

金融政策による製造業の構造変化

—超外生性の検定を通して

井 口 泰 秀

Structural change of manufacturing industry by monetary policy

—Testing superexogeneity

Iguchi, Yasuhide

Abstract

In this paper we show that the reaction to the monetary policy change is different in each type of business. To verify the hypothesis we test superexogeneity of the monetary policy's parameter in each industry. We found the parameters of some industries have superexogeneity but some don't.

要旨

本稿では業種ごとに金融政策変更に対するリアクションが異なる可能性を検証する。そのため鉱工業の各業種において金融政策変数のパラメータが超外生性を持つか否かを検定した。検定の結果、多くの業種ではパラメータは超外生性を持ったが、いくつかの業種では超外生性を持たず、業種により違いがあることが示された。

1. はじめに

本稿の目的は、中小企業庁の規模別製造工業生産指数（鉱工業生産力指数）の業種別データを用いて金融政策の効果・影響が産業ごとに異なるか否か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）が有意に発生する業種と有意な変化がない業種が存在するか否かを検証する。

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、各地域や各産業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もちいるマネーストック（マネーサプライ）や金利も、国内において地域や産業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。地域に関していえば、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。産業に関しても同様に、化学工業に対しては金融緩和を実施しつつ、一方で繊維工業に対しては金融引き締めをおこなうことは不可能と考えられる。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、地域に対しても業種に対しても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。一方で各地域や各産業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。したがって理論上はマクロ金融政策が地域や産業ごとに異なる効果・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、金融政策効果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や業種別に通常のマクロモデルを構築し推計されたパラメータの値を比較すればよい。しかし、各地域・各産業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それ自体が地域や業種ごとに異なる可能性がある。そのため構造変化の有無を含め、政策変更の影響の大きさをある程度明示的にモデルに組み込む必要がある。この場合は単に地域別モデルや業種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や産業と観測できない地域や産業があるとすれば、その構造変化の有無自体がある種の地域特性や産業特性を表しているとも考えられる。

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うえで、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、地域別の鉱工業生産力指数を用いて、全国を8地域に分け、外生性検定を応用することで地域特性の検証をおこない、地域差の存在を見出している。

地域によって構造変化の有無が異なる原因としては、地域ごとの経済状況(景気動向)の違いと、地域ごとの産業構造の違い、地域金融機関のふるまい方の違いなどが考えられる。地域ごとの産業構造の違いが要因の場合、産業構造が地域ごとにそれほど大きく異なるのかという点と、そもそも業種ごとに政策効果が異なるのか、という2点が論点となる。本稿ではこのうち業種ごとに政策効果が異なるのか否かの検証をすすめる。そのため、地域分けをおこなわない全国データを利用し地域差の要因をコントロールする。それによって、鉱工業生産力指数に含まれる業種間で構造変化の有無に違いがあるか否かを検証する。

本論の構成は以下の通りである。Ⅱ章で実証分析に用いるデータを紹介する。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、産業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産業と有意でない地域が存在するか否かを検証する。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しめす。本稿では各業種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業種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、モデルにおいてコントロールすべきその他の指標が使われる。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。

1 経済活動の水準

政策効果を表すための各業種の経済活動の水準を示す指標として、中小企業庁の規模別製造工業生産指数（鉱工業生産力指数）を使用する²。当該指数は、地域分類をおこなっていないが、産業に関しては製造業を「鉄鋼業」、「非鉄金属工業」、「金属製品工業」、「一般機械工業」、「電気機械工業」、「情報通信機械工業」、「電子部品・デバイス工業」、「輸送機械工業」、「精密機械工業」、「窯業・土石製品工業」、「化学工業」、「プラスチック製品工業」、「紙・紙加工品工業」、「繊維工業」、「食料品・たばこ工業」、「その他工業」の16業種に分類している。本稿では、製造業全体を示す総合指数に加え、「その

1 用いたデータの所管は本文中に記した通り。データの収集については、各産業のデータは中小企業庁がHP上で公表しているデータベースを利用、他は日経NEEDS-Financial QUESTを利用した。

2 当該データにおける製造業の中小企業の実定は従業員規模・資本金規模それぞれについて300人以下又は3億円以下である。

他工業」以外の製造業内の15業種のデータを使用する。「その他工業」については2003年以降のみしかデータがないため分析から省いた。データは季節調整済みのものを対数変換して用いる。

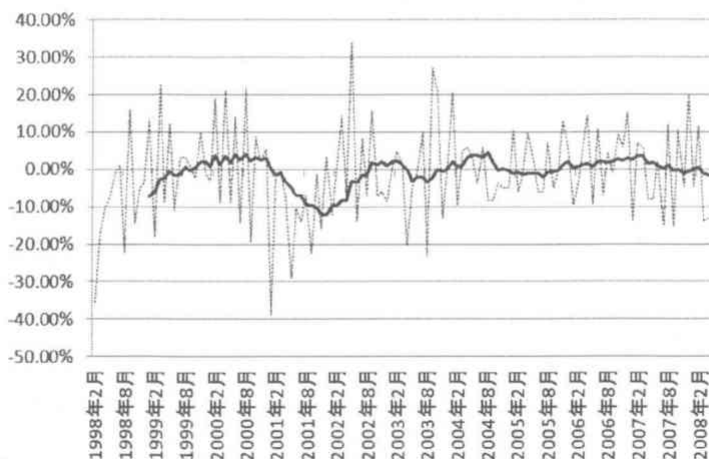
なお実証分析をおこなうに当たり、鉱工業生産力指数の基準点が変更になっているポイントがあることに注意が必要である。中小企業庁では平成17年（2005年）基準の統計が2003年まで遡及して発表されている。それと同時にそれ以前の指標が接続指数として公開されている。本稿ではこれを利用し、2002年12月から2003年1月の段階で接続をおこなった。このことに伴う変動はダミー変数により処理する。また、「食料品・たばこ工業」の指数に関してはたばこ増税の影響を考える必要があるかもしれない。本稿の分析期間内のたばこ増税は2003年7月と2006年7月の2度おこなわれているが、これについても必要があればダミー変数によって処理をおこなう。

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に対数変換前の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12か月移動平均値のグラフをあげる。

図1：鉱工業生産力指数



図2： — 鉱工業生産力指数成長率(年率) — 移動平均



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トックM2（2008年5月以前のM2+CD）を用いる³。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トック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出来るマネーストックのみを採用する。数値は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や産業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業種で同一の数値を指標とする。以下の図3、図4で近年のマネーストックの変動をレベル変数と成長率（年率）、成長率12か月移動平均値で見ておく。

3 マネーサプライ統計の見直しの中で2008年5月以降それまでのM2+CDにかわるものとしてマネーストックM2とあらためられた。しかし、本稿における分析期間は1998年4月から2008年4月までであり改称以前のM2+CD全く同じである。

金融政策による製造業の構造変化

図3：マネーストック(億円)

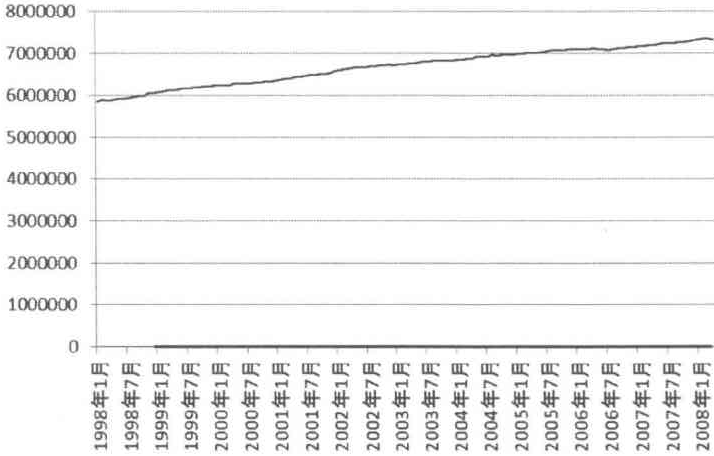
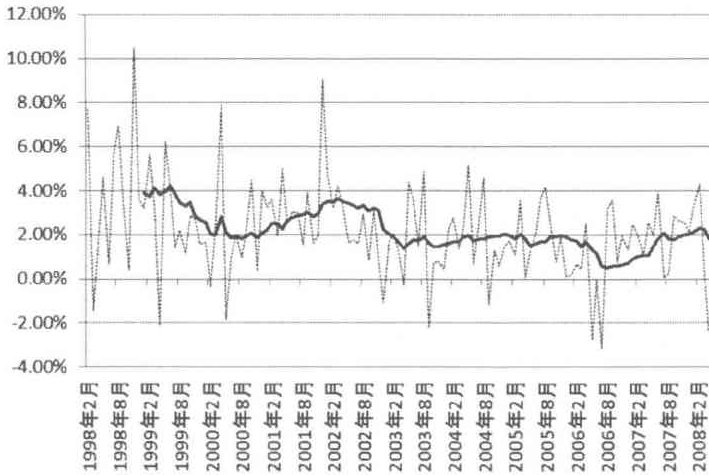


図4： — マネーストック成長率(年率) — 移動平均



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、第3次産業活動指数と対米ドル為替レート、国内企業物価指数を利用する。なおどの変数も対数変換を施している。また、第3次産業活動指数と国内企業物価指数は季節調整済みデータであるが、為替レートについては季節調整をおこなっていない。

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。最も包括的な経済活動水準を表す指標としてはGDPが考えられるが、月次ではGDP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。

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。

国内企業物価指数は月次の金融政策変数（マネーストック）が実質値ではないことを勘案し、物価変動要因をコントロールするために加えている。データの所管は日本銀行である。

以上の3変数についてもそれぞれレベル変数と成長率（年率）、成長率12か月移動平均値で近年の変動をみておくため図5から図10までを以下にあげる。

金融政策による製造業の構造変化

図5：第3次産業活動指数



図6： — 第3次産業活動指数成長率(年率) — 移動平均

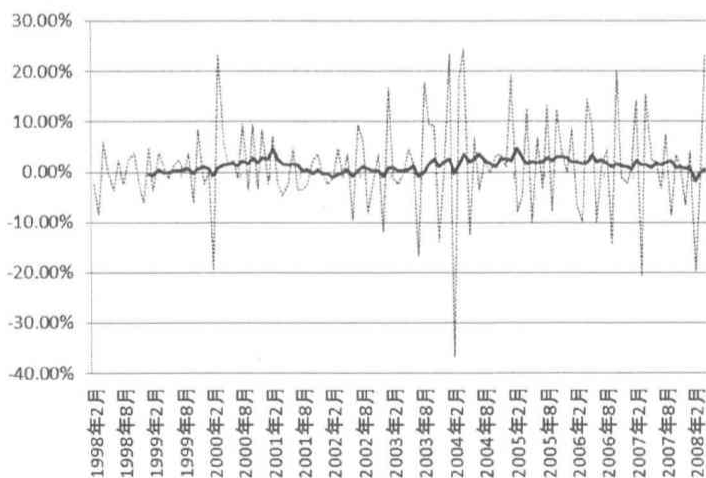


図7：対米ドル為替レート

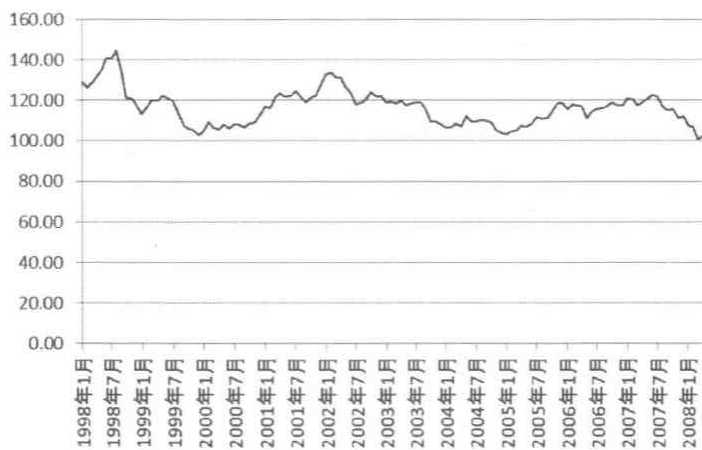
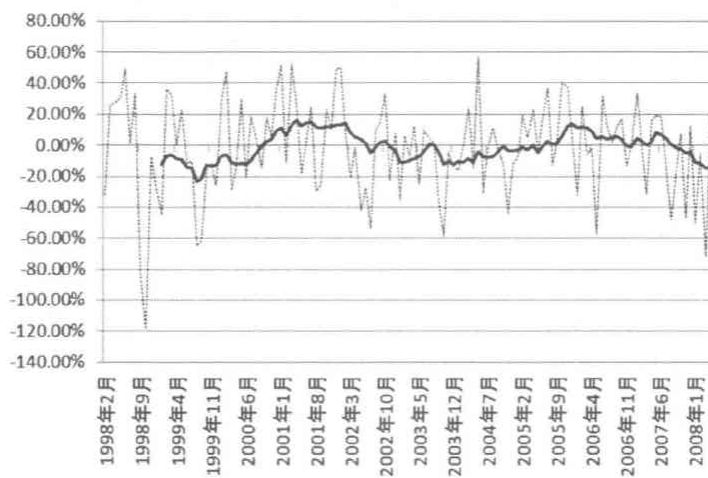


図8：—— 対米ドル為替レート変化率(年率) —— 移動平均



金融政策による製造業の構造変化

図9：国内企業物価指数

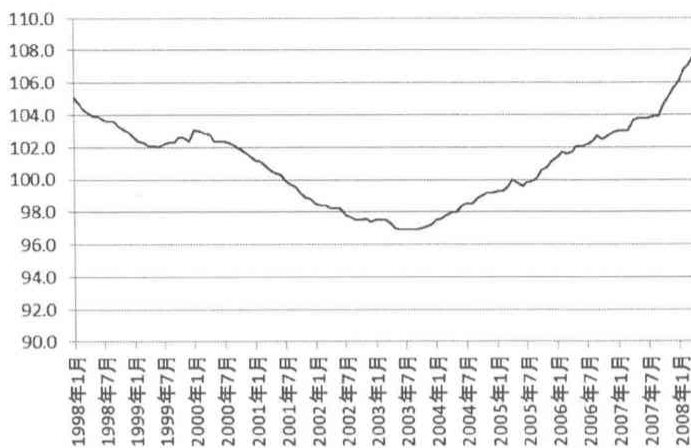
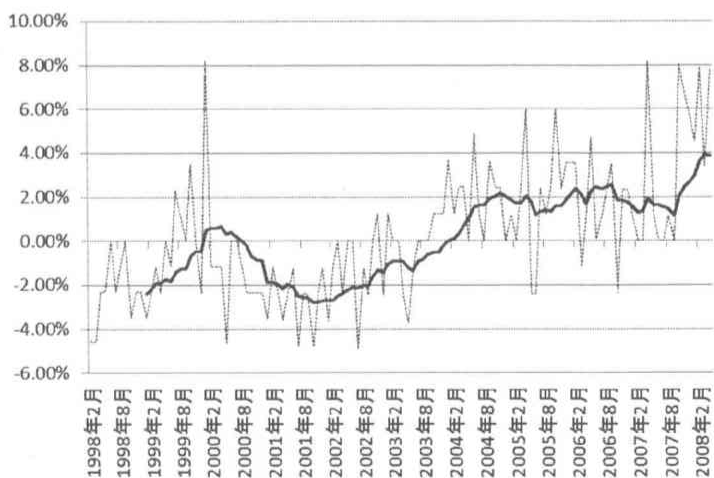


図10： — 国内企業物価指数変化率(年率) — 移動平均



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. が全国ならびに業種別の鉱工業生産力指数とマネーストック、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検定とKPSS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。ADF検定、KPSS検定とも検定モデルは定数項有り、トレンド無しモデルである。ADF検定とKPSS検定では検定仮説が逆であり、ADF検定の帰無仮説は H_0 ：単位根あり（データ系列は非定常）。一方KPSS検定の帰無仮説は H_0 ：単位根なし（データ系列は定常）、である。したがって、両検定における帰無仮説の棄却・採択の結果が逆となれば、検定結果の頑健性が相当程度あると判断してよい。検定統計量の臨界値は、ADF検定5%有意水準臨界値が -2.89 、KPSS検定5%有意水準臨界値が 0.463 。帰無仮説が有意に棄却された場合は表中の検定統計値を太字で表示している。なお表の括弧（ ）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からもわかるとおり全20系列中、「製造工業（総合）」、「金属製品工業」、「電気機械工業」、「輸送機械工業」、「精密機械工業」、「窯業・土石製品工業」、「プラスチック製品工業」、「紙・紙加工品工業」、「繊維工業」、「食料品・たばこ工業」、「為替レート」「第3次産業活動指数」の12系列についてはADF検定で帰無仮説 H_0 ：単位根あり、が棄却されずかつ、KPSS検定で帰無仮説 H_0 ：単位根なし、が有意に棄却されている。このことから系列が非定常であることが非常に強く示されている。「鉄鋼業」、「非鉄金属工業」、「国内企業物価指数」の3系列については、ADF検定とKPSS検定のどちらでも帰無仮説が棄却されていない。逆に「情報通信機械工業」、「化学工業」、「マネー

金融政策による製造業の構造変化

ストック」の3系列ではどちらの検定でも帰無仮説が棄却されている。これらの検定結果が矛盾した6系列については結論を確定できないが、見せかけの相関を避けるという観点に立てば、単位根の可能性があるととの認識で対応する必要があるであろう。「一般機械工業」と「電子部品・デバイス工業」についてはADF検定で帰無仮説が棄却され、KPSS検定で聞く仮説が棄却されていないことから、定常と結論づけられる。以上のように一部に単位根を持たない定常なデータ系列があるものの、大半のデータ系列についてデータがレベル変数のままでは単位根を持つ（持つ可能性を否定できない）と判断

表1：単位根検定結果

	ADF検定	KPSS検定
製造工業（総合）	-1.97(2)	0.797
鉄鋼業	-2.86(2)	0.232
非鉄金属工業	-2.41(2)	0.281
金属製品工業	-0.85(1)	1.294
一般機械工業	-3.02(4)	0.138
電気機械工業	-2.59(0)	0.553
情報通信機械工業	-3.24(0)	0.526
電子部品・デバイス工業	-3.44(2)	0.427
輸送機械工業	-2.87(2)	0.714
精密機械工業	-2.03(1)	0.620
窯業・土石製品工業	-0.13(2)	1.321
化学工業	-3.31(0)	1.331
プラスチック製品工業	-1.31(0)	0.838
紙・紙加工品工業	-2.29(0)	0.872
繊維工業	-0.82(0)	1.442
食料品・たばこ工業	-2.27(2)	1.260
為替レート	-1.60(1)	0.752
マネーストック	-3.89(0)	1.331
第3次産業活動指数	-1.40(2)	1.316
国内企業物価指数	-1.70(1)	0.409

ADF検定 H_0 : 単位根あり H_1 : 単位根なし

KPSS検定 H_0 : 単位根なし H_1 : 単位根あり

される。この結果を踏まえて、本稿では前期比階差（成長率）をもち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), Engel and Hendry (1994), Ericsson and Irons (1994), Hatanaka (1995), Banerjee and Hendry (1997) や Favero (2001) に詳しい。また、井口・打田 (2003) や井口 (2009) でも同様の手法を用いている。詳細はこれらの先行研究を見られたい。

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 β) 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 u_t は標準的な誤差項である。

弱外生性とは、“関心ある係数” β を推定する際に推定量 $\hat{\beta}$ が同時方程式等による推定をおこなわ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 β に対して弱外生性を持ち、且つ 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 β は変化しない時、変数 X_t が Y_t の条件モデルの係数 β 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 β の不変性（Invariance）が成立すればよい。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のようになる。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。周辺モデルの残差に条件モデル推定上有意な情報が含まれなければ単一方程式での推計でも推定量はblueと考えられる。なお帰無仮説は「 H_0 : 弱外生性有り」である⁴。

次に超外生性の検定は、弱外生性があることの確認に加えて β の不変性を検定する。本稿では、前掲のEngel and Hendry (1993)における β の定式化に基づく超外生性の検定をおこなう。すなわち β を次のように定式化する。ここで μ_t^X は周辺モデルによる x_t の理論値。 σ_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、 μ_t^X と σ_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

4 弱外生性や超外生性の検定では検定の性質上、“外生性あり”が帰無仮説になることに注意が必要である。

不変（定数）であり超外生性を持つことになる。帰無仮説は、「 H_0 ：超外生性有り（ β は不変）」である。なお、真の母数 μ_i^X と σ_i^{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 β 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とモデルになっている。

本稿では、関心あるパラメータ β 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tock成長率。被説明変数が各業種の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、業種別の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各業種のリアクションが有意な構造変化を伴う産業と、構造変化を伴わない（有意でない）産業があるか否かを検証する。

I 実証モデルの紹介と留意点

すでにIII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、

$$m_t = c + dum + \sum \phi_{1i} m_{t-1} + \sum \phi_{2i} y_{t-1} + \sum \phi_{3i} x_{t-1} + \sum \phi_{4i} ex_{t-1} + \sum \phi_{5i} p_{t-1} + u_t$$

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tock成長率、 y_t は鉱工業生産力指数成長率（総合）、 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、 p_t は国内企業物価指数変化率（インフレ率）、 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、全てラグ変数である。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業種の鉱工業生産力指数成長率のラグ変数加わるべきである。しかしながら、金融政策は業種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業種共通とする。推定に際してはラグを長く取っ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、系列相関を検定するLM検定、分散不均一検定、構造変化に対するCUSUM検定を利用しモデルの不備がないことをチェックする。

次に、条件モデルを紹介する。条件モデルは、

$$cy_t = c + dum + \beta m_t + \rho L(m_t, cy_t, y_t, x_t, ex_t, p_t) + e_t$$

c , dum , m_t , y_t , x_t , ex_t , p_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。 cy_t は各業種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6変数のラグ値の線形結合で成り立っている。 e_t は標準的な誤差項である。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トック成長率 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 β が非負であることも満たすべき条件とする。

本稿の目的は、金融政策の変更が、条件モデルのマネーストック成長率の係数(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、周辺モデルと条件モデルの双方において、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う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をダミー変数によりあらかじめ処理する⁵。周辺モデルにおけ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。ダミー変数の種類としてはマネーストック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。また、II章でも述べたように「食料品・たばこ工業」の指数に関してはたばこ増税の影響を考える必要がある。したがって、「食料品・たばこ工業」の条件モデル推定においては、たばこ増税がおこなわれた2003年7月と2006年7月についてもダミー変数によって処理をおこなう。

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、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。

以上のほか、鉱工業生産力指数のデータの接続の問題から2003年1月時に1時点のみのジャンプを調整する定数項ダミー変数も設定する。

2 弱外生性検定結果

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（弱外生性有）」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（弱外生性なし）」である。先述

5 ここでのダミー変数利用は、量的緩和政策等の大規模な政策変更にもなう構造変化が発生している場合、その変化をその他の政策変更と区別することが目的である。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。

金融政策による製造業の構造変化

の通り弱外生性検定では帰無仮説を「弱外生性有」とせざるを得ない。そのため、弱外生性の有無の確認という意味では、この検定は「“弱外生性をもつ”の帰無仮説を棄却できない」という消極的な意味を持つに過ぎない。当該検定の大きな問題点であるが、ここでは弱外生性有の帰無仮説が有意に棄却されないことをもって m_1 と cy_1 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持つとしたい。なお、DGPのVAR形式による定式化が正当であれば、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、比較のため業種別モデル（15モデル）に加えて、総合の鉱工業生産力指数を被説明変数に用いた総合モデルの結果も併記する。総合モデルはIV-1で紹介した条件モデルの被説明変数を y_1 に置き換えることで得られる（ cy_1 はモデル中に存在しない）。

表2：弱外生性検定結果

	t値	p値
製造工業（総合）	1.054	0.295
鉄鋼業	-0.804	0.424
非鉄金属工業	-0.808	0.421
金属製品工業	0.460	0.646
一般機械工業	1.467	0.146
電気機械工業	0.667	0.506
情報通信機械工業	-0.580	0.563
電子部品・デバイス工業	0.339	0.736
輸送機械工業	0.309	0.758
精密機械工業	0.102	0.919
窯業・土石製品工業	-0.713	0.478
化学工業	0.599	0.551
プラスチック製品工業	0.519	0.605
紙・紙加工品工業	1.546	0.125
繊維工業	0.366	0.715
食料品・たばこ工業	0.918	0.361

H_0 : 弱外生性あり H_1 : 弱外生性なし

表2のt値ならびにp値より明らかなように全てのモデルにおいて帰無仮説は棄却されなかった。これは、パラメータが超外生性を持つための必要条件を満たしていることを意味すると同時に、GDPをVARとした定式化のチェックでも有意に問題は検出されなかったことになる。これをふまえて、次にパラメータ β の超外生（不変性）に対する検定をおこなうこととする。

3 超外生性検定結果

表2の結果をふまえて、Ⅲ章で紹介した“関心ある係数” β 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。ひとつはパラメータ $\beta_1, \beta_2, \beta_3$ のそれぞれに対するt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（自由度3の χ^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⁶。自由度3の χ^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。表には5%有意な場合**を、10%有意な場合*を表示した。

表3の結果を検討する。まず製造業全体をみると、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、業種分類なしの鉱工業生産力指数総合データにより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（政策変更に伴う構造変化なし）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総合値のモデルは回避している。

6 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。ここでは目安のために自由度100の場合の臨界値を記した。

金融政策による製造業の構造変化

表3：超外生性検定結果

	$\beta_1=0$	$\beta_2=0$	$\beta_3=0$	χ^2
製造工業（総合）	-0.406	1.114	-1.159	1.379
鉄鋼業	1.228	0.423	-0.786	3.043
非鉄金属工業	0.288	1.198	-1.453	2.834
金属製品工業	0.733	-0.559	0.292	1.010
一般機械工業	-1.191	0.765	-0.722	1.714
電気機械工業	-0.558	0.687	-0.192	1.986
情報通信機械工業	0.891	0.654	-0.591	1.926
電子部品・デバイス工業	0.393	-1.516	1.850*	3.873
輸送機械工業	-0.484	1.089	-1.397	2.435
精密機械工業	0.095	-1.101	0.735	2.090
窯業・土石製品工業	0.012	0.207	0.085	0.767
化学工業	-0.710	-0.340	0.295	0.868
プラスチック製品工業	-0.571	1.779*	-1.889*	3.808
紙・紙加工品工業	-0.661	1.937*	-2.822**	12.009**
繊維工業	0.163	-0.975	0.756	1.216
食料品・たばこ工業	-0.880	1.972*	-2.103**	5.074

H_0 ：超外生性あり H_1 ：超外生性なし

5%有意：** 10%有意：*

さて、一方で業種別モデルをみってみる。t検定、 χ^2 乗検定の双方において5%有意水準で帰無仮説を棄却したのは「紙・紙加工品工業」である。したがって、「紙・紙加工品工業」では金融政策の変更やショックに対して、金融政策変数の係数 β が有意に変動している（構造変化を起こしている）ことが強く示唆されている。「食料品・たばこ工業」モデルでは χ^2 乗検定は非有意であるもののt検定において5%有意な係数と10%有意な係数がみいだせる。「紙・紙加工品工業」よりはやや頑健性に欠ける結果ではあるが、やはり係数 β が超外生性を持たず、構造変化をおこしている可能性がある。また、「電子部品・デバイス工業」、「プラスチック製品工業」の2業種では、

t検定結果のみ10%有意で帰無仮説を棄却している。「食料品・たばこ工業」よりもさらに弱い結論であるが、超外生性なしの可能性はあると考えられるであろう。

V まとめ

金融政策は地域や産業を区別せず一律な手段によってなされ、しかし現実には各地域や産業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や産業ごとに異なることは間違いない。しかし、ルーカス批判を踏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、鉱工業に分類される各産業が金融政策の変更・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。具体的には全産業一律な金融政策変数を被説明変数とする周辺モデルと業種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。単に、ルーカス批判を回避しているか否だけではなく、パラメータの不変性の有無それ自体がある種の産業特性を表す可能性があるからである。また、本稿で検証した超外生性検定の検定結果は、井口（2009）でみいだされた地域ごと検定の有意差が、地域固有の産業構造を原因とするものか、それとも地域の経済状況や地域金融機関のふるまいの差を原因とするのかを考えるうえでも重要と考えられる。

検定の結果、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、たばこ税増）をコントロールした場合、多くの業種ではパラメータが超外生性をもつ。しかし、いくつかの業種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、従来金融政策の影響が単に産業ごとに異なるといった場合、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少数の業種と、パラメータの変化が有意に観測できない他の業種があることが明らかになった。業種によって構造変化の有無において有意な差がありう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。

本稿は、地域区分をおこなわず、鋳工業の業種分類のみおこなったデータを利用しているが、地域ごとの政策効果の差が、地域の経済状況や地域金融機関のふるまいの差だけではなく、産業構造も原因としている可能性を示唆している。ただし、本稿で使用した全国データでは、超外生性なしの検定結果が得られた産業は決して多くはないことにも注意すべきであり、より詳細な分析は今後の課題としたい。今後は地域性と産業構造の双方の観点から分析を進める必要があると考えられる。

参考文献

- Banerjee, A., D. F. Hendry, (ed.), *The Econometrics of Economic Policy* Blackwell, 1997
- Carlino, G., R. Defina. "The Differential Regional Effects of Monetary Policy" *Review of Economics and Statistics*, 80, 1998, pp. 572-587.
- Crone, T. M. "A Pattern of Regional Differences in the Effects of Monetary Policy", *Business Review (Federal Reserve Bank of Philadelphia)*, 3, 2007, pp. 9-19.
- Engle, R. F., D. F. Hendry, J. F. Richard, "Exogeneity" *Econometrica*, 51(2), 1983, pp. 277-304.
- Engle, R. F., D. F. Hendry, "Testing Superexogeneity and Invariance in Regression Models" *Journal of Econometrics*, 56, 1993, pp. 119-139.
- Ericsson, N. R., J. S. Irons, (ed.), *Testing Exogeneity*, Oxford University Press, 1994.
- Favero, A. C., *Applied Macroeconometrics*, Oxford University Press, 2001.
- 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, pp. 19-46.

井口泰秀「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—東海圏における金融政策の効果」『京都大学経済論叢』183巻2号，2009年。

井口泰秀・打田委千弘「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，2003年2月。

鶴飼博史「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-14，2006。

家森信善「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，2002年。