

(調査研究報告書)

人口予測の評価とその少子高齢化への含意

土屋 陽一(東京理科大学経営学部講師)

人口予測は社会・経済に関する政策決定において、重要な基礎資料である。我が国においては、人口減少による少子高齢化が危急の課題である。我が国の少子高齢化は国際的にも類を見ない速さで進んでおり、社会・経済へ深刻な影響を与えることが避けられない。特に、出生率を上昇させ少子化を抑制するために、政府はさまざまな政策を議論、検討、実施してきた。しかし、あらかじめ予測できるはずの人口減少が突如として政策課題となり、人口予測の精度に疑問が投げかけられている。

ところが、我が国の公的な人口予測の分析・評価はほとんど行われてこなかった。そこで、本研究は、国立社会保障・人口問題研究所が発表する人口予測を評価し、予測誤差がどのような要因から生じるかを明らかにする。我が国人口見通しの予測誤差の要因を考察することで、少子高齢化の予期せぬ拡大がなぜ生じたかを明らかにする。

上記の目的を達成するために、総人口、合計特殊出生率、平均寿命の人口予測における本質的な3変数を分析対象とする。第一に、予測誤差を定量的に把握し、予測誤差の大きさと方向を明らかにする。第二に、予測者の損失関数を想定して、人口予測にバイアスが生じる傾向があるかを検証する。第三に、総人口の予測誤差を規定する要因をパネルデータ分析により分析する。

以上の分析を行った結果、次のことが明らかになった。第一に、合計特殊出生率の予測は過大に、平均寿命の予測は過少になる傾向があり、結果として総人口の予測は過大になる。第二に、予測期間が10年を超えると予測誤差は急速に上昇する。第三に、3変数のうち、合計特殊出生率の予測誤差が大きい。第四に、1970年代から1990年代前半において、総人口予測は著しく過大であり、この要因は過大な合計特殊出生率予測にある。第五に、予測者の損失関数は、予測誤差の指標と整合的な形状をしている。第六に、予測者は、予測時点で利用可能な情報を効率的に用いて予測を作成していた。第七に、予測作成時点による固有バイアスが見られないため、合計特殊出生率と平均寿命の予測誤差が総人口予測に与える影響は、1957年から作成された13回の予測に共通である。以上より、人口予測を政策など意思決定に用いる場合は、中位予測ではなく控えめな予測である低位予測を重視することが、経済運営の予期しないリスクを減らし、より迅速な政策対応を可能にすると考えられる。

1. はじめに

本研究は「人口予測は本当に精度の高い予測なのか」という疑問を出発点とする。人口予測はこれまで、数ある予測の中で最も精度の高いものであると考えられてきた。これは、人間の出生・加齢・死亡は、大規模な自然災害や戦争がなければ、非常に高い精度で予測できると考えられるためである。不確実性の高い株価や経済成長率に関する予測とは対照的であるとされてきた。ところが、我が国においては、人口減少による少子高齢化が危急の課題とされている。あらかじめ予測できるはずの人口減少が突如として政策課題となり、人口予測の精度に疑問が投げかけられている。特に、合計特殊出生率の見通しは楽観的であったことになる。

ところが、これら政策策定における重要な基礎資料である人口見通しの分析はほとんど行われてこなかった。人口予測は社会・経済の広い領域で利用され、その影響は計り知れない。例えば、老年人口の予測は、年金をはじめとした社会保障費用や高齢者の医療費、さらに介護などを想定する上で欠かせない。また、出生数予測は、乳幼児や児童への手当、また義務教育に必要な諸対応に欠かせない。どれだけの子供が生まれるかは、保育園・幼稚園、小学校や中学校の建設・統廃合などの政策対応に必要な不可欠である。

そこで、本研究は、国立社会保障・人口問題研究所が発表する人口予測を評価し、予測誤差がどのような要因から生じるかを明らかにする。我が国の少子高齢化は類を見ない速さで進んでおり、社会・経済へ深刻な影響を与えることが避けられない。特に、出生率を上昇させ少子化を抑制するために、政府はさまざまな政策を議論、検討、実施してきた。我が国人口見通しの予測誤差の要因を考察することで、人口政策がどのような影響を受け、少子高齢化の予期せぬ拡大がなぜ生じたかを明らかにする。人口予測の精度、問題点を明らかにして、今後の政策議論、制度設計への示唆を得ることも目的とする。

本研究¹では、総人口、合計特殊出生率、平均寿命の人口予測における本質的な3変数を分析対象とする。第一に、予測誤差を定量的に把握し、予測誤差の大きさと方向を明らかにする。第二に、予測者の損失関数を想定して、人口予測にバイアスが生じる傾向があるか検証する。第三に、総人口の予測誤差を規定する要因をパネルデータ分析により分析する。

以上の分析を行った結果、次のことが明らかになった。第一に、合計特殊出生率の

¹ なお、本調査研究報告書では、人口予測の要因分解を、出生数を規定する合計特殊出生率と死亡数を規定する平均寿命の2変数に遡って分析している。研究計画の段階では、より高次の要因分解を想定していたが、人口予測の方法論を調査した結果、このような分析となった。その理由は、合計特殊出生率と平均寿命が最も本質的な基礎変数であるためである。最も本質的であるというのは、より細かい変数を予測するために、合計特殊出生率と平均寿命の予測値を仮定した上で、内訳の予測値に展開していく方法をとっていることを意味している。したがって、合計特殊出生率と平均寿命の予測値より遡って分析する必要がない。これは既存研究とも整合的である。

予測は過大に、平均寿命の予測は過少になる傾向があり、結果として総人口の予測は過大になることが多い。第二に、予測期間が 10 年を超えると予測誤差は急速に上昇する。第三に、3 変数のうち合計特殊出生率の予測誤差が大きい。第四に、1970 年代から 1990 年代前半において、総人口予測は著しく過大であり、この要因は過大な合計特殊出生率予測にある。第五に、予測者の損失関数は、予測誤差の指標と整合的な形状をしている。第六に、予測者は、予測時点で利用可能な情報を効率的に用いて予測を作成した。第七に、予測作成の時点で固有のバイアスが見られないことから、合計特殊出生率と平均寿命の予測誤差が総人口予測に与える影響は、1957 年から作成された 13 回の予測に共通である。以上の結果から、人口予測を政策など意思決定に用いる場合には、中位予測ではなく控えめな予測である低位予測を重視することが、経済運営の予期しないリスクを減らし、より迅速な政策対応を可能にすると考えられる。

2. 先行研究

人口予測に関する研究を紹介する。人口予測については、2 つの視点から整理することができる。1 つ目は予測手法に関するものである。2 つ目が予測の評価に関するものである。

予測手法に関する研究では、より精緻な予測モデルを開発し、さまざまな国・地域に応用することが行われている。人口予測ではこちらの視点からの研究が盛んに行われているが、本研究では対象としない。予測手法についての有用なサーベイとして Booth(2006)がある。また、近年国際連合の人口予測でも採用された Probabilistic forecasting (確率予測)に関する我が国の研究として、石井大(2006)がある。なお、確率予測の国際的な取り組みについては、Keilman(2001)を参照のこと。

一方、公表された人口予測の評価に関する研究も行われている。予測手法の研究に比べると著しく量が少ないものの、予測モデルの開発や予測精度の向上に欠かせない重要な研究テーマである。日本を対象として研究は非常に限られており、江崎他(2004)と高橋他(1996)がある。しかし、ともに記述的な評価にとどまっており、統計的な検証を行っていない。

外国を対象とした研究例は数多くあり、以下簡潔に紹介する。Stoto(1983)は米国と国際連合の人口予測を評価した。この研究テーマに関する最も初期の研究である。また、Keilman(1998)は 1950 年から 1995 年に発表された国際連合の人口予測の評価を行った。対象としたのは、本研究と同様に総人口、合計特殊出生率と平均寿命である。彼は、途上国や旧社会主義国の予測に問題があることを指摘した。

国、地域別の研究には次のようなものがある。Keilman(2008)は、14 カ国に及ぶヨーロッパ各国の政府機関が作成する人口予測の精度を検証し、過去 25 年でその精度は向上していないという結果を得た。Keilman and Pham (2004)は北欧諸国の人口予測を分析した。アメリカを対象とした研究には、Smith and Shahidullah(1995)

とSmith and Sincich(1990)がある。さらに、Tayman and Swanson(1996)は、アメリカ国内の群の人口予測を、予測者ではなく、予測の利用者の視点から分析した。公表された予測とナীব予測(1年前の実績値を予測として用いること)を比較し、予測精度の上昇分を予測利用による効用とした。結果、一定の効用があることがわかった。また、Swanson et al.(2000)は地域別の総人口予測を考察した。アメリカ・ワシントン州の群を対象に予測誤差を測定、比較した上で、群により人口規模が大きく異なる場合に予測精度の比較が困難になることを示した。Smith and Tayman(2003)は、アメリカとその1州であるフロリダ州の年齢別人口の評価を行った。Baker et al.(2013)は、アメリカ・ニューメキシコ州の群単位の人口予測を分析した。国勢調査でしか把握できない小地域の男女年齢別人口を簡素化した予測モデルで推計し、その予測精度が満足できるものであることを示した。Wilson(2007)は、オーストラリアの総人口、合計特殊出生率、平均寿命、そして、入国超過数を分析した。総人口の予測誤差を規定する主要因は入国超過数であることを示した。

やや視点の異なる研究ではあるが、予測精度に関する研究として次の2つがある。Oeppen and Vaupel(2002)は、平均寿命の150年以上の期間にわたる上昇を報告し、これまでの予測がこの平均寿命の上昇を全く予測できなかったことを示している。Rayer(2007)は、予測誤差に関する指標による予測精度の影響を、アメリカの人口予測を用いて検証した。

3. データ

本研究は、日本における人口予測を対象とする。日本では1950年代以降公的な機関が一貫して予測を作成、公表してきた。本研究は戦後に発表された予測を対象とする。それらの予測は1959年に公表されたものから、2013年に公表されたものまで13回分である。最も新しい予測は2017年に公表されているが、実績値が全く判明していないため本研究の対象とはしない。表1に本研究が分析する人口予測を示した。1959年から1992年までの9回分は厚生省(現厚生労働省)人口問題研究所が作成、公表している。1997年以降は国立社会保障・人口問題研究所が予測を作成、公表している。なお、以降はそれぞれの人口予測をラベル(表1、推計の始期である推計年月を指す)で示すこととする。

多くの予測において、予測期間は50年程度となっている。近年の予測については50年以上から100年程度の予測期間を対象とした予測も公表されているが、それらは参考推計として公表されている。本研究では、それぞれの予測における各年推計を評価・分析の対象とする。実績値は直近の国勢調査で明らかになっている2015年までとする。

本研究が分析対象とするのは、総人口、合計特殊出生率、そして平均寿命である。合計特殊出生率は「15～49歳までの女性の年齢別出生率を合計したもの」であり、一人の女性がその年齢別出生率で一生の間に生むとしたときの子どもの数に相当する。

具体的には、次の2つの種類がある。(1)期間合計特殊出生率と(2)コーホート合計特殊出生率である。前者は、ある期間(1年間)の出生状況に着目したもので、その年における各年齢(15～49歳)の女性の出生率を合計したものである。女性人口の年齢構成の違いを除いた「その年の出生率」であり、年次比較、国際比較、地域比較に用いられている。後者は、ある世代の出生状況に着目したもので、同一世代生まれ(コーホート)の女性の各年齢(15～49歳)の出生率を過去から積み上げたものであり、

表 1. 人口予測一覧

| ラベル | 発表年月 | 資料名 | 推計年月 | 予測期間 | その他 |
|------|--------------|--|--------------|-----------|----------------------|
| 1957 | 1959年 2月 | 「男女年齢別推計人口」『研究資料』第118号、厚生省人口問題研究所 | 1957年 5月 | 1955-2015 | 1965年まで各年推計、以降5年毎で推計 |
| 1960 | 1960年 8月 | 「男女年齢別推計人口」『研究資料』第138号、厚生省人口問題研究所 | 1960年 6月 | 1955-2015 | 1970年まで各年推計、以降5年毎で推計 |
| 1964 | 1964年 6月 | 「男女年齢別将来推計人口」『研究資料』第159号、厚生省人口問題研究所 | 1964年 6月 | 1955-2015 | 1975年まで各年推計、以降5年毎で推計 |
| 1969 | 1969年 8月 | 「全国男女年齢別将来推計人口」『研究資料』第192号、厚生省人口問題研究所 | 1969年 8月 | 1965-2025 | 1985年まで各年推計、以降5年毎で推計 |
| 1975 | 1975年 2月 | 「日本の将来推計人口—全国男女年齢別、昭和45～125年—」『研究資料』第208号、厚生省人口問題研究所 | 1975年 2月 | 1970-2050 | 2000年まで各年推計、以降5年毎で推計 |
| 1976 | 1976年 11月 | 「日本の将来推計人口—全国男女年齢別、昭和50～125年—」『研究資料』第213号、厚生省人口問題研究所 | 1976年 11月 | 1975-2050 | 2000年まで各年推計、以降5年毎で推計 |
| 1981 | 1982年 4月 | 「日本の将来推計人口—全国男女年齢別、昭和55～155年—」『研究資料』第227号、厚生省人口問題研究所 | 1981年 11月 | 1980-2080 | 2000年まで各年推計、以降5年毎で推計 |

| | | | | | |
|------|-------------|--|--------------|-----------|--------------------------|
| 1986 | 1987年 2月 | 「日本の将来推計人口—昭和60 ～100年—(昭和101～160年参 考推計)」『研究資料』第244号、 厚生省人口問題研究所 | 1986年 12月 | 1985-2085 | 各年推計 |
| 1992 | 1992年 9月 | 「男女年齢別推計人口—平成 3(1991)～37(2025)年—(平成 38(2026)～102(2090)年参考推 計)」『研究資料』第274号、厚生 省人口問題研究所 | 1992年 9月 | 1991-2090 | 各年推計 |
| 1997 | 1997年 4月 | 「男女年齢別推計人口—平成 8(1996)～62(2050)年—(平成 63(2051)～112(2100)年参考推 計)」『研究資料』第291号、国立 社会保障・人口問題研究所 | 1997年 4月 | 1991-2100 | 2050年まで各年推計、 以降5年毎で推計 |
| 2002 | 2002年 3月 | 「日本の将来推計人口—平成13 年(2001)～62(2050)年—附:参考 推計 平成63(2051)～112(2100) 年」『研究資料』第303号、国立 社会保障・人口問題研究所 | 2002年 1月 | 2001-2100 | 各年推計 |
| 2006 | 2008年 3月 | 「日本の将来推計人口—平成18 年12月推計の解説および参考 推計(条件付推計)—」『研究資 料』第319号、国立社会保障・人 口問題研究所 | 2006年 12月 | 2005-2105 | 各年推計 |
| 2012 | 2013年 1月 | 「日本の将来推計人口—平成24 年1月推計の解説および参考推 計(条件付推計)—」『研究資料』 第327号、国立社会保障・人口 問題研究所 | 2012年 1月 | 2010-2110 | 各年推計 |

「その世代の出生率」である。実際に、一人の女性が一生の間に生む子どもの数はコーホート合計特殊出生率であるが、この値はその世代が50歳に到達するまで得られない。そのため、それに相当するものとして期間合計特殊出生率が一般に用いられている。本研究においても、期間合計特殊出生率を合計特殊出生率として用いる。また、

平均寿命は、ある年に生まれた人の平均余命のことであり、0 歳児が平均して何年生きるかを表す数値である。

本研究は人口予測で最も重要な総人口に加えて、総人口を規定する 2 つの主要因である合計特殊出生率と平均寿命をそれぞれ分析する。これは、総人口の動向は出生数と死亡数の差で定義されるためである。新たに生まれてくる人口(出生)を規定するのは合計特殊出生率である。合計特殊出生率が上昇すれば、出生数の増加が加速する。また、どれだけ的人口が死亡するかは平均寿命が規定する。平均寿命が伸びれば、死亡数の増加が減少する。したがって、この2つの差が総人口の動向を決定づける。前章で紹介した通り、既存研究においてもこの2変数が総人口を規定する要因として分析されている。

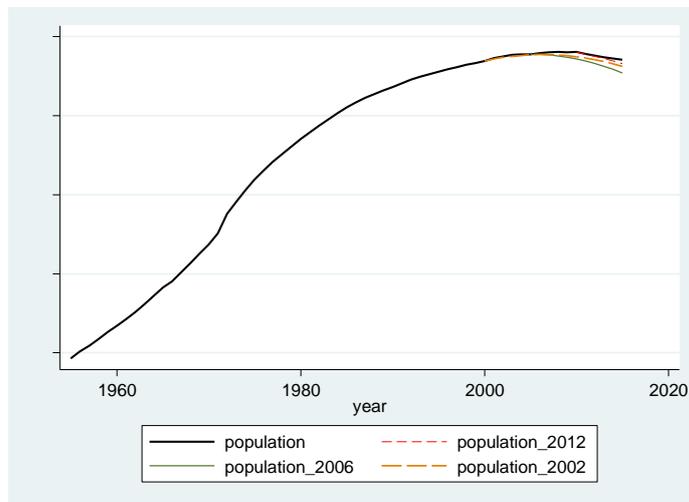
なお、日本においては 2000 年代になるまで移民(人口予測においては、入国超過数と表される)の総人口に与える影響がわずかであるため、横置き仮定が採用されていた。そのため、人口予測において実質的な影響はほとんどないものと考えられることができる。

図 1 に総人口の予測値と実績値を示した。(a)が 2000 年代、(b)が 1980、1990 年代、(c)が 1960 から 1970 年代の動向を示している。2000 年以降についての予測値は実績値よりも小さく、過少な予測となっている。対照的に、1980、1990 年代は 1997 年予測を除き過大な予測値となっている。特に、1986 年予測と実績値の乖離が非常に大きくなっている。また、1970 年代の予測値は、予測期間の前半はわずかに過少予測となっているものの、予測期間が進むにつれ過大な予測となっている。1950、1960 年代予測については、一部の期間を除き過少予測となっている。以上より、日本の総人口予測は 1970 年代から 1990 年代前半までの顕著な過大予測に問題があるものと考えられる。近年の少子高齢化に対する危機感が顕在化しているが、これは上記の時期の予測に起因することが示唆される。人口が経済・社会に影響を与えるのは世代単位であり、この影響は 10 年単位(または、より長期)で露わになるためである。

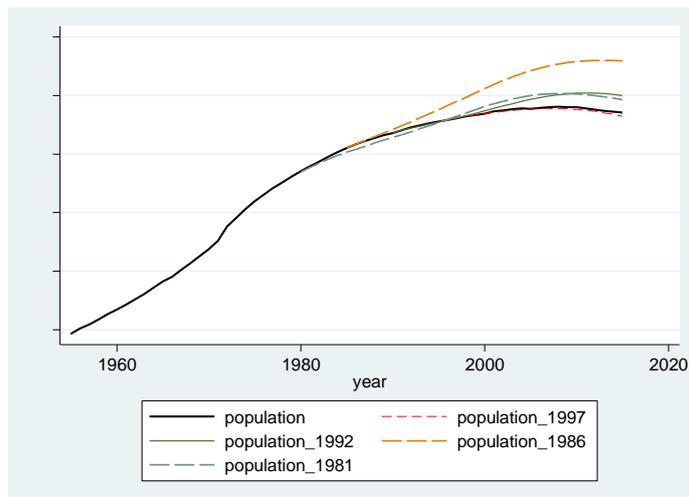
では、次に総人口の予測を2つの要因に分解してみよう。図 2 に合計特殊出生率の予測値と実績値を示した。(a)が 2000 年代、(b)が 1980、1990 年代、(c)が 1960 から 1970 年代の動向を示している。総人口と整合的な動きを示している。2000 年以降は過少予測となり、1970 年代以降の予測は大きく実績値を上回っている。合計特殊出生率の予測が過大であることは、出生数予測が過大であることを意味している。出生数予測が過大であるため、死亡数が一定であれば総人口予測も過大となる。

最後に、男女の平均寿命を図 3 に示した。(a)が 2000 年代、(b)が 1980、1990 年代、(c)が 1960 から 1970 年代の動向を示している。平均寿命についても、おおむね総人口と整合的な動きを示している。合計特殊出生率との大きな違いは、ほとんどの予測ラベルとその予測期間において、予測が過少となっていることである。男女による差異は見られない。なお、日本女性の平均寿命は近々 87 歳を超えることは明らかであり、世界で最も長寿である。男性についても 80 歳を超えており、世界でも有数の長寿となっている。平均寿命の予測が過少であることは、死亡数予測が過少であることを意味して

図 1. 実績値と予測値: 総人口
(a)2000 年代



(b)1980, 1990 年代



(c)1950-1970 年代

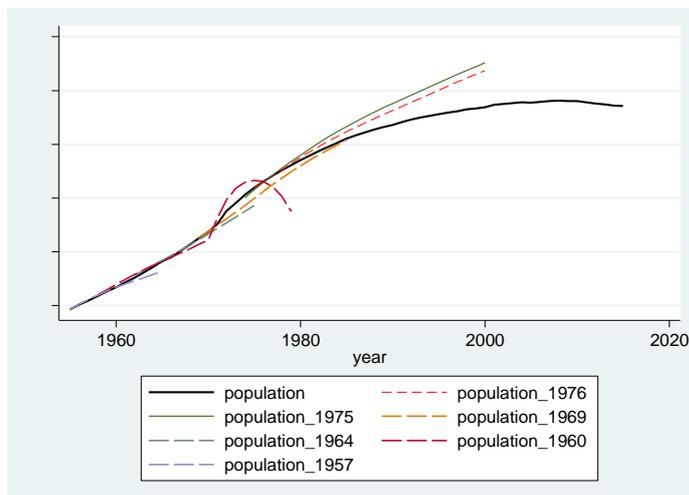
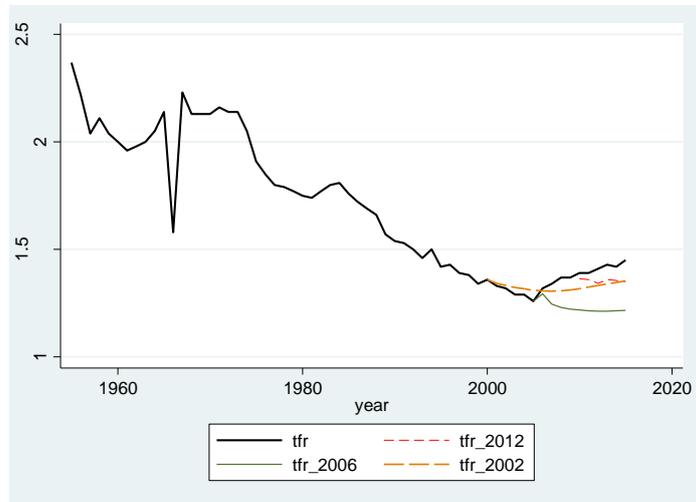
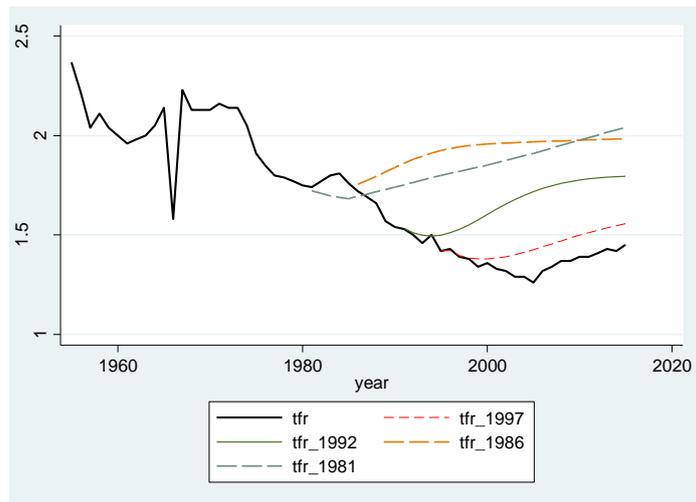


図 2. 実績値と予測値:合計特殊出生率
(a)2000 年代



(b)1980, 1990 年代



(c)1950-1970 年代

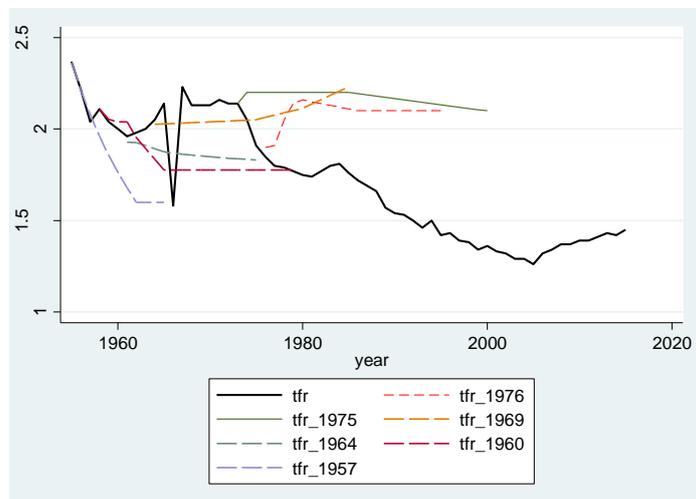
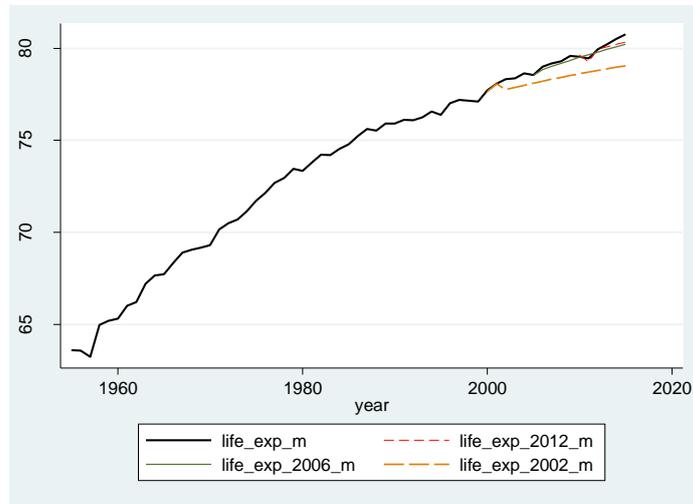
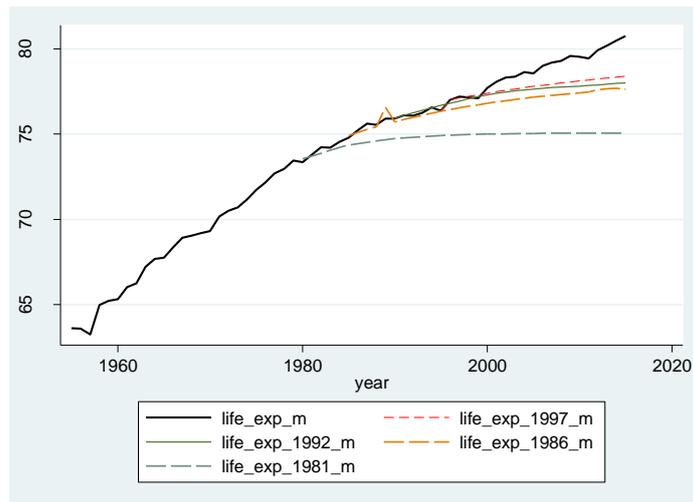


図 3. 実績値と予測値:平均寿命(男性)
(a)2000 年代



(b)1980, 1990 年代



(c)1950-1970 年代

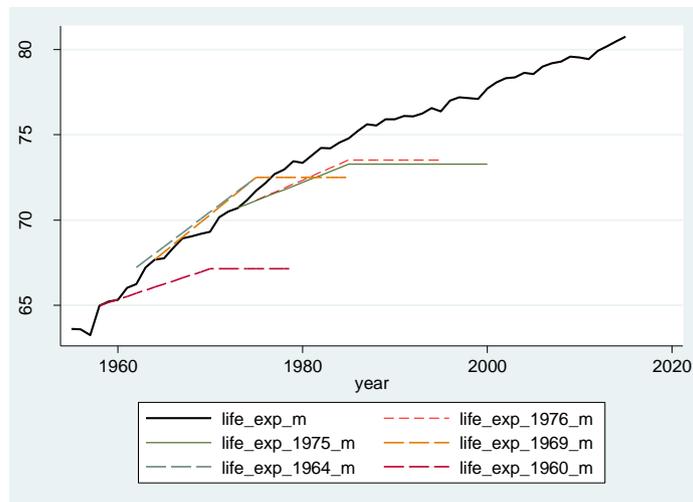
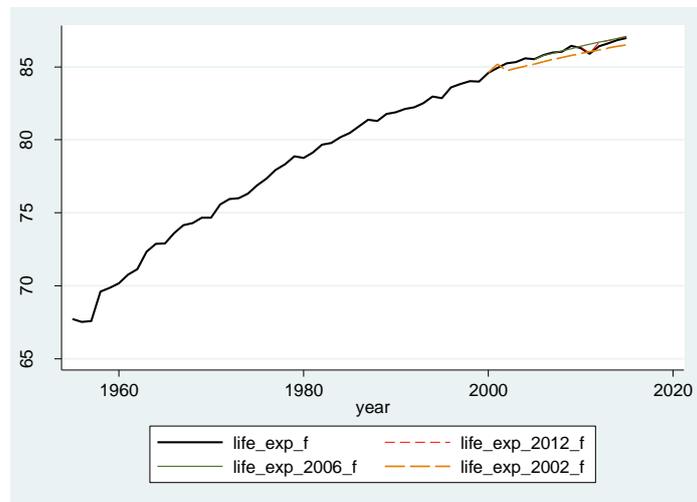
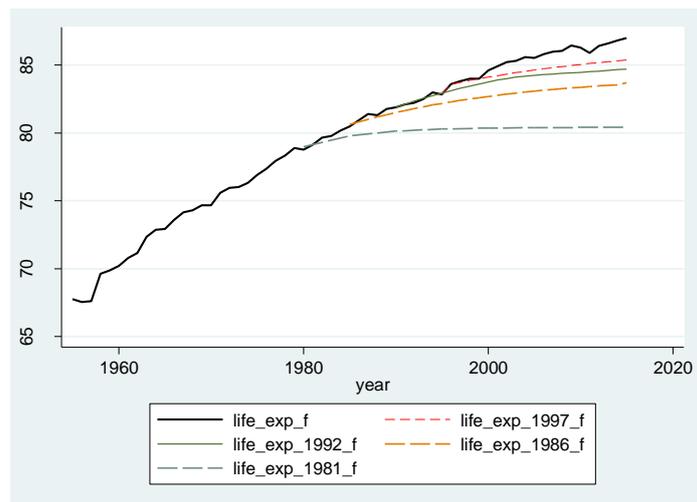


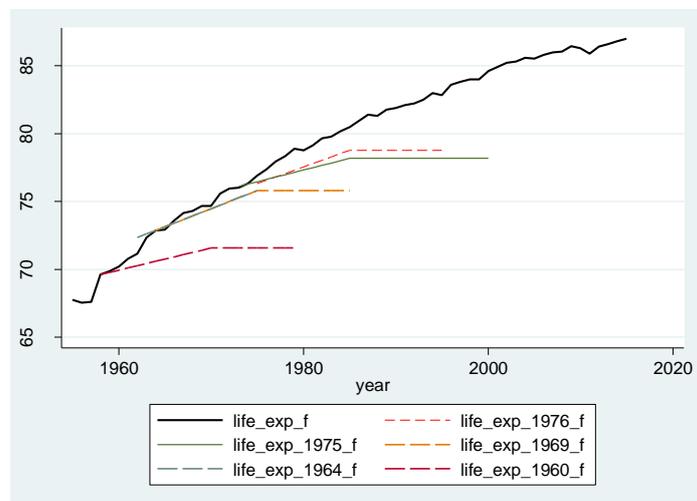
図 4. 実績値と予測値:平均寿命(女性)
(a)2000 年代



(b)1980, 1990 年代



(c)1950-1970 年代



いる。死亡数予測が過少であるため、出生数が一定であれば総人口予測も過大となる。

したがって、1970年代から1990年代前半における過大な総人口予測は、過大な合計特殊出生率予測と過少な平均寿命予測により生じていることがわかる。ところが、1990年代後半以降と1950・1960年代における総人口の予測の過大・過少は詳しい分析を要する。合計特殊出生率と平均寿命の予測が誤る方向だけでなく、その数量的な大小までを検討する必要がある。さらには、過大な総人口予測と、過大な合計特殊出生率予測と過少な平均寿命予測の組み合わせは、特定の予測ラベルに限定されたものかもしれない。この可能性を追求するために、予測誤差を定量的に把握し、統計的な分析を行う。これにより、過大な総人口予測を生じさせる要因を統計的に検証する。

4. 分析方法

前章では予測値と実績値を予測ラベルごとに図示することで、予測の大まかな特徴を示した。しかし、人口予測の問題点を明らかにするためには、定性的な分析だけでなく定量的な分析が欠かせない。

そこで、総人口、合計特殊出生率、平均寿命の予測誤差を測定することから分析を始める。それらの予測誤差の大きさや方向から、人口予測の精度と偏りを明らかにする。また、変数、予測期間、そして予測ラベルによる違いがあるかを明らかにする。そして、総人口の予測誤差を規定する要因を、パネル分析により詳しく分析する。予測誤差の測定が記述的な分析にとどまるのに対して、パネル分析を行うことで予測誤差について統計的な検定が可能となる。これによって、より説得的な議論を展開することができることになる。

4.1. 予測誤差の測定

本研究では、人口予測の評価で一般的に用いられる次の2指標により予測誤差を測定する。それらの指標とはパーセンテージ誤差(Percentage error, PE)、絶対パーセンテージ誤差(Absolute percentage error, APE)であり、以下のように定義される。

$$PE_t = \frac{f_t - y_t}{y_t} \cdot 100$$

$$APE_t = \left| \frac{f_t - y_t}{y_t} \right| \cdot 100$$

なお、 y_t は t 年における実績値、 f_t は t 年における予測値のことである。

PE は予測の偏り、バイアスを測る代表的な指標である。PE が正の値の場合、予測

値は実績値よりも大きな値をとり、過大な予測値を意味する。一方、PE が負の値の場合、予測値は実績値よりも小さな値をとり、過少な予測値を意味する。これに対して、APE は予測値の不正確さを測る代表的な指標である。PE の絶対値をとることため、予測が外れる方向についての情報は有していないが、実績値からどれだけ乖離しているかを直接表すことができる。

4.2. 損失関数の推定

予測者の損失関数を推定する。なお、より多くのサンプルを確保するために、各予測ラベルから予測期間を 4 つに分けて、それらの予測を1つの予測期間から得られたと考えることにする。例えば、1年から5年先の予測値を 1 つの予測期間としてまとめる。以下、6年から10年先、11年から15年先、16年先以上と予測期間を分けた。1年ごとに予測期間を分けると、各予測期間における推定は最大で13個のサンプルしかなく、推定値の信頼度が著しく低くなってしまふ。

Elliott *et al.* (2005)は、以下のように予測者の一般的な損失関数を定義した。

$$L = \{a + (1 - 2a) \times I(y_{t+1} - f_{t+1} < 0)\} \times |y_{t+1} - f_{t+1}|^p \quad (1)$$

ここで、 y_{t+1} は予測対象とする変数の実績値を表し、 f_{t+1} は情報集合 Ω_t に基づいた予測値を表す。 I は指示関数を表し、 $a \in (0,1)$ は損失関数の非対称性を表す。また、 p は損失関数の曲がり具合を表しており、 $p = 1$ の場合はlinear-linear (lin-lin) 損失関数、そして、 $p = 2$ の場合はquadratic-quadratic (quad-quad) 損失関数と呼ばれる。前者の損失関数の場合、予測誤差は線形に損失を被る。後者の損失関数の場合、予測誤差が絶対値で大きくなるにつれより重い損失を被る。

損失関数は、 $a = 0.5$ の時に対称となる。 $a > 0.5$ の場合、過少な予測は過大な予測よりも重く損失を被るため、予測者は過大な予測値を出す誘因を持つことになる。これとは対照的に、 $a < 0.5$ の場合、予測者は過少な予測値を出す誘因を持つことになる。

最適化の条件より、以下の直交条件(モーメント条件)が導かれる。

$$E\left[\left(a - I(y_{t+1} - f_{t+1} < 0)\right) \cdot |y_{t+1} - f_{t+1}|^{p-1} \cdot v_t\right] = 0 \quad (2)$$

ここで、 v_t は情報集合 Ω_t における操作変数の部分ベクトルである。上記のモーメント条件より、パラメータ a は一般化積率法(GMM)を用いて推定² (Hansen and West, 2002)することができる。

² ウェイト行列は a の推定値に依存するため、ここでの推定は、単位行列を1回目のウェイト行列と仮定し、繰り返し計算により行う。さらに、有限サンプルの効率を向上させるために、Hansen *et al.* (1996)の連続更新推定とバートレット・カーネルを用いる。

$$\hat{a} = \frac{\left[\frac{1}{T} \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} v_t |e_{t+1}|^{p-1} \right]' \hat{S}^{-1} \left[\frac{1}{T} \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} v_t I(e_{t+1} < 0) |e_{t+1}|^{p-1} \right]}{\left[\sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} v_t |e_{t+1}|^{p-1} \right]' \hat{S}^{-1} \left[\sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} v_t |e_{t+1}|^{p-1} \right]} \quad (3)$$

ここで、 $e_{t+1} \equiv y_{t+1} - f_{t+1}$ 、 T はサンプル数、そして、ウェイト行列は

$$\hat{S} = \frac{1}{T} \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} v_t v_t' [I(e_{t+1} < 0) - \hat{a}]^2 |e_{t+1}|^2 \text{ である。}$$

GMM推定は、J検定を用いて直交条件の妥当性を検定することができる。この場合の直交条件は、予測の合理性、特に操作変数の情報を予測値作成のために効率的に用いたかを検定することができる(効率性の検定)。パラメータ a で規定される損失関数の形状は、予測の合理性と同時に評価することができる。合理性の検定は、予測者の最適化問題における1階条件から導かれたモーメント条件(1)についての検定であると考えられる。合理性検定を行う自然な枠組みはGMM推定であり、これは過剰特定化の検定、つまり、J検定である。予測合理性に関する直交条件は、GMM推定の目的関数が最適点において0であることを意味する。これは、(3)で示されるJ検定がまさに行うことである。予測合理性と一般的な損失関数という帰無仮説の下でのJ統計量は、以下のカイ二乗分布に従う。

$$J(\hat{a}) = \frac{1}{T} (x_t' \hat{S}^{-1} x_t) \sim \chi_{d-1}^2 \quad (4)$$

ここで、 $x_t = \sum_{t=\tau}^{T+\tau-1} v_t [I(e_{t+1} < 0) - \hat{a}] |e_{t+1}|^{p-1}$ 、そして、 d は操作変数の数を表す。

本研究では、操作変数として、定数項³と1年前の実績値(Model 1)、実績値の過去5年平均(Model 2)、そして、1年前の絶対誤差率(Model 3)を用いる。これら過去の実績値や予測誤差は既存研究においても用いられている。特に、本研究では、日本の人口予測において実績値の動向が考慮されていることから、実績値の過去5年平均を操作変数として採用したことに特徴がある。この操作変数は、人口予測の実務と整合的であることから、効率性の検定に適していると考えられる。

4.3. 予測誤差の要因

最後に、人口予測が持つパネル構造を利用して、総人口予測誤差を規定する要因を統計的に検証⁴する。具体的には、以下のモデルを推定する。

$$PE_{t,label}^{pop} = b_0 + b_1 PE_{t,label}^{ifr} + b_2 PE_{t,label}^{exp \tan cy} + b_3 horizon_{t,label} + \varepsilon_t$$

³ 定数項はここで推定したすべてのモデルにおいて含まれている。しかし、表記上の便宜のため、これより後は定数項を表記しない。

⁴ パネルデータ分析については、Wooldridge(2010)等を参照のこと。

ここで、 $PE_{t,label}^{pop}$ は人口予測の t 年における予測ラベルごとの PE、 $PE_{t,label}^{thr}$ は合計特殊出生率予測の t 年における予測ラベルごとの PE、 $PE_{t,label}^{expectancy}$ は平均寿命予測の t 年における予測ラベルごとの PE、 $horizon_{t,label}$ は t 年における予測ラベルごとの予測期間、を表す。なお、平均寿命について、男女とも、男のみ、女のみ、の 3 ケースを考慮する。

まず、すべてのデータをプールして最小二乗法で推定を行う。次に、固定効果モデル、そして、ランダム効果モデルの推定を行う。さらに、最適なモデルを選択するために、Breusch-Pagan テストと Hausman テストを行う。これにより、以下の点を明らかにする。1 つ目は、予測期間をコントロールした上でも、合計特殊出生率と平均寿命の予測誤差は総人口の予測誤差を有意に説明するか、また、その符号は期待したものとなるか、である。2 つ目は、予測ラベルによって過大または過少なバイアスが生じている可能性を検証する。固定効果モデルが選択される場合、予測ラベルに特有の予測バイアスが生じていることが示唆される。また、ランダム効果モデルが選択される場合、予測ラベルに固有の予測バイアスがないことが示唆される。なお、本研究で用いるデータは、アンバランス・パネルであることに留意する必要がある。

5. 分析結果

本章では、前章で述べた 3 つの方法から得られた結果を報告し、考察を加える。最初に、絶対予測誤差と予測誤差の特徴を示す。次に、損失関数の形状に関するパラメータの推定値と予測合理性(効率性)の検定について述べる。最後に、パネルデータ分析により、総人口の予測誤差が生じる要因について詳しくみることにする。

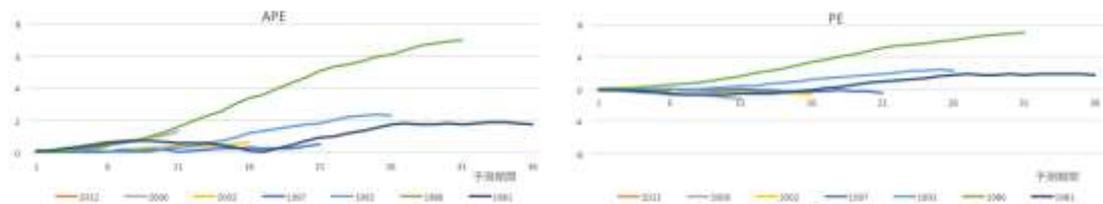
5.1. 予測誤差

まず、各変数の APE を概観する。予測誤差の符号は考慮せずに、予測誤差の大きさを明らかにすることができる。総人口の予測誤差を定量的に把握することができる。その上で、合計特殊出生率と平均寿命の予測誤差を定量的に求めることで、総人口の予測誤差にどちらの要因がより深刻な影響を与えているかを検討することができる。さらに、予測ラベルによる予測誤差の大きさや同一の予測ラベルにおける予測期間の予測誤差への影響も明らかにすることができる。

図 5 に総人口の APE と PE を示した。APE を左側に、PE を右側に示しており、上段(a)に 1980 年代以降のものを、下段(b)に 1970 年代以前のものを示している。予測誤差率は最大で 8%弱となっている。予測期間が 5 年以内の誤差率は、全ての予測ラベルにおいて小さく(1%程度)、予測精度は非常に高いことがわかる。予測期間が 6 年を超えると、複数の予測ラベルにおいて誤差率が大きく上昇する。これらの予測は、

1970年代から1990年代前半のものであり、2章で確認した点が定量的にも明らかになった。15年以上先の予測については、概して予測期間が延びるにつれ誤差率が上昇し、その水準も高い。これらの特徴をマクロ経済変数の予測と比較すると、以下の点が指摘できる。まず、マクロ変数の予測誤差が1-2年程度先においても非常に大きくなるのに対して、人口予測においては10年先まで非常に小さく、さらに上昇もほとんどしていない。人口動態はマクロ経済変数よりもゆっくりと変化する上に、大きな変化も起きないことが要因と考えられる。各世代は、1年後に1歳年をとることが確実であり、構造変化が起きる可能性も低い。

図5. 絶対予測誤差(APE)と予測誤差(PE): 総人口
(a) 1980年代以降



(b) 1970年代以前

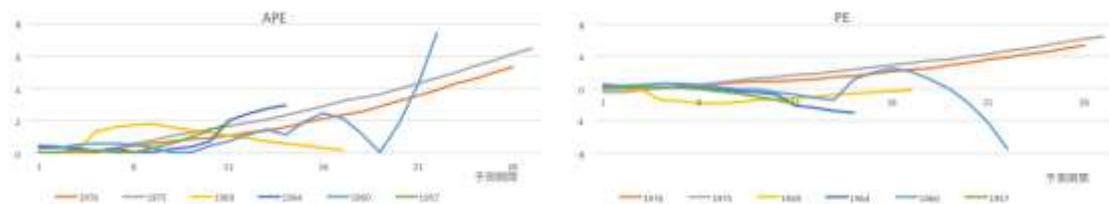


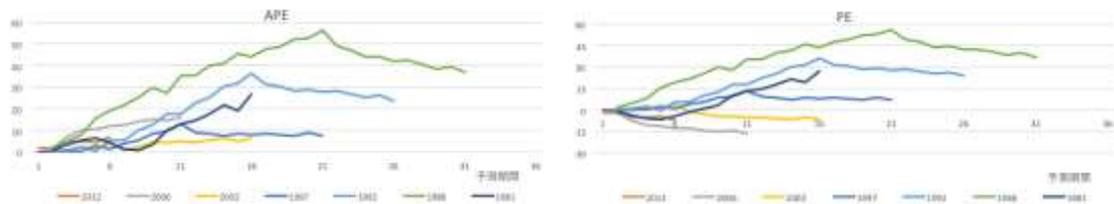
図6に合計特殊出生率のAPEとPEを示した。まず、誤差率の大きさが注目される。誤差率は最大で60%近くに達しており、総人口の誤差率の7倍にも及ぶ。後述のように、平均寿命の誤差率が最大9%程度であることから、総人口予測の誤差に対して、合計特殊出生率の与える影響が大きいことがわかる。また、誤差率は、予測期間が5年を超すと上昇を始める。この点についても、総人口と比較して予測精度の低さが目立つ結果となった。ところが、合計特殊出生率の予測精度の低さは、当該変数が持つ本質的な不確実性から、避けられないことは注意を要する。総人口と平均寿命が、すでに生存している人々の動態から規定されるのに対して、合計特殊出生率はこれから生まれる人々に規定される。合計特殊出生率は将来の個人、家庭の出産行動に規定される。したがって、予測の不確実性は大きくならざるをえない。

誤差率の大きさに加えて、2つの点を指摘することができる。1つ目は、誤差はほとんどの期間で正の値となり、過大な予測値となっていることである。2つ目は、1970年代以前の誤差が、予測期間が延びるにしたがい単調に増加するのに対して、1980年代以降の誤差はピークをつけた後、単調に減少している点である。これは、予測精度がある時点から高まったわけではなく、予測初期において低下していく合計特殊出生率

を見誤っていたものの、予測期間の後半(2005 年頃)に合計特殊出生率が一転して上昇を始めたためである。

図 6. 絶対予測誤差(APE)と予測誤差(PE): 合計特殊出生率

(a) 1980 年代以降



(b) 1970 年代以前

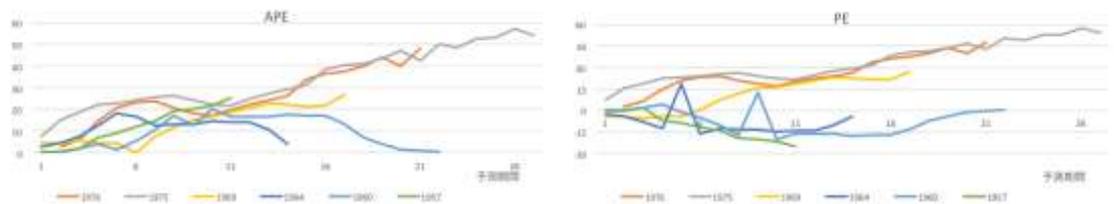
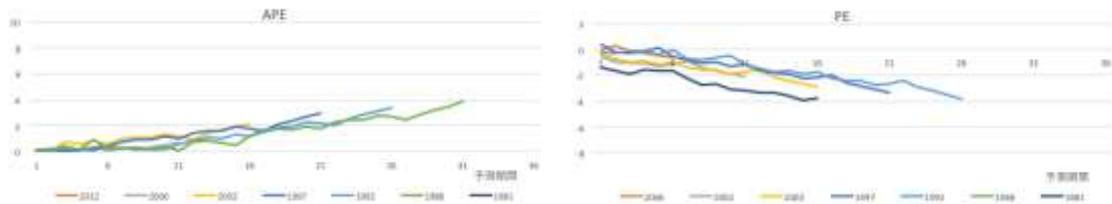


図 7 と 8 に、平均寿命(男)と平均寿命(女)の APE と PE をそれぞれ示した。まず、誤差率は最大でも 10% に満たない。予測期間が 10 年以内の場合、誤差率は非常に小さい。予測期間が 10 年を超えると、複数の予測ラベルにおいて誤差率が大きく上昇する。合計特殊出生率とは対照的に、1980 年代以降の誤差が 1970 年代以前の誤差よりも小さくなっている。したがって、1970 年代から 1990 年代前半における過大な総人口予測の最大の要因は、平均寿命予測ではなく、合計特殊出生率予測にあることが指摘できる。なお、以上で述べた点について、男女の性別による違いは見られない。

また、誤差は負の値で単調に減少していくことが多く、過少な予測値となる傾向があることがわかる。この傾向は戦後の日本に限らず、19 世紀半ばからの長期的観点から、そして、世界の多くの地域・国の観点から観察される一般的な傾向である。Oeppen and Vaupel (2002) は、19 世紀半ばから各年において世界で最も長寿な国の女性の平均寿命を集め、研究者による影響力のあった平均寿命予測、国際連合や政府機関の平均寿命と比較した。多くの予測が生物学的な限界を挙げ、平均寿命はその上限に迫っていることを指摘した。したがって、多くの予測において、10 年から 20 年程度の予測期間のうちに平均寿命の上昇が止まるとの結論を出した。ところが、それら全ての予測は間違っていたことが明らかになってきた。さらに、平均寿命の上昇は、単純な線形関数で近似することができ、1 年でおおよそ 3 ヶ月平均寿命が延びていることが示される。

図 7. 絶対予測誤差(APE)と予測誤差(PE):平均寿命(男)
(a) 1980 年代以降



(b) 1970 年代以前

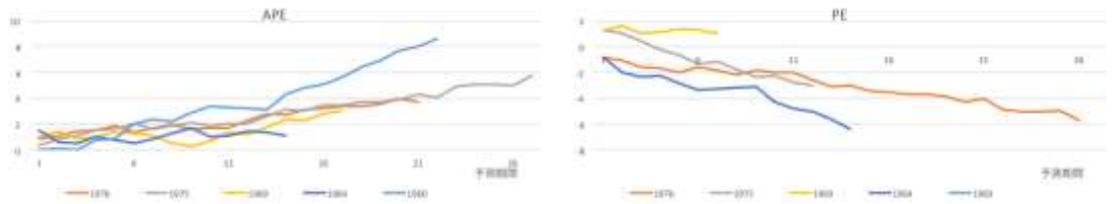
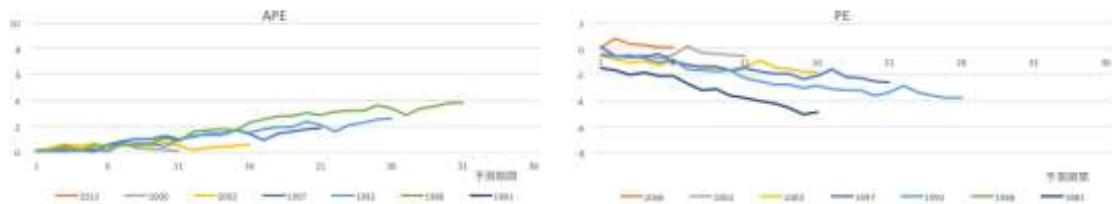
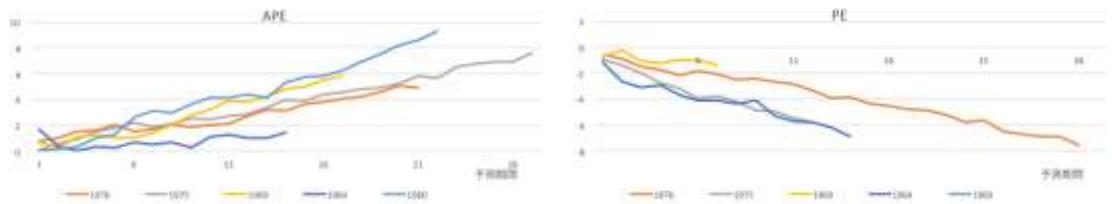


図 8. 絶対予測誤差(APE)と予測誤差(PE):平均寿命(女)
(a) 1980 年代以降



(b) 1970 年代以前



5.2. 損失関数

次に、人口予測作成者の損失関数を推定し、予測者は情報を効率的に用いて予測値を作成したかを検証する。表 2 に総人口に関する損失関数の推定値を示した。3つのモデル、そして、損失関数の曲がり具合に関わらず、一貫した結果が得られた。予測期間が 11 年を超える予測に関して、予測者は過大な予測値を出す傾向にある。言い換えると、予測値は上方バイアスを持つことになる。6年から10年先予測については、一貫した結果が得られず留意する必要がある。推定値が有意に 0.5 より大きいと示されたもの以外のケースについては、損失関数は対称であることが示され、予測者は偏りのない予測値を作成していることがわかる。

表 2. 損失関数の推定値:総人口

| | Model 1 | | Model 2 | | Model 3 | |
|-----------|------------|----------|------------|----------|------------|----------|
| Lin-lin | | | | | | |
| F1 | 0.47 | (0.06) | 0.39 | (0.14) | 0.46 | (0.10) |
| F2 | 0.57 | (0.08) | 0.41 | (0.11) | 0.46 | (0.09) |
| F3 | 0.80 | * (0.07) | 0.71 | * (0.08) | 0.72 | (0.14) |
| F4 | 0.81 | * (0.10) | 0.83 | * (0.10) | 0.89 | * (0.12) |
| Quad-quad | | | | | | |
| F1 | 0.52 | (0.05) | 0.60 | (0.08) | 0.59 | (0.03) |
| F2 | 0.64 | * (0.06) | 0.62 | * (0.05) | 0.62 | (0.07) |
| F3 | 0.76 | * (0.07) | 0.66 | * (0.03) | 0.71 | * (0.07) |
| F4 | 0.88 | * (0.10) | 0.70 | * (0.04) | 0.74 | * (0.05) |

注) F1は1年～5年先予測、F2は6年～10年先予測、F3は11年～15年先予測、F4は16年以上先の予測、を指す。括弧内の数値は標準誤差を表す。* は帰無仮説 ($\alpha = 0.5$) が有意水準5%で棄却されることを表す。

表 3. 損失関数の推定値:合計特殊出生率

| | Model 1 | | Model 2 | | Model 3 | |
|-----------|------------|----------|------------|----------|------------|----------|
| Lin-lin | | | | | | |
| F1 | 0.50 | (0.08) | 0.51 | (0.09) | 0.60 | (0.11) |
| F2 | 0.56 | (0.10) | 0.70 | (0.11) | 0.71 | * (0.09) |
| F3 | 0.88 | * (0.10) | 0.82 | * (0.08) | 0.75 | * (0.10) |
| F4 | 0.90 | * (0.10) | 0.93 | * (0.08) | 0.96 | * (0.10) |
| Quad-quad | | | | | | |
| F1 | 0.60 | (0.12) | 0.62 | (0.10) | 0.49 | (0.06) |
| F2 | 0.64 | (0.10) | 0.84 | * (0.10) | 0.76 | * (0.09) |
| F3 | 0.80 | * (0.07) | 0.93 | * (0.08) | 0.90 | * (0.07) |
| F4 | 0.91 | * (0.10) | 0.95 | * (0.08) | 0.94 | * (0.09) |

注) F1は1年～5年先予測、F2は6年～10年先予測、F3は11年～15年先予測、F4は16年以上先の予測、を指す。括弧内の数値は標準誤差を表す。* は帰無仮説 ($\alpha = 0.5$) が有意水準5%で棄却されることを表す。

表 3 に合計特殊出生率に関する損失関数の推定値を示した。ここでも、3 つのモデル、そして、損失関数の曲がり具合に関わらず、一貫した結果が得られた。予測期間が11年を超える予測に関して、予測者は過大な予測値を出す傾向にある。これは、総人口予測と同様の結果であるが、推定値は総人口の場合よりも大きくなっており、過大な予測値を出す傾向がより強いといえる。6年から10年先予測については、半数のケースで上方バイアスを示唆する結果が得られた。推定値が有意に0.5より大きいと示されたもの以外のケースについては、損失関数は対称であることが示され、予測者は偏りのない予測値を作成していることがわかる。

表 4 に平均寿命に関する損失関数の推定値を示した。3 つのモデル、そして、損失関数の曲がり具合に関わらず、一貫した結果が得られた。合計特殊出生率に比べ、バイアスが明確になる予測期間が早まっている。予測期間が6年を超える予測に関して、予測者は過少な予測値を出す傾向にあり、予測値は下方バイアスを持つことがわかった。1年から5年先予測の一部には下方バイアスが見られ、それらを除くケースでは偏りのない予測値であることも示されている。なお、男女による違いは見られない。

表 4(a).損失関数の推定値:平均寿命(男)

| | Model 1 | | Model 2 | | Model 3 | |
|-----------|------------|--------|------------|--------|------------|--------|
| Lin-lin | | | | | | |
| F1 | 0.40 | (0.09) | 0.34 * | (0.08) | 0.41 | (0.11) |
| F2 | 0.23 * | (0.10) | 0.19 * | (0.11) | 0.32 * | (0.09) |
| F3 | 0.12 * | (0.10) | 0.16 * | (0.08) | 0.23 * | (0.10) |
| F4 | 0.30 * | (0.11) | 0.10 * | (0.08) | 0.19 * | (0.11) |
| Quad-quad | | | | | | |
| F1 | 0.41 | (0.11) | 0.33 * | (0.08) | 0.48 | (0.07) |
| F2 | 0.24 * | (0.10) | 0.20 * | (0.10) | 0.28 * | (0.09) |
| F3 | 0.13 * | (0.12) | 0.21 * | (0.11) | 0.27 * | (0.10) |
| F4 | 0.11 * | (0.10) | 0.20 * | (0.11) | 0.15 * | (0.09) |

注) F1は1年～5年先予測、F2は6年～10年先予測、F3は11年～15年先予測、F4は16年以上先の予測、を指す。括弧内の数値は標準誤差を表す。* は帰無仮説 ($\alpha = 0.5$) が有意水準5%で棄却されることを表す。

表 4(b).損失関数の推定値:平均寿命(女)

| | Model 1 | | Model 2 | | Model 3 | |
|-----------|------------|----------|------------|----------|------------|----------|
| Lin-lin | | | | | | |
| F1 | 0.42 | (0.09) | 0.32 | * (0.11) | 0.44 | (0.11) |
| F2 | 0.27 | * (0.10) | 0.21 | * (0.11) | 0.34 | * (0.09) |
| F3 | 0.11 | * (0.08) | 0.20 | * (0.08) | 0.21 | * (0.10) |
| F4 | 0.29 | * (0.11) | 0.17 | * (0.11) | 0.17 | * (0.09) |
| Quad-quad | | | | | | |
| F1 | 0.40 | (0.11) | 0.30 | * (0.08) | 0.46 | (0.10) |
| F2 | 0.26 | * (0.10) | 0.26 | * (0.13) | 0.29 | * (0.10) |
| F3 | 0.11 | * (0.12) | 0.25 | * (0.09) | 0.24 | * (0.10) |
| F4 | 0.08 | * (0.10) | 0.19 | * (0.12) | 0.17 | * (0.09) |

注) F1は1年～5年先予測、F2は6年～10年先予測、F3は11年～15年先予測、F4は16年以上先の予測、を指す。括弧内の数値は標準誤差を表す。* は帰無仮説 ($\alpha = 0.5$) が有意水準5%で棄却されることを表す。

表 5 から表 7 に、総人口、合計特殊出生率、平均寿命に関する予測合理性の検定結果を示した。この検定は、それぞれの予測を作成する際、その時点で利用可能な情報を効率的に用いたかを検証するもので、効率性の検定とも呼ぶ。検定の結果、すべての予測について、予測が効率的に作成されていることが示された。予測期間や操作変数にかかわらず、全てのケースで同様の結論が得られた。ただし、この検定は検出力が低いため、本研究のようにサンプル数がさほど多くない場合には注意を要する。

表 5. 効率性の検定:総人口

| | Model 1 | | Model 2 | | Model 3 | |
|-----------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|
| Lin-lin | | | | | | |
| F1 | 1.70 | (0.19) | 1.30 | (0.25) | 0.62 | (0.43) |
| F2 | 1.82 | (0.18) | 1.29 | (0.26) | 0.88 | (0.35) |
| F3 | 1.82 | (0.18) | 1.50 | (0.22) | 1.21 | (0.27) |
| F4 | 1.80 | (0.18) | 0.80 | (0.37) | 1.24 | (0.27) |
| Quad-quad | | | | | | |
| F1 | 1.44 | (0.23) | 1.27 | (0.26) | 0.89 | (0.34) |
| F2 | 1.89 | (0.17) | 0.83 | (0.36) | 0.05 | (0.82) |
| F3 | 2.04 | (0.15) | 0.34 | (0.56) | 1.22 | (0.27) |
| F4 | 0.84 | (0.36) | 0.34 | (0.56) | 1.15 | (0.28) |

注) F1は1年～5年先予測、F2は6年～10年先予測、F3は11年～15年先予測、F4は16年以上先の予測、を指す。括弧内の数値はp値を表す。

表 6. 効率性の検定:合計特殊出生率

| | Model 1 | | Model 2 | | Model 3 | |
|-----------|---------|--------|---------|--------|---------|--------|
| Lin-lin | | | | | | |
| F1 | 0.51 | (0.48) | 1.62 | (0.20) | 1.71 | (0.19) |
| F2 | 0.43 | (0.51) | 1.66 | (0.20) | 1.64 | (0.20) |
| F3 | 1.18 | (0.28) | 1.57 | (0.21) | 1.69 | (0.19) |
| F4 | 1.39 | (0.24) | 1.38 | (0.24) | 1.58 | (0.21) |
| Quad-quad | | | | | | |
| F1 | 0.86 | (0.36) | 0.99 | (0.32) | 1.42 | (0.23) |
| F2 | 0.43 | (0.51) | 1.82 | (0.18) | 0.97 | (0.33) |
| F3 | 0.76 | (0.38) | 1.83 | (0.18) | 0.06 | (0.81) |
| F4 | 0.45 | (0.50) | 1.08 | (0.30) | 0.71 | (0.40) |

注) F1は1年～5年先予測、F2は6年～10年先予測、F3は11年～15年先予測、F4は16年以上先の予測、を指す。括弧内の数値はp値を表す。

表 7(a). 効率性の検定:平均寿命(男)

| | Model 1 | Model 2 | Model 3 |
|-----------|-------------|-------------|-------------|
| Lin-lin | | | |
| F1 | 1.17 (0.28) | 1.57 (0.21) | 0.71 (0.40) |
| F2 | 1.16 (0.28) | 1.09 (0.30) | 0.94 (0.33) |
| F3 | 1.15 (0.28) | 1.15 (0.28) | 0.48 (0.49) |
| F4 | 1.03 (0.31) | 1.30 (0.25) | 1.18 (0.28) |
| Quad-quad | | | |
| F1 | 1.69 (0.19) | 1.16 (0.28) | 0.10 (0.76) |
| F2 | 1.53 (0.22) | 0.50 (0.48) | 0.66 (0.42) |
| F3 | 1.49 (0.22) | 2.24 (0.13) | 1.40 (0.24) |
| F4 | 1.54 (0.21) | 1.89 (0.17) | 1.00 (0.32) |

注) F1は1年～5年先予測、F2は6年～10年先予測、F3は11年～15年先予測、F4は16年以上先の予測、を指す。括弧内の数値はp値を表す。

表 7(b). 効率性の検定:平均寿命(女)

| | Model 1 | Model 2 | Model 3 |
|-----------|-------------|-------------|-------------|
| Lin-lin | | | |
| F1 | 0.46 (0.50) | 1.48 (0.22) | 1.38 (0.24) |
| F2 | 0.75 (0.39) | 1.51 (0.22) | 1.49 (0.22) |
| F3 | 0.85 (0.36) | 1.41 (0.24) | 1.58 (0.21) |
| F4 | 0.76 (0.38) | 1.34 (0.25) | 1.51 (0.22) |
| Quad-quad | | | |
| F1 | 1.21 (0.27) | 0.04 (0.85) | 1.75 (0.19) |
| F2 | 1.30 (0.25) | 1.25 (0.26) | 0.40 (0.53) |
| F3 | 1.07 (0.30) | 1.19 (0.28) | 0.25 (0.62) |
| F4 | 0.87 (0.35) | 1.02 (0.31) | 1.35 (0.25) |

注) F1は1年～5年先予測、F2は6年～10年先予測、F3は11年～15年先予測、F4は16年以上先の予測、を指す。括弧内の数値はp値を表す。

5.3. 予測誤差の要因

パネル分析の結果を見る前に、最小二乗法による推定結果を確認しておく(表 8)。まず、合計特殊出生率はすべてのモデルにおいて、1%水準で有意である。符号についても正であり、期待通りである。つまり、合計特殊出生率の予測誤差が正(過大な予測)であると、総人口の予測誤差が増加する、つまり過大予測となることを意味する。また、平均寿命(男)はすべてのモデルで有意な推定値を得られなかった。モデル1とモデル5では、符号が負となり期待に反する結果となっている。対して、平均寿命(女)はモデル1において有意な正の値となった。平均寿命の予測誤差が過少な場合、予測に反して総人口が増加しない、つまり、総人口が予測に反して増加する。そのため、総人口の予測誤差は増加し、過大予測となる。しかし、モデル3とモデル4においては、推定値は有意でない。予測期間については、すべてのモデルにおいて有意な正の推定値を得た。予測期間が長くなるにつれ、予測誤差が大きくなることを示している。

表 8. 最小二乗法推定

| 被説明変数: | モデル1 | モデル2 | モデル3 | モデル4 | モデル5 |
|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 総人口 | | | | | |
| 予測誤差率 | | | | | |
| 合計特殊出生率 | 0.0653*** | 0.0629*** | 0.0636*** | 0.0775*** | 0.0752*** |
| 予測誤差率 | (0.0077) | (0.0072) | (0.0081) | (0.0087) | (0.0081) |
| 平均寿命(男) | -0.188 | 0.0764 | | | -0.0915 |
| 予測誤差率 | (0.1480) | (0.1500) | | | (0.1260) |
| 平均寿命(女) | 0.2920** | | 0.1580 | -0.0203 | |
| 予測誤差率 | (0.1170) | | (0.1210) | (0.1080) | |
| 予測期間 | 0.0836*** | 0.0762*** | 0.0925*** | | |
| | (0.0265) | (0.0271) | (0.0241) | | |
| 定数項 | -0.567*** | -0.663*** | -0.607*** | -0.300*** | -0.373*** |
| | (0.1200) | (0.1270) | (0.1280) | (0.1080) | (0.1050) |
| サンプル数 | 212 | 212 | 213 | 213 | 212 |
| R-squared | 0.613 | 0.598 | 0.607 | 0.570 | 0.575 |

注) 括弧内の数値はロバスト標準誤差を示す。*** は有意水準 1%、** は有意水準 5%、* は有意水準 10%、でそれぞれ帰無仮説を棄却する。

次に、男女の平均寿命を共に含んだモデルをパネル推定した結果を表 9 に示した。パネル推定により、平均寿命の予測誤差の推定値は男女ともに符号が正となり、期待通りの結果である。ところが、平均寿命(男)の推定値が固定効果モデルにおいて、有意水準 10%で有意となっただけである。男女の平均寿命の推定値が有意とならない

表 9. パネル推定:平均寿命(男)と平均寿命(女)

| 被説明変数:総人口予測誤差率 | 固定効果モデル | 変量効果モデル |
|-----------------|------------------------|------------------------|
| 合計特殊出生率予測誤差率 | 0.0479** (0.0104) | 0.0527** (0.0089) |
| 平均寿命(男)予測誤差率 | 0.3552* (0.2131) | 0.1354 (0.1781) |
| 平均寿命(女)予測誤差率 | 0.0904 (0.1885) | 0.2054 (0.1577) |
| 予測期間 | 0.1593*** (0.0275) | 0.1363*** (0.0253) |
| 定数項 | -0.6065*** (0.1563) | -0.6825*** (0.2568) |
| モデル選択の検定 | | |
| サンプル数 | 212 | 212 |
| グループ数 | 12 | 12 |
| R-sq: within | 0.4433 | 0.4396 |
| between | 0.5746 | 0.6534 |
| overall | 0.5494 | 0.5847 |
| Breush-Paganテスト | 79.43 | |
| p値 | 0.0000 | |
| Hausmanテスト | 6.01 | |
| p値 | 0.1985 | |

注) 括弧内の数値はロバスト標準誤差を示す。*** は有意水準 1%、** は有意水準 5%、* は有意水準 10%、でそれぞれ帰無仮説を棄却する。

のは、多重共線性に原因があると考えられる。男性と女性の平均寿命は、水準は異なるものの、上昇するペースは非常に似ている。これを反映して、それぞれの予測値も似たように推移する。そのため、予測誤差も似たような値、動きとなることから、両者の相関は非常に高くなる。この問題を解決するために、男女それぞれの平均寿命のみを入れたモデルを推定する。一方、合計特殊出生率と予測期間については、最小二乗法推定から得られた結果と同様となった。推定値の符号は正であり、かつ有意水準 5%、または、有意水準 1%で有意である。

表 10(a)に、平均寿命(男)を含んだモデルをパネル推定した結果を示した。前のモデルの結果とは異なり、平均寿命(男)の予測誤差の推定値は符号が正であり、有意水準 1%で有意となった。さらに、合計特殊出生率と予測期間についても、推定値の符号は正であり、ともに有意水準 1%で有意となった。次に、Breush-Pagan テストと Hausman テストを用いて、モデル選択を行う。まず、最小二乗推定と固定効果モデルを比較する。Breush-Pagan テストの帰無仮説は「個別固定効果が存在しない」であり、帰無仮説の下では最小二乗推定ができることを意味する。したがって、帰無仮説が棄却される場合、最小二乗推定ではなく固定効果モデルが選択される。Breush-Pagan テストのラグランジュ乗数統計量は 88.35 となり、帰無仮説は有意水準 1%で棄却される。したがって、固定効果モデルが選択される。

さらに、Hausman テストを行い、固定効果モデルとランダム効果モデルでモデル選択を行う。この場合の帰無仮説は「ランダム効果は説明変数と相関していない」となるため、帰無仮説の下ではランダム効果推定が有効一致推定量となる。したがって、帰無仮説が棄却される場合、ランダム効果モデルではなく固定効果モデルが選択される。検定統計量は 6.11 となり、有意水準 10%で棄却されない。したがって、ランダム効果モデルが選択される。これより、予測誤差のパネル推定モデルはランダム効果モデルが選択された。ランダム効果モデルの推定値と固定効果モデルの推定値に大きな差はないものの、合計特殊出生率の推定値が大きく、平均寿命と予測期間の推定値が小さくなっている。なお、Hausman テストは、わずかなところで帰無仮説が棄却されなかった。そのため、平均寿命(女)に置き換えたモデルを推定する。

表 10(b)に、平均寿命(女)を含んだモデルをパネル推定した結果を示した。平均寿命(男)を含んだモデルと同様の推定結果となり、推定値の頑健性が示された。モデル選択のテストについても、同様の結果となった。Breush-Pagan テストにより帰無仮説が有意水準 1%で棄却され、固定効果モデルが選択された。そして、Hausman テストの p 値は 0.4755 となり、有意水準 10%で棄却されないため、ランダム効果モデルが選択された。以上の結果より、総人口の予測誤差を説明するモデルとして、女性の平均寿命を含むものを採用するのが望ましいと言える。

パネル分析の結果を整理する。総人口の予測誤差は、合計特殊出生率の予測誤差 1%により 0.05%、平均寿命(女)の予測誤差 1%により 0.3%、予測期間が 1 年伸びることにより 0.13%、増加することが示された。また、ランダム効果モデルが選択されたことから、作成された予測に固有のバイアスは見られない。そのため、合計特殊出生率と

平均寿命の予測誤差の特徴と総人口予測に与える影響は、1957年から作成された13回の予測に共通であることが示唆される。したがって、予測の精度を、バイアス等を考慮した判断で向上させることは難しい。人口予測を政策など意思決定に用いる場合には、中位予測ではなく控えめな予測である低位予測を重視することが、経済運営の予期しないリスクを減らし、より迅速な政策対応を可能にすると考えられる。

表 10(a). パネル推定:平均寿命(男)

| 被説明変数:総人口予測誤差率 | 固定効果モデル | 変量効果モデル |
|-----------------|------------------------|------------------------|
| 合計特殊出生率予測誤差率 | 0.0463*** (0.0098) | 0.0492*** (0.0086) |
| 平均寿命(男)予測誤差率 | 0.4395*** (0.1205) | 0.3245*** (0.1061) |
| 予測期間 | 0.1586*** (0.0274) | 0.1336*** (0.0252) |
| 定数項 | -0.6331*** (0.1457) | -0.7479*** (0.2549) |
| モデル選択の検定 | | |
| サンプル数 | 212 | 212 |
| グループ数 | 12 | 12 |
| R-sq: | | |
| within | 0.4426 | 0.4399 |
| between | 0.5486 | 0.6034 |
| overall | 0.5398 | 0.5692 |
| Breush-Paganテスト | 88.35 | |
| p値 | 0.0000 | |
| Hausmanテスト | 6.11 | |
| p値 | 0.1062 | |

注) 括弧内の数値はロバスト標準誤差を示す。*** は有意水準 1%、** は有意水準 5%、* は有意水準 10%、でそれぞれ帰無仮説を棄却する。

表 10 (b). パネル推定:平均寿命(女)

| 被説明変数:総人口予測誤差率 | 固定効果モデル | 変量効果モデル |
|-----------------|------------------------|------------------------|
| 合計特殊出生率予測誤差率 | 0.0534*** (0.0097) | 0.0547*** (0.0085) |
| 平均寿命(女)予測誤差率 | 0.3509*** (0.1040) | 0.3068*** (0.0921) |
| 予測期間 | 0.1407*** (0.0250) | 0.1294*** (0.0233) |
| 定数項 | -0.5130*** (0.1463) | -0.6409*** (0.2536) |
| モデル選択の検定 | | |
| サンプル数 | 213 | 213 |
| グループ数 | 12 | 12 |
| R-sq: | | |
| within | 0.4357 | 0.4351 |
| between | 0.6699 | 0.6827 |
| overall | 0.5842 | 0.5928 |
| Breush-Paganテスト | 95.90 | |
| p値 | 0.0000 | |
| Hausmanテスト | 2.50 | |
| p値 | 0.4755 | |

注) 括弧内の数値はロバスト標準誤差を示す。*** は有意水準 1%、** は有意水準 5%、* は有意水準 10%、でそれぞれ帰無仮説を棄却する。

6. まとめと今後の課題

本研究は「人口予測は本当に精度の高い予測なのか」という疑問を出発点として、国立社会保障・人口問題研究所が発表する人口予測を評価し、予測誤差がどのような要因から生じるかを明らかにした。合計特殊出生率の見通しが楽観的であったことに加えて、平均寿命の予測を上回る上昇も人口予測を過大にする要因であった。まさに、

少子化と高齢化がともに予測を上回るスピードで進行していたと言え、少子化と高齢化の両面から政策的な対応が求められている。

分析結果を整理すると、以下の7点に整理することができる。第一に、合計特殊出生率の予測は過大に、平均寿命の予測は過少になる傾向があり、結果として総人口の予測は過大になる。第二に、予測期間が10年を超えると予測誤差は急速に上昇する。第三に、3変数のうち合計特殊出生率の予測誤差が大きい。第四に、1970年代から1990年代前半において、総人口予測は著しく過大であり、この要因は過大な合計特殊出生率予測にある。第五に、予測者の損失関数は、予測誤差の指標と整合的な形状をしている。第六に、予測者は、予測時点で利用可能な情報を効率的に用いて予測を作成した。第七に、作成された予測に固有のバイアスは見られないことから、合計特殊出生率と平均寿命の予測誤差の特徴と総人口予測に与える影響は、1957年から作成された13回の予測に共通である。以上の結果から、人口予測を政策など意思決定に用いる場合には、中位予測ではなく控えめな予測である低位予測を重視することが、経済運営の予期しないリスクを減らし、より迅速な政策対応を可能にすると考えられる。

今後の研究課題を述べる。国立社会保障・人口問題研究所では、総人口だけでなく、1960年代から都道府県人口予測を行っている。さらに、2000年代からは市区町村人口予測を行っている。先行研究で挙げた外国の研究では、一国内の地域別(州や群など)人口予測を分析している例もある。ところが、日本国内の地域別予測の研究はまったくないと言っても過言ではない。そこで、本研究で用いた分析方法を都道府県別人口予測と市区町村別人口予測に応用したい。

参考文献

- Baker, J., Alcantara, A., Ruan, X., Watkins, K., & Vasan, S. (2013). A comparative evaluation of error and bias in census tract-level age/sex-specific population estimates: component I (net-migration) vs component III (Hamilton-Perry). *Population Research and Policy Review*, 32(6), 919-942.
- Booth, H. (2006). Demographic forecasting: 1980 to 2005 in review. *International Journal of Forecasting*, 22(3), 547-581.
- Elliott, G., Komunjer, I. and Timmermann, A. (2005) Estimation and testing of forecast rationality under flexible loss. *Review of Economic Studies*, 72, 1107-1125.
- Hansen, L. P., Heaton, J. and Yaron, A. (1996) Finite-sample properties of some alternative GMM estimators. *Journal of Business & Economic Statistics*, 14, 262-280.
- Hansen, B. E. and West, K. D. (2002) Generalized methods of moments and macroeconomics. *Journal of Business & Economic Statistics*, 20, 460-490.

- Keilman, N. (1998). How accurate are the United Nations world population projections?. *Population and Development Review*, 24, 15-41.
- Keilman, N. (2001). Demography: uncertain population forecasts. *Nature*, 412(6846), 490-491.
- Keilman, N. (2008). European demographic forecasts have not become more accurate over the past 25 years. *Population and Development Review*, 34(1), 137-153.
- Keilman, N., & Pham, D. Q. (2004). Time series based errors and empirical errors in fertility forecasts in the Nordic countries. *International Statistical Review*, 72(1), 5-18.
- Oeppen, J., & Vaupel, J. W. (2002). Broken limits to life expectancy. *Science*, 296(5570), 1029-1031.
- Rayer, S. (2007). Population forecast accuracy: does the choice of summary measure of error matter?. *Population Research and Policy Review*, 26(2), 163.
- Smith, S. K., & Shahidullah, M. (1995). An evaluation of population projection errors for census tracts. *Journal of the American Statistical Association*, 90(429), 64-71.
- Smith, S. K., & Sincich, T. (1990). The relationship between the length of the base period and population forecast errors. *Journal of the American Statistical Association*, 85(410), 367-375.
- Smith, S. K., & Tayman, J. (2003). An evaluation of population projections by age. *Demography*, 40(4), 741-757.
- Stoto, M. A. (1983). The accuracy of population projections. *Journal of the American Statistical Association*, 78(381), 13-20.
- Swanson, D. A., Tayman, J., & Barr, C. F. (2000). A note on the measurement of accuracy for subnational demographic estimates. *Demography*, 37(2), 193-201.
- Tayman, J., & Swanson, D. A. (1996). On the utility of population forecasts. *Demography*, 33(4), 523-528.
- Wilson, T. (2007). The forecast accuracy of Australian Bureau of Statistics national population projections. *Journal of Population Research*, 24(1), 91-117.
- Wooldridge, J. M. (2010). *Econometric analysis of cross section and panel data*. MIT press.
- 石井大(2006)「確率推計による将来人口推計の不確実性の評価について」
江崎雄治・西岡八郎・大場保(2004)「『都道府県別将来推計人口(平成14年3月推計)』における仮定値設定と推計結果の中間評価」

厚生省人口問題研究所(1959)「男女年齢別推計人口」『研究資料』第 118 号
厚生省人口問題研究所(1960)「男女年齢別推計人口」『研究資料』第 138 号
厚生省人口問題研究所(1964)「男女年齢別将来推計人口」『研究資料』第 159 号
厚生省人口問題研究所(1969)「全国男女年齢別将来推計人口」『研究資料』第 192 号
厚生省人口問題研究所(1975)「日本の将来推計人口—全国男女年齢別,昭和 45～
125 年—」『研究資料』第 208 号
厚生省人口問題研究所(1976)「日本の将来推計人口—全国男女年齢別,昭和 50～
125 年—」『研究資料』第 213 号
厚生省人口問題研究所(1982)「日本の将来推計人口—全国男女年齢別,昭和 55～
155 年—」『研究資料』第 227 号
厚生省人口問題研究所(1987)「日本の将来推計人口—昭和 60～100 年—(昭和 101
～160 年参考推計)」『研究資料』第 244 号
厚生省人口問題研究所(1992)「男女年齢別推計人口—平成 3(1991)～37(2025)年—
(平成 38(2026)～102(2090)年参考推計)」『研究資料』第 274 号
国立社会保障・人口問題研究所(1997)「男女年齢別推計人口—平成 8(1996)～
62(2050)年—(平成 63(2051)～112(2100)年参考推計)」『研究資料』第 291 号
国立社会保障・人口問題研究所(2002)「日本の将来推計人口—平成 13 年(2001)～
62(2050)年—附:参考推計 平成 63(2051)～112(2100)年」『研究資料』第 303
号
国立社会保障・人口問題研究所(2008)「日本の将来推計人口—平成 18 年 12 月推計
の解説および参考推計(条件付推計)—」『研究資料』第 319 号
国立社会保障・人口問題研究所(2013)「日本の将来推計人口—平成 24 年 1 月推計
の解説および参考推計(条件付推計)—」『研究資料』第 327 号
高橋重郷・金子隆一・石川晃・池ノ上正子・三田房美(1996)「将来人口推計の評価と
見直しについて」