

## 地域モデルのパラメータは不変性をもつか？

——各地域への金融政策の影響——<sup>\*)</sup>

井口 泰 秀

### I はじめに

本稿の目的は、鉱工業生産力指数を用いて国内における金融政策の効果・影響の地域的な差異を検証することである。具体的には、政策変数の変動に伴い経済構造の変化（パラメータの変動）が有意に発生する地域と有意な変化がない地域が存在することを明らかにする。

中央銀行によって実施される金融政策は一国の経済を安定化することを目的としている。政策決定や、政策目標の達成度を判定する際には、各地域の経済指標を総合的に勘案しつつ、一国全体レベルのマクロ経済指標が用いられる。また、中央銀行が政策手段として用いるマネーストック（マネーサプライ）や金利も、国内において地域ごとに市場が存在するのではなく、一国全体が一つの市場であると考えられる。例えば、近畿地方に対しては金融緩和を実施しつつ、一方で四国地方では金融引き締めをおこなうといったことは不可能である。したがって、中央銀行は一国レベルの経済指標に基づいて、全国均一な政策手段によってその目的を達成することを求められている<sup>1)</sup>。もちろん、一国内の経済状況および経済構造がほぼ均一であるとすれば、政策目標が一国レベルの経済指標であることに特に大きな問題はない。政策手段についても、そのような場合には、全国一律な形でしかコントロールできないものであってもよいであろう。しかしながら、各地域の経済構造やおかれている経済状況が相当程度異なる場合、適切な政策の方向性や望ましい政策水準が異なることはありうる。前述の例でいえば、近畿地方で

は不況への対応として金融緩和が求められる時期に、他方で四国地方では金融緩和政策ではなく金融引き締め政策が必要とされるということはある。各地域の経済構造と経済状況が全く同じであることはありえないため、理論上はマクロ金融政策が地域ごとに異なる効果・影響をもたらすことはほぼ明らかであるように思われる。もっとも、それらの影響の差が単にマクロモデルにおける金融政策変数の係数の大きさの差として表現できるのであれば、実証分析上はそれぞれの地域別に通常のマクロモデルを構築し推計すればよい。しかし、各地域の経済状況や構造の違いが単なるパラメータの値の差に還元できないこともありうる。つまり Lucas [1976] においてなされた、政策変更に伴い係数が構造変化するケースである。この場合、単にパラメータ値が異なることに加えて政策変更に対するリアクションとしての構造変化の有無や、構造変化の影響の大きさがある程度明示的にモデルに組み込む必要がある。そのため、この場合は単に地域別モデルを構築するだけでは不十分である。また、政策変更に対するリアクションとしての構造変化が有意に観測できる地域と観測できない地域があるとすれば、その構造変化の有無自体がある種の地域特性を表していると考えられる。

本稿では、地域ごとの鉱工業生産力指数を用いて、政策変更に対する各地域の対応に差が存在する可能性を検証する。そのために、単なるパラメータ値の差を比較するのではなく、金融政策の変更がおこなわれた場合の各地域の構造変化の有無を検証することとする。そのため超

外生性の概念と検定を用いる。なお従来、この構造変化（超外生性）の有無は計量モデルがいわゆるルーカス批判を回避しているか否かの確認の意味しかもたないことがおこった。しかし、本稿では地域ごとの有意な構造変化の有無の差自体が、何らかの地域特性を表していると解釈し、まずその有無を定量的な検定により確認することを目的とする。

地域別の政策効果の差異等に関する研究としては、Carlino and Defina [1998] や Crone [2007] がアメリカ合衆国における地域間の差異についてVARモデルにより検証している。また我が国においては家森 [2002] が地域ごとに最適な金融政策が異なる可能性を考慮した上で、政策効果の地域差について検証している。また、井口 [2009] では、県別GDPを用いて東海圏における政策変更に対する対応としての構造変化の有無を検証している。しかしながら、そういった観点からの我が国における定量的な分析は、必ずしも十分でないと思われる。

本論の構成は以下の通りである。第Ⅱ章で実証分析に用いるデータを紹介する。第Ⅲ章で分析をおこなうために使用するモデルと検定手法を示す。Ⅳ章で実証分析結果を提示し、地域によって政策変更に対するリアクションの大きさに差が存在し、政策変更に伴う構造変化が有意に観測できる地域と有意でない地域が存在することを示す。第Ⅴ章において本稿でおこなった実証結果をまとめ結論とする。

## Ⅱ データ

ここでは、実証分析で利用するデータを紹介し、あわせて実証分析に先立っておこなった単位根検定結果を示す。本稿では各地域への金融政策の影響を考察する。そのため、実証分析では政策効果を表すための各地域の経済活動水準を示す指標、金融政策の水準を示すための指標、その他モデルにおいてコントロールすべき指標

が使われる。データの観測期間は1998年1月から2008年4月までの月次データ124個である。

### 1 経済活動の水準

政策効果を表すための各地域の経済活動の水準を示す指標として、全国ならびに地域別の鉱工業生産力指数を使用する。具体的には、月次の季節調整済み全国鉱工業生産力指数（生産）と地域別鉱工業生産力指数（生産）を利用する。

最も包括的な経済活動水準を表す指標としては、GDPや国民所得といった指標が考えられる。井口 [2009] では、経済活動の水準を表す指標として各県の県内総生産と県民所得の2種類を用いている。しかし、各県の県内総生産と県民所得は年次データしか得られず相当に長期にわたるデータを扱ってもなお、データ数が少ないという欠点がある。そこでここでは、全国を8地域に分割して集計されている月次の鉱工業生産力指数を用いることとした。もちろん月次のデータが得られる代償として、GDP、県内総生産や国民所得・県民所得に比べると、鉱工業生産力指数はその包括範囲が製造業に限定されているという問題がある。いわゆる産業のソフト化、サービス業化が進んでいるといわれる現代においてこの点は大きな問題である。したがって、本分析はあくまで産業を限定している点に分析上の一つの限界があることに留意しなければならない。一方で、産業が限定されていることは本稿において次にあげる2要因が多少なりともコントロールされていることを意味する。つまり経済構造と経済状況が地域差をもたらすとされる2大要因であるが、この中で本稿において明示的に分析される要因はどちらかといえば経済状況の差ということになる。もちろんデータの包括範囲が製造業に限定されているとはいえ、この製造業の産業区分内にもさらに詳細に分割可能な相当程度幅広い業種を含む。したがって、製造業内の業種を細かに分割して

考えれば、なお構造差は存在すると考えられる。また、経済状況差の内的変数として経済構造が影響するという二次的な影響も考えられるがこれらの点については、データ上分離しコントロールすることが困難である。データの所管は経済産業省（旧通商産業省）ならびに各地域の経済産業局である。この経済産業局の管轄する全国8地域が本稿における地域区分であり、北海道、東北、関東、中部、近畿、中国、四国、九州（沖縄を除く）からなる<sup>2)</sup>。

なお実証分析に利用するにあたり、鉱工業生産力指数の基準点が変更になっているポイント

があることに注意が必要である。各地域の産業統計局では平成17年（2005年）基準の統計が2003年まで遡及して発表されている。それと同時にそれ以前の指標が接続指数として公開されている。本稿ではこれを利用し、2002年12月から2003年1月の段階で接続をおこなった。このことに伴う変動はダミー変数により処理する。全国的な鉱工業生産力指数の動向を示すために、以下図1、図2に全国鉱工業生産力指数と前期比成長率（年率換算）ならびに成長率の移動平均値のグラフをあげる。

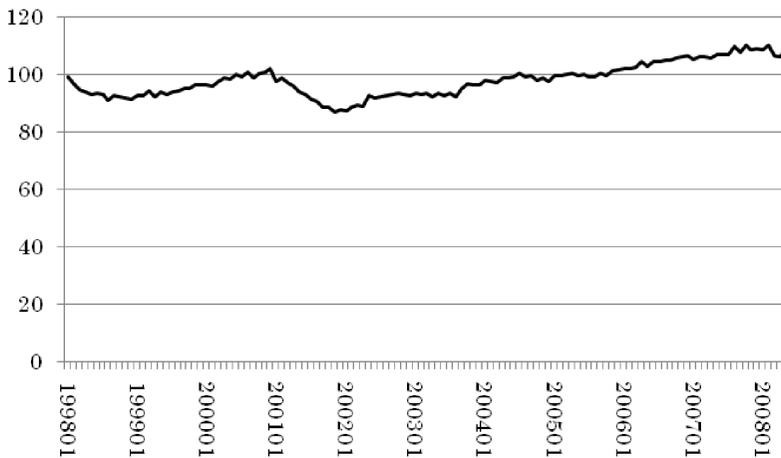


図1 全国鉱工業生産力指数（経済産業省）

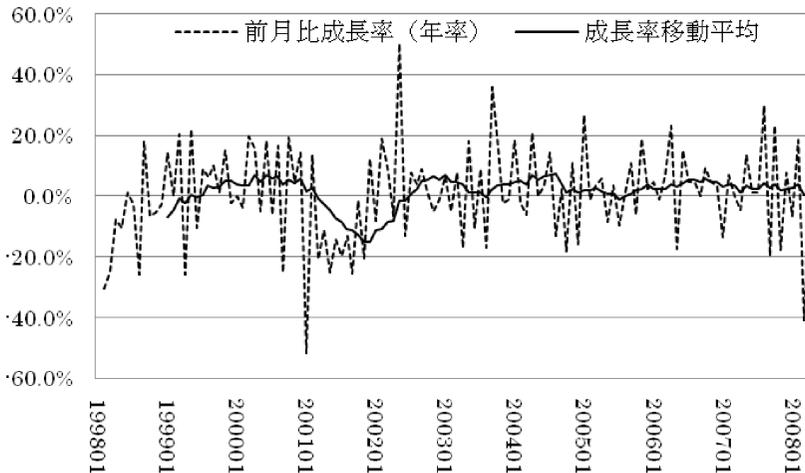


図2 鉱工業生産力指数成長率（経済産業省）

## 2 金融政策の水準

金融政策の水準を示すための指標として日本銀行が発表するマネースtock M2（2008年6月以前のM2+CD）を用いる。一般的な金融政策の水準を示すための指標としてはマネースtock以外に金利を用いることも考えられる。しかしながら分析期間中にいわゆるゼロ金利政策や量的緩和政策が採用されていた時期が含まれるため、今回はサンプル期間中一貫して用い

ることのできるマネースtockのみを採用する。数値は全国のGDPデフレータを用いて実質値に返還した季節調整済みの数値を対数変換して用いる。

前述したように金融政策は地域ごとに個別のマーケットが存在するわけではない。よってこの変数は全地域で同一の数値を指標とする。近年のマネースtockの変動を以下の図3、図4に示す。

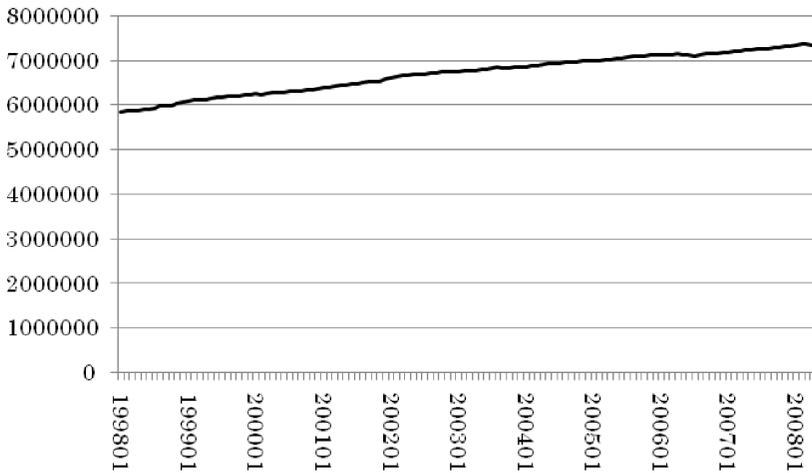


図3 マネースtock（日本銀行）

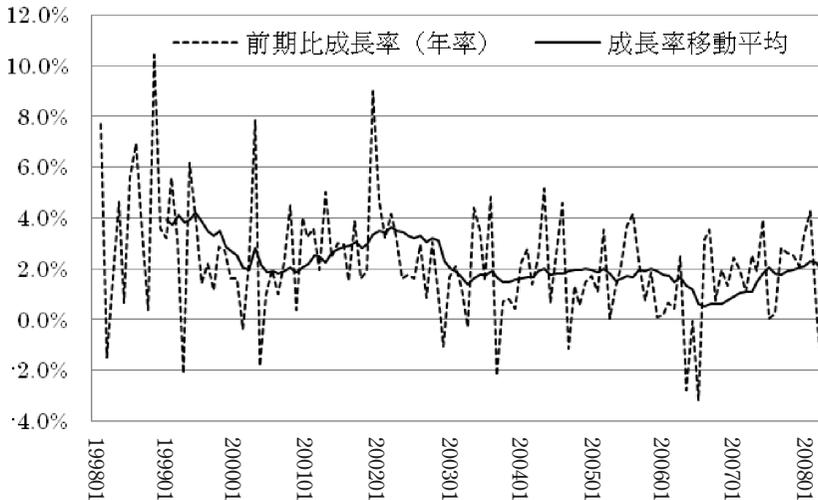


図4 マネースtock成長率（日本銀行）

### 3 その他にモデルにおいてコントロールすべき指標

経済活動水準、金融政策水準以外にモデルに含める変数として、第3次産業活動指数と対米ドルの為替レートを利用する。なお両変数とも対数変換を施している。

第3次産業活動指数は鉱工業以外の他産業の活動水準が与える影響をコントロールするためのものである。月次ではより包括的なGDP等のデータが利用不能なために代替指標として利用する。データの所管は経済産業省であり、季節調整済み変数である。また、本稿では鉱工業生産力指数と同様2003年1月の段階で旧基準との接続をおこなっている。なお、第3次産業活動指数は地域別データが存在せず全国レベルのデータのみ利用である。

対米ドルの為替レートは、我が国の鉱工業の輸出依存の程度を勘案して、変数として加えることとした。採用した変数は銀行間直物の月中平均値でデータの所管は日本銀行である。為替レートは変数の性質上、金融政策変数と同様に全国統一のマーケットのみ存在し、地域別デー

タは存在しないとする<sup>3)</sup>。

### 4 単位根検定結果

通常、時系列分析においては、見せかけの相関に陥ることを避けるために実証分析に入るに先立って、単位根検定をおこなう。本稿でも単位根検定結果に応じて階差変数を用いるかレベル変数による分析をおこなうかを決定する。

表1が全国ならびに地域別鉱工業生産力指数(IIP)とマネーストック、第3次産業活動指数、対米ドル為替レートに対する単位根検定(ADF検定)結果である。先述の通り各変数とも対数変換を施している。利用したレベル変数が季節調整済みであることから、階差変数(成長率)として前年同期比ではなく前期比を採用した。レベル変数は定数項有、トレンドなしのモデルであり5%有意水準の臨界値は-2.89である。また、階差変数は定数項もトレンドもないモデルを採用し、5%有意水準の臨界値は-1.94である。ADF検定の帰無仮説は $H_0$ :単位根あり、である。帰無仮説を有意に棄却した変数については表中の検定等計量を太字で示した。表の括

表1 ADF単位根検定結果

$H_0$ : 単位根あり

$H_1$ : 単位根なし

	レベル変数(ラグ次数)	前期比(ラグ次数)
全国IIP	-1.61(2)	-1.85(1)
北海道IIP	-1.81(1)	-16.18(0)
東北IIP	-1.52(0)	-11.01(0)
関東IIP	-1.86(4)	-3.54(1)
中部IIP	1.09(0)	-1.02(3)
近畿IIP	-2.02(0)	-12.19(0)
中国IIP	-1.68(0)	-11.42(0)
四国IIP	-1.75(1)	-17.01(0)
九州IIP	-1.35(1)	-7.20(0)
マネーストック	-3.59(0)	-2.16(2)
第3次産業活動指数	-1.01(2)	-13.08(1)
為替レート	-1.13(0)	-8.87(0)

弧 ( ) 内の数値は ADF 検定のラグ次数である。なお、2003年1月時点で接続をおこなった変数について、その時点で構造変化を考慮した検定もおこなったが、検定結果に変化がないため割愛した。

表1の結果からも明らかな通り、レベル変数についてはその大半が単位根をもつとの帰無仮説を棄却できない。一方、階差をとることにより定常化ができることがわかる。この結果をふまえて、前期比階差(成長率)を用いて実証分析をおこなうこととする。

### Ⅲ 検定モデル

ここでは、本稿で用いる外生性の定義、検定モデルと検定手法を簡単に紹介する。本稿における外生性の定義と検定手法は、Engle, Hendry and Richard [1983], Banerjee and Hendry, eds. [1997] や Hatanaka [1995], Favero [2001] に基づく。また、井口・打田 [2003] や 井口 [2009] 同様の手法を用いている。詳細はこれらの先行研究と本稿の補論を見られたい。

説明の簡略化のため  $X_t$ ,  $Y_t$  の2変数モデルで説明する。まず、これら2変数のDGPがVARで表現可能であるが、今現在関心があるのは  $t$  期における被説明変数  $y_t$  に対する当期 ( $t$  期) の説明変数  $x_t$  の影響 ( $x_t$  のパラメータ  $\beta$ ) であるとしよう。この時DGPを  $x_t$  を条件とした  $y_t$  の条件モデルと  $x_t$  の周辺モデルに展開することがしばしばおこなわれる。すなわちDGPであるVARの条件モデルと、周辺モデルへの変換である。ここで条件モデルとは、

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

周辺モデルとは、

$$x_t = \phi z_t + u_t$$

である。なお、 $z_t$  は定数項と変数  $X_t$ ,  $Y_t$  のラグ変数ならびにダミー変数。 $e_t$  ならびに  $u_t$  は標準的な誤差項である。

弱外生性とは、パラメータ  $\beta$  を推定する際に推定量  $\hat{\beta}$  が同時方程式等によってコントロールせず単一方程式で推定しても blue であることを意味する。また、 $X_t$  が  $\beta$  に対して弱外生性をもち、かつ  $X_t$  の周辺モデルの誤差項の分散等を含む諸パラメータを変更しても、条件モデルのパラメータ  $\beta$  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  $\beta$  に対して超外生的であるという。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、弱外生性に加えて線形回帰式のパラメータ  $\beta$  の不変性 (Invariance) が成立すればよい。現実には政策変更があつたにも関わらず、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パラメータに与えていないと結論付けられる。

具体的な検定手続きとしては以下ようになる。まず弱外生性の検定では、周辺モデル残差  $u_t$  を  $Y_t$  の条件モデルに説明変数として加えてそのパラメータの有意性を検定する。なお帰無仮説は「 $H_0$ : 弱外生性あり」である<sup>4)</sup>。

次に超外生性の検定は、弱外生性があることを確認した上で  $\beta$  の不変性 (Invariance) を検定する。本稿では、Engel and Hendry [1993] における  $\beta$  の定式化に基づく超外生性の検定をおこなう。すなわち  $\beta$  を次のように定式化する。ここで  $\mu_t^x$  は周辺モデルによる  $x_t$  の理論値。 $\sigma_t^{xx}$  は周辺モデル残差  $u_t$  の分散である。

$$\beta = \beta_0 + \beta_1 \mu_t^x + \beta_2 \sigma_t^{xx} + \beta_3 \frac{\sigma_t^{xx}}{\mu_t^x} \quad (*)$$

この定式化に基づき(\*)を条件モデルに代入する。実際の検定では代入する際にまず、 $\mu_t^x$  と  $\sigma_t^{xx}$  をそれぞれ周辺モデルによる推定値  $\hat{x}_t$  と残差の2乗  $u_t^2$  に置き換えることになる。代入後の条件モデルを整理すれば、超外生性の検

定をおこなうためには、 $Y_t$  の条件モデルに  $\hat{x}_t^2$ ,  $u_t^2 \hat{x}_t$ ,  $u_t^2$  の3変数を加えてそのパラメータである  $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$  を検定すればよいことがわかる。弱外生性に加えて  $\beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$  が成立していればパラメータは定数であり超外生性をもつことになる。帰無仮説は、「 $H_0$ : 超外生性あり」である。なお、真の母数  $\mu_t^x$  と  $\sigma_t^{xx}$  の代わりに推定値を代入せざるを得ないため、最終的には  $\beta$  が“理論値（1次のモーメント）”と“理論値からの乖離の大きさ”に依存して構造変化を起こすモデルになっている。

本稿では、関心あるパラメータ  $\beta$  に対応する条件モデル説明変数が、 $t$  期の金融政策変数であるマネーストック成長率、被説明変数が経済活動水準を示す鉱工業生産力指数成長率である。

#### IV 実証分析結果

本章では、地域別鉱工業生産力指数成長率に対して超外生性検定をおこなう。この検定結果を検証することで、金融政策の変動に対する地域のリアクションが有意な構造変化を伴う地域と、構造変化を伴わない（有意でない）地域があることを明らかにする。

##### 1 実証モデルの紹介と留意点

すでに第III章において一般的な形で検定モデルを紹介した。ここでは結果の提示に先立って、改めて実際のモデルの定式化を確認した上で、推定の際の留意点、前提とした条件を明示しておく。

まず周辺モデルは、

$$m_t = c + dum + \sum \phi_{1i} m_{t-1} + \sum \phi_{2i} y_{t-1} + \sum \phi_{3i} x_{t-1} + \sum \phi_{4i} ex_{t-1} + u_t$$

ここで、 $c$  は定数項、 $dum$  は定数項ダミーと係数ダミーを含む必要なダミー変数、 $m_t$  はマネーストック成長率、 $y_t$  は我が国全体の鉱工業生産

力指数成長率、 $x_t$  は第3次産業活動指数成長率、 $ex_t$  は対米ドル為替レート変化率、 $u_t$  は標準的な性質を満たす誤差項である。周辺モデルの説明変数は定数項と定数項ダミー変数を除いて、すべてラグ変数である。本来 DGP を VAR と仮定した場合、説明変数にこれらの説明変数以外に当該地域の鉱工業生産力指数成長率のラグ変数が加わるべきである。しかしながら、金融政策は地域ごとにマーケットが存在するとは考えられないことから、周辺モデルにはこれを含めない。上記の定式化による周辺モデルを全地域共通とする。推定に際してはラグを長くとしたモデルからはじめ、高次ラグから順にパラメータが非有意な変数を削除する形式でおこなった。ただし、すべてのラグ変数のパラメータが非有意な場合でもマネーストック、鉱工業生産力指数、第3次産業活動指数は少なくとも1変数を残す。またパラメータの有意性以外にモデル定式化の問題を検証するために、誤差項の正規性検定、2次までの系列相関を検定する LM 検定、分散不均一検定ならびに構造変化に対する CUSUM 検定を利用し、これらの検定においてモデルの不備が示唆されないことをチェックしている。

本稿の目的は、金融政策の変更が、条件モデルのマネーサプライ成長率の係数（関心あるパラメータ）に構造変化を与えるか否かを検証することにある。したがって、例えばオイルショック時のような、我が国経済の大規模な構造変化を招いた歴史的変動を、本稿で検証すべき相対的により日常的な政策変更に伴う構造変化として検出しないように区別しておく必要がある。そのために既知の構造変化としていくつかの時点における構造変化をダミー変数によりあらかじめ処理する。ダミー変数挿入時点としては、2001年3月からの量的緩和政策発動期ならびに同政策の解除された2006年3月期を想定した。ただし、政策変更の効果がラグを伴っ

て現れ得ることも考慮し、上記の時期後数期のラグはありうるものとし、具体的な時期はダミー変数の  $t$  値により判断した<sup>5)</sup>。ダミー変数の種類としては、マネースtock成長率の係数ダミーと定数項ダミーのどちらか(または両方)を利用する。もちろん推定式全体の安定性を前述したいくつかの検定等計量により判定し、またダミー変数の係数が非有意となった場合は説明変数から除く。大規模で歴史的な構造変化をコントロールするためのダミー変数以外に、データの接続の問題から2003年1月時に一時点のみのジャンプを調整する定数項ダミー変数を設定した。

次に、条件モデルを紹介する。条件モデルは、 $ry_t = c + dum + \beta m_t + \rho L(m_t, ry_t, y_t, x_t, ex_t) + e_t$ 。  $c$ ,  $dum$ ,  $m_t$ ,  $y_t$ ,  $x_t$ ,  $ex_t$  は周辺モデルで紹介したものと同様の変数を表している。 $ry_t$  は各地域の鉱工業生産力指数成長率である。 $L(\ )$  はラグオペレータを含む線形関数である。条件モデルは定数項、ダミー変数と  $m_t$  の当期値以外に、括弧内の5変数のラグ値の線形結合で成り立っている。 $e_t$  は誤差項である。周辺モデルは定数項、ダミー変数とラグ変数により成り立つが、条件モデルにおいてはマネースtock成長率  $m_t$  の当期値が含まれる。条件モデル推定に際しては、ダミー変数の扱いも含め、周辺モデルの場合と同様の手順にしたがう。推定時にチェックする検定等計量も基本的に周辺モデルと同様であるが、それに加えて  $m_t$  の当期値の係数  $\beta$  が非負であることも満たすべき条件とする<sup>6)7)</sup>。

## 2 検定結果

推定した周辺モデル残差  $u_t$  を条件モデルに説明変数として追加し、弱外生性検定をおこなった。帰無仮説は「 $H_0$ : 条件モデルに説明変数として追加した  $u_t$  の係数がゼロ」である。対立仮説は「 $H_1$ : 条件モデルに説明変数として

追加した  $u_t$  の係数が非ゼロ」である。もちろん、帰無仮説を「弱外生性あり」とせざるを得ない検定の形式上、弱外生性は「帰無仮説を棄却できない」という消極的な意味をもつに過ぎない。しかしながら、弱外生性が確認できれば  $m_t$  と  $ry_t$  の同時推定ではなく、単一方程式による推定をおこなうことが一応正当性をもつと思われる。なお、DGPをVARの形に定式化することが正当であれば、弱外生性は必ず成立する。したがってこの検定は、定式化の誤りを検定するテストにもなっている。

表2に検定結果を示す。なお、比較のため地域別モデル(8モデル)に加えて、全国鉱工業生産力指数を被説明変数に用いた全国モデルの結果も併記する。全国モデルは第四章1で紹介した条件モデルの被説明変数を  $y_t$  に置き換え、説明変数から  $ry_t$  を除くことで得られる。

表2の  $t$  値ならびに  $p$  値より明らかなようにすべてのモデルにおいて帰無仮説は棄却されなかった。これをふまえて、次にパラメータ  $\beta$  の不変性に対する検定をおこなうこととする。

表2の結果をふまえて、第三章における(\*)の定式化に基づき政策変更に伴う構造変化の有無を検定する。検定は2種類おこなった。一つはパラメータ  $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\beta_3$  のそれぞれに対する  $t$

表2 弱外生性検定結果

$H_0$ : 弱外生性あり

$H_1$ : 弱外生性なし

地域	t値	p値
全国	-0.19	0.85
北海道	1.45	0.15
東北	0.10	0.92
関東	0.18	0.86
中部	-0.48	0.63
近畿	-0.17	0.87
中国	0.81	0.42
四国	1.61	0.11
九州	0.69	0.49

検定である。もう一つは帰無仮説を「 $H_0: \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$ 」、対立仮説を「 $H_1: \beta_1, \beta_2, \beta_3$ のうち少なくとも一つは非ゼロ」とする尤度比検定(LR検定, 自由度3の $\chi^2$ 乗検定)である。3つの係数のうち一つでも有意に非ゼロの場合, 政策変更に伴う構造変化が有意に認められることになる。結果を表3にまとめた。なお, 自由度100のt検定の両側10%有意水準臨界値は1.660, 5%臨界値は1.984である<sup>8)</sup>。自由度3の $\chi^2$ 乗分布による尤度比検定の臨界値(片側)は10%有意水準で6.251, 5%有意水準の場合7.815である。

表3の結果を検討する。まず全国モデルをみると全国規模の集計で考えた場合には, いずれの検定も帰無仮説を有意に棄却できていないことがわかる。つまり, 鉱工業生産力指数の全国規模のマクロレベルで推計をおこなう限りにおいては, さしあたりパラメータの不変性(政策変更に伴う構想変化なし)を前提に予測やシミュレーションをおこなってよい。すなわち, いわゆるルーカス批判を全国モデルは回避している。

さて, 一方で地域別モデルをみってみる。t検

定では, 北海道と九州においてパラメータ $\beta_1 = 0$ の帰無仮説が棄却されている。東北, 関東, 中部, 近畿, 中国, 四国の6地域では帰無仮説は棄却されていない。尤度比検定では, 北海道と四国が有意水準10%で帰無仮説を棄却している。このことから, 北海道地域において金融政策ショックへのリアクションとして有意な構造変化が起こっていることがわかる。また, 北海道地域における検定結果ほど頑健な結論ではないが, 四国ならびに九州地域でも統計的に有意な構造変化が起こっている可能性がある。他の地域では統計的に有意な構造変化は観測されなかった。なお, 構造変化が有意に観測された地域の係数をみると個別のパラメータに関してはすべて $\beta_1$ が有意となる結果である。符号は負であるから, これは政策ショックに伴う構造変化を考慮しない通常のモデルでは, マネーストックの期待値が大きい場合に係数が過大に推定されることを意味している。もちろん, 係数 $\beta$ の定式化(\*)自体が大きな検討課題であるため, この点についてはなお慎重な検証が必要と思われる。

表3 政策変更に伴う構造変化有無

$H_0$ : 構造変化なし

$H_1$ : 構造変化あり

	$\beta_1 = 0$	$\beta_2 = 0$	$\beta_3 = 0$	LR
全国	-0.449	0.656	-0.652	0.772
北海道	-1.994	0.067	0.613	7.601
東北	0.179	-0.557	0.456	0.374
関東	-0.868	1.059	-1.188	2.112
中部	-0.658	0.920	-1.070	2.014
近畿	-0.183	-0.513	0.808	1.444
中国	-0.275	-0.623	0.701	0.850
四国	-1.636	-0.774	0.308	7.132
九州	-2.003	-0.073	0.005	5.569

表3中の $\beta_1 = 0$ ,  $\beta_2 = 0$ ,  $\beta_3 = 0$ はt検定。LRは自由度3の $\chi^2$ 乗検定

## V まとめ

金融政策は全国一律な手段によってなされ、しかし現実には各地域の経済構造や経済状況は一律ではない。そのため金融政策の政策効果が地域ごとに異なることは間違いない。しかし、ルーカス批判をふまえて政策変更に伴う構造変化まで視野に入れた検証はこれまでほとんどなかった。そこで本稿では、各地域が金融政策の変更・金融政策ショックを受けた場合のリアクションに有意差があるか否かを検証した。パラメータの不変性の有無それ自体がある種の地域特性を表すと考えるからである。具体的には全国一律な金融政策変数を被説明変数とする周辺モデルと地域ごとの条件モデルを推定し、政策ショックに伴う構造変化が有意に観測されるか否か（超外生性の有無）を検定した。

その結果、比較的規模の大きい政策変更（量的緩和政策の開始と終了）をコントロールしたとしても、いくつかの地域では金融政策変数のパラメータに有意な構造変化が観測された。これは、金融政策の影響が単に地域ごとに異なるといった場合、従来はパラメータの値が固定したものと考えた上で、その値の大きさの差としてとらえていたことが必ずしも十分でない可能性を示している。すなわち政策変更・ショックに対応して、パラメータの変化（構造変化）が有意に観測できる地域と、そうでない地域があることが明らかになった。地域の経済構造や様々な経済状況の差は、パラメータの安定性（不変性）にも影響を与え、それが各地の地域間の政策効果の違いの一因と考えられる。

このような構造変化の有無に地域ごとに違いがある原因も、従来の研究で地域差の要因として指摘されている①経済構造差、②地域金融機関の振舞の差、③経済状況差、と考えられる。つまり、産業ごとに金融政策変更に応じて自らの行動を変更する容易さが異なれば、各地域の産業構造の差が地域としての有意な構造変化の

有無を生み得る。同様に地域金融機関の振舞の差も、行動を変更する容易さの差となる。いわば①、②は構造変化をおこなうためのコストの差の問題である。一方、③の経済状況に差がある結果、その時点で各地域にとっての最善の金融政策と現実にとられている政策のギャップが存在する。そのギャップが大きい地域と、比較的ギャップが小さい地域を比較すれば、ギャップが大きい地域ほど最善の政策がとられる場合に比べて厚生ロスが大きいと考えられる。このため、そのような地域では経済主体の行動変更が促され、これが地域の構造変化を生む。すなわち、構造変化をおこなわないことに伴うコスト（ロス）がどの程度あるかという問題である。

本稿では、データとして地域別鉱工業生産力指数を利用した。そのため全産業を対象とする場合に比べ経済構造差は現れにくいと思われる。したがってどちらかといえば経済状況差が検定結果に影響していると推測される。実際、北海道、四国、九州といった金融政策決定において考慮されるウエイトが低いと思われる地域において有意な結果が得られている。ただ、構造変化の原因を明示した形での分析ではなく、また地域金融機関の振舞の差も考慮されていない。しかし、それでも現時点で構造変化の有無において有意な差があることを定量分析によって確認できたことは非常に意義があると考えられる。

### [補論] 外生性の定義と尤度関数

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。

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

$\theta$  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  $Z_t$  の現在値および過去値やダミー変

数を含む。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分割される。なおパラメータ  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  は  $\theta$  と一対一対応になっており  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  から  $\theta$  を導く変換が存在する。またここでは  $\beta_1$  を関心ある係数と考える。

$$D(x_t, y_t | I_t, \theta) = D_1(y_t | x_t, I_t, \beta_1, \beta_2) \cdot D_2(x_t | I_t, \beta_1, \beta_2) \quad (1)$$

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。

$D(x_t, y_t | I_t, \theta) = D_1(y_t | x_t, I_t, \beta_1) \cdot D_2(x_t | I_t, \beta_2)$  (2)  
密度関数が (2) のように分割され、かつ  $\beta_1$  と  $\beta_2$  が Variation Free (VF) である場合、変数  $X_t$  が  $Y_t$  の条件モデルにおける係数  $\beta_1$  に対して弱外生的である、もしくは弱外生性をもつという。ここで  $\beta_1$ ,  $\beta_2$  が VF であるとは、 $\beta_1$  と  $\beta_2$  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。この時、条件モデルのみを使って推定しても関心ある係数  $\beta_1$  の推定に関しては十分であり、効率性が失われない。このことは (2) の対数尤度

$\ln D(x_t, y_t | I_t, \theta) = \ln D_1(y_t | x_t, I_t, \beta_1) + \ln D_2(x_t | I_t, \beta_2)$   
を考えれば明らかであろう。

超外生性の定義は、「 $X_t$  が  $\beta_1$  に対して弱外生性を持ち、かつ  $X_t$  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  $\beta_1$  は変化しない」である。この時、変数  $X_t$  が  $Y_t$  の条件モデルの  $X_t$  係数  $\beta_1$  に対して超外生的であるという。本論でも記した通り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。よ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  $\beta_1$  の不変性 (Invariance) が成立すればよい。

なお、本稿では強外生性の概念を利用しなかったが、強外生性とは弱外生性の成立に加え

て、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（グレンジャー因果性がない）ことである。したがってパラメータが強外生性をもつ場合には、予測において次期以降に周辺モデル経由でのフィードバックを考える必要がない。

## 参考文献

- Banerjee, A., J. Dolado, J. Galbraith, D. F. Hendry, [1993] *Co-integration error-correction and the econometric analysis of non-stationary data*, Oxford University Press.
- Banerjee, A., D. F. Hendry, (eds.), [1997] *The Econometrics of Economic Policy* Blackwell.
- Carlino, G., R. Defina, [1998] "The Differential Regional Effects of Monetary Policy" *Review of Economics and Statistics*, 80, pp. 572-587.
- Crone, T. M. [2007] "A Pattern of Regional Differences in the Effects of Monetary Policy", *Business Review (Federal Reserve Bank of Philadelphia)*, pp. 9-19.
- Croux, M., M. Forni, L. Reichlin, [2001] "A Measure of Comovement for Economic Variables; Theory and Empirics" *Review of Economics and Statistics*, 83, pp. 232-241.
- Dickey, D. A., W. A. Fuller, [1979] "Distribution of Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, June, pp. 427-432.
- Engle, R. F., D. F. Hendry, J. F. Richard, [1983] "Exogeneity," *Econometrica*, 51 (2), pp. 277-304.
- Engle, R. F., D. F. Hendry, [1993] "Testing Superexogeneity and Invariance in Regression Models" *Journal of Econometrics*, 56, pp. 119-139.
- Ericsson, N. R., J. S. Irons, (eds.), [1994] *Testing Exogeneity*, Oxford University Press.
- Favero, A. C., [2001] *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press.
- Hatanaka, M., [1995] *Time Series based Econometrics*, Oxford University Press.
- Hurn, A. S., V. A. Muscatelli, [1992] "Testing Superexogeneity: The Demand for Broad Money in UK," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*,

54, pp. 543-556.

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

井口泰秀 [2009] 「東海圏における金融政策の効果」『経済構造の変化とその影響に関する研究』愛知大学中部地方産業研究所研究報告 64号, 61-79 ページ。

井口泰秀・打田委千弘 [2003] 「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—」『愛知大学経済学会経済論集』161号。

鶴飼博史 [2006] 「量的緩和政策の効果: 実証研究のサーベイ」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No. 06-J-14。

白川方明 [2008] 『現在の金融政策—理論と実際—』日本経済新聞出版社。

家森信善 [2002] 「金融政策は各地域に異なった影響を与えるか?」『神奈川大学商経論叢』第 38 巻第 2 号。

## 注

\* 本稿を執筆するにあたり森棟公夫氏（京都大学）から貴重なコメントをいただいた。記して感謝したい。残された誤りはすべて筆者に帰するものである。

1) 近年の日本銀行の政策の基本的枠組みと動向については白川（2008）を参照のこと。また、量的緩和政策の効果に関する実証分析としては鶴飼（2006）などがある。

2) 統計を集計する際の行政機関の地方の管轄範囲には注意を要する。各地域の経済産業局管轄区は以下の通りである。

北海道：「北海道」

東北：「青森県, 岩手県, 秋田県, 宮城県, 山形県, 福島県」

関東：「茨城県, 栃木県, 群馬県, 埼玉県, 千葉県, 東京都, 神奈川県, 新潟県, 山梨県, 長野県, 静岡県」

中部：「富山県, 石川県, 岐阜県, 愛知県, 三重県」

近畿：「福井県, 滋賀県, 京都府, 大阪府, 兵庫県, 奈良県, 和歌山県」

中国：「鳥取県, 岡山県, 島根県, 広島県, 山口県」

四国：「香川県, 徳島県, 愛媛県, 高知県」

九州：「福岡県, 佐賀県, 長崎県, 大分県, 熊本県, 宮崎県, 鹿児島県」

なお、中部経済産業局では東海（岐阜県, 愛知県, 三重県）ならびに北陸（福井県, 富山県, 石川県）という区分による総計も発表されているが、これらは本稿では利用していない。なお、この場合の北陸には中部には含まれない福井県が含まれている。

3) 用いたデータの所管は本文中に記した通り。なおデータの収集については、全国レベルのデータは日経 NEEDS-Financial QUEST を利用。各地域のデータは各地の経済産業局が HP 上で公表しているデータベースを利用した。

4) 弱外生性や超外生性については検定の性質上、“外生性あり”が帰無仮説になる。

5) 本稿におけるダミー変数利用は、量的緩和政策等の大規模な政策変更に伴う構造変化をその他の政策変更と区別することを目的としている。そのため、政策変更時前後でこれらのダミー変数の  $t$  値が最大になる時期を変更の発生時とし、ダミー変数を挿入した。

6) 本来は符号が正で有意になるべきであるが、いくつかの地域でマネーストックの当期値のパラメータが正であるが非有意であった。ただし、マネーストックのラグ変数のパラメータ値も考えればマネーストックの影響全体としては正で有意である。

7) 条件モデルの推計に関しては、各地域の条件モデル間の相関を考える必要があるかもしれない。そのため 8 地域の条件モデルによる SUR 推定をおこなった。しかし、SUR 推定値は個別推定の場合とほとんど同じであったため、各地域の条件モデル単独の推計のみを検定には利用することとした。

8) 推定した 8 地域の各モデルは各説明変数のラグ期間が同じではないため、 $t$  検定の自由度は厳密には 100 前後で若干のばらつきがある。目安のために自由度 100 の場合の臨界値を記した。