

所得分布と初婚行動*

小川 浩**

1. はじめに

徐々に低下してきていた合計特殊出生率が丙午(1966年)の数値を下回ったいわゆる1.57ショック(1990年)以来、我が国においては少子化あるいはそれに伴う急速な高齢化が大きな政策的課題となっている。このような認識を受けて、保育援助を中心とした「エンゼルプラン」(1994年、緊急保育対策5ヶ年事業)の実施や「新エンゼルプラン」(1999年)の策定が行われてきた。しかしながらこの間も図1に示すように合計特殊出生率は継続的に低下し続けており、2002年6月に公表された2001年の人口動態統計月報年計によると、我が国の合計特殊出生率はこれまで最低であった1999年の1.34を下回る1.33(過去最低値)を記録している。

このような急速な少子化は年齢構造の予想以上の高齢化をもたらし、結果として公的年金に代表される世代間所得移転を伴う社会保障制度の安定した運用を困難にする可能性がある。

1995年国勢調査ベースの1997年人口推計を用いた1999年厚生年金財政再計算では段階的に保険料率を上げていった場合の2025年保険料率は34.5%であった、この保険料率を標準報酬ベースで30%未満にするために2000年の年金制度改革では給付カットや給付開始年齢の引き上げ、標準報酬制から総報酬制への変更などが決定されたことは記憶にあたる。

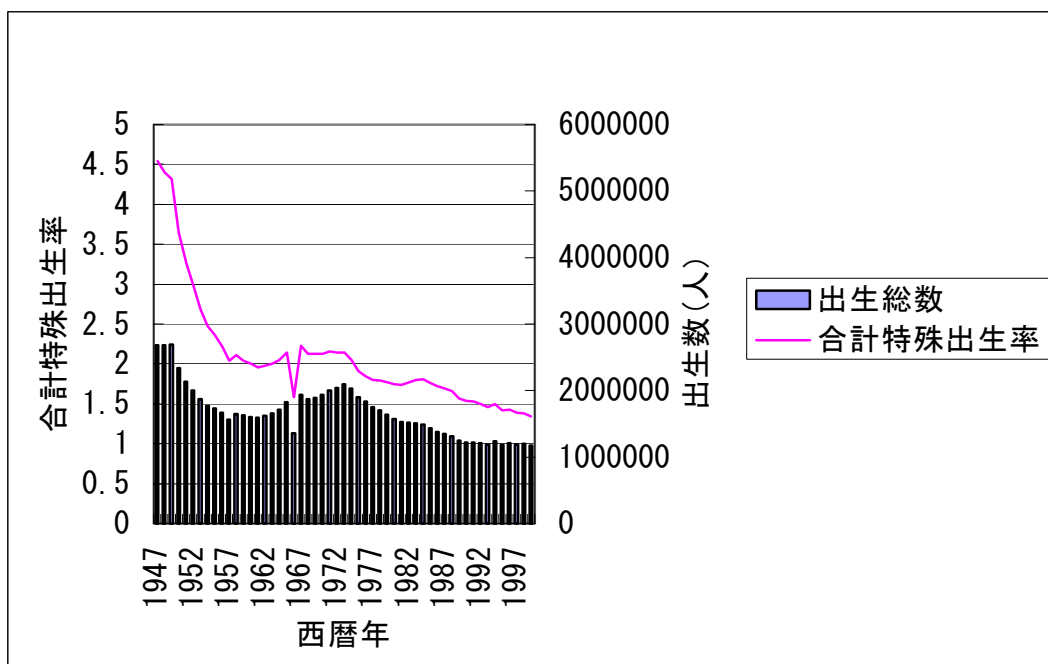
しかしながら、2000年国勢調査のベースの2002年1月公表人口推計を用いた年金の簡易再計算(2002年5月10日 厚生労働省年金局数理課発表)によると2025年の厚生年金保険料率は国庫負担1/3、標準報酬ベース¹で31.9%(中位推計)、35.4%(低位推計)

*本稿の基礎になった研究に対して文部科学省科学研究費補助金特定領域研究「世代間利害調整」(領域番号:603)から研究費の助成を受けた。記して謝意を表したい。

** 関東学園大学 経済学部 <santa@olab.org>

¹ 厚生年金の保険料ベースは総報酬制に移行することが既に決まっているが、過去の保険料率と比較するための参考数値として標準報酬ベースの金額で示した。

であり、またもや 30%を超えている。再計算の度に少子化による負担増+給付減を繰り返すような年金制度が若者の信頼を得られるとは考えにくい。このことは、現行の年金保険のフレームワークの中を維持しようとする限り、少子化対策こそが社会保障制度の安定の要であることを意味している。



資料出所： 「人口統計資料集」 国立社会保障・人口問題研究所,

「人口動態統計」 厚生省。1972 年以前は沖縄県を含まない

図 1 我が国出生の推移

また、このような年金給付カットや支給開始年齢引き上げと対応して高齢者の雇用促進について論じられることが近年増えてきている。しかしながら、[玄田 2001]に指摘されているように労働力需要が全体として不足している状況下で高齢者雇用を一方向的に推進することは、労働市場への新規参入者（我が国の労働慣行では一般に若年者と想定される）の参入をブロックする結果となりかねない。一般的に熟練度が低いと想定される若年者が適切な職に就けないため必要なスキル蓄積を行えなかった場合、将来の賃金低下ひいては年金財政のさらなる悪化を招く危険性すらある。

さらに、新規参入が可能であったとしてもベースアップ・定期昇給の廃止、能力給の

強化といった賃金制度の変更によって人々の結婚行動に影響が出てくる可能性もある。上記のような賃金制度の変更は、たとえ賃金の平均水準は変えなくても分散を大きくすると考えられるため、結婚行動に所得が関係あるとすれば結婚行動に影響を与えるであろう。

賃金制度の変更は企業によってさまざまな方法で行われている。大別すると(1)若手は年功的賃金制度を残し、中堅以上を完全能力給にする、(2)能力給は新入社員にのみ適用する。既存の従業員については変えない、(3)全員能力給に切り替える、(4)年功部分を残すが、全体として年功分を圧縮する、の4パターンとなる。本稿では、これらの賃金制度の変更がたとえ平均水準を変えない場合でもどのように人々の初婚行動に影響を与えるかについて以下のステップで検討する。まず、わが国の初婚行動について分析し、

- (1) わが国における「結婚モデル」を「国民生活基礎調査」再集計結果より構築する
- (2) 国勢調査の時点間結婚確率が(1)のモデルで説明できることを示す
- (3) (1)で提案したモデルを用いたコンピュータシミュレーションが過去のデータに整合的であることを示す

つづいて、(3)で構築したコンピュータシミュレーションモデルを使って賃金・雇用制度を変更しつつ2005年から2019年までのシミュレーションを行い、少子化対策として望ましい賃金・雇用制度像をコンピュータシミュレーションの結果を用いて提案する。

2. 少子化の現状

現在観察されている合計特殊出生率の低下は何に起因するものであろうか。この問題に対して、1998年度版の「厚生白書」が要因分解を行っているので参照してみよう(表1)。

表1によると、1990～1995年の合計特殊出生率の変化量(-0.12)は年齢別有配偶率の変化による影響(-0.15)+年齢別有配偶出生率の変化による影響(0.03)である。我が国における婚外出生率は1%未満であることと、図2に示すように年齢別有配偶出生率自体はむしろ年齢層によっては上昇しているという事実からみると、近年の少子化は主として

表 1 合計特殊出生率変化の要因分解

		合計特殊出生率の変化量				
		昭和 25～35 年	昭和 35～45 年	昭和 45～55 年	昭和 55～平成 2 年	平成 2～平成 7 年
合計特殊 出生率の変 化	期首	3.65	2.00	2.13	1.75	1.54
	期末	2.00	2.13	1.75	1.54	1.42
	変化量	-1.65	0.13	-0.38	-0.21	-0.12
	総数	-1.38	0.08	-0.14	0.16	0.03
年齢別有 配偶出生率 の変化によ る影響	15～19 歳	-0.01	-0.01	0.01	0.00	0.00
	20～24 歳	-0.06	0.01	0.01	-0.02	-0.02
	25～29 歳	-0.24	0.10	-0.05	-0.01	-0.03
	30～34 歳	-0.50	0.01	-0.07	0.14	0.04
	35～	-0.57	-0.04	-0.04	0.05	0.03
	総数	-0.27	0.05	-0.24	-0.36	-0.15
年齢別有 配偶率の変 化による影 響	15～19 歳	-0.04	0.01	-0.01	-0.01	0.00
	20～24 歳	-0.22	-0.02	-0.14	-0.13	-0.02
	25～29 歳	-0.04	0.04	-0.09	-0.20	-0.09
	30～34 歳	0.02	0.02	-0.01	-0.03	-0.04
	35～	0.01	0.01	0.00	0.00	0.00

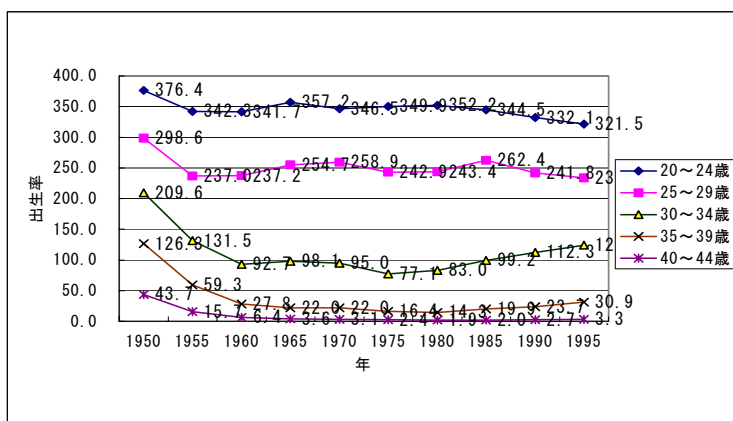
資料出所： 厚生白書(1998) 表 1-15

図 3に示されるような晩婚化あるいは非婚化に起因するものと扱ってよいであろう²。

晩婚化と非婚化は着目している世代が若い間は区別できないため、以下ではこの 2 つを総称して「少結婚化」と呼ぶことにする。

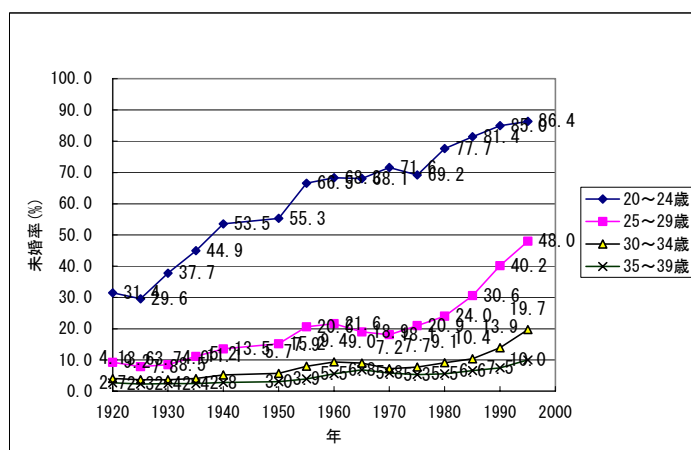
² 2002 年 1 月の将来人口推計（国立社会保障・人口問題研究所）では、晩婚・晩産以外にも出生行動自体の変化により夫婦の完結出生児数が減少すると仮定している。本稿での主たる興味は初婚のタイミング決定問題であるので、出生行動自体の変化は扱わない。

ここまでの集計は初婚・再婚を問わないで調査時点での有配偶状態を集計したものであるが、初婚と再婚を同じように扱うことにはおそらく無理があること、更に我が国において少結婚化が問題となってきたのは初婚であることから、我が国における初婚行動が時間的にどのように変化してきているかを概観しておく。



資料出所：「厚生白書 平成 10 年版」厚生省、図 1-16

図 2 年齢別有配偶出生率の推移

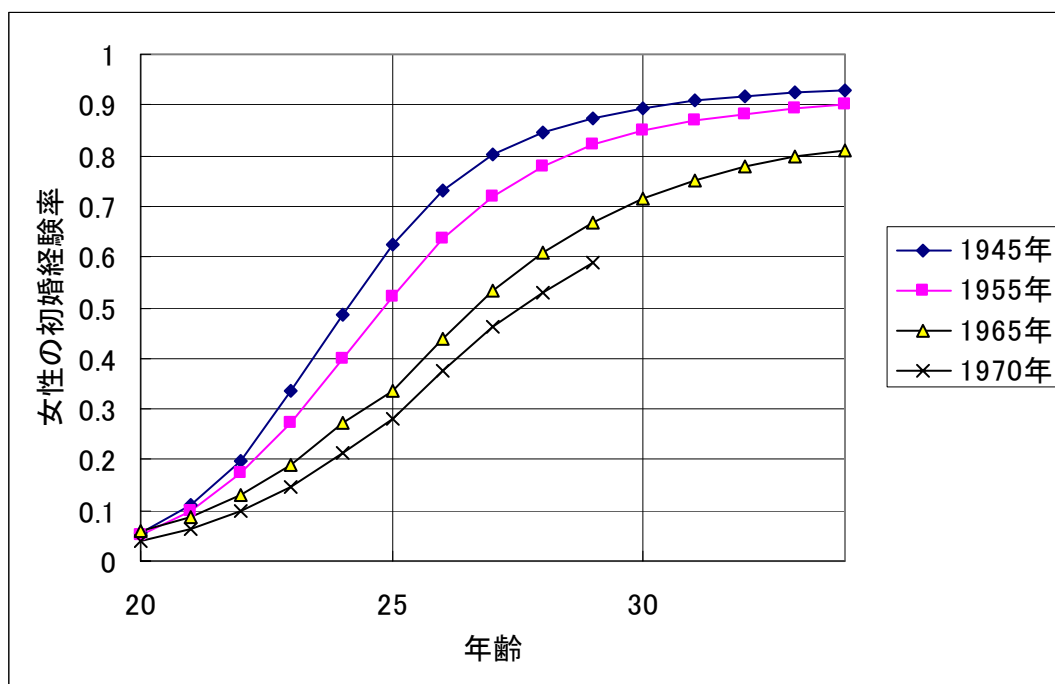


資料出所：「厚生白書 平成 10 年版」厚生省、図 1-21

図 3 年齢別未婚率(女性)の推移

図 4は出生年が 1945, 55, 65, 70 年の女性について、全人口（国勢調査）を分母、各年齢で

の累積初婚数（人口動態統計）を分子として求めた初婚経験率を年齢別にプロットしたものである。ただし、国勢調査の調査年は5年間隔であるから、調査間については直近の国勢調査での人口を分母として用いている。図4をコウホート別に検討すると、34歳到達時の結婚経験率で1955年コウホートと1965年コウホートには10%ポイント近い差が生じており、1945年コウホートと1955年コウホートの間とは異なる何らかの構造変化が1955年コウホートと1965年コウホートの間にあったとかがえられる。この点については図5を見ると差がより明確になる。



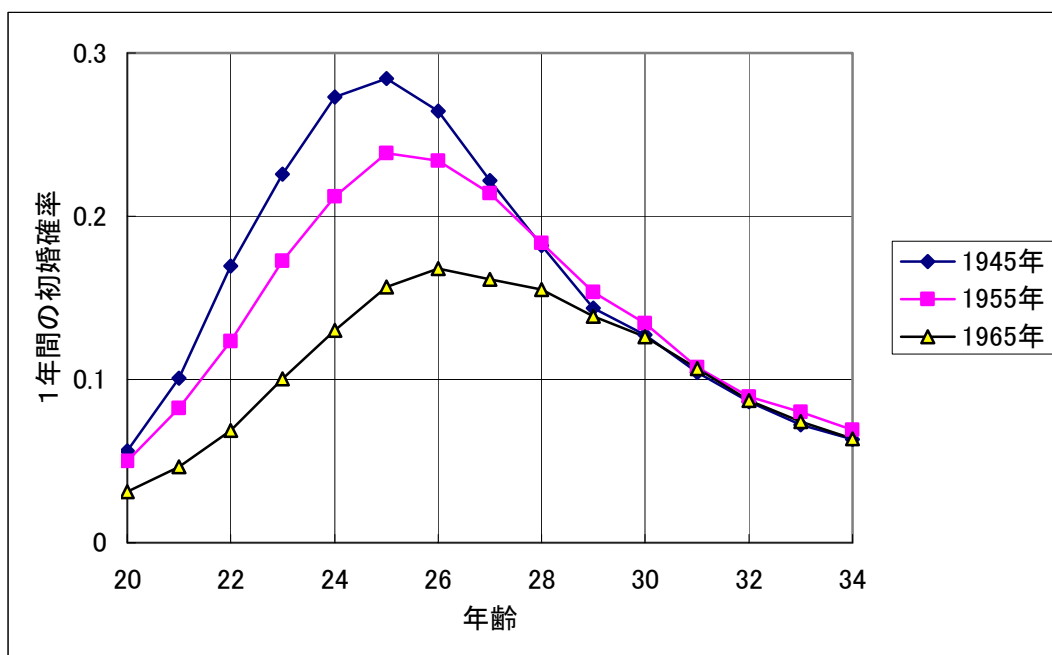
資料出所： 国勢調査、人口動態調査

図4 コウホート・年齢階級別初婚経験率

図5は図4と同じデータを用いて、年齢ごとに年間結婚数÷年初未婚者数を結婚確率としてプロットしたものであるこのグラフは未婚者を分母とした変化を表すため、累積新婚件数で比較する場合より年齢ごとの変化がわかりやすい。このグラフで特徴的なことは、30歳以上では出生コウホートによらずグラフはほぼ重なっており、結婚確率の大きな変化は主に20歳代で発生していることである。特に1955年以前のコウホートでは観察される25歳の大きなピークが1965年コウホートでは26歳に先送りになり、さらに初婚確率自体

も大幅に低下している。つまり、ここ 30 年ほどで観察されている少結婚化の趨勢は 20 代での結婚、特に 20 代前半から半ばにかけての年齢層における結婚行動の変化によって引き起こされてきていると考えられる。

図 5 のもう 1 つの意味は、コウホートが異なっても変わらない 30 歳以降の結婚と、コウホートによって大幅に変化している 20 代の結婚では結婚の背景にある意思決定のメカニズムが異なっている可能性が高いということである。



資料出所: 国勢調査、人口動態調査

図 5 コウホート別年間初婚確率

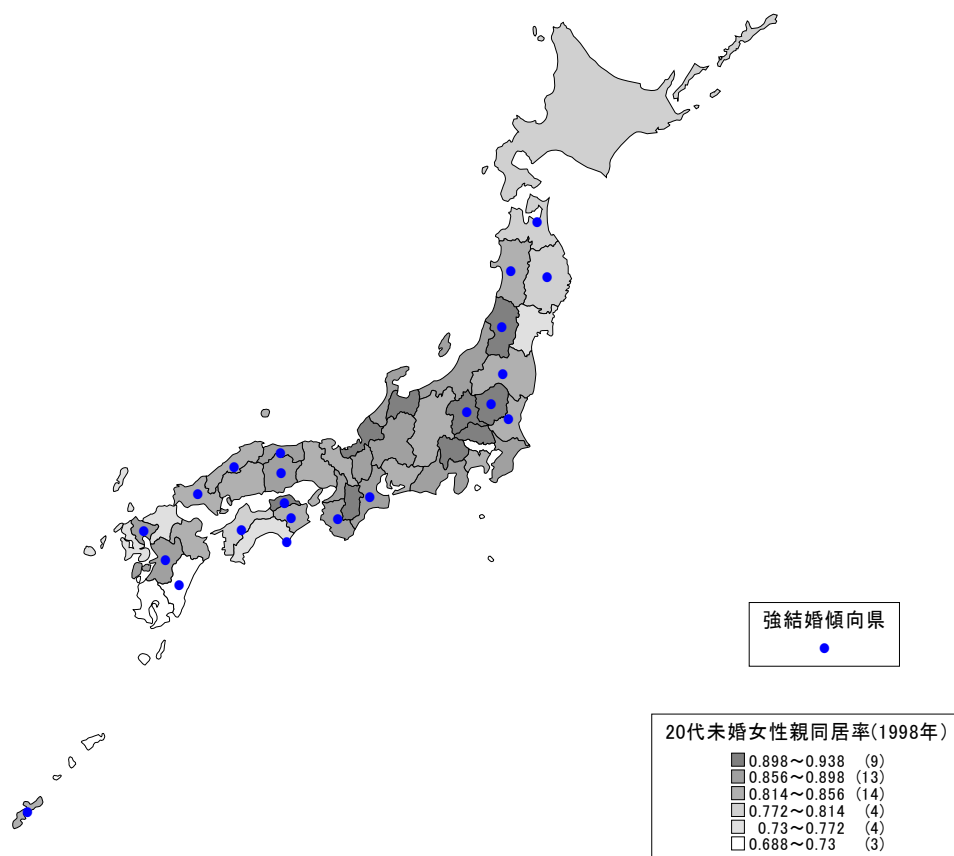
3. (アメリカ式)結婚の経済学再考

経済学分野における結婚行動の分析は、他の多くの近代経済学のテーマと同様にアメリカで最初に取り上げられたため、アメリカにおける結婚という行動を分析することを中心的な課題としてきている。そのため、前提となっている人々の生活様式はアメリカ社会での標準的な生活様式であり、成人未婚者は一人暮らしをしていることが大前提となっている。

たとえば、[Weiss 1997]では結婚の経済学的な意味として(1)家計内と市場労働へ分業

可能になる(2)資本市場の不完全性をカバーできる(3)規模のメリット(たとえば住宅など)がある(4)リスクシェアが可能になる。などが挙げられている。ここで注意すべき点は、このような理論は全て「結婚すると世帯規模は拡大する」という隠れた大前提に依存しているということである。

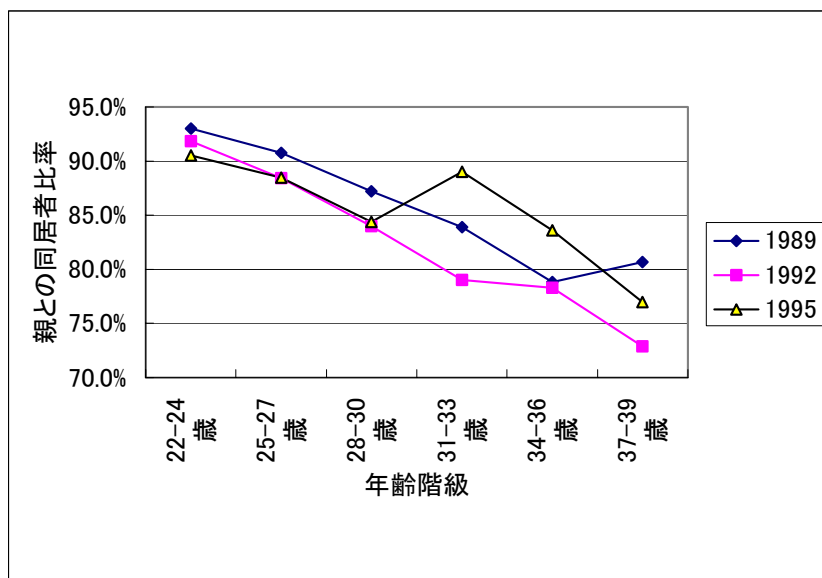
ところが、近年の我が国における家族慣行では成人しても未婚の間は親と同居しているケースが非常に多く、特に女性では未婚者の8割以上が親と同居している(図 6、図 7)。また、結婚後は図 8に示したようにまず夫婦世帯となるケースが 8 割程度である。比較的単身世帯が多いと考えられる都市部の高学歴女性であっても、[小川 2002]によると結婚前は女性の 4 割程度が親名義の一戸建てに住んでいるが、結婚後は 1 割強にまで減る。



資料：金子他（2001）より筆者作成

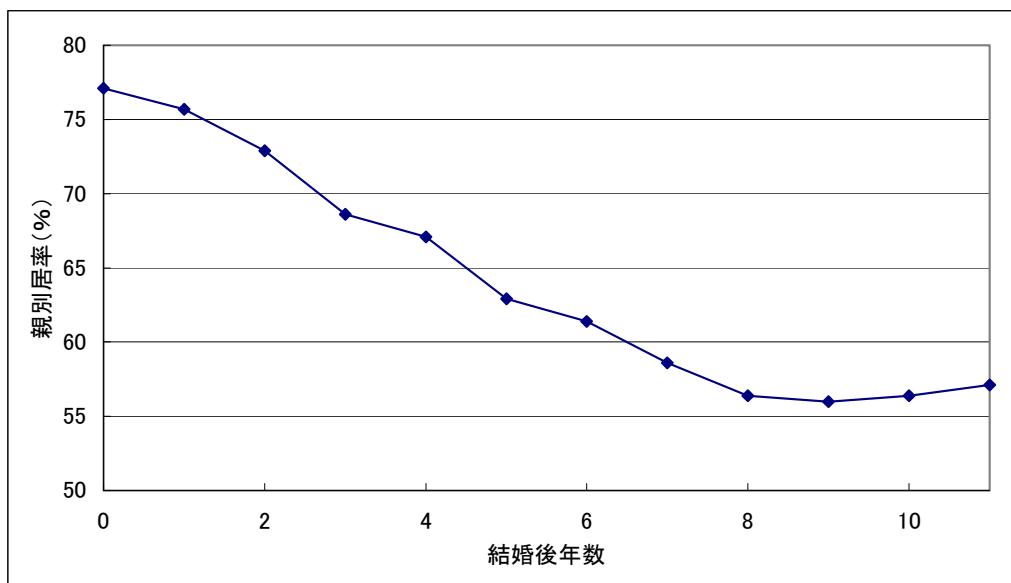
図 6 都道府県別親同居未婚女性比率(1998年)

このような我が国における家族慣行はBeckerの前提としているアメリカの家族慣行とは一致しないため、Beckerモデルを直接我が国における結婚行動に適用した場合には問題が生じる可能性が高い。



資料出所：『「国民生活基礎調査」を用いた社会保障の機能評価に関する研究』報告書・附属統計表（国立社会保障・人口問題研究所）

図 7 未婚女性に占める親との同居者比率



資料出所：[樋口・岩田・永井 1999] 図序-7 より

図 8 親との同居割合(有配偶)

3.1 Becker モデルによる結婚

結婚に関して企業の理論を転用して理論化した Becker は、その一連の研究[Becker 1973, 1974, 1991]で経済学的な費用-便益の枠組みで結婚を説明している。このモデルは結婚行動を説明する標準的なモデルとして我が国でも多くの実証研究で利用されているため、ここで大まかな枠組みを見ておこう。

Becker のモデルは以下のような仮定を置いた場合、個人の効用最大化行動の結果として結婚という行動が取られると説明する。その仮定とは、

- 結婚前の個人は単身世帯であること
- 結婚後の夫婦は夫婦世帯となること

である。つまり、世帯という観点から見ると Becker の考えている結婚は単身世帯が 2 つ集まって夫婦世帯を構成する行為ということになる。人々の行動は結婚前と結婚後の状態を比較することによって決定されるが、その比較は単身世帯×2 と二人世帯×1 で行うと考えるのが Becker のモデルの想定する結婚観である。比較の結果二人世帯の方が家計内の分業(市場労働と家計内生産)を行え、より高い効用を得ることができる場合は結婚する。逆に分業の効果があまりない場合には結婚しないというストーリーとなる。

男性の市場賃金の方が高いケースを仮定すると、このような分業は男性が市場労働を主とし、女性が家計内生産を主とするという形で行われることが効用最大化の条件となる。つまり、女性は労働市場からの自らの所得を失う代わりにより高い夫の所得を手に入れ、労働市場に供給していた労働力を家計内生産に向けることによりより多くの家計内生産を行うことができることになる。

このような男女の分業は、わが国では結婚・出産による女性の引退行動によってM字型の年齢別労働力率が表れることや、夫の所得が高いほど妻の就業率が下がる（ダグラス・有沢の法則）などからよく知られている。このモデルにおける効用最大化の条件から、結婚のメリットは労働市場における男女の賃金格差が大きければ、また家計内生産における男女の生産性格差が大きければ、さらに家計内生産物の外部市場での入手が困難であれば大きくなるはずである。

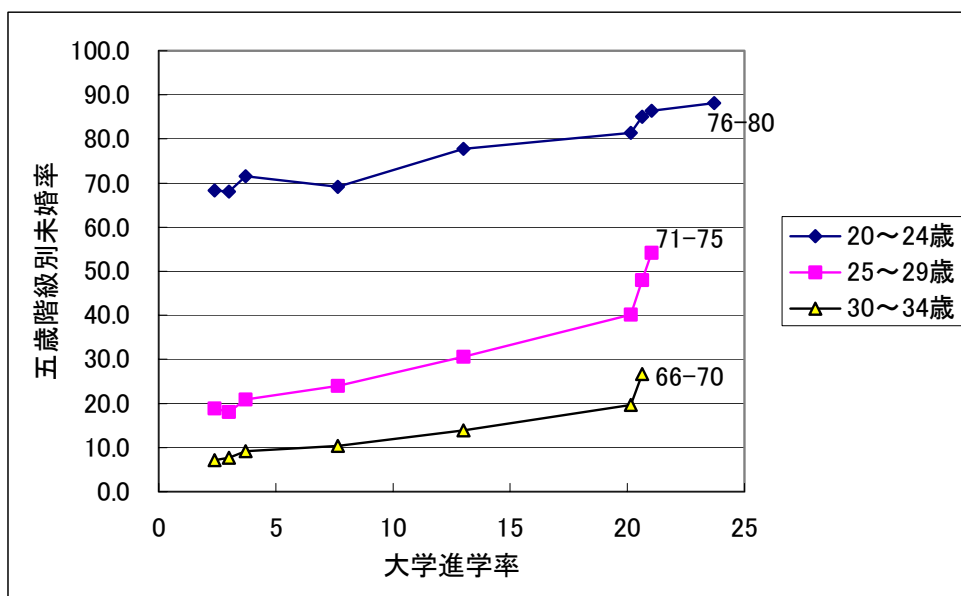
このような仮定の下では、女性の就業率や賃金の上昇することにより男女の経済的格差が減少したり、結婚・出産による引退の機会費用が大きくなったり、従来は家庭でのみ提供されていたようなサービスが家庭外の市場で入手可能になれば結婚に対するインセンティブは低下すると考えられる。我が国における従来の実証研究では、主に女性の就業率や賃金の上昇を説明要因として分析が行われてきている。

3.2 日本における Becker モデルの適合性

まず、単純な統計データで Becker モデルから予想されるような結婚の機会費用変化と未婚率にどのような関係があるか見ておこう。もし Becker モデルが我が国においても適切であるならば、結婚の機会費用の代理変数と年齢階級別未婚率には何らかの関係が読みとれるはずである。図 9 は女性の大学進学率と年齢階級別未婚率の関係をプロットしたものである。図中の数字は出生年を表す。図 9 からみると、確かに 1955 年以前の cohorts については 4 年制大学への進学率と未婚率には相関があるように見えるものの、1956～70 年の cohorts については進学率がほとんど上昇していないにもかかわらず 20 歳代後半での未婚率が急上昇しているため、近年の少結婚化に関して女性の 4 年制大学進学率が大きな影響を持っているとは考えづらい。同様の傾向は女性の短大進学率と未婚率の関係にも存在し（図 10）、Becker の理論から予想される進学率上昇→賃金上昇→結婚の機会費用上昇→少結婚化という経路が存在するかどうかはこれらの単純な集計からでは明らかではない。

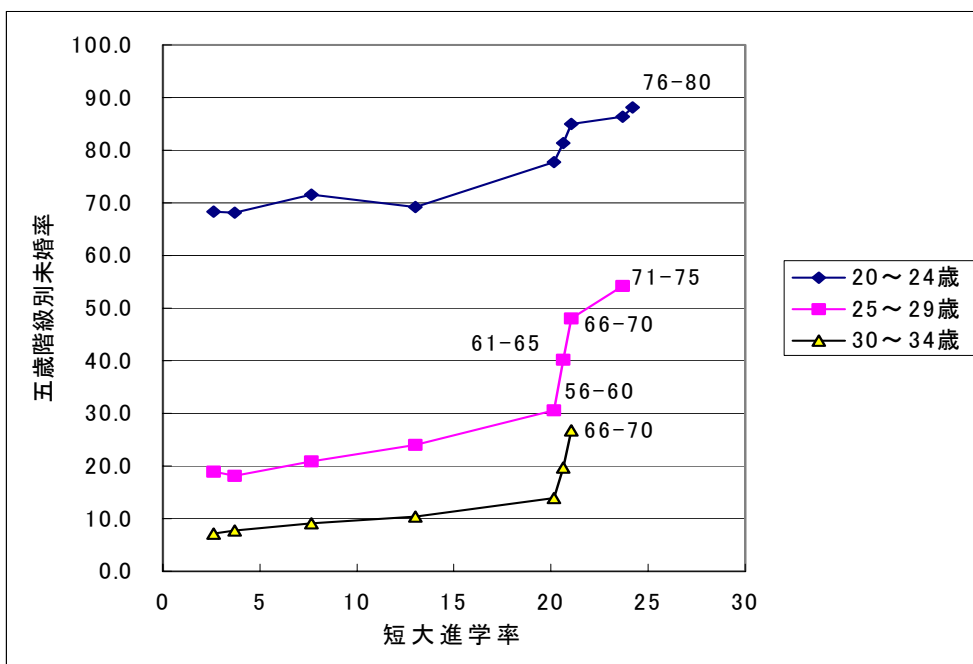
より直接的に女性の実質年収の時間的変化と未婚率を25～29歳についてプロットしたものを(図 11)に示す。バブル崩壊後、20歳代後半女性の実質賃金はほとんど伸びず、1996年以降はむしろ減少しているが、図 11によるとこの期間も未婚率は継続して上昇しており、Beckerの仮説と不整合である。

以上のような2変数間の関係のみを見た単純なデータ集計からは、Beckerのモデルから予想されるような女性の結婚機会費用上昇が我が国の近年の急速な少結婚化を説明できるとは考えにくい。そこで、次にBeckerモデルを用いて計量分析を行った先行研究を参照してみることにする。



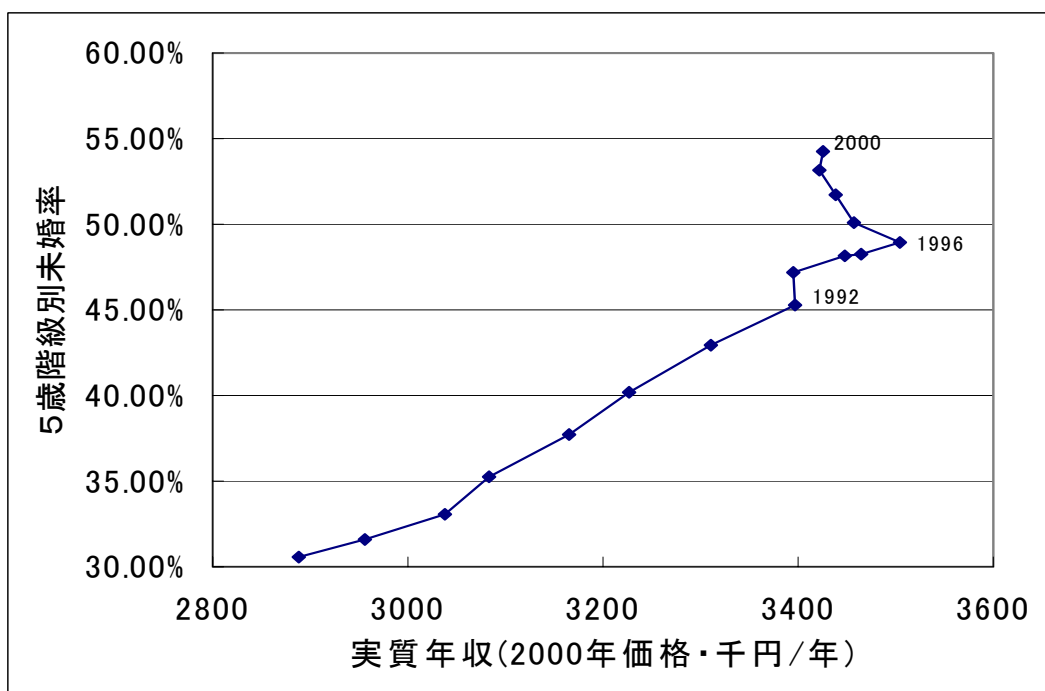
資料出所： 国勢調査、学校基本調査

図 9 女性の進学率と未婚者比率(4年制大学)



資料出所： 国勢調査、学校基本調査

図 10 女性の進学率と未婚者比率(短大)



資料出所： 賃金構造基本調査、国勢調査、人口動態統計

図 11 20代後半女性の実質年収と結婚行動

3.3 日本での Becker モデルを用いた先行研究

まず Becker のモデルをストレートに使った結婚に関する国内の先行研究をいくつか参照してみよう。

3.3.1 マクロデータを使った研究

[小椋・ディークル 1992]では国勢調査による県別データを時系列的にプールして結婚確率の変化を説明している。Becker のモデルからは大きな効果が予想される男女の賃金格差の効果は25～29歳および30～34歳では有意であるが格差1倍ごとにそれぞれ0.03、0.04と非常に小さい。また女性の賃金率も女性の賃金を1985年価格で時給が1円上昇するごとに10万分の15だけ結婚率が低下するというごく限られた影響しか持たないという結果になっている。ただし、国勢調査の県別データというマクロデータによる分析であるため、本来個人の意思決定を説明する Becker のモデルとの整合性が低いのはデータの問題である可能性は否定できない。

3.3.2 パネルデータを用いた研究

結婚の意思決定について厳密に分析するためには個人の情報が得られるマイクロデータ、特に同一個人を複数時点で継続的に調査するパネルデータを用いた分析が望ましいことは言うまでもない。データの制約によりクロスセクションデータを用いる場合でも、少なくとも結婚前後の社会経済的状況が比較可能なデータを用いることが望ましい。

より厳密にパネルデータを使って未婚・結婚の変化を直接計測した例としては、[滋野・大日 1998][樋口・阿部 1999]などがある。これらはいずれも(財)家計経済研究所が1993年から実施している「消費生活に関するパネル調査」の個票データを用いて女性の結婚行動について分析を行ったものである。

「消費生活に関するパネル調査」は1993年に24～34歳であった女性を2段階抽出法により全国規模で無作為抽出したサンプルをベースとしている。初回調査での回収率は41.4%、回収数は1500であり、その後毎年継続して調査が行われている。1997年には新規に1997年での24～27歳の500サンプルも調査対象に加えられているため、調査コホートの高齢化によるデータの偏りという点にも考慮されていると言えるだろう。

[滋野・大日 1998]では1993および1994年の2時点データを用いることにより、1993年には未婚であった人の婚姻状態が1994年にはどのように変化しているかを直接分析している。パネルデータであるから、1993年には未婚で1994年には結婚している個人を選べば1993年のデータを用いることにより「結婚する直前女性の属性」を得ることが可能となる。結婚選択をprobitモデルで用いて推計した結果によると、女性の所得金額および所得金額の2乗項は10%水準で有意であるが、平均年収(245.8万)付近ではむしろ所得が高くなると結婚する確率が高くなるという結果が出ている。ただし、その大きさは平均年収付近で1万円年収が増加すると1年のうちに0.000017程度結婚する率が上がるというごくわずかなものである。年収が255万を超えると年収増加に伴い結婚しない率が上がるが、その効果の絶対的な大きさは非常に小さい。

[樋口・阿部 1999]では同じく「消費生活に関するパネル調査」を利用しているが、1994～1997年までの4時点データをプールして、サンプルとなっているコウホートの固定的な属性と調査時点毎に変動する属性のそれぞれが結婚に与える影響を推計している。ただし、[滋野・大日 1998]のように2時点間での婚姻状態の変化を従属変数としているわけではなく、プールした全サンプルについて結婚している・していないを従属変数としてprobit分析を行っている。

推計結果をみると、前年の女性の収入は結婚状態の説明変数として1%水準で有意であり、前年の年収が1%増加すると結婚している確率が-0.0017低下するという結論が得られている。単純に絶対値を見ると[滋野・大日 1998]の結果よりもかなり大きいですが、この数値は既に結婚している人も含んだ累積値への影響であるから直接比較することはできない。この場合も係数は絶対的な水準としては非常に小さく、1995年国勢調査と2000年国勢調査での20歳代後半女性未婚率の差(約6.0%ポイント)を女性の年収増加で説明するにはあまりに力不足である。

このように、Beckerのモデルを直接的に用いてわが国のデータを使った結婚確率の推定ではデータの種類や推定方法を変えても男女の賃金格差あるいは女性の賃金水準が結婚行動に与える影響について統計的には有意であってもその大きさがあまりに小さく、Beckerのモデルから予想されるような明確な関係は見出されていない。このことは、図9～図11に示した単純集計の結果と整合的である。

4. 乗り換えモデル --- 日本式結婚

上述の通り、Becker のモデルと我が国のデータを使った実証分析では理論的には効果があるはずの変数の効果が小さい、あるいは有意性が低いという結果がでていいる。このように複数の全く異なったデータを用いた実証分析で Becker モデルではうまく結婚行動を説明できないという結果が共通して出ている理由は、アメリカにおける結婚行動を分析することを意図している Becker のモデルは上で見たような我が国の家族慣行の実情に対して不適切な部分があると考えるのが自然である。

実際に我が国で起こっている結婚による世帯の変化が親との同居から夫婦世帯への変化である場合には、結婚前後の変化は Becker のモデルが前提とするものとは全く異なっている。我が国の親と同居している未婚者は父親の所得と母親の家計内生産を享受しているが、結婚すると夫婦世帯となるため二人で労働市場からの所得と家計内生産を負担しなければならないからである。

たとえば夕食の準備は生きていくために必要な食事と直結している家計内生産であるが、[小川 2002]の集計では親と同居している男性の場合はほぼ全員、女性の場合でも6割が親に夕食の準備をしてもらっている。しかし結婚後は9割が妻、1割が夫が夕食の準備をしている。つまり、未婚時代に親と同居している女性の多くにとっては、結婚することは自分で家計内生産を担う責任を負うことを意味している。

このような状況下では、結婚相手は父親の所得と母親の家事サービスを失ってもなお余りあると女性に思わせない限り結婚できない。結果的に女性の意思決定には父親の所得や母親の家事サービスの評価が大きく影響していると考えられるべきであろう。この場合、女性が結婚に関する意思決定を行うときに比較する2つの状態は「父親の所得と母親の家事サービスを享受している状態」と「夫の所得と自分自身による家事サービスの提供」となるはずである。[山田 1996]は、女性にとっては結婚が「生まれ変わり」を、男性に取っては人生の1イベントを意味すると位置づけている。確かに家事労働の負担という点から見ると、夫にとっては母親から妻に実業者が変わるだけであるが、妻にとっては親の庇護を離れて夫に乗り換えると同時に、母親がやってくれていたことを自分がやらなければならないという意味で大きな変化を意味する。

ここでは、親と同居している女性にとっては親から夫への乗り換えとして結婚を定義できることを重視して、親の所得や家計内生産を享受している状態から夫との夫婦世帯へ変わる結婚行動を「乗り換えモデル」と呼ぶことにする。

実際に我が国で乗り換えモデルに従って結婚が起きているかどうかを検証するため、親の所得や家事サービスと夫候補の所得が結婚行動にどのように影響しているかを以下で簡単にチェックする。ただし、母親による無償の家計内生産については数量化するのが難しいため、以下では親の所得と夫候補の世代の所得に着目して

国民生活基礎調査のデータを用いて、年齢別に親と夫の所得変化と結婚行動の分析

定年制度の時間的変化と結婚行動の分析

国勢調査と賃金構造基本調査のデータを用いて、地域別の親世代所得と夫候補世代所得の変化と結婚行動の分析

を行う。

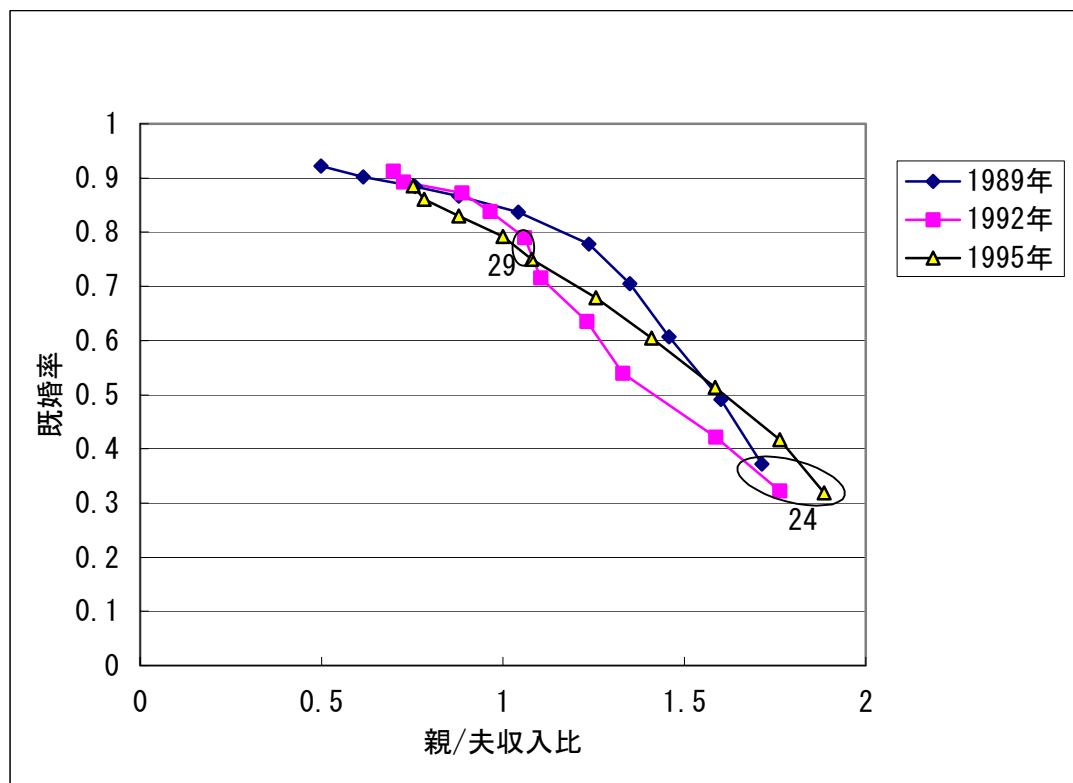
4.1 国民生活基礎調査再集計結果からみた結婚行動

国民生活基礎調査の再集計結果から[小川 1999]で明らかになったことを簡単に紹介しておく。

図 12は親同居未婚女性の両親の総収入/既婚男性の収入³と既婚率を示している。この図からは、女性の既婚率は夫と親の収入によってかなりの部分が説明できるといえるだろう。[小川 1999]では、時点間の親と夫の収入比の変化は大部分が親の収入の加齢に伴う低下が少なくなったことに起因するとし、考えられる収入プロファイルの変化要因として(1)年金の充実、(2)60歳代前半の労働参加の増加、(3)親の結婚年齢の低下などを挙げているが、収入プロファイルの変化がどのようなメカニズムで結婚行動に影響してくるかについては明らかにしていない。また、この図は一般的に年齢に伴い上昇していく

³ 既婚男性については妻である女性の年齢で年齢別集計を行っている。これは未婚女性との比較を容易にするためである。第11回出生動向調査(国立社会保障・人口問題研究所)によると夫婦の年齢差は0歳が一番多いため、このような仮定を置いても大きな問題は生じないと思われる。

有配偶率と若い男性の所得と一般的に低下していく父親の所得を用いて計算しているため、単に時間的な変化を示しているに過ぎないという批判は可能である。この点については、国勢調査のデータを用いて後で再検討する。



資料出所：『「国民生活基礎調査」を用いた社会保障の機能評価に関する研究』報告書・付属統計表」国立社会保障・人口問題研究所

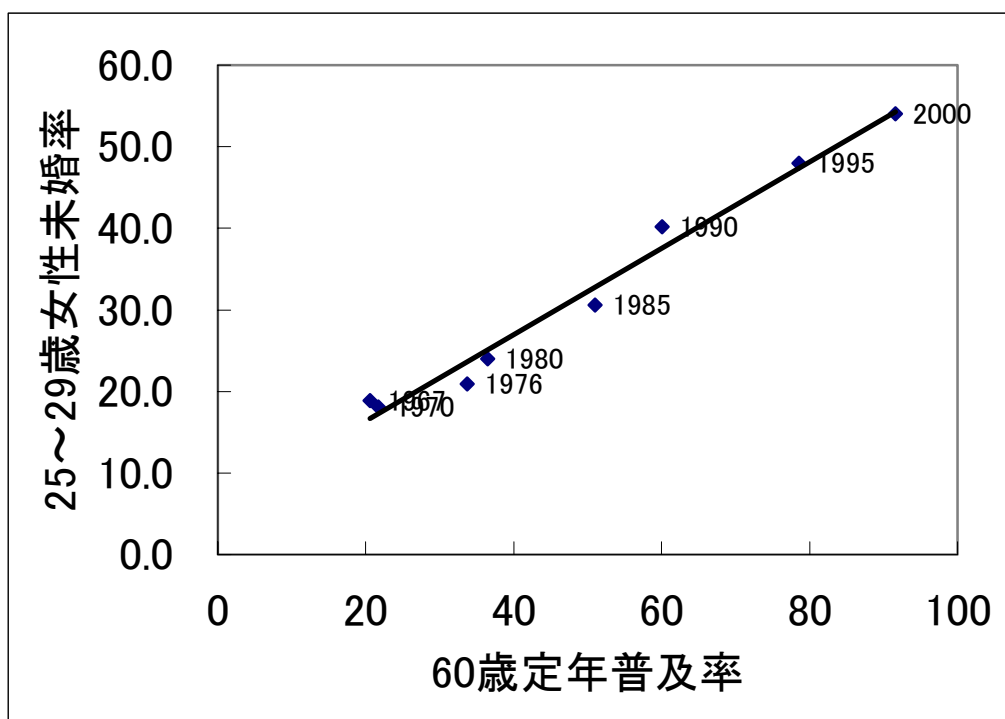
図 12 親と夫の収入比と女性有配偶率

4.2 60 歳定年制と少結婚化

1980 年代から 1990 年代にかけて、父親の年齢層の所得プロファイルに大きな変化を与えた要因であるにもかかわらず、[小川 1999]ではあまり重視されていなかったものに 60 歳定年制の普及があげられるだろう。特に、20 歳代後半の娘を持つ父親の所得プロファイル変化に関しては非常に大きな影響を持っていたと考えられる。

1960 年代から 1970 年代にかけて男性の平均初婚年齢は 27 歳程度であり、また[小川

1999]によると、1989年、19992年、1995年に29歳の娘をもつ父親の平均年齢はそれぞれ59.78歳、60.04歳、59.54歳となっている。これらの事実から、父と娘の年齢差は平均30歳程度とみてよいだろう。1990年代に未婚率が上昇した年齢層は20歳代後半であり、その父親は50歳代後半すなわち60歳定年化によって所得低下幅が小さくなった層になる。60歳定年の普及が女性の結婚行動に変化を与えた可能性は高い。企業における60歳定年の普及率と20歳代後半女性の未婚率の関係を図13に示す。ほとんどデータは直線上に並んでおり、60歳定年の普及率と20歳代後半女性の未婚率には非常に強い相関があることがこの図からは読みとれる。このことは、60歳定年化に伴い父親の所得が減少しなくなったことが夫への乗り換え行動を妨げている可能性が高いことを意味する可能性を示唆しているといえるだろう。しかしながらこの関係も時系列的に単調に上昇している2つの変数をプロットしているため、隠されたタイムトレンドという変数との関係による見せかけの相関であるという批判は成立しうる。



資料出所： 国勢調査、雇用管理調査

図 13 60歳定年制の普及と娘の結婚行動

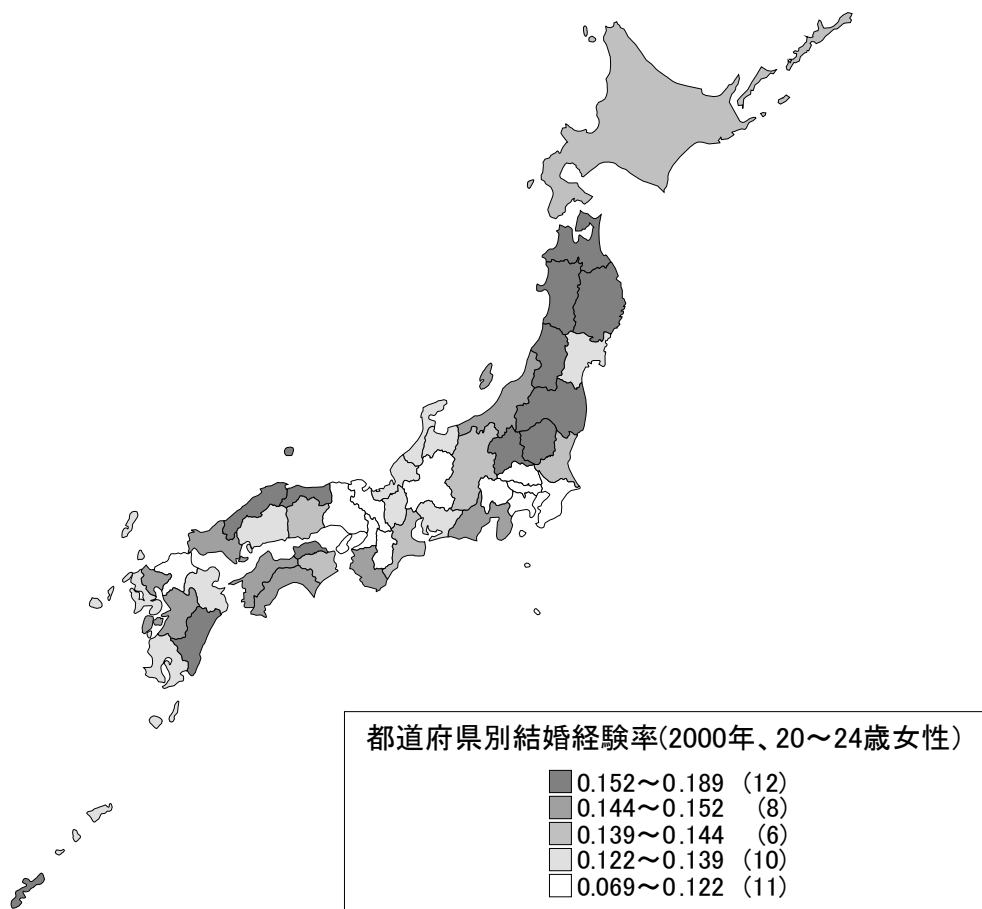
4.3 地域間の結婚状況の違いと乗り換えモデル

ここまで示したデータは国民生活基礎調査はクロスセクションで取った年齢別データ、定年制に関するものは時系列データであり、いずれも時間の経過に伴い変化していく結婚行動の説明に不十分なものがある。そこで、以下では 1 時点における地域間での賃金格差のデータを用いて、Becker モデルと乗り換えモデルのいずれが地域間での結婚行動の違いをよりよく説明できるかを検討する。

我が国において、人々の結婚行動が地域によってかなり異なっていることは広く認識されている事実である。このような格差が実際に結婚する男女間の賃金格差によって説明されるならば、我が国においても Becker モデルが有効であると考えられるが、もしこのような差異が地域ごとの父親層と夫候補層の賃金格差によってよりよく説明できるならば、本稿で提起した乗り換えモデルは我が国における初婚行動を説明するモデルとして有効であると考えてもいだろう。

我が国における初婚の時系列的な変化をみると、**図 5**に示したように 20 代前半の変化が非常に大きくなっている。そこで、2000 年国勢調査のデータを用いて 20～24 歳女性の県別初婚経験率を図示したものが**図 14**である。2000 年においても、かなり大きな地域差が確認できる。さらに、都道府県別初婚経験率ごとにどの程度の人口ウェイトがあるかを**図 15**に示す。**図 15**で見ると、わが国での初婚経験率の分布はそれほど単純な分布ではないことがわかる。そこで、**図中**左側に入る都府県を「弱結婚傾向」、右側に入る県を「強結婚傾向」と呼ぶことにする。結婚傾向で分類した都道府県を**図 16**に示す。

また、このような結婚傾向が 20 歳代前半だけで見られる差異なのか、一旦生じるとある程度の期間継続するかを確認するため、1989 年に 20～22 歳であったコウホートの女性初婚経験率を 31 歳まで図示したものが**図 17**である。**図 17**からみると、20 歳代前半で結婚する傾向が強かった地域は 31 歳になっても初婚傾向率が高いままであり、20 歳代に関して言えばこの地域差は加齢に伴い逆転したりはしない安定的なものとして扱っていいと考えられる。



資料出所: 国勢調査 (2000)

図 14 都道府県別結婚経験率(2000年・20~24歳女性)

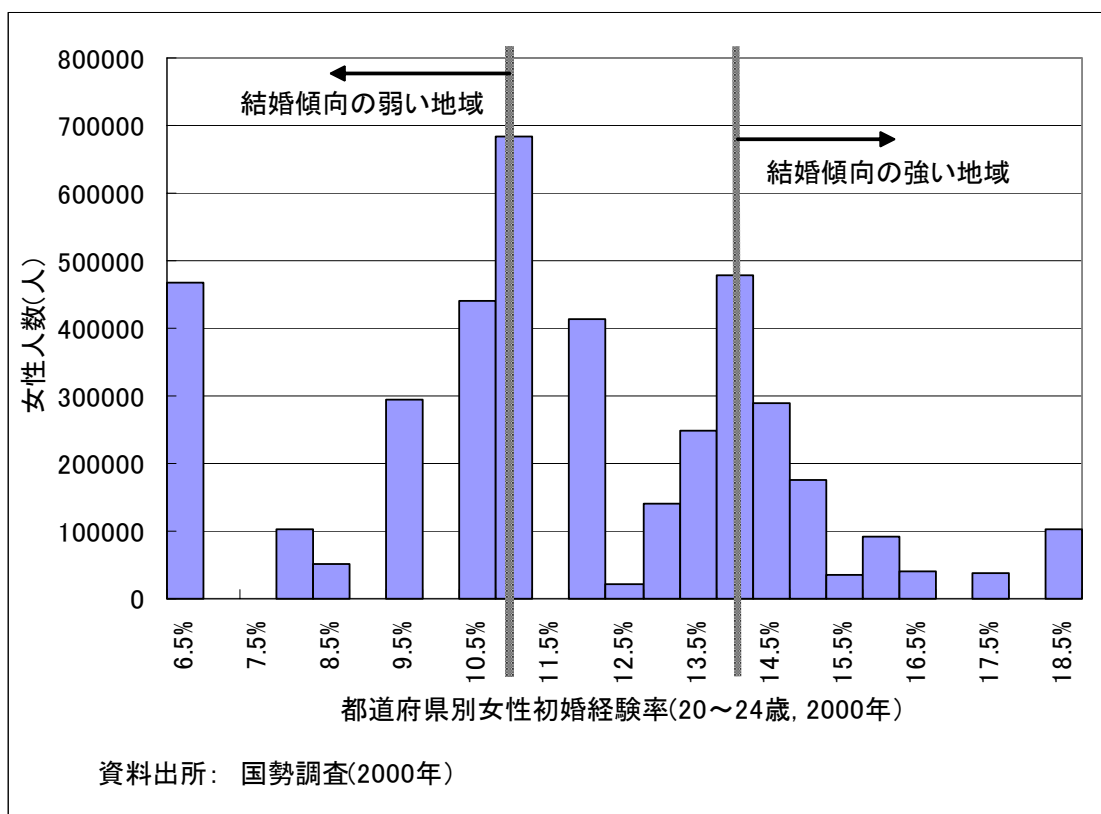
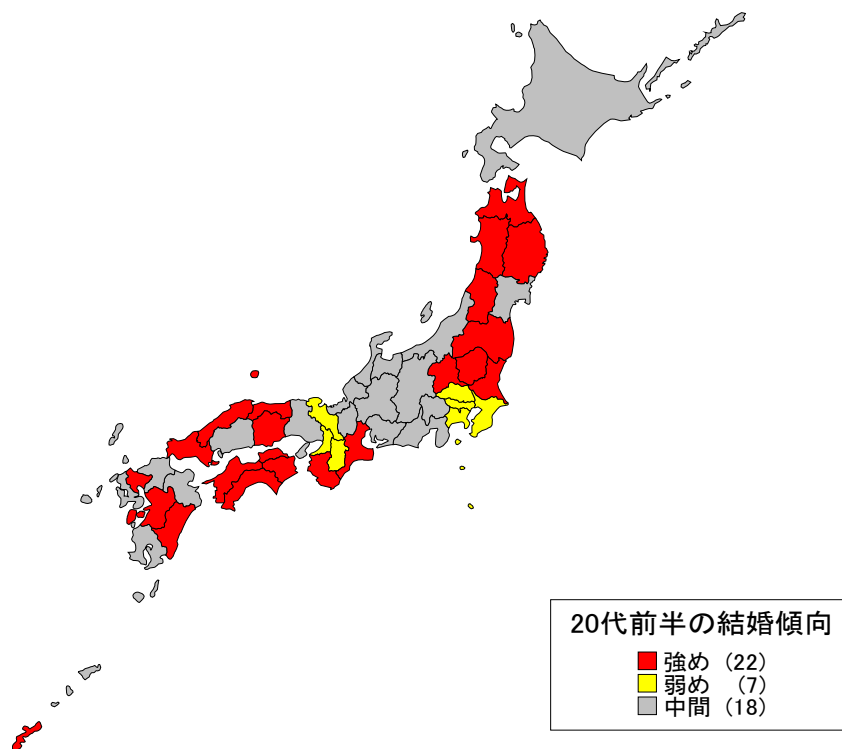


図 15 20代前半女性初婚経験率の分布

このような地域差が Becker のモデルのように男女の収入格差によって生じているのか、乗り換えモデルのように父親と夫候補の収入格差によって生じているか、または全く別の理由で生じているかを簡単な集計でまずチェックしてみることにする。

図 18～図 19は金子他 (2001) の集計結果をもとに 1989 年に 20～22 歳だったコウホートの女性について図 16に示した結婚傾向の強い県 (強結婚傾向) と結婚傾向の弱い県 (弱結婚傾向) で集計を行い⁴、未婚女性と未婚男性の年収比、未婚女性と同居している父親と未婚男性の年収比が加齢とともにどのように変化したかを示している。

⁴ 国民生活基礎調査の所得票は都道府県単位で集計するようにサンプリング設計されていないことと、年齢と都道府県でコントロールするとサンプル数が小さくなり結果が不安定となるため。



資料出所： 国勢調査(2000年)

図 16 結婚傾向の地域分布

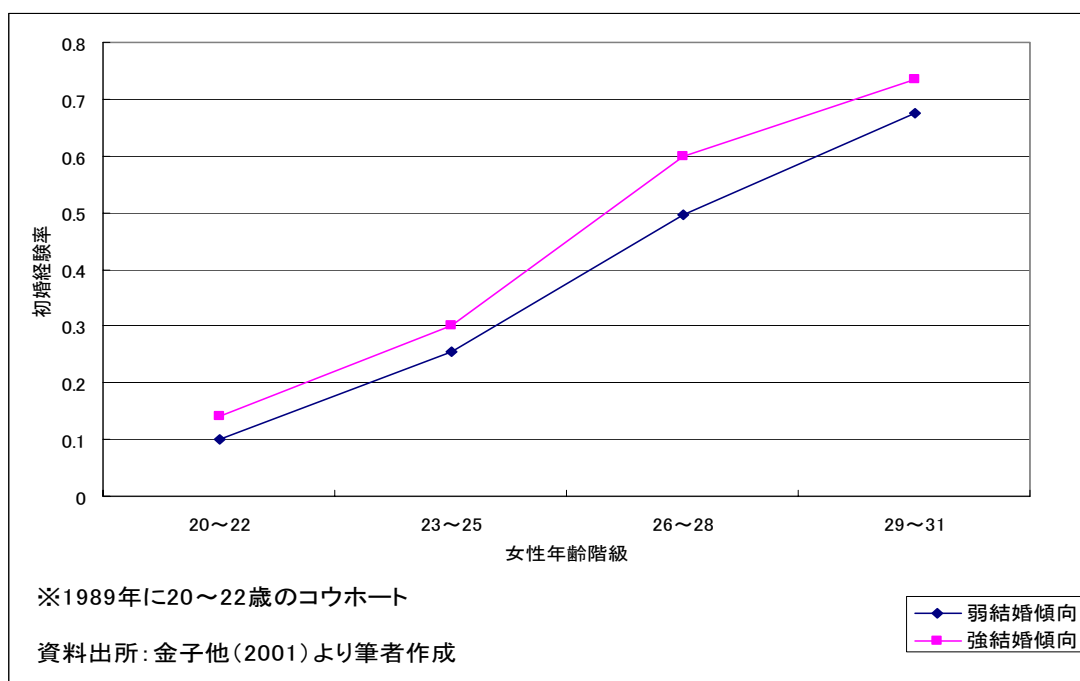


図 17 結婚傾向別の初婚経験率推移

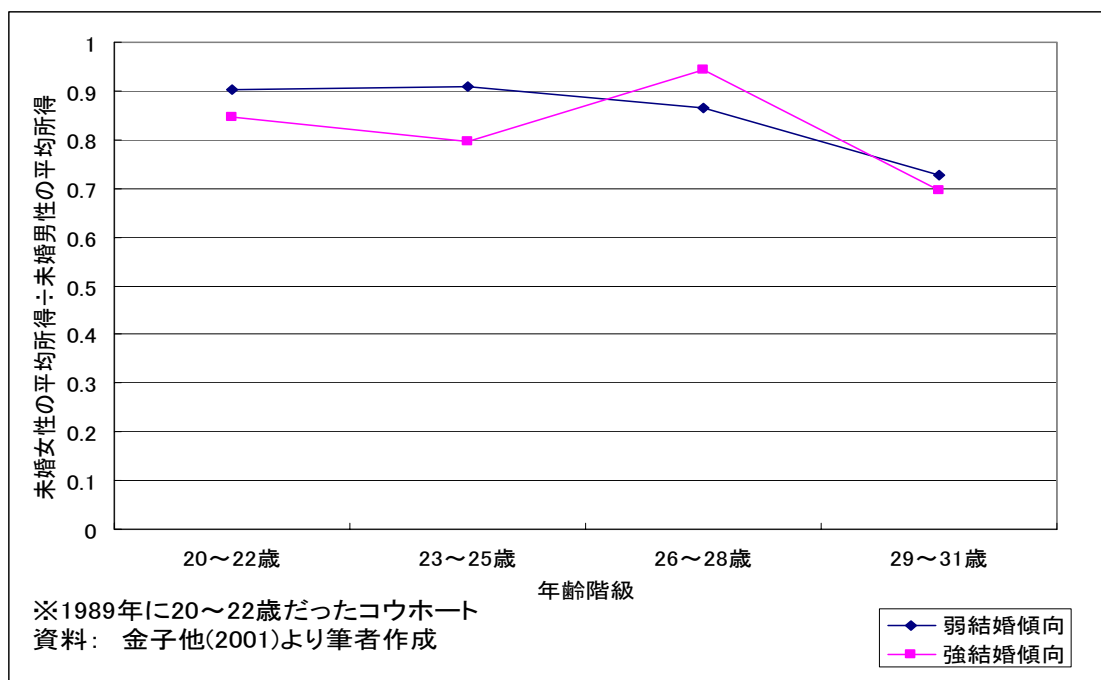


図 18 未婚女性と未婚男性収入比推移

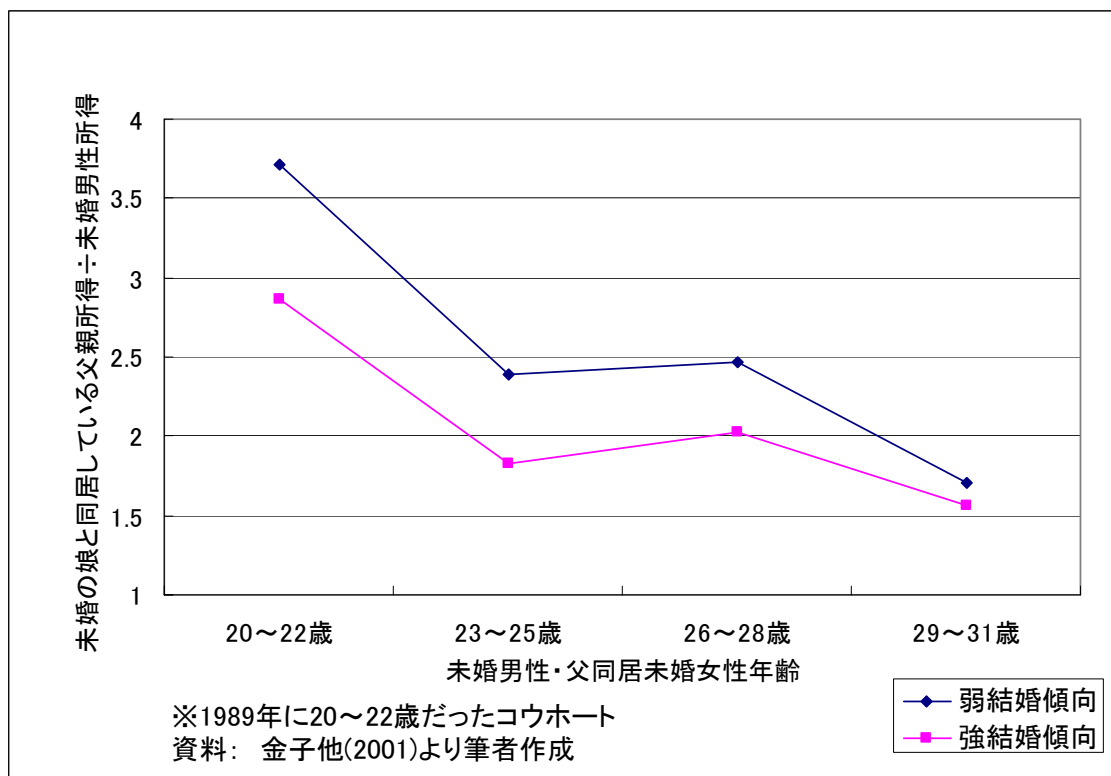
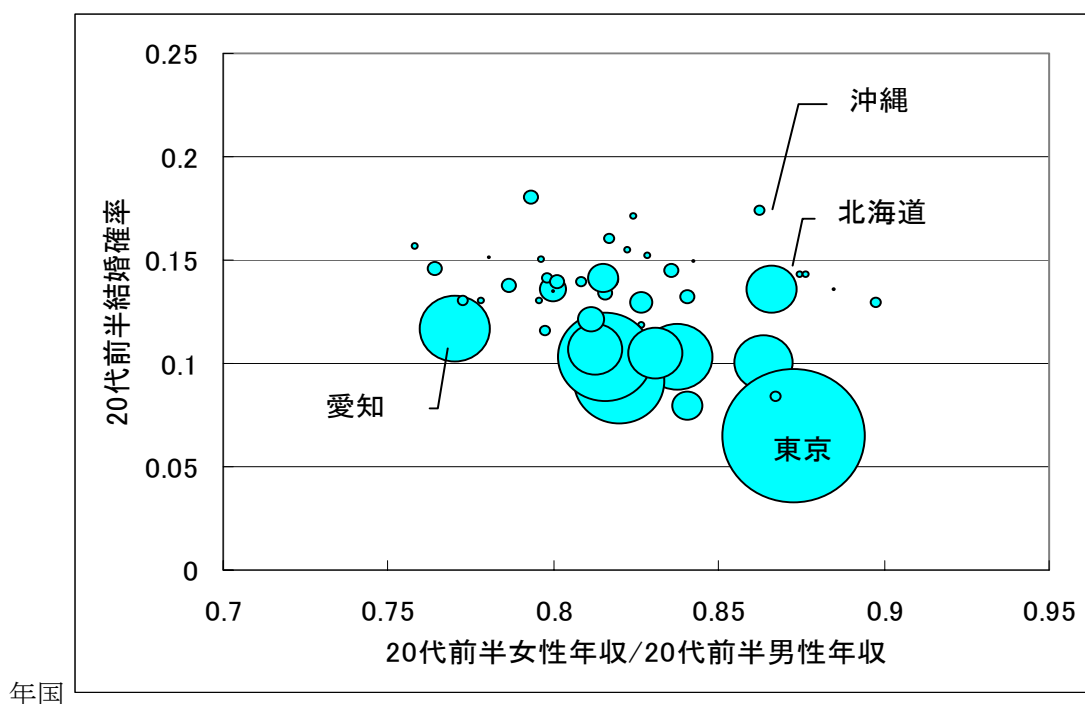


図 19 未婚男性と未婚の娘と同居している父親所得推移

図 18からは、確かに Becker のモデルから期待されるように結婚傾向が強い地域では男女の賃金格差が 20 歳代前半では相対的に大きいことが読み取れる。しかしながら 20 歳代後半ではむしろ結婚傾向が弱い地域の方が男女の賃金格差が大きくなる逆転現象がみられ、年齢階級を通じて安定した差とはなっていない。一方、乗り換えモデルから期待される未婚男性と未婚の娘と同居している父親の年収比は図 19に示すように弱結婚傾向地域で年齢を通じて安定的に高く、父親と比較して夫候補の所得が低いために乗り換えが発生しないというモデルによく合致している。

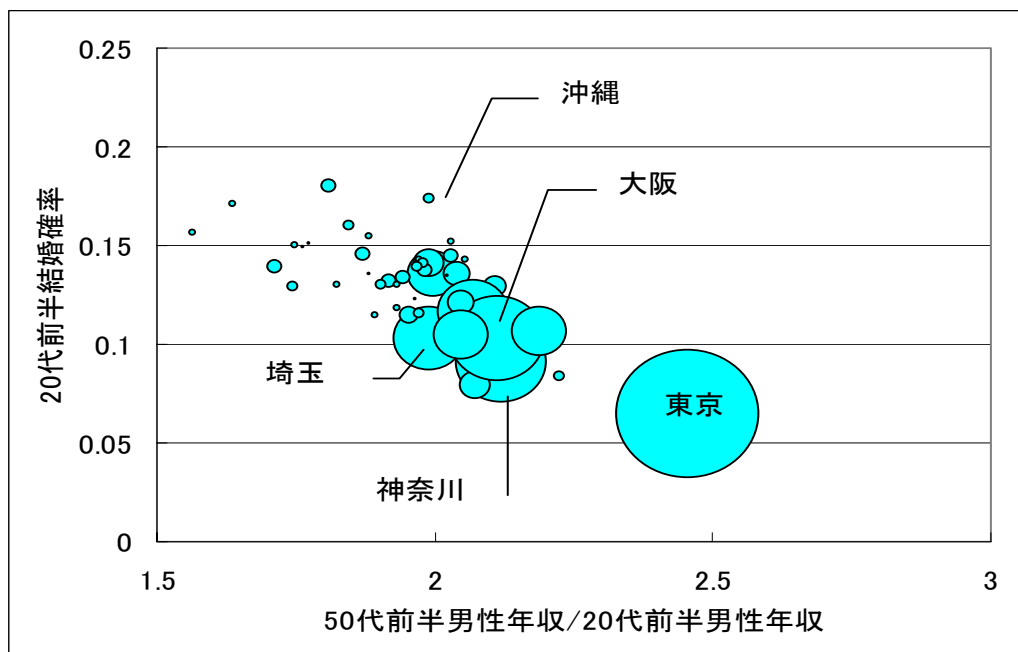
さらに国勢調査と賃金構造基本調査の年齢階級別・都道府県別平均賃金を用いてチェックしたものが図 20から図 25である。ただし、国民生活基礎調査からの再集計とは異なりあくまで年齢層での比較であるため、ある程度結婚が進んだ段階では女性が結婚・出産した結果として生じた賃金変動が含まれてくることには注意を要する。

図 20、図 21は 20 代前半での結婚行動と収入格差の関係を都道府県別にプロットしたグラフである。縦軸方向は 2000 年国勢調査での県別 20～24 歳女性結婚経験率－1995



資料出所： 国勢調査(2000, 1995)、賃金構造基本調査 (2000)

図 20 20 代前半男女賃金格差と結婚確率



資料出所： 国勢調査（2000, 1995）、賃金構造基本調査（2000）

図 21 父と夫候補の賃金格差と結婚確率(20 歳代前半)

勢調査での県別 15～19 歳女性結婚経験率⁵であり、過去 5 年間でこのコウホートの女性が各県でどの程度追加的に結婚したかのいわば結婚確率を表す。横軸方向は 2000 年賃金構造基本調査の県別、産業計、規模計の賃金⁶を使って計算した男女の賃金比と夫候補の若い男性と、親世代に相当する 30 歳年上の男性との賃金比である。なお、賃金はボーナス⁷を含む年額で計算している。また、各点の幅⁸は各県における当該年齢層女性の 2000 年における総数を表している。

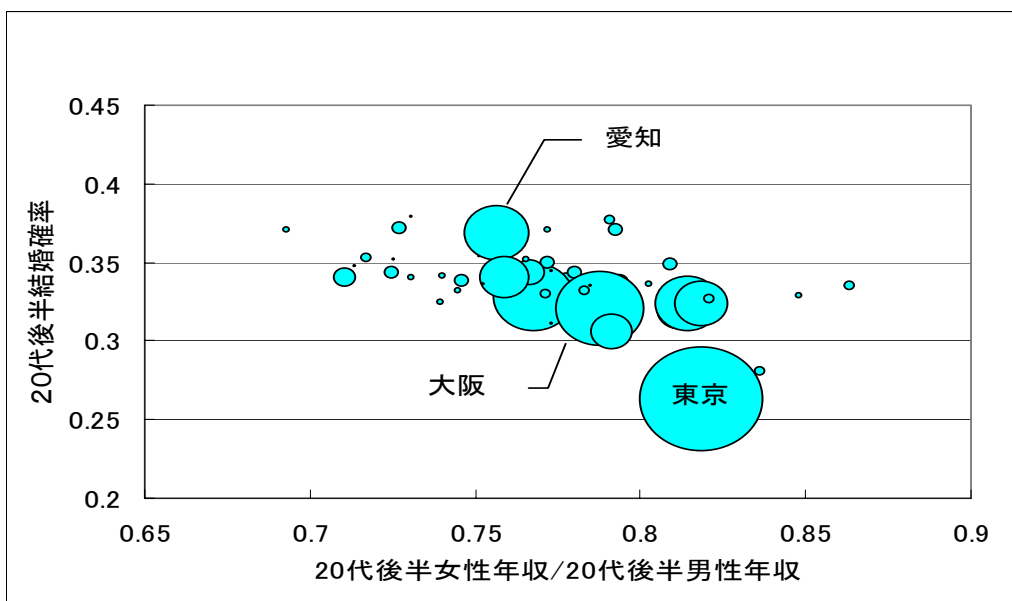
いずれの図でも、全体としては右下がりの傾向にあるが、父親年齢層と夫候補年齢層の賃金比を横軸に取った図 21の方が相関関係がはっきりと出ている。このことは、20 歳代前半の結婚においては父親の影響が大きい可能性を示していると言えるだろう。

⁵ 回帰式の推定時は被説明変数として結婚経験率そのものを用いて、説明変数として 5 年前の結婚経験率を入れているが、2次元の図に表すためにここでは単純な差を用いている

⁶ 超過労働の賃金率は所定内労働の 1.5 倍として計算している

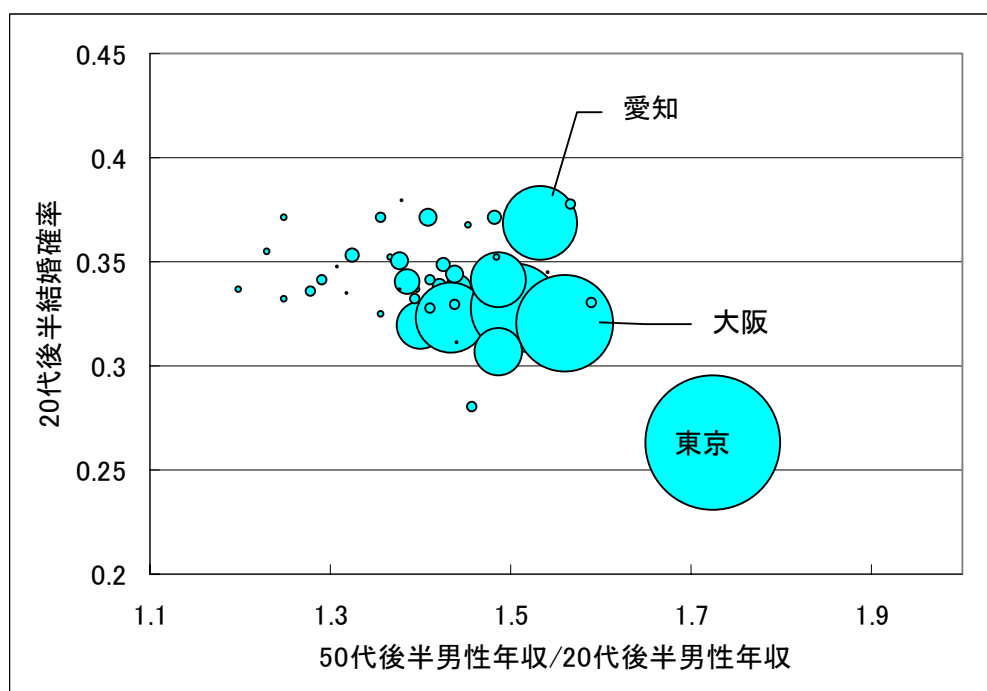
⁷ 賞与などは 1999 年の数値

⁸ 人数を幅で表しているため、面積で見ると人口の差がかなり強調されていることになる



資料出所：国勢調査（2000, 1995）、賃金構造基本調査（2000）

図 22. 20代後半男女賃金格差と結婚確率

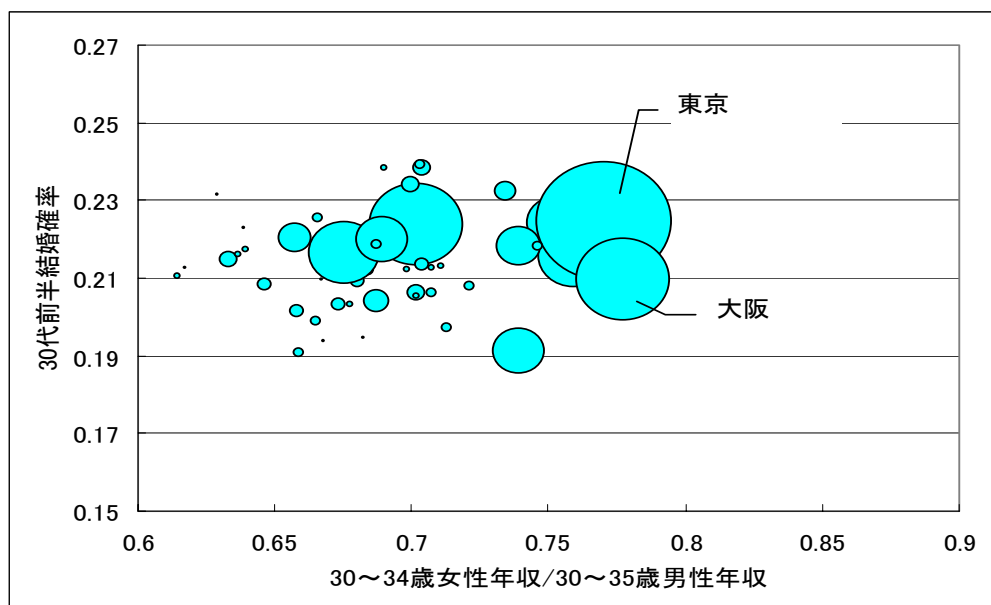


資料出所：国勢調査（2000, 1995）、賃金構造基本調査（2000）

図 23. 父と夫候補の賃金格差と結婚確率(20 歳代後半)

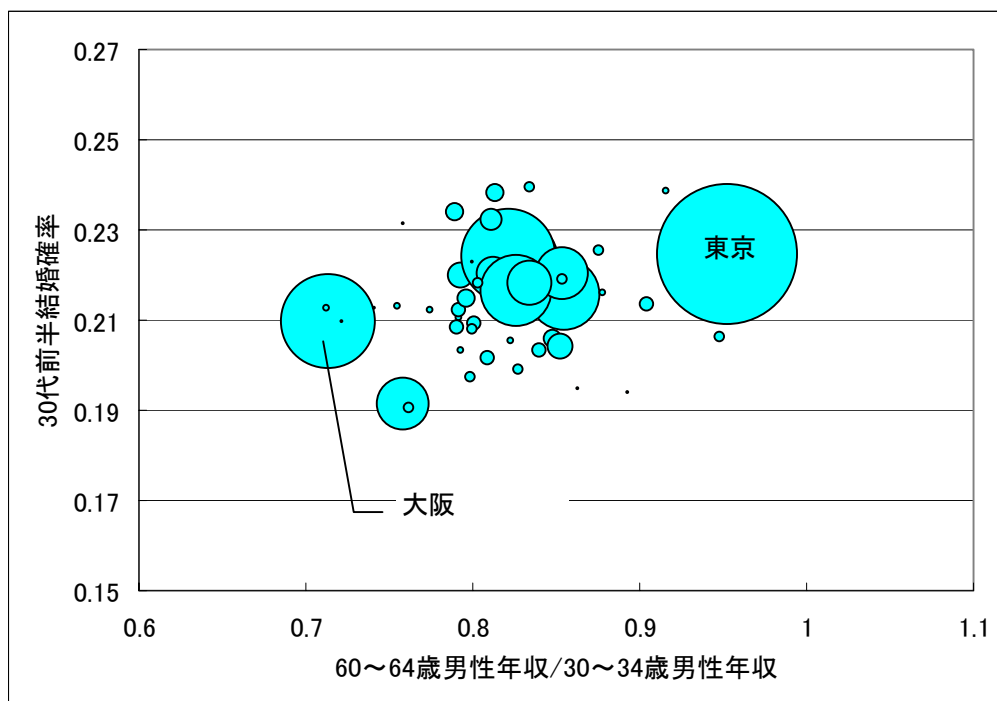
図 22、図 23は同様に 20 歳代後半についてプロットしたものである。この図でも 20 歳代前半と同様に右下がりの傾向が見られるが、20 歳代前半よりも男女賃金格差の関係がはっきりしてくる点の特徴である。

30 歳代前半については、図 5に示したように 20 代とは異なる結婚行動を示しているため所得比に対しても 20 代とは所得比に対する反応が異なることが予想される。集計結果は図 24、図 25であり、男女あるいは父と夫候補の賃金比は結婚確率にほとんど効いていないことがわかる。この点からも、30 代以降の結婚は 20 代までの結婚とは違う経路で起こっている可能性が高いと思われる。ここまでの観察結果からは、(1)20 歳代については父親年齢層と夫候補年齢層の賃金格差と男女の賃金比のいずれも結婚確率に影響を与える。(2)30 歳代についてはいずれもあまり影響がないらしい。という 2 点が見いだせた。



資料出所：国勢調査（2000, 1995）、賃金構造基本調査（2000）

図 24. 30 代前半男女賃金格差と結婚確率



資料

出所：国勢調査（2000, 1995）、賃金構造基本調査（2000）

図 25. 父と夫候補の賃金格差と結婚確率(30 歳代前半)

さらに、未婚の娘と同居している世帯に限定して、結婚傾向が強い地域と弱い地域で生活実感にどのような差があるかを示したものが図 26である。この集計からは結婚傾向が強い県でなおかつ未婚の娘を同居させている世帯は生活にゆとりがあることが読み取れる。この集計結果も、乗り換えモデルがわが国において有効である可能性を示唆しているといえるだろう。

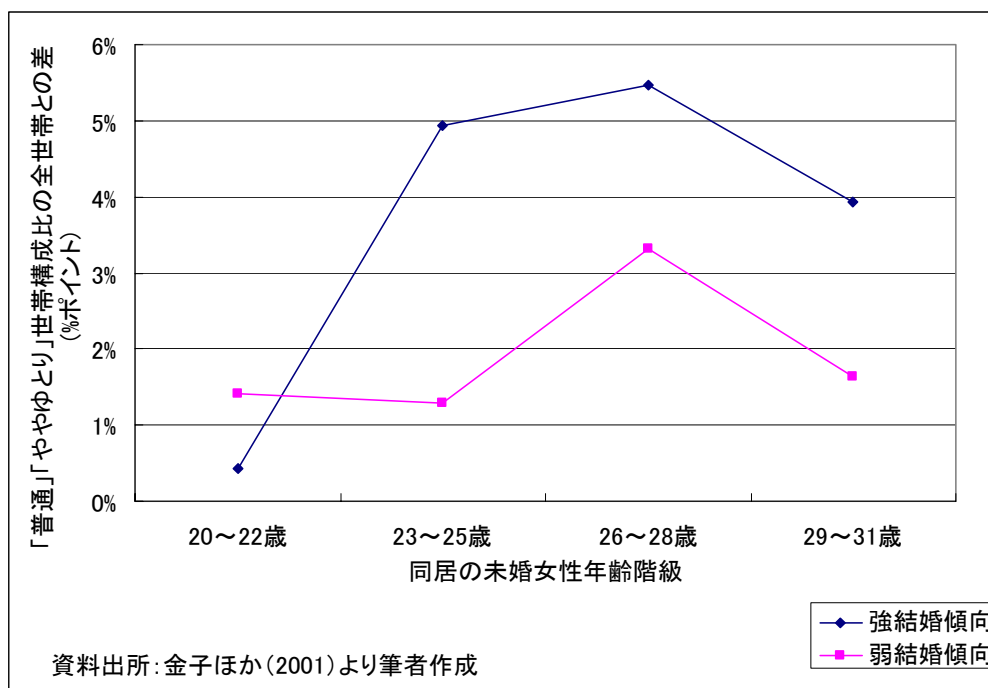


図 26 生活実感の地域差

次に、20代の結婚について Becker モデルが予測するように男女の賃金格差が強い効果を持つのか、乗り換えモデルが予測するように父親年齢層と夫候補年齢層の賃金格差が強い効果を持つのかを簡単な回帰方程式を用いて検証する。

ここまでのプロットから、結婚確率と賃金比については比較的線形に近い関係があると予測されるため、説明変数としては男女の賃金比と父親年齢層と夫候補年齢層の賃金比をそのまま用いる。また、プロットでは 1995 年調査での結婚経験率との差を結婚確率として用いているが推計では 1995 年調査での結婚経験率を説明変数に入れ、被説明変数は 2000 年調査での結婚経験率そのものとしている。

表 2 に推計に使った変数の概要を示す。また、表 3 に各県の当該年齢階層女性数で重みを付けた最小 2 乗法による推定値を示す。この推定結果から言えることは、(1)20 代前半女性の結婚行動は父親年齢層の賃金と夫候補年齢層の賃金比が大きく影響しており、逆に賃金の男女格差は有意ではない。つまり、20 代前半については乗り換えモデルが妥当であると考えられる。(2)20 代後半については、Becker モデルから期待される通り男女の賃金格差が縮小すると結婚が減少するという傾向が見られた。ただし、乗り換えモデルから期待される父年齢層の賃金と夫候補年齢層の賃金比も有意であり、この年齢層

では両者の効果が混在していると考えられる。(3)30歳代になると、賃金比はいずれも有意ではなかった。このことは、やはり30代の結婚行動はまた別のメカニズムによって支配されている可能性が高いことをしめしている。

表 2. 推計に使った変数の概要

		最小	最大	平均	中央値	標準偏差	サンプル数
1995年 調査女性結婚 経験率	15～19	0.47%	1.45%	0.69%	0.69%	0.17%	47
	20～24	8.35%	18.83%	14.55%	14.81%	2.22%	47
	25～29	39.92%	60.13%	54.12%	54.72%	3.58%	47
2000年 調査女性結婚 経験率	20～24	6.95%	18.86%	13.72%	14.15%	2.49%	47
	25～29	34.67%	54.09%	48.45%	49.14%	3.44%	47
	30～34	62.36%	82.40%	75.51%	75.81%	3.42%	47
賃金比	父 50/夫 20	1.564	2.454	1.959	1.973	0.155	47
	妻 20/夫 20	0.758	0.898	0.821	0.817	0.034	47
	父 55/夫 25	1.199	1.724	1.423	1.425	0.102	47
	妻 25/夫 25	0.693	0.864	0.772	0.772	0.038	47
	父 60/夫 30	0.712	0.953	0.818	0.813	0.054	47
	妻 30/夫 30	0.614	0.777	0.690	0.689	0.039	47

資料出所： 国勢調査(2000, 1995)、賃金構造基本調査(2000)

この推計結果を同様に国勢調査の県別データを用いて結婚確率の推定を行っている[小椋・ディークル 1992]の結果と比較すると、男女の賃金格差が20歳代前半では効かないという点については一致しているが、30歳代でも効果があるとしている点については結果が異なっている。

表 3. 重み付き最小2乗法による推定結果

20～24歳結婚 経験率	25～29歳結婚 経験率	30～34歳結婚 経験率
-----------------	-----------------	-----------------

定数項	0.3037 * 5.681	0.7029 * 5.907	0.2746 * 3.553
父 50/夫 20	-0.1096 * -8.979		
父 55/夫 25		-0.0929 * -2.117	
父 60/夫 30			0.0319 1.073
妻 20/夫 20	-0.0093 -0.138		
妻 25/夫 25		-0.3361 * -3.422	
妻 30/夫 30			-0.0542 -1.026
15～19 結婚経験率(1995)	7.54 * 5.416		
20～24 結婚経験率(1995)		1.1964 * 5.774	
25～29 結婚経験率(1995)			0.9108 * 17.112
R**2	0.8112	0.847	0.9601

斜体字は t 値
係数の右肩に*が付いている場合は、5%水準で有意

4.4 少子化分析における乗り換えモデルの妥当性について

以上のような集計・推計により、少なくとも 20 歳代前半の結婚については Becker モデルより乗り換えモデルの方が支配的であり、20 歳代後半の結婚についても純粋に Becker モデルによって起こっているというよりは乗り換えモデルとの混合的な形態で結婚が生じていると考える方が妥当であると言えるだろう。また、30 歳代の結婚については別の説明が必要であることも明らかになった。

ここで、少子化（少結婚化）問題がどのようにして生じていたかについて振り返ると、**図 5**に示したようにコウホート間で大幅に減少しているのは 20 代、特に 20 代前半の結婚である。さらに、過去の例を見ると夫婦の完結出生児数は初婚年齢が若い方が多い傾向が観察されていることから、少子化対策として考慮する場合には 20 代、特に前半での結婚を増やすような政策が望ましい。国勢調査データを使った推計では、20 歳代前半で

支配的な結婚モデルは乗り換えモデルであることを考慮して、以下では乗り換えモデルをベースに我が国の結婚行動を説明するシミュレーションモデルを提案し、その結果から少結婚化対策と統合的な高齢者雇用・賃金制度を提案する。

5. 乗り換えモデルのシミュレーション

高齢者の雇用促進を含む賃金・雇用制度の影響が結婚に与える影響を分析するために、本稿では乗り換えモデルをペア生成ルールとして用いたマイクロシミュレーションを行う。シミュレーションの目的は大きく以下の2つである。

(1) 図 5 に示されたような大幅な結婚確率の変化が、時点間の父親層と夫候補層の賃金プロファイルの変化で説明可能であることを示す

(2) 高齢者雇用促進を含む賃金・雇用制度の変更が将来の結婚にどのような影響を与えるかをシミュレーションで求め、少子化対策と統合的な政策を作る

この作業のために、まず 1965 年コウホートの実績値を用いてシミュレーションのパラメータを決定し、さらにそのパラメータが時間的に安定していることを示すために 1955 年コウホートの結婚行動を 1965 年コウホートのデータから求めたパラメータでシミュレートする。さらに、賃金・雇用制度にいくつかの仮定を置いた上で 2005 年から 2019 年までのシミュレーションを行い、結婚に対して悪影響の少ない賃金・雇用制度を提案する。

5.1 所得の定式化

国勢調査を用いた推計では父親層と夫候補層の単年度の賃金を単純に比較したが、モデルとして一般化するために以下では女性の意思決定は求婚者の将来所得の現在価値と、父親の将来所得の現在価値を比較することによって行われるものとする。このとき、将来所得の現在価値 V は、現在の年齢を age 、現在の賃金を w 、現在の年を $year$ とし、 $year$ 年における age 歳で学歴が $educ$ であるような男性の賃金分布を $F_{year,age,educ}$ としたときに以下のように定義する。この定義では、男性の賃金は生涯を通じて同じ学歴、コウホートでの賃金分布内では同じ位置を占めると仮定している。

$$V_{year,age,educ}(w) = \sum_{a=age}^{\min(RETAGE,age+WINDOW)} emp_{year+a-age,educ}(a) \frac{F_{year+a-age,a,educ}^{-1}(F_{year,age,educ}(w))}{(1+r)^{a-age}}$$

ただし $emp_{year,educ}(age)$ は学歴が $educ$ であるような age 年の男性の $year$ 年における就業確率、 r は割引率を表す。また、 $RETAGE$ は退職年齢、 $WINDOW$ は将来所得を計算する期間を表す。このような制限を設けてあるのは、割引率が小さかった場合には将来の稼得期間の長い夫候補の割引現在価値の方が常に大きくなってしまいう可能性があるため。

5.2 女性の意思決定

本モデルでは、男性が求婚し、女性は求婚を受け入れるか拒否するかを意思決定を行う。女性は求婚してきた男性と、その時の自分の父親に対してそれぞれ上記の V を計算し、求婚してきた男性の V の方が大きければ求婚を受け入れ、父親の方が大きければ拒否する。 V を計算するためには F に関する知識が必要であるが、本稿では単純化のために女性は F についての正しい知識を持っていると仮定している。この点については、実際に求婚してきた男性の賃金分布から F を推定するというような **learning** の仮定をシミュレーションに加えるとより現実的なモデルとなるであろう。今後の課題である。

5.3 男性の意思決定

実際に結婚するか否かの意思決定は女性の決定項目であるため、本モデルで男性が決められるのはどの女性に求婚するかという点だけである。ここで考慮しないとイケないことは、実際に結婚相手を探す場合には探索範囲はかなり限定されているという制約である。現実の結婚では 70% の人が職場・学校・友人などのごく狭い範囲で結婚相手を見つけており（出生動向調査、1997）、女性の全集合から自由に結婚相手を選択できるというセットアップは非現実的であると言えるだろう。

そこで、本シミュレーションでは各人が結婚相手として選べる狭い範囲（以下「スコープ」と呼ぶ）を設定し、求婚はその内部で行うとしてモデルを構築した。

男性は各自のスコープ内から求婚相手を選択するが、本モデルでは更にその選択方法に制約を 2 つ加えている。一つは、そもそも求婚を行うか否か、行うとすれば何人に対して求婚するかという求婚頻度。もう一つは男女の相性を表すパラメータで、どの女性

から優先的に求婚するかを決めるために使われる。具体的な設定方法については後述する。

5.4 各データの定式化

実際にシミュレーションを行うためには、上記の様々なデータについて具体的な定式化を行う必要がある。

5.4.1 収入

本モデルでは、男性の収入は(1)能力、(2)学歴、(3)賃金分布、の3つの要素によって決まるものとする。

(1)の能力は時間によって変化しない男性の属性であり、標準正規分布していると仮定する。このパラメータはシミュレーションの初期化時に男性を表すオブジェクトの属性として乱数的に付与する。能力の値が大きいほど高い賃金を得られる。

(2)の学歴は、シミュレーション開始年齢での実際の学歴構成比（中卒・高卒・高専短大卒・大卒）に応じてやはり乱数的に割り当てる。ただし、スコープは職場や学校を代理する場であるため、若い男性については同一スコープ内での学歴は同一となるようにコントロールしている。

(3)の賃金分布は、学歴、年齢別に対数正規分布していると仮定し、賃金構造基本調査の産業・規模計賃金分布を用いて年齢・学歴別のパラメータを計算して使っている。

5.4.2 スコープ

スコープ内の人数はシミュレーション結果に大きな影響を与えられとされる。しかしながら実際にどの程度の人数がスコープ内にいるかについての統計的なデータはないため、本シミュレーションでは平均人数を5人刻みで外生的に与えて実際の結婚行動との当てはめがよいものを選ぶという手法を取った。なお、各スコープに実際に含まれる人数は平均人数±5人の範囲に95%が入るように対数正規分布に従う乱数で割り当てている。

スコープ内での学歴は、上述の通り若い男性（夫候補）については同一学歴にコントロールしている。しかしながら、父親層については娘の学歴と父親の学歴の関係が

不明であるためこのようなコントロールは行っていない。

もし娘の学歴と父親の学歴の間に正の相関があるならば、高学歴の娘の父は高学歴・高所得であり、結果として乗り換え対象となる夫も高学歴・高所得となることが予想される。我が国において女性より男性の学歴が高い上方婚が多いことは出生動向調査(1997)でも指摘されていることであり、乗り換えモデルはこのような傾向も説明できることとなる。この点については今後の課題である。

5.4.3 相性

上述の通り、男性は求婚相手をスコープ内の未婚女性から選択する際に相性値を用いる。相性については、単純に女性に割り当てたパラメータの絶対値が大きい（あるいは小さい）人が望ましいとする方法もあるが、この場合はスコープ内の全ての男性からみて一意にスコープ内の女性の順序が決まってしまうことになる。このような状況は直観的に見て妥当であるとは思われないため、本シミュレーションでは男性にも相性パラメータを付与し、男性と女性の相性パラメータの積が大きいほど相性が高いというセットアップを採用した。積にすることで、相性値がマイナスであっても男性との組み合わせによっては高い順位で求婚される可能性が出る。

相性パラメータ自体は、標準正規分布する乱数値として各人に割り当てている。

5.4.4 求婚行動

男性が実際に求婚を行うか否かは、外生的に与えた初期出会い回数を用いて決定する。具体的には、初期出会い回数を平均とするポアソン分布に従う乱数として得られた回数だけ1年の間に求婚を行うとしている。

この初期出会い回数についても、統計的にデータがあるわけではないため⁹パラメータを変えつつシミュレーションを繰り返すことによって絞り込んだ。

5.4.5 年齢

結婚する男女については、いずれもシミュレーション開始時に全員20歳で未婚として

⁹ 実際に結婚に至ったケースでは、出生動向調査で「結婚前の交際期間」を調査しているため一人の人の交際期間を用いて平均出会い回数を計算することができる。しかしながら、

いる。これは、出生動向調査(1997)での初婚年齢を見ると男女で同年齢のケースが一番多かったことによる。また、女性の父親については女性との年齢差が平均でほぼ 30 歳であることから[小川 1999]平均 30 歳の対数正規分布で年齢を初期化している。

5.4.6 所得の割引現在価値

所得の割引現在価値を求める場合には、割引率としてどのようなデータを用いるかが非常に難しい問題になる。また、将来の所得系列は不確実性が高いため、計算する期間についても実際の意思決定においてはそれほど長い期間を仮定するのは現実的でない。

この点を考慮して、本稿で用いたシミュレーションモデルでは 0%から 1%刻みで 10%まで割引率を変化させ、また計算に入れる将来の年数は 0 年(単年)から 9 年(10 年分)まで 1 年刻みで変化させて 1955 年コウホートと 1965 年コウホートの実際の初婚行動に結果が最も近いパラメータを利用することにした。具体的に本稿で仮定している割引率は年 5%、将来の計算期間は 4 年(現在も含めれば 5 年分)である。

5.4.7 シミュレーションの規模

本稿では、各男女を表すオブジェクトを大量に生成して、時間的に各オブジェクトが求婚・結婚を繰り返していくことによって全体的な結婚パターンをシミュレートしている。その際初期設定の多くを乱数で行っているため、オブジェクト数があまり少ないと特異なデータに引きずられて結果に歪みが生じる可能性が高い。しかしながら、オブジェクト数が増加すると計算量・メモリなどの計算機資源の消費も増加するため一定の水準で制限をせざるを得ないことも明らかである。

本稿ではある程度安定した値が得られ、かつ計算機資源の使用量も現実的な範囲である男女合わせて 50 万オブジェクトでのシミュレーションを行った。

5.4.8 乱数の生成について

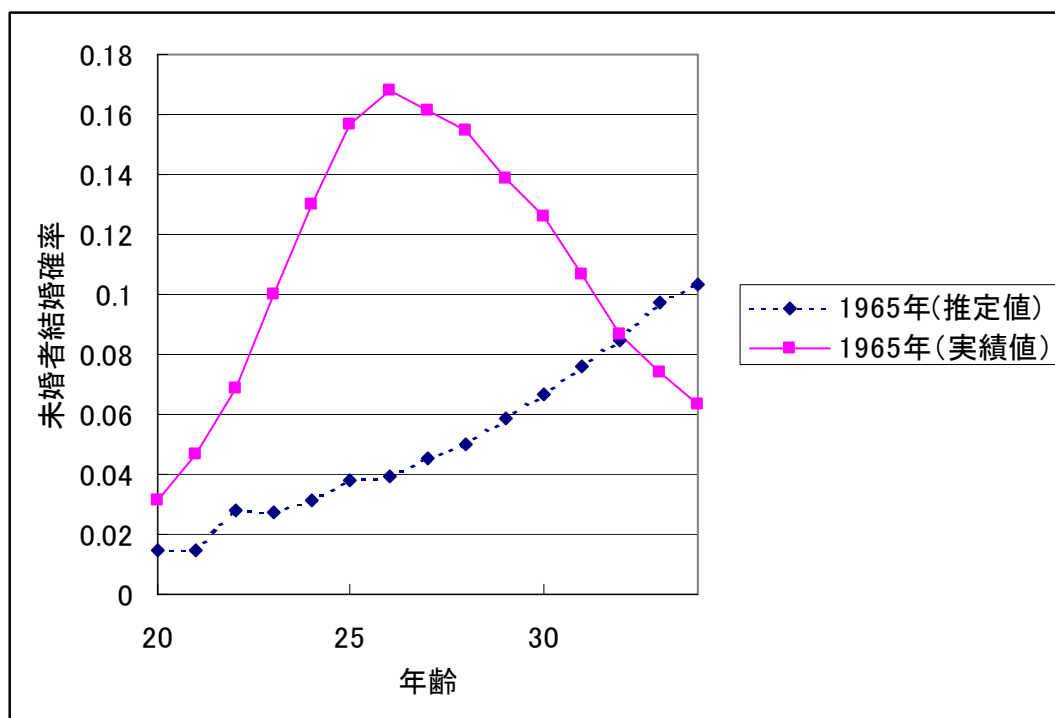
本シミュレーションでは大量の質の良い乱数を大量に生成する必要があるため、言語処理系に付属の乱数ライブラリで生成した疑似乱数ではなく Mersenne Twister 法 [Matsumoto&Nishimura 1998]を用いて生成した一様疑似乱数から各種の乱数を生成し

本モデルで必要な結婚に至らなかった交際については調べられていない。

ている。Mersenne Twister 法で生成した疑似乱数は周期が $2^{19937}-1$ と非常に長く、また 623 次元空間での均等分布が証明されている上 32bit コンピュータでの計算速度が速いため、このような大規模シミュレーションには適している乱数生成方法である。なお、本シミュレーションでは[松本 2002]のサンプルコードをそのまま利用している。

5.5 シミュレーション結果(1)

図 27 に初期出会い回数を年間 0.3 回、スコープの平均人数を 30 人と設定して 1965 年コウホートについて 1985 年から 15 年間シミュレーションをした結果¹⁰を示す。図中の波線が推定値を表すが、実線で表されている実績値に比べて低い。また実績値に見られるピークも観察されず年齢を追うにつれてだらだらと上昇しており、実績値とはかなりことなつた様相を示している。この結果からはここまでのモデルのセットアップでは実際の結婚行動は説明できないことが分かる。



資料出所： 国勢調査、人口動態調査、筆者シミュレーション結果

図 27. 焦りを考慮しないシミュレーション結果

¹⁰ 特に書いてない場合は、男女合わせて 50 万人を含むモデルを使ったシミュレーションを 50 回繰り返した平均を「結果」として提示している

5.6 「焦り」の効果

Becker モデル・乗り換えモデルに共通する仮定は、結婚はあくまで個人の意思決定によって行われるため、周囲の状況とは独立に発生するとしている点である。例えば Becker モデルでの効用最大化問題には友人の行動は入ってこない。また、乗り換えモデルでも考慮していたのは求婚者と自分の父親の所得のみである

しかしながら、実際に我が国で体感する結婚は周囲と本当に無関係と言えるのであろうか。たとえば、友人の結婚式が一時期に集中して「結婚式貧乏」になってしまった経験がある人は少なくないであろう。また、男性に顕著であるがいつも一緒に遊んでいた仲間が結婚してしまったため、遊び相手がいなくなって自分も結婚というケースも稀ではない。このような状況を考えると、身の回りでの最近の結婚に影響されると仮定した方が自然ではないだろうか。

この点について、[高山他 2002]で実施したインターネットアンケートで「あなたの親しい友人で、過去1年の間に新たに結婚された方は何人いらっしゃいますか」という設問と、今後の結婚の予定について 25～34 歳の未婚男女について集計した結果を表 4、表 5に示す。

表 4 友人の結婚と本人の結婚に対する態度 (男性)

		結婚の予定			計
		恋人がいるが、1年以内に結婚する予定はない	相手は特に決まっていないが、たまたまいい人と出会えたら1年以内に結婚したい	相手は特に決まっておらず、1年以内に結婚するつもりもない	
最近結婚した友人数	0	0	23	54	77
		0.0%	29.9%	70.1%	24.4%
		0.0%	40.4%	40.9%	
		0.0%	7.3%	17.1%	
	1	38	32	28	98
		38.8%	32.7%	28.6%	31.1%
		30.2%	56.1%	21.2%	
		12.1%	10.2%	8.9%	
	2	28	1	26	55
		50.9%	1.8%	47.3%	17.5%
		22.2%	1.8%	19.7%	
		8.9%	0.3%	8.3%	
	3	30	1	24	55
		54.6%	1.8%	43.6%	17.5%
		23.8%	1.8%	18.2%	
		9.5%	0.3%	7.6%	
	4	30	0	0	30
		100.0%	0.0%	0.0%	9.5%
		23.8%	0.0%	0.0%	
		9.5%	0.0%	0.0%	
計	126	57	132	315	
	40.0%	18.0%	42.0%		

Test for independence of all factors

Chi² = 133.0791 d.f.= 8 (p=0)

資料出所: 筆者推計

表 5 友人の結婚と本人の結婚に対する態度(女性)

		結婚の予定			計
		恋人がいるが、1年以内に結婚する予定はない	相手は特に決まっていないが、たまたまいい人と出会えたら1年以内に結婚したい	相手は特に決まっておらず、1年以内に結婚するつもりもない	
最近結婚した友人数	0	11	17	72	100
		11.0%	17.0%	72.0%	43.3%
		20.8%	38.6%	53.7%	
		4.8%	7.4%	31.2%	
	1	27	18	18	63
		42.9%	28.6%	28.6%	27.3%
		50.9%	40.9%	13.4%	
		11.7%	7.8%	7.8%	
	2	15	0	14	29
		51.7%	0.0%	48.3%	12.6%
		28.3%	0.0%	10.4%	
		6.5%	0.0%	6.1%	
	3	0	9	7	16
		0.0%	56.2%	43.8%	6.9%
		0.0%	20.5%	5.2%	
		0.0%	3.9%	3.0%	
	4	0	0	23	23
		0.0%	0.0%	100.0%	10.0%
		0.0%	0.0%	17.2%	
		0.0%	0.0%	10.0%	
計	53	44	134	231	
	23.0%	19.0%	58.0%		

Test for independence of all factors

Chi² = 82.08557 d.f.= 8 (p=1.854072e-014)

資料出所： 筆者推計

男女ともに、最近結婚した友人数が 0 の場合は「相手は特に決まっておらず、1年以内に結婚するつもりもない」が最も多い回答であるが、最近結婚した友人数が 1 になると「相手は特に決まっていないが、たまたまいい人と出会えたら1年以内に結婚したい」が急増している。

最近結婚した友人数によって人々の結婚に関する意識が変化していることは、 χ^2 検定値

からもよみとれ、周囲の結婚と本人の結婚に関する意識が独立であるという仮定は強すぎる事が予想される。ここで観察されたような、周囲の結婚が本人の結婚に与える効果を以後「焦り」と呼ぶ。焦りについてはここまでのモデルで一切考慮してこなかったため、シミュレーション結果が実際の結婚とかけ離れてしまった可能性は否定できない。そこで、シミュレーションの枠組みに焦りを導入した場合を試してみることにする。

本シミュレーションにおいて、「あなたの親しい友人」に相当するものは各人のスコープであると考えられるため、シミュレーションへの焦りの導入は、スコープ内での前期の結婚数が今期の人々の結婚行動に影響を与えるという形になる。現在のモデルのセットアップから男女別に考えると、男性の場合は求婚回数に、女性の場合は求婚者を受け入れるか否かの意思決定に焦りの効果を加えることになる。

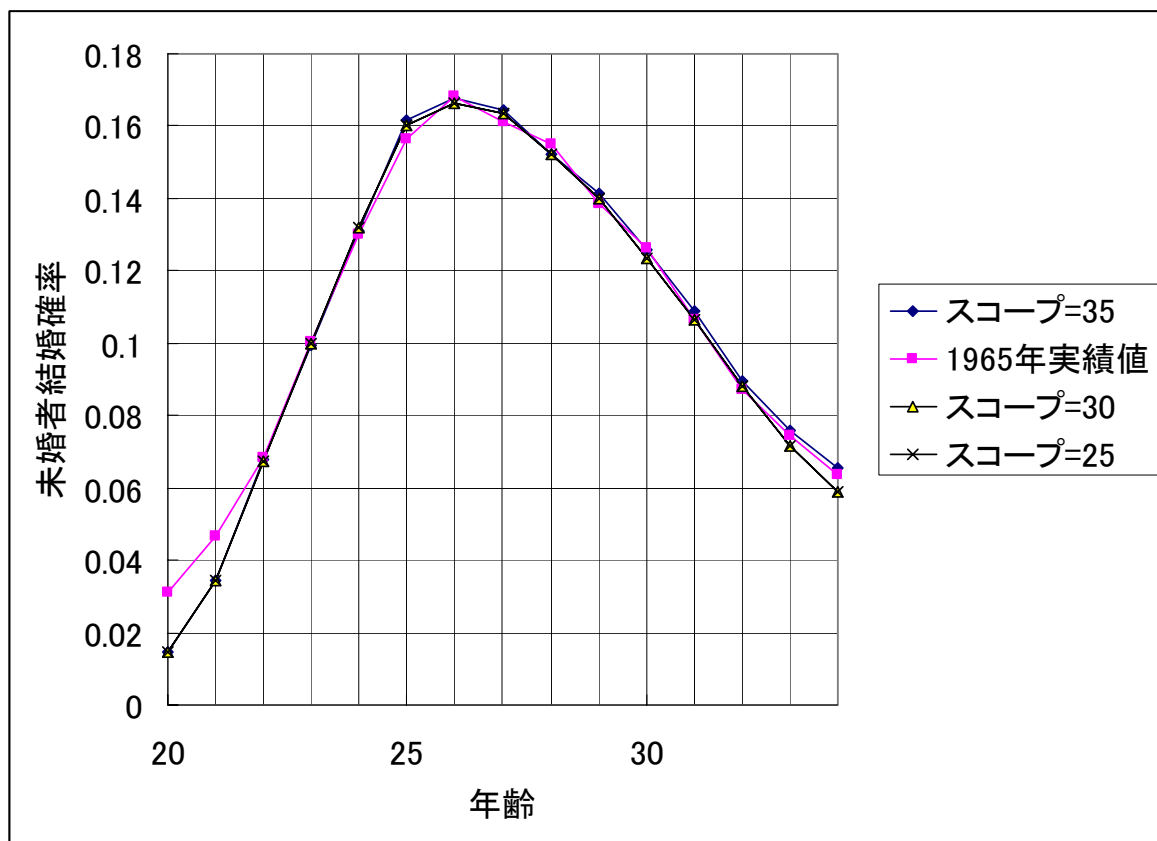
この場合、どのような形でモデルに導入するかはかなり大きな問題であるが、本稿では(1)前期のスコープ内結婚率に男女別の定数を乗じた値が「焦り」を表す。(2)男性の場合は、各期の平均出会い回数に焦りを加えて、求婚回数が増えるようにする。(3)女性の場合は、父親所得の割引現在価値に $(1 - \text{焦り})$ を乗じて低賃金の男性でも受け入れるようにする。という程度の簡単な形式で加えてみてその効果を見た。もちろんこのような定式化は非常に単純化したものであり、実際には存在すると考えられる非線形の効果を現すことはできない。より精緻な導入方法については今後の課題である。

5.7 シミュレーション結果(2)

焦りを導入したことによって、シミュレーション時に外生的に与えるパラメータは(1)初期平均出会い回数、(2)平均スコープ内人数、(3)男性の焦り係数、(4)女性の焦り係数の4つになる。これらのパラメータについては1965年コウホートについて、(1)~(4)を変えつつ実績値に近い¹¹結果を当てるパラメータを探索した。ただし、スコープの大きさは5、男性の焦り係数は1、その他のパラメータは0.1ずつ変化させている。探索の結果得られたパラメータによるシミュレーション結果は図28に示すが、1965年コウホートについてはスコープの大きさが25, 30, 35の時に実績値とかなり近い結婚パターンを得ることができた。実績値との近さそのものはスコープの大きさが35の時に最小となって

¹¹ 各年齢における未婚者結婚確率についてシミュレーション結果と実績値の差を2乗して20~34歳まで加えた値で実績値との近さを評価している。

いるものの、図を見るとわかるようにこの 3 つパラメータセットによる結果の差はごくわずかであり 1965 年コウホートに関するシミュレーションだけではどのパラメータセットが適切であるか判断することは難しい。

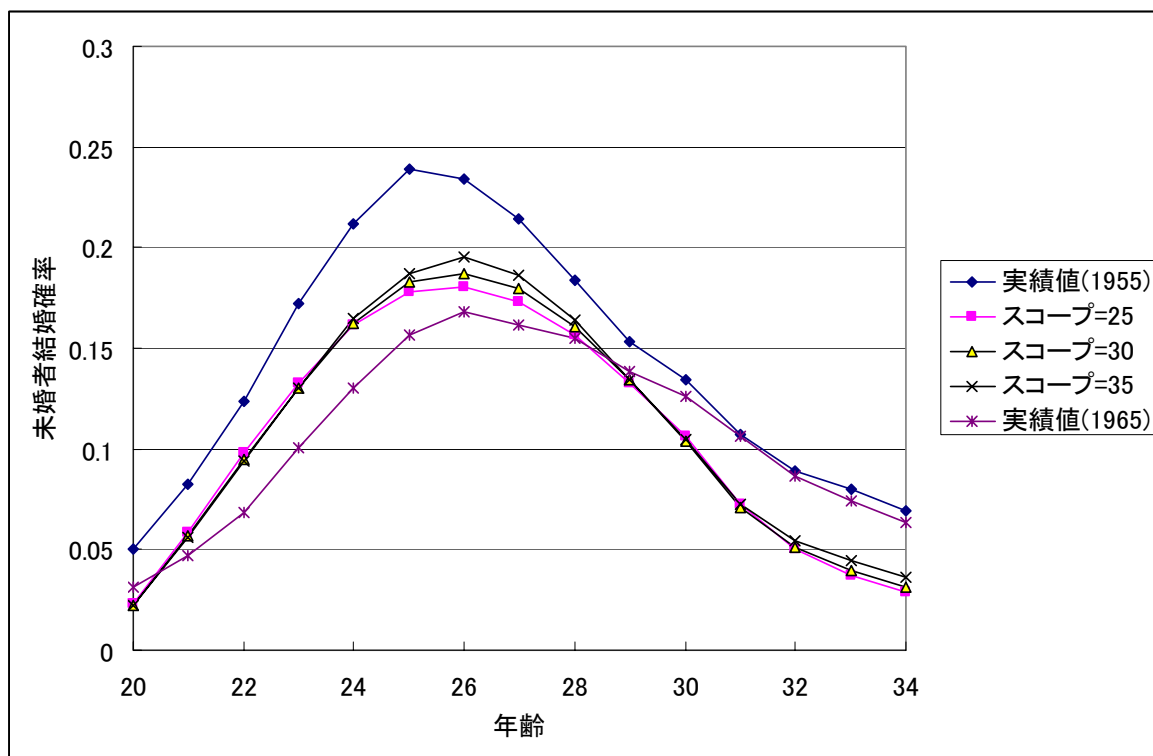


資料出所： 国勢調査、人口動態調査、筆者によるシミュレーション

図 28. 焦りを考慮した 1965 年コウホート推計

そこで、この 3 つのパラメータセットを用いて 1955 年コウホートについてシミュレーションを行い、結果が 1955 年コウホートの実際の結婚行動に一番近いものを採択することにした。これは、将来推計に用いるパラメータセットは 1 時点での当てはめの良さだけでなく、時間的に安定した結果が得られることが求められるからである。図 29 は、1965 年コウホートで最適化したパラメータを用いて 1955 年コウホートの賃金データから計算した結婚行動を示している。当然のことながら、1965 年コウホートでの推計より実績値からのズレは大きいですが、1965 年コウホートと 1955 年コウホートの中間的結婚パターンをシミュレーションから得ることができた。このことは、父親と夫候補の賃金プ

ロファイルの変化が 1955 年コウホートと 1965 年コウホートの間に見られる大きな結婚行動の違いを説明するために重要な要素であることを示していると言えるだろう。また、**図 29**でみるとスコープサイズが 35 のパラメータセットが 1955 年コウホートの実績値に一番近い結果となっているため、本稿ではスコープサイズ 35 のパラメータセットを用いて将来推計を行うことにする。



資料出所： 国勢調査、人口動態調査、筆者によるシミュレーション

図 29. 1965 年パラメータで推計した 1955 年コウホートの結婚行動

6. 賃金・雇用制度と結婚行動

前節で見たように、父親と夫候補の賃金プロフィールの変化が我が国における結婚行動の変化の一因である可能性は高い。ここでは、現在実行に移されつつあるベースアップ・定期昇給の廃止、能力給の導入が結婚行動にどのような影響を与えるかを上で推定した 1965 年コウホート、スコープサイズ 35 のパラメータセットを用いて計測することを試みる。推計期間は 2005 年に 20 歳となる世代の初婚行動を 2019 年（34 歳）まで計算する。

6.1 シミュレーションの概要

ここでの興味の対象は賃金の分布が変化したときに初婚行動がどのように変わるかであるから、労働需給については 2000 年程度の状況が維持されるという強い仮定をおく¹²。その上で、賃金の分布が異なる 2 つのシナリオについてマイクロシミュレーションを行う。

シナリオ1(分散のみ変化)

シナリオ 1 では、賃金平均や年齢別就業率は 2000 年の実績値に固定した状態で夫候補層、父親層の賃金標準偏差を変化させてシミュレーションを行う。賃金平均が変化した場合のシミュレーションは[小川 2002b]を参照。

シナリオ 2(若年者のみ定期昇給あり・父親層は年功分カットで賃金低下)

シナリオ 2 では、若年層のみ定期昇給を残し、中堅以上は完全能力給に移行したケースを想定している。全体としては夫候補層の賃金は平均的に上昇し、父親層は年功分が無くなる分賃金が平均的には低下することになる。この状態で、賃金標準偏差を変化させた場合にどのように初婚行動が変わるかのシミュレーションを行う。

6.2 シミュレーション結果

シナリオ 1 のシミュレーション結果を図 30に示す。図中で(中一大)と表記されている夫候補層の賃金分散が小さく、父親層の分散が大きいケースで結婚時期が早めになっている。この結果は 1989 年に 20~22 歳だったコウホートにかんする地域集計結果と一致している。賃金制度としての解釈は、若年者に対しては完全な能力主義にして賃金のばらつきを大きくするよりも年功分を残し、父親層については能力主義を徹底することに相当する。

逆に夫候補層にだけ能力主義を導入したケースに相当する(大一小)では初婚年齢が遅くなっている¹³。もし若年者に対しても能力主義を導入したい場合には、全年齢に対して適用する(大一大)の方が少結婚化対策とは整合的である。ただし、大一大のケースでは早く結婚する層といつまでも結婚出来ない層に若年者が分かれてしまうため、30 歳到達時点での初婚経験率で比較すると中一大のケースよりも初婚経験率が低くなる。また、結婚後の出産行動は不確実性が大きいケースでは抑制される可能性もあるため夫候補層の賃金分散を大きくしてしまうことは少結婚化対策としては意味があっても少子化対策として適切であるとは言い切れない。この点からも、少子化対策とし

¹² 賃金制度を変更するのであるから、一般的には労働需給についても変化が出てくるはずであり、この部分の内生化は今後の課題である。

¹³ 実際にこのような賃金制度を導入したシチズンでは、平均自体も大幅に変更している。ここでの議論は、あくまで平均を変えずに分散だけ変化させたケースを前提としている。

では若年者の所得系列の不確実性を減らすために年功賃金制度を残し、中堅以上は全面的に能力給にすることが望ましいであろう。

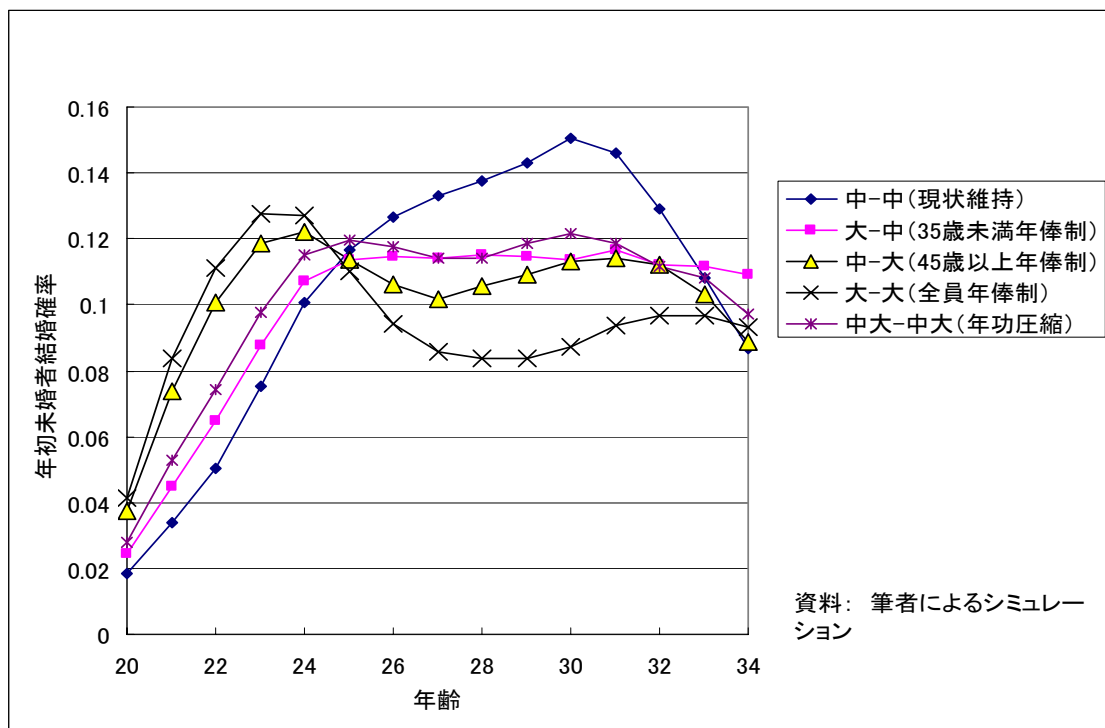


図 30 シナリオ1のシミュレーション結果

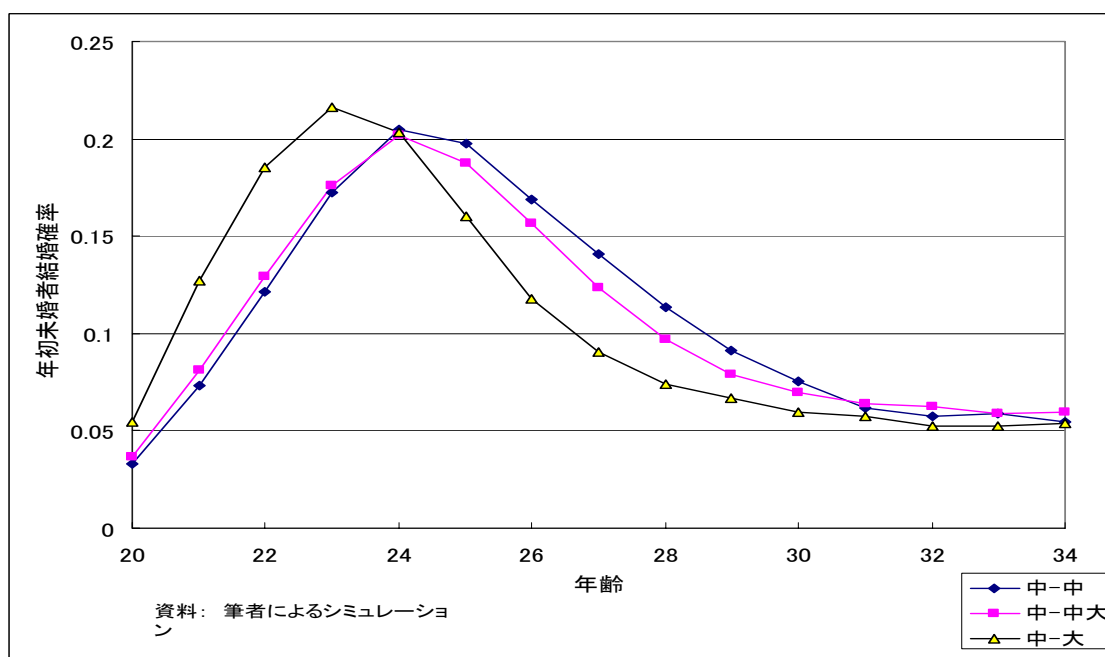


図 31 シナリオ2のシミュレーション結果

シナリオ 2 のシミュレーション結果もシナリオ 1 とほぼ同様であるが、父親層の賃金定期昇給が無くなることにより押さえられるため結婚が著しく早くなっている。

7. まとめ

本稿では所得と初婚行動についてマイクロデータとマイクロシミュレーションを用いて検討し、以下のような知見を得た。

- (1) 我が国における結婚行動は、20代前半についてはほぼ乗り換えモデルで説明可能である。20代後半については、乗り換えモデルと Becker モデルが混合している。30代以降については乗り換えモデルも Becker モデルも適合しない。
- (2) 1955年コウホートと1965年コウホートの間に見られる大幅な少結婚化は、この間の未婚女性の父親と夫候補の賃金プロファイル変化によってかなりの部分が説明可能である。
- (3) 所得水準だけではなく、所得の分散も初婚行動に影響がある。
- (4) 賃金制度を変更する際には、少結婚化対策としては全年齢で所得の分散が大きくなる、すなわち全年齢に能力給を全面的に導入吸うことが望ましい。ただし、少子化対策という観点からは若年者の賃金分散は小さくして、中堅以上の分散のみ大きくする方が望ましい可能性も高い。

参考文献

- [岩本 1998] 岩本康志「2020年の労働力人口」、経済研究、Vol. 49. No. 4、1998年10月
- [小川 2002a] 小川 浩「独身者と未婚者 ---高学歴都市サンプルでの分析 ---」Discussion Paper, Project on Intergenerational Equity, The Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, 2002年8月
- [小川 2002b] 小川 浩「定年制度と結婚 ---少子化対策と統合的な賃金雇用制度の提案」 Discussion Paper, Project on Intergenerational Equity, The Institute of Economic Research, Hitotsubashi University, 2002年8月
- [小川 1999] 小川 浩「結婚行動の分析」『家族政策および労働政策が出生率および人口に及ぼす影響に関する研究』国立社会保障・人口問題研究所、1999年3月
- [小椋・ディークル 1992] 小椋正立・ディークル, ロバート「1970年以降の出生率の低下とその原因--県別,年齢階層別データからのアプローチ」、日本経済研究、Vol. 22, 1992
- [玄田 2001] 玄田有史『仕事のなかの曖昧な不安 ---揺れる若年の現在 ---』中央公論新社、2001年12月
- [滋野・大日 1998] 滋野由紀子・大日康史「育児休業制度の女性の結婚と就業継続への影響」、日本労働研究雑誌、Vol. 40 No. 9, 1998
- [高山他 2002] 高山憲之・吉田 浩・有田富美子・小川 浩・金子能宏『少子・高齢社会における家族と暮らしに関する調査 ~調査結果~』mimeo. 2002.3
- [樋口・阿部 1999] 樋口美雄・阿部正浩「経済変動と女性の結婚・出産・就業のタイミング --- 固定要因と変動要因の分析 ---」『パネルデータからみた現代女性』第1章、東洋経済新報社、1999年10月
- [樋口・岩田・永井 1999] 樋口美雄・岩田正美・永井暁子「本書の目的と要約」『パネルデータからみた現代女性』序章、東洋経済新報社、1999年10月

[松本 2002] 松本眞

<http://www.math.keio.ac.jp/matsumoto/MT2002/mt19937ar.html>

[山田 1994] 山田昌弘, 「晩婚化現象の社会学的分析」『現代家族と社会保障』第1章, 東京大学出版会, 1994

[山田 1996] 山田昌弘『結婚の社会学』丸善、1996

[Becker 1973] Becker, G. S., "A Theory of Marriage: Part I", *Journal of Political Economy*, Vol. 81, 1973

[Becker 1974] Becker, G. S., "A Theory of Marriage: Part II", *Journal of Political Economy*, Vol.82, 1974

[Becker 1991] Becker, G. S., *A Treatise on the Family*, 2nd. ed., Harvard University Press, 1991

[Matsumoto&Nishimura 1998] Matsumoto, M., Nishimura, T., "Mersenne Twister: A 623-dimensionally equidistributed uniform pseudorandom number generator", *ACM Trans. on Modeling and Computer Simulation*, Vol. 8, No.1, Jan. pp.3-30, 1998

[Weiss 1997] Weiss, Yoram, "The Formation and Dissolution of Families: Why Marry? Who Marries Whom? And What happens Upon Divorce", *Handbook of Population and Family Economics*, Rosenzweig, M. R., Stark, O, Ed., North-Holland, 1997

資料について

・本稿における実証分析の一部は、筆者が研究協力者として参加した厚生科学研究費補助金(政策科学推進研究事業)「社会保障政策が育児コストを通じて出生行動及び消費・貯蓄行動に及ぼす影響に関する研究」平成13年度総合研究報告書の分冊『「国民生活基礎調査」再集計結果・付属統計表』に基づくものである。再集計作業にあたったのは、国立社会保障・人口問題研究所の金子能宏室長であるが、使用申請手続きを経てこのような付属統計表作成の機会を与えて下さった厚生労働省統計情報部の方々に記してお礼申し上げたい

・「金子他(2001)より筆者作成」とある図表は、厚生科学研究費補助金(政策科学推進研究事業)「社会保障政策が育児コストを通じて出生行動及び消費・貯蓄行動に及ぼす影響に関する研究」平成13年度総合研究報告書分冊『「国民生活基礎調査」再集計結果・付属統計表』より筆者が作成したものである