

表4 メインワーカーとして働く女性の職種別割合(1991年)

変数	単位	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値
自営農民	%	358	35.00	21.54	1.6	97.4
農業労働者	%	358	41.14	19.54	0.4	82.9
畜産業その他	%	358	2.00	6.74	0.0	70.0
鉱山業、石材業	%	358	0.39	1.31	0.0	19.8
家庭内製造業	%	358	3.69	5.75	0.1	67.9
家庭外製造業	%	358	3.96	6.04	0.0	49.3
建設業	%	358	0.64	0.87	0.0	8.3
商業	%	358	2.01	1.74	0.1	12.0
運送業	%	358	0.31	0.57	0.0	7.7
その他サービス業	%	358	10.89	12.36	0.8	65.6

(出所) Government of India (1998b)より筆者計算。

表 5 メインワーカーとして働く女性の農業従事者の地域別割合(1991年)

変数	単位	サンプルサイズ	平均	標準偏差	最小値	最大値	
自営農民	合計	%	358	35.00	21.54	1.6	97.4
	北部	%	163	44.90	22.64	1.6	97.4
	西部	%	48	38.06	16.62	6.7	79.0
	東部	%	71	25.53	16.48	3.0	75.8
	南部	%	76	20.67	12.78	2.3	50.0
農業労働者	合計	%	358	41.14	19.54	0.4	82.9
	北部	%	163	30.52	15.36	0.4	67.4
	西部	%	48	45.36	14.99	11.4	75.5
	東部	%	71	53.67	20.24	9.7	82.9
	南部	%	76	49.57	17.52	10.2	77.9
農業従事者 (自営農民+農業労働者)	合計	%	358	76.14	21.18	9.8	98.1
	北部	%	163	75.42	22.18	9.8	97.8
	西部	%	48	83.43	11.46	45.4	96.0
	東部	%	71	79.20	21.12	13.4	98.1
	南部	%	76	70.24	22.26	12.7	91.6

(出所) Government of India (1998b)より筆者計算。

表6 推定結果

TFR	係数	Z値	Q5	係数	Z値	FD	係数	Z値
Q5	0.01	2.03 **	TFR	-17.80	-0.82	TFR	0.85	0.12
女性識字率	-0.04	-8.67 ***	女性識字率	-0.65	-0.66	Q5	0.07	0.74
男性識字率	0.02	2.73 ***	男性識字率	-0.74	-1.93 *	女性識字率	-0.28	-0.84
女性労働参加率	-0.02	-3.94 ***	女性労働参加率	-0.03	-0.07	男性識字率	0.10	0.56
貧困者比率	0.004	1.13	貧困者比率	0.82	3.97 ***	女性労働参加率	-0.42	-2.71 ***
都市人口比率	0.002	0.64	都市人口比率	-0.23	-1.66 *	貧困者比率	0.05	0.61
何らかの医療保健施設を持つ農村の県内割合	0.003	2.68 ***	何らかの医療保健施設を持つ農村の県内割合	-0.02	-0.21	都市人口比率	0.02	0.38
結婚年齢男女差	-0.11	-3.01 ***	安全な飲料水源を持つ農村世帯の県内割合	-0.35	-4.23 ***	何らかの医療保健施設を持つ農村の県内割合	0.05	1.65 *
指定カーブスト人口比率	-0.004	-0.95	指定カーブスト人口比率	0.07	0.24	指定カーブスト人口比率	-0.01	-0.13
指定種族人口比率	-0.004	-1.91 *	指定種族人口比率	-0.05	-0.30	指定種族人口比率	-0.18	-3.21 ***
ムスリム人口比率	0.02	5.20 ***	ムスリム人口比率	0.27	0.75	ムスリム人口比率	-0.10	-0.84
東部ダミー	-0.29	-2.00 **	東部ダミー	-42.20	-2.98 ***	東部ダミー	0.67	0.15
西部ダミー	-0.09	-0.59	西部ダミー	-32.83	-3.26 ***	西部ダミー	0.93	0.25
南部ダミー	-0.22	-0.92	南部ダミー	-69.61	-3.89 ***	南部ダミー	3.36	0.56
女性識字者の中卒以上割合	0.01	1.49	女性識字者の中卒以上割合	-0.69	-3.20 ***	女性識字者の中卒以上割合	0.12	1.13
H	0.43	1.73 *	H	-25.27	-1.74 *	H	14.63	2.32 **
定数項	4.11	5.59 ***	定数項	304.84	2.61 ***	定数項	-12.73	-0.37
R <sup>2</sup>		0.77	R <sup>2</sup>		0.46	R <sup>2</sup>		0.37
サンプルサイズ		358	サンプルサイズ		358	サンプルサイズ		358

(注)\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%であることを示す。

表 7 学校教育水準別の推定結果

TFR	係数	Z値	Q5	係数	Z値	FD	係数	Z値
女性識字者の 高卒以上割合	0.01	1.35	女性識字者の 高卒以上割合	-0.94	-2.68 ***	女性識字者の 高卒以上割合	0.27	1.32
TFR	係数	Z値	Q5	係数	Z値	FD	係数	Z値
女性識字者の 大卒以上割合	0.02	0.77	女性識字者の 大卒以上割合	-0.37	-0.32	女性識字者の 大卒以上割合	0.13	0.3

(注1)\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%であることを示す。

(注2)表6の推定で「中卒以上」の変数に代えてそれぞれ推定を行った分析結果。

付表 自営農民割合、農業労働者割合の効果に関する推定結果

TFR	係数	Z値	Q5	係数	Z値	FD	係数	Z値
Q5	0.01	2.04 **	TFR	-34.49	-1.34	TFR	3.15	0.46
女性識字率	-0.04	-7.61 ***	女性識字率	-1.53	-1.30	Q5	0.05	0.63
男性識字率	0.01	2.32 **	男性識字率	-0.25	-0.52	女性識字率	-0.21	-0.67
女性労働参加率	-0.02	-3.99 ***	女性労働参加率	-0.32	-0.69	男性識字率	0.05	0.32
貧困者比率	0.005	1.69 *	貧困者比率	0.76	3.31 ***	女性労働参加率	-0.31	-2.27 **
都市人口比率	0.001	0.50	都市人口比率	-0.19	-1.18	貧困者比率	0.05	0.73
何らかの医療保健施設を持つ農村の県内割合	0.003	2.58 ***	何らかの医療保健施設を持つ農村の県内割合	0.01	0.09	都市人口比率	-0.02	-0.35
結婚年齢男女差	-0.117	-3.20 ***	安全な飲料水源を持つ農村世帯の県内割合	-0.45	-4.33 ***	何らかの医療保健施設を持つ農村の県内割合	0.04	1.34
指定カーブスト人口比率	-0.003	-0.70	指定カーブスト人口比率	-0.08	-0.24	指定カーブスト人口比率	-0.02	-0.15
指定種族人口比率	-0.005	-1.96 **	指定種族人口比率	-0.002	-0.01	指定種族人口比率	-0.18	-3.27 ***
ムスリム人口比率	0.02	5.26 ***	ムスリム人口比率	0.63	1.46	ムスリム人口比率	-0.15	-1.30
東部ダミー	-0.29	-1.90 *	東部ダミー	-60.63	-3.36 ***	東部ダミー	1.16	0.25
西部ダミー	-0.11	-0.68	西部ダミー	-46.49	-3.53 ***	西部ダミー	1.13	0.28
南部ダミー	-0.26	-1.11	南部ダミー	-90.40	-3.94 ***	南部ダミー	3.03	0.49
女性識字者の中卒以上割合	0.01	1.48	女性識字者の中卒以上割合	-0.58	-2.25 **	女性識字者の中卒以上割合	0.12	1.24
自営農民割合	0.004	1.86 *	自営農民割合	-0.23	-1.34	自営農民割合	0.06	1.11
農業労働者割合	0.003	1.49	農業労働者割合	0.22	1.21	農業労働者割合	0.07	1.25
定数項	4.28	7.17 ***	定数項	376.23	2.75 ***	定数項	-16.14	-0.49
R <sup>2</sup>		0.77	R <sup>2</sup>		0.25	R <sup>2</sup>		0.37
サンプルサイズ		358	サンプルサイズ		358	サンプルサイズ		358

(注)\*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%であることを示す。

- 
- 1 本稿で乳幼児とは0歳以上5歳未満児を指す。また女兒、男児という場合はこの年齢時期にあることを示す。
- 2 総人口で見た場合、北米やヨーロッパ各国の男性1000人に対する女性の比率は1050程度[Dreze and Sen 1995, 141; Ramanathayer and MacPherson 2000, 27]。
- 3 世界銀行ホームページ(<http://www.worldbank.org> 最終閲覧日2006年11月20日)の数値より計算。なお、性比は女性100人に対する男性の割合で示される場合もあるが、インドでは男性1000人に対する女性の比率で示されるのが一般的[押川 1995]であるため、本稿ではこれを踏襲している。
- 4 ただし、妊産婦死亡減少の平均寿命の伸長への貢献が指摘されている[日本人口学会 2002, 72]こと等からも推察されるように、性比に対しては女性の栄養摂取水準とともに妊産婦死亡も影響していると考えられる。
- 5 特に農村部貧困層の女性は、「弱者の中の弱者」と言われている[押川 1995]。
- 6 具体的な州名については表2を参照。この他、北東州のアッサム州のデータ(県数23)を利用可能であるが、歴史的にインド他地域とは別個の扱いを受けてきたこと[井上 2002]、本稿後半の分析で北東州ダミーを利用するにはデータが少数であること等から、本稿の分析から除くこととした。
- 7 81年の総人口は約6億6千万人。インドは中国に次ぐ世界第二位の人口大国で、1995-2000年の年平均人口増加率は中国を上回っている[日本人口学会 2002, 874]。インドでは1951年の第1次5カ年計画に始まる人口政策が導入されており、本稿の分析対象となる1991年は第7次5カ年計画と第8次5カ年計画の狭間に当たる。人口抑制の必要性を説いて来たそれまでの5カ年計画と比較すると、第8次5カ年計画は個人の選択性を強調する内容となっている。詳しくは、日本人口学会(2002, 874-879)を参照。
- 8 この229県のうち北部の県が120で過半数を占める。
- 9 識字率については本文III節2項の説明を参照されたい。
- 10 労働参加率については本文III節2項の説明を参照されたい。
- 11 1972-73年のインド農村部の貧困者比率(Head Count Ratio)は全国平均で47.3%[Jain, Sundaram and Tendulkar 1988]であったが、1987-88年には34.1%[Dreze and Srinivasan 2000]まで改善している。1987-88年のデータを州別に見てみると、北部のパンジャーブ州の11.0%、ハリヤーナー州の15.0%に対し、東部のオリッサ州で55.5%、南部のカルナータカ州で59.5%などの数値例に見られる通り、地域格差が極めて大きい。
- 12 本稿で利用する91年のセンサスデータと時期が近いもので、NFHS-1(1992-93 National Family Health Survey)のマイクロデータを利用したArnold, Choe and Roy(1998)の分析がある。これは特に家族構成に注目して分析を行ったもので、地域的な違いはあるものの男児に比べて女兒の死亡率が高く、また出産順位が後の女兒ほど死亡のリスクにさらされる傾向にあることが示されている。同じくNFHS-1を利用した研究にKishor and Parasuraman(1998)などがある。
- 13 実際には、ある地域における「移民女性数/移民ではない女性数」を、「移民男性数/移民ではない男性数」で除したものを、間接的に「域外結婚」を表す指標として利用している。Kishor(1993)は、女性の移民は結婚を目的としたものがほとんどであるとの理由から、この指標を「域外結婚」を間接的に表すものと考えている。またKishor(1993)が用いているexogamyという単語は、「族外結婚」という直訳が適切かも知れないが、本稿では指標の作成方法が示す通り「域外結婚」と表記することとする。
- 14 域外結婚により女性は実家を離れ、財産相続のラインから除外されることとなる[Kishor 1993]。これにより将来的に女性は息子の援助、あるいは息子が存在することに伴う地位のみを頼りとすることとなるため、女兒は男児に対し不利な扱いを受ける可能性が考えられる。また域外結婚が一般的である状況では、女性に結婚の選択権はないことが多い。さらに、出産の意思決定に関わること

---

の出来ない可能性が高くなる[Dyson and Moore 1983; Malhotra, Vanneman and Kishor 1995]。

<sup>15</sup> プラスの場合、男児に対して女兒が多く死亡する割合を表す。マイナスの場合はその逆を表す。なお乳幼児死亡率のデータに関しては、ケーララ州 Wayanad 県の数値例に見られるように Q5、Q5F、Q5M がそれぞれ 89、57、94 と著しい偏りがあり、入力ミスの可能性が疑われるものがいくつか存在したが、それらを除いても分析結果は不変であったため、そのまま用いている。

<sup>16</sup> 南部では財産相続や結婚の慣習に見られる母系社会の特徴や、女性の教育水準、労働における役割等を反映し、女性の地位がインド他地域に比して高い。これとは対照的に、特に北部は男系社会で女性の財産相続権がないことなどを反映し、女性の地位は低いと言われている[Bardhan 1974; 1982; Dyson and Moore 1983; Das Gupta 1987; Kishor 1993; Malhotra, Vanneman and Kishor 1995; Murthi, Guio and Dreze 1995]。

<sup>17</sup> 南部の FD の上昇に関連するものとして、近年では他地域と同じように女性の地位が南部においても低下しつつある可能性があることを指摘する研究もある[Irudaya Rajan, Sudha and Mohanachandran 2000]。

<sup>18</sup> このような効果は「蓄積効果 (hoarding effect)」と呼ばれている。他に、Q5 が TFR に影響を及ぼす要因として、子供が死んだ場合にそれを補完する形で出産の意思決定を行うことが考え得る。これは「置き換え効果 (replacement effect)」と呼ばれている[Doepke 2005]。

<sup>19</sup> 前者はパリティ効果 (parity effect)、後者は増強効果 (intensification effect) と呼ばれている。

<sup>20</sup> 操作変数に関連する指標については、次項で説明する。

<sup>21</sup> ただし、7 歳未満児は読み書き能力無しと想定して計算されている。

<sup>22</sup> 「メインワーカー」の定義はセンサスに従う。この中には 15 歳未満の児童労働者も含まれる。労働の定義として、一日の労働時間や賃金の有無については特に定められていないが、家庭内消費のためのみの生産活動や非売品の生産活動については労働とは見做さない、とされている。

<sup>23</sup> 結婚持参金のため、「娘」の存在は両親にとって大きな経済的負担となる[Arnold, Choe and Roy 1998; Clark 2000]。

<sup>24</sup> 一方、家庭外での労働と家事という二つの大きな負荷が、女性の身体、精神両面に極めて重大なストレスを与える可能性もある[Murthi, Guio and Dreze 1995; Fulekar 2000]。

<sup>25</sup> 女性の労働参加率と TFR の内生性が疑われるが、適切な操作変数が存在しないため、本稿では前者を外生変数として扱っている。

<sup>26</sup> センサスには所得等の経済状況を示す指標が存在しないため、1987-88 年の National Sample Survey (NSS) より得られる農村部の貧困者比率[Dreze and Srinivasan 2000]を利用する。

<sup>27</sup> 一般に指定カーストなど下位カーストの間では、女性隔離など女性に対する社会規範が弱く、また労働力としても重要であることから女性の地位は比較的高く、性比の不均衡も小さいと言われている[押川 1995]。

<sup>28</sup> 地域区分は Murthi, Guio and Dreze (1995) に基づく。

<sup>29</sup> 理論的には、労働市場において需要独占がある場合、完全競争の場合に比して賃金は低くなる。後述するようにインドの女性の職種は農業に偏っていること、また農業部門における厳しい経済状況[押川 1995]などから、熟練工のような高賃金労働への拮がりでなくとも、職種の多様化によって雇用水準は改善することが期待される。

<sup>30</sup> ハーフインダール指数の説明については Kurosaki (2005) を参考。

<sup>31</sup> 自営農民割合と農業労働者割合を合計した指標を「農業従事者割合」とする。

<sup>32</sup> 結婚年齢男女差は、SMAM (Singulate Mean Age at Marriage) を利用し、男性年齢と女性年齢の差をとって算出している。

<sup>33</sup> 「域外結婚指標」の考え方と計算方法は Kishor (1993) に基づく。

<sup>34</sup> この分析結果に関しては筆者より入手可能である。

---

<sup>35</sup> 3SLS では大標本理論により漸近分散共分散行列が得られ、正規分布に基づいて推定を行う。3SLS の詳細については Zellner and Theil (1962) を参照。

<sup>36</sup> その他の変数の分析結果はほとんど不変であったため、教育水準の指標のみを表示している。

<sup>37</sup> これは大卒以上のキャリアを持つ女性の割合が極めて少ない(女性識字者のうち約 3.8%)ことに起因するものと思われる。

<sup>38</sup> 自営農民と農業労働者を別職種として作成したハーフィンダール指数によって行った分析においても、同指数の有意性はやや低下するものの符号に変化はない(その他の変数の結果も不変)。なおこの分析結果に関しては筆者より入手可能である。

<sup>39</sup> H が Q5 に対しマイナスの効果を持つのは、自営農民のマイナス効果が強く表れているものと思われる。

<sup>40</sup> 一方、出生の性比に低下が見られるのは、母体の健康状況の改善を反映した自然な傾向であるとの反論もある[Jayaraj and Subramanian 2004]。

<sup>41</sup> 女性識字者の中卒以上割合の TFR に対する効果についても、同様の説明が適用可能であると思われる。



# 初婚のタイミングの決定要因 -親の責任, 自分の責任-

雨宮健<sup>1</sup>・小西葉子<sup>2</sup>  
(2007年3月)

## 要 旨

少子化問題はわが国にとって深刻な問題である。わが国のように婚外子が非常に少ない国では、晩婚・非婚化がダイレクトに少子化に拍車をかける要因となるため、先ず結婚行動のメカニズムを把握し、結婚率の上昇と晩婚化への歯止めをかけることが大変重要である。

そこで本稿では、女性の初婚行動モデルの特定化を行う。初婚のタイミングを目的関数とし、Coxモデルに加え、より柔軟な一般化加法モデルを比例強度関数に応用した。本稿の目的は、本人がdependent child時の親の行動、育った環境や教育環境と自分で選択した就業状態がどのような影響を与えるかを観察することである。それにより自分はどのよう行動すべきか、過去の行動や家族の状況が婚期に影響を与えるかを知ることが可能となる。結果、親の行動は幼少期の子供への情操教育と学習に関する投資、本人の行動は学卒後に常勤職に就くことが結婚のタイミングを早めるのに有効であることがわかった。

---

<sup>1</sup>スタンフォード大学経済学部: Department of Economics, Stanford, CA 94305-6072  
e-mail: amemiya@stanford.edu

<sup>2</sup>一橋大学経済研究所: 〒186-8603 東京都国立市中2-1, e-mail: konishi@ier.hit-u.ac.jp

キーワード：初婚のタイミング, 晩婚化, 少子化, 教育投資, Cox モデル, Generalized Additive Model(一般化線形モデル).

## 1. はじめに

少子化問題はわが国にとって深刻な問題である。2005年には出生率が1.26になり先進国の中でも非常に低くなっている。わが国のように婚外子が少ない国（未婚や離別, 死別後再婚していない母が産んだ子供の全体出生に対する割合は2001年で1.7%）では, 晩婚・非婚化がダイレクトに少子化に拍車をかける要因となる。当然, 結婚後に子供を産み育てるための育児環境, 社会環境, 職場環境を整備することも重要であるが, 少子化問題に関しては, 先ず結婚のメカニズムを把握し, 結婚率の上昇と晩婚化に歯止めをかけることが先決であると考えられる。

酒井・樋口(2005), Lee(2005)において既婚女性の就業行動, 出産と就業行動に関する研究と比較して, 結婚行動に関して分析したものは稀少であることが指摘されている。わが国の個票データを用いて女性の結婚行動を分析対象としたものは, Higuchi(2001), 酒井・樋口(2005), 四方(2005), 北村・坂本(2006), 津谷(2006)などが挙げられる。これらは, 存続時間分析の枠組みで結婚確率を推定している。Higuchi(2001)は本稿と同じ若年層女子の個票パネルデータを用いて, 初年度に既婚である女性の初婚, 出産, 就業のタイミングに対して存続時間分析している。その際, 最終学校卒業時の労働市場の状況が良いと婚期が早まり, 厳しいと結婚のタイミングが遅くなるという仮説の検証を行った。津谷(2006)は婚前

の同棲経験の有無が結婚のタイミングに与える影響に注目し、北村・坂本(2006)では、未婚化、晩婚化問題を親の属する世代の差異、親との同居の有無、本人の就業形態に着目して分析している。酒井・樋口(2005)は学卒後にフリーターとなった者と正規雇用の者とを比較して、フリーター経験者は正規経験者よりも結婚年齢も高く、それが出産年齢を高くし、フリーターの増加が少子化の一因になっていると述べている。

そこで本稿では、2006年現在33歳から47歳の2000人の女性の個票データを用いて、彼女たちの初婚のタイミングを特定化する結婚確率関数の推定を行う。本稿で使用するデータは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』(以下家計研パネルデータ)の個票である。本稿では1959年生まれから1973年生まれの2000人の女性について、回顧型の質問項目と2001年までの調査を利用し、彼女たちの初婚行動の分析を行う。

本稿の目的は、本人がdependent child時の親の行動、育った環境や教育環境と学校卒業後に自分で選択した就業状態がどのように影響を与えるかを観察することである。具体的には、本人が幼少期から最終学校卒業まで親から受けた教育的投資や育った地域、兄弟姉妹の構成などと両親の属性、未婚期間中の親との同居期間や勤続年数などを説明変数とする。その際、同居期間や勤続期間、就業形態については先決変数を用いることによって同時性・内生性の問題を考慮した。モデルの特定化にはHastie and Tibshirani(1990)で提唱された一般化加法モデルも比例強度関数に応用することによりCoxモデルと比較してより柔軟な関数形を用いた。これらの分析を通じて自分はどうか行動すべきか、過去の行動や家族の

状況が婚期に影響を与えるかを知ることが可能となる。

本稿で得られた知見は以下の通りである。1. 結婚のタイミングは、初職の勤務形態が常勤職、非常勤（パート、アルバイト、派遣）、無職の順で遅くなる。2. 幼少期の親の情操・学習教育への投資は結婚のタイミングを早くする。3. 同居期間が長い程、最終学校卒業時の父親の年齢が高いと婚期が遅くなる。5. 母親の学歴、出産、就業行動は結婚行動に影響を与えない。6. Higuchi(2001)と同様に学卒時の労働市場の状況が厳しい程、婚期が遅くなる。さらに、男兄弟の有無、姉妹の数、長子か否かなど直感的に影響を与えるのではと思われるものが、対象とした世代には影響を持たないことがわかった。

本稿で対象とした世代は、ほとんどが在学中の結婚をしないため、最終学歴が高くなるほど結婚のタイミングが3年～4年の間隔で遅くなることに留意したい。つまり、上記の様々な変数の効果の中で最も本質的な影響を与えるのが最終学歴である。本稿の結果は、学歴が同一の場合、親が与える幼少期の情操教育と、学校教育に追加的な学習が本人の結婚と関係する質にプラスの影響を与え、本人が常勤職に就くことが結婚確率を高める。通常、常勤職に就くには高学歴が有利であるが、高学歴は結婚のタイミングを自動的に延長させるというトレードオフの関係にある。本稿の対象とする世代では、約半数の者の最終学歴が高校卒業で、大学卒業者は全体の13%となっている。今後、少子化の影響で志願者と入学者の総数がほぼ同じになる「大学全入時代」の到来すれば、必然的に大学卒業者の割合は増えるであろう。わが国では在籍中に結婚する傾向が少ないことを鑑みると、高学歴化による晩婚化はますます進み、結婚に有利な常勤職に就くための競

争は激しくなるであろう。これは、わが国において学卒後の新規労働者の正規雇用職の拡大、保護が「晩婚化」、「非婚化」、「少子化」対策として非常に重要であることを示唆する。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、先行研究のレビューと本稿で行った工夫について、3節では予備的分析としてデータの説明と記述統計及び Kaplan-Meier 推定による結婚確率関数の推定を行う。4節では、Cox モデルと一般化線形モデルによって結婚に関する強度関数を特定化し推定する。5節は結論と今後の課題である。

## 2. 先行研究と本稿の分析の特色

本節では、まずこの種の実証を行う際の計量経済学の問題に焦点を当てて先行研究のレビューを行う。2.2節では、本稿のそれらの問題への対処について述べる。

### 2.1 先行研究

経済学においては、女性の労働供給に関する理論、実証研究は莫大な数の蓄積がある。その多くは、Killingsworth and Heckman (1986) に紹介されるように既婚女性の労働市場への参加率の推定や、Nakamura and Nakamura (1992) にあるように出産が就業形態に与える影響に関する分析である。つまり、結婚しているか否かによって女性を二つのグループに分け、結婚というステージに上がった者の行動を分析しており、結婚そのものを分析対象に扱ったものは比較的少ない。しか

し、わが国のように婚外子の数が少ない国では、少子化問題を正確に把握するためにも結婚行動のモデリングを行い個人の結婚行動の特徴を調べることは必要不可欠である。

Becker(1973,1974)は経済学のフレームワークで結婚を分析した画期的な研究である。背後に効用関数を想定し、自立した成人男女がそれぞれ結婚による効用が独身時より高いときに結婚すると考える。Van der Klaauw(1996)は女性のライフサイクルモデルを考える際に、Beckerタイプの効用関数を仮定し、結婚と就業の関係を同時に定式化した最初の研究である。Ueda(2005)は本稿と同様の家計研パネルデータを用い、結婚と就業にさらに出産の意思決定も加え、ダイナミックプログラミングモデルによって女性のライフサイクル全体のモデルを構築した。

一方、背後に経済モデルを仮定せず存続時間分析 (duration analysis) によって結婚確率を推定する流れがある。Ahn and Mira (2001)はスペインの個票データを用いて、前年の就労状態が翌年の結婚確率に与える影響を分析している。結果は、前年無職もしくはパートやアルバイトなどの非常勤職に就いていると、常勤職に就いている者と比べて結婚確率が下がることがわかった。Higuchi(2001)では家計研パネルデータを用いて、最終学校卒業時の景気状況が良い場合には結婚時期が早まり、逆に景気が悪い時には結婚が遅くなることを示した。酒井・樋口(2005)は慶応パネルデータを用いて25歳から69歳までの男女のデータを用いて、フリーター(非常勤職に就いている者)は常勤職の者よりも婚期が遅いことを示した。津谷(2006)は結婚前の同棲経験が結婚確率に有意に正の効果があると述べている。女性の就労と結婚、出産というトピックと比較すると研究の蓄積

は少ないが、わが国に関しても様々な仮説を検証する研究が行われてきている。特に1980年代中盤のバブル経済から1990年代のバブル崩壊までを対象とする場合は、親が豊かな者が親から自立せず結婚が遅くなるというパラサイトシングル仮説の検証が行われてきた。バブル崩壊以後は、経済的自立が困難であるために親と同居しているケースに関する検証が行われてきた。近年の特徴は、就労の形態の相違（常勤かフリーターか）などがその後の稼得所得や結婚のタイミング、出産のタイミングに影響を与えることを検証する研究が増えている。酒井・樋口(2005)、北村・坂本(2006)では、非常勤職の人々は、常勤の者と比べて相手を探す時間はあるが、良い相手に出会えず雇用形態が不安定なため結婚に踏み切れないのではないか、また常勤職の者は相手探しには有利だが、所得が高い分労働時間が長くそれが足かせになっているのではないか等、様々な観点から分析が行われている。

わが国の女性の場合は、結婚、出産と就業は双方向に大きな影響を与えるため、女性のライフサイクルに生起する結婚、就業、出産を分析対象にする場合には、内生性とセレクションバイアスの問題には細心の注意を払う必要がある。この種の実証分析の難しさは「内生性」、「セレクションバイアス」という言葉に集約されるであろう。よく知られるように、女性の結婚行動と就職、出産の関係については、同時に意思決定される行動、例えば結婚を理由にした退職や、出産を視野に入れた転職などが考えられ、内生性の問題を考慮する必要がある。セレクション問題については、例えばBecker(1973)、酒井・樋口(2005)、Lee(2005)でも指摘されているように、結婚のタイミングに影響を与える個人の観察可能、観

察不可能な資質が就業行動にも同様に影響を与えていることが指摘されている。内生性、セレクションバイアスは推定量に深刻な影響を与え、問題を考慮せずに推定して得られた結果は統計的に誤ったものとなる。つまりこの種の女性の行動を分析する際には、如何に個人の異質性を識別できる変数を入手し、さらにこれらの問題を考慮したモデルを特定化するかが非常に本質的となる。そのため、推定するには操作変数法や同時方程式による定式化など内生性の問題を考慮する必要がある。本稿では、これらの問題をでき得る限り考慮した分析を目指す。次小節では、本稿で取り組んだ分析上の工夫について述べる。

## 2.2 分析上の工夫

本稿では結婚確率を推定する際に特に、最終学校卒業後に個人が選択した就業状態がどのような影響を与えるかに注目している。女性の勤務状態と結婚状態の分析では、常に両者は内生性を持つと議論され、二値変数で表される結婚状態を目的変数にした際に、勤務状態を右側変数に持ってくると、一致性を持たない係数が推定されると指摘される。本稿では、結婚状態ではなく、未婚期間を目的変数とし、サンプルのほとんどが学卒後職に就くことからの初職が先決変数と考える。また就業期間については、結婚一年前までの期間を合計することより、結婚行動によって勤務状態を調整する部分の効果を除去した。結婚もできそうにないから働くというのは考えられるが、結婚もできそうにないから離職したり、無職でいようというのは考えにくい。よって、セルフセレクションや内生性の問題があったとしても推定量に与える影響は非常に小さいであろう。

定式化でコントロールするのは、コホート、学歴、学卒年、兄弟姉妹構成、父



母に関する情報, マクロの景気変数などである。新たな試みとして, 親の教育レベルや職業からではわからない教育への熱心さを測る指標として塾と習い事に関する変数を用いた。データの制約上, 観察期間中の親の所得しかわからないため, 幼少期の家計の状態も代理すると期待する。Lee(2007)では最終学歴よりも親のこの種の教育投資が子供の質をよく表すと述べられている。また両親の健康状態が結婚行動にどのような影響を与えるかみるために, 学卒時の両親の年齢を加えた。坂本・北村で指摘されているように親との同居の有無も結婚のタイミングに重要な影響を及ぼすと考えられる。さらに, 初婚までどれくらいの期間働いたのかも重要であろう。しかしこれらの変数がまさに内生性の問題を有する変数である。そこで本稿では, 中学校までは親と同居すると仮定して, 15歳(中学校卒業以降)から初婚までの期間何年間親と同居したかと, 学卒後から初婚の1年前まで何年間働いたかを先決変数として用いた。どちらも, 長いほど結婚が遅くなると予想される。これらをコントロールした上で常勤, 非常勤, 無職を選んだ者それぞれの結婚確率を推定した。もし, 差がないのなら係数や曲線はほぼ一致するはずである。

モデルはコックスの比例ハザードモデルを用いた。回顧型の質問項目を利用することによって, 誕生してからのスペルを観察できるため, 左側センサーの問題を排除できている。モデルの特定化にはHastie and Tibshirani (1990)で提唱された一般化加法モデルを比例強度関数に応用するベースラインだけではなく, ベースラインに比例する線形関数の部分を非線形関数で特定化したノンパラモデルによる推計も行う。

### 3. 予備的分析

3.1節で使用したデータの紹介, 3.2節では Kaplan-Meier 推定によって, 個人の異質性をコントロールしない状態で結婚確率関数を推定する.

#### 3.1 データについて

本稿で使用するデータは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』の個票データである. 同調査は, 1993年から現在に至るまで毎年実施されている. 初年度の1993年に全国の満24歳から満34歳の女性1500人を層化2段無作為抽出法により抽出し, 2年目以降同一個人に対して調査を行っている完全一致型パネルデータである. また, 1997年度, 2003年度にそれぞれ24歳から27歳までの500人, 24歳から29歳までの836人の個票を追加することにより, 長期にわたり若年層女子の実態が観察可能な大変貴重なデータである. 本稿では, 1993年から2001年までのデータを利用する. サンプルサイズは2000であり, 1959年(昭和34年)から1973年(昭和48年)生まれの女子を対象とする. 本稿のサンプルでは, 学校在籍中に結婚した者は21人, 卒業と同時に結婚した者は26人と大多数の者が学卒後の選択として先ず就職を選択している. この種の分析では就職の状態の維持や転職, 離職には結婚が内生的であると言われるが, 本稿のデータに関しては初職の選択の際には, 結婚を同時に意識した行動である可能性は非常に低い. つまり, 多くの者が結婚に対して初職の就業選択行動が先決変数であるので内生性の問題が小さいと考えられる. さらに義務教育終了までの家庭の状態や最終学校卒業以降の親との居住形態や本人の就業行動

が女性の結婚行動にどのような影響を与えるのかを観察する。目的変数は、初婚までの未婚期間とし、4節以降ではintensity関数を特定化することによって、結婚確率の推定を行う。結婚確率を説明する変数については、表1、表2で示す変数が候補となり得る。ここでは、いくつかの変数について概観する。結婚状態とは、観察終了時点での婚姻状態を意味する。即ち2001年9月の段階での婚姻状態である。平均値が0.77であることより、2000人中1540名が既婚者であることがわかる。未婚期間は初婚年齢である。小数点二桁表示になっているのは、結婚月を考慮したためである。年齢は1993年時点での年齢であり、コホートダミーの役割を果たす。引越しに関する変数は、15歳（中学卒業後）引越しの有無とその回数であり、引越し理由には親の転勤、進学、自分の就職、結婚などが含まれる。資格とは、本人が調査開始時に取得している資格である。結婚前の就業状態は、最終学卒後初めての就職先についてである。2000人中欠損値は133名(6.6%)であった。常勤職の平均値が0.86であることより、86%の者が学卒後の初職は常勤であることがわかる。学卒後勤務年数は学卒から初婚までの期間の勤務年数の合計である。最大値は21.62年、平均値は3.56年である。標準偏差より、95%の者が初婚まで約3年から10年間勤務していることがわかる。15歳以降同居年数は、中学校卒業から初婚までの同居年数の合計である。例えば、大学就学を機に親元を離れて、就職で再び親と同居した場合は高校卒業までの年数と就職開始時から初婚までの期間の合計となる。

----表1----

----表2----

表3では、表1、表2で紹介した変数のうち連続変数に関して相関係数を計算したものである。未婚年数（初婚年齢）に対しては、同居年数と勤務年数が有意に正の相関があった。これは親と同居年数が長く、また勤務年数が長い程初婚年齢が高くなることを意味する。年齢と未婚期間はわずかに負の相関があるがこれは、早く生まれたコホートの方が若干早く結婚する傾向があることを示唆する。また本人が最終学校を卒業した際の母親と父親の年齢は、初婚年齢と正の相関があった。これは、父母の年齢が高いほど結婚が遅くなることを意味する。対して勤務年数と父母の年齢は負の相関があることより、父母の年齢が高い場合勤務期間が長くなる。もちろん相関係数は2変量の線形関係の度合いを示すものであるので、双方向の関係を考慮する必要があるが、直感的には、学卒時の父母の年齢が高い者は、そもそも父母の年齢が高く、父母も高学歴である可能性が高い、そのため父母も婚姻時期が平均より遅い可能性があり、そのような家庭環境での育成が本人の婚姻時期に影響を与えている可能性もある。また、親が高年齢の場合、結婚による親からの独立よりも、就業による経済的自立を望む者が多いのかもしれない。また勤務期間と同居期間の相関係数は正で有意である。女性が働くには、親との同居がサポートになるのかもしれない。これらを実証するには、本人の学歴、長子か否か、兄弟がいるかなど他の変数でコントロールする必要がある。

――表3――

図1と図2は、表3で互いに高い相関があった未婚期間、15歳以降の親との同居年数と最終学校卒業以降から初婚までの勤務年数のそれぞれの密度関数を推定