

欲しいだけの子どもを持てると想定したときに望む子ども数という意味合いがある。一方、予定子ども数は、個々人の制約条件が考慮された、より実際に持つつもりの子どもの数とされている(守泉 2004)。

表1は、対象者である有配偶女性(50歳未満)の理想子ども数、予定子ども数の割合を調査回ごとに示している。まず、理想として子どもは「2人」か「3人」ほしいとするものが多く、合わせると9割弱になる。しかしその分布を詳細にみると、全体的により少ない子ども数へと選択が移ってきている。第10回調査までは3人が最多割合を占めていたが、第12回からは「2人」が逆転して最新の14回調査では2人が48.2%と最多となっている(「3人」は逆に減少傾向。)また理想「0人」、「1人」は1977年以降少し上昇し、第14回調査時では、それぞれ3%、3.8%となった。予定子ども数については、第7回調査時より「2人」の割合が6割弱と安定して多く、「二子規範」が根強いことがうかがえる。一方で、「3人」、4人といった多子傾向は明らかに低下しており、また「0人」、「1人」という少子傾向は第12回調査からさらに増えつつあり、第14回調査では合わせて、17.4%と6組に1組以上になっている。

表1 調査別、理想子ども数と予定子ども数の分布

調査年次	理想子ども数							予定子ども数						
	0人	1人	2人	3人	4人	5人以上	総数 (標本数)	0人	1人	2人	3人	4人	5人以上	総数 (標本数)
第7回(1977年)	0.3%	2.8	43.8	43.9	7.6	1.6	100.0 (8,314)	2.3%	11.4	57.5	25.1	3.0	0.7	100.0 (8,129)
第8回(1982年)	1.6	2.3	40.4	45.3	9.3	1.2	100.0 (7,803)	2.1	8.6	59.8	26.5	2.5	0.5	100.0 (7,784)
第9回(1987年)	1.3	2.0	37.6	47.6	10.8	0.8	100.0 (8,348)	1.6	8.3	59.1	27.9	2.8	0.3	100.0 (8,024)
第10回(1992年)	1.5	2.6	37.8	47.8	9.3	1.0	100.0 (8,627)	2.5	9.2	58.6	27.1	2.3	0.3	100.0 (8,351)
第11回(1997年)	1.9	3.2	43.6	43.7	6.5	1.1	100.0 (7,069)	2.7	9.8	59.7	24.9	2.6	0.3	100.0 (6,472)
第12回(2002年)	1.7	3.0	43.4	42.4	8.3	1.1	100.0 (6,634)	3.7	11.3	56.5	25.5	2.7	0.3	100.0 (6,564)
第13回(2005年)	2.6	3.2	45.7	41.9	5.8	0.8	100.0 (5,634)	3.7	12.2	57.1	24.2	2.3	0.6	100.0 (5,603)
第14回(2010年)	3.0	3.8	48.2	39.6	4.6	0.8	100.0 (6,490)	4.2	13.1	57.1	22.8	2.2	0.5	100.0 (6,462)

上述の結果より、理想子ども数、予定子ども数ともに少子の傾向が強まっていることが明らかになったが、平均値でみるとどのような傾向がみられるのだろうか。図1は、各調査回における平均理想子ども数と平均予定子ども数の推移を示している。まず平均理想子ども数は、第9回調査で2.67人と最も高くなったのち、ほぼ一貫して低下傾向にあり、第14回調査では2.42人まで低下している。また平均予定子ども数においても同様の傾向がみられ、第14回の調査では調査開始

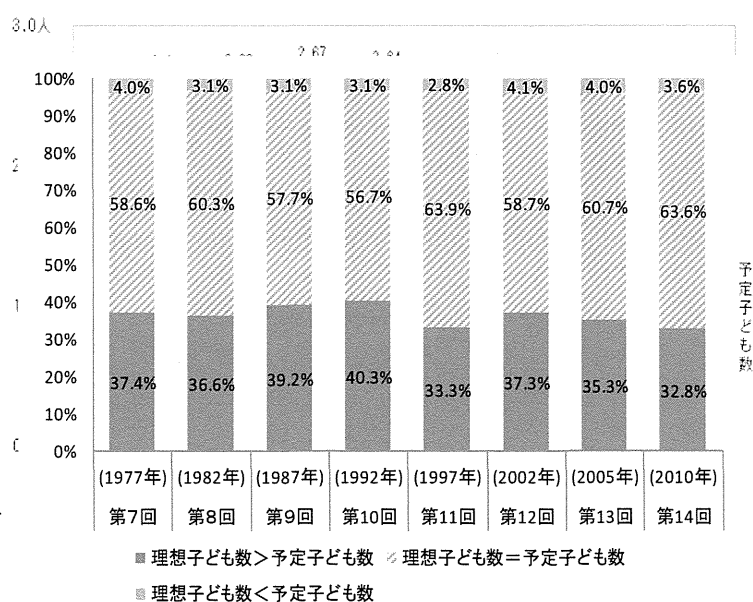


図2 調査別、理想子ども数と予定子ども数の一致・不一致割合

以降初めて 2.1 人を切って 2.07 人となった。なお、予定子ども数は一貫して理想子ども数を下回っており、現実的な出生意欲(予定子ども数)は理想(子ども数)より常に低いことがわかる。

では、個人における理想子ども数と予定子ども数が一致している割合はどの程度なのだろうか(図 2)。1992 年の第 10 回調査までは理想子ども数と予定子ども数が一致している割合は、6 割弱で安定しているが第 11 回にはやや上昇し 63.9%となり、その後再び 6 割前後で推移している。一方、理想子ども数より予定子ども数を引き下げている夫婦の割合は、第 11 回以降 40%を割り込み低下傾向にあり第 14 回調査では 32.8%と最も低くなった。予定子ども数が理想子ども数を下回る割合は、12 回、13 回、14 回それぞれ全体の 37.3%、35.3%、32.8%であり、およそ 3 分の 1 の夫婦が理想をあきらめている。

次に、その理由について詳細をみてみたい(表 2)。最も多く選択されているのは、「子育てや教育にお金がかかりすぎるから」の項目で全ての調査回において 6 割を超えている。その他の経済的理由としては、「自分の仕事に差し支えるから」、「家が狭いから」などであるが選択率はそれぞれ 2 割にも満たない。理想に子ども数をあきらめた夫婦の 3 組に 2 組が子育て費用の負担を選択していることから、子どもにかかる教育費・養育費が出生意欲の低下の最大の要因であることが分かる。次いで多く選択されている理由は「高齢で生むのはいやだから」「欲しいけれどもできないから」といった年齢、身体的理由となっており、これらは近年になるほど増加傾向

表2 調査回別、理想の子ども数を持たない理由

調査回 (総数)	経済的理由			年齢・
	が子 か育 てや 教育 にお 金	か家 ら業 自 分の 仕事 に差 し支 えら る	家が 狭い から	や高 だ年 だか らで 生む のは いや
第12回調査 (2002年) (2,134)	62.9%	17.1	14.6	33.2
第13回調査 (2005年) (1,825)	65.9%	17.5	15.0	38.0
第14回調査 (2010年) (1,835)	60.4%	16.8	13.2	35.1

注：理想・予定差の理由不詳を含まない選択率。

にある。

図 3 は、理想数ほど子どもを持たない理由として、子育て費用の負担を選んだグループと選ばなかったグループ、逆に理想数よりも予定数のほうが多いグループに分けて出生意欲を比較したものである。

まず、平均理想子ども数について、子育て費用負担を選択したグループの理想子ども数は 3.04 人と、選択しなかったグループの 2.76 人と比べて非常に高く、全体平均の 2.48 人をかなり上回っていることがわかる。平均この結果は子育ての直接コストを理由として出生意欲が低下しているグループが、大きな潜在出生力をもっていることを示唆するもので

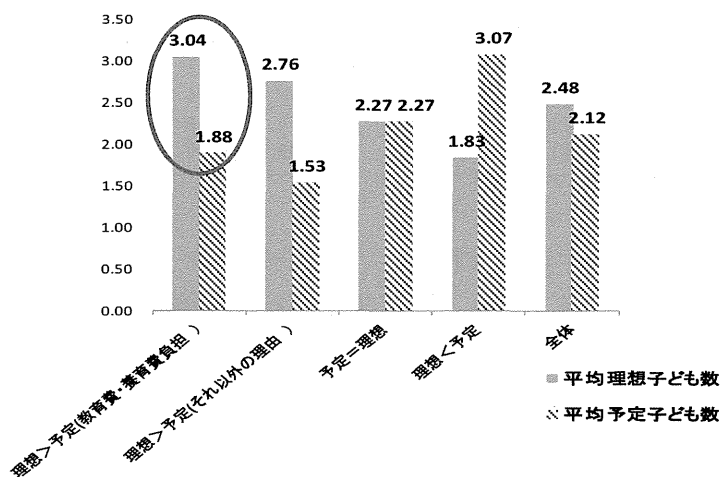


図3 理想子ども数と予定子ども数の一致・不一致別、出生意欲

ある。また、予定子ども数については、両グループともに全体平均の 2.12 人を下回っている。

2. 社会経済的属性別にみた子育て費用負担による出生抑制：クロス集計結果

本節では、「子育て費用が負担」という理由で理想子ども数をあきらめた夫婦の特性をさらに詳細に把握する。具体的には、年齢や理想・予定子ども数の組み合わせの他、世帯年収、夫妻の学歴、夫の雇用形態、妻の従業上の地位(第 1 子出産 1 年後)、居住地などの社会経済的属性別に、予定子ども数が理想子ども数を下回る理由としての「子育て費用負担」選択率の違いをみていくこととする。

(1) 年齢、理想・予定子ども数別の傾向

妻の年齢別では若いほど選択率が高くなっており、この傾向は全ての調査回で同様にみられる。とくに 30 歳未満では、8 割強が選択しており、その割合は最近になるほど高くなり、第 14 回にかけて低下している他の年代とは異なっている。また、30 代後半では第 12 回から第 13 回にかけて 15 ポイント以上増えており、他の年代と比べてもその上昇率は大きい。

次に理想数・予定数の組み合わせ別にみてみたい。通常、その他の条件が同じである場合、子ども数が多いほど負担感が高まることは予想されるが、やはり理想子ども数が多いほど選択率が高く、特に「理想子ども数 3 人以上、予定子ども数 2 人」では、7 割以上のものが子育て費用負担で理想数を引き下げたとしている。このような結果からも、わが国で 3 人目の子どもを持ちにくい要因として、子育ての費用負担感が大きく関わっていることが推測される。全調査回をとおしては、第 13 回が最も高く第 12 回、第 14 回が同程度である傾向は変わらない。

(2) 世帯収入段階別

次に世帯収入段階によって、子育て費用負担を理由に出生抑制している者の割合は異なるのだろうか。なお、夫の収入は、年齢との関連が強いと考えられることから、30 歳代と 40 歳代に分けてそれぞれ傾向を見ていくこととする。図表 1、図表 2 は、それぞれ夫が 30 歳代、40 歳代の世帯収入別、子育て費用負担感による出生抑制の違いを示している。まず

表3 調査別、妻の年齢別、子育て費用を理由とした出生抑制割合

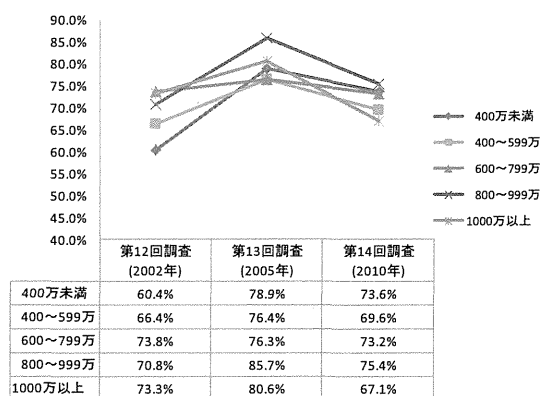
	第12回調査 (2002年)	第13回調査 (2005年)	第14回調査 (2010年)
30歳未満	81.6%	83.1%	83.3%
30-34歳	75.5%	78.6%	76.0%
35-39歳	59.2%	74.8%	69.0%
40歳代	55.5%	54.0%	50.3%
合計 (客体数)	63.4% <1832>	67.4% <1606>	61.8% <1620>

表4 調査別、理想子ども数、予定子ども数組み合わせ別、子育て費用を理由とした出生抑制割合

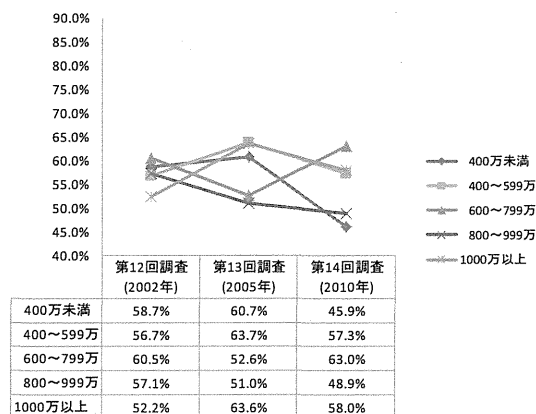
	第12回調査 (2002年)	第13回調査 (2005年)	第14回調査 (2010年)
理想2人予定1人	44.5%	49.7%	44.1%
理想3人予定2人	70.7%	75.2%	71.0%
全体 (客体数)	63.4% <1832>	67.4% <1606>	61.8% <1620>

夫 30 歳代では、400 万円未満、400～599 万円と相対的に中程度以下の収入段階で負担感出生抑制割合は低く、800～999 万円またはそれ以上と収入の高い層で負担感出生抑制割合が高くなっている。また、調査回別にみると第 13 回において全ての収入段階で負担感出生抑制が上昇していることが分かる。40 歳代では各収入階層別が調査回によってそれぞれ異なる傾向あり、30 歳代のように第 13 回のみが高いという傾向はみられない。この点についての解釈はもう少し詳細な検討が必要である。

図表1 調査別、世帯収入別、子育て費用を理由とした出生抑制割合(夫30～39歳)



図表2 調査別、世帯収入別、子育て費用を理由とした出生抑制割合(夫40～49歳)

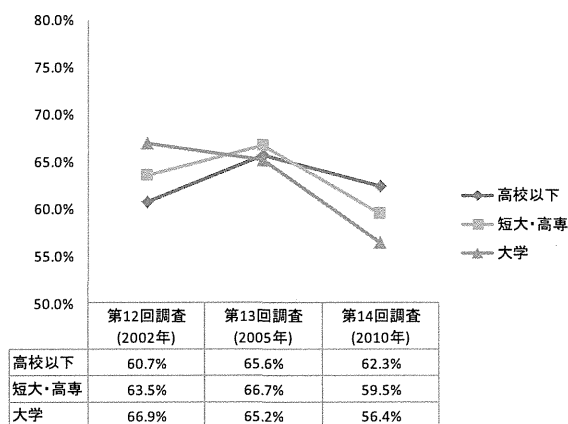


(3)学歴別

学歴については、親が高学歴であるほど子どもへの進学期待や実際の教育費などの子どもへの質への要望は高いと思われる。では、子育て費用負担による出生抑制は親の学歴によって差がみられるのだろうか。

図表は省略するが夫学歴別では、大学以上と短大以下に2分類した。結果、違いはほとんど見られず、60～65%の間を推移していた。また、第13回がやや負担が高いという傾向にも夫の学歴差はみられない。一方、妻においては学歴における差がよりはっきりとみられ、3回の調査の間に、関係が逆転している(図表3)。具体的には、妻が大学卒の場合、第12回では66.9%と他の学歴よりも子育て費用負担による出生抑制が最も高いが、第13回、第14回と近年になるほどその割合が低下し、第14回には56.4%と他の学歴よりも低くなっている。一方、高校卒以下の場合、第12回で最

図表3 調査別、妻学歴別、子育て費用を理由とした出生抑制割合



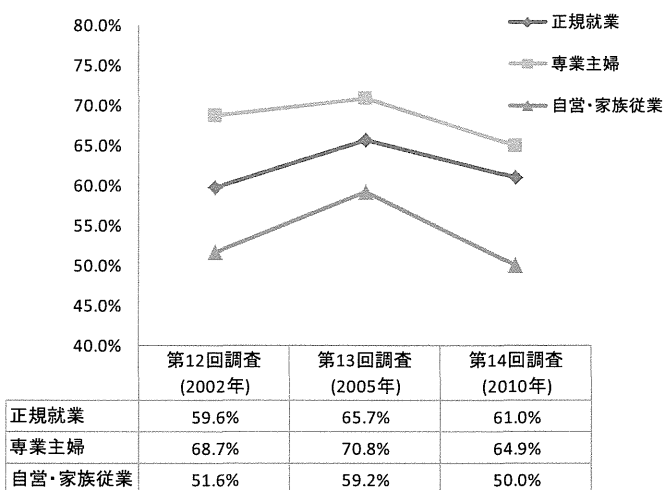
も割合が低かったものの、反対に第13回にかけてその割合は増加し、第14回では高止まりしたままである。短大・高専の傾向は、大学卒、高校卒以下の中間である。

(3)妻の就業、夫の職種別

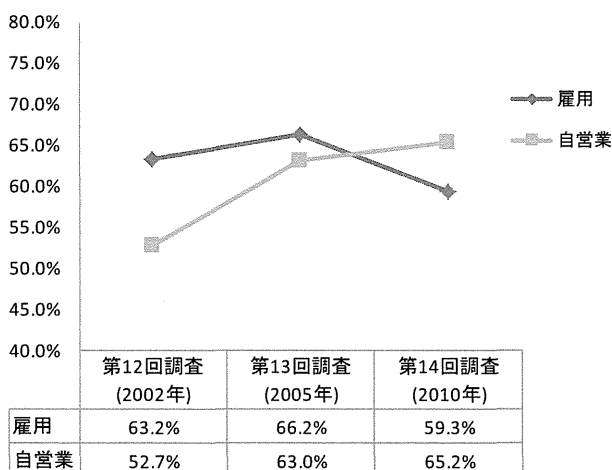
妻の就業状況は、第1子出産1年後の就業上の地位を「正規雇用」「専業主婦」「自営・家族従業」の3つに分類し、それぞれの子育て費用負担感による出生抑制の割合の推移を示している(図表4)。第1子出産後の就業継続状況は、出産・子育てと就業にかかわる女性のライフコースに非常に大きな意味を持っている。第14回調査の結果からは、結婚前に就業している女性の7割近くが結婚・出産を機に仕事を辞めており、出産後に雇用者として働き続ける割合は24.8%と4人に1人程度である。我が国の労働市場においてはいったん退職すると再び正規雇用で就業することは難しく、第一子出産後も妻が働き続けることは、世帯にとっても経済的に大きな安定を与える。そのような意味で世帯収入のレベルにもよるが、出産後における妻の就業継続は、そうでない場合と比較して子育て費用の負担感を軽減させることが予測される。結果を見てみると、無職である専業主婦において負担感による出生抑制割合が最も高く、第12回、第13回では7割前後であるが、第14回ではやや低下傾向がみられる。次に負担感が高いのは正規職員、自営業が最も低くなっている。

夫の職種は、雇用者と自営業の二分類で比較しているが(図表5)、調査回によってその傾向が異なっている。第12回では雇用者に比べて自営業の負担感による出生抑制割合が10.ポイントほど低いが、第13回には同程度となり第14回には自営業のほうが逆に高くなっている。夫が自営の場合の近年の傾向は、最近の調査になるほど負担

図表4 調査別、第1子出産1年後の妻就業上の地位別、子育て費用を理由とした出生抑制割合



図表5 調査別、夫の職種別、子育て費用を理由とした出生抑制割合

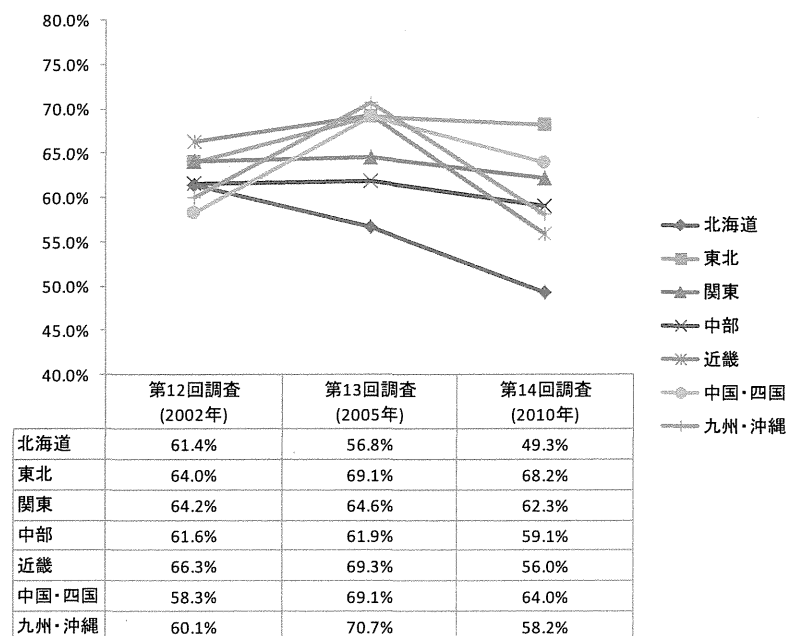


感による出生抑制が高くなるという全体とは違った傾向があることに注目しなければならない。

(3)居住ブロック（7区分）別

最後に、「北海道」「東北」「関東」「中部」「近畿」「中国・四国」「九州・沖縄」の居住地域ブロック別の違いを見てみたい(図表 6)。一般的に都市部は地方と比べて教育熱も高く、教育費や養育費が高くなると推測されるが、費用負担感による出生抑制とはどのような違いがみられるだろうか。まず第 12 回の時点では、「中国・四国」、「北海道」は低く、「近畿」が最も高くなっているが、全体的にあまりその差は大きくない。第 13 回では、負担感による出生抑制がさらに低下する「北海道」と、大きく上昇する「中国・四国」「九州・沖縄」では地域差がはっきりする結果となった。第 14 回の

図表 6 調査別、現在の居住地域別(7区分)、子育て費用を理由とした出生抑制割合



時点では、もともと選択率の高い「東北」が最も高くなり、次いで「中国・四国」と地方において高止まりしている。「関東」「中部」都市圏ほどの調査回もそれぞれ 65%前後、60%前後と比較的高いものの調査回による変動はあまりみられない。

3. 子育て費用負担感による出生抑制の規定要因：ロジスティック回帰分析

前節で明らかなように、子育て費用負担による出生抑制は、年齢や理想子ども数、居住地域などのほか、世帯年収、出産後の妻の就業継続状況などによって差がみられるが、二変数分析は複合的な違いを表していることになり、各変数が独自にもたらす関係は分からない。そこで以下では、子育て費用負担による出生抑制に上述の諸要因がそれぞれどの程度の関係性を示すかを明らかにするために、ロジスティック回帰モデルを推定する。

本節の分析では、予定子ども数が理想子ども数より少ない夫婦を対象とし、従属変数には出生抑制（予定子ども数を理想子ども数より引き下げる）の理由として子育て費用（教育費・養育費）負担感を選択したかしないかをを用いた。

具体的には以下の場合に、従属変数をそれぞれ 1、0 とした。

「出生抑制の理由として子育て費用（教育費・養育費）を選択した = 1」

「出生抑制の理由として子育て費用（教育費・養育費）を選択せず=0」

これまでの結果をふまえた上で説明変数としては、「世帯収入」「学歴」「夫の雇用形態」「妻の就業形態」「居住地域」「理想子ども数」を使用する。コントロール変数として「年齢」「調査回」「理想・予定子ども数の組み合わせ」を入れている。

各変数の仮説としては、「世帯収入」については、高収入であるほど子どもへの質への要求は高まると予測するが、このような子どもの質への高まりは、必ずしも出生抑制に繋がるとは限らない。つまり、ある世帯収入段階からは出生抑制せず、理想の子ども数を持つことができるのではないかということである。また、「学歴」は親自身が高学歴であるほど子どもへの質の要求が高まり負担感は高くなると予測される。「居住地域」については、都市部ほど(地方と比較して)教育熱や教育費が高く負担感が高まると見られるのではないだろうか。「夫の雇用形態」については雇用者のほうが自営業者より、子どもに継承できる就業資本を持たないことから、教育に熱心でありより高い教育を求めるため、子育て費用負担感が高くなるであろう。「妻の就業形態」は、出産・子育て期をとおしての就業継続は、世帯収入において夫片働きの世帯より負担感は小さくなると推測され、出生抑制がおさえられることが推測される。その他「理想・予定子ども数組み合わせ」との関係、「調査回」による年次効果も確認する。

まず、model1で、基本的な「調査回」「理想・予定子ども数組み合わせ」「妻の年齢」についてみてみよう。第12回と比較すると第13回では子育て費用負担による出生抑制が有意に高い（オッズ比は1.154）。第14回は逆に低下しているが、こちらは有意ではない。

「理想・予定子ども数組み合わせ」では、「理想数3人予定数2人」の場合「理想数2人予定数1人」と比べてオッズ比が3.15倍で子育て費用が負担で理想子ども数をあきらめている。この結果より3人以上と多くの子どもを持ちたい夫婦にとってその理想を実現できない重要な要因は、子どもにかかる教育費・養育費であることがわかる。

「妻の年齢」が与える影響については、やはり年齢が若いほど子育て費用負担を理由として出生を抑制している確率が有意に高い傾向がみられた。具体的には35～39歳のグループと比べて、30歳未満では2.41倍、30～34歳では1.67倍となっており、より若い夫婦にとって子どもにかかる経済的負担は出生意欲を低下させる大きな要因であることがわかる。

Model2ではさらに社会経済的変数として「世帯収入」「夫の学歴」「妻の学歴」「夫の職種」「妻の従業上の地位」を追加した。

「世帯収入」の効果については、世帯収入800～999万円のグループとくらべて400～599万円では子育て費用負担による出生抑制のオッズ比が1.29倍、600～799万円では1.32倍と有意に高くなっていた。なお、最も低い400万円未満グループでは有意な傾向がみられなかったことから、子育て費用負担による出生抑制が強いグループは世帯収入が400～799万円の中間層であることがわかる。

「学歴」の違いによる影響は、予測に反して夫婦ともに学歴による違いはみられない結果となった。この結果の解釈は難しいが、学歴差が即教育費・養育費の負担感による出生抑

制の差をもたらすのではなく、経済変数、子どもへの進学期待、学歴観などその他の要因と関連しているのかもしれない。この点に関しては今後の課題としたい。その他、今回の従属変数が「子育てや教育にお金がかかりすぎるから」を理由に出生抑制をしているか否かであること、すなわち選択肢の内容が「養育費」負担と「教育費」負担が混在していることが学歴との関連を不明瞭にしているのかもしれない。

「妻の就業上の地位」については、第1子出産1年後に妻が正規職員で就業していた場合と比較して、無職であると子育て費用負担感で出生意欲を低下させる確率のオッズ比は1.4倍と有意に高い。なお、自営業・家族従業の妻においては正規雇用とほとんど違いはない。先にもふれたが、第1子出産後に就業しているか無職であるかは、出産・子育て期を通して女性が働き続けるか否かといったライフコースの大きな分岐点となる。この時点で無職となった場合は、そのまま一度も再就業せず専業主婦であるライフコースと子育てが一段落した時期などに再び就業するコースに分かれるが、その場合も正規で就業継続したコースと比べての生涯稼得賃金には大きな差があることが明らかである。妻が正規職員で就業を継続する場合は夫の収入にもよるが子育て費用負担感を弱め、無職の妻ほどには出生抑制に繋がらないのかもしれない。

「夫の職種」は、夫が雇用者である場合と自営業・家族従業者とでの差異はみられなかった。この傾向は全てのモデルにおいて同様ではっきりしている。

最後に、地域別の影響をみてみたい。「中部地方」と比べて、「東北地方」「関東地方」は、子育て費用負担による出生抑制にあてはまる確率のオッズ比が1.49倍、1.41倍と有意に高くなっている。その他、有意ではないものの「近畿地方」において同様の傾向がみられる。大都市を多くかかえる関東、近畿圏だけでなく、東北圏でも高いといった結果は、「都市部において教育熱が高く教育費や養育費が高騰しているため、子育てコスト負担がより強く出生抑制の割合が高くなる」といった仮説を別の角度から再検証する必要性を示唆する。

表5 子育て費用を理由とした出生抑制の規定要因: ロジスティック回帰

説明変数	model1 exp(b)	model2 exp(b)	model3 exp(b)
調査回			
第12回	1.000	1.000	1.000
第13回	1.154 *	1.133	1.136
第14回	0.890	0.860 #	0.855 #
理想・予定子ども数			
理想数2人以上予定数1人	1.000	1.000	1.000
理想数3人以上予定数2人	3.150 ***	3.293 ***	3.364 ***
妻の年齢			
30歳未満	2.419 ***	2.165 ***	2.204 ***
30-34歳	1.679 ***	1.751 ***	1.773 ***
(35-39歳)	1.000	1.000	1.000
40歳代	0.538 ***	0.520 ***	0.517 ***
夫の学歴			
(短大・高専・専修以下)		1.000	1.000
大学以上		1.060	1.062
妻の学歴			
(中学校・高校)		1.000	1.000
短大・高専・専修		1.016	1.020
大学以上		1.039	1.044
夫の職種(現在)			
雇用者		1.078	1.075
(自営業主・家族従業)		1.000	1.000
妻就業上の地位(第一子出産一年後)			
(正規雇用)		1.000	1.000
専業主婦		1.475 ***	1.470 ***
自営業主・家族従業		0.897	0.902
世帯の収入段階			
400万未満		1.201	1.220
400~599万		1.296 **	1.312 **
600~799万		1.324 **	1.334 **
(800~999万)		1.000	1.000
1000万以上		1.219	1.222
居住地ブロック(7区分)			
北海道			1.039
東北			1.491 **
関東			1.413 ***
(中部)			1.000
近畿			1.219
中国			1.027
九州・沖縄			1.158
Log likelihood	6015.4	4159.2	4143.3
chi-square(d.f)	586.5	443.9	459.8
Prob.>chi-square	0.000(6)	0.000(16)	0.000(22)
Number of case	5058	3529	3529

注: # p<.1, * p<.05, ** p<.01, *** p<.001 ()内は、レファレンス・カテゴリー

まとめと今後の課題

本稿は、現代の少子化の背景として子育てにかかる費用負担(直接コスト)に注目し、子育ての費用(教育費・養育費)負担が理由で出生意欲を引き下げている対象者の実態とその特性について検討した。

今回の分析からは以下のような知見が得られた。第1に1970年代後半より2010年にかけて「理想子ども数」「予定子ども数」の動向からみた出生意欲は低下しており、とくに理想、予定ともに3人以上の子どもを持ちたいという意欲が低下している。第2に、理想子ども数より予定子ども数を引き下げた対象者において、その理由が「子育ての教育費・養育費の負担」をあげた割合は全体の6割強と最も高く、その他の理由(高年齢、仕事・心理的・肉体的、夫の事情など)と比較して格段に高いという結果となった。また「子育ての教育費・養育費の負担」を選択した対象者の出生意欲は、そうでない者と比較して高いことが明らかとなった。この結果は子育ての直接コストを理由として出生意欲が低下しているグループが、大きな潜在出生力をもっていることを示唆するものである。

次に、出生意欲を引き下げた理由が子育ての費用負担であったことに関連する要因について検討したが、第1に妻の年齢が若いほど、子育ての費用負担を理由として理想の子ども数を持たない傾向がみられた。第2に理想子ども数が多いほど、とくに理想子ども数が3人以上であると子育て費用負担で出生抑制する人の割合が高くなっていった。第3に世帯収入が低いことは、必ずしも子育て費用負担で出生抑制することにはならない。今回の結果からは、世帯年収400～799万円の収入中間層において子育ての費用負担が理由で出生意欲を引き下げている割合が高くなっており、800～1000万円において最もその割合が低くなっている。この結果は、各世帯収入階級における子どもへの「質」への意識(すなわち進学期待など「子どもにどの程度の教育をしたいか」)などの背景要因があることも推測できる。第4に第1子出産1年後に妻が無職(専業主婦)であると、就業している妻より子育て費用負担で出生抑制する割合が高くなっている。この結果は、世帯収入の影響を統制したうえで、出産後の妻の就業状況は影響を持っており、家庭や子育てに専念する妻において、子育て費用が理由で理想の子ども数を持たない割合が増えるといった点には注目すべきであろう。今後、出産、子育て期の女性の就業と子育て費用負担の関連については、さらに詳細に分析されなければならない。

その他、今回の分析からは、夫の学歴、妻の学歴については子育て費用負担による出生抑制との間に関連を見出すことはできなかった。学歴は、進学期待などの意識の違いによって子育て費用負担で出生抑制すると予測したが、そのような傾向はみられなかった。進学期待、子育て費用の見込額あるいは子どもへの教育観など子どもの「質」的側面を把握できる変数を分析枠組に含めることを今後の課題としたい。

付表1 分析に使用した変数(サンプルサイズ)
(全体)

調査回			夫の職種		
12回	6,949	35.5%	雇用	16,126	82.3
13回	5,932	30.3	自営業	1,112	5.7
14回	6,705	34.2	不詳・その他	2,348	12.0
総数	19,586	100.0	総数	19,586	100.0
妻の年齢段階			妻の従業上地位(第1子出産1年後)		
30歳未満	2,484	12.7	正規の職員	3,440	17.6
30-34歳	3,741	19.1	自営業	11,133	56.8
35-39歳	4,601	23.5	無職	800	4.1
40-49歳	8,760	44.7	不詳・その他	4,213	21.5
総数	19,586	100.0	総数	19,586	100.0
夫の学歴			世帯の収入		
大学以上	11,826	60.4	400万未満	3,452	17.6
短大以下	7,484	38.2	400-599万	6,442	32.9
不詳・その他	276	1.4	600-799万	3,840	19.6
総数	19,586	100.0	800-999万	1,906	9.7
妻の学歴			1000万以上	1,963	10.0
大学以上	9,167	46.8	不詳・その他	1,983	10.1
短大・高専	7,309	37.3	総数	19,586	100.0
高校以下	2,953	15.1	居住地7ブロック(現在)		
不詳・その他	157	0.8	北海道	7,227	36.9
総数	19,586	100.0	東北	2,504	12.8
			関東	1,968	10.0
			中部	3,170	16.2
			近畿	1,114	5.7
			中国・四国	1,508	7.7
			九州・沖縄	2,095	10.7
			総数	19,586	100.0

付表2 分析に使用した変数(サンプルサイズ)
(予定子ども数が理想子ども数より少ない対象者)

調査回			夫の職種		
12回	2,352	36.8%	雇用	5,291	82.7
13回	1,950	30.5	自営業	379	5.9
14回	2,093	32.7	不詳・その他	725	11.3
総数	6,395	100	総数	6,395	100
妻の年齢段階			妻の従業上地位(第1子出産1年後)		
30歳未満	464	7.3	正規の職員	1,264	19.8
30-34歳	1,025	16.0	無職	3,664	57.3
35-39歳	1,592	24.9	自営業	291	4.6
40-49歳	3,314	51.8	不詳・その他	1,176	18.4
総数	6,395	100	総数	6,395	100
夫の学歴			世帯の収入		
大学以上	3,894	60.4	400万未満	1,119	17.5
短大以下	2,424	38.2	400-599万	2,085	32.6
不詳・その他	77	1.4	600-799万	1,256	19.6
総数	6,395	100	800-999万	636	9.9
妻の学歴			1000万以上	657	10.3
大学以上	2,985	46.7	不詳・その他	642	10
短大・高専	2,401	37.5	総数	6,395	100
高校以下	973	15.2	居住地7ブロック(現在)		
不詳・その他	36	0.6	北海道	2,317	36.2
総数	6,395	100	東北	819	12.8
理想・予定子ども数の組合せ			関東	642	10
理想数2人以上	1,665	26.0	中部	1,016	15.9
予定数1人	3,857	60.3	近畿	346	5.4
理想数3人以上	873	13.7	中国・四国	531	8.3
予定数2人			九州・沖縄	724	11.3
不詳・その他			総数	6,395	100
総数	6,395	100			

【引用・参考文献】

- 国立社会保障・人口問題研究所(2012)『第14回出生動向基本調査 結婚と出産に関する全国調査：わが国夫婦の結婚過程と出生力』
- 国立社会保障・人口問題研究所(2012)『第14回出生動向基本調査 結婚と出産に関する全国調査：わが国独身層の結婚観と家族観』
- 厚生労働省(2013)『21世紀出生児縦断調査及び21世紀成年者縦断調査特別報告書』
- 内閣府(2005)(2010)『少子化社会に関する国際意識調査報告書』
- 国立社会保障・人口問題研究所(2012)『日本の将来推計人口—平成24年1月推計—』
- 文部科学省(2012)『学校基本調査』
- OECD(2011)Doing Better for Families, OECD Publishing.
- Becker, Gary S. (1960) "An Economic Analysis of Fertility," in Ansley J. Coale, Ed., Demographic and Economic Change Developed Countries, Princeton: Princeton University Press, pp. 209-231.
- 曹成虎(2013)「有配偶女性の出生意欲に関する日韓比較分析—子どもの養育費と性別選好を中心に—」『人口学研究』49, pp.17-30
- 曹成虎(2011)「韓国における有配偶女性の出生意欲—子どもの養育費と性別選好を中心に—」『季刊家計経済研究』91, pp.51-59
- 守泉理恵(2004)「予定子ども数は出生力予測に有用か?—子ども数に関する意識の安定性とその構造について—」『人口問題研究』60-2, pp.32-52
- 新谷由里子(2005)「親の教育費負担意識と少子化」『人口問題研究』61-3, pp.20-38
- 森田陽子(2004)「子育て費用と出生行動に関する分析」『日本経済研究』48, pp.23-75
- 平沢和司・片瀬一男(2008)「きょうだい構成と教育達成」米沢彰純編 2005年SSM調査シリーズ5『現代日本階層システムの構造と変動に関する総合的研究』成果報告書
- 岩間暁子(2008)『女性の就業と家族のゆくえ—格差社会の中の変容—』東京大学出版会
- 橋本俊詔(2010)『日本の教育格差』岩波新書
- 小林雅之(2008)『進学格差』ちくま新書
- 吉川徹(2006)『学歴と格差・不平等—成熟する日本型学歴社会』東京大学出版会
- C. R. McKenzie 編『親子関係と家計行動のダイナミズム』慶応大学出版会, pp.183-200。
- Catherine, H. (2003) "A New Approach to Explaining Fertility Patterns: Explaining Declining
- 中村高康(2007)「教育アスピレーションの加熱・冷却」本田由紀、平沢和司編著『学歴社会・受験競争 リーディングス日本の教育と社会②』日本図書センター
- 荻谷剛彦(1995)「大衆教育社会のゆくえ—学歴主義と平等神話の戦後史—」中央公論社
- 松田茂樹(2013)『少子化論』勁草書房

2. 将来推計システムに関する基礎的研究

全国と都道府県の整合性を保つ死亡率推計モデルの検討

石井 太

I はじめに

国立社会保障・人口問題研究所の人口・世帯の将来推計は、人口減少・少子高齢化・地域構造変化等による人口・世帯の長期動向を踏まえた施策立案に広範に活用されている。従来、わが国の人口・世帯の将来推計は、最初に全国の将来人口を推計し、これに地域・世帯推計を整合させる形で実施してきたが、わが国が人口減少期を迎えるにあたり、地域や世帯の変化が少子化・長寿化等の全国的潮流に影響を与える新たな展開が見られている。このような人口減少期における将来推計にあたっては、地域・世帯の将来に関する情報提供により重点を置き、これに全国的な少子化・長寿化の傾向を整合させるという新たな観点を導入した将来推計モデルの必要性が高まっている。

本研究は、このような背景に基づき、全国推計と都道府県推計をより整合的に同時推計することが可能な死亡率推計モデル開発のための基礎的研究を行うことを目的とするものである。

II 先行研究例

現在、各国や国際機関などで行われる将来推計においては、Lee-Carter モデル (Lee and Carter 1992) が標準的な方法として用いられている。わが国の死亡率モデルも、若年層に Lee-Carter モデル、高年齢層には線形差分モデルを組み合わせた死亡率モデルであり、やはり Lee-Carter モデルの応用と位置づけることが可能である (石井 2013)。

Lee-Carter モデルは以下のような式で表されるリレーショナル・モデルの一種である。

$$\log m_{x,t} = a_x + k_t b_x + \epsilon_{x,t}$$

ここで、

$\log m_{x,t}$: 対数死亡率

a_x : 対数死亡率の標準的な年齢パターン

k_t : 死亡水準（死亡指数）

b_x : k_t が変化する時の年齢別死亡率の変化

$\epsilon_{x,t}$: 平均 0 の残差項

である。

本節では、この Lee-Carter モデルを改良し、地域間、あるいは全国推計と地域推計の整合性を図る機能を持った死亡率推計モデルの例として、Giroso and King (2008) による

階層ベイズモデルと Li and Lee (2005) による Coherent Mortality Forecasts の方法論をレビューする。

(1) Girosi and King による階層ベイズモデル

Lee-Carter モデルでは b_x が固定されていることから、長期の推計を行うと不自然な年齢パターンを導くことが問題点として指摘されている。これについて、Girosi and King (2008) は、他の年齢（階級）の動きと無関係に、年齢（階級）毎に独立に死亡率の延長が行われることを理由として挙げている。すなわち、死亡率は年齢に関する滑らかな関数であることが人口学的には自然であり、そのような情報が Lee-Carter モデルには含まれないため、不自然なパターンが生じるのである。そこで、Girosi and King (2008) は、このような滑らかさに関する専門的知識を事前分布に入れたベイズ推定を行うことにより、より自然な年齢パターンを得る推定法を提案している。そして、この考え方は、年齢のみならず、時系列や地域にも拡張が可能であるとしており、特に地域への拡張を考えた場合、地域間を統合的に推計するモデルの選択肢の一つとなりうる。ただし、本稿では、モデルの考え方を理解する観点から、年齢に関する滑らかさを用いたベイズ推定に関する方法論のレビューを行うこととする。

Girosi and King (2008) では、対数死亡率 m_{it} を以下のようにモデリングする。

$$m_{it} \sim N\left(\mu_{it}, \frac{\sigma_i^2}{b_{it}}\right), \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T$$

$$\mu_{it} = \mathbf{Z}_{it}\beta_i$$

ただし、 m_{it} は平均 μ_{it} 、分散 $\frac{\sigma_i^2}{b_{it}}$ の対数死亡率、 b_{it} はウエイト、 \mathbf{Z}_{it} は共変量である。

β の事前分布は通常他の hyperparameter θ に依存することから $\mathcal{P}(\beta|\theta)$ と表し、 σ, θ の事前分布を $\mathcal{P}(\sigma), \mathcal{P}(\theta)$ とすると、

$$\mathcal{P}(\beta, \sigma, \theta|m) \propto \mathcal{P}(m|\beta, \sigma) [\mathcal{P}(\beta|\theta)\mathcal{P}(\sigma)\mathcal{P}(\theta)]$$

ここで、 $\mathcal{P}(\beta|\theta)$ の選択が課題となる。これを、以下の2段階で行う。まず、第一段階として、 μ の事前分布を決定し、これを用いて、 β の事前分布を求める。

まず、 μ の事前分布について考える。滑らかさに関する知識として以下の汎関数が小さいことを条件として考える。

$$H[\mu, \theta] = \theta \int_0^T dw^{\text{time}}(t) \int_0^A dw^{\text{age}}(a) \left(\frac{d^n \mu(a, t)}{da^n} \right)^2$$

$D^{\text{age}, n}$: n 階微分の離散化を用いて、上を離散化すると、

$$H[\mu, \theta] = \frac{\theta}{TA} \sum_{at} \left(\sum_{a'} D_{aa'}^{\text{age}, n} \mu_{a't} \right)^2$$

さらに、 $W^{\text{age},n} = A^{-1}(D^{\text{age},n})'D^{\text{age},n}$ において、

$$H[\mu, \theta] = \frac{\theta}{T} \sum_{aa't} W_{aa'}^{\text{age},n} \mu_{at} \mu_{a't} = \frac{\theta}{T} \sum_t \mu_t' W^{\text{age},n} \mu_t$$

これより、 μ の事前分布として、

$$P(\mu|\theta) \propto \exp\left(-\frac{\theta}{2T} \sum_t \mu_t' W^{\text{age},n} \mu_t\right)$$

が得られる。

次に、 μ の事前分布から β の事前分布を求める方法を述べる。 $\mu_{at} = Z_{at}\beta_a$ であるから、

$$H^\mu[\beta, \theta] = \frac{\theta}{T} \sum_{aa't} W_{aa'}^{\text{age},n} (Z_{at}\beta_a)(Z_{a't}\beta_{a'}) = \theta \sum_{aa'} W^{\text{age},n} \beta_a C_{aa'} \beta_{a'}$$

ただし、 $C_{aa'} = \frac{1}{T} Z_a' Z_{a'}$ である。これより、 β の事前分布として、

$$P(\beta|\theta) \propto \exp\left(-\frac{\theta}{2} \sum_{aa'} W^{\text{age},n} \beta_a C_{aa'} \beta_{a'}\right)$$

が得られた。

次に、モデル選択の問題を考える。パラメータ \mathbf{n} については、経験的に多くのケースでは 2 で十分とされている。また、パラメータ θ : 以下の式に基づいて発見的に設定するとされている。

$$\theta = \frac{\text{Tr}(\mathbf{ZD} + \mathbf{Z}')}{AT\sigma_{\text{age}}^2}$$

スムージングのウェイトについては、 $dw^{\text{age}} = a^l da$ として l を決定するなどの方法があるが、死亡率の平均パターンを入れる時には $l = 0$ とそれほど変わらないとされている。これらに加え、共変量を考慮する場合にはその選択が必要となる。

先に述べた通り、年齢だけでなく、時系列や地域にもスムージングを拡張することが可能である。また、事後分布の完全な推定には MCMC が必要であるが、計算時間を短縮するため、点推定である MAP(Maximum A Posteriori) Estimator を用いることもできる。

(2) Li and Lee による Coherent Mortality Forecasts

Li and Lee (2005) は、似たような経済社会条件を持ち、密接な関連を持つ人口グループに対して、どのように Lee-Carter モデルを適用するかを論じたものである。この時の、グループとしては、ある国の男女、一国内の郡や種族、一定地域の中に含まれる国々などが例として挙げられる。

Lee-Carter モデルによる推計において、グループごとの死亡率推計値が長期的に乖離を続けないためには、 $b(x)$ と $k(t)$ が一致することが必要かつ十分な条件となる。これら

を、 $B(x)$ 、 $K(t)$ と表すこととすると、これらはグループ全体に対して Lee-Carter モデルを適用することによって得たものとすべきであることは明らかである。一方、 $a(x)$ は長期的な乖離の原因とはならないため、各グループごとに求めた $a(x, i)$ で推定できる。

ここで、 $[a(x, i) + B(x)K(t)]$ を i 番目の人口の共通要因モデル (common factor model) と呼ぶこととする。このモデルに対し、モデルの説明度合を表す $R_C(i)$ を、

$$R_C(i) = 1 - \frac{\sum_{t=0}^T \sum_{x=0}^w [\log(m(x, t, i)) - a(x, i) - B(x)K(t)]^2}{\sum_{t=0}^T \sum_{x=0}^w [\log(m(x, t, i)) - a(x, i)]^2}$$

により定義する。これに対し、各グループごとに Lee-Carter モデルを適用した場合の説明度合を $R_S(i)$ で表す。

次に、この共通要因モデルにさらにグループ毎の個別要因を導入してパフォーマンスを改善する。共通要因モデルの残差行列 $\log(m(x, t, i)) - a(x, i) - B(x)K(t)$ に通常の LC モデルのように特異値分解を行い、その第一特異値を用いて、時間変化を表す $k(t, i)$ と年齢パターンを表す $b(x, i)$ によりモデリングする。このようにして、改良共通要因モデル (augmented common factor model)

$$\log(m(x, t, i)) = a(x, i) + B(x)K(t) + b(x, i)k(t, i) + \epsilon(x, t, i), \quad 0 \leq t \leq T$$

を得ることができる。改良共通要因モデルに対する説明度合 $R_{AC}(i)$ は、

$$R_{AC}(i) = 1 - \frac{\sum_{t=0}^T \sum_{x=0}^w [\log(m(x, t, i)) - a(x, i) - B(x)K(t) - b(x, i)k(t, i)]^2}{\sum_{t=0}^T \sum_{x=0}^w [\log(m(x, t, i)) - a(x, i)]^2}$$

となる。

推計にあたっては、 $k(t, i)$ のモデリングが必要となるが、 $k(t, i)$ はドリフト項のないランダムウォークか AR(1) である時に定数に向かう傾向を持ち、整合的なモデリングが可能となる。そこで、彼らは、 $k(t, i)$ がこのどちらかでモデリングできれば推計を行うグループに含めるが、できない場合にはグループから外すか、より高次の AR モデルを用いるべきであるとしている。

III わが国への適用の検討

(1) データと方法

本稿では、Li and Lee (2005) の提案するモデルをやや単純化し、修正した形でわが国の都道府県死亡率に適用し、問題点などの検討を行うこととした。使用したデータは、日本版死亡データベースの 5 年 × 5 歳階級による全国及び都道府県別女性死亡率である。年次については、1975～1979 年、1980～1984 年、1985～1989 年、1990～1994 年、1995～1999 年、2000～2004 年、2005～2009 年の 7 時点を基礎データとして用い、その後、2010～2014 年、…、2055～2059 年の 10 時点を推計することとした。

次に、通常、Lee-Carter モデルの適用において、死亡指数の将来推計にはドリフト項のあるランダムウォークが用いられ、その中央値は線形関数となることから、点推定値としては $K(t)$ を線形関数で補外したものに一致する。しかしながら、わが国の場合、戦後直後の死亡率改善が特に著しかったことから、近年、死亡水準の変化が徐々に緩やかになっており、このような特性に合わせる観点から指数関数と対数関数の平均を死亡指数に当てはめることによって推計を行っている (石井 2013)。そこで、本研究においても、これと同じ関数を用いて死亡指数の推計を行うこととした。これは、共通要因モデルにおける全国の死亡率に適用した死亡指数 ($K(t)$) 及び各都道府県毎に適用した死亡指数の両者に用いることとしたが、都道府県毎の適用においては、このような関数で有効なパラメータを得られないケースがあったことから、その場合には通常通り線形補外を行うこととした。これにより、各都道府県ごとに適用した場合、また、共通要因モデルの場合については推計を行うことができる。

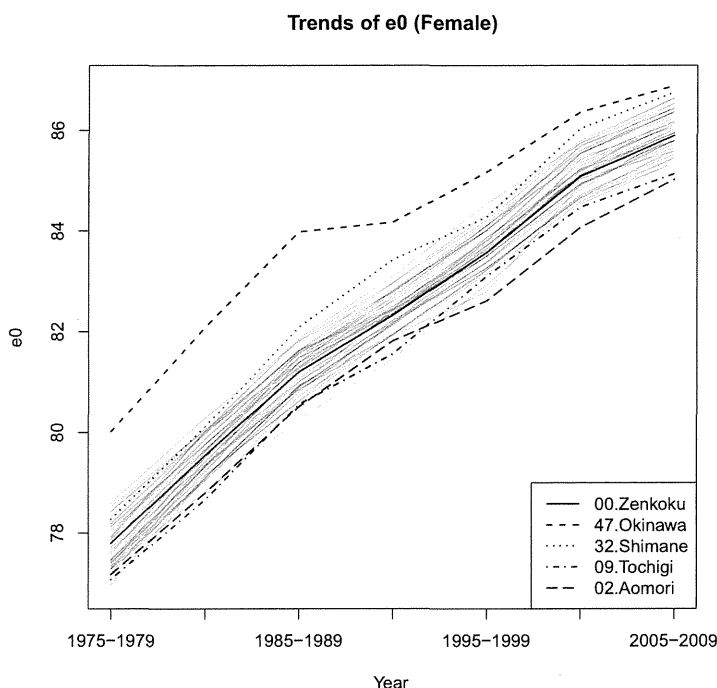
次に、改良共通要因モデルについて述べる。Li and Lee (2005) では、 $k(t, i)$ のモデリングにあたり、ドリフト項のないランダムウォークか AR(1) を用いるとし、それぞれのモデルによる説明度合を表す指標を導入してモデルの選択を行っている。本研究では、単純化の観点から、全ての都道府県に対して AR(1) モデルを用いることとした。ただし、一県 (埼玉県) のみ、AR(1) モデルでは定常過程条件を満たさないことから、AR(2) モデルを用いることとした。

(2) 結果と考察

まず、わが国女性の都道府県別の死亡動向について、日本版死亡データベースの平均寿命から観察しておこう。図 1 は、推計の基礎となるの 5 年×5 歳階級の生命表に基づく平均寿命の推移を示したものである。

中央の太い実線が全国値を示したものであり、細い実線が各都道府県を表している。そのうち、特徴的なものとして、沖縄県、島根県、栃木県、青森県のみを太い線で示した。1975 年以降、わが国の平均寿命は全国値同様にどの都道府県においても概ね堅調に伸長し続けてきたことがわかる。ただし、この中で沖縄県のみは、他の都道府県よりもかなり高く推移をしてきており、やや異なった傾向を見せている。しかしながら、その乖離は次第に小さくなってきており、1975~1979 年では全国平均寿命が 77.79 年、沖縄県が 80.01 年と 2.2 年の差があったが、2005~2009 年では全国が 85.90 年、沖縄県が 86.89 年と両者の差は 1.0 年にまで縮小している。一方、島根県もどの年次においても高順位を保っているが、沖縄県ほど著しく他の都道府県を引き離している年次はない。しかしながら、沖縄県が全国値との差を縮小しているのとは対称的に、島根県では拡大傾向にあり、1975~1979 年は 78.27 年と 0.5 年の差、2005~2009 年では 86.76 と 0.9 年の差となっている。比較的平均寿命の低い栃木県、青森県については、沖縄県ほどの乖離はないものの、どちらも一貫して低い順位を保っている。特に、青森県の 1995~1999 年、2000~

図1 平均寿命の推移



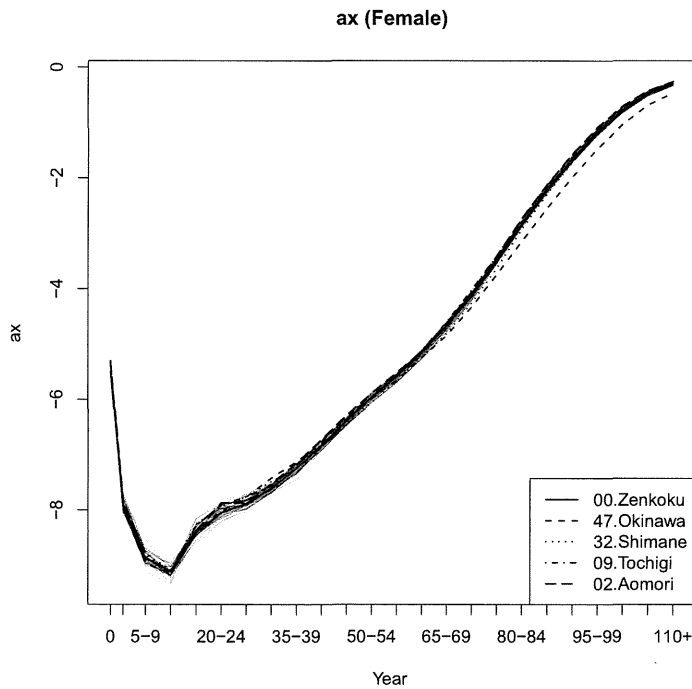
2004年では集団からの乖離がやや大きくなっていることが観察できる。

次に、パラメータ推計結果について述べる。全国値及び各都道府県に対して Lee-Carter モデルを適用してパラメータ推計を実行し、その結果を示したものが図2~4である。最初に、図2で a_x の推計結果を見ると、沖縄県の高齢死亡率が他に比べて著しく低いことが特徴的であるが、それ以外については全体的なレベルの差はあるものの、年齢パターンについてはそれほど特徴的な違いは見られない。

次に、 b_x の推計結果を示した図3を見ると、死亡率改善に関する年齢分布は、概ね0歳近辺の若年齢と、80歳近辺の高年齢の2カ所にピークを持つ分布となっていることがわかる。若年齢、高年齢のそれぞれのピークの値の大小を比較してみると、全国については概ね同程度となっているが、都道府県毎には多様な様相が観察され、特に若年齢でのばらつきが大きい。例えば、青森県、和歌山県、大分県では若年齢におけるピークの値が、他の都道府県に比べかなり高い値を取っていることが観察できる。一方、高年齢ではピークとなる年齢を中心とした山型の分布の形状をしており、比較的近い形となっているが、例えば、沖縄県では高年齢でのピーク値が他の都道府県に比べてかなり低いなど、特徴を持つ都道府県も一部存在している。

図4は死亡指数である $k(t)$ の推計結果を示したものである。前節でも述べた通り、わが国の死亡率推計では、近年、死亡率改善の速度がやや緩やかとなっていることを反映し、非線形関数の当てはめによる補外を用いた推計を行っており、この関数をそれぞれの都道府県別に適用したことから、多くの都道府県において、死亡率改善が緩やかとなる傾

図2 a_x の推計結果



向を将来に向けて投影した形でパラメータの推計が行われていることが観察できる。ただし、3つの府県（京都府、香川県、大分県）においては、この関数への当てはめが有効でなかったことから、線形関数による当てはめを行っており、将来推計値も一定速度で低下していくものとなっている。しかしながら、これら以外の都道府県においても、例えば、青森県や和歌山県など、実績の死亡指数の改善動向が直線的であるものについては、将来推計値もそれを反映し、直線的に近い推移をする一方、実績の改善傾向が鈍い都道府県については、将来改善も小さいものに留まっている。したがって、都道府県毎に別々に Lee-Carter モデルを用いて推計を行うと、このような都道府県間の死亡指数の趨勢の違いが反映され、将来の死亡率推計値の乖離が続いていくことになるのである。

ここまでで、都道府県毎に別々に推計するモデル、及び、共通要因モデルに必要なパラメータは推計されたので、次に改良共通要因モデルについて述べることにする。図5は、 $b(x, i)$ の推計結果を示したものである。これを見ると、全体的に高年齢層については0に近い値をとっている一方、若年層のところでは符号のプラス・マイナスなどは様々であるが、パラメータ値の絶対値がより大きい傾向が観察できる。これは、 b_x の推計結果で見たように、高年齢では都道府県間の違いが比較的少なく、近い形状であったのに対し、若年齢では都道府県ごとに様々な値を取っていたことが要因と考えられる。ただし、 b_x の高年齢でのピーク値が著しく低かった沖縄県では、 $b(x, i)$ も他の都道府県とは異なり、符号はマイナスで比較的絶対値の大きい値を取っており、死亡動向が他の都道府県と大きく異なっていることが示唆される。