



HOKKAIDO UNIVERSITY

Title	日本の消費者支出関数
Author(s)	成田, 淳司
Citation	北海道大學 經濟學研究, 31(5), 117-144
Issue Date	1982-03
Doc URL	https://hdl.handle.net/2115/32436
Type	departmental bulletin paper
File Information	4.pdf



日本の消費者支出関数*

成 田 淳 司

1. はじめに
2. 消費者支出関数のモデル
3. 日本の消費者支出関数
4. 結びにかえて

1. は じ め に

昭和40年以降、日本の家計部門の実質可処分所得および実質消費の動きをみると、つぎのような特徴が見て取れる。すなわち、昭和40年から昭和48年まで実質可処分所得は年平均9～10%で成長していたが、昭和49年第1四半期の所得の落ち込みを経験してからその平均成長率は約3%で成長していること、そして実質消費も昭和40年から昭和48年まで実質可処分所得の伸びに応じてほぼ同じ歩調で伸びていたが、昭和49年第1四半期の所得の低落を境にその伸び率も低下したことの二つである。ちなみに図1は昭和45年第1四半期から昭和55年第1四半期までの実質可処分所得 y 、実質消費支出 c 、実質非耐久財消費支出 cnd の動きを示したものである。いずれの系列

(*) 筆者は昭和56年度文部省内地研究員として東京大学経済学部で研究する機会を与えられたが、本稿は同大学の「ジョイント・セミナー」において昭和56年10月29日に発表したものに大幅に加筆・訂正を加えたものである。本研究を指導された浜田宏一先生、研究会に出席された小宮隆太郎先生ならびに大学院諸氏より有益なコメントをいただいた。ここに記してお礼申し上げます。もとより本文中のありうべき誤りはすべて筆者の責任である。

尚、本研究は昭和56年度文部省科学研究費（奨励研究(A)）の交付金に基づく研究成果である。

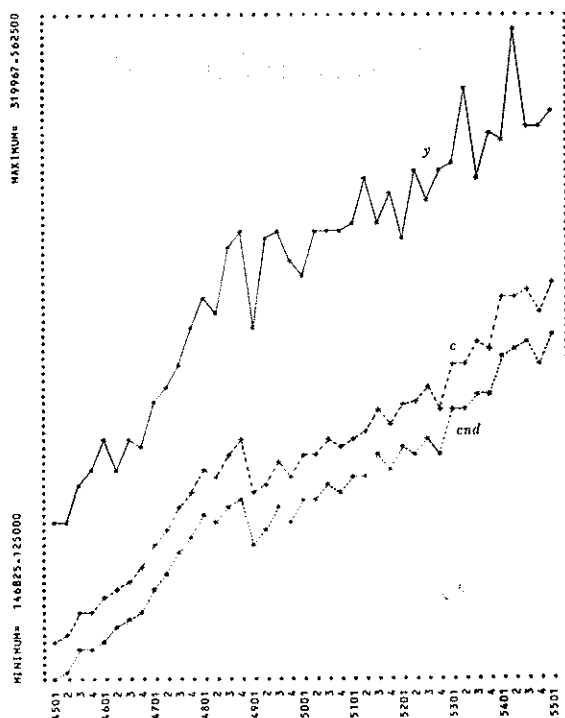


図 1 実質可処分所得，実質消費支出，
実質非耐久財消費支出の動き

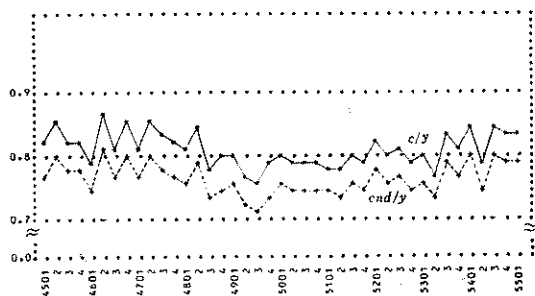


図 2 平均消費性向の動き

をみても，昭和49年を境にその伸び率に違いがあることが読みとれよう。

他方，こうした可処分所得と消費支出の動きに対応して平均消費性向がどのように動いたのかをみることにしよう。図2には消費者支出，非耐久財消

費支出を可処分所得で割った平均消費性向の動きが示されている。いずれの系列をみても昭和49年以降平均消費性向は低下し、昭和53年第3四半期になって再びもとの水準に戻りつつあること、昭和49年第3四半期の平均消費性向の低下が大幅であったことが読みとれる。

しかし、こうした昭和49年の平均消費性向の低下は従来の消費関数の考え方からすれば一見奇異に感じられるのではなからうか。なぜなら、数十年前にアメリカで行われた消費関数論争のきっかけとなったファクト・ファインディングズによれば、所得の低下と平均消費性向の上昇とが同時に生じたのに対して、昭和49年に日本で現実が生じたことはこれと全く逆の現象であったからである。

日本ではかつてアメリカの消費関数論争の影響を受けて消費関数の計測が行われたことがあったが、昭和49年のファクト・ファインディングズが刺激となったせいか、最近再び日本の消費関数の計測が行われるようになってきた。そうした研究としては、例えば古賀・藤中・原[13]、豊田[18]、新飯田[16]などの実証研究がある。古賀・藤中・原[13]の実証研究は石油ショック以降の勤労者家計の消費の動きを説明することを目的とした研究であり、彼らは昭和49年に耐久財などの貯蓄の性質を有する財の価格が上昇し、その結果消費需要が影響されたとしている。他方、後者二つの実証研究ではインフレないしは予想インフレ率の変化が最近の消費の動きを説明する一つの要因ではないのかということを検証する研究といえよう。こうしたインフレないしは予想インフレ率の変化が消費に影響することについての実証研究は海外でもいくつか発表されている（ジャスター・ウォッチェル[9,10]）。

しかし本稿ではこうした後者二つの実証研究とは異なって（インフレないしは予想インフレ率の変化の原因と考えられる）貨幣供給と消費との関係を実証的に明らかにすることを目的としている。筆者の関心をもう少し具体的に述べると次のようになる。すなわち、貨幣市場がなんらかの理由で不均衡状態にある場合に、この不均衡を解消する過程で「消費」がどの程度この貨幣市場の不均衡から影響を受けているのかを実証的に明らかにすることにあ

る。その際、われわれが「消費」と呼んでいるデータが純然たる「サービス・フローの消費」ではなく耐久財ストックへの投資部分をも含んだ「消費者支出」であることに関連して、この耐久財ストックへの投資が貨幣市場の不均衡からどの程度影響を受けるのかということに分析の視点をずえることにしたい。

いいかえれば、筆者がここで明らかにしたいのは、日本における消費者支出の決定因として、貨幣市場の不均衡の度合を示す超過貨幣残高 (*excess money supply*) なる概念が統計的に有意ではないかという見解を実証的に明らかにすることにある。筆者は昭和49年以降の消費者支出の伸び率の低下の原因としてこの超過貨幣残高が有意に働いたのではないかとの見解をもっているが、はたしてこうした見解が実証的に否定されないのかどうかを問いたい。

ちなみにこうした問題はフリードマン＝トービンに共通した問題であるといえよう。なぜなら、フリードマンは貨幣市場の不均衡を解消する過程で名目総支出が変動すると論じているし、他方、トービンは資産市場の不均衡が諸利子率を変化させ、それがさらに投資というフローを変化させるというふうに述べていることから理解されるように、彼らはストック市場の不均衡がフロー均衡の変化を導くという点を同じく問題としていると思われるからである。²⁾

以下、第2節ではそのあと引き続いて展開する分析の比較の基準としてコイック変換による消費の恒常所得仮説を計測し、これでは昭和49年第1四半期の消費の動きを説明できないこと、および、国民所得勘定でいう「消費」の概念が「サービス・フローの消費」ではなく耐久消費財への投資を含んだ「消費者支出」であることを明らかにする。ついで戦後のアメリカ合衆国の「消費者支出関数」を計測したダービー [4, 5] のモデルとその計測結果とをみることにする。そして第3節では、まず、われわれの計測に必要な恒常所得流列の作り方、われわれの新たに導入する超過貨幣残高の流列の作り方を説明し、これを使って日本の消費者支出関数を計測しアメリカ合衆国に

おける研究結果と比較する。最後に、以上の計測結果からいかなる政策提言が得られるのかということを見ることにしたい。

- 1) データについては第2節で説明する。
- 2) トービンは金融資産全体を考えているのに対し、フリードマンは貨幣を強調するという違いがあることは言うまでもない。この問題に関する私見は成田 [15] に示しておいた。

2. 消費者支出関数のモデル

2.1 データ

まずはじめにデータについて説明しよう。消費関数の計測でよく分析の対象となるのは勤労者世帯であるが、本稿では『国民経済計算年報』[12]における「(個人企業を含む)家計」を分析の対象とし、その可処分所得および消費の四半期データを用いて消費者支出関数の計測を行った。新 SNA のデータを用いたために昭和 40 年以降のデータが利用可能となった。しかし以下で論ずるように、消費者支出関数を計測する場合われわれのモデルでは耐久消費財への投資額に関するデータを必要とするが、これは昭和 45 年以降でなければ利用できないため、計測期間は昭和 45 年第 1 四半期から昭和 55 年第 1 四半期までとした。いずれのデータも移動平均法により季節調整を施した。また単位はいずれも億円である。

また、貨幣供給については『経済変動観測資料年報』[11]から M_1 および M_2 の各四半期の平均残高を求め、この平均残高をもってその四半期の M_1 , M_2 とした。しかし、われわれが以下で分析の対象とするのは上述の(個人企業を含む)家計であるから、対象とすべき貨幣量もこうした家計が保有している貨幣量でなければならないとの見解もあろう。だが、現在利用可能なデータからは個人および企業が全体で保有する貨幣の総量はわかるものの、個人がどれだけ貨幣を保有しているのかは明らかではない。そこで本稿ではこうした操作は行わずに M_1 , M_2 をそのまま使うこととした。単位はすべて億円である。ここでも移動平均法により季節調整を施した。

また、名目諸変数を実質化するための物価水準には『経済変動観測資料年

報』の消費者物価水準を用いた。

その他のデータについてはそれが登場するごとに説明することにする。

2.2 コイック変換による恒常所得仮説

新古典派の消費関数の理論の代表的なものとしては、フリードマン[7]の消費の恒常所得仮説とアンドウ＝モジリアーニ[1]のライフサイクル仮説とがある。¹⁾ 後者の仮説によれば t 期の消費 c_t について

$$c_t = k_1 y_t^L + k_2 a_t$$

なる型の消費関数が導出される。ただし、 y_t^L は t 期の労働所得、 a_t は t 期の資産の実質価値である。このライフサイクル仮説を現実のデータを使って検証しようとする、 a_t のデータをどのようにして得るのかという問題に直面する。例えば、四半期の a_t のデータを得ることはほとんど不可能に近い。せいぜい利用可能なのは a_t として M_1/P , M_2/P , その他の金融資産を使用することであろう。したがって、筆者はここではライフサイクル仮説の計測を行わなかった。

他方、フリードマンの消費の恒常所得仮説を検証しようとする場合には、恒常所得 y_{Pt} がデータから直接得られないという難点がある。そこでしばしば行われる方法は恒常所得 y_{Pt} の流れを直接求める代りに、例えば、恒常所得 y_{Pt} は過去の所得の加重平均であり、そのウェイトは過去に遡るにつれて幾何級数的に減少する、すなわち

$$y_{Pt} = (1-\lambda) \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i y_{t-i} \quad 0 < \lambda < 1 \quad (2.1)$$

と仮定し、これを消費の恒常所得仮説

$$c_t = k y_{Pt} + \epsilon \quad (2.2)$$

に代入し、コイック変換を施すことにより

$$c_t = k(1-\lambda) y_t + \lambda c_{t-1} \quad (2.3)$$

と変形したうえで、恒常所得仮説を検証するという方法である。

われわれもこうしたコイック変換によって消費の恒常所得仮説(2.3)を計測したところ消費支出 c_t , 非耐久消費支出 cnd_t についてそれぞれ(1)式、²⁾(2)式のような計測結果を得た。

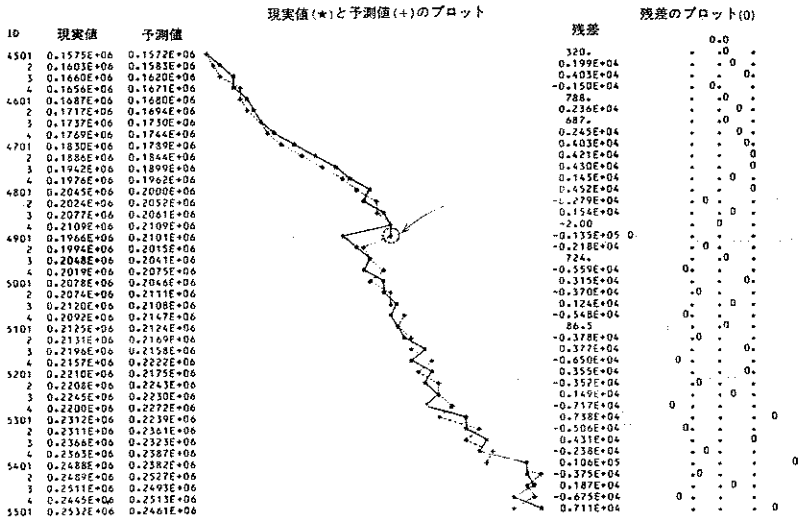


図 3 コイック変換による恒常所得仮説の現実値と予測値

(S. 45 I~S. 55 I)

$$(1) \quad c_t = 0.1418 y_t + 0.8333 c_{t-1} \\ (1.777) \quad (8.333)$$

SEE=4731.50 D.W.=2.6643

(S. 45 II~S. 55 I)

$$(2) \quad cnd_t = 0.1607 y_t + 0.7972 cnd_{t-1} \\ (2.4976) \quad (9.2947)$$

SEE=3612.02 D.W.=2.0874

コイック変換による恒常所得仮説 (1) の現実値と予測値とを 図 3 に示したが、この図をみれば明らかなように、昭和 49 年第 1 四半期の消費の動きを説明できないという難点があることがわかる。

2.3 サービス・フローの消費と消費者支出

前節においてわれわれはコイック変換による消費の恒常所得仮説の検証を試みたが、こうした分析で一つ見落されている点があることを指摘しておこう。それはわれわれが単純に「消費」と呼んでいるもののなかに耐久消費財・半耐久消費財に対する投資部分が含まれている点に関係している。フリードマン [7] が消費の恒常所得仮説の議論を展開したとき、彼はフローとし

での消費、すなわち「サービス・フローの消費」 c_t^f が恒常所得の一定割合であると仮定し

$$c_t^f = ky_{Pt} + \epsilon$$

なる型の消費関数の議論を展開したのであった。

以下の議論を整理するために、まず「サービス・フローの消費 (*pure consumption of service flow*)」と国民所得勘定でいう「消費」との違いについて説明しておこう。国民所得勘定でいう「消費」とは非耐久財およびサービスの購入 c_t^n と耐久財ストックの増分 Δd_t とをいい、これは「消費者支出 (*consumer expenditure*)」とも呼ばれる。すなわち、消費者支出 c_t^x とは

$$c_t^x = c_t^n + \Delta d_t \quad (2.4)$$

をいう。他方、サービス・フローの消費 c_t^f とは非耐久財およびサービスの購入 c_t^n と耐久財から得られるサービス・フロー $r \cdot \left(\frac{d_t + d_{t-1}}{2} \right)$ との合計をい

$$c_t^f = c_t^n + r \cdot \left(\frac{d_t + d_{t-1}}{2} \right) \quad (2.5)$$

となる。ただし、 d_t は t 期末の耐久財ストックの大きさ、 r はその暗黙的な利回りである。よってサービス・フローの消費は (2.5) 式に (2.4) 式を代入することで

$$c_t^f = c_t^x - \Delta d_t + r \cdot \left(\frac{d_t + d_{t-1}}{2} \right)$$

となる。

フリードマンの消費の恒常所得仮説を検証するためには、このように国民所得勘定でいう消費のデータ (c_t^x) から耐久消費財への投資部分 (Δd_t) を差し引き、さらに耐久消費財から生み出されるサービス・フロー $\left(\frac{r \cdot (d_t + d_{t-1})}{2} \right)$ を加えるという操作を行わなければならない。しかし、フリードマンが当初行った実証研究ではこうした操作は全く行われておらず、彼自身、自己の分析はそうした意味で不完全であることを認めている。

フリードマンの当初の目的にそって消費のサービス・フローの恒常所得仮

説を検証するためには、上述のごとき操作を行わなければならない。しかし、この方法には現在利用可能な統計資料では十分な分析が行えないという難点があるように思われる。なぜなら、第一に、非耐久財として分類されているもののなかには耐久財・半耐久財の性質をおびたものがかなり含まれていること³⁾、第二に、現在日本で利用可能な耐久財ストックの大きさに関するデータは家計の保有する主要な耐久財ストックだけであるからである⁴⁾。

そこでわれわれは発想を逆転させて、現実に利用可能な消費のデータは耐久財に対する投資部分を含んだものであることを前提として、これを取り除くのではなく、その反対にこれを含めた消費者支出関数を計測することを以下の目的としたい。こうした消費者支出関数を計測することは上述のごとく消費のサービス・フローのデータが利用不可能な場合に有効であるばかりではなく、有効需要が増えたり減ったりしたとして現実に問題となる消費の概念が耐久財への投資部分を含んだ消費者支出であることからしても、この消費者支出関数を計測することが望ましいといえよう。

以下、こうした研究を行ったダービー [4, 5] の消費者支出関数の定式化をみることにしよう。彼は消費者支出関数 c^x を

$$c^x = c^x(y_P, y_T, m - m^*, d)$$

と定式化している。ただし、 y_P , y_T , m , m^* , d はそれぞれ恒常所得、一時所得、実質貨幣供給量、実質貨幣需要量、耐久財ストック量を表わす。

2.4 消費者支出関数のモデル⁵⁾

さて、消費者支出 c_t^x は、(2. 5) 式を c_t^x で解いて (2. 4) 式に代入すると

$$c_t^x = c_t^f + r \cdot \frac{d_t + d_{t-1}}{2} + \Delta d_t$$

となり、これを書き換えると

$$c_t^x = c_t^f + (1 - 0.5r)\Delta d_t - rd_{t-1} \quad (2. 6)$$

となる。 d_{t-1} は過去の耐久財への投資 Δd_t で説明されるから、(2. 6) 式を特定化するためには c_t^f と Δd_t とを特定化すればよい。

そこで、まずはじめに、サービス・フロー c_t^f に対する需要はフリードマンにならって

$$c_t^f = k y_{Pt} \quad (2.7)$$

なる関係を仮定することにしよう。

つぎに耐久財ストックの変化 Δd_t について考えよう。われわれは耐久財ストックの変化 Δd_t が次のように決まるものとしよう。すなわち

$$\Delta d_t = (\Delta d_t)^e + \lambda_1 \{d_t^* - (\Delta d_t)^e - d_{t-1}\} + \lambda_2 y_{Tt} + \lambda_3 (m_t - m_t^*) \quad (2.8)$$

としよう。

第一項から順次説明していこう。第一項は、たとえ第二項目以降の値がちょうどゼロ ($d_t^* - (\Delta d_t)^e - d_{t-1} = 0$, $y_{Tt} = 0$, $m_t - m_t^* = 0$) であったとしても、富の大きさに比例する耐久財ストックの正常な変化を示している。よって、これは

$$(\Delta d_t)^e = \eta y_{Pt} \quad (2.9)$$

と言い換えることができる。

第二項、 $\lambda_1 \{d_t^* - (\Delta d_t)^e - d_{t-1}\}$ は耐久消費財ストックの正常な成長がある場合の標準的なストック調整原理を示している。ここで耐久財ストックの需要量 d_t^* は

$$d_t^* = \alpha_0 + \alpha_1 y_{Pt} + \alpha_2 \left(\frac{P_{Dt}}{P_{NDt}} \right) + \alpha_3 i_t \quad (2.10)$$

で説明されるものとしよう。ただし、 P_{Dt}/P_{NDt} は耐久財と非耐久財の相対価格、 i_t は長期利子率である。

第三項、 $\lambda_2 y_{Tt}$ は一時所得が直接 Δd_t に影響することを示している。消費の恒常所得仮説の考え方からすれば一時所得は全額貯蓄に回される。しかし、ここでは人々が耐久消費財の購入という形で貯蓄を行ったということを示すために、 Δd_t の説明変数に y_{Tt} を加えている。

さて、最後に、第四項、 $\lambda_3 (m_t - m_t^*)$ は超過貨幣供給 (*excess money supply*) が Δd_t に直接影響することを示している。これは、貨幣市場の不均衡を解消する過程で貨幣と代替関係にある耐久財ストックの投資が変動することを意味する。

ここで、人々がなにゆえに所望水準を上回る貨幣を保有しているのか、またそれに関連して貨幣市場の不均衡が即時的に解消しないのはなぜかという

疑問が生じてこよう。まず第一の質問には次のように答えることができる。中央銀行が公開市場操作で名目貨幣供給を増加させると、国債の価格に及ぼす初期の効果は他の有価証券に広まる。その過程で個々の投資家は自分達が当初計画していたポートフォリオからは予想した収益を上げることができないことに気づき、別のポートフォリオを選ぶことになるが、このときしばらく時間がかかる。その結果、人々は過大な貨幣残高を保有するにいたる。また、株・家・自動車などを売ろうとしている人々は予想していたよりも早くその保留価格 (*reservation price*) で当該資産を売ることができ、その結果、平均を上回る貨幣を保有することになる。他方、信用のアベイラビリティも大きくなり、貸付けもより速く認可されるようになる。このように貨幣供給ショックは利回り、資産価格、信用のアベイラビリティなどに予期せざる変動を引き起こし、これが短期の貨幣需要を同時に変化させるといえる。⁶⁾

人々はこうして保有するにいたった超過貨幣残高を徐々に最適のポートフォリオに変えていく。これは貨幣と代替関係にある資産の範囲が資産間の代替の再調整コストの安い金融資産ばかりではなく、一度購入してしまえば再販がほとんど不可能と考えられる耐久消費財までも含むほど広いことに関係している。家計はこうした調整コストを考慮して、最適なポートフォリオに徐々に調整していくと考えられる。

さて、最後にダービーは貨幣需要関数 m_t^* を

$$m_t^* = \gamma_0 + \gamma_1 y_{Pt} + \gamma_2 y_{Tt} + \gamma_3 i_t \quad (2.11)$$

で示ことができると仮定したうえで、(2.7)～(2.11) 式を (2.6) 式に代入し、消費者支出関数

$$c_t^* = \beta_0 + \beta_1 y_{Pt} + \beta_2 y_{Tt} + \beta_3 m_t^* + \beta_4 d_{t-1} + \beta_5 \left(\frac{P_{Dt}}{P_{NDt}} \right) + \beta_6 i_t \quad (2.12)$$

を導出している。ただし

$$\beta_0 = (1 - 0.5r)(\lambda_1 \alpha_0 - \lambda_3 \gamma_0)$$

$$\beta_1 = k + (1 - 0.5r)[(1 - \lambda_1)\eta + \lambda_1 \alpha_1 - \lambda_3 \gamma_1]$$

$$\beta_2 = (1 - 0.5r)(\lambda_2 - \lambda_3 \gamma_2)$$

$$\beta_3 = (1 - 0.5r)\lambda_3 > 0$$

$$\beta_4 = -r - (1 - 0.5r)\lambda_1 > 0$$

$$\beta_5 = (1 - 0.5r)\lambda_1\alpha_2 < 0$$

$$\beta_6 = (1 - 0.5r)(\lambda_1\alpha_3 - \lambda_3\gamma_3)$$

である。

ダービーは、アメリカ合衆国の1947年から1973年までの年次データと季節調整済み四半期データとを用い、消費者支出関数(2.12)を計測している。データは、 m に狭義の貨幣供給 M_1 を、長期利率 i にアメリカ合衆国長期債を用いた。そして、年次データについて

$$\begin{aligned} c_t^f = & -148.9 + 1.08 y_{Pt} + 0.406 y_{Tt} + 0.681 m_t - 0.376 d_{t-1} \\ & (-2.75) \quad (16.69) \quad (6.87) \quad (4.96) \quad (-5.29) \\ & + 29.0 \frac{P_{Dt}}{P_{NDt}} + 1.49 i_t \\ & (0.80) \quad (1.11) \end{aligned}$$

$$SEE=1.98 \quad R^2(adj.)=0.9996 \quad D.W.=2.39$$

四半期データについて

$$\begin{aligned} c_t^f = & -28.52 + 0.90 y_{Pt} + 0.455 y_{Tt} + 0.189 m_t - 0.042 d_{t-1} \\ & (-3.21) \quad (27.16) \quad (12.67) \quad (7.59) \quad (-4.39) \\ & + 2.95 \frac{P_{Dt}}{P_{NDt}} + 0.37 i_t \\ & (0.53) \quad (1.66) \end{aligned}$$

$$SEE=0.744 \quad R^2(adj.)=0.9992 \quad D.W.=1.08$$

なる結果を報告している。

このことから、実質貨幣数量および耐久財ストックの係数は統計的に有意でありしかも符号条件も満たしているが、耐久財と非耐久財との相対価格 P_{Dt}/P_{NDt} の係数は統計的に有意でなくしかも符号条件も満たしていないことがわかる。

以上のことから、ダービーは、長期的に消費者支出は恒常所得の動きに従うが、短期的には(1)一時所得、(2)実質貨幣供給、(3)実質耐久財ストック量の三つから影響を受けるとしている。

- 1) われわれはこの他にケインズ型消費関数および実質残高を説明変数に含んだ消費関数を計測し、後者については実質残高効果が実証的に有意かどうかをみることにし

た。尚、計測は、本文、脚注のすべてについて OLS による。

それぞれの関数の計測結果は下の表に示されている。ここでは現実値と予測値とをプロットしたものは示さなかったが、ケインズ型消費関数では、確かに昭和 49 年第 1 四半期の実質可処分所得の落ち込みにとまらぬ実質消費の低下については説明できるものの、例えば昭和 49 年第 2 四半期の消費の動きを説明することには失敗している。

他方、実質残高効果を含んだ消費関数では、 M_1/P 、 M_2/P は有意な係数を与えるものの、例えば三番目の式の y の係数が 0.3437 となっていることからわかるように、 M_2/P と可処分所得 y との間には多重共線性があるといえよう。

表

	定数項	y_t	$(M_1/P)_t$	$(M_2/P)_t$	$R^2(adj.)$	SEE	D.W.
c_t (S.40 I~ S.55 I)	15280.1 (4.7067)	0.7477 (52.8011)			0.9789	6461.90	1.9240
c_t (S.40 I~ S.55 I)	18471.4 (5.9154)	0.5569 (9.8066)	0.1035 (3.4505)		0.9822	5936.46	1.5108
c_t (S.40 I~ S.55 I)	23508.3 (9.9868)	0.3437 (7.2604)		0.0819 (8.7058)	0.9907	4291.13	1.6033

表右端の括弧内の数字は計測期間を、また各係数の下の括弧内のそれは t 値を表わす。以下、本文中の表の表記法もこれに準ずる。

- 最初の括弧内の数字は計測期間を、また各係数の下の括弧内のそれは t 値を表わす。
- ダービー [3] の研究によれば、公式に非耐久財と分類されているもののなかにならぬ耐久財の性質をおびたものが含まれているという。
- 『国民経済計算年報』では昭和 44 年以降の家計の保有する主要耐久財ストックの年末の残高が示されているにすぎない。
- すでに筆者は成田 [15] においてダービーの消費者支出関数について紹介を行ったことがあるが、本稿の性質からして重複をいとわず再度紹介する。
- カー＝ダービー [2] 参照。彼らはこのように、受取りや支出の予期せざる変化（これは一時所得 y_t でとらえられる）のみならず貨幣供給の予期せざる変化に対して、個別経済主体が貨幣残高を不均衡状態にしておき、他の収支活動が影響を受けないようにするこの貨幣の役割を「貨幣のショック・アブソーバー機能」と呼んでいる。カー＝ダービーは、短期の貨幣需要が貨幣供給ショックに対してショック・アブソーバー機能を発揮したことの結果として理解できることを、日本を含む 8ヶ国

について実証した。

3. 日本の消費者支出関数

以上第2節では、ダービーの消費者支出関数の定式化と彼の計測結果とをみてきた。われわれはこの定式化にそって日本の消費者支出関数の計測を行いたいと考えている。しかし、われわれの計測はダービーの定式化と次の点で異なっている。それは(2. 11)式に関してである。ダービーは貨幣需要関数を(2. 11)式のごとく線型関数と仮定し、その結果消費者支出関数(2. 12)式を導出した。しかし、われわれはここで貨幣市場の不均衡の度合を示す指標である超過貨幣残高($m - m^*$)を別個に推計し、これを用いて消費者支出関数を計測することにした。よって、われわれの計測する消費者支出関数は

$$c_t^r = \beta_0 + \beta_1 y_{Pt} + \beta_2 y_{Tt} + \beta_3 (m_t - m_t^*) + \beta_4 d_{t-1} + \beta_5 \frac{P_{Dt}}{P_{NDt}} + \beta_6 i_t \quad (3. 1)$$

である。³⁾ただし

$$\beta_0 = (1 - 0.5r) \lambda_1 \alpha_0$$

$$\beta_1 = k + (1 - 0.5r) [(1 - \lambda_1) \eta + \lambda_1 \alpha_1]$$

$$\beta_2 = (1 - 0.5r) \lambda_2$$

$$\beta_3 = \lambda_3 > 0$$

$$\beta_4 = -r - (1 - 0.5r) \lambda_1 < 0$$

$$\beta_5 = (1 - 0.5r) \lambda_1 \alpha_2 < 0$$

$$\beta_6 = (1 - 0.5r) \lambda_1 \alpha_3 < 0$$

である。

そこで、以下、まず恒常所得流列の求め方について、ついで超過貨幣残高の求め方について説明することにしよう。

3.1 恒常所得流列の求め方

恒常所得仮説の検証の場合、第2節で示したように恒常所得流列を直接求めずにコイック変換を施す方法と、次の補助方程式

$$y_{Pt} = \beta y_t + (1 - \beta) (1 + g) y_{Pt-1} \quad (3. 2)$$

を用いて恒常所得の流列を直接求める方法とが代表的な方法といえよう。³⁾この補助方程式はトレンドを含んだアダプティブ・タイプの予想形成仮説である。ただし、 g および初期時点の y_{P0} は、現実の実質可処分所得 y の自然対数を時間 t で回帰させ

$$\ln y = \gamma_0 + \gamma_1 t$$

を求め、 $y_{P0} = e^{\gamma_0}$ 、 $g = \gamma_1$ として求める。他方、 β はそれを 0.025 きざみで $0 \leq \beta \leq 1$ の間を動かし、求める消費者支出関数の残差平方和を最小とする β の値を求めるという手続きをとる。

本稿ではこの後者の方法により恒常所得の流列を直接求めた。その際われわれは、日本の家計が昭和 48 年第 4 四半期の石油ショックに直面し、(3. 2) 式における g の予想値のみを変更した、と想定することにした。⁴⁾⁵⁾すなわち、昭和 40 年第 1 四半期から昭和 48 年第 3 四半期に関して

$$\ln y = 11.6697 + 0.0225 t$$

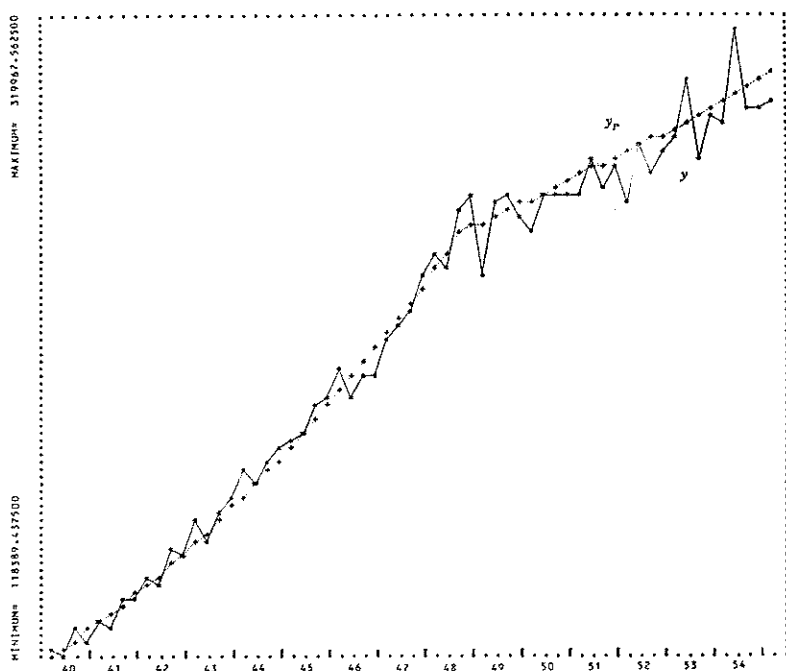
昭和 48 年第 4 四半期から昭和 55 年第 1 四半期に関して

$$\ln y = 12.1782 + 0.00728 t$$

であるから、石油ショック以前までは $(1 + 0.0225)^4 = 1.0930$ 、すなわち年率 9.3% で可処分所得が成長すると日本の家計は予想していたが、石油ショックに直面しその後の可処分所得が $(1 + 0.00728)^4 = 1.0294$ 、すなわち年率 2.94% で成長するものと予想したと想定し、これをもとに恒常所得の流列を作ることとした。

このように恒常所得の補助方程式 (3. 2) 式において石油ショック以前と以後とでは g の値のみが異なるという「弱い意味」で日本経済に構造変化があったものとわれわれは考えていることになる。「弱い意味」で構造変化があったというのは、恒常所得を推計するにあたって g の値が変わったという点で変化はあるものの、石油ショックの有無にかかわらずこの恒常所得、超過貨幣残高、その他の諸変数で消費行動を一貫して説明しようとするという意味で構造変化はなかったと考えているからである。

さて、以下の計測では残差平方和が最小であったのは $\beta = 0.025$ の場合で

図 4 現実所得 y と恒常所得 y_P

あるが、この場合上述の方法で求めた恒常所得の流列を図 4 に示しておいた。

3. 2 超過貨幣残高の流列の作り方

つぎに超過貨幣残高の流列の作り方について説明しよう。フリードマン [6, 8] はかつて貨幣需要関数が恒常所得、名目利子率その他の変数の関数であることを理論的・実証的に明らかにした。そこでわれわれは、3.1 節で求めた恒常所得の流列を使って、 M_1 、 M_2 のそれぞれについて

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right)_t = \delta_0 + \delta_1 \ln y_{Pt} \quad (3.3)$$

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right)_t = \delta_0 + \delta_1 \ln y_{Pt} + \delta_2 \ln R_t \quad (3.4)$$

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right)_t = \delta_0 + \delta_1 \ln y_{Pt} + \delta_3 t \quad (3.5)$$

$$\ln\left(\frac{M}{P}\right)_t = \delta_0 + \delta_1 \ln y_{Pt} + \delta_2 \ln R_t + \delta_3 t \quad (3.6)$$

を回帰させ、その予測値 $\ln\left(\frac{\hat{M}}{P}\right)$ について $e^{10\left(\frac{\hat{M}}{P}\right)}$ をもって、⁶⁾ 所望水準の実質貨幣需要量 m^* と定義する。ただし、 R_t は名目利子率(電々債の利回り(%, 季調済み)), t は時間を表わす。(3. 5) 式および (3. 6) 式で貨幣需要関数の説明変数に t を加えたのはキャッシュレス化などの支払い制度の変化のトレンドをおさえるためである。⁷⁾

さきの $\beta=0.025$ の値に対応する恒常所得流列を使って(3. 3)~(3. 6) を計測したところ、次のような計測結果が得られた(表1)。これらの計測結果の特徴的な点を列挙すると次のようになる。 M_1 については、(3), (4) 式をみると明らかなように、恒常所得の係数は有意であったが利子率のそれは

表 1 貨幣需要関数の計測

定数項		$\ln y_{Pt}$	$\ln R_t$	t	$R^2(adj.)$	SEE	D.W.	$m-m^*$
$\ln(M_1/P)$ (3) (S.40 I~ S.55 I)	-0.7500 (-2.4206)	1.1033 (43.7167)			0.9695	0.0576	0.1194	EMS 1
$\ln(M_1/P)$ (4) (S.40 I~ S.55 I)	-0.5843 (-1.8225)	1.1041 (44.4157)	-0.0830 (-1.6837)		0.9705	0.0567	0.1143	(EMSR 1)
$\ln(M_1/P)$ (5) (S.40 I~ S.55 I)	-6.4005 (-5.9413)	1.5844 (17.3155)		-0.0081 (5.3984)	0.9794	0.0473	0.1661	EMST 1
$\ln(M_1/P)$ (6) (S.40 I~ S.55 I)	-7.6249 (-8.0501)	1.7212 (20.8643)	-0.1812 (-4.8699)	-0.0104 (-7.6565)	0.9852	0.0401	0.2241	EMSRT 1
$\ln(M_2/P)$ (7) (S.40 I~ S.55 I)	0.1676 (0.6477)	1.1072 (52.5172)			0.9787	0.0481	0.1118	EMS 2
$\ln(M_2/P)$ (8) (S.40 I~ S.55 I)	0.4845 (2.0320)	1.1088 (59.9702)	-0.1588 (-4.3298)		0.9836	0.0421	0.1307	EMSR 2
$\ln(M_2/P)$ (9) (S.40 I~ S.55 I)	-1.3680 (-1.2627)	1.2380 (13.4531)		-0.0022 (1.4589)	0.9791	0.0476	0.1146	(EMST 2)
$\ln(M_2/P)$ (10) (S.40 I~ S.55 I)	-2.7455 (-3.0459)	1.3913 (17.7300)	-0.2039 (-5.7572)	-0.0048 (-3.6912)	0.9866	0.0382	0.1756	EMSRT 2

表2 消費者支出関数の計測

	定数項	y_P	y_T	EMS1	EMS2 (EMSR1)	EMSR2	R	$R^2(adj.)$	SSE	D.W.
(11)	c^x (S.45 I~S.55 I)	9974.85 (1.3080)	0.7618 (26.1386)	0.0854 (2.5922)				0.9497	5851.74	0.6095
(12)	c^x (S.45 I~S.55 I)	9567.46 (1.2516)	0.7644 (26.0951)	0.1225 (0.9878)	0.0792 (2.3606)			0.9497	5856.62	0.6963
(13)	c^x (S.45 I~S.55 I)	29868.5 (3.3207)	0.7457 (28.3578)	0.0627 (2.0931)			-1858.82 (-3.3568)	0.9604	5192.11	0.8247
(14)	c^x (S.45 I~S.55 I)	29646.3 (3.3155)	0.7484 (28.5309)	0.1346 (1.2060)	0.0557 (1.8367)		-1879.88 (-3.4139)	0.9609	5160.51	0.9719
(15)	c^x (S.45 I~S.55 I)	11422.1 (2.2831)	0.7562 (39.4858)		0.0701 (7.1921)			0.9750	4130.93	1.0483
(16)	c^x (S.45 I~S.55 I)	11028.8 (2.1781)	0.7583 (38.9133)	0.0643 (0.7167)	0.0688 (6.8903)			0.9746	4157.61	1.1133
(17)	c^x (S.45 I~S.55 I)	19165.0 (2.6634)	0.7501 (38.8385)		0.0617 (5.5137)		-726.89 (-1.4760)	0.9757	4068.31	1.1421
(18)	c^x (S.45 I~S.55 I)	19145.9 (2.6525)	0.7522 (38.5319)	0.0778 (0.8790)	0.0596 (5.1926)		-769.75 (-1.5507)	0.9756	4080.86	1.2424
(19)	c^x (S.45 I~S.55 I)	10156.5 (1.5915)	0.7614 (31.1495)			0.0621 (4.4397)		0.9611	5151.17	0.7084
(20)	c^x (S.45 I~S.55 I)	9728.32 (1.5110)	0.7638 (30.8523)	0.0876 (0.7819)		0.0599 (4.1796)		0.9607	5177.71	0.7738
(21)	c^x (S.45 I~S.55 I)	29950.1 (4.5911)	0.7518 (38.5203)			0.0605 (5.4443)	-2050.46 (-4.8201)	0.9754	4091.45	1.1203
(22)	c^x (S.45 I~S.55 I)	29510.0 (4.5074)	0.7541 (38.3047)	0.0849 (0.9575)		0.0583 (5.1475)	-2047.84 (-4.8085)	0.9754	4096.05	1.2378

表 2

(つづき)

	定数項	y_P	y_T	EMST 1	(EMST 2)	EMSRT 1	EMSRT 2	R	$R^2(adj.)$	SEE	D.W.
(23)	c^x (S.45 I~S.55 I)	17701.1 (3.3220)	0.7316 (35.8318)		0.1771 (6.1968)				0.9706	4477.01	0.9740
(24)	c^x (S.45 I~S.55 I)	17167.5 (3.1667)	0.7342 (35.1131)	0.0672 (0.6888)	0.1732 (5.9030)				0.9702	4508.28	1.0287
(25)	c^x (S.45 I~S.55 I)	27037.6 (3.7983)	0.7273 (36.6016)		0.1488 (4.7421)			-971.64 (-1.9015)	0.9725	4330.43	1.0888
(26)	c^x (S.45 I~S.55 I)	26776.0 (3.7482)	0.7304 (36.1122)	0.0843 (0.8942)	0.1426 (4.4285)			-1014.16 (-1.9709)	0.9723	4342.20	1.1843
(27)	c^x (S.45 I~S.55 I)	19873.1 (3.1653)	0.7235 (30.0581)			0.1625 (4.1594)			0.9594	5262.23	0.7300
(28)	c^x (S.45 I~S.55 I)	19082.8 (2.9854)	0.7273 (29.4682)	0.0893 (0.7795)		0.1562 (3.3973)			0.9589	5289.61	0.7902
(29)	c^x (S.45 I~S.55 I)	41486.7 (6.7081)	0.7134 (39.0395)			0.1714 (5.7996)		-2251.47 (-5.4431)	0.9768	3974.07	1.2547
(30)	c^x (S.45 I~S.55 I)	40708.7 (6.5045)	0.7168 (38.3493)	0.0783 (0.9067)		0.1659 (5.4839)		-2242.56 (-5.4070)	0.9767	3983.65	1.3591
(31)	c^x (S.45 I~S.55 I)	18735.6 (3.4222)	0.7287 (34.7218)				0.0743 (5.8653)		0.9690	4598.95	0.8792
(32)	c^x (S.45 I~S.55 I)	18092.8 (3.2513)	0.7315 (34.0823)	0.0777 (0.7786)			0.0724 (5.5969)		0.9459	4622.97	0.9452
(33)	c^x (S.45 I~S.55 I)	38697.8 (7.5984)	0.7194 (47.7732)				0.0737 (8.1449)	-2089.76 (-6.1198)	0.9853	3285.59	1.6388
(34)	c^x (S.45 I~S.55 I)	38057.2 (7.4246)	0.7224 (47.1722)	0.0732 (1.0332)			0.0720 (7.8300)	-2086.12 (-6.1143)	0.9842	3282.59	1.7929

有意ではなかった。また(5)式におけるトレンドを示す時間の係数も有意で、さらにトレンドを説明変数に加えることにより利子率の係数もまた有意となっている(6式)。他方、 M_2 についてみてみると、(4)、(5)式とは異なり(8)、(9)式では利子率の係数は有意であるが、トレンドのそれは有意ではなかった。また、(6)式と同じように(10)式では利子率の係数もトレンドのそれとともに有意であった。

また $D.W.$ 値はいずれの場合も正の系列相関があることを示唆している。⁸⁾

さてこれらの回帰方程式から所望水準の貨幣需要量 m_t^* を求め、それを実質貨幣供給量 m_t から差し引くことで得られる超過貨幣残高の流列に対して表1の右端に書いたような変数名を付けることにする。 $EMSR1$ $EMST2$ の変数名が括弧でくくってあるのは、この流列を作る基盤ともいうべき貨幣需要関数において説明変数の利子率、トレンドの係数が有意でないことから、この超過貨幣残高の流列が信頼のおけるものでないため以下の計測ではこの流列を使わないことを示すためである。

こうして、求めた6つの超過貨幣残高の流列のうち $EMS2$, $EMST1$ を附録に付け加えておいた。

3.3 計測結果

われわれは以上6つの超過貨幣残高の流列を作り、これを説明変数としてダービー・タイプの消費者支出関数(3.1)式を計測した。

計測結果は表2に示されている。

まずわれわれが重要であると考えた超過貨幣残高を説明変数とした場合、例えば(11)式および(15)式に示されているように $EMS1$, $EMS2$ はともに有意であった。ちなみに超過貨幣残高が消費者支出にどの程度の影響を示すのかを見るために、(15)式について現実値と予測値とをプロットしたものを図5に示しておいた。

さて、 $EMS1$, $EMS2$ の係数が(11)~(18)式において有意であるのは、この流列を作るための貨幣需要関数の説明変数のなかに利子率が加えられて

現実値(★)と予測値(+)のプロット

残差のプロット(0)

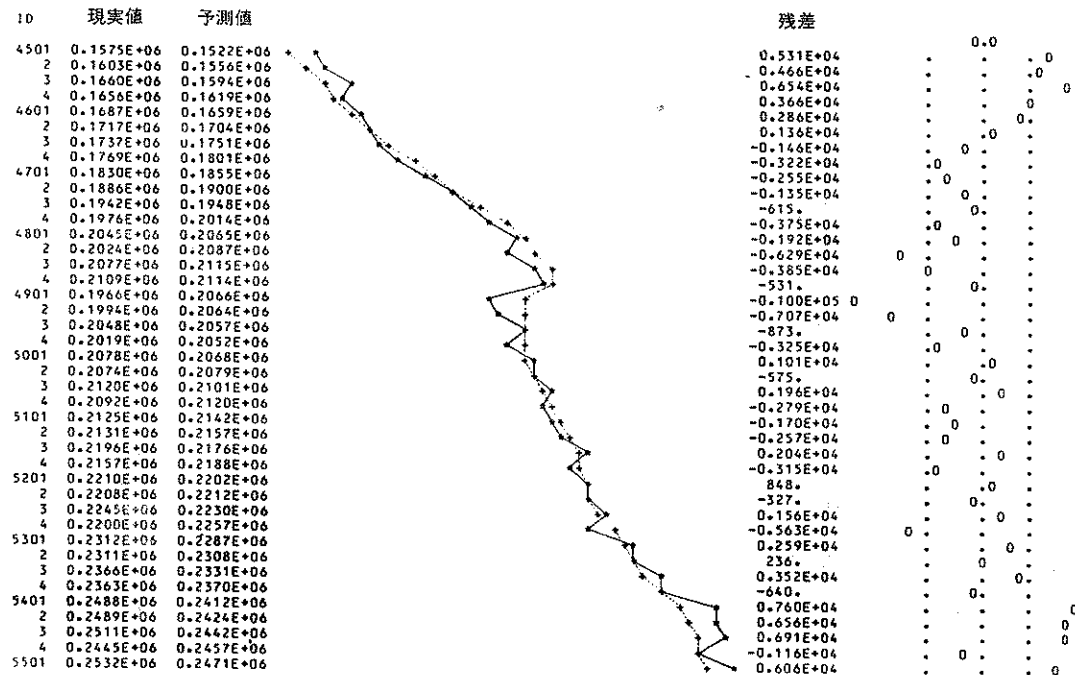


図 5

現実値(★)と予測値(+)のプロット

残差のプロット(0)

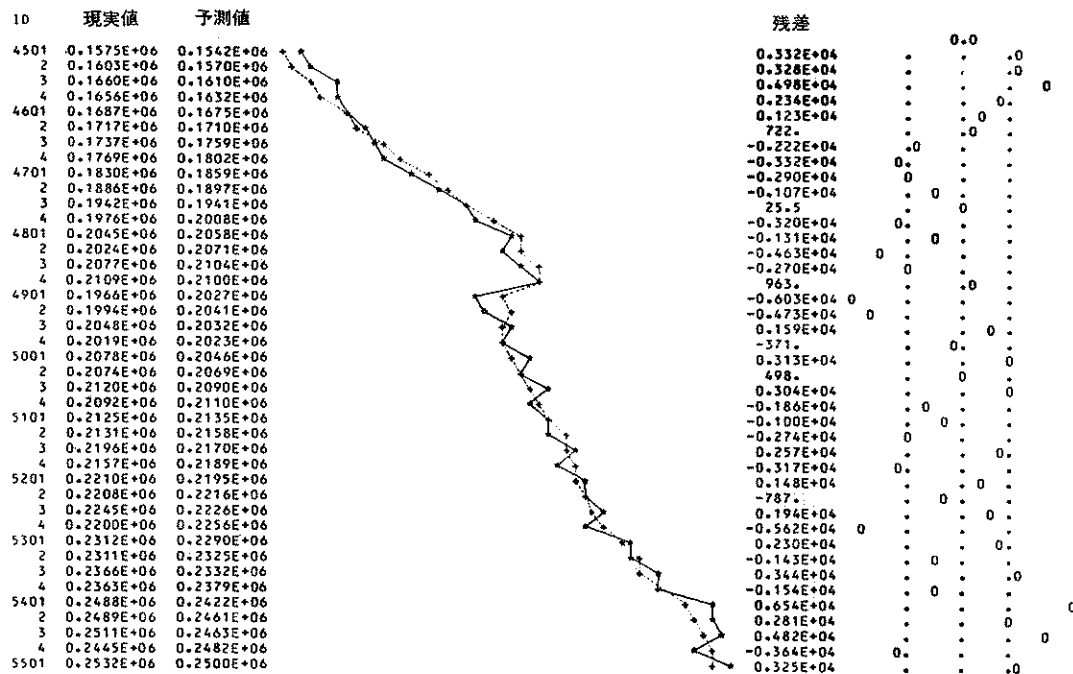


図 6

いないためではなかろうかとの疑問が生じてくるかもしれない。もし貨幣需要関数が恒常所得ならびに利子率の関数であるとするならば、貨幣市場の不均衡は利子率である程度解消されてしまい、その結果、超過貨幣残高 *EMS* は消費者支出に影響を及ぼさなくなるのではないかと考えられるからである。しかし、こうした予想に反して (19)～(22) 式にあるように *EMSR*2 の係数は統計的に有意であった。その他、*EMST*, *EMSRT* の超過貨幣残高なる概念がはたして統計的に有意であるのかについても検討した結果、すべて統計的に有意であることが明らかとなった。また、(23)～(30) 式では *EMST*1, *EMSRT*1 の係数は 0.14～0.17 となっており、これは他の超過貨幣残高の係数が 0.06～0.08 ぐらいの大きさであるのに対し大きな値となっていることに注意されたい。

その他、ダービーの計測結果との違いについてみてみよう。

(1) ダービーの計測によれば一時所得の係数は恒常所得のその約半分の大きさでしかも有意となっていたが、日本では一時所得はほとんどすべての場合有意でなくその大きさも 0.06～0.12 ぐらいの大きさであった。

(2) また、ダービーの計測結果では耐久財ストックの係数が有意であったが、日本の場合家計の保有する耐久財ストックの大きさ⁹⁾を説明変数に加えて回帰分析を行ったところ、その係数は統計的に有意でなくしかも符号条件も満たさない場合がほとんどであった。

(3) ダービーの計測結果では利子率の係数は有意ではないが、日本の場合利子率の係数が有意になったり、ならなかったりしている。しかし利子率の係数がたとえ有意であったとしてもそのことからただちに日本では消費者支出関数が利子率に反応すると結論づけるのは早計すぎるように思われる。なぜなら利子率の変化は確かに耐久消費財の投資にマイナスの効果を及ぼすが、他方でそれは貨幣市場の不均衡の大きさに影響し、これがいま述べた効果を打ち消す方向に作用するかもしれないからである。

(4) アメリカの実証研究によれば耐久財と非耐久財との相対価格は有意でなくしかも符号条件も満たさないと報告されているが、日本ではその係数は

統計的に有意でしかも符号条件を満たす場合があるにはあった。しかしその場合、恒常所得の係数が 0.3~0.5 の大きさになってしまうという難点があった。

(5) ダービーの計測によれば M_1 のほうが M_2, M_3 よりも説明力が強いとなっているが、日本については SEE でみるかぎり M_1 よりも M_2 のほうが説明力が強い。

(6) われわれの計測では $D.W.$ 値は低く、正の系列相関の存在を示唆するか、あるいは系列相関の有無を判定できない場合が多い。ダービーの計測でも四半期データでみるかぎり $D.W.$ 値は低く正の系列相関の存在を示唆するが、年次データではそうした問題はなく、このためダービーは四半期データで系列相関が現われたのは、例えば季節調整がうまく行われていないとかラグ付きの一時所得などの変数が除かれているためではないかと述べていることを言及しておこう。

尚、系列相関がないとⁱ考えられる (34) 式について、現実値と予測値とをプロットしておいた (図 6)。

最後に、 $\beta=0.025$ という点は日本もアメリカも同じであったことを述べておこう。

- 1) われわれはダービーの定式化にそって (2. 12) 式を計測してみたところ、例えば

$$c^x = 19680.4 + 0.4046 y_P + 0.0709 m_2$$

(4.0605) (8.4339) (7.3843)

$$R^2(adj.) = 0.9757 \quad SEE = 4068.14 \quad D.W. = 1.0780$$

という計測結果を得たが、全体的に y_P の係数が現実の 0.70~0.80 前後の長期平均消費性向と乖離することが多かった。ただし m_2 は (M_2/P) を表わす。

- 2) 本稿で実証分析を行わなかったが、このダービー・モデルにおいて、予想インフレ率が消費者支出に及ぼす効果をモデルに組み込むためには、(1) 耐久財ストックの需要関数 (2. 10) 式における名目利子率 i を実質利子率にすること、(2) 超過貨幣残高の流列を作るときに予想インフレ率を考慮すること、という方法が考えられよう。

- 3) ダービー [3, 5], 豊田 [18] を参照。

- 4) われわれはこれとは別に昭和 40 年第 1 四半期から昭和 55 年第 1 四半期について

$$\ln y = 11.7800 + 0.0158 t$$

であることから、初期値 $y_P = e^{11.7800} = 130613.7$, $g = 0.0158$ の場合の恒常所得流
列を求め、(3. 1) 式を計測してみた。その結果、例えば

$$c^x = 40515.3 + 0.6453 y_P + 0.0757 EMS_2$$

(11.3588) (47.6409) (13.1027)

$$R^2(adj.) = 0.9879 \quad SEE = 2867.89 \quad D.W. = 2.1173$$

なる計測結果を得たが、ここでも y_P の係数が 0.64 となり、長期の平均消費性向
と乖離しているといえよう。

- 5) 恒常所得流列の作成はこうした機械的な操作によらずに、例えば経済主体が将来の
所得に関するモデルをもって合理的に将来の所得流列の予想を形成している
というような恒常所得の流列が望ましいが、本稿ではそうした複雑化は行わずに、本
文で求めたような恒常所得流列でどの程度のことと言えるのかを明らかにしよう
と思う。
- 6) 日本の金融市場では、コール・レートと電々債の利回りが市場の実勢を反映してい
ると言われることが多いため、ここでは電々債の利回りを用いた。
- 7) 本来、支払い制度の変化のトレンドは恒常所得でとらえられるから説明変数として
新たに t を入れる必要はないという考え方もあろう。しかし、キャッシュレス化な
どの制度的変化が急激に進展したのは昭和 47 年以降と言われている [17]。ところ
でわれわれはさきに述べたように昭和 49 年以降恒常所得の伸び率が落ちたと想定
したが、こうした恒常所得の流列ではこのキャッシュレス化に対応する制度的変化
をとらえることができないように思われる。そのため、ここでは y_P のほかに t
を説明変数に加えることにした。
- 8) こうした場合コックラン・オーカット法を用いるということも考えられるが、こ
こではこの操作を行わなかった。カー＝ダービー [2] が行ったように貨幣需要関数の
説明変数に貨幣供給ショックを付け加えることで貨幣需要関数の説明力は高くな
り、 $D.W.$ 値も改善されるのではないかと筆者は考えている。
- 9) 耐久財ストックの四半期ごとの残高の大きさは次のようにして求めた。家計が保有
する主要耐久消費財のストックの大きさは、昭和 44 年以降、年末のストックの大
きさが公表されている。他方、耐久消費財支出のフローの大きさについては昭和 45
年以降四半期データが利用可能である。そこで耐久消費財のストック残高の一年あ
たりの増分を耐久消費財支出のフローの大きさ（季節調整済み）で割り振り、それ
を使って耐久財ストックの四半期ごとの残高を求めた。

4. 結びにかえて

本稿では昭和 49 年以降の消費の動きを説明すべく、まず第一に現実にな
れわれが消費と呼んでいるデータは耐久財ストックへの投資を含んだ消費者

支出であること、第二にその耐久財ストックと貨幣とが代替関係にあることの二つに着目し、貨幣市場の不均衡を解消する過程で消費が貨幣から影響されるというダービーのモデルにそいながら、日本の消費者支出関数の計測を行ってきた。

その結果明らかにされたことは、日本における消費者支出が恒常所得のみならず貨幣市場の不均衡の度合を示す超過貨幣残高によって説明されるという仮説を現実のデータは否定しなかったということである。

さらに付け加えるならば、われわれの求めた超過貨幣残高のうち、例えば *EMST1* の系列は、昭和49年以降昭和53年第2四半期までの平均消費性向の低下の原因として超過貨幣残高が有意に働いたのではないかというわれわれの見解を裏付けるかのように、この期間ちょうどマイナスの値をとり続けていることは興味深い。また、この超過貨幣残高の流列は日本の金融政策の引締め・緩和に関する中川 [14] の見解ともかなり符合するものであることを最後に指摘しておこう。

以上のことから、安定的な貨幣政策をとることは消費を安定化させるのにも役立つように思われる。消費に占める耐久消費財支出の割合が高まりつつある経済ではとくにこうした政策が望ましいと言えよう。

参 考 文 献

- [1] Ando, A., and F. Modigliani, "The 'Life-Cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests," *American Economic Review*, Vol. 53, 1963, pp. 55-84.
- [2] Carr, J., and M. R. Darby, "The Role of Money Supply Shocks in the Short-Run Demand for Money," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 8, 1981, pp. 183-199.
- [3] Darby, M. R., "The Permanent Income Theory of Consumption—A Re-statement," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. 88, 1974, pp. 228-250.
- [4] _____, "Postwar U. S. Consumption, Consumer Expenditures, and Saving," *American Economic Review*, Vol. 65, 1975, pp. 217-222.
- [5] _____, "The Consumer Expenditure Function," *Explorations in Economic Research*, Occasional Papers of the National Bureau of Economic

- Research, Vol. 4, 1978, pp. 645-674.
- [6] Friedman, M., "The Quantity Theory of Money — A Restatement," in M. Friedman (ed.), *Studies in the Quantity Theory of Money*, University of Chicago Press, 1956.
- [7] ———, *A Theory of Consumption Function*, Princeton University Press, 1957.
- [8] ———, "The Demand for Money: Some Theoretical and Empirical Results," *Journal of Political Economy*, Vol. 57, 1959, pp. 327-51.
- [9] Juster, F. T., and P. Wachtel, "Anticipatory and Objective Model of Durable Goods Demand," *American Economic Review*, Vol. 62, 1972.
- [10] ———, "Inflation and the Consumer," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 5, 1972, pp. 71-121.
- [11] 経済企画庁調査局編, 『経済変動観測資料年報』, 大蔵省印刷局, 1981.
- [12] 経済企画庁経済研究所編, 『国民経済計算年報 (昭和56年版)』, 大蔵省印刷局, 1981.
- [13] 古賀 誠・藤中章三・原 孝裕, 「勤労者家計の消費関数の分析——石油ショック以降の消費性向——」, 経済企画庁『経済分析』, 第65号, 1977.
- [14] 中川幸次, 『体験的金融政策論』, 日本経済新聞社, 1981.
- [15] 成田淳司, 「貨幣の直接効果」, 北海道大学『経済学研究』, 第30巻第4号, 1981, pp. 1101-1127.
- [16] 新飯田 宏, 「インフレ下の個人貯蓄(消費)行動の変化」, 貝塚啓明・兼光秀郎編『現代日本の経済政策』, 日本経済新聞社, 1981, pp. 211-235.
- [17] 日本銀行調査統計局, 「資料 最近の銀行券の動向について」, 日本銀行『調査月報』, 1981年3月, pp. 84-87.
- [18] 豊田利久, 「インフレ期待と家計消費」, 『国民経済雑誌』, 第138巻第2号, 1978, pp. 50-70.

附 錄

ID	y	y_p	EMS 2	EMST 1
4001	120964.	119639.	-11888.9	2959.34
2	118389.	122252.	-12432.8	2357.86
3	128056.	125059.	-7682.94	4126.58
4	125247.	127807.	-7401.02	4466.23
4101	131530.	130704.	-5233.02	5420.69
2	129053.	133530.	-2789.79	4759.35
3	138116.	136574.	-1451.48	3316.23
4	137174.	139585.	2795.98	3782.89
4201	144989.	142783.	-222.146	1023.25
2	142302.	145903.	8748.78	2719.50
3	155248.	149337.	8224.34	146.228
4	152489.	152692.	-4224.60	-5088.53
4301	162507.	156287.	-8553.59	-6297.89
2	156583.	159723.	2964.68	-2683.40
3	164934.	163357.	-2398.31	-6739.27
4	170609.	167122.	-7774.68	-11747.0
4401	178775.	171080.	110.409	-9914.46
2	174257.	174912.	3713.24	-7575.57
3	181506.	178914.	-7186.93	-10340.6
4	187733.	183060.	-614.750	-7922.54
4501	189500.	187237.	-11673.6	-12941.3
2	190532.	191426.	-8075.59	-12604.8
3	200080.	195842.	-1259.22	-11769.8
4	202760.	200311.	-14079.9	-17456.0
4601	211249.	204979.	-7925.43	-14441.4
2	202631.	209417.	8029.61	-2862.41
3	210711.	214044.	26178.1	10608.7
4	209394.	218623.	47585.1	19900.6
4701	222290.	223511.	72699.7	26249.3
2	225098.	228454.	82159.7	22240.4
3	230432.	233515.	96273.8	24780.8
4	242193.	238855.	132422.	45267.4
4801	249137.	244351.	145889.	55633.9
2	245124.	249731.	120163.	45586.6
3	263917.	255564.	97233.4	36813.2
4	266904.	257663.	73561.5	27984.3
4901	242089.	259104.	-10483.4	-4003.50
2	265630.	261108.	-35004.3	-5839.84
3	267362.	263119.	-67721.1	-16996.2
4	259865.	264907.	-93844.2	-30439.1
5001	256174.	266571.	-89238.4	-29306.6
2	267384.	268485.	-93013.0	-31503.8
3	267724.	270373.	-83165.7	-28618.6
4	267643.	272226.	-76121.4	-27114.7
5101	268561.	274068.	-64056.6	-19812.2
2	280562.	276177.	-65901.2	-16767.1
3	269747.	277979.	-58075.6	-11375.8
4	276217.	279909.	-60817.6	-13884.7
5201	265897.	281548.	-59596.4	-16191.7
2	283140.	283588.	-67502.8	-23947.4
3	274933.	285386.	-61237.5	-27536.0
4	282697.	287346.	-43831.9	-17877.8
5301	285588.	289343.	-22552.4	-6649.22
2	305965.	291814.	-18422.2	-4619.27
3	280258.	293599.	-5232.66	5424.02
4	292902.	295667.	27894.1	22291.5
5401	290565.	297660.	66232.9	36785.1
2	319968.	300313.	54883.0	28548.9
3	294659.	302305.	59431.1	31675.4
4	296076.	304297.	58838.2	25021.5
5501	298368.	306310.	58022.4	6107.61