シリーズ

応用計量経済学⑿

横浜市立大学商学部教授　松浦　克己
大阪大学国際公共政策研究科助教授　Colin McKenzie

第12章　実践のために

第１章から11章まで、計量経済学の理論と技法を学んできた。ここでは、実際にあなたが実証分析を行おうとする際の、課題について簡単にまとめてみたい。

1　はじめに―あなたは何をやりたいのか

計量経済学は、経済理論、統計学、データとコンピューター・ソフトを統合して行う。どれを欠いても行うことはできない。実際に分析に取り組むとき、まず問題になるのは、あなたは何をやりたいのかを明確にすることである。金利が設備投資に与える影響か、金利差が為替に与える効果が知りたいのか、それとも価格の引き上げが需要に与える影響を知りたいのか等々、自分が何を目指しているのかをはっきりさせる必要がある。

しかし官庁や民間のエコノミスト、あるいは企業の調査部門で与えられたテーマは最初は漠然としたものが多いであろう。あるいは学生や院生が取り組もうとするテーマも、数量分析を行うにはいささか曖昧ということが多いであろう。そのために数量分析の前提となる定式化が困難ということはよくある例である。そのとき最初に行うべきことは、その分野の中級の教科書を読むことである。良くできた中級の教科書は、理論のエッセンスだけではなく、様々な事例を紹介し、そこで何が既知であり、何が問題であるか、あるいは複数の異なる見解がなぜ主張されるのかを紹介してくれるだろう。それにより論点を整理し、どのようなモデルが考えられるのか、何を発見すればよいか、あるいは検証・反証されるべき仮説はどのようなものかを理解する手がかりを得ることができる。中級の教科書は、更にその分野の基本的な文献や先端研究の文献を紹介している。それらの文献を教科書に続いて読むことで、あなたは自分が取り組もうとしているトピックの、理論的な基礎と問題点をより一層明瞭にすることができるであろう。あなたが（漠然とした）テーマを与えられたとき、あるいは（取り組もうとしている）課題が煮詰まっていないとき、最初にやるべきことは中級の教科書を読むことである。このステップを飛ばすと、あなたは結果として多大な時間を無駄にすることになるだろう。

2　データの利用可能性とその性質、定式化について

言うまでもないがデータ無しには実証分析を行うことはできないし、そもそも社会科学としての経済学も、存在できない。そこではどのようなデータが利用可能であるのか、そのデータはどのようなプロセスで作成され、いかなる性質を持つのかということが問われる。

1）データの利用可能性

テーマが仮に決まったとしよう。失業とリストラに関心を持つあなたは、労働市場の調整速度はどの程度なのかをとりあげるとする。あるいはマーケティングを担当するあなたは、家計の衣料費の分析に取り組むとする。または円ドル為替レートの予測に取り組むとする。

その分野の理論と先行研究を学んで、場合によっては新しい理論モデルを展開したあなたが、次に取り組まなければならないことは、テーマと理論モデルに対応するデータの収集である。仮にテーマが定まって理論モデルがあるということは、いくつかの定式化を考え、暗黙のうちに被説明変数と説明変数の候補を選択したということでもある。たとえば労働需要関数を時系列データで推定するとする[1)]。労働需要を表す変数が被説明変数の候補であり、実質賃金と前期の雇用量が説明変数の候補というようなケースである。

そのようなデータをどうやって見つければ良いであろうか。第一の、そして最も時間節約的な方法は、先行研究を読むことである。その上で、そこで採用されているデータの原典に当たることである。

データの収集、利用に当たり注意を要することは以下の点である[2)]。

①　多くのデータは行政目的や企業経営目的のために集められたものであり、特定の経済分析のために集められているわけではない。従って一つのデータ集（統計調査）で、分析のためのデータ収集が完結することは希である。複数の調査主体で収集されたデータを使うことが多い。そのためにデータ間で整合性がとれているかどうかを慎重に検討する必要がある。

②　経済理論の概念と実際に利用可能なデータの概念とは、必ずしも一致しないことがある。第５章の操作変数法で、恒常所得と現実に観察される所得の差を説明したが、それは経済理論と現実のデータのギャップの典型例である。その時我々は何らかの形で、データの加工変換を行う必要に迫られることがある。その場合は、論文に明確に加工の理由と方法を報告しなければならない。

③　理論的に要求される変数が、直接データとしては存在しないことがある。しかし、直接データが無いからといって分析をやめることはできないケースがある。右に行くか左に行くか意思決定をしなければならない実務の世界では、特にそうであろう。そのときは、理論と比較的マッチするであろう変数を代理変数（proxy variable）として利用することである。たとえば個人の能力は賃金に影響することが予想されるが、個人の能力を直接観測することは困難であろう。その場合に教育歴を能力の代理として取り上げるようなケースである。この場合もなぜ代理変数を用いるのか、それが適当である根拠を報告する必要がある。

データの利用に当たって常に注意を要することは、繰り返しであるが、その概念・定義である。たとえばあるデータで所得が報告されているとき、それは誰の所得（世帯主なのか家計全体のなのか）、その範囲はどこまでなのか（税込みなのか、可処分所得なのか、それとも勤労所得に限定されるのか財産所得まで含むものなのか、ボーナスを含むものなのか）、いつのものなのか（年間ベースな

1）クロスセクションデータで推定する場合、説明変数の候補として賃金はもちろん考えられるが前期の雇用量は観測されないことが多い。重要なポイントは理論モデルはデータに依存しないが、分析できる現象は時系列データ、クロスセクションデータとパネルデータによって違うことである。

2）論文で使用が認められるのは公開されたデータである。公開されたデータという意味は無償または有償で手に入れることができるもの。または一定の手続きを踏めば第三者が利用可能であることを指す。すなわち第三者により結果が復元可能なもの（replicable）であることが必要である。いわゆる行政や企業の内部データで第三者がアクセス可能でないものを用いても、論文としては認められない。

のか、ある特定の月のものなのか）を常に明らかにしなければならない。

特に時系列データを利用するときは、それが季節調整済みデータなのか原データなのかは明示する必要がある。実務上課題となるのは、季節調整済みデータを用いて予測を行おうとするさい、それを原データベースに復元することである。たとえば12月のボーナス・セールに臨む販売担当者にとって必要な情報は、季節調整済みの値に基づく予測値ではない。そこで必要なのは原データベースの予測値である。季節調整済みの値から原データを復元することは、かなり困難である。このようなケースでは、原データを用い予測することが望ましい。

2）データの性質

計量経済学は、データの性質について強い制約をおいている。それには、モデルに使われるデータの並べ方と、個々の被説明変数、説明変数にかかるデータの性質の問題とがある。変数は、その制約に応じて推計する必要がある。

データの並べ方には、時系列データとクロスセクション・データがあること、さらに両者を結合したパネル・データがあることを学んだ。このデータの並べ方の判断に迷うことは読者はもはやないであろう。パネル・データであれば、プルーしたOLS（plain　OLS）によるか、フィイクド・イフェクト（固定効果）・モデルかあるいはランダム・イフェクト（変量効果）・モデルによるかを検定しなければならない。

被説明変数となるべきデータには連続変数の他に、プロビット・モデルのように１または０のダミー変数となるもの、あるいはトービット・モデルのように分布に制約のあるものがあることを第11章で示した。第11章を学んだ読者にとって、プロビット・モデルやトービット・モデルに該当するモデルをOLSで推計するようなことはないであろう。

個別の変数に関しては、時系列データには定常なデータと非定常なデータがあることを第８章で示した。実際上データの性質を判断するとき、問題となるのは多くの場合、時系列データであろう。いつもの回帰モデル

$$y_t = a + bx_t + e_t \qquad 12.1）$$

においてOLSがBLUEとなるのは、以下の要件（A.4を除く）[3]を満たす時であった（第１章参照）。

A.1　誤差項の期待値は０である。

$$E(e_t) = 0 \quad \text{for all } t$$

A.2　誤差項の分散は一定である。

$$V(e_t) = E(e_t^2) = \sigma^2 \quad \text{for all } t$$

A.3　誤差項間に系列相関はない。

$$Cov(e_t, e_s) = E(e_t e_s) = 0 \quad \text{for all } t \neq s$$

A.4　誤差項は正規分布に従う。

A.5　説明変数はある一定の値を取る非確率変数である。

A.5の代わりにx_tは確率変数であるが、説明変数と誤差項は相関しないという仮定をおくこともある。

$$Cov(x_t, e_t) = \rho_{xe} = 0$$

この場合、OLSは不偏性を持たないが、一致性はもつ[4]。

さらに時系列分析では説明変数が確率変数と仮定し、その変数と被説明変数が（弱）定常であるということは以下の条件を充たす場合であった（第８章参照）。

B.1　期待値は時間を通じて一定である。

$$E(x_t) = \mu_x \quad \text{for all } t$$

B.2　分散は時間を通じて一定である。

3）ｔ統計量とＦ統計量は帰無仮説の下でそれぞれｔ分布とＦ分布に従うことを証明するためにA.4をおく必要がある。
4）x_tとe_tが独立であれば、OLSは不偏性を持つ。

$V(x_t)=\sigma_x^2$　for all t

B.３　自己共分散は時点の差kのみに依存し、時点tには依存しない。

$Cov(x_t,\ x_{t-k})=\gamma_x(k)$

$k=\cdots,\ -1,\ 0,\ 1,\ 2,\ \cdots$

B.１〜B.３の条件を充たさない変数（被説明変数、説明変数）がモデルの中に１個でもあれば、それは見せかけの回帰である可能性があり、意味のない分析かもしれない。そのために時系列データを用いた分析では、まず単位根検定が行われた[5)]。

全ての変数に関して単位根が存在するという帰無仮説が棄却されて（あるいはデータが定常になるように変換されて）、回帰分析が行われた。

また単位根が存在すると判断された場合は、元のデータについて共和分関係が存在するか否かの検定が行われた[6)]。12.1）式にあるy_tとx_tが両方ともI(1)変数であれば、12.1）式を共和分関係として解釈するためにe_tはI(0)変数である必要がある。共和分関係が存在すれば、それをモデルに取り入れる必要がある。そのためにたとえばEngle−Grangerのテストでは、12.1）式をOLSで推計し、OLSの残差

$$\hat{e}_t=y_t-\hat{a}-\hat{b}x_t \qquad 12.2)$$

に関し、B.１〜B.３の条件を満たすか否かの検定が行われた。

単位根検定と共和分関係の検定を経て推計が行われ、A.１〜A.５の仮定が満たされているかどうかの検定が行われた。A.１〜A.５の仮定のいずれかを満たさない場合、誤差項の修正や、操作変数法あるいはAR１モデルなどが採用された。

言い換えればデータの性質に関して[7)]

① 単位根が存在するかどうか

② 共和分関係が存在するかどうか

③ 誤差項はBLUEの前提条件を満たしているかどうか

を我々は検定する必要がある。その検定結果に応じて、計量方法を修正・採択する必要がある。

３） 定式化の選択と構造変化

（定式化の選択）

実証分析に当たり、あらかじめ唯一絶対という定式化が存在することは、極めて希である。R^2＞D.Wは定式化の誤りやデータの定常性に問題があるシグナルの一つであった。この時は定式化の再検討が必要である。あるいはデータの定常性について検定を行う必要がある。

たとえば経済白書平成11年版（p. 106）は、以下のような長期金利の推計式を掲げている。

$$\underset{}{LTR_t}=\underset{(16.668)}{2.108}+\underset{(20.708)}{0.884^*}\ CALL_t\ \underset{(-2.260)}{-0.759^*}\ FTQ_t+\underset{(1.947)}{0.010^*}\ JGB_t+\underset{(5.745)}{0.082^*}\ IIP_t+残差_t \qquad 12.3)$$

LTR：国債10年物店頭基準気配（月中平均）CALL：無担保コール翌日物（月中平均）FTQ：CD３ヶ月物（最終週約定平均）ーTB応募者利回り　JGB：利付き国債のシ団引受け額（12ヶ月移動平均）IIP：鉱工業生産指数（前年比、ラグ２期）

（　）内はt値

５）いうまでもないが定常性は時系列データとパネルデータの問題である。標本数の少ない時、単位根検定の検出力は低いので、データが定常の場合でも定常ではないという検定結果がでる可能性が高い。ただし「標本数が少ない」とは具体的にどのぐらいかということに関しては、計量経済学者の間でもコンセンサスがまだ得られていない。

６）第８、９章で繰り返し説明したように、利用可能な分布表では共和分検定のための統計量は変数が６個までである。理論的にモデルによっては変数が７個以上というケースも当然ある。分布表の制限によってそれは暗黙のうちに、全ての変数が定常である、あるいは変換されたデータは定常であるが元の変数間には共和分関係は存在しないことを仮定していると考えることができる。

７）もちろんクロスセクションデータであれば①と②は無視される。

$AdjR^2 = 0.892$　D.W.$= 0.437$

推計期間は92年４月から99年３月（標本数＝84）

月次データを利用する場合、季節変動と同様に月次変動が存在する可能性があるが、通常金融市場において裁定が働くことによって月次変動が長期的に続かないと考えられる。これはあくまでも仮定の話なので検定する価値がある。

この推計結果に基づいて要因分解を行い、質への逃避、国債発行、鉱工業生産が金利を上昇させ、コールレートが低下要因であるとしている。

上の長期金利の推計結果は、典型的な系列相関の例（D.W.＝0.437）であり、また過小定式化やデータの定常性に問題があるケースである[8]。したがってそれに基づく要因分解もミスリーディングになる可能性がある。

10人の経済学者が集まれば11の学説が存在するというのはblack jokeだとしても、複数の学説が激しく対立していることはよくある例である。その場合R^2や$AdjR^2$だけで判断を下すことは容易でないことがある[9]。

実際上問題になるのは、経済理論は現実を抽象化した（様々な要素を捨象している）ものであり、それを実証分析の俎上にのせる段階で、異なるデータが説明変数として用いられるケースである。第３章でみた入れ子型、非入れ子型、あるいはEncompassing検定（包含検定）の問題である。特に過小定式化の問題が存在するときは、得られた推定結果は一致性も有しなかったので、定式化を誤ることは、時には致命的である。入れ子型であれば、t検定やF検定で定式化の選択が行われた。

次のような非入れ子型であれば、

$$y_t = a_0 + b_0 x_t + c_0 z_t + e_t \qquad 12.4)$$

$$y_t = a_1 + b_1 x_t + d_1 w_t + u_t \qquad 12.5)$$

ＪテストやEncompassingテストが行われた。はなはだ面倒なようであるが、定式化の選択は、得られた推定結果が頑健であるかどうかをチェックする上で重要である。多少の定式化の変更によって結果が大きく替わるのであれば、政策的な判断を誤るからである[10]。

（構造変化）

十年一昔とはよく言われることである。80年代に当てはまったモデル（定式化）が、90年代にも該当するとは限らない。80年代の経済構造（経済モデル）が90年代も続くと判断したとき、何が起きたかということを我々はいやというほど経験した。高度成長期はGDPの期待値は時間と共に増加していた可能性がある（GDPの期待値が時間と共に上昇することが成長期の定義だともいえる）。安定成長期、ゼロ成長期はその期待値が時間を通じて変わらない時期だとも言える[11]。

このようにモデルの定式化も、その基礎にあるデータの性質も時間と共に変わることがある。我々は推計に当たっては、この構造変化の問題を検定する必要がある。

３　実　　例

１）労働調整速度

ここでは、経済白書平成11年版に掲載されたわが国の雇用調整速度を推計した雇用調整関数を取り上げたい。以下のような推計結果が示されている（経済白書平成11年版、p. 274）。

８）第９章でIIPはI（１）変数であったことを思い出してほしい。

９）R^2が意味を持つのはOLSのみであったことも思い出してほしい。OLSの目的関数は基本的にR^2を最大化することと同様である。いくつかのモデルを比較するためにR^2を利用する際、OLSの場合でも被説明変数が同一である必要がある。

10）たとえば多重共線関係が存在するとき、複数の推計結果を報告するのは判断を過たないための予防策ともいえる。

11）かつて右肩上がりの成長ということがマクロ経済や資産市場についていわれたが、これを計量経済学の観点からいえば、データの定常性を疑えということである。OLS等の古典的計量分析を行う前に、単位根検定等のプロセスが必要な典型例である。

$$L_t = 744.741 + 0.6342L_{t-1} + 2.588E\text{-}03GDP_t + \hat{u}_t$$
$$(7.7464) \quad (13.0975) \quad (7.7040) \tag{12.6}$$

AdjR^2＝0.9983　推計期間1974～98年度

$$L_t = 486.072 + 0.7404L_{t-1} + 2.061E\text{-}03GDP_t + \hat{u}_{1t}$$
$$(1.6037) \quad (5.5301) \quad (2.5833) \tag{12.7}$$

AdjR^2＝0.9930　推計期間1974～84年度

$$L_t = 737.416 + 0.5689L_{t-1} + 3.3331E\text{-}03GDP_t + u_{2t}$$
$$(6.6577) \quad (8.6387) \quad (5.9217) \tag{12.8}$$

AdjR^2=0.9952　推計期間1985～98年度

L…雇用者数　GDP…実質GDP

カッコ内はｔ値

白書には上記掲載以上の推計プロセスやデータの性質、各種統計量や検定結果は報告されていない。

またデータの期間（年次、または四半期）については説明が加えられていない。推計期間が1974～98年度とあることからすれば年次データ（年度）なのであろう[12)]。そうであればサンプル数は、全期間（12.6）式）で25、自由度は22である。前半（12.7）式）についてはサンプル数11、自由度は８である。後半（12.8）式）はサンプル数14、自由度は11である。前半、後半に分けた推計は自由度が極めて少なくなっている。この場合安定した推計結果は得にくいであろうことが予想される。一般的にいって自由度は30以上あることが望ましいとよく言われている。

データの定常性に関する単位根検定の結果が報告されていないところからすれば、経済白書ではデータは全て定常であると暗黙のうちに仮定していると判断される。

また誤差項（残差）に関する統計検定量が報告されていないことからすれば、A.1～A.5の仮定を満たしていると判断された（又は仮定された）のであろう。

経済白書本文によれば、Chowテストや CUSUMテストの結果は報告されていないが、雇用調整速度は速くなったと明示してある（p. 33）。これからすれば、経済白書では、雇用調整に関して構造変化が起きたと判断している。期間を74～84年度、85～98年度と区分しているので、85年度に構造変化が起きたと判断しているとみられる。この構造変化が起きたということが、白書の分析のポイントである。

そこでまず、経済白書と同様に、データは定常であるという仮定の下に、OLSで次のような推計を試みた。

```
equation eq1.ls L C L(−1)GDP
eq1.auto(2, p)
eq1.white(c, p)
```

eq1.auto(2, p) は推計式eq1に関してBreusch-Godfrey　LMテストをラグの次数２（２がそのオプション）で行い、印刷する（ｐがそのオプション）というコマンドである。

eq1. white（c, p）は推計式eq1に関しWhiteテストを、交差項を含め（ｃがそのオプション）て行い、印刷するというコマンドである。いずれも

View/Residual Tests/Serial Correlation LM Test...

View/Residual Tests/White Heteroscedasticity(cross terms)

と同じ機能を持つものである。

結果は次のようであった[13)]。

$$L_t = 750.861 + 0.6312L_{t-1} + 2.607E-03GDP_t + \hat{u}_t$$
$$(7.77) \quad (12.98) \quad (7.73) \tag{12.9}$$

AdjR^2＝0.9983　Breusch-Godfrey　LMテスト＝10.047（p値＝0.0066、ラグの次数は２）Whiteテスト＝5.509（p値＝0.357）RESETテスト＝0.03（p値＝0.976）

12）確認したところ年度データとのことであった。
13）12.9）式の推定結果は経済白書の12.6）式の推定結果と多少異なることに注意して下さい。

N＝25　推計期間1974～98年度

Breusch-Godfrey LMテストの結果から系列相関があることが分かる。したがって仮定のA.3は満たされていない。Whiteテストからは分散は均一であるという帰無仮説は棄却されない[14]。

次に白書がポイントとする、構造変化があったのかどうかを検定してみよう。

eq1.rls(q，p)

eq1.rls(v，p)

eq1.chow(p)85

ここでrlsは**View/Stability Tests/Recursive Estimates（OLS only)...**に相当するコマンドである。

eq1.rls（q，p）は、推計式eq1に関しCUSUMテスト（qがそのオプション）を実施し、結果を印刷する（pがそのオプション）コマンドである。

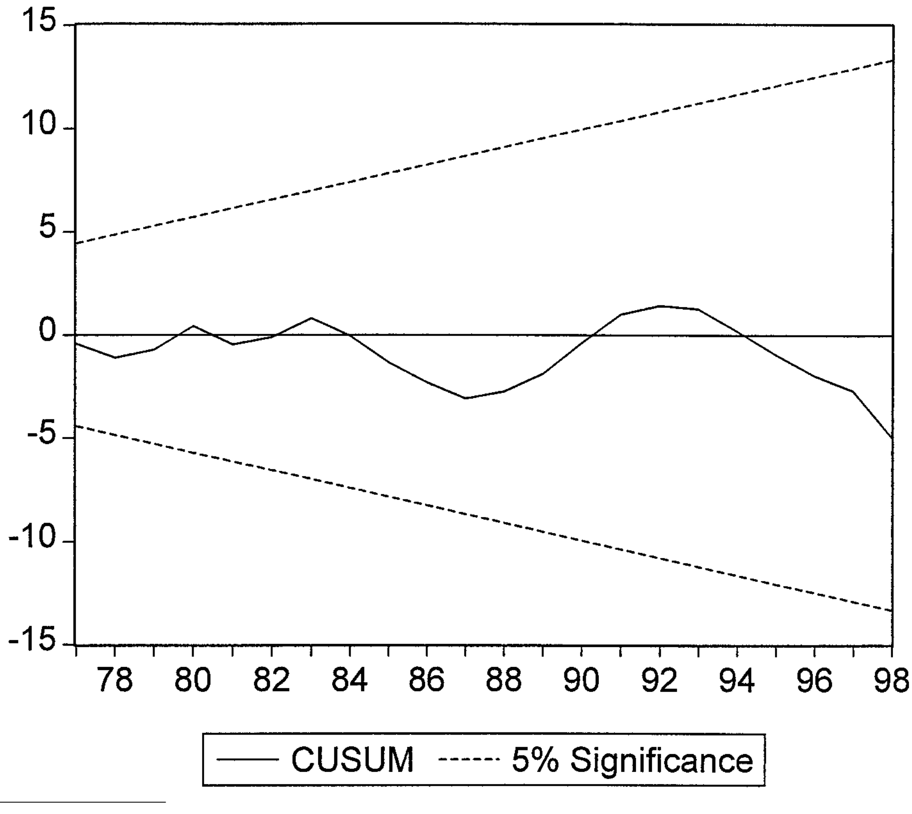
eq1.rls(v，p)は、推計式eq1に関しCUSUMSQテスト（vがそのオプション）を実施し、結果を印刷するコマンドである。

chowは**View/Stability Tests/Chow Break Point Test...**あるいは**Chow Forecast Test..**に相当するコマンドである（既定値はBreak Point Testである。Forecast Testを行うのであれば、カッコ内にオプションfを加えればよい)。

eq1.chow(p)85は、推計式eq1に関し、85年度で構造変化がみられるかどうかのchowテストを行い、結果を印刷するコマンドである。

CUSUMテストとCUSUMSQテストの結果は図12.１、12.２に示すとおりである。いずれも、推計全期間を通じて構造変化はないことが分かる[15]。

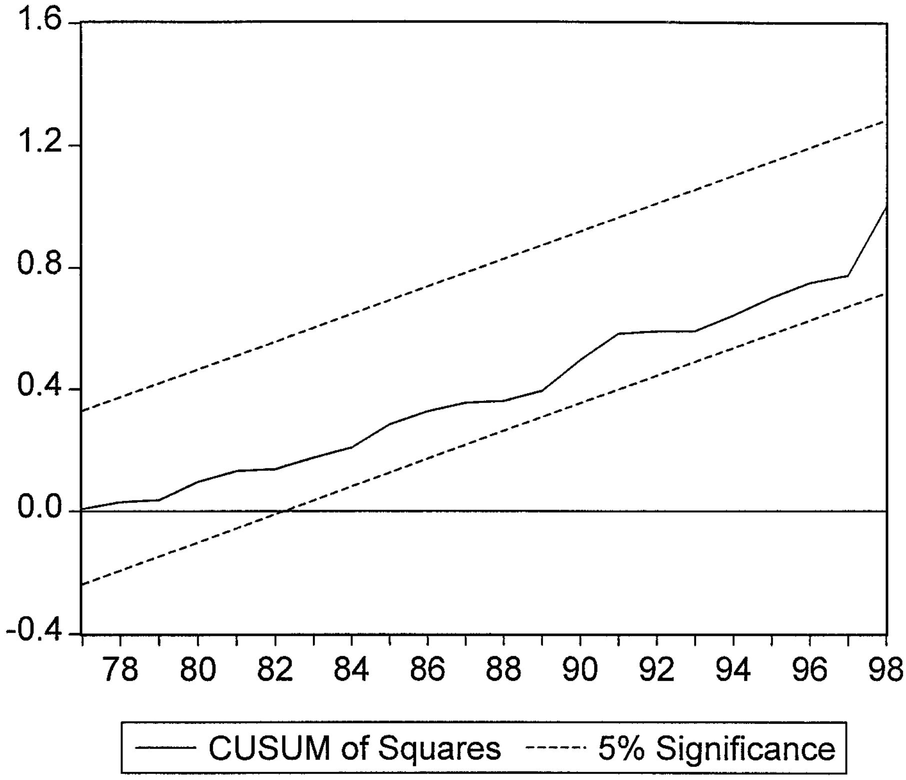
図12.１　CUSUMテスト



14）しかしBreusch-Godfrey LMテストとWhiteテストは漸近理論によるとχ自乗分布に従うが、標本数が25の場合χ自乗分布の臨界値を利用すると、テストの第１種と第２種の誤りの確率はどのようなものなのかを真剣に考える必要がある。

15）12.9）式の説明変数にはラグ付き被説明変数があるので、CUSUMテストの図とCUSUMSQテストの図にある臨界線はあくまでも目安として見た方が良い。

図12.2 CUSUM SQテスト



Chow Break Point テスト（85年度）のF値は1.634（p値0.215）である。したがってChowテストによっても85年度で構造変化はないといえる[16)]。

経済白書ではL_{t-1}の推定係数が12.7）式の0.7404から12.8）式の0.5689まで低下したので、構造変化があると判断されたようである。しかし経済白書のフレームに従って分析する限り、74〜98年度において雇用調整速度に構造変化があるといえない。これは構造変化があったという白書の報告とは全く逆の結果である。ここでの白書の問題は、系列相関の問題をおいたとしても、経済白書で構造変化を主張する前提であるChowテストやCUSUMテストを行わなかったことにある[17)]。

そもそもOLSを適用できるかどうかをみるために、単位根の検定を行ってみよう。ADFテスト、

16）標本数が極めて少ないのでCUSUMテスト、CUSUMSQテストとChow Break Pointテストの検出力はかなり低いと考えられる。

17）労働白書平成11年版（p. 284）でも、労働調整速度に関し以下のような推計が行われ、調整速度が早まったと報告されている。

$$\mathrm{Log}L_t = \underset{(1.645)}{0.291} + \underset{(3.254)}{0.110}\ \mathrm{Log}GDP_t \underset{(-1.715)}{-0.026}\ \mathrm{Log}(W/R)_t + \underset{(12.901)}{0.809}\ \mathrm{Log}L_{t-1} + e_{1t}$$
D.W=2.226推計期間 1975年Ⅰ期〜86年Ⅳ期

$$\mathrm{Log}L_t = \underset{(0.400)}{0.121} + \underset{(4.447)}{0.113}\ \mathrm{Log}GDP_t + \underset{(1.104)}{0.070}\ \mathrm{Log}(W/R)_t + \underset{(11.956)}{0.782}\ \mathrm{Log}L_{t-1} + e_{2t}$$
D.W=2.665推計期間 1986年Ⅳ期〜93年Ⅳ期

$$\mathrm{Log}L_t = \underset{(2.260)}{1.643} + \underset{(3.075)}{0.116}\ \mathrm{Log}GDP_t + \underset{(0.740)}{0.038}\ \mathrm{Log}(W/R)_t + \underset{(5.282)}{0.614}\ \mathrm{Log}L_{t-1} + e_{3t}$$
D.W=2.287推計期間 1993年Ⅳ期〜98年Ⅳ期

W…現金給与総額指数　R…国内卸売物価指数総平均 カッコ内はｔ値
物価を除き季節調整値

白書ではD.W統計量が報告されている。しかし説明変数にラグ付き被説明変数を含む場合には、D.W統計量は系列相関がないという帰無仮説を採択するバイアスを持つ。この場合、Durbin's hかBreusch-GodfreyのLM検定によるべきことは第５章で説明したとおりである。そもそもChowテストやCUSUMテストなどの検定を行っていない等の、経済白書と同様の問題を抱えている。また構造変化をみるとしながら、推計期間が重複（86年第Ⅳ期、93年第Ⅳ期）しているという問題もある。なお労働白書と経済白書の推定したモデルを比較すると前者ではL_tとGDP_tの対数を取ってあることが分かる。

表12.1　GDPとLの単位根検定

	ADF		PP	
変 数 名	定　数　項	定数項とトレンド	定　数　項	定数項とトレンド
GDP	−0.729	−1.310	−0.659	−1.594
△GDP	−2.088	−1.982	−2.255	−2.121
$\triangle^2$GDP	−3.270**	−3.308*	−4.668***	−4.703***
L	−0.376	−2.895	−0.056	−2.033
△L	−1.588	−1.480	−2.379	−2.307
$\triangle^2$L	−2.811*	−3.039	−5.528***	−5.451***

ラグの次数は２。
＊＊＊は１%水準で、＊＊は５%水準で、＊は10%水準で単位根が存在するという帰無仮説は棄却されることを示す（臨界値はMacKinnon［1991］による）。

PPテストの結果は次の通りであった。

表12.１によるとGDPはI(２)変数であるような結果である。LについてはADFテストの結果（$\triangle^2$Lの結果を参照）は分かれるが、PPテストからすればI(２)変数のように判断される。この単位根検定の結果から、レベルで行った先の回帰は見せかけの回帰と判断される。言い換えれば、表12.１の検定結果が正しいとすれば、年度データを用いたレベルでの労働需要の調整関数は、データの定常性を満たしていないので、推計そのものを行うことができない。ただし標本数が極めて少ないのでADF検定とPP検定の検出力もかなり低いはずである。この場合経済白書のように暗黙に仮定するよりは、最初から全ての変数が定常であると明確に仮定するのが妥当な考え方の一つである。

もしGDPもLもI(２)変数であれば共和分検定を行う必要があることになる。第８章で説明したEngle-Grangerの共和分検定方法はI(１)変数に関するものであったので、それによることはできない。Johansen-Juseliusのアプローチを取ることが考えられる（LとGDPの２変数であるから、共和分は存在しても１個である）。しかしI(２)変数間の共和分検定や共和分ベクトルの推計は、本書の程度をはるかに超える[18]。

２）為替レートと合理的期待形成

為替レートに関して合理的期待形成（rational expectations）が成立しているか否かの例を通じて、定式化や検定の方法を、実際にみてみよう。

1987年１月８日から1991年９月30日の間に収集した実際の為替レートと市場参加者による為替レート予測の週次データを利用し[19]、観測された市場参加者[20]による為替レート予測を為替レートの合理的期待としてみて良いかどうかを分析する。

具体的にはCURは円・米ドル為替レート、EXP１は現時点での１期先（１週間先）の円・米ドル為替レート予測値、EXP４は現時点で４期先（４週間先）の円・米ドル為替レート予測値とする。１期の予測誤差と４期の予測誤差は、それぞれ

$$DIFF1_t = CUR_t - EXP1_{t-1} \qquad 12.10)$$

18）経済変数でI(２)変数は希であることを、第８章で指摘した。実際にもI(２)変数に関する分析は乏しい。GDP、LがI(２)変数とされたのはサンプル数が少ないことに起因していると考えられる。四半期データによるか、もしくはGDPに替わる月次データ（労働力データは月次データである）によって定式化を行わない限り、この問題は解決しないであろう。
19）祝日等のために予測データが収集できない場合は、前週のデータを用いている。祝日のため国内為替市場が閉鎖されるとその日の為替レートがないので別の市場（ニューヨーク又はロンドン）の円ドル為替レートを用いている。
20）この場合オーストラリアの為替市場に参加者を対象にした調査による予測である。

$$DIFF4_t = CUR_t - EXP4_{t-4} \quad 12.11)$$

として表記する。

I_tをt時点での市場参加者の持っている情報の情報空間とすると、合理的期待形成仮説によると、

$$E(CUR_t \mid I_{t-1}) = EXP1_{t-1} \quad 12.12)$$

$$E(CUR_t \mid I_{t-4}) = EXP4_{t-4} \quad 12.13)$$

である。12.12）式と12.13）式が成立しているかどうかをみるために、

$$CUR_t = a + bEXP1_{t-1} + u_t \quad 12.14)$$

$$CUR_t = c + dEXP4_{t-4} + v_t \quad 12.15)$$

を推計する。合理的期待形成仮説が成立しているならば

(a)　12.14）式においてa＝0、b＝1

(b)　12.14）式のu_tは互いに相関しない

(c)　12.15）式においてc＝0、d＝1

(d)　12.15）式のv_tはMA（3）過程に従う

ことが期待される。

まず12.14）式と12.15）式を推定する前に各変数の定常性を確認するために、単位根の検定を行うことにする。結果は表12.2に示すとおりである[21)]。

CURは単位根を持つが、EXP1とEXP4の結果はADFテストとPPテストの統計量に依存する。CURはI(1)変数と判断されるが、EXP1（又はEXP4）をI(0)変数とすれば12.14)式(又は12.15式）はアンバランスになる。その場合、合理的期待形成仮説が成り立たないと判断される。なぜならば(b)と(d)によるとu_tとv_tは定常な変数（それぞれホワイトノイズとMA(3)）になるからである。CURがI(1)変数でEXP1とEXP4がI(0)変数であればu_tとv_tはI(1)変数となる。そこでCUR、EXP1とEXP4はI(1)変数とみなすことにする。そうすると12.14）式と12.15）式は共和分関係を表していることになる。また上記の(b)と(d)は、12.14）式と12.15）式の誤差項が定常であることを意味している。

12.14）式をOLSで推定し、その残差について単位根の検定を行ってみよう。

```
equation eq0.ls CUR C EXP1(−1)
eq0.makeresid res0
uroot(c, p,4)res0
```

eq0. makeresid res0は、推計式eq0の残差を作り（makeresid）、それをres0と名付けるコマンドである。uroot(c, p,4)res0は、変数res0

表12.2　CUR、EXP1、EXP4の単位根検定

	ADF		PP	
	定数項	定数項とトレンド	定数項	定数項とトレンド
CUR	−2.432	−2.451	−2.536	−2.536
△CUR	−6.263***	−6.270***	−15.802***	−15.783***
EXP1	−2.448	−2.465	−2.623*	−2.622*
△EXP1	−6.558***	−6.561***	−16.431***	−16.399***
EXP4	−2.448	−2.599	−2.627*	−2.639*
△EXP4	−6.730***	−6.729***	−16.851***	−16.820***
DIFF1	−6.773***	−6.814***	−16.177***	−16.158***
DIFF4	−5.341***	−5.329***	−6.466***	−6.452***

ラグの次数は4。

＊＊＊は1％水準で、＊＊は5％水準で、＊は10％水準で単位根が存在するという帰無仮説は棄却されることを示す（臨界値はMacKinnon［1991］による）。

21）この場合標本数はかなりある（250弱）が、データの期間（4年9ヶ月間弱）が十分かどうかということは問題として残る。計量経済学者の間にその点に関して様々な意見がある。なお為替レートに関する他の研究では、為替レートがI(1)変数であることがよく報告されている。

に関して定数項、ラグ４のADF単位根検定を行い、結果を印刷するコマンドである。

OLSの結果は以下のようである。

$$CUR_t = \underset{(2.83)}{5.629} + \underset{(66.77)}{0.959}\ EXP1_{t-1} + U_t \qquad 12.16)$$

念のために推定値のｔ値を（　）中に提示してあるが、CURとEXP１は単位根を持つので、この式の推定結果を使ってａ又はｂに関するｔ検定（又はF検定）により仮説検定を行うことはできない。単位根問題を無視し、12.16）式の推定結果を使うとａ＝０という帰無仮説とb＝１という帰無仮説が一応棄却される（t値がそれぞれ2.83と2.84である）。

次に12.14）式のu_tが定常であるかどうかを検定するために、Engle-Granger検定を実施（ラグ＝４）する。その結果統計値は－6.453となるので、単位根があるという帰無仮説は１％水準で棄却される。

合理的期待形成仮説が正しければ、⒜と⒝が共に成立するので、DIFF１はI(０)変数になる。表12.２から分かるようにDIFF１に単位根があるという帰無仮説は明らかに棄却される。

この場合ある変数（情報）X_tがI_tに含まれていれば、12.12）式の成立を確認するために

$$DIFF1_t = e + fX_{t-1} + w_t \qquad 12.17)$$

において、下記の二つのことを検定すれば良い（時点tで利用可能な全ての情報が用いられて合理的に期待が形成されていれば、その予測は最適予測であるので、それ以前の情報は予想誤差に説明力を持たないはずである）。

⒠　12.17）式においてｅ＝０、f＝０。

⒡　12.17）式のu_tは互いに相関しない。

DIFF１はI(０)変数なので、次数をバランスさせるために適切なXもI(０)変数に限定される。いくつかのXを利用し、12.17）式を推定する。次の推定結果が得られた。

$$DIFF1_t = \underset{(-0.12)}{-0.015} + W_t \qquad 12.18)$$

AdjR²=0.000、Breusch-Godfrey LM検定（ラグ＝１)=0.125（ｐ値=0.723）

$$DIFF1_t = \underset{(-0.11)}{-0.015} + W_t \quad W_t = E_t \underset{(-0.36)}{-0.0231} E_{t-1}$$

MA(１)プロセスを仮定　12.19）

AdjR²＝－0.0036、Breusch-Godfrey　LM検定（ラグ＝１）=0.337（ｐ値=0.561）

$$DIFF1_t = \underset{(0.05)}{0.007} \underset{(0.36)}{-0.0225} DIFF1_{t-1} + W_t \qquad 12.20)$$

AdjR²＝－0.0036、Breusch-Godfrey　LM検定（ラグ＝１)＝1.014（ｐ値=0.314）

$$DIFF1_t = \underset{(-0.01)}{-0.0018} \underset{(-0.18)}{-0.0119} DIFF1_{t-1} + \underset{(0.143)}{0.009}\ DIFF1_{t-2} + W_t \qquad 12.21)$$

AdjR²＝－0.008、Breusch-Godfrey　LM検 定（ラグ＝１)＝1.38（p値=0.241）

$$DIFF1_t = \underset{(-0.017)}{-0.002} \underset{(-1.66)}{-0.093} \triangle EXP1_{t-1} + W_t \qquad 12.22)$$

AdjR²＝0.0072、Breusch-Godfrey　LM検定（ラグ＝１)＝10.78（ｐ値=0.001）

$$DIFF1_t = \underset{(-0.36)}{-0.047} \underset{(-3.96)}{-0.628} \triangle EXP1_{t-1} + \underset{(3.60)}{0.643}\ DIFF1_{t-1} + W_t \qquad 12.23)$$

AdjR²＝－0.0535、Breusch-Godfrey　LM検定（ラグ＝１)＝1.231（ｐ値=0.267）

12.18）式－12.21）式をみる限り、合理的に期待が形成されているならば予測誤差に関しては予測形成時点やそれ以前の情報は相関を持たない（有意に影響しない）はずであるから、EXP１は合理的期待形成仮説を満たすようにみえる。しかし12.22）式と12.23）式の結果では、予測を作成した時点で手に入るデータ（たとえば、12.23）式の$\triangle EXP1_{t-1}$）は統計的に有意であり、予測誤差を説明するために役に立つことが分かるので、これは合理的期待形成仮説に反する結果となっている。

さらに12.15）式をOLSで推定すると以下のようである。

$$CUR_t = \underset{(4.96)}{20.990} + \underset{(27.78)}{0.847}\ EXP4_{t-4} + Y_t \qquad 12.24)$$

CURとEXP４は単位根をもっているので、この式の推定結果を使ってｃ又はｄに関するｔ検定（又はＦ検定）で仮説検定を行うことはやはりできない。ここでも単位根問題を無視して、12.24）式の推定結果を使うとｃ＝０という帰無仮説とｄ＝１という帰無仮説が一応棄却される（t値がそれぞれ4.96と5.00である）。

12.15）式のv_tが定常であるかどうかを検定するために、Engle-Granger検定を実施（ラグ＝４）する。その統計値は－5.205であったから、単位根があるという帰無仮説は１％水準で棄却される。

合理的期待形成仮説が正しければ、⒜と⒝が成立しているので、DIFF４はMA（３）過程となりI（０）変数である。表12.２に示されるように、DIFF４に単位根があるという帰無仮説は明らかに棄却される。

DIFF１$_t$と同じように、X_tがI_tに含まれていれば12.13）式の成立を確認するためには

$$DIFF4_t = g + hX_{t-4} + w_t \qquad 12.25)$$

において下記の二つのことを検定すれば良い。

⒢　12.25）式においてｇ＝０、ｈ＝０。

⒣　12.25）式のw_tはMA（３）過程に従う。

DIFF４はI（０）変数なので、適切なＸもやはりI（０）変数に限定されてくる。いくつかのＸを利用し、12.25）式を推定し、次のような推定結果が得られた。

$$DIFF4_t = \underset{(-0.71)}{-0.0380} + W_t$$

$$W_t = E_t + \underset{(13.95)}{0.653}\ E_{t-1} + \underset{(15.11)}{0.686}\ E_{t-2} + \underset{(11.68)}{0.5823}\ E_{t-3}$$

MA（３）を仮定[22]　12.26）

$AdjR^2 = 0.617$

$$DIFF4_t = \underset{(-0.62)}{-0.328} + W_t$$

$$W_t = E_t + \underset{(13.34)}{0.646}\ E_{t-1} + \underset{(13.63)}{0.676}\ E_{t-2} + \underset{(10.68)}{0.574}\ E_{t-3} \underset{(-0.47)}{-0.025}\ E_{t-4}$$

MA（４）を仮定　12.27）

$AdjR^2 = 0.616$

12.27）式を見るとE_{t-4}は有意になっていないので、12.26）式と12.27）式から判断する限り合理的期待形成仮説が成り立っているようにみえる。

更に検証を進めよう。誤差項がMA（３）過程に従うことを前提にして分析するので、以下に表示されているt値はNewey-West修正によって計算されたものである[23]。

$$DIFF4_t = \underset{(-0.30)}{-0.0159} \underset{(-0.26)}{-0.025}\ DIFF4_{t-4} + W_t \qquad 12.28)$$

$AdjR^2 = -0.0036$

$$DIFF4_t = \underset{(-0.32)}{-168} \underset{(-0.46)}{-0.043}\ DIFF4_{t-4} \underset{(-1.07)}{-0.092}\ DIFF4_{t-5} + W_t \qquad 12.29)$$

$AdjR^2 = -0.004$

$$DIFF4_t = \underset{(-0.29)}{-0.151} \underset{(-0.51)}{-0.052}\ DIFF4_{t-4}$$

22）Eviewsでは
equation eqma3.ls DIFF4 C MA(1) MA(2) MA(3)
で推計されることは、第６章で示したとおりである。

23）Newey-Westの修正を行う場合のオプションは、たとえば
equation eqn.ls(n) DIFF4 C DIFF4(−4)
である（第５章参照）。

$$-0.332\,\triangle EXP1_{t-4}$$
$$(2.40)$$

$$+\ 0.452\ \ \triangle EXP4_{t-4}+W_t$$
$$(-2.87) \qquad 12.30)$$

$AdjR^2=0.0027$

EXP１のケースとよく類似した結果となっている。すなわち使用するXによって結果が異なっている。12.30）式では予測を作成した時点で手に入るデータ（例えば、$\triangle EXP１_{t-4}$）が統計的に有意であり、予測誤差を説明するために役に立つことが分かる。これは合理的期待形成仮説に反する。

以上の結果からすると、円ドル為替レートに関しては、合理的な期待形成が成立しているとは必ずしも言えないようである。

３） 教育費の分析

国民生活白書平成10年版は、94年の全国消費実態調査の個票を用い中年世代の二人以上世帯について、「こづかい」、「外食」、「教育」を分析している（p. 236）。そこでは計量方法としてOLSを用いた旨が記載されている。OLSの使用が許されのは、それぞれの費目について支出ゼロのサンプルがない場合である。白書には記述統計量がないので、支出ゼロのサンプルが存在したか否かは不明である。しかしこれらの３費目についてゼロ支出サンプルがないとは考えられない[24)]。

家計調査の94年９－11月の調査対象世帯で、世帯主年齢40歳以上50歳以下のものについて、教育費を取り上げてみてみよう（全国消費実態調査の対象時期は９－11月である）。サンプルは2,404世帯である。

教育費の記述統計量は次のとおりである[25)]。

平均	メディアン	最大	最小	標準偏差	歪度	尖度
30811	13000	1248700	0	72836	7.183	76.988

最小は０であるから、明らかにゼロ支出サンプルがある。そこで教育費がゼロという世帯の割合を計算してみたところ、30.7%、738サンプルであった。これはOLSを適用できないケースである[26)]。

教育費と年収を都道府県別物価指数で実質化した（各々RKYOUIKU、RNENSHUと表記する）。資産の影響をみるために純資産/年収を取り上げる（WEANEN）。大学生の数（UNI）、高校生の数（HIGH）、小中学生の数（JYUNIOR）、未就学児の数（YOUJI）を取り上げる。なお教育費は円単位、年収、純資産は万円単位である。国民生活白書はレベルで推計しているが、レベルで推

表12.３　記述統計

	平均	最大	最小	標準偏差	歪度	尖度
LKYOUKU	6.924	14.037	0.000	4.720	−0.696	1.663
LNENSHU	6.572	9.080	4.931	0.476	−0.028	4.991
WEANEN	6.579	80.584	−6.376	8.594	3.217	18.210
UNI	0.095	2	0	0.325	3.561	15.959
HIGH	0.394	2	0	0.579	1.167	3.358
JYUNIOR	0.938	4	0	0.955	0.614	2.431
YOUJI	0.188	4	0	2.971	2.971	12.480

サンプル数　2404

24）94年の全国消費実態調査でゼロ支出サンプルがないのは大費目の食料支出だけである。
25）単位は円である。
26）もちろん教育費を説明するモデルをOLSで推定することが可能だが、教育費はゼロという世帯が多い場合にはOLSは不偏性と一致性を持たないことが問題である。

計した場合分散不均一の問題が深刻となる。分散不均一が存在するときはトービット・モデルの推計結果は一致性を持たない。そこで分散不均一の問題を避けるために、実質教育費と実質年収については対数を取る（各々LKYOUIKU、LNENSHUと表記する）[27]。

これらの変数の記述統計量は表12.3の通りである。なお論文では被説明変数、説明変数については記述統計量が報告されるのが通例である（ただし歪度、尖度は省略されることがある）。

次にOLSとトービットモデルの双方を推計してみよう。

equation eq1. ls LKYOUIKU C LNENSHU WEANEN UNI HIGH JYUNIOR YOUJI

eq1. hist(p)

eq1. white(c, p)

equation eq2. censored LKYOUIKU C LNENSHU WEANEN UNI HIGH JYUNIOR YOUJI

ここでeq1. hist(p)は推計式eq１に関し、その残差のヒストグラムとJarque-Beraの正規性の検定を行い、印刷するコマンドである。OLSの結果は次の通りであった。

$$\underset{}{LKYOUIKU_i}=\underset{(-3.20)}{-3.386}+\underset{(5.42)}{0.863}\,NENSHU_i\underset{(-0.44)}{-0.004}WEANEN_i+\underset{(6.66)}{1.587}\,UNI_i+\underset{(29.45)}{4.0291}\,HIGH_i+\underset{(32.36)}{2.680}JYUNIOR_i+\underset{(14.47)}{2.199}YOUJI_i+u_i \quad 12.31)$$

$AdjR^2=0.403$　Jarque-Beraの正規性の検定＝174.84（ｐ値＝0.000）

Whiteのラグランジュ乗数テスト＝70.03（ｐ値＝0.000）　N＝2404

（　）内はｔ値

Jarque-Beraの正規性の検定結果から、残差は正規分布にしたがっていないことが分かる。

次にトービット・モデルの推計結果は次のようであった。

$$LKYOUIKU_i=\underset{(-5.27)}{-8.09}+\underset{(4.87)}{1.12}\,LNENSHU_i\underset{(-0.58)}{-0.007}\,WEANEN_i+\underset{(6.74)}{2.33}\,UNI_i+\underset{(27.78)}{5.60}\,HIGH_i+\underset{(30.53)}{3.85}\,JYUNIOR_i+\underset{(14.66)}{3.16}\,YOUJI_i+e_i \quad 12.32)$$

$\sigma=4.96$（52.92）

対数尤度＝−5647.2　N＝2404　positive sample 1666　（　）内は漸近的ｔ値

トービット・モデルは誤差項が正規分布にしたがうという仮定に決定的に依存している。その検定方法としてPaganとVellaはトリミング法を提案している。

これは

① $y_i^*=bx_i+e_i$のトービット・モデルを推計する。

② トービット・モデルの推計からindex関数の予測値（$\hat{b}x_i$）と残差($\hat{e}_i=y_i^*-\hat{b}x_i$）を求める。

③ $\hat{b}x_i<0$となるサンプルを除く

④ トリミングされた残差($\tilde{e}_i$)を

$\tilde{e}_i=\hat{e}_i$ if $y_i^*-2*\hat{b}x_i\leqq 0$

27）RKYOUIKUがゼロになる場合、対数が取れないのでLKYOUIKUを下記のように定義した。

$LKYOUIKU_i=\log(RKYOUIKU_i)$　　$RKYOUIKU_i>1$

$=0$　　$RKYOUIKU_i\leqq 1$

28）この作業では

$y_i^*>2*\hat{b}x_i$の時、y_i^*の実現値の代わりに被説明変数の値として$2*\hat{b}x_i$を使うが、結果的に残差として$y_i^*-\hat{b}x_i$の代わりに$\hat{b}x_i$を使うことになる。

$\tilde{e}_i = \hat{b}x_i \qquad \text{if } y_i^* - 2*\hat{b}x_i > 0$

に置き換える[28]。

⑤ $\tilde{e}_i$の正規性を確認するためにJarque-Beraの検定を行う。

というものである。元の分布が正規分布にしたがえば、除かれるサンプルは比較的少なく、⑤の検定も受容されることが期待される。

Eviewsではこれを以下のように行うことができる。

```
equation eq3. censored lkyouiku c
lnenshu weanen uni high jyunior youji
eq3. fit(i)index
series res_t=(lkyouiku<=2*index)*(lky-
ouiku-index)+(lkyouiku>2*index)*index
smpl if index<0
  series res_t=na
smpl @all
  hist(p)res_t
```

結果は図12．3の通りである。除かれたサンプルは比較的少ない（393）ものの、正規分布にしたがうという帰無仮説は棄却されている（Jarque-Bera検定＝632.99　p値＝0.000）。

トービット・モデルの消費するか否かに影響する効果と消費支出に影響する効果が同一であるという仮定に問題があるのかもしれない。そこでCraggの検定のために、教育費の支出の有無（positive）に関するプロビット・モデルと切断分布モデルの推計を行った。教育費の支出が正であればpositiveを１とし、教育費の支出がゼロであればpositiveを０とした。

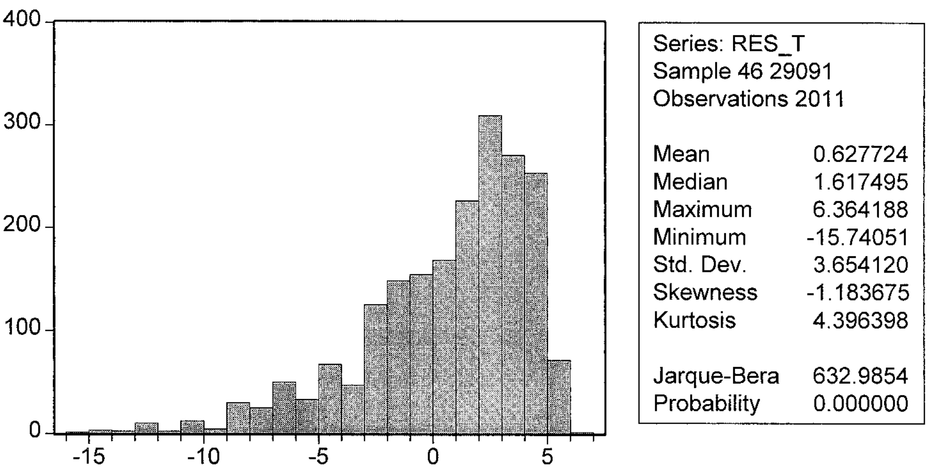
```
equation eq5.binary positive c lnenshu
weanen uni high jyunior youji
smpl if positive>0
equation eq6. censored(t)lkyouiku c lnen-
shu weanen uni high jyunior youji
```

$$\begin{aligned} POSITIVE_i = & \underset{(-5.87)}{-2.66} + \underset{(3.83)}{0.26}\ LNENSHU_i \\ & \underset{(-1.00)}{-0.004}\ WEANEN_i + \underset{(4.58)}{0.43}\ UNI_i \\ & + \underset{(19.81)}{1.39}\ HIGH_i + \underset{(24.20)}{1.03}\ JYUNIOR_i \\ & + \underset{(11.06)}{0.75}\ YOUJI_i + e_i \end{aligned} \qquad 12.33)$$

対数尤度＝−946.5　N=2404　positive sample 1666（　）内は漸近的ｔ値

$$LKYOUIKU_i = \underset{(15.75)}{6.39} + \underset{(7.15)}{0.43}\ LNENSHU_i$$

図12．3　PaganとVellaの検定



$$+0.004\,WEANEN_i + 0.87\,UNI_i$$
$$(1.16)\qquad(8.89)$$

$$+0.74\,HIGH_i + 0.18\,JYUNIOR_i$$
$$(13.11)\qquad(4.78)$$

$$+0.37\,YOUJI_i + u_i$$
$$(6.62)$$

$$\sigma = 1.11$$
$$(57.72)$$

12.34)

対数尤度＝−2541.5　N＝1666　（　）内は漸近的ｔ値

尤度比検定統計量は−２*（−5647.2＋(946.5＋2541.5)）＝4318.4である。自由度７の５％でのχ自乗統計量は14.067であるから帰無仮説は明らかに棄却される。

支出の有無にかかる影響と支出額（対数値）にかかる影響が異なる。ここでは影響が異なることに配慮してHeckmanの二段階推計法として知られる簡便法を用いることにする。

これは以下による。

①　$p_i^* = bx_i + e_i$　　12.35)

のプロビット・モデルを推計する。

$p_i^* = 1$　if　$bx_i + e_i > 0$　すなわち$bx_i > -e_i$

$p_i^* = 0$　if　$bx_i + e_i \leqq 0$　である。

②　$w_i = cz_i + u_i$　　12.36)

の回帰式を考える。このw_iが観測されるのは$p_i^* = 1$のサンプルのみである。なおe_iとu_iが二変量正規分布であるとする。

$$E(w_i \mid x_i, p_i^* = 1) = cz_i + E(u_i \mid e_i > -bx_i)$$

$$= cz_i + \sigma \frac{\phi(bx_i)}{\Phi(bx_i)} \qquad 12.37)$$

$$w_i = cz_i + \sigma \frac{\phi(bx_i)}{\Phi(bx_i)} + v_i,\quad E(v_i) = 0 \qquad 12.38)$$

$\phi(bx_i)/\Phi(bx_i)$をミルズの比率の逆数という。これをプロビットモデルから推計する。また13.38）式にこの第２項があるために12.36）式をOLSで推計するとOLS推定量は不偏性と一致性を持たない。$p_i^* = 1$のサンプルに関して12.38）式をOLSで推計する[29]。なお$\sigma = 0$であれば12.35）式のe_iと12.36）式のu_iは相関しなく12.38）式のv_iはu_iとなるので[30]、12.36）式をOLSで推定するとOLS推定量は不偏性と一致性をもつ。

これをEviewsで行う場合は以下の通りである。

equation　eq7．binary（d＝n）positive　c lnenshu weanen uni high jyunior youji

ミルズの比率の逆数

eq7．fit（i）xbhat

series　imills＝@dnorm（xbhat）/@cnorm（xbhat）

smpl if positive＝1

equation　eq8．ls（h）lkyouiku　c　lnenshu weanen uni high jyunior youji imills

結果は次の通りである。

$$LKYOUIKU_i = 6.22 + 0.44\,LNENSHU_i$$
$$(10.60)\quad(6.67)$$

$$+0.004\,WEANEN_i + 0.88\,UNI_i$$
$$(0.97)\qquad(6.03)$$

$$+0.79\,HIGH_i + 0.21\,JYUNIOR_i$$
$$(6.70)\qquad(2.37)$$

$$+0.40\,YOUJI_i + 0.11\,IMILLS_i + v_i$$
$$(5.22)\qquad(0.38)$$

12.39)

$AdjR^2 = 0.162$　（　）内はWhiteの修正によるｔ値 N＝1666

29）Heckmanの二段階推計法では、回帰式の誤差項は分散均一にしたがわないことが知られているので、Whiteによる修正を行った。しかしこの修正自体が十分かどうかということが論点の一つである。なぜならば$\phi(bx_i)/\Phi(bx_i)$の代わりに$\phi(bx_i)/\Phi(bx_i)$を使うので、bの推定量を用いることによって誤差項は特殊な系列相関を持つようになるからである。この意味でHeckmanの二段階推計法は計算が簡単であることから利用される簡便法である。

30）12.38）式の右辺第二項が除去される。

4　おわりに

三つの例をみて読者は煩瑣と感じられただろうか。労働需要の調整関数の分析は年度データでは、かなり無理があるとされた。為替レートの合理的期待形成は、定式化によっては支持されないとされた。教育費支出は初期のOLSからは全く別な形で推計されることになった。こういう方法は迂遠だと思われる人もいるだろう。

計量経済学は経済主体の行動を分析し、その意味するところを数量で示すところに特徴がある。純粋な知的関心のみで行われることもあるが、多くは政府、地方自治体、企業、家計や個人という経済主体の行動に数量的な指針を与えるために行われる。定式化や仮説の検証を省けば、誤った指針を与えることになる。医者が面倒だといって検査を省略すれば、患者の容態は悪化する場合がある。建築家が構造力学の計算を過てば、建物は危険建築物となる可能性がある。計量経済学においても定式化、データの収集・加工、計量方法の選択、仮説の検証をフィードバックしながら行うしか方法はない。

同時に認識されるべきことは、計量分析の限界である。第一に我々は数量化できるもののみを取り上げている。数量化できないものは直接の視野には入ってこない。それはせいぜい誤差項に含まれるだけである。第二には限定された世界を取り上げているということである。モデルの前提、データの前提、推計方法の前提に制約されている。その前提の上に経済行動を理解しているのである。

この煩瑣さに耐えて限界を認識するならば、計量経済学は実りある指針を提供することができる。第１章で述べたように、計量経済学はその必要性は認識されながら、わが国では余り普及していない。しかし最大の障害の一つであったプログラミングは、Eviews等の計量コンピュータ･ソフトの発達で大きく取り除かれた。データの入手もインターネットやCDロム等により、かなり容易になった。立ち止まるべき理由はない。読者は、自分の興味のある分野のテーマを取り上げて、実地に試してほしい。それが計量経済学を身につける唯一の方法だからである。

参考文献

日本のマクロデータの定義、出所、特徴と問題点について

Matsuoka, M. and B. Rose (1994), *The DIR Guide to Japanese Economic Statistics*, Oxford University, Oxford.を参照。

合理的期待仮説について

Pesaran, M.H. (1987), *The Limits to Rational Expectations*, Basil Blackwell, Oxford. 特に第8章。

マダラ、 G.S. (1996)「計量経済分析の方法」、第2版、シーエーピー出版。特に325–339頁を参照。

トービットモデル等について

Johnston, J. and J. DiNardo (1997), *Econometric Methods*, 4th edition, McGraw-Hill, New York. 特に第13章を参照。

構造変化について

Maddala, G.S. and I.M. Kim (1998), *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge University Press, Cambridge.

Greene, W.H. (2000), Econometric Analysis, 4th edition, Prentice Hall International. 特に第19–20章を参照。