年金とその他の私的年金の2種しかない。そのため、公的年金とその他の年金のみを推定した。つまり、2004年の場合、「厚生年金」で示す推定値は、厚生年金を含む公的年金の全体効果であることを留意しておく。

第1-5-15表 各要因の変化に伴う就業確率の変化（60～64歳）

(Marginal probit analysis)

| | 各要因の変化 | 1980年 | 1988年 | 1992年 | 1996年 | 2000年 | 2004年 |
|-----------------|----------|--------|---------|---------|--------|--------|---------|
| 賃金率 | 1単位増加 | 14.43% | 20.29% | 12.90% | 10.16% | 14.09% | 7.07% |
| 61歳 | 0→1 | 2.67% | 5.21% | 1.21% | 3.90% | 15.49% | 10.02% |
| 62歳 | 0→1 | -1.14% | 6.14% | 1.70% | 6.07% | 9.67% | 5.80% |
| 63歳 | 0→1 | -4.00% | -4.23% | -1.71% | 1.53% | 9.89% | 6.89% |
| 64歳 | 0→1 | -0.30% | 0.89% | -4.36% | 4.19% | 3.50% | 3.44% |
| 55歳当時の職業（現場生産職） | | | | | | | |
| 専門技術職 | 0→1 | 7.44% | 12.56% | 15.07% | 7.30% | 9.65% | 6.07% |
| 管理職 | 0→1 | 13.78% | 17.77% | 16.40% | 8.46% | 13.92% | 2.44% |
| 事務職 | 0→1 | -0.15% | 4.43% | 13.18% | 2.97% | 8.82% | -1.07% |
| 販売職 | 0→1 | 3.96% | 9.02% | 17.52% | 10.97% | 14.26% | 0.44% |
| サービス職 | 0→1 | 11.15% | 8.38% | 17.57% | 5.32% | 0.45% | 4.94% |
| 運輸・通信職 | 0→1 | 3.98% | 7.22% | 21.46% | 15.21% | 22.83% | -14.65% |
| 保安職 | 0→2 | 9.77% | 7.05% | 9.24% | -0.16% | 12.24% | 5.14% |
| その他の職 | 0→1 | 5.73% | 7.09% | 13.19% | 15.96% | 1.83% | 11.42% |
| 55歳当時の企業規模（中規模） | | | | | | | |
| 小規模企業 | 0→1 | -3.02% | -2.84% | 5.67% | 0.54% | 2.60% | 4.82% |
| 大規模企業+官庁 | 0→1 | 3.56% | 15.39% | -2.43% | 2.83% | 7.19% | 7.47% |
| 健康 | 0→1 | 25.49% | 25.83% | 25.40% | 31.43% | 26.89% | 29.04% |
| 家族人数 | 1人増加 | -0.25% | 2.74% | 25.17% | 1.48% | 1.43% | 3.22% |
| 非労働所得 | 1ヶ月1万円増加 | -0.43% | -1.47% | -0.03% | -1.48% | -1.59% | -0.12% |
| 定年経験あり | 0→1 | -7.08% | -17.50% | -14.88% | -8.23% | -7.32% | -1.14% |
| 厚生年金 | 1ヶ月1万円増加 | -4.14% | -0.77% | -0.01% | -2.59% | -0.10% | -1.75% |
| 国民年金 | 1ヶ月1万円増加 | 5.30% | -1.02% | -0.59% | -2.22% | 2.14% | — |
| 共済年金 | 1ヶ月1万円増加 | -1.95% | -0.67% | -0.24% | -1.90% | 0.58% | — |
| 企業年金 | 1ヶ月1万円増加 | -1.91% | 0.38% | -0.83% | 0.27% | 0.36% | — |
| その他の年金 | 1ヶ月1万円増加 | -1.77% | -0.55% | -0.01% | 1.77% | -2.78% | -0.53% |
| 首都圏ダミー | 0→1 | 3.51% | 9.76% | -0.03% | -2.17% | -0.25% | -1.00% |

出所：「高年齢者就業実態調査」（1980、1988、1992、1996、2000、2004）より計算。

注：1）表の数値は各要因の変化に伴う就業確率の変化を示す。

- 2）2004年の調査票において、年金に関する質問項目は、公的年金とその他の私的年金の2種しかない。そのため、公的年金とその他の年金のみを推定した。つまり、2004年の場合、「厚生年金」で示す推定値は、厚生年金を含む公的年金の全体効果であることを留意しておく。

第1-5-16表 各要因の変化に伴う就業確率の変化（65～69歳）

(Marginal probit analysis)

| | 各要因の変化 | 1980年 | 1988年 | 1992年 | 1996年 | 2000年 | 2004年 |
|-----------------|----------|---------|---------|---------|---------|--------|---------|
| 賃金率（推定値） | 1単位増加 | 24.20% | 26.51% | 13.96% | 12.02% | 22.00% | 11.10% |
| 66歳 | 0→1 | -1.83% | 1.26% | 2.69% | 7.36% | -2.02% | -8.30% |
| 67歳 | 0→1 | -3.81% | -1.37% | -3.31% | -2.94% | -2.06% | -10.46% |
| 68歳 | 0→1 | -12.43% | 0.20% | 0.25% | -0.08% | -4.34% | -13.61% |
| 69歳 | 0→1 | -12.44% | -10.63% | -7.71% | -14.30% | -7.09% | -11.89% |
| 55歳当時の職業（現場生産職） | | | | | | | |
| 専門技術職 | 0→1 | 10.18% | 18.01% | 21.91% | 7.68% | 16.04% | 6.17% |
| 管理職 | 0→1 | 21.79% | 22.46% | 24.10% | 1.55% | 8.79% | 3.81% |
| 事務職 | 0→1 | 4.90% | -1.09% | 20.36% | 3.20% | -1.43% | 6.08% |
| 販売職 | 0→1 | 9.66% | 7.04% | 21.29% | 3.47% | 8.89% | 9.74% |
| サービス職 | 0→1 | -7.78% | 10.53% | 26.18% | 22.16% | 5.40% | -2.19% |
| 運輸・通信職 | 0→1 | 6.04% | -5.07% | 26.00% | 5.91% | 5.41% | -10.05% |
| 保安職 | 0→2 | 1.22% | 8.88% | 15.91% | 1.62% | 3.23% | -0.35% |
| その他の職 | 0→1 | 9.89% | -4.47% | 21.92% | 7.11% | 9.80% | 3.77% |
| 55歳当時の企業規模（中規模） | | | | | | | |
| 小規模企業 | 0→1 | 0.16% | -6.23% | -3.13% | 0.86% | -5.52% | 10.02% |
| 大規模企業+官庁 | 0→1 | -2.04% | -7.17% | -5.02% | -2.54% | -1.23% | 4.38% |
| 健康 | 0→1 | 32.92% | 28.44% | 29.67% | 38.96% | 28.02% | 31.49% |
| 家族人数 | 1人増加 | 0.36% | 1.80% | 30.03% | 1.16% | 2.09% | 5.05% |
| 非労働所得 | 1ヶ月1万円増加 | -0.25% | -0.38% | -0.02% | 1.23% | -0.22% | 0.05% |
| 定年経験あり | 0→1 | -17.55% | -10.82% | -13.25% | -11.78% | -6.72% | -4.38% |
| 厚生年金（推定値） | 1ヶ月1万円増加 | -2.88% | -0.94% | -1.08% | -5.93% | -1.20% | -1.38% |
| 国民年金 | 1ヶ月1万円増加 | 11.60% | 0.87% | -0.82% | -3.04% | -1.73% | — |
| 共済年金 | 1ヶ月1万円増加 | -2.10% | -9.44% | -1.34% | -3.01% | -0.54% | — |
| 企業年金 | 1ヶ月1万円増加 | -2.35% | -0.18% | -0.92% | -1.76% | -0.17% | — |
| その他の年金 | 1ヶ月1万円増加 | -4.09% | -1.62% | -1.24% | -2.72% | -1.47% | -1.35% |
| 首都圏ダミー | 0→1 | 7.48% | 13.33% | -3.78% | 5.39% | 2.56% | 13.97% |

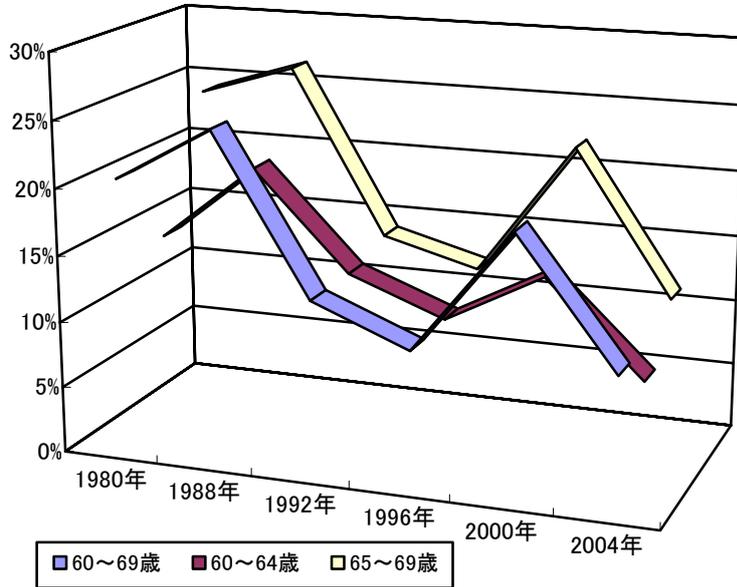
出所：「高年齢者就業実態調査」（1980、1988、1992、1996、2000、2004）より計算。

注：1）表の数値は各要因の変化に伴う就業確率の変化を示す。

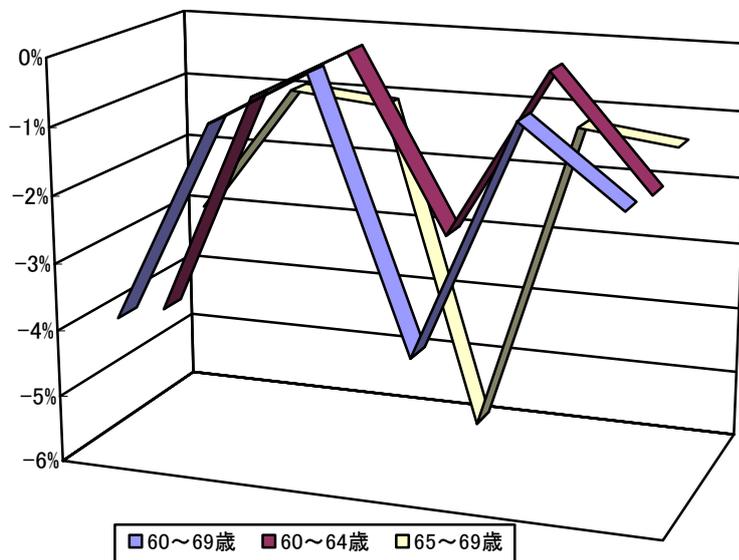
- 2）2004年の調査票において、年金に関する質問項目は、公的年金とその他の私的年金の2種しかない。そのため、公的年金とその他の年金のみを推定した。つまり、2004年の場合、「厚生年金」で示す推定値は、厚生年金を含む公的年金の全体効果であることを留意しておく。

第1-5-17図 市場賃金率と厚生年金受給額の弾力性の推移

賃金率に対する就業率の弾力性の推移

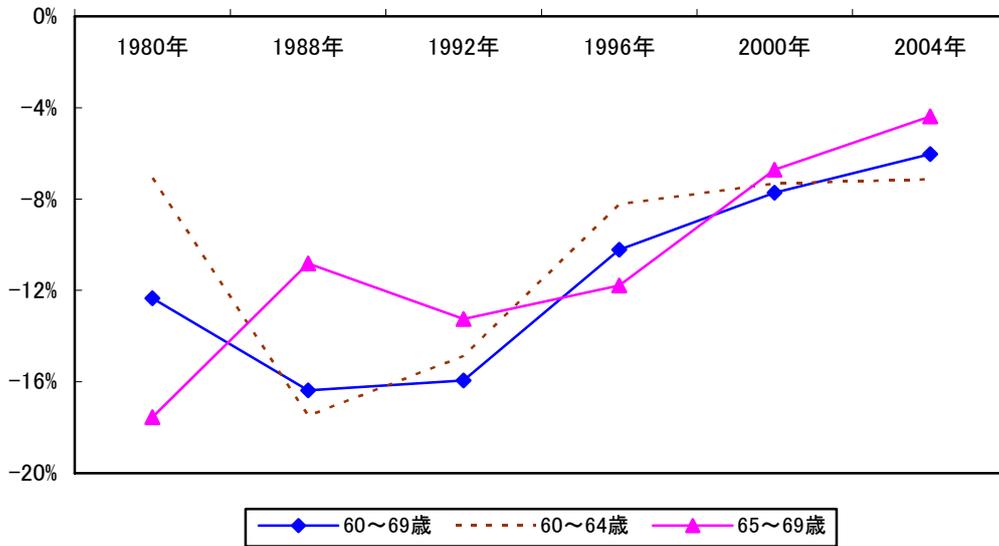


厚生年金受給額に対する就業率の弾力性の推移



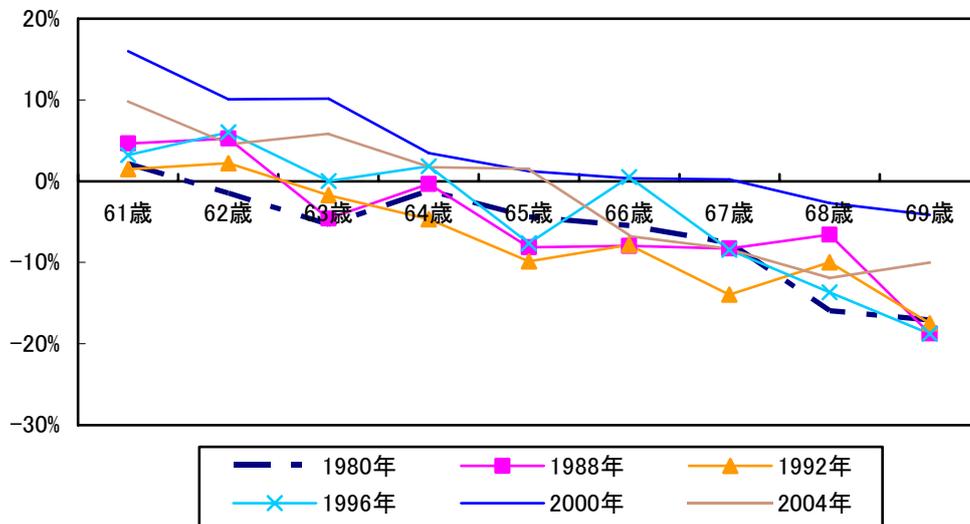
出所：「高齢者就業実態調査」（1980、1988、1992、1996、2000、2004）より計算。

第1-5-18図 定年経験要因の影響の推移



出所：『高年齢者就業実態調査』（1980、1988、1992、1996、2000、2004）より計算。

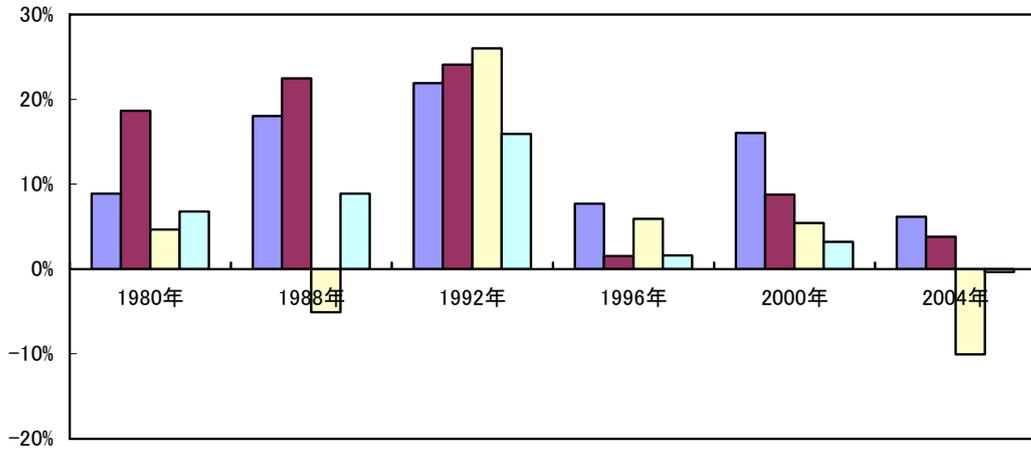
第1-5-19図 加齢効果の推移



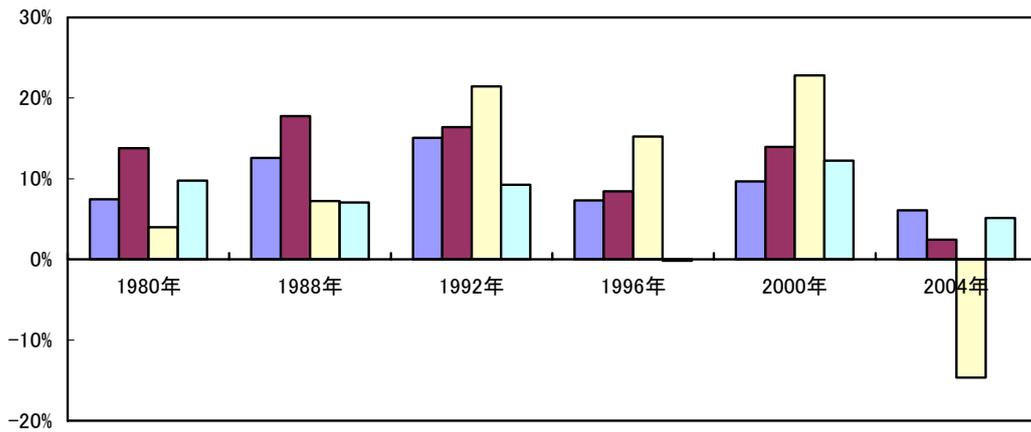
出所：「高年齢者就業実態調査」（1980、1988、1992、1996、2000、2004）より計算。

第1-5-20図 職業要因の影響の推移

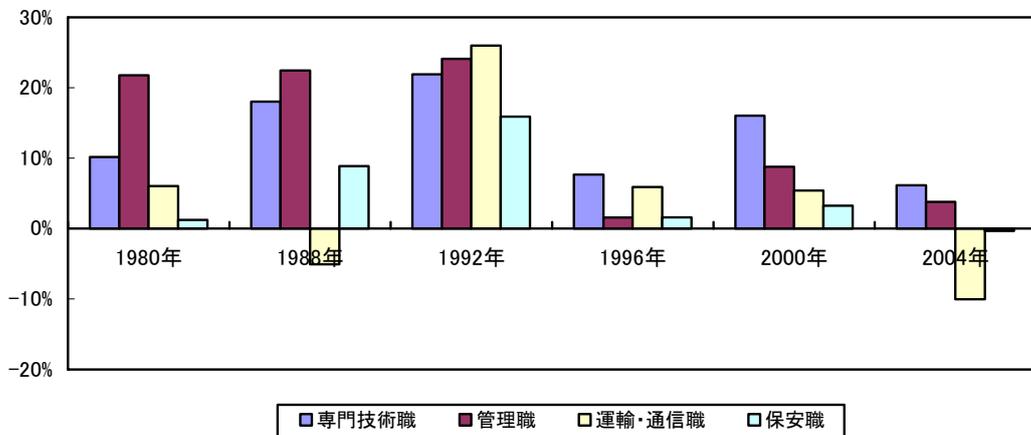
60～69歳



60～64歳



65～69歳

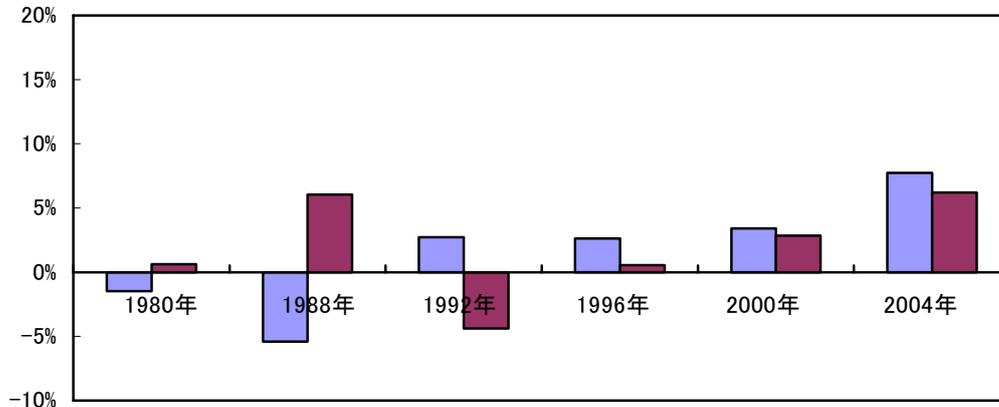


■ 専門技術職 ■ 管理職 □ 運輸・通信職 □ 保安職

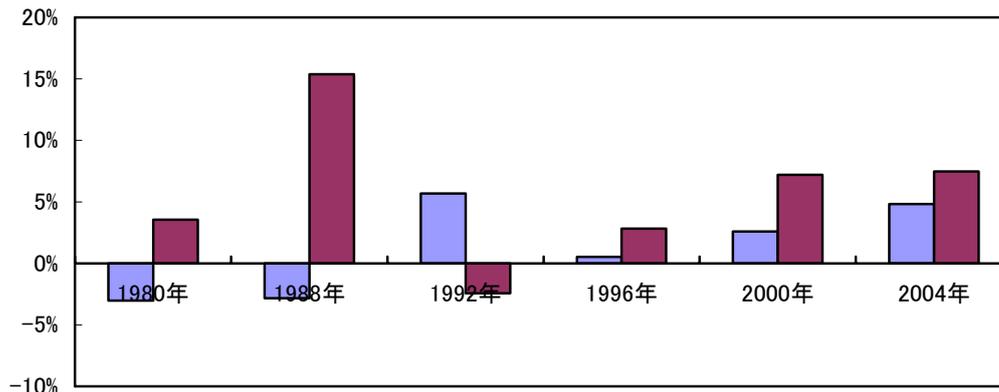
出所：「高年齢者就業実態調査」（1980、1988、1992、1996、2000、2004）より計算。

第1-5-21図 企業規模要因の影響の推移

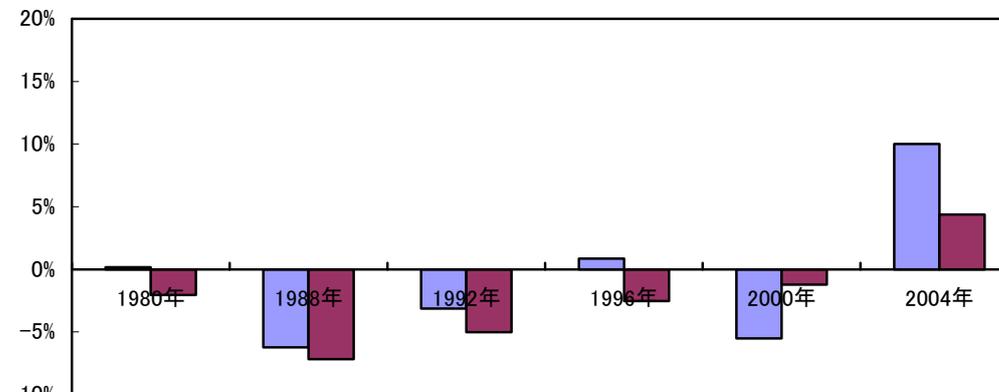
60～69歳



60～64歳



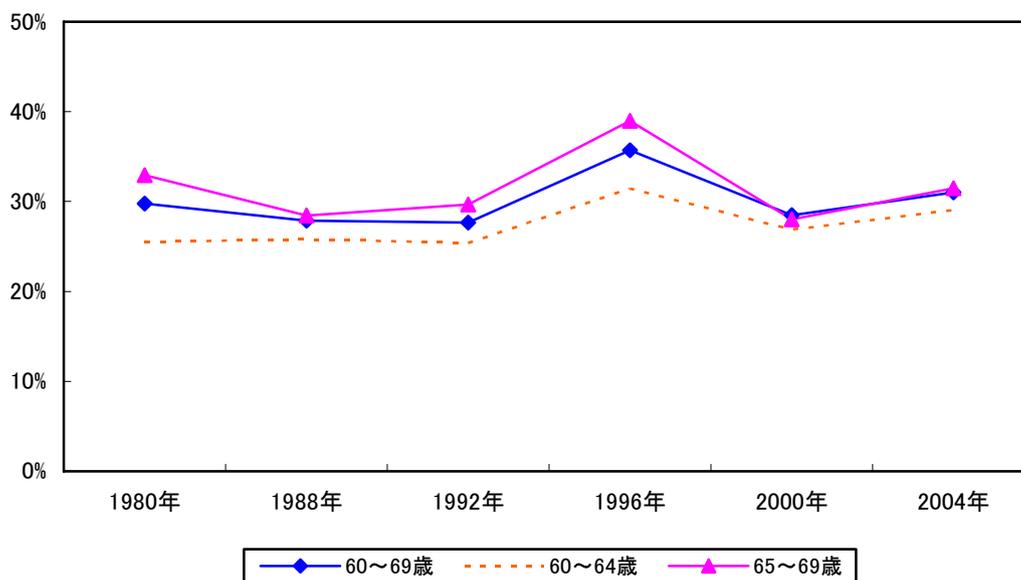
65～69歳



■ 小規模企業 ■ 大規模企業+官庁

出所：「高年齢者就業実態調査」（1980、1988、1992、1996、2000、2004）より計算。

第1-5-22図 健康要因の影響の推移



出所：「高齢者就業実態調査」（1980、1988、1992、1996、2000、2004）より計算。

第一に、仮説1を検証する。第1-5-14表と第1-5-17図により、(1) 60～69歳の場合、各年代において、厚生年金受給金額が1ヶ月1万円上昇すれば、就業の確率は、それぞれ3.86%（1980年）、0.87%（1988年）、0.06%（1992年）、3.99%（1996年）、0.52%（2000年）、1.63%（2004年）¹⁰低下することが明らかになった。

厚生年金の影響の推移について、時代とともに厚生年金が高齢者の就業に与えるマイナスの影響は変化した。1996年の場合、厚生年金受給額の推定値（-3.99%）は、1980年（-3.88%）の推定値とほぼ同じである。1980年代から1990年代後期にかけて、厚生年金制度が度々に改革されたが、厚生年金は依然としては高齢者の就業にマイナスの影響を与える。しかも、そのマイナスの影響は、時代とともに小さくなっていないといえる。ただし、1980年と1996年に比べ、2000年代の場合、厚生年金の影響はやや小さくなる傾向が示される（その推定値は2000年が-0.52%、2004年が-1.63%）。

(2) 他の公的年金の影響について、各年代において、国民年金、共済年金、企業年金受給額が高齢者の就業に与える影響が異なるが、各種の年金受給額の上昇とともに、就業の確率は0.41%～2.40%低下する。ただし、近年になるほど年金受給額の弾力性は小さくなる。

(3) 公的年金以外の他の年金（個人年金など）が1ヶ月1万円増加すれば、就業の確率は、それぞれ2.79%（1980年）、0.92%（1988年）、1.03%（1992年）、2.77%（1996年）、2.00%（2000年）、0.92%（2004年）低くなる。近年になるほど、他の年金受給額の弾力性は小さく

¹⁰ ここで、データの制約上で、2004年の場合、厚生年金の推定結果では、他の公的年金の効果を含むことを留意しておく。

なる。

それゆえ、「各年代においても、年金受給額が高いほど就業の確率は低くなる。ただし、近年になるほど年金の影響は小さくなる」という仮説1がほぼ支持された。

第二に、仮説2を検証する。第1-5-14表と第1-5-17図により、(1) 60~69歳の場合、他の要因が一定であれば、市場賃金率自然対数が1単位上昇すれば、各年代においても、就業の確率が上昇する¹¹。市場賃金率の弾力性は、1980年が20.55%、1988年が24.74%、1992年が12.89%、1996年が9.99%、2000年が19.30%、2004年が9.85%である。市場賃金率の上昇とともに、就業の確率は高くなることが示される。

(2) 60歳代前半と60歳代後半の推定結果を比較する。60~64歳の場合(図表1-5-15)、市場賃金率の弾力性は、1980年が14.43%、1988年が20.29%、1992年が12.90%、1996年が10.16%、2000年が14.09%、2004年が7.07%である。一方、65~69歳の場合(図表1-5-16)、市場賃金率の弾力性は、1980年が24.20%、1988年が26.51%、1992年が13.96%、1996年が12.02%、2000年が22.00%、2004年が11.10%である。各年代においても、市場賃金率が就業の確率に与える影響は、60歳代後半のほうが60歳代前半より大きいことが示される。

これらの推定結果により、「各年代においても、市場賃金率が高いほど就業の確率は高くなる。こうした市場賃金率の影響は、60歳代後半のほうが60歳代前半より大きい」という仮説2が検証された。

第三に、仮説3を検証する。第1-5-14表と第1-5-18図から、まず、定年経験した者になると、各年代においても、就業の確率は、それぞれ12.34%(1980年)、16.37%(1988年)、15.94%(1992年)、10.21%(1996年)、7.73%(2000年)、6.03%(2004年)低下する。

また、定年経験の効果は、1980年代、1990年代、2000年代の順に小さくなる。1980年代に比べ、2000年代の場合、定年経験による就業の低下の幅は約6%減少する。

それゆえ、「各年代においても、定年を経験しなかった場合に比べ、定年を経験した場合、高齢者の就業確率が低くなる。ただし、近年になるほど定年経験の影響は小さくなる」という仮説3が検証された。この理由について、従来、定年経験をしなかった者に比べ、定年経験をした者の場合、完全引退者(full retirement)になる確率は高かった(清家・山田 1993、1996)。ただし、近年になるほど、高齢者雇用就業状況の改善に伴い、定年経験をした後に再就職した高齢者が増えている。そのため、定年経験が高齢者の就業に与えるマイナスの影響は小さくなると考えられる。

第四に、仮説4を検証する。加齢効果について、第1-5-14表と第1-5-19図により、年齢の上昇とともに、就業の確率は低下することが示される。例えば、60歳代後半の場合、他の条件が一定であれば、60歳に比べ、年齢が65歳、66歳、67歳、68歳、69歳に変化すると、

¹¹ 市場賃金率の効果について、市場賃金率自然対数の推定値が用いられている。つまり、就業決定に関する分析において、市場賃金率の理論期待値が用いられている。ここで、他の条件が一定であれば、市場賃金率のみの効果を考察している。

就業の確率は4.15%～17.50%低下することが明らかになった。

これらの推定結果により、「各年代においても、加齢効果が存在し、つまり、年齢の上昇とともに就業の確率は低くなる。こうした加齢効果は、60歳代後半のほうが60歳代前半より大きい」という仮説4が検証された¹²。

第五に、職業要因の影響について、第1-5-14表と第1-5-20図により、1992年以前の場合、55歳時点で専門技術職者あるいは管理職者であれば、60歳代の就業確率は高くなる。ただし、1992年以降の場合、55歳時点で専門技術職、管理職につくことによって60歳代の就業確率を上昇する幅は低くなっている。一方、55歳時点で販売職者、サービス職者、運輸・通信職者である場合、60歳代の就業確率を上昇する幅は大きくなっている。つまり、近年になるほど、高齢就業者のうち、55歳時点での専門技術職者と管理職者のようなホワイトカラー職についた就業者のみならず、他の職業についた就業者の割合は大きくなることが示される。高齢就業者の職域が広がっていることがうかがえる。

第六に、企業規模要因の影響について、第1-5-14表と第1-5-21図からみると、まず、50歳後半に大規模企業（1000人以上）あるいは官庁での従業員の場合、60歳代の就業確率は、それぞれ0.61%（1980年）、6.05%（1988年）、0.56%（1996年）、2.85%（2000年）、6.22%（2004年）上昇する。つまり、近年になるほど、大企業での就業経歴が高齢者の就業に与えるプラスの影響は大きくなることが示される。

また、1990年代以後の場合、小企業（99人以下）の従業員になると、就業の確率は、それぞれ2.73%（1992年）、2.64%（1996年）、3.40%（2000年）、7.74%（2004年）上昇する。つまり、近年になるほど、小企業での就業経歴が60歳代の就業確率を高める影響は大きくなることが示される。

以上の分析結果から、近年になるほど、大企業および小企業での就業経歴は、いずれも60歳代の男性高齢者の就業にプラスの影響を与えていることがわかった。大企業および小企業に比べ、中規模企業において、高齢者の雇用促進政策の取組が相対的に遅れていることがうかがえる。

第七に、健康要因の影響について、第1-5-14表と第1-5-22図により、まず、各年代において、健康者であれば、就業の確率は約3割上昇する。また、健康要因の影響の変化について、健康状況が就業の確率に与える影響は、各年代においてほぼ一定である。つまり、時代とともに、健康要因は依然としては男性高齢者の就業に大きな影響を与えることが示される。

¹² 60歳代後半の労働者が自発的に引退者になる可能性が存在すると考えられる。ここで、質問項目の制限で、今回の分析では、労働者の継続就業の意欲を統御していない点を留意しておく。

第6節 分析に関する留保点と今後の課題

以上の分析から、男性高齢者の就業決定の規定要因の変化に関するいくつかの事実が明らかになったが、課題も残されている。

第一に、本稿では、6時点の個人票データを用い、複数時点の計量分析を行った。しかし、クロス・セクション分析では、個体間の異質性の問題が残っている。今後、高齢者就業の規定要因に関するパネルデータの分析が必要である。

第二に、2004年に関する分析で、2004年「高齢者就業実態調査」の質問項目は他の時点とは若干異なるため、公的年金と個人年金のみを考察した。ここでは厚生年金以外の公的年金、国民年金などの年金金額を統御できず、また在職老齢年金による本来年金の逆算もできていないため、年金と就業決定の同時性の問題が残される。

第三に、本稿は、労働供給の主体均衡モデルに基づく実証分析である。しかし労働需要側の各要因、例えば、企業の賃金制度、退職金・企業年金の状況、定年制度の導入状況、雇用延長制度の実施状況などの要因が高齢者の雇用就業にも影響を与えうる¹³。企業側のデータと労働者個人票のデータをマッチングするさらなる分析は、今後の課題として残される。

第四に、本稿の分析は、就業するかどうかの2次元選択に着目したが、今後複数時点の就業形態の規定要因およびその変化に関する分析も必要である¹⁴。

第五に、マクロ経済環境が高齢者の就業に影響を与えると考えられる。本稿の分析では、地域ダミーをコントロールしたが、他のマクロ経済要因を含む更なる研究は、今後の課題としたい。

第六に、計量分析により、高齢者の就業に与える厚生年金のマイナスの影響が、2000年代になると小さくなることと、高齢者の就業に与える影響に関しても、各種の年金受給額の弾力性が近年になるほど小さくなることが明らかになった。今後、これらの要因に関するさらなる分析は、必要である¹⁵。

¹³ 労働需要側の要因に関する分析はいくつか行われている。退職金・企業年金と企業高齢者の雇用決定については、Seike (1997) を参照されたい。また、樋口・山本 (2002b) は、企業の雇用延長制度、賃金構造が高齢者の雇用決定に影響を与えることを示している。

¹⁴ 日本高齢者における就業形態の規定要因に関する近年の実証分析については、三谷 (2001)、樋口・山本 (2002a)、馬 (2008) を参照されたい。

¹⁵ 年金効果の変化の理由について、制度の要因が高齢者の就業行動に影響を与えると考えられる。そのため、制度の効果に関するDID (difference in difference) 分析が必要である。また、金融市場の変化 (例えば、インフレの影響) も考えられる。

第7節 結論と政策含意

本稿では、厚生労働省（旧労働省）「高年齢者就業実態調査」（1980、1988、1992、1996、2000、2004）の個人票データを用い、複数時点における就業決定の規定要因に関する計量分析を行った。各年代において、60歳代の男性高齢者における就業決定の規定要因を明らかにしたうえで、時代とともに各要因の影響の変化も考察した。分析結果からは、以下のような発見事実を得た。

第一に、どの年代においても、年金受給額が高いほど就業確率は低くなる。ただし、近年になるほどその影響は小さくなる。

第二に、市場賃金率が高いほど就業確率は高くなる。こうした市場賃金率の影響は、60歳代後半のほうが60歳代前半より大きい。

第三に、どの年代においても、定年を経験しなかった場合に比べ、定年を経験した場合、就業確率が低くなる。ただし、近年になるほどその影響は小さくなる。

第四に、加齢効果が存在する。つまり、年齢の上昇とともに就業確率は低くなる。こうした加齢効果は、60歳代後半のほうが60歳代前半より大きい。

第五に、健康は就業確率に大きな影響を与える。健康であることが就業者にプラスの影響を与えること、また、健康が男性高齢者の就業に与える影響は、時代にかかわらずほぼ一定である。

第六に、高齢就業者のうち、55歳時点での専門技術職者と管理職者のようなホワイトカラー職業者のみならず、他の職業についていた高齢就業者の割合が、近年になるほど増加している。高齢者就業の職域が広がっていることがうかがえる。

第七に、近年になるほど、大企業と小企業での就業経歴は、いずれも男性高齢者の就業を高める効果を持つようになっている。大企業および小企業に比べ、中企業において、高齢者の就業確率は相対的に低いことが確認されている¹⁶。

これらのことは、以下のような政策含意を持つと考えられる。

第一に、各種の年金はいずれも高齢者の就業にマイナスの影響を与える。つまり、年金受給額の上昇とともに、男性高齢者の就業確率は低下することが明らかになった。年金が高齢者の就業を抑制していることは明確である。もし高齢者の就業をさらに促進しようとするならば、年金制度の改革が求められる。とくに厚生年金などの公的年金制度については、より就業を抑制しない方向での改革が必要だ。

第二に、市場賃金率が高いほど、就業の確率が高くなることが示される。男性高齢者の就業を促進するため、市場賃金率を上昇させる政策が求められる。在職老齢年金制度の改正法

¹⁶ 本稿では、計量分析により、他の条件が一定であれば、企業規模が高齢者の就業確率に影響を与えることが明らかになっている。ただし、なぜ中規模企業において高齢者の就業確率が中企業および小企業より低いかは、明確ではない。これについては、労働需要側の要因を含むさらなる分析は必要であると考えられる。

案によって、一律2割減額の廃止は、市場賃金率を上昇させる効果を持つ。在職老齢年金制度の改革は、その直接的な就業抑制効果だけでなく、賃金の引き下げ効果を無くすという面でも就業確率を高めると期待される¹⁷。また、在職老齢年金制度の改革と同時に、男性高齢者における人的資本の活用や人的資本の再投資も重要である。(梅谷 1994 ; 佐藤 1994)。高齢者個人向けの公的職業教育訓練政策は、今後の重要な課題であるし、企業に対する高齢者の教育訓練援助金政策も検討する価値があろう。

第三に、定年経験は、就業の確率を低める効果を持つ。労働需要側の雇用制度は、高齢者就業に影響を与えることはこれまでの繰り返し確認されている。定年制度の廃止は、今後の重要な検討課題である(清家 1993 ; 清家・山田 2004)。

第四に、1980年代から2000年代にかけて近年になるほど、就業している高齢者のうち、専門技術職者と管理職者のようなホワイトカラー職業者のみならず、他の職業について高齢就業者の割合が増加する。この理由は、異職種間と同一職種での再雇用等が進んだことにあると考えられる。異職種間での再雇用が進んだ結果とすれば、今後、中高齢者向きの職業の転換政策を検討すべきであろう。同一職種での再雇用の先を見つけることが容易になった結果とすれば、従来の職歴、職能を活用することができる職域の開拓は、重要な課題となっていると考えられる。いずれも、高齢者の就業を促進するため、職業キャリアの支援政策、公的職業教育訓練政策などを検討すべきであろう。

第五に、近年になるほど、大企業および小企業に比べ、中企業において、高齢者の就業確率は相対的に低い。高齢者の雇用就業を促進することには、中企業に比べ、大企業(1000人以上)と小企業(99人以下)において、高齢者就業の支援政策が相対的に有効であることがうかがえる。また、中規模の企業(100~999人)において、高齢者の就業確率をさらに向上させれば、全体的に高齢者の就業率はさらに上昇すると考えられる。今後、大企業及び小企業での高齢者就業の促進とともに、中企業において、高齢者就業促進政策の実施面の問題、あるいは企業需要側の要因を検討すべきであろう。

¹⁷ 本稿は、在職老齢年金制度が高齢者の就業に与える影響に関する直接的な実証分析ではない。ここで、市場賃金率の効果からひいて、在職老齢年金制度の効果を予測していることを留意していく。在職老齢年金制度の効果に関する実証分析を、今後の課題としたい。

補論： 厚生年金受給満額の計算方法

W： 標準報酬月額

empP： 在職老齢年金受給額

fullP： 厚生年金受給満額

1992年以前の調査

| 条件 | 減額の方法 | 厚生年金受給満額計算式 |
|-------------------------|-------------------|-----------------------|
| $W \leq 9.5$ | $empP = 0.8fullP$ | $fullP = empP / 0.8$ |
| $9.5 \leq W \leq 11.4$ | $empP = 0.7fullP$ | $fullP = empP / 0.7$ |
| $11.4 \leq W \leq 13.8$ | $empP = 0.6fullP$ | $fullP = empP / 0.6$ |
| $13.8 \leq W \leq 16.5$ | $empP = 0.5fullP$ | $fullP = empP / 0.5$ |
| $16.5 \leq W \leq 18.5$ | $empP = 0.4fullP$ | $fullP = empP / 0.4$ |
| $18.5 \leq W \leq 21.0$ | $empP = 0.4fullP$ | $fullP = empP / 0.3$ |
| $21.0 \leq W \leq 25.0$ | $empP = 0.2fullP$ | $fullP = empP / 0.2$ |
| $25.0 \leq W$ | $empP = 0$ (支給停止) | 55歳当時の職種別厚生年金受給満額の平均値 |

1992年以後の調査

| 条件 | 減額の方法 | 厚生年金受給満額計算式 |
|---|--|-------------------------------------|
| $W + 0.8fullP \leq 22$ | $empP = 0.8fullP$ | $fullP = empP / 0.8$ |
| $22 \leq w + 0.8fullP$ $W < 34$ $0.8fullP < 22$ | $empP = 0.8fullP - 0.5(W + 0.8fullP - 22)$ | $fullP = 0.25(5W - 10empP - 110)$ |
| $22 \leq w + 0.8fullP$ $W \geq 34$ $0.8fullP < 22$ | $empP = 0.8fullP - 0.5(34 + 0.8fullP - 22) - (W - 34)$ | $fullP = 0.25(10W + 10empP - 280)$ |
| $22 \leq w + 0.8fullP$ $W < 34$ $0.8fullP \geq 22$ | $empP = 0.8fullP - 0.5W$ | $fullP = 0.125(5w + 10empP)$ |
| $22 \leq w + 0.8fullP$ $W \geq 34$ $0.8fullP \geq 22$ | $empP = 0.8fullP - 0.5 * 34 - (W - 34)$ | $fullP = 0.125(10W + 10empP - 170)$ |
| | $empP = 0$ (支給停止) | 55歳当時の職種別厚生年金受給満額の平均値 |

<参考文献>

- 安部由紀子「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, 1998年, pp.50-82。
- 梅谷俊一郎「中高年齢層の技能の活用・能力開発と雇用問題」『日本労働研究雑誌』No.414, 1994年, pp.22-29。
- 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.141, 1998年, pp.52-64。
- 大石亜希子「高齢者の就業決定における健康要因の影響」『日本労働研究雑誌』No.48, 2000年, pp.51-62。
- 藤村博之「企業内人材育成の問題点と中高年の能力開発」『日本労働研究雑誌』No.414, 1994年, pp.30-39。
- 清家篤「年金の収入制限と労働供給」『日本労働協会雑誌』Vol.24, No.9, 1982。
- 「高齢者の労働供給」厚生労働省（編）『労働力需給の長期予測』厚生労働省, 1987。
- 「純退職金利得からみた日本の大企業の退職金の退職抑制・促進効果」『日本経済研究』No.25, 1993年, pp.86-100。
- 「生涯現役雇用のための賃金制度」高齢者雇用開発協会（編）『高齢化時代に適合した賃金体系モデルに関する調査研究報告書』高齢者雇用開発協会, 1994年, pp.4-11。
- ・山田篤裕「Pension Rich の条件」『日本経済研究』No.3, 1996年, pp.38-61。
- ・——『高齢者就業の経済学』日本経済新聞社, 2004年。
- ・——「高齢者の就業と人的資本の活用—『就業構造基本調査』に基づく過去20年間の変化に関する分析—」総務省統計研修所リサーチペーパー, 2006年。
- 日本労働研究機構『中高年者の転職実態と雇用・職業展望』調査研究報告書 No.111, 1998年。
- 樋口美雄・山本勲「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—」日本銀行金融研究所（編）『金融研究』2002（10）日本銀行金融研究所, 2002年a, pp.31-77。
- 樋口美雄・山本勲「わが国の高齢者雇用の現状と展望—雇用管理・雇用政策の評価—」日本銀行金融研究所（編）『金融研究』2002（10）, 日本銀行金融研究所, 2002年b, pp.1-30。
- 三谷直紀「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』東京大学出版社, 2001年, pp.339-388。
- 馬欣欣「『団塊の世代』の職業キャリアのタイプとその就業形態の選択に与える影響」『日本労働研究雑誌』第569号, 2007年, pp.43-60。
- Bell, D. and W. Marclay “Trends in Retirement Eligibility and Pension Benefits, 1974-83,” *Monthly Labor Review*, Vol.110, No.4, 1987, pp.18-25.
- Bound, J., M. Schoenbaum, T. R. Stinebrickner and T. Waidmann “The Dynamic Effects of Health on

- the Labor Force Transitions of Older Workers,” *Labor Economics*, Vol,6, 1999, pp.179-202.
- Burkhauser, R. V. “The Pension Acceptance Decision of Older workers,” *Journal of Human Resources*, Vol,14, 1979, pp.63-75.
- Chulhee, L. “Changing Industrial Structure and Economic Activity of Older Males in Korea:1980-2000,” *Seoul Journal of Economics*, Vol,17, No.2, 2004, pp.181-234.
- Costa, D. “The Evolution of Retirement: An American Economic History 1880-1990,” Chicago: University of Chicago Press, 1998.
- Currie, J. and B. C. Madrian “Health, Health Insurance and Labor Market,” in Ashen-felter, O. and D. Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol,3c., Elsevier, Amsterdam, 1999, pp.3309-3416.
- Fields, G. S. and O. S. Mitchell *Retirement, Pensions, and Social Security*, Cambridge, MA, The MIT Press, 1984.
- Green, A. E. “Labor Market Trends, Skill Needs and the Aging of the Workforce: A Challenge for Employability?” *Local Economy*, Vol,18, No.4, 2003, pp.306-321.
- Heckman, J. “The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Development Variables and a Simple Estimator for Such Model,” *The Annals of Economic and Social Measurement*, No.5, 1976, 475-492.
- Honig, M. and G. Hanoch “Partial Retirement as a Separate Model of Retirement Behavior,” *Journal of Human Resources*, No,20, 1985, pp.21-46.
- Hirsch, B. T., D. A. Macpherson and M. A. Hardy “Occupational Age Structure and Access for Older Workers,” *Industrial and Labor Relations Review*, Vol,53, No.3, 2000, pp.401-418.
- Quinn, J. F. “Retirement Trends and Patterns among Older American Workers,” in Altman, S. H. and D. Schactman (eds.) *Policies for an Aging Society*, Baltimore, Johns Hopkins University Press, 2002, pp.293-315.
- Quinn, J. F., R. V. Burkhauser and D. Myers *Passing the Torch: the Influence of Economic Incentives on Work and Retirement*, Kalamazoo, MI, W. E. Upjohn Institute for Employment Research, 1990.
- Ruhm, C. J. “Bridge Jobs and Partial Retirement,” *Journal of Labor Economics*, Vol,8, 1990, pp.482-501.
- Richard, J. W. “Trends in Job Demands among Older Workers, 1992-2002,” *Monthly Labor Review*, Vol,127, No.7, 2004, pp.48-56.
- Seike, A. “Labor Market Implications of Social Security: Company Pension Plans, Public Pension, and Retirement Behavior of the Elderly in Japan,” in Hurd, M. D. and N. Yashiro (eds) *The Economics Effects of Aging in the United States and Japan*, The University of Chicago Press, 1997