

1. 経済学における実証について

2. 自由課題

ECM を用いたマクロ消費関数推定

sin

平成 14 年 1 月 30 日

1. 経済学における実証について¹

1 - 1 . 計量経済学の伝統的方法とそれが抱える問題

まず、計量経済学の伝統的方法について触れたい。この方法は、主に仮説・演繹法、経済理論の先見的情報のみによるモデルの定式化、先見的な内生変数と外生変数の区別、という3つの特徴に要約できる。まず、この特徴がもつ問題点について述べる。

仮説・演繹法では、端的に言うとも理論の実証は不可能である。なお、ここで言う実証とは、理論が真であるかどうかを経験、検査によって証明できるということと定義している。経済理論に限らないことであるが、仮説・演繹法では仮説がたとえ全ての事実と適合してもそれはあくまで暫定的肯定であり、たとえ多くの事実やテストを耐えぬいてもその仮説は検証されるだけで、決してその仮説が真と証明されることは無い。一方で、もしその仮説と1つでも適合しない事実が見つければその仮説は反証され、仮説は棄却される。こういう点を踏まえると、経済の「実証」研究について、「理論が実証された」という表現は安易に使われるべきでなく、数々の研究のもと「理論が検証された」といわれるべきである。帰納的に事実から理論は導けないのだから。

では、どういった基準で「理論が検証された」ことを示すかといった方法について、確率的な方法よりむしろ「検証度」、つまりその理論が耐え抜いた様々なテストの厳しさ、をみることがいわれている。具体的には、2つのモデルについて、あるひとつの回帰モデルの係数についてt検定の「p値」の方が低いからといってそっちの方がいいとかなどの単純な数値比較ではなく、そのt検定をある決められた有意水準で突破したかどうかという結果そのもの、つまりテストを通ったか通らなかったが重要であり、そしてそのような方法でさらに別のテストを行い、そのパスしたテストの種類数をみることが検定方法として有効であるということを目指す。したがって、ひとつのテストで非常に有意に帰無仮説が棄却できる状況であってもそれはあくまで1つのですとのみをパスしたのであり、「検証度」は低いのであるからその結果に満足せずに更なるテストがおこなわれるべきなのである。

ここで、この方法で所与として用いられている事実について少し触れると、それは統計資料の解説をみてもうかがえるが、事実は理論から独立した客観的事実として存在していなく何らかの「理論」がそこでも存在する。しかし、その「理論」は仮説・演繹法で検証される理論とは異なっており、経済の実証においての目的は後者であることに注意すべきである。

仮説の反証は、その仮説の結論と矛盾する事実が見つければ成立し、そこで仮説は否定される。しかし、論理的に見れば明らかだが、その否定とはその仮説の体系全てを偽とするものではなく（全称否定）、少なくとも体系の1つの偽が存在することしか言っていない。だから、例えば、ある需要関数の推定において反証された際、そのモデルの根本の仮定（消費者の効用最大化）がだめなのか、効用関数の形状がだめなのか、需要関数に入る変数が足りないのか、など理論体系の何がダメだったのかが実際はわからなく、もしかすると使用するデータの単位期間がダメだったかも知れず、結局仮説が反証されても「何が」反証されたのかがわからない。そういう意味で、この方法には限界があるといわざるを得ないであろう。

次に経済理論の先見的情報のみによるモデルの定式化について論ずる。経済理論のモデル定式化においての問題点は、一般的なモデルを立ててそれをテストにさらし検証されるかどうかを調べるという方法ではなく、その特定の形のモデルのみが実際に推定に利用されることである。具体的には、その理論の範囲内で様々な関数形、ラグ構造のモデルをたて、片っ端から推定し、都合のいいモデルだけを採用するという方

¹なお、計量経済学の問題、歴史などを参照する際、[?]、第6章を参照した。

法が実際応用計量経済学の分野でとられてきたことである。具体例でいうと、フリードマンの「自然失業率仮説」を検定する際、期待物価上昇率つきフィリップス曲線を構成するひとつの変数である期待物価上昇率は基本的に観測不能であり、そのため期待物価上昇率を特定化する必要があるがその方法は理論体系内ではなく、結局恣意的に「静態的期待」や「合理的期待」など期待への仮定により多くのモデルの共存が許されてしまうことなのである。そもそも「フィリップス曲線」もフィリップスの特定化以外のモデル特定化が許された場合には多くのモデルが許されてしまうであろう。

この特定化による理論の検定の問題点とは、理論が「反証」されずらく、時には「反証」不可能となってしまうことにある（なお、ここでは「反証」を、その理論で導かれるモデルがすべて棄却されることとして定義している）。なぜなら、この大量に構築されたモデルのうち1つでも事実に適合するものさえあればその理論は「反証」されないわけで、「確証」され、生き延びる余地を持ってしまう。さらにひどい場合には、もし良いモデルが見つからない場合、ad hoc な追加の仮定をおいたりして良いモデルを見つけることもある。こうして、結局並立して全く逆の理論が存在してしまうという事態が発生してしまう。

また、競合する2つの理論について、2つが入れ子型の関係に無い場合には片方の理論のみの反証が理論の転換を許すわけでないし、さらに2つの非入れ子型理論の比較、「反証」の比較というのも実際は行われておらず結局各理論における「確証」、そして並立化しかおこなわれていなかった。そして、さらに、経済理論の転換は「反証」でなく、その新しい（古いかもしれない）理論がいかに現実の要請、問題意識に適合しているかに依存していることが多く、この場合にはテストと関係なく時代にあったとみなされた理論が採用されるわけで、結局「反証」などの結論の無いまま、時代変化による理論の転換という事態が起こってしまう。

「確証された」理論の並立、流行による理論の転換といった事態は、大量の経済理論の氾濫、根拠の無い移り変わりという事態を招いてしまうし、自分の思想に合わせて並立する経済学のうち最も都合のよい経済学だけを利用する「経済学者」同士の矛盾した討論という自体も実際に引き起こしている。このような状態が続くと経済学そのものに対する信頼性が失われてしまい、経済学の発展において良い自体とは到底思えない。これらを解決する方法としては、ある経済理論を表現する一般的な計量モデルを構築できる方法を見つけ出すことや理論自体でモデルを特定化できるように理論自体のなかでモデルを特定化する方法などが考えられるが、後者において、実際は経済学でむしろ理論の複雑化の傾向が強くそういった可能性は低いので前者に期待するしかないであろう。そういった意味で、ECM(Error-Correction Model) は有効な方法であると思われるが、この意義については後に述べることにする。

1 - 2 . 1970年代より起こった計量経済学への批判とその意味

伝統的な計量経済学には前述したように様々な問題があるが、特に批判にさらされ始めたのはマクロ計量経済モデルの推定結果が悪くなってきた1970年代である。この時期には前述したような問題点が多く論文で言われたが、特にモデル定式化の理論の過度な重視が最大の問題点であったと思われる。従来、応用計量経済学者にとってモデルは所与であり、そこからデータを用いて推定し、もしそれがうまくいかなかったら理論に ad hoc な補助仮定をつけることで「確証」されるモデルを作り出すといった方法が採用されていた。ここで、この推定の過程では理論が事実から得られたものかどうかということは触れられておらず、あくまで理論が先、もしくは事実と独立に存在していることに注意してほしい。つまり、あくまで経済理論は「絶対的」とされていたが、これが問題とされたのである。

また、同年代にはマクロ計量モデルによる政策シミュレーションの無意味さを論じたルーカス批判も登場した。具体的には、政府の政策変更による効果の予測は政策変更がモデルのパラメータを変化させないという仮定の下で始めて成り立つもので、政策変更によるパラメータの変動やその変動による更なる政策変更の可能性など実際にありうる問題点を無視したものであり、それゆえ政策シミュレーションは無意味である、ということである。これは今でも未解決の問題であり、こういった批判が計量経済学の信頼性を減らしたことは確実であろう。

時系列モデルの予測力が計量経済モデルのそれを上回ったのも信頼を低下させた一要因であろう。しかし、これは時系列モデルがモデルとして素晴らしいということを示しているのではなく、あくまで従来の計量経済学において理論の過度の重視による動学的特性の欠落・軽視の存在を示唆したに過ぎないと思われる。なぜなら、時系列モデルはあくまで純粋に統計学的方法であり、計量経済モデルにある変数間の整合性、内生変数の決定メカニズムの明確さ、政策変更によるシミュレーションの容易さ（ルーカス批判の問題はここでは無視）、予測が外れた場合における原因特定化のチェックの容易さ、等の予測力とは別次元の利点がないからである。

マクロ経済データにおける単位根の発見とみせかけの回帰の問題もこの時期に発見された。これは、それ以前から DW 比の異常な低さなど実証研究家などによりある程度予想されていたことではあったが、従来のマクロ計量経済学に対し非常に強いインパクトを与えた。なぜなら、これにより過去推定されたマクロ変数同士の回帰結果がみせかけの回帰による間違いではないかと疑われてしまうからである。そのため、従来の分析結果だけでなくその手法そのものの有効性が疑われたことは明らかである。そして、これらの解決方法のひとつの新たなアプローチとして前述した ECM などが登場した。

1 - 3 . 計量経済学の存在意義とは？

前述したように1970年代には多くの批判が出て、計量経済学そのものについての存在意義にさえ焦点が当たようになった。また、前述はしなかったが、カオス理論という従来の計量経済学では説明できない初期値の微小な変化による大きな結果の変化を説明するような理論に基づくデータ発生メカニズムが実際に金融市場などで「発見」された。これはさらに計量経済学に追い討ちをかけたかもしれない。だが、私は実際には意義は全く失われていなく、むしろ経済理論がより緻密化、複雑化する現在ではその有効性、現実適合性を調べる上でより重要性が増しているようにも思う。その理由として、経済理論の複雑化による理論と現実の乖離の穴埋めとしての役割を挙げる。現在、経済理論は契約理論、ゲーム理論、ミクロ的基礎付けのマクロ経済学など数学的に複雑な方向に発展しているがそれはもはや経済学者や一部のエコノミストにしか理解されないものになってしまっている。一方で、「乗数効果」など従来のマクロ経済学はいまだに多くの人に知られており政治家もそれを利用して公共事業の有効性を盛んにあげている。彼らは理論の背後の仮定と現実の適合性があるからそれを論じているのではなくむしろその公共事情の正当化という結果を利用するためにそれを論じている気もするが、それはともかくこの2種類の経済理論に対する興味深い差異のひとつの理由には、やはり数量的なモデル特定化にあると思われる。モデルや内容の真偽はともかく、具体的な数字により構成されるモデルは一見わかりやすいからで、実際に研究機関やシンクタンクでは「科学的」な結果として回帰分析の結果を論文や報告書に載せることやその分析を求められることが多い。現実の事実を説明できないモデルは駄目だが、事実を説明できているかどうか数学的な（特にテクニカルな）仮定の多さのためごく一部の人を除いてよくわからないモデルは、たとえ理論的にはよくても現実には実際にはもっと存在意義が無いしあまりにも事実と逸脱した仮定のもとで展開された経済理論も当然良くない。社会に求められている経済学とは、納得できる仮定のもと明確な結論が導かれる経済理論や事実と適合する計量モデルを導く経済理論であると思う。「適当な経済変数同士を回帰させたら有意だった」では何も意味がない。それは前述したが時系列解析でもあてはまることであり、そういった意味で経済理論を包括する統計手法である計量経済学は非常に有用である。経済学は現実を説明する必要があるのだから、その数的手法として問題があるにせよ現在最も有効であると思われる計量経済学を捨てることはありえない。むしろ問題なのは現実を全く無視した仮定のもとにしか存在し得ない経済理論のほうである。

しかし、経済学の存在意義があるとはいってもそれは計量経済学に対し何もなくていいことを意味するのでは当然無い。むしろその改善・改革が求められている。つまり、「必要だから計量経済学をこのまま使う」のではなく、「現在ありうる計量経済モデルの問題点を全てあげ、それらを改善した上で利用する」のである。現在の「実証」研究において、「計量経済学」を使っていながら多くの問題を抱えている論文はいくらでもある。例えば、「多くのモデルからこのモデルだけを推定した、他のモデルや形状は作者に問い合わせてください」と但し書きのある論文や、検定がまともにされていない論文、モデル特定化のプロセスが書かれてなく怪しげな複雑な計量モデルだけが結果として登場している論文、データの出所が不明な論文、果ては推計結果が無く「推計した」とだけ書かれている論文などである。このような作者にとって都合のいい方法が論文でさえとられることが計量経済学、はては経済学の信頼性を低下させるのは明らかである。

また、従来の計量経済学を包括する新たなモデルを使用することも考えられる。その1つとして前述したECMがそれである。これはデータ発生メカニズムにより生成された現実のデータが実際に均衡のもと発生したのか不均衡のもと発生したのか仮定しないモデルであり、また「長期」と「短期」を包括してひとつの式にまとめているなど従来のモデルより経済理論と明確に結びつくし一般的である。また、計量経済学にみても現実のデータで見られる単位根、みせかけの回帰に対処できるという点で優れている。具体的に

は残差に対しての共和分検定を利用したり、最終モデルの説明変数に階差をとった変数を利用するなどあり、そこではみせかけの回帰の問題もないし、階差をとったデータ同士の相関は低いので多重共線性も低い。実際に [?] によると消費関数の推定に用いられたり貨幣需要関数の推定に用いられたりすることで、1970 年代にいわれた貨幣需要関数の不安定性の問題に安定というひとつの結論をもたらした²。

計量経済学は統計学の一手法でなく、経済学であると認識することが基本である。そこでは経済理論と計量モデルの関係が明確にされるのはもちろん、その理論展開、文章的な明確さ、論理性、解釈も統計的分析とともに必要とされるのはいうまでも無い。また、いたずらにモデルを複雑化したり、従来のモデルでも十分に語れる事柄に対し新しい計量モデルを理由も無く適用する、根拠、意味の無い検定をかけるなどといった事柄は避けられるべきである。そのように統計学的な複雑さは結局複雑な理論経済学と同様誰にも見向きされなくなるであろう。自分達が分析したい経済理論、対象経済主体が何なのか、どういう特性をもつのか、そしてどういった統計手法がそれらの分析に必要なのか、結果をどう解釈するか、などのプロセスを明確にする必要がある。そして、自らの分析の「限界」も認識する必要がある。このように一步一步段階を踏まえながら「謙虚」に分析をしていくことが計量経済学にとって最も必要なものではないだろうか。

²ただし、日本において貨幣需要関数が安定しているかという議論は結論がいまだでていなく論文によって結論がばらついている。詳しくは [?] 参照

2. 自由課題 ECMを用いたマクロ消費関数推定

2 - 0. はじめに

このレポートでは日本のマクロデータを用いてマクロ消費関数を推定することを目的とする。

マクロ経済学の教科書では、マクロ消費関数は限界消費性向一定の単純な線形モデルとして描かれることが多い。実際、日本の消費と可処分所得の実績値と対数値の散布図をみると直線的な関係が双方の場合についてもうかがえる。これより、少なくとも長期的な関係において線形回帰モデルの定式化は良い方法であると思われる。しかし、だからといって推計された式そのものを常に短期においてもいえる式とみなしてはいけないことに注意しなければならない。何故なら、実際にある現実のデータ発生メカニズムにより実現した値は均衡のもとで発生したのかそれとも不均衡のもとで発生したのかは本来分析をしない限り不明であり、恣意的に均衡のもとで発生したという仮定のもとで単純に回帰を行って結果を出すという方法は実際のデータの情報を軽視しており適切な方法とはいえないからである。特に、今回の分析では季節調整済みの四半期データを利用するが、このような際は単位期間の短さのためにそういった問題が生じる可能性が高いので、不均衡の可能性も考慮に入れて分析をする必要があろう。そのために、このレポートでは以下の順序で分析を行いたい。

- 2 - 1. 使用データ、単位根検定
- 2 - 2. 長期消費関数の推定と共和分検定
- 2 - 3. ECM による短期消費関数の推定
- 2 - 4. モデルの経済学的考察と分析の反省

なお、3では短期消費関数にのみ導入される説明変数として消費者物価指数（総合平均）の伸び率、実質個人金融純資産ストックの伸び率、失業率の変化を利用しているが、ここで消費者物価指数（総合平均）の伸び率、失業率の変化が長期均衡式に入る可能性は無いという仮定をしている。その訳として、これらの変数を長期均衡式に含める経済学的理由が見当たらなかったからである。なお、名目個人純資産ストックの長期均衡式への導入可能性については推計を行ってみたが、具体的には後述するが、係数の t 検定について有意な結果が見られなかったので結局はそのモデルを採用しなかった。

2 - 1. 使用データ、単位根検定

2 - 1 - 1. データ

2 - 1 - 1 - 1. 使用データの説明

使用したデータのうち国内可処分所得と民間最終消費支出は、内閣府経済社会総合研究所のホームページ³内の SNA 関連ページにおいてダウンロードした四半期 GDP デフレーター（それぞれ国内総生産、民間最終消費支出）を用いて名目データを実質化した後に過去一年の平均を取ることで季節調整を行って生成した。なお、名目データの内容は、SNA68 による、日本における国内総生産と民間最終消費支出のデータで、それは上記のホームページ内では見つからなかったため中央大学金子貞吉ゼミホームページ⁴にある国民所得統計の加工統計データ⁵を利用した。なお、期間は 1956 年第 1 四半期～1999 年第 1 四半期までの四半期、季節調整済みデータであり、価格単位は 1990 年基準の実質価格表示であり、単位は 10 億円である。なお、具体的なデータ値については巻末に記してあるのでそれを参考にしたい。

消費者物価指数（総合平均）は総務省統計センター⁶よりダウンロードした。期間は 1970 年第 3 四半期～1998 年第 4 四半期である。これも月次であったので、マクロデータにあわせ、過去一年分の移動平均で季節調整を行った後に四半期でデータをまとめた。1995 年基準で、単位は 1995 年平均=100 となっている。

名目個人金融純資産ストックは SNA68 の個人部門の資金循環表（ストックベース）を日本銀行ホームページ⁷よりダウンロードし、そこから純資産（資産 - 負債）を計算することで求めた。なお、原データは月次であったが、マクロデータの単位時間にあわせ、過去一年分の移動平均で季節調整を行った後に四半期でデータをまとめた。なお、価格は名目表示で 10 億円であったので上で生成した CPI により実質化した。tsp アウトプットで読み込まれているのは、名目表示であるがプログラム内で実質化されて利用されている。したがって、データの期間は CPI と同じであり、1970 年第 3 四半期～1998 年第 4 四半期である。

完全失業率は総務省統計センターよりダウンロードした。季節調整済み、月次であったので四半期にまとめた。データ区間は 1975 年第 1 四半期～2001 年第 3 四半期であり、単位はパーセントである。

2 - 1 - 1 - 2. データの基本的分析 - グラフより -

これらのデータについて時系列のグラフを作成した。完全失業率に対してはその実数値、消費、可処分所得、純資産については対数値のグラフを作り、また上の 5 変数の成長率⁸や成長率の成長率（加速度）ものせた。また、平均消費性向、消費-純資産比率ものせた。それらのグラフは巻末に付してある。

まず消費、可処分所得、純資産の対数値に付いてみると、どれも一貫して右上がりであることがわかる。しかし、純資産についてはやはり多少の凹みもみられ、資産の変動の大きさもうかがえる。

次に失業率以外の変数の変化率についてみる。

すると、純資産、CPI の変動が高く、特に純資産のある期間における顕著な変化がうかがえる。この理由は、純資産の構成要素には有価証券など価格変化の大きいものが多いからと考えられる。特に純資産の変化が大きい時期は 2 つに分けられる。1 つめは「列島改造」というスローガンのもと投資ブームや第

³<http://www.esri.cao.go.jp/>

⁴<http://kaneko-semi.tamacc.chuo-u.ac.jp/>

⁵内閣府経済社会総合研究所（旧経済企画庁）『国民経済計算年報 2000 年，2001 年版』からの加工データ

⁶<http://www.stat.go.jp/>

⁷<http://www.boj.or.jp/>

⁸対数変換した後、階差をとる方法で計算した。失業率についてはそのまま階差をとった。

一次オイルショックがあった 1970 年代前半であり、もうひとつには、「バブル」崩壊の時期、1990 年あたりである。また、注目すべきことは、純資産の伸びの傾向が 1990 年以前とそれ以降で大きく違い、以前では四半期で 3 %位の上昇が見られたのに 1990 年以降ではせいぜい 1 % くらいしか資産の伸びがみられなくなってしまっていることである。このような資産の変動は消費に影響を与えている可能性もあるが、それは後の分析で明らかにする。

CPI は変動が大きいと前述したが、それは 1982 年あたりまでであり、それ以降は「バブル」の時期を含め安定している。1970 年代の顕著な伸びの原因はやはり 2 つのオイルショックによるコストプッシュ型インフレーションの可能性が高い。

消費、可処分所得については第一次オイルショックの時期をのぞき安定したプラスの変化率がうかがえる。しかし、1998 年辺りからこれらはマイナスになってきており、現在の日本が歴史的にみていかに「不景気」であるかということが読み取れる。

次に、変化率の変化率、つまり加速度についてみる。

総じて、加速度の動きは変化率の動きに似ているが、特に注目すべき点は 1996 年辺りから見られる消費の加速度についての大きな変動である。これは、この時期に何らかの要素、原因が働くことにより発生したものであると考えられるが、それは後述したいと思う。

次に、平均消費性向と消費-純資産比率についてみる。

消費-純資産比率は一貫して低下しているが、平均消費性向は上下に揺れ動いている。これは消費と可処分所得が同率で動いていなく、何らかのプロセスがあることを示していると思われる。

次に、失業率の推移についてみる。失業率は 2 ~ 3 % あたりを推移してきたが、1997 年後半以降 3 % を大きく越えるようになり、5 % ぐらいにまで急激に伸びていることがわかる。これは、先ほどの消費の加速度のここ最近の急激な変動を考慮すると、失業率と消費との関係がうかがえる。また、グラフから失業率と平均消費性向には弱い正の関係がうかがえるが、この理由として、消費の硬直性を考慮にいれると、失業率と可処分所得の双曲線の関係が考えられる。

最後に、失業率の変化率についてみる。

これについても、やはり 1997 年までは 0 の付近を安定していたのにそれ以降では正に強く変化率が揺れ動いているという変化が見出される。また、平均消費性向との変化率と比べてみると 1997 年第 2 四半期辺りから平行に動いていることがわかる。

これらのデータの定常性についてはこれ以降の分析で行いたい。

2 - 1 - 2 . 単位根検定の方法

まず、もとのデータ (X_t と定義) を対数化する ($x_t \equiv \log(X_t)$)。これは、もとのデータの不均一分散の可能性を減らすとともに、階差に「増加率」という意味付けをつけるために行った。なお、四半期データの場合は階差をとるさいに 1 期前だけでなく「季節和分」、つまり 4 期前と階差をとる方法もあるがここではデータを季節調整し、1 期前との階差をとる方法を取った。

検定方法は、対数変換を行ったデータに対し [?]pp.396 にある以下の 3 式を必要に応じて OLS で推定し、単位根検定を行う。

$x_t \equiv \log(X_t)$ X:原系列データの対数変換

$$\Delta x_t = \mu + \alpha t + \delta x_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta x_t = \mu + \delta x_{t-1} + \epsilon_t \quad (2)$$

$$\Delta x_t = \delta x_{t-1} + \epsilon_t \quad (3)$$

$$\epsilon_t \sim NID(0, \sigma^2) \quad (4)$$

これら 3 式それぞれの δ に対して以下のような仮説検定を行う。

$$H_0 : \delta = 0 \quad (5)$$

$$H_1 : \delta < 0 \quad (6)$$

なお、この検定において、帰無仮説 H_0 が正しいとしたとき、 δ の t 値は t 分布をせず、 $\hat{\tau}$ 分布 (定数項、トレンド項の有無で形状が違う) に漸近的に従うことからそれを利用して、 δ について左片側 1 % 検定をし、 H_0 が棄却されなければ単位根であることが棄却できないとし、 H_0 が棄却域 1 % で棄却され、対立仮説 H_1 が支持されればそのデータは単位根を持たず、定常化されている可能性が高いとする。(DF テストをおこなう。)

上の 3 式を上トレンド項を含む式から順に推定し、もし結論がでなかった場合のみトレンド項なし、定数項なしのモデルまで推定し、何らかの結論を出す。この方法は授業で配布された「図 2.4 単位根検定から DGF を探る」のプリント⁹の手順に基本的に従った。そして、単位根の存在が棄却できないとき、今度は、もとのデータに一階差分を取ったデータ ($\Delta x_t \equiv x_t - x_{t-1}$) についてさらに差分をとり ($\Delta^2 x_t \equiv \Delta x_t - \Delta x_{t-1}$)、それについて同様に検定を行う。そして、そこでも定常化されていなかったらさらに階差をとり同じことをし、単位根が棄却されるまで行う。

また、もし上の回帰式に AR(n) がいないことが非常に高い確率で棄却されてしまうとき、ADF テストをおこなう。これは、系列相関が推定のさい発生してしまうとき、上の検定自体が意味のないものとなってしまうので、非説明変数の n 期までのラグを説明変数に入れることで、 δ の t 値についての検定を有効とするようにする DF テストの拡張版というべき方法である。これは、系列相関があるときに限り参照することとする。

「系列相関がある」という基準としては、DW 比、Q 値の利用が考えられるが、ここでは DW 比が 2 から 0.1 以上離れていない場合、「系列相関は除去された」とすることにする。そして、その基準を満たす最も変数の少ないモデルで ADF (または DF) テストをおこなうこととする。ただし、もし過去 4 期間のラグまでテストをおこなってもこの基準まで DW 比が収束しない場合、最も 2 に近い DW 比のモデルを利用することにする。

2 - 1 - 3. 単位根検定結果

まず、消費、可処分所得の対数値についてグラフで原系列、1 階、2 階と階差をとったデータをそれぞれ縦軸に、時間を横軸にとったグラフをしてみる。すると、原系列のデータはあまり定常化されている気配がないが、1 階のデータはどちらともいえる動きをしており、2 階のデータはかなり定常化されていそうである。しかし、これはあくまでグラフからしか推測できないことであり、客観的な結果を期待するために実際にはそれぞれのモデルについて分析する必要がある。

まず、1 階の階差についての単位根検定を行う。推定期間は 1956 年第 1 四半期～1999 年第 1 四半期 (カッコ内は t 値) である。 c_t は民間最終消費支出の実質値の対数、 y_{dt} は国内総生産の実質値の対数である。

⁹[?]pp.50-51

推計期間 1956q4 ~ 1999q1

推定方法: OLS

$$\Delta c_t = 0.021979 - 0.201476E^{-04}t - 0.157279E^{-02}c_{t-1} + 0.447193\Delta c_{t-1} + 0.235281\Delta c_{t-2} + \epsilon_t \quad (7)$$

(1.04703) (-0.650505) (-0.697638) (5.93092) (3.12030)

$$\bar{R}^2 = 0.713267 \quad DW = 2.00948 \quad P(\hat{\tau}_\tau < t_{\hat{\delta}}) = 0.98290$$

$$F_3(H_0 : \alpha = \delta = 0) = 6.82629$$

推計期間 1956q4 ~ 1999q1

推定方法: OLS

$$\Delta yd_t = 0.025896 - 0.979137E^{-05}t - 0.204270E^{-02}yd_{t-1} + 0.622428\Delta yd_{t-1} * + 0.132511\Delta yd_{t-2} + \epsilon_t \quad (8)$$

(1.10938) (-0.281500) (-0.838780) (8.22824) (1.74025)

$$\bar{R}^2 = 0.730626 \quad DW = 1.97862 \quad P(\hat{\tau}_\tau < t_{\hat{\delta}}) = 0.97564$$

$$F_3(H_0 : \alpha = \delta = 0) = 5.84770$$

推計期間 1956q4 ~ 1999q1

推定方法: OLS

$$\Delta yd_t = 0.031963 - 0.269121E^{-02}yd_{t-1} + 0.624543\Delta yd_{t-1} * + 0.135430\Delta yd_{t-2} + \epsilon_t \quad (9)$$

(3.57310) (-3.41774) (8.32034) (1.80031)

$$\bar{R}^2 = 0.732120 \quad DW = 1.98001 \quad P(\hat{\tau}_\mu < t_{\hat{\delta}}) = 0.01130 \quad F_3(H_0 : \alpha = \delta = 0) = 8.17192$$

上の推定結果では、 c_t において有意水準左片側 1 % で単位根の帰無仮説が棄却されず、また高い F_3 (F 分布でなく Φ_3 分布) により有意水準右片側 5 % でトレンド項の係数 (と δ) が 0 であるという帰無仮説が棄却されており、結局トレンド周りのランダムウォークが示唆される。

yd_t については、有意水準左片側 1 % で単位根の帰無仮説が棄却されず、また F_3 (F 分布でなく Φ_3 分布) については有意水準右片側 5 % でトレンド項の係数 (と δ) が 0 であるという帰無仮説が棄却されておらずトレンド項の係数は有意でないことが高い確率でいえるので、次にトレンドなし定数項ありモデルを推定した。ここでは、有意水準左片側 1 % で帰無仮説が棄却されず、 F_1 (F 分布でなく Φ_1 分布) については有意水準右片側 5 % で定数項 (と δ) が 0 であるという帰無仮説が棄却されていることが高い確率でいえるので、結局ランダムウォークの一種である確率的トレンドという結果が十分高い確率で棄却できないという結果がいえる。

したがって両変数について単位根があるという結果が示唆されたので 2 階の単位根検定に移る。

次に、2 階の階差についての単位根検定を行う。カッコ内は t 値である。

推計期間 1956q4 ~ 1999q1

推定方法: OLS

$$\Delta^2 c_t = 0.738615E^{-02} - 0.403167E^{-04}t - 0.318896\Delta c_{t-1} - 0.233835\Delta^2 c_{t-1} + \epsilon_t \quad (10)$$

$$(4.19304) \quad (-3.63410) \quad (-4.63492) \quad (-3.10711)$$

$$\bar{R}^2 = 0.238641 \quad DW = 2.00683 \quad P(\hat{\tau}_\tau < t_{\hat{\delta}}) = 0.00165$$

$$t_{\delta_2}(H_0 : \delta = -1) = 9.899336$$

$$P(t(167) > |t_{\delta_2}|) = 0.00000$$

$$F_3(H_0 : \alpha = \delta = 0) = 10.74238$$

推計期間 1956q4 ~ 1999q1

推定方法: OLS

$$\Delta^2 yd_t = 0.636424E^{-02} - 0.373904E^{-04}t - 0.249773\Delta yd_{t-1} - 0.128711\Delta^2 yd_{t-1} + \epsilon_t \quad (11)$$

$$(3.91835) \quad (-3.31836) \quad (-4.36743) \quad (-1.69486)$$

$$\bar{R}^2 = 0.148805 \quad DW = 1.97330 \quad P(\hat{\tau}_\tau < t_{\hat{\delta}}) = 0.00356$$

$$t_{\delta_2}(H_0 : \delta = -1) = 13.11815$$

$$P(t(167) > |t_{\delta_2}|) = 0.00000$$

$$F_3(H_0 : \alpha = \delta = 0) = 9.65720$$

上の推定結果では、 c_t について、帰無仮説が棄却されており、トレンド項の係数も有意である。そして、 $\delta = -1$ という帰無仮説も t 値の高さより棄却される。したがって、 c_t のモデルについてトレンド周りの定常の可能性が非常に強いことがいえる。

yd_t についても同様に帰無仮説が棄却されており、トレンド項の係数も有意である。また、このモデルでも $\delta = -1$ という帰無仮説は t 値の高さより棄却される。したがって、 yd_t のモデルについてもトレンド周りの定常の可能性が非常に強いことがいえる。以上の結果をまとめると、

$$\Delta c_t, \Delta yd_t \sim I(0)$$

$$c_t, yd_t \sim I(1)$$

(12)

つまり、実質民間最終消費支出の変化率、実質国内総生産の変化率が定常性をもちもとの対数値は単位根を持つ、という結論が得られる。

また、他の3変数についても同様に単位根検定を行った¹⁰。実質個人金融純資産ストックの対数値については $I(1)$ であり、その階差は平均値まわりの定常過程になる。完全失業率については $I(1)$ であり、その階差は定常過程になる。消費者物価指数の対数値については、 $I(0)$ であり、平均値まわりの定常過程になる。つまり、この3変数についてはたかだか1回階差をとれば定常過程に従うことがいえる。

¹⁰結果は TSPoutput 参照。

2. 長期消費関数の推定と共和分検定

2 - 2 - 1 . モデル 1

2 - 2 - 1 - 1 . モデル 1 の推定

まず、消費の GDP 弾力性が一定というモデル（以下、モデル 1）を考える。ただし、 C_t :消費、 YD_t :可処分所得、 $u_t \sim NID(0, \sigma^2)$:誤差項、 a, α, β :パラメータとする。ただし $\alpha \equiv \log(a)$ とする。

$$C_t = aYD_t^\beta e^{u_t}; \quad (13)$$

この式を対数にとると、以下のような線形の式が求まる。

$$c_t = \alpha + \beta yd_t + u_t; \quad (14)$$

この式を推定する。なお、上カッコは t 値、下カッコは p 値を示している。

推計期間 1956q1 ~ 2001q1

推定方法: OLS

$$c_t = 0.068619 + 0.959974 yd_t + z_t \quad (15)$$

$$(3.57262) \quad (537.647)$$

$$(0.000) \quad (0.000)$$

$$\bar{R}^2 = 0.999405 \quad DW = 0.111935 \quad P(|t_{yd}| < t(171)) = 0.000$$

$$P(\chi^2 > BP = 0.102063) = 0.024553$$

$$P(\chi^2 > Q(2) = 272.867) = 0.000$$

$$P(\chi^2 > RESET(2) = 29.7311) = 0.000$$

なお、 z_t は推定値の残差を示している。

2 - 2 - 1 - 2 . モデル 1 への共和分検定

ここで、この残差項 z_t について EG テストを行い、共和分の有無を検定する。なお、ここで $c_t, yd_t \sim I(1)$ であることが判っているので共和分の可能性がある。

EG テストに従って、定数項なしトレンド項なしのモデルで z_t について単位根検定を行った。ここで誤差項の自己相関についての考慮をして、ADF テストをおこなった。

推計期間 1957q2 ~ 1999q1

推定方法: OLS

$$\Delta z_t = -0.084167 z_{t-1} + 0.246819 \Delta z_{t-1} + 0.286003 \Delta z_{t-2} + \epsilon_t \quad (16)$$

$$(-3.43130) \quad (3.39430) \quad (3.83875)$$

$$DW = 2.00127 \quad P(EG(nvar = 2, n = 168) < t_{\hat{\delta}}) = 0.04286$$

この結果より、このモデルでは共和分はかろうじて左片側 5 % で単位根の帰無仮説を棄却している。これは、あまり「強い」結果ではないが、一応十分な有意水準において帰無仮説が棄却されていることを考慮に入れて、「共和分している」という結論を下すことにする。

2 - 2 - 2 . モデル 2

2 - 2 - 2 - 1 . モデル 2 の推定

次に、消費税による需要の価格弾力性の影響を考慮に入れたモデル (以下、モデル 2) を考えてみる。1989 年 4 月 1 日に 3 %、1997 年 4 月 1 日に 5 % の消費税が導入されたので、それを考慮して 1989 年第 2 四半期から 1 となるダミー変数 $sd89$ 、1997 年第 2 四半期から 1 となるダミー変数 $sd97$ を利用してパラメータシフトの可能性も考慮した以下のモデルを考える。

$$c_t = \alpha + \beta_1 yd_t + \beta_2 sd89 \times yd_t + \beta_3 sd97 \times yd_t + u_t; \quad (17)$$

しかし、このモデルを推定したところ、 $sd97 \times$ の項の係数が有意水準両側 5 % での t 検定で有意でなかった。そこでそれを取り除き、改めて推計しなおした。

ダミー変数を一つにしたモデルの推計結果は結局以下ようになった。

推計期間 1956q1 ~ 1999q1

推定方法: OLS

$$c_t = 0.141824 + 0.952732 yd_t + 0.170946 E^{-02} sd89 \times yd_t + z_t \quad (18)$$

$$(9.33724) \quad (472.402) \quad (3.14158)$$

$$(0.000) \quad (0.000) \quad (0.000)$$

$$\bar{R}^2 = 0.999505 \quad DW = 0.142256 \quad P(|t_{yd}| < t(170)) = 0.000$$

$$P(\chi^2 > BP = 0.042102) = 0.837$$

$$P(\chi^2 > Q(2) = 259.485) = 0.000$$

$$P(\chi^2 > RESET(2) = 3.31683) = 0.070$$

2 - 2 - 2 - 2 . モデル 2 への共和分検定

ここで、この z_t について先ほどと同様に EG テストを行い、共和分の有無を検定する。なお、ここで $c_t, yd_t \sim I(1)$ であることが判っているので共和分の可能性がある。

若干の自己相関が DF 型テストで見られたので ADF テストによる検定を採用した。結果は以下のようである。

推計期間 1957q2 ~ 2001q1

推定方法: OLS

$$\Delta z_t = -0.114364 z_{t-1} + 0.232156 \Delta z_{t-1} + 0.300780 \Delta z_{t-2} + \epsilon_t \quad (19)$$

$$(-4.12437) \quad (3.22708) \quad (4.07783)$$

$$DW = 2.03135 \quad P(EG(nvar = 2, n = 168) < t_{\hat{\delta}}) = 0.02037$$

以上の結果より、このモデルでは共和分はほとんど系列相関が除去された ADF テストのほうで左片側 5 %で単位根が棄却されるという結果が得られた。そのため、弱い意味ではあるが「共和分している」という結論を下すことにする。

ここで 2 種類の消費関数の推定を行った。両モデルにおいて BP テストより不均一分散の心配は対数変換のお陰もあってか問題は無いが、ダミー変数なしの方のモデルの RESET テストの結果の悪さが非常に気になる。また、両モデルについての DW の非常な低さも気になるが、これは「 $I(1)$ 変数同士の回帰」が原因だと思われるので、2SPW などの系列相関に対する対処をするのはまずく、むしろこのような ECM アプローチを行った方が良いと思われる。

結局、ダミー変数つきモデルの方がより一般的なモデルであり、また RESET テストの結果の良さを考慮に入れると、結局こちらの方が「長期均衡における消費関数」として適切であると思われる。多重共線性の可能性も考慮に入れて一応 VIF の計算も行ったが結局 1.5 程度に落ち着いたのでその問題も無い。

ただし、後で行う「実行可能な ECM」の推定の際はダミー変数付きモデルは多重共線性の問題により VIF が異常に高くなり推定不可能である。したがって、この推定方法についてはダミー変数なしの消費関数を想定して ECM を行う。

この消費関数の推定結果から限界消費性向を逆算してみる。なお、逆算方法は以下の式を利用して行った。

$$\begin{aligned} \frac{\partial C_t}{\partial Y D_t} &= a\beta Y D_t^{\beta-1} & (model1) \\ &= a(\beta_1 + \beta_2 sd89) Y D_t^{\beta_1 + \beta_2 sd89 - 1} & (model2) \end{aligned} \quad (20)$$

すると、両モデルとも弾力性が 1 よりも低いので、当然可処分所得に対して限界消費性向は減少関数となる。ただし、モデル 2 の場合にはダミー変数項の係数が有意に正であったのでその分他の期間よりもそこでは限界消費性向が上昇している。

実際の時系列の消費性向の動きをグラフからみると、可処分所得水準は基本的に右上がりなので、上に述べたように一貫して限界消費性向は減少している。もちろんダミー変数を考慮に入れたものではその期間以降での上方シフトがみられる。

また、このモデルのパラメータから逆算した「平均消費性向」は、モデルより

$$\begin{aligned} \frac{C_t}{Y D_t} &= a Y D_t^{\beta-1} & (model1) \\ &= a Y D_t^{\beta_1 + \beta_2 sd89 - 1} & (model2) \end{aligned} \quad (21)$$

と限界消費性向と一定の比例関係にあることがわかる。これより、ダミー変数による 1989 年以降の有意な限界消費性向の正のシフトは平均消費性向のこの期間における有意な正シフトと解釈できることがわかる。

なお、原系列についても線形の消費関数を推定してみたが (output の equation1) この結果は RESET テストの結果はいいものの、BP テストからわかるが不均一分散の疑いが強くこの式もいいとはいえないし DW 比も小さい。したがってこれらの対数変数による消費関数モデルよりも「不適切」とであるとみなし、これ以降採用しなかった。

また、前述したとおり実質個人金融純資産ストックを含んだ消費関数 (output の equation7) は、原系列のほうについては t 検定が有意にはなったが、上のモデルと同じ不均一分散の問題を抱えているし、RESET テストの結果もあまりよくない。さらに、対数線形モデル (output の equation26) のほうはそもそも係数の t 検定が全く有意でなかった。従って、これらのモデルは採用しないこととした。

このようにいくらか別のモデルかも試してみたが、結局は可処分所得とダミー変数による長期消費関数の定式化を採用した。

2 - 3. ECM による短期消費関数の推定

2 - 3 - 1. 残差を用いた ECM の構築

2 - 3 - 1 - 1. 消費、所得のみによる ECM 構築

ここで、共和分しているダミー変数つきマクロ消費関数を長期均衡式として ECM を定式化する。

ただし、残差項にはダミー変数付き消費関数の推計結果の残差を利用する。具体的には以下のようにあらわされる。

$$ECM_t \equiv c_t - 0.141824 - 0.952732yd_t - 0.170946E^{-02}sd89 \times yd_t \quad (22)$$

ECM は、これを利用して以下のように一般的に定義できる。なお、 $\alpha, \beta_i, \delta_j$: パラメータ, $\epsilon_t \sim NID(0, \sigma^2)$: 誤差項を示している。なお、このモデルを構成する変数は全て $I(0)$ である。従ってこのモデルのみせかけの回帰の問題は無い。

$$\Delta c_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta c_{t-i} + \sum_{j=0}^q \delta_j \Delta yd_{t-j} + \gamma ECM_{t-1} + \epsilon_t \quad (23)$$

ここで、 $p, q = 4$ と過去 4 四半期分の変数まで取り入れた一般的なモデルをたて、そこから「有意そうな」¹¹変数のみを利用して構築した ECM が以下のモデルである。

上のカッコ内は t 値、下のカッコ内は p 値 (t 分布もとの帰無仮説の検定) である。

推計期間 1957q2 ~ 1999q1

推定方法: OLS

$$\Delta c_t = 0.188218E^{-02} + 0.335717\Delta c_{t-1} + 0.320446\Delta c_{t-2} - 0.242740\Delta c_{t-4} \quad (24)$$

$$\begin{array}{cccc} (3.20829) & (4.65965) & (4.16512) & (-3.31832) \\ (0.002) & (0.000) & (0.000) & (0.001) \end{array}$$

$$+ 0.472469\Delta yd_t - 0.199347\Delta yd_{t-2} + 0.156128\Delta yd_{t-4} - 0.046150ECM_{t-1} + \epsilon_t \quad (25)$$

$$\begin{array}{cccc} (8.66986) & (-2.96568) & (2.49010) & (-1.95017) \\ (0.000) & (0.003) & (0.014) & (0.053) \end{array}$$

収束時間 (ECM_{t-1} の係数の逆数の絶対値) = 21.66859(四半期)

$$\bar{R}^2 = 0.794727 \quad DW = 2.00128 \quad P(t_{ECM} > t(160)) = 0.02645$$

$$P(\chi^2 > BP = 17.1200) = 0.029$$

$$P(\chi^2 > Q(2) = 0.012941) = 0.994$$

$$P(\chi^2 > RESET(2) = 0.839905E^{-02}) = 0.927$$

このモデルは、係数の有意性は高く、系列相関、不均一分散、定式化のミスなどの問題は見られないが ECM としては「失敗」である。なぜなら、 ECM_{t-1} の係数は t 検定により有意に負とならないからであ

¹¹一般式の推定とその「有意そうな」変数以外 = 0 という制約、つまり帰無仮説をおいたもとでの推定を行い、その制約の有効性を調べた。その結果、F 検定において有意水準右片側 1% で棄却されなかったためこのような表現をしている。

る。統計学的に ECM_{t-1} の係数の t 値は t 分布をせず、より「厳しい」分布をすることが統計学やモンテカルロ法の結果より判明している。したがって、 t 検定でさえ有意に負とならないのだから実際にはもっと駄目な訳で、結局この ECM は駄目なのである。

2 - 3 - 1 - 2 . 他の定常な変数を用いた ECM 構築

前に導いた ECM は「失敗」であった。しかし、この原因は他の本来入るべき経済変数がモデルから抜け落ちていたから、という観点のもとでいくらかの追加の変数を導入して新たな ECM の構築を考えた。追加変数を考慮に入れると以下のような定式化が出来る。なお、この追加変数についてはすでに階差が $I(0)$ であることが確かめられており、従ってこのモデルのみせかけの回帰の問題は無い。

ただし、 u_t : 完全失業率、 p_t : 消費者物価指数の対数値、 w_t : 実質個人金融純資産ストックの対数値、 $\alpha, \beta_i, \delta_j, \eta_l, \zeta_m$: パラメータ、 $\epsilon_t \sim NID(0, \sigma^2)$: 誤差項を示している。

$$\begin{aligned} \Delta c_t = \alpha_0 &+ \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta c_{t-i} + \sum_{j=0}^q \delta_j \Delta y d_{t-j} + \sum_{k=0}^r \theta_k \Delta u_{t-k} + \sum_{l=0}^s \eta_l \Delta^2 p_{t-l} \\ &+ \sum_{m=0}^v \zeta_m \Delta w_{t-m} + \gamma ECM_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (26)$$

なお、この式で価格だけ 2 回階差をとっているのは、1 階の階差だと多重共線性が発生してしまったからという理由である。前述したとおりすでに対数値の時点で定常化されているのだから、定常性だけという観点からみるとどちらでも構わない。

具体的なモデルの定式化についてであるが、まず $p, q, r, s, v = 4$ までの説明変数をすべて入れた一般式を推定し、それから「有意そうな」変数¹²のみを用いて段々と変数を減らして何回かモデルを構築し直しながら推定し、全ての係数の p 値が 5 % 以下になるまで行った。従って、モデルの特定化の際の若干の恣意性が否めないが¹³、これをもとに以下のモデルを「見つけた」。

なお、上のカッコ内は t 値、下のカッコ内は p 値 (t 分布のもとの帰無仮説の検定) である。

推計期間 1971q3 ~ 1998q4

推定方法: OLS

$$\Delta c_t = 0.475949 \Delta c_{t-1} + 0.274872 \Delta y d_t - 0.790528 \Delta^2 p_t \quad (27)$$

$$\begin{array}{ccc} (7.58762) & (5.10388) & (-8.51168) \\ (0.000) & (0.000) & (0.000) \end{array}$$

$$+ 0.111411 \Delta w_{t-2} - 0.085497 ECM_{t-1} + \epsilon_t \quad (28)$$

$$\begin{array}{cc} (4.13545) & (-4.01027) \\ (0.000) & (0.000) \end{array}$$

収束時間 (ECM_{t-1} の係数の逆数の絶対値) = 11.69638 (四半期)

¹² 基本的には推定結果で p 値が 10 % 以下だった説明変数。

¹³ 変数が多すぎるため F 検定では帰無仮説の棄却ばかりが起きてしまい、結局変数を減らせないためこのような方法をせざるを得なかった。

$$\bar{R}^2 = 0.794657 \quad DW = 2.18496 \quad P(t_{ECM} > t(105)) = 0.00006$$

$$\text{参考: } P(EG(nvar = 2, n = 110) < t_{\hat{\delta}}) = 0.00968$$

$$P(\chi^2 > BP = 0.044402) = 1.00$$

$$P(\chi^2 > Q(2) = 3.42322) = 0.181$$

$$P(\chi^2 > RESET(3) = 1.51673) = 0.221$$

この ECM は結論を言えば「成功」である。なぜなら、係数の有意性、系列相関、不均一分散、特定化のミスの可能性のどの面からみても問題は見られないし、 ECM_{t-1} の係数は t 検定により有意水準左片側 1 % のもとでさえ有意に負となるからである。さらに、参考として EG テストをこの t 値についてもおこなっているが、これは実際の t 値の分布の臨界値が t 分布のそれと EG テストのその中間値となる、という統計学的性質を利用したものである。つまり、EG テストの検定をパスすることは係数が有意に負となることの「十分条件」となることなのである。この場合、有意水準左片側 1 % のもとでさえ帰無仮説が棄却されているので、非常に強い確率で負となることがわかる。

また、もし帰無仮説を「係数がマイナス 1」となることとした場合、実際の係数の値をみれば明らかに有意に正 (-1 よりも、という意味で) であることがいえるので、結局 -1 | 係数 | 0 がいえる。つまり、ECM として「成功」しているわけである。

なお、このモデルの推定結果から読み取れる経済学的な意義については後ほど述べたいと思う。

2 - 3 - 2 . 実行可能な ECM の構築

2 - 3 - 2 - 1 . 消費、所得のみによる ECM 構築

次に、実行可能な ECM を推定したい。これは、2 段階推定による ECM の構築、つまり長期均衡式をまず推定し、その残差を用いて次に短期均衡モデルを推定する、といった方法ではなく、ECM をある特定化により 1 回で推定するという方法である。

具体的には、以下の式を構築する。

$$\Delta c_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta c_{t-i} + \sum_{j=0}^q \delta_j \Delta y_{t-j} + \gamma_1 (c_{t-1} - y_{t-1}) + \gamma_2 y_{t-1} + \epsilon_t \quad (29)$$

そして、この式で $\gamma \equiv \gamma_1$, $\beta \equiv -1 + \frac{\gamma_2}{\gamma_1}$, $\alpha_1 = \alpha_0 - \alpha\gamma$ とすればこの式は結局 3-1 で定式した ECM で長期均衡式がダミー変数なしの消費関数の場合と等しくなることがわかる。

前述したが、この方法ではダミー変数つきモデルの推定も行える¹⁴。しかし、多重共線性のため¹⁵に有効な値は出ない可能性が高く、たとえ有意な結果が出てもパラメータとしての信頼性が低いのでこのモデルは採用せずに上のダミー変数なしモデルのみを推定した。

ここで、 $p, q = 4$ と過去 4 四半期分の変数まで取り入れた一般的なモデルをたて、そこから「有意そうな」¹⁶変数のみを利用して構築した ECM が以下のモデルである。

¹⁴ 具体的には上式の $\gamma_1(c_{t-1} - y_{t-1}) + \gamma_2 y_{t-1}$ の項を $\gamma_1(c_{t-1} - y_{t-1}) + \gamma_2(y_{t-1} - sd89 \times y_{t-1}) + \gamma_3 sd89 \times y_{t-1}$ と書き換えればよい。

¹⁵ ダミー変数の定義のために $(y_{t-1} - sd89 \times y_{t-1})$ と $sd89 \times y_{t-1}$ の項の相関係数が非常に強いから

¹⁶ 先ほどと同様、一般式の推定とその「有意そうな」変数以外 = 0 という制約、つまり帰無仮説をおいたもとの推定を行い、その制約の有効性を調べた。その結果、F 検定において有意水準右片側 1 % で棄却されなかったのでこのような表現をしている。

推定結果は以下ようになった。なお、上のカッコ内は t 値、下のカッコ内は p 値 (t 分布のもとの帰無仮説の検定) である。

推計期間 1957q2 ~ 1999q1

推定方法: OLS

$$\Delta c_t = 0.049679 + 0.246025\Delta c_{t-1} + 0.253860\Delta c_{t-2} - 0.341694\Delta c_{t-4} + 0.429517\Delta yd_t \quad (30)$$

$$\begin{array}{ccccc} (5.95098) & (3.61084) & (3.53309) & (-4.90046) & (8.53851) \\ (0.000) & (0.000) & (0.001) & (0.000) & (0.000) \end{array}$$

$$-0.149642\Delta yd_{t-2} + 0.141854\Delta yd_{t-4} - 0.056649\gamma_1(c - yd)_{t-1} - 0.603394E^{-02}\gamma_2 yd_{t-1} + \epsilon_t \quad (31)$$

$$\begin{array}{cccc} (-2.39861) & (2.46008) & (-2.83981) & (-5.22549) \\ (0.018) & (0.015) & (0.005) & (0.000) \end{array}$$

$\beta(\text{長期消費関数のパラメータ}) = 0.89349$

収束時間 (ECM_{t-1} の係数の逆数の絶対値) = 17.65241 (四半期)

$$\bar{R}^2 = 0.825418 \quad DW = 2.05026 \quad P(t_{ECM} > t(160)) = 0.00255$$

参考: $P(EG(nvar = 2, n = 168) < t_{\delta}) = 0.16412$

$$P(\chi^2 > BP = 21.5851) = 0.006$$

$$P(\chi^2 > Q(2) = 0.111119) = 0.946$$

$$P(\chi^2 > RESET(2) = 0.546012E^{-02}) = 0.941$$

このモデルの結果は ECM としてはまあ「失敗」では無いと思うが「成功」とも断言できない。なぜなら、ECM 項の係数に対応する係数が有意に負となる条件について、「必要条件」(t 検定)はおおよそ¹⁷満たされているが、「十分条件」(EG テスト)は全く¹⁸満たされていないという結果が出たからだ。

また、モデル全体としては、系列相関、多重共線性、特定化のミスといった問題は見当たらないが不均一分散の可能性が高い確立で示唆されており、いささか問題があると思われる。

そういうわけで、全体的な面からみると結論としてはこのモデルは若干「失敗」であるとなる。

2 - 3 - 2 - 2 . 他の定常な変数を用いた ECM 構築

先ほどのモデルの失敗はモデルに入るべき経済変数が入っていない、特定化のミスのため生じたかもしれない、という観点から先ほどと同様に一般化 ECM 構築を行う。なお、記号は先ほどと同じ意味で用いられている。

$$\begin{aligned} \Delta c_t = \alpha_1 &+ \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta c_{t-i} + \sum_{j=0}^q \delta_j \Delta yd_{t-j} + \sum_{k=0}^r \theta_k \Delta u_{t-k} + \sum_{l=0}^s \eta_l \Delta^2 p_{t-l} \\ &+ \sum_{m=0}^v \zeta_m \Delta w_{t-m} + \gamma_1(c_{t-1} - yd_{t-1}) + \gamma_2 yd_{t-1} + \epsilon_t \end{aligned} \quad (32)$$

¹⁷左片側 1 % で帰無仮説棄却

¹⁸左片側 10 % で帰無仮説棄却できず

具体的なモデルの定式化についてであるが、先ほどと同様、まず $p, q, r, s, v = 4$ までの説明変数をすべて入れた一般式を推定し、それから「有意そうな」変数のみを用いて、段々と変数を減らして何回かモデルを構築し直しながら推定し、全ての係数の p 値が 5 % 以下になるまで行った。そして、これをもとに以下のモデルを「見つけた」。

推定結果は以下ようになった。なお、上のカッコ内は t 値、下のカッコ内は p 値 (t 分布のもとの帰無仮説の検定) である。

推計期間 1971q3 ~ 1998q4

推定方法: OLS

$$\Delta c_t = 0.457232\Delta c_{t-1} + 0.273943\Delta y d_t - 0.742381\Delta^2 p_t + 0.097242\Delta w_{t-2} \quad (33)$$

$$\begin{array}{cccc} (5.91951) & (4.90962) & (-6.94251) & (3.44772) \\ (0.000) & (0.000) & (0.000) & (0.001) \end{array}$$

$$-0.073267\gamma_1(c - yd)_{t-1} - 0.244605E^{-02}\gamma_2 y d_{t-1} + \epsilon_t \quad (34)$$

$$\begin{array}{cc} (-3.37247) & (-3.37174) \\ (0.001) & (0.001) \end{array}$$

β (長期消費関数のパラメータ) = 0.96661

収束時間 (ECM_{t-1} の係数の逆数の絶対値) = 13.64874(四半期)

$$\bar{R}^2 = 0.784242 \quad DW = 2.11529 \quad P(t_{ECM} > t(104)) = 0.00052$$

$$\text{参考: } P(EG(nvar = 2, n = 110) < t_{\hat{\delta}}) = 0.05237$$

$$P(\chi^2 > BP = 12.8075) = 0.046$$

$$P(\chi^2 > Q(2) = 3.29777) = 0.192$$

$$P(\chi^2 > RESET(2) = 4.52985) = 0.036$$

推計結果をみると、ECM としてはこのモデルは「成功」しているといえる。それは「必要条件」といえる t 検定についてみると左片側 1 % 水準のもとで帰無仮説が棄却されていること、「十分条件」といえる EG テストについても左片側 5 % 水準のもとぎりぎり棄却されるというところからうかがえる。当然帰無仮説がマイナス 1 であるときには有意に正になるという結論が得られることも実際の推定パラメータの値を見れば予想がつく。結局、非常に高い確率のもとで -1_j パラメータ j_0 となり、「成功」したのである。

しかしながら、モデル全体をみると、若干の問題がうかがえる。係数の有意性、系列相関や多重共線性の問題は見当たらないものの、不均一分散や特定化のミスの可能性は若干疑われる。

結論として、このモデルは若干「成功」ということにする。

2 - 4. モデルの経済学的考察と分析の反省

2 - 4 - 1 . モデルの経済学的考察

最終的に採用する ECM として、2-3-1-2 で導いたモデルをあげる。理由としては、これが一番 ECM としての有意性が高く、計量モデルとしても大きな不具合が無いからである。

このモデルの係数を見てその意味について考えたい。

まず、定数項が無いことに注目する。これは、消費変化率は、他の変数が一定なら変動しない事を指しており、その意味で消費は「固定的である」といえる。

前期の消費変化率の係数はおよそ 0.476 と高い。これは、消費変化率は前期の影響について、そのおよそ半分の水準という強い正の影響を受けることを示しており、消費変化率のが次期にも大きく影響していることを示している。結局、消費は「はやる」ことを示している¹⁹。

価格の加速度の係数は約-0.791 であり、強い負の影響が疑われる。この結果は、消費において「貨幣錯覚」が存在していることを示している。この場合の「貨幣錯覚」とは、人々は短期的には正確な価格の動きがわからなく、名目ベースで消費行動を行うので、結局その分だけ短期的に消費に「誤差」が生じることで、具体的には物価上昇があれば実質消費変化率が減少し、物価下落があれば実質消費変化率が上昇する、ということである。この分析で当期の加速度についてののみ有意であった理由として考えられることは、次期においてはもはや価格は正確に認識されており、実質ベースで消費行動が行われるのでこのような「貨幣錯覚」が行われる余地が無くなる、ということであり、これはある程度納得できる結果であると思われる。

2 期前の実質個人純金融資産変化率の係数は、約 0.111 である。これは、消費においての「資産効果」を指していると思われる。要するに「資産が増えれば消費を増やす」という行動である。これは、非常に重要な意味があると思われる。それは、よく言われている「株価減少による逆資産効果による消費の減少」といった仮説を「間接的に」支持しているからだ。金融資産において「有価証券」の割合はそれほど高くは無いが、その変動は無視できないものであり、その金融資産全体の変動と消費変化率の変動に正の関係がみられたことは、より詳細な分析が必要なのはもちろんではあるが、ある程度その仮説を支持するといえると思う。

また、失業率の変化率についてであるが、これは結局有意性が見られなかったのでモデルで採用されなかった。しかしながら、失業と消費の関係についての存在は多くの方面から言われており、また日本の最近における失業率の上昇、「消費不況」と言われる現状を考えた場合、失業と消費には関係が無いというのは早計であり、より別の方面の分析、最新のデータを用いた分析が必要かもしれない。

¹⁹ただし、この項については実際は「？」にもあるように解釈が難しい。なぜなら、自己相関項の無い実際のモデルは、見た目よりもよりも ECM の項が複雑になるからである。具体的には、 ECM_t の定義を利用すれば、

$$ECM_{t-1} - ECM_{t-2} = \Delta c_{t-1} - \beta_1 \Delta yd_{t-1} - \beta_2 \Delta (sd89 \times yd)_{t-1}$$

となるので、結局

$$\Delta c_{t-1} = \beta_1 \Delta yd_{t-1} + \beta_2 \Delta (sd89 \times yd)_{t-1} + ECM_{t-1} - ECM_{t-2}$$

と書き換えられ、モデルから Δc_{t-1} を消去すると、 ECM_t の部分はモデル内では

$$(0.475949 - 0.085497)ECM_{t-1} - 0.475949ECM_{t-2} = 0.390452ECM_{t-1} - 0.475949ECM_{t-2}$$

となり、 ECM_t の項が二つになってしまうことにより収束の概念が複雑になってしまうからである。ただし、「？」はこれらの複数の ECM_t 項の存在はむしろ経済学的に解釈がしやすいとしている。彼は、「効果で尽くしベース」、つまり全ての ECM_t の係数の和が負となれば ECM として有効であるという見方を示しており、この点から見ればこのモデルはやはり ECM として「成功」しているわけである。

また、自己相関項を消去すると他の係数も変化するが、この場合は 1 期前の所得変化率とダミー変数付き変化率と当期の消費変化率に正の関係、しかも約 0.476 という強い正の関係がみられるという解釈をすればよい。この解釈の重要な点は、1989 年ダミーによりそれ以降の消費変化率は前期所得変化率の影響を「倍」受けるので、結局消費の変動の大きさが増大しているということが示され、最近の消費の変動の大きさを示すという意味で重要な結果である

ECM_t の係数について触れると、その逆数が「収束までの期間」と解釈できるので、それを求めると、およそ 11.7 四半期、つまり 3 年である。これはそれほど長い期間調整には時間はかからないが、マクロデータの単位期間である 1 年の範囲では調整されないことを示しており、そういった意味では ECM による定式化が正しかったことを示していると思われる。

また、 ECM_t 自体の時系列の動きをグラフで見ると、1980 年代まではオイルショックの時期をのぞき基本的には 0.01 位の軸を中心として小さく上下に変動しているが、1990 年代には軸を 0.00 と中心として急激に大きく変動していることがうかがえる。

最後に、ECM による c_t の推計値と実績値をグラフに描き、どれだけの説明力があるかをみってみる。すると、基本的には一致しながら両者は動いているが 1996 年以降その動きにずれが見られる。この理由として最も考えられることは、1997 年第 2 四半期より導入された消費税の引き上げによる駆け込み需要とその反動の影響であり、また同時期より完全失業率が上昇したこと、また、事件では金融システム不安、不良債権問題などもあげられる。また、「リストラ」、実際にはダウンサイジングといった方が適切だと思われるが、それがこの時期から企業で進み人々の雇用、将来での「不安」が増大するなど様々な要因が消費に影響している可能性がある。この消費関数 ECM が最近の消費変化についてあまり説明力が無いということは、それらの要因が十分モデル化されていないことが考えられるが、これ以上はここではその可能性についてはあげない。しかしながら、憶測ではあるが、これは最近の「消費不況の特異性」を示している結果であるといえるのではないだろうか。

2 - 4 - 2 . 分析の反省

このように日本におけるマクロ消費関数の分析を行ってきたが、いくつかの問題点が考えられる。

まず、長期均衡式の定式化の可能性が挙げられる。今回の分析では結局可処分所得しか説明変数に入っていなかった。資産は短期だけでなく長期の関係としても入りうる余地があるし、債券利子率などもっと別の要因が入る可能性も考慮に入れるべきであったかもしれない。

ライフサイクル仮説、恒常消費仮説などの消費関数論争との関係で分析を行わなかったのも問題であろう。「期待将来所得の現在価値」などや「恒常所得と一時所得」の定義、その計測の難しさを考えて、今回はこれらの問題には触れられなかったことは残念である。また、マクロ一般均衡モデルの 1 式として貨幣重要関数と共に消費関数をとらえる等といったこともすべきだったかもしれない。

資産として金融資産と同様に、特に日本では重要な要素である「土地」の観点が今回の分析で欠けていた点も反省すべきである。「土地価格」は市街地物価指数等を利用すればある程度把握可能であるが、その「土地資産総額」というものについては見つけれなかったので結局採用しなかった。これは、もう少し改善の余地があると思われる。

さらに、ここで利用しマクロデータから消費の分析の限界も問題である。何故かという、ここで利用したマクロデータでは消費は 1 つの項目にまとめられているが、実際は耐久消費財など様々な要素、部門により構成されているわけであるので、消費全体の変動を説明できたからといってそれは消費のどの項目がなぜ変化したかを示してくれるのではないからだ。また、詳細な消費の分析するうえでは、「集計問題」があるが、ミクロ経済学からのアプローチが有効かもしれない。具体的には、より細かい「家計調査」のデータを利用し、さらに効用最大化理論に基づいて新たな消費関数を定式化して推定を行うなども考慮に入れるべきであったかもしれない。

このように、細かい点を見ると、特に経済理論との関係について「薄い」分析であったかもしれない。しかしながら、全体としてみれば短期における貨幣錯覚の存在、資産効果の存在など興味深い結果も得られ

たし、共和分も含め、定常化された変数のもとでの分析を行え、安定的な ECM を構築できたという点を強調すれば全体としてこの分析の意義はあったと感じる。

参考文献

- [藤木 (1999)] 藤木 裕 (1999) 「金融政策の実証的側面-通貨需要関数をめぐって-」金融学会中央銀行研究部会報告 .
- [蓑谷 (1996)] 蓑谷 千鳳彦 (1996) 『計量経済学の理論と応用』日本評論社 .
- [蓑谷 (1997)] 蓑谷 千鳳彦 (1997) 『計量経済学』多賀出版 .
- [蓑谷 (2001)] 蓑谷 千鳳彦 (2001) 『金融データの統計分析』東洋経済新報社 .
- [吉田 (1989)] 吉田 知生 (1989) 「通貨需要関数の安定性をめぐって」、『金融研究』第 8 巻第 3 号、日本銀行金融研究所、pp.99-147.
- [和合 (1995)] 和合 肇、伴 金美 (1995) 『TSP による経済データの分析 (第 2 版)』東京大学出版会 .
- [Guarda (1996)] P. Guarda (1996) "A Consumption Function for Luxembourg: estimating an error-correction model," Cahiers d'Economie du Centre Universitaire de Luxembourg, fascicule xi.