

戦後日本のマネー・サプライとデフレについて*

市橋 勝

1 論文の目的と課題

本稿の目的は、90年代の日本経済におけるデフレーションの状況を、戦後の年次マクロ経済データ（年次）によって概観することである。また、それと併せて、金融政策の実物経済及び物価に与える影響を、貨幣の中立性命題の検証を通じて考察する。

90年代、デフレーションは長期不況をもたらした重大問題と認識されるようになった。例えば、原田・岩田[7]、深尾他編[3]等にあるような金融面からの研究や、深尾・寺澤・小林[4]、小川・北坂[17]のような資産評価の観点からの研究は、貨幣的側面からの日本経済不況の原因を分析している。ここで示されている主要論点は、デフレ要因は貨幣的現象である以上、積極的な金融緩和によって目標とするインフレ率を導くべきであるという主張である。90年代後半以降、日銀は不十分と言われながらも積極的な金融政策を取りつづけてきた。2006年現在、CPIの上昇の兆しがやっと見えだし、いよいよデフレ脱却との認識が日銀当局だけでなく一般にも広がり出している。物価は本当にこのまま上昇に転じていくのだろうか。だが、そもそも90年代のデフレ問題はどのようなことが原因で発生したのであろうか。銀行による貸し渋りによる貨幣流通が原因であったのか、積極的な投資不足によるものだったのか、あるいはまた、ペイオフに対する備えとしての家計における貨幣保有だったのか、あるいは他の要因だったのか、幾つかの可能性が考えられる。

問題はそれだけにとどまらない。金融緩和政

策自体が物価にどれほど強い影響を持ちうるのかという問題が併せて検討される必要がある。このより根源的問題は、そもそも貨幣の中立性が成立しているのかどうかという問題でもある。主に金融論の分野で「短期的には不成立でも、長期では成立する」とされてきたこの中立性命題は、実際に頑強な命題なのかどうか、依然残されてきた課題である。なぜなら、もしも、中立性命題が成立しないとしたら、デフレを純粹に金融的現象であると捉えることは誤りだということになるからであり、物価政策は常に実物経済を通じた金融のコントロールによってしかあり得ないことになるからである。

本稿では、次の順序でこの問題を考察する。まず、年次マクロデータの成長要因分解によって、デフレを引き起こしている要因の可能性を考察する。その上で、貨幣の中立性命題が長期において成立しているものなのかどうかを検証していく。分析結果を先取的に述べれば、デフレ現象は、貨幣保有と需要減退の両者によって同時に引き起こされている可能性が高い。また、貨幣の中立性命題は、長期においても日本では成立していない可能性があることが示される。

以下では、第二節で本稿が使用したGDPデータの加工法とその予備検定の結果について述べる。第三節ではデフレ要因を成長率要因分解によって指摘する。第四節で貨幣の中立性命題について、マネー・サプライと幾つかの変数による共和分検定を行なうことで検証する。最後に、簡単なまとめを述べる。

2 データの加工と予備検定

本稿で使用された長期時系列データは、データの入手が可能な1955年から2000年までの46年間で作成した。使用データは、基本的に内閣府が発表する『国民経済計算年報』等に掲載されているSNAデータである。このデータは日経メディアマーケティング社が提供する日経NEEDSデータによって電子媒体でも販売されており、長期系列について入手可能となっている¹。

但し、現在SNAデータは68SNAと93SNAの二種類が利用可能であるものの、93SNAデータは長期系列が存在しないという問題点があり、68SNAデータは90年代の途中でデータの収録が中止されているという問題点がある。そこで、本稿では次の要領で46年間の時系列データを作成し、分析の基礎データとした。

すなわち、第一に、55年から89年までの名目値には68SNA準拠90年基準の名目値を採用し、90年以降2000年までの期間は、93SNA95年基準の名目値を直接接続した。93SNAのデータの直接接続は、時系列データの連続性を考える限り望ましいことではない。だが、この加工データを名目値、実質値のレベル変数において構造変化を考慮した幾つかのモデルによって検討すると、オイルショック時やバブル経済期の一部を除いて単位根仮説は棄却されなかった。そこで、この接続段差を構造変化として考慮してもなお、データの単位根は除去されないと考え、ここでは非定常データとして扱い得ると考えた。

第二に、デフレータには、公表されているインプリシット・デフレータを基本的に採用して、実質化を行なった。但し、製造業のデフレータは55-90年の期間で一種類しか存在していない為、製造業関連の各産業デフレータは公表実質値から逆算で求めることとした。その上で、価格基準の異なる3種類のデフレータを90年基準に統一することで、46年間のデフレータ

を作成し、実質化に用いた。

第三に、用意されたデータは、マクロ経済の三面等価を前提とした集計値とした。すなわち、各期の国内総生産額は、需要項目の合計、各産業別生産額合計、及び付加価値額合計の各々によってバランスされるよう調整した。

さて、その上で、データの予備検定に次のAR(p)モデルを使用した。

$$\Delta y_t = \alpha y_{t-1} + \beta_1 \Delta y_{t-1} + \beta_2 \Delta y_{t-2} + \dots + \beta_p \Delta y_{t-p} + u_t \quad (1)$$

$$H_0: \alpha = 0 \quad H_1: \alpha < 0$$

この(1)式を元に、ドリフト付き、確定トレンドとドリフト付きの、合計3種類のモデルの検定を、レベル変数だけでなく、階差データを用いて、単位根帰無仮説が棄却されるまでADF検定を行なった。ラグ次数は、AICの最小値によって判定した。

その結果として、名目GDPとGDPデフレータはI(2)変数、実質GDPはI(1)変数との結果を得たので、そのような非定常和分変数とした。

またマネー・サプライの予備検定結果も同様に行なった。使用データは「金融経済統計月報」のM2+CDの期末残高(単位:億円)の月次データを平均法によって年次変換して用いた。ADF検定とPP検定との結果は表1の通りである。レベル変数及び一階の差分変数は、共に単位根仮説が棄却されず、二階の差分によって定常性が満たされるI(2)変数になった。

3 マーシャルのkとデフレ要因について

ここではマネー・サプライの状況とそれによるマーシャルのkを測定する。前節で求めている名目GDPとマネー・サプライを対比させる事でマーシャルのkとしている。

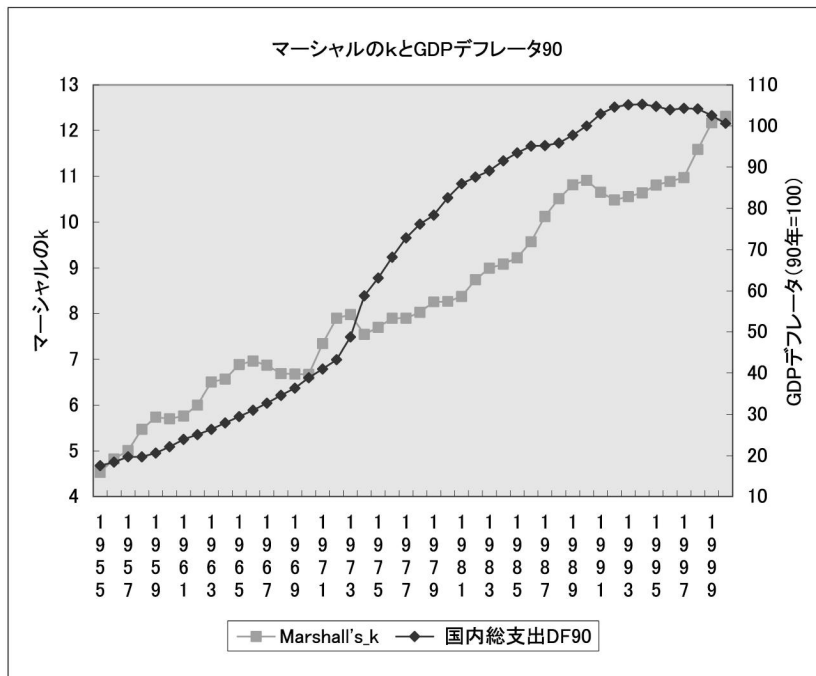
周知の通り、マネー・サプライとマーシャル

表 1：マネー・サプライのADF検定

年次データ MoneySupply	ADF検定						PP検定					
	なし	P 値	定数項	P 値	定数項+ トレンド	P 値	なし	P 値	定数項	P 値	定数項+ トレンド	P 値
MS	1.0765	0.9241	0.6278	0.9890	-2.2492	0.4519	4.4503	1.0000	2.3058	0.9999	-2.1195	0.5216
ΔMS	-0.9349	0.3064	-2.1243	0.2364	-2.5380	0.3094	-0.9789	0.2885	-2.1243	0.2364	-2.6956	0.2432
Δ ² MS	-6.2219	0.0000**	-6.1741	0.0000**	-6.1124	0.0000**	-6.2033	0.0000**	-6.1522	0.0000**	-6.0840	0.0000**
ラグ次数	0		0		0		3		3		3	

*：5%水準
**：1%水準

図 1：マーシャルのkと物価指数



(註)「金融経済統計月報」。M2+CDの期末残高(単位：億円)の月次データを年次変換している。

のkとの関係式は次の通りである。

$$M = kpY$$

但し、Mはマネー・サプライ(名目)、pYは物価指数×実質GDPで名目GDPを表す。

このマーシャルのkと物価指数(GDPデフレーター90年基準)を示したものが図1である。

マーシャルのkは、貨幣流通速度の逆数と解釈できるから、kの値が上昇すれば貨幣滞留を表し、下落すれば貨幣の回転増加を表すと考えることができる。

この図からは、第一に、両者ともに戦後一貫

した上昇傾向にあることが分かるが、第二に、マーシャルのkは、71-72年、87-89年、98-99年の3回の時期で上昇傾向を強めている。特に、近年の伸びは、前二者が高度経済成長末期と平成景気という景気拡大期に伴うkの伸びなのに対し、後者は不景気下における伸びとなっていて対照的である。このことは、近年の上昇が貨幣滞留によるマーシャルのkの伸びである可能性を強く示唆するものであると解釈できるだろう。第三に、GDPデフレーターのほうは、73年から急激な伸びを示しているが、93年ごろから横ばいとなり、90年代後半から下げに転じていることが分かる。

この要因を見るために、成長会計の方式で要因分解すれば、次のように書ける。

$$\hat{p} = \hat{M} - \hat{k} - \hat{Y} \quad (2)$$

但し、(^) は、各変数の成長率を表す。

表 2 : マーシャルの k の伸びとその要因

	\hat{p}	\hat{M}	\hat{k}	\hat{Y}	e
1956	4.95%	19.84%	6.44%	7.27%	1.17%
1957	7.05%	19.62%	3.80%	7.65%	1.12%
1958	-0.10%	15.97%	9.13%	6.37%	0.57%
1959	4.72%	19.90%	4.88%	9.17%	1.13%
1960	7.36%	20.67%	-0.59%	13.06%	0.84%
1961	8.03%	22.02%	1.03%	11.80%	1.16%
1962	4.72%	18.22%	4.18%	8.37%	0.96%
1963	5.06%	24.01%	8.35%	8.93%	1.66%
1964	6.00%	18.74%	0.94%	10.98%	0.82%
1965	5.44%	16.68%	4.87%	5.51%	0.85%
1966	5.30%	17.39%	1.08%	10.30%	0.72%
1967	5.48%	15.69%	-1.28%	11.10%	0.39%
1968	5.72%	15.25%	-2.68%	12.03%	0.19%
1969	5.09%	17.28%	-0.16%	11.78%	0.57%
1970	6.93%	17.73%	-0.11%	10.22%	0.69%
1971	5.48%	21.09%	10.05%	4.31%	1.24%
1972	5.49%	23.14%	7.55%	8.53%	1.56%
1973	12.67%	22.99%	1.01%	8.06%	1.24%
1974	20.75%	12.86%	-5.42%	-1.18%	-1.29%
1975	7.33%	12.73%	2.03%	2.95%	0.43%
1976	8.00%	15.21%	2.59%	3.98%	0.64%
1977	6.83%	11.44%	0.00%	4.31%	0.29%
1978	4.60%	11.92%	1.63%	5.28%	0.41%
1979	2.86%	11.56%	2.93%	5.37%	0.40%
1980	5.33%	8.51%	0.10%	2.92%	0.16%
1981	4.15%	8.89%	1.38%	3.12%	0.23%
1982	1.86%	9.49%	4.38%	2.98%	0.27%
1983	1.71%	7.11%	2.86%	2.37%	0.16%
1984	2.69%	7.71%	0.98%	3.87%	0.17%
1985	2.11%	8.21%	1.50%	4.41%	0.19%
1986	1.77%	8.69%	3.81%	2.88%	0.23%
1987	0.14%	10.25%	5.74%	4.12%	0.25%
1988	0.65%	11.03%	3.84%	6.23%	0.31%
1989	1.98%	10.00%	2.85%	4.88%	0.29%
1990	2.33%	11.53%	0.91%	8.00%	0.28%
1991	2.95%	3.77%	-2.38%	3.26%	-0.05%
1992	1.63%	1.02%	-1.59%	1.00%	-0.03%
1993	0.54%	1.54%	0.70%	0.30%	0.01%
1994	0.10%	1.91%	0.78%	1.02%	0.01%
1995	-0.49%	3.04%	1.60%	1.93%	0.01%
1996	-0.77%	3.37%	0.73%	3.42%	-0.01%
1997	0.33%	2.97%	0.79%	1.84%	0.02%
1998	-0.12%	4.26%	5.56%	-1.12%	-0.07%
1999	-1.54%	3.52%	5.04%	0.09%	-0.07%
2000	-1.92%	2.06%	1.22%	2.81%	-0.04%

(註) e は計算誤差。

この式では、物価上昇率(または下落率) \hat{p} はマネー・サプライの伸び \hat{M} からマーシャルの k の伸びと実質GDPの成長を引いたものとして定義されることになる。もしも、マネー・サプライの伸び以上にマーシャルの k や実質GDP が成長すれば物価 p が低下する事になる。これを示したものが、表 2 である。

表 2 によれば、95 年以降、確かに GDP デフレ率の低下が確認されており、これは戦後の一時期(58 年)を除いては発生したことのなかった現象であり、マクロ経済的に見れば、デフレ的状况であると考えられる。

ところで、長期に目を転じれば、マーシャルの k が上昇する 70-73 年の時期も、87-89 年の時期も、共にマネー・サプライの伸びが旺盛であり、このことが物価上昇に結びついていたと分かる。特に、第一次石油ショックに伴う狂乱物価は、73 年と 74 年に発生しているが、インフレが加速されていた状況がマーシャルの k の低下(74 年)によって示されている。同様のことは、バブル経済期の崩壊直後の 91 年にも起きていることが分かる。但し、この時は実質GDPの伸びによって物価上昇圧力が抑えられているということも見て取れる。

さて、表 2 より、90 年代後半のデフレの原因には主に二つの方向での分析が必要であることが分かる。一つは、マネー・サプライの上昇以上に実質GDP が成長したことによるもの(96 年や 00 年に観察される)。これは、生産拡大にマネーの供給が伴わなかったことによるデフレ発生を示唆する(過剰生産による値崩れ)。マクロ理論的に言えば、AS 曲線の右シフトによる物価下落に相当すると解釈可能である。あと一つは、マネー・サプライの上昇以上にマーシャルの k が上昇したことによるものである(98 年と 99 年に観察)。これは、マネー・サプライの上昇にも関わらず、それを上回る規模で貨幣滞留が発生し、市場にマネーが広がっていない状況を示唆する。

だが、例えば、90 年代後半は銀行機能の低下

によって、追い貸し等が発生していたとする宮尾[12]や櫻川[9]などもあり、一見マネーの滞留とは異なる結果が報告されている。もし、追い貸しが事実であるとすれば、融資された企業なり個人なりが、その後の支出を極端に控えたということになる。本稿の結果によれば、銀行等における貨幣保有の可能性は否定されないが、あるいは他の要因による貨幣滞留の結果が、マーシャルの k を上昇させ長期のデフレ傾向をもたらしている可能性も示唆されるので、この点は更に検討される必要がある。もしも、各金融機関がこの時期、不良債権処理を進展させるために現金という流動性資産を保有し、貸し渋りの状況が起きていたとしたら、あるいはまた、金融機関の貨幣保有態度が、民間消費支出や固定資本形成の停滞による需要サイドの減少によってもたらされたものであるとしたら、それがデフレ要因となっている可能性が高い。また、そのことは、マクロ理論的には、需要不足の結果がAD曲線を左シフトさせて物価を下落させたことに相当すると解釈可能である。

こう考えてくると、90年代後半のデフレ的現象は、96年と00年の生産拡大と、98、99年の需要冷え込みによる貨幣滞留、ないしは、意図的な金融機関及び他の経済主体における貨幣保有という二つの原因が合成されることで出現した可能性があり、これらの点を探る必要があることになる。この本格的な検討は別稿に譲るが、この検討の前提として、そもそもマネー・サプライが価格や実物経済に対してどれほど強い影響力を有するののかについて検討される必要がある。なぜなら、伝統的な貨幣理論には、貨幣の中立性命題のように、そもそも貨幣の実物経済への影響は価格変動に限定されているという考え方もあるので、この点を実証的に見ておくことは、金融政策を考える上で不可欠であると思われるからである。次に、この点を検討していくこととする。

4 貨幣の中立性命題について

さて、先の貨幣による交換方程式は、マネー・サプライと名目GDPとの長期の安定的な関係が前提になっている。あるいはまた、マネー・サプライと物価との関係が前提になっているとも言える。

一般に、マネー・サプライの増減が物価の変動に吸収されて実物経済に影響を与えないという想定を貨幣の中立性と呼んでいるが、もしも、貨幣の中立性が成立しているのであれば、マネー・サプライは物価と長期に安定した(比例的な)関係にあることを意味し、実質GDPには影響を及ぼさないということになる。逆に、もしも実質GDPとマネー・サプライが強く関係しているならば、中立性命題の成立は疑わしいということになる。

この問題をめぐっては金融論の分野で実証研究が存在しているが、近年ではMcCallum[11]や大井・白塚・代田[19]などが長期中立性の成立を主張しているのに対し、例えば、新美[15]などは不成立を主張している。

そこでここでは、本稿のデータに基づいてマネー・サプライと名目GDPないしは物価、実質GDPとの間の関係について、共和分検定によって検討することとしたい。仮に、中立性仮説が成立する結果になれば、金融政策の有効性は疑わしいという政策的帰結が得られることになるが、長期においても中立性仮説が不成立ということになれば、金融政策によって実質GDPをコントロールし得るということになる。

近年では、短期的には中立性命題の成立は疑わしいが長期的には命題が成立するというtime inconsistency(動学的不整合)という問題が指摘されているので、長期の命題成立の検証は、実証上有意義であると考えられる。

4.1 マネー・サプライと名目GDPとの共和分検定

まず、マネー・サプライと名目GDPとの関係を検討したい。先に見たように、マネー・サプライと名目GDPが共に $I(2)$ 変数であることが分かっている。ここでは、Johansenの共和分検定の方法を用いて検定を行なった。Johansenの検定の基本発想は、定常変数によるVARモデルを用いて、係数行列における階数計算をすることで共和分関係にある変数の数を決め、その上で共和分係数を推定しようとするものである²。

今、単純なVARモデルを次のように設定する。

$$y_t = \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t=1, 2, \dots, T \quad (3)$$

ここで y_t は非定常の $k \times 1$ ベクトル。 A_i は $k \times k$ の係数行列、 ε_t は同期相関を有するが、異時点間では自己とも他の変数とも無相関のイノベーション・ベクトルとされる。 $k \times 1$ 。

(3)式を階差の形に変形して次式を得る。

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Gamma_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad t=1, 2, \dots, T \quad (4)$$

$$\text{但し, } \Pi = \sum_{i=1}^p A_i - I, \quad \Gamma_i = - \sum_{j=i+1}^p A_j.$$

ここで係数行列 Π は、階数 $r < k$ を有する $k \times k$

行列であり、 $\Pi = \alpha \beta'$ 、 $\beta' y_t \sim I(0)$ となるベクトル α と β の積に分解できる。

ランク r はVARにおける共和分関係の変数の数を表し、 β は共和分ベクトル、 α は調整係数ベクトルと呼ばれる。

Johansenの検定は $I(1)$ 変数と $I(0)$ 変数にしか使用できないことが指摘されているので、マネー・サプライと名目GDPの一階階差を取ることによって $I(1)$ 変数として処理した。こうして検定した結果が、表3である。ここでは、マネー・サプライと名目GDPの2変数しかないので、VARモデルにおける最大の共和分関係はせいぜい1となる。検定したモデルは、レベルデータ y_t が確定トレンド($\alpha_{\perp} \gamma_0$)を有し、共和分方程式が切片(ρ_0)とトレンド(ρ_{it})を有するという次のモデルである。なお、ラグ次数は0である。

$$H^*(r) : \Pi y_{t-1} = \alpha (\beta' y_{t-1} + \rho_0 + \rho_{it}) + \alpha_{\perp} \gamma_0$$

この α_{\perp} は α との直交射影を有するベクトルとなっている($\alpha' \alpha_{\perp} = 0$)。

表における結果は、マネー・サプライと名目GDPとの共和分関係を支持するものである。

つまり、マネー・サプライと名目GDPの間には、長期に渡る安定的な関係があると見なしやすいことが統計的にも支持されることになる。これはマネー・サプライと物価との間にある比例的な関係を示唆する可能性があるので、貨幣の中立性命題が成立している可能性があることになる。

表3：マネー・サプライと名目GDPのJohansen共和分検定

Johansen検定結果

	変数 $\Delta M, \Delta GDPN$	
	Max-Eigenvalue	Tracevalue
$r = 0$	21.884*	28.586*
$r \leq 1$	6.702	6.702

*は5%有意水準で帰無仮説棄却

線形の確定トレンドを想定。ラグ次数0。

トレーステストは、5%有意で1本の共和分方程式を示唆。

最大固有値テストは、5%有意水準で1本の共和分方程式を示唆。

なお、GDPデフレーターとマネー・サプライも共にI(2)変数であることに注意しながら、両者の一階差分データで同様の共和分検定を行なってみたところ、この結果は、両者の間に共和分関係が支持されないものとなった。すなわち、物価とマネーとの間には長期的関係が支持されないことになる。

こうなると、今度は、マネー・サプライと実質GDPの間に長期的関係がある可能性が出て来る。そこで次にこの点を検討しよう。

4.2 実質GDPとの共和分検定

ここでは次のような古典的な貨幣需要関数を考え、それを検討する。

$$M=f(Y, p, r) \tag{5}$$

但し、Mはマネー・サプライ、Yは実質GDP、pは物価、rは名目利子率である。

各データは、これまでの加工マクロデータを用いているが、利子率には銀行貸出約定平均金利の月次データを平均法により年次変換して用いている³。

さて、変数全ての和分次数を統一する必要があるため、ここではI(1)変数を用いることとし、マネー・サプライとGDPデフレーターは一階階差を取ったもの、実質GDPはレベル変数を使用し

ている。また、利子率データの単位根検定は、対数値でのレベル変数がI(1)となったので、それを用いた。

検定結果は表4である。

ここで使用したモデルは、レベルデータ y_t が確定トレンドを持たず、共和分方程式は切片(ρ_0)だけを有するモデルである。なおラグ次数は0である。

$$H^*(r) : \Pi y_{t-1} = \alpha(\beta' y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t)$$

表からは2つの共和分関係の存在が確認される結果となった。そこで、これらの変数間の関係を特定する為に、GrangerのCausality Testを行なった。

ラグ次数を2として検定を行なった結果、マネー・サプライと物価との間の因果関係は検出されなかった。逆に、マネー・サプライ側からは実質GDPと利子率に対して5%水準で因果性を有する結果となり、また、実質GDPは物価と利子率に対して1%水準でGrangerの意味で因果性を有することが分かった(図2参照)。すなわち、この結果によれば、マネー・サプライは実質GDPとの関係がむしろ有効である結果となっている。このことより、貨幣の中立性命題は長期においても成立していないのではないかという可能性が指摘できることになる。

表4：マネー・サプライ，利子率，物価，実質GDPのJohansen共和分検定

Johansen検定結果

変数 $\Delta M, \ln r, \Delta GDPDF, GDPR90$	Max-Eigenvalue	Tracevalue
	$r = 0$	82.048*
$r \leq 1$	36.205*	51.601*
$r \leq 2$	10.841	15.396
$r \leq 3$	4.554	4.554

*は5%有意水準で帰無仮説棄却
 確定トレンドは無しと想定。ラグ次数0。
 トレーステストは、5%有意で2本の共和分方程式を示唆。
 最大固有値テストは、5%有意水準で2本の共和分方程式を示唆。

図 2 : Granger因果性検定 : マネー・サプライ, 利子率, 物価, 実質GDP

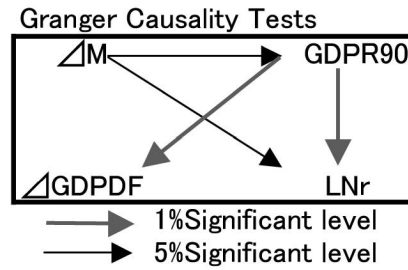


表 5 : VECMにおける共和分ベクトルと調整係数ベクトルの各係数

	α 行列		β' 行列				
			ΔM(-1)	lnr(-1)	ΔGDPDF(-1)	GDPR90(-1)	C
Δ ² M	0.33 [0.91]	-0.49 [-1.12]	1.00	0.00	-7275.56 [-3.97]	-0.58 [-8.66]	139604.07 [6.47]
Δlnr	0.00 [-6.21]	0.00 [6.51]	1.00	-51036.46 [-3.85]	0.00	-0.70 [-9.95]	220761.99 [5.88]
Δ ² GDPDF	0.00 [-0.45]	0.00 [0.64]					
ΔGDPR90	0.21 [6.21]	-0.16 [-3.94]					

[]内は t 値

更に、この点を確認する為に、共和分関係を考慮したVECモデル (VECM) によって分析を行なおう。

ここで使用したVECMは、先のJohansenの共和分方程式(4)の形から、以下の形に書き換えることができる。

$$\Delta y_t = \alpha (\beta' y_{t-1} + \rho_0 + \rho_1 t) + \sum_{m=1}^p \Gamma_m \Delta y_{t-m} + \varepsilon_t \quad (6)$$

ここでの第一項が共和分関係を表す誤差修正項 (Error Correction term) であり、先の共和分検定の結果を利用する箇所である。第二項はVAR項である。

先の共和分検定においては2つの共和分方程式が有意とされたので、共和分ベクトルβ'においてマネー・サプライの係数を1とする制約を置き、その上で利子率を0とする式と物価を0とする式の2本を採用することとした。この制約の元で計算した共和分ベクトル(β')と調整係数ベクトル(α)の結果が表5である。

共和分ベクトルの各係数における t 値は問題なさそうである。対数利子率の係数符号は理論

的には支持されないものだが、先のGrangerの因果性分析で検討したように、マネー・サプライ増分と対数利子率の因果性は強くない。このような状況が理論的に支持されない係数上の問題を引き起こしている可能性がある。今後モデルの検討も含めて改良される余地がある⁴。

調整係数ベクトルでは幾つかの階差変数の係数が有意でない結果となった。だが、その係数の大きさは微小である為、それほど大きな問題にはならないであろう。

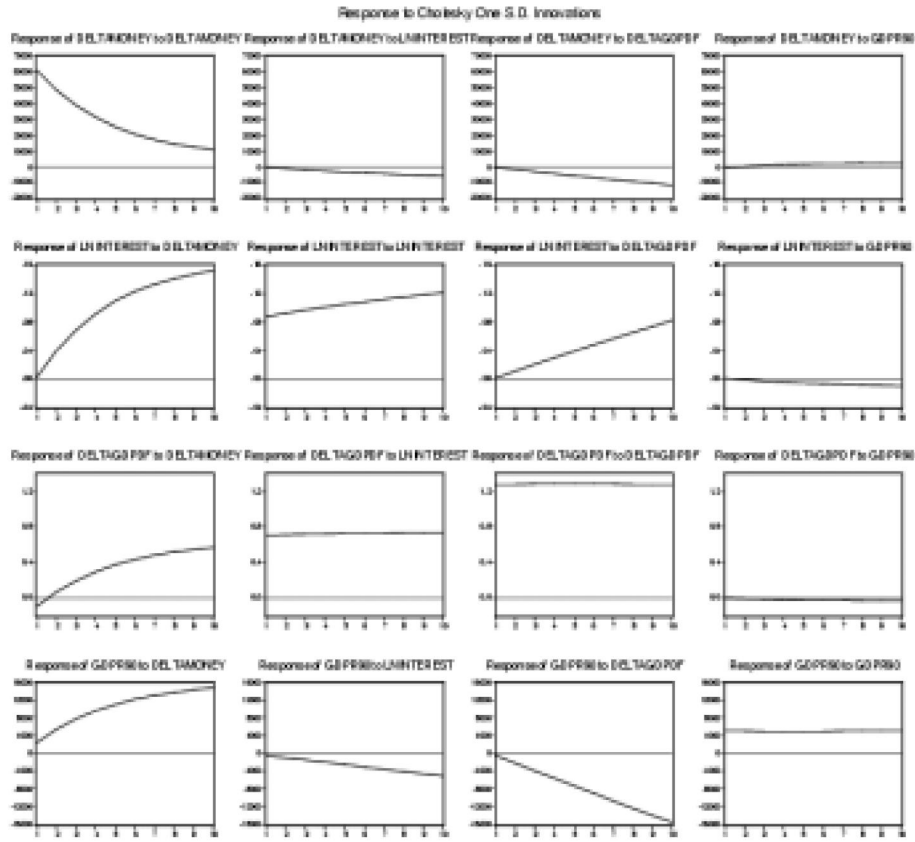
以上表より、いくつかの検討すべき課題を残しつつも、マネー・サプライと実質GDPとの共和分関係の存在は支持されると言えそうである。

さて、表5の結果を経済政策的観点から解釈する為に、Impulse Response Functionによって応答状況をシミュレーションテストすることにしたい。

その結果は図3の通りとなった。ここでは、マネー・サプライ(増分)に対して、対数利子率、GDPデフレーター(増分)、実質GDPの順に変数を並べている⁵。

これによれば、幾つかの重要な結果が分か

図3：Impulse Response Functionの結果：マネー・サプライ， 利子率， 物価， 実質GDP



る。まず、実質GDPはマネー・サプライに対して強い反応を示し、その大きさは漸増している。すなわち、マネー・サプライは実質GDPに極めて強い影響を与え得ることが分かる。同様のことは、利子率と物価に関しても言え、両者はマネー・サプライに対して強い正の反応を示している。先のGranger因果性分析の結果と合わせれば、マネー・サプライの実質GDPと利子率への影響は長期で安定していると言えるだろう。

また、実質GDPは物価と利子率に対しては負の反応を示し、これは時間に比例するものとなっている。

逆に、利子率と物価は実質GDPに対して微小ながら負の反応を示している。これは先のGranger分析ほどの有意でクリアな結果とは言えないものになっている。そして、マネー・サプライに対して物価は1期目の途中から正の反応に転じて、それ以降拡大傾向を示している。

マネー・サプライは物価に対してGrangerの意味での強い因果性はないが、物価引き上げ効果を有している結果となっている。

以上の貨幣需要関数における変数間の共和分検定と、VECMによるImpulse Responseの結果から、長期における貨幣の中立性命題についてどのような判断を下せるのであろうか。本稿の結果では、マネー・サプライの実質GDPに与える影響はむしろ強いという結果となった。共和分関係における因果性検定においても、VECMにおけるImpulse Responseにおいても、マネー・サプライの実質GDPに与える影響は大きい。

これを素直に解釈すれば、貨幣の中立性命題は成立し難いということになる。特に、この不成立の状況は、共和分関係が見られることから、time inconsistentな意味での短期の不成立ではなく、戦後46年間の長期にわたって維持されていると解釈されるのである。

但し、この結果はデータ上の問題が影響を与えている可能性もある。先に見たように、名目GDPとマネー・サプライの共和分関係は、貨幣交換方程式におけるマーシャルのkの存在の正当性を示唆しているとも解釈できる。実際、マーシャルのk自体を単位根検定をかけてみると、本稿の計算ではI(1)変数であるとの結果を得た⁶。無論、このような非定常なマーシャルのkをどのように解釈すべきかという問題は残る。また、物価に関するデータをGDPデフレーター以外のものを使用した場合は異なる結果が出る可能性もあるので、この点は更に検討の余地があるだろう。

ところで、共和分方程式においてマネー・サプライ、実質GDP、物価三者の関係は先の結果から支持されるが、個別に共和分検定をかけると、マネー・サプライと実質GDPの間でしか共和分関係は有意とはならない結果を、筆者は別途得ている。この点からしても、マネー・サプライと物価の関係は強いものとは言えない。

これらのことを総合的に考えると、日本経済においては、貨幣の中立性命題は短期だけではなく長期においても成立しておらず、金融政策によって有効に実質GDPに影響を与えうることが可能であると判断できるということになる。逆に言えば、金融政策による物価への影響は微弱である可能性がある。

5 構造変化を考慮した共和分検定

ところで、前項までで扱ってきたマネー・サプライや実質GDPなどは、46年間のうちで構造変化をしている可能性がある。もし、対象とする時系列データが構造変化を含む変数である場合、非定常である（単位根を有している）と判定されやすいことが知られている（Perron [20]）。そのようにして非定常と見なされた変数同士を共和分検定にかけると、問題が多いということになるだろう。

そこで、ここではマネー・サプライと実質

GDPが構造変化を含んでいるかどうかを検討し、構造変化がある場合、それを考慮した共和分検定のモデルによって改めてマネー・サプライと実質GDPとの間の長期的関係の有無について検討しようと思う。

最初に、マネー・サプライと実質GDPの構造変化検定をBanerjee, Lumsdaine and Stock [1]に従っておこなってみよう。ここでは、Perron [20]が行なった構造変化モデル（逐次検定Sequential Test）を使って検討した。

$$y_t = \alpha_1 + \alpha_2 DU_t + \alpha_3 TB_t + \beta_1 t + \beta_2 DT_t + \rho y_{t-1} + ut. \quad (7)$$

但し、 $\alpha_1 \neq 0$, $\beta_1 \neq 0$ である。また、 DU_t はダミーのドリフト項、 TB_t は設定されたタイム・ブレイク・ポイント・ダミー、 DT_t はタイム・トレンド・ダミーである。

$$\begin{aligned} DU_t &= 1, & t > T_B \\ &= 0, & t \leq T_B \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} TB_t &= 1, & t = T_B + 1 \\ &= 0, & t \neq T_B + 1 \end{aligned} \quad (9)$$

$$\begin{aligned} DT_t &= t, & t > T_B \\ &= 0, & t \leq T_B. \end{aligned} \quad (10)$$

帰無仮説は、

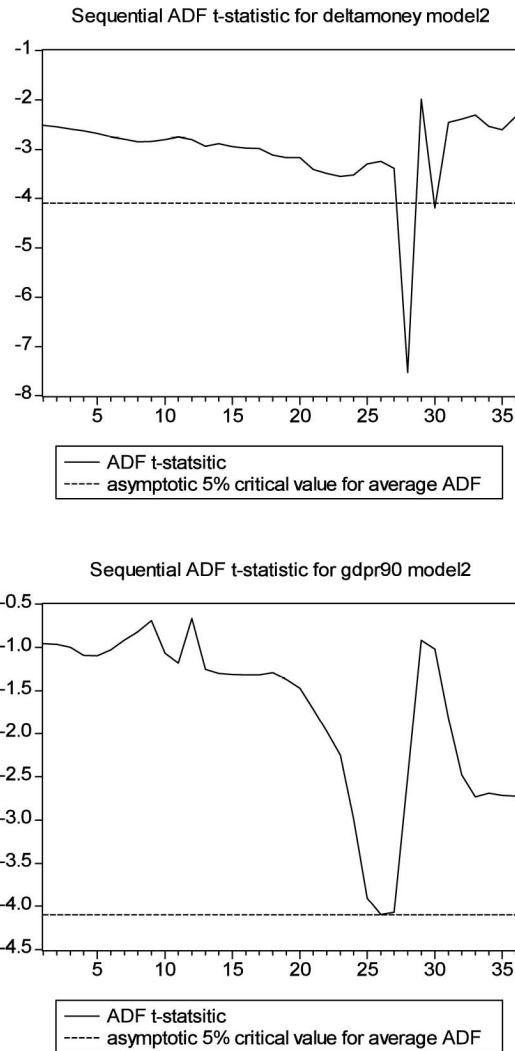
$$H_0: \rho = 1$$

である。

検定はBanerjee [1]に従って、タイム・ブレイクのポイント T_B を標本全体の15%に取り、その後一期ずつブレイク・ポイントをずらして係数を検定するというものである。

検定統計量 τ_t 値は、 $\alpha_2 \neq 0$, $\alpha_3 \neq 0$, $\beta_2 \neq 0$ の元で、標本数46のモンテカルロ・シミュレーション（各10,000回）を11回行い、そこから得た結果の平均値（-4.10）⁷を5%棄却水準とした。

図 4：マネー・サプライと実質GDPの構造変化検定



逐次検定の結果は図4の通りである。
 図によれば、マネー・サプライのほうは90年と92年のポイントで構造変化が確認される結果となった。実質GDPのほうは、87年から89年にかけて棄却域水準まで t 検定量が接近するが、棄却する水準には至っていないと判断できる。よって、前節で見たマネー・サプライと実質GDPとの共和分検定は、少なくとも、マネー・サプライの側の構造変化を考慮した分析によって再度検討をする必要がある。

構造変化を考慮した共和分検定の方法には Gregory and Hansen[5]がある。彼らは、共和分方程式の残差項についてOLSによって系列相関を推定し、単位根かないしはそれに近い係数を有する場合に、共和分関係がないという

帰無仮説を立て、それを棄却するという仮説検定を考えた。Gregory達の方法を用いた日本での応用例には、西崎・須合[16]、竹内[23]がある。ここではそれらに習い、先と同様の形式をした次の構造変化共和分モデルを考える。但し、ここでの共和分方程式は、先のJohansenの結果から得られた2変数によるモデルを用いる。

$$y_t = \mu + \theta_1 DU_t + (\gamma_1 + \delta DU_t)x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \theta_2 TB_t + \theta_3 t + \theta_4 DT_t + e_t \tag{11}$$

$$\begin{aligned} DU_t &= 1, & t > T_B \\ &= 0, & t \leq T_B \end{aligned} \tag{12}$$

$$\begin{aligned} TB_t &= 1, & t = T_B + 1 \\ &= 0, & t \neq T_B + 1 \end{aligned} \tag{13}$$

$$DT_t = t, \quad t > T_B$$

$$= 0, \quad t \leq T_B. \quad (14)$$

ここで、 y_t と x_{1t} , x_{2t} は共和分関係を検定する変数であり、他の変数は先の(7)式のモデルと同じものである。

このモデルは、マネー・サプライ (y_t) がレベル・シフト、タイム・ブレイク・ポイントでのジャンプ、ダミー・トレンドによるトレンド変化などの構造変化をしていること、更に、実質GDPやGDPデフレーターなど (x_{1t}) にも構造変化 (レジーム・シフト) が起きるというモデルを検定する。ここでのタイム・ブレイク・ポイントは、(11)式の逐次検定を行い、そこでの残差の系列相関に関する τ 値の推移の中から最低点を有力候補として使用することとした⁸。それによれば、92年が構造変化の可能性が最も高い時点であった。

実質GDPと対数利子率による共和分モデルの推定結果は表6の通りである⁹。

この表の結果では、ダミー変数やダミートレンドの係数に若干弱さがあるものの、実質GDPとマネー・サプライの間には長期的な関係があると見なしてよいものと判断できる。これは前節と同様の結論である。

また、実質GDPとGDPデフレーターによって共和分方程式を検定したものが表7である。ここでは、いくつかの構造変化を試した中で、

GDPデフレーターで勾配変化 (レジーム・シフト) が起きたという想定を採用した。

この表では、GDPデフレーター増分の係数が理論的には支持し得ないものとなっている。マネー・サプライとGDPデフレーターの関係は、本稿のデータでは一貫して影響力が弱いものと検出されており、ここでの結果も両者の不安定な状況が引き起こしている可能性がある。データ等の入れ替えによる更なる検討を行う必要がある。

但し、表6結果と同様、この表においてもマネー・サプライと実質GDPとの共和分関係は支持されると言ってよい結果となっている。

以上、構造変化を考慮したモデルによる検討においても、マネー・サプライと実質GDPとの共和分関係は否定されず、長期的な相互関係があると見なせるのである。

6 結論的覚え書き

本論は、日本経済の長期データを用いて、90年代長期不況のデフレの要因を成長率要因分解の視点で分析し、また併せて、貨幣の中立性命題について検討を加えた。得られた主な結論は、以下の通りである。

1. 90年代におけるマーシャルの k は98年以降顕著な上昇が確認される。景気停滞期に

表6：構造変化を考慮した共和分方程式 1

Variable	C	GDPR90	GDPR90*DUM92	LNINTEREST	DUM92	TB92	DT92
Coefficient	463841.9	0.733	-2.841	-245115.5	1116406	4964.047	-3205.67
t-Statistic	3.234	9.087	-1.020	-3.723	1.415	0.086	-0.180
検定統計量	-6.578***						

(註) ***は1%有意水準 (臨界値は-5.80。Gregory and Hansen (1996) より。)

表7：構造変化を考慮した共和分方程式 2

Variable	C	GDPR90	DELTAGDPDF	DELTAGDPDF*DUM92	DUM92	TB92	DT92
Coefficient	-54719.8	0.943	-7224.452	27143.35	-712939.5	-72025.4	11422.94
t-Statistic	-2.802	13.035	-1.543	0.835	-1.620	-1.040	1.053
検定統計量	-6.143***						

(註) ***は1%有意水準 (臨界値は-5.80。Gregory and Hansen (1996) より。)

おけるマーシャルkの上昇は、戦後の日本経済においては初めてのことである。また、GDPデフレーターは95年頃から低下傾向にありデフレーションの状況が確認される。

2. 要因分解の結果、デフレ要因は、第一にマネー・サプライの上昇以上に実質GDPが成長したことによってもたらされたもの（96年と00年）と、第二にマネー・サプライの上昇以上にマーシャルのkが上昇したことによってもたらされたもの（98年と99年）の2種類を指摘することができる。
3. マーシャルのkの前提とされるマネー・サプライと名目GDPとの長期的な関係は、共和分検定によって支持される結果となっ

た。但し、マネー・サプライと物価との共和分関係は検出されなかった。

4. 他方、マネー・サプライは実質GDPと共和分関係があり、因果性検定においても、VECMによるImpulse Responseによっても、マネーの強い影響が確認された。このことによって、貨幣の中立性は短期だけではなく長期的にも成立していない可能性がある。
5. 長期推移における構造変化を考慮した場合に共和分関係が支持されるかどうかを、構造変化を考慮した共和分方程式によって改めて検討した。その結果、マネー・サプライと実質GDPとの長期的な関係が再確認された。

注

- * 本稿の作成にあたり、本誌査読者から有益なコメントを頂いた。記して感謝したい。なおも残りうる誤謬については、全て筆者に帰するものである。
- 1 使用したデータは、基本的に2004年時点で入手可能な日経NEEDSデータである。データのダウンロードとその加工は、兵庫県立大学の斎藤清教授が開発されたXCAMPUSプログラムを利用して頂いた。斎藤[21]。
 - 2 Johansenの共和分検定の解説は、Johnston and DiNardo[10] Chap9等を参照。
 - 3 なお、利子率変数の選択に当たっては、都市銀行、地方銀行、総合国内銀行、長期信用銀行それぞれの貸出約定平均金利、また、国債最終利回及び10年もの国債利回りなどを検討した。長期信用銀行の約定金利以外は大きな違いがないことから、ここでは総合国内銀行の平均金利を用いた。
 - 4 マネー・サプライと利子率の間の共和分関係自体を別途検討したところ、同様に、確定トレンドとド

リフトを有するモデルにおいて共和分関係が検出されたが、共和分方程式における係数の符号には同様の問題が発生した。マネー・サプライと銀行利子率との間の共和分関係については、更なる検討が必要である。

- 5 なお、対数利子率と実質GDPの順序を入れ替えてImpulse Responseを見たが、大きな差異は見られなかった。
- 6 先の単位根検定の結果では名目GDPとマネー・サプライは共に $I(2)$ であり、両者間には共和分関係が支持されたことを見れば、この結果は整合的である。
- 7 ここでは、84年から94年までの11年間で求めた5%水準の平均値。
- 8 Gregory and Hansen[5]参照。
- 9 推定モデルは、陰関数の形で推定しているの、係数の符号はそのままマネー・サプライとの関係として解釈できる。

参考文献

- [1] Banerjee, A., Lumsdaine, R. L. and Stock, J. H.(1992), 'Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypothesis: Theory and International Evidence', *Journal of Business and Economic Statistics*, vol. 10, No. 3, p.271-287, July.
- [2] Engle, R. F. and Granger, C. W. J.(1991), *Long-Run Economic Relationships*, Oxford University Press.
- [3] 深尾光洋・日本経済研究センター編 (2000), 『金融不況の実証分析』, 日本経済新聞社.
- [4] 深尾光洋・寺澤達也・小林慶一郎 (2001), 『バ

- ランスシート再建の経済学』, 東洋経済新報社.
- [5] Gregory, A. W. and Hansen, B. E.(1996), 'Residual-based tests for cointegration in models with regime shifts', *Journal of Econometrics*, 70, pp.99-126.
- [6] 浜田宏一, 堀内昭義 (2004), 『論争 日本の経済危機』, 日本経済新聞社.
- [7] 原田泰, 岩田規久男 (2002), 『デフレ不況の実証分析』, 東洋経済新報社.
- [8] F. Hayashi and E. C. Prescott(2002), 'The 1990s in Japan: A Lost Decade', *Review of Economic Dynamics*, 5, no.1, pp.206-35, Jan., 2002.
- [9] 岩田規久男・宮川努 (2003), 『失われた10年の真因は何か』, 東洋経済新報社.
- [10] J. Johnston and J. DiNardo(1997), *Econometric Methods 4th ed.*, McGraw-Hill.
- [11] B. T. McCallum (2004), 「貨幣の長期中立性と現代の政策分析」, 『金融研究』, 第23巻第4号, 日本銀行金融研究所, pp.39-53 Dec.
- [12] 宮尾龍蔵 (2004), 「銀行機能の低下と90年代以降のデフレ停滞」, 浜田他『論争 日本の経済危機』第7章, 日本経済新聞社.
- [13] 内閣府経済社会総合研究所 (2001), 『長期遡及主要系列 国民経済計算報告—平成2年基準—』, 内閣府経済社会総合研究所.
- [14] 内閣府経済社会総合研究所 (2004), 『国民経済計算年報 平成16年版』, 内閣府経済社会総合研究所.
- [15] 新美一正 (2003), 「マクロ経済政策の方向性に対する長期的視点からの考察」, *Japan Research Review*, 12月, 日本総研, <http://www.jri.co.jp/JRR/2003/12/st-macroeconomy.html>.
- [16] 西崎健司・須合智広 (2001), 「わが国における労働分配率についての一考察」, *Working Paper*, 01-08, 日本銀行調査統計局, pp.1-51 Jun.
- [17] 小川一夫・北坂真一 (1998), 『資産市場と景気変動』, 日本経済新聞社.
- [18] 大竹文雄・柳川範之 (2004), 『平成不況の論点』, 東洋経済新報社.
- [19] 大井博之・白塚重典・代田豊一郎 (2004), 「わが国における貨幣の長期中立性について」, 『金融研究』, 第23巻第3号, 日本銀行金融研究所, pp.121-160 Oct.
- [20] Perron, P.(1989), 'The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis', *Econometrica*, 57, pp. 1361-1401.
- [21] 斎藤清 (2004), 『XCAMPUS 構文解説』, 兵庫県立大学, <http://xcsv.kobeuc.ac.jp/xcdocs/default.htm>.
- [22] 櫻川昌哉 (2003), 「不良債権が日本経済に与えた打撃」, 岩田他『失われた10年の真因は何か』, 東洋経済新報社.
- [23] 竹内文英 (2004), 「労働分配率低下の背景」, *JCER*研究員レポート, No.53, 日本経済研究センター, pp.1-6.
- [24] Zivot, E. and Andrews, D. W. K.(1992), 'Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis', *Journal of Business and Economic Statistics*, vol.10, No.3, p.251-270, July.

On the money supply and the deflation of Japan over the post-war period

Masaru ICHIHASHI

This paper analyses the deflation factor in Japan in 90s according to the annual macroeconomic data over the post-war period. Moreover, we considered the influence given to the real economy and the price by a monetary policy through the verification of the neutral proposition of money. Two causes can be possible to be pointed out to the deflation in 90s as a result.

One is decreasing in demand of consumption and investment because of the long recession. It can be thought that this is an direct effect of recession.

Another one is higher rising of Marshall's k than money supply. This means that the velocity of money slowed down seriously despite of enlargement of money supply and many actors in the market were holding money for a long time.

Moreover, the neutral proposition of money examined by the cointegration test and VECM was doubtful in a long term in Japan. This result means that monetary policy has been remaining the strong influence to the real economy while it has been having the weak effect to the price.