

## 晩婚化は少子化をもたらすか？

### —誤差相関モデルによるイベント・ヒストリー分析—

福田 亘孝

(青山学院大学社会情報学部)

#### 【要旨】

これまで日本の少子化の原因は晩婚化や未婚化といった結婚行動の変化にあるという主張が数多くなされてきた。しかし、婚姻年齢と出生力の関連については十分な研究がなされてきたとは言いがたい。本研究では婚姻年齢と出産行動の関係を NFRJ のデータを使って分析した。本稿では最初に NFRJ98、NFRJ03、NFRJ08 データを使って婚姻年齢と出産パターンの関係について記述的分析をおこなった。続いて、本稿の分析で用いるデータと誤差相関ハザード分析の手法について説明を行った。最後に誤差相関モデルによるイベント・ヒストリー分析の結果を示し、婚姻年齢の第二子出産ハザードの関係について検討した。

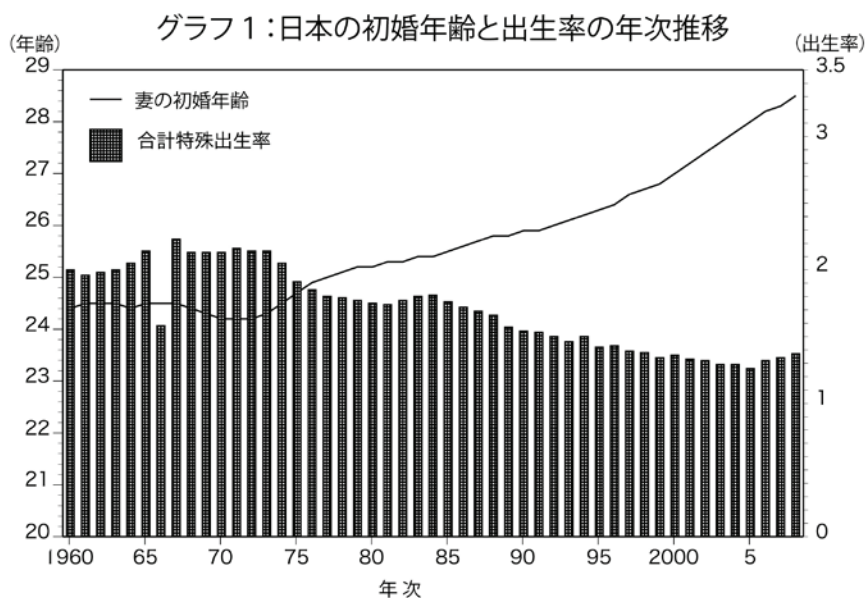
本研究の分析結果から、第一に婚姻年齢と出生児数の関係に予想されるほど明確な関係は見られなかった。女性については 35 歳以降に結婚した場合で出生児数が低下していたが、それ以前に結婚した場合には必ずしも出生児数はほとんど低下しない。さらに、この傾向は出生コーホートにかかわらず観察された。他方、男性の初婚年齢は出生児数と関連がなかった。第二に、出生児数ごとに婚姻年齢を分析すると、子どもを 2 人以上持っているグループでは、子ども数によらず結婚年齢がほぼ一定していた。他方、無子、あるいは、子どもが 1 人のグループでは結婚年齢が上昇する傾向がみられた。加えて、婚姻年齢の四分位範囲を分析すると、前者のグループは短期間に集中して婚姻関係に入るのに対して、後者グループは比較的長い期間に分散して結婚する傾向があった。第三にイベント・ヒストリー分析では、誤差項に相関がないモデルでは結婚年齢は第二子出産ハザードに有意な影響を示していた。しかし、誤差項に相関を許すモデルでは結婚年齢は第二子出産ハザードに有意な効果を与えていなかった。この結果は見かけ上は結婚年齢と出生力とが関係している、実際には結婚年齢は出生力と関係していないことを示唆している。それゆえ、こうした結果から判断すると、これまで日本で広く言われてきた「日本の少子化の要因は婚姻年齢の上昇にある」という命題は実証分析では十分に支持されないことが明らかになった。

**キーワード：** 晩婚化、未婚化、少子化、同時方程式、イベント・ヒストリー分析

#### 1. 研究の目的

本稿の目的は日本における晩婚化と少子化の関係を再検討することである。周知のとおり 1970 年代後半から始まった日本の合計期間出生率 (Total Period Fertility Rate、合計特殊出生率) の低下はとどまる気配が無く、2009 年には 1.37 になっている (グラフ 1 参照)。実際、1970 年の値は 2.13 であるので、この 40 年間に 35% も低下したことになる。他方、こ

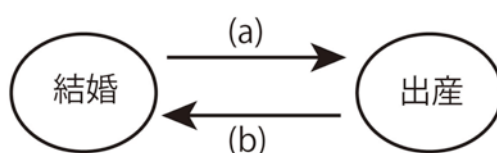
れと平行して婚姻年齢も上昇している。例えば、1970年の初婚年齢は男性が26.9歳、女性が24.2歳であった。しかし、2009年には男性が30.4歳、女性が28.6歳にまで達している。この婚姻年齢の上昇と出生率の低下の併存によって、これまで日本の少子化の原因は晩婚化や未婚化といった結婚行動の変化にあるという主張が数多くなされてきた（大淵・高橋2004；山田2007）。これらの主張には若干のヴァリエーションがあるが、その論拠は共通している。すなわち、婚外子が極めて少ない日本ではほとんどの子どもが法律婚のカップルから生まれる。従って、婚姻関係に入る年齢が遅くなれば、出産可能期間に生まれる子どもの数は減少するというものである。実際、1960年から2008年までの各年の女性の初婚年齢と合計特殊出生率についてピアソンの積率相関を計算してみると-0.92であり、高い負の相関が認められる。これらの点からは結婚パターンの変化が少子化の原因であるように見える。



しかしながら、日本の少子化の原因を婚姻パターンの変化に帰するには問題の余地がある。第一に、初婚年齢も合計特殊出生率も非定常 (non-stationary) な時系列データである。従って、両者の間に-0.92 という強い相関があったとしても、これは「偽りの相関 (spurious correlation)」である可能性が高い (Granger and Newbold 1974)。このため単純な相関係数の値からは両変数に何らかの相関関係や因果関係があるとは言えない。実際、初婚年齢と合計特殊出生率を定常系 (stationary series) に変換してからピアソンの積率相関を計算すると-0.07 になり、2つの変数にはほとんど関連がなくなる。第二に 2007年に実施された「第13回出生動向基本調査」の結果によれば、予定子ども数2人の夫婦の割合は57.1%、3人の割合は24.2%であり、ほとんどの夫婦が2~3人の子こどもを望んでいる。仮に結婚後の平均的な妊娠間隔を2.5~3.0年とするならば、妻が30歳前後で結婚したとしても、2人

の子どもを持つことは生理学的には可能であろう。従って、結婚時期の遅れがすぐさま完結家族規模の縮小に結びつくと考えるのは単純すぎる。第三に、仮に婚姻年齢と出生率に相関関係が観察されてとしても、これは結婚が原因になって出生の変化を帰結したとは直ちに結論づけることはできない。すなわち、「第 13 回出生動向基本調査」では結婚することの利点として「子どもや家族をもてる」ことを選択した人は 33%であり、「精神的安らぎの場が得られる」に次いで高い値を示している。つまり、現代の日本社会では子どもを持つために結婚を考える傾向がかなり強い。加えて、日本では婚外子の割合が総出生児のほぼ 2%であり、結婚していないカップルが子どもを持つ割合は著しく低い。換言するならば、日本社会では「結婚＝生殖」の結びつきが強固で、子ども持つには結婚が必要という意識が強い。であるならば、晩婚化や未婚化が進行するために少子化がすすんでいるのではなく、そもそも、出生意欲が低下したために晩婚化や未婚化も同時に進行している可能性がある。これを図 1 で説明するならば、結婚と出産の関係は(a)の矢印よりも、むしろ、(b)の矢印である可能性がある。これらの点を考慮すると結婚行動が出産行動にどのような影響を与えているかは十分に再検討する必要がある。

図 1：結婚と出産の因果関係



本稿では、これらの点を踏まえて婚姻年齢と出産行動の関係を NFRJ（全国家族調査）のデータを使って分析する。以下においては、最初に NFRJ98、NFRJ03、NFRJ08 データを使って婚姻年齢と出産パターンとの関係について記述的分析を中心に行う。続いて、本稿の分析で用いるデータと誤差相関モデルによるイベント・ヒストリー分析の手法について説明を行う。そして、最後にイベント・ヒストリー分析の結果に基づいて、婚姻年齢と少子化の関係について吟味する。

## 2. 晩婚化と少子化：NFRJ98、NFRJ03、NFRJ08 の分析

本節では NFRJ98、NFRJ03、NFRJ08 の 3 つのデータを合併して結婚年齢と出産パターンの関係について分析する。本節の分析で用いるサンプルは NFRJ98、NFRJ03、NFRJ08 の 3 つのデータのうち、それぞれの調査時点で 50 歳以上であった女性である。最初に女性の結婚年齢と平均出生児数の関係を表 1 で見てみよう。

表 1 : 女性の結婚年齢と出生児数

女性の結婚年齢	平均出生児数	N
20-24 歳	2.24	3,690
25-29 歳	2.11	2,073
30-34 歳	1.83	402
35-39 歳	1.58	159
40-44 歳	1.61	120
合計	2.15	6,444

出典) NFRJ98、NFRJ03、NFRJ08 より計算。

全体としては、結婚年齢の上昇にともなって平均出生児数は次第に低下していく傾向がある。20-24 歳で結婚した女性は平均して 2.24 人の子どもを持っているが、40-44 歳で結婚すると 1.61 人であり約 24% も減少する。特に、35 歳以降で結婚した場合に出生児数の低下が顕著であり 2 人を大きく下回ってしまう。実際、平均出生児数を多重比較法で検定してみると 30 歳代前半までには有意差は認められなかったが、35 歳以降のグループでは出生児数が有意に異なっていた。しかし、注意しなければならないのは、30-34 歳で結婚した場合でも 1.83 人、25-29 歳で結婚した場合でも 2.11 人の子どもを持っている点である。日本の女性の平均初婚年齢は 1975 年の 24.7 歳から 2009 年には 28.6 歳まで上昇している。しかし、35 歳以上で初婚を経験する女性はそれほど多くはない。この点を考慮すると、確かに女性の結婚年齢の上昇は出生児数を減少させはするが、出生率の低下に及ぼす影響は一般的に指摘されているよりも小さいと推測されよう。

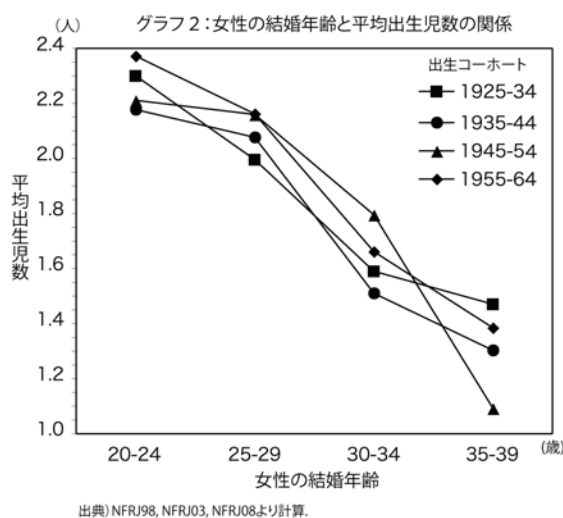
表 2 はそれぞれの調査時点で 50 歳以上であった男性の結婚年齢と平均出生児数の関係を示したものである。女性と異なり男性では結婚年齢と平均出生児数に一貫した関係が見られない。出生児数は 35-39 歳で結婚した場合が 1.85 で最も大きく、次いで大きいのは 20-24 歳で結婚した場合で 1.79 になっている。加えて、結婚年齢による出生児数の散らばりが男性では女性と比べて小さく、結婚年齢の違いが出生児数の明確な差として現れていない。従って、男性の婚姻年齢の変化は出生力の水準とほとんど関係がない。

表 2 : 男性の結婚年齢と出生児数

男性の結婚年齢	平均出生児数	N
20-24 歳	1.79	1,654
25-29 歳	1.51	2,067
30-34 歳	1.38	748
35-39 歳	1.85	303
40-44 歳	1.78	122
合計	1.58	4,894

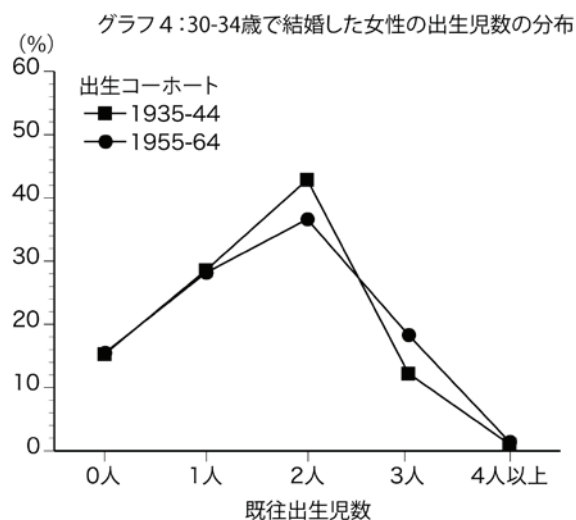
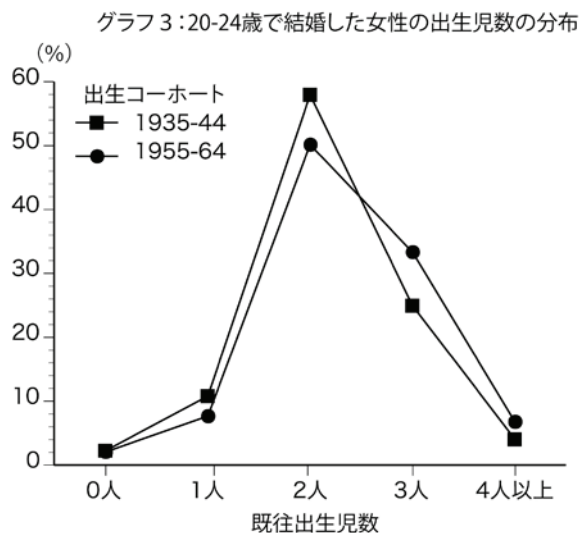
出典) NFRJ98、NFRJ03、NFRJ08 より計算。

グラフ2は女性の結婚年齢と平均出生児数の関係をコーホートごとに示している。全体として見ると、結婚年齢と出生児数の関係はコーホート間で大きな差はない。20歳代前半の若い時期に結婚した場合は平均出生児数が多くなり、反対に、30歳代後半の時期に結婚した場合に平均出生児数は少なくなる。しかし、詳細に見てみると25-29歳で結婚した場合と30-34歳で結婚した場合には4つのコーホートに興味深い差が存在する。すなわち、25-29歳で結婚した場合の出生児数を比べると1945-54年と1955-64年の若いコーホートの方が1925-34年と1935-34年の古いコーホートよりも大きくなっている。同様の傾向は30-34歳でも見られる。例えば、30-34歳で結婚した場合、1935-34年コーホートでは平均出生児数が1.51人であるのに対して1955-64年コーホートでは1.66人になっている。既に述べたように、過去数十年間、日本の女性の婚姻年齢は上昇し続けている。しかし、グラフ2の結果を見ると、結婚年齢が高くなったとしても必ずしも出生児数が低下していない。実際、1955-64年コーホートは1980-90年に20歳代後半に達した人たちであり、まさに結婚年齢の上昇を牽引した集団である。それにもかかわらず、彼らの平均出生児数は他の出生コーホートと比べて低下していない。



同様の傾向は既往出生数の分布を示したグラフ3とグラフ4でも確認できる。グラフ3は20-24歳で結婚した女性の出生児数の分布を1935-44年出生コーホートと1955-64年出生コーホートで比較している。一見してわかるように、二つのコーホートで出生児数の分布にほとんど差がみられない。1935-44年コーホートは1960年代に20歳代後半から30歳代前半をむかえた集団であり、日本の合計特殊出生率が低下する前に出産を経験している可能性が高い。他方、1955-64年コーホートは1980年代に20歳代後半から30歳代前半をむかえた集団であり、結婚年齢の上昇や合計特殊出生率の低下が始まってからのコーホートである。にもかかわらず、1955-64年コーホートは1935-44年コーホートと出生児数の分布

に顕著な違いは見られない。



こうした出生児数の分布の安定性は相対的に遅い年齢で結婚した場合にも現れている。グラフ4は30-34歳で結婚した女性の出生児数の分布を1935-44年出生コーホートと1955-64年出生コーホートで比較している。このグラフを見ても二つのコーホートで出生児数の分布に大きな違いは見られない。1935-44年出生コーホートと比べて、1955-64年出生コーホートでは子どもが2人の比率がわずかながら低く、子ども3人の比率がわずかながら高くなっているだけである。すなわち、マクロな視点から見れば、1970年代後半に日本の平均初婚年齢が上昇し、その結果として出生率低下が起こった様に見えるが、NFRJのデータを使ったミクロ・レベルの分析では結婚年齢が出生児数に明確な影響を与えている事実は確認されない。こうした分析結果は晩婚化と少子化の因果関係に疑問を投げかける

ものになっている。

### 3. 子ども数と結婚年齢の関係

前節では NFRJ のデータを使って、結婚年齢によって出生児数に違いが見られるかを検討した。これは、結婚年齢を独立変数と見なし、独立変数に一定の値が与えられた場合に従属変数 (= 出生児数) に差が観察されているかを吟味している。図 1 で説明するならば、結婚と出産の関係を(a)の矢印の関係から分析したことになる。本節では、図 1 の(b)の矢印の視点から結婚と出産の関係を分析する。すなわち、本節では出生児数を独立変数と見なし、一定の値が独立変数に与えられた場合、従属変数である結婚年齢がどう異なっているかを分析する。日本では多くの場合、結婚は出産に先立って経験される。従って、時間的には出生児数を先決変数、結婚年齢を後決変数と見なすことは因果関係が逆であり、厳密には正しくない。それゆえ、正確に言うならば、本節の分析は結婚と出生の2つの変数の共変関係を出生の側から見ているにすぎない。しかしながら、日本では出産コントロールを行っている夫婦の割合が極めて高いので、出生児数はその夫婦がどのぐらい子どもを持つことを欲しているかを、ある程度、反映したものと考えられる。従って、夫婦（あるいは、妻）の潜在的な出産リスクの代理変数と見なすことができる。従って、本稿の分析は出産リスクと結婚年齢との共変関係を分析していると考えてもそれほど問題はないであろう。

NFRJ98、NFRJ03、NFRJ08、それぞれの調査時点で 50 歳以上であった既婚女性の出生児数と婚姻年齢の関係を示している。全体として見ると、3つの分位年齢すべてにおいて出生児数が多いほど、結婚年齢が低くなる傾向がある。例えば、無子の女性の結婚年齢のメディアンは 27.0 歳であるに対して、4人以上の子どもを持つ女性では 23.8 歳であり、3歳ほど早く結婚している。しかしながら、子どもの数の増加にともなって結婚のタイミングが単調に上昇しているわけではない。具体的には、子どもの数が 0 人から 2 人までは結婚年齢も単調に増加しているが、2人を越えると結婚年齢はほとんど変化しなくなる。例えば、第 1 四分位年齢を見てみると、無子の女性は 24.2 歳、子ども 1 人では 23.4 歳である。これに対して、子どもが 2 人であっても、3人であっても、4人以上であっても第 1 四分位年齢はほぼ 22 歳で同じである。要するに、子どもを 2人以上持っている相対的に出産リスクの高いグループでは、子ども数によらず結婚年齢はほぼ一定している。他方、無子や子どもが 1 人の出産リスクの低い集団では、子ども数の減少に伴って結婚年齢が上昇する傾向がある。

これに加えて、婚姻年齢の四分位範囲の違いにも注目する必要があるだろう。すなわち、無子や子ども 1 人のケースと比べて、子どもが 2 以上では四分位範囲が狭くなっている。実際、無子の場合は第 1 四分位が 24.2 歳、第 3 四分位が 33.7 歳であり、結婚年齢の四分位範囲に 10 歳近い幅がある。一方、子どもが 3 人では第 1 四分位が 22.0 歳、第 3 四分位が 26.0

歳であり、四分位範囲はわずか4歳しかない。要するに、出産リスクの高いグループは短期間に集中して婚姻関係に入るのに対して、出産リスクの低いグループは比較的長い期間に分散して結婚している。

表3：既往出生児数と女性の婚姻年齢

既往出生児数	第1四分位年齢	メディアン年齢	第3四分位年齢	N
0人	24.2	27.0	33.7	149
1人	23.4	25.2	28.4	441
2人	22.7	24.0	26.3	2,020
3人	22.0	24.1	26.0	937
4人以上	22.0	23.8	26.2	187

出典) NFRJ98、NFRJ03、NFRJ08 より計算。

同様の傾向はコーホートごとに見ても確認できる。表4は1935-44年の出生コーホート、表5は1955-64年の出生コーホートについて出生児数と婚姻年齢の関係を示している。いずれのコーホートでも出生児数が0人→1人→2人までは結婚年齢が上昇するが、2人以上は子どもの数が増えても結婚年齢はほとんど変化してない。一方、婚姻年齢の四分位範囲についても出生児数が0人や1人では範囲が大きくなっているが、2人以上では1935-44年の出生コーホートでも、1955-64年の出生コーホートでもほぼ3歳で狭くなっている。こうした結果をふまえると、子どもを2人以上持ち出産のリスクが相対的に高いグループの結婚年齢の安定性と結婚時期の集中性はコーホートに共通した特徴と言えよう。

表4：既往出生児数と女性の婚姻年齢（1935-44年コーホート）

既往出生児数	第1四分位年齢	メディアン年齢	第3四分位年齢	N
0人	24.0	26.0	31.2	50
1人	23.1	24.6	27.0	182
2人	22.3	24.4	26.0	807
3人	22.4	24.0	25.6	322
4人以上	22.0	23.0	25.0	52

出典) NFRJ98、NFRJ03、NFRJ08 より計算。

さらに興味深いのは婚姻年齢の変動が無子や子ども1人のグループで顕著に生じていることである(表4・表5を参照)。例えば、無子の人々のメディアン年齢を見てみると、1935-44年の出生コーホートでは26.0歳、1955-64年の出生コーホートでは30.0歳であり4歳ほど



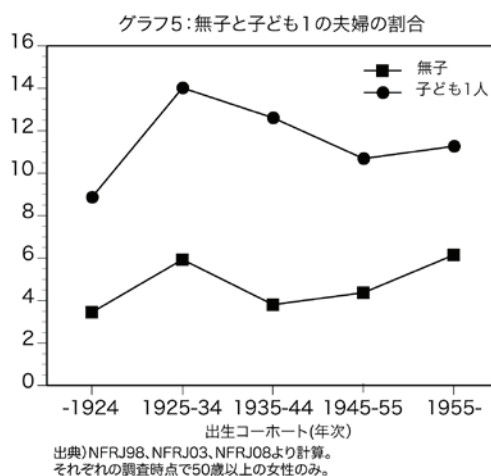
年齢が上昇している。同様に、子どもが1人のケースでも 1935-44 年のコーホートより 1955-64 年コーホートではメディアン年齢が約2歳高くなっている。これに対して、子どもが2人のケースでは、1935-44 年のコーホートのメディアン年齢は 24.4 歳、1955-64 年コーホートでは 24.6 歳でありほとんど変化してない。従って、この結果を見る限りでは、日本の晩婚化が出産リスクの低い層で主に生じており、出産リスクの高い層では婚姻年齢がほとんど変動していないことになる。

表5：既往出生児数と女性の婚姻年齢（1955-64 年コーホート）

既往出生児数	第1四分位年齢	メディアン年齢	第3四分位年齢	N
0人	26.8	30.0	35.0	58
1人	24.0	26.1	30.1	153
2人	23.0	24.6	26.5	788
3人	22.0	24.0	26.8	389
4人以上	22.8	23.5	25.3	53

出典) NFRJ98、NFRJ03、NFRJ08 より計算。

さらに、この傾向は日本の晩婚化と少子化の関係を考える上で極めて示唆深い。すなわち、日本では無子あるいは子どもが1人の夫婦が極めて少ない。実際、グラフ5を見ても分かるように、妻の年齢が50歳を過ぎても無子や子どもが1人の夫婦の割合は低い水準で安定しており、ドラスティックな上昇は見られない。例えば、子ども1人の夫婦の割合は1935-44年のコーホートでは12.6%であったが、1955-64年コーホートでも11.3%である。従って、結婚年齢の上昇がこの出産リスクの低い層で起きている限り、出生児数の減少は日本全体の出生率に大きな影響をもたらさないはずである。この点を考慮すると、晩婚化の進展が日本の出生率の低下を帰結したと結論づけるのには疑問の余地が残る。



#### 4. データと分析方法

本稿ではこれまで NFRJ98、NFRJ03、NFRJ08 の3つのデータ・セットを用いてクロス集計表による記述的分析によって婚姻年齢と出生児数の関係を見てきた。以下においては NFRJ08 のデータだけを用いてイベント・ヒストリー分析を行い婚姻年齢と出生力の関係を検討する。イベント・ヒストリー分析の結果を考察する前に、本節では本分析で用いるデータと分析方法について説明する。

本分析では NFRJ08 の若年サンプルと壮年サンプルを用いる。分析対象となるのは調査時点で 28 歳から 63 歳までの女性 1,524 人である。出生年をみると 1946 年から 1980 年までが該当する。本分析の目的は初婚年齢と出生の関係であるので未婚者は分析対象から除いた。さらに、離別や死別を経験しているサンプルも初婚における出産歴が分からないので対象から除いた。

本稿では誤差相関イベント・ヒストリー分析を用いる (Lillard 1993; Lillard, Brien, and Waite 1995; Lillard and Waite 1993)。すなわち、推定する方程式を

$$Y_m = \alpha_1 + \beta_i x_i + e_m \cdots \cdots (1)$$

$$\log[h_b(t)] = \gamma_j \log[h_b(t)_0] + \delta Y_m + \alpha_2 + \beta_j x_i + e_b \cdots \cdots (2)$$

とする。ここで、(1) の方程式は結婚年齢を推定し、 $Y_m$  は初婚年齢である。一方、(2) の方程式は出産のリスクを推定し、 $h_b(t)_0$  は spline 関数によるベースライン・ハザード関数を示している。少子化においては第二子を持つか、持たないかが特に重要なので、 $h_b(t)$  は第二子出産のハザード率とし、ハザード関数の時間の起点は 20 歳とした。 $e_m$  と  $e_b$  は、それぞれの方程式の誤差であり、誤差の構造は以下のような正規分布を仮定した。

$$\begin{pmatrix} e_m \\ e_b \end{pmatrix} \sim N \left( \begin{pmatrix} 0 \\ 0 \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma_{e_m}^2 & \sigma_{e_m \cdot e_b} \\ \sigma_{e_m \cdot e_b} & \sigma_{e_b}^2 \end{pmatrix} \right)$$

ただし、 $\sigma_{e_m}^2$  は  $e_m$  の分散、 $\sigma_{e_b}^2$  は  $e_b$  の分散、 $\sigma_{e_m \cdot e_b}$  は  $e_m$  と  $e_b$  の共分散である。本分析ではこの分布に基づいて Full information maximum likelihood 法と Huber-White sandwich estimation 法によるパラメータの推定を行う。

既に述べたように直接的には観察されない潜在的な出産リスクが結婚年齢と相関を持ち、同時に第二子出産ハザード率とも相関を持つならば、 $e_m$  と  $e_b$  は相関をもたずであり、

$\sigma_{e_m e_b}$  は0にならない (図2参照)。反対に、潜在的な出産リスクが結婚年齢とも、第二子の出産ハザードとも相関を持たないならば、 $\sigma_{e_m e_b}$  は0になるはずである。本分析では、 $\sigma_{e_m e_b}$  を0に固定したモデルと、 $\sigma_{e_m e_b}$  を自由なパラメータとしたモデルを推定し、独立変数のパラメータを吟味する。

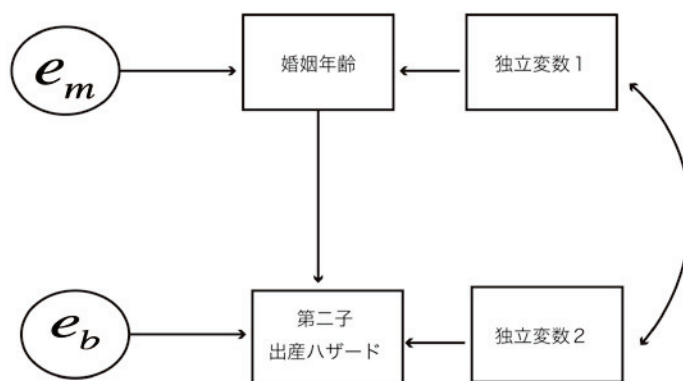


図2：誤差相関イベント・ヒストリー分析のパス図

また、(1) の方程式には、独立変数として出生コーホート、本人の学歴、結婚前の離家経験の有無、結婚前の就業経験の有無、コントロール変数として婚前妊娠の有無を含めた。他方、(2) の方程式の独立変数としては出生コーホート、本人の学歴、本人の結婚年齢、第一子出産後の就業状態を含めた。

## 5. 誤差相関モデルによる分析の結果

最初に  $e_m$  と  $e_b$  は相関のないモデル1の結果を表6で見よう。式(1)の結婚年齢にたいして、独立変数はほぼ期待したとおりの効果を示している。まず、本人の学歴が高くなるにつれて結婚年齢は有意に高くなっている。例えば、高校卒の場合と比べて短大・高専卒では1.2歳、大学卒では2歳、年齢が上昇している。一方、結婚前の離家経験は結婚する時期に有意な効果が見られない。また、結婚する前に就業していなかった人は、就業していたよりも結婚年齢が有意に低くなっている。式(2)の第二子出産ハザードの結果も独立変数は予想したとおりの効果を示している。結婚年齢の上昇は二子の出産ハザード率を有意に低下させる。具体的には結婚年齢が1歳上昇することによってハザード率は0.83倍になる。また、本人の学歴は中学卒で第二子出産ハザード率が有意に高く、短大・高専卒では有意に低くなっている。すなわち、高校卒と比べて中学卒ではハザード率が1.25倍、短大・高専卒ではハザード率が0.83倍になっている。しかしながら、 $e_m$  と  $e_b$  は相関をゆるすモデル2ではこれらの変数の影響が幾分異なっている。すなわち、式(1)の結婚年齢

表6：誤差相関モデルによるハザード分析

モデル1			
結婚年齢	回帰係数	第二子出産ハザード	回帰係数
出生コーホート		年齢	
( -1949年)		-25歳	0.05 ***
1950-59年	0.61 **	26-34歳	-0.02 ***
1960-69年	1.06 ***	35歳-	0.01
1970年-	0.11	結婚年齢	0.03 ***
本人学歴		出生コーホート	
中学校	-0.38	( -1949年)	
(高校)		1955-59年	-0.01 **
専門学校	0.95 ***	1965-69年	-0.01 ***
短大・高専	1.22 ***	1970年-	0.01
大学以上	2.08 ***	本人学歴	
離家経験		中学校	-0.07 **
(なし)		(高校)	
あり	0.39	専門学校	0.02
結婚善就業状態		短大・高専	0.03 **
(なし)		大学以上	0.03
あり	-0.76 **	第一子出産後の就業状態	
婚前妊娠		非就業	-0.02
(あり)		出産を契機に退職	0.01
あり	0.21	(就業継続)	
定数項	24.02 ***	定数項	3.07 ***
誤差相関	なし		
N	1337		
Log-likelihood	-4703.71		
BIC	9601.77		

\*\* p<.05; \*\*\* p<.01

( )はレファレンス・カテゴリー

モデル 2			
結婚年齢	回帰係数	第二子出産ハザード	回帰係数
出生コーホート		年齢	
( -1949 年)		-25 歳	0.04 ***
1955-59 年	0.76 **	26-34 歳	-0.02 ***
1965-69 年	1.21 ***	35 歳-	0.01
1970 年-	0.26	結婚年齢	-0.03
本人学歴		出生コーホート	
中学校	-0.20	( -1949 年)	
(高校)		1955-59 年	0.02
専門学校	0.89 ***	1965-69 年	0.04
短大・高専	1.12 **	1970 年-	0.01
大学以上	1.91 ***	本人学歴	
離家経験		中学校	-0.01
(なし)		(高校)	
あり	0.03	専門学校	0.03
結婚善就業状態		短大・高専	0.04
(なし)		大学以上	0.07
あり	0.17	第一子出産後の就業状態	
婚前妊娠		非就業	-0.01
(あり)		出産を契機に退職	0.01
あり	0.40	(就業継続)	
定数項	24.44 ***	定数項	4.01 ***
誤差相関	0.31 ***		
N	1337		
Log-likelihood	-2914.21		
BIC	6029.97		

\*\* p<.05; \*\*\* p<.01

( )はレファレンス・カテゴリー

についてはモデル 1 とモデル 2 で大きな差は見られないが、式 (2) の第二子出産ハザードではモデル 1 で有意な効果をもっていた結婚年齢と本人の学歴に有意な効果がみられない。つまり、潜在的出産リスクの影響をコントロールすると婚姻年齢は第二子出産ハザード率に有意な影響を与えていない。また、モデル 2 の  $e_m$  と  $e_b$  の相関係数は 0.31 であり二つの誤差には中程度の関連が存在している。

さらに、モデル1とモデル2に対して尤度比検定を行うと0.1%の有意水準で有意差が認められた。加えて、BIC (Bayesian information criterion) はモデル1が9601.8であるのに対してモデル2では6030.0にまで減少しており、モデル2の適合度が大きく改善している。これらの結果から判断する限り、婚姻年齢と第二子出生ハザードは潜在的な出生リスクによって影響を受けていると考えられる。

## 6. おわりに

これまで日本の少子化の原因は晩婚化や未婚化といった結婚行動の変化にあるという主張が数多くなされてきた。本稿ではNFRJの調査データを使って、晩婚化と少子化の関係の再検討を行った。本研究によると、第一に、NFRJ98、NFRJ03、NFRJ08の3つのデータによる分析では、婚姻年齢と出生児数の関係に一貫した関係は明確ではなかった。女性については35歳以降に結婚した場合では出生児数が低下していたが、それ以前の年齢で結婚した女性には完結出生児数にほとんど差がなかった。さらに、この傾向はコーホート間で類似していた。つまり、マクロ・レベルでは日本の初婚年齢が次第に上昇している。しかし、家族規模はコーホートが若くなるにつれてドラスティックに小さくなってはいない。他方、男性の初婚年齢は出生児数とほとんど関連がなかった。第二に、出生児数ごとに婚姻年齢を分析すると、子どもが2人以上持ち潜在的な出産リスクの高いグループでは、子ども数によらず結婚年齢はほぼ一定していた。他方、無子、あるいは子どもが1人の出産リスクの低い集団では子ども数の減少に伴って結婚年齢が上昇する傾向がみられた。加えて、婚姻年齢の四分位範囲の分析結果では、出産リスクの高いグループは短期間に集中して婚姻関係に入るのに対して、出産リスクの低いグループは比較的長い期間に分散して結婚する傾向があった。第三に同時方程式によるイベント・ヒストリー分析の結果では、誤差項に相関がないモデルでは結婚年齢は第二子出産ハザードに有意な影響を示していた。しかし、誤差項に相関を許すもでは結婚年齢は第二子出産ハザードに有意な効果を与えていなかった。しかも、モデルの適合度は前者よりも後者の方がかなり大きかった。この結果は観測されない潜在的出産リスクが結婚行動と出産行動の両者に影響を与えているため、見かけ上は結婚年齢と出生力とが関係していることを示唆している。それゆえ、これらの結果を見る限り、これまで日本で広く言われてきた「日本の少子化の要因は婚姻年齢の上昇にある」という命題は実証分析では支持されない。これは日本の少子化と婚姻行動の変化の関係はかなり複雑であることを意味している。従って、本稿の研究知見を踏まえた上で、日本の出生行動は、今後、より精緻に研究される必要があるだろう。

## [謝辞]

二次分析に当たり、東京大学社会科学研究所附属日本社会研究情報センターSSJ データアーカイブから第1回全国家族調査 (NFRJ98) (日本家族社会学会全国家族調査委員会) と第2回全国家族調査 (NFRJ03) (日本家族社会学会全国家族調査委員会)の個票データの提供を受けました。

## [文献]

- Granger, C. W. J., and Newbold P., 1974. "Spurious Regressions in Econometrics", *Journal of Econometrics*, 2: 111-20.
- Lillard, Lee A., 1993, "Simultaneous Equations for Hazards: Marriage Duration and Fertility Timing", *Journal of Econometrics*, 56: 189-217.
- Lillard, Lee A. , Brien, Michael J., and Waite, Linda J., 1995. "Premarital Cohabitation and Subsequent Marital Dissolution: A Matter of Self-Selection?", *Demography*, 32: 437-57.
- Lillard, Lee A., and Waite, Linda J., 1993, "A Joint Model of Marital Childbearing and Marital Disruption", *Demography*, 30: 653-81.
- 大淵寛・高橋重郷 (編), 2004, 『少子化の人口学』, 原書房.
- 山田昌弘, 2007, 『少子社会日本』, 岩波書店.

## **The Myth of Late Marriage in Japan: The Relation between Age at Marriage and Low Fertility Revisited**

**Nobutaka FUKUDA**

**Aoyama Gakuin University**

The purpose of this study is to investigate the influence of age at marriage on fertility in Japan. As is well known, the Japanese total period fertility rate has, over the past decades, fallen in tandem with a rise in age at marriage. It is widely believed from this evidence that the Japanese fertility decline is derived from a delay in marriage. It has not been, in a scholarly sophisticated way, examined whether a delay in marriage causes a decline in fertility in Japan so far. More specifically, it seems likely that people who are reluctant to have children get married later in their life. If so, it follows that the weakening of a desire for having children raises age at marriage and drops the birth rate. Taking this point into consideration, we attempt to, in detail, examine whether a delay in marriage causes a decline in fertility in Japan, by employing the datasets of NFRJ98, NFRJ03, and NFRJ08.

The findings of this study, first of all, showed that women's age at marriage has not a strong impact on their complete family size. The impact was particularly weak for women who got married until age at 34. In the second place, the results of our analysis found that there is no salient difference in the timing of marriage for mothers who finally bore more than two children. In contrast, if marriage women have no children or only one child, they tended to enter a marital relation at a relatively old age. Third, the results of our simultaneous hazard analysis revealed that women's age marriage does not significantly affect the risk of having a second child. This suggests that people who are reluctant to have children get married later in Japan. As far as our findings show, we can conclude that age at marriage has a very limited influence on the level of fertility in Japan, and the fall in the Japanese birth rate cannot be completely attributed to a delay in the timing of marriage.

**Key words and phrases:** Marriage Age, Lowest-low Fertility, Second Birth, Non-Recursive Hazard Analysis