家計の情報収集能力に関する検証

林　　由　子

1. はじめに

短期間における家計の情報量にはある程度の限界があり，こうした情報収集に対する能力を考慮した上での政策決定はきわめて重要であると考えられる。これまで，短期におけるリカードの等価定理の成立可能性については絶対的な支持は得られていない。しかし恒常的な減税や公共政策といった政策効果でさえもその効果には疑問が持たれている。これらの政策効果には，家計の将来所得に関する情報収集能力が大きく関わってくるであろう。そこで本稿では，如何にして家計が一定期間内に得ている将来所得についての新たな情報の更新をなし得るか否かを実証的に検証することによって，こうした政策効果についての定量的な検証を試みる。

合理的期待の下で，家計は人的資産を含む総資産に基づいて消費を行なうために，その時点において可能な全ての情報を用いて将来所得についての期待形成を行なう。それゆえ，恒常所得仮説あるいはライフサイクル仮説に従う家計の消費は，その期間内に生じた将来所得の予想に関する新たな情報に依存して変動する。将来所得についての期待に変化が生じなければ，消費は一定の成長率で成長し，さらに実質利子率と時間割引率が等しく，かつ新たな情報がこの一定期間内に得られなければ，消費は全く変動しない。これに対して，もし将来所得についてそれまでに期待されていた以上の増加（減少）が予想された場合，消費は上方（下方）に修正される。つまり消費の変動は，こうした将来所得の予想の変動に基づいてなされるのである。そして，この変動は将来所得の予想に影響を与える全ての情報と相関を持つ。

それでは，ある一定期間内に家計が得ている新たな情報量の大きさは，どの程度時間に依存するであろうか。直感的に，近い将来の所得に関する情報は遠い将来所得における情報よりも容易に得られると予想されるであろう。また，情報収集期間に比例して情報収集量も増加するであろう。このことは，標準的な恒常所得仮説に基づいて，

家計の消費の変動から，将来所得および将来所得の期待形成に用いられる情報を特定化することで可能となる。

恒常所得仮説に基づく消費関数から家計の消費行動から将来所得についての予想あるいは将来所得の期待形成に用いられる情報の分析を行った研究としては，Campbell（1987）およびKiley（1998）が挙げられる。Campbell（1987）では，現在消費が予測可能な将来所得の情報に基づいて行われるとの性質を利用して，貯蓄変動が将来所得の変化を説明できることを示している。またKiley（1998）では，将来の予測可能な税の変動は，将来所得の期待形成をとおして消費の変動に影響を与えることを用いた実証分析を行い，有意な結果を得ている。これらの研究はいずれも消費の変動が現在の「予測可能な所得」あるいは将来所得の期待形成に関わる情報で決定されるとの理論から導かれた検証である。

そこで本稿では，これらの研究に従って，どの程度の将来所得の変動に関する情報を得ることができるのか，また，どのような予想変数が将来所得への期待形成に用いられているのかについての実証分析を行っていく。

本稿の構成は以下の通りである。2節では消費関数と将来所得との関係の整理を行なう。3節ではまず日本のデータを用いて3ヶ月間の情報量と一年間の情報量の比較を行なった後，66カ国のデータを用いて予測期間の検証を行なう。この際，これらの各国の推定値からカーネル密度推定量により全体の分布の推定を行なう。最後に4節でまとめを行なう。

2. 理　　論

本節では，代表的個人を仮定した家計の消費行動にもとづき，消費の変動と将来所得の期待形成の関係について概説していく。合理的期待下における恒常所得仮説に従う代表的個人の直面する最大化問題は以下のとおりである。

$$max \quad U=\sum_{i=0}^{\infty}\left(\frac{1}{1+d}\right)^{i} E_t\, u(c_{t+i}) \qquad (1)$$

$$s.t. \quad a_{t+i}=(1+r)(a_{t+i-1}+y_{t+i}-c_{t+i}) \qquad (2)$$

ここで，c_t は **t** 期における消費を，y_t は **t** 期における労働所得を，a_t は **t** 期における非人的資産をあらわす。また **d** は時間割引率を，**r** は利子率をあらわす。そして **u** は効用関数を，E_t は **t** 期時点において利用可能な全ての情報にもとづく条件付

き期待値演算子をあらわす。ただしここでは簡単化のため利子率は一定と仮定する。それゆえ，将来の労働所得のみが家計の人的資産及び非人的資産を含めた総資産における不確実性の要因となる。

このとき家計の消費水準は，生涯所得に基づく予算制約を満たす異時点間の最適化配分の結果を反映して決定される。それゆえ，消費関数は以下のように定義しうる。

$$c_t=\kappa\Big[a_t+\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}E_t y_{t+i}\Big] \qquad (3)$$

ここで κ は，$\kappa=\kappa(\mathbf{r},\mathbf{d}\sigma)$ との関数で決定されるパラメータである。また，σ はリスク回避度を表わす。 相対的リスク回避度一定の効用関数を仮定することにより，消費の最適化経路は以下となる。

$$\log\ c_t=a+b\log c_{t-1}+u_t \qquad (4)$$

利子率と時間割引率を等しいと仮定すると，(4)式の誤差項は以下の(5)式を満たす[1)]。つまり(4)式の誤差項 u_t は t -1 期と **t** 期の新たな情報による将来所得に対する予測誤差の集合である。

$$u_t=\Big(\frac{r}{1+r}\Big)\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}\left[E_t(y_{t+i})-E_{t-1}(y_{t+i})\right]. \qquad (5)$$

本稿では，この誤差項の情報を用いて将来所得の予測の変化について定量的な検証を試みる。

(5)式で示された，**t**-1 期から **t** 期における新たな情報による将来所得の変動に対する現在消費の変動を取り出すために，以下のような重回帰分析をおこなう[2)]。

$$\log c_t=b_0+b_1\log y_t+b_2\log c_{t-1}+u^b{}_t \qquad (6)$$

(6)式においてパラメータ b_1 は，**t**-1 期の消費の変動を取り除いた **t** 期の所得から **t** 期の消費への影響を表すものである。つまり t -1 期から **t** 期にかけて生じた新たな **t** 期の所得変動の内，どの程度の割合を家計が情報として用いているのかを示すものが b_1 である。それゆえ，b_1 が統計的に有意であるならば，**t** 期の所得に対して **t**-1 期から **t** 期にかけて新たな情報が得られたことが支持される。逆に，**t** 期の所得について新たな情報が得られなければ，b_1 は有意とはならない。

1）たとえば Deaton (1992)を見よ

2）ここで用いられた重回帰分析の性質を用いた検定に本多（1990）の「ウ＝ハウスマン検定の応用」がある

同様に，この回帰式を現在所得のみならず，以下のように将来所得についても適用することによって，どれほどの期間にわたる将来所得の予測の改定が行なわれているかについての検証を行なうことが可能となる。

$$\log c_t = b_{0i} + b_{1i} \log y_{t+i} + b_{2i} \log c_{t-1} + u_{it} \qquad (i = 0, 1, 2\cdots) \qquad (7)$$

(7)式の b_{1i} の推定値は，将来所得の予測の変化が影響を与える限り有意となる。また(6)式および(7)式における誤差項は，将来所得自体を示すものではなく，将来所得の予測の変化をあらわすものであるから，将来所得（y_{t+i}）のみならず，将来所得の予測に用いられる全ての変数について検証を行なうことができる。

3. 実証結果

(1) 日本のデータを用いた結果

(i) 3ヶ月間と1年間に得られる情報量の比較

ここでは，日本の四半期データを用いて，3ヶ月間に得られる情報量と一年間に得られる情報量の比較を行なう。

(7)式の推定式において，$\log c_{t-1}$ の代わりに $\log c_{t-4}$ を説明変数に加えた結果から，(7)式と以下の(8)式における所得に対する b_{1i} と d_{1i} の比較を行なう。3カ月の間に生じた新たな将来所得の変動の内，どの程度の情報を家計が用いているのかを示すものが b_{1i} であり，1年間の間に生じた新たな将来所得の変動の内，どの程度の情報を家計が用いているのかを示すものが d_{1i} となる。それゆえ b_{1i} と d_{1i} の大きさの差は，情報収集測度を反映する。

$$\log c_t = d_{0i} + d_{1i} \log y_{t+i} + d_{2i} \log c_{t-4} + \varepsilon_{it} \qquad (i = 0, 1, 2\cdots, 25) \qquad (8)$$

しかし，(7)式とは異なり，(8)式の誤差項は3次の MA 過程に従う。それゆえ，最小二乗法による係数の推定値に偏りは生じないが，標準偏差の推定値は歪みを生じる。そこで，最小二乗法によって係数の推定値を得た後，標準偏差の推定値の計算については，分散均一かつ3次の MA 過程を仮定して推定値の計算を行った[3)]。

Kiley（1998）において指摘されているように，(7)式の推定式は，所得のみならず，

3) ここでの標準誤差の推定値は，得られた残差をもとに計算を行なったものである。この推定値は漸近的には一致性を持つが，効率性から撹乱項の相関を考慮した非線形推定が望ましい。しかしここでは同じ推定法による推定値を得ることが妥当であると考え，最小二乗法を用いた。

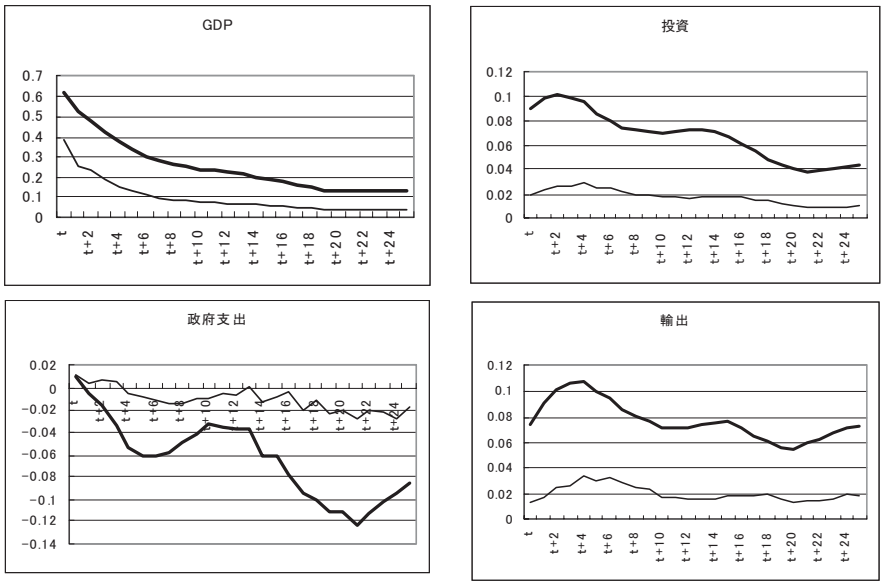
将来所得の期待形成に関わる全ての変数を用いて，それぞれの変数が期待形成に影響を与えているのか否かを検討することを可能とするものである。また家計がそれぞれの変数の将来変動をどの程度情報として取りこんでいるのかを検討することをも可能とするものである。そこで将来所得の期待形成に関わると考えられる変数の中から，「投資」，「政府支出」および「輸出」を取り上げた。用いたデータは，いずれも『国民経済計算年報』から取りだした季節調整済みの実質値である。データ期間は，1955年第Ⅱ四半期から1999年第Ⅰ四半期までである。

最小二乗法による係数の推定値を図１に示している。太線は $\log c_{t-4}$ を説明変数とした際の結果，つまり一年間の情報収集能力を，細線は $\log c_{t-1}$ を説明変数とした際の結果である３ヶ月間の情報収集能力を示している。また表１に１％の有意水準で有意であった推定値を示している。またいずれの推定結果においても５％の有意水準で３次の augmented Engle-Granger の共和分検定から共和分関係にあることが棄却されなかった。その結果，GDP を将来所得の説明変数とした場合，3ヶ月間における情報においては 4.5 年先の変動までを認知しており，１年間においては 6.25 年先においてもまだ有意な結果が得られている。また，投資を用いた場合にはそれぞれ４年と 4.5 年先までの情報が得られていることが示されており，輸出を用いた場合には３ヶ月間の場合には 2.25 年先までと６年及び 6.25 年先が，１年間の場合には 6.25 年先までのすべての期間において有意な結果が示されている。これらの結果は，将来所得の情報として投資や輸出といった変数よりも，GDP がより将来所得の情報源として採り入れられているとことを示唆するものである。しかしこれらの結果に対して，政府支出を用いた場合には，３ヶ月間のおよび１年間のいずれも場合にも有意な結果は得られなかった。ただし１年間の p 値はいずれの期間においても３ヶ月間のものよりも大きかった。

図１より，GDP に対する情報収集能力は３ヶ月間と一年間でおよそ２倍程度の差が生じていることを見ることができる。これに対して，投資および輸出の差は，GDP に比べて大きく異なっていることが分かる。

また上述のように，政府支出についてはいずれの期間においても有意な結果は得られなかったが，推定値が負の値を示している。これについては，以下の２つの理由が考えられよう。一つは，景気が悪いとき，つまり GDP が落ち込むときに政府支出が増加されることから生じる所得との負の相関が，所得増加との相関よりも強い場合で

図１　１年間と３ヶ月間の情報量の比較



*太線：1年間　細線：3ヶ月間

表１　１％の有意水準で有意な推定値

GDP	3ヶ月間	**t**期～**t+18**期
	1年間	**t**期～**t+25**期
投資	3ヶ月間	**t+1**期～**t+16**期
	1年間	**t**期～**t+18**期
政府支出	3ヶ月間	×
	1年間	×
輸出	3ヶ月間	**t+3**期～**t+9**期，**t+24**期，**t+25**期
	1年間	**t**期～**t+25**期

ある。2つ目には政府支出そのものが公共財として，私的財の代替財として消費者の効用を高める場合である[4)]。

（ii）　恒常ショックと一時的ショック

この情報収集能力の推定において，係数の大きさは，**t** 期と **t+i** 期の新たな情報間

4）Karras（1994），Amano and Wijanto（1998）等を参照

の相関に影響を受ける。これらの相関は，所得における恒常成分あるいは持続性を持つショックが原因であると考えられるであろう。しかし，GDP は将来所得の予測を行なう変数ではあるが，GDP の相関で将来所得に関する情報の相関を代替した場合，所得に関わらない変動が含まれてしまう。

そこでここでは，推定残差からこの情報間の相関の検証を行なう。つまり将来所得の変動による予測誤差の説明された部分の情報を用いて，どの程度係数が過大評価されているかについて検討を行なうというものである。

この検証を行なうために，**t** 期と **t+i** 期の所得を説明変数に用いた場合の予測誤差について考える。

（7）式における u_{it} は，**t** 期と **t-1** 期の予測誤差から **t+i** 期の将来所得で説明されるの予測誤差を引いたものである。また（4）式の u_t は，各期の u_{it} を含めた全体の予測誤差である。それゆえ，**t** 期と **t-1** 期の間に生じた **t+i** 期の将来所得で説明されるの予測誤差（u_{it}^{t+i}）は，

$$u_{it}^{t+i}=u_t-u_{it} \tag{9}$$

で求めることができる。

それゆえここでは，（9）式で得られた u_{it}^{t+i} にもとづいて，以下の(10)式の回帰分析を行なうことにより，情報間の相関についての考察を行っていく。

$$u_{it}^{t+i}=\mathrm{w}_i\, u_{it}^{t}+e_{it} \tag{10}$$

仮に，家計が新たに得た将来所得への情報が**t**期に生じる恒常所得（υ_t）のみであるならば，（5）式においてすべての期間において $E_t(y_{t+i})-E_{t-1}(y_{t+i})=\upsilon_t$ となるため，以下の関係が成立する。

$$u_t=\left(\frac{r}{1+r}\right)\sum_{i=0}^{\infty}(1+r)^{-i}\upsilon_t=\upsilon_t \tag{11}$$

それゆえ，よく知られているように恒常所得ショックによる限界消費性向は 1 となる[5)]。このとき $\mathrm{w}_i=(1+r)^i$ となる。これに対して，全く持続性をもたない一時的ショックのみで構成されているならば $\mathrm{w}_i=0$ となる。また，持続性を持った一時所得の場合には，一時的所得の割合に依存して，係数 w_i は $(1+r)^i$ 以下の上昇が生じ，

5）Habit Formationが存在している場合には恒常所得による限界消費性向が 1 よりも小さくなる（Alessie and Lusardi (1997)，Caroll（2000））

図2－1　**t** 期の情報による影響

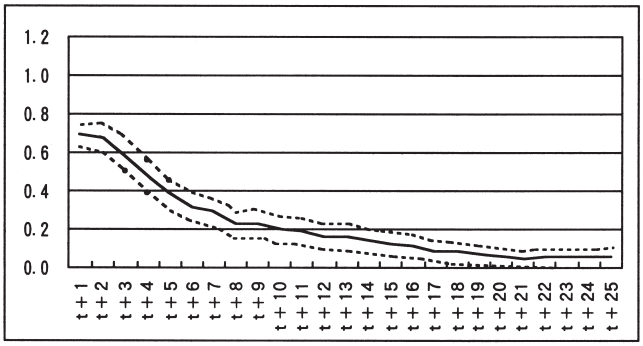
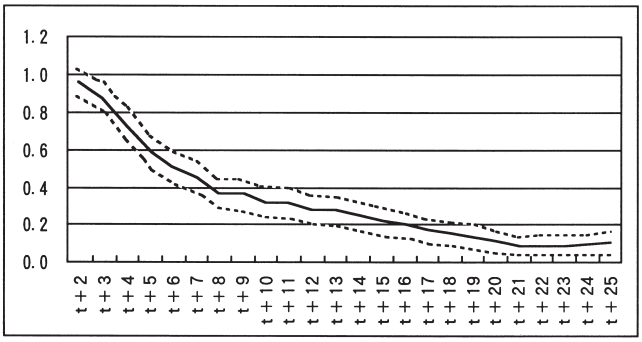


図2－2　**t**＋1 期の情報による影響



一時的所得の影響が大きい場合には逓減していく。

得られた **t** 期の所得による予測誤差に各期の予測誤差を回帰させた推定値を表２の第１列に，第２列には **t** 値を示している。また，推定値のグラフを図2-1に示している。破線は95％の値頼区間を示している。ここでは，（ｉ）の「３ヶ月間と１年間に得られる情報量の比較」で用いた GDP による推定結果を示している。いずれの推定結果も５％の有意水準で有意であった。

これによれば，高い正の係数が得られている。つまり，**t+i** 期の予想される所得と **t+j** 期の予想される所得との相関が高いため，これらの係数を合計した場合，この相関の影響によって将来所得からの消費への影響を大きく見積もってしまうのである。これは，新たな情報に恒常的な所得変動あるいは持続性を持つ一時的所得が含まれているために生じるものである。

しかしもし得られた新たな情報の全てが恒常的なショックであるならば，係数の相

表 2

	t 期	t＋1 期
t＋1	0.688　(22.627)	
t＋2	0.681　(18.014)	0.966　(28.106)
t＋3	0.590　(14.195)	0.876　(22.522)
t＋4	0.477　(11.543)	0.728　(17.514)
t＋5	0.384　(9.733)	0.596　(14.105)
t＋6	0.323　(8.443)	0.508　(11.948)
t＋7	0.297　(7.853)	0.461　(10.581)
t＋8	0.224　(6.706)	0.365　(9.423)
t＋9	0.229　(6.428)	0.358　(8.466)
t＋10	0.198　(5.858)	0.323　(8.057)
t＋11	0.192　(5.474)	0.319　(7.646)
t＋12	0.161　(4.865)	0.279　(7.058)
t＋13	0.161　(4.681)	0.273　(6.577)
t＋14	0.140　(4.272)	0.250　(6.311)
t＋15	0.120　(3.873)	0.218　(5.808)
t＋16	0.110　(3.631)	0.198　(5.341)
t＋17	0.088　(3.188)	0.164　(4.845)
t＋18	0.080　(3.004)	0.148　(4.477)
t＋19	0.069　(2.751)	0.129　(4.102)
t＋20	0.059　(2.583)	0.109　(3.795)
t＋21	0.045　(2.256)	0.086　(3.452)
t＋22	0.047　(2.223)	0.086　(3.203)
t＋23	0.047　(2.171)	0.088　(3.202)
t＋24	0.046　(2.074)	0.090　(3.194)
t＋25	0.051　(2.118)	0.097　(3.209)

括弧内は t 値を表す

関が利子率で割り引かれたものよりも大きく逓減していることから，得られた新たな情報に含まれる恒常的ショックの割合は低く，多くは一時的ショックであると考えられる[6)]。利子率を年率3.5％と仮定した場合，３ヶ月間の情報においては **t** 期の新たな所得の情報に含まれる恒常所得は約４％（＝0.051*（1/1.24））であることが分かる。

上記の結果は，**t** 期の所得との相関を考察したため，流動性制約が結果に影響を及ぼすであろう。そこで，u_{it}^{t} に代わって u_{it}^{t+1} を説明変数とした場合の結果を表２の第３列および第４列に，グラフを図2-2 に示している。同様に利子率を年率3.5％と仮定した場合，**t** 期の新たな所得の情報に含まれる恒常所得は約８％（＝0.097*（1/1.23））程度となった。

（２）国際比較による予測期間の推定

本項では，各国の推定値から世界全体の将来所得の予測についての分布を得るために，（５）式の検証を66カ国のデータを用いて検証を行った[7)]。用いたデータは1960年から1999年までの年次データである。しかし，オーストラリア，ポルトガル，レソト，日本，スイス，イギリス，アメリカの国々については1960年から1998年までである。データはいずれも世界銀行の World Development Indicator から取り出したものである。消費および所得のデータには，それぞれ一人あたりの実質（国ベース）家計最終

6）相関関係から恒常ショックの分析を行なったものにCochrane（1988）が、所得の恒常ショックと一時的ショックの分析を行なったものとしてはCochrane（1994），Elwood（1997），Pistoresi（1997）がある

7）推定の対象とした国は，オーストラリア，オーストリア，ベルギー，ベナン，ブラジル，ブルンジ，カメルーン，チリ，中国，コロンビア，コンゴ共和国，コスタリカ，コートダジュール，デンマーク，ドミニカ共和国，エクアドル，エルサルバドル，フィンランド，フランス，ガボン，ガーナ，ギリシャ，ガテマラ，ホンデュラス，インドネシア，アイルランド，イスラエル，イタリア，ジャマイカ，日本，ケニア，韓国，レソト，ルクセンブルグ，マダガスカル，マラウィ，マレーシア，モーリタニア，メキシコ，モロッコ，オランダ，ニュージーランド，ニカラグア，ニジェール，ナイジェリア，ノルウェー，パキスタン，パラグアイ，ペルー，フィリピン，ポルトガル，ルワンダ，セネガル，シンガポール，南アフリカ，スペイン，スリランカ，スウェーデン，スイス，タイ，トーゴ，トリニダード＝トバゴ，イギリス，アメリカ，ウルグアイ，ザンビアの66カ国である

図4－1　各期の係数の分布（ヒストグラム）

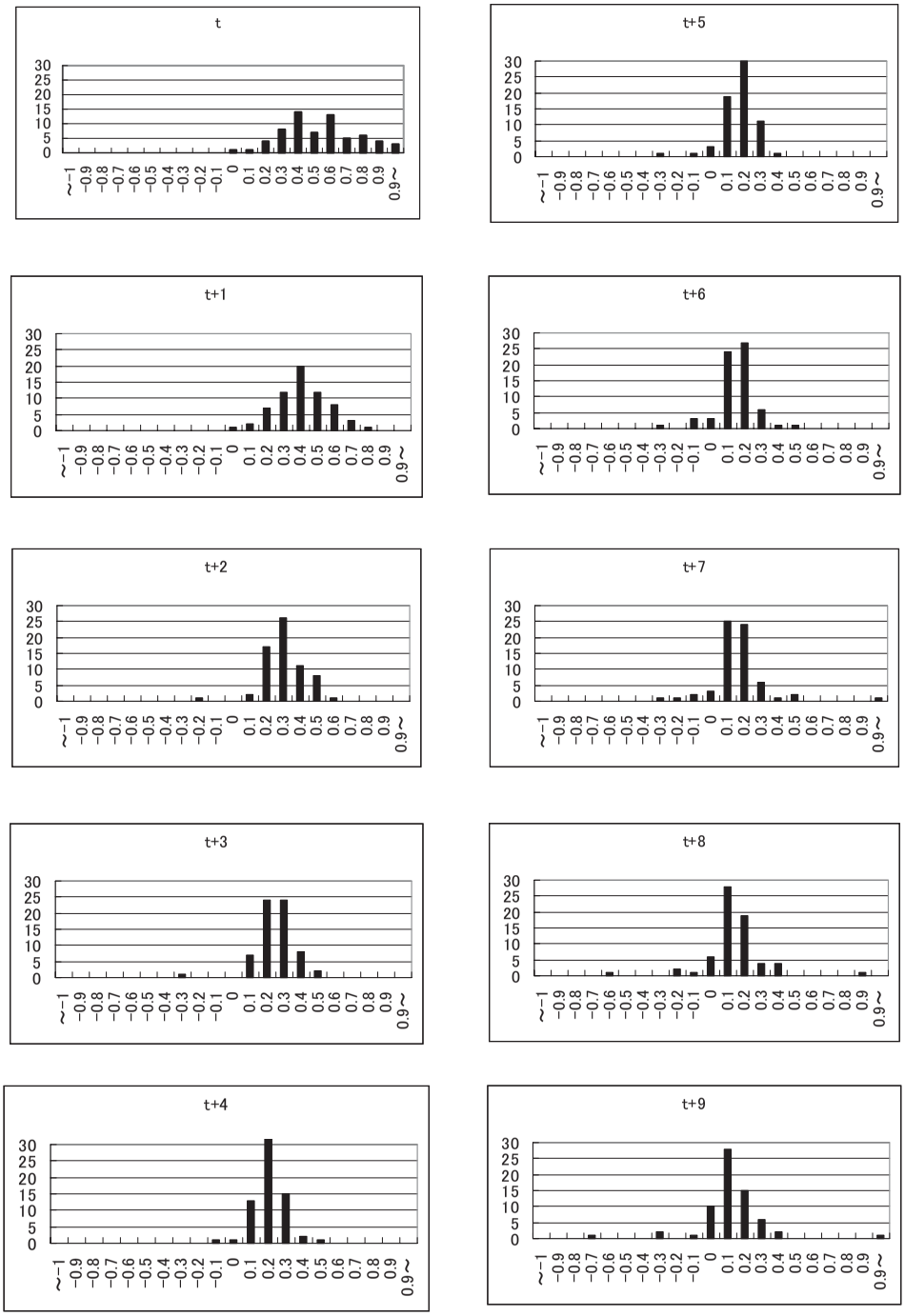
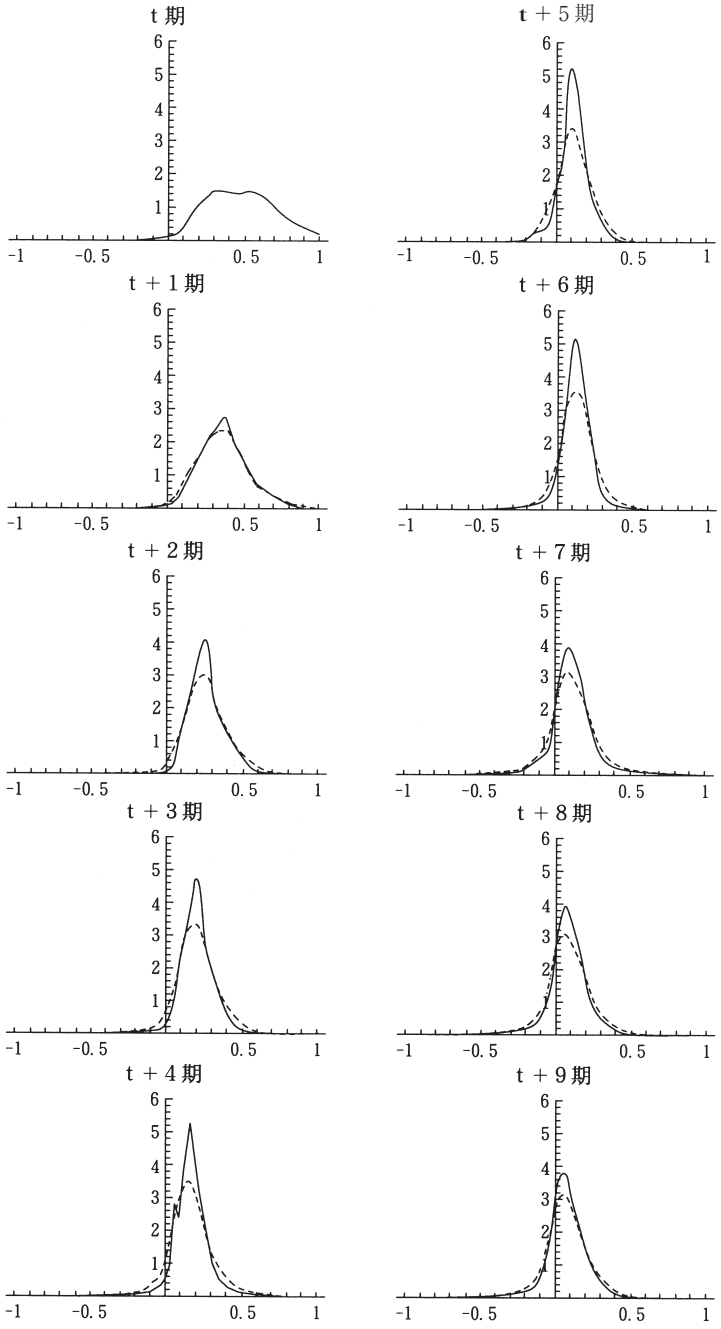


図4－2　各期の係数の分布（カーネル密度推定値）



＊直線：d＝d*　破線：d＝1

消費支出およびGDPを用いた。推定には，それぞれ9年先までのGDPを説明変数として用いている。推定には最小二乗法を用いた。

推定の結果，9年目においても予測可能な国は，中国，ギリシャ，ニカラグア，スリランカ，ザンビアであった。これに対してセネガルについては，将来予測に関して有意な結果は得られず，また，チリ，イタリア，ニュージーランド，ウルグアイの予想可能期間は1年であった。これらの結果から，所得変動の大きな国においては将来所得の予測は難しく，所得変動の小さな国において将来予測可能期間が長くなる傾向が伺えた。

1年間の間に更新される将来所得についてのGDPから得られる情報は66カ国中20カ国について3年ないし4年の予測期間を持つのに対して[8]，日本の予測可能期間は5年であり，日本における予測期間が，若干長いところに存在していることが示された。

次に，各国のそれぞれの期におけるの推定値からパラメータの分布について見ていく。パラメータの分布を推定するために，推定値の標準偏差を用いて，ノンパラメトリックに推定を行っていく。それぞれの推定値は異なる標準偏差を持ち，また容易にその標準偏差の推定値を得ることが出来る。そこでここでは，可変密度カーネル推定値を用いて分布の推定を行っていく。

カーネル密度推定値 $\hat{f}(x)$ には平滑化パラメータdによる以下のように定義される関数を用いる[9]。

$$\hat{f}(x)=\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}\frac{1}{ds_j}K\left[\frac{x-X_j}{ds_j}\right] \tag{11}$$

ここで，X_j は各国の推定値を，s_j はその標準偏差の推定値をあらわす。またK(・)はカーネル密度関数をあらわす。いま，各推定値 X_j の標準偏差 s_j を所与としたときの可変カーネル密度推定値への最適な平滑化パラメータ d を求める一つの基準として，以下のMISE（mean integrated square error）を最小にする d を考える。

$$MISE(\hat{f})=E\int_{-\infty}^{\infty}\left\{\hat{f}(x)-f(x)\right\}^2dx \tag{12}$$

8）ただし，ザンビア，デンマーク，モロッコ，ポルトガル，スイス，オーストラリア，南アフリカ，イスラエル，マラウィの9カ国については有意な結果が連続して現れなかった

9）Silverman（1986）参照

この MISE を最小にする d は，以下で与えられる（d*の導出については補論を見よ）。

$$d^* = \left(\int_{-\infty}^{\infty} K(t)^2 dt\right)^{\frac{1}{5}} \left[\sum_{j=1}^{n} \frac{1}{s_j}\right]^{\frac{1}{5}} \left[\sum_{j=1}^{n} s_j^2\right]^{-\frac{2}{5}} \left(\int_{-\infty}^{\infty} f''(x)^2 dx\right)^{-\frac{1}{5}} k_2^{-\frac{2}{5}} \tag{13}$$

いまカーネル密度関数に正規分布を仮定すると上式は，

$$d^* \approx 1.06\sigma \left[\sum_{j=1}^{n} \frac{1}{s_j}\right]^{\frac{1}{5}} \left[\sum_{j=1}^{n} s_j^2\right]^{-\frac{2}{5}} \tag{14}$$

となる。ここで σ は，$f(x)$ の標準偏差をあらわす。そのためここでは各国の推定値を標本とする標本標準偏差を用いた。

図4-1 および図4-2 に，推定値のヒストグラムおよび可変カーネル推定値による分布の推定結果を示した。可変カーネル密度推定において，直線は d＝1 のケースを，破線は d* による可変カーネル推定値を示している。ヒストグラム，カーネル推定値のいずれからも期間が長くにつれて係数の分布が 0 に近づいていくことを見ることができる。さらに t+1 期以降の係数の分布が，単峰分布であるのに対して，t 期の係数の分布については，0.3～0.4 と 0.5～0.6 の 2 箇所にモードを持つ双峰分布であると思われる。これは流動性制約あるいは毎期の所得の一定割合を消費する rule of thumb といった集団の影響が考えられるであろう。しかし，0 期のみが有意な国はセネガルのみであり，他の国について見ると，t+1 期以降も有意な結果が得られた国が66カ国中60カ国と大半であった。このことは，流動性制約あるいは rule of thumb によって，各国の消費行動が完全に説明されるということはないが，これらの影響の大きさが国によって異なることを示唆するものである。

4. ま と め

本稿では，ある一定の期間内に家計がどの程度の将来所得に関する情報を得ているかについての実証分析をおこなった。ここで行なった手法は，過去の消費で説明される将来所得からの影響を重回帰分析によって取り出すというものである。

ここで得られた主なる結果は，以下の三点である。第一に，日本のデータによる検証から，３ヶ月間と１年間の情報収集力の違いは GDP よりも投資や輸出といった変数に大きく表れた。これは，GDP がより所得に密接に関係しているのに対して，投資あるいは輸出といった変数が間接的に将来所得に影響を及ぼしているために，家計

が瞬時に情報として用いることが困難であることを示している。また，政府支出に対する予想が困難であることが示された。この理由として，所得の落ち込みによって政府支出が増加される『財政政策』から生じる負の相関に加えて，代替財として効用を高めることが政府支出の増加から予測される GDP あるいは将来所得の上昇の予測効果を打ち消してしまっていることが考えられるであろう。

そして第二に，**t** 期の所得について得られた新たな情報に含まれる 6 年以上の恒常性を持つ所得変動の割合は，3 ヶ月間に得られる新たな情報においては，約 4 %であった。また，**t+1** 期の所得について得られた新たな情報については約 8 %との結果が得られた。

最後に，世界66カ国のデータによる検証から，**t+1** 期以降の将来所得から消費への影響が単峰の分布を示しているのに対して，現在所得に関する新たな情報は，双峰分布を示していた。このことから，国単位で流動性制約に直面している国と直面していない国に分かれていることが伺える。

以上のように，特に 3 ヶ月間の間に家計が得ている情報に占める恒常所得に関する情報はきわめて小さく，その予測可能な将来所得の期間についても通常想定される期間，たとえば王朝モデルにおける無限期間といった想定とは相反する結果であった。このことは，同時に恒常的な政策変更に家計が瞬時に反応できないことを示唆するものといえよう。

本稿で得られた結果は，代表的個人の仮定の下での標準的な恒常所得仮説に基づく分析である。しかし，Alesssie and Lusardi (1997)，Carroll (2000) 等で述べられているように，習慣形成を考慮した場合には，恒常所得による限界消費性向でさえも標準的な恒常所得仮説で示される 1 よりも小さくなる。それゆえ，今後こうしたモデルの下での短期的な情報収集に関する検証が望まれる。

補　論

ここでは，**MISE**を最小にする**d***の導出を行なう。**MISE**は，以下のようにバイアスと分散に依存する項に分解することができる。

$$MISE(\hat{f}) = E\int_{-\infty}^{\infty}\left\{\hat{f}(x)-f(x)\right\}^2 dx$$

$$=\int_{-\infty}^{\infty}\left\{E\hat{f}(x)-f(x)\right\}^2 dx+\int_{-\infty}^{\infty}\mathrm{var}\ \hat{f}(x)dx \qquad \text{(a1)}$$

そこでバイアスに可変カーネルを代入すると，

$$E\hat{f}(x)-f(x)=\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}\int_{-\infty}^{\infty}\frac{1}{ds_j}K\left[\frac{x-X^j}{ds_j}\right]f(X)dX-f(x) \tag{a2}$$

となる。ここで $K(\cdot)$ は，期待値 0，分散 κ_2 をもつ分布である。

$X=x-ds_jt$ として変数変換を行なうと，

$$E\hat{f}(x)-f(x)=\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}\int_{-\infty}^{\infty}K(t)\left\{f(x-ds_jt)-f(x)\right\}dt \tag{a3}$$

となる。いま $f(x-ds_jt)$ を $f(x)$ まわりで2次のテーラー近似を行なうと，

$$f(x-ds_jt)-f(x)\approx-ds_jtf'(x)+d^2s_j^2t^2f''(x) \tag{a4}$$

となるので，これを代入すると，以下の関係が得られる。

$$E\hat{f}(x)-f(x)=\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}\int_{-\infty}^{\infty}K(t)\left\{f(x-ds_jt)-f(x)\right\}dt \tag{a5}$$

$$\approx\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}-ds_jf'(x)\int_{-\infty}^{\infty}tK(t)dt+\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}\frac{1}{2}d^2s_j^2f''(x)\int_{-\infty}^{\infty}t^2K(t)dt$$

$$=\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}\frac{1}{2}d^2s_j^2f''(x)\kappa_2 \tag{a6}$$

ゆえに，(a1) の第1項は以下となる。

$$\int_{-\infty}^{\infty}\left\{E\hat{f}(x)-f(x)\right\}^2dx\approx\frac{1}{4n^2}d^4{\kappa_2}^2\left[\sum_{j=1}^{n}s_j^2\right]^2\int_{-\infty}^{\infty}[f''(x)]^2dx \tag{a7}$$

一方，分散に可変カーネルを代入し，同様に変数変換の後，1次のテーラー近似を行ない，ds_j が小さく，n が十分に大きいとき，

$$\text{var }\hat{f}(x)\approx\frac{1}{n^2}f(x)\sum_{j=1}^{n}\frac{1}{ds_j}\int_{-\infty}^{\infty}K(t)^2dt \tag{a8}$$

となるから，(a7) と (a8) より，

$$MISE(\hat{f})\approx\frac{1}{4n^2}d^4{\kappa_2}^2\left[\sum_{j=1}^{n}s_j^2\right]^2\int_{-\infty}^{\infty}[f''(x)]^2dx+\frac{1}{n^2}\sum_{j=1}^{n}\frac{1}{ds_j}\int_{-\infty}^{\infty}K(t)^2dt \tag{a9}$$

となる。(a9) を d について最大化することで，以下の最適な d* が得られる。

$$d^*=\left(\int_{-\infty}^{\infty}K(t)^2dt\right)^{\frac{1}{5}}\left[\sum_{j=1}^{n}\frac{1}{s_j}\right]^{\frac{1}{5}}\left[\sum_{j=1}^{n}s_j^2\right]^{-\frac{2}{5}}\left(\int_{-\infty}^{\infty}f''(x)^2dx\right)^{-\frac{1}{5}}{\kappa_2}^{-\frac{2}{5}} \tag{a10}$$

参考文献

本多祐三 (1990) 『計量経済学における大標本検定』有斐閣

Alessie, R. and A. Lusardi, (1997), "Consumption, saving and habit formation," Economics Letters, vol.55, pp.103-108.

Amano, A. R. and T. S. Wijanto, (1998), "Government Expenditure and the Permanent Income Model," Review of Economic Dynamics, vol.1, pp.719-730.

Campbell, J. Y. (1987), "Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis," Econometrica, vol.55, no.6, pp.1249-1273.

Caroll, C.D.(2000), " 'Risky Habits' and the Marginal Propensity to Consume out of Permanent Income, or, How much would a Permanent Tax Cut boost Japanese Consumption?" International Economic Journal, vol.14 no.4, pp.1-40.

Cochrane, J.H. (1988), "How Big Is the Random Walk in GNP?," Journal of Political Economy, vol.96, pp.893-920.

Cochrane, J.H. (1994), "Permanent and Transitory Components of GNP," Quarterly Journal of Economics, vol.109, pp.241-65.

Deaton, A.(1992), *Understanding Consumption*, Oxford Press.

Elwood, S.K. (1997), "Estimating Permanent and Transitory Components of GNP Using Consumption Information," Southern Economic Journal, vol.64, no.2, pp.567-575.

Karras, G.(1994), "Government Spending and Private Consumption: Some Intertemporal Evidence," Journal of Money, Credit, and Banking, vol.26, pp.9-22.

Kiley, M. T. (1998), "Predicting Tax Rate Changes: Insights from the Permanent Income Hypothesis," Journal of Macroeconomics, vol.20, no.1, pp.153-167.

Pistoresi, B. (1997), "Using a VECM to characterize the relative importance of permanent and transitory components of U.S. total disposable income and total consumption," Research in Economics, vol.51, pp.131-155.

Silverman, B.W. (1986), *Density Estimation for Statistics and Data Analysis,* CHAPMAN and HALL.

Zoega, G.(1997), "Public Consumption and Unemployment," vol.44, No.3, pp.269-279.