消費関数の実証分析

神戸大学・経済学部　谷﨑 久志

2000 年 4 月

目 次

1　はじめに

マクロ経済学における消費関数について，消費は所得の関数であることが知られている。ケインズは消費と所得は一次式で表されるものと考えた。しかしながら，クズネッツは，長期間の時系列データを用いると，消費は所得に比例する (すなわち，一次式の切片がゼロということ) という関係が成り立つということを，実証研究を通して，証明した。さらに，その後の研究によって，所得が増加するにつれて，消費は増加するが，その所得に占める割合（平均消費性向）は低下するというケインズが考えた消費関数は，ある一時点の家計調査によるクロス・セクション・データを用いると，成り立つということが次第にわかってきた。そして，長期と短期の消費関数が矛盾なく説明するという試みが行われてきた。本稿では，日本の長期データ (1955 年〜 1997 年) を用いて，ケインズ型消費関数と習慣形成仮説に基づいた消費関数を推定する。そして，以下の２点を特に調べる。

(i) 長期データを用いると，クズネッツの長期消費関数が得られるかどうか。

(ii) 習慣形成仮説によって得られた消費関数は，この長期の消費関数と矛盾しないかどうか。

2　消費関数の理論

2.1　ケインズ型消費関数

家計は所得のうち，一部を消費し，残りを貯蓄する。この消費を社会全体で合計するとマクロ的な消費が得られる。マクロ経済学における消費関数に関しては，消費 (C) は可処分所得 (Yd) の関数であることが知られている (小川・玉岡・得津 (1991) の第 2,3 章)。所得から税金を差し引いたものを可処分所得と呼ぶが，可処分所得が増えれば消費も増えるものと考えられる。消費と所得の関係を表したものを消費関数と呼ぶ。この関数を，

$$C = \alpha + \beta Yd$$

という線形 (一次式) によって表されると仮定する。この場合，α は基礎消費，β は限界消費性向と呼ばれる。α で表される基礎消費とは所得がなくても日常生活に最低限必要な消費 (すなわち，衣食住宅費等) であり，β の限界消費性向とは所得が 1 円増えれば消費はいくら増えるのかという指標である。α, β はパラメータと呼ばれ，未知である。この消費関数はケインズ型消費関数と呼ばれる。

ケインズ型消費関数をめぐって 1940 年代から 1950 年代にかけてさまざまな研究がなされた (この論争については，小川・玉岡・得津 (1991)，足立，地主，中谷，柳川訳 (1996) 等を参照せよ)。ケインズは,『一般理論』で,

$$\frac{C}{Yd} = \frac{\alpha}{Yd} + \beta$$

という変形からも分かるように，所得が増加するにつれて，消費は増加するが，その所得に占める割合（平均消費性向）は低下すると考えた (このことは，所得が増加するにつれて，貯蓄の割合が増加するということを意味する)。

しかし，クズネッツ (S.S. Kuznets) がアメリカの 1869 年〜1938 年の長期統計 (時系列データ，タイム・シリーズ・データ) を用いて，推定した結果，アメリカの平均消費性向は，0.9 で，ほぼ一定であったという事実を示した。すなわち，消費関数は，

$$C_t = \beta Yd_t$$

と表すことが出来る。この研究は，ケインズ型消費関数と矛盾する。なぜなら，ケインズ型消費関数は正の切片を持ち，しかも，限界消費性向も 0.9 よりも小さいと考えられていた。

ある一時点での，家計調査に基づくデータ (クロス・セクション・データ) を用いて，消費関数を推定した結果，ケインズ型消費関数は妥当することが，その後の研究によって示された。

データの種類から，クズネッツの消費関数を長期消費関数と呼び，ケインズの消費関数を短期消費関数と呼ぶ。この長期と短期の消費関数を矛盾なく説明する試みが，その後，行われてきた。その中で，代表的な仮説が，相対所得仮説，恒常所得仮説，ライフ・サイクル仮説，習慣形成仮説であるが，その中で，習慣形成仮説のみを以下に紹介する。

2.2 習慣形成仮説

習慣形成仮説によると,「消費者はある望ましい消費水準を各時点においてもっており，消費者は現在の所得をもとにこの望ましい消費水準の実現に向かって消費を行うが，望ましい消費水準は一気に実現するのではなく，徐々に実現していく。」である。小川・玉岡・得津 (1991) の第 3 章を参照せよ。

t 期の望ましい消費水準を $\widetilde{C}_t$ とするとき，

$$\widetilde{C}_t = bYd_t$$

が成り立つと考える。これは長期の長期の消費関数に対応する。

消費者は，短期的には，一期前の消費水準を維持しつつ，望ましい消費水準に近づこうとするものとする。すなわち，t 期の実際の消費水準は，$t-1$ 期の実際の消費水準と t 期の望ましい消費水準の間にあるということになる。それは次の式で表される。

$$C_t - C_{t-1} = \gamma(\widetilde{C}_t - C_{t-1})$$

よって，2 つの式から望ましい消費水準 $\widetilde{C}_t$ を消去すると，

$$C_t = \gamma bYd_t + (1-\gamma)C_{t-1}$$

を得る。短期的には，t 期について，$(1-\gamma)C_{t-1}$ は与えられた値で，定数項としてみなされ，これは正となるので，ケインズ型の消費関数に一致する。次節の推定では，

$$C_t = \alpha Yd_t + \beta C_{t-1}$$

という形の推定を行う。この場合，$0 < \alpha < 1$，$0 < \beta < 1$ となる。

以上のように，長期の消費関数と短期の消費関数を矛盾なく説明する試みが行われてきた。次節では，以上の仮説を日本の 1955 年〜1997 年のデータを用いて確かめる。

3　消費関数の実証結果

3.1　データについて

前節で用いられた変数は，C_t, Yd_t の 2 つであり，2 つとも実質変数である。よって，データは，この 2 つの名目データに加えて，デフレータが必要になる。

経済企画庁編『国民経済計算年報』(平成 11 年版，CD-ROM) から，1955 年〜1997 年の暦年データをとる。家計最終消費支出 (10 億円，名目)，家計の国民可処分所得 (10 億円，名目)，家計最終消費支出デフレータ (1990 年を 100) を用いる。表 1 に必要なデータをまとめておく。

前節において，C_t は「家計最終消費支出÷家計最終消費支出デフレータ/100」，Y_t は「家計の国民可処分所得÷家計最終消費支出デフレータ/100」にそれぞれ対応する。

3.2　ケインズ型消費関数の推定

ケインズ型消費関数を最小自乗法によって推定を行い，次の結果が得られた。

$$\begin{aligned} C_t = &-\underset{(2.02106)}{3939.60} + \underset{(87.5975)}{0.864339}Yd_t, \\ &\overline{R}^2 = 0.994556,\quad \hat{\sigma} = 5940.94,\quad DW = 0.111381 \\ &\text{推定期間：}1955 \sim 1997 \\ &\text{ただし，括弧内はt値を表す。} \end{aligned} \tag{1}$$

$\overline{R}^2$ は自由度修正済み決定係数，$\hat{\sigma}$ は回帰式の標準誤差，DW はダービン＝ワトソン比 (Durbin-Watson Ratio) を表す。また，( ) 内の値は t 値である。以下では，それぞれの意味を簡単に説明しておく (例えば，縄田 (1996, 1997)，羽森 (2000)，森棟 (1999)，山本 (1995) 等を参照せよ)。

一般には，現実に得られたデータ C_t と推定された直線上の値 $\hat{C}_t$ とは等しくない。この推定結果では，$\hat{C}_t = -3939.60 + 0.864339Yd_t$ となる。C_t と $\hat{C}_t$ との間には $C_t = \hat{C}_t + e_t$ という関係が存在する。e_t は残差と呼ばれる。C_t と Yd_t のプロットが直線上になければ，推定された直線 (消費関数のモデル) の当てはまりは悪いと言える。この当てはまりを表す指標が $\overline{R}^2$ と呼ばれるものである。

$$\overline{R}^2 = 1 - \frac{\sum_{t=1}^{n} e_t^2/(n-k)}{\sum_{t=1}^{n}(C_t - \overline{C})^2/(n-1)}$$

表 1: データ

年	家計最終消費支出	家計国民可処分所得	家計消費デフレータ	年	家計最終消費支出	家計国民可処分所得	家計消費デフレータ
1955	5402.1	6135.0	18.1	1977	105869.9	135318.4	70.1
1956	5947.8	6828.4	18.3	1978	116643.0	147244.2	73.4
1957	6661.0	7619.5	19.0	1979	128558.4	157071.1	76.0
1958	7147.2	8153.3	19.1	1980	139506.4	169931.5	81.7
1959	8000.9	9274.3	19.8	1981	147988.3	181349.2	85.5
1960	9217.7	10776.5	20.5	1982	158853.9	190611.5	87.8
1961	10818.7	12869.4	21.8	1983	167508.7	199587.8	89.7
1962	12413.7	14701.4	23.3	1984	176267.1	209451.9	92.0
1963	14496.3	17042.7	25.0	1985	186234.6	220655.6	94.1
1964	16668.5	19709.9	26.0	1986	194050.9	229938.8	94.7
1965	18815.9	22337.4	27.8	1987	203342.3	235924.0	95.2
1966	21683.2	25514.5	29.0	1988	214991.9	247159.7	95.6
1967	24923.4	29012.6	30.1	1989	229830.7	263940.5	97.5
1968	28452.8	34233.6	31.6	1990	246153.6	280133.0	100.0
1969	32724.5	39486.3	32.9	1991	258331.6	297512.9	102.5
1970	37804.7	45913.2	35.2	1992	268676.5	309256.6	104.4
1971	42686.8	51944.3	37.6	1993	274696.1	317021.6	105.7
1972	49302.0	60245.4	39.8	1994	282354.3	325655.7	106.4
1973	59650.8	74924.8	44.2	1995	286454.5	331967.5	105.8
1974	72108.4	93833.2	53.4	1996	295103.7	340619.1	105.9
1975	83920.0	108712.8	59.5	1997	302014.4	345522.7	107.4
1976	94845.6	123540.9	65.3				

n，k はそれぞれ標本数，推定すべきパラメータ数を表し，ここでは $n = 1997 - 1955 + 1 = 43$，$k = 2$ となる。また，$\overline{C}$ は推定期間中の標本平均を表し，$\overline{C} = (1/n)\sum_{t=1}^{n} C_t$ によって求められる。自由度修正済み決定係数 $\overline{R}^2$ の定義から，現実値 C_t と推定値 $\widehat{C}_t$ との間の残差 e_t が全体的に小さければ $\overline{R}^2$ は 1 に近くなり，逆に，大きければ 0 に近づく。残差 e_t が全体的に小さければ，当てはまりの良いモデルということが言えるのである。

回帰式の標準誤差 $\hat{\sigma}$ の定義は，

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{1}{n-k}\sum_{t=1}^{n} e_t^2$$

の平方根によって与えられる。すべての t について，$e_t = 0$ のとき，すなわち，C_t と Yd_t のプロットが一直線上にあれば，$\hat{\sigma} = 0$ になる。したがって，回帰式の当てはまりがいいと $\hat{\sigma}$ は小さくなることになる。$\overline{R}^2$ との関係は，$\overline{R}^2$ が 1 に近づくほど，$\hat{\sigma}$ はゼロに近づく。

ダービン＝ワトソン比 DW について，

$$DW = \frac{\sum_{t=2}^{n}(e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^{n} e_t^2}$$

と計算され，攪乱項 $u_t = C_t - \alpha - \beta Yd_t$ に系列相関があるかどうかを調べるものである。すなわち，$u_t = \rho u_{t-1} + \epsilon_t$ について，$\rho = 0$ の検定を行うことに等しい。ただし，ϵ_t は $t = 1, 2, \cdots, n$ について互いに独立の分布をするものと仮定する。近似的には，

$$DW \approx 2(1 - \widehat{\rho}), \qquad \text{ただし，} \widehat{\rho} = \frac{\sum_{t=2}^{n} e_t e_{t-1}}{\sum_{t=2}^{n} e_{t-1}^2} \text{ とする。}$$

と書き換えることが出来る。DW は，ゼロと 4 の間の値をとる。u_t と u_{t-1} との間に相関がない場合，DW は 2 前後になり，正の相関がある場合，DW はゼロと 2 の間の値になり，負の相関がある場合，DW は 2 と 4 の間の値になる。DW がゼロに近くなるほど u_t と u_{t-1} との間の正の相関が強くなる (相関係数が 1 に近づく)。また，DW が 4 に近くなるほど u_t と u_{t-1} との間の負の相関が強くなる (相関係数が -1 に近づく)。めどとしては，DW が 1.5〜2.5 の範囲にあれば，攪乱項に系列相関はないと考えてよい。

t 値は，係数の真の値がゼロかどうかを検定するためのものである。t 値が小さければ，係数の真の値がゼロという仮説を棄却できなくなり，たとえ推定値が正 (または，負) であっても，対応する説明変数が被説明変数に正の影響を与えているのか負の影響を与えているのかが明らかではなくなる。多くの場合，有意水準 5% か 1% で検定を行うが，t 検定の検定統計量は自由度 (＝データ数−推定するパラメータ数) に依存する。そのため t 分布表を用いて検定を行う。ライフ・サイクル仮説については，自由度は $28 - 2 = 26$ なので，上側 2.5 % 点は 2.056 となり，その他の消費関数については，自由度は $43 - 2 = 41$ なので，上側 2.5 % 点は 2.021 (自由度 40 の値) となる。よって，ライフ・サイクル仮説については，t 値が絶対値で 2.056 より大きければ，係数の真の値がゼロという仮説を有意水準 5 % で棄却でき，その他の消費関数については，t 値が絶対値で 2.021 より大きければ，係数の真の値がゼロという仮説を有意水準 5 % で棄却できる。めどとしては，t 値がだいたい絶対値で 2 より大きければ，係数の真の値がゼロという仮説を棄却できると考えればよい。

もし，u_t と u_{t-1} との間に相関があると判定された場合，最小自乗法の仮定「u_1, u_2, $\cdots$, u_n は互いに独立に分布する」は満たさなくなり，t 検定が意味をなさなくなる。

以上をもとにして，推定結果を評価する。ケインズ型消費関数 $C_t = \alpha + \beta Yd_t$ について，理論的には，$\alpha > 0$, $0 < \beta < 1$ とならなければならない。α の推定値は -3939.60 で負，β の推定値は 0.864339 で 0 と 1 の間にある。β の t 値は 87.5975 と 2.021 より遥かに大きく，$\beta = 0$ という仮説が起こる可能性はほとんどないと判断できる。β の推定値は正で，$\beta = 0$ という仮説は棄却されるということは，β が正であると判定される。よって，所得は消費に正の影響を与えると考えることが出来る。しかし，定数項 α の符号条件は合っていない。しかも，α の t 値は 2.02106 で，2.021 よりわずかに大きい。よって，$\alpha = 0$ という仮説は，この推定結果からは，有意水準 5 % で棄却される結果となった。α の推定値は負で，$\alpha = 0$ という仮説が棄却される

ということは，α は負の可能性が高いことになる。この結果は，ケインズの短期消費関数にもクズネッツの長期消費関数にも反している。

また，その他の統計量についいいては，$\overline{R}^2 = 0.994556$ とほとんど 1 であるので，回帰直線の当てはまりは非常にいいと言える。しかし，DW は 0.111381 で 0 に近く，攪乱項に正の系列相関が存在すると考えられる。したがって，最小自乗法による推定は適当ではなく，本来なら，他の推定を考える必要がある。すなわち，攪乱項に正の系列相関が存在することが，α が負と判定された原因の一つと考えることも出来る。$DW \approx 2(1-\widehat{\rho})$ から，$\widehat{\rho} \approx 1 - 0.5DW = 0.9443095$ を得るので，

$$C_t^* = \alpha + \beta Yd_t^*$$

に最小自乗法を当てはめればよい。ただし，$C_t^* = C_t - \widehat{\rho}C_{t-1}$，$Yd_t^* = Yd_t - \widehat{\rho}Yd_{t-1}$ とする。この推定結果は次のようになった。

$$\begin{aligned} C_t^* = &- \underset{(0.049283)}{42.7698} + \underset{(17.3063)}{0.856750}Yd_t^*, \\ &\overline{R}^2 = 0.879237, \quad \widehat{\sigma} = 1987.41, \quad DW = 1.36645 \\ &\text{推定期間：}1956 \sim 1997 \\ &\text{ただし，括弧内はt値を表す。} \end{aligned} \tag{2}$$

定数項の推定値は -42.7698 と負のままであるが，t 値が 0.049283 と 2.021 より小さく，$\alpha = 0$ の仮説を棄却できない (この場合，自由度は 40 になる)。したがって，$DW = 1.36645$ はやや低い値となっているものの，消費関数は $C_t^* = \beta Yd_t^*$ と考えられ，クズネッツの長期の消費関数が成り立つことがわかる。

3.3 習慣形成仮説の推定

前節では，攪乱項の系列相関を考慮に入れて，クズネッツの長期の消費関数が成り立つことが示された。本節では，クロス・セクション・データでは成り立つケインズ型の短期の消費関数との整合性を説明するために提案された習慣形成仮説が現実に成り立っているかどうかを調べる。推定式は $C_t = \alpha Yd_t + \beta C_{t-1}$ であり，結果は次の通りである。

$$\begin{aligned} C_t = &\underset{(5.19936)}{0.249204}Yd_t + \underset{(12.4784)}{0.730048}C_{t-1}, \\ &\overline{R}^2 = 0.998862, \quad \widehat{\sigma} = 2850.25, \quad DW = 0.854821 \\ &\text{推定期間：}1956 \sim 1997 \\ &\text{ただし，括弧内はt値を表す。} \end{aligned} \tag{3}$$

理論的には，$0 < \alpha < 1$，$0 < \beta < 1$ となるべきである。推定値は，0.249204, 0.730048 とどちらも，ゼロと 1 の間に入っている。しかも，$\alpha = 0, \beta = 0$ の検定では，t 値が 5.19936, 12.4784 とどちらも，2.021 より大きな値となっている (この場合，自由度は 40)。したがって，α, β のどちらも正であると判定される。

自由度修正済み決定係数についても，$\overline{R}^2 = 0.998862$ と非常に 1 に近く当てはまりがよい。しかも，$\hat{\sigma} = 2850.25$ となっていて，前節で得られた $\hat{\sigma} = 5940.94$ よりも遥かに小さい。しかし，$DW = 0.854821$ と攪乱項に系列相関が見られるので，前節と同様に，$\hat{\rho} \approx (1. - 0.5DW) = 0.5725895$ を用いて，$C_t^* = C_t - \hat{\rho}C_{t-1}$，$Yd_t^* = Yd_t - \hat{\rho}Yd_{t-1}$ とデータを変換して，最小自乗法によって推定を行う。

$$
\begin{aligned}
C_t^* = &\underset{(5.76762)}{0.402640}Yd_t^* + \underset{(6.39831)}{0.542638}C_{t-1}^*, \\
&\overline{R}^2 = 0.995627, \quad \hat{\sigma} = 2233.24, \quad DW = 1.68203 \\
&\text{推定期間：}1957 \sim 1997 \\
&\text{ただし，括弧内はt値を表す。}
\end{aligned}
\tag{4}
$$

$DW = 1.68203$ となり，攪乱項に系列相関はもはや含まれない。習慣形成仮説は，前節の消費関数では説明できなかった，短期と長期の消費関数を矛盾なく説明できることが示された。しかも，推定値の符号条件，t 値 (この場合，自由度は 39)，当てはまりのよさを考えると，(4) 式が (2) 式よりも現実経済を表していると考えられる。係数推定値から長期の限界消費性向 (または，平均消費性向) は，

$$
\frac{0.402640}{1 - 0.542638} = 0.880353
$$

と計算される。この値は，(2) 式で得られた限界消費性向 0.856750 とほとんど同じである。以上のことからも，(4) 式は (2) 式を含み，しかも，(2) 式では表現できない短期の消費関数も表していることがわかる。

4 まとめ

ケインズが提案した消費関数は，短期のクロス・セクション・データでは成り立つが，長期の時系列データでは成り立たないことが，さまざまな研究を通して実証されてきた。短期と長期の消費関数が矛盾なく説明されるように，さまざまな仮説が提案されてきた。本稿では，まず初めに，日本の長期の時系列データを用いて，クズネッツの長期消費関数が推定できるかどうかを確かめ，次に，習慣形成仮説をとりあげ，ケインズの短期消費関数とクズネッツの長期消費関数が矛盾なく説明されるかどうかを確かめた。結果として，攪乱項の系列相関を考慮に入れて推定を行うと，(2) 式で表されるようにクズネッツの長期消費関数は成立し，また，(4) 式からは習慣形成仮説は現実的であると言えるということがわかった。習慣形成仮説から計算された長期の消費関数の限界消費性向は 0.880353 と (2) 式から得られたもの 0.856750 とほとんど同じであり，このことからも，(4) 式は (2) 式に矛盾せず，しかも，短期の消費関数も説明できるということが示された。

補論： TSP プログラムについて

本稿で用いた計量分析ソフトは TSP 4.3A であり，そのプログラムを以下に示す。

```
1: freq a;
2: smpl 1955 1997;
3: read(file='cons99.txt') year cons yd def;
4: rcons=cons/(def/100);
5: ryd=yd/(def/100);
6: smpl 1955 1997;
7: olsq rcons c ryd;
8: smpl 1956 1997;
9: dcons=rcons-(1.-.5*@dw)*rcons(-1);
10: dyd=ryd-(1.-.5*@dw)*ryd(-1);
11: olsq dcons c dyd;
12: smpl 1956 1997;
13: olsq rcons ryd rcons(-1);
14: dcons=rcons-(1.-.5*@dw)*rcons(-1);
15: dyd=ryd-(1.-.5*@dw)*ryd(-1);
16: smpl 1957 1997;
17: olsq dcons dyd dcons(-1);
18: end;
```

`cons99.txt` は，データ・ファイルで，表 1 のデータが，縦に並んでいる。このデータ・ファイルには，43 年分，4 系列分のデータがテキスト・ファイルで入っている。

9, 10, 14, 15 行目の `@dw` は直前の `olsq` で計算されたダービン＝ワトソン比 DW の値を表す。それぞれの推定結果について，(1) 式は 7 行目，(2) 式は 11 行目，(3) 式は 13 行目，(4) 式は 17 行目にそれぞれ対応する。

参考文献

1. 足立 英之，地主 敏樹，中谷 武，柳川 隆訳　『マンキュー　マクロ経済学 II』　東洋経済新報社，1996 年。
2. 小川一夫・玉岡雅之・得津一郎　『マクロ経済学』　有斐閣，1991 年。
3. 経済企画庁編　『国民経済計算年報』(平成 11 年版)　大蔵省印刷局，1999 年。
4. 中谷巌　『入門マクロ経済学』(第 2 版)　日本評論社，1987 年。
5. 縄田 和満　『Excel による統計入門』(増補版)　朝倉書店，1996 年。
6. 縄田 和満　『TSP による計量経済分析入門』　朝倉書店，1997 年。
7. 羽森 茂之　『計量経済学』　中央経済社，2000 年。
8. 森棟 公夫　『計量経済学』　東洋経済新報社，1999 年。
9. 山本 拓　『計量経済学』　新世社，1995 年。