

会への貢献満足度、ワーク・ライフ・バランスの充実度に関する因果関係モデルを構築し、そのモデルのデータへの適合度ならびに変数間の関連性を構造方程式モデリングにより検討した。当該モデルのデータに対する適合度は、Goodness of Fit Index (GFI)、Comparative Fit Index (CFI)、Root Mean Square Error of Approximation (RMSEA)の値により総合的に判断した。なお、一般的には、GFIとCFIは1に近いほど(0.9以上)、RMSEAは0に近いほど(0.1を超えないこと)、モデルのデータに対する当てはまりは適切であると判断される。

以上の統計解析には、回収された調査票(岡山県945名、埼玉県322名)のうち、職業が会社員(857名)で、かつすべての項目に欠損値をもたない726名を統計資料とした。

2. 研究結果

集計対象者の属性等の分布は、平均年齢35.9歳(標準偏差5.26)、範囲22-54歳であった。世帯構成は、「夫婦と子ども」628名(86.5%)、「父親と子ども」3名(0.4%)、「子どもと親とその親(実父母・義父母)」89名(12.3%)、「その他」6名(0.8%)であった。最終学歴は、「大学院」29名(4.0%)、「大学」306名(42.1%)、「短大・専門学校」95名(13.1%)、「高校」263名(36.2%)、「中学」30名(4.1%)、「その他」3名(0.4%)であった。

まず、家庭(家族)への貢献満足度尺度について確認的因子分析を行った。その結果、 $\chi^2=179.66$ (df=14)、GFI=0.93、CFI=0.92、RMSEA=0.12と十分な適合度が得られなかったため、修正指数に従い、「あなたは家事への参加に満足していますか」と「あなたは育児(介護)への参加に満足していますか」の誤差項目間に共分散を認めた。その結果、適合度は $\chi^2=77.46$ (df=13)、GFI=0.96、CFI=0.96、RMSEA=0.08に改善され、良好な適合度を示した。同様に、地域社会への貢献満足度尺度について確認的因子分析を行った結果、 $\chi^2=461.38$ (df=14)、GFI=0.84、CFI=0.90、RMSEA=0.21と十分な適合度が得られなかった。そのため、修正指数に従い、「あなたは地域の環境問題の解決への参加に満足していますか」と「あなたは地域の安全問題の解決への参加に満足していますか」、「あなたは地域の子ども達に対する教育活動への参加に満足していますか」と「あなたは地域の子育て支援活動への参加に満足していますか」のあいだの誤差項目間に共分散を認めた。その結果、適合度は $\chi^2=86.93$ (df=12)、GFI=0.96、CFI=0.98、RMSEA=0.09に改善され、良好な適合度を示した。なお、家庭(家族)への貢献満足度、地域社会への貢献満足度、ワーク・ライフ・バランスの充実度に関する各指標のクロンバックの α 信頼性係数は、それぞれ0.85、0.94、0.89と良好であった。

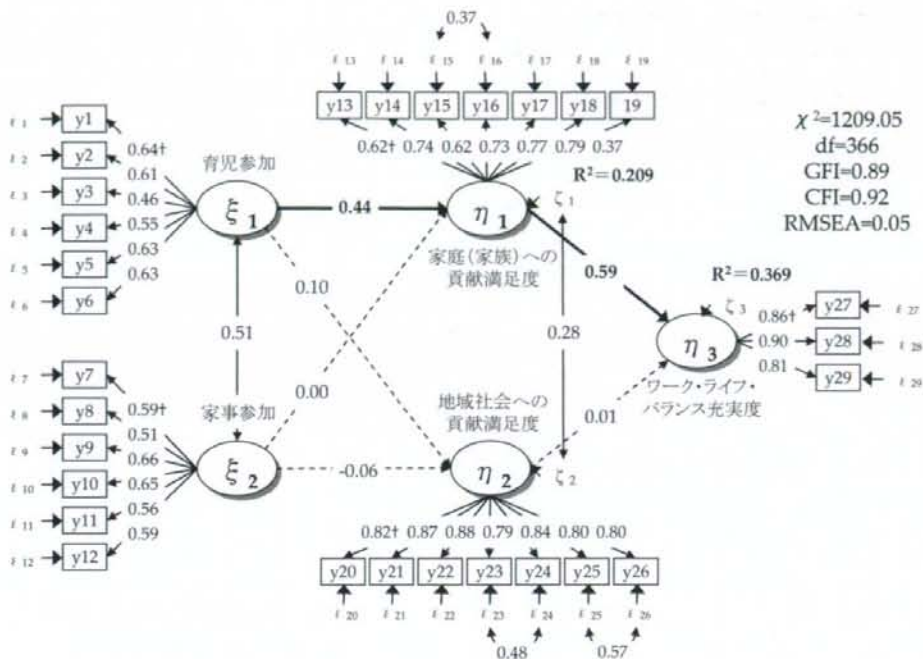
次に、父親の家事・育児参加と家庭・地域社会への貢献満足度およびワーク・ライフ・バランスの充実度との関連性を構造方程式モデリングにより検討した。その結果、適合度は $\chi^2=1209.05$ (df=366)、GFI=0.89、CFI=0.92、RMSEA=0.05とおおむね良好な数値を示した(図1)。ただし、統計学的に有意なパスは父親の育児参加から家庭(家族)への貢献満足度に向かうパス(標準化推定値=0.44)と、家庭(家族)への貢献満足度からワー

ク・ライフ・バランス充実度に向かうパス（標準化推定値=0.59）のみであった。なお、家庭（家族）への貢献満足度、ワーク・ライフ・バランス充実度に対する説明率は、それぞれ 20.9%、36.9%であった。

3. 考察

本研究は、諸企業に勤務している若い父親世代を対象に、彼らの家事・育児参加と家庭（家族）・地域社会への貢献満足度およびワーク・ライフ・バランス充実度との関連性を検討した。

その結果、父親の育児参加は家庭（家族）への貢献満足度に対して正の関連性、家庭（家族）への貢献満足度はワーク・ライフ・バランス充実度に対して正の関連性を示した。このことは、父親の育児参加は、単に自身の家庭（家族）への貢献満足度を高めるのみならず、それを介してワーク・ライフ・バランスの充実度を高めることを意味している。森下（2006）6）の幼稚園児の父親を対象とした研究では、父親の育児参加、とりわけ子どもとの遊びや世話といった直接的な育児行動は、「家族への愛情」や「過去と未来への展望」といった父親になることによる発達に有意な関連性を示すことが報告されている。また、佐々木（1996）7）の展望論文においても、父親の育児参加は、父親自身の人格発達や親としての自覚を高めることが報告されている。他方、柏木（2007）8）は、父親が育児行動をほとんど行わない場合、家庭内での地位低下を引き起こし、中年期以降の父親自身のアイデンティティにネガティブな影響を及ぼすことを指摘している。このことから総合的に勘案すると、父親にとって育児参加とは、親として、あるいはひとりの人間として成長していく過程のひとつであると同時に、父親自身が家庭や家族の一員として自らの居場所やアイデンティティを確立させていく一助になっているものと推察される。その意味では、育児関与が高い父親ほど、自らの家庭や家族に対する貢献度を強く認識し（あるいは自負し）、またそれが自身のワーク・ライフ・バランスの充実度にポジティブな影響を与えていたことは妥当な結果であったと考えられる。加えて、このことは父親のワーク・ライフ・バランスを実現する上で、単に仕事の側面のみならず、育児をはじめとする家庭・家族との関わりを尊重していくことの重要性を示唆するものである。したがって、父親のワーク・ライフ・バランスの実現を図るためには、父親が積極的に育児に参加し、そこに自らの価値を見出せるような職場環境、社会環境の整備を行うとともに、彼らの家庭や家族との関わりを重視した支援が望まれる。



$\chi^2=1209.05$
 $df=366$
 $GFI=0.89$
 $CFI=0.92$
 $RMSEA=0.05$

注1) 長方形は観測変数、楕円は潜在変数、 η は内生潜在変数、 ξ は観測変数の誤差変数、 ζ は潜在変数の誤差変数。
 矢印上の数値は標準化推定値を意味する。また、破線は統計学的に非有意なパスである。
 注2) η はモデル識別のために制約を加えた箇所である。

図1. 父親の家事・育児参加と家庭(家族)・地域社会への貢献満足度
 およびワーク・ライフ・バランス充実度との関連性

文献

- 1) Halpin N. Work Life Balance - an Overview. Work Life Balance Centre. The Counseling Service, The University of Dundee. 2007.
- 2) 福丸由佳. 共働き夫婦世帯における多重役割と抑うつとの関連. 家族心理学研究, 14(2): 151-162, 2000.
- 3) 福丸由佳. 乳幼児を持つ父母における多重役割と抑うつ度との関連を示すモデルの検討. 御茶ノ水女子大学大学院人間文化研究所論叢, 4:11-21, 2001.
- 4) 岩崎孝子. 乳幼児をもつ共働き夫婦の QOL とスピルオーバーの関係. 国立看護大学校研究紀要, 6(1): 35-42, 2007.
- 5) 国立社会保障・人口問題研究所. 第2回全国家庭動向調査, 2000.
- 6) 森下葉子. 父親になることによる発達とそれに関わる要因. 発達心理学研究, 17(2): 182-192, 2006.
- 7) 佐々木保行. 父親の発達研究と家族システム—生涯発達心理学的アプローチ—.

教育心理学年報, 35: 137-146, 1996.

8) 柏木恵子. 父親であること. 榎本博明(編) 「現在のエスプリ」別冊 セルファ
イデンティティ 拡散する男性像. 至文堂, 137-146, 2007.

IV

地方自治体の少子化対策に関する研究

個別研究論文

第1章 地域における結婚と出生の実態と格差要因について

佐々井 司

1. はじめに ～少子化対策における地域の役割～

日本の出生率低下は全国的に進行している。合計特殊出生率は2005年に1.26まで低下し、その後若干の回復がみられるものの、長期的に上昇が続くかどうかは予断を許さない。国立社会保障・人口問題研究所の2005年推計では、2006年には一時的な上昇がみられるものの、2015年ごろまで低下が続くと予測されている。

内閣府の少子化社会白書は、少子化の原因である未婚化や晩婚化の進行の背景には、“よい相手にめぐり合えないこと、独身生活に利点があること、結婚や結婚後の生活の資金がないこと、雇用が不安定であるため将来の生活設計が立てられないこと、結婚すると仕事と家庭・育児の両立が困難になること、結婚をしなければならないという社会規範がなくなったこと”があり、また結婚してからの子ども数も減少傾向にあること。背景には“仕事と子育ての両立の負担が重いこと、育児や教育にかかる費用が重いこと、妻の精神的・身体的負担の増大、夫の育児・家事の不参加、出産・子育てによる機会費用の増大等があげられる”としたうえで、“少子化対策としては、どれかひとつの政策を講ずれば効果があらわれるというものではなく、子育て世代のニーズを踏まえつつ、総合的に政策を転換していく必要がある”としている（内閣府『平成18年版 少子化社会白書』p9）。今日の少子化は必ずしも個人が選択した結果ではなく、その背景には個人の努力のみでは解決しがたい社会構造上の問題が存在するという観点から、社会的な対応が不可欠になっている。1990年に1966年の丙午で経験した戦後最低の低出生率を更新する1.57ショックが社会の少子化への注目を集めてから、さまざまな少子化対策が講じられてきた。そして、2003年7月制定の「次世代育成支援対策推進法」のなかで、地方自治体は2005年4月から次世代育成支援のための行動計画を策定し集中的な取組を行うことが規定されており、自治体の取り組みが本格化することになる。

今日求められているのは、実効をともなった具体的な施策の実施である。その実現には、住民に最も近い基礎自治体の地域力と広域での調整機能を発揮しやすい位置にある都道府県の役割が問われる。現在、次世代育成支援は前期行動計画が進行中であり、2010年からは行動計画が後期に突入する。各自治体はめまぐるしく変化する地域の社会情勢のなかで住民のニーズを捉えながら、少子化に関する地域固有の課題に迅速に対応するという重役を担っている。

本研究では、少子化対策の主たる実施主体である自治体における諸施策の効果分析の基礎的研究として、地域における少子化メカニズムと出生率低迷の原因を明らかにする。今日の少子化対策における課題を検証するための一助としたい。

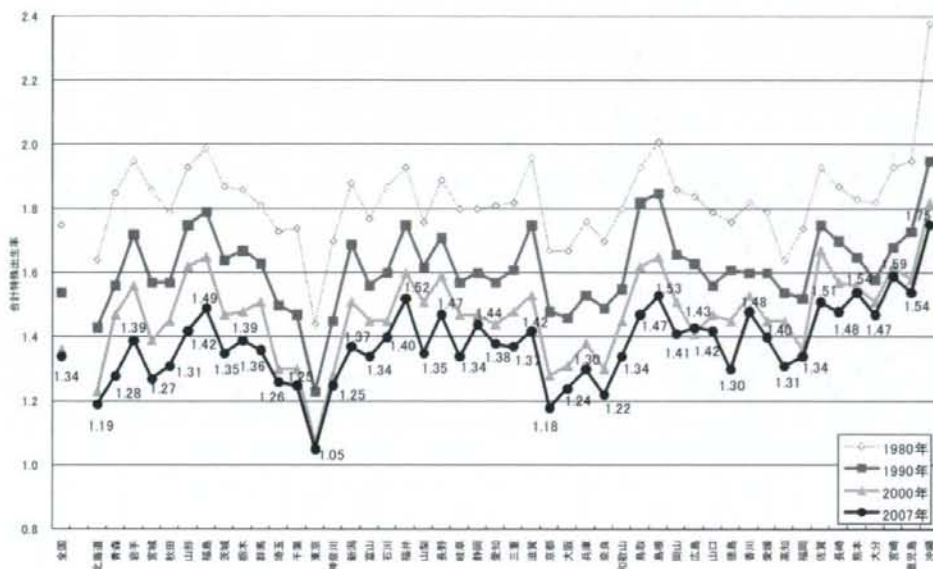
2. 地域別にみた少子化の状況

出生率の水準と変化のパターンは地域によって異なっている。合計特殊出生率によって都道府県別にその水準と変化を示したものが図1である。

日本全体の出生率が低下するなか、各都道府県別にみた合計特殊出生率もほぼ一貫して低下している。しかし、戦前から戦後高度経済成長期前までは東北の各都道府県、北海道などの出生率の高さが際立っていた。出生率の高い県では6を上回っており、逆に最も低い東京や関西圏の都道府県でも3前後の水準を保っており、全体的には、東高西低の傾向がみられた。そして、高度経済成長期に入ると全国の出生率も置き換え水準前後で安定し、各都道府県でも置換水準（合計特殊出生率が約2.07）を上回る地域と下回る地域で二分されはじめ、出生率の低下の度合いが少なかった長崎県や鹿児島県といった地域の出生率が相対的に高くなった。さらに、高度経済成長期の後半には、富山県、北海道、秋田県をはじめとする東北地方の出生率が低くなり、逆に埼玉県、千葉県、栃木県、茨城県といった東京周辺県で高くなっている。しかし、高度成長が終わる1970年代中盤以降は、徐々に大都市圏における低出生率が顕著になり、1980年の半ばからは都道府県間の出生水準の順位はほぼ固定化したまま、一様に低下が続いている。

近年の傾向をみると大都市圏に属する都道府県、とりわけ東京都と関西圏に属する府県の合計特殊出生率は全国平均を大きく下回っている。1970年代後半以降は47都道府県中、東京都で最も低い水準が続いており、沖縄県で最も高くなっている。3大都市圏以外では、北海道、福岡県が低く、最近では宮城県、埼玉県、千葉県、栃木県において出生率の低下が激しい。さらに、都道府県によっては不規則な動きをしているところもあるが、出生率だけから単純に判断できないため、母の年齢別の動向や当該年齢人口の動向に関して、あわせて分析を進める必要がある。

図 1-1 都道府県別、合計特殊出生率 (TFR) の推移



(資料) 厚生労働省「人口動態統計」より作成

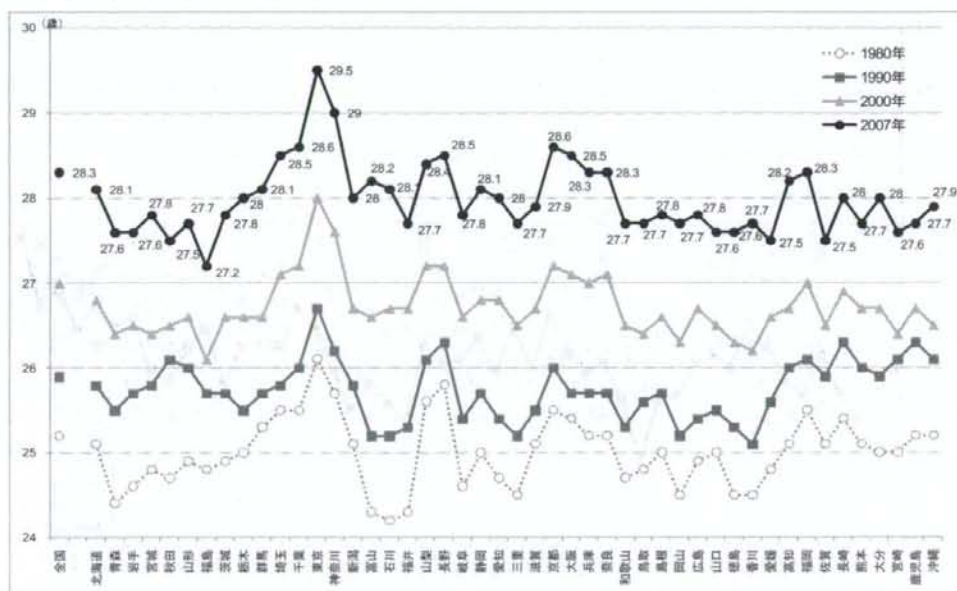
3. 少子化の人口学的要因

(1) 未婚化・晩婚化

出生率を規定している最大の人口要因は結婚である。都道府県別に、出生率と有配偶者割合との関係を見ると、有配偶者割合の高い地域ほど出生率が高いという相関関係が見られ、その傾向は1990年代以降に鮮明になっている。つまり、1990年ごろまでは、結婚後の出生行動に地域的な多様性がみられ、結婚要因で説明できる部分が比較的小さかったのに対して、1990年代以降の出生率は、婚姻関係にある夫婦の出生行動よりも未婚化の水準に規定される度合いが急速に高まったことを意味している。非嫡出出生数が少ないわが国において、夫婦の出生行動に大きな地域差がなければ、未婚者割合の高い地域ほど出生率が必然的に低くなる(こども未来財団2006; 佐々井2006)。ただし、人口動態統計から得られる平均初婚年齢と静態統計から得られる平均初婚年齢とは、異なる傾向の示す都道府県があることには留意を要する。出生率の算出には国勢調査から得られる有配偶関係を用いることが多いため、動態統計との傾向の違いについてはその原因を把握しておくことは重要である。

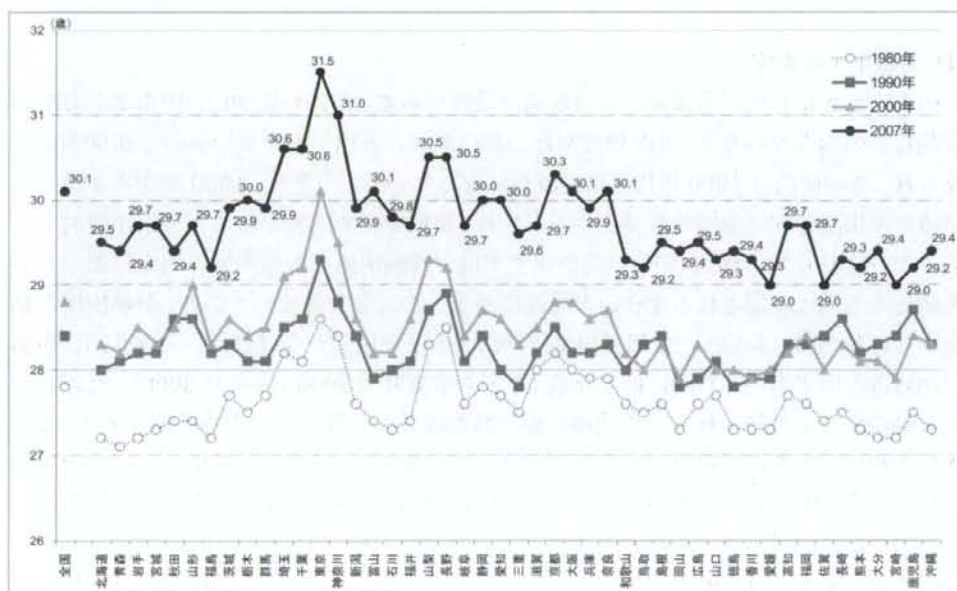
晩婚化・未婚化は1980年代以降、全国的に進行しているが、1990年代以降は、大都市圏とそれ以外の地域との格差が顕在化している。とりわけ東京都では、未婚者割合、初婚年齢ともに他の都道府県と比較し圧倒的に未婚化と晩婚化の傾向が強い。

図 1-2 平均初婚年齢（初婚の妻）



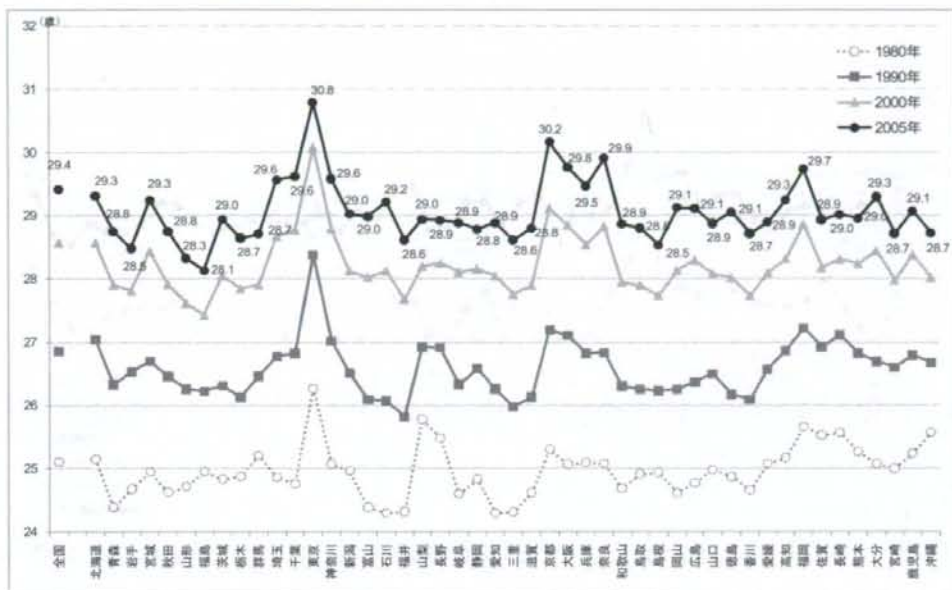
(出典) 厚生労働省『人口動態統計』より作成

図 1-3 平均初婚年齢（初婚の夫）



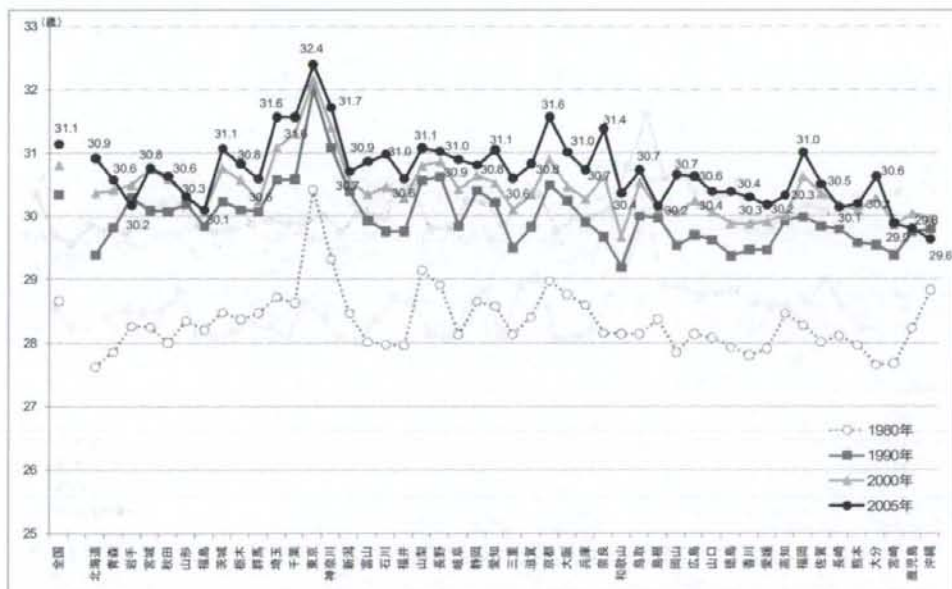
(出典) 厚生労働省『人口動態統計』より作成

図 1-4 女性の平均初婚年齢 (SMAM) の推移



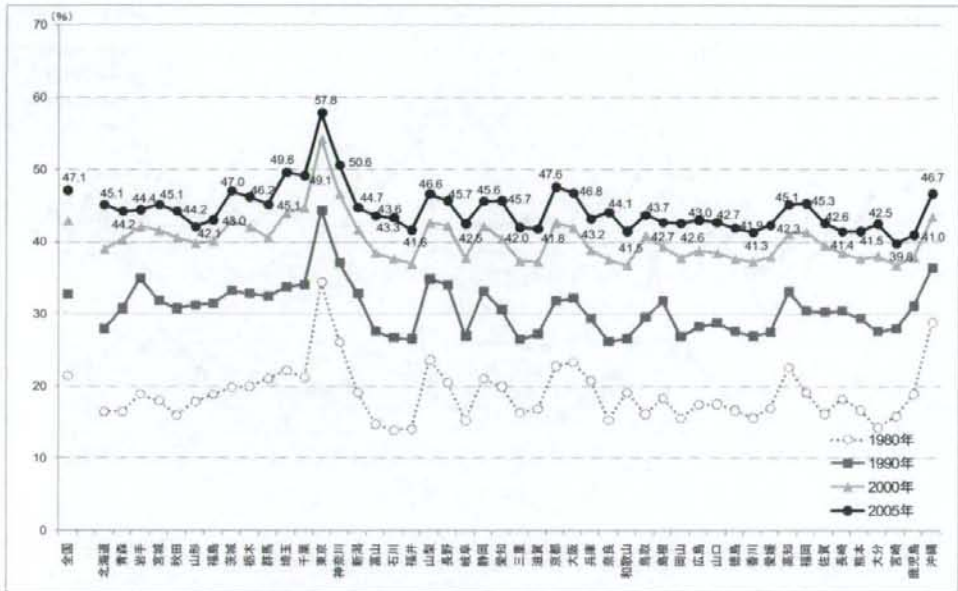
(出典) 国立社会保障・人口問題研究所『2009年統計資料集』p233より作成

図 1-5 男性の平均初婚年齢 (SMAM) の推移



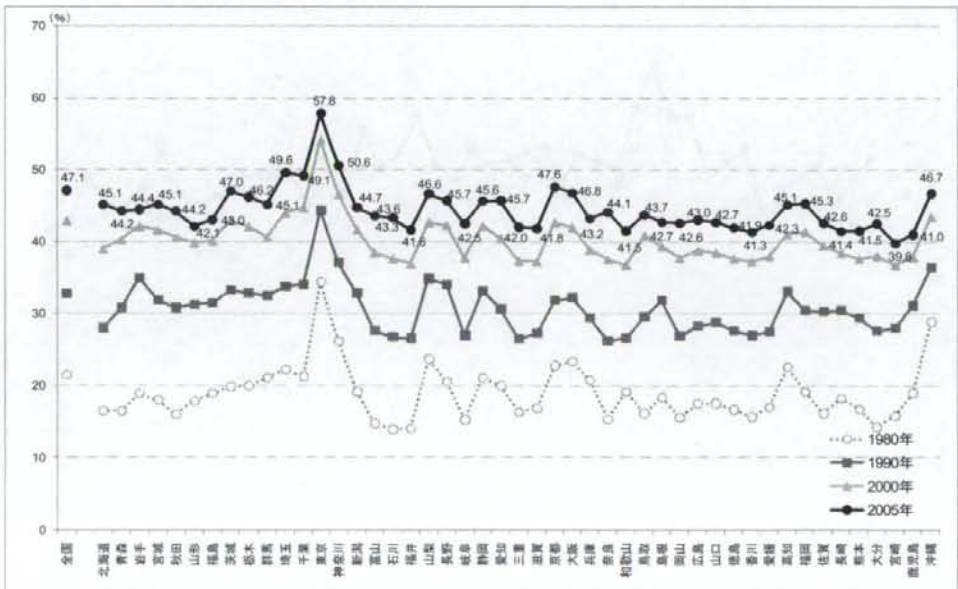
(出典) 国立社会保障・人口問題研究所『2009年統計資料集』p232より作成

図1-6 女性25～29歳の未婚者割合



(出典) 総務省統計局『国勢調査』より作成

図1-7 男性30～34歳の未婚者割合



(出典) 総務省統計局『国勢調査』より作成

(2) 有配偶出生率

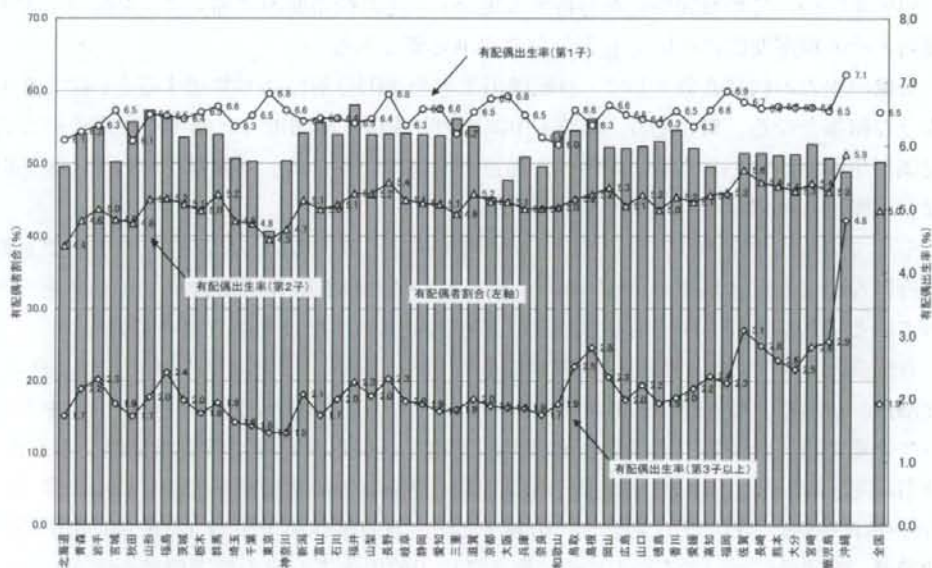
出生率について地域間格差を分析する場合、上述の結婚要因に加えて、夫婦出生力の動向とその規定要因についても十分な考察が必要である。

夫婦出生力の代理変数として、有配偶出生率を要因分解により算出すると、図 1-8 のような結果となる。東北地方、北陸・中部地方、中国・四国地方に属する都道府県で有配偶出生率の高さが目立つ。突出した都道府県はないものの、福井県、山形県、福島県などの順で有配偶者割合が高くなっている。

全国で最も出生率の低い東京都は、有配偶者割合が最も低いうえで有配偶出生率も都道府県なかで下位に属する。出生率の最も高い沖縄県は有配偶者割合が全国平均を下回っているにもかかわらず、有配偶出生率が逆に全国平均を大きく上回っている。

有配偶出生率では、沖縄県、福岡県を除く九州、長野県などの高さが目立つ。逆に、北海道、秋田県、東京圏などが顕著に低くなっている。有配偶出生率が全国平均を下回っているのは、北海道、青森県、宮城県、秋田県、栃木県、埼玉県、千葉県、東京都、神奈川県、富山県、三重県、奈良県、和歌山県、徳島県等の都道府県で、東日本に多い。有配偶出生率をさらに出生順位別に分解すると、東京都は第1子の（有配偶）出生率が沖縄県、福岡県について高いものの、第2子以上の出生率が他の都道府県を大きく下回っており、全体として有配偶出生率が低くなっていることがわかる。埼玉県、千葉県、神奈川県といった東京都周辺県においても同様の傾向が見られる。西日本は東日本と比べて、総じて第2子以上の出生率が高く、とりわけ福岡県を除く九州、突出しているのが沖縄県である。沖縄県では第3子の出生率が全国平均の2倍以上もあり、第2子の全国平均値に近い高水準である。

図 1-8 都道府県別にみた女子有配偶者割合と有配偶出生率（20～39歳）2000年



(資料) 総務省統計局「2000年国勢調査」の有配偶関係別人口、および厚生労働省「人口動態統計」の出生数から算出。

4. おわりに

出生率、ならびに出生率の変動に寄与する最大の人口学的要因である結婚動向について統計を用いて地域間比較すると、多様な差異が観測される。

基本的には、平均初婚年齢が相対的に低い地域、未婚者割合の低い地域で出生率が高い傾向がみられる。すなわち、婚姻動向、未婚者割合にみられる地域間の差異の背景にある社会経済的要因の寄与度を定量的に計測することにより、出生率の地域間格差をかなりの程度説明できることになる。ただし、地域分析においては婚姻の発生と配偶関係人口の動向の統計的含意の解釈に十分な注意が必要となる。以降、婚姻動向にみられる地域間格差と地域特性との関係、未婚者や離別割合の地域間の特徴と社会経済的要因ならびに人口統計上の特徴について議論を深めていく。

他方、出生率の地域間格差は、結婚要因だけで説明できるわけではない。夫婦の出生力格差は依然として存在しており、また、近年の地域出生率の変動は、さらには、若年人口の動向に起因するところが大きいことが示唆され、小地域における短期的な出生率変動に若年有配偶人口の転入が大きく寄与しており、中長期的には、若年未婚者の転入の動向が地域の出生率に影響を及ぼしている可能性が高い。これらの仮説に基づき、今後詳細な分析を行っていくことにする。

(参考文献)

- ・ OECD (2005) Anna Cristina d' Addio and Marco Mira d' Ercole 'Trends and Determinants of Fertility Rates in OECD Countries: The role of Policies'
- ・ 厚生労働省 (2005) 『平成 17 年版厚生労働白書』
- ・ 厚生労働省 雇用均等・児童家庭局 (2005) 『平成 16 年度版働く女性の实情』
- ・ 厚生労働省 統計情報部 (2006) 『平成 17 年度出生に関する統計』
- ・ 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』 p49
- ・ 佐々井司 (2006) 「人口減少社会における地方自治体の次世代育成支援」『都市問題』東京市政調査会 2006 年 3 月号 pp92-99
- ・ 佐々井司 (2006) 「地域の出生力変動要因と少子化関連施策への示唆」『少子化関連施策の効果と出生率の見通しに関する研究』主任研究者 高橋重郷 厚生労働科学研究政策科学推進研究事業 平成 17 年度報告書 pp109-122
- ・ 佐々井司 (2007) 「都道府県別にみた出生率変化の要因分析」『少子化関連施策の効果と出生率の見通しに関する研究』主任研究者 高橋重郷 厚生労働科学研究政策科学推進研究事業 平成 18 年度報告書 pp157-175
- ・ 内閣府 男女共同参画局 (2006) 『少子化と男女共同参画に関する社会環境の国内分析』男女共同参画会議 少子化と男女共同参画に関する専門調査会

第2章 人口・労働関連指標に関する地域特性の類型化と保育所数の地域差の分析

鎌田 健司

近年、第2の人口転換論の検証として、地域を単位とした分析が行われてきている(Lesthaeghe and Neidert 2006; Castiglioni and Dalla Zuanna 2008)。アメリカやイタリアでは第2の人口転換論の文脈から、婚外子出生率や同棲率の上昇などが高い地域において、出生率の上昇がみられるという。本稿では、レスタギラが行ったアメリカでの事例をふまえて、国勢調査や人口動態統計等から得られる市区町村別の人口指標・労働力指標を用いた因子分析による類型化を行い市区町村別の地域特性を明らかにする。市区町村単位ではレスタギラが行った第2の人口転換論の検証まではいかないものの、人口指標や労働力指標で示される地域特性を明確にし、MoranのI係数を用いることによって、因子分析によって類型化された属性の隣接地域との相関関係を示す。また、少子化対策の分析として空間回帰分析(spatial regression modeling)の手法を用い、類型化された地域特性が保育所数(0・5歳人口10万人当たり)に与える影響の分析を行うことによって、保育所数の地域差について考察する。

1. 市区町村からみた地域特性の類型化

市区町村の指標を用いて地域特性の類型化を行う。表1にある変数を用いて因子分析にかけることによって、地域特性を縮減した指標に合成・地図化し、その分布を解釈する。人口規模を示す変数として「可住地面積1k㎡当たり人口密度」、「人口集中地区人口比率」を用い、人口構造を示す変数として「年少人口割合(15歳未満人口)」、「生産年齢人口割合(15・64歳人口)」、「老年人口割合(65歳以上人口)」を用いる。少子化に関連する変数として、国勢調査の未婚人口から算出した「未婚者割合(25・34歳を5歳階級別)」と離別人口から算出した「離別者割合(29・49歳を10歳階級別)」を用いる。人口動態の指標として、「自然増加率」、「粗出生率(人口1000人当たり)」、「粗死亡率(人口1000人当たり)」、「粗婚姻率(人口1000人当たり)」、「粗離婚率(人口1000人当たり)」を用いる。保育事業の指標として「保育所数(0・5歳人口10万人当たり)」を用い、高学歴化の指標として「最終学歴が大学・大学院卒の者の割合(対卒業生総数)」を用いている。労働力関連指標としては、「労働力人口比率」を男女別、「第1次産業就業者比率」、「第2次産業就業者比率」、「第3次産業就業者比率」、「完全失業率」を男女別で用いる。各指標の年度は2005年を基準としているが、一部の変数はそれ以前のものも使用している。これらの人口指標と労働力指標を用いて、因子分析を行う。

表1 因子分析に用いた変数一覧

指標	調査年	出所
可住地面積1km ² 当たり人口密度	2005	総務省統計局「国勢調査報告」
人口集中地区人口比率	2005	総務省統計局「国勢調査報告」
年少人口割合(15歳未満人口)	2005	総務省統計局「国勢調査報告」
生産年齢人口割合(25-64歳人口)	2005	総務省統計局「国勢調査報告」
老年人口割合(65歳以上人口)	2005	総務省統計局「国勢調査報告」
未婚者割合(25-29歳男)	2005	総務省統計局「国勢調査報告」
未婚者割合(25-29歳女)	2005	総務省統計局「国勢調査報告」
未婚者割合(30-34歳男)	2005	総務省統計局「国勢調査報告」
未婚者割合(30-34歳女)	2005	総務省統計局「国勢調査報告」
離別者割合(20-29歳男)	2005	総務省統計局「国勢調査報告」
離別者割合(20-29歳女)	2005	総務省統計局「国勢調査報告」
離別者割合(30-39歳男)	2005	総務省統計局「国勢調査報告」
離別者割合(30-39歳女)	2005	総務省統計局「国勢調査報告」
離別者割合(40-49歳男)	2005	総務省統計局「国勢調査報告」
離別者割合(40-49歳女)	2005	総務省統計局「国勢調査報告」
自然増加率	2000	厚生労働省大臣官房統計情報部「人口動態統計」
粗出生率(人口1000人当たり)	2004	厚生労働省大臣官房統計情報部「人口動態統計」
粗死亡率(人口1000人当たり)	2004	厚生労働省大臣官房統計情報部「人口動態統計」
婚姻率(人口1000人当たり)	2004	厚生労働省大臣官房統計情報部「人口動態統計」
離婚率(人口1000人当たり)	2004	厚生労働省大臣官房統計情報部「人口動態統計」
保育所数(0-5歳人口10万人当たり)	2000	厚生労働省大臣官房統計情報部「地域児童福祉事業等調査」
最終学歴が大学・大学院卒の者の割合(対卒業 者総数)	2000	総務省統計局「国勢調査報告」
労働力人口比率(男)	2000	総務省統計局「国勢調査報告」
労働力人口比率(女)	2000	総務省統計局「国勢調査報告」
第1次産業就業者比率	2000	総務省統計局「国勢調査報告」
第2次産業就業者比率	2000	総務省統計局「国勢調査報告」
第3次産業就業者比率	2000	総務省統計局「国勢調査報告」
完全失業率(男)	2005	総務省統計局「国勢調査報告」
完全失業率(女)	2005	総務省統計局「国勢調査報告」

因子分析とは、変数間の関係を成り立たせている「因子」(潜在変数 Latent Variable)を抽出し、変数と因子との関係で、変数間の関係を説明しようとする分析手法である。分析に際しては、複数の変数間に独立・従属の因果関係が設定されていない。変数間の関係の抽出には相関係数を用いる。因子抽出法は、主成分法を用い(因子の抽出条件は固有値が1以上である場合)、バリマックス直交回転(カイザーの正規化)によって因子軸の最適化を行う。

表2および表3は因子分析結果である。表2は投入した変数の分散と固有値の結果を示している。固有値が1以上という因子抽出条件においては、因子は5つ抽出されたことを示している。5つの因子で全因子負荷量の7割を占めており、第1因子が3割、第2因子が1割強、第3-4因子が1割、第5因子が1割弱となっている。表3は各因子軸に投入した変数の寄与を示している。読み取りにおいては相関係数と同様に、0が無関係を示し、マイナスになるほど、その変数との関係が負の線形関係を示し、プラスであると正の線形関係を示す。表3においては、0.4以上である場合色づけを行い、その軸への各変数の寄与としている。数値の解釈は回転後(Rotated Component)を参照する。各サンプルが各因子軸への寄与を示す指標を因子得点(回帰法)といい、この因子得点は、平均値が0で、分散は推定因子得点と真の因子の値との重相関の2乗に等しくなり、因子が直交であっても相関することがあるといった性質を持つ。

表2 因子分析による因子負荷量と分散の割合

Component	Initial Eigenvalues			Extraction Sums of Squared Loadings			Rotation Sums of Squared Loadings		
	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %	Total	% of Variance	Cumulative %
	1	8.968	30.925	30.925	8.968	30.925	30.925	7.629	26.308
2	4.303	14.837	45.762	4.303	14.837	45.762	3.935	13.569	39.877
3	4.109	14.170	59.932	4.109	14.170	59.932	3.472	11.972	51.849
4	1.497	5.160	65.092	1.497	5.160	65.092	3.346	11.539	63.388
5	1.288	4.441	69.533	1.288	4.441	69.533	1.782	6.145	69.533
6	0.897	3.094	72.628						
7	0.866	2.986	75.613						
8	0.735	2.535	78.149						
9	0.679	2.343	80.492						
10	0.645	2.226	82.717						
11	0.600	2.070	84.787						
12	0.559	1.929	86.716						
13	0.491	1.693	88.409						
14	0.445	1.535	89.945						
15	0.384	1.325	91.269						
16	0.359	1.239	92.508						
17	0.317	1.091	93.600						
18	0.298	1.028	94.627						
19	0.265	0.912	95.540						
20	0.257	0.887	96.427						
21	0.212	0.731	97.158						
22	0.208	0.716	97.874						
23	0.193	0.667	98.542						
24	0.156	0.538	99.079						
25	0.151	0.522	99.601						
26	0.114	0.392	99.993						
27	0.001	0.005	99.997						
28	0.001	0.003	100						
29	0.000	0.000	100						

Extraction Method: Principal Component Analysis.

表3 因子分析による各変数の因子軸への寄与

Component Matrix	Component					Rotated Component				
	1	2	3	4	5	1	2	3	4	5
可住地面積 1km ² 当たり人口密度	0.648	0.372	0.014	0.135	-0.146	0.415	-0.167	0.300	0.442	0.337
人口集中地区人口比率	0.795	0.214	0.097	0.081	-0.205	0.581	-0.152	0.135	0.509	0.313
年少人口割合 (15歳未満人口)	0.547	-0.673	0.111	-0.066	0.086	0.735	-0.012	-0.459	-0.092	-0.129
生産年齢人口割合 (25-64歳人口)	0.900	-0.034	-0.065	-0.008	0.241	0.878	-0.164	0.220	0.163	0.012
老年人口割合 (65歳以上人口)	-0.910	0.216	0.020	0.020	-0.217	-0.941	0.141	-0.051	-0.116	0.016
未婚者割合 (25-29歳男)	0.155	0.688	-0.395	-0.050	0.272	-0.034	-0.263	0.801	0.115	-0.048
未婚者割合 (25-29歳女)	0.274	0.689	-0.308	0.048	0.338	0.105	-0.183	0.839	0.105	0.045
未婚者割合 (30-34歳男)	-0.096	0.723	-0.208	-0.056	0.321	-0.235	-0.021	0.785	0.073	-0.070
未婚者割合 (30-34歳女)	0.141	0.779	-0.026	0.197	0.239	-0.041	0.068	0.787	0.178	0.257
離別者割合 (20-29歳男)	-0.324	-0.149	0.418	0.091	0.262	-0.112	0.542	-0.106	-0.247	-0.024
離別者割合 (20-29歳女)	-0.338	-0.163	0.595	-0.063	0.003	-0.196	0.602	-0.309	0.018	-0.044
離別者割合 (30-39歳男)	-0.464	-0.038	0.485	0.023	0.235	-0.279	0.807	-0.063	-0.186	-0.064
離別者割合 (30-39歳女)	-0.246	0.070	0.759	-0.066	0.138	-0.131	0.789	-0.077	0.137	-0.011
離別者割合 (40-49歳男)	-0.325	0.065	0.621	0.121	0.226	-0.174	0.719	0.001	-0.075	0.089
離別者割合 (40-49歳女)	0.129	0.135	0.816	0.132	-0.025	0.142	0.704	-0.071	0.330	0.297
自然増加率	0.869	-0.381	0.016	0.036	0.092	0.924	-0.152	-0.157	0.082	0.046
粗出生率 (人口1000人当たり)	0.681	-0.511	0.155	0.002	-0.052	0.784	-0.046	-0.394	0.096	0.038
粗死亡率 (人口1000人当たり)	-0.842	0.215	0.088	-0.054	-0.179	-0.867	0.200	-0.045	-0.057	-0.043
粗増殖率 (人口1000人当たり)	0.727	-0.205	0.110	0.126	0.006	0.727	-0.061	-0.094	0.150	0.186
粗離婚率 (人口1000人当たり)	0.523	-0.023	0.523	0.128	0.158	0.574	0.419	0.014	0.205	0.205
保育所数 (0-5歳人口10万人当たり)	-0.552	0.143	-0.007	0.111	-0.131	-0.572	0.071	-0.010	-0.116	0.097
最終学歴が大学・大学院卒の者の割合 (対卒業生総数)	0.806	0.241	-0.208	0.153	-0.201	0.559	-0.425	0.236	0.391	0.335
労働力人口比率 (男)	0.304	-0.542	-0.392	0.165	0.393	0.543	-0.286	-0.087	-0.568	-0.122
労働力人口比率 (女)	-0.300	-0.365	-0.130	0.390	0.365	-0.022	0.082	-0.075	-0.712	0.080
第1次産業就業者比率	-0.716	-0.259	-0.077	0.422	0.141	-0.490	0.139	-0.169	-0.688	0.161
第2次産業就業者比率	0.021	-0.175	-0.198	-0.873	0.196	0.077	-0.135	-0.044	0.146	-0.908
第3次産業就業者比率	0.667	0.380	0.242	0.264	-0.292	0.408	-0.017	0.185	0.553	0.544
完全失業率 (男)	0.306	0.375	0.678	-0.267	0.099	0.229	0.588	0.214	0.572	-0.052
完全失業率 (女)	0.564	0.283	0.587	-0.195	0.040	0.461	0.409	0.169	0.591	0.033

Extraction Method: Principal Component Analysis. Rotation Method: Varimax with Kaiser Normalization.

a. Rotation converged in 7 iterations.

第1因子は、「可住地面積1k m²当たり人口密度」(0.415)、「人口集中地区人口比率」(0.581)と都市化傾向を示し、人口構造は「年少人口割合(15歳未満人口)」(0.735)、「生産年齢人口割合(25-64歳人口)」(0.878)、「老年人口割合(65歳以上人口)」(-0.941)と年少・生産年齢人口割合が高く、老年人口割合が低い傾向を示している。未婚人口と離婚人口の寄与はなく、「自然増加率」(0.924)、「粗出生率」(0.764)と出生数の絶対数が大きく、「粗死亡率」(-0.572)と死亡数の絶対数が少ない特徴を持つ。「粗婚姻率」(0.727)、「粗離婚率」(0.574)といずれも多い地域である。「保育所数(0-5歳人口10万人当たり)」は少ない。「最終学歴が大学・大学院卒の者の割合(対卒業生総数)」(0.559)と高学歴者が多い。労働関係の指標では、「第1次産業就業者比率」(-0.490)が低く、「第3次産業就業者比率」(0.408)が高く、女性の「完全失業率」(0.461)が高い地域を示している。必ずしも大都市圏を意味しているわけではなさそうであるが、一定規模の都市の特徴を表していると考えてよいと考え、「都市型人口動態分布」と名付ける。多くの人口指標を複合しているためやや曖昧な変数構成となっているが、各指標の示す都市部の特徴をよく表していると考え。第1因子の因子得点を地図上で示したものが図1である。各色は10パーセントごとに変わるようになっている。首都圏、中京圏から近畿圏、北九州・福岡大都市圏、札幌大都市圏など大都市圏をはじめとした都市部に高い得点が集中している状況がわかる。

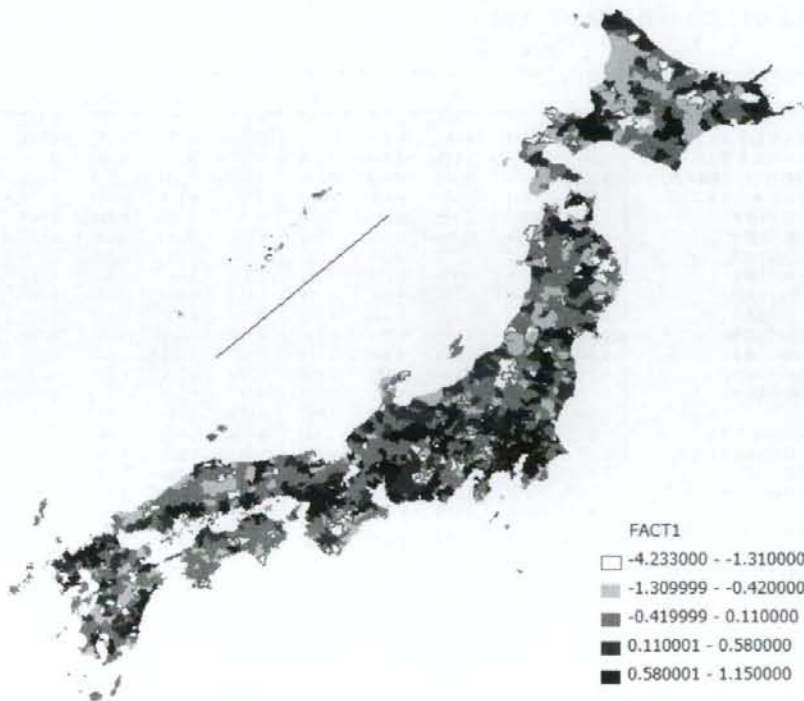


図1 「都市型人口動態分布」

第2因子は「離別者割合」の男女とも全年齢が正の値(0.542~0.789)をとっている。30代後半の年代まで漸増し、30代女性で最も高い寄与を示し、男性では40代が最も高い。「粗離婚率」(0.419)も同様の傾向を示している。「最終学歴が大学・大学院卒の者の割合(対卒業者総数)」(-0.425)は大学卒の居住者が少ない地域であり、「完全失業率」は男女とも高めの地域であるといえる(男性0.588、女性0.409)。これらの傾向から第2因子を「高離別者割合・高失業率人口分布」と名付ける。第2因子を地図上に表示したものが図2である。因子得点の数値が相対的に高い地域としては、北海道の中西部から東北地方、和歌山県、四国地方から九州地方にかけてみられるように、東北地域と西南地域で離別者割合及び失業率が高いという特色がみられる。

第3因子は「年少人口割合(15歳未満人口)」(-0.459)と低く、「未婚者割合」が25歳から34歳で高い地域となっている(0.785~0.839)。「可住地面積1k㎡当たり人口密度」(0.300)の影響もう若干かがえる通り、都市部に近い特徴がもつと考えられる。第3因子は「高未婚者割合・低年少人口割合分布」と名付ける。第3因子を地図上に表示したものが図3である。因子得点の数値が相対的に高い地域としては、首都圏、中京圏から近畿圏、北九州・福岡大都市圏、札幌大都市圏といった大都市圏に集中的に分布している。第1因子と分布の特徴が似ているが、より大都市圏に集中しているといえる。

第4因子は「可住地面積1k㎡当たり人口密度」(0.442)「人口集中地区人口比率」(0.509)が高い都市型の人口規模を示す地域であり、「労働力人口比率」が男女とも低く、「完全失業率」が男女とも高いなど非労働力人口が多い地域となる。産業分類では「第1次産業就業者比率」(-0.686)が低く、「第3次産業就業者比率」(0.553)が高い。都市地域での非労働力人口が低い地域というのは理解が困難であるが、「都市型低労働力人口分布」と名付ける。第4因子を地図上に表示したものが図4である。都市型ということで概ね大都市圏に分布しているが、近隣の郊外地域にも高い因子得点がみられる。全体の比重としては、首都圏と近畿圏で広範な分布が観察される。

第5因子は、「第2次産業就業者比率」(-0.908)が低く、「第3次就業者比率」(0.544)が高いという「第3次就業者人口分布」を示している。因子得点が0.300以上の変数をみると、「可住地面積1k㎡当たり人口密度」(0.337)、「人口集中地区人口比率」(0.313)といった人口規模の大きな自治体の特徴を持ち、「最終学歴が大学・大学院卒の者の割合(対卒業者総数)」(0.335)の寄与もみられる。第5因子を地図上に表示したものが図5である。分布をみると、東京都近隣と北海道全域に高い因子得点が示され、全国的には内陸の地域でいくらか高い数値が得られている。解釈は困難である。

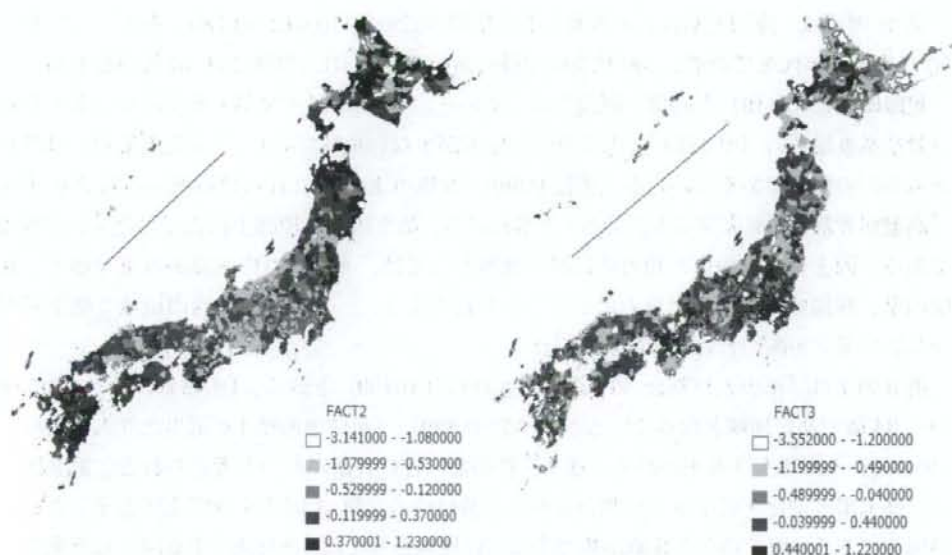


図2 「高離別者割合・高失業率人口分布」 図3 「高未婚者割合・低年少人口割合分布」

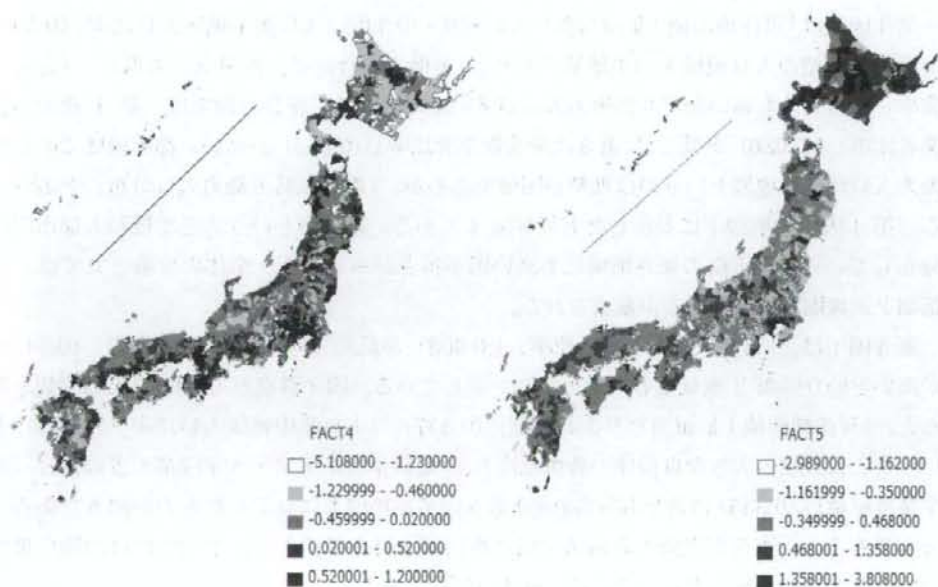


図4 「都市型低労働力人口分布」

図5 「第3次就業者人口分布」