

日本における金融政策効果の波及経路について —VECMによるクレジット・ビューとマネー・ビューの検証—

中平 千彦

On the transmission mechanism of monetary policy in Japan —An inquiry into the credit view and the money view with the vector error correction model—

Kazuhiko NAKAHIRA

Abstract

This paper examines the effectiveness of the “credit view” and the “money view” in the transmission mechanism of monetary policy in Japan by the impulse response function and the variance decomposition of forecast derived from the estimation based on the vector error correction model. The examination of the estimated impulse response functions showed the relative effectiveness of the “money view” compared with the “credit view”. On the other hand, some of the estimated variance decompositions of forecast showed the immediate effectiveness of the “money view” and the long-run effectiveness of the “credit view”.

Key words : Credit View, Money View, VECM (Vector Error Correction Model),
Impulse Response Function, Variance Decomposition of Forecast

キーワード：クレジット・ビュー，マネー・ビュー，VECM（ベクトル値誤差修正モデル），
インパルス応答関数，予測の分散分解

I. はじめに

金融政策の効果が経済活動に影響を与えることは明らかである。しかし、政策の効果がいかなる経路を通じて波及するのかという問題については、依然として明確なコンセンサスが得られているわけではない。金融政策のトランスミッション・メカニズム（効果波及経路）についての実証研究は様々な観点から行われており、金利の期間構造理論に立脚したもの、貨幣量や貸出量などの具体的なストック変数やフロー変数の動向と経済活動水準との関係に着目するものなど、多岐にわたる。本稿では、クレジット

ト・ビューとマネー・ビューの概念に基づき、日本のデータを用いてそれらの相対的有効性を実証的に検証する。バブル経済崩壊後の日本においては、長期不況に対処すべく、いかなる金融政策を行うべきかという問題が大きな関心を呼び、それに関連して、銀行部門の貸出行動や、低迷を続けるマネーサプライの動向が注目されるに至っている。そのような観点からも、日本における金融政策効果の波及経路が、主にクレジット・チャンネルを通じてのものか、それともマネー・チャンネルを通じてのものかを、相対的有効性の観点から実証的に検証することは意義あることと思われる。

以下、本稿の構成は次の通りである。IIでは、

クレジット・ビューとマネー・ビューの前提、背景、想定などについて述べる。Ⅲでは、これまでに行われた、クレジット・ビューとマネー・ビューの概念に基づく主要な実証研究の内容について述べる。さらに、Ⅳでは日本の1970年以降における四半期データを用い、VECM (Vector Error Correction Model: ベクトル値誤差修正モデル, 多変量誤差修正モデル) による計測を行い、その結果についての考察を行う。最後にⅤでは、本稿全体を通しての結論を述べる。

Ⅱ. クレジット・ビューとマネー・ビュー

前述のように、金融政策のトランスミッション・メカニズムについての議論は多様であり、いかなるプロセスを経て実物変数に影響を与えるのかという問題については依然としてコンセンサスが得られているとは言い難い状況である。この問題を捉える際に、以前からしばしば用いられる概念として、“クレジット・ビュー (credit view)” と “マネー・ビュー (money view)” というものがある。クレジット・ビューによれば、金融政策において主にコントロールの対象となるべきものは、銀行貸出を始めとする信用集計量 (credit aggregates) である。すなわち、この概念は金融メカニズムの中核を、信用のオペラビリティ、ないしは民間非銀行部門における負債総額の動向によって規定される民間部門の支出行動として理解するものである。バランスシートを用いて捉えれば、銀行部門の資産側、特に貸出に着目しており、このため、レンディング・ビュー (lending view) と表現されることもある。従って、フローカストックかという分類で見れば、一定期間における信用のフローを重視していることになる。一方、マネー・ビューによれば、金融政策において主にコントロールの対象となるべきものは、貨幣集計量 (monetary aggregates) である。つまり、これは民間非銀行部門が支払手段として保有するマネー、あるいは高い流動性を有する資産の総量に働きかけることによって、民間部門の支出

行動や経済活動を動かすことが可能であると想定する、一種の伝統的な概念である。例えば、貨幣集計量を減少させれば、それに伴う市場金利の上昇が経済活動水準を縮小させるであろうという視点である。バランスシートで見れば、銀行部門の負債側、特に預金に注目しており、フローカストックかという観点からは、一定期間における貨幣ストックを重視していることになる¹⁾。

事実として、マネー・ビューは伝統的に受け入れられてきた概念であるが、その一方、近年においてクレジット・ビューが大いに注目を集めてきた。その背景には、信用のオペラビリティ、あるいは貸出に注目するというアプローチが直感に訴えかけやすいということもあるが、同時に、金融理論あるいはマクロ経済学におけるミクロ経済学的基礎や情報の経済学の発展など、技術的側面が洗練されたことが大きいと思われる。マネー・ビューにせよクレジット・ビューにせよ、着目する対象が持つある種の特殊な性質に立脚して議論を進める。マネー・ビューは、“預金” が支払手段としての貨幣という機能を果たするという点において、それが他の金融資産には無い特殊性を有すると解釈する。クレジット・ビューは、銀行が金融仲介機関として非銀行部門に“貸出”を行うという点に特殊性を見いだす。貸手側の銀行は貸出に際し、金融仲介機能の一環として、事前の“審査”や事後の“モニタリング”を行いながら借手側についての内部情報 (inside information) を生産あるいは蓄積することを通じて、仲介費用の節減や取引の円滑化を実現する。このことから、クレジット・ビューは、銀行部門における継続的ないしは組織的な情報生産機能が、他の部門が果たし得ない特殊性を有するものと解釈する。このような、情報生産機能をクローズアップする視点が情報の経済学などの発展と呼応し、クレジット・ビューが注目を集めるに至ったと考えられる。

ここで、マネー・ビューとクレジット・ビューにおいて想定される、金融政策効果の波及経路について整理してみよう。一般に、マネー・

ビューでは、資産を“貨幣”と“その他の資産”として2つに分類する。つまり、資産のうち貨幣でないものは一律に債券として扱われ、貸出と債券は区別されないことになる。従って、銀行部門のバランスシートでは、負債側にある預金が貨幣（マネー）を創造し、資産側には債券（ないしは債券に対する投資分）のみがある。例えば、引締め政策によって準備が減少すれば、銀行部門は預金量を減少させることになるが、これは債券保有額を減少させることによって行われる。従って、債券市場と貨幣市場が双方とも均衡するためには、家計部門が債券保有量を増加させ、預金量（あるいは貨幣需要量）を減少させねばならない。これによって債券金利が上昇し、金利上昇は設備投資の減少など、様々なルートを通じて総需要水準を低下させる。一般的なIS-LMモデルでは、貸出と有価証券が一律に債券と見なされ、また、ワルラス法則によって債券市場が明示的に扱われないために、主に貨幣市場が注目され、貸出経路を通じた金融政策効果の考察が除外される²⁾。他方、クレジット・ビューでは、金融資産が“貸出”と“債券”に分類される。従って、銀行部門のバランスシートでは、負債側にある預金が貨幣（マネー）を創造し、資産側には貸出と債券がある。ゆえに、金融政策の効果は、金利を通じた効果と貸出を通じた効果という2つ経路から考察される。例えば、引締め政策によって準備が減少すれば、銀行部門は預金量を減少させることになるが、これは貸出量と債券保有額を減少させることによって行われる。情報の非対称性が存在し、非銀行部門にとって銀行借入についての情報コストが他の資金調達手段（社債、株式、CPなど）のそれより低い場合、あるいは、銀行貸出と他の資金調達手段が完全代替でない場合、銀行部門の貸出量減少は非銀行部門の投資水準を低下させ、経済活動を抑制することになる。すなわち、一般的なIS-LMモデルの想定とは違い、銀行貸出と他の資金調達手段が不完全代替であるという条件下では、金融政策効果の貸出チャンネル（lending channel of monetary policy）が重要な意味を持ち、銀行部門におけ

る貸出行動の変化が、非銀行部門の設備投資水準あるいは在庫投資水準の増減を通じて経済活動水準に多大な影響を与える可能性は否定できない。しかし、Bernanke and Blinder (1988)、Kashyap and Stein (1994)によれば、非銀行部門にとっての銀行貸出と他の資金調達手段における不完全代替性は、貸出チャンネルが機能するための十分条件ではなく、金融政策によって銀行貸出が影響を受けることも必要条件の一つである。換言すれば、銀行部門においても貸出とその他の債券が不完全代替性を有することが必要である。それら2つが、もし完全代替性を持つのであれば、引締め政策によって預金量が減少しても、それと同額だけ有価証券の売却やCDの発行などを行って純債権額を減少させ、貸出量の減少を回避できるからである。以上より、貸出チャンネルが機能するためには、上記2つの条件が同時に成立していることが必要である。

Ⅲ. これまでの実証研究

マネー・ビューとクレジット・ビューのフレームワークに基づいた、金融政策効果の波及経路に関する実証研究は多数存在する。まず、VARモデルあるいはVECMを用いた分析として、次のようなものがある。Bernanke and Blinder (1992)は、FFレートが生産、雇用、消費など、主要なマクロ変数の先行き動向を最も高い精度で予測する先行指標、すなわち情報変数であることを示した。さらに、VARモデル（Vector Autoregression Model）によるインパルス応答関数の推定結果より、金融引締め政策によってFFレートが上昇すると、当初は銀行部門の保有する預金と有価証券が減少するが、その後、6～9ヶ月のタイムラグを伴って銀行部門の貸出は減少し、それと失業率の上昇が時を同じくして起こることも示した。Bernanke and Blinderは、FFレートの上昇を受けての貸出減少と、失業率上昇が同時点で起こることは、少なくとも部分的には銀行部門の貸出を通じた金融政策の波及経路が存在していることの証左であると

主張した。しかし、King (1986) は、VAR モデルによる計測から得られる予測の分散分解から、GNP の変動に占める、貸出の変動で説明可能な部分と預金の変動で説明できる部分の割合を比較すると、後者の割合が高く、マネー・チャンネルが優勢であることを示した。また、Konishi, Ramey, and Granger (1993) は、変数間の共和分 (cointegration) 関係を考慮したモデルを用い、 M_2 と GDP についての誤差修正項 (error-correction term) の重要性が、CP と貸出についての誤差修正項や、CP レートと財務省証券レートのスプレッドなどと比べて高いことから、預金チャンネルが貸出チャンネルより重要であると主張した。Ramey (1993) は、VECM (Vector Error Correction Model) に基づいた推定によってマネー・チャンネルとクレジット・チャンネルとの相対的有効性を検証し、前者は後者より明らかな重要性を有することを示した。

VAR モデルによる計測には留意すべき点が存在する。それは識別性 (identification) の問題、つまり、貸出の変化が供給側の要因によるものなのか、それとも需要側の要因によるものなのか直接には識別できないということである。例えば、中央銀行による引締め政策によって市場金利が上昇し、次に産出水準や投資水準の低下が起こったとしよう。このとき、民間銀行部門による貸出量の減少によって産出量水準の低下が導かれたのか、あるいは、市場金利の上昇が産出量水準の低下や企業の資金需要を低下させ、これを受けて銀行貸出が減少したのか直接に識別できないという問題が生じる。このような識別性の問題を回避しつつ、マネー・チャンネルとクレジット・チャンネルとの相対的有効性の検証したものも存在する。Romer and Romer (1990) は、FOMC (Federal Open Market Committee) の資料をもとに、いわゆる Romer Dates、すなわち金融引締め政策が遂行された時点を特定する指標を用いた計測によって、貸出と預金のどちらが早く引締め政策に反応するかを検証した。その分析によって、預金の反応は貸出のそれより早く、貸出チャンネルはさほど重要でないという結論を導いた³⁾。Kashyap,

Stein, and Wilcox (1993) は、企業の資金調達手段を銀行貸出とその他の代替的資金調達手段という2つに分類した。この背景には次のような発想がある。金融引締め政策が行われ、それが直接に銀行貸出を減少させた場合、企業はその他の資金調達手段に依存せざるを得なくなり、従って、その他の手段による資金調達量は増加するはずである。また、引締め政策が産出量を減少させ、これによる貸出需要の低下が銀行貸出の減少を導いた場合、銀行貸出とその他の手段による資金調達量は双方とも減少するはずである。Kashyap, Stein, and Wilcox は、銀行貸出とその他の手段としての CP 発行額から形成される Mix 変数 (mix variable) を用いた計測によって、貸出チャンネルが有効となる2つの必要条件が満たされる、つまり、貸出チャンネルが有効であるという結果を得た。

また、金融政策効果の波及経路に関する分配的側面に注目した研究も存在する。Gertler and Gilchrist (1994) は、企業規模別に分類された米国のデータ系列による分析を行った。その要点として、金融政策の影響は大企業に対してより小企業に対して大きく及ぶこと、金融引締めの際に小企業 (および全企業) の銀行借入は減少するが、大企業では借入の増加と CP 発行額の増加が起こること、マネーサプライと Mix 変数は大企業の行動に対してより小企業に対して大きな予測力を持つこと、などが挙げられる。Gertler and Gilchrist は、現実の経済において小企業の活動が重要な役割を果たしているという事実を踏まえれば、このような結果は政策のトランスミッション・メカニズムにおいて銀行貸出が重要であることを示すものだと指摘した。この議論は貸出チャンネルの概念と整合的である。

日本のデータを用いた実証分析も多く存在する。Ueda (1993) は、貨幣量、銀行貸出、生産指数などの変数を用いた VAR モデルによる計測から、日本における貸出チャンネルの有効性を示した。細野 (1995) はグランジャーの因果性テストを用い、マネーサプライや長期金利は GDP に影響力を持つ一方、銀行貸出は GDP

に影響を及ぼさないという分析結果より、マネー・チャンネルの有効性を支持した。宮川・石原(1997)は、金融変数と生産変動の関係を因果性テストにより分析し、中小企業部門においてクレジット・チャンネルを支持する結果を得た。黒木(1999)は Mix 変数アプローチを日本のデータに適用し、貸出チャンネルの有効性に肯定的な結果を得ている。また、小川(2003)は、地価と外部資金プレミアムとの関係に着目し、土地ストックを変数として導入した VAR モデルによる計測から、クレジット・チャンネルの有効性を実証した。

以上のように、これまでの実証研究では、マネー・チャンネルとクレジット・チャンネルの相対的有効性について、どちらかに支配的な結論が得られているわけではない。そもそも、金融政策の効果はマネー・チャンネルとクレジット・チャンネルのどちらか一方のみの経路で波及するというものではない。従って、議論の核心は、どちらが相対的に優勢であるのか、あるいは、それらが相対的にいかなる関係にあるのかということである。次節では日本のデータを用いた計測を行うことを通じて、マネー・チャンネルとクレジット・チャンネルの相対的優位性を検証する。

IV. VECM による計測

前節までの考察を踏まえ、本節ではマネー・ビューとクレジット・ビューのフレームワークに基づき、日本における金融政策効果の波及経路を計測によって検証する。計測に用いられる変数間に共和分が検出される場合、シンプルな差分型による VAR モデルを用いることは適切でなく⁴⁾、エラーコレクション項を包含した VECM が用いられるべきである。従って、まず単位根検定と共和分検定を行い、次にその結果に基づいて VECM による計測を行う。それに続いて、インパルス応答関数と予測の分散分解の結果から、マネー・チャンネルとクレジット・チャンネルの相対的優位性を考察

する。データは比較的長期の、1970年第1四半期から2000年第4四半期までのものを用いる。このサンプル期間内に日本経済は、70年代における二度のオイルショック、80年代におけるバブル経済の進行、90年代初期におけるバブル経済の崩壊および後期における金融不安などを経験した。これらのショックによって、日本経済が複数の構造変化を経験した可能性は否定できない。理想的には構造変化テストを行い、サブサンプル別の計測を行うことが望ましい。しかし、その場合には、各サブサンプルが有するサンプル数が極めて少数となり、ロバストな計測結果を得ることが困難になる。従って、入手できるデータ系列の最小単位が四半期であるという制約の中で、ロバストな計測結果を得る可能性を高めるのに十分なサンプル数を確保するという観点から、上記の期間における通期データを用いた計測を行う。変数としては、国内総生産(GDP)、マネーサプライ(M_2+CD)、銀行貸出(LOAN)、コールレート(CALL)を用いた。GDP、マネーサプライ、銀行貸出は GDP デフレーターによって実質化し、対数変換したが、コールレートはレベルで用いた⁵⁾。

まず、単位根検定と共和分検定の結果を見てみよう。各変数の単位根検定を ADF 検定(Augmented Dickey-Fuller Test)によって行った。拡張ラグ次数の決定は、Campbell and Perron(1991)の手順に従い、ステップダウン方式で有意性を考慮しながら調整した。ただし、最大ラグ次数は8と設定した。表1はその結果であり、各変数についてタイムトレンドを含む場合と含まない場合の結果を示した。全てのケースについて5%水準で帰無仮説を棄却できない

表1：ADF 検定

変数	タイムトレンドあり	タイムトレンドなし
GDP	0.3354450 (7)	-3.116501 (7)
M_2+CD	-2.306775 (3)	-1.6222252 (5)
LOAN	-0.7176996 (8)	-1.156260 (8)
CALL	-1.743594 (5)	-1.622252 (5)

- 注) 1. 検定はドリフトを含んで行った。()内はラグ次数である。
 2. 検定に用いられた変数の加工は本文に示された通りである。
 3. 検定の臨界値は Fuller (1976) に与えられている。

表 2 : Johansen 検定

Variables: GDP LOAN M₂+CD CALL

テスト	λ_{trace}			λ_{max}	
	A	B		A	B
モデル					
H ₀ : r=0	38.89069	29.22606	H ₀ : r=0	26.284089	18.886318
H ₀ : r≤1	17.36520	13.75894	H ₀ : r=1	14.235689	8.341641
H ₀ : r≤2	5.70712	6.92743	H ₀ : r=2	6.666915	5.448766
H ₀ : r≤3	0.24711	2.46506	H ₀ : r=3	3.053261	3.09939

モデル	A	B
Opt. lags	5	5
Eigval. 1	0.20275	0.15025
Eigval. 2	0.11549	0.069386
Eigval. 3	0.055853	0.045886
Eigval. 4	0.0025978	0.025614
Log Like.	1027.45231	1016.93996
AIC	-911.45231	-904.93996

共和分ベクトル推定値 (モデル A)

	1	2	3	4
GDP	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000
LOAN	-1.63422	-0.57010	-0.35551	0.45396
M ₂ +CD	3.42658	2.66517	-0.39339	-0.73186
CALL	-0.12653	0.033038	-0.0017165	-0.0040195

共和分ベクトル推定値 (モデル B)

	1	2	3	4
GDP	1.00000	1.00000	1.00000	1.00000
LOAN	1.92535	-0.58164	-0.41034	0.44488
M ₂ +CD	-1.58938	-0.21104	-0.18244	-1.05018
CALL	0.21032	-0.0089524	0.00047284	0.0010768

- 注) 1. モデル A はタイムトレンドを含み、モデル B はタイムトレンドを含まない。ただし、両モデルともドリフトと季節ダミーを含む。
 2. 検定に用いられた変数の加工は ADF 検定と同様である。
 3. 最適ラグ次数は AIC の値を基準に決定した。ただし、最大ラグ次数は 8 と設定した。
 4. 共和分ベクトル推定値は GDP で基準化されている。
 5. 検定の臨界値は Osterwald-Lenum, M. (1992) に与えられている。

め、全変数を非定常な I(1)変数と見なす。これを受けて、共和分検定を行った結果は、表2と表3に示されている。

表2は Johansen 検定 (トレース検定および最大固有値検定) の結果であり、トレンドを含むケースと含まないケースの双方とも、共和分 (cointegration) が検出できないという結果となった。一方、表3は2変数の組み合わせによる3つのモデルについて AEG 検定 (Augmented Engle-Granger Test) を行った結果である。モデル1および2は10%水準で、モデル3は5%水準で共和分関係が検出された。従って、少なくとも AEG 検定では共和分が検出され、また、VECM に要するエラーコレクション項を構成するため、ここでは AEG 検定の結果を採用することとする。

次に、VECM に基づく計測について考察する。エラーコレクション項 (誤差修正項) は、AEG 検定の結果に基づき OLS で推定された、表3下段の共和分ベクトル (cointegrating vector) を用い、GDP と銀行貸出、GDP とマネーサプライ、GDP とコールレートの組み合わせに対応する3つを導入する。従って、計測モデルは次のようになる。

表3 : AEG 検定

モデル	1	2	3
検定統計量	-3.064524	-3.033552	-3.561784
ラグ次数	4	4	8
共和分ベクトルの推定 (OLS)			
モデル	1	2	3
Const.	-0.168315	0.206616	7.06610
LEND	0.673852		
M ₂ +CD		0.629869	
CALL			-0.064771

- 注) 1. 各モデルにおける変数の組み合わせは次の通りである。
 モデル1 : GDP, LOAN
 モデル2 : GDP, M₂+CD
 モデル3 : GDP, CALL
 2. 検定に用いられた変数の加工は ADF 検定と同様である。
 3. 検定の第1段階における非説明変数は GDP である。
 4. 検定の臨界値は Engle and Yoo (1987) に与えられている。

$$\Delta y_t = \mu_y + \alpha_{y1}z_{1t-1} + \alpha_{y2}z_{2t-1} + \alpha_{y3}z_{3t-1} + \sum a_{yi} \Delta y_{t-i} + \sum b_{yi} \Delta loan_{t-i} + \sum c_{yi} \Delta m_{t-i} + \sum d_{yi} \Delta call_{t-i} + \epsilon_{yt}$$

$$\Delta loan_t = \mu_l + \alpha_{l1}z_{1t-1} + \alpha_{l2}z_{2t-1} + \alpha_{l3}z_{3t-1} + \sum a_{li} \Delta y_{t-i} + \sum b_{li} \Delta loan_{t-i} + \sum c_{li} \Delta m_{t-i} + \sum d_{li} \Delta call_{t-i} + \epsilon_{lt}$$

$$\Delta m_t = \mu_m + \alpha_{m1}z_{1t-1} + \alpha_{m2}z_{2t-1} + \alpha_{m3}z_{3t-1} + \sum a_{mi} \Delta y_{t-i} + \sum b_{mi} \Delta loan_{t-i} + \sum c_{mi} \Delta m_{t-i} + \sum d_{mi} \Delta call_{t-i} + \epsilon_{mt}$$

$$\Delta call_t = \mu_c + \alpha_{c1}z_{1t-1} + \alpha_{c2}z_{2t-1} + \alpha_{c3}z_{3t-1} + \sum a_{ci} \Delta y_{t-i} + \sum b_{ci} \Delta loan_{t-i} + \sum c_{ci} \Delta m_{t-i} + \sum d_{ci} \Delta call_{t-i} + \epsilon_{ct}$$

(μ : 定数項, y : 対数変換された GDP (実質), $loan$: 対数変換された銀行貸出 (実質), m : 対数変換された M₂+CD (実質), $call$: コールレート (有担保翌日物), z_i : y と $loan$ についての誤差修正項, z_m : y と m についての誤差修正項, z_c : y と $call$ についての誤差修正項, ϵ : 誤差項.)

VECM を含め、VAR タイプの計測における目的は、必ずしもパラメータ推定ではなく、むしろインパルス応答関数や予測の分散分解などの innovation accounting にあるため、前述の推定式における個々のパラメータ推定値をレポートすることに積極的な意味はないが、参考までにパラメータ推定値を表4に示す。実際の計測

におけるラグ次数は AIC と BIC の値を勘案しつつ、4とした。次に、クレジット・ビューの有効性を検討するにあたって鍵となる変数としての銀行貸出 (LOAN) と、マネー・ビューの有効性を探るための鍵となる変数としてのマネーサプライ (M₂+CD) にショックを与えた際に、それらが GDP (つまり、産出水準) にいかなる影響を及ぼすかを考察するため、LOAN と M₂+CD におけるコレスキー分解されたショックによって得られる、GDP のインパルス応答関数 (impulse response function) を検討する。

図1は、変数の順序を GDP、LOAN、M₂+CD、CALL とし、LOAN のコレスキー分解されたショックによって得られる

表4：VECMによる計測

	Δy	Δloan	Δm	Δcall
Const.	0.045677 (0.883585)	0.126879 (1.30802)	0.067917 (1.37007)	3.85567 (1.33779)
z1(-1)	-0.012935 (-0.399375)	0.101147 (1.66428 [†])	0.015123 (0.486914)	0.633385 (0.350758)
z2(-1)	-0.042259 (-0.786977)	0.037247 (0.369665)	0.080413 (1.56166)	-1.53215 (-0.511784)
z3(-1)	-0.00271079 (-0.422093)	-0.014463 (-1.20014)	-0.014202 (-2.30604 [*])	-0.478232 (-1.33563)
$\Delta y(-1)$	-0.252375 (-2.71457 ^{**})	-0.011183 (-0.064107)	-0.087615 (-0.982757)	8.90462 (1.71794 [†])
$\Delta y(-2)$	-0.103660 (-1.11630)	0.091994 (0.527962)	0.011781 (0.132297)	-0.581477 (-0.112316)
$\Delta y(-3)$	-0.090574 (-1.01499)	0.144533 (0.863177)	-0.089178 (-1.04216)	1.66877 (0.335425)
$\Delta y(-4)$	0.535037 (6.81013 ^{**})	-0.380435 (-2.58062 [*])	-0.331342 (-4.39807 ^{**})	5.13917 (1.17328)
$\Delta \text{loan}(-1)$	0.012580 (0.202770)	0.066106 (0.567853)	0.012908 (0.216975)	-1.12520 (-0.325305)
$\Delta \text{loan}(-2)$	0.018038 (0.294954)	0.104244 (0.908442)	-0.031663 (-0.539942)	-3.33634 (-0.978546)
$\Delta \text{loan}(-3)$	0.052379 (0.841246)	0.044940 (0.384654)	-0.034405 (-0.576229)	3.30466 (0.951975)
$\Delta \text{loan}(-4)$	-0.031810 (-0.503884)	0.115398 (0.974174)	0.072911 (1.20442)	-0.244852 (-0.069568)
$\Delta m(-1)$	0.299134 (2.73099 ^{**})	0.369735 (1.79894 [†])	0.560684 (5.33810 ^{**})	-5.47066 (-0.895843)
$\Delta m(-2)$	0.0006419680 (0.00520717)	-0.271637 (-1.17422)	-0.032332 (-0.273483)	1.72105 (0.250392)
$\Delta m(-3)$	0.151592 (1.24918)	0.112506 (0.494083)	0.111791 (0.960661)	-10.9503 (-1.61851)
$\Delta m(-4)$	-0.118491 (-1.07716)	0.091040 (0.441063)	0.270837 (2.56753 [*])	13.2604 (2.16217 [*])
$\Delta \text{call}(-1)$	-0.00394948 (-2.31200 [*])	-0.00775666 (-2.41989 [*])	-0.00723539 (-4.41697 ^{**})	0.553012 (5.80659 ^{**})
$\Delta \text{call}(-2)$	0.00163815 (0.765058)	0.00415648 (1.03452)	0.00368558 (1.79499 [†])	0.012389 (0.1037779)
$\Delta \text{call}(-3)$	-0.000303953 (-0.141536)	-0.00274715 (-0.681736)	-0.00277812 (-1.34904)	-0.036913 (-0.308301)
$\Delta \text{call}(-4)$	0.00263796 (1.40607)	0.00142735 (0.405456)	0.431291 (2.39731 [*])	-0.080115 (-0.765930)
D1	-0.016053 (-0.687889)	-0.018748 (-0.428160)	0.034965 (1.56247)	-1.00453 (-0.772093)
D2	-0.066730 (-3.29037 ^{**})	-0.084256 (-2.21410 [*])	-0.028067 (-1.44324)	1.48445 (1.31288)
D3	0.010833 (0.484955)	0.057789 (1.37871)	0.084853 (3.96132 ^{**})	-1.12891 (-0.906471)

Number of lags = 4, AIC = -909.294, Schwarz B. I. C. = -717.299

注) 1. D1, D2, D3は季節ダミー変数。

2. **は1%、*は5%、†は10%水準で有意であることを示す。

図1：GDPのLOANにおけるコレスキー分解されたショックに対するインパルス応答関数 (a)

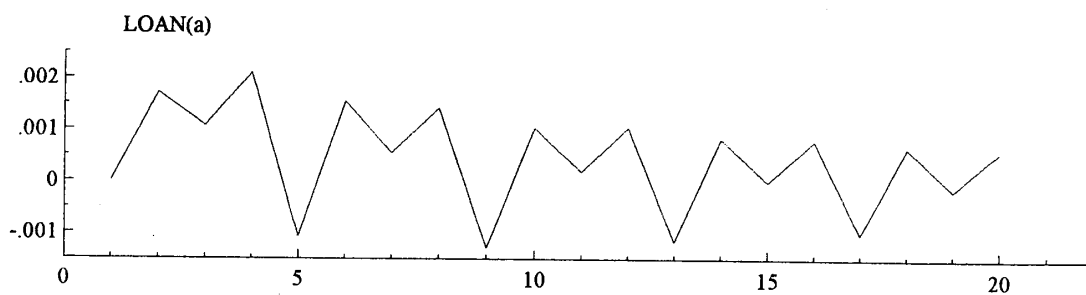


図2：GDPのM₂+CDにおけるコレスキー分解されたショックに対するインパルス応答関数 (a)

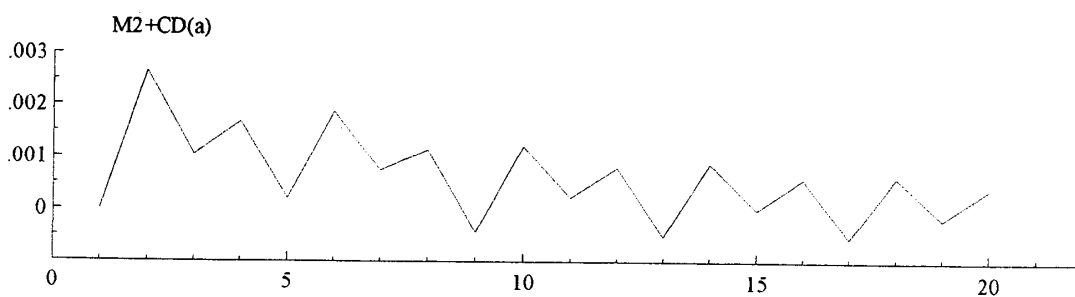


図3：GDPのLOANにおけるコレスキー分解されたショックに対するインパルス応答関数 (b)

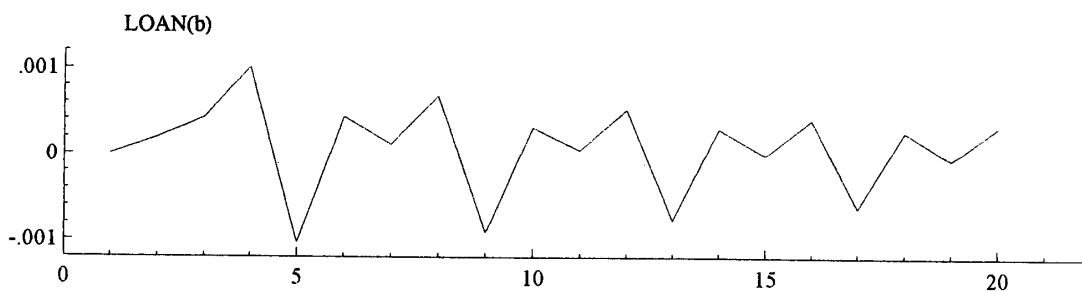
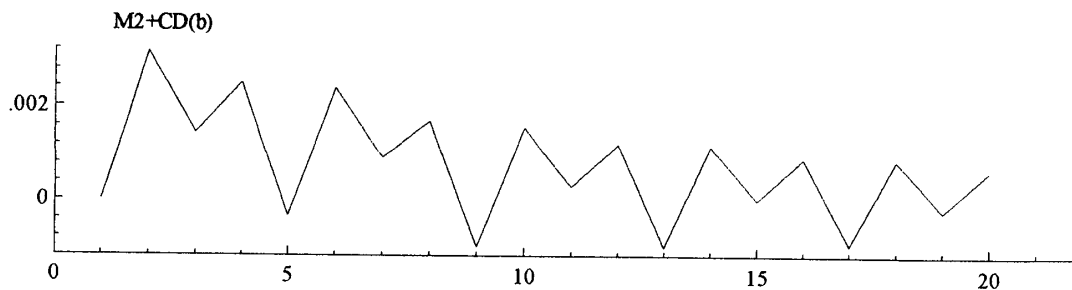


図4：GDPのM₂+CDにおけるコレスキー分解されたショックに対するインパルス応答関数 (b)



GDP のインパルス応答関数をグラフで示したものであり、図 2 は同じ変数の順序で M_2+CD のコレスキー分解されたショックによって得られる GDP のインパルス応答関数をグラフで示したものである。それぞれのインパルス応答関数は、ショックが与えられてから 20 四半期間にわたるものである。銀行貸出のショックとマネーのショックは、当初は双方とも GDP にプラスの影響を与えるが、インパクトの大きさはマネーの方が大きい。また、貸出ショックのインパクトは 5 期後で負となるが、マネーのインパクトは 9 期後まで負とならない。この結果は、GDP、すなわち産出量の変動に対するマネーの影響力がクレジットのそれより大きいこと、あるいはマネーの経路がクレジットの経路より概

ね優勢であることを示唆している。一方、表 5 は 20 四半期間にわたる、予測の分散分解 (variance decomposition of forecast) の結果である。まず、第 1 期から第 12 期までは、産出量の変動に対するマネーの相対的寄与度がクレジットのそれより大きいことが示されている (Δloan と Δm の列を参照)。一方、第 13 期から第 20 期までは、クレジットの寄与度がマネーのそれより大きくなっている。この結果は、即時的にはマネー経路の影響力が強いが、長期的にはクレジット経路の影響力の方が強いことを示唆していると考えられる。

ここで留意すべき点がある。それは、インパルス応答関数や予測の分散分解の結果はコレスキー分解の順序によって変り得ることが指摘さ

表 5：予測の分散分解 (1)

	Δy	Δloan	Δm	Δcall
1	100.00000	0.00000	0.00000	0.00000
2	88.84283	2.06434	4.99028	4.10254
3	86.79434	2.78245	5.60449	4.81873
4	82.39792	5.49171	7.15555	4.95481
5	84.95425	5.10787	5.88064	4.05725
6	83.66528	5.72040	6.95582	3.65849
7	83.39672	5.81159	7.16035	3.63133
8	82.10762	6.60164	7.61113	3.67961
9	82.44379	6.86433	7.16416	3.52772
10	82.49680	6.87158	7.32167	3.30994
11	82.48268	6.87682	7.33450	3.30600
12	81.95513	7.23958	7.51538	3.28992
13	82.02936	7.48298	7.32543	3.16223
14	82.13994	7.45663	7.33836	3.06507
15	82.13532	7.45625	7.33792	3.07051
16	81.88112	7.64106	7.42195	3.05588
17	81.83349	7.83240	7.35057	2.98353
18	81.96304	7.80018	7.31639	2.92040
19	81.95006	7.80678	7.32368	2.91949
20	81.82993	7.90089	7.35377	2.91541

れているという事実である。従って、変数の順序を入れ替えて再計算した結果も考慮することが望ましい。ここでは、LOANとM₂+CDを先ほどの順序とは逆にして、GDP、M₂+CD、LOAN、CALLという順序で再計測した結果を考察する。図3は、新しい変数の順序でLOANのコレスキー分解されたショックによって得られるGDPのインパルス応答関数を表したグラフであり、図4は、同じく新しい変数の順序でM₂+CDのコレスキー分解されたショックによって得られるGDPのインパルス応答関数を表したグラフである。2つを比較すると、マネーのショックがGDPに与える影響が、貸出のショックが与える影響よりも大きいことが見て取れる。さらに、表6は予測の分散分解の結果を示

しており、第1期から第20期までを通してGDPの変動に対するM₂+CDの寄与度がLOANのそれより大きいことを示している。

以上の結果を総括すると、次のようになる。インパルス応答関数による考察では、コレスキー分解の順序に関わらず、概ねマネー経路の有効性がクレジット経路のそれより高いという結果を得た。しかし、予測の分散分解による考察では、コレスキー分解の順序によって異なる結果が示された。すなわち、一つは、即時的にはマネー経路の影響力が強いが、長期的にはクレジット経路のそれが強いという結果であり、もう一つは、常にマネー経路の影響力がクレジット経路のそれより強いという結果である。

表6：予測の分散分解（2）

	Δy	Δm	$\Delta loan$	$\Delta call$
1	100.00000	0.00000	0.00000	0.00000
2	88.84283	7.02803	0.026591	4.10254
3	86.79434	8.24269	0.14425	4.81873
4	82.39792	11.85175	0.79551	4.95481
5	84.95425	9.76276	1.22574	4.05725
6	83.66528	11.48703	1.18919	3.65849
7	83.39672	11.78768	1.18427	3.63133
8	82.10762	12.84756	1.36521	3.67961
9	82.44379	12.39646	1.63203	3.52772
10	82.49680	12.62410	1.56915	3.30994
11	82.48268	12.64325	1.56808	3.30600
12	81.95513	13.09632	1.65863	3.28992
13	82.02936	12.98751	1.82090	3.16223
14	82.13994	13.01085	1.78414	3.06507
15	82.13532	13.01009	1.78408	3.07051
16	81.88112	13.23068	1.83232	3.05588
17	81.83349	13.25362	1.92935	2.98353
18	81.96304	13.20747	1.90909	2.92040
19	81.95006	13.22082	1.90963	2.91949
20	81.82993	13.31640	1.93825	2.91541

V. 結 論

本稿では、日本における金融政策効果の波及経路を、クレジット・ビューとマネー・ビューの観点から、1970年第1四半期から2000年第4四半期までのデータを用いたVECMに基づく計測によって考察した。インパルス応答関数による考察では、マネー・ビューの有効性がクレジット・ビューの有効性を概ね上回るという結果を得た。しかしながら、予測の分散分解による考察から得られた結論は、変数のコレスキー分解における順序によって異なるものであった。一つは、即時的には（実際には、ショックが与えられてから12四半期間）マネー経路の有効性が相対的に高く、長期的には（実際には、13四半期以降20四半期まで）クレジット経路の有効性が高いという結果であり、もう一つは、ショックが与えられて以降、常にマネー経路の有効性がクレジット経路のそれより高いという結果である。残念ながら、どちらの結果が妥当性の高いものであるかを判別する明確な基準はない。全体として、クレジット・ビューとマネー・ビューの有効性に関して、どちらか一方が常に有効であるというような、絶対的結果が得られたわけではない。しかし、予測の分散分解における一つ目の結果は、現実の経済構造に照らし合わせて解釈可能である。すなわち、マネーのショックは公衆の消費行動や資産選択行動に対して、より直接的に働きかけ、経済に短期で影響力を持ち得ると考えられる。一方、銀行貸出を含めたクレジットのショックは、企業の設備投資行動や市場の期待形成に対し、時間をかけて徐々に働きかけ、経済全体に長期で影響力を持ち得ると考えられる。このような観点から、マネーのショックは即時的に、そしてクレジットのショックは長期的に有効性を持つという結果は、現実的なものと考えられる。

そもそも、金融政策効果の波及経路をクレジット・ビューとマネー・ビューという観点から捉えることは、それらの相対的有效性を検討することであり、どちらか一方の絶対的優位性

を確定するという性質の問題ではない。例えば、Bernanke and Gertler (1995) は、クレジット・チャンネルはマネー・チャンネルの効果を補完するものであると述べている。広範に認知されるように、従来の日本における資金調達、直接金融よりむしろ間接金融を中心としたものであり、企業の資金調達における銀行貸出に依存する部分は極めて大きいものであった。規制緩和が進展し、直接金融の比率が以前より高まった現在においてさえ、少なくとも中小企業は依然として銀行部門からの借入に資金調達の多くを依存している。従って、クレジット・ビューの概念は、日本の金融システムを考えるにあたって決して軽視できるものではない⁶⁾。また、金融政策効果における波及経路の問題は、中央銀行が金融政策を遂行するにあたり、政策の中間目標として何を選択すべきかというトピックと関わり、極めて重要である。今後は本稿で扱うことのできなかった問題を、計測技術の精緻化とともに、より深く研究してゆく所存である。

注)

- 1) 換言すれば、中央銀行がマネタリーベースのコントロールによって民間部門が保有する流動資産としての貨幣量を変化させ、それによって民間の支出行動に影響を及ぼすということである。
- 2) Bernanke (1993) によって指摘されているマネー・ビューにおける問題点のひとつとして、銀行貸出と債券における完全代替性の仮定がある。また、民間の支出行動の金利に対する弾力性が十分高いという仮定も現実的でない可能性が高い。
- 3) Romer and Romer (1990) は、貸出チャンネルが有効性を失うのは、金融引締め政策時に銀行がCDを発行して貸出減少の影響を調整するからであると指摘している。
- 4) Engle and Granger (1987)、Hendry, Pagan, and Sargan (1984) によれば、計測に用いられる変数が共和分関係にあるなら、単なる階差型VARを用いることは適切でない。これは、共和分関係が認められるような場合は、

各変数のレベルについての情報自体が重要な意味を有することに起因する問題である。

- 5) 計測に用いられる変数と、そのデータソースは次の通りである。

GDP：四半期、名目原系列、1995暦年基準、単位：10億円、出所：内閣府経済社会総合研究所『旧68 SNA・平成2年基準のGDP参考系列』(<http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/toukei.html> より入手可能)。

M₂+CD：四半期、名目原系列、末残高、単位：10億円、出所：日本銀行調査統計局(編)『日本銀行 金融・経済データ2002』、2002年、ダイヤモンド社。

LOAN：(貸出先別貸出金(1)国内銀行における“総貸出”)：単位：10億円、出所：日本銀行調査統計局(編)『日本銀行 金融・経済データ2002』、2002年、ダイヤモンド社。

CALL：(コールレート：有担保翌日物) 単位：%、出所：日本銀行調査統計局(編)『日本銀行 金融・経済データ2002』、2002年、ダイヤモンド社。

QDEF (GDPデフレーター)：四半期、1995暦年基準、出所：内閣府経済社会総合研究所『旧68 SNA・平成2年基準のGDP参考系列』(<http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/toukei.html> より入手可能)。

なお、M₂+CDは、日本銀行によるデータ集計方式が変更されたため、連続したデータは得られない。このため、1999年第1四半期までは(旧方式の)在日外国銀行・信託等を含まないもの、1999年第2四半期以降は(新方式の)在日外国銀行・信託等を含むものを使用している。また、コールレートのデータとしては伝統的に日本銀行の操作変数とされてきた無担保翌日物コールレートを用いるのが望ましいが、そのデータを得られるのが1985年以降であるため、代理変数として有担保翌日物コールレートを用いた。

- 6) 銀行貸出量が銀行部門にとって外生的に決定されるのであれば、マネーサプライないしはマネタリーベースは内生的に決定されるこ

ととなる。従って、クレジット・ビューの概念は、マネーサプライが民間部門のポートフォリオ選択によって内生的に決定されるものであるという日本銀行の議論と、この点において整合的であると考えられる。

参考文献

- Bernanke, B. (1993), "Credit in the Macroeconomy," *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of New York, Vol.18, No.1., pp.50-70.
- Bernanke, B. and Blinder, A. (1988), "Credit, Money, and Aggregate Demand," *American Economic Review*, Vol.78, No.2., pp.435-439.
- Bernanke, B. and Blinder, A. (1992), "The Federal Funds Rate and the Channel of Monetary Transmission," *American Economic Review*, Vol.82, No.4., pp.901-921.
- 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.
- Campbell, J., and Perron, P. (1991), "Pitfalls and Opportunities : What Macroeconomists Should Know about Unit Roots," in Blanchard, O.J., and Fischer, S. (eds.), *NBER Macroeconomics Annual*, Vol.6, MIT Press, Cambridge : pp.141-201.
- Cuthbertson, K., Hall, S.G., and Taylor, M.P. (1992), *Applied Econometric Techniques*, New York : Harbester Wheatsheaf.
- Dickey, D.A., and Fuller, W.A. (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of American Statistical Association*, Vol.74, pp.427-431.
- Dickey, D.A. (1981), "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, Vol.49, pp.1057-1072.
- Dolado, J., Jenkinson, J.T., and Sosvilla-Rivero, S. (1990), "Co-integration and Unit Roots," *Journal of Economic Surveys*, Vol.4, No.3, pp.249-273.

- Enders, W. (2003), *Applied Econometric Time Series*, 2nd ed., New York : Wiley.
- Engle, R.F., and Granger, C.W.J. (1987), "Cointegration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol.55, pp.251-276.
- Engle, R.F., and Yoo, B.S. (1987), "Forecasting and Testing in Cointegrated System," *Journal of Econometrics*, Vol.35, pp.143-159.
- Fuller, W.A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, New York : Wiley.
- Granger, C.W.J., and Newbold, P. (1974), "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol.2, No.2, pp.111-120.
- Gertler, M., and Gilchrist, S. (1993), "The Role of Credit Market Imperfections in the Monetary Transmission Mechanism : Arguments and Evidence," *Scandinavian Journal of Economics*, Vol.95, No.1, pp.43-64.
- Gertler, M., and Gilchrist, S. (1994), "Monetary Policy, Business Cycles, and the Behavior of Small Manufacturing Firms," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.109, pp.309-340.
- Greene, W.H. (2002), *Econometric Analysis*, 5th ed., New Jersey : Prentice Hall.
- Hamilton, J. (1994), *Time Series Analysis*, New Jersey : Princeton University Press.
- Hatanaka, M. (1996), *Time-Series-Based Econometrics*, New York : Oxford University Press.
- Hendry, D.F., Pagan, A.R., and Sargan, J.D. (1984), "Dynamic Specification," in Griliches, Z., and Intriligator, M.D., eds., *Handbook of Econometrics*, Vol.2, North-Holland, Chapter 18.
- Hoshi, T., Kashyap, A., and Scharfstein, D. (1991), "Corporate Structure, Liquidity, and Investment : Evidence from Japanese Industrial Groups," *Quarterly Journal of Economics*, Vol.106, pp.33-60.
- Hoshi, T., Scharfstein, D., and Singleton, K.J. (1993), "Japanese Corporate Investment and Bank of Japan Guidance of Commercial Bank Lending," in Singleton, K. J. ed., *Japanese Monetary Policy*, Chicago : University of Chicago Press, pp.63-94.
- Johansen, S. (1988), "Statistical Analysis of Cointegrating Vectors," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12, No.2/3, pp.231-254.
- Johansen, S., and Juselius, K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration —With Application to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.52, pp.169-210.
- Kashyap, A.K., and Stain, J.C. (1994), "Monetary Policy and Bank Lending," in Mankiw, G.N., ed., *Monetary Policy*, Chicago, IL : University of Chicago Press.
- Kashyap, A.K., Stain, J.C., and Wilcox, D.W. (1993), "Monetary Policy and Credit Conditions : Evidence from the Composition of External Finance," *American Economic Review*, Vol.83, No.1, pp.78-98.
- King, S.R. (1986), "Monetary Transmission : Through Bank Loans or Bank Liabilities ?," *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol.18, pp.290-303.
- Konishi, T., Ramey, V.A., and Granger, W.J., (1993), "Stochastic Trends and Short-Run Relationships Between Financial Variables and Real Activity," *NBER Working Paper Series*, No. 4275.
- Kunitomo, N. (1996), "Tests of Unit Roots and Cointegration Hypothesis in Econometric Models," *Japanese Economic Review*, Vol.47, pp.79-109.
- Maddala, G.S., and Kim, In-Moo. (1998), *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*, Cambridge : Cambridge University Press.
- Mills, T.C. (1999), *The Econometric Modelling of Financial Time Series*, 2nd ed., Cambridge : Cambridge University Press.
- Nelson, C.R., and Plosser, C.I. (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series," *Journal of Monetary Economics*, Vol.10,

- pp.139-162.
- Osterwald-Lenum, M. (1992), "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol.54, No.3, pp.461-472.
- Perron, P. (1989), "The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis," *Econometrica*, Vol.57, No.6, pp.1361-1401.
- Perron, P. (1990), "Testing for Unit Root in a Time Series with a Changing Means," *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol.8, No.2, pp.153-162.
- Perron, P., and Vogelsang, T.J. (1993), "The Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit Root Hypothesis : Erratum," *Econometrica*, Vol.61, pp.248-249.
- Phillips, P.C.B. (1987), "Time Series Regression with a Unit Root," *Econometrica*, Vol.55, pp. 277-301.
- Phillips, P.C.B., and Ouliaris, S. (1990), "Asymptotic Properties of Residual Based Tests for Cointegration," *Econometrica*, Vol.58, No.1, pp. 165-193.
- Ramey, V.A. (1993), "How Important is the Credit Channel in the Transmission of Monetary Policy ?," *NBER Working Paper Series*, No.4285.
- Romer, C, D., and Romer, D.H. (1990), "New Evidence on the Monetary Transmission Mechanism", *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol.1, pp.149-213.
- Said, S.E., and Dickey, D.A. (1984), "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*, Vol.71, pp.599-608.
- Takeuchi, Y. (1991), "Trends and Structural Changes in Macroeconomic Time Series," *Journal of Japan Statistical Society*, Vol.21, pp.13-25.
- Taylor, J.B. (1993), "Discretion Versus Policy Rules in Practice," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol.39, pp.195-214.
- Toda, H.Y. (1994), "Finite Sample Properties of likelihood Ratio Tests for Cointegrating Ranks When Linear Trends Are Present," *Review of Economics and Statistics*, vol.76, pp.66-79.
- Ueda, K. (1993), "A Comparative Perspective on Japanese Monetary Policy : Short-Run Monetary Control and the Transmission Mechanism" in Singleton, K. J. ed., *Japanese Monetary Policy*, Chicago : University of Chicago Press, pp.7-29.
- Walsh, C.E. (1998), *Monetary Theory and Policy*, Massachusetts : MIT Press.
- Yamamoto, T. (1996), "A Simple Approach to the Statistical Inference in Linear Time Series Models Which May Have Some Unit Roots," *Hitotsubashi Journal of Economics*, Vol.37, pp.87-100.
- Zivot, E., and Andrews, W.K.D. (1992), "Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis," *Journal of Business & Economic Statistics*, vol.12, No.3, pp.251-270.
- 小川一夫 (2003) 『大不況の経済分析—日本経済長期低迷の解明—』日本経済新聞社.
- 小川一夫・北坂真一 (1998) 『資産市場と景気変動—現代日本経済の実証分析—』日本経済新聞社.
- 小佐野広・本多佑三 (編著) (2000) 『現代の金融と政策』日本評論社.
- 小原秀隆 (1997) 「構造変化と単位根検定—ローカル曲線トレンド定常仮定のケース—」『社会科学研究』(東京大学社会科学研究所) 第48巻第6号, pp. 263—297.
- 川崎能典 (1992) 「Johansenの共和分検定について」『金融研究』第11巻第2号, pp. 99—120.
- 木村武・藤田茂 (1999) 『金融不安とマネー、実体経済、物価の関係について』日本銀行調査統計局 Working Paper 99—6.
- 国友直人 (1996) 「構造変化と単位根・共和分仮説」『金融研究』第15巻第5号, pp. 1—43.
- 黒木祥弘 (1999) 『金融政策の有効性—「適切」かつ「機動的」な運営を求めて—』東洋経済

- 新報社.
- 齊藤誠・柳川範之（編著）（2002）『流動性の経済学』東洋経済新報社.
- 酒井良清・前多康男（2003）『新しい金融理論—金融取引のミクロ的基礎から金融システムの設計へ—』有斐閣.
- 櫻川昌哉（2002）『金融危機の経済分析』東京大学出版会.
- 田中勝人（1998）『計量経済学』岩波書店.
- 東洋経済新報社（編）（2002）『経済統計年鑑2002』東洋経済新報社.
- 日本銀行調査統計局（編）（2002）『日本銀行金融・経済データ2002』ダイヤモンド社.
- 畠中道雄（1996）『計量経済学の方法（改訂版）』創文社.
- 羽森茂之（2000）『計量経済学』中央経済社.
- 林直嗣（1994）『カナダの金融政策と金融制度改革』近代文藝社.
- 林直嗣（2000）「金融時系列の構造変化と単位根検定」『経営志林』第37巻第3号，pp.13—32.
- 福島豊（1994）「日本のマクロ変数の単位根検定」『金融研究』第13巻第4号，pp.97—129.
- 福島豊（1995）「実質GDP，通貨残高，物価の長期的関係—共和分検定の批判的再検討—」『金融研究』第14巻第4号，pp.1—41.
- 福田慎一（編著）（2003）『日本の長期金融』有斐閣.
- 古川頭（1995）「金融政策とクレジット・ビュー—」『金融経済研究』第9号，pp.10—27.
- 細野薫（1995）「マネー，クレジットおよび生産」本多佑三（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—転換期の日本経済—』東京大学出版会.
- 森棟公夫（1999）『計量経済学』東洋経済新報社.
- 蓑谷千鳳彦（2001）『金融データの統計分析』東洋経済新報社.
- 蓑谷千鳳彦（2003）『計量経済学（第2版）』多賀出版.
- 山本拓（1988）『経済の時系列分析』創文社.
- 山本拓（1995）『計量経済学』新世社.
- 吉川洋（1992）『日本経済とマクロ経済学』東洋経済新報社.
- 吉川洋（編著）（1996）『金融政策と日本経済』日本経済新聞社.
- 和合肇・伴金美（1995）『TSPによる経済データの分析（第2版）』東京大学出版会.