日本統計学会誌
第27巻，第3号，1997年
243頁〜261頁

消費の季節性と中立命題

——家計の流動性制約と財政錯覚に関する実証分析——

木　村　　武*

Seasonality of Consumption and Ricardian Equivalence Theorem

An Empirical Analysis of Liquidity Constraints and Fiscal Illusions

Takeshi Kimura*

This article reexamines the consistency of the Ricardian equivalence proposition using Japanese quarterly data. The Ricardian equivalence proposition is nested in an intertemporal consumption model. In our model, we allow for two possibilities that may give rise to deviations of Ricardian equivalence; liquidity constraints and fiscal illusions. The model is estimated with both seasonally adjusted data and unadjusted data. The important finding of this article is that when the seasonality of the consumption is included in the model, the Ricardian equivalence proposition is rejected due to the liquidity constraints, but that when the seasonality is ignored and the model is estimated with seasonally adjusted data, the proposition is not rejected. The cause of the difference in the estimations is that the information on the liquidity constraints is lost in the process of the seasonal adjustment.

経済に存在する家計について，①財政錯覚を起こさずに動学的最適化行動をとるタイプ，②錯覚を起こし公債を純資産とみなした上で動学的最適化行動をとるタイプ，③流動性の制約を受け動学的最適化行動のとれないタイプ，の3つに分類する．マクロの消費時系列は，これら3タイプの家計行動の集計結果と考える．本稿では，各タイプの家計の消費関数を理論モデルより導出し，それぞれのウェートで加重平均した関数をマクロの消費関数とみて，それを推計する．推計は，四半期データを用いてGMMにより行うが，季調済系列を用いた推計と，季節性の発生メカニズムを考慮したモデルに対して原系列を適用して推計した結果とで大きく異なる．季調済系列を用いた推計では，全家計が財政錯覚を起こしていないRicardian Consumerであるという帰無仮説が棄却できないが，原系列を用いて推計した場合には，流動性制約を受ける家計が経済に4割弱存在するとの結果を得た．季調調整は，流動性制約を受ける家計に関する情報を原系列から除去している可能性が高く，季調済系列を用いた推計結果よりは，原系列を用いた推計結果の方が信頼性が高いと言えよう．

論文受付：1996年8月　受理：1997年5月
本論文の作成に当たってはドラフトの段階から，伴金美（大阪大学），和合肇（新潟大学），本間正明（大阪大学），森雅夫（東京工業大学），深尾光洋（日本銀行），渡辺努（同），北村行伸（同），藤木裕（同）の各氏より有益なアドバイスを頂いた．また，第34回計量経済学研究会議（琵琶湖コンファレンス）での報告の際には，フロアから多くの貴重なコメントを頂いた．中でも，岩田一政（東京大学），羽森茂之（神戸大学），林文夫（コロンビア大学），斎藤誠（京都大学），小椋成立（法政大学），新谷元嗣（エール大学）の各氏のコメントは論文改訂にとって有益であった．加えて，本誌のレフェリーと牧厚志編集理事から頂いたコメントも，内容を改善する上で有益であった．記して深謝の意を表したい．なお，本論文の内容や意見は筆者個人に属するもので，筆者の所属する日本銀行の公式見解を示すものではない．
* 日本銀行調査統計局・東京工業大学大学院社会理工学研究科
［日本銀行の連絡先］〒103 東京都中央区日本橋本石町 2-1-1　日本銀行調査統計局経済調査課
TEL: 03-3279-1111　FAX: 03-5255-6758　E-mail: takeshi.kimura-1@boj.or.jp

1. はじめに

財政赤字の経済効果に関しては，伝統的なケインジアンの主張と，「中立命題（Ricardian Equivalence)」を提唱する合理的期待形成学派の主張とでは大きく異なる．中立命題とは，「経済主体に財政錯覚がなければ，租税か国債かという政府の財源調達手段の相違はマクロ経済に対して何らの実体的影響を及ぼさない」ことを意味し，財政支出一定下での財政赤字の経済効果は否定されることになる[1]．同命題の成否を巡っては，米国を中心に様々な実証分析が試みられており，わが国でも数少ないながら，本間 [22]，本間・跡田他 [23]，本間・武藤他 [24] や井掘 [25, 26] らの研究が挙げられる．ところで，これまでの実証分析を振り返ってみると，その多くが中立命題が成立するか否か，すなわち，中立命題が成立することを帰無仮説として，それが統計的に棄却できるか否かを検定することに分析主眼をおいてきたといえる．しかし，現実の経済は，様々な経済主体（家計）から構成されており，財政錯覚を起こしていない家計 (Ricardian Consumer) や錯覚を起こしている家計 (Keynsian Consumer)，あるいは財政錯覚を起こしていなくても，流動性制約から動学的最適化行動をとることができない家計など，幾つかのタイプに分類できるとみるのが現実的であろう．つまり，中立命題が完全に成立する状況や，逆に中立命題を全く否定してケインジアン的環境が完全に成立する状況は，両極端のケースであり，統計的に 0 か 1 かに焦点をあてて分析することは，必ずしも適切なアプローチとはいえない．

財政赤字の経済効果は各家計のタイプに対して異なる効果を持ち，したがって，マクロの財政赤字の効果は，各タイプが経済にどういう割合で存在するのかに依存するとみるのが適切である．Ricardian Consumer の経済に占める割合が大きければ大きいほど財政赤字のインパクトは小さくなるであろうし，逆に，仮に Ricardian Consumer が経済に全く存在しないため，財政赤字の経済効果が大きい場合にしても，それが流動性制約に直面した家計を経由したものなのか，あるいは財政錯覚を有する家計を経由したものなのかでその影響力が異なる．すなわち，流動性制約に直面している家計は，減税により課税時点が将来に延期されれば現時点の消費を拡大させる．これは，IS-LM 分析において，IS 曲線の右上方シフトとして表わされるが，減税が恒久的なものでないならば，翌時点には IS 曲線がシフトバックすることになり，財政赤字は短期的な効果しか持たない．一方，財政錯覚による公債の資産効果が存在すれば，公債が償還されない限り IS 曲線はシフトしたままの状況が続き長期的な効果を持つことになる（資産効果が貨幣需要の増加を促すのであれば LM 曲線もシフトしたままになる）．

本稿は，中立命題が成立するか否か，すなわち，0 か 1 かに決着をつけることに分析主眼はない．むしろ，本稿の目的は，上記の問題意識のもとに，複数の家計タイプの存在を認め，実際のマクロ消費時系列も，そうした複数タイプの家計行動の集計結果とみなし，消費時系列の変動から，各タイプの家計の経済全体に占めるウェートを実際に推計することにある．

本稿の分析アプローチは，まず，確率的異時点間モデル (stochastic-intertemporal model) から導いた恒常所得仮説に基づく消費関数を導出する．ただし，同関数を導出する際には，財政錯覚を起こしている家計と財政錯覚を起こしていない家計の両者の行動をそれぞれ入れ子にしている．この点が，これまでの恒常所得仮説の検証を行なった分析と異なる．次に，流動性制約に直面した家計の消費関数は，その期その期の可処分所得に直接依存するとする．実際のマクロ消費時系列は，これらの消費関数をそれぞれの家計ウェートで加重平均した関数で説明

[1] 中立命題は，政府の財源調達に関するものであり，政府支出の内容や規模の変更が実体経済に与える影響までも否定するものではない．中立命題の詳細については，Barro [5, 6, 7] を参照．また，実証分析のサーベイについては，Bernheim [8] と Seater [35] が参考になる．

できると考え，具体的な推計を行う．推計方法は，合理的期待形成モデルの推計に適切なGMM (Generalized Method of Moments) を用いる[2]．GMMの小標本特性については，未だ充分な研究が積み重ねられていないのが実情であるが，推計の小標本バイアスがかなり大きいことが指摘されており（例えば，伴 [4]），本分析では，標本数確保の観点から，年次系列の使用を避け四半期系列を用いた推計を行っている．

ところで，四半期系列の利用にあたっては，原系列（seasonally unadjusted series）を使うべきか，季調済系列（seasonally adjusted series）を使うべきかという問題がある．恒常所得仮説や中立命題を取り扱ったこの種の分析では，四半期データを利用する場合，季調済系列を用いて推計することがほとんどで，原系列を用いた分析は稀である[3]．しかし，季調済系列を利用することは，推計上のハンドリングが容易である一方で，Harvey [17] らが指摘するように，季節調整が時系列のもつ有用な情報を歪めたり削除したりする可能性があり，季調済系列を用いた推計がミスリーディングな結果を招くこともあり得る．本来，現実の消費時系列が季節性を持つ以上，その発生メカニズムを明確に考慮したモデルを導出することが筋であり，特に動学的最適化モデルに基づく分析を行うのであれば，家計の最適化行動の結果として消費の季節性が説明可能であることが望ましい．本稿は，Miron [29] に基づいて，消費の季節性を家計の選好変化（preference shift）として捉えたモデルを導出し，原系列を用いた推計と季調済系列を用いた推計の結果を比較する．後に示すように，両者の間には，流動性制約を受ける家計の割合を表わすパラメータの推計に大きな隔たりがあり，季節調整が時系列の持つ情報を歪めている可能性が示唆される．

以下，**2.** では，推計の前提となる理論モデルの導出を行う．ここでは，まず最初に季節性のない世界を想定したモデルを導いた後で，家計の選好変化に起因する季節性を取り入れたモデルへと拡張する．**3.** では，**2.** で導出した理論モデルから，観測可能な説明変数のみによる具体的な推計式を導出したうえで，推計結果を報告する．**4.** では，分析結果をまとめる．

2.　理論モデルの導出

2.1.　一般モデルの導出[4]

中立命題の検証に必要な推定式を導出するために，家計の最適消費配分問題を考える[5]．まず，家計（代表的個人）の通時的な効用関数を次式で与えることにする．

---

[2] GMMのサーベイは，Hall [13] と Ogaki [30] を参照．

[3] 原系列を用いて推計した海外の研究例としては，恒常所得仮説の検証を行った Miron [28], English, Miron and Wilcox [11], Osborn [33]，消費資産価格モデルの分析を行った Ferson and Harvey [12] と数少ない．わが国では，中立命題を検証した本間 [22] や井堀 [25]，恒常所得仮説を検証した小川・竹中他 [31, 32] は，季調済系列を用いて推計している．

[4] 中立命題を検証するための動学モデルの拡張方法については，Aschauer [2] を参照．なお，本稿で扱うモデルでは，経済が国内民間部門と政府部門から構成されると仮定している（金融仲介機能の存在は認めるが，海外部門は捨象）．さらに，民間部門は家計部門のみから構成され，家計は一定の労働を自らの生産活動に投入することにより所得を得るものとする．つまり，労働所得は外生扱いにする．企業の生産・投資行動や海外部門も含めたモデルについては，Barro [7] を参照．

[5] 本稿では，「代表的家計の生存期間と政府活動期間の同一性」を仮定している．同仮定を満たす状況としては，次の3ケースがある．第一のケースは，代表的家計の有限的な生存期間内で政府の公債発行およびその償還が完了する場合である（例えば，今年度減税して拡大した財政赤字を次年度の増税でもとに戻すケース）．第二のケースは，代表的家計の生存期間が無限の場合であり，当然政府の公債発行および償還も同一期間内に収まる．第三のケースは，Barro [5] の中立命題の状況に対応するものであり，代表的家計の生存期間は有限であるが，世代間の自発的な遺産贈与行動を通して実質的には無限生存期間に拡張できる場合である．

(1) $$E_t\sum_{i=0}^{\infty}\delta^i U(c_{t+i}),\quad 0<\delta<1$$

ここで，c_{t+i} は，$t+i$ 期の実質消費，δ は主観的割引率を表わす．また，任意のXに対して E_tX は，I_t を t 期までの利用可能な全ての情報とした場合のXの条件付き期待値$E[X|I_t]$，すなわち合理的期待を表わす．

次に，家計の t 期における予算制約式は，実質利子率 r を一定とすると次式で表わされる．

(2) $$w_t+(1+r)A_{t-1}=c_t+A_t+ta_t-tr_t$$

w_t は労働所得，A_t は家計保有の期末資産残高（公債を含む），ta_t は税金，tr_t は政府からの移転所得である．ただし，いずれの変数も消費財の価格でデフレートした実質値である．(2)式から全期間にわたる予算制約式 (intertemporal budget constraint)

(3) $$\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}w_{t+i}+(1+r)A_{t-1}$$
$$=\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}c_{t+i}+\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}(ta_{t+i}-tr_{t+i})+\lim_{i\to\infty}(1+r)^{-i}A_{t+i}$$

が得られる．家計の solvency condition $\lim_{i\to\infty}(1+r)^{-i}A_{t+i}=0$ が満たされると仮定し，さらに不確実性を導入し，将来変数に対して合理的予想を行うとすると，(3) 式は次式で表わされる．

(4) $$E_t\sum_{i=1}^{\infty}(1+r)^{-i}w_{t+i}+A_t=E_t\sum_{i=1}^{\infty}(1+r)^{-i}c_{t+i}+E_t\sum_{i=1}^{\infty}(1+r)^{-i}(ta_{t+i}-tr_{t+i})$$

次に，政府の t 期の予算制約式は次式で表わされる．

(5) $$B_t+ta_t-tr_t=g_t+(1+r)B_{t-1}$$

ただし，B_t は期末公債残高，g_t は公債利払いを除く政府支出である．家計の財政変数に対する予想に基づいた，政府の全期間にわたる予算制約式は (5) 式を用いて次のように表わせる．

(6) $$B_t=E_t\sum_{i=1}^{\infty}(1+r)^{-i}(ta_{t+i}-tr_{t+i})-E_t\sum_{i=1}^{\infty}(1+r)^{-i}g_{t+i}+E_t\lim_{i\to\infty}(1+r)^{-i}B_{t+i}$$

本稿での重要な仮定は，“財政錯覚”を起こしている家計と起こしていない家計が経済に混在しているという点である．まず，財政錯覚を起こしていない家計 (Ricardian Consumer) は，政府の solvency condition が満たされる，すなわち，

(7) $$E_t\lim_{i\to\infty}(1+r)^{-i}B_{t+i}=0$$

を予想する．これは，公債の伸び率が平均的にみて実質利子率より低くなければならないことを意味しており，中立命題が成立するための必要条件である．財政錯覚を起こしていない家計は，今期末の公債発行残高は，来期以降の財政余剰でファイナンスされることを予想している．一方，財政錯覚を起こしている家計は，政府のsolvency conditionが満たされない，すなわち，

(8) $$E_t\lim_{i\to\infty}(1+r)^{-i}B_{t+i}=B_t$$

を仮定する．これは，公債が実質利子率に等しい伸び率で永久に発行され続けることを意味し

ている．つまり，公債の利払いは公債発行のローリングでファイナンスされる．したがって，財政錯覚を起こしている家計は，来期以降の財政余剰の割引現在価値をゼロと見なす，つまり公債を純資産と見なしているに他ならない．

財政錯覚を起こしている家計の割合を k，起こしていない家計を $1-k$ とし $(0\leqq k\leqq 1)$，これら2タイプの家計の予想する政府予算制約式を集計すると，

$$(9)\qquad (1-k)B_t=E_t\sum_{i=1}^{\infty}(1+r)^{-i}(ta_{t+i}-tr_{t+i})-E_t\sum_{i=1}^{\infty}(1+r)^{-i}g_{t+i}$$

を得ることになる[6]．（4）式と（9）式を統合すると，経済全体の予算制約式は

$$(10)\qquad [A_t-(1-k)B_t]+E_t\sum_{i=1}^{\infty}(1+r)^{-i}w_{t+i}=E_t\sum_{i=1}^{\infty}(1+r)^{-i}c_{t+i}+E_t\sum_{i=1}^{\infty}(1+r)^{-i}g_{t+i}$$

とおくことができる．全家計が財政錯覚を起こしていなければ $(k=0)$，経済全体の純資産を A_t-B_t と正しく捉えていることになる．一方，全家計が財政錯覚を起こしていれば $(k=1)$，公債を純資産と見なしている結果，経済全体の純資産を A_t と誤って捉えていることになる．

家計は，流動性制約を受けない場合には，(10) 式の予算制約式に従って，（1）式の期待効用の割引現在価値が最大になるように消費配分を決定する[7]．すなわち，次のラグランジュ関数を最大化するような消費流列を選択する（λ は乗数）．

$$(11)\qquad L=E_t\sum_{i=0}^{\infty}\delta^i U(c_{t+i})$$
$$+\lambda\left\{[A_t-(1-k)B_t]+E_t\sum_{i=1}^{\infty}(1+r)^{-i}w_{t+i}-E_t\sum_{i=1}^{\infty}(1+r)^{-i}c_{t+i}-E_t\sum_{i=1}^{\infty}(1+r)^{-i}g_{t+i}\right\}$$

ここで，具体的な効用関数として，

$$(12)\qquad U(c_{t+i})=\log(c_{t+i})$$

を仮定すると，最適な消費流列の解は次の必要条件を満たす．

$$(13)\qquad \forall i\geq 0;\quad \frac{\partial L}{\partial c_{t+i}}=E_t\delta^i(c_{t+i})^{-1}-\lambda(1+r)^{-i}=0$$

この条件より，オイラー方程式

$$(14)\qquad E_t\left[\frac{1}{c_{t+1}}\right]=[(1+r)\delta]^{-1}\frac{1}{c_t}$$

が導かれる．故に，消費の流列は

$$(15)\qquad \frac{1}{c_{t+i}}=[(1+r)\delta]^{-1}\frac{1}{c_{t+i-1}}+\zeta_{t+i}$$

なるモデルに従うことになる（ただし，ζ_{t+i} はホワイト・ノイズ）．(15) 式は，

---

6) 異なるタイプの家計が予想する政府予算制約式を集計するというアプローチは，Haug [18] を参考にした．

7) 厳密に言えば，この記述は正しくない．正確には，（7）式を仮定する家計と，（8）式を仮定する家計が，それぞれ異なる政府の予算制約式を前提に（1）を最大化する．ただし，最終的に得られるオイラー方程式は，(11) 式をベースに導出される (14) 式と一致するのは明らかであろう．

(16)
$$c_{t+i}=(1+r)\delta c_{t+i-1}[1+(1+r)\delta c_{t+i-1}\zeta_{t+i}]^{-1}$$

のように変形でき，さらに $|(1+r)\delta c_{t+i-1}\zeta_{t+i}|\ll 1$ を仮定すれば[8]，最終的には次の近似式が導出できる．

(17)
$$c_{t+i}=(1+r)\delta c_{t+i-1}[1-(1+r)\delta c_{t+i-1}\zeta_{t+i}]$$

ここで，$E_t[(c_{t+i-1})^2\zeta_{t+i}]=E_t[(c_{t+i-1})^2]\cdot E_t[\zeta_{t+i}]=0$ であることを利用すれば，(17)式の期待値は，

(18)
$$\begin{aligned}E_tc_{t+i}&=(1+r)\delta E_tc_{t+i-1}\\&=c_t[(1+r)\delta]^i\end{aligned}$$

となる．(18)式より，最適消費流列の割引現在価値は，当期の消費 c_t のみを用いて次のように表現できる．

(19)
$$\begin{aligned}E_t\sum_{i=1}^{\infty}(1+r)^{-i}c_{t+i}&=\sum_{i=1}^{\infty}(1+r)^{-i}c_t[(1+r)\delta]^i\\&=c_t\sum_{i=1}^{\infty}\delta^i\\&=\frac{\delta}{1-\delta}c_t\end{aligned}$$

(19) 式を (10) 式の経済全体の予算制約式に代入して整理すると，次式を得る．

(20)
$$c_t=\frac{1-\delta}{\delta}\left\{[A_t-(1-k)B_t]+E_t\sum_{i=1}^{\infty}(1+r)^{-i}w_{t+i}-E_t\sum_{i=1}^{\infty}(1+r)^{-i}g_{t+i}\right\}$$

さらに，(20) 式に，(2) 式と (5) 式を統合した当期の経済全体の予算制約式

(21)
$$A_t-B_t=w_t+(1+r)(A_{t-1}-B_{t-1})-c_t-g_t$$

を代入して整理すると次の消費関数を得る．

(22)
$$c_t=(1-\delta)\left\{(1+r)(A_{t-1}-B_{t-1})+E_t\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}w_{t+i}+kB_t-E_t\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}g_{t+i}\right\}$$

すなわち，当期の消費は，当期初の経済全体の純資産と労働所得の割引現在価値に依存するほか，経済に財政錯覚を起こしている家計が存在する場合には，当期の公債発行残高からも直接的な影響を受ける (公債の資産効果) ことになる．いうまでもなく，中立命題とは，「政府支出流列の割引現在価値が一定に保たれるならば，それを税金でファイナンスしても公債でファイナンスしても消費行動に影響を与えない」というもので，(22) 式は中立命題を入れ子にした消費関数と考えることができる．なお，(22)式においては，全家計が財政錯覚を起こしていなくても ($k=0$)，公債発行が消費に間接的な影響を及ぼす場合もある．すなわち，将来の政府支出流列の予想が，現在の政府支出のファイナンスの仕方に依存するケース，例えば，現在大量に公債が発行された場合，その利払いは将来の増税ではなく，将来の政府支出削減(財政再建)で

[8] 3.の実証分析で使用する変数を (15) 式に代入して ζ_{t+i} を逆算し，$|(1+r)\delta c_{t+i-1}\zeta_{t+i}|$ を実際に算出してみると，1971/1Q～1995/1Q のサンプル期間中，最大で 0.0292，平均では 0.0092 となった(ただし，単純化のために $(1+r)\delta=1$ を仮定して算出)．

賄われると家計が予想した場合には，当期の消費は増加する．これは，現在の公債発行が将来の政府支出パターンの変化を通じて家計行動に影響を与える，すなわちシグナル効果と解釈できる．

なお，(22) 式内の政府支出の割引現在価値を，(9) 式の政府予算制約式を用いて消去し整理すると

$$c_t=(1-\delta)\left\{(1+r)A_{t-1}+E_t\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}(w_{t+i}-ta_{t+i}+tr_{t+i})\right\} \tag{23}$$

を得る．これは，消費が実質非人的資産と実質人的資産（税引き後実質労働所得の割引現在価値）に依存するという恒常所得仮説から導かれる消費関数と一致する．よって，(22) 式は恒常所得仮説をベースにし，中立命題を入れ子にした構造方程式と解釈できる．

家計の最適消費配分から決定される実際の消費関数は，(22) 式に撹乱項 μ_t を付加した

$$c_t=(1-\delta)\left\{(1+r)(A_{t-1}-B_{t-1})+E_t\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}w_{t+i}+kB_t-E_t\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}g_{t+i}\right\}+\mu_t \tag{24}$$

となる[9]．

ところで，経済には，流動性制約を受ける結果，異時点間の予算制約式をベースにした消費流列の最適配分が不可能な家計が存在していることも想定できる[10]．そうした家計の消費は，(24) 式による消費関数で表現することはできず，むしろ各期の可処分所得 yd_t によって消費が決まるとした次式の消費関数，

$$c_t=yd_t+\varepsilon_t \tag{25}$$

で表現することが適切である (ε_t は撹乱項)．そこで，経済全体において，流動性制約を受け (25) 式に基づいて消費を決定する家計の割合を π，制約を受けずに (24) 式に基づいて消費を決定する家計の割合を $1-\pi$ とすると ($0\leqq\pi\leqq1$)，集計された消費関数は次式で表わされる[11]．

$$c_t=(1-\pi)(1-\delta)\{W_t-G_t+(1+r)(A_{t-1}-B_{t-1})+kB_t\}+\pi yd_t+\xi_t \tag{26}$$

ただし，$W_t=E_t\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}w_{t+i}$

$$G_t=E_t\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}g_{t+i}$$

$$\xi_t=(1-\pi)\mu_t+\pi\varepsilon_t$$

本分析の目的は (26) 式を通して，π と k を求めることにより経済における上記 3 タイプの家計

---

9) 撹乱項 μ_t の発生原因としては，変動所得による変動消費，実質利子率の変動に伴う撹乱（実質利子率を一定と仮定したことに伴う歪み），資産等の計測誤差などが挙げられる．

10) 流動性制約の存在が中立命題や恒常所得仮説に及ぼす影響について分析した研究としては，Attanasio [3], Hayford [20], Himarios [21], Runkle [34], Zeldes [36] が挙げられる．

11) このように，マクロの消費関数を，流動性制約に直面した家計と，制約を受けない家計の消費行動の集計として表現した先行研究には，Campbell and Mankiw [9], Hayashi [19], Leiderman and Razin [27]，小川・竹中他 [31, 32] がある．なお，Hayashi [19] は，(26) 式に関して，Davidson and MacKinnon [10] の "artificial nested model" として解釈することも可能であるとしている．すなわち，恒常所得仮説に対して，ケインジアン・タイプの代替仮説（消費は可処分所得に比例する）を検定しようとした場合，両仮説は「入れ子」の関係にないことから，両仮説のモデルを加重移動平均した合成モデルを推計・検定することが一つの方法として考えられる．この場合，π は可処分所得の消費性向と代替仮説に課したウェートの積を，$(1-\pi)(1-\delta)$ は実質総資産の消費性向と帰無仮説に課したウェートの積を表すことになる．

のウェイトを推計することにある．これにより財政赤字の家計に対する影響を実証できることになる．なお，各タイプの家計に対する財政赤字の効果について改めて整理すると，次表のようになる．

家計のタイプ	恒常所得仮説で説明できる家計（流動性制約を受けない家計）		流動性制約を受ける家計
	うち財政錯覚を起こしていない家計	うち財政錯覚を起こしている家計	
経済全体に占める割合	$(1-\pi)(1-k)$	$(1-\pi)k$	π
財政赤字の影響	シグナル効果を通した間接的な影響	シグナル効果に加え，公債の資産効果による直接的な影響	減税による可処分所得増による直接的な影響

2.2. 季節性を考慮したモデルの導出

原系列（季節調整前の四半期系列）を用いたモデルの推計の際には，季節ダミーを説明変数として取り入れて対応するのが伝統的なアプローチである．しかし，本稿の分析の場合，(26)式にただ単に季節ダミーを取り入れて推計することは適切ではない．同式は家計による動学的最適化行動をベースに導出したものであり，消費の季節性が実際存在する以上，やはり季節性も動学的最適化から表現でき得るものと考えられる．そうした最適化行動から生まれた季節性が，季節ダミーをただ単純に推計式に付加することによって捉えられる保証は全くない．

以下では，Miron [29] に基づき，消費の季節性を家計の選好変化（preference shift）として捉え，オイラー方程式を再導出する．家計の選好変化を取り入れた通時的な効用関数は，次式で与えられる．

$$E_t\sum_{i=0}^{\infty}\delta^i\theta_{t+i}U(c_{t+i}) \tag{27}$$

θ_{t+i} は選好変化をもたらす季節ショック（seasonal shock）パラメータである．(10) 式の予算制約式のもと，(27) 式を (12) 式の特定化によって最大化するような消費流列の解は次の必要条件を満たす．

$$\forall i\geq 0,\quad E_t\delta^i\theta_{t+i}(c_{t+i})^{-1}-\lambda(1+r)^{-i}=0 \tag{28}$$

この条件より，オイラー方程式

$$\frac{\theta_{t+1}}{\theta_t}E_t\left[\frac{1}{c_{t+1}}\right]=[(1+r)\delta]^{-1}\frac{1}{c_t} \tag{29}$$

が導かれる．故に，消費の流列は

$$\frac{\theta_{t+i}}{\theta_{t+i-1}}\cdot\frac{1}{c_{t+i}}=[(1+r)\delta]^{-1}\frac{1}{c_{t+i-1}}+\zeta_{t+i} \tag{30}$$

なるモデルに従うことになる（ただし，ζ_{t+i} はホワイト・ノイズ）．(30) 式は，

$$c_{t+i}=\frac{\theta_{t+i}}{\theta_{t+i-1}}(1+r)\delta c_{t+i-1}[1+(1+r)\delta c_{t+i-1}\zeta_{t+i}]^{-1} \tag{31}$$

のように変形でき，先と同様に $|(1+r)\delta c_{t+i-1}\zeta_{t+i}|\ll 1$ を仮定すると，次の近似式が導出できる．

$$(32)\qquad c_{t+i}=\frac{\theta_{t+i}}{\theta_{t+i-1}}(1+r)\delta c_{t+i-1}[1-(1+r)\delta c_{t+i-1}\zeta_{t+i}]$$

ここで，$E_t[(c_{t+i-1})^2\zeta_{t+i}]=E_t[(c_{t+i-1})^2]\cdot E_t[\zeta_{t+i}]=0$ であることを利用すれば，(32)式の期待値は，

$$(33)\qquad \begin{aligned} E_t c_{t+i}&=\frac{\theta_{t+i}}{\theta_{t+i-1}}(1+r)\delta E_t c_{t+i-1}\\ &=\frac{\theta_{t+i}}{\theta_t}c_t[(1+r)\delta]^i \end{aligned}$$

となる．(33) 式から，消費の割引現在価値は，次式で与えられる．

$$(34)\qquad E_t\sum_{i=1}^{\infty}(1+r)^{-i}c_{t+i}=c_t\left(\sum_{i=1}^{\infty}\left(\frac{\theta_{t+i}}{\theta_t}\right)\delta^i\right)$$

ここで，季節ショック θ_{t+i} が確定的 (deterministic)，すなわち，

$$(35)\qquad {}^{\forall}i\geq 0,\quad \theta_{t+i}=\theta_{t+i+4}$$

とする．この時，(34) 式の c_t にかかる ( ) 内の項を S_t とおくと，これは次のように整理できる．

$$(36)\qquad \begin{aligned} S_t&=\sum_{i=1}^{\infty}\left(\frac{\theta_{t+i}}{\theta_t}\right)\delta^i\\ &=\frac{\theta_{t+1}}{\theta_t}\cdot\frac{\delta}{1-\delta^4}+\frac{\theta_{t+2}}{\theta_t}\cdot\frac{\delta^2}{1-\delta^4}+\frac{\theta_{t+3}}{\theta_t}\cdot\frac{\delta^3}{1-\delta^4}+\frac{\theta_{t+4}}{\theta_t}\cdot\frac{\delta^4}{1-\delta^4} \end{aligned}$$

S_t は，季節ダミー変数によって表現可能であり，先の (20) 式から (26) 式までと同様な導出過程を踏むことによって，最終的な構造方程式は次のように表現できる．

$$(37)\qquad c_t=(1-\pi)\frac{1}{1+S_t}\{W_t-G_t+(1+r)(A_{t-1}-B_{t-1})+kB_t\}+\pi yd_t+\xi_t$$

$$\frac{1}{1+S_t}=s_1+s_2D_{2t}+s_3D_{3t}+s_4D_{4t}$$

ただし，$D_{2t}=\begin{cases}1, & t\text{ は第 2 四半期}\\ 0, & \text{それ以外}\end{cases}$

$D_{3t}=\begin{cases}1, & t\text{ は第 3 四半期}\\ 0, & \text{それ以外}\end{cases}$

$D_{4t}=\begin{cases}1, & t\text{ は第 4 四半期}\\ 0, & \text{それ以外}\end{cases}$

$s_i(i=1,2,3,4)$ はパラメータ．

(37)式から，消費の季節性が発生する原因として，流動性制約を受けない家計については，実質総資産の消費性向の季節性を，流動性制約を受ける家計については，可処分所得の季節性を，それぞれ挙げることができる．

3. 実証分析

3.1. 消費関数の推計式の導出

(26)(37) 式における労働所得と政府支出それぞれの割引現在価値 W_t, G_t は観測不能であるため，実際には観測可能な説明変数のみによる次の構造方程式に変換する（導出方法については補論を参照）.

季節性を考慮しないモデル

$$
\begin{aligned}
(38)\qquad c_t=&(1+r)c_{t-1}-(1-\pi)(1-\delta)(1+r)(w_{t-1}-g_{t-1})\\
&+(1-\pi)(1-\delta)(1+r)[A_{t-1}-B_{t-1}-(1+r)(A_{t-2}-B_{t-2})]\\
&+\pi[yd_t-(1+r)yd_{t-1}]+k(1-\pi)(1-\delta)[B_t-(1+r)B_{t-1}]+u_t
\end{aligned}
$$

u_t は誤差項で，次のように表現される.

$$u_t=(1-\pi)(1-\delta)(\sigma_t-v_t)+\xi_t-(1+r)\xi_{t-1}$$

ただし，$\sigma_t=\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}[E_tw_{t+i}-E_{t-1}w_{t+i}]$

$$v_t=\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}[E_tg_{t+i}-E_{t-1}g_{t+i}]$$

季節性を考慮したモデル

$$
\begin{aligned}
(39)\qquad c_t=&(1+r)c_{t-1}-(1-\pi)\frac{1}{1+S_t}(1+r)(w_{t-1}-g_{t-1})\\
&+(1-\pi)\frac{1}{1+S_t}(1+r)[A_{t-1}-B_{t-1}-(1+r)(A_{t-2}-B_{t-2})]\\
&+\pi[yd_t-(1+r)yd_{t-1}]+k(1-\pi)\frac{1}{1+S_t}[B_t-(1+r)B_{t-1}]+u_t
\end{aligned}
$$

u_t は誤差項で次のように表現される.

$$u_t=(1-\pi)\frac{1}{1+S_t}(\sigma_t-v_t)+\xi_t-(1+r)\xi_{t-1}$$

ただし，$\frac{1}{1+S_t}=s_1+s_2D_{2t}+s_3D_{3t}+s_4D_{4t}$

$$\sigma_t=\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}[E_tw_{t+i}-E_{t-1}w_{t+i}]$$

$$v_t=\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}[E_tg_{t+i}-E_{t-1}g_{t+i}]$$

ところで，σ_t と v_t は，それぞれ労働所得と政府支出に対して，$t-1$ 期から t 期にかけて新たに入手した情報に基づいて行なった期待修正の割引現在価値である. 合理的期待仮説のもとでは，σ_t, v_t の何れもが，$t-1$ 期に家計にとって利用可能な情報集合 I_{t-1} と直交する，すなわち，$E(\sigma_t|I_{t-1})=E(v_t|I_{t-1})=0$ が成立するほか，自己相関も有しない．しかし，(38)(39)式中の説明変数のうち当期変数 B_t と yd_t は，$t-1$ 期の情報集合 I_{t-1} に属さないため，σ_t, v_t と相関を持ち，したがって，誤差項 u_t も説明変数と相関を有することになる．また，(39)式の誤差項 u_t は4次の自己相関を有する．そこで，本分析では，推定量の一致性と漸近的正規性を確保するために，GMM を用いて推定を行った（使用ソフトは TSP version 4.2B）[12].

[12] 誤差項が系列相関を有したり，分散が不均一な場合などに，標準的な LS 法を用いると，推定量の漸近的な効率性が損なわれるうえに，推定量の分散が過小推定され，仮説検定の信頼性を確保できないといった問題が発生する．なお，GMM については，Hansen [15], Hansen and Singleton [16] を参照.

3.2. 使用データの特性

推計に用いた消費変数 c_t は，非・半耐久消費財およびサービス財への最終支出である．モデルの推計期間は，消費変数の利用可能な 1971/1Q〜1995/1Q とした[13]．

政府支出 g_t は，SNA ベースの「政府最終消費支出＋公的固定資本形成」とした．一方，政府債務残高（これまで，公債残高 B_t と記述としてきたもの）については，政府を「一般政府（中央政府・地方政府・社会保障基金）＋公的企業（公団）」として定義し[14]，その「ネットベースの政府債務残高」を用いた推計を行なった[15]．

使用変数（操作変数も含む）はすべて，「消費デフレータ」で実質化し，さらに「15 才以上人口」[16]で除した一人当り実質値に変換している．なお，GMM 推定量が一致性を持ち，漸近的に正規分布に従うためには，各変数が定常性を満たしている必要がある．そこで，本稿では，アドホックではあるが，消費の指数トレンド[17]で各変数を除して推計したケースも併せて掲載している．

なお，使用データの詳細については，後掲のデータソースを参照．

3.3. 消費関数の推計結果

推計結果は，各変数のトレンド未調整のケースを表 1 に，各変数のトレンド除去のケースを表 2 に，それぞれ掲載した．

最初に，季調済系列を用いた (38) 式の推計結果についての要点を述べる（表 1 参照）．パラメータに一切制約を課さずに推計したモデルの直交条件の検定結果をみると，直交条件が成立するとの帰無仮説は，20% の有意水準で棄却できない（p-value＝0.266）ことから，モデルは妥当といえる．主観的割引率や実質金利の推計値は，それぞれ，0.981，8.7%（年率）で，既存の実証分析と概ね同じ結果となっている[18]．次に，パラメータ制約に関して，次のパターンを課し，

① $k=0$（財政錯覚を起こしている家計が存在しない）
② $\pi=0$（恒常所得仮説が成立する）
③ $k=\pi=0$（中立命題が成立する）

---

[13] 財別の消費支出は，「国民経済計算」において，1970/1Q から利用可能であるが，操作変数の設定の関係上，推計は 1971/1Q から開始した．

[14] ここで，政府を「一般政府＋公的企業」と定義したのは，『金融資産負債残高表』（日本銀行作成）における「公共部門」の計数を利用したためである（部門別の金融資産負債の計数で四半期ベースの統計が入手可能なのは，『金融資産負債残高表』に限られる）．なお，政府支出 g_t における政府には，「一般政府＋公的企業」の他に公的金融機関も含んでいるため，政府支出と政府債務残高のカバレッジが完全には一致していない．

[15] 政府に社会保障基金を含めるべきか否かで，政府債務残高の値は大きく異なる．すなわち，中央政府の債務である国債残高は，1994 年末において約 200 兆円あるが，社会保障基金の金融資産も，ほぼ同額の 200 兆と巨額にのぼり，ネットの政府債務残高は大きく減少することになる．理論上は，本稿のように，政府債務残高を「ネットベースの政府債務残高」として捉えるべきだが，本間・武藤 [1987] では，政府債務残高を「グロスの公債残高」と捉え，「政府短期証券＋中・長期国債＋地方債」として，中立命題の検証を行っている．そこで，比較のために，政府債務残高として，「ネットベースの政府債務残高」の他に，「グロスの公債残高」を用いた推計も行ってみたが，以下の主たる推計結果に変更はなかった．

[16] 「全人口」は年データのため，四半期データとして利用可能な「15 才以上人口」を使用した．なお，「全人口」を四半期単位に等位分割して推計に使用した場合でも，以下の推計結果に大きな変更をもたらすことはなかった．

[17] 指数トレンドは，$\exp[0.005267(t-1)+1.2605]$ とした．これは，1970/1Q〜1995/1Q において，定数項と時間に対して消費の対数値を回帰させて推計したものである．なお，指数トレンドによる定常化の方法は，Hayashi [19] や小川・竹中他 [31, 32] も行っている．

[18] 例えば，実質金利（年率）についてみると，季調済系列を用いた小川・竹中他 [32] の推計では，6.3％（1970/1Q〜1995/1Q），8.8％（1970/4Q〜1978/4Q），11.3％（1979/1Q〜1983/4Q）となっている．

モデルの直交条件と，パラメータ制約の検定を行った結果をみよう．いずれのパターンの制約を課したモデルにおいても，直交条件成立の帰無仮説は棄却できず（p-value はそれぞれ，0.420，0.200，0.371），またパラメータ制約が正しいとする帰無仮説も棄却できないとの結果を得た（p-value は，0.678，0.158，0.354）．したがって，季調済系列を用いた推計結果から判断すると，全家計が Ricardian Consumer であるとする仮説が統計的に正当化できる．つまり，中立命題（および恒常所得仮説）が成立し，財政赤字の経済効果はシグナル効果に限定されることになる．

次に原系列を用いた (39) 式の推計結果についての要点を述べる（表1参照）．パラメータに一切制約を課さずに推計したモデルの直交条件の検定結果をみると，直交条件が成立するとの帰無仮説は，20% の有意水準で棄却できない（p-value$=0.268$）ことから，モデルは妥当といえる[19]．次に，パラメータ制約に関して，先と同様の3パターンについてモデルの検定を行うと，まず，$k=0$ に関しては，季調済系列を用いた場合と同様に，直交条件の帰無仮説も，パラメータ制約の帰無仮説も棄却できない（それぞれの p-value は，0.393，0.993）．したがって，財政錯覚を起こしている家計は経済に存在しないとみるのが適切といえる．一方，$\pi=0$ の制約を課したモデルの直交条件は1％の有意水準で棄却され（p-value$=0.000$），モデルがそもそも否定された（個々のパラメータも符号条件をほとんど満たしていない）．当然，パラメータ制約も棄却され（p-value$=0.000$），季調済系列を用いた場合とは異なる結果になった．$k=\pi=0$ の制約に関しても同様の結果を得ている．したがって，原系列を用いた推計では，$\pi=0.37\neq0, k=0$ が統計的に確認できる，つまり，60% 強の家計は Ricardian Consumer と考えられるが，残り 40% 弱の家計が流動性制約を受けているため，中立命題（および恒常所得仮説）自体は棄却されることになる．よって，財政赤字は，流動性制約を受けた家計を通した直接的な効果（減税による可処分所得増→消費増）を持つことになる．

以上，各変数のトレンドを調整せずに推計した場合について整理したが，これらの結果は，トレンドの調整を行った場合にも同様である（表2参照）．すなわち，推計された実質金利 r の大きさにやや違いはみられるものの，①季調済系列を用いた場合には，全家計が Ricardian Consumer である（$k=\pi=0$），②原系列を用いた場合には，60% 強の家計は Ricardian Consumer で，残り 40% 弱の家計が流動性制約を受けている（$\pi=0.39\neq0, k=0$），との推計結果を得る．

このように，季調済系列を用いた推計と原系列を用いた推計結果が大きく異なるのはなぜであろうか．先に述べた通り，消費に季節性が発生する背景には，流動性制約を受けない家計においては実質総資産の消費性向の季節性が，流動性制約を受ける家計においては可処分所得の季節性が，それぞれの要因として挙げられる．したがって，流動性制約を受けない家計が経済に存在すれば，消費は可処分所得の季節性とは独立なパターンをとり得る（もちろん，可処分所得の季節性とパラレルな動きをする可能性を否定するものではない）．一方，流動性制約を受ける家計の経済全体に占める割合が大きくなればなるほど，消費と可処分所得の動きはパラレルになる筋合いにある．図1は，本分析で用いた消費と可処分所得の 1990 年代における推移で

---

[19] 原系列を用いた場合の実質金利の推計値は 17％（年率）と，季調済系列を用いた場合の 8.7％の約2倍となっている．日本の分析では，原系列を用いた分析が他に見当たらないため，参照比較するものがないが，因みに，Hayashi [19] による年次データを用いた米国の分析（1948～1978年）では，実質利子率は 17％（年率）と推計されている．なお，$S_i(i=1,2,3,4)$ については，第1四半期の S_1 が符号条件を満たしていないほかは，概ね満足のいく結果となっている．S_1 が符号条件を満たしていないことについては，(12) 式の効用関数の特定化（相対的危険回避度が1）に問題があることを示唆しているのかもしれない．本来，相対的危険回避度に事前に縛りを掛けないより一般的な効用関数を用いることが望ましいが，これについては今後の課題としたい．

あるが，両変数の原系列の動きから読み取れるのは，①第４四半期に増加し，第１四半期に減少するというパラレルな動き，②第２・第３四半期におけるノンパラレルな動き，の２点である．そして，①の点は，流動性制約を受ける家計の消費動向に関する情報が原系列の第４・第１四半期の動きに含まれている可能性があることを，また，②の点は，流動性制約を受けない家計がわが国経済に存在すること，をそれぞれ示している．一方，消費と可処分所得の季調済

表１　消費関数の推計結果（GMM による推計）
―変数のトレンド未調整のケース―

	r	δ	s_1	s_2	s_3	s_4	π	k	χ^2	$\bar{R}^2$	S. E.	D. W.	LR
(38) 式 制約無し	0.021 (0.008)	0.981 (0.008)	—	—	—	—	0.21 (0.149)	0.34 (0.920)	2.65 {2} [0.266]	0.997	0.034	2.33	—
(38) 式 $k=0$	0.022 (0.007)	0.980 (0.007)	—	—	—	—	0.20 (0.145)	0	2.82 {3} [0.420]	0.997	0.034	2.37	0.17 {1} [0.678]
(38) 式 $\pi=0$	0.022 (0.006)	0.979 (0.006)	—	—	—	—	0	0.16 (0.607)	4.63 {3} [0.200]	0.997	0.037	2.42	1.98 {1} [0.158]
(38) 式 $k=\pi=0$	0.022 (0.005)	0.978 (0.005)	—	—	—	—	0	0	4.72 {4} [0.317]	0.997	0.037	2.44	2.07 {2} [0.354]
(39) 式 制約無し	0.040 (0.018)	—	−0.117 (0.077)	0.298 (0.117)	0.073 (0.054)	0.199 (0.099)	0.37 (0.049)	−0.00 (0.261)	5.19 {4} [0.268]	0.976	0.109	2.56	—
(39) 式 $k=0$	0.040 (0.016)	—	−0.117 (0.077)	0.298 (0.117)	0.073 (0.054)	0.200 (0.099)	0.37 (0.048)	0	5.19 {5} [0.393]	0.976	0.108	2.56	0.00 {1} [0.993]
(39) 式 $\pi=0$	−0.019 (0.002)	—	0.368 (0.041)	−0.510 (0.068)	−0.510 (0.060)	−0.636 (0.071)	0	0.18 (0.132)	27.13 {5} [0.000]	0.928	0.203	2.12	21.94 {1} [0.000]
(39) 式 $k=\pi=0$	−0.018 (0.002)	—	0.335 (0.032)	−0.450 (0.050)	−0.465 (0.049)	−0.572 (0.053)	0	0	28.65 {6} [0.000]	0.942	0.179	2.15	23.45 {2} [0.000]

（注１）　推計期間は，いずれも 1971/1Q～1995/1Q.

（注２）　推計パラメータ下の（ ）内の数字は標準誤差.

（注３）　χ^2 は，モデルの直交条件を検定するための χ^2 統計量を表す（J テスト）. { } 内は自由度，[ ] 内は p-value をそれぞれ表す.

（注４）　LR は，パラメータ制約の尤度比型検定の結果で，
（パラメータ制約を課したモデルの直交条件を検定する χ^2 統計量
　－パラメータ制約無しのモデルの直交条件を検定する χ^2 統計量）×サンプル数
を計算したもの．この検定量は，自由度＝制約数とした χ^2 分布に従う.
{ } 内は自由度，[ ] 内は p-value をそれぞれ表す.

（注５）　原系列を用いた推計では，誤差項に４次の系列相関を指定して推計．また，誤差項の条件付不均一性を指定して推計.

（注６）　(38) 式の推計に使用した操作変数*：
定数項，c_{t-2}, yd_{t-2}, g_{t-2}, w_{t-2}, B_{t-2}（変数は全て季調済系列）
(39) 式の推計に使用した操作変数*：
定数項，c_{t-2}, c_{t-3}, yd_{t-2}, yd_{t-3}, g_{t-2}, g_{t-3}, w_{t-2}, w_{t-3}, B_{t-2}, B_{t-3}（変数は全て原系列）

* (38)式の推計パラメータは４個であり，直交条件検定時の自由度確保のために，操作変数は最低５個必要になる．一方，(39) 式の推計パラメータは７個であるから，操作変数は最低８個必要になり，(38) 式の操作変数セットに更に各変数の３期前変数を追加した.

表2 消費関数の推計結果（GMMによる推計）
—変数のトレンドを除去したケース—

	r	δ	s_1	s_2	s_3	s_4	π	k	χ^2	$\bar{R}^2$	S. E.	D. W.	LR
(38) 式 制約無し	0.017 (0.006)	0.979 (0.006)	—	—	—	—	0.13 (0.118)	0.23 (0.684)	2.78 {2} [0.248]	0.915	0.007	2.38	—
(38) 式 $k=0$	0.018 (0.006)	0.978 (0.005)	—	—	—	—	0.13 (0.115)	0	2.91 {3} [0.405]	0.915	0.007	2.39	0.14 {1} [0.712]
(38) 式 $\pi=0$	0.016 (0.005)	0.979 (0.005)	—	—	—	—	0	0.33 (0.626)	3.95 {3} [0.266]	0.900	0.007	2.42	1.17 {1} [0.279]
(38) 式 $k=\pi=0$	0.016 (0.005)	0.978 (0.005)	—	—	—	—	0	0	4.29 {4} [0.368]	0.899	0.007	2.45	1.51 {2} [0.471]
(39) 式 制約無し	0.034 (0.022)	—	−0.141 (0.103)	0.335 (0.158)	0.093 (0.072)	0.235 (0.134)	0.39 (0.055)	0.07 (0.316)	5.35 {4} [0.253]	0.837	0.024	2.56	—
(39) 式 $k=0$	0.036 (0.019)	—	−0.139 (0.095)	0.331 (0.146)	0.093 (0.068)	0.233 (0.126)	0.39 (0.054)	0	5.40 {5} [0.367]	0.838	0.023	2.55	0.05 {1} [0.818]
(39) 式 $\pi=0$	−0.027 (0.002)	—	0.407 (0.044)	−0.564 (0.070)	−0.582 (0.063)	−0.713 (0.073)	0	0.18 (0.136)	17.75 {5} [0.003]	0.554	0.047	2.19	12.38 {1} [0.000]
(39) 式 $k=\pi=0$	−0.028 (0.002)	—	0.382 (0.038)	−0.520 (0.058)	−0.548 (0.056)	−0.661 (0.060)	0	0	19.32 {6} [0.003]	0.593	0.043	2.22	13.96 {2} [0.001]

（注）表1の注意を参照。

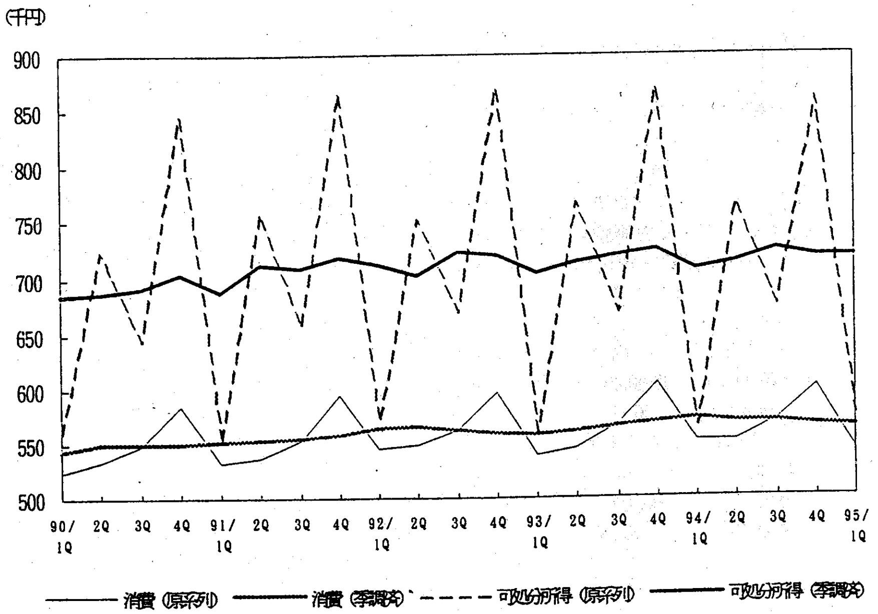

図1 消費と可処分所得の変動パターン

系列の動きは，全時点においてほぼパラレルになっており，原系列の動きから読み取れた①②の情報が削除されてしまっている．すなわち，全時点において両変数がパラレルであるということは，全家計が流動性制約を受けていることも，逆に全く制約を受けていないことも，可能性として含むことになり，季節調整が原系列に内包された情報を変質させてしまったと言い換えてもよいであろう．この点が，季調済系列と原系列の推計結果に違いをもたらした背景と考えられる．

4. 結　論

本稿の分析では，消費の恒常所得仮説モデルを中立命題が検証可能なように拡張した．消費関数は，家計の動学的最適化行動をもとに導出したものであるが，財政錯覚を有しない家計（Ricardian Consumer）と財政錯覚を起こしている家計の行動を入れ子にしている点が特徴である．さらに，現実の経済が中立命題（および恒常所得仮説）から乖離する要因として，流動性制約を受ける家計の存在も考慮し，マクロの消費変動は，これら3タイプの家計行動の集計と考えモデルの推計を行なった．推計は，季調済系列を用いた場合と，季節性の発生メカニズムを考慮したモデルに対して原系列を適用した場合の2通り行なった．いずれの場合にも，財政錯覚を起こし公債を純資産とみなしている家計は存在しないとの帰無仮説は棄却できない結果となった．すなわち，公債の資産効果を通した財政赤字のインパクトは否定されることになる．しかし，流動性制約に関しては，季調済系列を用いた場合と，原系列を用いた場合とで推計結果が大きく異なる．前者の場合，流動性制約を受ける家計が存在しないとする帰無仮説は棄却できず，したがって，中立命題（および恒常所得仮説）がサポートされ，財政赤字の経済効果はシグナル効果に限定されることになる．一方，後者の場合，流動性制約を受ける家計は40％弱存在するとの結果が得られ，逆に流動性制約が存在しないと仮定してモデルを推計すると，GMM推計における直交条件が棄却されることになり，モデル自体が否定された．よって，原系列を用いた推計結果から判断すると，財政赤字は，Ricardian Consumerに対するシグナル効果を通したルート（60％強）以外に，流動性制約に直面している家計に対する減税の直接的なルート（40％弱）を通して発揮されることになる．このように，推計結果に大きな乖離が発生する要因としては，原系列に内包された流動性制約に関する情報を季節調整が削除してしまっている点が考えられる．四半期データを利用して中立命題や恒常所得仮説を分析したわが国におけるこれまでの分析は，季調済系列を用いたものばかりであり，今後，原系列を用いた推計にも関心が払われるべきであろう．

最後に，本稿の分析上の留意点・限界，および今後の研究課題を述べる．第1に，本分析では，推計期間（1971/1Q～1995/1Q）を通して実質金利が一定であるとして分析を行っている．これは，モデルの単純化のためには非常に有効であり，中立命題や恒常所得仮説を取り扱った先行研究においても，この仮定を設けた例は少なくないが，強い仮定であることは否定できない．第2に，流動性制約を受ける家計の割合も推計期間中一定と仮定しているが，本来は時間とともに変化するとみたほうが適切かもしれない．金融制度の発達や金融自由化の影響で個人向け金融は飛躍的に整備されてきた一方で，バブル崩壊による金融機関貸出しの慎重化等が，制約を受ける家計数に影響を与えた可能性もある[20]．最後に，民間消費と政府消費の代替性(substitutability)を本分析では考慮しておらず，政府支出を無価値なものとアプリオリに見な

[20] 第1，第2の問題点に対しては，サンプル分割による推計によって解決可能との見方もあろう．しかし，71/1Q～95/1Qの100期分のサンプルを分割して，サンプル前半期と後半期で推計結果が仮に異なった場合，それが真の構造変化を意味するのか，あるいはGMMの小標本バイアスによるものか判別できないという新たな問題が発生する．

している．Aschauer [1]のようにオイラー方程式を直接推計するような単純なケースでは，政府支出の代替性を考慮した有効消費をモデルに取り入れることは簡単である．しかし，本論文のようにオイラー方程式を異時点間予算制約式に代入して消費関数を導出する場合，代替性を考慮したモデルは非常に複雑になるため，これも今後の課題と言えよう．

補論．(38)（39）式の導出

まず，労働所得の割引現在価値 W_t, W_{t-1} について以下のように書き換える．

$$\text{(A1)}\quad \begin{aligned} W_t &= \sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}E_t w_{t+i} \\ &= \sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}[E_t w_{t+i}-E_{t-1}w_{t+i}]+\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}E_{t-1}w_{t+i} \end{aligned}$$

$$\text{(A2)}\quad \begin{aligned} W_{t-1} &= \sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}E_{t-1}w_{t+i-1} \\ &= E_{t-1}w_{t-1}+\sum_{i=1}^{\infty}(1+r)^{-i}E_{t-1}w_{t+i-1} \end{aligned}$$

(A2) 式の右辺第1項を左辺に移項して，両辺に $(1+r)$ を乗じて整理すると次式を得る．

$$\text{(A3)}\quad (1+r)(W_{t-1}-w_{t-1})=\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}E_{t-1}w_{t+i}$$

(A3) 式を (A1) に代入して，次式を得る．

$$\text{(A4)}\quad W_t=\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}[E_t w_{t+i}-E_{t-1}w_{t+i}]+(1+r)(W_{t-1}-w_{t-1})$$

同様に，政府支出の割引現在価値 G_t についても，以下のように表現可能である．

$$\text{(A5)}\quad G_t=\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}[E_t g_{t+i}-E_{t-1}g_{t+i}]+(1+r)(G_{t-1}-g_{t-1})$$

(A4) 式から (A5) 式を減算して，

$$\text{(A6)}\quad \begin{aligned} &W_t-G_t=\sigma_t-v_t+(1+r)(W_{t-1}-G_{t-1}-w_{t-1}+g_{t-1}) \\ &\text{ただし，}\ \sigma_t=\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}[E_t w_{t+i}-E_{t-1}w_{t+i}] \\ &\qquad\qquad v_t=\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}[E_t g_{t+i}-E_{t-1}g_{t+i}] \end{aligned}$$

を得る．

ところで，(26) 式を変形すると，W_t-G_t について次のように表現可能である．

$$\text{(A7)}\quad W_t-G_t=\frac{1}{(1-\pi)(1-\delta)}[c_t-\pi yd_t-\xi_t]-kB_t-(1+r)(A_{t-1}-B_{t-1})$$

(A7)式を(A6)式に代入して整理すると，観察可能な説明変数のみによる最終的な構造方程式

$$\text{(38)}\quad \begin{aligned} c_t=&(1+r)c_{t-1}-(1-\pi)(1-\delta)(1+r)(w_{t-1}-g_{t-1}) \\ &+(1-\pi)(1-\delta)(1+r)[A_{t-1}-B_{t-1}-(1+r)(A_{t-2}-B_{t-2})] \\ &+\pi[yd_t-(1+r)yd_{t-1}]+k(1-\pi)(1-\delta)[B_t-(1+r)B_{t-1}]+u_t \\ &\text{ただし，}\ u_t=(1-\pi)(1-\delta)(\sigma_t-v_t)+\xi_t-(1+r)\xi_{t-1} \end{aligned}$$

を得ることができる．同様に，(39) 式も導出できる．

データソース

変数名	出所	作成方法
消費 c_t	経済企画庁 『国民経済計算』	非耐久消費財最終消費支出 ＋半耐久消費財最終消費支出 ＋サービス財消費支出
政府支出 g_t	経済企画庁 『国民経済計算』	政府最終消費支出 ＋公的固定資本形成
労働所得（税引き前）w_t	経済企画庁 『国民経済計算』	雇用者所得
可処分所得 yd_t	経済企画庁 『国民経済計算』	家計（個人企業含む）可処分所得
公債残高（期末）B_t	日本銀行 『金融資産負債残高表』	公共部門（中央政府・公団・地方公共団体）の純金融債務残高 （公共部門負債調達計―公共部門資産運用計）
家計の非人的資産残高 A_t	日本銀行 『金融資産負債残高表』	個人部門金融純資産残高 （個人部門資産運用計［株式は市場価格表示］―借入金―企業間信用受信超）
	日本銀行 『金融資産負債残高表』	上記 B_t の値
	経済企画庁 『国民経済計算』	住宅ストック （1970 年末の住宅ストックをベンチマークとして，年々の住宅純投資額を積み上げる perpetual inventory 法により作成）

（注 1）以上の変数を「消費デフレータ」で実質化し，さらに「15 才以上人口」で除した一人当り実質値を推計に用いる．
「消費デフレータ」：経済企画庁『国民経済計算』より，非耐久消費財最終消費支出，半耐久消費財最終消費支出，サービス財消費支出の名目値と実質値の各総和を求め，名目値を実質値で除して求めた．
「15 才以上人口」：総務庁『労働力調査』

（注 2）季節調整値は，X-12-ARIMA（ベータ・バージョン）により，異常値調整と閏年調整を適宜実施したものを利用．

（注 3）『金融資産負債残高表』では，社会保障基金の金融資産のうち，資金運用部預託金は中央政府の金融資産として計上されている．しかし，資金運用部預託金を除く金融資産（信託や生命保険等，94 年末で全金融資産の 4 割弱を占める）は，個人の金融資産として計上されている．

（注 4）本来は，家計の消費 c_t と非人的資産 A_t に，それぞれ，耐久財ストックからの帰属サービスと耐久財ストック残高を含めるべきであるが，データ制約の関係から省略した（「国民経済計算」には前者のデータはなく，また後者については年次データしか存在しない）．

参考文献

[1] Aschauer, D. A. (1985). Fiscal Policy and Aggregate Demand, *American Economic Review*, **75**, 117-127. .

[2] Aschauer, D. A. (1988). The Equilibrium Approach to Fiscal Policy, *Journal of Money, Credit, and Banking*, **20**, 41-62.

[3] Attanasio, O. P. (1994). The Intertemporal Allocation of Consumption: Theory and Evidence, *NBER Working Paper*, No. 4811.

[4] 伴 金美 (1991). マクロ計量モデル分析―モデル分析の有効性と評価―, 有斐閣

[5] Barro, R. J. (1974). Are Government bonds Net Wealth?, *Journal of Political Economy*, **82**, 1095-1117.

[6] Barro, R. J. (1989). The Ricardian Approach to Budget Deficits, *Journal of Economic Perspectives*, **3**, 37-54.

[7] Barro, R. J. (1993). *Macroeconomics (4th ed.)*, John Wiley & Sons.

[8] Bernheim, B. D. (1987). Ricardian Equivalence: An Evaluation of Theory and Evidence, in *Macroeconomics annual 1987*. Ed.: S. Fisher. National Bureau of Economic Research. Cambridge, MA: MIT Press, 263-303.

[9] Campbell, J. Y. and Mankiw, N. G. (1990). Permanent Income, Current Income, and Consumption, *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 265-279.

[10] Davidson, R. and MacKinnon, J. G. (1981). Several Tests for Model Specification in the Presence of Alternative Hypothesis, *Econometrica*, **49**, 781-793.

[11] English, W. B., Miron, J. A. and Wilcox, D. W. (1989). Seasonal Fluctuations and the Life Cycle-Permanent Income Model of Consumption: A Correction, *Journal of Political Economy*, **97**, 988-991.

[12] Ferson, W. E. and Harvey, C. R. (1992). Seasonality and Consumption-Based Asset Pricing, *Journal of Finance*, **417**, 511-552.

[13] Hall, A. (1993). Some Aspects of Generalized Method of Moments Estimation, in *Handbook of Statistics*, **11**, Ed.: G. S. Maddala, C. R. Rao and H. D. Vinod, Elsevier Science Publishers. 393-417.

[14] Hamilton, J. D. and Flavin, M. A. On the limitations of Government Borrowing: A Framework for Empirical Testing, *American Economic Review*, **76**, 808-819.

[15] Hansen, L. P. (1982). Large Sample Properties of Generalized Method of Moment Estimators, *Econometrica*, **50**, 1029-1054.

[16] Hansen, L. P. and Singleton, K. J. (1982). Generalized Instrumental Variables Estimation of Nonlinear Rational Expectations Models, *Econometrica*, **50**, 1269-1286.

[17] Harvey, A. C. (1989). *Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter*, Cambridge University Press.

[18] Haug, A. A. (1990). Ricardian Equivalence, Rational Expectations, and the Permanent Income Hypothesis, *Journal of Money, Credit, and Banking*, **22**, 305-326.

[19] Hayashi, F. (1982). The Permanent Income Hypothesis: Estimation and Testing by Instrumental Variables, *Journal of Political Economy*, **90**, 895-916.

[20] Hayford, M. (1989). Liquidity Constraints and the Ricardian Equivalence Theorem, *Journal of Money, Credit, and Banking*, **21**, 380-387.

[21] Himarios, D. (1995). Euler Equation Tests of Ricardian Equivalence, *Economic Letters*, **48**, 165-171.

[22] 本間正明 (1996). 財政赤字の経済分析―中立命題の再検証―, 公共債をめぐる諸問題 (第1章), 金融調査研究会報告書 (17). 1-24.

[23] 本間正明・跡田直澄他 (1986). 財政赤字と家計消費, ファイナンシャル・レビュー, 54-69.

[24] 本間正明・武藤恭彦他 (1987). 公債の中立命題：理論とその実証分析, 経済分析, **106**, 1-39.

[25] 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.

[26] 井堀利宏 (1987). 公債の負担と財政政策, 日本経済と財政政策―マクロ経済と財政赤字の分析― (第4章), 薮下史郎・浅子和美編著, 東洋経済新報社, 96-114.

[27] Leiderman, L. and Razin, A. (1988). Testing Ricardian Neutrality with an Intertemporal Stochastic Mode, *Journal of Money, Credit, and Banking*, **20**, 1-21.

[28] Miron, J. A. (1986). Seasonal Fluctuations and the Life Cycle-Permanent Income Model of Consumption, *Journal of Political Economy*, **94**, 1258-1279.

[29] Miron, J. A. (1995). What Have Macroeconomists Learned about Business Cycles from the Study of

Seasonal Cycles, *NBER Working Paper*, No. 5258.

[30] Ogaki, M. (1993). Generalized Method of Moments: Econometric Applications, in *Handbook of Statistics*, **11**. Ed.: G. S. Maddala, C. R. Rao and H. D. Vinod, Elsevier Science Publishers, 455-487.

[31] 小川一夫・竹中平蔵他 (1986). 最近の日本における貯蓄・消費パターンについて―新消費・所得データ系列による実証分析, ファイナンシャル・レビュー, 68-82.

[32] 小川一夫・竹中平蔵他 (1986). 消費・貯蓄行動の日米比較, ファイナンシャル・レビュー, 94-116.

[33] Osborn, D. R. (1988). Seasonality and Habit Persistence in a Life Cycle Model of Consumption, *Journal of Applied Econometrics*, **3**, 255-266.

[34] Runkle, D. E. (1991). Liquidity Constraints and the Permanent Income Hypothesis, *Journal of Monetary Economics*, **27**, 73-98.

[35] Seater, J. J. (1993). Ricardian Equivalence, *Journal of Economic Literature*, **XXXI**, 142-190.

[36] Zeldes, S. P. (1989). Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation, *Journal of Political Economy*, **97**, 305-346.