

### 第3章 高齢者の仕事満足度の決定要因およびその離職意向に与える影響

#### 第1節 問題の所在

労働者の仕事満足度は、就業を通じて国民生活の効用水準を反映する指標の1つである (Clark and Oswald 1996; Clark 2005; Van Praag and Ferrer-i-Carbonell 2004)。また、仕事満足度は雇用者の離職意向、組織へのコミットメント (commitment) に関連し、企業の生産性・効率性にも影響を与えている (Lincoln and Kalleberg 1996; Blanchflower and Oswald 1999; Clark 2005)。したがって、仕事満足度の向上は、政府および企業にとって重要な課題であり、仕事満足度の決定要因およびその離職意向に与える影響に関する実証研究が必要であると考えられる。従来、産業心理学、組織学、社会学などの分野で仕事満足度に関する研究は多い。経済学の分野において、1990年以後、幸福の経済学に関する実証研究が盛んになるとともに、仕事満足度に関する実証分析が行われるようになった。

経済学の実証研究において、仕事満足度の決定要因については、欧米では、Clark and Oswald (1996)、Clark (1996,1997,2005)、Donohue and Heywood (2004)、Bender, Donohue and Heywood (2005)、Bender and Heywood (2006)、Booth and Van Ours (2008)は、賃金、労働時間、仕事・職場属性、個人属性が仕事満足度に影響を与えることを示している。一方、日本では、大竹 (2004)、佐野・大竹 (2007) は、失業、所得、教育水準を含む個人属性が労働者の幸福度に影響を与えることを指摘しているが、これまでの実証研究では、仕事満足度に関する実証分析が少なく、特に高齢者の仕事満足度に関する実証分析が注目されていない。

しかし、日本の高齢者の仕事満足度およびその離職意向に与える影響に関する実証分析は重要な課題の1つとなっている。その理由は、以下の通りである。現在、少子化・高齢化が進んでいる日本社会では高齢者雇用が重視されている。現在までの先行研究では、高齢者の労働供給に関する分析がほとんどで、公的年金制度、人的資本、健康、職種などが高齢者の労働供給に影響を与えることが明らかになっている (清家 1993; 清家・山田 1996; 清家・馬 2008, 2010a; 山本 2010)。一方、高齢者の仕事満足度に関する実証研究がほとんど行われておらず、(1) 就業している高齢者が仕事に対して満足しているか、(2) どのような要因が高齢者の仕事満足度に影響を与えるか、(3) 仕事満足度は高齢者の離職意向に影響を与えるかの問題が明確ではない。高齢者が継続雇用された後、就業の well-being に関わる各要因の影響が明らかになっていないため、高齢者の仕事満足度を高めるための政策提言を行うことが難しいと考えられる。

本章の目的は、2009年8月に(独立行政法人)労働政策研究・研修機構(JILPT)の「高年齢者の雇用・就業実態に関する調査」(以下では、JILPT2009「高年齢者の雇用・就業実態に関する調査」とよぶ)の個票データを活用し、60~69歳の雇用者を分析対象の中心とし、高齢者の仕事満足度の決定要因およびその離職意向に与える影響に関する計量分析を通じて

上記の3つの問題を解明した上で、高齢者雇用を促進することに関する政策提言を行う。

本章の構成は以下の通りである。第2節で先行研究をサーベイした上で、分析課題を設定する。第3節で計量分析の枠組みについて説明する。第4節では、計量分析を行い、分析結果について説明する。最後に結論と政策示唆をまとめる。

## 第2節 先行研究のサーベイと本研究の特徴

欧米では、仕事満足度に関する経済学の早期研究としては、Hamermesh (1977)、Freeman (1978)、Bartel (1981)などが挙げられる。経済学の効用モデルに基づいて、順序ロジットモデル（あるいは順序プロビットモデル）を用いた実証分析により、労働時間、所得要因、個人属性、職場要因が仕事満足度に影響を与えることが示されている（Clark and Oswald 1996；Clark 1996, 1997, 2005；Donohue and Heywood 2004；Bender, Donohue and Heywood 2005；Bender and Heywood 2006；Booth and Van Ours 2008）。

日本では、経済学のアプローチで高齢雇用者の仕事満足度に関する実証分析がほとんど行われていない。そのため、以下では本章の分析に最も近い日本労働者の幸福度に関する実証研究をまとめてみた。大竹（2004）は、2002年に独自に行った「くらしの好みと満足度についてのアンケート」調査の個票データ、および内閣府が実施した1978年から1999年にかけての3年ごとの時系列の個票データ『国民生活選好度調査』を用い、多重回帰分析を行い、失業経験や失業不安は幸福度を低くすることを示している。佐野・大竹（2007）は、「大阪大学COE月次データ」と2002年に独自に行った「くらしの好みと満足度についてのアンケート」を用い、20歳以上の労働者を分析対象にした結果、長労働時間は有意に労働者の幸福度を引き下げると指摘している。

日本労働者の幸福度に関する実証分析が進んでいるが、上記の先行研究ではいくつかの課題が残されている。

第一に、高齢者の仕事満足度に関する実証分析が行われておらず、高齢者の仕事満足度の決定要因は明確ではない。また仕事満足度とその離職意向に与える影響に関する分析が行われておらず、高齢者の場合、仕事満足度が離職意向にどのような影響を与えるのかが明らかになっていない。

第二に、年齢階層によって年金受給の有無や健康などの状況が異なるため、年齢階層によって仕事満足度の決定要因が異なると考えられる。しかし、先行研究では年齢階層別に関する分析を行っておらず、仕事満足度における年齢階層間の差異が明らかになっていない。

第三に、先行研究では、労働時間と満足度（あるいは幸福度）の同時決定の問題を考慮しておらず、分析結果に内生性の問題が残っていると考えられる。

先行研究に対して、本章の主な特徴は以下の通りである。

第一に、本章では60～69歳の高齢雇用者を分析対象にし、高齢者の仕事満足度の決定要

因およびその離職意向に与える影響を明らかにする。

第二に、本章では、55～59歳、60～64歳、65～69歳の3つの年齢階層グループに分けて分析を行い、年齢階層間の差異を考察する。

第三に、労働時間と仕事満足度における内生性の問題に対応し、また労働時間関数に就業形態の選択によるサンプル・セレクション・バイアスの問題を考慮した上で、計量分析を行う。具体的な分析方法については、次節の「計量分析の枠組み」で詳しく説明する。

### 第3節 計量分析の枠組み

#### 1. 推定モデル

分析手順としては、第一に、Maddalaモデルを用いて労働時間関数を推定する。第二に、労働時間関数から求められた労働時間の推定値を使用し、順序ロジットモデルを用いて仕事満足度に関する分析を行う。第三に、離職意向に関するプロビット分析を行う。以下では各推定式を定式化する。

第一に、労働時間関数について説明する。OLSによる労働時間関数は(1)式で示し、就業形態の選択関数は(2)式で示す。(1)式、(2)式において、添字*i*は労働者個人、添字*s*は就業形態、 $H_{si}$ は週労働時間、 $I^*$ は就業形態の選択関数、 $N_{si}$ は労働者個体*i*の労働時間に影響を与える各要因、 $X_{si}$ は労働者個体*i*の就業形態の選択に影響を与える各要因、 $\varphi_s$ と $\beta_s$ は $N_{si}$ と $X_{si}$ の推定係数、 $u_{si}$ は誤差、 $j$ は*s*以外の選択肢を示す。また、 $n$ は1から*M*までの多項の選択肢（本章では、雇用・普通勤務、雇用・非普通勤務、非雇用就業、非就業（引退）の4つの選択肢を設定している）である。主体均衡の効用最大化の原理にしたがって、他の選択肢に比べ、 $n$ から就業形態*s*を選択する効用が最大化であるため、労働者は*s*を選択する。

$$H_{si} = \alpha_s + \varphi_s N_{si} + u_{si} \quad (1)$$

$N$  : 年齢、年齢の二乗、学歴ダミー、同居家族の人数、貯蓄、借金、配偶者就業状況ダミー、非勤労所得、男性ダミー、健康状況ダミー、子供の状況ダミー、家族介護状況ダミー、持ち家ダミー、厚生年金受給資格ありダミー、有効求人倍率、地域ダミー

$$\Pr(I_{si}^* = s) = \frac{\exp(\sum_{j=0}^p \beta_s X_{sj} + \varepsilon_{sj})}{\sum_{n=1}^m \exp(\sum_{j=0}^p \beta_n X_{nj} + \varepsilon_{nj})} \quad (n = 1, 2, \dots, m, j \neq s), (i = 1, 2, \dots, N) \quad (2)$$

$X$  : 年齢、年齢の二乗、学歴ダミー、同居家族の人数、貯蓄、借金、配偶者就業状況ダミー、非勤労所得、男性ダミー、健康状況ダミー、子供の状況ダミー、家族介護状況ダミー

ミー、持ち家ダミー、有効求人倍率、地域ダミー

Maddala (1983) は、(1) 式では労働者個体  $i(i=1,2,\dots,N)$  が、選択集合  $(1,2,\dots,M)$  の選択肢から  $s$  を選択する際に、ある就業形態を選択した場合しかその労働時間が観察できないため、OLS による就業形態の時間関数の推定にサンプルの非ランダム性の問題が生じる可能性が存在することを指摘している。

この問題に対応するため、(3) 式で示されるような推定を行うことが必要である。(3) 式は、サンプルの非ランダムの問題を考慮した労働時間関数である。(3) 式を用いてある就業形態  $s$  を選択した労働時間関数の一致推定値が求められる (後出、表 4-2)。

$$H_{si} = \alpha_s + \phi_s N_{si} + \delta_s \phi_s (\beta X_{si}) / F_s (\beta X_{si}) + v_{si} \quad (3)$$

(3) 式において、 $\phi_s (\beta X_{si}) / F_s (\beta X_{si})$  が (2) 式によって求められた修正項、 $\delta_s$  はその推定係数、 $v_{si}$  は誤差をそれぞれ示す。

第二に、仕事満足度の決定要因に関する分析モデルについて説明する。Hamermesh (1977)、Freeman (1978) によれば、労働者の仕事満足度、つまり労働者の効用 (utility あるいは well-being) は、(4) 式で示すことができる。

$$U = f(u, \mu) \quad (4)$$

(4) 式で、 $u$  は仕事要因に関連する効用、 $\mu$  は仕事以外の要因に関連する効用をそれぞれ示す。Clark and Oswald (1996) によれば、仕事要因に関連する効用は、具体的に (5) 式のように示すことができる。

$$u = f(H, Wage, I, J) \quad (5)$$

(5) 式では、 $H$  は労働時間、 $Wage$  は賃金、 $I$  は個人属性 (individual-specific characteristics)、 $J$  は仕事・職場属性 (workplace-specific characteristics) を示す。(5) 式では、労働時間と賃金の実際値をそのまま用いると、内生性の問題が存在すると考えられる。この問題に対応するため、以下の方法を用いる。まず、上記のような労働時間関数を推定し、労働時間の推定値を用いて仕事満足度に関する分析を行う。次に人的資本 (学歴、年齢) および見込みの賞与を市場賃金の代理指標として用いる。

労働時間、賃金、個人属性、職場属性、またそれ以外の他の要因  $\mu$  をすべて  $M$  として表示すれば、仕事満足度は (6) 式のように変更できる。

$$U = f(M) \quad (6)$$

(6) 式に基づいて、仕事満足度に関する順序ロジットモデル (McKelvey and Zavonia 1975) の推定式は、(7) 式で示す。

$$\Pr(= m) = \Pr(\kappa_{m-1} < \sum_n \gamma M_i \leq \kappa_{mi}) \quad (7)$$

$M$  : 労働時間（推定値）、所得要因（人的資本の代理指標、賞与見込み、賃金と働きぶりの比較、非勤労所得、年金状況、貯蓄）、仕事要因（職種、産業業種、企業規模）、個人属性（性別、婚姻状況、健康状況、家族介護状況、配偶者就業状況）、その他の要因（有効求人倍率、地域）

(7) 式の記号を説明する。 $m$  は、順序づけの選択肢（例えば、本章の  $m$  は、「大いに不満=1、やや不満足=2、普通=3、やや満足=4、大いに満足=5」のように設定する）。 $M$  は仕事満足度に影響を与える各要因であり、分析結果で  $M$  の推定値を注目したい（後出、第3-3表）。

第三に、離職意向に関するプロビット分析の推定式は (8) 式で示す。

$$\Pr(P_j = 1) = \Pr(p_s Jobsati_j + p_k K_j)$$

$$L = \prod_{P_j=1} [\Phi(p_s Jobsati_j + p_k K_j)] * \prod_{P_j=0} [1 - \Phi(p_s Jobsati_j + p_k K_j)] \quad (8)$$

$Jobsati$  : 仕事満足度

$K$  : 労働時間（推定値）、年齢、年齢の二乗、学歴ダミー、同居家族の人数、貯蓄、借金、配偶者就業状況ダミー、非勤労所得、厚生年金受給資格ありダミー、男性ダミー、健康状況ダミー、家族介護状況ダミー、職種ダミー、産業ダミー、企業規模ダミー、賞与見込みありダミー、賃金と働きぶりの比較のダミー、有効求人倍率、地域ダミー

(8) 式では、添字  $j$  は労働者個人、 $\Pr(P_j = 1)$  は離職意向を持つ確率、 $Jobsati$  は仕事満足度、 $K$  は仕事満足度以外の各要因、 $p_s$ 、 $p_k$  は仕事満足度およびその他の要因の推定係数を示す。仕事満足度が高くなるほど、離職意向が低くなると推測しており、 $p_s$  は有意な負の値となることを期待している（後出、第3-4-4表）。

## 2. データおよび変数設定の説明

本章では前述した（独立行政法人）労働政策研究・研修機構（JILPT）の JILPT2009「高年齢者の雇用・就業実態」に関する調査の個票データを用いる。この調査は JILPT が企画し、中央調査社が実施した高齢者に対する全国範囲の大規模な調査である。この調査は国勢調査の住民基本台帳から調査対象を無作為抽出したものである。JILPT2009「高年齢者の雇用・就業実態」に関する調査では、仕事満足度、離職意向、労働時間、所得、個人属性、職場属性などに関する多くの質問項目を設けており、高齢雇用者の仕事満足度に関する分析が可能である。以下では、実証分析で用いた変数の設定を説明する（第3-3-1表参照）。

第3-3-1表 変数の設定方法

変数の種類	変数名	変数の設定方法
被説明変数	仕事の満足度	「7月に行った仕事についてのどの程度満足していますか」 「大いに不満=1、やや不満=2、普通=3、 やや満足=4、大いに満足=5」
	離職意欲	「この仕事を続けたい=1、その他=0」
説明変数		
労働時間	週労働時間	週労働時間関数の推定値
所得要因	人的資本の代理指標	学歴ダミー 中学卒(中学卒=1、その他=0) 高校卒(高校卒=1、その他=0) 短大・高専卒(短大・高専卒=1、その他=0) 大学・大学院卒(大卒・大学院卒=1、その他=0)
		年齢、年齢の二乗
	賞与見込みあり	賞与見込みあり=1、なし=0
	<b>収入と働きぶりととの比較</b>	
	安すぎる	安すぎる=1、その他=0
	高すぎる	高すぎる=1、その他=0
	ちょうどよい	ちょうどよい=1、その他=0
	家計貯蓄	「現在、あなたの世帯には貯蓄がありますか」に基づいて設定
	借入金ありダミー	「借入金があり=1、借入金がない=0」
	年金の受給資格ありダミー	「厚生年金の受給資格があり=1、ない=0」
非勤労所得	「7月世帯の収入-7月本人の収入」のように算出	
持ち家ダミー	「持家(一戸建)=1、その他=0」	
個人属性	性別	男性=1、女性=0
	健康ダミー	「大変良い、良い=1、あまり良くない、良くない=0」
	同居家族人数	「現在あなたと生計を共にしている家族はいるか、何人いますか」 に基づいて設定
	介護ダミー	「介護が必要な家族がいる=1、いない=0」
	<b>配偶状況</b>	
	無配偶者	配偶者がいない=1、その他=0
	有配偶・正規	配偶者があり、配偶者が正規就業者である=1、その他=0
	有配偶・非正規	配偶者があり、配偶者が非正規就業者である=1、その他=0
	有配偶・無業	配偶者があり、配偶者が無業者である=1、その他=0
	<b>子供の状況</b>	
子供なし	子供がいない=1、子供がいる=0	
子供あり・自立	子供が既に経済的に自立している=1、その他=0	
子供あり・1~4年	子供が経済的援助を必要としなくなるのは1~4年=1、その他=0	
子供あり・5年以上	子供が経済的援助を必要としなくなるのは5年以上=1、その他=0	
職場属性	現在の職種ダミー	専門的・技術職、管理職、事務職、販売職 サービス職、保安・運輸・通信職、 生産工程・労務職、その他の8種
	産業ダミー	第一次産業 第二次産業 第三次産業
	企業規模ダミー	4人以下、5~99人、100~999人、1000人以上の4種
その他	地域ダミー	地域ブロックにより11種類の地域ダミーを設定
	有効求人倍率	47都道府県別の有効求人倍率

注:筆者により作成。

まず、被説明変数の設定について説明する。3つの分析では、以下のように、それぞれの被説明変数を設定している。

(1) 就業形態の選択に関する分析で、就業形態のカテゴリ変数を被説明変数として用いている。就業形態の変数を雇用・普通勤務、雇用・非普通勤務、非雇用就業、非就業（引退）の4種類に分けて設定している。具体的にいえば、普通勤務（フルタイム勤務）の雇用者を雇用・普通勤務とし、雇用者のうち、普通勤務より1日当たりの労働時間が短いこと、普通勤務より1週間当たりの勤務日数が少ないこと、普通勤務より1日当たりの労働時間が短く、かつ1週間当たりの勤務日数も少ないこと、勤務日と時間帯を弾力的に設定できるフレックス勤務、在宅勤務およびその他の場合を雇用・非普通勤務とした。また、雇用者以外の就業者（例えば、自営業者など）を非雇用就業者とし、就業しない者を非就業者（引退者）とした。

(2) 労働時間の分析では、週労働時間を被説明変数として用いている。週労働時間は、「週労働時間＝（1日労働時間×月労働日数）÷4」のように算出したものである。

(3) 仕事満足度に関する分析では、「大いに不満足＝1、やや不満足＝2、普通＝3、やや満足＝4、大いに満足＝5」のようなカテゴリ変数を被説明変数として設定している。

次に説明変数について説明する。本章では主に労働時間、所得要因、個人属性、仕事・職場要因、その他の要因に分けて説明変数を設定している。

(1) 労働時間要因において、労働時間関数により推定した労働時間の計測値を用いている。

(2) 所得要因では、学歴ダミー<sup>1</sup>、年齢、年齢の二乗を人的資本の代理指標として設定している。また、貯蓄、借金、非勤労所得<sup>2</sup>、持ち家ダミー、厚生年金受給資格ありダミー<sup>3</sup>、働きぶりと賃金の関係（高すぎる、ちょうどよい、安すぎる）、賞与見込みの各変数を所得要因としても設定している<sup>4</sup>。

(3) 個人属性については、男性ダミー、健康ダミーを設定した。また子供状況<sup>5</sup>、配偶者状況<sup>6</sup>、介護が必要な家族がいるダミー、同居家族人数を家族構成要因として設定している。

---

<sup>1</sup> 学歴は、中学卒、高校卒、短大・高専卒、大学・大学院卒の4種類に分けてそれぞれのダミー変数を設定している。

<sup>2</sup> 非勤労所得は、「調査対象者の非勤労所得＝世帯の総所得－調査対象者個人の給与所得」のように算出したものである。

<sup>3</sup> 高齢者の場合、年金が非勤労所得の一部になると考えられるが、年金受給と就業決定における同時決定の問題が存在することを考慮し、本章では厚生年金受給資格ありダミーを設定している。厚生年金受給資格ありダミーを用いた高齢者就業に関する実証分析については、清家（1993）、清家・山田（1996）を参照されたい。

<sup>4</sup> 計量分析で仕事満足度と賃金における同時決定の問題が存在すると考えられる。このような内生性の問題に対応するため、本章では年齢、学歴などの人的資本の代理指標および賞与見込みを市場賃金の代理変数として用いている。

<sup>5</sup> 子供状況は、子供なし、子供あり・自立（子供がいるが、子供が既に経済的に自立している場合）、子供あり・1～4年援助（子供が経済的援助を必要としなくなるには1～4年程度かかると思う場合）、子供あり・5年以上援助（子供が経済的援助を必要としなくなるには5年以上程度かかると思う場合）、の4種類に分けてそれぞれのダミー変数を設定している。

<sup>6</sup> 配偶者状況は、無配偶者、有配偶者・正規（配偶者が正規就業者である場合）、有配偶者・非正規（配偶者が非正規就業者である場合）、有配偶者・無業（配偶者が引退者である場合）の4種類に分けてそれぞれのダミー変数を設定している。

(4) 仕事・職場要因については、職種ダミー<sup>7</sup>、産業ダミー<sup>8</sup>、企業規模ダミー<sup>9</sup>を設定している。

(5) 労働市場の状況を統御するため、地域ダミー<sup>10</sup>および有効求人倍率を設定している。

第3-3-2表で記述統計量を示している。また、クロス集計の結果を第3-3-3図、第3-3-4図、第3-3-5図、第3-3-6表で示している。以下では、クロス集計の結果について説明する。

第3-3-2表 記述統計量

	55～59歳		60～64歳		65～69歳	
	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差	平均値	標準偏差
仕事満足度	0.186	0.390	0.192	0.395	0.194	0.397
離職意向	2.534	1.029	2.571	1.048	2.772	0.891
週労働時間（50時間以上）	13.8%		3.6%		1.1%	
年齢	57	1	62	1	66	1
<b>学歴の構成（％）</b>						
中学卒	14.4%		22.3%		28.0%	
高校卒	49.2%		53.6%		53.8%	
短大・高専卒	13.0%		9.8%		6.5%	
大学・大学院卒	23.4%		14.3%		11.7%	
<b>健康状況の構成（％）</b>						
フルで働くことが可能	72.9%		66.1%		32.3%	
条件により働くことが可能	25.7%		32.6%		66.7%	
働くことが不可能	1.4%		1.3%		1.1%	
非勤労所得（万円）	16	32	15	13	19	12
厚生年金受給資格あり	—		63.4%		76.3%	
貯蓄（万円）	609	1336	790	1335	563	875
男性	64.4%		64.3%		63.4%	
<b>子供状況の構成（％）</b>						
子供なし	9.9%		13.4%		8.6%	
子供あり・自立	48.6%		64.7%		69.9%	
子供あり・1～4年援助	22.6%		11.2%		6.5%	
子供あり・5年以上援助	18.9%		10.7%		15.0%	
<b>配偶状況の構成（％）</b>						
無配偶者	15.0%		21.0%		24.7%	
有配偶・正規	15.5%		10.7%		1.1%	
有配偶・非正規	23.2%		28.1%		12.9%	
有配偶・無業	30.5%		40.2%		61.3%	
家族介護者あり	30.8%		17.4%		9.7%	
同居家族の人数（人）	2	1	2	1	2	2
サンプルサイズ	354		224		93	

出所：JILPT2009「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。

<sup>7</sup> 職種は、専門・技術職、管理職、事務職、販売職、サービス職、保安・運輸職、生産・労務職、その他、の8種類に分けてダミー変数を設定している。

<sup>8</sup> 産業は、農林漁業・鉱業、建設業、製造業、情報通信業、運輸・郵便業、卸業・小売業、不動産業、サービス業、医療・教育業、その他、の10種類に分けてダミー変数を設定している。

<sup>9</sup> 企業規模については、分析のサンプルサイズを確保するため、企業規模を従業員人数が4人以下、5～99人、100～999人、1000人以上の4種類に分けてそれぞれのダミー変数を設定している。

<sup>10</sup> 地域ダミーについては、総務省『労働力調査』の地域分類基準に従って、地域ブロックを北海道、東北、南関東、北関東・甲信、北陸、東海、近畿、中国・四国、九州・沖縄の9種類に分けてそれぞれのダミー変数を設定している。

(つづき) 平均値

	55～59歳	60～64歳	65～69歳
<b>職種の構成 (%)</b>			
専門・技術職	29.9%	18.3%	18.3%
管理職	11.9%	6.3%	7.5%
事務職	12.1%	13.4%	11.8%
販売職	9.3%	11.6%	7.5%
サービス職	10.7%	17.0%	18.3%
保安・運輸・通信職	13.8%	16.5%	23.7%
その他の職種	12.3%	16.9%	12.9%
<b>産業の構成 (%)</b>			
第一次産業	2.3%	2.3%	2.2%
第二次産業	29.5%	23.4%	26.4%
第三次産業	68.4%	74.3%	71.4%
<b>企業規模の構成 (%)</b>			
4人以下	4.0%	6.3%	8.6%
5～99人	35.6%	44.2%	53.8%
100～999人	28.8%	28.1%	25.8%
1000人以上	31.6%	21.4%	11.8%
<b>賞与見込み (なし)</b>			
賞与見込みあり	63.8%	36.6%	25.8%
<b>仕事と働きぶりとの比較</b>			
高すぎる	1.4%	0.9%	0.0%
ちょうどいい	41.5%	47.3%	60.2%
低すぎる	57.1%	51.8%	39.8%
有効求人倍率	0.421	0.419	0.436
<b>地域の構成 (%)</b>			
北海道	2.8%	4.5%	6.5%
東北	8.2%	7.6%	4.3%
南関東	19.2%	28.1%	30.1%
北関東・甲信	10.5%	6.7%	11.8%
北陸	4.5%	4.0%	6.5%
東海	13.8%	17.9%	14.0%
近畿	15.5%	14.7%	16.1%
中国・四国	12.7%	8.0%	5.4%
九州・沖縄	12.8%	8.5%	5.3%
サンプルサイズ	354	224	93

出所：JILPT2009「高年齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。

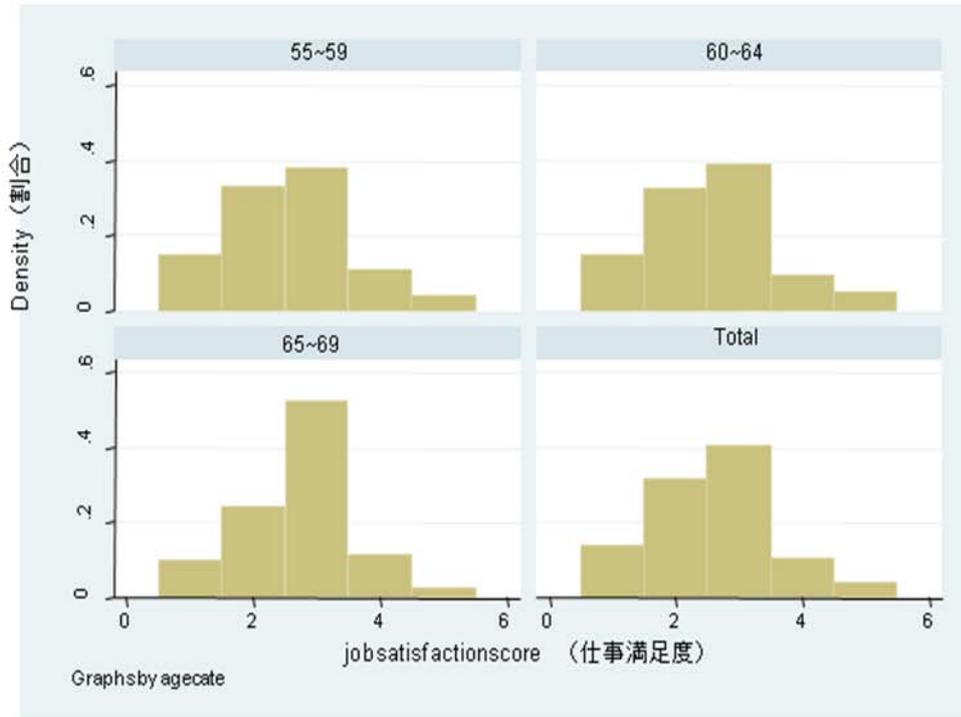
高齢者の仕事満足度の分布については、第3-3-3図によると、「大いに満足」、「やや満足」と回答した者が雇用者全体に占める割合は、50歳台後半（14.85%）および60歳台前半（14.19%）が60歳台後半（13.66%）よりやや多い。また「大いに不満足」、「やや不満足」と回答した者が雇用者全体に占める割合は、50歳台後半（47.55%）および60歳台前半（47.22%）が60歳台後半（34.15%）よりも多い。

職種別にみた高齢者の仕事満足度を第3-3-4図で表しており、以下のことが示された。

第一に、「大いに不満足」、「やや不満足」と回答した者の割合の合計値をみる。50歳台後半、事務職が34.7%で一番少なく、60歳台前半においては、管理職が28.6%で一番少ない。また60歳台後半において、販売職（17.7%）、管理職（25.0%）が他の職種より少ない。

第二に、「大いに満足」、「やや満足」と回答した者の割合の合計値を検討する。50歳台後

第3-3-3図 高齢者の仕事満足度の分布



出所：JILPT2009「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。

注：雇用者のみのクロス集計。仕事満足度（横軸） 1：大いに不満足 2：やや不満足 3：普通 4：やや満足 5：大いに満足

半、60歳台前半においては、管理職（50歳台後半が24.4%、60歳台前半が25.7%）、事務職（50歳台後半が22.4%、60歳台前半が24.6%）が相対的に多い。60歳台後半において、管理職（33.3%）、サービス職（18.2%）が相対的に多い。各年齢層において、いずれも仕事満足度は管理職が非管理職より高くなり、仕事満足度における職種間の差異が存在することが見て取れる。

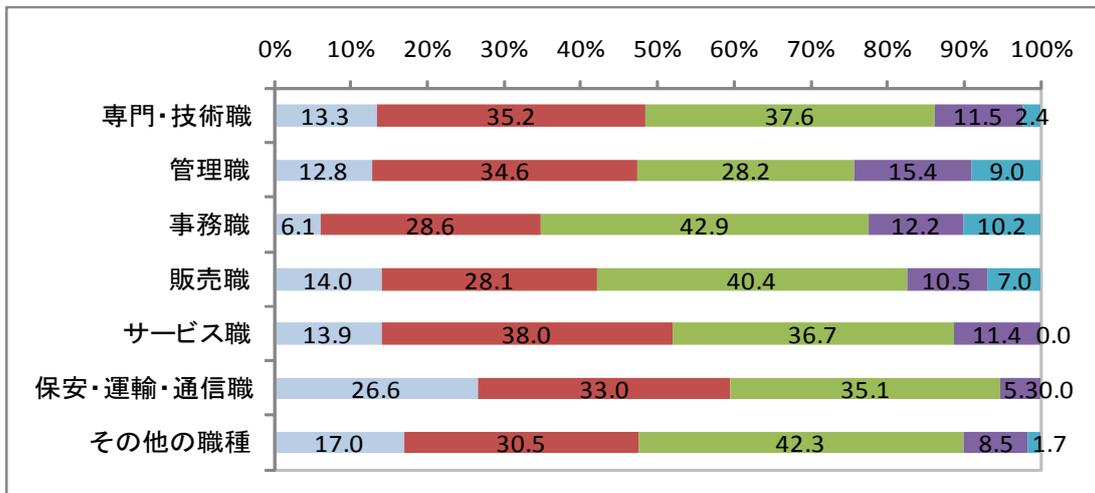
企業規模別にみた高齢雇用者の仕事満足度を第3-3-5図で示しており、以下のことが見て取れる。

第一に、「大いに不満足」、「やや不満足」と回答した者の割合の合計値をみると、以下のことがわかった。

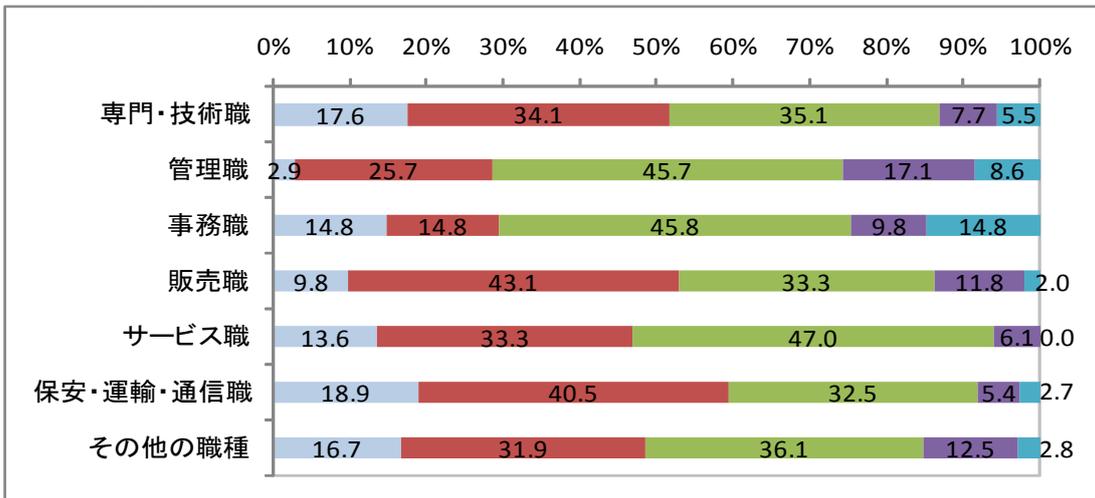
- (1) 50歳台後半において、「大いに不満足」、「やや不満足」と回答した者の割合の合計値は、4人以下の企業が55.5%、5~99人の企業が53.6%、100~999人の企業が45.2%、1000人以上の企業が40.0%となっている。企業規模が小さくなるほど仕事の不満足度が高くなる傾向がある。
- (2) 60歳台前半において、「大いに不満足」、「やや不満足」と回答した者の割合の合計値は、4人以下の企業が37.0%で一番少なく、100~999人の企業が51.9%で一番多い。1000人以上の企業、5~99人の企業において、「大いに不満足」、「やや不満足」と回答した者

第3-3-4図 職種別にみた仕事満足度の状況

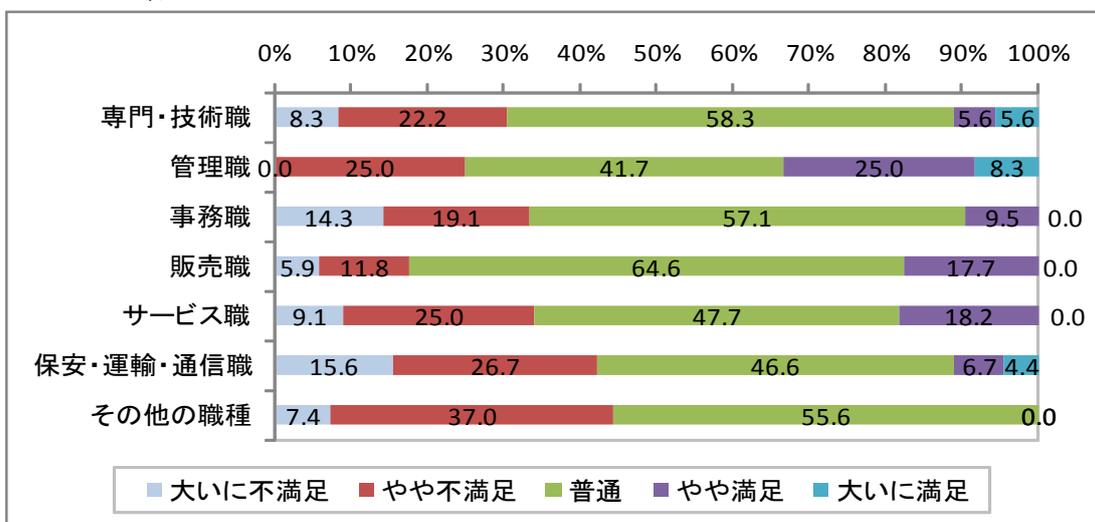
55～59歳



60～64歳



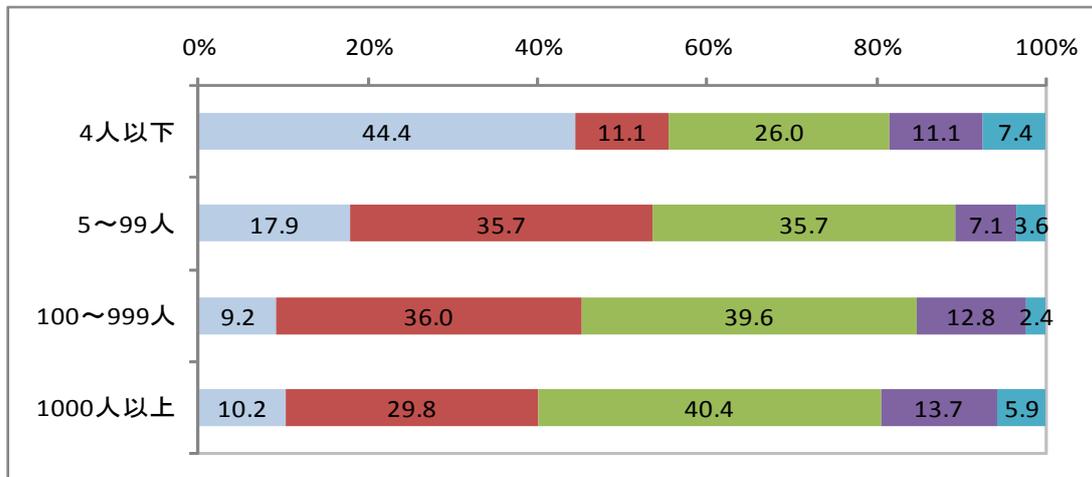
65～69歳



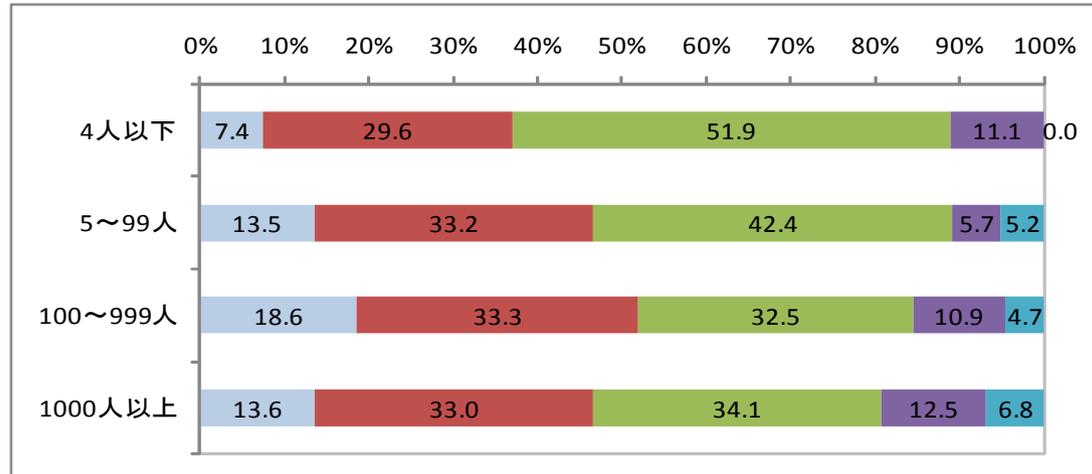
出所：JILPT2009「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。  
注：雇用者のみのクロス集計。

第3-3-5図 企業規模別にみた仕事満足度の状況

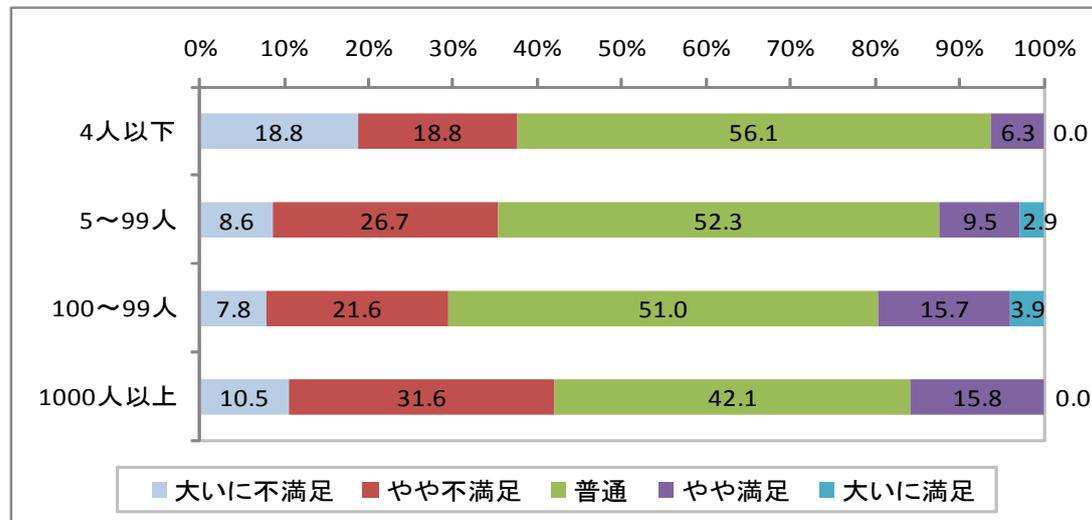
55～59歳



60～64歳



65～69歳



出所：JILPT2009「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。  
注：雇用者のみのクロス集計。

第3-3-6表 仕事満足度別にみた高齢雇用者の離職意欲の状況

離職意向		続けたい	変わりたい	他の仕事を 加えたい	やめたい	合計
満足度						
		<b>55～59歳</b>				
大いに不満	人数(人)	62	18	7	6	93
	割合(%)	66.67	19.35	7.53	6.45	100
やや不満	人数(人)	174	19	6	6	205
	割合(%)	84.88	9.26	2.93	2.93	100
普通	人数(人)	193	18	5	16	232
	割合(%)	83.19	7.76	2.16	6.89	100
やや満足	人数(人)	61	3	2	2	68
	割合(%)	89.71	4.41	2.94	2.94	100
大いに満足	人数(人)	24	0	0	2	26
	割合(%)	92.31	0.00	0.00	7.69	100
合計	人数(人)	514	58	20	32	624
	割合(%)	82.37	9.29	3.21	5.13	100
		<b>60～64歳</b>				
大いに不満	人数(人)	41	9	7	8	65
	割合(%)	63.08	13.85	10.77	12.30	100
やや不満	人数(人)	114	18	4	11	147
	割合(%)	77.55	12.24	2.72	7.49	100
普通	人数(人)	153	9	2	10	174
	割合(%)	87.93	5.17	1.15	5.75	100
やや満足	人数(人)	36	1	2	3	42
	割合(%)	85.71	2.38	4.76	7.15	100
大いに満足	人数(人)	19	0	0	3	22
	割合(%)	86.36	0.00	0.00	13.64	100
合計	人数(人)	363	37	15	35	450
	割合(%)	80.67	8.22	3.33	7.78	100
		<b>65～69歳</b>				
大いに不満	人数(人)	16	1	1	2	20
	割合(%)	80.00	5.00	5.00	10.00	100
やや不満	人数(人)	40	2	2	5	49
	割合(%)	81.63	4.08	4.08	10.21	100
普通	人数(人)	78	1	5	21	105
	割合(%)	74.29	0.95	4.76	20.00	100
やや満足	人数(人)	20	1	0	2	23
	割合(%)	86.96	4.35	0.00	8.69	100
大いに満足	人数(人)	4	0	1	0	5
	割合(%)	80.00	0.00	20.00	0.00	100
合計	人数(人)	158	5	9	30	202
	割合(%)	78.22	2.48	4.46	14.84	100

出所：JILPT2009「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。

の割合はいずれも46.6%となっている。

(3) 60歳台後半において、「大いに不満」、「やや不満」と回答した者の割合の合計値は、100～999人以下の企業が29.4%で一番少なく、1000人以上の企業が42.1%で一番多い。4人以下の企業、5～99人の企業において、「大いに不満」、「やや不満」と回

答した者の割合はそれぞれ 37.6%、35.2%となっている。

第二に「やや満足」、「大いに満足」と回答した者の割合の合計値により、以下のことが示された。

(1) 50 歳台後半において、「大いに不満足」、「やや不満足」と回答した者の割合の合計値は、4 人以下の企業が 18.5%、5～99 人の企業が 10.7%、100～999 人の企業が 15.2%、1000 人以上の企業が 19.6%となっている。5～999 人の企業に比べ、小企業（4 人以下）、大企業（1000 人以上）の場合、仕事の満足度が高くなる傾向にある。

(2) 60 歳台において、「大いに不満足」、「やや不満足」と回答した者の割合の合計値は、4 人以下、5～99 人の企業が、100～999 人、1000 人以上の企業より少ない。100 人未満の企業に比べ、100 人以上の企業において高齢者の仕事満足度が高くなることが見取れる。

仕事満足度別にみた高齢者の離職意向の状況については、**第 3-3-6 表**によれば、50 歳台後半、60 歳台前半、60 歳台後半において、いずれも仕事満足度が高くなるほど、高齢雇用者の離職意向が低くなることが示されている。例えば、60 歳台前半において、「仕事を続けたい」と回答した者の割合は、「大いに満足」と回答したグループ（86.36%）および「やや満足」と回答したグループ（85.71%）が、「やや不満足」と回答したグループ（77.55%）、「大いに不満足」と回答したグループ（63.08%）より高い。また、60 歳台後半において、「仕事を続けたい」と回答した者の割合は、「やや満足」と回答したグループ（86.96%）が、「やや不満足」と回答したグループ（81.63%）、「大いに不満足」と回答したグループ（80.00%）よりやや高い。

## 第 4 節 計量分析の結果

### 1. 就業形態の選択関数の分析結果

就業形態の選択関数の分析結果を**第 3-4-1 表**で示している。分析結果により、就業形態の選択に影響を与える主な要因は、以下の通りである。

第一に、所得要因を検討する。

(1) 借入金の影響については、無業者をレファレンス・グループとすると、借入金を持っていないグループに比べ、借入金を持っているグループの場合、非雇用就業者になる可能性は高くなる。また、統計的な有意水準が 10%であるが、借入金を持っていないグループに比べ、借入金を持っているグループの場合、雇用・普通勤務者になる可能性は高くなる傾向がある。

(2) 非勤労所得の影響をみる。非勤労所得が高くなるほど雇用・普通勤務者、雇用・非普通勤務者、非雇用就業者になる可能性は、無業者になる可能性より低くなる傾向にある。非勤労所得が高くなるほど就業者になる可能性が低くなることが示された。

第3-4-1表 就業形態の選択関数の分析結果

	雇用就業/無業				非雇用就業/無業	
	普通勤務		非普通勤務		推定係数	z 値
	推定係数	z 値	推定係数	z 値		
年齢	0.573	0.72	0.623	0.91	0.283	0.37
年齢の二乗	-0.007	-1.05	-0.006	-1.02	-0.002	-0.38
学歴（高校卒）						
中学卒	-0.019	-0.08	-0.021	-0.10	0.318	1.33
短大・高専卒	-0.073	-0.24	0.220	0.85	0.820 ***	2.81
大学・大学院卒	0.025	0.10	-0.557 *	-1.91	-0.307	-1.01
同居家族の人数	-0.006	-0.08	0.016	0.24	0.145 **	2.21
貯蓄	1.270E-06	0.02	-2.041E-04 **	-2.50	3.300E-05	0.42
借入金	0.360 *	1.76	0.234	1.19	0.675 ***	3.14
配偶者状況（無配偶者）						
有配偶・正規	0.267	0.73	0.328	0.97	-0.281	-0.74
有配偶・非正規	0.364	1.18	0.331	1.18	-0.794 **	-2.37
有配偶・無業	-0.185	-0.68	-0.330	-1.37	-0.844 ***	-3.18
非勤労所得	-0.040 ***	-5.78	-0.020 ***	-3.19	-0.015 **	-2.47
男性	0.992 ***	4.66	-0.313 *	-1.64	0.937 ***	4.23
健康（フルで働くことが可能）						
条件により働くことが可能	-2.367 ***	-11.80	-0.733 **	-3.72	-0.909 ***	-4.10
働くことが不可能	-5.246 ***	-7.12	-3.509 ***	-8.47	-2.256 ***	-6.63
子供の状況（子供なし）						
子供あり・自立	1.269 ***	4.15	0.342	1.24	0.969 ***	2.79
子供あり・1～4年援助	1.667 ***	4.38	0.701 *	1.93	1.304 ***	3.00
子供あり・5年以上援助	1.499 ***	3.92	0.846 **	2.47	1.364 ***	3.32
家族介護者あり	-0.121	-0.52	-0.413 *	-1.77	0.199	0.86
持ち家	-0.301	-1.30	0.172	0.78	0.187	0.70
厚生年金受給資格あり	0.264	1.14	0.455 **	2.32	-0.459 **	-2.07
有効求人倍率	3.616 **	2.10	1.703	1.12	1.258	0.67
地域（南関東）						
北海道	0.542	1.10	-0.587	-1.22	0.422	0.81
東北	-0.061	-0.16	-0.547	-1.53	0.167	0.40
北関東・甲信	0.477	1.24	0.458	1.42	0.537	1.33
北陸	0.075	0.17	-0.671	-1.54	0.293	0.67
東海	0.935 ***	2.86	0.509 *	1.78	0.446	1.23
近畿	-0.190	-0.66	-0.396	-1.54	0.115	0.37
中国・四国	-0.425	-1.14	-0.825 **	-2.38	0.199	0.51
九州・沖縄	-0.010	-0.03	-0.817 **	-2.46	0.041	0.11
定数項	-11.039	-0.45	-17.439	-0.82	-11.040	-0.47
サンプルサイズ	1597					
対数尤度	-1400.791					
Pseudo > R2	0.302					

出所：JILPT2009「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。

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

2) 年齢を55～69歳に限定。

3) 多項ロジットモデルを用いた分析。

(3) 厚生年金受給資格なしのグループに比べ、厚生年金受給資格ありのグループの場合、雇用・非普通勤務者になる可能性が高くなる一方、非雇用就業者になる可能性が低くな

る傾向にある。厚生年金を受給しながら、非普通勤務の雇用者になる可能性は高いことが示された。

第二に、個人属性の影響を検討する。

- (1) 高校卒に比べ、短大・高専卒者の場合、非雇用就業者になる可能性が高くなる。一方、学歴は雇用者（普通勤務、非普通勤務）になる確率に有意な影響を与えていない。
- (2) 女性に比べ、男性の場合、雇用・普通勤務者、非雇用就業者になる可能性が高くなる。また、統計的な有意水準が10%であるが、女性に比べ、男性の場合、雇用・非普通勤務者になる可能性が低くなる傾向にある。
- (3) 健康要因については、「フルで働くことが可能」と回答したグループに比べ、「条件により働くことが可能」、「働くことが不可能」と回答したグループの場合、就業者（雇用・普通勤務者、雇用・非普通勤務者、非雇用者）になる可能性が低くなる。健康であることが就業の確率にプラスの影響を与えていることがわかる。

第三に、家族構成要因が就業形態に与える影響に関する分析結果をみる。

- (1) 子供の状況については、「子供なし」のグループに比べ、「子供あり・自立」、「子供あり・1～4年援助が必要」、「子供あり・5年以上の援助が必要」の各グループにおいて、就業者（雇用・普通勤務者、雇用・非普通勤務者、非雇用者）になる可能性が高くなる傾向にある。子供の援助が必要であれば、高齢者が就業する可能性が高くなることが確認された。
- (2) 配偶状況については、無配偶者グループに比べ、配偶者が非正規雇用者あるいは無業者である場合、本人が非雇用就業者になる可能性が高くなる。一方、配偶者状況は、雇用就業者（正規雇用者、非正規雇用者）になる確率に与える影響は、いずれも統計的に有意ではない。
- (3) 同居家族人数の影響については、家族人数が多くなるほど非雇用就業者になる可能性が高くなる傾向にある。

## 2. 高齢者の労働時間関数の推定結果

高齢者の労働時間関数の推定結果を第3-4-2表で示しており、以下のことが示された。

第一に、セレクション調整項の推定値については、50歳台後半、60歳台前半の場合、統計的に有意ではないが、60歳台後半において、正規雇用と非雇用就業に関するセレクション調整項の推定値の統計的有意水準は5%となっており、またこれらの推定値はすべて正の値となっている。60歳台後半において、就業形態の選択によるセレクション・バイアスの問題を考慮しなければ、労働時間の推定は過小評価になる可能性が存在することが示された。

第二に、労働時間の主な決定要因を検討する。分析結果により、以下のことが確認された。

まず市場賃金の影響については、各年齢層において、いずれも学歴が労働時間に有意な影響を与えていない。市場賃金が雇用者の労働時間に与える影響は顕著ではないことが示され

第3-4-2表 高齢者の労働時間関数の分析結果

	55-59歳		60-64歳		65-69歳	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値
年齢	-92.519 **	-2.22	-21.855	-0.28	-192.433	-1.20
年齢の二乗	0.812 **	2.22	0.162	0.26	1.418	1.18
学歴（高校卒）						
中学卒	-0.796	-0.41	-1.126	-0.43	0.648	0.14
短大・高専卒	1.494	0.59	-1.332	-0.32	3.643	0.31
大学・大学院卒	2.793	1.59	-0.421	-0.12	-11.579	-1.50
同居家族の人数	0.377	0.67	1.206	1.19	2.746 *	1.67
貯蓄	0.001	1.27	0.001	0.55	0.001	0.49
借入金	4.639 ***	3.02	0.967	0.34	15.493 *	1.88
配偶状況（無配偶者）						
有配偶・正規	-1.710	-0.72	-2.237	-0.49	-1.526	-0.08
有配偶・非正規	-2.286	-0.82	-1.708	-0.41	-13.793	-1.60
有配偶・無業	-1.712	-0.71	-1.794	-0.51	-19.176 **	-2.15
非勤労所得	-0.019	-0.42	-0.160	-0.98	-0.446	-1.27
男性	2.348	0.66	4.025	0.72	19.625 ***	2.70
健康（フルで働くことが可能）						
条件により働くことが可能	-1.406	-0.30	-3.999	-0.44	-28.196	-1.52
働くことが不可能	-14.147	-1.42	16.338	0.82	-70.772 *	-1.80
子供の状況（子供なし）						
子供あり・自立	-1.489	-0.49	-2.439	-0.43	41.073 ***	3.07
子供あり・1~4年援助	-1.242	-0.35	-3.341	-0.46	44.159 **	2.44
子供あり・5年以上援助	-2.243	-0.68	-8.237	-1.26	40.280 **	2.18
家族介護者あり	0.695	0.36	2.769	0.95	9.150	1.41
持ち家	-2.179	-1.18	-4.328	-1.40	-7.105	-1.44
有効求人倍率	-4.960	-0.35	-13.029	-0.59	46.763	1.00
地域（南関東）						
北海道	2.737	0.69	2.673	0.38	17.141 *	1.67
東北	-0.233	-0.08	1.509	0.30	-9.249	-0.73
北関東・甲信	1.772	0.70	-0.337	-0.07	12.266	1.21
北陸	0.590	0.17	5.381	0.92	-0.278	-0.03
東海	2.925	1.12	-1.975	-0.49	14.576	1.52
近畿	4.664 **	2.09	-0.950	-0.28	-11.420	-1.56
中国・四国	-0.620	-0.21	5.529	1.11	-17.266	-1.57
九州・沖縄	1.830	0.68	5.090	1.14	0.509	0.05
定数項	2671.409 **	2.25	833.740	0.35	6152.303	1.15
セレクション調整項						
非正規雇用	-9.816	-0.27	5.295	0.10	91.384	0.73
正規雇用	-21.470	-0.85	-44.787	-0.83	247.935 **	2.13
非雇用就業	30.790	1.03	-50.474	-1.43	370.050 **	2.46
サンプルサイズ	354		222		93	
決定係数	0.289		0.230		0.106	

出所：JILPT2009「高年齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。

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

2) 雇用者のみを分析した。

3) Maddalaモデルを用いた分析。

た。

次に借入金や配偶状況、子供の状況などの留保賃金の影響を検討する。

- (1) 50 歳台後半において借入金が多くなるほど労働時間が長くなる。60 歳台後半において、統計的な有意水準が 10%であるが、同居家族の人数が多く、借入金が多くなるほど労働時間が長くなる傾向にある。
- (2) 60 歳台後半において、無配偶者に比べ、配偶者が無業者である場合、労働時間が短くなる。
- (3) 60 歳台後半において、子供なしのグループに比べ、「子供あり・すでに経済的に自立している」、「子供あり・子供のすべてが経済的援助を必要としなくなるには 1~4 年ぐらいかかると思う」、「子供あり・子供のすべてが経済的援助を必要としなくなるには 5 年以上かかると思う」と回答したグループの労働時間が多くなる。これらの分析結果により、留保賃金が労働時間に影響を与えており、また 50 歳台後半、60 歳台前半に比べ、60 歳台後半において、借金、子供への経済的援助などの要因が労働時間に与える影響がより大きくなることが示された。

### 3. 高齢者の仕事満足度の決定要因に関する分析結果

高齢者の仕事満足度の決定要因に関する分析結果を第 3-4-3 表で示している。以下では、55~59 歳年齢層の分析結果と比較しながら、60~64 歳、65~69 歳の各年齢層における仕事満足度の決定要因を説明する。

第一に、所得要因の影響について検討する。分析結果から、以下のことが示された。

- (1) どの年齢層においても、働きぶりと賃金を比較すると、「ちょうどいい」と回答したグループに比べ、「低すぎる」と回答したグループの場合、仕事満足度が低くなり、働きぶりと賃金を比較するという主観的判断が仕事満足度に影響を与えることが確認された。またその影響は 60 歳台後半が一番大きいことが示された。
- (2) 賞与見込みありの場合、50 歳代後半において仕事満足度が高くなる。一方、賞与見込みの状況が 60 歳台の仕事満足度に有意な影響を与えていない。
- (3) 60 歳台前半において、仕事満足度は、厚生年金受給資格を持つの方がその資格を持っていない者より低い。

第二に、仕事・職場の要因を検討すると、以下のことがわかる。

- (1) 仕事満足度における職種間の差異が存在する。60 歳台に比べ、50 歳台後半の場合、仕事満足度における職種間の格差が顕著である。どの年齢層においても、事務職者の仕事満足度は他の職種より高い傾向にある。
- (2) 50 歳台後半、60 歳台前半の雇用者の仕事満足度において企業規模間の差異が顕著ではない。一方、60 歳台後半の場合、5~99 人の企業に比べ、4 人以下、1000 人以上の企業で勤める場合、仕事満足度が低くなることが確認された。60 歳台後半において、他の条

第3-4-3表 高齢者の仕事満足度の決定要因に関する分析結果

	55～59歳		60～64歳		65～69歳	
	推定係数	z 値	推定係数	z 値	推定係数	z 値
<b>週労働時間（週50時間以下）</b>						
週50時間以上	-0.385	-0.99	-0.360	-0.40	0.681	0.21
年齢	0.596	0.08	-15.348	-1.33	16.673	0.53
年齢の二乗	-0.005	-0.07	0.127	1.36	-0.122	-0.52
<b>学歴（高校卒）</b>						
中学卒	0.589	1.67	-0.440	-1.16	0.424	0.43
短大・高専卒	0.440	1.25	0.166	0.31	-0.523	-0.33
大学・大学院卒	-0.299	-0.97	0.128	0.27	-3.041 *	-1.77
非勤労所得	-0.001	-0.25	-0.030 *	-1.90	0.008	0.20
厚生年金受給資格あり	—	—	-0.792 **	-2.43	-0.955	-1.11
同居家族の人数	0.055	0.65	0.103	0.73	-0.138	-0.56
貯蓄	9.340E-05	0.94	1.697E-04	1.36	1.420E-04	0.04
<b>配偶状況（無配偶者）</b>						
有配偶・正規	0.148	0.37	0.578	0.88	-3.523	-0.68
有配偶・非正規	-0.178	-0.47	1.041 **	2.01	1.962	1.32
有配偶・無業	-0.035	-0.09	0.805 *	1.81	-0.003	0.00
男性	-0.090	-0.28	-0.202	-0.53	-0.166	-0.19
<b>健康（フルで働くことが可能）</b>						
条件により働くことが可能	0.447 *	1.60	0.137	0.40	-0.709	-0.83
働くことが不可能	0.633	0.60	0.048	0.04	-2.136	-0.40
家族介護者あり	-0.022	-0.07	0.193	0.46	1.776	1.16
<b>職種（事務職）</b>						
専門・技術職	-0.402	-1.07	-0.650	-1.07	-1.696	-1.21
管理職	-0.171	-0.38	-1.254 *	-1.62	0.339	0.17
販売職	-1.025 **	-2.09	-0.557	-0.90	-0.256	-0.15
サービス職	-1.467 ***	-3.06	-1.712 ***	-2.73	-3.084 **	-2.00
保安・運輸・通信職	-1.663 ***	-3.43	-0.771	-1.20	-1.722	-1.10
その他の職種	-0.725	-1.50	-1.217 *	-1.93	-3.518 **	-2.29
<b>産業（第二次産業）</b>						
第一次産業	-0.407	-0.55	1.477	1.37	-0.323	-0.08
第三次産業	-0.304	-0.97	0.244	0.57	2.222 *	1.90
<b>企業規模（5～99人）</b>						
4人以下	-0.863	-1.40	0.477	0.77	-3.737 **	-2.30
100～999人	0.194	0.69	0.400	1.07	0.475	0.51
1000人以上	0.288	0.98	0.625	1.46	-4.103 ***	-3.21
<b>賞与見込み（なし）</b>						
賞与見込みあり	0.459 *	1.75	0.219	0.68	0.755	0.88
<b>仕事と働きぶり（ちょうどいい）</b>						
高すぎる	3.459 ***	3.41	21.872	0.00	—	—
低すぎる	-3.527 ***	-11.54	-4.166 ***	-9.46	-8.755 ***	-5.18
有効求人倍率	-2.772	-1.25	-4.771	-1.53	13.117 *	1.76
<b>地域（南関東）</b>						
北海道	-0.162	-0.20	0.090	0.11	1.908	0.85
東北	-1.090 **	-2.22	-1.032	-1.52	0.998	0.43
北関東・甲信	-1.073 **	-2.35	0.473	0.74	0.291	0.19
北陸	-0.291	-0.51	-0.581	-0.75	1.488	0.88
東海	-1.069 ***	-2.65	0.448	0.94	0.689	0.56
近畿	-1.159 ***	-3.19	0.627	1.28	1.821	1.51
中国・四国	-0.432	-0.99	1.359 *	1.91	2.729 *	1.74
九州・沖縄	-0.069	-0.17	1.237 **	2.04	3.223	1.42
標本数	354		224		93	
対数尤度	-365.568		-211.372		-47.827	
Pseudo>R2	0.267		0.326		0.582	

出所：JILPT2009「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。

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

2) — はサンプルサイズが少ないため、分析で脱落したことを示す。

3) 順序ロジットモデルを用いた分析。

件が一定であれば、5～99人、100～999人の企業に比べ、小企業（4人以下）、大企業（1000人以上）で勤める場合、仕事満足度が低くなる傾向にある。60歳台後半の場合、仕事満足度において企業規模の二極化の現象が存在することを窺わせる。

第三に、個人属性の影響を検討すると、教育水準、性別、配偶者状況が仕事満足度に影響を与えることが示された。

(1) 教育水準の影響については、統計的な有意水準が10%であるが、60歳台後半の場合、高卒者に比べ、大学・大学院卒者において仕事満足度が低くなる傾向にある。50歳台後半、60歳台前半において、仕事満足度における学歴間の差異が小さいが、60歳台後半において教育水準が高くなるほど仕事満足度が低くなることが示された。教育水準の影響に関する本章の分析結果の傾向はClark（1996）、Clark and Oswald（1996）に類似している。その理由については、教育水準が高くなるほど仕事に対する期待が大きくなるため、他の条件が一定である場合、教育水準が高くなるほど仕事満足度が低くなると考えられる。また、賃金低下も一つの理由になると考えられる。60歳台後半の高年齢者が雇用される場合、賃金が大幅低下する可能性が存在する。定年退職前に、賃金水準は高学歴者が低学歴者より高い場合、60歳台後半において賃金低下の幅は高学歴者が低学歴者より高くなると、高学歴者ほど仕事満足度が低くなると考えられる。賃金と仕事満足度における内生性の問題を考慮したうえで、賃金あるいは賃金低下の効果に関する実証分析は、今後の課題としたい。

(2) 性別の差異については、各年齢層において、男性ダミーの推定値はいずれも負の値となっているが、これらの推定値は統計的に有意ではない。性別に関する本章の分析結果はBender, Donohue and Heywood（2005）、Donohue and Heywood（2006）、馬（2010b, 2011）と若干異なっている。Bender, Donohue and Heywood（2005）、Donohue and Heywood（2006）、馬（2010b）は、欧米および日本では、いずれも60歳以下の雇用者における仕事の満足度は女性が男性より高い傾向にあることを示している。

なぜ、本章の分析結果は先行研究と異なっているか。この理由は分析対象が異なることにあると考えられる。具体的にいえば、上記の先行研究では分析対象がいずれも60歳以下の雇用者である。一方、本章の分析対象は55～69歳の雇用者である。

なぜ、分析対象の年齢が異なることによって仕事満足度における男女の差異が異なるか。その理由については、以下のことが考えられる。まず、性別役割分業の仮説によれば、仕事に対する期待が男女により異なると考えられる。具体的に、男性が仕事に専念するため、仕事に対する期待が高い。一方、女性の場合、仕事と家庭の両方を重視する者が多い。そのため、平均的にみれば仕事に対する期待は女性が男性より低くなる。仕事に対する期待では男女の差異が存在するため、他の条件が一定である場合、仕事満足度は女性が男性より高くなると考えられる。しかし、女性労働者において、若年者、中年者に比べ、高齢者の場合、子育ての負担が相対的に小さくなり、子育てによる留保賃

金が低くなる。そのため、60歳代以下のグループに比べ、60歳以上のグループの女性雇用者は仕事に対する期待が相対的に高くなる可能性が存在する。高齢期に仕事に対する期待における男女の格差が小さくなる結果、仕事満足度における男女の差異が統計的に顕著ではない結果が得られたと考えられる。次に、サンプル・セレクションが存在することが、もう1つの理由として挙げられる。余暇嗜好が高い女性労働者のグループにおいて、高齢者になる前に仕事をやめることが多い一方で、余暇嗜好が低い（あるいは仕事志向が高い）女性が高齢期に働いていると考えられる。労働者の自己選択（self-selection）により、若年層、中年層に比べ、高年齢層において仕事満足度における男女の格差が小さくなると考えられる。

- (3) 配偶状況の影響については、50歳台後半、60歳台後半の場合、配偶状況が仕事満足度に有意な影響を与えていない。一方、60歳代前半の場合、無配偶者グループに比べ、配偶者が非正規雇用者あるいは無業者である場合、仕事満足度が高くなる。60歳台前半において、他の条件が一定であれば、仕事満足度は有配偶者が無配偶者より高くなる傾向にある。

#### 4. 高齢者の仕事満足度が離職意向に与える影響に関する分析結果

第3-4-4表で高齢者の離職意向の決定要因に与える影響に関する分析結果を示しており、以下のことが示された。

第一に、仕事満足度の影響を検討する。仕事満足度の推定値は、それぞれ-0.376（50歳代後半）、-0.430（60歳代前半）、-1.396（60歳代後半）となっており、これらの推定値の有意水準がすべて1%である。50歳台後半、60歳台前半、60歳台後半において、いずれも高齢者の仕事満足度が高くなるほどその離職意向が低くなることが示された。仕事満足度が離職意向に与える影響について、本章の分析結果の傾向は、Lincoln and Kalleberg (1996) Blanchflower and Oswald (1999)、Clark (2005) にほぼ一致している。欧米においても、日本においても、雇用者の仕事満足度は離職意向に有意な影響を与えており、仕事満足度が低下すれば労働者が離職する可能性が高くなることが確認された。

また推定値をみると、仕事満足度の段階（仕事満足度に関する五段階の評価）が1つ高くなると（例えば、「普通」から「やや満足」になると）、離職意向を持つ確率が8.5%（50歳台後半）、8.9%（60歳台前半）、20.6%（60歳台後半）と低くなる。50歳台後半、60歳台前半に比べ、60歳台後半の場合、仕事満足度が離職意向に与える影響は大きくなる傾向にある。

第二に、所得要因の影響については、分析結果により以下のことが示された。

- (1) 「賃金と働きぶりの比較」という主観判断の影響については、「ちょうどいい」と回答したグループに比べ、「低すぎる」と回答したグループの推定値はそれぞれ2.006（50歳台後半）、3.381（60歳台前半）となっており、これらの推定値の有意水準がすべて1%である。自分の働きぶりより賃金が低すぎると感じていれば、離職意向が高くなり、つ

第3-4-4表 高齢者の離職意向に関する分析結果

	55～59歳		60～64歳		65～69歳	
	推定係数	限界効果	推定係数	限界効果	推定係数	限界効果
<b>仕事満足度</b>	-0.376 ***	-0.085	-0.430 ***	-0.089	-1.396 ***	-0.206
<b>週労働時間（短労働時間）</b>						
長労働時間	-0.477	-0.089	0.449	0.115	-1.525	-0.181
年齢	-0.862	-0.196	-23.844 **	-4.929	-26.162	-3.861
年齢の二乗	0.007	0.002	0.195 **	0.040	0.198	0.029
<b>学歴（高校卒）</b>						
中学卒	0.740 ***	0.213	-0.400	-0.073	0.132	0.020
短大・高専卒	0.692 **	0.198	0.337	0.081	1.081	0.276
大学・大学院卒	0.244	0.059	0.017	0.004	-1.017	-0.089
非勤労所得	-0.004	-0.001	-0.004	-0.001	-0.042	-0.006
厚生年金受給資格あり	—	—	-0.170	-0.036	-0.723	-0.137
同居家族の人数	-0.106	-0.024	-0.017	-0.003	-0.006	-0.001
貯蓄	1.210E-05	2.76E-06	-1.260E-05	-2.610E-06	2.681E-04	3.960E-05
男性	-0.026	-0.006	0.270	0.053	0.335	0.046
<b>健康（フルで働くことが可能）</b>						
条件により働くことが可能	0.482 **	0.123	0.370	0.082	-0.561	-0.096
働くことが不可能	0.069	0.016	1.429 *	0.482	—	—
家族介護者あり	0.398 *	0.104	-0.169	-0.033	0.827	0.189
<b>職種（事務職）</b>						
専門・技術職	0.117	0.027	-0.207	-0.040	-1.823	-0.140
管理職	0.567	0.158	-1.325 *	-0.135	-1.435	-0.093
販売職	0.266	0.067	-0.128	-0.025	-1.966	-0.107
サービス職	0.585	0.164	-0.113	-0.022	-1.104	-0.106
保安・運輸・通信職	-0.252	-0.052	0.156	0.034	-0.501	-0.060
その他の職種	0.298	0.076	-0.450	-0.078	-1.767	-0.124
<b>企業規模（5～99人）</b>						
4人以下	-0.308	-0.060	0.094	0.020	-0.560	-0.059
100～999人	0.246	0.059	0.228	0.050	1.482 **	0.341
1000人以上	0.130	0.030	0.363	0.084	-0.968	-0.086
<b>賞与見込み（なし）</b>						
賞与見込みあり	0.093	0.021	0.053	0.011	-1.752 *	-0.156
<b>賃金と働きぶり（ちょうどいい）</b>						
高すぎる	-0.449 *	-0.105	0.105	0.022	-2.291 **	-0.324
低すぎる	2.006 ***	0.682	3.381 ***	0.867	—	—
有効求人倍率	あり		あり		あり	
地域	あり		あり		あり	
定数項	26.830		730.272 **		865.90	
標本数	354		224		93	
対数尤度	-140.875		-84.605		-50.542	
Pseudo > R2	0.173		0.228		0.237	

出所：JILPT2009「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。

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

2) — はサンプルサイズが少ないため、分析で脱落したことを示す。

3) プロビットモデルを用いた分析。

まり働きぶりに見合う賃金水準を設定するかどうかが高齢者の離職意向に影響を与えることが示された。

(2) 賞与見込みについては、60歳代後半において、賞与見込みなしのグループに比べ、賞与見込みがあると回答したグループの場合、離職意向が低くなる。

(3) 教育水準の影響については、教育水準が60歳台の雇用者の仕事満足度に与える影響は

統計的に有意ではない。一方、50歳台後半において、高卒者に比べ、中卒者、短大・高専卒の者の場合、離職意向が高くなる。また、大卒・大学院卒のグループにおいて、統計的に有意ではないが、大卒・大学院卒ダミーの推定値が正の値となっている。高卒者に比べ、大卒・大学院卒の者の場合、離職意向が高くなる傾向にある。つまり、中程度の学歴（高卒者）のグループに比べ、学歴が高いグループと学歴が低いグループにおいて、いずれも離職意向が高くなることがうかがえる。

学歴に関するこれらの分析結果の理由については、以下のことが考えられる。まず、離職意向は中卒者が高卒者より高くなることは、人的資本理論によって説明できる。具体的に、人的資本理論によれば、賃金が人的資本により決定され、一般的人的資本（教育水準）は高学歴者が低学歴者より高いため、賃金水準は高学歴者が低学歴者より高くなり、また一般的人的資本（教育水準）を高めるため、人的資本に投資することは必要であることが説明されている。中卒者（低学歴者）と高卒者（中程度の学歴者）のことを考えると、人的資本の投資（cost）と収益（benefit）の視点からみると、高卒者の生涯賃金から人的資本の投資および機会費用の合計値を引いたもの {高卒者の収益  $A$  = 高卒者の生涯賃金 - (人的資本の投資 + 機会費用)} は、中卒者の生涯賃金  $B$  に等しくなる場合 ( $A=B$ ) あるいは高くなる場合 ( $A>B$ )、高校の教育に投資する。労働者は生涯で人的資本の投資を回収するため、教育の投資が多くなるほど、より長い期間に働く意欲が高くなると考えられる。中卒者に比べ、高卒者がより多くの教育の投資を行うため、より長い期間に働く意欲を持つ者の割合が高くなる結果、離職意向は高卒者が中卒者より低くなると考えられる。

一方、なぜ、離職意向は短大・高専卒の者、大学・大学院卒の者（高学歴者）が高卒者（中程度の学歴者）より高くなるのか。その理由については、以下のことが考えられる。まず、人的資本理論によると、他の条件が一定である場合、学歴が高くなるほど賃金水準が高くなると考えられる。高卒者に比べ、短大・高専卒の者、大学・大学院卒の者の場合、高齢期になる前に人的資本の投資を既に回収できれば、離職意向は、短大・高専卒の者、大学・大学院卒の者が高校卒者より高くなる可能性が存在する。次に、高卒者に比べ、短大以上の学歴を持つ雇用者において、管理職、専門職、販売職などの長時間労働の問題が生じやすい職種につく割合が相対的に多いため、高卒者に比べ、短大以上の学歴を持つ雇用者において、メンタルヘルスの問題が生じる可能性が相対的に高いと考えられる<sup>11</sup>。そのため、離職意向は短大以上卒の者が高卒者より高くなる可能性も存在すると考えられる。

第三に、健康要因については、他の条件が一定であれば、「フルタイムで働くことが可能である」と回答したグループに比べ、「職場・勤務の条件によっては就業可能である」（50歳台後半）、「働くことができない」（60歳台前半）と回答したグループにおいて、離職意向が高くなる傾向にある。

<sup>11</sup> 馬（2009）は、60歳以下の日本雇用者において、長時間労働がメンタルヘルスに与える影響は、管理職者が非管理職者より大きいことを示している。

第四に、家族要因については、50歳台後半の場合、介護が必要な家族がいないグループに比べ、介護が必要な家族がいるグループの場合、離職意向が高くなる。

第五に、職種の影響については、60歳台前半において、事務職に比べ、管理職者の場合、離職意欲が低くなる。

第六に、企業規模の影響については、60歳台後半の場合、仕事の満足度や他の各要因が一定であれば、5～99人の企業に比べ、100～999人の企業で勤める高齢者の離職意欲が高くなる。

## 第5節 結論と政策示唆

本章では、2009年8月に（独立行政法人）労働政策研究・研修機構（JILPT）の実施した「高齢者の雇用・就業実態に関する調査」の個票データを用いて、60～69歳の高齢雇用者を分析対象とし、高齢者における仕事満足度の決定要因およびその離職意向に与える影響に関する計量分析を行い、以下のような結論が得られた。

第一に、仕事満足度の決定要因については、以下のことが確認された。

- (1) どの年齢層においても、働きぶりと賃金を比較すると、「ちょうどいい」と回答したグループに比べ、「低すぎる」と回答したグループの場合、仕事満足度が低くなり、働きぶりと賃金を比較するという主観的判断が仕事満足度に影響を与えており、またその影響は60歳台後半が50歳台後半、60歳台前半より大きい。
- (2) 仕事満足度における職種間の差異が存在する。各年齢層において、いずれも事務職者の仕事満足度は他の職種より高い傾向にある。
- (3) 50歳台後半、60歳台前半の雇用者の仕事満足度において企業規模間の差異が顕著ではないが、60歳台後半の場合、5～99人以下の企業に比べ、4人以下、1000人以上の企業で勤める場合、仕事満足度が低くなる傾向にある。60歳台後半において、他の条件が一定であれば、5～999人の企業に比べ、小企業（4人以下）、大企業（1000人以上）の場合、仕事満足度が低くなる。

第二に、離職意向の主な要因が、以下の通りである。

- (1) 50歳台後半、60歳台前半、60歳台後半において、いずれも仕事満足度が高くなるほど、雇用者の離職意向が低くなることが確認された。
- (2) 働きぶりと賃金を比較すると、各年齢層においても、「ちょうどいい」と回答したグループに比べ、「低すぎる」と回答したグループの場合、離職意欲が高くなる。

これらの実証分析の結果は、以下のような政策含意を持つと考えられる。

第一に、50歳台後半、60歳台前半、60歳台後半の各年齢階層において、いずれも仕事満足度が低くなると、離職意欲が高くなることは明確である。高齢者雇用を促進する課題において、就業率を高めることのみならず、高齢者の就業継続性（企業への定着性）も重視すべ

きである。そのため、高齢者の仕事満足度を向上させる人事管理制度の構築や就労条件の改善などを工夫すべきであろう。

第二に、分析により、どの年齢層においても、働きぶりと賃金を比較すると、「ちょうどいい」と回答したグループに比べ、「低すぎる」と回答したグループの場合、仕事満足度が低くなる。また、仕事満足度および他の要因が一定であれば、「ちょうどいい」と回答したグループに比べ、「低すぎる」と回答したグループの場合、離職意向が高くなることが示された。企業は高齢者を継続雇用する際に、賃金の下落の幅が大きすぎると、雇用者の仕事満足度が低くなり、離職意欲が高くなる可能性が高い<sup>12</sup>。この問題に対応するため、年金制度、働きぶりに合わせて高齢者の賃金制度を設定することは、企業の人事労務管理の重要な課題となっている。現在の日本企業の大多数において、労働時間管理制度および賃金制度が、現役の雇用者、継続雇用された高齢者により異なっている。今後、企業は仕事満足度の問題を考慮した上で、高齢雇用者がより納得できる人事労務管理の諸制度を再構築することを検討すべきである。

第三に、分析結果より、60歳代後半の場合、5～99人、100～999人の企業に比べ、4人以下の企業および1000人以上の企業で勤める場合、仕事満足度が低くなることが示された。その原因の究明は今後の課題としたい。4人以下の小企業および1000人以上の大企業において、60歳台後半の雇用者の仕事満足度が相対的に低い問題を重視すべきであろう。

最後に、本章では、高齢者の仕事満足度の決定要因およびその離職意向に与える影響に関する実証分析を行っているが、以下の課題も残っている。第一に、データの制約上で、今回の分析では、企業側（労働需要）の情報が少ないことは分析の留保点である。また仕事の量、職場の対人関係が仕事満足度に影響を与えると考えられる。これらの要因を含む更なる分析は今後の課題としたい<sup>13</sup>。第二に、分析でクロスセクションのデータを用いた分析結果に、個体間の異質性の課題が残っている。この課題に関するパネルデータの分析も必要である<sup>14</sup>。

## 参考文献

### [英語文献]

Bender, K. A., S. M. Donohue and J. S. Heywood (2005) “Job Satisfaction and Gender Segregation,” *Oxford Economic Paper*, 57, pp.479-496.

Bender, K. A. and S. Heywood (2006) “Job Satisfaction of the Highly Educated: The Role of Gender, Academic Tenure, and Earnings,” *Scottish Journal of Political Economy*, 53(2), pp. 253 - 279.

Blanchflower, D. G. and A. Oswald (1999) *Well-being, Insecurity, and the Decline of American Job Satisfaction*, University of Warwick.

<sup>12</sup> 山田（2007）は、60歳直後の賃金引下げが高齢者の労働供給に影響を与えることを指摘している。

<sup>13</sup> 馬（2010b, 2011a）は、20～60歳の雇用者において、仕事の量、仕事の責任、仕事の権限、上司・同僚との関係が仕事満足度に影響を与えることを明らかにしている。

<sup>14</sup> 雇用者の仕事満足度に関するパネルデータの分析については、馬（2011b）を参照されたい。

- Booth, A. L. and J. C. Van Ours (2008) “Job Satisfaction and Family Happiness: the Part-time Work Puzzle,” *Economic Journal*, 118, pp.77-99.
- Clark, A. E. and A. Oswald (1996) “Satisfaction and Comparison Income,” *Journal of Public Economics*, 8, pp.233-242.
- Clark, A. E. (1996) “Job Satisfaction in Britain,” *British Journal of Industrial Relations*, 34, pp. 189-217.
- Clark, A. E. (1997) “Job Satisfaction and Gender: Why are Women so Happy at Work?” *Labour Economics*, 4, pp.341-372.
- Clark, A. E. (2005) “What Makes a Good Job? Evidence from OECD Countries” in Bazen, A., C. Lucifora and W. Salverda (ed al.) *Job Quality and Employer Behavior*, Palgrave, pp.10-30.
- Donohue, S. and J. Heywood (2004) “Job Satisfaction, Comparison Income and Gender: Evidence from the NLSY,” *International Journal of Manpower*, 25, pp.211-234.
- Freeman, R. B. (1978) “Job Satisfaction as an Economic Variable,” *American Economic Review*, 68, 135-141.
- Green, W. H. (2003) *Econometric Analysis*, Upper Saddle River, N. J.: Prentice-Hall.
- Hamermesh, D. (1977) “Economic Aspects of Job Satisfaction,” in Ashenfelter, O. and W. Oates (ed al.) *Essays of Labor Market Analysis*, Wiley: New York.
- Lincoln, J. and A. Kalleberg (1996) “Commitment, Quits and Work Organization in Japanese and U.S. Plants,” *Industrial and Labor Relations Review*, 50, 39-59.
- Maddala, G. S. (1983) *Limited-Dependent and Qualitative Variables in Economic*, Cambridge University Press.
- Van Praag, B. M. S and A. Ferrer-i-Carbonell (2004) *Happiness Quantified: A Satisfaction Calculus Approach*, Oxford University Press.

#### [日本語文献]

- 大竹文雄 (2004) 「失業と幸福度」『日本労働研究雑誌』第 528 号、pp.59-68。
- 佐野晋平・大竹文雄 (2007) 「労働と幸福度」『日本労働研究雑誌』第 558 号、pp.4-18。
- 清家篤 (1993) 『高齢化社会の労働市場:就業行動と公的年金』東洋経済新報社。
- ・山田篤裕 (1996) 「Pension Rich の条件」『日本経済研究』第 3 号、pp.38-61。
- ・馬欣欣 (2008) 「男性高齢者の就業決定の規定要因とその変化: 1980~2004」労働政策研究・研修機構 (編) 『高齢者の就業実態に関する研究—高齢者の就労促進に関する研究中間報告』労働政策研究報告書 No.100、pp.16-65。
- 馬欣欣 (2009) 「長時間労働が労働者のメンタルヘルス問題をもたらすか」樋口美雄等 (編) 『日本の家計行動のダイナミズムV—労働市場の高質化と就業行動』慶應義塾大学出版会、pp.105-145。

- (2010a) 「60歳代高齢者における就業形態の選択の決定要因—職業経歴の要因を含む実証分析」 労働政策研究・研修機構（編）『継続雇用等をめぐる高齢者就業の現状と課題』 労働政策研究報告書 No.120、 pp.169-219。
- (2010b) 「日本における仕事満足度の決定要因に関する実証分析—正規雇用者と非正規雇用者の比較」 Keio/Kyoto Global COE Discussion Paper Series DP2009-023。
- (2011a) 「日本における仕事満足度の決定要因およびその雇用形態間の差異」 『日本労働研究雑誌』 第 607 号、 p.12, p.137。
- (2011) 「給与所得及びその変化が雇用者の仕事満足度に与える影響」 樋口美雄・宮内環・C.R.McKenzie（編）『パネルデータによる政策評価分析（2）教育・健康と貧困のダイナミズム—所得格差に与える税社会保障制度の効果』、 pp.187-207。
- 山田篤裕（2007）「高齢者の継続雇用義務への企業の対応—賃金・年収水準調整を中心に—」 労働政策研究・研修機構（編）『高齢者継続雇用に向けた人事労務管理の現状と課題』 労働政策研究報告書 No.83、 pp.69-90。
- 山本克也（2010）「健康要因から見た高年齢者就業の実態」 労働政策研究・研修機構（編）『継続雇用等をめぐる高齢者就業の現状と課題』 労働政策研究報告 No.120、 pp.220-258。

## 第4章 教育訓練が高齢者の給与所得および労働供給に与える影響

### 第1節 はじめに

少子化・高齢化が進んでいる日本社会では、高齢者の就業を促進することは重要な課題となっている。本章では、教育訓練が高齢者の給与所得<sup>1</sup>および労働供給<sup>2</sup>に与える影響に関する実証分析を行う。高齢者の労働供給に関する実証研究において、教育訓練に着目する本研究の主な意義は、以下の通りである。

第一に、実証研究の意義である。労働供給の主体均衡モデルによれば、労働者は市場賃金と余暇嗜好によって就業を決定する。所得－余暇平面での予算制約線（市場賃金）と無差別曲線（余暇嗜好）の接点で最適労働量を決定すると説明されている。余暇嗜好が一定であれば、市場賃金が高齢者の労働供給に影響を与えると考えられる。また人的資本理論では、労働者の賃金は個々労働者が持つ人的資本により決定され、人的資本が高くなるほど賃金が高くなることが説明されている。教育訓練が人的資本投資の一部であるため、教育訓練が高齢者の市場賃金を高める効果を持つと考えられる。したがって、市場賃金に影響を与えることを通じて、教育訓練が高齢者の労働供給に影響を与える可能性が存在する<sup>3</sup>。上記の主体均衡モデルおよび人的資本理論により、教育訓練が高齢者の給与所得および労働供給に影響を与えると考えられるが、高齢者の労働供給に関する先行研究（清家 1993；清家・山田 1996、2006；清家・馬 2008；馬 2010）では、学歴、職種などの要因を人的資本の代理指標として用いた実証分析がほとんどで、教育訓練の影響に関する実証分析は行われていない。現在までの日本高齢者の労働供給に関する先行研究において、教育訓練の影響については十分に分析されていない（清家 2010）。

第二に、政策提言の意義である。政策立案の面において、EU の諸国において、2000 年代以後、高齢化に伴う労働力減少の問題に対応するため、EU の雇用戦略で、職業教育訓練を通じて高齢者の就業率を高める政策が実施されており、北欧およびイギリスで高齢者の受講率が高い（岩田 2010）。一方、少子化・高齢化が進んでいる日本では、中高年齢者の教育訓練の受講がまだ少ない。高齢者の就業を促進するためには、高齢者が持つ人的資本を増加させるように、中高年齢者に対して職業教育訓練を促進する必要があると考えられる。このような教育訓練政策を立案する際に、教育訓練がどの程度高齢者の労働供給および給与所得に影響を与えるかに関する実証分析が重要な課題となっている。

---

<sup>1</sup> 本章では分析対象は非雇用就業者（例えば自営業者）も含めるため、賃金と非雇用就業者の労働収入を統一してすべて「給与所得」と呼ぶ。

<sup>2</sup> 本章では、調査の質問項目に基づいて、高齢者の労働供給は、就業するかどうかおよび就業形態の選択の2種類を含めている。

<sup>3</sup> 高齢者に限定せず、教育訓練が日本労働者の賃金に与える影響に関する実証分析については、Kurosawa(2001)、奥井(2002)、吉田(2004)を参照されたい。また、教育訓練がアメリカ労働者の賃金に及ぼす影響に関する実証分析については、Heckman, Ichimura and Todd(1997)を参照されたい。

本章の目的は、2009年8月に（独立行政法人）労働政策研究・研修機構が実施した『高齢者の雇用・就業実態に関する調査』（以下では、JILPT2009「高齢者の雇用・就業実態に関する調査」と呼ぶ）の個票データを活用し、同時決定およびサンプル・セレクション・バイアスの問題を考慮したうえで、計量分析を行って以下のような3つの問題、(1) どのような要因は労働者が教育訓練を受けることに影響を与えるのか、(2) 教育訓練がどの程度高齢者の給与所得に影響を与えるのか、(3) 教育訓練が高齢者の労働供給を促進するののかの問題を明らかにする。

実証分析から得られた主な結論は、以下の通りである。第一に、他の要因が一定であれば、労働者が持つ一般的人的資本が多くなるほど、55歳以後に教育訓練を受ける可能性が高くなる。第二に、他の条件が一定であれば、給与所得は、55歳以後に教育訓練を受けたグループが教育訓練を受けなかったグループより高くなる傾向にある。第三に、他の条件が一定であれば、55歳以後に教育訓練を受けたことが高齢者の就業確率に与える影響については、統計的な有意性が顕著ではないが、教育訓練が高齢者の就業確率にプラスの影響を与えている。また55歳以後に教育訓練を受けたことは、60歳代の高齢者が非正規雇用者、非雇用就業者（例えば自営業者など）になる確率に有意なプラスの影響を与えている。本章の分析結果により、55歳以後に教育訓練を受けたことは、60歳代の高齢者の給与所得を高める効果を持つことが確認され、また55歳以後に教育訓練を受けたことにより、高齢者が就業する可能性が高くなる傾向があるという結論が得られた。高齢者の就業を促進するため、また継続就業をする高齢者の賃金水準が大幅低下する問題に対応するため、中高年齢者向けの教育投資政策（例えば公的職業訓練、企業内における職業訓練や教育訓練給付制度を利用した教育訓練など）を実施することが必要であることが示された。

本章の構成は以下の通りである。第2節では、理論仮説、先行研究をサーベイし、本章の検討課題を設定する。第3節でデータから観察された高齢者の教育訓練と就業状況を把握し、第4節で計量分析の枠組みについて説明する。第5節では、計量分析を行い、分析結果について説明する。最後に、結論と政策示唆をまとめる。

## 第2節 理論仮説、先行研究のサーベイおよび課題の設定

### 1. 人的資本に関する理論仮説

まず、人的資本が高齢者の給与所得に与える影響を検討する。人的資本理論（Becker 1964；Mincer 1974）によれば、賃金が人的資本の投資によって蓄積された労働生産力によって決定され、つまり学校教育および仕事を通じた技能・知識を習得する機会によって人的資本が上昇する結果、賃金が上昇することが説明されている。人的資本（human capital）は一般的人的資本（general human capital）と企業特殊的人的資本（firm specific human capital）の2種類に分けられる。一般的人的資本は、身に付けた知識や技能が他の企業でも共通に役立つもの

であり、これは学校教育などを通じて形成される。一方、企業特殊的人的資本は、仕事を通じて形成される。

次に人的資本が高齢者の労働供給に与える影響に関する理論について検討する。新古典派の労働経済学において、労働供給には第一次元の選択（就業の選択、extensive margin）と第二次元の選択（労働時間の選択、intensive margin）の2種類がある。主体均衡モデルによれば、就業の選択および最適労働時間の選択は、市場賃金（market wage）および余暇嗜好によって決定される。実証研究では、市場賃金が留保賃金(reservation wage)を上回れば就業を決定することが説明されている。留保賃金および市場賃金が高齢者の労働供給に与える影響については、(1) 他の条件が一定であれば、留保賃金が高くなるほど就業の確率が低くなり、労働時間が短くなると考えられる。例えば、高齢者において、年金が多くなるほど、非給与所得が多いほど、留保賃金が高くなり、就業者になる可能性が低くなると考えられる。(2) 他の条件が一定であれば、市場賃金の上昇が労働供給に与える影響に2つの効果がある。所得効果によれば、市場賃金が増加すると労働時間が短くなる一方で、代替効果において、市場賃金が増加すると労働時間が長くなる。市場賃金が労働供給に与える影響は、代替効果と所得効果を相殺した後の結果として現れるものである。教育訓練を受けたことにより人的資本が高くなるため、市場賃金が高くなる可能性が存在する。市場賃金の上昇を通じて教育訓練を受けたことが高齢者の労働供給に影響を与えたと考えられる。

## 2. 先行研究のサーベイ

人的資本が日本の高齢者の給与所得および労働供給に与える影響に関する実証研究については、以下でまとめている。

清家（1993）は、厚生労働省（旧労働省）の1983年『高年齢者就業等実態調査』の個票データを用い、就業の確率に関するプロビット分析の結果および賃金関数の推定結果により、60～69歳の高齢者において、教育水準が高くなるほど、就業の確率が高くなり、市場賃金も高くなることを明示している。

清家・山田（1996）は、厚生労働省（旧労働省）の1992年『高年齢者就業等実態調査』の個票データを用い、55歳時点で雇用者であった男性で、調査年で年齢が60～69歳の高齢者における就業の確率および賃金に関する実証分析の結果、55歳時点で管理職、専門・技術職、その他のホワイトカラー職種についての労働者は高齢期の賃金が高くなり、55歳時点で管理職についての労働者は高齢期に普通勤務者になる可能性が高くなることを指摘している。また、55歳時点と同じ職種の場合、高齢期の賃金が高くなることを示している。

清家・山田（2006）は、清家・山田（1996）と同じ個票データを用いて実証分析を行った結果、55歳時点で管理職、専門・技術職、その他のホワイトカラー職種についての労働者は高齢期の賃金が高くなると同時に、就業確率も高くなり、労働時間が長くなることを明示している。

清家・馬（2008）は、厚生労働省（旧労働省）の『高年齢者就業実態調査』（1980、1988、1992、1996、2000、2004年）の個票データを用いて実証分析を行った。その結果、1980年代、1990年代、2000年代においても、55歳時点での職種が60歳代高齢者の賃金に有意な影響を与えており、高齢期（60～69歳代）の賃金は、55歳時点で専門技術職、管理職などのホワイトカラー職についての労働者が55歳時点で現場生産職などのブルーカラー職についての労働者に比べて高い。また、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、高齢期の就業確率が高くなる。一方、1992年以降の場合、55歳時点で専門技術職、管理職のようなホワイトカラー職についての労働者のみならず、他の職種についての労働者も高齢期に就業者になる確率が大きくなることを指摘している。

馬（2010）は、職業キャリア（職種変更、職種タイプ）が高齢者の就業形態の選択に与える影響について、厚生労働省の『高年齢者就業実態調査（個人票）』（2000年、2004年）の個票データを用いた実証分析の結果、2000年に比べ、2004年の場合、高齢期に自営業者、その他の就業者（正規雇用者、非正規雇用者、自営業者以外の就業者）になる確率は、55歳時点で高技能・非肉体労働職（管理職、専門・技術職）についてのグループの方が他の職種についてのグループより大きくなることを明らかにしている。

上記の先行研究では、用いたデータの制約上、学歴（清家 1993）、職種（清家 1993；清家・山田 1996、2006；清家・馬 2008；馬 2010）を人的資本の代理指標として使用した実証研究により、他の条件が一定であれば、55歳時点で多くの人的資本が必要である職種（管理職、専門・技術職）についての労働者が、高齢期（60～69歳）の賃金が高くなり、またその就業確率も高くなることを明らかにしている。しかし、これまでの実証分析では、教育訓練がどの程度高齢者の給与所得および労働供給に影響を与えるかに関する分析が行われていないため、教育訓練の影響は明確となっていない。本章では、JILPT2009「高齢者の雇用・就業実態に関する調査」の個票データを活用し、先行研究で分析された学歴、職種などの各要因の影響を考察した上で、現在まで分析されていなかった教育訓練が高齢者の給与所得および労働供給に与える影響を明らかにする。

### 3. 本章の課題

教育訓練が高齢者の給与所得および労働供給に与える影響を明らかにするため、人的資本理論および労働供給の主体均衡モデルに基づいて、計量分析を通じて以下のような三つの課題を検討したい（第4-2-1図の参照）。

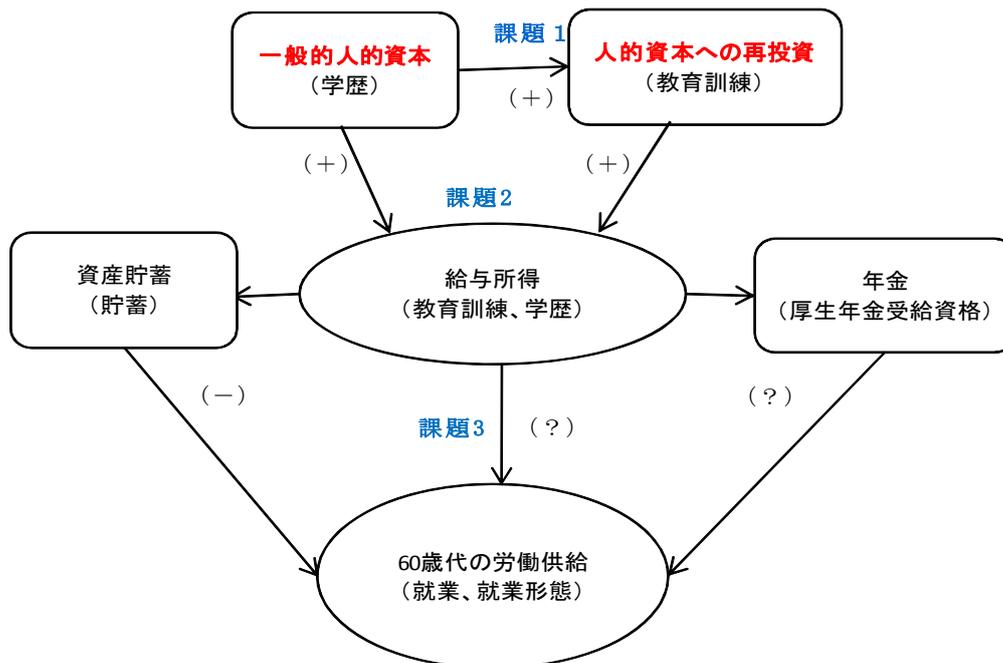
[検討課題 1] 他の条件が一定であれば、一般的人的資本が多いほど、55歳以後に教育訓練を受ける可能性が高くなる。

[検討課題 2] 60歳代の高齢者において、他の条件が一定であれば、55歳以後に教育訓練を受けなかった者に比べ、55歳以後に教育訓練を受けた者の方が、給与所得が高

くなる。

[検討課題3] 60歳代の高齢者において、他の条件が一定であれば、55歳以後に教育訓練を受けなかった者に比べ、55歳以後に教育訓練を受けた者の方が、就業者になる可能性が高くなる。

第4-2-1図 人的資本と高齢者の給与所得・労働供給の関係図および課題の設定



出所：筆者により作成。

第一に、課題1を検討する。(1) 労働需要側の視点からみると、教育訓練は企業が実施する人的資本の投資である。教育のシグナル効果によれば、企業は、同じ教育訓練を受ける場合、学歴が高い者ほど学習能力が高くなるため、低学歴者に比べ、高学歴者の方が、教育訓練後の労働生産性がより高くなると判断する可能性が高い。そのため、企業は教育訓練を実施する際に、一般的人的資本が多い（学歴が高い）労働者を教育訓練実施の対象者とする可能性が高いと考えられる。(2) 労働供給側において、教育水準が高くなるほど、自己啓発の意欲が高くなる可能性が存在する。そのため、低学歴者に比べ、高学歴者は、自分で教育訓練を再投資する可能性が高くなると考えられる。企業側と労働者側の両方の要因を考慮した上で、他の条件が一定であれば、労働者が持つ一般的人的資本が多くなる（教育水準が高くなる）ほど、55歳以後に教育訓練を受ける確率が高くなると推測している。

第二に、課題2については、55歳以後の教育訓練が人的資本への再投資となっている。人的資本理論によると、55歳以後に教育訓練を受けることを通じて、人的資本が上昇すれば、高齢期の給与所得が高くなると考えられる。したがって、60歳代の高齢者において、他の条件が一定であれば、55歳以後に教育訓練を受けなかった者に比べ、受けた者の方が、給与所

得が高くなると考えられる。

第三に、課題3を検討する。教育訓練を受けたことにより人的資本が増加し、賃金が高くなる可能性が存在する。しかし、前述したように、賃金の上昇が労働供給に与える影響に、代替効果と所得効果の2種類があり、教育訓練の効果を事前に判断することが難しい。本章では、55歳以後に教育訓練を受ける者は継続就業の意欲を持つ者の割合が相対的に高いため、代替効果が所得効果を上回ると、60歳代の高齢者において、他の条件が一定であれば、55歳以後に教育訓練を受けなかった者に比べ、受けた者の方が、就業者になる可能性が高くなる可能性が存在すると推測している。

以下では、データから観察された高齢者の教育訓練と労働供給の状況を把握し、また計量分析の結果を用いて3つの課題を検討する。

### 第3節 データから観察された高齢者の教育訓練と労働供給の実態

本節では、データから観察された高齢者の教育訓練および労働供給の状況に関するクロス集計の結果をまとめる。学歴別、職種別、企業規模別にみた教育訓練を受けた状況に関するクロス集計の結果を第4-3-1図、第4-3-2図、第4-3-3図で示している。教育訓練有無別給与所得の分布を第4-3-4図で表している。教育訓練有無別にみた60歳代の就業率、教育訓練有無別にみた60歳代の就業形態の分布を第4-3-5図、第4-3-6図で示している。以下では、これらのクロス集計の結果について説明する。

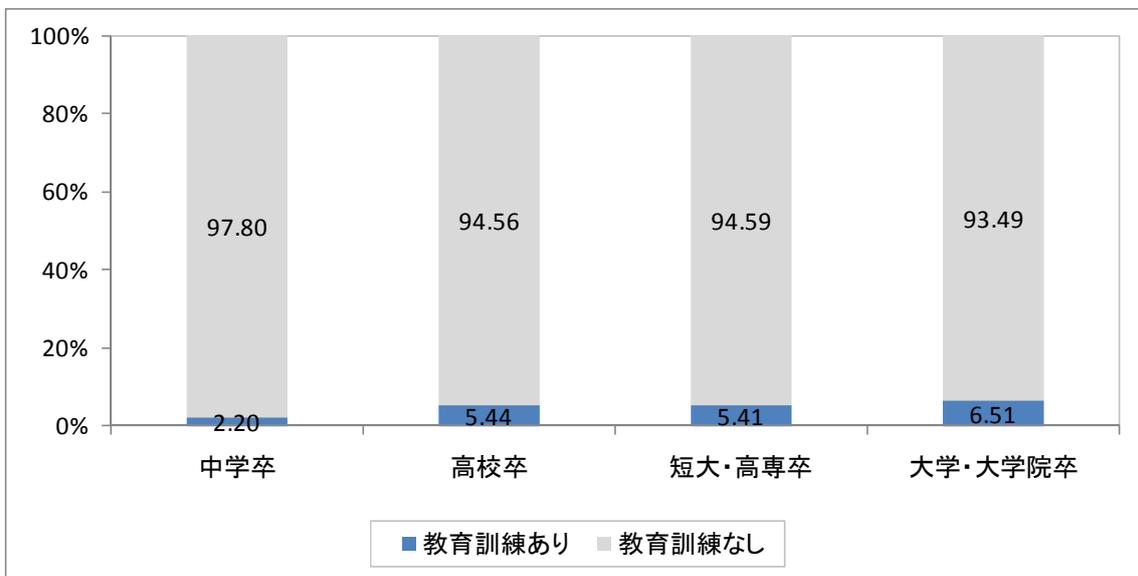
#### 1. 学歴別、職種別、企業規模別にみた高齢者の教育訓練を受けた状況

学歴別にみた高齢者の教育訓練を受けた状況を第4-3-1図で示している。55歳以後に教育訓練を受けた者の割合は、大学・大学院卒が6.51%、短大・高専卒者が5.41%、高校卒者が5.44%、中学卒者が2.20%となっている。教育水準が高くなるほど教育訓練を受けた者の割合が高くなることが見て取れる。

職種別にみた高齢者の教育訓練を受けた状況を第4-3-2図で示している。55歳以後に教育訓練を受けた者の割合は、専門・技術職が9.86%、管理職が9.18%で高い。一方、サービス職が4.57%、保安・運輸・通信職が4.09%で低い。教育訓練における職種間の格差が存在することが見て取れる。多くの人的資本が必要である職種（例えば専門・技術職、管理職）につく労働者グループにおいて、55歳以後に教育訓練を受けた者の割合が高くなる傾向にある。

55歳当時の企業規模別にみた高齢者の教育訓練を受けた状況を第4-3-3図で示している。55歳以後に教育訓練を受けた者の割合は、1000人以上の大企業が14.10%で最も高い。一方、99人以下の企業が4.51%で最も低い。企業規模が大きくなるほど、55歳以後に教育訓練を受けた者の割合が高くなることが見て取れる。

第4-3-1図 学歴別にみた高齢者の教育訓練を受けた状況

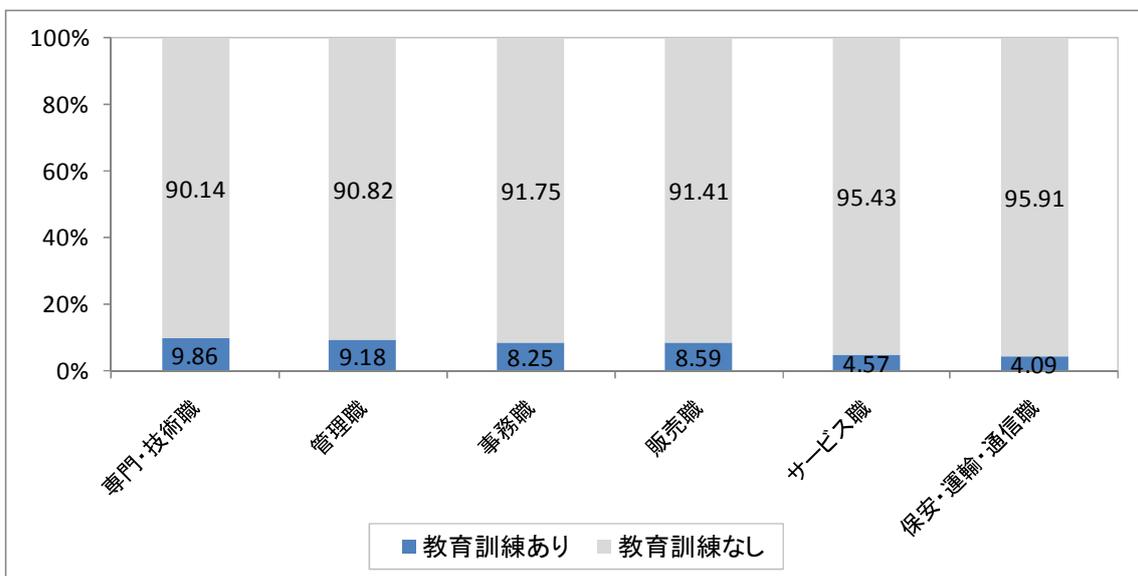


出所：JILPT2009「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。

注：1) 55歳以後の教育訓練の有無に関するデータを用いた集計。

2) 年齢を60～69歳に限定した集計。

第4-3-2図 職種別にみた高齢者の教育訓練を受けた状況

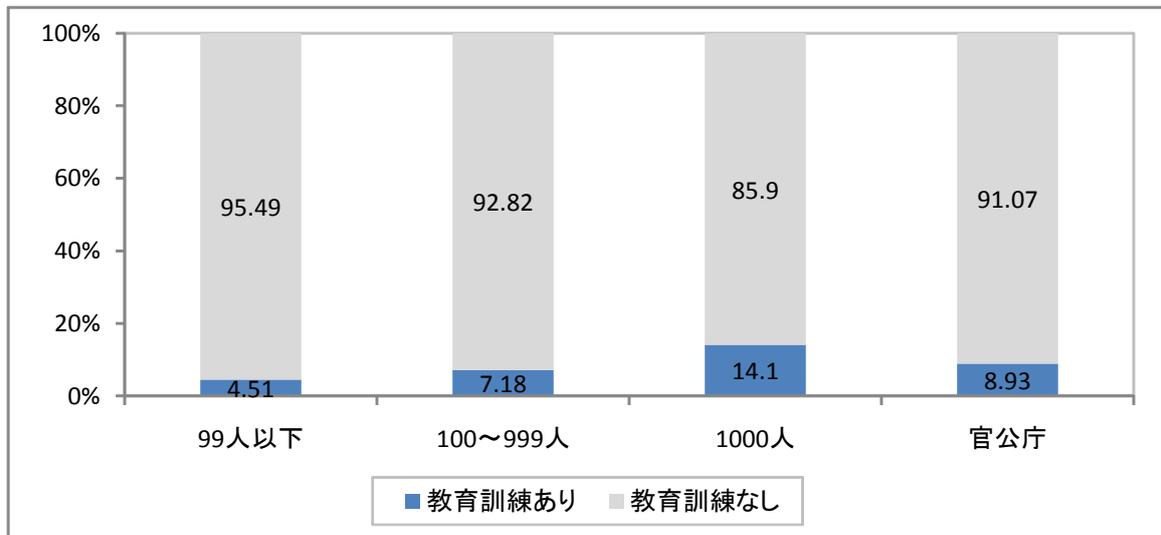


出所：JILPT2009「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。

注：1) 55歳以後の教育訓練の有無に関するデータを用いた集計。

2) 年齢を60～69歳に限定した集計。

第 4-3-3 図 55 歳当時の企業規模別にみた高齢者の教育訓練を受けた状況

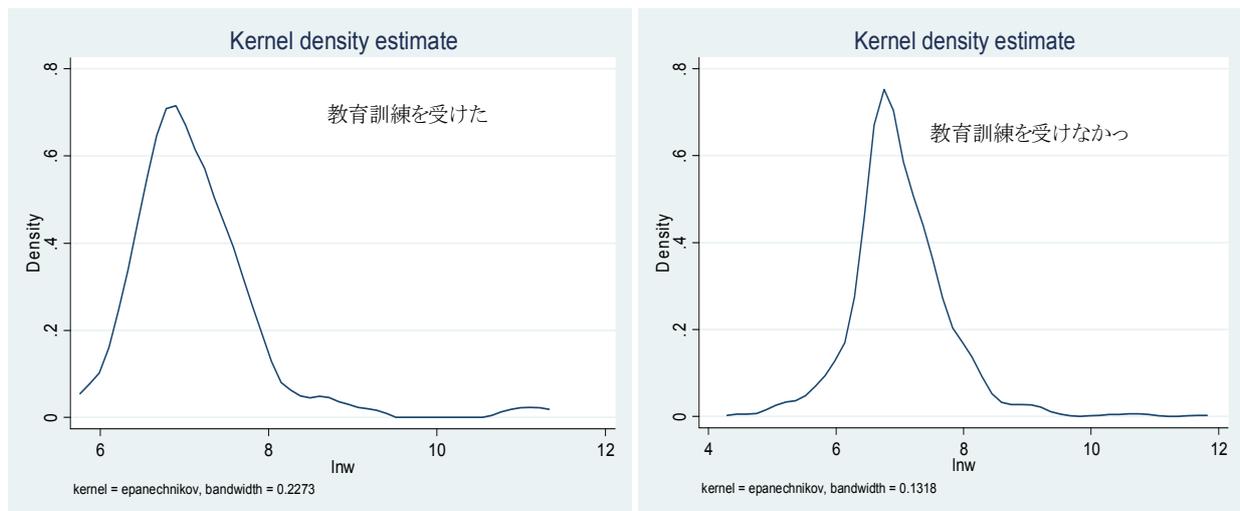


出所：JILPT2009「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。  
 注：1) 55歳以後の教育訓練の有無に関するデータを用いた集計。  
 2) 年齢を60～69歳に限定した集計。

## 2. 教育訓練有無別にみた高齢者の給与所得の分布

教育訓練の有無別にみた高齢者の給与所得の分布状況を第 4-3-4 図で表している。教育訓練を受けなかったグループ、教育訓練を受けたグループともに、給与所得の対数値がいずれも「7」に集中している。また給与所得の対数値の平均値は教育訓練を受けたグループ（7.13）が教育訓練を受けなかったグループ（7.00）よりやや高くなる傾向にある。

第 4-3-4 図 教育訓練有無別にみた高齢者の給与所得の Kernel 密度分布



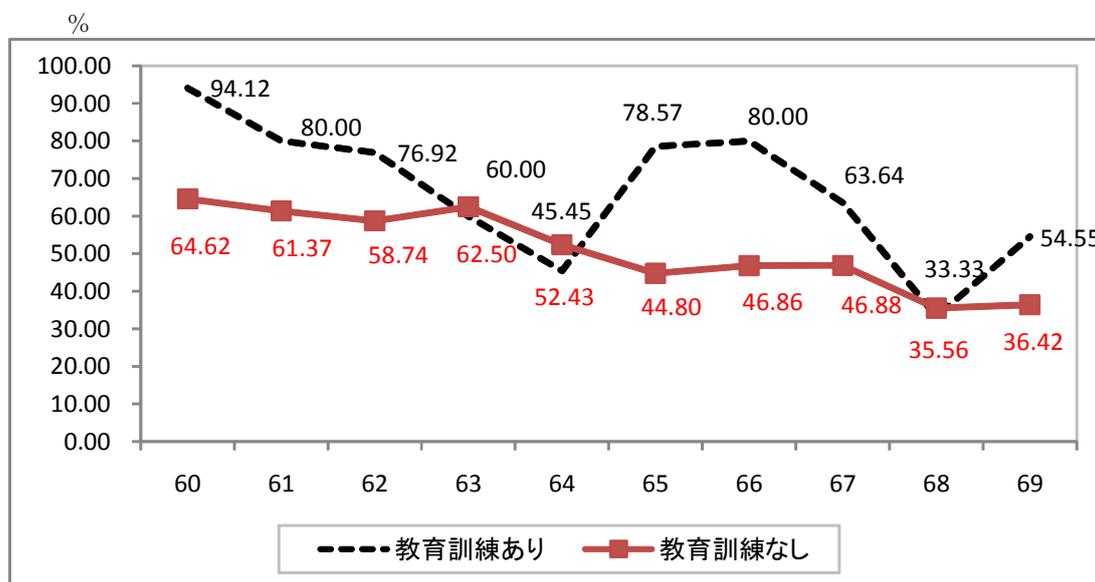
出所：JILPT2009「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。  
 注：1) 横軸：給与所得の対数を示す。  
 2) 年齢を60～69歳に限定した集計。

### 3. 教育訓練有無別にみた高齢者の就業の状況

55歳以後に教育訓練を受けた状況別（受けた場合と受けなかった場合）（以下では、「教育訓練有無別」と略称する。）にみた年齢階層別高齢者の就業率を第4-3-5図で示しており、以下のことが示された。(1) 63歳、64歳、68歳において、教育訓練を受けたグループと教育訓練を受けなかったグループ間の格差が小さい。(2) 61歳、62歳、65歳、66歳、67歳、69歳において、就業率は教育訓練を受けたグループの方が教育訓練を受けなかったグループより高くなる。全体的にみると、60歳代において就業率は55歳以後に教育訓練を受けたグループの方が高くなる傾向にある。

教育訓練有無別にみた高齢者の就業形態の状況を第4-3-6図で示している。(1) 55歳以後に教育訓練を受けたグループでは、正規雇用者および非正規雇用者の割合がそれぞれ28.16%（正規）、28.16%（非正規）である。一方、教育訓練を受けなかったグループは、正規雇用者および非正規雇用者の割合がそれぞれ14.87%（正規）、13.65%（非正規）となっている。正規雇用者および非正規雇用者の割合は、教育訓練を受けたグループの方が教育訓練を受けなかったグループより高い。(2) 教育訓練を受けたグループは、引退者の割合が33.01%である。一方、教育訓練を受けなかったグループは、引退者の割合が51.55%となっている。引退者の割合は、教育訓練を受けなかったグループの方が高くなることが見て取れる。

第4-3-5図 年齢階層別・教育訓練有無別にみた高齢者の就業率

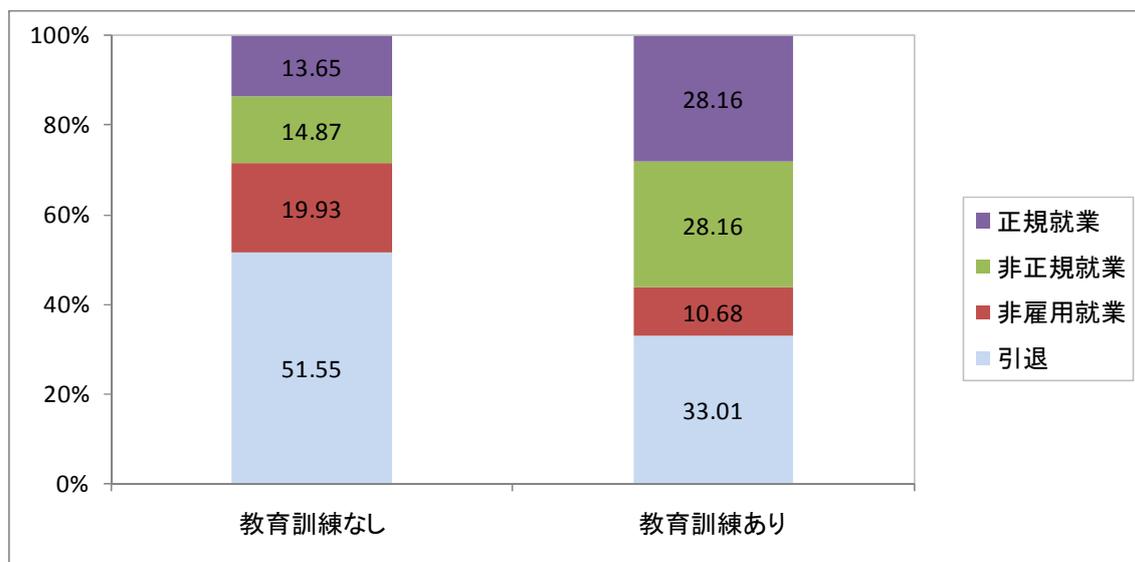


出所：JILPT2009「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。

注：1) 55歳以後の教育訓練の有無に関するデータを用いた集計。

2) 年齢を60～69歳に限定した集計。

第 4-3-6 図 教育訓練有無別にみた高齢者の就業形態の分布



出所：JILPT2009「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。

注：1) 55歳以後の教育訓練の有無に関するデータを用いた集計。

2) 年齢を60～69歳に限定した集計。

上記のクロス集計の結果により、以下のことが示された。第一に、学歴が高く、55歳時点に勤める企業の規模が大きくなるほど、また55歳時点で高い人的資本が必要である職種について労働者ほど、55歳以後に教育訓練を受ける者の割合が高くなる。第二に、給与所得の対数値の平均値は、教育訓練を受けたグループが教育訓練を受けなかったグループよりやや高くなる。第三に、全体的にみると、60歳代において就業率は55歳以後に教育訓練を受けたグループのほうが高くなる傾向にある。正規雇用者および非正規雇用者の割合は、教育訓練を受けたグループの方が教育訓練を受けなかったグループより高い一方、引退者の割合は、教育訓練を受けなかったグループの方が高くなる。しかし、これらは、他の要因をコントロールしていない場合のクロス集計の結果であるため、厳密に言えば、上記の3つの課題に関する実証分析となっておらず、教育訓練、学歴、職種などの人的資本を含む各要因がどの程度高齢者の給与所得および労働供給に影響を与えるかは必ずしも明確ではない。以下では、計量分析を行い、これらの問題を解明し、教育訓練の影響を数量的に明らかにする。

#### 第4節 計量分析の枠組み

本節では、計量分析で用いた推定モデル、データ、各変数の設定について説明する。

##### 1. 推定モデル

分析手順としては、第一に、プロビットモデルを用いて教育訓練を受ける確率に関する分析を行い、課題1を検討する。第二に、ヘックマンの二段階推定法を用いて高齢者の所得関

数を推定し、教育訓練が給与所得に与える影響を明らかにした上で、課題2を検討する。第三に、プロビットモデルおよび多項ロジットを用いて高齢者の就業決定および就業形態の選択に関する分析を行い、教育訓練がどの程度高齢者の労働供給に影響を与えるかについて検討する。以下では各推定式を定式化する。

第一に、教育訓練を受ける確率に関するプロビットモデルについて説明する。

$$\Pr(P_{tra i} = 1) = \Pr(\beta_{tra} X_{tra i})$$

$$L = \prod_{p_i=1} [\Phi(\beta_{tra} X_{tra i})] * \prod_{p_i=0} [1 - \Phi(\beta_{tra} X_{tra i})] \quad (1)$$

$X_{tra}$  : 年齢ダミー、学歴ダミー、55歳当時の職種ダミー、55歳当時の正規就業ダミー、55歳当時の企業規模ダミー、男性ダミー

(1) 式において、 $i$ は労働者個人、 $\Pr(P_{tra i} = 1)$ は教育訓練を受ける確率を示す。 $X_{tra}$ は教育訓練を受けることに影響を与える各要因であり、 $\beta$ はそれらの推定係数である。

第二に、所得関数を説明する。OLSによる所得関数は(2)式で示す。(2)式を用いた分析結果において、Heckman(1979)によれば、市場賃金率を $W$ として、留保賃金 $W_r$ (reservation wage)の概念を利用すれば、「 $W > W_r$ 」の場合、就業を選択し、一方「 $W < W_r$ 」の場合、非就業を選択することになることが説明されている。労働者主体の直面する市場賃金 $W$ と留保賃金 $W_r$ が異なるため、母集団から標本として発生する市場賃金率 $W$ の観測値は、「 $W > W_r$ 」の場合しか観測できず、その結果、 $W$ の観測値の平均値が $W$ の母集団平均値に対して系統的な偏りを持つ可能性が存在すると考えられる。この問題に対処するため、ヘックマンの二段階推定法(Heckman's two-step estimator)が開発された。ヘックマンの二段階推定法の推定式は(3.1)式、(3.2)式の通りである。本章では、(3.1)式、(3.2)式を用いてサンプル・セレクション・バイアスを修正した所得関数を推定する。

[所得関数 (OLS) ]

$$\ln income_i = \alpha + \beta_{income} X_{income i} + u_i \quad (2)$$

[所得関数 (ヘックマンの二段階推定法) ]:

[第一段階の推定]: 就業選択関数

$$\Pr(P_{work i} = 1) = \Pr(\beta_{work} X_{work i}) \quad (3.1)$$

[第二段階の推定]: 所得関数

$$\ln income_i = a + \beta_{income} X_{income i} + \beta_{\lambda} \lambda_i + u_i \quad (3.2)$$

[第一段階の推定]：就業選択関数

$X_{work}$ ：教育訓練ありダミー（予測値）、年齢ダミー、学歴ダミー、非給与所得、厚生年金受給資格ありダミー、定年経験ありダミー、同居家族人数、貯蓄、配偶者状況ダミー、男性ダミー、健康ダミー、子供の状況ダミー、都道府県別有効求人倍率、地域プログダミー

[第二段階の推定]：所得関数

$X_{wage}$ ：教育訓練ありダミー、年齢ダミー、学歴ダミー、男性ダミー、健康ダミー、職種ダミー、職種変更ダミー、企業規模ダミー、都道府県別有効求人倍率、地域プログダミー

(3.1) 式、(3.2) 式では、添字  $i$  は労働者個人、 $\Pr(P_{worki} = 1)$  は就業を選択する確率、 $X_{work}$  は就業の選択に影響を与える各要因であり、 $\beta_{work}$  はそれらの推定係数である。また、 $\ln income$  は給与所得の対数值、 $X_{income}$  は給与所得に影響を与える各要因であり、 $\beta_{wage}$  はそれらの推定係数である。 $\lambda$  は  $\Pr(P_{worki} = 1)$  のプロビット分析から算出した修正項（逆ミルス比）、 $\beta_\lambda$  は修正項の推定係数を示す。教育訓練ありダミーの推定値が正の値となれば、教育訓練を受けたことは高齢者の給与所得を高める効果を持つことを意味する。その推定値が正の値となることを期待している。

また、(3.1) 式で、55 歳以後の教育訓練を受けたダミーをそのまま用いると、教育訓練と労働供給における同時決定の問題が存在するため、推定結果にバイアスが生じる可能性がある。この問題に対応するため、本章では、(1) 式で計測した教育訓練を受けた確率の予測値を用いている。

第三に、高齢者の労働供給関数については、(4) 式は就業の確率に関するプロビット分析の推定式、(5) 式は就業形態を選択する確率に関する多項ロジット分析の推定式をそれぞれ示す。

$$\Pr(P_{worki} = 1) = \Pr(\beta_{work} X_{worki})$$

$$L = \prod_{p_i=1} [\Phi(\beta_{work} X_{worki})]^* \prod_{p_i=0} [1 - \Phi(\beta_{work} X_{worki})] \quad (4)$$

$$\Pr(I_{si}^* = s) = \frac{\exp(\sum_{j=0}^p \beta_s X_{si})}{\sum_{n=1}^m \exp(\sum_{j=0}^p \beta_n X_{ni})} \quad (n = 1, 2, \dots, m, j \neq s) \quad (5)$$

$X_{work}$ 、 $X_n$ ：教育訓練ありダミー（予測値）、年齢ダミー、学歴ダミー、厚生年金受給資格ありダミー、定年経験ありダミー、非給与所得、同居家族人数、貯蓄、配偶者状況

ダミー、男性ダミー、健康ダミー、子供の状況ダミー、都道府県別有効求人倍率、地域ブロッグダミー

ここで、 $i$ は労働者個人、 $\Pr(P_{worki} = 1)$ は就業の確率、 $\Pr(I_{si}^* = s)$ は各就業形態の選択肢集合からある就業形態 $s$ を選択する確率を示す。 $X_{work}$ 、 $X_n$ は就業の選択、就業形態の選択に影響を与える各要因であり、 $\beta_{work}$ 、 $\beta_n$ はそれらの推定係数である。 $X_{work}$ 、 $X_n$ における教育訓練ありダミーの推定値が有意的に正の値となれば、教育訓練が高齢者の労働供給を促進する効果を持つことを意味する。その推定値が正の値となることを期待している。教育訓練と労働供給における同時決定の問題に対応するため、分析では、(1)式で計測した教育訓練を受ける確率の予測値を用いている。

## 2. データおよび変数設定の説明

本章では前述した（独立行政法人）労働政策研究・研修機構の JILPT2009「高年齢者の雇用・就業実態に関する調査」の個票データを用いる。この調査は2009年8月に（独立行政法人）労働政策研究・研修機構が企画し、中央調査社が実施した高齢者に対する全国範囲の大規模な調査である。この調査は国勢調査の住民基本台帳から調査対象を無作為抽出したものである。JILPT2009「高年齢者の雇用・就業実態に関する調査」では、55歳以後の教育訓練に関する情報、給与所得、個人属性、家族構成などに関する多くの質問項目を設けており、教育訓練が高齢者の就業および給与所得に与える影響に関する分析が可能である。以下では、実証分析で用いた変数の設定を説明する。

まず、各分析での被説明変数は、以下のように設定している。

第一に、教育訓練を受ける確率に関する分析では、2種類の被説明変数を設定した<sup>4</sup>。(1)質問項目「55歳以後の最初の定年・退職の前に何か準備していましたか」に基づいて、「継続雇用のために勤め先の訓練や研修を受けていた場合、再就職のために勤め先の訓練や研修を受けていた場合、各種教育訓練機関を利用して自己啓発をしていた場合=1、その他=0」のように「55歳以後の教育訓練」という被説明変数として設定している<sup>5</sup>。(2)「この1年間に、仕事に関連する知識を新たに習得するために、何らかの教育訓練（テキスト購入、通信教育、セミナー参加、専門学校への通学など）を受けましたか」の質問項目に基づいて、「調査年の教育訓練ダミー（受けたことがあり=1、受けたことがない=0）のように「調査年の教育訓練」という被説明変数を設定している<sup>6</sup>。教育訓練を受ける確率に関する分析では、こ

<sup>4</sup> 以下では、「55歳以後の教育訓練ダミー」と呼ぶ。

<sup>5</sup> 企業教育訓練と自己啓発において、実施者が異なるため、両者が高齢者の労働供給および給与所得に与える影響が異なると考えられる。企業教育訓練と自己啓発に分けて分析することが望ましいが、計量分析が必要であるサンプルを確保するため、本章の分析では企業教育訓練と自己啓発のいずれかを行ったことを「教育訓練を受けたこと」とする。

<sup>6</sup> 教育訓練を受ける確率に関するプロビット分析で、55歳以後に教育訓練を受けたことと調査年に教育訓練を受けたことの2種類に分けてそれぞれの分析を行う。同時決定の問題を考慮したうえで、労働供給関数と所得関

のような2種類の被説明変数を用いてそれぞれの分析を行う。

第二に、労働供給に関する分析では、(1) 就業の確率に関するプロビット分析で、「就業=1、引退=0」のように説明変数を設定している。(2) 就業形態の選択に関する分析で、就業形態のカテゴリ変数を被説明変数として用いる。就業形態のカテゴリ変数を引退者、正規雇用者、非正規雇用者、非雇用就業者の4種類に分けて設定している。具体的には、i. 普通勤務（フルタイム勤務）の雇用者を、正規雇用者とする。ii. 雇用者の内に普通勤務より1日当たりの労働時間が短いこと、普通勤務より1週間当たりの勤務日数が少ないこと、普通勤務より1日当たりの労働時間が短く、かつ1週間当たりの勤務日数も少ないこと、勤務日と時間帯を弾力的に設定できるフレックス勤務、在宅勤務およびその他の場合を、非正規雇用者とする。iii. 雇用者以外の就業者（例えば、自営業者など）を、非雇用就業者とする。iv. 就業しない者を、引退者とする。

第三に、所得関数では、時間当たり給与所得の対数を被説明変数として用いている。時間当たり給与所得は、月給与所得を月労働時間で除したものである。給与所得は賃金と賞与の合計値である。

次に、各説明変数の定義およびその設定方法について説明する（第4-4-1表を参照）。

第一に、人的資本の要因については、以下のような変数を設定している。

- (1) 教育訓練ダミーについては、質問項目「55歳以後の最初の定年・退職の前に何か準備していましたか」に基づいて、「継続雇用のために勤め先の訓練や研修を受けていた場合、再就職のために勤め先の訓練や研修を受けていた場合、各種教育訓練機関を利用して自己啓発をしていた場合=1、その他=0」のように55歳以後の教育訓練ダミーを設定している。
- (2) 学歴ダミー（中学卒、高校卒、短大・高専卒、大学・大学院卒）を一般的人的資本として設定している。
- (3) 職業キャリアについて説明する。i. 職種については、「調査年の職種ダミー」と「55歳当時の職種ダミー」の2種類の変数を設定している。両者はすべて専門・技術職、管理職、事務職、販売職、サービス職、保安・運輸・通信職、その他の職種の7種類に分けてそれぞれのダミー変数を設定している。ii. 職種変更により、人的資本が損失するため、賃金が低くなると考えられる。その影響をコントロールするため、「調査年の職種と55歳当時の職種が異なる場合=1、調査年の職種と55歳当時の職種が同じの場合=0」のように職種変更ダミーを設定している。
- (4) ミンサー型の賃金関数では、年齢（あるいは経験年数）も人的資本要因として用いている。本章では、給与所得に関する人的資本の効果（あるいは年功賃金の効果）および労働供給の加齢効果の両方を考察するため、60歳から69歳までの1歳刻みの年齢ダミ

---

数を推定する際に、55歳以後に教育訓練を受けたダミーを用いている。

一を設定している。

第二に、留保賃金に関する各要因については、非給与所得、厚生年金受給資格ありダミー<sup>7</sup>、同居家族の人数、配偶者の状況ダミー（無配偶者、有配偶者・正規、有配偶者・非正規、有配偶者・無業<sup>8</sup>）、子供の状況ダミー<sup>9</sup>（子供なし、子供あり・自立、子供あり・1～4年間援助、子供あり・5年以上援助）のそれぞれの変数を設定している。

第三に、個人属性の要因に関する各変数は以下の通りである。（1）性別の差異をコントロールするため、男性ダミーを設定している。（2）健康要因については、健康に対する主観判断に基づいて「フルタイムで働くことが可能である」、「職場・勤務の条件によっては就業可能である」、「働くことはできない」の3種類に分けてダミー変数を設定している。

第四に、定年制度の要因については、定年を経験したことが高齢者の労働供給に影響を与えると考えられる。定年制度の影響を統御するため、「定年を経験した場合=1、定年を経験しなかった場合=0」のように定年経験ありダミーを設定している。

第五に、その他の要因も説明変数として設定している。（1）企業規模については、調査年の企業規模を4人以下、5～99人、100～999人、1000人以上の4種類に分けてダミー変数を設定している。55歳当時の企業規模ダミーを99人以下、99～1000人、1000人以上、官公庁の4種類に分けてダミー変数を設定している。（2）マクロ経済の影響を統御するため、調査年の都道府県別有効求人倍率、地域を9つの地域ブロック<sup>10</sup>に分けてそれぞれの地域ダミー変数を設定している。

上記の各被説明変数および説明変数の記述統計量を第4-4-2表でまとめている。記述統計量によると、以下のことがわかる。

第一に、55歳以後の教育訓練を受けた者の割合は8.5%、調査年に教育訓練を受けた者の割合が4.9%と僅かであり、高齢期に教育訓練を受けた労働者の割合が低いことが見て取れる。

第二に、55歳当時に雇用者で、しかも調査年（2009年）に60～69歳の高齢者であるグループにおいて、高卒者の割合が48.8%で最も高く、大学・大学院卒の者の割合が15.4%で最

<sup>7</sup> 高齢者の場合、年金が非勤労所得の一部になると考えられるが、年金取得と就業決定における同時決定の問題が存在することを考慮し、本章では厚生年金受給資格ありダミーを設定している。厚生年金受給資格ありダミーを用いた高齢者の労働供給に関する実証研究については、清家（1993）、清家・山田（1996）を参照されたい。

<sup>8</sup> 配偶者の状況ダミーについては、調査票に基づいて、無配偶者（配偶者がいない=1、配偶者がいる=0）、有配偶者・正規（配偶者があり、かつ配偶者が正規雇用者である場合=1、その他=0）、有配偶者・非正規（配偶者があり、かつ配偶者が非正規雇用者である場合=1、その他=0）、有配偶者・無業（配偶者があり、かつ配偶者が無業者である場合=1、その他=0）のようにそれぞれのダミー変数を設定している。

<sup>9</sup> 子供状況は、子供なし（子供がいない場合=1、子供がいる場合=0）、子供あり・自立（子供がいるが、子供が既に経済的に自立している場合=1、その他=0）、子供あり・1～4年援助（子供が経済的援助を必要としなくなるには1～4年程度かかると思う場合=1、その他=0）、子供あり・5年以上援助（子供が経済的援助を必要としなくなるには5年以上程度かかると思う場合=1、その他=0）、の4種に分けてそれぞれのダミー変数を設定している。

<sup>10</sup> 地域ダミーについては、総務省『労働力調査』の地域分類基準に従って、地域ブロックを北海道、東北、南関東、北関東・甲信、北陸、東海、近畿、中国・四国、九州・沖縄の9つとしてそれぞれのダミー変数を設定している。

も低い。

第三に、55歳当時の職種および調査年の職種において、いずれも専門・技術職、生産工程・労務職の割合が他の職種より高い。

第四に、職種を変更した者（55歳時点と調査年とで職種が異なる者）の割合が74.9%で高い。高齢期の労働者において職種を変更した経験を持つ者が多い。

第五に、健康状況の分布については、「フルで働くことが可能」と回答した者の割合が33.9%、「条件により働くことが可能」と回答した者の割合が50.3%である。両者の合計値は84.2%となっている。60～69歳の高齢者において、なんらかの形で就業できる者の割合が約8割で高い。

第六に、調査年に就業している60～69歳の高齢者において、「5～99人」企業で勤める者の割合が45.7%で最も高い。一方、「4人以下」、「1000人以上」の企業で勤める者の割合がそれぞれ12.0%、16.9%で低い。企業規模の分布の割合は、小企業、大企業が低い一方、中企業が高い。

第七に、配偶者の状況については、60～69歳の高齢者において、配偶者があり、しかも配偶者が無業者である世帯の割合が54.4%で最も高い。一方、配偶者があり、しかも配偶者が正規雇用者である世帯の割合が5.8%で最も低い。無配偶者世帯の割合が22.2%であり、また配偶者があり、しかも配偶者が非正規雇用者である世帯の割合が17.6%となっている。60～69歳の高齢者において、共に退職した世帯が最も多いことが見て取れる。

第八に、子供の状況については、子供あり、しかも子供が自立している世帯の割合が67.1%で最も高い。60～69歳代の高齢者において子育ての段階が終わった世帯が多いことがわかる。

第九に、定年を経験した者の割合が51.0%で約半数である。定年制度の影響を受けている高齢者の割合が多いことがうかがえる。

第4-4-1表 説明変数の設定

変数の種類	変数名	変数の設定方法
狭義の人的資本 (市場賃金の 代理変数)	教育訓練を受けたダミー	質問項目「55歳以後の最初の定年・退職の前に何か準備していましたか」に基づいて、「継続雇用のために勤め先の訓練や研修を受けていた場合、再就職のために勤め先の訓練や研修を受けていた場合、各種教育訓練機関を利用して自己啓発をしていた場合=1、その他=0」
	学歴ダミー	中学卒(中学卒=1、その他=0) 高校卒(高校卒=1、その他=0) 短大・高専卒(短大・高専卒=1、その他=0) 大学・大学院卒(大卒・大学院卒=1、その他=0)
広義の人的資本	現在の職種ダミー	専門的・技術職、管理職、事務職、販売職 サービス職、保安・運輸・通信職、 生産工程・労務職、その他の8職種
	55歳当時の職種ダミー	専門的・技術職、管理職、事務職、販売職 サービスの職、保安・運輸・通信職、 生産工程・労務職、その他の8職種
	職種変更ダミー	「調査年の職種と55歳当時の職種が異なる場合=1、 調査年の職種と55歳当時の職種が同じの場合=0」
留保賃金	非給与所得	「7月世帯の収入-7月本人の収入」のように算出
	家計貯蓄	「現在、あなたの世帯には貯蓄がありますか」に基づいて設定
	厚生年金受給資格ありダミー	「厚生年金の受給資格があり=1、ない=0」
	子供の状況ダミー	子供なしダミー(子供がいない=1、子供がいる=0) 子供あり・自立ダミー(子供が既に経済的に自立している=1、その他=0) 子供あり・1~4年援助:(子供が経済的援助を必要としなくなるのは1~4年後=1 その他=0) 子供あり・5年以上援助(子供が経済的援助を必要としなくなるのは5年以上後=1 その他=0)
	配偶者の状況ダミー	無配偶者ダミー(配偶者がいない=1、その他=0) 有配偶・正規ダミー(配偶者があり、配偶者が正規就業者である=1、 その他=0) 有配偶・非正規ダミー(配偶者があり、配偶者が非正規就業者である=1、 その他=0) 有配偶・無業ダミー(配偶者があり、配偶者が無業者である=1、その他=0)
	同居家族人数	「現在あなたと生計を共にしている家族はいるか、何人？」 に基づいて設定
定年制度	定年経験ありダミー	定年を経験した場合=1、定年を経験していなかった場合=0
個人属性	男性ダミー	男性=1、女性=0
	健康ダミー	フルで働くことが可能ダミー(フルタイムで働くことが可能である場合=1、 その他=0) 条件により働くことが可能(職場・勤務の条件によっては就業可能である=1、 その他=0) 働くことが不可能ダミー(働くことはできない場合=1、その他=0)
その他の要因	調査年の企業規模ダミー	4人以下、5~99人、100~999人、1000人以上の4種類
	55歳当時の企業規模ダミー	99人以下、100~999人、1000人以上、官公庁の4種類
	地域ダミー	9つの地域ダミーを設定
	有効求人倍率	47都道府県別の有効求人倍率

注:筆者により作成。

第 4-4-2 表 記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
55歳以後に教育訓練を受けた者の割合	8.5%		0	1
調査年に教育訓練を受けた者の割合	4.9%		0	1
時間当たり給与所得（円）	1473	3765	150	66667
就業形態カテゴリー	2.191		1	4
<b>年齢の構成比（％）</b>				
60歳	12.2%		0	1
61歳	13.3%		0	1
62歳	10.2%		0	1
63歳	8.4%		0	1
64歳	9.6%		0	1
65歳	11.2%		0	1
66歳	8.2%		0	1
67歳	9.3%		0	1
68歳	9.8%		0	1
69歳	7.8%		0	1
<b>学歴の構成比（％）</b>				
中学卒	28.8%		0	1
高校卒	48.3%		0	1
短大・高専卒	7.5%		0	1
大学・大学院卒	15.4%		0	1
<b>55歳当時の職種の構成比（％）</b>				
専門・技術職	22.2%		0	1
管理職	14.5%		0	1
事務職	12.0%		0	1
販売職	12.5%		0	1
サービス職	10.8%		0	1
生産工程・労務職	17.4%		0	1
その他の職種	10.6%		0	1
<b>調査年の職種の構成比（％）</b>				
専門・技術職	20.2%		0	1
管理職	7.5%		0	1
事務職	11.6%		0	1
販売職	9.7%		0	1
サービス職	15.2%		0	1
生産工程・労務職	19.1%		0	1
その他の職種	16.9%		0	1
職種変更あり	74.8%		0	1
男性の割合	63.3%		0	1
<b>健康状況の構成比（％）</b>				
フルで働くことが可能	33.9%		0	1
条件により働くことが可能	50.3%		0	1
働くことが不可能	15.8%		0	1

(続き)

	平均値	標準偏差	最小値	最大値
<b>55歳当時の企業規模の構成比 (%)</b>				
99人以下	45.1%		0	1
100～999人	23.1%		0	1
1000人以上	23.1%		0	1
官公庁	8.7%		0	1
<b>調査年の企業規模の構成比 (%)</b>				
4人以下	12.0%		0	1
5～99人	45.7%		0	1
100～999人	25.4%		0	1
1000人以上	16.9%		0	1
<b>就業形態 (%)</b>				
55歳当時の非正規者の割合	72.3%		0	1
調査年の非正規者の割合	22.6%		0	1
非勤労所得 (万円)	21	14	0	100
厚生年金資格あり	64.6%		0	1
同居家族人数	2	1	0	7
貯蓄 (万円)	823	1236	0	8000
<b>配偶状況の構成比 (%)</b>				
無配偶者	22.2%		0	1
有配偶・正規	5.8%		0	1
有配偶・非正規	17.6%		0	1
有配偶・無業	54.4%		0	1
<b>子供状況の構成比 (%)</b>				
子供なし	11.9%		0	1
子供あり・自立	67.1%		0	1
子供あり・1～4年援助	8.6%		0	1
子供あり・5年以上援助	12.4%		0	1
定年経験あり	51.0%		0	1
有効求人倍率	0.421	0.073	0.280	0.590
<b>地域の構成比 (%)</b>				
北海道	4.4%		0	1
東北	7.8%		0	1
南関東	25.1%		0	1
北関東・甲信	7.9%		0	1
北陸	5.8%		0	1
東海	11.9%		0	1
近畿	17.0%		0	1
中国・四国	9.1%		0	1
九州・沖縄	11.0%		0	1
サンプルサイズ	724			
有業者サンプル	366			
無業者サンプル	358			

出所：JILPT2009「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。

注：調査年の年齢を60～69歳に限定した。

## 第5節 計量分析の結果

### 1. どのような要因が教育訓練を受けることに影響を与えるか

教育訓練を受ける確率に関する分析結果を第4-5-1表で示している。推定1は55歳以後に教育訓練を受ける確率に関する分析結果、推定2は調査年に教育訓練を受ける確率に関する分析結果である。

第4-5-1表 教育訓練を受ける確率に関する分析結果

	推定1 (55歳以後の教育訓練)			推定2 (調査年の教育訓練)		
	推定値	z 値	限界効果	推定値	z 値	限界効果
年齢 (60歳)						
61歳	-0.111	-0.56	-0.013	0.270	1.17	0.035
62歳	-0.144	-0.71	-0.016	0.262	1.10	0.034
63歳	-0.356	-1.41	-0.034	0.086	0.31	0.010
64歳	-0.040	-0.18	-0.005	0.369	1.47	0.053
65歳	0.001	0.01	1.339E-04	0.074	0.26	0.009
66歳	-0.426 *	-1.68	-0.040	-0.042	-0.13	-0.005
67歳	-0.071	-0.33	-0.008	0.136	0.49	0.017
68歳	-0.244	-1.10	-0.026	-0.089	-0.25	-0.009
69歳	0.119	0.54	0.016	0.112	0.34	0.014
学歴 (高校卒)						
中学卒	-0.400 ***	-2.70	-0.043	-0.325 *	-1.80	-0.033
短大・高専卒	-0.022	-0.12	-0.003	0.334 *	1.83	0.046
大学・大学院卒	-0.199	-1.28	-0.022	0.380 **	2.00	0.054
男性	0.124	0.86	0.015	-0.266 *	-1.80	-0.031
55歳当時の職種 (事務職)						
専門・技術職	0.087	0.49	0.011	0.416 *	1.91	0.057
管理職	-0.162	-0.78	-0.018	0.455	1.57	0.070
販売職	0.027	0.13	0.003	-0.075	-0.28	-0.008
サービス職	-0.205	-0.96	-0.022	-0.253	-1.00	-0.025
生産工程・労務職	-0.247	-1.11	-0.027	-0.460	-1.50	-0.040
その他の職種	-0.018	-0.08	-0.002	0.080	0.32	0.009
就業形態 (非正規)						
正規就業	0.106	0.71	0.012	-0.205	-1.31	-0.022
55歳当時の企業規模 (100~999人)						
99人以下	-0.201	-1.46	-0.024	-0.085	-0.52	-0.010
1000人以上	0.357 **	2.54	0.051	-0.204	-0.87	-0.020
官公庁	-0.054	-0.25	-0.006	—	—	—
定数項	-1.319 ***	-5.98		-1.408 ***	-4.74	
サンプルサイズ	724			724		
対数尤度	-355.684			-239.606		
擬似決定係数	0.072			0.101		

出所：JILPT2009「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。

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

2) 推定1：55歳当時の企業雇用者、しかも調査時点に60~69歳の労働者に限定。

推定2：調査時点に60~69歳の労働者に限定。

第一に、教育水準の影響については、推定 1 では、高卒者に比べ、中卒者の場合、教育訓練を受ける確率が 4.3%低くなる。推定 2 では、高卒者に比べ、中卒者の場合、教育訓練を受ける確率が 3.3%低くなる。一方、短大・高専卒の者、大学・大学院卒の者において教育訓練を受ける確率がそれぞれ 4.6%（短大・高専卒）、5.4%（大学・大学院卒）高くなる。推定 1、推定 2 の分析結果において、「労働者が持つ一般的人的資本が高くなるほど、55 歳以後に教育訓練を受ける確率が高くなる」という傾向が見られ、課題 1 が確認された。

ただ、ここで推定 1 において統計的に有意ではないが、短大・高専卒ダミー、大学・大学院卒ダミーの推定値のいずれは、マイナスとなっていることに留意しておく。調査年に教育訓練を受ける可能性における学歴間の差異がより大きくなる傾向にあらう。

第二に、職種の影響については、推定 2 の分析結果において、事務職に比べ、専門・技術職者の場合、調査年に教育訓練を受ける可能性が 5.7%高くなる。

以上の分析結果により、55 歳以後の教育訓練を受ける確率は、一般的人的資本が多い者（短大・高専卒者、大学・大学院卒者、専門・技術職者）の方が、一般的人的資本が少ない者（高校卒者、事務職者）より高くなることが確認された。職業キャリアの初期に一般的人的資本が多い労働者において、中高年期に人的資本への再投資が多くなることがうかがえる。職業キャリアの初期に一般的人的資本が異なることにより、長期的職業キャリアの形成を経て人的資本への再投資が異なるため、高齢期に労働者が持つ人的資本の格差がさらに大きくなる可能性が存在する。

## 2. 教育訓練は高齢者の給与所得を高めるか

ヘックマンの二段階推定法を用いた所得関数の分析結果を第 4-5-2 表（推定 1）、第 4-5-3 表（推定 2）、第 4-5-4 表（推定 3）で示している。人的資本要因に関する分析結果を第 4-5-5 表でまとめている。これらの分析結果により、以下のことが示された。

第一に、教育訓練の影響について検討する。学歴をコントロールしていない場合（推定 1）、その推定値は 0.209 でその有意水準が 1%である。学歴をコントロールしている場合（推定 3）、その推定値は 0.219 でその有意水準が 1%である。これらの分析結果により、「他の条件が一定であれば、給与所得は 55 歳以後に教育訓練を受けたグループの方が教育訓練を受けなかったグループより高くなる」という課題 2 が確認された。

第二に、学歴の影響については、他の条件が一定であれば、教育訓練をコントロールしていない場合（推定 2）、高卒者に比べ、大学・大学院卒の者の給与所得が 19.1%高くなる。教育訓練をコントロールしている場合（推定 3）、大学・大学院卒の者の給与所得が高卒者より 20.0%高くなる。一般的人的資本が多くなるほど高齢者の給与所得が高くなることが示された。これらの分析結果は人的資本理論と整合的である。

第4-5-2表 高齢者の所得関数の推定結果（推定1）

	所得関数		就業選択関数	
	推定値	z 値	推定値	z 値
55歳以後の教育訓練あり（予測値）	0.209 **	2.04	0.062	0.27
年齢（60歳）				
61歳	0.024	0.23	-0.047	-0.21
62歳	-0.043	-0.39	-0.302	-1.29
63歳	-0.278 **	-2.52	0.275	1.01
64歳	-0.049	-0.41	-0.156	-0.65
65歳	-0.101	-0.79	0.023	0.09
66歳	-0.077	-0.46	-0.415	-1.44
67歳	-0.102	-0.79	0.125	0.48
68歳	-0.026	-0.18	-0.147	-0.56
69歳	0.012	0.06	-0.526 *	-1.79
学歴（高校卒）				
中学卒			-0.104	-0.58
短大・高専卒			0.388 *	1.83
大学・大学院卒			-0.073	-0.43
職種（事務職）				
専門・技術職	0.201 *	1.77		
管理職	0.410 ***	3.38		
販売職	0.085	0.61		
サービス職	-0.129	-1.04		
生産工程・労務職	-0.207 *	-1.82		
その他の職種	-0.184	-1.53		
職種変更あり	-0.170 **	-2.34		
男性	0.292 ***	4.12	0.011	0.07
健康（フルで働くことが可能）				
条件により働くことが可能	-0.029	-0.37	-0.582 ***	-4.56
働くことが不可能	0.279	1.01	-2.009 ***	-8.35
企業規模（5～99人）				
4人以下	-0.170 *	-1.84		
100～999人	0.069	0.94		
1000人以上	0.082	0.94		
非勤労所得			-0.038 ***	-7.46
厚生年金受給資格あり			0.166	1.33
同居家族の人数			0.105 **	2.25
貯蓄			2.600E-05	0.51
配偶状況（無配偶者）				
有配偶・正規			0.705 **	2.38
有配偶・非正規			0.288	1.32
有配偶・無業			-0.031	-0.18
子供の状況（子供なし）				
子供あり・自立			0.251	1.22
子供あり・1～4年援助			0.413	1.53
子供あり・5年以上援助			0.417 *	1.70
定年経験あり			-0.311 ***	-2.59
有効求人倍率	-0.021	-0.04	0.689	0.66
地域（南関東）				
北海道	-0.407 **	-2.34	-0.349	-1.12
東北	-0.455 ***	-3.01	-0.354	-1.37
北関東・甲信	-0.328 ***	-2.66	0.062	0.26
北陸	-0.190	-1.42	0.184	0.72
東海	-0.174 *	-1.73	0.443 **	2.11
近畿	-0.071	-0.76	-0.049	-0.28
中国・四国	-0.098	-0.75	-0.118	-0.49
九州・沖縄	-0.285 **	-2.49	-0.100	-0.48
定数項	7.139 ***	23.76	0.761	1.19
逆ミルズ比	0.010	0.08		
サンプルサイズ	724			
センサリングサイズ	366			
非センサリングサイズ	358			

出所：JILPT2009「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。

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

2）60～69歳の労働者に限定した分析。

3）ヘックマンの二段階推定法を用いた分析。

第4-5-3表 高齢者の所得関数の推定結果（推定2）

	所得関数		就業選択関数	
	推定値	z 値	推定値	z 値
55歳以後の教育訓練あり（予測値）	-	-	0.062	0.27
年齢（60歳）				
61歳	-0.010	-0.10	-0.047	-0.21
62歳	-0.043	-0.39	-0.302	-1.29
63歳	-0.278 **	-2.51	0.275	1.01
64歳	-0.069	-0.57	-0.156	-0.65
65歳	-0.080	-0.63	0.023	0.09
66歳	-0.063	-0.37	-0.415	-1.44
67歳	-0.106	-0.82	0.125	0.48
68歳	-0.024	-0.17	-0.147	-0.56
69歳	0.010	0.05	-0.526 *	-1.79
学歴（高校卒）				
中学卒	0.049	0.65	-0.104	-0.58
短大・高専卒	0.125	1.17	0.388 *	1.83
大学・大学院卒	0.191 **	2.11	-0.073	-0.43
職種（事務職）				
専門・技術職	0.208 *	1.80		
管理職	0.401 ***	3.29		
販売職	0.113	0.81		
サービス職	-0.133	-1.06		
生産工程・労務職	-0.185	-1.57		
その他の職種	-0.156	-1.26		
職種変更あり	-0.156 **	-2.14		
男性	0.279 ***	3.89	0.011	0.07
健康（フルで働くことが可能）				
条件により働くことが可能	-0.032	-0.40	-0.582 ***	-4.56
働くことが不可能	0.290	1.04	-2.009 ***	-8.35
4人以下	-0.206 **	-2.20		
100～999人	0.063	0.86		
1000人以上	0.102	1.18		
非勤労所得			-0.038 ***	-7.46
厚生年金受給資格あり			0.166	1.33
同居家族の人数			0.105 **	2.25
貯蓄			2.600E-05	0.51
配偶状況（無配偶者）				
有配偶・正規			0.705 **	2.38
有配偶・非正規			0.288	1.32
有配偶・無業			-0.031	-0.18
子供の状況（子供なし）				
子供あり・自立			0.251	1.22
子供あり・1～4年援助			0.413	1.53
子供あり・5年以上援助			0.417 *	1.70
企業規模（5～99人）				
定年経験あり			-0.311 ***	-2.59
有効求人倍率	-0.083	-0.14	0.689	0.66
地域（南関東）				
北海道	-0.347 **	-2.00	-0.349	-1.12
東北	-0.427 ***	-2.82	-0.354	-1.37
北関東・甲信	-0.295 **	-2.34	0.062	0.26
北陸	-0.187	-1.40	0.184	0.72
東海	-0.142	-1.39	0.443 **	2.11
近畿	-0.059	-0.63	-0.049	-0.28
中国・四国	-0.075	-0.57	-0.118	-0.49
九州・沖縄	-0.255 **	-2.22	-0.100	-0.48
定数項	7.126 ***	23.71	0.761	1.19
逆ミルズ比	-0.016	-0.13		
サンプルサイズ	724			
センサリングサイズ	366			
非センサリングサイズ	358			

出所：JILPT2009「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。

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

2) 60～69歳の労働者に限定した分析。

3) ヘックマンの二段階推定法を用いた分析。

第4-5-4表 高齢者の所得関数の推定結果（推定3）

	所得関数		就業選択関数	
	推定値	z 値	推定値	z 値
55歳以後の教育訓練あり（予測値）	0.219 **	2.15	0.062	0.27
年齢（60歳）				
61歳	0.003	0.03	-0.047	-0.21
62歳	-0.042	-0.38	-0.302	-1.29
63歳	-0.263 **	-2.38	0.275	1.01
64歳	-0.059	-0.49	-0.156	-0.65
65歳	-0.088	-0.69	0.023	0.09
66歳	-0.042	-0.25	-0.415	-1.44
67歳	-0.097	-0.75	0.125	0.48
68歳	-0.023	-0.16	-0.147	-0.56
69歳	0.005	0.02	-0.526 *	-1.79
学歴（高校卒）				
中学卒	0.061	0.82	-0.104	-0.58
短大・高専卒	0.123	1.15	0.388 *	1.83
大学・大学院卒	0.200 **	2.22	-0.073	-0.43
職種（事務職）				
専門・技術職	0.189 *	1.64		
管理職	0.392 ***	3.24		
販売職	0.112	0.81		
サービス職	-0.134	-1.07		
生産工程・労務職	-0.184	-1.58		
その他の職種	-0.159	-1.29		
職種変更あり	-0.163 **	-2.24		
男性	0.281 ***	3.93	0.011	0.07
健康（フルで働くことが可能）				
条件により働くことが可能	-0.024	-0.30	-0.582 ***	-4.56
働くことが不可能	0.302	1.09	-2.009 ***	-8.35
企業規模（5～99人）				
4人以下	-0.206 **	-2.21		
100～999人	0.066	0.90		
1000人以上	0.080	0.92		
非勤労所得			-0.038 ***	-7.46
厚生年金受給資格あり			0.166	1.33
同居家族の人数			0.105 **	2.25
貯蓄			2.600E-05	0.51
配偶状況（無配偶者）				
有配偶・正規			0.705 **	2.38
有配偶・非正規			0.288	1.32
有配偶・無業			-0.031	-0.18
子供の状況（子供なし）				
子供あり・自立			0.251	1.22
子供あり・1～4年援助			0.413	1.53
子供あり・5年以上援助			0.417 *	1.70
定年経験あり			-0.311 ***	-2.59
有効求人倍率	-0.106	-0.18	0.689	0.66
地域（南関東）				
北海道	-0.386 **	-2.22	-0.349	-1.12
東北	-0.429 ***	-2.85	-0.354	-1.37
北関東・甲信	-0.303 **	-2.42	0.062	0.26
北陸	-0.195	-1.47	0.184	0.72
東海	-0.147	-1.44	0.443 **	2.11
近畿	-0.060	-0.64	-0.049	-0.28
中国・四国	-0.077	-0.59	-0.118	-0.49
九州・沖縄	-0.264 **	-2.31	-0.100	-0.48
定数項	7.110 ***	23.80	0.761	1.19
逆ミルズ比	-0.004	-0.03		
サンプルサイズ	724			
センサリングサイズ	366			
非センサリングサイズ	358			

出所：JILPT2009「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。

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

2) 60～69歳の労働者に限定した分析。

3) ヘックマンの二段階推定法を用いた分析。

第4-5-5表 推定1、推定2、推定3のまとめ

人的資本要因	推定1		推定2		推定3	
	推定値	z 値	推定値	z 値	推定値	z 値
<b>55歳以後の教育訓練あり</b>	0.209 **	2.04	-	-	0.219 **	2.15
<b>学歴（高校卒）</b>						
中学卒	-	-	0.049	0.65	0.061	0.82
短大・高専卒	-	-	0.125	1.17	0.123	1.15
大学・大学院卒	-	-	0.191 **	2.11	0.200 **	2.22
<b>職種（事務職）</b>						
専門・技術職	0.201 *	1.77	0.208 *	1.80	0.189 *	1.64
管理職	0.410 ***	3.38	0.401 ***	3.29	0.392 ***	3.24
販売職	0.085	0.61	0.113	0.81	0.112	0.81
サービス職	-0.129	-1.04	-0.133	-1.06	-0.134	-1.07
生産工程・労務職	-0.207 *	-1.82	-0.185	-1.57	-0.184	-1.58
その他の職種	-0.184	-1.53	-0.156	-1.26	-0.159	-1.29
<b>職種変更あり</b>	-0.170 **	-2.34	-0.156 **	-2.14	-0.163 **	-2.24

出所：JILPT2009「高年齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。

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

2) 60～69歳の労働者に限定した分析。

3) ヘックマンの二段階推定法を用いた分析。

4) 所得関数の推定で、年齢ダミー、男性ダミー、健康ダミー、企業規模ダミー、有効求人倍率、地域ダミーを推定したが、掲載で省略している。

第三に、職種の影響については、(1) 推定1、推定2、推定3のいずれにおいても、給与所得は、専門・技術職、管理職の方が事務職より高い傾向にある。60歳代の高齢者において、人的資本のレベルが相対的に高い職種についての労働者の給与所得が高くなる。職種に関する分析結果は、清家（1993）、清家・山田（1996、2006）、清家・馬（2008）に類似している。

(2) 推定1、推定2、推定3の職種変更ダミーの推定値は、それぞれ-0.170（推定1）、-0.156（推定2）、-0.160（推定3）となっており、これらの推定値の有意水準がすべて1%である。他の条件が一定であれば、55歳以後職種変更をしなかった者に比べ、職種変更をした者は、高齢期（60歳代）の給与所得が15.6～17.0%低くなることが示された。職種が広義の人的資本の一種であり、職種変更によって労働者の人的資本が損失するため、高齢期の給与所得が低くなると考えられる。職種変更に関する分析結果は、清家・山田（1996）に似通った結論が得られた<sup>11</sup>。

### 3. 教育訓練は高齢者の労働供給を促進するか

55歳以後に教育訓練を受けたことが高齢者の労働供給に与える影響については、2つの分析を行った。高齢者の就業決定に関する分析結果を第4-5-6表で示しており、高齢者の就業形態の選択に関する分析結果を第4-5-7表で示している。これらの分析結果により、以下のことが示された。

<sup>11</sup> 清家・山田（1996）は、職種を変更した場合に比べ、55歳時と同じ職種の場合、60～64歳、65～69歳の高齢者の賃金率はそれぞれ26.0%、41.0%高くなることを示している。両者の実証分析では用いる説明変数が異なるため、厳密的な比較ができないが、職種変更に関する分析結果の傾向が類似するといえる。

第4-5-6表 就業の確率に関する分析結果

	推定値	z 値	限界効果
55歳以後の教育訓練あり (予測値)	0.062	0.27	0.026
年齢 (60歳)			
61歳	-0.047	-0.21	-0.033
62歳	-0.302	-1.29	-0.130
63歳	0.275	1.01	0.100
64歳	-0.156	-0.65	-0.051
65歳	0.023	0.09	0.011
66歳	-0.415	-1.44	-0.124
67歳	0.125	0.48	0.046
68歳	-0.147	-0.56	-0.064
69歳	-0.526 *	-1.79	-0.219
学歴 (高校卒)			
中学卒	-0.104	-0.58	-0.031
短大・高専卒	0.388 *	1.83	0.144
大学・大学院卒	-0.073	-0.43	-0.010
男性	0.011	0.07	0.002
健康 (フルで働くことが可能)			
条件により働くことが可能	-0.582 ***	-4.56	-0.224
働くことが不可能	-2.009 ***	-8.35	-0.544
非勤労所得	-0.038 ***	-7.46	-0.015
厚生年金受給資格あり	0.166	1.33	0.058
同居家族の人数	0.105 **	2.25	0.035
貯蓄	2.600E-05	0.51	0.000
配偶状況 (無配偶者)			
有配偶・正規	0.705 **	2.38	0.278
有配偶・非正規	0.288	1.32	0.139
有配偶・無業	-0.031	-0.18	-0.012
子供の状況 (子供なし)			
子供あり・自立	0.251	1.22	0.111
子供あり・1~4年援助	0.413	1.53	0.195
子供あり・5年以上援助	0.417 *	1.70	0.169
定年経験あり	-0.311 ***	-2.59	-0.111
有効求人倍率	0.689	0.66	0.218
地域 (南関東)			
北海道	-0.349	-1.12	-0.147
東北	-0.354	-1.37	-0.121
北関東・甲信	0.062	0.26	0.012
北陸	0.184	0.72	0.097
東海	0.443 **	2.11	0.182
近畿	-0.049	-0.28	-0.019
中国・四国	-0.118	-0.49	-0.031
九州・沖縄	-0.100	-0.48	-0.026
定数項	0.761	1.19	
サンプルサイズ	724		
対数尤度	-365.580		
擬似決定係数	0.283		

出所：JILPT2009「高齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。

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

2) 60~69歳の労働者に限定した分析。

3) 構造型プロビット二段階推定法を用いた分析。

第4-5-7表 就業形態の選択関数の分析結果

	正規雇用/無業		非正規雇用/無業		非雇用就業/無業	
	推定値	z 値	推定値	z 値	推定値	z 値
55歳以後の教育訓練あり (予測値)	-0.398	-0.66	0.275	0.58	0.135	0.17
年齢 (60歳)						
61歳	-0.416	-0.79	-0.238	-0.45	0.703	0.80
62歳	-0.942	-1.59	0.072	0.14	-1.633	-0.02
63歳	-0.592	-0.90	0.926 *	1.62	0.867	0.92
64歳	-0.578	-0.99	0.054	0.10	1.002	1.20
65歳	-0.503	-0.76	0.446	0.86	0.975	1.17
66歳	-0.908	-1.27	0.207	0.35	-0.263	-0.25
67歳	-1.561 **	-2.10	0.427	0.78	0.451	0.52
68歳	-1.130	-1.53	-0.143	-0.25	-0.633	-0.61
69歳	-2.422 **	-2.11	-0.438	-0.72	-0.782	-0.73
学歴 (高校卒)						
中学卒	-0.836 *	-1.78	-0.218	-0.60	0.755	1.28
短大・高専卒	0.611	1.06	0.575	1.25	0.840	1.24
大学・大学院卒	-0.413	-0.90	-0.490	-1.27	0.014	0.02
男性	0.632	1.58	-0.388	-1.27	1.028 **	1.96
健康 (フルで働くことが可能)						
条件により働くことが可能	-2.654 ***	-7.80	-0.583 **	-2.08	-0.158	-0.34
働くことが不可能	-5.713 ***	-5.05	-3.804 ***	-5.67	-1.408 *	-1.94
非給与所得	-0.126 ***	-7.72	-0.062 ***	-5.21	-0.043 **	-2.32
厚生年金受給資格あり	0.292	0.88	0.216	0.82	0.896 *	1.92
同居家族の人数	0.195	1.55	0.072	0.70	0.316 **	2.27
貯蓄	0.000	-0.23	0.000	-0.65	0.000	1.33
配偶状況 (無配偶者)						
有配偶・正規	1.896 **	2.44	2.198 ***	3.50	0.817	0.86
有配偶・非正規	1.465 ***	2.57	1.007 **	2.21	-1.624 *	-1.88
有配偶・無業	-0.087	-0.19	0.201	0.58	-0.766	-1.36
子供の状況 (子供なし)						
子供あり・自立	1.131 **	2.05	0.022	0.05	1.100	1.23
子供あり・1～4年援助	1.373 *	1.95	0.404	0.71	1.750 *	1.63
子供あり・5年以上援助	0.933	1.40	0.442	0.88	2.247 **	2.35
定年経験あり	-0.955 ***	-2.99	-0.635 **	-2.46	-0.509	-1.27
有効求人倍率	7.201 **	2.51	1.971	0.90	-6.385	-1.33
地域 (南関東)						
北海道	2.065 **	2.54	-0.175	-0.26	0.254	0.20
東北	-0.167	-0.25	-0.704	-1.35	-0.407	-0.41
北関東・甲信	0.015	0.02	-0.046	-0.10	0.822	0.88
北陸	0.178	0.27	-0.299	-0.51	2.035 **	2.07
東海	1.278 **	2.39	0.603	1.42	1.756 **	2.04
近畿	-0.363	-0.78	-0.606 **	-1.64	1.609 **	2.06
中国・四国	-0.939	-1.44	-0.509	-1.05	2.440 *	2.36
九州・沖縄	0.288	0.50	-1.135 **	-2.26	1.457 *	1.89
定数項	-1.336	-0.77	1.068	0.79	-2.151	-0.84
サンプルサイズ	724					
対数尤度	-533.383					
擬似決定係数	0.357					

出所：JILPT2009「高年齢者の雇用・就業の実態に関する調査」により筆者が計算。

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

2) 60～69歳の労働者に限定した分析。

3) 構造型多項ロジットモデルを用いた分析。

## (1) 高齢者の就業確率に関する分析結果

まず、高齢者の就業決定に関する分析結果を検討する。

第一に、55歳以後に教育訓練を受けたことが高齢期就業確率に与える影響は、統計的に有意ではないが、その教育訓練を受けたダミー変数の推定値が正の値となっている。55歳以後に教育訓練を受けたことが高齢者の就業にプラスの影響を与える傾向にある。

55歳以後に教育訓練を受けたことが高齢期就業確率に与える影響が顕著ではない理由については、以下のことが考えられる。

- (1) サンプル数が少ないことである。今回の分析では、調査票の「55歳以降の最初の定年・退職前に何か準備をしていましたか」の質問項目を利用して、「継続雇用のために勤め先の訓練や研修を受けていた者、再就職のために勤め先の訓練や研修を受けていた者、各種教育訓練機関を利用して自己啓発をしていた者」を55歳以後の教育訓練を受けた者としている。しかし、55歳以後の教育訓練を受けた者が60歳代の高齢者に占める割合はわずか8.9%である。教育訓練を受けた者のサンプル数が少ないため、教育訓練が就業の確率に与える影響の有意水準が低くなると考えられる。
- (2) 教育訓練に関する情報の不足である。今回の分析で、設問項目の制限で、55歳以後の教育を受けたことに基づいて教育訓練ダミーを設定しているが、55歳以前の仕事に関連する企業教育訓練(OJTおよびOff-JT)および自己啓発などの情報が取得できないため、教育訓練の長期的効果を考察できない。長期的職業キャリアの視点からみると、若年期、中年期に受けた教育訓練が蓄積された人的資本として高齢期の労働供給に影響を与えると考えられる。高齢者の回顧データ(履歴データ)を用いて教育訓練の長期的効果に関する分析は今後の課題としたい。

第二に、高卒者に比べ、短大・高専卒の者の場合、就業する可能性が14.4%高くなる。他の条件が一定であれば、一般的人的資本が高くなるほど、就業者になる可能性が高くなる傾向にある。

しかし、大学・大学院ダミーの推定値は統計的に有意ではない。より多くの一般的人的資本を持つ大学・大学院卒の労働者は、高齢期就業になる可能性は必ずしも高いとはいえない。この理由については、以下のことが考えられる。

- (1) 留保賃金が相対的に高くなる効果である。一般的にいえば、人的資本理論によれば、大卒・大学院卒の労働者は、市場賃金が他の学歴を持つ者より高くなると同時に、公的年金、非給与所得も高くなると考えられる。公的年金、非給与所得などの留保賃金が高くなると、留保賃金が市場賃金を上回り、大学・大学院卒の労働者が就業者になる可能性が逆に低くなると考えられる。
- (2) 高齢期に賃金が大幅低下する可能性による効果である。多くの日本企業では、賃金制度には学歴要素に加えて年齢要素がある結果、特に学歴の高い大学・大学院卒の者の場合、定年退職直前には相対的にかなり高い賃金を得る。高齢者が定年退職後に継続雇用

される場合、企業は生涯ゼロ利益賃金経路（zero profit wage path）<sup>12</sup>に基づいて賃金を貢献度に見合う水準で設定するが、継続雇用の場合、必ずしも高い貢献度が求められる仕事内容が与えられるわけではないため、学歴が高くなるほど、低下する賃金額がより大きくなる可能性が存在する。このような2つの理由により、低学歴を持つ高齢者に比べ、大学・大学院卒の高齢者において、公的年金、非給与所得などの留保賃金が相対的に高くなると同時に、市場賃金が大幅低下する結果、留保賃金が市場賃金を上回ると、大学・大学院卒の高齢者が就業者になる可能性が低くなると考えられる。

第三に、加齢効果については、60歳の高齢者に比べ、69歳の高齢者において、就業の確率が21.9%低くなる。一方、60歳から68歳までは、就業確率における加齢効果が顕著ではない。

第四に、定年制度の影響については、定年を経験しなかった者に比べ、定年を経験した者の場合、高齢期の就業確率が11.1%低くなる。定年制度が高齢者の労働供給を低める効果を持つことをうかがわせる。

第五に、留保賃金および家族構成の影響を検討する。

(1) 非給与所得が1万円増えると、就業の確率が1.5%低くなる。

(2) 同居する家族の人数が1人増えると、就業の確率が3.5%高くなる。他の条件が一定であれば、同居人数が多くなるほど、家計生活の負担が多くなり、留保賃金が低くなるため、就業の確率が高くなると考えられる。

(3) 子供の影響については、子供なしのグループに比べ、「子供あり・子供のすべてが経済的援助を必要としなくなるには5年以上程度かかると思う」と回答したグループにおいて、就業の確率がそれぞれ16.9%高くなる。子供への経済的援助の必要性が高くなるほど、高齢者の就業確率が高くなることがわかる。子供への経済的援助が必要である場合、留保賃金が低くなるため、就業を選択する可能性が高くなると考えられる。

(4) 配偶者の影響については、無配偶者に比べ、配偶者が正規就業者である場合、就業の確率が27.8%高くなる。配偶者の有無および配偶者の就業状況が高齢者の就業確率に影響を与えることが示された。配偶者の状況が就業に影響を与える理由については、留保賃金要因より、むしろ高齢者夫婦の生活と就業のパターンの影響が大きいと考えられる。具体的にいえば、高齢期の労働者は、子育てが終わり、子供と別居して二人だけで暮らすことが多い。そのため、継続就業あるいは引退については、高齢者の夫婦が共同で決定することが多くなるため、配偶者の就業状況が高齢者本人の就業の選択に影響を与えると考えられる<sup>13</sup>。

<sup>12</sup> ゼロ利益賃金経路とは、従業員の雇用期間において、各時点にみれば、賃金と働き（あるいは貢献度、労働生産性など）は一致していなくても、雇用期間全体を通じてみれば、企業が支払う賃金総額と従業員の働き総額が一致するような賃金支払い形態である。

<sup>13</sup> Smith and Moen(1998)はアメリカでは、男性高齢者および女性高齢者において、いずれも配偶者の就業状況が本人の引退行動に影響を与えることを示している。また、Hill and Dorfman(1982)はアメリカでは、妻の就業状

第六に、他の個人属性の要因を検討する。

(1) 男性ダミーの推定値は統計的に有意ではない。高齢者の就業確率における男女の差異が小さいことがわかる。

(2) 健康要因については、「フルタイムで働くことが可能である」と回答したグループに比べ、「職場・勤務の条件によって就業可能である」、「働くことができない」と回答したグループでは、就業の確率がそれぞれ 22.4%、54.4%低くなる。主観的非健康者に比べ、主観的健康者の場合、就業の確率が高くなることが明らかになった。健康要因が高齢者の労働供給に大きく影響を与えることが再確認され、先行研究（大石 2000；清家・馬 2008；山本 2010）に類似する結果が得られた。

第七に、マクロ経済環境の影響については、統計的に有意ではないが、有効求人倍率が 0.1 高くなると、就業の確率が 2.18%高くなる傾向にある。労働市場の需給状況が高齢者の就業行動に一定程度の影響を与えることが示された。労働需要は経済活動の派生需要である。そのため、労働供給が一定であれば<sup>14</sup>、景気不況期に比べ、景気好調期に労働需要が増えるため、高齢者の就業の確率が高くなると考えられる。労働需要を増加させる経済政策が、高齢者の就業率を高める可能性が存在することをうかがわせる。

## (2) 高齢者の就業形態の選択に関する分析結果

以下では、就業形態の選択に関する分析結果を検討する。

第一に、55 歳以後に教育訓練を受けた場合、正規雇用者、非正規雇用者、非雇用就業者になる確率に与える影響は統計的に有意ではないが、55 歳以後に教育訓練を受けたことは、高齢期に非正規雇用者と非雇用就業者になる確率にプラスの影響を与える傾向にある。

また、統計的に有意ではないが、55 歳以後に教育訓練を受けたことは、高齢期に正規雇用者になる確率にマイナスの影響を与える傾向にあるという結果が得られた。この理由については、以下のことが考えられる。

(1) 労働供給側の要因について、教育訓練が賃金を高める効果を持つため、他の条件が一定であれば、賃金上昇の代替効果により、就業確率は教育訓練を受けた者の方が教育訓練を受けなかった者より高くなる可能性が存在する。しかし、高齢者の賃金水準は、現実には人的資本によって決定されるよりも、むしろ市場賃金相場によって決定される。このために、定年退職後に再就職をする際には、賃金が下落するケースが多い。55 歳以後に教育訓練を受けた高齢者も、60 歳代になると、正規雇用者としてフルタイム勤務をしたとしても低賃金しか獲得できない。そのため、60 歳代の高齢者は 55 歳以後に教育訓練を受けても、正規就業を選択しない可能性が存在すると考えられる。

---

況が夫の引退行動に影響を与えることを指摘している。

<sup>14</sup> 景気不況期に「求職意欲喪失者」(discouraged worker)が増える可能性が存在する一方で、「付加労働者」(added worker)が増える可能性も存在する。景気変動にともなう労働供給の変化は、このような 2 種類の効果を相殺した結果であることを留意しておく。

(2) 労働需要側の要因である。教育訓練を受けた高齢者は企業で正規雇用者として働きたいが、企業は定年退職後の高齢者を非正規雇用者として雇用する可能性が高い。60歳代の高齢者が正規雇用者になる希望を持つ一方で、現実に正規雇用者になる可能性が低い場合、55歳以後に教育訓練を受けたものの、60～69歳の高齢期に高齢者が引退を選択すると考えられる。

第二に、学歴の影響については、他の条件が一定であれば、高卒者に比べ、中卒者が正規雇用者になる可能性が低くなる。しかし、大学・大学院卒の者と高卒者を比較してみると、正規雇用者、非正規雇用者、非雇用就業者になる確率には顕著な差がない。大学・大学院卒の高学歴であることは、予想に反して、就業確立に与える影響としては高卒と余り変わらない。

第三に、加齢効果については、60歳の高齢者に比べ、67歳、69歳の高齢者の場合、正規雇用者になる可能性が低くなる。一方、60歳の高齢者をレファレンスとすると、63歳の高齢者の場合、非正規雇用者になる可能性が高くなる。また、非雇用就業者になることに年齢の差異が顕著ではない。

第四に、定年経験の影響については、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、高齢期に正規雇用者、非正規雇用者になる可能性が低くなる。定年制度が高齢者の継続雇用にマイナスの影響を与えることが再確認された。

第五に、留保賃金の影響を検討する。以下では、非給与所得、厚生年金、同居家族人数、子供の状況、配偶者の状況に関する影響の分析結果をまとめる。

(1) 非給与所得の影響については、非給与所得が高くなるほど、正規雇用者、非正規雇用者、非雇用就業者になる可能性はいずれも低くなる。

(2) 厚生年金受給資格を持つことが正規雇用者および非正規雇用者になる確率に与える影響が統計的に有意ではないが、それらの推定値が正の値となっている。公的年金制度の改革を行った結果、現在、厚生年金制度が高齢者の正規就業および非正規就業に与えるマイナスの影響がほぼ存在していないことがうかがえる。また、厚生年金受給資格ダミーが非雇用就業者になる確率に有意なプラスの影響を与えている。厚生年金を受給しながら、雇用就業以外の就業形態（例えば、自営業、近所の人や会社などに頼まれて任意に行う仕事をしていたこと、シルパー人材センターを通じて仕事をしていたこと）が多くなっていることが示された。

(3) 同居家族の人数が多くなるほど、非雇用就業者になる可能性が高くなる。

(4) 「子供なし」のグループに比べ、「子供あり・子供がすでに経済的に自立している」、「子供あり・子供のすべてが経済的援助を必要としなくなるには1～4年程度かかると思う」と回答した者の場合、高齢期に正規雇用者になる可能性が高くなる。「子供なし」のグループに比べ、「子供あり・子供のすべてが経済的援助を必要としなくなるには1～4年程度かかると思う」、「子供あり・子供のすべてが経済的援助を必要としなくなるには5年

以上程度かかると思う」と回答した者の場合、高齢期に非雇用就業者になる可能性が高くなる。

(5) 無配偶者に比べ、配偶者が正規雇用者である場合、正規雇用者、非正規雇用者になる可能性がすべて高くなる。無配偶者に比べ、配偶者が非正規雇用者である場合、高齢期の正規雇用者、非正規雇用者になる可能性がいずれも高くなる一方、非雇用就業者になる可能性が低くなる。

第六に、他の個人属性の要因については、(1) 女性に比べ、男性の方が自営業者などの非雇用就業者になる可能性が高くなる。(2) 健康の影響については、「フルタイムで働くことが可能である」と回答したグループに比べ、「職場・勤務の条件によって就業可能である」と回答した者の場合、高齢期の正規雇用者、非正規雇用者になる可能性が低くなる。また、フルタイムで働くことが可能である」と回答したグループに比べ、「働くことができない」と回答した者において、高齢期に正規雇用者、非正規雇用者、非雇用就業者になる可能性がすべて低くなる。健康状況が高齢者の就業形態の選択に影響を与えることが確認された。

第七に、マクロ経済環境については、有効求人倍率が高くなるほど、高齢期に正規雇用者になる可能性が高くなる傾向にある。

## 第6節 結論と政策示唆

本章では、2009年8月に（独立行政法人）労働政策研究・研修機構（JILPT）が実施した「高年齢者の雇用・就業実態に関する調査」の個票データを活用し、教育訓練が60歳代の高齢者の就業および給与所得に与える影響に関する計量分析を行い、主な結論は以下の通りである。

第一に、労働者が持つ一般的人的資本が多くなるほど、55歳以後に教育訓練を受ける可能性が高くなる。長期的職業キャリアの形成からみると、職業キャリアの初期に労働者が持つ人的資本の格差は、教育訓練への投資の差異を通じて高齢期に拡大する可能性が存在する。

第二に、他の条件が一定であれば、55歳以後に教育訓練を受けたことは60歳代の高齢者の給与所得を高める効果を持つことが確認された。

第三に、55歳以後に教育訓練を受けたことが高齢者の就業決定および就業形態の選択に与える影響は、統計的に有意ではないが、教育訓練が高齢期の就業確率にプラスの影響を与えており、また55歳以後に教育訓練を受けたことは高齢期の非正規雇用者、自営業者などの非雇用就業者になる確率にプラスの影響を与える傾向にある。

本章の分析結果により、55歳以後に教育訓練を受けたことが60歳代の高齢者の給与所得を高める効果を持つことが確認された。また、統計的な有意性が顕著ではないが、教育訓練が高齢者の就業確率にプラスの影響を与えており、また非正規雇用者、自営業者などの非雇用就業者になる確率にプラスの影響を与える傾向にある。定年退職後の高齢者の賃金水準が

大幅低下する問題に対応するため、また高齢者の就業を促進するため、中高齢者向けの教育投資政策（たとえば、公的職業訓練、企業内における職業訓練や教育訓練給付制度を利用した教育訓練など）は必要であることが示された。

最後に計量分析の留保点については、本章では教育訓練が日本の高齢者の労働供給および給与所得に与える影響に関する実証分析を行っているが、いくつかの課題が残っている。第一に、今回 55 歳以後の教育訓練を受けたダミーを用いて実証分析を行ったが、データの制限で、55 歳以前の教育訓練に関する情報が取れず、教育訓練の長期的効果が把握できない。若年期、中年期、高年期に分けて教育訓練がどの程度高齢者の労働供給に影響を与えるかに関する実証分析は今後の課題としたい。第二に、クロスセクションデータを用いた分析結果に、個体間の異質性の課題が残っている。この課題に関するパネルデータを用いた実証分析も必要である。

#### 参考文献：

- Kurosawa,M.(2001)“The Extent and Impact of Enterprise Training: The Case of Kitakyushu City,” *Japanese Economic Review*, 52, pp.224-241.
- Heckman, J. J. (1979) “Sample Selection Bias as a Specification Error,” *Econometrica*, 47(1), pp.153-161.
- Heckman,J.J.,H.Ichimura and P.Todd (1997) “Matching as an Econometric Evaluation Estimator: Evidence from Evaluation a Job Training Programme,” *Review of Economic Studies*, 64, pp.605-654.
- Hill,E.A.and L.T.Dorfman(1982) “Reaction of Housewives to the Retirement of Their Husbands,” *Family Relations*, 61(2), pp.195-200.
- Smith,D.B. and P.Moen (1998) “Spousal Influence on Retirement: His, Her and Perspectives,” *Journal of Marriage and Family*, 60(3), pp.734-744.
- 岩田克人 (2010)「欧州における高齢者雇用就業の現状と日本」労働政策研究・研修機構（編）『継続雇用等をめぐる高齢者就業の現状と課題』労働政策研究書 No.120, pp.273-302。
- 大石亜希子 (2000)「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』第 48 号、pp.51-62。
- 奥井めぐみ (2002)「自己啓発に関する実証分析：女性若年労働者を対象として」雇用・能力開発機構＝財団法人関西労働研究センター『新世紀の労働市場構造変化への展望に関する調査研究報告書 (2)』、pp.231-245。
- 清家篤 (1993)『高齢化社会の労働市場:就業行動と公的年金』東洋経済新報社。
- (2010)「高齢者の労働供給に関する分析をめぐって」『日本労働研究雑誌』第 600 号、pp.64-68。
- ・山田篤裕 (1996)「Pension Rich の条件」『日本経済研究』第 3 号、pp.38-61。

- ・山田篤裕（2006）「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。
- ・馬欣欣（2008）「男性高齢者の就業決定の規定要因とその変化：1980～2004」労働政策研究・研修機構（編）『高齢者の就業実態に関する研究—高齢者の就労促進に関する研究中間報告』労働政策研究報告書 No.100、pp.16－65。
- 馬欣欣（2010）「60 歳代高齢者における就業形態の選択の決定要因—職業経歴の要因を含む実証分析」労働政策研究・研修機構（編）『継続雇用等をめぐる高齢者就業の現状と課題』労働政策研究報告書 No.120、pp.169-219。
- 吉田恵子（2004）「自己啓発が賃金に及ぼす効果の実証分析」『日本労働研究雑誌』第 532 号、pp.40-53。