

特集：第12回（2002年）出生動向基本調査 その2

若年就業と親との同居

大石 亜希子

本稿では、若年就業と未婚者の親との同居の関係について、雇用情勢が及ぼす影響に注目して分析を行った。2002年に実施された国立社会保障・人口問題研究所の『第12回出生動向基本調査（独身者調査）』の個票を使用した実証分析の結果では、失業率の悪化が若年層の就業形態に大きな影響を及ぼしており、それが同居行動をも左右していることが明らかになった。具体的には、1990年代以降の失業率上昇によって、学卒直後に正規の職員として就職することが顕著に困難になり、非正規雇用に就いたり無業になったりする傾向が強まっている。さらに、若年層における非正規雇用者や無業者の増加が未婚者の親との同居率を有意に高めている。若年層の就業環境が改善されない場合、非正規雇用や無業の増加、同居率上昇を通じて晩婚化が加速され、さらに出生率が低下する可能性が高い。若年就業は、単なる労働政策の問題ではなく、人口など社会全般に関わる問題であるということが認識されるべきである。

I. はじめに

親と同居する成人未婚子の存在は、1990年代半ば以降、社会学者をはじめとして多くの研究者の関心を集めてきた（宮本ほか 1997，山田 1999）。2002年に実施された国立社会保障・人口問題研究所の『第12回出生動向基本調査（独身者調査）』（以下、NFS12S）によると、18～34歳の未婚者のうち、男性の69.5%，女性の76.4%が親と同居している。10年前（1992年）と比較すると、女性についてはほとんど変化がないものの、男性では同居率の上昇が顕著である（表1）。これを少子化との関連からみると、親と同居する未婚者は晩婚の傾向があることは多くの研究で指摘されており（北村 2002, Raymo 2003），同居率が高まることで晩婚化が一層進み、統計開始以来の低水準にある日本の合計特殊出生率がさらに低下するのではないかと懸念されている。

このように親子同居が増加した背景として、本稿では従来の研究で指摘されてきた社会的な要因のほかに、若年労働市場の悪化に注目する。1990年代初頭のバブル崩壊以降、企業の新卒採用は大幅に抑制され、完全失業率は1990年には2.1%であったものが2002年には5.4%に達した。失業率の上昇は若年層で著しく、15～19歳の完全失業率は同期間に

表1 調査別にみた、親と同居する未婚者の割合

	第10回調査 (1992年)	第11回調査 (1997年)	第12回調査 (2002年)
男性	62.8	65.5	69.5
女性	76.7	74.5	76.4

注：18～34歳の未婚者。父母のどちらかと同居していれば「同居」とした。

出所：国立社会保障・人口問題研究所編（2004）

6.6%から12.8%へ、20～24歳の失業率も3.7%から9.3%まで上昇している。就業形態も変化している。前述のNFS12Sでは、未婚男女のうち正規職員として就業する者の割合は5年前より低下し、代わってパートやアルバイトなどの非正規雇用者や無職者が増加している。正規職員と非正規職員の賃金格差が大きい日本の現状では、正規の仕事に就かないで親元から独立することは困難と考えられる。

若年層の就業と親子同居あるいは離家（nest-leaving）の関係については、海外では多くの研究が蓄積されている。その嚆矢であるMcElroy（1985）は、米国の若年男性を対象として就業と同別居を同時決定の枠組みで分析し、若者にとって親との同居が失業保険の役割を果たしていると指摘している。また、若年層の高賃金や就業機会の豊富さが同居率を引き下げる効果をもつことは、Whittington and Peters（1996）、Card and Lemieux（2000）が明らかにしている。さらにMartinez-Granado and Ruiz-Castillo（2002）は、McElroy（1985）の枠組みを発展させ、就業・別居・進学という3つの選択を同時推定し、低失業率が若者の就業を促進し、就業が親との別居を促すことをスペインのデータで示している。

一方、日本においては、親子同居の問題は家族社会学や人口学の視点から、若年就業の問題は労働経済学の視点から、それぞれ分析されてきたものの、両者の関係に注目した枠組みで実証分析を行ったものはほとんど見あたらない。しかしながら、若年労働市場の悪化が若年層の就業選択や家族形態、ひいては結婚行動にも影響を与えているとすれば、少子化が進む日本社会にとって大きな問題である。

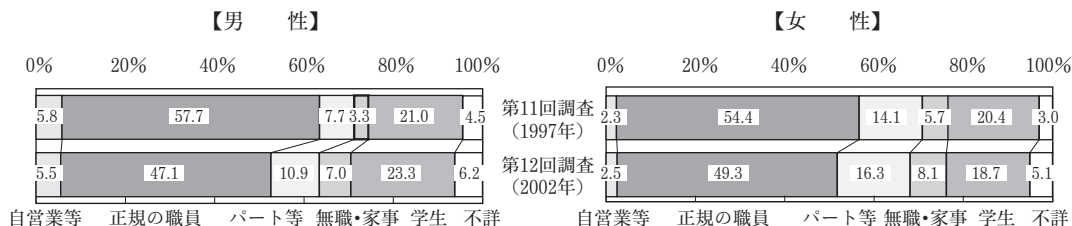
本稿の目的は、若年層の就業行動と親との同別居について、雇用情勢が与える影響を明らかにすることを通じて政策対応のあり方を探ることにある。本稿の構成は以下の通りである。Ⅱ.ではNFS12Sから観察される若年層の雇用情勢の実情を主に卒業年次・学歴別に把握する。Ⅲ.では学卒直後の就業状態に注目し、学卒直後に正規職員として就業する確率と雇用情勢や学歴などとの関係を明らかにする。Ⅳ.では現在の就業状態に注目し、学卒時の雇用情勢が現在の就業形態にどのように影響しているのかを分析する。Ⅴ.では親との同別居に就業形態やその他の要因が与える影響を把握する。Ⅵ.では分析結果のまとめと政策的インプリケーションの考察を行う。

Ⅱ. 若年層の就業動向

本稿で使用するデータは、国立社会保障・人口問題研究所が2002年に実施した『第12回出生動向基本調査（独身者調査）』（NFS12S）の個票である。NFS12Sは、全国の1048調査地区（2000年の国勢調査区から層化無作為抽出）の中から系統抽出法によって選ばれた600地区に居住する18歳以上50歳未満の独身者すべてを対象とした標本調査である。本稿ではそのうち18～34歳の未婚男女を対象に分析を行う。

はじめに、未婚者の就業状況を前回調査（『第11回出生動向基本調査（独身者調査）』、1997年実施）と比較してみよう。過去5年間に、男女とも「正規の職員」が減少する一方

図1 男女別、未婚者の従業上の地位の変化

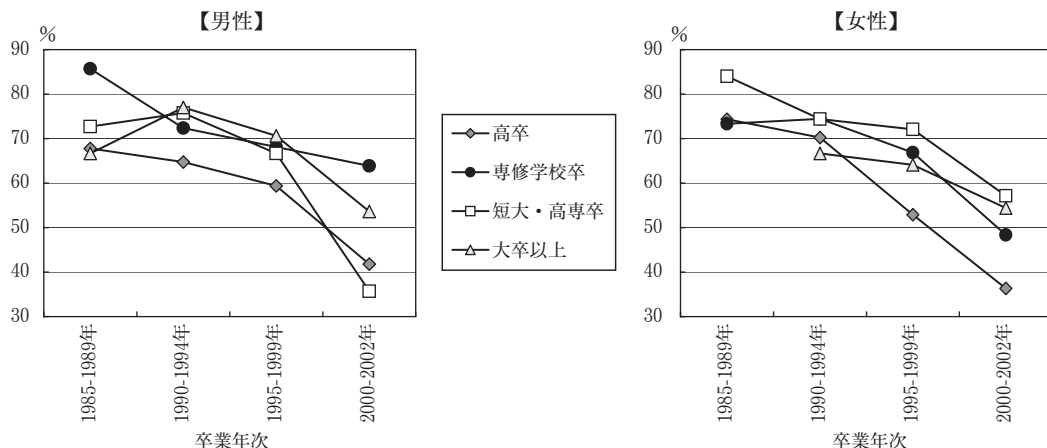


で、「パート・アルバイト」、「無職・家事」が増加している（図1）。とくに未婚男性のうち「正規の職員」として働く者の割合は、前回調査の58%から今回調査では47%まで低下し、未婚女性に占める正規就業者の割合（49%）を下回る状況になっている。

以上は「（調査時点）現在」における就業状況の推移をみたものであるが、これとは別に、NFS12Sでは「学校を卒業した直後」の就業状況も調査している。図2は、学卒直後における正規就業者の割合を、卒業年次・学歴別に示したものである¹⁾。調査対象が未婚者に限定されているため、卒業年次が古い（したがって年齢が高い）ほど、未婚という属性が特定のバイアスをかけている可能性はあり、注意しなければならない。しかし、平均初婚年齢が男性で28.5歳（2002年）、女性で26.8歳（同）に達する状況では、少なくとも1990年代半ば以降に学校を卒業した者（その大半が調査時点で30歳未満）については、ある程度の代表性を確保しているものと考えられる。

グラフで示されるように、男女ともに1990年代半ば以降、学卒直後の正規就業比率は大幅に低下している。大卒以上の学歴でも、正規就業比率は5割をやや上回る程度であり、

図2 男女別、学卒直後に正規職員となった者の比率



1) なお、現在在学中（休学等を含む）の者や卒業年次が不詳の者は除いている。また、学歴は「あなたが卒業した学校は」という質問への回答から把握しているので、卒業年次が不詳の者を除いているとはいえ、厳密には中退者を識別できない。

高卒では4割前後まで落ち込んでいる。文部科学省『学校基本調査』でも、大卒就職率は1991年の81.3%から2002年には56.9%まで低下しており、同じ趨勢を示している。

Ⅲ. 学卒直後の正規就業決定要因・再考

そこでまず、学卒直後の就業状態—とくに正規の職員としての就業—に雇用情勢が及ぼす影響を分析する。先行研究である黒澤・玄田（2001）、Genda and Kurosawa（2001）は、1990年代以降の失業率上昇が新規学卒者の非正社員化や就業マッチングの悪化と転職活動の活発化を促したことを明らかにしている。ただしこれらの研究は1997年のデータに基づいており、それ以降に一層悪化した雇用情勢の影響を把握できていない。本稿が使用するNFS12Sは2002年6月に実施されているため、より最近の動向が反映されている。

分析対象は、NFS12Sの調査対象である18～34歳の未婚男女のうち在学中（休学等を含む）の者や卒業年次が不詳の者を除く男性2262人、女性2306人の合計4568人である。これらのサンプルについて、学校を卒業した直後に正規の職員であったかどうかを示すダミー変数を被説明変数とし、学歴や労働市場の需給を示す指標、そしてトレンド項を説明変数とするモデルをProbitで推定する。結果は表2にまとめてある。

先行研究であるGenda and Kurosawa（2001）の分析では、①男性は女性よりも正社員として就業する確率が高く、②男性の大学・大学院卒業者は他の学歴と比べて正社員になる確率が高い半面、女性についてはこうした傾向はみられない、③卒業・中退する前年度の完全失業率が高いほど正社員になる確率は有意に低い、④トレンドとして正社員就業確率は低下している、⑤とくに大卒女性の正社員就業確率は失業率が上昇すると大幅に低下する—ことが示されている。

これと比較して、本研究の推定結果では以下のような傾向が観察される。

第1に、正規就業確率における男女差は有意には観察されない。男女計の推定における女性ダミーの係数は有意でなく、男女別の推定結果に基づき構造変化テストを行った場合も、男女間で係数が等しいという帰無仮説を5%水準では棄却しない。

第2に、最終学歴別では、高卒と比較して専修学校や短大・高専、大学以上の学歴を持つ者は、10～16%ポイント程度正規就業確率が高い。しかしながら高卒以上における学歴間の差は小さく、とくに専修学校と大学とでは、男女とも正規就業確率に及ぼす効果に大きな違いはない。正規就業確率を引き上げる効果が最も高いのは、女性の短大・高専卒である。なお、最終学歴が中学校の場合、男女とも正規就業確率は大幅に低くなる。

第3に、卒業する前年の失業率が高い場合、学卒時の正規就業確率は有意に低くなる²⁾。失業率が1%ポイント上昇すると、正規就業確率は男性で6.4%ポイント、女性で4.6%ポ

2) なお、失業率を雇用情勢の指標として使用すると潜在的に内生性の問題が生じうるのはGenda and Kurosawa（2001）で指摘されている。雇用情勢が悪い時期に卒業を控えた学生は、就職よりも進学を選択したり、留年したりして社会に出るタイミングをずらす可能性がある。その場合、雇用情勢と学歴は同時決定になるため、推定結果にはバイアスが含まれる可能性がある。そこで彼らの研究と同様に有効求人倍率（新規学卒者は除かれている）を用いて再推定を行ったが、結果は上記とほぼ同じであった。

イント（ただし女性の場合、有意度は低い）低下する。過去10年間に失業率は3%ポイント程度上昇しているの
で、雇用情勢の効果だけで正規就業確率は18%ポイント程度も低下したことになる。

第4に、卒業年次が新しくなるほど正規就業確率は有意に低下するが、この低下傾向は女性にのみ観察される。すなわち、学歴や労働市場の状況をコントロールした上でも、新卒女性が正規の職員として就職することが年々困難になっていることを示している。

最後に、先行研究（黒澤・玄田 2001, Genda and Kurosawa 2001）との比較のため、推定対象を①1997年以前卒業者、②1997年以前卒業者で学卒直後に雇用就業（パート、アルバイトを含む）していた者に限定して推定を行った。結果は表2の下部にまとめてある。先行研究で使用された

表2 学卒直後の正規就業確率に与える影響

	総数		
	男女計	男性	女性
女性（基準：男性）	-0.019		
最終学歴（基準：高校）			
中学校	-0.403***	-0.374***	-0.456***
専修学校（高卒後）	0.112***	0.125***	0.101***
短大・高専	0.137***	0.055	0.159***
大学以上	0.116***	0.118***	0.112***
卒業前年の失業率	-0.058***	-0.064***	-0.046*
卒業年（西暦）	-0.011***	-0.006	-0.017***
N	4,568	2,262	2,306
擬似決定係数	0.056	0.053	0.063
対数尤度	-2905.61	-1445.10	-1455.04
帰無仮説：男女間で係数が等しい 尤度比検定 $\chi^2(7)$	12.47*		
①1997年以前卒業者			
	男女計	男性	女性
女性（基準：男性）	0.006		
最終学歴（基準：高校）			
中学校	-0.415***	-0.372***	-0.498***
専修学校（高卒後）	0.076***	0.087**	0.064
短大・高専	0.113***	0.090	0.115***
大学以上	0.100***	0.120***	0.068
卒業前年の失業率	-0.038	-0.034	-0.036
卒業年（西暦）	-0.014***	-0.010*	-0.020***
N	2,404	1,255	1,149
擬似決定係数	0.054	0.054	0.057
対数尤度	-1472.79	-782.42	-687.31
②1997年以前卒業者で学卒直後雇用者			
	男女計	男性	女性
女性（基準：男性）	-0.038**		
最終学歴（基準：高校）			
中学校	-0.430***	-0.368***	-0.522***
専修学校（高卒後）	0.002	0.004	-0.009
短大・高専	0.065***	0.088*	0.044
大学以上	0.036	0.090***	-0.046
卒業前年の失業率	-0.018	-0.015	-0.020
卒業年（西暦）	-0.012***	-0.010**	-0.014**
N	1,906	960	946
擬似決定係数	0.058	0.073	0.056
対数尤度	-849.01	-414.27	-429.08

注：***は1%、**は5%、*は10%水準で係数が有意であることを意味する。各説明変数の影響度は限界効果で示してある。ダミー変数の限界効果は、変数の値が0から1に変化したときの正規就業確率の変化幅として示されている。

『若年者就業実態調査』は、1997年10月に実施されており、未婚・既婚を問わず30歳未満の若年者を対象としている。また、『若年者就業実態調査』は、民営事業所の就業者を対象としており、無業者や自営業者を含んでいない。一方、本稿のサンプルは未婚者に限ら

れるという欠点はあるが、無業者や自営業者などが含まれている。厳密な比較を行うためには、1997年時点での雇用就業者にサンプルを限定すべきであるが、NFS12Sではそうした情報が入手できない。そこで2通りの方法で比較を行う。①のサンプルでは、1998年以降の影響が除去されているだけで、1997年時点での無業者や失業者もサンプルに含まれている。②のサンプルでは、学卒直後に雇用就業していた者に限定することで1997年時点での無業者や失業者をかなりの程度除外している³⁾。

①のサンプルによる推定結果では、失業率が有意でなく、女性の短大・高専卒ダミーはいぜんとして有意であるものの大卒以上ダミーが有意でなくなる。したがって、女性の正規就業機会の拡大に大卒以上の学歴が効果を持たないという状況は、近年改善されてきているようである。一方、②のサンプルによる推定結果では、失業率は有意でないものの、女性の正規就業確率は男性よりも有意に低く、高学歴になるほど正規就業確率が有意に高くなる効果が男性だけに観察され、卒業年次が新しくなるほど正規就業確率が男女ともに有意に低下するなど、先行研究と同じ傾向が観察された。したがって、無業者や失業者を含むというNFS12Sの特長が、先行研究との違いを生んでいる主要要因であると考えられる。

IV. 若年層の就業形態と雇用情勢

つぎに、学卒時の雇用情勢が現在の就業形態にどのように関わっているかを分析する。ここでは就業形態を「正規の職員」、「パート・アルバイト」、「派遣・嘱託」、「自営業（家族従業者を含む）・内職」、「無職・家事」の5種類に分類する（在学者は除外）。使用するサンプルは、前節の分析対象としたもののうち、現在の就業形態が不詳の者や次節の分析に必要な情報（親の所得水準等）に欠値がある者を除く3685人である。被説明変数を就業形態（基準は「正規の職員」）とし、説明変数には卒業前年の失業率、性別、最終学歴、居住地域が人口集中地区か否かを使用して、multinomial logit modelを推定した。

推定結果と各説明変数の限界効果は表3に示す通りである。まず、卒業前年の高失業率は「パート・アルバイト」として就業する確率や「無職・家事」となる確率を有意に引き上げる効果を持っている。失業率が1%ポイント上昇することにより、「パート・アルバイト」となる確率は1.9%ポイント、「無職・家事」となる確率は2.7%ポイント、それぞれ上昇する。近年の若年層における非正規就業や無業者の増加には、学卒時の雇用情勢が明らかに影響している。

他の変数の効果についてみると、女性は男性よりも「パート・アルバイト」、「派遣・嘱託」などの非正規職、あるいは「無職・家事」になる確率が高い。年齢の効果は「自営業・内職」を除きあまり有意でない。ただしこれは古いコーホートほど自営業者の割合が高い

3) NFS12Sの対象は未婚者であるため、学卒直後から1997年までの期間が短いサンプルのほうが長いサンプルよりも多い。また、1997年まではそれ以降と比較して就職率も高かったため、学卒直後に無業者であるサンプルも少ない。

表 3 就業形態選択式の推定結果

	パート・アルバイト			派遣・嘱託			自営業・内職			無職・家事		
	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果
女性（基準：男性）	0.567***	(0.099)	0.066	1.025***	(0.187)	0.035	-0.619***	(0.187)	-0.033	0.393***	(0.120)	0.025
年齢	-0.036*	(0.021)	-0.006	0.008	(0.040)	0.000	0.069**	(0.029)	0.003	0.041*	(0.023)	0.004
最終学歴（基準：高校）												
中学校	1.021***	(0.215)	0.085	0.144	(0.623)	-0.014	1.212***	(0.312)	0.037	1.677***	(0.219)	0.186
専修学校（高卒後）	-0.600***	(0.149)	-0.060	0.146	(0.258)	0.013	-0.003	(0.235)	0.007	-0.976***	(0.198)	-0.062
短大・高専	-0.708***	(0.149)	-0.071	0.093	(0.245)	0.011	-0.128	(0.281)	0.001	-0.851***	(0.192)	-0.054
大学以上	-0.871***	(0.152)	-0.090	0.332	(0.255)	0.024	-0.396*	(0.229)	-0.008	-0.934***	(0.175)	-0.061
人口集中地区（基準：非DID）	0.218**	(0.100)	0.025	0.487**	(0.191)	0.016	-0.175	(0.161)	-0.010	0.130	(0.121)	0.007
卒業前年の失業率	0.180**	(0.090)	0.019	-0.004	(0.168)	-0.002	-0.057	(0.132)	-0.005	0.330***	(0.110)	0.027
定数項	-1.221	(0.793)		-3.993***	(1.527)		-3.807***	(1.098)		-3.956***	(0.904)	
N	3685											
対数尤度	-3861.09											
疑似決定係数	0.046											

注：***は1%，**は5%，*は10%水準で係数が有意であることを意味する。標準誤差は不均一分散修正済みのも。ダミー変数の限界効果は、変数の値が0から1に変化したときの正規就業確率の変化幅として示されている。

ことを反映しているだけかもしれない。学歴の影響は大きく、とくに最終学歴が中学校である場合、「無職・家事」となる確率は高卒者よりも19%ポイント近く、「パート・アルバイト」となる確率も9%ポイント程度上昇する。反対に高学歴であるほど「正規の職員」として就業している確率が高い。人口集中地区に居住している場合には非正規就業確率が上昇するが、これは大都市ほど非正規就業の機会が豊富であることを示している可能性もある。

なお、multinomial logit modelの特定化に誤りがないか、すなわちIIAの仮定(independence from irrelevant alternatives property)が成立しているかどうかを検定するために、5つの選択肢の中から1つを除外した制約付きモデルでの推計結果($\hat{\beta}_R$)と、5選択肢を持つフルモデルでの推計結果($\hat{\beta}_F$)とを比較した(Hausman and McFadden (1984))。

Hausman 検定量は、

$$H_{IIA} = (\hat{\beta}_R - \hat{\beta}_F)' [Var(\hat{\beta}_R) - Var(\hat{\beta}_F)]^{-1} (\hat{\beta}_R - \hat{\beta}_F)$$

であり、これはIIAが成立するという帰無仮説のもとでは、 $\hat{\beta}_R$ の行数と同じ数の自由度のカイ二乗分布に従う。検定の結果、いずれの選択肢についても統計量は有意水準を満たさず、IIAが成立しているという帰無仮説は棄却されなかった。

V. 若年層の就業形態と親との同別居

ここまでで、雇用情勢が学卒時に正規の職員となる確率や現在の就業形態に影響を及ぼしていることが明らかになった。この節では、若年層の就業形態と親との同別居について、両者の関係を分析する。

親と同居する成人未婚子の存在に注目する、いわゆる「パラサイト・シングル仮説」が提示されたのは1990年代後半のことであった（山田 1999）。しかしながら Raymo（2003）が指摘しているように、1975年と1995年の2時点における未婚者の同居率にはほとんど差はない。実際に『出生動向基本調査』で親子同居率の上昇が明瞭に観察されるようになったのは、最近5年間のことである。親子同居を促進する要因として、従来の社会学的分析で指摘されてきたものは、親の所得水準の上昇、きょうだい数の減少、都市化、女性の高学歴化と所得水準の上昇などであるが、これらの要因だけで最近の同居率の上昇を説明することは難しい。

本稿で注目するのは、1990年代以降の雇用情勢の悪化である。とくに前節までで示したような雇用情勢悪化による正規就業機会の減少が、若者の経済的自立を困難にし、同居率の上昇をもたらしている可能性を検討する。本稿の冒頭で述べたように、海外では若年就業と親子同居の関係に注目した分析が行われているが、日本ではこうした分析はほとんどない。同別居決定式の説明変数に若年層の就業形態を含めた分析例もあるが、非正規雇用のほうが同居する確率が高いという研究（北村 2002）がある一方で、失業者は有意に親と同居する確率が高い半面、フルタイム雇用者とパートタイム雇用者の間には有意な差はないという研究（高田 2004）もあり、結論は一致していない⁴⁾。高田（2004）では、同別居決定式の説明変数に有効求人倍率も含められており、労働需給が逼迫していると別居が促進されると述べている。

若年就業と同別居の同時決定関係を厳密に計量経済学的に分析するのであれば、McElroy（1985）や Martinez-Granado and Ruiz-Castillo（2002）のように連立モデルで推定を行うことが本来望ましい。本稿のように5種類の就業形態を想定しているときは、就業形態選択の multinomial logit model と同別居選択の probit model を同時推定するべきである⁵⁾。しかしながら、表3で示したように就業形態選択式の擬似決定係数は0.046にとどまっており、もともとの式の適合度が低い状況

表4 同別居状態別、使用変数の平均値

	合計	同居	別居
就業形態（基準：正規の職員）			
パート・アルバイト	0.163	0.175	0.113
派遣・嘱託	0.044	0.045	0.039
自営業・内職	0.048	0.050	0.041
無職・家事	0.103	0.113	0.058
女性（基準：男性）	0.508	0.514	0.482
年齢	25.553	25.352	26.423
最終学歴（基準：高校）			
中学校	0.047	0.048	0.046
専修学校（高卒後）	0.154	0.151	0.166
短大・高専	0.153	0.159	0.129
大学以上	0.262	0.233	0.388
人口集中地区（基準：非DID）	0.654	0.619	0.808
親の所得（対数）	6.122	6.127	6.101
跡継ぎ（基準：跡継ぎでない）	0.456	0.463	0.425
結婚意欲（基準：結婚しない）	0.899	0.888	0.944
恋人あり（基準：恋人なし）	0.311	0.285	0.423
卒業前年の失業率	3.481	3.486	3.459
N	3685	2994	691

4) データはいずれも（財）家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査」の個票であり、対象は女性に限定されている。

5) Oishi and Oshio（2004）は、夫方と妻方どちらの親と同居するかをテーマとして、妻の就業決定 probit と同別居決定 multinomial probit（夫方同居・妻方同居・別居の3択）の同時推定をしている。

で同時推定を行うことには困難が伴う。この節では就業形態選択が同別居決定と独立である場合と同様にして同別居決定式の推定のみを行うこととする。

説明変数には、現在の就業形態のほか、従来の社会学的研究で指摘されてきた要因（年齢、性別、最終学歴、DID か否か、親の所得水準⁶⁾（対数）、きょうだい関係を示す変数（跡継ぎか否か）—を含めている。さらに、結婚を視野に入れている場合や交際している異性がいる場合には、親との別居指向も強いと予想されるため、「いずれ結婚するつもり」であることを示すダミー変数と「恋人として交際している異性がいる」ことを示すダミー変数を含めている。なお、「跡継ぎ」とは、男性の場合には長男であること、女性の場合には兄弟のいない長女であることを意味している⁷⁾。要約統計量は表4に示す通りである。

表5は推定結果と各変数の限界効果を男女別に示している。はじめに、注目される就業形態の影響についてみると、「正規の職員」と比較して、「パート・アルバイト」である場合は親と同居する確率が男性で6.8%ポイント、女性で5.6%ポイント、それぞれ有意に高まる。「無職・家事」の場合にはさらに同居確率が高く、男性で10.5%ポイント、女性で7.4%ポイント高い。雇用情勢の悪化から若年層の正規就業が困難になり、非正規職や無

表5 同別居選択の推定結果

	男女計			男性			女性		
	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果	係数	標準誤差	限界効果
女性（基準：男性）	0.132**	(0.059)	0.033						
年齢	-0.029***	(0.007)	-0.007	-0.030***	(0.009)	-0.008	-0.026***	(0.009)	-0.006
最終学歴（基準：高校）									
中学校	-0.323**	(0.126)	-0.091	-0.333**	(0.158)	-0.096	-0.388*	(0.215)	-0.110
専修学校（高卒後）	-0.196**	(0.076)	-0.052	-0.144	(0.114)	-0.039	-0.222**	(0.103)	-0.057
短大・高専	-0.059	(0.083)	-0.015	-0.410**	(0.159)	-0.122	0.061	(0.100)	0.015
大学以上	-0.419***	(0.065)	-0.114	-0.521***	(0.087)	-0.144	-0.275***	(0.101)	-0.072
人口集中地区（基準：非DID）	-0.500***	(0.057)	-0.115	-0.459***	(0.079)	-0.110	-0.557***	(0.084)	-0.122
就業形態（基準：正規の職員）									
パート・アルバイト	0.267***	(0.076)	0.061	0.298**	(0.117)	0.068	0.251**	(0.100)	0.056
派遣・嘱託	0.250**	(0.125)	0.055	0.174	(0.219)	0.041	0.275*	(0.151)	0.058
自営業・内職	0.202	(0.124)	0.046	0.373**	(0.162)	0.081	-0.072	(0.190)	-0.018
無職・家事	0.422***	(0.096)	0.088	0.512***	(0.144)	0.105	0.356***	(0.131)	0.074
親の所得（対数）	0.059*	(0.031)	0.015	0.089*	(0.047)	0.023	0.029	(0.042)	0.007
跡継ぎ（基準：跡継ぎでない）	0.178***	(0.056)	0.044	0.155**	(0.075)	0.041	0.210**	(0.088)	0.048
結婚意欲（基準：結婚しない）	-0.333***	(0.095)	-0.072	-0.267**	(0.127)	-0.061	-0.413***	(0.147)	-0.083
恋人あり（基準：恋人なし）	-0.331***	(0.053)	-0.087	-0.364***	(0.078)	-0.100	-0.302***	(0.073)	-0.076
定数項	1.978***	(0.305)		1.799	(0.448)		2.288***	(0.414)	
N	3685			1814			1871		
対数尤度	-1631.1994			-813.20376			-809.20704		
疑似決定係数	0.0828			0.0975			0.0765		

注：***は1%、**は5%、*は10%水準で係数が有意であることを意味する。標準誤差は不均一分散修正済みのもの。ダミー変数の限界効果は、変数の値が0から1に変化したときの正規就業確率の変化幅として示されている。

6) 調査前年の年収である。父母健在の場合には、父母それぞれの年収を合計している。

7) 既婚者を対象に親との同別居選択を分析した Oishi and Oshio (2004) では、跡継ぎであることが同居の重要な決定要因であることが示されている。

業者になる確率が高まったことが、同居率の上昇の背景にあると考えられる。

そのほかの説明変数の影響は、既存研究と整合的である。女性は親と同居する確率が男性よりも3%ポイント高く、年齢が1歳上がると同居確率は0.7%ポイント低下する。高卒以上の学歴では、高学歴であるほど親と別居する傾向が強い。これは高学歴者ほどプライバシーを重視することを意味している可能性もあるが、中卒者も親と別居する傾向が強いことから、学歴による所得水準の差や就業機会の差（大卒者などが親元から離れたところで就職する可能性）をとらえているとも考えられる。同じ大卒以上の学歴でも、男性は女性よりも別居する傾向が強い。人口集中地区に居住する場合は親と同居する確率が10%ポイント以上低くなる。都市部では家賃が高いにもかかわらず、別居傾向が観察されるのは、子のほうが親元を離れて人口集中地区に移動しているためとも考えられる。

親の所得が高い場合、同居する確率は高くなる。ただし有意水準は10%を満たす程度で、女性の場合には全く有意ではない。親の利他心が未婚女性の同別居行動に及ぼす影響を検討した高田（2004）においても、親の所得の効果は有意でなく、本稿はそれと整合的である。海外の実証研究をみると、親の所得が高いほど同居する確率は低下するというもの（Rosenzweig and Wolpin 1993）と、逆のものがある。英国のパネルデータで世帯動態を分析したErmisch（1999）では、親が高所得であることは、子供が一人住まいをしたり友人等と共同生活をスタートさせたりする確率を低下させる半面、進学のために別居する確率は大幅に上昇させるなど、複雑な影響を及ぼすことが示されており、本稿のように一時点のデータで同別居状況を分析する枠組みでは、そうした影響をとらえきれていない可能性がある。

跡継ぎである場合には、同居する確率が4～5%ポイントほど高くなるのは、既存研究と整合的である。少子化の進行とともに長男長女が増加すると同居率が上昇することが示唆される。「いずれ結婚するつもり」である場合や「恋人がいる」場合は、親と別居する確率が有意に高く、それぞれ7.2%ポイントと8.7%ポイント、同居確率を引き下げている⁸⁾。

VI. 結語

本稿では、若年就業と親との同別居の関係について、雇用情勢が及ぼす影響に注目して分析を行った。NFS12Sの個票を使用した実証分析の結果では、失業率の悪化が若年層の就業形態に大きな影響を及ぼしており、それが同別居行動をも左右していることが明らかになった。

本稿で得られた主要な発見をまとめると、以下のようになる。第1に、失業率の悪化は学卒時に正規の職員として就業する確率を有意に引き下げている。先行研究は分析対象に無業者を含んでいなかったが、NFS12Sに基づきサンプルに無業者を含めて実証分析を行っ

8) 岩上（1999）では本稿と逆に同別居状態が恋人の有無に及ぼす影響を分析している。それによると、別居している未婚者のほうが恋人がいる確率が高い。

ても、雇用情勢と若年層の就業機会の悪化との間に有意な関係が観察される。第2に、失業率が高い時期に学校を卒業した者は、その後においてもパート・アルバイトなどの非正規雇用や無業者となる確率が高い。「フリーター化」と言われるような若年層における非正規雇用や無業者の増加には、学卒期の雇用情勢が有意に影響している。第3に、非正規雇用者や無業者となっている未婚男女は、親と同居する確率が有意に高い。近年における同居率の上昇の背景には、雇用情勢の悪化から正規就業機会が減少したことがあると考えられる。第4に、学歴や学卒時の雇用情勢をコントロールした上でも、女性が正規就業することは年々困難になってきており、また、未婚女性は未婚男性よりも非正規雇用につく確率が高い。第5に、学歴が就業機会を制約する傾向が、とくに中卒で強く見られる。中卒者が学卒直後に正規の職員として就業する確率は大卒以上の学歴を持つ者の半分以下であり、その後の就業形態においても、無業であったり、パートやアルバイトなどの非正規雇用についていたりする傾向にある。

若年層の就業状況を改善するために必要な政策対応については、玄田（2004）など多くの文献で詳しく述べられているので、ここでは繰り返さない。本稿では、少子化との関連で政策的インプリケーションを考察したい。本研究の実証分析からは、雇用情勢の悪化が若年層の非正規雇用や無業化を招き、それが親との同居に関連していることが分かった。近年の研究成果では、親と同居する未婚者は晩婚の傾向があることや（北村 2002, Raymo 2003）、20代にフリーター経験のある女性は正社員経験のある女性よりもその後の有配偶率が低いこと（永瀬 2002, 樋口・太田ほか 2004）が明らかにされている。本稿の分析でも、結婚意欲がない場合や恋人がいない場合には、同居率が高いことが確認されている。これらを考え合わせると、若年層の就業環境が改善されない場合、非正規雇用や無業の増加、同居率上昇を通じて晩婚化が加速され、さらに出生率が低下する可能性が高い。若年就業は、単なる労働政策の問題ではなく、人口など社会全般に関わる問題であるということが認識されるべきである。

今日、次世代育成支援の観点から、子育てについては育児と就業の両立支援策を中心に多くの施策が講じられつつある。それらの重要性はいささかも損なわれるものではないが、若年層が親から独立した生活を営めるような就業機会を得られることは、次世代育成の前提として不可欠である。その意味では、若年層で急増している非正規雇用者と正規雇用者との間的大幅な賃金格差や、労働条件の格差を是正して均等処遇を促進することや、職業訓練を強化することが望まれる。

本稿ではNFS12Sから得られる情報を最大限に利用して近年の若年層の状況を明らかにしてきたが、残された課題も多い。とくに就業選択と同別居、そして結婚行動については、本来は同時性を考慮した枠組みで分析されるべきである。その際、離家プロセスの複雑性を明らかにするにはパネルデータによる分析が望ましい。さらに、同別居選択に影響する住居費を明示的に取り込むことも課題である。今後、『21世紀成年人者縦断調査』など公的なパネルデータが整備されることにより、より詳細な分析が行われることを期待したい。

文献

- Card, D. and T. Lemieux (2000) "Adapting to Circumstances: The Evolution of Work, School, and Living Arrangements among North American Youth," in Blanchflower, D.G. and R.B. Freeman (eds.), *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*, Chicago: University of Chicago Press, 171-213.
- Ermisch, J. (1999) "Prices, Parents, and Young People's Household Formation," *Journal of Urban Economics*, Vol.45 No.1, pp.47-71.
- 玄田有史 (2004) 『ジョブ・クリエイション』日本経済新聞社
- Genda, Y. and M. Kurosawa (2001) "Transition from School to Work in Japan," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.15, No.4, pp465-488.
- Hausman, J. and D.F. MacFadden (1984) "Specification Tests for the Multinomial Logit Model," *Econometrica*, Vol.52, No.5, pp.1219-1240.
- 樋口美雄・太田清・家計経済研究所編 (2004) 『女性たちの平成不況』日本経済新聞社.
- 岩上真珠 (1999) 「20代, 30代未婚者の親との同別居構造－第11回出生動向基本調査独身調査より－」『人口問題研究』55(4), pp.1-15.
- 北村行伸 (2002) 『結婚の経済学』(一橋大学経済研究所世代間利害調整プロジェクトワーキングペーパーNo.84)
- 国立社会保障・人口問題研究所編 (2004) 『平成14年第12回出生動向基本調査(結婚と出産に関する全国調査) 第Ⅱ報告書: わが国独身層の結婚観と家族観』国立社会保障・人口問題研究所.
- 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.
- Martinez-Granado, M. and J. Ruiz-Castillo (2002) "The Decisions of Spanish Youth: A Cross-section Study," *Journal of Population Economics*, Vol.15, pp.305-330.
- McElroy, M.B. (1985) "The Joint Determination of Household Work and Market Work: The Case of Young Men," *Journal of Labor Economics*, Vol.3, No.3, pp.293-316.
- 宮本みち子・岩上真珠・山田昌弘 (1997) 『未婚化社会の親子関係－お金と愛情にみる家族のゆくえ』有斐閣選書, 有斐閣.
- 永瀬伸子 (2002) 「若年層の雇用の非正規化と結婚行動」『人口問題研究』58(2), pp.22-35.
- Oishi, A.S. and T. Oshio (2004) *Coresidence with Parents and a Wife's Decision to Work in Japan*, (一橋大学経済研究所世代間利害調整プロジェクトワーキングペーパーNo.223)
- Raymo, J.M. (2003) "Premarital Living Arrangements and the Transition to First Marriage in Japan," *Journal of Marriage and Family*, Vol.65, pp.302-315.
- Rosenzweig, M. R. and K. I. Wolpin (1993) "Intergenerational Support and the Life Cycle Incomes of Young Men and Their Parents: Human Capital Investments, Coresidence, and Intergenerational Transfers," *Journal of Labor Economics*, Vol.11, pp.84-112.
- 高田しのぶ (2004) "Living Arrangements of Single Japanese Women: Are Japanese Parents Altruistic?" 『人口学研究』第34号, pp.1-11.
- Whittington, L.A. and H.E. Peters (1996) "Economic Incentives for Financial and Residential Independence," *Demography*, Vol.33, No.1, pp.82-97.
- 山田昌弘 (1999) 『パラサイト・シングルの時代』ちくま新書.

Employment and Living Arrangements of Unmarried Japanese People

Akiko Sato OISHI

Using data from a large nationally representative survey, this paper examines the relationship between young people's living arrangements and labor market conditions. The results indicate that a rise in the unemployment rate significantly reduces the probability of gaining full-time regular jobs, and that young people who are not working or working part-time are more likely to coreside with their parents. Although there is little evidence of the impact of parental income, it is found that sibling characteristics and educational attainment also affect young people's coresidential choice.