

クロス・セクション分析への

新らたな接近方法(1)

— Diffusion Process の適用 —

三 松 義 清

一 問 題

所得や企業規模等の Economic Variable の分布の問題は、ヨーロッパの対象とする課題の一つである。所得—消費の関係をクロス・セクション分析で統計的に把握しようとすることは、二次元分布における回帰関係として計測しようとしているのであるから、クロス・セクション分析も基本的には上記の分布問題と同系列のものと考えられる。しかし通常のクロス・セクション分析では回帰関係のみが興味の中心となり、それを生成している母集団分布に関しては殆んど無関心である。クロス・セクション分析においてもその基礎になっている分布についてより関心をもつべきであるといふのがこゝの第一の主張である。クロス・セクション分析において回帰関係を定式化しようとする場合、われわれは幾くつかの標準的な数式を念頭に浮かべる。例えば一次式、double-log, semi-log, etc. そのいずれの型がよりよく適合しているかを検討することは確かに大切な作業であるが、更に重要な

いとは、仮りに double-log で回帰関係が表現されているものとしたら——その生成過程を分析すればいいだらう。でなければクロス・セクション分析は統計的な回帰分析の練習問題に過ぎなくなる。Aitchison ^(一) と Brown ^(二) ゲモイド型の需要関数を提倡する根拠については議論があるが、従来の業績と区別される点は、その生成過程について一つのモデルを用意していることであると思う。

ここで採り上げる問題を要約すると次の通りである。——クロス・セクション分析で見出される所得——消費の回帰関係の生成について一つのモデルを提示することである。接近日法は従来のものと異なり、Economic Variable の分布の形成を論ずる際の手法と類似のものを採用する。すなわち回帰関係よりも、むしろ所得消費の結合分布に注目し、その生成のプロセスを対象にする。

四および五に示めす結果から知れるように結合分布を特徴づけるパラメーターは $\text{time}(t)$ を含む関数、従って回帰式に現われるパラメーターもとの関数になつてくる。最近、クロス・セクションデータの時系列分析を対象にした計測例が、いくつか発表されている。^{(三)(四)} ここで取り扱う問題はこれらの計測例とも密接な関連を持っているので、始めに簡単に触れておきたい。

計測(2)では昭和二八~三五年までの家計調査の五分位データをアールして次の結果を導いている（収入はいずれも対数に変換してある）。

$$\text{食料費 } E_f = 0.99818 + 0.46608Y + 0.42491T$$

$$\text{雜費 } E_m = -0.51159 + 1.54265Y - 1.35910T$$

計測(3)による

$$\text{総消費 } C = (3,244.9 + 252.2t) + (0.719 + 0.009t)Y$$

$$\text{食 料 } C = (5,048.5 + 159.4t) + (0.197 - 0.005t)Y$$

$$\text{主 食 } C = (2,839.3 + 13.5t) + (0.036 - 0.0024t)Y$$

$$\text{非主食 } C = (2,217.3 + 145.1t) + (0.161 - 0.0026t)Y$$

$$\text{住 居 } C = (131.9 + 51.5t) + (0.044 + 0.0059t)Y$$

$$\text{光 热 } C = (701.4 - 56.8t) + (0.021 + 0.0017t)Y$$

$$\text{被 服 } C = (-249.8 - 15.4t) + (0.134 - 0.0025t)Y$$

$$\text{雑 費 } C = (-1,794.3 + 76.0t) + (0.370 - 0.0072t)Y$$

上記のことは家計調査データ(昭和31〇～34四年)を経企庁経済研究所が再集計した結果をもとにして導かれたものである。この種の時系列分析には常に time(*t*) を含むペラメターナンらかの形で回帰関係の中に現われてくる。時間(2)では回帰係数は年次間を通して Const. における、time(*t*) は説明変数として現われてくる。この説明変数の効果はかなり顕著である。しかし、この変数(*t*)の役割をどのように解釈したくなるのか? 所得要因以外の、計測に洩れたその他変換の合成的効果とみるのか、それとも潜在的なある特定要因の反映とみなすのか、等々 time(*t*) の項に関しては様々な疑問が生じよう。計測(3)の常数項の性格としては計測(2)の time の項と同等である。

Prais & Houthakker(5) & Aitchison & Brown(1) がクロス・セクションへの所得・消費関係の各種の formulation について述べたが、対象としているのは一時点におけるクロス・セクション分析を念頭においているので、

time(t) の処理については考慮を払う必要はなかった。しかしクロス・セクションデータの時系列的分析を行なおうとするとき新たな問題が発生していく。time(t) をどのように所得—消費関係に挿入すべきかは、時間的経過に伴う各消費者の反応をどのようなモデルで表現するかが定まらない限り、確定しない。一方各パラメターの時間的変化の型を試行錯誤的に探し出すのも一つの接近方法であるが、最終結果を説得しうるためには、それに見合うところのなんらかのモデルが用意されなければならないだろう。

いりやでは所得—消費の結合分布の形成を確率的な diffusion process として把握しようとしている。従って marginal な分布として得られる所得分布も diffusion process として理解しているわけであるから、所得分布の形成を確率的なマルコフ過程として捕らえるいりやの批判が、そのままで、いりやの接近方法にも当て嵌まるわけである。

II 遷移確率系について

ある時点(n)における個々の消費者の状態をベクトル量の $X_{(n)}$ で表わそう。

$$X_{(n)} = (x_{1(n)}, x_{2(n)}, \dots, \dots, \dots, \dots, \dots) \quad (1)$$

x_1, x_2 はそれぞれ所得および消費量を示す。

単位期間を経過した次の時点($n+1$)の状態 $x_{(n+1)}$ とするが、 $X_{(n+1)}$ は $X_{(n)}$ と同一のじとみあらうし、または変化することもある。いりやは、時点(n)の状態 $X_{(n)}$ であったものが、時点($n+1$)でいずれの状態に移るかは確率的にのみ定められてくるものと考える。個々の消費者の状態の時間的経過は $X_{(0)}, X_{(1)}, \dots, X_{(n)}, \dots$ なる確率変数の時系列として表現されることになるが、いりやは次のような性質をもつといひのマルコフ過程に限定し

である。

$$P_r\{X_{(n+1)}=(i_1, i_2) | X_{(n)}=(j_1, j_2), X_{(e)}=(l_1, l_2)\} \quad (2)$$

$$= P_r\{X_{(n+1)}=(i_1, i_2) | X_{(n)}=(j_1, j_2)\}, \dots, \dots, \dots \quad (3)$$

$$\equiv P_{(i_1, i_2)(j_1, j_2)} \equiv P_{ij}, \dots, \dots, \dots \quad (4)$$

(2)～(4) では x_1, x_2 は ω も離散的な量で、 i および j は 0, 1, 2, … の値をとるかのうえでいる。(3)より知れるように、時点 $(n+1)$ の状態 (i_1, i_2) が実現する確率は、時点 (n) の状態がどうであつたかによるにのみ依存し、それ以前の状態の履歴効果は存在しないものと想定してくる。(4)式で示した P_{ij} はマルコフ過程論では遷移確率 (transition probability) と呼ばれている。すべての (i, j) の組について遷移確率の値を定める $\{P_{ij}\}$ により——すなね——一つの遷移確率系が指定されれば——初期状態だけを知つておけば $\{X_{(n)}\}$ の時間的経過は確率的に規定されてしまうことになる。従来のクロス・セクション分析では個々の消費者 (も番目) について次の関係式を想定してみよう。

$$J^{(4)}(x_{1(n)}, x_{2(n)}, \varepsilon_{(n)}) = 0 \quad \varepsilon \text{ は誤差項}$$

いいや接続法ではその代りに上記の遷移確率素が中心的な役割を演ずる」とになる。上の説明で明らかなように所得—消費関係の時間的経過は遷移確率系 $\{P_{ij}\}$ で規定されてしまうわけであるから、 $\{P_{ij}\}$ を所得—消費のペターンと考えてみよ。

III Diffusion Process マルコフ

(2) 節では時間および状態を定める変量をいづれも離散的な量と考えたが、両者とも連続量として扱った方が解析的には便利である。説明を簡単にするために最初に一次元の変量についての連続的過程の取扱いを述べる。先ず遷移確率を次の如く定める。

X_t は一次元の変量で $-\infty < X_t < +\infty$ 。

$$P_r \{X_t \leq x | X_s = v\} \equiv F(s, v; t, x) \quad (s < t) \quad \dots \quad (6)$$

$F(s, v; t, x)$ は x に関して絶対連続であると想定すると次の如く表わせる。

$$F(s, v; t, x) = \int_{-\infty}^x f(s, v; t, x) dx \quad \dots \quad (7)$$

1.1.1.3.1

$$f(s, v; t, x) \geq 0 \text{かつ} \int_{-\infty}^{\infty} f(s, v; t, x) dx = 1 \quad \dots \quad (8)$$

$f(s, v; t, x)$ は遷移確率密度関数と呼ばれていな。この関数 f につき次の諸性質 (a～d) が満足されるものと想定する。

- (a) $\lim_{dt \rightarrow 0} \frac{1}{dt} \int_{|x-v| \geq \delta} f(t, v; t+dt, x) dx = 0 \quad \dots \quad (9)$
- (b) $\lim_{dt \rightarrow 0} -\frac{1}{dt} \int_{|x-v| < \delta} (x-v)f(t, v; t+dt, x) dx = a(t, v) \quad \dots \quad (10)$
- (c) $\lim_{dt \rightarrow 0} -\frac{1}{dt} \int_{|x-v| < \delta} (x-v)^2 f(t, v; t+dt, x) dx = b(t, v) > 0 \quad \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \quad (11)$

(a)の示めす性質は、 $X_t=v$ であった時、微小期間 Δt の間で $|X_{t+\Delta t}-X_t| \geq \delta$ なる変化が生ずる確率は Δt に比べて少ないとするものである。(b), (c)は $X_t=v$ であった時、微小期間に生ずる変化量について平均および分散の存在を仮定するものであり、 X_t の変化に関する infinitesimal mean および variance と呼ばれている。一般には t における v の値に依存するであろう。

(d) 更に次の偏導関数が存在し、かつ v の連続関数である。(4)

$$\frac{\partial f(s, v; t, x)}{\partial v}, \quad \frac{\partial^2 f(s, v; t, x)}{\partial v^2}, \quad \dots, \quad (4)$$

以上の(a)～(d)の諸性質を $f(s, v; t, x)$ が満足するものとする。遷移確率密度関数 f は次の偏微分方程式(5)の解であることが証明され得る。

$$\frac{\partial f}{\partial t} = \frac{1}{2} \frac{\partial^2 [b(t, x)f]}{\partial x^2} - \frac{\partial [a(t, x)f]}{\partial x} \quad \text{ただし } f=f(s, v; t, x) \quad \dots, \quad \dots, \quad (5)$$

従つて、 $a(t, x)$ および $b(t, x)$ を指定しておけば方程式(5)を満足する解 f を求めることにより、特定の遷移確率関数を得るといふのが出来る。偏微分方程式(5)を Kolmogorov diffusion equation もと呼ばれ得る。

多次元への拡張は直接的である。 $X(t)=(X_1(t), X_2(t))$ の遷移確率を次式で表わす。

$$P_{r, t}\{X_1(t) < x_1, X_2(t) < x_2 | X_1(s)=v_1, X_2(s)=v_2\} = F(s, v_1, v_2, t, x_1, x_2), t > s, \quad \dots, \quad (6)$$

かゝ遷移確率密度関数 $f(s, v_1, v_2; t, x_1, x_2)$ が存在するものとする。したがつて

$$f(s, v_1, v_2; t, x_1, x_2) = \frac{\partial^2 F(s, v_1, v_2; t, x_1, x_2)}{\partial x_1 \partial x_2} \quad \dots, \quad \dots, \quad \dots, \quad \dots, \quad \dots, \quad (7)$$

遷移確率密度関数 f は次の diffusion equation の解である。

$$\frac{\partial f}{\partial t} = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^2 \sum_{j=1}^2 \frac{\partial^2 [b_{ij}(t, x_i, x_j) f]}{\partial x_i \partial x_j} - \sum_{i=1}^2 \frac{\partial [a_i(t, x_i, x_i) f]}{\partial x_i} \quad \dots \dots \dots \quad (16)$$

たゞ $\rightarrow f(s, v_1, v_2, t, x_1, x_2)$ が一次元の場合の(3)-(6)に準じた諸性質を満足するものが要請される。例えば $a_i(t, x_1, x_2)$ が一次元の $\int_{-\infty}^{\infty} \int_{-\infty}^{\infty} X_i(t)$ の変化に関する infinitesimal mean で次式で与えられる。

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \int_{R^2} (y_i - x_i) f(t, x_1, x_2; t + \Delta t, y_1, y_2) dy_1 dy_2 = a_i(t, x_1, x_2) \quad \dots \dots \dots \quad (17)$$

$b_{ij}(t, x_1, x_2)$ が infinitesimal variance かつ Covariance は次式で与えられる。

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \int_{R^2} (y_i - x_i)(y_j - x_i) f(t, x_1, x_2; t + \Delta t, y_1, y_2) dy_1 dy_2 = b_{ij}(t, x_1, x_2) \dots \dots \dots \quad (18)$$

ここで $R_2 \equiv (x_1, x_2)$ の半径 $(\delta) \equiv$ 一次元の半径である。

四 所得-消費の結合分布の一例

(16)の diffusion equation は $a_i(t, x_1, x_2)$ および $b_{ij}(t, x_1, x_2), i, j = 1, 2$ の関数形を指定すれば方程式(6)を解くことができる。特定の遷移確率関数を求めることが出来る。以下、 x_1 は消費者の所得を、 x_2 は消費量を表わすものとする。 $a_i(t, x_1, x_2)$ や $b_{ij}(t, x_1, x_2)$ がどの様な関数系をもつもののが正確にはわれわれはアブリオリ知りたいのは出来ないであらう。われわれが直接観測しうるのは各時点の所得、消費の結合分布がどうなつてゐるかをさういふだけである。従つて現実に近い分布を生成しうるよう、かつ比較的簡単で意味のある関数系を

想定しておきたいと思います。

1) の詰みとして、次の二つの想定をしてみよう。

$$(A) \quad a_1(t, x_1, x_2) = r_1 - \alpha_1 x_1 \quad \dots \quad \dots \quad \dots$$

$$a_2(t, x_1, x_2) = r_2 - \alpha_2 x_2 \quad \text{ここで } \alpha_1, \alpha_2 > 0$$

ただし、Originalな変数を対数変換して、いわゆる x_1 や x_2 を表すかみの形とする。従って、 $\alpha_1 = 0$ たり $\alpha_2 = 0$ たり $r_1 = r_2$ たりの場合は、所得の infinitesimal change (変化率) は平均的には、時点の所得の大きいものからに拘らず一定となるが、 $\alpha_1 > 0$ の場合、所得規模が増大するにつれて infinitesimal change の平均は減少するらしいな。

この例に以下で同様の仮定を設けてある。

$$(B) \quad b_{11}(t, x_1, x_2) = \sigma_1^2$$

$$b_{22}(t, x_1, x_2) = \sigma_2^2 \quad \dots \quad \dots \quad \dots \quad \dots \quad \dots \quad \dots$$

$$b_{12}(t, x_1, x_2) = \sigma_{12}$$

ただし σ_{12} の infinitesimal change の Variance が、Covariance が所得や消費の規模に關せば一定の想定

である。なお、(3) で述べた如きの時間のメターポー time に依存していない点に留意された。

(C) 現在 (B) の想定の下で、 $s=0$ かつ $\lambda \approx \mu$ の diffusion equation (16) を、次の如く書き改められるであらう。

$$\frac{\partial f}{\partial t} = \frac{\sigma_1^2}{2} \frac{\partial^2 f}{\partial x_1^2} + \sigma_{12} \frac{\partial^2 f}{\partial x_1 \partial x_2} + \frac{\sigma_2^2}{2} \frac{\partial^2 f}{\partial x_2^2} - \frac{\partial}{\partial x_1} [(r_1 - \alpha_1 x_1) f] - \frac{\partial}{\partial x_2} [(r_2 - \alpha_2 x_2) f]. \quad (21)$$

$$\text{レバレ} \quad f = f(o, v_1, v_2; t, x_1, x_2)$$

偏微分方程式の解として次の(22)式に示めすものが得られる。

$$f = \frac{1}{2\pi\sigma_{1(t)}\sigma_{2(t)}\sqrt{1-\rho^2(t)}} \exp\left[-\frac{1}{2}Q(x_1, x_2)\right] \quad (22)$$

ただし

$$Q(x_1, x_2) = \frac{1}{1-\rho^2(t)} \left[\left(\frac{x_1 - m_1(t)}{\sigma_1(t)} \right)^2 + \left(\frac{x_2 - m_2(t)}{\sigma_2(t)} \right)^2 - 2\rho(t) \frac{(x_1 - m_1(t))(x_2 - m_2(t))}{\sigma_1(t)\sigma_2(t)} \right]$$

$$m_i(t) = r_i/\alpha_i + e^{-\alpha_i t} (v_i - r_i/\alpha_i) \quad i=1, 2$$

$$\sigma_{i(t)}^2 = \frac{\sigma_i^2}{2\alpha_i} (1 - e^{-2\alpha_i t})$$

$$\sigma_{12}(t) = \frac{\sigma_{12}}{(\alpha_1 + \alpha_2)} (1 - e^{-(\alpha_1 + \alpha_2)t})$$

$$\rho(t) = \sigma_{12}(t)/\sigma_1(t)\sigma_2(t)$$

図式4は次のよう表示される——(→)、(□)を想定する。
 $t=0$ で確率 $X_{(0)} = (v_1, v_2)$ であったとする。
 t 時点における $x_1 < X_1(t) < x_1 + dx_1, x_2 < X_2(t) < x_2 + dx_2$ となる確率は、平均 $(m_1(t), m_2(t))$ 、分散 $(\sigma_1^2(t), \sigma_2^2(t))$ および共分散 $\sigma_{12}(t)$ を用いた二次元の正規分布や表現され。Original は変量や値である。二次元の対数正規分布に対する二つの確率密度関数。図式は $X_{(0)} = (v_1, v_2)$ の時の $X(t)$ の条件付確率を表す。また、 $t=0$ における $X_{(0)} \in \text{Initial distribution}$ が既定であり、 t 時点における $X(t) = (X_1(t), X_2(t))$ の結合分布が得

られる。例えは $X_{(0)} = (v_1, v_2) \in \text{平均} (m_{1(0)}, m_{2(0)})$ 、分散および共分散を $\sigma^2_{1(0)}, \sigma^2_{2(0)}$ ならびに $\sigma_{12(0)}$ とする。

$X(t) = (X_1(t), X_2(t)) \in \text{確率密度関数は} :$

平均が

$$m_i(t) = \frac{r_i}{\alpha_i} + e^{-\alpha_i t} \left(m_{i(0)} - \frac{r_i}{\alpha_i} \right) \quad i=1, 2$$

分散が

$$\sigma^2_{i(t)} = \frac{\sigma_i^2}{2\alpha_i} (1 - e^{-2\alpha_i t}) + \sigma^2_{i(0)} e^{-2\alpha_i t} \quad i=1, 2 \dots \dots \dots \dots \dots \dots \quad [2]$$

$$\sigma_{12(t)} = \frac{\sigma_{12}}{\alpha_1 + \alpha_2} (1 - e^{-(\alpha_1 + \alpha_2)t}) + \sigma_{12(0)} e^{-(\alpha_1 + \alpha_2)t}$$

式 (2) の正規関数となる。

所得分布は、上記の結合分布の marginal distribution として導かれるわけであるが、以上のモデルで生成される所得分布は対数正規型の分布にならないのが判かる。

式より知れる第一の重要な性質は、所得—消費の結合分布は time(t) と共に変化するが、定常的な極限分布が存在していぬらしい事である。すなわち、 $t \rightarrow \infty$ になると平均や分散等のパラメターは単調にある極限値に収斂してゆく。例えば

$$m_i(t) \longrightarrow \frac{r_i}{\alpha_i} \equiv m_i(\infty) \quad (i=1, 2) \dots \quad [2]$$

$$\sigma_i^2(t) \longrightarrow \frac{\sigma_i^2}{2\alpha_1} \equiv \sigma_i^2(\infty), \sigma_{1,2} \longrightarrow \frac{\sigma_{1,2}}{\alpha_1 + \alpha_2} \equiv \sigma_{1,2}(\infty)$$

かつ極限分布は、 $t=0$ における Initial distribution に依存しないことが判かる。

四節では $a_i(t, x_1, x_2), b_{ij}(t, x_1, x_2)$ や (イ)、(ロ) の如く想定して遷移確率密度関数を求めたが、(イ)(ロ) 以外にいろいろの関数型が考えられるであら。この点についての検討は次回に譲り、以下⑤式で求めた所得—消費の結合分布を基にしてクロス・セクションナルな回帰関係の性質の検討を行なうことにする。

五 消費—所得の回帰式について

結合分布は正規分布であるかしないの場合には当然回帰式が linear となる。Original な変数じゃれば double-log 型で表現されることが多い。t 軸点の回帰式を $R(t)$ と記せば

$$R(t) : \tilde{x}_2(t) = m_2(t) - \beta(t)m_1(t) + \beta(t)x_1(t) \quad \dots \dots \dots \dots \dots \dots \quad [25]$$

$$= K(t) + \beta(t)x_1(t), \quad \text{ここで } \beta(t) = \frac{\sigma_{1,2}(t)}{\sigma_1^2(t)}$$

定常的な回帰直線 $R(\infty)$ は既述通り知れよ。

$$R(\infty) : \tilde{x}_2 = K(\infty) + \beta(\infty)x_1 \quad \dots \dots \dots \dots \dots \quad [26]$$

より

$$\beta(\infty) = \frac{\sigma_{1,2}}{\sigma_1^2} \cdot \frac{2\alpha_1}{\alpha_1 + \alpha_2}$$

$$K(\infty) = \frac{r_2}{\alpha_2} - \beta(\infty) \cdot \frac{r_1}{\alpha_1}$$

次に平均値 $m_i(t)$ 、回帰係数 $\beta(t)$ やよび導數項 $K(t)$ の時間的変化を検討してみる。

(a) 平均値 $m_1(t), m_2(t)$ の時間的経路

$\text{○} \rightarrow \text{△} \rightarrow \text{○} \rightarrow \text{△} \cdots$

$$m_1(t) = m_1(\infty) - e^{-\alpha_1 t} (m_{1(\infty)} - m_{1(0)}) : m_{1(\infty)} = r_1/\alpha_1$$

$$m_2(t) = m_2(\infty) - e^{-\alpha_2 t} (m_{2(\infty)} - m_{2(0)}) : m_{2(\infty)} = r_2/\alpha_2$$

以卜の議論より $m_1(\infty) > m_{1(0)}$, $m_2(\infty) > m_{2(0)}$ が仮定)と見て、直ちに次式が得られる。

$$\frac{dm_i(t)}{dt} = \alpha_i e^{-\alpha_i t} (m_{i(\infty)} - m_{i(0)}) = \alpha_i (m_{i(\infty)} - m_{i(t)}) > 0 \quad (i=1, 2) \quad \cdots \quad (28)$$

すなわち増加率は、 t と共に減少していく。 $\textcircled{28}$ 式を需要分析のモデルでいえば、 $m(\infty)$ は潜在需要の総量を表わし、増加率は、残存している潜在需要に比例する、という関係を表わしている。時系列的な所得弾力性は、次の dm_i/dm_1 を表現しえよう。

$$\frac{dm_2}{dm_1} = \frac{\alpha_2 (m_{2(\infty)} - m_{2(0)})}{\alpha_1 (m_{1(\infty)} - m_{1(0)})} = \frac{\alpha_2}{\alpha_1} \frac{(m_{2(\infty)} - m_{2(0)})}{(m_{1(\infty)} - m_{1(0)})} \cdot e^{(\alpha_1 - \alpha_2)t} > 0 \quad \cdots \quad (29)$$

となる。

$$\frac{d^2m_2}{dm_1^2} = e^{(\alpha_1 - \alpha_2)t} \left\{ \frac{\alpha_2}{\alpha_1^2} \frac{(\alpha_1 - \alpha_2)(m_{2(\infty)} - m_{2(0)})}{(m_{1(\infty)} - m_{1(0)})^2} \right\} \quad \cdots \quad (30)$$

であるから、課題 $m_2 = f(m_1)$ も $\alpha_1 > \alpha_2$ であれば上に凸の増加関数となる。 $\alpha_1 = \alpha_2$ であれば当然 linear になる（図-1 参照）。

〔註記〕 m_1 および m_2 は Original な変数を対数変換したかのじつての平均値であることに注意されたい。Original な変数についての平均値を μ_1, μ_2 とすれば、 m_1, m_2 との間に次式の関係がある。

$$\log \mu_1(t) = m_1(t) + \frac{\sigma_1^2(t)}{2} \quad \dots \dots \dots \quad [3]$$

$$\log \mu_2(t) = m_2(t) + \frac{\sigma_2^2(t)}{2}$$

従って $\sigma_{12}(t)$ および $\sigma_2^2(t)$ は time-independent である。

$$\frac{d\{\log \mu_2\}}{d\{\log \mu_1\}} = \frac{dm_2}{dm_1}$$

である。

以上のモデルによれば、マクロ的な消費—所得の関係、従つて時系列的な所得弾力性値は、主としてパラメーターの α_i および r_i ($i=1, 2$) で定まり、一般には、クロス・セクションナルな所得弾力性値 $\beta(t)$ とは違った値を示すに至る。

(b) 回帰係数 $\beta(t)$ の変化

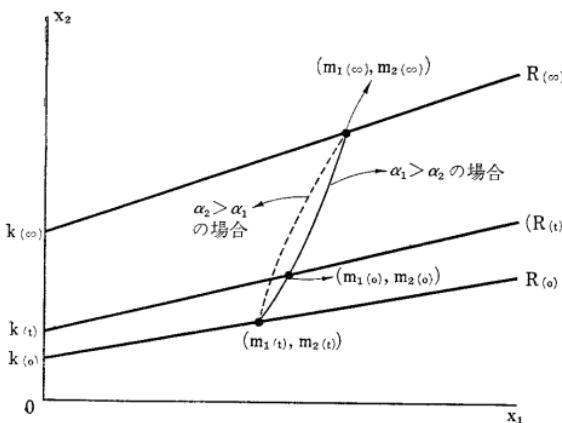


図 1 消費—所得の回帰関係

これが定数である $\beta(t)$ は次の如く表わせばよい。

$$\beta(t) = \beta(\infty) \frac{1 - e^{-(\alpha_1 + \alpha_2)t}}{1 - e^{-2\alpha_1 t} B}, \quad \text{ただし} \quad A = \frac{\sigma_{1x(\infty)} - \sigma_{1z(0)}}{\sigma_{1x(\infty)}}, \quad [32]$$

$$B = \frac{\sigma_{1x(\infty)}^2 - \sigma_{1z(0)}^2}{\sigma_{1x(\infty)}^2}$$

従つて、 $A=B=0$ やある $\beta(t)=\text{Const}=\beta(\infty)$ 。

(e) 常数項 $K(t)$ の漸化

$K(t)$ の変化は、平均値 $m_i(t)$ の時間的経路より $\beta(t)$ の変化で規定されるが、特に $\beta(t)=\text{Const}=\beta(\infty)$ として $K(t)$ の変化を検討するによる。

$$\frac{dK(t)}{dt} = \frac{dm_i(t)}{dt} \left\{ \frac{dm_{z(t)}}{dm_i(t)} - \beta \right\} \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \quad [33]$$

$$= \alpha_z(m_{z(\infty)} - m_{z(t)}) - \beta \alpha_1(m_{1(\infty)} - m_{1(t)}) \dots \dots \dots \dots \dots \dots \dots \quad [33']$$

より得られる[44][45]

$$\frac{dm_z(t)}{dm_1(t)} \leq \beta \quad \text{応じて} \quad \frac{dK(t)}{dt} \leq 0 \quad \dots \dots \dots \dots \dots \dots \quad [34]$$

である。特に $\alpha_1 = \alpha_2$ の場合は $dK(t)/dt = 0$ であつて、 $K(t)$ は一定である。 $dm_z(t)/dm_1(t) = \beta$ となる。

$$\beta < \frac{dm_z(t)}{dm_1(t)}$$

の場合には $K(t)$ が増加するが、

$$\begin{cases} \alpha_2 > \alpha_1 & \text{であるば } \frac{d^2 K(t)}{dt^2} < 0 \\ \alpha_2 < \alpha_1 & \Rightarrow \alpha_1/\alpha_2 \leq \beta^{-1} \frac{dm_2(t)}{dm_1(t)} \text{ であるて } \frac{d^2 K(t)}{dt^2} \leq 0 \end{cases} \quad (35)$$

逆に $\beta > \frac{dm_2(t)}{dm_1(t)}$ の場合には

$$\begin{cases} \alpha_2 < \alpha_1 & \text{であるば } \frac{d^2 K(t)}{dt^2} > 0 \\ \alpha_2 > \alpha_1 & \Rightarrow \frac{\alpha_2}{\alpha_1} \leq \beta / \left(\frac{dm_2(t)}{dm_1(t)} \right) \text{ に応じて } \frac{d^2 K(t)}{dt^2} \leq 0 \end{cases} \quad (36)$$

以上述べたモデルは、常数項 $K(t)$ は、パラメーターの $\alpha_i, r_i (i=1, 2)$ に変化がなくとも、一般には、定常値 $K(\infty)$ に達するまで時間的経過について変動するところである。

以上述べたモデルは、いろいろの点で単純化が行なわれているので、これがそのまま実際に適用しうる範囲は限定されるであろう。例えは所得および消費の $m_i(t)$ は、(28)式に示したように増加率は時間と共に単調に減少してゆく。

いののような型の消費項目もありうるし、また一般的傾向として所得の成長もいののような型に従うであろう。しかし逆に期間によっては増加率が増大するケースがしばしば発生する。これまで述べた単純なモデルの修正は次の章に譲りたい。

- (2) 中口誠記「食料需要予測における所得要因と非所得要因について」(季刊『農業総合研究』第一六巻四号、昭和三二七年一〇四頁)。
- (3) 荒井豊「消費のクロスセクション・データによる時系列変動の推計」(『經濟分析』第五号、昭和三六年一〇四頁)。
- (4) 薩口敏行「共分散分析による家計消費支出の分析」(『經濟研究』第一〇巻一一號、一九五九年)。
- (5) S. J. Praus and H. S. Houthakker, *The Analysis of Family Budgets*.
- (6) Bharucha-Reid, *Elements of the Theory of Markov Processes and Their Applications*.

(研究題)