2021年度応用マクロ経済学講義ノート

(7)　ライフサイクルモデルと消費の過剰反応

阿部修人
一橋大学経済研究所

2021年6月

1　導入

Hall (1978) では、所得や資産のラグと消費の関係が分析されていたが、伝統的なケインズ経済学では、所得のラグではなく、同時点の所得と消費の関係が、消費の限界性向として重視されてきた。Hall (1978) による恒常所得・ライフサイクルモデルにおいて、同時点における消費と所得の関係を導出するためには、所得変動のうち、どの程度が予期されない、そして持続的あるいは恒常的なものであるかを知らねばならない。具体的には、Hall (1978) においては特に仮定が置かれず、分析対象とはならなかった所得の動学過程を仮定、あるいは推計し、モデルに取り込む必要が生じる。

Flavin (1981) は、所得過程を定常な線形過程と仮定し、同時点における消費と所得の関係を導き、所得と消費を含む全体のシステムの推計を試みた。そして、当期所得と消費の関係が、Hall (1978) のモデルが予測するよりも遥かに大きな値をとることを報告し、この現象を消費の過剰反応 (Excess Sensitivity) と名付けた。この消費の過剰反応の分析は 1980 年代半ばから 1990 年代前半におけるマクロ計量分析で最も活発に議論がなされたものであり、現在においてもマクロ・ミクロの様々なデータに基づき、各国で検証がなされている。

2　確実性等価モデルにおける消費関数の導出

Hall (1978) の分析では、オイラー方程式を用いていたので、動学最適化問題を解ききる、すなわち、横断条件や初期条件を利用する必要がなかった。しかし、同時点における消費と所得の関係を導くには、オイラー方程式のみならず、予算制約式や所得の決定過程式の情報を利用し、最適消費経路を実際に導かねばならない。

いま、人生が T 期で修了する人のことを考えよう。その人生最後の時まで、現在が t 期であれば、人生の週末まで残る期間は T-t となる。あと T-t 期間

生きる個人の直面する予算制約は、下記のようになるだろう。

$$E_t \sum_{s=0}^{T-t} \frac{c_{t+s}}{(1+r)^s} = E_t \sum_{s=0}^{T-t} \frac{y_{t+s}}{(1+r)^s} + a_t \equiv W_t. \tag{1}$$

W_t は、初期における家計の総資産であり、当初の金融資産と将来得られる所得の現在割引価値の総和から構成される。また $r > 0$ とと仮定する。いま、Hall (1978) に従い、消費がマルチンゲールになっている経済を考える。すなわち、効用関数は消費の二次関数となっており、金利と時間選好率が一致していると仮定しよう。すると、消費支出は、

$$E_t c_{t+1} = c_t, \tag{2}$$

となっている。すると、上式左辺の時間を一期先にし、さらに t 期における期待値をとる、すなちわ、

$$E_t E_{t+1} c_{t+2} = E_t c_{t+1} = c_t, \tag{3}$$

という関係を得ることができる。これは、マルチンゲール性から自然に出てくる性質であるが、この操作を繰り返し行うことで、予算制約式に含まれる将来の消費を消去し、t 期における消費水準を t 期の資産の関数として導出可能である。具体的には、有限視野 $(T < \infty)$ においては、

$$\begin{aligned}
&E_t \sum_{s=0}^{T-t} \frac{c_{t+s}}{(1+r)^s} \\
&= c_t \sum_{s=0}^{T-t} \frac{1}{(1+r)^s} \\
&= c_t \left(1 + \frac{1}{(1+r)} + ... + \frac{1}{(1+r)^{T\hat{}t}}\right) \\
&= c_t \frac{\left(1 - \left(\frac{1}{1+r}\right)^{T\hat{}t+1}\right)}{\left(1 - \frac{1}{1+r}\right)} \\
&= c_t \frac{\left(1 - \left(\frac{1}{1+r}\right)^{T-t+1}\right)}{\left(\frac{1+r-1}{1+r}\right)} \\
&= c_t \left(1 - \left(\frac{1}{1+r}\right)^{T-t+1}\right) \frac{1+r}{r} \\
&= W_t.
\end{aligned} \tag{4}$$

したがって、

$$c_t = \theta_t^{-1} \frac{r W_t}{1+r}, \tag{5}$$

ただし、

$$\theta_t = \left(1 - \frac{1}{(1+r)^{T-t+1}}\right), \tag{6}$$

である。$r > 0$ であることを考えると、無限視野の場合、すなわち $T = \infty$ の時は $\theta_t = 1$ となる。一方、有限視野における最終期、すなわち $t = T$ であれば $\theta_t = r/(1+r)$ となる。最終期では

$$\begin{aligned} c_T &= \theta_T^{-1} \frac{rW_T}{1+r} \\ &= \frac{1+r}{r} \frac{rW_T}{1+r} \\ &= W_T \end{aligned}$$

となり、人生の最終期では貯蓄は行われず、全ての資産を消費に回すことになる。

動学を考えると、

$$\begin{aligned} \theta_t c_t &= \frac{rW_t}{1+r}, \\ \theta_{t-1} c_{t-1} &= \frac{rW_{t-1}}{1+r}. \end{aligned} \tag{7}$$

予算制約より、

$$a_t = (1+r)\left(a_{t-1} + y_{t-1} - c_{t-1}\right).$$

したがって、

$$\frac{W_t}{1+r} = \left(a_{t-1} + y_{t-1} - c_{t-1}\right) + \frac{1}{(1+r)} E_t \sum_{s=0}^{T-t} \frac{y_{t+s}}{(1+r)^s}, \tag{8}$$

$$\theta_t c_t = r\left(a_{t-1} + y_{t-1} - c_{t-1}\right) + \frac{r}{(1+r)} E_t \sum_{s=0}^{T-t} \frac{y_{t+s}}{(1+r)^s}, \tag{9}$$

$$\frac{\theta_t c_t + rc_{t-1}}{(1+r)} = \frac{r}{(1+r)}\left(a_{t-1} + y_{t-1}\right) + \frac{r}{(1+r)^2} E_t \sum_{s=0}^{T-t} \frac{y_{t+s}}{(1+r)^s}. \tag{10}$$

ところで、最後の式の左辺から $\theta_{t-1} c_{t-1}$ を引くと、

$$\begin{aligned} \frac{\theta_t c_t + rc_{t-1}}{(1+r)} - \theta_{t-1} c_{t-1} &= \frac{\theta_t c_t}{(1+r)} - \left(1 - \frac{1}{(1+r)^{T-t+2}} - \frac{r}{(1+r)}\right) c_{t-1} \qquad (11) \\ &= \frac{\theta_t c_t}{(1+r)} - \frac{1}{(1+r)} \left(1 + r - \frac{1}{(1+r)^{T-t+1}} - r\right) c_{t-1} \\ &= \frac{\theta_t c_t}{(1+r)} - \frac{1}{(1+r)} \left(1 - \frac{1}{(1+r)^{T-t+1}}\right) c_{t-1} \\ &= \frac{\theta_t \Delta c_t}{(1+r)}. \end{aligned}$$

したがって、(10) の右辺から $\theta_{t-1}c_{t-1}$ を引き、整理すると、

$$\begin{aligned}
\frac{\theta_t \Delta c_t}{(1+r)} &= \frac{r}{(1+r)}\left(a_{t-1}+y_{t-1}\right)+\frac{r}{(1+r)^2}E_t\sum_{s=0}^{T-t}\frac{y_{t+s}}{(1+r)^s}-\theta_{t-1}c_{t-1} \\
&= \frac{r}{(1+r)}\left(a_{t-1}+y_{t-1}\right)+\frac{r}{(1+r)^2}E_t\sum_{s=0}^{T-t}\frac{y_{t+s}}{(1+r)^s}-\frac{rW_{t-1}}{1+r} \\
&= \frac{r}{(1+r)}\left(a_{t-1}+y_{t-1}\right)+\frac{r}{(1+r)^2}E_t\sum_{s=0}^{T-t}\frac{y_{t+s}}{(1+r)^s}-\frac{r}{1+r}\left(E_{t-1}\sum_{s=0}^{T-t+1}\frac{y_{t+s-1}}{(1+r)^s}+a_{t-1}\right).
\end{aligned} \tag{12}$$

さらに、整理可能であり、

$$\begin{aligned}
\theta_t \Delta c_t &= ry_{t-1}+\frac{r}{1+r}E_t\sum_{s=0}^{T-t}\frac{y_{t+s}}{(1+r)^s}-rE_{t-1}\sum_{s=0}^{T-t+1}\frac{y_{t+s-1}}{(1+r)^s} \\
&= \frac{r}{1+r}E_t\sum_{s=0}^{T-t}\frac{y_{t+s}}{(1+r)^s}-rE_{t-1}\sum_{s=1}^{T-t+1}\frac{y_{t+s-1}}{(1+r)^s} \\
&= \frac{r}{1+r}E_t\sum_{s=0}^{T-t}\frac{y_{t+s}}{(1+r)^s}-\frac{r}{1+r}E_{t-1}\sum_{s=1}^{T-t+1}\frac{y_{t+s-1}}{(1+r)^{s-1}} \\
&= \frac{r}{1+r}E_t\sum_{s=0}^{T-t}\frac{y_{t+s}}{(1+r)^s}-\frac{r}{1+r}E_{t-1}\sum_{s=0}^{T-t}\frac{y_{t+s}}{(1+r)^{s-1}} \\
&= \frac{r}{1+r}\sum_{s=0}^{T-t}\frac{\left(E_t-E_{t-1}\right)y_{t+s}}{(1+r)^s}.
\end{aligned} \tag{13}$$

すなわち、

$$\Delta c_t = \left(\frac{1}{\theta_t}\right)\frac{r}{1+r}\sum_{s=0}^{T-t}\frac{\left(E_t-E_{t-1}\right)y_{t+s}}{(1+r)^s}. \tag{14}$$

もしも無限視野であれば $\theta_t = 1$ となり、

$$\Delta c_t = \frac{r}{1+r}\sum_{s=0}^{T-t}\frac{\left(E_t-E_{t-1}\right)y_{t+s}}{(1+r)^s} \tag{15}$$

これは、今期における消費の変化分は、今期において新たに判明した生涯所得の変化の現在割引価値の和に等しいことを意味する。ここで、所得が下記のような AR(1) に従うと仮定する。

$$y_{t+1} = \rho y_t + \varepsilon_{t+1}, \quad (0 < \rho < 1), \tag{16}$$

すると、

$$
\begin{aligned}
\left(E_t - E_{t-1}\right) y_{t+s} &= E_t y_{t+s} - E_{t-1} y_{t+s} \\
&= \rho^{s-1} y_t - \rho^s y_{t-1} \\
&= \rho^s y_{t-1} + \rho^s \varepsilon_t - \rho^s y_{t-1} \\
&= \rho^{s-1} \varepsilon_t. \qquad (17)
\end{aligned}
$$

したがって、

$$
\begin{aligned}
\sum_{s=0}^{T-t} \frac{\left(E_t - E_{t-1}\right) y_{t+s}}{\left(1+r\right)^s} &= \sum_{s=0}^{T-t} \frac{\rho^{s-1} \varepsilon_t}{\left(1+r\right)^s} \\
&= \frac{1}{1+r} \left(\frac{1 - \left(\frac{\rho}{1+r}\right)^{T-t+1}}{1 - \frac{\rho}{1+r}} \right) \varepsilon_t \\
&\equiv \kappa_{T-t} \varepsilon_t. \qquad (18)
\end{aligned}
$$

κ_{T-t} は、無限視野の場合は定数であり、有限視野の場合は、最終期から現在時点までの長さに依存する関数である。

上式より、消費と所得の系列は、下記の連立方程式で描写可能になる。

$$\Delta c_t = \kappa_{T-t} \varepsilon_t, \qquad (19)$$

$$y_{t+1} = \rho y_t + \varepsilon_{t+1}. \qquad (20)$$

消費データの計測誤差を u_t と表わし、他の変数と直交し、かつ系列相関がないものとする。もしも消費がマルチンゲールであれば、下記の連立方程式、

$$\Delta c_t = \gamma + \beta \Delta y_t + \kappa_{T-t} \varepsilon_t + u_t, \qquad (21)$$

$$y_{t+1} = \rho y_t + \varepsilon_{t+1}. \qquad (22)$$

を推計すれば、β はゼロでなければならない。

Flavin (1981) は、無限視野ではあるが、所得過程としてより高次のラグを許容した、より一般的なモデルをアメリカ合衆国のマクロデータを用いて推計し、β がゼロではないことを報告している。これは、消費が所得の変化に対し、合理的期待に基づく恒常消費・ライフサイクルモデルが予測するよりも過剰に (excess) に反応していることを意味している。また、Flavin は、所得変化のラグも統計的に有意な効果を消費変化に与えることも報告しており、Hall (1978) の結果がサンプル期間に依存するものであることも示唆している。Flavin は四半期データを用いていたが、Hayashi (1982, 1987) はアメリカの年次データを用い、やはり、所得と消費変化の間に強い相関があることを報告している。

Flavin や Hayashi の結果は多くの注目を集めた。彼らの結果は、家計の消費行動は経済理論が予測するよりも現在所得に過度に依存している、すなわ

ち、合理的期待に基づく家計消費行動は現実に適合していないことを意味するためである。また、消費が当期所得に強く依存するという結果は、伝統的なケインズ経済理論に近いものでもあり、マクロ経済政策にとって重要な含意を持つ。そのため、消費の過剰反応については、様々検証が行われた。消費の過剰反応の検証は、1980 年代から 1990 年代にかけて、マクロ実証分析における最大の課題の一つであったと言っても過言ではない。以下、特に影響力の強かった論点をいくつか紹介する。

2.1 所得の非定常性

Mankiw and Shapiro (1985) は、Flavin が定常所得過程を仮定する一方、実証分析の際にはデータのトレンドを除去した上で推計していることを指摘し、このデトレンド作業により、本来存在しない過剰反応を作り出している可能性を指摘した。所得過程が非定常であり、

$$\Delta y_t - \upsilon = \rho\left(\Delta y_{t-1} - \upsilon\right) + \varepsilon_t, \tag{23}$$

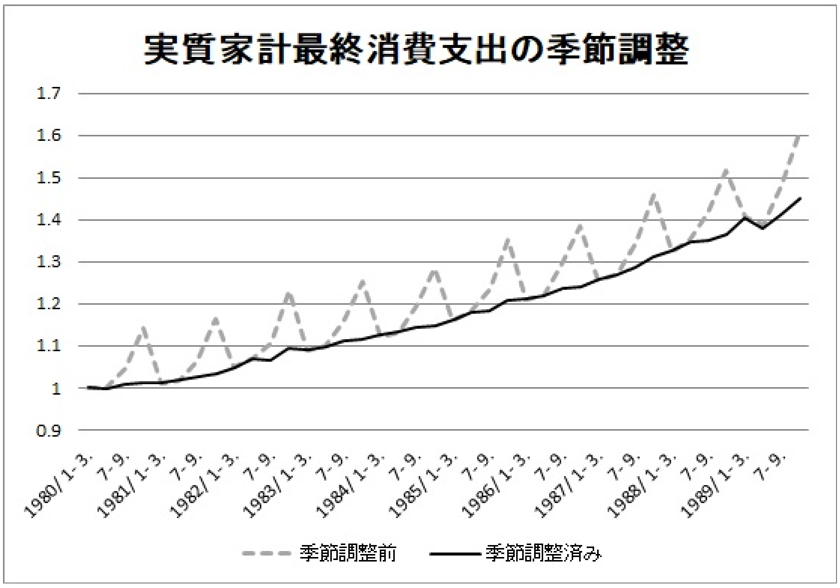
のようなものであるとしよう。そして、Hall (1978) のモデルが正しく、消費はランダムウォークになっており、過剰反応が発生していないような状況を想定し、シミュレーションにより消費と所得の系列を作成する。この場合、所得過程に定常性の仮定をおかない Hall (1978) の手法であれば、シミュレートされた消費の系列はマルチンゲールとなり、所得のラグ値には依存せず、今期の所得への反応も限定的なものとなる。しかしながら、Flavin (1981) のように、所得をデトレンドし、定常過程で近似すると、シミュレートされた消費と所得系列の間に、本来存在しない正の相関が生じてしまうことを Mankiw and Shaprio (1985) は指摘した。この問題は非定常過程である所得を定常過程である消費階差と同時に推計することから生じている。Stock and West (1988) は、非定常過程をデトレンドした後に、デトレンド操作を無視した回帰分析等を行うと、バイアスが生じてしまう可能性を認めつつ、Hall (1978) のスペシフィケーションに限っては、非定常過程をデトレンドした場合でもみせかけの過剰反応を作り出すようなバイアスは生じないことを示している。Flavin(1981) 等の過剰反応に対するより深刻な批判は、前回の講義ノートで議論した時間集計と共に、季節性処理の問題に関しても投げかけられている。

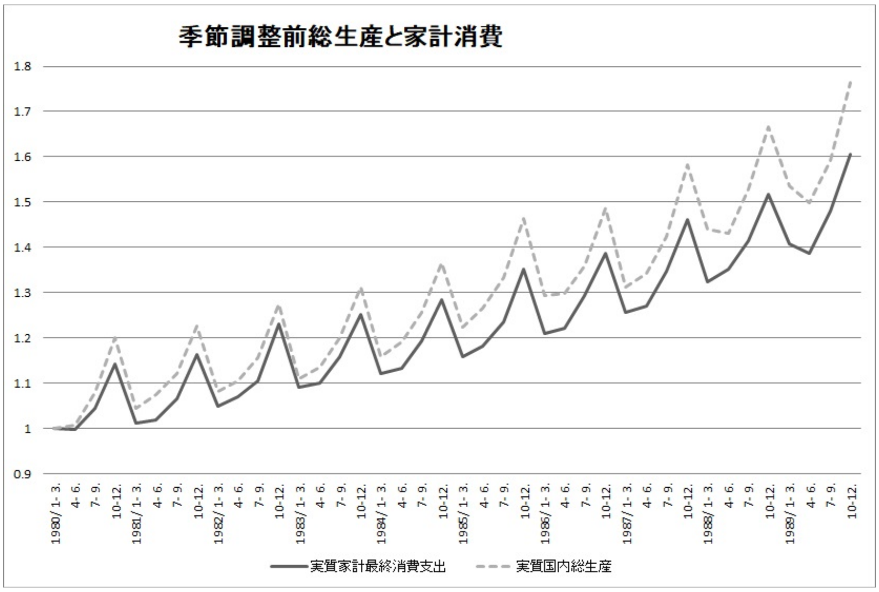
2.2 季節性 (Seasonality)

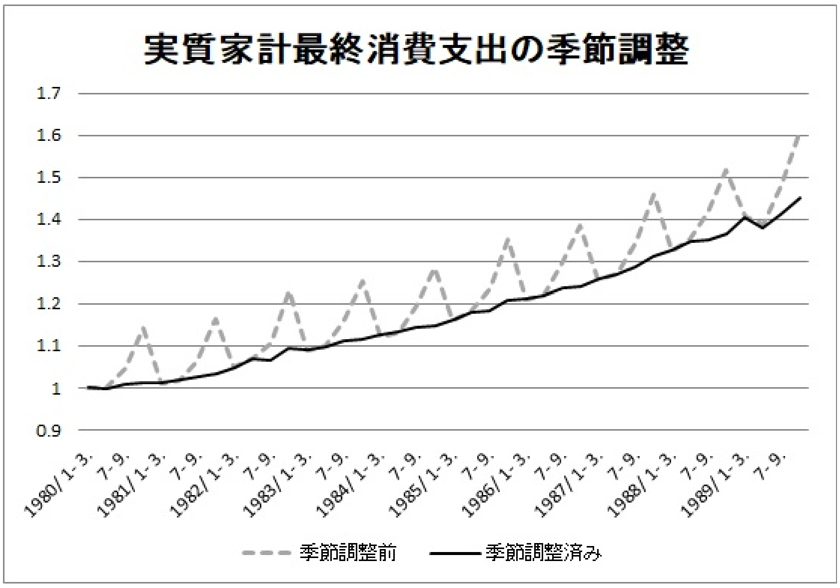
図 1 は季節調整前と季節調整後の日本の実質家計最終消費支出を描いたものである[1]。

---

[1]図 1 と図 2 は共に 1980 年第 1 四半期の値を 1 に基準化している。


実質家計最終消費支出の季節調整
1.7
1.6
1.5
1.4
1.3
1.2
1.1
1
0.9
1980/1-3.
7-9.
1981/1-3.
7-9.
1982/1-3.
7-9.
1983/1-3.
7-9.
1984/1-3.
7-9.
1985/1-3.
7-9.
1986/1-3.
7-9.
1987/1-3.
7-9.
1988/1-3.
7-9.
1989/1-3.
7-9.
季節調整前
季節調整済み


季節調整前総生産と家計消費
1.8
1.7
1.6
1.5
1.4
1.3
1.2
1.1
1
0.9
実質家計最終消費支出
実質国内総生産



家計最終消費支出には強い季節変動があり、10 月から 12 月までの第 4 四半期における支出は、通常、第 1 四半期に比べ 1 割以上大きくなっている。図 2 からわかるように、国内総生産も同様に強い季節性があり、そのパターンは家計消費支出と極めてよく似ている。

季節変動の原因は様々であり、天候や気温などによる自然現象要因や夏休み・クリスマスのような社会慣習、夏と冬に支払われるボーナスの影響など、非常に多くの要因を考えることが可能であり、様々な要因が背後にある極めて複雑な現象であると考えられる。しかしながら、その要因が何であれ、図 1・2 が示すように、データには明確な季節変動が記録されており、このまま消費と所得の相関を計算すると、その相関のほとんどは季節性変動によるものになってしまい、季節性とは関係のない、景気循環などの影響がかき消されてしまうことになる。そのため、季節変動を有するデータを用いた実証分析において、季節調整済みデータを用いて分析することが一般的に行われている。家計消費分析においても、Davidson and Hendry (1981) や Hayashi (1982) 等、一部の分析を除き、マルチンゲール性や過剰反応の検証において、季節調整済みデータが実際に使用されている。季節調整に限らず、マクロ経済学の実証分析では、原データに Hodrick-Prescott (hp) フィルターやバンドパスフィルターにより特定周波数変動の除去をあらかじめ行い、定常でスムースな系列に変換してからマクロの構造モデルに fit させることがよく行われている。しかしながら、計量経済学の教科書である Davidson and MacKinnon (1993) が指摘しているように、動学モデルの推計に季節調整済みデータを使用すると大きなバイアスが生じることがある[2]。

[2] "For dynamic models, the potential inconsistency from using seasonally adjusted

アメリカ合衆国や日本の国民経済計算では、X-12 ARIMA と呼ばれる、アメリカ合衆国のセンサス局が作成している季節調整プログラムを利用して季節調整が行われている。X-12 ARIMA は、それ以前に採用されていた X-11 の改良版であり、200 ページを超えるマニュアルが示すように、休日数の効果や時間に関して変化する季節性パターン等を扱うために、極めて複雑な処理が行われている[3]。大雑把に解説すると、X-12 ARIMA による季節調整は原データに対し (1) 曜日変動等を考慮し、異常値と思われるものを系列から除去、(2) 異常値を削除した系列の将来予測値を ARIMA を用い計算し、将来・過去の両方を用いた移動平均を季節調整済みデータとして作成、(3) 得られた季節調整済みパターンの診断、の三段階からなる。最も重要な段階は (2) の移動平均である。X-12 ARIMA と X-11 のいずれにおいても、公式統計の季節調整は過去と将来の移動平均により作成されており、季節性変動をもたらす構造的なモデルに基づくものではないのである。また、t 期の季節調整値が発表された後も、t 期以降のデータが利用可能になった時点で季節調整が再度かけられ、修正されていき、最終的に季節調整済みデータが確定するのは、数年後になることもめずらしくない。すなわち、直近以外の季節調整済みデータは、将来の実現値の情報も含まれた加重平均となっているのである。

将来の実現値も含めた加重平均として季節調整済みデータが作成されていることは、マルチンゲール性の検証に限らず、多くのマクロ経済学の実証分析、特に条件付き期待値を用いる分析に対し深刻な問題を投げかける。マルチンゲールの検証で極めて重要な仮説は、一期より前の実現値は将来の期待形成に直接影響を与えない、というものであった。例えば、一期前の所得の実現値は、現在の消費に影響を与えない。なぜなら、一期前の所得の情報は全て一期前の消費データに含まれており、一期前の消費データを用いる限り、過去のいかなるデータを持ってきても、現在の消費を説明することはできない、というのが Hall (1978) 等による合理的期待に基づく最適消費経路の特徴であり、検証の際の Moment Condition として、多くのマクロ実証分析の中心となっている。しかしながら、X-12 ARIMA による季節調整済みの所得データには、将来の所得の実現値も含まれた加重平均となっており、将来の経済状態の期待値ではなく実現値の情報が反映されていることになる。マクロ経済の実証分析では、消費や所得のラグが操作変数として、将来の最適条件から独立しているという前提で用いられているが、季節調整済みデータでは、その前提が成立しないことになる。Sims (1993) が述べるように、「季節調整済みデータを用いる場合、ほとんど全ての計量分析は誤りとなる」のである[4]。特に、価格粘着性や消費平滑化など、ある変数の動学的な安定性を分析する時や、過去の変数と将来の期待の直交性を利用する時、もしくは経済

data appears to be severe.” p.696, Davidson and MacKinnon (1993).

[3] 詳細は X-12 ARIMA reference mannual (2009) を参照せよ。

[4] “.., it is clear that use of seasonally adjusted data in estimating practically any model is a mistake.” Sims (1993)

主体の持つ情報の update を重視する分析において、季節調整済みデータを用いる場合、深刻なバイアスが生じる可能性は否定できないのである。

各期に多くの観察値があるミクロデータを用いる場合は、季節性変動が家計間で共通であれば時間ダミーで季節性変動を処理することが可能であり、Kohara, et al.(2002) 等が採用している。しかしながら、各期に一つの実現値しかないマクロ時系列データではそのような単純な解決策が存在しない。四半期や月次データ等の季節変動を有するマクロデータを用い、かつ、X-12 ARIMA 等の移動平均を用いた季節調整済みデータを用いずに分析する場合は、(1) 一年前との階差を利用する、もしくは (2) 推計モデルの中に季節性変動を組み込み原系列を利用する、の二種類の方法がある。Davidson and Hendry (1981) は前者の手法を用いているが、近年では季節変動メカニズムを組み込んだ推計が試みられている。

この分野の初期の研究である Miron (1986) は、通常の CRRA 型効用関数を仮定しつつ、各期の効用は消費水準ではなく、以下のような家計内生産関数を反映しているとする。

$$\ln c_t^q = F_q \ln K_t^q + \sum_{s=1}^{S} G_s^q \ln X_t^s, \tag{24}$$

ここで、K_q は消費財 q の在庫水準、F と G は係数であり、X は定数、四半期ダミー、トレンドおよびトレンドの二乗を含むベクトル、すなわち、

$$X = [const, \exp\left(d_t^2\right), \exp\left(d_t^3\right), \exp\left(d_t^4\right), \exp\left(t\right), \exp\left(t^2\right)], \tag{25}$$

である。Miron (1986) は、トレンドと四半期変動をモデルに組み込むことで、季節調整済みデータやデトレンド済みデータの使用を回避し、原データを直接用いて消費のオイラー方程式を GMM により推計した。その結果、先行研究と異なり、過去の情報と消費の一階条件の直交性を検証する過剰識別検定は棄却されなかった。Miron (1986) は、季節調整済みデータを用いることが、本来正しい Hall (1978) のモデルの棄却につながっていると解釈したが、この結果は、後にプログラムエラーの存在が指摘され、結果は撤回されてしまった[5]。結果は否定されたものの、Miron (1986) による季節性やトレンド処理をモデルに組み込む手法はその後も Attanasio and Weber (1993) 等により採用されている。Elwood (1996) は Flavin (1981) 流の所得過程と消費過程の同時推計を行う際に、所得を観察不可能な恒常的変動、一時的変動、および季節性変動の三種類に分解し、また消費データにも観察不可能な季節性変動要因を加え、カルマンフィルターを用いて所得・消費の動学システムの推計を試みた。その結果、季節性変動をモデルに組み込んだ場合は、同時点所得に対する消費の過剰反応は観察されないが、季節調整済みデータを用い、推計モデルから季節性変動メカニズムを取り除く通常の分析では、消費の過剰反応が観察されることを報告している。

[5] English, et al. (1989) を参照せよ。

Sims (1993) は、季節調整済みデータを用いる限り、マクロ実証分析にバイアスが生じることは避けられないとしながらも、季節調整をモデルに組み込む際に、誤った形式で導入する場合、季節調整済みデータを用いる方がバイアスが少ないケースがあることを、消費関数の推計を例にとり指摘している。デトレンドや季節調整処理等を行ったデータを用いた場合の、より一般的な推計バイアスは Hansen and Sargent (1993) が導出している。

年次よりも高頻度のデータを扱う際に、季節調整パターンを正しくモデルに組み込むことが最も望ましいことであることは自明である。しかし、季節調整パターンそのものが時代により変化しており、正しい季節調整パターンをモデル化することは容易ではない。マクロ計量モデルにおいて季節調整済みデータを用いるべきであるか否かについては、現在においても決着がついておらず、研究者にとり極めて困難な選択となっている。Sims (1993) が指摘するように、誤った季節変動システムをモデルに組み込むよりは、既存の季節調整済みデータを用いる方がよい可能性は否定できないものの、それが果たしてどのようなケースに当てはまるのかは明らかではない。マクロデータを用いる多くの実証分析では、季節調整済みデータを用いることの危険性について何も議論しておらず、操作変数としてラグ値を用いることが標準的に行われているが、それがどの程度のバイアスをもたらすかについては、もう一度真剣に考える必要があるように思われる。

3　予測された所得変化に対する過剰反応

Flavin (1981) に始まる消費の過剰反応に関する分析では、当期所得と消費の間に、理論が予測する以上の強い正の相関があることを問題視してきた。その際、当期の所得と消費の相関を求めるには、所得の決定過程をモデル化し、その所得過程を所与とした最適消費経路を導く必要があり、モデルの推計を複雑にしていた。しかしながら、そのような複雑な経済システムの推計をせずとも、恒常所得仮説の検証は可能である。もしも、「明らかに」予期されている所得変化が消費に影響を与える場合、恒常所得仮説の予測と反するので、恒常所得仮説を棄却することになる。この単純だが強力な検証方法を用い、近年、非常に多くの論文が書かれている。

Shapiro and Slemrod (1995) はブッシュ政権下のアメリカ合衆国で 1992 年に行われた税制改正の影響を用いて分析した。景気対策の一環として行われた税制の一時的改正は以下の通りである。1992 年 2 月 28 日より後に支払われる賃金から、有配偶家計者には毎月＄28.8 の源泉徴収額の軽減 (夫婦共働きであれば家計二人で＄57.50 の軽減) を行った。この軽減は 1992 年の間だけの一時的なものであり、年間の所得税の総額は不変であるため、家計にとっては税を今月払うか、年度末に払うかの違いだけである。Shapiro and Slemrod (1995) は源泉徴収額が軽減されている 1992 年の 4 月にアンケート

を行い、翌年に多くの税を払うことを確認した上で、当時の源泉徴収額軽減が消費の拡大につながっているかどうかを調べ、かなり多くの消費が増加するという結果を得た。これは、家計が合理的に行動していない、あるいは流動性制約に陥っている家計が多いことを示唆している。同様の、予期された所得変化、あるいは予期された一時的な所得変化に関する分析は各地で行われており、代表的なものに Parker (1995)、Browning and Collado (2001)、Hsieh(2003)、日本の家計調査を用いた Hori and Shimizutani (2009) 等がある。Shapiro and Slemrod (1995) では極めて大きな消費拡張効果が報告されているが、アラスカ家計の特殊な分配金に注目した Hsieh (2003) は消費が予期された所得に対し反応していないことを報告する等、その結果は研究により様々であり、統一されていない。

労働経済学や財政学等では、税制改正のような自然実験を利用するアプローチが増加しており、Flavin (1981) のような構造モデルの推計と並ぶ一大分野になりつつある。特に、ある施策の影響のあった家計となかった家計を明確に分離可能で、かつその選択がランダムであった場合、Differences in Differences (DID) と呼ばれる手法が利用可能であり、複雑な構造モデルを用いずに施策の効果を抽出可能になる。家計消費においても、特殊な制度や事象を利用した分析は今後も増加していくと思われるが、マクロデータや PSID、 CEX のような標準的なデータではなく、特殊な制度やデータに依存した分析の場合は、データが収集された地域やその自然実験の性質により全く異なる結果が得られる傾向があり、統一した解釈を行うことが困難になっている。さらなる研究の蓄積が進み、統一した解釈が可能になるまでは、まだ時間がかかりそうである。

4　集計バイアス

マクロデータはミクロデータを集計したものと本来一致するはずである。ミクロデータのサンプリングが正しく行われ、かつ変数の定義がマクロデータと整合的であれば、ミクロデータの支出を集計すれば、国民経済計算の支出データと一致することになる。しかしながら、ミクロデータのサンプリングやデータの定義がマクロデータと整合的であると仮定した場合においても、ミクロとマクロの実証結果が異なることは十分おこりうる。その一つの理由は、集計バイアスである。消費がマルチンゲールに従うという仮定をおくとき、実証研究の多くは消費水準そのものではなく、対数値をとった上で、対数消費がマルチンゲールに従うとするケースが多い。各期の効用関数が CRRA のとき、標準的な消費のオイラー方程式は

$$E_t\left[(c_{t+1})^{-\rho}(1+r_{t+1})\beta\right]=(c_t)^{-\rho}, \tag{26}$$

となり、これを対数消費で近似するか、消費水準で近似するかにより、導かれるマルチンゲールの式は異なってくる。対数消費で近似する場合、所得ショック等の影響がパーセンテージで現れることになり、水準よりも成長率で議論することの多いマクロ経済学上扱いやすくなる。しかしながら、マクロの家計消費データが、多くの家計単位の消費の総和として作成されていることを考えると、マクロデータの対数消費を用いることは大きな問題を含んでいる。二つの家計を考え、それぞれの家計消費がマルチンゲールに従っていると仮定すると、

$$\ln c_{t+1}^1 = \ln c_t^1 + \varepsilon_{t+1}^1, \tag{27}$$

$$\ln c_{t+1}^2 = \ln c_t^2 + \varepsilon_{t+1}^2. \tag{28}$$

ここで、家計 1,2 の期待誤差、ε_t^i は両者の間で相関がないと仮定しよう。このとき、マクロの消費データは、

$$c_t^a = c_t^1 + c_t^2, \tag{29}$$

となるが、このとき、

$$\ln c_{t+1}^a = \ln c_t^a + \varepsilon_{t+1}^a, \tag{30}$$

とはならない。なぜなら、

$$\ln c_{t+1}^a = \ln\left(c_t^1 + c_t^2\right) \leq \ln\left(c_t^1\right) + \ln\left(c_t^2\right), \tag{31}$$

となり、対数で定義されたオイラー方程式は、消費に関して線形ではなく、強く凹となっているためである。Attanasio and Weber (1993) は、イギリスの家計データ、Family Expenditure Survey (FES) の個票データを用い、コホートデータを作成した上で、(1) コホート内で単純な総和をとった消費データ、および (2) 家計単位で対数を取った上で、それを集計した消費データ、の二種類を作成した。そして、各コホートを h とし、

$$\Delta E\left(\log\left(c_{t+1}, h\right)\right) - \Delta \log\left(E\left(c_{t+1}, h\right)\right), \tag{32}$$

を計算した。第一項は家計単位で対数をとった上で、その平均値を求めたものであり、第二項はコホート内で平均値を計算した後に対数をとったものである。これはタイルのエントロピー測度と呼ばれるデータの非線形性の程度を示す指標であるが、Attanasio and Weber (1993) はこの値が強い系列相関を有することを報告している。そして、Attanasio and Weber (1995) では、アメリカの CEX を用い、

$$\frac{1}{H}\sum_h \Delta\left(\log\left(c_{t+1}, h\right)\right) = intercept + \sigma r_{t+1} + \theta \frac{1}{H}\sum_h \Delta \log\left(family\ size, h\right) + v_{t+1}, \tag{33}$$

$$\Delta \log \frac{1}{H}\left(\sum_h (c_{t+1}, h)\right) = intercept + \sigma r_{t+1} + \theta \Delta \log \frac{1}{H}\sum_h (family\ size, h) + \upsilon_{t+1}, \tag{34}$$

を比較し、対数をとってから集計する (33) 式では恒常所得モデルの過剰識別検定を棄却できないが、集計してから対数をとる (33) 式では棄却してしまう、すなわち、誤った集計によりモデルを棄却してしまうことを報告している。Attanasio and Weber (1993, 1995) は、集計バイアス以外にも、家計属性を十分に考慮しないことによるバイアスも強調しており、マクロデータを用いる分析を強く批判している。なお、Attanasio and Weber (1993) は四半期データを用いているが、その際、季節調整前のデータに基づき、家計の効用関数に季節性を導入することで季節性変動を処理している。これは、家計間で季節性が共通であれば非常に強力な季節性の除去となり、ミクロデータを用いるもう一つのメリットとなっている。

もっとも、集計バイアスのみにより、果たして、講義ノート 4 で比較した表 1 と表 2 のような大きな違いがミクロとマクロの間で生じるかどうかは自明ではない。Attanasio and Weber (1995) は、ミクロデータから計算した集計量とミクロデータそのものの比較を行っているが、マクロ分析で用いられるデータの多くは国民経済計算のフレームワークで作成されており、一年間の総生産量を確定した後で、産業連関表を用い、コモディティ・フロー法に従い作成されている。さらに、実際の分析の際にはトレンドや季節性を各種のフィルターを用いて除去した後の加工データを用いる場合がほとんどであり、家計に配布される調査票から作成されるミクロデータとの違いは非常に大きい。両者の間を埋めるのは容易ではない。