

# 2021年度応用マクロ経済学講義ノート

## (6) 恒常所得仮説とライフサイクルモデル

阿部修人  
一橋大学経済研究所

2021年6月

### 1 導入

前回の講義ノートで最後に紹介した Attanasio and Davis (1996) および Deaton and Paxson (1994) の結果は、所得変化に対する完全な保険は存在せず、家計消費は、少なくとも長期的な所得変化に対してはある程度は反応するというものであった。短期的な所得変動と消費の関係を分析した Mace (1991) によると、短期的な所得変動が消費に与える影響はゼロではないにしろ、その大きさは限定的であった。以上の結果は、家計消費は短期的な所得変化ではなく、長期的な所得変化に対してのみ反応するという、Friedman (1957) が提唱した恒常所得仮説に沿うものである。

Friedman および Modigliani を起源にもつ消費の恒常所得・ライフサイクルモデルと、前回の Arrow Securities の存在する完備市場経済の違いは、予算制約式をみると明らかになる。Sequential Economy においては、来期の不確実性に対し保険が存在する。すなわち、今期までの歴史が  $s^t$  であるとし、この時、来期の状態が  $s_{t+1}$  であるときの条件付き財を購入することが可能であり、家計  $i$  が購入する条件付き財を  $a_{t+1}^i(s^t, s_{t+1})$ 、対応する価格を  $q_t(s^t, s_{t+1})$  とすると、 $t$  期における予算制約は下記ようになる。

$$c_t^i(s^t) + \sum_{s_{t+1} \in S^t} q_t(s^t, s_{t+1}) a_{t+1}^i(s^t, s_{t+1}) \leq y_t^i(s^t) + a_t^i(s^t). \quad (1)$$

すなわち、 $t$  期において、 $t+1$  期の所得が減少した時に備え、保険を買うことが可能になっている。

一方、恒常所得・ライフサイクルモデルでは、来期の状態に依存して支払いや受け取りを契約する保険市場が存在せず、今期と来期をつなげるのは、ただ一つの資産、 $a_t^i$  のみになる。 $t$  期首において保有する資産  $a_t^i$  は  $t$  期において先決変数になっており、 $t-1$  期における意思決定の結果であった。したがって、 $a_t^i = a_t^i(s^{t-1})$  となる。また、この資産の収益は時間のみに依存し、

各家計や経済の状態に依存しないことから、 $q_t(s^t, s_{t+1}) = q_t$  となる。したがって、 $t$  期における歴史が  $s^t$  であるときの、 $t$  期における予算制約式は下記のような単純なものになる。

$$c_t^i(s^t) + q_t a_{t+1}^i(s^t) = y_t^i(s^t) + a_t^i(s^{t-1}). \quad (2)$$

ここで、 $q_t(s^t)$  は、 $t$  期において、状態が  $s^t$  であるときに  $t+1$  期に 1 単位の消費財を入手するための価格であり、この逆数が金利となる。この金利を、 $r = 1/q - 1$  と定義すると、上式は

$$c_t^i(s^t) + \frac{a_{t+1}^i(s^t)}{1+r} = y_t^i(s^t) + a_t^i(s^{t-1}), \quad (3)$$

となり、標準的な動学マクロモデルにおける予算制約式とほぼ一致するものとなる。

将来所得の変動に対し、保険市場を考えないライフサイクル・恒常所得モデルは現在の家計消費分析の標準となっており、特に Hall (1978) による線形モデル (確実性等価モデル: Certainty Equivalent Model) は、現在においても、実証分析を行う際の有力なベンチマークモデルとなっている。

## 2 不確実性がない場合の消費者問題

前回の講義ノートに従い、家計の効用関数を下記で定義する。

$$U = \sum_{t=0}^T \sum_{s^t \in S^t} \beta^t \pi_t(s^t) u^i(c_t^i(s^t), s^t). \quad (4)$$

ここで、資本市場が不完備であり、将来の不確実性、 $s^t$  の実現値に依存するような保険が存在しないと仮定する。家計は各期に下記の予算制約

$$c_t^i(s^t) + q_t a_{t+1}^i(s^t) = y_t^i(s^t) + a_t^i(s^{t-1}), \quad (5)$$

の下で効用を最大化させることを考える。ただし、単純化のため、 $q_t = 1/(1+r)$  は期間によらず一定であるとする。

議論をさらに単純にするため、経済には不確実性がなく、各家計は経済の経路、 $s^t$  を将来にわたり完全に予見可能であるとしよう。この場合、所得にも不確実性はなくなる。さらに、死亡時の問題をなくすために、この家計は無限期間生存すると仮定する。また、無限の借り入れを禁止する No Ponzi Game Condition を下記のような、将来所得の現在割引価値の総和と現在の金融資産の和の条件として課す。

$$W_t = a_{t-1} + \sum_{s=0}^{\infty} \frac{y_{t+s}}{(1+r)^s} < \infty. \quad (6)$$

この条件は、各期において、借り入れ可能な最大額は、将来にわたって受け取る所得の割引現在価値の総和である、ということの意味しており、Natural Debt Limit と呼ばれる。

効用最大化のための一階条件は、

$$u_c(c_t, s^t) = \beta(1+r)u_c(c_{t+1}, s^{t+1}). \quad (7)$$

これは、標準的な家計消費のオイラー方程式である。

上記の関係を用い、 $\beta = 1/(1+\rho)$  とすると、 $t$  期の消費と 0 期における消費との関係は下記のように表わすことが可能である。

$$u_c(c_t, s^t) = \left(\frac{1+\rho}{1+r}\right)^t u_c(c_0, s^0). \quad (8)$$

$s^t$  が時間に関して一定、あるいは消費と分離可能であるとき、上式は消費に関する単純なオイラー方程式となり、 $\rho < r$  の時、家計の消費水準は毎期上昇していき、逆に  $\rho > r$  の時、家計消費は毎期減少していく。

$s^t$  が選好ショックで、例えば家計の健康状態や気候等を反映しており、その値の増加が消費の限界効用を高めるとき、 $s^t$  の増大は消費水準を高める。なぜなら、各期の効用関数は凹関数であると仮定されているため、限界効用は消費に関して逓減しており、前期の限界効用と今期の限界効用を一致させるためには、消費が増加せねばならないのである。選好  $s^t$  が消費と分離可能な時、消費は常に一定となる。すなわち、

$$c_{t+1} = c_t, \quad (9)$$

となる。この結果に従うと、今期の消費と来期の消費水準に変化があるときは、(1) 金利と時間割引率が一致しない、(2) 経済に保険の対象にならない不確実性がある、(3) 経済の状態が家計の選好に直接影響を与える、あるいは(4) 家計の効用関数が時間に関して分離可能ではない、の四つの理由のいずれかが成立していることになる。

## 2.1 Retirement Saving Puzzle

単純化されたライフサイクルモデルでは、家計消費は常に一定となる。これは非常に強力な含意であり、多くの場合、実証分析の結果と一致しない。近年のライフサイクルモデルの実証分析において、特に重視されている家計消費の変動は、世帯主が労働市場から引退したときに、家計消費が大きく低下する現象である。引退前後における家計消費の変動は多くの分析で指摘されており、代表的なものに、アメリカ合衆国における The Retirement History Survey を用いた Hamermesh (1984)、PSID を用いた Bernheim, et al. (2001) がある。また、日本においても、郵政研究所が作成した『家計における金融

資産選択に関する調査』を用い、Wakabayashi (2008) が引退後における家計消費の低下を報告している<sup>1</sup>。

慶應パネルデータを用い、有配偶家計の男性年齢が 51 歳から 74 歳の家計による対数家計消費支出を年ダミー、家計構成人数ダミー、家計ダミー (固定効果推計)、および年齢ダミーに加え、世帯主の就業ダミーに回帰すると、就業してるとき 1 の値をとるダミーの係数は 0.1026 と大きな正の値をとり、標準誤差も 0.026 と、統計的に有意な値となる<sup>2</sup>。年齢や家計構成の変化を考慮しても、引退が日本の家計消費支出を大きく低下させているのである。このような、引退が家計消費・貯蓄行動に大きな影響を与えていることは Retirement Saving Puzzle と呼ばれており、現在でも多くの研究がなされている分野である。

Retirement Saving Puzzle は、家計の労働供給の内生性を考慮することで解釈することが可能である。選好  $s^t$  が家計の労働供給水準を表し、家計消費と分離できないとき、たとえば下記のような各期効用関数を考えてみよう。

$$u_t = \frac{\left(c_t^\gamma (1 - s^t)^{1-\gamma}\right)^{1-\sigma} - 1}{1 - \sigma}, 0 < \gamma < 1, \sigma > 1. \quad (10)$$

このとき、一階条件を整理すると、家計消費と労働供給の間には下記のような関係があることがわかる。

$$\frac{c_t}{c_0} = \left(\frac{1 - s^t}{1 - s_0}\right)^{\frac{(1-\gamma)(1-\sigma)}{1-\gamma+\gamma\sigma}}. \quad (11)$$

上式右辺は  $s^t$  の増加関数となっており、労働供給と消費は同じ方向に動くことになる。例えば、労働市場から引退すると、消費も低下することになる。Banks, et al.(1998) は、イギリスのデータを用い、労働供給を考慮することで Retirement Saving Puzzle が完全ではないが、ある程度緩和されることを報告している。

一方、Retirement Saving Puzzle という事実そのものに疑問を投げかける研究も存在する。Hurd and Rohwedder (2008) は引退期における詳細なパネルデータであるアメリカ合衆国の Health and Retirement Survey (HRS) のサブサンプルに対し行った消費調査に基づき、引退期における非耐久消費支出は大きく低下していないという結果を得ている。また、Aguilar and Hurst(2005) は、引退期において消費支出が低下することを認めつつ、それはライフサイクルモデルと整合的であると主張している。彼らは、引退により余暇時間が増加することで、より少ない支出により引退前と実質的に同じ水準の消費が可能になっているという仮定をたて、アメリカ合衆国における家計のカロリー摂取データを用い、引退時期における支出額は低下してもビタミンやカロリー

<sup>1</sup>Retirement Saving Puzzle に関して、Hurst(2008) が優れたサーベイを行っている。

<sup>2</sup>対数をとらずに回帰すると、係数は 45、すなわち月次支出額が引退により 45000 円低下することになる。

量等の消費水準は変化しておらず、消費量そのものは一定であるという結果を得ている。

消費支出が引退後に急減するという現象が果たして本当に生じているのか、また、それらは恒常所得・ライフサイクルモデルの枠組みで説明可能であるか否かに関しては、高齢者を対象とした新たなデータの開拓、および支出と消費の分離など、理論モデルの拡張により新たな展開がなされつつあり、現在の消費研究において最も活発な分野の一つとなっている。

### 3 不確実性下のモデル

今までは、不確実性のない経済を考えてきたが、これ以降、将来所得が経済の歴史、 $s^t$  に依存し、かつ、 $s^t$  に不確実性がある場合を考察する。保険が存在しない場合の不確実性下の消費者の最適化問題を、前章に従い、下記のように定式化する。なお、金利は時間に依存せず一定と仮定している。

$$\max \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \pi_t (s^t) u(c_t(s^t), s^t), \quad (12)$$

$$s.t. \quad (y_t(s^t) + a_t(s^{t-1}) - c_t(s^t) - qa_{t+1}(s^t)) = 0 \quad \text{for all } t. \quad (13)$$

さらに、無限の借入を禁止するための No Ponzi Game Condition とし、下記の条件を課す。

$$a_{t+1}(s^t) \geq - \sum_{\tau=t+1}^{\infty} \sum_{s^{\tau+1}|s^t} \frac{\pi_{\tau+1}(s^{\tau+1})}{(1+r)^{\tau-(t+1)}} y_{\tau+1}(s^{\tau+1}). \quad (14)$$

ラグランジュアンは、

$$L = \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \pi_t (s^t) u(c_t(s^t), s^t) + \sum_{t=0}^{\infty} \sum_{s^{t+1}|s^t} \lambda_t(s^t) (y_t(s^t) + a_t(s^{t-1}) - c_t(s^t) - qa_{t+1}(s^t)). \quad (15)$$

このときの一階条件は、

$$\beta^t \pi_t (s^t) u_c(c_t(s^t), s^t) = \lambda_t(s^t), \quad (16)$$

$$\beta^{t+1} \pi_{t+1}(s^{t+1}) u_c(c_{t+1}(s^{t+1}), s^{t+1}) = \lambda_t(s^t), \quad (17)$$

および、

$$q\lambda_t(s^t) = \sum_{s^{t+1}|s^t} \lambda_{t+1}(s^{t+1}). \quad (18)$$

したがって、

$$\beta^t \pi_t (s^t) u_c(c_t(s^t), s^t) = \frac{1}{q} \sum_{s^{t+1}|s^t} \beta^{t+1} \pi_{t+1}(s^{t+1}) u_c(c_{t+1}(s^{t+1}), s^{t+1}) \quad (19)$$

もしくは、

$$\begin{aligned} u_c(c_t(s^t), s^t) &= \left(\frac{1+r}{1+\rho}\right) \sum_{s^{t+1}|s^t} \pi_{t+1}(s^{t+1}|s^t) u_c(c_{t+1}(s^{t+1}), s^{t+1}) \quad (20) \\ &= \left(\frac{1+r}{1+\rho}\right) E_t u_c(c_{t+1}(s^{t+1}), s^{t+1}) \end{aligned}$$

$\rho = r$  のときは、

$$u_c(c_t(s^t), s^t) = E_t u_c(c_{t+1}(s^{t+1}), s^{t+1}), \quad (21)$$

が成立し、消費の限界効用がマルチンゲール、すなわち、来期の消費の限界効用の期待値が今期の限界効用に一致することがわかる。

ここで、完備資本市場下であると仮定すると、

$$q_t(s^{t+1}) = \frac{\pi_{t+1}(s^{t+1}|s^t)}{1+r}, \quad (22)$$

となり、一階条件は、

$$u_c(c_t(s^t), s^t) = u_c(c_{t+1}(s^{t+1}), s^{t+1}). \quad (23)$$

したがって、もしも  $s^t$  が直接効用水準に影響を与えないならば、

$$c_t(s^t) = c_{t+1}(s^{t+1}), \quad (24)$$

となり、消費水準は、経済の状態に依存せず一定となることは前節で議論した通りである。

一方、恒常所得・ライフサイクルモデルの下では、所得の不確実性に対処するための保険市場が存在しないので、期待値オペレーターが残り、

$$u_c(c_t(s^t)) = E_t u_c(c_{t+1}(s^{t+1})). \quad (25)$$

もしも、各期の効用関数が CRRA であれば、限界効用は凸関数、すなわち  $u_{ccc} > 0$  となる。このとき、イェンセンの不等式より、

$$u_c(c_t(s^t)) = E_t u_c(c_{t+1}(s^{t+1})) \geq u_c(E_t c_{t+1}(s^{t+1})), \quad (26)$$

$$c_t(s^t) \leq E_t c_{t+1}(s^{t+1}). \quad (27)$$

となる。これは、今期の消費は来期の消費の期待値よりも小さくなっている、すなわち、貯蓄をしていることを意味している。これは予備的貯蓄と言われ、その水準は、不確実性の程度および限界効用の凸性に依存しており、具体的な大きさを計算するには一階条件のみではなく、家計の動学問題を解き、最適消費経路の水準を求める必要がある。最適消費経路の水準を求めるには、

特殊ケースを除きコンピューターによる数値計算が必要となる。これは予備的貯蓄モデルの回に説明する。

(27) 式をそのまま扱うのは困難であっても、(25) 式の両辺は等号で結ばれており、効用関数の連続微分可能性を仮定している限り、テイラー展開が可能である。いま、 $s^t$  を無視し、両辺をある消費水準  $\bar{c}$  でテイラー展開すると、

$$u_c(\bar{c}) + u_{cc}(\bar{c})(c_t - \bar{c}) + R_2^t(c_t) = E_t [u_c(\bar{c}) + u_{cc}(\bar{c})(c_{t+1} - \bar{c}) + R_2^{t+1}(c_t)]. \quad (28)$$

ただし、 $R_2^t(c_t)$  はテイラー公式の剰余項である。剰余項は消費の二乗および効用関数の三回微分の情報が含まれており、この剰余項を無視するということは、消費分散が効用に与える影響、および限界効用の曲率を無視することに等しい。しかしながら、この項を無視すると、

$$c_t = E_t c_{t+1}, \quad (29)$$

となり、消費水準そのものがマルチンゲールとなる。これは、(25) 式における期待値の影響を無視することに等しい。(25) 式の不等号は、リスク回避的な家計は、確実に確保できる 100 円と、期待値 100 円のくじであれば、前者を好するということを意味している。剰余項を無視することで得られる (29) 式は、限界効用が線形である、すなわち、不確実性の存在が一階条件に影響を与えないということの意味する。これは非常に強い仮定であるが、一方、家計消費の動学に関して (29) 式という関係を、複雑な動学問題を解くことなしに得ることが出来るという利点がある。確実性等価モデル (Certainty Equivalent Model) と呼ばれるこのモデルは、現在の動学消費モデルの基本となっている。

## 4 確実性等価モデル (Certainty Equivalent Model)

確実性等価モデルでは、限界効用が消費に関して線形であった。これは、効用関数が消費の二次関数であることを意味する。いま、経済の状態  $s^t$  が各期の消費の効用から分離可能であり、かつ消費の効用が二次関数であると仮定しよう。すなわち、所得  $y_t$  は確率変数であるが、保険はなく、家計は貯蓄  $a_t$  により将来の不確実性に対処する。消費の効用が二次関数であると仮定しよう。すなわち、

$$u(c_t) = ac_t - \frac{b}{2}c_t^2, a > 0, b > 0. \quad (30)$$

$a, b > 0$  を仮定することで、この関数は上に凸となり、飽和点 ( $\bar{c} = \frac{a}{b}$ ) が存在する。この飽和点  $\bar{c}$  よりも消費水準が大きいと消費の限界効用が負になってしまい、通常の効用関数の仮定に反することになることに注意されたい。このような確実性等価のモデルを用いる場合は、変動する所得の実現値に比べて、消費の飽和点は十分に大きく、飽和点を常に実現するような消費経路は Ponzi Game となってしまうように、動学モデルを設計することが必要とな

確実性等価モデルにおける消費のオイラー方程式は、

$$E_t c_{t+1} = a_1 + c_t, \quad (31)$$

$$\text{where } a_1 = \bar{c} \left( 1 - \frac{1+r}{1+\rho} \right). \quad (32)$$

したがって、 $\rho = r$  のときは、

$$E_t c_{t+1} = c_t \quad (33)$$

すなわち、消費水準はマルチンゲールとなる。

(33) 式は、期待値オペレーターを外し、あらたな期待誤差項  $\varepsilon_{t+1}$  を導入し、下記のように書くことが可能である。

$$c_{t+1} = c_t + \varepsilon_{t+1}, \quad (34)$$

ただし、 $E_t(\varepsilon_{t+1}) = 0$ 。あるいは、

$$\Delta c_{t+1} \equiv (c_{t+1} - c_t) = \varepsilon_{t+1} \quad (35)$$

と表現することも可能である。ここで、もしも  $\varepsilon_{t+1}$  が i.i.d. であれば消費はランダムウォークとなる。そのため、いくつかの文献では、マルチンゲールをさらに強め、消費はランダムウォークに従うと記述していることもある。無論、 $\varepsilon_{t+1}$  の分布は、効用関数の形状や所得等の、モデルの背後にある不確実性、確率過程に依存し、i.i.d. になるとは限らない。

## 5 消費のマルチンゲール性の検証

消費がマルチンゲールである、ということは経済学的に非常に強い含意がある。(33) 式は、将来の消費水準を予測するためには、現在の消費の情報で十分統計量となっており、他の情報、所得や資産、金利等の情報は必要ないということの意味しているのである。1970年代後半まで主流であったケインズ経済学体系において、消費関数の形状、特に消費の限界消費性向は、乗数効果の大きさを規定する最も重要なものであり、マクロ計量モデルの中心に位置していた。上記の消費モデルに従うと、今期の所得と消費の間には、予期されない所得変化のみが消費に影響を与え、予期されている所得変化は消費に影響を与えない。したがって、今期所得をモデルに導入する場合は、その所得の実現値のうち、どの程度が事前に予期されていたかが重要な要素となる。(34) 式において、 $\varepsilon_{t+1}$  には予期されない所得変化の実現値が含まれており、当期所得を説明変数に加えると、当期所得と残差が相関をもつため、回帰分析の一致性がなくなってしまう。一方、過去の所得や資産等の情報は、過去の消費水準に全て含まれているため、それらを説明変数に加えても、係数は全てゼロになる。



おそらく、20世紀における経済学において最も影響力のあった論文の一つである Hall (1978) は、アメリカ合衆国におけるマクロ消費水準がマルチンゲールによってかなりの程度近似可能であるという結果を報告し、一大論争を引き起こした。具体的には、Hall (1978) は 1948 年から 1977 年までのアメリカ合衆国の国民経済計算に基づく四半期季節調整済み一人当たり非耐久消費支出とサービス支出、可処分所得、および株価を用い、下記の式を OLS で推計している。もしも消費支出がマルチンゲールであれば、定数項と消費の一次のラグ項以外の変数は、それが被説明変数である  $t$  期の消費以前に決定されている限り、説明力をもたないはずである。

$$c_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^l \alpha_i c_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_i s_{t-i} + \varepsilon_t \quad (36)$$

Hall (1978) は、ラグの期間や説明変数の選択に関して様々なスペシフィックーションで上式を推計しているが、全てのケースで消費の一次のラグ項の係数はほぼ 1 であり、定数項を除き、可処分所得や高次の消費のラグ項は有意ではないことを報告している。ただし、株価に関しては有意な説明力を有することも報告しており、完全なマルチンゲールとなっていないことも認めている。この Hall (1978) の推計の際、可処分所得や資産等がどのように決定されているかを特定する必要がないことは注目に値する。家計が消費を決定する際に、それまでに利用可能な情報を全て使用している限り、消費の一階条件は過去のどんな変数の値からも独立しているはずであり、過去の所得やインフレ率等のデータが残差と相関をもつことはありえないのである。

Hall (1978) の結果に対し、非常に多くの論文が書かれてきた。1980 年代および 90 年代前半までのマクロ実証分析は消費と所得の時系列分析を中心になされてきたと言っても過言ではない。その間、GMM や Error Correction モデル等、計量手法の改良がなされ、非定常過程のトレンドの処理法、季節性変動の扱い方、データの集計期間とタイミングの処理法など、マクロ・ミクロの様々なデータの特徴がこの Hall (1978) のモデルを中心に分析されてきた。また、Hall (1978) が分析の外においた、当期可処分所得と消費との関係は、Flavin (1981) が所得決定過程をモデルに取り込み、消費が当期の可処分所得に対し、理論が予測するよりもはるかに強く依存している (過剰反応, Excess Sensitivity) という結果を導き、さらに多くの追従研究を生み出している。Hall (1978) を端緒とする研究は極めて膨大な数にのぼる。本章では、特に、厳密なマルチンゲール性を検証した分析の紹介に留め、次章以降で Excess Sensitivity 等に関する実証分析を紹介する。

まず、Daly and Hadjimatheou (1981) はイギリスの戦後におけるマクロデータを用い、可処分所得や消費の高次のラグ項が有意であることを報告している。同様に、Davidson and Hendry (1981) はイギリスの、しかし季節性調整前のデータを使い、やはり、Seasonal Difference、すなわち四半期データの前年同期からの階差を用いた推計を行い、失業率等のラグ項が有意な効果

を与えることを報告している。もっとも、この Seasonal Difference をとる手法に関しては Hall (1981) が、合理的期待モデルの誘導形とは言えないと反論している。Cuddington (1982) はカナダのデータで同様の検証を行い、M1、民間資産、国民総支出、失業率のラグ項が消費に対し有意な影響を与えているとしている。Johnson(1983) はオーストラリアのデータを用い、やはり、所得や失業率のラグ項が有意であると報告している。日本に関しては、小川他 (1986) が、1 四半期～3 四半期前の可処分所得、3 四半期～4 四半期前の失業率が消費水準を説明する上で有意な効果がある、としている。興味深いのは、Davidson and Hendry (1981) を除き、多くの研究が季節調整済みデータを用いて検証していることである。Elwood (1998) は、季節調整前のアメリカ合衆国のマクロデータを用い、季節性パターンの推計をモデル内部で行う場合、所得のラグ項は有意な効果をもたないが、季節調整済みデータを用いると、所得のラグ項が有意な効果を持つてしまうことを報告している。季節調整済みデータの扱いは極めて重要な問題であり、十分なスペースを用いて議論する価値のあるものであり、次章で詳細に議論する。

以上はマクロデータを用いた分析であったが、消費決定のモデルは家計のライフサイクルモデルに基づいているため、様々な家計消費の集計量であるマクロデータよりも、家計単位のミクロデータで検証するほうが、より理論に即したものになる。Hall and Mishkin (1982) は、アメリカ合衆国の PSID を用い、家計単位の食料支出変化率と所得変化率の関係から、マルチンゲール性の検証を行っている。ただし、PSID の食料支出には多くの計測誤差が含まれているため、Hall and Mishkin (1982) は消費データに MA(2) に従う一時的消費支出を導入し、所得と消費の共分散情報から、理論値と実際の値を比較している。その結果は、PSID の消費および所得データは一時的消費を加えた恒常所得モデルによく合致するが、過去の所得変化率と消費変化率の間に有意な相関があり、下記のような関係を報告している。

$$\Delta c_t = \underset{(6.16)}{-4.95} - \underset{(0.02)}{0.010}\Delta y_{t-1}, \quad R^2 = 0.0028, \quad \#obs = 6926. \quad (37)$$

Altonji and Siow (1987) は、Hall and Mishkin (1982) と同様に PSID を用い、所得変化のラグと現在の消費変化の間の有意な関係はロバストではないことを報告している。また、Runkle (1991) は、PSID を用い過去の所得情報が  $\Delta \ln c_{t+1}$  に有意な影響を与えず、過剰識別検定もモデルの棄却ができず、恒常所得仮説およびマルチンゲール性を支持する結果を得ている。恒常所得仮説の検証、特に過去や現在の所得との関係は、消費の過剰反応と呼ばれ、1980 年代以降の消費分析の中心トピックであった。これは次の講義ノートで詳細に議論する。