

著者	年次	分析対象	データ	分析方法	従属変数	社会経済的要因(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	政策効果(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	その他(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	結果の要約
マイクロデータを用いた実証分析									
樋口	1994	学卒後、正規雇用経験のある25-29歳女性	『就業構造基本調査』(総務省統計局 1987)、『賃金構造基本統計調査』(厚生労働省 1985)、『女子保護実施状況調査』(旧労働省 1985)	probitモデル	子どもの有無	<マイクロ特性> 大都市 (-)・大企業 (-)・賃金率 (+)・高卒 (-)・短大 (-)・大卒 (-)	<マイクロ特性> 育児休業実施割合 (+) ※ただし全サンプルモデルのみ統計的に有意	<マイクロ特性> 年齢 (+)	育児休業制度は、女性の継続就業を支援するとともに、就業による結婚や出産に対する阻害要因を緩和する効果がある。その費用は社会全体で負担していくべき。
塚原	1995	東京都に在住の18-40歳女性	『出生行動に関するヴィネット調査』(社会保障研究所「出産と育児に関する意識調査」の一環として実施 1993)	logitモデル(フルタイム/パートタイム/専業主婦)	1年以内に子どもを産むか否か	<マイクロ特性> (フルタイム) 世帯年収 (+)・住宅の広さ (+) (パートタイム) 世帯年収 (+)・住宅の広さ (+) (専業主婦) 世帯年収 (+)・住宅の広さ (+)	<マイクロ特性> (フルタイム) 児童手当 (+)・乳児保育 (+)・育児休業手当 (+) (パートタイム) 児童手当 (+) (専業主婦) 児童手当 (+)	<マイクロ特性> (フルタイム) 年齢 (+)・既往児数 (-) (パートタイム) 年齢 (+)・既往児数 (-) (専業主婦) 年齢 (+)・既往児数 (-)	育児支援政策は出生率を有意に高める効果はあるものの、その定量的な効果は小さい。育児支援政策の第一義的な目的は、子供を持つ親の育児負担を軽減し、親の就労と育児を両立させること、および子ども一人あたりの福祉を充実させることである。
滋野・大日	1999	既婚者無子+第1子1歳未満女性/6歳以下の子どもを持つ女性	『国民生活基礎調査』(厚生労働省, 1986, 89, 92, 95年)、『社会福祉行政業務報告』(厚生労働省, 1986, 89, 92, 95年)	sample selectionを考慮に入れたprobit推定	(1)既婚無子+第1子1歳未満の子ども有無 (2)既婚無子+6歳以下の子ども有無	<マイクロ特性> (1) 彼の所得 (+) (2) 夫の就業 (-)・労働所得 (-)・夫の労働所得 (+)・他の所得 (+)・純金融資産 (-)・固定資産税 (+)	<マイクロ特性> 妻第一号/第二号被保険者(-) ・夫第一号/第三号被保険者 (+) <マクロ特性> 早期保育実施率 (+)・保育園定員率 (+)	<マイクロ特性> (1) 年齢 (+)・夫年齢 (-) (2) 年齢 (+)・夫年齢 (-)	保育所の充実度は保育園定員率と定義すると就業促進的である。早期保育実施率は出生行動に有意な影響を及ぼしている。
津谷	1999	20-38歳有配偶女性	『現代家族に関する全国調査』(日本大学総合科学研究所 1994)	(1)重回帰分析 (2)ロジット回帰分析	(1)子ども数 (2)出産意欲	<マイクロ特性> (1) 妻就業 (-)・都市居住 (-) (2) 親と同居 (+)		<マイクロ特性> (1) 年齢 (-) (2) 年齢 (-)・子ども数 (-)	子ども数に関する希望と現実の格差に寄与している要因は、女性の就業、都市居住、親との同居であった。とりわけ女性の就業の効果が強く、出産・子育てに関するコストの軽減が求められる。
永瀬	1999	20-37歳既婚女性	『第11回出生動向基本調査』(国立社会保障・人口問題研究所 1997)	weibull比例ハザードモデル(最尤法)	結婚から出産までの期間	<マイクロ特性> 大卒 (-)・官公庁勤務 (+)・結婚時親と同居 (+)・一般雇用労働者 (+)			育児休業制度の利用は依然低く、賃金水準の上昇が、出産後の就業継続ではなく、産み遅れをもたらした。
山上	1999	20-44歳女性(フルタイム就業)・同企業にフルタイム就業の男性と配偶者(非就業)	『女性の就業と出産・育児の両立に関する意識調査』(住友生命総合研究所 1991)	(1) tobitモデル (2) 出産・育児と妻の就業の同時性を考慮したbivariate probitモデル	(1)子ども数 (2)出産選択	<マイクロ特性> (1) 妻学歴 (-)・妻年間推計所得 (-)・妻企業内経験年数 (-)・夫年間推計所得 (+)・部屋数 (+)・家賃支払額 (-) (2) 妻学歴 (-)・夫年間推計所得 (+)・部屋数 (+)			出産・育児と妻の就業の同時性を考慮したモデルからは、これらがトレードオフ関係であることを示すことが出来た。今回の結果では、親との同居や男性の家事・育児参加が女性のフルタイム就業を支援するものの、出生率を向上させる効果は示されなかった。
滋野・松浦	2003	1993年に24-34歳女性	『消費生活に関するパネル調査 (1993-1997)』(財)家計経済研究所	(1) 結婚と就業選択が同時決定するbivariate probitモデル (2) 結婚と就業のサンプル・セレクション問題を明示的に考慮したprobitモデル	第一子出生の有無	<マイクロ特性> 学歴 (-)・女性期待年収 (-)・女性自営業 (+)	<マイクロ特性> 育児休業制度 (+)		育児休業制度が有効に機能すると第1子出生率を17.5%~21.3%ポイント高める。女性の人的資本の蓄積(学歴等)は就業を促進し、結婚率を低下させる。
駿河・張	2003	1997年に28-38歳、就業している既婚女性	『消費生活に関するパネル調査 (1993-1997)』(財)家計経済研究所	出産と継続就業を同時決定するbivariate probitモデル	1年間の出産の有無	<マイクロ特性> 女性大卒 (+)・夫農業・自営 (+)・親との同居 (+)・既存子ども数 (+)	<マイクロ特性> 育児休業制度 (+)		出産と女性の継続就業は同時決定であり、トレードオフ関係にある。勤め先に育児休業制度がある場合、出産率を高め、女性の就業継続も促進させる。
岩澤	2004	20-49歳既婚女性	『第12回出生動向基本調査』(国立社会保障・人口問題研究所 2002)	カプラン・マイヤー推定量	第一子/第二子出生の有無	<マイクロ特性> (第一子) 結婚年 (-)・結婚後就業(パート・派遣・嘱託・自営) (-) (第二子) 結婚年 (-)・第一子出産前後の就業形態: 育児と仕事の両立(育休なし) (-)			育児休業制度の整備にともない利用者は増えているが、乳幼児をもつ女性の就業割合は2割程度で1970年代からほぼ変化していない。一方、晩婚化が進んでいるため、最終的な子ども数に対する影響はある。さらに非正規就業化によって出生タイミングがさらに遅くなる。

著者	年次	分析対象	データ	分析方法	従属変数	社会経済的要因(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	政策効果(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	その他(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	結果の要約
マイクロデータを用いた実証分析									
森田	2004	中学生以上の子 どもがいない世 帯	『女性の就労と子育てに 関する調査』(「子育て支援 の効果に関する研究」1998 年、経済産業研究所「企業 経営環境とセーフティネッ トワークに関する研究会」 WG+国立社会保障・人口問題 研究所「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 影響に関する研究会」2002 年)	最小二乗法 (OLS) / 二段階最小二乗法 (2SLS)	予定子ども数	<マイクロ特性>2SLS推定の結果 養育費(-)・通塾費(-)・父親年収 (+)・金融資産(+)-母親教育年数 (+)・長子の年齢(+)		<マイクロ特性>2SLS推定の結 果 長子の年齢(+)	子どもの数と質の間には負の相関関係がある。子どもの 質の向上に熱心な家計ほど子どもの数が少ない。世帯の経 済環境がよいと予定子ども数が多くなることから、子ども は上級財といえる。子育て費用に対する補助金、教育の現 物給付(公教育の充実)、世帯収入への控除等での対応が 考えられる。
佐々井	2005	初婚どうし夫婦 (結婚持続期間 5年階級別)	『第7回-13回出生動向基本 調査』(国立社会保障・人 口問題研究所)	(1)重回帰分析 (2)ロジスティック回帰 分析 (3)重回帰分析	(1)完結出生児数(結 婚持続期間15-19年) (2)出生の有無(結婚 持続期間0-4年) (3)出生子ども数(結 婚持続期間5年以上5 年階級別,地域別)	<マイクロ特性> (1) 学歴(++)・人口集中地区(++)・ 親との同近居(+) (2) 学歴(++)・人口集中地区(++)・ 妻就業(-)・親との同近居(+) (3) 学歴(++)・人口集中地区(++)・ 妻就業(-)・親との同近居(+)		<マイクロ特性> (1) 結婚時妻の年齢(-) (2) 年齢(-) (3) 年齢(-)	人口集中地区割合、親との同別居状況は地域別の構成分布 が大きく異なることで構造的に出生力の地域間格差をもた らしている。全体として妻の就業と子ども数は負の関係で あるが、地域によって関係が異なる可能性がある。
福田	2005	20-55歳既婚女 性	『結婚と家族に関する国際 比較調査』(結婚と家族に 関する国際比較研究会 2004)	Mover-Stayer Mixture Model(Quantum:ロジス ティック、Tempo:一般 化ガンマ分布による加 速度時間モデル)	(1) 第一子出生選択 (2) 第二子出生選択	<マイクロ特性> (1) T) 結婚コーホート(-)・教育水準 (-)・出身地(大都市:+)) (2) Q) 出身地(大都市:+)、第一子出 生間隔(18か月以上:+)、T) 結婚コー ホート(-)・教育水準(-)・出身地(大 都市:+)、第一子出生間隔(18か月以 上:+))		<マイクロ特性> (1) Q) 婚姻年齢(+) (2) Q) 婚姻年齢(+)	女性の教育水準は第一子の出産タイミングには影響を与 えるが、第一子の出産確率には影響を及ぼさない。第二子に ついては、出産タイミングにも出産確率にも影響を及ぼさ ない。婚姻年齢の上昇は第一子・第二子出産確率に負の影 響を与える。
山口	2005	1994年に25-35 歳で既存子ども 数が2子以下の 有配偶女性	『消費生活に関するパネル 調査(1993-1999)』 (財)家計経済研究所)	(1) 累積logitモデル (2) 離散時間logitモデ ル	(1) 出生意欲 (2) 出生の有無(第 1子-第3子)	<マイクロ特性> (1) 妻就業(-)・勤続年数(-)・従業 員規模(-)・年齢x子ども数(-)・夫の収 入(-) (2) 妻就業(-)・従業員規模(-)	<マイクロ特性> (1) 育児休業制度(+) (2) 育児休業制度(+)	<マイクロ特性> (1) 夫婦の会話(+) (2) 既存子ども数(-)・夫婦 の会話(+)-出生意欲(+)	有配偶女性では出生意欲が出生行動に大きく影響しており 、その実現が重要。夫の育児への協力が重要。さらに職 場の役割も重要で、育児休業制度は出生率を低下させる 要因となる。最近の若い世代における出生行動の変化 は就業環境や所得環境の悪化によって影響されている 可能性が高い。
吉田・ 水落	2005	2002年に妻の年 齢が44歳以下の 世帯	『少子・高齢化社会におけ る家族と暮らしに関する調 査』(文部科学省特定地域 研究「世代間利害調整」助 成)	(1) 第1子:出産回数と 就業回数を同時推定を 行うbivariate probit 推定 (2) 第2子・第3子: probit推定	第1子-第3子出生の有 無	<マイクロ特性> 夫婦と親との居住地間の距離(妻方の親 +)・妻教育年数(第1-2子+)・夫年収 (第2子+,第3子-)・家計資産(第1子・ 第3子-,第2子+)	<マクロ特性> 認可保育所定員率(0-3歳児当 たり)(第2子モデルのみ+)	<マイクロ特性> 結婚持続期間(-)	認可保育所定員の充実、第2子の出産を促す。夫婦の親に よる育児では、妻方の親の育児利用可能性は第1子、第2子 の出産を促進する。出産と妻の就業のトレードオフ関係は 第1子に強くみられる。
阿部	2006	既婚女性	『消費生活に関するパネル 調査(1993-2003)』 (財)家計経済研究所)	Cox比例ハザードモデル	学校卒業後から第1子 出産までの年数	<マイクロ特性> 短大卒(+)-大卒(+)-正規就業 (+)・夫の所得(+)			女性の就業は出生行動に負の影響を与える。出産前年まで の就業状況は出産時期には必ずしも影響していない。継続 就業は出産時期を遅らせる。ハザードレシオは世代間に違 いが無い。非正規就業者は出産時期が遅く、出生率を低下 させる要因となる。最近の若い世代における出生行動の変 化は就業環境や所得環境の悪化によって影響されている 可能性が高い。
滋野	2006	(1)1994年に25- 35歳であった女 性(第1子出産 選択では有配偶 子なし、第2子 出産選択では有 配偶子ども1 人) (2)子ども1人 以上末子が5歳未 満の女性	(1)『消費生活に関するパネ ル調査(1993-1997)』 (財)家計経済研究所) (2)『女性の働き方と、子育 てや家庭の暮らしに関する アンケート』(松浦・優生 研究所 2002年実施)	(1)Cox比例ハザードモ デル (2)記述統計	(1)第1子出産/ 第2子出産 (2)子ども数	<マイクロ特性> (1)第1子出産:就業(-)・長時間労働 (-)・大企業(-)・夫の所得(-) 第2子出産:就業(-)・短大卒(-)・夫 の所得(-)	<マイクロ特性> (1)第1子出産:育児休業制度 (+) 第2子出産:育児休業取得 (+) (2)保育園サービス(+)/特 別保育経験(+)		(1)30歳(35歳)までに第1子を出産する確率は就業かつ育 児休業制度ありのケースでは32.8%(59.1%)であり、これ は無職の27.7%(51.9%)を上回る。就業かつ育児休業制度 なし(育児休業制度が事実上機能していない)では、30歳 16.2%(32.9%)である。育児休業制度が実効性を持つ場合 には、無職の女性よりも出産確率を高め女性の両立を促進 している。 (2)保育園サービスを受けていると、保育形態を考慮しない ケースに比べて、就業しても子どもを2人以上持つ確率は約 10%上昇する。特別保育(延長・休日・病児・送迎バス)を 利用していると平均子ども数が、利用しなかったグループ より1.8人多い。

著者	年次	分析対象	データ	分析方法	従属変数	社会経済的要因(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	政策効果(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	その他(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	結果の要約
マイクロデータを用いた実証分析									
森田	2006	中学生以上の子どもがいない世帯	『女性の就労と子育てに関する調査』(「子育て支援の効果に関する研究」1998年、経済産業研究所「企業経営環境とセーフティネットワークに関する研究会」) W+国立社会保障・人口問題研究所「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会」2002年)	操作変数法/Whiteの推定方法(分散不均一の仮定)	子ども数(対数値)	<マイクロ特性> 夫の月収(+) 子ども一人当たりの養育費(-) 妻の教育年数(+)	<マイクロ特性> 児童手当(+) ※月額1万円の児童手当の子ども数増加の効果は約0.03%	<マイクロ特性> 最年長の子ども年齢(+)	児童手当が家計の出生行動に与える影響はきわめて小さい。所得を通じた子ども数への効果自体が小さいことと所得の増加がさらなる養育費の増加につながることで理由。
野口	2007	2つの労働組合に所属する組合員と企業のうち、転職経験のない既婚者世帯を対象	『職場環境と少子化の関連性に関する調査』(株)サーベイリサーチセンター2007)	propensity score matching (PS)推定法(第一段階はprobit推定)、kernel matching	子どもがいる確率	※PSの推定に使用したモデル <マイクロ特性> 本人年齢・配偶者年齢・本人大卒以上・配偶者大卒以上・日常的な子育てサポートあり・共働き・本人ならびに配偶者の職場環境 <マクロ特性> 女性労働者比率・週60時間を超える長時間労働・企業当たり平均時給・職場でのノウハウを共有する雰囲気があると回答した比率・季節を通じた期間の差が大きいと回答した比率	※4つの施策群 1) 半日単位の年次休暇の取得・育児等のための短時間勤務制度 2) 始業・終業時刻の繰り上げ下げ・時間外労働の免除・深夜勤務の免除 3) 法定を上回る介護休業制度・育児休業制度・どもの看護休暇制度 4) 在宅勤務制度・会社による託児所利用の支援・勤務地限定制度・結婚・出産退職者のための再雇用制度		会社による託児所利用の支援、勤務地限定制度、結婚・出産退職者のための再雇用制度を含む政策群が出生率を有意に引き上げ、とりわけ相対的に富裕層に対する効果がみられた。対象を女性に限定するとフレックスタイムを含む政策群の効果もみられた。制度単独ではなく、多角的・包括的なアプローチが求められる。
樋口他	2007	1994-2005年においてt-1期に雇用就業し、二人子どもがいる既婚女性	『消費生活に関するパネル調査(1993-2005)』(財)家計経済研究所)	bivariate probitモデル	第1子~第2子出生の有無	<マイクロ特性> 妻の推定賃金率(-) 親との同居(全サンプルのみ) 親との準同居・近居(第1子のみ) 賃貸住宅(第2子のみ) 住宅ローン(第2子のみ)	<マクロ特性> 児童一人当たりの保育園(第1子のみ)	<マイクロ特性> 妻年齢(+) 夫年齢(-) 子ども数(-)	住宅事情、通勤時間、家族政策、景気動向の4点について着目して分析した結果、住宅事情については賃貸住宅居住・住宅ローンがある場合、2子目の出産が抑制、親との同居・近居は出産・女性の就業を促進。夫の通勤時間、保育所の定員数は第1子出産のみに影響。景気動向として都道府県別有効求人倍率を用いたが、第1子出産における就業継続のみに影響した。
小葉他	2009	15-49歳既婚女性、子どもが一人以上いる家計	『家族についての全国調査』(日本家族社会学会全国家族調査委員会 2004)	順序probit推定	追加子ども1人希望の有無	<マイクロ特性> 夫の家事育児協力(家事全般+, 育児+)		<マイクロ特性> 年齢(-) 既存の子ども数(-)	夫の家事育児に対する全般的な協力は、各種の変数をコントロールした場合においても追加出生意思にプラスの影響を与えている。
Hashimoto & Kondo	2010	33-37歳女性	マイクロデータは「Employment Status Survey (ESS)」、マクロデータは『国勢調査』(総務省統計局)、『労働力調査』(総務省統計局)、『人口動態統計』(厚労省)	probitモデル	子どもの有無	<マイクロ特性> 学歴(高校以下32歳以上で+、大卒以上27-28歳で+)		<マイクロ特性> 年齢(-) <マクロ特性> 出生前年の都道府県別男性失業率(18-22歳+、28-32歳、高卒28-32歳-、大卒23-27歳+) 学卒時の都道府県別男性失業率(高卒23-32歳で-、大卒33-37歳で+)	学卒時の労働市場の出生率への影響は、高卒女性に対しては負であるのに対して、大卒女性では正の関係がみられた。労働市場の状況の全体の影響はその他の影響に比べると小さい影響といえる。
マクロデータを用いた実証分析									
小椋・ディール	1992	都道府県(1970-1985年)	『国勢調査』(総務省統計局)、『人口動態統計』(厚労省)、『賃金構造基本調査』(厚労省)、『国民所得統計資産増減』、『固定資産税対象宅地面積』	最小二乗法(OLS)	20-34歳5歳階級別出生率	<マクロ特性> 女性時間あたり賃金率(25歳以上-)・男女賃金格差(20-24歳-, 25-29歳+, 30-34歳-)・女性学歴短大以上(-) 男性短大以上(+) 地価(25-29歳-)・家賃(25歳以上-)			女性の結婚、出産行動は経済的な要因によって影響されており、とくに女性賃金の上昇は、20代前半の女性の結婚を除いて、その他の年齢の結婚や出産の確率を引き下げる。
加藤(久)	2000	20-39歳人口(全国)	『人口動態統計』(厚労省)、『賃金構造基本調査』(厚労省)、『国勢調査』(総務省統計局)、『労働力調査』(総務省統計局)、『家計調査』(総務省統計局)、『国民経済計算年報』(内閣府)、『文部統計要覧』(文部科学省)	マクロ計量モデル(同時方程式推定)	20-39歳5歳階級別出生率、人口千人あたり普通出生率、合計出生率	<マクロ特性> GDP・労働生産性・就業者数・女子年齢別労働力率・有配偶労働力率・女子年齢別失業率・一人当たり実質消費・5歳階級別家計所得・5歳階級別女子実質賃金・男子実質賃金・相対所得要因・大学進学率	<シミュレーション> 保育所定員数(0-4歳人口当たり)50%上昇(+) 家賃30%低下(+) 教育費30%低下(+) 労働力率と出生率の負の関係を50%低下ならびに100%低下(+)		育児環境や女性の就業環境の整備などの改善は結婚や出生力を高める効果があるが、その効果は限定的。より効果をあげるためには、結婚・出生と労働力供給の間の構造的な負の関係を改善する必要がある。

著者	年次	分析対象	データ	分析方法	従属変数	社会経済的要因(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	政策効果(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	その他(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	結果の要約
マクロデータを用いた実証分析									
高山他	2000	都道府県 (1985-1994年)	『賃金構造基本調査』(厚労省)、『家計調査年報』(総務省統計局)、『消費者物価指数年報』(内閣府)、『文部統計要覧』(文科省)、『保育白書』(厚労省)、『社会福祉行政業務報告』(厚労省)、『人口動態統計』(厚労省)、『国民衛生の動向』(厚労省)	ブルドモデル(25-29歳女性人口をウェイト化した重み付き最小二乗法)	合計出生率(TFR)	<マクロ特性> 25-29歳男性賃金(+)・25-29歳女性賃金(-)・教養娯楽支出の消費に占める割合(-)・教育費の物価指数(+)-3.3m2あたり住居費(-)・世代間移転収入(+)-税保険料負担(-)	<マクロ特性> 児童手当支給(-)・児童福祉費支出(-)・妊産婦保険指導数(-)・幼稚園定員数(人口対比)(-)・保育園定員数(人口対比)(+)	<マクロ特性> 婚姻率(+)-平均初婚年齢(+)-離婚率(+)	男性賃金と出生率は正、女性賃金や住居費は負の関係がみられた。児童手当や初婚年齢については予想を反して負の関係であった。女性の賃金や住居費は子育て費用の一部であると考えられるため、出生率と負の関係にある。女性の賃金が機会費用となり出生率が低下することを示しているため、育児休業期間中の賃金保障を高めることは重要。
加藤(久)	2002	15-49歳女性人口(全国)	『人口動態統計』(厚労省)、『賃金構造基本調査』(厚労省)、『国勢調査』(総務省統計局)、『労働力調査』(総務省統計局)、『家計調査』(総務省統計局)、『国民経済計算年報』(内閣府)、『文部統計要覧』(文科科学省)	マクロ計量モデル(同時方程式推定)	女性の年齢別出生率、年齢5歳階級別出生率	<マクロ特性> 高校・大学進学率、(有配偶)労働力率、失業率、賃金格差、一人当たりGDP、GDP成長率、第三次産業就業者比率、年金水準、賃金水準、離婚件数、再婚件数、初婚数、保育所定員数(0-4歳人口当たり)	<シミュレーション> (1) GDP成長率2.5-4%(高成長)+失業率4.9-2%(低失業率)(-) (2) GDP0-0.5%(低成長)+失業率7.3-9.4%(高失業率)(+)		経済環境が変化することによって、結婚や出生の動向も大きく影響を受ける。経済成長の経路によって、一定の範囲で変動する。ただし、本モデルは限定的なものであり、同時方程式推定に伴う諸問題を必ずしもクリアしていないため、評価には一定の考慮を必要とする。
駿河・西本	2002	9大産業に属し、5人以上の常用労働者を雇用する民営事業所のうち、10,000事業所	『平成8年度 女子雇用管理基本調査』(旧労働省婦人局1996)企業別データ	tobitモデル	女子従業員における出産者数の割合	<マクロ特性> 労働組合あり(+)-原職復帰(-)-復帰後希望考慮(-)-フレックス勤務(+)-事業所規模(+)	<マクロ特性> 育児休業制度あり(+)-育児休業制度配偶者が利用可能(+)-定期昇給(+)-復帰後昇給(+)-持ち越し昇給(+)-賃金保証(+)-能力措置(+)		子育て支援制度のうち、就業と出産の両立を促進するのは、育児休業制度であり、始業・就業時間の繰り上げ下げ(フレックス)のある場合である。育児休業中の昇給制度についても、その間に昇給が遅れない制度があると、両立を促進する。
阿部	2005	市区町村	『住民基本台帳人口要覧』(総務省自治行政局)、『人口動態保健所・市区町村統計』(厚労省)、『都道府県地価調査』(土地情報センター)、『国勢調査』(総務省統計局)、『社会福祉施設等調査』(厚労省)	最小二乗法(OLS)	租出生率	<マクロ特性> 新規住宅着工数(+)	<マクロ特性> 保育所施設数(+)-保育所定員数(+)-男女共同参画に関する計画あり(+)		二変量のクロスセクション分析では、保育サービスと女子労働力率は正の関係、女子労働力率と出生率は(弱い)正の関係。新規住宅着工面積が伸びている自治体では出生率の伸びが高い。
加藤(久)	2005	20-39歳人口(全国)	『人口動態統計』(厚労省)、『賃金構造基本調査』(厚労省)、『国勢調査』(総務省統計局)、『労働力調査』(総務省統計局)、『国民経済計算年報』(内閣府)、『文部統計要覧』(文科科学省)	マクロ計量モデル(同時方程式推定:誤差修正モデル)・VARモデル・モンテカルロ・シミュレーション	20-39歳5歳階級別出生率、合計出生率	<マクロ特性> 結婚・出産に関わる機会コスト・経済成長率・失業率・0-4歳人口当たり保育所定員数・大学等進学率	<シミュレーション> ・機会コスト維持(-) ・機会コスト5%-10%低下(+) ・経済成長率5%-機会コスト維持(-) ・機会コスト5%低下・高経済成長率(+)		少子化対策の効果などによって機会コストが低下するとTFRが上昇し、経済成長率上昇よりも効果が大きい。よって、女性の就業継続を促進する政策が必要となる。
小島	2005	523市区町村	『都道府県及び市町村における少子化の実状と少子化対策についての実態調査』(参議院事務局第二特別調査室2001)、『人口動態保健所・市区町村別統計』(厚労省)	最小二乗法(OLS)	合計出生率(TFR)	<マクロ特性> 人口性比(+)-女性1次産業就業割合(+)-女性正規雇用者割合(+)-女性公務就業割合(+)-純移動率(-)、男性失業率(-)-男性1次産業就業割合(-)-男性正規雇用者割合(-)	<マクロ特性> 少子化対策専従部署の設置(+)-子育て世帯住宅の分譲(+)-異性交遊促進の公的イベント(+)-子育てボランティアの支援(+)-小児科医の適正配置(+)-自治体版エンゼルプランの作成(-)-子育て支援住民の組織(-)-学童保育の充実(-)-不妊治療費の負担軽減(-)		政策変数は解釈が困難であり、データによって逆因果を推定することも注意が必要。政策変数よりも人口社会経済変数、コントロール変数の方が大きな効果をもつ場合が多いことにより示唆される通り、地域属性の影響が大きいことから、地方自治体の各種施策と地域属性の間に相互作用がある可能性もある。

著者	年次	分析対象	データ	分析方法	従属変数	社会経済的要因(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	政策効果(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	その他(符合)* モデル推定において 統計的に有意な変数のみ掲載	結果の要約
マクロデータを用いた実証分析									
山口	2005	OECD18ヶ国	"OECD Employment Outlook" (2001)	固定効果モデル	対数化 (TFR:2002年 / TFR:観察開始時*) *およそ1980年代	<マクロ特性> 女性労働参加率増加 (-) ・女性労働参加率増加 x 「※相対的両立度: 全体」 (+) ・「相対的両立度: 全体」 (+) ・「相対的両立度: 育児と仕事」 x 「年代差」 (+) ・「相対的両立度: 職の柔軟性」 x 「年代差」 (+) ・相対的「相対的両立度: 育児と仕事」 x 「女性労働参加率増加」 (+) ・「相対的両立度: 職の柔軟性」 x 「女性労働参加率増加」 (+)	※ (相対的両立度) OECD (2001) (1) 3歳以下の子どもについて託児所・育児施設の利用率、(2) 政府の保証する育児休業、(3) 民間の雇い主が自発的に育児休業 (政府保証以上)、(4) フレックスタイムでの就業の程度、(5) 自発的パートタイム就業の程度、の5指標について、(3)のウェイトを半分にした上で、5指標を標準化した上で足しあげている。		女性の労働参加率の高さは低い出生率と結びついている。仕事と家庭の両立度の高さは出生率を増大。上記の2つの効果はほぼ同等。女性の労働参加率と出生率の負の関係は、両立度が高いほど減少する。両立度については育児と仕事、職の柔軟性の両方とも出生率を増大させるが、後者の効果が大きい。
坂爪	2007	都道府県	『地域児童福祉事業等調査』(厚労省)、『保育所の状況』(厚労省)、『社会生活基本調査』(総務省統計局)、『就業構造基本調査』(総務省統計局)	ベッカーの子どもの需要関数群に女性労働時間を組み込んだ坂爪モデル	子どもの数	<マクロ特性> 市場財・女性の育児時間・女性の労働時間・女性の賃金率	<マクロ特性> 保育サービスの価格		出生率と就業率がともに高い地域では、保育サービスが量的に充実している一方、出生率と就業率がともに低い地域では、保育サービスが量的に足りないに加え、女性の労働時間が非常に長い。保育サービスの量的充実と労働時間の短縮が必要。
周	2007	東京都/区市群島(49区市・都区・島部の51サンプル)	『人口動態統計』(厚労省)、『住民基本台帳による東京都の世帯と人口(1月1日現在)』(東京都総務局)、『区市町村における子ども家庭支援事業の実施状況』(東京都福祉保健局少子対策部)	出生率関数と児童福祉費関数と同時に推定する3段階推定法	合計出生率 (TFR)	<マクロ特性> 男女別別比 (+) ・人口千人あたり結婚件数 (-) ・人口千人あたり離婚件数 (-) ・核家族比率 (-)			児童福祉費 (児童千人あたり) が出生率に与える影響はみられず、児童福祉費の投入額に出生率は大きく影響している。支援制度の実施が結果となってあらわれるまで時間がかかること、公的育児支援が出生率の回復に明らかな影響を及ぼすほどの規模になっていない等が考えられる。
坂爪	2008	全国	『地域児童福祉事業等調査』(厚労省)、『女性雇用管理基本調査』(厚労省)	ベッカーの子どもの需要関数群に女性労働時間を組み込んだ坂爪モデル	子どもの数	<マクロ特性> 市場財・女性の育児時間・女性の労働時間・女性の賃金率	<マクロ特性> 保育サービスの量的拡大・時短制度の導入		多様な保育サービスを量的に拡大し、その上で時短制度の導入や保育サービスの質の向上を進めると、少子化の阻止に効果的である。
鎌田・岩澤	2009	市区町村 (2005年)	『社会・人口統計体系 市区町村基礎データファイル (1980-2005年)』(財)統計情報研究開発センター)、『国勢調査』(総務省統計局)、『人口動態統計』(厚労省)、『社会福祉施設等調査』(厚労省)	最小二乗法 (OLS) / 地理加重回帰分析 (GWR)	合計出生率 (TFR)	<マクロ特性> ※統計的に有意なOLS結果 第一次産業従事者割合 (+) ・完全失業率 (+) ・転入率 (+) ・核家族世帯割合 (+) ・大学卒業率割合 (女性15-49歳) ・女性就業率 (15-49歳) ・未婚人口割合 (女性30-39歳) ・未婚者に対する婚姻率 (+)	<マクロ特性> 保育所数 (0-5歳人口10万あたり+)		都道府県や市区町村といった地域データを用いて社会経済的要因の推定を行う場合、空間的影響によって推定値に歪みが生じる。GWR推定を行うことによって、それぞれの独立変数の示す係数が地方によって異なることを検証した。
北村・宮崎	2009	全国市区町村/都道府県	『国勢調査』(総務省統計局)、『全国市区町村要覧』(総務省自治行政局)、『市区町村別決算状況調査』(総務省自治税務局)、『市区町村統計の実態』(厚労省統計情報部)等	2段階最小二乗推定モデル (2SLS) / 最小二乗推定モデル/完全情報最尤法 (政策効果モデル)	出生率 (男女別、20-44歳まで5歳階級別) 2002年	<マクロ特性> (男性) 結婚経験率 (-) ・人口密度 (+) ・男性就業率 (20-59歳、+) ・既婚女性就業率 (-) ・人口増加率 (+) ・大卒者比率 (-) ・15歳未満人口比率 (-) ・65歳以上人口比率 (+) (女性) 結婚経験率 (+) ・人口密度 (-) ・男性就業率 (20-59歳、+) ・既婚女性就業率 (+) ・人口増加率 (-) ・大卒者比率 (+) ・15歳未満人口比率 (+) ・65歳以上人口比率 (+)	<マクロ特性> 出産祝金事業 (男性+)		男女とも結婚には都市が影響すること、男性の就業が結婚に正の影響を及ぼすことを確認した。また男性では男女比が高いほど結婚経験率が低く、女性では反対であった。結婚と人口密度には逆U字型の関係があることが確認された。過疎地域では結婚促進施策が結婚を促進しており、女性よりも男性で効果がある可能性が示唆された。
田中・河野	2009	健康保険組合1,649組合 (1998, 2002年度)	『付加給付便覧』(健康保険組合連合会)、『健康保険組合事業年報』(健康保険組合連合会)	固定効果モデル・操作変数法	被扶養主婦の粗出生率 (%)	<マクロ特性> 平均男性年齢 (-)	<マクロ特性> 出産育児付加金額[千円] (+低所得組合のみ)		男性被保険者 (夫) の給与が低い組合においては、10万円の出産一時金追加給付は、男性被保険者の妻の粗出生率を0.017ポイント上昇させること、またその効果は潜在的な付加給付額の内生生成に対しても頑健。

参考文献

- d'Addio, Anna and Marco d'Ercole (2005) "Trends and Determinants of Fertility Rates: The Role of Policies", *OECD Social Employment and Migration Working Papers* No.27.
- Engelhardt, H., Kögel, T., Prskawetz, A. (2004) "Fertility and Women's Employment Reconsidered: A Macro-Level Time Series Analysis for Developed Countries, 1960-2000", *Population Studies* 58, pp. 109-120.
- Gauthier, A. H. (2007) "The impact of family policies on fertility in industrialized countries: a review of the literature", *Population Research and Policy Review*, 26, pp.323-346.
- Hashimoto, Y. and A. Kondo (2010) "Long-term effects of labor market conditions on family formation for Japanese youth", *GCOE Discussion Paper Seires*, Global GCOE Program Human Behavior and Socioeconomic Dynamics, No.153.
- Pailhé A. and Solaz, A. (2012) "The influence of employment uncertainty on childbearing in France: A tempo or quantum effect?", *Demographic Research*, Vol. 26, pp.1-40.
- Sheiner, E. K., Sheiner E., Hammel, R. D., Potashnik G. and R. Carel (2003) "Effect of Occupational Exposures on Male Fertility: Literature Review", *Industrial Health*, 41, pp.55-62.
- Sleebos J. (2003) "Low fertility rates in OECD countries: facts and policy responses", *OECD Labour Market and Social Policy Occasional Papers*, 15, OECD, Paris.
- Sobotka T., V. Skirbekk, and D. Philipov (2010) "Economic recession and fertility in the developed world: A literature review", *Vienna Institute for Demography*, Report for the European Commission.
- Suzuki T. (2010) "Very Low Fertility and Pronatal Policy Interventions in Japan", *International Conference on Population Prospects and Policy Responses*, Seoul 14-15 July.
- Thévenon O. (2010) "Fertility in OECD countries: An assessment of macro-level trends and policy responses", *Work Package 2: Macro perspective on fertility trends and Institutional context*, Reproductive decision-making in a macro-micro perspective, pp.1-58.
- Vignoli, D., Drefahl, S. and G. De Santis (2012) "Whose job instability affects the likelihood of becoming a parent in Italy? A tale of two partners", *Demographic Research*, Vol. 26, pp.41-62.
- 阿部正浩 (2005) 「男女共同参画・子育て支援が与える出生率への影響」, 『少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究』, 厚生労働科学研究費補助金平成 14~16 年度総合報告書.
- 阿部正浩 (2006) 「雇用と所得の環境悪化が出生行動に与える影響 出生率低下の一背景」, 樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『少子化と日本の経済社会 2つの神話と1つの真実』, 日本評論社, pp. 115-134.
- 岩澤美帆 (2004) 「妻の就業と出生行動: 1970-2002 年結婚コーホートの分析」, 『人口問題研究』 60-1, pp.50-69.
- 小椋正立・ロバート=ディークル (1992) 「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』, No.22, pp.46-76.
- 加藤久和 (2000) 「出生、結婚および労働市場の計量分析」, 『人口問題研究』 56-1, pp.38-60.
- 加藤久和 (2002) 「結婚・出生の将来予測—経済社会モデルによるアプローチ—」, 『人口問題研究』 58-4, pp. 22-46.
- 加藤久和 (2005) 「確率的手法に基づく出生率の将来推計」, 明治大学政治経済学部『政経論叢』 第 74 卷 1-2 号, PP.265-302.

- 鎌田健司・岩澤美帆 (2009) 「出生力の地域格差の要因分析」, 『人口学研究』第 45 号, pp.1-19.
- 北村行伸・宮崎毅 (2009) 「結婚の地域格差と結婚促進策」, 『日本経済研究』, No.60, pp.79-102.
- 小島宏 (2005) 「地方自治体における少子化対策と合計出生率・未婚者割合」, 『少子化の新局面と家族・労働政策の対応に関する研究』, 厚生労働科学研究費補助金平成 14~16 年度総合報告書.
- 小葉武史・安岡匡也・浦川邦夫 (2009) 「夫の家事育児参加と出産行動」, 『季刊・社会保障研究』, Vol.44, No.4, pp.447-459.
- 酒井正・高畑純一郎 (2011) 「働き方と家族形成の関係」, 樋口美雄・府川哲夫編『ワーク・ライフ・バランスと家族形成』, 東京大学出版会, pp.31-61.
- 坂爪聡子 (2007) 「都道府県別にみる出生率と女性就業率に関する一考察」, 京都女子大学『現代社会研究』, pp.137-150.
- 坂爪聡子 (2008) 「少子化対策として効果的なのは保育サービスの充実か労働時間の短縮か?」. 『季刊・社会保障研究』, Vol.44, No.1, pp.110-120.
- 佐々井司 (2005) 「夫婦出生力の地域間格差に関する研究」, 『人口問題研究』 63-3. pp.3-23.
- 滋野由紀子・大日康史 (1999) 「保育政策が出産の意思決定と就業に与える影響」, 『季刊・社会保障研究』, Vol.35 No.2, pp.192-207.
- 滋野由紀子・松浦克己 (2003) 「出産・育児と就業の両立を目指して—結婚・就業選択と既婚・就業女性に対する育児休業制度の効果を中心に—」, 『季刊・社会保障研究』, Vol. 39, No.1, pp.43-54.
- 滋野由紀子 (2006) 「就労と出産・育児の両立 企業の育児支援と保育所の出生率回復への効果」, , 樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『少子化と日本の経済社会 2つの神話と1つの真実』, 日本評論社, pp. 81-114.
- 周燕飛 (2007) 「保育・子育て支援制度の多様化の現状と少子化対策としての課題—東京都の取り組みを例として—」, 『季刊・社会保障研究』, Vol.43, No.3, pp.197-210.
- 駿河輝和・西本真弓 (2002) 「育児支援策が出生行動に与える影響」, 『季刊社会保障研究』, pp.371-379.
- 駿河輝和・張建華 (2003) 「育児休業性度が女性の出産と継続就業に与える影響について—パネルデータによる計量分析」, 『季刊家計経済研究』, No.59, pp.56-63.
- 高山憲之・小川浩・吉田浩・有田富美子・金子能宏・小島克久 (2000) 「結婚・育児の経済コストと出生力—少子化の経済学的要因に関する一考察—」, 『人口問題研究』56-4. pp.1-18.
- 田中隆一・河野敏鑑 (2009) 「出産育児一時金は出生率を引き上げるか—健康保険組合パネルデータを用いた実証分析」, 『日本経済研究』, No.61, pp.94-108.
- 塚原康博 (1995) 「育児支援政策が出生行動に与える効果について—実験ヴィネットアプローチによる就業形態別出生確率の計量分析」, 『日本経済研究』 No.28, pp.148-161.
- 津谷典子 (1999) 「出生率低下と子育て支援政策」, 『季刊・社会保障研究』, Vol.34, No.4, pp.348-360.
- 永瀬伸子 (1999) 「少子化の要因: 就業環境か価値観の変化か—既婚者の就業形態選択と出産次期の選択—」, 『人口問題研究』 55-2, pp.1-18.
- 野口晴子 (2007) 「企業による多様な「家庭と仕事の両立支援策」が夫婦の出生行動に与える影響—労働組合を対象とした調査の結果から—」, 『季刊・社会保障研究』, Vol.43, No.3, pp.244-260.

- 樋口美雄 (1994) 「育児休業制度の十章分析」, 社会保障研究所編『現代家族と社会保障 結婚・出生・育児』, 東京大学出版, pp.181-204.
- 樋口美雄・松浦寿幸・佐藤一磨 (2007) 「地域要因が出産と妻の就業継続に及ぼす影響について—一家計経済研究所「消費生活に関するパネル調査」による分析—」, RIETI Discussion Paper Series 07-J-012.
- 福田亘孝 (2005) 「女性学歴と出産戦略: Mover-Stayer Mixture Model による分析」, 『人口問題研究』 61-4, pp.3-21.
- 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』 第 48 号, pp.34-57.
- 森田陽子 (2006) 「子育てに伴うディスインセンティブの緩和策」, 樋口美雄・財務省財務総合政策研究所編『少子化と日本の経済社会 2つの神話と1つの真実』, 日本評論社, pp.49-80.
- 山上俊彦 (1999) 「出産・育児と女子就業との両立可能性について」, 『季刊・社会保障研究』 Vol..35, No.1, pp.52-64.
- 山口一男 (2005) 「少子化の決定要因と対策について—一夫の役割、職場の役割、政府の役割、社会の役割」, 『季刊家族経済研究』 N1.66, pp.57-67.
- 山口一男 (2005) 「女性の労働力参加と出生率の真の関係について: OECD 諸国の分析」, RIETI Discussion Paper Series 05-J036.
- 吉田浩・水落正明 (2005) 「育児資源の利用可能性が出産および就業の選択に与える影響」, 『日本経済研究』 No.51, pp.76-95.

2. モデル構築と将来人口のシミュレーション
に関する研究
(平成 23 年度報告分)

6 将来人口推計の枠組みに関する国際比較：将来人口動向と 国際人口移動仮定の影響（1）

守泉 理恵
鎌田 健司

人口の規模や人口動態に関する将来の姿を描く「将来推計人口」は、財政計算や国土計画等の国の様々な重要政策の決定において基礎資料となることから、各国とも政府統計局ないしは政府の政策研究機関において推計作業が行われ、公表されている。本研究は、日本を含む主要先進各国の総人口に対する最新の将来推計人口の枠組み（推計機関、推計期間、推計周期、仮定値やバリエーションの数・内容）、推計結果（総人口、人口増加率の推移等）を比較する。さらに、仮定設定に関しては、日本でも近年注目を集めつつある国際人口移動について取り上げ、各国でどのような見通しの下に仮定設定を行っているか調査した。これにより日本の今後の将来人口推計改善のための基礎資料を提供する。

なお、本稿で示した各国推計の情報は、各国統計局等の推計担当機関のウェブサイトから報告書や詳細データ等をダウンロードして得たものである。

1. 推計実施の枠組み

表1は、主要先進諸国の推計期間と推計実施周期をまとめている。ほとんどの国では政府統計局が将来人口推計業務を担っている。国立の研究機関が行っている例は、日本以外ではフランスが該当する。

推計周期に関しては、1～5年の範囲で行っている国がほとんどである。5年ごとの国は、人口センサスと同じ周期であり、最新の調査データを基準人口に用いて推計する体制となっている。そのほかの2～4年周期の国は、センサス周期の本推計のほか、センサス間の推計人口を基準人口とした中間推計（interim projection）も行う体制となっている場合が多い。例えばアメリカはセンサスに合わせて10年ごととなっているが、センサス間にも不定期で推計を更新しており、例えば近年では2008年、2009年に新たな推計結果を公表している。

そのほかのパターンとしては、スペインでは40年間の長期推計を3年ごとに公表するほか、10年間の短期推計を毎年更新している。スウェーデンは毎年推計を行っているが、3年ごとに仮定値やシナリオを複数置いた詳細な推計を行っている。

推計期間をみると、50～60年間とする場合がほとんどである。日本のように、参考推計と言う形で100年間の長期推計結果を本推計期間の結果と同時に公表していることは少ない。本稿で調査した国々では、日本の他ではオーストラリアが本推計自体2101年までの超長期推計であったのと、日本と同じく参考推計の形でイギリスとノルウェーがそれぞれ2110年、2100年までの推計結果を公表していた。

表1 推計実施の枠組みに関する国際比較

国名（推計機関）	推計周期	推計期間	基準人口
日本 （国立社会保障・人口問題研究所）	5年	2010～2060 （参考推計～2110）	2010年 10月1日人口
アメリカ （アメリカセンサス局）	10年	2000～2050 （2008年全国推計）	2000年 7月1日人口
カナダ （カナダ統計局）	5年	2009～2061	2009年 7月1日人口
フランス （国立統計経済研究所（INSEE））	2～5年	2007～2060	2005年 1月1日人口
イギリス （イギリス国家統計局（ONS））	2年	2010～2035 （長期推計～2110）	2010年 7月1日人口
ドイツ （ドイツ連邦統計局）	4～5年	2009～2060	2008年 12月31日人口
スイス （スイス統計局）	5年	2010～2060	2009年 12月31日人口
オーストリア （オーストリア統計局）	5年	2011～2050 （参考推計（中位推計）～2075）	2011年 1月1日人口
イタリア （イタリア統計局（ISTAT））	4～5年	2011～2065	2011年 1月1日人口
スペイン （スペイン統計局）	短期1年 長期3年	短期2011～2021 長期2009～2049	2009年 1月1日人口
スウェーデン （スウェーデン統計局（SCB））	毎年	2011～2060 （参考推計～2110）	2010年 12月31日人口
デンマーク （デンマーク統計局）	毎年	2011～2050	2011年 1月1日人口
ノルウェー （ノルウェー統計局）	毎年	2011～2060 （長期推計～2100）	2011年 1月1日人口
フィンランド （フィンランド統計局）	3年	2009～2060	2008年 12月31日人口
オーストラリア （オーストラリア統計局）	センサス（5年毎） 間に2回	2008～2101	2007年 6月30日人口
ニュージーランド （ニュージーランド統計局）	2～3年	2009～2060	2009年 6月30日人口
韓国 （韓国統計庁）	5年	2010～2060	2010年 11月1日人口

資料：各国推計報告書（巻末参考資料参照）。

2. 仮定値と推計バリエーション数

各国の将来推計人口は、例外なくコーホート要因法を用いて計算されており、よって出生・死亡・国際人口移動の仮定値が必要となる。その仮定値の設定方法は様々であるが、ここでは仮定値の数について取り上げる。また、仮定値の数と関連して推計バリエーションの数もどのくらい計算して公表しているか調査した。複数のバリエーションが置かれている場合があるのは、メイン・シナリオだけでなく、将来人口推計結果の不確実性（uncertainty）への対応措置である。

表2は、各国推計の仮定値の数とその内容の要約、およびそれらの仮定値を組み合わせると何パターンの推計を行っているかまとめたものである。

まず仮定値をみると、出生仮定に関しては、ほとんどの国で中位・高位・低位の3つを置いている。1仮定の国もあるが、このうちスウェーデンとアメリカに関しては、本稿で扱っている最新推計が簡易推計年であったり中間推計年であったりするために1仮定となっている。デンマークは1仮定であるが毎年推計を行って将来の不確実性に対処する方法を採っている。スペインも同様に、長期推計は3年毎にもかかわらず1仮定であるが、毎年行っている短期推計で将来の不確実性に対処している。推計周期が3年で1仮定のフィンランドのみ例外的な仮定値数であると言える。

表2 仮定値数と内容要約、および推計バリエーション数

推計機関	仮定数と水準			推計バリエーション数
	出生率	死亡率	国際人口移動	
日本 (国立社会保障・人口問題研究所)	3仮定：2060年のTFR 中位 1.35/高位 1.60/低位 1.12	3仮定： 2060年の平均寿命（死亡率仮定） 中位 男84.19/女90.93 高位 男83.22/女89.96 低位 男85.14/女91.90	1仮定 日本人：04～09年男女年齢別入国超過率の平均値で一定 外国人：2030年の外国人入国超過数 男性 3.4万人/女性 3.8万人	9
アメリカ (アメリカセンサス局)	1仮定：2050年のTFR 総数 2.03/ヒスパニック 2.29/非ヒスパニック(黒人)1.88/非ヒスパニック(その他)1.89	1仮定：2050年の平均寿命 ヒスパニック 男81.9/女86.3、非ヒスパニック(黒人)男79.0/女84.3、非ヒスパニック(その他)男81.0/女85.3	1仮定：2050年の純移動数 総数 2047千人/メキシコ、スペイン領カリブ、中南米出身者 1040千人/非スペイン領カリブ、サブサハラ・アフリカ 188千人/南アジア、東南アジア、東アジア、太平洋諸島 530千人/カナダ、ヨーロッパ、中央アジア諸国、中東 292千人	1
カナダ (カナダ統計局)	3仮定：2036年のTFR 中位 1.70/高位 1.90/低位 1.50	3仮定：2036年の平均寿命 中位 男84.0/女87.3 高位 男85.4/女88.4 低位 男82.3/女86.0	入国者数：3仮定 中位 7.5‰/高位 9.0‰/低位 6.0‰ 出国者数(長期)：1仮定 1991～2008年の年齢・性・地域別出国超過率の平均値で一定 (1.53‰) 出国者数(短期)：1仮定 2005～08年実績値の平均21,173人で一定	3
フランス (国立統計経済研究所(INSEE))	3仮定：2015年以降の期間TFR 中位 1.95/高位 2.10/低位 1.80 (+ヨーロッパ 平均仮定 1.60)	3仮定：2060年の平均寿命 中位 男86.0/女91.1 高位 男88.5/女93.6 低位 男83.5/女88.6 (+2009年一定仮定)	3仮定(年間入国超過数) 中位 2007年以降10万人 高位 2015年以降15万人 低位 2015年以降5万人 (+移動数ゼロ仮定)	27 (+作業バリエーション3)
イギリス (イギリス国家統計局(ONS))	3仮定(+一定、置換)：2035年のTFR 中位 1.84/高位 2.04/低位 1.64 一定 1.98/置換 2.08	3仮定(+改善なし)： 2034-35の平均寿命 中位 男83.3/女87.0 高位 男85.6/女88.4 低位 男81.0/女85.5	3仮定(+ゼロ、長期バランス)： 2016-17年以降の入国超過数 中位 200,000人/年 高位 260,000人/年 低位 140,000人/年	21
ドイツ (ドイツ連邦統計局)	3仮定(+超高位)：2060年のTFR 中位 1.4/高位 1.6/低位 1.2 (超高位 2.1)	2仮定(+死亡率低改善)： 2060年の平均寿命 中位(L1) 男85.0/女89.2 高位(L2) 男87.7/女91.2 (低改善 男82.0/女87.2)	2仮定(+ゼロ)：純移動数 中位(W1) 2014年～100,000人/年 高位(W2) 2020年～200,000人/年	12 (+モデル計算3)
スイス (スイス統計局)	3仮定：2060年のTFR(総数) 中位 1.52/高位 1.76/低位 1.28 (スイス人、EEA加盟国出身者、非EEA加盟国出身者に分けて設定)	3仮定：2060年の平均寿命(総数) (+改善なし) 中位 男86.0/女90.0 高位 男89.0/女92.5 低位 男83.0/女87.5 (スイス人、EEA加盟国出身者、非EEA加盟国出身者に分けて設定)	3仮定(+作業仮定5(4節参照))： 2060年の入国者数 中位 120,000人/高位 130,000人/低位 110,000人 出国者数 中位 97,500人/高位 85,000人/低位 110,000人(純移動数ゼロ)	5 (+作業バリエーション13)

表2 仮定値数と内容要約、および推計バリエーション数（つづき）

推計機関	仮定数と水準			推計バリエーション数
	出生率	死亡率	国際人口移動	
オーストリア (オーストリア統計局)	3仮定(+現状維持)：2030年以降一定 中位 1.50/高位 1.90/低位 1.10 (現状維持 1.44)	3仮定 (+改善なし) : 2050年の平均寿命 中位 男85.9/女89.5 高位 男88.7/女91.6 低位 男82.5/女86.8 (改善なし 男77.7/女83.2)	3仮定(+ゼロ、現状維持) 2050年の入国者数 中位 110,000人/高位 125,000人/低位 95,000人 (現状維持 106,000人) 出国者数は移動率適用、ただし報告書に具体的数値の記載なし	10
イタリア (イタリア統計局(ISTAT))	3仮定：2065年のTFR 中位 1.61/高位 1.83/低位 1.38	3仮定：2065年の平均寿命 中位 男86.6/女91.5 高位 男88.6/女93.8 低位 男84.4/女88.8	3仮定：2065年の純移動 2011年324.9(千人) →中位 175.7 →高位 238.0 →低位 113.4	3
スペイン (スペイン統計局)	1仮定：2048年のTFR 1.71	1仮定：2048年の平均寿命： 男 84.31/女 89.89	1仮定：純移動 2009-2018年 445,644人 →2039-48年 727,689人	1
スウェーデン (スウェーデン統計局(SCB))	1仮定：2060年のTFR 総数 1.82/スウェーデン人 1.80/外国人 1.98	1仮定：2060年の平均寿命 男 84.73/女 86.91	1仮定：純移動数 2011年470000→2060年19100人	1
デンマーク (デンマーク統計局)	1仮定： デンマーク人(デンマーク籍・外国籍) 1.90 移民(欧米諸国出身・デンマーク籍) 1.63 移民(欧米諸国出身・外国籍) 1.77 移民(非欧米諸国出身・デンマーク籍) 1.87 移民(非欧米諸国出身・外国籍) 1.93 2世以降の移民(欧米諸国出身・デンマーク籍・外国籍) 1.75 2世以降の移民(非欧米諸国出身・デンマーク籍・外国籍) 1.90 ※さらに移民やその子孫が生む子どものうちデンマーク籍となる子の割合も上記グループごとに設定。	1仮定：2049年の平均寿命 男 84.9歳/女87.1歳 (デンマーク人、移民共通)	1仮定： 欧米諸国からの入国者：20,000人/年 非欧米諸国からの入国者：11,000人/年 再入国率(デンマーク人)、出国率は一定(全グループ共通)	1
ノルウェー (ノルウェー統計局)	3仮定：2060年のTFR 中位 1.93/高位 2.08/低位 1.71 (別に移民の出身地別(移民2世はその両親の出身地)に出生仮定を設定)	3仮定(+一定)：2060年の平均寿命 中位 男86.0/女89.1 高位 男88.9/女92.2 低位 男81.9/女84.4 (一定 男78.9/女83.2)	3仮定(+ゼロ)： ・2011→2060年の年間入国者数 中位 72,689→40,251人 高位 81,307→87,048人 低位 64,071→19,961人 ・2015→2060年の年間純移動数 中位 42,837→8,495人 高位 52,907→26,940人 低位 32,077→1,387人	13
フィンランド (フィンランド統計局)	1仮定：1.85	1仮定：数値の明記なし	1仮定：純移動数15,000人/年	2

表2 仮定値数と内容要約、および推計バリエーション数（つづき）

推計機関	仮定数と水準			推計シナリオ数
	出生率	死亡率	国際人口移動	
オーストラリア (オーストラリア統計局)	3仮定：2021年以降のTFR 中位 1.8/高位 2.0/低位 1.6	2仮定：2056年の平均寿命 中位 男85.0/女88.0 高位 男93.9/女96.1	3仮定（+ゼロ）：純移動数 中位 180,000人で一定 高位 2011年までに220,000人に増加、その後一定 低位 2011年までに140,000人に減少、その後一定	24
ニュージーランド (ニュージーランド統計局)	3仮定（+超高位）：2026年以降一定 中位 1.90/高位 2.10/低位 1.70 (超高位 2.50)	3仮定（+超低位）：2061年の平均寿命 中位 男85.6/女88.7 高位 男88.6/女91.2 低位 男82.6/女86.2 (死亡率超低位 男女とも95.0)	3仮定（+ゼロ、循環、超高位）：2016年以降の純移動数（年間） 中位 10,000人/高位 15,000人/低位 5,000人（循環 10年サイクルで1万人～3万人の間を変動、超高位 25,000人/年）	9 (+仮説シナリオ5)
韓国 (韓国統計庁)	3仮定：2045年 中位 1.42/高位 1.79/低位 1.01	3仮定：2060年の平均寿命 中位 男86.6/女90.3 高位 男89.1/女92.5 低位 男83.6/女87.8	3仮定：純移動率(‰) 中位 1.67(2010)→0.53(2060) 高位 1.67→1.82(2020)→1.50(2060) 低位 1.67→-0.26(2030)→0.07(2060)	3

資料：各国推計報告書（巻末参考資料参照）。

また、出生仮定は中位・高位・低位のほか現状維持（一定仮定）を置くケースもある（イギリス、オーストラリア）。そのほか、フランスのヨーロッパ平均仮定、イギリスの置換え水準仮定、ドイツやニュージーランドの超高位仮定といったバリエーションもある。

死亡仮定は、1～3 仮定の間でばらつきがみられた。もっとも多いのは中位・高位・低位の3 仮定を置くケースである。日本をはじめとしてカナダ、フランス、イギリス、スイス、オーストラリア、イタリア、ノルウェー、ニュージーランド、韓国が該当する。アメリカとスウェーデンは、出生率と同じく本推計または詳細推計時には3 仮定を置いている。

死亡率が2 仮定であるのはオーストラリアとドイツで、1 仮定であるのがスペイン、デンマーク、フィンランドであった。死亡仮定に関しては、中位・高位・低位のほか、現状維持の一定仮定（フランス、イギリス、オーストラリア、ノルウェー）、超低位仮定（ニュージーランド）または超高位仮定（ドイツ）が置かれるケースが見られた。

国際人口移動仮定については、多くの国で3 仮定が置かれている。そのほかの国々では、ドイツの2 仮定とスイスの8 仮定が例外的で、3 仮定でなければ1 仮定である。これには日本をはじめ、スペイン、デンマーク、フィンランドが該当する（アメリカ・スウェーデンは出生・死亡仮定と同様の事情で1 仮定）。その中でも、日本とフィンランドは推計周期が5 年、3 年であるが1 仮定ということで少数派の仮定値数となっている。国際人口移動に関しては、多くの国で移動ゼロ仮定（これにより封鎖人口の場合の人口推移を観察する）が置かれていた。そのほか、超高位仮定（ニュージーランド）や現状維持の一定仮定（オーストラリア）を置くケースも見られる。

推計バリエーションの数は1～30 通りまで様々であった。推計バリエーションを複数置くのは、将来動向の不確実性への対処である。1 通りの計算のみという国（アメリカ、スペイン、スウェーデン、デンマーク）は、推計周期が毎年であり頻繁に結果を調整できる場合や、中間推計年であったりする場合が該当している。フィンランドは例外的で、バリエーションが2 通りだが、国際人口移動がある場合とない場合で2 つであり、実質1 通りとも言える体制である。

バリエーションが複数ある国では、出生・死亡・移動の中位仮定を組み合わせた「中位推計」がメインバリエーションとして扱われる。これに高位・低位仮定を組み合わせた「高位推計」「低位推計」を加えた3 通りの推計結果が将来見通しの記述に置いて代表的に取り扱われることが多い。

これら3 つのメインバリエーションのほか、多くの国でそのほかにも様々な仮定値の組合せで推計結果の計算が行われている。その数（以下メインバリエーション、作業シナリオ等含む数）が10 通り未満なのは日本（9 通り）であり、比較的少数であるといえる。最も多いのはフランスの30 通りである。続いて、オーストラリアの24 通り、イギリスの21 通り、スイスの18 通り、ドイツの15 通り、ニュージーランドの14 通り、ノルウェーの13 通り、オーストラリアの10 通りとなる。これら各国の複数バリエーションにおける仮定値の組合せの詳細は以下の通りである。

表3 各国推計バリエーションの詳細内容

国名	バリエーション詳細内容
日本	出生3仮定、死亡3仮定を組み合わせた9通り
フランス	出生3仮定、死亡3仮定、移動3仮定を組み合わせた27通りに加え、出生ヨーロッパ平均・死亡中位・移動中位、出生中位・死亡2009年水準で一定・移動中位、出生中位・死亡中位・移動ゼロの3つの作業シナリオ
イギリス	Principal (出生中位・死亡中位・移動中位、順番以下同じ)、一仮定置換え(高中中、低中中、中高中、中低中、中中高、中中低)、標準的組合せ(大人口(高高高)、小人口(低低低)、高齢化、若年化、中期高従属人口、中期低従属人口)、特別ケース(置換え水準出生率、出生率一定、死亡率改善なし、移動ゼロ(中中ゼロ)、移動ゼロ&死亡率改善なし、現状維持、定常、長期移動バランス)
ドイツ	出生3仮定、死亡・移動2仮定を組み合わせた12通りに加え、3つの特別シナリオ(出生率現状維持・死亡率低改善・中、出生率現状維持・中・移動ゼロ、出生超高位・中・中)
スイス	基本5シナリオ(中中中、高高高、低低低、低高低、高低高)、作業シナリオ(高中中、低中中、置換え水準出生率・中中、中高中、中低中、中・死亡改善なし・中、中中低、中中・移動緩やかな低位、中中・移動緩やかな高位、中中高、中中・移動超高位、中中移動最大高位、中中・移動難民増加、中中・移動入国制限変化)
オーストリア	高齢化シナリオ(低高低)、ベンチマークシナリオ(3仮定とも現状維持)、高出生率シナリオ(高中中)、中位シナリオ(中中中)、移動なし中位シナリオ(中中ゼロ)、寿命高位シナリオ(中高中)、移動高位シナリオ(中中高)、寿命低位シナリオ(中低中)、移動低位シナリオ(中中低)、人口成長シナリオ(高高高)
ノルウェー	中中中、高高高、低低低、低中中、高中中、中低中、中高中、中中低、中中高、低高低、高低高、中・死亡一定・中、中中・移動ゼロ
オーストラリア	出生3仮定、死亡2仮定、移動4仮定を組み合わせた24通り
ニュージーランド	9バリエーション(低高低、低中中、中高中、中中低、中中中、中中高、中低中、高中中、高低高)に加えて「What if?」5シナリオ(超高出生率(超高・中中)、超低位死亡率(中・超低・中)、封鎖人口(中中ゼロ)、循環移動(中中・サイクル)、超高移動(中中・超高位))

3. 推計結果の国際比較

3-1. 総人口

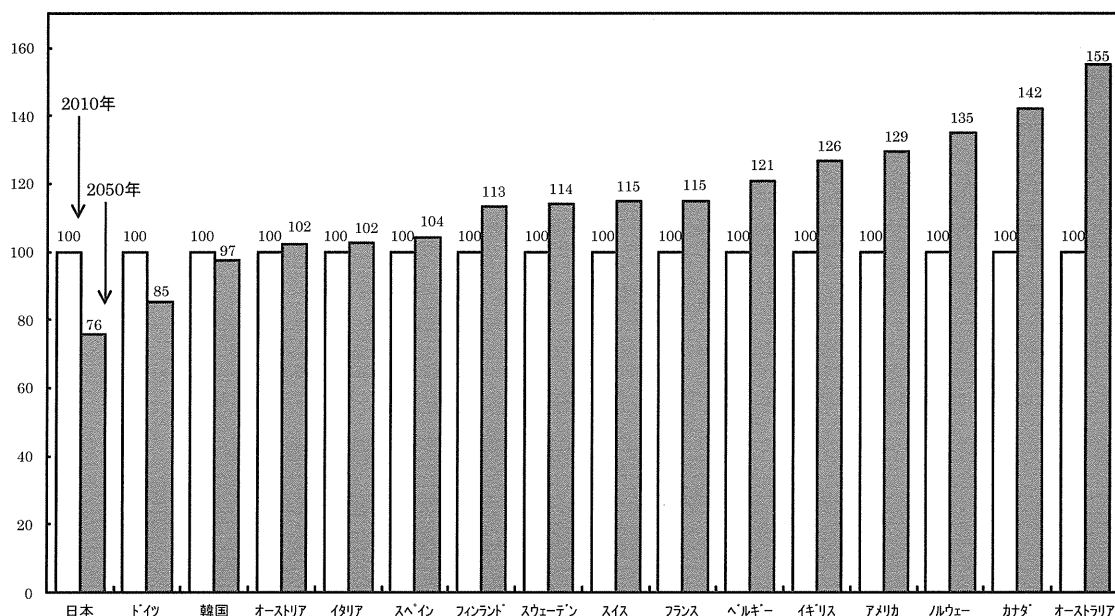
各国の将来推計人口のうち、インターネットで詳細なデータを取得できる国について総人口の推移の比較を行った。図1は、日本の基準人口に合わせて2010年の人口を100としたときの2050年時点の総人口（推計人口）の規模を指数化して比較したものである（スペインは2049年の人口）。

近年の出生率回復基調を反映して出生率仮定を過去推計より高く見込む国が増えた関係で、2005年・2050年の比較を行った場合よりも（守泉 2008）、今回の比較の方が全体として2050年時点の総人口規模は大きくなっている。

2010年に比べて総人口が減少する結果を示しているのは日本、ドイツ、そして小幅な差ではあるが韓国の3カ国のみで、日本はその中でも減少幅が大きい。この減少の要因は大幅な自然減である。出生率が低いまま推移するために新しく加わる人口が少なく、一方で高齢人口が増加するため、死亡率が低下していても死亡数自体は増え続け、減少幅が大きくなっていくのである。

日本、ドイツ、韓国以外では、2050年の総人口の規模は2010年に比べて大きくなる。ただし、日本と同水準に出生率が低いオーストリア、イタリア、スペインはかろうじて2050年の総人口指数が102~104であり、ほぼ横ばいと言える。フィンランド以降の国々は10%~50%も総人口規模がふくらむと推計されている。

図1 総人口の比較：2010年・2050年



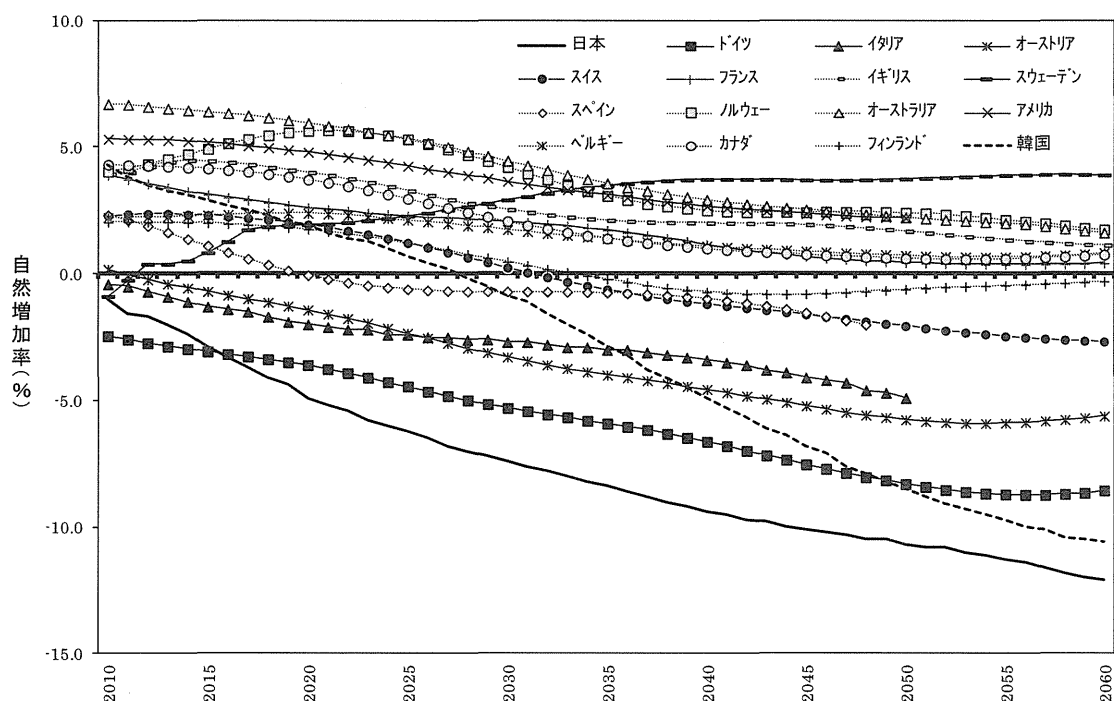
資料：各国人口推計結果サイトよりデータ取得。

3-2. 自然増加率と総人口の人口増加率

前節では総人口規模について 2010 年と 2050 年を比較し、日本、ドイツ、韓国のみ減少という結果が示され、その大きな要因は人口の自然減であることを述べた。しかし、他の先進諸国でもその多くは人口置き換え水準出生率を下回る出生率を記録しており、少子高齢化が進行して自然増加率は減少しているとみられる。

図 2 は図 1 と同様の国々について、自然増加率を算出して折れ線グラフを描いている。これを見ると、スウェーデン以外の国々では自然増加率は低下している。日本、ドイツ、オーストリア、イタリアは 2010~2011 年にすでにマイナスに転じている。さらに、スペインは 2020 年、韓国は 2028 年、スイスは 2032 年、フィンランドは 2034 年にマイナスに転じる。そのほかの国々はマイナスには至らないが、ゼロに向かって自然増加率が低下していく様子がよくわかる。

図 2 各国の自然増加率の推移：2010~2060 年

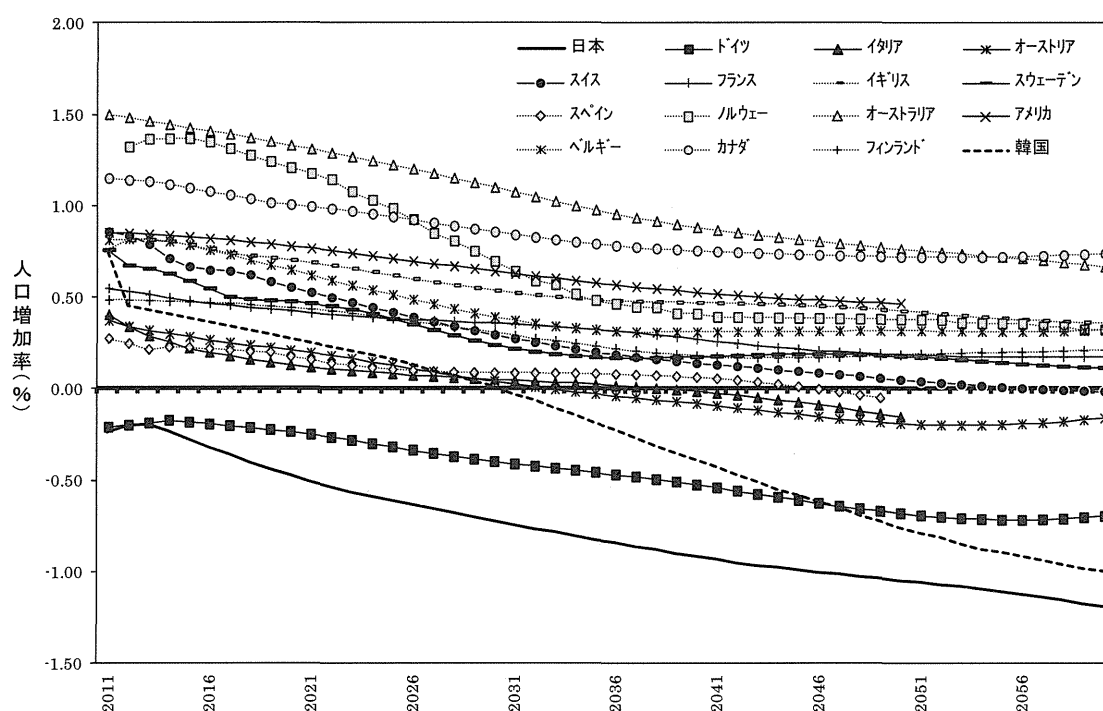


資料：図 1 に同じ。

次に、図 3 は人口増加率を示している。日本、ドイツは 2011 年からすでにマイナスであるが、それを追って 2031 年に韓国、2033 年にオーストリア、2039 年にイタリア、2046 年にスペイン、2057 年にスイスが人口増加率マイナスに転じる。よって、オーストリア以下 3 カ国は、2050 年の総人口が 2010 年の総人口を上回ってはいたが、2050 年時点の人口はすでにピークを過ぎた後の減少期に入っていることがわかる。自然増加のマイナス化よりも総人口の減少開始が遅いのは、その間、社会増加（国際人口移動）が自然減を補うか

らである。韓国では自然減と総人口減の開始年の差が3年であるが、オーストリアでは22年、スイスでは25年、スペインは26年、イタリアは29年もある。また、フィンランドは、2034年に自然増加がマイナスに転じているものの、社会増加がそれを相殺して2060年までの範囲では人口増加率はプラスに推移する。国際人口移動がある程度大きい国では、少子高齢化が進んでいても総人口の減少開始を20年以上遅らせる効果を持つことが分かる。

図3 各国の人口増加率の推移：2010～2060年



資料：図1に同じ。

将来推計人口において、出生と死亡の2要因は将来の人口動向を決める際に大きな役割を持つが、国際人口移動も人口減少開始を遅らせるほか、移民の出生率が高い場合はその後の出生率の推移にも影響を与えるなど、将来の人口動向に少なからぬ影響を与える。そのため、しばしば国際人口移動の仮定では「移動ゼロ」が置かれ、中位推計と比較することでその効果を確認される。次節では、国際人口移動の仮定設定について取り上げることとする。

4. 国際人口移動の仮定設定について

国際人口移動仮定は、出入国数それぞれについて過去の実績値のトレンドを分析して将来に延長し、設定される。国際人口移動は、社会経済的要因や制度的・政治的要因によって生じるため年ごとの変動が大きい。そのため、出生・死亡と異なり、何らかの率ではな

く、例えば純移動数などの数値の形で設定されることが多い。

出入国の分析では、各国で移動がよく生じる関係の密な地域が異なり、また国の移民制度・経済状況等も関連することから様々な想定がなされている。自国民と外国人を区別して分析するのを基本として、さらに移民の出身地域別に仮定値を置く例もある。移民国家の代表でもあるアメリカでは、出身地域別に仮定値を置いているし、EU 域内にある国々では、EU 加盟国のヨーロッパ諸国、非加盟ヨーロッパ諸国、それ以外といった形の分類で分析を行っているケースがみられる。出生・死亡の仮定設定では社会経済要因は考慮しない人口学モデルを用いるのが通常だが、移動の仮定設定には経済モデルを用いているノルウェーのような国もある。

本節では、国際人口移動仮定設定について、タイプの異なる 3 カ国を取り上げて調べることにする。その 3 カ国とは、スタンダードなシンプルな方法で仮定設定を行っているオーストラリア、移動仮定を中位・高位・低位の 3 つのほか特別ケースとして 5 仮定設定して移動の効果を細かく分析しているスイス、経済モデルを用いて仮定設定を行っているノルウェーである。

4-1. オーストラリア

オーストラリアは移民国家としての伝統を持ち、現在でも国際人口移動が活発な国のひとつである。近年、オーストラリアでは、年間の人口増加の半分以上を国際人口移動（純移動）が占める。そうした中で、オーストラリアの 2008 年推計（推計期間 2006～2101）では、2006 年に改善された国際人口移動統計の結果に基づき設定された。改訂されたばかりの統計を用いたため、実績値のトレンドは 2005～2007 年（07 年は暫定値）の動向が観察されている。

仮定値の設定は、第一段階としてオーストラリア総数での将来にわたる純移動数を決めている（表 3）。2005～2007 年の実績値の趨勢から、中位仮定はそのトレンドを延長して推計期間を通じて年間 18 万人の純移動数を見込む。高位・低位仮定は上下 4 万人の開きをつけ、2008 年から 2011 年にかけて段階的にその数へ移行し、2011 年以降は 2101 年までの推計期間を通じて一定としている。なお、この 3 仮定のほか、「移動ゼロ」仮定も採用している。

次に、全国総数の純移動数に対して、各州のシェアを設定する。新移動統計データを用い、各州の国際人口移動数の割合について 3 年間の平均を出して仮定値として採用した。この値も推計期間中一定とする。つまり、将来の各州のシェア変化は考慮しない。そしてこれら州別移動数に対して男女・年齢別割合を適用するが、これも新統計の 3 年間の平均値を仮定値とする。