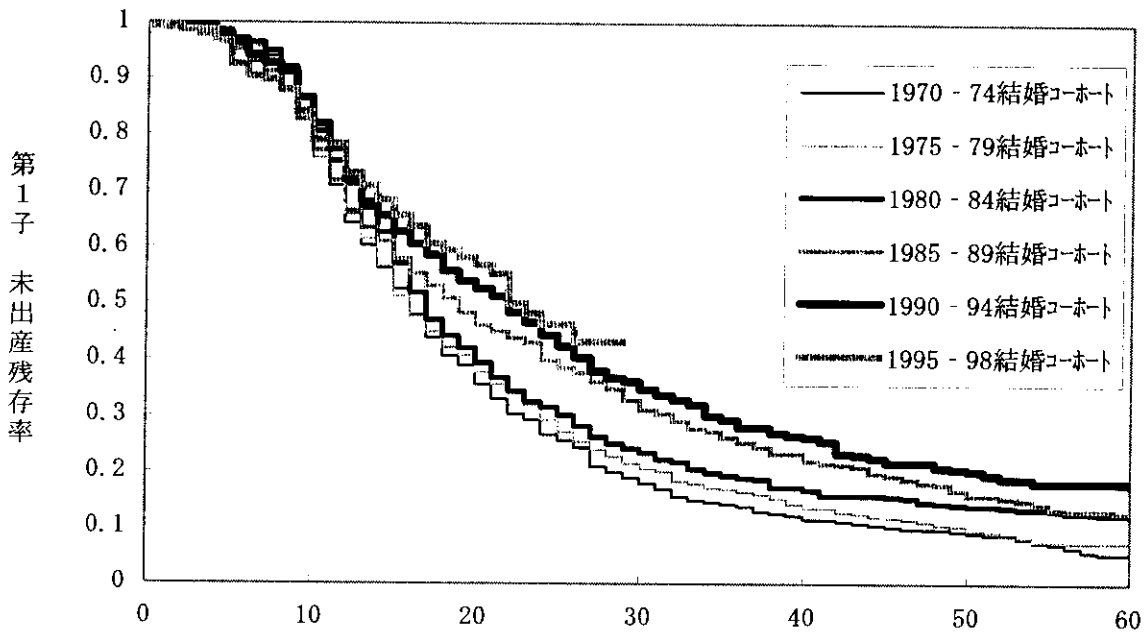
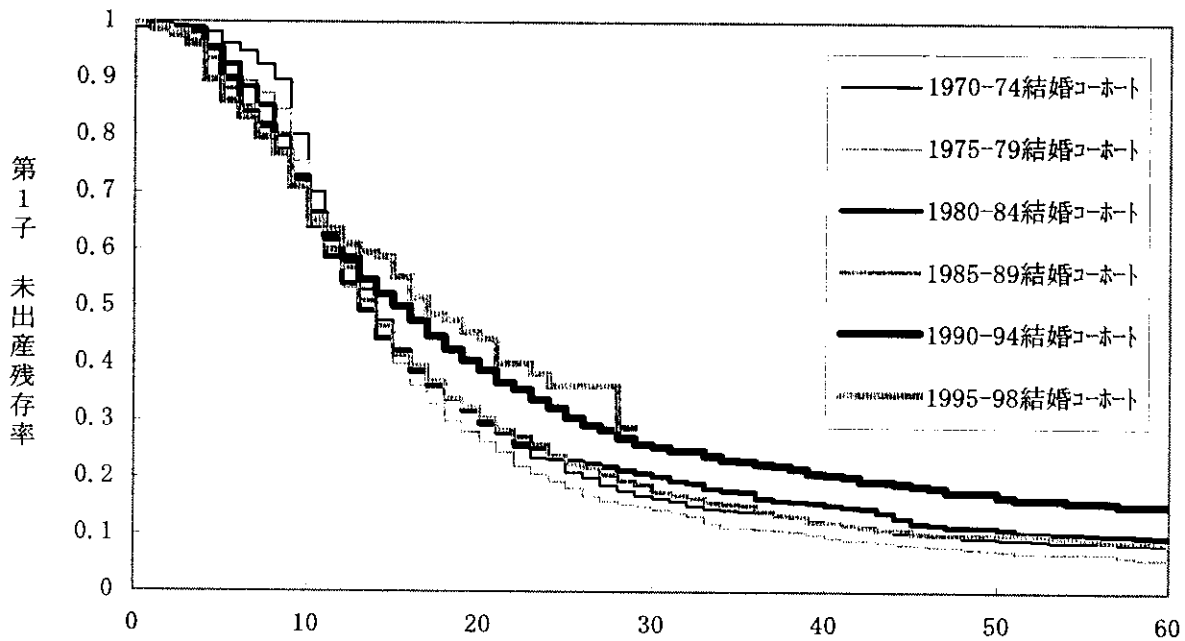


図11 妻が結婚直後に正規雇用状態にある場合の
結婚コホート別未出産残存率



結婚持続期間 (第1子を出生していない場合)
または第1出生間隔 (第1子を出生した場合)
単位：月

図12 妻が結婚直後に
無職あるいは家事に従事している場合の
結婚コホート別未出産残存率

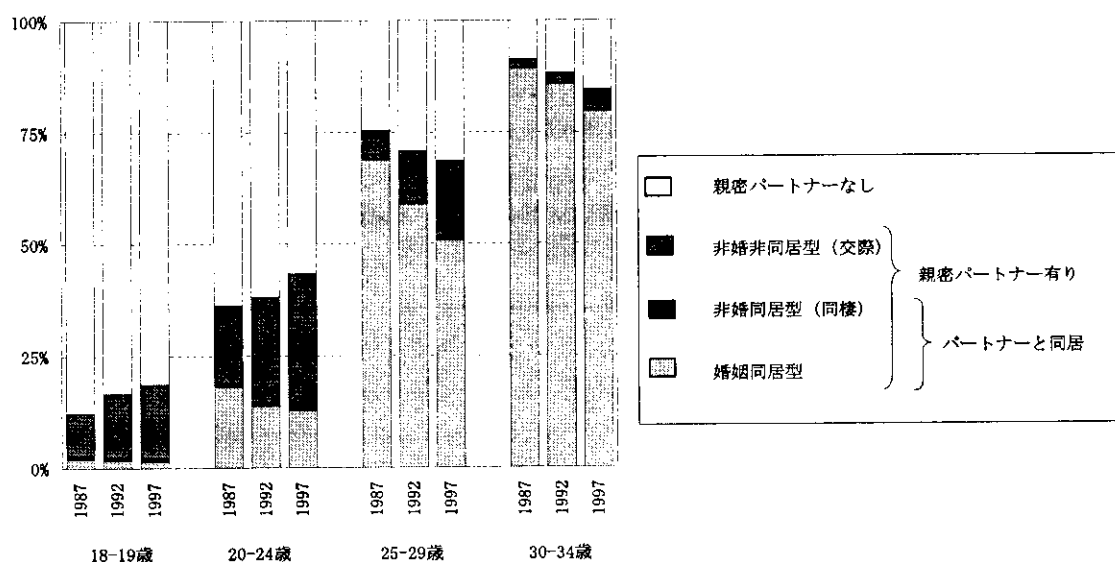


結婚持続期間 (第1子を出生していない場合)
または第1出生間隔 (第1子を出生した場合)
単位：月

第4章 非婚型カップルの拡大と見通し —パートナー関係の多様化に関する予測モデルの構築—

はじめに

今日の日本における出生力低下には、20代および30代前半の男女が以前のように結婚しないことが大きく関わっている。このように結婚が先延ばしにされている現状について、岩澤（2000）では、男女のパートナーシップというより広い枠組みからとらえ直すことを試みた。その結果、同じように結婚しない男女が増加している先進諸国の中でも、日本や南欧では、交際相手はいるものの同棲も結婚もしない非婚非同居型のパートナーシップが増加していることが明らかになった（図1）。本稿では、このようなパートナーシップ形態の変容をより定量的に、かつコーホートによる変化として明らかにすることを目的としている。そして現在の脱結婚傾向が今後もしばらく続いた場合に、男女のパートナーシップの形態はどのような様相を示すのかについて、モデルを使ったいくつかのシミュレーションを行ってみた。



注：対象は18歳以上50歳未満の女子。第9回5,888（第9回は35歳未満）、第10回13,216、第11回11,534。
「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。

図1 パートナーシップ構成の変容

本研究の枠組みの特徴は、未婚者と既婚者の異質性に迫るのではなく、親密なパートナーがいるかいないかという区別に着目しているというところにある。北欧・中欧諸国や北アメリカでは、結婚の前段階としての同棲が一般的となっており、婚姻関係という法的な関係だけでは生殖行動にかかわる男女のパートナーシップの実態が把握できなくなりつつ

ある。今日では結婚と同棲を含めた共棲形態 union を対象とする研究が多くみられるようになった (Waite 2000)。また近年では同棲のなかの多様性や交際との共通性などに着目した研究も出てきた (Casper and Sayer 2000)。このように、近年の男女関係およびパートナーシップの研究では、法的な関係や世帯という枠組みを越えて、親密性に代表されるような、関係の質的側面への視点が重視されつつある。

本稿では、婚姻／非婚にかかわらず親密なパートナーがいる場合の女性に着目し、その形態として結婚、同棲、交際の3つを区別する。つまりパートナーのいる女性は3つの選択肢のうち、ひとつを最善のものとして実現していると想定する。パートナーがいる場合にいずれの形態をとっているかは、さまざまな要因によって規定されているはずであり、この規定要因を明らかにすることによって、今後の未婚化の進展予測の足がかりとしようとするものである。今回はそれぞれのパートナーシップ形態に至る確率が、多項目に拡張したロジスティック・モデルで表現できると仮定し、モデルの推定を試みた。

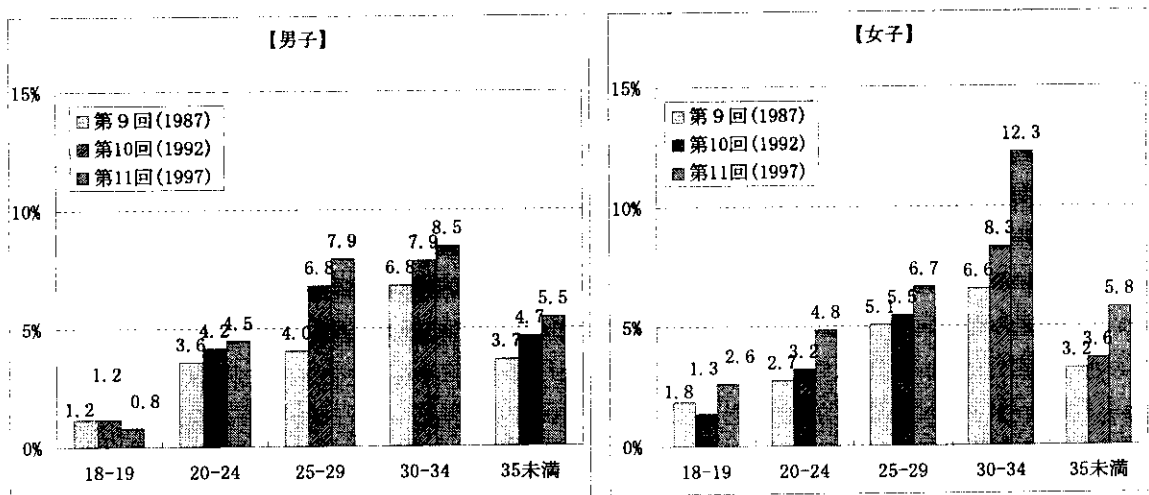
1. 同棲の現状

先に述べたように、日本では結婚する人が少なくなる代わりに非同居型の交際が増加しており、欧米のように急激な同棲の普及はみられない。しかし傾向としては増加しており、また同棲がひとつのライフスタイルとして確立している欧米諸国との比較という視点を確保するためにも、同棲を含めたパートナーシップ形成のモデルを考えることは重要であると考えられる。ただし、日本の同棲については先行研究も多くなく、その実情も十分には明らかになっていないと思われるので、モデル分析に入る前に、日本における同棲の現状について概観しておきたい。

日本の同棲は量的にも少なく、同棲に焦点を絞った全国的な大規模調査は行われていない。石川 (1995) は事実婚の数の推定を行っているが、事実婚カップルがどのような特徴を持っているのかについては、人口動態統計や国勢調査だけではわからないのが実情だ。一方、善積ら (善積 1997; 善積 2000) は非法律婚を実践しているカップルに関する有意抽出ではあるが詳細な調査を行っており、同じ非法律婚であっても結婚に近いものから、結婚とは別の形態であると認識されているものなど、その多様性を指摘している。ただし人口学的視点から、同棲カップルが全国にどのくらい存在し、どのような属性的な特徴をもっているかを知るには、全国標本調査による調査が望ましい。「出生動向基本調査」は全国標本調査であり、比較的サンプル数も多く、基本的な特徴をつかむための集計が可能である。以下では「出生動向基本調査」からわかる同棲の実情を見ていこう。

「出生動向基本調査」は夫婦を対象とする調査 (回答者は妻) と独身者を対象とする調査にわけて実施している (独身者には死別・離別者が含まれ、夫婦には再婚者が含まれる)。1987年の第9回調査から、独身者調査のみにおいて同棲経験の有無 (同棲経験は「1.ない」「2.以前はあるが現在はしていない」「3.現在している」) をたずねている。質問文には同棲の定義として「特定の異性と結婚の届け出なしで一緒に生活をしたこと」と付記されている。ここで注意しなければならないのは、回答者が「独身」「夫婦」のどちらにあてはまるかは、本人の意志に任されているため、婚姻届を出していない同居カップル (事実婚や婚約中カップル) が夫婦調査に含まれている可能性が十分に考えられることである。よっ

これから紹介する同棲経験についての回答結果は、本人が独身であるという認識をもつ対象者に限定されたものということになる。以下では岩澤（1999）が行った分析から、現在の同棲カップルの主だった特徴をまとめてみよう。



注：対象は18歳以上35歳未満の独身男女（離別者、死別者含む）で、男子第9回3,379、第10回4,328、第11回4,073、女子第9回2,695、第10回3,787、第11回3,770。

図2 独身者にしめる同棲経験者割合

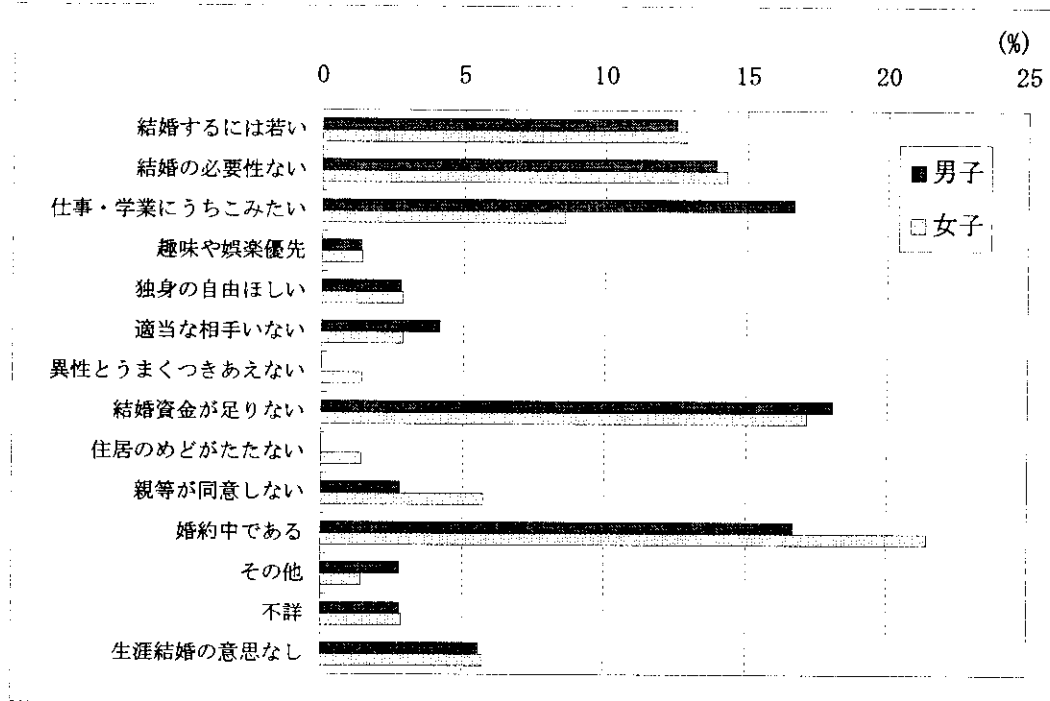
まず同棲経験者の動向であるが、この10年間男女とも増加している。35歳未満全体では、男子が3.7%から5.5%、女子が3.2%から5.8%に上昇している（図2）。1997年の20代は第二次ベビーブームにあたること、晩婚化により独身者数自体が増加していることが、実数での増加に拍車をかける。続いて独身者にしめる現在同棲している者の割合であるが、35歳未満全体で男女とも2%弱と、かなり低い値であるが、同棲経験と同様、どの年齢層でも上昇傾向にある。また、10年前は30代前半が最も高かったのに対し、11回調査では、20代前半が高まるなど、若年層での変化が目立つ。

現在同棲中の未婚男女に、「生涯の結婚の意思」を訊ねてみると、男子69人中94%、女子60人中98%が「いずれ結婚するつもり」と回答している。さらにその中で、現在の恋人（おそらく同居パートナー）と結婚したいと考えている人は、男子81.5%、女子71.2%であった。すなわちほとんどの人が、現在の同棲を一時的状態と考えており、そのうち7、8割が結婚による同棲の解消を、残りの2、3割はパートナーを変えての結婚を望んでいるようである。ただし、前述したように、比較的安定した事実婚カップルは独身者調査に含まれていない可能性があるため、実際には今回の結果以上に同棲維持型カップルが存在するかも知れない。

では、現在同棲中の人たちは、なぜ独身にとどまっているのであろうか。同棲中の独身者に、独身でいる最大の理由を尋ねたところ（図3）、男女とも2割前後が婚約中であり、届出前の同居であることが分かった。それ以外で最も多い理由は「結婚資金が足りない」という消極的理由であった（男子19%、女子18%）。しかしながら「まだ若い」「必要性を感じない」「仕事・学業にうちこみたい」といった独身にとどまる積極的理由も、あわせて4割近くあり、婚姻ではなく同棲という形態にメリットを感じていることも事実のようで

ある。

サンプル数が少ないため、さらに継続的な調査が必要ではあるが、これまで得られているデータを分析する限り、日本の同棲は、婚約カップルによる一時的な状態、結婚するための経済力不足といった消極的理由によるもの、あるいは若年層における交際の延長としての同棲といったイメージに収まるものが主流のようだ。



注：対象は18歳以上35歳未満の独身男女（離別者、死別者含む）のうち現在同棲している者。男子68、女子66。

図3 同棲中独身者の独身でいる最大の理由

2. 予測モデル

ここでは今回推定をおこなう、パートナーがいる女性のパートナーシップ形態を予測するモデルについて説明する。

一般に多項目に拡張されたロジット・モデルは、次のようにあらわされる。起こりうる状態が $j = 0, 1, 2, \dots, s-1$ の s 個ある場合、

X_i という条件のもと、 Y_i が j である確率は

$$P_{ij} = Pr\{Y_i = j | X_i\} = \frac{\exp(v_{ij})}{\sum_{j=0}^{s-1} \exp(v_{ij})} \quad (1)$$

$$v_{i0} = 0, \quad v_{ij} = x_{ij}' \beta_j \quad j \neq 0$$

である。このとき v_{ij} は直接観測することができない連続的な変数であるが、これが説明変数 x_{ij} の合成変量となっていると仮定する。状態が3つの場合（結婚 $j=0$ 、交際 $j=1$ 、同棲 $j=2$ ）、

x_i という条件のもと、結婚が生じる確率は

$$P_{i\text{結婚}} = \frac{1}{1 + \exp(v_{i1}) + \exp(v_{i2})} \quad (2)$$

同じく、交際、同棲が生じる確率は

$$P_{i\text{交際}} = \frac{\exp(v_{i1})}{1 + \exp(v_{i1}) + \exp(v_{i2})} \quad (3)$$

$$P_{i\text{同棲}} = \frac{\exp(v_{i2})}{1 + \exp(v_{i1}) + \exp(v_{i2})} \quad (4)$$

となる。

今回は、 v_{i1} 、 v_{i2} に影響を与える変数は共通とした。よって

$$v_{i1} = x_i' \beta_1, \quad v_{i2} = x_i' \beta_2$$

となる。

v_{ij} に影響を与える独立変数には、既存の研究で結婚形成を規定していると指摘されているものの中から確率予測に有効であると考えられるものを選んだ。とくに今回は出生年の変数に着目し、出生コーホートによってパートナー形成の形態がどのように異なっているのかを明らかにしたい。その他の有効な予測変数としては、調査時の年齢と現在のパートナーとの関係の継続期間（出会いから現在までの期間）が考えられる。また、パートナーと知り合ったきっかけも結婚タイミングに大きく関与することが指摘されている（金子 1995）。その他、本人の学歴、調査時点での本人の就業形態をコントロール変数としてモデルに加えた。さらに欧米では同棲が当初、離婚者の中で再婚の代わりに普及し始めたという経緯があることから(Lesthaeghe 1995)、離婚経験が非婚志向に関連すると予測し、これも変数に加えた。実際に離婚経験者は同棲を容認する傾向が強いことも確認されている（岩澤 1999）。

推定に用いたデータは、1982年、92年、97年に実施された出生動向基本調査（第9回、10回、11回）である。パートナーがいる18歳から34歳の女性について分析を行った。サンプル数は11,751であった。分析に用いた変数の記述統計を表1に示した。出生年の平均

は1963年、調査時の平均年齢は28歳である。最も晩婚化が進んだ1965年前後の出生コーホートが中心であり、パートナーシップ行動の近年の変容をとらえるのに適したデータであると言える。

年齢、パートナー関係継続期間については、パートナーシップ形態と線形な関係ではなかったため、ダミー変数としてモデルに含めることにした。ダミー変数は、各カテゴリーの係数の合計が0になるように、パラメータ化してある。出生年に関しては事前の分析によってパートナーシップ形態とほぼ線形な関係が認められたので、そのまま量変数として導入した。推定には最尤法を用いた。

表1 分析に用いた変数の記述統計

出生年	パートナーシップ形態			
	交際	同棲	結婚	全体
1952-54	0.00	0.00	0.11	0.08
1955-59	0.03	0.03	0.27	0.21
1960-64	0.16	0.15	0.33	0.28
1965-69	0.33	0.26	0.22	0.25
1970-74	0.35	0.37	0.06	0.14
1975-79	0.13	0.20	0.01	0.04
平均[年] ^a	68.94 (4.90)	69.79 (5.05)	61.52 (5.24)	63.47 (6.11)
調査時点年齢				
18-19	0.14	0.13	0.00	0.04
20-22	0.34	0.37	0.03	0.11
23-25	0.29	0.25	0.11	0.16
26-28	0.14	0.10	0.23	0.21
29-31	0.05	0.09	0.29	0.23
32-34	0.03	0.06	0.34	0.26
平均[年]	23.14 (3.49)	23.59 (4.14)	29.44 (3.42)	27.80 (4.42)
パートナー関係期間				
1年以下	0.49	0.38	0.04	0.16
2-3	0.29	0.36	0.12	0.17
4-5	0.13	0.13	0.16	0.15
6-7	0.05	0.06	0.17	0.14
8-9	0.02	0.03	0.17	0.13
10-11	0.01	0.01	0.13	0.10
12年以上	0.01	0.03	0.20	0.15
平均[ヶ月]	31.66 (29.62)	38.89 (41.16)	98.59 (49.07)	81.15 (53.61)
学歴				
中卒	0.03	0.08	0.07	0.06
高卒	0.41	0.41	0.51	0.49
短大・専門学校	0.39	0.33	0.32	0.34
大卒	0.18	0.18	0.09	0.12
出会いのきっかけ				
学校で	0.18	0.20	0.08	0.11
仕事を通じて	0.32	0.26	0.35	0.34
近所・幼なじみ・クラブ	0.09	0.09	0.07	0.07
紹介・見合い	0.24	0.21	0.39	0.35
アルバイトを通じて	0.09	0.06	0.04	0.06
街中で・旅先で	0.07	0.19	0.07	0.07
従業上の地位				
フルタイム雇用	0.70	0.48	0.20	0.33
パート・自営・家族従業	0.10	0.24	0.25	0.21
無職・家事	0.05	0.09	0.55	0.42
学生	0.15	0.20	0.00	0.04
離婚経験[0=無/1=有]	0.02	0.07	0.02	0.02
N	2,958	117	8,676	11,751

a 出生年から1900を引いた年。

注: カッコ内は標準偏差

Source: JNFS,1987,1992,1997

3. 分析結果

推定結果は表2に示した。左の列が結婚に対して交際を選択する確率に関連する係数であり、同じように中央が結婚に対する同棲、右列が交際に対する同棲についての係数である。結婚に対する交際選択の特徴は、年齢が若い、パートナー関係期間が短いという条件の他、高学歴、学校を通じた出会い、現在学生、離婚経験といったものであることがわかる。結婚に対する同棲選択も同じような傾向にあるが、相違点としては、統計的に有意ではないが学歴が低い、街中での出会いなどである。交際に対する同棲選択の特徴は高年齢、低学歴、街中での出会い、パートタイム就業などであった。出生コーホートに関しては、最近の結婚ほど結婚よりも交際や同棲、交際よりも同棲を選択する可能性を示唆している。また離婚経験がある人は、ない人に比べて結婚より交際を選択する可能性が4倍以上、結婚よりも同棲を選択する可能性が8倍以上、交際よりも同棲を選択する可能性が2倍以上あることがわかる。意識の上でも離婚経験者が同棲を容認する傾向にあるが、行動面でも実証されたことになろう。

年齢と同棲との関連は、20-22歳で同棲確率が高く、26-28歳で確率が低まった後、30代に入って、再び強まるという結果になった。学生が多く含まれると予測される20代前半の同棲と、結婚への移行のピーク年齢を過ぎた30代に入ってから同棲は、質的に異なることが予想される。

同棲に関連した推定結果は総じて有意性が弱い、サンプル全体にしめる同棲の割合が1%ときわめて少ないことが問題である可能性がある。今回は過去3回分の調査をプールすることによって情報を最大限利用することを試みたが、いずれにせよ少数派である同棲経験者については、このような構造的な分析と同時に、先に示したような実態的な特徴を把握する作業を重ね、モデルから明らかになった位置づけを補完する必要があるであろう。

出生コーホートのパートナーシップ形態への影響は、いずれの形態の組み合わせでも有意であった。すなわち若い世代ほど、他の条件をコントロールしてなお、結婚よりも交際、交際よりも同棲という、パートナーシップ形態をとっていることが確認された。

表2 親密な相手がいる女性のパートナー形態に関する多項ロジスティック回帰の推定結果

	交際 v. 結婚			同棲 v. 結婚			同棲 v. 交際		
	b1		Odds Ratio	b2		Odds Ratio	b3		Odds Ratio
Intercept	-7.13	***		-14.83	***		-7.70	***	
出生年 [年] a	0.10	***	1.23	0.19	***	1.45	0.08	**	1.18
調査時年齢(32-34 omitted)									
18-19	1.28	***	9.36	0.37		1.63	-0.91	**	0.17
20-22	1.05	***	7.41	0.76	**	2.40	-0.29		0.32
23-25	0.22	**	3.25	-0.04		1.08	-0.27		0.33
26-28	-0.57	***	1.47	-0.75	**	0.53	-0.17		0.36
29-31	-1.02	***	0.94	-0.23		0.90	0.79	*	0.95
パートナー関係期間 (12 年以上 omitted)									
1 年以下	2.53	***	67.14	2.07	***	15.50	-0.47	#	0.23
2-3	1.11	***	16.19	1.23	***	6.73	0.12		0.42
4-5	0.24	**	6.78	0.15		2.28	-0.09		0.34
6-7	-0.23	*	4.22	-0.23		1.55	0.00		0.37
8-9	-0.78	***	2.45	-0.88	#	0.81	-0.10		0.33
10-11	-1.20	***	1.61	-1.67	#	0.37	-0.47		0.23
学歴 (高卒 omitted)									
中卒	-0.62	***	0.53	0.03		1.04	0.65	*	1.95
短大・専門学校	0.28	***	1.30	0.02		1.02	-0.26		0.78
大卒	0.33	***	1.37	-0.05		0.95	-0.38		0.70
出会いのきっかけ (紹介・見合い omitted)									
学校で	0.80	***	4.84	0.72	**	4.53	-0.09		0.94
仕事を通じて	-0.16	*	1.84	-0.34	#	1.57	-0.18		0.85
近所・幼なじみ・クラブ	0.15		2.51	0.07		2.36	-0.08		0.94
アルバイトを通じて	0.20		2.65	-0.42		1.45	-0.62	#	0.55
街中で・旅先で	-0.22	#	1.73	0.76	**	4.74	0.99	***	2.74
従業上の地位 (フルタイム雇用 omitted)									
パート・自営・家族従業	-0.84	***	0.19	-0.50	*	0.52	0.34	#	2.71
無職・家事	-2.64	***	0.03	-2.70	***	0.06	-0.06		1.82
学生	2.67	***	6.46	3.05	***	18.12	0.38		2.81
離婚経験[0=無/1=有]	0.72	***	4.21	1.08	***	8.59	0.36		2.04
-2 Log Likelihood	5665.86								
Model χ^2	8837.65			***					
df	48								
Pseudo R ²	0.6093								
Number of Cases	11,751								

p<0.10; * p<0.05; ** p<0.01; *** p<0.001 a 出生年から1900を引いた年。

注: 対象は恋人、同棲パートナー、夫を含む親密なパートナーが現在いる、18歳から34歳の既婚および独身女性。

Source: Japanese National Fertility Survey,1987,1992,1997

4. 予測確率による将来見通し

さて、推定されたモデルは、一定条件のもとで、女性が各パートナーシップ形態をとる確率を予測することができる。今回は2つの側面に着目して女性の基本属性のパターンを考え、そのような条件の下、パートナーシップ選択が、出生コーホートによって、どのように変化するかを記述したい。

一つ目の側面とは、パートナー関係の期間である。パートナー関係の期間によって、選

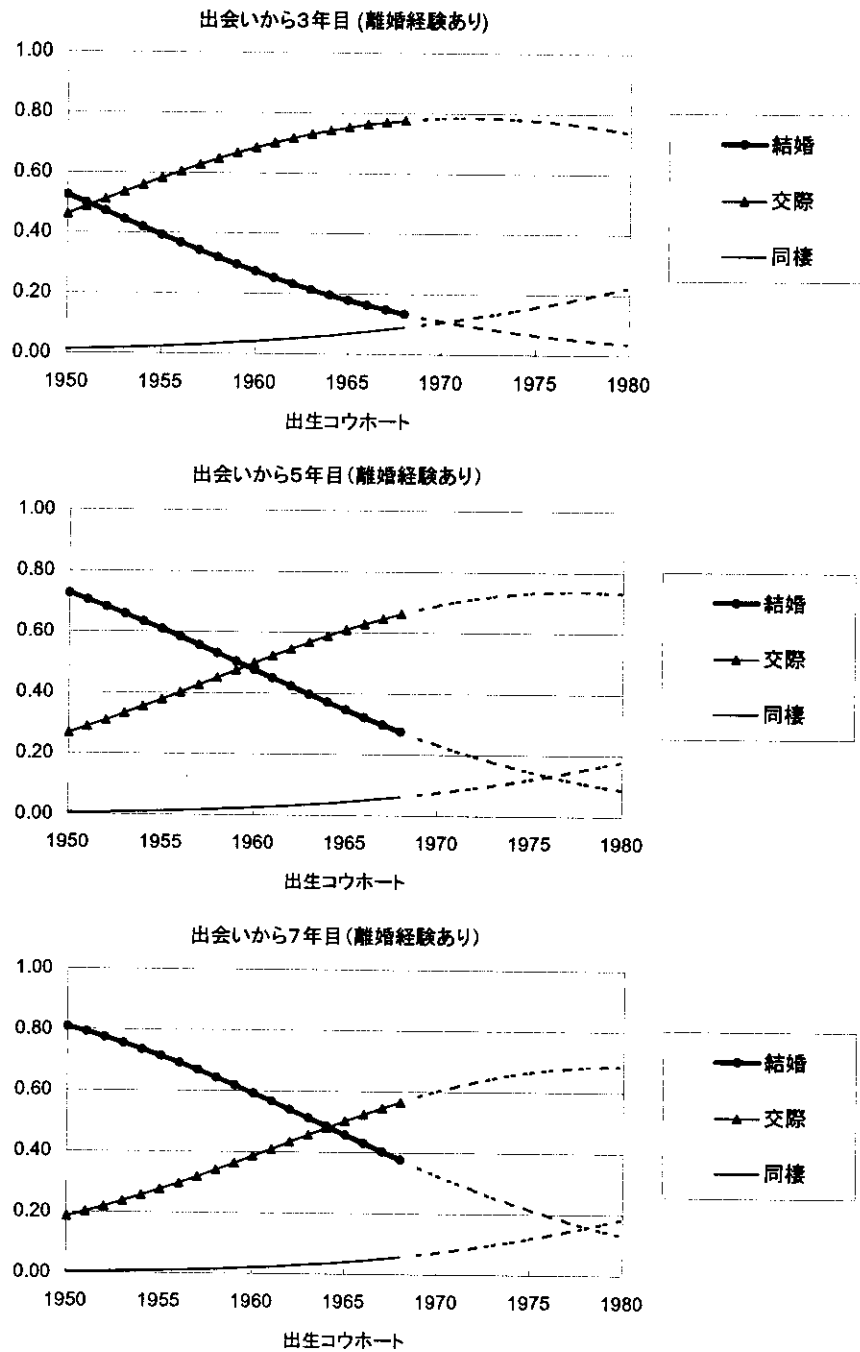
扱される形態は大いに異なることが予測される。今回はパートナー関係の期間を3年目、5年目、7年目と3つの時点で比較することにする。

もう一つの側面とは、パートナーシップ形態との関連が強かった離婚経験の有無で比較するというものである。今後、過去数十年の欧米社会のように離婚経験がある女性が増加した場合に、どのようなパートナー形成になるのかという見通しにとって、離婚者の行動パターン¹の記述は参考になるはずである。

以上の2点以外の属性については、標準的なパターンとして、以下のような属性を選んだ。大卒で、現在のパートナーとの出会いは職場を通じてであり、現在フルタイム就業をしている29~31歳の女性。今日最も多い、パートナーとの出会いのきっかけは「職場や仕事を通じて」であり、1990年代に結婚した夫婦のほぼ3分の1が該当する（国立社会保障・人口問題研究所 1998）。未婚女性についても3割弱、未婚男性についても2割以上が該当し、最も多いきっかけとなっている（国立社会保障・人口問題研究所 1999）。大卒およびフルタイム就業は、未婚化、少子化の先行指標に大いに関わる重要な属性であるといえる。30歳前後という年代も、近年最も配偶関係構造が大きく変わってきている（未婚化）年齢階層にあたる。

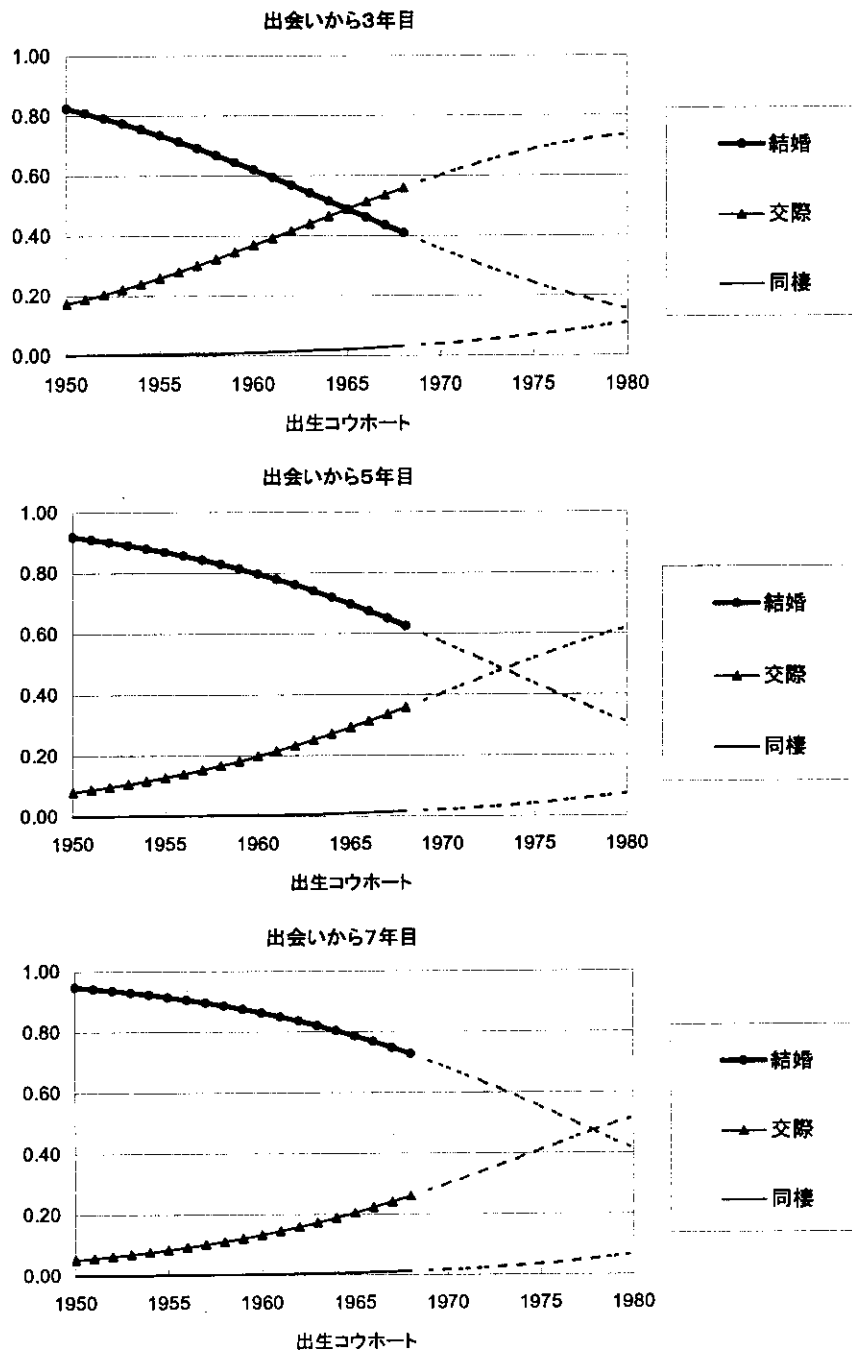
3時点のパートナー関係期間および離婚経験の有無という2つの場合の組み合わせによって、全部で6つのシミュレーションとなる。

最初に離婚経験がない場合のそれぞれのパートナーシップ形態の確率（集団における割合とも考えられる）を、出生コホートおよびパートナー関係の期間別（3年目、5年目、7年目）に算出してみよう。図4に示した。波線部分は、1997年時点で30歳になっていないコホートを意味する。これまでの予測変数の影響が今後も変わらないとした場合の将来予測と考えることができる。出会いから3年目の場合、1950年出生コホートでは8割が結婚、2割弱が交際であったのに対し、1965年出生コホートになると両者が5割と拮抗し、以後は交際が逆転するような予測となった。出会いから7年目になると、1960年代コホートでも結婚が8割、交際が2割であるが、傾向としては結婚が減少し、交際が増加している。そしてこのまま出生年の効果が継続すれば、1980年代コホートでは、結婚と交際の割合が逆転することがモデルから予測された。また同棲の増加傾向は交際に比べるとかなり緩やかではあるが、1970年代コホート以後は、一定割合を占め、1980年コホートに至っては1割近くを占める可能性が示唆されている。



注：年齢、パートナー関係期間、離婚経験以外の属性は、大卒、仕事を通じての出会い、フルタイム雇用。波線は、1997年の調査時点で30歳に至っていない出生コウホートを意味する。

図5 出生年、出会いからの期間別、30歳女性のパートナーシップ形態に関する予測確率 (離婚経験あり)



注：年齢、パートナー関係期間、離婚経験以外の属性は、大卒、仕事を通じての出会い、フルタイム雇用。波線は、1997年の調査時点で30歳に至っていない出生コウホートを意味する。

図4 出生年、出会いからの期間別、30歳女性のパートナーシップ形態に関する予測確率（離婚経験なし）

続いて、離婚経験がある場合の予測確率を求めてみよう。図5に示した。離婚経験以外の条件は図4と全く同じであるが、様相はかなり異なる。結婚離れの特徴が一層強く、交際を続ける可能性が高い。同棲確率の立ち上がりも早く、このままの傾向が続けば1980年コーホートで2割近くが同棲を選択する可能性が示唆されている。離婚経験者は交際期間が5年以上あるいは7年以上になっても結婚せずに交際状態を維持したり、同棲を選ぶ傾向があることがわかる。離婚経験がない女性についても、結婚せずに交際状態や同棲が長く続く傾向に加えて、離婚経験者割合自体が今後増加するようなことがあればパートナーシップ形態における結婚離れの傾向は一層強調されることになるであろう。

いずれにせよ、結婚という法的な結びつきの関係から、交際や同棲といったより緩やかな関係への移行が確認できる。日本の場合、婚外子をさける傾向が依然強いことから、今後このようなパートナーシップ形態の変容が続けば、出生力低下は避けられないであろう。今後はなぜ若い世代が結婚ではなくより緩やかな関係を維持するのか、その理由についても検証していく必要がある。

5. 今後の課題

今回のモデルによる予測（図4，図5）は、一定条件の下でのパートナーシップ形態の確率を示したものであるため、実際の人口構造を反映したものではない。しかしながら、それぞれの条件がパートナーシップ選択にどのような影響をあたえるのか、さらに、他の条件をコントロールした上で出生コーホートによってどのように行動パターンが変化するかについての見通しを示すことができた。実際の予測に結びつくためには、さらに人口の構造変化に関する仮定を設定しなければならないであろう。

また、今回の分析では、調査時点で成立しているカップルのみを取りあげているが、それが現実のパートナーシップ行動の一部分を切り取っているにすぎないことに留意すべきである。すなわち、調査直前で解消してしまったカップルは含まれない一方で、調査直後に解消したカップルは含まれるというような事態が起こる。交際についても、結婚に至る交際もあれば、結婚に至らない交際もある。交際から同棲、結婚への移行、あるいはパートナーシップの解消という側面に焦点をあてるためには、新たな枠組み（ハザード分析など）が必要になる。しかし出生動向基本調査では、結婚以外のパートナーシップ行動の動態に関する情報が限られているというデータ上の問題も残されている。

今回は親密なパートナーがいる女性自体の割合にはこの10年間で大きな変化がなかったという分析結果をうけて、そのパートナーシップの質的変容に焦点を当てたものであった。ただし、パートナーの有無に関しても何らかの構造的なモデル構築が可能であるならば、両者を併せることによってより包括的な枠組みを提示することができるはずである。パートナーシップ形成そのものやパートナーシップ形成に関する男女の関心そのものについての分析が今後の課題であると言えよう。さらに、こうしたパートナーシップ形態の変容が、最終的に出生行動にどのような影響を与えるかについても分析を進めていきたい。

参考文献

- Casper, Lynne M. and Liana C. Sayer, 2000, "Cohabitation Transitions: Different Attitudes and Purposes, Different Paths," paper prepared for the Annual Meeting of the Population Association of America, Los Angeles, March 2000.
- 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,1999,「独身青年層の同棲の現状」『統計』50-6,pp.70-73.
- 岩澤美帆,2000,「未婚化社会におけるパートナーシップの変容」高橋重郷代表『少子化に関する家族・労働政策の影響と少子化の見通しに関する研究』平成 11 年度厚生科学研究報告書.
- 金子隆一,1995,「わが国女子コー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.
- 国立社会保障・人口問題研究所,1998,『日本人の結婚と出産：第 11 回出生動向基本調査』.
- 国立社会保障・人口問題研究所,1999,『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』.
- Lesthaeghe,Ron, 1995, "The Second Demographic Transition in Western Countries: An Interpretation," in K.O.Mason and A.-M. Jensen (eds.),1995,*Gender and Family Change in Industrialized Countries*, Oxford: Clarendon Press.
- Waite, Linda J. (ed.),2000, *The Ties that Bind*, New York :Aldine de Gruyter.
- 善積京子,1997,『<近代家族>を超える』青木書店.
- 善積京子,2000,「非法律婚のライフスタイル」善積京子編『結婚とパートナー関係』ミネルヴァ書房.
- 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.

第Ⅲ部 平成12年度個別研究報告

1. 同居選択と妻の就業決定
大石 亜希子（国立社会保障・人口問題研究所室長）
2. 公務員女性の高出生力の背景を探る：未婚男女の就業・結婚・子ども意識の実証分析
新谷 由里子（武蔵野女子大学非常勤講師）
3. 日本における子ども需要とそのゆくえ：子ども観と子ども数制限の歴史を通して
守泉 理恵（中央大学大学院）
4. Demographic investigation of the process of declining fertility in Japan
高橋 重郷（国立社会保障・人口問題研究所部長）
5. Partnership Transition in Contemporary Japan: Prevalence of Childless Non-Cohabiting Couples
岩澤 美帆（国立社会保障・人口問題研究所研究員）
6. 女性の就業継続と育児休業制度
永瀬 伸子（お茶の水女子大学助教授）
7. 少子化と関連諸施策の動向と方向性—地域の視点から
小山 泰代（国立社会保障・人口問題研究所研究員）
8. 少子化現象のジェンダー分析(2)—男性の家庭役割と追加出生に関する意識
西岡 八郎（国立社会保障・人口問題研究所部長）

同居選択と妻の就業決定*

大石 亜希子

要 旨

本稿では大石・小塩(2001)で提示された理論モデルに基づき、子夫婦および夫方・妻方それぞれの親の情報を含めた同居選択の分析を行った。分析にあたっては、妻の労働供給との同時決定を想定するとともに、同居と準同居の両方のケースについても考慮した。得られた主要な結果は、次の4点である。

第1に、同居選択を検討する場合、妻の労働供給との同時決定を考慮する必要がある。とりわけ若い夫婦の場合は子育ての負担が重いこともあり、ライフスタイルの選択に際しては、親との同居と妻の就業をめぐる選択は複雑に絡み合うものと考えられる。総じて見ると、妻の就業率と同居率との間には正の相関関係が認められ、とくに妻が子育てで忙しい若年層で相関関係は強い。また、地域の保育サービスへのアクセスは、同居と代替関係にあることが示唆された。

しかし、第2に、そのような同時決定を念頭に置いたモデルを推計しても、先行研究とほぼ整合的な結果が得られることが分かった。子世代の夫の低所得や地域の就業機会の豊富さは親との同居確率を高める一方、妻の学歴が高いほど、子育ての制約が少ないほど、また、夫が低所得であるほど妻の就業率が高まるといった、これまでの研究で示されてきた結果は本稿の分析結果からも再確認されている。

第3に、夫方と妻方の親では、同居・別居の決定要因が大きく異なることが分かった。例えば、夫(妻)が高学歴だと妻方(夫方)の親との別居を望むとか、夫方(妻方)の父親の経済力が高いと、妻方(夫方)の親との同居が抑制されるといった、興味深い傾向が明らかにされた。

第4に、準同居選択の結果を同居選択の場合と比較すると、親との同居に対して負の効果をもっていた説明変数の各係数がおしなべて小さくなる。つまり、同一敷地内での同居の場合は、同居に伴う心理的負担はより小さく評価されていることが分かった。

なお、補論では同居選択と妻の就業形態の選択について分析した。

JEL No.: J12, J22

* 本稿は大石・小塩(2001)で提示された理論モデルに基づくものである。多くの貴重なご助言をいただいた小塩隆士・東京学芸大学助教授に記して感謝申し上げます。

1. はじめに

従来、日本では子供と同居する高齢者の割合が高く、そうした成人親子同居が高齢者の生活保障に大きな役割を果たしてきたといわれている(宮島(1992))。しかし、今日では少子化が家族や世帯の生活保障機能に大きな影響を及ぼしつつある。例えば、夫婦当たりの平均子供数は1970年代半ば以降、2.2人で安定的に推移しているが、このために長男長女同士の結婚も当たり前のこととなった。その結果、経済全体で見ると、夫婦がライフスタイルを決定する際に親との同居選択がいままで以上に重要なテーマとなっているものと思われる。また、親と同居するとしても、子育てや家事の応援を親に期待する場合、夫方の親と妻方の親のどちらを選択するかという問題も出てくるはずである。しかも、親との同居選択はとりわけ妻の労働供給と密接な関係にあり、両者の選択は本来、同時決定される性格のものと言えよう。

そのため本稿では、大石・小塩(2001)で提示された理論モデルに基づき、子夫婦による同居選択の決定要因について、夫方と妻方のどちらと同居するかという選択を明示的に捉え、しかも、妻の就業との同時決定という枠組みの中で検討することにする。本稿の構成は次の通りである。次の2.では、本稿の分析に関連した先行研究をサーベイし、本稿で解決すべき課題を整理する。3.では、同居選択と妻の就業の同時決定メカニズムを簡単な理論モデルに基づいて検討する。4.では、具体的な実証分析の進め方を説明する。5.では、実証分析に用いた『出生動向基本調査』の特徴について解説する。そして、6.で実証分析の結果とそのインプリケーションをまとめ、最後の7.で全体の結論と残された課題を指摘する。また、補論では、同居選択と妻の就業形態の選択について検討する。

2. 文献展望

同居選択に関する日本の実証研究と、そこで用いられた説明変数や各変数の影響度については、岩本・福井(2001)が詳細なサーベイをしている。ここでは、補足的に既存研究の問題点として以下の4点を指摘する。

第1に、これまでの日本における同居選択の研究には、データの制約から親のみの属性ないし子のみの属性に基づいて分析をしてきたという限界がある。世帯を対象とする既存の調査では、同居している場合には親子双方の情報が得られるが、別居している親や子の状況を把握することはできない。これは海外の実証研究と比較した場合、最も大きな問題点となっている。例えば、Kotlikoff and Morris(1990)、Börsch-Supan, et.al (1992)、Pezzin and Schone (1999)は一組の親子(別居を含む)の詳細な情報を、兄弟姉妹の状況とあわせて把握できるデータを利用している。また、Wolf and Soldo (1994)、Ettner (1996)は家族や世代間関係、そして家族内の所得移転に関する詳細な情報を含んだ米国の大規模データを使用している。

岩本・福井(2001)はこの問題を克服するため、同居している親子の所得情報を用いて別居子の所得を推定し、説明変数に含めるという手法を採用している。しかしながら子世代の所得の推定モデルは決定係数が0.1~0.13程度で、結果の信頼性に問題がないとは言えない。

第2に、これまでの実証研究では、妻の労働供給と同居選択との同時決定メカニズムが

明示的な形で想定されていない。妻の労働供給については、親との同居が妻の就業を促進することを示す実証分析がかなり蓄積されている。最近の分析に限っても、永瀬（1997）が、親との同居が妻の正社員としての就業を促進する効果を示しているほか、Nakamura and Ueda（1999）が親との同居が女性の継続就業確率を引き上げること、滋野・大日（1999）が健康な同居老人の存在が子どもを持つ女性の就業率を引き下げることを確認している。一方、妻の就業状態が親との同居選択に及ぼす影響については、Hayashi（1997）が、妻が就業していると同居が促進されることを確認しているほかは、データの制約もあって実証分析はあまり蓄積されていない。しかし、どちらにしても、妻の労働供給と同居選択は同時決定されるものと考えれば、一方の選択を所与として扱うのは適切とは言えない。

この同時決定を意識した分析は、米国では少なくない。前出の Pezzin and Schone（1999）は妻の就業だけでなく、介護選択も同時決定のメカニズムに含めている。また、Börsch-Supan, et.al（1992）、Wolf and Soldo（1994）は、同居選択は明示的に分析していないものの、妻（子）の労働供給と親の介護選択の同時決定メカニズムを統計的に処理している。

第3に、親と同居する場合、子夫婦にとっては夫方の親と同居する場合と妻方の親と同居する場合とでは、同居がもたらす費用・便益に大きな違いがあるはずだが、この点が明示的に考慮されていない。同居にともなう費用の代表は、プライバシーの損失であろう。例えば妻にとって、姑と同居する場合と実母と同居する場合とでは、プライバシーの損失度合に対する評価も異なるのが通常であろう。親にとっても、息子夫婦との同居と娘夫婦との同居は異なる便益と費用をもたらすものとみられる。例えば自分が要介護状態になったとき、息子の妻よりは実の娘に介護されたいと希望する親は多いといわれている。有配偶女性の介護行動を分析した Wolf and Soldo（1994）によると、要介護者が実の親である場合、夫の親と比較して介護する確率が2倍高まることが示されている。

第4に、既存研究では同居の定義が様々である（岩本・福井（2001）参照）。特に問題となるのは、成人未婚子の扱いと準同居の扱いである。成人未婚子が親と同居している場合、親子の扶養関係が不明確なことに加え、同居の費用・便益が夫婦の場合と異なるとみられるので、通常の家と同居とは区別する必要がある。一方、既存研究で準同居を明示的に扱っているのは Ohtake（1991）のみである。準同居では規模の経済が縮小する半面、プライバシーの減少度合が小さくて済む。準同居が増加している今日、同一家屋での同居だけでなく準同居も含めた同居行動の分析が必要である。

本稿では以上の点を踏まえ、妻の労働供給との同時決定という側面を意識しながら、子夫婦および夫方・妻方それぞれの親の情報を含めた同居選択の分析を行う。そして、分析にあたっては、同居と準同居の両方のケースを考慮する。

3.理論的検討

本節では、大石・小塩（2001）で提示された同居と就業決定の理論モデルを説明する。これは同居選択の主導権が子夫婦にあると想定した上で、その選択が妻の労働供給との関連でどのように決定されるかを、極めて簡略化された理論モデルに基づいて検討している。その目的は、同居選択と妻の労働供給との同時決定を大雑把に描写することである。最初に3-1では、親との同居については夫方、妻方の親を区別せず、ひとまとめに同居と処理した基本モデルを紹介する。次の3-2では、親との同居について夫方、妻方の親を区別

した場合について紹介する。

なお、同居選択については、Kotlikoff-Morris(1990)に代表されるように、子夫婦だけでなく親の効用も考慮した一種の交渉モデルもしばしば見られる。子夫婦、夫方の親、妻方の親という三者間の交渉モデルの分析も興味深いテーマだが、大石・小塩(2001)のモデルでは同居・別居の選択に関しては基本的に子夫婦が決定権を持っているものと想定する。

3-1 夫方、妻方の親を区別しない場合

最初に、親との同居については夫方、妻方の親を区別せず、ひとまとめに同居として処理しよう。そして、夫の所得を y_0 (所与)、妻の労働時間を l 、家事時間を h とするが、議論を単純化するために、妻の労働時間と家事時間は調整できないとする。利用可能な総時間を1と規準化すれば妻の余暇時間は就業すれば $1-l-h$ で与えられるが、就業しなければ $1-h$ となる。また、妻の時間あたり賃金は w として外生的に与えられている。

子夫婦の効用は、子夫婦の所得(支出)と妻の余暇時間で決定されるとする。親と別居することを S 、同居することを J 、妻が就業することを W 、就業しないことを N と標記する。子夫婦が選択できるライフスタイルは、 (S, W) 、 (S, N) 、 (J, W) 、 (J, N) の4通りである。子夫婦の効用 U は、このライフスタイルによって決定される。

まず、親と別居しつつ妻が就業する場合、しない場合の効用をそれぞれ $U(S, W)$ 、 $U(S, N)$ と標記し、効用決定における所得と余暇時間のウェイトをそれぞれ α 、 β (> 0)として、それぞれの場合の効用関数が、

$$U(S, W) = \alpha \ln(y_0 + wl) + \beta \ln(1 - l - h),$$

$$U(S, N) = \alpha \ln(y_0) + \beta \ln(1 - h)$$

であると想定する。

一方、親と同居した場合は親が家事をすべて担当し、妻は家事から完全に解放されると仮定する。しかし、その一方で同居には心理的負担が伴い、子夫婦の効用はその分減殺されると想定しよう。そこで、親と同居しつつ妻が就業する場合、しない場合の効用をそれぞれ $U(J, W)$ 、 $U(J, N)$ と標記し、

$$U(J, W) = \alpha \ln(y_0 + wl) + \beta \ln(1 - l) - \gamma,$$

$$U(J, N) = \alpha \ln(y_0) + \beta \ln 1 - \gamma = \alpha \ln(y_0) - \gamma$$

であると想定する。ここで、 γ は同居によって引き起こされる心理的負担など、同居の効用引き下げ効果を示すパラメータである。子夫婦が親と同居することでプライバシーの損失を感じたり、嫁姑の不仲が深刻になったりすれば、 γ の値は大きくなるだろう。一方、親との同居によって子夫婦が喜びを感じるのならば、 γ はマイナスの値をとることもあり得る。 γ の値は、子夫婦及び親の様々な社会的・経済的屬性によって左右される。

子夫婦は、親との同居・別居及び妻の就業に関する計4種類のライフスタイルの中から、効用が最大になるものを選択することになる。なお、親の効用が子夫婦と同居するかどうかによってのみ変化するとし——したがって、子夫婦の家事を担当するかどうかは親の効用に影響を及ぼさないと想定し——その親の効用の変化に対する子夫婦の評価が γ に反映

されているとすれば、このモデルは子夫婦と親との間の協力ゲーム（Kotlikoff-Morris (1990)参照）とほとんど同じ構造を持つことになる。

ここでは、子夫婦によるライフスタイルの選択が、夫の収入や同居による心理的負担に大きく依存することを確認しておこう。計算を簡単にするために α と β をいずれも1と置けば¹、4種類のライフスタイルの選好順位は次の6本（ $=_4C_2$ ）の不等式を連立することによって決定される。

$$U(S,W) \underset{\gamma}{\succ} U(S,N) \Leftrightarrow y_0 \underset{\gamma}{\succ} (1-l-h)w,$$

$$U(J,W) \underset{\gamma}{\succ} U(J,N) \Leftrightarrow y_0 \underset{\gamma}{\succ} (1-l)w,$$

$$U(S,W) \underset{\gamma}{\succ} U(J,W) \Leftrightarrow \exp(-\gamma) \underset{\gamma}{\succ} (1-l-h)/(1-l),$$

$$U(S,N) \underset{\gamma}{\succ} U(J,N) \Leftrightarrow \exp(-\gamma) \underset{\gamma}{\succ} 1-h,$$

$$U(S,W) \underset{\gamma}{\succ} U(J,N) \Leftrightarrow \exp(-\gamma) \underset{\gamma}{\succ} (1-l-h)(y_0+wl)/y_0,$$

$$U(S,N) \underset{\gamma}{\succ} U(J,W) \Leftrightarrow \exp(-\gamma) \underset{\gamma}{\succ} (1-h)y_0/[(1-l)(y_0+wl)].$$

この連立不等式体系について、簡単にコメントしておこう。まず、1番目、2番目の不等式から分かるように、同居選択を所与とすれば、夫の所得が低いほど妻の就業率が高まる。次に、3番目、4番目の不等式から分かるように、妻の就業決定を所与とすれば、同居による心理的負担が大きいほど——つまり、 $\exp(-\gamma)$ が小さな値をとるほど——別居が選択されることになる。さらに、5番目、6番目の式から分かるように、夫の所得と同居に伴う心理的負担の組み合わせによって、別居して妻が就業するか同居して妻が就業しないか、あるいは別居して妻が就業しないか同居して妻が就業するか、といった直接比較しにくいライフスタイルどうしの選好順位も決定できることになる。

図1は、夫の所得と、同居による心理的負担という2変数で構成される平面において、どのようなライフスタイルが効用を最大化するものとして選ばれるかを、上の6本の不等式を考慮に入れ、途中の計算を省略してまとめたものである（ただし、縦軸は $\exp(-\gamma)$ の値をとったものであり、値が大きくなるほど心理的負担が小さくなるという点に注意されたい）。この図からも明らかなように、夫の所得が高いほど妻は就業しなくなり、同居の心理的負担が大きいほど別居を選択する傾向が見られる。

ちなみに、以上の結果は、家事に費やされる時間 h が変化すればどのような影響を受けるだろうか。子夫婦にとって出産・育児にかかる時間が多くなれば、 h は長くなるだろうし、子どもが生まれる前、あるいは子育てから解放された後は、 h は短くなるはずである。いま、極端なケースとして h がゼロに等しい場合を考えてみよう。このとき、上の6本の不等式は、

¹ α と β の大小関係を変えても、以下の議論は基本的に影響を受けない。