

表6 実績および反事実的結婚表に基づく、性・学歴別未婚者割合

		男性				女性					
学歴	年齢	1973-77年 実績	1993-97年 実績	結婚牽引力 一定	潜在配偶 性比一定	学歴	年齢	1973-77年 実績	1993-97年 実績	結婚牽引力 一定	潜在配偶 性比一定
	15	100	100	100	100		15	100	100	100	100
	20	97	86	97	85		20	83	76	77	80
中学	25	67	64	66	64	中学	25	28	53	15	62
	30	27	43	20	49		30	10	34	2	45
	35	7	28	5	35		35	5	20	1	34
	40	4	26	3	32		40	2	16	1	30
	15	100	100	100	100		15	100	100	100	100
	20	99	99	99	99		20	97	95	94	96
高校	25	71	80	70	80	高校	25	39	65	25	71
	30	24	45	21	51		30	10	30	3	36
	35	4	27	5	27		35	5	20	2	25
	40	2	21	3	19		40	2	17	1	20
	15	100	100	100	100		15	100	100	100	100
	20	100	100	100	100		20	100	100	99	100
短大	25	74	90	77	89	短大	25	57	83	57	80
	30	26	58	28	61		30	10	39	14	29
	35	5	42	8	41		35	4	26	8	18
	40	2	35	3	35		40	1	21	4	14
	15	100	100	100	100		15	100	100	100	100
	20	100	100	100	100		20	100	100	100	100
大学	25	87	96	84	98	大学	25	72	94	75	92
	30	30	56	19	69		30	15	50	20	43
	35	5	28	3	37		35	7	28	11	23
	40	1	16	1	20		40	7	25	11	21

次に、年齢別未婚者割合の大幅な増加に対して、結婚性向と結婚市場構造の変化が、それぞれの程度寄与しているかを見ていきたい。そのために、結婚牽引力あるいは潜在配偶性比を1970年代水準に固定することによって、1990年代の未婚者残存率（未婚者割合）を算出する。これらの反事実的結婚生命表による未婚者残存率が、表の3列目、4列目にあたる。

3列目の数値は、結婚市場の変化とは独立に、それぞれの組み合わせの結婚に対する性向が変化しなかった場合、結婚のタイミングがどのようになるかを示している。ここでの結婚性向変化の寄与とは、一般的な結婚に対する選好と結婚に際して特定のパートナーを選好する傾向の両方を反映することになる。男性については明らかに結婚のタイミング変化の大部分が結婚の牽引力の変化で説明できる。3列目の反事実的未婚者残存率は、1列目の1970年代の数値と類似しており、場合によっては反事実的残存率が、1970年の残存率よりも低い場合があるが、これは結婚性向の変化とは独立に、結婚市場構造の変化が、むしろ初婚率の上昇に貢献していることを意味する。これはほとんどの年齢層、学歴において男性にとっての潜在配偶性比が大幅に改善していることを考えれば当然といえよう。この結婚市場構造の変化による結婚促進の効果は、4列目の残存率によって確認することができる。すべての学歴で、結婚市場構造が変化しないという仮定に基づいて算出された残存率は、30歳、35歳時点において、1990年代の実際の残存率を上回っている（より未婚化している）。とりわけ大学卒男性ではっきりと確認できる。男性の結婚行動の変化において、結婚市場のミスマッチは有用な説明とはならないことが明らかである。

一方、女性については幾分状況が異なっている。男性と同様、3列目の反事実的残存率は、結婚市場構造と無関連な結婚選好の変化が、初婚率低下の大部分を説明している。また、男性と同様、結婚市場構造の変化が結婚牽引の低下をいくらか相殺している部分もみられるが、これについては高学歴以外の女性のみにあてはまる。短大卒女性では、仮に結婚市場構造に変化がなければ、30歳時点での未婚者割合は、実績ベースの39%ではなく、29%、4大卒女性では、実績ベースの50%までは高くなく、43%ほどにとどまっていたことを意味する。高学歴女性に関しては、結婚市場構造の純粋な変化によって初婚率の低下がある程度説明できるということになる。それに加えて結婚牽引力が大きく低下しているため、市場構造の変化は、ミスマッチとして高学歴女性の結婚を押しとどめているように見える。

6. 結論と議論

年齢別、学歴別男女の組み合わせにおける初婚率を結婚の結婚牽引力と潜在配偶性比に分解する方法によって、1970年代、1990年代の仮設コーホートを比較した場合の初婚率の低下に、配偶者選択選好の基準に影響を受ける結婚性向（需要的側面）と、結婚市場構造（供給的側面）がそれぞれどのように絡んでいたのかを定量的に明らかにすることを試みた。

男性については、純粋な結婚市場構造の変化は、むしろ初婚率を上昇させることに寄与していることが明らかになり、構造的なミスマッチは生じておらず、現実の初婚率低下の大部分は結婚の牽引力低下によって説明される。一方女性については、中学卒、高校卒では男性と同様の解釈が得られたが、短大卒、大卒に関しては、結婚市場構造の変化が、初婚率を低下させる方向に働いていることがわかった。さらに結婚牽引力も初婚率を大きく低下させる方向に働いているため、日本における高学歴女性の高い未婚率が実現されている。

さて、このような結果は、高学歴女性の未婚率が必ずしも高くないアメリカと日本の違いをどのように説明することができるのだろうか。確かにアメリカにおいても男女の社会経済的地位の格差は相対的に縮小し、結婚牽引力の変化とは独立に、結婚市場構造は高学歴女性に不利な状況を表してした。しかしながら、現実には、そのような結婚市場構造における不利な状況を、結婚牽引力の変化がうち消す形で、高学歴女性の未婚率上昇が抑えられていた（Qian and Preston 1993）。とくに高学歴女性における結婚牽引力の強まりは配偶者選択の基準が、従来のジェンダー非対称的な特徴を持つものから、より対称的なものに変化してきていることを意味する。結婚にとって「経済的ゆとり」は相変わらず重要である。結婚前後も就業を続ける女性が増加したアメリカでは、女性の経済力が結婚の条件として魅力的なものになるという変化によって、社会経済的地位の高い女性の未婚化が進むことはなかった（Qian and Preston 1993）。日本では進学し、就業する女性は増加しているにも関わらず、結婚相手の条件としては、女性の経済力は必ずしも魅力的なものではない。

すなわち社会経済的地位のジェンダー非対称性が弱まっているにもかかわらず、配偶者選択基準に関してはジェンダー非対称性が存続している。日本における高学歴女性の高い未婚率には、このようなジェンダーの変容にかかわる実態と配偶者選択基準の不整合が重要な役割をはたしているようだ。

<文 献>

- 阿藤誠.1991.「人口少産化の背景とその展望」『日本労働研究雑誌』No.381,pp,2-11.
- Becker,Gary S.1981. *A Treatise on the Family*, Cambridge: Harvard University Press.
- Cancian, Maria M. and Megan Sweeney. 2000. "The Changing Importance of Economic Prospects for Assortative Mating." Paper presented at the annual meetings of the Population Association of America. March 23-25, Los Angeles, CA.
- Centers, Richard. 1949. "Marital Selection and Occupational Strata." *American Journal of Sociology* 54:530-535.
- Glenn, Norval D., Adreain A. Ross, and Judy C. Tully. 1974. "Patterns of Intergenerational Mobility of Females through Marriage." *American Sociological Review* 39:683-699.
- 河野稔果.1991.「人口性比に関する研究：結婚スクイズと死別」『人口問題研究』47(1),pp.1-16.
- Mare, Robert D. 1991. "Five Decades of Assortative Mating." *American Sociological Review* 56:15-32.
- Mason,K.O., and A.-M. Jensen, (eds.).1995.*Gender and Family Change in Industrialized Countries*, Oxford: Clarendon Press.
- Oppenheimer, Valerie K. 1988. "A Theory of Marriage Timing." *American Journal of Sociology* 94:563-591.
- Oppenheimer,V.K., and V.Lew.1995. "American Marriage Formation in the 1980s: How Important was Women's Economic Independence?" in K.O.Mason and A.-M. Jensen (eds.),1995,*Gender and Family Change in Industrialized Countries*, Oxford: Clarendon Press.
- Qian, Zhenchao and Samuel Preston. 1993. "Changes in American Marriage: 1972-1987." *American Sociological Review* 58:482-495.
- Raymo, James M. 2000. "Spouse Selection and Marriage Timing in Japan." Unpublished dissertation, Department of Sociology, University of Michigan, Ann Arbor, MI.
- 志水 宏吉.1990.「学歴・結婚・階層再生産」菊池 城司編『教育と社会移動(現代日本の階層構造3)』東京大学出版会,pp.107-126.
- Shoen,Robert.1988. *Modeling Multigroup Populations*. New York: Plenum Press.
- 鈴木透.1991.「日本の通婚圏(2)社会的通婚圏」『人口問題研究』46(4),pp.14-31.
- 鈴木透.2002.「日本における結婚市場の分析」阿藤誠・早瀬保子編著『ジェンダーと人口問題』大明堂,pp.146-166.
- 高橋重郷・池ノ上正子.1994.「結婚の多相生命表：1975年，1980年，1985年および1990年」

『人口問題研究』50(2),pp.73-96.

渡辺秀樹・近藤博之.1990.「結婚と階層結合」岡本英雄・直井道子編『女性と社会階層(現代日本の階層構造4)』,東京大学出版会,pp.91-118.

山田昌弘.1996.『結婚の社会学：未婚化・晩婚化はつづくのか』,丸善.

安田三郎.1971.『社会移動の研究』,東京大学出版会.

3. 結婚・離婚・再婚の人口過程

別府 志海

1 はじめに

2001年の合計特殊出生率は1.33と、少子化が一段と進んでいる。人口動態統計によると婚外子の割合は2001年でも1.74%にすぎない。したがって結婚の動向を探ることは少子化の行方を占う上で非常に重要であると考えられる。少子化の人口学的要因は、晩婚化・未婚化による結婚の変化と、夫婦出生力の低下という2つの側面から議論されてきた。しかしながら、同じように近年増えている離婚を少子化要因として扱った研究は、これまでほとんど行われていない。本稿は、結婚・離婚・再婚の人口過程を分析することにより少子化現象の構造を明らかにすることを目的とする。

生命表分析は、その人口のもつ年齢構造の相違を除去できるだけでなく、平均寿命に代表される、ある状態における平均期待生存期間を算出できる点が特徴である。一般の生命表分析では減少要因のみを分析対象にできるが、多相生命表では減少要因に加え、増加要因も分析対象とすることができる。この多相生命表を結婚分析に利用したのが結婚の多相生命表である。

結婚の多相生命表とは、出生から死亡の間にある配偶関係間の状態間異動率および死亡率の相違を考慮し、それを一つの生命表上にまとめて示したものである。結婚の多相生命表からは従来の方法では分析が難しかった死別者や離別者、再婚者についての情報が得られる。このことは、結婚の多相生命表分析を行う一つの大きな利点である。

日本における結婚の多相生命表を作成するにあたって、データ利用にはいくつかの問題がある¹。その中でも結婚・離婚における届け出遅れをどのように補整するかという問題が非常に大きい。本研究では、1955-95年の多相生命表は人口動態統計の保管統計表に表章されている届け出遅れ数を用いて補整を行った。しかし2000年の多相生命表は現段階でデータが揃わないため、過去における年齢別配偶関係間異動率の傾向に関数を当てはめ、それを延長することによって届け出遅れ数を推計しており、1995年までのものと補整方法に若干の相違がある。

結婚の多相生命表を用いることにより、出生時の初婚・離死別・再婚の各確率や平均初婚年齢・平均離婚年齢などのほか、平均未婚期間・平均結婚期間・平均死別期間・平均離別期間を求めることができ、これらの指標から、近年言われている未婚化の進展や、離別・再婚の増加といったライフサイクルの変化などを分析結果として指摘できる。また、ある期間に起きた変化について、多相生命表を用いて要因分解を行うこともできる(高橋 1994)

¹紙幅の関係から結婚の多相生命表の詳しい計算方法やデータ使用上の注意点などについての記述は省略する。詳細は、Schoen (1988)、池ノ上・高橋 (1994)、石川 (1999)、別府 (2002)などを参照されたい。

だけでなく、これらの指標を年齢別に分析することが可能であり、異動率の変化がどの年齢で起こり、それが配偶関係別滞在期間にどう影響を与えたかも分析できる(別府 2002)。マクロデータを用いる場合、こうした指標や分析結果は、従来の生命表分析からでは得ることはむずかしい。結婚の多相生命表と同様の、豊富で詳細な分析結果を得ようとする、そのために独自の調査を行う必要があるだろう。

なお、本研究ではすべて期間のデータを用いて分析を行っており、コウホートの分析ではない点にご注意いただきたい。

2 結婚の多相生命表の分析

データに国勢調査結果を用いる関係から、結婚の多相生命表を 1955 年から 2000 年についての 5 年毎に作成し、そこから得られたライフサイクル変数を表 1 に示した。現在、未婚化現象や離別の増加などライフサイクルの変化が論じられているが、それが結婚持続期間やその他の配偶関係別滞在期間にどのように表れるか、またどのように変化してきているのかを分析することは、今後の結婚動向の行方を占う上で重要と考える。なお、1950 年は人口動態統計に配偶関係別死亡数の表章がないため、ここでは作成していない。

さて、1955 年と 2000 年を比べた場合、死亡率は大きく低下しているにも関わらず平均未婚期間以外の配偶関係別滞在期間はほとんど 1955 年の値と変化していない。一方、平均未婚期間は大きく伸長しており、特に 2000 年では男女とも平均未婚期間が平均結婚期間を上回っている。このことは、期間データでみた場合には未婚化が相当程度進んでいることを物語っている。以下、表 1 について配偶関係状態別に期間の増減をみる。

平均結婚期間の推移をみると、1955 年から 1975 年までは期間が長くなっていた。しかしながら 1975 年から 2000 年では死亡率が低下しているにもかかわらずむしろ短縮しており、2000 年の男子では 1955 年よりも短く、女子も 1955 年とほぼ同じ水準となっていた。これは 1975 年以降、特に若年齢で初婚・再婚の減少と離別の増加があったためである。出生時の結婚確率も、男女ともに 1970 年を頂点に低下しており、未婚化が進んでいることを示している。

結婚がどのようにして解消されるかをみると、男子の場合は自身の死亡が、女子の場合は死別が最も多く、1990 年までは 6 割を超えていた。しかし 1995 年以降ではこの割合が減少傾向にあり、代わって離別による婚姻解消割合が増えている。離別による婚姻解消割合は、男女とも 1955 年は 10% 程度であったが 2000 年は 25% を超えており、このことから結婚が多様化し離別が一般化してきていることが指摘できる。

一方平均未婚期間は、1955-1970 年はあまり伸びていないが、1975 年以降になって大きく伸長している。平均結婚期間が 1975 年以降になって低下しているのと対照的である。2000 年と 1955 年の平均未婚期間を比べると、2000 年は男女とも 1955 年より 12 年ほど長くなっている。

平均死別期間は、一般に死亡率の低下に伴い死別期間も伸長するといわれているが、実

際は表1に示したように、平均死別期間に大きな伸長はなく、特に女子では1980年にかけてむしろ短縮していた。この仕組みについては、次節でより詳細に分析を行う。

平均離別期間は1980年以降では伸長する傾向が見られるが、1955-75年の間は比較的安定していた。結婚が離別に終わる割合も1975年までは比較的低下水準にあることから、1980年以降に平均離別期間が伸長したのは死亡率や再婚率の低下とあわせ、離別率が上昇したことが理由にあげられる。

再婚については、年齢別配偶関係間異動率をみると、死別・離別ともに再婚率は男子の方が女子のよりも高いが、特に女子の死別再婚率は低い水準にある。また表には示していないが、年齢分布も男子の方が広いなど、男女差が大きい。

また男女とも再婚全体に占める死別再婚割合は非常に小さくなってきており、2000年では再婚のほとんどすべてが離別再婚となっている。男女別に、死別者・離別者の再婚する確率を求めると、女子は死別再婚確率・離別再婚確率とも低い。初婚確率は女子の方が高いことから、相対的に男子は再婚しやすく、女子は初婚しやすい社会的環境があるといえる。女子の再婚には社会経済的な要因が大きく働いていると推察される。

3 ライフサイクル変化の要因分解

ライフサイクルや結婚の多様化といったこと自体は従来もいわれているが、結婚の多相生命表を用いて要因分解を行うことで既存の調査を応用した定量的な分析が可能となり、結婚の多様化がいつから、どのようにして進んできたかを明瞭に分析・指摘できる。本研究では配偶状態間異動率と配偶関係別死亡率を用い、結婚の多相生命表上における配偶関係別人口の変化が異動率・死亡率のどちらの変化に起因しているかを、要因分解法を用いて分析した(表2、表3)。この二つの表をみると、1955-1975年の期間と1975-2000年の期間では異動率の効果と死亡率の効果が大きく異なっていることがわかる。以下で配偶関係別に分析する。

1955年から2000年にかけて大きく伸長した平均未婚期間は、1955-1975年の男子では死亡率の改善による効果と配偶関係間異動率変化の効果とともに伸長させたが、女子では配偶関係間異動率変化の効果はむしろ若干の短縮作用があった。男女別にみると、男子の配偶関係間異動率変化の効果はプラスだが女子のそれはマイナスであり、未婚化の開始の時期が男女で異なっていたことが指摘できる。この背景にはこの時期に団塊の世代が「結婚適齢期」になったことに伴い、男子の相対的結婚難が起こっていた可能性がある(Anzo 1985)。一方1975-2000年では男女とも、平均未婚期間伸長のほとんどが配偶関係間異動率変化の効果であった。この期間では男女とも配偶関係間異動率の変化により平均未婚期間が8-9年ほど伸長しており、未婚化が急激に進んだ様子を示している。

平均結婚期間は1955年と2000年を比較するとほとんど変化がない。しかし1955-1975年では伸長しており、1975-2000年になると逆に短縮していることがわかる。この変化を要因分解すると、死亡率改善の効果は1955-1975年、1975-2000年ともほぼ同

じ大ききだった一方で、配偶関係間異動率変化の効果は非常に異なっていた。1955-1975年の配偶関係間異動率変化の効果は若干の短縮効果にすぎなかった一方で、1975-2000年では死亡率改善の効果の2倍近い短縮効果を持ち、この結果、平均結婚期間が短縮したと分析された。この期間の配偶関係間異動率の変化とは、具体的にいえば初婚率や再婚率の低下および離別率の上昇である。また年齢別にみた場合、晩婚化により結婚のタイミングは遅れているが、一方で10歳代-20歳代前半では逆に早婚化の動きも存在する。

平均死別期間は他の配偶状態と異なり、1955-1975年では死亡率改善がむしろ平均死別期間を短縮させる効果を持っていた。これはこの期間の死亡率が特に若い年齢で低下したために、死亡率の低下が配偶者の死亡率=自身の死別率の低下となり、結婚持続期間を伸長させたため死別期間が短くなったと考えられる。この結果は従来いわれていた「平均余命の伸長に伴い死別期間も延びる」という説を肯定しないものである。ただし1975-2000年では若年齢の死亡率がほぼ下がりきり高年齢で死亡率が低下しているために、死亡率変化の影響が平均死別期間を伸長させる効果を示しており、この期間においては従来の説が肯定される。

平均離別期間は、1955-1975年の期間では配偶関係間異動率変化の効果がマイナスに作用し、この効果が死亡率改善の効果を上回った結果短縮していた。しかし1975-2000年になると配偶関係間異動率の効果がプラスに転じたため、平均離別期間は伸長した。平均離別期間の変化を男女別にみると、1955-1975年、1975-2000年のいずれも変化の幅は女子の方が大きい。特に1955-1975年の配偶関係間異動率変化の効果は男子の5倍ほどになっている。

4 結婚行動の変化と出生率

こうした結婚行動の変化を少子化と関連づけた場合、初婚率や離別率などの配偶関係間異動率の変化は合計特殊出生率にどのくらい影響を与えているだろうか。それを計算したものが表4である。ここでは2000年の有配偶出生率を一定とし、初婚率や離別率などの配偶関係間異動率が1980年および1990年と同じだったら得られたであろう2000年の合計特殊出生率を期待値として示している。その際、結婚のテンポ・タイミングが出生率分布に与える影響などは一切考慮されていないことには、十分に注意されたい。なお、いずれの年次も生命表上における死別数、死別再婚数ともに少ないことから、死別および死別再婚を個別に扱っていない。

この方法による分析の注意点として、2000年の年齢別有配偶出生率の分布に起因する問題がある。2000年の有配偶出生率は1980年や1990年と比べて10歳代-20歳代前半と30歳代において高いが、特に10歳代の有配偶出生率は非常に高くなっている。そこで10歳代の出生率変化が合計特殊出生率に与える影響を分析したところ、影響は全配偶関係間異動率を1990年のものに変化させた場合に最大になるが、変化させなかった場合の出生率と比べ0.006大きいだけであった。したがって、2000年の有配偶出生率が10歳代で非

常に高くなっていることが全体の分析を歪めている可能性は小さいと考えられる。

さて表4をみると、仮に1980年と同じ初婚パターンでかつ2000年の有配偶出生率であった場合、合計特殊出生率は1.9を超える水準に、1990年の初婚パターンでは1.6程度になっただろうと分析された。また(3)欄をみると、1980年の初婚率を用いた場合の出生率への影響は、1990年の初婚率を用いた場合の影響の2倍以上あった。年齢別にみると、(2)欄の出生率上昇は20歳代半ば以上で起こっている。特に25-29歳における出生率変動が全体に与えた影響は大きく、2000年の初婚率による出生率と比べて1980年の初婚率だった場合は、25-29歳の出生率が0.29高く、1990年の場合は0.13高かっただろうと分析された。この分析から、2000年の出生率低下はとりわけ20歳代後半における晩婚化・未婚化の進展に起因しているといえることができる。

表4によると、離別率の変化が出生率に与える影響は小さかったが、近年の離別率の増加と若年化を反映し、離別による影響は大きくなる傾向がある。また、1980年の離別率を用いた場合の出生率と1990年の離別率を用いた場合の出生率が近い値であることから、特に離別率の変化が出生率に影響を与えるようになったのは1990年以後であると考えられる。

再婚のみが変化した場合、死別率や離別率を固定したために出生率への影響が小さいが、それでも出生率の押し下げ効果があったことが示された。さらに離別率と再婚率の両方を同時に1980年および1990年のものに変化させた場合、実際に得られ得た出生率よりもそれぞれ0.09、0.07高かったであろうと分析された。出生率への影響はまだ小さいが、その影響自体は1990年以後急激に大きくなっており、今後、離別による出生率変動の影響がますます大きくなる可能性がある。したがって今後の出生率動向を考える際、離別がどのように推移していくかを分析することが重要になっている。

個別の配偶関係間異動率ではなく、すべての配偶関係間異動率が変化していた場合を分析したところ、配偶関係が1980年と同じだった場合、合計特殊出生率が2.07と人口の置き換え水準に非常に近い値になった。仮に出生率がこの水準であれば将来において人口は増減がほぼ拮抗し、また少なくとも少子化問題は存在しないことになる。

以上から、近年の合計特殊出生率低下は主に初婚率の低下によるものであるが、一方で離別率の影響は未だ小さいながら急激に大きくなっていることが明らかになった。

5 結論

以上のように結婚の多相生命表の分析から、1955-2000年における配偶関係別滞在期間の推移の方向は一様でなかったことがわかった。配偶関係別にみると、平均未婚期間は期間を通じて伸長したが、平均結婚期間は1975年から減少に転じていた。平均死別期間と平均離別期間は伸長の傾向が見られるものの変化の幅は小さかった。

分析対象期間を1975年で二つに分けて配偶関係別滞在期間の変化を配偶関係間異動率変化の効果と死亡率変化の効果の二つに要因分解した結果、1955-1975年では配偶関係

間異動率変化の効果に対して死亡率改善の効果による影響が相対的に大きく、この結果平均死別期間以外の配偶関係別滞在期間が伸長していた。しかし1975-2000年の期間になると配偶関係間異動率変化の効果は1955-1975年より遙かに大きくなり、死亡率変化の効果は相対的に小さくなった。1975-2000年では配偶関係間異動率変化の効果が、特に平均未婚期間と平均結婚期間に対して非常に大きく作用していた。平均結婚期間の短縮化は初婚率の低下だけでなく、離死別からの再婚率の低下と離別率の上昇によっても生じているが、特に若い年齢でこうした変化が大きいのは注目される。

これらの結果から、生涯未婚や離別・再婚の増加といったライフコースあるいは結婚の多様化は期間で分析した場合、1975年以降に起こった事象であり、かつその変化が急激に進んでいることが指摘できる。

こうした配偶関係の変化が出生率にどのように影響を与えたかを分析するため、配偶関係間異動率が合計特殊出生率に与えた影響を分析した。その結果、初婚率の変化による影響が飛び抜けて大きかったことがわかった。離別率変化の影響や死別・離別からの再婚率変化の影響も出生率を押し下げる効果を示したが、その効果は初婚率変化の影響に比べると非常に小さい。したがって結婚変動から少子化をみた場合、今日まで出生率を低下させた最大の要因は初婚率の低下であったといえる。

結婚行動の変化は年齢別にみると特に20歳代で大きいのが、この年齢層は出生への影響も大きい。また、今後の結婚動向は離別や再婚の状況が大きく変化する可能性が高い。将来の結婚動向と出生率変動との関係について、今後更なる研究が望まれる。

このモデルは結婚の変化と出生率を単純に結び付けて分析しており、分析の際の仮定が強いなど今後改良されるべき点も多い。しかしながら、こうした結婚行動の変化が出生力に大きな影響を与えるという分析自体が否定されるものではない。

少子化の行方を占う上で、今後は離別と出生力をめぐる研究も重要になると考えられる。

<参考文献>

- Anzo, Shinji. 1985. "Measurement of the Marriage Squeeze and its Application", 『人口学研究』 No.8, pp.1-10.
- Schoen, Robert. 1988. *Modeling Multigroup Populations*. New York: Plenum Press.
- 池ノ上正子・高橋重郷. 1994. 「結婚の多相生命表：1975年，1980年，1985年および1990年」『人口問題研究』第50巻第2号，73-96ページ.
- 石川 晃. 1999. 「配偶関係別生命表：1995年」『人口問題研究』第55巻第1号，35-60ページ.
- 高橋重郷. 1989a. 「死亡率の変化とそのライフサイクル変数への影響：結婚の多相生命表モデルによる分析」『人口問題研究』第45巻第1号，19-33ページ.
- . 1989b. 「結婚の多相生命表：1980年，1985年」『人口問題研究』第45巻第3号，41-55ページ.

- . 1994. 「死亡率と配偶関係：結婚の多相生命表分析」 小林和正・大淵寛（編）『生存と死亡の人口学』大明堂，120-141 ページ.
- 別府志海. 2002. 「多相生命表による結婚のライフサイクルの分析：1930, 1955, 1975, 1995 年」『人口学研究』第 30 号，23-40 ページ.

表1. 結婚の多相生命表から得られたライフサイクル変数の推移：1955-2000年

(男子)										
ライフサイクル変数	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
出生時の平均余命	63.98	65.69	68.14	69.57	71.45	72.33	73.76	74.76	75.30	76.02
生命表の平均寿命	63.60	65.32	67.74	69.31	71.73	73.35	74.78	75.92	76.38	77.72
出生時の結婚確率	0.87708	0.90344	0.93174	0.93204	0.89451	0.83971	0.81818	0.79877	0.78863	0.74543
出生時の離婚確率	0.09976	0.08319	0.08998	0.10490	0.11262	0.12491	0.14921	0.14985	0.18907	0.25723
出生時の死別確率	0.27935	0.29839	0.29031	0.28588	0.26887	0.23470	0.21806	0.20225	0.19313	0.16209
結婚が離別に終わる割合	0.10147	0.08395	0.08774	0.10153	0.11269	0.13260	0.16016	0.16408	0.20345	0.27488
結婚が死別に終わる割合	0.28415	0.30112	0.28305	0.27671	0.26903	0.24917	0.23404	0.22146	0.20781	0.17322
結婚が死亡に終わる割合	0.61437	0.61493	0.62921	0.62176	0.61828	0.61823	0.60580	0.61446	0.58874	0.55190
死別者の再婚確率	0.12200	0.09432	0.08573	0.07081	0.06119	0.03799	0.02950	0.02308	0.02336	0.02614
離別者の再婚確率	0.72125	0.71347	0.76692	0.77071	0.78507	0.74715	0.71756	0.73287	0.72029	0.72346
平均初婚年齢	27.27	27.43	27.26	27.09	27.63	28.48	28.68	29.09	29.31	29.73
(SMAM)	27.04	27.44	27.42	27.47	27.65	28.67	29.57	30.35	30.57	30.81
平均死別年齢	65.67	67.06	68.42	69.78	71.96	73.46	74.76	75.71	76.30	76.34
平均離別年齢	37.89	37.98	37.47	36.79	37.14	37.49	38.33	37.73	37.92	38.46
平均結婚期間	35.21	36.19	37.26	37.82	38.69	38.52	38.36	38.87	37.48	34.77
平均未婚期間	26.06	26.58	26.91	27.31	29.65	32.85	34.51	35.94	36.82	39.32
平均死別期間	9.31	8.74	8.38	8.56	8.83	9.08	9.42	9.51	9.48	10.28
平均離別期間	7.03	7.68	6.52	7.02	6.78	6.60	9.78	9.36	9.57	9.68
生涯の未婚期間割合	0.40740	0.40466	0.39490	0.39257	0.41493	0.45413	0.46781	0.48073	0.48902	0.51724
生涯の結婚期間割合	0.54100	0.54589	0.56078	0.56167	0.54117	0.50157	0.48455	0.47478	0.46262	0.42807
生涯の死別期間割合	0.04064	0.03972	0.03571	0.03518	0.03322	0.02945	0.02785	0.02573	0.02432	0.02192
生涯の離別期間割合	0.01097	0.00973	0.00861	0.01059	0.01068	0.01485	0.01979	0.01876	0.02404	0.03277

(女子)										
ライフサイクル変数	1955	1960	1965	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000
出生時の平均余命	67.53	70.47	73.37	75.16	77.18	78.84	80.55	81.75	82.40	83.53
生命表の平均寿命	67.75	70.19	72.92	74.66	76.89	78.76	80.48	81.90	82.85	84.60
出生時の結婚確率	0.85941	0.90602	0.93953	0.94348	0.92721	0.91498	0.90206	0.86936	0.84796	0.80308
出生時の離婚確率	0.08574	0.07674	0.08384	0.09713	0.11194	0.13417	0.15846	0.15400	0.18915	0.25231
出生時の死別確率	0.55189	0.58382	0.62482	0.62504	0.62111	0.61591	0.60363	0.59572	0.57252	0.51806
結婚が離別に終わる割合	0.09404	0.08107	0.08470	0.09710	0.11158	0.13440	0.15921	0.15969	0.19629	0.26578
結婚が死別に終わる割合	0.60534	0.61679	0.63126	0.62481	0.61907	0.61696	0.60651	0.61775	0.59412	0.54570
結婚が死亡に終わる割合	0.30061	0.30214	0.28405	0.27809	0.26936	0.24865	0.23428	0.22256	0.20961	0.18852
死別者の再婚確率	0.01207	0.00913	0.00854	0.00743	0.00766	0.00420	0.00322	0.00272	0.00279	0.00322
離別者の再婚確率	0.53216	0.45874	0.53607	0.53783	0.63721	0.60172	0.57582	0.60624	0.60313	0.57307
平均初婚年齢	24.71	24.57	24.47	24.44	24.83	25.50	25.99	26.75	27.27	27.69
(SMAM)	24.68	24.96	24.82	24.65	24.48	25.11	25.84	26.87	27.63	28.58
平均死別年齢	62.22	64.28	65.37	66.25	68.21	69.77	71.14	72.46	73.16	73.96
平均離別年齢	33.14	33.53	33.43	33.32	33.72	34.51	35.64	35.16	35.41	35.63
平均結婚期間	34.30	36.66	37.68	38.18	39.00	38.84	38.57	38.81	37.27	34.58
平均未婚期間	25.37	25.07	25.03	25.41	26.96	28.44	29.88	32.39	34.09	37.14
平均死別期間	16.93	15.37	15.06	15.29	14.98	14.85	15.18	15.18	15.35	15.84
平均離別期間	18.13	22.45	19.59	20.53	15.89	18.46	19.67	18.82	19.07	21.22
生涯の未婚期間割合	0.37564	0.35580	0.34112	0.33810	0.34937	0.36072	0.37090	0.39618	0.41373	0.44464
生涯の結婚期間割合	0.46302	0.49244	0.50826	0.50818	0.50699	0.49181	0.47661	0.45778	0.43589	0.39300
生涯の死別期間割合	0.13833	0.12732	0.12824	0.12720	0.12059	0.11605	0.11379	0.11059	0.10661	0.09827
生涯の離別期間割合	0.02302	0.02444	0.02238	0.02653	0.02305	0.03142	0.03869	0.03545	0.04377	0.06409

資料：筆者作成の「結婚の多相生命表」各年版。

：厚生労働省『人口動態統計』、総務省『国勢調査』。

注：本研究で用いたデータは、国立社会保障・人口問題研究所『将来推計人口結果のモニタリングと推計システムの評価・改善に関する調査研究（平成10～12年度）』の研究結果から得た。

表2. 多相生命表を用いたライフサイクル変数変化の要因分解：1955-1975年

ライフサイクル指標		対象期間			ライフサイクル変化の要因分解	
		1955	1975	差	死亡率	配偶関係間異動率
平均未婚期間	男	26.06	29.65	3.58	1.90	1.69
	女	25.37	26.96	1.60	2.02	-0.43
平均結婚期間	男	35.21	38.69	3.49	4.18	-0.69
	女	34.30	39.00	4.70	5.25	-0.55
平均死別期間	男	9.31	8.83	-0.48	-0.44	-0.04
	女	16.93	14.98	-1.94	-1.84	-0.10
平均離別期間	男	7.03	6.78	-0.26	0.70	-0.95
	女	18.13	15.89	-2.24	3.09	-5.34
未婚期間割合	男	0.40740	0.41493	0.00752	-2.16%	2.91%
	女	0.46302	0.34937	-0.11364	-6.33%	-5.03%
結婚期間割合	男	0.54100	0.54117	0.00018	2.66%	-2.64%
	女	0.46302	0.50699	0.04397	3.54%	0.85%
死別期間割合	男	0.04064	0.03322	-0.00741	-0.58%	-0.16%
	女	0.13833	0.12059	-0.01774	-1.91%	0.14%
離別期間割合	男	0.01097	0.01068	-0.00028	0.09%	-0.11%
	女	0.02302	0.02305	0.00003	0.33%	-0.33%
平均初婚年齢	男	27.27	27.63	0.35	0.12	0.23
	女	24.71	24.83	0.12	0.13	-0.02
平均死別年齢	男	65.67	71.96	6.29	6.20	0.09
	女	62.22	68.21	6.00	6.04	-0.04
平均離婚年齢	男	37.89	37.14	-0.74	0.55	-1.30
	女	33.14	33.72	0.58	0.56	0.02

資料および注：表1に同じ。

表3. 多相生命表を用いたライフサイクル変数変化の要因分解：1975-2000年

ライフサイクル指標		対象期間			ライフサイクル変化の要因分解	
		1975	2000	差	死亡率	配偶関係間異動率
平均未婚期間	男	29.65	39.32	9.67	1.69	7.98
	女	26.96	37.14	10.18	1.28	8.89
平均結婚期間	男	38.69	34.77	-3.92	4.56	-8.48
	女	39.00	34.58	-4.42	4.48	-8.90
平均死別期間	男	8.83	10.28	1.45	0.90	0.55
	女	14.98	15.84	0.86	0.93	-0.07
平均離別期間	男	6.78	9.68	2.91	0.51	2.39
	女	15.89	21.22	5.33	1.59	3.74
未婚期間割合	男	0.41493	0.51724	0.10232	-2.03%	12.27%
	女	0.34937	0.44464	0.09527	-2.24%	11.77%
結婚期間割合	男	0.54117	0.42807	-0.11310	2.61%	-13.92%
	女	0.50699	0.39300	-0.11399	1.75%	-13.15%
死別期間割合	男	0.03322	0.02192	-0.01130	-0.59%	-0.54%
	女	0.12059	0.09827	-0.02232	0.42%	-2.65%
離別期間割合	男	0.01068	0.03277	0.02209	0.02%	2.19%
	女	0.02305	0.06409	0.04104	0.07%	4.03%
平均初婚年齢	男	27.63	29.73	2.10	0.15	1.96
	女	24.83	27.69	2.86	0.05	2.80
平均死別年齢	男	71.96	76.34	4.38	4.26	0.13
	女	68.21	73.96	5.74	5.57	0.17
平均離婚年齢	男	37.14	38.46	1.32	0.45	0.87
	女	33.72	35.63	1.91	0.29	1.62

資料および注：表1に同じ。

表4. 2000年における年齢別有配偶出生率を一定とした際、配偶関係別異動率が1980年、1990年と等しかった場合に得られたであろう合計特殊出生率、およびそれが2000年の合計特殊出生率に与えた影響

変化させる異動率・年次	異動率が異なった場合における2000年の合計特殊出生率の期待値	異動率変化が2000年の合計特殊出生率に与える影響
(1)	(2)	(3)
初婚率のみが異なった場合		
1980	1.9352	0.5733
1990	1.6034	0.2416
2000	1.3619	-
離別率のみが異なった場合		
1980	1.4432	0.0814
1990	1.4223	0.0604
2000	1.3619	-
再婚率のみが異なった場合		
1980	1.3861	0.0243
1990	1.3774	0.0156
2000	1.3619	-
離別率および再婚率が異なった場合		
1980	1.4527	0.0909
1990	1.4315	0.0696
2000	1.3619	-
すべての異動率が異なった場合		
1980	2.0726	0.7107
1990	1.6857	0.3238
2000	1.3619	-

注：(2)欄は2000年の年齢別有配偶出生率が一定であると仮定したときに、異動率が異なっていたら得られたであろう2000年の合計特殊出生率(TFR)を表す。

：(3)欄は(2)欄から得られたTFRと2000年のTFRの差であり、異動率変化が2000年のTFRに与える影響を表す。

：再婚率は、死別再婚と離別再婚の両方を指す。

：本表における合計特殊出生率はいずれも女子の年央人口に対してのものである。

：(2)欄の出生率は、いずれも多相生命表を応用して算出した。

第二章 少子化過程の経済モデル

マクロ経済の動向と結婚・出生行動

加藤 久和

2001年の合計特殊出生率は戦後最低水準である1.33を記録するなど、依然として出生率低下の傾向に歯止めがかからない。出生率低下の直接的な要因として晩婚化の進展や未婚化の兆しが指摘されている。さらに一步踏み込むと、出生率低下や晩婚化の背景には経済社会のさまざまな要因が影響していると考えられる。もちろん複雑な人口学的変動を説明する少数の、かつ決定的な経済社会の要因を指摘することは困難であるが、しかしマクロ経済の変動も重要な要因であることは事実であろう。将来の所得不安や雇用環境の悪化が子どもに対する需要を低下させ、また女子労働市場の変化が結婚タイミングに影響を及ぼすなど、マクロ経済の変動は直接的・間接的に結婚や出生行動に影響を及ぼす。本稿の目的は、マクロ経済の代表的な指標である経済成長率や失業率を取り上げ、時系列分析の手法を適用して出生や結婚行動に及ぼす影響を分析することにある。

最初に、わが国の出生・結婚動向を示し、マクロ経済環境と出生・結婚との関係についていくつかの仮説を提示する。次に、年次データを利用して、分析の対象とする変数の時系列的性質を確認した後、人口変動とマクロ経済変数の関係をエラー修正メカニズムで表現する。出生や結婚といった事象は年次ベースで捉えられているが、しかし時系列分析の手法を適用するには年次データにおける小標本バイアスの問題が避けられない。そのため、一定の仮定の下で四半期データを作成し、同様な検証を行うこととする。以上の結果、失業率の上昇は結婚のタイミングを遅らせ、また経済成長率の上昇は出生行動に正のインパクトを及ぼす等の事実が確認された。

1. 出生・結婚の動向と分析モデル

1-1 出生率と初婚率の推移

出生に関する指標には様々なものがあるが、その代表的なものとして合計特殊出生率(TFR)がある。これは15～49歳までの女性を疑似コーホートとして作成したデータである。合計特殊出生率に加えて、若年層の出生行動を把握するため、20～34歳女子の年齢別出生率(BIR2034)及び25～34歳女子の年齢別出生率(BIR2534)をもうひとつの指標として利用する。これらは当該年齢層の女性1000人当たりの出生数を示すものである¹。また、結婚に関する指標としては出生率と同様に、年齢別にみた初婚率(20～34歳女子の年齢別初婚率(MARR2034)と25～34歳女子の年齢別初婚率(MARR2534)、いずれも当該年齢層の女性1000人当たりの初婚数)を用いる²。

¹ 以下、出生・結婚に関するデータの出所は厚生労働省「人口動態統計」各年版である。

² 届け出遅れの補正を行ったデータを使用した。

図1は戦後の出生率・初婚率の推移を示したものである。合計特殊出生率は1950年代中盤まで急速な低下を記録し、その後1970年代にかけていったん落ち着いたが、しかし1975年に2.0の水準を割り込むと再び低下し始め、2000年の水準は1.36となった。また、20～34歳出生率は、1960年では124.2‰の水準にあったが、これも次第に低下し、1980年は109.7‰、2000年では79.2‰であった。25～34歳出生率も同じような動きを示しており、1960年の133.2‰から1980年には122.6‰に低下し、2000年では96.6‰と推移している。いずれも、合計特殊出生率の動きとほぼ同様な軌跡を描いている。

初婚率の動きをみると、20～34歳初婚率は、1960年の59.3‰から1980年に47.7‰、1990年に49.1‰、2000年には49.4‰と、出生率ほど大きな変動はみられない。一方、25～34歳初婚率は1960年の23.23‰から1980年28.6‰、1990年に41.1‰、2000年には44.7‰とわずかであるが上昇傾向を持っているように見える。このように、20～34歳初婚率には大きな変動はなく、25～34歳初婚率がやや上昇していることは晩婚化の進行を示唆するものである。

1-2 出生と結婚行動の仮説と検証事例

わが国における近年の出生率低下の主たる要因は晩婚化であることが、いくつかの研究によって指摘されている³。しかし、経済社会の変動がその背景にあり、そのひとつの要因であるマクロ経済環境の変化が結婚や出生のタイミングに影響を及ぼしていると考えられることができる。

出生行動と経済学的要因との関連については、ベッカー(Becker(1960))らによる新古典派的アプローチが有名である。出生率に対するマクロ経済の影響に関しては様々な見方があるが、子どもを通常の財とみなした場合には、所得の上昇は子どもに対する需要を強めると考えられる。すなわち、正の所得効果を持つというものである⁴。

近年では失業率の上昇など、現在の経済環境の悪化が将来の期待所得を低下させ、そのことが出生力低下の一因であるとの議論もある。これはしばしばイースタリン仮説とよばれる⁵。一方、経済環境の好転は、有配偶就業女性に対する労働需要を高め、就業環境が十分に整備されていない現状では出産を先延ばしにするという見方もできる(加藤(2002))。いずれの効果が強いかについては論争的であり、本稿での分析からこれを確認することとしたい。

結婚のタイミングに関する経済学的基礎付けに関してもベッカー(Becker(1973))以来、多くの理論的分析がなされてきている。わが国における実証分析事例についても、ミクロ・データによる研究を中心に数多くの報告例がある。例えば、樋口・阿部(1999)では、失業率の上昇は、女性にとって結婚による労働市場からの退出を躊躇させるため、結婚を遅ら

³ 例えば国立社会保障・人口問題研究所(2002)などを参照されたい。

⁴ 価格効果としては子どもの機会費用をなどが考えられるが、そのための女子労働参加を考慮した出生率に関する時系列データを用いた実証分析等については加藤(2001)が詳しい。

⁵ Easterlin(1961)。わが国の実証分析例としては大淵(1982)などがある。

せることにつながり、初婚率にマイナスの効果を持つという分析結果を示した。一方、加藤(2002)は時系列データの分析から、失業率の上昇は女性の雇用機会を狭め、また既に就業している女性に対する退職圧力を強めるなどによって初婚率を高める効果を持つという見方をしている(加藤(2002))。いずれの効果が強いかを探ることも本稿の目的のひとつになる。さらに、結婚に対して所得が及ぼす効果についても考察する必要がある。晩婚化等の動きは生活水準の豊かさと結びついているのであれば、結婚に対する所得効果はマイナスであるとも考えることもできる。北村(2002)はマイクロ・データによる分析からこのことを実証的に示している。

以上の仮説から、マクロ経済環境を代表する変数として所得上昇率(実質国内総生産成長率)、失業率(年齢別)を用い、これらが出生率や初婚率にどのような影響を及ぼしているかについて実証的に検討する。

1-3 モデル

時系列データを用いる分析では、その変数の定常性(共分散定常)を確認する必要がある。定常でない変数としては、線形トレンドを伴うような変数の系列やランダム・ウォークなど単位根過程と称される系列がある。このような変数(データ)の生成過程に留意することが時系列分析では不可欠であり、もし非定常であるような変数によって回帰分析等を行うと、所謂見せかけの回帰の恐れが生じる⁶。以下では、定常な変数を $I(0)$ 変数、単位根過程にある変数を $I(1)$ 変数と書く。非定常な変数であっても、多くの場合、1階の階差を取ることで、定常な変数とすることができる。

時系列データによる分析では、分析の対象となる変数が定常であるかどうかを単位根検定等によって確認した後、定常な変数の組み合わせを用いてベクトル自己回帰モデル(VARモデル)などを構築し、外部から何らかのインパクトが生じた場合の反応を、インパルス応答関数などによって計測するという手順が取られる。しかし単位根検定などで非定常であると判断された場合には、上で述べたように1階の階差変数を用いてモデルを構築しなければならない⁷。その場合、水準変数が有する長期的な変数相互間の情報を失うことになり、得られる情報は短期的な変動に関するものに限られてしまう。

しかしながら、分析の対象とする変数が $I(1)$ 変数であっても、その $I(1)$ 変数どうしの線形結合が定常になるような場合、言い換えると共和分関係が存在する場合には、水準変数で VAR モデルを構築することによって、変数相互間の長期的な関係を推定することが可能となる。また、共和分関係が見いだせる変数の組み合わせでは、観察された実現値は、変数間の長期均衡状態とその一時的な乖離部分によって表すことができる。これをグラン

⁶ 後で示すように、20~34歳出生率は $I(1)$ 変数であるのに対し、20~34歳初婚率は $I(0)$ 変数であった。これから、両者の単純な OLS 回帰は見せかけの推定だえる疑いが強い。そのため、時系列ベースで出生と結婚の関係を直接計測することは難しい。

⁷ Sims(1980)等参照。

ジャーの表現定理という⁸。この共和分関係が示す長期的な均衡関係はベクトル・エラー修正モデル (VEC モデル) によって表現される⁹。この点を整理しておこう。

モデルを構成する変数 (本稿では出生率、初婚率、経済成長率、失業率である) を X とし、変数の数は p 個であるとする。その場合、(1)式のような p 次元の VAR モデルが考えられる。 X の添え字は時点を示し、(1)式では k だけのラグを取っている。

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_k X_{t-k} + \mu + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、 μ は定数項、 ε_t は独立なホワイト・ノイズ、 A_i は係数行列である。(1)式を構成する各変数の間に共和分関係が存在する場合、これを変形して整理すると、(2)式のような VEC モデルが得られる。但し、 Δ は 1 階の階差を取っていることを表す、

$$\Delta X_t = \Pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \mu' + \varepsilon_t \quad (2)$$

Johansen(1988)などから、(2)式の Π 行列のランク次数が共和分ベクトルの個数と等しいことが示されている。すなわち、共和分が存在しない場合には、 Π 行列のランク次数がゼロとなり、したがってその場合は 1 階の階差変数による VAR モデルと同じものとなる。 Π 行列のランク次数を $r (\neq 0)$ とすると、 $p \times r$ 行列である二つの行列 α と β を用いて、

$$\Pi = \alpha \beta' \quad (3)$$

と表すことができる。共和分関係が存在すれば、 βX_t は定常となり、これは変数間の長期均衡関係を表すものとなる。なお、 β は共和分ベクトルと呼ばれ、また α は変数が長期均衡関係から乖離した場合に、均衡へ回復する速度を示す調整ベクトルである¹⁰。

(1)式を構成する変数間に共和分が存在するかどうかについては、ADF 検定を利用する方法やヨハンセンの最尤推定法を利用した検定などがある。以下の実証分析では、ヨハンセンによる検定を用いて共和分の有無を判断し、共和分関係が存在する場合にはエラー修正メカニズムを推定することとする。

2. 年次データによる実証分析

2-1 単位根検定

年次データを用いて時系列分析の手法を適用するため、最初に各データの定常性に関する検定を行った。対象としたデータは、出生・結婚に関しては合計特殊出生率 (TFR)、年齢別出生率 (BIR2034、BIR2534)、年齢別初婚率 (MARR2034、MARR2534)、またマクロ経済変数に関しては、実質国内総生産成長率 (GDP 成長率、GDPRG)、20~34 歳の男女別失業率 (UR2034 (女子) と UR2034M (男子)) および 25~34 歳の男女別失業率

⁸ 定常な VAR モデルでは、VAR を構成する内生変数については、OLS を用いたグランジャー因果性検定で確認する手続きがなされる。しかし、非定常変数では OLS 回帰そのものが見せかけの回帰になるため、共和分の存在によって変数間に因果関係があるかを判定する必要がある。この点については例えば Mills(1998)が詳しい。

⁹ Engle and Granger(1987)、Hamilton(1992)等参照

¹⁰ 通常、共和分ベクトルは正規化されて示される。以下の分析では共和分関係式で示される左辺の変数を 1 に基準化して示す。

(UR2534 (女子) と UR2534M (男子)) である¹¹。年齢別出生率、年齢別初婚率についてはこれを対数に変換して用いている。なお、時系列分析ではできるだけ長期のデータを用いることが必要であるが、年次ベースのデータではその観察数が少ないとともに、構造変化による影響を無視することができない。とりわけ、わが国の場合は 1974 年に生じた第一次石油危機を境に経済構造が大きく変化しており、また出生率についても 1970 年代中盤以降一層の低下傾向にある。そのため、分析の対象とする期間を 1975～2000 年までとした。但し、表 1 では、1975 年以前を含めた長期系列を対象とした単位根検定の結果も掲載してある。

定常性の確認については、帰無仮説として対象となる系列が単位根過程にあるかどうかを検定する。帰無仮説が棄却できない場合、その系列は $I(1)$ であると判断する¹²。単位根検定の方法にはさまざまなものが提案されているが、ここでは次式で示される ADF 検定(t 値タイプの検定)を行った。具体的には y_t を分析対象とする変数の系列として(4)式を推定し、パラメータ γ が有意に 0 と異なるかどうかの帰無仮説 ((5)式) を検定する。帰無仮説が棄却できない場合には、その系列は $I(1)$ 変数である疑いを否定できないことになる。なお、ラグ次数 p については、Akaike 情報量基準及び Schwarz 情報量基準によって判定した¹³。

$$\Delta y_t = \mu + \gamma y_{t-1} + \delta_1 \Delta y_{t-1} + \dots + \delta_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$H_0 : \gamma = 0, H_1 : \gamma < 0 \quad (5)$$

表 1 は ADF 検定の結果である。検定式 A は(4)式による ADF 検定を行ったものであり、検定式 B は(4)式に線形のタイムトレンドを加えて検定を行ったもの、また検定式 C は(4)式から切片を除いて検定を行ったものである。対象とする系列のうち、単位根を有するという帰無仮説が 1% 有意水準で棄却されたのは、検定式 B を用いた合計特殊出生率 (TFR) と 20～34 歳初婚率 (lnMARR2034) であり、また他の初婚率に関する系列についても 5% 有意水準で帰無仮説が棄却されている。但し、TFR に関しては検定式 A では帰無仮説が棄却されなかった。また、失業率や GDP 成長率に関しても帰無仮説を有意に棄却することはできなかった。以上の点を踏まえて、初婚率に関する変数は $I(0)$ 変数であり、その他は $I(1)$ 変数であると判定した。

2-2 マクロ経済と結婚行動

単位根検定の結果、女子失業率と実質経済成長率については単位根を有するという帰無仮説が棄却できず、一方年齢別初婚率については帰無仮説が棄却され、定常である可能性

¹¹ GDP 成長率は内閣府「国民経済計算年報」、失業率は総務省「労働力調査」がその出所である。なお、GDP 成長率については、93SNA の基準では 1980 年以降しか入手できない。そのため、それ以前の GDP 成長率は 68SNA 基準のものを用いた。

¹² 実際にはその階差系列が定常であり、 $I(2)$ 変数でないことを確認している。

¹³ 両者の基準が異なる場合にはより短いラグ次数を選択した。