

財政赤字と社会保障財政

畑 農 鋭 矢

I 財政赤字の累増とその影響

1 財政赤字の持続可能性

改めて指摘するまでもなく、バブル崩壊以降のわが国の財政動向は惨憺たるものである。G7の国々と比較すると、フローの財政収支の悪化は著しく、1990年代後半以降一貫して大きな赤字を記録していることがわかる(表1)。カナダ、フランス、イタリアなども1980年代に大幅な財政赤字を経験したものの、EU統合に関わる政治的環境の影響もあり、近年の赤字は極めて抑制の効いた水準で推移している。このようなわが国のフロー収支の悪化はストック面にも影響を及ぼしており、とりわけ2000年以降の債務残高GDP比は突出し、直近の2003年には150%を超える水準となっている(表2上段)。

このような悲観的な財政状況に対して、プロダグ／ワインシュタイン(2005)や菊池(2005)のように、債務をネットベースで評価するべきであり、その場合の日本の債務残高は突出しているわけではないという批判もある(表2下段)。たしかに、債務を評価する際にグロスではなく、ネットによるべきであるという批判は当然のことであるし、これまでの持続可能性の実証研究はこの点に無頓着なものが多かったことは事実である¹⁾。しかしながら、政府の保有資産の相当部分は公的年金の積立金であり、暗黙の債務と相殺されてしまうため、資産としてカウントすべきではないという批判にも傾聴すべき点がある。

そこで、畑農(2005)では財政赤字や債務残高の

動向を見るだけでなく、財政の持続可能性を統計的に評価することを試みた。そこでの結果によると、1998年ごろに持続可能性が攪乱されている様子が見られるものの、それ以降も含めると依然として日本財政の持続可能性は維持されている。この結論を信じるとすれば、むしろ検討すべき問題は持続可能性それ自体ではなく、財政赤字がマクロ経済にどのような影響を及ぼしているのか、また持続可能性を維持するために人為的な政策対応が行われたとすれば、その影響はいかなるものであったのかという点にある。このような観点から考えると、鍵となるのは中立命題の成否であることが推察される。つまり、中立命題が成立していれば、財政赤字の動向について懸念する必要はなく、その償還財源のあり方についても心配する必要はないのである。

2 中立命題

中立命題の実証分析として著名な手法は、Kormendi(1983)によって提示された。このタイプの研究は日本のデータにも数多く応用されたが、1970年代のデータを用いた落合(1982)が中立命題の成立に否定的な結果を示しているのに対して、より長い期間を対象とした本間他(1987)や井堀(1987)の結論は肯定的なものであった。ただし、人工的に作成した変数を用いてKormendiモデルを推定したCardia(1997)によれば、一般にKormendiモデルの仮説の検出力は極めて弱く、このタイプの分析では信頼できる結論が得られない可能性が高い。

これに対して、最適化モデルの枠組みで中立命

表1 一般政府の財政赤字対 GDP 比率 (%)

暦年	カナダ	フランス	ドイツ	イタリア	日本	イギリス	アメリカ
1990	5.83	1.81	1.97	11.77	-2.05	1.59	4.24
1991	8.35	2.29	2.85	11.70	-1.81	3.11	4.92
1992	9.13	3.95	2.47	10.67	-0.79	6.45	5.77
1993	8.71	5.76	3.01	10.30	2.38	7.93	4.94
1994	6.70	5.40	2.30	9.29	3.76	6.78	3.56
1995	5.33	5.48	3.20	7.59	4.71	5.84	3.14
1996	2.80	4.06	3.33	7.10	5.07	4.20	2.18
1997	-0.19	2.98	2.64	2.70	3.79	2.20	0.79
1998	-0.08	2.62	2.18	3.10	5.53	-0.06	-0.43
1999	-1.61	1.74	1.46	1.77	7.22	-1.03	-0.85
2000	-2.94	1.48	-1.31	0.67	7.47	-3.80	-1.62
2001	-0.66	1.56	2.82	3.20	6.12	-0.72	0.39
2002	0.10	3.17	3.70	2.89	7.94	1.68	3.79
2003	0.00	4.20	3.99	3.26	7.68	3.34	4.95
2004	-0.68	3.65	3.68	3.31	6.46	3.21	4.72

出所) OECD, *Economic Outlook*.

表2 一般政府の債務残高対 GDP 比率 (%)

暦年	カナダ	フランス	ドイツ	イタリア	日本	イギリス	アメリカ
1990	74.53	38.61	41.47	—	68.59	33.04	66.64
1995	100.76	62.62	55.77	125.46	87.00	52.71	74.19
グ ロ ス	2000	82.71	65.24	59.92	124.94	45.75	58.11
2001	82.91	63.78	59.28	124.53	142.28	41.09	58.04
2002	80.48	66.64	61.60	123.49	149.40	41.31	60.28
2003	75.68	71.74	64.61	121.42	154.03	41.92	63.40
2004	72.18	74.65	67.92	123.04	156.34	44.16	64.01
1990	43.30	17.15	21.04	—	26.14	14.90	48.88
1995	69.33	37.47	38.74	100.92	24.84	38.88	57.17
ネ ット	2000	46.57	35.15	41.87	98.64	36.77	39.15
2001	42.84	36.72	43.45	98.98	64.52	33.42	38.02
2002	41.01	41.65	47.47	98.87	71.53	34.13	40.70
2003	35.27	44.10	50.41	97.79	76.04	34.58	43.53
2004	31.11	45.34	54.51	98.72	78.35	36.90	45.10

出所) OECD, *Economic Outlook*.

題の検証を試みた初期の実証研究としては、Aschauer (1985) が挙げられる。この研究に倣ったわが国での応用研究は意外に多く、井堀 (1986)、本間他 (1986)、長峰 (1987)、本間他 (1987)、本間 (1996) などが挙げられる。また、最近の研究である本間 (1996) を除くと、中立命題に肯定的な結果で概ね一致している点も強調していいだろう。ただし、村田 (2002) が指摘するように、このモデルには、①先験的に無限の時間的視野を持つ代表

的個人の存在が仮定されていること、②政府支出の予想に関する定式化の理論的背景が明瞭でないこと、などの問題が残されている。

異時点間の最適化を伴う別のアプローチは、Blanchard (1985) により提示された連続時間タイプの世代重複モデルを基礎としている。このモデルに基づいて実証分析を行う優位性は、現在世代と将来世代のリンクが断絶する確率を明示的に検証できる点にある。このモデルを日本に適用した

先駆的な研究である Ihori (1989) は、完全でないものの中立命題に肯定的な結論を導き出し、しかも新しい時期ほど中立命題の成立する傾向が強いことを示した。また、その後、Ihori, Doi and Kondo (2001) もほぼ同様の結論を得ている。

上のアプローチは現在世代と将来世代のリンクが断絶する確率を直接的に検証できるという点で非常に魅力的なものである。ただし、Evans (1988) が指摘するように、資本市場に不完全性が存在する場合にも実効割引率が高くなり、中立命題が攪乱される可能性はある。したがって、中立命題を検証する上で、Blanchard モデルの定式化は十分なものではなく、家計が流動性制約に直面する可能性について議論する必要があるだろう。日本については、竹中・小川 (1987)、Jappelli and Pagano (1989)、Campbell and Mankiw (1989, 1991) 等が 20~50% 程度の家計は流動性制約下にあると推測している。

Blanchard モデルに流動性制約を加味した Haque and Montiel (1989) モデルにより、柴田・日高 (1992) は、流動性制約および現在世代と将来世代のリンクの 2 つの点から、中立命題の成立に肯定的な結果を示している。また、同様のモデルにより、北坂 (1991) は流動性制約家計の割合は 3 分の 2 近くに達するが、現在世代と将来世代のリンクが断絶している証拠は得られないと結論付けた。概して、推定期間或使用データの違いにより結論には差異が見られるものの、理論面からも実証面からも流動性制約をモデルに組み込むことは必須であると考えられる。

3 社会保障財政との連関

標準的な財政学・公共経済学の理解に基づけば、マクロ経済学的な意味での財政赤字の世代間移転効果と公的年金の世代間移転効果が同様のものであることは疑いようがない。つまり、公的年金が相当の部分を占める社会保障財政についても中立命題の視点から検討を加えることが可能である。

しかし、これらの議論の中では、公的年金を含む社会保障財政と一般会計の間のやり取りはあまり注目されない。現実問題として、一般会計の赤

字を社会保障財政の緊縮によって補填すると、またその逆の補填を行うと、どのような影響がマクロ経済に及ぶのかは極めて興味深い論点であるだろう。それにもかかわらず、一般会計と社会保障財政の間で移転を行う政策について定量的にモデル分析を試みた研究を筆者は寡聞にして知らない。

そこで、本稿では、中立命題の検証モデルに公的年金を念頭においた社会保障財政を組み込んだ上で、一般会計と社会保障財政の間における資金のやり取りを許し、そのような制度間の移転がもたらす経済効果について実証的に検討する。構成は以下のとおりである。II では、先行研究を基礎に理論モデルを提示し、制度間の移転について明示的に検討する。III では、実証分析の方法について説明を加える。IV では、実証分析の結果を報告し、その含意について考察を加える。最後に、V では、本稿の分析結果をまとめ、今後の課題について簡潔にまとめる。

II 分析モデル

以下のモデルは基本的に畑農 (2004) を踏襲しているが、政府部門において一般会計にあたる部分と社会保障財政が結合されている点が異なる。換言すると、畑農 (2004) においては、2 つの財政は独立に異時点間予算制約を満たすように考えられていたが、本稿では 2 つの財政の間で資金のやり取りが生じることを許容しており、たとえば一般会計の財政赤字を社会保障財政による黒字で補填することでもできる。このような変更によって、一般会計と社会保障財政の間での移転が民間の消費行動に及ぼす影響について定量的に把握することが可能となる。

1 家計の最適化行動

基本となるのは Blanchard (1985) で提示された連続時間モデルである。まず、 t 年における代表的家計の期待効用が次式で与えられるものとする。

$$(1) \int_t^{\infty} \log E_t c_t e^{-(E_t \delta + E_t \mu)(z-t)} dz$$

ここで、 E_t は t 年における期待値を表すオペレー

タ、 c_t は t 年の消費、 δ は主観的割引率である。また、Blanchardは μ を死亡率と定義し、視野の有限性を表すと解釈した。しかし、Weil(1989)によれば、中立命題の成否にとって重要なのは視野の有限性ではなく、 μ の確率が次世代とのリンクが途絶えてしまう点にある。したがって、以下では、 μ を世代間のリンクが断絶する程度を表す指標と考えることとする。

さて、家計は(1)式の期待効用を最大化する上で、次の異時点間予算制約の予想に直面しているものとする。

$$(2) \int_t^{\infty} E_t c_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz = \int_t^{\infty} E_t w_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz - \int_t^{\infty} E_t \tau_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz - \int_t^{\infty} E_t p_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz + a_t$$

ここで、 w_t は t 年の労働所得、 τ_t は t 年の租税負担、 p_t は公的年金の純負担(=保険料-給付)、 a_t は t 年初に保有する非人的資産、 r は利子率である。(2)式の制約下で(1)式を最大化すると、 t 期の消費水準は(3)式のように決定される。

$$(3) c_t = (E_t \delta + E_t \mu) \left[\int_t^{\infty} E_t w_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz - \int_t^{\infty} E_t \tau_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz - \int_t^{\infty} E_t p_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz + a_t \right]$$

2 政府

政府部門の説明に移ろう。前述したように、ここでは、政府部門において一般会計にあたる部分と社会保障財政が結合される。つまり、2つの制度間で資金のやり取りが生じることを許容しており、たとえば一般会計の財政赤字を社会保障財政による黒字で補填することができる。ただし、以下では社会保障財政として公的年金のみを想定していることに注意されたい。

まず、社会保障部門を除く政府の異時点間予算制約は、

$$(4) \int_t^{\infty} E_t \tau_z e^{-E_t r(z-t)} dz - \int_t^{\infty} E_t g_z e^{-E_t r(z-t)} dz - b_t = E_t TR$$

で表される。ここで、 b_t は t 年初における社会保

障部門の資産(公的年金積立金)を除いた政府部門の純債務残高、 g_t は t 年の政府支出であり、(4)式の左辺は将来に渡る政府の期待収入の総和から債務残高と期待支出の総和を差し引いたものとなる。これを TR とおく。この部門において将来に渡り黒字が発生すると予想されている場合、 t 年における TR の期待値は正となる。

次に、社会保障財政の異時点間予算制約を

$$(5) \int_t^{\infty} E_t p_z e^{-E_t r(z-t)} dz + f_t + E_t TR = 0$$

のように考える。ここで、 p_t は前述のように公的年金の保険料と給付の差額、 f_t は t 年初における公的年金積立金である。一般会計における期待される黒字分は社会保障財政に補填され、政府部門全体としては異時点間予算制約が満たされることとなる。

3 家計の負担認識

以上を家計の予算制約と比較すると、現在の政府の期待が将来の政府と完全にリンクしており、 $E_t \mu = 0$ となっている点が異なっている。そこで、この点に注意して、家計の期待と財政の関係について検討しておこう。

一般に、家計の予算制約における $E_t \mu$ は0から1の間の値をとる。この値が0のとき、将来世代とのリンクが完全であり、いわゆる王朝モデルのケースとなる。これに対して、 $E_t \mu$ が0よりも大きいほど、将来との繋がりは希薄になり、将来の予想からの影響は弱くなる。いま、将来の租税負担に関する家計の認識を

$$(6) \int_t^{\infty} E_t \tau_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz = \beta_t \int_t^{\infty} E_t \tau_z e^{-E_t r(z-t)} dz$$

のように表そう。例えば、 $E_t \mu = 0$ のときには、 $\beta_t = 1$ であり、政府部門が予想する租税のすべてを家計が負担として認識していることになるが、 $E_t \mu$ の値が大きくなると、 β_t の値は小さくなる。すなわち、家計は政府部門の予想する租税の一部のみしか自らの負担と認識しないことになる。

上と同様に、公的年金の純負担についても

$$(7) \int_t^{\infty} E_t p_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz = \pi_t \int_t^{\infty} E_t p_z e^{-E_t r(z-t)} dz$$

のように表そう。例えば、 $E_t\mu=0$ のときには、 $\pi_t=1$ であり、政府部門の予想と家計の予想する負担が一致するが、 $E_t\mu$ の値が大きくなると、 π_t の値は小さくなる。すなわち、家計は政府部門の予想に比べて小さな割合しか自らの負担と認識しない。

4 消費関数

政府部門の予算制約(4)、(5)式と家計の負担に関する認識を表した(6)、(7)式を用いて、最適な消費を決める(3)式を書き直すと、

(8)

$$c_t = (E_t\delta + E_t\mu) \left[\int_t^\infty E_t w_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz - \beta_t \int_t^\infty E_t g_z e^{-E_t r(z-t)} dz + (a_t - b_t + f_t) + (1 - \beta_t)b_t - (1 - \pi_t)f_t + (\pi_t - \beta_t)E_t TR \right]$$

が得られる。

(8)式のカッコ内の第1項は人的資産、第2項は政府支出、第3項は家計の保有する非人的資産から(社会保障を含む)政府部門の純債務を控除したもの²⁾、第4項は公債残高、第5項は公的年金の積立金の影響を表している。これらのうち、特に注目されるのは第4項と第5項であろう。第4項は財政赤字の中立命題に対応しており、将来の租税をすべて負担と認識しているような $\beta_t=1$ のケースでは、公債残高は消費に影響を及ぼさないが、一部しか負担と認識しない $\beta_t < 1$ のケースでは消費を増大させることがわかる。同様に、 $\pi_t=1$ のケースでは、公的年金の積立金は消費に影響を及ぼさないが、 $\pi_t < 1$ のケースでは消費を減少させる。このことは次のように理解すればよい。公的年金の積立金は政府部門の民間部門に対する資産の形をとるはずだから、公債と逆に、民間部門から見ると表面上は債務となっている。ただし、 $\pi_t=1$ のケースでは、積立金に見合った将来純給付が見込めるので、全体として民間の利用可能資源は公的年金財政の影響を受けない。他方、 $\pi_t < 1$ のケースでは、家計の期待する将来純給付は積立金よりも少ないため、その差額分だけ期待される利用可能資源は減少し、それ故に消費も減少する。

第6項は、畑農(2004)において無視されていたものである。 $\pi_t > \beta_t$ ($\pi_t < \beta_t$)のケースでは、一般会計から公的年金財政への移転の期待($TR > 0$)が消費を増加(減少)させるが、逆に公的年金財政の黒字によって一般会計を支える($TR < 0$)と、消費は減少(増加)する。

$E_t TR$ を直接的に観測することはできないため、(4)式を用いて(8)式を書き直すと次のようになる。

(9)

$$c_t = (E_t\delta + E_t\mu) \left[\int_t^\infty E_t w_z e^{-(E_t r + E_t \mu)(z-t)} dz - \pi_t \int_t^\infty E_t g_z e^{-E_t r(z-t)} dz + (a_t - b_t + f_t) + (1 - \pi_t)(b_t - f_t) + (\pi_t - \beta_t) \int_t^\infty E_t \tau_z e^{-E_t r(z-t)} dz \right]$$

さらに、将来に渡る w , g , τ の成長率の期待値が、それぞれ一定値 ρ^w , ρ^g , ρ^τ で表され、利子率 r よりも小さいとすると、(9)式は次のように書き換えることができる。

(10)

$$c_t = (E_t\delta + E_t\mu) \left[\frac{w_t}{E_t r + E_t \mu - E_t \rho^w} - \frac{\pi_t g_t}{E_t r - E_t \rho^g} + \frac{(\pi_t - \beta_t)\tau_t}{E_t r - E_t \rho^\tau} + (a_t - b_t + f_t) + (1 - \pi_t)(b_t - f_t) \right]$$

5 流動性制約

最後に、家計の一定割合が流動性制約下にあるとしたHayashi(1982)の成果を導入し、Haque and Montiel(1989)、Leiderman and Razin(1988)に倣うこととする。

いま、流動性制約下にある家計は資産を保有しておらず、収入は労働所得のみであるとして、このタイプの代表的家計の消費 c_t^f が可処分所得に等しいものとする。すなわち、 $c_t^f = w_t - \tau_t - p_t$ である。ここで、 t 年において流動性制約下にある家計の割合を λ_t とする。このような接近方法はHayashi(1982)と同様のものであるが、流動性制約家計の

割合が時点によって異なる可能性を受け容れている点が異なる。この λ_t を用いると、この経済における1人あたりの平均消費 x_t は、 $x_t = (1-\lambda_t)c_t + \lambda_t c_t^c$ のように表せる。これらを用いると、平均消費は次式で表すことができる。

$$(11) \quad x_t = \left[\frac{(1-\lambda_t)(E_t\delta + E_t\mu)}{E_t r + E_t\mu - E_t\rho^w} + \lambda_t \right] w_t \\ - \lambda_t(\tau_t + p_t) + \frac{(\pi_t - \beta_t)(1-\lambda_t)(E_t\delta + E_t\mu)}{E_t r - E_t\rho^r} \tau_t \\ - \frac{\pi_t(1-\lambda_t)(E_t\delta + E_t\mu)}{E_t r - E_t\rho^e} g_t \\ + (1-\lambda_t)(E_t\delta + E_t\mu)[(a_t - b_t + f_t) \\ + (1-\pi_t)(b_t - f_t)]$$

III 実証分析の方法

1 合理的期待とパラメーターの変動

実証分析は、(11)式を推定し、得られたパラメーターについて考察するという方針で行われる。ただし、実際の推定の際には、両辺を w_t で除して各変数を基準化した。この処理により、実質化について考慮する必要もなくなる。結局、推定式は、 u_t を誤差項として

$$(12) \quad \frac{x_t}{w_t} = \alpha_t^0 + \alpha_t^1 \frac{\tau_t + p_t}{w_t} + \alpha_t^2 \frac{\tau_t}{w_t} + \alpha_t^3 \frac{g_t}{w_t} \\ + \alpha_t^4 \frac{a_t - b_t + f_t}{w_t} + \alpha_t^5 \frac{b_t - f_t}{w_t} + u_t$$

であり、パラメーター α_t^i は以下のように表される。

$$(13) \quad \alpha_t^0 = \frac{(1-\lambda_t)(E_t\delta + E_t\mu)}{E_t r + E_t\mu - E_t\rho^w} + \lambda_t$$

$$(14) \quad \alpha_t^1 = -\lambda_t$$

$$(15) \quad \alpha_t^2 = \frac{(\pi_t - \beta_t)(1-\lambda_t)(E_t\delta + E_t\mu)}{E_t r - E_t\rho^r}$$

$$(16) \quad \alpha_t^3 = -\frac{\pi_t(1-\lambda_t)(E_t\delta + E_t\mu)}{E_t r - E_t\rho^e}$$

$$(17) \quad \alpha_t^4 = (1-\lambda_t)(E_t\delta + E_t\mu)$$

$$(18) \quad \alpha_t^5 = (1-\pi_t)(1-\lambda_t)(E_t\delta + E_t\mu)$$

(13)~(18)式より明らかなように、 α_t^i は δ 、 μ 、 r 、 ρ^w 、 ρ^e 、 ρ^r といった変数に関する期待、また、 $E_t\mu$ によって規定される β_t や π_t 、および流動性制約下にある家計の割合 λ_t に依存して変化する。ここでは期待形成が合理的になされており、 α_t^i の変化は確率的にしか生じないと想定しよう。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ーの遷移方程式を考える。

$$(19) \quad \alpha_{t+1}^i = \alpha_t^i + v_t^i$$

2 構造パラメーター

構造パラメーターは λ_t 、 β_t 、 π_t 、 $E_t\rho^w$ 、 $E_t\rho^e$ 、 $E_t\rho^r$ 、 $E_t\delta$ 、 $E_t r$ 、 $E_t\mu$ の9つであるが⁵、(12)式の説明変数は切片を含めても6つしかないため、このままではすべての構造パラメーターを計算することができない。そこで、まず主観的割引率 $E_t\delta = \delta$ で一定であるものとし、外生的に0.02と設定することとした。また、 $E_t\rho = E_t\rho^e = E_t\rho^r$ を仮定した³⁾。その上で、 $E_t r$ 、 $E_t\rho^w$ 、 $E_t\rho$ については独立に計算するのではなく、 $E_t r - E_t\rho^w$ 、 $E_t r - E_t\rho$ の2つを算出する。したがって、 λ_t 、 β_t 、 π_t 、 $E_t\mu$ 、 $E_t r - E_t\rho^w$ 、 $E_t r - E_t\rho$ の6つのパラメーターが判明することとなる。

まず、(14)式より

$$(20) \quad \lambda_t = -\alpha_t^1$$

が得られる。また、(20)式を用いて、(17)式を変形すると、

$$(21) \quad E_t\mu = \frac{\alpha_t^4}{1 + \alpha_t^1} - \delta$$

が得られる。次いで、(17)式と(18)式より

$$(22) \quad \pi_t = 1 - \frac{\alpha_t^5}{\alpha_t^4}$$

であり、さらに(15)式と(16)式より

$$(23) \quad \beta_t = \left(1 + \frac{\alpha_t^2}{\alpha_t^3} \right) \pi_t$$

である。また、(17)式を(13)式に代入すると、

$$(24) \quad E_t r - E_t\rho^w = \frac{\alpha_t^4}{\alpha_t^0 - \lambda_t} - E_t\mu$$

が得られ、(20)式と(21)式を利用すると計算が可能である。最後に、(17)式を用いて(16)

式を変形すると、

$$(25) \quad E_t r - E_t \rho = -\frac{\pi_t \alpha_t^4}{\alpha_t^3}$$

となり、(22)式の結果を利用すれば計算できる。

3 推定方法

(19)式のようにパラメータの変化を許容するためには、カルマン・フィルタと呼ばれる手法が有効である。この手法には、推定する期よりも前の情報のみを用いるプレディクション、推定する期までの情報を用いるフィルタリング、推定する期以降の情報も用いるスムージングの3つの手法がある。本稿の理論モデルは、今期までに得られる情報によって今期の行動が決まるという合理的期待形成を基礎としているので、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。本稿では、畑農(2004)と同様のプロセスによって推定を行った。まず、全期間のデータにOLSを適用し、係数や分散を求める。次に、OLSの結果を利用して初期条件を与え、カルマン・フィルタを適用する。さらに、カルマン・フィルタの推定結果に基づいて、初期条件を変更し、再びカルマン・フィルタを適用する。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。

4 データ

(12)式を推定するには、 w_t , x_t , τ_t , p_t , g_t , a_t , b_t , f_t に対応するデータが必要となる。使用データの概要は表3に示してあるが、内閣府『国民経済計算年報 平成12年版』を中心に1955~1998年の暦年データを利用した。平成12年版を利用したのは、平成13年版以降では国民経済計算の体系が新しくなり、データ・セットの初期時点が1990年になってしまうからである。四半期データを利用することも考えられるが、季節調整の問題が発生すること、長期に渡るパラメータの変動を観察できなくなるなどを考慮し、暦年データを用いることとした。

まず、 w_t として、家計部門の雇用者所得に持ち家分を除く営業余剰を加えたものを採用した。営業余剰を加えたのは、自営業の労働所得が含まれていると考えられるからである。 x_t としては家計最終消費支出を採用した。 τ_t には、家計の直接税負担に加えて、政府部門の収入として間接税を当てた。直接的に家計に課されていないとも、最終的な負担は家計に帰着すると仮定したわけである。 g_t としては、政府最終消費支出と一般政府の固定資本形成を加えたものを採用した。

以上はフロー変数であるが、ストック変数についてはいくつかの留意が必要である。まず、統計で得られる数値が暦年末のものであるため、当該年の期初値として前年データを用いた。こうして

表3 使用データの概要

変数名	統計の項目	備考
w_t	家計の雇用者報酬+持ち家分を除く営業余剰	
x_t	家計最終消費支出	
τ_t	家計の負担する直接税+間接税	
p_t	社会保障負担-社会保障給付	
g_t	一般政府の最終消費支出+固定資本形成	
a_t	家計の実物資産+金融資産-負債	1969年以前は当該年の貯蓄投資差額を変化分として逆算
b_t	一般政府の負債-金融資産+ f_t	
f_t	公的年金積立金	社会保障統計年報

出所) 公的年金積立金以外は内閣府『国民経済計算年報 平成12年版』。
公的年金積立金は国立社会保障・人口問題研究所『社会保障統計年報』。

得たのが、家計の保有する実物資産と金融資産から負債を控除した家計の正味資産、一般政府の負債から金融資産を控除した一般政府の純債務の2変数である。ただし、国民経済計算のストック・データは1969年末以降しか入手できないため、1969年以前の値については翌年の期初値をベースに当該年の貯蓄投資差額を变化分として逆算した。このように計算された系列のうち、家計の正味資産はそのまま a_t とした。 b_t については公的年金部門を除く必要があるため、以下で示す公的年金積立金を一般政府の金融資産から控除した上で純債務を作成し、この系列をもって b_t とした。

最後に、公的年金積立金 f_t については、国立社会保障・人口問題研究所『社会保障統計年報』に掲載されている公的年金会計の積立金を合計したものとした。含まれるのは、厚生年金保険、厚生年金基金、国民年金、船員保険、国家・地方公務員等共済組合、私立学校教職員共済、農林漁業団体職員共済組合である。

IV 実証分析の結果

1 構造パラメーター

表4には、OLSによる推定結果、その結果から計算される構造パラメーターの値が示してある。まず、流動性制約下にある家計の割合 λ はおよそ0.38と、先行研究と大きな齟齬を生じるような結果ではなく、中立命題に対する大きな攪乱が生じていることになる。また、財政赤字を将来負担として認識する程度 β はやや1を超えており、将来世代とのリンクという視点からは、中立命題に有利な条件が成立している。他方、公的年金の将来純負担についての認識を表す π は約0.64で、1を大きく下回る⁴⁾。つまり、家計は、現在の公的年金積立金に見合った将来給付を期待しておらず、3分の2程度しか受け取れないと予想していることになる。将来世代とのリンクが断絶する確立 μ が0.03と、それほど大きな値となっていないのは、 β や π の比較的高い水準に対応していると考えていだろう。なお、 $r-p^w$ がやや大きな値をとったこと、 $r-p$ が負を示したことには問題が残る。

表4 OLSの結果

推定パラメーター 説明変数 係数		構造パラメーター パラメーター 値	
切片	0.7056**	λ	0.3797
$r+p$	-0.3797	β	1.1899
τ	0.2795	π	0.6425
g	0.3280+	μ	0.0302
$a-b+f$	0.0311**	$r-p^w$	0.0653
$b-f$	0.0111**	$r-p$	-0.0610
Adj.R ²	0.6024		
D.W.	0.4392		

注) **は1%水準で有意であること、+は10%水準で有意であることを示す。

次に、構造パラメーターが変動している可能性を考慮し、カルマン・フィルタに基づく計測結果を検討しよう。計算値は表5に示してある。まず、流動性制約下にある家計の割合 λ は大きな時系列変動を見せており、1980年代以降はOLSの推定よりも低い0.15程度にすぎない。また、財政赤字を将来負担として認識する程度 β は1960年代半ばまでは非常に高い値を示していたものの、その後急落し、1980年代に入る以前については極めて低い値となっている。この時期は国債の発行規制が緩んだ時期と重なり、財政赤字に対する家計の反応が将来世代への負担の先送りを招いていたことが推察される。それ以降についても、やや回復を見せるものの、0.4程度で推移しており、中立命題は大きく攪乱されていると言っていだろう。

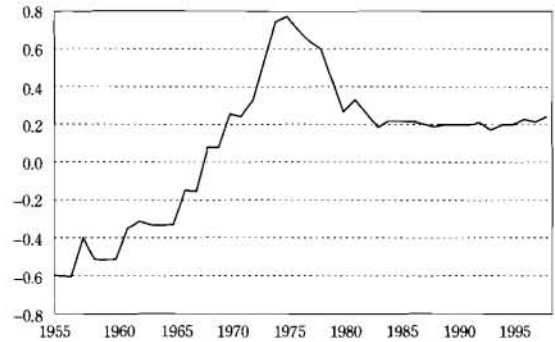
それに対して、公的年金の将来純負担についての認識を表す π は安定的な推移を示している。1970年代半ば以降に幾分低下した後、最近まで0.6弱の水準を維持している。1970年代半ばの社会保障制度の充実が、家計の将来負担についての責任感を失わせた可能性はあるものの、量的なインパクトはあまり大きくない。

2 制度間財政移転の影響

図1は $\pi_t - \beta_t$ の推移を示したものである。これらの図によると、1960年代後半以降、ほとんどの期間において $\pi_t > \beta_t$ が成立していることがわかる。理論モデルによれば、このようなケースでは、将

表5 カルマン・フィルタによる構造パラメーター

	λ	β	π	μ	$r-\rho^*$	$r-\rho$
1955	0.3499	1.2400	0.6411	0.0278	0.0593	-0.0618
1956	0.3459	1.2450	0.6406	0.0274	0.0585	-0.0622
1957	0.2387	1.0426	0.6416	0.0204	0.0441	-0.0607
1958	0.2936	1.1697	0.6587	0.0242	0.0495	-0.0560
1959	0.3037	1.1713	0.6561	0.0245	0.0497	-0.0541
1960	0.2911	1.1652	0.6546	0.0234	0.0483	-0.0536
1961	0.3276	1.0101	0.6632	0.0281	0.0534	-0.0538
1962	0.3304	0.9766	0.6662	0.0282	0.0535	-0.0509
1963	0.3041	0.9923	0.6662	0.0255	0.0494	-0.0483
1964	0.3053	0.9968	0.6660	0.0256	0.0495	-0.0482
1965	0.3021	0.9916	0.6663	0.0253	0.0489	-0.0478
1966	0.2109	0.8056	0.6582	0.0195	0.0403	-0.0415
1967	0.0501	0.7917	0.6420	0.0120	0.0328	-0.0440
1968	-0.0021	0.5906	0.6707	0.0131	0.0333	-0.0496
1969	-0.0023	0.5913	0.6707	0.0131	0.0333	-0.0496
1970	0.1216	0.4205	0.6765	0.0189	0.0367	-0.0497
1971	0.1526	0.4262	0.6722	0.0204	0.0380	-0.0530
1972	0.1188	0.3440	0.6697	0.0187	0.0363	-0.0553
1973	0.2559	0.1140	0.6571	0.0202	0.0401	-0.0418
1974	0.0465	-0.0808	0.6659	0.0117	0.0329	-0.0506
1975	0.0865	-0.1106	0.6632	0.0132	0.0333	-0.0426
1976	0.1200	-0.0445	0.6545	0.0142	0.0344	-0.0421
1977	0.0958	-0.0023	0.6391	0.0134	0.0338	-0.0405
1978	0.1156	0.0282	0.6331	0.0141	0.0346	-0.0394
1979	0.0368	0.1447	0.5885	0.0108	0.0326	-0.0377
1980	0.0540	0.2968	0.5620	0.0114	0.0337	-0.0361
1981	0.1021	0.2505	0.5825	0.0136	0.0355	-0.0375
1982	0.1202	0.3013	0.5633	0.0148	0.0363	-0.0379
1983	0.1540	0.3685	0.5542	0.0166	0.0380	-0.0382
1984	0.1656	0.3339	0.5559	0.0166	0.0384	-0.0365
1985	0.1751	0.3357	0.5553	0.0169	0.0389	-0.0362
1986	0.1758	0.3382	0.5556	0.0170	0.0390	-0.0362
1987	0.1764	0.3582	0.5616	0.0172	0.0392	-0.0370
1988	0.1682	0.3840	0.5776	0.0175	0.0391	-0.0389
1989	0.1505	0.3914	0.5913	0.0175	0.0385	-0.0408
1990	0.1614	0.3804	0.5816	0.0175	0.0388	-0.0395
1991	0.1421	0.3797	0.5814	0.0161	0.0375	-0.0389
1992	0.1394	0.3688	0.5780	0.0159	0.0373	-0.0387
1993	0.1593	0.4081	0.5802	0.0169	0.0385	-0.0374
1994	0.1382	0.3755	0.5765	0.0155	0.0373	-0.0367
1995	0.1427	0.3753	0.5773	0.0152	0.0373	-0.0366
1996	0.1367	0.3601	0.5903	0.0148	0.0369	-0.0378
1997	0.1121	0.3593	0.5756	0.0141	0.0357	-0.0385
1998	0.1082	0.3379	0.5797	0.0140	0.0355	-0.0390

図1 $\pi_t - \beta_t$

来において一般会計から社会保障財政へ移転を行うと予想すれば ($TR > 0$)、消費が増加する。逆に社会保障財政の黒字によって一般会計を支えると予想すれば ($TR < 0$)、消費は減少する。他方、 β_t は概ね1よりも小さく、中立命題は成立していないので、巨額の公債が存在する現状では、最適な状態よりも消費が押し上げられている。したがって、社会保障財政から一般会計に対して移転を行うと家計に予想させることが攪乱のない状態へ戻してくれるという意味において望ましいことになる。

むしろ、より短期的な景気対策の視点からは逆の主張をすることも可能である。すなわち、消費が過小であると判断するのであれば、将来において一般会計から社会保障財政へ移転を行うと予想させることにより、消費は増加するはずである。

V まとめと課題

本稿では、一般会計と社会保障財政間で移転を行うことを許容するモデルにより、家計の消費行動を決める構造パラメーターの計測を試みた。この分析から得られる政策含意は以下のとおりである。

- ①流動性制約の存在と将来世代とのリンクの断絶から考えると、現状の大幅な財政赤字は家計の消費を押し上げており、将来への負担の先送りが生じている。したがって、消費を適正水準に戻すためには、財政赤字を減少させることが第一に考えられる。

- ②財政赤字に関する将来負担認識に比べて、社会保障財政に関する将来負担認識の程度が高いため、将来において社会保障財政の黒字で一般会計を支えると家計に予想させれば消費が減少し、将来への負担の先送りを減じることができる。
- ③不況期において、短期的には消費を増加させた場合には、逆の政策が効果を持つ。すなわち、財政赤字を増やす以外に、一般会計の黒字により社会保障財政を支えると予想させることが有効である。

ただし、ここでの推定結果は暫定的なものであり、修正されるべき点を多く含んでいる。とりわけ、カルマン・フィルタの推定の頑健性については検討の余地があろう。本稿のモデルは、畑農(2004)と比較して、一般会計と社会保障財政間で移転を行える点が大きく異なるが、そのような設定の違いに伴って、構造パラメータの計測値は少なからず影響を受けた。したがって、新たな説明変数を加えたり、人口成長を取り込むなど、さまざまなモデル改良が推定結果に大きな影響を及ぼす可能性は排除できない。

謝 辞

本稿の作成にあたり、ワークショップ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。とりわけ、討論者の労をお引き受けいただいた別所俊一郎(財務省財務総合政策研究所、現一橋大学)先生のコメントは論文の改善に大変有益であった。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) 債務残高についてグロス・データを利用する場合とネット・データを利用する場合で実証研究に差が生じる例としては、たとえば畑農(2001)を参照せよ。
- 2) 公的年金部門を含む政府部門の純債務は $b-f$ であるから、 $a-b+f$ は家計の保有する非人的資産から政府部門への貸付分を控除していることを意味する。
- 3) 財政支出の期待伸び率と税収の期待伸び率が等しいという仮定は、正の債務残高が存在する現状を考えると、政府の異時点間予算制約と整合的ではないかもしれない。この点については討論者からご指摘いただいた。モデルの改善については今後の課題としたい。
- 4) 本稿のモデルに人口成長率や高齢化減少が組

み込まれていないことによるバイアスの可能性がある。この点の改善は今後の課題としたい。

参 考 文 献

- 井堀利宏(1986)『日本の財政赤字構造—中長期の実証・規範分析—』, 東洋経済新報社。
- (1987)「公債の負担と財政政策」, 藪下史郎・浅子和美編『日本経済と財政政策』, 東洋経済新報社, 第4章:96-114頁。
- 落合仁司(1982)「個人貯蓄, 企業留保及び財政赤字」『経済研究』第33巻4号:366-369頁。
- 菊池英博(2005)「増税が日本を破壊する」, ダイアモンド社。
- 北坂真一(1991)「消費行動における視野の有限性と流動性制約—所得階層別データによる公債中立命題の検証—」『オイコノミカ』第28巻2号:29-40頁。
- 柴田章久・日高政浩(1992)「日本における公債中立命題の検証」『経済学雑誌(大阪市立大学)』第93巻2号:58-69頁。
- 竹中平蔵・小川一夫(1987)『対外不均衡のマクロ分析—貯蓄・投資バランスと政策協調—』, 東洋経済新報社。
- 長峰純一(1987)「財政赤字と中立命題—公債の貨幣化と地方政府赤字を考慮した実証分析—」『創立二十周年記念論集 経済学部篇(追手門学院大学)』, 207-223頁。
- 畑農鋭矢(2001)「課税平準化と日本の財政」『千葉大学経済研究』第16巻2号:435-454頁。
- (2004)「財政赤字のマクロ経済効果—カルマン・フィルタによる中立命題の検証—」『フィナンシャル・レビュー』第74号:65-91頁。
- (2005)「財政赤字の評価指標」, 貝塚啓明/財務総合政策研究所編『財政赤字と日本経済 財政健全化への理論と政策』, 有斐閣, 第6章:125-154頁。
- C. ブロダ/D. ワインシュタイン(2005)「日本の財政の持続可能性の再評価: 陰鬱な科学による楽観的予測」, 伊藤隆敏/H. パトリック/D. ワインシュタイン編 [祝迫得夫監訳]『ポスト平成不況の日本経済』, 日本経済新聞社, 第2章:33-73頁。
- 本間正明(1996)「財政赤字の経済分析—中立命題の再検証—」, 金融調査研究会『公共債をめぐる諸問題』第1章:1-24頁。
- 本間正明・跡田直澄・高林喜久生・福間 潔・長峰純一・植草一秀(1986)「財政赤字と家計消費—コーホート・データによる「中立命題」の検証—」『フィナンシャル・レビュー』第3号:54-69頁。
- 本間正明・武藤恭彦・井堀利弘・阿部暢夫・神取道宏・跡田直澄(1987)「公債の中立命題: 理論とその実証分析—財源調達方式と家計の反応—」

- 『経済分析』第106号：1-39。
- 村田 治 (2002) 「わが国に関する中立命題の実証研究のサーベイ」『経済学論究 (関西学院大学)』第55巻4号：1-24頁。
- Aschauer, David Alan (1985) "Fiscal Policy and Aggregate Demand," *American Economic Review* 75 : pp. 117-127.
- Blanchard, Olivier J. (1985) "Debt, Deficits, and Finite Horizons," *Journal of Political Economy* 93 : pp. 223-247.
- Campbell, John Y. and N. Gregory Mankiw (1989) "Consumption, Income, and Interest Rates : Reinterpreting the Time Series Evidence," *NBER Macroeconomics Annual* : pp. 185-245.
- Campbell, John Y. and N. Gregory Mankiw (1991) "The Response of Consumption to Income : A Cross Country Investigation," *European Economic Review* 35 : pp. 723-767.
- Cardia, Emanuela (1997) "Replicating Ricardian Equivalence Tests with Simulated Series," *American Economic Review* 87 : pp. 65-79.
- Evans, Paul (1988) "Are Consumers Richardian? Evidence for the United States," *Journal of Political Economy* 96: pp. 983-1004.
- Haque, Nadeem and Peter Montiel (1989) "Consumption in Developing Countries : Tests for Liquidity Constraints and Finite Horizons," *Review of Economics and Statistics* 71 : pp. 408-415.
- Hayashi, Fumio (1982) "The Permanent Income Hypothesis : Estimation and Testing by Instrumental Variables," *Journal of Political Economy* 90 : pp. 895-916.
- Ihori, Toshihiro (1989) "On the Degree of Debt Neutrality : Some Evidence for the Japanese Economy," *Economic Studies Quarterly* 40 : pp. 66-74.
- Ihori, Toshihiro, Takero Doi and Hiroki Kondo (2001) "Japanese Fiscal Reform : Fiscal Reconstruction and Fiscal Policy," *Japan and the World Economy* 13 : pp. 51-370.
- Jappelli, Tullio and Marco Pagano (1989) "Consumption and Capital Market Imperfections: An International Comparison," *American Economic Review* 79 : pp. 1088-1105.
- Kormendi, Roger C. (1983) "Government Debt, Government Spending, and Private Sector Behavior," *American Economic Review* 73 : pp. 994-1010.
- Leiderman, Leonardo and Assaf Razin (1988) "Testing Ricardian Neutrality with an Intertemporal Stochastic Model," *Journal of Money, Credit, and Banking* 20 : pp. 1-21.
- Weil, Philippe (1989) "Overlapping Families of Infinitely-Lived Agents," *Journal of Public Economics* 38 : pp. 183-198.
- (はたの・としや 明治大学助教授)