



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

人口動態の変化と実質金利の 趨勢的な関係 —世代重複モデルに基づく分析—

須藤 直*

nao.sudou@boj.or.jp

瀧塚 寧孝*

yasutaka.takizuka@boj.or.jp

No.18-J-4
2018年6月

日本銀行
〒103-8660 日本郵便（株）日本橋郵便局私書箱 30号

* 日本銀行企画局

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局 (post.prd8@boj.or.jp) までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

人口動態の変化と実質金利の趨勢的な関係

―世代重複モデルに基づく分析―*

須藤直[†] 瀧塚寧孝[‡]

【要旨】

出生率の低下や長寿化に伴う人口構造の高齢化と、実質金利の趨勢的な低下は、過去数十年、多くの先進国で共通して観察されており、こうした高齢化が今後進むとの見方のもとで、実質金利がゼロを下回る水準まで低下するとする分析も存在する。本稿では、日本経済を模した世代重複モデルを用いて、少子高齢化が実質金利に与える影響を分析している。分析の結果、過去50年間に生じた実質金利の低下幅640ベースポイントのうち、270ベースポイント程度が、出生率低下による労働力人口の減少と長寿化に伴う予備的貯蓄といった人口動態の変化に起因することが分かった。一方で、先行き50年間に予想される人口動態の変化については、実質金利を現在の水準から大きく乖離させる程の効果は持たないこともわかった。これは、今後、出生率低下の鈍化と長寿化の頭打ちによって、実質金利への追加的な下押し圧力は弱まるものの、これまでの長寿化に起因する予期的貯蓄は引き続き継続することで、足許までの人口動態要因の影響は残存することによる。国によって時期のずれはあるものの、過去と将来についてのこうした人口動態の変化のパターンは、先進各国で共通に観察されることから、当分析の結果は、今後、他の国々においても、人口動態の変化による実質金利の低下が終息に向かう可能性を示唆している。

JEL 分類番号 : E20、J11

キーワード : 実質金利の低下、少子高齢化、世代重複モデル

* 本稿は、日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.18-E-1 「Population Aging and the Real Interest Rate in the Last and Next 50 years --A tale told by an Overlapping Generations Model--」の日本語訳版である。本稿の作成に当たり、Selahattin İmrohoroğlu 氏、Jinill Kim 氏、一上響氏、小田剛正氏、黒住卓司氏、斎藤雅士氏、須合智広氏、敦賀貴之氏、長野哲平氏、永幡崇氏、西崎健司氏、藤原一平氏、吉羽要直氏、11th Annual Workshop of the Asian Research Network、The 26th Annual Society of Nonlinear Dynamics and Econometrics Symposium、大阪大学社会経済学研究所セミナー、日本銀行のセミナー出席者から有益なコメントを頂戴した。もちろん、あり得べき誤りは筆者らに属する。本稿に示されている内容や意見は、筆者ら個人に属するものであり、日本銀行および企画局の公式見解を示すものではない。

[†] 日本銀行企画局 (nao.sudou@boj.or.jp)

[‡] 日本銀行企画局 (yasutaka.takizuka@boj.or.jp)

1 はじめに

過去 20～30 年の間、主要先進国では、少子高齢化の進展と、実質金利の趨勢的な低下が同時に観察されてきた。図 1 では、G7 における過去 50 年間の実質金利と「老年」従属人口比率の時系列を掲載しているが、実質金利については、1970 年代のインフレ亢進期を経て、1980 年代初頭から低下し続けた後、近年では 0 % 近傍で推移しており、従属人口比率については、1960 年代から上昇し続け、一部の国では、1990 年代以降、上昇ペースが加速している。国連や各国機関の推計によれば、少子高齢化の進展は今後も続くことが見込まれており、Eggertson et al. (2017) などの研究では、人口動態の変化を含む今後の経済環境如何によっては、先行き相当の期間の間、実質金利が 0 % 未満の水準に陥る可能性も指摘されている。

少子高齢化がマクロ経済に与える影響については、これまでも経済学者の高い関心を集めており、例えば、米国についての分析として、Auerbach and Kotlikoff (1987)、英国や欧州諸国についての分析として、Miles (1999) などがある。もっとも、近年は、中銀関係者による取り組みが顕著になってきている。この背景としては、実質金利の趨勢的な低下が、自然利子率（あるいは、均衡実質金利）¹ 経済・物価に対して、引き締めの的にも緩和的のにも作用しない中立的な実質金利² の低下を意味しているのではないかと、という懸念が、中銀関係者の間で醸成され始めていることが挙げられる^{1,2}。自然利子率を直接観測することはできないものの、Laubach and Williams (2003) の手法で主要国の自然利子率を推計すると、国ごとの違いはあるものの、確かに時系列的には低下トレンドがみられ、2017 年での水準は、概ね 0 % 程度となっている（図 2）。

このような問題意識を念頭に置きつつ、本稿では、(i) 過去の少子高齢化は、実際、実質金利の変動に寄与していたのか、(ii) 先行きの少子高齢化は、実質金利を一段と押し下げていくのか、という 2 つの問いに対して、回答を与えることを試みる。具体的には、日本の経済環境や制度と整合的な形で 80 世代からなる家計部門、社会保障制度部門、政府部門などを詳細にモデルに組み込んだ世代重複モデル（Overlapping Generations Model）を用いて、シミュレーション分析を行う。世代重複モデルを使用する理由は、人口動態の変化が実質金利を含む要素価格や生産活動に及ぼす影響

¹この論点は、長期的停滞論の議論とも関連している。詳細については、例えば、Summers (2014, 2015) などを参照。

²実質金利ないしは自然利子率と、少子高齢化の関係性についての中銀関係者による情報発信の例としては、Carney (2017)、Draghi (2016)、Fischer (2016) などがある。

について、全要素生産性 (Total Factor Productivity、TFP)、税制、社会保障制度などの他の経済環境がもたらす影響から切り離して計測することができるためである。また、図1で示されている様に、日本における少子高齢化は、他の先進国対比でみて規模が大きく、その変化も急である。この点を鑑みて、本稿では、日本を主たる分析対象としている。もっとも、後述するように、他の先進主要国についても、各国の人口データを用いて、定量的な分析を行っている。なお、人口動態の寄与を計測することが主目的であることから、モデルにおいては、名目価格の硬直性やマークアップショックや金融政策ショックといった短期的な構造ショックについては捨象している点については留意されたい³。

本稿では、Hayashi and Prescott (2002)、Chen et al. (2007)、Hansen and Imrohoroglu (2016)、Gagnon et al. (2016)などの先行研究に倣って、確定的シミュレーション (deterministic simulation) を採用している。具体的には、人口動態に関する変数やTFPといった外生変数について、1960年以降の実績値や予測値を与件としてモデルに与えたうえで、モデルに内在する経済主体による外生変数に対する内生的な反応として、要素価格や生産活動の動きを計算する。分析の大枠の流れとしては、まず、GNPなど主要マクロ経済変数の1960年から2015年までの動きについて、モデルがデータの動きを相当程度に説明できることを確認し、次に、人口動態を含む外生変数についての前提条件を変えたシミュレーションを行うことで、人口動態の変化と実質金利の関係性を検証している。

結論を先取りすると、シミュレーション結果は、上記の2つの問いのうち、最初の問いに対しては肯定的であり、次の問いに対しては否定的であった。すなわち、まず、過去50年に生じた人口動態の変化（出生率の低下と平均寿命の上昇）については、日本の実質金利を大きく押し下げたことが確認された⁴。出生率の低下は、直接的に生産年齢人口を減少させ、長寿化は、家計貯蓄を増加させる。この結果、労働投入量は低下し、資本ストック投入量は増加することから、実質金利は低下する。定量的には、1960年から2015年までの実質金利の低下幅640ベースポイント

³この点と同様に、経済の長期変動に着目するという観点から、モデルでは、労働参加率は通時的に一定と仮定している。現実の労働参加率は、景気循環を通じて上下変動するため、この結果として、モデルとデータの労働力人口の動きは必ずしも一致しない。もっとも、後で示す図6にみられるように、労働時間の寄与を勘案した総労働投入量ベース（すなわち労働人口と労働時間の積）で比較すると、長期的には、モデルとデータの動きは概ね一致する。

⁴本稿のモデルでは、便宜的に、「出生率」を21歳人口の成長率と定義している。このため、モデルにおける出生率は、出生率の指標として一般的に参照される「合計特殊出生率」（1人の女性が一生に産む平均的な子どもの数）とは一致しないことに留意されたい。

トのうち、270 ベーシスポイント程度が、人口動態要因に起因したことが確認された。一方で、今後の50年間に生じる人口動態の変化については、実質金利への影響は限定的であるとの結果が得られた。すなわち、他の外生変数の動きが足許から変わらないとの想定のもとでは、実質金利の水準は、今後50年間、0から90ベーシスポイントの間で、概ね、足許の水準並みで推移すると考えられるが、こうした実質金利の推移は、仮に2015年以降、人口動態の変化が止まるという仮想的な環境のもとでの実質金利のシミュレーション値と比較しても、ほぼ変わらない。

では、何故、実質金利への人口動態の伝播は今後減衰していくのだろうか。また、何故、(人口動態を理由とした)実質金利の一段の低下は起きないのだろうか。その理由は2つ存在する。まず第1に、人口動態の変化の規模そのものが縮小するためである。過去50年間でみると、出生率は、1960年代の4.6%から2015年の-0.7%まで低下し、生産年齢人口成長率も2.0%から-1.4%まで低下しているが、先行きの50年間でみると、出生率の限界的な低下幅は0.5%に過ぎず、生産年齢人口成長率も、足許と大差ない値で推移すると見込まれる。同様に、平均寿命は過去50年間で12歳上昇しているが、今後の50年間の上昇幅は僅か4歳と見込まれている。こうした少子高齢化の「速度の鈍化」は、実質金利への追加的な押し下げ効果の減衰として現れる。もっとも、過去の人口動態の変化に起因する影響は、今後も作用し続けると考えられる。すなわち、2つ目の理由として、過去の人口動態の変化に起因する足許の実質金利へのマイナスの影響が、今後も引き続き残存することで、先行きの実質金利が現在の水準から上昇しにくくなることが挙げられる。特に、不可逆的な人口動態の変化である長寿化の帰結として、家計の貯蓄行動が恒久的に変化し、実質金利への半ば恒久的な下押し圧力が生じ続けると考えられる。シミュレーション分析に従えば、1970年代から1980年代に生じた人口動態の変化は、2015年時点の実質金利に対して、およそ130ベーシスポイント下押しに寄与していたが、その下押し圧力は、2060年時点においても、約90ベーシスポイント程度残存しているとの結果が得られている。

人口動態の変化が実質金利に及ぼすこのような影響は、日本特有のものなのだろうか。過去、出生率の低下と長寿化が進展し、今後、人口動態の変化の規模が小さくなるという点については、日本だけではなく、他の先進国に関しても共通して言えることである。実際、米国、(米国、日本を除く)G7、(米国、日本を含まない)OECD15か国の4つの国・地域について、それぞれ人口動態についての時系列を作

成し、日本と同様に、世代重複モデルによるシミュレーションを行ったところ、国・地域ごとの人口動態の違いを映じた差はあるものの、過去の人口動態の変化が実質金利を下押ししてきたこと、将来的にその影響は減衰していくことが見込まれること、という2点については、共通して確認された。

本稿と関連する既存研究として、大まかには、二つの研究の流れがある。1つ目は、Ikeda and Saito (2014)、Fujita and Fujiwara (2016)、Rachel and Smith (2015)、Gagnon et al. (2016)、Carvalho et al. (2016)、Eggertson et al. (2017) など、実質金利あるいは自然利子率と人口動態の関係性を分析する研究である。特に、本稿は、中規模の世代重複モデルを用いたシミュレーション分析という点で、Gagnon et al. (2016) や Eggertson et al. (2017) と関連している。例えば、Gagnon et al. (2016) では、1980年から2016年にかけての米国の実質金利の低下のほとんどが、1980年代以前に生じた人口動態の変化に起因するものであり、今後の実質金利は概ね、足許並みの低水準で推移するとしているが、これらの結果は本稿で得られたものと極めて近いものである。2つ目は、人口動態とマクロ経済変数の関係性を分析した研究、特に世代重複モデルを用いた日本経済の研究である。具体的には、Chen et al. (2007)、Braun et al. (2009)、Braun and Joines (2015)、Muto, Oda, and Sudo (2016, MOS) などである。本稿の分析ツールや問題意識は、この中でも特に MOS (2016) と密接に関連している⁵。

本稿の貢献は、日本および主要先進諸国について、人口動態の変化が実質金利に与える影響を定量評価した点である。勿論、本稿は、この点に焦点を当てた最初の研究ではないものの、既存研究とは、以下の点で差別化されている。まず、日本経済と整合的になるように設計された80世代の世代重複モデルを用いているという意味で、2世代モデルあるいは確率的なライフサイクル・モデルである Ikeda and Saito (2014) や Fujita and Fujiwara (2016) とは異なっている。第2に、人口動態と実質金利の関係性が、他の経済環境によって影響されるのかという点についても検証しているという点で、特徴的である。例えば、Gagnon et al. (2016) や Eggertsson et al. (2017) などは、税制や社会保障制度を捨象した世代重複モデルを利用している

⁵本稿の世代重複モデルは、MOS (2016) のモデルがベースとなっている。もっとも、本稿では、長期的な人口動態の影響を捉えることを目的として、分析の対象期間を MOS (2016) の1980年代以降ではなく、1960年代以降としている。後述するように、1960年代、1970年代の人口動態の変化は大きく、足許の実質金利に対しても無視し得ない影響を与え続けている。また、本稿は、実質金利の動向に焦点を当てており、その意味でも GNP 成長率など他のマクロ経済変数に焦点を当てている MOS (2016) と異なっている。

が、本稿では、社会保障制度を捨象した経済と、捨象していない経済のもとでの実質金利の推移を比較することで、社会保障制度を捨象したモデルを基に分析を行うと、少子高齢化による実質金利の下押し圧力を過大推計する可能性があることを指摘している。最後に、本稿では、日本以外の主要国についてもシミュレーションを行うことで、少子高齢化が実質金利に与える影響について、ある程度、普遍的な含意を導いている。これは、特定の国・地域にのみ焦点を当てた研究とは対照的である。

本稿の構成は、以下のとおりである。第2章は、本稿のモデルについて説明する。第3章では、シミュレーションに用いたデータやカリブレーションの方法を説明する。第4章は、シミュレーション結果を報告する。具体的には、本稿のモデルが、1960年から2015年までの日本の主要なマクロ経済変数の動きを相応に説明することを示したうえで、先行き、日本の実質金利がどのように推移するかを展望する。第5章では、人口動態、TFP、社会保障制度に関する前提条件を変えながら、少子高齢化が実質金利に及ぼす影響を検証する。第6章では、他の先進国の人口推計値を用いて、人口動態の変化が及ぼす影響について、日本以外の国についての含意を導いたうえで、日本についての結果と比較する。第7章は、まとめである。

2 モデル

概要

本稿のモデルは、Auerbach and Kotlikoff (1987) のような標準的な世代重複モデルを基礎にしているが、MOS (2016) のモデルに倣って、(a) 健康保険制度と、(b) Hansen and İmrohorođlu (2016) などのモデルで用いられている「家計の公債に対する選好 (Bond-in-Utility, BIU)」を、モデルに組み込んでいる点で違いがある。(a) を組み込む理由は、社会保障制度が家計の貯蓄行動に与える影響をより正確に捕捉するためであり、(b) を組み込む理由は、データにおいて資本収益率と実質国債利回りの間に観察されるスプレッドを、モデルにおいても取り込むためである⁶。

2.1 人口動態

モデルは、離散時間で記述され、時間の単位は年である。家計は、 $j = 21, 22, \dots, 100$ 歳の計 80 世代で構成されており、毎年、新世代 (21 歳) が生まれ、それ以外の世代

⁶BIU の理論的根拠については、Hansen and İmrohorođlu (2016) も参照。

は、1歳ずつ年を取る。但し、 $t - 1$ 年において、最高年齢である $j = 100$ 歳であった家計は、 t 年初に経済から退出する。モデルにおける t 年の出生率は、同年における新世代（21歳の家計）人口の伸び率であり、この出生率を ρ_t で表すと、 t 年における21歳の家計の人口 $P_{21,t}$ は、以下のように表現できる。

$$P_{21,t} = (1 + \rho_t) P_{21,t-1}. \quad (1)$$

各家計は、死亡リスクに直面する。すなわち、 $t - 1$ 年において $j - 1$ 歳である家計は、条件付き生存確率 $\psi_{j,t}$ で t 年まで生存し、 j 歳になる。なお、定義により、 $\psi_{101,t} = 0$ である。この時、 t 年における j 歳の家計の人口 $P_{j,t}$ および年齢別人口構成比率 $\mu_{j,t}$ は、以下のように表される。

$$P_{j,t} = \psi_{j,t} P_{j-1,t-1}, \quad (2)$$

$$\mu_{j,t} = \frac{P_{j,t}}{\sum_{i=21}^{100} P_{i,t}} \quad \text{for } j = 21, \dots, 100. \quad (3)$$

また、総人口 P_t は、以下のように定義できる。

$$P_t \equiv \sum_{i=21}^{100} P_{i,t}.$$

2.2 家計

家計は、 $j = 65$ 歳の定年に退職するまで、毎年、企業に労働力を供給し、対価としての労働所得を受け取り、労働所得税と社会保障負担を支払う。なお、労働力1単位あたりの労働所得は、年齢ごとに異なる労働効率性 $\varepsilon_{j,t}$ の大きさによって変化する⁷。家計は $j = 66$ 歳で労働市場から退出した後、毎年、社会保障基金から公的年金給付を受取る。また、就業しているか退職しているかに関わらず、資本ストックと公債の2つの資産を保有しており、これらの金利収入を受取る。

T 年に生まれた家計は、下記の予算制約式のもとで、生涯における期待効用（主観的割引率 で割り引いたもの）の総和を最大化するように $t \geq T$ での消費量、

⁷日本における定年は、通常60歳から65歳の間とされているが、実際には、65歳以上の労働参加率は0%ではない。もっとも、65歳以上の労働者の賃金、時間、労働者数について、十分に網羅的なデータが存在しないため、本稿ではChen et al. (2007) や MOS (2016) と同様に、定年を65歳としている。

労働投入量、資本ストック・公債保有量の流列を決定する。

$$\sum_{j=21}^{100} \beta^{j-21} \left[\prod_{i=21}^j \psi_{i,T-21+i} \right] u(c_{j,t}, h_{j,t}, b_{j+1,t+1}) \quad (4)$$

s.t.

$$\begin{aligned} & (1 + \tau_{c,t}) c_{j,t} + k_{j+1,t+1} + b_{j+1,t+1} + \lambda_{j,t} m b_{j,t} \\ & = [1 + (1 - \tau_{k,t}) r_t^K] k_{j,t} + (1 + r_t^B) b_{j,t} \\ & \quad + (1 - \tau_{h,t}) (1 - \tau_{s,t} - \tau_{m,t}) w_t \varepsilon_{j,t} h_{j,t} + \tau_t + \xi_t \quad \text{for } j \leq 65, \end{aligned} \quad (5)$$

$$\begin{aligned} & (1 + \tau_{c,t}) c_{j,t} + k_{j+1,t+1} + b_{j+1,t+1} + \lambda_{j,t} m b_{j,t} \\ & = [1 + (1 - \tau_{k,t}) r_t^K] k_{j,t} + (1 + r_t^B) b_{j,t} + p b_{j,t} + \tau_t + \xi_t \quad \text{for } j > 65. \end{aligned} \quad (6)$$

上式で、 $c_{j,t}$ は消費量、 $h_{j,t}$ は労働投入量、 $k_{j,t}$ と $b_{j,t}$ は t 年の年初において j 歳の家計が保有する資本ストックおよび公債の量、 w_t は労働一単位当たりの賃金、 r_t^K は資本の税引き前収益率、 r_t^B は公債の税引き後収益率、 $\tau_{c,t}$ は消費税率、 $\tau_{h,t}$ と $\tau_{k,t}$ はそれぞれ労働所得と資本所得への所得税率、 τ_t は資本移転収支⁸、 ξ_t は $t-1$ 年に死亡した家計が遺した遺産の一括移転、 $\tau_{s,t}$ と $\tau_{m,t}$ はそれぞれ公的年金保険と健康保険の給与所得税率、 $\varepsilon_{j,t}$ は $j \leq 65$ 歳の年齢別労働効率性、 $p b_{j,t}$ は t 年において退職者であった場合に受給する公的年金給付、を表す。 $m b_{j,t}$ は年齢別医療費であり、医療費に係る共同負担率 $\lambda_{j,t} \in [0, 1]$ とともに、年齢や時間に依存して外生的に変化する⁹。なお、 $t \geq T$ である任意の年 t において、家計の年齢は $j = t - T + 21$ になることに留意されたい。

t 年に生まれた家計については、初期資産を持たないと仮定する ($k_{21,t} = b_{21,t} = 0$ ¹⁰)。一方、 t 年に 100 歳になる家計については、遺産動機を持つことを仮定する。この結果、家計は、100 歳を超えて生きることができないものの、全ての保有資産を消費し尽すことはない ($k_{101,t} > 0$ 、 $b_{101,t} > 0$)。 $t-1$ 年に死亡した家計の遺産とそれに係る利子所得については、一旦、全て政府によって回収され、 t 年に、その期

⁸概念的には、国民経済計算におけるネットの経常移転と資本移転の和に対応する。

⁹2002 年までの共同負担率は、69 歳以下では 30 %、70 歳以上では 0 % である。2003 年から 2007 年については、70 歳以上の共同負担率は 10 % である。2007 年以降については、70 歳以上 74 歳以下では 20 %、75 歳以上では 10 % である。

¹⁰本稿のモデルでは、家計の借入制約はないと仮定されている。言い換えると、家計は将来の収入を担保に借入を行うことができる。

に生存している家計に均等に配分されると仮定する。遺産と利子所得の総和は、以下の式で表される。

$$\xi_t = \sum_{j=22}^{101} (1 - \psi_{j-1,t-1}) \left[\{1 + (1 - \tau_{k,t-1}) r_{t-1}^K\} k_{j-1,t-1} + (1 + r_{t-1}^B) b_{j-1,t-1} \right] \frac{P_{j-1,t-1}}{P_t}. \quad (7)$$

Hansen and İmrohorođlu (2016) に従い、家計は、消費や余暇だけではなく、公債保有からも、流動性などに係る便益などに起因する効用を得ると仮定する (BIU)。より具体的には、家計の効用関数を下記のように定式化する。

$$\begin{aligned} u(c_{j,t}, h_{j,t}, b_{j+1,t+1}) &= \log c_{j,t} - \gamma_t \frac{h_{j,t}^{1+\frac{1}{\nu}}}{1+\frac{1}{\nu}} + \eta_t \log(b_{j+1,t+1} + \bar{b}) \quad \text{for } j \leq 65, \quad (8) \\ u(c_{j,t}, h_{j,t}, b_{j+1,t+1}) &= \log c_{j,t} + \eta_t \log(b_{j+1,t+1} + \bar{b}) \quad \text{for } 65 < j < 100, \\ u(c_{j,t}, h_{j,t}, b_{j+1,t+1}) &= \log c_{j,t} + \phi(\log b_{j+1,t+1} + \log k_{j+1,t+1}) \quad \text{for } j = 100, \end{aligned}$$

ここで、 \bar{b} は $b_{j+1,t+1}$ が 0 近傍にある時の期間効用関数の曲率をコントロールするパラメータであり、 ν は家計の労働投入量に対する Frisch 弾性値である。 γ_t と η_t は、余暇と公債保有の選好についての時変パラメータである。 γ_t や η_t が高いほど、余暇や公債保有に対して高い価値を感じることになる。既に述べたように、本稿のモデルでは、Eggertsson et al. (2017)、Lisack et al. (2017) に倣って、遺産動機があると仮定しており、その選好の大きさは、パラメータ ϕ で規定される。

家計が公債保有から効用を受取る ($\eta_t > 0$) ことを前提とすると、家計の効用最大化に関する一階条件より、資本ストックと公債の収益率のスプレッド Ξ_t について、下記の均衡条件を得る。

$$\Xi_t \equiv (1 - \tau_{k,t}) r_t^K - r_t^B = \frac{1}{\beta} (1 + \tau_{c,t}) \eta_t \sum_{j=21}^{100-1} \mu_{j,t} \frac{c_{j,t}}{(b_{j+1,t+1} + \bar{b})}. \quad (9)$$

上式で示されている通り、家計が公債に対して強い選好を持つ場合 (すなわちパラメータ η_t が高い場合) あるいは、消費量対比でみて公債保有量が少ない場合には、スプレッド Ξ_t は広がることになる。言い換えると、公債保有から得られる限界効用が高い場合には、資本ストック対比でみた公債の利回りが低い場合でも、公債への需要は維持される。

2.3 企業

企業部門は、コブ・ダグラス生産関数に従って最終財を生産する。要素市場・財市場ともに、完全競争であり、企業は、自社の利益を最大化するように、家計から資本ストックを借入れ、労働力を雇用する。

$$\Pi_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha} - R_t K_t - w_t L_t. \quad (10)$$

α は生産に対する資本分配率、 K_t は総資本ストック投入量、 L_t は総労働投入量、 R_t は資本ストックの借入金利である。 A_t は TFP であり、TFP ファクター $A_t^{\frac{1}{1-\alpha}}$ は、成長率 g_t で成長する。

$$g_t \equiv (A_t/A_{t-1})^{1/(1-\alpha)}. \quad (11)$$

この経済における産出量、すなわち GNP は、総生産量と一致する。

$$Y_t = A_t K_t^\alpha L_t^{1-\alpha}.$$

要素価格は、均衡においては、以下のように定まる。

$$R_t = \alpha A_t \left(\frac{K_t}{L_t} \right)^{\alpha-1} \equiv r_t^K + \delta_t, \quad (12)$$

$$w_t = (1 - \alpha) A_t \left(\frac{K_t}{L_t} \right)^\alpha, \quad (13)$$

ここで、 δ_t は資本ストックの減耗率である。また、各時点での資本ストック投入量および労働投入量に対する総需要は、その総供給量と等しく、それぞれの市場で需給が均衡する。

$$K_t = \sum_{j=22}^{100} P_{j-1,t-1} k_{j,t}, \quad (14)$$

$$L_t = \sum_{j=21}^{65} P_{j,t} \varepsilon_{j,t} h_{j,t}. \quad (15)$$

なお、総資本ストック投入量の動学は、下式で描写される。

$$K_{t+1} = I_t + (1 - \delta_t) K_t. \quad (16)$$

ここで、 I_t は総投資であり、総貯蓄率 s_t は次式で定義される。

$$s_t \equiv \frac{I_t - \delta_t K_t}{Y_t}. \quad (17)$$

2.4 社会保障基金

社会保障基金は、公的年金と健康保険の2つの部門からなる。Chen et al. (2007)と同様に、 t 年において年齢 j の家計に給付される公的年金給付 $pb_{j,t}$ は、現役時代の平均労働所得の増加関数であると考え。すなわち、 t 年に退職する家計に対して、社会保障基金が支給する公的年金給付額は、

$$pb_{65+1,t} \equiv \frac{\theta_t}{65+1-21} \sum_{i=21}^{65} \{w_{t+i-65-1} \varepsilon_{j,t} h_{i,t+i-65-1} \prod_{k=1}^{65+1-i} g_{t+i+k-65-1}\}, \quad (18)$$

のように表現され、年齢 j の家計に支給される公的年金給付額は、この式を用いて、下式ようになる。

$$\begin{aligned} pb_{j,t} &= 0 && \text{for } j = 21, 22, \dots, 65, \\ pb_{j,t} &= \frac{\theta_t}{\theta_{t+65+1-j}} pb_{65+1,t+65+1-j}, && \text{for } j = 65+1, \dots, 100. \end{aligned} \quad (19)$$

ここで、 θ_t は所得代替率であり、退職前の賃金に対する公的年金給付の大きさを表す。所得代替率が一定であるならば、特定世代の家計に支払われる年金給付は、生涯を通して変わらない。もっとも、世代間でみると、TFP成長率に応じて受取る年金給付額が異なることには、留意が必要である。

公的年金給付と医療給付の双方とも、一部は、政府によって負担され、残りは社会保険基金によって負担される。公的年金と健康保険に対する政府負担率すなわち、政府による拠出額/給付額をそれぞれ $\kappa_{s,t}$ 、 $\kappa_{m,t}$ とすると、社会保険基金は、 $\kappa_{s,t}$ 、 $\kappa_{m,t}$ を所与として、下記の式が等式で成立するように、負担率 $\tau_{s,t}$ 、 $\tau_{m,t}$ を調整する。

$$\tau_{s,t} = \frac{(1 - \kappa_{s,t}) \sum_{j=65+1}^{100} P_{j,t} pb_{j,t}}{w_t \sum_{j=21}^{65} P_{j,t} \varepsilon_{j,t} h_{j,t}}, \quad (20)$$

$$\tau_{m,t} = \frac{(1 - \kappa_{m,t}) \sum_{j=21}^{100} P_{j,t} (1 - \lambda_{j,t}) mb_{j,t}}{w_t \sum_{j=21}^{65} P_{j,t} \varepsilon_{j,t} h_{j,t}}. \quad (21)$$

2.5 政府

政府の歳入源は、消費、労働所得、および資本所得に課される税金と新規公債発行である。一方、歳出は、政府支出、社会保障基金への移転、公債に対する元利払い、およびその他の所得移転からなる。公債発行量は、歳入と歳出の流列を所与と

したうえで、毎年の政府部門の予算制約式を充たすように決定される。

$$\begin{aligned}
& (1 + r_t^B)B_t + G_t + \kappa_{m,t} \sum_{j=21}^{100} P_{j,t} (1 - \lambda_{j,t}) m b_{j,t} + \kappa_{s,t} \sum_{j=65+1}^{100} P_{j,t} p b_{j,t} + \sum_{j=21}^{100} P_{j,t} \tau_t \\
& = B_{t+1} + \tau_{c,t} C_t + \tau_{h,t} (1 - \tau_{s,t} - \tau_{m,t}) w_t L_t + \tau_{k,t} r_t^K K_t,
\end{aligned} \tag{22}$$

ここで、 G_t 、 B_t はそれぞれ政府支出と t 年初における公債発行量である。また、市場均衡条件から、各時点における公債供給と家計の公債保有量の合計は等しくなる。

$$B_t = \sum_{j=22}^{100} P_{j-1,t-1} b_{j,t}. \tag{23}$$

2.6 モデルにおける実質金利

本稿のモデルでは、資本ストック $k_{j,t}$ と公債 $b_{j,t}$ という2種類の資産と、それぞれの資産保有に伴う r_t^K と r_t^B という2つの利回りが存在する。BIUの設定のもとでは、家計は公債保有から効用を得ると仮定されているため、資本収益率 r_t^K は、基本的には、公債利回り r_t^B よりも高くなり、両者は一致しない¹¹。以下の分析では、2つの金利のうち、後者を実質金利と見做し、人口動態の変化との関係性を分析する。公債利回りに注目する理由は、自然利子率についての先行研究である Laubach and Williams (2003)、Gagnon et al.(2016)、Fujiwara et al. (2016)、Eggertsson et al. (2017) などとの比較可能性を確保するためである。資本ストックなどの危険資産の収益率と安全金利との乖離については日本に限らず、多くの国で確認されているが、こうした研究の多くは、資本収益率が、「事前」には、安全金利と等しいという前提を置きつつ、安全金利をインプットとして、自然利子率の推計や評価を行っている¹²。

¹¹ 国民経済計算を基にしてこの2資産の収益率を計算すると、収益率の差であるスプレッドは、時系列的にみても相応に大きいことが確認できる。例えば、2015年時点では、営業余剰を民間資本ストックで割った資本収益率は、6.8%であったのに対し、公債利払い費を政府債務残高で割った公債の利回りは、0.1%だった。

¹² 後の分析では、モデルの資本収益率 r_t^K と公債利回り r_t^B の乖離が時系列的にみても相応に大きいことを議論するが、人口動態の変化が金利に与える影響を評価するという観点からは、 r_t^K と r_t^B のどちらの金利を分析対象としても大きな差異はない。その理由は、後述するように、本稿の分析では、政府の所得移転政策について一定のルールを仮定することで、2つの利回りの乖離 Ξ_t が、人口動態の変化の影響をほとんど受けないような状態を暗黙のうちに仮定したうえでシミュレーション分析を行っているためである。

3 データ、カリブレーション、シミュレーション方法

シミュレーションにおいては、初期時点（1960年）から遠い将来までの外生変数の推移を所与として、初期時点から遠い将来の長期定常状態までの内生変数（実質金利を含む）の均衡流列を計算する。シミュレーションに使用するインプットは、(i) 生産関数における資本分配率などの構造パラメータ、(ii) 出生率や税率などの外生変数、(iii) 長期定常状態における各家計の資産保有額の分布、である。本章では、これらインプットの作成方法と、内生変数を計算するためのシミュレーション手法について詳述する。

3.1 パラメータ

構造パラメータのうち α 、 β 、 ν の値は、1960年から2015年までの実績値などを基に作成しており、値は表1に掲載している。資本分配率 α は0.362であり、Hayashi and Prescott (2002) と同じ値である。主観的割引率 β は、ベースライン・シミュレーションから得られるシミュレーション値が、資本ストック投入量対GNP比率の実績値期間における動きと整合的になるような値に設定している。Frisch弾性値 ν は0.5であり、同じくシミュレーション値が、年齢ごとの労働投入量の実績値と整合的になるように設定している。また、さらに、公債保有から得られる効用に関するパラメータ \bar{b} については、Hansen and İmrohoroğlu (2016) にならい、0.11としている。遺産動機のパラメータ ϕ は18.33であり、100歳の家計の一階条件が、実績値と整合的になるような値に設定している¹³。

3.2 外生変数

外生変数は大別して4種類あり、それぞれ人口動態、生産技術、家計部門、政府部門に係るものである。家計の年齢によって変化する外生変数は図3に、その他の外生変数は図4に掲載している。

生産技術：生産技術に関する外生変数には、資本ストックの減耗率 $\{\delta_t\}_{t=1960}^{\infty}$ 、TFP

¹³ ϕ の値は、まず、2014年の全国消費実態調査の年齢別消費支出と年齢別貯蓄から、外挿法によって $c_{100,t}$ と $k_{101,t}$ を推計したうえで、その比が、100歳の家計の一階条件を満たすように選択されている。

成長率 $\{g_t^{1-\alpha}\}_{t=1960}^{\infty}$ があり、2015 年以前の値については、1960 年から 2015 年までの実績値を利用している。2016 年以後については、減耗率 δ_t は、2015 年時点の実績値 6.2 % で一定、TFP 成長率 $g_t^{1-\alpha}$ に関しては、2010 年から 2015 年までのデータの平均値である 1.1 % で一定と仮定している。この TFP 成長率の将来想定値は、内閣府（2017）における 2020 年代初頭の TFP 成長率 1 % と近い値である。

家計部門：家計部門に関する外生変数としては、余暇に対する選好 $\{\gamma_t\}_{t=1960}^{\infty}$ 、公債保有に対する選好 $\{\eta_t\}_{t=1960}^{\infty}$ 、年齢別医療費 $\{\{mb_{j,t}\}_{j=21}^{100}\}_{t=1960}^{\infty}$ 、年齢別労働効率性 $\{\{\varepsilon_{j,t}\}_{j=21}^{100}\}_{t=1960}^{\infty}$ がある。余暇に対する選好 γ_t は、1960 年から 1980 年代後半までは一定値をとり、1989 年以降、数年間かけて単調に上昇した後は、上昇後の水準で一定になると仮定している¹⁴。2 つ目の変数 η_t は、ベースライン・シミュレーションのもとでのスプレッド Ξ_t のシミュレーション値が、データから推計されたスプレッドの 2015 年までの実績値と整合的になるような値に設定している¹⁵。年齢別医療費 $\{mb_{j,t}\}_{j=21}^{100}$ は、1980 年から 2015 年については、年齢別国民医療費の実績値を利用し、1979 年以前については、該当年の国民医療費総額を、1980 年時点の国民医療費の年齢分布 $\{mb_{j,1980}\}_{j=21}^{100}$ を用いて按分することで推定している。なお、図 3 のように、医療費は年齢とともに単調に増加しているほか、高齢者ほど、医療費の上振れが近年顕著になっている。年齢別労働効率性 $\{\varepsilon_{j,t}\}_{j=21}^{100}$ は、1988 年から 2015 年については、Braun et al.(2009) の方法で推定した値を利用しており、1987 年以前については、 $\{\varepsilon_{j,1988}\}_{j=21}^{100}$ の値と同じであると仮定している。2016 年以後については、余暇に対する選好 γ_t 、公債保有に対する選好 η_t 、年齢別労働効率性 $\{\varepsilon_{j,t}\}_{j=21}^{100}$ は、2015 年時点の値で一定になると仮定し、医療費 $\{mb_{j,t}\}_{j=21}^{100}$ は、TFP ファクターの成長率 g_t で成長すると仮定している。

政府部門：政府部門に関する外生変数としては、税率 $\{\tau_{c,t}, \tau_{h,t}, \tau_{k,t}\}_{t=1960}^{\infty}$ 、政府支出 $\{G_t/Y_t\}_{t=1960}^{\infty}$ 、家計部門に対する資本移転収支 $\{\tau_t/Y_t\}_{t=1960}^{\infty}$ 、社会保障基金に対する所得移転 $\{\kappa_{s,t}, \kappa_{m,t}, \theta_t, \{\lambda_{j,t}\}_{j=21}^{100}\}_{t=1960}^{\infty}$ があり、1960 年から 2015 年の値については、実績値を使用している。2016 年以後については、消費税率 $\tau_{c,t}$ は、2019 年

¹⁴この仮定は、1988 年の労働基準法改正による時短（1989 年から 1994 年頃まで続いた法定労働時間の段階的な減少）の影響を捉えることを企図したものである。

¹⁵スプレッドの実績値は、1979 年以前の値は、鎌田（2009）に倣って作成した実質金利系列を補間することで計算し、1980 年から 2015 年の値については、国民経済計算から計算している。

に 10 % まで上昇し、その後は 10 % で一定、消費税率 $\tau_{c,t}$ 以外の税率は、2015 年時点の値のまま一定と仮定している。

シミュレーションに関する追加的な仮定として、政府部門は、2016 年以後、スプレッド Ξ_t のシミュレーション値が Ξ_{2016} の値で一定となるように、人頭税を用いて家計部門に対して所得移転を行うことで、政府債務対 GNP 比率 $\{B_t/Y_t\}_{t=2016}^{\infty}$ を調整すると仮定する。この所得移転ルールのもと、2016 年以降、実質金利 r_t^B は、資本収益率 r_t^K の変動によってのみ変動することになる^{16,17}。

人口：人口に関する外生変数には、21 歳人口の成長率（すなわち本稿における出生率） $\{\rho_t\}_{t=1960}^{\infty}$ 、条件付き生存確率 $\{\{\psi_{j,t}\}_{j=21}^{100}\}_{t=1960}^{\infty}$ がある。1960 年から 2015 年までについては、これらの実績値を使用する。2016 年以後については、国立社会保障・人口問題研究所（National Institute of Population and Social Security Research、IPSS）が推計した中位出生率と中位生存確率を用いる。ただし、頑健性を検証する観点から、IPSS の高位、低位の将来人口推計値および国連推計値に基づいたシミュレーションも実施する。

日本の人口動態

ここで、日本の人口動態のこれまでの変化について、全体像を俯瞰したい。図 5 の上段では、平均寿命と生産年齢人口成長率の推移を示している。図 3 でみたように、条件付き生存確率 $\{\psi_{j,t}\}_{j=21}^{100}$ は、1960 年以降、全年齢で上昇しており、その結果、平均寿命は、1960 年の 71 歳から 2015 年の 84 歳まで上昇している。今後についても、こうした上昇傾向が引き続き見込まれるものの、IPSS と国連のどちらの見通しにおいても、上昇ペースは鈍化することが予想されており、例えば、IPSS では、2060 年時点の平均寿命は 88 歳となっている。生産年齢人口成長率は、2000 年代以

¹⁶(9) 式と (23) 式から示唆されるように、他の条件を一定とすれば、公債発行残高 B_t が大きくなるほど、スプレッド Ξ_t は小さくなる。このため、この所得移転ルールがない場合には、仮に資本収益率 r_t^K が一定であったとしても、少子高齢化に伴う支出や所得移転の増大を背景にして公債が増発される場合には、スプレッドが低下し、実質金利が上昇する。当該所得移転ルールは、この経路を通じた実質金利の変動を除くことを目的としている。図 4 で示されるように、1960 年から 2015 年までのスプレッド Ξ_t の変動は、概ね外生パラメータである η_t の変化で説明されており、公債発行残高や消費の変動で説明される部分は限定的である。

¹⁷既存研究においても、本稿のモデルと同様に、政府部門の長期的な横断条件を満たすために、追加的な仮定が置かれている。例えば、Hansen and Imrohoroglu (2016) のモデルは、公債発行残高対 GNP 比率が特定の水準以上になった場合に、税率が自動的に引き上げられるという仮定を置くことで、横断性条件を満たしている。また、MOS (2016) では、2050 年以後、政府は、公債発行残高対 GNP 比率を特定の水準まで引き下げるため、増税を行うとしている。

降、趨勢的に低下し、今後も低下し続けていくと予想されている。図4が示すように、生産年齢人口成長率は、過去50年間は、高い出生率を反映して0.5%程度で推移していたが、1990年代後半には0%を下回り、先行き50年間でみると、-1.1%程度まで落ち込むことが見込まれる。生産年齢人口成長率の変動は、団塊の世代や団塊ジュニア世代など、人口規模が大きい世代の労働市場への参入や退出に大きく影響を受けている。すなわち、1970年代初めと1990年代半ばにみられた生産年齢人口成長率の盛り上がりは、それぞれ団塊の世代と団塊ジュニア世代の労働市場参入を反映しており、2010年代と2040年代初期の落込みは、これらの世代の退出によるものである¹⁸。

下段は、1960年、1980年、2015年、2040年の4つの時点における人口分布であり、分布形状の変遷を示している。1960年、1980年時点においては、20~30歳前後が分布のピークである一方で30歳以上の人口構成比率は限定的であり、年齢が高くなるほど構成比率が単調に減少するという傾向がみられた。対照的に、2040年の人口分布では、60歳まで単調に構成比率が上昇してゆき、60歳代後半にピークを迎え、その後、減少するという傾向がみられる。2015年の人口分布は、1つ目は40歳代付近、2つ目は60歳代後半と2つのピークがあるものの、分布の形状自体は、2040年のものと概ね符合しており、一方で、1960年や1980年時点での人口分布とは顕著に異なるものとなっている。こうした人口分布の形状の違いを鑑みると、今後、生じるであろう人口動態の変化は、既に生じた人口動態の変化と比べて、定量的に小さいものであることが示唆される。

3.3 シミュレーション方法

確定的シミュレーションでは、全ての外生変数の足許から無限期の将来までの値は、家計にとって既知であると仮定する。すなわち、 t 年に生まれた家計は、図3および図4に掲載されている流れを、 t 年初の時点で既に知っており、この情報を踏まえて、 t 年以降の生存期間中の消費量や労働投入量を決定する。

具体的な計算方法は、Hayashi and Prescott (2002)、Chen et al. (2007)、Hansen and Imrohoroglu (2016) などでも使用されているシューティング・アルゴリズムであ

¹⁸団塊の世代、団塊ジュニア世代は、それぞれ1947-49年および1971-74年に生まれた世代（モデル上は、21歳になることを「出生」としているため、1968-70年および1992-95年に「出生」した世代）と定義している。

る。すなわち、1960年時点の資産分布 $\{b_{j,1960}\}_{j=21}^{100}$ 、 $\{k_{j,1960}\}_{j=21}^{100}$ を含む1960年時点での経済状態¹⁹と、無限期の将来において経済が収束していく（と仮定する）定常状態、1960年から無限期までの外生変数の推移を与件として、1960年以降の各時点において、各経済主体の最適化条件や資源制約式を満たすような価格や産出量を計算する。なお、無限期の将来時点における主要変数の値は、表2に掲載している。

4 ベースライン・シミュレーション

ベースライン・シミュレーションでは、パラメータおよび外生変数の過去の推移や先行きについて上述した値を用いたうえで、価格や産出量などの内生変数を計算する。

4.1 年齢別変数に関するモデルの説明力

まず、モデルから得られるシミュレーション値と、データから観察される実績値を比較することで、モデルのデータ説明力を検証する。図6は、 $j = 21, 22, \dots, 100$ 歳における労働投入量 h_j と資本ストック保有量 k_j についてのシミュレーション値と実績値である²⁰。モデルのシミュレーション値は、労働投入量と資本ストック保有量の年齢ごとの違いを相応に捉えている。例えば、データとモデル双方において、労働投入量は21歳から50代前後までの間に緩やかに増加していくが、50歳以降は急速に低下しゼロ近くになる。70歳前後においてモデルとデータとの間に乖離がみられるのは、モデルでは家計は65歳で全て定年退職すると仮定されている一方、データでは定年後も働く家計が存在するからである。資本ストック保有量は、データ、モデルともに、21歳から60歳前後までは増加していく。もっとも、モデルでは、65歳以降、資本ストック保有量が減少し始める一方、データでは、65歳以前と比べる

¹⁹1960年時点の資産分布については、資産保有に関する年齢別の詳細なデータがないことから、ここでは、外生変数の値が1960年の実績値と等しい値で恒久的に推移するような仮想的な経済を考え、その経済の定常状態における年齢別資本保有量 \bar{k}_j と年齢別公債保有量 \bar{b}_j を理論的に計算したうえで、この理論値と、総資本ストック対GNP比率の実績値 K_{1960}/Y_{1960} 及び政府債務対GNP比率の実績値 B_{1960}/Y_{1960} を用いて、モデルにおける1960年時点での $k_{j,1960}$ と $b_{j,1960}$ の年齢分布を推定している。具体的には、まず、仮想的なモデルにおける分布の理論値を計算した後、モデルにおける総資本ストック対GNP比率（あるいは、政府債務対GNP比率）のシミュレーション値が1960年時点の実績値と一致するように、理論値の水準調整を行っている。

²⁰データの年齢別資本ストック保有量 k_j は、全国消費実態調査から得られる年齢別資産保有量 a_j と、マクロ経済全体の総資本ストック対総資産比率 $K_t/(K_t + B_t)$ の積から計算している。年齢別の労働投入量 h_j は、賃金構造基本調査の年齢別労働時間と、労働力調査から得られた年齢別労働参加率から計算している。

と緩慢ではあるものの、資本ストック保有量は65歳以降も増加し続ける。この違いの理由として、モデルには、退職金給付制度が組み込まれていないことなどがあると考えられる。

4.2 主要マクロ経済変数に関するモデルの説明力

次に、1960年から2015年までのマクロ経済変数の時系列的な変動について、モデルの当てはまりの良さを検証する。図7は、主要なマクロ経済変数の推移であり、税引き後資本収益率 $(1 - \tau_{k,t}) r_t^K$ 、貯蓄率 s_t 、一人当たりGNP（実質GNPを人口で割ったもの） Y_t/P_t 、一人当たりGNP成長率 $(Y_t P_{t-1}/Y_{t-1} P_t)$ 、資本ストック投入量対労働投入量比率 K_t/L_t 、資本ストック対総資産比率 $K_t/(K_t + B_t)$ 、年金給付対GNP比率、医療給付対GNP比率、基礎的財政収支対GNP比率を示している。赤の破線は実績値、青の実線はモデルから推計されたシミュレーション値を示す。

結論から言えば、モデルは、1960年から2015年までの主要なマクロ経済変数の動きをしっかりと捉えている。例えば、「黄金の60年代」や「日本の奇跡」と呼ばれた1960年代における高いGNP成長率や、1990年代前半に突如として生じた成長率の減速とその後の低迷（「失われた10年（20年）」）は、データとモデルともに確認できる。また、1970年代半ばに生じている長期的な資本収益率の落ち込みも、データとモデルで共通した観察される。加えて、年金や医療給付の持続的な増大、政府の基礎的財政収支の悪化など、社会保障基金や政府の長期的な支出入の変化についても、モデルは捉えている。

最後に、モデルから推計された実質金利 r_t^B について、他の研究に基づく自然利子率指標と比較してみたい²¹。図8は、モデルから得られた実質金利 r_t^B と税引き後資本収益率 $(1 - \tau_{k,t}) r_t^K$ 、および、日本銀行推計による潜在成長率、Laubach and Williams (2003)、Imakubo et al. (2015) の2手法に基づいて推定された日本の自然利子率である²²。比較可能な1980年代以降についてみると、モデルの実質金利

²¹ 実質金利 r_t^B について、データとシミュレーション値を直接比較していない理由は、公債保有に関する家計の選好のパラメータ η_t と実質金利 r_t^B の1960年から2015年までの値 $\{\eta_t\}_{t=1960}^{2015}$ 、 $\{r_t^B\}_{t=1960}^{2015}$ を推計する際に、国民経済計算や鎌田（2009）の手法から作成されたスプレッドのデータと、モデルのスプレッドの動きが一致するように値を選択しているため、実質金利 r_t^B のシミュレーション値をデータと比較することは図7（1）で資本収益率 r_t^K を比較することと概念上は違いがないためである。

²² Fujiwara et al. (2016) でも議論されているように、標準的な代表的個人モデルに基づけば、一定の条件下で、定常状態における一人当たりの潜在成長率と自然利子率は一致する。

r_t^B は、趨勢的に低下した後、足許は極めて低い水準で推移するなど、他の自然利子率指標と概ね整合的に推移している。

4.3 先行きのシミュレーション

図9は、2016年以降の実質金利とGNPのシミュレーション値を示している。長い目でみれば、実質金利 r_t^B の先行きの水準は、足許の水準から大きく乖離することはない。上述した通り、この動きは、資本収益率の動きを反映したものである。もっとも、より仔細にみると、実質利子率 r_t^B と資本収益率 r_t^K は、足許から2040年代半ば頃までにかけて僅かではあるが徐々に低下する姿となっており、この結果は、IPSSと国連のどちらの将来人口推計値を用いても同様である。IPSSの中位推計をベースにした場合、2040年代半ばにおいて実質金利は約20ベースポイント、資本収益率は450ベースポイントにまで低下し、その後、反転して上昇する。

GNPY_tについてみると、今後10年程度は、年率約1%で成長し、その後、徐々に年率0%に向かって減速していく。2040年以降については、0%近くで成長する。同図(3)では、GNP成長率を、TFPA_t、労働投入量 L_t 、資本ストック投入量 K_t のそれぞれの寄与度に分解しているが、今後のTFP成長率 ($A_t/A_{t-1} = 1.1\%$ と仮定) による寄与が、労働投入量 L_t の成長率の低下にほぼ相殺されるかたちで、GNP成長率の水準は0%程度に落ち着くという姿になっている。もっとも、同図(4)のように、一人当たりGNP成長率は、概ね1%程度となる。これは、一人当たりベースでは、資本ストック投入量 K_t の成長率のプラス寄与が拡大し、労働投入量の成長率のマイナス寄与は縮小するため、生産量 Y_t の成長率が押し上げられることによる。

5 人口動態の変化が実質金利に与える影響のシミュレーション

人口動態の変化は、これまで、実質金利 r_t^B にどの程度の影響を及ぼしたのだろうか、また、先行きの人口動態の変化はどのような影響を与えていくのだろうか。これらの点を検証するため、本章では、以下の4種類のタイプのシミュレーションを行い、前章でみたベースライン・シミュレーションの結果と比較する。

1. 出生率 $\{\rho_t\}_{t=1960}^{\infty}$ と生存率 $\{\{\psi_{j,t}\}_{j=21}^{100}\}_{t=1960}^{\infty}$ の双方が、特定の年代(例えば、

1960年代など)以降、直近の過去10年間の平均値で一定となるような仮想的な経済のもとでのシミュレーション分析。

2. 出生率 $\{\rho_t\}_{t=1960}^{\infty}$ または生存率 $\{\{\psi_{j,t}\}_{j=21}^{100}\}_{t=1960}^{\infty}$ のいずれかが、特定の年代(例えば、1960年代など)以降、直近の過去10年間の平均値で一定となるような仮想的な経済のもとでのシミュレーション分析。
3. TFP 成長率 $\{A_t/A_{t-1}\}_{t=1960}^{\infty}$ がベースラインの設定と異なった値で推移する仮想的な経済のもとでのシミュレーション分析。
4. 社会保障制度が存在しない仮想的な経済のもとでのシミュレーション分析。

タイプ1のシミュレーションは、異なる時点で生じた人口動態の変化が、それぞれ実質金利に対してどの程度の影響を及ぼしたのか、あるいは及ぼすのかという点について評価することを目的としている。特に、「過去50年間に生じた人口動態の変化が実質金利に及ぼす影響」と「今後50年間に生じると見込まれる人口動態の変化が実質金利に及ぼす影響」を峻別したうえで、比較・検証することが主眼である。タイプ2のシミュレーションは、人口動態の変化を引き起こす要因である出生率の変動と生存率の変化の影響を別々に評価することで、人口動態の変化が実質金利に波及する経路を明らかにすることを目的としている。タイプ3およびタイプ4のシミュレーションは、タイプ1およびタイプ2のシミュレーションで得られた含意が、人口動態以外の外的環境の変化に対して頑健であるかを検証するものである。

5.1 人口動態が変化しない仮想的な経済における実質金利

図10は、タイプ1のシミュレーション結果である。ここで、「X年代固定」とは、X年代までは、出生率 ρ_t と条件付き生存確率 $\{\psi_{j,t}\}_{j=21}^{100}$ が、ベースライン・シミュレーションと同じ値をとり、その後は、これらの変数がX年代の平均値で一定で推移するような仮想的な経済におけるシミュレーションの結果であることを示す²³。当然ながら、こうしたシミュレーションのもとで実現する平均寿命と生産年齢人口成長率は、表3で示される通り、ベースラインのものとは異なる²⁴。

²³ 「2015年固定」については、出生率 ρ_t と条件付き生存確率 $\{\psi_{j,t}\}_{j=21}^{100}$ が2015年までは実績値を取り、その後は2015年の値で一定となるような仮想的な経済を考えている。

²⁴ 生産年齢人口成長率は出生者数だけでなく退職者数にも影響を受けるため、出生率 ρ_t が一定であることは、生産年齢人口成長率が一定であることを必ずしも意味せず、同成長率は、X年以降も変動する。

同図の上段は、4つの異なる時点以降において人口動態が仮想的に固定された経済における実質金利 r_t^B の推移である。中段と下段は、こうした仮想的な経済のもとでの実質金利 r_t^B 、一人当たり労働投入量 L_t/P_t 、一人当たり資本ストック投入量 K_t/P_t などの内生変数の推移の図9で示されたベースラインの経済のもとでの同じ内生変数の推移からの乖離を示したものである。

この図では、2点に注目したい。1点目は、1960年代から足許に至るまでに既に生じた人口動態の変化も、先行き生じると見込まれる人口動態の変化も、双方とも実質金利を下押しするという点である。このことは、ベースラインのもとでの実質金利が、4つの仮想的な経済のもとでの実質金利を下回っていることから読み取れる。例えば、2015年時点において、ベースラインの実質金利は、「1960年代固定」のもとでの実質金利 r_t^B と比べて270ベースポイント低くなっており、この差分は、1970年代以降に生じた人口動態の変化による実質金利 r_t^B の押し下げ効果の規模として解釈できる。こうした負の差分は「1960年代固定」だけではなく、他のどの時点で人口動態を固定した場合についても確認できる。

2点目は、過去に生じた人口動態の変化が実質金利 r_t^B に及ぼした影響は、先行き生じる人口動態の変化による影響に比べて、定量的に大きいという点である。これは、同図(2)に掲載されているそれぞれの系列を比較することで読み取れる。例えば、「1960年代固定」と「2015年固定」の2系列の乖離幅は、1970年代から2015年までに生じた「過去の人口動態の変化」がもたらした影響であり、一方で、「2015年固定」の系列は、先行き2016年以降に発生すると予想される「将来の人口動態の変化」がもたらす影響である。この2つの影響の規模について、2015年時点の実質金利への押し下げ効果という尺度で比較すると、それぞれ、約-260ベースポイント、約-10ベースポイントとなり、また、2050年時点の実質金利への押し下げ効果で比較すると、それぞれ、約-220ベースポイント、約-70ベースポイントとなる。こうした点に加えて、1970年代から2015年までに生じた人口動態の変化が実質金利に与える影響は、2015年と2060年の間におよそ40ベースポイント程度しか縮小しておらず、その影響が長期間残存することを示唆するものとなっている。

では、人口動態の変化はどのように実質金利を変化させるのだろうか。また、過去の人口動態の変化の影響は、何故、将来の人口動態の変化の影響よりも大きいのだろうか。このモデルにおいては実質金利 r_t^B の変動はほとんど全て資本収益率 r_t^K の変動を映じており、その資本収益率の値は、モデルにおける生産関数(10)の形状

を前提とすると、資本収益率の値は総労働投入量 L_t と総資本ストック投入量 K_t の比率によって決まっている²⁵。言い換えると、人口動態から実質金利 r_t^B への波及経路の特定やその規模の違いの背景を明らかにするためには、人口動態の変化が、これらの要素投入に対してどのように影響を及ぼすかを検証しなければならない。

図 10 の下段は、この観点から、人口動態の変化が要素投入量に与える影響を示したものである。1960 年から 2060 年までの分析期間のほとんどの期間において、人口動態は、一人当たり労働投入量 L_t/P_t に対しては押し下げ、一人当たり資本ストック投入量 K_t/P_t に対しては押し上げと、逆の方向に作用している²⁶。このことは、人口動態の変化の結果、労働投入量が資本ストック投入量対比でみて相対的に希少になることを意味しており、実質金利 r_t^B に対する押し下げ効果はその帰結であることを示している。同じく下段から、過去の人口動態の変化による一人当たり要素投入量 K_t/P_t 、 L_t/P_t への影響が、将来の人口動態要因による影響と比べて大きいことも読み取れる。すなわち、「1960 年代固定」と「2015 年固定」の 2 系列の乖離に表象される過去 50 年間の人口動態の変化による影響と、「2015 年固定」の系列に表象される今後 50 年間に起こる影響を比べると、多くの時期において、前者の方が、労働投入量に対してはよりマイナスに、資本ストック投入量に対してはよりプラスに寄与していることが確認できる。

5.2 人口動態の影響の要因分解

本節では、タイプ 2 のシミュレーションを行うことで、人口動態を変化させる 2 つ要因 出生率 ρ_t と生存確率 $\{\psi_{j,t}\}_{j=21}^{100}$ が実質金利 r_t^B に対してどのような影響を与えているのかを検証する。具体的には、この 2 つの外生変数について異なる想定を置いた 4 つの経済のもとでシミュレーションを行い、それぞれのシミュレーション値を比較する。4 つのシミュレーションの内容は、それぞれ (i) ベースライン・シミュレーション、(ii) 1970 年代以降の出生率 ρ_t を 1960 年代の平均値に固定した仮想的な経済のもとでのシミュレーション（他の外生変数については、ベースライ

²⁵これは、モデルにおける実質金利 r_t^B が、資本収益率 r_t^K からスプレッド Ξ_t を差し引いたものであるもとの、3.2 章で仮定されているように、2016 年以降、政府が所得移転ルールを実施することで、スプレッド Ξ_t の大きさが一定に保たれているためである。

²⁶「2000 年代固定」の場合、一人当たり労働投入量 L_t/P_t はベースライン対比でみて増加する。これは、2000 年代の出生率 ρ_t が、2016 年から 2060 年の平均値よりも約 1 % 低いことを映じている。

ン・シミュレーションにおける値と同様、以下同じ) ²⁷、(iii)1970年代以降の生存確率 $\{\psi_{j,t}\}_{j=21}^{100}$ を1960年代の平均値に固定した仮想的な経済のもとでのシミュレーション²⁸、(iv)1970年代以降の出生率 ρ_t と生存確率 $\{\psi_{j,t}\}_{j=21}^{100}$ の両方を1960年代の平均値に固定した仮想的な経済のもとでのシミュレーション、であり、シミュレーションの結果を用いると、変数 X_t に対する「生存確率の寄与」、「出生率の寄与」および「人口動態要因の寄与」は、それぞれ以下のように定義することができる²⁹。

- 「生存確率の寄与」 \equiv {シミュレーション(ii)における X_t の値}
 - {シミュレーション(i)における X_t の値},
- 「出生率の寄与」 \equiv {シミュレーション(iii)における X_t の値}
 - {シミュレーション(i)における X_t の値},
- 「人口動態要因の寄与」 \equiv {シミュレーション(iv)における X_t の値}
 - {シミュレーション(i)における X_t の値}.

図11は、実質金利 r_t^B 、一人当たりGNP成長率 $(Y_t P_{t-1}/Y_{t-1} P_t)$ 、一人当たりの要素投入 L_t/P_t 、 K_t/P_t 、貯蓄率 s_t に対する生存確率 $\{\psi_{j,t}\}_{j=21}^{100}$ 、出生率 ρ_t 、人口動態要因の寄与を示したものである。ここから、1960年代または1970年代前半の僅かな期間を除けば、出生率の低下と長寿化の両方が、実質金利 r_t^B を押し下げていることが確認できる。また、生存確率を通じた経路と、出生率を通じた経路の定量的な規模は、概ね同等であることも見て取れる。例えば、2015年時点では、人口動態要因による実質金利 r_t^B の低下のうち、約半分は出生率の変化に、残りの半分は生存確率の変化に起因している。

出生率と生存確率から実質金利への波及

²⁷ これまでのシミュレーションと同様、この仮定は、数式的には、 $\{\rho_t\}_{t=1970}^{\infty} = 10^{-1} \sum_{s=0}^9 \rho_{1960+s}$ と表現される。

²⁸ これまでのシミュレーションと同様、この仮定は、数式的には、 $\{\{\psi_{j,t}\}_{j=21}^{100}\}_{t=1970}^{\infty} = 10^{-1} \sum_{s=0}^9 \{\psi_{j,1960+s}\}_{j=21}^{100}$ と表現される。

²⁹ 本来、「生存確率の寄与」と「出生率の寄与」を合算したものは、「人口動態要因の寄与」と一致すべきである。しかし、本稿のシミュレーションはシューティング・アルゴリズムによって行っているため、計測された「人口動態要因の寄与」は、生存確率と出生率の寄与の和に加えて、両者の交差項の寄与を含むものとなっており、厳密には一致しない。もっとも、この乖離幅の定量的な規模は小さい。

出生率 ρ_t と生存確率 $\{\psi_{j,t}\}_{j=21}^{100}$ の実質金利 r_t^B への波及経路は、それぞれ異なったものになっている。まず、出生率 ρ_t の低下は、まず、直接的に生産年齢人口の減少に働くことを通じて、労働投入量 L_t を低下させる。資本ストック投入量 K_t に対しては、生産年齢人口の減少が総人口 P_t の押し下げにも作用することから、一人当たりでベースでみる限り、短期的には押し上げる方向で寄与する。もっとも、同図(2)から確認できるように、出生率 ρ_t の低下は長期的にみると総生産量や家計所得を押し下げていき、最終的には、家計貯蓄や総資本ストック蓄積を抑制することから、一人当たりベースでみても、押し下げに作用するようになる。もっとも、2つの生産要素の減少が、常に、実質金利の低下につながる訳ではない。モデルの生産関数(10)のもとで、仮に資本ストックと労働の投入量が同率で低下するならば、実質金利 r_t^B は変わらないはずである。言い換えると、実質金利 r_t^B の低下は、労働投入量 L_t の低下速度が、資本ストック投入量 K_t の低下速度を上回っていることを示唆する。この背景には、家計の年齢ごとの経済行動の違いが存在する。図6で示したように、家計の労働投入量は退職後に非連続的にゼロになる一方、消費は退職後も平滑化されるため、資本ストック保有量は緩やかに減少するものの直ちにゼロまで落ち込むことはない。こうしたライフサイクル的な行動の結果、要素投入の低下速度に差異が生じ、実質金利 r_t^B が低下する。特に、出生率 ρ_t が連続的に低下する場合には、非連続的な労働投入量の落込みが常に発生することで、こうした実質金利への押し下げ圧力が増幅されることになる。

図12上段では生産年齢人口成長率を参入要因(21歳人口成長率と人口シェアの積)と定年退職要因(退職世代成長率と人口シェアの積)に分解した上で、実質金利 r_t^B に対する「出生率の寄与」と並べて比較することで、上記のようなメカニズムが作用していたかどうかを確認している。実際、「出生率の寄与」は、趨勢的には生産年齢人口成長率の推移に沿った動きを示しており、取り分け、定年退職要因が著しくマイナス方向に振れる時期には、出生率の寄与も明確にマイナス方向に動いている。例えば、2010年代前半と2040年代に生じた団塊の世代・団塊ジュニアの退職時には、定年退職要因が大きく拡大するも、実質金利 r_t^B に対する「出生率の寄与」もマイナス方向に拡大している³⁰。

³⁰出生率 ρ_t が低下すると、貯蓄世帯(現役労働者)に対する貯蓄取崩し世帯(退職者)の割合が増加することから、図11(5)で示されているように、貯蓄率 s_t に対して下押し圧力が働く。他の条件を一定とすると、貯蓄率の低下は、資本投入量 K_t の蓄積を抑制し、実質金利 r_t^B に対しては上昇圧力となり得る。もっとも、本文で記述したように、出生率 ρ_t の低下は、こうした経路に加えて、労働投入量 L_t を減少させることで実質金利 r_t^B に対して下落圧力も加えており、定量的には、この

生存確率 $\{\psi_{j,t}\}_{j=21}^{100}$ の上昇、すなわち長寿化は、図 11 でみた通り、人口 P_t を増加させることを通じて、一人当たりの労働投入量 L_t/P_t に対しては押し下げに働く一方、一人当たりの資本ストック投入量 K_t/P_t については、分母の効果よりも分子の効果が勝ることで、全体としては押し上げ方向に働く。この結果、労働投入量 L_t 対比でみて資本ストック投入量 K_t が余剰になり、実質金利 r_t^B には押し下げ圧力が生じる。ここで、長寿化が資本ストック投入量 K_t の蓄積を促進する理由は、家計が、特に退職後に長く生きる可能性に備えて貯蓄を増やそうとするからである（いわゆる「予備的貯蓄」）。図 12 の下段は、生存確率が 1960 年代以降固定されている仮想的な経済における年齢別の労働投入量と資本ストック保有量をみたものである。この仮想的な経済における平均寿命はベースライン・シミュレーション対比でみると短く、その結果、家計の労働投入量は少なく、退職後の資本ストックの取り崩し速度は速くなる。このような家計行動は、Chen et al. (2007)、Braun et al. (2009) および MOS (2016) などの先行研究で報告されている結果と整合的であり、長寿化が起きない場合と比べてマクロ経済全体での資本ストック投入量 K_t を小さくする方向で作用すると考えられる。

2015 年以降の先行きの人口動態の変化から実質金利への波及

上記の分析は、1960 年代以降に生じた人口動態の変化が仮に起きなかったとした場合のシミュレーションであるが、これから生じるであろう人口動態の変化についても得られる含意は同じなのだろうか。図 13 では、図 11 と同様の枠組みで、今後は、出生率 ρ_t や生存確率 $\{\psi_{j,t}\}_{j=21}^{100}$ が 2016 年以降変化しない仮想的な経済を考え、この経済のもとでの実質金利 r_t^B や一人当たり要素投入量 K_t/P_t 、 L_t/P_t の推移を示している。これをみると、人口動態要因は、主として生存確率の寄与が牽引するかたちで実質金利 r_t^B の押し下げに働き続けるものの、定量的な規模は、図 11 で示されているものと比べて小さい。例えば、2060 年時点において、人口動態要因が実質金利 r_t^B に与える押し下げ効果は約 -90 ベーシスポイントである。内訳をみると、一人当たり資本ストック投入量 K_t/P_t が増加する一方で、一人当たり労働投入量 L_t/P_t が減少しており、双方の要素投入量の変化が寄与していることが確認できる。図 11 と比べて、人口動態の変化に起因する実質金利の変化幅が小さくなった理由として

効果が貯蓄率 s_t の低下による実質金利の押し上げ効果を上回ることから、全体でみると実質金利 r_t^B は低下することになる。

は、1960年以降に生じた人口動態の変化に比べて、2015年以降に生じると予想される人口動態の変化が、出生率 ρ_t でみても生存確率 $\{\psi_{j,t}\}_{j=21}^{100}$ でみても定量的に小さいことが挙げられる。例えば、表3に掲載している生産年齢人口成長率をみると、2015年固定はベースラインとほぼ変わらないのに対して、1960年固定は大きく乖離している。

5.3 感度分析：社会保障制度の影響

本稿と、Gagnon et al. (2016) や Eggertson et al. (2017) などの先行研究との主たる違いの1つは、本稿では、実際の日本経済に即した形で、税制や社会保障制度を明示的にモデルに組み込んでいることである。定性的には、家計の貯蓄行動は、こうした社会制度の特性に容易に影響を受けることが考えられるが、この点について、定量的に明らかにするため、本節では、社会保障制度を捨象した仮想的な経済と、社会保障制度が勘案されている経済、すなわちこれまで用いてきたベースライン・モデルとで、実質金利の振る舞いの違いを分析することで、実質金利の推移が、社会保障制度の有無によってどのように変わるのかを検証する。

社会保障制度を捨象したモデルは、公的年金給付 $pb_{j,t}$ と公的年金の保険料率 $\tau_{s,t}$ が常にゼロを取るという点を除けば、パラメータの値を含め全てベースライン・モデルと同じである。このモデルについて、前節での定義に沿って、シミュレーション (i) と (iv) を行ない、それぞれで計算された実質金利 r_t^B の差分を取ることで、社会保障制度が存在しない仮想的な経済における実質金利 r_t^B の推移に対する「人口動態要因の寄与」を推計することができる。この仮想的な経済における「人口動態要因の寄与」と、前節で既に計算されたベースライン・モデルのもとでの「人口動態要因の寄与」を比較すると、概念的には、人口動態が実質金利に与える影響が、社会保障制度の有無でどのように変わるのかを定量的に評価していることになる。

図14の(1)は、仮想的な経済とベースライン・モデルにおける実質金利 r_t^B への「人口動態要因の寄与」を示したものである。いずれのモデルでも、人口動態要因は実質金利 r_t^B の下押しに作用しており、ベースライン・シミュレーションで得られた結果が、定性的には、社会保障制度の有無に対して頑健であることを示唆している。もっとも、定量的な観点からは、社会保障制度のない経済における人口動態の実質金利に対する下押し効果は相対的に大きいことが観察される。とりわけ2016

年以降の先行きについては、ベースライン・モデルのもとでの実質金利がほぼ横ばいで推移するのに対して、社会保障制度がない経済のもとでの実質金利は、一段と低下する。

ここで作用しているメカニズムをより詳細にみるため、図 14 の (2) と (3) では一人当たり要素投入に対する「人口動態要因の寄与」を、(4) では年齢別資本ストック保有量を、社会保障制度があるベースライン・モデルとそれが無い仮想的な経済についてそれぞれ掲載している。まず、(2) と (3) からは、一人当たり労働投入量 L_t/P_t の低下幅に対しては社会保障制度の有無の影響は限定的である一方で、一人当たり資本ストック投入量 K_t/P_t の上昇幅に対しては、社会保障制度がない場合の方が顕著に大きいことが見て取れる。後者については、(4) で示されている通り、社会保障制度がない場合、家計が退職後の消費を賄うために、老後に備えた貯蓄を積み増すためと考えられる。逆に、社会保障制度が存在するベースライン・モデルでは、社会保障給付によって退職時以降の消費支出の一部が補填されることを家計が事前に予見していることから、貯蓄は相対的に少なくなる。マクロ経済全体で見れば、これは資本ストック投入量 K_t の蓄積を抑制する方向で作用し、実質金利 r_t^B の低下の規模も相対的に小さくなる。

上記の感度分析から、社会保障制度をモデルに組込むか否かによって、実質金利 r_t^B の推移が変わり得ることがわかった。すなわち、社会保障制度は家計の予備的貯蓄動機の変化を通じて、資本ストックの蓄積を抑制させる効果を持つため、分析対象国の社会保障制度を捨象したモデルに依拠して分析を行うと、少子高齢化による実質金利への押し下げ効果を過大評価してしまう可能性がある。

5.4 感度分析：TFP の影響

これまでの分析では、過去 50 年間に生じた人口動態の変化が実質金利 r_t^B に大きな影響を及ぼしていたこと、今後予測される人口動態の変化がこの先の実質金利に及ぼす影響は軽微であること、の 2 点を報告している。本節では、過去と将来の TFP 成長率の推移が、仮にベースラインで用いたものと異なったとしても、こうした含意が引き続き得られるかどうかを検証する。この感度分析を行う理由は、過去 50 年間は、人口動態が大きく変化しただけではなく、TFP についても、顕著に高い成長率が実現した時代であったことから、TFP 成長率による寄与度が無視し得るかどうかを確

認するためである。具体的には、異なる TFP 成長率 $\{A_t/A_{t-1} = g_t^{1-\alpha}\}_{t=1960}^{\infty} = -1\%$ 、 1% 、 2% 、 3% 、 5% が実現する 5 つの仮想的な経済を想定し、TFP 成長率が異なるそれぞれの経済における「人口動態要因の寄与」を、5.2 の定義に沿って出生率 ρ_t と生存確率 $\{\psi_{j,t}\}_{j=21}^{100}$ を 1960 年代で固定した場合の実質金利と、出生率 ρ_t と生存確率 $\{\psi_{j,t}\}_{j=21}^{100}$ がベースライン・モデルと同様に推移する場合の実質金利をシミュレートすることで計算し、これらと比較することにより、人口動態が実質金利に与える影響が、TFP 成長率の違いでどのように変わるのかを定量的に評価する。なお、全てのシミュレーションにおいて、人口動態変数、TFP 成長率以外の全ての外生変数はベースライン・モデルと同じであると仮定している。

図 15 は、ベースライン・モデルにおける「人口動態要因の寄与」と、異なる TFP 成長率が実現する 5 つの仮想的な経済における「人口動態要因の寄与」を示している。なお、「人口動態要因の寄与」を計算するにあたっては、(1) では、本稿の他の箇所と同様に、人口動態が固定されている経済とそうではない経済の差分を用いているのに対して、(2)、(3)、(4) では、2 つの経済の比率を用いている。これは、例えば、TFP A_t の水準が異なる経済における実質金利 r_t^B を比較する場合、差分で比較すると、要素投入量 K_t 、 L_t が全く同じであったとしても、実質金利 r_t^B が TFP の関数であるために、機械的にその値も変わってしまうからである。言い換えると、「人口動態要因の寄与」を比率で計算することで、こうした TFP の水準 A_t の影響を取り除くことができる。同図 (2)、(3)、(4) にあるように、高い TFP 成長率は、人口動態の変化に対する資本の限界生産性 $\alpha A_t K_t^{\alpha-1} L_t^{1-\alpha}$ 、一人当たり労働投入量 L_t/P_t 、一人当たり資本ストック投入量 K_t/P_t の反応を小さくする方向で作用している。特に、TFP 成長率が 5 % の場合には、人口動態要因の変化に対する一人当たり資本ストック投入量 K_t/P_t の増加分は、僅かになり、結果的に、資本の限界生産性 $\alpha A_t K_t^{\alpha-1} L_t^{1-\alpha}$ の下落分も小さくなる。なお、差分でみると (同図 (1))、「人口動態要因の寄与」に対して TFP の水準 A_t が機械的に影響を与えることを映じて、TFP 成長率が最小の -1% の場合に寄与が最小になる。

本節の結果は 2 点にまとめられる。第 1 に、これまでの分析で得られた結果は、過去の人口動態の変化が実質金利に与えた影響に関する限り、定性的には、TFP 成長率の大きさに対して頑健であると考えられる。差分でみた場合には、ベースライン・モデルを含む 6 つの経済において、「人口動態要因の寄与」の系列は、2000 年代初頭まで互いに重なり合っており、比率でみた場合にも、「人口動態要因の寄与」

による押し下げ効果が徐々に顕著になるという姿は変わらない。第2に、先行きの人口動態の変化の含意については、実質金利 r_t^B の人口動態の変化に対する反応度合いに対してTFP成長率は相応に影響を与えられと考えられる。例えば、差分で見ると、TFP成長率が5%の場合、人口動態要因の2060年時点での実質金利への押し下げ幅は約-320ベースポイントであるものの、TFP成長率が-1%の場合は、約-240ベースポイントになる。もっとも、TFP成長率が3%以上にまで上昇するなど、極端な場合を除けば、今後、人口動態要因の寄与の減少トレンドがここ数年で底打ちし、今後は、ほぼ横ばいで推移していくという姿は頑健である。

6 その他先進国の実質金利についての分析

日本経済において、過去50年間の人口動態の変化は趨勢的に実質金利 r_t^B を押し下げ、2015年時点で見ると約270ベースポイント押し下げていること、また、今後50年間で見ると、人口動態の変化による実質金利 r_t^B への影響は限定的であり、現在の水準と変わらない水準に収まることがわかった。本章では、こうした日本について得られた含意が、主要先進国においても成立するかどうかを検証する。

主要国における人口動態の変化

図16では、本節で扱う米国、G7、OECD15か国の人口動態の推移を示している³¹。なお、比較のため、G7、OECD15か国の中に米国と日本は含まない。これら主要国の人口動態の変化は、いくつかの点において、日本と類似性を持つ。米国を例にとると、平均寿命は単調に上昇しているものの、過去50年間に生じた平均寿命の上昇幅は6歳であった一方で、今後50年間で予測される上昇幅は4歳である。また、生産年齢人口成長率も日本と同様に趨勢的な低下傾向にあり、過去50年において1.2%程度で推移していたものが、先行きについては0.3%にまで低下することが見込まれている。もっとも、米国では生産年齢人口成長率の低下トレンドは2025年には底を打ち、その後は徐々に上昇していくことが予想されている。G7とOECD15か国においても概ね同様の傾向が観察されるが、生産年齢人口成長率について成長率が底を打つのは2030年代になってからであり、これらの国での成長率の底はマイナ

³¹この15か国は、アイルランド、イギリス、イタリア、オーストラリア、オーストリア、オランダ、カナダ、スイス、スペイン、デンマーク、ドイツ、ニュージーランド、フランス、ベルギー、ポルトガルからなる。

スの値になっている。

人口動態の推移に関して、各国間で異なる点も存在する。例えば、日本における長寿化の進行は主要国対比で顕著に速く、2000年には平均寿命が80歳に達していた一方、同じ年で比較すると、他の主要国の平均寿命は80歳を大きく下回っていた。また、G7とOECD15か国の平均寿命については、長期的には日本と同水準に到達すると予想されているものの、アメリカについては、2060年までを見る限り、これらの国よりも平均寿命が低くなることが予想されている。出生率の低下についても、日本では早い時期から顕著であり、その規模も大きかった。日本の生産年齢人口成長率は、過去50年間から今後50年間の差分で見ると、平均的に1.6%ポイント程度低くなるとみられているが、他の主要国について同様の計算をすると、下落幅は、米国では0.9%ポイント、G7では0.7%ポイント、OECD15か国では0.8%ポイントと、低下幅は限定的である。また、生産年齢人口成長率は各国共通して低下傾向をもっているが、日本以外の国では、長期的には、正值または0%近傍に収束する。

人口動態の変化が実質金利に及ぼす影響

このように、各国間の人口動態については類似している部分と異なる部分があり、先見的には、日本経済についてのシミュレーション結果の含意を機械的に援用できるかどうかは分からない。このため、ここでは、各国の人口動態のデータを用いて、日本経済についてと同様のシミュレーションを行うことで、実質金利 r_t^B への含意を定量的に検証する。具体的には、5章で行ったように、出生率 ρ_t と生存確率 $\{\psi_{j,t}\}_{j=21}^{100}$ を1960年代ないしは2015年で固定した場合の実質金利と、出生率 ρ_t と生存確率 $\{\psi_{j,t}\}_{j=21}^{100}$ が実績値・予測値通りに推移する場合の実質金利をそれぞれシミュレーションすることで、5.2節で定義するところの「生存確率の寄与」、「出生率の寄与」、「人口動態要因の寄与」をそれぞれの国について推計する³²。

図17と図18は、シミュレーション結果を示したものである。図17の第1列は、1960年代以降の人口動態の変化が実質金利 r_t^B に与える影響、第2列は、2015年以降の人口動態の変化が実質金利 r_t^B に与える影響をそれぞれ示している。図18では、第

³²本章のシミュレーションでは、人口動態の変化は、すべからく出生率と生存確率の変化によって生じると仮定しており、22歳以上の移民や外国人労働者の流入による人口動態の変化はないと仮定している。図19は、この仮定の妥当性を確認するため、この仮定のもとで計算された生産年齢人口成長率および従属人口比率と、国連や米国の専門機関の見通しによるこの2系列の実際の値を比較したものである。1960年から2060年に関する限り、2つの系列の動きは極めて近いものになっている。なお、本節におけるシミュレーションで想定している人口動態の変化については、表4を参照。

1列において、1960年代以降に生じた人口動態の変化が一人当たり労働投入量 L_t/P_t に与える影響を、第2列で一人当たり資本ストック投入量 K_t/P_t に与える影響を示している。各国で共通する結果は3つ存在する。まず、第1に、人口動態の変化は実質金利 r_t^B に対して下押し圧力となっており、今後も継続することが見込まれる。この背景として、図18から確認できるように、どの主要国においても、少子高齢化によって一人当たり労働投入量 L_t/P_t が減少し、一人当たり資本ストック投入量 K_t/P_t が増加していることが挙げられる。第2に、国ごとに幾分かの差異はあるものの、今後、人口動態の変化による実質金利 r_t^B への追加的な下押し寄与は減衰してゆき、他の条件を一定とすれば、金利水準は、遅かれ早かれ、横ばいで推移していくことが見込まれる。もっとも、図17が示すように、米国においては実質金利 r_t^B の下降局面はすでに終わっているため、人口動態要因が金利水準を現在の水準から動かす方向で作用することはない一方で、G7とOECD15か国については、実質金利 r_t^B の低下が、今後も20年程度続いた後、横ばいで推移することが見込まれる。これは図16で示唆されるように、G7とOECD15か国においては、生産年齢人口成長率が今後も低下し続けるもとの、平均寿命が相応に上昇していくと予想されているためである。第3に、過去50年間と今後50年間とで、人口動態の変化が実質金利 r_t^B に与えた影響を比較すると、過去の変化の影響の方が定量的には顕著に大きいことが確認された。各国での結果をまとめると、過去50年間の人口動態要因の寄与は、2015年時点の実質金利 r_t^B に対して、160~180ベースポイントの押し下げに働いているが、2015年以降の人口動態の寄与は、同時点において30~80ベースポイントの押し下げにとどまっている。

7 まとめ

本稿では、世代重複モデルを用いて、少子高齢化が日本など先進国の実質金利に及ぼす影響を定量的に分析した。この結果、過去に生じてきた人口動態の変化が、実質金利に対して相応に大きな影響を与えてきたことが確認された。また、こうした影響は、先行き縮小していくことが確認された。すなわち、TFP成長率など他の外的環境が足許の水準から大きく逸脱しないとの想定のもとでは、人口動態要因そのものが基点となって、実質金利を、足許の水準から大幅に低下させたり、上昇させたりすることはないと考えられる。この分析結果は、この先に生じる人口動態の

変化が過去対比でみれば限定的であること、世代重複モデルに依拠する限り、過去に生じた人口動態の変化は実質金利に対してある程度長い期間に渡って作用すると考えられること、の2点に依る。日本を対象したシミュレーション結果によれば、過去50年間の人口動態の変化は、2015年時点の実質金利に対して約270ベースポイントの押し下げ効果を持ったものの、今後50年間の人口動態の変化による影響はおおよそ90ベースポイント程度であった。米国やOECD諸国についても、定性的には類似の傾向がみられた。

最後に、本稿の留意点を3点挙げる。まず第1に、本稿の分析では、人口動態の変化が実質金利の変動にどのように伝播するかという点について焦点を置いており、実質金利の変動を説明するうえで、人口動態が他の変動要因対比でみてどの程度の重要性を持っているかという点については分析していない。また、TFP成長率などの他の変動要因が、今後どのように推移し、それがどのように実質金利に波及していくかという点についても分析の枠外である³³。第2に、本稿のモデルは閉鎖経済モデルであるため、家計部門は海外の資本市場で金融取引を行うことはできないと仮定されており、その結果として、国内における貯蓄と投資が一致している。もっとも、MOS(2016)を含む先行研究で指摘されている通り、人口構造や人口動態が大きく異なる国との間での資本取引が活発に行われているような経済環境のもとでは、一国の人口動態の変化が要素価格や産出量に及ぼす影響は、閉鎖経済モデルが示唆するものとは大きく乖離する可能性もある。最後に、本稿では、資本収益率と実質金利との間のスプレッドは人口動態の変化の影響を受けないものとしたうえでシミュレーションをしているが、こうしたスプレッドの決定要因については、近年研究が急速に蓄積されつつあり、本稿のモデルは改善の余地があると言える。これらの論点については、今後の研究課題としたい。

³³参考図 A-1、A-2 における分析では、外生変数の将来についての想定が変われば、実質金利の推移も大きな影響を受けることを示している。

参考文献

- [1] 鎌田康一郎 (2009) 「我が国の均衡実質金利」、深尾京司編『マクロ経済と産業構造』12章、慶應義塾大学出版会
- [2] 内閣府 (2017) 「中長期の経済財政に関する試算 (平成29年7月18日経済財政諮問会議提出)」、327-427頁
- [3] Auerbach, A., Kotlikoff, L. (1987) *Dynamic Fiscal Policy*, Cambridge University Press.
- [4] Braun, R. A., Ikeda, D., Joines, D. H. (2009) “The Saving Rate in Japan: Why It Has Fallen and Why It Will Remain Low,” *International Economic Review*, 50, 291–321.
- [5] Braun, R. A., Joines, D. H. (2015) “The Implications of a Greying Japan for Government Policy,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 57, 1–23.
- [6] Carney, M. (2017) “Globalisation and inflation,” Speech delivered at 2017 IMF Michel Camdessus Central Banking Lecture, Washington, D.C., September 18.
- [7] Carvalho, C., Ferrero, A., Nechio, F. (2016) “Demographics and Real Interest Rates: Inspecting the Mechanism,” *European Economic Review*, 88, 208–226.
- [8] Chen, K., İmrohoroğlu, A., İmrohoroğlu, S. (2007) “The Japanese Saving Rate between 1960 and 2000: Productivity, Policy Changes, and Demographics,” *Economic Theory*, 32, 87–104.
- [9] Draghi, M. (2016) “Addressing the Causes of Low Interest Rates,” Speech delivered at the annual meeting of the Asian Development Bank, Frankfurt am Main, May 2.
- [10] Eggertsson, G., Mehrotra, N., Robbins, J. (2017) “A Model of Secular Stagnation: Theory and Quantitative Evaluation,” NBER Working Papers 23093, National Bureau of Economic Research, Inc.

- [11] Fisher, S. (2016) “Why Are Interest Rates So Low? Causes and Implications,” Speech delivered at the Economic Club of New York, New York, October 17.
- [12] Fujita, S., Fujiwara, I. (2016) “Declining Trends In The Real Interest Rate And Inflation: The Role of Aging,” Working Papers 16-29, Federal Reserve Bank of Philadelphia.
- [13] Fujiwara, S., Iwasaki, Y., Muto, I., Nishizaki, K., Sudo, N. (2016) “Supplement Paper Series for “Comprehensive Assessment” (2): Developments in the Natural Rate of Interest in Japan,” Bank of Japan Review, 2016-E-12.
- [14] Gagnon, E., Johannsen, B., Lopez-Salido, D. (2016) “Understanding the New Normal: The Role of Demographics,” Finance and Economics Discussion Series 2016-080, Board of Governors of the Federal Reserve System.
- [15] Hansen, G. D., İmrohorođlu, S. (2016) “Fiscal Reform and Government Debt in Japan: A Neoclassical Perspective,” *Review of Economic Dynamics*, 21, 201–224.
- [16] Hayashi, F., Prescott, E. (2002) “The 1990s in Japan: A Lost Decade”, *Review of Economic Dynamics*, 5, 206–235.
- [17] Holston, K., Laubach, T., Williams, J. (2017) “Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends and Determinants,” *Journal of International Economics*, 108, 59–75.
- [18] Ikeda, D., Saito, M. (2014) “The Effects of Demographic Changes on the Real Interest Rate in Japan,” *Japan and the World Economy*, 32, 37–48.
- [19] Imakubo, K., Kojima, H., Nakajima, J. (2015) “The Natural Yield Curve: Its Concept and Measurement,” Bank of Japan Working Paper Series 15-E-5.
- [20] İmrohorođlu, S., Kitao, S. (2012) “Social Security Reforms: Benefit Claiming, Labor Force Participation, and Long-run Sustainability,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 4, 96–127.

- [21] Laubach T., Williams, J. C. (2003) “Measuring the Natural Rate of Interest,” *The Review of Economics and Statistics*, 85, 1063–1070.
- [22] Lisack, N., Sajedi, R., Thwaites, G. (2017) “Demographic Trends and the Real Interest Rate,” Bank of England Working Paper, No. 701.
- [23] Miles, D. (1999) “Modelling the Impact of Demographic Change upon the Economy,” *Economic Journal*, 109, 1–36.
- [24] Muto I., Oda, T., Sudo, N. (2016) “Macroeconomic Impact of Population Aging in Japan: A Perspective from an Overlapping Generations Model,” *IMF Economic Review*, 64, 408–442.
- [25] Rachel, L., Smith, T. (2015) “Secular Drivers of the Global Real Interest Rate” Bank of England Working Paper, No. 571.
- [26] Summers, L. (2014) “US Economic Prospects: Secular Stagnation, Hysteresis, and the Zero Lower Bound,” *Business Economics*, 49, 65–73.
- [27] Summers, L. (2015) “Demand Side Secular Stagnation,” *American Economic Review*, 60–65.

A 補論：他の変動要因を変化させた場合の実質金利の先行き

本補論では、ベースライン・モデルから得られた将来の経済変数のシミュレーション値が、先行きの外生変数の想定にどのような影響を受けるかを検証する。ここでは、特に、TFP 成長率と退職年齢を取り上げる。

参考図 A-1 は、2016 年以降、TFP 成長率が -1% 、 0% 、 2% 、および 3% になる場合のマクロ経済変数の推移を示している³⁴。ベースライン・モデルの TFP 成長率 1.1% よりも高い（低い）TFP 成長率を実現した場合には、標準的な経済理論が示すように、資本収益率 r_t^K や実質金利 r_t^B は、上昇する（低下する）。これは TFP A_t や労働投入量 L_t が変化することで、資本の限界生産性が上昇する（低下する）ためである。この結果、ベースライン・モデルでは、2020 年時点の実質利子率 r_t^B の水準は 0.6% であるのに対し、TFP が成長率 -1% 、 0% 、 2% 、 3% で推移する場合、実質金利 r_t^B の水準は、それぞれ -0.7% 、 -0.1% 、 1.2% 、 1.8% である。TFP 成長率は、GNP や要素投入の成長率に対しても明確に影響を与える。すなわち、TFP 成長率が高くなる（低くなる）につれて、要素投入に対するリターンである w_t や r_t^K は高く（低く）なり、この結果、要素投入が促進される（手控えらる）ことから、経済成長が促進される（鈍化ないしは減退する）。

退職年齢については、ベースライン・モデルでは 65 歳を定年としているが、これが 66 歳、68 歳、70 歳にそれぞれ上昇する場合のシミュレーションを行い、ベースライン・モデルと比較する³⁵。退職年齢に関する制度変更は、定性的には生産年齢人口ならびに労働投入量 L_t を機械的に増加する効果を持つため、実質金利 r_t^B に対しては押し上げ方向で作用すると考えられる。もっとも、参考図 A-2 に示されているシミュレーション結果をみる限り、実質金利 r_t^B 、一人当たり要素投入 K_t/P_t 、 L_t/P_t 、および GNP Y_t の成長率に対する定量的な影響は、必ずしも大きくない。と

³⁴これらの仮想的なシミュレーションでは、1960 年から 2015 年の TFP 成長率 $\{A_t/A_{t-1}\}_{t=1960}^{2015}$ はベースライン・モデルと同じであると、人口動態要因をはじめとするほかの外生変数は、1960 年以降無限期間先に至るまでベースライン・モデルと同じであると仮定している。

³⁵これらのシミュレーションでは、2016 年から 2020 年までの間、退職年齢が目標年齢（66 歳、68 歳、70 歳）に向けて、一定のペースで上昇すると想定する。2020 年以後は、退職年齢は、この目標年齢の水準から不変と仮定している。

くに、TFP の変化が与える影響に比べると、退職年齢の影響は限定的であると評価できる。

本補論の分析は、本文中で行ったシミュレーション結果に基づく実質金利の水準が、先行きに関する限り、外生変数の推移如何によって変化し得ることを示唆している。もっとも、この点は、外生変数の帰趨によって、人口動態の変化が実質金利に及ぼす影響の性質や規模が変化することを意味しないことに留意する必要がある。すなわち、5章で検証した通り、仮に TFP 成長率の想定がベースライン・モデルと異なった場合においても、実質金利に対する「人口動態要因の寄与」の定量的な規模や推移については、本文中で得られた分析結果は頑健であると考えられる。

表 1. 構造パラメータ

| α | β | ν | \bar{b} | ϕ |
|----------|---------|-------|-----------|--------|
| 0.362 | 0.975 | 0.5 | 1.1 | 18.33 |

表 2. 定常状態における主要変数の値

| G/Y | Ξ | τ/Y | τ_c | τ_h | τ_k | κ_s | κ_m | $g^{(1-\alpha)}$ | ρ |
|-------|-------|----------|----------|----------|----------|------------|------------|------------------|--------|
| 0.120 | 0.043 | 0.012 | 0.10 | 0.150 | 0.239 | 0.336 | 0.323 | 1.011 | 0.00 |

表3. 仮想シミュレーションにおける人口動態の推移
(日本のケース)

| シミュレーション の内容 | 平均寿命 (歳) | 生産年齢人口成長率 (年率平均値、%) | | | |
|-----------------|----------|---------------------|--------|--------|--------|
| | | 1980年代 | 2000年代 | 2020年代 | 2040年代 |
| 1960年代固定 | 72.4 | 3.67 | 4.51 | 4.61 | 4.61 |
| 1980年代固定 | 78.4 | 0.81 | 0.72 | 1.51 | 1.52 |
| 2000年代固定 | 82.5 | 0.81 | -0.27 | -1.12 | -2.56 |
| 2015年固定 | 85.1 | 0.81 | -0.27 | -0.67 | -1.27 |
| ベースライン | — | 0.81 | -0.27 | -0.66 | -1.47 |

(注) 平均寿命と生産年齢人口成長率は出生率と生存確率に関するそれぞれの仮想的な想定のもと算出したもの。図10~15で示しているシミュレーションは、これらの数値を用いている。

表4. 仮想シミュレーションにおける人口動態の推移
(その他先進国のケース)

(1) 米国

| シミュレーションの内容 | 平均寿命 (歳) | 生産年齢人口成長率 (年率平均値、%) | | | |
|-------------|----------|---------------------|--------|--------|--------|
| | | 1980年代 | 2000年代 | 2020年代 | 2040年代 |
| 1960年代固定 | 71.8 | 3.43 | 5.15 | 5.24 | 5.24 |
| 2015年固定 | 77.9 | 1.36 | 1.09 | -0.03 | -0.25 |
| ベースライン | — | 1.36 | 1.09 | 0.14 | 0.40 |

(2) G7 (除く米国、日本)

| シミュレーションの内容 | 平均寿命 (歳) | 生産年齢人口成長率 (年率平均値、%) | | | |
|-------------|----------|---------------------|--------|--------|--------|
| | | 1980年代 | 2000年代 | 2020年代 | 2040年代 |
| 1960年代固定 | 72.4 | 0.68 | 0.57 | 0.55 | 0.55 |
| 2015年固定 | 81.1 | 0.99 | 0.13 | -0.35 | -0.44 |
| ベースライン | — | 0.99 | 0.13 | -0.33 | -0.13 |

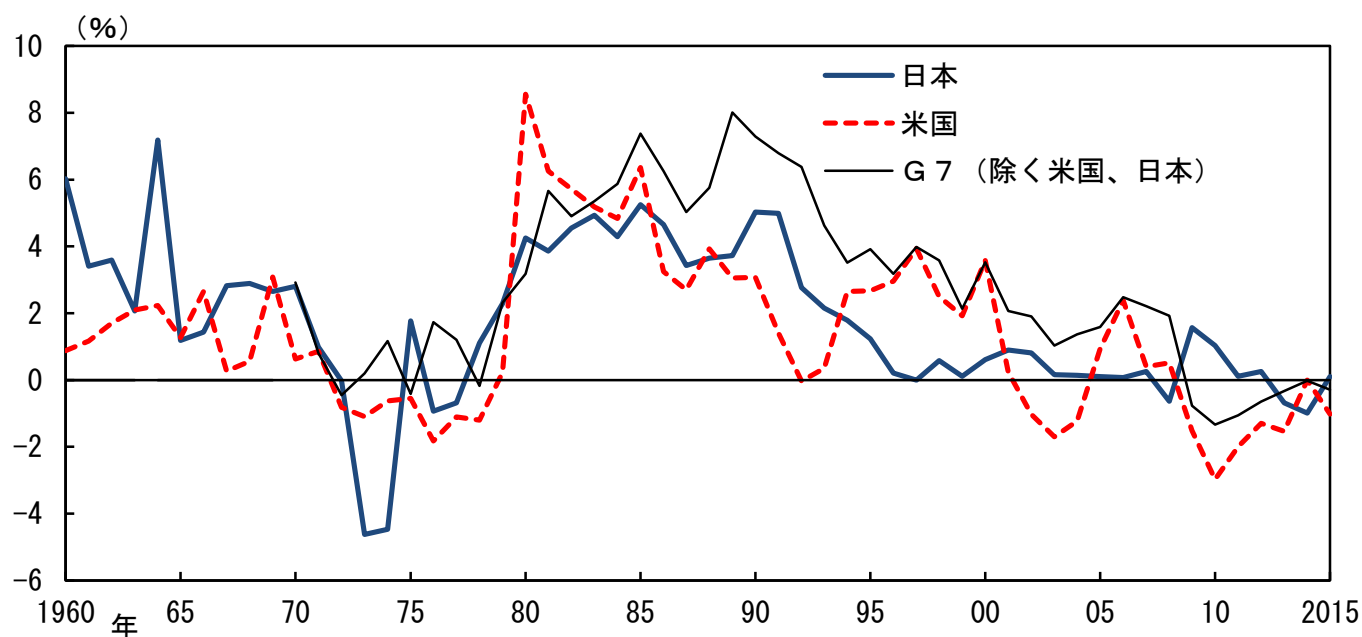
(3) OECD15か国 (米国、日本を含まない)

| シミュレーションの内容 | 平均寿命 (歳) | 生産年齢人口成長率 (年率平均値、%) | | | |
|-------------|----------|---------------------|--------|--------|--------|
| | | 1980年代 | 2000年代 | 2020年代 | 2040年代 |
| 1960年代固定 | 72.5 | 0.85 | 0.85 | 0.83 | 0.83 |
| 2015年固定 | 81.3 | 1.07 | 0.27 | -0.29 | -0.44 |
| ベースライン | — | 1.07 | 0.27 | -0.26 | -0.16 |

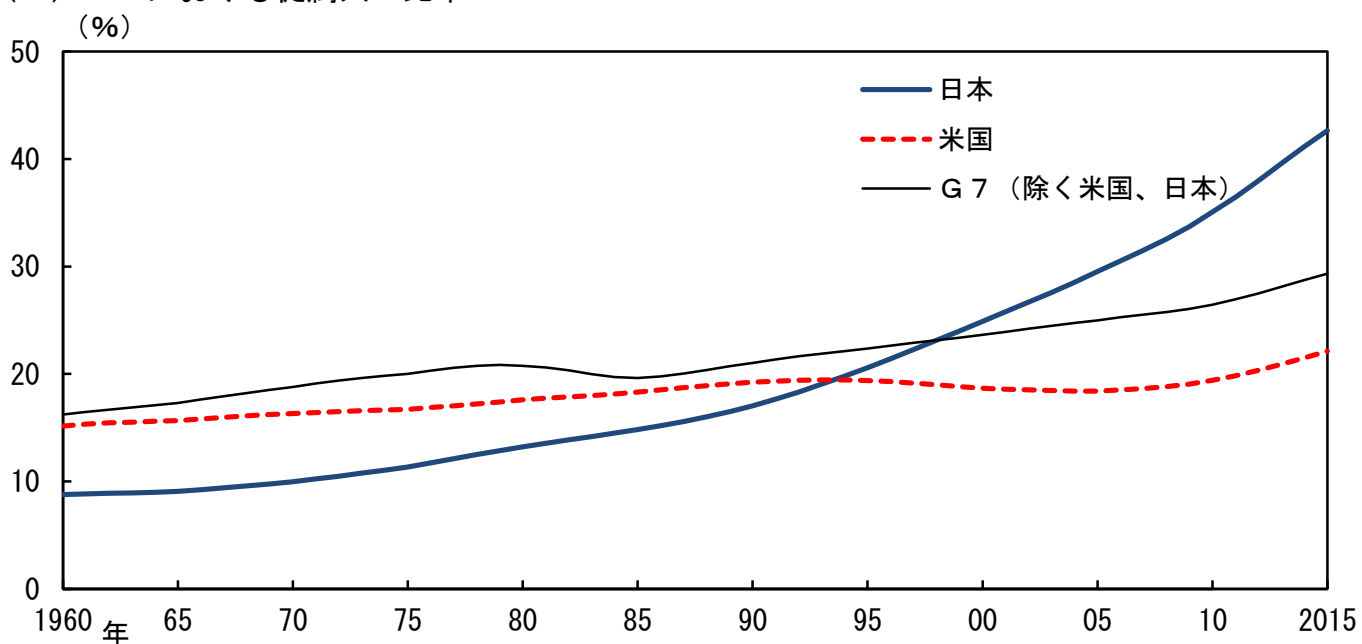
(注) 平均寿命と生産年齢人口成長率は出生率と生存確率に関するそれぞれの仮想的な想定のもと算出したもの。図17~18で示しているシミュレーションは、これらの数値を用いている。

図 1. 人口動態の変遷と実質金利の推移

(1) G7における実質金利



(2) G7における従属人口比率

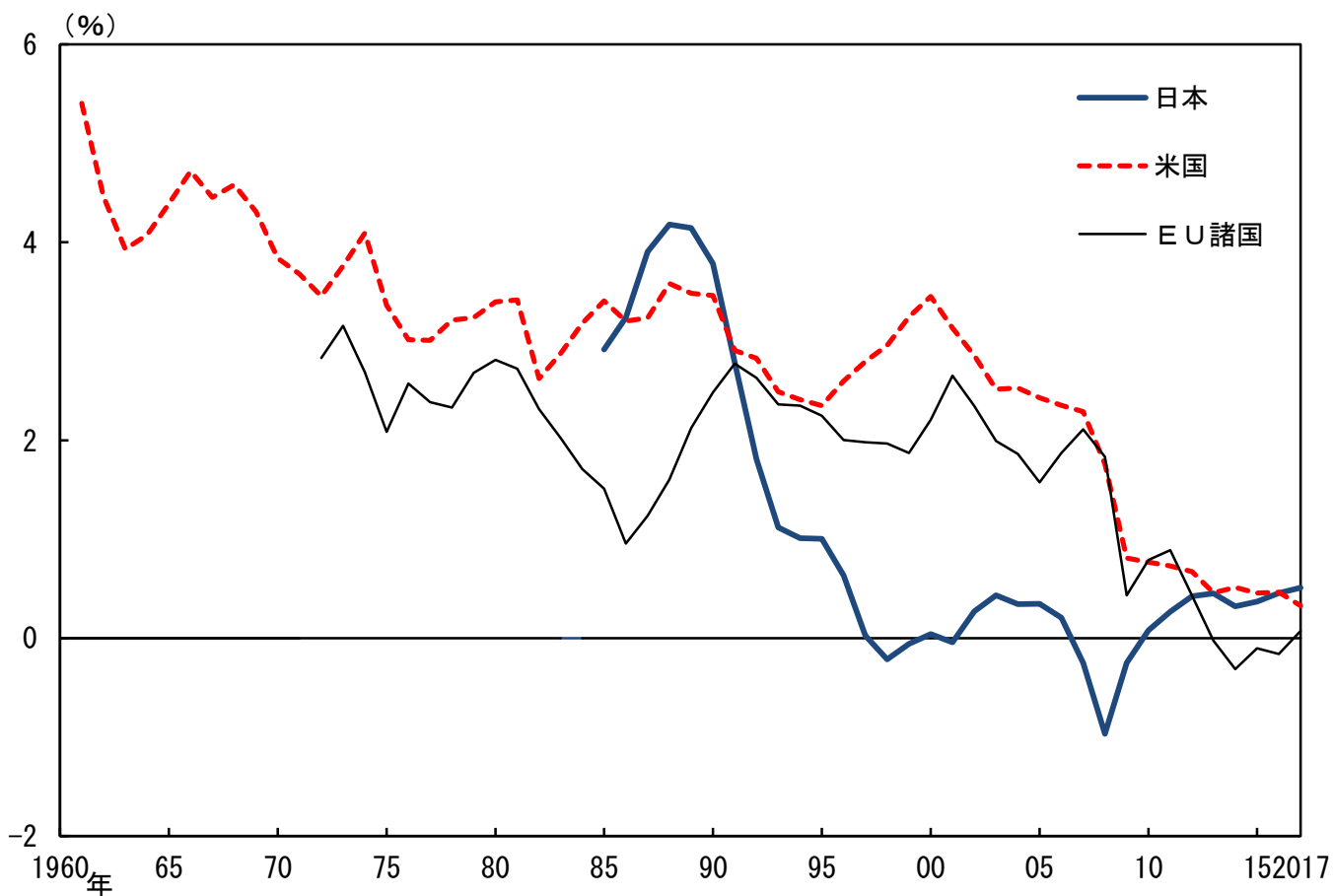


- (注) 1. G7の5か国合算の実質金利は、GDPを用いた加重平均値。
 2. 実質金利は、名目金利からCPIのインフレ率を差し引いたもの。
 3. 日本の実質金利は鎌田(2009)の方法で計算。
 4. 従属人口指数は「老年」従属人口指数、すなわち65歳以上人口の数を15歳から64歳の人口で割ったもの。

(資料) IMF "International Financial Statistics"、World Bank "World Development Indicators"、UN "World Population Prospects"

図2. 主要国における自然利子率の推移

Laubach and Williams (2003) の手法による自然利子率の推計値

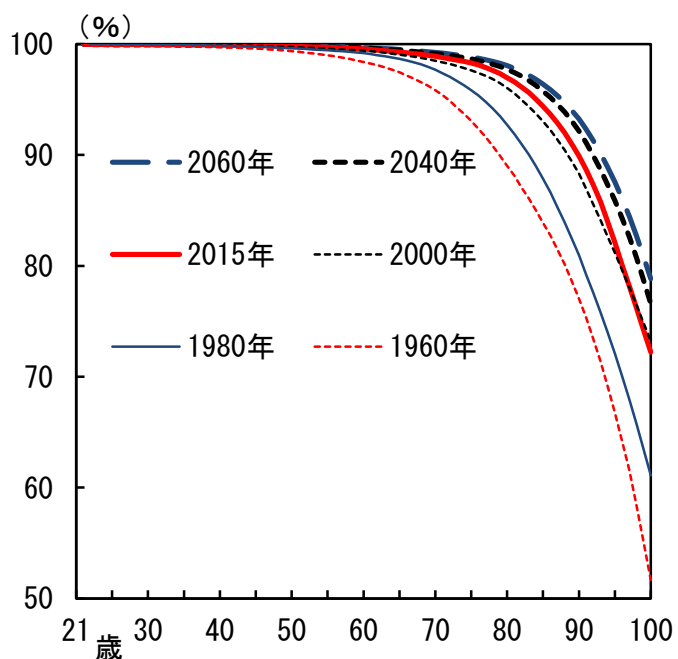


(注) 2017年は、上期の値。

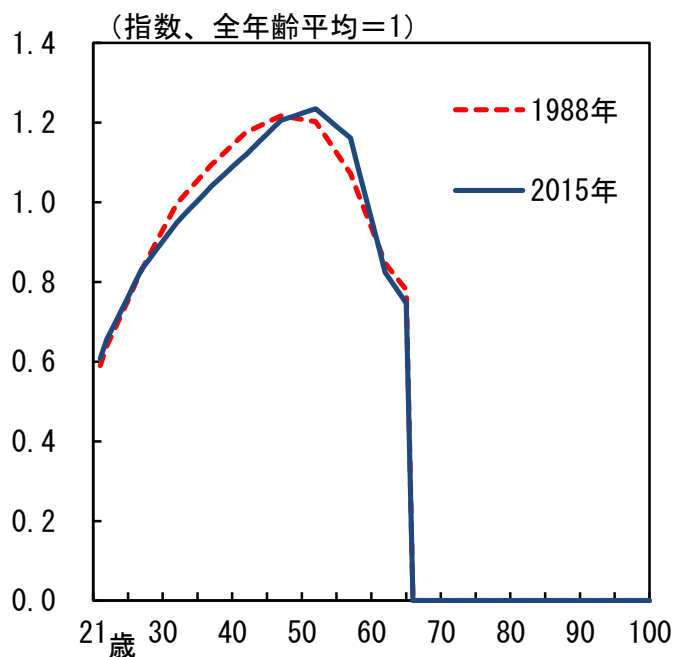
(資料) Fujiwara et al. (2016)、Holston et al. (2017)

図3. 外生変数（年齢依存の変数）

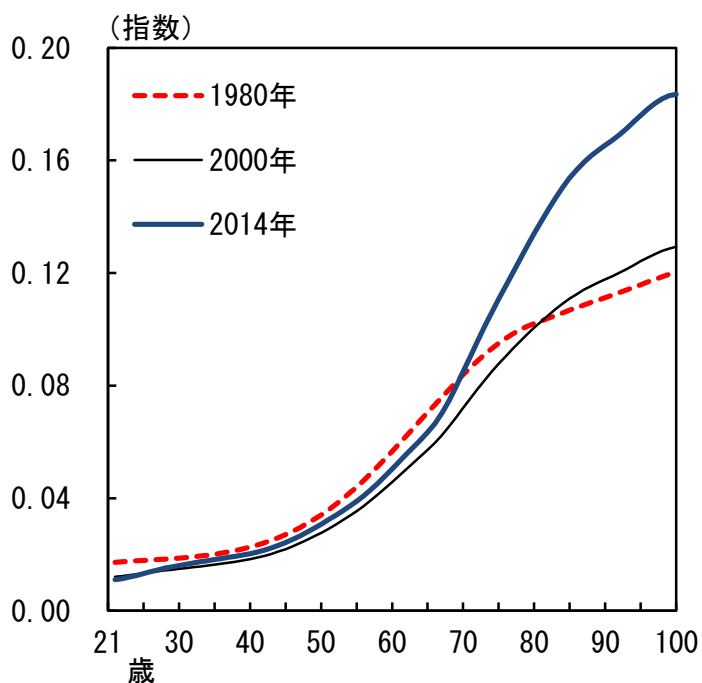
(1) 条件付き生存確率



(2) 労働効率性



(3) 医療費

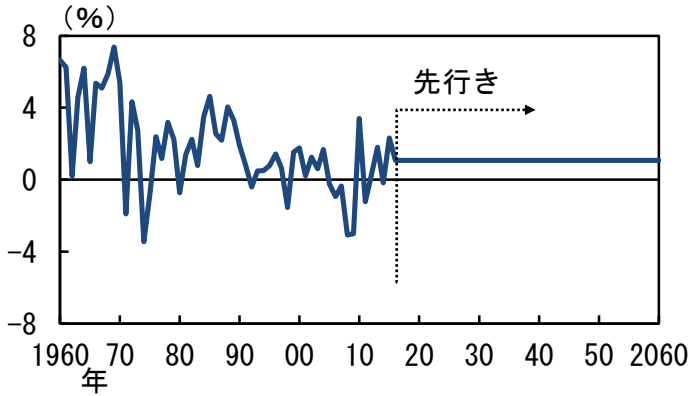


- (注) 1. 条件付き生存確率は、今年生存している家計が翌年まで引き続き生存する確率。
 2. 1989年から2014年までの労働効率性は、1988年と2015年の労働効率性を補完することで計算。なお、1988年以前の値は1988年の水準、2015年以降の値は2015年の水準から不変であると仮定。
 3. 各年の医療費は、同一年のTFPの水準で基準化。

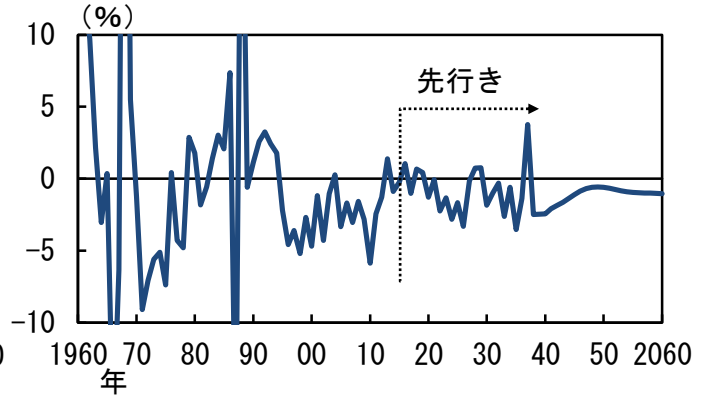
(資料) 国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口」、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」、「生命表（完全生命表）」、「国民医療費」

図4. 外生変数 (1)

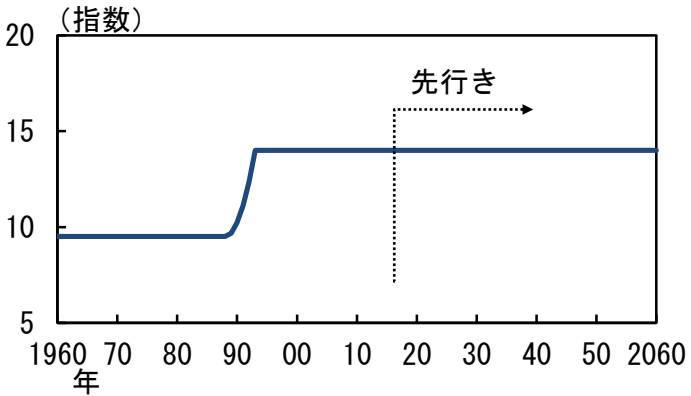
(1) TFP成長率(g_t)



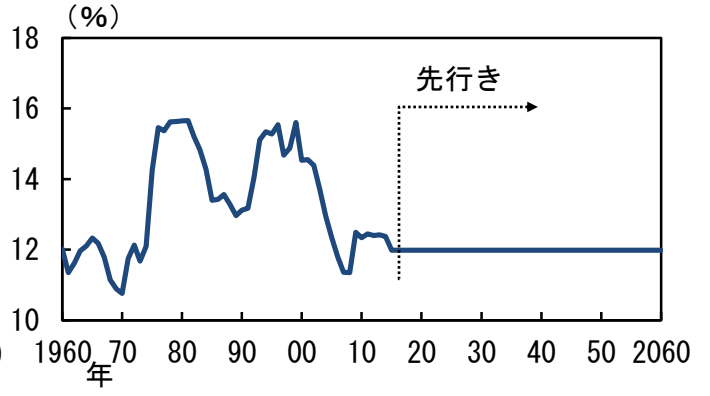
(2) 出生率 (21歳人口の成長率)(ρ_t)



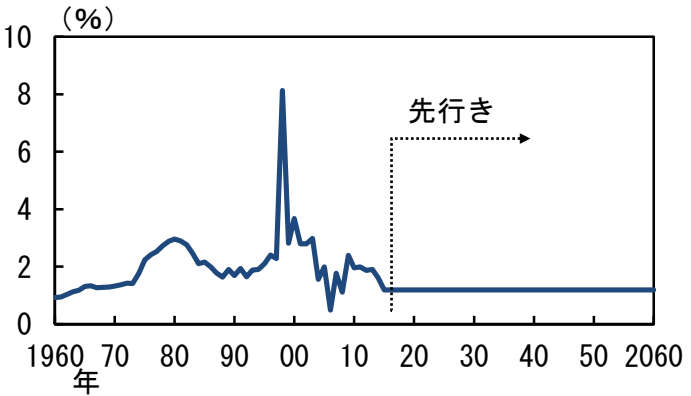
(3) 余暇に対する選好(γ_t)



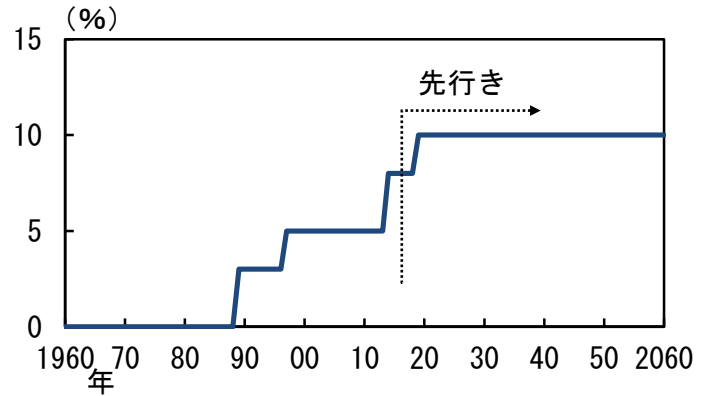
(4) 政府支出 (対GNP比率(G_t/Y_t))



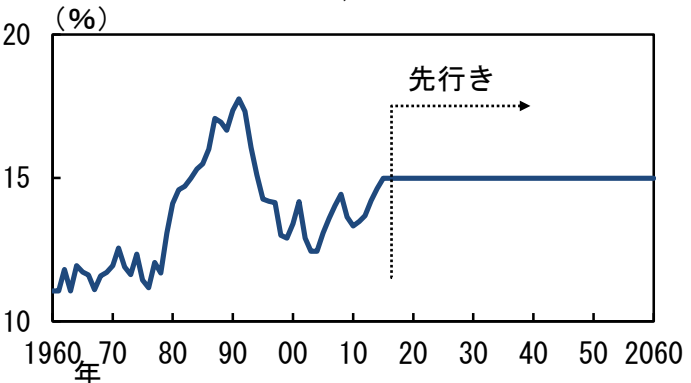
(5) 資本移転収支 (対GNP比率(τ_t/Y_t))



(6) 消費税率($\tau_{c,t}$)



(7) 労働所得税率($\tau_{h,t}$)



(8) 資本所得税率($\tau_{k,t}$)

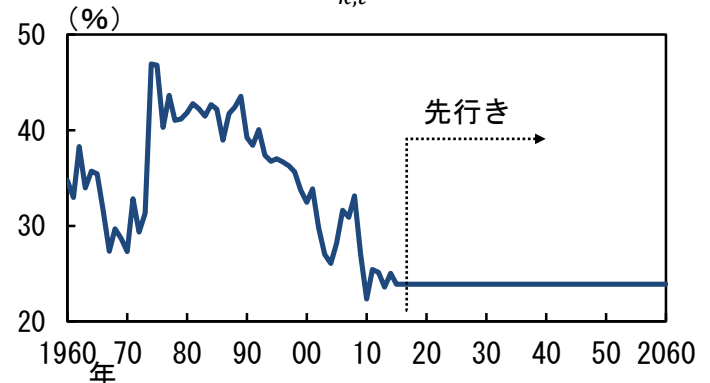
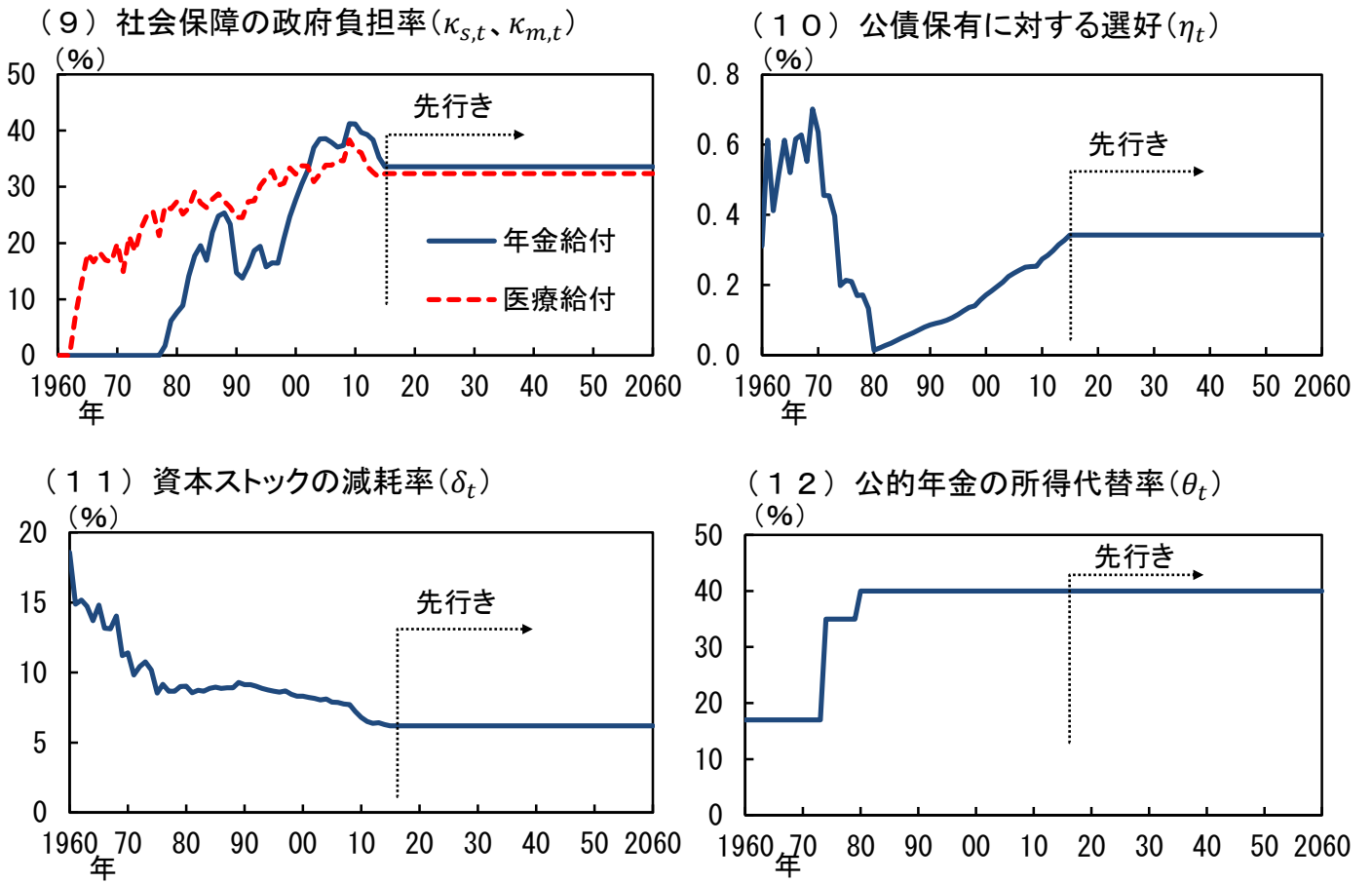


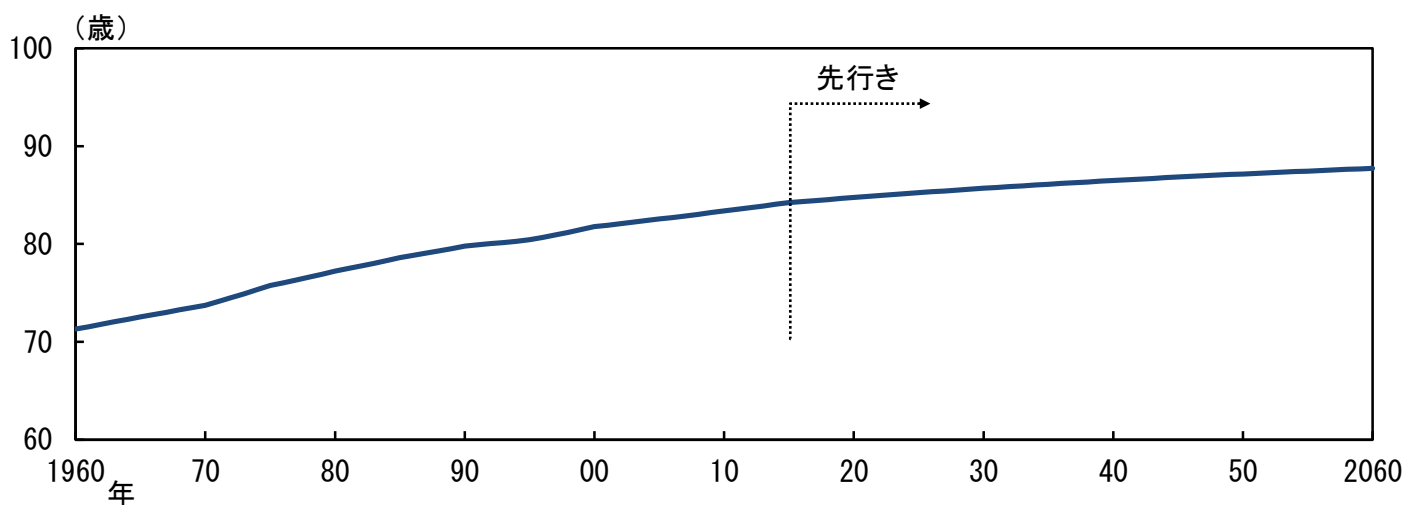
図4. 外生変数(2)



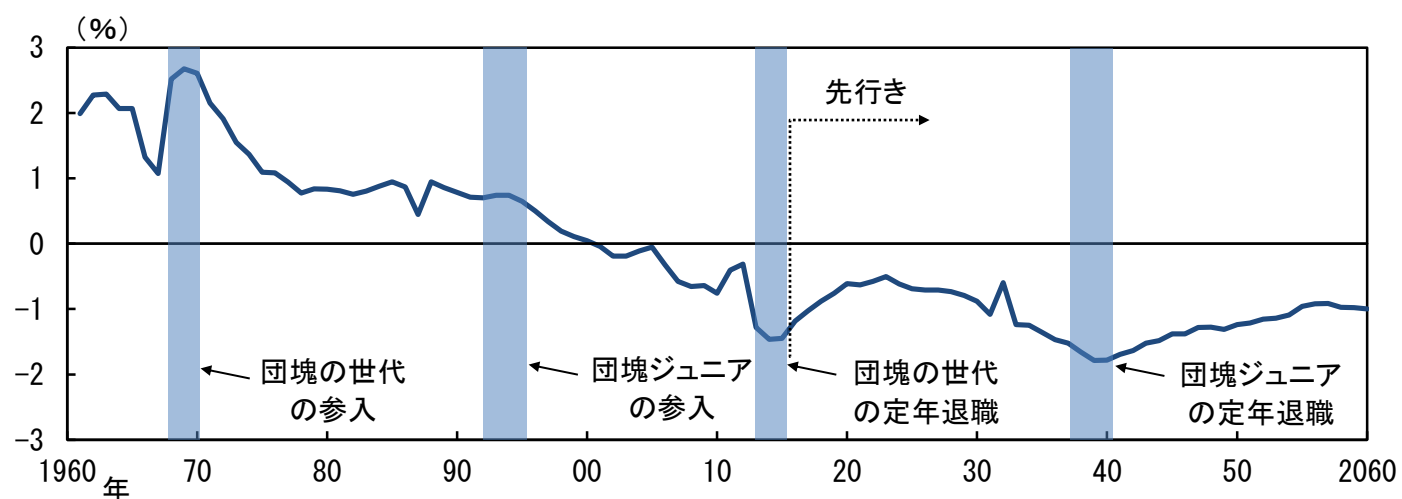
(資料) 内閣府「国民経済計算」、総務省「国勢調査」

図5. 日本の人口動態

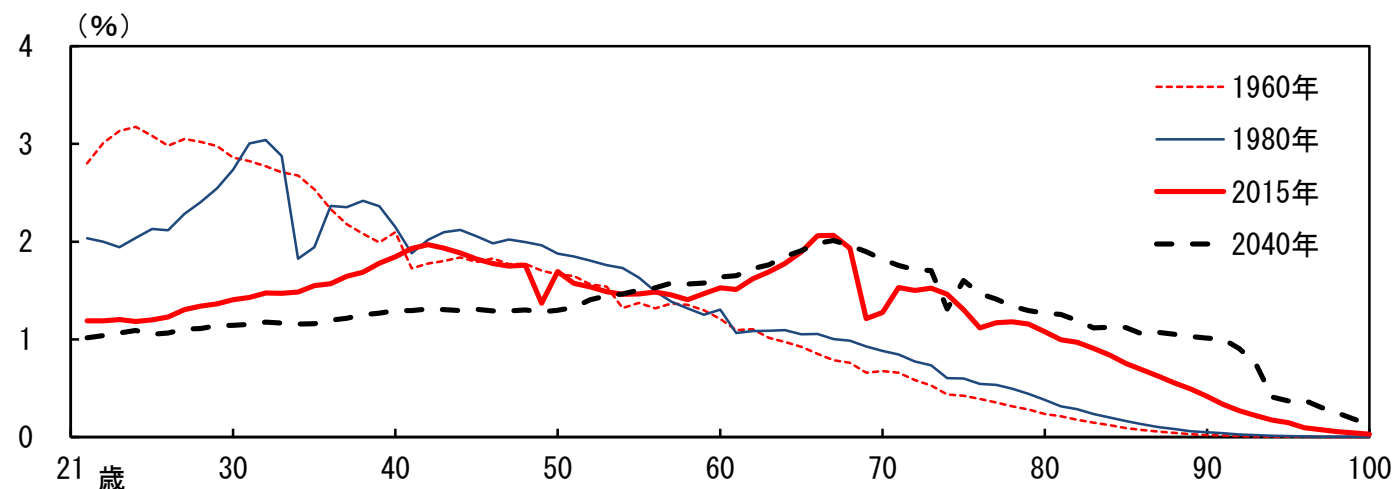
(1) 平均寿命



(2) 生産年齢人口成長率



(3) 年齢別人口構成比

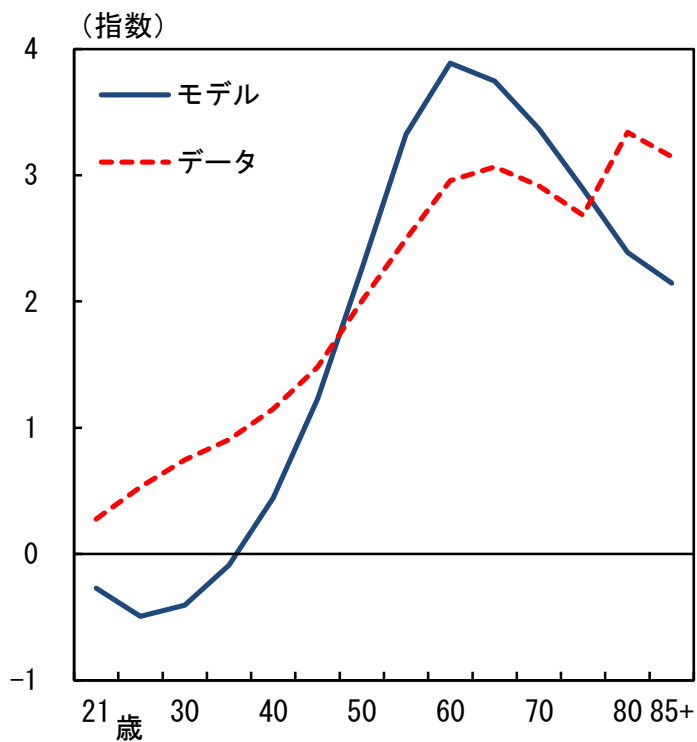
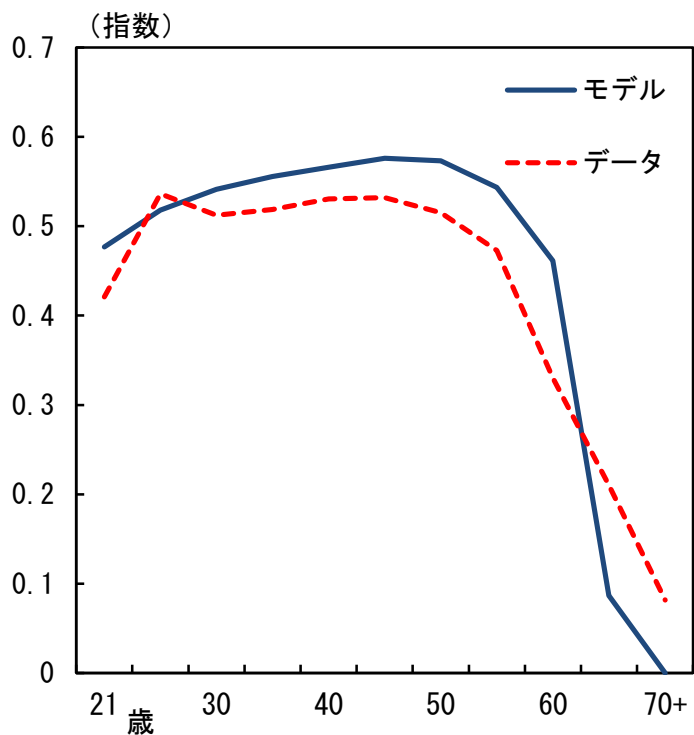


(資料) 総務省「国勢調査」、厚生労働省「生命表(完全生命表)」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口」

図6. 年齢別労働投入量・資産ストック保有量の比較

(1) 労働投入量

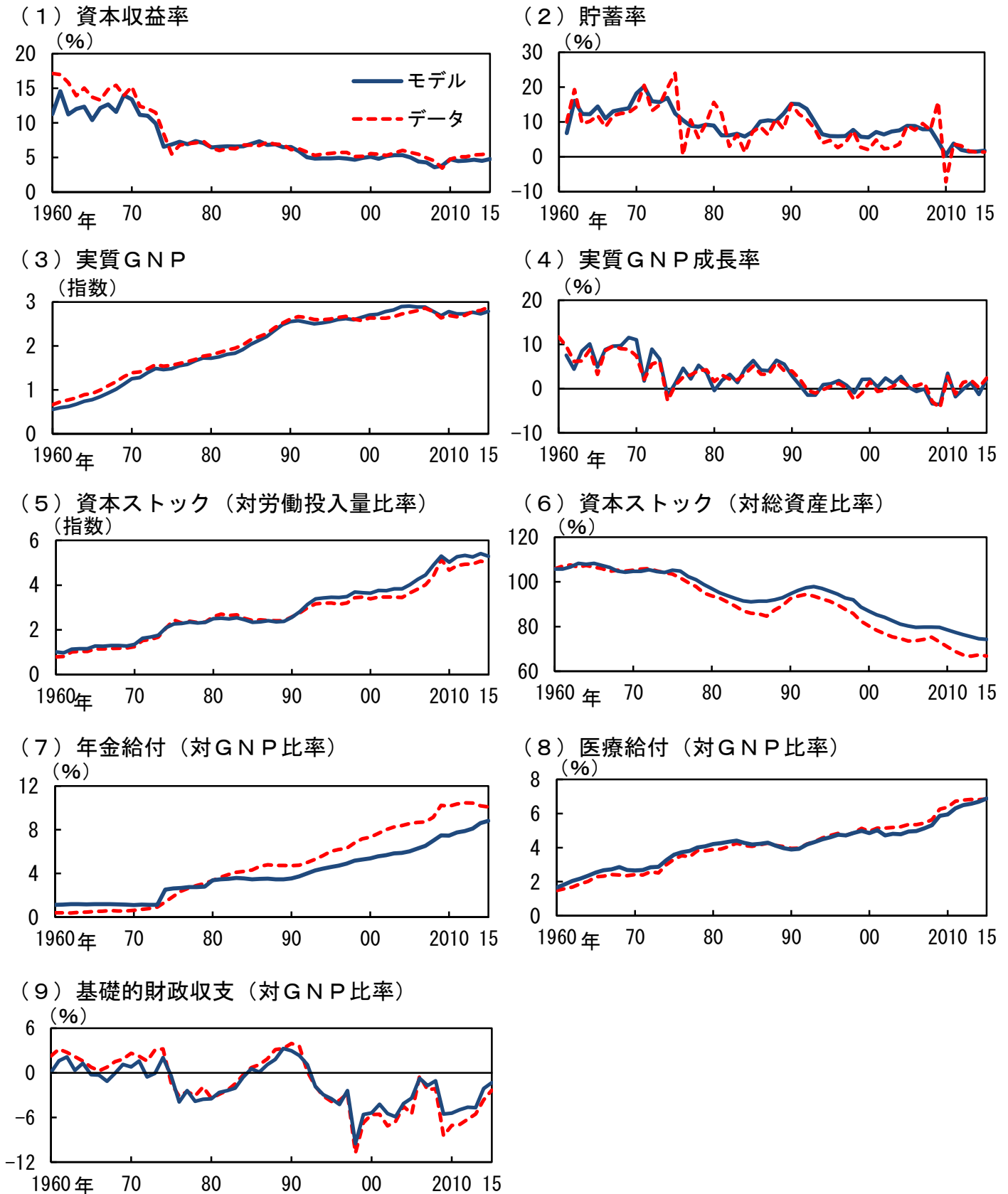
(2) 資本ストック保有量



(注) 各年の資本ストック保有量は、同一年のTFPと人口の水準で基準化。

(資料) 総務省「家計調査(貯蓄・負債編)」、厚生労働省「賃金構造基本統計調査」

図7. シミュレーション値と実績値の比較 — (マクロ変数)



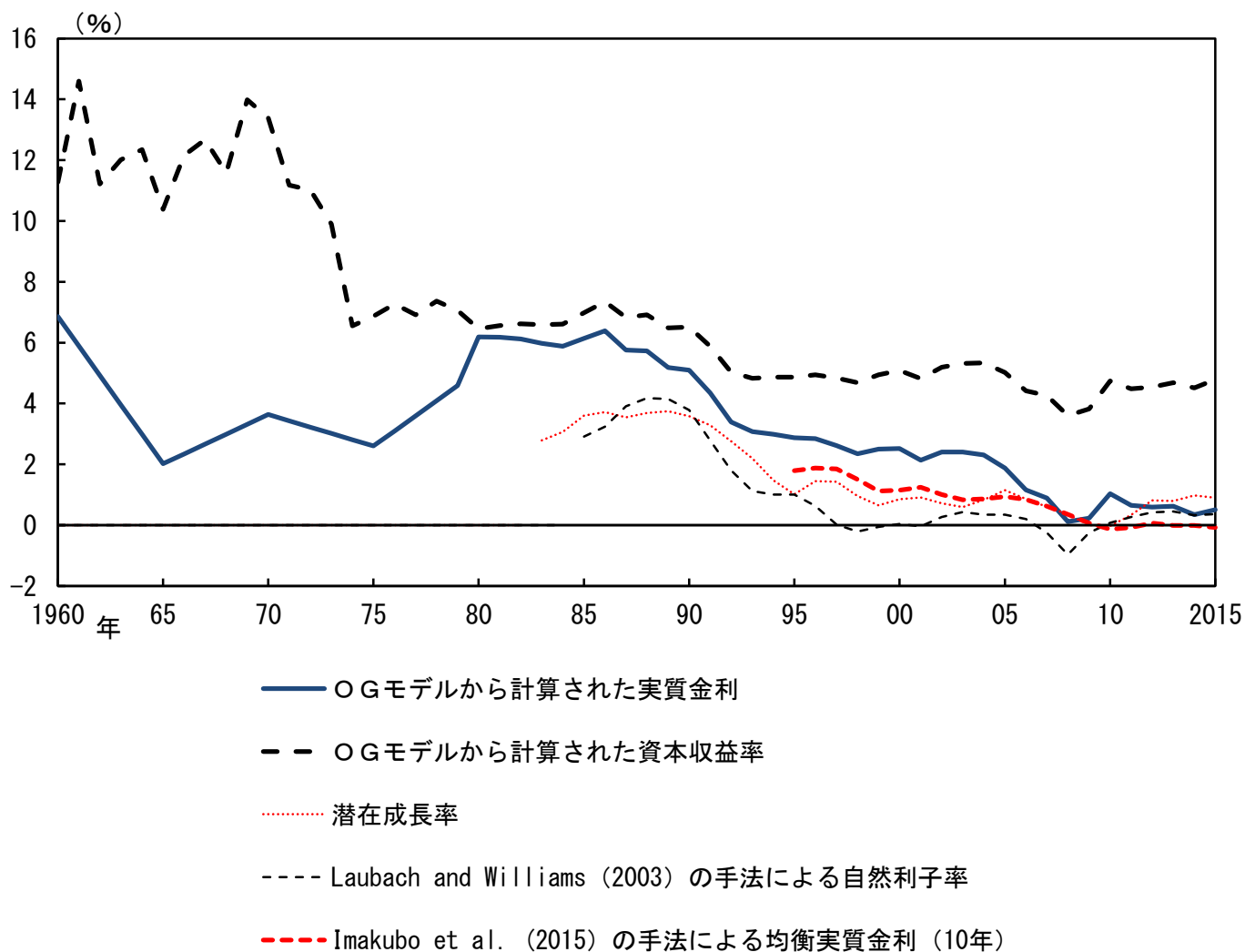
(注) 1. 各年の実質GNPと資本ストック投入量は、同一年のTFPと人口の水準で基準化。

2. (1)の系列は、税引き後の系列。

3. (3)と(4)の系列は、人口一人当たりで基準化。

図 8. 実質金利のシミュレーション値

実質金利と自然利子率の推計値との比較

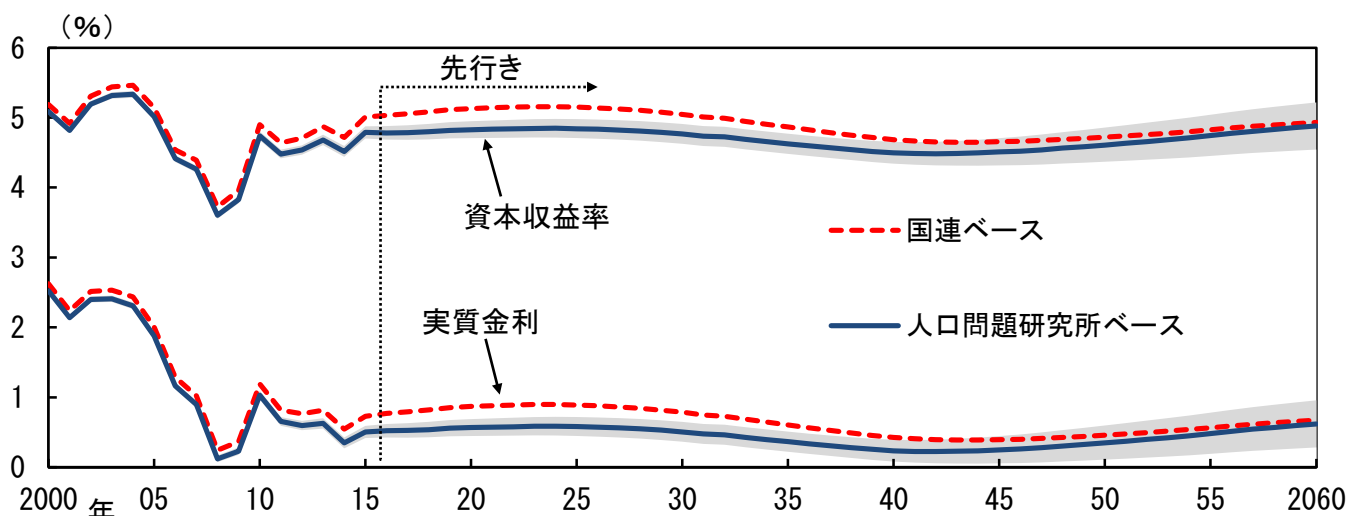


(注) OGモデルの資本収益率と実質金利は、税引き後の系列。

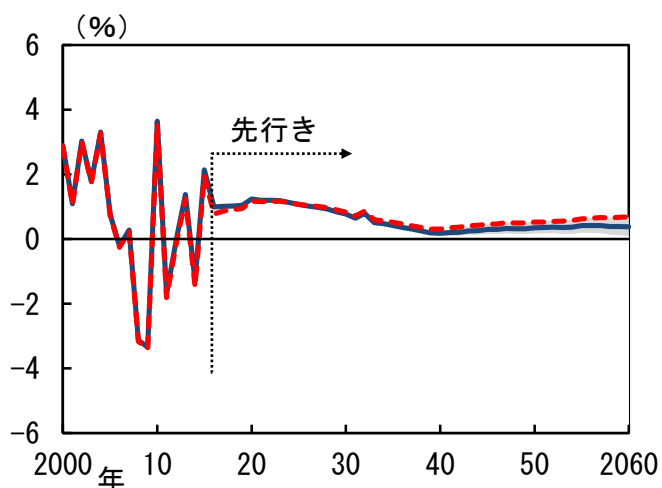
(資料) 日本銀行「需給ギャップと潜在成長率」、Imakubo et al. (2015)

図9. 実質金利の先行きに関するシミュレーション

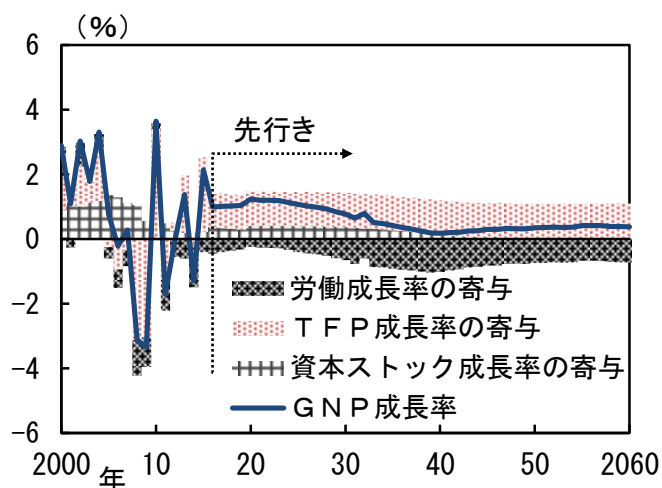
(1) 実質金利と資本収益率



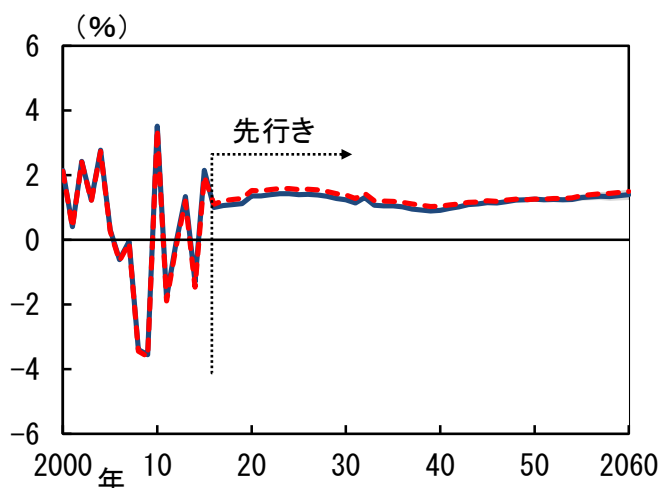
(2) GNP成長率



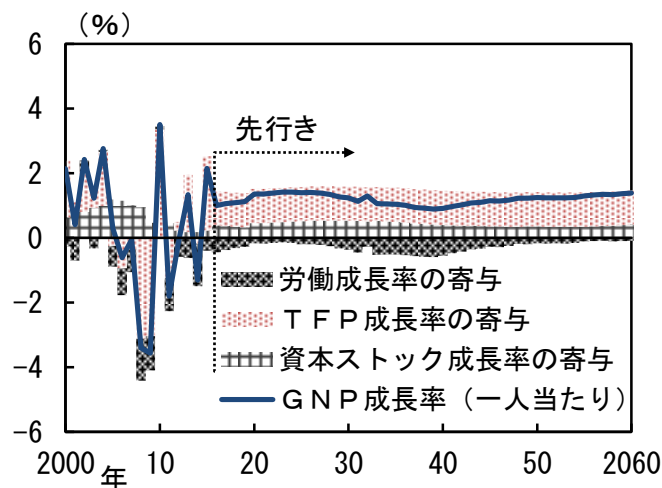
(3) GNP成長率の分解



(4) GNP成長率：一人当たり



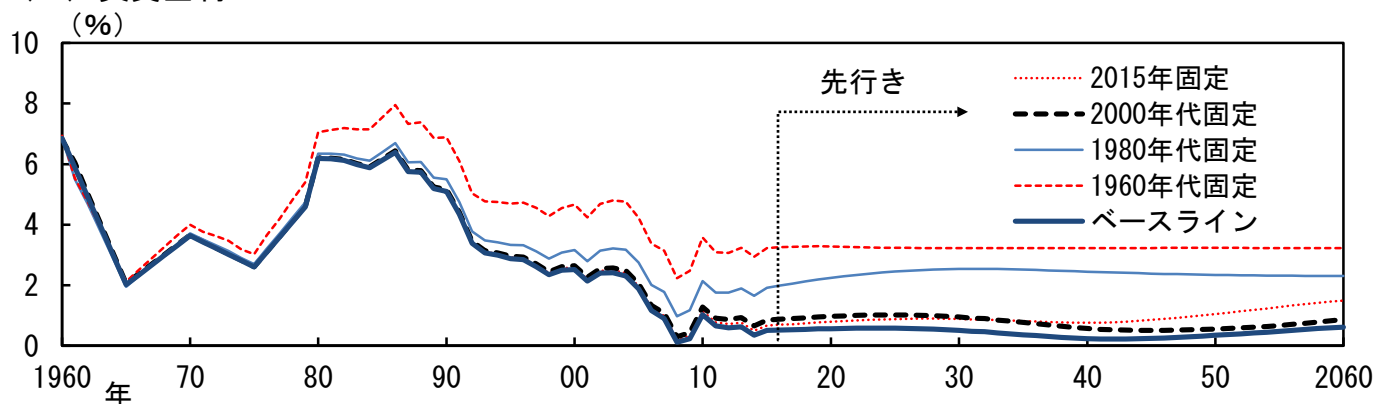
(5) GNP成長率の分解：一人当たり



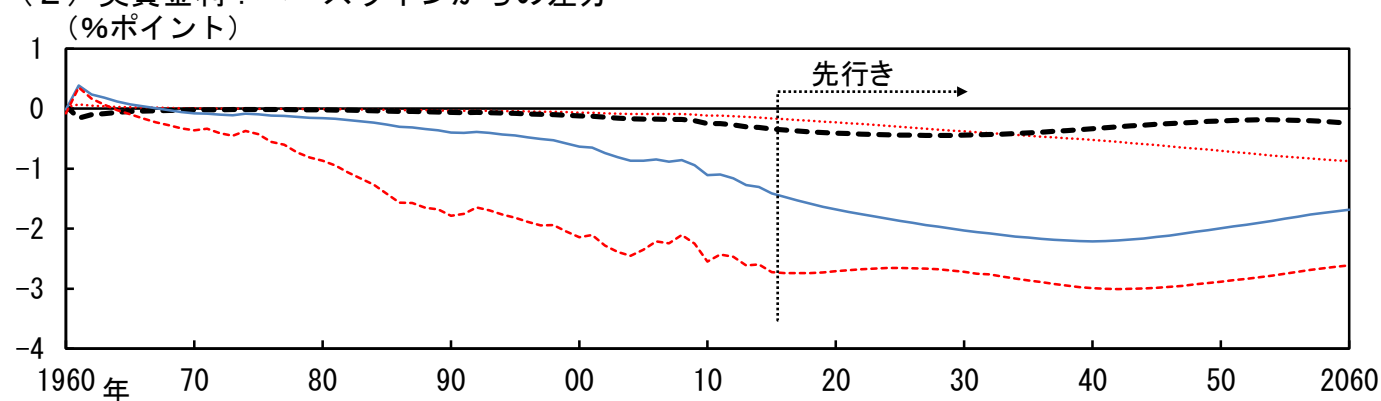
(注) (1)、(2)、(4)の図表のシャドウは、国立社会保障・人口問題研究所の高位と低位の人口推計値によるシミュレーションの値の幅を示す。

図10. 人口動態が変化しなかった場合の実質金利

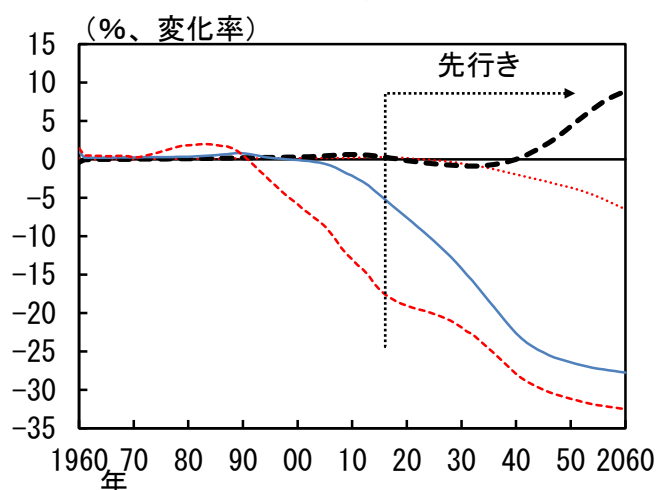
(1) 実質金利



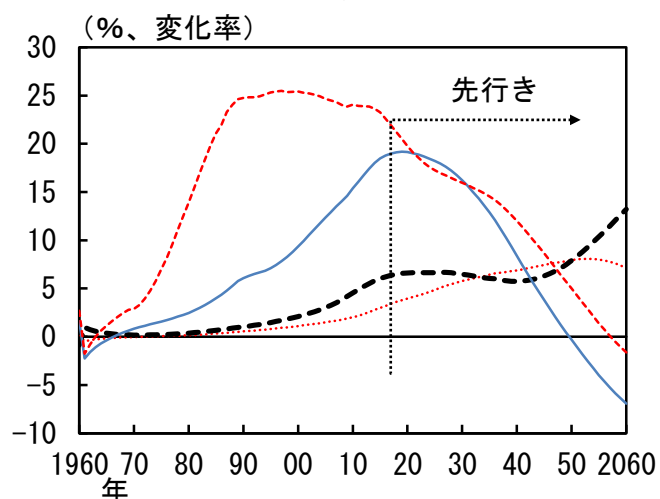
(2) 実質金利：ベースラインからの差分



(3) 労働投入量：水準
：ベースラインからの変化率



(4) 資本ストック投入量：水準
：ベースラインからの変化率



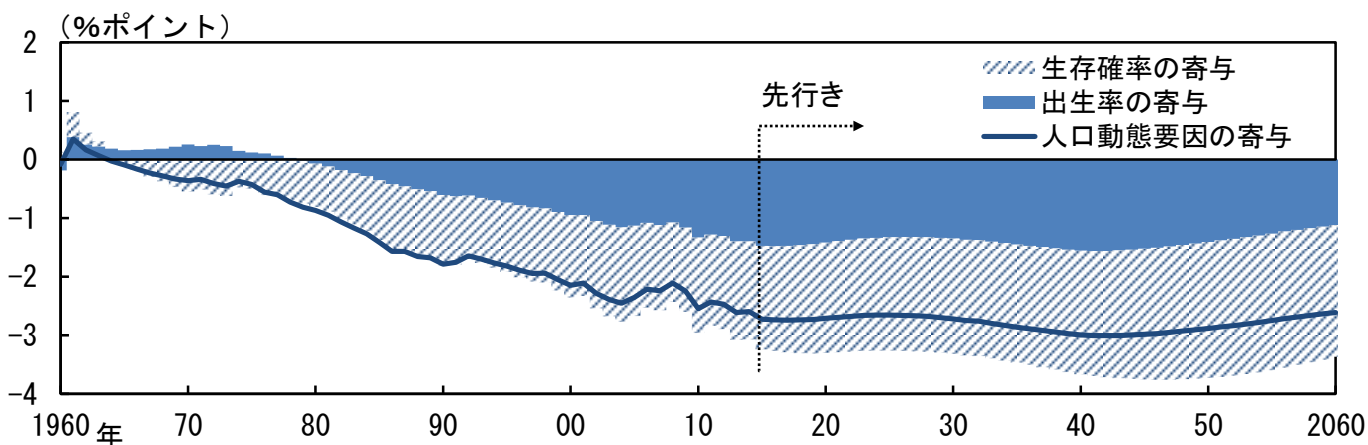
(注) 1. ここでは、ベースラインと仮想的なシミュレーションのそれぞれから得られた経済変数の乖離幅を人口動態要因の寄与と定義している。なお、仮想的シミュレーションとは、特定の年限以降、出生率と生存確率が過去10年平均値で固定されるシミュレーションを指す。

2. (2)における乖離幅は、「ベースライン・シミュレーション」－「仮想的シミュレーション」の差、(3)と(4)における乖離幅は「ベースライン・シミュレーション」－「仮想的シミュレーション」の対数差。

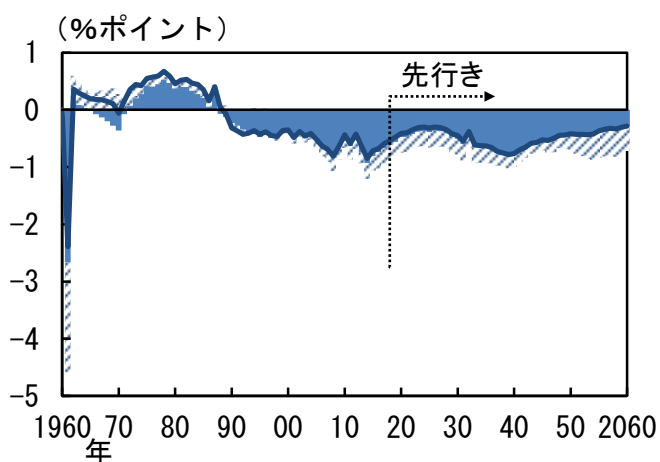
3. (3)、(4)の系列は人口一人当たりで基準化。

図 1 1. 実質金利低下に対する各人口動態要因の寄与 (1)

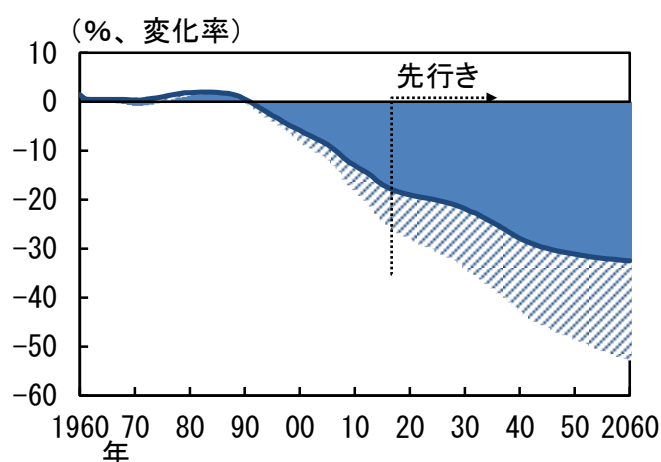
(1) 実質金利の分解



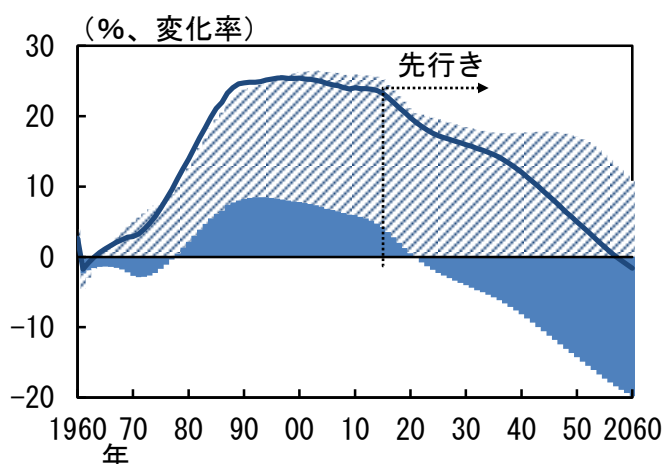
(2) GNPの分解：成長率



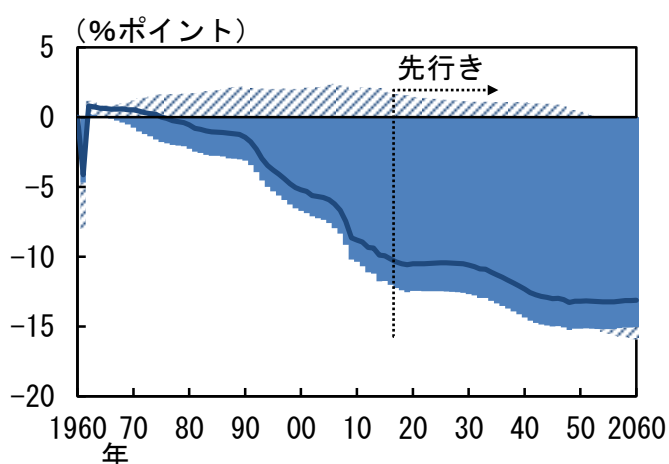
(3) 労働投入量の分解：水準



(4) 資本ストック投入量の分解：水準



(5) 貯蓄率の分解



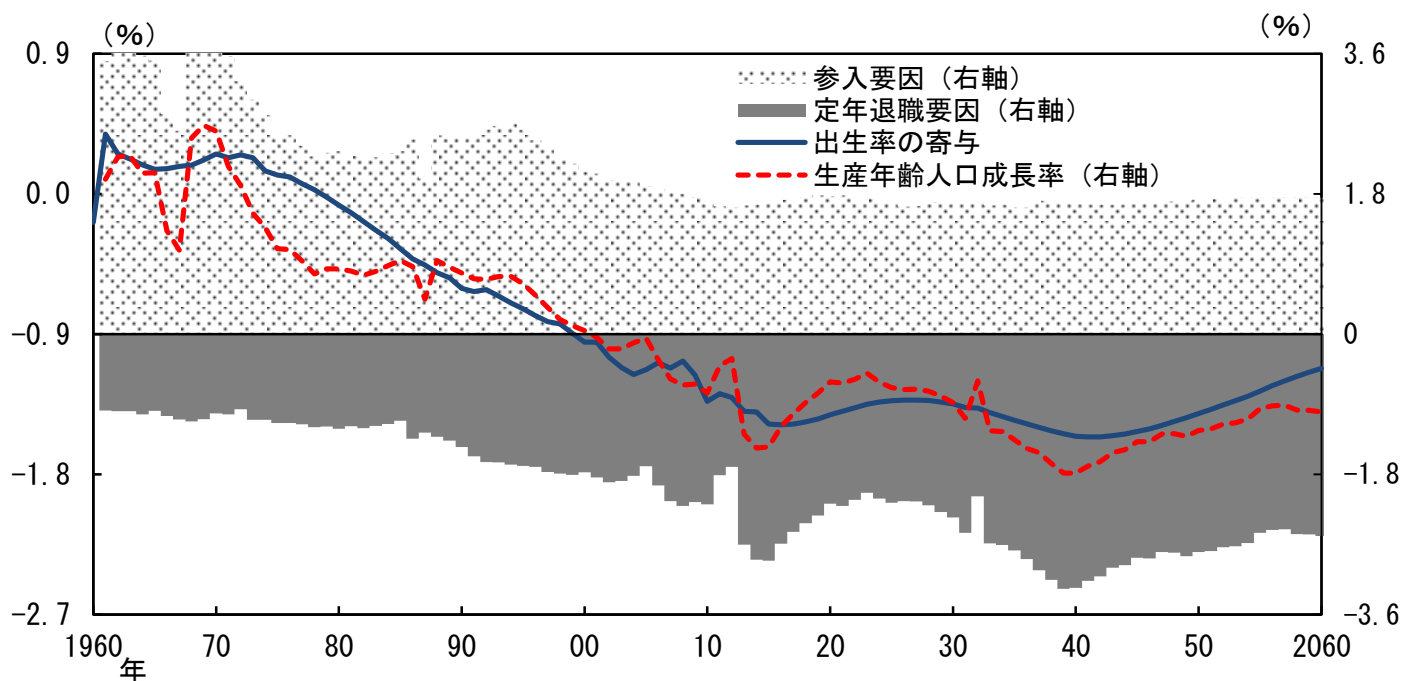
(注) 1. ここでは、ベースラインと仮想的なシミュレーションのそれぞれから得られた経済変数の乖離幅から寄与を計算している。なお、仮想的シミュレーションとは、1970年以降、出生率と生存確率の双方あるいはどちらかが1960年代の平均値で固定されるシミュレーションを指す。

2. (1)、(2)、(5)における乖離幅は、「ベースライン・シミュレーション」－「仮想的シミュレーション」の差、(3)と(4)における乖離幅は「ベースライン・シミュレーション」－「仮想的シミュレーション」の対数差。

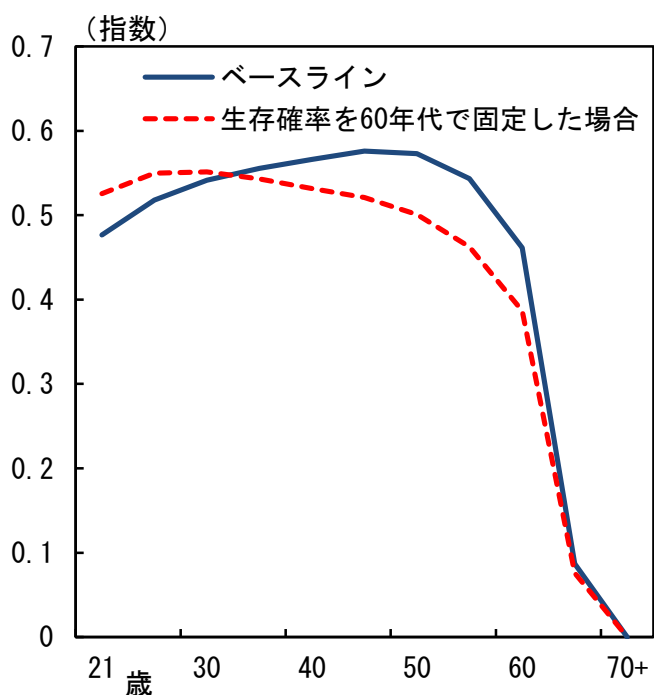
3. (2)、(3)、(4)の系列は人口一人当たりで基準化。

図 1 2. 実質金利低下に対する各人口動態要因の寄与 (2)

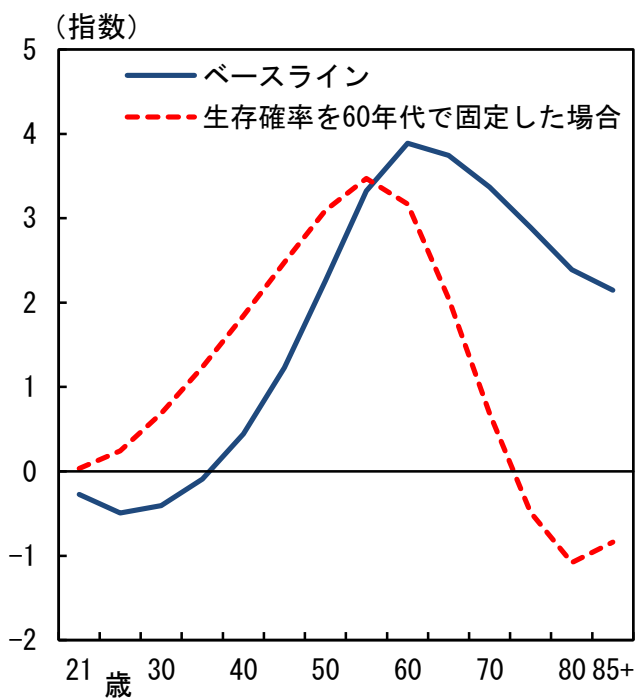
(1) 生産年齢人口成長率の分解



(2) 年齢別労働投入量



(3) 年齢別資本ストック保有量



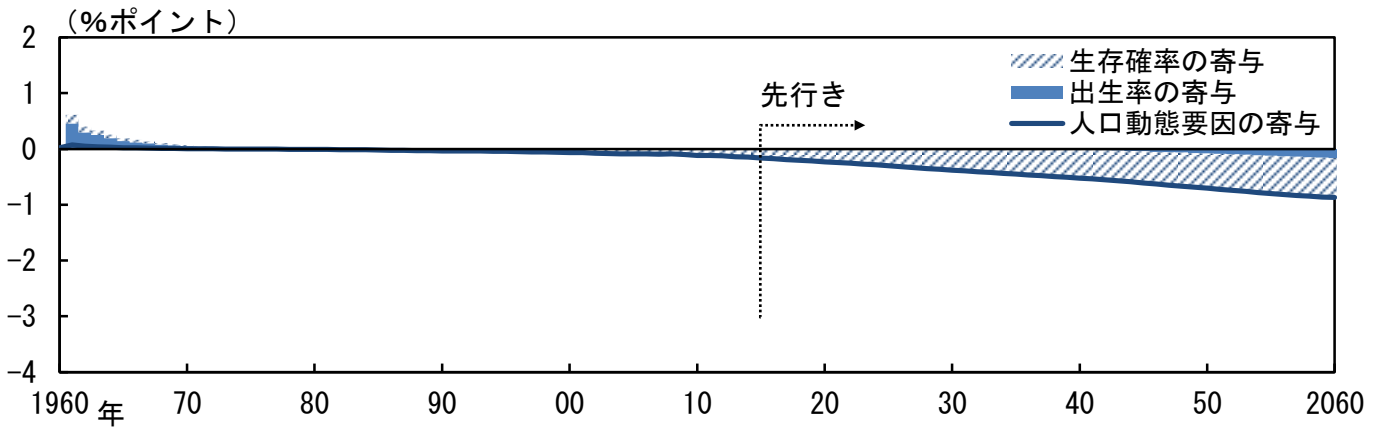
(注) 1. 年齢別の労働投入量と資本ストック保有量は各シミュレーションの定常値。

2. 各年の資本ストック保有量は、同一年のTFPと人口の水準で基準化。

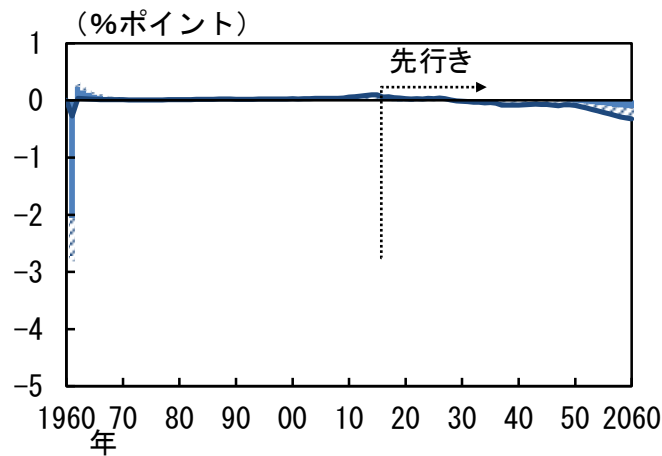
(資料) 総務省「国勢調査」

図 1 3. 実質金利低下に対する各人口動態要因の寄与 (3)

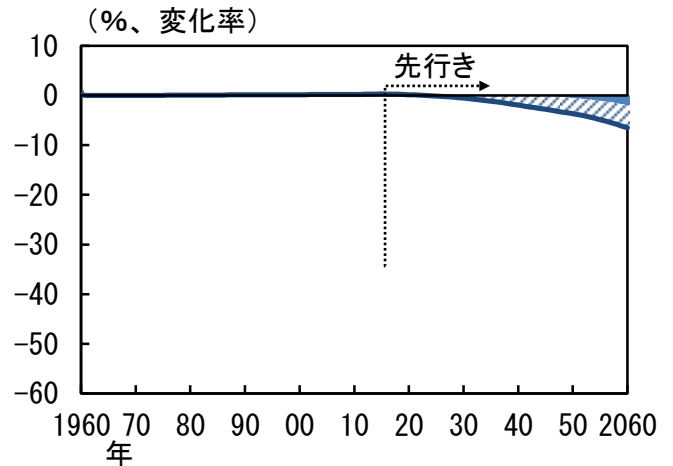
(1) 実質金利の分解



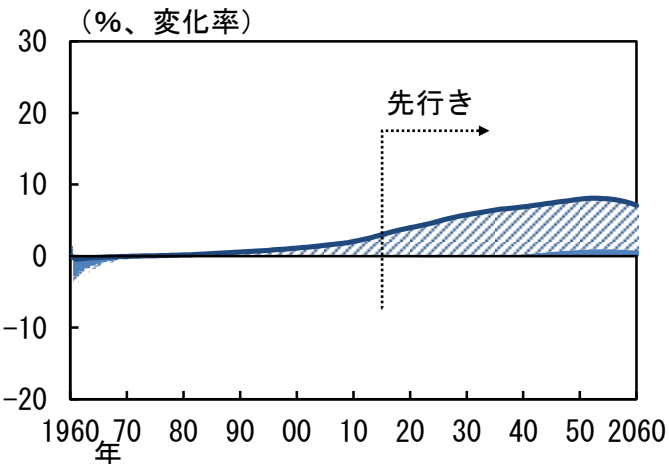
(2) GNPの分解：成長率



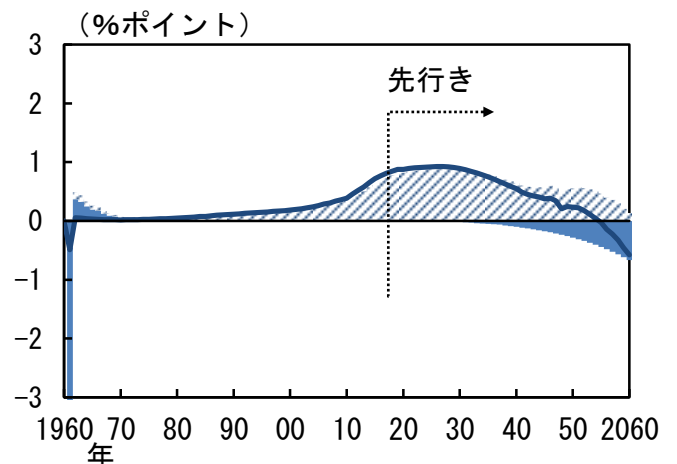
(3) 労働投入量の分解：水準



(4) 資本ストック投入量の分解：水準



(5) 貯蓄率の分解



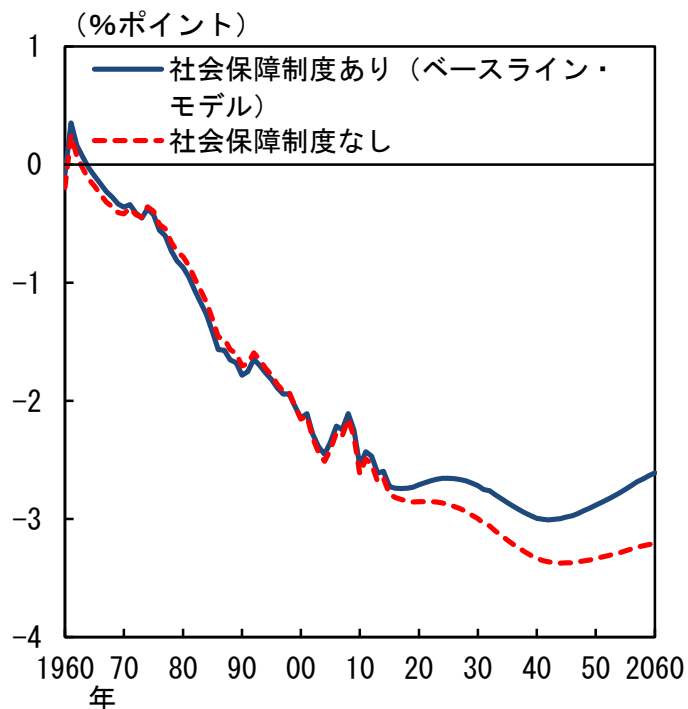
(注) 1. ここでは、ベースラインと仮想的なシミュレーションのそれぞれから得られた経済変数の乖離幅から寄与を計算している。なお、仮想的シミュレーションとは、2016年以降、出生率と生存確率が2015年の値で固定されるシミュレーションを指す。

2. (1)、(2)、(5)における乖離幅は、「ベースライン・シミュレーション」－「仮想的シミュレーション」の差、(3)と(4)における乖離幅は「ベースライン・シミュレーション」－「仮想的シミュレーション」の対数差。

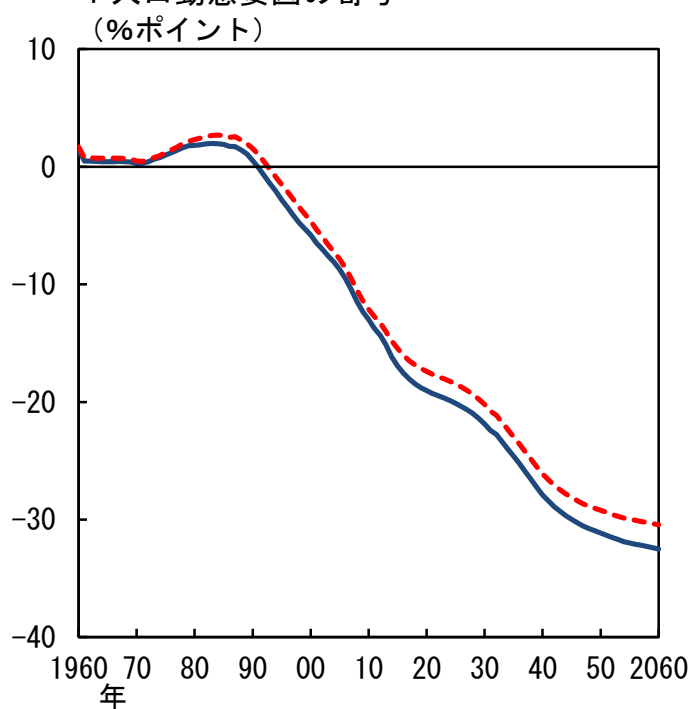
3. (2)、(3)、(4)の系列は人口一人当たりで基準化。

図 1 4 . 感度分析：社会保障制度の有無

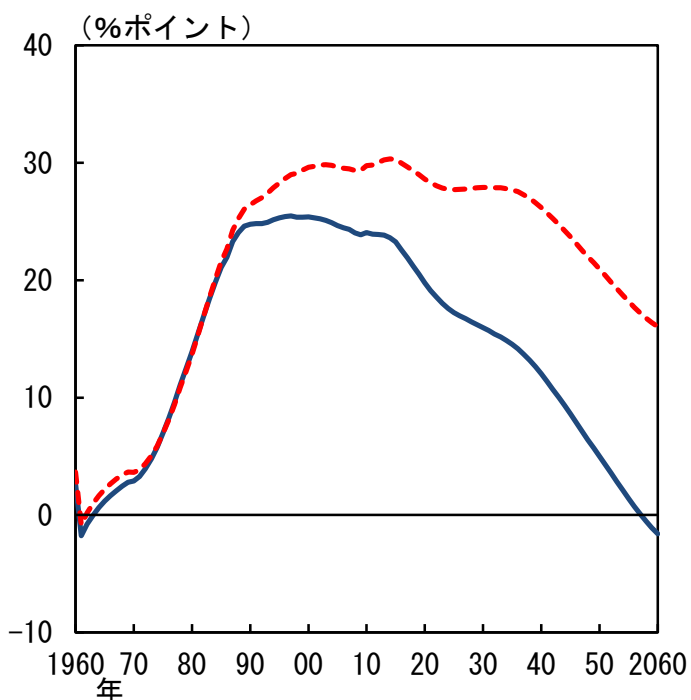
(1) 実質金利：人口動態要因の寄与



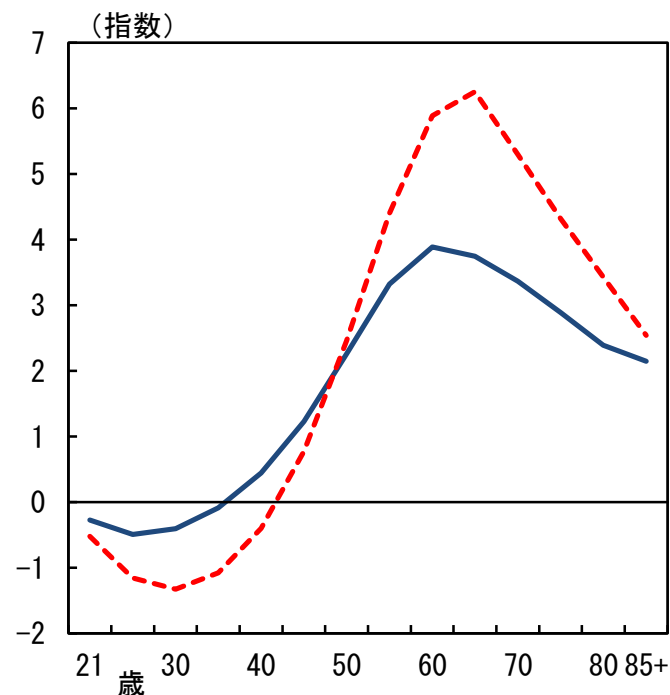
(2) 労働投入量
：人口動態要因の寄与



(3) 資本ストック投入量
：人口動態要因の寄与



(4) 年齢別資本ストック保有量

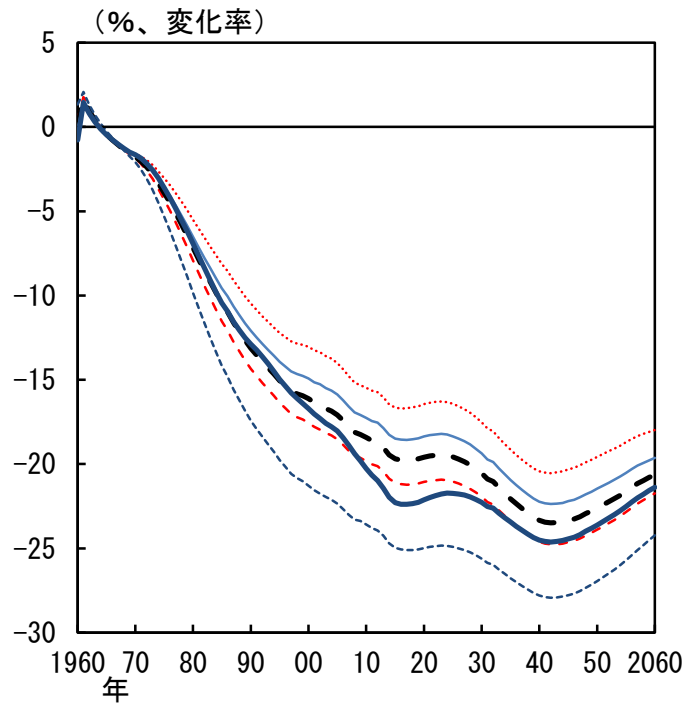
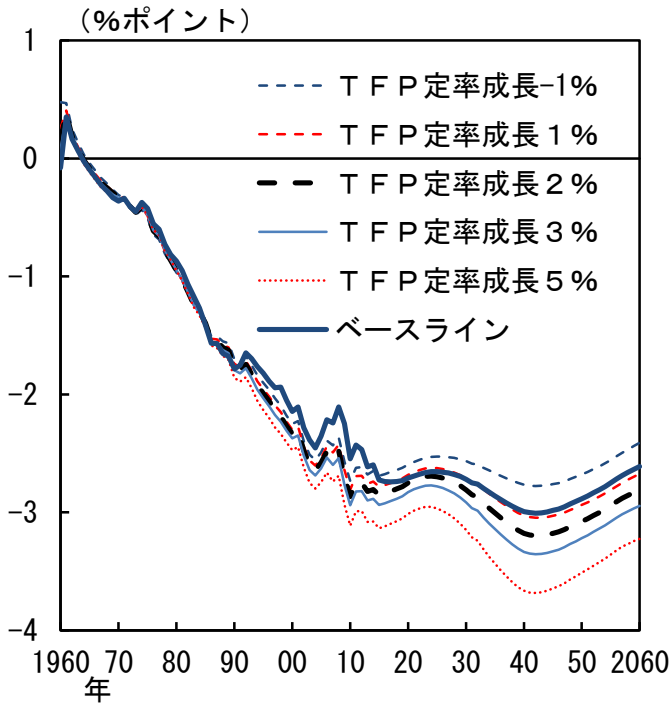


- (注) 1. 各年の資本ストック投入量は、同一年のTFPと人口の水準で基準化。
 2. 年齢別資本ストック保有量は、各シミュレーションのベースライン・シミュレーションにおける無限期先での定常値。
 3. (2) と (3) の系列は人口一人当たりで基準化。

図15. 感度分析：TFP

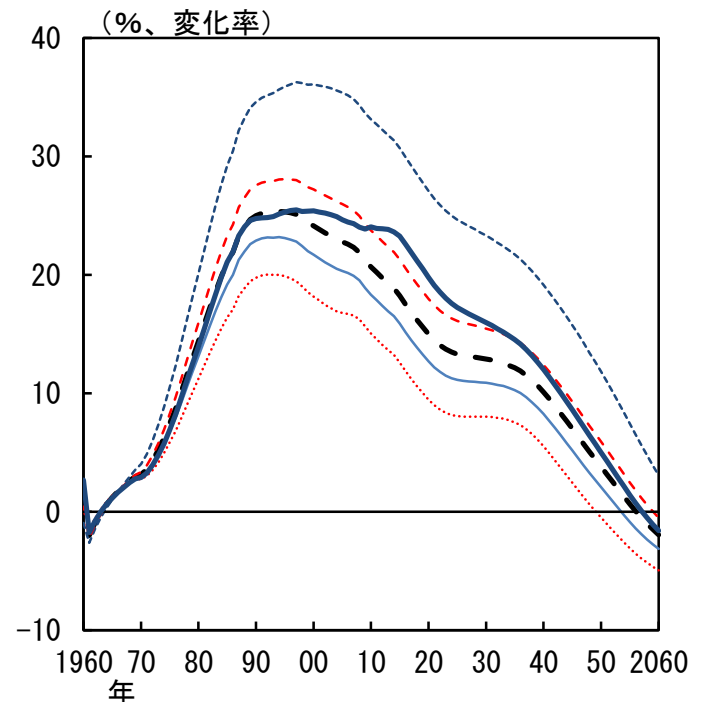
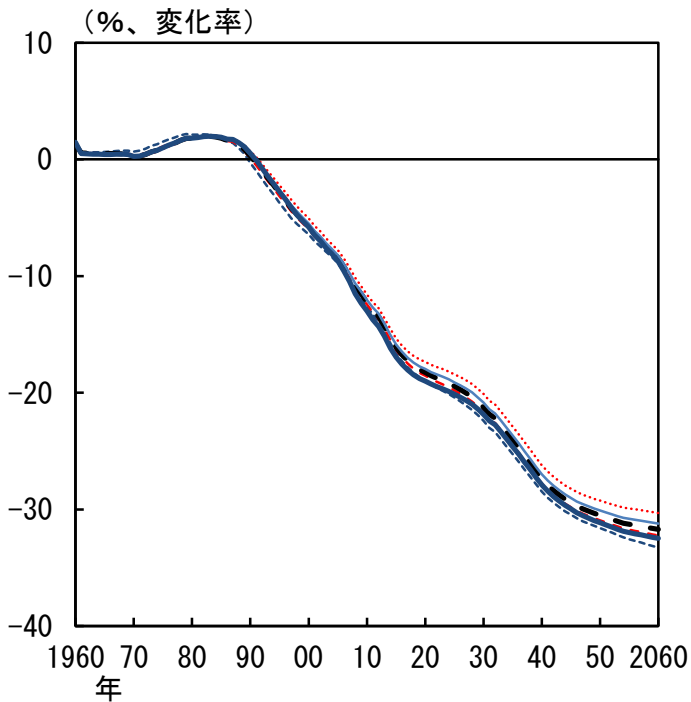
(1) 実質金利：人口動態要因の寄与

(2) 資本の限界生産性
：人口動態要因の寄与



(3) 労働投入量：水準
：人口動態要因の寄与

(4) 資本ストック投入量：水準
：人口動態要因の寄与



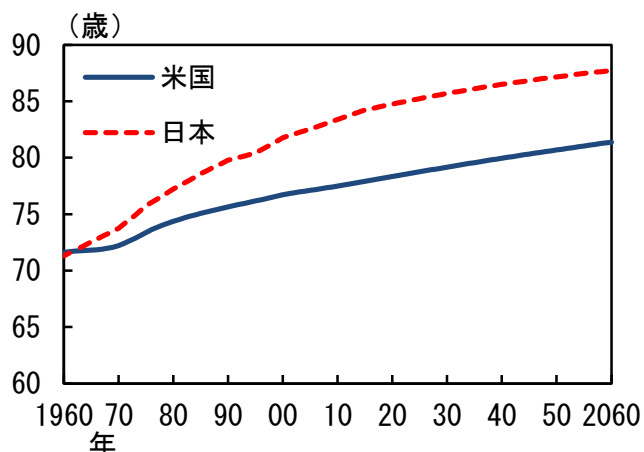
(注) 1. (3) と (4) の系列は人口一人当たりで基準化。

2. (1) における乖離幅は、「ベースライン・シミュレーション」－「仮想的シミュレーション」の差、(2)、(3)、(4) における乖離幅は「ベースライン・シミュレーション」－「仮想的シミュレーション」の対数差。

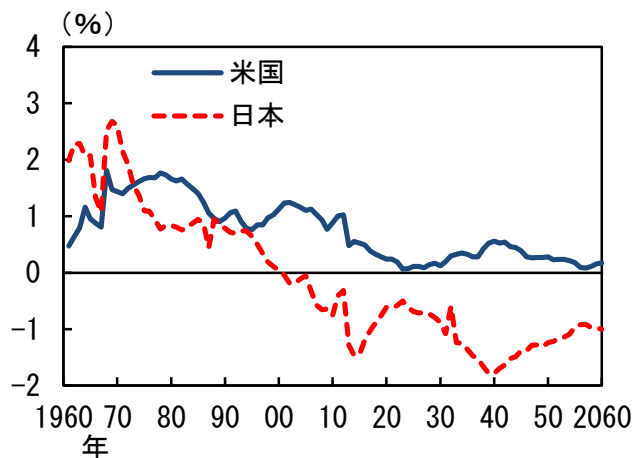
図 1 6 . 主要国における人口動態の変化

(1) 米国

①平均寿命

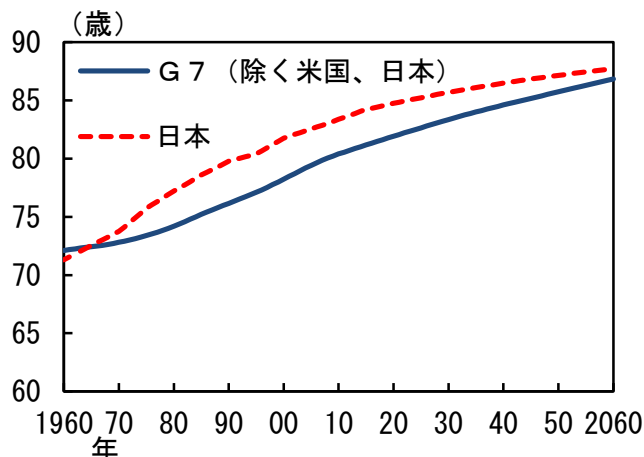


②生産年齢人口成長率

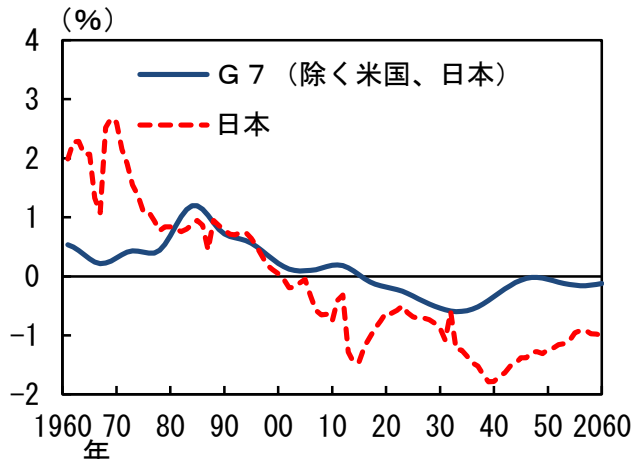


(2) G 7 (除く米国、日本)

①平均寿命

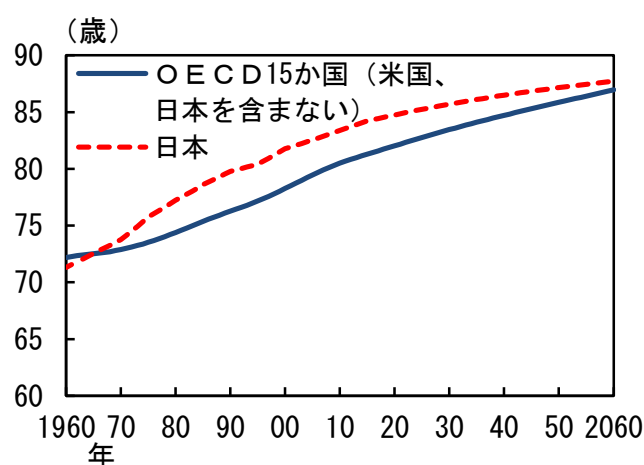


②生産年齢人口成長率

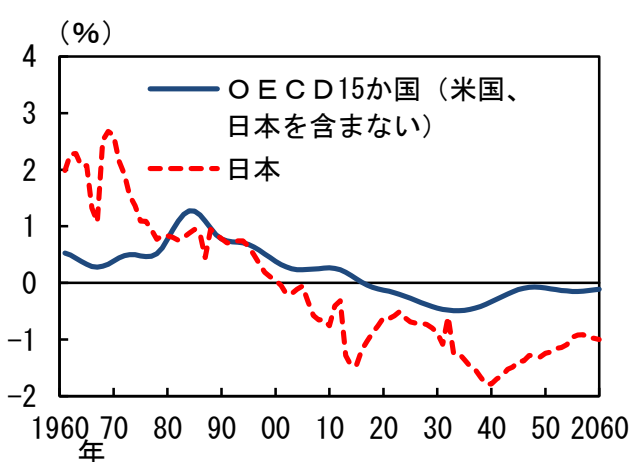


(3) OECD15か国 (米国、日本を含まない)

①平均寿命



②生産年齢人口成長率



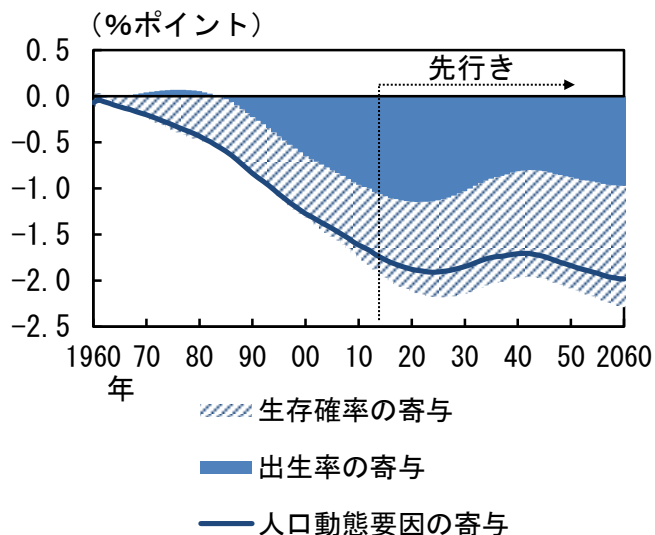
(資料) UN "World Population Prospects"、Census Bureau "Historical National Population Estimate"、"2014 to 2060 Populations Projections based on Census 2010"、Social Security Administration "Life Tables for the United States Social Security Area 1900-2100"、厚生労働省「生命表 (完全生命表)」、国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口」

図 17. 主要国における人口動態の実質金利への影響

(1) 米国

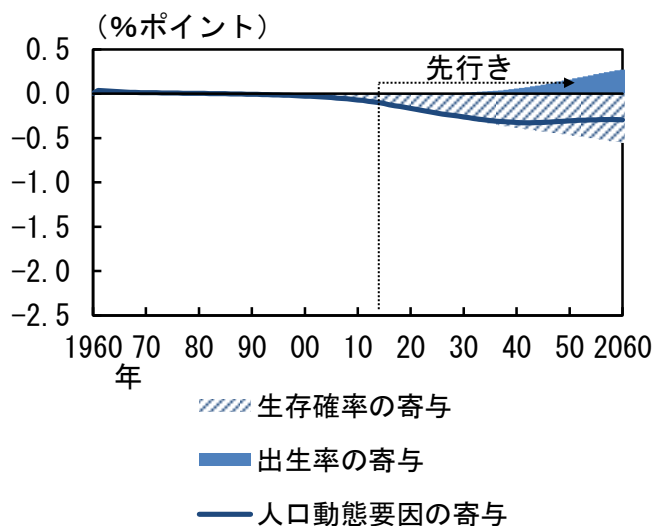
①人口動態要因別分解

(1960年代で固定した場合)



②人口動態要因別分解

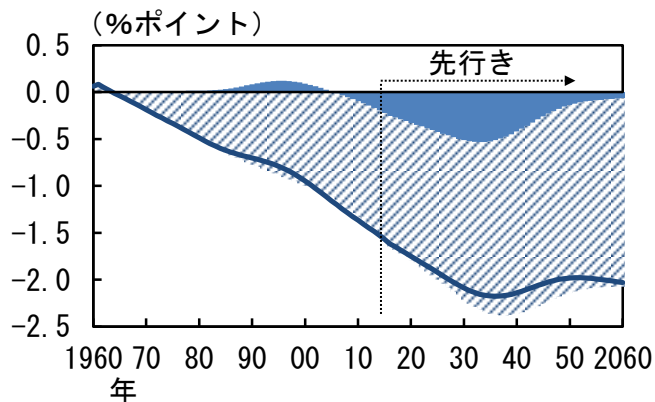
(2015年で固定した場合)



(2) G7 (除く米国、日本)

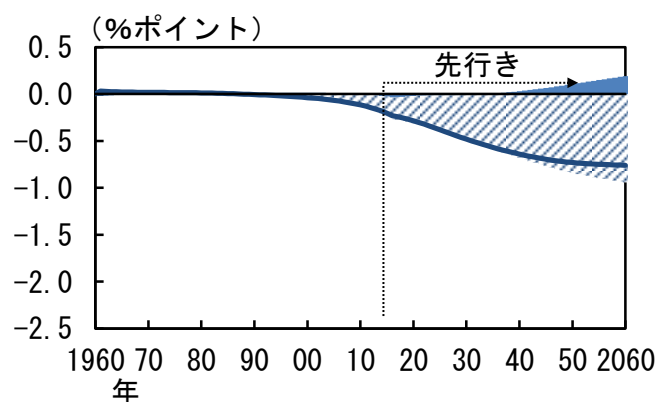
①人口動態要因別分解

(1960年代で固定した場合)



②人口動態要因別分解

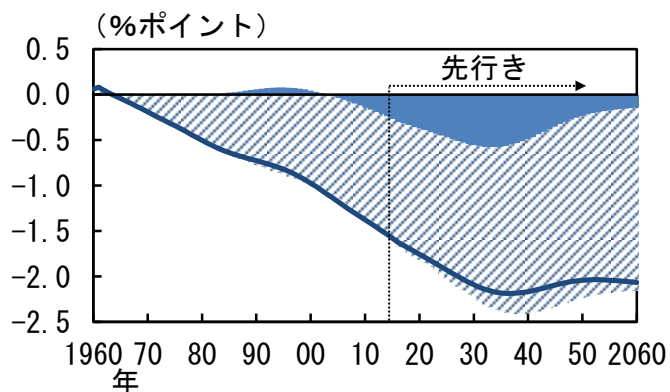
(2015年で固定した場合)



(3) OECD15か国 (米国、日本を含まない)

①人口動態要因別分解

(1960年代で固定した場合)



②人口動態要因別分解

(2015年で固定した場合)

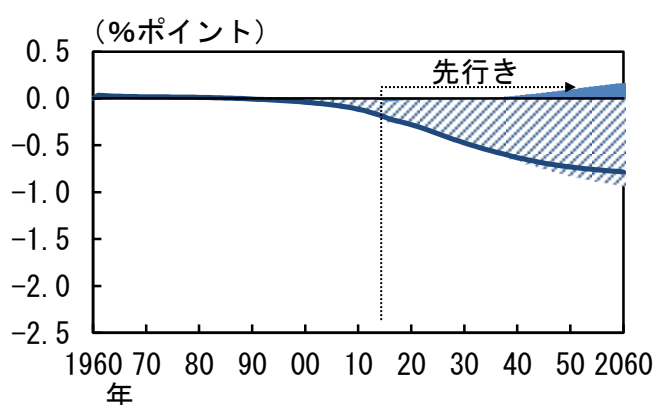
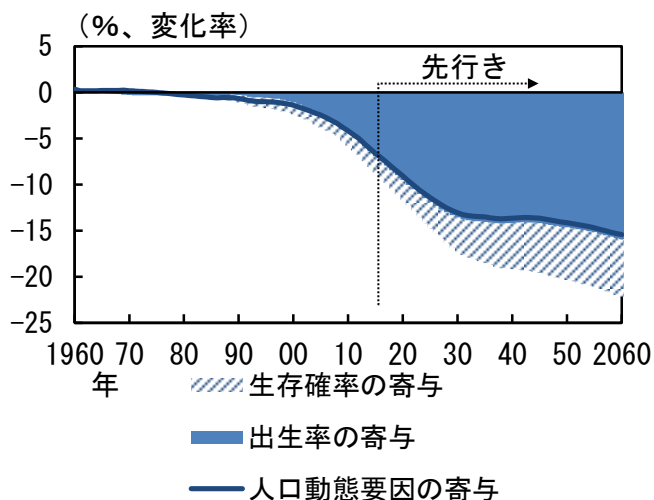


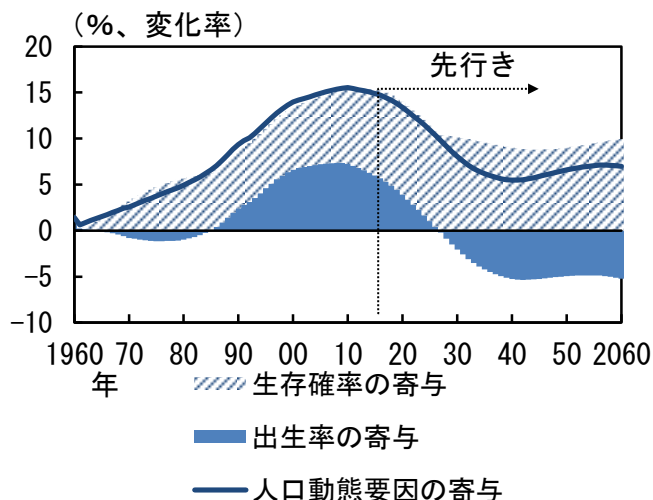
図18. 主要国における人口動態の要素投入への影響

(1) 米国

①労働投入量の分解：水準

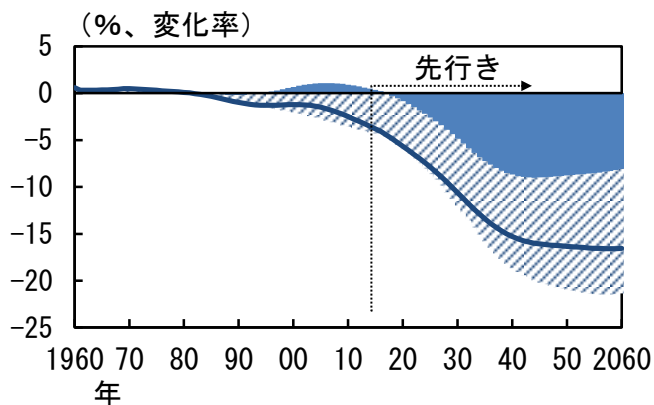


②資本ストック投入量の分解：水準

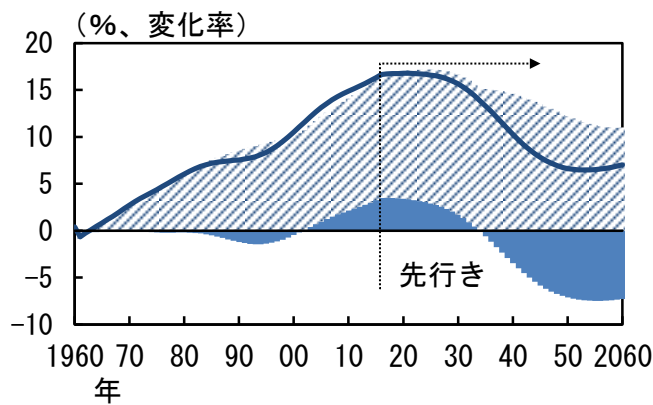


(2) G7 (除く米国、日本)

①労働投入量の分解：水準

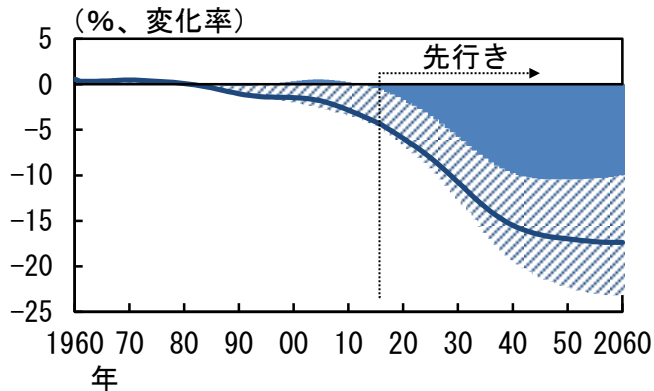


②資本ストック投入量の分解：水準

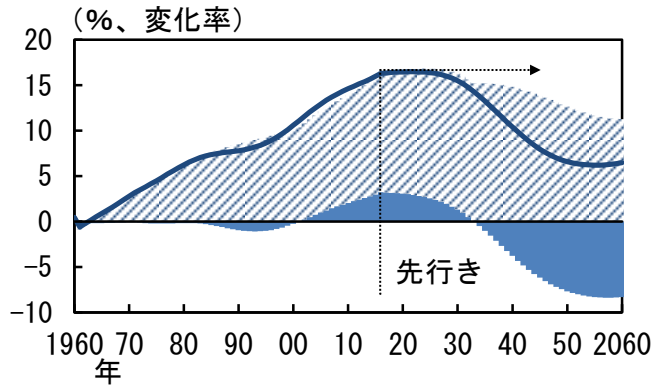


(3) OECD15か国 (米国、日本を含まない)

①労働投入量の分解：水準

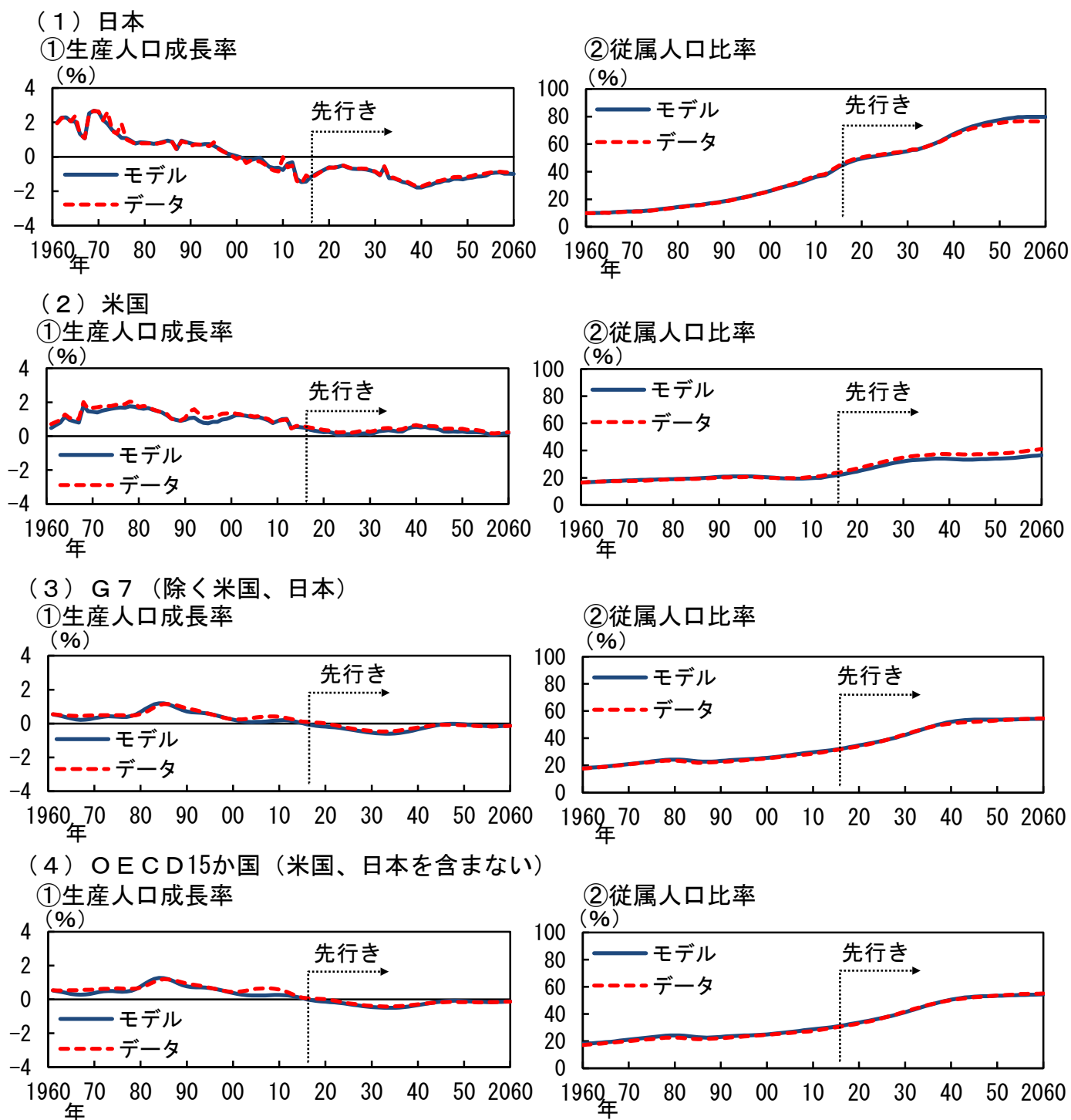


②資本ストック投入量の分解：水準



- (注) 1. ここでは、ベースラインと仮想的なシュミレーションのそれぞれから得られた経済変数の乖離幅を人口動態要因の寄与と定義している。なお、仮想的シミュレーションとは、1970年以降、出生率と生存確率が1960年代の平均値で固定されるシミュレーションを指す。
2. ここでの乖離幅は「ベースライン・シミュレーション」－「仮想的シミュレーション」の対数差。
3. 全ての系列は人口一人当たりで基準化。

図 19. 人口関連変数の比較



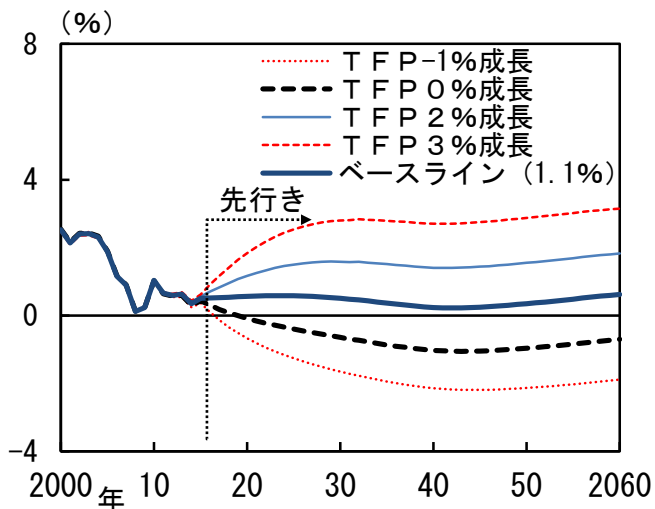
(注) 1. モデルの系列は、ベースライン・シミュレーションの出生率と生存確率をもとにモデル内で計算されたもの。データの系列は、実績値または各機関による将来推計値。

2. 従属人口指数は「老年」従属人口指数、すなわち65歳以上人口の数を15歳から64歳の人口で割ったもの。

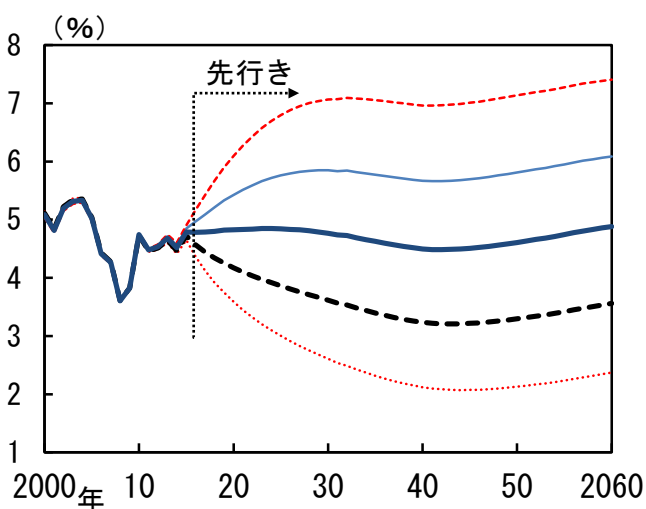
(資料) United Nations "World Population Prospects", Census Bureau "Historical National Population Estimate", "2014 to 2060 Populations Projections based on Census 2010", Social Security Administration "Life Tables for the United States Social Security Area 1900-2100", 厚生労働省「生命表(完全生命表)」, 国立社会保障・人口問題研究所「日本の将来推計人口」

参考図A-1. TFP成長率が上振れた/下振れた場合

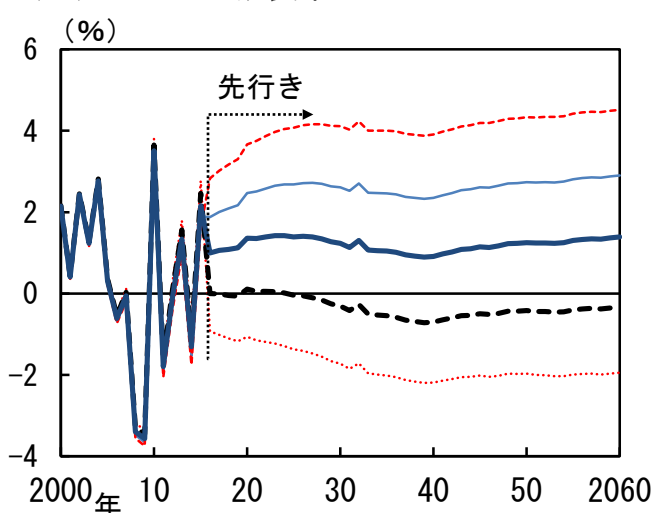
(1) 実質金利 (%)



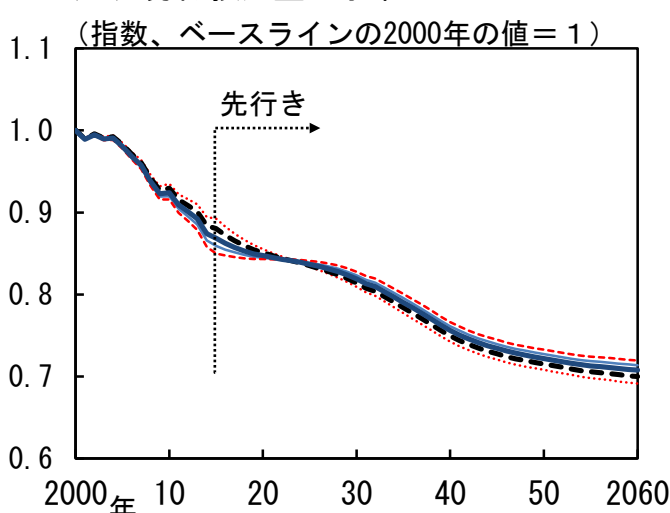
(2) 資本収益率 (%)



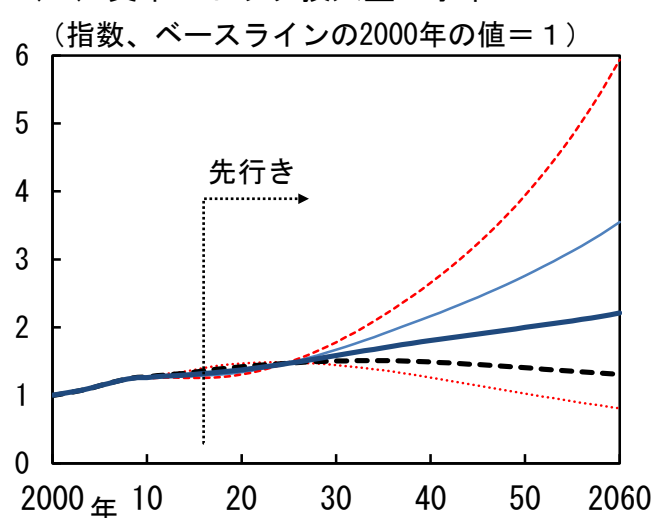
(3) GNP : 成長率 (%)



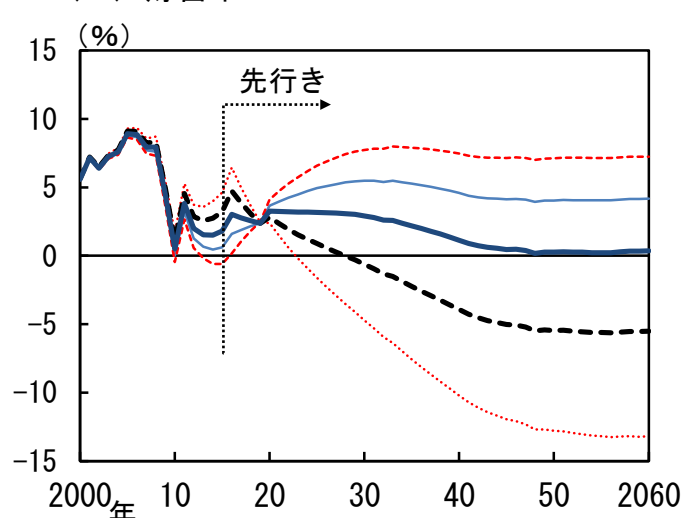
(4) 労働投入量 : 水準



(5) 資本ストック投入量 : 水準



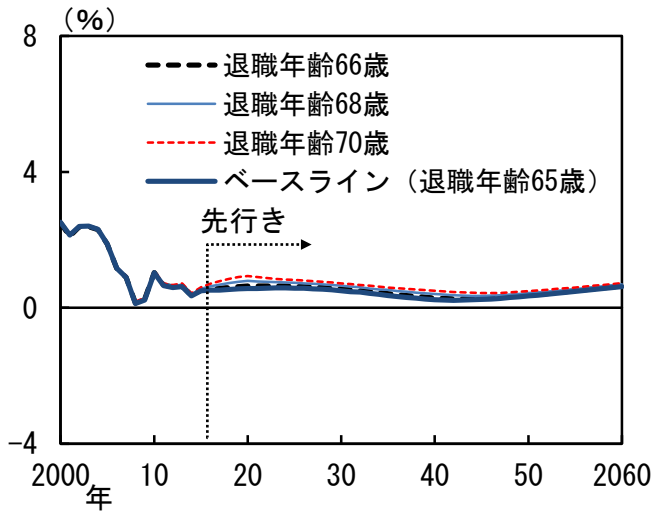
(6) 貯蓄率 (%)



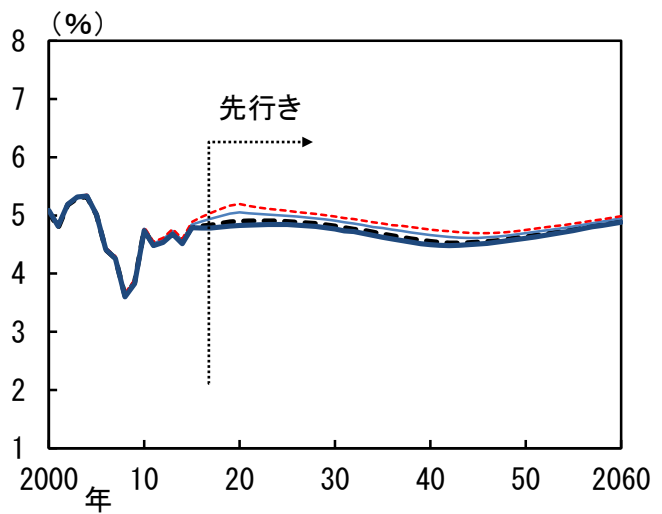
(注) (3)、(4)、(5) 系列は人口一人当たりで基準化。

参考図A-2. 定年延長により高齢者の労働力率を 引き上げた場合

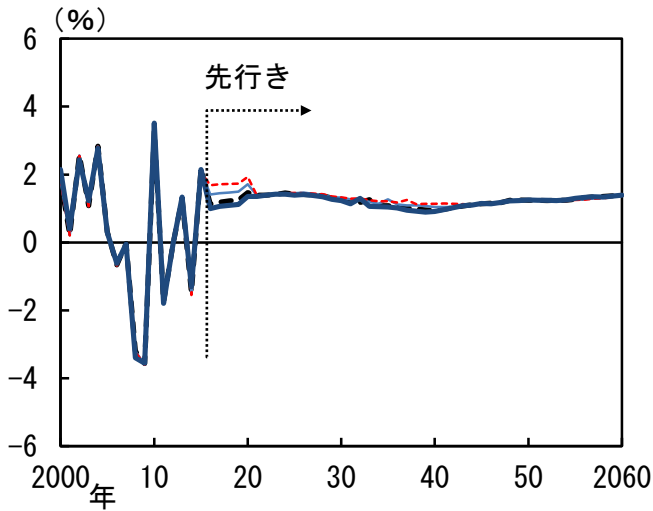
(1) 実質金利



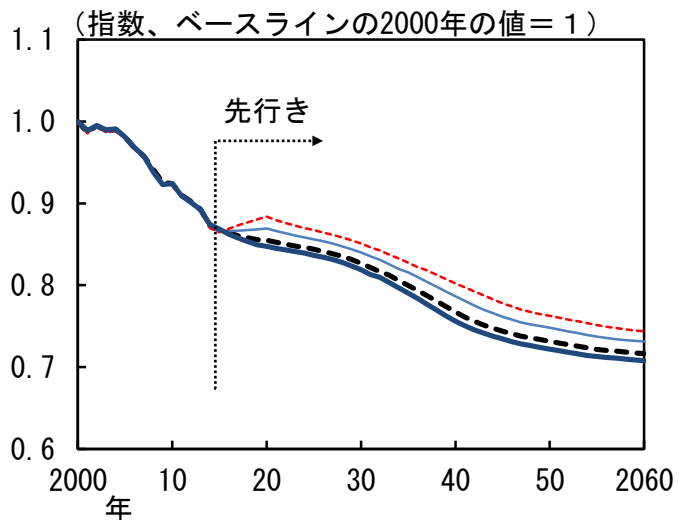
(2) 資本収益率



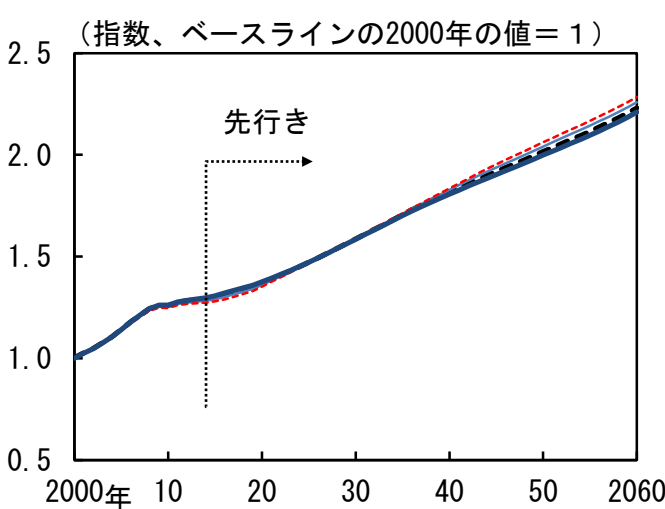
(3) GNP : 成長率



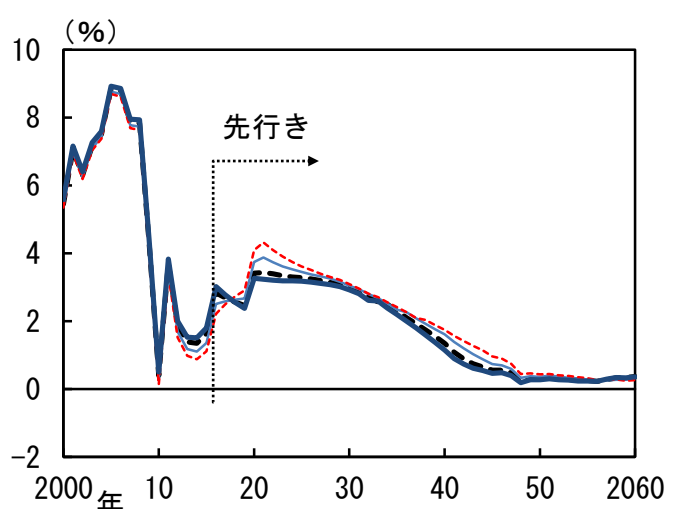
(4) 労働投入量 : 水準



(5) 資本ストック投入量 : 水準



(6) 貯蓄率



(注) 1. いずれのシミュレーションにおいても1960年から2015年の退職年齢は65歳。2015年以降の5年間で退職年齢は66、68、または70歳まで徐々に上昇し、その後は同水準で一定。

2. (3)、(4)、(5)の系列は人口一人当たりで基準化。