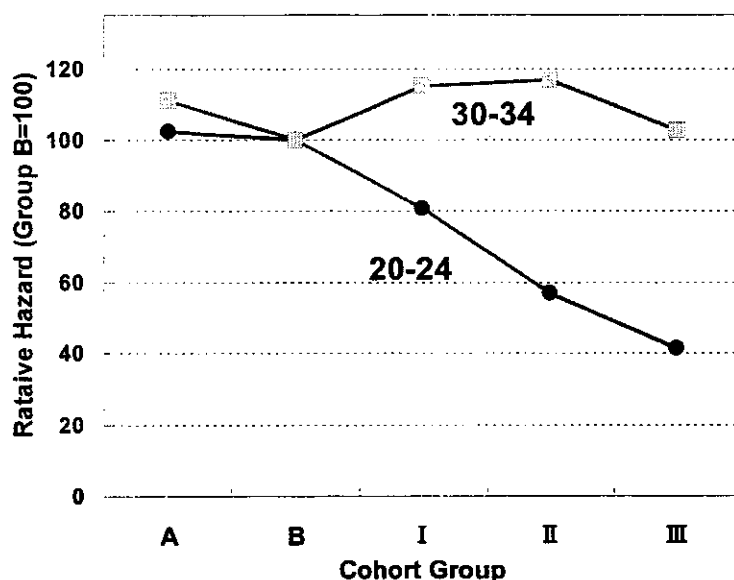


に非婚化は生じなかった。Ⅱ期(コホートグループⅡ)では、晩婚化がさらに進んだが、これと同時に非婚化、すなわち生涯未婚率の上昇が始まっている。どうしてこの世代から非婚化が始まったのであろうか。図5は、20歳代前半と30歳代前半の二つの年齢層について、初婚ハザードを測定し各グループの平均値を相対化して比較したものである。これによれば、グループBからグループⅠにかけては、若い層のハザードが低下し、高い年齢で上昇しており、若い頃の初婚の減少が後に取り戻されていることを示している。このためグループⅠでは、晩婚化のみが起これ最終的な未婚率(生涯未婚率)の上昇には至らなかったと見られる。これに対し、グループⅠからⅡにかけての変化では、若年層ではさらにハザードの低下が起きていたが、高い年齢層(30-34歳)ではほとんどハザードの上昇が起きておらず、若年層での初婚の減少が高い年齢層に至っても取り戻されていないことがわかる。このことがこの世代において非婚化(生涯未婚率上昇)の開始をもたらしたことになる<sup>3</sup>。いずれにせよ、この世代(グループⅡ)では、若い時期に先延ばしした結婚に遺失が生ずるようになり、非婚化を伴うようになったものと見られ、ここで生じた非婚化は、著しい晩婚化の結果、期せずして生じたものであったと言えそうである。

図5 コホートグループの初婚率相対ハザード



注：20歳代前半と30歳代前半の二つの年齢層について、初婚ハザードを測定し各グループの平均値を相対化して比較したもの(グループBを100とする)。コホートグループの区分(出生年)：(A)1933-44年、(B)1947-51年、(I)1952~58年、(II)1959~64年、(III)1965年~70年。

<sup>3</sup> なぜ30歳代において取り戻しが起こらなかったかについて、ここでの分析からその理由を特定することはできないが、高い年齢層においては初婚発生の可能性に一定の上限があるのではないかという仮説を考えることができる。

つぎにⅢ期の世代(コホートグループⅢ)であるが、初婚タイミング指標がいずれも上昇の勢いを失う一方で、生涯未婚率はむしろペースを上げて上昇を示している。すなわち、このグループに属す1965年以降生まれの世代では、タイミング変化としての晩婚化は徐々に終息を示し、代わりに非婚化が加速するものと見られる。このことを再び図5によってみると、コホートグループⅢでは、20歳代前半の初婚ハザードがグループⅡからさらに低下しており、さらに30歳代前半のハザードも低下を開始していることがわかる。これは、この世代では先延ばしによって初婚率の下がった若い年齢層だけではなく、純粋な「晩婚化」ならば本来上昇するべき高い年齢層でも初婚率が下がり始めていることを示している。すなわち、このフェーズの非婚化は、グループⅡのようなタイミング調節の結果としてのものではなく、それとは独立の本格的な結婚離れが始まったと見ることができる<sup>4</sup>。

ただし、Ⅲ期について注意しなくてはならないのは、そこに見られる初婚タイミング指標上昇の終息は、必ずしも社会現象としての「晩婚化」の終息ではないということである。すなわち、この世代でも20歳代前半において初婚率の低下は実績として進んでおり(たとえば図5)、この点でそれまでの世代の晩婚化の様相となんら変わりはなく、そこで遺失した初婚は先送りを意図されたものである可能性が高い。もしそうであれば、この世代でも行動としての「晩婚化」は進行していると言えるだろう。しかしながら、この世代が前の世代と異なるのは、後の年齢において「先送り」された結婚を十分に取り戻さないばかりか、むしろそれらの年齢においてすら初婚率を下げるため、タイミング指標が上昇しないという点である。したがって、ここでの初婚タイミング指標上昇の終焉はタイミングに関する行動変化というよりも、結婚の普遍性に関する行動の変化、すなわち本格的な非婚化の始まりを表していると見るべきである。

## 2. なぜ「結婚離れ」なのかー未婚者の意識調査からー

ここでは前節で見たわが国の女性の結婚行動変化の背景について、未婚者の結婚に対する意識に関する全国調査の結果に基づいて考察してみたい<sup>5</sup>。若者の結婚離れについては、広範に渡る要因が関係しているが、ここではその整理のため、図式を取り入れて説明して行こう(図6)。

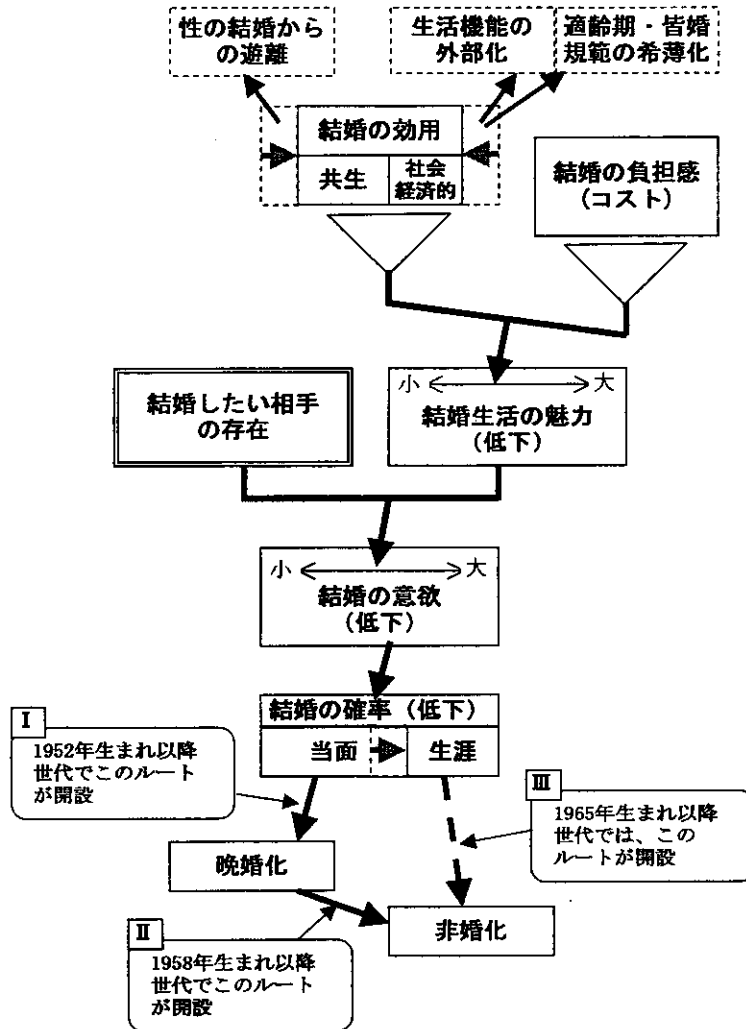
図6は、若者の結婚に対する意識の変化が結婚離れを導く一つのメカニズムを示している。結婚には、(結婚する相手に関わらず)独身時代とは異なる結婚生活が始まるという面と、特定の相手と共に生きるという2つの面があり、そのおのおのへの欲求が結婚の意欲を決めている。図ではちょうど中程にある「結婚生活の魅力」と「結婚したい相手の存在」の部分がこれに当たる。そして結婚生活の魅力の方は、その上に描かれた「結婚の効

<sup>4</sup> 若年層における初婚ハザード低下は、前のグループから連続して生じていることもあり、当事者たちの意識の上では引き続き「先延ばし」である可能性が高い。

<sup>5</sup> 「出生動向基本調査ー独身者調査」(国立社会保障・人口問題研究所実施)、第9回(1987年実施)、10回(1992年)、11回(1997年)調査。

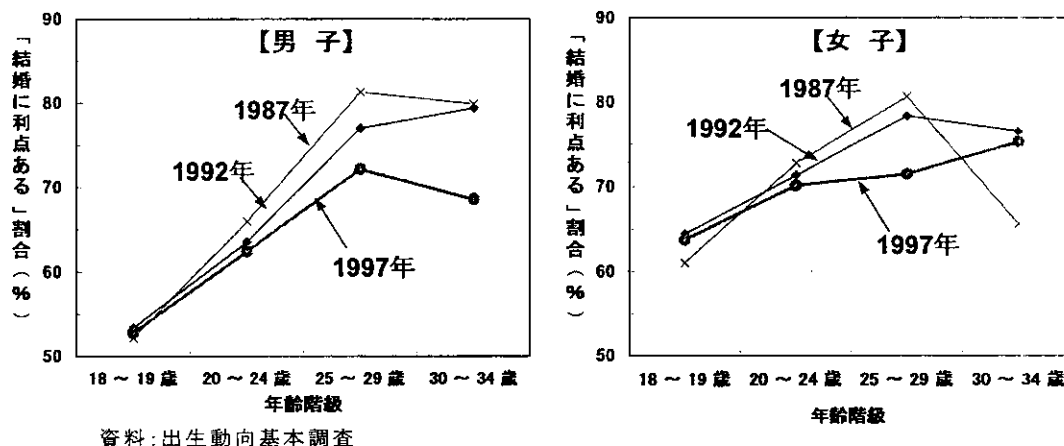
用」と「結婚の負担感(コスト)」との大小関係によって決まる。

図6 結婚変容の図式



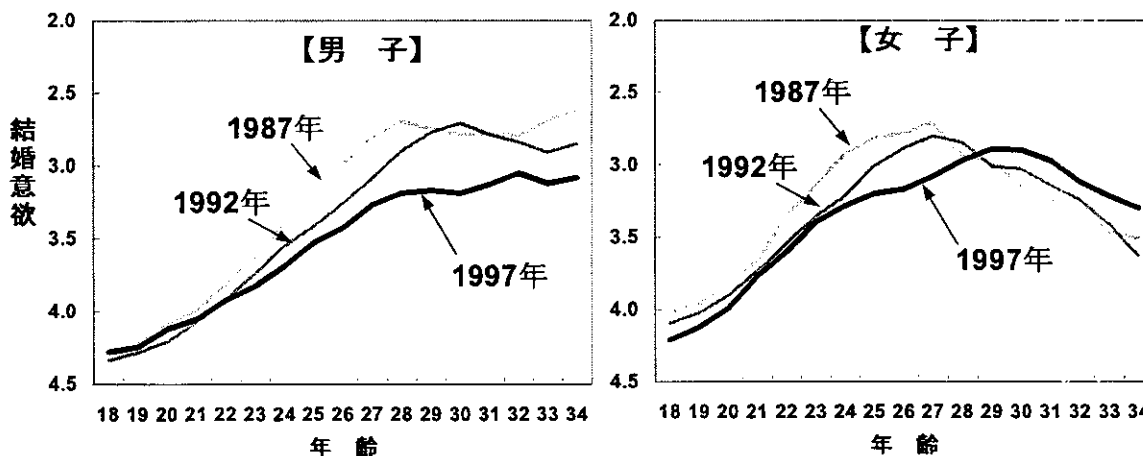
「結婚の効用」について調べた結果を図7に示した。これは各年齢の未婚男女に自分にとって結婚することは利点があるかどうかを訪ねた結果で、男女とも20歳代の間は年齢とともに利点を感じる割合が増え、その後頭打ちになるパターンを示す。3時点のグラフを比較すると、男女とも20歳代後半で最近ほど結婚の効用が低下している。逆に「結婚の負担感」をみるために、独身でいることには結婚したら失われるような「利点がある」と回答した割合をみると、同期間一貫して9割(90%→89%→89%)と安定して非常に高い値を示している。つまり未婚者たちにとって結婚の効用と結婚コストの力関係は、図式(図6)に示したように、効用の減少によってコストの比重が増していることになる。

図7 未婚者にとっての結婚の効用の低下



結婚の効用のうち失われているものは何か。調査によれば彼女らが結婚に求めているのは、かつてのような「経済的に余裕がもてる」(11%—1997年18-34歳未婚女子—以下同様)とか、「周囲と対等になれる」(7%)、「親や周囲の期待に応えられる」(14%)というような実利的、対外的なものから、「愛情を感じている人と暮らし」(24%)、「自分の子供や家庭」を持つ(35%)ことによって、「精神的な安らぎの場が得られる」(35%)という内的、個人的なものへと比重が移ってきており、先の2分法でいえば結婚生活より結婚相手の重要性が断然高まっているといえる。すなわち、図式6の最上部左に示されたとおり、結婚の実利的な生活機能が外部化され、また適齢期や必ず結婚すべきとの規範が薄らいだ結果、結婚生活の効用はすっかり軽いものになった。一方、結婚すれば「行動や生き方が自由」(70%)や、現在の親しい「友人などとの広い人間関係が保ちやすい」(32%)などのお気に入りの現状を捨てなければならないという負担感が相対的に強まっていることになる。

図8 未婚者の結婚意欲の変化



注：ここで「結婚意欲」(縦軸)は、結婚からの意識距離(金子 2000)を上下逆転させて示した。結婚からの意識距離とは、結婚意思の段階を得点化してグループ別に平均したものを。グラフは平滑化のため当該年齢を中心とした前後3歳の意識距離の移動平均を描いたもの。ただし、各回調査18歳、および第9回調査34歳では当該年齢を2倍の加重とした隣接年齢値との加重平均を、第10回、11回調査34歳は33~35歳の平均を用いている。

得るものより失うものの方が大きくなれば、結婚の魅力は薄れ、意欲が低下するのは当然であろう。図8には、調査から得られた未婚者の結婚に対する意識を得点化して、結婚意欲を測るために開発された指標を示した(金子 2000)。

男女とも横軸の年齢が進むに従って意欲が高まっていき、ある年齢からは頭打ちになるようすがわかるだろう。図では3時点に測定されたグラフを比較していて、最近になるほどはっきりと結婚意欲が低下しているのがわかる。また、女子では年次ごとにグラフが高年齢側に移動していて、意欲も晩婚化していることがわかる。そして、図7と見比べると、結婚の利点の減少が結婚意欲の低下とよく合致していることがわかる。さらにこの意欲の低下は、人口統計上の結婚確率の低下とリンクしていることが確認されている(金子 2000)。つまり、結婚の効用の低下が、意欲低下を招き、それがそのまま結婚率の低下に反映された形である(図6も参照)。

この意欲の低下には2つの様相があって、一つは当面の結婚に対する意欲の低下であり、もう一つは生涯にわたる結婚への意欲の低下である。図6最下部を見てほしい。前節で紹介した世代ごとの結婚行動変化の中で、I期、およびII期世代は若い時期の当面の意欲低下だけが生じたが、II期ではそれが意図せざる結婚の遺失を招いた。しかし、III期世代すなわち現在38歳より若い世代では、おそらく生涯の結婚に対する意欲の低下という新しいルートが開通している可能性が高い。それは、具体的な意識としては「いずれ結婚するつもり」の者の減少(90%→89%)というよりも、むしろ「理想的な相手が見つかるまでは結婚しなくてもかまない」(49%→43%)という意識の高まりとして生じているものと見られる。現在、結婚の意識と行動に生じている転換は、現在の若者たちから後の日本人のライフコースを一変させる方向性を示しており、見逃すべきではない。

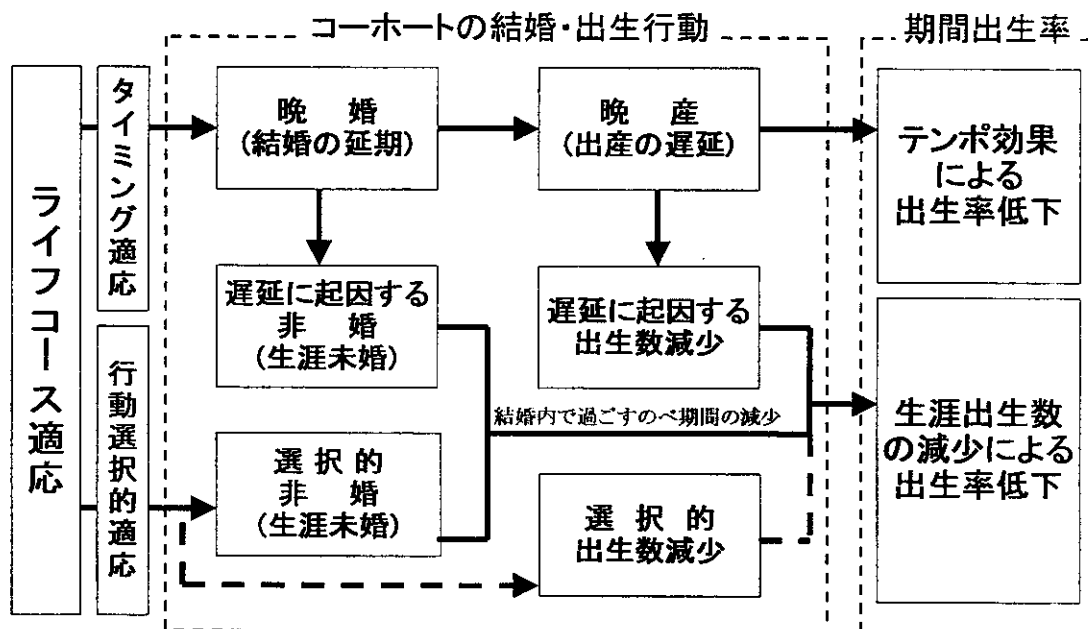
### 3. おわりに—晩婚・非婚の期間出生率との関係

以上、わが国における女子コーホートの初婚に関するライフコース指標の観察によって少子化進行過程における行動変容を特定し、さらに実地調査の結果によりそうした結婚行動変化の背景を見てきた。こうした結婚行動変化が、わが国少子化を主導してきたと見られる。ここで見た結婚行動変化は、少子化過程の年次的出生率低下とどのように関わっているであろうか。期間出生力との関係を図9に示した。

少子化過程の結婚、出生行動の変化は、経済社会状況に変化に対応する人々の適応の結果と見ることができるだろう。この適応の仕方には二つのタイプが存在する。第一にそのようなライフコース事象をいつ行うか(タイミング)の適応であり、第二に生涯の間にその行為を行うのか否かの行動選択的適応である。近年の結婚の状況についていうなら、前者は結婚の遅延に相当し、後者は非婚の選択に相当する。結婚のタイミング適応は、出生のタイミングに直接結びついているから、その延期は出生の遅延を導き、テンポ効果

と呼ばれる人口学的メカニズムによって期間出生率を一時的に引き下げる効果を持つ<sup>6</sup>。コーホートグループⅠに属する世代が主に出生を担っていた 1980 年代後半までの出生率低下は、ほとんどがこの効果によるものと見られる。しかしながら、結婚のタイミング適応は、結婚、出産のタイミングのみに影響するのではない。今回の分析結果によれば、それは第一に本来の意図とは異なる「非婚」をも導いていると見られる(グループⅡ-1959 年以降生まれ女子コーホート)。そして第二に、出生タイミングを遅延させることによって、高い年齢における出生にも遺失をもたらす。それらはそれぞれ生涯未婚の増加と、結婚内出生数の減少によって、当該世代の生涯の出生数を減らすから、一時的な期間出生率の低下に止まらず、恒久的な出生率低下をもたらすことになる。すなわち、タイミング適応には、期間出生率を一時的に下げる効果と、恒久的に下げる効果を合わせ持ち、この両方が生じたと見られるコーホートグループⅡが出生の主役となっていた 1990 年代の出生率低下にはこの両方の効果が含まれているものと考えられる。

図9 結婚行動の変化と期間出生率低下との関係



一方、結婚について行動選択的適応、すなわち非婚の選択は生涯未婚率を上昇させるのであるから、婚外子の大幅な増加を考えなければ、やはり当該世代の生涯の子ども数を減少させることとなり、恒久的な出生低下を引き起こすことはいままでもない。グループⅢ(1965 年以降生まれ)が出生を担う 2000 年以降、そして今後の出生率低下は、タイミ

<sup>6</sup> 脚注 1 も参照のこと。

ング効果が緩むことによる反騰効果によって緩和されることが考えられるが、しかしながら、その本質は自動的に回復する余地のない恒久的な変化であることを理解しておく必要があるだろう<sup>7</sup>。

## 参考文献

- Coale, A.J. and D. R. McNeil, 1972, "The Distribution by Age of the Frequency of First Marriage in Female Cohort," *Journal of American Statistical Association*, Vol. 67: 743-749.
- Kaneko, R., 2002, "Elaboration of the Coale-McNeil Nuptiality Model as The Generalized Log Gamma Distribution: New Identity and Empirical Enhancement," working paper, National Institute of Population and Social Security Research.
- Kaneko, R., 2002, "Elaboration of the Coale-McNeil Nuptiality Model as The Generalized Log Gamma Distribution: New Identity and Empirical Enhancement," working paper, National Institute of Population and Social Security Research.
- Kohler, H.-P., F. C. Billari, and J. A. Ortega, 2002, "The Emergence of Lowest-Low Fertility in Europe during the 1990's," *Population and Development Review*, Vol. 28, No. 4, pp. 641-680.
- Liang, Z., 2000, *The Coale-McNeil model. Theory, generalisation and application*. Amsterdam, The Netherlands: Thela Thesis.
- Ryder, N. B., 1964, "The Process of Demographic Translation." *Demography*, Vol. 1, No. 1, pp. 74-82.
- van Imhoff, E., 2001, "On the Impossibility of Inferring Cohort Fertility Measures from Period Fertility Measures," *Demographic Research*, Vol. 5, No. 2, pp. 23-64.
- 金子隆一、1991、「初婚過程の人口学的分析」『人口問題研究』第47巻第3号(通巻200号)、pp. 3-27.
- 金子隆一、1993、「年齢別出生率の将来推計システム」『人口問題研究』第49巻第1号(通巻206号)、pp. 17-38.
- 金子隆一、2000、「第1章 結婚意欲に基づく初婚モデル開発-1. 結婚意欲の測定、および初婚ハザードの推定-」『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』厚生科学研究政策科学推進研究事業平成11年度報告書。
- 国立社会保障・人口問題研究所編、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)日本人の結婚と出産』、厚生統計協会。
- 国立社会保障・人口問題研究所編、1999、『第11回出生動向基本調査(結婚と出産に関する全国調査)独身青年層の結婚観と子ども観』、厚生統計協会。
- 小島宏、阿藤誠、伊藤達也、池ノ上正子、1985、「コール=マックニールの結婚モデルについて」『人口問題研究』国立社会保障・人口問題研究所、175号、pp. 36-47.

<sup>7</sup> 図9には、出生行動に対する行動選択的適応の期間出生率への影響の経路を破線によって示した。出生行動変化は本稿のテーマ外であるが、1990年代における夫婦出生力の低下や理想とする子ども数の低下(国立社会保障・人口問題研究所編、1998)が観測されており、期間出生率へのこの経路が開示されている可能性がある。ただし、この夫婦出生力低下が、出生過程途上におけるペースダウンなのか、完結出生子ども数の大幅な減少につながるのかの判断は現状では難しい。

高橋真一、1978、「結婚モデルスケジュールの日本への適用について一年齢別・結婚持続期間別有配偶女子特殊出生率をもとめるー」『国民経済雑誌』第136巻第6号、pp. 80-95.



付表1 パラメータ推定値およびライフコース指標

a 自由推定

Cohort (Birth Year)	Estimated Parameter Values				Measures of Schedule				
	$\lambda$	$u$ (mode)	$b$	$C$	$\gamma$ (%)	mean	SD	median1	median2
1933	-0.848	22.78	3.46	0.958	4.6	24.38	4.21	23.83	24.00
1934	-0.832	22.89	3.31	0.952	5.1	24.39	4.04	23.87	24.07
1935	-0.835	22.93	3.16	0.955	4.7	24.37	3.90	23.87	24.04
1936	-0.838	22.92	3.04	0.948	5.3	24.33	3.80	23.83	24.03
1937	-0.839	22.90	2.95	0.960	4.1	24.26	3.71	23.78	23.92
1938	-0.843	22.89	2.88	0.956	4.4	24.24	3.65	23.76	23.91
1939	-0.855	22.91	2.84	0.958	4.2	24.27	3.61	23.78	23.92
1940	-0.863	22.90	2.80	0.947	5.3	24.25	3.59	23.76	23.94
1941	-0.859	22.90	2.80	0.960	4.0	24.24	3.58	23.75	23.89
1942	-0.843	22.95	2.81	0.959	4.1	24.27	3.57	23.79	23.93
1943	-0.831	23.00	2.80	0.971	2.9	24.29	3.54	23.83	23.92
1944	-0.835	22.99	2.78	0.946	5.4	24.28	3.52	23.82	24.00
1945	-0.854	23.00	2.77	0.930	7.0	24.32	3.54	23.84	24.08
1946	-0.888	23.03	2.76	0.977	2.3	24.41	3.56	23.90	23.98
1947	-0.911	23.01	2.74	0.942	5.8	24.42	3.57	23.90	24.10
1948	-0.945	22.99	2.72	0.945	5.5	24.45	3.59	23.90	24.08
1949	-0.982	22.96	2.70	0.938	6.2	24.49	3.63	23.90	24.11
1950	-1.006	22.93	2.73	0.940	6.0	24.51	3.69	23.90	24.10
1951	-1.012	22.93	2.77	0.938	6.2	24.55	3.76	23.92	24.14
1952	-0.984	23.01	2.88	0.937	6.3	24.63	3.85	24.01	24.24
1953	-0.949	23.14	2.98	0.940	6.1	24.74	3.90	24.15	24.37
1954	-0.923	23.32	3.05	0.950	5.1	24.89	3.92	24.32	24.51
1955	-0.915	23.48	3.08	0.936	6.5	25.05	3.94	24.48	24.73
1956	-0.927	23.60	3.09	0.940	6.1	25.20	3.96	24.62	24.85
1957	-0.956	23.70	3.10	0.943	5.8	25.36	4.02	24.75	24.97
1958	-0.987	23.75	3.14	0.943	5.9	25.49	4.10	24.84	25.07
1959	-1.015	23.78	3.20	0.926	7.5	25.61	4.21	24.93	25.23
1960	-1.024	23.86	3.31	0.924	7.8	25.77	4.34	25.06	25.39

b  $\lambda$  1961年以降固定推定

Cohort (Birth Year)	Estimated Parameter Values				Indices of Schedule				
	$\lambda$	$u$ (mode)	$b$	$C$	$\gamma$ (%)	mean	s.d.	median1	median2
1961	-1.024	23.98	3.44	0.925	7.8	25.95	4.46	25.23	25.56
1962	-1.024	24.10	3.57	0.924	7.9	26.13	4.57	25.40	25.75
1963	-1.024	24.25	3.70	0.915	8.9	26.33	4.64	25.59	26.00
1964	-1.024	24.40	3.79	0.912	9.2	26.52	4.62	25.77	26.21
1965	-1.024	24.51	3.84	0.894	11.1	26.65	4.58	25.90	26.44
1966	-1.024	24.61	3.85	0.907	9.8	26.75	4.53	26.00	26.47
1967	-1.024	24.66	3.84	0.874	13.1	26.80	4.50	26.05	26.71
1968	-1.024	24.69	3.87	0.877	12.8	26.83	4.50	26.09	26.73
1969	-1.024	24.71	3.92	0.858	14.8	26.88	4.52	26.13	26.91
1970	-1.024	24.74	3.97	0.840	16.6	26.92	4.54	26.17	27.08

c  $\lambda$  1969年以降固定推定

Cohort (Birth Year)	Estimated Parameter Values				Indices of Schedule				
	$\lambda$	$u$ (mode)	$b$	$C$	$\gamma$ (%)	mean	s.d.	median1	median2
1961	-1.021	23.98	3.44	0.925	7.8	25.95	4.46	25.23	25.56
1962	-1.013	24.12	3.58	0.924	8.0	26.12	4.57	25.40	25.75
1963	-0.985	24.30	3.70	0.913	9.2	26.28	4.64	25.59	26.01
1964	-0.941	24.50	3.78	0.906	9.9	26.40	4.62	25.76	26.22
1965	-0.897	24.64	3.82	0.882	12.2	26.45	4.58	25.86	26.46
1966	-0.875	24.75	3.82	0.890	11.4	26.50	4.53	25.94	26.49
1967	-0.874	24.80	3.79	0.855	14.9	26.53	4.50	25.98	26.72
1968	-0.868	24.82	3.80	0.854	15.0	26.54	4.50	25.99	26.74
1969	-0.868	24.83	3.83	0.832	17.2	26.56	4.52	26.01	26.90
1970	-0.868	24.83	3.85	0.810	19.4	26.57	4.54	26.02	27.07

## 2. 日本の未婚化：結婚市場構造と結婚性向の変化の役割

ジェームズ・レイモ

岩澤 美帆

### 1. はじめに

初婚率の低下、すなわち未婚化は、20世紀後半におけるほとんどの先進諸国で経験された現象である。またこのような地域では、同時に、女性の社会的地位をめぐる状況が大きく変化した。女性の社会経済的地位の（男性に対する相対的）上昇は、結婚行動を変化させる重要な要件と認識され、社会科学においては、そのメカニズムをめぐり、さまざまな理論や仮説が提示されてきた。ここでは特に、以下の二つの古典的仮説に着目したい。

まず、女性が経済的に自立するほど結婚から得られる利得が少なくなるという経済理論に基づき (Becker 1991)、女性の社会経済的地位の上昇が結婚への希求を押し下げ、晩婚化・非婚化を引き起こすという仮説（結婚利得減少仮説）。そしてもう一つは、女性の上方婚志向（男性の下方婚志向）が変わらない場合、女性の社会経済的地位の上昇により、もともと非対称であった男女の社会経済的属性構造（結婚市場構造）がより対称的な構造に変化すると、地位の高い女性と低い男性にとって、望ましい相手が得られにくくなるという仮説（ミスマッチ仮説）である。

前者は結婚の「望ましき desirability」という側面、後者は「できやすさ feasibility」という側面に焦点をあてているといえるが、当然のことながら結婚行動の変化には両方の側面が絡んでおり、それぞれの役割の相対的な重要性が解釈できることが望ましい。とりわけ後者については日本において実証的に検証されたものはほとんどない。そこで、本研究では、社会経済的属性を示す重要な変数の一つである学歴に着目し、ある年齢、学歴の女性（男性）が、ある年齢、学歴の男性（女性）と結婚する確率は、そのような結婚に対する選好の強さ（結婚牽引力 force of attraction、結婚性向 marriage propensity）とそのような配偶者の得られやすさ（潜在配偶性比 availability ratio）に規定されるという分析枠組みに基づき、未婚化が進んだこの数十年において、それぞれの変化が学歴別の未婚化とどのように関わっているのかを明らかにする。具体的には、Schoenの調和平均モデル (Schoen 1988) を応用した Qian and Preston(1993)の年齢・学歴別初婚率モデルを用いて、1970年代以降の初婚率低下に対するそれぞれの寄与を定量的に明らかにすることを試みる。

結婚市場構造と結婚性向に着目した本研究は、ジェンダーと結婚行動の関連についての議論と関わってくる。というのも、結婚市場構造とは、男女の社会経済的地位の格差という社会におけるジェンダー対称性の問題にほかならず、また結婚性向は、配偶者選択基準におけるジェンダー対称性の問題と絡んでくるからである。したがって、分析結果はその地域が置かれているジェンダー・システムの有り様と結婚行動の関連を記述していることにもなるからである。すでに多くの研究によって、女性の社会経済的地位の上昇と結婚行

動との関係を解釈する上で、ジェンダーという視点が不可欠であることが指摘されているが、ジェンダー非対称性が相対的に強いといわれている日本について、こうした分析をおこなうことは、結婚行動におけるジェンダー・コンテクストの重要性を再評価する上でも重要な意味を持つ。

## 2. 背景と問題設定

1960年代から優勢となった、家族形成を合理的行動から説明しようとする試みは、晩婚化・非婚化研究においても大きなインパクトを与えた。その代表的な業績であるベッカー(Becker,1981)の理論では、男性と女性の労働力の経済的分離は、安定した世帯形成のインセンティブを提供するとされる(比較優位の利益)。よって、女性の役割が男性に近づくほど、このインセンティブは弱くなり、社会経済的地位が相対的に高い女性ほど結婚しないとの予測が示された。その後、晩婚化、非婚化、同棲の増加といった結婚行動における急激な変化を理解する試みにおいて、社会学者や人口学者は、この数十年間にわたる男女の社会経済的地位の急激な縮小が、配偶者選択行動にどのように関わってきたかを記述し理解することを追及してきた。しかし結果は、必ずしも仮説通りではなかった。アメリカでは女性の経済的地位(学歴や職業)の高さは、結婚市場においてますます魅力的になっていたのである(Cancian and Sweeney 2000; Mare 1991; Oppenheimer 1988; Qian and Preston 1993; Sweeney 2002)。

このように結婚利得減少仮説がアメリカにおいてあてはまらなかった理由については、配偶者選択基準の実質的变化、すなわち結婚が評価される軸自体のシフトによってしばしば説明される。たとえば女性にとって経済的サポートとしての結婚の価値は急速に弱まったとしても、コンパニオンシップの資源としての価値が重視される可能性は大いにあり、女性の経済的自立は、結婚における満足の資源として、性別分業ではなく、性的満足や感情的コンパニオンシップの質、夫婦の合計所得などを強調するようになるかもしれない(Mason and Jensen 1995)。実証研究の結果(Oppenheimer and Lew,1995)は、アメリカではすでにこのような評価軸シフトが起きているという可能性を示唆するとされる。このように配偶者選択の基準自体が、従来のようなジェンダー非対称的なものから、より対称的な形に変化してきているので、アメリカにおいては男女属性の格差縮小は婚姻率にそれほど負の影響を与えてこなかったと考えられている(e.g., Mare 1991; Qian and Preston 1993)。

アメリカにおけるこのような配偶者選択基準の収斂は他の社会にどれだけ一般化できるのであろうか。この問いは諸外国における急激な家族形成の変化を理解する上で重要なだけでなく、女性の経済的地位、ジェンダー・コンテクスト、結婚タイミングの相互関係を理解する上でも重要な理論的含意を有している。近年の研究では、女性の社会経済的地位と結婚のリスクの関係は、ジェンダー対称的な社会(スウェーデンやアメリカ)では正あるいは無関連、しかし非対称的な特徴が強い社会(イタリアや日本)では、負の関係があることが示されている。そして、経済的に自立した女性のほうが結婚から得られる利得が

少ないという仮説 (Becker 1991) は、家庭におけるジェンダー非対称な分業が女性の仕事と家庭の両立を困難にしている場合にのみあてはまると説明される(e.g., Blossfeld 1995, Ono 2001, Raymo 2003, Tsuya and Mason 1995)。

確かにこのような結論は直感的には妥当で刺激的ではあるが、基になっている研究は女性の経済的地位と結婚の望ましさととの関係にのみ焦点をあてており、結婚の市場構造変化および結婚の成立のしやすさにおける変化にはほとんど関心をはらっていない。確かに、経済的機会の増大は、性別分業的な社会における女性にとって、結婚の魅力を減じるかもしれない。しかしこのように結論づける前に、可能性のある他のシナリオを十分に検証する必要がある。とくに、経済的地位の高い女性の婚姻率の低下は、配偶者選定過程における困難さの増大による(Oppenheimer 1988)という可能性を問うことは重要である。この問題を扱っているのが、結婚市場の構造的変化に着目したミスマッチ仮説ということになる。

さてここで、ミスマッチ仮説のベースとなっている配偶者選択パターンについて、簡単に触れておこう。配偶者選択のパターンは、家族構造(Becker 1981; Hout 1982)や社会階層(Blau and Duncan 1967; Hout 1982; Ultee and Luijkx 1990; Smits, Ultee, and Lammers 1998)との関わり、そしてより広く社会の変化の投影として(Kalmijn 1991b; Schoen and Wooldredge 1989)、長く社会科学者の衆目を集めてきた。男女の社会的属性(教育や職業など)の組み合わせとして結婚類型を見た場合、同じ社会的属性の男女が結婚する同類婚が多い傾向が指摘されている。このような傾向をもたらすものとして考えられるのは、学校や職場など結婚市場そのものが持つ同質性、考え方やライフスタイルなどが近い相手を配偶者に求める傾向などである(Kalmijn 1991, 1998)。

一方異類婚については、ジェンダー非対称性、すなわち、男性は下方婚に、女性は上方婚になりやすいことが指摘されている(Kalmijn 1994; Mare 1991)。女性の上方婚の傾向は、家族役割におけるジェンダー非対称性を反映している、すなわち男性は「稼ぎ手」とされるため、経済的に「魅力的」な男性が結婚市場において求められると考えられている。

女性の高学歴化や社会進出は、社会経済的属性の構成においてもともと存在していたジェンダー非対称性を減じることになる。ここで重要となるのが、ジェンダー非対称な配偶者選択基準の変化の可能性である。なぜなら、ある属性の男女が結婚する確率は、そのような属性に対する選好の強さ、そのような属性をもつ潜在的配偶者の相対的供給、およびそれらの潜在的配偶者との接触可能性に依存しているので(Ekland 1968; Gray 1987; Jones 1991)、もし選好が同じなら、他の要素が減少すれば、配偶者選定過程における困難度が上昇し、結果として晩婚化・非婚化を引き起こすことになるからである。ちょうど、女性が自分より年上の男性と結婚するという強固な傾向がある場合に、ベビー・ブームが女性の結婚難を引き起こすように、男女の社会経済的地位の急激な格差縮小は、女性が自分よりも高い地位の男性と結婚するという強固な傾向が存在する場合に、(他の事情が等しければ)高い地位の女性と低い地位の男性にとって結婚難をもたらすことになる。例えば学歴に関して言えば、女性の相対的高学歴化により、高学歴女性と低学歴男性にとって、結婚市場はますます望ましい相手を見つけにくい不利なものになるであろう。年齢に依存した結婚

難と同様、結婚市場における社会経済的属性の構成の変化に対する反応は、困難に面したグループが、変化した結婚市場構造に対応するため、配偶者選択の基準（選好）を変化させるか、非婚化を受け入れるかである。男女間の社会経済的地位の格差縮小は、家庭における性別役割分業の解消が起こっていない社会において、すなわち配偶者選択の基準が変わりにくい社会においては、結婚市場におけるミスマッチがそのまま未婚化を促している可能性は大きい。

### 3. 日本の配偶者選択基準にみる強固なジェンダー非対称性とミスマッチ仮説

日本は以下に挙げる理由から、結婚市場におけるミスマッチの役割を評価するのに恰好の社会であるといえる。まず、この数十年、女性の高学歴化とともに婚姻率の低下が進行した。次に日本の家族は従来から（現在もなお）夫婦の性役割分業が強固である。3つ目に、これまでの研究で、個票レベルでの女性の教育達成と結婚行動との関係（Raymo 2003, Tsuya and Mason 1995）、および夫妻の学歴の組み合わせのパターン（安田 1971, 清水 1990, 渡辺・近藤 1990, 鈴木 1991）が明らかにされている。4つ目に、日本における結婚市場のミスマッチの潜在的な重要性そのものはすでに研究者によって指摘されているが（山田 1996 など）、データに基づく検証は、鈴木（2002）などを除いて、ほとんどなされていない。

表1 未婚者割合と学歴別性比：年齢25-29歳、1970年～2000年

年次	1970	1980	1990	2000
<b>未婚者割合</b>				
男性	0.46	0.55	0.64	0.70
女性	0.18	0.24	0.40	0.54
<b>学歴別性比（女性100対）</b>				
中学	91	114	165	145
高校	84	84	92	109
短大・専門学校	42	29	32	41
大学	486	330	281	186
（再掲）短大以上	198	127	103	88

Source: 国勢調査（総務省）

表1は未婚者割合と学歴別性比である。晩婚化の傾向は明らかであり、20代後半の女性の未婚者割合は1970年から2000年にかけて、18%から54%に増加している。女性に対する男性の比率は、低学歴では徐々に増加している。他方、高学歴層では大きな変化が見ら

れ、1970年には20代後半において1人の大卒女性に対し、5人の大卒男性が存在したが、現在では2人になっている。短大以上をまとめると、1対2から、2000年には男性の方がやや多い状態となっていることがわかる。

あらゆる説明によって、日本におけるジェンダー関係は、女性の高学歴化が同程度に進んでいる諸外国に比べて、非対称性が強いことが示されている (Brinton 1993, Tsuya and Mason 1995)。1986年の男女雇用機会均等法制定にも関わらず、労働市場における性別分離は著しく、男女の賃金格差も他の先進諸外国に比して大きい。6割の女性は結婚や出産で仕事を辞めており、また未婚者の6割程度が、結婚や出産の際には家庭に入ることを望んでいることから (出生動向基本調査)、このような傾向は近い将来も変わらないことが予想される。日本の労働市場では勤続年数や経験が重視されるので (Clark and Ogawa 1992)、経済的自立や就業を通じた社会的地位の達成は、育児のために一度でも労働市場を離れる女性にとっては、あいかわらず困難なものとなっている (Brinton 1988, 1991, Ogawa and Clark 1995)。その結果、男性の社会経済的地位や経済的な将来性 (学歴や職業) は、女性にとって重要な配偶者選択基準となり続けている。結婚によって社会経済的地位が保たれるか上昇することが望ましいとするならば、女性は同類婚か上方婚に対して強いインセンティブを有するであろう。もちろん、このような配偶者選択におけるジェンダー非対称性の強調は、1970年代以前のアメリカにおける配偶者選択の分析でもみられた。すでにアメリカでは状況は変わってきているが、労働市場がジェンダー非対称の特徴を有し続けている日本では、今日においてもその妥当性が存続している。

このような主張は、ジェンダー非対称な配偶者選択選好が健在であることを示す意識調査の結果とも合致する。1997年実施の第11回出生動向基本調査によれば、結婚相手の条件として相手の経済力を「重視する」あるいは「考慮する」と答えた人は、男性で31%なのに対し、女性では91%となっている。また経済的な将来性の代替指標となりうる相手の学歴についても、重視あるいは考慮する男性が24%なのに対し、女性の場合50%にのぼる。また、同調査では未婚男女に独身にとどまっている理由を尋ねているが、25～34歳の未婚者に最も多く選ばれている理由は「適当な相手にめぐり会わない」であり、男性の47%に対し女性は52%が選んでいる。「適当な相手」の定義が明確ではないものの、結婚市場におけるミスマッチの発生を伺わせる結果である。

こうした状況をうけて、ジェンダー非対称な配偶者選択選好が強固に存続する中で、男女の社会経済的地位の縮小が進行すると、社会経済的地位の高い女性と低い男性にとって望ましい属性の相手を得ることが、構造的に難しくなるとの見方が出てきているのである (阿藤 1991, 河野 1991, 山田 1996)。

このような構造的な配偶者の得られにくさは実際に生じているのだろうか。またそれを定量的に示すことは可能であろうか。その試みとして本研究では、学歴別の初婚率低下に対して、結婚性向および結婚市場の構造の変化が、それぞれどの程度寄与しているかを明らかにする。

#### 4. データと方法

分析は、第8回～第11回出生動向基本調査（1982, 1987, 1992, 1997年）の融合データに基づく。データには1942年から1979年の間に生まれた、24,450の有配偶女性、12,659の独身女性、15,553の独身男性が含まれる。有配偶女性が回答した夫の情報を用い、男女別に未婚者と初婚の有配偶者のデータをあわせ、このデータをパーソン・ペリオド・レコードに変換し、擬似縦断データを作成する。具体的には、各回答者が15歳から結婚または調査によってセンサーされるまでの年数分のレコードを作った。

初婚率（男性）は以下のように定義される。

$$m_{ijkh} = \frac{N_{jkh}}{M_{ikt}} = \alpha_{ijkh} \frac{F_{jt}}{M_{ikt} + F_{jt}} = \text{結婚牽引力} \times \text{潜在配偶性比}$$

ここで  $m_{ijkh}$  は年齢  $i$  学歴  $k$  の男性の初婚率、 $N_{ijkh}$  は年齢  $i$ 、学歴  $k$  の男性と年齢  $j$ 、学歴  $l$  の女性が期間  $t$  に結婚した数である ( $i, j=15-19, 20-24, 25-29, 30-34, 35-39, 40-49$ 、 $k, l=$  中学、高校、短大・専門学校、大学、 $t=1973-75, 1993-97$ )。  $M_{ikt}$  は  $t$  期に結婚するリスクを持つ年齢  $i$  学歴  $k$  の男性、 $F_{jt}$  は同様の女性である。5年の幅をもつ2つの期間について、リスク人口は5年それぞれの年の年央における未婚人口の合計と定義される。すなわち、

$$M_{ikt} = \sum_{i'=1}^5 M_{ikt'}$$

となる ( $t^*=1973, 74, 75, 76, 93, 94, 95, 96, 97$ )。  $\alpha_{ijkh}$  は、年齢  $i$  学歴  $k$  の男性と年齢  $j$  学歴  $l$  の女性の  $t$  期における「結婚牽引力 force of attraction」である。Qian and Preston(1993:483)で述べられているように、この「結婚牽引力」は、結婚市場における出逢いの比率と、結婚にいた

る出逢いの割合の両方を反映する。 $\frac{F_{jt}}{M_{ikt} + F_{jt}}$  は男性にとっての「潜在配偶性比 availability

ratio」である。男女それぞれについて6つの年齢階層と4つの学歴があるので、 $(6 \times 4 \times 6 \times 4) = 576$  の組み合わせによる初婚率を、それぞれの期間について計算することができる。このような方法により、1970年代半ば以降の急激な初婚率低下に、結婚に対する魅力の変化と結婚相手の得られやすさの変化のどちらが相対的に重要であるかを評価することができる。そして、とりわけそのような相対的な重要性が学歴によってどのように異なるかを見ることができる。さらにQian and Preston(1993)による、アメリカにおける同時期の結婚行動変化との比較を試みる。

年齢別学歴別の初婚率、結婚牽引力、潜在配偶性比の時間的変化を示したあと、計算された初婚率を結婚確率に変換し(Preston, Heuveline, Guillot 2001:76)、その確率を用いて、性・教育水準別、多元結婚表(multi group, multi decrement marriage table)を作成する。具体的には24(6年齢×4学歴)の潜在減少因をもつ、16(2性×4学歴×2期間)の結婚生命表がつくられる。これらの結婚生命表から、実績値および反事実的関数に基づいた未婚者残存率が計算される。つまり、1990年半ばの結婚牽引力を1970年半ばの結婚牽引力に置き換える

ことによって、「結婚性向（結婚牽引）が 1975 年のまま変化しなかった場合、男女の教育水準別の未婚者割合が 1995 年の実際の未婚者割合とどう異なるか」という問いを立てることができる。同様に、1990 年半ばの潜在配偶性比を 1970 年半ばの潜在配偶性比に置き換えることによって、「結婚市場構造が 1975 年のまま変化しなかった場合、男女の教育水準別の未婚者割合が 1995 年の実際の未婚者割合とどう異なるか」という問いを立てることができる。このようにして、日本における未婚者割合の増加に対して、結婚市場構造の変化と結婚性向の変化が、それぞれどのような影響を与えていたのかを定量的に明らかにすることが可能となる。とりわけ、教育水準別に結婚生命表を作っていることから、教育水準別による違いを明らかにすることができる。

## 5. 結果

上で述べた結婚生命表を示す前に、2 期間における初婚率、結婚牽引力、潜在配偶性比およびその変化を、年齢組み合わせおよび学歴組み合わせについて見てみよう（表 2、表 3、表 4、表 5）。変化については、それぞれの指標の前期に対する後期の比を示している。男性の年齢が高い結婚の初婚率が大きく低下し、同年齢層での結婚はやや低下、男性の年齢が低い下方婚は変わらないか、やや上昇している。牽引力の表をみると、初婚率低下の大部分を牽引力の低下が担っていることが分かる。牽引力低下はとくに女性の年齢が低い上方婚部分で顕著である。結婚市場構造の影響としては、年齢同類婚でやや低下、女性の下方婚で増加となっている。これらの数値は、男性の結婚市場に関する有利さをしめしている。

学歴別による結果も見てみよう。同じく、結婚市場における学歴構成に関わらず、結婚牽引力による低下が、婚姻率低下に大きく貢献している。男性からみた潜在配偶性比が総じて上昇しているのに対し、女性からみた潜在配偶性比は低下している。



表2 年齢組み合わせにおける初婚率、結婚牽引力、潜在配偶性比, 1973~77年および1993~97年

1973-77		初婚率					
男性/女性	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49	
15-19	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	
20-24	0.004	0.045	0.006	0.000	0.000	0.000	
25-29	0.003	0.118	0.069	0.003	0.000	0.000	
30-34	0.004	0.088	0.157	0.029	0.002	0.000	
35-39	0.003	0.034	0.091	0.042	0.015	0.004	
40-49	0.003	0.011	0.034	0.050	0.063	0.018	

1993-97		初婚率					
男性/女性	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49	
15-19	0.002	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	
20-24	0.002	0.019	0.006	0.000	0.000	0.000	
25-29	0.001	0.031	0.065	0.006	0.001	0.000	
30-34	0.001	0.018	0.057	0.028	0.003	0.001	
35-39	0.001	0.004	0.021	0.028	0.009	0.002	
40-49	0.000	0.003	0.008	0.007	0.007	0.006	

1973-77		結婚牽引力					
男性/女性	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49	
15-19	0.002	0.001	0.001	0.000	0.000	0.000	
20-24	0.008	0.098	0.029	0.009	0.000	0.000	
25-29	0.004	0.200	0.221	0.048	0.023	0.000	
30-34	0.004	0.099	0.218	0.098	0.029	0.023	
35-39	0.003	0.035	0.098	0.062	0.066	0.072	
40-49	0.003	0.011	0.036	0.062	0.174	0.178	

1993-97		結婚牽引力					
男性/女性	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49	
15-19	0.005	0.001	0.000	0.000	0.000	0.000	
20-24	0.004	0.038	0.018	0.002	0.002	0.000	
25-29	0.002	0.052	0.149	0.022	0.005	0.000	
30-34	0.001	0.024	0.092	0.067	0.011	0.002	
35-39	0.001	0.005	0.028	0.052	0.023	0.003	
40-49	0.001	0.003	0.011	0.014	0.021	0.014	

1973-77		潜在配偶性比 : 男性					
男性/女性	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49	
15-19	0.517	0.475	0.221	0.045	0.006	0.001	
20-24	0.499	0.458	0.209	0.042	0.006	0.001	
25-29	0.632	0.592	0.312	0.069	0.010	0.002	
30-34	0.906	0.891	0.719	0.296	0.055	0.012	
35-39	0.980	0.976	0.928	0.678	0.226	0.056	
40-49	0.990	0.988	0.962	0.804	0.363	0.104	

1993-97		潜在配偶性比 : 男性					
男性/女性	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49	
15-19	0.515	0.588	0.422	0.243	0.156	0.234	
20-24	0.433	0.506	0.344	0.187	0.117	0.180	
25-29	0.532	0.604	0.439	0.256	0.165	0.246	
30-34	0.699	0.757	0.616	0.413	0.288	0.401	
35-39	0.795	0.839	0.727	0.539	0.403	0.526	
40-49	0.745	0.797	0.668	0.469	0.337	0.456	

表2 年齢組み合わせにおける初婚率、結婚牽引力、潜在配偶性比, 1973~77年および1993~97年 (続き)

1973-77		潜在配偶性比：女性				
男性/女性	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49
15-19	0.483	0.501	0.368	0.094	0.020	0.010
20-24	0.525	0.542	0.408	0.109	0.024	0.012
25-29	0.779	0.791	0.688	0.281	0.072	0.038
30-34	0.955	0.958	0.931	0.704	0.322	0.196
35-39	0.994	0.994	0.990	0.945	0.774	0.637
40-49	0.999	0.999	0.998	0.988	0.944	0.896

1993-97		潜在配偶性比：女性				
男性/女性	15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49
15-19	0.485	0.567	0.468	0.301	0.205	0.255
20-24	0.412	0.494	0.396	0.243	0.161	0.203
25-29	0.578	0.656	0.561	0.384	0.273	0.332
30-34	0.757	0.813	0.744	0.587	0.461	0.531
35-39	0.844	0.883	0.835	0.712	0.597	0.663
40-49	0.766	0.820	0.754	0.599	0.474	0.544

表3 年齢組み合わせにおける初婚率、結婚牽引力、潜在配偶性比の変化, 1973~77年および1993~97年

初婚率		15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49
男性/女性							
15-19		2.91	0.71	0.00	x	x	x
20-24		0.48	0.43	1.02	0.96	x	x
25-29		0.45	0.26	0.95	1.68	3.63	x
30-34		0.20	0.21	0.36	0.95	1.98	2.64
35-39		0.22	0.12	0.23	0.66	0.64	0.44
40-49		0.17	0.25	0.22	0.13	0.11	0.34

結婚牽引力		15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49
男性/女性							
15-19		2.92	0.57	0.00	x	x	x
20-24		0.56	0.39	0.62	0.21	x	x
25-29		0.53	0.26	0.67	0.46	0.22	x
30-34		0.26	0.25	0.42	0.68	0.38	0.08
35-39		0.27	0.14	0.29	0.83	0.36	0.05
40-49		0.22	0.31	0.32	0.23	0.12	0.08

潜在配偶性比：男性		15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49
男性/女性							
15-19		1.00	1.24	1.91	5.45	24.32	177.95
20-24		0.87	1.11	1.65	4.50	19.60	146.81
25-29		0.84	1.02	1.41	3.68	16.14	117.07
30-34		0.77	0.85	0.86	1.39	5.24	34.18
35-39		0.81	0.86	0.78	0.79	1.78	9.37
40-49		0.75	0.81	0.69	0.58	0.93	4.39

潜在配偶性比：女性		15-19	20-24	25-29	30-34	35-39	40-49
女性/男性							
15-19		1.00	1.13	1.27	3.20	10.15	24.32
20-24		0.79	0.91	0.97	2.22	6.78	16.44
25-29		0.74	0.83	0.82	1.37	3.77	8.63
30-34		0.79	0.85	0.80	0.83	1.43	2.72
35-39		0.85	0.89	0.84	0.75	0.77	1.04
40-49		0.77	0.82	0.76	0.61	0.50	0.61

表4 学歴組み合わせにおける初婚率、結婚牽引力、潜在配偶性比, 1973~77年および1993~97年

1973-77		初婚率			
男性/女性	中学	高校	短大・専門学校	大学	
中学	0.053	0.047	0.008	0.000	
高校	0.009	0.062	0.011	0.001	
短大・専門学校	0.007	0.034	0.030	0.002	
大学	0.001	0.024	0.023	0.012	

1993-97		初婚率			
男性/女性	中学	高校	短大・専門学校	大学	
中学	0.012	0.023	0.009	0.001	
高校	0.002	0.034	0.015	0.002	
短大・専門学校	0.001	0.014	0.021	0.002	
大学	0.000	0.011	0.024	0.015	

1973-77		結婚牽引力			
男性/女性	中学	高校	短大・専門学校	大学	
中学	0.141	0.062	0.012	0.000	
高校	0.055	0.126	0.030	0.006	
短大・専門学校	0.015	0.042	0.043	0.003	
大学	0.007	0.043	0.056	0.058	

1993-97		結婚牽引力			
男性/女性	中学	高校	短大・専門学校	大学	
中学	0.016	0.024	0.010	0.002	
高校	0.006	0.044	0.022	0.004	
短大・専門学校	0.002	0.015	0.025	0.004	
大学	0.001	0.014	0.034	0.034	

1973-77		潜在配偶性比：男性			
男性/女性	中学	高校	短大・専門学校	大学	
中学	0.379	0.757	0.642	0.391	
高校	0.157	0.489	0.355	0.164	
短大・専門学校	0.441	0.801	0.699	0.453	
大学	0.193	0.551	0.414	0.202	

1993-97		潜在配偶性比：男性			
男性/女性	中学	高校	短大・専門学校	大学	
中学	0.766	0.944	0.906	0.775	
高校	0.406	0.778	0.668	0.418	
短大・専門学校	0.645	0.903	0.843	0.657	
大学	0.445	0.804	0.703	0.457	

1973-77		潜在配偶性比：女性			
男性/女性	中学	高校	短大・専門学校	大学	
中学	0.621	0.843	0.559	0.807	
高校	0.243	0.511	0.199	0.449	
短大・専門学校	0.358	0.645	0.301	0.586	
大学	0.609	0.836	0.547	0.798	

1993-97		潜在配偶性比：女性			
女性/男性	中学	高校	短大・専門学校	大学	
中学	0.234	0.594	0.355	0.555	
高校	0.056	0.222	0.097	0.196	
短大・専門学校	0.094	0.332	0.157	0.297	
大学	0.225	0.582	0.343	0.543	

表5 学歴組み合わせにおける初婚率、結婚牽引力、潜在配偶性比の変化, 1973~77年および1993~97年

初婚率				
男性/女性	中学	高校	短大・専門学校	大学
中学	0.224	0.495	1.187	16.103
高校	0.258	0.553	1.349	1.786
短大・専門学校	0.213	0.407	0.685	1.539
大学	0.228	0.469	1.028	1.322

結婚牽引力				
男性/女性	中学	高校	短大・専門学校	大学
中学	0.111	0.398	0.841	8.120
高校	0.100	0.348	0.716	0.700
短大・専門学校	0.146	0.361	0.569	1.062
大学	0.099	0.322	0.606	0.583

潜在配偶性比：男性				
男性/女性	中学	高校	短大・専門学校	大学
中学	2.023	1.246	1.410	1.983
高校	2.584	1.592	1.884	2.550
短大・専門学校	1.464	1.127	1.206	1.449
大学	2.298	1.458	1.695	2.268

潜在配偶性比：女性				
女性/男性	中学	高校	短大・専門学校	大学
中学	0.377	0.705	0.634	0.689
高校	0.232	0.434	0.488	0.437
短大・専門学校	0.263	0.514	0.522	0.508
大学	0.369	0.696	0.628	0.680

表6では、先述した方法で計算された8つの結婚生命表を示す。数値は5歳階級の最初の年齢時点の未婚者割合を示す。これらの生命表は未婚者の死亡を無視していることに注意されたい。男女について、最初の2列は、多元生命表から計算されたふたつの仮設コーホートの結婚の経歴を示しているが、結婚年齢の上昇を顕著に示している。これらの生命表は回顧的調査データに基づいているため、その精度を評価するために他のデータを参照してみた。学歴別の表を集計したものと、人口動態統計や国勢調査に基づく生命表(1975年については高橋・池ノ上(1994)、1995年についてはRaymo and Kaneda (1998))とを比較したところ、死亡率の扱いの違いに関わらず、出生動向基本調査に基づく本生命表と公表データに基づく生命表はほぼ合致していた。ほとんど全ての年齢で、未婚者割合は5%以内の範囲で重なっている。