

通貨供給量構成項目と消費者物価指数に関する時系列分析

—日本・1999 年～2006 年—

Time Series Analysis of Money Stock Statistics and Consumer Price Index
from 1999 to 2006 in Japan

森澤 龍也*

Tatsuya Morisawa

本稿は、1999 年から 2006 年の日本で、通貨供給量の構成項目である預金通貨・準通貨と、消費者物価指数（CPI）との間にどのような影響関係があったのかについて、実証的に考察する。本稿の実証分析によると、①預金通貨・準通貨・CPI における共和分関係、②CPI から預金通貨・準通貨への影響関係、③「預金通貨の増加 ⇒ 準通貨の減少」という一方向的な代替関係、があるとの結果が得られた。

キーワード：通貨供給量（マネースtock統計）、預金通貨、準通貨、消費者物価指数（CPI）、ベクトル誤差修正モデル

I. はじめに

本稿は、1999 年から 2006 年の日本において、通貨供給量（Money Stock）およびその構成項目と、消費者物価指数（Consumer Price Index: 以下、CPI と表記）との間にどのような影響関係があったのかについて実証的に考察する。

経済全体で流通する貨幣の総額は通貨供給量（マネースtock・マネーサプライ）と呼ばれる。日本における通貨供給量の統計は、日本銀行によってマネースtock統計として公表されている¹⁾。この統計では、日本銀行が発行する日本銀行券（紙幣）と政府が発行する貨幣（硬貨）の合計を「現金通貨」、当座預金や普通預金のようにすぐに引き出せる要求払預金を「預金通貨」と呼んでいる。これらの合計を狭義の通貨供給量として「M1」と定義し、公表している。

そして、定期預金や定期積み金のように引き出す時期があらかじめ決められている定期性預金を「準通貨」と呼び、これと M1 との合計を「M2」と定義している。この M2 と、第三者に預金譲渡が可能な「譲渡性預金(Certificate of Deposit: 以下、CD と表記)」との合計を、広義の通貨供給量として「M2+CD」と定義し、公表している。

*流通科学大学商学部、〒651-2188 神戸市西区学園西町 3-1

後ほど明らかにされるように、2000年から2003年にかけて、M2+CDとM1の成長率の動きが乖離している。この背景には、その期間に預金通貨と準通貨の伸びが乖離しているという事実がある。すなわち、預金通貨の伸びが急激に増加する一方で、準通貨の伸びが落ち込んでいる。

この2000年～2003年という期間は、日本の金融政策において歴史に記録されるべき様々な取り組みが行われた時期と重なっている²⁾。平成バブル崩壊後の景気低迷を背景に日本銀行は、コールレートを事実上ゼロとするゼロ金利政策（1999年2月～2000年8月）、量的緩和政策（2001年3月～2006年3月）を導入した。したがって、2000年～2003年という期間は量的緩和政策の導入によってマネタリーベースが急激に増加した時期と重なる。

実際に系列間の動きをみると、この期間にM1はマネタリーベースの伸びと合わせて増加している一方で、M2+CDはそれほど増加していない。すなわち、金融緩和によるマネタリーベースの増加はM1をある程度増加させたものの、M2+CDをそれほど増加させることはできなかった。要するに、「金融緩和⇒通貨供給量(M2+CD)の増加⇒一般物価(CPI)の押し上げ」という経路を期待していたが、結果として、金融緩和によって、一般物価を押し上げるほど、M2+CDを増加させることができなかったのである。

もっとも、この理屈を押し進めると、マネタリーベースの伸びが通貨供給量(M2+CD)の増加に結びつけば、デフレーションからの脱却を図れるということになる。しかし、この点については再考を要する事実が存在する。先ほど指摘した通り、2000年～2003年にかけて、預金通貨と準通貨の成長率が乖離しているという事実を紹介した。実はこれらにインフレ率(CPI成長率)と併せてプロットすると、インフレ率の動きが幾分「先行」する形で預金通貨と準通貨の成長率と連動した動きをみせている。もしインフレ率がこれらの系列よりも「先行」的に動いていることが統計的に確かめられるならば、「通貨供給量の増加⇒一般物価の上昇」という関係は量的緩和期に見受けられないということになる。すなわち、1990年代末から2000年代前半にかけてのCPIのデフレーションは通貨供給量の伸びとは別の要因による部分が大きいという可能性が考えられるのである。

先行研究を概観すると、近年、通貨供給量と所得・物価との間の関係が弱まったという報告が多くみられる³⁾。例えば、宮尾(2006)・第7章は1975年～2003年の標本期間で精緻な計量分析を行い、日本では、①M2+CDと所得・物価との間の実証的關係は1990年代にほぼ消滅した、その原因として、②1990年代後半での準通貨(定期性預金)の実体経済に対する予測力が低下した、③将来の実体経済に対する銀行貸出の予測力も同じく1990年代後半以降消滅した、④準通貨(定期性預金)と銀行貸出の間には1975年～2003年に密接な関係が維持される、という結果を得ている。すなわち、不良債権問題を背景に銀行貸出の将来景気に対する予測力が消滅し、それが準通貨(定期性預金)の動きを通じてM2+CDの所得に対する関係を消滅させたと報告している。

本分析は、通貨供給量の構成項目である預金通貨・準通貨とCPIが2000年～2003年にかけて特徴的な動きをみせることから、先行研究での論点をより絞り、この3系列間にどのような依存

関係があったのかに焦点を定めて計量分析を行う。すなわち、預金通貨・準通貨・CPIの3系列について時系列分析を行い、当該期間にかけてインフレ率が預金通貨・準通貨に対して先行的に動いていたのかどうかについて実証的に確かめる。宮尾(2006)はM2+CDをM1と準通貨(定期性預金)+CDに分割して分析している。一方、本稿はM2+CDの構成項目の中で預金通貨と準通貨を取り上げ、これらとCPIとの関係を考察する。また、本分析で使用する通貨統計(外国銀行在日支店等を含むベース)が1998年4月以降利用可能であることから、分析期間は1999年～2006年とする。

本稿の構成は次の通りである。第Ⅱ節では、通貨供給量・マネタリーベース・CPIの動きをグラフによってみていく。第Ⅲ節では、現実のデータの動きを踏まえたうえで、預金通貨・準通貨・CPIの3系列について時系列分析を行う。第Ⅳ節では、本稿の議論をまとめる。

Ⅱ. 1999年から2006年にかけての通貨供給量変動の特徴

本節では、1999年から2006年にかけての通貨供給量変動の特徴をデータのグラフによって検討する。その過程で、通貨供給量およびその構成項目と、マネタリーベース・CPIとの関係について、その概略を把握する。

1. 通貨供給量とマネタリーベース

まず、通貨供給量とマネタリーベースの関係から検討していく。近年、通貨供給量(M2+CD)とマネタリーベースとの関係が以前よりも安定的ではなくなったという事実がある。飯田・原田・浜田(2000)、村田・森澤(2005)では、1990年代にM2+CDとマネタリーベースとの間に乖離がみられると指摘している。このとき、中央銀行の金融緩和政策によって、マネタリーベースを増加させたとしても、なかなか通貨供給量の増加に結びつかないことになる。

図1は、通貨供給量とマネタリーベースをグラフにしたものであり、図2は通貨供給量とマネタリーベースの成長率をグラフにしたものである。図1および図2をみると、M1の伸びがマネタリーベースのそれとほぼ同じような動きをみせているのに対して、M2+CDの伸びはほぼ一定である。2001年から2004年にかけてのマネタリーベースの急激な増加がそれほどM2+CDの増加に結びついていない様子が伺える。

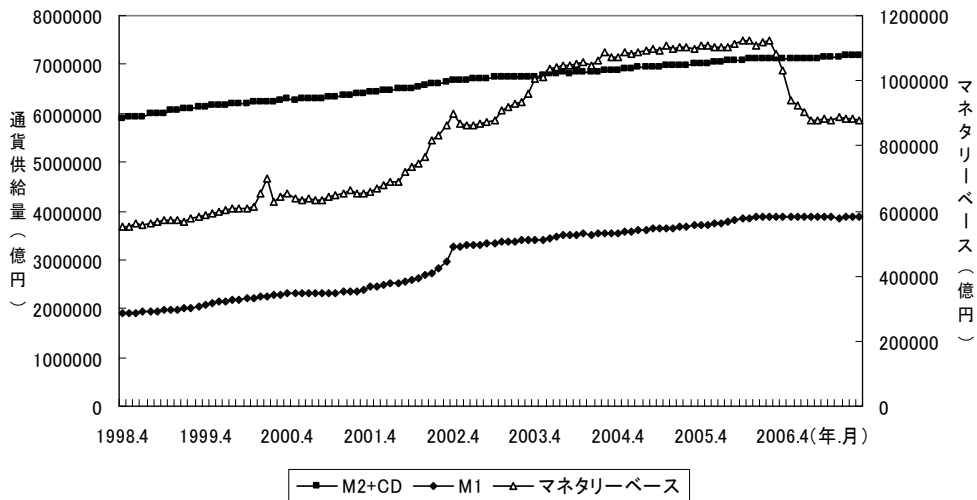


図1 通貨供給量とマネタリーベース

出所：日本銀行『金融経済統計月報』

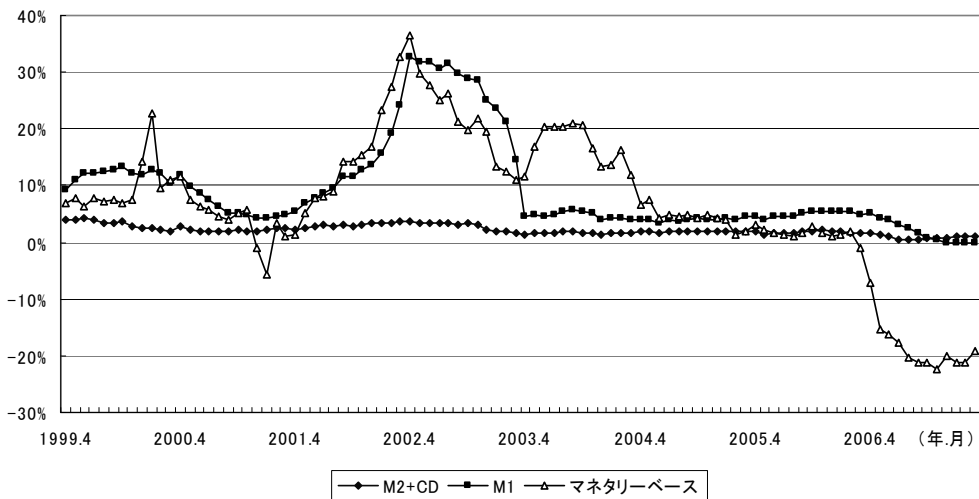


図2 通貨供給量とマネタリーベース：成長率（対前年同月比）

出所：日本銀行『金融経済統計月報』

2. 通貨供給量の成長会計分析

では当該期間になぜ、狭義の通貨供給量である M1 と、広義の通貨供給量である M2+CD の動きに、このような違いが起こったのであろうか。このことを考えるために、M2+CD の構成項目である現金通貨、預金通貨、準通貨、CD の成長会計分析を行う。なお、参考のために 2006 年

M2+CD 平均残高に占める各項目の構成比率（小数点第 2 位以下四捨五入表記）を付記すると、現金通貨 10.1%、預金通貨 44.3%、準通貨 42.5%、CD3.1%である。

図 3 は M2+CD の各構成項目の成長率をグラフにしたものである。先ほど付記した通り、預金通貨と準通貨はそれぞれ M2+CD に占める割合が 40%を超える。その両系列の動きは図 3 をみると対照的である。特に 2000 年から 2003 年にかけて、預金通貨が急激に増加したのに対して、準通貨はむしろ減少している。他方で、現金通貨の伸びは比較的安定している。CD の伸びは他の項目に比べると激しく変動している。ただし、CD の M2+CD に占める割合はあまり大きくなかったために、M2+CD 全体の伸びにそれほど大きな影響は及ぼさなかったことが、寄与度の計算結果(図 4)から確かめられる。

図 4 は M2+CD の各構成項目の寄与度をグラフにしたものである。これによると、M2+CD に対する預金通貨および準通貨の影響が大きいことが見て取れる。当該期間において M2+CD の成長率が正であったことを踏まえて、大方の傾向を把握すると、預金通貨が M2+CD の増加に寄与していたのに対して、準通貨は M2+CD を減少させる要因であったといえる。また、この両者は代替的な関係にあると考えられる。

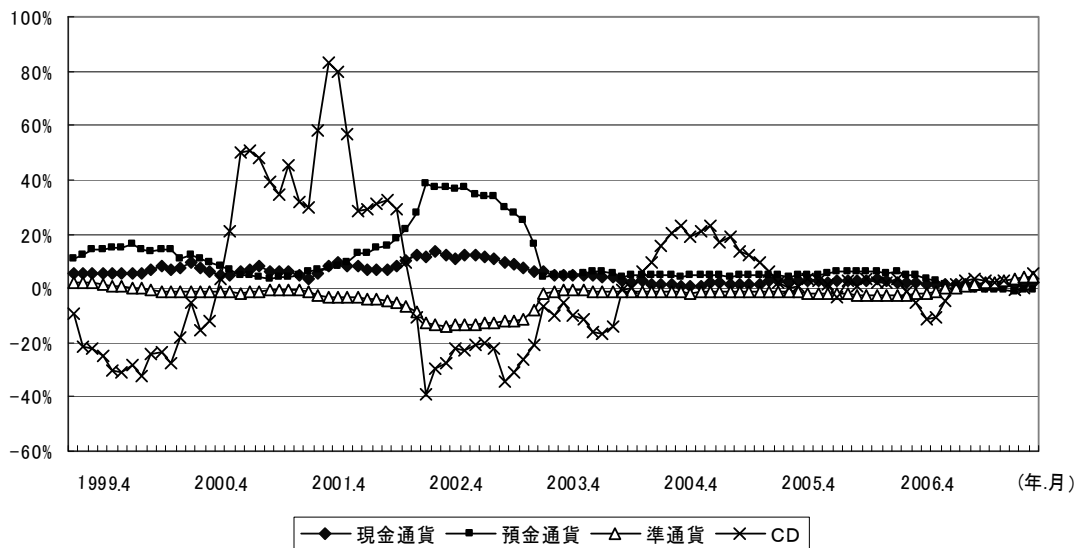


図 3 M2+CD 構成項目成長率（対前年同月比）

出所：日本銀行『金融経済統計月報』

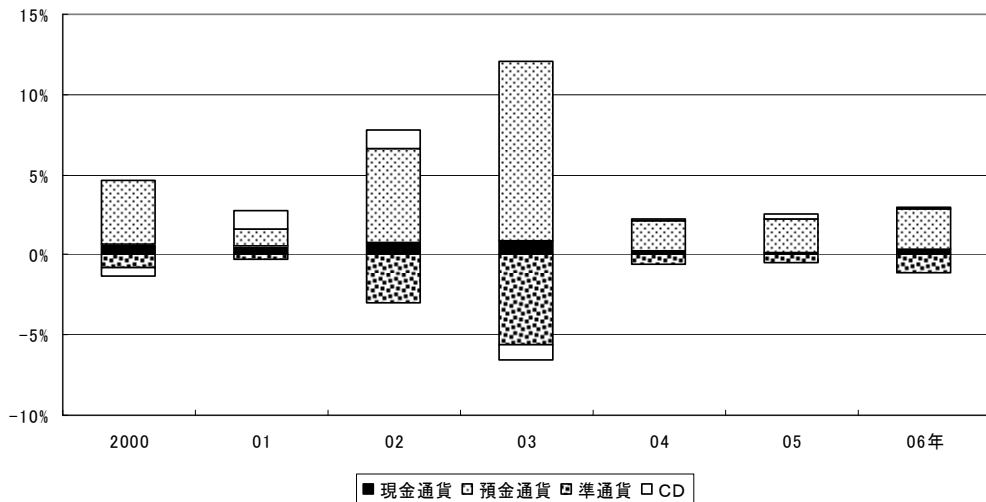


図4 M2+CD 構成項目寄与度

出所：日本銀行『金融経済統計月報』

以上の検討結果によると、第II.1節で指摘したM2+CDとM1の伸びの対照性について、次のような背景が考えられる。当該期間に現金通貨の伸びは比較的安定的であった一方で、預金通貨が急激に増加したために、M1の伸びはその動きに大きな影響を受けて増加した。これに対して、当該期間に準通貨は預金通貨とは逆に減少し、これが預金通貨の伸びを相殺する形となった。このために、M2+CDの伸びは抑えられ、M1ほどには増加しなかったのである。

3. 預金通貨と準通貨の代替が起こった要因

そうすると、当該期間に預金通貨(要求払預金)と準通貨(定期性預金)がいかなる要因で代替的な動きをみせたのかということが次なる疑問として浮上してくる。

その要因の一つとして、金利の影響が考えられる。単純なメカニズムを考えよう。もし定期預金の金利が上昇すれば、現金や普通預金を定期預金に預け換えようとするだろう。他方で、金利水準が当面低いままであるならば、定期預金は高金利のときよりも魅力のないものになるであろう。極端な場合、金利がゼロないしその近傍で推移するもとは、金融資産(通貨)の保有形態として、現金や普通預金による保有と、定期預金による保有とでは、収益性の点でそれほど大きな違いをもたなくなってしまうだろう。その場合、満期がある定期預金よりも、現金や普通預金の形で通貨を保有している方が、よほど流動性が高いことになる。

また、次のようにも考えられる。第I節で概観したように、日本は1990年代以降、バブル崩壊後の景気低迷を背景として低金利政策を続けた。低金利政策が導入された後に、それ以前の金利水準で契約していた定期性預金が満期を迎えたときに、預金者が低金利のもとの定期性預金に借り換えすることを嫌い、定期預金金利の上昇を待って現金ないし要求払預金で保有することを

選択することが考えられる。ただし、図3でみたように、当該期間では、現金通貨の伸びが比較的安定的であったことから、満期の定期性預金を要求払預金の形で保有する預金者行動が考えられる。

図5は、預金通貨・準通貨の成長率と定期預金金利（総合）をグラフにしたものである。図5によると、2000年から2001年にかけての時期と、2006年以降の時期に定期預金金利の上昇がみられる。しかし、この時期に準通貨(定期性預金)はそれほど増加していない。しかも、預金通貨(要求払預金)と準通貨(定期性預金)の代替が起こった2000年から2003年にかけての時期には、定期預金金利は低位安定的であり、預金通貨と準通貨の動きにそれほど影響を与えたとは考えられない。したがって、当該期間における金利を通じた預金通貨と準通貨の代替はそれほど大きくなかったといえる。金利による両系列の代替があったとしても、定期金利が上昇した2006年以降の時期にみられるように軽微なものであったと考えられる。

そうすると、2000年から2003年にかけての預金通貨と準通貨の代替に関して、金利以外の要因を考えなければならない。実は1998年以降、CPIのインフレ率（生鮮食品を除く総合、対前年同期比）は連続してマイナスを記録している。すなわち、当該期間において日本経済は一般物価のデフレーション(以下、デフレと表記)に陥っていたのである。デフレのもとでは、現金や普通預金のように収益性は低くても流動性の高い金融資産は、保有し続けても、その実質価値は増加する。いくら高収益・高金利のもとでも、インフレ率が金利や収益率を大きく上回るようであれば、その資産の実質価値は目減りする。

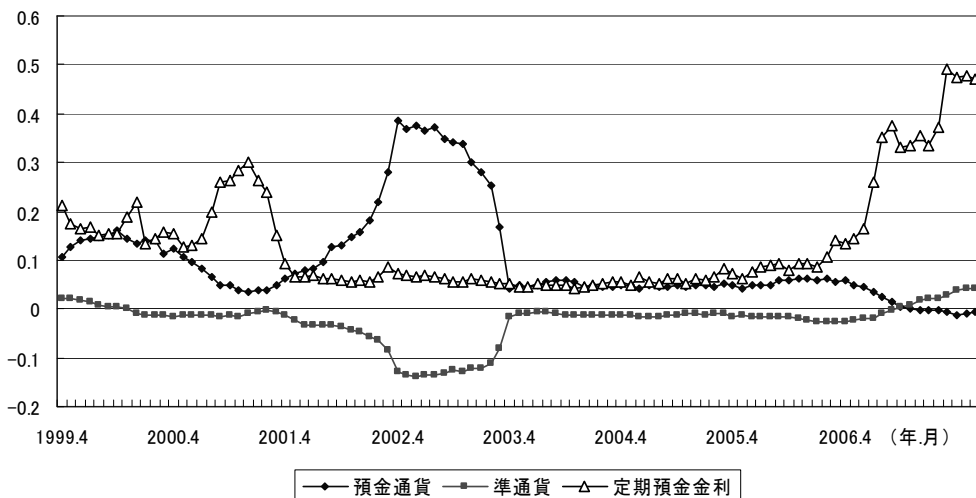


図5 預金通貨・準通貨の成長率（対前年同月比）と定期預金金利（総合）

出所：日本銀行『金融経済統計月報』

また、日本では2005年4月以降、ペイオフ解禁が実施され、無利子の決済用預金のみが全額保護、その他の預金については一預金者当たり元本1000万円とその利息まで保護と定められている⁴⁾。ただし、2001年までは特例としてペイオフは凍結されていた。言い換えれば、それ以前はいつ当局によってペイオフが解禁されるかがはっきりしなかったともいえる。

このため、ペイオフ凍結期間のもとでは、将来のペイオフ解禁を考慮に入れて、要求払預金の形で保有しておく方が安全であり、かつデフレのもとで実質資産価値も安定していたのである。したがって、当該期間に預金者がデフレの進行と将来のペイオフ解禁を予想し、準通貨(定期性預金)をより安全で流動性の高い預金通貨(要求払預金)に代替した可能性が考えられる。ここでは、デフレが預金通貨と準通貨の代替関係に影響を与えた可能性を検討する。

図6は預金通貨・準通貨の成長率とインフレ率(CPI)の動きをグラフにしたものである。図6によると、2000年から2003年にかけてさらにデフレが進行し、ほぼ同時期に預金通貨と準通貨の代替が起こっている。しかも、図6をみると、この3系列のなかでCPIのインフレ率が幾分先行的であるように見て取れる。次節では、預金通貨、準通貨、インフレ率(CPI)について時系列分析を行い、この3系列の間でどのような影響関係があったのかについて実証的に明らかにする。

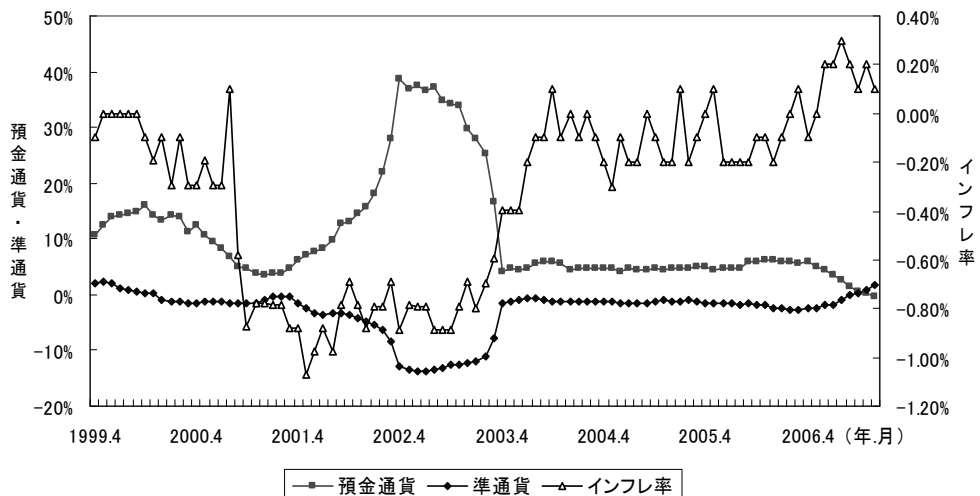


図6 預金通貨・準通貨の成長率(対前年同月比)とインフレ率(CPI・対前年同月比)

出所：日本銀行『金融経済統計月報』・総務省統計局『消費者物価指数年報』

Ⅲ. 時系列分析:通貨供給量構成項目(預金通貨・準通貨)と消費者物価指数(CPI)の関係

本節では、前節で指摘されたデフレを通じた預金通貨と準通貨の代替を時系列分析によって検証する。分析に用いられるデータは月次データであり、1998年4月～2006年12月の期間でデー

タが準備されている。推定期間は1999年1月～2006年12月(96期間)である。使用するデータは、*NMDS*:預金通貨、*NMQS*:準通貨、*CPI*:生鮮食品を除く総合CPI、である。通貨統計については、1998年改訂の外国銀行在日支店等を含むベースを用いる。分析に使用されるデータは、季節調整値を用いており、分析に際して自然対数値を用いる。データの出所は、*NMDS*・*NMQS*:『金融経済統計月報』(日本銀行)、*CPI*:『消費者物価指数年報』(総務省統計局)である。

1. 単位根検定

本分析では、預金通貨・準通貨・CPIの3系列間にどのような影響関係があったのかを時系列分析の手法によって検証する⁵⁾。ここで、まず問題になるのは分析に使用するデータの定常性である。これを確かめるのが、単位根(unit root)検定である。もしデータが定常であれば、水準値によってベクトル自己回帰(Vector Autoregression: 以下、VARと表記)モデルを推定し、この推定結果に基づいて分析する。しかし、分析対象となるデータの全てが非定常な一次和分過程(integrated process of order 1: 以下、I(1)と表記)であれば、それらのデータに対して共和分(cointegration)関係があるかについて確かめなければならない。これを確かめるのが、共和分検定である。もしI(1)のデータ間に共和分関係があれば、ベクトル誤差修正モデル(Vector Error Correction Model: 以下、VECM)を推定し、この推定結果に基づいて分析する。一方、もし共和分関係がなければ、データの一回階差系列によってVARや構造VARモデルを推定し、その推定結果に基づいて分析する。

以上でみてきたように、まずデータが定常であるかどうかを単位根検定によって確かめることがその後のモデル選択を決める第一歩である。そこで、本分析に使用するデータの単位根検定を行った。表1は単位根検定の結果をまとめたものである。推定期間は1999年1月～2006年12月である。対象となるデータはいずれも自然対数値をとり、水準変数と一回の階差変数についてそれぞれ検定を行った。モデル選択(ラグ次数の決定)は、シュワルツのベイズ情報量基準(Shwarz's Bayesian Information Criterion: 以下、SBICと表記)に基づいて、1次から8次の中で行っている。

単位根検定としては、次の3種類のテストを行った。すなわち、Dickey and Fuller(1979)が提案した拡張Dickey-Fuller(Augmented Dickey-Fuller: 以下、ADFと表記)テスト、Phillips(1987)とPhillips and Perron(1988)が提唱したPhillips-Perron(以下、PPと表記)テスト、そして一般化最小二乗法(Generalized Least Squares: 以下、GLSと表記)に基づくトレンド除去を行ったDickey-Fullerテスト(以下、DF-GLSテストと表記)である。DF-GLSテストはElliott, Rothenberg and Stock(1996)が提唱した検出力の高い検定⁶⁾であり、宮尾(2006)などで用いられている手法である。

表1の水準系列に関するテストをみると、CPIの水準値に関するDF-GLSテストの「定数項を加えた場合」において、有意水準10%のもとで単位根仮説が棄却される以外は、いずれのデータも非定常であるとの結果が得られた。そして、表1の一回階差系列に関するテストをみると、預金通貨・準通貨のデータは有意水準1%のもとで単位根仮説が棄却される一方、CPIについては、3テストの間で結果が一致しない。すなわち、ADFテストでは単位根仮説を棄却できないものの、

表1 単位根検定
推定期間：1999年1月～2006年12月

変数名	系列	検定法	種類	ラグ数	検定統計量	
NMDS	水準	ADF	C	1	-1.712	
			CT	1	-0.912	
		PP	C	1	-1.290	
			CT	1	-0.541	
	DF-GLS	C	1	-1.081		
		CT	1	-0.967		
		階差	ADF	C	1	-4.517
				CT	1	-4.764
	PP		C	1	-45.708	
			CT	1	-48.655	
	DF-GLS	C	1	-4.543		
		CT	1	-4.791		
NMQS		水準	ADF	C	1	-1.223
				CT	1	-1.307
	PP		C	1	-1.008	
			CT	1	-1.573	
	DF-GLS	C	1	-1.059		
		CT	1	-1.434		
		階差	ADF	C	1	-5.159
				CT	1	-5.201
	PP		C	1	-47.264	
			CT	1	-47.444	
	DF-GLS	C	1	-5.172		
		CT	1	-5.181		
CPI		水準	ADF	C	6	-2.366
				CT	6	-1.537
	PP		C	6	-1.392	
			CT	6	0.525	
	DF-GLS	C	6	-1.776		
		CT	6	-1.902		
		階差	ADF	C	5	-1.937
				CT	5	-2.670
	PP		C	5	-4.207	
			CT	5	-6.924	
	DF-GLS	C	5	-1.938		
		CT	5	-2.525		

注1) ADF: Augmented Dickey-Fuller Test, PP: Phillips-Perron Test,

DF-GLS: GLS トレンド除去を行った Dickey-Fuller Test

注2) C: 定数項を加えた場合、CT: 定数項・タイムトレンド項を加えた場合

注3) モデル選択(ラグ次数の決定)はシュワルツのベイズ情報量基準(SBIC)による。

注4) 臨界値: Fuller(1976), Elliott, Rothenberg and Stock(1996)

		10%	5%	1%
ADF, PP	C	-2.58	-2.89	-3.51
	C,T	-3.15	-3.45	-4.04
DF-GLS	C	-1.61	-1.95	-2.60
	C,T	-2.74	-3.03	-3.58

PP テストにおいて有意水準 1%のもとで単位根仮説が棄却され、DF-GLS テストでは「定数項を加えた場合」において有意水準 10%のもとで単位根仮説が棄却される。したがって、本分析で用いられるデータはいずれも I(1)系列であると判断される。

2. Granger 因果性検定

ここでは、表 1 の単位根検定の結果を踏まえて、CPI、NMDS、NMQS の対数階差系列を用いて VAR モデルを推定し、この推定結果を用いて F 検定による Granger の意味での因果性を検証する。Granger 因果性(Granger causality)とは、特定の変数の過去の値がある変数の予測に役立つか否かを判断の基準にしており、予測力の向上に貢献しない場合、Granger の意味で因果性がない、という⁷⁾。したがって、この概念は causality という表現を使っているけれども、必ずしも通常使われる「原因と結果の関係」を意味しないことに注意が必要である。

VAR モデルの推定期間は 1999 年 1 月～2006 年 12 月である。VAR モデルのラグ次数は 1 次から 8 次の中で⁸⁾ 赤池情報量基準(Akaike's Information Criterion: 以下、AIC と表記)によると 4 次が選ばれ、シュワルツのベイズ情報量基準(SBIC)によると 1 次が選ばれた。VAR は、多変数間で形成される経済システムの時間を通じた依存関係を捕捉するための分析手法である。この通時的な影響関係を捉えるためには、ラグ次数が 1 次では短すぎるように考えられる。したがって、ここでは AIC に基づいてラグ次数として 4 次を選択した。

図 7 は F 検定による Granger 因果性の検定結果である。図 7 によると、有意水準 5%のもとで、NMDS と NMQS との間の Granger の意味での相互因果関係、という結果が得られた。有意水準 20%と条件を緩やかにすると⁹⁾、CPI から NMDS への Granger の意味での一方的因果関係、という結果が得られた。この結果を踏まえると、少なくとも 1999 年 1 月～2006 年 12 月では、CPI が通貨供給量の構成項目である NMDS および NMQS よりも外生的である可能性が高い¹⁰⁾。この結果は、図 6 で CPI のインフレ率が他の 2 系列の伸びと比較して幾分先行的であるように見て取れたことと整合的である。

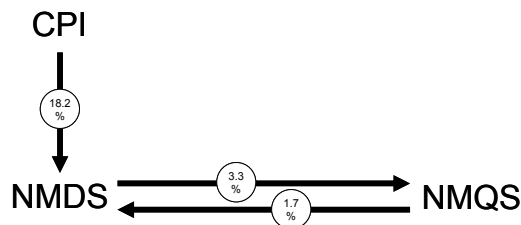


図 7 F 検定による Granger 因果性テスト

注) 円内の数字は有意水準である。

3. 共和分検定

表1の単位根検定の結果によると、VAR体系を構成する全変数がI(1)系列であるとの結果が得られた。先にも述べた通り、分析データがI(1)系列である場合、これらの変数間には共和分が存在する可能性がある。もし共和分が存在する場合、これを考慮しないVARモデルは誤った特定化を行っていることになる。そこで対象となる3変数間で共和分関係が存在するかどうかを検証するために、Johansen(1991)によって提唱されたJohansenテストを行った。このテストでは、VECM(ベクトル誤差修正モデル)を最尤法によって推定し、その結果を利用して共和分テストを行う。VECMとは、次式のような一回階差によるVARに誤差修正項を加えたモデルである。

$$\Delta \mathbf{y}_t = \zeta_1 \Delta \mathbf{y}_{t-1} + \zeta_2 \Delta \mathbf{y}_{t-2} + \cdots + \zeta_{p-1} \Delta \mathbf{y}_{t-p+1} + \mathbf{B} \mathbf{A}' \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{u}_t \quad (1)$$

ここで、 n : VAR変数の数、 t : 標本時点、 p : VARのラグ次数、 \mathbf{y}_t : $(n \times 1)$ のVAR変数ベクトル、 $\Delta \mathbf{y}_t \equiv \mathbf{y}_t - \mathbf{y}_{t-1}$: $(n \times 1)$ の一回階差VAR変数ベクトル、 ζ_i : $(n \times n)$ のパラメータ行列、 $\mathbf{B} \mathbf{A}' \mathbf{y}_{t-1}$: $(n \times 1)$ の誤差修正項ベクトル、 \mathbf{B} : $(n \times h)$ 行列、 \mathbf{A} : $(n \times h)$ 行列、 \mathbf{u}_t : $(n \times 1)$ の誤差項ベクトル、である。

誤差修正項はGrangerの表現定理によって次のようにも表される。

$$\mathbf{B} \mathbf{A}' \mathbf{y}_{t-1} = \mathbf{B} \mathbf{z}_{t-1} = \mathbf{\Pi} \mathbf{y}_{t-1} \quad (2)$$

ただし、 $\mathbf{z}_{t-1} \equiv \mathbf{A}' \mathbf{y}_{t-1}$: $(h \times 1)$ の共和分関係ベクトル、 $\mathbf{\Pi} = \mathbf{B} \mathbf{A}'$: $(n \times n)$ 行列である。

実は、 $\mathbf{\Pi}$ 行列のランクが \mathbf{y}_t における共和分関係の数に相当する。したがって、Johansenテストは $\mathbf{\Pi}$ 行列のランクを調べるために、 $\mathbf{\Pi}$ 行列に関する固有方程式の n 個の固有値を計算し、全ての固有値を降順に並べて、最大固有値から順番に0と差異があるかないかを統計的に判定していく。

表2は、CPI, NMDS, NMQSの対数値を用いたJohansenテストの結果である。推定期間は1999年1月~2006年12月である。モデルのラグ次数として、第III.2節と同様に、4次を選択した。本稿では、(3)式のような共和分関係に基づいて共和分テストを行った。

$$\mathbf{z}_{t-1} \equiv \mathbf{A}' \mathbf{y}_{t-1} \quad (3)$$

ただし、この場合、 \mathbf{A} は $(3 \times h)$ 行列である。

表2 共和分検定 (Johansen テスト) : NONE モデル

推定期間: 1999年1月~2006年12月

帰無仮説 r: 共和分ランク	検定統計量		臨界値(5%)	
	最大固有値検定	トレース検定	最大固有値検定	トレース検定
r=0	24.790	43.550	19.584	26.565
r≤1	16.900	18.770	12.523	13.692
r≤2	1.860	1.860	4.204	4.196

注) 臨界値は Osterwald-Lenum(1992), TABLE0 の漸近統計量について Cheung & Lai(1993)が提案した小標本修正を行ったものを掲載している。

表2によると、有意水準5%のもとで、最大固有値検定、トレース検定ともに多くて2つの共和分関係が存在するとの結果が得られた¹¹⁾。また、(3)式の共和分ベクトル \mathbf{z}_{t-1} の推定結果として

$$\mathbf{z}_{t-1} = \begin{bmatrix} 11.734 & 3.161 & -6.811 \\ -376.584 & 19.292 & 96.836 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} CPI_{t-1} \\ NMDS_{t-1} \\ NMQS_{t-1} \end{bmatrix} \equiv \begin{bmatrix} z_1 \\ z_2 \end{bmatrix} \quad (4)$$

が得られた。

以上の結果から判断すると、 CPI , $NMDS$, $NMQS$ の3変数 VAR モデルを推定する際には、(4)式の共和分関係に基づく誤差修正項を加えた(1)式の VECM が分析モデルとして採択される。

4. ベクトル誤差修正モデルの推定とインパルス応答関数

以上の分析から、 CPI , $NMDS$, $NMQS$ の3変数は多くて2つの共和分関係を持つことが明らかになった。したがって、モデルとして VECM が選択される。そこで本節では、(4)式の共和分関係 z_1, z_2 に基づいた CPI , $NMDS$, $NMQS$ の3変数 VECM を推定し、この VECM の推定結果に基づくインパルス応答関数(impulse response function)によって各変数の動学的依存関係を分析した。推定期間は1999年1月~2006年12月である。 CPI , $NMDS$, $NMQS$ はいずれも自然対数値である。モデルのラグ次数としては、第III.2節と同様に、4次を選択した。

インパルス応答関数とは、VAR モデルのベクトル移動平均(Vector Moving Average: VMA)表現に基づく分析手法の一つである。第III.2節における Granger 因果性が定性的概念であるのに対して、インパルス応答関数はある変数が他の変数にどのぐらいの程度で影響しているのかという定量的概念を取り扱っている。

図8はインパルス応答関数をグラフにしたものである。縦行に各変数のショック、横列にそのショックに対する各変数の応答を示している。各グラフにおいて、上から3本の曲線が描かれている。この中央の曲線がインパルス応答関数であり、インパルス応答関数の上下に描かれている曲線はモンテカルロ法による2標準偏差バウンド(bound)である。

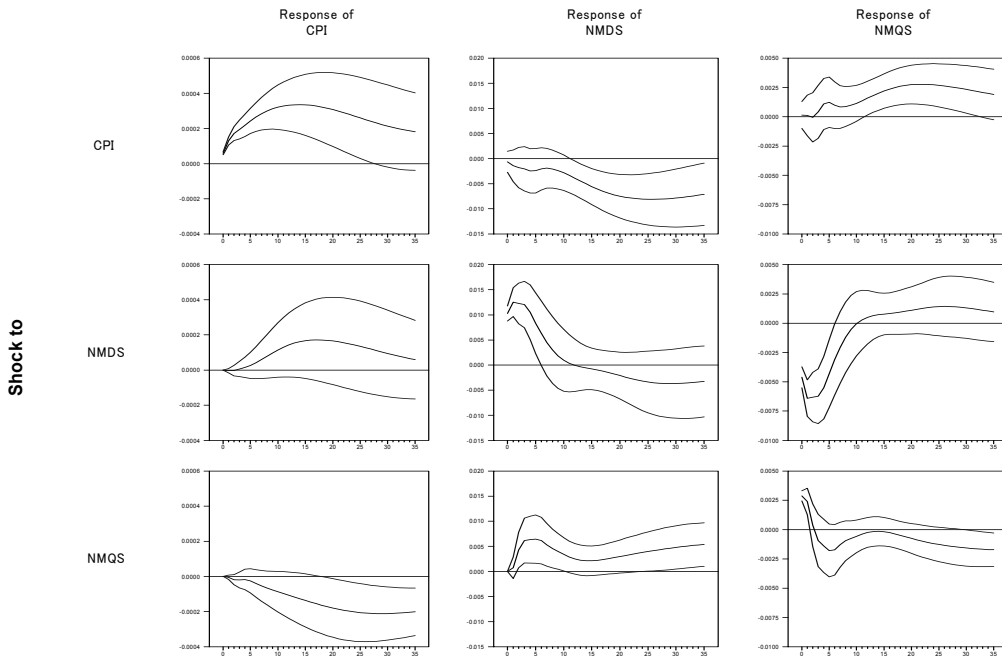


図8 インパルス応答関数：NONE モデル

このインパルス応答関数によって *CPI*、*NMDS*、*NMQS* の動学的依存関係を分析する。*CPI* の 1 標準偏差ショックに対する各変数のインパルス応答関数をみると、*NMDS* については負の反応を示し、*NMQS* については正の反応を示している。また、*NMDS*、*NMQS* ともに 11 期以降有意な反応を示している。以上の結果は「*CPI* の増加(減少) ⇒ 預金通貨の減少(増加)・準通貨の増加(減少)」ということの意味するので、裏を返せば、*CPI* のデフレによって準通貨よりも流動性が高い預金通貨の保有が増加することになる。

NMDS の 1 標準偏差ショックに対する各変数のインパルス応答関数をみると、次のような結果が得られている。*NMQS* については当初有意に負の反応を示し、11 期以降正の反応を示しているものの有意ではない。*CPI* についてはわずかに正の反応を示しているが、有意ではない。

他方、*NMQS* の 1 標準偏差ショックに対する各変数のインパルス応答関数をみると、次のような結果が得られている。*NMDS* については正の反応を示しているが、10～20 期近辺では有意な反応が得られていない。*CPI* については負の反応を示しているが、当初から 16 期まで有意ではない。

以上の結果をまとめると、①「預金通貨・準通貨は *CPI* に対して定量的にそれほど大きな影響を与えていない」、②「預金通貨の増加(減少) ⇒ 準通貨の減少(増加)」、③「準通貨の増加(減少) ⇒ 預金通貨の増加(減少)」、という関係がある。②と③については、どちらの影響の方が大きいのかという問題がある。これについては、「*CPI* の増加(減少) ⇒ 預金通貨の減少(増加)・準通貨の増

加(減少)」という経路が得られているので、CPIの変動のもとで、②の効果が③のそれを上回ると解釈できる。したがって、この分析期間において、預金通貨と準通貨の間には、「預金通貨の増加(減少) ⇒ 準通貨の減少(増加)」という一方的な代替関係がある、と考えられる。

図7と図8の結果を要約すれば、次のようになる。デフレのもとでは、預金通貨(要求払預金)による通貨保有が増加し、これによって準通貨(定期性預金)による通貨保有が減少するという一方的な代替が起こる。しかも、CPIに対して、預金通貨・準通貨ともにそれほど大きな影響を与えず、むしろこの3系列の中でCPIは外生的である。したがって、近年(1990年代後半~2000年代前半)のデフレは、通貨供給量の構成項目間で代替を引き起こしているのであって、通貨供給量の構成項目からデフレへの影響関係はあまり強くない可能性がある。

IV. おわりに

本稿では、CPIのデフレを通じた預金通貨と準通貨の代替について計量分析を行った。本稿の実証結果をまとめると、次のようになる。デフレのもとでは、預金通貨(要求払預金)による通貨保有が増加し、これによって準通貨(定期性預金)による通貨保有が減少するという一方的な代替が起こる。しかも、CPIに対して、預金通貨・準通貨ともにそれほど大きな影響を与えていない。したがって、通貨供給量の構成項目からデフレへの影響関係はあまり強くない、近年のデフレは通貨供給量の構成項目間で代替を引き起こしたにすぎないと考えられる。

現実のインフレ・デフレは通貨要因、需要要因、供給要因が複雑に絡み合っているため、完全に識別して解釈することは難しい。ただし、本稿の実証結果を考慮に入れると、近年のデフレは、通貨供給量の動きが鍵を握っているというよりも、その他の要因によるところが大きいかもしれない。もっとも、分析期間で一貫して需要不足であったのかと問われれば、戦後第14循環の景気拡張期がいざなぎ景気の57ヶ月を超えたという状況を踏まえて考察しなければならない。また、生産性・原材料価格などの供給要因も経済全体に対してどの程度影響を及ぼしているのかを検証する必要がある。いずれにせよ、デフレからの脱却のため短期的には、金融緩和政策のみに過度な期待を寄せることなく、通貨供給量の増減のみならず、経済構造上の要因と併せて調査することが必要であると考えられる。

ただし、本稿で取り扱った時期は1999年~2006年と相当絞られているため、本稿の実証結果が近年のデフレのもとでの事実的特徴と断言するには時期尚早であろう。今回、分析対象とした変数についても、CPI・預金通貨・準通貨と3変数に絞り込んだため、今後、マネタリーベースや所得、銀行貸出などの変数を加えて分析し、同様の結果が得られるか確認する必要があるだろう。また、実証分析に当たって、第II節で指摘したペイオフ解禁予想要因を別途識別していない。ペイオフ解禁予想をデフレとは別に識別して分析することは困難であるけれども、今後何らかの方法によって検証する必要がある。これらの点が本分析の課題として指摘できる。

引用文献、注

- 1) 本稿でのマネーストック（マネーサプライ）統計の説明は、日本銀行金融研究所編(2004)・p.6・p.33-36・p.162、岡村・田中・野間・藤原(2005)・pp.190-191、貝塚・賀来・鹿野編(2005)における叙述を参考にした。なお、従来の「マネーサプライ統計」は、見直し作業の進行に伴い、2008年6月から名称・基準ともに「マネーストック統計」という新統計に変更された。詳細は日本銀行調査統計局(2007・2008)を参照されたい。本稿では、統計変更の過渡期であることを考慮し、以下の方針で叙述することにした。第1に、従来と変更後の両名称の混同を勘案し、「通貨供給量」という呼称を用いる。第2に、本分析では、1998年改訂の外国銀行在日支店等を含むベースの統計を用いる。言うまでもなく、このデータは「マネーサプライ統計」と呼ばれていた従来の統計である。第3に、新統計では従来の「M2+CD」や「M3+CD」という「指標名」から「+CD」が削除される方針（「CD」が「預金区分」から外されるわけではないので注意）であるが、本稿では従来から定着している「M2+CD」という名称を用いる。というのは、先ほど第2点目で指摘しているように、本分析では従来の「マネーサプライ統計」のデータを用いているからである。
- 2) 近年の金融政策の動きについては、植田(2005)・図表 3-1・pp.44-45、田中敦(2006)・第1章を参照されたい。
- 3) 通貨供給量と所得・物価との関係に関する研究の概要については、宮尾(2006)・p.180-183を参照されたい。
- 4) 貝塚・賀来・鹿野(2005)「ペイオフ」の項・p.230を参照されたい。
- 5) 時系列分析の手法に関する詳細は山本(1988)、Hamilton.(1994)、田中勝人(2006)を参照されたい。
- 6) ささまざまな単位根検定における検出力の比較については、Elliott, Rothenberg and Stock(1996)、および田中勝人(2006)・第8章～第9章などを参照されたい。
- 7) 経済時系列分析における Granger 因果性の詳細については、山本(1988)・第9章～第11章を参照されたい。
- 8) データが全て準備されている開始時点は1998年4月からであり、推定期間の開始時点が1999年1月からであるため、過去に遡及できる最大ラグ次数は8次である。
- 9) 通常、統計分析を行う際に、有意水準の候補として、1%、5%、10%がよく用いられる。ただし、VAR分析では、変数やパラメータ数に比して、標本数ないし自由度に限界があり、変数間の Granger 因果性を検出しにくい場合がある。先行研究では、北坂(1993)が Granger 因果性の結果を検討する際に、有意水準 25%まで条件を緩めて検証している。そこで本稿では、後述の注 10 の結果と北坂(1993)の取扱いを勘案し、有意水準 20%まで条件を緩めて検証している。
- 10) ちなみに、季節未調整データを用いた場合は、有意水準 5%のもとで、CPI から NMDS への Granger の意味での一方的因果関係、NMDS と NMQS との間の Granger の意味での相互因果関係、という結果が得られる。また、有意水準 11%と若干条件を緩やかにすると、CPI から NMQS への Granger の意味での一方的因果関係、という結果も併せて得られる。
- 11) なお、タイムトレンド項を考慮した共和分関係に基づくテストも行ったが、この場合、最大固有値検定において共和分ランク=0 という帰無仮説が棄却されないため、本稿では共和分関係が検出された(3)式に基づく検定結果を採用した。

参考文献

- 1) 飯田素之・原田泰・浜田宏一(2000)、「信用乗数の変化はいかに説明できるか」、浜田・原田編『長期不況の理論と実証』第3章、pp.49-72、東洋経済新報社。
- 2) 植田和男(2005)、『ゼロ金利との闘い』、日本経済新聞社。

- 3) 岡村秀夫・田中敦・野間敏克・藤原賢哉 (2005)、『金融システム論』、有斐閣。
- 4) 貝塚啓明・賀来景英・鹿野嘉昭編(2005)、『金融用語辞典 (第4版)』、東洋経済新報社。
- 5) 北坂真一(1993)、「日本経済における構造変化と景気変動—Structural VAR Model による分析—」、『季刊理論経済学(The Economic Studies Quarterly)』(理論・計量経済学会)、第44巻第2号、pp.142-158。
- 6) 田中敦(2006)、『日本の金融政策』、有斐閣。
- 7) 田中勝人(2006)、『現代時系列分析』、岩波書店。
- 8) 日本銀行金融研究所編(2004)、『新しい日本銀行 (増補版)』、有斐閣。
- 9) 日本銀行調査統計局(2007)、「「マネーサプライ統計」の見直し方針」、6月22日、日本銀行 HP (http://www.boj.or.jp/type/release/nt_cr07/ntms26.htm)。
- 10) 日本銀行調査統計局(2008)、「「マネーサプライ統計」の見直しに関する最終方針」、1月30日、日本銀行 HP (http://www.boj.or.jp/type/release/nt_cr08/ntms27.htm)。
- 11) 宮尾龍蔵(2006)、『マクロ金融政策の時系列分析』、日本経済新聞社。
- 12) 村田治・森澤龍也(2005)、「国債の累増とマネーサプライおよびインフレーション」、『財政研究』(日本財政学会) 第1巻、pp.227-244、有斐閣。
- 13) 山本拓(1988)、『経済の時系列分析』、創文社。
- 14) Cheung, Y. and K. S. Lai (1993), “Finite-Sample Sizes of Johansen’s Likelihood Ratio Tests for Cointegration,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics* 55, pp.313-328.
- 15) Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), “Distribution of the Estimates for Auto-regressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Society* 74, pp.427-431.
- 16) Elliott, G, T. J. Rothenberg and J. H. Stock (1996), “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root,” *Econometrica* 64, pp.813-836.
- 17) Fuller, W. A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, John Wiley & Sons.
- 18) Hamilton, J. D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- 19) Johansen, S. (1991) “Estimation and Hypothesis Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models,” *Econometrica* 59, pp.1551-1580.
- 20) 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* 54, pp. 461-472.
- 21) Phillips, P. C. B. (1987), “Time Series Regression with a Unit Root,” *Econometrica* 55, pp.277-301.
- 22) Phillips, P. C. B. and P. Perron (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,” *Biometrika* 75, pp.335-346.