

わが国の1990年代における通貨需要： 時系列分析と横断面分析による検証

ふじき ひろし わたなべ きよし
藤木 裕 / 渡邊喜芳

要 旨

本稿は、通貨、短期金利、及び、スケール変数間の関係について考察する。本稿は、M1、要求払預金、現金通貨の3つの通貨集計量について分析する。県別の横断面データからは、要求払預金の所得弾力性について、正で1に近い安定した推計値が得られる。本稿では、この横断面データから得られた所得弾力性を先験的制約として、時系列データからM1と要求払預金の流通速度に対するダブル・ログ型の金利弾力性を推計する。

キーワード：ゼロ金利政策、通貨需要

.....
本稿の作成に当たっては、本多佑三教授（大阪大学）、齊藤誠教授（一橋大学）、中島清貴講師（京都学園大学）、関根敏隆氏（日本銀行・調査統計局）金融研究所スタッフから有益なコメントを頂いた。特に、宮尾龍蔵教授（神戸大学）からは、有益なコメントとともに、本稿の改訂に際し非常に建設的な議論の機会を頂いた。本稿に示されている意見は日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りは、すべて筆者たち個人に属する。

藤木 裕 日本銀行金融研究所企画役（E-mail：hiroshi.fujiki@boj.or.jp）

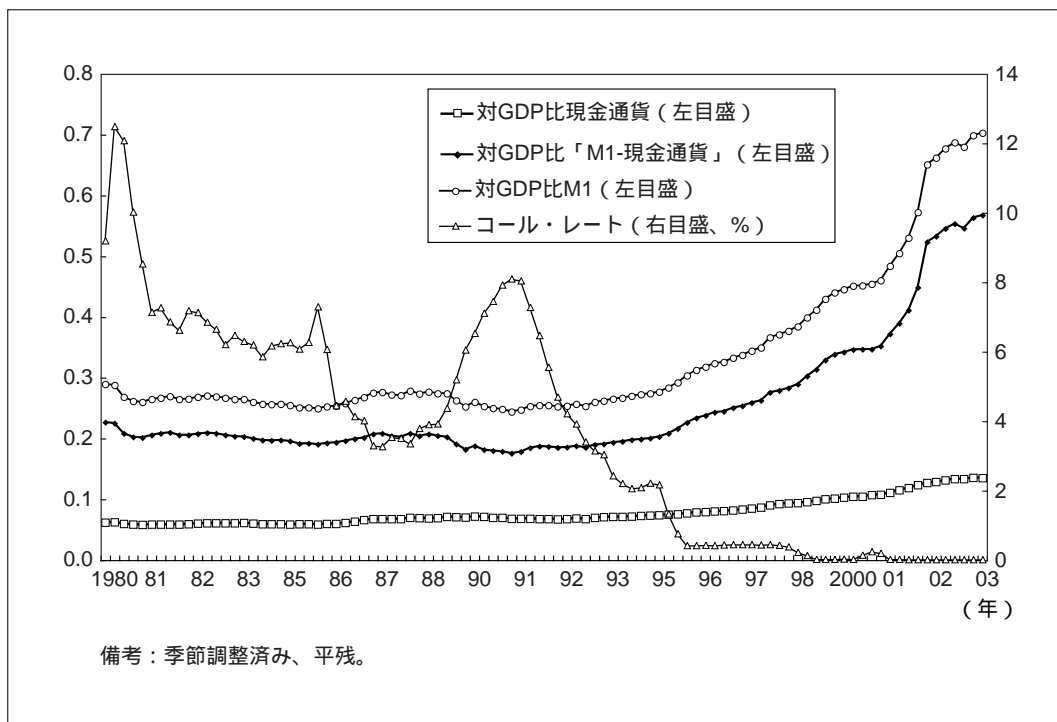
渡邊喜芳 日本銀行金融研究所（E-mail：kiyoshi.watanabe@boj.or.jp）

1. はじめに

本稿は、名目GDP、M1、要求払預金、現金通貨といったマクロ経済変数間の関係について考察する。理論的・実証的理由により、本稿はM1の分析に焦点を当てる。理論的理由としては、いわゆる「流動性の罫」という検証可能な命題があげられる。本稿では、実質所得が一定のもと、名目金利がゼロに近づいた時、短期金利に対しM1需要関数の非線形性が非常に高まるならば、「流動性の罫」が存在すると考える。実証的理由としては、図1が示しているように、1995年以降、M1の対名目GDP比率が急速に上昇しており、この上昇は、現金通貨ではなく、要求払預金の増加によって大部分起こされた。M1と要求払預金の所得弾力性が1に近いならば、特に1995年以降のM1の対名目GDP比率の大幅な上昇が名目金利の変化によって説明されるかもしれない。わが国のM1、要求払預金、現金通貨への需要は、はたして金利感応的なのだろうか。こうした疑問に答えるために、本稿では、まず、Fujiki and Mulligan [1996a] によって提示された理論モデルを紹介し、次に、Fujiki [2002] での実証結果をサンプル期間を延長して再推計する。

本稿の契機となった実証研究が2つ挙げられる。まず、Nakashima and Saito [2002] は、1985年から2001年までの金融市場のデータを用い、名目金利が極めて低位の水準で推移するなかで、名目価格が粘着的であるかどうかを検証している。

図1 対名目GDP比通貨残高量



彼らは、通貨需要は日本銀行が1995年にオーバーナイトの無担保コール・レートを0.5%以下に誘導する政策を取り始めて以降、M1需要のセミ・ログ型金利弾力性は大幅に上昇したこと、名目マネーサプライの増加は名目価格に対して何ら影響を与えなかったことを報告している。次に、Miyao [2003] は、M1の対GDP比率とコール・レートとの間の共和分関係の存在と安定性について、1985年第1四半期から2002年第4四半期までのデータを用いて検証している。Miyao [2003] は、ダブル・ログ型、つまり、M1の対GDP比率の対数値とコール・レートの対数値との間での共和分関係の存在を主張している。この共和分関係は、名目金利が実質的にゼロになった1995年以降も、金利弾力性に構造変化がないという意味で安定的である。Miyao [2003] はまた、こうした安定的なダブル・ログ金利弾力性がNakashima and Saito [2002] で得られた不安定なセミ・ログ型金利弾力性と必ずしも矛盾しないと論じている。

以下では、Fujiki [2002] の結果をサンプル期間を延長して再推計し、Nakashima and Saito [2002]、Miyao [2003] で得られた実証結果の頑健性を、次の3つの観点から検証する。第1に、M1、要求払預金、及び、現金通貨という3つの通貨量について検討した。Fujiki [2002] では、要求払預金の横断面データから得られた所得弾力性を用いて、時系列データから金利弾力性を推計しており、要求払預金についての分析は、Miyao [2003] の自然な拡張といえる。第2に、一部分のデータ・サンプルを用いた場合の推計値の変化に着目した。第3に、先行研究よりもサンプル期間を長くした。Miyao [2003] では1985年第1四半期から2002年第4四半期まで、Nakashima and Saito [2002] では1985年1月から2001年3月までであったのに対し、本稿では1980年第1四半期から2003年第2四半期までのデータを用いる。

本稿の構成は以下の通りである。2節では、Fujiki and Mulligan [1996a] による理論モデルを簡潔に解説し、実証モデルを定式化する。3節では、分析に用いるデータについて述べる。4節では、横断面・時系列データに基づく実証結果について述べ、5節では、頑健性を確認した結果を報告する。6節は、まとめである。

2. 理論モデル・実証モデル

この節では、本稿で用いる理論モデルと実証モデルについて解説する。

(1) 理論モデル

Fujiki and Mulligan [1996a] は、家計と企業による生産に関するモデルのある定式化のもとでは、伝統的なダブル・ログ型通貨需要関数が導出されることを示した。このモデルでは、家計と企業の通貨需要は、実質所得、名目金利、及び、生産投入財価格の関数になる。また、通貨需要の所得弾力性と機会費用に対する弾力性が、家計の生産関数と企業の生産関数の構造パラメータと等しくなることも証明されて

いる。さらに、総所得に占める取引サービスの費用が無視し得るほど小さければ、家計と企業の生産関数から派生した通貨需要を家計・企業に関して集計しても、集計通貨需要の所得と機会費用に対する弾力性は不変である。したがって、横断面分析で得られた推計値を、時系列分析の際に先験的な制約として使用することは理論的に妥当と思われる。

(2) 横断面実証モデル

本稿では、1990年から2000年までの年次データを用いて、以下の(1)式を最小2乗法によって回帰することにより、横断面推計値(以下、 $\hat{\beta}_{k_{cs}}(t)$ ($k=1, 2$))を得る。

$$\ln(\text{県別要求払預金})_{it} = \alpha_{cs}(t) + \beta 1_{cs}(t) \ln(\text{県内総支出})_{it} + \beta 2_{cs}(t)(\text{人口密度})_{it} + u_{it}, \quad (1)$$

ここで、下添字 i ($i=1, \dots, 47$) は各都道府県を、下添字 t ($t=1990, \dots, 2000$) は会計年度を表す。Fujiki and Mulligan [1996b] に従い、各都道府県の金融取引技術の水準を表す代理変数として人口密度を用いる。標準偏差は、White [1980] の方法により算出する。各都道府県の要求払預金と県内総支出は1990年度を基準に実質化した1人当たりの値である。

(3) 時系列実証モデル

1980年第1四半期から2003年第2四半期までの四半期データを用いて以下の(2)式を回帰分析することにより、時系列推計値(以下、 $\hat{\beta}_{k_{ts}}(t)$ ($k=1, 2$))を得る。

$$\ln(\text{Money})_t = \alpha_{ts} + \beta 1_{ts} \ln(\text{GDP})_t + \beta 2_{ts} \ln(\text{コール・レート})_t + u_t, \quad (2)$$

ここで、下添字 t は期間 ($t=1980:1, \dots, 2003:2$) を表す。被説明変数の *Money* は、M1、要求払預金、現金通貨の3変数で、3変数ともGDPデフレーターで実質化している。本稿では、(2)節の横断面データから得られた「M1 - 現金通貨」の所得弾力性、 $\hat{\beta}_{1_{cs}}(t)$ を先験的に課したうえで、標準的な時系列解析の手法、具体的には、最小2乗法、FMOLS (fully modified OLS)、DOLS (dynamic OLS) を用いて(2)式を推計する。Miyao [2003] は、所得弾力性 $\beta 1_{ts}$ を1とする制約を課して(2)式を推計している。本稿ではMiyao [2003] の仮定の頑健性も確認する。

3. データ

本節では、横断面データと時系列データについて説明する。

(1) 横断面データ

本稿では、県内総支出、県別要求払預金、地域間の金融取引技術の格差を表す指標の3種類の年次データを用いる。

第1に、内閣府経済社会総合研究所が公表している『平成13年度県民経済計算』の県内総支出データについて述べる。このデータは、国民経済計算のGDPに相当する変数である。本稿では、1990年度から2000年度までの県内総支出と県内総支出デフレーターの一貫性のあるデータを用いる。このデータは93SNAデータであり、1990年より利用可能である。県内総支出については68SNAデータが1975年から1999年まで連続して利用できるものの、93SNAデータと値が大幅に異なる。本稿では、統計の連続性を保つため、93SNAデータを用いることとする。なお、サンプル期間は、1990年から2000年までである。

第2に、国内銀行に、個人と一般法人が保有している都道府県別の要求払預金(月末残高。以下、MF1)のデータについて述べる。このデータは日本銀行の『金融経済統計月報』から入手可能である。M1は、金融機関保有分を除いた現金通貨と要求払預金の合算値であるから、MF1はM1から現金通貨を除いた県別のデータに対応する¹。M1に含まれている信用金庫、農林中金、商工中金のデータをMF1は含んでいない。しかし、表1が示すように、MF1は1992年から2000年にかけてはM1の70%を占め、1990年から1991年にかけては80%を占める。したがって、少なくとも1992年から2001年にかけては、MF1はM1の一定の部分を説明している。MF1は月末残高であり、本稿では各年度の平均値を使用する。例えば、1991年の数値は、1991年4月から1992年の3月までの平均値である。

第3に、Fujiki and Mulligan [1996b] に従い、地域間の金融取引技術の生産性格差を表す代理変数として、人口密度を採用する。このデータは、毎年10月1日時点での各都道府県の人口統計に基づくものである。

上記の手順に従って作成したMF1と県内総支出のデータを、県内総支出デフレーターで実質化した後、人口で割り、1人当たり実質MF1と1人当たり実質県内総支出として以下の分析に使用する。図2は、1人当たり実質MF1の対数値と1人当たり実質県内総支出の対数値との間に、安定的な正の相関が存在することを示している。

1 MF1 は現金通貨を含んでいない。これは、個人が保有する現金通貨の地域別データが入手可能でないためである。

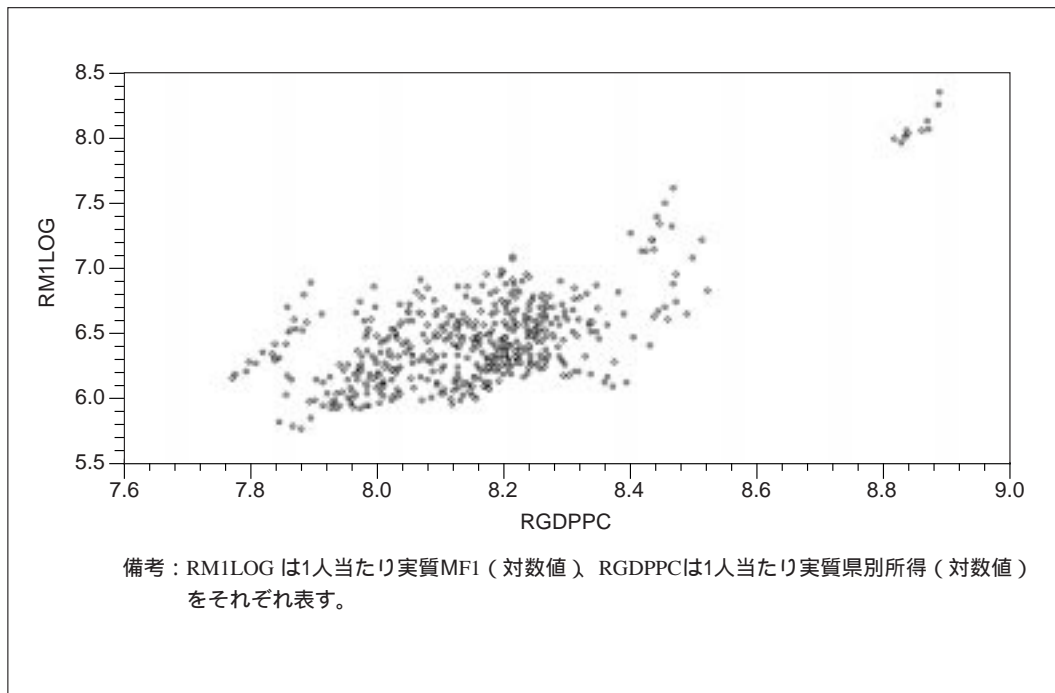
表1 MF1の対M1比

会計年度	MF1	M1AVG	MF1/M1
1990	908,493	1,119,869	0.8112
1991	921,532	1,192,225	0.7729
1992	900,270	1,229,769	0.7320
1993	913,550	1,275,002	0.7165
1994	944,268	1,344,552	0.7022
1995	1,045,545	1,489,961	0.7017
1996	1,169,644	1,672,461	0.6993
1997	1,269,304	1,818,555	0.6979
1998	1,333,857	1,959,787	0.6806
1999	1,491,488	2,191,495	0.6805
2000	1,587,963	2,332,027	0.6809
2001	1,813,519	2,618,135	0.6926

資料：日本銀行

備考：単位は1億円。MF1は各年度の月末値平均であり、M1AVGはM1の平均値である。

図2 県別通貨残高と県別所得



(2) 時系列データ

本稿では、GDP(季節調整値、1993年基準国民経済計算(SNA))²、GDPデフレーター(季節調整値、93SNA)、鉱工業生産指数(以下、IIP)³、及び、M1、要求払預金、現金通貨(3変数とも平残、季節調整値)⁴を使用する。

M1を被説明変数として使用することは、Nakashima and Saito [2002] とMiyao [2003] に従ったものである。Nakashima and Saito [2002] では、M1と現金通貨について分析しているものの、要求払預金については考察していない。

GDPをスケール変数として使用することは、Miyao [2003] に従ったものである。Nakashima and Saito [2002] に従い、IIPもスケール変数として使用することを試みたが、IIPの基準年が1995年から2000年へ変更されたことなどの理由により、Nakashima and Saito [2002] の結果を再現できなかった。したがって、以下では、GDPでの結果を中心に報告する。

オーバーナイトの無担保コール・レート(以下、コール・レート)を、M1、要求払預金、及び、現金通貨の機会費用を表す代理変数として使用する。これは、Nakashima and Saito [2002]、Miyao [2003] に従ったものである⁵。

4. 主な結果

本節では、まず、横断面データを用いて推計した通貨需要の所得弾力性について報告する。もっともらしい大きさの所得弾力性の推計値を横断面データから得た後、これを先験的制約として課すことにより、時系列データを用いて金利弾力性を推計する。

(1) 横断面分析の結果

表2の第2、4、6番目の各列は、(1)式における、定数項 α_{cs} 、要求払預金の所得弾力性 $\beta_{1_{cs}}$ 、要求払預金の人口密度弾力性 $\beta_{2_{cs}}$ を示している。 $\beta_{1_{cs}}$ と $\beta_{2_{cs}}$ のすべての推計値は、符号が理論的予測と整合的であり、ゼロと有意に異なると判断できるほど標準偏差が十分小さい。要求払預金の所得弾力性の横断面分析からの推計値は、

2 季節調整済SNA統計は、内閣府のホームページ (<http://www.esri.cao.go.jp/jp/sna/toukei.html>) から入手可能。

3 本稿で利用した季節調整済IIP統計は、経済産業省のホームページ (<http://www.meti.go.jp/statistics/index.html>) で公表されているものである。

4 これらの金融統計は日本銀行のホームページ (http://www.boj.or.jp/stat/stat_f.htm) で入手可能。

5 米国での実証研究では、通常、M1の機会費用として、3ヵ月物TBもしくは3ヵ月物CPのデータが用いられる(例えばSerletis [2001] の97ページやHayashi [2000] の660ページの記述を参照)。わが国のTB(6ヵ月物)データは1992年からしか利用可能でなく、また、FB(3ヵ月物)も、1999年以降でしか公開市場入札発行がなされていない。

正で1に近く十分安定的な値を取っている。図3は、要求払預金の所得弾力性の推計値を図示したものである。この結果は、県民経済計算の68SNAデータを用いた Fujiki [2002] の結果と整合的である（ただし、Fujiki [2002] では人口密度について、その対数値ではなく、水準が用いられている）。

表2の最下部の6行は、パネル・データ・モデルに基づく推計結果を表しており、ここでの結果は、Fujiki and Mulligan [1996b] と整合的である。時間ダミーと地域ダミーを入れたプーリング・モデルでは、要求払預金の所得弾力性が極めて低く、人口密度の推計値の符号が理論的予測と整合的でない。しかし、時間ダミーを入れたプーリング・モデル、及び、時間ダミーとランダム効果を入れたプーリング・モデルでの要求払預金の所得弾力性推計値は、0.8～0.9程度の値をとっている。人口密度を除いた場合、要求払預金の所得弾力性推計値は、時間ダミーを入れたプーリング・モデルと時間ダミーとランダム効果を入れたプーリング・モデルの双方で1.3近傍の値をとる。このことは、人口密度をコントロールしていない場合、要求払預金の所得弾力性推計値に上方バイアスをもたらすことを示唆している。時間ダミーと地域ダミーを入れたプーリング・モデルでは、要求払預金の所得弾力性推計値が0.63と、やや小さめになる。しかし、人口密度、時間ダミー、地域ダミーを県内総生産の操作変数として使用し、2段階最小2乗法により推計すると、要求払預金

図3 要求払預金の横断面所得弾力性値

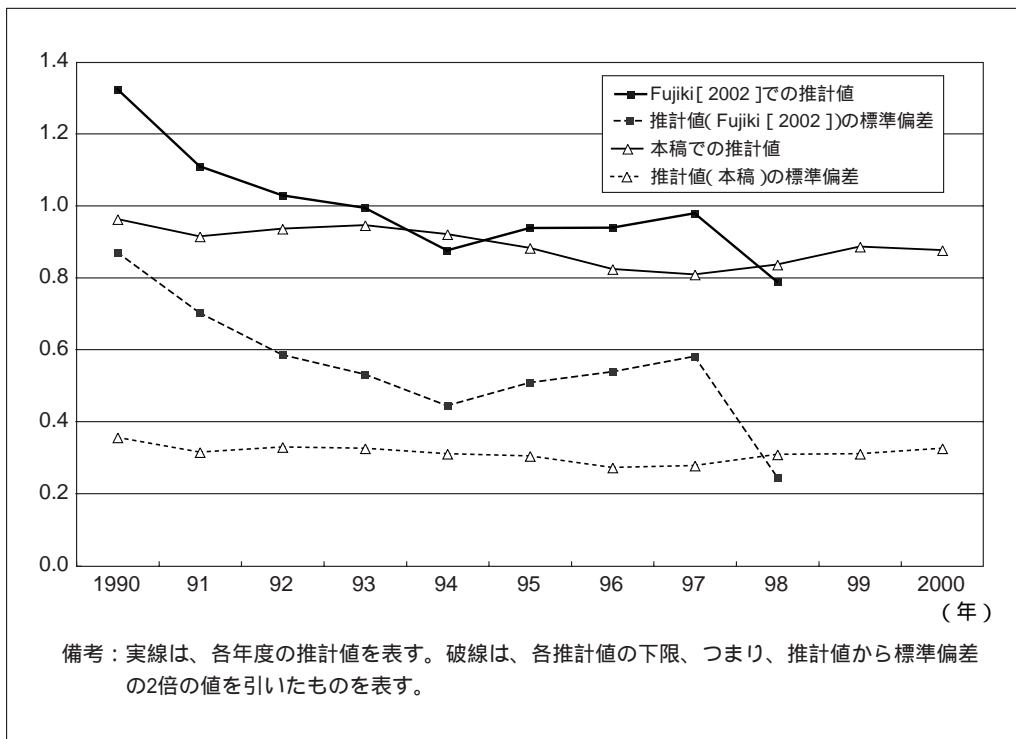


表2 横断面推計、及び、パネル推計

サンプル	α_{cs} (標準偏差)	$\beta1_{cs}$ (標準偏差)	$\beta2_{cs}$ (標準偏差)	$\beta3_{cs}$ (標準偏差)	$\beta4_{cs}$ (標準偏差)	
1990	-3.681	2.417	0.963	0.303	1.157	0.250
1991	-3.245	2.453	0.915	0.300	1.116	0.239
1992	-3.195	2.472	0.937	0.304	0.993	0.205
1993	-3.128	2.552	0.946	0.310	0.925	0.191
1994	-2.812	2.536	0.921	0.305	0.889	0.176
1995	-2.465	2.423	0.883	0.289	0.925	0.171
1996	-1.939	2.345	0.824	0.276	0.955	0.165
1997	-1.789	2.251	0.809	0.265	0.991	0.146
1998	-1.956	2.236	0.837	0.264	0.986	0.133
1999	-2.480	2.447	0.887	0.288	1.092	0.142
2000	-2.405	2.349	0.877	0.275	1.128	0.141
時間ダミーを入れたプーリング・モデル			0.838	0.104	0.182	0.016
時間ダミーとランダム効果を入れたプーリング・モデル	-2.049	0.314	0.914	0.041	0.176	0.008
時間ダミーと地域ダミーを入れたプーリング・モデル			0.555	0.104	-0.375	0.270
時間ダミーを入れたプーリング・モデル			1.327	0.104		
時間ダミーとランダム効果を入れたプーリング・モデル	-4.445	0.465	1.333	0.057		
時間ダミーと地域ダミーを入れたプーリング・モデル			0.631	0.088		

備考：最小2乗法により推計。被説明変数は、1人当たり実質要求払預金（対数値）である。標準偏差はWhite [1980]の方法により算出。また、説明変数には、定数項を含む。ハウスマン検定により、時間ダミーを入れたプーリング・モデル、人口密度変数を入れたランダム効果モデル、時間ダミーと地域ダミーの両方を入れたプーリング・モデルの比較を行ったところ、検定統計量は14.20（自由度2、 p 値は0.0008）となり、時間ダミーと地域ダミーの両方を入れたプーリング・モデルを支持する結果が得られた。同様に、時間ダミーを入れたプーリング・モデル、人口密度変数を入れたランダム効果モデル、人口密度変数を外して時間ダミーと地域ダミーの両方を入れたプーリング・モデルの比較をハウスマン検定により行ったところ、検定統計量は82.86（自由度1、 p 値は0.000）となり、時間ダミーと地域ダミーの両方を入れたプーリング・モデルを支持する結果となった。

の所得弾力性推計値は0.83（標準偏差は0.17）となる。したがって、プーリング・モデルによる要求払預金の所得弾力性推計値は総じてみれば0.8～0.9近傍と思われる。

(2) 時系列分析への応用

以下では、1980年から2003年までのデータと、横断面分析で得られた要求払預金の所得弾力性を用いる。具体的には、表2で得たプーリング・モデルの推計結果に基づき、所得弾力性を1、0.838、0.915として、それぞれに対応するM1の流通速度をM1V1、M1V2、M1V3と定義する。現金通貨の流通速度は、所得弾力性を1として定義する。要求払預金については、M1と同様に、所得弾力性を1、0.838、0.915として、それぞれに対応する要求払預金の流通速度をDDV1、DDV2、DDV3と定義

する。Miyao [2003] では、1985年第1四半期から2002年第4四半期までのデータを用いて、M1V1、M1V2、M1V3のみの考察が行われている。横断面分析から得た所得弾力性は要求払預金から算出されたものであるから、DDV1、DDV2、DDV3を検討することは、Miyao [2003] の自然な拡張といえる。

具体的な推計の第一段階として、Fujiki and Mulligan [1996a] の構造モデルはダブル・ログ型の通貨需要関数を示唆していることから、上記の各流通速度とコール・レートの対数値に対してADF (augmented Dickey-Fuller) 検定 (Dickey and Fuller [1979]) とPP (Phillips-Perron) 検定 (Phillips and Perron [1988]) を行う。各検定手法の適用に際しては、それぞれ 定数項もトレンド項も含まない、定数項だけを含む、定数項とトレンド項の両方を含むという3つの定式化を用いる。また、Miyao [2003] に従い、コール・レートの水準についても、これらの検定を行った⁶。ADF検定とPP検定の結果を表3に要約した。検定の結果、コール・レートの水準以外のすべての変数の和分の次数が1 (以下、I(1)) であることを確認した。

推計の第二段階として、エンゲル = グレンジャーの共和分検定を行う (最小2乗法で得られた残差に対するADF検定)。まず、ADF検定で用いる自己回帰項の最大ラグ次数を特定化し、次に赤池情報量規準 (AIC) によって最適ラグ次数を選択する。最大ラグ次数 (以下、 $p(\max)$) の決定には2つの規準を用いる。第1の規準 $p(\max)_1$ は、Hayashi [2000] で示唆されているSchwert [1989] によるものである。

$$p(\max)_1 = \left[12 \left(\frac{T}{100} \right)^{1/4} \right] \left(12 \left(\frac{T}{100} \right)^{1/4} \text{ の整数部分} \right) .$$

ここで、 T は標本数を表す。第2の規準 $p(\max)_2$ は、Said and Dickey [1984] によるものである。

$$p(\max)_2 = \left[(T)^{1/3} \right] .$$

表4の上部パネルは、ダブル・ログ型に対するエンゲル = グレンジャーの共和分検定の結果を示したものである。シュワート規準に従うと、 $p(\max)_1 = 11$ となる。これを所与として、AICによって選択された最適なラグ次数が表4のP1と題する列のカッコ内の数字に示されている。ADF統計量が示しているように全ての変数の組合せについて、残差に単位根が存在するとの仮説を棄却できなかった。Miyao [2003] では、M1V1について、1975年第1四半期から2002年第2四半期までのデータを用いた場合、ダブル・ログ型、ラグ次数5という設定で、残差に単位根が存在するとの帰無仮説を棄却できないと報告しており、本稿の結果と整合的である。セッド = ディッキー規準では、 $p(\max)_2 = 4$ となる。表4のP2と題する列のカッコ

6 名目金利のゼロ制約条件の問題が深刻であれば、金利の水準に単位根検定を適用するのは適当でないかもしれない。なぜなら、名目金利のゼロ制約によって、金利の水準は一様でない分散を持つことになるからである。

表3 単位根検定

(1) ADF検定

	定数項なし				定数項あり				定数項とトレンドあり			
	AR パラメータ	検定統計量	AIC	BIC	AR パラメータ	検定統計量	AIC	BIC	AR パラメータ	検定統計量	AIC	BIC
M1V1	0.997	-1.636	(3)	(1)	1.023	2.295	(1)	(1)	0.999	-0.053	(1)	(1)
M1V2	1.005	2.586	(1)	(1)	1.022	2.415	(1)	(1)	0.998	-0.128	(1)	(1)
M1V3	1.025	2.714	(1)	(1)	1.022	2.366	(1)	(1)	0.999	-0.092	(1)	(1)
CAV1	0.998	-2.462	(3)	(1)	1.018	2.624	(1)	(1)	0.989	-0.684	(1)	(1)
DDV1	0.997	-1.658	(2)	(1)	1.022	1.992	(1)	(1)	0.999	-0.070	(1)	(1)
DDV2	1.007	2.434	(1)	(1)	1.021	2.144	(1)	(1)	0.998	-0.133	(1)	(1)
DDV3	1.003	0.314	(1)	(1)	1.022	2.078	(1)	(1)	0.999	-0.103	(1)	(1)
コール・レート	0.963	-4.010 **	(1)	(1)	0.950	-3.483 **	(1)	(1)	0.917	-2.527	(1)	(4)
ln(コール・レート)	1.029	1.380	(5)	(6)	1.076	3.914	(5)	(5)	1.050	1.482	(5)	(5)
Δ M1V1	0.692	-3.092 **	(2)	(1)	0.554	-4.527 **	(1)	(1)	0.316	-5.444 **	(1)	(1)
Δ M1V2	0.708	-3.039 **	(2)	(1)	0.557	-4.573 **	(1)	(1)	0.330	-5.445 **	(1)	(1)
Δ M1V3	0.700	-3.064 **	(2)	(1)	0.555	-4.550 **	(1)	(1)	0.324	-5.443 **	(1)	(1)
Δ CAV1	0.745	-2.660 **	(2)	(2)	0.567	-3.753 **	(2)	(1)	0.350	-5.180 **	(1)	(1)
Δ DDV1	0.618	-4.064 **	(1)	(1)	0.547	-4.558 **	(1)	(1)	0.319	-5.447 **	(1)	(1)
Δ DDV2	0.633	-4.003 **	(1)	(1)	0.548	-4.608 **	(1)	(1)	0.328	-5.465 **	(1)	(1)
Δ DDV3	0.626	-4.032 **	(1)	(1)	0.548	-4.583 **	(1)	(1)	0.324	-5.455 **	(1)	(1)
Δ (コール・レート)	0.507	-4.642 **	(1)	(2)	0.467	-4.758 **	(1)	(2)	0.460	-4.707 **	(1)	(2)
Δ ln(コール・レート)	0.413	-2.751 **	(5)	(6)	0.028	-4.529 **	(4)	(5)	-0.477	-8.344 **	(4)	(4)

(2) PP検定

	定数項なし			定数項あり			定数項とトレンドあり		
	AR パラメータ	Z_α	Z_t	AR パラメータ	Z_α	Z_t	AR パラメータ	Z_α	Z_t
M1V1	0.995	-0.561	-1.386	1.043	3.858	4.030	1.009	0.815	0.669
M1V2	1.010	0.850	2.844	1.041	3.731	4.663	1.009	0.774	0.609
M1V3	1.048	4.271	4.373	1.042	3.806	4.381	1.009	0.796	0.640
CAV1	0.997	-0.279	-2.388	1.029	2.537	3.325	0.996	-1.375	-0.683
DDV1	0.995	-0.498	-1.247	1.044	3.873	3.490	1.010	0.918	0.778
DDV2	1.013	1.152	2.786	1.043	3.870	4.164	1.010	0.901	0.742
DDV3	1.018	0.282	0.151	1.044	3.890	3.852	1.010	0.910	0.761
コール・レート	0.974	-3.459	-1.863	0.974	-5.029	-1.723	0.918	-22.411 *	-3.357
ln(コール・レート)	1.021	1.511	0.767	1.025	2.945	2.358	0.978	-0.873	-0.334
Δ M1V1	0.578	-54.490 **	-5.666 **	0.515	-54.568 **	-5.841 **	0.306	-56.733 **	-6.630 **
Δ M1V2	0.606	-50.379 **	-5.422 **	0.530	-51.258 **	-5.665 **	0.331	-54.270 **	-6.425 **
Δ M1V3	0.593	-52.291 **	-5.537 **	0.524	-52.770 **	-5.746 **	0.320	-55.406 **	-6.520 **
Δ CAV1	0.581	-61.234 **	-5.938 **	0.448	-65.804 **	-6.488 **	0.278	-73.377 **	-7.325 **
Δ DDV1	0.565	-54.242 **	-5.685 **	0.515	-53.446 **	-5.794 **	0.317	-53.126 **	-6.474 **
Δ DDV2	0.587	-51.210 **	-5.502 **	0.526	-50.793 **	-5.655 **	0.336	-50.982 **	-6.306 **
Δ DDV3	0.577	-52.617 **	-5.587 **	0.521	-52.007 **	-5.719 **	0.328	-51.969 **	-6.384 **
Δ (コール・レート)	0.324	-79.678 **	-8.480 **	0.295	-78.975 **	-8.813 **	0.288	-82.219 **	-8.986 **
Δ ln(コール・レート)	0.340	-52.631 **	-6.511 **	0.305	-45.366 **	-6.710 **	0.276	-37.112 **	-7.323 **

備考：ADF検定での最適なラグ次数は、最大ラグ次数を11とし、それ以下で最小のAICを達成するものを採用。

＊、**はそれぞれ5%、1%の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示す。

表4 共和分検定

被説明変数	定数項	ln(コール・レート)	ADF 統計量		ADF 統計量	
				P1		P2
M1V1	-1.161 (0.007)	-0.108 (0.003)	-2.600	(5)	-3.635 **	(3)
M1V2	1.317 (0.007)	-0.116 (0.003)	-2.880	(5)	-6.116 ***	(2)
M1V3	0.139 (0.007)	-0.112 (0.003)	-2.806	(5)	-5.698 ***	(2)
CAV1	-2.579 (0.007)	-0.090 (0.003)	-1.705	(5)	-2.897	(4)
DDV1	-1.441 (0.009)	-0.113 (0.003)	-2.293	(5)	-2.898	(3)
DDV2	1.038 (0.008)	-0.121 (0.003)	-2.673	(5)	-3.806 **	(3)
DDV3	-0.140 (0.008)	-0.117 (0.003)	-2.469	(5)	-3.339 *	(3)

被説明変数	定数項	コール・レート	ADF 統計量		ADF 統計量	
				P1		P2
M1V1	-0.941 (0.032)	-0.061 (0.006)	-0.150	(3)	-0.150	(3)
M1V2	1.566 (0.032)	-0.069 (0.006)	-0.272	(3)	-1.541	(1)
M1V3	0.374 (0.032)	-0.065 (0.006)	-0.211	(3)	-1.469	(1)
CAV1	-2.365 (0.023)	-0.059 (0.005)	-1.105	(5)	-2.115	(1)
DDV1	-1.219 (0.035)	-0.062 (0.007)	-0.082	(3)	-1.258	(1)
DDV2	1.289 (0.035)	-0.070 (0.007)	-0.163	(3)	-1.398	(1)
DDV3	0.097 (0.035)	-0.066 (0.007)	-0.121	(3)	-1.332	(1)

備考：最小2乗法により推計。P1と題した列のカッコ内の数字は、シュワート規準のもとでAICによって選択された最適ラグ次数を表し、P2と題した列のカッコ内の数字は、セッド=ディッキー規準のもとでAICによって選択された最適ラグ次数を表す。*、**、***は、それぞれ10%、5%、1%の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示す。サンプル期間は、1980年第1四半期から2003年第2四半期までである。

内の数字は、セッド=ディッキー規準のもとでAICによって選択された最適なラグ次数を表している。セッド=ディッキー規準のもとでは、M1V2とM1V3では1%、M1V1とDDV2では5%、DDV3は10%の有意水準で、それぞれ残差の単位根の存在を棄却し、共和分関係の存在を支持している。

表4の下部パネルは、セミ・ログ型に対するエンゲル=グレンジャーの共和分検定の結果を示している。セミ・ログ型については、全ての変数の組合せで残差への単位根の存在を棄却できず、共和分関係の存在は支持されない。Miyao [2003] では、M1V1について、1975年第1四半期から2002年第4四半期までのデータで、セミ・ログ型、ラグ次数が1という設定で、残差への単位根の存在が棄却されなかった。本稿での結果も、これと整合的である。

表5では、Gregory and Hansen [1996] に従い、3つの検定統計量を用いて、7つの流通速度とコール・レートの対数値、7つの流通速度とコール・レートの水準との

表5 レジーム・シフトを伴う構造変化を含む共和分検定 (Gregory and Hansen [1996])
ln (コール・レート)

	M1V1	M1V2	M1V3	CAV1	DDV1	DDV2	DDV3	臨界値 (5%)	臨界値 (10%)
Inf-ADF	-6.100 ** (1995:3)	-6.091 ** (1998:4)	-6.436 ** (1995:3)	-5.497 ** (1987:2)	-4.695 * (1997:4)	-5.469 ** (1997:4)	-5.113 ** (1997:4)	-4.95	-4.68
Inf- Z_t	-4.877 * (1996:1)	-4.806 * (1996:4)	-4.947 * (1996:4)	-4.376 (1987:1)	-4.795 * (1989:4)	-4.833 * (1996:1)	-4.812 * (1995:3)	-4.95	-4.68
Inf- Z_α	-39.825 (1996:1)	-39.130 (1996:1)	-41.143 (1996:4)	-34.102 (1987:1)	-38.998 (1989:4)	-39.093 (1995:3)	-39.170 (1995:3)	-47.04	-41.85

コール・レート

	M1V1	M1V2	M1V3	CAV1	DDV1	DDV2	DDV3	臨界値 (5%)	臨界値 (10%)
Inf-ADF	-4.058 (1999:3)	-4.395 (1999:4)	-4.361 (1999:4)	-3.610 (1998:3)	-3.877 (1999:3)	-4.069 (1999:3)	-3.988 (1999:3)	-4.95	-4.68
Inf- Z_t	-3.540 (1999:4)	-3.545 (1999:4)	-3.553 (1999:4)	-3.027 (1999:4)	-3.445 (1999:4)	-3.520 (1999:4)	-3.491 (1999:4)	-4.95	-4.68
Inf- Z_α	-22.527 (1999:4)	-22.942 (1999:4)	-22.860 (1999:4)	-17.421 (1999:4)	-21.237 (1999:4)	-22.417 (1999:4)	-21.932 (1999:4)	-47.04	-41.85

備考：上記の表は、ADF統計量とPhillips [1987] で示されている統計量 Z_t 、 Z_α の3つの統計量のそれぞれがサンプル期間内の分割時点に応じて取る最小の値をまとめたものである。これらの検定統計量は、帰無仮説「共和分関係は存在しない」と対立仮説「レジーム・シフトを伴う構造変化を含む共和分関係の存在」について検定するものである。定義、及び、その他詳細については、Gregory and Hansen [1996] の特に106ページを参照のこと。各統計量の下のカッコ内の数字 (XXXX:Y) は、構造変化が生じたと推測される時点 (XXXX年第Y四半期) を表す。サンプル期間は、1980年第1四半期から2003年第2四半期である。検定は、Gregory and Hansen [1996] の提案した方法に則り行った。また、推計はブルース・ハンセン教授の作成したGAUSSプログラムを使用。*、** は、それぞれ10%、5%の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示す。

間に共和分関係は存在しないとの帰無仮説を、レジーム・シフトを伴う構造変化を含む共和分関係が存在するとの対立仮説と検定した結果をまとめた。コール・レート対数値との間の帰無仮説は、3つの検定統計量のうち2つの検定統計量で、7つの流通速度において棄却されており、レジーム・シフトは1990年代後半に生じたことが示されている。一方、コール・レートの水準と7つの流通速度の間では、帰無仮説は棄却されなかった。

表4、及び、表5に要約された結果は、構造変化のあるなしに関わらず、ダブル・ログ型のM1V1、M1V2、M1V3、DDV2、及び、DDV3は安定的な関係を持つことを示している。

表6は、共和分関係の存在を仮定して、FMOLS、DOLSによる(2)式のダブル・ログ型の通貨需要関数の推計結果を示している。驚くべきことに、ダブル・ログ型の所得弾力性推計値は、 $-0.10 \sim -0.15$ の似通った値を取っている。Miyao [2003]では、1985年第1四半期から2002年第4四半期までのデータを用いてDOLSによりM1V1のダブル・ログ型の金利弾力性を -0.131 と推計しており、本稿の結果と整合的である⁷。

(3) 一部分のデータ・サンプルを用いた場合の推計値の変化

全サンプル期間を通じて共和分が存在するとの表6でなされた仮定の妥当性を確認するため、表7ではHansen [1992]による検定を適用し、FMOLSで得られた推計値の安定性を分析している⁸。表7は、Sup-F統計量(帰無仮説「推計値は一定」と対立仮説「未知の時点で、推計値に変化が生じる」との検定統計量)とMean-F統計量(帰無仮説「推計値は一定」と対立仮説「推計値はランダム・ウォーク過程に従う」との検定統計量)が、要求払預金以外の場合、5%の有意水準で棄却されたことを示している。一方、LC統計量(帰無仮説「共和分関係が存在」と対立仮説「共和分関係は存在しない」との検定統計量)は、CAV1を除き、M1V1、M1V2、M1V3、DDV1、DDV2、DDV3の共和分関係の存在を5%の有意水準で支持している。このように、M1V1、M1V2、M1V3、DDV3のパラメータの分析期間内を通じた安定性については、必ずしも明確には結論づけられない。

そこで、表5のGregory and Hansen [1996]による検定結果と、Miyao [2003]に従い、1995年第2四半期でサンプルを区切り、M1V1、M1V2、DDV2、DDV3について計測を行った。表8の上部パネルは1980年第1四半期から1995年第2四半期についての結果、下部パネルは1995年第3四半期から2003年第2四半期についての結果を

7 この節の推計に際しては、“generated regressor”の効果を考慮する必要があるかもしれない(詳しくは、McKenzie and McAleer [1997]を参照)。例えば、通常の最小2乗法でM1V1を定数項とコール・レート(定常かつ外生)で回帰した場合には、標準偏差にバイアスが生じることが知られている。

8 推計値は、推計手法の選択に対して大きな影響を受けないので、ここでは特にFMOLSによる結果の報告に絞った。

表6 時系列モデルの推計：全サンプル

推計手法	被説明変数	定数項	ln(コール・レート)
FMOLS	M1V1	-1.163 (0.011)	-0.112 (0.005)
	M1V2	1.317 (0.009)	-0.122 (0.004)
	M1V3	0.138 (0.010)	-0.117 (0.004)
	DDV1	-1.442 (0.018)	-0.117 (0.007)
	DDV2	1.037 (0.012)	-0.127 (0.005)
	DDV3	-0.141 (0.014)	-0.122 (0.006)
	DOLS (2)	M1V1	-1.157 (0.077)
M1V2		1.324 (0.036)	-0.126 (0.016)
M1V3		0.145 (0.049)	-0.121 (0.022)
DDV1		-1.438 (0.137)	-0.122 (0.061)
DDV2		1.044 (0.064)	-0.131 (0.029)
DDV3		-0.136 (0.095)	-0.127 (0.043)
DOLS (4)		M1V1	-1.155 (0.198)
	M1V2	1.330 (0.132)	-0.129 (0.063)
	M1V3	0.149 (0.151)	-0.124 (0.072)
	DDV1	-1.440 (0.287)	-0.122 (0.137)
	DDV2	1.045 (0.176)	-0.133 (0.084)
	DDV3	-0.136 (0.227)	-0.128 (0.108)
	DOLS (8)	M1V1	-1.116 (0.182)
M1V2		1.368 (0.079)	-0.148 (0.038)
M1V3		0.187 (0.075)	-0.143 (0.035)
DDV1		-1.404 (0.284)	-0.140 (0.135)
DDV2		1.080 (0.189)	-0.151 (0.089)
DDV3		-0.101 (0.234)	-0.146 (0.111)

備考：表6は、Phillips and Hansen [1990] によるFMOLSと、Stock and Watson [1993] によるDOLSを用いた推計結果についてまとめたものである。FMOLSによる推計では、統計パッケージ「Gauss Coint version 2」のFMプロシジャーを利用した。また、Nakashima and Saito [2002] と同様、「pre-whitened spectral quadratic kernel」を採用した。「DOLS (n)」の欄は、 n 個 ($n=2,4,8$) のリードとラグを用いた場合のDOLSの結果について示している。推計値の下のカッコ内の数字は、標準偏差を表す。サンプル期間は、1980年第1四半期から2003年第2四半期までである。

表7 パラメータの安定性

	LC	Mean F	Sup F
M1V1	0.434	7.757 ***	15.331 **
M1V2	0.181	15.051 ***	28.120 ***
M1V3	0.263	11.137 ***	22.031 ***
CAV1	0.582 **	18.003 ***	26.769 ***
DDV1	0.534 *	3.790 *	7.200
DDV2	0.442	8.980 ***	18.270 ***
DDV3	0.528 *	5.993 **	12.329 **

備考：各統計量はHansen [1992] の方法により算出。また、推計はブルース・ハンセン教授の作成したGAUSSプログラムを使用した。各統計量の算出については、“pre-whitened spectral quadratic kernel”を採用した。*、**、***は、それぞれ10%、5%、1%の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示す。サンプル期間は、1980年第1四半期から2003年第2四半期までである。

まとめている。表8が示しているように、後半のデータ・サンプルでのダブル・ログ型の金利弾力性推計値が大きい。また、表8はコール・レートの対数値と流通速度との間で、共和分関係が存在することを示している。Miyao [2003] ではレジーム・シフトを伴う構造変化を含む共和分関係の存在は支持されておらず、この点はMiyao [2003] と非整合的である。

Miyao [2003] で得られた結果との非整合性の原因を調べるため、サンプルの始期を1980年ではなく、Miyao [2003] と同じ1985年に設定した。表9の上部パネルはMiyao [2003] の結果を再現した。流通速度とコール・レートの対数値には共和分関係が存在しない。表9の下部パネルは、Miyao [2003] で報告されている結果が頑健であることを示している。ダブル・ログ型のM1V1の金利弾力性推計値は2つのサブ・サンプル間で高々0.03ほどしか変化していない。本稿表8の結果とMiyao [2003] との結果の非整合性の原因は、本稿の計測が1980年から1984年のデータを含んでいたためと考えられる。

通貨需要の所得・金利弾力性の安定性の頑健性をチェックするため、サンプルを2期間に分割し、それぞれの期間ごとにM1V1、M1V1、DDV2の金利弾力性を推計した。

図4の細い実線は、サンプル分割点以前のデータ（以下、前半サブ・サンプル）を用いたダブル・ログ型のM1V1の金利弾力性推計値を、太い実線はサンプル分割点以降のデータ（以下、後半サブ・サンプル）を用いたダブル・ログ型のM1V1の金利弾力性推計値を表す。破線は、金利弾力性推計値の上限と下限を表す。この上限と下限は、推計値に標準偏差の2倍を足したものと引いたものである。推計は、FMOLSを用いた。図4の水平軸は、サンプル期間の分割時点に対応する。サンプル分割時点は、1986年第1四半期から2000年第4四半期までである。図4は、2つのサブ・サンプルから計測したダブル・ログ型の金利弾力性推計値を示している。後半

表8 構造変化とFMOLS

1980年第1四半期～ 1995年第2四半期	被説明変数	定数項	ln(コール・レート)	ADF統計量	ADF統計量
				P1	P2
最小2乗法	M1V1	-1.289 (0.017)	-0.032 (0.010)	-3.911 ** (1)	-3.911 ** (1)
	M1V2	1.233 (0.015)	-0.068 (0.009)	-4.355 *** (1)	-4.355 *** (1)
	DDV2	0.901 (0.018)	-0.041 (0.011)	-4.132 *** (1)	-4.132 *** (1)
	DDV3	-0.298 (0.021)	-0.023 (0.012)	-3.439 ** (1)	-3.439 ** (1)
FMOLS	M1V1	-1.286 (0.033)	-0.035 (0.019)	自動選択された bandwidth 9.000	
	M2V2	1.255 (0.026)	-0.082 (0.015)	7.179	
	DDV2	0.901 (0.034)	-0.042 (0.020)	8.288	
	DDV3	-0.320 (0.046)	-0.011 (0.027)	11.682	

1995年第3四半期～ 2003年第2四半期	被説明変数	定数項	ln(コール・レート)	ADF統計量	ADF統計量
				P1	P2
最小2乗法	M1V1	-1.156 (0.026)	-0.108 (0.007)	-3.581 ** (4)	-4.087 *** (2)
	M1V2	1.349 (0.027)	-0.109 (0.008)	-3.582 ** (4)	-4.116 *** (2)
	DDV2	1.054 (0.029)	-0.119 (0.008)	-3.664 ** (4)	-4.230 *** (2)
	DDV3	-0.137 (0.029)	-0.119 (0.008)	-3.667 ** (4)	-4.218 *** (2)
FMOLS	M1V1	-1.182 (0.035)	-0.118 (0.010)	自動選択された bandwidth 3.722	
	M2V2	1.321 (0.036)	-0.120 (0.010)	3.825	
	DDV2	1.023 (0.038)	-0.131 (0.011)	3.834	
	DDV3	-0.167 (0.038)	-0.130 (0.011)	3.788	

備考：表5の構造変化検定の結果をふまえて、全サンプルを2つのサブ・サンプルに分割。前半サブ・サンプル期間は、1980年第1四半期から1995年第2四半期までであり、後半サブ・サンプル期間は1995年第3四半期から2003年第2四半期までである。各パネルに対して、上部部分は最小2乗法によって推計した結果を、下部部分はFMOLSによって推計した結果をまとめたものである。P1と題した列のカッコ内の数字は、シュワート標準のもとでAICによって選択された最適ラグ次数を表し、P2と題した列のカッコ内の数字は、セッド＝ディッキー標準のもとでAICによって選択された最適ラグ次数を表す。FMOLSに関しては、“pre-whitened Bartlett quadratic kernel”を採用。“bandwidth”の自動選択は、Andrews[1991]によった。**、***は、それぞれ5%、1%の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示す。

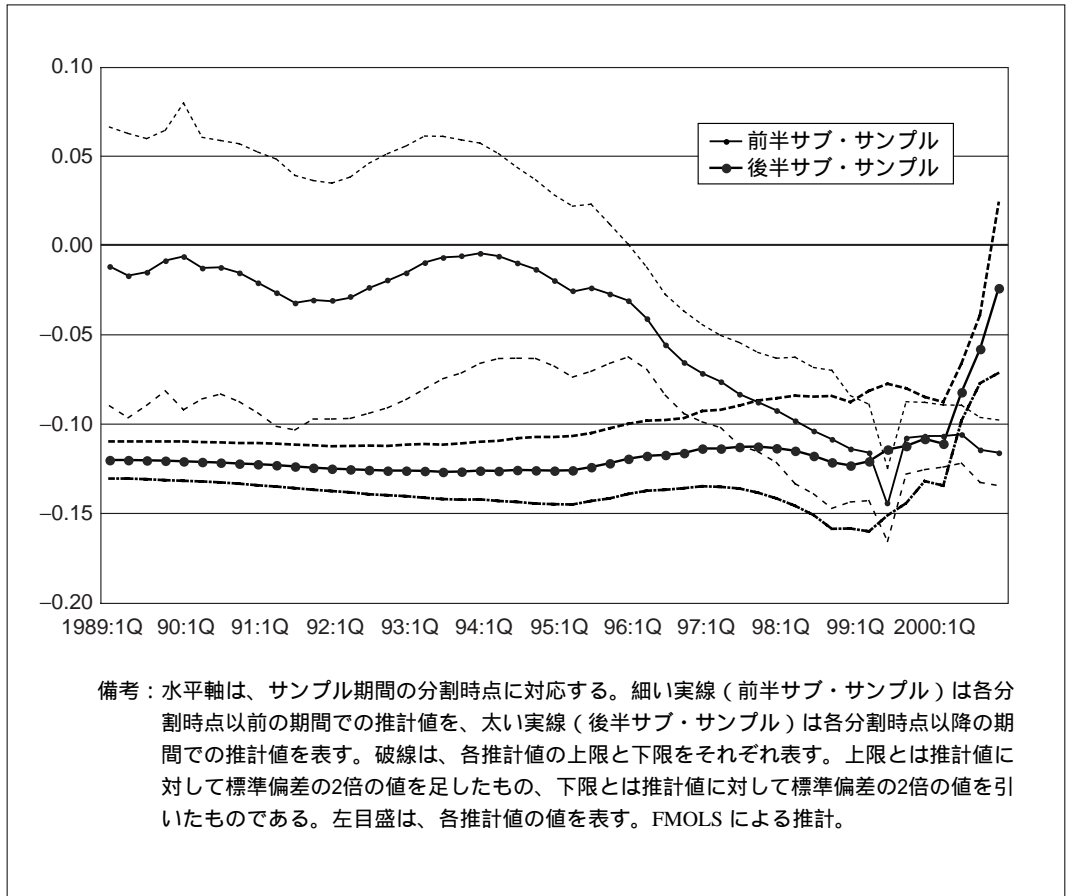
表9 構造変化とFMOLS (2)

1985年第1四半期 ~ 1995年第2四半期	被説明変数	定数項	ln(コール・レート)	ADF統計量	P1	ADF統計量	P2
最小2乗法	M1V1	-1.239 (0.014)	-0.073 (0.009)	-2.054	(1)	-2.054	(1)
	M1V2	1.257 (0.015)	-0.085 (0.010)	-2.459	(1)	-2.459	(1)
	DDV2	0.955 (0.014)	-0.084 (0.009)	-2.374	(1)	-2.374	(1)
	DDV3	-0.231 (0.016)	-0.079 (0.011)	-1.979	(1)	-1.979	(1)
FMOLS	M1V1	-1.223 (0.020)	-0.084 (0.013)	自動選択された bandwidth 9.729			
	M2V2	1.280 (0.024)	-0.100 (0.015)	8.725			
	DDV2	0.968 (0.023)	-0.094 (0.015)	8.102			
	DDV3	-0.082 (0.019)	-0.227 (0.030)	11.005			

1995年第3四半期 ~ 2003年第2四半期	被説明変数	定数項	ln(コール・レート)	ADF統計量	P1	ADF統計量	P2
最小2乗法	M1V1	-1.156 (0.026)	-0.108 (0.007)	-3.581 **	(4)	-4.087 ***	(2)
	M1V2	1.349 (0.027)	-0.109 (0.008)	-3.582 **	(4)	-4.116 ***	(2)
	DDV2	1.054 (0.029)	-0.119 (0.008)	-3.664 **	(4)	-4.230 ***	(2)
	DDV3	-0.137 (0.029)	-0.119 (0.008)	-3.667 **	(4)	-4.218 ***	(2)
FMOLS	M1V1	-1.182 (0.035)	-0.118 (0.010)	自動選択された bandwidth 3.722			
	M2V2	1.321 (0.036)	-0.120 (0.010)	3.825			
	DDV2	1.023 (0.038)	-0.131 (0.011)	3.834			
	DDV3	-0.167 (0.038)	-0.130 (0.011)	3.788			

備考：サンプルを分割し、1985年第1四半期から2003年第2四半期までのサブ・サンプルを作成。その上で、Miyao [2003] に従い、1995年第2四半期を構造変化点と設定。上記の各パネルの推計は、最小2乗法とFMOLSによるものである。P1と題した列のカッコ内の数字は、シュワート規準のもとでAICによって選択された最適ラグ次数を表し、P2と題した列のカッコ内の数字は、セッド=ディッキー規準のもとでAICによって選択された最適ラグ次数を表す。FMOLSに関しては、“pre-whitened Bartlett quadratic kernel”を採用。“bandwidth”の自動選択は、表8と同様、Andrews [1991] によった。**、***は、それぞれ5%、1%の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示す。

図4 ダブル・ログ型金利弾力性 (M1V1)



サブ・サンプルでは、金利弾力性推計値は-0.1近傍の値を取っており、理論的にも適当である。前半サブ・サンプルでは、1995年以前は、統計的に有意な値をとっていない。以上の結果は、最近時点のデータを含むならば、ダブル・ログ型の金利弾力性が安定的であることを示しており、Miyao [2003] の結論とも整合的である。

2つのサブ・サンプルから得られるM1V2のダブル・ログ型での金利弾力性は 図5 で示されている。図5の作成方法は図4と同様である。後半サブ・サンプルではM1V1と同様にダブル・ログ型の金利弾力性推計値は-0.1近傍の値を取っており、理論的にも適当な値を取っている。前半サブ・サンプルでは、1992年以降のデータを含むと、ダブル・ログ型の金利弾力性推計値は統計的に有意に負の値となる。この図は、所得弾力性の大きさの多少の違いは、後半サブ・サンプルのダブル・ログ型の金利弾力性推計値には影響を与えないことを示している。これも、Miyao [2003] の結論と整合的である。

図5 ダブル・ログ型金利弾力性 (M1V2)

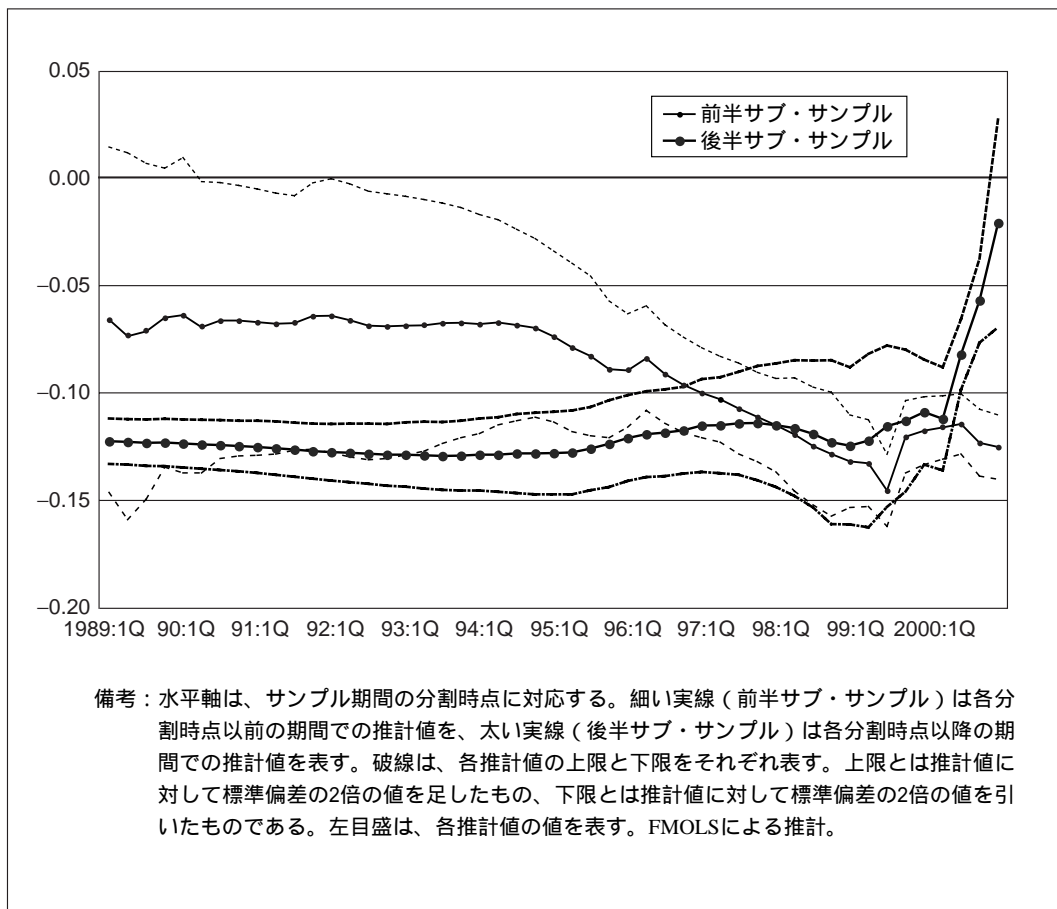
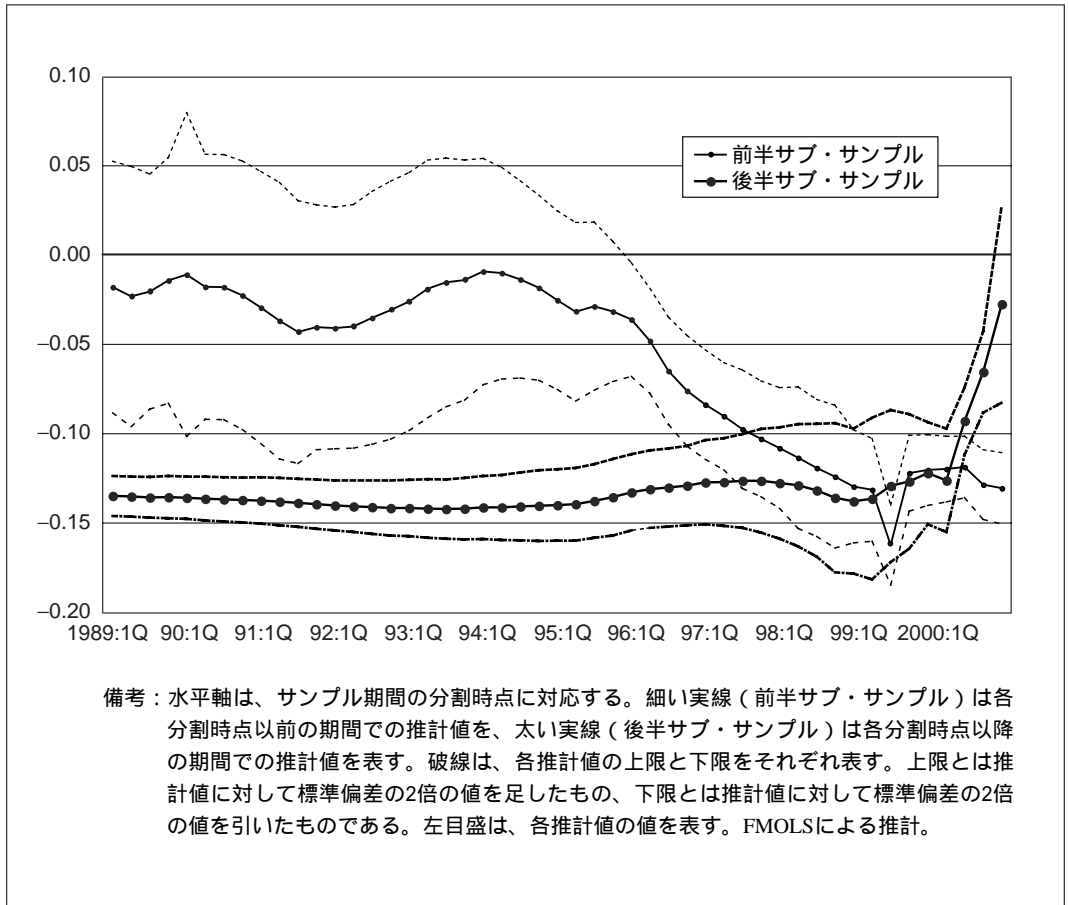


図6は、2つのサブ・サンプルから得られるDDV2のダブル・ログ型の金利弾力性推計値を示している。後半サブ・サンプルでは-0.1近傍の値を取っており、理論的にも妥当な金利弾力性推計値を得る。一方、前半サブ・サンプルでは、1995年以前のデータ・サンプルを用いると、統計的に有意な結果は得られていない。これらの結果は、M1V1を用いた結果と極めて似通っている。

(4) 留意点

表5の結果によれば、ダブル・ログ型の金利弾力性推計値には1995年頃、もしくは1998年頃に構造変化が生じたと思われる。その原因は、低金利政策によって名目金利の統計的特性が変化したことかもしれない。特に、コール・レートの対数値については、トレンドに変化を伴う単位根過程として扱った方が適切かもしれない。そこで、Perron [1997] による検定を金利の対数値に適用する。

図6 ダブル・ログ型金利弾力性 (DDV2)



検定に当たっては、副島 [1994] に従い、最大のラグ次数を12にする。表10に示したように、トレンドの変化を伴う単位根過程との帰無仮説は棄却されない。また、構造変化は1999年、もしくは1990年に生じた可能性が示唆されている。1999年の構造変化は、ゼロ金利政策導入と関連があるかもしれない。ただし、この結果は、構造変化が1995年もしくは1998年に生じたとする本節の結果と整合的でない。トレンドの変化を伴う単位根過程という帰無が棄却できなかった検定結果をふまえると、4節での分析結果は注意して用いる必要がある。

表10 トレンドに変化を伴う単位根過程の検定

サンプル期間 1983年第3四半期 - 2002年第3四半期 (標本数は77)	構造変化点	k	最大ラグ次数を 12 とする (kは最適ラグ次数を表す)					臨界値(5%)		
			μ (t 値)	θ (t 値)	β (t 値)	δ (t 値)	γ (t 値)	α (t 値)	$t^*(\alpha)$ $k(t - \text{sig})$	$t^*(\alpha, \gamma)$ $k(t - \text{sig})$
ln(コール・レート)	1990年 第1四半期	12	0.013 (0.061)	0.485 (-2.117)	0.001 (0.147)	-0.263 (-0.772)	-0.045 (-3.345)	0.919 (-0.944)	-5.59	
	1999年 第4四半期	12	-0.113 (-0.576)	0.852 (3.253)	-0.005 (-1.451)	-1.377 (-3.249)	-0.115 (-3.563)	1.090 (1.208)		-4.98

備考：次のモデルで、帰無仮説 $\alpha=1$ を検定。

$$y_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(T_b)_t + \alpha y_{t-1} + \sum_{i=1}^k c_i \Delta y_{t-i} + e_t$$

ここで、 y は検定する時系列データ(ここでは、コール・レートの対数値)、 μ は定数項、 t はタイム・トレンドである。また、 T_b は構造変化が生じた時点を表す。 DU_t は構造変化点以前は1、それ以降で0、 $D(T_b)_t$ は構造変化点の時期で1、それ以外は0、 DT_t は構造変化点以前で0、それ以降は t となるダミー変数である。 e_t は誤差項。 $\mu, \theta, \beta, \delta, \gamma, \alpha, c_i$ は回帰分析により推計されるパラメータである。上記のパネルは、結果をまとめたものである。各行において、上部の数字は推計値を、下部のカッコ内の数字は推計値の標準偏差を表したものである(ただし、 c_i は除く)。本稿においては、2つの検定統計量を利用した。1つは、パラメータ α について最小の t 値を達成するものを選択するものであり、2つの行のうち、上部の行で網掛けされているものである。もう1つは、パラメータ γ について最小の t 値を達成するものを選択するものであり、下部の行で網掛けされているものである。詳細については、Perron [1997] を参照のこと。

5 . 頑健性の確認

(1) 四半期GDP、ダブル・ログ型による分析

横断面分析から得られた「M1-現金通貨」に対する所得弾力性 $\hat{\beta}_{1_{cs}}$ を先験制約として(2)式を推計することは適切なのだろうか。本節では、先験的に横断面分析から得た所得弾力性を課さず、(2)式のダブル・ログ型の通貨需要方程式の推計を標準的な手法に従って行う。

まず、実質M1、実質現金通貨(以下、実質現金)、実質要求払預金、実質GDP、コール・レートの水準と対数値についてADF検定、PP検定を行う。また、後の分析のため、IIPについても同様の検定を行う。表11の分析結果によれば、コール・レートの水準以外の変数については、I(1)であることが確認された。

次に、実質M1の対数値、実質GDPの対数値、コール・レートの対数値、実質現金の対数値、実質GDPの対数値、コール・レートの対数値、実質要求払預金の対数値、実質GDPの対数値、コール・レートの対数値との3つの組合せに対して共和分検定を行う。サンプル期間は、いずれも1980年第1四半期から2003年第2四半期までである。共和分検定については、2つの統計的手法を用いた。

表11 単位根検定

(1) ADF検定

	定数項なし			定数項あり			定数項とトレンド		
	AR パラメータ	検定統計量	AIC BIC	AR パラメータ	検定統計量	AIC BIC	AR パラメータ	検定統計量	AIC BIC
実質M1	1.001	3.121	(1) (1)	1.014	2.431	(1) (1)	0.991	-0.557	(1) (1)
実質現金	1.001	3.805	(2) (2)	1.003	0.851	(2) (1)	0.970	-1.540	(3) (2)
実質要求払預金	1.001	2.848	(1) (1)	1.016	2.363	(1) (1)	0.992	-0.483	(1) (1)
実質GDP	1.000	2.757	(3) (1)	0.988	-2.115	(3) (1)	0.984	-0.841	(3) (1)
IIP	1.000	1.228	(3) (3)	0.9755	-2.201	(3) (3)	0.975	-1.328	(3) (3)
コール・レート	0.963	-4.010**	(1) (1)	0.950	-3.483**	(1) (1)	0.917	-2.527	(4) (1)
ln(コール・レート)	1.029	1.380	(6) (5)	1.076	3.914	(5) (5)	1.050	1.482	(5) (5)
Δ (実質M1)	0.737	-3.385**	(1) (1)	0.533	-4.948**	(1) (1)	0.363	-5.583**	(1) (1)
Δ (実質現金)	0.904	-1.546	(2) (2)	0.618	-3.708**	(2) (1)	0.576	-3.680**	(2) (1)
Δ (実質要求払預金)	0.697	-3.673**	(1) (1)	0.521	-4.973**	(1) (1)	0.345	-5.657**	(1) (1)
Δ (実質GDP)	0.709	-2.425*	(2) (2)	0.354	-3.761**	(2) (2)	0.178	-4.286**	(2) (1)
Δ IIP	0.513	-4.847**	(2) (2)	0.4809	-5.020**	(2) (2)	0.431	-5.358**	(2) (2)
Δ (コール・レート)	0.507	-4.642**	(2) (1)	0.467	-4.758**	(2) (1)	0.460	-4.707**	(2) (1)
Δ ln(コール・レート)	0.413	-2.751**	(6) (5)	0.028	-4.529**	(5) (4)	-0.477	-8.344**	(4) (4)

(2) PP検定

	定数項なし			定数項あり			定数項とトレンド		
	AR パラメータ	Z_α	Z_t	AR パラメータ	Z_α	Z_t	AR パラメータ	Z_α	Z_t
実質M1	1.001	0.104	3.750	1.026	2.436	4.865	1.006	0.094	0.053
実質現金	1.001	0.108	5.550	1.012	0.971	1.773	0.977	-7.488	-1.973
実質要求払預金	1.001	0.108	3.317	1.030	2.800	5.388	1.008	0.540	0.346
実質GDP	1.000	0.038	4.359	0.987	-1.246	-2.293	0.993	-1.018	-0.531
IIP	1.000	0.024	1.208	0.974	-3.099	-1.836	0.987	-2.742	-1.031
コール・レート	0.974	-3.459	-1.863	0.974	-5.029	-1.723	0.918	-22.411*	-3.357
ln(コール・レート)	1.021	1.511	0.767	1.025	2.945	2.358	0.978	-0.873	-0.334
Δ (実質M1)	0.704	-37.100**	-4.567**	0.549	-43.910**	-5.317**	0.402	-48.464**	-5.919**
Δ (実質現金)	0.802	-22.734**	-3.490**	0.529	-51.741**	-5.738**	0.457	-64.109**	-6.377**
Δ (実質要求払預金)	0.668	-41.130**	-4.847**	0.540	-44.108**	-5.346**	0.392	-45.322**	-5.858**
Δ (実質GDP)	0.320	-135.654**	-8.955**	0.014	-140.380**	-10.152**	-0.064	-113.432**	-10.245**
Δ IIP	0.561	-36.019**	-4.879**	0.544	-33.791**	-4.833**	0.523	-27.561**	-4.722**
Δ (コール・レート)	0.324	-79.678**	-8.480**	0.295	-78.975**	-8.813**	0.288	-82.219**	-8.986**
Δ ln(コール・レート)	0.340	-52.631**	-6.511**	0.305	-45.366**	-6.710**	0.276	-37.112**	-7.323**

備考：ADF検定での最適なラグ次数は、最大ラグ次数を11とし、それ以下で最小のAICを達成するものを採用。*、**はそれぞれ5%、1%の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示す。サンプル期間は、1980年第1四半期から2003年第2四半期までである。

まず、表12の上部パネルは、エンゲル=グレンジャー検定の結果を示したものである。ラグ次数の選択についてシュワート規準を用いた場合、すべての場合について残差に単位根が存在するとの仮説を棄却できなかった。一方、セッド=ディッキー規準を用いた場合には、実質M1、実質現金、実質要求払預金について、残差への単位根の存在が棄却され、共和分関係の存在が確認された。

表12 共和分検定

パネル1：エンゲル=グレンジャー検定

被説明変数	定数項	ln(GDP)	ln(コール・レート)	ADF統計量	
				P1	P2
実質M1	1.060 (0.734)	0.855 (0.048)	-0.115 (0.004)	-2.879 (5)	-6.050 *** (2)
実質現金	-8.258 (0.567)	1.371 (0.037)	-0.071 (0.003)	-2.580 (5)	-4.694 *** (1)
実質要求払預金	3.313 (0.806)	0.689 (0.053)	-0.129 (0.004)	-2.999 (5)	-6.395 *** (2)

備考：最小2乗法により推計。P1と題した列のカッコ内の数字は、シュワート規準のもとでAICによって選択された最適ラグ次数を表し、P2と題した列のカッコ内の数字は、セッド=ディッキー規準のもとでAICによって選択された最適ラグ次数を表す。***は、1%の有意水準で、帰無仮説が棄却されたことを示す。サンプル期間は、1980年第1四半期から2003年第2四半期までである。

パネル2：レジーム・シフトを伴う構造変化を含む共和分検定

(Gregory and Hansen [1996])

	M1	現金通貨	要求払預金	臨界値(5%)	臨界値(10%)
lnf-ADF	-6.638 ** (1996:3)	-4.879 (1997:1)	-6.947 ** (1996:3)	-5.50	-5.23
lnf- Z_t	-6.349 ** (1996:4)	-4.839 (1996:4)	-6.512 ** (1996:4)	-5.50	-5.23
lnf- Z_α	-54.191 ** (1996:4)	-35.435 (1996:4)	-56.371 ** (1996:4)	-58.33	-52.85

備考：上記の表は、ADF統計量とPhillips [1987] で示されている統計量 Z_t 、 Z_α の3つの統計量のそれぞれがサンプル期間内の分割時点に応じて取る最小の値をまとめたものである。これらの検定統計量は、帰無仮説「共和分関係は存在しない」と対立仮説「レジーム・シフトを伴う構造変化を含む共和分関係の存在」について検定するものである。定義、及び、詳細については、Gregory and Hansen [1996] の特に106ページを参照のこと。各統計量の下のカッコ内の数字 (XXXX:Y) は、構造変化が生じたと推測される時点 (XXXX年第Y四半期) を表す。サンプル期間は、1980年第1四半期から2003年第2四半期までである。検定は、Gregory and Hansen [1996] の提案した方法に則り行った。また、推計ではブルース・ハンセン教授の作成した GAUSS プログラムを使用。** は、5%の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示す。

次に、表12の下部パネルは、Gregory and Hansen [1996] によるレジーム・シフトを伴う構造変化を含む共和分関係の存在についての3種類の検定の結果である。この検定では、M1と要求払預金については、共和分関係が存在しないとの帰無仮説は棄却された。実質現金については、帰無仮説は棄却されなかった。

表12の2つの検定結果によれば、実質現金については、共和分関係が強く支持されているわけではない。総じてみれば、M1と要求払預金については、GDP、コール・レート対数値との間で、少なくとも1996年以前は安定的な共和分関係が存在していたように推測される。この結論は、1995年以前は日本銀行がコール・レートを1%以下には誘導していなかった事実とも、また、Nakashima and Saito [2002] の解釈とも整合的である。1995年以降、共和分関係が安定的ではないことは、横断面分析で得られた所得弾力性を先験制約として用いることが、特に低金利政策以後の時期に関しては有意義であることを示唆している。

(2) 四半期GDP、セミ・ログ型による分析

(1)節で得られた結論は、1995年6月に構造変化が生じ、その後、所得弾力性は小さくなり統計的に有意でなくなる一方、セミ・ログ型金利弾力性は大きくなるというNakashima and Saito [2002] の結果と整合的ではない。このことを確認するため、コール・レート対数値ではなく、コール・レート水準を用いて分析する。

(1)節と同様、実質M1対数値、実質GDP対数値、コール・レート水準、実質現金対数値、実質GDP対数値、コール・レート水準、実質要求払預金対数値、実質GDP対数値、コール・レート水準との3つの組合せについて、2つの統計的手法を用いて共和分関係を検定する。

表13の上部パネルによれば、いずれの変数の組合せについても、ADF検定は共和分関係の存在を支持しない。表13の下部パネルによれば、共和分関係は存在しないとの帰無仮説と、レジーム・シフトを伴う構造変化を含む共和分関係が存在するとの対立仮説の検定を行うと、帰無仮説を棄却できない。これらの結果は、ダブル・ログ型とセミ・ログ型という推計式の定式化の違いが安定的な共和分関係の評価に対して大きな違いをもたらすという表4との結果と整合的である。

(3) 四半期IIP、セミ・ログ型による分析

本節(2)では、説明変数にGDPとコール・レートを用いた。しかし、Nakashima and Saito [2002] は、IIPとコール・レート水準を用いている。スケール変数としてGDPとIIPを用いた場合、違いが生じるのかという疑問が湧く⁹。

.....
 9 本節の分析では、IIPとコール・レート水準の四半期データを使用した。一方、Nakashima and Saito [2002] は、1985年1月から2001年3月までの月次データを用いている。本節の分析を月次データを用いても、定性的には大きな違いを生み出さない。

この疑問に答えるため、実質M1の対数値、IIPの対数値、コール・レートの水
準、実質現金の対数値、IIPの対数値、コール・レートの水準、実質要求払預
金の対数値、IIPの対数値、コール・レートの水準という3つの組合せについて共和
分検定を行った。IIPについて、Nakashima and Saito [2002] では1995年基準指数が
用いられているが、本稿では2000年基準指数を用いた。本節での結果は、Nakashima
and Saito [2002] と同一データを用いていないため、頑健性を確認するため以上の

表13 共和分検定

パネル1：エンゲル=グレンジャー検定

被説明変数	定数項	lr(GDP)	コール・レート	ADF統計量	
				P1	P2
実質M1	-2.375 (2.965)	1.093 (0.192)	-0.057 (0.011)	-0.096 (3)	-0.096 (3)
実質現金	-10.937 (1.922)	1.554 (0.124)	-0.033 (0.007)	-1.393 (1)	-1.393 (1)
実質要求払預金	-0.226 (3.292)	0.936 (0.213)	-0.065 (0.012)	-0.110 (3)	-1.314 (1)

備考：最小2乗法により推計。P1と題した列のカッコ内の数字は、シュワート規準のもとでAICによ
って選択された最適ラグ次数を表し、P2と題した列のカッコ内の数字は、セッド=ディッキー規
準のもとでAICによって選択された最適ラグ次数を表す。サンプル期間は、1980年第1四半期か
ら2003年第2四半期までである。

パネル2：レジーム・シフトを伴う構造変化を含む共和分検定

(Gregory and Hansen [1996])

	M1	現金通貨	要求払預金	臨界値(5%)	臨界値(10%)
Inf-ADF	-4.360 (1997:2)	-4.322 (1996:4)	-4.374 (1997:2)	-5.50	-5.23
Inf- Z_t	-4.164 (1996:4)	-4.285 (1996:4)	-4.119 (1996:3)	-5.50	-5.23
Inf- Z_α	-29.057 (1996:3)	-29.820 (1996:2)	-28.678 (1996:3)	-58.33	-52.85

備考：上記の表は、ADF統計量とPhillips [1987] で示されている統計量 Z_t 、 Z_α の3つの統計量のそれ
ぞれがサンプル期間内の分割時点に応じて取る最小の値をまとめたものである。これらの検定
統計量は、帰無仮説「共和分関係は存在しない」と対立仮説「レジーム・シフトを伴う構造変
化を含む共和分関係の存在」について検定するものである。定義、及び、詳細については、
Gregory and Hansen [1996] の特に106ページを参照のこと。各統計量の下のカッコ内の数字
(XXXX:Y) は、構造変化が生じたと推測される時点(XXXX年第Y四半期)を表す。サン
プル期間は、1980年第1四半期から2003年第2四半期までである。検定は、Gregory and Hansen
[1996] の提案した方法に則り行った。また、推計ではブルース・ハンセン教授の作成した
GAUSSプログラムを使用。

意味はない。こうした限界があることを考慮しても、表14の結果はNakashima and Saito [2002] と異なる。表14の上部パネルのADF統計量は、共和分関係の存在を支持しない。下部パネルで示されているように、レジーム・シフトを伴う構造変化を含む共和分関係が存在するとの仮説も支持されない。

以上の分析で共和分関係の存在が支持されなかったことから、共和分関係を前提とした回帰分析手法を用いることはできない。しかし、要求払預金について行った

表14 共和分検定

パネル1：エンゲル=グレンジャー検定

被説明変数	定数項	ln(IIP)	コール・レート	ADF統計量		
				P1	P2	
実質M1	7.219	0.556	-0.095	-0.497	(3) -1.794	(1)
	(2.937)	(0.223)	(0.009)			
実質現金	-2.200	1.164	-0.077	-2.189	(1) -2.189	(1)
	(2.277)	(0.173)	(0.007)			
実質要求払預金	9.572	0.356	-0.101	-0.510	(3) -1.770	(1)
	(3.147)	(0.239)	(0.010)			

備考：最小2乗法により推計。P1と題した列のカッコ内の数字は、シュワート規準のもとでAICによって選択された最適ラグ次数を表し、P2と題した列のカッコ内の数字は、セッド=ディッキー規準のもとでAICによって選択された最適ラグ次数を表す。サンプル期間は、1980年第1四半期から2003年第2四半期までである。

パネル2：レジーム・シフトを伴う構造変化を含む共和分検定

(Gregory and Hansen [1996])

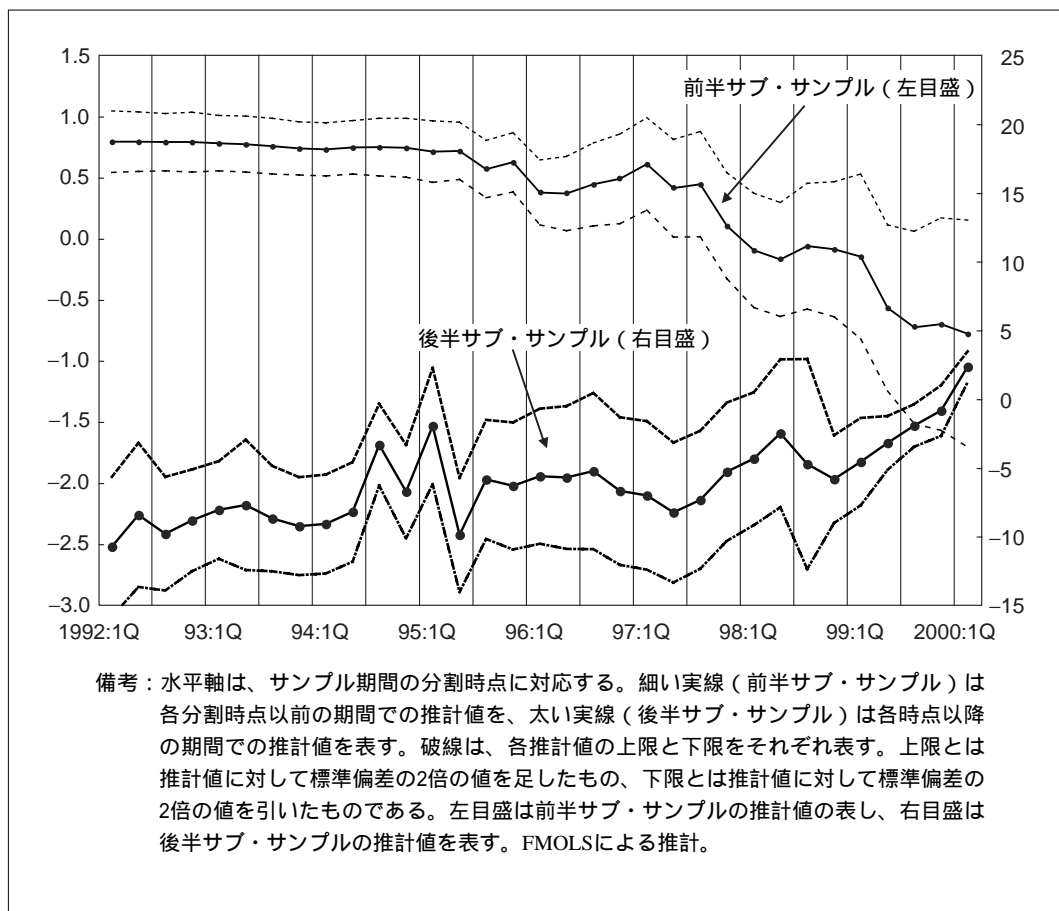
	M1	現金通貨	要求払預金	臨界値(5%)	臨界値(10%)
lnf-ADF	-4.393 (1998:4)	-4.376 (1993:3)	-4.424 (1993:4)	-5.50	-5.23
lnf- Z_t	-3.236 (1999:1)	-3.361 (1998:4)	-3.232 (1999:1)	-5.50	-5.23
lnf- Z_α	-21.126 (1999:1)	-22.413 (1998:4)	-21.118 (1999:1)	-58.33	-52.85

備考：上記の表は、ADF統計量とPhillips [1987] で示されている統計量 Z_t 、 Z_α の3つの統計量のそれぞれがサンプル期間内の分割時点に応じて取る最小の値をまとめたものである。これらの検定統計量は、帰無仮説「共和分関係は存在しない」と対立仮説「レジーム・シフトを伴う構造変化を含む共和分関係の存在」について検定するものである。定義、及び、詳細については、Gregory and Hansen [1996] の特に106ページを参照のこと。各統計量の下のカッコ内の数字 (XXXX:Y) は、構造変化が生じたと推測される時点 (XXXX年第Y四半期) を表す。サンプル期間は、1980年第1四半期から2003年第2四半期までである。検定は、Gregory and Hansen [1996] の提案した方法に則り行った。また、推計ではブルース・ハンセン教授の作成したGAUSSプログラムを使用。

ヨハンセンの最大固有値検定では、検定統計量が18.97（ラグ次数2）となり、10%有意水準で共和分関係が存在しないとの帰無仮説を棄却し、1つの共和分関係が存在するとの対立仮説を受容した¹⁰。

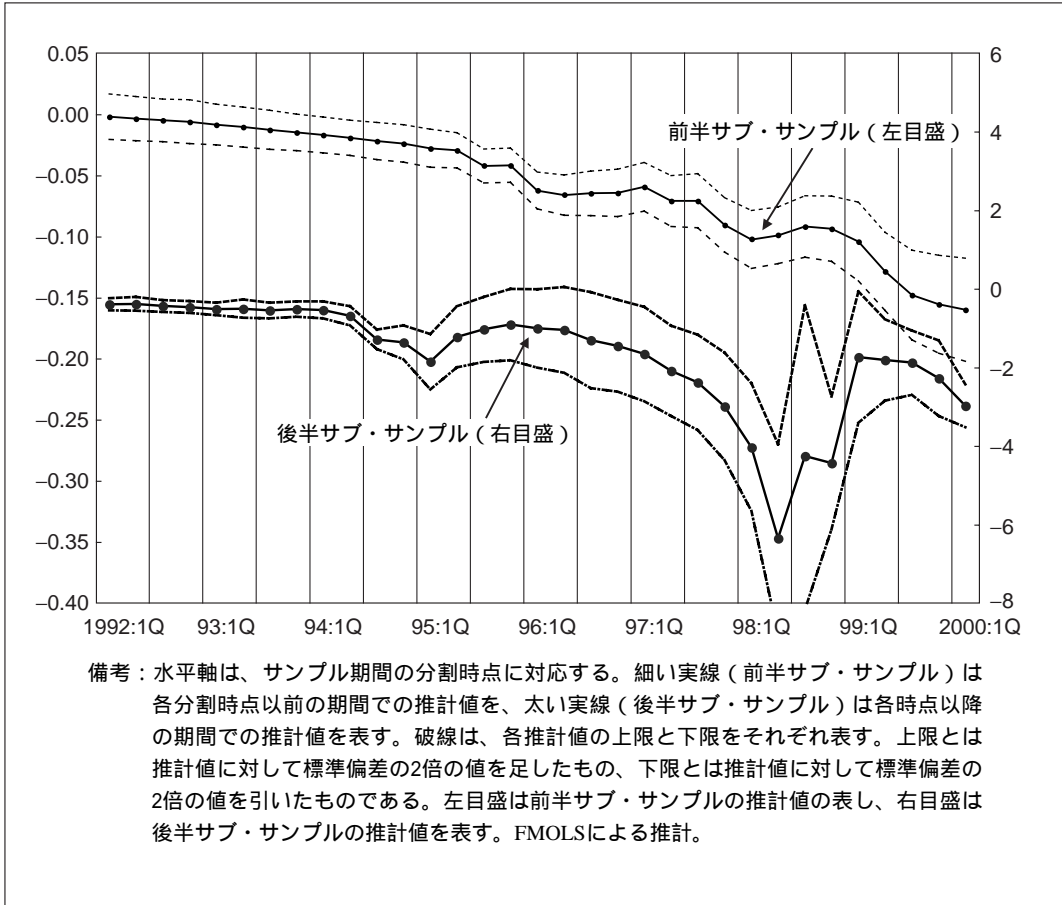
Nakashima and Saito [2002] は、構造変化が1995年頃生じたと主張している。Nakashima and Saito [2002] の結果と比較するため、サンプルを2つのサブ・サンプルに分割し、それぞれの期間で要求払預金のIIPで計測した所得弾力性とセミ・ログ金利弾力性を推計することにより、本稿の結果の頑健性を確認する。図7と図8は、2つのサブ・サンプルから得られた所得弾力性、セミ・ログ金利弾力性をそれぞれ

図7 要求払預金の所得弾力性（スケール変数はIIP）



10 ここでの推計は、Eviews 4.0を用いて行われた。制約なしVAR分析に対して、シュワルツ情報量規準に従い、最適なラグ次数を2とした。ここで、最大のラグ次数を12とした。臨界値は、18.60である（Osterwald-Lenum [1992] を参照のこと）。有限標本に対する臨界値の調整をしていないため、この共和分関係の検定は必ずしも頑健なものではないと思われる。以下の議論は、あくまで先行研究との比較を目的としたものである。

図8 要求払預金の金利弾力性（スケール変数はIIP）



図示したものである。図7では、後半サブ・サンプルの所得弾力性が負の値を取っている。図8では、後半サブ・サンプルのセミ・ログ金利弾力性が1995年と1998年の2回、大きく減少している。Nakashima and Saito [2002] は構造変化が1995年頃生じたと主張しており、上記の結果は部分的に彼らの主張を支持している。しかし、金利弾力性の変化については、1998年にも生じている。総じてみれば、IIPとセミ・ログ型の定式化を用いた際に、Nakashima and Saito [2002] と似通った結果が得られた。しかし、構造変化の生じたタイミングの識別は、サンプル期間の選択に大きく影響される。

6. まとめ

M1と要求払預金について、横断面分析から得た比較的安定的な所得弾力性推計値を先験的に課すことによって、安定的なダブル・ログ型金利弾力性推計値が得ら

れた。ただし、現金通貨についてはこうした結果を得ることはできなかった。金融取引技術の水準が人口密度によって十分近似され、地域ごとの名目金利が一定であるという仮定のもとでは、推計期間が短くとも、安定的な横断面推計値が得られることが予想される。したがって、横断面分析から得られた所得弾力性の大きさを先験的情報として利用することは有意義かもしれない。

セミ・ログ型では金利弾力性が不安定である一方、ダブル・ログ型では安定的な金利弾力性が得られたことに関して、Miyao [2003] は、 $(\text{ダブル・ログ型金利弾力性}) / (\text{名目金利}) = (\text{セミ・ログ型金利弾力性})$ という恒等式を用いて、こうした相反する2つの金利弾力性の推計結果は非整合的ではないと論じている。この主張について、われわれは同意する。ただ、Miyao [2003] はこの主張を、両方の定式化での通貨需要関数の推計結果から導いていることに注意しよう。本稿の結果をみて、セミ・ログ型では流通速度とコール・レート間に安定的な関係が存在しないと結論づけるかもしれない。こうした結論は、とりわけ低金利政策が実施されている時期に、通貨需要関数から得た情報を政策分析には利用すべきではないということの意味している。例えば、ゼロ金利政策下では、M1に含まれる金融資産と他の短期資産は完全代替となってしまう、そうした場合には、通貨需要は不決定となり、均衡値や長期的な通貨需要関数も存在しなくなるという事態に陥るかもしれない。セミ・ログ型の関数形で共和分関係が確認できないことは、金利がゼロに近づいた時には通貨需要関数についての情報は有益ではないということの意味するようと思われるかもしれない。しかし、ダブル・ログ型で安定的な関係が保たれるのであれば、流通速度を予測する際にはダブル・ログ型を用いればよい。したがって、通貨需要関数による分析は依然として有益である。

セミ・ログ型の通貨需要関数は、実証研究の分野では標準的なものである。特定の構造モデルを検定するには、セミ・ログ型を用いることが望ましい。例えば、Nakashima and Saito [2002] の目的は、M1需要関数の形状の非線形的な変化に焦点を当てることであった。彼らの統計的分析は構造変化が生じたことを示唆するものであっても、彼らの目的は、金利弾力性と所得弾力性のジャンプを確認することであり、その目的に関してはセミ・ログ型通貨需要関数の推計は妥当である。本稿の結果は、セミ・ログ型通貨需要関数の使用が不適切であることを示唆しない。本稿の目的は共和分関係の存在の確認であり、本稿の分析結果は、政策分析において、関数形の選択には注意を要するというを示唆している¹¹。これは、構造変化の可能性を許容した場合には、ダブル・ログ型通貨需要関数で得られた結果も劇的に変わる可能性も示唆している。

11 いわゆる「流動性の罠」が、均衡点としてゼロ金利政策を採用する以前に出現する可能性について言及しておきたい。Benhabib, Schmitt-Grohe and Uribe [2002] は、安定的な「流動性の罠」均衡が、経済がゼロ金利制約に服する以前に出現することを証明している。彼らが示した「流動性の罠」は、均衡で通貨需要関数が存在していても出現する可能性が指摘されている。したがって、本稿で示されているような安定的なダブル・ログ型の金利弾力性の存在を根拠に、日本経済が「流動性の罠」に陥っていないと主張することは必ずしもできない。

本稿の結果とMiyao [2003] との結果の違いが単にサンプル期間の違い (1980年から1984年までのデータを含むか否か) にあるとするならば、Ball [2001] が提起した問題に回帰することになる。Ball [2001] は、米国のM1需要関数の所得弾力性・金利弾力性推計値について、全く同一の手法を用いたとしても、1996年までデータを延長した場合には、データ終期を1987年とした場合に比べて、推計値の絶対値が非常に小さくなると指摘した。この指摘は、わが国の時系列データを用いた分析にも当然当てはまるものである。したがって、分析するサンプル期間に注意し、通貨需要関数の推計を新しいデータを用いて行う必要がある。本稿の結果は、M1需要関数に基づいた政策提言には一定の注意が必要であることを示している。

参考文献

- 副島 豊、「日本のマクロ変数の単位根検定」、『金融研究』第13巻第4号、日本銀行金融研究所、1994年、97～129頁
- Andrews, Donald W.K., “Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix Estimation,” *Econometrica*, 59, 1991, pp. 817-58.
- Ball, Laurence, “Another Look at Long-Run Money Demand,” *Journal of Monetary Economics*, 47, 2001, pp. 31-44.
- Benhabib, Jess, Stephanie Shmitt-Grohe, and Martin Uribe, “Avoiding Liquidity Traps,” *Journal of Political Economy*, 110, 2002, pp. 535-563.
- Dickey, David A., and Wayne A. Fuller, “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74, 1979, pp. 427-431.
- Fujiki, Hiroshi, “Money Demand near Zero Interest Rate: Evidence from Regional Data,” *Monetary and Economic Studies*, 20 (2), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2002, pp. 25-42.
- , and Casey B. Mulligan, “Production, Financial Sophistication, and the Demand for Money by Households and Firms,” *Monetary and Economic Studies*, 14 (1), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 1996a, pp. 65-103.
- , and , “A Structural Analysis of Money Demand: Cross-sectional Evidence from Japan,” *Monetary and Economic Studies*, 14 (2), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 1996b, pp. 53-78.
- Gregory, W. Allan, and Bruce E. Hansen, “Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts,” *Journal of Econometrics*, 70, 1996, pp. 99-126.
- Hansen, Bruce E., “Test for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 1992, pp. 321-325.
- Hayashi, Fumio, *Econometrics*, Princeton, New Jersey: Princeton University Press, 2000.
- McKenzie, Colin. R., and Michael McAleer, “On efficient Estimation and Correct Inference in Models with Generated Regressors: A General Approach,” *Japanese Economic Review*, 48 (4), 1997, pp. 368-389.
- Miyao, Ryuzo, “Liquidity Traps and the Stability of Money Demand: Is Japan Really Trapped at the Zero Bound?,” *mimeo*, 2003.
- Nakashima, Kiyotaka, and Makoto Saito, “Strong Money Demand and Nominal Rigidity: Evidence from the Japanese Money Market under the Low Interest-Rate Policy,” Discussion Paper No. 2001-11, Graduate School of Economics, Hitotsubashi University, <http://wakame.econ.hit-u.ac.jp/~koho/4links/DP/saito-rigidity.pdf>, 2002.
- Osterwald-Lenum, Michael, “A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics,” *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54 (3), 1992, pp. 461-471.

- Perron, Pierre, "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables," *Journal of Econometrics*, 80 (2), 1997, pp. 355-385.
- Phillips, Peter C.B., "Time Series Regression with a Unit Root," *Econometrica*, 55, 1987, 277-301.
- , and Bruce E. Hansen, "Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I (1) Process," *Review of Economic Studies*, 57, 1990, pp. 99-125.
- , and Pierre Perron, "Tests for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 1988, pp. 335-346.
- Said, Said E., and David A. Dickey, "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*, 71, 1984, pp. 599-607.
- Schwert, G. William, "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation," *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 1989, pp. 147-159.
- Serletis, Apostolos, *The Demand for Money*, 2001, Kluwer Academic Press.
- Stock, James H., and Mark W. Watson, "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, 61, 1993, pp. 787-820.
- White, Halbert, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimated and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, 1980, pp. 817-838.

