

## Working Paper Series

# 金融政策効果のレジーム変化： 円滑遷移 VAR モデルによる分析

粕谷 宗久 ・ 福永 一郎

Working Paper 03-7

日本銀行調査統計局

〒100-8630 東京中央郵便局私書箱 203 号

(e-mail:munehisa.kasuya@boj.or.jp)

本論文の内容や意見は執筆者個人のものであり、日本銀行あるいは調査統計局の見解を示すものではありません。

# 金融政策効果のレジーム変化： 円滑遷移 VAR モデルによる分析\*

粕谷宗久      福永一郎  
日本銀行      日本銀行

2003年7月

## 概要

1990年代以降の日本経済は、歴史的な低金利政策の継続にも関わらず、低迷の域をなかなか脱しない。デフレ下の名目金利ゼロ制約や構造変化の遅れなどが大きな要因としても、それらが大きな問題となる1990年代後半以前まで含めた経験は、これらの要因とは別に、金融緩和政策の効果そのものが従来考えられているよりも弱かったのではないかという印象を与える。本稿では、日本のデータに照らして、金融政策の実体経済に与える効果が、どのような状況で、どのように変化してきたのかを実証的に明らかにする。実証結果によれば、実質生産(変化率)、貸出態度判断DIの変化に伴い、金融政策効果の有意な変化が見られた。具体的には、不況ほど政策効果は大きい、過度の不況は効果が反転するという変化と、貸出市場での貸出態度が厳しいと政策効果は大きい、過度に厳しいと政策効果は反転するという変化が有意に検出された。

*Keywords:* monetary policy, policy effect, financial accelerator, nonlinearity, smooth transition model, multiple regime switching

*JEL classification:* E52, E32

---

\*本稿作成の過程で、岩本康志氏、奥村綱雄氏、北坂真一氏、齊藤誠氏、塩路悦朗氏、福田慎一氏、細野薫氏、竹田陽介氏、渡部敏明氏、2002年度統計研究会参加者の方々、また日本銀行スタッフの方々から有益なコメントをいただいた。有永(清水)恵美氏、吉田住枝氏には研究の補助をしていただいた。本稿に示された意見・見解は筆者個人のものであり、日本銀行あるいは同調査統計局のものではない。

# 1 はじめに

1990年代以降の日本経済は、歴史的な低金利政策の継続にも関わらず、低迷の域をなかなか脱しない。大きな要因としては、デフレ下の名目金利ゼロ制約や構造変化の遅れなどが指摘されている。もっとも、それらの要因が大きな問題となる以前の1990年代半までの経験を考慮すると、それらの要因以外に、従来思われてきたよりも金融政策の効果そのものが弱かったのではないかという印象が拭えない。本稿では、こうした状況を踏まえて、实体经济に与える金融政策の効果が、必ずしも常に一定ではないのではないかという問題意識から議論を展開する。本稿の目的は、日本のデータに照らして、金融政策の实体经济に与える効果が、どのような状況で、どのように、変化してきたのかを実証的に明らかにし、今後の日本の景気回復に対する何らかの教訓を得ることにある。<sup>1</sup>

本稿の分析は、これまで金融政策の非対称性というトピックとして取り扱われてきた分野の分析の枠組みを基に展開する。金融政策効果の非対称性とは、金融政策効果が一定でなく、色々な状況によって変化することを指す。代表的な非対称性としては、景気（好況・不況）や政策方向（引締め・緩和）に関する非対称性などが挙げられる。金融政策効果の非対称性の問題は、マクロ経済政策の重要なリサーチトピックであり、従来から理論的、実証的な分析が積み重ねられてきた。こうした先行研究と比べ、本稿の特徴は2つある。<sup>2</sup>

第1に、金融政策効果の非対称性の要因に関する理論的分析において、これまで指摘されてきたような、要因変数の変化に沿って金融政策効果が単調に高まるケース（単調型）だけでなく、要因変数の変化に沿って金融政策効果が高まが、要因変数の変化がある程度までいくと金融政策効果が逆に弱まるケース（反転型）があり得ることを理論的に指摘したことである。例えば、金融政策効果が変化する要因として従来から指摘されてきた借入制約を考える。つまり、金融政策による資金供給増加で企業の設備投資量を増やそうとする場合、自己資本が潤沢にある場合よりも、自己資金不足で借入に頼る程度が大きいほど、企業の設備投資に、

---

<sup>1</sup>本稿では、こうした問題意識から、金融政策の実質生産に与える影響に絞って分析する。金融政策の効果といった場合、物価に与える影響の問題も存在するが、今後の課題としたい。

<sup>2</sup>金融政策効果の非対称に関するいくつかの実証研究も行われ、このような非対称性の存在を支持する結果を導いている。実証研究については、例えば、Miyagawa and Ishihara (1997), Kitasaka (2002) を参照。

より大きな影響を与え得ると一般に考えられてきた。<sup>3</sup> しかしながら、企業の自己資本不足と借入依存が過度に進行すると、逆に金融政策効果が弱まり得る。なぜなら、自己資本不足と借入依存の過度の進行によって、貸手が非常に高いプレミアムを要求するかあるいは貸出を拒否するような事態になり、金融政策で資金供給を増加させても、企業サイドに資金が行き渡らなくなるといったことが起こり得るからである。このような政策効果の変化の仕方は、自己資金に余裕のある企業が減った 1990 年代以降の日本経済における金融政策効果の弱まりと整合的である。<sup>4</sup> なお金融政策効果の非対称性といった場合、従来、好況・不況といったように 2 つのレジーム変化を扱うことが殆どだった。それゆえ、本稿では、混乱を避けるため、分析対象を、金融政策効果の非対称性ではなく、金融政策効果のレジーム変化と呼ぶことにする。

第 2 に、金融政策効果に影響を与える要因変数の影響について、非線形モデルの一種である円滑遷移 VAR モデルを用いて、要因変数を探索し、金融政策効果の変化の仕方を検証したことである。金融政策効果が可変であり、かつ、その大きさが、特定の経済変数の関数である場合、金融政策効果の実証に多く用いられてきた線形 VAR モデルによる分析は適切でない。このような状況を描写する手段としては、円滑遷移 VAR モデルが適しているが、その実証例は少ない。また、本稿のように、金融政策効果の変化の仕方（単調型か反転型か）まで踏み込んだ分析は殆どない。<sup>5</sup>

日本のデータを用いた検証結果によれば、複数の要因変数に関する探索の結果、金融政策効果は、実質生産(変化率)および貸出態度判断 DI の変化に対し有意な変化を示した。実質生産について言えば、実質生産(変化率)が大きいときよりも小さい方が金融政策効果が大きかった。これは、

---

<sup>3</sup>例えば、Tobin (1978), Bernenke, Gertler and Gilchrist (1996,1999) 参照。特に、Bernenke, Gertler and Gilchrist (1996,1999) は、金融政策効果の波及について複雑なメカニズムを考えた。彼らの提案した金融加速 (financial accelerator) メカニズムは、金融政策が、企業の純資産を変化させ、その変化が企業への銀行貸出の貸出プレミアム (外部資金調達プレミアム) を変化させることで、政策効果が増幅されるメカニズムである。このような枠組みの下では、借入制約がバインディングとなる企業の増加、純資産の低下、外部資金調達プレミアムの増加が同時に起きる。以下、簡便化のために、これらの状況を一括して、借入制約が強い状況と呼ぶことにする。

<sup>4</sup>日銀短観資金繰判断 DI(全産業) (「楽である」 - 「苦しい」, %ポイント) でみると、1980 年代後半 8.2、1990 年代前半 -1.2、1990 年代後半 -7.25 と資金繰りは厳しくなっている。また、Miyao(2002) では、VAR を用いた日本の金融政策効果の検証から、1990 年代以降の日本の金融政策効果が弱まった可能性を報告している。

<sup>5</sup>円滑遷移 VAR モデルを金融政策効果の分析に応用した例としては Weise(1999)、日本のデータを用いた例としては北坂 (2003) があるが、先行研究では単調変化のみに注目しており、レジーム変化が単調型であるか反転型であるかの議論はされていない。

実質生産(変化率)が景気の動きを表しているとしたら、景気変動に関する金融政策効果の非対称性としてこれまで指摘されてきた状況と一致する。<sup>6</sup>貸出態度判断DIについて言えば、貸出態度が緩い場合よりも厳しい場合の方が金融政策効果が有意に大きかった。これは、貸出態度判断DIが借入制約の強さを表しているとするれば、これまで借入制約の強さに関する金融政策効果の非対称性として指摘されてきた状況に一致する。

また、本稿では、実質生産が過度に落ち込む場合、および貸出態度が過度に厳しい場合の双方において、金融政策効果は逆に弱まることも有意に検出された。これは、本稿が理論的分析で指摘した仮説を支持している。

本稿では、2節において金融政策効果のレジーム変化に関する概念的な分析を行う。特に、ある経済状況が変化するに従って金融政策効果が強まったりするとしても、その経済状況が行き過ぎたりすると、金融政策効果が逆に弱まり得ることを指摘する。3節では、どのような経済状況で金融政策効果が変化するのか、あるいは、どのように変化するのかを円滑遷移VARモデルによって検証する。4節では、インプリケーションについて述べる。

## 2 金融政策効果のレジーム変化の要因

金融政策効果のレジーム変化の要因については、従来から多くの理論的分析が行われてきた。ここでは、Karras (1996) に従い、金融政策効果のレジーム変化の要因を、総供給関数の非線形性、総需要シフトの非対称性の2つに分けて議論を展開する。特に、総需要関数シフトの非対称性について、従来から頻繁に指摘されてきたような生産量が少ない状況で総需要シフトが大きくなるケースだけでなく、生産量が少ない状況で総需要シフトが小さくなるケースがあり得ることを指摘する。

### 2.1 総供給関数の非線形性

総供給関数の非線形性とは、生産量が増加すればするほど、右上がりの供給関数の傾きが急になる状況を指す(図1参照)。このような総供給

---

<sup>6</sup>ここでいう景気に関する非対称性とは、景気のピークからボトムまでの期間を不況、景気のボトムからピークまでの期間を好況と定義した場合、不況における金融政策効果の方が好況における効果より大きいことを指す。

関数の非対称性がある場合、金融政策効果の変化について、模式的に例示すると、以下のようになる。

まず、政策方向に関する金融政策効果の変化についてみると(図1上)、総需要関数を左下にシフトさせ引締めしたときの効果(A)は、右上にシフトさせ緩和させた時の効果(B)より大きい。次に景気に関する金融政策効果の変化をみると(図1下)、不況時に総需要を変化させたときの政策効果(A)は、好況時に総需要を変化させたときの政策効果(B)より大きい。

このような非対称性が発生する背景については、価格の下方硬直性仮説が指摘されている。生産量が増加する局面では価格を上げやすいが、生産量が減少する局面では価格を下げにくい場合、このような総供給曲線の非線形性が生じる(Delong and Summers (1988)、Senda(2001)他)。<sup>7</sup>

## 2.2 総需要関数シフトの非対称性

一方、総需要関数シフトの非対称性とは、政策を発動させたときの総需要のシフトが一定でなく、状況に応じて変化する状況を指す(図2)。この場合、従来から指摘されることが多かったのは、生産量が少ない状況ほど総需要シフトが大きくなるケースだが、生産量が少ない状況下ほど総需要シフトが小さくなるケースもあり得ることを指摘する。<sup>8</sup>

まず、総需要関数シフトの非対称性があったときの金融政策効果の変化を模式的に示しておこう。政策方向については、どちらの方向へのシフトが大きいかには依存するが、ここでは、生産量が少ない状況で総需要のシフトが大きいケースで例示する。このケースで、政策方向に関する金融政策効果の変化についてみると、総需要を左下にシフトさせ引締めしたときの政策効果(A)は、総需要を右上にシフトさせ緩和したときの政策効果(B)より大きい(図2上)。また、景気についてみると、不況の際に総需要を変化させたときの政策効果(A)は、好況の際に総需要を変化させたときの政策効果(B)より大きい(図2下)。

以下では、総需要関数を非対称に変化させる要因について考察する。

<sup>7</sup>ここでは、現行価格を中心とした政策効果の非対称性を論じているが、厳密に言えば、現行価格が推移するにつれてレジームスイッチを起こすポイントも連続的に変化していく。この現象を実証しようとする場合、後述の円滑遷移モデルで言えば、連続的で滑らかな構造変化が起きている状況に相当することになる。

<sup>8</sup>ここで生産量が少ない(あるいは多い)状況で分けて整理するのは説明上の便宜であり、生産量の多寡自体が必ずしも直接金融政策効果に影響を与えるわけではない。

### 2.2.1 生産量が少ない状況ほど総需要シフトが大きくなる要因

生産量が少ない状況ほど総需要シフトが大きくなる要因としては、例えば以下の2つの要因が挙げられる。

第1に、借入制約仮説である。これは、実質生産量が減り、お金に困っている企業(借入制約がバインディングである状況)が多くなるほど、金融政策は総需要を変化させやすいというものである。企業の自己資金が潤沢である場合よりも、企業の自己資金が少なく借入に頼る企業が多い場合の方が、資金供給量を変化させる金融政策の効果が大きくなるという仮説は古くから指摘されてきた(Tobin(1978)他)。

また、近年は Bernanke, Gertler and Gilchrist (1996,1999) のように金融加速(financial accelerator)メカニズムによる総需要の非対称シフトを説明する仮説も提示されている(図3)。これは、借入制約がバインディング(供給関数が貸出プレミアムを反映して右上がり)の状況で、金利を変化させたときの政策効果(2)は、企業の純資産低下( $a' \rightarrow a$ ) 貸出プレミアムの増加 供給関数の傾きの一層の上昇も加わって、そうでない状況の政策効果(1)より大きいことを示している。<sup>9</sup>

第2に、先行き見通し(outlook)の変化仮説が挙げられる。これは、景気の循環局面別にみた場合、景気のピークを超え坂を下るときの方が、人々の期待はより悲観的になるというものである。この結果、景気の過熱に対応して金融引き締めを行うときの政策効果は、より大きくなる。<sup>10</sup>

### 2.2.2 生産量が少ない状況ほど総需要シフトが小さくなる要因

これまでの研究では、生産量が少ないときほど総需要のシフトが大きいことを指摘する議論が殆どであったが、ここでは生産量が少ない状況下ほど、総需要関数のシフトが小さくなる要因があり得ることを示しておこう。

第1に、借入制約の過度の強まり(借入制約の過度の強まり仮説)であ

---

<sup>9</sup>金融政策の波及経路としては、金利変化を通じた伝統的な「預金のチャンネル」以外に貸出量の変化を通じた貸出のチャンネルがある。通常のIS-LM分析では、金融政策は預金のチャンネルのみを通じて実物経済に影響を及ぼす。一方、情報の非対称性や規制等から、銀行借入が他の資金調達手段と完全代替でなくなり、金融政策が銀行貸出に影響を与える時、貸出の増減を通じた「貸出のチャンネル」が重要になる。貸出のチャンネルについては、Kashap-Stein(1994)、Bernanke and Gertler(1995)、星(1997)等参照。

<sup>10</sup>Okina, Shirakawa and Shiratsuka(2001)では、人々の期待形成によって金融政策効果が大きく変わることを指摘している。

る。不況下で貸出プレミアムが過度に高まり、右上がりの資金供給関数がさらに急な傾斜になると、政策金利を動かしても、貸出額の変化が小さくなる(図4)。過度の貸出プレミアムで資金供給関数が立っている場合、政策金利変更の効果(2)は、借入制約が強くない状況の政策効果(1)と比べても、大きくない。

このことを、簡単なモデルで示しておこう。貸出金利を  $r$ 、リスクフリー金利(政策変数)を  $r_0$ 、貸出量を  $L$ 、企業の純資産を  $W$  とし、貸出市場の供給関数を、

$$r = f(L, r_0; W), \quad (1)$$

需要関数を

$$r = g(L), \quad (2)$$

とする。ただし、

$$\partial f / \partial L > 0 \text{ (供給曲線が右上がり)} \quad (3)$$

$$\partial f / \partial r_0 > 0 \text{ (供給側の調達資金の限界生産力が正)} \quad (4)$$

$$\partial g / \partial L < 0 \text{ (需要曲線が右下がり)} \quad (5)$$

ここで、貸出供給関数に企業の純資産が入ってくるのは、情報の非対称性を前提として、純資産が貸出担保として機能することを示している。まず、純資産は割引前の純資産  $W_0$  を所与として、割引率  $r_0$  の減少関数として表せるとする。

$$W = W(r_0; W_0), \partial W / \partial r_0 < 0. \quad (6)$$

また、企業の純資産  $W$  が増加(低下)する場合、追加的貸出に伴う期待倒産コストが低下(増加)すると仮定する。これは、供給関数  $\partial f / \partial L$  の傾きはよりなだらか(急)になることを意味する。

$$\frac{\partial(\partial f / \partial L)}{\partial W} < 0. \quad (7)$$

いま、割引前純資産が  $W_0 = W_{0,1}$  のとき、均衡貸出量を  $L^*$  とすると、均衡は次式を満たす。

$$f(L^*, r_0; W) - g(L^*) = 0 \quad (8)$$



全微分をとって整理すると、

$$\left. \frac{dL^*}{dr_0} \right|_{W_0=W_{0,1}} = - \frac{\left( \frac{\partial f}{\partial r_0} + \frac{\partial \left( \frac{\partial f}{\partial L} \right)}{\partial W} \frac{\partial W}{\partial r_0} \right)}{\left( \left. \frac{\partial f}{\partial L^*} \right|_{W_0=W_{0,1}} - \frac{\partial q}{\partial L^*} \right)} < 0 \quad (9)$$

$dL^*/dr_0$  は、政策金利  $r_0$  を変化させたときの均衡貸出量  $L^*$  の変化、つまり、实体经济に与える金融政策効果を表現している。なお、仮定により  $\partial f/\partial L^*$  の値が初期の割引前純資産  $W_0$  に依存するため、 $dL^*/r_0$  の値も  $W_0$  に依存する。<sup>11</sup>

次に、担保としての純資産の効果を考慮しない場合、政策効果は次のように表される。

$$\left. \frac{dL^*}{dr_0} \right|_{W_0=W_{0,1}} = - \frac{\left( \frac{\partial f}{\partial r_0} \right)}{\left( \left. \frac{\partial f}{\partial L^*} \right|_{W_0=W_{0,1}} - \frac{\partial q}{\partial L^*} \right)} < 0 \quad (10)$$

$W_0$  が等しい場合の両者の政策効果を比較すると、式 (9) の政策効果は、分子第 2 項の効果、つまり、担保としての純資産を通じた政策金利の効果分だけ、式 (22) よりも政策効果は大きくなる。これは、Bernanke, Gertler and Gilchrist (1996,1999) の指摘した金融加速度のメカニズムに相当する。

次に、初期純資産が異なる場合を考える。いま、 $W_{0,1} > W_{0,2}$  とすると、式 (9) は次のように表される。

$$\left. \frac{dL^*}{dr_0} \right|_{W_0=W_{0,2}} = - \frac{\left( \frac{\partial f}{\partial r_0} + \frac{\partial \left( \frac{\partial f}{\partial L} \right)}{\partial W} \frac{\partial W}{\partial r_0} \right)}{\left( \left. \frac{\partial f}{\partial L^*} \right|_{W_0=W_{0,2}} - \frac{\partial q}{\partial L^*} \right)} < 0 \quad (11)$$

ここで、仮定により、

$$\left. \frac{\partial f}{\partial L^*} \right|_{W_0=W_{0,1}} < \left. \frac{\partial f}{\partial L^*} \right|_{W_0=W_{0,2}} \quad (12)$$

であるから、 $W_0$  が小さい分だけ、分母第 2 項の効果は減殺されることになる。結果として、初期時点の純資産が小さい場合 (式 (11) の金融政策効果は、式 (9) より小さくなるほか、担保としての純資産を通じた効果を考慮しない金融政策効果 (式 (22)) より大きいかどうかは、一概には決まら

<sup>11</sup>ここでは、簡単化のため、初期の割引前純資産  $W_0$  の値が異なっても、 $\partial f/\partial L^*$  以外の項は変化しないと仮定する。この仮定は、基本的結論に影響を与えない。

ずパラメータ次第となる。初期時点の純資産が小さい状況とは、担保が少なく、貸出プレミアムが大きく、借入が困難な状況（借入制約が強い状況）に相当する。より具体的な理論モデルの展開は補論参照のこと。

第2に、投資需要の金利弾性値の変化（投資の金利弾性値仮説）である（図5）。金利が高水準のときほど投資の金利の弾性値が小さくなる場合、金利が高い場合の政策金利変化は、投資にあまり影響を与えない。つまり高金利時（設備投資が少ない場合）の金利変化の政策効果（B）は、低金利時（設備投資が多い場合）の政策効果（A）よりも小さい。

本節における、理論的分析をまとめると次のようになる。まず、实体经济に与える金融政策効果は、金融政策の方向、景気等によって変化し得る。要因別にみると、価格の下方硬直性仮説、借入制約仮説、先行き見通しの変化仮説がドミナントであれば、引締め期および不況になるほどほど政策効果が大きくなる。一方、借入制約の過度の強まり仮説、投資の金利弾性値仮説がドミナントであれば、不況になるほど政策効果が小さい。

また、政策効果の変化は、複数の要因が組み合わさると、政策効果の変化は必ずしも単調でない。例えば、借入制約仮説と過度の借入制約が組み合わさると、政策効果は、借入制約が強まれば上昇するが、強過ぎると逆に低下する。<sup>12</sup>

### 3 円滑遷移モデルによる実証分析

本節では、前節の分析に基づき、日本のデータを用いて、実質生産に与える金融政策効果の変化について実証的に検討する。金融政策効果を分析する際には、通常の場合、経済変数間の関係を固定パラメータの線形関数、あるいは、その組み合わせによって描写する。しかしながら、前節でみたように、経済環境によって金融政策効果が変化する場合、通常の固定パラメータによる分析では不十分になる。本稿では、このように経済状況に応じて変化する金融政策効果を「円滑遷移モデル（smooth transition model）」で分析する。

円滑遷移モデルには次のような特長がある。

- 円滑遷移モデルでは、パラメータが可変であり、経済状況に応じて金融政策効果が変化するような、経済モデルのレジーム変化の推計

---

<sup>12</sup>本節の分析では、多くの先行研究同様、家計部門等の行動まで明示的に分析されていない。今後の課題としたい。

に適していること。

- 経済モデルのパラメータが別途の経済変数の関数になっていることから、構造変化の理論的背景と整合的な形で実証が可能であること。

13

- モデルの構造変化の滑らかさや閾値も同時に推計することができる。これは、パラメータの変化を表す関数に滑らかさや閾値を表すパラメータが組み込まれていることによる。
- レジーム変化が要因変数に関し単調変化であっても、変化に反転があっても、対応可能であること。

### 3.1 円滑遷移 VAR(多変量自己回帰) モデルによる金融政策効果の分析

本稿の分析では、金融政策効果を実証的に分析する基本的なモデルとして VAR(多変量自己回帰モデル)を用いる。VARは金融政策効果を実証的に把握する手法として広く用いられている。<sup>14</sup>この VAR モデルを基本として、金融政策効果が変化することを円滑遷移 VAR モデルによって検証する。

円滑遷移 VAR モデルによる分析の仕組みは、次のように説明できる。例えば、経済状況が異なることで金融政策効果の異なる2つのレジームが存在する場合を考え、それぞれのレジームを VAR モデル A および VAR モデル B で描写する。このとき、経済状況が変化することにより金融政策効果が1つのレジームから別なレジームに変化することは、モデル A からモデル B(あるいはその逆)への変化として捉えることができる。ここで、現在のレジームがモデル A である確率を  $G$  で表すと、もう一つのレジームである確率は  $1 - G$  で表される。結果として、現在のレジームは、次のように表現できる。<sup>15</sup>

$$G \times (\text{VAR モデル A}) + (1 - G) \times (\text{VAR モデル B}) \quad (13)$$

<sup>13</sup>この結果、後述(13)、(14)式のようにモデルはパラメータに関し非線形となり、後述するような推計上の困難さが生じる。

<sup>14</sup>例えば、Sims and Zha(1998) 参照。日本の例については、Miyao(2002)、Shioji(2000) 等参照。

<sup>15</sup> $G$  を、確率ではなく、現在の経済状態を表わすためのウエイトと解釈することも可能である。

このとき、確率  $G$  の変化が構造変化を表すことになる。ここで、この確率  $G$  が構造変化を左右するある経済変数の関数として表せるとする。

$$G = f(\text{構造変化を左右する経済変数 ; 閾値、滑らかさ}) \quad (14)$$

ここで、関数  $f$  は、「構造変化を左右する経済変数」から「構造変化を表す確率」への影響を表す関数とする。関数  $f$  は柔軟な関数形が用いられ、構造変化を左右する経済変数がどの値までくると構造変化を起こすのか(閾値)、また、どのような滑らかさで構造変化を起こすのか(滑らかさ)についても、先験的に与えるのではなく、データから推計する。以上の式(14)を(13)に代入した形が、円滑遷移 VAR モデルとなる。この式を推計することにより、金融政策効果の構造変化、構造変化に影響を与える経済変数、閾値、滑らかさを同時に推計および検定することができる。

以下、実際に用いる具体的な定式化に沿って議論を展開する。

いま、金融政策効果を規定する変数(以下遷移変数と呼ぶ)を  $z_t$ 、また、Bernanke and Blinder(1992)、Garcia and Schaller(2002)等と同様に、金融政策金利  $i_t$  から総需要  $y_t^d$  への効果に影響を与えるモデルを採用し、また、政策効果が遷移変数によって変化する次のようなモデルを考える。

16

$$y_t^d = y_0 - \alpha(z_t)i_t + A(L)X_t + \eta_{y,t} \quad (15)$$

ただし、 $y_0$  は定数、 $i$  はコールレート(政策金利)、 $X_t$  はその他変数のベクトル、 $\eta_{y,t}$  は総需要に加わるその他のショックとする。また、VARを用いて政策効果の構造変化を分析した先行研究である Garcia and Shaller(2002)に従い、その他変数ベクトルを  $X_t = (y_t, m_t, p_t, i_t)'$ 、ただし  $y_t$  は均衡実質生産、 $m_t$  はマネーサプライ、 $p_t$  はCPIとする。パラメータ  $\alpha$  は理論的に負の値が期待される。

ここで、遷移変数  $z_t$  については、次の点に留意すべきであろう。つまり、遷移変数  $z_t$  が、上記の内生変数と遷移変数自身の定常的ショックだけで記述できる保証が必ずしもないことである。これは、上記の4変数以外に遷移変数  $z_t$  を第5の内生変数とする場合適切なモデルが組み立てられる保証がないことを意味する。<sup>17</sup> そこで、以下の実証では、上記4変数以外の遷移変数を用いて、政策効果を評価する際、政策発動を条件

<sup>16</sup>ここでは、Cover(1988)、Weise(1999)と同様、非対称性の要因のミクロ的基礎は陽表的に扱わない。

<sup>17</sup>サンプル数は、1975年1月から2001年12月までの324期。円滑遷移VARモデルの場合必要なパラメータは内生変数の増加によって急速に増加する。4変数の通常の

とする次のような事後条件付確率からサンプリングして政策金利変化に伴う遷移変数の変化を推計することとした。

$$z_t \sim \pi(z_t | h(i_t \in \Omega), D) \quad (16)$$

ただし、 $h(\cdot)$  は政策発動に関するインディケータ関数、 $\Omega$  は政策発動を示す集合、 $D$  は  $z_t$  に影響を与えたその他の情報とする。

次に、上記の総需要方程式に加えて、総供給関数、政策反応関数、総需要と総供給の均衡式等からなる方程式体系を用いると、次式の誘導形を導くことができる。

$$X_t = (I - C_0)^{-1} X_0 + (I - C_0)^{-1} C(L) X_{t-1} + D(L) \epsilon_t \quad (17)$$

ただし、 $C_0$  はもとの方程式の同時変数にかかるパラメータ、 $I$  は単位行列、 $C$  はもとの方程式のラグ変数にかかるパラメータ、 $D(L)$  はもとの方程式の誤差項にかかるパラメータ、 $\epsilon_t$  は  $t$  期に発生したイノベーションとする。ここで、非線形係数  $\alpha(z_t)$  は、パラメータ  $C_0$  に含まれることになるため、必ずしも実質生産  $y_t$  の方程式だけに含まれるわけではない。このことは、上記の誘導形を推計する際は、システム全体のパラメータの変化を分析する必要があることを意味する。ところで、政策金利に関する方程式の誤差は、他の方程式の誤差と相関する可能性のあるため、必ずしも純粋な政策ショックを表わさない。そこで Bernanke and Blinder(1992)、Garcia and Schalla(2002) 等と同様、補論 C のような同時点間の構造を仮定した。<sup>18</sup>

ここで、構造変化の実証に当たって、モデルの構造変化の程度まで含めて推計できる既述の円滑遷移 VAR モデル (Smooth Transition Vector Autoregressive Model) の枠組みを採用する。本稿で採用した円滑推移 VAR

---

VAR モデルでラグが 3 つの場合の一方程式のパラメータ数は 13 個、円滑遷移 VAR(反転型) モデルになると推計パラメータは  $28(=1+12+12+3)$  個 (システム全部で 103 個) 必要となる上、モデル選択テストでは約 5 倍のパラメータが必要になる。一方、5 変数の場合には、円滑遷移 VAR(反転型) モデルになると推計パラメータは  $34(=1+15+15+3)$  個 (システム全部で 158 個) 必要となる上、モデル選択テストではその約 5 倍のパラメータが必要になる。実際、以上の 4 変数以外の変数を遷移変数として加えた 5 変数 VAR モデルの推計を試みたところ、適切なモデルの推計は困難であった。今後の課題としたい。

<sup>18</sup>金融政策効果の変化を捕捉するためには、単一方程式では不十分であることは指摘したとおりだが、VAR のパラメータの構造変化には、金融政策効果のレジーム変化以外も含まれ得る。これは、このアプローチの一つの限界であるが、今後の課題としたい。なお誤差項の分散は不均一となるので、推計手続きの上で考慮する。

モデルは次のように記述できる。

$$X_t = \Phi_1'(L)X_t(1 - G(s_t; \gamma, c)) + \Phi_2'(L)X_tG(s_t; \gamma, c) + \theta_t \quad (18)$$

ただし  $\Phi_i$  は  $4 \times p$  ( $p$  はラグ数) のパラメータベクトル、 $\theta_t = (\theta_{1t}, \dots, \theta_{4t})'$  は平均ゼロで  $4 \times 4$  の正定符号共分散列  $\Sigma$  を持つ 4 次元のホワイトノイズとする。 $\gamma, c$  は、各々構造変化の滑らかさ、および、閾値を表す。

VAR モデル  $\Phi_2'(L)X_t$  が表すレジームの確率を示す遷移関数  $G(s_t; \gamma, c)$  は 0 から 1 の間を動く連続関数である。実証上、遷移関数は次の 2 つの関数形からの選択となる。つまり、1 次ロジスティック関数、

$$G(s_t; \gamma, c) = (1 + \exp(-\gamma(s_t - c)))^{-1}, \gamma > 0, \quad (19)$$

および、2 次ロジスティック関数である。<sup>19</sup>

$$G(s_t; \gamma, c_1, c_2) = (1 + \exp(-\gamma(s_t - c_1)(s_t - c_2)))^{-1}, \gamma > 0, c_1 \leq c_2. \quad (20)$$

1 次ロジスティック関数は、遷移変数  $z_t$  の増加で遷移関数  $G$  の値が単調に増加する関数形である。パラメータ  $c$  は構造変化の閾値を示し、遷移変数  $z_t$  が  $c$  を超えるとき、(VAR モデル  $\Phi_2'(L)X_t$  が表すレジームの確率を示す) 遷移関数  $G$  の値は 0.5 を超える。パラメータ  $\gamma$  は遷移関数  $G$  の値の増加の滑らかさ (つまり構造変化の滑らかさ) を示し、 $\gamma$  が大きな値になればなるほど変化が急になる。 $\gamma \rightarrow 0$  のとき関数  $G$  は一定の値をとりモデルは構造変化が生じない線形関数となる。 $\gamma \rightarrow \infty$  のとき遷移関数  $G$  は 0 ( $s_t < c$ ) あるいは 1 ( $s_t > c$ ) の値をとるインディケータ関数となる。1 次ロジスティック関数は、遷移関数の動きに沿って、金融政策効果の変化が単調に起きる状況、例えば、景気が悪化したり、借入制約が強まると、金融政策効果が単調に強まる状況を記述するのに適している。

一方、2 次ロジスティック関数は、遷移変数  $z_t$  の増加に沿って遷移関数の値が  $1 \rightarrow 0 \rightarrow 1$  と  $U$  字形に変化する関数である。 $c_1, c_2$  は、構造変化の閾値を示すパラメータであり、遷移変数  $z_t$  が  $c_1$  の値を超えて増加したとき遷移変数  $G$  の値が 0.5 を下回る一方、 $c_2$  の値を超えて増加したとき遷移変数  $G$  の値が 0.5 を上回るようになる。2 次ロジスティック関数の場合もパラメータ  $\gamma$  は構造変化を表し、 $\gamma$  が大きければ大きいほど急激な構

<sup>19</sup>一般的には、2 次ロジスティック関数の代わりに指数関数を選択することもできる。しかし、本稿の分析では、中央のレジームの幅が未知であり、2 次ロジスティック関数の方が好ましい。

造変化を表す。もし  $\gamma \rightarrow 0$  であれば遷移関数  $G$  は一定の値をとりモデルは構造変化が生じない線形関数となる。また、 $\gamma \rightarrow \infty$  のとき関数  $G$  は  $1(s_t < c_1$  あるいは  $s_t > c_2)$  および  $0(c_1 < s_t < c_2)$  の値をとるインディケータ関数となる。2次ロジスティック関数は、遷移関数の動きに沿って、金融政策効果が増えるもの、ある地点で反転し逆の変化が起きる状況、例えば、借入制約が強まると金融政策効果が強まるが、強すぎると逆に弱くなる状況を記述するのに適している。<sup>20</sup>

また、これらのことを前提とすると、円滑遷移 VAR モデルの推計時に、遷移関数として1次ロジスティック関数が適しているか、2次ロジスティック関数が適しているかを検定することにより、遷移変数  $z_t$  に沿って金融政策効果が単調に変化するのか、反転するのかを検証することができる。

以下、実際のデータを用いて、円滑遷移 VAR モデルによる金融政策効果の構造変化を検証する。既述のように、VAR パートは4変数 VAR (実質生産(鉱工業生産指数)、マネーサプライ、CPI(除く生鮮食品)、コールレート)モデルとした。使用したデータは、1975年1月から2001年12月までの季節調整済み月次系列である。<sup>21</sup>

金融政策効果に影響を与える遷移変数候補としては、前節での議論も踏まえつつ実質生産および貸出市場関連変数を中心に、実質生産(変化率)、貸出判断DI、資金繰判断DI、業況判断DI、信用スプレッド(Moody's Aa、Baa、事業債12年店頭基準気配値、国債利回りとのスプレッド)、株価(Topix)と8変数を試みた。<sup>22,23</sup>

ところで、円滑遷移モデルによる実証分析には、通常の統計的手法が適用できない幾つかの推測上の困難さがある。本稿では、そのような円

<sup>20</sup>このモデルは、両端の領域が同一であるという制約付きの3レジームモデルになっている。ここでの分析は、政策効果に3つの局面があった場合、それぞれを直接推計するものではなく、金融政策効果の変化の反転があるかどうかの実証である点、および、1次ロジスティック関数との間のモデル選択に関する統計的推測法が確立されている点を考慮して、2次ロジスティック関数による近似アプローチを選択した。

<sup>21</sup>単位根検定では各変数(金利以外は対数値)の単位根は否定できなかった。次に共和分検定を試みたところ、共和分の可能性は否定できなかった。そこで本文の分析では水準変数を用いた分析結果を掲載した。なお、特に多変数のモデルの共和分検定のサイズの歪みの可能性等も考慮して、階差変数による分析も行ったが、本稿の結果に影響を与えなかった。

<sup>22</sup>四半期計数であるDIは、DI公表月から3ヶ月は同一の値を利用。計測においては、22式の変換を施すことで、結果として図8に示される計数が得られた。

<sup>23</sup>データについては補論参照。なお、ここで分析されるレジーム変化は経済状態に対するレジーム変化であり、政策方向の違いを遷移変数とする分析ではない。なぜなら、政策方向の違いによって生じる非対称性は、各遷移変数による円滑遷移モデルにつき両方向のインパルス・レスポンス(詳細は後述)を実行することで分析が可能だからである。

滑遷移モデルの統計的推測の困難さを踏まえた上で、Van Dijk 他 (2001) に倣い、以下の手続きを踏むこととした。

(i) . 情報量基準や系列相関検定からベースラインとなる線形 VAR モデルを決定。<sup>24</sup>

(ii) . ベースラインとなる線形 VAR モデルに関し、各遷移変数候補の非線形性 ( 遷移変数の変化が VAR モデルのパラメータの大きさに影響を与えているかどうか ) を検定する。この段階で、遷移変数候補の篩い分けを行う。遷移変数のラグ、移動平均長もこの段階で決定する。<sup>25</sup>(iii) . 線形 VAR モデルがある遷移変数候補に非線形性を持っていた場合、レジーム変化が、単調型 ( 1 次ロジスティック関数 ) か反転型 ( 2 次ロジスティック関数 ) かを検定する。

(iv) . 遷移変数と遷移関数が特定化できたら、円滑遷移 VAR モデルを ( 2 つのレジームの VAR 係数、レジーム変化の滑らかさ、レジーム変化の閾値を同時に ) 推計する。このとき、レジーム変化が有意であるかも検定する。

(v) . 実質生産に与える金融政策効果の変化の大きさと方向をみるために、一般化インパルス・レスポンスを推計する ( 確率的シミュレーション ) 。

なお、ステップ (v) で、通常のインパルスレスポンスではなく、確率的シミュレーションによる一般化インパルス・レスポンス分析が必要なのは、次のような理由による。つまり、円滑遷移モデルのような非線形モデル ( 説明変数の係数が一定でなく状況に応じて変化するモデル ) の場合、経済変数がどのような水準にあったかで、反応が変わる ( これを歴史依存性と呼ぶ ) 。このため、円滑遷移 VAR モデルでは、VAR 分析で通常用いられるインパルスレスポンス ( 定常状態からの乖離を意味する ) は利用できない。<sup>26</sup>そこで、実際に起こったショック ( $s_1$ ) に新たな政策 ( シミュレーション ) ショック ( $s_2$ ) を加えたケースと実際に起こったショック ( $s_1$ ) だけのケースの差を見たものが、一般化インパルスレスポンスにな

<sup>24</sup>線形モデルのモデル特定化では、通常、「一般的なモデルから特定のモデルへ」といったアプローチが取られるが、円滑遷移モデルのような非線形モデルでは、「特定のモデルから一般的なモデルへ」というアプローチが適しているとされる。例えば、Granger(1993)、Van Dijk, Terasvirta, Timo, and Franses, Phillip Hans (2001) 参照。

<sup>25</sup>遷移変数の選択が適切であれば、特に  $LM_3$  型検定はいずれの関数形でもパワーを持つ。遷移変数が適切に選択されていれば、検定は最大の検出力を持つことを利用して、最小の P 値を与える遷移変数を選択する。Van Dijk 他 (2001) 第 5 節参照。Terasvirta(1994) はシミュレーション研究でこの方法が有効に機能することを報告している。

<sup>26</sup>例えば Pesaran and Potter (1997) 参照。



る。<sup>27</sup>

ステップ (i) において、まず、変数のラグの最大値を 13 期として、系列  
相関検定および情報量基準に基づきベースラインとしての線形 VAR を選  
択した。最終的に選択されたラグは、1,2,10 期のラグであった。<sup>28</sup>このベ  
ースラインモデルを利用して、ステップ (ii) で非線形性検定と遷移変数の篩  
い分け、ステップ (iii) で遷移関数形の選択を行う。ステップ (ii),(iii) で問  
題となるのが、検定方法である。円滑遷移モデルを対立仮説とする非線型  
テストは、帰無仮説において制約されずに自由に動くパラメータが存在す  
るため、通常の検定方法を使うと問題がある。例えば、帰無仮説  $\Phi_1 = \Phi_2$   
は、遷移関数のパラメータ  $\gamma$  および  $c$  を何ら制約せず、帰無仮説の尤度に  
影響を与えない。そのような局外 (nuisance) パラメータが存在することによ  
って、尤度比検定、LM 検定、Wald 検定といった通常の統計的推測が使  
えない。<sup>29</sup>ここでは、Luukkonen, Saikkonen and Terasvirta (1988) に従  
い、遷移関数  $G(s_t; \gamma, c)$  を  $\gamma = 0$  まわりのテイラー近似で置きかえる方  
法を採用した。この方法によって、識別問題はもはや存在しなくなり、非線  
形性は、通常の統計的推測手法で行うことができる。具体的には、オリジ  
ナルの帰無仮説  $H_0 : \gamma = 0$  の代わりに、帰無仮説  $H'_0 : \beta_1 = \dots = \beta_k = 0$ ,  
によって非線形性をテストする。ただし、 $\beta_j, j = 1, \dots, k$ , は、 $\gamma = 0$  ま  
わりの  $k$  次のテイラー近似によって導出された次のような補助的回帰式  
の係数とする。

$$X_t = \Phi_0(L)'X_t + \Phi_1(L)'X_t s_t^1 + \dots + \Phi_k(L)'X_t s_t^k + \epsilon_t. \quad (21)$$

ただし、 $s_t$  は変数変換後の遷移変数 (元々の遷移変数  $z_t$  に対し後述の変  
数変換を行ったもの) とする。この補助的回帰推計に基づき、遷移関数選  
択 (1 次ロジスティック関数か 2 次ロジスティック関数かの選択) に関す  
る Terasvirta (1994) および Escribano and Jorda (1999) の検定も行うこと  
ができる。<sup>30</sup>

<sup>27</sup> VAR の内生変数でない遷移変数の場合、過去の遷移変数の変化を政策発動の有無  
で分類したデータからのサンプリングによって、政策発動に対する変化を反映すること  
は、既に述べた通り。

<sup>28</sup> このベースラインモデルの性質を確認するために、金融引き締めショック (標準誤  
差の大きさ) を与えた場合のインパルス反応を調べると、実物生産について 2 年程度を  
ピークとした減少、CPI については若干のラグを持った減少が観察され、理論的に期  
待される反応と整合的であった。

<sup>29</sup> 帰無仮説下の nuisance パラメータの問題は、Davis (1977, 1987), Andrews and  
Ploberger (1994), Hansen (1996) and Stinchcombe and White (1998) 参照。

<sup>30</sup> すなわち、政策効果が遷移変数の変化に伴ない一回だけ変化するのか、それとも反  
転するのかのテスト。

遷移変数については、Skalin and Terasvirta (2002) に従い、次のような遷移変数のフィルターを採用した。<sup>31</sup>

$$s_t = \sum_{j=0}^{L-1} z_{t-d-j} / L, \quad (22)$$

ただし  $z_t$  は遷移変数。

ここで非線形性テストおよびモデル選択テストの実行に際しては、次のような戦略を採用した。つまり、遷移変数  $z$  に関し  $L$ 、 $d$  の最大値を 12 として、全ての組み合わせを実行し、以下の条件を満たす候補の中で最も強い非線形性を示す  $L$ 、 $d$  を採用した。<sup>32</sup>

- 非線形テストにおいて、少なくとも一つのタイプの非線形性テストが有意な非線形性を示すこと。
- Terasvirta (1994) のモデル選択テスト (非線形項の係数を検定) で、少なくとも、一つの帰無仮説が有意に棄却されること。
- Escribano and Jorda (1999) のモデル選択テスト (非線形項の係数を検定) で、少なくとも一つの帰無仮説が有意に棄却されること、
- 2つのモデル選択の結果が、同一の結果を示すこと。

また、非線形性テストおよびモデル選択テストにおいては、円滑遷移モデルの性質に鑑み、Woodridge(1990,1991) の不均一分散頑健推定量を用いた。

ステップ (ii) の非線形テストにおいて、採用した候補変数の中で、有意な非線形性を示した変数は、実質生産 (変化率) と貸出態度判断 DI の 2 つであった。結果は表 1,2 に示されている。 $LM_i$  は、 $\gamma = 0$  まわりの  $i$  次のテイラー近似による非線形テストを示している。選択された遷移変数について、ステップ (iii) の遷移関数形に関する検定結果も表 1,2 に示されている。 $H_{0i}$  は、 $\gamma = 0$  まわりの 3 次のテイラー近似推計において、 $j$  番目の項 ( $j > i$ ) = 0 としたときの  $i$  番目の項 = 0 を帰無仮説とするモデル選択検定である。もし  $H_{02}$  の  $p$  値が最も低ければ、2 次ロジスティック関数が適しており、それ以外は、1 次ロジスティック関数が適しているこ

<sup>31</sup>Skalin and Terasvirta(2002) では、遷移変数について、22 式のようにラグや差をとるスパンをより一般的な形で表現した上で、どのラグやスパンを採用するかについては、データによって決める方法を採用している。

<sup>32</sup>最も適切な遷移変数を対立仮説に採用すれば、検定は最も高い検出力を示すことを利用。Van Dijk 他 (2001) 第 5 節参照。

とになる。 $H_{0E}$  および  $H_{0L}$  は、 $\gamma = 0$  まわりの 4 次のテーラー近似に基づき補助回帰係数につき、それぞれ、2 次項および 4 次項がゼロであることを帰無仮説、1 次項および 3 次項を帰無仮説とするモデル選択テストである。 $H_E$  の p 値が小さければ 2 次ロジスティック関数が適しており、 $H_L$  の p 値が小さければ 1 次のロジスティック関数が適していることになる。

遷移変数を実質生産(変化率)とする検定結果(表1)によると、 $LM_1, LM_2$  および  $LM_3$  において、有意な非線形性が示された。また、2 つのモデル選択検定とも 2 次ロジスティック関数が適していることを示している。遷移変数である実質生産(変化率)が景気を示しているとするれば、これらの結果は、景気の変化に伴ない政策効果は変化するが、ある時点で政策効果が反転するという仮説を支持していることになる。

遷移変数候補の選択と遷移関数の特定化の後には、ステップ (iii) に進み、円滑遷移 VAR モデルを (2 つのレジームの VAR 係数、レジーム変化の滑らかさ、レジーム変化の閾値を同時に) 推計する。<sup>33</sup> 推計結果は各々表 3,4 に示されている。表 3,4 いずれも遷移関数  $G$  のパラメータ ( $Y, C_1, C_2$ )、非線形項 ( $\Phi'_2(L)X_t - \Phi'_1(L)X_t$ )  $G$  の有意性検定、各方程式の系列相関テスト、各方程式のパラメータ ( $\Phi'_1, \Phi'_2$ ) の順に示している。

推計は分散不均一頑健推定量を使った。<sup>34</sup> 表 3,4 に示された非線形パートに関する検定は、遷移変数を実質生産、貸出態度判断 DI とするそれぞれのケースで、有意なレジーム変化が起きていることを示唆している。

次のステップ (v) として、金融政策効果の構造変化の方向を確認するために、インパルスレスポンスで分析する。既述のように、円滑遷移 VAR モデルは、その非線形構造から、歴史依存性と非対称性を持つため、線形 VAR モデルで用いられる通常のインパルスレスポンスを利用することができない。そこで、ここでは、Koop et al. (1996) によって提案された一般化インパルスレスポンス法を採用する。特定のショック  $\varepsilon_t = \delta$  およびショックの歴史  $\omega_{t-1}$  を用いて、一般化インパルスレスポンス (GI) は次のように定義できる。

$$GI_y(h, \delta, \omega_{t-1}) = E(y_{t+h} | \varepsilon_t = \delta, \omega_{t-1}) - E(y_{t+h} | \omega_{t-1}), \text{ for } h = 0, 1, 2, \dots (23)$$

一般化インパルスレスポンスの推計に当たっては、確率的シミュレーションの手法を用いた。また、インパルスレスポンス推計で政策ショッ

<sup>33</sup>ここでの推計方法は、最尤法である。推計の初期値に際してはグリッドサーチを採用した。

<sup>34</sup>分散不均一頑健推定量については、Davidson and MacKinnon (1985), Woodbrodage (1990,1991) and Granger and Terasvirta (1993) を参照。

クを与える際には、Garcia and Scaller(2002)に従い補論で示したような同時点構造を仮定した。具体的には、推計された円滑遷移 VAR モデルにつき、初期時点に1標準誤差の政策ショック、各期においてその他のショックを与え、実質生産の変化を求めた。<sup>35</sup>なお、遷移変数が実質生産(変化率)のケースでは遷移変数は4つの内生変数の変化に合わせて変化する。一方、遷移変数が貸出態度判断 DI のケースでは、既述のように、政策発動を条件とする貸出態度判断 DI の変化率の条件付き確率分布からサンプリングして変化させた。<sup>36</sup>

サンプリングした後、政策発動初期時点の遷移変数の状態でサンプルを分類した。つまり、遷移変数が下位の御闘値未満のケース( $z_t < c_1$ )、遷移変数が下位の閾値以上上位の閾値未満のケース( $c_1 \leq z_t < c_2$ )、遷移変数が上位の閾値以上のケース( $c_2 \leq z_t$ )である。

レジーム変化の大きさと方向を推計した結果を図6~9に示した。遷移変数を実質生産(変化率)としたケースは、図6(遷移変数の推移と推計されたレジーム変化)、図7(一般化インパルスレスポンス)に示されている。図6において、推計された上記の閾値( $c_2$ )は約0.5と変動の中央を横切り概ね好況不況を分けた形になっている。また推計された下位の閾値( $c_1$ )は約-1.0と過度の不況に対応した形になっている。以下では、便宜上、政策発動時点において遷移変数が下位の閾値未満のケースを過度の不況、下位の閾値以上上位の閾値未満のケースを不況、上位の閾値以上のケースを好況と呼ぶ。推計されたレジーム変化は、下位の閾値未満あるいは上位の閾値以上に対応するレジームの確率を示している。それを見ると、下位の閾値未満あるいは上位の閾値以上に対応するレジームの間を複数回往復し、レジーム変化が頻繁に起きていることがわかる。

図7は、推計された一般化インパルスレスポンスを示している。政策発動時の経済状況による金融政策効果の差をみるため、図7aは金融引締ショックに対する実質生産の反応、図7bは金融緩和ショックに対する実質生産の反応を示している。また、政策方向による金融政策効果の違いをみるため、図7cは金融緩和時の一般化インパルスレスポンスを逆符号にして金融引締時の一般化インパルスレスポンスと比較したものである。必ずしも顕著でないが、金融引締、緩和(図7a、7b)のいずれの場合で

<sup>35</sup>1ラウンドにサンプリングするサンプリング期間(46期=ラグ10期+36期)を1期づつずらしながら279(=フルサンプル324期-46+1)回試行し、これを40ラウンド、合計11,160回(=279×40)サンプリングした。詳細は、Koop et al. (1996)参照。

<sup>36</sup>直観的に説明すれば、貸出態度判断 DI の各期の変化率を、金融引締時と金融緩和時に分割した上で、例えば、各政策発動時には各 DI 変化率のプールの中からサンプリングした変化率を DI の変化とした。

も、不況になると好況より政策効果が大きいのが、過度の不況は必ずしも大きくない傾向がみてとれる。また、政策方向の差(図7c)をみると、緩和と引締の効果は必ずしも同一でないが、その違いは顕著でない。

遷移変数を貸出態度判断DIとしたケースは、図8(遷移変数の推移と推計されたレジーム変化)、図9(一般化インパルスレスポンス)に示されている。図8aにおいて、推計された上記の閾値( $c_2$ )は16.08と1970年代後半および1980年代後半の貸出態度が緩い時期とそれ以外を分けている。また推計された下位の閾値( $c_1$ )は-23.47と1970年代中、1980年代初頭、1990年代末と貸出態度が過度に厳しい時期に対応した形になっている。以下では、便宜上、政策発動時点において遷移変数が下位の閾値未満のケースを過度に厳しいケース、下位の閾値以上上位の閾値未満のケースを厳しいケース、上位の閾値以上のケースを緩いケースと呼ぶ。推計されたレジーム変化(図8b)は、下位の閾値未満あるいは上位の閾値以上に対応するレジームの確率を示している。それをみると、レジーム変化はサンプル期間で数回発生しており、また、確率が推移する範囲がゼロから1までと広く、レジーム変化が顕著であることがわかる。

図9は、推計された一般化インパルスレスポンスを示している。政策発動時の経済状況による金融政策効果の差をみるため、図9aは金融引締ショックに対する実質生産の反応、図9bは金融緩和ショックに対する実質生産の反応を示している。また政策方向による金融政策効果の違いをみるため、図9cは金融緩和時の一般化インパルスレスポンスを逆符号にして金融引締時の一般化インパルスレスポンスと比較したものである。金融引締、緩和(図9a、9b)のいずれの場合でも、貸出態度が厳しい場合、政策効果は大きいのが、過度に厳しくなると効果が反転することが顕著にみてとれる。また、政策方向の差(図9c)をみると、緩和と引締の効果は必ずしも同一でないが、その違いは顕著でない。<sup>37</sup>

次に、表5は、それぞれの遷移変数に関し、一般化インパルスレスポンスのレジーム間の差を示したものである。遷移変数を実質生産(変化率)とするケースでは、不況のケースが好況および過度に不況のケースよりも政策効果が大きくなっているが、その差は引締め期、緩和期いずれも有意ではなかった。一方、遷移変数を貸出態度判断DIとするケースでは、厳しいケースが緩いケースおよび過度に厳しいケースよりも政策効果が

<sup>37</sup>もちろん、政策効果の非対称性の要因は、これまで挙げたものが全てではない。そこで、有り得べき他の要因を例示するために、資金需要サイドの要因も補論で分析した。

大きくなっているが、その差は引締め期、緩和期とも有意であった。<sup>38,39</sup>

以上の実証結果は、何らかの原因で、景気が過度に落ち込んだり、借入制約が過度に厳しくなったりすると、金融緩和政策を講じてもその政策効果が弱まることを意味する。因みに、1990年代以降に限ってこのような状況が起こった可能性のある時期を探ると、1990年代初頭および1990年代末の時期が挙げられる。1990年代初頭の時期は、いわゆるバブル経済に対する強力な引締め政策の後1991年7月に緩和に転じた頃の時期であるが、実質生産(変化率)を遷移変数とする分析で、過度の不況により政策効果が弱まった時期として検出されている。また、貸出態度判断DIを遷移変数とするケースでも、過度に厳しいレジーム(金融政策効果が弱まったレジーム)として検出こそされていないものの、その閾値に極めて近接している。平均的に見れば閾値を越えていなくても、個別に見れば閾値を超えてしまった企業が増加した可能性は有り得よう。<sup>40</sup>一方、1990年代末の時期は、都市銀行や大手証券会社の破綻が相次ぎ、信用不安が起きると同時に実体経済の冷え込みが起こった時期に相当する。遷移変数を実質生産(変化率)、貸出態度判断DIとする双方のケースで、過度の不況あるいは過度に厳しい貸出態度に対応して、政策効果が弱まった時期として検出されている。<sup>41</sup>

---

<sup>38</sup>ところで、各遷移変数が、基準となる線形VARで示される金融効果に有意に非線形の影響を与えることは既に検証済み(表1,3)である。このことからすると、実質生産(変化率)の一般化インパルスレスポンスでレジーム間の差が有意に検出されなかったことは、当該遷移変数の非線形性が無いことを示唆しているのではなく、当該スペシフィケーションが非線形構造を適切に把握していないことを示唆しているとみなすべきであろう。

<sup>39</sup>遷移変数を実質生産(変化率)ではなく貸出態度判断DIとした方が有意な一般化レスポンスの差を検出できているのは、貸出態度判断DIが非線形性の要因をより直接的に表現しているからかもしれない。より、適切な非線形構造の把握は、今後の課題としたい。

<sup>40</sup>なお、この時期の貸出厳格化は、中小企業よりも大企業で起こったとされる。これには、より厳しいBIS規制が適用される大銀行の取引先(主に大企業)で貸出態度の厳格化が起こった等の背景が考えられる。

<sup>41</sup>低金利下の流動性の罨による金融政策効果のリジーム変化は、現在の日本の状況の分析にとって重要であるが、名目金利のゼロ制約の取り扱いの問題があり、金利のレベルに依存したレジーム変化を、本稿の円滑遷移VARモデルでそのまま取り扱うことは困難であるため、今後の課題としたい。なお、1990年代末以降の超低金利の時期をサンプルから除いても、本稿の結論に影響は与えない。

## 4 インプリケーション

本稿では、日本のデータを用い、実質生産、M2+CD、CPI(除く生鮮食品)、コールレートの4変数VARモデルをベースラインとした円滑遷移VARモデルによる分析で、金融政策の実質生産に与える効果の変化を検証した。その結果によれば、実質生産(変化率)、貸出態度判断DIに沿って、金融政策効果の変化が有意に見られた。具体的には、不況ほど政策効果は大きい、過度の不況は効果が反転するという変化と、貸出市場での貸出態度が厳しいと政策効果は大きい、過度に厳しいと政策効果は反転するという変化が有意に見られた。

なお、本稿での分析は、あくまで、実質生産に的を絞った分析であり、例えば、物価への影響という観点からの政策効果分析では異なった結果となり得る。物価への政策効果については今後の課題としたい。

また、本稿の分析結果は、極端な状況を除けば、借入制約が強まる場合に政策効果が大きくなることを示唆している。これは、「金融政策の波及経路を金利変化を通じた伝統的な預金のチャンネル」と貸出量の変化を通じた「貸出のチャンネル」という2つの観点でみた場合、貸出を通じた政策効果の波及経路が重要であるとする考え方(Bevnanke and Gertler(1995)等)と整合的であるが、企業規模別政策効果についてまで含意を持つものではない点には留意が必要である。つまり金融政策の波及経路で貸出のチャンネルが重要であれば、Kashyap and Stein (1995), Gertler and Gilchrist (1994) 等の一連の研究は、大企業よりも貸出への依存度が大きい中小企業で政策効果が大きいことを指摘している。しかし、個々の企業の直面する政策効果の閾値は、個々の初期純資産にも依存するため、中小企業が本稿で推計されたレジーム変化のどこを構成しているかは、必ずしも定かでない。企業規模別政策効果の分析は、今後の課題である。

最後に、本稿で用いた円滑遷移モデルは、構造変化の存在に関する帰無仮説の検定に通常の統計的推測が使えないこと、非線形モデルに歴史依存性があるため通常のインパルスレスポンスが使えないことなどの制約があるが、経済モデルのレジーム変化に関する分析で有用なインプリケーションを引き出し得る実用的なツールであり、今後他の分野でも応用が期待される。

以上

## A 過度に借入制約が強い場合の金融政策効果

金融政策効果の非単調変化の可能性を分析するために、金融加速メカニズムを組み込んだ企業の投資行動の静学モデルを構築する。Bernanke, Gertler and Gilchrist (1999) が借り手と貸し手の最適契約問題を動学的一般均衡に組み込んだモデルであったのに対し、本稿では、簡単化のために、金融政策のトランスミッションメカニズムに関する先行研究と同様<sup>42</sup>、( エージェンシーコストを含む ) 予算制約のもとで利益最大化を図る借り手と貸し手の静学モデルとして分析する。貸出市場を通じた企業の投資行動に体する金融政策効果は3つの関係に分解できる。投資と貸出金利 (あるいは外部資金調達プレミアム) の関係、貸出金利と借手純資産の関係、借手純資産とリスクフリー金利 (政策手段) の関係である。<sup>43</sup> 本稿における重要な特長の一つは、これら3つの関係に関わる非線形性をそのままモデルに組み込んだ点であり、この点はこれらの関係を線形化してモデル化した Bernanke, Gertler and Gilchrist (1999) と異なる。このような非線形性をモデルに組み込むことで金融政策効果の非単調変化 (multiple regime switching) を分析することができる。<sup>44</sup>

### A.1 モデル

銀行は、貸出金利  $r_l$ 、預金金利 (リスクフリー金利)  $i$ 、借り手企業の純資産  $W$  の下で、次式で表される利潤を最大化するように貸出  $L$  を行うものとする。

$$\max_L \Pi_B(L) = (r_l - i)L - C(L, W),$$

ただし  $C(L, W)$  は費用関数であり、貸出  $L$  の増加関数、貸出の限界費用は逓増と仮定する。

$$\frac{\partial C(L, W)}{\partial L} > 0, \quad \frac{\partial^2 C(L, W)}{\partial L^2} > 0.$$

また銀行の設定する貸出金利  $r_l$  は、リスクフリー金利に外部資金調達プレミアムを加えたものとする。ただし外部資金調達プレミアムは貸出  $L$

<sup>42</sup>例えば、Oliner and Rudebusch (1996)、Kato, Ui and Watanabe (1999) 参照。

<sup>43</sup>Hosono and Watanabe (2002) もこの3つの分解を指摘している。

<sup>44</sup>後述のように、金融政策ショックに対するインパルスレスポンスを用いて、動学的な枠組みにおける過大な外部資金調達プレミアム下の状況を実証的に分析する。しかし、理論モデルでグローバルな特性と複数レジームスイッチを分析することは困難であり、今後の課題としたい。



の増加関数とする。

$$r_l = i + \frac{\partial C(L, W)}{\partial L}. \quad (24)$$

費用関数には通常の経費に加えて、サーチコスト、モニタリングコスト、デフォルトコストといったエージェンシーコストが含まれる。ここで、エージェンシーコストは、借手純資産の減少関数であり、貸出の限界コストは純資産の減少にともない増加すると仮定する。さらに借手純資産に対する外部資金調達プレミアムの感応度は、純資産が低下するに従い、また貸出量が増加するに従い、増加すると仮定する。これは、外部資金調達プレミアムと借手の純資産の非線形性を示している。また、最後の関係は、純資産の減少にともない貸出限界コストの傾きが急になることを意味しており、後述のように、貸出供給曲線の傾きが急過ぎて貸出量の変化に結びつかない過剰外部資金調達プレミアムの局面を分析する上で重要な仮定となっている。

以下の4つの仮定は、通常の金融加速 (financial accelerator) メカニズムの基本的仮定である。<sup>45</sup>

$$\begin{aligned} \frac{\partial C(L, W)}{\partial W} < 0, \quad \frac{\partial^2 C(L, W)}{\partial L \partial W} < 0, \\ \frac{\partial^3 C(L, W)}{\partial L \partial W^2} > 0, \quad \frac{\partial^3 C(L, W)}{\partial L^2 \partial W} < 0. \end{aligned}$$

一方、借手企業は、資金コスト  $r$ 、生産物価格を所与として、財を生産する各期の資本ストックの水準を決定する。<sup>46 47</sup>

利潤  $\Pi_F(K)$  の最大化問題は次のように表される。

$$\max_K \Pi_F(K) = F(K) - rK,$$

ただし  $F(K)$  は生産関数であり、資本投入に関し増加関数、また資本の限界生産力は逓減とする。

$$\frac{\partial F(K)}{\partial K} > 0, \quad \frac{\partial^2 F(K)}{\partial K^2} < 0.$$

<sup>45</sup>Bernanke, Gertler and Gilchrist (1999)において、借り手の純資産は純資産や貸出の絶対量ではなく、自己資金調達比率として定義されている。しかし、この違いは、本稿のモデルの基本的結論に影響を与えるものではない。

<sup>46</sup>このモデルでは、Bernanke, Gertler and Gilchrist (1999)と異なり、資本の調整コストを考慮しておらず、結果として、設備投資量ではなく、資本量に注目して分析を行っている。また、資本ストック価値の内生的変動も扱っていない。しかし、これらの単純化は、本稿の基本的な結果に影響を与えるものではない

<sup>47</sup>このモデルにおいて、生産物価格は1に基準化され、金利を含む全ての変数は実質値で定義されている。

最適な資本ストック量は、限界生産力と限界コストが均衡する点で与えられる。すなわち、

$$r = \frac{\partial F(K)}{\partial K}. \quad (25)$$

企業は、資本ストックのファイナンスのために、自己資本（純資産）および銀行借入れという2つの手段を持っていると仮定する。つまり、 $K$ は次のように表される。

$$K = W + L. \quad (26)$$

自己資本のコストは機会費用、つまり、リスクフリー金利  $i$  となる。銀行借入れのコストは貸出金利  $r_l$ （式 (24) から  $i$  より高い）となる。それゆえ、企業の銀行借入れは、最適な資本ストックのための資金を自己資本で賄えない場合のみ行われる。<sup>48</sup> 借手の純資産は、リスクフリー金利で割り引いた将来の期待収益によって決定され、借り手の純資産は次の条件を満たすものと仮定する。

$$\frac{\partial W}{\partial i} < 0, \quad \frac{\partial^2 W}{\partial i^2} > 0.$$

これらの理論的前提に基づき、各式の関数形を特定化し、金融政策効果を分析する。なお以下のような関数形の特定という簡単化を行っても、議論の本質を変えることなく、金融政策効果の非単調変化 (multiple regime switching) を分析することができる。

第1に、費用関数を次のように特定化する。

$$C(L, W) = \frac{c_0}{W} + \frac{c_1}{W} L + \frac{c_2}{2W} L^2; \quad c_0, c_1, c_2 > 0.$$

このとき、貸出金利は次のように設定される。

$$r_l = i + \frac{c_1}{W} + \frac{c_2}{W} L. \quad (27)$$

式 (26) および (27) より、資金の供給関数は次式で与えられる。

$$\begin{aligned} r &= i + \frac{c_1}{W} + \frac{c_2}{W} (K - W), \quad \text{if } K \geq W, \\ &= i, \quad \text{if } K < W, \end{aligned} \quad (28)$$

ここで、前者は企業が銀行から借入れを行うケース ( $r = r_l$ ) であり、後者は自己資本だけで賄うケースである。

<sup>48</sup>これは、いわゆる“ペッキング・オーダー”仮説である。

一方、資本の限界生産力逓減の仮定に従い、資本の需要関数を線形関数として特定化する。

$$r = a - b K, b > 0. \quad (29)$$

ここで、純資産の価値は、次のように定義されるものとする。

$$W = \frac{d}{i}, d > 0. \quad (30)$$

借入 (借入制約がバインディング) ケースおよび自己資本 (借入制約が非バインディング) ケースのいずれでも、均衡金利  $r^*$  と均衡資本ストック  $K^*$  は式 (28) と (29) から導出される。借入制約がバインディングであるケースでは、

$$r^* = \frac{a c_2 i - b c_2 d + b c_1 i + b d i}{b d + c_2 i},$$

$$K^* = \frac{a d + c_2 d - c_1 i - d i}{b d + c_2 i}.$$

借入制約がバインディングでないケースでは、

$$r^* = i,$$

$$K^* = \frac{a - i}{b}.$$

となる。

## A.2 借入制約と金融政策効果

次に、金融政策手段であるリスクフリー金利が均衡金利と資本ストックへ与える影響について分析する。<sup>49</sup> 借入制約がバインディングであるケースでは、リスクフリー金利に関する偏導関数は、次式で与えられる。

$$\frac{\partial r^*}{\partial i} = \frac{b d (b d + a c_2 + c_2^2 + b c_1)}{(b d + c_2 i)^2}, \quad (31)$$

$$\frac{\partial K^*}{\partial i} = -\frac{d (b d + a c_2 + c_2^2 + b c_1)}{(b d + c_2 i)^2}. \quad (32)$$

<sup>49</sup>ここでは、リスクフリー金利に関し偏微分を求めることで金融政策効果を評価する。それゆえ、この枠組みの下では、政策効果の方向の影響は、政策効果に影響を与えない。

借入制約がバインディングのケースでは、次式で与えられる。

$$\frac{\partial r^*}{\partial i} = 1, \quad (33)$$

$$\frac{\partial K^*}{\partial i} = -\frac{1}{b}. \quad (34)$$

どちらの政策効果が大きいのであろうか。それは、借入制約の程度に依存する。借入制約がバインディングである場合、借入制約の程度を表す外部資金調達プレミアムは次式で与えられる。<sup>50</sup>

$$r^* - i = \frac{a c_2 i - b c_2 d + b c_1 i - c_2 i^2}{b d + c_2 i}.$$

$a > i$ 、つまり、資金需要関数と資金供給関数が交差し均衡貸出金利が存在するという仮定の下で、これは  $d$  に関し単調減少関数となる。<sup>51</sup> 外部資金調達プレミアムは借り手の純資産の減少とともに増加する。ここで、純資産パラメータ  $d$  が、金融政策効果（リスクフリー金利）の均衡貸出金利に与える影響を考える。以下の考察では、借入制約がバインディングとなるケースである式 (31) の右辺を  $f(d; x)$  ( $d$  および他の影響  $x$  の関数) とし、また、簡単化のために、 $c_1 = 0$  とする。<sup>52</sup>

関数  $f(d; x)$  は幾つかの重要な特徴を持っている。第 1 に、 $d$  をゼロおよび無限大に近づけると各々次式を得る。

$$\lim_{d \rightarrow 0} f(d; x) = 0, \quad \text{および} \quad \lim_{d \rightarrow \infty} f(d; x) = 1.$$

純資産が増価すると、借入制約がないケースのように、政策効果は 1 に近づくことがわかる。第 2 に、感応度の変化の方向は次のようにパラメータに依存する。

$$\frac{\partial f(d; x)}{\partial d} = \frac{b c_2 i (a c_2 + c_2^2 + 2 b d) - b^2 d (a c_2 + c_2^2)}{(b d + c_2 i)^3}.$$

つまり、純資産増価の供給関数をフラットにする効果が支配的であるとき、偏微分の符号は正であり、一方、借入需要を減少させる効果が支配

<sup>50</sup> 借入れ制約がバインディングでないケースでは、外部資金調達プレミアムは常にゼロである。

<sup>51</sup> もし  $a > i$  ならば、 $\frac{\partial}{\partial d} (r^* - i) = \frac{b c_2 i (i - a - c_2) - b^2 c_1 i}{(b d + c_2 i)^2} < 0$ .

<sup>52</sup> この簡単化の仮定は、本稿の基本的結論に影響を与えない。

的であるとき、偏微分の符号は負となる。 $f(d; x)$  は点  $d = d_0$  において小域的な最大値をとる。<sup>53</sup> ただし、

$$d_0 = \frac{a c_2 i + c_2^2 i}{b(a + c_2 - 2i)}.$$

第3に、曲線  $f(d; x)$  は点  $d = d_1$  で1の値をとる。ただし、

$$d_1 = \frac{c_2 i^2}{b(a + c_2 - 2i)}.$$

このモデルでは、借手企業は  $W < K^*$ 、つまり、 $d > d_2$  ならば借入れを行わない。

$$d_2 = \frac{(a - i) i}{b}.$$

借入制約がバインディングでないケースでは、式(33)で表されるように、政策効果  $\frac{\partial r^*}{\partial i}$  は常に1である。ここで、 $a > 2i$  のケース、つまり、 $d_1 < d_2$  であり、借り手企業が金融加速メカニズムを機能させるほど十分に借入需要を持っているケースについて考察する。<sup>54</sup> このとき、政策効果は3つの局面に分類することができる。第1に、借入制約がバインディングでない  $\frac{\partial r^*}{\partial i} = 1$  となる局面、第2に、借入制約がバインディングであり  $\frac{\partial r^*}{\partial i} > 1$  となる局面、第3に、借入制約がバインディングであり  $\frac{\partial r^*}{\partial i} < 1$  となる局面である。

第2の局面 ( $d_1 < d < d_2$ ) は既に議論した金融加速メカニズムモデルが機能するモデルの結果とコンシステントである。この局面においては、借入制約がバインディングであり、金融政策は、借手の純資産の変動を通して、借入制約がバインディングでないケースよりも貸出金利や資金需要に大きな変化を与える。政策当局がリスクフリー金利を上げるとき、図3で示されているとおり、式(28)で与えられる資金の供給曲線の傾きはより急になり、左上方にシフトする。なぜなら、式(30)で与えられるように、借り手の純資産が悪化するからである。このとき、外部資金調達金利の上昇により均衡貸出金利が上昇し、資金需要を減少させる。

一方、第3の局面 ( $d < d_1$ ) では図4に示されているように、借り手の純資産がさらに悪化することで供給曲線がさらに急になり、貸出量をあ

<sup>53</sup>もし  $a < 2i - c_2, d_0$  が負であれば小域的な最小値となる。

<sup>54</sup> $i \leq a \leq 2i$  つまり  $d_2 \leq d_1$  のケースでは、借り手の純資産の変化は金融加速メカニズムを生み出さない。なぜなら、資金需要が少な過ぎ借手企業はどんなに外部資金調達プレミアムが低くても借入れを行わないからである。 $a < i$  のケースの場合、需要関数と供給関数は交差せず均衡が存在しない。

まり変化させなくなる。<sup>55</sup> このような状態は、過大外部資金調達プレミアムの状態であり、これまで借入制約が過度に強いと呼んできた状態に対応する。<sup>56</sup> この局面は 1990 年代の日本の不況を説明する一つの要因になり得るかもしれない。これまでの分析結果は次のように要約することができる。

#### 借入制約と金融政策効果

借手純資産 $d$	(借入制約)	政策効果
$d_2 < d$	(非バインディング)	普通 $(\partial r^*/\partial i) = 1$
$d_1 < d < d_2$	(バインディング)	大 $(\partial r^*/\partial i) > 1$
$d < d_1$	(バインディング)	小 $(\partial r^*/\partial i) < 1$

もちろん、政策効果の資金需要に関する非対称性といった他の有り得べき要因についても分析することは可能であり、補論 E においてそういった追加的分析が行われている。<sup>57</sup>

## B データ

実質生産 鉱工業生産指数、経済産業省編。

コールレート 有担保コール、オーバーナイト、日本銀行編。

貸出態度判断  $DI$  短期企業経済観測調査、日本銀行調査統計局。

CPI CPI (除く生鮮食品) 総務省編。

マネー  $M2+CD$ 、日本銀行編。

流動性比率 流動資産/売上高、非金融法人、法人季報、財務省編。

<sup>55</sup>このような局面では、金融機関の純資産も悪化していることが予想される。

<sup>56</sup>Fukunaga (2002) の動学的一般均衡 (DGE) モデルでは、定常状態の自己資本比率を低くした場合、金融引締めショックに対し、外部資金調達プレミアムはより大きく拡大し、投資はより大きく低下した。しかし、外部資金調達プレミアムがある閾値を超えると投資の落ち込みはマイルドになることも報告されており、本稿の結果と整合的である。

<sup>57</sup>一般的に、マクロデータの利用可能性を考慮すると、一つの遷移変数に対する複数のレジームスイッチングの実証でさえ、一つの遷移変数に対する一つのレジームスイッチングよりかなり困難になる。政策効果の資金需要に関する非対称性まで分析することは、複数の遷移変数に関する複数のレジームスイッチングを意味し、実証上、さらに困難となるが、補論 E では、このトピックに関する試論として分析を試みている。

## C VARの同時点間の構造

Garcia and Schaller (2002) に従い、次のような同時点間の構造を採用した。<sup>58</sup>

$$\begin{pmatrix} e_Y \\ e_M \\ e_P \\ e_R \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} u_Y \\ u_M \\ u_P \\ u_R \end{pmatrix}$$

$Y$ : 実質生産、 $M$ : M2+CD、 $P$ : CPI、 $R$ : コールレート、 $e$ .:構造ショック、 $u$ .:VAR 推計の誤差。

## D 非線形性テストとモデル選択テスト

### D.1 非線形テスト

式 (18) の円滑遷移モデルを考える。円滑遷移モデルを対立仮説とする非線形性テストを行うために、遷移関数について  $\gamma = 0$  まわりのテイラー近似を行う。Luukkonen et al. (1988)、Saikkonen and Luukkonen (1988)、Granger and Terasvirta (1993) によって3つのタイプの非線形性テストが提案されている。これらのテストはオリジナルの帰無仮説  $H_0 : \gamma = 0$  ではなく補助的期無仮説  $H'_0 : \beta_1 = 0$  をテストしているために、LM タイプテストと呼ばれている。ただし、本補論では、 $y_t$  を被説明変数、 $x_t$  を説明変数とする。

(i)  $LM_1$

次式のような補助回帰式において、

$$y_t = \beta_0' x_t + \beta_1' x_t s_t + \epsilon_t, \quad (35)$$

1次ロジスティック関数の非線形性を、帰無仮説  $H_1 : \beta_1 = 0$  としてテスト。

(ii)  $LM_2$

---

<sup>58</sup>これは Cholesky 分解による構造と同じである。

次式のような補助回帰式において、

$$y_t = \beta_0' x_t + \beta_1' x_t s_t + \beta_2' x_t s_t^2 + \epsilon_t \quad (36)$$

2次ロジスティック関数の非線形性を、帰無仮説  $H_2 : \beta_1 = \beta_2 = 0$  によってテスト。

(iii)  $LM_3$

$LM_1$  統計量は、レジーム変化が定数項だけに生じる状況では検出力がない。この問題は、次のような3次のテイラー近似による回帰式を用いることで解決する。

$$y_t = \beta_0' x_t + \beta_1' x_t s_t + \beta_2' x_t s_t^2 + \beta_3' x_t s_t^3 + \epsilon_t \quad (37)$$

1次のロジスティック関数の非線形性は、帰無仮説  $H_3 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = 0$  によってテストできる。

## D.2 モデル選択テスト

線形性が棄却された場合、次のステップでは、遷移関数のモデル選択を行うことになる。実証実務上は、1次ロジスティック関数および2次ロジスティック関数（あるいは指数関数）間の選択になる。2種類のモデル選択が Terasvirta (1994) および Escribano and Jorda (1999) によって提案されている。

(i) Terasvirta (1994) によるモデル選択テスト

式 (37) において、次のような一連の帰無仮説を考える。

$$\begin{aligned} H_{03} : \beta_3 &= 0, \\ H_{02} : \beta_2 &= 0 | \beta_3 = 0, \\ H_{01} : \beta_1 &= 0 | \beta_2 = \beta_3 = 0, \end{aligned} \quad (38)$$

このとき、次のようなモデル選択ルールが導出できる。つまり、もし  $H_{02}$  に関する  $p$  値が最小であれば、2次ロジスティック関数が最適となる。一方、それ以外のケースでは、1次ロジスティック関数が最適になる。



(ii)Escribano and Jorda (1999) によるモデル選択テスト  
 次のような 4 次のテーラー近似の補助回帰を考える。

$$y_t = \beta_0'x_t + \beta_1'x_t s_t + \beta_2'x_t s_t^2 + \beta_3'x_t s_t^3 + \beta_4'x_t s_t^4 + \epsilon_t \quad (39)$$

この回帰式を使って Escribano and Jorda (1999) は、次の 2 つの仮説、

$$\begin{aligned} H_{0E} : \beta_2 = \beta_4 = 0, \\ H_{0L} : \beta_1 = \beta_3 = 0, \end{aligned} \quad (40)$$

を用いたモデル選択テストを提案している。もし、 $H_{0L}$  の p 値がより小さいときには 1 次ロジスティック関数が適切で、 $H_{0E}$  の値がより小さければ 2 次ロジスティック関数が適切となる。

一般的に、いずれのモデル選択テストとも、もう一方のモデル選択テストを凌駕しているわけではない。

## E 企業の流動性需要と政策効果

式 (29) における借り手企業の資金需要  $a$  は、金融政策効果に影響を与え得る。もし、 $i \leq a \leq 2i$  あるいは  $d_1 \geq d_2$  であり、需要曲線が十分に小さい場合、借入制約がバインディングであるケースの金融政策効果は、借入制約がバインディングでないケースより常に小さくなる。<sup>59</sup>これは、資金需要が小さ過ぎ、金融加速メカニズムが機能せず、借入制約がバインディングでないケースと過度の外部資金調達プレミアムのケースしか存在しないからである。分析結果を要約すると次のようになる。

借入制約、流動性需要と金融政策効果

借手純資産	流動性需要	
	通常 ( $a > 2i$ )	弱 ( $i \leq a \leq 2i$ )
$d_2 < d$ (大)	通常 ( $\frac{\partial r^*}{\partial i} = 1$ )	通常 ( $\frac{\partial r^*}{\partial i} = 1$ )
$d_1 < d < d_2$ (中)	大 ( $\frac{\partial r^*}{\partial i} > 1$ )	n.a.
$d < d_1$ (小)	小 ( $\frac{\partial r^*}{\partial i} < 1$ )	小 ( $\frac{\partial r^*}{\partial i} < 1$ )

次に、金融政策効果に影響を与える企業の資金需要サイドの有り得べき要因を考える。例えば、ビジネス環境や生産性の変化、あるいはそれら

<sup>59</sup>ここでは、 $a < i$  つまり需要曲線と供給曲線が交差しないケースは、考慮の対象としていない。

に対する期待も借入企業の資金需要をシフトさせ政策効果に影響を与え得る。しかしこれらの変化は、企業の純資産価値の変化を通じて貸出市場の供給サイドの条件にも直接影響を与え、需要サイドの実例としては複雑な結果となり得る。ここでは、資金需要サイドの要因として、これらの要因ではなく、追加的流動性需要という別な要因を取り上げる。追加的流動性需要は、銀行貸出市場の供給サイドに直接影響を与えることなく、需要サイドに影響を与える。最近の日本経済では、たとえ十分な自己資本を持っていたり、あるいは銀行から低利で借入を行うことができたとしても、設備投資に慎重となる先もみられる。ここでは、このような状況を、将来の不確実性増大による追加的資金需要という枠組みから分析する。もし設備投資が不可逆的であり、かつ、企業が将来の収益にかなりの不確実性があると考えていけば、設備投資を直ちに実行するよりは、設備投資を延期することが企業にとって最適の戦略となる。これは、将来の不確実性によって資金のオプション価値が増大したためである。<sup>60</sup>このとき、企業の最適資本水準は、限界生産力が限界コストを超えたところで決定され、その乖離部分の大きさは不確実な投資収益に関する確率過程の性質によって決定される。<sup>61</sup>

流動性需要は、投資資金需要の一部と入れ替わり、投資資金需要曲線を下方にシフトさせると考えられる。式(29)のシフトパラメータ  $a$  の変化として企業の追加的流動性需要を分析する。借入制約がバインディングであるケースにおいて、追加流動性需要から均衡貸出金利および最適資本ストックに与える影響を分析するため、パラメータ  $a$  に関する偏微分をとる。

$$\frac{\partial}{\partial a} \left( \frac{\partial r^*}{\partial i} \right) = \frac{b c_2 d}{(b d + c_2 i)^2} > 0.$$

この式は、パラメータ  $a$  の減少が政策効果の減少に結びつくことを示唆している。それゆえ追加的資金需要は金融政策効果を弱めることになる。

<sup>62</sup> 特に、もし流動性需要  $a$  が  $2i$  を下回る場合、その政策効果は、 $\frac{\partial r^*}{\partial i} < 1$  となり、借入制約がバインディングでないケースより小さくなる。一方、

<sup>60</sup> 企業による流動性需要については、いくつかの定義や要因が考えられている。理論モデルについては、Holmstrom and Tirole (1998), Kiyotaki and Moore (2001), Choi and Kim (2001) を参照。本稿での流動性需要の定義は、これらの先行研究より広義に捉えている。

<sup>61</sup> 背景にあるリアルオプション理論については、Dixit and Pindyck (1994) 参照。本稿のモデルでは、投資延期の選択を許すよう暗黙的に前提を変更していることになる。

<sup>62</sup> もし  $a$  をビジネス環境や生産性、あるいはそれらに関する期待の代理変数とすると、この式は、ビジネス環境の改善や生産性上昇が観察されやすい好況時ほど金融政策

借入制約がバインディングでないケースでは、パラメータ  $a$  の変化は金融政策効果に影響を与えない。

3 節で用いた実証分析の枠組みからみると、この理論的結果は、流動性比率を遷移変数とし、1 次のロジスティック関数を遷移関数とした場合、流動性比率の上昇が遷移関数を通して政策効果を弱める状況に相当する。実際、流動性比率を遷移変数とする分析を行うと、本文で取り上げた VAR モデルに対し有意な非線形性が検出され、遷移関数として 1 次ロジスティック関数が適していることが示唆されている (参考表 1)。追加的流動性需要の影響を直接分析しようとする場合、van Dijk and Franses (1999) に従い、1 つの遷移変数のレジームスイッチにもう一つのレジームスイッチを組み込むことで、次のような 2 遷移変数円滑遷移モデルを構築することができる。

$$\begin{aligned}
 y_t = & (\Phi'_1(L)X_t(1 - G_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1, c_2))(1 - G_2(s_{2t}; \gamma_2, c_3)) \\
 & + (\Phi'_2(L)X_tG_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1, c_2))(1 - G_2(s_{2t}; \gamma_2, c_3)) \\
 & + (\Phi'_3(L)X_t(1 - G_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1, c_2))G_{2t}(s_{2t}; \gamma_2, c_3) \\
 & + (\Phi'_4(L)X_tG_1(s_{1t}; \gamma_1, c_1, c_2))G_{2t}(s_{2t}; \gamma_2, c_3) + \epsilon_t \quad (41)
 \end{aligned}$$

本節のケースでは、 $s_{1t}$ 、 $s_{2t}$  は、それぞれ、貸出態度判断 DI および流動性比率となる。さらに、 $G_1$ 、 $G_2$  はモデル選択結果から、それぞれ、2 次ロジスティック関数および 1 次ロジスティック関数となる。

しかしながら、この 2 遷移変数円滑遷移 VAR モデルは推計パラメータが飛躍的に増加し、観測値の制約のあるマクロデータでは、モデルを適切に推計したりテストしたりすることが極めて困難となる。<sup>63</sup> それゆえ、ここでは、次善の対応として、VAR モデルの代わりに、単一時系列の円滑遷移 AR モデルを推計する。具体的には、実質生産を被説明変数、実質生産のラグおよびコールレート (政策変数) を説明変数として回帰を行った。参考表 2 は単一変数 AR モデルが貸出態度判断 DI について非線形性を有していること、また参考図表 3 は、貸出態度判断 DI を遷移変数とす

---

効果が大きいことも意味する。この結果は、不況時ほど政策効果が大きいという従来の研究結果と相反するよう見える。しかしながら、これは、資金需要が非常に旺盛で、資金供給がそれに追いつかず、借入制約が好況下でも強まっている状況と解釈できる。このようなシナリオは、1990 年代の好況期の米国において金融政策がある程度効果を持った状況を説明し得るかもしれない。

<sup>63</sup> 例えば、モデル選択テストでは、線形 VAR モデルの約 4 倍のパラメータが追加的に必要になる。

る円滑遷移 AR モデルについて、流動性比率が有意な非線形性を有することを示している。また、貸出態度判断 DI については 2 次ロジスティック関数 (参考表 2)、流動性比率については 1 次ロジスティック関数 (参考表 3) が適していることが示唆される。これらの結果は、本稿の理論的帰結と整合的である。推計されたレジーム変化は参考図 1 に示されている。

本文における政策効果の評価には、一般化インパルスレスポンスを利用したが、この円滑遷移 AR モデルでは、金利変数およびラグつき実質生産変数の係数から導かれた次のような長期弾性値を利用して政策効果の評価を行うことができる。

## 2 遷移変数に関するレジーム変化

貸出態度判断 DI	流動性比率	
	低い	高い
厳しい	-3.99 (0.015) <sup>a</sup>	-1.27 (0.067)
過度に厳しいあるいは緩い	6.293 (0.083)	0.353 (0.277)

<sup>a</sup>長期弾性値=0 に関する p 値。

これらの推定量は、貸出態度判断 DI について厳しい状況が過度に厳しい状況や緩い状況より政策効果が大きく、流動性比率について低い方が高い方より政策効果が大きいことを示している。これは、本補論の理論的帰結と整合的である。

## 参考文献

- [1] 北坂真一 (2003) 「金融政策の非対称的效果-LST-VAR モデルによる検証」林敏彦ほか編著『日本の金融問題』日本評論社第5章 pp.113-130.
- [2] 細野薫・渡辺努 (2002) 「企業のバランスシートと金融政策」『経済研究』 Vol. 53, No. 2, pp. 117-133.
- [3] 宮川努・石原秀彦 (1997) 「金融政策・銀行行動の変化とマクロ経済学」浅子和美・福田慎一・吉野直行編『現代マクロ経済分析』東大出版会.
- [4] Andrews, D. W. K. and Ploberger, W. (1994) “Optimal tests when a nuisance parameter is present only under the alternative, *Econometrica*, Vol. 84, pp.1-36.
- [5] Bernanke, Ben, and Blinder, Alan (1992) “The Federal Funds rate and the Channels of Monetary Transmission,” *American economic Review*, Vol.82, pp.901-921.
- [6] Bernanke, B. and Gertler, M. (1995) “Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 9, pp. 27-48.
- [7] Bernanke, B., Gertler, M., and Gilchrist, S. (1996) “The Financial Accelerator and the Flight to Quality”, *The Review of Economics and Statistics*, 78
- [8] Bernanke, B., Gertler, M., and Gilchrist, S. (1999) “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework”, in Taylor, J. and Woodford M. (eds), *Handbook of Macroeconomics*, North-Holland.
- [9] Bianchi, M. and Zoega, G. (1998) “Unemployment persistence: does the size of the shock matter?,” *Journal of Applied Econometrics*, Vol. 13, pp.283-304.
- [10] Choi, W. G. and Kim, Y. (2001) “Monetary Policy and Corporate Liquid Asset Demand”, *IMF Working Paper*, WP/01/177.

- [11] Cover, James, (1988) "A Keynesian Macroeconomic Model with New-Classical Economic Properties," *Southern Economic Journal*, Vol. 54, pp. 831-839.
- [12] Davies, R.B. (1987) "Hypothesis testing when a nuisance parameter is present only under the alternative," *Biometrika*, Vol. 74, pp. 33-43.
- [13] De Long, J. B. and Summers, L. H. (1988) "How Does Macroeconomic Policy Affect Output?," *Brookings Papers on Economic Activity*, 2.
- [14] Dixit, A. K. and Pindyck, R. S. (1994), *Investment under Uncertainty*, Princeton University Press.
- [15] Escribano, A. and Jorda, O. (1999) "Improved testing and specification of smooth transition regression models," in P. Rothman (ed.) *Nonlinear Time series Analysis of Economic and Financial Data*, Boston: Kluwer, pp. 289-319.
- [16] Fukunaga, I. (2002), "Financial Accelerator Effects in Japan's Business Cycles," Bank of Japan Research and Statistics Department Working Paper Series 02-6.
- [17] Garcia, Rene, and Schaller, Huntley (2002) "Are Effects of Monetary Policy Asymmetric?" *Economic Inquiry*, Vol. 40, No. 1, pp. 102-119.
- [18] Granger, C. W. J. and T. Terasvirta (1993) *Modelling Nonlinear Economic Relationships*, Oxford: Oxford University Press.
- [19] Hansen, B. E. (1996) "Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis," *Econometrica*, Vol. 64, pp. 413-430.
- [20] Holmstrom, B. and Tirole, J. (1998) "Private and Public Supply of Liquidity," *Journal of Political Economy*, 105.
- [21] Karras, G. (1996) "Why Are the Effects of Money-Supply Shocks Asymmetric?: Convex Aggregate Supply or "Pushing on a String"?", *Journal of Macroeconomics*, 18.

- [22] Kashyap and Jeremy C.Stein,(1994) “Monetary Policy and Bank Lending,”in N.Gregory Mankiw,ed.,*Monetary Policy*, Chicago,IL:University of Chicago Press.
- [23] Kato, R., Ui, T. and Watanabe, T. (1999) “Asymmetric Effects of Monetary Policy: Japanese Experience in the 1990s”, Bank of Japan Research and Statistics Department, Working Paper Series, 99-2.
- [24] Kiyotaki, N. and Moore, J. (1997) “Credit Cycles,” *Journal of Political Economy*, 105.
- [25] Kiyotaki, N. and Moore, J. (2001) “Liquidity, Business Cycles, and Monetary Policy,” *mimeo*, The London School of Economics and Political Science.
- [26] Koop, G., Pesaran, M. H. and Potter, S. M. “Impulse response analysis in nonlinear multivariate models, *Journal of Econometrics*, Vol. 74, pp.119-147.
- [27] Luukkonen, R., P. Saikkonen and Terasvirta, T. (1988) “Testing linearity against smooth transition autoregressive models,” *Biometrika*, Vol. 75, pp.491-499.
- [28] Miyao, Ryuzo (2002) “The Effects of Monetary Policy in Japan,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 34 (2). p 376-92. May 2002.
- [29] Morgan, D. P. (1993), “Asymmetric Effects of Monetary Policy,” *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, 78.
- [30] Nagahata, T. and Sekine, T. (2002) “Investment, Monetary Policy, and Asset price,” Bank of Japan, Research and Statistics Department Working Paper Series 02-3.
- [31] Okina,Kunio, and Shirakawa,Masaaki, and Shiratsuka, Shigenori (2001) “Asset Price Bubble and Monetary Policy: Japan’s Experience in the Late 1980’ and the Lessons,” Bank of Japan, *Monetary and Economic Studies*,Vol. 19, No.S-1, (February) pp.395-450.

- [32] Oliner, S. D. and Rudebusch, G. (1996) “Is There a Broad Credit Channel for Monetary Policy?” *Federal Reserve Bank of San Francisco Economic Review*, 1.
- [33] Romer, Christina and Romer, David (1994) “What ends recessions?” *NBER Working Paper*, No. 4765.
- [34] Senda, T. (2001) “Asymmetric Effects of Monetary Policy Shocks in Japan,” *Journal of Money Credit and Bankings*, 33.
- [35] Sims, Christopher A, and Zha, Tao (1998) “Bayesian Methods for Dynamic Multivariate Models,” *International Economic Review*, Vol. 39 (4). pp. 949-68. November 1998.
- [36] Shioji, Etsuro (2000) “Identifying Monetary Policy Shocks in Japan,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 14 (1). pp. 22-42. March 2000.
- [37] Skalin, J. and Terasvirta, T. (2002) “Modelling asymmetries and moving equilibria in unemployment rates,” *Macroeconomic Dynamics*.
- [38] Stinchcombe, M. B. and White, H. (1998) “Consistent specification testing with nuisance parameters present only under the alternative,” *Econometric Theory*, Vol. 14, pp.295-325.
- [39] Terasvirta, T. (1994) “Specification, estimation, and evaluation of smooth transition autoregressive models,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 89, pp.208-218.
- [40] Terasvirta, T. (1998) “Modelling economic relationships with smooth transition regressions, in A. Ullah and D. E. A. Giles (eds.), *Handbook of Applied Economic Statistics*, New York: Marcel Dekker, pp.507-552.
- [41] Tobin, J. (1978) “Monetary Policies and the Economy: the Transmission Mechanism,” *Southern Economic Journal*, 42.



- [42] van Dijk, Dick and Franses, P. H. (1999) “Modelling multiple regimes in the business cycle,” *Macroeconomic Dynamics*, Vol. 3, pp.311-340.
- [43] van Dijk, Dick, Terasvirta, Timo and Franses, Philip Hans (2001) “Smooth Transition Autoregressive models - A Survey of Recent Developments,” SSE/EFI Working Paper Series in Economics and Finance, No. 380.

表 1: VAR モデルの非線形性テストおよびモデル選択テスト

遷移変数：実質生産	
$\Sigma_{i=0}^3 \Delta y_{1,t-9-i}/4$	
検定	p 値 <sup>a</sup>
非線形テスト <sup>b</sup>	
$LM_1$	0.0014
$LM_2$	4.199e-006
$LM_3$	5.167e-006
Terasvirta (1994) によるモデル選択テスト <sup>c</sup>	
$H_{01}$	0.0014
$H_{02}$	0.0003
$H_{03}$	0.1017
Escribano and Jorda (1999) によるモデル選択テスト <sup>d</sup>	
$H_{0E}$	9.099e-006
$H_{0L}$	0.0718

<sup>a</sup>Woodridge (1990,1991) および Granger and Terasvirta (1993) の不均一分散頑健推定量を利用。

<sup>b</sup>非線形性がないことを帰無仮説とする円滑遷移 VAR モデルの LM タイプ非線形性テストの p 値。 $LM_i$  は  $\gamma = 0$  まわりの  $i$  次のテイラー近似を用いたテストを示す。See Luukkonen et al. (1988), Granger and Terasvirta (1993)、Saikkonen and Luukkonen (1988) 参照。

<sup>c</sup> $H_{0i}$  は 1 次ロジスティック関数および 2 次ロジスティック関数間のモデル選択テスト。もし  $H_{02}$  の p 値が最小であれば 2 次ロジスティック関数が適しており、それ以外は 1 次ロジスティック関数が適している。Terasvirta (1994) 参照。

<sup>d</sup> $H_{0E}, H_{0L}$  は 1 次ロジスティック関数および 2 次ロジスティック関数間のモデル選択テスト。 $H_{0E}$  の p 値のほうが低ければ 2 次ロジスティック関数が適しており、 $H_{0L}$  の p 値が低ければ 1 次ロジスティック関数が適している。Escribano and Jorda (1999) 参照。

表 2: VAR モデルの非線形性テスト及びモデル選択テスト

遷移変数：貸出態度判断 DI	
$\Sigma_{i=0}^5 DI_{t-5-i}/6$	
検定量 <sup>a</sup>	p-値
非線形性テスト	
$LM_1$	4.377e-007
$LM_2$	2.478e-014
$LM_3$	1.598e-015
Terasvirta (1994) によるモデル選択テスト	
$H_{01}$	4.377e-007
$H_{02}$	3.757e-009
$H_{03}$	0.0020
Escribano and Jorda (1999) によるモデル選択テスト	
$H_{0E}$	6.896e-017
$H_{0L}$	3.553e-011

<sup>a</sup>詳細は表 1 注参照。

表 3: 推計された円滑遷移 VAR モデル (遷移変数：実質生産)

変数				
y1: 実質生産, y2: M2+CD				
y3: CPI, y4: コールレート				
ラグ: 1, 2, 10				
推計期間: 1975/1月-2001/12月				
遷移変数: 実質生産 $\sum_{i=0}^3 \Delta y_{1,t-9-i}/4$				
遷移関数の推計パラメータ				
変数	推定値	標準誤差 (分散不均一頑健推定)		
$\gamma$	40.305	0.575		
$c_1$	-0.011	0.000206		
$c_2$	0.003	0.000197		
非線形項 $((\Phi'_2(L)X_t - \Phi'_1(L)X_t)G)$ の有意性 (LR 検定)				
LR 統計量	89.730	p-value	0.007	
系列相関テスト (p 値)				
次数	式 1	式 2	式 3	式 4
2	0.704	0.704	0.704	0.704
4	0.313	0.313	0.313	0.313
6	0.406	0.406	0.406	0.406
8	0.503	0.503	0.503	0.503
10	0.418	0.418	0.418	0.418
12	0.389	0.389	0.389	0.389

表 3: (続き)

式 1. 被説明変数: y1(実質生産)

変数	推計係数	HR-t-値
線形パート		
定数項	-1.016	-4.022
非線形パート		
中央領域 ( $c_1 \leq \text{遷移変数} < c_2$ )		
y1(t-1)	0.588	2.055
y1(t-2)	-0.172	-0.312
y1(t-10)	0.547	1.858
y2(t-1)	-0.130	-0.228
y2(t-2)	-0.283	-1.750
y2(t-10)	0.288	0.849
y3(t-1)	2.416	1.613
y3(t-2)	-3.665	-1.252
y3(t-10)	-2.589	-1.565
y4(t-1)	4.224	1.311
y4(t-2)	0.301	1.033
y4(t-10)	-0.576	-0.970
両端領域 ( $\text{遷移変数} < c_1, c_2 \leq \text{遷移変数}$ )		
y1(t-1)	0.015	0.009
y1(t-2)	0.666	0.220
y1(t-10)	-0.074	-0.038
y2(t-1)	-0.724	-0.204
y2(t-2)	-0.000	-0.000
y2(t-10)	0.129	0.178
y3(t-1)	-0.003	-0.272
y3(t-2)	0.006	0.211
y3(t-10)	0.002	0.131
y4(t-1)	-0.003	-0.115
y4(t-2)	-0.001	-0.356
y4(t-10)	0.003	0.421

表 3: (続き)

式 2: 被説明変数:  $y_2(M2+CD)$

変数	推計係数	HR-t-値
線形パート		
定数項	0.027	0.609
非線形パート		
中央領域 ( $c_1 \leq \text{遷移変数} < c_2$ )		
y1(t-1)	0.031	0.557
y1(t-2)	-0.073	-0.662
y1(t-10)	-0.013	-0.218
y2(t-1)	0.024	0.209
y2(t-2)	-0.045	-1.371
y2(t-10)	0.126	1.843
y3(t-1)	1.359	3.321
y3(t-2)	-0.583	-0.718
y3(t-10)	-0.239	-0.540
y4(t-1)	0.531	0.611
y4(t-2)	-0.125	-2.065
y4(t-10)	0.045	0.377
両端領域 ( $\text{遷移変数} < c_1, c_2 \leq \text{遷移変数}$ )		
y1(t-1)	0.122	0.460
y1(t-2)	-0.063	-0.129
y1(t-10)	-0.146	-0.494
y2(t-1)	0.114	0.212
y2(t-2)	0.060	1.091
y2(t-10)	-0.110	-1.031
y3(t-1)	-0.002	-1.057
y3(t-2)	0.005	1.084
y3(t-10)	0.001	0.454
y4(t-1)	-0.003	-0.677
y4(t-2)	0.000	1.392
y4(t-10)	-0.001	-1.102

表 3: (続き)

式 3. 被説明変数:  $y_3(\text{CPI})$

変数	推計係数	HR-t-値
線形パート		
定数項	-0.012	-0.480
非線形パート		
中央領域 ( $c_1 \leq \text{遷移変数} < c_2$ )		
$y_1(t-1)$	-0.019	-0.392
$y_1(t-2)$	0.041	0.388
$y_1(t-10)$	0.021	0.379
$y_2(t-1)$	-0.040	-0.323
$y_2(t-2)$	0.008	0.304
$y_2(t-10)$	-0.029	-0.481
$y_3(t-1)$	0.355	1.462
$y_3(t-2)$	-0.622	-1.181
$y_3(t-10)$	-0.386	-1.435
$y_4(t-1)$	0.699	1.192
$y_4(t-2)$	0.030	0.779
$y_4(t-10)$	-0.072	-0.812
両端領域 ( $\text{遷移変数} < c_1, c_2 \leq \text{遷移変数}$ )		
$y_1(t-1)$	1.920	3.895
$y_1(t-2)$	-1.784	-1.799
$y_1(t-10)$	-1.001	-1.811
$y_2(t-1)$	2.102	1.880
$y_2(t-2)$	0.071	0.920
$y_2(t-10)$	-0.306	-1.879
$y_3(t-1)$	-0.008	-2.043
$y_3(t-2)$	0.020	2.132
$y_3(t-10)$	0.009	2.083
$y_4(t-1)$	-0.021	-2.153
$y_4(t-2)$	0.000	0.220
$y_4(t-10)$	-5.704E-005	-0.044

表 3: (続き)

式 4. 被説明変数:  $y_4$  (コールレート)

変数	推計係数	HR-t-値
線形パート		
定数項	1.440	0.334
非線形パート		
中央領域 ( $c_1 \leq \text{遷移変数} < c_2$ )		
$y_1(t-1)$	-4.383	-0.440
$y_1(t-2)$	14.467	0.642
$y_1(t-10)$	-0.271	-0.028
$y_2(t-1)$	-3.112	-0.146
$y_2(t-2)$	5.286	1.617
$y_2(t-10)$	-11.300	-1.585
$y_3(t-1)$	-27.822	-0.748
$y_3(t-2)$	64.476	0.825
$y_3(t-10)$	31.733	0.755
$y_4(t-1)$	-72.560	-0.816
$y_4(t-2)$	-3.783	-0.546
$y_4(t-10)$	7.488	0.482
両端領域 ( $\text{遷移変数} < c_1, c_2 \leq \text{遷移変数}$ )		
$y_1(t-1)$	8.817	0.170
$y_1(t-2)$	-11.804	-0.113
$y_1(t-10)$	-5.919	-0.100
$y_2(t-1)$	3.121	0.026
$y_2(t-2)$	-4.284	-0.444
$y_2(t-10)$	10.716	0.539
$y_3(t-1)$	0.390	0.720
$y_3(t-2)$	1.709	1.516
$y_3(t-10)$	0.731	1.293
$y_4(t-1)$	-1.950	-1.650
$y_4(t-2)$	-0.093	-0.859
$y_4(t-10)$	0.110	0.482

注: HR-t-値は、不均一分散頑健推定量に基づく t 値。



表 4: 円滑遷移 VAR モデルの推計 (遷移変数:貸出態度判断 DI)

変数				
y1: 実質生産, y2: M2+CD				
y3: CPI, y4: コールレート				
ラグ: 1, 2, 10				
推計期間: 1975/1月-2001/12月				
遷移変数: $\sum_{i=0}^5 DI_{t-5-i}/6$				
遷移関数の推計パラメータ				
変数	推定値	標準誤差 (分散不均一頑健推定)		
$\gamma$	50.644	0.225		
$c_1$	-23.467	0.026		
$c_2$	16.079	0.037		
非線形項 $((\Phi_2'(L)X_t - \Phi_1'(L)X_t)G)$ の有意性 (LR テスト)				
LR 統計量	88.752	p 値	0.009	
系列相関テスト (p 値)				
次数	式 1	式 2	式 3	式 4
2	0.620	0.620	0.620	0.620
4	0.677	0.677	0.677	0.677
6	0.669	0.669	0.669	0.669
8	0.787	0.787	0.787	0.787
10	0.710	0.710	0.710	0.710
12	0.683	0.683	0.683	0.683

表 4: (続き)

式 1. 被説明変数:  $y_1$ (実質生産)

変数	推計係数	HR-t-値
線形パート		
定数項	-1.183	-4.524
非線形パート		
中央領域 ( $c_1 \leq \text{遷移変数} < c_2$ )		
$y_1(t-1)$	0.528	7.379
$y_1(t-2)$	-0.070	-0.666
$y_1(t-10)$	0.485	6.541
$y_2(t-1)$	-0.018	-0.165
$y_2(t-2)$	-0.163	-4.301
$y_2(t-10)$	0.024	0.424
$y_3(t-1)$	0.578	1.521
$y_3(t-2)$	0.171	0.298
$y_3(t-10)$	-0.486	-1.173
$y_4(t-1)$	-0.122	-0.192
$y_4(t-2)$	0.045	0.656
$y_4(t-10)$	-0.044	-0.388
両端領域 ( $\text{遷移変数} < c_1, c_2 \leq \text{遷移変数}$ )		
$y_1(t-1)$	-0.191	-0.432
$y_1(t-2)$	1.037	1.566
$y_1(t-10)$	0.146	0.289
$y_2(t-1)$	-1.056	-1.467
$y_2(t-2)$	0.000	-0.005
$y_2(t-10)$	0.064	0.458
$y_3(t-1)$	0.006	1.725
$y_3(t-2)$	-0.008	-1.786
$y_3(t-10)$	-0.008	-1.902
$y_4(t-1)$	0.011	2.167
$y_4(t-2)$	0.000	0.214
$y_4(t-10)$	-0.001	-0.517

表 4: (続き)

式 2. 被説明変数:  $y_2$  (M2+CD)

変数	推計係数	HR-t 値
線形パート		
定数項	0.025	0.582
非線形パート		
中央領域 ( $c_1 \leq \text{遷移変数} < c_2$ )		
y1(t-1)	0.006	0.484
y1(t-2)	-0.024	-1.057
y1(t-10)	-0.008	-0.582
y2(t-1)	0.013	0.590
y2(t-2)	-0.002	-0.207
y2(t-10)	0.033	2.765
y3(t-1)	1.031	12.081
y3(t-2)	-0.033	-0.232
y3(t-10)	0.038	0.399
y4(t-1)	0.068	0.445
y4(t-2)	-0.073	-5.085
y4(t-10)	-0.037	-1.239
両端領域 ( $\text{遷移変数} < c_1, c_2 \leq \text{遷移変数}$ )		
y1(t-1)	0.064	0.686
y1(t-2)	0.099	0.712
y1(t-10)	-0.024	-0.236
y2(t-1)	-0.138	-0.909
y2(t-2)	-0.028	-1.594
y2(t-10)	0.025	0.720
y3(t-1)	0.002	3.085
y3(t-2)	-0.002	-1.868
y3(t-10)	-0.002	-3.874
y4(t-1)	0.002	2.295
y4(t-2)	0.000	2.311
y4(t-10)	0.000	0.005

表 4: (続き)

式 3. 被説明変数:  $y_3$  (CPI)

変数	推計係数	HR-t 値
線形パート		
定数項	-0.018	-0.616
非線形パート		
中央領域 ( $c_1 \leq \text{遷移変数} < c_2$ )		
y1(t-1)	-0.010	-0.921
y1(t-2)	0.014	0.978
y1(t-10)	0.016	1.332
y2(t-1)	-0.029	-1.818
y2(t-2)	-0.003	-0.635
y2(t-10)	-0.001	-0.108
y3(t-1)	0.119	2.837
y3(t-2)	-0.097	-1.268
y3(t-10)	-0.116	-2.544
y4(t-1)	0.134	1.587
y4(t-2)	-0.001	-0.161
y4(t-10)	-0.031	-1.972
両端領域 ( $\text{遷移変数} < c_1, c_2 \leq \text{遷移変数}$ )		
y1(t-1)	1.134	10.343
y1(t-2)	-0.200	-1.122
y1(t-10)	-0.068	-0.567
y2(t-1)	0.213	1.099
y2(t-2)	-0.071	-4.648
y2(t-10)	-0.015	-0.540
y3(t-1)	0.002	1.189
y3(t-2)	-0.001	-0.447
y3(t-10)	-0.002	-1.185
y4(t-1)	0.001	0.572
y4(t-2)	0.000	0.434
y4(t-10)	0.000	0.123

表 4: (続き)

式 4. 被説明変数:  $y_4$  (コールレート)

変数	推計係数	HR-t 値
線形パート		
定数項	3.700	0.887
非線形パート		
中央領域 ( $c_1 \leq \text{遷移変数} < c_2$ )		
y1(t-1)	2.017	1.052
y1(t-2)	0.718	0.269
y1(t-10)	-1.311	-0.642
y2(t-1)	1.110	0.402
y2(t-2)	0.281	0.450
y2(t-10)	0.698	0.595
y3(t-1)	8.181	1.266
y3(t-2)	-2.593	-0.198
y3(t-10)	-7.395	-1.043
y4(t-1)	-3.967	-0.260
y4(t-2)	-1.396	-1.300
y4(t-10)	6.440	1.614
両端領域 (遷移変数 $< c_1, c_2 \leq$ 遷移変数)		
y1(t-1)	11.042	0.848
y1(t-2)	2.885	0.158
y1(t-10)	-14.996	-1.079
y2(t-1)	0.868	0.043
y2(t-2)	4.226	1.942
y2(t-10)	-5.757	-1.193
y3(t-1)	1.305	9.417
y3(t-2)	-0.272	-1.347
y3(t-10)	-0.298	-2.103
y4(t-1)	0.177	0.932
y4(t-2)	-0.022	-0.958
y4(t-10)	-0.026	-0.759

注:HR-t 値は、不均一分散頑健推定量に基づく t 値。

表 5: 一般化インパルスレスポンスに現れるレジーム変化

レスポンスの差 (最大値) <sup>a</sup>	金融引締		金融緩和
	期	推計値	推計値
遷移変数:実質生産 (変化率) <sup>b</sup>			
不況-好況	26	-0.00087	0.000989
不況-過度の不況	36	-0.0068	0.000804
遷移変数:貸出態度判断 DI <sup>c</sup>			
レスポンスの差	期	推計値	推計値
厳しい-緩い	22	-0.00844*	0.00846*
厳しい-過度に厳しい	22	-0.00846*	0.00847*

<sup>a</sup>\*は5%有意であることを示す。

<sup>b</sup>好況、不況、過度の不況は、それぞれ、政策発動時に遷移変数が上位閾値以上、下位閾値以上かつ上位閾値未満、下位閾値未満のケースに対応。

<sup>c</sup>緩い、厳しい、過度に厳しいは、それぞれ、政策発動時に遷移変数が上位閾値以上、下位閾値以上かつ上位閾値未満、下位閾値未満のケースに対応。

参考表 1. VAR モデルの非線形性テスト

遷移変数：流動性比率

$Liquidity\ Ratio_{t-5}$

検定<sup>a</sup>

p 値-value

非線形性テスト

$LM_1$  1.208e-031

$LM_2$  3.146e-037

$LM_3$  5.122e-045

Terasvirta (1994) のモデル選択テスト

$H_{01}$  1.208e-031

$H_{02}$  6.653e-009

$H_{03}$  2.814e-010

Escribano and Jorda (1999) のモデル選択テスト

$H_{0E}$  8.775e-016

$H_{0L}$  1.499e-038

<sup>a</sup>詳細は、表 1 脚注参照。

参考表 2. 単一変量モデルの非線形テストおよびモデル選択テスト

非説明変数:実質生産

$$\Delta y_{1,t}$$

金融政策変数

$$\Sigma_{i=1}^1 3\Delta call_{t-i}/13 \text{ ただし } call : \text{コールレート}$$

他の説明変数

$$y_{1,t-1}, \Delta y_{1,t-1}, \Delta y_{1,t-2}, \Delta y_{1,t-3} \text{ and } \Delta y_{1,t-4}$$

遷移変数：貸出判断 DI

$$z_1 : DI_{t-5}$$

検定 <sup>a</sup>	p 値
非線形性テスト	
$LM_1$	0.418
$LM_2$	0.008
$LM_3$	0.010
Terasvirta (1994) のモデル選択テスト	
$H_{01}$	0.418
$H_{02}$	0.002
$H_{03}$	0.229
Escribano and Jorda (1999) のモデル選択テスト	
$H_{0E}$	0.037
$H_{0L}$	0.437

<sup>a</sup>詳細は表 1 注参照。

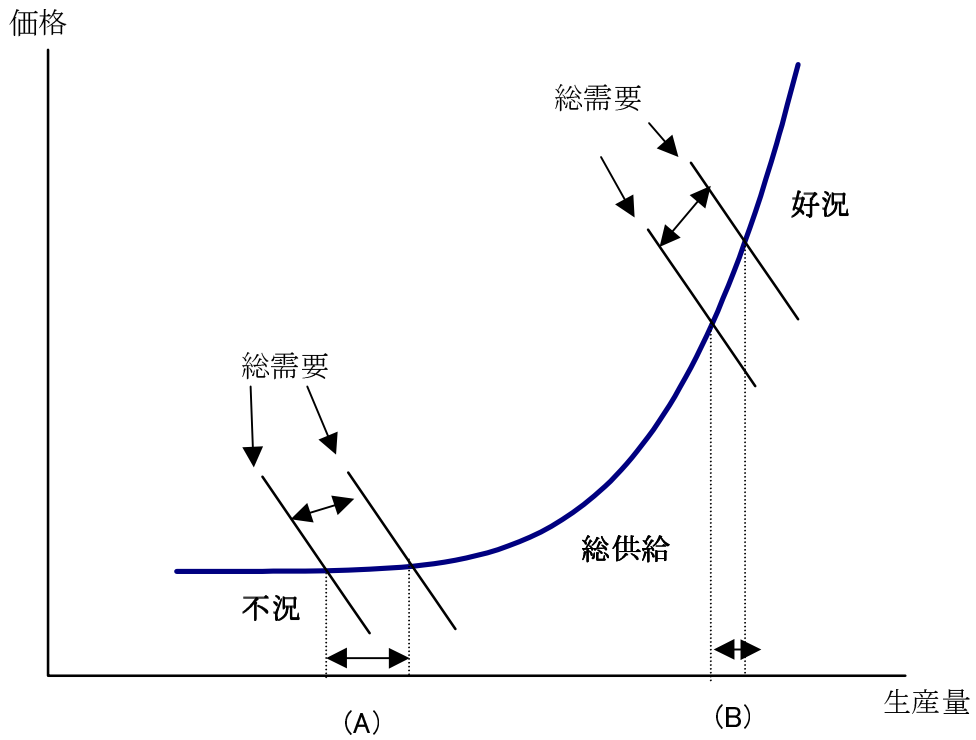
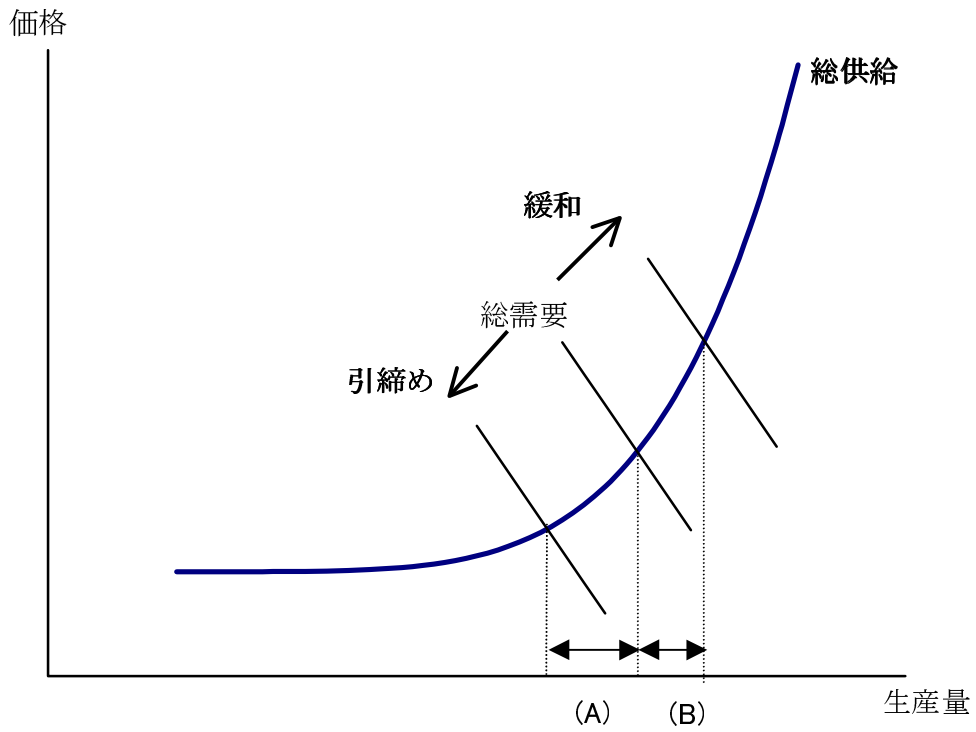


参考表 3. 単一変量モデルの残存する非線形性に関するテスト

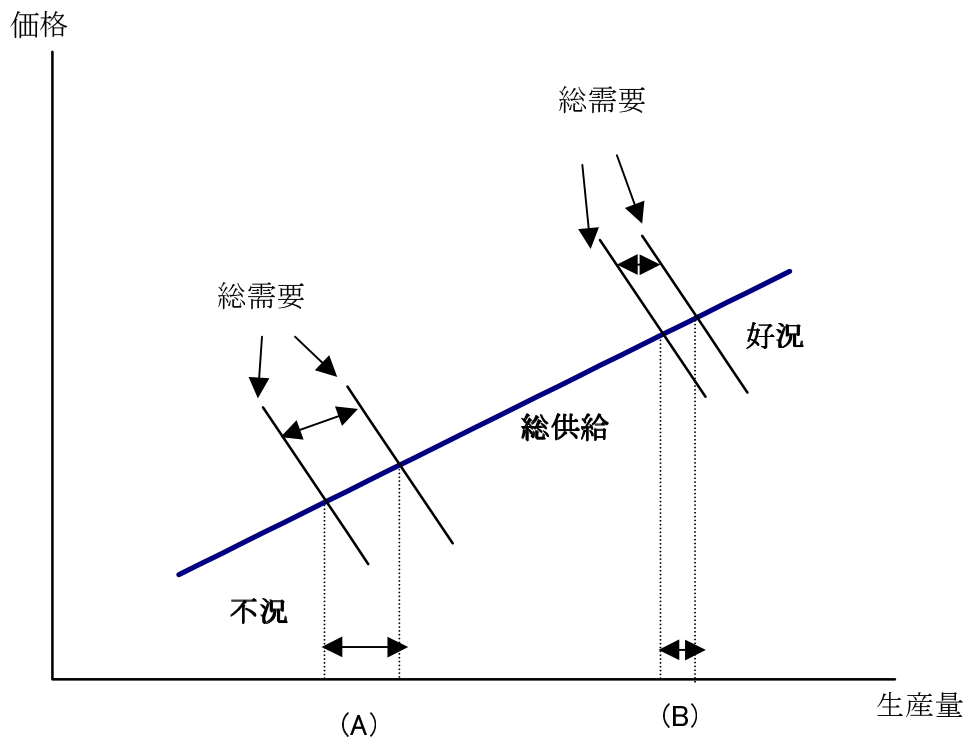
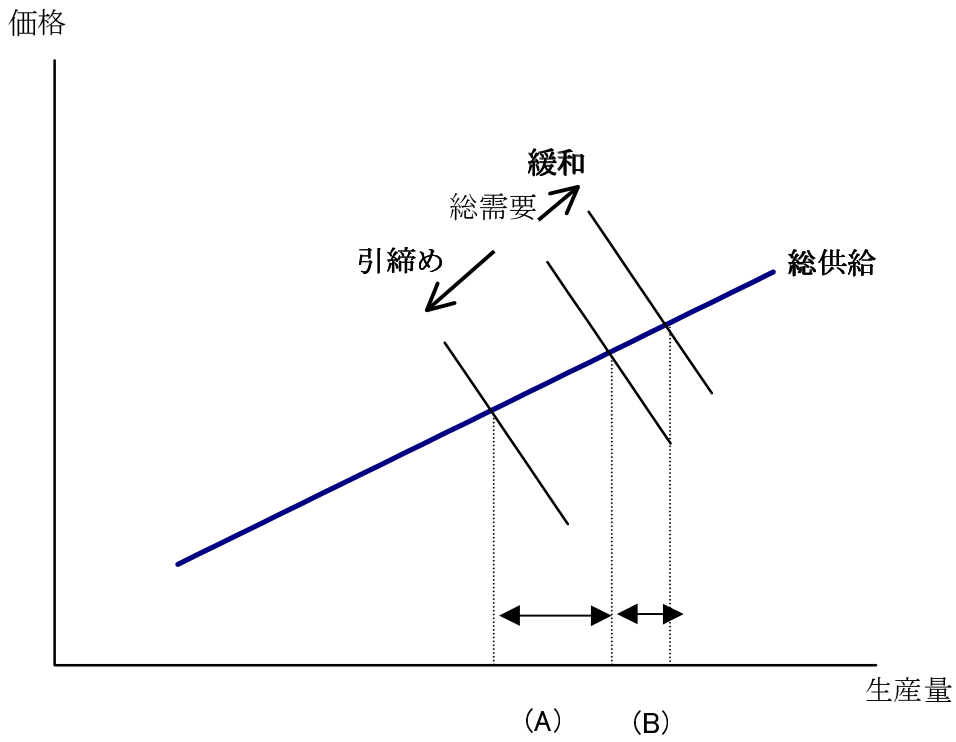
第 1 遷移変数：貸出態度判断 DI	
$DI_{t-5}/4$	
第 1 遷移関数：2 次ロジスティック関数	
非線形性の対象変数：流動性比率	
$LiquidityRatio_{t-5}$	
検定 <sup>a</sup>	p 値
残存する非線形性テスト (複数遷移変数用)	
$LM_{EMR(2^2),1}$	0.027
$LM_{EMR(2^2),2}$	0.025
$LM_{EMR(2^2),3}$	0.006
Terasvirta (1994) によるモデル選択テスト (複数遷移変数用)	
$H_{EMR(2^2),01}$	0.020
$H_{EMR(2^2),02}$	0.666
$H_{EMR(2^2),03}$	0.001
Escribano and Jorda (1999) によるモデル選択テスト (複数遷移変数用)	
$H_{0E}$	0.448
$H_{0L}$	0.002

<sup>a</sup>添字  $EMR$  は emcapsulating multiple regime swiching に対応した検定であることを示す。これは、van Dijk and Franses (1999) が、通常のテストを複数遷移変数用に拡張した検定である。その他の注は、表 1 脚注を参照。

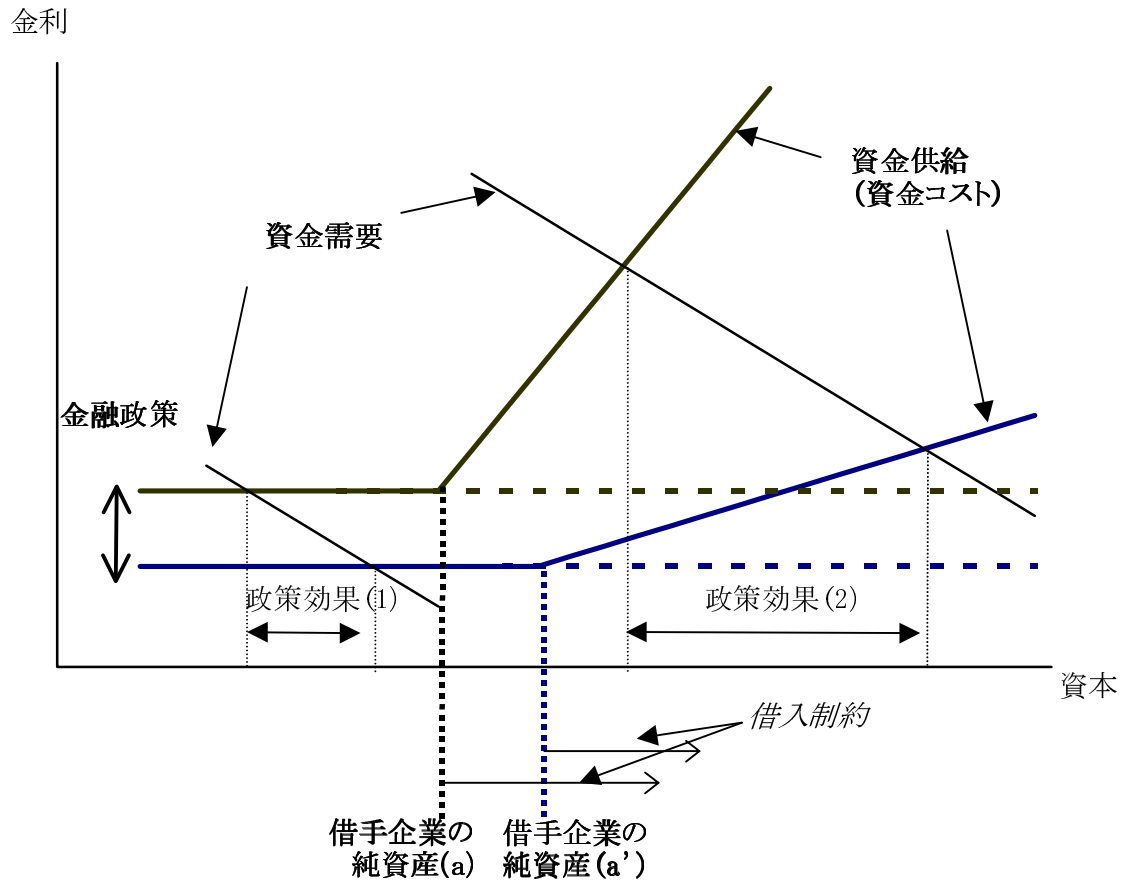
(図1) 総供給曲線の非対称性



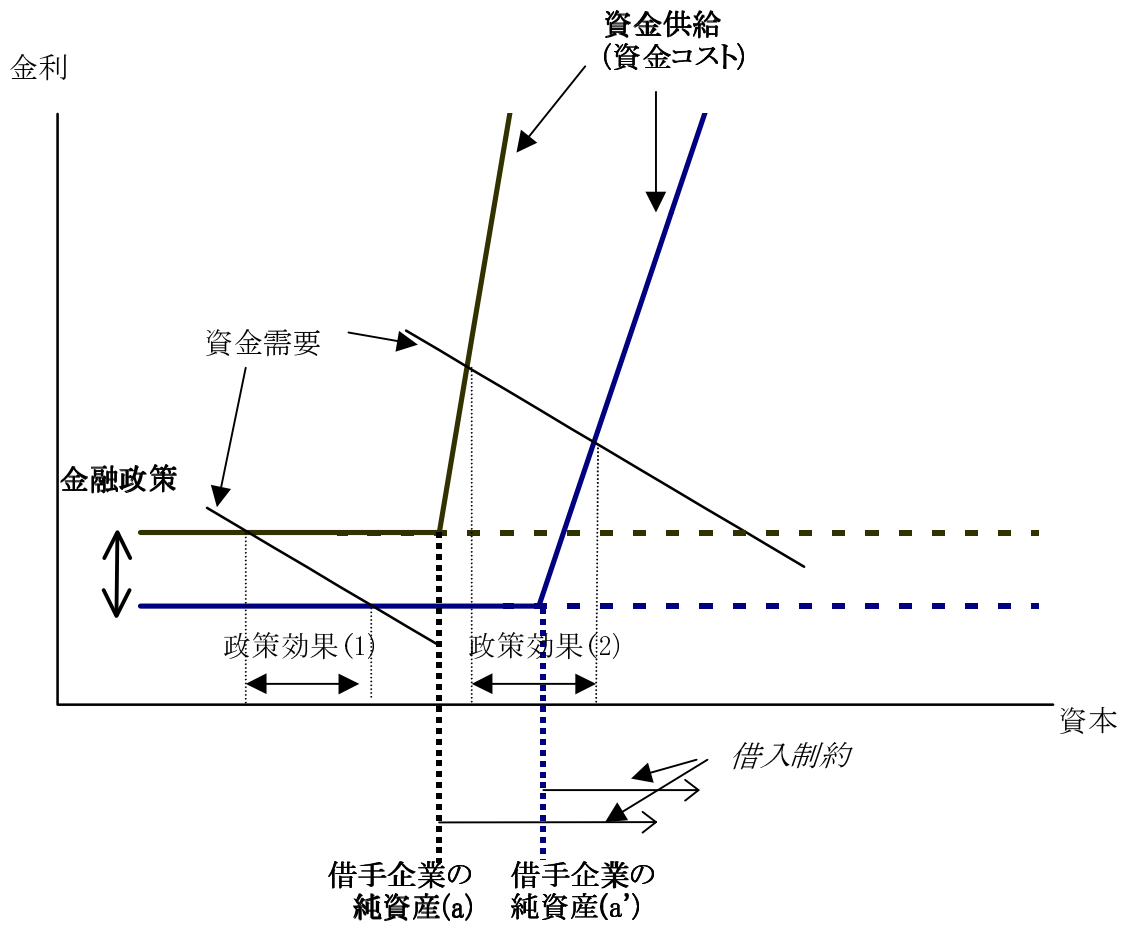
(図2) 総需要シフトの非対称性



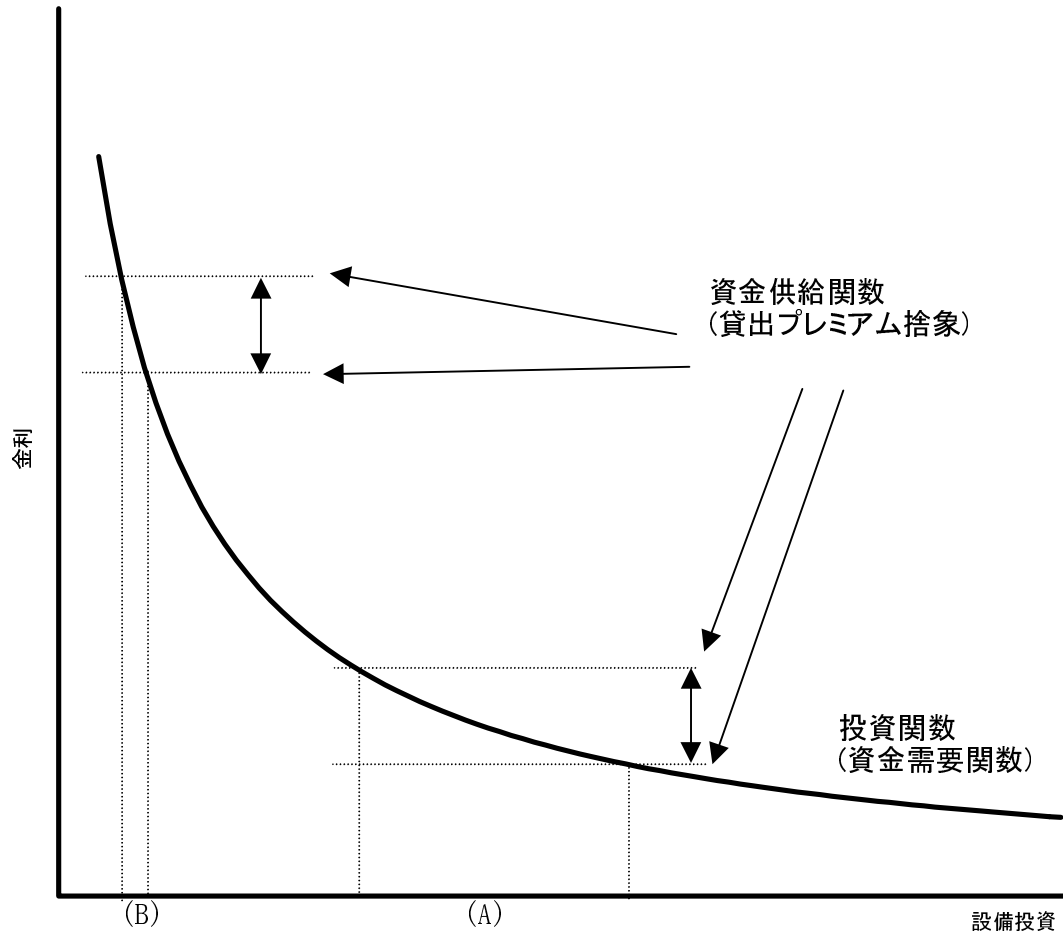
(図3) 金融加速メカニズム (Financial Accelerator)



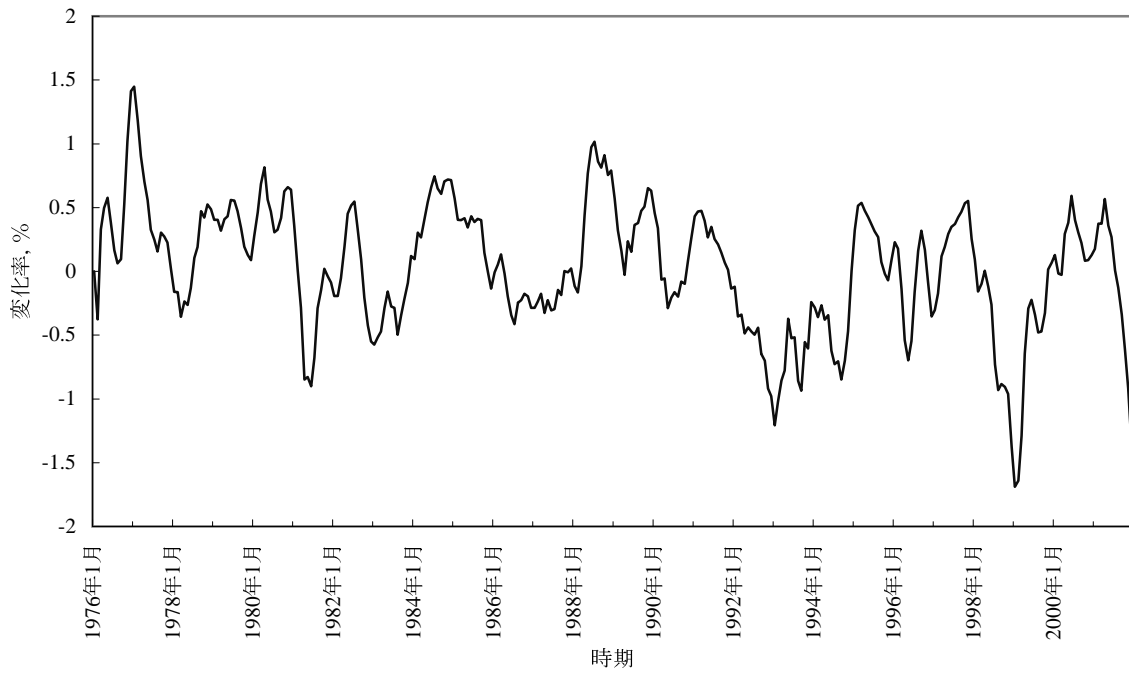
(図4) 過大な外部資金調達プレミアム



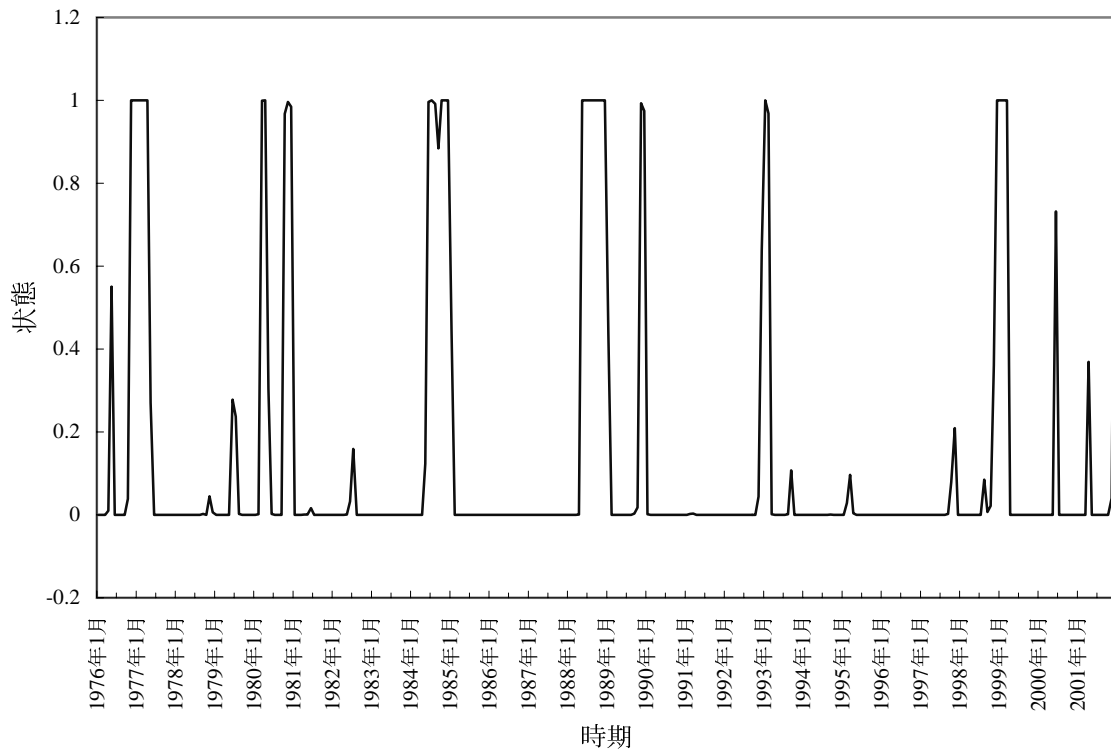
(図5)投資需要の金利弾性値仮説による説明



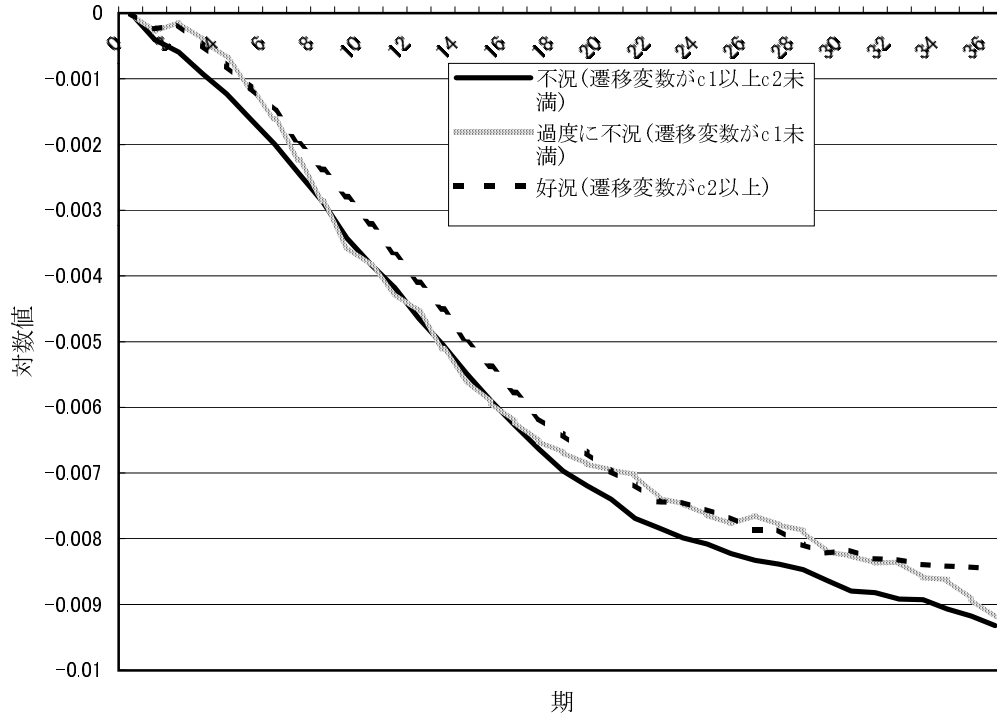
(図 6a) 遷移変数: 実質生産変化率



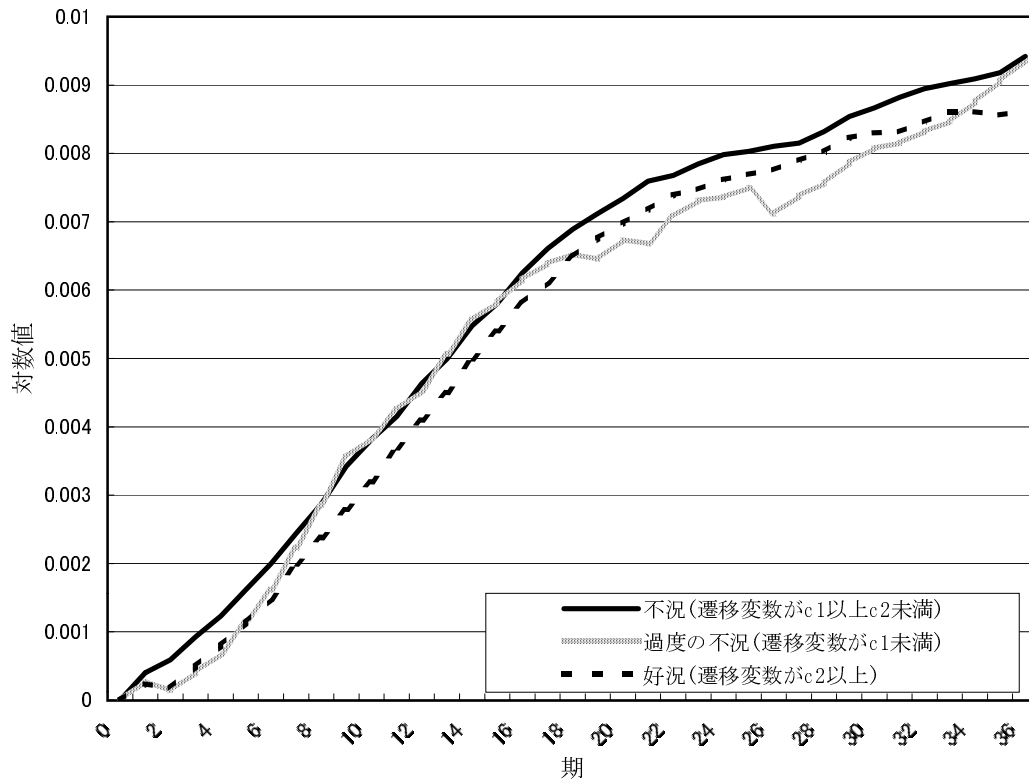
(図 6b) レジーム変化  
遷移変数: 実質生産変化率



(図7a) 金融引締ショックに対する実物生産の反応  
 遷移変数：実質生産

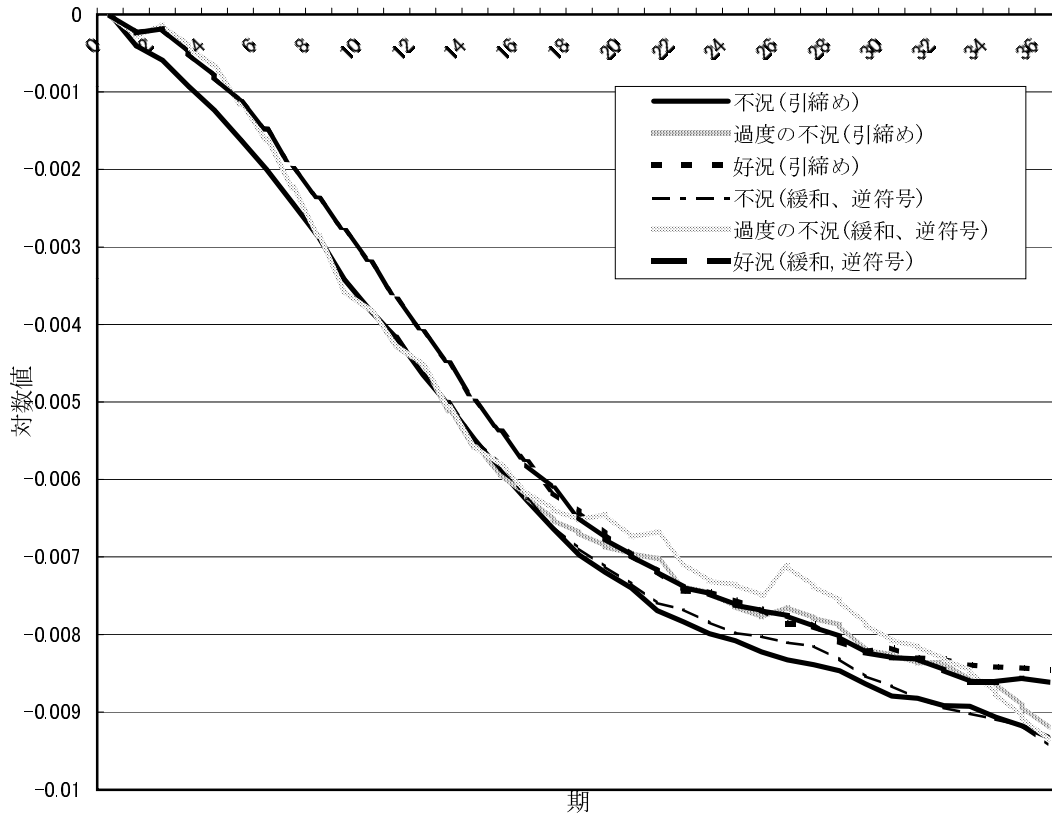


(図7b) 金融緩和ショックに対する実質生産の反応  
 遷移変数：実質生産

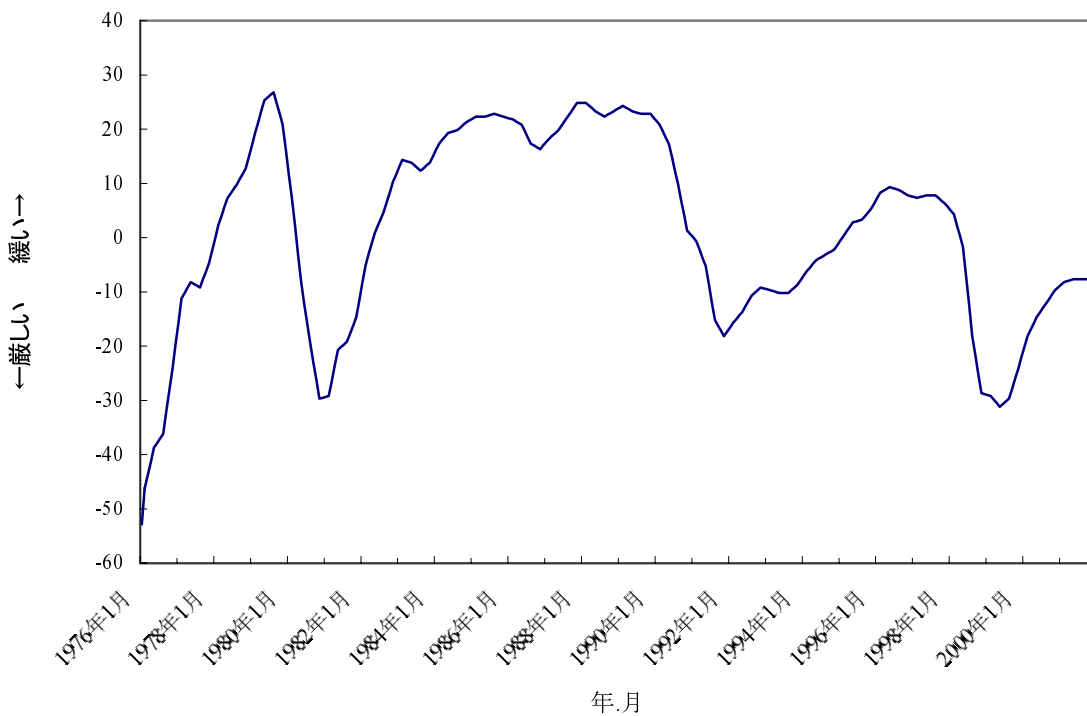




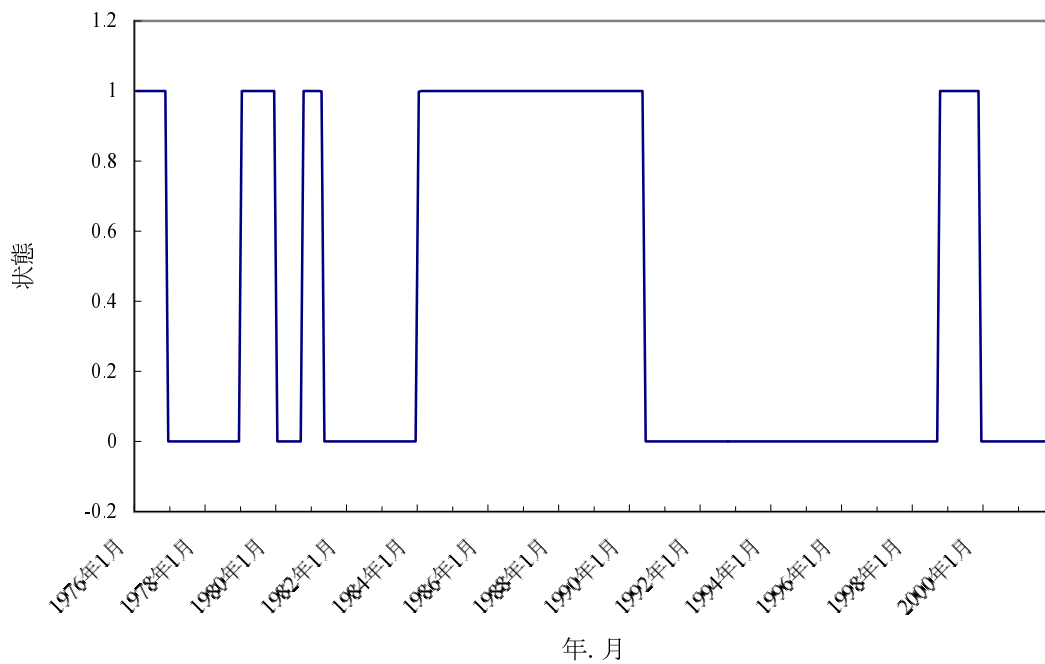
(図7c) 政策ショックに対する実質生産の反応  
 遷移変数：実質生産



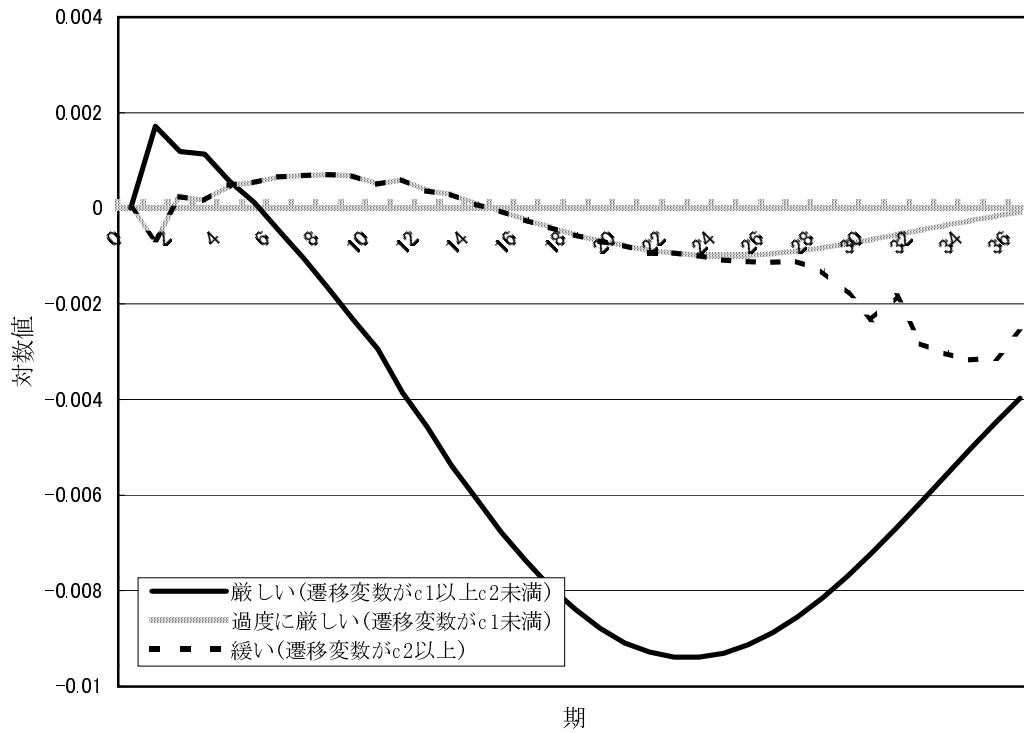
(図 8a) 遷移変数: 貸出態度判断DI



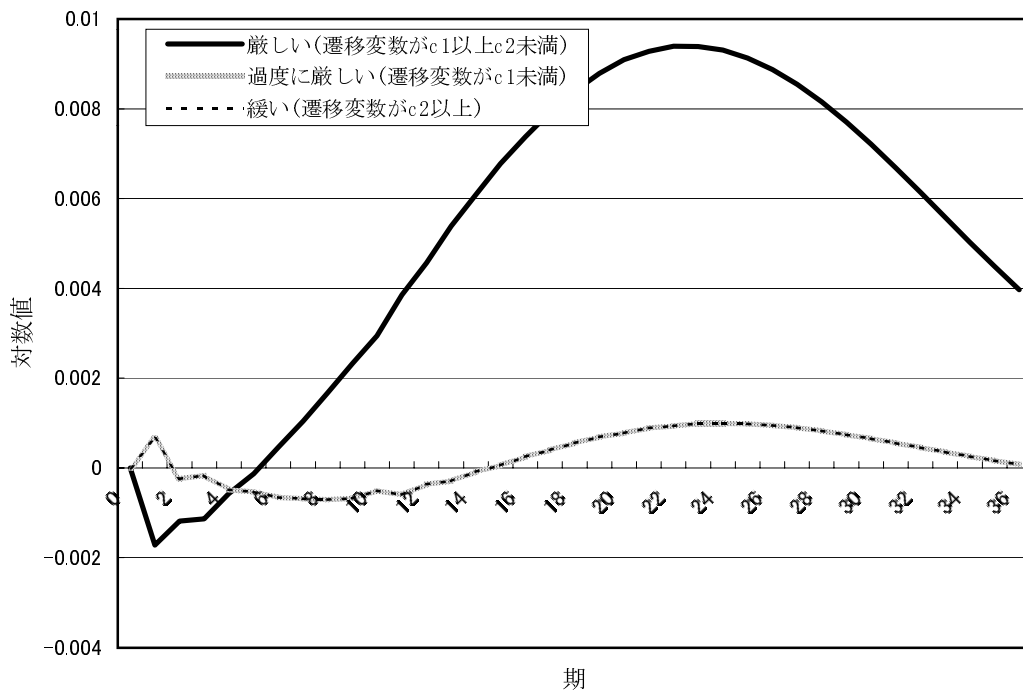
(図 8b) レジーム変化  
遷移変数: 貸出態度判断DI



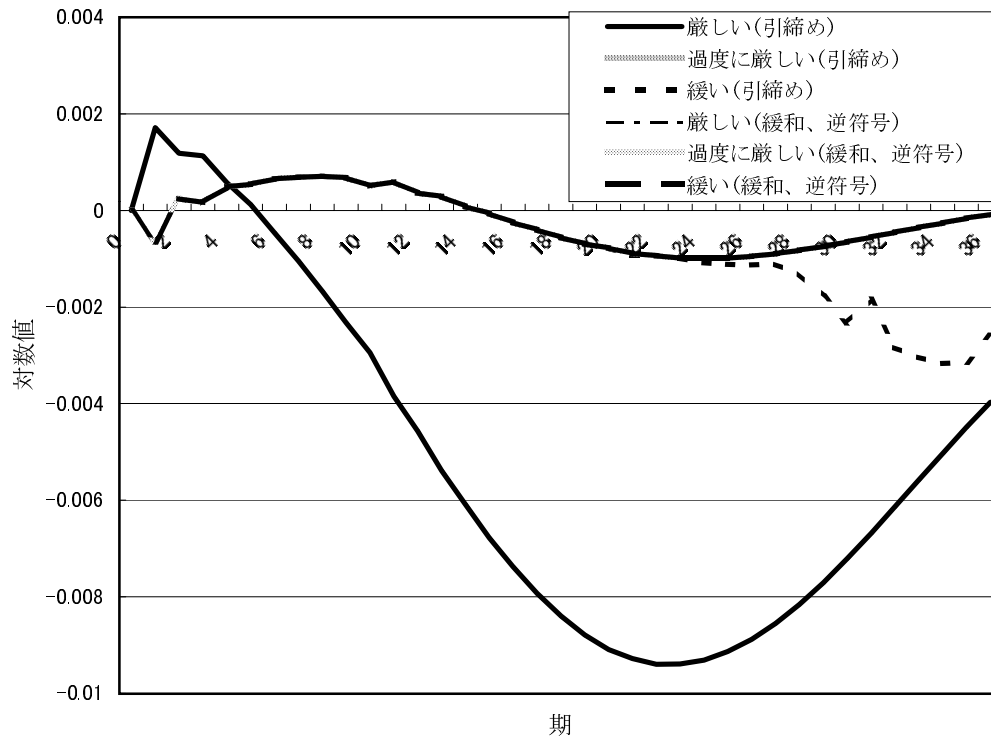
(図9a) 金融引締ショックに対する実質生産の反応  
 遷移変数：貸出態度判断DI



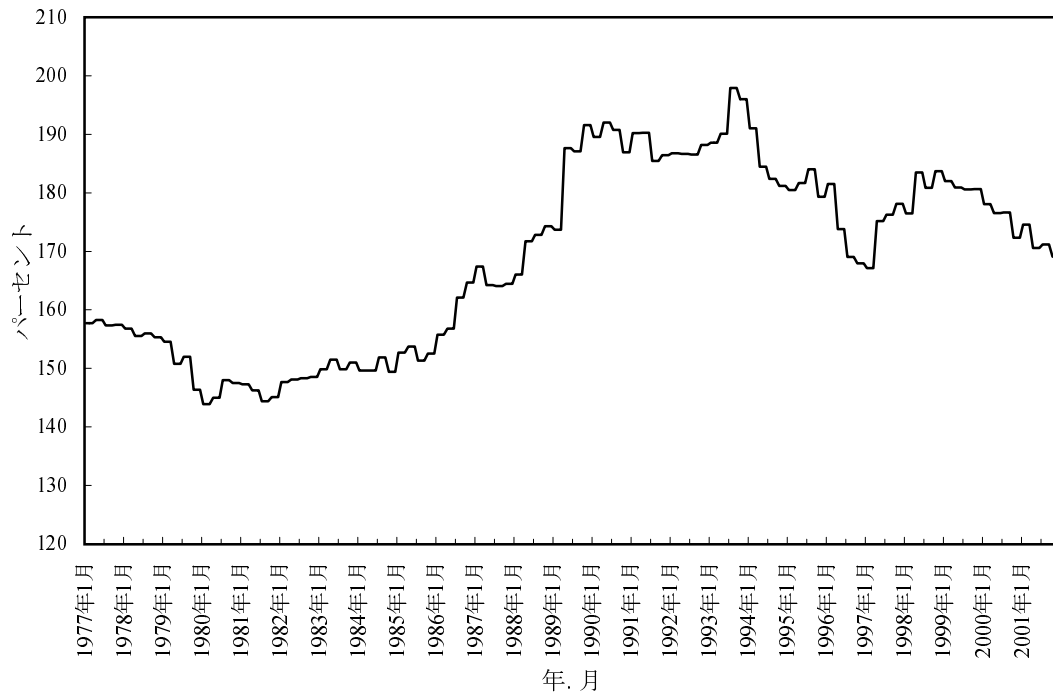
(図9b) 金融緩和ショックに対する実質生産の反応  
 遷移変数：貸出態度判断DI



(図9c) 金融政策ショックに対する実質生産の反応  
 遷移変数：貸出判断DI



(参考図 1a) 遷移変数:流動性比率



(参考図 1b) レジーム変化  
遷移変数:流動性比率

