

**Research Unit for Statistical
and Empirical Analysis in Social Sciences (Hi-Stat)**

親の経済力が与える若年失業者への影響

坂本和靖

April 2013

親の経済力が与える若年失業者への影響*

坂本和靖†

2013年3月

要旨

日本では、1990年代から2000年代初めまでの間、若年者の失業率は高かった。1993年から2002年までの10年間の間に若年者（30歳未満）の失業率は4.7%から9.8%と2倍以上も上昇している。しかしながら、玄田[2001]でも触れられているように、当時若年者の失業率は（中高年者と比べて）高かったにもかかわらず、大きな社会問題とならなかった。その理由の一つとして、親からの支援が手厚いことが挙げられる。本稿では、親からの支援に注目し、親の経済状況が子ども（未婚者）の離転職行動、また求職行動にどのような影響を与えているかについて考察を行った。

前半部分では、親の所得階層別の離転職理由、求職意欲、離転職前後の親からの所得移転などを記述統計から考察した。その結果、親の所得が高いほど失業後の生活費を親からの支援に頼りがちとなり、親の所得が高いほど求職意欲が低いことなどが確認された。後半部分では、親の所得が子どもの再就職確率に与える影響について推計を行った。ここでは、親の所得と子どもの再就職確率との双方に影響する、内生性の問題を考慮するために、

Manacorda & Moretti [2006]に倣い、年金制度改革（年金支給年齢の上昇）を操作変数として用い、再就職確率を推計した。その結果、親の所得が高いほど（子どもへの所得移転が多いほど）求職活動は活発ではなくなり、また再就職確率も低いことが確認された。

Keywords : unemployment; familial transfer;

JEL Classification : J21, J64

* 旧稿「Familial Support for Unemployed Youth」の作成にあたり、一橋大学経済研究所マクロ・金融セミナー、名古屋市立大学水曜研究会、関西労働研究会、日本経済学会秋季大会の参加者、特に安部由起子、雨宮健、神林龍、北村行伸、小原美紀、中村二郎、町北朋洋、行武憲史各氏より、非常に有益なコメントを頂戴した。記して感謝したい。無論、本稿中の全ての誤りは筆者の責任である。

† 慶應義塾大学大学院経済学研究科特任准教授

1 はじめに

本稿の目的は、1990年以降の日本において、親の経済状況（所得、援助）が未婚女性の離転職行動、求職行動に与えたかを考察することである。

1990年代後半から2000年代初頭において、完全失業率は観測史上最高の5.1%（2002年）までに跳ね上がった。特に30歳未満の若者と60～64歳の高齢者の失業率が上昇した。この時期において、若年者の失業率は20～24歳では8.3%（2002年、過去最高）を記録し、25～29歳では7.7%（同）を記録した。しかしながら、完全失業率が10%近くあるにもかかわらず、中高年層に比して、若年層の失業は深刻視されなかった。それには三つの理由があると考えられる。

表1 年齢階層別完全失業率(女性)

年	総数	15～24歳	25～34	35～44	45～54	55～64	65歳以上
1990	2.2	4.1	3.4	1.8	1.3	1.4	-
1991	2.2	4.2	3.3	1.8	1.4	1.6	-
1992	2.2	4.1	3.5	1.9	1.3	1.3	0.6
1993	2.6	5.1	4.0	2.0	1.6	1.6	0.6
1994	3.0	5.3	4.7	2.4	1.8	1.9	0.6
1995	3.2	6.1	4.8	2.6	2.1	2.1	0.6
1996	3.3	6.4	5.2	2.4	1.9	2.6	0.6
1997	3.4	6.6	5.5	2.6	2.0	2.5	0.6
1998	4.0	7.3	6.2	3.3	2.5	2.9	0.6
1999	4.5	8.2	6.7	3.5	3.0	3.3	0.5
2000	4.5	7.9	6.4	3.7	2.9	3.6	1.1
2001	4.7	8.4	6.9	4.1	3.1	3.7	1.1
2002	5.1	8.7	7.3	4.6	3.6	3.8	1.1
2003	4.9	8.6	6.8	4.8	3.2	3.9	1.1
2004	4.4	8.3	5.8	4.4	3.1	3.0	1.1
2005	4.2	7.4	6.2	4.1	2.9	2.7	1.1
2006	3.9	7.2	5.3	3.7	2.7	2.8	1.0
2007	3.7	7.1	5.1	3.9	2.6	2.4	1.0
2008	3.8	6.9	5.4	4.0	2.8	2.6	1.4

出典:厚生労働省『労働力調査』(<http://www.stat.go.jp/data/roudou/longtime/zuhyou/lt03-08.xls>)

第一に、中高年層の失業の方が深刻である理由は、若年者層の多くが単身者であるのと異なり、彼らの年代の多くが家計を持ち、配偶者、子供、親などの世帯員の生活を背負っているからである。主稼得者でもある中高年層の収入が断たれるということは、彼(彼女)だけではなく、彼(彼女)を含む配偶者や子どもの消費生活までをも脅かしてしまうからである。

また、若年者の失業が軽視されていた第二の理由として、若年者失業の多くが「自発的

失業」¹であり、自分たちから仕事を放棄したことが挙げられる。これにより、若年者の失業は、仕事へのこだわりがなく、嫌なことがあると仕事を投げ出してしまふ彼(彼女)らの責任であり、個人的な問題であると解釈されてきた。

第三の理由として、親と同居することで、失業期間中の生活が保障されることが挙げられる。近年、日本の未婚者の70%弱が親と同居している(表2)。彼らは、住居費、光熱費、食費などを親に肩代わりしてもらうことができるため、路頭に迷うことがない。図1に挙げているように、世帯主との続柄別に若年層の完全失業率(1999年)をみると、単身世帯が4.8%、一般世帯における「その他の家族」が10.5%と、家族と同居している者の失業率の方が高く、1990年と比較すると、一般世帯における「その他の家族」の失業率は約6%ポイント上昇しており、単身世帯の上昇幅を大幅に上回っている²。ここでは、失業者が、親と同居し、「その他の家族」となることで、家族に生活を保障してもらっていることが推測できる。この点については、「パラサイト・シングル論」[山田 1999]として、一時注目された。

表2 若年者の同居率(20～34歳)

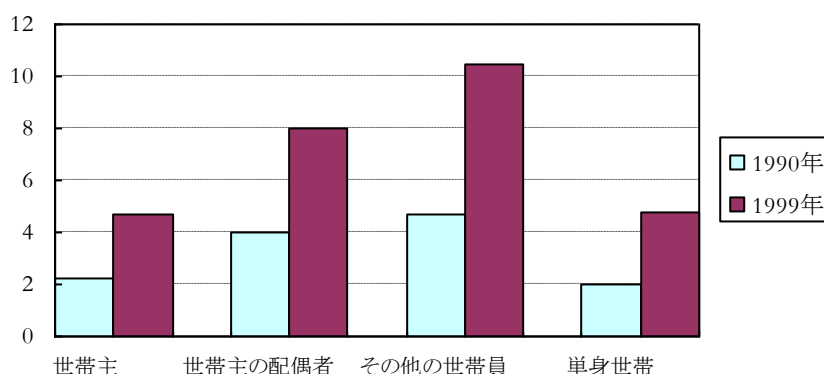
	人数(10,000人)	親との同居者数 (10,000人)	親との同居率(%)
全体	2,699	1,308	48.46
未婚者	1,672	1,124	67.22
男性	935	589	62.99
女性	737	534	72.46
既婚者	976	164	16.80

出典：内閣府『国民生活白書 平成15年度版』第3-1-1表

<http://www5.cao.go.jp/seikatsu/whitepaper/h15/honbun/html/15311010.html#15031010>

総務省『国勢調査』平成12年より作成された。

図1 世帯主との続柄別若年失業率



引用：厚生労働省「労働経済白書」平成12年度版，第2-（1）-10図

米国でも同じように、若年者の親との同居が労働力参加を抑制する研究結果がでている [Holzer 1990]. また McElroy[1985]によれば、親との同居は「失業保険」としての機能が あり、提示された賃金が十分低い場合には若年者は親と同居して就業しない傾向があると されている. Card, Lemieux[2000]では、就業状況が悪化した場合、若者は親と同居したり、 学校に入学するなどの対応をしていることを明らかにしている.

地中海側諸国においては、日本同様に多くの若者は親と同居しており³、親が若年者の家 計行動に与える影響が大きい. Manacorda, Moretti[2006]では、子どもの様々な行動 (同 居、就業など) に対する親の所得の効果に関する分析が行われている. その結果によれば、 親の所得は子どもの同居に対して正の効果をもたらし、子どもの就業に対して負の効果を持っ ていることが確認された.

本稿では、先行研究を踏まえて、第三の理由 (親の同居による現物支援と経済支援) に 着目して、若年者の労働供給の意思決定に関して考察したい. 日本の若年者失業の論考に ついては、玄田[2001a]において非自発的側面が強調された以降、若年者は平成不況の被害 者であるという論調になっていった. しかし、前述したような地中海諸国をはじめとした他 国の事例を含め、若年者とその親との関係から派生する自発的失業からの側面は看過しが たい. 無論、非自発的側面を否定するわけではないが、親子関係が労働供給行動に与える 影響について考察する意義はあるように思える.

本稿には二つの特徴がある. 第一に、これまで女性の労働供給に関する分析の多くは、 主に有配偶者が分析対象となっており、未婚者に関するものは少なかった. 晩婚化現象に より、人々の未婚期のライフステージも長くなっており、この時期における経済活動を分 析することは重要であると思われる.

第二に、年金制度改正 (支給開始年齢の引き上げ) を親の所得の操作変数として用いて いる点である. 本稿では、未婚同居者の再就職行動に対して、親の所得 (ないし親からの 所得移転) が与える影響について考察している. 親の所得は子どもの達成学歴、ひいては 労働供給と非常に関係が深いものである. これは両者の関係に正の疑似相関をもたらし、 正確な親の所得と再就職行動との関係を捉えることができない. 子どもの行動に対する親 の所得の影響を識別するために、ここでは、親の所得とは直接関係するが、子どもの行動 とは関係しない、年金制度改正を操作変数として用いる. この推計結果では、親の経済力 は子どもの再就職に対して、負の効果を持ち得ることが確認された.

本稿は以下のように構成されている. 第 2 節では、まず分析に利用したデータの説明と 記述統計による分析が行われている. 特に親の所得階層別に、括弧内の項目について比較 を行っている (離転職前後における家計行動、失業期間の生活費の賄い方、求職意欲の有 無、親の所得階層別に再就職した理由など). 第 3 節、第 4 節においては、推計に用いたモ デルについて説明している. 最後の第 5 節では、実証結果とそれについての解釈が記され ている.

2 データと記述統計による分析

2.1 データ

本稿で用いるデータ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: JPSC)」の1993 (wave1) ~2007年 (wave15) 分となっている。サブサンプルはその中でも親と同居している35歳以下の未婚女性を中心に用いている。このデータを用いることで、離転職行動のみならず、その前後の状況(就職活動、支出・貯蓄などの家計行動など)を把握することができ、さらには後述するように、パーソンピリオドデータとしてデータを組むことで、ハザード分析が可能となる。

2.2 離転職行動

まずJPSCデータから未婚同居女性の離職・転職の近年の状況について観察した。JPSCでは、毎年平均して、9.8%の女性が転職し、5.1%の女性が離職し、そして5.0%の女性が復職している。継続就業した女性は74.6%であった(表3)。ここでは、未婚女性だけに限定しているため、女性の離職する大きな要因である結婚、出産を経験していないため、継続就業の割合が高い。ちなみに同じ会社に勤め続ける平均変数は約5.0年となっている。

表3 就業状態の変化

	人数	%
継続就業(同一企業、同一自営家族従業)	2,344	74.6
転職(就業先変更)	307	9.8
新規就業(無業→就業)	157	5.0
離職(就業→無業)	161	5.1
無業継続(無業→無業)	159	5.1
無回答	13	0.4
全体	3,141	100.0

では、どういった理由から、離職・転職を行っているのだろうか。辞職理由を表4に表章した。転職者、離職者ともに、最も多い理由は労働条件や労働内容への不満(「労働条件が悪かったから」(転職者:37.3%, 離職者:27.5%),「自分に向かない仕事だったから」(転職者:29.4%, 離職者:20.0%))であった。また、離職者では、「結婚のため」(20.0%)を離職理由として挙げている割合が高く、「結婚退職」といった習慣は根強く残っていることが確認された。選択肢の偏りもあるが、総じて自発的理由による離職が多いことがわかる。これは、若年者層の失業は、自発的失業が多いという先行研究の結果と合致している。

さらに親所得階層別⁴に分けた場合、特徴的であったのは、親の所得階層が 500 万円未満の場合、「人員整理・会社解散・倒産のため」の非自発的理由の回答割合が高い点であった⁵。

表 4 離転職者の（前の会社の）離職理由

	全体				親の所得 500万円未満				親の所得 500万円以上			
	転職		離職		転職		離職		転職		離職	
	人数	%	人数	%	人数	%	人数	%	人数	%	人数	%
人員整理・会社解散・倒産のため	23	(9.1)	14	(8.8)	12	(10.2)	7	(14.3)	4	(4.4)	3	(4.2)
一時的・不安定な仕事だったから	33	(13.1)	13	(8.1)	13	(11.0)	4	(8.2)	15	(16.7)	7	(9.7)
労働条件が悪かったから	94	(37.3)	44	(27.5)	39	(33.1)	15	(30.6)	41	(45.6)	18	(25.0)
自分に向かない仕事だったから	74	(29.4)	32	(20.0)	34	(28.8)	7	(14.3)	26	(28.9)	16	(22.2)
家族の就職・転職・転勤及び事業所の移転のため	4	(1.6)	1	(0.6)	2	(1.7)	0	(0.0)	1	(1.1)	1	(1.4)
結婚のため	1	(0.4)	32	(20.0)	1	(0.8)	5	(10.2)	0	0.0	20	(27.8)
妊娠のため	0	(0.0)	0	(0.0)	0	0.0	3	(6.1)	0	0.0	0	(0.0)
病気のため	17	(6.7)	17	(10.6)	3	(2.5)	5	(10.2)	10	(11.1)	11	(15.3)
家族の介護のため	1	(0.4)	5	(3.1)	1	(0.8)	1	(2.0)	0	0.0	4	(5.6)
能力が生かせない仕事だったから	34	(13.5)	3	(1.9)	14	(11.9)	1	(2.0)	13	(14.4)	1	(1.4)
上司や同僚との関係がうまくいかなかったため	35	(13.9)	22	(13.8)	14	(11.9)	7	(14.3)	13	(14.4)	7	(9.7)
解雇された	8	(3.2)	4	(2.5)	4	(3.4)	3	(6.1)	3	(3.3)	1	(1.4)
大学や専門学校などで勉強や留学準備のため	3	(1.2)	11	(6.9)	2	(1.7)	3	(6.1)	0	0.0	5	(6.9)
その他	37	(14.7)	19	(11.9)	16	(13.6)	5	(10.2)	14	(15.6)	6	(8.3)
全体	252		160		118		49		90		72	

1) 複数回答

2) 全体には親の所得不明なサンプルも含めた

2.3 離転職時の親からの所得移転

次に親からの所得移転についてみると、転職者、離職者、継続就業者の全てにおいて、親からの移転は減少しているものの、親の所得階層別では、親の所得が 500 万円以上の離職者は離職前とほぼ変わらぬ、所得移転を受けていることが分かる。JPSC データ全体では、失業している未婚女性の 91%は親と同居しており、彼女たちは同居することで、家賃、光熱費、食費に至るまで親に肩代わりしてもらえており、さらに豊かな親と一緒に住んでいる者は親からの所得を相対的に多く受け取ることができることが確認された（表 5）。

転職・失業時における主な経済変数の変動について概観したが、以上の結果をまとめると、転職者では、個人の家計行動に対してそれほど大きな変化は生じなかった。しかし、

所得が途絶えてしまう失業者は、所得、貯蓄、消費などの家計がおしなべて減少する結果となっている。しかし、親の所得別に家計行動の変化をみると、支出では、親の所得が高い失業者ほど（自分の財布からの）支出が減少し、かつ失業時に親から小遣い・仕送りなどの所得移転は減少していない傾向が確認できる。

2.4 失業期間中の対応法と就業意欲

次に、失業期間中(転職者の一時的失業状態も含む)の無給に対する対処の仕方について考察する(表 6, 複数回答)。「すぐに次に仕事を見つけた」を選択したのを除くと、「預貯金の取り崩しをした」が最も多く(52.5%), 続いて「退職金や保険給付で当座はやっていけた」(41.1%), 「親の収入で生活はやっていけた」(30.4%)となっている。

親の所得階層別にみると、親の所得が 500 万円未満の場合は「退職金や保険給付で当座はやっていけた」(52.1%) が最も多かった。親の所得が 500 万円以上となると、「預貯金の取り崩しをした」(54.9%) が最も多く、また「親の収入で生活はやっていけた」(40.9%) の回答の割合が 500 万円未満の場合(20.8%) の 2 倍となり、親からの移転に依存している割合が増えており、日本でも親が失業保険として機能していることがうかがわれる。

橘木[1999]では、わが国の失業政策においては「失業者の所得保障を家族で行う伝統があり、失業保険への需要に欠けていた」経緯があり、実際にわが国の失業保険制度は未成熟であり、所得保障機能が不十分であること、また家族間の支援が重要であることが示されている。

表5 (親から子への) 所得移転変化

	変数	人数	転職		離職		継続就業			
			平均	標準偏差	人数	平均	標準偏差	人数	平均	標準偏差
全体	小遣い・仕送り(前年<t-1), 万円)	70	10.0	26.7	34	11.6	17.4	366	8.2	12.4
	小遣い・仕送り(当該年<t), 万円)	70	3.6	8.1	34	7.6	11.4	366	3.8	8.6
	差(万円)*1	70	-6.4	26.8	34	-4.0	15.4	366	-4.4	12.7
	変化率*2(%)	70	-50.9	84.6	34	30.3	284.3	366	-32.7	167.8
親の所得 500万円未満	小遣い・仕送り(前年<t-1), 万円)	26	5.6	7.4	6	17.3	35.6	89	4.9	5.4
	小遣い・仕送り(当該年<t), 万円)	26	3.4	7.3	6	5.3	12.1	89	1.3	2.2
	差(万円)*1	26	-2.2	4.1	6	-12.0	23.6	89	-3.6	5.7
	変化率*2(%)	26	-51.3	73.2	6	-61.1	80.0	89	-56.1	74.9
親の所得 500万円以上	小遣い・仕送り(前年<t-1), 万円)	35	14.2	36.9	22	10.4	12.1	168	10.2	12.6
	小遣い・仕送り(当該年<t), 万円)	35	4.4	9.5	22	10.0	12.2	168	5.8	11.4
	差(万円)*1	35	-9.9	37.6	22	-0.4	13.3	168	-4.5	13.1
	変化率*2(%)	35	-39.9	99.4	22	72.7	337.2	168	-22.4	166.4

*1(小遣い・仕送り{t}-小遣い・仕送り{t-1})

*2(小遣い・仕送り{t}-小遣い・仕送り{t-1})/小遣い・仕送り{t-1}×100

*「両親が死亡」、「無回答」は除く。

表6 失業時の無収入への対応

			親の収入で生活した	退職金や保険給付で生活した	預貯金の取り崩しをした	借金やカードで買い物した	その他
			転職				
親の所得	全体	%	11.7	16.5	26.0	1.8	1.8
		#	32/273	45/273	71/273	5/273	5/273
	500万円未満	%	14.5	18.6	27.4	1.6	1.6
		#	18/124	23/124	34/124	2/124	2/124
	500万円以上	%	11.3	13.4	23.7	1.0	3.1
	#	11/97	13/97	23/97	1/97	3/97	
			離職				
親の所得	全体	%	30.4	41.1	52.5	0.6	0.6
		#	48/158	65/158	83/158	1/158	1/158
	500万円未満	%	20.8	52.1	50.0	0.0	0.0
		#	10/48	25/48	24/48	0/48	0/48
	500万円以上	%	40.9	31.0	54.9	1.4	0.0
	#	29/71	22/71	39/71	1/71	0/71	

*「両親が死亡」、「無回答」は除く。

次に、親の所得階層別に就業意欲をみると、500万円未満の場合は「すぐにでも仕事をしたい」と回答した無就業者は55.1%となり、一方500万円以上の場合は50.0%と若干低くなっている（表7）。また、実際に就職活動を行っているかどうかみると、「具体的な就職活動をしている」割合は前者では34.9%、後者では25.9%と親の所得階層が高い方ほど求職していないことが確認された。

表7 求職意欲と求職行動

			すぐにでも仕事をしたい	2～3年後には仕事をしたい	将来的には仕事をしたい	考えていない	具体的な就職活動をしている
親の所得	全体	%	55.3	7.5	25.5	11.2	31.0
		#	89/161	12/161	41/161	18/161	44/142
	500万円未満	%	55.1	6.1	26.5	12.2	34.9
		#	27/49	3/49	13/49	6/49	15/43
	500万円以上	%	50.0	9.4	25.0	1.6	25.9
	#	32/64	6/64	16/64	1/64	14/54	

*「両親が死亡」、「無回答」は除く。

3 モデル

本節以降では、未婚同居女性の再就職関数の推計を行う。推計方法としては、パネルデータの主要な分析方法の一つである、イベント・ヒストリー分析を用いる。これは後述するように、パネルデータをパーソンピリオドデータに組み替えることで可能となる。

イベント・ヒストリー分析では、リスク人口（イベント経験する可能性がある人口）におけるイベント発生確率であるハザード率が分析の対象となる。ここでのイベントとは再就職であり、リスク人口とは会社を辞めた者が対象となり、まだ働いた経験がない者、継続就業し続けている者はリスク人口に含まれていない。またハザード率とは、次式のように定義される。

$$h(t, x) = \Pr(T = t_i | T \geq t_i, x) \quad (1)$$

t_i 時より前にイベントが発生しなかったという条件のもとで、 t_i 時にイベントが発生する確率を示している。ここではモデルの表現を単純化するために、イベントが発生する確率を $\Pr(y_{it} = 1) = \lambda_i$ 、イベントが発生しない確率を $\Pr(y_{it} = 0) = (1 - \lambda_i)$ と示す。尚、イベント発生確率は説明変数群 x の関数と仮定する。

$$\lambda_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} \quad (2)$$

次に実際に推計する際に分布関数の特定化が必要となるわけだが、（離散時間モデルの場合）Logit 分布が仮定され、Logit 推計が行われることが多い[Allison 1982]。しかし後に、操作変数を用いた推計を行う際に、Logit 推計では、構造形、誘導形の誤差項間の 2 次元の同時分布の仮定が複雑となるために推計が困難となる。そのため、2 つの誤差項間を 2 変量正規分布と仮定するため、正規分布を仮定した Probit 推計を行う

6.

$$\Phi^{-1}[\lambda_i] = \beta_0 + \beta_1 x_{1i} + \beta_2 x_{2i} + \dots + \beta_k x_{ki} \quad (3)$$

尚、 Φ は標準正規累積分布関数 確率 λ_i を直接推計するためには、以下の式から求めることができる。

$$\hat{\lambda}_i = \Phi(\beta'x) \quad (4)$$

また離散時間分析を行う際には、パーソンピリオドデータを用いる必要がある。パーソンピリオドデータとは、リスク人口のリスク開始から、i) イベント発生するか、ii) もしくはセンシングとなった（右センサー）時点までのサンプルを集合させたものである。

ここでのリスク人口とは再就職する可能性がある者（会社を辞めた者）を、イベント発生とは再就職を、センサリングとは離職状態の観察が途中で打ち切られたこと示している。離散時間分析を含めたイベント・ヒストリー分析一般にいえる長所として、右センサーされた場合でも、イベント発生確率の情報を得ることができる点があげられる⁷。

本稿で注目したい説明変数は、第一に親の所得、第二に未婚女性の相対的なバーゲニング・パワーなどの、非労働市場から得られる 2 つの要因（ここでは家族による影響と考える）である。第一の要因である親の所得が高いほど、子どもが得られる金銭的移転（小遣い、仕送り）のみならず、非金銭的移転（同居した場合、母親から専業主婦として家事サービスの供与⁸）が増加し、またさらには働かず家に居続けても、親から生活費の供出を求められることもない。つまり、親の所得の増加により、子どもが得られる移転（非労働所得など）が大きくなる⁹。子どもの非労働所得が増加するほど、それは子どもの労働供給に負の影響を与えると考えられる。後述する推計では、親から子への所得移転（小遣い・仕送り）の効果についても確認したい。

第二の要因である、未婚女性の相対的なバーゲニング・パワーとして、家族構成の内容について注目している。もし回答者が一人っ子である場合、彼女は親からの愛情を一心に受けられる、また長子である場合、親から優遇される傾向がある、さらに、アジア地域では、男の子は将来の遺産相続者（あるいは家長）として、親から優遇される傾向があるなど、家族構成によって、子どもが享受できる効用に違いがでてくると考えられる。ここでは、バーゲニング・パワーの決定要因として、きょうだい数¹⁰、出生順、おとこきょうだい（兄弟）の有無などを挙げている。以上 2 つの点に注目しながら、再就職確率の推計を行っている。

表 8 親の所得が子どもへの所得移転に与える影響

被説明変数: おこづかい・仕送り(万円)	プーリング推計 (Tobit)			パネル推計 (Tobit, Random Effect)		
	限界効果	頑健的 標準誤差		限界効果	頑健的 標準誤差	
本人の年収(100万円, t-1)	-6.201	0.5700	***	-6.380	0.712	***
親の年収(100万円, t-1)	2.530	0.196	***	2.249	0.237	***
年ダミー 定数項		あり		あり		
	-34.440	3.307		-33.694	3.656	
サンプル数	4488			4488		
グループ数				1159		
非センサーサンプル数	918			918		
LR χ^2	320.55					
Prob > chi ²	0.00					
疑似決定係数	0.03					
対数尤度	-5757.61			-5477.44		
Wald χ^2				201.18		
				0.00		

注: ***: 1% 水準, **: 5% 水準, *: 10% 水準で統計的に有意

4 実証モデル

このモデルは実際の推計においては、親の所得が子どもの労働供給に対して内生的であるという問題を抱えている。これは推計に不一致性をもたらしてしまう。例えば、Manacorda, Moretti [2006]に従い、市場条件に対する観測不可能なショックを想定すると、不況が起こった場合、親の所得は減少し、同時に子どもの就業機会も減少してしまい、これで、親の所得と子どもの労働供給との間に見せかけの正の相関が発生してしまう。反対に好況があった場合でも、親の所得が増加、子どもの就業機会が増加するなどの見せかけの正の相関が発生する。

また、高齢者親の就業要因を考えた場合、子どもの面倒をみるために就業継続する[伊藤 2006: 9]、本人以外の世帯員所得が就業に負の影響を与える[樋口・山本 2002: 15-16]など、子ども、家族の面倒をみるために、高齢者親が就業し、その所得水準を高めているという因果関係が両方向に発生する内生性の問題も考えられる。

上記のことから、より正確な推計を実行するためには、操作変数法により外生性の確保し、親の所得の Variation を排除する必要がでてくる。ここで用いる操作変数は、親の所得と関係して、子どもの労働供給とは関係していない変数となる。

こうした条件を満たす操作変数の案として、年金制度の改正が考えられる。イタリアのデータを用いて分析を行った、Manacorda, Moretti [2006]では、1992年に実施された年金支給開始年齢の変更を親の所得の操作変数として用いている¹¹。我々もこれに倣って、制度改革を操作変数として用いる。日本における年金支給開始年齢は、2001年から2013年にかけて、60歳であった老齢厚生・共済年金（固定部分）の受給開始年齢を段階的に65歳までに引き上げている¹²（表9）。この制度改革では、国民年金は年齢引き上げの対象とならないため（制度発足当初から65歳から支給開始）、父親の職業が、自営業者、家族従業員（農林漁業、9人以下の小規模の商工業、自由業）であるサンプルは除外し、親がサラリーマンや公務員など厚生年金・共済年金被保険者であるサンプルに限定した¹³。

表9 老齢厚生年金（定額部分）支給開始年齢

支給開始年齢		(参考)	支給開始年齢
男			女
～2000.4.1	60	～2005.4.1	60
2000.4.2～2004.4.1	61	2005.4.2～2009.4.1	61
2004.4.2～2007.4.1	62	2009.4.2～2012.4.1	62
2007.4.2～2010.4.1	63	2012.4.2～2015.4.1	63
2010.4.2～2013.4.1	64	2015.4.2～2018.4.1	64
2013.4.2～	65	2018.4.2～	65

この改革は親たちの労働供給を促進させると考えられる。何故なら受給開始年齢の上昇に伴い、無収入期間が発生するため、その間の収入を得るために働くことになるからである。実際に、樋口・他[2006]では、「高齢者就業実態調査」の2000、2004年分を用いて、制度改革に直面する年齢グループとそれ以外についての制度変更前後の就業状況を比較し、老齢厚生年金定額部分の支給開始年齢の引上げは有意に労働供給を増加させていることを示している¹⁴。

ここでは、操作変数として、この制度改革に影響をうけるかどうかのダミー変数を用いる。i) 2001年(4月1日)以前に父親が60歳未満である場合、ii) 2002年(4月2日)～2004年(4月1日)以前に父親が61歳未満である場合、iii) 2004年(4月2日)～2007年(4月1日)以前に父親が62歳未満である場合は1、それ以外の場合は0とする。ここで重要な点は、実際に父親が退職かどうかの決定に依存しているのではなく、年金支給開始年齢の引き上げという制度改革を用いている点である。またここで注目したいのは、パネルデータを用いているという点である。クロスセクションデータの場合であるなら、制度の影響をうけるかどうかは、結局親が年老いているかどうかの効果として現れるが、パネルデータを用いることで、同じ年齢であっても、年によって受給資格が異なり、ひいては改革によって影響受けるコホートと受けないコホートに差違があらわれる。そこで、ここでは合わせて、父親の年齢、年次ダミーを導入することとする[Bertrand, Mullainathan, Miller 2001]。これにより、制度改革ダミーは、子どもの就業行動に影響するであろう父親の年齢の影響¹⁵、そして、制度改革が行われているかどうか年次による影響をコントロールすることができる。本稿では、以下のような操作変数(制度改革ダミー)を含めたNewey[1987]のProbit推計(IV-Probit推計)を行う。

$$Y_i = \begin{cases} 1 & \text{if } Y_i^* > 0 \\ 0 & \text{if otherwise} \end{cases} \quad (5)$$

$$Y_i^* = \alpha_1 + \alpha_2 y_{pi} + \alpha_3 X_i + u_i \quad (6)$$

Y_i^* は再就職ダミー(再就職したら1、無就業のままなら0)を、 y_{pi} は内生変数である親の所得を、 Z_i は操作変数である制度改革ダミーを、 X_i はその他の説明変数をそれぞれさしている。

$$y_{pi} = \beta_1 Z_i + \beta_2 X_i + v_i \quad (7)$$

$$(u_i, v_i) \sim N(0, \Sigma) \quad (8)$$

ここで用いたその他の説明変数は、本人の年齢、本人の年齢の二乗項、失業期間、地域別有効求人倍率¹⁶、回答者の居住都市規模（14 大都市¹⁷、その他の市（レファレンス）、町村）、学歴（中学校卒、高校卒（レファレンス）、専門学校・専修学校卒、短大・高専卒、大学・大学院卒）、資格の有無¹⁸、前年の失業保険の受給、父親の年齢、年ダミーとなっている。

本稿で、分析に用いたサンプルは、(1) 前年働いていなかった、または最近 1 年以内で仕事が変わった未婚女性¹⁹、(2) 親と同居している の 2 つとも該当しているものとなっている。再就職のリスクがあるサンプルに限定することで、親の所得効果が過小にでている可能性がある。何故なら、仕事に就いていない子どもほど、親からの教育投資が施されておらず、相対的に親の所得が低いサンプルに限定されやすいと考えられる。また逆に親と同居するサンプルに限定することによるバイアスとして、親の所得効果が別居者を含めた推計に比べて負の効果が強くなる可能性が考えられる。何故なら、Card, Lemieux[2000] が示したように、就業状況の悪化に伴い、若者は親との同居確率が高まることを斟酌すると、稼働能力がない子どもほど、経済力が強い親と同居する傾向が強くなり、相対的に親の所得が高いサンプルに限定されることになるからである。

このバイアスを補正するために、ここでは **Inverse Probability Weight** を用いることとする。その手順は、① 離・転職（前年働いていなかった、または最近 1 年以内で仕事が変わった）かつ同居しているかどうかを被説明変数とした **Probit** 分析を行い、② この推計式から、離・転職かつ同居する確率（ \hat{p} ）を計算し、③ 最後に、離・転職かつ同居サンプルには $1/\hat{p}$ を、そうでないサンプルには $1/(1-\hat{p})$ を **Weight** としてかける²⁰。

また、ここでの操作変数を用いた **Probit** 推計では最尤推定法を用いている。何故なら、最尤法による推計は二段階推定法に比べて 2 つの点で優れているからである [Wooldridge 2002: 476]。その 2 点とは、より効率的である点と直接パラメータを推計できる点をさしている。次節では、さらに親の所得と子どもの再就職だけではなく、親からの所得移転と子どもの再就職との関係を見るための推計も行っている。

5 推計結果

制度改正ダミーを操作変数とした **IV Probit** 推計の結果では、親の所得は未婚同居子の再就職確率を引き下げおり、また全てのケースでその結果が有意となっている（親の所得が 100 万円増加する毎に、再就職確率が 4.4～6.4%減少、表 11）。また **Wald** 検定値は一部のモデル以外では統計的に有意（5～10%）となり、操作変数の外生性は確認された。

この（親の所得の係数の）推計値と **Pooling Probit** 推計の推計値を比較すると、**IV** 推計値の方が高く（再就職確率が 0.5～0.7%減少、表 12）、操作変数を用いない場合、内生性により、過小推計されていることが確認された。

また、図示していないが、**weight** なしの親の所得の限界効果 (2.7~4.9%減少) と比べると、**weight** あり限界効果の絶対値が大きくなっており、想定されたセレクションバイアスを除去できていることが確認された。参考に別居サンプルを含めたサンプルで推計を行ったところ、親の所得効果は別居サンプルを含めても子どもの再就職確率に負に有意であることが確認された。しかし、当初の予想とは異なり、別居サンプルを含めた推計の方が大きい結果が得られた。その他の変数の推計結果は以下のようにになっている。

就学年数が高いほど再就職しやすく、一方、本人の失業期間が長いほど再就職しにくいことが確認された。居住地域の都市規模による影響をみると、(その他の市に住んでいる者と比べて) 14 大都市に居住している場合は再就業確率が低かった。さらに、労働市場による影響をみると、有効求人倍率が高いほど再就職確率が高いことが確認された。また、何らかの資格を有している人ほど再就職確率が高かった。

次に、家族構成の特徴 (子どもの出生順、きょうだい数、男兄弟の有無) が再就職確率に与える影響について考察した。推計結果では、長子ダミー、一人っ子ダミーは双方とも統計的に有意な結果が得られなかったが、兄弟の有無ダミーは有意に負となり、兄弟がいる人に比べて、兄弟がない人は再就職確率が下がる傾向が見られることなる。アジア地域においては、男子は女子に比べて、親の生前贈与・遺産などの一番の受益者になる傾向が強いなど親からの支援を相対的に受けやすいという傾向があるが、兄弟がおらず女子のみの家庭の場合は、子ども (女子) は親からの移転・支援などを享受しやすく、それに依存し、再就職活動が不活発になることが考えられる。

上記の推計結果をまとめると、第一に制度改正ダミー (操作変数) を用いた結果では、親の所得は未婚同居子の再就職確率を引き下げる。この結果は第 2, 3, 4 節での記述統計を用いた分析結果を補完している。第二に、家族属性の効果では、兄弟がいない未婚同居子 (女性) は、相対的に (兄弟がいる人に比べて) 再就職確率が低いことが確認された。兄弟がいない未婚子の方が兄弟がいる人に比べて、親からの愛情を得られることが考えられる。

最後に、親から子どもへの所得移転 (お小遣い・仕送り) と再就職確率との関係についてみると、親からの金銭的移転 (1 万円) に対して、子どもの再就職確率が 0.3~0.4% (同居) 減少することが確認された (表 13)。親の経済力、直接的な経済支援が子どもの再就職に影響することが回帰分析からも検証することができた。

表 10 基本統計量

変数	サンプル数	平均	標準偏差	最低値	最高値
再就職ダミー	242	0.744	0.437	0	1
有資格ダミー	242	0.529	0.500	0	1
失業期間(ヶ月)	242	16.934	25.971	0	199
有効求人倍率	242	0.808	0.316	0.36	1.85
失業保険受給ダミー	242	0.215	0.412	0	1
中学校卒	242	0.041	0.199	0	1
高校卒	242	0.335	0.473	0	1
専門・専修学校卒	242	0.132	0.339	0	1
短期大学・高専学校卒	242	0.248	0.433	0	1
大学・大学院卒	242	0.244	0.430	0	1
14大都市	242	0.310	0.463	0	1
その他の市	242	0.579	0.495	0	1
町村	242	0.112	0.315	0	1
父親年齢	242	60.413	5.141	46	74
本人年齢	242	29.335	2.743	25	35
親の所得(万円)	242	576.490	393.314	124.5	1500
年金受給資格なしダミー	242	0.517	0.501	0	1
長子ダミー	242	0.711	0.454	0	1
一人っ子ダミー	242	0.504	0.501	0	1
(男)兄弟なしダミー	242	0.459	0.499	0	1

表 11 再就職関数 (IV Probit によるハザード分析)

	同居サンプル						(参考) 同居+別居サンプル					
	頑健的			頑健的			頑健的			頑健的		
	限界効果	標準誤差		限界効果	標準誤差		限界効果	標準誤差		限界効果	標準誤差	
親の所得(100万円)	-0.044	0.090	**	-0.064	0.064	***	-0.064	0.051	***	-0.072	0.039	***
長子ダミー	—	—		0.006	0.429		—	—		-0.015	0.359	
一人っ子ダミー	—	—		-0.046	0.348		—	—		-0.027	0.242	
(男)兄弟なしダミー	—	—		-0.231	0.246	***	—	—		-0.208	0.237	***
有資格ダミー	0.155	0.288	**	0.151	0.371	*	0.106	0.210	**	0.114	0.245	**
失業期間	-0.011	0.020	**	-0.009	0.021	*	-0.010	0.017	**	-0.009	0.016	**
有効求人倍率	0.366	0.638	**	0.402	0.713	**	0.300	0.479	**	0.331	0.510	***
失業保険受給ダミー	-0.033	0.321		-0.065	0.329		-0.071	0.245		-0.065	0.260	
中学校卒	0.085	0.633		0.129	0.607		0.017	0.545		0.056	0.526	
高校卒	—	—		—	—		—	—		—	—	
専門・専修学校卒	0.010	0.441		0.092	0.411		0.056	0.322		0.094	0.304	
短期大学・高専学校卒	0.167	0.371	***	0.212	0.330	***	0.189	0.274	***	0.207	0.273	***
大学・大学院卒	0.116	0.465		0.168	0.376	**	0.136	0.286	**	0.160	0.247	***
14大都市	-0.230	0.379	**	-0.225	0.396	**	-0.150	0.278	**	-0.156	0.277	**
その他の市	—	—		—	—		—	—		—	—	
町村	0.038	0.395		0.015	0.383		0.082	0.301		0.041	0.311	
年齢	-0.007	0.042		-0.011	0.032		-0.013	0.030	*	-0.015	0.024	**
年齢(2乗項)	-0.514	1.588		-0.409	1.765		-0.323	1.151		-0.332	1.253	
定数項	0.009	0.027		0.007	0.030		0.006	0.019		0.006	0.021	
年ダミー		あり			あり			あり			あり	
定数項	38.217	22.488	*	30.428	25.915		22.425	16.255		23.850	18.188	
サンプル数	242			242			292			292		
Wald χ^2	119.84			176.79			195.66			266.56		
Prob > χ^2	0.00			0.00			0.00			0.00		
対数疑似尤度	-6245.2118			-6126.215			-5898.0859			-5805.0189		
ld test of exogeneity: λ												
χ^2	1.95			3.38			5.54			7.23		
Prob > χ^2	0.1621			0.0661			0.0186			0.0072		

1) ***: 1% 水準, **: 5%水準, *: 10%水準で統計的に有意

2) 定数項のみ係数値を示している

表12 再就職関数 (Probitによるハザード分析)

	同居サンプル					(参考) 同居+別居サンプル						
	頑健的		頑健的			頑健的		頑健的				
	限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差		限界効果	標準誤差	限界効果	標準誤差			
親の所得(100万円)	-0.005	0.035		-0.006	0.042		-0.007	0.031	-0.007	0.034	*	
長子ダミー	—	—		-0.068	0.357	*	—	—	-0.074	0.320	***	
一人っ子ダミー	—	—		0.058	0.293		—	—	0.041	0.254		
(男)兄弟なしダミー	—	—		-0.107	0.263	***	—	—	-0.106	0.232	***	
有資格ダミー	0.160	0.246	***	0.168	0.255	***	0.104	0.229	***	0.109	0.235	***
失業期間	-0.011	0.019	***	-0.009	0.019	***	-0.010	0.019	***	-0.008	0.020	***
有効求人倍率	0.311	0.602	***	0.294	0.626	***	0.232	0.549	***	0.216	0.563	***
失業保険受給ダミー	0.019	0.309		0.019	0.343		0.005	0.270		0.015	0.301	
中学校卒	0.062	0.707		0.059	0.775		—	—	—	—		
高校卒	—	—		—	—		0.043	0.722		0.040	0.760	
専門・専修学校卒	-0.029	0.445		0.018	0.479		0.037	0.410		0.050	0.421	
短期大学・高等学校卒	0.085	0.375	*	0.080	0.422	**	0.083	0.343	**	0.072	0.372	**
大学・大学院卒	0.001	0.350		0.013	0.358		0.007	0.300		0.024	0.299	
14大都市	-0.210	0.319	***	-0.183	0.353	***	-0.123	0.287	**	-0.106	0.306	**
その他の市	—	—		—	—		—	—	—	—		
町村	-0.027	0.418		-0.077	0.441		0.000	0.400		-0.045	0.422	
年齢	0.003	0.034		0.000	0.034		0.001	0.032		-0.002	0.031	
年齢(2乗項)	-0.663	1.135	***	-0.610	1.244	***	-0.471	1.093	***	-0.444	1.157	***
定数項	0.011	0.019	***	0.010	0.021	***	0.008	0.019	***	0.008	0.020	***
年ダミー		あり			あり			あり			あり	
定数項	60.328	16.760	***	70.806	18.495	***	48.377	16.348	***	59.318	16.950	***
サンプル数		242			242			292			292	
Wald χ^2		91.43			102.03			82.13			98.15	
Prob > χ^2		0.00			0.00			0.00			0.00	
疑似決定係数		0.593			0.6215			0.5911			0.6233	
対数疑似尤度		-53.34731			-49.612663			-60.599795			-55.83362	

1) ***: 1%水準, **: 5%水準, *: 10%水準で統計的に有意

2) 定数項のみ係数値を示している

表13 再就職関数 (小遣い・仕送り)

	同居サンプル						(参考) 同居+別居サンプル					
	頑健的			頑健的			頑健的			頑健的		
	限界効果	標準誤差		限界効果	標準誤差		限界効果	標準誤差		限界効果	標準誤差	
親からの小遣い・仕送り(万円)	-0.004	0.012	**	-0.003	0.012	*	-0.003	0.011	**	-0.002	0.012	*
長子ダミー				-0.072	0.338	**	—	—		-0.080	0.315	***
一人っ子ダミー				0.078	0.265	**	—	—		0.057	0.245	**
(男)兄弟なしダミー				-0.079	0.241	**	—	—		-0.081	0.228	***
有資格ダミー	0.169	0.251	***	0.173	0.262	***	0.109	0.231		0.111	0.235	***
失業期間	-0.010	0.019	***	-0.009	0.019	***	-0.010	0.019	***	-0.008	0.019	***
有効求人倍率	0.306	0.610	***	0.291	0.620	***	0.221	0.543	***	0.212	0.564	***
失業保険受給ダミー	0.003	0.304		0.010	0.347		-0.004	0.274		0.007	0.307	
中学校卒	0.059	0.749		0.055	0.810		0.038	0.765		0.031	0.779	
高校卒	—	—		—	—		—	—		—	—	
専門・専修学校卒	-0.060	0.420		-0.007	0.430		0.020	0.383		0.040	0.388	
短期大学・高専学校卒	0.071	0.345		0.065	0.355	*	0.067	0.323	*	0.060	0.337	**
大学・大学院卒	-0.028	0.328		-0.015	0.341		-0.024	0.280		-0.001	0.288	
14大都市	-0.216	0.322	***	-0.183	0.332	***	-0.126	0.290	**	-0.107	0.302	***
その他の市	—	—		—	—		—	—		—	—	
町村	0.003	0.450		-0.041	0.473		0.013	0.433		-0.030	0.450	
年齢	0.003	0.034		0.001	0.034		0.002	0.032		0.000	0.031	
年齢(2乗項)	-0.652	1.180	***	-0.612	1.300	***	-0.471	1.103	***	-0.444	1.156	***
定数項	0.011	0.020	***	0.010	0.022	***	0.008	0.019	***	0.008	0.020	***
年ダミー		あり			あり			あり			あり	
定数項	61.354	17.348	***	71.514	19.183	***	49.257	16.403	***	62.496	17.308	***
サンプル数	242			242			292			292		
Wald χ^2	85			106.97			83.54			106.91		
Prob > χ^2	0.00			0.00			0.00			0.00		
疑似決定係数	0.6029			0.6291			0.5959			0.6244		
対数疑似尤度	-52.051415			-48.620914			-59.898466			-55.669205		

1) ***: 1%水準, **: 5%水準, *: 10%水準で統計的に有意

2) 定数項のみ係数値を示している

6 まとめ

本稿では、JPSC(1993～2007年)を用いて、未婚同居子（女性）の再就職活動に与える、親の所得の効果について考察した。

第2節では、記述統計分析から、親の所得階層別に、離転職時における、離職理由、親からの移転、求職意欲・行動などを概観した。その結果、離職理由では、全体的に自発的な離職理由がみられるものの、親の所得階層が相対的に高いものほど、自発的離職理由が多い結果が得られた。また、離・転職前後における子どもの家計状況の変化をみると、親の所得階層が（相対的に）高いものほど、親に支出を肩代わりしてもらっていること、また親からの支援が多いことが確認された。さらに、離職後の求職意欲についても、親の所得が高いものほど小さいことがわかった。

第5節では、制度改正ダミーを操作変数とした再就職関数の推計から、親の所得が子どもの再就職行動に与える影響を考察した。一般的には親の所得は内性的であり、そのまま推計することは推計にバイアスを与えるが、ここでは、老齢厚生年金の支給開始年齢引き上げという制度改革を操作変数として用いることで、問題を回避している。その推計の結果、親の所得は子どもの再就職に対して、負の効果を持つことが確認された。

玄田[2001a]以降、若年者失業についての問題は、労働需要側からのアプローチが目立つようになった。若年者失業は非自発的な離職に依るところが大きく、不況期においては、中高齢雇用の維持による若年雇用抑制という置換効果の存在が大きいことが示された[玄田2001b]。本稿での分析はそれに対して、抗うものでもないが、労働供給側からのアプローチの精査の必要性について考えている。上記でみたように、家族によるサポート、親の経済力というのは、離・転職する子どもにとって非常に大きな影響を与えている。玄田[2007]が「就業構造基本調査」データを用いて試みているように、親の経済力と子どもの就業意欲との関係をより精緻に分析するという検証はまだなさなければならないと考える。

また、日本では、親同居子にとって家族の支援が有効であると考えられているが、北村・坂本[2004]で挙げられているように、親からの経済援助を享受できる期間は非常に限られており、親が退職した場合、その親の面倒をみていかなければならない。それを考慮した場合、本稿が家族支援により支えられている若年失業の社会保障のあり方を再考するひとつの資料となりうると思われる。

参考文献

- 伊藤由樹子[2006]「団塊世代の60代の就業選択：その決定要因と課題」『産業経営研究』26, pp.1-12.
- 北村行伸・坂本和靖[2004]「優雅な「パラサイトシングル」像が変容」『女性たちの平成不

- 況』日本経済新聞社, pp.87-115.
- 玄田有史[2001a]『仕事のなかの曖昧な不安 揺れる若年の現在』中央公論新社.
- [2001b]「結局、若者の仕事がなくなった—高齢社会の若年雇用」橋木俊詔・デービッド・ワイズ編『日米比較 企業行動と労働市場』日本経済新聞社, pp.173-202.
- [2007]「若年無業の経済学的再検討」『日本労働研究雑誌』567, pp.97-112.
- 橋木俊詔[1999]「失業時の所得保障制度の役割とその経済効果」『日本労働研究雑誌』446, pp.41-53.
- 樋口美雄・黒澤昌子・石井加代子・松浦寿幸[2006]「年金制度改正が男性高齢者の労働供給行動に与える影響の分析」, RIETI Discussion Paper Series 06-J-033.
- ・山本勲[2002]「わが国男性高齢者の労働供給行動メカニズム——年金・賃金制度の効果分析と高齢者就業の将来像」IMES DISCUSSION PAPER SERIES, Discussion Paper No. 2002-J-23.
- 山口一男[2001]「イベントヒストリー分析 (3)」『統計』11月号, pp.73-78.
- 山田昌弘[1999]『パラサイト・シングル時代』筑摩書房.
- Allison, Paul [1982] “Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories,” *Sociological Methodology*, Vol.15, pp.61-98.
- Bertrand, Marianne, Sendhil Mullainathan and Douglas Miller [2003]“Public Policy and Extended Families: Evidence from Pensions in South Africa,” *World Bank Economic Review*, Vol.17, No.1, pp.27-50.
- Box-Steffensmeier, Janet Jones and Jones Bradford [2004] *Event History Modeling : A Guide for Social Scientists*, Cambridge University Press.
- Card, David and Thomas Lemieux [2000]“Adapting to Circumstances: The Evolution of Work, School, and Living Arrangements among North American Youth,” in D. G. Blanchflower, R. B. Freeman ed., *Youth Employment and Joblessness in Advanced Countries*, Chicago: University of Chicago Press, pp.171-213.
- Holzer, Harry [1990]“Labor Force Participation and Employment among Young Men : Trends, Causes and Policy Implications,” *Research in Labor Economics*, 11, pp.115-136.
- Manacorda, Marco and Enrico Moretti [2006]“Why Do Most Italian Youths Live With Their Parents?, Intergenerational Transfers and Household Structure,” *Journal of the European Economic Association*, Vol.4, Issues4, pp.800-829.
- McElroy, Marjorie [1985]“The Joint Determinants of Household Membership and Market Work : The Case of Young Men,” *Journal of Labor Economics*, Vol.3, No.3, pp.293-316.
- Newey, Whitney [1987] “Efficient Estimation of Limited Dependent Variable Models with Endogenous Explanatory Variables,” *Journal of Econometrics*, Vol.36, Issues3, pp.231-250.
- Wooldridge, Jeffrey [2002] *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.

¹ 玄田[2001]は、自発的、非自発的の区別は難しく、判断基準に多くの曖昧さが含まれることを指摘している。

² 厚生労働省[2001]『労働経済白書 平成 12 年度版』

³ The European Community Panel Survey (1996 年データ)では、18~30 歳のイタリア人の約 80%、スペイン人 65%、ポルトガル人の 78%が親と同居している。

⁴ 「親の所得」とは勤め先からの収入、事業収入、社会保障給付などを合計したものである。

⁵ 親の所得階層が子どもの教育水準に大きく影響する点を考えると、教育投資が制約され、相人的資本蓄積が相対的に小さくなったことで、不安な職種、企業に就職せざるを得なかったことが要因の一つとして考えられる。

⁶ Logit 推計を行うか Probit 推計を行うかの選択についてだが、Box-Steffernsmeier, Jones[2004: 74]では、選択は重要な問題ではなく、両者から得られる結果も非常に似ているとされている。

⁷ 「イベントヒストリー分析の長所の一つは右センサーされた観察値を偏りなく扱えることであると述べたが、これはハザード率のモデルがイベントが起きた場合は、「何時起きたか」という情報を、また起きずに右センサーされた場合には「何時までおきなかったか」という情報を、それぞれイベントの生起確率密度とサバイバル確率という異なる尤度で表現しともに観察値情報として最尤推定に用いることから来る。」山口[2001: 74]

⁸ ダグラス・有澤法則に従えば、主稼得者の所得が高いほど、被扶養者である妻（また子ども）の就業率は低くなる。

⁹ 親の所得（100 万円） y_{pit-1} と金銭的移転 Tr_{cit} （お小遣い・仕送り：万円）との関係を確認すると、（未婚サンプル全体の場合）両者は正の相関があることが確認された（表 8）。

$$Tr_{cit} = 2.249y_{pit-1} + \beta'X_{it} + \mu_i + u_{it}$$

()内の値は標準誤差を、 μ_i は観察不可能な個体特有効果を、 u_{it} は誤差項を示している。

¹⁰ ここでは、「きょうだい」とは兄弟姉妹を指している。

¹¹ ここで彼らは、この制度改正は子どもの同居選択、労働供給の決定要因ではないと仮定した。

¹² 男性のみ。女性は 2006 年から 2018 年にかけて実施している。公務員が被保険者となる共済年金だが、男女が同じスケジュールで引き上げられている。報酬比例部分は、2013 年から 2025 年（男性）、2018 年から 2030 年（女性）のスケジュールで引き上げられている。

¹³ ここでは、制度変更の対象とならない、親が、農林漁業・9 人以下の小規模の商工業に就いている、自営業者・家族従業員であるサンプルを推計から外している。この理由は、制度変更ダミー自体が出生年に基づくものであり、親の就業先を識別していないため、自営業者サンプルを合わせて推計した場合、制度変更が所得に与える影響に(制度変更以外の)影響を混同させる恐れがあるからである。

¹⁴ また日本政府も高齢者雇用安定法（2000 年施行、2006 年改正）を通して、高齢者就業を促進している。具体的には、この法によって、「65 歳までの定年の引き上げ」の制度導入を義務づけている。

¹⁵ 年老いた父親を安心させるために働き始める、あるいは年老いた父親の世話のため就業労働を減らすなどの効果が考えられる。

¹⁶ <http://www.dbtk.mhlw.go.jp/toukei/kouhyo/data-rou16/jikei/jikeiretu09.xls>

¹⁷ 札幌市、仙台市、さいたま市、千葉市、東京都 23 区、川崎市、横浜市、名古屋市、大阪市、神戸市、京都市、広島市、北九州市、福岡市。

¹⁸ 医師、歯科医師、薬剤師、歯科衛生士、歯科技工士、臨床検査技師、社会福祉士、介護福祉士、教員、保育士、弁護士、司法書士、行政書士、社会保険労務士、中小企業診断士、公認会計士、税理士、建築士、インテリアコーディネーター、消費生活コーディネーター、理容師、美容師、情報処理技術者。

¹⁹ 1 年前に無職だったサンプルだけではなく、最近 1 年以内に転職したサンプルを含めたことで、時間間隔が 1 年という等間隔ではなく（基数的意味）、不等間隔となっているが、離散時間モデルでは、離散時間が不等間隔で序数的意味しか持たない場合であっても応用できるという特

徴をもっている[山口 2001: 75].

²⁰ 次節の推計では参考として、別居サンプルを含めた推計を行った。その場合は、再就職する「リスク」があるサンプルかどうか、つまり、前年働いていなかった、あるいは最近1年以内に仕事が変わったかどうかを被説明変数とした Probit 分析を行い、weight を作成した。