

失業率，加齢，教育と非正規雇用*

—同居と家庭環境を考慮して—

滋野 由紀子**

(大阪市立大学大学院経済学研究科准教授)

松浦 克己***

(広島大学大学院社会科学研究所教授)

1. はじめに

1990年以降の長期にわたる経済低迷で完全失業率の上昇，正規雇用から非正規雇用へ移行が進んだ。とりわけ非正規雇用への移行は景気循環による一時的な減少というより，日本の労働市場のかつての通念，少なくとも男性については正規雇用が当然であり非正規雇用は例外である，が通用しなくなった構造変化とさえ言える状態を生み出している。高度成長期から安定成長期の1980年代半ばまで，若者にとって学校を卒業したら正社員あるいは正規の公務員になるというのは疑う余地のない選択であった。

その背景にあったのは低い完全失業率であった。バブルが崩壊し長期不況の出発点となった1990年においてさえ3.7% (20～24歳，年平均)であった。1997～1998年の金融危機の時期には6.2～7.1%となり，景気が底となった2003年には9.8%と，戦後の統計では最悪の状況になった (図1参照)。

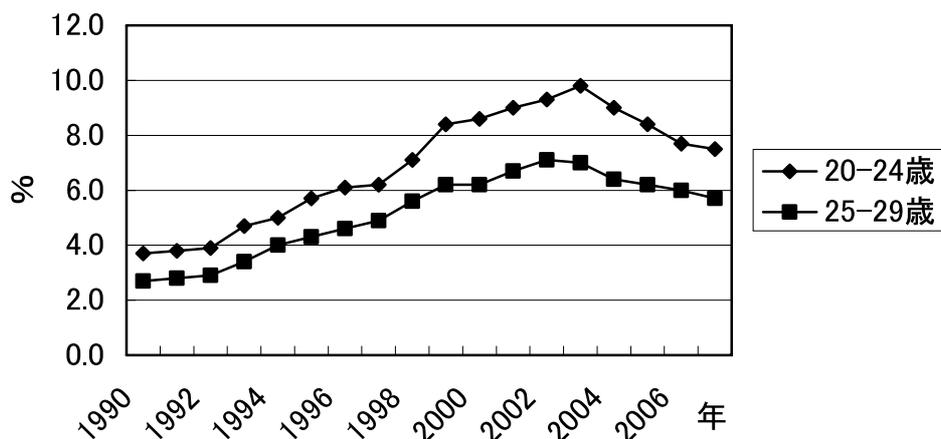
失業率の悪化と歩調を合わせるかのように若年層の雇用形態も条件の良い正規雇用から条件劣悪な非正規雇用へ移行が進んだ。1990年には非正規雇用比率は20.5% (15～24歳)，11.7% (25～34歳)であったのが，1997年には各々32.3%，13.9%となり，15～24歳という学卒時点やそれからまもなくという時期を含む若年層で非正規雇用比率が特に拡大した。それはその後も趨勢的に拡大し，2005年には47.7%，34.2%となった。15～24歳の階層では約半分が非正規雇用という実情にある。この数字は，学校を卒業したら正社員あるいは正規の公務員になるのが当たり前であった時代が終わったことを意味している。25～34歳の非正規雇用比率が34.2% (2005年)ということは，不安定で条件劣悪な非正規雇用という状態が，学卒時点やその直後だけではなく，学卒後10年経過しても継続している人が相当数存在することを示唆している。それは本人にとって不利益であるばかりでなく，少子化や将来の年金不安など社会的にも様々な問題を生じている。

*本研究は文部科学省科学研究費補助金「若手研究 (B)」，課題番号15730126を受けています。

**1970年東京都生まれ。92年大阪大学経済学部卒業，96年同学大学院経済学研究科博士課程修了。経済学博士 (大阪大学)。大阪大学経済学部助手，大阪市立大学経済学部助手を経て現職。主な著書は『女性の選択と家計貯蓄』 (共著，日本評論社，2001年)，『女性の就業と富の選択』 (共著，日本評論社，1996年) など。

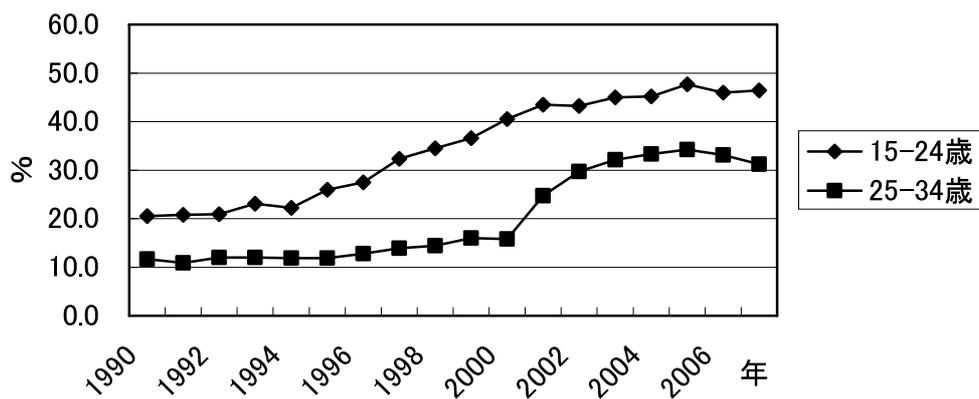
***1951年福岡県生まれ。75年九州大学法学部卒業，郵政省 (当時) 入省。大阪大学経済学部助教授，横浜市立大学商学部教授を経て現職。経済学博士 (大阪大学)。主な著書は『女性の選択と家計貯蓄』 (共著，日本評論社，2001年)，『EViewsによる計量経済分析』 (共著，東洋経済新報社，2001年) など。

図1 若年層完全失業率の推移 (1990年～)



出所：総務省「労働力調査」

図2 非正規雇用者比率の推移 (1990年～)



出所：総務省「労働力調査」

我々は独自のデータにより、調査時点の正規・非正規雇用の就業形態が、いかなる要因に左右されているかを明らかにし、若者の労働問題の解明に努めたい。特に注目するのは、日本の（若者）労働市場の特徴として、卒業前年（就職活動中）の失業率が卒業後の現在の就業形態にも影響し、加齢と共に正規就業確率は低下するのではないか、ということである。日本の人事は「新卒一括採用」と「年功による評価」が核となっている（城（2006）参照）。卒業時に正規雇用のポストを得ることができず、「既卒」や「アルバイト」になれば就職案内などが送られてくることはないのが日本の実情である。年齢差別と最も無縁であることが期待されるのが公共部門である。しかし実際には「年功評価」の世界である公務員については、30歳を過ぎれば事務職の受験資格さえ概ね失われる。加齢は生きている限り進行するものであり当然のことである。そうすると卒業時点で正規雇用—良い条件のポスト—を、手に入れることが出来たかどうか、その若者の人生を大きく左右することになる。このような社会が望ましいとも考えられないが、それが統計的に検証されるならば、その社会的改善を図る必要がある。これが本稿の目的である。

2. 先行研究と問題意識—就職活動中の失業率，加齢，親との同居と就業状況

2.1 先行研究

時点，性別，学歴，年齢の組み合わせによる世代を考えたとき，世代による学卒時点での就職動向と同期入社数の違いが，その後の賃金や就業機会に永続的な影響を与えることを1967～1995年の「賃金センサス」等により玄田（1997）は明らかにし，日本の労働市場には世代効果が働いているとした¹⁾。黒澤・玄田（2001）は，15～29歳を対象とした「若年者就業実態調査」（労働省（1997））の分析で学校卒業（中退時）前年度の完全失業率の上昇が卒業時の正規就業確率を低下させ，特に文系出身の女性の就業確率を抑制すること，学卒前年度の失業率が正社員としての定着率にも影響することを報告している。さらに学卒後非正規社員となった者が正規社員となるまでのハザード分析で，期間中の失業率をコントロールすると学卒直前の失業率は有意な影響を持たないとしている。

太田（2005）は，企業による人件費節約という長期トレンドと1990年代半ば以降の不況に直面した企業の新規採用抑制という景気循環的要因により，若年階層の失業率の上昇と労働市場全般での正規雇用から非正規雇用への移行が急速に進展してきたことを「労働力調査」などにより指摘した。本田・堀田（2006）は，「青少年の社会的自立調査」（内閣府（2005））により，離学直後（正規卒業と中退）に典型就職（正規就業）であった者は現在も典型就労である者が83%であるが，離学直後に典型就職でなかった者が現在典型就労である比率は22.8%であり，典型就労への入職ルートが学卒時に限定されるという，日本の若年労働市場の構造を指摘している²⁾。さらに離学直後に非典型就職をした場合，それが現時点での就労の積極性と関連することを指摘している。

慶応パネル調査（2004年）を用いた酒井・樋口（2005）は，フリーター（非正規就業者）経験者は近年になるほどフリーター状態からの離脱により長期間を要し，さらに就業しても正規経験者に比べて年収が低いこと，また婚姻や出産に関しては婚姻年齢が遅く，従って出産年齢も遅いことを指摘している。玄田・川上（2006）はJGSS（2000，2001年）を利用し，単身無業者は有意に性行動が少なく，就業者に限定した場合長時間労働が性行動を減少させ，単身無業と長時間労働が少子化を加速する可能性を明らかにしている。Kondo（2007）はJGSS（2000，2001，2002）を用い，学卒時点で正規就業と調査時点で正規就業の連立プロビットモデルを推計し，調査時点の正規就業確率は学卒時点で正規就業であればより高く，また教育の効果は大卒で正，他の学歴（既定値は高卒）は非有意，卒業後調査時点までの経過年数も非有意としている。学卒時点では有効求人倍率が高いほど正規就業確率が高まりかつ学歴の効果は中卒で負，短大・専修学校で正，大卒で非有意と報告している。ただし方程式間の誤差項の相関は非有意としている³⁾。

これらの先行研究は，①人件費節約という企業経営の長期戦略で労働者が正規就業に就く確率が減少していたが，特に若年層について1990年代後半以降の不況で新規学卒採用が抑制された結果，正規就業確率が著しく減少したこと，②学卒時に非正規就業であればその状態からの離脱が難しく，かつバブル崩壊以降一層困難になっていること，③非正規就業者と正規就業者の間の所得格差が開いていること⁴⁾，④就業状態が性行動，婚姻，出産にも影響し少子化の一つの要因であること，を示している。これら先行研究

¹⁾ 世代効果については大竹・猪木（1997）も参照。

²⁾ 城（2006），（2008）が指摘するように「年功」を評価の基準とする日本の人事システムでは新卒一括採用が中心であり，「既卒」は採用対象から除かれるし，非正規の経験は積極的に評価されない。いわゆる第二新卒も学卒後2～3年以内の正規雇用からの転職に限定される。

³⁾ 世代効果のサーベイについては太田・玄田・近藤（2007）を参照。

⁴⁾ 若年層における世代内格差の拡大と要因については松浦（2007）参照。

が示すように 1990 年代以降における若者の非正規就業の増加は労働市場の問題だけではなく、世代内格差の拡大、未婚化や少子化の促進など日本の社会システムの健全性に重大な危惧をもたらしている。

以上の先行研究と比較し異質な見解を示すのが山田 (1999), (2004) である。そこで提示されたのは豊かな親に寄生する、あるいは現実から逃避し夢にすがりつく若者像である。本田 (2005) が指摘するように山田 (1999), (2004) はデータの扱い、解釈、論理の展開に疑問が多い。ここからは日本の雇用システムや経済動向、あるいは世代効果が若者の就業に与えた影響という視点はくみとれない。しかしこの見方が社会的に影響を持ったことも確かである。

2.2 問題意識

本稿では滋野により実施された独自のアンケート調査（「日常生活とご家族についてのおたずね」2004 年）の結果を基に、1991 年以降に学校を卒業した 20～29 歳の独身者の調査時点における正規就業（正規雇用＋会社経営・役員＋自営業）と非正規就業の選択について、以下の仮説を中心に考察する⁵⁾。

① 求職活動中（卒業前年のいわゆる「就活中」）の若年失業率の上昇で正規雇用のポストが減少し、正規就業確率は低下する。ここでは黒澤・玄田 (2001) を参考に世代効果を求職活動中（卒業前年）の 20～24 歳の年平均失業率で代理する。世代効果があるならば、求職活動中の失業率の高さは調査時点の正規就業確率にも影響しているであろう。

② 城 (2006), (2008) が指摘するように年功を人事評価の基本とする日本の人事システムの下では、加齢（卒業からの年数の経過）とともに一層正規雇用の就業確率は低下する。ただし Kondo (2007) は経過年数は影響しないとしている。そこで我々が卒業からの経過年数でみた加齢の効果を検証する。仮に城の主張が正しければ、就職氷河期に正規雇用のポストを得ることができなかった「失われた世代」が、その後容易に浮上できない大きな理由はここにある⁶⁾。

③ 豊かな親と同居することで、若者の正規雇用へのインセンティブが減少したというパラサイト・シングル論が正しければ、父親の所得が低い階層では、親子の同居確率は低いはずである。しかし親子の収入を合わせてようやく生活が維持できる状況であれば、パラサイト・シングル論とは逆に父親低所得階級では同居確率は上昇しているであろう。あるいは親も貧しく、子供も自立し得ない状況でやむを得ず同居していれば、低所得階級で同居確率は上昇するであろう。

④ 教育がより良い就業機会の獲得につながるという就業選択に与える教育（最終卒業学歴の正規就学年数）の効果も注目する。Kondo (2007) の結果は曖昧であるが、それはダミー変数で推計を行ったために多重共線関係を起こした可能性がある。本稿では正規就学年数で推計する。

⑤ 最終学歴に至る過程におけるドロップアウトの代理変数として中退、優秀さの代理変数として私立小中卒、奨学金受給経験を考慮する⁷⁾。併せて家庭環境が恵まれている代理変数として現時点における父親管理職ダミーを考慮する。日本の就職では最終教育歴こそが重要であり、途中のプロセスは問題とはならないという点を検証するものである。「貧しい親が子供に残せるのは学歴だけ」とはしばしば指摘され

⁵⁾雇用者に限定するために会社経営・役員と自営（自営手伝い）をサンプルから除くことも考えられる。会社経営・役員、自営（自営手伝い）も職業選択であること、その生活費は正規就業者と遜色がなかったことからサンプルに含めることにした。なおこれらをサンプルから除いた実証も行ったが、以下の結果に変わるところはなかった。

⁶⁾②の検証のためには、最終学歴終了（卒業あるいは中退）時点における就業状態とその後就業状態の変遷がどのように関連するかを合わせて検証することが望ましい（黒澤・玄田 (2001), Kondo (2007)）。我々のデータから卒業時点での就業状態を把握するのは困難なので、この点は今後の課題としたい。本稿では、加齢とともに正規就業のポストを得ることは困難となる、という仮説を検証することになる。

⁷⁾高卒中退であれば中卒、短大中退であれば高卒として扱う。ただし高校中退でも、より高い学歴、つまり大学を修了していれば中退ではなく大卒として扱う。

るところである。無事学業を終えた最終学歴は就業選択に有意に影響するが、最終学歴をコントロールすれば途中経過や親の職業で代理させた家庭環境は有意な影響力は持たないという仮説である。途中経過や家庭環境が何であれ、最終結果こそが重要なので人々はできるだけ高学歴を無事達成するインセンティブをもつというものである。

分析に当たっては滋野(2007)が、就業選択に親の同居が内生変数であることを明らかにしているの、就業選択と親との同居の同時決定に配慮する。

3. データについて

本稿で用いるデータは、2004年3月に親子間の経済的関係を明らかにすることを目的として滋野が独自に実施したアンケート調査、「日常生活とご家族についてのおたずね」の個票である。この調査は、学校を既に卒業している20歳代の若年男女と、その若年男女が両親と同居している場合には両親も対象にしている。サンプルは調査会社((株)インテージ)とモニター契約を結んでいる首都圏と関西圏⁸⁾在住の個人から、両親と同居か否かの別に無作為抽出したものである。両親と同居している若年者288人とその両親、別居している若年者120人、合計408人である。郵送法で行い、有効回答数は361、有効回答率88.5%であった。

調査対象者には、有配偶者と無配偶者の両者が含まれているが、婚姻状態によって女性の就業行動が大きく規定されること、婚姻が親との同居決定に関連することから、それらの影響を除くために以下の分析では無配偶者ののみを取り出して使用することにする。その結果、親との同居サンプルは248人(79.5%)、親との別居サンプルは64人(20.5%)となる。ただし、サンプル特性として、モニター契約を結ぶという意思決定を行った人々であることから、表1に示すように高学歴者が多く、サンプルの偏りが生じており、結果の解釈を行う際にはその点に留意が必要である⁹⁾。

さらに分析の目的と回答の信頼性確保のため、本人の就業状態について無回答、教育歴について無回答、本人の生活費無回答のサンプルも除いた。主要な変数の記述統計は表2に掲げる通りである。

表1 学歴の分布

	日常生活とご家族についてのおたずね		国勢調査(20~29歳,未婚者,卒業者に限定)			
			東京都		大阪府	
	男性	女性	男性	女性	男性	女性
中学卒	3.08%	0.00%	5.15%	3.20%	7.14%	4.40%
高校卒	22.31%	14.86%	36.50%	28.94%	46.56%	35.48%
短大・専修学校卒	25.38%	51.35%	14.30%	34.92%	12.37%	38.68%
大学・大学院卒	49.23%	33.78%	31.57%	24.76%	26.15%	16.07%

注：国勢調査は2000年の値である。

⁸⁾首都圏は東京，千葉，神奈川，埼玉，関西圏は滋賀，京都，大阪，兵庫，奈良，和歌山の各都府県である。

⁹⁾調査の詳細については滋野(2007)参照。

表2 記述統計

変数	平均	標準偏差	最小	最大
正規就業	0.8345	0.3723	0	1
同居ダミー	0.7905	0.4076	0	1
教育年数	13.98	2.6024	9	18
失業率	7.39	1.6377	3.7	9.8
年齢	24.76	2.6671	20	29
女性ダミー	0.5304	0.4999	0	1
中退ダミー*教育年数	0.2432	1.5822	0	12
私立小中卒ダミー	0.0946	0.2932	0	1
奨学金受給ダミー	0.1486	0.3563	0	1
父親管理職ダミー	0.3108	0.4636	0	1
父親低所得ダミー	0.0845	0.2785	0	1
通勤不便ダミー	0.2669	0.4431	0	1
下宿経験ダミー	0.1926	0.3950	0	1

注：サンプル数は296。

4. 定式化と計量方法

本稿では正規就業関数と親子同居関数を二方程式プロビットモデルにより同時に推定する。

就業関数では、正規就学の教育年数に加えて、現時点での正規就業確率に与える就職活動中の失業率、加齢(年齢)の効果にまず注目する。男女で就業行動に差がある可能性に配慮して女性ダミーを考慮する。最終学歴に至る過程をみるものとして、ドロップアウトの代理変数として中退ダミー*正規就学教育年数、優秀さの代理変数として私立小中卒ダミー、奨学金受給経験を考慮する。併せて家庭環境が恵まれている代理変数として父親管理職ダミーを考慮する¹⁰⁾。これにより日本では最終教育歴こそが本人の将来にとり重要であり、途中プロセスは問題とはならないという点を検証するものである。最終学歴は就業選択に有意に影響するが、最終学歴をコントロールすれば途中経過や親の職業で代理させた家庭環境は有意な影響力は持たないであろう。

同居関数では、父親低所得ダミーに加えて年齢、女性ダミー、通勤不便ダミー、(在学中)下宿経験ダミーもコントロールする。通勤不便ダミーは雇用主が勤労者の勤務先を指定するので、親の住居と勤務地が遠隔の場合の影響を考慮するものである。下宿経験ダミーは、下宿経験があれば相対的に親元から独立しやすいことを考慮するものである。具体的には次の二方程式プロビットモデルを同時に推定する。

$$\begin{aligned}
 \text{正規就業}_i = & \text{定数項} + a_1 * \text{教育年数}_i + a_2 * \text{失業率}_i + a_3 * \text{年齢}_i + a_4 * \text{女性ダミー}_i \\
 & + a_5 * \text{中退ダミー} * \text{教育年数}_i + a_6 * \text{私立小中卒ダミー}_i \\
 & + a_7 * \text{奨学金受給ダミー}_i + a_8 * \text{父親管理職ダミー}_i + u_{1i}
 \end{aligned} \tag{1}$$

$$\begin{aligned}
 \text{同居}_i = & \text{定数項} + b_1 * \text{父親低所得ダミー}_i + b_2 * \text{年齢}_i + b_3 * \text{女性ダミー}_i \\
 & + b_4 * \text{通勤不便ダミー}_i + b_5 * \text{下宿経験ダミー}_i + u_{2i}
 \end{aligned} \tag{2}$$

¹⁰⁾ 父親、母親の状態が子供の就業選択に全く影響しないと、我々は主張するつもりはない。両親の所得資産は子供の就学に影響する(松浦・滋野(1996))。その効果は子供の最終学歴に反映されるであろうということである。

$$\begin{aligned} \text{正規就業}_i &= 1 \quad \text{if 正規雇用または会社経営もしくは自営（自営手伝い）の場合} \\ &= 0 \quad \text{otherwise} \\ \text{同居}_i &= 1 \quad \text{if 同居の場合} \\ &= 0 \quad \text{otherwise} \end{aligned}$$

ここで u_{1i} と u_{2i} は誤差項で、 $(0, 0, 1, 1, \rho)$ の二変量正規分布に従うものと仮定する。なお ρ は u_{1i} と u_{2i} の相関係数である¹¹⁾。

二方程式プロビットモデルの推計から得られる係数の解釈は、後述するように注意が必要である。ただし、1) 式にしか現れない説明変数の正規就業の選択確率に与える効果（符号の向き）、2) 式にしか現れない説明変数の同居確率に与える効果（符号の向き）は、単一プロビットモデルの場合と同様に定めることができる。

1) 式にしか現れない変数の正規就業の選択確率に与える効果は、教育がその人の市場価値を高めていれば $a_1 > 0$ 、求職活動中の若年失業率の上昇で正規雇用のポストが減少したという世代効果が働いていれば $a_2 < 0$ 、日本では最終教育歴こそが重要であり、途中のプロセスは学卒後の就業には問題とはならないという仮説が正しければ、 $a_5 = a_6 = a_7 = a_8 = 0$ 、である。

2) 式にしか現れない変数のうち、豊かな親に子供が寄生しているというパラサイト・シングル仮説が誤っているならば、父親低所得ダミーにかかる $b_1 > 0$ 、である。通勤不便ダミーと下宿経験ダミーにかかる $b_4 < 0$ 、 $b_5 < 0$ も期待される¹²⁾。

5. 推計結果

5.1 推計結果

推計結果は表3に示すとおりである。1)、2) 式の結果が①欄、1)、2) 式の推計で係数が有意ではない説明変数を除いた新しい結果が②欄である。①欄の対数尤度は-240.634、②欄の対数尤度は-241.295であるから、①欄と②欄の結果の尤度比検定統計量は1.322、p値は0.9697となる。これより就業選択には最終教育歴こそが重要であり、途中のプロセスや家庭環境は学卒後の就業には問題とはならないという帰無仮説、 $a_5 = a_6 = a_7 = a_8 = 0$ 、は棄却されない。

同居関数で年齢、女性ダミーにかかる $b_2 = b_3 = 0$ も棄却されない。この尤度比検定の結果より、正規就業関数と同居関数に共通する説明変数は無いことが分かる。

②欄の結果をみると正規就業関数で教育年数の係数は1%水準で有意に正、失業率と年齢にかかる係数は各々5%水準、1%水準で有意に負である。これより最終的に卒業した正規就学の教育年数がプラスの効果を持つことが分かる。取り分け注目されるのは、「新卒一括採用」という慣行と年功評価を基本とし、非正規雇用経験を評価しない日本の人事システムの下では、①求職活動中の若年失業率の上昇で正規雇用のポストが減少した場合、それが卒業後の就業状態にも影響するという世代効果の存在、②加齢とともに一層正規雇用のポストを得ることが困難となる、という二点が示されたことである。まさに学卒時点で正

¹¹⁾ Kondo (2007) は
現在の就業状態の関数 $y_i^* = \alpha x_i^* + \beta W_i + \varepsilon_{1i}$
学卒時の就業状態の関数 $x_i^* = \gamma Z_i + \varepsilon_{2i}$
を推計している。これは厳密には二方程式プロビットモデルではない。

¹²⁾ 二方程式プロビットモデルの詳細については、Greene (2000) p. 849 参照。

規雇用の職を得ることができずに、不利な状態のまま年齢を重ねているという就職氷河期に遭遇した「失われた世代」の課題が浮き彫りとなっている。女性ダミーの係数は10%水準で有意に負である。

同居関数の結果を見ると父親低所得ダミーの係数は1%水準で有意に正である。これは豊かな親に子供が寄生しているというパラサイト・シングル仮説を否定する結果である。通勤不便ダミーと下宿経験ダミーの係数は共に1%水準で有意に負である。 u_{1i} と u_{2i} の相関係数 ρ の係数は1%水準で負であるから、正規就業と同居の意思決定が負の関係に立つことが分かる。

表3 推計結果

	①				②			
正規就業	係数	標準誤差	t値	p値	係数	標準誤差	t値	p値
定数項	10.3322	3.8156	2.708	0.007	10.1854	3.7346	2.727	0.006
教育年数	0.4097	0.1583	2.588	0.010	0.4051	0.1546	2.619	0.009
失業率	-0.5879	0.2852	-2.061	0.039	-0.5756	0.2805	-2.052	0.040
年齢	-0.4250	0.1557	-2.730	0.006	-0.4188	0.1523	-2.751	0.006
女性ダミー	-0.3523	0.2029	-1.737	0.083	-0.3528	0.1981	-1.781	0.075
中退ダミー*教育年数	0.0092	0.0863	0.106	0.915				
私立小中卒ダミー	0.2931	0.4169	0.703	0.482				
奨学金受給ダミー	-0.1095	0.2636	-0.415	0.678				
父親管理職ダミー	0.0775	0.2356	0.329	0.742				
同居	係数	標準誤差	t値	p値	係数	標準誤差	t値	p値
定数項	1.4116	1.0083	1.400	0.162	1.2572	0.1287	9.765	0.000
父親低所得ダミー	1.1819	0.4639	2.548	0.011	1.1788	0.4544	2.594	0.010
年齢	-0.0064	0.0388	-0.164	0.870				
女性ダミー	0.0026	0.1991	0.013	0.990				
通勤不便ダミー	-0.5947	0.1976	-3.010	0.003	-0.5977	0.1977	-3.024	0.003
下宿経験ダミー	-1.2477	0.2056	-6.067	0.000	-1.2558	0.2050	-6.127	0.000
ρ	-0.4876	0.1951	-2.499	0.013	-0.4772	0.1840	-2.594	0.010
対数尤度	-240.634				-241.295			
AIC	1.734				1.698			
N	296				296			

5.2 選択確率，限界効果

表3②欄の結果に基づき、全サンプルの周りでの選択確率を示したのが表4-1である。①欄は正規就業=1かつ同居=1の期待値が0.6349(63.49%)であることを示す。②欄は正規就業=1かつ同居=0の期待値が0.1542(15.42%)であることを示している。これにより、全体の正規就業の期待値は約78.9%であることが分かる。また非正規就業の期待値は約21.1%となる。

表4-2は同居=1という条件の下での、連続変数である教育年数、失業率、年齢の限界効果が各々0.1084, -0.1541, -0.1121であることを示している。就職活動中の失業率1%ポイントの上昇は調査時点における正規就業の確率を約-0.154ポイント低下させる。年齢1歳の加齢は同じく-0.112ポイント低下させる。このマイナス効果は教育年数1年増加の正規就業確率に与えるプラス効果0.108を絶対値の意味で上回る。この数字は1990年代以降の若年失業率上昇の影響が若者の就業選択に対していかに大きかったか、そして既卒を相手とせず非正規雇用の経験を評価しない労働市場が無業あるいは非正規雇用者に極めて厳しいものであることを示している。

ダミー変数の効果(表4-3)をみると、正規就業=1かつ同居=1という条件の下では、正規就業確率に対して父親低所得ダミーが0.003ポイントのプラスの効果を持つことが分かる。

表 4-1 全サンプルの周りでの選択確率

①	②	③	④
正規=1, 同居=1	正規=1,同居=0	正規=0,同居=1	正規=0,同居=0
0.6349	0.1542	0.1998	0.0111

表 4-2 同居=1 という条件の下での，全サンプル周りでの教育年数，失業率，年齢の限界効果

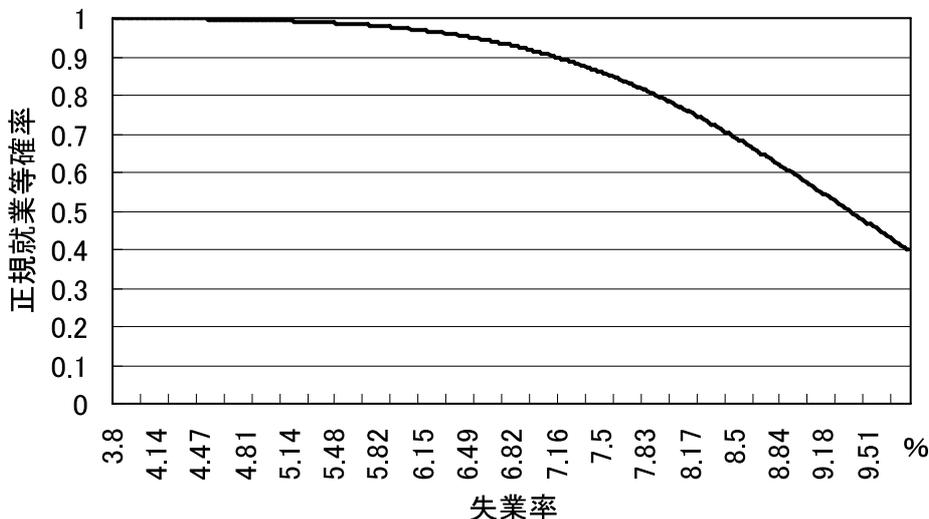
①	②	③
教育年数	失業率	年齢
0.1084	-0.1541	-0.1121

表 4-3 正規=1，同居=1 という条件の下での各ダミー変数の限界効果

①	②	③	④
女性	父親低所得	通勤不便	下宿経験
-0.0134	0.0031	-0.0296	-0.0767

正規就業関数について 教育年数 14，女性=0，年齢=25 の前提条件，同居関数について，父親低所得=1，通勤不便=1，下宿=0 の前提条件をおき就職活動中の失業率を 3.8% から 9.8% まで変化させた場合の正規就業が 1 となる確率（正規就業=1 かつ同居=1，または正規就業=1 かつ同居=0）を示したのが図 3 である。失業率 5.02% では正規就業の確率は 0.994 である。それが失業率が 7.01% では 0.911，7.8% では 0.816 と低下している。就職氷河期といわれた就活年 2001 年の失業率 9.0% では 0.580 となる。改めて就職活動時点の失業率がある後においても若者就業選択に厳しい影響をもたらしたことを示している。

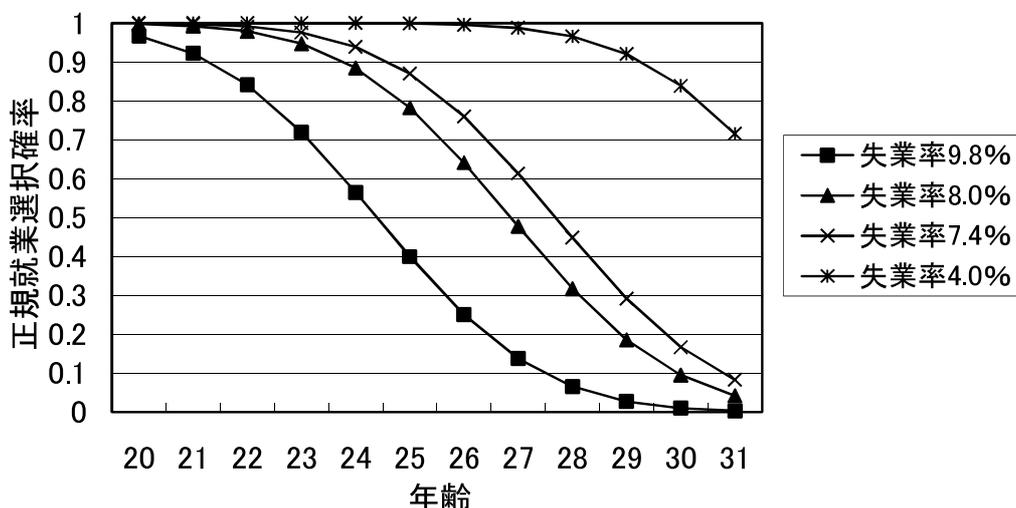
図 3 失業率と正規就業選択確率



正規就業関数について教育年数 14, 女性=0 の前提条件, 同居関数について父親低所得=1, 通勤不便=1, 下宿=0 の前提条件をおき, 年齢 (20~31 歳) と就職活動中の失業率 (4.0%, 7.4%, 8.0%, 9.8%) が正規就業選択確率 (正規就業=1 かつ同居=1, または正規就業=1 かつ同居=0) に与えた影響を見たのが図 4 である。

求職活動中の失業率が 4.0% の水準では 28 歳での正規就業選択確率は 0.967 と高い。高度成長期や安定成長期の若者の就業選択の姿はこうであったと考えられる。求職活動中の失業率が 7.4%, 8.0% となると, 28 歳での正規就業選択確率は 0.448, 0.317 と急減する。若年失業率の最も高い 9.8% では, 正規就業確率は 0.065 と 0.1 を下回る。就職氷河期で正規就業のチャンスをつまえることができなかつた若者は, 20 代後半には際立った苦境に立たされていることがうかがえる。

図 4 年齢, 失業率と正規就業選択確率



6. おわりに

我々は独自に実施したアンケート調査, 「日常生活とご家族についてのおたずね」を用いて親子同居と正規就業選択の同時決定性を明示的に考慮した上で, 調査時点の正規就業確率に与える学卒前年時の若年失業率と加齢の効果を詳細に検証した。採用については「新卒一括採用」, 入社後の評価は「年功」を基本とする人事システムでは, 就活中の失業率の高さは新規雇用正規職員のポストを減らすので正規就業確率を低下させ, 非正規雇用経験を評価しないシステムの下では加齢と共に正規就業確率は一層低下することを明らかにした。しかもその効果は劇的とも言えるほど厳しいものであった (図 3, 図 4)。非正規雇用になるというのは親が豊かだから親に甘えているというようなものでは決してなかった。そのときの厳しい経済状況で非正規となり, それが日本の人事システムで加速されているというものであった。年齢無差別が期待される国家公務員Ⅱ種でも, 受験可能な年齢の上限は 29 歳である。2007 年度に初めて実施された「中途採用者選考試験」でも上限は 40 歳である。このように非正規雇用形態での加齢という状態は, わが国では厳しいマイナス評価の対象となる。しかし就職活動時の失業率が高いというのは, 個人にとっては不運としかいいようがないものである。厳しい状態が加齢と共に加速されるのは社会的に見ても好ま

しくはないと言うことを酒井・樋口（2005）等の先行研究は示している。

他方で最終学歴は正規就業確率を有意に高めるが，その取得に至るまでの経緯や家庭環境は影響しないことも我々は明らかにした¹³⁾。最終学歴取得に至るまでのその人の努力は，日本社会は評価しているわけである。卒業時点・卒業後に非正規雇用という不利な事態に陥れば「年功」評価の社会では，一転してその人の「能力」が評価されないというのは，個人にとっても社会にとっても不利益であろう。「年齢無差別」への一足飛びの移行は難しいかもしれないが，企業や官公庁が既卒者や卒業後の非正規雇用者にも採用のチャンスを与える新規労働市場へ転換すること，採用システムと密接不可分な評価方法を「年功・勤続年数」から「職務」へ転換することが望まれる。これが出来なければ，近い将来膨大な中年非正規労働者を抱えた不安定な社会に日本は陥りかねない。

参考文献

- Greene, W (2000) *Econometric Analysis*, Prentice Hall.
- Kondo, A (2007) “Does the First Job Really Matter? State Dependency in Employment Status in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, vol. 21, pp. 379-402.
- 太田 清 (2005) 「非正規雇用と労働所得格差」『日本労働研究雑誌』No. 557, pp. 41-52.
- 太田聡一・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, pp. 4-16.
- 大竹文雄・猪木武徳 (1997) 「労働市場における世代効果」，浅子和美・福田慎一・吉野直行編『現代マクロ経済分析』東京大学出版会所収，pp. 297-320.
- 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』No. 490, pp. 4-18.
- 玄田有史 (1997) 「チャンスは一度—世代と賃金格差—」『日本労働研究雑誌』No. 449, pp. 2-12.
- 玄田有史・川上淳之 (2006) 「就業二極化と性行動」『日本労働研究雑誌』No. 556, pp. 80-91.
- 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, pp. 29-41.
- 滋野由紀子 (2007) 「若年者の就業形態選択と親との同居」『大阪市立大学経済学雑誌』第 108 巻，第 3 号，pp. 105-119.
- 城 繁幸 (2006) 『若者はなぜ 3 年で辞めるのか？—年功序列が奪う日本の未来』光文社新書。
- 城 繁幸 (2008) 『3 年で辞めた若者はどこに行ったのか—アウトサイダーの時代』ちくま新書。
- 本田由紀 (2005) 「書評：山田昌弘著『希望格差社会』」『日本労働研究雑誌』No. 540, pp. 68-71.
- 本田由紀・堀田聡子 (2006) 「若年無業者の実像—経歴・スキル・意識」『日本労働研究雑誌』No. 556, pp. 92-105.
- 松浦克己 (2007) 「税制，公的年金，社会保障給付と格差の拡大・縮小」日本経済学会 2007 年秋季大会報告論文。
- 松浦克己・滋野由紀子 (1996) 『女性の就業と富の分配』日本評論社。
- 山田昌弘 (1999) 『パラサイト・シングル』ちくま新書。
- 山田昌弘 (2004) 『希望格差社会』筑摩書房。

¹³⁾ 親子間の学歴の関係については別途考察したい。