

研究論文

厚生年金の最低給付水準保証に必要なコストの推計

中嶋邦夫* 北村智紀† 白杵政治‡

2006年3月7日投稿

2006年8月28日受理

概要

2004年の制度改革では、年金財政を自動的に健全化する「マクロ経済スライド」という給付削減ルールが導入され、年金財政の持続可能性が確保された。だが一方では、最低給付水準を設定し、それを保証することが改正法の附則で規定された。最低給付水準を保証しながら年金財政を持続させるには、法定された保険料や国庫負担以外の財源が必要となる可能性があるが、このコストが明らかにされないまま改正法は成立した。

筆者らは、自律的なマクロ経済スライドを盛り込んだ年金財政予測モデルを開発し、確率論的な手法を用いてそのコストを推計した。その結果、最低給付水準を保証するためには、ピーク時において、期待値で0.8%、リスク時で3.1%の保険料率に相当する追加財源が必要で、物価上昇率が上方シフトした場合や実質賃金上昇率が下方シフトした場合などには、そのコストが増加することがわかった。

キーワード：厚生年金、マクロ経済スライド、最低給付水準保証、持続可能性

1 問題意識

2004年に成立した年金改正法では、これまでの改正と異なり、将来世代の負担が過剰にならないように保険料の引き上げ計画が固定された。そこで、年金財政を自動的に健全化するために、経済や人口の情勢に応じて給付水準を削減する「マクロ経済スライド」が導入され、年金財政の持続可能性が確保された。しかし一方で、給付水準の大幅な低下を避けるために、最低給付水準を設定し、給付水準が最低給付水準を下回りそうな場合にはマクロ経済スライドの中止¹やその他の措置を講ずることが、改正法の附則に盛り込まれた。確かに、このような措置は受給者の生活水準を確保するために一定程度必要かもしれないが、一方で年金財政の健全化を阻害する側面を持つ。よって、このような措置の導入にあたっては、必要なコストを把握し、コストとメリットの比較や財源手当の事前

* ニッセイ基礎研究所保険研究部門兼金融研究部門 〒102-0073 東京都千代田区九段下4-1-7 email: nakasima@nli-research.co.jp

† ニッセイ基礎研究所金融研究部門 〒102-0073 東京都千代田区九段下4-1-7 email: kitamura@nli-research.co.jp

‡ ニッセイ基礎研究所金融研究部門 〒102-0073 東京都千代田区九段下4-1-7 email: usuki@nli-research.co.jp
当分析は、厚生労働科学研究費補助金（政策科学推進研究事業）「個人レベルの公的年金の給付と負担等に関する情報を各人に提供する仕組みに関する研究」の一部として実施した。本稿は日本財政学会第61回大会での報告に大幅な加筆修正を行ったものである。同大会で討論者を担当頂いた鈴木亘助教授（東京学芸大学）、およびセッションの参加者各位から有益なコメントを頂いた。また、本誌の匿名レフェリーお二方からは大変詳細な提案・コメントを頂戴した。記して感謝したい。

¹ 実際の附則では「終了」という語が用いられているが、マクロ経済スライドの終了は年金財政が健全化した場合に行われるのが本則である。したがって、本稿では、附則に基づいて終了される場合を中止と表記し、本則に基づく終了と区別した。

検討が必要だと考えられる。

しかし、国会審議にあたって政府が公表した閣議決定に基づく財政予測(厚生労働省(2004))は、経済や人口に関する標準的な前提に基づいた1通りしか示されず、最低給付水準を保証する措置の発動は考慮されていなかった。そのため、この措置のコストが明らかにならないまま2004年6月に改正法が成立した。成立後の2005年3月に「厚生年金・国民年金 平成16年財政再計算結果」が公表され、少子化改善かつ経済好転ケースや少子化進行かつ経済悪化ケースなど数通りの人口・経済前提を使った財政見通しが示された。この中には最低給付水準の保証が発動されるケースでの財政見通しが示されたが、最低給付水準の保証に必要なコストは明示されなかった。そこで本稿では、独自の試算によって最低給付水準保証のコストを推計する。

2 本稿の貢献

2.1 公的年金財政シミュレーションにおける本稿の位置づけ

公的年金財政に関するシミュレーションの先行研究は、大きく、ライフサイクル一般均衡モデルに基づくもの、マクロ経済モデルに基づくもの、年金財政予測モデルに基づくものに分けられる。ライフサイクル一般均衡モデルに基づくものは、本間・跡田・岩本・大竹(1987)をはじめとして多数ある²。ライフサイクル一般均衡モデルは、世代間の不公平の観点で大変重要なモデルである。しかし、このモデルでは賦課方式の年金制度を前提とすることが多く、また代表的な個人のみを想定しているため、現実の年金財政の持続可能性は十分には検証されていない。

マクロ経済モデルに基づくものには、八代・小塩・井伊・松谷・寺崎・山岸・宮本・五十嵐(1997)、増淵・松谷・吉田・森藤(2002)がある。これらの最大の特徴は、マクロ経済の変化が年金制度に与える影響だけでなく、年金制度がマクロ経済に及ぼす影響も捉えている点である。同時に、年金財政もかなり忠実に再現されているため、年金財政の持続可能性の検証にも有効である。ただし、保険料の引き上げ計画などは外生的に与えられており、内生的に計算される経済前提に応じて自動的に調整されない点には留意が必要である。

もう1つが年金財政予測モデルに基づくものであり、本稿はこれに属する。これには、小椋・西本(1984)および小椋・山本(1993)、八田・小口(1993)から八田・小口(1999)および小口・八田(2000)に至るもの(O S Uモデル)、田近・金子・林(1996)、森・長沼(1998)、高山・山口(1999)、駒村・菅(2002)、小塩(2003)、川崎(2003)などがあり、世代間の不公平や年金財政の持続可能性を重視したものが多い。このモデルでは、ライフサイクル一般均衡モデルやマクロ経済モデルに基づく研究と異なり、年金制度以外の経済システムがモデルの中に盛り込まれていない。そのため、年金財政が社会経済に与える影響やその逆の影響が考慮されていない問題がある。しかし、今回のような複雑な制度改革にあたっては、まず新制度が年金財政に与える影響をきちんと分析することが重要である。さらに、今改革では前述した年金財政の持続可能性に関わる問題が存在するため、本稿では年金財政予測モデルを用いて分析した。

本稿で用いた年金財政予測モデルは確率論的手法を取り入れた新たなものであり、日本における数少ない例³の1つである。すでに米国では、Lee and Tuljapurkar (1998)をはじめとして公的年金財政の予測に確率論的手法を導入する研究が進められてきた。1999年に発表された社会保障庁(Social Security Administration)の諮問理事会(Advisory Board)技術委員会の報告(Technical Panel on Assumptions and Methods (1999))では、財政状況の年

² 上村(2002)のサーベイが詳しい。

³ 筆者らの一連の研究のほかには、鈴木らによる研究がある(次節参照)。

次報告に確率論的予測を盛り込むことが提言され、Congressional Budget Office (2002)では確率論的手法を用いた推計結果が示された。これを受けて Social Security Administration は、Holmer (2003)や Lee et al (2003)の意見を参考に、2003年報告(Board of Trustees of the Federal Old-Age and Survivors Insurance and Disability Insurance Trust Funds(2003))から補論(Appendices)に確率論的な予測を盛り込んでいる⁴。

さらに日本では、米国以上にこうした確率論的手法を用いることに意義がある。というのも、今改正で導入されたマクロ経済スライドが、(1)給付額のスライド率を計算する際に実質物価上昇率の3年平均を用いる、(2)既裁定年金のスライド率が漸規裁定年金のスライド率を上回った場合は既裁定年金のスライド率を新規裁定年金のスライド率と同率まで下げる、(3)デフレの場合を除いて名目年金額を維持する、(4)財政状態が健全化すればマクロ経済スライドが終了する、などの金融証券取引でいうデリバティブ(派生証券)の性質を含んでいるからである。

2.2 2004年改正の年金財政分析における本稿の貢献

2004年改正およびその草案を対象とした年金財政の分析は、既にいくつか存在するが極めて少ない。北浦・木村(2004)は、ライフサイクル一般均衡モデルに基づくものである。年金財政に保険料率の固定やマクロ経済スライドを考慮し、積立金残高の推移から年金財政の持続可能性を論じている。しかし、このモデルでは本来マクロ経済の影響を受けて変動するマクロ経済スライドの削減幅や終了年を外生的に与えている。そのため、年金財政部分と他の一般均衡モデル部分との整合性が不十分で、年金財政の将来予測は信頼性が低い。鈴木(2004)は年金財政予測モデルに基づくものである。鈴木は、鈴木・湯田・川崎(2003)で独自の出生率関数にモンテカルロ・シミュレーションを使って将来人口予測を得ている。鈴木(2004)では、この人口予測を2004年改正に沿った年金財政モデルに組み込み、将来の厚生年金収支の分布やリスク時の給付水準を試算している。しかし、厚生労働省と異なった前提で試算しているにもかかわらず、マクロ経済スライドの削減率や終了年は厚生労働省の試算を使って外生的に与えているため、年金財政の将来予測に問題がある。また、出生率のみが確率変動するため、マクロ経済スライドに組み込まれたデリバティブの性質を反映していない。

筆者らは、北村・中嶋(2003)を手始めに、年金財政予測モデルを使って分析を進めてきた。北村・中嶋(2003)では厚生労働省(2002)をもとにマクロ経済スライドをモデルに組み込み、将来の収支や積立金残高を予測した。その際、前提経済のうち物価上昇率、積立金の収益率を確率変数として扱い、モンテカルロ・シミュレーションを行うことで将来の積立金残高のリスクを明らかにした。ワーキングペーパー白杵・北村・中嶋(2003)ではマクロ経済スライドのモデル化を改良して、(1)条件によって名目年金額を維持するという特例措置を盛り込み、(2)マクロ経済スライドの終了年をモデルで内生できるようにした。これによって、厚生労働省の試算と異なる前提でも信頼性の高い将来予測が可能となり、マクロ経済スライドの影響を分析できるようになった。さらに、シミュレーションに用いる確率変数に出生数と死亡率も加えて、様々な前提条件の変化とマクロ経済スライドとの関係を検証した。その結果、(1)給付水準のリスクを確率分布の形で示し、(2)名目年金額を維持する措置をなくしたり受給者の平均余命の変動に応じて給付を削減すれば財政状況がそれほど悪化せずマクロ経済スライドが早期に終了することなどを定量的に明らかにした。ワーキングペーパー北村・中嶋(2004a)、同(2004b)では、厚生労働省(2003)および閣議決定された法案に基づいてモデルを改良し、新しい給付削減ルール⁵や有限均衡方式という新たな財政運営ルー

⁴ 本文中には、日本と同様に決定論的手法を用いて、人口や経済について高コスト、中コスト、低コストの3つ前提にたって、2077年までの収入と支出、その不足を保険料率(Payroll tax rate)に換算した結果が示されている。

⁵ 閣議決定された法案は厚生労働省(2002)と比べて次の変更があった。まず給付削減ベースの基準に、被保険者数の減少に加えて平均的な年金受給期間(平均余命)が加味された。被保険者数の減少のベースは厚生年金の被保険者から公的年金の全被保険者に拡大され、変動率の3年平均を基準にすることになった。他にも賃金スライドのベースとなる実質賃金上昇率も3年平均になるなど、多くの変更があった。

ルに対応した。さらに確率変数に実質賃金上昇率を加え、死亡率の確率変数を改良した。その結果、(1)厚生労働省(2002)と比べて財政健全化メカニズムが改良されていること、(2)しかし保険料率の上限(18.3%)と給付水準の下限(50%)を両立するのは困難であること、(3)有限均衡方式の繰り返しを考慮するとマクロ経済スライドの終了は厚生労働省発表のものより遅れる可能性があることなどを明らかにした。

このように筆者らのモデルは、(1)マクロ経済スライドのメカニズムを組み込んで削減幅や終了年を内生する、(2)モンテカルロ・シミュレーションによってリスクを明らかにするとともに、名目年金額を維持するなどの特例措置の影響も考慮できる、という特徴がある。さらに本稿では、これまでのモデルを拡張して最低給付水準を保証するメカニズムを組み込み、最低給付水準を下回る確率や、最低給付水準を保証しながら年金財政を継続させるために必要なコストの分布を明らかにする。

3 モデル

3.1 モデルの概要

前述のとおり、本稿で使用したモデルは年金財政予測モデルであり、その概要は図1のとおりである。保険料収入は、出生率や名目賃金上昇率などを用いて被保険者数や賃金を計算し、それに保険料率をかけて予測する。一方、支出である年金給付は、死亡率などを用いて将来の受給者数を予測し、賃金上昇率や物価上昇率とマクロ経済スライドのルールに基づいて計算した年金額と掛け合わせて給付額を予測する。これに運用収入などを加えて収支と積立金残高を計算し、この手順を順次繰り返して将来予測を得る。

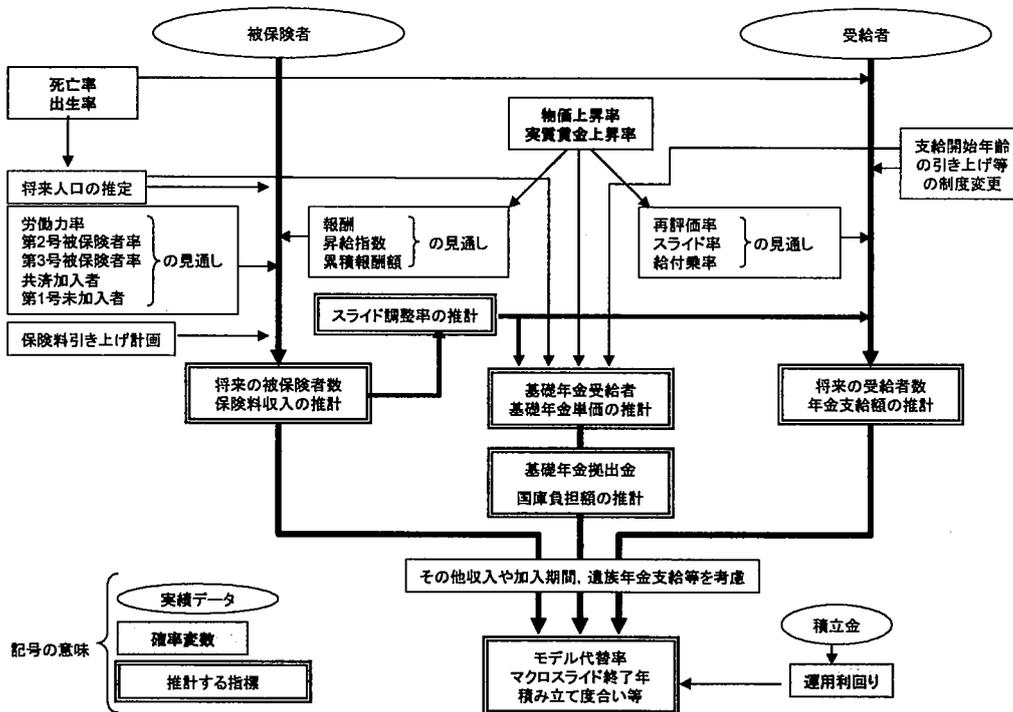


図1 年金財政予測モデルの概要

この手順により、まず各変数を今回の法案に基づいた試算（厚生労働省(2004)。以下、厚生労働省予測という）

と同じに設定した決定論による財政予測を行い、厚生労働省予測とほぼ一致することを確認する。その上で、図1で確率変数と記した各変数に正規分布にしたがった乱数を用い、これらを入れ替えながら決定論による予測の手順を繰り返すというモンテカルロ・シミュレーションを実行する。

3.2 モデルの内容

3.2.1 厚生年金財政

まず、厚生年金財政の構造を示す。以下では、性別を g 、年齢を k とする。時点 t における保険料収入 $U(t)$ は、厚生年金被保険者の1人当たり報酬額 $W(t, g, k)$ 、厚生年金の被保険者数 $H_E(t, g, k)$ 、保険料率 $\delta_U(t)$ より、

$$U(t) = \delta_U(t) \cdot \sum_g \sum_{k=15}^{\bar{k}_h(t)} W(t, g, k) \cdot H_E(t, g, k) \quad (1)$$

である。本モデルでは、時点 t における被保険者の年齢の下限を15歳、上限は $\bar{k}_h(t)$ 歳とする。 $W(t, g, k)$ は、1時点前の報酬額に、加齢による定期昇給を表す昇給指数 $I(g, k)$ と名目賃金上昇率 $\xi_n(t)$ を考慮して、

$$W(t, g, k) = W(t-1, g, k-1) \cdot (1 + \xi_n(t)) \cdot I(g, k) / I(g, k-1) \quad (2)$$

である。厚生年金の被保険者数 $H_E(t, g, k)$ は、2号被保険者数 $H_2(t, g, k)$ から、共済被保険者数 $H_m(t, g, k)$ を控除して推計する。 $H_2(t, g, k)$ は、人口 $O(t, g, k)$ 、労働力率 $\delta_L(t, g, k)$ 、労働力人口に占める2号被保険者率 $\delta_2(t, g, k)$ より、

$$H_2(t, g, k) = O(t, g, k) \cdot \delta_L(t, g, k) \cdot \delta_2(t, g, k) \quad (3)$$

である。

次に、年金支出 $B(t)$ を定義する。時点 t における受給者の年齢の下限（支給開始年齢）を $\underline{k}_j(t, g)$ 歳⁶、上限を108歳⁷と設定した。受給者数を $J(t, g, k)$ 、1人当たり年金単価を $P(t, g, k)$ 、老齢年金以外の（通算、障害、遺族）年金を考慮するための調整率⁸を $\delta_B(t)$ とすると、年金支出 $B(t)$ は、

$$B(t) = \delta_B(t) \cdot \sum_g \sum_{k=\underline{k}_j(t, g)}^{108} P(t, g, k) \cdot J(t, g, k) \quad (4)$$

である。ここで、支給開始時の年金額（新規裁定年金額） $P(t, g, \underline{k}_j(t, g))$ は、

$$P(t, g, \underline{k}_j(t, g)) = R(t, g, \underline{k}_j(t, g)) \cdot \delta_p(t, g) \quad (5)$$

である。 $R(t, g, k)$ は新規裁定スライド率 $\phi(t)$ で再評価された累積報酬額で、

$$R(t, g, k) = R(t-1, g, k-1)(1 + \phi(t)) + W(t, g, k) \quad (6)$$

である。 $\delta_p(t, g)$ は、法令で規定された給付乗率である。

支給開始後（ $k > \underline{k}_j(t, g)$ ）における年金額（既裁定年金額） $P(t, g, k)$ は、既裁定スライド率 $\psi(t)$ より、

$$P(t, g, k) = P(t-1, g, k-1) \cdot (1 + \psi(t)) \quad (7)$$

である。受給者数 $J(t, g, k)$ は、死亡率 $\xi_m(t, g, k)$ を使い、

$$J(t, g, k) = J(t-1, g, k-1) \cdot (1 - \xi_m(t, g, k)) \quad (8)$$

とする。

⁶ 支給開始年齢の引き上げを考慮するためのものである。法令で生まれ年や性別ごとに定められている。

⁷ 実際の制度では死亡するまで受給できるが、高齢の受給者は少数(95歳以上の老齢年金の受給権者は老齢年金受給権者全体の0.2%)なので本稿のモデルではこのように設定した。

⁸ 本稿では老齢年金の収支をモデル化している。厚生年金の給付には老齢年金以外に通算老齢年金、遺族年金、障害年金も存在する。本モデルでは式(4)において老齢年金額に係数 $\delta_B(t)$ を乗じることで老齢年金以外の給付額を考慮している。 $\delta_B(t)$ は厚生労働省年金局数理課(2000)の老齢年金、障害年金、遺族年金給付額の将来予測をもとに設定している。

厚生年金会計が負担する基礎年金拠出金 $K(t)$ は、基礎年金被保険者合計数 $H_K(t)$ に対する、厚生年金の被保険者数 $H_E(t)$ と厚生年金の被保険者の配偶者(3号被保険者)数 $H_3(t)$ の合計の比で決められ、基礎年金の支給総額 $B_K(t)$ より、

$$K(t) = (H_E(t) + H_3(t)) / H_K(t) \cdot B_K(t) \quad (9)$$

である⁹。また、厚生年金会計に投入される基礎年金の国庫負担額 $G(t)$ は、国庫負担率を $\delta_G(t)$ とすると、

$$G(t) = \delta_G(t) \cdot K(t) \quad (10)$$

である。これらの収支を反映して積立金の年度末残高 $A(t)$ は、

$$A(t) = (1 + \xi_r(t)) \cdot A(t-1) + U(t) + G(t) - B(t) - K(t) \quad (11)$$

である¹⁰。 $\xi_r(t)$ は積立金の運用利回り(収益率)である。

3.2.2 マクロ経済スライドによる給付削減

マクロ経済スライドとは、将来の年金財政のバランスが健全化するまで年金額のスライドを抑制する仕組みであり、マクロ経済スライドの適用が終了すれば、従来と同じスライド方式(給付水準維持方式)に戻る。新規裁定年金のスライド率 $\phi(t)$ は、

$$\phi(t) = \begin{cases} \max(\bar{\xi}_n(t) + \bar{\chi}(t), 0), & \tau \geq t \text{ and } \bar{\xi}_n(t) \geq 0 \\ \bar{\xi}_n(t), & \tau \geq t \text{ and } \bar{\xi}_n(t) < 0 \text{ and } \xi_i(t-1) < 0 \text{ and } \bar{\xi}_n(t) \geq \xi_i(t-1) \\ \xi_i(t-1), & \tau \geq t \text{ and } \bar{\xi}_n(t) < 0 \text{ and } \xi_i(t-1) < 0 \text{ and } \bar{\xi}_n(t) < \xi_i(t-1) \\ 0, & \tau \geq t \text{ and } \bar{\xi}_n(t) < 0 \text{ and } \xi_i(t-1) \geq 0 \\ \bar{\xi}_n(t), & \tau < t \end{cases} \quad (12)$$

と定義する。ここで τ はマクロ経済スライドの終了年であり、マクロ経済スライドが終了していない場合 ($\tau > t$) は名目賃金スライド率 $\bar{\xi}_n(t)$ にマクロ経済スライド調整率 $\bar{\chi}(t)$ ¹¹ が反映され、終了後 ($\tau < t$) は名目賃金スライド率に戻る。ただし、マクロ経済スライドの適用にあたっては、(1)名目賃金上昇率が正の場合には新規裁定年金のスライド率がゼロを下回らない、(2)名目賃金上昇率が負の場合にはスライド調整率を控除しない、という特例措置が盛り込まれている。なお、名目賃金スライド率 $\bar{\xi}_n(t)$ は、

$$\bar{\xi}_n(t) = \xi_i(t-1) + \bar{\xi}_w(t) \quad (13)$$

である。 $\xi_i(t)$ は物価上昇率である。 $\bar{\xi}_w(t)$ は実質賃金上昇率 $\xi_w(t)$ ¹² の過去3年平均¹³で、

$$\bar{\xi}_w(t) = [\xi_w(t-3) + \xi_w(t-2) + \xi_w(t-1)] / 3 \quad (14)$$

である。 $\bar{\chi}(t)$ はスライドを抑制するマクロ経済スライド調整率であり、

$$\bar{\chi}(t) = [\chi(t-3) + \chi(t-2) + \chi(t-1)] / 3 - 0.003 \quad (15)$$

である¹⁴。 $\chi(t)$ は被保険者数の対前年増加率であり、0.003 は受給者の平均余命の伸びに対応するもので法律に規定された定数である。

既裁定年金のスライド率 $\psi(t)$ は、新規裁定年金のスライド率を上回った場合は新規裁定年金のスライド率と同

⁹ 特別国庫負担を捨象した。

¹⁰ 期中のキャッシュフローに対する週収入を捨象した。

¹¹ 被保険者数が過去3年平均で減少した場合、 $\bar{\chi}(t)$ は負値となる。

¹² 保険料率が上昇する2017年までは、保険料率上昇に伴う手取り賃金上昇率の減少分として0.2%を控除した。

¹³ 現実には幾何平均だが、算術平均とした。

¹⁴ 現実には幾何平均だが、算術平均とした。

率になるため、

$$\psi(t) = \min[\phi(t), \psi^*(t)] \quad (16)$$

である。 $\psi^*(t)$ は新規裁定年金のスライド率と比較する前の既裁定年金のスライド率であり、

$$\psi^*(t) = \begin{cases} \max(\xi_i(t-1) + \bar{\chi}(t), 0), & \tau \geq t \text{ and } \xi_i(t-1) \geq 0 \\ \xi_i(t-1), & \tau \geq t \text{ and } \xi_i(t-1) < 0 \\ \xi_i(t-1), & \tau < t \end{cases} \quad (17)$$

である。 $\psi^*(t)$ は、 $\phi(t)$ と同様に、マクロ経済スライドの適用中かどうかや物価上昇率が正か負かによって異なり、さらに物価上昇率が正の時には名目年金額を維持する措置が盛り込まれている。

3.2.3 マクロ経済スライドの終了

マクロ経済スライドの終了年 τ は、原則として、その年にマクロ経済スライドを終了して本来のスライド方式に戻したとしても、将来の年金財政が均衡すると予測される年である。将来の年金財政の均衡は、従来は永久期間について考慮されていたが、2004年改正から将来約100年間¹⁵のみを考慮する有限均衡方式に変更された。有限均衡方式では、財政均衡期間の最終年¹⁶に1年分の支出に相当する積立金を保有していることが財政均衡の条件となる。よって、この均衡条件を満たすようになるまで、マクロ経済スライドを実施して給付を削減することになる¹⁷。

t 時点における有限均衡方式に基づく財政均衡条件、すなわちマクロ経済スライドを終了して従来方式に戻たと仮定して作成するバランスシートの収入現価と支出現価の差¹⁸は、

$$\alpha(t) = \left(\sum_{i=t+1}^{t+95} (U(i) + G(i)) / (1 + \mu_r(t))^{i-t} + A(t) \right) - \sum_{i=t+1}^{t+96} (B(i) + K(i)) / (1 + \mu_r(t))^{i-t} \quad (18)$$

と定式化でき¹⁹、原則に基づくマクロ経済スライドの終了年 τ_α は

$$\tau_\alpha = \min \{ t = 2006, \dots, 2050; \alpha(t) \geq 0 \} \quad (19)$$

となる²⁰。なお本稿では、 $2006 \leq \tau_\alpha \leq 2050$ と仮定し、2050年までに終了しない場合は2051年に強制的にマクロ経済スライドを終了させる²¹。

一方で、改正法の附則には、給付水準が下限を下回りそうな場合にはマクロ経済スライドの中止やその他の措置を講ずることが盛り込まれている。そこで本稿では、給付水準が下限を下回った場合にマクロ経済スライドを中止する場合を考える。判断基準となる給付水準 $\beta(t)$ は新規裁定者の所得代替率であり、現役世代のモデル手取り賃

¹⁵ この期間は財政均衡期間と呼ばれる。改正法では「おおむね100年」と記載されており、2004年改正では2005年から2100年までの95年間が考慮されている。

¹⁶ 2004年改正では2100年までしか考慮されていないが、将来の財政再計算（厳密には財政検証と呼ばれる）では財政均衡期間が順次シフトしていく。その結果、2100年までの前提条件が2004年改正時の前提と同じだったとしても、マクロ経済スライドの終了年は2004年改正の結果よりも将来に延びる（詳細は中嶋(2003)を参照）。2004年改正で将来が2100年までしか考慮されていないのは、将来推計人口が2100年までしか公表されていないためだと思われるが、2100年以降の人口等を仮定すれば将来の財政均衡期間のシフトを考慮した推計が現時点で可能である。そこで本稿では、北村・中嶋(2004a)の補論の方法に従い将来の財政均衡期間のシフトを考慮している。

¹⁷ 基礎年金拠出金に影響する基礎年金のマクロ経済スライドは、厚生年金のマクロ経済スライドと同時に終了すると仮定した。

¹⁸ 財政均衡期間の最終年に支出の1年分以上に相当する積立金を保有することは、財政均衡期間の収入現価と財政均衡期間の1年後までの支出現価の差がゼロ以上になることと同じである。この点については小野正昭氏からアドバイスを得た。記して謝す。なお、財政均衡期間の最終年は、本稿では将来の財政均衡期間のシフトを考慮して $t+95$ と設定している。厚生労働省の試算では財政均衡期間のシフトを考慮していないため、 t に関わらず2100に固定されている。

¹⁹ マクロ経済スライドの終了を判断するためのバランスシートを作成する際に必要な前提条件は、モンテカルロ・シミュレーションに関わらず、厚生労働省予測と同じ確定した前提（物価上昇率、実質賃金上昇率、出生率、死亡率、運用利回り（収益率））を用いた。期中のキャッシュフローに対する運用収入は捨象した。

²⁰ 一旦マクロ経済スライドを終了した後に財政状態が悪化して、マクロ経済スライドの再開が必要になる場合も考えられるが、本稿のモデルでは考慮していない。今後の課題としたい。

²¹ 今回実施したシミュレーションでは、ほとんどすべてで2050年までにマクロ経済スライドが終了した。

金額を $W_m(t)$ ，新規裁定者のモデル年金額を $P_m(t)$ とすると，

$$\beta(t) = \frac{P_m(t)}{W_m(t)} = \beta(t-1) \cdot \frac{(1+\phi(t))}{(1+\xi_n(t))} \quad (20)$$

である。給付水準の下限は $\beta(t) = 0.5$ と定められているため，

法律の附則を考慮した場合のマクロ経済スライドの終了年は，

$$\tau = \min\{\tau_\alpha, \tau_\beta, 2051\} \quad (21)$$

となる。ここで，

$$\tau_\beta = \min\{t = 2006, \dots, 2050; \beta(t) \leq 0.5\} \quad (22)$$

3.2.4 最低給付水準の保証に必要なコスト

最低給付水準の保証に必要なコストは，同一の前提条件(物価上昇率，実質賃金上昇率，出生率，死亡率，運用利回り)のもとで，最低給付水準を保証する場合と最低給付水準を保証しない場合とを比べた時の給付費用の差と定義する。最低給付水準を保証せずに財政健全化要件だけでマクロ経済スライドの終了を判断する場合の添え字を α ，最低給付水準を保証する場合の添え字を β とすると，

$$D(t) = (B_\beta(t) - G_\beta(t)) - (B_\alpha(t) - G_\alpha(t)) \quad (23)$$

となる²²。ただし $D(t)$ は名目値であるため，物価上昇率などが変動する確率論的なシミュレーションでは評価基準として直接には利用できない。そこで，物価上昇率で実質化して2005年価格に換算した $D_i(t)$ ，および保険料率に換算した $D_h(t)$ を使って，シミュレーション結果を分析した。

$$D_i(t) = \frac{D(t)}{\prod_{j=2006}^t (1+\xi_i(j))} \quad (24)$$

$$D_h(t) = \frac{D(t)}{U(t)} \cdot \delta_U(t)$$

3.2.5 確率変数

年金財政モデルにおいては，図1に示したような多くの計算前提を必要とする。このうちマクロ経済スライドとの関係が深い物価上昇率 ξ_i ，実質賃金上昇率 ξ_w ，合計特殊出生率 ξ_f ，死亡率 ξ_m ，および積立金の運用利回り ξ_r について，本モデルでは次の確率モデルに従う確率変数として扱った。

物価上昇率 ξ_i ，実質賃金上昇率 ξ_w ，合計特殊出生率 ξ_f が従う確率過程を，

$$\begin{aligned} d\xi_i(t) &= a_i(\theta_i(t) - \xi_i(t))dt + \sigma_i dz_i(t) \\ d\xi_w(t) &= a_w(\theta_w(t) - \xi_w(t))dt + \sigma_w dz_w(t) \\ d\xi_f(t) &= a_f(\theta_f(t) - \xi_f(t))dt + \sigma_f dz_f(t) \end{aligned} \quad (25)$$

と仮定する。死亡率 ξ_m が従う確率過程は，

$$d\xi_m(t, g, k) = a_m(g, k)(\theta_m(t, g, k) - \xi_m(t, g, k))dt + \sigma_m(g, k)dz_m(t) \quad (26)$$

と仮定する。シミュレーションでは，連続時間モデルを，1年を1単位として離散化して利用する。Gourieroux and Jasiak (2001)より，(25)，(26)は，

²² 最低給付水準保証に伴う国庫負担の増加もコストと捉えられるが，本稿は分析対象を厚生年金財政に限定しているためこのように定式化した。

$$\begin{aligned}\xi_i(t) &= (1 - \exp(-a_i)) \cdot \theta_i(t) + \exp(-a_i) \cdot \xi_i(t-1) + \sigma_i \left(\frac{1 - \exp(-a_i)}{2a_i} \right)^{1/2} \cdot \varepsilon_i(t) \\ \xi_w(t) &= (1 - \exp(-a_w)) \cdot \theta_w(t) + \exp(-a_w) \cdot \xi_w(t-1) + \sigma_w \left(\frac{1 - \exp(-a_w)}{2a_w} \right)^{1/2} \cdot \varepsilon_w(t) \\ \xi_f(t) &= (1 - \exp(-a_f)) \cdot \theta_f(t) + \exp(-a_f) \cdot \xi_f(t-1) + \sigma_f \left(\frac{1 - \exp(-a_f)}{2a_f} \right)^{1/2} \cdot \varepsilon_f(t) \quad (27) \\ \xi_m(t, g, k) &= (1 - \exp(-a_m(g, k))) \cdot \theta_m(t, g, k) + \exp(-a_m(g, k)) \cdot \xi_m(t-1, g, k) \\ &\quad + \sigma_m(g, k) \left(\frac{1 - \exp(-a_m(g, k))}{2a_m(g, k)} \right)^{1/2} \cdot \varepsilon_m(t)\end{aligned}$$

積立金の運用利回り ξ_r が従う確率過程は、

$$\xi_r(t) = \mu_r(t) + \sigma_r \varepsilon_r(t) \quad (28)$$

と仮定する。

ここで、 $a_i, a_w, a_f, \sigma_i, \sigma_w, \sigma_f, \sigma_m, \sigma_r$ は正の定数、 $\theta_i(t), \theta_w(t), \theta_f(t), \mu_r(t)$ は時間に依存する確定的な関数（ベクトル）、 $a_m(g, k)$ は性別と年齢に依存する確定的な関数（行列）、 $\theta_m(t, g, k)$ は時間、性別、年齢に依存する確定的な関数（行列）である。 $Z(t) = [z_i(t), z_w(t), z_f(t), z_m(t), z_r(t)]$ は共分散行列 Σ の標準ブラウン運動で、 $\varepsilon_i, \varepsilon_w, \varepsilon_f, \varepsilon_m, \varepsilon_r$ は正規乱数である²³。 $\xi_i, \xi_w, \xi_f, \xi_m$ は平均回帰性を取り入れており、 a_i, a_w, a_f, a_m は回帰率、 $\theta_i, \theta_w, \theta_f, \theta_m$ は回帰水準、 $\sigma_i, \sigma_w, \sigma_f, \sigma_m$ はボラティリティ（拡散係数）を表し、 $\xi_i, \xi_w, \xi_f, \xi_m$ は条件付き正規分布に従う。積立金の運用利回り ξ_r は正規分布に従い、 $\mu_r(t)$ は期待値を、 σ_r はボラティリティを表す。

3.3 利用したデータ

3.3.1 厚生年金財政に関するデータ

厚生年金の被保険者数 $H_E(t, g, k)$ の計算に必要な人口 $O(t, g, k)$ は、厚生労働省予測に従い、国立社会保障・人口問題研究所『日本の将来推計人口(平成14年1月推計)』の中位推計を用いた。このデータは2100年までの推計なので、それ以降2150年までは筆者らが推定した²⁴。労働力率 $\delta_L(t, g, k)$ は、2001年は総務省統計局『労働力調査報告』、2005年以降は厚生労働省職業安定局『労働力人口の推移推計(2002年7月)』による。この推計は2025年までのものであるが、厚生労働省予測に従い、それ以降は一定とした。ただし、このデータは年齢が5歳刻みで時点が2000年、2010年、2025年の3つしかないため、1歳ごと1年ごとのデータに補完している²⁵。労働力人口に対する第2号被保険者率 $\delta_2(t, g, k)$ は、社会保障審議会年金数理部会資料にある、2000年、2001年の厚生年金と各共済の被保険者数を、労働力人口で除して求めている。2002年の被保険者数は1999~2001年の平均を用いて推計し、2003年以降の推計は、厚生労働省年金局数理課(2000) pp.142-143と同様に、第2号被保険者率が次第に高まると仮定している。

1人当たり報酬額 $W(t, g, k)$ の初期値は、賃金構造基本統計調査(賃金センサス)の「きまって支給する現金給

²³ 各正規乱数の分散は1である。なお、本稿のシミュレーションでは、各確率変数は独立と仮定している。

²⁴ 2100年以降は将来推計人口を準用し、死亡率は2100年のものが継続し、出生率は合計特殊出生率が2100年の1.72(中位推計の出生率)から、2150年に2.07に線形で戻ると仮定して生命表を推計した。2150年に2.07に戻るといふ仮定は、国立社会保障・人口問題研究所の将来推計人口と同様である。

²⁵ データが5歳刻みであるので、労働力率を同様の方法を用いて1歳ごとに補完している。以下、2号被保険者率、3号被保険者率も同様。

与額（2000年，産業計・学歴計）」を，5歳刻みを1歳ごとに補完している。累積報酬額 $R(t, g, k)$ の初期値は，まず，1985～2000年の賃金センサスの「きまって支給する現金給与額（産業計・学歴計）」を法令で決まる再評価率で再評価する²⁶。再評価後の報酬額（5歳刻み）を1歳ごとに補完し，20～59歳まで各年齢で累積を行う。この59歳の累積報酬額に，法令で既定される給付乗率 $\delta_p(t, g)$ を乗じて算出される2000年の60歳の年金額が実績値と一致するように，上記で推計した累積報酬額を定数倍する²⁷。昇給指数 $I(g, k)$ は，賃金センサスの「きまって支給する現金給与額（2000年，産業計・学歴計）」を1歳ごとに補完したものを，20歳を1として指数化する。保険料率 $\delta_U(t)$ は2004年より毎年0.354%増加し，2017年以降は18.3%で固定する。受給者 $J(t, g, k)$ の初期値は，社会保険庁『事業年報(平成12年度)』に掲載の年齢別受給者数を用いている。年金額 $P(t, g, k)$ の初期値は，社会保険庁『事業年報(平成12年度)』に掲載の年齢別平均年金額から基礎年金平均月額を控除したものをを用いている²⁸。

本モデルに以上のデータと厚生労働省予測が用いた経済の標準シナリオ（表1）を使って推計した結果と，厚生労働省予測とを比較したものが図2である。このように本モデルは，標準シナリオに基づく決定論的な試算において，厚生労働省予測にほぼ近い推計ができています。

表1 厚生労働省予測の標準シナリオ

	2005年度	2006年度	2007年度	2008年度	2009年度以降
物価上昇率	0.5%	1.2%	1.5%	1.9%	1.0%
実質賃金上昇率	0.8%	0.8%	0.8%	0.8%	1.1%
運用利回り	1.6%	2.3%	2.6%	3.0%	3.2%

注 上記の運用利回りは自主運用分の利回りの前提である。実際の積立金全体の運用利回りは，2007年度まで，自主運用分に加えて旧財投積立分が反映される。

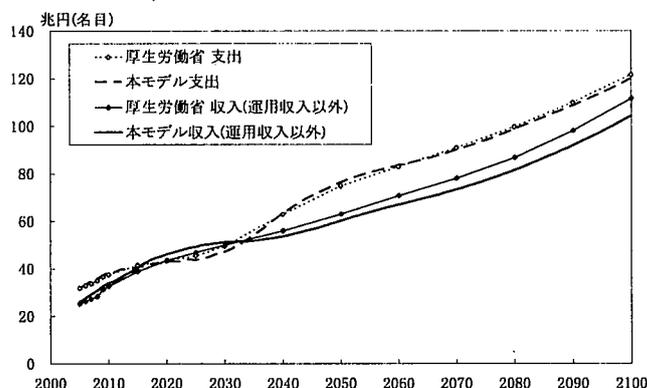


図2 本モデルの推計結果（決定論）と厚生労働省予測の比較

3.3.2 確率変数に関するデータ

物価上昇率，実質賃金上昇率，死亡率の回帰率 a とボラティリティ σ は，過去のデータを利用して推計した。物

²⁶ 1933年4月2日以降に生まれた者に適用する率を使用した。1984年以前の給与は1985年の給与を利用して再評価した。

²⁷ データの中で累積報酬額の推計が最も難しいもの一つである。厚生労働省は年金試算の様々なデータを公表しているが，累積報酬額は公表していない。一定率による修正は，賃金センサスによる給与が厚生年金の対象と一致しないため，これを補正するためのものである。

²⁸ $P(t, g, k)$ は報酬比例部分の年金単価であり，基礎年金部分の支出は別途，基礎年金拠出金として考慮している。

価上昇率については、1984年1月から2003年12月までの月次データ（全国・総合）を利用して推計した（ $a_i = 5.27, \sigma_i = 2.98\%$ ）。実質賃金上昇率については、1984年1月から2003年12月まで「毎月勤労統計調査」の賃金指数（事業所規模30人以上・定期給与・調査産業計）を利用し、名目賃金上昇率から物価上昇率を引いた値を利用して推計した（ $a_w = 8.15, \sigma_w = 3.19\%$ ）。死亡率については、簡易生命表を利用して推計した（例えば、65歳男性の場合、 $a_m(1,65) = 1.07, \sigma_m(1,65) = 0.26\%$ ）。物価上昇率、実質賃金上昇率の回帰水準 θ_i, θ_w は、各変数の期待値が厚生労働省予測の標準シナリオ（表1）に一致するように決めた。死亡率の回帰水準 θ_m は、人口の標準シナリオである国立社会保障・人口問題研究所『日本の将来推計人口（平成14年1月推計）』の死亡率と一致するように決めた。合計特殊出生率のパラメータは、上記将来推計人口の中位推計、低位推計、高位推計の出生率を用いて、低位推計と高位推計が中位推計に対して 0.5σ となるように決めた（ $a_f = 0.01, \sigma_f = 3.77\%$ ）²⁹。積立金の運用収益率の期待値 μ_r は厚生労働省予測の標準シナリオ（表1）に一致するように決めた。ボラティリティ σ_r は、年金積立金の運用の基本方針に関する検討会（2000）の基本ポートフォリオを参考に5%とした。以上のデータを使って推計した各パラメータを利用した各確率変数のシミュレーション結果を図3に示す³⁰。

4 結果

4.1 標準的な前提に基づく結果

まずマクロ経済スライドを中止しないモデルを推計し、給付水準 $\beta(t)$ を確認した（図4）。その結果、給付水準の平均（期待値）は49.0%となり、最終的に給付水準が最低給付水準である50%を下回る確率は全体の56.5%であった（図4左）。すなわち、56.5%の確率で、最低給付水準を保証するために追加的なコストが必要になるということである。次に給付水準が最低給付水準を下回るタイミングを確認するために給付水準の分布の推移を確認すると（図4右）、5%タイルでは2022年、25%タイルで2025年、平均で2030年に、最低給付水準を下回る。よって、最低給付水準を保証し、かつ毎年の収支を予定通りに維持するためには、早ければ2020年ごろから追加的な財源投入が必要になるといえる。

そこで、最低給付水準の保証に必要なコストを推計すると、図5のとおりであった。前述のとおり、2020年ごろから追加財源が必要になることが確認され、ピーク時には、5%タイルで物価上昇率で実質（2005年価格）に換算した $D_i(t)$ で4.7兆円（2046年）、保険料率に換算した $D_h(t)$ では3.1%（2048年）に達する。給付水準が最低給付水準を下回らずにマクロ経済スライドが終了するケース（全体の43.5%）も含んだ全体の平均でみると、実質（2005年価格）で1.3兆円（2046年）、保険料率に換算すると0.8%（2046年）になった。

このコストが2050年ごろにピークを迎える理由は次のとおりである。まず第1は、最低給付水準と、最低給付水準を保証しなかった場合の給付水準との格差が、2040年ごろまで拡大するためである。図4右でわかるように、最低給付水準を保証しなかった場合、将来の年金財政健全化のため2040年ごろまでマクロ経済スライドを適用し続けるケースが存在する。よって、これらのケースでは最低給付水準との格差が2040年ごろまで拡大するため、コストも同時期まで拡大する。第2は、受給者数が2050年ごろにピークを迎え、それ以降は減少していくためである（図6）。2040年ごろまでにはほとんどのパスでマクロ経済スライドが終了し、以降は最低給付水準と最低給

²⁹ 実際にシミュレーションを行うと、中位推計に対して低位推計と高位推計が非対称であることなどが理由で両推計が 0.5σ に相当するものとはなっていない。

³⁰ 死亡率は性・年齢別に推計するためすべてを記載することは難しい。ここでは各年齢の死亡率を使って計算した65歳の平均余命（男女平均）を示した。これは年金の平均受給期間のメルクマールとなる。

付水準を保証しなかった場合の給付水準との格差が安定する。そのため、コストは受給者数に従って 2050 年ごろをピークとして次第に減少していく (図 5)。

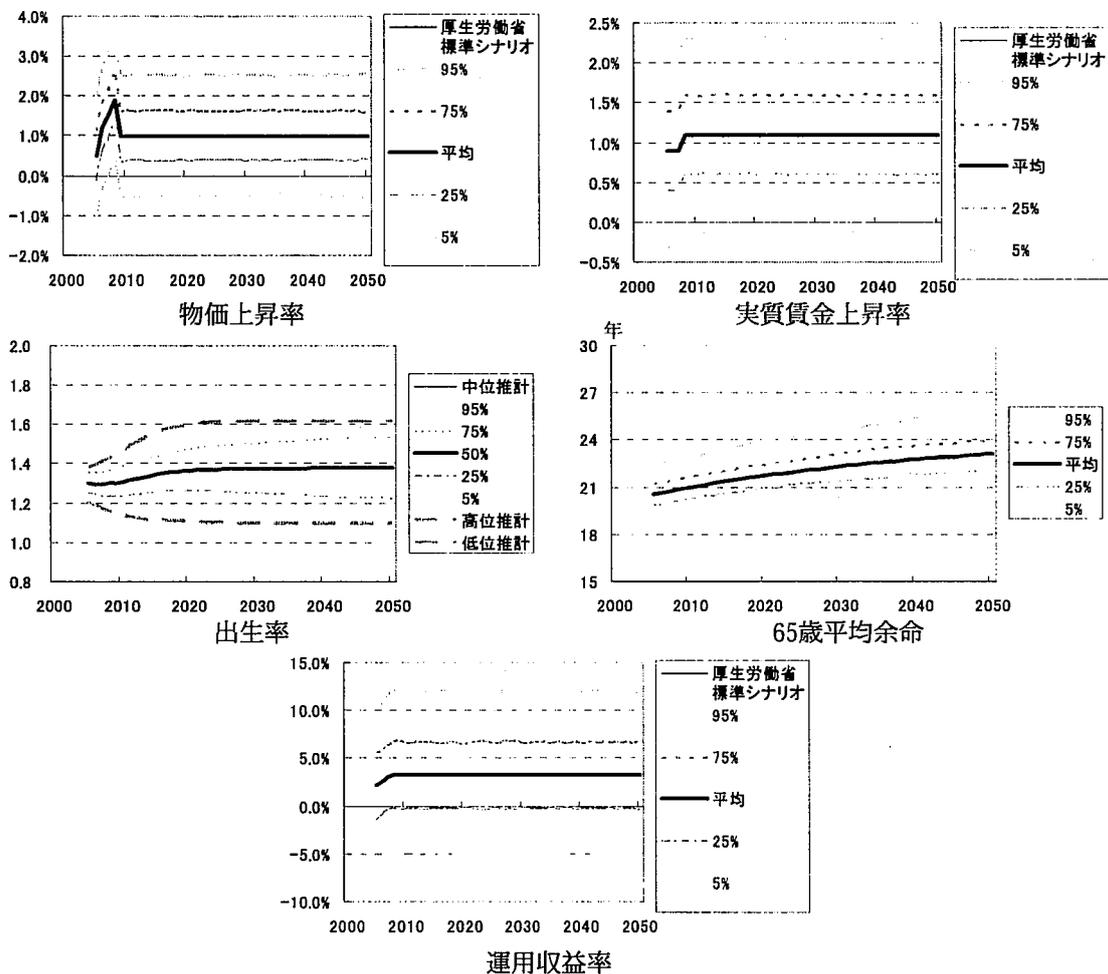


図3 確率変数のシミュレーション結果

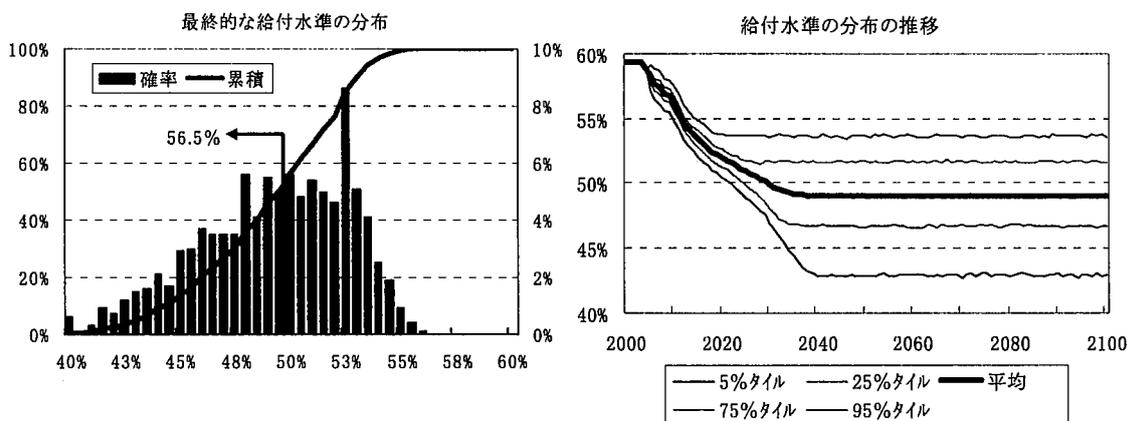


図4 給付水準が最低給付水準を下回るケース

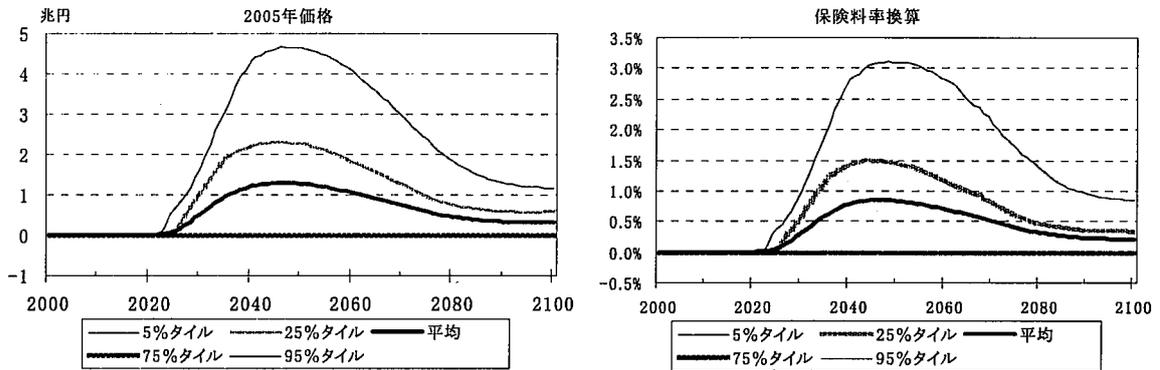


図5 最低給付水準保証に必要なコストの推移

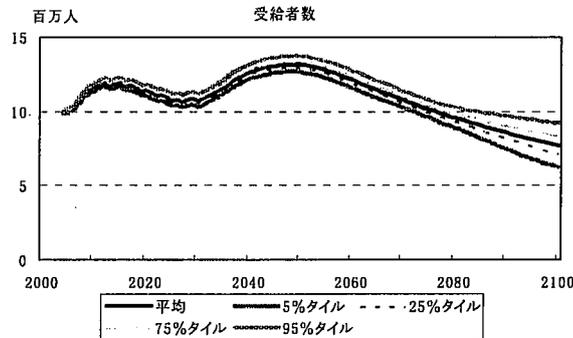


図6 受給者数の推移

4.2 感応度分析の結果

前節では、3.3.2節に記したように、各確率変数の期待値が厚生労働省予測の標準シナリオに一致するように設定した確率変数を用いた。本節では、各確率変数の期待値を標準シナリオからシフトさせて³¹、前提条件の変化に対するコストの感応度を分析した。結果の要約は表2のとおりである。

³¹ マクロ経済スライド終了の判断に用いる前提も、同様にシフトさせた。

表2 感応度分析の結果

ケース	コストのピーク				最終的な給 付水準が最 低給付水準 を下回る確率	給付水準の 5%タイルが最 低給付水準 を下回る年
	平均		5%タイル			
	実質額 (年)	保険料 率換算 (年)	実質額 (年)	保険料 率換算 (年)		
標準	1.3兆円 (2046年)	0.8% (2046年)	4.7兆円 (2048年)	3.1% (2048年)	56.5%	2022年
物価上昇率-0.5%	0.3兆円 (2048年)	0.2% (2048年)	2.7兆円 (2051年)	1.7% (2046年)	16.6%	2026年
物価上昇率+0.5%	3.4兆円 (2045年)	2.2% (2046年)	6.9兆円 (2047年)	4.5% (2048年)	92.4%	2022年
実質賃金上昇率-0.5%	2.4兆円 (2050年)	2.0% (2050年)	6.3兆円 (2051年)	5.3% (2051年)	76.0%	2024年
実質賃金上昇率+0.5%	0.2兆円 (2044年)	0.1% (2044年)	1.8兆円 (2046年)	0.9% (2043年)	17.6%	2023年
出生率高位推計	0.7兆円 (2045年)	0.4% (2044年)	3.2兆円 (2044年)	2.0% (2043年)	40.5%	2023年
出生率低位推計	2.2兆円 (2048年)	1.6% (2051年)	6.9兆円 (2050年)	5.1% (2054年)	69.5%	2022年
死亡率1.2倍	1.6兆円 (2048年)	1.1% (2042年)	0.3兆円 (2044年)	0.2% (2044年)	22.4%	2024年
死亡率0.8倍	4.3兆円 (2050年)	2.8% (2050年)	9.6兆円 (2052年)	6.6% (2055年)	83.8%	2022年
ハイリスク運用	0.8兆円 (2046年)	0.5% (2047年)	4.8兆円 (2051年)	3.2% (2051年)	30.6%	2024年
ローリスク運用	2.4兆円 (2045年)	1.5% (2046年)	4.7兆円 (2046年)	3.1% (2048年)	94.6%	2022年

注 ハイリスク運用は運用利回りのボラティリティが7.5%で期待値が3.5%、ローリスク運用はボラティリティが2.5%で期待値が2.9%に設定

まず物価上昇率については、標準ケースから上方シフトした場合（表2の物価上昇率+0.5%の行³³）に最低給付水準の保証に必要なコストが増加（平均の実質額で1.3兆円→3.4兆円）した。この理由は次のとおりである。物価上昇率が上方シフトすれば、新規裁定者・既裁定者ともに名目の年金給付が増加し、一方で名目賃金上昇率が上がって保険料収入も増加する。しかし、収入の増加幅よりも支出の増加幅の方が相対的に大きくなり、年金の財政バランスが改善する。そのため、最低給付水準を保証しなければ、年金財政健全化のためにマクロ経済スライドを適用する期間が延び、給付水準の削減が続くことになる。この結果、給付水準が最低給付水準を下回る確率が上がり、最低給付水準と最低給付水準を保証しない場合の給付水準の差が大きくなって、最低給付水準を保証するためのコストが増加する。逆に物価上昇率が下方シフトした場合には、スライド調整の下限（名目年金額維持）の存在により、支出の大部分を占める既裁定年金に対してマクロ経済スライドによる調整が利きにくくなる。しかし一方で、物価上昇率を下方シフトさせると、物価上昇率がマイナスになる確率が高まる。物価上昇率がマイナスになる場合は、既裁定年金に対してスライド調整は行われないものの、物価下落率分だけは給付が削減される。物価上昇率が下方シフトした場合には、収入の減少幅よりも支出の減少幅の方が相対的に大きくなり、年金の財政バランスが改善する。その結果、最低給付水準を下回る確率が下がり、最低給付水準を保証するためのコストが減少する。

実質賃金上昇率については、標準ケースから下方シフトした場合（表2の実質賃金上昇率-0.5%の行）に最低給付水準の保証に必要なコストが増加した（平均の実質額で1.3兆円→2.4兆円）。実質賃金上昇率が下方シフトすると名目賃金上昇率が下がって保険料収入が減少する。一方、年金給付は、賃金スライドされる新規裁定年金は減少するものの、支出の大部分を占める既裁定年金は実質賃金上昇率の影響を受けない。その結果、実質賃金上昇率の下方シフトによって年金財政が悪化して³³、最低給付水準を保証しない場合にマクロ経済スライドを適用する期間が延びる。これによって、物価上昇率が上方シフトした時と同様に、最低給付水準を保証するためのコストが増加する。逆に実質賃金上昇率が上方シフトすると、最低給付水準を保証するためのコストは減少する。

出生率は、標準ケース（中位推計）から低位推計に下方シフトした場合（表2の出生率低位推計の行）に、最低

³² 他のシフト幅についても検証したが、変化の傾向は同じであった。以下、実質賃金上昇率など他の項目についても同様。

³³ 実質賃金上昇率の下方シフトによって、厚生労働省が定義する「実質的な運用利回り」（＝名目運用利回り－名目賃金上昇率）が大きくなり、年金財政を改善する方向に寄与する。しかし、(1)収支対する運用収入の影響は、保険料収入や年金給付に比べてそれほど大きくないこと、(2)有限均衡方式によって積立金が次第に減少するため運用収入も次第に減少することから、影響は少ないと考えられる。

給付水準を保証するためのコストが増加した（平均の実質額で 1.3 兆円→2.2 兆円）。出生率の低下は、その年に生まれた者が被保険者となるまでの約 20 年間は年金財政に影響を与えないが、その後は被保険者数の減少によって保険料収入を減少させ、さらに将来には受給者数の減少によって支出を減少させる。このように出生率の影響は時間を経るごとに変化するが、今回のシミュレーション期間について考えれば、出生率の下方シフトは将来の被保険者数の減少を通じてマクロ経済スライドの終了を判定する際の収入現価を減少させる。そのため、最低給付水準を保証しない場合にマクロ経済スライドを適用する期間が延びて、給付水準の削減が続くことになる。この結果、給付水準が最低給付水準を下回る確率が上がって、最低給付水準を保証するためのコストが増加する。逆に出生率が上方シフトした場合は、給付水準が最低給付水準を下回る確率が下がって、最低給付水準を保証するためのコストが減少する。

死亡率は、標準ケースから下がった場合（表 2 の死亡率 0.8 倍の行）、すなわち死亡率が下方シフトして長寿化が進展した場合に最低給付水準を保証するためのコストが増加した（平均の実質額で 1.3 兆円→4.3 兆円）。死亡率の下方シフトが最低給付水準の保証コストに影響する経路の 1 つは、長寿化によって受給者数が増えることで支給総額が増えるため、保証コストも増えるというものである。もう 1 つは、支給総額の増加で年金財政が悪化し、最低給付水準を保証しない場合にマクロ経済スライドの適用期間が延びるという経路である。この経路は、物価上昇率が上方シフトするケースと同様である。

積立金の運用では、標準ケースよりもローリスク・ローリターンで運用した場合（表 2 のローリスク運用の行）に、平均でみた最低給付水準の保証コストが大きくなった（平均の実質額で 1.3 兆円→2.4 兆円）。ローリスク・ローリターンで運用すると運用収入が少なくなるため、最低給付水準を保証しない場合にマクロ経済スライドを適用する期間が延びる。そのため、物価上昇率が上方シフトした時と同様に、最低給付水準の保証コストが増大する。なお、他のパラメータと違い、保証コストの 5%タイルは、前提条件を標準ケースからローリスク・ローリターン運用にシフトしてもほとんど変動しなかった（実質額で 4.7 兆円→4.7 兆円）。これは、最低給付水準を保証しない場合の給付水準が、ローリターンによって低下する一方で、ローリスクによって下ブレが少なくなるために、結果として 5%タイルの必要コストが標準ケースと同水準になるためである。

5 示唆

本稿では、2004 年改正後の厚生年金を財政的に持続可能な制度にするためのコスト、すなわち改正法の附則に基づく最低給付水準の保証に必要なコストを、確率的な手法を用いて推計した。推計の結果、そのコストは、ピーク時において、平均で 0.8%、リスク時で 3.1%の保険料率に相当することが明らかになった。さらに感応度分析の結果、物価上昇率が上方シフトした場合や実質賃金上昇率が下方シフトした場合、出生率が下方シフトした場合、死亡率が下方シフトした（長寿化）の場合、ローリスク・ローリターンで運用した場合には、このコストが増加することも明らかになった。

今回の改正に対しては、マクロ経済スライドの導入によって年金財政の持続可能性が確保されたと評価する意見もあるが、本稿で推計したコストについてはこれまでほとんど議論されていない。さらに、今回の改正過程で、保険料率の上限を 20%にするか 18%にするか、その差 2%の間で大きな議論になったことを考えれば、平均でみて 0.8%の保険料率に相当する追加コストは小さくない。加えて、5%タイルで示されたリスクについても認識する必要がある。5%という確率はあまり大きくないと思われるかもしれないが、金融機関のリスク管理では 5%の確率で起こる損失に耐えうる資本を積むことが、国際的な標準ルールとなっている。国民生活に欠かせない公的年金で

あればなおさら、このようなコストやそのリスクを認識する必要がある。

今改正法の成立後、年金改正の論点として制度の一元化がクローズアップされている。しかし、制度の一元化だけで公的年金財政の持続可能性の問題を解決することは不可能であり、マクロ経済スライドのような財政均衡メカニズムが必要になる。一元化へ向けた今後の議論の中で、本稿が指摘したコストやリスク、その対策、および前提となる確率論的推計などのリスク管理について、議論を深める必要がある。

参考文献

- [1] 上村敏之(2002), 「社会保障のライフサイクル一般均衡分析:モデル・手法・展望」, 『経済論集(東洋大学)』, 28, 1, 15-36.
- [2] 白杵政治・北村智紀・中嶋邦夫(2003), 「厚生年金財政の予測とリスクの分析—保険料固定モデルの議論を中心に—」, 『ニッセイ基礎研究所報』, 29, 1-56.
- [3] 小椋正立・西本亮(1984), 「厚生年金改革の効果にかんするシミュレーション分析」, 『季刊現代経済』, 60, 89-103.
- [4] 小椋正立・山本克也(1993), 「公的年金保険のコストと負担のシミュレーション」, 『日本経済研究』, 25, 7-33.
- [5] 小口登良・八田達夫(2000), 「1999年政府年金改革案の評価」, 『日本経済研究』, 40, 1-18.
- [6] 小堀隆士(2003), 「年金純債務からみた年金制度改革:より現実的な年金制度改革に向けて」, 八代尚宏+日本経済研究センター編, 『社会保障改革の経済学』, 東洋経済新報社, 81-103.
- [7] 川崎一泰(2003), 「公的年金を通じた所得移転」, 八代尚宏+日本経済研究センター編, 『社会保障改革の経済学』, 東洋経済新報社, 61-79.
- [8] 北浦義朗・木村真(2004), 「2004年年金改革のシミュレーション分析—多世代重複ライフサイクル一般均衡モデルによる評価—」, 第62回日本財政学会報告資料.
- [9] 北村智紀・中嶋邦夫(2003), 「公的年金改革案の検証」, 『基礎研レポート(ニッセイ基礎研究所)』, 2003年6月号, 18-23.
- [10] 北村智紀・中嶋邦夫(2004a), 「2004年厚生年金改革案のリスク分析」, 『ニッセイ基礎研究所報』, 32, 1-30.
- [11] 北村智紀・中嶋邦夫(2004b), 「2004年厚生年金改革案のリスク分析」, 第61回証券経済学会報告資料.
- [12] 北村智紀・中嶋邦夫・白杵政治(2005), 「マクロ経済スライド下における積立金運用でのリスク」, mimeo.
- [13] 厚生労働省(2002), 『年金改革の骨格に関する方向性と論点』, 厚生労働省.
- [14] 厚生労働省(2003), 『持続可能な安心できる年金制度の構築に向けて(厚生労働省案)』, 厚生労働省.
- [15] 厚生労働省(2004), 「平成16年年金制度改革案について」, 第27回社会保障審議会年金部会参考資料, 2004年3月4日.
- [16] 厚生省年金局数理課(2000), 『厚生年金・国民年金平成11年財政再計算結果』, 厚生省年金局数理課.

- [17] 駒村康平・菅桂太(2002), 「年金, 新推計で改革急げ」, 日本経済新聞 経済教室, 2002年3月28日 朝刊.
- [18] 鈴木亘(2004), 「下限公約と保険料凍結の前倒しを」, 『日本経済研究センター会報』, 2004年3月号, 日本経済研究センター, 22-25.
- [19] 鈴木亘・湯田道生・川崎一泰(2003), 「人口予測の不確実性と年金財政: モンテカルロシミュレーションを用いた人口予測の信頼区間算出と年金財政収支への影響」, 『会計検査研究』, 28, 会計検査院, 101-112.
- [20] 高山憲之・山口光太郎(1999), 「年金財政の将来予測」, 『経済研究』, 50, 3, 一橋大学経済研究所, 249-258.
- [21] 田近栄治・金子能宏・林文子(1996), 『年金の経済分析』, 東洋経済新報社.
- [22] 中嶋邦夫(2003), 「年金改革論議の死角—有限均衡方式が示す「安心」の賞味期限」, 『景気観測』, 2003.12.20号, 国民経済研究協会.
- [23] 年金積立金の運用の基本方針に関する検討会(2000), 「年金積立金の運用の基本方針に関する検討会報告(要旨)」, (http://www1.mhlw.go.jp/shingi/s0012/s1222-1_20.html).
- [24] 八田達夫・小口登良(1993), 「日本国政府の年金純債務」, 『日本経済研究』, 25, 101-121.
- [25] 八田達夫・小口登良(1999), 『年金改革論—積立方式へ移行せよ—』, 日本経済新聞社.
- [26] 八田達夫・内田香屋子(1996), 「1994年の厚生年金改革の教訓」, 『日本経済研究』, 33, 64-90.
- [27] 本間正明・跡田直澄・岩本康志・大竹文雄(1987), 「年金: 高齢化社会と年金制度」, 浜田宏一・黒田昌裕・堀内昭義編, 『日本経済のマクロ分析』, 東京大学出版会, 149-175.
- [28] 増淵勝彦・松谷萬太郎・吉田元信・森藤拓(2002), 「社会保障モデルによる社会保障制度の分析」, ESRI Discussion Paper Series, 9, 内閣府経済社会総合研究所.
- [29] 森茂雄・長沼建一郎(1998), 「厚生年金・簡易試算モデルの開発」, 『21世紀の社会保障改革に向けた視点』, ニッセイ基礎研究所, 131-173.
- [30] 八代尚宏・小塩隆士・井伊雅子・松谷萬太郎・寺崎泰弘・山岸祐一・宮本正幸・五十嵐義明(1997), 「高齢化の経済分析」, 『経済分析(経済企画庁経済研究所)』, 151.
- [31] Board of Trustees of the Federal Old-Age and Survivors Insurance and Disability Insurance Trust Funds(2003), 2003 Annual Report, Washington, D.C.: U.S. Government Printing Office, (<http://www.ssa.gov/OACT/TR/TR03/index.html>).
- [32] Congressional Budget Office(2002), Uncertainty in Social Security's Long-Term Finances: A Stochastic Analysis, (<http://www.cbo.gov>).
- [33] Gourieroux, C. and J. Jasiak(2001), "Financial Econometrics", Princeton: Princeton University Press.
- [34] Holmer, M.R.(2003), "Methods for Stochastic Trust Fund Projection, Report prepared for the Social Security Administration," (<http://www.polsim.com/stochsim.pdf>).
- [35] Lee, R.D., M.W. Anderson, and S. Tuljapurkar(2003), "Stochastic Forecasts of the Social Security Trust Fund, Report prepared for the Social Security Administration," (http://simsoc.demog.berkeley.edu/Reports/LAT_SSA_Mar2003.pdf).

- [36] Lee, R.D. and S. Tuljapurkar(1998), "Stochastic Forecasts for Social Security," David A.W. (ed.) *The Frontiers in the Economics of Aging*, pp.393-420, Chicago: The University of Chicago Press.
- [37] Technical Panel on Assumptions and Methods(1999), *Report to the Social Security Advisory Board*, Washington, D.C.: The Social Security Advisory Board.