

鳥取県における少子化の構造的要因の分析

Decomposition of the Decrease in the Number of Births since 1960 in Tottori Prefecture

西村 教子

NISHIMURA Noriko

和文要旨：本稿は1960年以降の鳥取県の出生数の減少について、その構造的要因を用いて分析を行った。その結果、1990年までの出生数減少は女子人口割合の低下が主要因であったが、1990年以降は出生率の低下に転換していることが分かった。そこで、合計出生率の低下について同様に要因分解を行ったところ、1980年以降のコーホート合計出生率(CFR)と期間合計出生率(TFR)ともに、それらの変動は非婚化と出生行動の効果によるものであり、その半分は非婚化によるものであった。1980年以降の鳥取県は本格的な少産化局面に入っており、人口減少と再生産女子の人口割合の縮小が予想される鳥取県の出生数の減少スピードは今後加速する可能性があることを示した。

【キーワード】鳥取県、少子化、人口構造、非婚化、少産化

Abstract : The purpose of this paper is to clarify the cause about decrease in the number of births of Tottori Prefecture since 1960, focusing on the demographic structural factors. First, it was observed that the main cause of decrease in births was converted from fall in proportion of woman in reproductive period into decline in a fertility rate in 1990. Furthermore, a half of drop in two total fertility rates by cohort and annual since 1980 was accounted for by rise in never-married women rate. The impact was equal to changing reproductive behavior. And this result revealed that tempo effect by late marriage was no cause of TFR decreases any more and Tottori prefecture entered a new lower fertility phase which is low-frequency births. Finally, it is expected that the number of births in Tottori prefecture decreases more and more by lower fertility, population decline and shrinking reproductive population.

【Keywords】Tottori Prefecture, low fertility, population composition, tendency to unmarried, low-frequency births

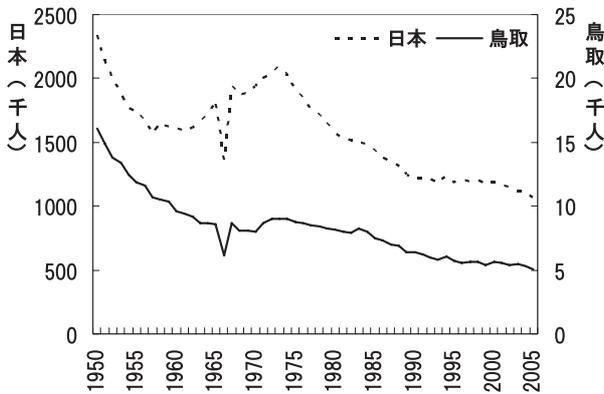
1 鳥取県の出生数および出生率の推移の特徴

鳥取県の出生数は1948年以降継続して減少傾向にあり、2005年の出生数は1975年の42.8%に当たる5012人であった。図1-1に示すように、日本の出生数の推移と比べると、その一貫した低下がよくわかる。1950年から約10年間の日本と鳥取県の出生数は減少しているが、その後日本が1973年まで増加に転じた一方で、鳥取県は減少し続けている。第2次ベビーブームで1973年に共にピークを迎えるが、日本が1950年代前半の水準まで回復して

いるのに対し、鳥取県は1960年代前半程度の水準に留まっている。

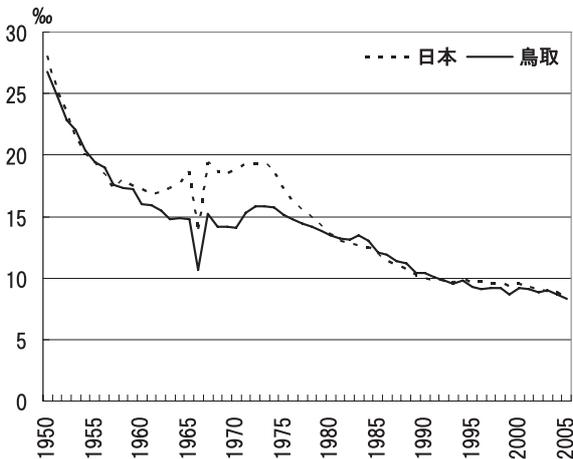
このピーク以降の日本の出生数は急激に減少し、1990年代に入って減速している。一方、鳥取県は第2次ベビーブームの影響が小さかった分、今日まで緩やかなスピードで減少を続けている。この結果、2005年の出生数は、日本が1950年の54.5%、1973年の49.2%まで落ち込んだのに対して、鳥取県では68.9%、44.4%の減少となっている。少子化の開始時期とされる1970年代半ばから考え

図1-1 日本と鳥取県の出生数の推移 (1950~2005)



出所) 総務省統計局『日本の長期統計系列』、鳥取県(2008)『平成17・18年鳥取県統計年鑑』

図1-2 日本と鳥取県の粗出生率の推移 (1950~2005)

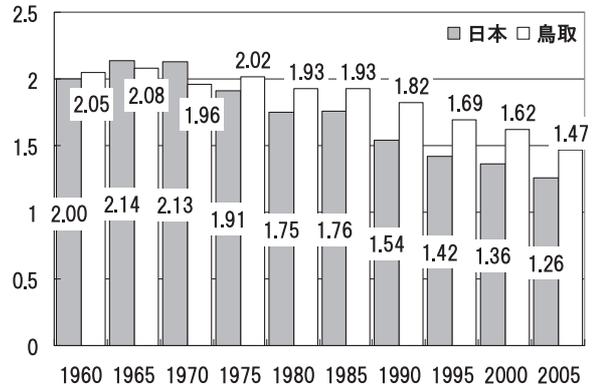


出所) 総務省統計局『日本の長期統計系列』、鳥取県(2008)『平成17・18年鳥取県統計年鑑』

れば、鳥取県の出生数の減少は日本に比べて小さいが、1950年から見れば7割の出生が失われているということになる。

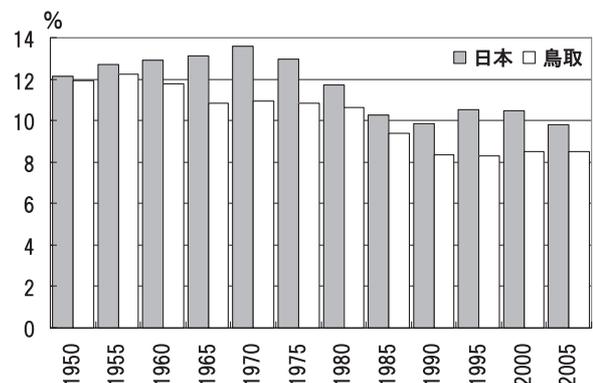
図1-2は粗出生率の推移を示している。1960~80年までの20年間を除くと日本と鳥取県は同水準で推移している。鳥取県の粗出生率は1950年の26.8%から10年間で16.0%まで急落し、その後15年間は同水準を維持している。1973年の15.8%をピークに再び低下に転じ、日本と同様に1990年以降にそのスピードは鈍化している。次に図1-3の合計出生率(TFR)の推移を比較すると、鳥取県のTFRは1965年、70年を除いて日本より高い。日本のTFRは1975年まで同水準を維持した後に低下を始めているが、鳥取県は1960年水準を1985年まで維持した後に低下し始めており、1980年以降の鳥取県のTFRは0.2

図1-3 日本と鳥取県の合計出生率の推移 (1960~2005)



出所) 厚生労働省『人口動態調査(平成18年)』

図1-4 20-34歳女子人口割合の推移 (1950~2005)



注) 女子人口割合は総人口に対する当該年齢の女子人口の割合である。

出所) 総務省統計局総務庁『国勢調査』

ポイント程度高くなっている。

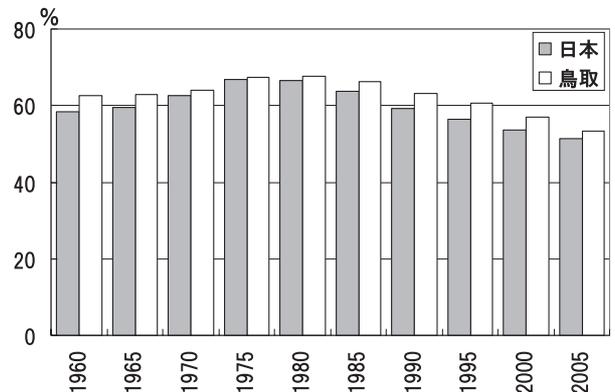
このような日本と鳥取県の出生数およびふたつの出生率の推移の差異は女子の人口構造や有配偶率によって説明することができるだろう。図1-4は出産を主に行う20-34歳女子の人口割合を示している。日本において出生数および出生率が回復した1950年代半ばから70年代半ばまでの20-34歳女子人口割合は上昇しているのに対し、鳥取県は1955年をピークに低下している。1970年の日本の20-34歳女子人口が13.6%であったのに対し、鳥取県は11.0%と2.6ポイントの差になっている。この時期は日本の高度経済成長期にあたり、地方の若者の多くが大都市への流出しており、鳥取県も例外ではない。このような社会移動は地方の再生産年齢人口割合を縮小させる一方で、大都市では拡大をもたらした。その結果、鳥取県では1960~70年代半ばの粗出生率の回復に繋がらなかったといえるだろう。

また、日本の経済成長は日本社会に大きな変化をもたらしたことは言うまでもない。社会の発展に伴う個人の価値観や生活スタイルの変化は結婚行動や出生行動に影響を与えることはよく知られている。初婚年齢、生涯未婚率そして離婚率の上昇に見られるような結婚行動の変化は再生産行動期間の短縮または消滅を通して、出生率を間接的に低下させる。例えば、1975～2005年の間に日本の女子の平均初婚年齢は3.3歳上昇して28.0歳になり、鳥取県でも3.0歳上昇し、27.3歳と結婚の遅れが認められる¹。その社会背景には、女子の高学歴化や社会進出の進展があったことが挙げられる²。日本の女子の大学・短大進学率は1965～2005年までに11.3%から49.8%まで上昇し、1996年には大学進学率が短大進学率を上回った。また25-29歳および30-34歳の女子就業率は1975年の41.4%、43.0%から上昇を続け、2007年にはそれぞれ71.4%、61.0%に達している。このように、高学歴化は修学期間の延長、そして就業機会の拡大を促進し、初婚年齢の上昇に繋がったと考えられる。

そして、鳥取県の2005年の女子の大学・短大進学率は40.0%と日本に比べると約10ポイント低いが、進学率の上昇、そして短大から大学進学への転換が認められ高学歴化が進展している。また鳥取県の女子就業率は高く、2005年の国勢調査における25-29歳と30-34歳の日本の女子就業率が69.1%、59.2%であったのに対し、鳥取県は73.6%と69.4%と7割の女子が経済活動に参加している。

次の図1-5は15-49歳の女子の有配偶率を示している。TFRは15-49歳女子の年齢別出生率から算出されるため、有配偶率に影響を受ける指標である。日本と鳥取県の有配偶率のピークにあたる1975年と1980年には約67%

図1-5 15-49歳女子有配偶率の推移（1960～2005）



出所) 総務省統計局総務庁『国勢調査』

と差がなかったが、その後の低下スピードは鳥取県に比べて日本の方が速く、その格差は1990、1995年に最も大きくなり、4ポイントを上回った。TFRの格差も両年が最も大きくなっており、再生産行動を実際に行う有配偶率がTFRの決定要素であることが分かる。そして再生産年齢人口割合と相殺しあうことで、日本と鳥取県の粗出生率の格差がなくなるのである。

このように、鳥取県は半世紀以上にわたって出生数および出生率の低下が続いている現状がある。1989年から人口減少傾向に転じた鳥取県において、少子化対策は緊急かつ重要な課題である。しかし、粗出生率やTFRのように出生力を表す再生産指標は数多く存在しているが、先に示したようにその推移やパターンが必ずしも一致しているわけではない。また出生は社会経済などの影響を受けて変動する。しかし、先に示したようにこれら各指標が持つ構造的な原因を探ることなしに、少子化とその他の社会経済要因との関係を議論することは性急である。そこで、本稿は鳥取県の出生数減少および出生率低下を1960年以降のデータを用い、その構造的な要因から明らかにすることを目的とする。

2 出生数の構造的要因

2-1 出生数と年齢別出生率の構造的要因

ここでは、出生数および年齢別出生率の変動の原因を明らかにするために、それらの構造について検討する。まず、出生数は次の3つの要因に分解することができる。ある時点 t の出生数(B)は(1)式のような積和で示すことができる。

$$B(t) = P(t) \frac{\sum_{x=15}^{49} P(t, x)}{P(t)} \frac{B(t)}{\sum_{x=15}^{49} P(t, x)} = P(t) \sum_{x=15}^{49} \frac{P(t, x)}{P(t)} \frac{B(t, x)}{P(t, x)}$$

¹ 平均初婚年齢は厚生労働省『人口動態調査』の平均婚姻年齢(初婚の妻)の数値を用いた。鳥取県の平均初婚年齢は日本に比べると低い。日本の初婚年齢との格差は1975年以降0.2～0.4の間で推移していたが、1999年以降には0.5～0.7歳に拡大している。

² 鳥取県のような地方における進学率や就業率の上昇は県外への流出を促すことが多く、進学率の上昇が鳥取県の高学歴化や社会進出の進展につながるとは限らない。そのためこれらの動向が同地域の結婚行動のような影響を与えるのかは別の考察が必要となるだろう。

大学・短大進学率とは大学(学部)・短期大学(本科)への進学率(過年度高卒者等を含む)の進学率の数値を用いた。文部科学省『学校基本調査』、鳥取県企画部統計課『学校基本調査』。日本の女子就業率の推移は総務省統計局『労働力調査』の年平均結果を用いた。日本と鳥取県の比較は『国勢調査』結果を使用した。総務省統計局『国勢調査』、鳥取県(2008)『平成17・18年鳥取県統計年鑑』。

$$= P(t) \sum_{x=15}^{49} p(t,x) f(t,x) \quad (1)$$

$P(t)$: 当該年次 (t) の女子人口

$P(t,x)$: 当該年次に x 歳の女子人口

$B(t,x)$: 当該年次に母親が x 歳の出生数

$p(t,x)$: 当該年次に x 歳の女子人口割合

$f(t,x)$: 当該年次の母親年齢 (x) 別出生率

出生数は規模を示す値である以上再生産を行う人口規模に依存する。その人口規模を示す女子人口と実際に出生を行ういわゆる再生産年齢 (15-49歳) 女子人口が出生数規模を決定する要素となる。それは女子人口が同じであっても、実際に出生を行う年齢の女子が少なければ、出生数は少なくなる。

さらに出生は再生産年齢の女子によって行われるが、その女子年齢によってもその頻度が異なっている。そのため、3つ目の要因は再生産年齢女子を分母にした総出生率ではなく、年齢別女子人口割合 ($p(x)$) と年齢別出生率 ($f(x)$) を利用することで、人口構造と出生力の変化が出生数に与える効果を算出することができる。このように、出生数はその地域の女子人口規模および再生産年齢女子の人口割合、そして年齢別出生率の3要因によって分解することができる。

図1-3で示した TFR はある年の再生産年齢女子の年齢別出生率の合計であり、「1人の女性が生涯に産む子供の数」としてよく使用されている。そして(2)式に示すように、TFR は(1)式の $f(x)$ の合計値である。

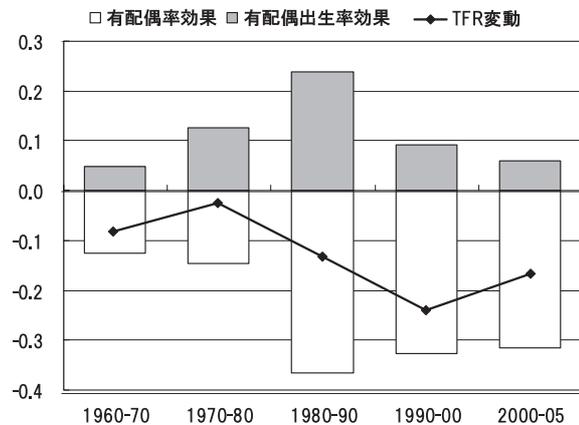
$$TFR(t) = \sum_{x=15}^{49} f(t,x) \quad (2)$$

しかし、 $f(x)$ の変化は出生行動の変化のみを説明するものではない。そこで、 $f(x)$ についてもその構造を明らかにする必要がある。まず $f(x)$ の分母が配偶関係を考慮しない女子人口を利用しているため、晩婚化や非婚化、さらに離婚などの結婚行動の影響を受けることになる。

$f(x)$ は女子年齢に規定される確率変数である。確かに社会規範などの社会的要因や受胎確率のような生物学的要因が出生を行う年齢に影響を与えることは否定できない。しかし、日本のように極めて低い出生率の場合は、年齢に規定されるという仮定を置く必要はないと考えられる。また日本の出生の98%が有配偶女子によって起きており、女子の年齢よりも結婚行動に規定されると仮定したほうが現実的である³。つまり、今日のような非婚

³ 1960～2006年の全出生に対する嫡出児の割合は97.97～99.23%で推移している。80年代までの非嫡出児の割合は1%を下回る水準

図2-1 鳥取県の TFR の変動の要因分析



注) TFR は20-39歳の累積出生率を使用している。
出所) 鳥取県福祉保健課 『人口動態統計』

化や晩婚化の進展は再生産行動を行わない女子人口の増加を意味している。その結果、有配偶女子の出生パターンが不変であっても $f(x)$ は低下する。

これまで TFR の変動は、このような結婚の影響を取り除くために有配偶率と有配偶出生率の2要因を用いて説明されることが多かった。国立社会保障・人口問題研究所 (2008) の「合計特殊出生率変化の要素分析」によると日本の1970～2005年の間に TFR は2.13から1.26になり、-0.87低下している。そのうち有配偶率の寄与度は-1.10、有配偶出生率は0.22であり、有配偶出生率は TFR を押し上げる効果を持っていることになる⁴。

図2-1は鳥取県の TFR の変動と有配偶率と有配偶出生率それぞれの寄与度を示したものである。図から鳥取県の変動も有配偶率変化によるものであり、有配偶出生率は常にプラス要因として働いていることが分かる。つまり、TFR の低下は結婚をしていない女子によるものであり、有配偶の女子はこれまで以上の出産意欲と努力によって、より多くの出産をしていることになる。しかし、

にある。それ以降上昇し続けるが、2005年の非嫡出児の割合は2.03%程度である。国立社会保障・人口問題研究所 (2008)

⁴ $f(x)$ は x 歳の有配偶率 ($pm(x)$) と x 歳の有配偶女子人口 ($PM(x)$) を分母にした有配偶出生率 ($fm(x)$) に分解できる。したがって TFR の変動はこれら2つの要因によって説明することが可能である。

$$f(x) = \frac{B(x)}{P(x)} = \frac{PM(x)}{P(x)} \frac{B(x)}{PM(x)} = pm(x) fm(x)$$

$$TFR = \sum pm(x) fm(x)$$

$$\Delta TFR = \sum \frac{fm(t,x) + fm(t-1,x)}{2} \Delta pm(x) + \sum \frac{pm(t,x) + pm(t-1,x)}{2} \Delta fm(x)$$

我々が認識する少子化問題とは晩婚化や非婚化のような結婚行動の変化だけでなく、有配偶女子が持つ子供の数自体の減少（少産化）も意味している。

国立社会保障・人口問題研究所の「出生動向基本調査 - 結婚と出産に関する全国調査 夫婦調査 - 」によると日本の完結出生児数は1972年の調査以降30年間2.2人程度で安定していたが、1980年代以降に結婚した夫婦が対象となる2005年の調査では2.09人に減少したことが分かっている⁵。このことから有配偶女子がより多くの出産を行っているという事実はなく、むしろ少産化に向かっていることが伺える。この調査からも上記のような2要因による分析では矛盾した結果をもたらすのである。

このような矛盾は有配偶出生率の構造的な問題から発生する。廣嶋（1986）は、有配偶出生率は完全に結婚の影響を取り除いた指標でなく、そのため有配偶合計出生率が他の再生産指標と逆の動きをすることがあることを指摘している。つまり、日本や鳥取県のTFRの低下が有配偶率の低下という結婚行動のみで説明され、有配偶女子が産む子供の数が増えているとする解釈は間違っている。

また、大淵（2004、p.172）は「日本の1955～2001年に合計出生率は2.369から1.334へ1.035低下したが、その82.2%が第3子以上の低下によって説明できる」と少産化の進展を示唆している。しかしこのような高い出生順位の出生の減少は産み控えといった出生行動の変化だけでなく、結婚年齢の高い女子の出生児数が少なくなる、つまり晩婚化による影響とも考えられ、これらは区別されなければならない。以上のように、結婚行動が出生率低下に与える影響は慎重に検討されるべきである。

さらにTFRの解釈には注意が必要である。TFRはある年の再生産年齢女子、つまり異なる生まれ年の女子集団の年齢別出生率の合計であり、その算出方法から期間合計出生率と呼ばれる。もし、 $f(x)$ が晩婚化や少産化といった行動に影響を受けるのであれば、その変化は世代間の行動変化を考える方が適当である。同じ出生年の人口集団は出生コーホートと呼ばれ、その年齢別出生率の合計はコーホート合計出生率（CFR）と呼ばれる。ある出生コーホート c のCFR(c)は(3)式のように定義される。

$$CFR(c) = \sum_{x=15}^{49} f(c; x) \quad (3)$$

以上のように、TFRやCFRの低下要因には結婚行動と出生行動の大きく2つの要因によって起きる。しかし、結婚行動には再生産行動を行わない非婚と再生産期間が短くなる晩婚という2つの行動に分けられる。さらに晩婚は出生時期を遅らせる。つまり、有配偶出生率がTFRの押上げる効果を持っていたのは、この出生時期の変化と考えることができる。よって有配偶出生率は出生行動の変化と出生時期の変化の両方の影響の結果である。したがって、TFRおよびCFRの低下は以上のような4つの要因を考慮した分析を行わなければならない。

そこで、日本の出生が女子の年齢ではなく、女子の結婚行動によって規定されると仮定した時の年齢別出生率の構造について考察を進めていく。結婚行動を結婚年齢と結婚持続期間を用いると、 $f(x)$ は(4)式のように有配偶率($pm(x)$)と有配偶女子の結婚年齢(a)の分布($m(x;a)$)および結婚持続期間($x-a$)別出生率($fm(x;x-a)$)の3要因で表現することができる⁶。つまり、 x 歳の有配偶出生率($fm(x)$)は異なる結婚年齢コーホートの有配偶出生率の合成と考えることができる。ここでは結婚後に離死別がないと仮定すると、結婚年齢は初婚年齢、有配偶女子は既婚女子と言い換えることができる。仮定より $pm(x)$ は x の増加関数である。

$$f(x) = pm(x) \sum_a^x m(x;a) fm(x;x-a) \quad (4)$$

$pm(x)$: x 歳の有配偶率

$m(x;a)$: x 歳の有配偶女子の初婚年齢分布、 $x - a \geq 15$

$fm(x;x-a)$: x 歳の結婚持続期間($x-a$)別有配偶出生率、 $(x-a) \geq 0$

このときのCFRは(5)式のように示される。

$$CFR(c) = \sum_{x=15}^{49} f(c; x) = \sum_x \sum_a pm(c; x) m(c; x, a) fm(x, x-a) \quad (5)$$

ここで、結婚行動がCFRに与える影響についてまとめてみる。まず、結婚行動の変化には晩婚化と非婚化がある。図2-2はある出生コーホートの単峰型の確率関数を仮定した結婚パターンを示している。また結婚持続期間別出生率 $fm(x-a)$ は年齢に独立な右下がりの確率関数であると仮定すると、 $f(c;x)$ は図2-3のような確率関数に変換される。例えば25-29歳の出生率が高いのは、その年齢階級に結婚が集中しているためである。そして年

⁵ 完結出生児数として結婚持続期間15-19年の初婚同士の夫婦の完結出生児数を用いた。国立社会保障・人口問題研究所（2006、p.4）。

⁶ 阿藤・伊藤・小島（1986）は、出生児数を抽出出生児数と抽出でない出生児数に分けて年齢別出生率と年齢別・結婚持続期間別出生率の関係を示している。

図2-2 晩婚化と結婚パターン

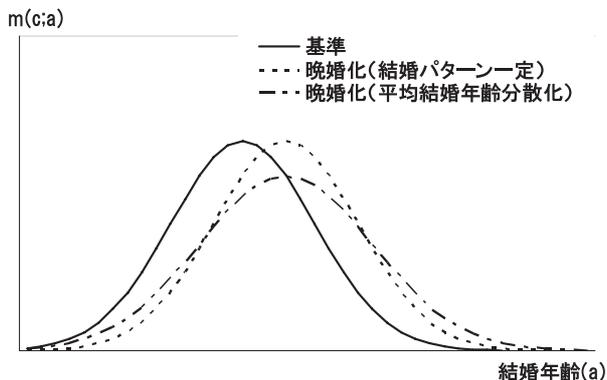
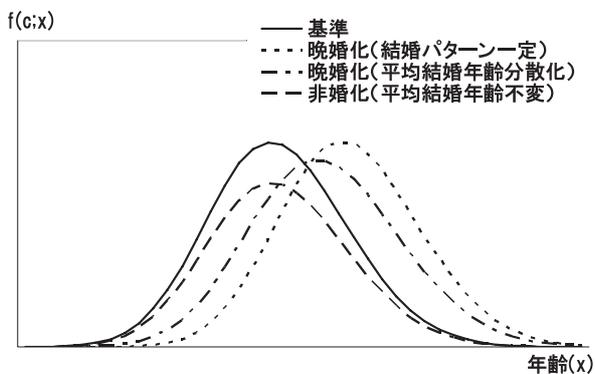


図2-3 晩婚化と非婚化が年齢別出生率に与える影響



注) 非婚化を除き、生涯未婚率を一定と仮定している。

年齢が上昇するにしたがって有配偶率は高いが、出生率は低いのは結婚持続期間が長い女子の割合が多いためである。したがって、 $f(c;x)$ は有配偶者の初婚年齢（結婚持続期間）の分布によって決定されることになる。CFR は $f(c;x)$ の累積値であるので、 $f(c;x)$ と横軸に囲まれた面積に等しい。

まず晩婚化は結婚年齢が上昇する行動であるので、図2-2の結婚パターンに変化がない場合（晩婚化（結婚パターン一定））の $m(c;x)$ は基準から右にシフトする。その結果、 $f(c;x)$ は出生のタイミングの遅れが起きるが、CFR は影響を受けない。このときに起きる出生タイミングの遅れは晩産化と言い換えることができる。また、晩婚化は結婚年齢の上昇だけでなく、結婚パターンの変化を伴うことがある。つまり、結婚行動の多様化が結婚年齢の分散の拡大をもたらす場合（晩婚化（結婚年齢分散化））である⁷。このとき出産年齢の分散も拡大し、

⁷ 岩澤（2002、p.23）は初婚年齢、出生年齢の標準偏差が、1940年代生まれには集中傾向が見られるが、それ以降拡大傾向になることを指摘している。

その結果 $f(c;x)$ も緩やかな形状に変化するが、CFR は影響を受けない。ただし、どちらのケースにおいても、 $f(c;x)$ の右裾が再生産年齢の上限を超える時、CFR は低下する。一方、非婚化とは生涯未婚率が上昇することである。これは平均結婚年齢が不変でも $m(c;x)$ の下方シフトによって、 $f(c;x)$ が下方にシフトし、CFR は低下する。このように非婚化と晩婚化では $f(c;x)$ に与える影響が異なる。

そこで、出生コホート c の女子人口は一定 (P) であると仮定すると、 $f(x)$ は(6)式のように分解することができる。

$$f(x) = \frac{PM(\bar{x})}{P} \frac{PM(x)}{PM(\bar{x})} \sum_{a=15}^x \frac{PM(x;a)}{PM(x)} \frac{B(x;x-a)}{PM(x;x-a)}$$

$$= pm(\bar{x}) am(x) \sum_{a=15}^x m(x;a) fm(x;x-a) \quad (6)$$

$pm(\bar{x})$: 50歳 (\bar{x}) 時の既婚率。[$1 - pm(\bar{x})$] は生涯未婚率

$am(x)$: x 歳の初婚達成率。50歳の既婚女子に対する x 歳の既婚女子人口割合

$m(x;a)$: x 歳の既婚女子の初婚年齢 (a) 構造。 x 歳の既婚女子の結婚年齢別分布

$fm(x;x-a)$: x 歳の既婚女子の結婚持続期間 ($x-a$) 別出生率

結婚持続期間別出生率が年齢に依存しない場合、このとき導かれる $f(x)$ は期待年齢別出生率 ($\hat{f}(x)$) となり、現実の $f(x)$ との関係は(7)式のように $\hat{f}(x)$ と実現率 ($e(x)$) の積となる。

$$f(x) = \hat{f}(x) \frac{f(x)}{\hat{f}(x)} = \hat{f}(x) e(x) \quad (7)$$

(6)式、(7)式より $f(x)$ の変動は非婚化の効果 ($pm(\bar{x})$)、晩婚化効果 ($am(x)$)、結婚パターンの変化による晩産化効果 ($m(x;a)fm(x-a)$)、出生行動の変化を含むその他効果 ($e(x)$) によって分解できる。

晩婚化効果と晩産化効果と相殺関係にあるが、これらの効果の発現する年齢が異なるため、この発生のずれや出生コホートによる効果の程度差によって TFR は低下する場合がある。例えば、図2-3を用いて説明すると、若年層の出生コホートで結婚年齢が上昇している場合、彼らの出生パターンは晩婚化（結婚パターン一定）の破線に沿って行われる。しかし、それ以前の出生コホートは基準出生パターンに沿って行動するため、その年の TFR は破線と実線に囲まれた面積となり、それぞれの CFR は同じであるにもかかわらず TFR は低下する。そのため、TFR は晩婚化によっても低下しうる。

このように TFR を利用して少子化を議論する場合に

は、出生タイミングの遅れ（テンポ効果）と1人の有配偶女子の完結出生数の減少（カンタム効果）を区別する必要がある。すなわち、TFR低下がテンポ効果によって起きている場合には、時間の経過によってTFRは回復することが予想される。よって出産奨励などの政策の議論は無意味である。金子（2004）、大淵（2004）が指摘しているように、1975年以降のTFRの急激な変化はそのほとんどがテンポ効果によって説明される。しかし、1990年代以降のTFRの低下はテンポ効果からカンタム効果に転換していることも指摘している⁸。

2-2 使用するデータと基礎的な分析

本分析に使用するデータは次の通りである。年齢別女子人口と年齢別配偶関係別女子人口は1960年以降の「国勢調査」の結果を用いる⁹。母親の年齢別出生数については国勢調査年の「人口動態統計」を用いた。都道府県別の母親の年齢別出生数は5歳年齢階級による集計データしかないため、総出生数は7つの年齢階級の出生数の合計である。年齢による集計は異なる出生コーホートが存在している。そこで、ここでは出生コーホートではなく、年齢階級をそのまま年齢コーホートとして用いた。表記については各年齢コーホートが20-24歳であるときの年を用い、例えばC60は1960年に20-24歳の年齢コーホートを意味する。

また、TFRおよびCFRは通常15～49歳女子の年齢別出生数の合計となるが、日本において10代と40代の出生は極めて少なく、鳥取県でも1960～2005年間の出生数の96.5～99.12%は20～39歳の間で起きている。そのため、本分析では20～39歳の女子の出生のみを利用し、それぞれの累積出生率をTFRおよびCFRとして使用した。

国勢調査は調査時の配偶関係は知ることができるが、結婚年齢や結婚持続期間は不明である。配偶関係区分は未婚、有配偶、離別、死別である。日本の出生パターンを考慮すると、有配偶人口を用いるのが適切である。し

⁸ 金子（2004, p.27）大淵（2004, pp.170-71）は日本の70年代以降のTFR低下のほとんどがテンポ効果によるものであるとしている。そして、80年代後半からテンポ効果から小さくなっていることから、実質的な出生低下が始まり、少子化の新たな局面に入ったと指摘している。廣嶋（2000A, p.9）は1975-99年の合計出生率の変動のうち34.5%がテンポ効果、65.6%がカンタム効果としている。

⁹ 出生率などの指標の分母に用いられる各人口の年央人口を用いる必要がある。人口動態統計から得られる出生数は年次データであるが、国勢調査は10月1日である。本来であれば補正が必要となるが、本文折ではその調整を行わず、そのまま10月1日人口を使用している。

かし、未婚は有配偶への一方向移動しかできないが、有配偶はその他の3区分からの移動が可能である。また、離別および死別は有配偶の状態から発生する状態であり、再び有配偶に戻ることも可能である。これらの移動を考慮した場合、国勢調査から有配偶者の結婚持続期間を得ることは困難である。そこで、有配偶人口の代わりに有配偶に離死別を含めた既婚人口を用いることにする¹⁰。

既婚人口は人口から未婚人口を引いた数であり、既婚の状態は未婚からの一方向の移動しかない。そのため、取り扱いが簡単である利点があるが、近年の離婚率の上昇などの影響は捉えることはできない欠点がある。結婚持続期間別既婚率は年齢コーホートの既婚率の変化から算出することができる。使用データが5年間隔であるので、結婚持続期間も5年間隔となる。そのうち0-4年(l_1)および5-9年(l_2)の2期間のみを使用する。したがって、期待年齢別出生率の推定において、結婚持続期間が10年以上の出生の影響は実現率に反映されることになる。

この分析の再生産完結年齢は39歳であるので、40歳時の未婚者は再生産行動に影響を与えていないことになる。40歳時既婚率($pm(40)$)は既婚率が直線的に増加すると仮定すると、同一年齢コーホートの35-39歳時と40-44歳時の既婚率の平均値である。年齢コーホートがこれらの年齢階級になるのは15年後、20年後であるので、C90以降の年齢コーホートは未完結のためC90以降の $pm(40)$ はC75～C85の各年齢階級間の変動量に対する平均変化率から推計をした¹¹。その結果、C90～C05の推

¹⁰ 離死別の影響は、出生行動期間の中断となるため、結婚持続期間別有配偶人口を使用するのが適当である。岩澤（2002）は、離死別の影響をCFRと『出生動向基本調査』の完結出生児数との乖離からその影響部分を損失部分として補う工夫をしている。また、阿藤・伊藤・小島（1986）では、結婚持続期間別人口を「結婚の生命表」を作成し、推定している。しかしながら、都道府県別のデータの取得は困難であるためこれらの措置は行わず、その他効果に含める形で処理した。

¹¹ C90以降の $m(40)$ は次のように算出した。C75～C85の各年齢階級間の変動量からC75-80とC80-85の変動量の変化率を求める。C90以降の各年齢階級間の変動量は求めた2期間の平均変化率に従って変化すると仮定し、2期前の平均変動量を基準に未知の年齢階級間変動量を求める。から各年齢階級別既婚率と40歳時既婚率を算出する。

図2-4に示すように、C80以降の $m(40)$ の低下が著しいことから、2カ年の変動量および2期間の変化率の平均値を利用した。またこのような算出方法を採用したのは、図2-5に見るように晩婚化の進展によって年齢階級間の変動量の変化の傾向が異なっているためである。

計値は84.7%、81.1%、79.3%、78.4%と、その低下スピードは鈍化すると仮定した。

初婚達成率 ($am(x)$) は女子人口が一定ではないので、年齢別既婚率を $pm(40)$ で除したものを使用した。これらの利用データを(7)式に当てはめると、(8)式のように書き直される。

$$f(x) = pm(40)am(x)e(x)\{m(x;x)fm(x;l_1) + m(x;x-1)fm(x;l_2)\} \quad (8)$$

しかし、結婚持続期間別出生数は上記のデータから得ることができない。そこで、(9)式のように結婚持続期間別出生率の $fm(l_1)$ 、 $fm(l_2)$ をパラメータ β_1 、 β_2 にした定数項を持たない回帰式に変換し、推定することで $\hat{f}(x)$ 、 $e(x)$ を求めた。年齢から独立である仮定¹²から、すべての年齢階級および調査年をひとつのデータセットとして取り扱うことができる。

$$\hat{f}(x) = \beta_1 pm(40)am(x)m(x;x) + \beta_2 pm(40)am(x)m(x;x-1) + \varepsilon(x) \quad (9)$$

(9)式を最小二乗法で回帰分析した結果は次の通りである。

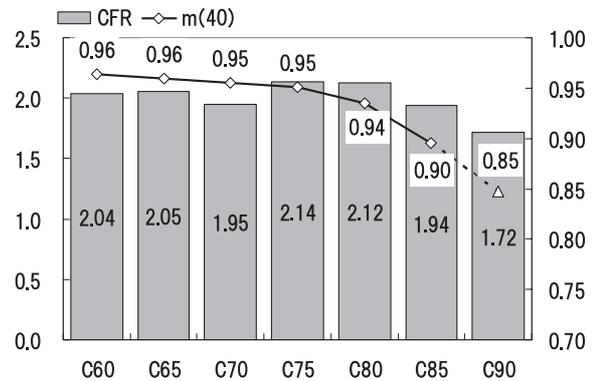
$$\hat{f}(x) = 0.3637pm(40)am(x)m(x;x) + 0.0659pm(40)am(x)m(x;x-1) \quad (62.0^*) \quad (11.42^*)$$

$N=40$ 、 $R^2=0.985$ 、下段のカッコ内は t 値、棄却水準 $\alpha=1\%$

図2-4は鳥取県の CFR と $pm(40)$ の推移を示したものである。CFR は C70 を除き C60～C80 まで CFR は約 2 の水準を維持しているが、C85 と C90 では 2 を下回っており、その変動幅は拡大している。同様に $pm(40)$ は C80 までは 93.5～96.4% を推移していたが、C85 で

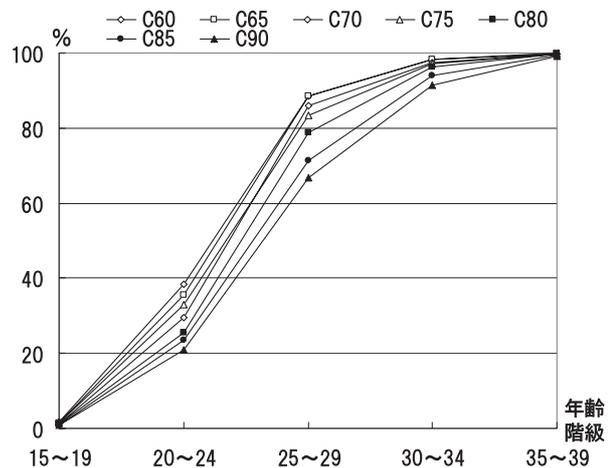
¹² 有配偶出生率は、結婚持続期間だけでなく、結婚年齢に依存すると仮定する必要があるかもしれない。廣嶋(1986)の近年の有配偶出生率の上昇の現象に関する数理的検討において、結婚年齢が高いと同じ結婚持続期間における出生率は低くなるという仮定を置いている。結婚年齢の遅れに対し、出産努力は行われるが、年齢上昇による影響も受けるためである。また、福田(1999, pp.13-15)は結婚年齢による第1児出生タイミングの差異について、20歳前半に結婚した女子は出産意欲が高い一方で急いで出産をする必要が無く、第1児出生を遅らせる傾向がある。これに対して結婚年齢が30歳以上である女子は出産意欲そのものが低いため出生ハザードが低いと述べている。このように、結婚年齢による結婚持続期間別出生率の差異は結婚年齢というよりむしろ、結婚年齢によって出生意欲や制限が異なることによって発生すると考えられる。また稲葉(1993, p.14)では完結出生児数が結婚年齢に対して反比例し、ほぼ第1次関数によって近似することを示しており、完結出生児数が結婚年齢もしくは結婚持続期間によって決まることを示唆している。本稿では結婚年齢による出生パターンの差異は出生行動の一部と解釈し、その他効果として処理し、結婚持続期間別出生率は年齢から独立と仮定した。

図2-4 CFR と40歳時既婚率の推移



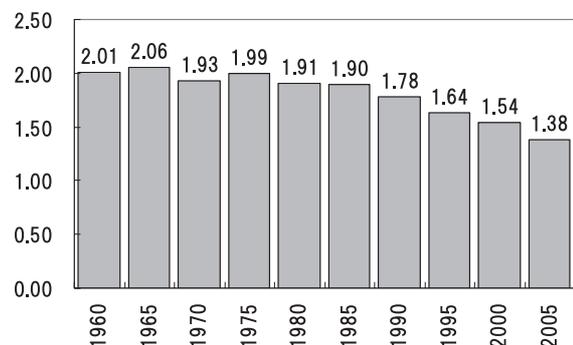
出所) 総務省統計局総務庁『国勢調査』、鳥取県福祉保健課『人口動態統計』

図2-5 初婚達成率



出所) 総務省統計局総務庁『国勢調査』

図2-6 TFR の推移



出所) 総務省統計局総務庁『国勢調査』、鳥取県福祉保健課『人口動態統計』

89.6%、C90 では84.7%と急激に低下している。このことから生涯未婚率の急激な上昇がCFRの低下に寄

していること予想される。

図2-5は年齢別初婚達成率つまり、累積結婚パターンを示している。生涯未婚の影響を取り除いているので、結婚の遅れが読み取れる。これもC80以降の年齢コーホートの20代の顕著な遅れが確認できる。C60、C65には88.5%であった25-29歳の達成率はC90では21.7ポイント低下し、66.7%となっており、20歳代の遅れが目立つ。しかし、30-34歳になるとその差は6.9ポイントまで回復していることから晩婚化の傾向が読み取ることができる。このように、C80以降に非婚化と晩婚化の双方が急速に進展していることが確認できる。

図2-6はTFRの推移を示している。TFRは1980年以降低下傾向にあり、特に1990年以降の減少幅が大きくなっている。これは先ほど見たように非婚化・晩婚化の進んだC80以降の年齢コーホートによってTFRが構成されるためであり、1980年代の減少幅が小さいのはその過渡期となるためであると考えることができる。

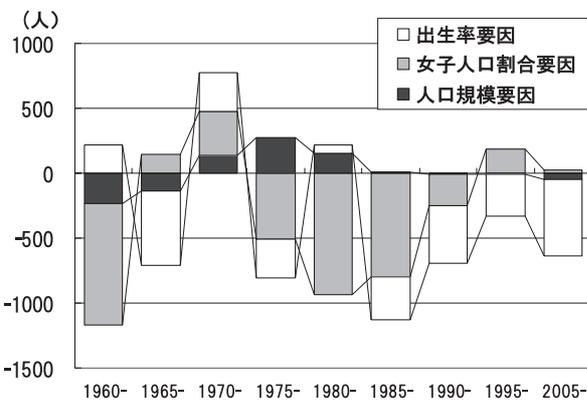
3 出生数変動の構造的要因の分析

3-1 出生数変動の分析

出生数は(1)式で示したように女子人口規模の変動、再生産年齢女子の人口割合および年齢別出生率の3要因で構成されている。出生数変動(ΔB)の各要因の効果は(10)式のように算出することができる。変動を捉える期間は5年であるが、ここではある年tの1期前(t-1)として表現している。

$$\Delta B = \sum_{x=15}^{39} \frac{p(t;x)f(t;x) + p(t-1;x)f(t-1;x)}{2} \Delta p + \sum_{x=15}^{39} \frac{(P(t)+P(t-1))(f(t;x)+f(t-1;x))}{4} \Delta p(x) + \sum_{x=15}^{39} \frac{(P(t)+P(t-1))(p(t;x)+p(t-1;x))}{4} \Delta f(x) \quad (10)$$

図3-1 鳥取県における出生数減少の構造的要因の寄与度



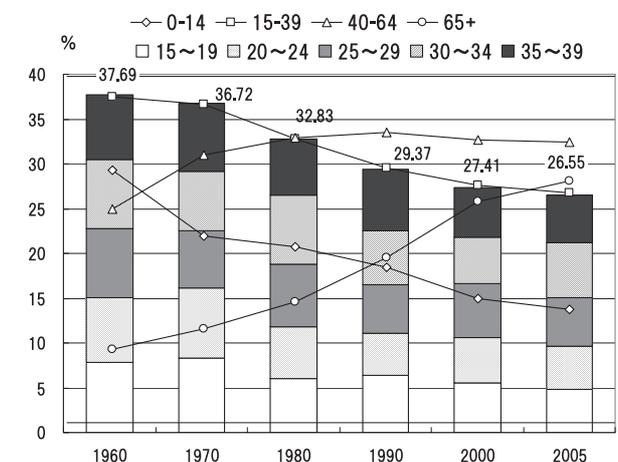
出所) 総務省統計局総務庁『国勢調査』、鳥取県福祉保健課『人口動態統計』

図3-1は要因分解した結果である。鳥取県の出生数は1970-75年を除いて減少しているが、その主な要因が1990年を境に異なっていることが分かる。まず、人口規模の効果は全期間で他の要因に比べると小さく、特に1985年以降の寄与度は非常に小さい。1960年以降、鳥取県の人口が増加したのは1971-88年の間だけであり、それ以外は人口減少の状態にある。その結果、鳥取県では長期にわたって人口規模は出生数の減少要因となっている。次いで再生産年齢女子の人口割合を見ると、増加要因となっているのは1965~75年、1995~05年の4期間である。これはこれらの時期の再生産年齢女子に第1次および第2次ベビーブーム世代が含まれるためである。それ以外の期間は全て減少要因であり、1990年まで出生数減少の主要因となっている。

図3-2は鳥取県の女子人口の年齢構造を示している。再生産年齢については5歳階級別に積み上げグラフで示し、それ以外の年齢階級は折れ線グラフで示している。15-39歳女子の人口割合は1960年の37.7%から2005年までに10ポイント以上低下し、鳥取県の人口再生産能力が低下していることがわかる。その割合が低下した主な原因は65歳以上人口の増加であり、1960年の8.5%から、1990年に19.1%、そして2005年には27.9%まで急速に拡大している。その内訳を見ると、主に出産が行われる20歳代の人口割合が小さい特徴を持っており、1970年まで14%台であったが、1980年には12.7%、1990年以降は約10%に縮小している。2005年の0-14歳人口割合が13.1%しかないことから、今後も出生数の減少が予想される。

図1-1で日本が1960年代から出生数が増加に転じたにもかかわらず、鳥取県ではこの転換が見られなかったの

図3-2 鳥取県の女子人口の年齢構造



注) 図中の数値は15-39歳女子人口割合
出所) 総務省統計局『国勢調査』

は、主に若年の流出による人口規模の縮小の低下があったことが原因である。また、1990年以降のその寄与度は小さいながらも増大傾向にあり、このまま人口が減少し続ければ人口規模が出生数減少に大きな影響を持つ可能性がある。

最後に出生率を見ると、3期間を除くとすべて減少効果を示している。1975年以降の変化から、その減少要因が女子人口割合から出生率要因に転換していている様子が見て取れる。特に2000-05年の613人の減少のうち、96.4%が出生率要因によるものである。このように、鳥取県の出生数減少は再生産年齢女子人口割合の縮小、そして出生率の低下へとその主な減少要因が転換していていることが確認することができた。鳥取県では人口減少、再生産年齢女子の人口割合の縮小が見込まれることから、3要因が減少要因として同時に機能すれば、急激な出生数減少が起きることが予想される。

3-2 合計出生率の分析

以上のように、1990年以降の出生数の減少は出生率の低下が主要因となっていることが分かった。ここではこの出生率の低下について構造的な観点から分析を行う。年齢別出生率の変動に対する構造的な要因は(7)式、(8)式から(11)式のように示すことができる。実際の算出式は補式(1)に示した。

$$\begin{aligned} \Delta f(x) = & am(x)e(x)\{m(x;x)fm(l_1) + m(x;x-1)fm(l_2)\}\Delta pm(40) \\ & + pm(40)e(x)\{m(x;x)fm(l_1) + m(x;x-1)fm(l_2)\}\Delta am(x) \\ & + pm(40)am(x)e(x)\{fm(l_1)\Delta m(x;x) + fm(l_2)\Delta m(x;x-1)\} \\ & + pm(40)am(x)\{m(x;x)fm(l_1) + m(x;x-1)fm(l_2)\}\Delta e(x) \end{aligned} \quad (11)$$

(11)式の右辺の第1項は非婚化効果、第2項は晩婚化

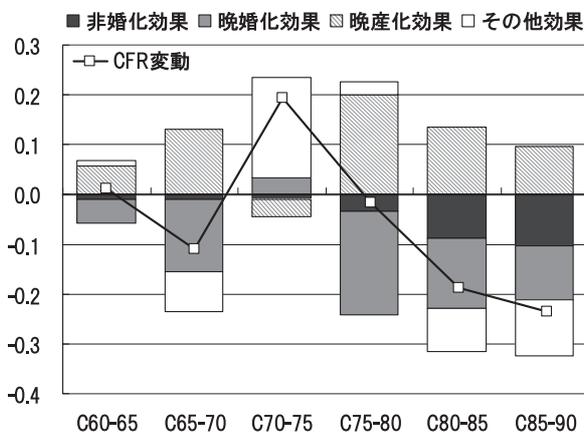
効果、第3項は晩産化効果そして、第4項はその他の効果の寄与度を示している。CFR および TFR の分析結果は図3-3、図3-4に示している。

まず、CFR の変動についてそれぞれの効果を見ていくことにする。CFR が大きく低下したのはC65-70、C80-85、C85-90の3期間であり、それぞれ-0.104、-0.182、-0.227とC80以降の2期間の変動は大きい。前述の通り非婚化の進展はC80から顕著に現れており、その寄与度は拡大しており、C80-85、C85-90のCFR低下の48.7%と45.1%が非婚化効果によるものである。

一方で晩婚化はC70-75を除いて、低下要因として働いており、寄与度が大きい期間はC65-70の-0.146、C75-80の-0.208、C80-85の-0.139、C85-90の-0.109の4期間である。しかし、この晩婚化効果は晩産化効果と相殺関係にあり、同期間の晩産化効果はそれぞれ0.131、0.201、0.134、0.097と、両効果がCFR変動にもたらす影響はほとんどなく、C75-90の間のCFR低下の5.5%を占めるに過ぎない。最後に出生行動を含む其他要因はC65-70、C80-85およびC85-90で低下要因として働いている。その効果はC65-70のCFR低下の76.2%、そしてC80以降の2期間では48.4%、49.8%を占めることがわかった。以上の結果から、鳥取県のCFRの低下は非婚化と少産化が同程度の効果を持っていることが明らかになった。

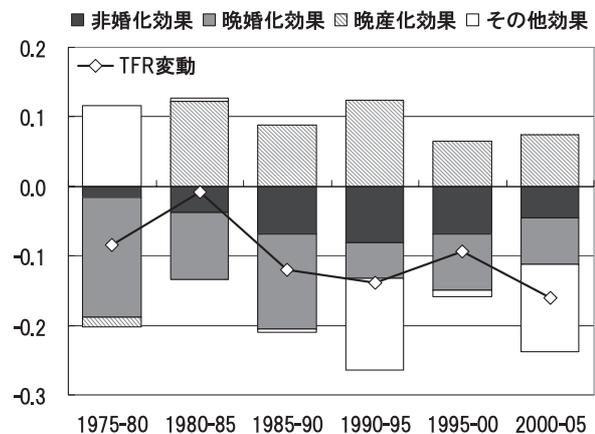
次にTFRの変動について見てみる。図3-4に示すように、非婚化と晩産化の合算効果は他の要因よりも高い値となっており、0.1以上の低下効果を持っていることがわかる。しかし、押上げ効果をもつ晩産化はCFRの時

図3-3 CFRの変動と各要因の寄与度



出所) 総務省統計局『国勢調査』、鳥取県福祉保健課『人口動態統計』

図3-4 TFRの変動と各要因の寄与度



注) 1995年以降には未完結の年齢コーホートがあり、39歳既婚率は図2-4の注に従って推計した結果を使用している。
出所) 総務省統計局『国勢調査』、鳥取県福祉保健課『人口動態統計』

と異なり、晩婚化の効果を完全に相殺する規模にはない。その結果、晩婚化も TFR を押し下げる効果を持っていることが分かる。一方、出生行動などの要因が TFR 低下に影響を与えているのは1990-95年と2000-05年の2期間のみであった。結果、1985年以降の4期間の TFR 低下の主要因は1985-90年と1995-00年が96.9%、90.7%は結婚行動の効果によるものであり、他の2期間はそれぞれ94.1%、77.4%がその他の効果であった。

その他効果の寄与度が大きい1975-80、1990-95、2000-05年の3期間であり、補表5に示すようにすべての期間において25-29歳の寄与度が最も大きい。この3期間は経済状況が大きく変動した期間である。例えば、1990-95年にはバブルが崩壊し平成不況に突入し、5%水準の経済成長から0%成長に急落した期間であった。一方で高いプラスの寄与度であった1975-80年の期首年前に第1次オイルショックがあり1974年のマイナス成長の後5%水準の成長率に回復している¹³。本分析は単年での観察であるため、特に単発的な環境変化の影響を受けやすい。また、2000-05年は長期にわたる不況の中、男子完全失業率は上昇し、1999年以降は15-24歳で10%、35-34歳で5%水準の類を見ない高い失業率を維持した時期である。このような経済環境、雇用不安が20歳台の出生意欲に影響を与えたことが予想される¹⁴。

TFR 低下要因は CFR の低下と異なり安定していない。それは晩婚化と晩産化の効果はタイムラグを伴って発生しているため、期間指標ではこれらを同時に捉えることができていないからである。図3-4に示すように、晩婚化が進展し始めた1975年以降の寄与度は、-0.173、-0.097、-0.138、-0.051、-0.080、-0.066となっている。同期間の晩産化効果はそれぞれ-0.014、0.122、0.088、0.123、0.064、0.075とずれが生じていることが確認できる。そのため、CFRの時とは異なり両要因が TFR の変動に影響を及ぼすことになる。

さらに、各要因の寄与度に貢献する主要な年齢階級が年々遅れていることも原因のひとつとして挙げられる。補表1～5は年齢別出生率の TFR、CFR 変動および各効果の年齢階級別寄与度を示している。非婚化効果、晩婚化効果、そして晩産化効果に関して高い寄与度を持つ年齢階級の遅れが認められ、それにより、TFR および

各要因の寄与度に波が発生していることが確認できる。このように TFR の低下およびその要因の解釈には注意が必要である。

以上のように、鳥取県の TFR は1960-80年の間に-0.100の低下だったが、そのうち60.7%が晩婚化と晩産化の合算効果、非婚化の効果は33.9%、出生行動変化などのその他効果はわずか5.7%であった。そして1980-05年には TFR は-0.527低下し、57.2%が非婚化効果、その他効果が50.5%、そして晩婚化と晩産化の効果は-7.8%とすでにテンポ効果が消滅し、非婚化、少産化が主要因に転換していることがわかった。一方、CFR は C75-C90 の間に-0.423低下し、非婚化効果が57.0%、その他効果が40.5%、そして晩婚化・晩産化効果は2.7%となり、結婚行動の効果が60%を占めるが分かった。

3-3 パリティ構造の変動

TFR や CFR の低下の約半分が出生行動の変化によるものであることがわかった。それはどのような行動変化であるのだろうか。表3-1は出生順位別パリティ拡大の確率を示している。C75～C90の変動を各出生順位別に見ると、第1児は2ポイント程度の低下でしかないが、第2児と第3児では8.5ポイントと6.2ポイントの大幅な低下が見られる。このことから、第2児、第3児の出生の減少が出生率低下に寄与していることが分かる。

表3-2は表3-1のパリティ拡大確率と40歳時既婚率から女子1人当たりの出産数の構造を示している。まず、変動が大きかったのは出産回数が3回で、C75-90の間に10.0ポイント低下し、C90には3回以上出産を行う既婚女子は24.4%になっている。そして、出産を2回の割合はC75～C90を通して最も高いが、その間に5.3ポイント低下し、その分1回の割合が5.5ポイント上昇している。しかし、既婚女子に限定したときの割合はC75で46.2%、C90で45.5%と変化は小さい。既婚女子の出産数構造で変動が大きかったのは出産回数が1回と3

表3-1 既婚女子の出生順位別パリティ拡大確率(%)

	C75	C80	C85	C90
第1児	92.6	92.6	89.3	90.6
第2児	90.7	88.8	88.1	82.1
第3児	45.0	49.3	45.4	38.8
第4児以上	15.7	16.9	20.0	16.9

注) 第1児のパリティ拡大確率は各年齢階級の第1児出生数を5倍した合計である第1児出生総数と40歳時既婚女子総数の比である。第2児以降は $B_i/B(i-1)$ で算出、ただし B は総出生数、i は出生順位である。
出所) 鳥取県福祉保健課『人口動態統計』

¹³ 内閣府『国民経済計算確報』の実質国内総生産(年度ベース)の対前年度増加率(%)を利用した。1994年までは『平成10年国民経済計算(平成2年基準68SNA)』、1995年以降は『平成19年度確報』の連鎖方式

¹⁴ 総務省統計局『労働力調査』

表3-2 出産回数の構造(%)

	C75	C80	C85	C90
未婚	5.0	6.5	10.4	15.3
0回	7.0 (7.4)	7.0 (7.4)	9.6 (10.7)	8.0 (9.4)
1回	8.2 (8.7)	9.7 (10.4)	9.5 (10.7)	13.7 (16.2)
2回	43.9 (46.2)	39.0 (41.7)	38.4 (42.9)	38.5 (45.5)
3回	30.3 (31.9)	31.4 (33.6)	25.6 (28.5)	20.3 (24.0)
4回以上	5.6 (5.9)	6.4 (6.8)	6.4 (7.1)	4.1 (4.9)

注) 下段カッコ内は既婚女子の出産構造、未婚は40歳時未婚率($\{1-m(40)\}$ 、%)を使用した。

出所) 鳥取県福祉保健課『人口動態統計』

回であり、C75-90の間で出産回数が3回の割合は7.9ポイント低下したのに対し、1回の割合が7.5ポイント増えている。その結果、C90の1回以下の割合は3回の女子を上回り、第3児の産み控え、つまり少産化に向かっていることは明らかである。一方、この間に未婚率は3倍に急激に上昇し、子供を持たない女子(未婚もしくは出産数0回)がC75の12.0%から23.3%に倍増したこともCFRの低下に寄与していることが分かる。

このような高い出産順位の出産が減少する現象は、出産意欲の低下つまり希望子供数の減少と考えることができる¹⁵。例えば希望子供数が2~3人から1~2人に減少した場合、第3児目の拡大確率が下がる。このような出産数の減少は産み控えといった出生行動によって調整することが可能であるが、結婚行動によっても可能である。前章で示したような再生産期間の制約を受けるほどの晩婚化が進めば、高い出生順位の出産を回避することができるからである。つまり、希望子供数が極めて少ない時の晩婚化は希望子供数の達成の阻害要因ではなく、むしろ出生数調整機能を持つことになる。

前節の分析において、晩婚化と晩産化効果の寄与率はほとんど認められず、鳥取県のC75以降の少産化は出生抑制などの出生行動によって起こっているといえるだろう。しかし、晩婚化は継続的に進展しており、C90以降に起きるであろうCFR低下には晩婚化による少産

の効果として現れる可能性が高い。

4 おわりに

本稿は鳥取県の出生数減少および出生率低下についてその構造的要因による分析を行い、その原因を明らかにした。鳥取県の出生数は戦後から継続して減少を続けており、2005年の出生数は1975年水準の42.8%しかない。その減少の主要因は1975~90年までは女子人口割合の低下であったが、出生率の低下に転換したのは1990年以降であることが分かった。鳥取県は再生産期間女子人口割合、特に20歳代女子の人口割合が小さいという構造的な問題を常に抱えている。この問題は鳥取県の再生産能力そのものが小さいということに他ならず、現在の人口減少対策はこの人口構造の是正をもたらすようなものでなければ人口減少の歯止めにはならない。

また、出生率低下はCFRとTFRの変動についてもその構造的要因からその原因を明らかにした。その結果、1980年以降のCFRとTFRの低下は非婚化効果と出生行動効果によるものであり、非婚化の急速な進展が両出生率に大きな影響を及ぼしていることが明らかになった。さらに、今後晩婚化がさらに進めば、出生の遅れの取戻しである晩婚化効果では相殺できなくなり、晩婚化もCFRの低下要因になることが予想される。この25年のTFRの低下においてテンポ効果の影響は消滅しているが、短期的なTFR変動には発現しており、TFRの変動の解釈には注意が必要であることを指摘した。

さらに出生順位別の構造からC75-90の間に3回以上出産を行う既婚女子が低下し、1回以下の割合が16.0%から21.7%と上昇する少産化の進展が明らかになった。このような行動はその夫婦の希望子供数の減少という出産意欲の低下があると予想される。

例えば第3児出産に対する出産奨励のような政策は、夫婦の希望子供数が実際の予定子供数を上回る時にのみ有効である。日本における少子化政策の議論はこのギャップの存在が前提となっている。つまり、この希望子供数が達成できないという状況が実際に産み育てるときに無視できない経済的制約に起因する場合には出産時、育児期の補助金などの経済的助成対策は有効である。しかし、希望子供数の減少、もしくは予定子供数とのギャップの縮小がある場合はこのような政策は意味をなさない。また、出産回数の調整が結婚後ではなく、結婚行動そのもので行われている場合も再生産期間の短縮という時間的制約によって意味をなさないか、その効果がタイムラグを伴って現れることになるだろう。そして、出生率低下の半分が非婚という子供を持たないという選

¹⁵平均理想子ども数は1977年の調査以降平均予定子ども数を上回っており、2005年の理想子ども数は2.48人で、一方平均予定子ども数は2.11人であった。ともに、1987年以降低下傾向にあるが、その差は縮小している。国立社会保障・人口問題研究所(2006, p.6)

択によって起きていることから、出産の奨励が CFR や TFR の低下を減速させることができるかどうかは疑問が残る。以上のように、鳥取県にとって出生率の回復は重要な課題であるが、その対策には低下原因のさらなる調査、研究が必要であると言える。

補式 (1)

$$\Delta f(x) = \frac{(am(C_s; x)e(C_s; x) + am(C_{s-1}; x)e(C_{s-1}; x))\{(m(C_s, x; x) + m(C_{s-1}, x; x))fm(l_1) + (m(C_s, x; x-1) + m(C_{s-1}, x; x-1))fm(l_2)\}}{4} \Delta pm(40) + \frac{(pm(C_s; 40)e(C_s; x) + pm(C_{s-1}; 40)e(C_{s-1}; x))\{(m(C_s, x; x) + m(C_{s-1}, x; x))fm(l_1) + (m(C_s, x; x-1) + m(C_{s-1}, x; x-1))fm(l_2)\}}{4} \Delta am(x) + \frac{pm(C_s; 40)am(C_s; x)e(C_s; x) + pm(C_{s-1}; 40)am(C_{s-1}; x)e(C_{s-1}; x)}{4} (fm(l_1)\Delta m(x; x) + fm(l_2)\Delta m(x; x-1)) + \frac{(pm(C_s; 40)am(C_s; x) + pm(C_{s-1}; 40)am(C_{s-1}; x))\{(m(C_s, x; x) + m(C_{s-1}, x; x))fm(l_1) + (m(C_s, x; x-1) + m(C_{s-1}, x; x-1))fm(l_2)\}}{4} \Delta e(x)$$

注) 補式 (1) は年齢コーホートによる標記である。年齢階級 x の出生率の変動 $f(x)$ は年齢コーホート (s) の差 $(f(C_s; x) - f(C_{s-1}; x))$ である。

補表 1 TFR、CFR および年齢別出生率の変動量

期間	1960-65	1965-70	1970-75	1975-80	1980-85	1985-90	1990-95	1995-00	2000-05	1980-05
TFR 変動	0.050	-0.128	0.064	-0.086	-0.008	-0.122	-0.141	-0.094	-0.163	-0.527
20~24	0.004	-0.152	0.106	-0.130	-0.089	-0.090	-0.011	-0.019	-0.011	-0.219
25~29	0.066	0.039	-0.024	0.004	0.003	-0.148	-0.161	-0.110	-0.123	-0.539
30~34	0.012	-0.014	-0.021	0.050	0.056	0.092	0.012	-0.009	-0.062	0.088
35~39	-0.032	-0.001	0.003	-0.009	0.022	0.024	0.020	0.044	0.033	0.143
コーホート	-	-	-	C60-65	C65-70	C70-75	C75-80	C80-85	C85-90	C75-90
CFR 変動	-	-	-	0.012	-0.104	0.190	-0.015	-0.182	-0.227	-0.423

補表 2 年齢階級別に見た非婚化効果の寄与度

期間	1960-65	1965-70	1970-75	1975-80	1980-85	1985-90	1990-95	1995-00	2000-05	1980-05
寄与度	-0.002	-0.007	-0.009	-0.015	-0.037	-0.068	-0.081	-0.069	-0.046	-0.301
20~24	-0.003	-0.003	-0.003	-0.009	-0.019	-0.020	-0.013	-0.006	-0.003	-0.061
25~29	0.000	-0.005	-0.005	-0.005	-0.016	-0.041	-0.044	-0.028	-0.012	-0.140
30~34	0.002	0.000	-0.001	-0.002	-0.002	-0.007	-0.023	-0.029	-0.021	-0.081
35~39	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.002	-0.006	-0.010	-0.018
コーホート	-	-	-	C60-65	C65-70	C70-75	C75-80	C80-85	C85-90	C75-90
寄与度	-	-	-	-0.009	-0.010	-0.009	-0.034	-0.088	-0.102	-0.225

補表 3 年齢階級別に見た晩婚化効果の寄与度

期間	1960-65	1965-70	1970-75	1975-80	1980-85	1985-90	1990-95	1995-00	2000-05	1980-05
寄与度	-0.023	-0.109	0.032	-0.173	-0.097	-0.138	-0.051	-0.080	-0.066	-0.432
20~24	-0.048	-0.112	0.063	-0.143	-0.036	-0.041	0.013	-0.025	-0.010	-0.098
25~29	0.025	0.001	-0.031	-0.028	-0.060	-0.092	-0.052	-0.040	-0.042	-0.286
30~34	0.000	0.002	0.000	-0.003	-0.001	-0.005	-0.012	-0.015	-0.014	-0.047
35~39	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	-0.001
コーホート	-	-	-	C60-65	C65-70	C70-75	C75-80	C80-85	C85-90	C75-90
寄与度	-	-	-	-0.047	-0.146	0.034	-0.208	-0.139	-0.109	-0.456

補表4 年齢階級別に見た晩産化効果の寄与度

期間	1960-65	1965-70	1970-75	1975-80	1980-85	1985-90	1990-95	1995-00	2000-05	1980-05
寄与度	0.135	0.031	0.060	-0.014	0.122	0.088	0.123	0.064	0.075	0.473
20~24	0.007	-0.002	-0.003	0.001	0.004	-0.004	-0.007	0.003	0.004	-0.001
25~29	0.058	0.041	0.073	-0.063	0.086	-0.005	0.013	-0.027	0.002	0.069
30~34	0.061	-0.015	0.008	0.045	0.017	0.084	0.087	0.040	0.022	0.250
35~39	0.010	0.007	-0.017	0.003	0.015	0.012	0.030	0.049	0.047	0.154
コーホート	-	-	-	C60-65	C65-70	C70-75	C75-80	C80-85	C85-90	C75-90
寄与度	-	-	-	0.058	0.131	-0.036	0.201	0.134	0.097	0.433

補表5 年齢階級別に見たその他効果の寄与度

期間	1960-65	1965-70	1970-75	1975-80	1980-85	1985-90	1990-95	1995-00	2000-05	1980-05
寄与度	-0.060	-0.043	-0.018	0.116	0.005	-0.004	-0.132	-0.009	-0.126	-0.266
20~24	0.049	-0.036	0.048	0.020	-0.038	-0.025	-0.004	0.009	-0.002	-0.060
25~29	-0.016	0.002	-0.060	0.099	-0.007	-0.011	-0.078	-0.014	-0.071	-0.181
30~34	-0.051	-0.001	-0.027	0.009	0.041	0.020	-0.041	-0.005	-0.049	-0.033
35~39	-0.041	-0.009	0.020	-0.012	0.007	0.012	-0.009	0.001	-0.004	0.008
コーホート	-	-	-	C60-65	C65-70	C70-75	C75-80	C80-85	C85-90	C75-90
寄与度	-	-	-	0.011	-0.079	0.201	0.026	-0.088	-0.113	-0.175

注) TFR変動量もしくは各要因の寄与度は各期間を縦に合計したものである。また年齢コーホートが再生産を完結する期間に年齢コーホート間変動量および寄与度を記している。これらは3列左の20-24歳年齢階級から右下へ向かって合計したものである。

参考文献

- 阿藤誠・伊藤達也・小島宏(1986)「マクロモデルによる結婚と出生力のシミュレーション」『人口問題研究』179号、pp.16-34
- 稲葉寿(1986)「期間合計特殊出生率とコーホート出生率の関係について」『人口問題研究』第178号、pp.48-53
- 稲葉寿(1993)「人口の再生産力を測る」『厚生指針』第40巻第1号、pp.8-15
- 岩澤美帆(2002)「近年の期間TFR変動における結婚行動および夫婦の出生行動の変化の寄与について」『人口問題研究』58(3) pp.15-44
- 大淵寛(2004)「少子化のゆくえ」大淵寛・高橋重郷編著『少子化の人口学』第7章、原書房
- 国立社会保障・人口問題研究所(2006)『第13回出生動向基本調査結婚と出産に関する全国調査夫婦調査の結果概要』
- 国立社会保障・人口問題研究所(2008)『人口統計資料集2008』
- 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206号、pp.17-38
- 金子隆一(2004)「少子化の人口学的メカニズム」大淵寛・高橋重郷編著『少子化の人口学』第1章、原書

房

- 河野桐果・石川晃(1985)「出生力におけるタイミングとパリティ構造の分析」『人口問題研究』第174号、pp.19-39
- 河野桐果・石川晃(1986)「出生力における年齢、パリティ、時間」『人口問題研究』第178号、pp.18-32
- 佐々井司(2004)「近年の夫婦出生力低下の動向とその背景」『人口問題研究』60(1) pp.36-49
- 総務省統計局『国勢調査』時系列データ
- 総務省統計局『日本の長期統計系列』
- 総務省統計局『労働力調査』長期時系列データ
- 内閣府『国民経済計算確報』平成10年度、平成19年度
- 鳥取県(2008)『平成17・18年鳥取県統計年鑑』
- 鳥取県企画部統計課『学校基本調査』時系列データ
- 鳥取県福祉保健課『人口動態統計』
- 廣嶋清志(1986)「有配偶出生力指標の数理的検討 - 年齢別有配偶出生率の上昇は夫婦出生力の上昇を意味するか」『人口問題研究』第179号、pp.35-48
- 廣嶋清志(1999)「1970-90年における女子の未婚率上昇の要因分解」『経済科学論集』第25号、pp.1-25
- 廣嶋清志(2000A)「少子化はなぜ起きているのか - 人口統計学的分析 - 」『統計』3月号、pp.8-15
- 廣嶋清志(2000B)「近年の合計出生率低下の要因分解：

夫婦出生率は寄与していないか？」『人口学研究』第
26号、pp.1-20

廣嶋清志（2001）「出生率低下をどのようにとらえるか
- 年齢別有配偶出生率の問題性 - 」『理論と方法』16
（2） pp.163-183

福田亘孝（1999）「日本における第一子出産タイミング
の決定因」『人口問題研究』55（1） pp.1-20

文部科学省『学校基本調査』年次統計

（2009年2月1日受理）