

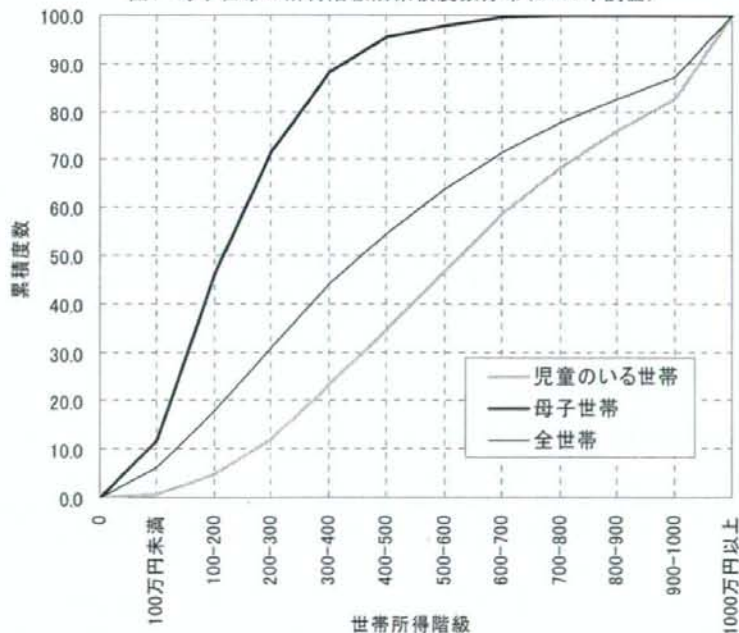
【図表編】

表1 母子家庭の所得水準と構成比

	母子世帯		児童のいる世帯		全世帯	
	1世帯 当たり	1人 当たり	1世帯 当たり	1人 当たり	1世帯 当たり	1人 当たり
総所得(万円)						
1995年	269.0	103.8	758.6	171.1	664.2	216.4
1998年	247.3	92.5	767.1	173.0	657.7	222.7
2001年	252.8	93.6	725.8	164.5	616.9	212.1
2004年	224.6	86.8	702.6	161.5	579.7	203.4
2007年	236.7	87.6	701.2	164.6	566.8	207.1
所得構成比(2007年、%)						
稼働所得	78.5		91.7		76.7	
公的年金・恩給	4.6		4.7		17.3	
財産所得	0.5		2.0		3.2	
年金以外の社会保障給 付金	11.7		0.7		0.6	
仕送り・企業年金・個人 年金・その他の所得	4.7		0.9		2.2	

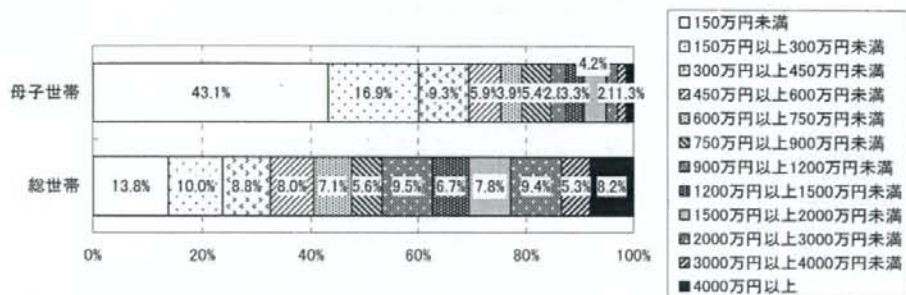
資料：厚生労働省「国民生活基礎調査」

図1 母子世帯の所得階級別累積度数分布(2007年調査)



資料：厚生労働省「国民生活基礎調査」

図2 資産(貯蓄)金額階級別母子世帯の分布(2004年、総世帯ベース)

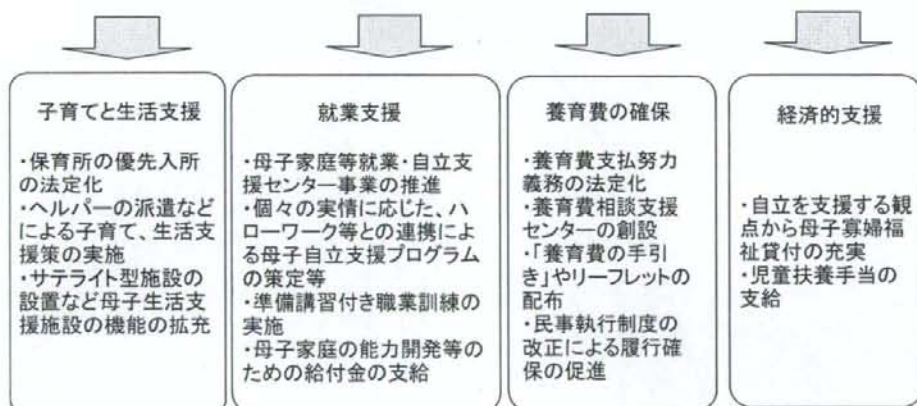


資料:総務省統計局「全国消費実態調査」(2004年)

図3 母子家庭の自立支援策の概要

2002年に母子及び寡婦福祉法、児童扶養手当法等を改正し、「児童扶養手当中心の支援」から「就業・自立に向けた総合的な支援」へ転換し、「子育て・生活支援策」、「就業支援策」、「養育費の確保策」、「経済支援策」の4本柱により施策を推進。

母子家庭及び寡婦自立促進計画(地方公共団体が国の基本方針を踏まえて策定)



資料:厚生労働省「平成19年度母子家庭の母の就業の支援に関する年次報告」

表2 主な母子家庭等の福祉施策の概要

種類		対象者等
所得保障等	児童扶養手当の支給	生別母子世帯等 受給者 955,844人 2006年度末 対象児童 1,480,655人 2006年度末
	母子年金	受給者 2,272件 2001年度末
	遺族基礎年金	受給者 119,894件 2001年度末
	遺族年金(配偶者及び子に対するもの)	受給者 3,622,651人 2001年度末
	母子福祉資金の貸付	母子(寡婦)世帯に対する低利または無利子の資金貸付 貸付件数 51,460件 2006年度末
自立のための施策	自立促進事業	公共的施設内の売店等の優先設置 設置数 1,390件 1999年度末
		製造たばこの小売販売店の優先許可 許可数 1,624件 1999年度末
	住宅対策	公営住宅の母子世帯向け特別配慮
	生活指導等	①母子生活支援施設 設置数 297カ所 2006年度末
		②母子福祉センター 設置数 68カ所 2006年10月1日現在
		③母子自立支援員の設置 相談員数 1,446人 2006年度末
		④母子家庭等日常生活支援事業 派遣件数 6,921件 2006年度末
⑤保育対策(保育所への優先入所)		
税制	税制上の措置	母子世帯等に対する所得控除 寡婦控除、寡夫控除
		利子非課税制度 所得税、住民税

資料:厚生労働省「平成20年版厚生労働白書」より作成

図4 貧困率の変化(市場所得ベースの貧困率を100とした指数)

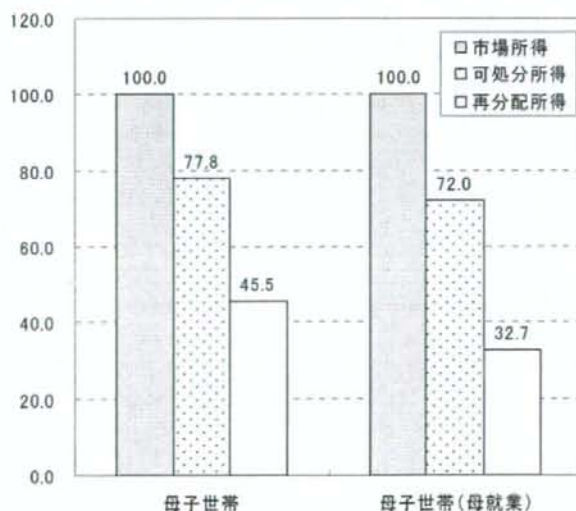
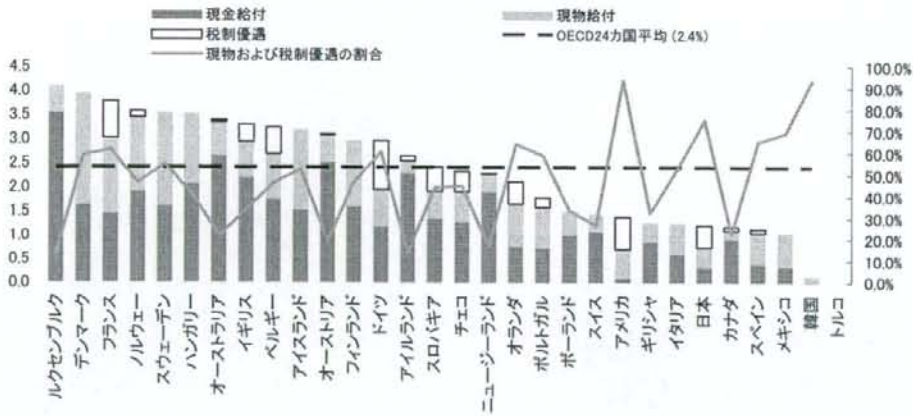


表3 貧困率の変化

		貧困率 (市場所得=100とした指数)		
		市場所得	可処分所得	再分配所得
母親の年齢別				
正社員	25歳	100.0	64.1	11.0
	35歳	100.0	78.7	26.9
	45歳	100.0	80.3	48.9
	55歳	100.0	74.9	33.3
自営・パート	25歳	100.0	60.0	7.3
	35歳	100.0	68.9	25.1
	45歳	100.0	74.5	51.5
	55歳	100.0	67.1	31.7
子どもの人数別				
正社員	2人	100.0	67.2	31.0
	3人	100.0	89.8	40.7
	4人	100.0	88.5	41.2
自営・パート	2人	100.0	61.9	29.9
	3人	100.0	72.7	29.1
	4人	100.0	77.1	36.9

(参考)図 家族政策への公的支出への対GDP比
(現金、現物給付および税制優遇の別、2003年)



資料: OECD, "Social Expenditure Database" (www.oecd.org/els/social/expenditure)より。

厚生労働科学研究費補助金（政策科学総合研究事業（政策科学推進研究事業））

「所得・資産・消費と社会保険料・税の関係に着目した

社会保障の給付と負担の在り方に関する研究」

分担研究報告書

「賃金に関する「世代効果」の源泉について」

研究分担者 酒井正 国立社会保障・人口問題研究所 社会保障基礎理論研究部研究員

研究要旨

社会保険における将来の給付と負担を予測するうえで、賃金の長期的な伸びが何によって決まっているのか知ることは重要である。就職時の景気とその後の賃金の間に見られる相関は「世代効果」として知られるが、本研究ではこの世代効果が専ら初職時の就業形態の違いからもたらされているのではないかという問題意識の下、パネル・データを用いて未婚女性の年収について検証をおこなった。分析の結果、90年代以降に学校を卒業したサンプルに限ってみれば、初職就業形態の影響は、操作変数法による推定結果のほうが最小自乗法によるものより小さく顕れ、純粋な初職就業形態のその後の賃金への影響は小さいと考えられる。しかし、90年代以前に卒業したサンプルまで含めると、むしろ操作変数法による係数が最小自乗法によるものより大きく推定された。90年代以前まで含めれば、初職における就業決定メカニズムはそれ以降と異なっている側面があるのかもしれない。いずれにせよ、賃金への世代効果に関しては更に実証的な解明が進められなければならない。また同時に、将来の給付と負担の在り方を巡る議論においては、このような特定世代の賃金の伸びが低くなりうるという実態も考慮に入れるべきである。

A. 研究目的

賃金の伸びが何によって決まっているのか精査することは、今後の社会保険における給付と負担を予測するうえで避けて通れない作業である。賃金の長期的な伸びは時代によって異なり、現在の賃金プロフィールがそのまま将来も当てはまるとは限らない。

入職時の景気が悪いとその後の賃金の伸びも低いという現象は、「世代効果」として広く

知られ、実証分析も多くおこなわれてきた。

しかし、正規雇用に限って見れば、初任給や賃金プロフィールが世代によって大きくことなるといった事実は簡単には見出せない。このことは、世代効果が入職時の就業形態となんらか関わっていることを示唆する。政策的な観点からは、入職時に正規雇用には就けないことでその後の賃金の伸びが妨げられているのならば、正規雇用への転換を促すような政

策が重要であるということになる。本研究では、未婚女性の年収に、入職時の就業形態が及ぼす影響を検証する。

B. 研究方法

(財)家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」を利用して、未婚の女性の年収を被説明変数とする誘導型の賃金関数の推計をおこなった。入職時点の労働指標(失業率と求人倍率)を入職時就業形態の操作変数とする二段階最小自乗法によって推定した。

(倫理面への配慮)

「消費生活に関するパネル調査」が学術目的に広く利用されているデータである、個人を特定できるような情報については全て秘匿されている。そのため、倫理面での問題は無い。

C. 研究結果

90年代以降に限ってみると、最小自乗法では入職時に正規雇用にくるとその後の年収が(正規以外の就業形態に就いた場合に比べて)120%ほど高くなるが、操作変数法によれば入職時正規就業の効果はそれより小さく推定された。通常最小自乗法による入職時就業形態の効果は、元々能力の高い者が正規雇用につきやすいという側面を反映していた可能性がある。だが、90年代よりも前の期間を含めれば、操作変数法による推定は最小自乗法によるものよりも大きかった。90年代以前の時期を含めれば、入職時点における就業形

態の決定メカニズムはそれ以後の時期とは違っていることも考えられ、入職時の就業形態がその後の賃金に及ぼす「純粋な」効果はむしろ大きいかもしれない。

D. E. 考察と結論

90年代以降に卒業したサンプルの結果を見る限り、入職時の就業形態がその後の賃金に及ぼす影響は小さいように思われる。しかし、90年代以前まで含めた分析では、むしろ大きい効果を見出し、入職時就業形態の影響の真の大きさについて結論することはできない。このような入職時の就業形態を通じた「世代効果」については、今後もそのメカニズムを実証的に解明しなければならない。同時に、このような世代効果が、公的年金等の社会保険における将来の給付と負担にどのような意味を持ってくるのか検討する必要がある。

F. 健康危険情報

なし

G. 研究発表

1.論文発表/2.学会発表

なし

H. 知的所有権の取得状況の出願・登録状況

1.特許取得/2.実用新案登録/3.その他

なし

賃金に関する「世代効果」の源泉について

酒井正

（国立社会保障・人口問題研究所 社会保障基礎理論研究部研究員）

1. はじめに： 研究の背景と問題意識

賃金の伸びが何によって決まっているか探ることは、今後の社会保険における給付と負担を正確且つ頑健に予測するうえで避けることのできない作業の一つである。特に、賃金の長期的な伸びがどのようになるのか検討することは重要である。現在の賃金プロファイルがそのまま将来も当てはまるとは限らないからである。

就職時の労働市場の状態とその後就業や所得の間に見られる相関は、「世代効果」と呼ばれ、わが国では多くの実証分析がおこなわれてきた（太田, 1999, 太田, 2000, 黒澤・玄田, 2001）¹。所得を例にとれば、就職時の失業率が高いと、その後の賃金は低くなる傾向にあることが見出されている（近藤, 2008, 三好, 2008）。それらにおいては、被説明変数に現在の賃金をおいた誘導型の賃金関数を推計し、説明変数の一つとして加えた学卒時（＝就職時）の失業率の係数値が有意にマイナスであることを見出してきた²。しかし、このような賃金への世代効果の源泉がなんであるかという点についてはいくつかの疑問が残されている。たとえば、学卒時の労働市場の状況が悪いとその後賃金が伸びないのは、労働市場の状況が悪いと正規雇用に就きにくいためのものか³、それとも正規雇用に就けても賃金が伸びにくいためのものかといったことはわかっていない。少なくとも、従来の既存研究においてその識別が明示的になされてきたとは言えない。

まず、このことを公表統計によって簡単に確かめてみよう。図 1 は、大卒初任給と景気循環の関係を見たものである。76 年以降、80 年代半ばをピークに一旦下降した失業率は、90 年代を通して上昇を続けた。2000 年代以降の景気回復と伴に、失業率は再び低下している状況にある。有効求人倍率の推移は、これとほぼ対称的な動きをしているとみなしてよい。一方、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」による大卒初任給⁴の推移は、男性も女性もほぼ一貫して上昇傾向にあり、労働市場の状況とは相関していないように見える。図 2

¹ 日本における世代効果の展望として、太田他（2007）が有益である。

² 海外においても、ほぼ同様の事実が確認されている（Beaudry and DiNardo, 1991, Grant, 2003, Oreopoulos *et al*, 2006）。

³ たとえば正規雇用に就けず、非正規雇用などで働き続けても、そのような雇用形態においては賃金の伸びは一般的に小さい。

⁴ 以降では、金額については全て消費者物価指数で実質化している。

～図 5 は、同じ「賃金構造基本統計調査」より学卒年別に正規労働者（一般労働者）の賃金プロファイルを見たものである。所定内賃金で見ると、男性においても女性においても学卒年によって賃金プロファイルの形状や賃金水準が変わっているということはない（図 2・図 3）。少なくとも、景気のピークとされる 1992 年頃に参入した世代が特に高い水準になっているといったことはない。また、残業代なども反映した「きまって支給する現金給与額」いわゆる「きま賃」で見ても、景気循環によって賃金の伸びが大きく変わるといったことはなさそうだ（図 4・図 5）。

以上の簡単な観察より、正規雇用就いている者に限ってみれば賃金の伸びが入職時の景気の善し悪しによって変動するという事実はなさそうである。このことは、もし賃金に関する世代効果が本当にあるとしたら、それは入職時の労働市場の好悪によって正規雇用就ける確率が異なることから来ていることを示唆している。つまり、入職時に景気が悪いと正規雇用就きにくくなる。正規雇用就けないと、1) その後も非正規のままであるために、もしくは 2) その後、正規に就いたとしても人的資本の蓄積が少ないためという 2 つの可能性によってその後の賃金が伸びないことになる。将来にわたる賃金を決めるのは、入職時の就業形態であるということになる。

実際に、入職時の就業形態がその後の所得に及ぼす影響を指摘する研究も既にある（酒井・樋口, 2005）。だが、そのような研究に対しては、もともと能力の高い者が初職において正規になりやすく、同時に賃金の伸びも大きいという事実を反映しているに過ぎないという批判が常にある。その場合、初職の就業形態とその後の賃金の間に見られる相関は真の初職の効果を捉えていないことになる（つまり、内生性によるバイアスの可能性がある）。しかしながら、初職において正規就業できるかどうかは（先ほどから言及しているように）その時々々の景気の状態から影響を受けている。実際に、新卒求人状況は景気循環に概ね対応していると言える（図 6）。そこで、この労働市況の指標（失業率や求人倍率）を初職就業形態の操作変数として用いることで、内生性によるバイアスを回避し、初職就業形態の真の効果を計測することができると思う（Kondo, 2007）。景気変動によって決まる就業選択の賃金への影響を見ようという試みである。尚、以降では、「入職時」という言葉を学卒時点という意味で使うことにする。

2. データと推計方法

本稿の分析には、家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査（Japanese Panel Survey of Consumers）」（以下、JPSC と呼ぶ）を用いる。JPSC では、1993 年に調査が開始され、当時 24 歳から 34 歳までの女性（コーホート A）を対象に⁵、本人とその配偶者（夫）について就業や生活上の変動、家計の収入・支出・貯蓄といった内容を聞いている。本稿では、稼得年収を被説明変数とする誘導型の賃金関数の推計をおこなう。推定式は、具体的には

⁵ 調査 5 年度目に新たに 24 歳から 27 歳までの女性（コーホート B）をサンプルに追加。更に調査 11 年度目に新たに 24 歳から 29 歳（コーホート C）を調査対象者として加えている。

以下の通りである。

$$\log w_{it} = \beta' x_{it} + \gamma' u_{it} + v_t + \varepsilon_{it}$$

w_{it} は稼得年収を表している。JPSC では、前年の年収を収入元別に聞いているが、このうち雇用収入（被用者）と事業収入（自営業者等）を用いている。 x_{it} は、潜在経験年数（＝現在年齢－学卒年齢）、潜在経験年数二乗、学歴、現在の雇用形態であるが、被説明変数と対応させるため前年の値を用いている。 u_{it} は、入職時の就業状態や労働市場の状態を表す変数である。尚、近藤（2008）では、同じ JPSC を用いて、被説明変数に時間あたり賃金率を用いた推計をおこなっている。だが、本データから時間あたり賃金率を求めるには階級値で回答された労働時間によって除するなどの処理をしなければならず、計測誤差が大きく顕れてくるのが予備的な分析などから懸念されたため、本分析では年収を用いた。年収に分析の焦点を絞ることは、入職時点の労働市場の違いによってその後実際にどのような収入上の差が出るのか（どのような困窮を被るのか）といったことを考えるのにも適している。

また、本稿では結婚していない者にサンプルを絞って分析をおこなった。これは、結婚後の女性においては就業選択の問題が複雑に絡んでくるため、非婚者と既婚者を併せて単純に賃金関数を計測することが難しくなると考えたからである。また、調査期間中に学生であった者はサンプルから落とし、潜在経験年数に関しても（近藤（2008）に倣い）12 年以下の場合についてのみ推計をおこなった。

本稿の分析に用いる主要な変数の基本統計量は、表 1 に示される。

3. 推計結果

回帰分析による結果を見る前に、クロス集計によって初職の違いが未婚者においてどの程度年収の違いをもたらしているか見てみよう。表 2 を見ると、入職時に正規雇用であるとそれ以外の就業形態（無職を含む）であった場合に比べて、現在の所得が高いことがわかる。それでは、この関係は潜在経験年数等をコントロールしたうでも成立するのか。

表 3 の(1)列と(2)列では、まず近藤（2008）等の先行研究に倣い、入職時点の失業率を説明変数に入れた推計結果を示している。(1)列は全国の失業率（年齢階層計、女性）であり、(2)列では入職時点の年齢の違いを考慮して年齢階層別の失業率（女性）を入れている。(1)列の結果では、入職時の年齢階層計の失業率はマイナスの係数値を示し、入職時の労働市場の状態が悪いほどその後の年収は低くなる傾向にあることを示している。しかし、年齢階層別の失業率を入れた(2)列の場合、係数値は非有意である。年齢階層計の失業率は、期間中ほぼ一貫して上昇の傾向にあり、(1)列の推計においては入職年コーホートに関するトレンド要因を捉えていた可能性もある。

表 3 の(3)列～(6)列では、入職時点の失業率に換えて、入職時の就業形態を説明変数に入れた推計結果を示している。(3)列より、入職時に正規雇用に就くと、その他の場合に比べて 30% 近くその後の年収が高くなるのがわかる。この効果は、現在の就業形態をコント

ロールした推計(4)列)においても、係数の値は小さくなるものの顕れ続けた。入職時の就業形態をもう少し細かく見た推計(5)列・(6)列)でも、入職時に正規雇用で就くと他の就業形態であった場合に比べてその後の年収が高くなる傾向にあることが見出された。

表4の(7)~(10)列は、操作変数法による推計結果を掲載している。(7)列と(8)列では、入職年の失業率(年齢階層別)と有効求人倍率(年齢計、パート除く)を正規就業確率の操作変数として用いた推計の結果である(第一段階の推定結果については、補表1を参照)。入職時の正規就業確率はその時の失業率が高いほど有意に低くなり、有効求人倍率が高いほど有意に高くなる。操作変数推定の結果は、初職が正規であるとその後年収が120~140%ほど高くなるというものであった。これは通常のOLSの結果よりかなり大きな効果である。(9)列と(10)列では、第一段階の推定において、操作変数として入職年の前年の失業率と有効求人倍率を用いている。これは、実際の就職活動が早い時期におこなわれることから、入職年の労働市場ではなく、入職年前年の状態のほうがその決定には重要になってくることも考えられたからである。結果は先と同様に、通常のOLSから推定された効果よりもだいぶ大きいものだった。通常のOLSでは、入職時の就業状態の効果が実際より過小に推定されていたのだろうか。すなわち、なんらかの理由から能力の低い者ほど正規につきやすいといったことが起きていたのだろうか⁶(注:そういうことがないわけではない)。実は、学卒後に正規就業できないという現象は90年代以降、労働市場が急速に悪化するなかで大きく顕在化した(たとえば酒井・樋口, 2005)。そこで、サンプル数は減るが、学卒年が90年代以降の場合のみについて推定をおこなった(表4の(11)列・(12)列)。入職時正規雇用の効果はだいぶ小さくなるか((11)列)、マイナスの値を示した((12)列)。90年代以降に限れば、OLSによる入職時の就業形態の効果は過大推定されていたようだ。つまり、入職時点で正規雇用であった者は、元々能力が高いためにその後の賃金も高くなっていた可能性がある。逆に言えば、90年代より前の期間を含めた場合では、元々能力が高いにもかかわらず正規就業しなかった者もかなりいるのかもしれない。

4. まとめ

この短い稿では、入職時点の労働市場の状態がその後の所得に及ぼす影響は、入職時の就業形態を通じてではないかという問題意識から、失業率や有効求人倍率を操作変数として入職時就業形態のその後の年収への影響を計測した。その結果、90年代以降に限ってみると、OLSによれば入職時に正規雇用で就くとその後の年収が(正規以外の就業形態であった場合に比べて)120%ほど高くなるが、操作変数法によれば入職時正規就業の効果は(OLSによる結果よりも)著しく小さく推定された。入職時就業形態の効果は、個人の観察されえない属性要因(観察されにくい能力など)を一部反映していた可能性があり、入

⁶ たとえば、能力の高い者ほどいつでも大きな所得を稼ぐことができるとすれば、必ずしも学卒後すぐに正規に就かないといったことも考えられる。資格取得のために学卒後すぐに正規雇用で就かないといったケースもこれに含まれると思われる。

職時の就業形態がその後の賃金に及ぼす「純粋な」効果は小さいと考えられる。しかし、90年代よりも前の期間を含めれば、操作変数法による推定はOLSによるものよりも大きかった。90年代以前の時期を含めれば、入職時点における就業形態の決定メカニズムは必ずしもそれ以後の時期と同じでなく、入職時の就業形態の「純粋な」効果はむしろ大きいと考えられるかもしれない。

若年の不安定就業者の間で社会保険の非加入・未納の割合が高いことが指摘されているが⁷、入職時期の景気が悪いことでその後の賃金の伸びが低いとすれば、たとえ正規就業して厚生年金に加入していたとしてもその将来の給付が（他の世代よりも）少なくなるといったことが出てくる。年金制度等を検討するにあたっては、このような効果をどう考えるかといったことも含めてしかるべきであろう。

尚、本稿の分析結果は未婚の女性に限ったものである。もし入職時の景気が悪いと、その後早く結婚するといった傾向があれば、上記の計測結果にはバイアスが含まれる可能性がある。

入職時点の労働市場の状態や就業形態がその後の年収に及ぼす影響についてはこれまでも明確に見出されてきたものの、その発生メカニズムについては実証的に未解明な部分が多い。今後、そのメカニズムを更に明らかにすることが求められている。

参考文献

- Beaudry, P., and J. DiNardo, 1991, "The Effect of Implicit Contracts on the Movement of Wages over the Business Cycle: Evidence from Micro Data," *Journal of Political Economy* 99: 665-88
- Grant, D., 2003, "The Effect of Implicit Contracts on the Movement of Wages over the Business Cycle: Evidence from the National Longitudinal Surveys," *Industrial and Labor Relations Review* 56: 393-408
- Kondo, A., 2007, "Does the First Job Really Matter? State Dependency in Employment Status in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies* 21(3): 379-402
- Oreopoulos, P., Wachter, T., and A., Heisz, 2006, "The Short- and Long-Term Career Effects of Graduating in a Recession: Hysteresis and Heterogeneity in the Market for College Graduates," *NBER Working Paper* No.12159

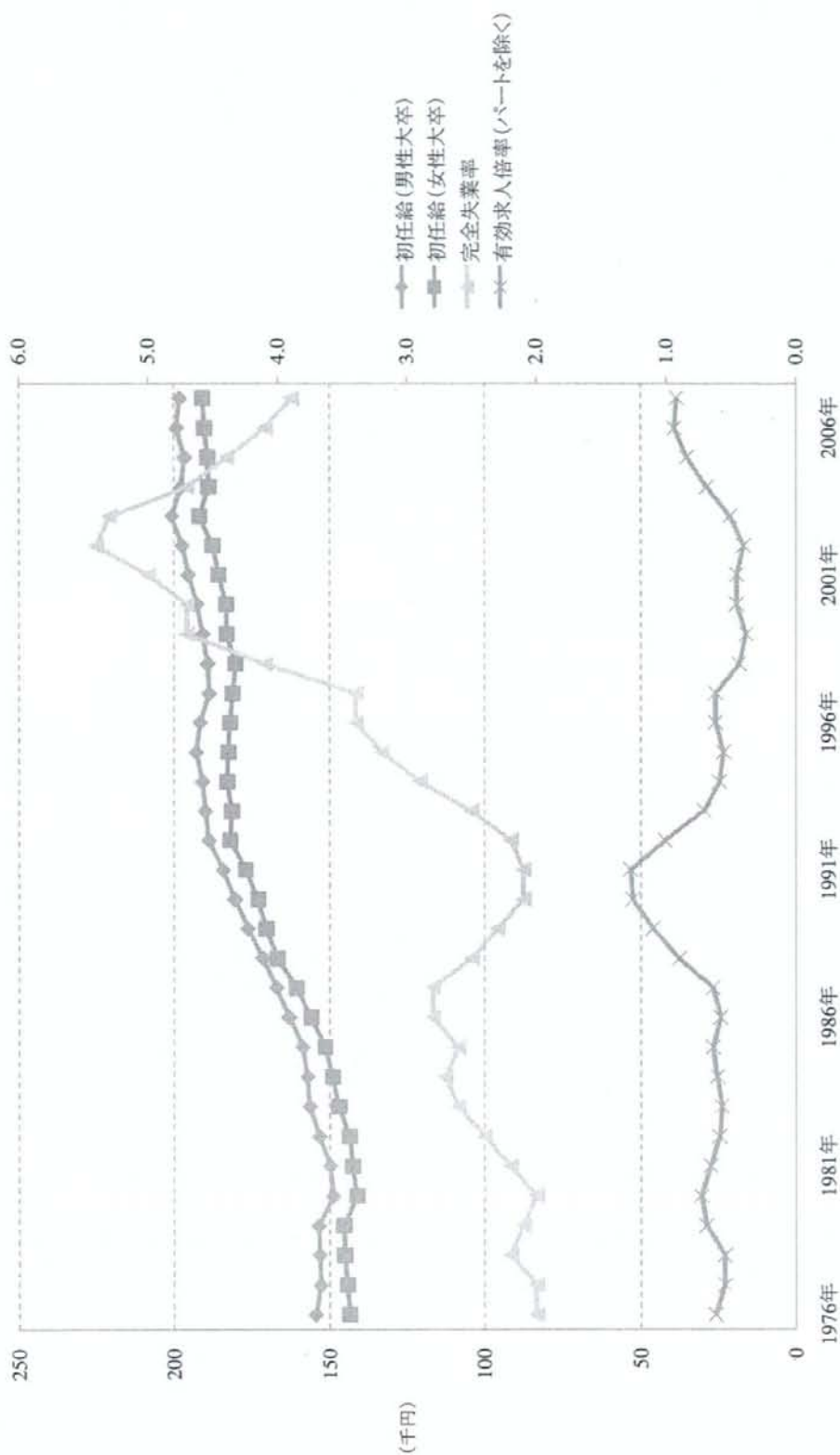
太田聰一, 1999, 「景気循環と転職行動 -1965~94」中村二郎・中村恵編『日本経済の構造調整と労働市場』日本評論社

太田聰一, 2000, 「若年の転職志向は高まっているのか」『エコノミクス』2: 74-85

⁷ たとえば酒井(2008)など。

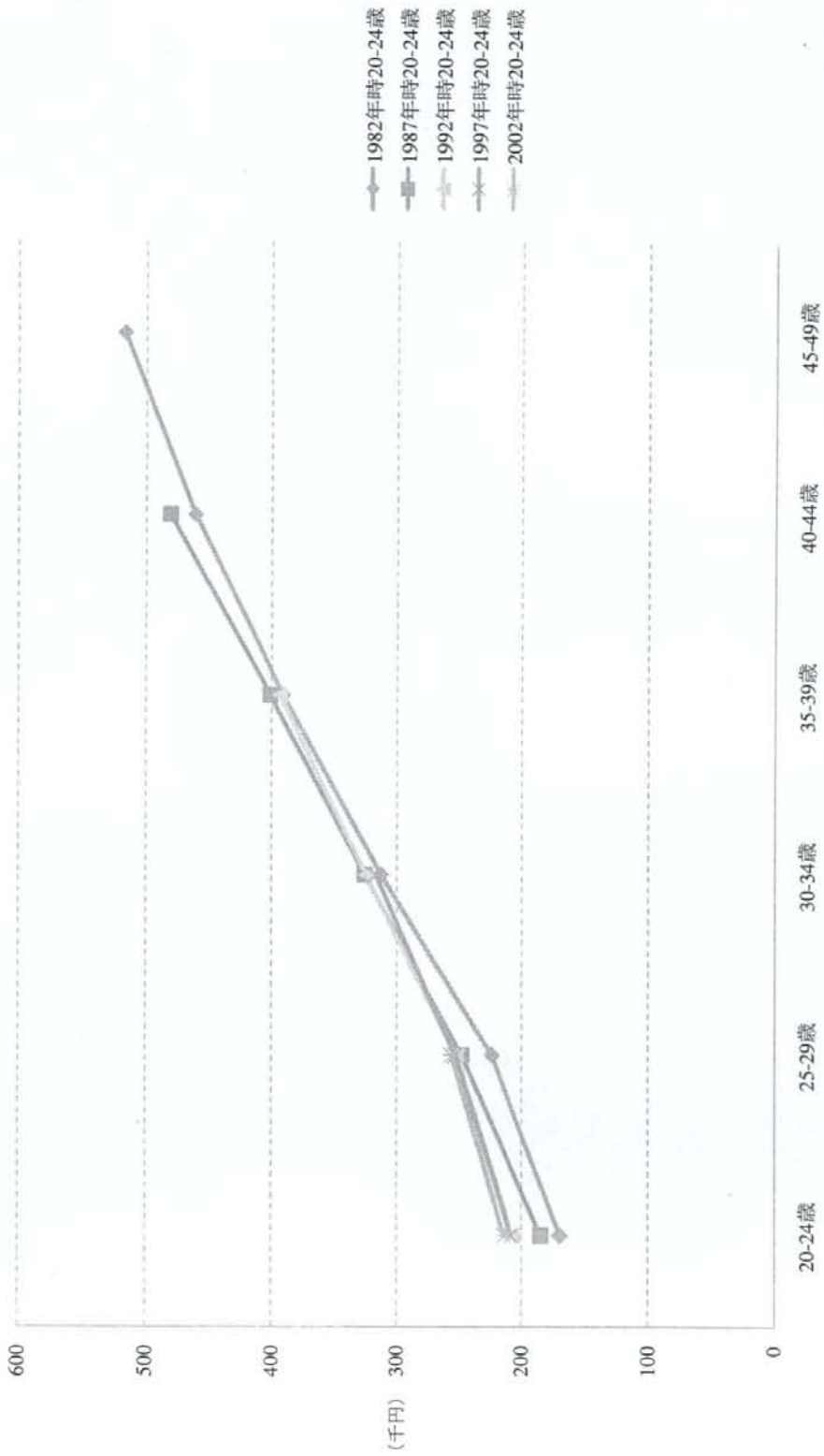
- 太田聰一・玄田有史・近藤絢子, 2007, 「溶けない氷河 - 世代効果の展望」『日本労働研究雑誌』No.569
- 黒澤昌子・玄田有史, 2001, 「学校から職場へ 『七・五・三』 転職の背景」『日本労働研究雑誌』490: 4-18
- 近藤絢子, 2008, 「労働市場参入時の不況の長期的影響 - 日米女性の比較分析」『季刊家計経済研究』No.77: 73-80
- 酒井正, 2008, 「就業移動と社会保険の非加入行動の関係」 *IPSS Discussion Paper Series* No.2008-J01
- 酒井正・樋口美雄, 2005, 「フリーターのその後 - 就業・所得・結婚・出産」『日本労働研究雑誌』No.535: 29-41
- 三好向洋, 2008, 「学卒時失業率と賃金」樋口美雄・瀬古美喜・慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE 編『日本の家計行動のダイナミズム[IV]』慶應義塾大学出版会

図1. 初任給と労働市況の推移



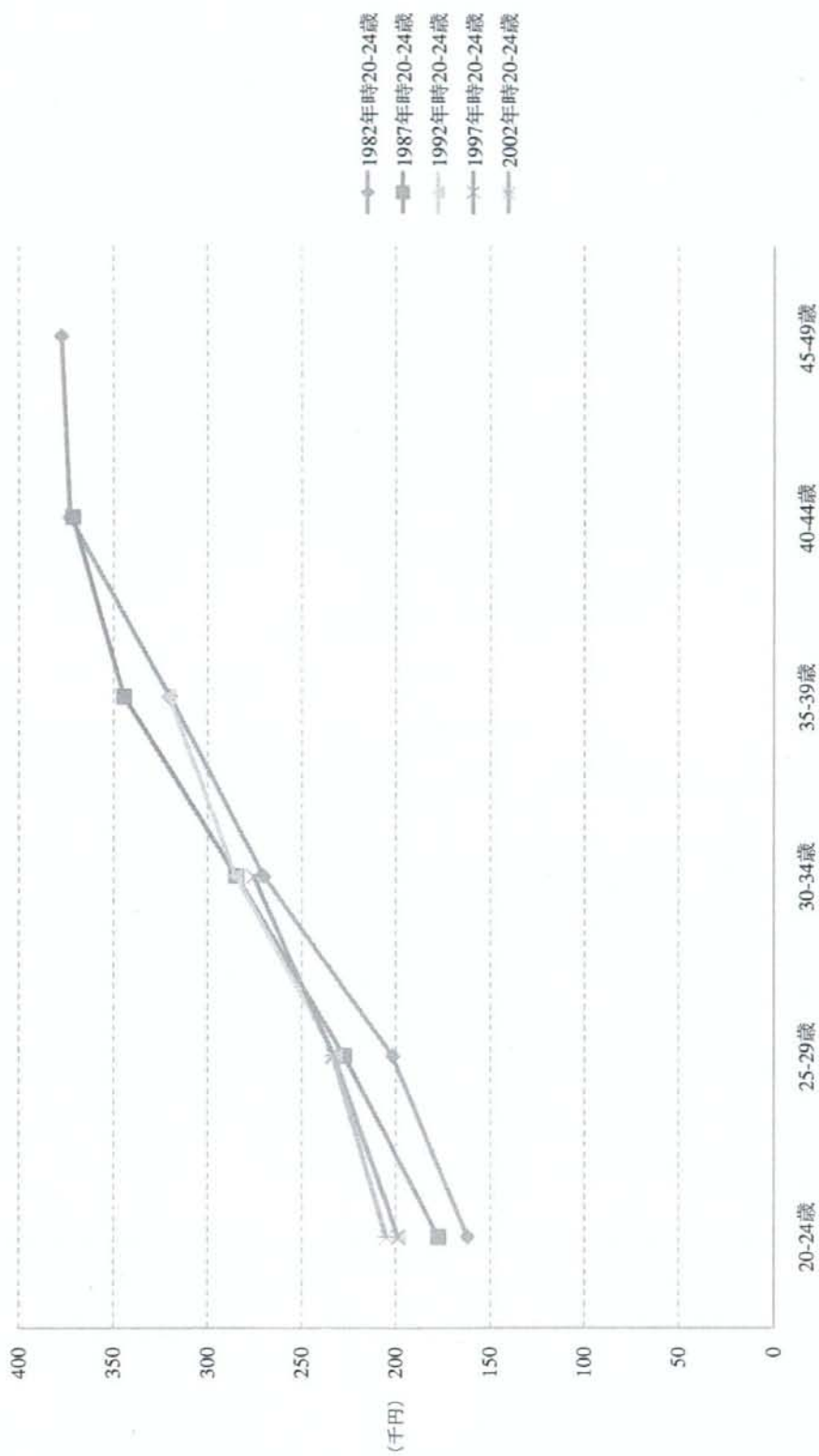
出所) 初任給は厚生労働省「賃金構造基本統計調査」、失業率は総務省統計局「労働力調査」、有効求人倍率は厚生労働省「職業安定業務統計」。

図2. 学卒年コーホート別 賃金プロフィール
 (男性大卒、一般労働者、所定内給与)



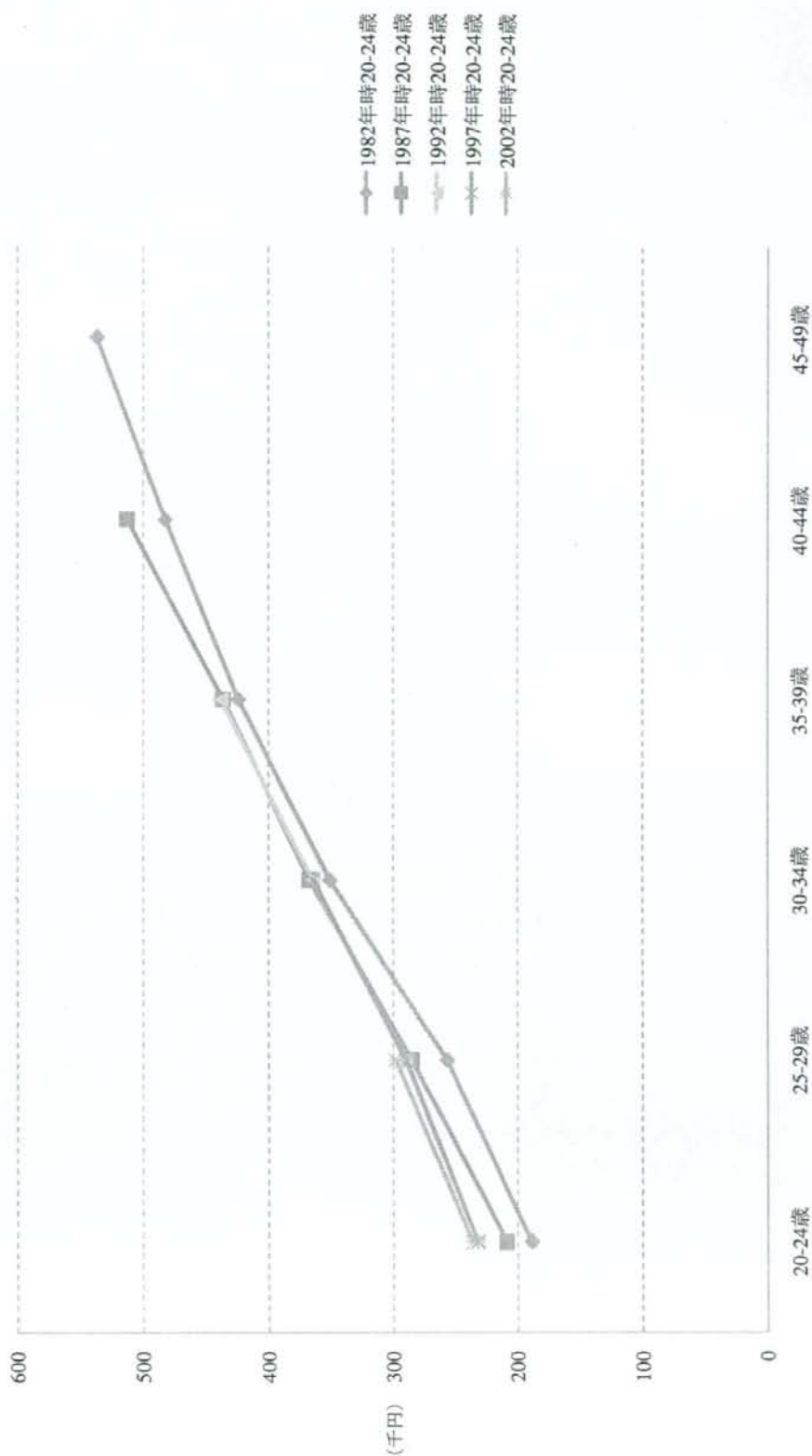
出所) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」

図3. 学卒年コーホート別 賃金プロフィール
(女性大卒、一般労働者、所定内給与)



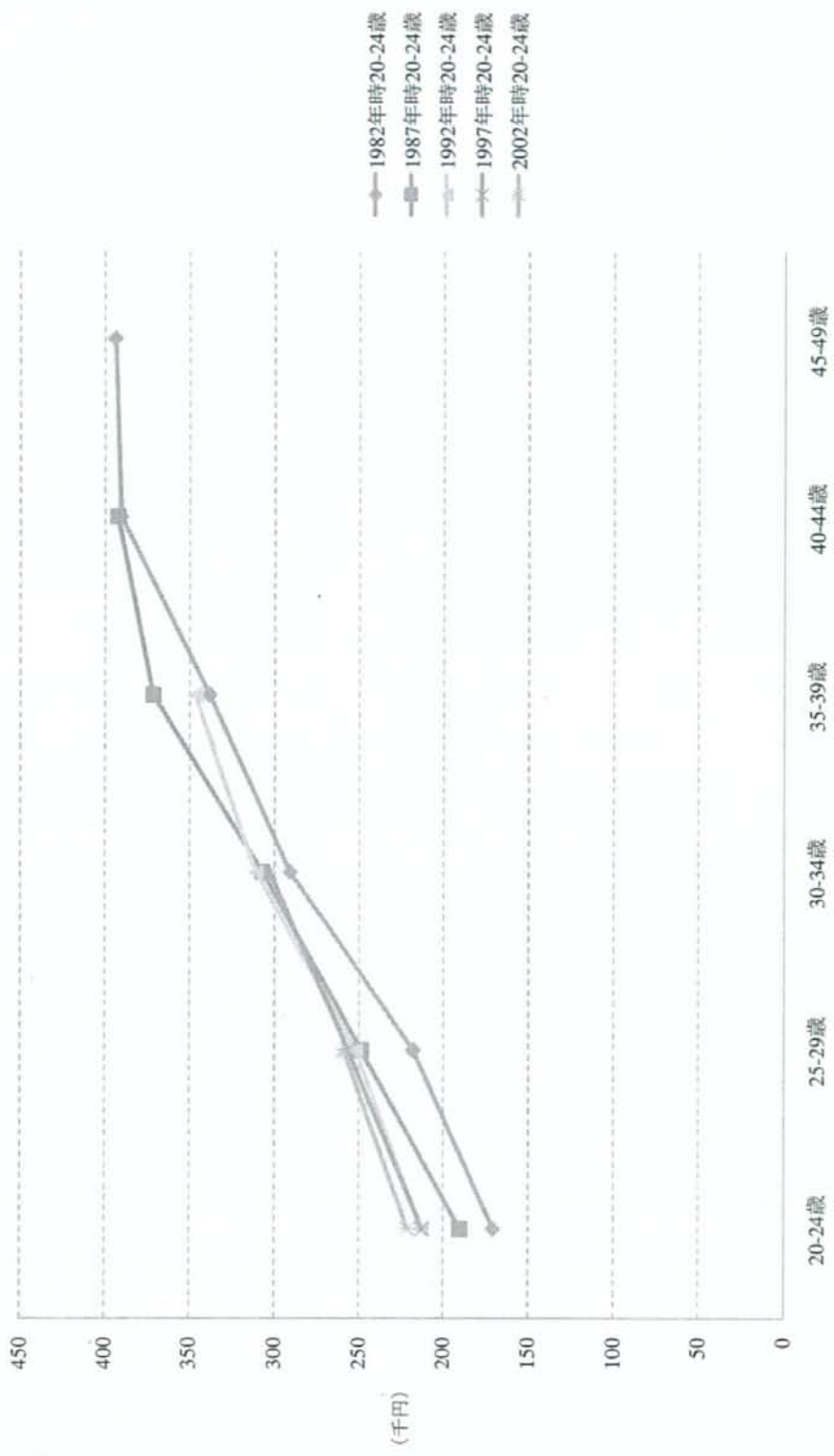
出所) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」

図4. 学卒年コホート別 賃金プロファイル
(男性大卒、一般労働者、きまって支給する現金給与)



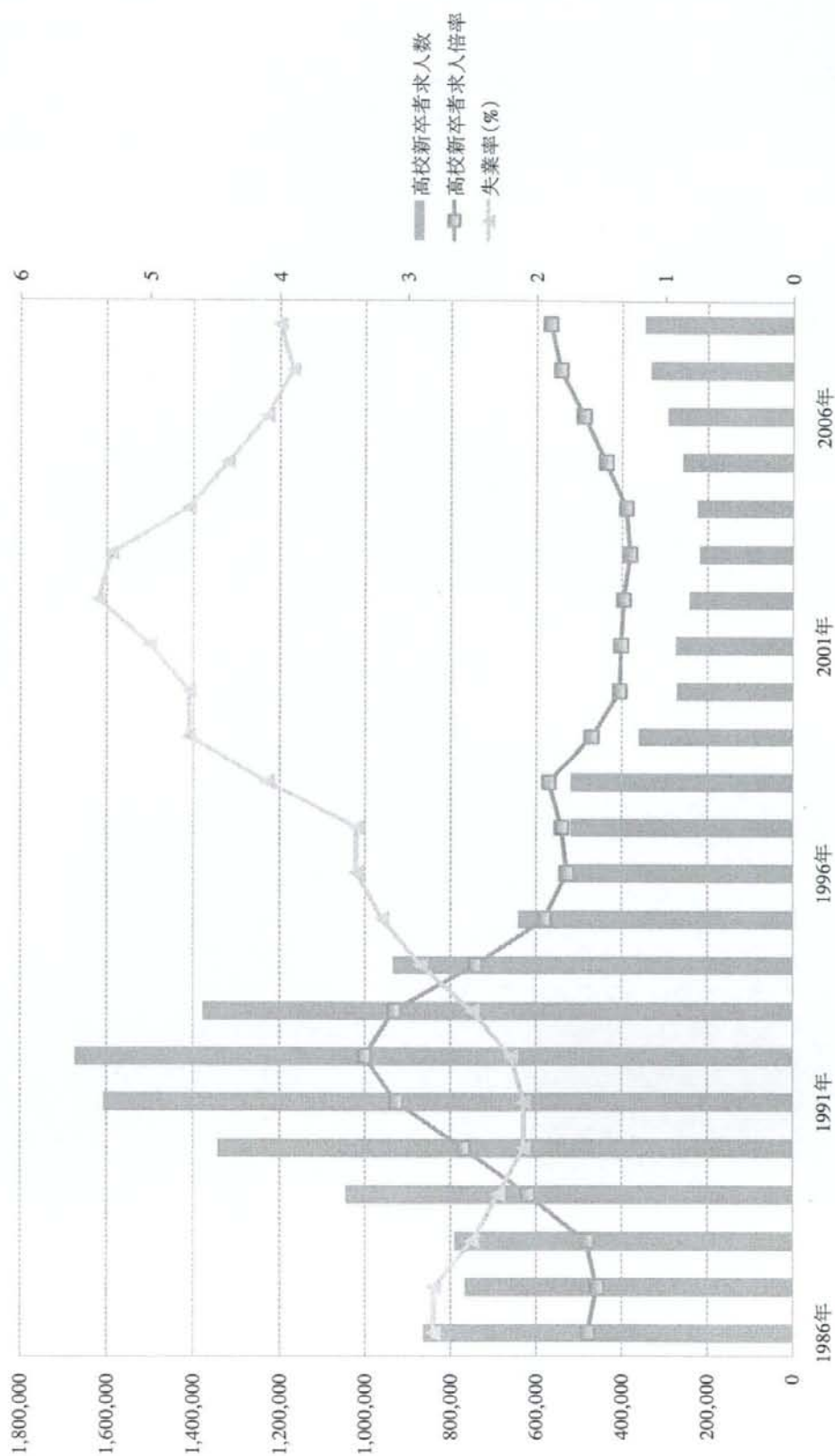
出所) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」

図5. 学卒年コーホート別 賃金プロフィール
 (女性大卒、一般労働者、きまって支給する現金給与)



出所) 厚生労働省「賃金構造基本統計調査」

図6. 景気と高卒求人状況



出所) 厚生労働省「高校・中学新卒者の求人・求職状況について」、総務省統計局「労働力調査」

表1. 基本統計量

		観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
潜在経験年数		2736	7.2866	2.8024	1	12
入職時就業形態	正規雇用	2616	0.8157	0.3878	0	1
	非正規雇用	2616	0.1460	0.3532	0	1
	自営業	2616	0.0111	0.1047	0	1
学歴	高校卒	2736	0.4455	0.4971	0	1
	短大・高専卒	2736	0.2800	0.4491	0	1
	大学以上卒	2736	0.2496	0.4329	0	1
現在の就業形態	正規雇用	2736	0.7219	0.4482	0	1
	非正規雇用	2736	0.2091	0.4067	0	1
	自営業	2736	0.0249	0.1557	0	1
入職時失業率	(年齢階層別、女性)	2734	6.0069	1.2100	2.5	9.1

表2. 入職時就業形態と現在稼得所得の関係

		稼得所得平均値	観測数
入職時就業形態	正規雇用	231.778	482
	正規雇用以外	298.149	2134

表3. 推計結果(I)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
入職時失業率	-0.1213 *** 0.0272					
年齢計(女性)						
年齢階層別(女性)						
入職時就業形態 (レファレンス: 入職時その他無業)		0.0028 0.0113	0.2859 *** 0.0280	0.0740 *** 0.0247	0.5683 *** 0.0661	0.3302 *** 0.0563
初職が正規雇用					0.3449 *** 0.0701	0.3184 *** 0.0592
初職が非正規雇用					0.0892	0.0057
初職が自営業					0.1188	0.1015
潜在経験年数	0.0505 ** 0.0198	0.0748 *** 0.0196	0.0731 *** 0.0191	0.0631 *** 0.0162	0.0734 *** 0.0190	0.0640 *** 0.0161
潜在経験年数の二乗	-0.0024 * 0.0013	-0.0035 *** 0.0013	-0.0035 *** 0.0013	-0.0025 ** 0.0011	-0.0035 *** 0.0013	-0.0026 ** 0.0011
学歴	0.5151 *** 0.0699	0.5344 *** 0.0703	0.4146 *** 0.0711	0.2709 *** 0.0603	0.3799 *** 0.0711	0.2370 *** 0.0602
高校卒	0.7119 *** 0.0719	0.7361 *** 0.0727	0.6081 *** 0.0730	0.4859 *** 0.0619	0.5642 *** 0.0732	0.4433 *** 0.0619
短大・高専卒	0.9605 *** 0.0734	0.9823 *** 0.0748	0.8548 *** 0.0746	0.6321 *** 0.0635	0.8184 *** 0.0746	0.5964 *** 0.0634
大学以上卒						
現在の就業形態 (レファレンス: 現在その他無業)						
正規雇用	4.9413 *** 0.1371	4.4973 *** 0.1359	4.3948 *** 0.0988	3.8652 *** 0.0907	4.1493 *** 0.1125	3.6505 *** 0.1008
非正規雇用						
自営業						
定数項	Yes 2736	Yes 2734	Yes 2616	Yes 2616	Yes 2616	Yes 2616
Year Dummy	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS	OLS
Nobs						
モデル						

***<1%, **<5%, *<10%. 下段は標準誤差。