

マクロ経済変動と社会保障財政 ——状態空間モデルによる予測——

畑 農 鋭 矢

I 予測の不確実性と社会保障財政

1 不確実性を考慮した予測

高齢化に伴う公的年金財政の危機は、学術研究の場に限らず、一般的にも周知の事実となってきた。このような一般的認識を培うための土台として、八田・小口〔1999〕に代表されるシミュレーション分析が担った役割は大きい。これらの研究は、高齢化の進行によって公的年金財政がいかなる影響を被るのかを数量的に予測し、その変化に伴って必要となる制度変更の妥当性について考察することで、数々の重要な知見を提供した。

このようなシミュレーション分析において重要となるのが将来人口の予測である。とりわけ、公的年金の給付対象となる高齢者の割合など、人口構造の推移の予測は必要不可欠と言える。その際、多くの研究で利用されるのが、国立社会保障・人口問題研究所の将来推計人口であろう。また、現実の世界においても幾度かの制度改革が試されたが、その方向性を定める際の基礎には、同じ将来推計人口の予測値があったと推測される。ところが、わが国の実際の高齢化は、歴史的にこの予測を上回る速度で進行してきた。つまり、人口予測には片方に偏った（楽観的な）系統的誤差が生じていたと考えられる。制度設計を模索するための資料として、このような系統的誤差を可能な限り排除し、精度の高い（中立的な）予測を行うことが重要である。

しかし、厄介なことに、予測が平均的に当たればそれで十分というわけではない。予測には誤差

がつきものであり、そこには不確実性が伴うからである。したがって、信頼に足る政策立案を行うためには、不確実性に対応できるように幅を持った将来予測（予測の信頼区間）を提示することが必要であろう。Lee and Tuljapurkar〔1994〕は、従来の高位・中位・低位という3つの推計ではなく、統計学的手法に基づいて人口予測に信頼区間を提示する方法を開発した。このような手法に基づくとは、遠い将来ほど誤差が大きくなるので、平均的な予測値から乖離する可能性を無視できなくなる。

また、予測に不確実性が伴うという問題は人口予測に限らない。経済成長率やインフレ率といったマクロ経済変数についても同様のことが言える。このことは、加藤〔2006〕や畑農〔2003〕が示したように、マクロ経済変数の設定を変えると財政予測が大きく影響されることから明らかである。より精緻な分析を指向するのであれば、Lee and Tuljapurkar〔1998〕のように、マクロ経済変数の予測を確率的に行い、それらの予測を外生として社会保障財政にかかわる予測の信頼区間を求めることが必要となる。彼らの計算結果によれば、遠い将来の予測においては社会保障財政の予測に大きな誤差が伴うことがわかっている。

日本についても、鈴木・湯田・川崎〔2003〕が人口予測の不確実性を考慮し、モンテカルロ法により信頼区間を明示して公的年金財政の将来予測を行っている。確率的なモデルによる分析が一般化する過程において、このような研究の進展はきわめて自然なものである。マクロ経済変数の確率的予測に関する研究は十分に進んでいるとは言え

ないが、今後、人口予測に限らず、ほかの経済変数に関する不確実性についても確率的に処理される傾向が強まるのではないだろうか。

2 予測と状態空間モデル

すでに述べたように、政府の予測は偏った誤差を伴い、系統的に誤ってきた。このような予測は財政運営を攪乱してきたに違いない。このことを簡単な数式モデルで考えてみよう。いま、説明されるべき財政変数を G 、財政変数の決定要因となる変数ベクトルを X としよう。要因 X が変化したときの財政変数 G の反応を表すパラメーターのベクトルを A で表すと、財政変数 G の決定式を、

$$G_t = AX_t \quad (1)$$

と表すことができる。ただし、右下の添え字は期を表現している。

予測が系統的に偏った誤差を有しているとき、いずれかの時点において財政運営は予測の修正を迫られる。このとき、足下の決定要因 X が不変だとしても、予測の修正に伴って財政変数 G は変化するかもしれない。(1) 式にしたがえば、要因 X の変化に対する反応パラメーター A は予測（修正）の影響を受けて変化する可能性がある。このことを式で表すと、

$$G_t = A_t X_t \quad (2)$$

となり、パラメーター A は時間に依存することになる。次期において、どのような予測の修正が行われるのかはわからないとすると、パラメーター A の期待値は不変であるから、その時間的推移は平均 0 の正規分布にしたがう e_t を誤差項として、

$$A_{t+1} = A_t + e_t \quad (3)$$

のように表すことができる。(2) 式と (3) 式は状態空間モデルの最も単純な形式を示している。財政変数の決定において予測が重要であればあるほど、可変パラメーター A_t の確率的変動は無視でき

ず、(1) 式のような時間を通じて不変のパラメーターを想定することは妥当ではなくなる。

3 目的と構成

以上のことを受けて、本稿では状態空間モデルによる社会保障財政の予測を試みる。状態空間モデルは、観察可能な説明変数の変動だけでなく、財政収支決定プロセスの観察できない要因の変化についても考慮できる点で優れた予測手法である。

以下では、まず、経済理論をバックグラウンドとした財政収支決定モデルの概要を説明し、その状態空間表現について議論する。次に、使用データの概要を示した上で、状態空間モデルの推定を行い、予測の基礎となる統計量を計測する。最後に、状態空間モデルの推定結果を基礎として、2050年度までの社会保障財政収支の予測を行う。その際、予測の平均値だけでなく、その信頼区間が明らかとなる。終節では、本論の要約と今後の課題についてまとめる。

II 財政収支の決定モデル

1 課税平準化仮説

財政収支の決定メカニズムをモデル化した研究としては、Barro [1979] の課税平準化仮説が有名である。以下では、畑農 [2009] にしたがってモデルの概略を説明しよう。まず、 t 期の政府の予算制約式を、

$$\frac{dB_t}{dt} = D_t = G_t + rB_t - \tau_t Y_t \quad (4)$$

と表すものとしよう。ここで、 dB はネットの債務残高 B の純増であり、利払いを含む財政赤字 D に対応する。 G は利払いを除く政府支出、 r は時間を通じて一定と仮定された利子率、 B は期初の政府債務残高、 τ は平均税率、 Y は所得水準である。(4) 式において、課税ベースは所得 Y で表されていることに注意されたい。

ここで、平均税率の水準が経済に歪みをもたらすと想定し、歪みによって生じる超過負担が平均税率 τ の凸関数とする。合理的な政府は、(4) 式

から得られる異時点間の予算制約の下で超過負担を最小化することを目的とすると考えられる。このとき、平均税率に関する最適な選択は、

$$E_t \tau_{t+i} = \tau_t, (i > 1) \quad (5)$$

となり、 t 期に予想される各期の平均税率の期待値が等しくなる。つまり、超過負担を最小化するためには、税率を平準化することが求められる。このことは直感的には以下のように説明できる。政府はある一時点において税率を低く設定すれば、超過負担を小さくすることができる。しかし、異時点間予算制約を満たすためには、ほかのいずれかの時点において税率を平準化された水準よりも高く設定する必要がある、そのような高い税率は超過負担を大きくする。ここで、超過負担が平均税率 τ の凸関数であることを想起すると、高税率による超過負担の増加は低税率による超過負担の減少を上回る。したがって、税率を平準化された水準から乖離させることは、超過負担の総和を増やしてしまうのである。

平均税率が平準化された状況において、所得 Y と政府支出 G が恒常的変動部分と一時的変動部分に分けられることを仮定すると、財政赤字は次式のように表すことができる。¹⁾

$$D_t = \rho B_t + \left(1 - \frac{Y_t}{Y_t^*}\right) G_t^* + (G_t - G_t^*) \quad (6)$$

ここで、 ρ は平均的な経済成長率であり、利子率と等しいと仮定されている。また、 Y^* は Y の恒常的変動成分、 G^* は G の恒常的変動成分を表す。(6)式の意味は次のとおりである。第1に、政府支出と所得水準に一時的な変動がない(右辺第2項と第3項が0の場合)、財政赤字は政府債務残高の ρ の割合となり、この ρ が政府債務の増加率となる(右辺第1項)。第2に、現実の所得が恒常的変動成分よりも多いと(税収が増えるので)、財政赤字は減少する(右辺第2項)。第3に、政府支出が恒常的変動成分よりも多いと、財政赤字は増加する(右辺第3項)。

2 景気安定化仮説

しかし、政府は課税平準化が想定するよりも能動的に行動している可能性もある。たとえば、Bohn [1998]によると、債務残高が持続可能な水準を超えると、異時点間の予算制約を維持するために、政府は財政収支を黒字方向へ修正し始めるので、債務残高と財政赤字の間には負の関係が確認できるはずである。このことは、(6)式における第1項の効果に対して負の圧力が加わることを意味する。

別の可能性として、畑農 [2005] が提示した景気循環に対する裁量的政策の可能性を指摘することができる。すなわち、政府が税率を平準化せず、経済の一時の変動に応じて税率を変化させるような財政運営を行っているのである。たとえば、不況時に課税平準化を維持せず、減税政策を実行すれば、(6)式が示唆するよりも大きな財政赤字が発生する。政府が超過負担だけでなく、景気不安定化のコストを重視しているとすれば、景気循環に応じた税率の変動は合理的な意思決定の結果として生じてもおかしくない。このような状況では、財政赤字の動向を説明する上で課税平準化仮説の定式化は妥当しないことになる。²⁾

以下では、景気安定化の考え方を採り入れた拡張モデルを紹介しよう。まず、課税平準化と整合的な税率を τ^* (課税平準化税率)とし、所得水準が $Y_t = Y_t^*$ のとき、税収は $\tau^* Y_t^*$ と表されるものとしよう。次に、現実の所得が恒常的変動成分から乖離したとき、現実の税負担が $Y_t - Y_t^*$ に対して τ^* と異なる税率で課されている可能性を考えよう。この税率を $\gamma \tau^*$ と書く。 γ は累進度を表すパラメーターであり、一時的に所得が増加したときの平均税率が課税平準化税率よりもどの程度高くなるかを規定する。税制が累進的である場合には $\gamma > 1$ 、課税平準化仮説が成立する場合には $\gamma = 1$ 、税制が逆進的である場合には $\gamma < 1$ である。このとき、現実の税収は、

$$T_t = \tau^* Y_t^* + \gamma \tau^* (Y_t - Y_t^*) \quad (7)$$

と表される。(7)式を変形すると、 t 期の平均税率は

$$\frac{T_t}{Y_t} = \tau^* + (\gamma - 1)\tau^* \frac{Y_t - Y_t^*}{Y_t} \quad (8)$$

となる。(8)式から、現実の平均税率が課税平準化税率 τ^* から乖離する現象を理解することができる。すなわち、税制が累進的なケース ($\gamma > 1$) では、好況時 ($Y_t - Y_t^* > 0$) に平均税率 T_t/Y_t が τ^* より高くなり、不況時 ($Y_t - Y_t^* < 0$) に平均税率 T_t/Y_t が τ^* より低くなる。課税平準化仮説が成立するケース ($\gamma = 1$) では、(8)式右辺第2項は常に0であり、平均税率 T_t/Y_t は必ず τ^* に等しい。税制が逆進的であるケース ($\gamma < 1$) では、好況時 ($Y_t - Y_t^* > 0$) に平均税率 T_t/Y_t が τ^* より低くなり、不況時 ($Y_t - Y_t^* < 0$) に平均税率 T_t/Y_t が τ^* より高くなる。

以上の税率決定プロセスを用いると、財政赤字を示す(6)式は次のように書き換えられる。

$$D_t = \rho B_t + \gamma \left(1 - \frac{Y_t}{Y_t^*}\right) G_t^* + (G_t - G_t^*) \quad (9)$$

(9)式は課税平準化モデルより得られた(6)式とほとんど同じであるが、右辺第2項に γ が掛かっている点が異なる。つまり、所得の変動に対する税の動きが累進的であればあるほど、つまり γ が1よりも大きいほど、所得の一時的変動に対する財政赤字の反応が課税平準化モデルの予想よりも大きなものとなる。逆に、税の動きが逆進的であればあるほど、つまり γ が1よりも小さいほど、所得の一時的変動に対する財政赤字の反応は課税平準化モデルの予想よりも小さなものとなる。また、前述のように、Bohn [1998] の議論によると、持続可能性を回復しようとするときには ρ に対して負の圧力が加わる。

3 状態空間モデル

景気安定化仮説から得られた(9)式の両辺を所得水準で除して正規化したものを推定式と考えよう。ただし、(9)式のパラメータは一定とは限らない。 γ は税の累進度によって変化するし、 ρ は持続可能性を考慮した財政運営に影響される。したがって、これらのパラメータは時間に関して可変

とし、 $\alpha_t^i (i = 0, 1, 2, 3)$ と表記する。推定式は、

$$d_t = \alpha_t^0 + \alpha_t^1 b_t + \alpha_t^2 YV AR_t + \alpha_t^3 GVAR_t + u_t \quad (10)$$

となる。ただし、

$$\begin{aligned} d_t &= \frac{D_t}{Y_t}, \\ b_t &= \frac{B_t}{Y_t}, \\ YV AR_t &= \left(1 - \frac{Y_t}{Y_t^*}\right) \frac{G_t^*}{Y_t}, \\ GVAR_t &= \frac{G_t - G_t^*}{Y_t} \end{aligned}$$

であり、 u_t は誤差項である。 α_t^0 は形式的には定数項に相当するが、時間に関して可変である。各パラメータの予想される値は、 $\alpha_t^1 = \rho$ 、 $\alpha_t^2 = \gamma$ 、 $\alpha_t^3 = 1$ となり、本節のモデルで説明できない構造変化は α_t^0 の変動として現出すると予想される。

(10)式の変可変パラメータ α_t^i は確率的に変化するものと想定しよう。すなわち、 v_t^i を確率的ショックとして、次のようなパラメータの遷移方程式、

$$\alpha_{t+1}^i = \alpha_t^i + v_t^i \quad (11)$$

を考える。この世界では、可変パラメータ α_t^i が財政運営ルールを表しており、この状態が(11)式にしたがって遷移すると考えるわけである。この定式化は状態空間モデルにほかならない。

(10)式と(11)式より構成される体系に対しては、カルマン・フィルターが有効である。その推定方法には、プレディクション、フィルタリング、スムージングの3つがあるが、ここでは t 期までに得られる情報によって t 期の行動が決まるという合理的期待形成を基礎として、フィルタリングを用いるのが適切であろう。ただし、フィルタリングによって推定を行うためには、いくつかのパラメータについて初期値を与える必要がある。ここでは畑農 [2009] と同様の手順を踏まえた。

まず、OLSを適用し、係数や分散を得る。次に、これらの値を初期条件とし、カルマン・フィルターを適用する。さらに、このカルマン・フィルターの推定結果を用いて初期条件を変更し、再びカルマン・フィルターを適用する。この最終ステップは、尤度が最大になるまで繰り返され、得られた係数が最終的な推定値となる。

III 状態空間モデルの推定

1 使用データ

社会保障部門のデータを得るために、国民経済計算の一般政府の部門別勘定を利用した。この分類によると、中央政府、地方政府、社会保障基金（以下、社会保障部門）の別にデータを入手できる。期種として会計年度を採用したが、政府部門別データの入手可能性の制約から、サンプル期間は1970年度から2008年度である。ただし、ストック変数については暦年末の値しか入手できないため、前暦年末の値を採用した。また、すべての変数は国内総生産デフレータによって実質化を施した。推定の際にはGDP比をとっているのが影響はないが、恒常的変動成分の抽出にあたって実質化された変数を用いるためである。所得には国内総生産を利用し、政府支出は当該部門の最終消費支出と総資本形成の合計とした。

分析の焦点となる財政赤字には、1980年度以降は純貸出（+）／純借入（-）にマイナスを掛けたもの、1979年度以前については貯蓄投資差額にマイナスを掛けたものを採用した。この点には若干の留意が必要である。一般に、社会保障の収支として議論されるのは、保険料と給付の差額であり、貯蓄投資差額ではないからである。本稿の使用データにおいて、保険料と給付の差額は貯蓄に現れていることになる。政府債務については、負債から金融資産を控除したネットの額を用いた。

国民経済計算を利用した多くの研究と同様に、本稿の分析も統計の改訂の影響から、データの連続性確保に腐心した。最近では、2004年度確報において2000年基準への改訂がなされ、この基準でのデータは1980年度以降しか入手できない。より長期のデータセットを整備するためには、旧来の68SNAに依拠するほかないが、この基準では1998年度までのデータしか入手できず、最近時点がサンプルから抜け落ちてしまう。そこで、データの連続性を考慮しながら、長期の時系列データを確保するために、以下のような手順を採用した。まず、2008年度確報（93SNA・平成12年基準）によって、1980年度～2008年度のデータを入手する。次に、このようにして得た1980年度の値をベースに、1998年度確報（68SNA）のデータから計算した変化率を用いて1979年度以前の値を後ろ

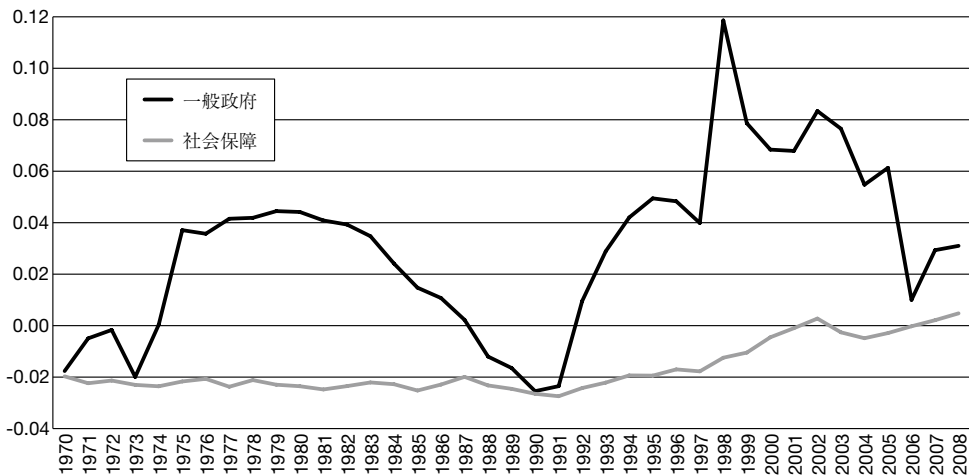
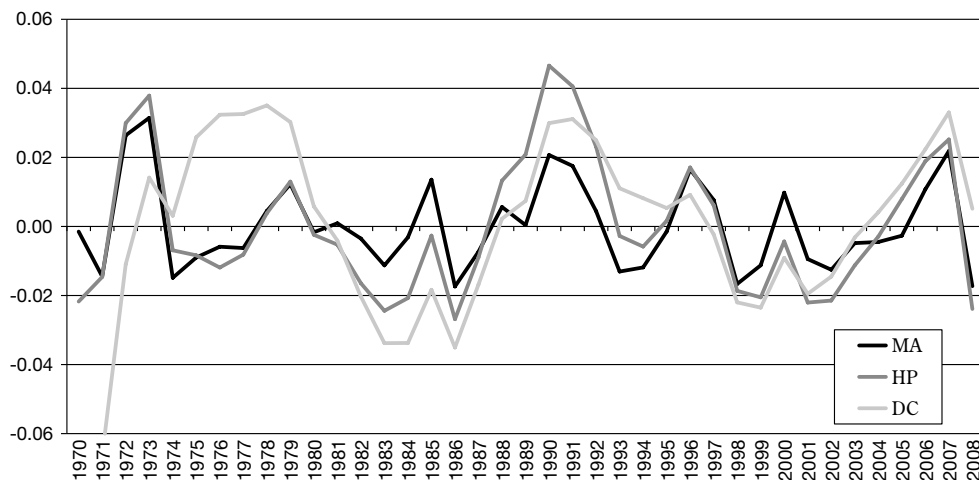
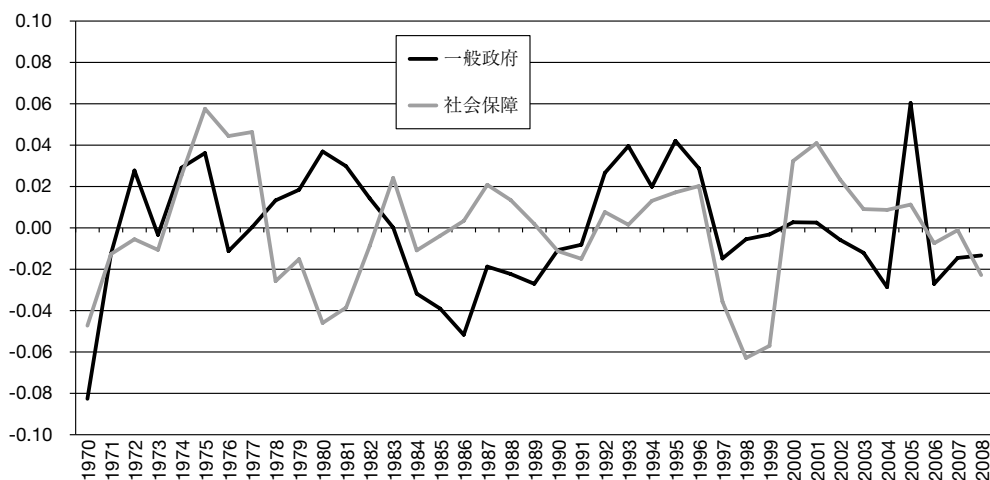


図1 財政赤字対GDP比



注) MAは移動平均法, HPはHodrick-Prescott フィルター, DCはDecompを表す。

図2 一時的変動成分の計測手法による比較：GDP



注) 恒常的変動成分の抽出はHPによる。

図3 政府支出の一時的変動成分

向きに算出する。ただし、財政赤字については、各確報に基づいて計算されたGDP比をそのまま利用した(図1)。

残された問題は、所得と政府支出の恒常的変動成分 Y^* 、 G^* の作成方法である。第1の方法は、移動平均にもとづいて算出された確定的トレンドを恒常的変動成分と考えるものである(MAと略

記)。この場合、次のような手順にしたがった。それぞれの成長率の5期移動平均を算出し、それをトレンド成長率とした(第1ステップ)。次に、初期時点の1970年度に現実の値を与えて、第1ステップで算出したトレンド成長率にしたがって終期までの水準を計算した(第2ステップ)。さらに、現実値の期間合計と恒常的変動成分の期間合計が等

しくなるように、1970年度の初期値を修正し、第2ステップの計算を再び行った(第3ステップ)。第3ステップにおいて現実値の期間合計と恒常的変動成分の期間合計が等しくなるように得られた系列を所得と政府支出の恒常的変動成分とした。第2の方法は、Hodrick and Prescott [1997]で発案されたHPフィルターである(HPと略記)。HPフィルターのパラメータ λ については100を与えた。第3の方法は、Kitagawa and Gersch [1984]により展開されたカルマン・フィルターを応用した平滑化手法で、Decompと呼ばれる(DCと略記)。ラグ次数の決定にはAIC基準を採用した。

図2は、実質GDPに上述の3手法を適用し、一時的変動成分が実績値に占める割合を示したものである。この推移は景気循環に対応していると想定されるが、手法によって異なる結果が得られることがわかる。手法の優劣を断じることが難しいため、3つの手法を適用した場合の結果を比較することが妥当である。結果として、どの恒常的変動成分を用いるかによって推定パラメータは影響を受けるが、その差異はそれほど大きなものではなかった。そこで、以下では、HPによる計測結果のみを示すこととする。図3には一般政府と社会保障部門の政府支出から抽出された一時的変動の実績値に占める割合が示されている。政府の中でも、一般政府と社会保障部門ではその推移がかな

り異なることがわかる。

2 推定結果

それではカルマン・フィルターによる推定結果を確認していこう。ここで得られた推定値のうち一般政府の結果は、ほぼ畑農 [2009] の第9章と同じであるが、社会保障部門との比較のために掲載している。また、前述のように、恒常的変動成分の抽出方法にHPフィルターを用いたケースのみを示している。他の抽出法によると、幾分推定値が異なる場合は見られるものの、時系列的な推移はほぼ同様である。

図4は定数項に相当する α_t^0 の推移を示したものである。この項は、ほかの諸要因が0のときの財政赤字の基調を表していると考えていいだろう。図によれば、赤字国債の発行が常態化した1970年代半ば以降、一般政府の財政赤字対GDP比が2～3%の赤字基調へシフトしたのに対して、社会保障部門の財政は一貫して2～3%の黒字基調を保っている。この点のみに注目すれば、社会保障財政の基本的スタンスは大きな変化を見せていないことになる。

図5は政府債務 b の係数を示している。この数値は予想される経済成長率ないし利率を表しているというのが標準的な課税平準化モデルの枠組みである。しかし、Bohn [1998]によれば、政府が

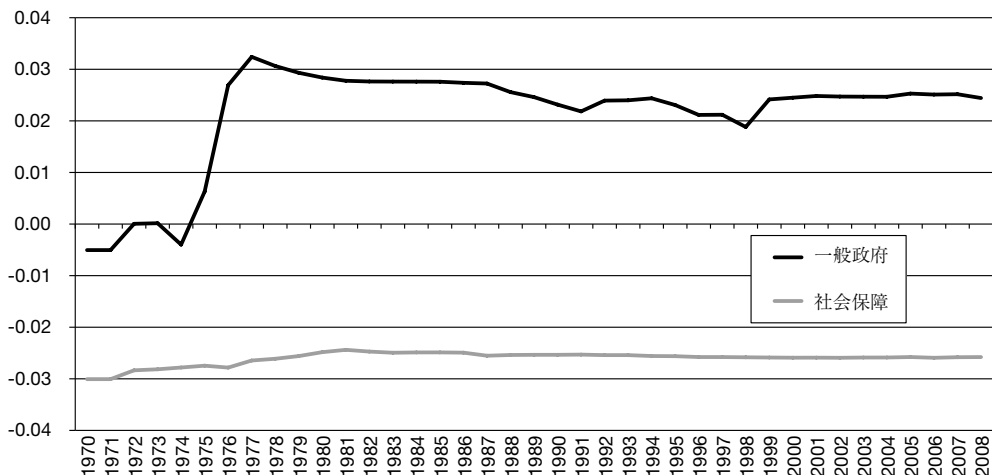


図4 α_t^0 (定数項に相当する部分) の推移

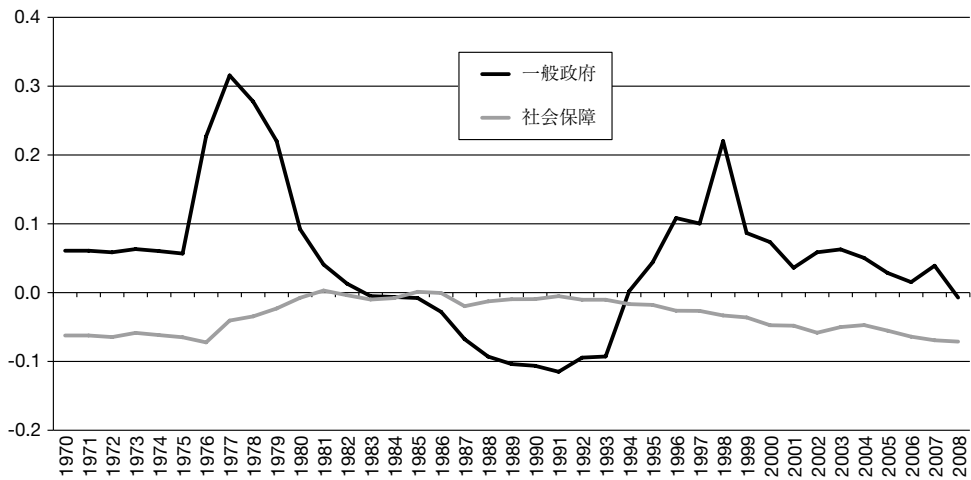


図5 α_t^1 (bの係数) の推移

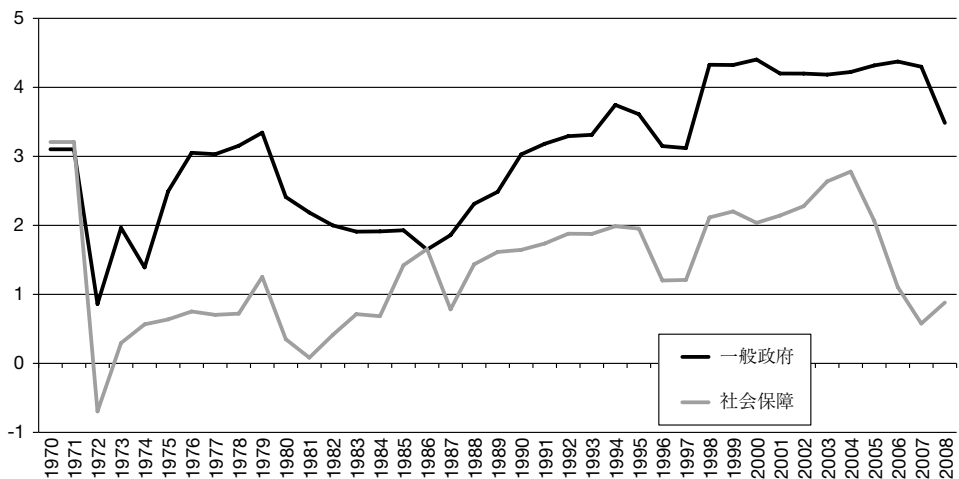


図6 α_t^2 (YVARの係数) の推移

財政運営の持続可能性を回復しようと努めるとき、この係数にはマイナス方向への圧力がかかるはずであり、推定値の大きな変動はそのことを示唆している可能性が高い。一般政府部門においては、赤字国債依存の進んだ1970年代後半にパラメータ値は急上昇し、バブル期までは財政再建の動きを反映して低下を続けた。バブル崩壊以降においては財政状況の悪化を反映するように反転上昇し、1990年代末以降は緩やかに低下しつつある。それ

に対して、社会保障部門では1980年代半ばにやや上昇が見られるものの、概ねマイナスの範囲にあり、持続可能性は維持されてきたと考えられる。

図6は課税平準化や景気安定化の程度を測るYVARの係数を示したものである。一貫して、一般政府の値は社会保障部門の値よりもかなり大きい。両者の時系列的推移は比較的似ている。社会保障部門に限れば、1980年代半ば以降、課税平準化モデルないし景気安定化モデルとの親和性が

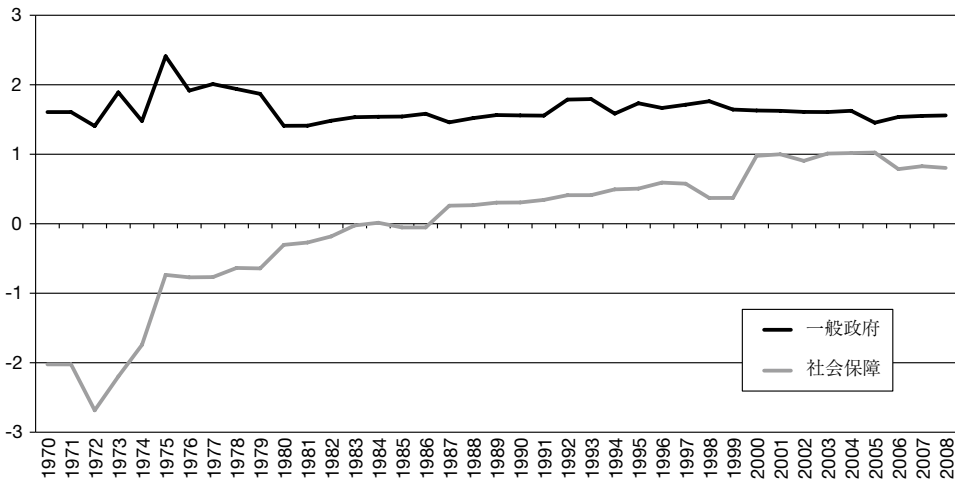


図7 α_t^3 (GVARの係数) の推移

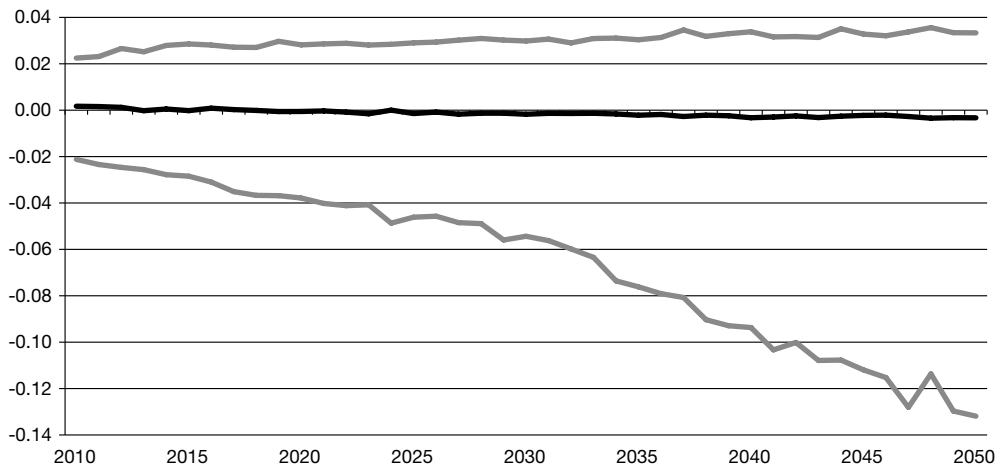
高くなった。この時期は基礎年金導入と重なるが、この頃に社会保障財政の運営に変化が生じた可能性を指摘できるだろう。ただし、一般政府と異なり、1990年代末以降、このパラメータ値が大きく上昇した形跡は見られない。それどころか2006年度には値の急低下が確認されている。この変化が一時的なものなのか、永続的なものなのかは現段階で判断することが難しい。

図7は、GVARの係数を示している。この推定値の推移は一般政府と社会保障部門で大きく異なる。一般政府では、ほぼ課税平準化モデルないし景気安定化モデルの枠組みで説明できるが、社会保障部門では1980年代初めまで負だったものが徐々に上昇してきている。21世紀に入ると、ほぼ課税平準化仮説と整合的であるが、その値は一般政府に比べるとかなり小さい。このことは、社会保障の収支として議論されるのが、保険料と給付の差額であり、貯蓄投資差額ではないことに関係しているだろう。つまり、社会保障部門の保険料と給付の差額は貯蓄に現れており、これがYVARの影響を受ける。他方で、消費と投資から成る社会保障部門の政府支出が収支に及ぼす影響は相対的に小さいのである。

IV 状態空間モデルによる予測

以上で得られた状態空間モデルの推定結果に基づき、社会保障財政の将来予測を試みよう。状態空間モデルの観測方程式は(10)式で表されるから、3つの説明変数と4つのパラメータを設定できれば予測が可能となる。

ただし、ここでは単純な点推定ではなく、信頼区間を明示した確率的予測を行う。そのため、3つの説明変数と4つのパラメータの変化を正規乱数で表現し、モンテカルロ法により社会保障部門の財政赤字を予測しよう。手順は以下のとおりである。第1に、YVARとGVARおよび観測方程式の誤差項 u について、1970～2008年度の平均値と標準偏差に基づいて正規乱数を発生させる。第2に、状態空間モデルの推定で得られた4つのパラメータの遷移を表す誤差項の標準偏差を用いて平均0となる4つの正規乱数を発生させる。この乱数を利用して、4つのパラメータの確率的予測値を得る。第3に、純債務の対GDP比 b については、蓄積過程を考慮して、



注) 中央の線は平均値、両側の線は95%信頼区間を表す。

図8 財政赤字対GDP比の予測

$$b_{t+1} = b_t + d_t$$

として逐次計算した。

このような手順により1000回の試行を繰り返した結果、図8のような予測値と95%信頼区間を得た。図を見ると、平均が0%近辺で安定しているのに対して、信頼区間は遠い将来ほど拡大していくことがわかる。2050年度においては約13%の黒字から3%強の赤字まで、その幅はおよそ16%にも及ぶ。つまり、長い期間の予測を考えなければならぬ場合ほど、点推定には問題が生じる。数十年単位では、信頼区間の幅は相当に広く、平均値による予測のみでは不確実性に十分対処できないと考えられる。

その他、モンテカルロ・シミュレーションによる分析で、以下の2点が判明した。

第1に、4つのパラメーターの確率の変動は予測にとってきわめて重要である。仮に、遷移方程式の誤差項について標準偏差を0とすると、すなわちOLSの推定のようにパラメーターを固定すると、予測の信頼区間は時間の経過にあまり影響を受けず、図8のような信頼区間の拡大傾向は消失する。不確実性は観測されない要因によっても生じると考えられるので、予測の不確実性を正確に把

握するためには、状態空間モデルに基づく確率的予測が望ましい。

第2に、4つのパラメーターのうち、もっとも影響の大きなものは純債務の対GDP比 b のパラメーターであった。この項は債務の蓄積過程の影響を示しており、直感的にも納得できる結果である。このパラメーターは、持続可能性を回復するための財政運営とも密接に関係しており、ほかの変数やパラメーターとの相関を検討するなど、モデルの改善が期待される。

V まとめ

本稿では状態空間モデルによる社会保障財政の予測を試みた。状態空間モデルは、観察可能な説明変数の変動だけでなく、財政収支決定プロセスの観察できない要因変化についても考慮できる点で優れた予測手法である。また、予測において、点推定ではなく、信頼区間を明示した確率的予測を行える点も特筆すべきであろう。とりわけ、不確実性を無視できない長期の予測においては、信頼区間を明示することは極めて重要である。

本研究の分析結果によると、2050年度までの社会保障部門の財政収支は平均が0%近辺で安定し

ている。しかし、信頼区間は遠い将来ほど拡大しており、2050年度における幅はおよそ16%にも及ぶ。つまり、長い期間の予測を考えなければならない場合ほど、点推定には問題が生じる。また、状態空間モデルの特徴であるパラメータの確率的変動は予測にとってきわめて重要である。仮にパラメータを固定して推定を行うと、予測の信頼区間は時間の経過にあまり影響を受けず、時系列での信頼区間の拡大傾向は消失する。不確実性は観測されない要因によっても生じるから、予測の不確実性を正確に把握するためには、状態空間モデルに基づく確率的予測が望ましい。

もちろん、本稿の分析には課題も多い。ここでは3つの点を指摘しておこう。第1に、考慮されていない説明要因が残されている。とりわけ、社会保障財政にとって高齢化要因は無視できない。現状では、このような取り込まれていない要因はパラメータの変化として表されていると考えられるが、明示的に考慮できる説明変数は観測方程式に取り込むべきであろう。第2に、社会保障財政の収支として通常議論されるのは、保険料と給付の差額であるのに対して、ここで分析対象となったのは貯蓄投資差額であった。社会保障財政の動向を検討するためには、むしろ移転項目である保険料と給付について状態空間モデルを構築すべきであろう。第3に、パラメータの変動を決める遷移方程式をランダム・ウォーク過程として表現したが、パラメータによっては適切ではないかもしれない。本稿のモデルに即して言えば、純債務の対GDP比 b のパラメータである。このパラメータは持続可能性に対する政府の態度を反映するので、過去の政府債務や財政赤字の動向と何らかの関係があると推測される。このような遷移方程式の精緻化は今後の重要な課題と言えよう。

付記

本稿の作成にあたり、本特集号の研究会において参加者の方々から多くの貴重な助言を頂戴し

た。ここに記して感謝したい。むろん、残る誤りは筆者に帰する。

注

- 1) 導出の過程は畑農(2005, 2009)を参照のこと。
- 2) ただし、同様の現象は自動安定化装置(ビルトイン・スタビライザー)によっても生じることに注意が必要である。

参考文献

1. 加藤久和(2006)「経済・人口環境の変動が公的年金財政に及ぼす影響の検証」『政経論叢(明治大学)』第75巻56号: 103-130(491-518)頁。
2. 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』第28号: 101-112頁。
3. 畑農鋭矢(2003)「マクロ経済環境の変動と公的年金財政」『千葉大学経済研究』第18巻2号: 297-327頁。
4. _____(2005)「異時点間の課税原理と財政赤字」, 野口悠紀雄編『公共政策の新たな展開』東京大学出版会, 第2章: 53-81頁。
5. 畑農鋭矢(2009)『財政赤字と財政運営の経済分析』有斐閣。
6. 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。
7. Barro, R. J. (1979), "On the Determination of the Public Debt," *Journal of Political Economy* 87: pp. 940-971.
8. Bohn, H. (1998), "The Behavior of U.S. Public Debt and Deficits," *Quarterly Journal of Economics* 113: pp. 949-963.
9. Hodrick, R. J., and E. C. Prescott (1997), "Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation," *Journal of Money, Credit and Banking* 29: pp. 1-16.
10. Lee, R. D. and S. Tuljapurkar (1994), "Stochastic Population Forecasts for the United States: Beyond High, Medium, and Low," *Journal of the American Statistical Association* 89: pp. 1175-1189.
11. _____(1998), "Uncertain Demographic Futures and Social Security Finances," *American Economic Review* 88: pp. 237-241.

(はたの・としや 明治大学教授)