

IMES DISCUSSION PAPER SERIES

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**

Discussion Paper No. 2004-J-20

IMES

INSTITUTE FOR MONETARY AND ECONOMIC STUDIES

BANK OF JAPAN

日本銀行金融研究所

〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30 号

日本銀行金融研究所が刊行している論文等はホームページからダウンロードできます。

<http://www.imes.boj.or.jp>

無断での転載・複製はご遠慮下さい

備考： 日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズは、金融研究所スタッフおよび外部研究者による研究成果をとりまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図している。ただし、論文の内容や意見は、執筆者個人に属し、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。

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

JEL classification code: E41、E52.

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

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

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。

1 . はじめに	1
2 . 理論モデル・実証モデル	2
3 . データ	4
4 . 主な結果	7
5 . 頑健性の確認	14
6 . まとめ	18
参考文献	20

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、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。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] の自然な拡張と言える。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、 $\hat{\beta}_{cs}^k(t)$ ($k=1,2$)）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 $\beta_{1_{ts}}(t)$ 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1993年基

準 SNA 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 1968 年基準 SNA データが 1975 年から 1999 年まで連続して利用できるものの、1993 年基準 SNA 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、1993 年基準 SNA 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

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。

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。

(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 (季節調整値、1993 年基準 SNA)、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。

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 カ月物 TB もしくは 3 カ月物 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 カ月物) データは 1992 年からしか利用可能でなく、また、FB (3 カ月物) も、1999 年以降でしか公開市場入札発行がなされていない。

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、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 1968 年基準 SNA 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

値を取っている。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、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、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] の自然な拡張と言える。

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・レート対数値に対して ADF (augmented Dickey-Fuller) 検定と PP (Phillips-Perron) 検定を行う。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 [2002] で示唆されている Schwert [1989] によるものである。

$$p(\max)_1 = \left\lceil 12 \left(\frac{T}{100} \right)^{1/4} \right\rceil \quad \left(12 \left(\frac{T}{100} \right)^{1/4} \text{ の整数部分} \right),$$

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。

$$p(\max)_2 = \left\lfloor (T)^{1/3} \right\rfloor$$

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

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

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つた。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つた。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・レートの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

持つことになるからである。

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

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。

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、DDV1、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 ほどの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、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 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、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。

検定にあたっては、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。

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 $\hat{\beta}_{cs}$ 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。

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。

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・レートの対数値との間で、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・レートの水準を用いている。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。

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

⁹ 本節の分析では、IIP とコール・レートの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行っても、定性的には大きな違いを生み出さない。

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

ブルに分割し、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、(ダブル・ログ型金利弾力性) / (名目金利) = (セミ・ログ型金利弾力性) という恒等式を用い

くまで先行研究との比較を目的としたものである。

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、我々は同意する。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・レートの間になだらかで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を意味している。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を意味するように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つた。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つても、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ことを示

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。

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, 817-58.

Ball, Laurence, “Another Look at Long-Run Money Demand,” *Journal of Monetary Economics*, 47, 2001, 31-44.

Benhabib, Jess, Stephanie Schmitt-Grohe, and Martin Uribe, “Avoiding Liquidity Traps,”

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

- Journal of Political Economy*, 110, 2002, 535-563.
- Dickey, D and W. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74, 1979, 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, 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, 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, 53-78.
- Gregory, W. Allan and Bruce E. Hansen, "Residual-based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts," *Journal of Econometrics*, 70, 1996, 99-126.
- Hansen, Bruce E., "Test for Parameter Instability in Regressions with I(1) Processes," *Journal of Business and Economic Statistics*, 10, 1992, 321-325.
- Hayashi, Fumio, *Econometrics*, 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, 368-389.
- Miyao, Ryuzo, "Liquidity Traps and the Stability of Money Demand: Is Japan Really

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。

- Trapped at the Zero Bound?" *mimeo*.
- 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, 461-471.
- Perron, Pierre, "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables," *Journal of Econometrics*, 80 (2), 1997, 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, 99-125.
- _____, and P. Perron, "Tests for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75, 1988, 335-346.
- Said, Said E., and David A. Dickey, "Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order," *Biometrika*, 71, 1984, 599-607.
- Schwert, G., William, "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation," *Journal of Business and Economic Statistics*, 7, 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, 787-820.

White, Halbert, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimated and a Direct Test for Heteroskedasticity," *Econometrica*, 48, 1980, 817-838.

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	0.732
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。

表 2. 横断面推計、及び、パネル推計

サンプル	α_{cs}	(標準偏差)	β_{1cs}	(標準偏差)	β_{2cs}	(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。

表 3. 単位根検定

(1) ADF 検定

	定数項なし				定数項あり			
	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
M1V1		0.997	-1.636	(3) (1)		1.023	2.295	(1) (1)
M1V2		1.005	2.586	(1) (1)		1.022	2.415	(1) (1)
M1V3		1.025	2.714	(1) (1)		1.022	2.366	(1) (1)
CAV1		0.998	-2.462	(3) (1)		1.018	2.624	(1) (1)
DDV1		0.997	-1.658	(2) (1)		1.022	1.992	(1) (1)
DDV2		1.007	2.434	(1) (1)		1.021	2.144	(1) (1)
DDV3		1.003	0.314	(1) (1)		1.022	2.078	(1) (1)
コール・レート		0.963	-4.010 **	(1) (1)		0.950	-3.483 **	(1) (1)
ln(コール・レート)		1.029	1.380	(5) (6)		1.076	3.914	(5) (5)
ΔM1V1		0.692	-3.092 **	(2) (1)		0.554	-4.527 **	(1) (1)
ΔM1V2		0.708	-3.039 **	(2) (1)		0.557	-4.573 **	(1) (1)
ΔM1V3		0.700	-3.064 **	(2) (1)		0.555	-4.550 **	(1) (1)
ΔCAV1		0.745	-2.660 **	(2) (2)		0.567	-3.753 **	(2) (1)
ΔDDV1		0.618	-4.064 **	(1) (1)		0.547	-4.558 **	(1) (1)
ΔDDV2		0.633	-4.003 **	(1) (1)		0.548	-4.608 **	(1) (1)
ΔDDV3		0.626	-4.032 **	(1) (1)		0.548	-4.583 **	(1) (1)
Δ(コール・レート)		0.507	-4.642 **	(1) (2)		0.467	-4.758 **	(1) (2)
Δln(コール・レート)		0.413	-2.751 **	(5) (6)		0.028	-4.529 **	(4) (5)

(2) PP 検定

	定数項なし			定数項あり		
	AR	パラメータ	Z(a) Z(t)	AR	パラメータ	Z(a) Z(t)
M1V1		0.995	-0.561 -1.386		1.043	3.858 4.030
M1V2		1.010	0.850 2.844		1.041	3.731 4.663
M1V3		1.048	4.271 4.373		1.042	3.806 4.381
CAV1		0.997	-0.279 -2.388		1.029	2.537 3.325
DDV1		0.995	-0.498 -1.247		1.044	3.873 3.490
DDV2		1.013	1.152 2.786		1.043	3.870 4.164
DDV3		1.018	0.282 0.151		1.044	3.890 3.852
コール・レート		0.974	-3.459 -1.863		0.974	-5.029 -1.723
ln(コール・レート)		1.021	1.511 0.767		1.025	2.945 2.358
ΔM1V1		0.578	-54.490 ** -5.666 **		0.515	-54.568 ** -5.841 **
ΔM1V2		0.606	-50.379 ** -5.422 **		0.530	-51.258 ** -5.665 **
ΔM1V3		0.593	-52.291 ** -5.537 **		0.524	-52.770 ** -5.746 **
ΔCAV1		0.581	-61.234 ** -5.938 **		0.448	-65.804 ** -6.488 **
ΔDDV1		0.565	-54.242 ** -5.685 **		0.515	-53.446 ** -5.794 **
ΔDDV2		0.587	-51.210 ** -5.502 **		0.526	-50.793 ** -5.655 **
ΔDDV3		0.577	-52.617 ** -5.587 **		0.521	-52.007 ** -5.719 **
Δ(コール・レート)		0.324	-79.678 ** -8.480 **		0.295	-78.975 ** -8.813 **
Δln(コール・レート)		0.340	-52.631 ** -6.511 **		0.305	-45.366 ** -6.710 **

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 3 . 単位根検定 (続き)

(1) ADF 検定

定数項とトレンド				
	AR パラメータ	検定統計量	AIC	BIC
M1V1	0.999	-0.053	(1)	(1)
M1V2	0.998	-0.128	(1)	(1)
M1V3	0.999	-0.092	(1)	(1)
CAV1	0.989	-0.684	(1)	(1)
DDV1	0.999	-0.070	(1)	(1)
DDV2	0.998	-0.133	(1)	(1)
DDV3	0.999	-0.103	(1)	(1)
コール・レート	0.917	-2.527	(1)	(4)
ln(コール・レート)	1.050	1.482	(5)	(5)
ΔM1V1	0.316	-5.444 **	(1)	(1)
ΔM1V2	0.330	-5.445 **	(1)	(1)
ΔM1V3	0.324	-5.443 **	(1)	(1)
ΔCAV1	0.350	-5.180 **	(1)	(1)
ΔDDV1	0.319	-5.447 **	(1)	(1)
ΔDDV2	0.328	-5.465 **	(1)	(1)
ΔDDV3	0.324	-5.455 **	(1)	(1)
Δ(コール・レート)	0.460	-4.707 **	(1)	(2)
Δln(コール・レート)	-0.477	-8.344 **	(4)	(4)

(2) PP 検定

定数項とトレンドあり				
	AR パラメータ	Z(a)	Z(t)	
M1V1	1.009	0.815	0.669	
M1V2	1.009	0.774	0.609	
M1V3	1.009	0.796	0.640	
CAV1	0.996	-1.375	-0.683	
DDV1	1.010	0.918	0.778	
DDV2	1.010	0.901	0.742	
DDV3	1.010	0.910	0.761	
コール・レート	0.918	-22.411 *	-3.357	
ln(コール・レート)	0.978	-0.873	-0.334	
ΔM1V1	0.306	-56.733 **	-6.630 **	
ΔM1V2	0.331	-54.270 **	-6.425 **	
ΔM1V3	0.320	-55.406 **	-6.520 **	
ΔCAV1	0.278	-73.377 **	-7.325 **	
ΔDDV1	0.317	-53.126 **	-6.474 **	
ΔDDV2	0.336	-50.982 **	-6.306 **	
ΔDDV3	0.328	-51.969 **	-6.384 **	
Δ(コール・レート)	0.288	-82.219 **	-8.986 **	
Δln(コール・レート)	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	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)	

説明変数	定数項	コール・レート	ADF 統計量		ADF 統計量	
			P1	P2	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2四半期である。

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-Zt	-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-Zt	-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 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、推計はブレース・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。

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 四半期である。

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	P1	ADF 統計量	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	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：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、Andrews [1991] によった。*、**、***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。

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		ADF 統計量	
				P1	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 9.7288			
	M1V2	1.280 (0.024)	-0.100 (0.015)	8.7246			
	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		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			
	M1V2	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10%、5%、1%の有意水準で帰無仮説が棄却されたことを示す。

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	最大ラグ次数を12とする(<i>k</i> は最適ラグ次数を表す)						臨界値(5%)		
		<i>k</i>	μ (<i>t</i> 値)	θ (<i>t</i> 値)	β (<i>t</i> 値)	δ (<i>t</i> 値)	γ (<i>t</i> 値)	α (<i>t</i> 値)	$t^*(\alpha)$ k (t-sig)	$t^*(\alpha,\gamma)$ k (t-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)		

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わしたものである（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。

表 11. 単位根検定

(1) ADF 検定

	定数項なし				定数項あり			
	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
実質MI	1.001		3.121	(1) (1)	1.014		2.431	(1) (1)
実質現金	1.001		3.805	(2) (2)	1.003		0.851	(2) (1)
実質要求払預金	1.001		2.848	(1) (1)	1.016		2.363	(1) (1)
実質GDP	1.000		2.757	(3) (1)	0.988		-2.115	(3) (1)
IIP	1.000		1.228	(3) (3)	0.9755		-2.201	(3) (3)
コール・レート	0.963		-4.010 **	(1) (1)	0.950		-3.483 **	(1) (1)
ln(コール・レート)	1.029		1.380	(6) (5)	1.076		3.914	(5) (5)
Δ(実質MI)	0.737		-3.385 **	(1) (1)	0.533		-4.948 **	(1) (1)
Δ(実質現金)	0.904		-1.546	(2) (2)	0.618		-3.708 **	(2) (1)
Δ(実質要求払預金)	0.697		-3.673 **	(1) (1)	0.521		-4.973 **	(1) (1)
Δ(実質GDP)	0.709		-2.425 *	(2) (2)	0.354		-3.761 **	(2) (2)
ΔIIP	0.513		-4.847 **	(2) (2)	0.4809		-5.020 **	(2) (2)
Δ(コール・レート)	0.507		-4.642 **	(2) (1)	0.467		-4.758 **	(2) (1)
Δln(コール・レート)	0.413		-2.751 **	(6) (5)	0.028		-4.529 **	(5) (4)

(2) PP 検定

	定数項なし			定数項あり		
	AR	パラメータ	Z(a) Z(t)	AR	パラメータ	Z(a) Z(t)
実質MI	1.001		0.104 3.750	1.026		2.436 4.865
実質現金	1.001		0.108 5.550	1.012		0.971 1.773
実質要求払預金	1.001		0.108 3.317	1.030		2.800 5.388
実質GDP	1.000		0.038 4.359	0.987		-1.246 -2.293
IIP	1.000		0.024 1.208	0.974		-3.099 -1.836
コール・レート	0.974		-3.459 -1.863	0.974		-5.029 -1.723
ln(コール・レート)	1.021		1.511 0.767	1.025		2.945 2.358
Δ(実質MI)	0.704		-37.100 ** -4.567 **	0.549		-43.910 ** -5.317 **
Δ(実質現金)	0.802		-22.734 ** -3.490 **	0.529		-51.741 ** -5.738 **
Δ(実質要求払預金)	0.668		-41.130 ** -4.847 **	0.540		-44.108 ** -5.346 **
Δ(実質GDP)	0.320		-135.654 ** -8.955 **	0.014		-140.380 ** -10.152 **
ΔIIP	0.561		-36.019 ** -4.879 **	0.544		-33.791 ** -4.833 **
Δ(コール・レート)	0.324		-79.678 ** -8.480 **	0.295		-78.975 ** -8.813 **
Δln(コール・レート)	0.340		-52.631 ** -6.511 **	0.305		-45.366 ** -6.710 **

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 四半期である。

表 11. 単位根検定 (続き)

(1) ADF 検定

	定数項とトレンド		AIC	BIC
	AR パラメータ	検定統計量		
実質M1	0.991	-0.557	(1)	(1)
実質現金	0.970	-1.540	(3)	(2)
実質要求払預金	0.992	-0.483	(1)	(1)
実質GDP	0.984	-0.841	(3)	(1)
IIP	0.975	-1.328	(3)	(3)
コール・レート	0.917	-2.527	(4)	(1)
ln(コール・レート)	1.050	1.482	(5)	(5)
Δ (実質M1)	0.363	-5.583 **	(1)	(1)
Δ (実質現金)	0.576	-3.680 *	(2)	(1)
Δ (実質要求払預金)	0.345	-5.657 **	(1)	(1)
Δ (実質 GDP)	0.178	-4.286 **	(2)	(1)
Δ IIP	0.431	-5.358 **	(2)	(2)
Δ (コール・レート)	0.460	-4.707 **	(2)	(1)
Δ ln(コール・レート)	-0.477	-8.344 **	(4)	(4)

(2) PP 検定

	定数項とトレンド		
	AR パラメータ	Z(a)	Z(t)
実質M1	1.006	0.094	0.053
実質現金	0.977	-7.488	-1.973
実質要求払預金	1.008	0.540	0.346
実質GDP	0.993	-1.018	-0.531
IIP	0.987	-2.742	-1.031
コール・レート	0.918	-22.411 *	-3.357
ln(コール・レート)	0.978	-0.873	-0.334
Δ (実質M1)	0.402	-48.464 **	-5.919 **
Δ (実質現金)	0.457	-64.109 **	-6.377 **
Δ (実質要求払預金)	0.392	-45.322 **	-5.858 **
Δ (実質 GDP)	-0.064	-113.432 **	-10.245 **
Δ IIP	0.523	-27.561 **	-4.722 **
Δ (コール・レート)	0.288	-82.219 **	-8.986 **
Δ ln(コール・レート)	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 四半期である。

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		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	-6.638 ** (1996:3)	-4.879 (1997:1)	-6.947 ** (1996:3)	-5.50	-5.23
Inf-Zt	-6.349 ** (1996:4)	-4.839 (1996:4)	-6.512 ** (1996:4)	-5.50	-5.23
Inf-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_u 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 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、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。

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	ln (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。本表では、共和分関係の存在は示されていない。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。

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-Zt	-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_u 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 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、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。

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 (IP)	コール・レート	ADF 統計量	
				P1	P2
実質M1	7.219 (2.937)	0.556 (0.223)	-0.095 (0.009)	-0.497 (3)	-1.794 (1)
実質現金	-2.200 (2.277)	1.164 (0.173)	-0.077 (0.007)	-2.189 (1)	-2.189 (1)
実質要求払預金	9.572 (3.147)	0.356 (0.239)	-0.101 (0.010)	-0.510 (3)	-1.770 (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。本表では、共和分関係の存在は示されていない。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。

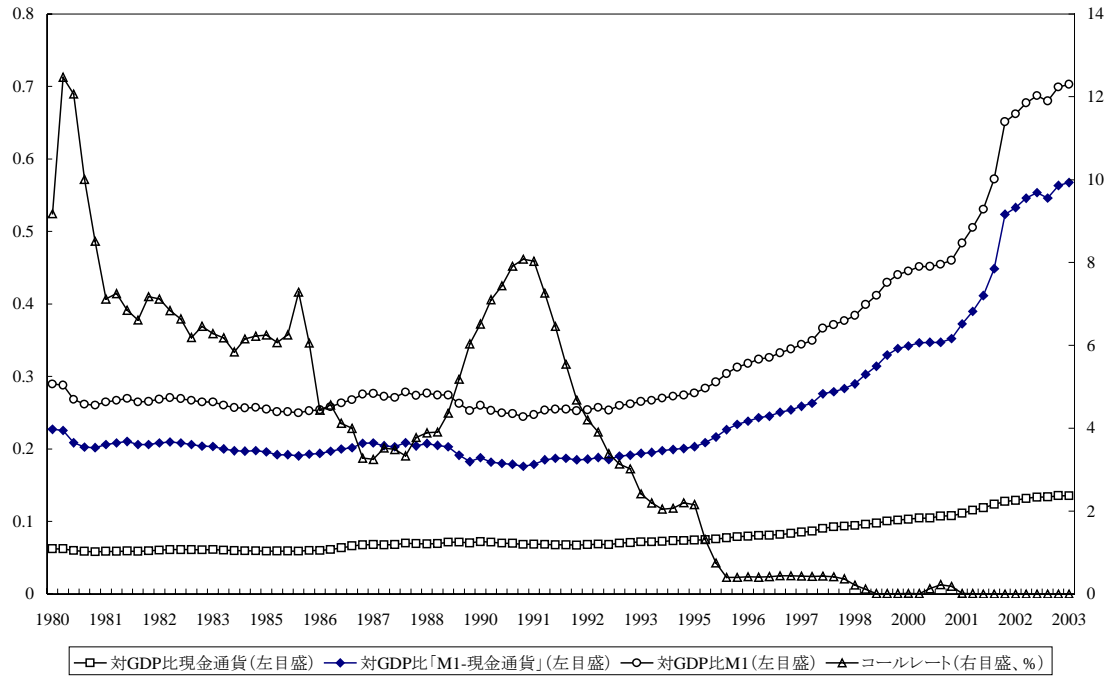
パネル 2 : レジーム・シフトを伴う構造変化を含む共和分検定

(Gregory and Hansen [1996])

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

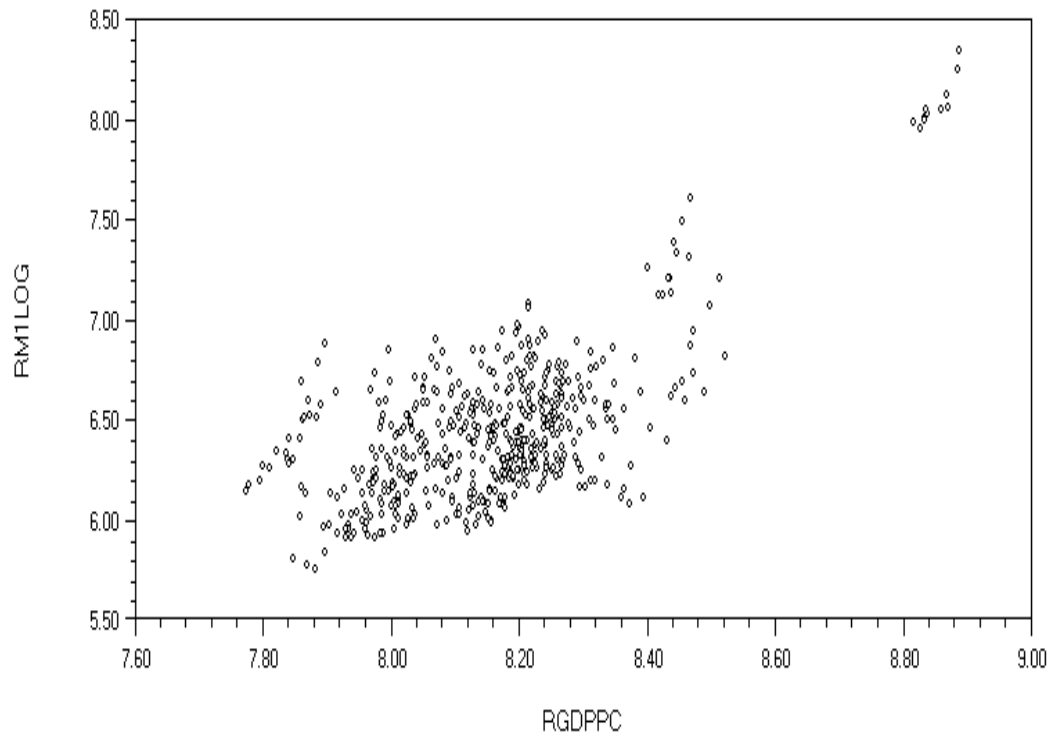
備考：上記の表は、ADF 統計量と Phillips [1987] で示されている統計量 Z_t 、 Z_α の 3 つの統計量のそれぞれがサンプル期間内の分割時点に応じて取る最小の値をまとめたものである。これらの検定統計量は、帰無仮説「共和分関係は存在しない」と対立仮説「レジーム・シフトを伴う構造変化を含む共和分関係の存在」について検定するものである。定義、及び、詳細については、Gregory and Hansen [1996] の特に 106 ページを参照のこと。各統計量の下のカッコ内の数字 (XXXX:Y) は、構造変化が生じたと推測される時点 (XXXX 年 Y 四半期) を表す。サンプル期間は、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、推計ではブールス・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。

図 1. 対名目 GDP 比通貨残高量



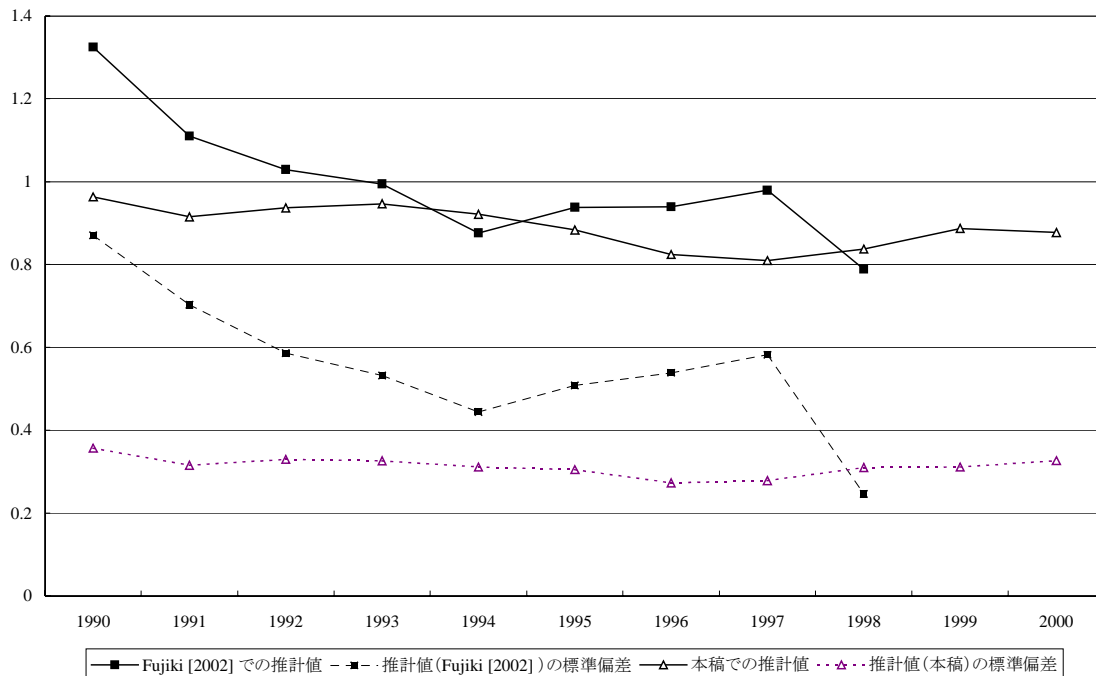
備考：季節調整済み、平残。

図 2. 県別通貨残高と県別所得



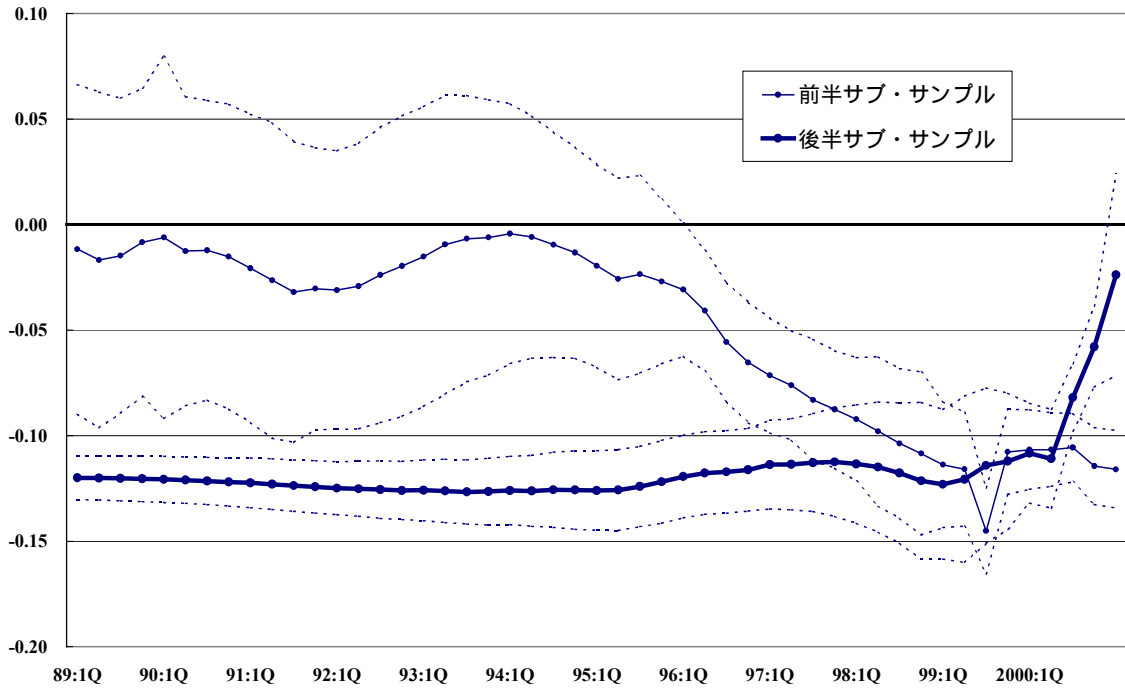
備考：RM1LOG は 1 人当たり実質 M1（対数値） RGDPPC は 1 人当たり実質県別所得（対数値）をそれぞれ表す。

図 3. 要求払預金の横断面所得弾性値



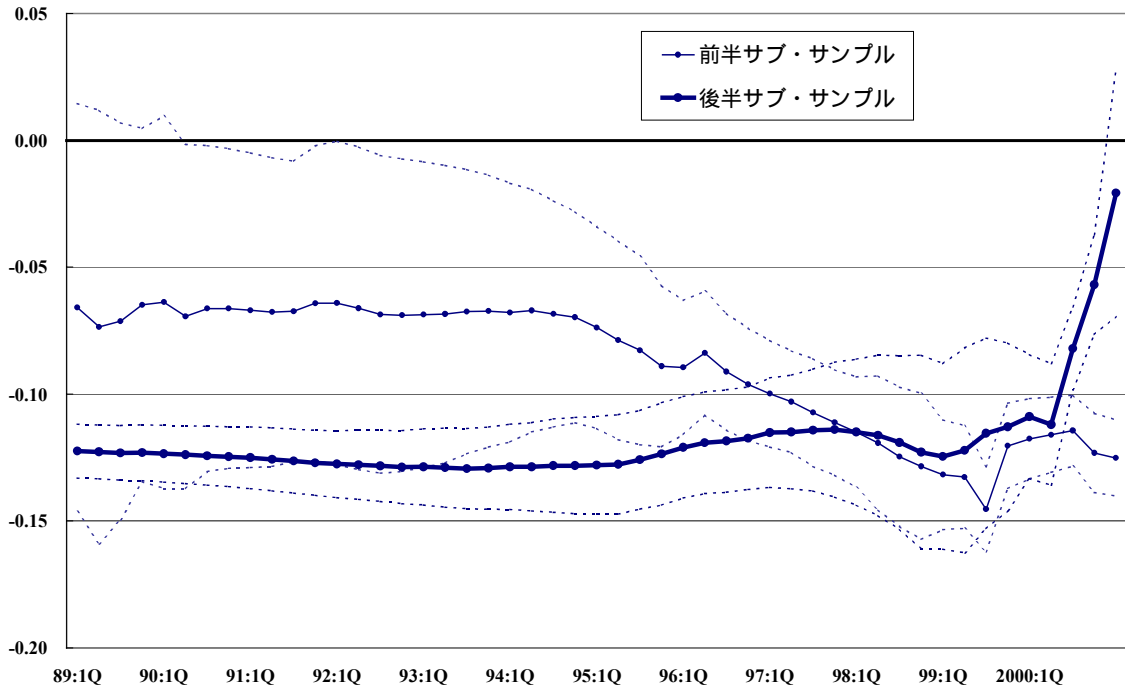
備考：実線は、各年度の推計値を表す。破線は、各推計値の下限、つまり、推計値から標準偏差の 2 倍の値を引いたものを表す。

図 4. ダブル・ログ型金利弾力性 (M1V1)



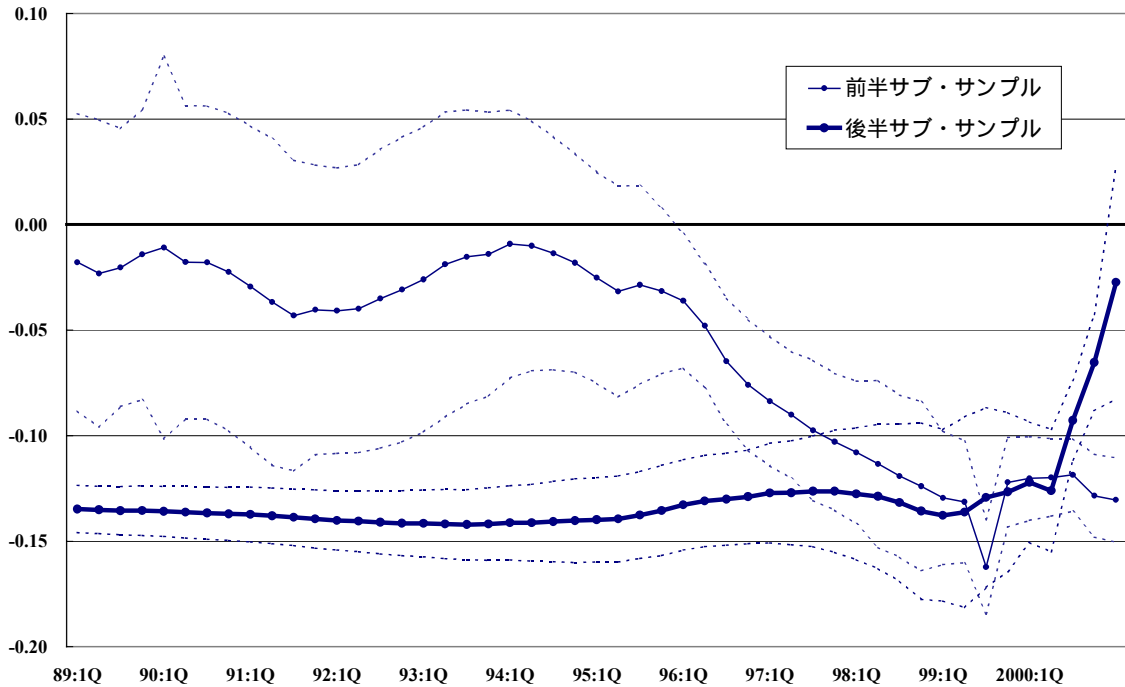
備考：水平軸は、サンプル期間の分割時点に対応する。細い実線（前半サブ・サンプル）は各分割時点以前の期間での推計値を、太い実線（後半サブ・サンプル）は各分割時点以降の期間での推計値を表す。破線は、各推計値の上限と下限をそれぞれ表す。上限とは推計値に対して標準偏差の2倍の値を足したもの、下限とは推計値に対して標準偏差の2倍の値を引いたものである。左目盛は、各推計値の値を表す。FMOLS による推計。

図 5. ダブル・ログ型金利弾力性 (M1V2)



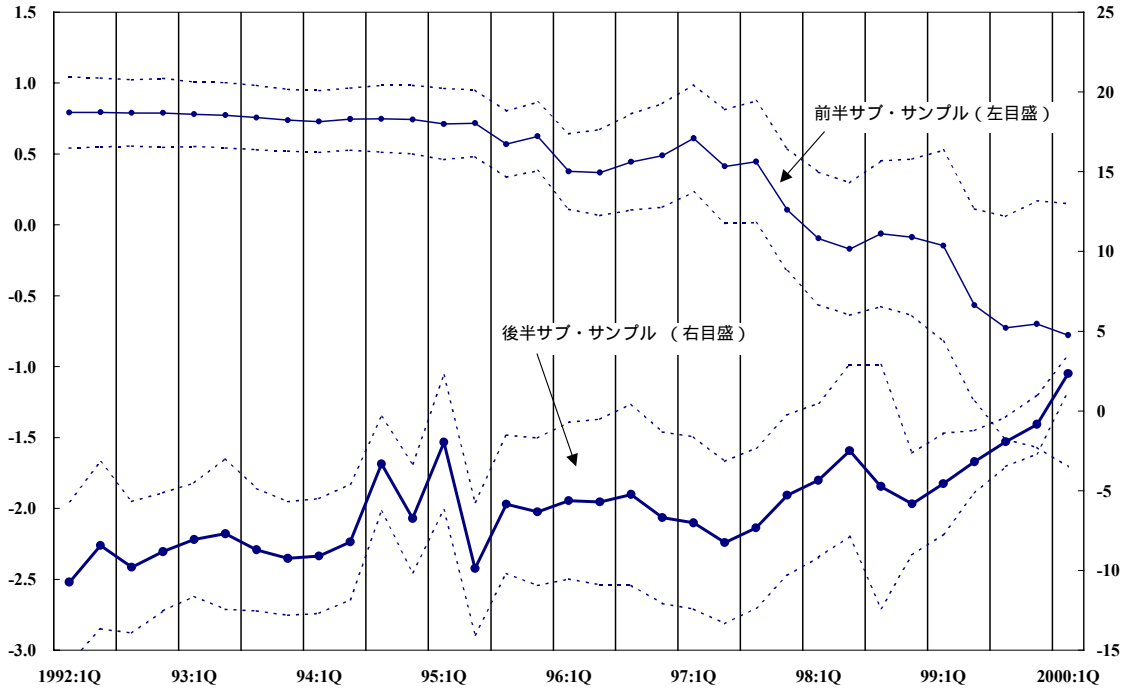
備考：水平軸は、サンプル期間の分割時点に対応する。細い実線（前半サブ・サンプル）は各分割時点以前の期間での推計値を、太い実線（後半サブ・サンプル）は各分割時点以降の期間での推計値を表す。破線は、各推計値の上限と下限をそれぞれ表す。上限とは推計値に対して標準偏差の 2 倍の値を足したもの、下限とは推計値に対して標準偏差の 2 倍の値を引いたものである。左目盛は、各推計値の値を表す。FMOLS による推計。

図 6. ダブル・ログ型金利弾力性 (DDV2)



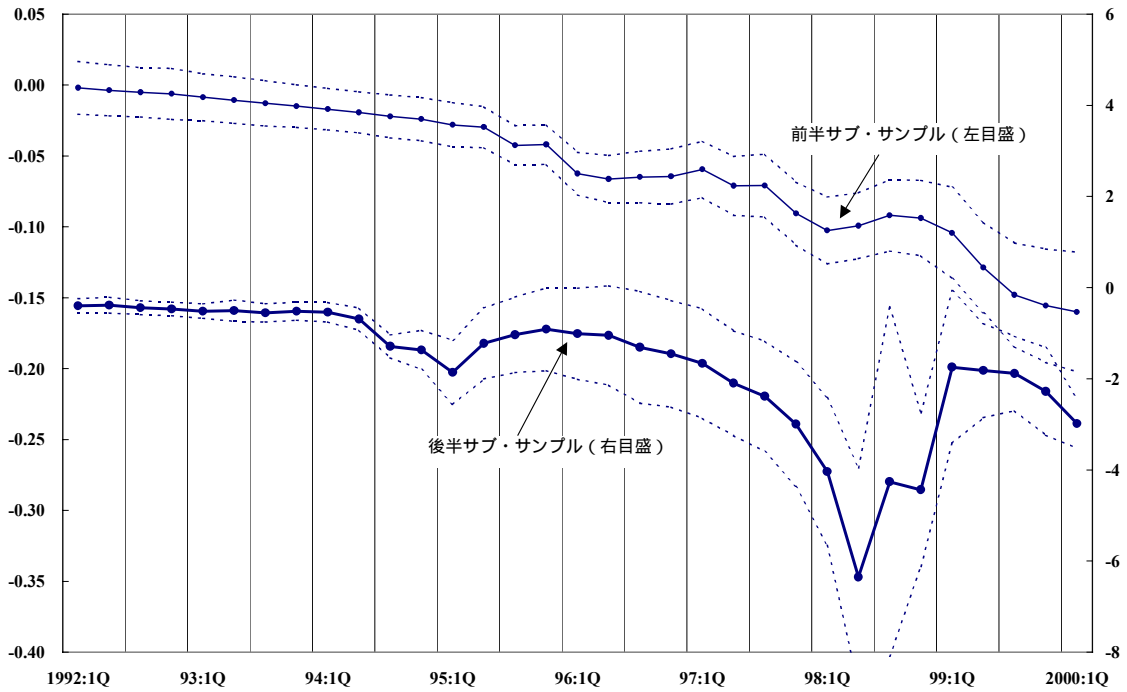
備考：水平軸は、サンプル期間の分割時点に対応する。細い実線（前半サブ・サンプル）は各分割時点以前の期間での推計値を、太い実線（後半サブ・サンプル）は各分割時点以降の期間での推計値を表す。破線は、各推計値の上限と下限をそれぞれ表す。上限とは推計値に対して標準偏差の 2 倍の値を足したもの、下限とは推計値に対して標準偏差の 2 倍の値を引いたものである。左目盛は、各推計値の値を表す。FMOLS による推計。

図 7. 要求払預金の所得弾力性（スケール変数は IIP）



備考：水平軸は、サンプル期間の分割時点に対応する。細い実線（前半サブ・サンプル）は各分割時点以前の期間での推計値を、太い実線（後半サブ・サンプル）は各時点以降の期間での推計値を表す。破線は、各推計値の上限と下限をそれぞれ表す。上限とは推計値に対して標準偏差の 2 倍の値を足したもの、下限とは推計値に対して標準偏差の 2 倍の値を引いたものである。左目盛は前半サブ・サンプルの推計値の表し、右目盛は後半サブ・サンプルの推計値を表す。FMOLS による推計。

図 8. 要求払預金の金利弾力性（スケール変数は IIP）



備考：水平軸は、サンプル期間の分割時点に対応する。細い実線（前半サブ・サンプル）は各分割時点以前の期間での推計値を、太い実線（後半サブ・サンプル）は各分割時点以降の期間での推計値を表す。破線は、各推計値の上限と下限をそれぞれ表す。上限とは推計値に対して標準偏差の 2 倍の値を足したもの、下限とは推計値に対して標準偏差の 2 倍の値を引いたものである。左目盛は前半サブ・サンプルの推計値を表し、右目盛は後半サブ・サンプルの推計値を表す。FMOLS による推計。