

金利の数量分析：1980年代・90年代

Quantitative Analysis of Interest Rates in the 1980s and 1990s

鄭 東 憲
根 岸 紳

This paper focuses on the predictability of the movement in the economic activity, i.e., how well monetary aggregates relate to economic variables such as GDP deflator and exchange rate. We examine the casual test, using monetary aggregates (that is, monetary base, call rate, prime rate, M2CD) and economic variables (GDP deflator, exchange rate), which are quarterly data for the period from the 1980s to the 1990s. The methodology are causality tests proposed by Granger and Sims. The results suggest that there is independence between M2CD and GDP deflator, and that there is one-sided relationship from exchange rate to call rate. Next, we use traditional econometric technique to analyze the relationship between call rate and economic variables (GDP deflator, exchange rate, GDP gap). We find that the effect of GDP deflator on call rate is larger in the 1980s than in the 1990s, and that the effect of exchange rate on call rate is larger in the 1990s than in the 1980s.

Dong Heon Jung
Shin Negishi

JEL : C13, C22, E43

Key words : classification, zero interest rates, causal test, Taylor rules, gap
of demand and supply

1. 1980年代・90年代の短期金利

日本銀行政策委員会は、1999年2月に行われた金融政策決定会合で、「豊かで弾力的な資金供給を行ない、無担保コール（オーバーナイト金利）をできるだけ低めに推移するように促す」というゼロ金利政策に踏み出した。日銀は、デフレ懸念の払拭が展望できるような情勢になるまでオーバーナイト金利を

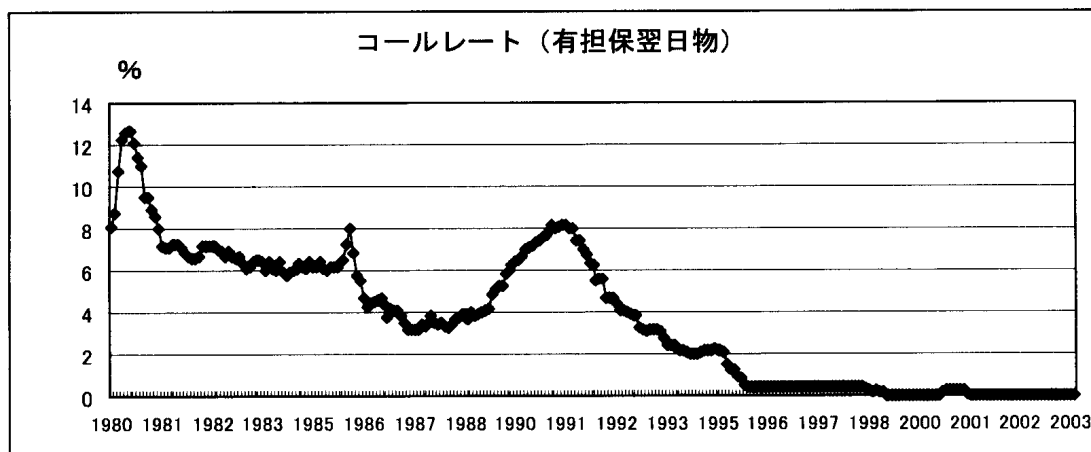
ゼロに誘導する量的緩和政策を行なおうというものである。日銀の公約は、消費者物価の前年比の変化率が安定的にゼロ以上になるまで量的緩和を継続するとしているが、2003年10月末に示した経済・物価の将来展望（展望レポート）で、これらが満たされたとしても、経済・物価情勢によっては量的緩和策の継続が適当であると判断する場合もあるとしている。このような事態に陥るまで、短期金利の動きはどのような推移をたどってきたのであろうか。

図1に有担保物のコールレートの推移を示そう。コール取引には、借り手が貸し手に対して担保を預ける有担保コールと、担保を預けない無担保コールがある。経済統計分析としてどちらを採用すべきであるかという点で無担保（オーバーナイト物、翌日物とも呼ばれている）のほうがである。なぜかという点で、無担保は一般に有担保よりも取引が活発だからである。しかし、無担保コール市場は1980年代中頃に創設されたので、それ以前のデータは利用できない。したがって、標本期間がそれ以前にもまたがるのであれば、有担保の翌日物を利用することになる。本稿では、バブル時代を含んだ1980年代と失われた10年といわれる1990年代を分析対象としているので、有担保物を採用した。図1のデータは、月次で期間は1980年1月から直近の2003年11月までである。1980年代（1980年1月～1989年12月）のレートの平均は6.11%、90年代の平均は2.68%、2000年代前半（2000年1月～2003年11月）の平均は0.0376%である。

実質GDPの動きはどのようなものであろうか。季節調整済み四半期ベースで見ると、1980年代の平均成長率（四半期率）は0.951%（年率3.86%）、90年代の平均成長率は0.385%（年率1.55%）、そして2000年代前半（2000年第1四半期～2003年第3四半期）の平均成長率は0.306%（年率1.23%）である。実質GDPとコールレートである短期金利を比較すると、80年代、90年代の経済成長率は、金利より低位であったことがわかる。しかし、企業や家計が経済活動を行っている際に現実に扱っているのは名目所得である。上で見ているコールレートも名目であるので、金利とGDPの動きを見るとき、名目GDPと比較した方がよい。季節調整済み四半期ベースの名目GDP

についてみると、1980年代の平均成長率（四半期率）は1.556%、90年代の平均成長率は0.458%、2000年代前半（2000年第1四半期～2003年第3四半期）の平均成長率はマイナス0.107%である。名目GDP成長率を年率に直すと、80年代6.37%、90年代1.84%、2000年代前半マイナス0.427%であり、金利と比較すると、80年代は名目成長率が金利を上回っていたが、90年代以降逆転が起こっている。名目成長率の下方屈折、金利との逆転は、国内の投資活動に一番大きな影響を与える。2000年代前半に至ってはゼロ金利、マイナス成長という異常事態である。2000年代前半の分析は今後の課題としたい。

(図1)



ここで短期金融市場金利のコールレートである無担保物と有担保物の経済統計的な関係を、簡単に観察しておこう。コールレートの動きとして本来は無担保コールを採用すべきであるが、観察期間の点から有担保コールを採用したので、有担保物と無担保物の相関関係を調べた。月次データを使い、有担保物を被説明変数、無担保物を説明変数とする式を計測した。

推定期間：1985年7月－2003年11月

$$Y = 0.03276 + 1.0194X$$

(5.492) (620.67)

$$R^2: 0.999 \qquad SD: 0.062941$$

ここで、 Y は有担保翌日物（平均）、 X は無担保翌日物（平均）である。 Y は X より高い値をとるが、相関係数はほとんど1に近い。したがって、コールレートの推移として無担保の代わりに有担保を使っても無担保の持っている

経済学論究第 57 巻第 4 号

情報はそこなわれない。

本稿ではこのコールレートを中心にそれに関連する経済統計量との関係进行分析した。その際、1980 年代と 1990 年代に分けてその関係の特徴の違いを明らかにしたい。バブルに浮かれたといわれた 1980 年代とその後の後始末に四苦八苦し 1990 年代の二つの期間に焦点をあてる。

2. グレンジャーとシムズの因果性

データの期種は四半期を用い、データ期間は 1970 年第 1 四半期から 2002 年第 4 四半期までである。分析期間として、国内リゾート開発が進められたバブル経済の 1980 年代と、失われた十年といわれ、ついにはゼロ金利状態になった 90 年代の二つの期間に分けて分析を行った。対象指標は

GDP デフレーター (PGDP)

マネタリーベース (MB)

短期金利 (コールレート,INTCR)

長期金利 (プライムレート,INTPR)

通貨供給量 (M2CD)

為替レート (EXR)

の 6 個の変数である。ただし、この節では、コールレートは、1970 年から 1985 年までは有担保翌日物を使い、1985 年から 2002 年までは無担保翌日物を使った。GDP デフレーターの四半期データでは、季節変動の調整方法の差異で分析結果が変わる可能性があるのをこれを排除するため、X-II ARIMA によって、季節調整した値を使用した。そして、趨勢変動を除去するため、すべての変数の時系列データを対数変換した。変数間の因果関係を検定するために用いた分析方法は、Granger test と Sims test である。

Granger test を検定するために用いた式は次の通りである。

$$\ln X_t = \alpha_1 + \sum_{i=1}^8 \gamma_i \ln X_{t-i} + \sum_{i=0}^8 \delta_i \ln Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\ln Y_t = \alpha_2 + \sum_{i=1}^8 \theta_i \ln Y_{t-i} + \sum_{i=0}^8 \lambda_i \ln X_{t-i} + \eta_t \quad (2)$$

この方程式での帰無仮説は次の通りである。

$$H_0 : \sum_{i=1}^8 \gamma_i = 0, \quad \sum_{i=1}^8 \delta_i = 0, \quad i = 1, 2, \dots, 8 \quad (3)$$

もしこの帰無仮説が成立すれば、 Y から X への因果関係が無いということになる。

Sims test を検定するために用いた式は次の通りである。

$$\ln Y_t = \alpha_1 + \sum_{j=-4}^{-1} \gamma_j \ln X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$\ln X_t = \alpha_2 + \sum_{j=-4}^{-1} \theta_j \ln Y_{t-j} + \eta_t \quad (5)$$

この方程式での帰無仮説は次の通りである。

$$H_0 : \sum_{i=-1}^4 \gamma_i = 0, \quad \sum_{i=-1}^4 \theta_i = 0, \quad i = -1, 0, \dots, 4 \quad (6)$$

帰無仮説が成立するとき、Granger test と同じく Y から X への因果関係が無いということになる。

さて、ここで X は GDP デフレータ、 Y は各種金融変数、そして二つの方程式の残差系列は独立であると仮定する。AIC 基準を使って、Granger test ではラグ過去を 8 期とし、Sims test ではラグ過去を 1 期と未来を 4 期とした。Granger test と Sims test で使用した検定統計量は F - 統計量である。また系列相関を除去するために filter を使って変数を変換する方法を利用した。ここでは Sims をはじめ広く利用されている filtering 法として $(1 - KL)^p$ (ただし $K = 0.75$, $p = 2$, $L = \text{lag-operator}$) を用いた。すなわち変数に log を取って各々の自然対数を $X(t) - 1.5X(t-1) + 0.5625X(t-2)$ で変換する方法を用いた。(表 1)、(表 2) は 1980 年から 1990 年までの GDP デフレータに対する各変数の影響度を表す因果関係検定結果であり、(表 3)、(表 4) は 1990 年から 2002 年までの同じ分析結果である。

(1) 1980 年から 1990 年まで：(表 1)、(表 2)

GDP デフレータに対する各変数の因果関係は、Granger test ではマネタリーベースが 1% の有意水準で帰無仮説が棄却され、Sims test ではマネタリーベースと M2CD が同様に棄却されている。また、GDP デフレータから各変

経済学論究第 57 巻第 4 号

数への因果関係検定結果は、Granger test では短期金利への、Sims test では M2CD、為替レートへの因果関係が存在することがわかる。すなわち、GDP デフレーターと M2CD とは双方向的な因果関係が存在し、マネタリーベースは GDP デフレーターへの、GDP デフレーターは短期金利、為替レートへの一方的な因果関係が見られる。

(表 1) 因果関係検定結果 (分析期間 1980:1-1990:4)

回帰式	Granger causal test		回帰式	Sims causal test	
	F-test	MSL		F-test	MSL
PGDP=f(PGDP, MB)	3.55	0.027 *	MB=f(PGDP)	2.07	0.108*
PGDP=f(PGDP, M2CD)	1.51	0.227	M2CD=f(PGDP)	8.82	0.000*
PGDP=f(PGDP, INTCR)	0.67	0.707	INTCR=f(PGDP)	0.18	0.945
PGDP=f(PGDP, INTPR)	1.15	0.383	INTPR=f(PGDP)	0.22	0.925
PGDP=f(PGDP, EXR)	1.39	0.272	EXR=f(PGDP)	1.86	0.139

注) F-統計量は追加的な説明変数の推定係数の合計が 0 という仮説を検定するため

注) F-統計量は追加的な説明変数の推定係数の合計が 0 という仮説を検定するための統計量である。MSL は Marginal Significance Level であり、*は 1%の有意水準で帰無仮説が棄却されていることを示している。

(表 2) 因果関係検定結果 (分析期間 1980:1-1990:4)

回帰式	Granger causal test		回帰式	Sims causal test	
	F-test	MSL		F-test	MSL
MB=f(MB, PGDP)	1.63	0.192	PGDP=f(MB)	1.23	0.314
M2CD=f(M2CD, PGDP)	0.67	0.707	PGDP=f(M2CD)	10.03	0.000*
INTCR=f(INTCR, PGDP)	3.32	0.019*	PGDP=f(INTCR)	0.56	0.694
INTPR=f(INTPR, PGDP)	0.32	0.946	PGDP=f(INTPR)	0.14	0.965
EXR=f(EXR, PGDP)	0.71	0.680	PGDP=f(EXR)	2.77	0.043*

注) (表 1) を参照

(2) 1990 年から 2002 年まで : (表 3)、(表 4)

GDP デフレーターに対する各変数の因果関係は、Sims test だけに表れているが、マネタリーベースから GDP デフレーターへの因果関係については 1%の有意水準で帰無仮説が棄却されている。また、GDP デフレーターから各変数への因果関係検定結果は、Granger test では GDP デフレーターから短期金利への、Sims test では GDP デフレーターからマネタリーベースへの因果関係が存

在することがわかる。すなわち、マネタリーベースと GDP デフレータの相互依存関係が存在し、GDP デフレータから短期金利への一方的な因果関係が見られる。

(表3) 因果関係検定結果 (分析期間 1990:1-2002:4)

回帰式	Granger causal test		回帰式	Sims causal test	
	F-test	MSL		F-test	MSL
PGDP=f(PGDP, MB)	1.92	0.147	MB=f(PGDP)	2.85	0.041*
PGDP=f(PGDP, M2CD)	0.05	0.991	M2CD=f(PGDP)	0.04	0.992
PGDP=f(PGDP, INTCR)	0.69	0.693	INTCR=f(PGDP)	0.12	0.971
PGDP=f(PGDP, INTPR)	0.35	0.924	INTPR=f(PGDP)	0.48	0.749
PGDP=f(PGDP, EXR)	0.21	0.982	EXR=f(PGDP)	0.07	0.990

注) (表1) を参照

(表4) 因果関係検定結果 (分析期間 1990:1-2002:4)

回帰式	Granger causal test		回帰式	Sims causal test	
	F-test	MSL		F-test	MSL
MB=f(MB, PGDP)	1.37	0.299	PGDP=f(MB)	6.23	0.000*
M2CD=f(M2CD, PGDP)	1.11	0.421	PGDP=f(M2CD)	0.09	0.982
INTCR=f(INTCR, PGDP)	3.37	0.028*	PGDP=f(INTCR)	0.91	0.466
INTPR=f(INTPR, PGDP)	1.28	0.335	PGDP=f(INTPR)	0.31	0.868
EXR=f(EXR, PGDP)	0.92	0.535	PGDP=f(EXR)	0.57	0.679

注) (表1) を参照

次に、短期金利と金融変数との因果関係を分析したのが (表5) から (表8) までである。まず短期金利との因果関係を分析した結果が (表5)、(表7) であり、長期金利との因果関係を分析した結果が (表6)、(表8) である。(表5)、(表6) の1980年から1990年まででは為替レートから長短金利への因果関係が存在し、(表7)、(表8) の1990年から2002年まででは、M2CDから長短金利への因果関係が存在していることがわかる。

以上の結果をまとめると (表9) の通りになる。

M2CDは80年代にはGDPデフレータに対して相互依存関係が存在しているが、ゼロ金利政策が行われた90年代ではその因果関係がなくなっている。80年代、90年代に共通する因果関係はマネタリーベースがGDPデフレータ

経済学論究第 57 巻第 4 号

(表 5) 因果関係検定結果 (分析期間 1980:1-1990:4)

回帰式	Granger causal test		回帰式	Sims causal test	
	F-test	MSL		F-test	MSL
INTCR=f(INTCR, MB)	1.32	0.300	MB=f(INTCR)	1.33	0.279
INTCR=f(INTCR, M2CD)	1.21	0.350	M2CD=f(INTCR)	2.35	0.074
INTCR=f(INTCR, EXR)	2.56	0.052*	EXR=f(INTCR)	4.76	0.003*

注) (表 1) を参照

(表 6) 因果関係検定結果 (分析期間 1980:1-1990:4)

回帰式	Granger causal test		回帰式	Sims causal test	
	F-test	MSL		F-test	MSL
INTPR=f(INTPR, MB)	1.91	0.129	MB=f(INTPR)	0.79	0.535
INTPR=f(INTPR, M2CD)	1.84	0.140	M2CD=f(INTPR)	0.23	0.919
INTPR=f(INTPR, EXR)	2.33	0.070*	EXR=f(INTPR)	1.98	0.120

注) (表 1) を参照

(表 7) 因果関係検定結果 (分析期間 1990:1-2002:4)

回帰式	Granger causal test		回帰式	Sims causal test	
	F-test	MSL		F-test	MSL
INTCR=f(INTCR, MB)	0.62	0.745	MB=f(INTCR)	3.28	0.024
INTCR=f(INTCR, M2CD)	4.98	0.006*	M2CD=f(INTCR)	3.52	0.018*
INTCR=f(INTCR, EXR)	0.25	0.970	EXR=f(INTCR)	1.37	0.266

注) (表 1) を参照

(表 8) 因果関係検定結果 (分析期間 1990:1-2002:4)

回帰式	Granger causal test		回帰式	Sims causal test	
	F-test	MSL		F-test	MSL
INTPR=f(INTPR, MB)	1.40	0.288	MB=f(INTPR)	0.77	0.547
INTPR=f(INTPR, M2CD)	3.17	0.035*	M2CD=f(INTPR)	1.56	0.211
INTPR=f(INTPR, EXR)	1.35	0.308	EXR=f(INTPR)	0.89	0.322

注) (表 1) を参照

(表 9)

	GDP デフレーターと各変数との因果関係	短期金利と各変数との因果関係
1980年 - 1990年	M2CD → PGDP M2CD ← PGDP MB → PGDP PGDP → EXR, INTCR	EXR → INTCR
1990年 - 2002年	MB → PGDP PGDP → MB, INTCR	EXR → INTCR

への、そして、為替レートが短期金利への因果関係である。

Granger test と Sims test では単純な変数間の因果関係だけを表わすことになり、どの変数がどれぐらいの影響度を持っているかなどについては説明できない。それを分析するためには VAR 分析による予測誤差分散分解とインパレス応答関数によって分析すべきである。これは次の研究課題である。

3. 伝統的な計量分析

前節の推定によって、短期利子率であるコールレートが GDP デフレータと為替レートから一方向的な因果関係があることを見つけた。これは 1980 年代についても 1990 年代についても共通に言える現象である。この節では、この現象を伝統的な計量分析の視点から検討する。

この節で登場する変数は次の通りであり、四半期データである。

INTCR: 有担保翌日物、中心、平均

PGDP : 国内総生産デフレータ (季節調整済)

EXR : 外国為替相場 (東京) 円 (直物、中心値)

INTOR: 公定歩合 (期末)

物価の上昇は短期的にはコールレートを引き上げる効果を持つと考えられる。なぜなら、物価が上昇すると、債務者の実質負担が軽減され、一方、債権者の利ざやが実質的に減少するので、債権者はレートを引き上げようとする。また、物価が持続的に大きく上昇するときには、金融政策として引き締めが行われるので、その結果、レートは上昇する。次に、為替レート (円/ドル) もコールレートに影響を与えるが、その効果はマイナスの影響を与えると考えられる。マイナスの影響とは、たとえば為替レートが大きくなる (円安) と、コールレートが低下することをいう。なぜなら、たとえば円に対する需要が減れば債券に対する需要が増えると考えられるので、債券価格が上昇し、その結果コールレートは低下する。

ここで、コールレート、GDP デフレータの変化率、為替レート、公定歩合の 4 変数の相関を求めてみよう。DOT とは変化率を表す記号である。

経済学論究第 57 巻第 4 号

〈相関行列〉 1980:1-1990:4

	INTCR	DOT(PGDP)	EXR	INTOR
INTCR	1.0000	0.8342	0.5552	0.9555
DOT(PGDP)	0.8342	1.0000	0.4161	0.7700
EXR	0.5552	0.4161	1.0000	0.6596
INTOR	0.9555	0.7700	0.6596	1.0000

〈相関行列〉 1990:1-2001:1

	INTCR	DOT(PGDP)	EXR	INTOR
INTCR	1.0000	0.8590	0.6114	0.9952
DOT(PGDP)	0.8590	1.0000	0.7059	0.8461
EXR	0.6114	0.7059	1.0000	0.6319
INTOR	0.9952	0.8461	0.6319	1.0000

コールレートは、GDP デフレータの変化率、為替レート、公定歩合とも、90年代のほうが、相関が高い。また、為替レートは、90年代のほうが、物価上昇率と相関が高くなっている。

それでは、われわれはコールレートの動きに関心があるので、前節の結果からコールレートを物価上昇率、為替レートで回帰させてみよう。その際に、説明変数として公定歩合を追加した。

OLS 1980:1-1990:4

$$INTCR = 1.37873 + 0.290306DOT(PGDP) - 0.004265EXR + 1.04255INTOR$$

(4.08) (3.61) (- 1.88) (11.55)

$$R^2 : 0.938 \quad SD : 0.526736 \quad DW : 1.533$$

OLS 1990:1-2001:1

$$INTCR = 0.908035 + 0.172056DOT(PGDP) - 0.009811EXR + 1.31560INTOR$$

(2.38) (3.44) (- 2.98) (38.32)

$$R^2 : 0.992 \quad SD : 0.237947 \quad DW : 1.587$$

80年代と90年代とを比べてみよう。符号は経済学的に妥当である。物価上

昇率がコールレートに与える影響は80年代の方が強く、他方、為替レートのコールレートへの影響は90年代の方が強く出ている。経済のグローバル化、国際化が進展しているので、国内物価よりも為替レートのほうがコールレートに大きな影響を与えていると考えられる。

適正なコールレートを計算する方法として、テーラー・ルールが有名である(Taylor (1993))。テーラー・ルールに基づくコールレート水準の説明は、説明変数として①需給ギャップ、②物価上昇率が考えられており、最近のゼロ金利を需給ギャップの拡大や物価下落の継続から生じたものとして説明している(平成14年度経済財政白書72頁)。われわれも、コールレートを物価上昇率や需給ギャップから説明し、80年代と90年代の比較をする。その際、説明変数として為替レートを追加する。

まず、需給ギャップの計測方法から説明する。コブダグラス型生産関数の計測結果を以下に示そう。変数記号の $X(1)$ は X の一四半期前を表す。

コ克蘭オーカット法 1980:1-1990:4

$$\begin{aligned} \text{LOG}(GDP/(LW * L\text{HOUR})) = & 2.139 + 0.3526(\text{LOG}(KP(1))) \\ & (-10.43) \quad (6.58) \\ & *ROMA/(LW * L\text{HOUR}) \end{aligned}$$

Orrcut $R^2 : 0.973$ $SD : 0.009$ $DW : 1.821$

コ克蘭オーカット法 1990:1-1999:1

$$\begin{aligned} \text{LOG}(GDP/(LW * L\text{HOUR})) = & -1.606 + 0.2371(\text{LOG}(KP(1))) \\ & (-4.82) \quad (2.99) \\ & *ROMA/(LW * L\text{HOUR}) \end{aligned}$$

Orrcut $R^2 : 0.920$ $SD : 0.009$ $DW : 2.178$

GDP : 実質 GDP、LW : 雇用者数、LHOUR : 総実労働時間、
KP : 民間企業資本ストック (実質)、ROMA:稼働率指数

データはすべて季節調整済みデータである。

生産関数の計測結果から、1980年代と1990年代を比べてみると、労働分配率が上昇していることがわかる。これは1990年代のほうが労働コストが高く

経済学論究第 57 巻第 4 号

なつたと観測された実際の分配率データの動きと一致している。

次に稼働率指数と労働時間数について、潜在稼働率指数と潜在労働時間を計測する。潜在とはその期間で最大可能な稼働率指数と労働時間のことをいう。方法は次のとおりである。まず、潜在稼働率指数の求め方から説明する。稼働率指数は 1995 年平均を 100 としている。

現実の稼働率指数を時間 $TIME$ で回帰させると、次のような結果が得られた。 $TIME$ は 1 四半期すすむごとに 1 つずつ増加する時間変数である。

OLS 1980:1-1999:4

$$ROMA = 85.4847 + 0.690654(TIME) - 0.05159(TIME * TIME)$$

(12.87) (3.97) (- 4.81)

$$R^2 : 0.436 \quad SD : 4.575 \quad DW : 0.157$$

右辺で決まる稼働率をその期間の標準的な稼働率と定義する。現実の稼働率と今定義した標準的な稼働率の差を計算すれば各期においてプラスやマイナスのさまざまな値が得られるが、そのなかから最大のプラスの差をさがす。この最大値とそれぞれの期の標準的な稼働率との和をその期における最大可能な稼働率であると定義する。最大のプラスの差は 1990 年第 4 四半期であり、その値は + 8.40 であった。したがって、潜在稼働率指数 $PROMA$ は

$$PROMA_t = ROMA_t + 8.40$$

次に潜在労働時間を求めよう。稼働率指数と同様に、現実の労働時間数を時間で回帰させた。

$$LHOUR = 169.9201 + 0.384887(TIME) - 0.004031(TIME * TIME)$$

(36.67) (3.17) (- 5.39)

$$R^2 : 0.8016 \quad SD : 3.191 \quad DW : 0.109$$

最大可能な労働時間数を求めるのは稼働率指数とまったく同様であり、最大のプラスの差は労働時間数の場合は 1988 年第 1 四半期であり、+ 6.45 である。したがって、潜在的な労働時間数 $PLHOUR$ は上の式で決まるそれぞれの

経済学論究第 57 巻第 4 号

1980 年代と 1990 年代前半を比べてみると、為替レートと需給ギャップのコールレートに対する影響が 1990 年代は非常に大きいことが分かる。

それでは 90 年代後半はどのように分析すべきであろうか。被説明変数としてその値がばらつきのあるものにする必要がある。そのために、被説明変数として実質のコールレートを採用する。コールレートを GDP デフレーターでデフレートする。説明変数としては為替レートと需給ギャップを使う。計測結果は次のとおりである。

コ克蘭・オーカット法 (1990 年代後半 : 1995:4 - 1999:1)

$$INTCR - DOT(PGDP(1)) = 1.6426 - 0.00279EXR(1) - 0.28545GAP(1)$$

(0.43) (- 0.09) (- 1.53)

R^2 : 0.5459 SEE : 0.662 DW : 1.553

あまり有意な結果といえないが、需給ギャップのコールレートへの影響は 90 年代後半も 80 年代に比べて大きいのではないだろうか。

ただし、為替レートについては、90 年代は GDP デフレーターと為替レートの相関が強く、多重共線性が生じる可能性が高いので、注意する必要がある。

説明変数に 1 四半期のラグが含まれているが、このようなラグ構造を明確にする、すなわち、時間を通した影響度の反応を調べるためには、インパルス応答関数 (impulse response function) を用いて分析する必要がある。

4. 結びにかえて

短期金利に影響を及ぼす経済変数に注目することによって、まず、基本的な時系列分析を行い、次に時系列分析によって得られた知見に基づいた伝統的な計量分析を行った。その結果、ゼロ金利状態が長期的に続いている 1990 年代後半を除くと、為替レートがコールレートに与える影響は 90 年代前半のほうが高く、GDP デフレーターがコールレートに与える影響は 80 年代のほうが高いことが計測された。また、GDP に関する需給ギャップは 80 年代に比べて、90 年代前半のほうがコールレートに高い影響を及ぼすことも計測された。90

鄭・根岸：金利の数量分析：1980年代・90年代

年代後半はデータの的にも経済局面でも異常な期間であり、モデルによる計測はうまくいかなかったが、新しいモデルを導入する必要があるだろう。これもこれからの課題である。

参考文献

- Bernanke, B.S (1986) 'Alternative Explanation of the Money-Income Correlation', NBER Working Paper, No1842
- Granger, C.W.J (1969) 'Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Models', *Econometrica* 37
- Sims, C.A (1986) 'Money, Income and Causality', *American Economic Review*, Vol.62, Sept, 1972
- Taylor, J.B. (1993) 'Discretion versus Policy Rules in Practice', *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39: 195-214
- 内閣府編 (2002) 『平成 14 年版経済財政白書』、財務省印刷局