県別VARモデルによる外生性の検定

―― 中部地域10県における分析 ――

井口泰秀
打田委千弘

要約

本稿では，中部地域の10県の県別データと全国版マクロデータをもちいて全国変数の係数に対する超外生性検定をおこなった。超外生性の有無は政策変更に伴う経済主体の行動変化が統計的に有意に観測されるか否かの判定であると解釈される。この超外生性の検定結果が各県毎に異なれば，それは政策変更に対する各県経済主体のパフォーマンス変更の程度に差があることをしめす。DGPに2変数VARモデルを想定しての検定の結果，愛知県，岐阜県の2県とその他の県では検定結果が異なり，各県ごとに政策効果の波及のあり方に差異のある可能性が数量的に示された。

1. はじめに

本稿の目的は，各県別の経済データとわが国全体に関するマクロ経済データとを用いてVARモデルを構築し，パラメータの外生性検定を行うことである。その上で，外生性検定結果の各県ごとの違いを見ることにより各県ご

とに日本全体のマクロ変数との関わり方に差異があることを確認する。なお本稿では，さしあたり中部地域10県（愛知県，岐阜県，三重県，静岡県，長野県，山梨県，新潟県，富山県，石川県，福井県）を分析の対象とする。

従来から計量経済学的な同時方程式モデルによる地域モデルの構築と構築したモデルを用いたシミュレーションは数多くなされている。とりわけ東海地域に関する研究としては福地・山口（1997）や信國・徳永・平田（2000）等があげられる。これらの地域計量モデルを構築する場合には変数は，変数相互の関係が綿密な構造方程式によって定式化されモデル内部でデータ発生過程（Data Generating Process, DGP）が表現される内生変数とDGPがモデル内で表現されずその値が所与として扱われる外生変数に大きく分けられる。このことにより，これらの計量モデルではきわめて複雑でありながら理論整合的でもあるモデル構築が可能となり将来予測や政策効果の予測，評価といった点で一定の成果をあげていると考えられる。

しかしながら，一方にはこのような計量モデル分析に対する批判が存在する。その一つがLucas（1976）においてなされた一般にルーカス批判と呼ばれるものである。ルーカス批判とは簡単にいえば従来の同時方程式モデルにおける政策シミュレーションに対して政策変更に伴うパラメータの変化すなわち構造変化の可能性を指摘するものである。地域計量モデルにおいては全国実質GDPや為替レートといった変数が外生変数とされることが多い。シミュレーションを行う場合にも基本的には過去のデータから推定したパラメータの推定値をそのまま用いて外生変数の値だけを変化させる。例えば為替レート変動の影響を分析するに場合には，パラメータは推定値に固定し為替レートの値のみ変化させて地域経済に与える影響を求める。このようなシミュレーション手法に対してルーカスは変数の値の変化，とりわけ政策変更に伴う説明変数の変化は経済主体の期待を変化させることを通じて最適行動を変化させ，その結果パラメータの値を以前とは異なる値にしてしまう可能性を指摘したのである。従来の計量モデルでは，このようなパラメータの変化のうち

'既知の（従って過去の）' 大規模な構造変化をダミー変数で処理するしか対処できなかった。しかし，ダミー変数のよる処理は，推計期間後に発生する政策変更が果たして係数を変化させるか否かについての情報をもたらさない。こうした批判に対する答えの一つとしてなされたのが，経済理論を検定対象に入れることを標榜する LSE 学派の代表的な計量経済学者である Engle, Hendry and Richard（1983）（以下 EHR と表記）による外生性の再定義と考えられる。彼らの外生性の定義によればルーカス批判が回避できるかどうかも外生性の定義の一部（超外生性）であり，検定対象となる。また，同時方程式ではなく単一方程式で推定を行った場合に情報のロスが生じるか否かも同様に外生性の一部（弱外生性）で検定対象として考えることができるようになる。さらに，以前はしばしばグレンジャー因果性と外生性が混同されてきたが，彼らの定義（強外生性）ではその区別が明確になっている。

近年これらの外生性に関する実証研究も行われている。Ericsson and Irons .ed（1994）では外生性の理論的フレームワークに関する論文とともに実証論文も収められている。また Banerjee and Hendry .ed（1997）もルーカス批判を回避する条件に留意した実証論文が集められた本である[1]。井口（1999）ではわが国貨幣需要関数の非定常分析モデルについて外生性検定が行われている。こうした経済データや計量モデルの特性を重視して分析を行うことは理論整合的な政策提言と同様にきわめて重要であると考えられる。

本稿では中部 10 県の各県について，それぞれわが国のマクロ経済変数との 2 変数の時系列モデルを構築し，EHR の定義した超外生性の検定をおこなう。そして検定結果を単なる計量モデルの頑健性，外生変数の正当性の確認としてみるだけではなく，外生検定結果の差異は経済主体の最適行動が政

1) Ericsson and Irons（ed, 1994），Banerjee and Hendry（ed, 1997）ともに実証論文では非定常時系列が扱われ，共和分を利用したモデルによる外生性検定がなされているものが多い。

策変更に伴い変化したか否かの差であるとの解釈から，各県毎の検定結果の違いを地域間の経済特性の差と解釈する。パラメータの構造変化がルーカスの指摘したように政策変更に対する最適化行動の変更に伴って生じるとすれば，産業間および産業内の流動性が高く経済主体の行動変化に伴う調整費用が相対的に低いと推測される都市圏において係数は構造変化を起こしやすく，変動が有意に検出される可能性が高いと思われる。

本論の構成は以下の通りである。第2節で外生性の定義を簡単に述べ第3節で検定に用いるモデルと検定手法を説明する。第4節で中部10県の各県データを用いて2変数 VAR モデルを構築し外生性検定をおこなって，その結果を提示する。第5節は結論である。

2. 外生性の定義と意義

まず，EHR による外生性の定義と意義を簡単に解説する。彼らによって外生性は，弱外生性，強外生性および超外生性の3種に分類されている。本節では，これらの外生性の定義と意義を前出の Engel and Hendry，や Hatanaka (1995)，Favero (2001) に基づいて説明する。注意すべき点は，これらのいずれの定義においても外生性は変数 X_t と変数 Y_t の関係を意味しないことである。例えば回帰式 $Y_t=\beta_1 X_t$ におけるパラメータ β_1 が X_t に対して外生的かどうかが基本的な関心事となっている。したがって，一般にはしばしば『X_t は，Y_t の（弱，強，超）外生変数である』という言い方をされるが，『X_t は，Y_t を与えたときの Y_t のモデル（条件モデル）において，X_t の係数 β_1 に対して（弱，強，超）外生性をもつ』というのが正確な言い方である。本稿では外生性の定義として一貫して EHR の外生性を用いており，‘外生性’ が常に Y_t の条件モデルにおけるパラメータ β_1 と変数 X_t の関係を指すことに注意されたい。なお，こうした係数 β_1 を「関心ある係数 (parameter of interest)」と呼ぶ。$y_t=\beta_1 x_t+\gamma Z_t$ のように説明変数が複数

ある回帰においても，X_t の外生性を論じる場合はしばしば t 期における X_t の係数が関心のある係数に採用される。

一般的な場合として X_t と Y_t の同時確率密度関数を以下のようにおく。

$D(x_t, y_t \mid I_t, \theta)$

ここで θ はパラメータである。I_t は t 期までに得られる情報集合であり X_t と Y_t の過去値やそれ以外の変数 Z_t の現在値及び過去値やダミー変数を含んでいる。これは X_t と Y_t の DGP が $D(x_t, y_t \mid I_t, \theta)$ で表現されているということである。この密度関数は x_t を与えた場合の条件付確率密度関数とその場合の x_t の周辺確率密度関数に以下のように分割される。なおここでは β_1 を関心ある係数と考える。

$$D(x_t, y_t \mid I_t, \theta) = D_1(y_t \mid x_t, I_t, \beta_1, \beta_2) D_2(x_t \mid I_t, \beta_1, \beta_2) \tag{1}$$

パラメータ β_1，β_2 は θ と一対一対応になっており β_1，β_2 から θ を導く変換が存在する。さて確率密度関数が（1）の様に分割される場合の特殊形として以下の（2）のような場合が考えられる。

$$D(x_t, y_t \mid I_t, \theta) = D(y_t \mid x_t, I_t, \beta_1) D_2(x_t \mid I_t, \beta_2) \tag{2}$$

密度関数がこのように分割され，かつ β_1 と β_2 が Variation Free（VF）であるとする。β_1, β_2 が VF であるとは，β_1 と β_2 の双方について他方がどのような値をとるかが自らのとりうる範囲に対する制約とならないことである[2)]。このとき，変数 X_t が Y_t の条件モデルにおける係数 β_1 に対して弱外生的である，もしくは弱外生性を持つという。なぜならこのとき条件モデルのみを使って推定しても関心ある係数 β_1 の推定に関しては十分であり，効率性

2）VF については Ericsson（1992）に詳しい。

が失われないからである。(2) の対数尤度

$$\ln D(x_t, y_t \mid I_t, \theta) = \ln D(y_t \mid x_t, I_t, \beta_1) + \ln D_2(x_t \mid I_t, \beta_2)$$

を考えれば明らかなように弱外生性の条件を満たせば同時密度関数を考えて尤度を最大化した場合と，y_t の条件付密度関数のみを取り出して尤度を最大化した場合とで β_1 にかかわる推定量はすべて同じになる。よって弱外生性が成立すれば Y_t の条件モデルの推定に関しては単一方程式で十分であるといえる。

ここで外生性を考える上での注意事項を二つ述べておく。一つは上記の説明でもわかるように弱外生性を持つか否かに関してはどの係数を関心のある係数とするかに結果が依存しているという点である。これはモデル定式化がどのようになされるかが弱外生性検定の結果に大きく影響する可能性を示唆している。したがって外生性検定を行うに際しては定式化の誤りにとりわけ注意すべきであると考えられる。第2の注意点は外生性とグレンジャー因果性の関連についてである。一般に変数 Y_t が X_t に対して‘グレンジャー因果性を持つ’とは x_t の周辺モデルにおいて Y_t の過去値（ラグ変数）の係数が少なくとも一つは有意にゼロとは異なることである。逆にいえば，‘グレンジャー因果性を持たない’とは上記の周辺確率密度関数において情報集合 I_t に Y_t のラグ変数が含まれないことを意味している。このことからグレンジャー因果性は弱外生性の概念と異なり，関心のある係数をどの係数とするかにまったく依存しない概念であることがわかる。実際，上記の弱外生性の定義では情報集合 I_t に Y_t のラグ変数が含まれるか否かはまったく問題となっていない。このことからも弱外生性とグレンジャー因果性は別概念であることがわかる。なお，上記の確率密度関数において β_1 が弱外生性を持ち，且つ Y_t が X_t に対してグレンジャー因果性を持たないことを EHR では強外生性と定義している。パラメータが強外生性を持てば予測において次期以降に周辺モデル経由でのフェードバックを考える必要がなくなり，推定のみならず予測においても条件モデルのみの単一方程式で行うことに一定の正当性が

与えられる[3]。

超外生性はルーカス批判をモデルが回避しているか否かに直接関わる性質である。X_tがβ_1に対して弱外生性をもち，且つX_tの周辺モデルの諸パラメータを変更しても，条件モデルのパラメータβ_1は変化しない時，変数X_tがY_tの条件モデルのX_t係数β_1に対して超外生的であるという。政策シミュレーションにおいては，この周辺モデルのパラメータの変化（構造変化）が政策変更を表現していると考えられる。したがって超外生性が成立するためには，弱外生性に加えて係数β_1の不変性（Invariance）が成立すればよい。超外生性が成立すれば周辺モデルにおける構造変化にかかわらず，条件モデルにおいては従来と同じ係数の推定値をもちいて政策効果をシミュレートしてよいことになり，ルーカス批判は回避される。現実には政策変更があったにも関わらず，経済主体が全く行動を変化させないことは考えにくい。しかし，超外生性が成立すれば，主体の行動変化が少なくとも統計的に有意な影響を係数に与えていないと結論付けられる。

3. モデルと外生性の検定手法

本稿では各データのDGPが線形モデルであらわされると仮定して以下の分析をおこなう。そこで，DGPがVARに従う場合の弱外生性と超外生性の条件と検定手法をこの節では示しておく。一般的にX_t，Y_tの結合分布を

$$\begin{pmatrix} y_t \\ x_t \end{pmatrix} \Big| I_t \; n.i.d. \left[\begin{pmatrix} \mu_t^y \\ \mu_t^x \end{pmatrix}, \begin{pmatrix} \sigma^{yy} & \sigma^{xy} \\ \sigma^{xy} & \sigma^{xx} \end{pmatrix} \right] \tag{3}$$

3) 3変数以上のモデルになった場合の関心ある係数以外のパラメータからのフィードバックや，後述の超外生性に関連する予測に関する構造変化の可能性については考慮していない。

と考える。つまり条件付期待値が次のようになるようなDGPを想定する。

$$E[y_t \mid I_t] = \mu_t^Y$$
$$E[x_t \mid I_t] = \mu_t^X,\ 共分散行列：\begin{bmatrix} \sigma^{xx} & \sigma^{xy} \\ \sigma^{yx} & \sigma^{yy} \end{bmatrix}$$

いま，X_t による Y_t の推定を考える。y_t の x_t が与えられた場合の条件付期待値を考えると以下のように定式化できる。

$$y_t = E[y_t \mid x_t, I_t] + e_t \tag{4}$$
$$E[y_t \mid x_t, I_t] = \mu_t^Y + \delta(x_t - \mu_t^X) \tag{5}$$

ただし，パラメータ δ は回帰係数であり，$\delta = \sigma^{XY}/\sigma^{XX}$ である。e_t は誤差項であり，その分散は（4）（5）より $\sigma^{yy} - \dfrac{(\sigma^{xy})^2}{\sigma^{xx}}$ である。さてここで情報集合 I_t によりあらわされている変数をまとめて Z_t と書き線形モデルを定式化する。なお当期の X_t，Y_t の条件付期待値の関係を表す β_1 が本稿における関心ある係数である。X_t，Y_t の条件付期待値に以下の（6）が成立しているとする。

$$\mu_t^Y = \beta_1 \mu_t^X + \gamma Z_t \tag{6}$$

（4）に（5）（6）式を順次代入することにより，

$$y_t = \beta_1 x_t + \gamma z_t + (\delta - \beta_1)(x_t - \mu_t^X) + e_t \tag{7}$$

となる。前節で示したとおり弱外生性の条件は周辺モデルのパラメータが条件モデルのパラメータを制約せず自由に変動する（variation free）事である。（7）の β_1 に関してこの条件が成立するためには，実は $\delta = \beta_1$ が成立す

ればよい。Engel and Hendry や Hatanaka (1995), Favero (2001) ではこの点が明確に展開されていないので，ここでこのことを示しておく。

元の DGP におけるパラメータの変動可能な範囲は追加的な制約がない限りそれぞれ次のようになる。

$$
\begin{aligned}
&-\infty \leqq \mu_t^Y \leqq +\infty, -\infty \leqq \mu_t^X \leqq +\infty \\
&0<\sigma^{XX}, 0<\sigma^{YY}, -\infty \leqq \sigma^{XY} \leqq +\infty
\end{aligned} \tag{8}
$$

X_t の周辺モデルは

$x_t = E[x_t \mid I_t] + u_t = \mu_t^X + u_t,\ u_t \sim n.i.d\ (0, \sigma^{XX})$

と定式化されるので周辺モデルのパラメータは μ_t^X と σ^{XX} である。

一方 (7) の条件モデルにおいて関心ある係数に関するパラメータを考える。$\beta_1=\delta$ の場合には $\beta_1=\sigma^{XY}/\sigma^{XX}$ および e_t の分散 $\sigma^{yy}-\dfrac{(\sigma^{xy})^2}{\sigma^{xx}}$ が条件モデルのパラメータである。この 2 種類の条件モデルのパラメータが変動可能な範囲は

$$
-\infty \leqq \beta_1 = \frac{\sigma^{xy}}{\sigma^{xx}} \leqq +\infty, 0 < \sigma^{yy} - \frac{(\sigma^{xy})^2}{\sigma^{xx}} \tag{9}
$$

でなければならない。(8) の条件下では周辺モデルのパラメータ μ_t^X と σ^{XX} がどのような値であろうと (9) の変動範囲は影響を受けない。したがってこの時，関心ある係数 β_1 はその分散も含めて周辺モデルのパラメータと VF である。次に $\beta_1 \neq \delta$ の場合には VF ではないことを確かめる。(7) を x_t についてまとめなおすと

$$
y_t = \delta x_t + \gamma z_t - (\delta - \beta_1)\mu_t^X + e_t \tag{10}
$$

結局 x_t の係数はこの場合も $\delta=\sigma^{XY}/\sigma^{XX}$ となりこれは上記の $\beta_1=\delta$ の場合

と同じく周辺モデルパラメータとVFである[4]。よってあとは分散に関してVFであるか否かを確かめればよい。$\beta_1 = \delta$ の場合と異なり（10）における誤差項は $\omega_t = -(\delta - \beta_1)\mu_t^X + e_t$ である。誤差項の非ゼロバイアスは定数項に吸収されるので一般性を失わず $E(\mu_t^X) = 0$ と仮定できる。よって分散のみを考えると $Var(\mu_t^X) = (\mu_t^X)^2$ となり，また $Cov(x_t, e_t) = 0$ を利用すると，

$$Var(\omega_t) = \sigma^{yy} + \beta_1^2(\mu_t^x)^2 + (\sigma_t^{xy})^2\left\{\left[\frac{\mu_t^x}{\sigma_{xx}}\right]^2 - \frac{1}{\sigma_t^{xx}}\right\}。$$

VFであるためにはパラメータ μ_t^X, σ^{XX} にかかわらず $Var(\omega_t) > 0$ の全範囲をこの分散が変動可能でなければならない。

$$\sigma^{yy} + \beta_1^2(\mu_t^x)^2 + (\sigma_t^{xy})^2\left\{\left[\frac{\mu_t^x}{\sigma_{xx}}\right] - \frac{1}{\sigma_t^{xx}}\right\} > 0 \text{ より}$$

$$\sigma^{yy} > -\beta_1^2(\mu_t^x)^2 - (\sigma_t^{xy})^2\left\{\left[\frac{\mu_t^x}{\sigma_{xx}}\right]^2 - \frac{1}{\sigma_t^{xx}}\right\} \tag{11}$$

すなわち条件（8）のもとで周辺モデルのパラメータの値に関わらず，（11）を満たす全実数値を σ^{YY} が取らなければならない。ところで（11）右辺の｛　｝内には周辺モデルのパラメータのみ存在するが，この｛　｝内が正の場合右辺全体は必ず負となる。よってこの場合 σ^{YY} は負の値をもとりうる場合でなければ $Var(\omega_t)$ はゼロより大である全実数値を取りえない。しかしながら（8）より σ^{YY} は正のみの実数値をとる。よって $\beta_1 \neq \delta$ の場合｛　｝内の周辺モデルパラメータがいかなる値をとるかによって分散 $Var(\omega_t)$ のとりうる範囲が制約を受けることになり，したがって周辺モデルパラメータと関心ある係数はVFではない。

4）このことから弱外生性はあくまで β_1 の効率性に関する概念であり，モデル特定化の誤りがなければ不偏性や一致性は保持されることを意味している。

実際の弱外生性検定においては，μ_t^X は周辺モデルにおける X_t の推定値であり，$X_t-\mu_t^X$ は周辺モデル残差である事を利用する。すなわち x_t の周辺モデルにおける残差を Y_t の条件モデルに説明変数として加えてその係数の有意性を検定するとよい。この場合，帰無仮説が $\delta-\beta_1=0$ である。よって弱外生性有りを帰無仮説として検定をおこなっていることになる。この検定方法は X_t が β_1 に対して弱外生性を持てば，条件モデルのみを用いた推定でも係数 β_1 の推定には十分であることによく対応している。周辺モデルの残差に条件モデルにおいて有効な情報が含まれていれば同時推定をおこなった方が効率的だからである。なお，DGP が（3）であるとの仮定が真であれば必ず $\beta_1=\delta$ は成立するはずである。よって VAR におけるこの弱外生性検定は DGP を VAR と想定することが真であるか否かの定式化の誤りを検定するテストにもなっている[5)]。

次に超外生性の検定法を述べる。超外生性はルーカス批判をモデルが回避しているか否かに直接関わる性質である。X_t が β_1 に対して弱外生性をもち，且つ X_t の周辺モデルの諸パラメータを変更しても，条件モデルのパラメータ β_1 は変化しない時，変数 X_t が Y_t の条件モデルの係数 β_1 に対して超外生的であるという。したがって，弱外生性に加えて係数 β_1 の不変性（Invariance）が成立すればよい。この超外生性の検定については，弱外生性や強外生性のように明確な手法が存在するわけではない。本稿では，Engel and Hendry（1993）における係数 β_1 の定式化に基づく超外生性の検定を行うことにする。まず係数 β_1 が，X_t の 1 次と 2 次のモーメントに依存して変化すると仮定して，β_1 を次のように定式化する。

---

5) この場合帰無仮説は‘定式化の誤りなし’，対立仮説が‘定式化に誤りあり’である。ただし，対立仮説が明確でないため帰無仮説が棄却された場合でも何が原因で定式化が誤ったのかは分からない。

$$\beta_1 = \gamma_0 + \gamma_1 \mu_t^X + \gamma_2 \sigma_t^{XX} + \gamma_3 \frac{\sigma_t^{xx}}{\mu_t^x} \tag{12}$$

β_1 が X_t のモーメントの変化に関わらず変化しないことが係数 β_1 が X_t に関して不変であるための条件である。よって β_1 が不変性を持つための条件は $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$ となる。検定するためには（4）（5）（6）（12）より，

$$y_t = \beta_1 x_t + \gamma z_t + (\delta - \beta_1)(x_t - \mu_t^X) + \gamma_1 (\mu_t^X)^2 + \gamma_2 \sigma_t^{XX} \mu_t^X + \gamma_3 \sigma_t^{XX} + Error$$

を利用する。まず，右辺第3項 $(x_t - \mu_t^X)$ は x_t の周辺モデルの誤差項と考えられる。前述したように β_1 が X_t に関して弱外生的であればこの係数はゼロである。よって，超外生性を検定するには弱外生性が確認されていれば Y_t のモデルに $(\mu_t^X)^2, \sigma_t^{XX}\mu_t^X, \sigma_t^{XX}$ の3変数を加えてその係数 $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$ を検定することで不変性を確かめればよい。弱外生性に加えて $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$ が成立していればパラメータは超外生性を持つことになる。ただし，この場合も帰無仮説を超外生性有りとしていることに注意が必要である。実際の検定に際しては μ_t^X, σ_t^{XX} にそれぞれの推定値として $\hat{x}_t, \hat{\sigma}_t^{xx} = e_t^2$ を代入することになる。分散均一モデルでは $\hat{\sigma}_t^{xx}$ は本来 t に依存せず一定とされるがこの場合 $\hat{\sigma}_t^{xx} = e_t^2$ とすることで検定が可能となる。従って実際には β_1 が，X_t の1次と2次のモーメントに依存するのではなく1次のモーメントと理論値からの乖離の大きさに依存すると考えている。

Engel and Hendry では共分散行列 Σ が一定でない場合に必要な若干の修正についても述べられている。ただし，不均一分散が存在する事自体がモデルの定式化の誤りを示唆する場合もある。したがってより慎重な分析が必要であり，分散不均一な場合はモデルを再考し可能なら分散不均一を回避するのが望ましいであろう。超外生性が満たされれば，モデルはルーカス批判を回避していることになる。

4. 実証分析結果

本節ではわが国マクロ変数と中部 10 県の県別マクロ変数との 2 変数モデルを構築し，実際に超外生性検定をおこなう。以下では，はじめに各データを簡単に説明する。次に時系列分析を行う場合に問題点として指摘される見せかけの相関を避けるために，データに対して単位根検定をおこないデータの定常性を確認する。最後に各県ごとに超外生性の検定をおこなう。

データ期間は 1975 年から 1998 年までの年次（年度）データである。使用した変数は日本全国のマクロデータとしてマネーサプライ（一人あたり M_2+CD，単位 100 万円，90 年基準の実質値，対数変換）と GDP（一人あたり国内総生産，単位 100 万円，90 年基準の実質値，対数変換）をもちいた。これを以下 M ならびに Y と表記する。この 2 変数のうち本稿ではマネーサプライを周辺モデルの被説明変数，すなわち条件モデルの $\beta_1 x_t$ における x_t とした。これらの全国レベルのマクロ変数は，地域モデルにおいてしばしば外生変数とみなされる。そのようなマクロ変数の中から実際に外生変数として取り上げるられることがより多い GDP ではなくマネーサプライを周辺モデルの被説明変数としている。これは，本稿の目的が単に地域計量モデルにおける外生変数の扱いの正当性を問うことではなく，マクロ経済政策変更の影響が地域毎に異なったインパクトをあたえることを検証する点にあるためである。確かに 75 年から 98 年までの期間において，経済政策の操作変数あるいは目的変数が一貫してマネーサプライであった訳ではない。しかし，政策変数が金利か数量かに関わらず，結果としてのマネーサプライの変動は十分に政策変更の効果を表すと考えられる。各県データとしては愛知県，岐阜県，三重県，静岡県，長野県，山梨県，新潟県，富山県，石川県および福井県の一人あたり県民所得（単位 100 万円）を用いた。これらの県民所得についても変数は 90 年基準の実質値を対数変換したものである。それぞれ AI,

GF, ME, SZ, NO, YN, NI, TM, IS および FI と表記する。

次にこれらの変数に対して単位根検定をおこない定常性の確認をおこなっておく。単位根検定の手法としては最も一般的な手法である ADF 検定をおこなう。ADF 検定の詳細については Dickey and Fuller（1979）や山本（1988）を見られたい。本文末尾の表 1 が各変数に対して ADF テストを行った結果である。なお検定は定数項とトレンドの両方を含むモデルでおこなっている。ADF 検定におけるラグ次数は誤差項の 2 次までの系列相関を検定し相関のなくなる最小の次数を採用した。表中の括弧（　）内の数値がラグ次数である。結果的にラグ次数ゼロの場合は ADF 検定ではなく DF 検定をおこなったことになる[6]。

この単位根検定の 5%有意水準の臨界値は −3.55 である。この結果よりこれらのデータは原系列では非定常の帰無仮説を棄却できないことが明らかになった。そこで，見せかけの回帰の問題を回避するために以下では階差変数をもちいてモデルを構築することにする。変数はすべて対数変換したのでこの階差変数は成長率を表している。階差変数は元の変数を小文字で表記して m, y, ai, gf, me, sz 等と表記する。たとえば $m_t = M_t - M_{t-1}$ である。

外生性検定のための条件モデルを

$$y_t = \beta_1 x_t + \gamma z_t + e_t$$

周辺モデルを

$$x_t = \phi z_t + u_t$$

とする。関心ある係数はこれまでと同じく x_t の係数 β_1 である。また本稿では 2 変数モデルを考えるので，z_t は定数項と X_t と Y_t のラグ変数ならびにダミー変数である。このようなモデルの場合ダミー変数による構造変化点をどの時点に定めるかは大きな問題である。オイルショックや金融自由化等の経

6）構造変化を考慮した ADF 検定もおこなったが，結果に違いが無かったことと，CHOW 検定で構造変化が確認されなかったことから記載を省略した。

済的社会的な事象のうちの，どこまでを既知の構造変化とみなすかは恣意性を免れないとの批判も多い。本分析では一般に認識されている経済的変動のうち，85年前後の金融自由化期および90年代前半のいわゆるバブル崩壊期を主な構造変化の可能性のある点としてダミー変数を作成した[7)]。ダミー変数としては主に定数項ダミーを用いたが，一部 t 値が有意であった場合にはMの係数ダミーで処理した。これは係数ダミーによる処理によって，バブル期等における特異なパラメータの変化が超外生性検定に与える影響を除去するためである。また，2節でも述べたようにモデルをどう定式化するかが弱外生性の検定結果を左右する可能性があるため，実際の推定と検定に際しては定式化の誤りを示唆する統計量に注目し，

・誤差項の1次および2次の系列相関がないこと（ARテスト）
・誤差項に関して分散不均一がないこと（次数1および2のARCHテスト）
・連続チョウ検定で構造変化が検出されないこと[8)]

の3点を有意水準5%で満たすようにモデルを確定した。この3点以外にも，残差に関する正規性にも留意しモデル選択の参考にしている。またラグ次数については1種類の変数あたり1期は残るよう配慮しながら，多次数からはじめて t 値を参照して有意な次数までを残した。外生性検定に際しては，条件モデルの被説明変数（y_t）に各県の一人あたり県民所得の成長率を採用し，周辺モデルの被説明変数（x_t）に全国一人あたりマネーサプライの伸び率を

---

7) ただし，90年代末の大幅な金融緩和期に対応するためのダミー変数をやむを得ず必要としたモデルもある。しかし，その場合にも構造変化期の数は2箇所以内となっている。

8) 本稿で用いた連続Chow検定は一般のChow検定を連続しておこなったもので，検定統計量は次のようにあらわされる。観測期間を，1, 2, …， M， $M+1$, …, T とすると，$\dfrac{(RSS_T-RSS_{t-1})(t-k-1)}{RSS_{t-1}(T-t-1)} \sim F(T-t-1, t-k-1)$。ここで，$RSS_i$ は第 i 番目観測値までを用いた推定式の残差2乗和で $t=M, \cdots, T$ と t を1期ずつ移動させながら逐次検定する。

採用している。

条件モデルと周辺モデルの推定結果を用いて弱外生性と超外生性の検定をおこなう。3節で述べたように実際の検定においてはμ_t^X, σ_t^{XX}にそれぞれの推定値として$\hat{x}_t, \hat{\sigma}_t^{xx}=e_t^2$を代入する。よって検定のためのモデルは,

$$y_t=\beta_1 x_t+\gamma z_t+(\delta-\beta_1)\hat{u}_t+\gamma_1\hat{x}_t^2+\gamma_2\hat{u}_t^2\hat{x}_t+\gamma_3\hat{u}_t^2 \tag{13}$$

となる。(13) において弱外生性を検定するためには,

$H_0:(\delta-\beta_1)=0$, 弱外生性あり

$H_1:(\delta-\beta_1)\neq 0$, 弱外生性なし

として検定をおこなえばよい。超外生性を検定するには弱外生性に加えて$\gamma_1=\gamma_2=\gamma_3=0$が成立するか否かを検定すればよいので$(\delta-\beta_1)=0$の条件のもとでは,

$H_0:\gamma_1=\gamma_2=\gamma_3=0$,(超外生性あり)

$H_1:\gamma_1=\gamma_2=\gamma_3$のうち少なくとも一つはゼロでない,(超外生性なし)

の検定をおこなえばよい。このために$\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$それぞれの係数に対する$t$検定ならびに$\gamma_1=\gamma_2=\gamma_3=0$を検定する$F$検定の双方の検定をおこなった。まず,超外生性を持つことの必要条件でもある弱外生性検定の結果が表2である。なお括弧【 】内はP値である。以下では,所得の成長率とマネー伸び率の関係を考える上での参考のため,全国レベルの国民所得成長率とマネー伸び率の2変数モデルにおいて同様の検定をおこなった場合の結果を書き加えてある。

表2の結果より,各県モデルおよび全国データモデルのいずれにおいても‘弱外生性あり’の帰無仮説は棄却されるにいたらなかった。このことは地域モデルにおいてマネーサプライ伸び率を外生変数として扱って推定をおこなっても情報損失がないことを意味している。また,本稿のモデルにおいては‘弱外生性あり’の帰無仮説が有意に棄却されなかったことはDGPを2

変数の VAR で表現することに対してさしあたりは定式化の誤りが指摘されなかったことも意味すると考えられる。

次に弱外生性検定の結果を踏まえて超外生性検定をおこなった。その結果が表3である。括弧【　】内は P 値である。なお，超外生性の検定結果(表3)において，超外生性あり（○）とは‘関心のある係数が不変’の帰無仮説が有意に棄却されなかったことを表し，本稿の解釈ではこれは政策変更等の M の変動に応じて経済主体の行動の変化が有意に観測されなかったことを意味する。一方，超外生性無し（×）は帰無仮説が有意に棄却されたことを表し，これは経済主体の最適化行動が M の変動に対応して変化したことが統計的に有意に観測されたと解釈される。

まず全国データモデルの結果をみる。国民所得成長率の条件モデルでは $\gamma_1=0$ の帰無仮説が有意水準 10%の両側検定で棄却されている。しかし，$\gamma_1=\gamma_2=\gamma_3=0$ の同時検定の結果は帰無仮説を棄却していない。このことから国民所得成長率に対してマネーサプライ伸び率の係数が充分安定的であるか否かは，判断に迷うところである。この微妙な検定結果が地域別に見ても成立するのか，それとも超外生性が有る地域と無い地域が集計された結果がこの全国レベルの微妙な検定結果を生み出したのかを見るため，次に各県別の検定結果を検証する。

愛知県ならびに岐阜県の 2 県は，マネーサプライ伸び率（m）の係数に対する超外生性の帰無仮説が棄却されたと考えられる。愛知県の場合には $\gamma_3=0$ を帰無仮説とする t 値が 10%有意水準で有意に仮説を棄却しているだけではなく，$\gamma_1=\gamma_2=\gamma_3=0$ を帰無仮説とする同時検定での F 検定統計量も 10%水準で帰無仮説を棄却している。また，岐阜県では $\gamma_2=0$ を帰無仮説とする t 値が 5%有意水準で有意に仮説を棄却しているだけではなく，$\gamma_1=\gamma_2=\gamma_3=0$ を帰無仮説とする同時検定での F 検定統計量も 10%水準で帰無仮説を棄却している。全国データモデルの検定結果と比較すると，この 2 県は相対的にマネーサプライの変動 m に対して経済主体が全国平均より

も大きく最適化行動を変化させていることになる。

一方，三重県，静岡県，長野県，山梨県，新潟県，富山県，石川県および福井県の8県については $\gamma_1, \gamma_2, \gamma_3$ それぞれに対する t 検定の結果も $\gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = 0$ を同時検定する F 検定の検定結果の双方ともに‘超外生性有り’の帰無仮説を棄却するには到らなかった。係数の変化が経済主体の最適化行動の変化に伴って生じると考える限りにおいて，この検定結果は上記の8県は愛知県，岐阜県の2県に比べて m の変動に対しての最適化行動の変化にともなうパラメータの変動が相対的に小さいと考えられる。

5. 結　論

本稿では，DGP に VAR を想定した上で中部10県の各県についてモデルを構築し外生性検定をおこなった。外生性検定に際しての関心ある係数としては，多くの地域モデルにおいて外生変数とみなされ，また政策変数としての意味も大きいと考えられるマネーサプライ伸び率の係数を採用した。本稿の目的は，政策変更に伴う係数の変化が県ごとに異なることを係数に対する m の超外生性の有無という形で実証することであった。そこで，超外生性の必要条件である弱外生性の検定を行った上で各県の GDP の条件モデルにおいて超外生性検定をおこなった。

その結果，弱外生性に関してはすべてのモデルにおいて‘弱外生性あり’の帰無仮説は棄却されなかった。これより，計量モデル構築においてマネーサプライ伸び率を外生変数として扱うことに一定の正当性があることが明らかになった。ただし，弱外生性が保証するものはあくまで推定の効率性であり，計量モデルにおける分析で重要なのはむしろ超外生性や強外生性と考えられる。また，外生性検定はモデルの定式化の影響を受けやすい点にも注意が必要であり，この結果をもっていわゆる構造方程式モデルにおいても弱外生性が満たされているをするのはやや早計であろう。

また本稿の主目的である超外生性検定の結果，愛知県・岐阜県では超外生性有りの帰無仮説は棄却された。一方で他の 8 つの県では超外性性有りの帰無仮説は棄却されなかった。超外生性が無いことは，周辺モデルのパラメータ変更として表現される構造変化や政策変更に伴って，条件モデルにおける関心ある係数が構造変化を起こす可能性を示している。この構造変化は，経済主体の最適行動の変更に伴って起こると考えられる。よって各県別のモデルにおいて超外生性がある県とされる 8 県と，超外生性無しとの検定結果を得た 2 県とでは経済主体が最適化行動を変化させる速度や変化の大きさが異なると考えられる。実際今回の検定では，人口や産業の流動性が高く最適化行動を変化させることのコストが相対的に低いであろう都市圏（愛知県）近郊において超外生性有りの帰無仮説は棄却された。この検定結果の差が政策変更に対する行動調整の規模に起因するとすれば，本稿の結果は県によって政策の波及効果が異なることも示唆していることになろう。

しかしながら，本稿の分析ではいかなる経済構造の下で超外生性がなくなるか等のことは明示的に分析されていない。それらを明らかにするためには，まず，全県レベルでの分析を試みて各県を超外生性の有無で分類した上でのより詳細な分析が必要であろう。よって本稿では検定結果からマネーサプライ伸び率が政策変更の代理変数となるような金融政策に対する反応が中部地域 10 県の各県で異なる可能性を指摘し，全国規模のより詳細な分析は今後の課題としたい。

表1：単位根検定結果

変数	検定統計量
Y	−0.58 (1)
M	−1.89 (1)
AI	−0.61 (1)
GF	−0.08 (1)
ME	−0.07 (0)
SZ	−0.67 (0)
NO	0.43 (0)
YN	−0.19 (0)
NI	−0.46 (0)
TM	−0.54 (0)
IS	−1.05 (0)
FI	−0.68 (1)

表2：弱外生性検定（両側10%有意：＊，両側5%有意：＊＊）

	弱外生性検定 $(\delta-\beta_1)=0$
y	1.22【0.24】
ai	0.99【0.37】
gf	−0.37【0.71】
me	0.47【0.65】
sz	0.21【0.83】
no	1.01【0.33】
yn	−1.16【0.26】
ni	−0.02【0.98】
tm	0.80【0.43】
is	−0.34【0.74】
fi	0.56【0.58】

表 3：超外生性検定（両側 10%有意：＊，両側 5%有意：＊＊）
（超外生性あり○，無し×）

	t 検定 $\gamma_1=0$	t 検定 $\gamma_2=0$	t 検定 $\gamma_3=0$	$\dot{F}$ 検定	超外生性の有無
y	−2.05＊ 【0.059】	1.05 【0.31】	−1.00 【0.33】	1.63 【0.23】	△
ai	−1.75＊ 【0.10】	−1.25 【0.23】	1.93＊ 【0.063】	2.54＊ 【0.099】	×
gf	−1.41 【0.18】	2.23＊＊ 【0.044】	−1.55 【0.15】	3.11＊ 【0.063】	×
me	0.25 【0.80】	−1.05 【0.31】	0.78 【0.45】	0.53 【0.67】	○
sz	0.35 【0.73】	−1.11 【0.29】	1.14 【0.28】	0.44 【0.73】	○
no	−0.92 【0.38】	0.15 【0.88】	−0.21 【0.84】	0.41 【0.75】	○
yn	0.027 【0.98】	0.41 【0.69】	−0.43 【0.67】	0.18 【0.90】	○
ni	−0.21 【0.84】	0.60 【0.56】	−0.56 【0.58】	0.12 【0.95】	○
tm	−0.44 【0.67】	−0.12 【0.90】	−0.12 【0.91】	0.40 【0.76】	○
is	0.58 【0.67】	−0.37 【0.71】	0.30 【0.77】	0.12 【0.95】	○
fi	−0.26 【0.80】	−0.63 【0.54】	0.67 【0.52】	0.20 【0.89】	○

参考文献

Banerjee, A. and Hendry, D. F. (ed.), "The Econometrics of Economic Policy", Blackwell, 1997.

Dickey, D. A. andFuller, W. A., "Distribution of estimators for autoregressive time series with a unit root" Journal of the American Statistical Association, June, 1979, 427-431.

Engle, R. F., Hendry, D. F. and Richard, J. F., "Exogeneity" Econometrica, 51 (2), 1983, 277-304.

Engle, R. F. and D. F. Hendry, "Testing Superexogeneity and Invariance in Regression Models", Journal of Econometrics, 56, 1993, 119-139.

Ericsson, N. R. and Irons, J. S. (ed.), Testing Exogeneity, Oxford University Press, 1994.

Favero, A. C., "Applied Macroeconometrics", Oxford University Press, 2000.

Hatanaka, M., "Time Series based Econometrics", Oxford University Press, 1995.

Lucas, R. E. Jr., "Econometric Policy Evaluation: A Critique" The Phillips Curve and Labor Markets, Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy, 1976, 19-46.

井口泰秀，「わが国貨幣需要関数と外生性」，統計学第 77 号，経済統計学会，1999 年 9 月，1-14。

信國眞載・福地崇生・平田純一，「NCU 東海 2000 モデルによる東海地域経済の中期経済予測」，国際地域経済研究創刊号，名古屋市立大学経済学部付属研究所，2000 年，17-55。

福地崇生・山口誠，「東海地域の経済産業構造はいかにあるべきか」，名古屋市立大学経済学部付属研究所プロジェクト報告書，1997 年 3 月号 No. 1，1-55。

山本　拓，『経済の時系列分析』，創文社，1988 年。