

需要分析について

唯 是 康 彦

このノートはM・フリードマンの *A Theory of the Consumption Function* (Princeton, 1957) における恒常所得仮説について、二、三の私見を並べたものである。その概要を予め述べておく。

第一節一般論では、従来、余り注意されていなかった仮説の思想的背景を考えてみた。したがって、仮説からどのような方程式が導かれるかといったような問題は一切省略した。

第二節クロス・セクション分析では、農家経済調査の個表をもとにして業態別農家の消費函数を算出する場合、その研究の意図とプランについて問題点を挙げた。

《ノート》 需要分析について

第三節タイム・シリーズ分析では、恒常所得を直接求める場合の、フリードマンの方法とM・ナアラウの *Distributed Lags and Demand Analysis* (USDA, 1958) に掲げる方法を比較した。

第一節 一般論

フリードマンの前掲書を注意して読むならば、「未来の不確定性に関する期待」という思想が立脚点になっていることを知るだろう。この思想はF・ナイト以来のシカゴ・スクールの伝統であることはいま更ここで云々するまでもないことである。

ところで、この「期待」を経済学的に裏付けるものは「富」である。将来に不安を抱けば抱くほど、富の蓄積によって安心感を得ようとするだろうし、逆に富の大きさは将来の不安の程度を左右していくだろう。勿論、期待と富との関係は社会の進歩や文化の相違とともに変わるものであるから、期待を裏付ける富の大小は相対的な意味で解釈されねばならない。同じことは富の内容についても言える。ここでいう富とは「人的資産」と「物的資産」との両方を含んでいるのであって、もし資産選択ということが言われるなら、兩種資産の選好比率も場所と時代によって変化する。また、同じ人的資産を愛好するとしても、奴隷制社会では沢山の奴隷を、あるいはこれまでの農村では多

くの子供を所有するというように、人的資産を量的に把握することに重点がおかれてきた、これに対して、最も発達した現代の社会では、人間をより生産性の高いものへ質的に形成すること、つまり「教育」へ投資することに重点が移ってきている。

富は、元来、なんらかの効用をもたらすものであり、広義の所得を生むものである。しかし、所得の決定は富の賃・貸に関する需要供給の決定するところであり、それとは別に富の価値は富の売買に関する需要・供給の決定するところである。もし両者を結びつけるものがあるとすれば、それは『利子率』であると言わねばならない。いずれか一方の需要・供給の変動は利子率を通じて他方のそれに影響するとともに、両方の需要・供給の変動は両方の関係を、つまり利子率自身を変化させる。なお、ここで利子率について一言注意しておく、通常我々が用いている利子率は物的資産とそこから発生する所得とを結びつけるものであるが、ここでいう利子率とは、そのほかに人的資産とそこから発生する所得との関係をも意味している。したがって、人身売買の行なわれた奴隷制社会ではこの種の利子率を確定する可能性を持っていたが、人間の資本価値が確定しない現代社会では、この種の利子率もまた決定しない。

ところで、ある時期のある文化地域をとりあげてみた場合、そこにおける不確定性に関する期待が極めて大雑把な意味にお

いて、ほぼ安定していると仮定することは、あながち乱暴なことではなさそうである。もしこの仮定が成立するとすれば、ここでは蓄積される富の必要性、およびそこから発生する所得の程度、したがって富と所得を結合する利子率もほぼ安定しているということが出来る。このような関係において我々が念頭においている所得がいわゆる恒常所得 Permanent Income である。また、物的資産と人的資産の選好比率 w 、物的資産の利子率 i 、人間の嗜好 u もこのような状況のもとでは安定しているから、恒常所得の使い方も一定比率に安定していると仮定される。恒常所得のなかで、人的資産の維持・向上に関係ある部分が消費であり、残余は貯蓄である。いま、恒常所得を Y^* 、これに対応した恒常消費を C^* とすると、

$$C^* = K(w, i, u) Y^*$$

前述のように $w \cdot i \cdot u$ は安定していると仮定されているから、 K は常数で、恒常所得と恒常消費は単純な比例関係にあるということになる。

以上の仮説を現実へ適用する場合には、なお考慮すべき二点がある。その一つは、たとえ不確定に関する期待が安定しているとしても、現実が不確定であることには変りがない。したがって、現実が発生する所得は殆どといってもよいほど恒常所得から乖離する。また、これに対応して現実の消費も恒常消費

から乖離する。しかし、この場合、現実の所得が平均的に恒常所得に等しくなるといったように変化するならば、現実の消費はその都度、現実の所得に対応しなくとも、恒常消費により近い行動をとってよいはずである。なぜなら、現実の所得が恒常所得より大きい場合は恒常消費の分だけ消費し、残りは貯蓄にとっておけば、現実の所得が恒常消費より小さい場合に振り向けられて、ここでも恒常消費が維持されるからである。かくして、現実の消費函数は恒常所得仮説から予想されるよりは低い消費係数を持ち、線型方程式では常数項が発生することになる。

第二の考慮すべき点は、不確定性に関する期待をある時期のある文化地域において安定していると仮定した点である。実際にはこのような時期および文化地域の内部においてもこの期待は多種多様であって、それぞれに応じた恒常所得を生じせしめている。この問題を以下の二節において空間的・時間的に考察してみよう。

第二節 クロス・セクション分析

フリードマンはクロス・セクション分析において、年令別・世帯人員別・地域別・人種別・職業別に算出された消費函数の比較を行ない、その差異を恒常所得仮説から説明している。こ

の着想を日本農業における業態別農家の消費函数に適用したならばどうであろうか、というのがこの節の問題点である。

その職業の性格から、所得変動が極めて烈しいならば、その職業に属する家計は、同じ所得水準でありながらも所得の安定した職業の家計に比らべて、前節で述べたように予備費部分の出し入れが大きいために、消費性向が低く出る傾向がある。もっと正確に言うならば、所得弾性値の低く出る職業はそうでない職業に較らべて、所得変動が烈しいことになる。ここでは詳述を避けるが、ある種の仮定を導入することによって、所得弾性値は本来の意味のほかに、現実所得の分散に対する恒常所得の分散の比率であるということが証明される。

そこで、たとえば農家所得中五〇パーセント以上が兼業収入である農家をとり出し、更にその中から兼業収入の源泉が俸給である家計について消費の所得弾性値を計算し、これを兼業収入が農家所得の五〇パーセント以下である農家で、たとえば農家経済調査という普通畑作を専業とする家計と比らべてみれば、どういふことが言われるであろうか。俸給兼業農家の方が普通畑作専業農家よりも常識的に考えて、所得が安定しているであろうから、前者の所得弾性値は後者のそれより高いということが予想される。いま、一人当たり所得を Y 、一人当たり消費を C 、所得弾性値を r 、サムブル数を n 、相関係数を R で現わすと、

《ノート》 需要分析について

神奈川の農家経済調査個表に基づく計算では次のようになる。

俸給兼業 $C = 988.2 + 0.7828 Y$
(0.0471)

$\gamma = 0.9813, R = 0.9861, n = 10$

普通畑作 $C = 21.042.7 + 0.6060 Y$
(0.1308)

$\gamma = 0.6184, R = 0.7890, n = 15$

更に、同じく兼業収入が農家所得の五〇パーセント以下という意味での専業農家のなかでも、価格支持を受けている作物を多く作る普通畑作農家よりも価格支持のない果樹作農家の方が、所得安定度が悪いと考えられるから、後者の所得弾性値は前者のそれより低くではずである。神奈川県についてみると、

果樹作 $C = 33.108.9 + 0.506 Y$
(0.2828)

$\gamma = 0.5038, R = 0.6976, n = 6$

ここまでの実証は極めて理論に好都合に出てきているが、もっと多くの資料について検討を加えるならば、必ずしもこのようにすっきりした結果は得られない。そしてこの分析の困難も面白さも実はこの理論通りにいかぬ点をどう説明するにかにかかっている。

ところで、ここに発生する問題の真の原因は、一体何であらうか。答は極めて簡単である。日本の農業が各業態へ典型的な

二一四

型で分化していないという点、これである。ここから次のような興味ある結果が発生する。

第一に、その中心とする作物の価格変動からして、我々があの種の所得安定度を想定したとしても、計算された消費の所得弾性値は、我々の予想をくつがえすかもしれない。なぜなら、農家は中心作物以外に何種類かの作物を作り、また兼業収入もあるので、単一作物から推測した所得安定度とは異なった所得安定度を持っているかもしれないからである。

次にこの所得安定度が我々が分類したグループの各農家で甚だしく異なれば、そのグループの内容は異質な質的となり、これは当然消費者行動に不規則性を与え、それが相関係数に反映して、これを小さくするのである。

そこで、我々が便宜的に、たとえば農家経済調査の分類に従って業態区分をし、消費函数を算出すれば、それから各業態の消費の所得弾性値と所得安定度を知るばかりでなく、その相関係数から最初に用いた業態区分の分類基準に対する批判も持つことができる訳である。

それでは、このグループの異質性がどこからくるものであるかを知るにはどうしたらよいだろうか。もしこれができれば、農家の分類に対してもっと明確な基準を獲得することができるはずである。ここでは実例を示すことなく、アイデアだけを

列挙しておく。

(1) 兼業については、勿論、先ずその兼業の内容を検討する必要がある。特に自営兼業においてはその業種によって甚だしき所得の安定度が違ってくるであらう。

もしこの内容が等質だとしたならば、次には農家所得中に占める兼業所得の比率が所得の安定度に影響してくる筈である。

(2) 専業については、専業作物の収入ばかりでなく、これと組合せられる作物の種類によって所得の安定度が違ってくる。

それではこの事実をどのような指標にしたならばよいかということが問題になる。その第一段階としては作物現金収入中に占める専業作物の現金収入の比率、およびこれに価格支持の行なわれている作物や比較的価格の安定している牛乳の現金収入を加えたものの比率などが考えられる。

なお、商品化率も所得の安定度や消費者行動のパターンに影響するので、考慮されるべきである。

(3) 以上の業態内容とは直接関係ないかもしれないが、消費者行動のパターンと関係のありそうなものに世帯人員と世帯主の年齢がある。当然、考えられて然るべきである。

(4) これも(3)と同じに直接、業態内容と関係を持たないが、各農家の平地や山場といった集落区分も検討されるべきである。しかし、このような地域区分に必ずしも消費者行動のパターン

と一致するかどうか明かでない。それではもっと明確な指標はないものであらうか。ここでは極めて試験的な意味で一つの方法を提案しておく。それは所得中に占める穀類食物への支出比率である。消費の型が都会的となるにつれて、この比率は減少するだろうというのが基本的な考え方である。

(5) 最後に、以上のいくつかの指標を消費函数に導入してみて、それでもなお且つ相関係数が悪い場合には、その業態の性格と組み合わせ、その原因をその業態の企業家性が強いということに帰するののも一つの解釈である。企業家性の強い経営主の経営に関する思惑は多種多様で、経営へ投資しようとする決定も経営主によって異なる。したがって、投資の前提となる貯蓄が経営主によって異なるために消費者行動に不規則性が発生すからである。

言うまでもなく、我々が求める消費函数は県単位で行なわれるから、地域性の問題はある程度解決されている訳であり、更に数県をまとめることによって、もっと広い地域性の観点に立つことができる。と同時に、元来、単に消費パターンと地域性として片付けられていたことが、業態別分析によって、業態の組合せに依存していたのであるというような実例も出てくるかもしれない。

最後に業態別消費函数を恒常所得から直接求める方法を二つ

《ノート》 需要分析について

二一六

指摘しておく。一つは相対所得仮説の方法で、恒常所得をグループの平均値に対する比率として示すやり方である。その二は同一農家について連年記録された調査があれば、その二年ないし三年の平均所得をもって恒常所得とする方法である。この問題は次のタイム・シリーズ分析においてもっとはつきりし姿で論ぜられるであろう。なお、函数型は対数についても検討すべきである。

第三節 タイム・シリーズ分析

恒常所得はタイム・シリーズで考えられる場合、それが集団であろうと個体であろうと、決して同一水準に留まっているということは考えられない。過去の経験を通じて絶えず修正されるのが実情である。それでは過去 t 時点における現実所得がどの程度のウェイトをもって現在の T 時点に影響を及ぼしているであろうか。フリードマンは ρ ・ケーダンの“*The Monetary Dynamics of Hyperinflation*” (*Studies in the Quantity Theory of Money*, edited by M. Frielman, Univ. of Chicago Press, 1956) における方式を採用して、次のようなウェイトを設定する。

$$W(T-t) = \rho e^{\rho(T-t)}$$

このウェイトと現実所得 Y_t とから次のようにして、恒常所得

が導き出される。

$$Y_T^* = \int_{-\infty}^T \rho e^{\rho(T-t)} Y_t dt$$

フリードマンはこの式を、別に算出された所得の成長率と結びつけて恒常所得を計算し、それによってかなりよい結果の消費函数を提供している。しかし、過去の現実所得をどの時点まで遡るかを決定するためには相当に煩瑣な手続が要請されるので、なんらかの簡便法が探求されるゆえんである。

$$\int_{-\infty}^T e^{\rho t} dt = \frac{e^{\rho T}}{\rho} (1 - e^{-\rho T + \infty})$$

右の式の右辺第二項は極めて小さいので無視すると、次の近似式が可能である。

$$\int_{-\infty}^T e^{\rho t} Y_t dt = Y_t \int_{-\infty}^T e^{\rho t} dt = Y_t \cdot \frac{e^{\rho T}}{\rho} (1 - e^{-\rho})$$

これを用いて、先に掲げた恒常所得の積分式を次のような連続式へ変形する。

$$\begin{aligned} Y_T^* &= \int_{-\infty}^T \rho e^{\rho(T-t)} Y_t dt = \sum_{-\infty}^T \rho \frac{e^{\rho T}}{\rho} (1 - e^{-\rho}) \cdot e^{-\rho t} \cdot Y_t \\ &= (1 - e^{-\rho}) \sum_{-\infty}^T e^{-\rho(T-t)} Y_t \end{aligned}$$

ここで $e^{-\rho} = \theta$ とおくと、右の式は次のように書き換えられる。

$$Y_T^* = (1-\theta) \sum_{t=0}^T \theta^{t-1} Y_t$$

$$= (1-\theta)(Y_T + \theta Y_{T-1} + \theta Y_{T-2} + \dots)$$

$$= (1-\theta)Y_T + \theta Y_{T-1}$$

すなわち、

$$Y_T^* - Y_T = \theta(Y_{T-1}^* - Y_T)$$

θ は恒常所得と現実所得との調整項であることは明らかである。
M・ナアラヴは冒頭に掲げた著書のなかで、右の式と酷似しながらも、違った式を展開している。

$$Y_{T-1}^* - Y_{T-1}^* = \alpha(Y_T - Y_{T-1}^*)$$

Y^* はナアラヴの場合、期待された所得と呼ばれているがその意味するところは恒常所得と同じである。しかし、この式を差分方程式として解く限り、再び調整項の指数式となり、結果はフリードマン方式と大差ない。しかし、右の式を次の消費函数

$$C_T = a + bY_T^*$$

へ代入して整理すると、

$$C_T = a + a b Y_T + (1-a) C_{T-1}$$

となり、単一の回帰線から a と b を同時にうることができ。ここで b は長期所得弾性値であり、 ab は短期所得弾性値である。

《ノート》 需要分析について

個別商品¹、たとえば食糧需要 D の所得弾性 η_{DY} は

$$\eta_{DY} = \eta_{DY} \cdot \eta_{C^*Y}$$

と分解され、消費一般の現実所得に対する弾性値が混入していることが分るから、食糧需要の恒常所得に対する真の弾性値を求めようとするためには、いま述べた M・ナアラヴの方式が有効である。大川一司氏が『日本経済と農業』上巻のなかで農産物需要の所得弾性値を計算された際に用いられた資料をそっくりそのまま拝借して、一八七八年から一九三七年までについて、⁽¹⁾ 本の式で以上の計算をすると、農産物需要 D は

$$\text{Log } D_T = 0.7683 + 0.3279 \text{Log } Y_T + 0.4219 \text{Log } C_{T-1} \\ [0.0564] \quad [0.0895]$$

$$R = 0.9644, \quad \alpha = 0.5791$$

したがって、短期所得弾性値は 0.3279 、長期所得弾性値は 0.5663 となる。

ところで恒常所得に関する思想はそのまま価格にも適用され

$$P_T^* - P_{T-1}^* = \beta(P_T - P_{T-1}^*)$$

という恒常価格と現実価格の関係が定立される。これに対応して消費函数は

$$C_T = a + bY_T^* + cP_T^*$$

であるから、現実所得と現実価格で置き換えられた式は次のようになる。⁽¹⁾

《ノート》 需要分析について

二一八

$$C_T = \alpha \beta a + \alpha b Y_T + \beta c P_T - \alpha(1-\beta)b Y_{T-1} - (1-\alpha)\beta c P_{T-1} \\ + [(1-\alpha) + (1-\beta)]C_{T-1} - (1-\alpha)(1-\beta)C_{T-2}$$

ところが、ナアラヴは同じ問題に対して、もう一つの仮説を対立させる。これまでの方式は期待に基づいて消費者行動に時差が発生するというのであったが、時差は制度や技術が原因となっても発生するものであるという。そして、かかる仮設に妥当な式

$$C_T - C_{T-1} = \delta(C_T^* - C_{T-1})$$

を挙げる。(2)ここで C_T^* とは、もし技術や制度にある障害が除去されたならば達成されるであろうところの消費額である。したがって、

$$C_T^* = a + b Y_T + c P_T$$

という消費函数は現実の消費額で置き換えられて、次のように簡単なものとなる。

$$C_T = \delta a + \delta b Y_T + \delta c P_T + (1-\delta)C_{T-1}$$

このような考え方は制度や技術の制約を多く受けている生産要素の需要函数や供給函数においてかなり妥当な適用をみることになると思われる。穴戸寿雄氏が『日本の経済と農業』下巻で肥料の需要函数を出された際に作成された資料をここでもまたそっくり借用して、一九二二年から一九三七年の期間について

て以上の式を適用すると、肥料の需要額Fは肥料の農産物に対する相対価格Pに対して次のような回帰式を提供する。

$$\text{Log } F_T = 1.9851 - 0.3964 \text{Log } P_T \\ [0.2570] \\ + 0.0900 \text{Log } T + 0.6061 \text{Log } F_{T-1} \\ [0.0553] \quad [0.1627] \\ R = 0.9654, \quad \delta = 0.3994$$

肥料需要の価格弾性値は短期において -0.3964 、長期において -0.9925 となる。

ところで、ナアラヴは期待時差による方式を需要面へ、制度・技術時差による方式を要素需要および供給函数へ適用するといった使用上の区別は示していない。それどころか消費の分野において両方式を適用し、その結果の良否を問うているのである。そして、暫定的ではあるが、結論として、彼は制度および技術から生ずる時差の方が期待から生ずる時差よりもより良く現実の消費の動向を説明すると言っている。ということは、とりまなおさず、フリードマンの仮設に対するアンチテーゼを提出したことになる。

この問題について私見を述べさせていただければ次の二点を挙げねばならない。第一は、このノートでは証明を省略したが、期待時差の方式ではシリアル・コリレーションが発生するのに、制度、技術時差の方式にはこれが発生しない。両方式を同一平

面上で比較することの不公平さが先ずここに潜んでいるように思われる。第二にナアラウの期待時差の方式は既に見たように、フリードマン方式と酷似しているが、同一ではない。フリードマン方式はむしろナアラウのいう期待時差の方式と制度技術時差による方式との中間にありはしないだろうか。ここで、やや飛躍した結論を述べれば、元来、期待を制度や技術に対立するものとして分離してしまうことは、いささか抽象的過ぎる処理ではないだろうか。期待は常に制度や技術の一定水準を前提してのみ考えられる。だからこそ、クロス・セクション分析におけるあのように困難な分類の問題が発生したのである。タイム・シリーズで期待の変化が恒常所得に反映するとすれば、それは同時にその期待を裏付ける制度や技術の変化をも暗示していることになる。恒常所得仮説を統計技術的に単純化する方向は、したがって、フリードマンなしケーゲン方式を単純化したところから、もう一度、出発しなおすべきではないかと考える次第である。

注(1) 独立変数がふえれば、この式はますます複雑になるので、ナアラウはそれを避けるため *Reduced Form* を提案している。

(2) この式はロヂスティック曲線の単純化とみなされている。