

フリーターのその後

——就業・所得・結婚・出産

酒井 正

(慶応義塾大学大学院)

樋口 美雄

(慶応義塾大学教授)

本稿では、学卒後にフリーターになった者と正規雇用に就いた者のその後の就業・所得・結婚・出産を、新たに利用可能となった個票データを用いることで比較した。その結果、以下のことがわかった。1)近年、一度フリーターになった者はフリーターの状態から脱し難くなっており、フリーター経験者は正規経験者に比べて就業しても低い所得しか得ていない。2)フリーター経験者は正規経験者より結婚年齢が高く、またそのことを通じて出産年齢も高く、フリーターの増加は少子化の一因になっている。3)フリーター経験が結婚・出産時期にもたらしている影響はバブル経済崩壊後、以前より大きくなっている。

目次

- I はじめに
- II 先行研究と本稿の位置づけ
- III データ
- IV フリーター経験とその後の就業・所得
- V 推計モデル
- VI 結婚年齢・出産年齢へのフリーター経験の影響
- VII むすびに代えて

I はじめに

学校卒業後、非正社員であったり、無業であったりした人は、正社員であった人と比べ、その後、雇用形態や所得において、違った人生を歩んでいるのだろうか。そして両者の間には、結婚や出産行動において違いが見られるのか。もしも違いがあるとすれば、バブル崩壊の前後で、その違いに変化が起こっているのか。本稿の目的は、慶応義塾大学経商連携 21 世紀 COE プログラムの「市場の質に関する理論形成とパネル実証分析」にお

いて調査された第 1 回「慶應家計パネル調査」(KHPS) の個票データを使って、これらの点を明らかにすることにある。

若いころ、不安定雇用にあるフリーター経験者は、企業においても十分な職業訓練を受けることができず、技能が形成されないために、正社員として働きたくても、なかなか仕事に就けないといわれる。あるいは正社員として働くことはできたととしても、良好な雇用機会に就くことは難しいといわれる。その結果、経済的に恵まれず、結婚したい年齢になっても結婚できず、子どもを持ちたいと思っても持てない状況が発生している可能性は十分にある。

80 年代には社会が豊かになり、子どもが親に寄生することから結婚が遅れ、少子化を招いたと指摘された。あるいは、女性のキャリア志向の強まりが晩婚化、非婚化をもたらしたともいわれた。だが、こうした要因に加えて、90 年代のバブル崩壊後は、非正社員の増加による経済的に恵まれない人が増えたことが、結婚を難しくし、子ども

を持ってない状況に拍車をかけていることはないのか。本稿では学卒後、1年、あるいは2年、5年を経過した段階でフリーターであった人と正社員であった人のその後の人生を比較することによって、これらの点を明らかにしてみたい。

本稿の構成は以下の通りである。Ⅱでは海外および国内の先行研究について概観する。Ⅲでは本稿の分析に用いるデータについて解説し、Ⅳではフリーター経験者のその後の就業状態や所得を正社員経験者と比較し、違いがあるかを計量経済学的手法を用いて検討する。Ⅴでは結婚や出産のタイミングを分析するためのサバイバル分析について説明し、Ⅵでフリーター経験者と正規経験者のその後の結婚時期・出産時期について比較検討を行う。そしてⅦを結びとする。

Ⅱ 先行研究と本稿の位置づけ

本節では、就業状態と結婚の時期を考えるうえでの経済学的な枠組みに触れ、実証分析の先行研究を検討することによって本分析の位置づけを確認する。

一般に経済学では、結婚に関する意思決定は、これに伴って発生する便益と費用を比較することによって行われると考えられてきた¹⁾。ここでいう便益とは結婚によって得られる心理的安らぎばかりではなく、所得や資産の高い相手と結婚することで手にすることのできる経済力を意味する。もちろん結婚することにより家事労働をしなくてすむようになれば、それも含まれる。その一方、費用とは結婚によって束縛される心理的・時間的負担を含むコストで、結婚によりそれまで受けてきた親からの支援が受けられなくなるとすれば、それも機会費用として含まれる。両者を比較し、いま想定している相手から得られるであろう便益が費用を上回っていれば結婚は決意され、逆に費用が便益を上回れば、その相手との結婚は断念され、先送りされることになる。したがって他の条件が一定であれば、経済力の高い人のほうが結婚相手として選ばれる確率は高い一方、機会費用が高ければ結婚を選ばない可能性は高い。

海外では、就業状態や所得と結婚の関係を検討

する実証分析が数多く行われてきた。たとえば Keeley (1977) は初婚年齢を決定する要因について実証分析を行っている。これによれば、男性については賃金が高いほど、女性については賃金が低いほど結婚年齢は若くなる傾向が見いだされた。また Wilson (1987) は米国における黒人の婚姻率低下の原因を、黒人男性の失業率上昇に求めた。家族を養うだけの稼得能力のない若年男性が増えることで、女性が結婚してもよいと考える(すなわち独身でいることの留保効用を上回るような)男性の市場が縮小することになるというのである。Wood (1995) は、地域ごとのデータを用い、結婚生活に必要な所得水準を上回る (marriageable) と考えられる黒人男性が少ない地域ほど婚姻率は低いことを見いだしたが、その効果は決して大きなものではなかった。また、Wilson の仮説について実証研究をしたすべての分析結果が必ずしもこれを支持しているわけではなく、否定的なものも存在する²⁾。

他方、Ahn and Mira (2001) はハザード・モデルを用いて、スペインにおける男性の結婚年齢に就業状態が及ぼす影響について調べている。前年に無職であったりパートタイムの仕事に就いていた場合、未婚から結婚状態へ離脱する確率(ハザード・レート)は前年にフルタイムの職にあった人に比べて低い。その分、結婚時期は遅いことになる。だが、その一方、出産については、前年の就業状態の違いによって、結婚してから出産するまでの期間が有意に異なることはなかった。したがって、雇用環境の悪化は、人々の結婚時期を遅らせることを通してのみ、出生率を低下させる可能性が示唆される。この論文では明示されていないものの、これも Wilson 仮説を支持する実証結果と考えることができよう³⁾。

一方、本人の稼得能力といった金銭的要因のみが婚姻状態に影響を与えているという主張に懐疑的な分析結果もある。Charles and Stephens (2004) は、同じ所得の減少でも、病気や怪我によって就業が困難になった場合はその後の離婚率は高くならない反面、失職した場合には離婚率が上昇することを見いだしている。また(本人の責任とは言えない)事業所閉鎖による失職では離婚

は増加しないことも確認されており、結婚相手としての適格性についてこれらの就業状況がシグナルとして示している非経済的要因のほうが大きな影響を与えている可能性があるとしている。

わが国でも、フリーターの数が増え、社会問題化するにつれ、その要因や就業実態について数多く研究がなされるようになった。たとえば玄田(2001)や小杉(2002)はフリーターの実態について詳細な分析を行い、雇用機会の減少といった労働需要側の要因がこの増加に大きく寄与していることを明らかにした。若年時にフリーターのような不安定な就業状態にあった者がその後も十分な経済力を持たないままであれば、潜在的な結婚相手にとって彼らとの結婚から得る便益は小さく、独身を続ける可能性が高い。それだけフリーター経験者は結婚相手を見つけるまでに長い時間を要することになる。

一方、親元にいるような女性を想定した場合、結婚は現在の親から得られる経済的・時間的便益と結婚によって得られる経済的・時間的便益の比較によって決められると考えられる。所得の高い、そして身の回りを世話してくれる親の元を離れ結婚を決意するには、結婚相手による期待効用がそれを上回っていなければならない。山田(1999)が指摘するように、裕福な親を持つ者にフリーターが多く、その後の本人の就業や所得面で不利な立場に立たされていることが見かけ上のものに過ぎないとすれば(いわゆるパラサイト・シングル仮説)、フリーター経験者は結婚を先送りする可能性が高い。その一方、結婚相手を探すことに伴う機会費用は正社員のほうが高いから、フリーターは相手を探すことに集中的により多くの時間を投じることができ、若くして結婚することも理論的には考えられる。

だが、男女の出会いマーケットがなんらかの理由により分断されており、それらが就いている仕事と関係するならば、たとえばフリーター経験者ではその後も良好な就業機会を得られず、単に稼得能力の高い相手と巡り会う場がないといった理由で、若年時の就業形態がその後の婚姻確率に負の影響を及ぼしている可能性も考えられる。

結婚と同様、出産についても、経済学ではこれ

に伴って発生する便益と費用の比較によって決定されると考える。ここでいう便益とは、単に金銭的便益だけを意味するわけではない。昔のように子どもが親に生活費を仕送りする時代であれば、あるいは自営業のように子どもが家族従業員として働いてくれるならば、労働力としての金銭的報酬も期待されたが、最近のわが国の現状を考えると、便益はもっぱら子どもから得られる親の効用の高まり、すなわち心理的便益として表現されよう。なかには老後の介護を期待する人もいるかもしれない。他方、費用は、子育てに伴う時間的拘束による機会費用を含む直接的、間接的費用として示される。家計所得が高ければ、子どもの需要に対する所得効果が働き、たくさん子どもを持つとうとする。その一方、妻が正社員であった場合、パートタイマーとして働いていた場合に比べ、仕事をやめたり休んだりすることによる機会費用は大きいから、子どもに対する需要は小さいと考えられる。ただし、正社員の場合、育児休業制度が利用でき、しかもその間、一定の所得が社会的に保障されるとなると、その機会費用は小さくなる。はたして正社員と非正社員のうち、どちらが子どもに対する需要が大きいかの判断は実証分析の結果を待つしかない。

人々の職歴が結婚や出産にどのような影響を与えているかについて、従来は必ずしも十分な実証研究は行われてこなかったが、最近になってようやく、いくつか分析が試みられている⁴⁾。たとえば樋口・阿部(1999)、樋口(2000)は家計経済研究所の「消費生活に関するパネル調査(以下、家計研パネル調査と呼ぶ)」を用いて、結婚や出産のタイミングに影響を及ぼす要因を検討している。そこでは本人の属性や労働市場の需給逼迫度が女性の結婚時期・出産時期に与える影響について、主にサバイバル分析の手法を使って分析している。しかし、これらの研究では若年時の就業状態の影響については検討がなされていない。また樋口・酒井(2004)は同じ「家計研パネル調査」を用いて、若年時の就業状態の違いによりその後の有配偶率を比較している。その結果、25歳時点で正規雇用就いていた女性よりもフリーターであった女性のほうがその後の有配偶率は低いという関

係を見いだしている。だが、この結論はフリーター経験者と正規雇用経験者の単純比較に基づいており、さまざまな要因をコントロールした上での分析ではない。さらに「家計研パネル調査」を用いた場合、サンプルが女性だけに限定され、年齢層についても比較的狭い範囲のサンプルとなっており、改善されるべき点が多かった。本稿では上記の制約を克服すべく、男性・女性両方について調査された年齢層の広いサンプルを用いることで若年時のフリーター経験の有無とその後の結婚・出産の関係、さらにはそれらの時系列変化について計量分析を行った。

Ⅲ データ

本稿では、慶應義塾大学経商連携 21 世紀 COE プログラム「市場の質に関する理論形成とパネル実証分析」プロジェクトによって行われた「第 1 回慶應家計パネル調査」を分析に用いる。この調査は平成 16 年 1 月 31 日現在における全国の満 20～69 歳の男女を対象に行ったもので、層化二段抽出法により選ばれた完了サンプル 4005 人（アタック数 1 万 3430 人）について就業・生活・資産等に関する広範な情報を得ている⁵⁾。本稿では、結婚年齢・子供の生年に関する情報と就業履歴に関する情報（回顧調査項目）を主に用い、分析を行った⁶⁾。

フリーター経験の有無が結婚・出産年齢に与える影響を検討するという目的から、推計では、就業履歴に関する質問項目から最終学卒年を計算し、それから 1 年後もしくは 2 年後の未婚者を就業状態（フリーター・正規の別）によってグルーピングした。たとえば学卒年齢が 18 歳なら、19 歳時点（もしくは 20 歳時点）で未婚である者についてフリーター・正規の別に分けることになる。学校卒業 5 年後の就業状況による分析も行ったが、結果に大きな違いがなかったため、ここでは省略する。なお、ここでフリーターとは、学卒後、未婚で無業もしくは臨時雇用であった者を指す⁷⁾。分析にはフリーター経験もしくは正規経験のいずれかがあるサンプルのみを用いることにする。

以上のように加工したサンプルで、まずフリー

ター経験者数の推移を確認してみよう。表 1a は、学卒年の翌年に、フリーターであった者と正規雇用 に就いていた者の数を学卒年代ごとに見たものである。表 1a より、フリーター経験者の正規経験者に対する比率は、80 年代までほぼ横ばいであったものの、バブル経済崩壊後の 90 年代になると、急激にフリーターが増加していることが見てとれる。この急激な増加は男性・女性ともに見いだされた。フリーターは現在まで傾向的に増えて来たというよりも、近年の不況下において急増したと言える。表 1b では、最終学歴別にフリーター・正規の割合を見ている。これによれば、男子では高学歴のほうがフリーターは少なく、逆に女子では多い傾向が見られる。

表 2 に基本統計量を載せた。フリーター経験者の平均年齢のほうが低いのが、これは最近になってフリーターが急増したことによるものかもしれない。また現在の平均年収もフリーターのほうが少ないように見えるが、同じように時代の効果による可能性がある。次節で、他の要因をコントロールしても、フリーター経験によってその後の就業・所得に影響が発生しているかを数量分析することにする。

Ⅳ フリーター経験とその後の就業・所得

表 3 に、フリーターがこの状態から脱出するまでの期間と、正規雇用にある者が正規雇用以外の状態になるまでの期間についてサバイバル分析を行った結果を示している。フリーターがフリーター以外の状態になるまでの期間について行った推計では、学卒年の係数がマイナスに有意であることから、近年になるにつれフリーター状態から離脱するまでの期間が長くなっていることがうかがえる。掲載した推計結果では結婚による非就業の可能性を考えていないが、結婚をフリーターからの離脱とみなして行った推計でも、同じように学卒年が最近になるにつれフリーターからの離脱期間が長くなってきている傾向が確認された。近年、一度フリーターになった者がそこから抜け出すことが、いっそう難しくなっているといえる。

表1a フリーター経験：正規経験者割合の推移

学卒年		1979年以前	1980-86年	1987-91年	1992年以降	計
男女	フリーター	90	58	37	130	315
	%	14.2	11.2	10.8	25.2	15.7
	正規	545	461	306	385	1697
	%	85.8	88.8	89.2	74.8	84.3
男	フリーター	45	30	19	52	146
	%	14.8	12.4	10.3	21.8	15.1
	正規	259	212	165	187	823
	%	85.2	87.6	89.7	78.2	84.9
女	フリーター	45	28	18	78	169
	%	13.6	10.1	11.3	28.3	16.2
	正規	286	249	141	198	874
	%	86.4	89.9	88.7	71.7	83.8

表1b 最終学歴別のフリーター：正規経験者割合

最終学歴		中・高卒	短大・高専卒	大学卒以上	その他	計
男女	フリーター	160	58	76	21	315
	%	15.1	16.8	15.2	19.8	15.7
	正規	901	288	423	85	1697
	%	84.9	83.2	84.8	80.2	84.3
男	フリーター	77	10	48	11	146
	%	15.2	14.3	13.4	34.4	15.1
	正規	431	60	311	21	823
	%	84.8	85.7	86.6	65.6	84.9
女	フリーター	83	48	28	10	169
	%	15.0	17.4	20.0	13.5	16.2
	正規	470	228	112	64	874
	%	85.0	82.6	80.0	86.5	83.8

注：学卒後1年の就業状態による。

上段は人数。

最終学歴の「その他」には専門学校卒を含む。

表2 基本統計量

		(人)	年齢		うち現時点の有業者の年取(万円)			現在有配偶者	
			平均	標準偏差	平均	標準偏差	(人)	(人)	(%)
男性	フリーター経験者	146	36.6	9.5	415.1	298.3	114	77	52.7
	正規経験者	823	38.5	8.3	515.9	262.3	698	597	72.5
女性	フリーター経験者	169	35.1	9.6	191.6	149.0	97	86	50.9
	正規経験者	874	37.9	8.2	197.9	160.5	511	659	75.4

注：分析に使用したサンプルに関する値。

学卒後1年の就業状態による。

表3 フリーター／正規離脱サバイバル分析（学卒年からの期間）

		フリーター → フリーター以外		正規 → 正規以外	
		係数	標準誤差	係数	標準誤差
性別（男：1）		0.683***	0.149	-1.633***	0.083
学卒年		-0.017**	0.008	0.007#	0.005
学歴 （レファレンス： 高校卒）	短大・高専卒	0.597***	0.200	-0.022	0.087
	大学卒	0.459***	0.173	-0.140	0.098
	専門学校・その他	0.789***	0.263	-0.039	0.147
対数尤度		-1081,809		-6063,170	
サンプル数		312		1689	

注：***<1%，**<5%，*<10%，#<15%。

学卒後1年の就業状態による。

「フリーター以外」は具体的には「正規雇用」「自営業・自由業」「家族従業者」。

「正規以外」は「無職」を含む「正規雇用」以外のすべての就業状態をそれぞれ表す。

一方、正規雇用からの離脱について行った推計結果では、学卒年の係数が有意でなく、時代による差は確認できない。

次に有業者について、過去のフリーター経験の有無によって現在の所得が異なっているかどうか見てみることにする。表4は有業者の「昨年1年間の主な仕事からの収入」の対数値をフリーター経験ダミーや年齢、学歴といった変数に回帰した結果である。推計は最小自乗法と、失業者や無業者になった標本を含めないことによって発生するサンプルセレクション・バイアスを考慮したヘックマン二段階推定の両方で行った。表4には後者の結果を載せている。フリーター経験の係数から、男女ともにフリーター経験者は正規経験者に比べてその後の年収が有意に低い傾向にあることがわかる。しかし、最小自乗法による推定において企業規模や職位をコントロール変数として加えると、フリーター経験ダミーの係数の有意性が落ちることから、フリーター経験者は（その後就業したとしても）満足な仕事に就くことができず、正規経験者と比較して収入面で不利益を被っていることが予想される。上でフリーター経験者が近年フリーター状態から脱け出すことが難しくなってきたことを指摘したが、その後、就業した有業者について見てもフリーター経験者は、男性で年収が26.3%、女性で33.2%低く、所得面で不利な立場に立たされていることがわかった。

それではフリーター経験は、本人の婚姻時期にも影響を与えているのだろうか。図1は、年齢ご

との有配偶率をフリーター経験者・正規経験者の別に見たものである⁸⁾。図1から男性・女性いずれにおいても、フリーターであった者のその後の有配偶率は一貫して正規雇用就いていた者に比べて低いことがわかる。以上のようなグラフによる概観は、しかしながらフリーター経験者と正規経験者を構成する属性の違いを考慮していない。もしフリーター経験者に元々結婚する性向が低いような属性の人たちが多く含まれていれば、ある時点におけるフリーター経験者と正規経験者の有配偶率を比べたとしても、就業経験による結婚への影響を見ていることにはならない。たとえばフリーターという状態にある者が近年ほど多くなっているとすれば、フリーター経験の影響とされているものが実は傾向的な婚姻年齢の上昇を反映しているのに過ぎないかもしれない。以上のような問題を直接的に解決するには各属性をコントロールした計量分析が必要となる。

V 推計モデル

婚姻年齢や出産年齢の分析をするのに、単純に結婚・出産の経験者についてそれらの経験時の平均年齢を世代ごとに比較するといったことは意味をなさない。若い世代ほど未婚者や子どものいない人が多く、既婚者やすでに子どもを出産した人だけを見ても結婚年齢や出産年齢が本当に遅く（早く）なっているのかはわからないからである。結婚年齢・出産年齢を分析するためには、それら

表4 有業者の年収に対するフリーター経験の影響（ヘックマン推定）

		男性		女性	
		係数	標準誤差	係数	標準誤差
(年収；第2段階)					
フリーター経験		-0.263***	0.090	-0.332**	0.141
有配偶者		0.347***	0.126	-0.259	0.188
年齢		0.123***	0.039	-0.036	0.084
年齢自乗		-0.001***	0.000	0.001	0.001
最終学歴 (レファレンス： 中高卒)	短大・高専卒	0.014	0.072	0.143	0.114
	大学卒	0.183***	0.067	0.372**	0.154
	専門学校・その他	0.155	0.109	0.057	0.189
学卒年 (レファレンス： 1979年以前)	1980-86年	0.067	0.149	0.179	0.206
	1987-91年	0.045	0.208	0.409	0.309
	1992年以降	0.134	0.313	0.578#	0.395
定数項		3.036***	1.181	5.682***	1.787
(セレクション；第1段階-就業に関する決定-)					
フリーター経験		-0.224	0.156	-0.225**	0.122
有配偶者		0.339**	0.138	-0.504***	0.121
年齢		0.093	0.085	0.093	0.077
年齢自乗		-0.001	0.001	-0.001	0.001
最終学歴 (レファレンス： 中高卒)	短大・高専卒	0.001	0.220	-0.061	0.103
	大学卒	-0.160	0.131	-0.026	0.145
	専門学校・その他	-0.130	0.291	0.292*	0.176
学卒年 (レファレンス： 1979年以前)	1980-86年	0.424*	0.227	-0.135	0.190
	1987-91年	0.601*	0.319	-0.282	0.273
	1992年以降	1.022**	0.444	0.001	0.367
14大市		-0.091	0.158	-0.321**	0.131
その他の市		-0.025	0.137	-0.207*	0.113
12歳以下の子供の数		0.084	0.077	-0.230***	0.060
定数項		-1.873	1.788	-0.839	1.603
ミルズ比の逆数		0.078	0.753	-1.131***	0.391
サンプル数		897		961	

注：***<1%，**<5%，*<10%，#<15%。

被説明変数は年収（万円）の対数値。

「フリーター経験」は学卒後2年の就業状態による。

のイベントを経験していないサンプルも含めて分析する必要がある。本稿ではサバイバル分析を用いて、未婚状態の継続期間および出産までの期間について分析する。以下で推計モデルを説明するが、式の導出等について、詳しくは Wooldridge (2002) を参照されたい。

ハザード・レートを簡単に説明すると、 t 期間が経過した後も、初期状態のままいた人がその期も引き続き初期状態でいる確率のことであり、

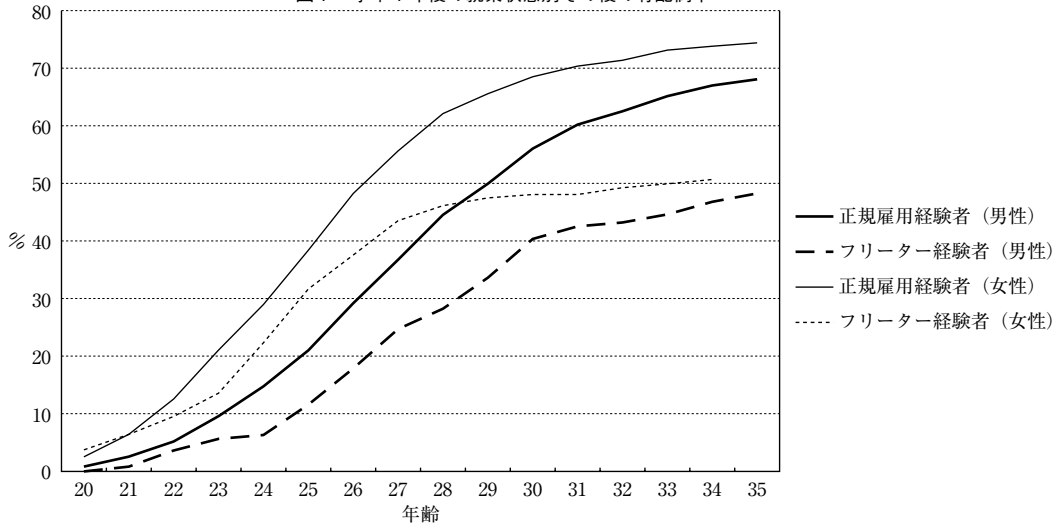
次のように表される。

$$\lambda(t; \mathbf{x}) = \lim_{h \downarrow 0} \frac{P(t \leq T < t+h \mid T \geq t, \mathbf{x})}{h}$$

$$= \frac{f(t \mid \mathbf{x})}{1 - F(t \mid \mathbf{x})} = \frac{f(t \mid \mathbf{x})}{S(t \mid \mathbf{x})}$$

最後の項はハザード・レートとサバイバル関数 $S(t \mid \mathbf{x})$ との関係を表している。ここで $f(t \mid \mathbf{x})$ と $F(t \mid \mathbf{x})$ は、それぞれ T の条件付分布関数と条件付累積分布関数である。比例ハザード・モデ

図1 学卒1年後の就業状態別その後の有配偶率



ルでは $\lambda(t; \mathbf{x}) = \exp(\mathbf{x}\beta) \lambda_0(t)$ とおく。ここで λ_0 はベースライン・ハザードを表す。 $\log \lambda(t; \mathbf{x}) = \mathbf{x}\beta + \log \lambda_0(t)$ と展開されるから、ある係数 β が正ならば変数 x が増加することで対数ハザードは上昇する。つまり、初期状態から離脱する確率が高くなる。逆に係数の値が負ならば x の値が増加することでハザード・レートは低下し、初期状態から離脱するまでの期間が長くなることを示す。後の推計結果では、 β の推定値を載せている。

本稿では結婚年齢および出産年齢を初期状態継続期間とし、ベースライン・ハザードを直接的に求めないコックス比例ハザード・モデルによる推定結果を基本的に示している。説明変数にはフリーター経験者を表すダミーに加え、学歴ダミーや学卒年コーホート・ダミー等の変数を加える。

VI 結婚年齢・出産年齢へのフリーター経験の影響

表5は、結婚年齢に関して行ったサバイバル分析の結果を載せている。フリーター経験ダミーの係数がマイナスに有意な値を示しており、フリーター経験者は正規雇用経験者に比べて婚姻時期が遅くなる傾向にあることがわかる。学卒年ダミーや学歴ダミーによってコントロールした上での結果なので、フリーター経験が婚姻時期を遅らせる

効果は、婚姻年齢の傾向の上昇によるものでもなければ、学歴構成の変化によるものでもないと言える。学卒年で1991年以前と1992年以降に分けた推計の結果を見てみると、男性においても女性においても近年、フリーター経験の係数が大きくなっている。これをあらためて視覚的に捉えるため、図2に未婚残存確率をシミュレートした(ベースライン・ハザードをワイブル分布で特定化した推計結果を利用)。図2から、未婚者でいる割合が増えてきているのはいうまでもないが、近年、特にフリーター経験の有無によるその後の婚姻率の差が拡大している。30歳時点をとれば、1992年以降卒業した人のフリーター経験の有無による未婚残存確率の差は、それ以前の2倍近くになっている。フリーターになる人の数はバブル崩壊後、明らかに増えてきているが、フリーター経験がその後の結婚に与える影響も大きくなっているといえよう。

表6では、第1子・第2子のお産年齢に関してサバイバル分析を行い、フリーター経験の影響を見ている(第2子出産年齢に関しては女性のみ)。結婚年齢の場合と同じように、フリーター経験者では第1子出産年齢が高くなる傾向にある。第1子出産年齢に関して1991年以前と1992年以降の二期間に分けて行った推計の結果を見ると、男女共にフリーター経験の係数は1992年以降で大きくなっている。第2子出産年齢に対してもフリー

表5 結婚年齢に関するサバイバル分析

		男女計					
		係数	標準誤差				
フリーター経験		-0.390***	0.116				
性別 (男性:1)		-0.265***	0.060				
フリーター×男性		0.045	0.167				
学卒年 (レファレンス: 1979年以前)	1980-86年	-0.052	0.066				
	1987-91年	-0.100	0.078				
	1992年以降	-0.201**	0.088				
学歴 (レファレンス: 高卒)	短大・高専卒	-0.064	0.076				
	大卒	-0.267***	0.069				
	専門学校・その他	-0.075	0.125				
対数尤度		-9799.327					
サンプル数		2012					

		1991年以前:男性		1992年以降:男性	
		係数	標準誤差	係数	標準誤差
フリーター経験		-0.231*	0.128	-1.050***	0.400
学歴 (レファレンス: 高卒)	短大・高専卒	0.136	0.168	0.235	0.371
	大卒	-0.128	0.090	-0.864***	0.268
	専門学校・その他	-0.223	0.257	-0.635	0.618
学卒時失業率		0.047	0.088	-0.081	0.170
対数尤度		-3534.828		-378.413	
サンプル数		730		239	

		1991年以前:女性		1992年以降:女性	
		係数	標準誤差	係数	標準誤差
フリーター経験		-0.308**	0.134	-0.519**	0.235
学歴 (レファレンス: 高卒)	短大・高専卒	-0.138	0.097	-0.187	0.226
	大卒	-0.213	0.135	-0.738***	0.284
	専門学校・その他	0.009	0.168	-0.401	0.325
学卒時失業率		-0.136*	0.073	-0.304*	0.169
対数尤度		-3802.387		-575.262	
サンプル数		767		276	

注:***<1%,**<5%,*<10%,#<15%。

「フリーター経験」は学卒後1年の就業状態による。

ター経験は影響を及ぼしているが、この効果が時代によって異なっているかについてはわからなかった⁹⁾。

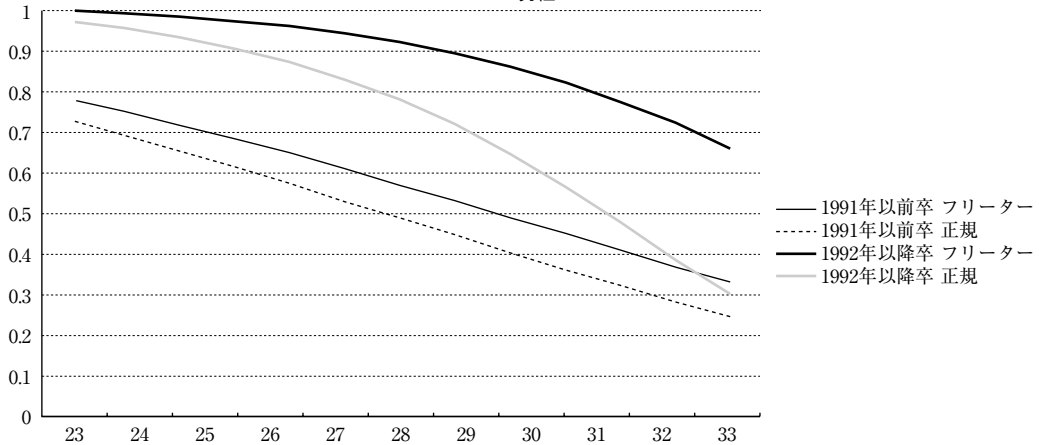
なお、結婚した人たちについて、結婚から第1子出産までの期間についてもサバイバル分析を行った。その結果、フリーター経験は結婚から出産までのインターバルについては統計的に有意な影響を与えていなかった。以上より、フリーター経験

は結婚時期を遅らせることを通じて、出産時期に影響を与えているといえよう¹⁰⁾。

IV むすびに代えて

本稿で行ったサバイバル分析の結果から、フリーター経験者はその後の結婚や出産の時期が遅く、一定の年齢に到達してもしときには結婚しなかった

図2 未婚残存確率のシミュレーション
男性



1991年以前： $\lambda(tx) = \lambda_0 \cdot \exp(-0.236 * \text{フリーター} + 0.201 * \text{短大} \cdot \text{高専} - 0.145 * \text{大学} - 0.113 * \text{その他} + 0.448 * \text{学卒時失業率} - 15.074)$
 1992年以降： $\lambda(tx) = \lambda_0 \cdot \exp(-1.039 * \text{フリーター} + 0.210 * \text{短大} \cdot \text{高専} - 1.315 * \text{大学} - 1.070 * \text{その他} + 0.083 * \text{学卒時失業率} - 31.307)$
 ワイブル分布で特定化した推計結果を利用。大卒男性について、学卒時失業率を3.5%としての計算。

り、子どもを持たなかったりする人の多いことが見いだされた。若年時の就業経験は、単にその後の就業状態や所得に大きなインパクトを与えているだけではなく、結婚や出産行動にも影響を与えているといえる。しかもその影響の程度は、以前にも増して90年代以降、拡大していることが確認された。

近年、10代、20代ばかりではなく、30代においてもフリーターの数が急増している。このことは、まさに上述した推定結果を裏付けている。従来から指摘されてきた少子化要因に加えて、不安定雇用の増大がさらにこれに拍車をかけていることをうかがわせる。

フリーターの増加はたしかに若者が企業による管理を嫌い、自由を求めて選択した結果であるという面もある。しかし、処遇の大きな差は選択時点においてのみ発生しているわけではない。その後の人生においても長期間にわたって影響をもたらす。もはや不安定雇用の増大は、一時的な労働市場の問題にとどまらず、社会階層の固定化や少子化を通じ、社会の安定を揺るがす深刻な問題に発展しつつある。この意味においても、フリーター問題は国を挙げて取り組むべき喫緊の課題になっているといえよう。

本稿の分析においては、主に学卒年によるコーホートの効果と最終学歴の効果をコントロールし

た上で、フリーター経験が結婚年齢・出産年齢に及ぼす影響を見た。少なくともそれら学卒年の違いや学歴の違いによって、見かけ上フリーター経験の負の効果が表れているわけではないことがわかった。しかし、観察される属性によって捉えられないだけで、フリーターになる者と正規になる者がはじめてから結婚に対する性向についても異なっている可能性が考えられる。これら観察されない個人特性の違いによる影響と、フリーター経験者がその後被っている経済的に不利な状況による影響を識別するには、たとえば結婚時点の所得を説明変数に加え、検討することが考えられる。だが今回用いたデータは就業に関する回顧データに限定されており、結婚時の所得情報をさかのぼって得ることができなかったために、その識別を検討することができなかった。それらの分析は、今後、本調査がパネル・データとして蓄積されたときに、実施可能となろう。

また、本稿の分析ではフリーターという就業状態を外生的に扱ってきた。本来、個人の選択行動に大きく依存しており、それらが内生的に決まっている可能性は否定できない。少なくとも、どのような人たちが、どのような条件の下でフリーターになったのかということは、個人の嗜好の違いを陽表的に扱うためにも重要であり、今後の検討課題となる(酒井・岩松(2005))。

表 6

1) 第 1 子出産年齢に関するサバイバル分析

		男女計					
		係数	標準誤差				
フリーター経験		-0.349***	0.123				
性別 (男性:1)		-0.247***	0.064				
フリーター経験×男性		0.066	0.178				
学卒年 (レファレンス: 1979 年以前)	1980-86 年	-0.114*	0.068				
	1987-91 年	-0.151*	0.083				
	1992 年以降	-0.188*	0.102				
学歴 (レファレンス: 高卒)	短大・高専卒	-0.059	0.080				
	大卒	-0.319***	0.075				
	専門学校・その他	-0.035	0.131				
対数尤度		-8630.081					
サンプル数		1972					

		1991 年以前:男性		1992 年以降:男性	
		係数	標準誤差	係数	標準誤差
フリーター経験		-0.203#	0.134	-0.975*	0.527
学歴 (レファレンス: 高卒)	短大・高専卒	0.033	0.177	-0.065	0.440
	大卒	-0.175*	0.097	-1.292***	0.356
	専門学校・その他	-0.187	0.266	-0.578	0.641
学卒時失業率		-0.155*	0.092	-0.343	0.247
対数尤度		-3197.114		-232.143	
サンプル数		715		236	

		1991 年以前:女性		1992 年以降:女性	
		係数	標準誤差	係数	標準誤差
フリーター経験		-0.330**	0.140	-0.386#	0.262
学歴 (レファレンス: 高卒)	短大・高専卒	-0.078	0.100	-0.293	0.257
	大卒	-0.168	0.140	-1.115***	0.351
	専門学校・その他	0.063	0.175	-0.560#	0.363
学卒時失業率		-0.125*	0.076	-0.167	0.208
対数尤度		-3516.384		-423.506	
サンプル数		751		270	

注: ***<1%, **<5%, *<10%, #<15%。

「フリーター経験」は、学卒後 1 年の就業状態による。

- 結婚の経済理論に関するサーベイとして Montgomery and Trussell (1986), Weiss (1997) が挙げられる。
- Wilson 仮説を検証したその他の研究として Borooah (2002) 等。
- だが、前年の就業状態を説明変数に用いた場合、就業決定するのに翌年の結婚を予定していないと仮定しない限り、内生性の問題を回避していることにならない (近い将来の結婚を予想して、より安定した就業状態を選んでいることが考え

- られる)。本稿における分析は、直前ではなく、より過去の就業経験がもたらす効果を検証しているため、上記のような内生性の問題によって推計結果がバイアスされる可能性は少ない。
- 日本におけるマイクロ・データを用いて行われた出産・就業の研究に関するサーベイについては両角 (2002) を参照。
- このデータの調査概要および他統計との比較による標本特性については木村・マッケンジー・宮内 (2005) を参照のこ

2) 第2子出産年齢に関するサバイバル分析：女性

		女性	
		係数	標準誤差
フリーター経験		-0.271*	0.145
学卒年 (レファレンス： 1979年以前)	1980-86年	-0.077	0.105
	1987-91年	-0.131	0.138
	1992年以降	-0.202	0.190
学歴 (レファレンス： 高卒)	短大・高専卒	0.041	0.105
	大卒	-0.358**	0.156
	専門学校・その他	-0.224	0.199
対数尤度		-3120.474	
サンプル数		1021	

		1991年以前：女性		1992年以降：女性	
		係数	標準誤差	係数	標準誤差
フリーター経験		-0.286*	0.156	-0.264	0.387
学歴 (レファレンス： 高卒)	短大・高専卒	0.067	0.109	-0.545	0.387
	大卒	-0.229	0.162	-1.564***	0.581
	専門学校・その他	-0.087	0.204	-1.811**	0.774
学卒時失業率		-0.080	0.084	-0.089	0.404
対数尤度		-2833.694		-167.522	
サンプル数		751		270	

注：***<1%，**<5%，*<10%，#<15%。

「フリーター経験」は学卒後1年の就業状態による。

と。

- 6) 分析を行うにあたり、はじめにサンプルに対して次のような処理を行った。1. 就業履歴に関する質問項目が無記入の者のうち、明らかな間違いによって記入がなされていない者を除外。2. 有配偶者であるにもかかわらず結婚年齢の記入がないサンプルを除外。3. 1950年以前に生まれた者（調査時点で53歳以上）はサンプルから除外した。本調査では有配偶者のみに現在の配偶者と結婚した年齢を聞いているため、無配偶者のうちどれだけが配偶者と離別しているか、有配偶者のうち再婚した者がどれくらいいるかといったことがわからない。そのため、結婚年齢の情報に関して高齢者においては特に本分析の目的からはエラーと見なさざるをえないサンプルが含まれることが予想される。
- 7) 一般的な定義としてフリーターとは15～34歳の者で在学しておらず、女性についてのみ未婚に限定し、1)パート・アルバイト職に就いているか、2)それらの職を希望する者を指す。しかしながら、本稿では過去の就業経験とその後の有配偶率の関係を検討するという性質上、また調査設計上の関係から、男性についても未婚者に限定し、就業状態が無業（求職活動中を含む）もしくは臨時雇用であったことをもってフリーター経験者と定義することにする。したがって、本稿における「フリーター」には求職活動すらしていないニートと呼ばれる若者も含まれていることになる。

- 8) 結婚年齢を積み上げる形で計算したので、配偶者と離別・死別した者はいないとみなしていることに注意。
- 9) 以上の結婚年齢・出産年齢に関するサバイバル分析は、学卒年から2年目の就業状態を正規・フリーターに分けても行った。結果は学卒後1年の場合と基本的に変わらなかった。
- 10) 婚姻時期に与える他の要因として、たとえば地域特性などが挙げられる。「慶応家計パネル調査」では本人の居住地域に関する情報（地方および都市規模等）についても聞いている。しかし、結婚時点でも同じ場所に住んでいたという保証はない。これらの変数を加えたハザード分析においてもフリーター経験の結婚年齢・出産年齢に対する影響が基本的に見いだされたことを付記しておく。

参考文献

- Ahn, N. and P. Mira (2001) "Job Bust, Baby Bust?: Evidence from Spain," *Journal of Population Economics* 14(3): 505-521.
- Borooah, V. (2002) "Does Unemployment Make Men Less 'Marriageable'?" *Applied Economics* 34(12): 1571-82.
- Charles, K. and M. Stephens Jr. (2004) "Job Displacement, Disability, and Divorce," *Journal of Labor Economics* 22(2): 489-522.
- Keeley, M. (1977) "The Economics of Family Formation,"

- Economic Inquiry* 15(2): 238-250.
- Montgomery, M. and J. Trussell (1986) "Models of Marital Status and Childbearing," In *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, eds., O. Ashenfelter and R. Layard, pp. 205-271. New York: Elsevier Science.
- Weiss, Y. (1997) "The Formation and Dissolution of Families: Why Marry? Who Marries Whom? And What Happens upon Divorce?" In *Handbook of Population and Family Economics*, vol. 1A, eds., M. Rosenzweig and O. Stark, pp. 81-123. New York: Elsevier Science.
- Wilson, W. (1987) *The Truly Disadvantaged*. Chicago: University of Chicago Press (邦訳 ウィリアム・J・ウィルソン (1999) 『アメリカのアンダークラス』(青木秀男監訳) 明石書店).
- Wood, R. (1995) "Marriage Rates and Marriageable Men: A Test of the Wilson Hypothesis," *The Journal of Human Resources*, 30(1): 163-193.
- Wooldridge, J. (2002) *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. Cambridge: MIT Press.
- 木村正一・コリン＝マッケンジー・宮内環 (2005) 「2004 年慶應家計パネル調査の標本特性」樋口美雄編『就業と住宅をめぐる家計行動』慶應義塾大学出版会 (近刊).
- 玄田有史 (2001) 『仕事のなかの曖昧な不安』中央公論新社.
- 小杉礼子編 (2002) 『自由の代償／フリーター』日本労働研究機構.
- 酒井正・岩松尚吾 (2005) 「フリーターの発生要因とその影響」樋口美雄編『就業と住宅をめぐる家計行動』慶應義塾大学出版会 (近刊).
- 樋口美雄 (2000) 「パネル・データによる女性の結婚・出産・就業の動学分析」岡田章・神谷和也・黒田昌裕・伴金美編『現代経済学の潮流 2000』東洋経済新報社.
- 樋口美雄・阿部正浩 (1999) 「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング——固定要因と変動要因の分析」樋口美雄・岩田正美編『パネルデータからみた現代女性——結婚・出産・就業・消費・貯蓄』東洋経済新報社.
- 樋口美雄・酒井正 (2004) 「均等法世代とバブル崩壊後世代の就業比較」樋口美雄・太田清・家計経済研究所編『女性たちの平成不況——デフレで働き方・暮らしはどう変わったか』日本経済新聞社.
- 両角良子 (2002) 「女性の出産・就業、高齢者就業——マイクロデータによる分析のサーベイ」統計情報研究開発センター (Sinfonica) 研究叢書『家計のマイクロ統計分析』.
- 山田昌弘 (1999) 『パラサイト・シングル時代』筑摩書房.

さかい・ただし 慶應義塾大学大学院商学研究科博士課程。日本学術振興会特別研究員。最近の主な著作に「均等法世代とバブル崩壊後世代の就業比較」樋口美雄・太田清・(財)家計経済研究所編『女性たちの平成不況——デフレで働き方・暮らしはどう変わったか』(日本経済新聞社, 2004年)。労働経済学専攻。

ひぐち・よしお 慶應義塾大学商学部教授。最近の主な著作に『女性たちの平成不況——デフレで働き方・暮らしはどう変わったか』(共編著, 日本経済新聞社, 2004年)。労働経済学専攻。