

# 金融部門と実物経済：分析ノート

## The Relationship between Money Growth and Real Business Cycle in Japan

Keiichi Shima/\*,\*\*

Hirosaki University and University of Tennessee at Martin

### Abstract

This paper examines the existence of a monetary transmission channel in the Japanese macro economy using real and financial time series data for past three decades. My main concern is to investigate how the financial sector affects the real economic activity and also find what is the major generative change in the domestic economy under major economic shocks. Each time series data shows strong structural changes in the first oil crisis period and after the stock market crash as well. By adopting a VAR framework, I tested Granger causalities among variables in sub periods between the structural changes. The tests results show that the relationship between real and financial sectors has dramatically changed by major macroeconomic shocks. It is shown empirically that the capital market growth and production growth co-move under the built-in stabilizing system in late 70's to 80's, whereas the money stock growth keeps constraining the production growth after the first oil crisis. Also, the bills default risk plays a primary role in characterizing both production fluctuation and bridging finance to the private sector in the post bubble era. On the other hand, the bank lending seems to react passively to the production fluctuation and have no effect to the real economy.

### [Preliminary Notes]

/\* Correspondence:

*Hirosaki University, College of Humanities, Business Dept., 1 Bunkyo, Hirosaki 036-8560, Japan.*

*Phone: +81-172-39-3302, Fax: +81-172-32-5340, E-mail: shima@cc.hirosaki-u.ac.jp*

/\*\* Acknowledgements:

This paper was mainly written while I was visiting the University of Tennessee at Martin as an exchange faculty. I deeply thank Gary F. Young, the former Dean of the School of Business Administration, and John E. Eisterhold, the former Dean of the International Programs, for their great support.

はじめに

本稿の目的は、マクロ経済の変動を、金融と実物経済との関わりに焦点を当て、その特徴を明らかにすることである。90年代に入って、持続的な景気低迷と金融システムが抱える諸問題から、改めて金融部門が実体経済に与える影響が注目されている。不良債権や貸し渋りといった、この10年間に顕在化した金融部門の財務健全性や資金供給能力の後退が、もっぱら社会問題的な関心の下で経済停滞の有力な原因としてしばしばみなされてきた。しかしながら、このような金融機関の問題と経済停滞との因果関係は、必ずしも経済学的な視点による分析によって十全に説明されておらず、翻ってそこに関連する銀行救済等の金融政策は、その根拠や効果が極めて曖昧に捕らえられているといえる。よって本稿では、マクロ的な資金量や貸出行動が果たしてどの程度実体経済に影響を与えているのかについて実証分析による報告を試みる。

また、金融部門に注目するもうひとつの理由は、従来のマクロ経済理論において、金融と実物経済との関係について全く異なる帰結をもたらす考え方が混在するからである。例えば、そのひとつには金融仲介行動にミクロ的基礎付けを与えマクロ的な考察を行うものがある。金融市場において資金需給者間で情報の非対称性が存在する場合や契約の不完備性によって、資金供給側の行動が経済成長を制約する可能性が示される。また、銀行のバランスシートが金融仲介に及ぼす影響に着目し、銀行資産の健全性によって貸出量が影響を受けることも同様に指摘されてきた。こういった考え方は、銀行信用の経路を実体経済の変動に何らかの影響を与えうものとして重要視する立場といえる。他方、それと対照的なものに、金融部門を実体経済に対して極めて中立的なものとして考える立場がある。端的に言えば、Real Business Cycle 理論によって説明されるように、実物経済の変動の主たる要因は生産技術水準などにおける内生的ショックであり、そこにおいて貨幣は実体経済には何ら影響を与えない中立な存在として捕らえられる。従って、マネーストックの変化は名目価格を比例的に変化させるのみであり、もはや金融政策自体に経済をいずれかの方向に導く効果は期待できず、むしろ余計な攪乱を生み出さないよう、適切な管理政策が望ましくなる。本稿は、以上の異なる考え方に対して、実証的な見地から改めて解釈を与えることを意図している。

よって本稿では、実物経済、金融について月次の長期時系列変数を用い、それらの変数の間にどのような関係が見られるかを調べることにより、日本のマクロ経済構造とその変動の特徴付けを試みる。特に90年代の日本のマクロ経済構造が、果たしてそれ以前と比べてどのように変化したのかという点に関心を払いながら、金融と実物経済との関連性を実証分析により明らかにしたい。

本稿の構成は次の通りである。まず前半部分では、6変数で構成されるVARモデルを用いて、因果性テストによる実物変数と金融変数との関係付けを行う。また、その準備段階として、変数毎に構造変化の時期を特定する。続く後半部分では、推計されたVARの係数を基にして、分散分解とインパルス応答関数とから、実物変数と金融変数との相互的な波及の大きさを計測する。加えて、スペクトル分析により実物変数と金融変数との変動パターンを観察しながら、より細かいサイクルで見たマクロ経済変動の特徴付けを行う。最後に、本分析の結論を要約し、今後に残された課題を

述べる。

## I. 構造変化と VAR による因果性の検定

本稿では CPI、マネースtock、コールレート、銀行貸出、鉱工業生産指数、手形不渡率の 6 つの変数を用いる。これらは全て月次時系列であり、日本銀行金融経済統計月報及び *IMF Financial Statistics* から引用した。データ抽出期間は 1965 年 1 月 - 1999 年 11 月である。年次階差によって原データが持つトレンドや季節変動を取り除き、定常変数ベクトルによる VAR を推計する。まず、以下のような変数ベクトルを考える。

$$Y_t = \begin{bmatrix} \nabla_{12} \ln CPI \\ \nabla_{12} \ln MoneyStock \\ CallRate \\ \nabla_{12} \ln DomesticCredit \\ \nabla_{12} \ln ProductionIndex \\ BillsDefaultRate \end{bmatrix}$$

ここでは  $\nabla_{12} \chi_t = (1 - B^{12}) \chi_t$  年次階差を意味する。推定する VAR (p) は次の通りである。

$$Y_t = M + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \cdots + A_p Y_{t-p} + Z_t, \\ \{Z_t\} \sim WN(0, \Sigma)$$

ここで  $A_j$  は  $6 \times 6$  の係数行列であり、 $M$  は  $6 \times 1$  の定数ベクトルである。また、 $Z_t$  は分散共分散行列を持つホワイトノイズベクトルである。なお、VAR の次数の決定についてはシュワルツのベイズ情報基準 (SBIC) を用いる。

### 1-1 構造変化について

まず、VAR の推計に入る前に、各変数の動き (付図参照) について、その定常性を吟味する目的からステップワイズチャウテストを行った。ここでは各変数につき個別に AR (1) プロセスを仮定した。その理由は、試験的に全サンプル期間において VAR を推計した際、SBIC により  $p=1$  が採択されたためである。チャウテストの結果は表 [1] 及び図 [1] にまとめている。

図 [1] より F 値の推移を眺めると、概ね、73、74 年付近に最初のブレイクが集中している。ただし手形不渡率、マネースtock変化率、民間貸出変化率に関しては第一次石油危機以前に F 値のピークが現れている。手形不渡率のピークがもっとも早く 71 年 6 月であり、マネースtock変化率と民間貸出変化率のピークは共に 73 年 4 月である。他方、石油危機のほぼ直後である 74 年 2 月に CPI 変化率でのピーク、一年後の 75 年 2 月に鉱工業生産変化率でのピークが見られる。

続いて、90年付近に見られる後半のブレイクでは、まずマネーストックが90年9月、銀行貸出が90年11月にピークを見せる。それらとは対照的に、CPI 変化率と鉱工業生産変化率とに関しては、この時期は極めてその構造が安定しているといえる。また、コールレートには計測期間において3回のピークが見られる。二度の石油危機に加え91年頃にその構造変化が読み取れる。第二次石油危機に関して言えば、その時期にF 値が有意なものにはコールレートの他に手形不渡率がある。ただし手形不渡率は、F 値の推移を見る限り、その自己回帰係数は時期を問わず不安定である。

以上を要約すると、全サンプル期間のうち主要な構造変化は2箇所存在すると思われる。一つは73年～75年までの時期であり、もう一つは90年付近である。まず第一次石油危機の時点に関連する構造変化については、既にそれ以前に起こった金融及び信用市場に関する構造変化と石油危機によって引き起こされた実物取引（価格・生産）の構造変化とが相俟って、マクロ経済の動きに大きな調整を与えたといえる。他方、90年付近では、構造変化は主に金融部門によってもたらされる。この時期、実物に関しては殆ど安定した構造にあるのが、第一次石油危機時の変化と対照的である。以上のチャウ検定の結果より、サンプル期間を大きく3つに分割してVARのパラメータを推定した。分割されたサブサンプル期間は次の通りである。

- (A) 1966年2月 - 1974年12月、
- (B) 1976年2月 - 1989年12月、
- (C) 1991年2月 - 1999年11月。

推計結果は表 [2-a,2-b] にまとめてある。いずれのサブサンプルにおいてもSBICにより採択された次数は $p=1$ である。表から各期の係数行列を見る限り、サブサンプルによってその有意性の現れ方はかなり異なっている。したがって、構造変化により、パラメータの大きさが変化することはもとより、変数間の関連性にも大きな変更がもたらされているといえる。よって、以下ではグレンジャー因果性テストにより、変数間にどのような関連があるかについて更に詳しく調べる。

## 1-2 グレンジャー因果性

ここではグレンジャーの意味での因果性を見るので、因果性を与える変数が、それを与えられる変数に対して必ずしも影響を及ぼす側にあるとは限らない。ただしグレンジャーテストは、少なくともいずれかの動きが有意に関係しながら他方の動きに先行するか否かについての情報を与えてくれるといえる。サブサンプル毎でのグレンジャーテストの結果（図 [2,3,4] 参照）の要約は以下の通りである。

- (A) 1966年2月 - 1974年12月、(図2)

1. 物価指数変化率と鉱工業生産指数変化率はともにコールレートに対してプラスの因果性を持ち、生産市場の実勢のみが名目短期金利に影響を与えている。

この時期の短期金利の推移にはインフレーションに強く連動する傾向が見られる。物価変動はコールレートの実質金利部分を決める要素であるが、これ以後のサブサンプルでは物価変動からコールレートへの因果性は見られなくなる。物価変動のほかに生産変動からコールレートへの因果性が有意であり、他方、マネーストックや民間貸出の各変動、手形不渡率はいずれもコールレートに対して有意な因果性を示していない。つまり、この時期において金利水準は主として資金需要である生産活動の実勢に影響を受け、逆に資金供給サイドから見ると、金利は貸出ないし貨幣残高の変動や信用リスクからの影響を全く反映していないといえる。また金利から実物への因果性も観察されないことから、この時期に関して言えば、実物経済から金融市場への因果のみが認められ、逆方向の因果は認められないといえる。

(B) 1976年2月 - 1989年12月、(図3)

1. コールレートはマネーストック変化率に対してマイナスの因果性を持ち、また物価変化率に対してプラスの因果性を持つ。
2. 鉱工業生産変化率はコールレート、民間貸出変化率に対してプラスの因果性を持つ。
3. マネーストックから鉱工業生産変化率、手形不渡率への因果性が見られる。

依然としてコールレートは生産変動からの影響を受けているが、物価変動との関係において変化が見られる。この時期には因果性がコールレートから物価変動へと逆転しており、コールレートはむしろインフレーションを調整する手段として政策的に用いられていることを示唆する結果と解釈できる。それと同時に、コールレートにはマネーストック変動と生産変動との間に因果性の循環が観察される。これより、例えば鉱工業生産が高い成長率にある場合、それに伴うコールレートの上昇が貨幣残高成長率を抑制し、貨幣成長率の低下によって生産成長に歯止めが掛かるという、いわば安定的なマクロ経済システムの存在をこの時期において指摘できる。ただし、マネーストックの主たる構成要素は預金残高であることから、一方で、マネーストック変化率から生産変化率への因果性は、マクロ的貯蓄成長率が生産成長率のボトルネックになっていることを示唆する結果とも解釈できる。

加えて、鉱工業生産変化率から民間貸出変化率への因果に関して、金融仲介は、供給サイドであるマネーストック変動に直接には依存せず、むしろ生産変動という資金需要に依存して行われていることを指摘できる。つまり、この時期において、実物の意味でのマクロ経済変動において金融部門による影響が存在していたのであるならば、それは貯蓄ないし貨幣供給水準の変化からの資金制

約であるといえる。ただし、金融仲介による資金供給自体は、むしろ生産活動の変動に対し受動的に行われる傾向にあることが分析から読み取れる。更に、マネースtock変化率から手形不渡率への因果性が認められる点に着目していえば、積極的な金融緩和に進む状況においては企業間信用リスクは増幅し、あるいは強い金融引締め状況において同リスクは低下するという傾向が分析より見出される。以上の結果は、マネースtock変動が生産変動や企業間信用リスクに深く関与するという意味で、資金市場から実体経済の方向への影響を示すものといえる。

(C) 1991年2月 - 1999年11月、(図4)

1. マネースtock変化率から鉱工業生産変化率、手形不渡率への因果性が見られる。
2. 手形不渡率はマネースtock変化率、民間貸出変化率に対してプラスの因果性を持ち、鉱工業生産変化率に対してマイナスの因果性を持つ。
3. 鉱工業生産変化率からコールレートへの因果性は有意でなく、実物経済の動きから短期金利へのフィードバックは90年代になると観察されない。

90年代におけるマクロ構造変化の特徴として、まずコールレートの位置付けの変化が挙げられる。これまでのサブサンプルにおいて観察された、実物経済からコールレートへのフィードバックは、90年代に入りその有意性を失う。つまり、短期金利水準もしくはコール市場が実体経済の動きからもはや切り離れて推移していることが読み取れる。

他方、マネースtock変化率から鉱工業生産変化率、手形不渡率に対するそれぞれプラスの因果性は1976 - 1989年のサブサンプルと同様の特徴である。すなわち、第一次石油危機以降、マネースtockというマクロ的に利用可能な資金量には、その変動から生産変動や企業間信用リスクに対する一貫した影響が認められる。ただし、90年代に入り、手形不渡率からマネースtock変化率に対するフィードバックが同時に見られ、企業間信用リスクの上昇を受けてマネースtock変化率が上昇するという傾向が読み取れる。故に、この時期のマネースtock変化率と企業間信用リスクとの間には、相互に増加若しくは低下を促すという意味で、不安定な構造が見出される。

加えて、まず第一に、企業間信用リスクの増加には鉱工業生産変化率を低下させる因果性が見られるが、このことから、手形不渡率の増加と企業倒産件数の増加とがほぼ平行に推移するとすれば、実物経済の成長率は企業倒産の増加を受けて低下する傾向が読み取れる。つまり、企業の財務健全性の悪化は生産変動に対して何らかの制約を与えていることが考えられる。倒産の増加による企業数の減少が既存の企業に競争力の回復を与える効果よりも、むしろ既存企業の生産活動に対して、企業間信用市場のリスク上昇に伴う個別企業の財務構成の悪化の方がより深刻に作用している可能性を指摘できる。更に第二に注目すべき点は、以上の解釈を裏付けるように、企業間信用リスクの増加から民間貸出変化率へのプラスの因果性が検出されることである。以前のサブサンプル

と異なり、生産変動から貸出変動への因果性が見られないことから、資金供給が生産実勢に余り関連しなくなったものと解釈できる。よってこの時期は、企業の財務体質の悪化によって追加融資が行われ易くなっていることを端的に読み取ることができる。

## II. 金融部門と実物部門：波及とフィードバック

以上のグレンジャーテストにより、VARに含まれる変数間にいくつかの先行性があることが判明した。グレンジャーテストの結果を再確認すると、金融と実物経済との関連付けについて、次のような特徴が挙げられる。

まず、実物経済から金融への作用に関して、90年以前のサブサンプルでは、コールレートの変動は実物経済からの影響を吸収していたといえる。ただし、その関係は90年代に入ると見られなくなる。そして、金融から実物経済への作用に関していえば、第一次石油危機以降で一貫して、マネースtock変動は生産変動に先行する傾向が確認できる。しかし他の金融変数であるコールレートや貸出変動には、サンプル期間を問わず、生産変動への直接的な因果性は見出されない。ただし、コールレートには通貨預金残高に対する影響が一部のサブサンプルで見られることから、マネースtock変動を通じて間接的には生産変動に影響するといえる。

また、第一次石油危機以降でマネースtock変動には手形不渡率に先行する傾向があり、マクロ的な預金量とデフォルトリスクとには何らかの関連がある。特に90年代では、手形不渡率が生産変動に先行することから、この時期において、金融緩和の拡大は生産成長に加速をもたらす一方で、デフォルトリスクの上昇による生産成長への抑制を同時に導くことが考えられる。

よって以上を大雑把にまとめると、高度成長期には概してRBC理論で説明されるような金融部門の中立性が成立していたが、続く第一次石油危機頃の構造変化によって、実物経済変動と金融部門との相互関係が生じ出し、その中立性は保たれなくなった可能性が高いといえる。そして90年代になると、デフォルトリスクの影響によって金融部門の変動が不安定となり、また実物と金融との関係性はもはやそれ以前に見られた量的なものから質的なものへと変化したといえる。以下ではこれらの実物経済と金融との関係について、VARのパラメータから、まず分散分解によって各変数の変動の関係の強さを調べ、次いでインパルス応答によりショックの波及の大きさを見てゆく。

### 2-1 分散分解

推計された係数を基に、VARを構成する各変数について分散分解を行った。分散分解により、個別変数の変動について他のVAR構成変数から受ける影響を読み取ることができる。ただし、ここでは各変数の攪乱項は瞬間的に無相関であると仮定し、その上で変数毎の予測分散について他の変数による影響を計算している。具体的には、VMA ( ) 表現により、個別変数について、

$$y_{it} = m'_i + z_{it} + \sum_{j=1}^6 \sum_{k=1}^{\infty} \alpha_{kij} z_{jt-k}$$

が得られる。ただし  $a_{kij}$  は  $A_1^k$  の第  $ij$  要素である。従って、 $z_t$  が瞬間的に無相関であるとき、 $y_{it}$  の分散は次のように書ける。

$$\text{var}(y_{it}) = E \left[ z_{it} + \sum_{j=1}^6 \sum_{k=1}^{\infty} a_{kij} z_{jt-k} \right]^2 = \sigma_{zi}^2 + \sum_{j=1}^6 \sum_{k=1}^{\infty} a_{kij}^2 \sigma_{zj}^2$$

ただし、 $\sigma_{zi}^2$  は の第  $i$  対角要素である。ここでの  $y_{it}$  分散を求める際に有限の  $n$  まで遡るとすると、 $y_{it}$  における第  $j$  変数の分散寄与率 (Relative Variance Contribution, RVC) は、

$$\text{RVC}_{j \rightarrow i}(n) = \frac{\sum_{k=1}^{n-1} a_{kij}^2 \sigma_{zj}^2}{\sigma_{zi}^2 + \sum_{j=1}^6 \sum_{k=1}^{n-1} a_{kij}^2 \sigma_{zj}^2}$$

となる。

図 [5,6,7] は横軸に遡及次数  $n$  をとり、サブサンプル毎に各変数の RVC の構成を示したものである。まず最初に、第一次石油危機以前のサブサンプルでは、殆どの変数変動に共通して生産変動と物価変動の影響が大きいことが確認できる。特に生産変動はマネースtock変化率と民間貸出変化率の分散寄与において極めて高い割合を占めている。よって資金市場において需給の両サイドの変動が、この時期に強く生産変動に連動していたことが読み取れる。対する生産変動においては、マネースtockや貸出の変動からの影響が若干見られるが、物価変動と手形不渡率とからの影響の方がむしろ強く見られる。先のグレンジャーテストからは、この時期は価格変動と生産変動からコールレートに対する因果性が唯一観察されたが、分散分解によれば、実物変動の影響はコールレートに対するものだけに限定されず、貸出及びマネースtock変動に対しても強い関連性を有しているといえる。ただし生産変動に対しては、金融部門からの影響よりも企業間信用リスクや価格ショックによる影響の方が大きい。

続いて、第一次石油危機以降のサブサンプルでは、それ以前のサブサンプルと比較して、生産及び物価変動の影響度の低下が読み取れる。それに代わって、マネースtock変動からの影響が他の変数に対して強く見られ、特に手形不渡率においてはマネースtock変動の分散寄与が全体の半分以上を占めている。よって、この時期には金融から実物への強い影響が認められるといえる。しかしながら90年代に入ると、以上の関係は一変し、各変数の変動は殆ど自律的になる。80年代までに見られた特定の変数間の関連性は失われ、すべての変数の分散において、他の変数からのフィードバックが著しく低下していることが確認できる。また、各変数の分散寄与構成の変化をみると、既に早



い時期において構成割合が安定することが分かる。

## 2-2 インパルス応答関数

モデルの各変数についてインパルス応答関数を計算した。ここでは攪乱項に瞬間的相関を認め、残差の分散共分散行列をコレスキー分解して得られたショックを用い、各変数の攪乱項が他の変数に及ぼす影響を見る。ただし、ここでは通常のインパルス応答関数を各変数の残差の標準偏差で割ったものを用いる。ショックを攪乱項の標準偏差で基準化することにより、ある変数のショックが他の変数に波及するプロセスについて、波及を受けた変数が通常持つショックの何倍の大きさでそれが推移するかを見ることができる。

まず、コレスキー分解により  $\Sigma$  を次のように表す。

$$TT' = \Sigma$$

ただし  $T$  は下三角行列である。応答の経過時間を  $h$  で表すと、イノベーション行列は次のように表される。

$$v_h = A_1^{h-1} T$$

従って、第  $j$  変数のコレスキーショックに対し、残差標準偏差で測ったインパルス応答関数は次のように定義される。

$$R_{j \rightarrow i}(h) = \frac{v_{hij}}{\sigma_{zi}}$$

ただし  $\sigma_{zi}$  は  $\Sigma$  の第  $i$  対角要素の平方根、 $v_{hij}$  は  $v_h$  の第  $ij$  要素である。

図 [8,9,10] では、グレンジャー因果性が有意に観察される変数間においてのみ上式に定義されたインパルス応答関数をプロットしてある。分散分解の結果と同様に、サブサンプルが近年のものになるほどショックに対する各変数の反応が縮小する傾向が見られる。サブサンプルごとにその特徴を要約すると、まず石油危機以前では、ショックによってほぼ4、5年周期の循環が生み出され、また振動の収束は余り見られない。ショックに対する応答について言えば、CPI 変化率のショックでは、その応答においてコールレートとCPI 変化率とはかなりパラレルに動くが、鉱工業生産変化率のショックに対する反応ではコールレートに1年程度の遅れが見られる。

続いて石油危機以降では、応答はショック発生から緩やかに大きさを増し、その効果は数年間にわたり持続する傾向にあることが読み取れる。コールレートが鉱工業生産変化率から受ける影響は、そのピーク時において、コールレートの残差の標準偏差比で0.5であり、石油危機以前と比べて半分に縮小しているが、コールレートがマネーストック変化率に与えるイノベーションやマネーストック変化率が鉱工業生産変化率に与えるそれと比べると倍以上の大きさである。また、マネーストック

ク変化率のショックに着目すれば、長期的な影響は鉱工業生産変化率に対してよりも、むしろ手形不渡率において観察される。マネーストックの変動によるイノベーションで見る限り、それが生産変動を加速する効果よりも信用リスクを持続的に高める効果の方が大きい。

90年代に入ると、インパルス応答は瞬発的にピークを示し、すべてのイノベーションは短期間で収束する傾向が確認できる。手形不渡率はマネーストック変動よりも強く鉱工業生産の変動に対して作用し、かつそのイノベーションの収束はマネーストック変動からのものよりも長い。また手形不渡率のショックの貸出変動へのイノベーションはほぼ1年程度で収束することから、企業間信用リスクの攪乱によって主に短期満期の繋ぎ融資が誘発されている可能性が考えられる。

### 2-3 変動の周期性

以上では金融と実物経済の変動について、分散分解により各変動の関連を、またインパルス応答によってショックによる波及の大きさや反応の遅れをそれぞれ見てきた。これまでの分析では、各変数について年次階差をとり、変数固有の季節変動やサイクルの短い変動を平準化して特徴づけを行ってきた。年次階差をとることで各変数変動をより定常的なものとして扱える反面、例えば貸出のうち満期が短期のものや手形決済といった短期信用の変動は平準化されてしまい、短期的なサイクルで変数間の関連付けを行うことができない。

そこで以下では各変数について月次階差を用い、若干の検討を加える。本来細かい周期を持っていると思われる変数の変動にはどのような特徴があり、また短期変動から見ると生産活動と金融部門との間にはどのような関連性があるのかについて、スペクトル分析により見てゆく。

CPI、マネーストック、民間貸出、鉱工業生産指数については、それぞれ対数をとって月次階差をとった。コールレート及び手形不渡率についてはそのまま月次階差を用いた。よって、以下の分析で用いる変数ベクトルは次のように与えられる。

$$\begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ . \\ . \\ . \\ y_{6t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \nabla \ln CPI \\ \nabla \ln MoneyStock \\ \nabla CallRate \\ \nabla \ln DomesticCredit \\ \nabla \ln ProductionIndex \\ \nabla BillsDefaultRate \end{bmatrix}$$

ここで、 $\nabla x_t = (1-B)x_t$  は月次階差を意味する。各変数のスペクトルを求めるために、まず  $y_{it}$  のフーリエ級数表現とそのフーリエ変換を以下のように与える。

$$y_{jt} = \int_{-\infty}^{\infty} Y_j(\omega) e^{i\omega t} d\omega$$

$$Y_j(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} y_{jt} e^{-i\omega t} dt$$

ここで、 $y_{it}$  の自己相関係数を

$$C_j(\tau) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} y_{jt} y_{j(t+\tau)} dt$$

と定義すると、若干の計算の後に Wiener-Khintchine の公式が得られる。

$$C_j(\tau) = \int_{-\infty}^{\infty} S_j(\omega) e^{i\omega\tau} d\omega$$

$$S_j(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} C_j(\tau) e^{-i\omega\tau} d\tau$$

ただし、 $S_j(\omega)$  は以下に定義されるパワースペクトルである。

$$S_j(\omega) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{2\pi Y_j(\omega) Y_j^*(\omega)}{T}$$

パワースペクトルの推定には、サブサンプルでの標本自己相関係数を用い、ウィンドウ処理は行っていない。ただし、各サブサンプルの標本数は等しく取り、よっていずれのサンプルにおいても角周波の間隔は同一である（注：期間の最も短い90年代のサブサンプルに合わせてサンプル数を全て106とした。サンプル期間を狭める際には両端を切除した。）。また、 $\tau = 0$  より

$$C_j(0) = \int_{-\infty}^{\infty} S_j(\omega) d\omega$$

であるので、以下では全てのパワースペクトルを各変数の標本分散に対する比率で求めた。

図 [11] は変数毎にパワースペクトルをプロットしたものである。まず、鉱工業生産、マネーストック、民間貸出の各月次変化率には、そのサイクルにおいてかなりの規則性がある。いずれも3ヶ月の周期性が最も強く、月次変動の基調として四半期毎に一定のパターンが繰り返されているといえる。生産とマネーストックの変動にはトレンドを示す長期サイクルは全く見られないが、貸出変動では12ヶ月のサイクルと高成長期にのみ僅かにトレンドが確認できる。また、ナイキスト周期の2ヶ月では、マネーストックにパワースペクトルが検出され、貸出には検出されないことから、預金量と貸出とはやや異なる満期構成で変動していることが確認できる。

対照的に、消費者物価変化率、コールレート及び手形不渡率の月次階差では、パワースペクトルの分布に規則性が殆ど見られず、またサンプル期間によってその違いも大きい。物価変動やコールレートの月次階差には、いずれにもトレンドのパワーが強く現れているが、強いていえば時間が経つにつれて、パワースペクトルのウエイトがトレンドからより短期のサイクルへシフトする傾向が

見出される。手形不渡率では、高度経済成長期では6ヶ月と3ヶ月で強い周期性があるものの、それ以降の期間ではパワースペクトルの分布は6ヶ月未満でほぼノイズ化している傾向にある。ここで各変数のパワースペクトルに関する以上の事柄は、次のような特徴に要約できる。

1. 生産、マネーストックは平行に変動する。また、貸出もそれらにほぼ追従して変動する。
2. コールレート、デフォルトリスクは生産及び資金需給の変動に平行な動きをしていない。
3. 物価の更新サイクルは最近では半年が基調である。
4. デフォルトリスクは、ここでは手形債務のリスクを用いていることもあるが、短期債務の満期一般で広くサイクルが分布している。

以上に加えて注目すべきことは、90年代における貸出変動のパワースペクトルの変化である。端的に言えば、そのサイクルは以前より規則性を失っているのである。貸出変動のスペクトル分布において、3ヶ月のサイクルのパワーが低下し、より短期のものへ緩やかに移行していると同時に、6ヶ月のサイクルでパワー増加していることが確認できる。3ヶ月のサイクルで見ると、マネーストックと生産の変動には以前と比べて殆ど変化は見られない。よって、この貸出変動のサイクルが以前と比べて長期と短期に分離する傾向は、先に見た「手形不渡率から貸出変動へのグレンジャー因果性」という特徴と合わせて考えるならば、融資契約の満期が延期になることや短期的な繋ぎ融資が以前よりも増加したことを示唆する結果と解釈できる。つまり、マクロ的に見て生産や預金のサイクルに変化はなく、貸出資金の潜在的な需給には変化が見られないものの、その一方で企業間信用のリスクが高まり、かつそのサイクルがより短期化したことを受けて、金融機関は当面の貸し倒れを回避するべく融資先に対し支払猶予を与えたり、若しくは繋ぎ資金を提供することが考えられる。

ここで、鉱工業生産、マネーストック、民間貸出の各月次変化率について、これらの各変動の関係をクロススペクトルを用いて更に細かく見る。クロススペクトルには変数間の周期毎での位相差の情報が含まれており、それを調べることで、トレンドや特定のサイクルで二つの変動間にどの程度の先行若しくは遅行があるのかを知ることができる。

まず、2変数  $y_{it}, y_{kt}$  における相互相関係数  $C_{jk}(\omega)$  を次のように定義する。

$$C_{jk}(\tau) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{1}{T} \int_{-T/2}^{T/2} y_{jt} y_{kt+\tau} dt$$

パワースペクトルと同様の計算により、クロススペクトルは以下のように表される。

$$S_{jk}(\omega) = \frac{1}{2\pi} \int_{-\infty}^{\infty} C_{jk}(\tau) e^{-i\omega\tau} d\tau$$

$$S_{jk}(\omega) = \lim_{T \rightarrow \infty} \frac{2\pi Y_j^*(\omega) Y_k(\omega)}{T}$$

クロススペクトルを実部と虚部に分けて表すと

$$S_{jk}(\omega) = K_{jk}(\omega) - iQ_{jk}(\omega)$$

となる。クロススペクトルを極形式で表すと、

$$S_{jk}(\omega) = |S_{jk}(\omega)| e^{-i\theta_{jk}(\omega)}$$

となり、よってフェイズスペクトルは次のように書ける。

$$\theta_{jk} = \tan^{-1} \left( \frac{Q_{jk}(\omega)}{K_{jk}(\omega)} \right)$$

フェイズスペクトルは  $Y_j(\omega)$  と  $Y_k(\omega)$  との偏差角  $\theta_{jk}(\omega) = \theta_j(\omega) - \theta_k(\omega)$  を意味する。更に、これを  $\omega$  で割った  $\varphi_{jk}(\omega)$  は

$$\varphi_{jk}(\omega) = \frac{\theta_{jk}(\omega)}{\omega}$$

$Y_j(\omega)$  と  $Y_k(\omega)$  との間の時間的な遅れを表す。パワースペクトルと同様に、各サブサンプルにおいてサンプル数を等しくとり、各サンプルでの標本相互相関係数よりフェイズスペクトルを推計した。ただし、ここでは Hanning ウィンドウにより  $Q_{jk}(\omega), K_{jk}(\omega)$  を平準化した後にフェイズスペクトルを計算した。

図 [12] は、角周波で割ったフェイズスペクトルの  $\varphi(\omega)$  推計値をプロットしたものである。図からわかる通り、80年代まではマネースtockと貸出とはトレンドを除けば大半の周期でほぼ平行な動きを示している。しかし90年代以降、半年未満のサイクルで貸出変動がマネースtock変動にやや遅行していることが読み取れる。生産変動との関連で見ると、どちらかといえば、生産変動は高成長期ではマネースtockや貸出の変動に遅行し、第一次石油危機以降は概ねそれらに先行する関係にあるといえる。特に貸出変動に対しては、サイクルが長いものほど生産変動の先行性がはっきりと読み取れる。

前述のグレンジャーテストでは、第一次石油危機以降マネースtockから生産に対する因果性が検出されたが、フェイズスペクトルで見ると、マネースtockの先行性は主としてトレンド部分と半年以下のサイクルにおいてである。ただし、90年代ではその先行性が薄れ、両者の動きはほぼ平行に近い。よってこの因果性は、むしろマネースtockの成長量自体が生産成長を規定していること暗に意味するものといえる。しかし、その因果性がマクロ経済成長にたいする資金制約を

暗示するのであれば、そこにおいて貸出変動が主要な役割を演じていないのはなぜだろうか？フェイズスペクトルで見ると、貸出は同サンプル期間において生産にはっきりと遅行する傾向にある。また貸出の変動は、預金量変動と平行に推移するといえる。よって、本稿での分析結果に従うかぎり、貸出変動は、その成分の多くはマネースtock変動のミラーイメージであり、なおかつそれが生産変動を追従する傾向にあるという点で、あくまでもマクロ経済変動に対して受動的であると結論付けられる。

### Ⅲ. 暫定的結論

本稿では、金融部門と実体経済との関連付けについて、時系列分析と周波数分析とによる実証を試みた。VARによる分析結果からは、金融と実体経済との関わりについて、次のような特徴が挙げられる。

まず、実体経済から金融部門への作用では、高成長期から80年代に至るまでコールレートの推移において実物経済の変動からの影響が確認できる。また、90年代では生産変動から貸出変動に対する影響が見られる。他方、金融から実体経済への影響に関しては、第一次石油危機以降、マネースtock変動は生産変動に先行する傾向が見られる。しかし他の金融変数であるコールレートや貸出変動には、生産変動への直接的な影響は見出されなかった。特に貸出変動に関しては、その動きは生産変動に対してあくまでも受動的であることが見出されたといえる。更にマネースtock変動の先行性に付け加えていえば、マネースtock変動と生産変動とは、周期的な特徴から見ると極めて似通ったサイクルで変動しており、またその動きも平行であることから、90年代においても例えば金融当局が経済変動を短期的に見通す上で、また金融政策の中間目標としてマネースtockの動きを用いることは適切な行動と結論付けることができる。

以上に加えて、企業の信用リスクの振る舞いに着目すれば、90年代はそのマクロ的影響が重要な時代といえる。90年代に入り、デフォルトリスクから生産、マネースtock、貸出の変動への強い影響が観察されるようになる。特に、マネースtock変動とデフォルトリスクとは相互に影響しており、デフォルトリスクは実体経済と金融との両側面の実勢に深く関わっている様子が読み取れる。しかしながら本稿では、例えばなぜマネースtock成長の加速がデフォルトリスクを上昇させるのか、という点について説明を与えることができなかった。同様に、なぜコールレートの上昇がマネースtockの成長加速に先行するのか、という疑問を解消することができなかった。これらは今後の課題である。

### 参考文献

- 翁邦雄。(1999)。「ゼロ・インフレ下の金融政策について」、金融研究18 / 3号、日本銀行金融研究所。
- 日野幹夫。(1977)。「スペクトル解析」、朝倉書店。

- 本多祐三、上岡孝一、洞口紳也。(1995)。「金融情報変数とタイムラグ」、本多編『日本の景気』、有斐閣。
- 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」、浅子和美、福田慎一、吉野直行編『現代マクロ経済分析』、東京大学出版会。
- 山本拓。(1989)。「経済の時系列分析」、創文社。
- 吉川洋。(1996)。「金融政策と日本経済」(編著)、日本経済新聞社。
- 吉野直行、義村政治。(1997)。「金融政策の変化とマネーサプライ」、浅子和美、福田慎一、吉野直行編『現代マクロ経済分析』、東京大学出版会。
- Bernanke, Ben S., and Mark Gertler. (1995). "Inside the Black Box: The Credit Channel of Monetary Policy Transmission," *Journal of Economic Perspectives* 9/4.

[付図] 時系列変数の定常性

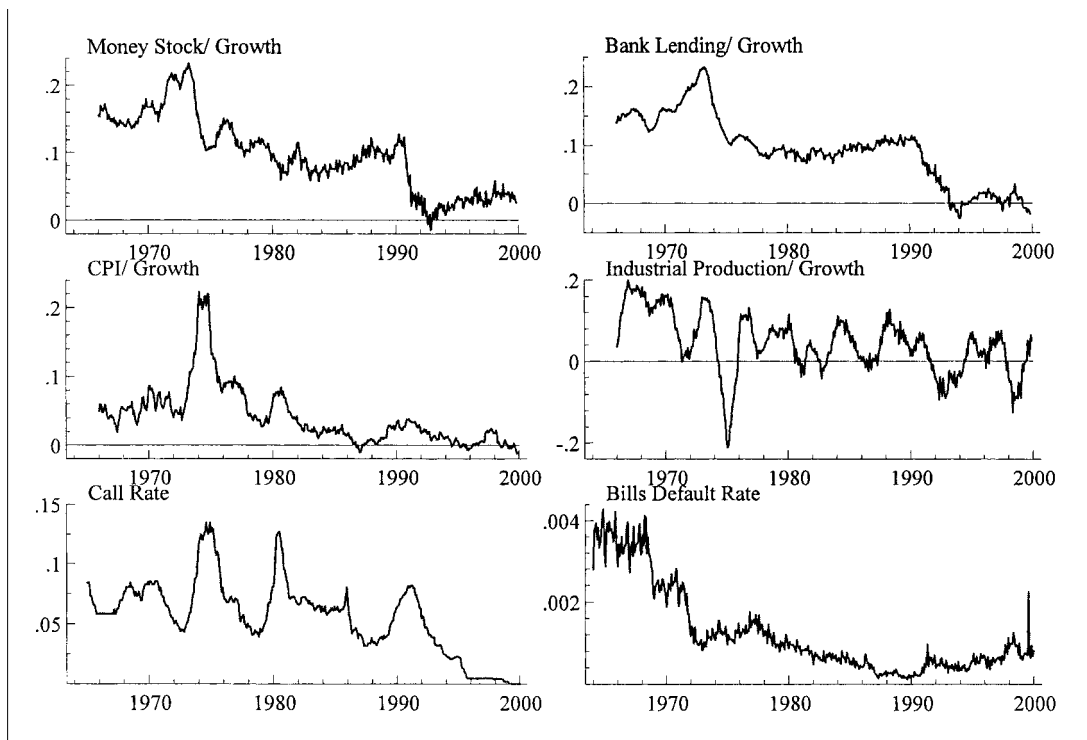




表 1

**Structural Change: Stepwise Chow Tests for AR(1) Process(\*)**  
**Breaking Date 1969:2 to 1996:11**

<b>Variables</b>	<b>Significant Periods (1% level)</b>
$\nabla_{12} \ln CPI$	1973:12-1975:1.
$\nabla_{12} \ln Money Stock$	1973:2-1973:9, 1989:4, 1989:9, 1989:11-1996:11.
<i>Call Rate</i>	1974:2-1974:4, 1974:6-1975:3, 1980:4-1980:8, 1990:12-1991:10.
$\nabla_{12} \ln Domestic Credit$	1972:11-1973:8, 1989:9-1992:7, 1992:9-1993:3, 1994:1, 1996:3.
$\nabla_{12} \ln Production Index$	1974:12-1975:6.
<i>Bills Default Rate</i>	1970:2-1996:11.

[Notes]

*CPI*: Consumer Price Index, 1995 Average. (Source) Bank of Japan.

*Money Stock*: M2+CD. (Source) Bank of Japan.

*Call Rate*: Uncollateralized Overnight. (Source) Bank of Japan.

*Domestic Credit*: Claims on Private Sector. (Source) Bank of Japan.

*Production Index*: Index of Industrial Production, Mining & Manufacturing, 1995 Average. (Source) Ministry of International Trade and Industry.

*Bills Default Rate*: Ratio of Dishonored Checks and Bills to All Checks and Bills Clearing. (Source) Federation of Bankers Associations of Japan.

# Chow Test Results For AR(1)Process

図 1、チャウ検定結果。縦軸はチャウ検定の F 値、横軸は年度をそれぞれ表す。

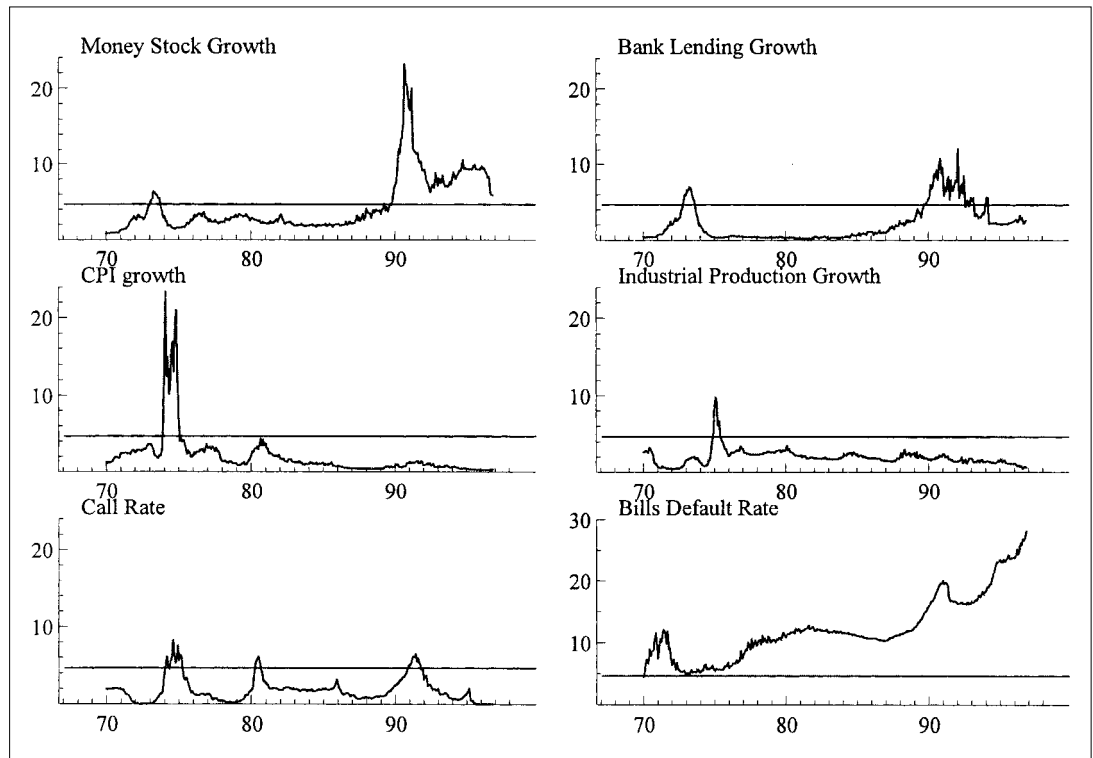


表 2 - a

**VAR(1) Estimation Results.**

Sample period: 1966:2 to 1974:12

$$M = \begin{bmatrix} -0.0176 \\ 0.02577 \\ 0.00662 \\ 0.0355 \\ 0.04825 \\ 0.00107 \end{bmatrix} \quad A_1 = \begin{bmatrix} 0.91892 & -0.0866 & 0.2143 & 0.16106 & 0.03104 & -2.7504 \\ -0.0658 & 0.84506 & -0.0771 & 0.08883 & -0.0333 & -0.4026 \\ 0.07481 & -0.0323 & 0.87936 & 0.0057 & 0.02929 & -0.5656 \\ -0.031 & -0.044 & -0.1458 & 0.94343 & -0.0133 & -1.9464 \\ 0.00995 & 0.18536 & -0.4574 & -0.2657 & 0.98118 & -0.8448 \\ -0.0011 & -0.0017 & -0.0007 & -0.0021 & 0.00077 & 0.82526 \end{bmatrix}$$

SBIC=  $-2.628 \times 10^3$ . Shadows indicate 1% significance.

Sample period: 1976:2 to 1989:12

$$M = \begin{bmatrix} -0.0221 \\ 0.03458 \\ -0.0002 \\ 0.02393 \\ -0.0036 \\ 6.8 \times 10^{-5} \end{bmatrix} \quad A_1 = \begin{bmatrix} 0.82509 & 0.05924 & 0.14888 & 0.08973 & 0.02349 & 5.25763 \\ 0.10733 & 0.7951 & -0.1744 & -0.1065 & 0.04128 & -0.8466 \\ -0.0183 & 0.02798 & 1.00596 & -0.0341 & 0.0307 & -0.7409 \\ 0.04095 & -0.0516 & -0.0677 & 0.82169 & 0.04476 & -2.5861 \\ -0.038 & 0.50688 & 0.01203 & -0.2956 & 0.83064 & -11.246 \\ 0.00237 & 0.00316 & 0.00026 & -0.0026 & -0.0004 & 0.71793 \end{bmatrix}$$

SBIC=  $-4.265 \times 10^3$ . Shadows indicate 1% significance.

Sample period: 1991:2 to 1999:11

$$M = \begin{bmatrix} 0.00232 \\ 0.00829 \\ -0.0007 \\ -0.0022 \\ 0.01134 \\ 0.00034 \end{bmatrix} \quad A_1 = \begin{bmatrix} 0.89172 & 0.00047 & 0.0044 & 0.01497 & 0.00329 & -3.2387 \\ 0.07932 & 0.44713 & -0.1094 & 0.06313 & 0.05059 & 12.8023 \\ 0.01754 & 0.01968 & 0.97691 & -0.0121 & 0.00272 & -0.1553 \\ 0.05721 & -0.162 & 0.06443 & 0.8534 & 0.02192 & 9.74636 \\ -0.4969 & 0.52752 & 0.07825 & -0.1676 & 0.84218 & -34.656 \\ 0.0038 & 0.00601 & -0.0041 & 0.00063 & -0.0009 & 0.25017 \end{bmatrix}$$

SBIC=  $-2.617 \times 10^3$ . Shadows indicate 1% significance.

表 2 - b

**VAR(1) Estimation Results. Cont'd.****Variance-Covariance Matrix**

Sample period: 1966:2 to 1974:12

---


$$\Sigma = \begin{bmatrix} 9.399*10^{-5} & & & & & & \\ -3.706*10^{-6} & 4.49*10^{-5} & & & & & \\ 6.8159*10^{-6} & 2.3876*10^{-8} & 9.2017*10^{-6} & & & & \\ -3.403*10^{-6} & 1.71*10^{-5} & -2.204*10^{-6} & 1.44*10^{-5} & & & \\ -2.749*10^{-6} & -2.2*10^{-5} & -3.842*10^{-6} & -7.476*10^{-6} & 0.000229 & & \\ 3.0121*10^{-7} & -5.692*10^{-7} & -6.231*10^{-8} & -2.150*10^{-7} & 1.2740*10^{-6} & 8.9523*10^{-8} \end{bmatrix}$$


---

Sample period: 1976:2 to 1989:12

---


$$\Sigma = \begin{bmatrix} 2.399*10^{-5} & & & & & & \\ 3.7725*10^{-6} & 7.33*10^{-5} & & & & & \\ -3.192*10^{-7} & -2.734*10^{-6} & 1.53*10^{-5} & & & & \\ 5.2578*10^{-7} & 3.94*10^{-5} & -1.147*10^{-6} & 3.18*10^{-5} & & & \\ 8.2504*10^{-6} & -5.5*10^{-5} & 5.2772*10^{-6} & -3.3*10^{-5} & 0.000305 & & \\ 9.3065*10^{-8} & -3.917*10^{-7} & -3.951*10^{-8} & -2.809*10^{-7} & 5.7353*10^{-7} & 1.6439*10^{-8} \end{bmatrix}$$


---

Sample period: 1991:2 to 1999:11

---


$$\Sigma = \begin{bmatrix} 1.554*10^{-5} & & & & & & \\ 3.2434*10^{-6} & 9.75*10^{-5} & & & & & \\ 3.2486*10^{-7} & 1.4271*10^{-6} & 2.7632*10^{-6} & & & & \\ -2.656*10^{-6} & 4.02*10^{-5} & 2.3646*10^{-6} & 6.76*10^{-5} & & & \\ 9.1163*10^{-6} & -4.1*10^{-5} & -2.641*10^{-7} & -1.2*10^{-5} & 0.000468 & & \\ 1.1144*10^{-7} & -1.988*10^{-8} & -1.854*10^{-8} & 2.2539*10^{-8} & 1.1422*10^{-6} & 4.2655*10^{-8} \end{bmatrix}$$

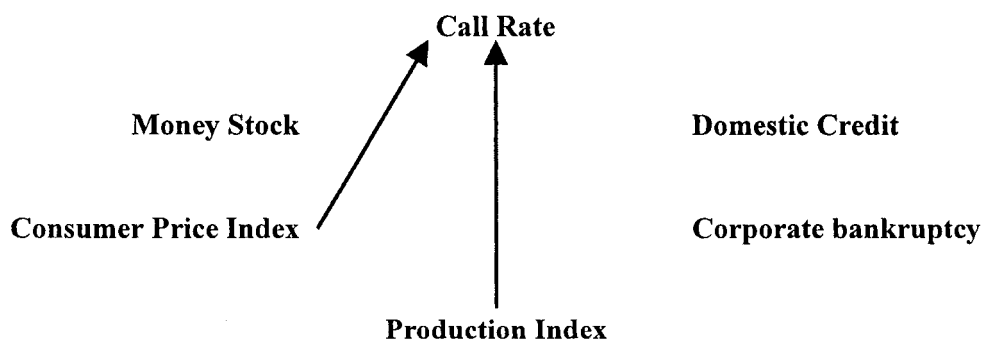

---

図 2

Granger Causality Test:

F statistics summary (A)

1966:2-1974:12



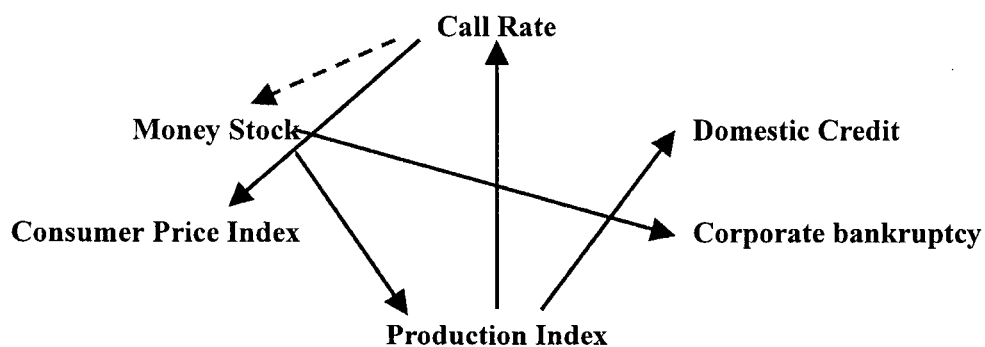
[Note] Blue arrows indicate positive effects and red arrows (dash) indicate negative effects at 1% significance. Signs of effects are based on the estimated coefficients of VAR(1).

図 3

Granger Causality Test:

F statistics summary (B)

1976:2-1989:12



[Note] Blue arrows indicate positive effects and red arrows (dash) indicate negative effects at 1% significance. Signs of effects are based on the estimated coefficients of VAR(1).

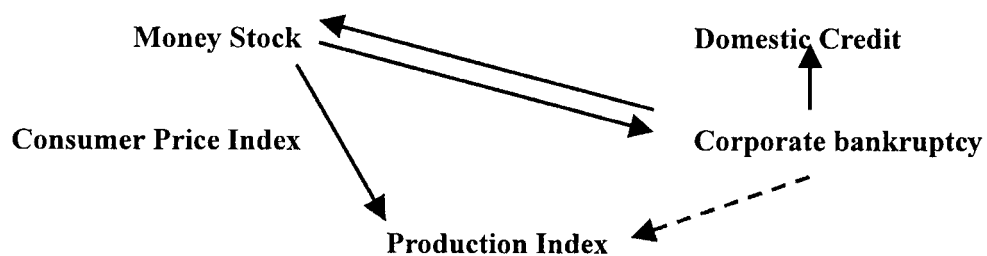
図 4

**Granger Causality Test:**

**F statistics summary (C)**

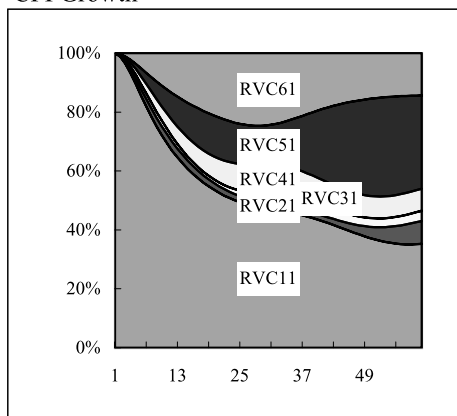
**1992:1-1999:11**

**Call Rate**

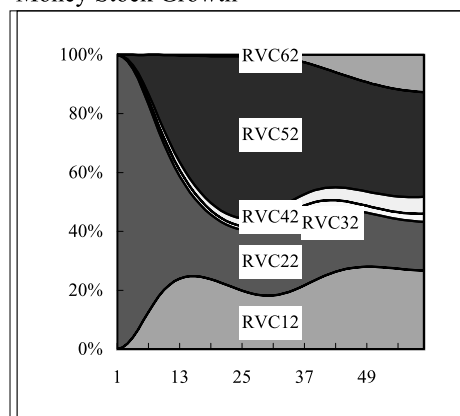


[Note] Blue arrows indicate positive effects and red arrows (dash) indicate negative effects at 1% significance. Signs of effects are based on the estimated coefficients of VAR(1).

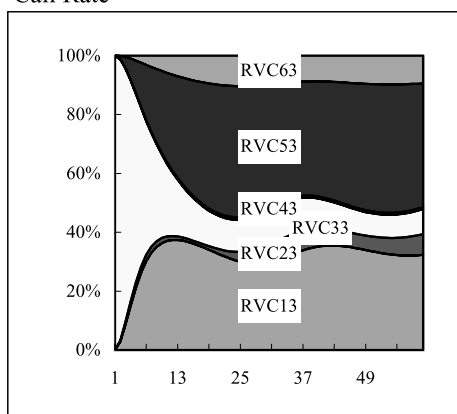
CPI Growth



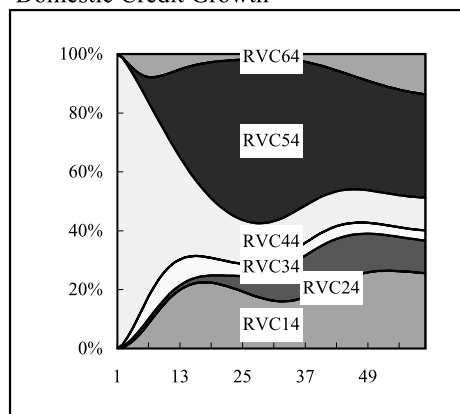
Money Stock Growth



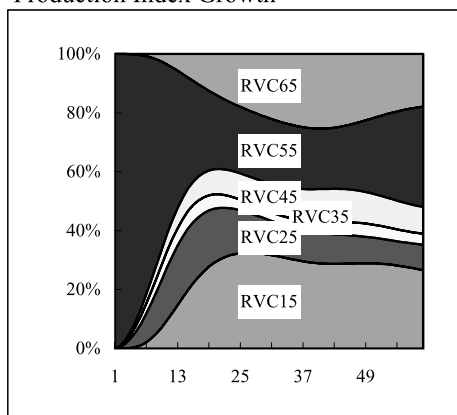
Call Rate



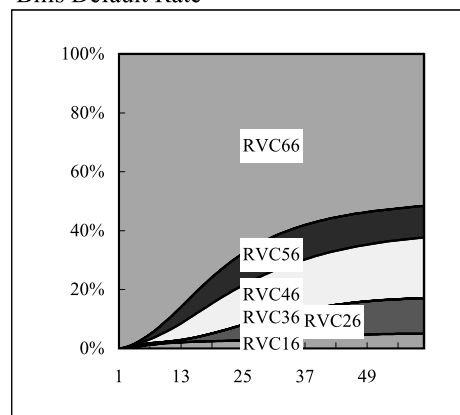
Domestic Credit Growth



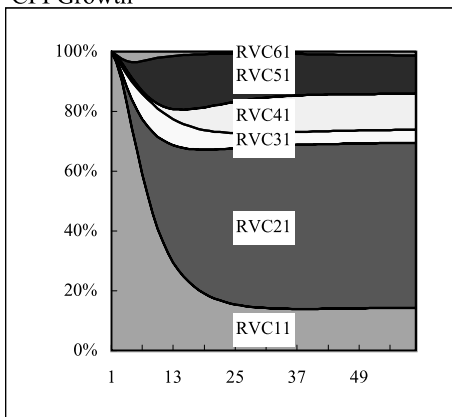
Production Index Growth



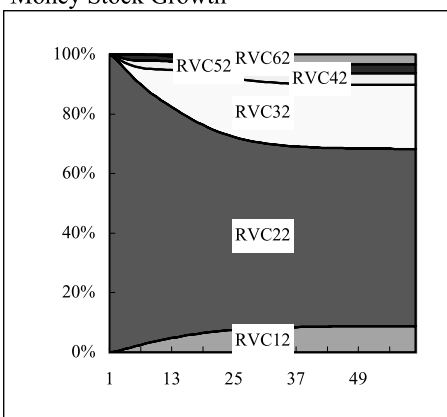
Bills Default Rate



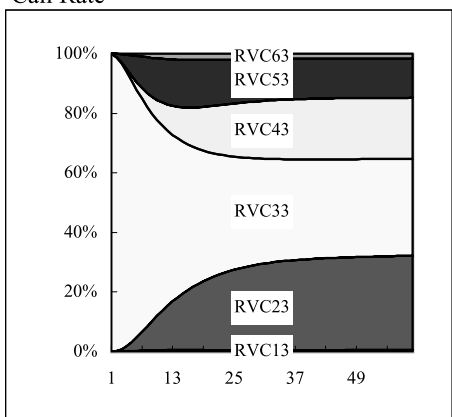
CPI Growth



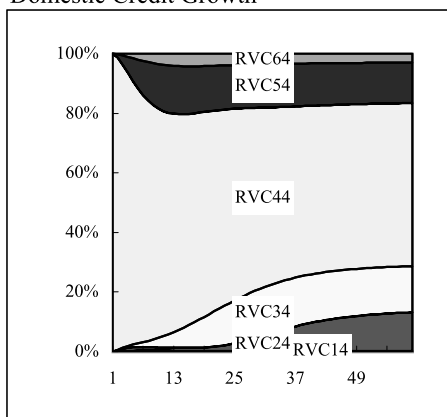
Money Stock Growth



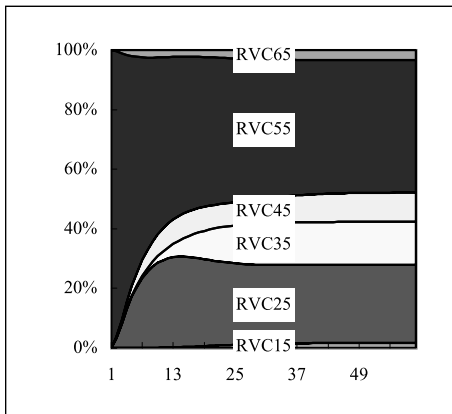
Call Rate



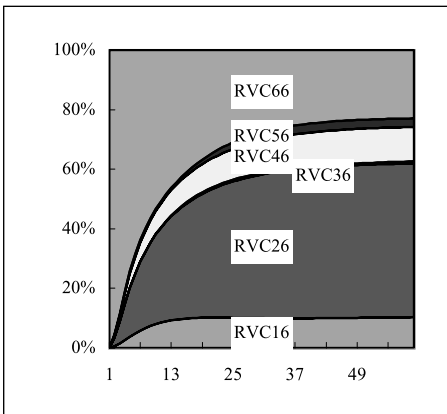
Domestic Credit Growth



Production Index Growth

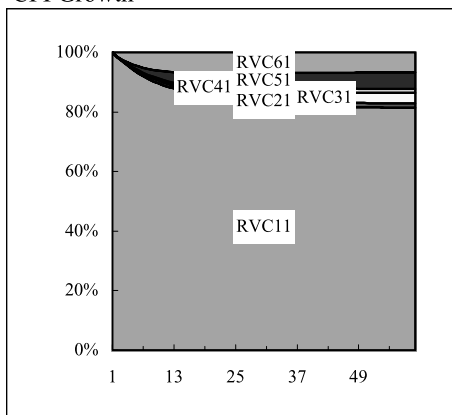


Bills Default Rate

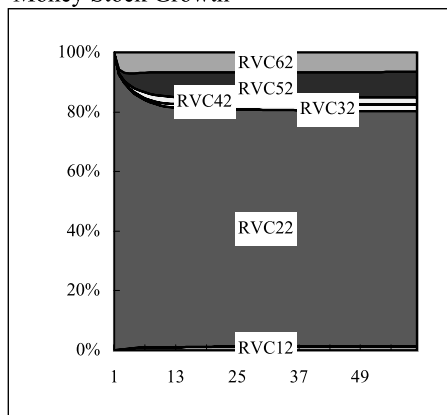




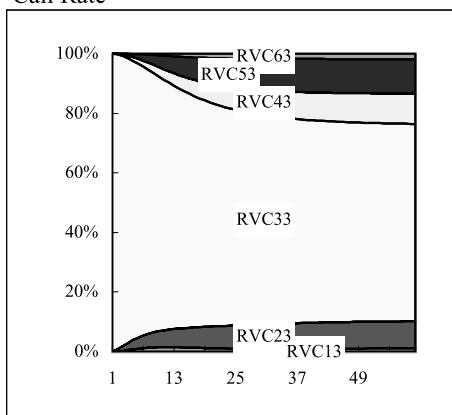
CPI Growth



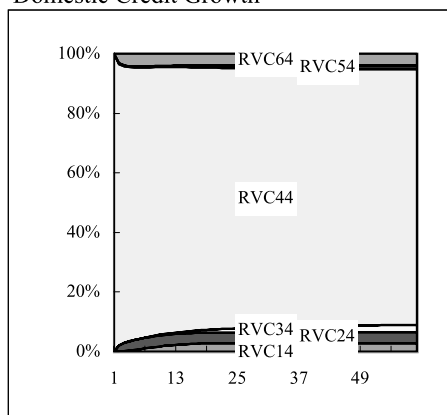
Money Stock Growth



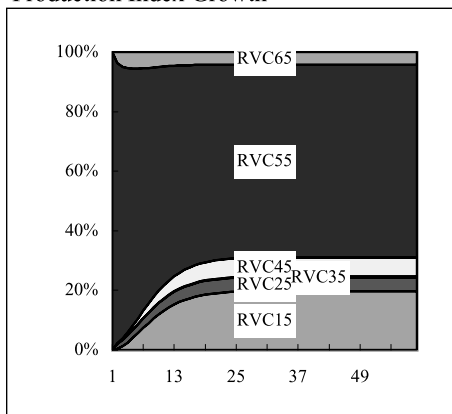
Call Rate



Domestic Credit Growth



Production Index Growth



Bills Default Rate

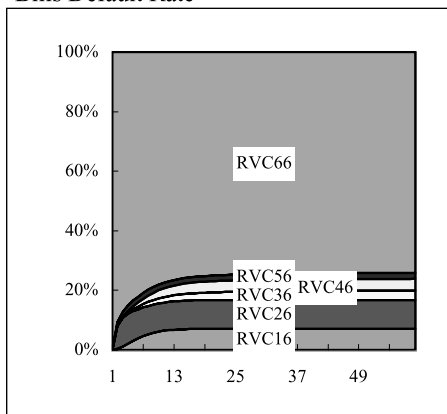


図8 インパルス応答。サブサンプルは (A)1966:2-1974:12.

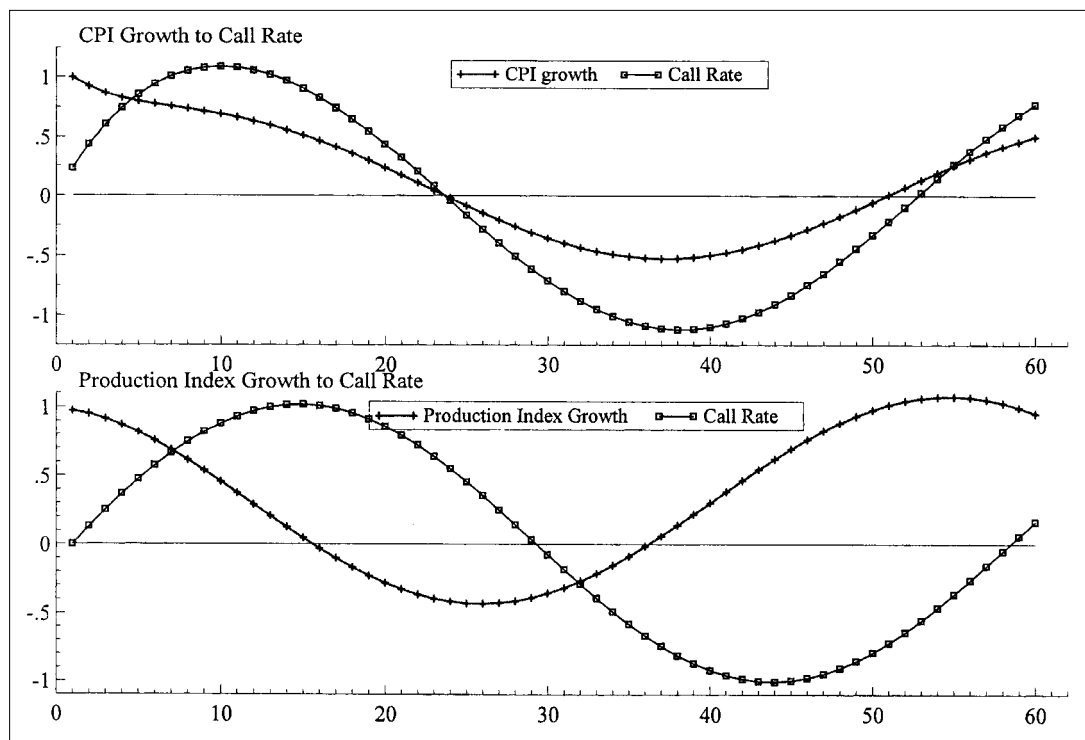


図9 インパルス応答。サブサンプルは (B)1976:2-1989:12.

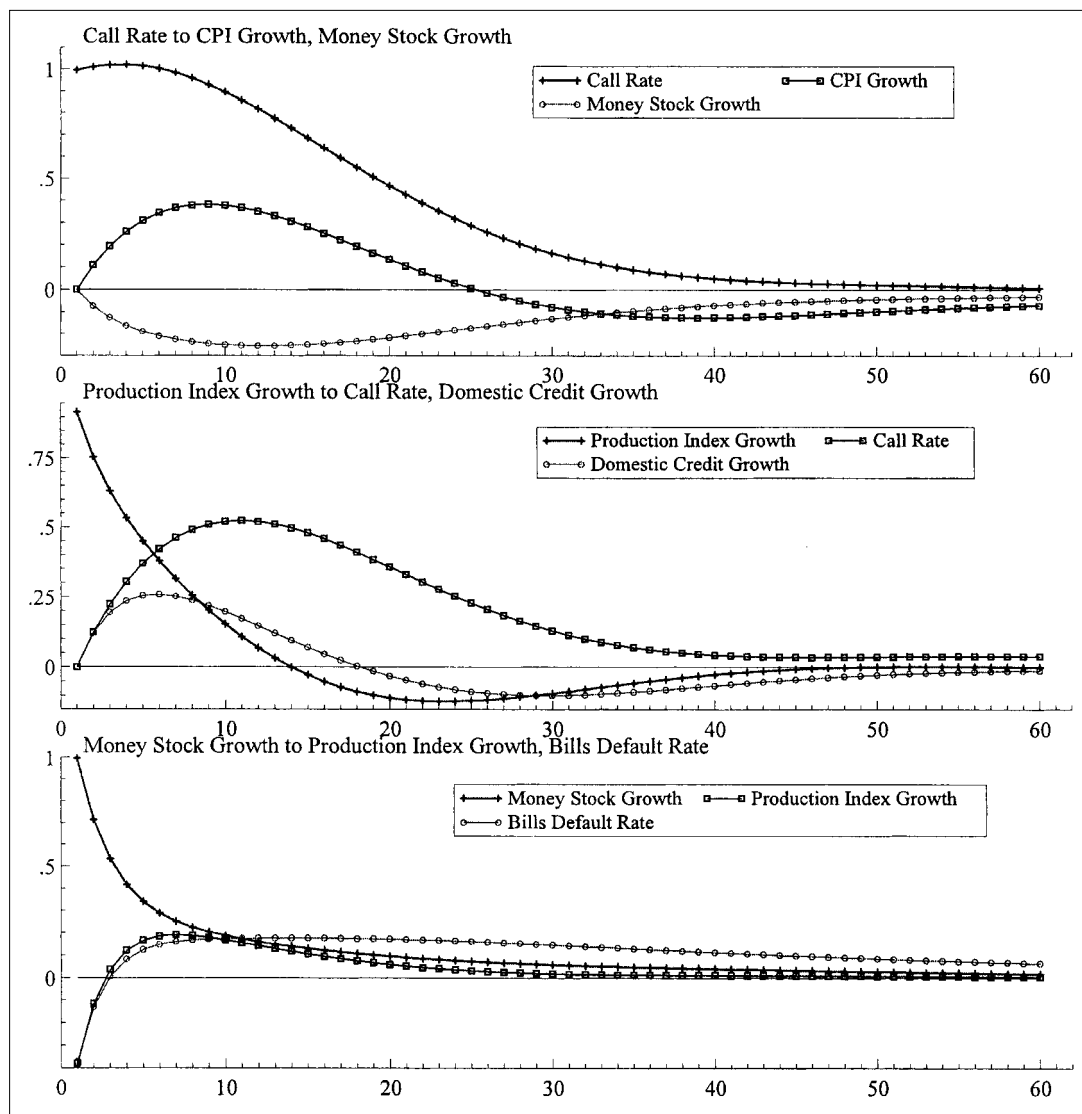


図10 インパルス応答。サブサンプルは (C)1991:2-1999:11.

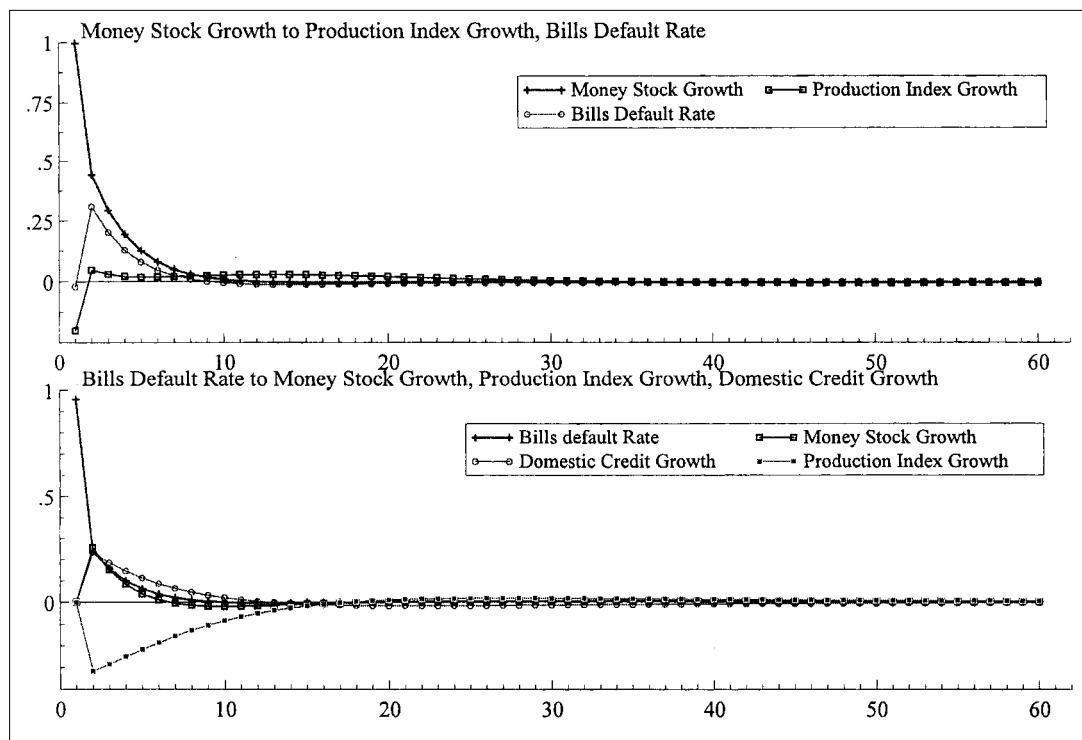
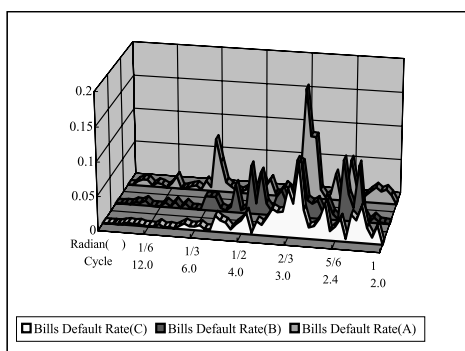
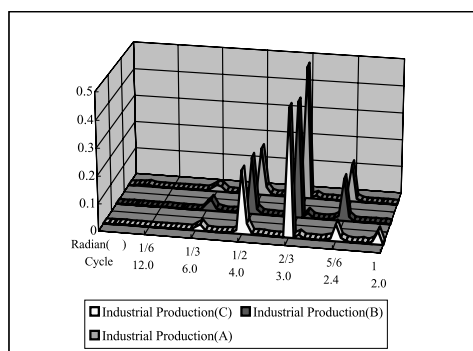
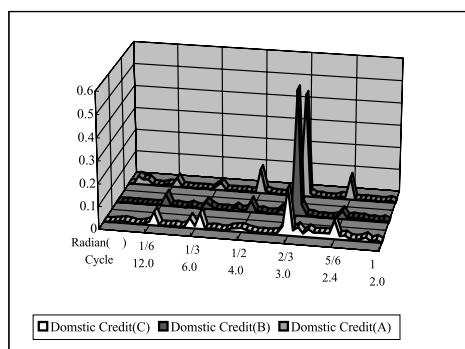
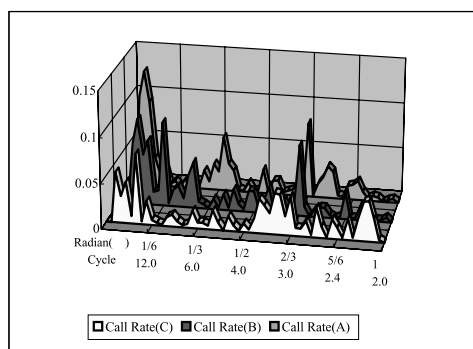
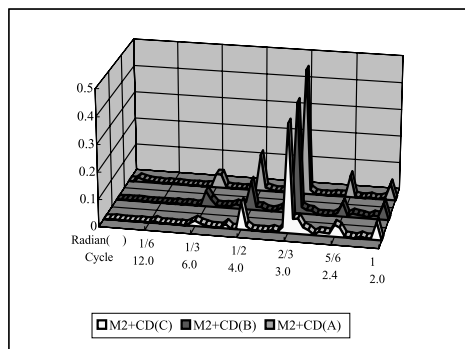
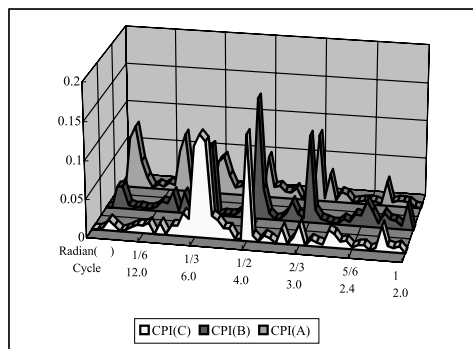


図11 スペクトル推定



サンプル期間は以下の通り：

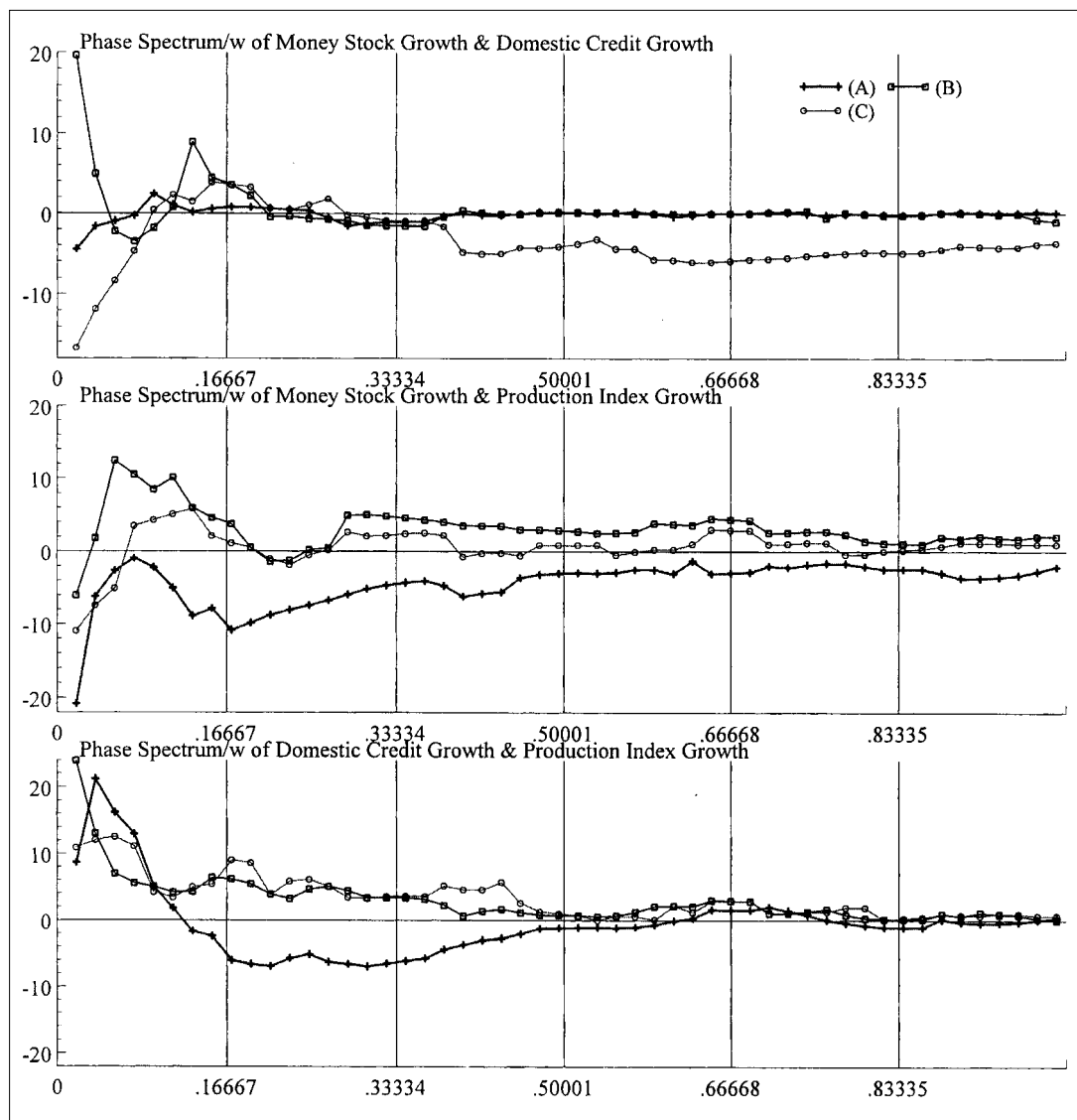
(A) 1966:2-1974:12

(B) 1976:2-1989:12

(C) 1991:2-1999:11

CPI, M2+CD, Domestic Credit, Industrial Production  
Call Rate, Bills Default Rate

図12 フェイズスペクトラム $\psi(\omega)$ . 横軸ラジアン、(A), (B), (C) はサブサンプル.



#### 図の補足説明

図 1 チャウ検定結果。縦軸はチャウ検定の F 値、横軸は年度をそれぞれ表す。

図 5 分散分解。サブサンプルは (A) 1966:2-1974:12。縦軸は分散寄与率の累積。

RVC<sub>ij</sub> の定義は、第 i 変数による第 j 変数への分散寄与率。変数番号は次の通り：

1 . CPI Growth, 2 . Money Stock Growth, 3 . Call Rate, 4 . Domestic Credit Growth, 5 .  
Production Index Growth, 6 . Bills Default Rate.

図 6 分散分解。サブサンプルは (B) 1976:2-1989:12。

図 7 分散分解。サブサンプルは (C) 1991:2-1999:11。

図 8 インパルス応答。サブサンプルは (A) 1966:2-1974:12。

図 9 インパルス応答。サブサンプルは (B) 1976:2-1989:12。

図10 インパルス応答。サブサンプルは (C) 1991:2-1999:11。

図12 フェイズスペクトラム ( )。横軸はラディアン、(A)、(B)、(C) はサブサンプル。