

銀行貸出，中小企業の設備投資と実体経済（2）

曲 明 輝

IV 実証分析

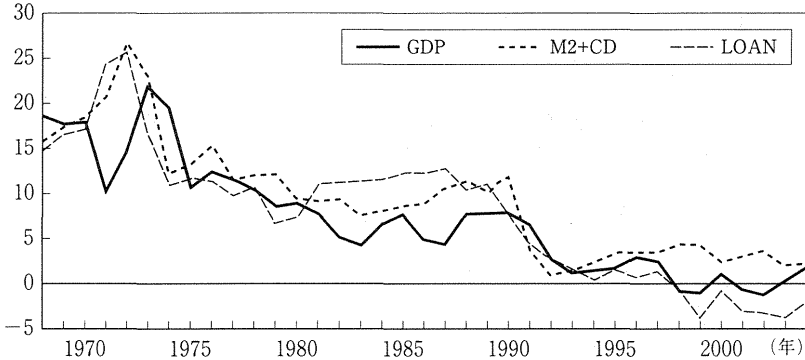
前稿第Ⅲ節では，不完全な資本市場において，貸出とその他の資産が完全に代替ではないという仮定のもとで，Bernanke and Blinder のモデル [1988] を用いて，クレジット・ビューについて理論的に説明した。本節では，1973年第1四半期から2000年第1四半期までの時系列データを用いて，Toda and Yamamoto [1995] の手法により VAR モデルを推定し，グレンジャー因果性の検定，インパルス応答関数，分散分解の推定など，標準的な時系列分析を行い，銀行貸出と中小企業の設備投資および実体経済との関係を検証する。

1 予備的考察

データの観察

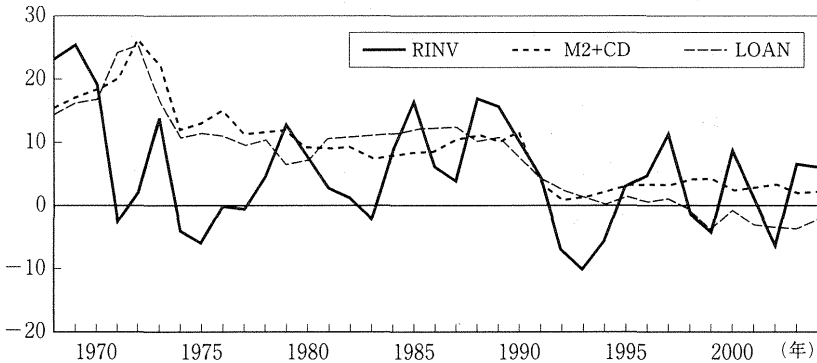
まず，1970年代からのデータを簡単に観察してみよう。第1図は名目国内総生産，マネーサプライおよび銀行貸出の対前年同期比の動きを比べたものである。これより，1980年代までは，銀行貸出がマネーサプライとほぼ同じ動きを示している。1990年代に入って以降，マネーサプライの伸び率は若干回復傾向を示しているが，銀行貸出は依然として低迷を続けている。そして，GDP の動きをあわせてみると，90年代まで，マネーサプライの伸び率は名目 GDP 成長率にやや先行して動いていたが，90年代以降，金融緩和が続き，マネーサプライが回復する一方，実体経済が低迷を続け，銀行貸出と歩調を合わせて動いているように見える。

第1図 国内総生産（GDP）とマネーサプライ（M2+CD），
銀行貸出（LOAN）の推移
（前年同期比 %）



注：内閣府『国民経済計算』，日本銀行『金融経済統計月報』各年より作成。

第2図 企業設備投資（RINV），マネーサプライ（M2+CD）と
銀行貸出（LOAN）の推移
（前年同期比 %）

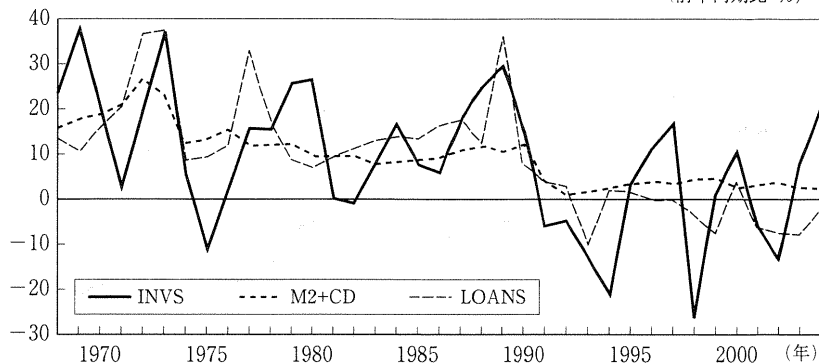


注：内閣府『国民経済計算』，日本銀行『金融経済統計月報』各年より作成。

次に，第2図には実質企業設備投資，マネーサプライと銀行貸出残高の対前年同期比の推移が示されている。図からみると，全体的には，実質企業設備投資の動きは，マネーサプライおよび銀行貸出との相関が低く見えるが，90年代後半から，企業設備投資と銀行貸出の相関が高くなるのがわかる。

最後に，中小企業の設備資金のほとんどが銀行から調達されていることを考

第3図 中小企業の設備投資 (INVS)、マネーサプライと
中小企業向け銀行貸出 (LOANS) の推移 (前年同期比 %)



注：財務省『法人企業統計季報』、日本銀行『金融経済統計月報』各年より作成。

慮に入れ、マネーサプライ、中小企業向け銀行貸出と名目中小企業の設備投資の関係を、対前年同期比で見てみた。第3図から、中小企業の設備投資はマネーサプライより、中小企業向け貸出との関係はもっと強いように見える。

変数の選択

さて、本稿の実証分析において選択した変数およびデータを先に説明しておこう。本稿で用いる変数は、实体经济を表す変数として、民間設備投資デフレーターで実質化した実質企業設備投資 (RINV) と GDP デフレーターで実質化した実質国内総生産 (RGDP) を採用する。金融政策のスタンスを表す変数として、有担保翌日物コールレート (CALL) を用いる。マネーおよびクレジットを表す変数として、それぞれ GDP デフレーターで実質化した実質マネーサプライ (RM2CD) と実質全国銀行貸出残高 (RLOAN) を選択する。そして、本稿は銀行貸出と中小企業の設備投資の関係を主な研究対象とするので、中小企業向け貸出 (RLOANS) と実質中小企業の設備投資 (RINVS) も用いる。また、中小製造業と中小非製造業に分けて、中小企業を産業別から推定するため、中小製造業の実質設備投資 (RINVSM) および中小非製造業の実質設備

第1表 変数の説明

		内 容	データの出所
政策変数	CALL	有担保翌日物コールレート	『金融経済統計月報』日本銀行
市場変数	RM2+CD	実質マネーサプライ(平均残高)	『金融経済統計月報』日本銀行
	RLOAN	実質銀行貸出	同 上
	RLOANS	実質中小企業向け貸出	同 上
経済変数	RGDP	実質国内総生産	『国民経済計算』内閣府
	RINV	実質民間企業設備投資	『法人企業統計季報』財務省
	RINVS	実質中小企業の設備投資	同 上
	RINVSM	実質中小製造業の設備投資	同 上
	RINVSN	実質中小非製造業の設備投資	同 上

注1)：銀行貸出：全国銀行（国内銀行）貸出金残高，都市銀行，長期信用銀行，信託銀行，地方銀行及び第2地方銀行貸出残高の和

2)：設備投資：『法人企業統計季報』の有形固定資産（土地を除く）と建設仮定期定の増加新設額の合計

投資（RINVSN）のデータを採用する。データの標本期間は1973年第1四半期から2000年第1四半期であり，すべては原系列の四半期データである¹⁾。また，以上の各変数のうち，コールレート以外の変数は対数変換を行った。変数記号と各変数名，データ出所などは第1表の通りである。

LA-VAR モデル

時系列分析の手法としては，一般的に，単位根検定および共和分検定を事前に行う。そして，単位根および共和分検定の結果により，変数が単位根を持つが変数間に共和分の関係がなければ，階差をとった通常のベクトル自己回帰モデル（Vector Autoregressive：VAR）を用いるが，変数に単位根がありかつ変数間に共和分関係があれば誤差修正項を含むエラー修正モデル（Vector Error Correction Model：VECM）を採用する。しかし，統計的推定にはしば

1) 中小企業の定義は1963年に制定された「中小企業基本法」で決められた。その後1973年一部の業種で定義が変更され，さらに1999年には大幅な定義の見直しが行われた。したがって，データの連続性を配慮して，ここでは，1973年から1999年度までのデータを用いることにした。

しばモデルの特定化の誤りがつきものである。また、単位根検定や共和分検定においてバイアスがあるため、その結果を用いたモデルに基づく推定に問題が生じることがよく指摘される。このような問題に対処するために、ここでは、Toda and Yamamoto [1995] による単位根や共和分の問題に関係なく VAR モデルを適用できる Lag-Augmented VAR (LA-VAR) の手法を用いて、推定を行う²⁾。

真のラグの選択

各変数のレベルの変数を用いて、LA-VAR モデルを構築する。まず、事前に真のラグの次数 k をなんらかの方法で決定しなければならない。ここでは、赤池の情報量基準 (AIC: Akaike information Criterion) に従い、最大2年8期まで最適ラグ次数を推定したところ、AIC が最小のラグを真のラグとして決定した。

単位根検定

Toda and Yamamoto [1995] に従い、真のラグ k に和分の次数 d_{\max} を加えて推定を行う。ここでは、ADF 検定 (Augmented Dickey-Fuller Test)、および PP 検定 (Phillips-Perron nonparametric Test) を行う。それぞれトレンドあり (トレンドと定数項を含む)、トレンドなし (定数項を含む) の2通りのモデルの検定を行った。なお、ADF 検定では、ラグの次数の決定に関しては通常シュワルツの情報量基準や赤池の情報量基準 (AIC) を用いるが、本稿では後者の AIC を用いてラグの次数を決定した。PP 検定では EViews が

2) Toda and Yamamoto [1995] の LA-VAR モデルは、レベルで多変量自己回帰モデルを行い、因果性を検証しようとするものである。推定方法としては、VAR モデルの真のラグ (AIC 基準により、最適ラグ数を決定) の数 k に和分の次数である d_{\max} を加えて推定を行う。この方法をとることによって、バイアスがあることが知られている単位根、共和分検定の問題を回避することができる。また、階差ではなくレベルによる検定であることから、誤差修正モデルのようにごく短期的な関係のみを検出するにとどまらない点が特徴である。詳しくは今村 [2000] を参照されたい。

第2表 単位根検定の結果 (標本期間: 1973第4半期~2000年第1半期)

	変数名	トレンドあり (トレンド項+定数項)		トレンドない (定数項)	
		ADF 検定	PP 検定	ADF 検定	PP 検定
階 差 な し	CALL	-3.541892(8)**	-2.806751(4)	-1.460975(8)	-1.523430(4)
	RM2CD	-1.090474(5)	-2.309767(4)	-1.292042(5)	-0.815899(4)
	RLOAN	0.413518(3)	-0.652882(4)	-1.568316(3)	-0.920678(4)
	RLOANS	-0.584607(4)	-0.005940(4)	-2.293798(4)	-1.488450(4)
	RINV	-2.343087(6)	-3.549038(4)**	-1.668159(6)	-0.596701(4)
	RINVS	-2.101938(8)	-2.902868(4)	-1.475243(8)	-0.964928(4)
	RINVSM	-1.478726(7)	-2.816969(4)	-1.707306(7)	-1.552671(4)
	RINVSN	-1.628926(6)	-3.393142(4)*	-1.543679(6)	-1.010925(4)
	RGDP	0.608582(7)	-7.687854(4)***	-2.198528(7)	-1.031378(4)
1 回 の 階 差	DCALL	-3.816059(8)**	-6.968012(4)***	-3.859653(8)***	-7.013443(4)***
	DRM2CD	-3.694027(4)**	-23.91079(4)***	-3.517842(4)***	-23.61258(4)***
	DRLOAN	-3.638985(3)**	-18.19610(4)***	-3.180584(3)**	-18.03467(4)***
	DRLOANS	-3.656491(4)**	-14.47137(4)***	-3.107726(4)**	-14.12541(4)***
	DRINV	-4.239713(6)***	-19.48215(4)***	-4.191192(6)***	-19.59615(4)***
	DRINVS	-3.157688(8)**	-14.35845(4)***	-3.029928(8)**	-14.41595(4)***
	DRINVSM	-4.236770(7)***	-13.92657(4)***	-4.107384(7)***	-13.98397(4)***
	DRINVSN	-4.371936(6)***	-15.99547(4)***	-4.285248(6)***	-16.04888(4)***
	DRGDP	-3.515322(7)**	-19.23785(4)***	-2.666621(7)**	-19.04827(4)***

注1): ***は有意水準1%, **は有意水準5%, *は有意水準10%で帰無仮説を棄却できることを示す。

注2): 表中の数値はt値である。括弧の数字は最適ラグである。

Newey-West で望ましいとしたラグの次数を決定した。

推定結果は第2表にまとめられている。レベルの値について、ADF 検定では、トレンドあり場合の CALL を除いて、すべての変数が有意水準5%で帰無仮説は棄却されない。PP 検定では、トレンドあり場合の RINV, RGDP 以外、他の変数が有意水準5%で帰無仮説は棄却されない。変数が単位根を持つ

とみなし、一次階差をとって検定を行う。結果はすべての変数は ADF 検定と PP 検定では、ともに帰無仮説が棄却され、定常な変数とみなしてよいことになる。したがって、すべての変数が1次の和分過程に従うと判断し、 d_{\max} は1である。

2 グレンジャーの因果性検定

次に、LA-VAR モデルの手法を用いて、以下の4つのモデル（括弧の数値はラグ数である）について、グレンジャーの因果性検定を行う。ラグの次数は真のラグ k と d_{\max} の和とする。第3表はグレンジャー検定の結果を表している。行変数は原因変数であり、列変数は結果変数である。

モデル1：CALL, RM2+CD, RLOAN, RINV, RGDP (6)

モデル2：CALL, RM2+CD, RLOANS, RINVS (7)

モデル3：CALL, RM2+CD, RLOANS, RINVSM (7)

モデル4：CALL, RM2+CD, RLOANS, RINVSN (7)

第3表のモデル1の結果を見ると、実質マネーサプライ RM2+CD は実質国内総生産 RGDP に Granger の意味での因果性はないという帰無仮説は5%水準で棄却されているが、RGDP は RM2+CD に Granger の意味での因果性はないという帰無仮説は棄却されない。一方、RGDP と実質銀行貸出 RLOAN は双方向に因果関係を持っていることがわかる。RLOAN は RGDP に Granger の意味での因果性はないという帰無仮説は10%水準で棄却されている。また、RGDP は RLOAN に Granger の意味での因果性はないという帰無仮説は5%水準で棄却されている。ほかに、企業設備投資 RINV については、RM2+CD, RLOAN とともに1%の高い水準で帰無仮説は棄却され、強い因果関係が見られる。

次に、モデル2の検定結果を見てみよう。中小企業の実質設備投資 RINVS に関して、RM2+CD から、中小企業向け銀行貸出 RLOANS から

モデル 1

第 3 表 Granger 因果性検定の結果

	CALL	RM2CD	RLOAN	RINV	RGDP
CALL		3.16036*** (0.00749)	2.20685** (0.04979)	1.76685 (0.11532)	2.65661** (0.02053)
RM2CD	1.46314 (0.20033)		1.65124 (0.14278)	1.79306 (0.10981)	0.75740 (0.60530)
RLOAN	0.62622 (0.70883)	3.33617** (0.00526)		1.32958 (0.25270)	2.30607** (0.04102)
RRINV	1.80980 (0.10643)	4.02981*** (0.00131)	3.92079*** (0.00163)		7.01973*** (4.1E-06)
RGDP	0.58734 (0.73956)	2.51314** (0.02728)	1.96634* (0.07916)	0.61327 (0.71910)	

モデル 2

	CALL	RM2CD	RLOANS	RINVS
CALL		3.04508*** (0.00664)	1.71181 (0.11718)	1.80006* (0.09787)
RM2CD	1.46456 (0.19110)		2.92595*** (0.00864)	0.69805 (0.67351)
RLOANS	0.52075 (0.81655)	1.99937* (0.06464)		0.47865 (0.84756)
RINVS	1.01039 (0.42995)	3.96486*** (0.00087)	2.15597** (0.04637)	

モデル 3

	CALL	RM2CD	RLOANS	RINVSM
CALL		3.04508*** (0.00664)	1.71181 (0.11718)	1.20265 (0.31042)
RM2CD	1.46456 (0.19110)		2.92595*** (0.00864)	0.90761 (0.50473)
RLOANS	0.52075 (0.81655)	1.99937* (0.06464)		0.66438 (0.70145)
RINVSM	0.93546 (0.48379)	4.20238*** (0.00051)	3.01703*** (0.00706)	

モデル4

	CALL	RM2CD	RLOANS	RINVSN
CALL		3.04508*** (0.00664)	1.71181 (0.11718)	1.57289 (0.15472)
RM2CD	1.46456 (0.19110)		2.92595*** (0.00864)	0.51793 (0.81867)
RLOANS	0.52075 (0.81655)	1.99937* (0.06464)		0.70865 (0.66471)
RINVSN	1.14774 (0.34172)	3.95354*** (0.00089)	2.58859** (0.01816)	

注1) : *** は有意水準1%, ** は有意水準5%, *は有意水準10%で帰無仮説の棄却を表す。

2) : 表中の数値はF値であり、括弧の中の数値はP値である。

RINVS へ、因果関係が認められた。RM2+CD のほうが、因果性が強い。そして、モデル3とモデル4では、中小企業を製造業と非製造業に分けて推定する。モデル4の中小非製造業の設備投資 RINVSN については、モデル2の中小企業全産業の設備投資とほぼ同じ結果であり、RM2+CD と RINVSN、RLOANS と RINVSN との因果関係が確認された。モデル3の中小製造業の設備投資 RINVS については、RM2+CD も、RLOANS も、RINVS にも Granger の意味での因果性はないという帰無仮説は1%水準で棄却され、強い因果関係を持っている結果となっている。他のモデルと比べて、中小製造業の設備投資は中小企業向け貸出との因果関係がより強いことがわかる。

以上の結果から見ると、金融政策の波及経路において、国内総生産にも中小企業の設備投資にも、貨幣市場を経由する波及経路(マネー・ビュー)と貸出市場を経由する波及経路(クレジット・ビュー)が両方存在することがわかるだろう。両者を比べて、マネー・ビューのほうがより有力である。しかしながら、中小企業を産業別から見ると、中小製造業の設備投資については、マネー・ビューとクレジット・ビューはほぼ同じ水準で働いていると言えよう。

3 インパルス反応関数

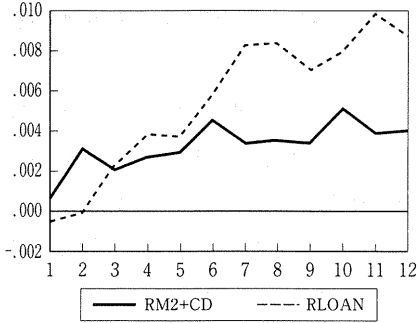
インパルス応答関数は, 上のグランジャー検定で推定された VAR から直接推定する³⁾。インパルス応答関数については, 一般に, 政策変数 (外生性の高いもの), 市場変数, 経済変数の順に並べるので, ここではコールレート, マネーサプライ, 民間銀行貸出, 設備投資, また GDP の順にならべた。第4図は RM2+CD と RLOAN の 1% のショックが RGDP, RINV, RINVS, RINVS, RINVS, RINVS にどのような影響を与えるかを示したものである。

まず, 実質国内総生産 RGDP のインパルス反応をみてみよう。3期までは, 実質銀行貸出 RLOAN のショックは実質マネーサプライ RM2+CD と比べて RGDP を増加させる効果は小さいが, その後, RLOAN の影響力が RM2+CD を超えている。次に, 実質企業設備投資 RINV の推計結果によると, 7期まで, RM2+CD と RLOAN の影響力はほぼ同じであるが, 7期以後は, RLOAN のショックが RM2+CD を上回って RGDP を増加させている。さらに, 中小企業の設備投資 RINVS については, 4期以後は, RLOAN のショックは RM2+CD のショックと比べて影響力が大きい。中小製造業の設備投資 RINVS, RINVS については, 全期間を通して RM2+CD と RLOAN の影響力がほぼ同じ水準である。これに対して, 中小非製造業の設備投資 (RINVS) の推計結果から得たインパルス反応をみると, 4期以後は, RLOAN に関わるショックは, RM2+CD のショックを上回って RINVS を増加させていることがわかる。したがって, RGDP, RINV, RINVS (RINVS, RINVS) についてはすべて銀行貸出の重要性が推察されて, クレジット・ビューを支持する結果となっている。

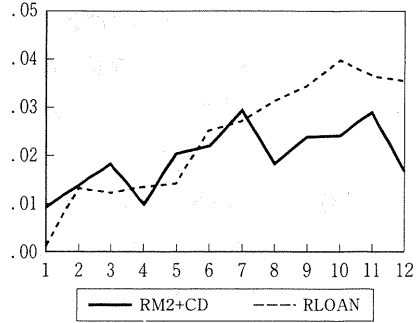
3) Ghysels and Perron [1993] は, トレンド, 共和分, 季節性など変数の性質に関わらず, 原数値の VAR から応答関数の一致推定量が求められると論じている。中川 [2002], 原田・岡本 [2003] もこの方法でインパルス応答関数を推定した。

第4図 RGDP, RINV, RINVS, RINVS, RINVSのインパルス反応

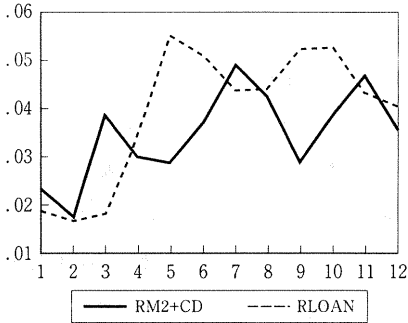
Response of RGDP to Cholesky
One S.D. Innovations



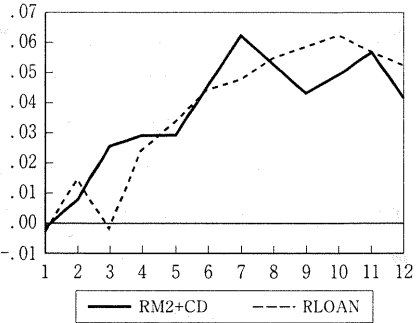
Response of RINV to Cholesky
One S.D. Innovations



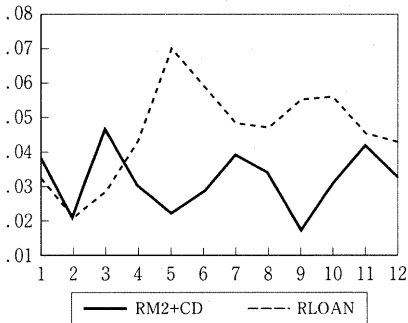
Response of RINVS to Cholesky
One S.D. Innovations



Response of RINVS to Cholesky
One S.D. Innovations



Response of RINVS to Cholesky
One S.D. Innovations



4 予測誤差の分散分解

インパルス反応関数では、RM2+CD また RLOAN のショックがどのように RINV 及び GDP に影響を与えているかを分析した。そして、ここでは、RGDP、RINV の変動に別の変数がどれだけ寄与しているかを、分散分解という手法を用いて検証してみよう⁴⁾。推定結果は第4表に示す通りである。この予測期間を20期とし、4期、12期、20期がそれぞれ短期の1年先、中期の3年先と長期の5年先とみなす。

第4表の推計結果により、まず、実質国内総生産 RGDP の分散分解をみると、予測期間4期の短期では13.83%はマネーサプライ RM2+CD のショックによるものであるが、13.71%は貸出（RLOAN）のショックが占めている。RM2+CD の寄与がわずかに RLOAN を上回っている。12期の三年先では、RM2+CD のショックが20.02%、RLOAN のショックが43.26%となる、すなわち、中期からみれば、RLOAN の方が RM2+CD に比べて圧倒的に大きな寄与を示している。そして、20期の5年先では、RM2+CD のショックが23.52%、RLOAN が28.98%を占めている。長期からみても RLOAN の寄与が RM2+CD に比べてより大きい。また、短期では、コールレートの寄与は RM2+CD や RLOAN に比べてきわめて小さいが、中長期的には、コールレートの寄与が上がってくる。

次に、企業の設備投資 RINV の分散分解によれば、短期の4期では、RM2+CD のショックが12.95%、RLOAN のショックが12.98%を占め、ほぼ同じ水準にある。中期の第12期先では、RLOAN のショックが36.44%を占め、RM2+CD の31.53%を若干上回る。20期の長期でみると、RM2+CD の寄与が RLOAN を超える。

4) 分散分解では、変数の配列の問題が生じるが、ここでは、各変数のショックが独立であると考えられる順（CALL、M2CD、LOAN、INV、GDP）に配列した（宮川・野坂・橋本 [1995]。参照）また、マネーとクレジットの優位性を比べる場合には、両者の前後関係により結果が左右される可能性があるため、M2+CD と LOAN の順序を逆転して検証したが、結果は大きく変わることがなかった。

第4表 予測誤差の分散分解

(単位: %)

Variance Decomposition of RGDP :						
Period	S. E.	CALL	RM2CD	RLOAN	RINV	RGDP
4	0.021146	1.550544	13.83341	13.70863	4.742901	66.16451
12	0.053727	5.216471	20.02275	43.26265	2.325975	29.17215
20	0.078390	22.11887	23.52298	28.97958	1.536103	23.84247

Variance Decomposition of RINV :						
Period	S. E.	CALL	RM2CD	RLOAN	RINV	RGDP
4	1.512545	8.508967	12.95710	12.98052	58.20923	7.344190
12	1.937728	5.680292	31.53119	36.44024	19.36744	6.980841
20	2.115954	26.02186	27.52238	21.81892	10.20357	14.43328

Variance Decomposition of RINVS :					
Period	S. E.	CALL	RM2CD	RLOANS	RINVS
4	1.372948	1.880386	18.04522	11.65373	68.42067
12	1.956489	12.26258	26.49891	35.42250	25.81601
20	2.287704	15.93732	30.70326	32.41313	20.94629

Variance Decomposition of RINVSM :					
Period	S. E.	CALL	RM2CD	RLOANS	RINVSM
4	1.396076	2.081722	11.02338	5.675199	81.21970
12	1.957883	8.850015	32.77070	36.27537	22.10391
20	2.460378	17.42127	29.96478	37.58535	15.02860

Variance Decomposition of RINVSN :					
Period	S. E.	CALL	RM2CD	RLOANS	RINVSN
4	0.184478	2.592817	12.36798	21.06285	63.97635
12	0.253157	12.28174	16.06709	31.87757	39.77360
20	2.332725	15.39644	22.72514	36.21078	25.66764

さらに、中小企業の設備投資 RINVS の分散分解を RM2+CD と中小企業向け貸出 (RLOANS) の寄与からみると、短期の4期先では、M2+CD の寄与は優位を占めているが、中長期の12期先、20期先では、RLOANS の寄与は増加し、M2+CD より高い寄与を示している。中小企業を産業別からみると、

中小製造業の設備投資 RINVSM の分散分解はほぼ中小企業全産業と同じパターンであるが，中小非製造業の設備投資 RINVSN について短期の4期先から，中長期の12期先，20期先までは，一貫して RLOANS の寄与が $RM2+CD$ に比べて圧倒的に優位を示している。

以上の推定結果をまとめると，1973年から2000年まで30年近くの間，日本の金融政策において，マネー・ビューのほかに，クレジット・ビューも存在すると言えよう。銀行貸出は企業の設備投資，国内総生産など実体経済と因果関係を持つこと，中小企業向け貸出と中小企業の設備投資にも緊密な因果関係があることが確認された。また，インパルス応答関数では，銀行貸出と国内総生産，中小企業向け銀行貸出と中小企業の設備投資の連動関係が観察され，クレジット・ビューの有効性が確認された。最後に，予測分散分解の結果により，中長期では，マネーより銀行貸出は，予測力を上回っている。とりわけ，中小非製造業の設備投資においては中小企業向け銀行貸出の寄与が一貫してマネーより高い水準に達していることがわかる。

V 結 論

本稿は，情報の経済学から導かれる銀行貸出とその他の資金調達手段の不完全代替性を念頭に置きながら，銀行貸出と実体経済，特に中小企業向け貸出と中小企業の設備投資との関係に焦点を当て，銀行貸出を通じる金融政策効果の波及経路について実証研究を行った。その主要な結論は以下の通りである。

第一，日本経済には，金融政策の効果波及経路として，マクロ的にはマネー・ビューのほかに，クレジット・ビューも存在する。

第二，中小企業の設備投資にとって，中小企業向け銀行貸出が重要である。すなわち，金融政策は銀行貸出を通じて中小企業の設備投資に大きな影響を与える。

第三，製造業と非製造業に分けて，産業別から中小企業の設備投資をみると，銀行貸出は中小製造業の設備投資と中小非製造業の設備投資とともに因果関係

を持っている。

以上は本稿の実証分析の結果をまとめたが、いくつかの問題点が存在している。まず、用いるデータについて不連続性があることである⁵⁾。また、本論文では、因果性の分析が誘導型 VAR を用いた Granger の因果性に基づいて行われたことである。よく知られているように Granger の因果性は必ずしも経済学的な因果性を意味しない。この点を克服するためには何らかの経済モデルに依拠して、構造型 VAR を用いた分析を行う必要があると思われる。さらに、本稿は Bernanke and Blinder [1988] など先行研究と同様に、議論を貨幣経路と貸出経路に限定し、そのほかの波及経路を捨象したが、現実の日本経済には、金融政策の波及経路として、資産価格経路、外国為替経路も考えられる。これらの要因も含めて検証することは今後の課題にしたい。

参考文献

- Bernanke, B. S. & Blinder, A. S. [1988] "Credit, Money, and Aggregate Demand," *American Economic Review*, American Economic Association, Vol. 78(2), pp. 435-439.
- Ghysels, E. & Perron, P. [1993] "Effect of Seasonal Adjustment Filters on Tests for a Unit Root," *Journal of Econometrics*, Vol. 55, pp. 57-98.
- Sims, C. A. [1992] "Interpreting the Macroeconomic Time Series of Facts," *European Economic Review*, No. 36, pp. 975-1011.
- Toda, H. Y. & Yamamoto, T. [1995] "Statistical Inference in Vector Autoregressions with Possibly Integrated Processes," *Journal of Econometrics*, No. 66, pp. 225-250.
- 今村有里子 [2000] 「日米間の株価連動性」『経営論集』東洋大学, 第52号, 75-90ページ。
- 滝川好夫・前田洋樹 [2004] 『Eviews で計量経済学入門』日本評論社。
- 中川竜一 [2002] 「日本における金融政策の効果波及経路——1977年～1999年のマクロデータをを用いた実証分析——」『国民経済雑誌』第185巻第3号, 1-20ページ。

5) 例えば、マネーサプライのデータについて、1998年以前は旧系列であり、データの連続性はない。また、銀行貸出のデータとして、日本銀行の『金融経済統計月報』の全国銀行貸出残高をとっているが、1993年第1四半期までとその後のデータが不連続である。

- 原田 泰・岡本慎一 [2003] 「銀行貸出, マネー, その他の資金調達手段の優位性」『経済分析』第169号, 70-86ページ。
- 松浦克己, コリン・マッケンジー [2001] 『EViewsによる計量経済分析: 実践的活用法と日本経済の実証分析』東洋経済新報社。
- 宮川 努・野坂博南・橋本 守 [1995] 「金融環境の変化と実体経済」『調査』日本開発銀行, No. 203, 1-68ページ。
- 森棟公夫 [1999] 『計量経済学』東洋経済新報社。
- 山本 拓 [1988] 『経済の時系列分析』創文社。
- [1999] 『計量経済学』新世社。