

る通常の離散時間ロジットモデルではパラメーター推定にバイアスが生じる可能性が高い。したがって、ここでは脱落を初婚と競合するイベントとして取り扱い、多項ロジットあるいはネステッド・ロジットモデルによって、競合イベントのパラメーターを同時推定する手法が望ましいことが示唆される。

5-2. 説明変数の定義と度数

分析に用いた共変量（説明変数）の定義ならびに度数分布を表 2 に示した。各変数はわが国における結婚の先行研究（Tsuya and Mason 1995, Ono 2003, Raymo 2003a, Raymo 2003b, Raymo and Ono 2007, 福田 2007b）を参照しつつ、同調査において使用可能な変数を選択した。

モデルでは、初婚のベースライン・ハザードは年齢の関数として表される。年齢は 20-25 歳、25-30 歳、30-37 歳までの 3 つに区分され、各区間で初婚のハザード率が線形に上昇あるいは下降すると仮定するスプライン関数によって近似する¹⁸。他の共変量はベースライン・ハザードを比例的に増減させる効果をもつことを仮定している。いわゆる比例オッズモデルである。

共変量の多くが、時間と共に値が変化することを許容する時間依存性共変量である。説明変数（原因）の従属変数（結果）に対する時間的先行を留保するため、時間依存性共変量は前年度調査で得られた値を使用した。また、リスク期間を通じて一定の値もつ時間固定共変量として、居住都道府県の SMAM（singulate mean age at marriage）¹⁹と結婚意欲を用いた²⁰。両変数共に、サンプル確定時あるいは第 1 回調査で得られた値を使用しているため、イベント生起に対する時間的先行は留保されている。

なお、休日家事時間、週当たり労働時間、そして年間勤労所得の各変数には、無視できないほど高い割合で欠損値がみられた。これらの欠損値を分析より除外するとサンプル数が大きく減少し、パラメーターの推定上望ましくない。そのため、これらの変数については、欠損値に平均値を代入して分析に含めた。また、各変数について欠損値ダミー変数を作成して、欠損値を持つケースには 1 を、そうでないケースには 0 を付した。例えば、週当たり労働時間が欠損値であるケースについては、週当たり労働時間が 1 時間以上あるサンプルを用いて算出した平均値（性、パネル別）を代入し、労働時間不明ダミーを 1 とした²¹。この処置を前述の各変数に行うことにより、いずれかの変数に欠損値であるケースに

¹⁸ ベースラインハザードの形状がそれほど複雑ではない場合、各歳別のダミー変数を使用する場合と比べて、スプライン関数では自由度が小さくて済むため、モデルの節約性が高い。

¹⁹ SMAM は国勢調査の年齢別未婚率から計算する結婚年齢であり、次式により計算する。

$$SMAM = (\sum Cx - 50 \cdot S) / (1 - S) \quad Cx: \text{年齢別未婚率}, S: \text{生涯未婚率}$$

²⁰ これらの変数を時間独立共変量として用いたのは、1) 今回提供を受けたデータでは、回答者の居住地域はサンプル確定時の居住都道府県しか分からないこと、ならびに 2) 結婚意欲に関する質問が第 1 回調査と第 4 回調査でしか得られないこと、による。

²¹ 休日家事時間については、0 時間のケースも含めて平均値を算出した。

ついても、分析に使用できるようにした。なお、欠損値ダミー変数は対応する変数の平均値をリファレンスとする係数を表す。

表 2 共変量の定義と度数分布

変数名	定義と度数分布
年齢 (t)	1)20-24歳、2)25-30歳、3)30-37歳に区分し、スプライン関数として表現。 1) 7546 [40.5%], 2) 6882 [37.0%], 3) 4196 [22.5%]
年次 (t)	1)2002-03年、2)2003-04年、3)2004-05年 1) 7588 [40.7%], 2) 6110 [32.8%], 3) 4926 [26.5%]
学歴 (t)	1)中学卒、2)高校卒、3)専門学校卒、4)短大・高専卒、5)大学・大学院卒 1) 420 [2.3%], 2) 6620 [35.6%], 3) 3417 [18.4%], 4) 4359 [23.4%], 5) 3808 [20.5%]
職業 (t)	1)大企業雇用、2)中小企業雇用、3)専門・技術職、4)自営業主・家族従業者・会社役員、5)非正規雇用(パート、アルバイト、派遣、契約社員)、6)無職、7)学生、8)不明 1) 2036 [10.9%], 2) 3336 [17.9%], 3) 2426 [13.0%], 4) 480 [2.6%], 5) 4904 [26.3%], 6) 1585 [8.5%], 7) 2024 [10.9%], 8) 1833 [9.8%]
親との同別居 (t)	1)親と別居、2)両親と同居、3)片親と同居、4)不明 1) 2084 [11.2%], 2) 12585 [67.6%], 3) 2021 [10.9%], 4) 1934 [10.4%]
居住都道府県のSMAM	サンプル確定時(2001年6月)に対象者が居住していた都道府県のSMAMの値。2000年と2005年の都道府県別SMAMを按分して算出した調査開始年(2002年)の値を用いた。 平均: 28.9, 標準偏差: 0.64, 最小値: 27.7, 最大値: 30.4
健康状態 (t)	1)定期的通院あり、2)入院あり、3)いずれもなし、4)不明 1) 1722 [9.3%], 2) 498 [2.7%], 3) 15776 [84.7%], 4) 628 [3.4%]
休日家事時間 (t)	休日における家事時間。平均より4標準偏差以上大きい値は外れ値として分析より除外。 平均: 1.57, 標準偏差: 1.43, 最小値: 0歳, 最大値: 12
休日家事時間不明ダミー (t)	休日における家事時間が不明なケースを表すダミー変数。この変数が1である場合、休日家事時間には平均値を代入。 0) 13500 [72.5%], 1) 5124 [27.5%]
労働時間(週) (t)	1週間の労働時間。平均より4標準偏差以上大きい値は外れ値として分析より除外。 平均: 33.06, 標準偏差: 18.17, 最小値: 0, 最大値: 95
労働時間(週)不明ダミー (t)	1週間の労働時間が不明なケースを表すダミー変数。この変数が1である場合、労働時間には平均値を代入。 0) 17577 [94.4%], 1) 1047 [5.6%]
年間勤労所得(十万円) (t)	調査年度の前年における勤労所得。平均より4標準偏差以上大きい値は外れ値として分析より除外。 平均: 205.87, 標準偏差: 109.31, 最小値: 0, 最大値: 900
年間勤労所得不明ダミー (t)	年間勤労所得が不明なケースを表すダミー変数。この変数が1である場合、勤労所得には平均値を代入。 0) 14602 [78.4%], 1) 4022 [21.6%]
結婚意欲	第1回調査における結婚意欲。1)絶対したくない、2)あまりしたくない、3)どちらとも言えない、4)なるべくしたい、5)絶対したい 1) 359 [1.9%], 2) 1246 [6.7%], 3) 4208 [22.6%], 4) 6731 [36.1%], 5) 6080 [32.7%]

(t): 時間依存性説明変数 (time-varying covariates)

*: 各共変量は前年もしくは初年度調査の値を使用した。

6. 分析結果

分析では、脱落を通常の右センサリングとして扱った場合の離散時間ロジットモデルと初婚と脱落を競合イベントとして扱ったネステッド・ロジットモデルの2つの分析を行い、パラメーター推定の結果を比較した。比較の結果を表3に示す。なお、参考までに離散時間多項ロジットモデルを用いた初婚と脱落の競合ハザード分析の結果を付表1に示した。

6-1. 離散時間ロジットモデルの結果

表3の第1列は、脱落を右センサリングとして扱った離散時間ロジットモデルの結果を示している。ベースライン・ログオッズについてみると、初婚のハザード確率は20-25歳において急激に上昇し、その後25-30歳の年齢においても緩やかな上昇を続ける。しかし、30歳以降になるとその推移は下降に転じており、初婚のハザード確率は典型的なベル型の生起パターンを示している。年次については、最終年次において初婚のハザード確率が上昇している。

先行研究(Tsuya and Mason 1995, Raymo 2003a, Raymo and Ono 2007)においては、主要な説明変数となっている学歴および職業については、統計的に有意な変数がほぼ皆無であるとの結果を得た。また、パラサイト・シングル仮説(山田 1999)の検証(Raymo 2003b)などで繰り返し用いられてきた親との同別居についても初婚の生起に対する影響は認められない。

居住都道府県のSMAMについては、有意な負の効果が認められる。未婚率が高いという地域的要因が、個人の結婚行動にも作用して、結婚のハザード確率が低い傾向がある。週当たりの労働時間については、2次関数による表現が最も良くデータに適合した。係数を実数値に当てはめてみると、週34時間までは労働時間が長いほど初婚のハザード確率が上昇する傾向がみられた。しかし、それ以上労働時間が長くなると、初婚のハザード確率は低下する。やがて、労働時間が週70時間を越えると、労働時間が0時間の女性よりも初婚のハザード確率は低くなっている。

女性の経済的自立と結婚選択の観点から注目される所得については、強い正の効果が認められた。この結果は、高収入の女性ほど結婚しにくくなるとする先行研究(Ono 2003, 福田 2007b)とは異なるものであり、この係数がバイアスによる値なのか否かは分析の含意を左右する重要な問題である。

最後に、結婚意欲については、結婚を強く望む女性ほど現実に結婚しやすいことが示されている。しかし、結婚を「あまりしたくない」、もしくは「絶対したくない」と回答した女性の結婚ハザードは、「どちらとも言えない」と回答した女性と比べて有意に異なるようである。以上の結果は、ネステッド・ロジットモデルではどのように異なるのだろうか。

表3 離散時間ロジットモデルならびに離散時間ネステッド・ロジットモデルによる初婚ハザード確率の決定要因に関する分析結果

	離散時間ロジット		ネステッド・ロジット		
	(1)	(2)	(3)	(4)	
	結婚ハザード	結婚(対:脱落)	結婚ハザード	脱落ハザード	
	β	β_i	β_1	β_2	
年齢スプライン					
20-25歳	0.192 ***	0.152 **	0.118 ***	0.014	
25-30歳	0.104 ***	0.081 ***	0.095 ***	0.040 ***	
30-37歳	-0.127 ***	-0.082 **	-0.103 ***	-0.047 ***	
年次(対:2002-03年)					
2003-04年	0.100	0.113	0.121 **	0.044	
2004-05年	0.176 **	0.382 ***	0.115	-0.145 **	
教育水準(対:高校卒)					
中学卒	-0.125	-0.107	0.032	0.105	
専門学校卒	0.089	0.130	0.234 ***	0.145 **	
短大・高専卒	0.104	0.207 *	0.189 ***	0.048	
大学・大学院卒	0.103	0.166	0.316 ***	0.203 ***	
職業(対:中小企業雇用)					
大企業雇用	-0.162	-0.260 *	-0.155 *	0.022	
専門・技術職	0.061	0.042	-0.021	-0.050	
自営・家従・会社役員	0.199	0.034	0.210 *	0.187	
非正規雇用	-0.036	-0.106	-0.010	0.063	
無職	0.369	0.247	0.356 ***	0.188	
学生	-0.692 ***	-0.602 **	-0.406 **	0.004	
不明	-0.002	-0.082	0.012	0.068	
親との同別居 (対:両親と同居)					
親と別居	-0.127	-0.969 ***	0.346 **	1.006 ***	
片親と同居	0.071	-0.068	0.140 **	0.187 ***	
不明	0.142	-0.309 **	0.310 ***	0.520 ***	
居住都道府県のSMAM	-0.308 ***	-0.485 ***	-0.187 **	0.143 ***	
健康状態(対:いずれもなし)					
定期的通院あり	-0.052	0.112	-0.124 *	-0.201 ***	
入院あり	0.159	-0.068	0.247 **	0.294 ***	
不明	0.343 *	0.415 *	0.254 **	-0.028	
休日家事時間	0.029	0.035	0.024	0.000	
休日家事時間不明ダミー	-0.062	-0.351 ***	0.060	0.299 ***	
労働時間	0.021 **	0.026 **	0.017 ***	-4.00E-04	
労働時間の2乗	-3.00E-04 **	-3.00E-04 **	-3.00E-04 ***	0.00E+00	
労働時間不明ダミー	0.030	-0.009	0.016	0.023	
年間勤労所得(十万円)	0.013 ***	0.010 **	0.009 ***	0.002	
年間勤労所得不明ダミー	-0.297 ***	-0.530 ***	-0.132	0.229 ***	
結婚意欲 (対:どちらとも言えない)					
絶対したくない	-0.995 *	-0.786	-0.696 ***	-0.160	
あまりしたくない	-0.254	-0.286	-0.210 **	-0.015	
なるべくしたい	0.559 ***	0.563 ***	0.367 ***	-0.016	
絶対したい	1.119 ***	1.057 ***	0.871 ***	0.151 *	
z1			0.681 ***		
z2				0.681 ***	
定数	-0.084	8.092 ***	-1.180	-6.725 ***	
person-year数	18624	3519	18624	18624	
カイ2乗値	437.670	491.072	512.905	512.905	
自由度	35	35	36	36	

* p<.1; ** p<.05; *** p<.01

6-2: ネステッド・ロジットモデルの結果

表3の第2列から第4列では、ネステッド・ロジットモデルによる分析結果を示している。第2列目では、1段階目の推定である初婚対脱落のロジットモデルのパラメーターを表している。1段階目の推定モデルでは、イベントヒストリー分析ではなく、初婚か脱落が生じたレコードのみを用いて、脱落を0、結婚を1とするロジットモデルを行った。

第2列目のモデルの予測値を用いて、2段階目の推定を行ったのが第3列目と第4列目のモデルである。第3列目では、脱落が起きなかったと仮定した場合における初婚ハザード確率の決定要因を示している。一方、第4列目では、結婚が起きなかったと仮定した場合における未婚者の脱落ハザード確率の決定要因が示されている。両モデルの z_1 と z_2 は同じ値を示しており、1以下の正の数となっていることから、ネステッド・ロジットモデルが成功裏になされたことが確認できる(山口 2002c)。また、 z_1 と z_2 の値は1%水準で統計的に有意であることから、初婚と脱落の生起過程には、共通の非観察要因が存在し、独立とは見なせないことが明らかである。なお、2つのモデルの誤差項の相関は $\rho = 0.536$ ($=1-0.681^2$)と高い値を示している。これらのことからIIAの仮定は成立せず、離散時間多項ロジットよりもネステッド・ロジットモデルが適したモデルであることが明らかである。

初婚の決定要因における離散時間ロジットモデルとネステッド・ロジットモデルの違いを検証するため、表3の第1列目と第3列目のパラメーターを比較してみよう。年齢の効果については、第3列目では20歳代前半の上昇傾向と30歳以降の下降傾向が、第1列目と比べて緩やかになっている。年次については、最終年次ではなく、2年目にあたる2003年から2004年にかけて最も初婚のハザード確率が高かったことが示されている。第1列目では、脱落のハザード確率(第4列目)が最終年次で低かったために、初婚のハザード確率が相対的に過大に推定されていたことが示唆される。

第1列目において統計的有意性がみられなかった学歴と職業による初婚ハザード確率の差異は、第3列目のモデルではより明確に現れている。第3列目では、専門学校卒以上の学歴において、高校卒以下よりも初婚ハザード確率が高い。また、職業については、中小企業雇用の女性に比べて、大企業雇用の女性ほど結婚しにくく、自営や家族従業・会社役員的女性ほど結婚しやすい傾向が弱いながらも認められる($p < .10$)。また、学歴や労働時間、そして所得を統制した上での結果であるが、無職の女性ほど結婚しやすい傾向も1%水準で有意となっている。

親との同別居についても、ネステッド・ロジットモデルでは統計的に有意な要因へと転じている。親と別居している女性あるいは片親と同居している女性は、両親と同居している女性よりも初婚ハザード確率が高い。第4列目をみると、脱落のハザード確率にも同様の傾向がみられる。したがって、初婚と脱落の決定要因が相互に打ち消しあった結果、第1列目ではこれらの変数による影響が統計的に有意とならなかったものと思われる。

居住都道府県のSMAMについては、第1列目と比べて弱まっている。SMAMが高い地

域では脱落のハザード確率が高い。そのため、SMAMが高い地域における初婚ハザード確率が過小に推定されていたことが分かる。

結婚意欲についてみると、第1列目では結婚意欲が低い場合の負の効果が不明瞭であった。しかし、第3列目では結婚意欲別の初婚ハザード確率の差異がより明瞭に表れており、結婚意欲に準じて初婚のハザード確率も増減する様子がみてとれる。また、結婚意欲が最も高い層において、脱落のハザード確率が高い傾向が弱いながらも認められる。このことから、成年者調査において結婚と脱落との間に相関があることが示唆される。

最後に、労働時間と勤労所得についてみると、これらの変数は脱落のハザード確率には影響せず、初婚ハザード確率にのみ統計的に有意な影響を与えている。このことは第2列における初婚対脱落のロジット分析においても明らかである。その結果、これらの変数については第1列目と第3列目の結果には大きな差はみられない。したがって、モデルの他の変数による影響が一定である場合、高学歴ならびに高所得の女性ほど初婚しやすいという結論が得られる。この結果は、1990年代のデータを用いた先行研究（Ono 2003, 福田 2007b）とは異なるものであり、2000年以降におけるわが国の女性の結婚行動が、1990年代までと比べて大きく変化している可能性を示唆する。また、経済的に自立している女性ほど結婚しやすいという傾向は、アメリカや北欧における結婚行動と類似するものである（Ono 2003, 福田 2007a）。このような女性の結婚行動における変化の要因や背景、ならびにこうした変化が示唆する社会的、人口学的意義の解明は、今後の結婚分析の重要な課題となるであろう。

以上の結果より、脱落を右センサリングとする通常の離散時間ロジットモデルでは、係数の推定値にかなり大きなバイアスが生じており、分析の妥当性が大きく歪められる恐れがあることが明らかとなった。脱落はパネル調査において不可避の問題である。そのため、パネルデータを用いたイベントヒストリー分析では、その取り扱いに細心の注意が必要である。ネステッド・ロジットモデルは、脱落による影響を考慮したパラメーター推定を行える点において、非常に有用であることが示された。また、その適用も容易であることから、今後は同様の分析において積極的に活用されるべきである。

7. まとめ

本稿では、「21世紀成年者縦断調査」の第1回から第4回までの個票データを用いて、脱落の取り扱いが、イベントヒストリー分析におけるパラメーター推定に与える影響について検証した。分析では、離散時間ロジットモデル（Allison 1982）ならびにその拡張である離散時間ネステッド・ロジットモデル（Hill et. al. 1993）を用いて、初婚ハザード確率の要因分析を行い、両者のパラメーター推定値を比較した。

分析の結果、脱落を右センサリングとして取り扱う離散時間ロジットモデルでは、係数の推定において重大なバイアスが生じており、分析の妥当性が著しく損なわれる恐れがあ

ることが明らかとなった。その理由としては、同調査における初婚と脱落が独立には生起しない競合イベントであることが挙げられる。初婚と脱落は相互に競合するイベントである。なぜならば、脱落が生起することで初婚の生起リスクは消失し、初婚が生起することで初婚のリスク期間における脱落のリスクが消失するためである。しかし、この2つのイベントは独立ではない。なぜならば、初婚と脱落には共通の非観察要因が存在するためである。言い換えるならば、初婚と脱落の同時モデルにおける両者の誤差項には、かなり高い相関 ($r=0.536$) が認められる。

初婚と脱落が独立ではないことは、2つのイベントの生起過程が類似していることを意味する。財団法人家計経済研究所が実施している「消費生活に関するパネル調査」では、結婚自体が脱落の主要な要因となっていることが示されている(坂本 2006)。坂本(2006)は、女性にとって結婚は転居を伴うことが多いこと。また、夫や夫の家族による調査拒否、あるいはそれを忌避することによる本人からの調査拒否などによって、結婚を契機に脱落するケースが少なからず発生していることを指摘している。この場合、脱落と初婚の発生パターンや決定要因は、多くの点で共通した要素をもつこととなる。今回の分析結果は、成年者調査においても初婚と脱落との間に同様の関係がみられることを示唆する。

ネステッド・ロジットモデルを用いた競合リスク分析では、初婚と脱落の非観察要因の相関を統制した上で、パラメータ推定を行うことが可能である。また、通常のロジットモデルによる推定が可能であることから、汎用的な統計パッケージを用いて分析を行うことができる。パネル調査における脱落が不可避である以上、脱落を競合リスクとするネステッド・ロジットモデルは、不偏的なパラメータを得る方法として極めて簡便かつ有用であり、パネルデータを用いたイベントヒストリー分析では必ず検討すべき分析手法であるといえる。

成年者調査において、初婚と脱落が独立ではない一因として、転居者へのフォローアップが十分ではないことが挙げられる。成年者調査では、調査員による訪問留置き法によって調査票を回収している。しかし、第1回調査以降に転出したサンプルに対しては、郵送法による調査に切替えている。一般に、郵送法による回答率は、留置き調査によるそれと比べて低いことが知られており、郵送法への切り替えが転居者の調査継続の低さに繋がっているものと思われる。転居による脱落は、結婚のみならず、就職や出産、離婚、そして住宅取得といった主要なライフイベントと相関をもつため、成年期におけるライフコース分析をより困難なものとする可能性がある。この点において、ネステッド・ロジットモデルの利用は、あくまで2次的な対処であり、長期的にみた場合、脱落により生じる諸問題の解決には繋がらない。したがって、「21世紀成年者縦断調査」のデータの代表性を維持し、様々な政策的課題に対応した分析を行っていく上では、転居者に対するフォローアップを充実させて、移動による脱落を減少させていくことが肝要である。

付表1 離散時間多項ロジットモデルによる初婚と脱落の競合ハザード分析

	結婚ハザード β_{m1}	脱落ハザード β_{m2}
年齢スプライン		
20-25歳	0.193 ***	-0.001
25-30歳	0.108 ***	0.033 **
30-37歳	-0.132 ***	-0.035 *
調査年度(対:1年目)		
2年目	0.108	0.050
3年目	0.155 *	-0.162 ***
教育水準(対:高校)		
中学	-0.106	0.139
専門学校	0.115	0.181 ***
短大・高専	0.114	0.065
大学・大学院	0.140	0.258 ***
職業(対:中小企業雇用)		
大企業雇用	-0.159	0.025
専門・技術職	0.050	-0.079
自営・家従・会社役員	0.224	0.187
非正規雇用	-0.026	0.072
無職	0.397 *	0.188
学生	-0.687 ***	0.038
不明	0.007	0.075
親との同別居 (対:両親と同居)		
親と別居	0.068	1.079 ***
片親と同居	0.097	0.203 ***
不明	0.235 *	0.547 ***
居住都道府県のSMAM	-0.282 ***	0.172 ***
健康状態(対:いずれもなし)		
定期的通院あり	-0.080	-0.215 ***
入院あり	0.210	0.303 **
不明	0.335 *	-0.055
休日家事時間	0.029	-0.002
休日家事時間不明ダミー	-0.015	0.324 ***
労働時間	0.021 **	-0.001
労働時間の2乗	-3.00E-04 **	0.00E+00
労働時間不明ダミー	0.033	0.018
年間勤労所得(十万円)	0.013 ***	0.001
年間勤労所得不明ダミー	-0.253 **	0.262 ***
結婚意欲 (対:どちらとも言えない)		
絶対したくない	-1.016 *	-0.144
あまりしたくない	-0.255	-0.010
なるべくしたい	0.550 ***	-0.063
絶対したい	1.129 ***	0.072
定数	-0.765	-7.264 ***
person-year数	18624	
カイ2乗値	1011.195	
自由度	70	

* p<.1; ** p<.05; *** p<.01

参考文献

- Alderman, H., J. R. Behrman, H. Kohler, J. A. Maluccio, S. C. Watkins, 2001, "Attrition in Longitudinal Household Survey Data", *Demographic Research*, 5(4), 80-123.
- Allison, Paul D., 1982. "Discrete-Time Methods for the Analysis of Event Histories", *Sociological Methodology*, 13: 61-98.
- Allison, Paul D., 1995. *Survival Analysis Using The SAS System: A Practical Guide*. Cary: SAS Institute Inc.
- Blossfeld, Hans-Peter and Gots Rohwer, 2002. *Techniques of Event History Modeling second edition: New Approaches to Causal Analysis*. New Jersey: Lawrence Elbaum Associations, Inc., Publishers.
- Falaris, E. M., 2003, "The Effect of Survey Attrition in Longitudinal Surveys: Evidence from Peru, Cote d'Ivoire and Vietnam", *Journal of Development Economics*, 70, 133-57.
- Fitzgerald, J., P. Gottschalk, and R. Moffitt, 1998, "An Analysis of Sample Attrition in Panel Data", *The Journal of Human Resources*, 33(2), 251-99.
- Guo, Guang, 1993. "Event-History Analysis for Left-Truncated Data" *Sociological Methodology* 23:217-43.
- Heckman, J. and B. Singer, 1984. "A Methods For Minimizing the Impact of Distributional Assumptions in Econometric Models For Duration Data" *Econometrica* 52(2): 271-320.
- Hill, Daniel H., William G. Axinn, and Arland Thornton, 1993. "Competing Hazards with Shared Unmeasured Risk Factors" *Sociological Methodology* 23 : 245-77.
- Lepkowski, J.M., and M.P. Couper, 2002. "Nonresponse in Second Wave of Longitudinal Household Surveys", in *Survey Non-response*, edited by Eltigi Groves, John Willey and Sons, pp. 259-72.
- Lillard, Lee A. and Linda J. Waite, 1993. "A Joint Model of Marital Childbearing and Marital Disruption " *Demography* 30:653-81.
- Lillard, Lee A. and Constantijn W. A. Panis, 1998. "Panel Attrition from the PSID" *The Journal of Human Resources* 33(2), 437-57.
- Lillard, Lee A. and Constantijn W. A. Panis, 2003. *aML User's Guide and Reference Manual version 2*. California: Econ Ware.
- Macfadden, D., 1981. "Economic Models of Probabilistic Choice" in *Structural Analysis of Discrete Data with Econometric Applications*, edited by C. M. Manski and D. McFadden, Cambridge, Mass: MIT Press.
- Ono, Hiromi, 2003. "Women's Economic Standing, Marriage Timing, and Cross-National Contexts of Gender" *Journal of Marriage and Family* 65:275-86.
- Raymo, James M., 2003a. "Educational Attainment and the Transition to First Marriage Among Japanese Women" *Demography* 40: 83-103.
- Raymo, James M., 2003b. "Premarital Living Arrangements and the Transition to First Marriage in Japan" *Journal of Marriage and Family* 65:302-15.
- Raymo James M. and Ono Hiromi, 2007. "Coresidence With Parents, Women's Economic Resources, and the Transition to Marriage" *Journal of Family Issues* 28: 653-81.
- Tsuya Noriko O. and Karen Oppenheim Mason, 1995. "Changing Gender Roles and Below-Replacement Fertility in Japan" in *Gender and Family Change in Industrialized Countries*, edited by K. Oppenheim Mason and A-M. Jensen. Oxford: Clarendon Press, pp. 139-67.

- Vermunt, J. K., 1997. *Loglinear Models of Event Histories*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Wooldridge, J., 2002. "Inverse Probability Weighted M-Estimators for Sample Selection, Attrition, and Stratification" *CeMMAP Working Paper CWP11/02*.
- 厚生労働省大臣官房統計情報部, 2005, 『第2回21世紀成年者縦断調査(国民の生活に関する継続調査)結果の概況』。
- 坂本和靖, 2006, 「サンプル脱落に関する分析:「消費生活に関するパネル調査」を用いた脱落の規定要因と推計バイアスの検証」, 『日本労働研究雑誌』, 第551号, 55-70ページ。
- 津谷典子, 2002, 「イベント・ヒストリー分析」, 日本人口学会編, 『人口大事典』, 428-31ページ, 培風館。
- 福田節也, 2007a, 「ジェンダーシステムと女性の結婚選択(1):ヨーロッパ諸国における「女性の経済的自立仮説」の検証」, 『季刊家計経済研究』, No. 76, 45-53ページ。
- 福田節也, 2007b, 「ジェンダーシステムと女性の結婚選択(1):日本における「女性の経済的自立仮説」の検証」, 『季刊家計経済研究』, No. 76, 54-62ページ。
- 山口一男, 2001a, 「イベントヒストリー分析(2)」, 『統計』, 2001年10月号, 70-75ページ。
- 山口一男, 2001b, 「イベントヒストリー分析(4)」, 『統計』, 2001年12月号, 73-78ページ。
- 山口一男, 2002a, 「イベントヒストリー分析(13)」, 『統計』, 2002年9月号, 60-65ページ。
- 山口一男, 2002b, 「イベントヒストリー分析(14)」, 『統計』, 2002年10月号, 66-71ページ。
- 山口一男, 2002c, 「イベントヒストリー分析(最終回)」, 『統計』, 2002年11月号, 55-60ページ。
- 山田昌弘, 1999, 『パラサイト・シングル時代』, 筑摩書房。

7 有配偶女性の出生意欲と出生行動

守泉 理恵

はじめに

日本では、1974年以降、合計特殊出生率が人口置換え水準出生率を下回る状態が続いている。この低出生率は、晩婚化を背景とした出産の先送り（テンポ効果）が主な原因とみられる。しかし、出産時期の先送りが「産みそびれ」を招き、生涯に産む子ども数の減少、つまりカンタム効果に起因する出生率の低下も、徐々に現実となっている兆候がみられる（守泉 2007）。

今後の低出生率のゆくえを見通す際には、再生産年齢を終えていない若い世代の出生行動を分析する必要がある。その際、重要な手がかりとなるものの一つは、理想・予定・希望子ども数などの「子ども数に関する意識」である。持ちたい、または持つつもり子ども数と、実際に最終的に持つ子ども数は、一致する人もいればしない人もいる。集計値で平均出生子ども数が予定子ども数等を下回るのは、結婚意欲はあったが未婚のまま無子で再生産期間を終えたり、結婚しても不妊や死流産、配偶者との離婚や死別、経済的困難、夫婦の意見不一致などが生じたりするケースがあるからである。予期しない妊娠により希望よりも実際の子どもの数が多くなる人もいるが、こちらのケースは日本では割合として少ない。

希望子ども数や追加の出生予定数などで把握される出生意欲はどのくらい実現するのか、という問題に答えるには、同一調査対象を継続的に追いかける縦断調査のデータが有用である。本稿では、出生意欲の実現度合いを分析するため、2002年から開始された『21世紀成年者縦断調査』（厚生労働省実施）第1回～第4回のデータを用い、3年間の出生有無と出生意欲の関連についてクロス集計による分析を行った。

1. データ

本稿で用いるのは、『21世紀成年者縦断調査』の第1回（2002年）～第4回（2005年）のデータである。3年間の出生有無と出生意欲の関連、およびその他の人口学的・社会経済的変数の関連について、クロス集計により観察する。集計対象は、第1回～第4回を通じて有配偶であった20～49歳の女性で、第1回時に妊娠中だった女性を除く3,357サンプルである。

この調査では、今後の追加出生意欲や希望子ども数を把握するため、次のような質問が組み込まれている¹。まず、「子どもが（もう1人）欲しいと思いますか。」とたずねて、「絶

¹ 第4回では若干質問文が変わっている。欲しい気持ちの強さは「子どもが（すでにいる場合は、もう1人）欲しいと思いますか」という形でたずね、「絶対欲しくない」以外の回答をした人に「全部で何人欲しいですか（すでにいるお子さんも含めてください。）」として具体的人数を記入してもらっている。

「絶対欲しい、欲しい、どちらとも言えない、あまり欲しくない、絶対欲しくない」の5段階で欲しい気持ちの強さを回答してもらう。そして、「絶対欲しい～あまり欲しくない」のどれかに○をつけた場合、「(すでにいる子どもも含めて)全部で何人欲しいですか」とたずね、具体的な人数を記入してもらう。この2つの回答により、追加で子どもを持つことへの意欲の強さと、欲しい子ども数(以下、希望子ども数と呼ぶ)のデータが得られる。また、現在持っている子ども数との差から、追加希望子ども数を把握することができる。なお、「絶対欲しくない」と回答した人は、欲しい子ども数を記入する必要がない設計となっている。このケースに当てはまる場合は、現存子ども数を希望子ども数とみなした。よって、「絶対欲しくない」人の追加希望子ども数はゼロとなる。

2. 希望子ども数の変化

妻・夫について、第1回の希望子ども数と、第4回の希望子ども数がどの程度一致しているかをみたのが表1、2である。これにより、希望子ども数の経年変化を観察することができる。表1の妻のデータによると、第1回と第4回の希望子ども数が同じ妻の割合は、希望する子どもの数で異なっている。第1回時に希望子ども数0人だった妻は35名と少ないが、そのうち第4回でも0人だったのは4割で、あとの6割の妻は考えが変わっている。なかでも、2人の子どもを希望するようになった妻が25.7%と最多で、次いで3人が14.3%、1人が8.6%となっており、子どもはいらないという考えは変わりやすいことが分かる。また、第1回時に希望子ども数1人だった妻も、第4回まで同じ考えである割合は52.8%で、約半数は考えが変わり、最も多いのは「希望2人」という回答であった。ただし、希望子ども数が0人、1人の妻は、第4回では不詳になっている割合が多い。

第1回で希望子ども数2人の場合は、72.1%が第4回も同じ回答をしており、考えが変わるケースが最も少ない。回答が変化した場合は、一人多い「希望3人」とした妻が多く、13.3%を占めた。

第1回で希望子ども数が3人以上の場合は、6割程度が第4回でも同じ回答をしており変化が少ないといえる。しかし回答が変わった場合は、最初の希望子ども数から1人減少する方向へ変わっており、第1回で希望3人なら第4回では2人へ、希望4人以上は3人へと変わるケースが2割程度ある。

表2に示した夫の場合も、妻の回答と似たパターンを示すが、全体的に第1回と第4回の一貫度は妻より低い。特に第1回時に希望0人や1人など少子志向だった夫と、4人以上を希望していた多子志向の夫で変化が大きい。時間を通じて、夫は子ども数2人や3人など、平均的な子ども数へと考えが収斂していく傾向が妻よりも強いようである。

第1回で希望0人だった夫は、第4回の回答との一致度は37.5%であった。妻より考えが変わる人が多いことが分かる。しかも、0人から3人へ変わった夫が29.2%を占め、2人へ変わったケースが最も多かった妻より大きな変化を示している。同様に第1回時に希望1

人だった場合も、第4回でも同じ回答だった夫は43.5%で、半数以上で考えが変わっている。ここでは、第4回で希望2人になるケースが多かった(36.4%)。

第1回時に希望2人、3人の夫は、約7割が第4回も同様の回答をしており、変化が少ない。妻と同様、第1回で希望2人だった場合は、その後変化した夫のうち最も多いのは3人へ増えたケースである。反対に、第1回で希望3人だった夫は、第4回で2人へと減るケースが最多だった。第1回時に希望4人以上の多子志向だった夫は、第4回でも同様の回答は52.8%にとどまり、第4回で希望3人へと減少したケースが36%を占めた。

希望子ども数の経年変化では、夫妻とも当初の考えが変化する人が少なからずいる。特に0人、1人、4人以上といった、少子または多子志向の考えを持つ場合に、変化が起きるケースが多い。希望2人の場合はもっとも安定的で、次いで希望3人も変わる率は低い。

表1 第1回と第4回の妻の希望子ども数分布

第1回妻 希望子ども数	第4回妻希望子ども数											合計		
	0人		1人		2人		3人		4人以上		不詳			
	度数	行N %	度数	行N %	度数	行N %	度数	行N %	度数	行N %	度数	行N %	度数	行N %
0人	14	40.0%	3	8.6%	9	25.7%	5	14.3%	0	—	4	11.4%	35	100%
1人	6	2.4%	131	52.8%	63	25.4%	11	4.4%	2	0.8%	35	14.1%	248	100%
2人	4	0.2%	103	6.4%	1,168	72.1%	215	13.3%	6	0.4%	125	7.7%	1,621	100%
3人	1	0.1%	10	1.0%	210	20.9%	678	67.4%	45	4.5%	62	6.2%	1,006	100%
4人以上	0	0.0%	1	1.0%	8	7.8%	24	23.5%	64	62.7%	5	4.9%	102	100%
不詳	10	2.9%	32	9.3%	138	40.0%	79	22.9%	10	2.9%	76	22.0%	345	100%
合計	35	1.0%	280	8.3%	1,596	47.5%	1,012	30.1%	127	3.8%	307	9.1%	3,357	100%

表2 第1回と第4回の夫の希望子ども数分布

第1回夫 希望子ども数	第4回夫希望子ども数(4人+)											合計		
	0人		1人		2人		3人		4人以上		不詳			
	度数	行N %	度数	行N %	度数	行N %	度数	行N %	度数	行N %	度数	行N %	度数	行N %
0人	9	37.5%	1	4.2%	4	16.7%	7	29.2%	0	0.0%	3	12.5%	24	100.0%
1人	5	2.4%	91	43.5%	76	36.4%	10	4.8%	2	1.0%	25	12.0%	209	100.0%
2人	3	0.2%	112	6.7%	1,147	68.9%	228	13.7%	16	1.0%	159	9.5%	1,665	100.0%
3人	1	0.1%	7	0.7%	197	20.3%	649	66.8%	51	5.2%	67	6.9%	972	100.0%
4人以上	0	0.0%	0	0.0%	8	6.4%	45	36.0%	66	52.8%	6	4.8%	125	100.0%
不詳	10	2.8%	44	12.2%	138	38.1%	91	25.1%	14	3.9%	65	18.0%	362	100.0%
合計	28	0.8%	255	7.6%	1,570	46.8%	1,030	30.7%	149	4.4%	325	9.7%	3,357	100.0%

希望子ども数に関する夫婦の一致度をみると、第1回・第4回とも夫婦の意見が一致しているケースが最も多い(表3)。しかし、第1回に妻=夫だった割合が70.8%だったのに比べ、第4回では妻=夫の割合は74.8%に上昇している。3年間で夫婦の意見の調整がはかられて、一致割合が高くなっていることが分かる。これを同じ集計の行割合を示した表4でも確認してみると、第1回で「妻<夫」ないし「妻>夫」であった夫婦のうち、第4回でも同じ不一致の組合せである割合より、夫か妻が意見を変えて妻=夫となる割合の方が大きい。

表3 希望子ども数に関する夫婦の意見組合せの変化（全体の％）

夫婦の 意見組合せ		第4回			合計
		妻<夫	妻=夫	妻>夫	
第 1 回	妻<夫	6.6	8.1	0.5	15.2
	妻=夫	6.7	58.7	5.4	70.8
	妻>夫	0.8	7.9	5.3	14.0
	合計	14.1	74.8	11.1	100.0

注：標本総数は2,379。

表4 希望子ども数に関する夫婦の意見組合せの変化（行％）

夫婦の 意見組合せ		第4回			合計
		妻<夫	妻=夫	妻>夫	
第 1 回	妻<夫	43.5	53.5	3.0	100.0
	妻=夫	9.4	83.0	7.6	100.0
	妻>夫	5.7	56.6	37.7	100.0
	合計	14.1	74.8	11.1	100.0

注：標本総数は2,379。

3年間の出生有無別に妻の希望子ども数の変化を見てみると（表5）、妻・夫とも出生有無にかかわらず希望子ども数は変わらないケースが最も多い。しかし、「出生あり」の妻・夫では、第1回に比べて第4回で希望子ども数が減少した人が27%おり、出生なしの人より多い。逆に、「出生なし」の妻・夫では、希望子ども数が増加した人が妻で14.8%、夫で15.3%いて、これは希望子ども数が減少した人より多かった。

表5 第1回～第4回の出生有無別にみた、妻の希望子ども数の変化

出生有無		希望子ども数の変化（％）				標本数
		減少	同じ	増加	合計	
妻	出生あり	27.0	64.7	8.3	100.0	699
	出生なし	8.2	77.0	14.8	100.0	2,082
	合計	12.9	73.9	13.2	100.0	2,781
夫	出生あり	27.0	63.6	9.4	100.0	671
	出生なし	10.4	74.4	15.3	100.0	2,064
	合計	14.4	71.7	13.8	100.0	2,735

3. 追加出生意欲と出生有無

希望子ども数の変化に続き、追加の子どもの出生意欲と出生有無との関連について観察してみよう。表6、7は、第1回のパリティと夫婦の追加出生意欲別にみた、3年間の出生有無割合である。

これを見ると、第1回調査時の追加出生意欲が強いほど、その後3年間に子どもを産んでいることがわかる。この傾向は妻のほうが強い。第1回調査時にパリティ0の妻のうち、

「絶対欲しい」としていた場合は、その後3年間で49.5%が出産している。次いで「欲しい」で32.7%が出産しているが、「どちらとも言えない」以下の低い追加意欲の場合は出生ありの割合が激減している。パリティ1の妻では、「絶対欲しい」とした人のうち70.1%がその後3年間に実際に出産しており、高い実現度が観察できる。パリティが上がると希望子ども数を達成した人の割合が高くなるために、追加出生意欲も「欲しくない」ほうに分布が偏っていくが、やはり追加意欲と出生有無は強く関連していることが見て取れる。

表6 第1回時追加出生意欲とその後の出生有無割合：妻

第1回 パリティ	3年間の 出生有無	第1回時点の追加出生意欲（妻）										合計			
		絶対欲しい		欲しい		どちらとも言えない		あまり欲しくない		絶対欲しくない				不詳	
		度数	列N%	度数	列N%	度数	列N%	度数	列N%	度数	列N%	度数	列N%	度数	列N%
0人	出生あり	92	49.5	68	32.7	17	16.5	4	10.0	0	0.0	4	23.5	185	31.8
	出生なし	94	50.5	140	67.3	86	83.5	36	90.0	28	100.0	13	76.5	397	68.2
1人	出生あり	227	70.1	166	43.7	41	22.7	9	14.5	4	8.7	4	33.3	451	44.9
	出生なし	97	29.9	214	56.3	140	77.3	53	85.5	42	91.3	8	66.7	554	55.1
2人	出生あり	18	22.8	50	18.3	41	8.4	9	3.3	10	4.5	4	14.3	132	9.7
	出生なし	61	77.2	223	81.7	450	91.6	265	96.7	212	95.5	24	85.7	1,235	90.3
3人以上	出生あり	4	19.0	6	17.6	9	8.2	6	6.3	2	1.5	1	10.0	28	6.9
	出生なし	17	81.0	28	82.4	101	91.8	90	93.8	130	98.5	9	90.0	375	93.1
合計	出生あり	341	55.9	290	32.4	108	12.2	28	5.9	16	3.7	13	19.4	796	23.7
	出生なし	269	44.1	605	67.6	777	87.8	444	94.1	412	96.3	54	80.6	2,561	76.3

表7 第1回時追加出生意欲とその後の出生有無割合：夫

第1回 パリティ	出生有無	第1回時点の追加出生意欲（夫）										合計			
		絶対欲しい		欲しい		どちらとも言えない		あまり欲しくない		絶対欲しくない				不詳	
		度数	列N%	度数	列N%	度数	列N%	度数	列N%	度数	列N%	度数	列N%	度数	列N%
0人	出生あり	78	45.1	78	33.5	16	16.0	3	10.0	0	0.0	10	35.7	185	31.8
	出生なし	95	54.9	155	66.5	84	84.0	27	90.0	18	100.0	18	64.3	397	68.2
1人	出生あり	189	59.8	213	49.8	38	19.3	2	6.1	1	6.7	8	50.0	451	44.9
	出生なし	127	40.2	215	50.2	159	80.7	31	93.9	14	93.3	8	50.0	554	55.1
2人	出生あり	12	16.4	68	20.2	36	6.7	10	3.8	5	4.0	1	2.9	132	9.7
	出生なし	61	83.6	268	79.8	498	93.3	255	96.2	120	96.0	33	97.1	1,235	90.3
3人以上	出生あり	2	13.3	8	24.2	9	6.3	6	5.8	2	2.2	1	6.7	28	6.9
	出生なし	13	86.7	25	75.8	134	93.7	98	94.2	91	97.8	14	93.3	375	93.1
合計	出生あり	281	48.7	367	35.6	99	10.2	21	4.9	8	3.2	20	21.5	796	23.7
	出生なし	296	51.3	663	64.4	875	89.8	411	95.1	243	96.8	73	78.5	2,561	76.3

表6、7では、妻や夫が追加の子どもを欲しくない場合も、少ないながら出生ありのサンプルが観察されたが、これは相手の意欲が影響していることが考えられる。表8は、夫婦の第1回調査時点での追加出生意欲組合せ別に、その後の3年間の出生有無割合をみたものである。組合せをシンプルにするため、ここでは「絶対欲しい」「欲しい」は合わせて「ほしい」とし、同様に「絶対欲しくない」「あまり欲しくない」は「ほしくない」とした。「どちらとも言えない」はそのまま扱っている。

この表をみると、妻・夫とも「ほしい」としている場合に、その後3年間での実際の出生割合が高い。表8は、「妻ほしい・夫ほしい」以下、総数で出生割合が高い順に並べているが、全体として妻の意欲が高いほうが出生割合も高いようである。妻が追加の子どもを

ほしくないとき、夫が反対に「ほしい」と積極的でない限り、出生割合は非常に低い（ただし、パリティ 1 の夫婦で、両者ともほしくないのに出生ありの割合が高く、このセルのみ例外的である）。「どちらでもよい」という中間的な意欲を持つ場合は、配偶者の意欲につられる傾向も見られる。

表 8 第 1 回調査時パリティ、夫婦の追加出生意欲組合せ別にみた、出生有無割合

第1回 パリティ	出生有無	追加出生意欲組合せ										総数
		妻ほしい 夫ほしい	妻ほしい 夫どちらでも	妻どちらでも 夫ほしい	妻ほしくない 夫ほしい	妻ほしくない 夫ほしくない	妻どちらでも 夫ほしくない	妻どちらでも 夫ほしくない	妻ほしくない 夫どちらでも	妻ほしくない 夫ほしくない	不詳を含む 組合せ	
0人	出生あり	42.7	30.2	22.6	15.8	27.3	6.1	0.0	4.5	0.0	28.9	31.8
	出生なし	57.3	69.8	77.4	84.2	72.7	93.9	100.0	95.5	100.0	71.1	68.2
	合計 (標本数)	100.0 (328)	100.0 (43)	100.0 (53)	100.0 (19)	100.0 (11)	100.0 (33)	100.0 (11)	100.0 (22)	100.0 (24)	100.0 (38)	100.0 (582)
1人	出生あり	60.6	28.2	29.3	15.8	0.0	16.4	0.0	7.0	11.5	44.4	44.9
	出生なし	39.4	71.8	70.7	84.2	100.0	83.6	100.0	93.0	88.5	55.6	55.1
	合計 (標本数)	100.0 (599)	100.0 (85)	100.0 (99)	100.0 (38)	100.0 (10)	100.0 (67)	100.0 (11)	100.0 (43)	100.0 (26)	100.0 (27)	100.0 (1,005)
2人	出生あり	28.3	14.7	16.4	8.9	5.0	5.7	6.3	2.5	2.4	8.6	9.7
	出生なし	71.7	85.3	83.6	91.1	95.0	94.3	93.8	97.5	97.6	91.4	90.3
	合計 (標本数)	100.0 (166)	100.0 (116)	100.0 (122)	100.0 (112)	100.0 (60)	100.0 (247)	100.0 (112)	100.0 (162)	100.0 (212)	100.0 (58)	100.0 (1,367)
3人以上	出生あり	20.8	23.1	7.1	40.0	11.1	7.9	9.4	1.5	1.4	8.7	6.9
	出生なし	79.2	76.9	92.9	60.0	88.9	92.1	90.6	98.5	98.6	91.3	93.1
	合計 (標本数)	100.0 (24)	100.0 (13)	100.0 (14)	100.0 (10)	100.0 (18)	100.0 (63)	100.0 (32)	100.0 (65)	100.0 (141)	100.0 (23)	100.0 (403)
総数	出生あり	49.7	22.2	21.5	12.8	8.1	7.8	6.0	3.1	2.5	20.5	23.7
	出生なし	50.3	77.8	78.5	87.2	91.9	92.2	94.0	96.9	97.5	79.5	76.3
	合計 (標本数)	100.0 (1,117)	100.0 (257)	100.0 (288)	100.0 (179)	100.0 (99)	100.0 (410)	100.0 (166)	100.0 (292)	100.0 (403)	100.0 (146)	100.0 (3,357)

注：追加出生意欲の分類のうち、「ほしい」は「絶対欲しい」+「欲しい」、「ほしくない」は「欲しくない」+「絶対欲しくない」を合計した値。

4. 追加出生意欲と出生有無：人口学的・社会経済的属性との関連

ここまで、希望子ども数や出生意欲と、その後 3 年間の出生有無の関連について観察してきたが、その他の人口学的、社会経済的属性別の集計も試みた。表 9 は、Westoff and Ryder (1977) の分析を参考に、同様の集計を行ったものである。集計レベルの不一致度として、追加子どもを「ほしい」（「絶対欲しい」+「欲しい」）とした人のうち、その後 3 年間で「出生なし」であった人の割合を算出している。また、個人レベルでの不一致度として、「ほしい」（絶対欲しい+欲しい）が出生なしの人の割合と、「ほしくない」（あまり欲しくない+絶対欲しくない）が出生ありの人の割合、およびその合計について観察している。

集計レベルの不一致度については、すべてのカテゴリでマイナスがついており、現時点（2002～2005 年の 3 年間経過）での集計では、「ほしい」人より「出生あり」の人が少ないことを示している。これは観察期間が短いため、当然だろう。個別の集計結果をみると、まず妻の年齢では、若いほど不一致度が低い。20 歳代と 30 歳代以上で大きく不一致度に差があり、高年齢になるほどこの値が高いことは、出産における年齢の壁を示しているといえる。このことは夫婦の同居期間、パリティにも反映していると見られ、同居期間が長いほど、またパリティが高いほど妻の平均年齢は高くなるが、不一致度の値も高い。ただし、パリティ 0 はパリティ 1 や 3 人以上より不一致度が高く、これは不妊による影響が含まれているのかもしれない。

表9 人口学的・社会経済的属性別にみた、出生意欲と出生有無との関連

第1回の属性	妻の出生意欲「ほしい」		出生有無「あり」		不一致度 (B-A)/A*100	個人レベルの不一致度(%)				標本数 N	
	A		B			合計 (C+D)/N	「ほしい」が 出生なし C		「ほしくない」 が出生あり D		
	(%)	(N)	(%)	(N)			(%)	(N)	(%)		(N)
総数(不詳除く)	45.7	(1,505)	23.8	(783)	-48.0	27.9	58.1	(874)	4.9	(44)	3,290
(妻の年齢)											
20~24歳	67.8	(80)	43.2	(51)	-36.3	37.3	33.9	(40)	3.4	(4)	118
25~29歳	58.7	(525)	37.4	(334)	-36.4	28.7	27.7	(248)	1.0	(9)	894
30~34歳	39.6	(837)	18.0	(380)	-54.6	26.5	25.2	(534)	1.3	(27)	2,116
35~39歳	37.4	(55)	12.2	(18)	-67.3	32.7	29.9	(44)	2.7	(4)	147
40~44歳	50.0	(7)	-	-	-	-	50.0	(7)	-	-	14
(同居期間)											
0~4年	73.2	(631)	46.6	(402)	-36.3	34.0	32.3	(278)	1.7	(15)	862
5~9年	41.3	(656)	19.7	(314)	-52.1	27.6	26.4	(419)	1.3	(20)	1,590
10~14年	23.7	(155)	5.2	(34)	-78.1	21.4	20.6	(135)	0.8	(5)	655
15~19年	21.1	(4)	-	-	-	21.1	21.1	(4)	-	(0)	19
(パリティ)											
0人	69.7	(394)	32.0	(181)	-54.1	42.1	41.4	(234)	0.7	(4)	565
1人	70.9	(704)	45.0	(447)	-36.5	32.6	31.3	(311)	1.3	(13)	993
2人	26.3	(352)	9.6	(128)	-63.6	22.6	21.2	(284)	1.4	(19)	1,339
3人以上	14.0	(55)	6.9	(27)	-50.9	13.5	11.5	(45)	2.0	(8)	393
(親との同別居)											
妻の親と同居	44.0	(106)	22.4	(54)	-49.1	26.6	25.7	(62)	0.8	(2)	241
夫の親と同居	47.1	(373)	23.6	(187)	-49.9	29.0	27.4	(217)	1.6	(13)	792
両方の親と同居	25.0	(2)	12.5	(1)	-50.0	-	25.0	(2)	-	-	8
親と別居	45.6	(1,016)	24.1	(538)	-47.0	27.7	26.4	(588)	1.3	(29)	2,230
(妻の学歴)											
中学	41.0	(48)	20.5	(24)	-50.0	24.8	23.1	(27)	1.7	(2)	117
高校	40.7	(592)	19.9	(289)	-51.2	27.2	25.8	(375)	1.4	(20)	1,453
短大・高専・専門	49.9	(596)	27.4	(327)	-45.1	28.3	27.1	(323)	1.3	(15)	1,194
大学・大学院	55.9	(186)	34.8	(116)	-37.6	26.7	25.8	(86)	0.9	(3)	333
(妻の仕事有無)											
有業	45.2	(675)	22.0	(329)	-51.3	29.3	28.0	(418)	1.3	(19)	1,493
有業だが休業中	65.0	(52)	40.0	(32)	-38.5	28.8	28.8	(23)	-	(0)	80
無業	44.9	(750)	24.8	(415)	-44.7	26.2	24.7	(412)	1.5	(25)	1,671
有業の妻について (妻の就業状態)※1											
正規就業	58.5	(327)	31.5	(176)	-46.2	32.4	31.7	(177)	0.7	(4)	559
非正規就業	38.8	(293)	18.0	(136)	-53.6	27.2	25.7	(194)	1.6	(12)	756
(妻の勤め先規模)											
1~4人	39.0	(83)	20.2	(43)	-48.2	24.4	23.5	(50)	0.9	(2)	213
5~29人	43.6	(152)	18.9	(66)	-56.6	30.4	28.7	(100)	1.7	(6)	349
30~99人	46.2	(102)	21.7	(48)	-52.9	29.4	28.5	(63)	0.9	(2)	221
100~499人	52.5	(128)	25.8	(63)	-50.8	33.2	32.8	(80)	0.4	(1)	244
500~999人	55.9	(38)	27.9	(19)	-50.0	-	30.9	(21)	-	-	68
1000~4999人	37.4	(37)	24.2	(24)	-35.1	-	18.2	(18)	-	-	99
5000人以上	46.6	(27)	39.7	(23)	-14.8	20.7	15.5	(9)	5.2	(3)	58
官公庁	61.0	(47)	31.2	(24)	-48.9	-	29.9	(23)	-	-	77
(妻の職業)											
専門的・技術的	50.8	(165)	30.5	(99)	-40.0	24.9	24.6	(80)	0.3	(1)	325
管理的	33.3	(2)	16.7	(1)	-50.0	-	16.7	(1)	-	-	6
事務	53.4	(210)	26.2	(103)	-51.0	31.0	30.3	(119)	0.8	(3)	393
販売	39.9	(63)	19.0	(30)	-52.4	31.6	27.8	(44)	3.8	(6)	158
サービス	41.2	(89)	17.1	(37)	-58.4	29.6	28.2	(61)	1.4	(3)	216
農林漁業	36.7	(11)	16.7	(5)	-54.5	30.0	26.7	(8)	3.3	(1)	30
運輸・通信	40.0	(6)	6.7	(1)	-83.3	-	33.3	(5)	-	-	15
生産工程・労務作業	39.3	(59)	18.0	(27)	-54.2	28.7	28.0	(42)	0.7	(1)	150
その他	36.0	(27)	20.0	(15)	-44.4	-	22.7	(17)	-	-	75
(妻の週就業時間)											
22時間未満	37.0	(141)	16.8	(64)	-54.6	26.2	24.7	(94)	1.6	(6)	381
22~34時間	35.2	(106)	16.6	(50)	-52.8	24.9	22.9	(69)	2.0	(6)	301
35~42時間	49.9	(434)	26.6	(231)	-46.8	29.5	28.2	(245)	1.4	(12)	870
43~48時間	49.3	(197)	26.5	(106)	-46.2	26.5	26.0	(104)	0.5	(2)	400
49~59時間	48.8	(185)	21.4	(81)	-56.2	33.2	31.9	(121)	1.3	(5)	379
60時間以上	44.8	(209)	26.3	(123)	-41.1	24.4	23.1	(108)	1.3	(6)	467

注) ハイフンは該当標本数がゼロであることをあらわす。すべて不詳を除く。

※1: 正規=就業形態が正規の職員・従業員。非正規=アルバイト、パート、派遣、契約・嘱託、その他。
会社などの役員・自営業主、自家営業の手伝い、自宅での賃仕事(内職)は含まれていない。

親との同別居状態では、不一致度に差はみられない。妻の学歴では、大学・大学院で不一致度が低く、その他は大きな差はなかった。大卒の場合は晩婚・晩産の傾向を示すが、晩産であるほどその先の生殖可能期間が短いために追加出生意欲が高く、また出産を急ぐ場合も多い。大卒で不一致度が低いのはこの背景を反映しているのかもしれない。

妻の就業に関しては、最も不一致度が低いのは有業だが休業中の妻である。これは子どもを産んで育児休業中のケースが多いためであろう。これを別として有業・無業を比べると、無業の妻のほうが不一致度は低かった。さらに、有業の妻に限ってその労働状況別にみると、従業上の地位では正規就業の妻のほうが非正規就業の妻より不一致度は低い。勤め先の企業規模では、大企業であるほど不一致度が低い傾向が見られるが、官公庁は意外に不一致度が高かった。妻の職業別の集計では、サンプル数が非常に少ないカテゴリが多く比較に注意を要するが、専門的・技術的職業の妻で不一致度が低い傾向が見られる。最後に妻の週就業時間については、60時間以上働く長時間労働の妻で不一致度がもっとも低かった。これは現段階ではその理由の解釈が難しい。

個人レベルの不一致度については、やはり追加の子どもを持つ意欲が大きく影響しており、「ほしくない」のに出生がある割合は非常に低い。これは、どの属性の集計を見ても同様であった。「ほしい」が出生なしのケースも少なからずあるが、本稿の観察期間はまだ3年間であり、ここの数字はさらに観察期間を延ばして5年、10年とデータを蓄積していけば、減少していく可能性が高い。当初の出生意欲がその後の出生行動を大きく左右する、とくに「欲しくない」という気持ちはその後の出生を強く抑制するといえそうである。

5. まとめ

本稿では、出生意欲の実現度合いを分析するため、2002年から開始された『21世紀成年者縦断調査』（厚生労働省実施）第1回～第4回のデータを用い、3年間の出生有無と出生意欲の関連を中心にクロス集計による分析を行った。

まず、出生意欲を測る変数として希望子ども数と追加出生意欲の度合いの2つを取り上げ、それらの経年変化や3年間の出生有無との関連を観察した。

希望子ども数の変化をまとめると、次の3点が指摘できる。

第1に、希望子ども数によって、その意識の安定性が異なることである。希望子ども数が2人の場合、その考えは安定的であり、時間を通じて変化する人の割合が低い。これは、希望2人に次いで希望3人でも比較的あてはまる。しかし、子どもはいらぬ（希望0人）という無子志向は変化が激しく、3年間で約6割の人が回答を変化させている。次いで希望1人という少子志向の回答者にも同様の傾向が見られ、この場合、妻では約半数、夫で約6割の人が3年間で考えを変えていた。

第2に、夫婦の意見の組合せの変化については、第1回より第4回で希望子ども数が妻＝夫の割合が高まっており、当初に夫婦の意見が異なっても、その後の調整がなされ

ることが分かった。

第3に、観察期間に子どもの出生がなかった場合より、出生があった場合に第1回に比べて第4回の希望子ども数が減った人が多かった。

次に、追加の子どもを持ちたい気持ちの強さ（追加出生意欲）について、出生有無との関連を調べると、当初の出生意欲が妻・夫ともその後の出生行動に強く影響していることがみてとれた。追加の子どもを持ちたい気持ちが強いほど、その後3年間で実際に出産した割合が高かった。これを夫婦の意欲組合せ別に見ると、妻の意向のほうがその後の出生有無割合に影響している様子がうかがわれた。この組合せ別集計では、「どちらでもよい」という態度の場合は、相手の意欲につられる傾向もみられた。

最後に、出生意欲とその後の出生有無について人口学的、社会経済学的属性別に集計をしてみると、人口学的変数では年齢の影響が強く出ていた。年齢が高くなるほど（30歳代以降）、「ほしい」人のうち「出生あり」の割合が低い。この年齢効果を反映してか、同居期間が長いほど、パリティが高いほどこの不一致度が高かった。また、その他の社会経済変数では、学歴が高いほど、無業の妻ほど不一致度は低く、有業の妻の間では大企業の妻や専門的・技術的職業の妻で不一致度が低い傾向が見られた。

本稿では、利用可能データが2002～2005年の3年間の変化をみるものであったことから、基礎分析としてクロス集計による基礎分析を行った。諸外国では、すでにパネル調査データを用いた出生意欲と出生行動の分析が多数行われているが、短期分析でも少なくとも5年程度の期間を観察している（Westoff and Ryder 1977；Schoen et al. 1999など）。さらに長い期間では、10～15年間のデータを扱い、完結出生児数までを分析視野に入れた論文もある（Freedman et al. 1980）。本稿で用いた成年者縦断調査の分析でも、今後データが蓄積し、最低でも5年分の変化が観察可能となった時点で、出生意欲や社会経済的属性とその後の出生行動に関する多変量解析を行いたい。

<参考文献>

Freedman, Ronald, Deborah S. Freedman, and Arland D. Thornton (1980) "Changes in Fertility Expectations and Preferences Between 1962 and 1977: Their Relation to Final Parity", *Demography*, 17(4), pp.365-378.

Schoen, Robert, Nan Marie Astone, Young J. Kim, and Constance A. Nathanson (1999) "Do Fertility Intentions Affect Fertility Behavior?" *Journal of Marriage and the Family*, 61(3), pp.790-799.

Westoff, Charles F. and Norman B. Ryder (1977) "The Predictive Validity of Reproductive Intentions" *Demography*, 14(4), pp.431-453.

守泉理恵 (2007) 「先進諸国の出生率をめぐる国際的動向」『海外社会保障研究』第160号、pp.4～21。

8 出産後再就労のタイミングと促進要因のイベントヒストリー分析

西野 淑美

1. 問題設定

女性たちは出産後、いつ頃仕事に復帰するのか、またどのような属性によって再就労の早さに違いが出るのか。属性による差の構造は、都市規模によって違うのだろうか。

昨年度は、このような問題関心のもとで、クロス表中心の予備的分析を行い、町村（郡部）において、就労への復帰が早いように見えることは見出した。しかし、まだ復帰していないがこれから就労する可能性を持つ人が多いこと、脱落などを適切に扱う必要があること、また世帯構成・居住地・弟妹の出生など時間に依存して変動する変数を年ごとに追えるパネル調査の利点を生かしたいことから、イベントヒストリー分析（ハザード分析・生存時間分析・サバイバル分析とも呼ばれる）を行う必要があると考え、実施した。

本稿の問題設定と方法論に近い研究として、平尾桂子による、女性の職業継続の規定要因に関するハザード分析（平尾 2005a）や、結婚・出産退職後の労働市場再参入過程のハザード分析（平尾、2005b）がある。いずれも回顧法ではあるが、前者の研究では結婚コーホート別に就業継続に影響を及ぼす諸属性を精査している。後者の研究では、職業経歴・家族経歴のデータを用いることで、高学歴女性が結婚や出産を機にいったん退職すると他の学歴層に比べて再就職しにくいとのこれまでの指摘を、夫の収入効果との関係でより細かく検証している。本稿の分析を進めるに当たって、これらの研究に多く学んだ。

2. 方法

用いるデータは、21世紀出生児縦断調査の第1-5回目のデータである。調査の対象児の母親のうち、対象児を出産後に t 時点で再就労していない人が、 $t+1$ 時点で再就労している状態に移行する確率（のロジット）を求め、移行に影響を与えている要素を検証した。

対象児を出産した月をリスク開始の起点時間とし、出産後に初めて職に就いた時点イベント発生時点とする。今回の分析では、「再就労」とは出産後初めて職に就いた時点を指しているため、出産前と同じ仕事への復帰とは限らないことと、その後に離職する可能性もあることには留意してほしい。最新の調査時点、つまり対象児が4歳6ヶ月になる時点までに再就労しなかった場合は、打ち切りとした。また、脱落した回があったケースは、最初の脱落時点で観察打ち切りとした。使用変数は表1で示した通りである。

まず Kaplan-Meier 法により、累積生存確率、即ちこの場合は「再就労しないでいる確率」を、各属性グループごとに比較した（第3節）。続いて、離散時間ロジットモデルによる分析を行った（第4節）。具体的には、データは、STATA の `stsplit` コマンドを用い