

# わが国における貨幣の長期中立性について

おお い ひろゆき しらつかしげのり しろ た とよいちろう  
大井博之 / 白塚重典 / 代田豊一郎

## 要 旨

本稿では、主として、わが国の明治期以降の長期時系列データを用いて、貨幣残高・実質産出量変数の和分の次数に注目しながら、貨幣の長期中立性を包括的に検討する。分析結果からは、貨幣残高（特にM2）と実質GNPの2変数間における長期中立性の存在を有意に棄却できないことが示された。また、この結論は、幅広い識別条件に対して、頑健であることも確認された。

キーワード：貨幣の長期中立性、長期時系列データ、構造変化、単位根検定、2変数構造VAR

.....  
本稿の作成に当たっては、大垣昌夫、北村行伸、塩路悦郎、本多佑三、宮尾龍蔵の各氏、日本銀行企画局、調査統計局、金融研究所のスタッフから有益なコメントをいただいた。ただし、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。

大井博之 日本銀行金融研究所（E-mail：hiroyuki.ooi@boj.or.jp）  
白塚重典 日本銀行金融研究所（E-mail：shigenori.shiratsuka@boj.or.jp）  
代田豊一郎 日本銀行金融研究所  
（現総務人事局 オハイオ州立大留学中、E-mail：shirota.3@osu.edu）

## 1. はじめに

本稿では、主として、わが国の明治期以降の長期時系列データを用いて、貨幣残高・実質産出量変数の和分の次数に注目しながら、貨幣の長期中立性を包括的に検討する。

貨幣残高の増減が、実質産出量や失業率等の実物変数に影響を与えるか否かは、金融論 (monetary economics) の分野では大きなテーマとして取り扱われてきた。貨幣の増減と実物変数の変化が独立である場合、貨幣は中立的 (neutral)、そうでない場合には非中立的 (non-neutral) といわれる。特に、名目貨幣残高の恒久的な増減が産出量の水準に対して長期的な影響を及ぼさないとき、貨幣の長期中立性が成り立つとされる。

こうした実質変数と名目変数の長期における独立性は、古典的二分法 (classical dichotomy) と呼ばれ、経済理論のなかでも広く受け入れられた考え方である。特に、経済成長等、長期の問題を考えるうえでは、貨幣の中立性を仮定することが多い<sup>1</sup>。また、実証分析上でも、Blanchard and Quah [1989] のように、構造VAR (structural vector autoregression) モデルの識別条件として長期中立性を利用し、短期的な経済変動のメカニズムを分析する枠組みも広く利用されている。それだけに、現実に観察されたデータを使い、貨幣の長期中立性の実証的妥当性を再確認しておくことの意味は大きいと考えられる。

実際、長期中立性の実証的検討は古くから行われている。1960年代までは、産出量を貨幣残高で回帰するという方法が多く用いられた<sup>2</sup>。こうした試みに対して、Lucas [1972, 1973] や Sargent [1971, 1976] は、誘導形を用いて名目変数の長期中立性を検定する場合の問題点を指摘した。ルーカスは、誘導形を用いた分析には、貨幣が中立的な場合でも、誤って非中立的との結論を下す可能性があることを、簡単な合理的期待型マクロ・モデルを用いて示している<sup>3</sup>。

ルーカスやサージェントの批判は、データの定常性の問題と密接に関係している。すなわち、長期中立性を検証するためには、そもそも貨幣残高の水準に、産出量変動とは独立の恒久的な変化が含まれている必要がある。もし貨幣残高が単位根を含まなければ、恒久的な変化が含まれていないことになり、長期中立性を検定できない。

1 もちろん、長期中立性が成立しないとする理論的な議論も存在する。例えば、Tobin [1965] は、外部貨幣を導入した経済成長モデルを使い、中央銀行が外部貨幣を過剰に供給し、インフレを発生させることで、資本・労働比率を高められることを示している。また、最近では、Obstfeld and Rogoff [1995] が動学的均衡2国モデルを使って、マネーサプライの変化が短期的に生産・消費に影響を与え、経常収支不均衡を発生させる結果、長期の対外負債/資産比率が変化し、長期的にも生産・消費に影響を及ぼし得ることを示している。

2 産出量と貨幣残高との単純な回帰は、セントルイス方程式と呼ばれている。

3 Lucas [1972] の概要については、補論を参照。なお、貨幣残高と実質産出量の関係に関するわが国の実証研究の展望として翁 [1986] がある。

もっとも、貨幣残高が単位根を含むとしても、それだけでは十分でない。例えば、中央銀行が内生的に政策反応している場合、貨幣残高の増減は産出量変動と独立でない。このときには、単純に誘導形の推定値をみるだけでは、「純粋な」貨幣残高の増減の、長期的な帰結を観察することにならない。このため、長期中立性を検定するためには、産出量変動とは独立なショックを識別する必要がある。

これら実証手法上の論点のうち、データの時系列特性に関して考察を進めたものがFisher and Seater [1993]である。Fisher and Seater [1993]は、貨幣残高だけでなく、産出量も含めたデータの和分の次数によって、長期中立性の成立に関する条件が、整理可能であることを示した。

一方、ショックの識別に取り組んだKing and Watson [1997]は、データの単位根に注目するFisher and Seater [1993]の議論を進め、事前的な制約を課した構造VARモデルを利用して外生的なショックを識別し、誘導形による検証を可能にしている。彼らは、幅広い識別制約をテストすることにより、長期中立性が頑健に成り立つか検定することを提唱した。

King and Watson [1997]以降、貨幣の長期中立性に関する研究は、さまざまなデータセットを用いて、その頑健性を検証する方向に進んでいる<sup>4</sup>。こうした研究として、第2次世界大戦以前のデータを含む長期年次データや、定義の異なる貨幣残高データを用いた分析などが盛んに行われている。また最近では、対立仮説として構造変化を含む、より精緻な単位根検定を用いて、これまでの分析結果を再考するものもみられる。

貨幣の長期中立性に関する研究について具体的に敷衍すると、まず、国際的なデータセットを用いたWeber [1994]、Bullard and Keating [1995]、Serletis and Krause [1996]、Serletis and Koustas [1998]などがあげられる<sup>5</sup>。このうち、Weber [1994]、Bullard and Keating [1995]は戦後の四半期データを用いている。一方、Serletis and Krause [1996]、Serletis and Koustas [1998]は戦前のデータを含む、長期年次データを用いて検証している。これらの研究は、幅広いサンプルを用いた検証の結果、貨幣の長期中立性は概ね成り立つとの結論を得ている<sup>6</sup>。ただし、上記の研究のなかで、Serletis and Koustas [1998]は、構造変化の存在を踏まえた単位根検定を実施したわが国を含むいくつかの国では、貨幣残高が単位根を含まないため、長期中立性の検定を行うことができないと結論づけている。

4 このほか、フィッシャー効果、長期フィリップス曲線の傾き等、貨幣残高以外の長期中立性を検証する方向での研究もみられる。例えば、フィッシャー効果を検証したものととしてKoustas and Serletis [1999]、長期フィリップス曲線が垂直となっているかを検証したものととしてKing and Watson [1994]等がある。

5 Weber [1994]はG7諸国を、Bullard and Keating [1995]はデータが利用可能な58カ国を、Serletis and Krause [1996]、Serletis and Koustas [1998]はオーストラリア、デンマーク、ドイツ、イタリア、日本、ノルウェー、スウェーデン、イギリス、アメリカの9カ国をそれぞれ対象としている。

6 ただし、上記のWeber [1994]のほか、オーストラリアの1900年以降のデータを用いたOlekalns [1996]、オーストラリア、カナダ、英国および米国のデータを用いたCoe and Nason [2003]、内部貨幣と外部貨幣の差に注目したJefferson [1997]、広義流動性を用いて分析したSerletis and Koustas [2001]などは、定義の異なる貨幣残高データを用いた場合、長期中立性が棄却されることがあると報告している。

このように貨幣の長期中立性については、さまざまなデータセットを用いた検証が進展している。しかしながら、わが国を対象とした包括的な研究事例は、残念ながらかなり限定的なものにとどまっている<sup>7</sup>。わが国には明治以降の精度の高いデータが整備されており、長期年次データを用いて、貨幣残高の定義の差異に注目した検定を行うことが可能である。Weber [1994] が指摘するとおり、できるだけ長期間のサンプルを用いる方が、「長期」に関する情報をより多く含むという意味で望ましい。また、通常の単位根検定は検出力が低いこと、一方でデータの和分の次数は、長期中立性の検定で重要な役割を果たすことを踏まえれば、精緻な単位根検定を用いた再検討の意義は大きい。そこで、本稿では、主として、わが国の明治期以降のデータを用いて、変数の和分の次数に注目しながら、貨幣の長期中立性を包括的に検討する。

以下では、まず、2節で貨幣の長期中立性を検証する分析手法上の論点を整理した後、3節で、本稿で使用する貨幣残高、実質産出量データを説明する。次に、4節で、データの時系列特性に関する予備検定を行ったうえで、5節でKing and Watson [1997] の手法に沿って、わが国における貨幣の長期中立性に関する検定結果を報告する。さらに、6節では、年次長期時系列データの検定結果を補完するため、戦後四半期データを使った検定結果を報告する。最後に7節では、本稿での分析結果をまとめ、結論を述べる。

## 2 . 分析手法の概要

本節では、まず貨幣残高、産出量の時系列データに関する和分の次数と貨幣の長期中立性の関係について整理する。そのうえで、外生的なマネタリー・ショックを識別した長期中立性の検定方法について説明する。

### (1) 和分の次数と長期中立性

Fisher and Seater [1993] は、以下のような誘導形モデルに基づき、長期中立性の検定が和分の次数に依存することを示した。

$$\begin{aligned} a(L) \Delta^{(m)} m_t &= b(L) \Delta^{(y)} y_t + u_t, \\ d(L) \Delta^{(y)} y_t &= c(L) \Delta^{(m)} m_t + w_t. \end{aligned} \quad (1)$$

ここで、 $y$ 、 $m$ は産出量、貨幣残高の各対数値、 $u$ 、 $w$ は両式の誤差項を表し、 $\langle x \rangle$ は $x$ の和分の次数、 $\Delta$ は差分を表す演算子、 $a(L)$ 、 $b(L)$ 、 $c(L)$ 、 $d(L)$ はラグ多項式を

7 わが国データを使った研究として、山田 [1997] は、1957年第1四半期から1995年第1四半期までのデータに対し、Fisher and Seater [1993] の手法を適用し、実質貨幣残高、実質産出量について貨幣の長期中立性が成立することを示している。

表す。なお $a_0$ 、 $d_0$ を1に基準化する。さらに誤差項 $u_t$ 、 $w_t$ は平均ゼロのi.i.d.とする。

このとき、産出量の貨幣残高に対する長期弾性値(LRD: long-run derivative)は以下のとおり定義される。

$$LRD_{y,m} \equiv \lim_{k \rightarrow \infty} \frac{\partial y_{t+k} / \partial u_t}{\partial m_{t+k} / \partial u_t}. \quad (2)$$

(2)式で表された $LRD_{y,m}$ がゼロとなる時、長期中立性が成り立つ。Fisher and Seater [1993]は、この $LRD_{y,m}$ をもとに、和分の次数と長期中立性の関係について次のように整理している。

まず貨幣残高の和分の次数がゼロの場合( $\langle m \rangle = 0$ )、ショック $u_t$ は貨幣残高に恒久的な影響を与えない。そのため(2)式の分母がゼロ( $\lim_{k \rightarrow \infty} \partial m_{t+k} / \partial u_t = 0$ )となり、長期中立性の検証を行うことはできない<sup>8</sup>。

次に、貨幣残高の和分の次数が1以上の場合、さらに以下の3つのケースに分けられる。第1は、貨幣残高の和分の次数が産出量のそれよりも高いケースである( $\langle m \rangle \geq \langle y \rangle + 1 \geq 1$ )。このとき、貨幣残高に対するショックは産出量に対して恒久的な影響を与えないため、(2)式の分子はゼロ( $\lim_{k \rightarrow \infty} \partial y_{t+k} / \partial u_t = 0$ )となり、長期中立性が成立する。第2は、貨幣残高と産出量の和分の次数が等しく、共に1以上となるケースである( $\langle m \rangle = \langle y \rangle \geq 1$ )。このときには、産出量変動とは独立に貨幣残高に加わるショックを識別して検証する必要がある、和分の次数からは判断できない。第3は、貨幣残高の和分の次数が、産出量のそれよりも低いケースである( $\langle y \rangle > \langle m \rangle \geq 1$ )。このとき、貨幣残高に加わるショックが、産出量の成長率を変化させないならば、長期中立性は成立し得る。

なお、貨幣残高の長期超中立性(superneutrality)は、マネーの成長率の変化が長期的に実質産出量に影響を与えないとき、つまり $LRD_{y,\Delta m}$ がゼロのときに成立する。この場合、長期超中立性が成立するための条件は、長期中立性の条件について、貨幣残高をその1階差をとった貨幣残高成長率と読み替えたものとなる。すなわち、貨幣残高成長率および実質産出量の和分の次数が等しく、かつ、1以上となる必要がある(したがって、貨幣残高の和分の次数は2以上)。

## (2) マネタリー・ショックの識別

2節(1)で説明したように、貨幣残高と産出量の和分の次数が等しく、1以上である場合、貨幣残高に加わる外生的ショック<sup>9</sup>を識別して、長期中立性が検証できることになる。King and Watson [1997]は、さまざまな係数制約を与えてショックを

8 Fisher and Seater [1993]は、貨幣残高が定常過程であるとき、検定に必要な情報が含まれていない(uninformative)と呼んでいる。

9 ここでのショックとは、産出量変動とは独立に貨幣残高に加わるショックを意味している。内生的な金融政策反応などがあるため、外生的ショックは、直接観察することができない。

識別し、長期中立性の頑健性をチェックすることを提唱している。以下では、King and Watson [ 1997 ] に従い、ショックの識別方法について説明する。

産出量と貨幣残高の和分の次数が共に1の場合、2変数誘導形モデルは、(3)式のように、ベクトル移動平均 (VMA: vector moving average) モデルとして、マネタリー・ショック ( $\epsilon_t^m$ ) と非マネタリー・ショック ( $\epsilon_t^\eta$ ) という2つの外生的なショック (構造ショック) の和によって表すことができる。

$$\begin{aligned}\Delta y_t &= \theta_{y\eta}(L) \epsilon_t^\eta + \theta_{ym}(L) \epsilon_t^m, \\ \Delta m_t &= \theta_{m\eta}(L) \epsilon_t^\eta + \theta_{mm}(L) \epsilon_t^m.\end{aligned}\quad (3)$$

$\epsilon_t^m$ 、 $\epsilon_t^\eta$  は互いに無相関で、それぞれ i.i.d. である。なお説明の簡略化のため、定数項は省略している。

マネタリー・ショックの産出量、貨幣残高に対する長期的影響は、それぞれ  $\Sigma \theta_{ym,j} \epsilon_t^m \equiv \theta_{ym}(1) \epsilon_t^m$ 、 $\Sigma \theta_{mm,j} \epsilon_t^m \equiv \theta_{mm}(1) \epsilon_t^m$  と表すことができる。このとき、 $\gamma_{ym} = \theta_{ym}(1)/\theta_{mm}(1)$  は、マネタリー・ショックに対する産出量の長期弾性値を表す。したがって、 $\gamma_{ym} = 0$  のとき、長期中立性が成り立つことになる。

さらに、(3)式の係数行列の特性方程式の根がすべて単位円 (unit circle) 外にあると仮定すると、次の(4)式のベクトル自己回帰 (VAR: vector autoregression) モデルに書き換えることができる。ここで、(3)式の係数行列が反転可能であるためには、貨幣残高および実質産出量の両変数が単位根をもち、かつ共積分関係にない必要がある。

$$\begin{aligned}\alpha_{y0} \Delta y_t &= \lambda_{ym} \Delta m_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,yy} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,ym} \Delta m_{t-j} + \epsilon_t^\eta, \\ \alpha_{m0} \Delta m_t &= \lambda_{my} \Delta y_t + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,my} \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{j,mm} \Delta m_{t-j} + \epsilon_t^m.\end{aligned}\quad (4)$$

なお、(4)式のパラメータを使うと、貨幣残高に対する産出量の長期弾性値  $\gamma_{ym}$  と産出量に対する貨幣残高の長期弾性値  $\gamma_{my}$  は、それぞれ次式のとおりとなる。

$$\begin{aligned}\gamma_{ym} &= \sum_{j=1}^p \alpha_{j,ym} / \left( 1 - \sum_{j=1}^p \alpha_{j,yy} \right), \\ \gamma_{my} &= \sum_{j=1}^p \alpha_{j,my} / \left( 1 - \sum_{j=1}^p \alpha_{j,mm} \right).\end{aligned}\quad (5)$$

ところで、(4)式の構造型VARには、係数に  $2^2 \times (p+1)$  個、残差の共分散行列に  $3 (= 2 \times (2+1)/2)$  個の未知パラメータが存在する。一方、推定可能な、ラグ  $p$  の2変数誘導型VARモデルの未知パラメータは、係数に  $2^2 p$  個、誤差項の共分散行列に3個存在する。したがって、構造ショック  $\epsilon_t^m$ 、 $\epsilon_t^\eta$  を識別するためには、 $2^2 = 4$  個の識別制約を課す必要が生じる。

もっとも、 $a_{y0}$ 、 $a_{m0}$ を1に基準化し、構造ショックは互いに無相関（すなわち共分散行列の非対角要素がゼロ）という仮定を利用すれば、必要な事前制約は1つに減らすことができる。King and Watson [1997] は、事前制約として、短期制約と長期制約の2種類を用いている。

まず、短期制約とは、 $\lambda_{ym} = 0$ あるいは $\lambda_{my} = 0$ のように、短期弾性値に制約をかける方法である。前者は、貨幣残高へのショックに対して、産出量が短期的には反応せず、長期中立性が成り立つことを意味する。それに対して後者は、産出量の変化に対して、貨幣残高が同時点ではアコモデートせず、産出量が先決変数となることを意味する。次に、長期制約とは、 $\gamma_{my} = 1$ のように、長期弾性値に制約を課す方法である。これは産出量ショックに対して、貨幣残高が長期的には完全にアコモデートされ、（流通速度一定とすれば）物価を不変に保つことに等しい。これらに加えて、長期中立性（ $\gamma_{ym} = 0$ ）そのものを識別制約とすることも可能である。このような、識別制約を課したVARモデルは、構造VARモデルと呼ばれる。

以下では、データと推計期間に関する説明を行った後、2節(1)で説明したように、各変数の和分の次数に基づき、長期中立性の成立条件を整理する。その際、近年進展の著しい、構造変化を踏まえた単位根検定を行い、和分の次数を決定する。続いて、2節(2)で説明したマネタリー・ショックの識別方法に従い、長期中立性の検定を行う。

### 3. データ

本稿では、わが国の貨幣残高、産出量に関する時系列データについて、利用可能な最も長期の年次データセットを作成する。サンプル期間は、1885年から2003年までの119年間である。また、その際、貨幣残高としては、現金通貨、M1、M2の3種類の系列を分析対象とする。なお、戦前データについて利用可能なのは末残ベースのみであることを踏まえ、サンプル期間を通じて、末残ベースでのデータを利用する。

まず、貨幣残高の長期時系列統計は、藤野 [1994] がよく知られている<sup>10</sup>。藤野 [1994] のデータは、日本銀行が作成しているマネーサプライ統計と整合的に作られており、1955年以降、現行のマネーサプライ統計と直接接続することが可能である。さらに、藤野 [1994] では推計が行われていない1941～51年の期間については、朝倉・西山 [1974] が推計を行っている。これらのデータセットを用いて、現金通貨、M1、M2の3種類の貨幣残高系列を作成した。具体的には、1885～1940年、

10 藤野 [1994] によるわが国の戦前のマネーサプライ（現金通貨、M1、M2）の推計は、旧大蔵省『銀行局年報』がベースとなっている。藤野 [1994] は、同年報について、「全般的に見てきわめて精度が高く、日本のほかの経済統計に比べてその正確度が大きいだけでなく、世界のほかの国の銀行関係の統計数字と比べても世界に冠たる内容を持っている」としている。

1952～54年の期間は、藤野 [ 1994 ] の各系列を使い、1941～51年の11年間については、朝倉・西山 [ 1974 ] の系列を用いて補完した<sup>11</sup>。さらに1955年以降は、日本銀行のマネーサプライ統計に接続した<sup>12</sup>。

次に、産出量の長期時系列統計は、明治以降の実質GNPを推計した大川・高松・山本 [ 1974 ] がある。この統計は、1955年以降、国民経済計算のGNP系列と直接接続可能である。本稿では、大川・高松・山本 [ 1974 ] および国民経済計算を用いて、産出量データを以下のように作成した。1885～1954年の期間は、大川・高松・山本 [ 1974 ] の粗国民生産系列を用いて、1955～2003年の期間は国民経済計算のGNP系列に接続した。なお、その際、93SNAベースの遡及系列が利用可能な1980年以降は、現行の93SNAベースのデータを使用した。

以上のように作成した各貨幣残高系列、実質GNP系列を用い、1885～2003年の期間について推定を行った。ただし1943年、1945年の両年については、データが欠損しているため、線形補完により欠損値を補完している。

上記のデータセットは、Serletis and Koustas [ 1998 ] による、国際的な長期時系列データを使った貨幣の長期中立性の検証結果を補完するとの観点からも有用であると考えられる。

Serletis and Koustas [ 1998 ] は、Backus and Kehoe [ 1992 ] に収録されている第2次世界大戦以前からの国際長期時系列データを使って、貨幣の長期中立性の検定を行っている。そこでは、わが国について、マネーサプライ (M2) が単位根をもたず、長期中立性の検定を行うことができないと結論づけている<sup>13</sup>。しかしながら、Backus and Kehoe [ 1992 ] のデータセットは、幅広い国々を対象としているため、個々の国に関する分析については、いくつかの改善の余地が残されている<sup>14</sup>。わが国のデータの場合、具体的には、以下の2点をあげることができる。

第1は、貨幣残高としてM2のみを検討している点である。貨幣残高の定義に注目して、戦後のデータセットを用いて長期中立性の検討を行ったWeber [ 1994 ]、Olekalns [ 1996 ]、Coe and Nason [ 2003 ]、Jefferson [ 1997 ]、Serletis and Koustas [ 2001 ] らは、異なる種類の貨幣残高のデータを用いると、長期中立性が棄却されることがあると報告している。このため、M2以外の貨幣残高を用いた検討には意

11 朝倉・西山 [ 1974 ] では、金融機関手許現金や金融機関間預金が調整されておらず、各系列とも藤野 [ 1994 ] の系列を上回る水準となっている。ただし、両者の比率は戦前・戦後で変化している。このため、本稿では、戦前・戦後の両者の比率を線形補完し、この比率を使って朝倉・西山 [ 1974 ] の系列を藤野 [ 1994 ] の系列と整合的な水準に割り戻すことによって、第2次大戦期のデータを補完している。むろん、藤野 [ 1994 ] は、戦中・戦後の混乱期の基礎統計の利用可能性を考慮して、戦後のマネーサプライ統計の推計開始が可能な時期を1951年としており、1941～50年までのデータ精度が高くないという点には留意が必要である。

12 M2については、1979年以降、CDを含むベースの系列を利用している。

13 サンプル期間内にCDは発行されていない。

14 Backus and Kehoe [ 1992 ] のデータセットには、オーストラリア、カナダ、デンマーク、ドイツ、イタリア、日本、ノルウェー、スウェーデン、イギリス、アメリカの10カ国の、第2時世界大戦以前からの実質GNP/GDP、物価、マネーサプライが含まれる。



味があると考えられる<sup>15</sup>。

第2は、1941～51年が欠損値となっているほか、1963年以降のデータがサンプルに含まれていない点である。時系列モデルを用いる場合、データは連続していることが望ましいことに加え、戦中・戦後期の急激な貨幣残高の拡大、1980年以降の金融自由化などの重要なイベントが起こった期間をサンプルに含める必要性は高い。

以上のようなこれまでの分析の問題点を踏まえ、本稿で使用するデータセットでは、M2（CDが発行される期間をサンプルに含む場合M2+CDであるが、以下では全て単にM2と表記する）に加え、現金通貨とM1を対象に加えたほか、データを2003年まで延長し、かつ、1941～51年の第2次世界大戦期の欠損データを代替的なデータソースから補完することで、データ面でのカバレッジ拡張を図っている。

## 4．予備検定

本節では、予備検定として、貨幣残高として現金通貨、M1、M2の3系列、実質産出量として実質GNPのあわせて4系列に対して、単位根検定を行う。次に、貨幣残高と実質産出量について、共和分検定を行う。2節で整理したとおり、長期中立性を検証するためには、貨幣残高と実質産出量がいずれもI(1)で、かつ、両者の間に共和分関係が存在しない必要がある。

### (1) 単位根検定

表1は、通常の単位根検定の結果をまとめたものである。検定統計量は、広く使われているADF (augmented Dickey-Fuller) 検定、PP (Phillips-Perron) 検定に加え、WS (weighted symmetric) 検定の3種類を計算した<sup>16, 17</sup>。検定の結果、すべての変数について、対数変換した水準では単位根が存在するとの帰無仮説は、いずれのテストでも棄却できない。しかし、1階差をとると、M1のADF検定、M2のADF検定お

15 このほか、G7諸国の戦後四半期データを用いて長期中立性の検定を行ったWeber [1994] は、貨幣残高の定義により単位根検定の結果が変わり得ることを報告している。具体的には、狭義の貨幣残高がI(1)、広義の貨幣残高がI(2)となる傾向があるとしている。なお、後述のとおり、わが国の貨幣残高に関する戦後四半期データについては、現金通貨、M1、M2のいずれも、ほぼI(1)であると判断される。

16 ADF検定とPP検定は広く利用されているが、Maddala and Kim [1998] は、これら2つの手法の検定力が低いことから、代替的な手法を利用することを提唱している。このため、本稿では、Maddala and Kim [1998] で、相対的に検定力が高いとされているWS検定もあわせて利用している。なお、Maddala and Kim [1998] は、PP検定について、低周期データに対しては、相対的にADF検定よりも検定力が高いとしており、本稿で利用している年次の長期時系列データについては、PP検定を行うことの意味はあると考えられる。

17 単位根検定は、定数項およびトレンド項を含んだ定式化で実施している。また、ADF検定およびWS検定のラグ次数は、Ng and Perron [1995] に従い、最大ラグ次数(12期)から最終項が10%水準で有意になるまで、順次ラグ次数を小さくしていく方法により決定している (general-to-specific rule)。

表1 単位根検定 ( サンプル期間 : 1887 ~ 2003年 )

	CASH		M1		M2		Y	
[ A ] 水準								
ADF	-2.076	( 9 )	-2.216	( 7 )	-2.154	( 7 )	-1.912	( 1 )
PP	-6.140		-5.315		-4.364		-4.755	
WS	0.804	( 12 )	0.157	( 8 )	0.343	( 5 )	-1.515	( 1 )
[ B ] 1階差								
ADF	-3.290 *	( 1 )	-2.838	( 1 )	-2.411	( 12 )	-4.052 ***	( 6 )
PP	-46.151 ***		-56.260 ***		-82.683 ***		-86.338 ***	
WS	-2.850	( 8 )	-3.004 *	( 1 )	-2.598	( 12 )	-4.213 ***	( 6 )
[ C ] 2階差								
ADF	-4.884 ***	( 8 )	-5.969 ***	( 4 )	-6.216 ***	( 4 )	-5.176 ***	( 10 )
PP	-147.207 ***		-162.129 ***		-154.648 ***		-115.029 ***	
WS	-5.041 ***	( 8 )	-6.126 ***	( 4 )	-6.377 ***	( 4 )	-5.293 ***	( 10 )

備考 : 1. ADF検定およびWS検定は、いずれも定数項およびトレンド項を含む定式化を利用。

2. \*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ、1、5、10%水準を表す。

3. ( )内は、それぞれADF検定、WS検定のラグ次数を示す。ラグ次数は、最大12期から最終ラグ項が有意になるまで、順次ラグ次数を小さくしていく方法により決定。

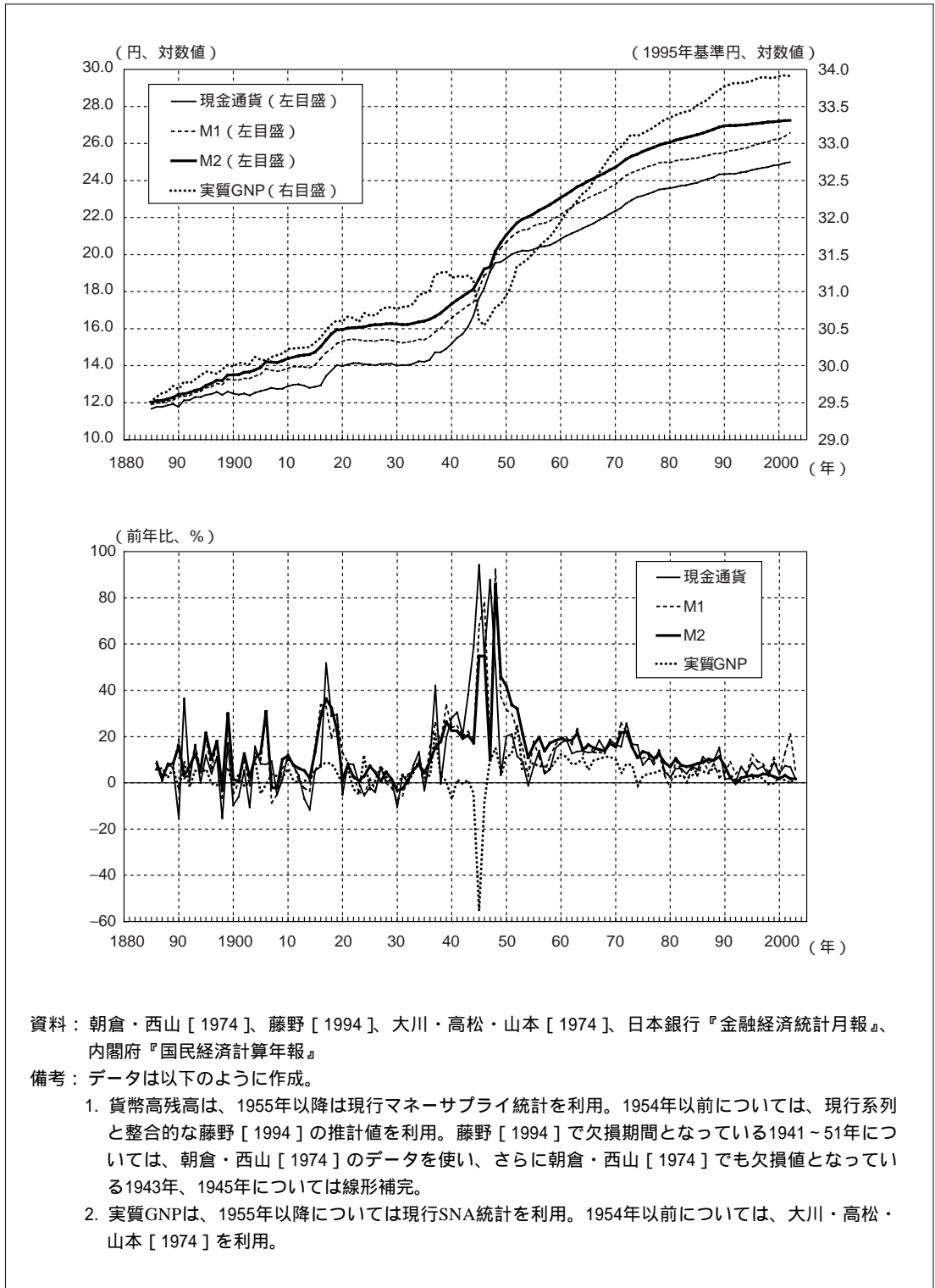
よびWS検定以外では、帰無仮説が棄却される。また、2階差をとると、すべてのテストで帰無仮説が棄却される。表1の結果から、現金通貨および実質GNPは和分の次数が1(以下I(1))、M1、M2はI(1)あるいはI(2)と判断できる<sup>18, 19</sup>。このため、2節で整理したとおり、実質産出量がI(1)で貨幣残高系列がI(2)であれば、貨幣の長期中立性ではなく、超中立性を検定する必要がある。

もっとも、図1にプロットした時系列データの動きをみると、第2次大戦後で構造変化が生じている可能性も考えられる。Perron [ 1989 ] は、構造変化によりドリフト項や確定的トレンドに屈折が生じているにもかかわらず、これを無視して単位根検定を行うと、本来の和分の次数よりも高いものとして判断してしまう可能性があることを指摘している。

18 単位根検定の頑健性を確認するため、Maddala and Kim [ 1998 ] で提唱されている帰無仮説と対立仮説を入れ替えた確認分析 ( confirmatory analysis ) として、帰無仮説を「平均値周り定常」( level stationary ) もしくは「トレンド周り定常」( trend stationary ) としたKPSSテスト ( Kwiatkowski *et al.* [ 1992 ] ) を行った。結果をみると、現金、M1、M2および実質GNPのすべてについて、対数変換値の系列は1%水準で平均値周り、トレンド周りとも定常性が棄却され、I(1)以上であると判定される。一方、1階差をとった系列は、平均値周り定常を帰無仮説とすると、全ての系列において10%水準で定常性が棄却されない。しかしながら、トレンド周り定常を帰無仮説とした場合、実質GNPは10%水準で定常性が棄却されないが、現金およびM1は1%水準であれば棄却されないほか、M2は1%水準でも定常性が棄却される。このため、特にM2については、I(2)の可能性が残ることになる。

19 最近のゼロ金利期のデータの影響をみるために、1995年以降のデータを除外して同様の単位根検定を行っても、各変数の次数に関する結論は変わらない。

図1 貨幣残高および産出量



そこで、Perron [ 1997 ] の方法に従って構造変化を含むより厳密な単位根検定も行った<sup>20</sup>。具体的には、レベル・シフトのみ、もしくはレベル・シフトとトレンド・ブレイクの両者を含む2種類の定常過程を対立仮説として、単位根の存在を検定している<sup>21</sup>。表2に整理した単位根検定の結果をみると、構造変化を加味しても、実質GNPはI(1)である可能性が高いと考えられるが、現金、M2はI(1)あるいはI(2)、M1はI(2)と判断される<sup>22</sup>。

なお、Serletis and Koustas [ 1998 ] は、1885年から1962年までのデータ（第2次大戦期の1941～51年を除く）を使い、構造変化を考慮すると、M2はI(0)となり、長期中立性の検定が行えないとしている。しかしながら、表2下段に示したとおり、同じ期間について第2次大戦期のデータを補完したデータを使うと、現金、M1はI(0)である可能性が示唆されるが、実質GNPはI(1)、M2はI(2)である可能性が高い。

こうした構造変化を考慮した単位根検定の結果は、貨幣残高に関するわが国の長期時系列データを使う場合、第2次世界大戦期のデータ欠損をどう処理するかによって、検定結果が大きく変化することを示している。これは、第2次世界大戦期にデータ生成プロセスの変化が生じていたとしても、それが10年程度のかかなり長い時間をかけてゆっくりと生じている影響が大きいと推測される。このため、データ欠損期間をなんらかの補完的なデータを使って補填した場合には、構造変化の影響が検出されにくいと考えられる。しかしながら、その一方で、データ欠損期間を除外し、単純にデータを接続すると、データに大きな段差が生じ、構造変化の影響が逆に強く検出されてしまう可能性が考えられる。

## (2) 共和分検定

2節で説明したとおり、貨幣残高と実質産出量の両変数に共和分関係が存在する場合、長期中立性の検定を行うことができない。そこで現金通貨、M1、M2のそれぞれについて実質GNPとの共和分検定を行った。

.....  
20 本稿で用いるPerron [ 1997 ] は、構造変化時点が外生的に与えられていたPerron [ 1989 ] の手法を拡張し、変化時点をデータに基づき選択した場合の単位根検定統計量について、有限標本のもとでの漸近分布を求めている。外生的に構造変化時点を与えた場合に生じる統計量のバイアスについては、Christiano [ 1992 ] がある。また、この批判を受けて、構造変化時点をデータに基づき選択する単位根検定の枠組みを提唱した試みとして、Zivot and Andrews [ 1992 ]、Banerjee, Lumsdaine and Stock [ 1992 ] 等がある。なお、構造変化を含む単位根検定について、わが国のデータを用いて検討したものと、副島 [ 1994 ] がある。

21 レベル・シフトとは定数項に、トレンド・ブレイクとはトレンドの傾きに、それぞれ構造変化が生じたことを意味している。

22 むろん、構造変化が生じているのは、第2次世界大戦期の1度のみとは限らない。副島 [ 1994 ] が詳細に検討しているように、貨幣残高・実質産出量については、第1次石油危機前後でも構造変化が生じている可能性が高い。構造変化の回数と時点を内生的に決定する単位根検定については、現在、研究が進展している分野であり（例えば、構造変化を2回とした研究にはLee and Strazicich [ 2003 ] がある）、今後の課題としたい。

表2 構造変化を考慮した単位根検定

(1) フル・サンプル (1887~2003年)

	CASH		M1		M2		Y	
[A] 水準								
Model-1	2.587	(11)	-3.941	(2)	-4.358	(8)	-4.468	(8)
	[1947]		[1935]		[1943]		[1944]	
Model-2	2.593	(9)	0.534	(8)	-0.843	(8)	-1.123	(12)
	[1947]		[1948]		[1947]		[1957]	
[B] 1階差								
Model-1	-3.178	(8)	-2.185	(2)	-1.801	(6)	-8.547	*** (6)
	[1941]		[1948]		[1949]		[1944]	
Model-2	-5.297	** (8)	-4.861	(7)	-5.342	** (7)	-5.601	** (11)
	[1941]		[1943]		[1943]		[1957]	
[C] 2階差								
Model-1	-5.720	*** (9)	-5.710	*** (7)	-6.377	*** (9)	-5.288	** (11)
	[1946]		[1947]		[1947]		[1969]	
Model-2	-4.802	(9)	-5.309	** (5)	-5.832	** (5)	-10.588	*** (7)
	[1948]		[1946]		[1946]		[1944]	

(2) サブサンプル (1887~1962年)

	CASH		M1		M2		Y	
[A] 水準								
Model-1	-2.347	(9)	-2.292	(2)	-1.807	(2)	-0.543	(1)
	[1941]		[1935]		[1936]		[1932]	
Model-2	-5.877	*** (11)	-5.181	* (11)	-4.234	(11)	-2.641	(1)
	[1936]		[1940]		[1940]		[1936]	
[B] 1階差								
Model-1	-3.826	(11)	-4.265	(11)	-4.080	(1)	-3.477	(6)
	[1941]		[1943]		[1935]		[1932]	
Model-2	-5.277	** (11)	-4.033	(7)	-4.253	(1)	-9.416	*** (11)
	[1942]		[1941]		[1937]		[1943]	
[C] 2階差								
Model-1	-13.451	*** (0)	-4.634	(5)	-4.779	* (5)	-8.779	*** (11)
	[1917]		[1930]		[1931]		[1944]	
Model-2	-4.152	(9)	-4.331	(9)	-4.469	(9)	-4.655	(7)
	[1937]		[1943]		[1943]		[1936]	

備考：1. “Model-1”および“Model-2”は、それぞれ次のモデルで帰無仮説  $\alpha=1$  を検定。

$$\text{Model-1 } x_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(T_b)_t + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta x_{t-i} + e_t,$$

$$\text{Model-2 } x_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(T_b)_t + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta x_{t-i} + e_t.$$

ただし、 $t$ はタイム・トレンド、 $e_t$ は誤差項。また、 $DU_t$ は構造変化時点以前0、それ以降で1、 $D(T_b)_t$ は構造変化時点の次期で1、それ以外は0、 $DT_t$ は構造変化時点以前0、それ以降は $t$ となるダミー変数。

- \*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ、1、5、10%水準を表す（有意水準はPerron [1997]）。
- [ ]内は、構造変化時点を示す。なお、構造変化時点は、構造変化を表すパラメータの $t$ 値の絶対値を最大化するように選択。
- ( )内はラグ次数を示す。なお、ラグ次数は、最大12期のラグから最終ラグ項の $t$ 値が有意になるまでラグを小さくしていく方法で決定。

表3は、現金通貨、M1、M2と実質GNPの間の共和分関係について、エンゲル＝グレンジャー検定を行った結果である。この表によれば、現金通貨、M1、M2のいずれを用いても、貨幣残高と実質GNPの間に共和分関係が存在しないとの帰無仮説を10%水準でも棄却できない。

表3 共和分検定

	CASH	M1	M2
フル・サンプル (1887～2003年)	-2.047 (1)	-1.904 (1)	-1.814 (1)

備考：1. 実質GNPに定数項およびマネー変数を回帰した結果に対して、定数項およびトレンド項を含む定式化を利用してADF検定を実施（エンゲル＝グレンジャー検定）。なお、表中には10%水準以下で有意な結果は存在しない。

2. ( )内はラグ項の次数を示す。最大12期から最終ラグ項が10%水準で有意になるまで、順次ラグ次数を小さくしていく方法により決定。

表4 構造変化を考慮した共和分検定（サンプル期間：1887～2003年）

	CASH	M1	M2
[A] レベル・シフト (C)			
$ADF^*$	-6.700 *** [1943]	-5.288 *** [1943]	-3.530 [1929]
$Z_t^*$	-6.713 *** [1943]	-5.195 *** [1943]	-4.024 [1940]
$Z_q^*$	-65.509 *** [1943]	-43.063 ** [1943]	-27.440 [1939]
[B] レベル・シフト+トレンド (CT)			
$ADF^*$	-6.224 *** [1943]	-5.162 *** [1943]	-3.855 [1962]
$Z_t^*$	-6.182 *** [1943]	-5.044 ** [1943]	-4.159 [1942]
$Z_q^*$	-57.394 *** [1943]	-40.790 ** [1943]	-29.068 [1942]
[C] レジーム変化 (CS)			
$ADF^*$	-6.698 *** [1943]	-6.323 *** [1944]	-7.014 *** [1944]
$Z_t^*$	-6.712 *** [1943]	-6.325 *** [1944]	-7.044 *** [1944]
$Z_q^*$	-65.408 *** [1943]	-61.027 *** [1944]	-70.176 *** [1944]

備考：1. Gregory and Hansen [1996] の手法を使って、レベル・シフト (C)、レベル・シフト+トレンド (CT)、レジーム変化 (CS) は、それぞれ以下の定式化で、残差ベースの共和分検定を実施。

$$(C) \quad x_{1t} = \mu_1 + \mu_2 D_t + \alpha x_{2t} + e_t,$$

$$(CT) \quad x_{1t} = \mu_1 + \mu_2 D_t + \beta t + \alpha x_{2t} + e_t,$$

$$(CS) \quad x_{1t} = \mu_1 + \mu_2 D_t + \alpha_1 x_{2t} + \alpha_2 x_{2t} D_t + e_t.$$

ただし、 $D_t$  は構造変化時点以前0、それ以降は1となるダミー変数。

2. [ ]内は、構造変化時点を示す。

3. \*\*、\*はそれぞれ、1、5%水準を表す。

さらに、Gregory and Hansen [ 1996 ] の手法を使って、より厳密に構造変化を考慮した共和分検定を行った。共和分関係について、レベル・シフト、トレンド付きのレベル・シフト、レジーム変化（レベル・シフトおよび共和分ベクトルの変化）の3種類の構造変化を仮定した残差ベースの検定を行った。

表4として、単位根検定と同様にフル・サンプル期間についての検定結果を示している。この結果は、総じてみると、構造変化を考慮しないエンゲル＝グレンジャー検定の結果を覆すものとなっている。具体的には、現金通貨およびM1は、3種類の構造変化のいずれを仮定しても、実質GNPとの間に共和分関係があることを示している。ただし、M1は、レベル・シフト＋トレンド変化のケースでは、共和分関係が存在する可能性はやや低下する。M2については、レジーム変化のケースでは、共和分関係が存在するものの、他の2つのケースでは、共和分関係は存在しないと判断される。

### (3) 予備検定結果のまとめ

データの時系列特性に関する予備検定の結果は、検定手法や第2次大戦期のデータの取扱いによって大きな影響を受けており、必ずしも頑健な結論は見出せない。この中では、M2と実質GNPの組合せが、I(1)かつ共和分関係にないとの長期中立性を検証する条件を満たしている可能性が最も高い。ただし、M2については、I(2)である可能性も否定できないため、貨幣の長期超中立性についての検定もあわせて行うこととする。

このため、以下では、主としてM2について長期中立性を検証し、現金通貨、M1は、推計結果の頑健性を確認するとの観点から、補助的に利用していくこととする。

## 5 . 計測結果

次に、2節で紹介したKing and Watson [ 1997 ] の手法に従い、わが国の1885年以降の長期時系列データを用いて、貨幣の長期中立性を検証する。具体的には、貨幣残高の実質産出量に対する短期弾性値 ( $\lambda_{my}$ ) が既知、実質産出量の貨幣残高に対する弾性値 ( $\lambda_{ym}$ ) が既知、貨幣残高の実質産出量に対する長期弾性値 ( $\gamma_{my}$ ) が既知、実質産出量の貨幣残高に対する長期弾性値 ( $\gamma_{ym}$ ) が既知のいずれかの識別条件を使って、貨幣残高・実質産出量の2変数構造VARモデルを計測する。

なお、以下では、上述のとおり、長期中立性を検証するための時系列特性の条件を十分に満たしているM2を中心として、計測結果を検討する。また、ラグ次数の制約を勘案し、サンプル期間は1890年を始期とし、それ以前のデータについては、ラグ項として利用する。

## (1) M2に関するベンチマーク計測結果

図2として、M2について、サンプル期間1890～2003年、ラグ次数2としたときのベンチマークとなる推計結果を示した。なお、ここでの推計には、1941年以降に1の値をとるダミー変数を追加している。

まず、(1)～(3)のパネルは、それぞれ、 $\lambda_{my}$ 、 $\lambda_{ym}$ 、 $\gamma_{my}$ の各弾性値を識別制約として、-2から3のレンジで変化させたときの $\gamma_{ym}$ の推計値(太実線)およびその95%信頼区間(薄い実線)を示した。これらのパネルにおいて、 $\gamma_{ym}=0$ (0の値の水平方向の実線)が95%信頼区間の中に含まれていれば、5%の有意水準で貨幣の長期中立性は棄却されないことになる。例えば、(1)で $\lambda_{my}=0$ のとき、 $\gamma_{ym}$ の推計値は0.112、95%信頼区間は $-0.072 \leq \gamma_{ym} \leq 0.296$ であり、貨幣の長期中立性の命題は棄却されない。

(1)～(3)のパネルをみると、全体として、貨幣の長期中立性はかなり幅広い識別制約の値に対して成立していることがわかる。推計結果をやや詳しくみると、 $\gamma_{ym}$ の推計値はそれぞれ $\lambda_{my}$ の減少関数、 $\lambda_{ym}$ の増加関数、 $\gamma_{my}$ の減少関数となっている。また、 $\gamma_{ym}$ の推計値はそれぞれ $\lambda_{my}=0.6$ 、 $\lambda_{ym}=-0.4$ 、 $\gamma_{my}=1.45$ の近傍でゼロとなる。さらに、貨幣の長期中立性の検定結果については、(1)～(3)のパネルは、順に識別制約 $\lambda_{my} \geq -0.4$ の値のとき、 $-2 \leq \lambda_{ym} \leq 3$ のすべての値について、 $\gamma_{my} > -1.6$ の値のとき、 $\gamma_{ym}=0$ が95%信頼区間の中にあり、中立性命題は棄却されない<sup>23</sup>。

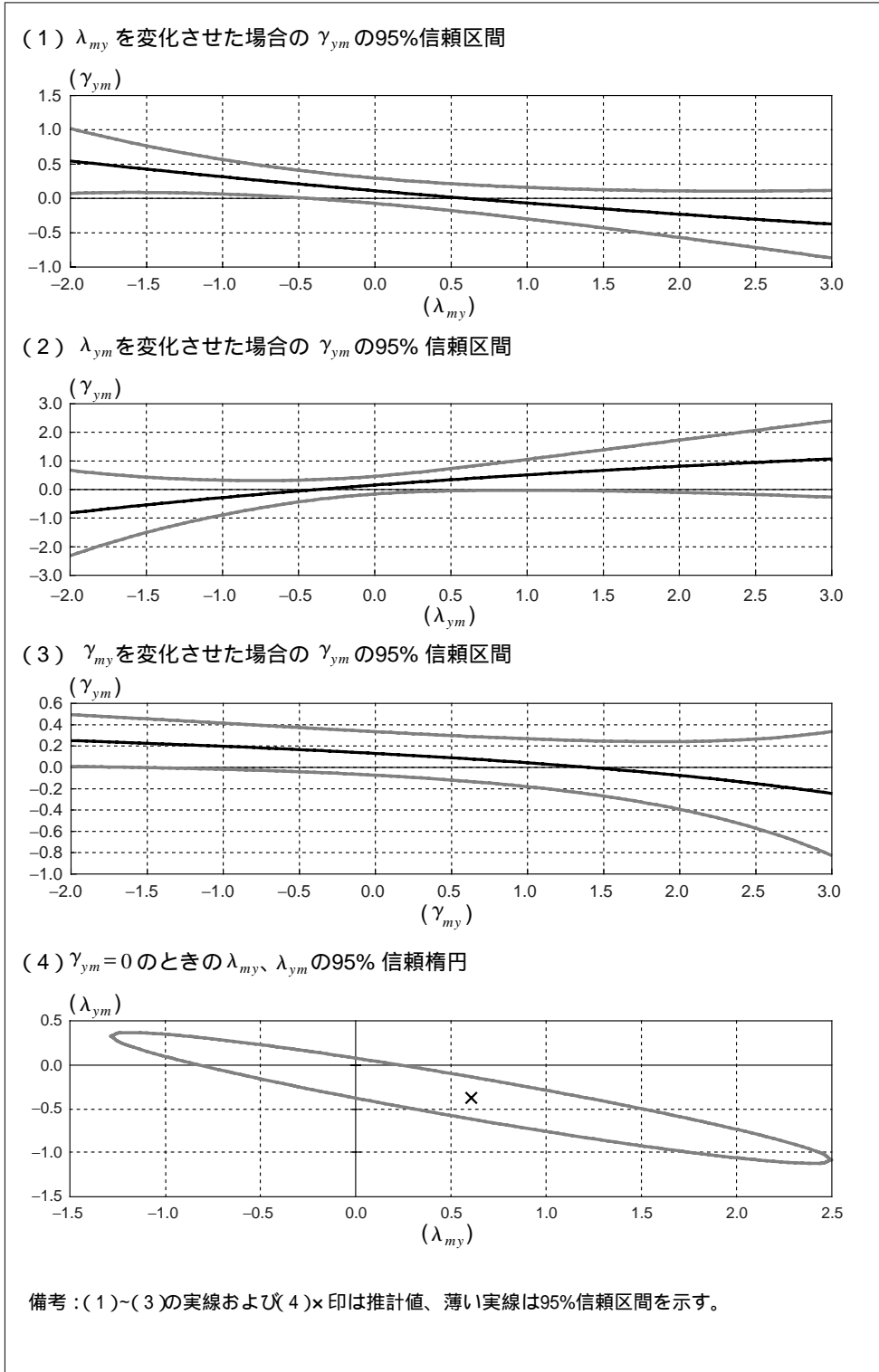
やや詳しく検討すると、まず、(1)のパネルについては、 $\gamma_{ym}$ の推計値は $\lambda_{my}$ の減少関数となっており、 $\lambda_{my}=0.65$ の近傍でゼロとなる。また、 $\lambda_{my} \leq -0.45$ のとき、 $\gamma_{ym}$ は有意にプラスとなるが、それ以外の $\lambda_{my}$ の値に対しては、 $\gamma_{ym}$ は有意にゼロと異ならない。このため、貨幣の長期中立性は、 $\lambda_{my}$ のかなり幅広い値に対して成立することがわかる。King and Watson [1997] が指摘しているように、 $\lambda_{my}$ の値はマネーサプライの供給プロセスに依存する。中央銀行が金利をスムージングするようリザーブを供給している場合、 $y$ の変化に起因する貨幣需要ショックは $m$ の調整によりアコモデートされる。したがって、 $\lambda_{my}$ は、貨幣需要の短期弾性値に相当する。この場合、 $\lambda_{my}$ は、プラスの値をとると考えられる。

(2)のパネルからは、貨幣の短期中立性が満たされなくても、長期中立性は成り立ち、短期的な非中立性と長期的な中立性は両立し得ることがわかる。通常のマクロ

23 図2(1)～(3)の横軸で示した識別条件範囲外についても、貨幣の長期中立性は概ね支持される結果となっている。各識別条件ごとにもとみると、まず、 $\lambda_{my}$ を識別条件とした場合((1)のパネル)  $\lambda_{my} \leq -2.65$ のときに $\gamma_{ym}=0$ が再び信頼区間に含まれ、長期中立性は棄却されなくなる。ただし、 $\lambda_{my} \leq -3.2$ および $\lambda_{my} \geq 5.5$ のときには、信頼区間の幅が2以上となり、検定力は低下する。また、 $\lambda_{ym}$ を識別条件とすると((2)のパネル)  $\lambda_{ym}$ の値にかかわらず、常に、 $r_{ym}=0$ は信頼区間に含まれ、長期中立性は棄却されない。しかし、 $\lambda_{ym} \leq -1.55$ あるいは $\lambda_{ym} \geq 2.55$ のとき、信頼区間の幅が2以上となり、検定力は低下する。また、 $\gamma_{my}$ を識別条件とすると((3)のパネル)  $\gamma_{my} \leq -6.85$ のとき $\gamma_{ym}=0$ が再び信頼区間に含まれ、長期中立性は棄却されなくなる。ただし、 $\gamma_{my} \geq 3.75$ となると、信頼区間の幅が2以上となり、検定力が低下する。



図2 M2の長期中立性の検定（ラグ=2、サンプル期間：1890～2003年）



経済モデルでは、貨幣残高の拡大に対して、実質産出量は少なくとも短期的に減少しないと仮定されている。この場合、 $\lambda_{ym} \geq 0$ となるが、こうした仮定のもとでも、貨幣の長期中立性の命題は棄却されない。

また、(3)についてみると、 $\gamma_{my}$  は  $y$  の外生的かつ恒久的なシフトに対して、 $m$  が長期的にどう反応するかを示すパラメータである。貨幣の流通速度が一定であるとすれば、 $\gamma_{my} = 1$  のとき物価水準も一定となる。貨幣の流通速度はM2でみて低下トレンド、物価水準は逆に上昇トレンドを有しており、 $\gamma_{my}$  は1よりも大きい可能性が高いが、こうした値を想定しても、貨幣の長期中立性は棄却されないことになる。

図2(4)のパネルは、(1)~(3)の推計とは逆に、貨幣の長期中立性 ( $\gamma_{ym} = 0$ ) を識別制約として利用し、 $\lambda_{my}$ 、 $\lambda_{ym}$  の2つの短期弾性値に関する95%信頼楕円を描いている。 $\gamma_{ym} = 0$  の識別制約をかけた場合、( $\lambda_{my}$ ,  $\lambda_{ym}$ ) の推計値は (0.607, -0.378) であり、95%信頼楕円は、原点を含む右下がりの楕円となっている。 $\lambda_{my}$  の値に対して、 $\lambda_{ym}$  の上限値・下限値のレンジがやや広い点に留意が必要である。

## (2) M2に関する計測結果の頑健性

次に、上述した推計結果の頑健性を確認するため、ラグ次数を変更した推計結果を表5として整理した。上段パネルは、 $\lambda_{my} = 0$ 、 $\lambda_{ym} = 0$ 、 $\gamma_{my} = 1$  をそれぞれ識別制約として  $\gamma_{ym}$  を推計した結果、下段パネルは、逆に、 $\gamma_{ym} = 0$  を識別制約として  $\lambda_{my}$ 、 $\lambda_{ym}$ 、 $\gamma_{my}$  を推計した結果である。その際、ラグ次数をベンチマーク推計の2に加え、3および4の結果を報告している<sup>24</sup>。また、1941年以降に切片ダミーを入れたケース、入れないケースを報告している。

表5の結果をみると、いくつかのケースを除いて、いずれも貨幣の長期中立性を概ね支持する結果となっている。まず、ラグ次数を大きくするにつれ、標準誤差がやや拡大する傾向にある。また、第2次世界大戦以降にダミーを設定するか否かは、貨幣の長期中立性の検定結果に影響を与えない。

そこで、第2次世界大戦期ダミーの期間についての頑健性をやや詳しく検討する。具体的には、第2次大戦期サンプルの影響を確認するため、ダミー変数設定期間の始期を1941年から1951年まで1年ずつずらして推計を行う。 $\lambda_{my} = 0$ 、 $\lambda_{ym} = 0$ 、 $\gamma_{my} = 1$  をそれぞれ識別制約として  $\gamma_{ym}$  を推計した結果 (表5(1)に相当する計測) を図3に示した。なお、これらの図において、印は推計パラメータを、またその上下の縦棒線は95%信頼区間を示している。この推計結果をみると、 $\lambda_{my} = 0$ 、 $\lambda_{ym} = 0$ 、 $\gamma_{my} = 1$  のいずれの識別制約を使って  $\gamma_{ym}$  を推計しても、長期中立性は棄却されないことがわかる。

24 情報量規準等に基づき、ラグ次数を選択することもできる。しかし、本稿は、「影響が出尽くした」という意味での長期に焦点を当てており、ラグ次数の選択が大きな意味をもち得る。また、Faust and Leeper [1997] が指摘するように、長期識別制約を用いた場合にはラグ次数も制約の1つとなる。そのため、ラグ次数ごとに計算を行い、頑健性を確認するという、より慎重な方法を採用している。

表5 M2の長期中立性：ラグ次数・サンプル期間に関する頑健性

(1) 各識別制約 ( $\lambda_{my}=0$ 、 $\lambda_{ym}=0$ 、 $\gamma_{my}=1$ ) を課したときの  $\gamma_{ym}$ 

サンプル期間	ダミー変数	ラグ次数	識別制約		
			$\lambda_{my}=0$	$\lambda_{ym}=0$	$\gamma_{my}=1$
1890-2003	---	2	0.122 (0.089)	0.161 (0.155)	0.060 (0.107)
1890-2003	---	3	0.118 (0.090)	0.167 (0.171)	-0.059 (0.090)
1890-2003	---	4	0.148 (0.109)	0.207 (0.240)	-0.067 (0.117)
1890-2003	PW	2	0.112 (0.093)	0.154 (0.156)	0.043 (0.113)
1890-2003	PW	3	0.108 (0.095)	0.159 (0.173)	-0.076 (0.094)
1890-2003	PW	4	0.141 (0.117)	0.203 (0.247)	-0.087 (0.124)

(2) 貨幣の長期中立性 ( $\gamma_{ym}=0$ ) を識別制約としたときの各弾性値

サンプル期間	ダミー変数	ラグ次数	識別制約： $\gamma_{ym}=0$		
			$\lambda_{my}$	$\lambda_{ym}$	$\gamma_{my}$
1890-2003	---	2	0.689 (0.192)	-0.411 (0.228)	1.576 (1.096)
1890-2003	---	3	0.664 (0.173)	-0.545 (0.336)	-0.145 (1.627)
1890-2003	---	4	0.733 (0.186)	-0.587 (0.350)	0.105 (1.467)
1890-2003	PW	2	0.607 (0.183)	-0.378 (0.226)	1.401 (1.101)
1890-2003	PW	3	0.564 (0.161)	-0.488 (0.326)	-0.402 (1.607)
1890-2003	PW	4	0.644 (0.174)	-0.537 (0.342)	-0.101 (1.437)

備考：1. カッコ内は標準誤差。

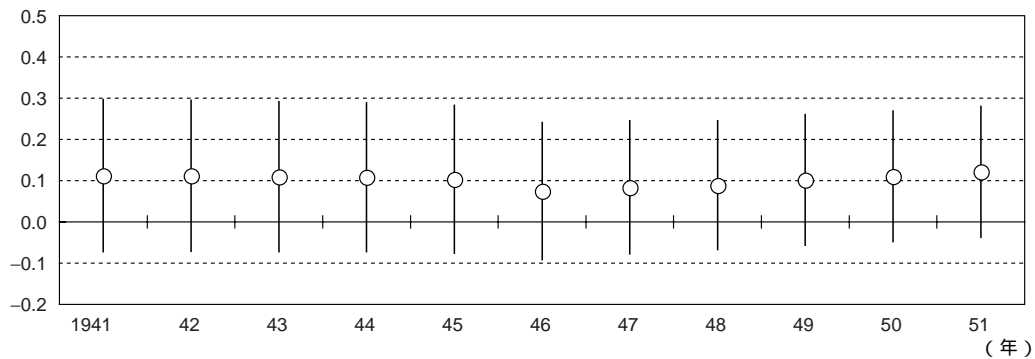
2. ダミー変数を入れた定式化 (PW) は、1941年以降に1の値をとる切片ダミーを追加して推計。

さらに、最近のゼロ金利期のデータの影響をみるため<sup>25</sup>、推計終期を1994年から1年ずつ延長して推計を行った。図3と同様に、 $\lambda_{my}=0$ 、 $\lambda_{ym}=0$ 、 $\gamma_{my}=1$ をそれぞれ識別制約として $\gamma_{ym}$ を推計した結果を図4に示した。この図をみると、ゼロ金利期データの影響については、 $\gamma_{ym}$ の推計値には大きな変化はみられず、1994年以降のいずれの年を推計終期としても、長期中立性が支持される結果となっている。ただし、ゼロ金利期のデータは、年次の長期時系列データを使った推計結果に対しては、あまり大きな影響を及ぼさないと考えられる。この点については、節を改め、戦後の四半期データを使って、ゼロ金利期データの影響について検証する。

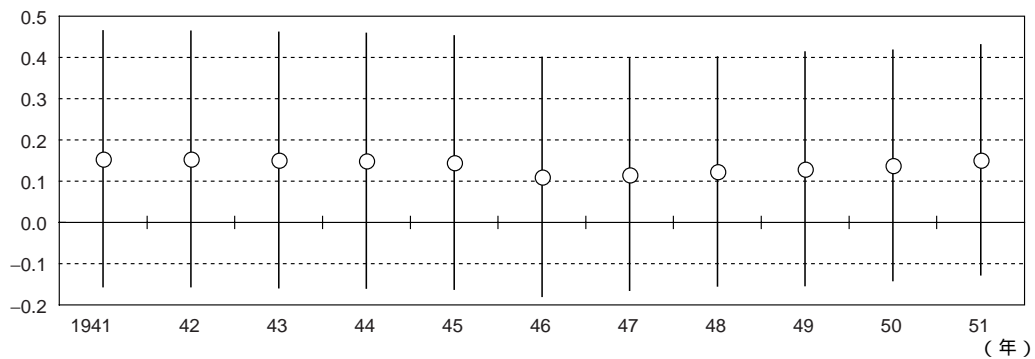
25 ゼロ金利下では、貨幣需要関数が不安定化することがしばしば指摘される。この点に関する議論の詳細については、例えば、日本銀行 [2003]、Nakashima and Saito [2002]、Fujiki [2002]、藤木・渡邊 [2004] を参照。

図3 M2推計結果の戦後ダミー設定期間に関する頑健性

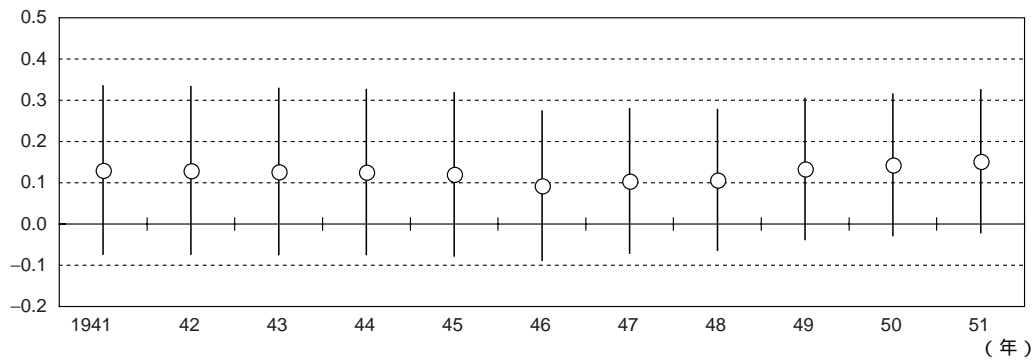
(1)  $\lambda_{my} = 0$  の識別制約を課した場合の  $\gamma_{ym}$  の95%信頼区間



(2)  $\lambda_{my} = 0$  の識別制約を課した場合の  $\gamma_{ym}$  の95% 信頼区間

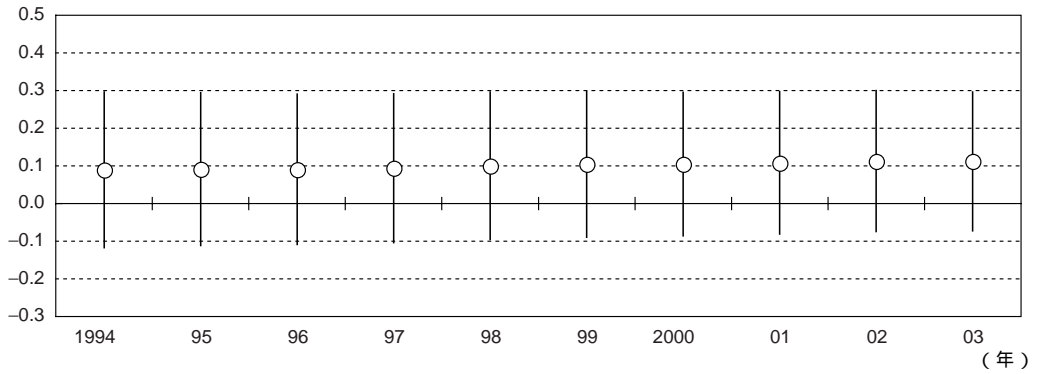
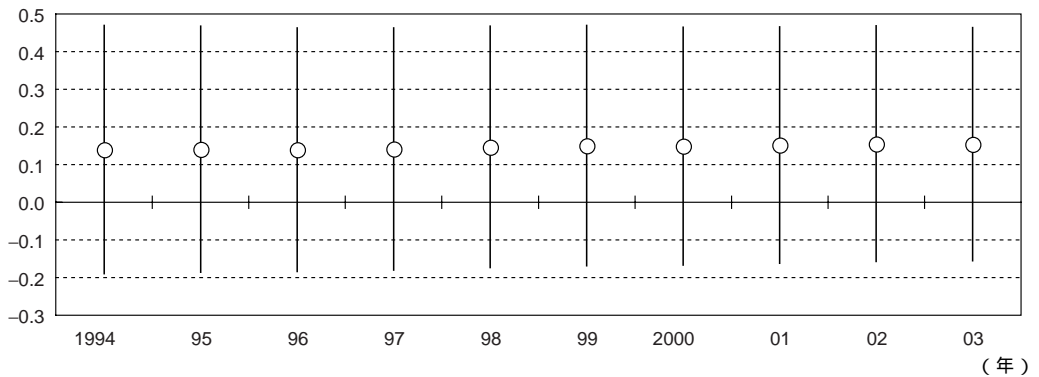
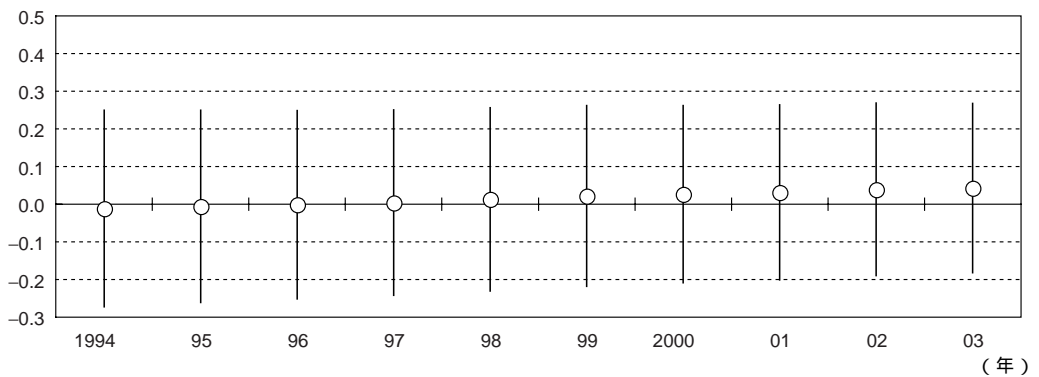


(3)  $\gamma_{my} = 1$  の識別制約を課した場合の  $\gamma_{ym}$  の95% 信頼区間



備考：1. 横軸は戦後ダミー設定期間の始期を示す。推計期間は、いずれも1890～2003年。  
 2. 図中の印は $\gamma_{ym}$ の推計値、また、縦線は95%信頼区間を示す。

図4 M2推計結果のゼロ金利期データに関する頑健性

(1)  $\lambda_{my} = 0$ の識別制約を課した場合の  $\gamma_{ym}$  の95%信頼区間(2)  $\lambda_{ym} = 0$ の識別制約を課した場合の  $\gamma_{ym}$  の95%信頼区間(3)  $\gamma_{my} = 1$ の識別制約を課した場合の  $\gamma_{ym}$  の95%信頼区間

備考：1. 横軸は推計サンプル期間の終期を示す。

2. 図中の印は  $\gamma_{ym}$  の推計値、また、縦線は95%信頼区間を示す。

### (3) 現金通貨、M1に関する計測結果

最後に、現金通貨、M1についての計測結果を簡単にみておく。図5は、図2と同様に $\lambda_{my}$ 、 $\lambda_{ym}$ 、 $\gamma_{my}$ の各弾性値を識別制約として、ややレンジを狭くして、-1から2まで変化させたときの $\gamma_{ym}$ の推計値（太実線）およびその95%信頼区間、および $\gamma_{ym} = 0$ を識別制約としたときの $\lambda_{my}$ 、 $\lambda_{ym}$ の推計値およびその95%信頼楕円を示している。

現金通貨の結果は、M2と比べ推計結果は不安定であり、信頼性が低い。全体として、貨幣の長期中立性に対して、かなり限定的な支持しか与えない。特に、 $\lambda_{my} > 0.30$ および $\gamma_{my} > -0.80$ のとき $\gamma_{ym}$ が有意にマイナスとなるほか、 $\lambda_{ym}$ が1.0に近づくと $\gamma_{ym}$ が急激に上昇し、推計精度も低下している。

M1については、図に示した制約条件の範囲内では、貨幣の長期中立性が有意に棄却されるケースは存在せず、全体として貨幣の長期中立性を支持している。また、推計の信頼性も、 $\lambda_{ym}$ を識別制約としたときの精度がやや低下するが、全体として、現金通貨よりも高い。

### (4) M2の超中立性に関する計測結果

長期年次データを使った計測の最後として、図6および表6に、M2を使った超中立性に関する計測結果を示した。これらの図と表は、マネーの成長率の変化の影響をみるために、制約を課すパラメータが $\lambda_{\Delta my}$ 、 $\lambda_{y\Delta m}$ 、 $\gamma_{\Delta my}$ 、 $\gamma_{y\Delta m}$ に変更されているほかは、それぞれ図2および表5と同様である。

まず、図6をみると、超中立性が支持されるのは、かなり限定的なパラメータの範囲であることがわかる。特に、 $\lambda_{\Delta my}$ 、 $\lambda_{y\Delta m}$ を識別制約とした場合に超中立性が棄却されないのは、 $-0.65 < \lambda_{\Delta my} < 0.10$ および $-0.10 < \lambda_{y\Delta m} < 0.10$ と、かなり狭い範囲の値にとどまる。また、 $\gamma_{\Delta my}$ を識別制約とすると、超中立性が棄却されるのは、 $0.15 < \gamma_{\Delta my} < 2.20$ だけであるが、全体に、標準誤差が大きく推計精度は低い。

また、表6に示したラグ次数、サンプル期間に関する頑健性チェックの結果をみると、 $\lambda_{\Delta my}$ 、 $\lambda_{y\Delta m}$ を識別制約とした場合、あるいは逆に、超中立性（ $\gamma_{y\Delta m} = 0$ ）を識別制約として $\lambda_{\Delta my}$ 、 $\lambda_{y\Delta m}$ を推計した場合には、超中立性が支持されるケースが多いが、 $\gamma_{\Delta my}$ を識別制約あるいは超中立性を識別制約として $\gamma_{\Delta my}$ を推計した場合には、推計精度も低く、超中立性は棄却されるケースが多い。また、中立性の検定結果と同様、ラグ次数を増加させると、推計精度は低下する傾向がみられる。

図5 現金通貨、M1の長期中立性の検定（ラグ=2、サンプル期間1890～2003年）

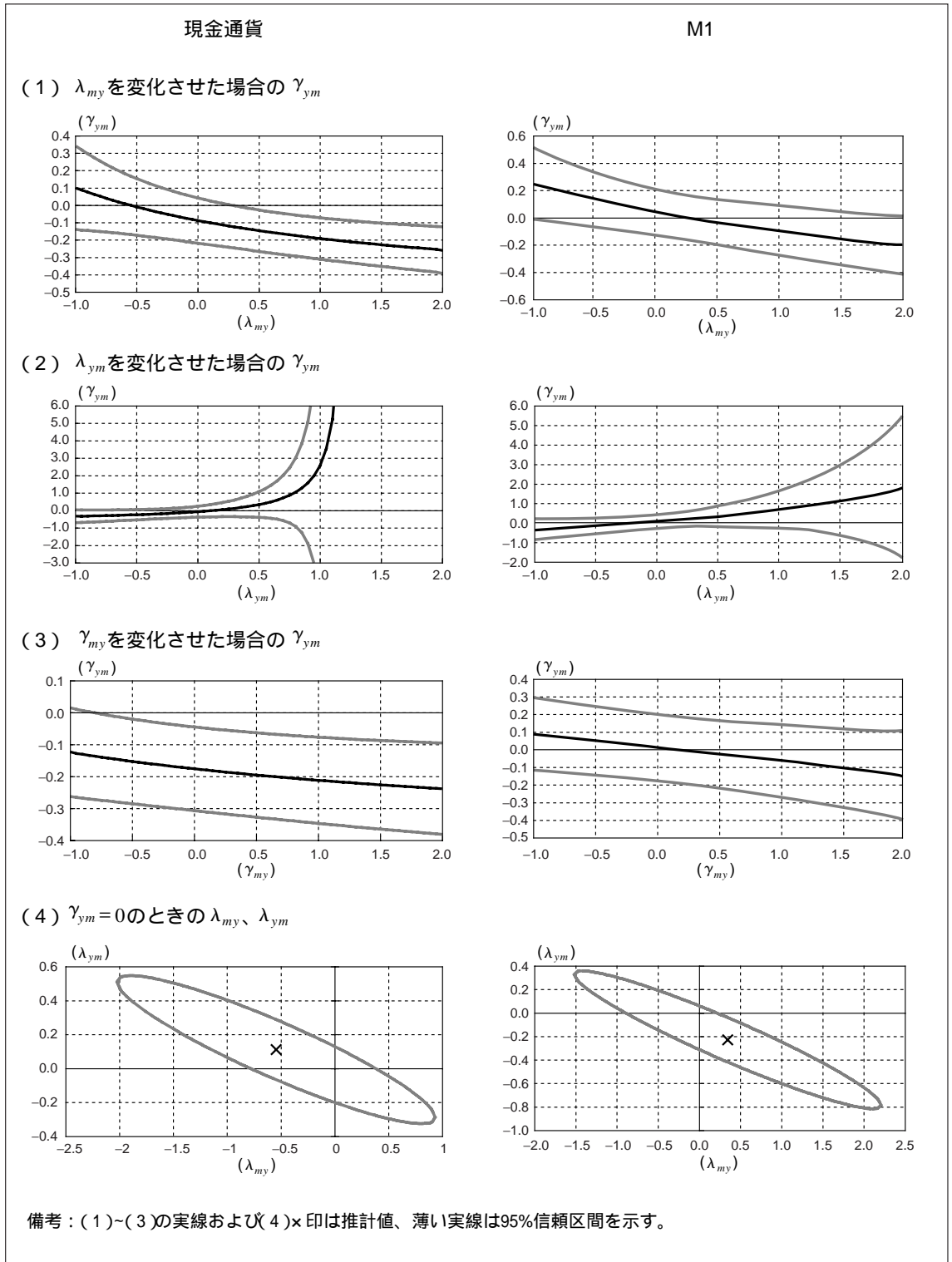
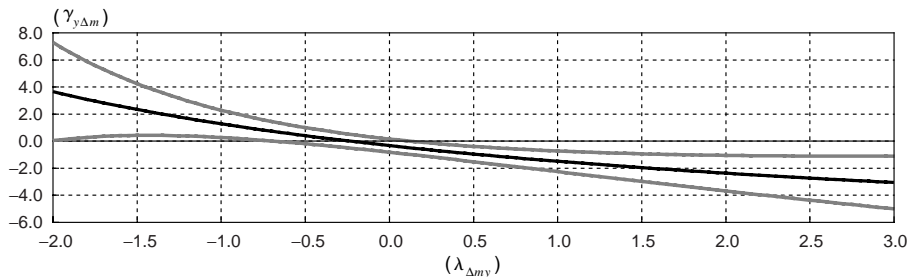
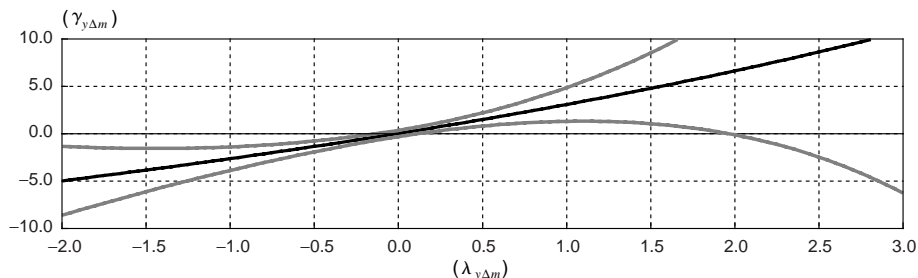


図6 M2の長期超中立性の検定（ラグ=2、サンプル期間1890～2003年）

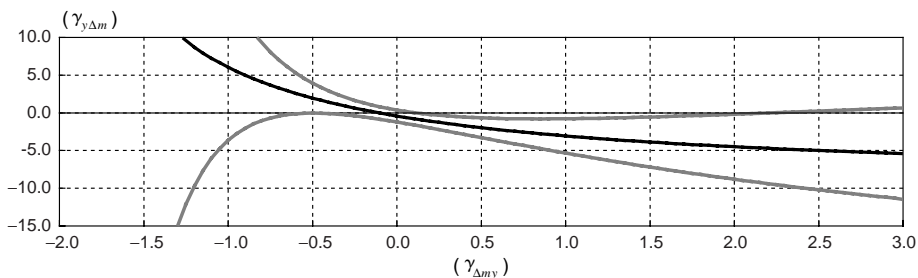
(1)  $\lambda_{my}$ を変化させた場合の  $\gamma_{y\Delta m}$  の95% 信頼区間



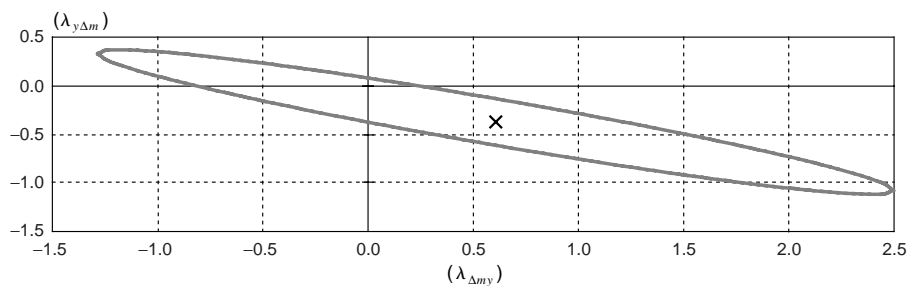
(2)  $\lambda_{ym}$ を変化させた場合の  $\gamma_{y\Delta m}$  の95% 信頼区間



(3)  $\gamma_{my}$ を変化させた場合の  $\gamma_{y\Delta m}$  の95% 信頼区間



(4)  $\gamma_{y\Delta m}=0$ のときの  $\lambda_{my}$ 、 $\lambda_{ym}$  の95% 信頼楕円



備考：(1)～(3)の実線および(4)×印は推計値、薄い実線は95%信頼区間を示す。



表6 M2の長期超中立性：ラグ次数・サンプル期間に関する頑健性

(1) 各識別制約 ( $\lambda_{\Delta m y} = 0$ 、 $\lambda_{y \Delta m} = 0$ 、 $\gamma_{\Delta m y} = 1$ ) を課したときの  $\gamma_{y \Delta m}$ 

サンプル期間	ダミー変数	ラグ次数	識別制約		
			$\lambda_{\Delta m y} = 0$	$\lambda_{y \Delta m} = 0$	$\gamma_{\Delta m y} = 1$
1890-2003	---	2	-0.344 (0.246)	0.028 (0.170)	-3.061 (1.130)
1890-2003	---	3	-0.321 (0.297)	0.076 (0.242)	-2.017 (0.496)
1890-2003	---	4	-0.267 (0.340)	0.170 (0.430)	-2.322 (0.709)
1890-2003	PW	2	-0.329 (0.245)	0.033 (0.169)	-3.059 (1.146)
1890-2003	PW	3	-0.304 (0.296)	0.085 (0.239)	-2.015 (0.503)
1890-2003	PW	4	-0.256 (0.337)	0.170 (0.422)	-2.313 (0.720)

(2) 貨幣の長期中立性 ( $\gamma_{y \Delta m} = 0$ ) を識別制約としたときの各弾性値

サンプル期間	ダミー変数	ラグ次数	識別制約： $\gamma_{y \Delta m} = 0$		
			$\lambda_{\Delta m y}$	$\lambda_{y \Delta m}$	$\gamma_{\Delta m y}$
1890-2003	---	2	0.689 (0.192)	-0.411 (0.228)	1.576 (1.096)
1890-2003	---	3	0.664 (0.173)	-0.545 (0.336)	-0.145 (1.627)
1890-2003	---	4	0.733 (0.186)	-0.587 (0.350)	0.105 (1.467)
1890-2003	PW	2	0.607 (0.183)	-0.378 (0.226)	1.401 (1.101)
1890-2003	PW	3	0.564 (0.161)	-0.488 (0.326)	-0.402 (1.607)
1890-2003	PW	4	0.644 (0.174)	-0.537 (0.342)	-0.101 (1.437)

備考：1. カッコ内は標準誤差。

2. ダミー変数を入れた定式化 (PW) は、1941年以降に1の値をとる切片ダミーを追加して推計。

## 6．戦後四半期データによる検証

前節までの長期年次データを使った貨幣の長期中立性の検定結果に関する頑健性を確認するため、本節では、サンプル期間を戦後に限定したうえで、四半期データを使って、貨幣の長期中立性を検証する。

なお、本節で利用するデータは、3節で説明したデータの1955年以降の四半期季節調整済み系列である。現金、M1、M2は日本銀行のマネーサプライ統計<sup>26</sup>、産出量は国民経済計算の実質GDPを使っている。また、サンプル期間は、1955年第2四半期から2003年第4四半期までの約49年間で、X-12-ARIMAを使って季節調整を行った<sup>27</sup>。

### (1) 予備検定

予備検定として年次データ同様、単位根検定、マネー変数と産出量との共和分検定を行う。単位根検定の結果は、表7および表8、共和分検定の結果は表9および表10として整理している。単位根検定、共和分検定は、4節で検討した年次データと同様に、構造変化を考慮しない通常の検定と構造変化を考慮した検定の両者を行っており、上記の表7～10は、年次データでの検定を行った表1～4に対応している。

予備検定の結果を総括すると、M1およびM2については、構造変化を考慮するしないにかかわらず、 $I(1)$ かつ実質産出量との共和分関係は存在せず、長期中立性を検定するための条件を満たしている。ただし、現金については、構造変化を考慮しない場合には、 $I(1)$ かつ実質産出量との共和分関係も存在しないが、構造変化を考慮した場合、 $I(0)$ となる可能性がある。

以上の結果を踏まえると、戦後四半期データを使った場合、M1およびM2は、長期中立性を検証するための時系列特性の条件を十分に満たしているほか、現金通貨についても、概ね条件を満たしていると判断される。

26 マネーサプライ統計については、サンプル期間の大半で利用可能な平残ベースのデータを利用している。ただし、現金通貨、M1は1955～62年、M2は1955～66年については、平残ベースのデータが存在しないため、未残ベースのデータを利用している。なお、平残ベースのデータは、1998年4月以降、外国銀行等を含むベース（新ベース）に調査対象範囲が拡大されているが、両者の段差を調整したうえで、接続している。また、M2については、1979年以降、CDを含むベースのデータを使っている。

27 マネー変数の季節調整に当たっては、旧ベース未残、新・旧ベースの平残の3系列について、それぞれX-12-ARIMAを使って季節調整を実施し、そのうえで、3つの系列の段差を調整して、接続している。これは、旧ベース未残、新・旧ベースの平残の3系列は、それぞれ異なる季節変動特性を有している可能性があるため、季節変動成分を除去したうえで、異なるベースの系列を接続することが望ましいと考えられるためである。なお、季節調整に当たって、ARIMAモデルとして現金は(2,1,1)(2,1,2)、M1は(2,0,0)(2,1,2)、M2は(2,1,2)(1,1,0)、実質GDPは(2,1,0)(2,1,0)を利用しているほか、営業日数変動の影響を調整している。

表7 単位根検定（戦後四半期データ）

(1) フル・サンプル（1955年第3四半期～2003年第4四半期）

	CASH		M1		M2		Y	
[ A ] 水準								
ADF	-0.712	( 4 )	-2.626	( 9 )	0.089	( 4 )	-2.174	( 10 )
PP	-0.045		-2.151		0.321		-0.782	
WS	1.211	( 4 )	0.146	( 1 )	4.517	( 1 )	2.069	( 12 )
[ B ] 1階差								
ADF	-4.043	*** ( 1 )	-3.603	** ( 4 )	-3.341	* ( 8 )	-3.118	( 9 )
PP	-62.268	***	-94.140	***	-36.255	***	-252.750	***
WS	-3.790	*** ( 1 )	-3.767	*** ( 4 )	-2.949	* ( 8 )	-2.995	* ( 9 )
[ C ] 2階差								
ADF	-6.852	*** ( 6 )	-6.540	*** ( 10 )	-6.697	*** ( 7 )	-8.110	*** ( 8 )
PP	-240.905	***	-177.302	***	-165.253	***	-250.415	***
WS	-6.892	*** ( 6 )	-6.358	*** ( 10 )	-6.806	*** ( 7 )	-7.998	*** ( 8 )

(2) 第1次石油危機後サンプル（1976年第4四半期～2003年第4四半期）

	CASH		M1		M2		Y	
[ A ] 水準								
ADF	-2.732	( 3 )	-0.354	( 1 )	-0.715	( 8 )	-0.804	( 3 )
PP	-7.444		0.048		-1.016		-0.752	
WS	-0.429	( 7 )	-0.336	( 1 )	2.224	( 1 )	-0.258	( 3 )
[ B ] 1階差								
ADF	-3.522	** ( 1 )	-6.147	*** ( 0 )	-3.036	( 6 )	-3.978	*** ( 2 )
PP	-56.145	***	-68.553	***	-29.012	**	-120.878	***
WS	-3.718	** ( 1 )	-6.277	*** ( 0 )	-3.221	** ( 6 )	-4.141	*** ( 2 )
[ C ] 2階差								
ADF	-5.042	*** ( 6 )	-5.317	*** ( 10 )	-4.148	*** ( 7 )	-4.948	*** ( 8 )
PP	-122.067	***	-93.950	***	-106.279	***	-131.162	***
WS	-5.127	*** ( 6 )	-5.709	*** ( 8 )	-3.365	*** ( 7 )	-5.021	*** ( 8 )

- 備考：1. ADF検定およびWS検定は、いずれも定数項およびトレンド項を含む定式化を利用。  
 2. \*\*、\*はそれぞれ、1、5、10%水準を表す。  
 3. ( )内は、それぞれADF検定、WS検定のラグ次数を示す。ラグ次数については、最大12期から最終ラグ項が有意になるまで、順次ラグ次数を小さくしていく方法により決定。

表8 構造変化を考慮した単位根検定（戦後四半期データ）  
（サンプル期間：1955年第3四半期～2003年第4四半期）

	CASH		M1		M2		Y	
[ A ] 水準								
Model-1	1.020	(2)	1.889	(1)	-4.426	(1)	-0.882	(2)
	[ 1974Q2 ]		[ 1973Q2 ]		[ 1989Q4 ]		[ 1972Q4 ]	
Model-2	-5.642 ***	(2)	-3.881	(1)	-3.206	(1)	-2.983	(2)
	[ 1971Q 4 ]		[ 1970Q2 ]		[ 1970Q2 ]		[ 1967Q4 ]	
.....								
[ B ] 1階差								
Model-1	-5.524 ***	(1)	-9.212 ***	(0)	-4.919 **	(0)	-6.545 ***	(2)
	[ 1974Q2 ]		[ 1973Q1 ]		[ 1973Q1 ]		[ 1972Q4 ]	
Model-2	-5.586 ***	(1)	-8.656 ***	(0)	-5.392 **	(2)	-6.554 ***	(2)
	[ 1974Q3 ]		[ 1988Q3 ]		[ 1972Q4 ]		[ 1970Q1 ]	
.....								
[ C ] 2階差								
Model-1	-22.316 ***	(0)	-13.809 ***	(1)	-16.132 ***	(0)	-12.634 ***	(2)
	[ 1973Q1 ]		[ 1980Q3 ]		[ 1972Q3 ]		[ 1974Q1 ]	
Model-2	-22.234 ***	(0)	-14.155 ***	(1)	-16.548 ***	(0)	-12.706 ***	(2)
	[ 1965Q4 ]		[ 1963Q2 ]		[ 1989Q4 ]		[ 1974Q1 ]	

備考：1. “Model-1”および“Model-2”は、それぞれ次のモデルで帰無仮説  $\alpha = 1$  を検定。

$$\text{Model-1 } x_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \delta D(T_b)_t + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta x_{t-i} + e_t,$$

$$\text{Model-2 } x_t = \mu + \theta DU_t + \beta t + \gamma DT_t + \delta D(T_b)_t + \alpha x_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Delta x_{t-i} + e_t.$$

ただし、 $t$ はタイム・トレンド、 $e$ は誤差項。また、 $DU_t$ は構造変化時点以前0、それ以降で1、 $D(T_b)$ は構造変化時点の次期で1、それ以外は0、 $DT_t$ は構造変化時点以前0、それ以降は $t$ となるダミー変数。

- \*\*\*、\*\*はそれぞれ、1、5%水準を表す（有意水準はPerron [ 1997 ]）。
- [ ]内は、構造変化時点を示す。なお、構造変化時点は、構造変化を表すパラメータの $t$ 値の絶対値を最大化するように選択。
- ( )内はラグ次数を示す。なお、ラグ次数は、最大12期のラグから最終ラグ項の $t$ 値が有意になるまでラグを小さくしていく方法で決定。

表9 共和分検定（戦後四半期データ）

	CASH	M1	M2
フル・サンプル（55Q4～03Q4）	-2.661（10）	-2.269（10）	-2.847（10）
石油危機後（76Q4～03Q4）	-0.700（0）	-2.475（3）	-2.028（3）

備考：1. 実質GDPに定数項およびマネー変数を回帰した結果に対して、定数項およびトレンド項を含む定式化を利用してADF検定を実施（エンゲル＝グレンジャー検定）。なお、表中には10%水準以下で有意な結果は存在しない。

2. ( )内はラグ項の次数を示す。最大12期から最終ラグ項が10%水準で有意になるまで、順次ラグ次数を小さくしていく方法により決定。

表10 構造変化を考慮した共和分検定（戦後四半期データ）  
（サンプル期間：1955年第3四半期～2003年第4四半期）

	CASH	M1	M2
[A] レベル・シフト（C）			
$ADF^*$	-3.237 [ 1962Q3 ]	-2.711 [ 1973Q3 ]	-3.470 [ 1963Q2 ]
$Z_t^*$	-2.711 [ 1964Q3 ]	-3.524 [ 1973Q1 ]	-2.572 [ 1993Q3 ]
$Z_q^*$	-12.066 [ 1964Q3 ]	-22.454 [ 1973Q1 ]	-12.609 [ 1971Q4 ]
[B] レベル・シフト+トレンド（CT）			
$ADF^*$	-2.692 [ 1989Q4 ]	-2.871 [ 1990Q1 ]	-3.285 [ 1987Q1 ]
$Z_t^*$	-1.334 [ 1993Q3 ]	-1.665 [ 1993Q2 ]	-2.313 [ 1986Q3 ]
$Z_q^*$	-4.812 [ 1993Q2 ]	-6.799 [ 1993Q2 ]	-9.248 [ 1984Q3 ]
[C] レジーム変化（CS）			
$ADF^*$	-4.033 [ 1976Q1 ]	-4.051 [ 1976Q1 ]	-4.068 [ 1974Q2 ]
$Z_t^*$	-3.569 [ 1973Q4 ]	-3.815 [ 1973Q2 ]	-4.015 [ 1974Q3 ]
$Z_q^*$	-23.896 [ 1973Q4 ]	-26.877 [ 1973Q2 ]	-28.958 [ 1974Q3 ]

備考：1. Gregory and Hansen [ 1996 ] の手法を使って、レベル・シフト（C）、レベル・シフト+トレンド（CT）、レジーム変化（CS）は、それぞれ以下の定式化で、残差ベースの共和分検定を実施。なお、表中には10%水準以下で有意な結果は存在しない。

$$(C) \quad x_{1t} = \mu_1 + \mu_2 D_t + \alpha x_{2t} + e_t,$$

$$(CT) \quad x_{1t} = \mu_1 + \mu_2 D_t + \beta t + \alpha x_{2t} + e_t,$$

$$(CS) \quad x_{1t} = \mu_1 + \mu_2 D_t + \alpha_1 x_{2t} + \alpha_2 x_{2t} D_t + e_t.$$

ただし、 $D_t$ は構造変化時点以前0、それ以降は1となるダミー変数。

2. [ ]内は、構造変化時点を示す。

## (2) ベンチマーク計測結果

図7として、現金通貨、M1、M2それぞれについて、サンプル期間1957年第3四半期～2003年第4四半期、ラグ次数4とし、第1次石油危機後ダミー（1973年第4四半期以降に1の値をとる切片ダミー）を加えたときのベンチマークとなる推計結果を示した。この図は、図2と同様に、まず、1行目から3行目までのグラフは、それぞれ、 $\lambda_{my}$ 、 $\lambda_{ym}$ 、 $\gamma_{my}$ の各弾性値を識別制約として、-1から2のレンジで変化させたときの $\gamma_{ym}$ の推計値（太実線）およびその95%信頼区間（薄い実線）を示している。また、4行目は、1～3行目の推計とは逆に、貨幣の長期中立性（ $\gamma_{ym} = 0$ ）を識別制約として利用し、 $\lambda_{my}$ 、 $\lambda_{ym}$ の2つの短期弾性値に関する95%信頼楕円を描いている。

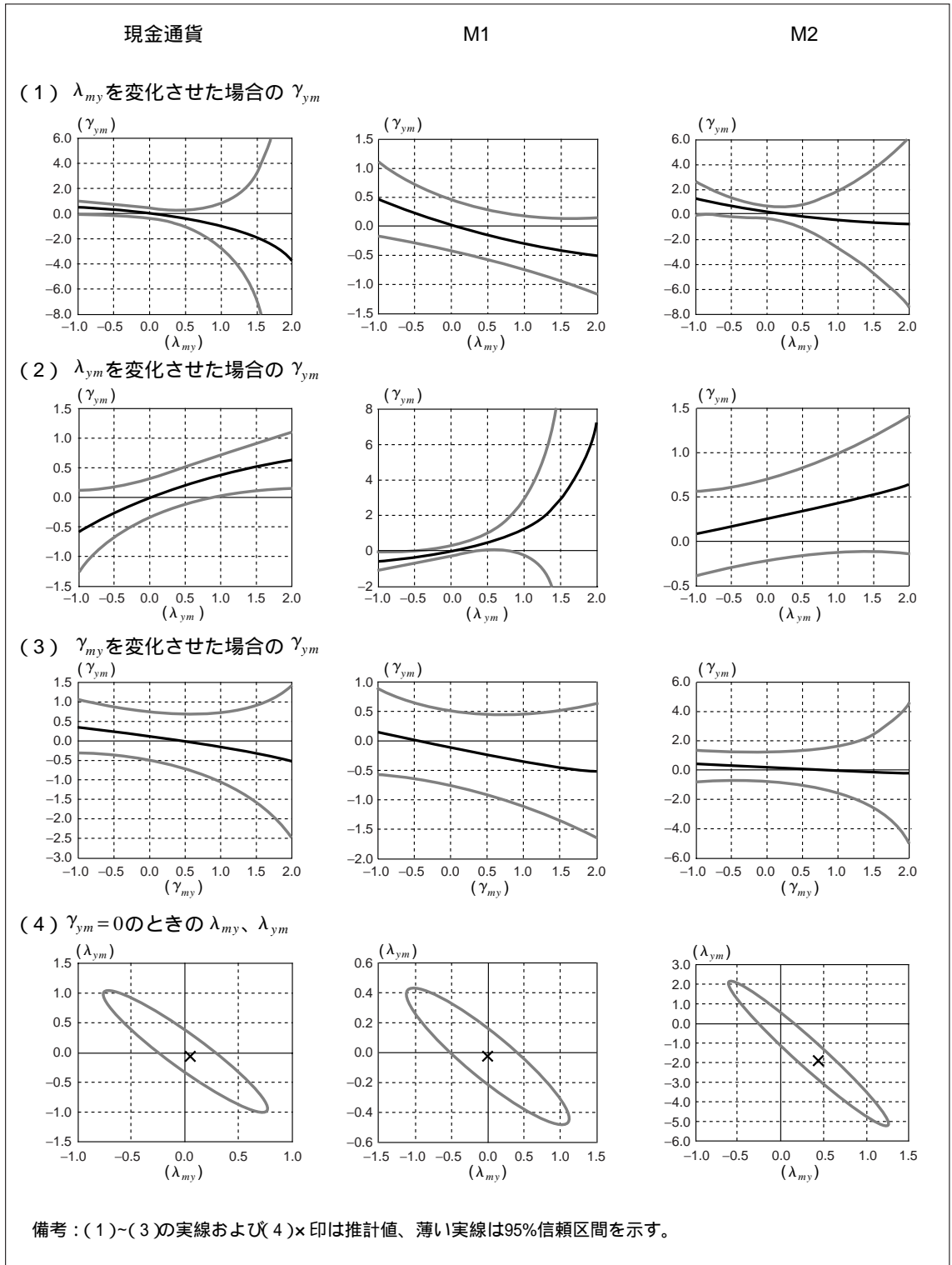
現金通貨、M1およびM2に関する推計結果は、いずれも、概ね貨幣の長期中立性を支持している<sup>28, 29</sup>。1段目から3段目までの推計結果をみると、 $\gamma_{ym}$ の推計値は、図2に示した長期年次データと同様、 $\lambda_{my}$ および $\gamma_{my}$ の減少関数、 $\lambda_{ym}$ の増加関数となっており、その95%信頼区間は、-1から2までの制約条件の間で、概ね $\gamma_{ym} = 0$ を含んでいる。ただし、現金通貨で $\lambda_{my}$ 、M1で $\lambda_{ym}$ 、M2で $\lambda_{my}$ と $\gamma_{my}$ を識別制約にした場合、識別制約の値が大きくなるにつれ、標準誤差が拡大し、推計精度が低下している。また、4段目の推計結果をみると、いずれも長期年次データと同様に、原点を含む右下がりの楕円となっている。ただし、M2については、 $\lambda_{ym}$ の信頼区間のレンジがやや広がっている。

もっとも、戦後四半期データでの推計結果は、前節で示した長期年次データと比べ、全体として信頼区間の幅が広く、検定力が低い点には留意が必要である。これは、貨幣の長期中立性命題を検証するためには、できるだけ長期間のサンプルを用いる方が、「長期」に関する情報をより多く含むという意味で望ましいことを示していると考えられる。

28 なお、戦後四半期データを使った推計結果について、ラグ次数・サンプル期間に関する頑健性をチェックすると、現金通貨、M1、M2のいずれも、フル・サンプル期間で、第1次石油危機後ダミー変数を外した場合、中立性を棄却する結果が目立つようになる。しかしながら、フル・サンプル期間で第1次石油危機後ダミーを入れたケースおよびサンプル期間を第1次石油危機後の1976年第4四半期以降としたケースでは、ラグ次数にかかわらず、総じて中立性を支持する結果となっている。

29 King and Watson [1997] の米国戦後四半期データでの推計結果との比較のため、サンプル終期を1990年に揃えて推計を行うと、図7とほぼ同様の結果が得られ、米国での推計結果にほぼ近い結果が得られる。ただし、信頼区間の幅は、 $\gamma_{my}$ の各弾性値を識別制約とした場合に特に拡大し、検定力が低くなる点には留意が必要である。

図7 四半期データでの長期中立性の検定 (ラグ=4、サンプル期間1957Q3~2003Q4)



### (3) M2に関する計測結果の頑健性のチェック

まず、表11に、ラグ次数およびサンプル期間に関する推計結果の頑健性チェックの結果を示した。この結果をみると、フル・サンプル期間で、第1次石油危機後ダミーを入れた推計では、ラグ次数を変化させても、推計結果は安定しており、長期中立性を支持するものとなっている。しかしながら、フル・サンプル期間でダミーを落とした推計や、第1次石油危機後のサブ・サンプル期間での推計は、いずれも長期中立性を棄却する結果となっている。

表11 M2の長期中立性（戦後四半期データ）：  
ラグ次数・サンプル期間に関する頑健性

(1) 各識別制約 ( $\lambda_{my}=0$ 、 $\lambda_{ym}=0$ 、 $\gamma_{my}=1$ ) を課したときの  $\gamma_{ym}$

サンプル期間	ダミー変数	ラグ次数	識別制約		
			$\lambda_{my}=0$	$\lambda_{ym}=0$	$\gamma_{my}=1$
1957Q3-2003Q4	---	4	0.429 (0.077)	0.434 (0.254)	0.427 (0.084)
1957Q3-2003Q4	---	6	0.399 (0.081)	0.396 (0.270)	0.413 (0.083)
1957Q3-2003Q4	---	8	0.410 (0.088)	0.407 (0.298)	0.427 (0.090)
1957Q3-2003Q4	PO	4	0.224 (0.112)	0.249 (0.230)	0.037 (0.160)
1957Q3-2003Q4	PO	6	0.185 (0.105)	0.186 (0.222)	0.088 (0.137)
1957Q3-2003Q4	PO	8	0.192 (0.105)	0.193 (0.229)	0.092 (0.138)
1976Q4-2003Q4	---	4	0.412 (0.084)	0.409 (0.191)	0.403 (0.094)
1976Q4-2003Q4	---	6	0.404 (0.093)	0.401 (0.214)	0.395 (0.104)
1976Q4-2003Q4	---	8	0.406 (0.082)	0.401 (0.194)	0.404 (0.092)

(2) 貨幣の長期中立性 ( $\gamma_{ym}=0$ ) を識別制約としたときの各弾性値

サンプル期間	ダミー変数	ラグ次数	識別制約: $\gamma_{ym}=0$		
			$\lambda_{my}$	$\lambda_{ym}$	$\gamma_{my}$
1957Q3-2003Q4	---	4	0.950 (0.179)	-3.753 (2.128)	2.011 (0.349)
1957Q3-2003Q4	---	6	0.737 (0.119)	-3.230 (2.060)	2.154 (0.396)
1957Q3-2003Q4	---	8	0.730 (0.119)	-3.127 (2.206)	2.117 (0.411)
1957Q3-2003Q4	PO	4	0.316 (0.055)	-1.425 (0.778)	1.164 (0.735)
1957Q3-2003Q4	PO	6	0.304 (0.051)	-1.296 (0.923)	1.583 (0.992)
1957Q3-2003Q4	PO	8	0.345 (0.057)	-1.441 (1.054)	1.669 (1.108)
1976Q4-2003Q4	---	4	0.871 (0.195)	-3.290 (1.865)	2.031 (0.402)
1976Q4-2003Q4	---	6	0.942 (0.229)	-3.618 (2.885)	2.069 (0.488)
1976Q4-2003Q4	---	8	0.958 (0.213)	-3.669 (2.510)	2.124 (0.428)

備考：1. カッコ内は標準誤差。

2. ダミー変数を入れた定式化で、POは1973年第4四半期以降に1の値をとる切片ダミーを追加して推計。



次に、最近のゼロ金利期のデータの影響をみるため、図8として、年次データでの計測と同様に、サンプル期間の終期を1994年第1四半期から1四半期ずつ延長して推計を行う方法で、 $\lambda_{my} = 0$ 、 $\lambda_{ym} = 0$ 、 $\gamma_{my} = 1$ をそれぞれ識別制約として $\gamma_{ym}$ を推計した。いずれの識別制約についても、1994年以降のいずれの年を推計終期にしても、 $\gamma_{ym}$ の推計値には大きな変化はみられず、長期中立性が概ね支持される結果となっている。ただし、やや詳しくみると、 $\lambda_{my} = 0$ を識別制約とした場合、2001年第3四半期以前を終期とした場合には、わずかに長期中立性が棄却されている。

## 7. 結び

本稿では、わが国における貨幣の長期中立性について、3つの点で包括的な検討を行った。第1に、わが国の明治期以降の100年を超える長期時系列データと戦後四半期データの2種類のデータセットを構築した。第2に、データの時系列特性、特に和分の次数について、綿密に検討を行った。第3に、貨幣残高・実質産出量の2変数構造VARモデルの枠組みで、さまざまな識別制約条件のもとでの頑健性を検討した。分析結果からは、特にM2を貨幣残高として使った場合、長期中立性を支持する頑健な結果が確認された。

むろん、本稿で示された分析結果は、以下のように2つの意味で強い仮定のうえに立脚したものである点には留意が必要である。

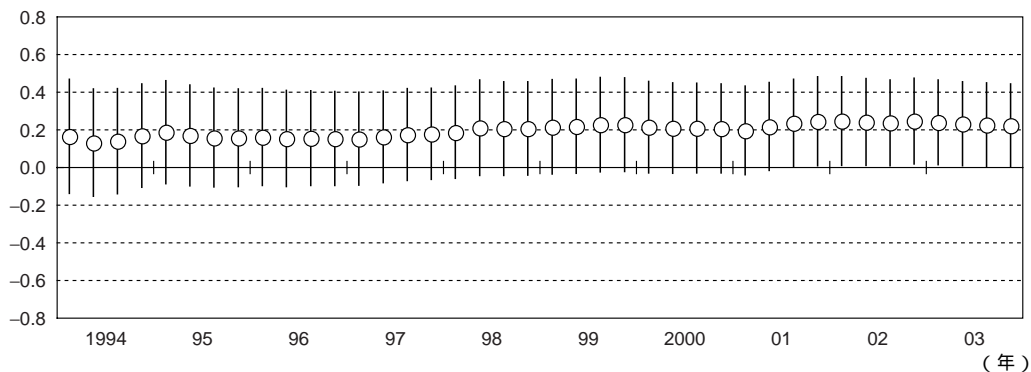
第1に、Fisher and Seater [ 1993 ] が提示した貨幣の長期中立性を検証する分析枠組みは、データの時系列特性に関する仮定に強く依存していることである。この点を意識して、本稿では、主として、わが国の明治期以降の長期時系列データを用いて、貨幣残高・実質産出量変数の和分の次数に強い注意を払いながら分析を進めた。しかしながら、単位根検定の検定力が低い点には留意が必要である。実際、貨幣残高・実質産出量変数の和分の次数は、長期年次データにおける第2次大戦期や戦後四半期データにおける第1次石油危機といった時点での構造変化の取扱いによって影響される。

また、第2に、本稿で採用したKing and Watson [ 1997 ] の2変数構造VARの分析枠組みでは、マネタリー・ショックと非マネタリー・ショックという2つのマクロ経済ショックしか識別できない点である。マクロ経済ショックを識別するうえで、3つ以上の重要なショックの源泉があるとき、マネーの長期中立性の検定結果は同一とは限らない。このため、本稿での分析も、貨幣残高、実質産出量以外の変数を含む多変数モデルへと拡張していくことが考えられる<sup>30</sup>。本稿での推計結果は、戦前からの長期年次データ、戦後の四半期データのいずれからも、貨幣の長期中立性

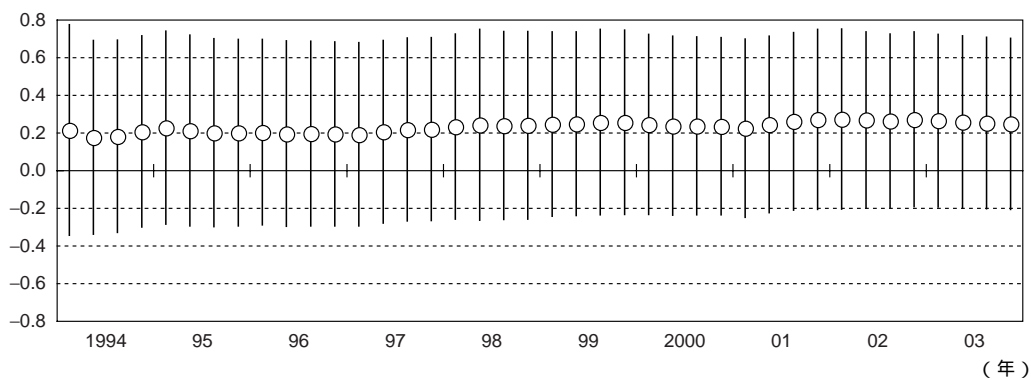
30 ただし、世界各国のデータを使った最近までの研究成果を展望したBullard [ 1999 ] は、貨幣の長期中立性を多変数モデルに拡張した研究結果は、2変数モデルでの分析結果を概ね支持するものとなっていると指摘している。

図8 M2推計結果のゼロ金利期データに関する頑健性（四半期データ）

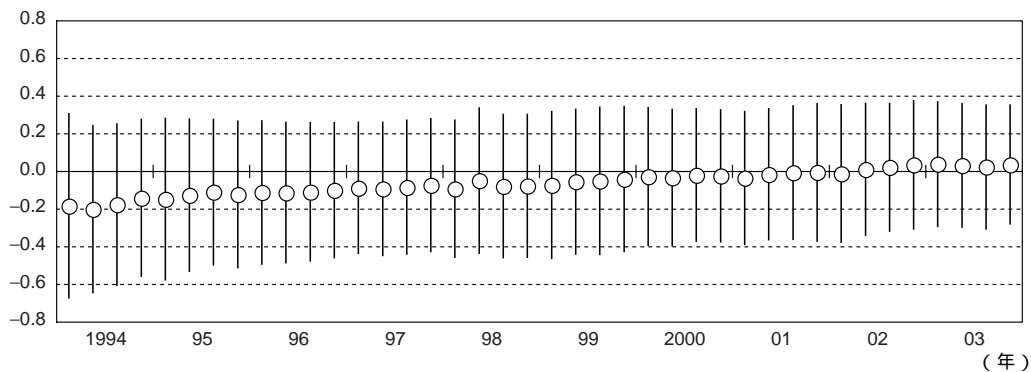
(1)  $\lambda_{my} = 0$  の識別制約を課した場合の  $\gamma_{ym}$  の95%信頼区間



(2)  $\lambda_{ym} = 0$  の識別制約を課した場合の  $\gamma_{ym}$  の95% 信頼区間



(3)  $\gamma_{my} = 1$  の識別制約を課した場合の  $\gamma_{ym}$  の95% 信頼区間



備考：1. 横軸は推計サンプル期間の終期を示す。始期はいずれも1957年第3四半期。

2. 図中の 印は  $\gamma_{ym}$  の推計値、また、縦線は95%信頼区間を示す。

は支持されるものとなっているが、相対的には年次データの方が推計精度は高い。これは、貨幣の長期中立性命題を検証するためには、できるだけ長期間のサンプルを用いる方が、「長期」に関する情報をより多く含むという意味で望ましいことを示していると考えられる。このため、サンプル期間が戦後に限定されている一方で、観測頻度の高いデータを利用している戦後四半期データでの検定については、3変数以上の多変数モデルへの拡張は検討に値しよう。

## 補論．ルーカス・モデルの概要

補論では、貨幣の長期中立性が成り立つ場合でも、単純な誘導形を用いた実証分析では、誤って非中立的であるとの結論を導く可能性があることを説明する。モデルの概要は以下のとおり。

経済は、ルーカス型の総供給曲線、マネタリスト的な総需要関数で記述され、貨幣残高は自己回帰過程に従うとする。

$$\begin{aligned}y_t &= \theta(p_t - E_{t-1}p_t), \\P_t &= m_t - \delta y_t, \\m_t &= \rho m_{t-1} + \epsilon_t^m.\end{aligned}\tag{A-1}$$

ここで $y$ 、 $m$ 、 $\rho$ は産出量、貨幣残高、物価水準の各対数値。貨幣残高は定常過程に従い( $\rho \neq 1$ )、 $\epsilon^m$ は貨幣残高に加わるショックとする。(A-1)式は、予期せざる貨幣残高の増加のみが産出量を変化させるように構成されている。そのため貨幣残高の恒久的な増加は産出量に影響を及ぼさず、貨幣は長期的に中立的である。

(A-1)式を産出量について解くと、以下(A-2)式の、貨幣残高に関する分布ラグモデルを導出できる。

$$y_t = \frac{\theta}{1 + \delta \cdot \theta} (m_t - \rho \cdot m_{t-1}).\tag{A-2}$$

(A-1)式では、貨幣は長期的に中立的である。こうした設定にもかかわらず、誘導形で表した(A-2)式では、1単位の恒久的な貨幣残高の増加が、産出量を $\theta(1-\rho)$ ( $1+\theta\delta$ )単位増加させることを示唆する。すなわち、単純な誘導形による検証を行った場合、誤って非中立的との結論を導く可能性がある。ただし、貨幣残高に単位根がある場合( $\rho = 1$ )には、結論をミスリードすることはない。

もっとも経済にはさまざまなショックが存在し、貨幣残高に加わる純粋なショック $\epsilon^m$ は、直接観察可能ではない。その他のショックの存在や内生的な政策反応などを考慮に入れば、たとえ貨幣残高に単位根があったとしても、単純な誘導形を用いた長期中立性の検定は適切ではなく、ショック $\epsilon^m$ の識別が必要となる。

## 参考文献

- 朝倉孝吉・西山千秋編、『日本経済の貨幣的分析 1886-1970』、創文社、1974年
- 大川一司・高松信清・山本有造、『長期経済統計1 国民所得』、東洋経済新報社、1974年
- 翁 邦雄、「日本経済に関する通貨量と実質産出量の関係について LSW命題の実証を巡って」、『金融研究』第5巻第3号、日本銀行金融研究所、1986年、107～142頁
- 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
- 日本銀行企画室、「金融政策運営に果たすマネーサプライの役割」、『日本銀行調査月報』2003年1月号、69～126頁
- 藤野正三郎、『日本のマネーサプライ』、勁草書房、1994年
- 藤木 裕・渡邊喜芳、「わが国の1990年代における貨幣需要：時系列分析と横断面分析による検証」、『金融研究』第23巻第3号、日本銀行金融研究所、2004年、87～120頁（本号所収）
- 山田一夫、「日本における貨幣の長期中立性」、『大阪大学経済学論集』第46巻第3号、1997年、46～54頁
- Backus, David K., and Patrick J. Kehoe, “International Evidence on the Historical Properties of Business Cycles,” *American Economic Review*, 82 (4), 1992, pp. 864-888.
- Banerjee, Anindya, Robin L. Lumsdaine, and James H. Stock, “Recursive and Sequential Tests of the Unit-Root and Trend-Break Hypotheses: Theory and International Evidence,” *Journal of Business & Economic Statistics* 10 (3), July 1992, pp. 271-287.
- Blanchard, Oliver Jean, and Danny Quah, “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” *American Economic Review*, 79 (4), 1989, pp. 655-673.
- Bullard, James, “Testing Long-Run Monetary Neutrality Propositions: Lessons from the Recent Research,” *Review*, Federal Reserve Bank of St. Louis, 1999, pp. 57-77.
- , and John W. Keating, “The Long-run Relationship between Inflation and Output in Postwar Economies,” *Journal of Monetary Economics*, 36 (3), 1995, pp. 477-496.
- Christiano, Laurence J., “Searching for a Break in GNP,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3), July 1992, pp. 237-250.
- Coe, Patrick J., and James M. Nason, “The Long-horizon Regression Approach to Monetary Neutrality: How Should the Evidence be Interpreted?” *Economic Letters*, 78 (3), 2003, pp. 351-356.
- Faust, Jon, and Eric M. Leeper, “When Do Long-run Identifying Restrictions Give Reliable Results?” *Journal of Business and Economic Statistics*, 15 (3), 1997, pp. 345-353.
- Fisher Mark E., and John J. Seater, “Long-Run Neutrality and Superneutrality in an ARIMA Framework,” *American Economic Review*, 83 (3), 1993, pp. 402-415.
- 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. 25-41.
- Gregory, Allan W., and Bruce E. Hansen, “Residual-Based Test for Cointegration in Models with Regime Shifts,” *Journal of Econometrics*, 70 (1), 1996, pp. 99-126.



- , and , “Monetary Aggregation and the Neutrality of Money,” *Economic Inquiry*, 39 (1), 2001, pp. 124-138.
- , and David Krause, “Empirical Evidence on the Long-run Neutrality Hypothesis using Low-frequency International Data,” *Economic Letter*, 50 (3), 1996, pp. 323-327.
- Tobin, James, “Money and Economic Growth,” *Econometrica*, 33 (4), 1965, pp. 671-684.
- Weber, Axel A., “Testing Long-run Neutrality: Empirical Evidence for G7-countries with Special Emphasis on Germany,” *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 41, 1994, pp. 67-117.
- Zivot, Eric, and Donald W. K. Andrews, “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and Unit-Root Hypothesis,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 10 (3), July 1992, pp. 251-270.

