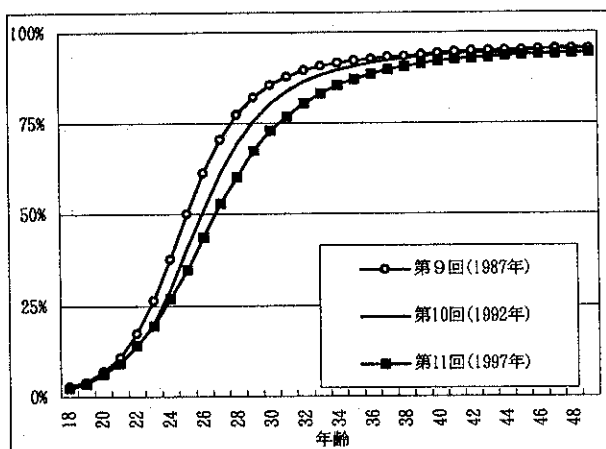


における同棲がわずかに増加しているが、婚姻の減少を相殺するほどには増えていない⁹。また出生動向基本調査では、第10回調査と第11回調査で、恋人のいる未婚者に、その恋人との結婚の希望を訊ねている。その回答をもとにパートナーが「結婚したい恋人」である場合と「結婚を考えない恋人」である場合を分けることができる。すると若い年齢ほど、「結婚を考えない恋人」の割合が多いことがわかる。また第11回調査に関しては、20代後半でも、「結婚を考えない恋人」の割合がわずかに増加している。

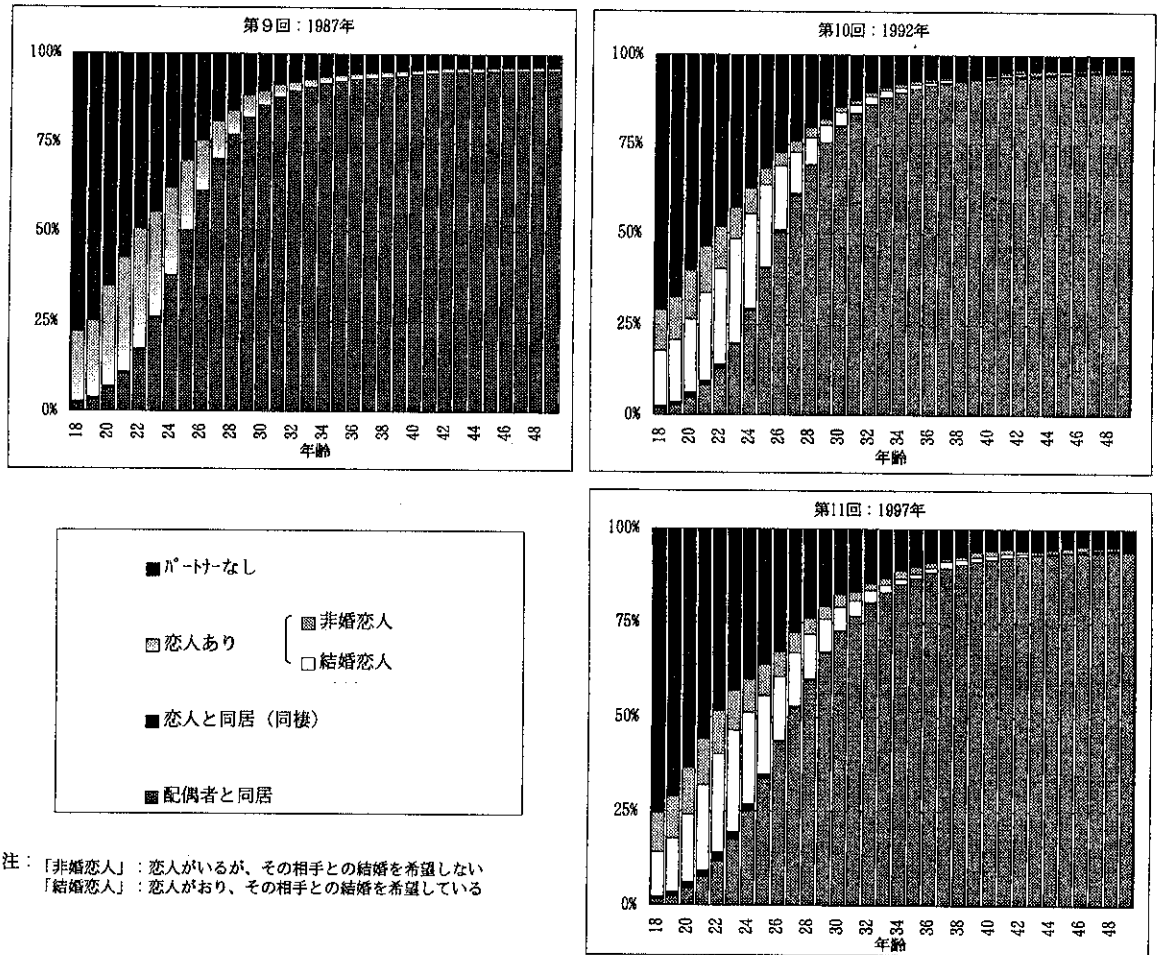
図9 女子の年齢別、同居パートナーの存在割合



以上のことをまとめると、パートナーの存在が必ずしもパートナーとの結婚希望やパートナーとの同居とは結びつかなくなってきている一方で、パートナーとの同居と婚姻の結びつきは依然強いことが確認された。

⁹ ただし今回の調査結果も含め、高学歴層の同棲は増加傾向にある(岩澤,1999b)。これは1960年代半ばの同棲普及期にアメリカで見られた状況(Wiersma, 1983)と類似するので、同棲をめぐる変化の兆しとして注目に値する。

図10 女子の年齢別、パートナーの有無と同別居



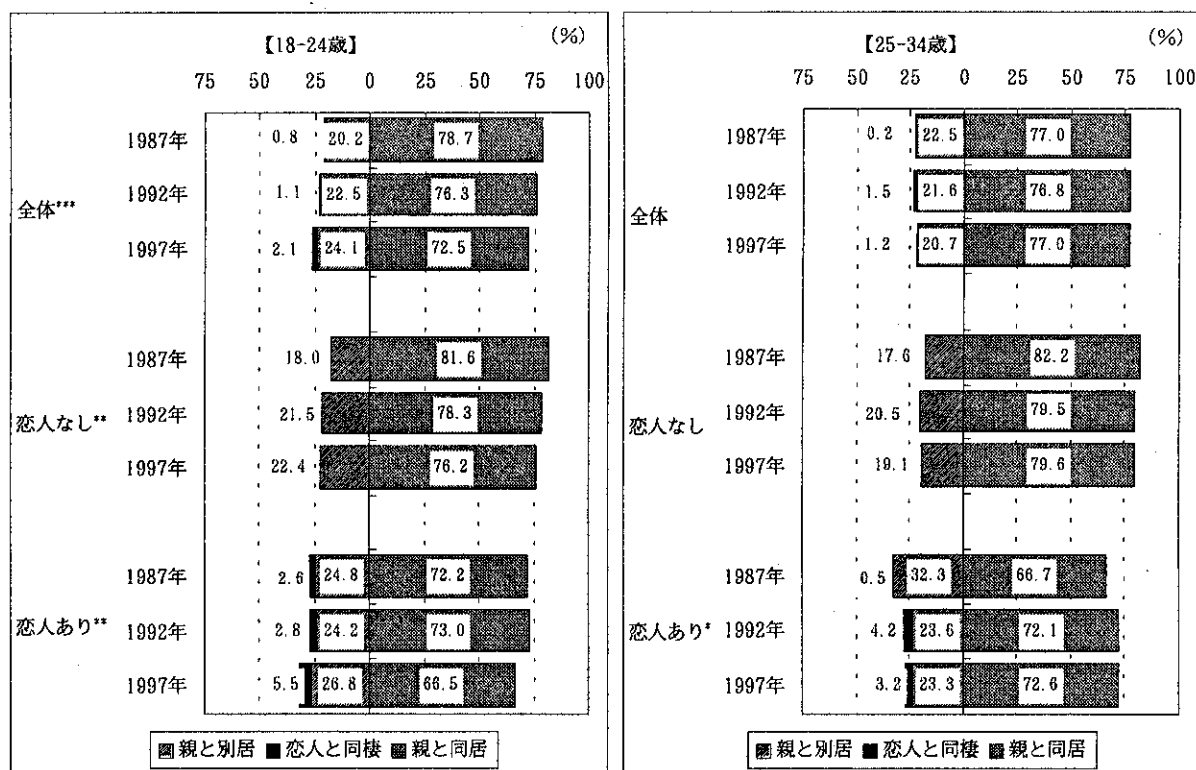
では、パートナーと同居していない未婚者は、どのような居住形態なのだろうか。従来から日本の未婚青年層は親と同居する割合が高いことが指摘されていた（宮本・岩上・山田,1997）。図11は、18歳から24歳（前期年齢層）および25歳から34歳（後期年齢層）の未婚女子を、異性の恋人（婚約者を含む）がいる集団と、恋人のいない集団にわけ、その中で「親と同居」「親と別居（親死亡含む）」「同棲」の構成割合を、調査年次ごとに比較したものである。前期年齢層全体では73%、後期年齢層全体で77%が親と同居していることがわかるが、どの年次でも、恋人がいない人の方が親との同居割合が高い。さらに、近年は同棲がわずかながらも増加していることがわかる。この10年で、前期年齢層ではいずれの集団も親と同居する割合が減少しているが、後期年齢層グループでは、恋人のいる方でむしろ親との同居が増えている。

未婚者の7割が親と同居しているという状況は、パートナーとの同居開始にどのような影響を与え得るのだろうか。欧米での先行研究をみると、親と同居しているほうが結婚した親の影響を受けやすく、別居している人よりも自立志向が弱いため、同棲ではなく結婚に至りやすいといった研究結果がある（Liefbroer,1991）。この見解は親との同居が多くかつ同棲が少ない日本の状況を、ある程度説明するようにも思われる。しかし一方で、親との同居は、同棲にも結婚にもマイナスの効果をもたらすという検証結果も出ている（Manting,1994）。日本につ

いては、第 11 回調査における妻の初婚年齢に関して、婚前に親と同居しているほうが初婚年齢を低める傾向（早婚）が見られたが、統計的に有意ではなかった(岩澤,1998)。親との同居がパートナーとの同居開始を阻害する要因となりうるのかどうかは、未婚者も対象に含めた詳細な検証が必要であろう。

また同棲中の女子の特徴をみた結果、9割以上のほぼ全員がいずれ結婚することを望んでおり、その内訳は、7割が現在の相手との結婚を、3割が別の相手との結婚を望んでいることがわかった。また全体の5分の1ほどが婚約中であった（岩澤,1999b）。年齢層も20代前半に多いという事実をふまえると、現時点での日本の同棲は、結婚に代わる新しい同居スタイルというよりは、結婚の準備段階としての意味合いが強いことが伺える。実際に調査時において婚約中であった未婚女子の1割が同棲中であった（第11回調査）。

図11 交際状況別、未婚女子の居住形態



注：調査回ごとの変化の有意性についてカイ自乗検定をおこなった。 *** p<0.001 ** p<0.01 * p<0.1

3. パートナーシップの構成変化

ここまでで、近年女子の有配偶率、性行動、出生経験、パートナーの存在、パートナーとの同居の変化をそれぞれみてきた。以上の結果は、次のような手順を追って、まとめることができる。

まず、上記の行動について、包含関係を特定する。例えば、パートナーと同居していれば、パートナーが存在していることになるが、パートナーが存在しているからといって、同居

しているとは限らない。つまり、少なくとも「a.婚姻している」<「b.パートナーとの同居している」<「c.パートナーが存在している」、という包含関係が成立するのである¹⁰。パートナーが存在している者のなかには、性交経験のある者とない者が存在する。以下では「パートナーの存在」を、本人に性交経験がある親密な関係の場合に限定する。よって、最後の基準は「c.親密なパートナーが存在している」となる。これらの基準をもちいると、パートナーシップに関する以下のようなカテゴリーをつくることができる。

①すべての基準(a,b,c)を満たす「婚姻同居型」。いわゆる伝統的な結婚である。②次にパートナーと同居しているが婚姻はしていない(b,cのみ)「非婚同居型」。ここには同棲や事実婚が含まれる。③そして性関係のある親密なパートナーが存在しているが、同居も婚姻もしていない場合(cのみ)は「非婚非同居型」と呼ぼう。以上3つのカテゴリーは親密なパートナーがいるという基準(c)を共通に満たしていることになる。よって、それ以外は④「親密パートナーなし」となる。ここには性交経験もなく恋人もいない未婚者や、性交経験はあるが恋人がいない場合、あるいは恋人はいるが性交経験のない場合が含まれる。

これらのカテゴリー構成比の変化を、年齢5歳階級別に示したものが、表1および図12である。これまでの個別の検証から、性交経験やパートナーの存在割合には比較的变化が少ない一方で、パートナーとの同居割合が低下していることが明らかになった。同じ現象が、ここでは「非婚非同居型」パートナーシップの拡大という形で確認できる。「親密パートナーなし」は20代後半以降でわずかに増加しているものの、20代前半までに関してはむしろ縮小している。「非婚非同居型」のみどの年齢層でも増加しており、その分「婚姻同居型」が減少している。

つまり近年の未婚化といわれている現象は、性行動の停滞や親密なパートナーのいない者の増加によってのみ説明されるわけではない。むしろ、親密なパートナーのいる人のなかで、結婚し同居する人が減り、パートナーと別世帯のまま、そしてその多くが親の世帯に属しながら、パートナーとの交際を維持する形態が増加しているのである。これは、付図1に示したように、有配偶率の低下を「パートナー存在割合」と「パートナー存在者にしめる婚姻割合」の変化に要因分解した結果でも確認できる。1990年代の未婚化は、伝統的結婚としてイメージされる婚姻同居型パートナーシップから、性関係といった親密な交際はあるものの、生活は共にせず、法的結びつきも伴わない非婚非同居型パートナーシップへの移行過程と表現することができる¹¹。

一方欧米では、1960年代以降、婚姻率の低下にともなって同棲が増加しており、同じように婚姻率が低下しても同棲が普及しない日本との相違が指摘されてきた(阿藤,1997b)。最後にここまで明らかになった日本におけるパートナーシップ変容の特徴を、諸外国と比較可能な形で提示してみよう。

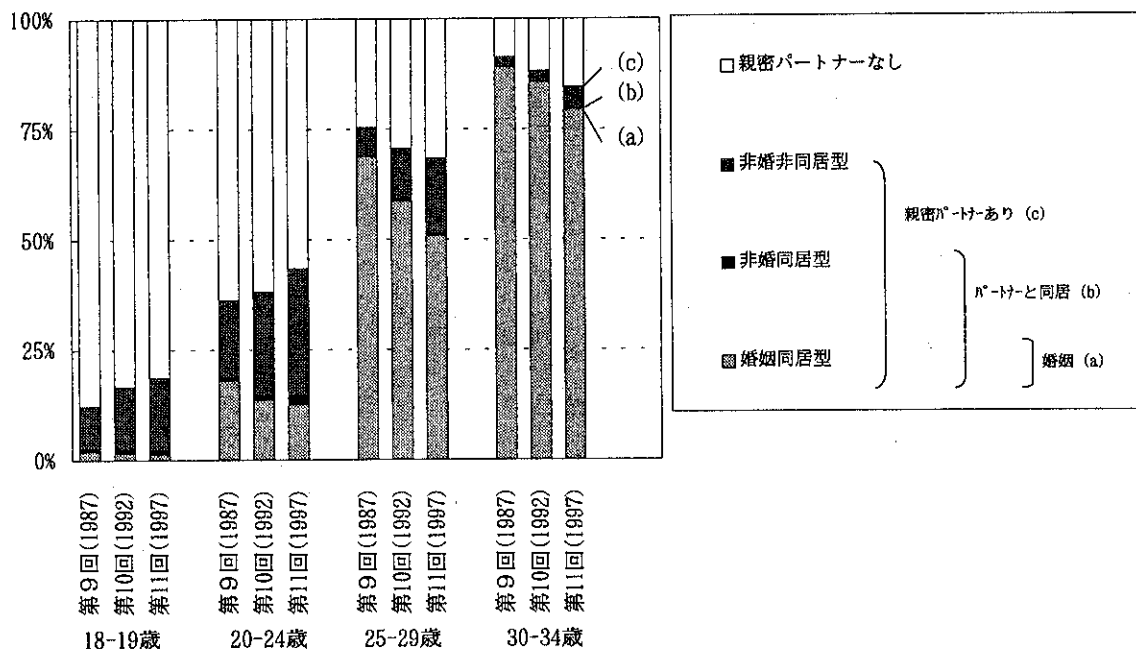
¹⁰ 婚姻後の別居については、ここでは考えない。

¹¹ これは、ただちにひとつのカップルの交際期間の長期化を意味しない。付表2に示すように、近年既婚、未婚の別を問わずカップルの交際期間の平均値はわずかながら縮小している。ここから、交際の解消が頻繁に行われていることが予想される。

表1 パートナーシップ構成の変容

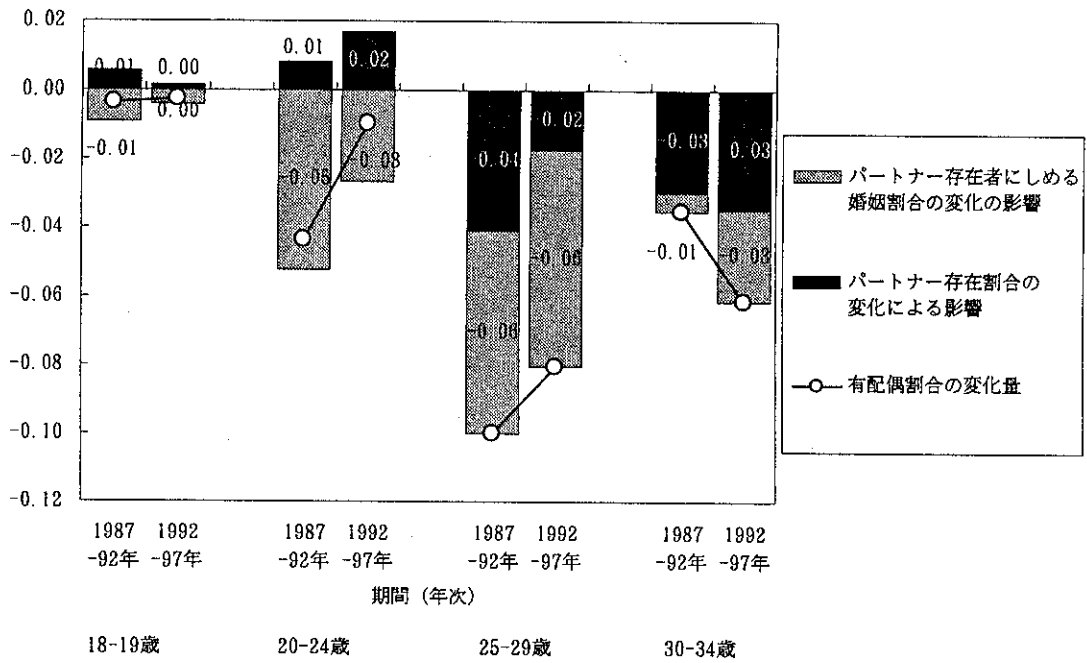
	総数	親密パートナーなし (a・b・c以外)	親密パートナーあり (性交経験ありかつパートナーあり)			合計 (%)	
			非婚非同居型 (cのみ)	非婚同居型 (b・c)	婚姻同居型 (a・b・c)		
18-19歳	第9回(1987)	634	87.7	9.5	0.8	2.0	100.0
	第10回(1992)	828	83.3	14.2	0.8	1.6	100.0
	第11回(1997)	579	81.3	16.3	1.0	1.4	100.0
20-24歳	第9回(1987)	1,601	63.8	17.4	0.7	18.1	100.0
	第10回(1992)	1,974	61.9	23.4	1.0	13.7	100.0
	第11回(1997)	1,857	56.6	28.6	2.1	12.7	100.0
25-29歳	第9回(1987)	1,682	24.6	6.6	0.0	68.9	100.0
	第10回(1992)	1,910	29.2	11.3	0.6	58.9	100.0
	第11回(1997)	1,788	31.5	17.2	0.5	50.8	100.0
30-34歳	第9回(1987)	1,971	8.7	2.0	0.1	89.2	100.0
	第10回(1992)	1,975	11.8	2.3	0.2	85.7	100.0
	第11回(1997)	1,747	15.4	4.8	0.3	79.5	100.0

図12 パートナーシップ構成の変容

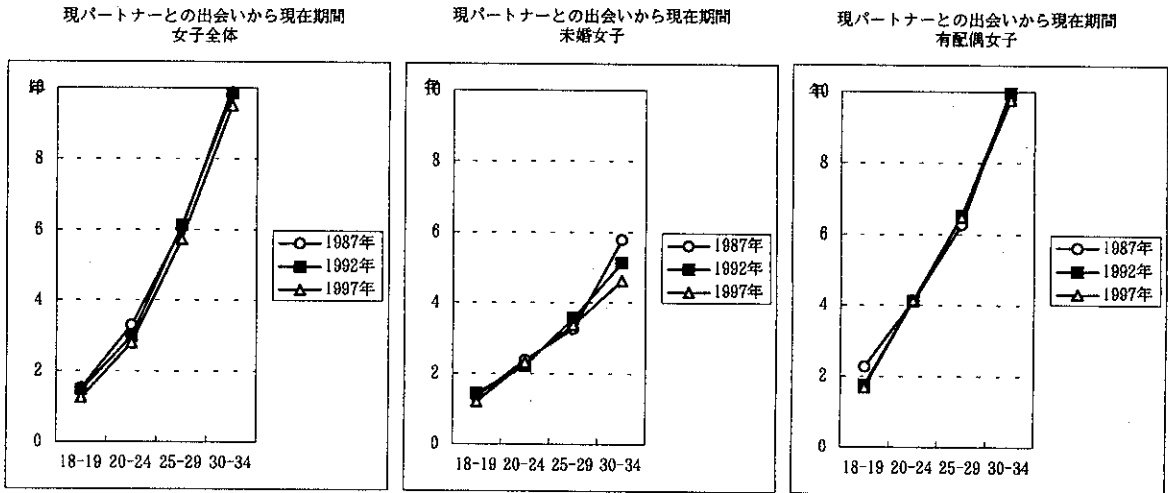


注：「親密パートナーあり」とは、性交経験があり、かつ恋人または配偶者といったパートナーがいること。よって「親密パートナーなし」には現在恋人がいても性交経験がない未婚者が含まれる。

付図1 有配偶率低下の要因分解(1987-97年)
 パートナー存在割合およびパートナー存在者にしめる
 婚姻割合の変化が有配偶率に及ぼした影響
 【女子】



付図2

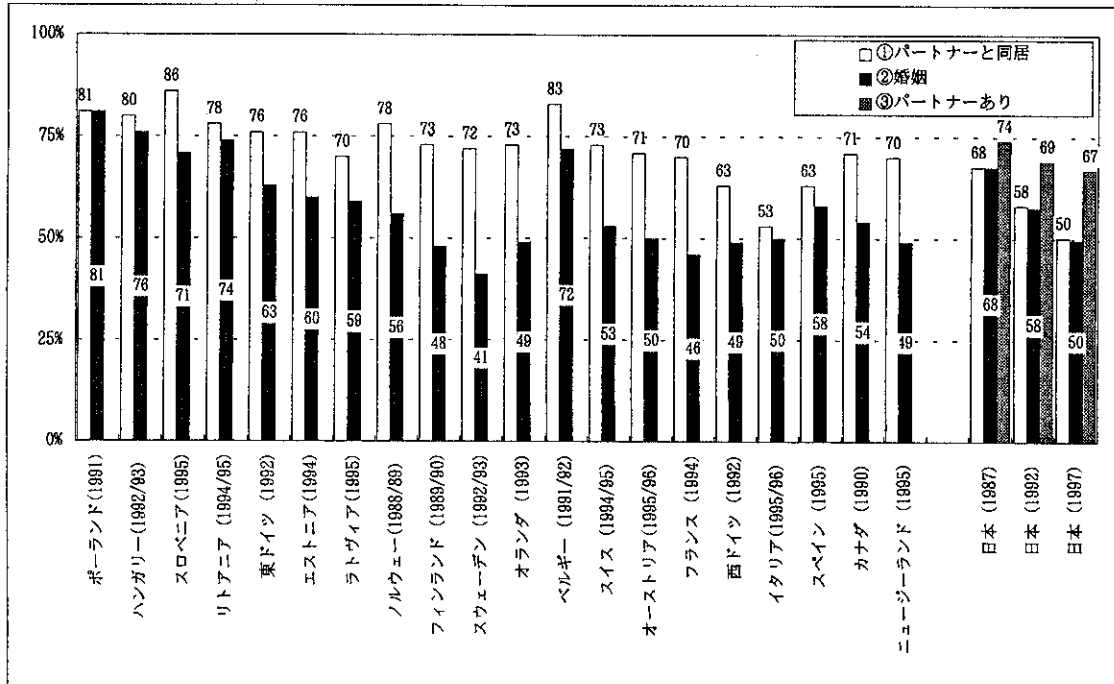


V 諸外国との比較

図 13 は 25-29 歳女子に占めるパートナーと同居している割合と婚姻についての各国比較である。日本の数値は出生動向基本調査、日本以外の数値はヨーロッパ出生・家族調査 (European Fertility and Family Surveys(FFS)) によるものである (Klijzing and Macura (1997) より作成)。白地の棒グラフが、①全女子に占めるパートナーと同居している女子割合であり、黒地の棒グラフが、②全女子に占める婚姻している女子の割合である。すなわち①と②の差が、同居カップルのうち婚姻していないもの、いわゆる「同棲」の割合となる。日本については、同居と婚姻以外に、③親密なパートナーがいる者 (「性交経験あり」でパートナーがいる者) の割合を灰色の棒グラフに示した。

まずヨーロッパ諸国およびカナダ、ニュージーランドの特徴を見てみよう。全体的に言えることは、パートナーとの同居割合は、婚姻している割合ほどには国による差がないということである。すなわち上記の地域は大きくわけて、(a)同居率も婚姻率も高い地域と、(b)同居は多いが婚姻が少ない地域があり、それぞれが、ほぼ(a)東欧と(b)北欧および中欧 Central Europe (ベルギーは例外的に(a)に重なっている。カナダ、ニュージーランドについては、(b)のパターンに含まれよう。ただし、イタリア、スペインといった南欧諸国に関しては、(c)同居も婚姻割合も低い地域と言えそうである。

図13 25～29歳女子に於ける「パートナーとの同居」と「婚姻」の国際比較



注：25-29歳女子を総数とした場合の構成比。同居パートナーには配偶者および婚姻関係のない同棲相手を含む。パートナーと同居していない場合は、単身の場合と、子どもがいる単身者（一人親）の場合がある。（）内は調査年。ヨーロッパおよびカナダ、ニュージーランドの数値については、ヨーロッパ出生・家族調査（FPS）による。Klijzing and Macura(1997)より作成。日本については出生動向基本調査（第9回～第11回）。

ここで日本を見てみると、この10年で同居割合と婚姻割合がほぼ重なったまま低下していることがわかる。そして1997年時点では、婚姻割合は辛うじて北欧諸国よりも高いものの、同居割合は図に示した21ヶ国中最も低い。つまり、1987年時点では、同居も婚姻も共に高い東欧パターンに近かったのが、10年間で、同居も婚姻も共に低い南欧パターンに近づいたことになる。

欧米でも日本でも、1960年代、1970年代にはいわゆる早婚・皆婚の時代を経験している。例えば、ヨーロッパの1930～40年代出生コーホートの生涯未婚率は5%以下であった（Festy,1980）。そして今日、欧米、日本ともに婚姻率が低下している点も共通する。ところが婚姻の減少の代わりに非婚同居型パートナーシップが拡大した北欧、中欧に対して、南欧や日本では非婚同居型が少なく、少なくとも日本については、婚姻が非婚非同居型に置き換わっているユニークなパターンであると言えそうである。

また、前節で日本は、パートナーの存在割合自体はこの10年でそれほど減少していない（7割前後で安定）、と述べた。しかし日本以外の諸外国では、同居パートナーのいる人だけですでに7割を超えており、非同居を含めたパートナーのいる人全体の割合はさらに多いことが予想される。それに比べると日本はもともと異性との交際自体が少ないことは否めない。ただし日本においても若年層に関しては、親密なパートナーのいる人が調査毎に増加している（図8）、今後、欧米諸国との差が縮まる可能性は十分に考えられる。

最後に、ヨーロッパでのもう一つの傾向に触れておきたい。ヨーロッパでは同棲の普及と時期を同じくして、それぞれの住居を維持したままの非婚カップルの増加が指摘されている。このような形態はしばしば LAT 関係(LAT(living apart together) relationships)と呼ばれる(Hoffmann-Nowotny, 1987)。LAT 関係という概念の成立は、当人同士がカップルであるという認識に関して、もはや同居という条件が不可欠ではないことを意味する。その結果、実態としてはパートナーがいても同居しない人々の増加を招くであろう。ヨーロッパにおいて今後 LAT カップルが増加するようなことがあれば、ある意味で「恋人がいても同棲をしない」日本の状況に近づくことになるかもしれない。いずれにせよ、日本で今後非婚非同居型のパートナーシップが減少し、欧米のように非婚同居型が増えるのか、それとも非婚非同居型が欧米的な LAT 関係に近いものとして定着するのを見極めるためには、非婚非同居型にとどまる青年層の実情について、さらに明らかにする必要がある。

VI まとめ

(a)結婚する人が減少するのみならず、(b)結婚の意味自体が変化している、近年の未婚化現象の全体像をつかむために、未婚/既婚という二分法から離れ、女子全体を対象とした親密関係行動の動向を見てきた。ただしこれらの結果はあくまでも女子についての結論である。同世代の異性が相対的に少ない男子に関しては、当然女子とは異なったパートナーシップ構成が予想される。今回は記述的表現による時代変化を中心に論じたが、これらの動向についての理解を深めるためには、さらにそれぞれのパートナーシップ行動をもたらす規定要因をさぐる必要があるであろう。以下に本稿の知見をまとめてみたい。1987 年以降の 10 年間において、親密関係行動を女子全体で示してみると、

- 1)性交経験率に変化はなかった(若年層ではむしろ上昇)。
- 2)一方で、出生経験は減少し、若年層における性と生殖の分離が一段と進行した。
- 3)パートナーの存在割合は 30 歳前後でやや減少しているが、それほど変化はなく、性交経験がありパートナーが存在している人は若年層でむしろ増加していた。
- 4)一方で、パートナーがいても、そのパートナーと同居している人が大きく減少した。

そして、婚姻は、パートナーとの同居割合にほぼ重なって減少していた。同居割合と婚姻割合の差として表現される同棲については、近年増加傾向にはあるものの、現在でもなお少数派にとどまっている。すなわち、性交経験や交際の機会は 10 年前とほとんど変わっていない一方で、パートナーとの同居が減り、それにもなって婚姻率が低下していると解釈できる。ここから、今日の未婚化は、交際が停滞することによってパートナーのいる人自体が少なくなったことを意味するわけではなく、パートナーシップのあり方が、同居型から非同居型に移行している過程であると言い換えることができる。なお、同じように婚姻率が低下している欧米諸

国と比較してみると、北欧や中欧では、婚姻が非婚同居型（同棲）によって代替されているという点で日本と大きく異なっていた。一方で、南欧諸国では同居割合と婚姻割合が共に低いという点で、日本に近いパターンであることが示唆された。

パートナーがいる人自体の割合については、現在のところ欧米よりも顕著に少ない日本であるが、若年層では交際の活発化がみられるので、今後その差が縮小する可能性は十分に考えられる。ただしそれが必ずしも婚姻カップルの増加を伴うとは限らない。欧米のように同棲カップルが増加するかもしれないし、現在の特徴が維持され、非婚非同居カップルが増加するかもしれないのである。

非婚非同居型パートナーシップは、婚姻同居型にくらべて、関係の継続性という点では不安定であると考えられる。しかし、ヨーロッパにおける LAT 関係のように、互いの個人的領域を残すことによってパートナー間の摩擦を回避しやすいという利点があるのかもしれない。特に日本の場合は、そこに未婚青年とその親との関わり方が絡んでいるようだ。今後の未婚化の動向を見通すためには、日本における非婚非同居型パートナーシップ増加の背景に、いかなる男女関係、親子関係の事情があるのかについて、さらに詳細な分析が必要であると考えられる。

文献

- 阿藤 誠(1997a)「日本の超少産化現象と価値観変動仮説」『人口問題研究』第53巻第1号,pp3-20.
- 阿藤 誠(1997b)「「少子化」に関するわが国の研究動向と政策的研究課題」『人口問題研究』第53巻第4号,pp1-14.
- 阿藤 誠(1998)「未婚女性の伝統的家族意識」毎日新聞社人口問題調査会編『「家族」の未来”ジェンダー”を超えて—毎日新聞社・第24回全国家族計画世論調査』pp.61-80.
- Bourgeois-Pichat,J.(1987) “The Unprecedented Shortage of Births in Europe,” in K.Davis et al.(eds.),*Below-Replacement Fertility in Industrial Society*, Cambridge, Cambridge University Press.
- Cliquet,R.L. (1991)*The second demographic transition: fact or fiction?*, Population Studies,No.23, Council of Europe, Strasbourg.
- Coleman,D.(1996) “New patterns and trends in European fertility: International and sub-national comparisons,” in D.Coleman(ed.) ,*Europe's Population in the 1990s*,Oxford University Press.
- 江原由美子(1994)「結婚しないかもしれない症候群—現代日本における結婚のリアリティ」『家族社会学研究』第6号,pp.37-44.
- Festy,P.(1980) “ On the new context of marriage in Western Europe,” *Population and Development Review* 6-2,pp.311-315.
- 廣嶋清志(1999)「1970-90年における女子の未婚率上昇の要因分解」『経済科学論集』島根大学法文学部,第25号,pp.1-25.
- Hoffmann-Nowotny,H.J.(1987) “The Future of the Family,” in *European Population Conference 1987*

Plenaries, Central Statistical Office of Finland.

- 石川 晃(1995)「わが国における法律婚と事実婚」『人口問題研究』第 50 巻第 4 号,pp.45-56.
- 岩澤美帆(1998)「結婚・家族に関する妻の意識」国立社会保障・人口問題研究所『日本人の結婚と出産：第 11 回出生動向基本調査』
- 岩澤美帆(1999a)「結婚・家族に関する意識」国立社会保障・人口問題研究所『独身青年層の結婚観と子ども観：第 11 回出生動向基本調査』
- 岩澤美帆(1999b)「独身青年層の同棲の現状」『統計』50-6,pp.70-73.
- 金子隆一(1995)「わが国女子コウホート晩婚化の要因について—平均初婚年齢差の過程・要因分解—」『人口問題研究』第 51 巻第 2 号,pp. 20-33.
- Klijzing,E.and M.Macura(1997)“Cohabitation and Extra-marital Childbearing: Early FFS Evidence,” in IUSSP, *International Population Conference, Beijing 1997*, Vol.2,pp.885-901.
- Kojima,H.(1993) “ Sibling Configuration and Marriage Timing in Japan,” Institute of Population Problems Working Paper Series, No.13
- Lesthaeghe,R.and D.Meekers,(1986) ‘ Value Changes and the Dimension of Familism in the European Community,’ *European Journal of Population*,2,pp.225-268.
- Liefbroer,A.C.(1991) ‘The choice between a married or unmarried first union by young adults; A competing risks analysis,’ *European Journal of Population*,7,pp.273-98.
- Manting,D. (1994) *Dynamics in Marriage and Cohabitation: An Inter-Temporal, Life Course Analysis of Union First Formation and Dissolution*, PDOD Publications, Amsterdam, Thesis Publishers.
- 目黒依子(1998)「少子化現象のジェンダー論—性役割分業社会とリプロダクティブ・ライツ」『人口問題研究』第 54 巻第 2 号,pp. 1-12.
- 宮本みち子、岩上真珠、山田昌弘(1997)『未婚化社会の親子関係』有斐閣選書
- 日本性教育協会(1994)『青少年の性行動—わが国の中学生・高校生・大学生に関する調査報告(第 4 回)』
- 小川直宏(1998)「変化する結婚パターン—日本とアジア諸国の静かなる革命」毎日新聞社人口問題調査会編『「家族」の未来—ジェンダー—を超えて—毎日新聞社・第 24 回全国家族計画世論調査』 pp.83-108.
- 大橋照枝(1993)『未婚化の社会学』(NHK ブックス 666) 日本放送出版協会
- 大谷憲司(1993)『現代日本出生力分析』関西大学出版部
- Prinz, C.(1995) *Cohabiting, Married or Single : portraying, analyzing and modeling new living arrangements in the changing societies of Europe* ,Aldershot , Avebury.
- 佐藤龍三郎(1997)「近年の日本の人工妊娠中絶の動向」『厚生指標』第 44 巻第 5 号,pp.12-17.
- 佐藤龍三郎、三田房美(1999)「異性との交際」国立社会保障・人口問題研究所『独身青年層の結婚観と子ども観：第 11 回出生動向基本調査』
- 高橋重郷、金子隆一、石川晃、池ノ上正子、三田房美(1997)「日本の将来推計人口—平成 8 (1996) ~62 (2050) 年—」『人口問題研究』第 53 巻第 1 号,pp. 64-98.

- 高橋重郷, 金子隆一, 佐藤龍三郎, 池ノ上正子, 三田房美, 佐々井司, 岩澤美帆, 新谷由里子 (1998)
「第11回出生動向基本調査(結婚と出産に関する全国調査)夫婦調査の結果概要」『人口問題研究』第54巻第2号, pp. 46-74.
- 高橋重郷, 金子隆一, 佐藤龍三郎, 池ノ上正子, 三田房美, 佐々井司, 岩澤美帆, 新谷由里子 (1999)
「現代若者たちの結婚事情—第11回出生動向調査・独身者調査の結果から—」『厚生
生の指標』第46巻第5号, pp.3-12.
- van de Kaa, D.J.(1987) “Europe’s Second Demographic Transition,” *Population Bulletin*, 42-1, PRB.
- Westoff, C.F. and N.B.Ryder, (1977) *The Contraceptive Revolution*, Princeton University Press.
- 山田昌弘(1994)「晩婚化現象の社会学的分析」『現代家族と社会保障』東京大学出版会
- Wiersma, G.E.(1983) *Cohabitation, and Alternative to Marriage? A Cross-national Study*, Boston,
Martinus Nijhoff Publishers.
- 我妻 堯(1998)「未婚女性の性行動、女性の避妊・中絶の変化」毎日新聞社人口問題調査会編
『「家族」の未来”ジェンダー”を超えて—毎日新聞社・第24回全国家族計画世論
調査』, pp.109-126.
- Zuanna, G.D., M.Atoh, M.Castiglioni, and K.Kojima(1998) “Late Marriage Among Young People: The
Case of Italy and Japan,” *Genus*, Vol.54 No.3-4, pp. 187-232.

2. わが国における女性の結婚と出産のタイミングと要因分析

和田 光平 (中央大学 経済学部)

I. はじめに

本論文の目的は、ハザード分析の手法を用いて、結婚および出産が各個人のライフサイクル中においてどのようなタイミングで発生し、またそれらは、どのような社会・経済的要因によって決定づけられるのかということをも明らかにすることである。分析にあたっては、人口問題研究所（現 国立社会保障・人口問題研究所）が実施した出生動向基本調査（The Japanese National Fertility Survey, 以下NFSとする）を用いた。

II. ハザード分析の意味と先行研究

これまでの先行研究によれば、合計特殊出生率の変動の、かなりの部分は、結婚や出産のタイミングによってもたらされているということが明らかにされている（例えば大谷 1993）。したがって、1970年代から現在までに見られるような出生率低下の動きを説明するためには、結婚や各出生順位の出産タイミングの要因分析をすることが重要である。

結婚や出産といった個人のライフ・イベントのタイミングとその要因の寄与度を測定する場合、いくつかの統計学的な問題点が生じる。まず第1に、調査対象の個人それぞれの観察開始時点（出産時点）と現在年齢あるいは結婚・各出産時年齢が異なるため、観察期間がそれぞれ個人ごとに異なるということ、第2に、この種の調査結果は、調査時点ですべての調査対象者のライフ・コースが形式的に打ち切られているという、いわゆる打ち切りデータ（truncated data）であるため、観測（censor）されている調査対象者の中に、ハザード（hazard, 条件付き発生確率）が発生しているものと発生していないものとが混在しているということ、すなわち、本研究のように結婚や出産の分析の場合でいえば、調査対象者の中に、結婚や出産をしている者と、結婚や出産をしていない者あるいはこれからしようとして予定している者とが混在しているという問題点が存在する。この二つの問題点から、調査対象母集団の統計学的な分布を一様に推定することは困難である。このような問題点を解決して、結婚や出産のタイミングを確率過程として分析するには、ハザード分析が有用である。

ハザード分析は、人口統計学の世界においてまず最初に死因と平均寿命との関係进行分析することに応用された。また人口移動という攪乱要因を含んだ地域人口や、あるいは安定人口を将来推計する場合にも、確率過程論の考え方からハザード分析が応用された。さらに、近年、確率論の進歩に伴い、手法の開発と応用が急速に進み、その成果が死亡や移動だけではなく、出生の分野においても世界で多くの応用が試みられている（和田 1999b）。一般的に、ハザード分析の手法そのものの開発に貢献した最近のものとしては、L. A. Lillard 1993, G. Rodriguez 1994, K. R. Smith and S. I. McClean 1998, J. W. Wood *et. al.* 1994などがある。またいくつかの主要な地域へ適用した研究として、例えば日本については、大谷 1993, J. Ermisch and N.

Ogawa 1994などが、またアメリカについては、K. E. Boyle and T. B. Starr 1985, T. Greenstein 1989, L. L. Wu 1989, L. L. Wu and N. B. Tuma 1990などが、カナダについては、H. Desrosiers and C. Le Bourdais 1991, F. Hou *et. al.* 1996, P. Lefebvre and P. Merrigan 1997, R. Vaninadha and T. R. Balakrishnan 1988などが、オランダについては、M. Corjin 1996などの実証研究がある。また発展途上国への適用としては、例えばインドについては、D. C. Nath *et. al.* 1993などが、バングラディッシュについては、A. Riley *et. al.* 1996, マレーシアについては、K. H. Anderson *et. al.* 1987, C.-M. Chang 1988などがある。

III. 実証分析

通常、ハザード分析には、ノン・パラメトリック推定としての Kaplan-Meier 生命表分析、セミ・パラメトリック推定としての Cox 比例ハザード分析、パラメトリック推定としての指数モデル、ワイブルモデル、ログ・ロジスティックモデル、一般化ガンマモデルなどの各種分析方法がある。

これまで、出生力を扱ったハザード分析では、ワイブルモデル（パラメトリック推定）や Cox 比例ハザードモデル（セミ・パラメトリック推定）が用いられることが多い（和田 1999 b）。ここでは、それぞれの分析手法の特性を生かして、結婚および出産のタイミングについては Kaplan-Meier 生命表分析による推定量の累積残存率によって推定した。また、それらがどのような要因によってもたらされるのかということに関しては、各要因の寄与度を推計できる Cox 比例ハザードモデルによって分析した。

Cox 比例ハザードモデルにおけるハザード関数 $\lambda(t)$ とは次のように定義される。

$$\lambda(t) = \lambda_0(t) \exp [a_1 x_1 + a_2 x_2 + \dots + a_n x_n]$$

但し、 t は時間、 x_1, x_2, \dots, x_n は各説明変数、 a_1, a_2, \dots, a_n は各説明変数のパラメーター（偏回帰係数）、 $\lambda_0(t)$ は説明変数が平均値をとったときのハザードである。前述のように、Cox 比例ハザードモデルは残存関数（累積生存率）が推定できるだけでなく、各人口事象の発生タイミングに対する各説明変数の影響度が推定されるのが特徴である。

また、説明変数の値に対する生存関数 $s(t)$ を推定する場合、次式によって求めることができる。

$$s(t) = \gamma \alpha_j \exp [a_1 x_1 + a_2 x_2 + \dots + a_n x_n]$$

但し、 γ は形状母数、 α は尺度母数であり、 $\alpha_j \exp [a_1 x_1 + a_2 x_2 + \dots + a_n x_n]$ は時点 j における残存率である。

III-1. 結婚のハザード分析（第 10 回 NFS）

前述のようにハザード分析は、例えば何らかの治療を受けている患者の生存曲線を推計するというように当初死亡の分析に応用された。本研究のようにハザード分析によって、結婚や出産を扱う場合には、何らかの社会・経済的属性をもった個人（NFSに従えば、50歳未満の女性、そして本分析の場合、調査時点で働いている女性）が、どれだけの確率で、結婚しない状態、あるいは第 n 子（ n は子供の数）の出産をしていない状態に残存するかという残存率を累積する関数（生存関数）、すなわち結婚という意味では未婚残存関数を出産という意味では第 n 子未出産残存関数を推計することになる。

ところで、NFSには「独身者票」と「夫婦票」とがあるが、例えば、独身者にあつては、自分が現在独身であるために結婚しないことへの積極的な正当化をされると考えられるのに対して、有配偶者にあつては逆に結婚したことへの積極的な正当化をする傾向にあるというバイアスが多少なりとも発生するだろう。またそもそも、無配偶あるいは有配偶という区別だけでもサンプル選抜 (sample selection) の恐れがあるなど、これらを分離して分析することの問題点がすでに多く指摘されている。そこで、今回は、基本的にこれら「独身者票」と「夫婦票」と合わせて分析することにした。その際、「独身者票」の調査対象者であつてすでに結婚経験のある者については、最初の結婚年齢をその者の結婚のタイミングとし、特に初婚年齢に着目して推計した。一方、「夫婦票」にあつては、調査時点現在の有配偶関係についての結婚年齢ということで、必ずしも初婚再婚の区別をしなかつたため、この点では、厳密にはデータの整合性がとれなかつた。

さて、実際に推計された結婚のタイミングは図1に示した通りである。グラフに描かれているのは、各年齢時点においても、まだ結婚していない者の確率的な割合、すなわち未婚者の残存関数 (太い実線) を示すものであるから、言いかえれば、100%すなわち1からそれを減じたものが各年齢の条件付き結婚確率すなわち結婚ハザード (細い実線) ということになる。例えば、20歳時点までの結婚ハザード (調査対象者15歳以上50歳未満の女性のなかで20歳までに結婚した者の割合) は、グラフに示されるように2.6%である。同様に、30歳時点までの結婚ハザードは60.6%、40歳時点までの結婚ハザードは76.1%、49歳時点までの結婚ハザードは88.7%である。

近年、晩婚化の要因として女性の社会進出が挙げられているが、ここでも、そのような状況下において、女性の結婚年齢が高められているということが確かめられるような説明変数を選択した。そこで、NFSの調査項目の中でも、労働条件という観点から関係する変数として、「学歴」、「現在の職業」、「労働時間」、「年収」があり、結婚のタイミングを説明する社会・経済的変数としてこれらを選んだ。いずれも調査対象女性本人の属性である。学歴はコード番号の若い方から次第に高くなるようにコーディングしてある。職業については、番号の若い方から順に、農林漁業、自家営業、専門・管理職、事務・販売・サービス、現場労働、パート・臨時雇い、無職・家事、学生というようにフルタイムからパートタイム、そして不就業というような配列となっている。労働時間は番号の若い方から次第に長くなるようにコーディングしてある。年収も番号の若い方から次第に多くなるようにコーディングしてある。

一般的に、学歴は高いほど未婚として残存する確率が高い。つまり学歴が高いほど結婚ハザードは低く、結婚年齢は高くなる。すなわち晩婚化である。したがって、学歴という説明変数のパラメーターの符号はマイナスと予想される。また、労働時間が長かったり、収入が多かったりするなど、就業者として、活発であるほど、結婚ハザードは低く、結婚年齢は高く晩婚化する。したがって労働時間にしても、収入にしてもパラメーターの符号はマイナスと予想される。上述の職業の分類についても同様のことが言える。つまり、フルタイム就業よりはパートタイム就業、パートタイムよりは不就業の方が就業行動としては消極的であるから、その方が結婚ハザードを上昇させ、結婚を早める。つまり結婚年齢は低くなるので、この場合、職業のパラメーターの符号はプラスと予想される。

結婚のタイミングに影響する人口学的な条件としては、自分 (調査対象の女性) の親との同居関係や、居住地がDID (人口集中地区) であるかどうかということを表わす変数を加えた。同居関係については、無配偶者に対して調査時点での同居関係、また有配偶者に対して結婚時点の同

居関係の変数を取り、番号の小さい方から順に、「同居」、「別居」、「両親とも死亡」という状態別にコーディングしている。DIDについては、コード番号の小さい方から順に、非DID、人口の少ないDID、人口の多いDIDとなるようにコーディングしている。従来の社会学的な解釈では、親と同居している未婚女性は、結婚を勧める親からの心理的プレッシャーによって結婚年齢は早いはずであるといわれてきたが、近年の社会学では、親と同居している未婚女性は、親からの経済的援助を得ているため、結婚という経済的・精神的依存ではなく、親という経済的・精神的依存によって、自分自身の自由な時間を使うのであると考えられ始めている。いわゆる、パラサイト・シングル理論である。もしこの理論が正しいならば、親への依存関係が強いほど、結婚ハザードは低く、むしろ晩婚化するため、この説明変数のパラメーターはマイナスの符号をとると予想される。D I Dについては、非DIDよりもDID、それも特に人口の多いDIDほど、結婚の意志決定に必要な情報量も異性の交流の機会も多いはずであるが、それ以上に就業の機会が増え、むしろ結婚ハザードを低下させることが予想される。また、一般的に農村部よりも都市部の方が、社会からの結婚の心理的プレッシャーが小さいであろうから、やはり結婚ハザードは低く、結婚年齢は遅くなるであろう。したがって、この説明変数のパラメーターの符号もマイナスと予想される。

また、モデルには、結婚形態と希望子供数を表わす変数も加えた。無配偶者についてはこれから希望する結婚形態、有配偶者については実際に結婚したときの結婚形態を示す変数（0＝見合い、1＝恋愛）を用いた。これは当然のことながら、未婚者でいえば、結婚形態として見合いを希望している者の結婚ハザードは高いし、実際に見合いで結婚した者の方が結婚に対して積極的であったろうから、これもまた結婚ハザードは高く、結婚年齢は低いはずである。したがって、このパラメーターの符号はマイナスであると予想される。希望子ども数（「夫婦票」の場合、「理想子供数」）の変数は、同棲の割合が欧米と比べて極端に低い我が国において、結婚行動が子供をもつこととセットになっているのかどうかということを確認するという意味がある。番号が小さい方から順に、希望する子供数が多くなるようにコーディングしている。通常考えられるように、もし子供を持つこと的前提条件としての結婚という意義付けがなされているとすれば、やはり、子供を多く持つためには、早く結婚するはずであるから、子供を多く持ちたいという希望は、結婚ハザードを高め、結婚年齢を引き下げる効果があろう。したがって、このパラメーターの符号はプラスと予想される。

表1は分析結果を示す。学歴の符号は有意にマイナスであり、学歴が高いほど結婚ハザードを低下させ、結婚年齢が高くなることがわかる。職業の符号は有意にプラスであり、フルタイム就業者よりパート、パートより不就業者の方が、結婚ハザードは高く、結婚年齢は低い。労働時間と年収の符号は有意にマイナスであり、労働時間が長かったり、収入が多いほど、結婚ハザードは低く、結婚年齢は高くなる。同居関係については、有意にプラスであり、同居よりも別居のほうが結婚ハザードは高く、結婚年齢は低い。したがって近年言われているようないわゆるパラサイト・シングル理論を裏付けるものである。居住地のD I D区分の符号は有意にマイナスであり、非D I DよりもD I D、それも人口の多いほど、結婚ハザードは低く、結婚年齢は高くなる。結婚形態の符号は有意にマイナスであり、恋愛よりも見合いの方が、結婚ハザードは高く、結婚年齢は低い。希望子供数の符号は、やはり有意にプラスであり、子供を持ちたくない人よりも持ちたい人、それも希望する子供の数が多いほど、結婚ハザードは高く、結婚年齢は低くなるということが分かった。

III-2. 各出生順位のハザード分析 (第10回NFS)

次に、第1子、第2子、…、第 n 子をそれぞれまだ出産していない者の累積残存率の関数、すなわち第 n 子未出産残存関数(図2から図4の太い実線)を推計した。結婚ハザードの推計と同様に、そこから100%すなわち1から第 n 子未出産残存関数を減じることによって、それぞれの条件付き出産確率、すなわち出生ハザード(図2から図4の細い実線)が推計できる。その結果、それぞれの出産がどのようなタイミングによって発生するのか、またそれらはどのような要因によって影響されるのかということが分析される。この分野の日本における先駆的研究としては、大谷〔1993〕があり、過去のNFSに基づいて同様のハザード分析を行っているが、大谷〔1993〕の実証分析は、コーホート別のログ・ロジスティックモデルによって当てはめていることと、説明変数は人口学的な変数を中心に選択しているのに対して、本分析は、前述のように、労働経済学的変数を中心にした比例ハザードモデルの当てはめであるということに、両分析の違いがある。また大谷〔1993〕は第9回のNFSまでの分析であるが、この分析は第9回のNFSと第10回のNFSの分析である。

ところで、この出生ハザード分析に当たっても、結婚ハザード分析と同様に、NFSの「独身者票」および「夫婦票」の両方を合わせて分析するべきであろうが、この第10回のNFSでは「独身者票」については、当然のことながら各出生順位の出生時における母親の年齢が把握できないため、出生の分析については「夫婦票」のみの分析である。また、第4子以上の出生の割合はわずかなパーセントであるので、ここでは第3子未出産残存関数までの推計にとどめた。

まず、カプラン・マイヤ推定量による第1子生存関数の推計結果は図2に示した通りである。Cigno, A.による理論的考察(Cigno 1991)とそれに基づいた大谷の実証分析(大谷 1993)によれば、出産のタイミングに影響すると考えられる要因として、「学歴」、「結婚前から第1子を出産するまでの就業状態」、「年収」、「労働時間」、「結婚時の妻の親との同居」、「結婚形態」、「結婚年齢」などが考えられる。学歴は高くなるほど、出生ハザードは低下し、出産年齢が高くなると考えられる。すなわち晩産化である。したがって、このパラメーターの符号はマイナスと予想される。職業については、「婚前就業と1子出産後就業」から「婚前就業と1子出産後不就業」、「婚前不就業と1子出産後不就業」の順でコーディングしているので、この符号はプラスと予想される。労働時間が長かったり、年収が多かったりするなど、活発な就業行動をとっている場合、出生ハザードは低下し、やはり出産年齢が高くなる。同居関係についても結婚ハザードの推計と同様に、番号の小さい方から順に、「同居」、「別居」、「両親とも死亡」というようにコーディングしている。従来、有効な育児資源である母親と同居することによって、出産意欲が促進されるものと考えられる。結婚形態については、結婚ハザードの推計のときと同様のコーディングであるが、「恋愛」よりも「見合い」の方が出産という目的とセットになっている場合が多いであろうから、出生ハザードが高いものと考えられる。したがって、この符号はマイナスと予想される。結婚年齢については、当然のことながら、結婚年齢が遅ければ、それだけ出産年齢も遅れる。したがって、このパラメーターの符号もマイナスと予想される。

ここではこれらの変数の他、NFSにより得られる調査項目「部屋数」、「居住地のDID区分」、「理想子供数」を加えて説明変数として、出生ハザード関数の推計を行った。出産後の育児ということを考えると、部屋数については多い方が、通常出産意欲も高まるであろうから、このパラメーターの符号はプラスであると予想される。居住地のDIDについては、人口の少ない

ところよりは多い方が育児資源が豊富であるために、出産意欲が高まるものと考えられるが、結婚ハザードの推計と同様に、それ以上に、就業活動を促進するような効果が高まれば、むしろ出産意欲を減退させることも考えられれば、符号はマイナスとなるかもしれない。

分析結果は第1子、第2子、第3子の順でそれぞれ、表2、表3および表4に示す通りである。学歴の符号は有意ではないがマイナスであり、学歴が高いほど、出生ハザードを低下させ、出産年齢が高くなるかもしれない。職業の符号も有意にマイナスであるが、これは当初予想された符号条件とは逆であるが、マイナスに作用する効果はまったく考えられないので、今後、データそのものの精査が必要であろう。同居関係については有意な結果は得られなかった。有意ではないが、パラメーターの符号がプラスである。通常想定される符号はマイナスであるものの、これはやはり、同居関係が結婚行動へ与える効果が有意にプラスに働き、これが出産にもプラスの影響を及ぼすということが表われているものであろう。しかし、前述のように、直接的にはマイナスの効果もあるため、効果が相殺されたのかもしれない。統計的に有意ではないこともそれを示すものであろう。結婚形態の符号は有意にマイナスであり、見合いの方が出生ハザードは高く、子供を早く産むということがわかった。

部屋数の符号は、第1子では有意にマイナスであり、第2子では有意ではなく、第3子では有意にマイナスという興味深い結果が得られた。すでに、2人の子供を持っていて、さらに3子目を持とうとする場合には、部屋数の多い方が出生ハザードは高い一方、まだ子供を持っていない夫婦にとっては、むしろ部屋数の少ない方が出生割合は高いということが分かった。居住地のDID区分の符号は有意にマイナスである。やはり、人口集中という現象は、出産行動よりも就業行動に強く影響する可能性が考えられる。理想子供数の符号は有意にプラスである。これは、持たないと希望する子供の数が多ければ、出生ハザードが高まるという当然の結果である。

III-3. 第9回NFSとの比較

比較のために、同じくNFSの第9回調査のデータを用いて同様の推計を試みた(表5から表8および図5から図8)。但し、調査項目が同一でなかったり、類似している調査項目があっても項目内のコーディングが必ずしも一致していないということがあるため比較は難しいのであるが、同一の解釈ができるように少なくともコーディングの順序は同じようにし、できるだけ比較できるように努めた。またそれだけでなく、第9回NFSの主要な特徴として、避妊の実行に関する説明変数(1=避妊しなかった, 2=避妊した)を追加した。

結婚ハザードでは、「学歴」、「親との同居」、「居住地のDID区分」、「結婚形態」、「希望子供数」を説明変数として用いた。推計結果は表5に示す通りである。第10回NFSと同様、いずれも統計的に有意な結果であったが、「親との同居」、「居住地のDID区分」については、第10回NFSとは逆の符号となった。同居関係については、第9回調査時点の1988年ではパラサイト・シングル理論よりもむしろ、同居していることによって親からの結婚という心理的プレッシャーの方が大きいという従来型の解釈が当てはまるものと考えられる。これは、いわゆるパラサイト・シングル現象が最近のものであるということをも裏付けるものであろう。居住地のDID区分についても、この時代では、人口が集中している方が、結婚相手と遭遇する機会が多いということなど、結婚を促進する環境が整っていたということを表わすものであろう。その他の説明変数については、第10回NFSの解釈と同様であろう。

第1子の子供については、第10回NFSでは有意であった「学歴」、「結婚時の部屋数」、「結婚

形態」の説明変数が、第9回NFSでは有意ではなかったのに対して、「妻の就業状態」、「親との同居関係」、「結婚年齢」、「居住地のDID区分」、「理想子供数」の説明変数は有意であった。また、この第1子の出産に関わる避妊を実行したかどうかということでは、もちろん、避妊をしたことで出生ハザードは低下し、出産の妨げとなったということが統計的で有意であると確認された。

第2子の出産についても推計したが、「親との同居関係」および「避妊の実行」の説明変数が有意ではなくなった。その他の説明変数については第1の出産と同様であった。さらに、第3子の出産については「親との同居関係」は有意であったが、「避妊の実行」については、依然、有意ではなかった。したがって、「避妊の実行」については、第1子の出産しか有意な要因にならなかったが、この結果はこれまでのハザード分析の研究成果からするとやや考えにくく、詳細な分析をするべき余地がまだ残されているものと思われる。

III-4. 第11回NFSとの比較

第11回のNFSについては個票を入手してから必ずしも十分な時間をかけていないため、まだ詳細に分析する余地はあろうが、現時点までに分析した結果だけでも本論文に盛り込むこととした。結婚ハザード、第1子出生ハザードに関して、その結果を示したものが、それぞれ表9、10および図9、10である。

基本的には、第9回および第10回の分析と比較できるように、できるだけ類似の説明変数を選択した。その結果、まず結婚のタイミングに関しては、第10回調査時点(1992年)と第11回調査時点(1997年)とを比べると、若年齢ではその差はないけれども、30歳頃から年齢が高くなるにつれ、第10回調査よりも第11回調査の方が未婚である残存率が低い。断言するにはまだ吟味が必要であるが、これは、現在言われているような晩婚化を示すものではなく、むしろ、これまでに結婚が遅れた分のキャッチ・アップが30歳代ですでに発生していることの表れではないだろうか。要因分析については、できるだけ、第10回と揃えるため、学歴、従業上の地位、年収、親との同居関係、居住地のDID区分、結婚形態、予定子供数を説明変数として選択した。いずれも、統計的に有意であり、符号条件も第10回の結果とすべて一致するため、本項では、それらの解釈については省略する。

また、第1子出生ハザードに関しても第10回調査時点と第11回調査時点とを比べると、やはり20歳代終わり頃から、第10回調査よりも第11回調査の方が第1子の出産を経験している女性の割合が高い。したがって、現在言われているような晩産化の分が30歳前後で同様にキャッチ・アップされているのであろうか。但し、このような第11回調査からの含意については、まだ精査、検討の余地があろう。要因分析については、説明変数として、年収だけが有意ではないものの、それ以外の、結婚年齢、学歴、従業上の地位、予定子供数、避妊の実行は統計的に有意であった。また符号条件も第10回の結果と基本的には一致する。なお、従業上の地位については、フルタイムよりパートなどの方が出産する割合が大きく、また当然のことながら避妊は実行した方が出産する割合が低いということが確認された。

IV. 育児の多重ロジスティック分析

最後に、育児行動と就業について、第10回NFSから分析を試みた。

未就学児の有無が有配偶女性の就業行動に影響を及ぼしているかどうかという問題について、日本におけるマイクロデータから実証的に分析したものとしては、Hill 1989, Ogawa and Hodge 1994, Yoshikawa and Ohtake 1989 小川 1989, 小島 1997 などがある。本節では、わが国における女性が特に育児のためにどのような手段をもち、また実際にそれらをどの程度利用し、その結果、就業状態であったのかあるいは不就業状態であったのかということ进行分析した。ここでは育児の手段を、その女性に付帯する育児資源と捉え、人的な育児資源と物的・金銭的な資源とに分類する。前者は、自分自身を含め実際に育児に従事し、人的なサービスを提供した主体を指し、後者は、その女性が利用可能な物的・金銭的な手段あるいは育児環境を指す。

第1子あるいは第2子の育児に関して、これら育児資源が就業行動へどのような影響を及ぼしたのかということ、多重ロジスティックモデルによって分析した。多重ロジスティックモデルの一般形は、 P を発生確率とし、 x_1, x_2, \dots, x_n を説明変数とし、 b_1, b_2, \dots, b_n を偏回帰変数とした場合、

$$\log \{ P / (1 - P) \} = b_1 x_1 + b_2 x_2 + \dots + b_n x_n + b_0$$

と表される。

そこで、就業状態を小さい番号(0)に揃え、また不就業状態を大きい番号(1)にコーディングしたので、分析結果について、例えば、各説明変数の偏回帰係数や標準偏回帰係数の符号が正であれば、その育児資源は、それぞれの女性を不就業へと向かわせたり、不就業状態を維持させたりすることに寄与し、逆に負であれば、それぞれの女性を就業へと向かわせたり、就業状態を維持させたりすることに寄与しているものと考えられる。

さてそこで、表9に示されるように、第1子の保育時における人的育児資源に関してみれば、子供の母親(すなわち調査対象女性本人)および子供の父親(すなわち調査対象女性の夫)が育児に当たるという説明変数の符号は有意に正であり、それ以外の人的育児資源は有意に負であった。つまり、女性本人が育児にあたるということは、本人の就業行動を阻害するという一般的な考え方が確かめられただけでなく、夫が育児にあたることも実はその妻の就業の障害になっているということが確かめられたことは興味深い。ということは、女性の就業の意思決定という観点で、家庭内における育児サービスの提供を考える場合、夫は妻の代替的存在としての役割というよりもむしろ補完的役割を果たしていると解釈できる。一方、親族による育児の補助、ならびに育児に関するその他すべての外部化によっても、女性本人の就業が促進されるといえる。

また、多重ロジスティックモデルの標準回帰係数は、その値の大きさが大きいほど目的変数への影響度が大きいといえるので、その点から各説明変数を比較してみると、母親たる女性本人の影響が最も大きいのは当然のことであるが、女性が就業する場合、子供の父親(すなわち調査対象女性の夫)よりも、子供の祖父母(すなわち調査対象女性の親)、特に同居している祖父母による育児協力の影響が大きいということが分かった。

同様に、第2子の保育時における人的育児資源についても分析したが、符号条件も含めて理論的には全く同様の結果が得られたので説明は省略する。結果の数値は表10に示す通りである。

次に、後者の育児の物的・金銭的な資源に関して分析する。第1子の保育時に関する結果は表11に示す通りである。「夫妻の年収合計」の説明変数を除いてすべての説明変数は統計的に有意であった。「妻と夫の労働時間」を説明変数に入れたのは、いわゆるベッカーの時間配分型家計生産関数の理論を想定したからであるが、「妻の労働時間」の符号が正であるのは、それまで不就業であった妻が、すでに出産した子供の養育費用を補うため、それだけ長く労働しているこ