

Title	マクロの中立性テスト
Sub Title	Neutrality Test in Macroeconomics
Author	牧, 厚志(Maki, Atsushi)
Publisher	
Publication year	1995
Jtitle	三田商学研究 (Mita business review). Vol.38, No.2 (1995. 6) ,p.89-
JaLC DOI	
Abstract	マクロ経済学では,マネタリスト,現代古典派,新ケインズ派の間で,各種の中立性に関する議論が,理論モデル及び実証分析を通じて行われてきた。理論的及び実証的な蓄積を持つマクロの中立性について,最近の時系列分析の成果-単位根検定,共和分分析-などを使い,長期的な中立性について,日本のデータを使った結果を示す。オイル・ショック前後で貨幣の中立性に関する効果が,長期的にも短期的にも違っていた。オイル・ショックの前では長期的な貨幣の中立性が保持されていたが,後半ではその結論がミックスしている。また,短期的な効果について
Notes	
Genre	Journal Article
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=AN00234698-19950600-00685648

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the KeiO Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

マクロの中立性テスト*

牧 厚 志

<要 約>

マクロ経済学では、マネタリスト、現代古典派、新ケインズ派の間で、各種の中立性に関する議論が、理論モデル及び実証分析を通じて行われてきた。理論的及び実証的な蓄積を持つマクロの中立性について、最近の時系列分析の成果——単位根検定、共和分分析——などを使い、長期的な中立性について、日本のデータを使った結果を示す。オイル・ショック前後で貨幣の中立性に関する効果が、長期的にも短期的にも違っていた。オイル・ショックの前では長期的な貨幣の中立性が保持されていたが、後半ではその結論がミックスしている。また、短期的な効果については、前半では各効果がなく、後半では短期的な価格効果が有意であった。

<キーワード>

貨幣の中立性、単位根検定、共和分

1. イントロダクション

マクロ経済学では、マネタリスト、現代古典派、新ケインズ派の間で、各種の中立性に関する議論が、理論モデル及び実証分析を通じて行われてきた。各種の中立性の中で、(I) 貨幣供給量と実質GDPの間の中立性(貨幣の中立性)、(II) 垂直的な長期フィリップス曲線に関連したインフレーションと失業率の中立性、(III) 長期的なフィッシャー効果で知られるインフレ率と実質利子率の中立性などはよく知られた中立性である。

Friedman (1968) は右下がりのフィリップス曲線は貨幣錯覚が存在する短期で観察されるインフレ率と失業率の関係で、長期的にはフィリップス曲線は垂直になるはずであると述べた。Lucas (1972) は短期的なフィリップス曲線の存在を市場の情報不完全性から説明した。また、Sims (1972, 1980) は貨幣供給量と実質GDPの間の中立性の有無を実証的にテストした。Sargent (1973) も実質利子率とインフレ率の関係をテストしている。貨幣の中立性を扱った実証分析ではBarro (1977) がその後の分析に大きな影響を与えた。山本 (1988)、Blanchard・Fischer (1989)、増山 (1992) には、これまでの理論的実証的分析の経過が、纏められている。

このように、各種の中立性について多くの経済学者が実証分析を積み重ねてきている。最近では、King・

* 本研究は日本証券奨学財団の研究調査助成金から援助を受けた。

Watson (1992) が貨幣の長期的中立性、貨幣の超中立性、垂直的長期フィリップス曲線、フィッシャー効果などをテストした。そのペーパーでは「戦後の合衆国データでは貨幣の中立性と垂直的長期フィリップス曲線は妥当であるが、貨幣の超中立性と長期のフィッシャー効果については妥当しない」という実証結果を導いている。

翁 (1986) は、日本のデータを使ったルーカス・サージェント・ワラス仮説の実証分析をサーベイしている。その中でいくつかの実証分析を紹介しながら貨幣の中立性の妥当性について検討し、貨幣の中立性の存在に否定的な結論を導いている。

今回のノートは上に述べたような理論的及び実証的な蓄積を持つマクロの中立性について、最近の時系列分析の成果——単位根検定、共和分分析——などを使い、長期的な中立性について、日本のデータを使った結果を示してみたい。

2節では推定に使われる時系列の性質を検討し、3節では実証分析の結果を報告する。そして、4節で結論を述べる。

2. 時系列の性質

分析に使われるデータは四半期データで、その期間は1955年第2四半期から1994年第3四半期の158四半期である。変数は、実質GNP (Y)、貨幣供給量 (M2 + CD)、失業率 (UP)、名目利子率 (全国銀行約定金利, INT)、GNPデフレーター (P)、消費者物価指数 (CPI)、インフレ率 (π_1 ; GNPデフレーターに対応, π_2 ; CPIに対応) である。そして、すべ

ての変数は対数変換をしている。

(表1)には、今後の展開で便利のように、使われる変数とその記号を簡単に纏めている。考察する変数は、以下の通りである。

これらの変数について、1955年第2四半期から1994年第3四半期までのグラフを示しておこう。(図1. 1)は実質GNPの対数値 (LY) であり、(図1. 2)はその一階の階差 (DL Y) である。同様に、(図2. 1)は貨幣供給量、(図2. 2)はその一階の階差が示されている。また(図3. 1)では失業率、(図3. 2)ではその一階の階差、(図4. 1)には利子率、(図4. 2)ではその一階の階差が示されている。(図5)はGNPデフレーター、(図6)では消費者物価指数 (CPI) が示され、(図7)と(図8)ではそれぞれ、GNPデフレーターとCPIに対応したインフレ率が示されている。

LYの時系列を見ると、1974年代にキックがあり、そのキックを境にして、前後で傾向線の勾配に明らかな差が見られる。また、(図1. 2)でLYの階差を見ると、1974年第1四半期に大きなマイナスがあり、その前後で傾向に違いが出たことを裏付けている。

また、貨幣供給量に目を向けると、1970年代中期に傾向の変化が見られるが、この時期に日本銀行では大きな政策変更があった。それは、従来の利子率重視から貨幣供給量重視への政策変更である。これはアメリカ合衆国の金融政策の変更とも連動しているが、アメリカではFRBが1979年に当時のボルカーFRB議長によって、金利から貨幣供給量に政策目標を変えするというマネタリスト的政策への変更があった。日本銀行でも1978年第3四半期から貨幣供給量の「見通し」を発表し、政策のターゲットを合衆国と同じ基準に変更した。そして、この「見通し」は1987年まで発表された (Ito (1989))。このような事実を踏まえ、更に(図2. 2)を見ると、1975年前後で傾向に差がある事に気がつく。

マクロ経済で重要な変数である実質GNPと貨幣供給量は1975年前後で大きな傾向線の変化がある。また、この事実を前提にして、失業率や名目利子率などの変化を見ても、73年—75年に大きな断層があるという傾向とは矛盾しない。北坂 (1993) によれば、オイル・ショック以前にすでに大きな構造変化が始まっており、その転換点は1970年代の初めにあった。今回の分析では、グラフに示されているように、時系列に大きな断層のある1973年—75年を一つの切れ目とする。

表1 変数と変数記号

(1) 実質GNP : LY,
一階の階差 : DL Y
(2) 貨幣供給量 : LM,
一階の階差 : DL M
(3) 失業率 : LUP,
一階の階差 : DL UP
(4) 名目利子率 : LINT,
一階の階差 : DL INT
(5) GNPデフレーター : LP
(6) 消費者物価指数 : LCPI
(7) インフレ率 : LPAI 1 (LP - LP (-1))
(8) インフレ率 : LPAI 2
(LCPI - LCPI (-1))

FIGURE 1.1 LY

図 1.1

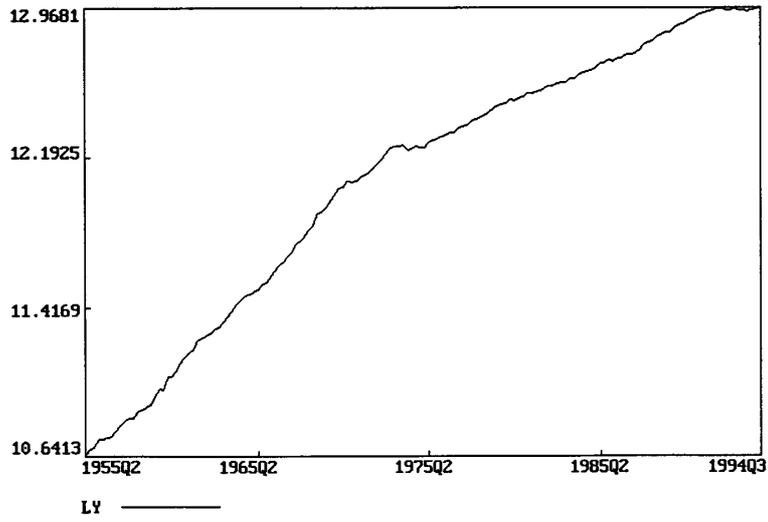


FIGURE 1.2 DLV

図 1.2

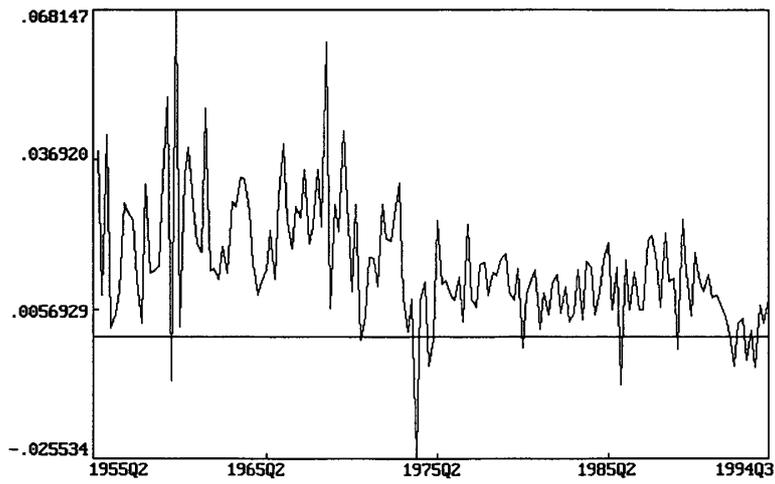


FIGURE 2.1 LM

図 2.1

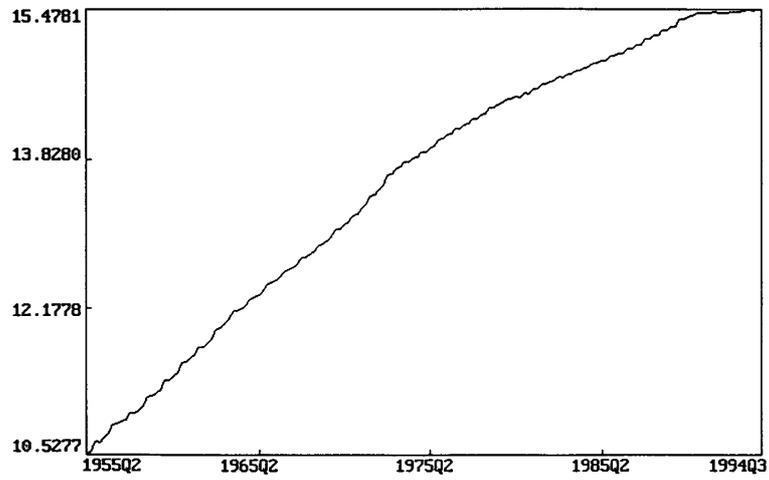


FIGURE 2.2 DLM

図 2. 2

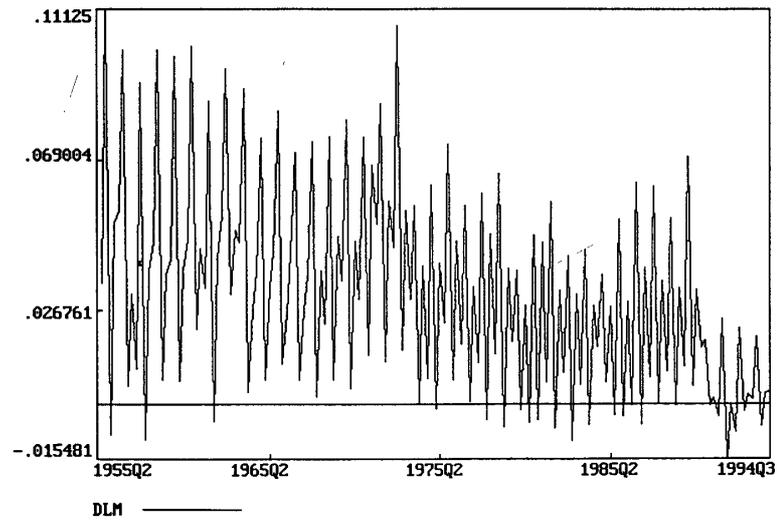


FIGURE 3.1 LUP

図 3. 1

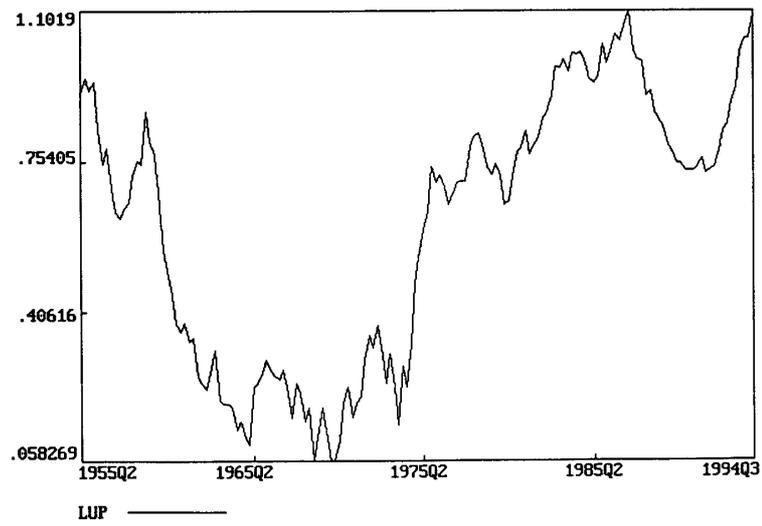


FIGURE 3.2 DLUP

図 3. 2

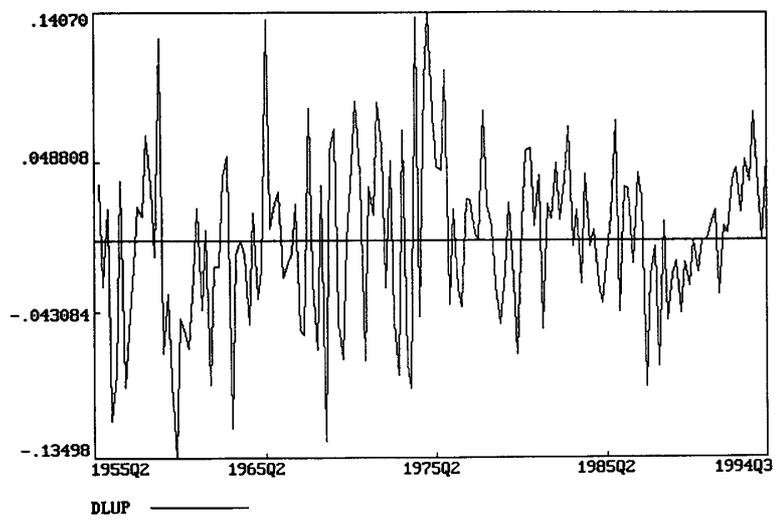


FIGURE 4.2 DLINT

図 4. 1

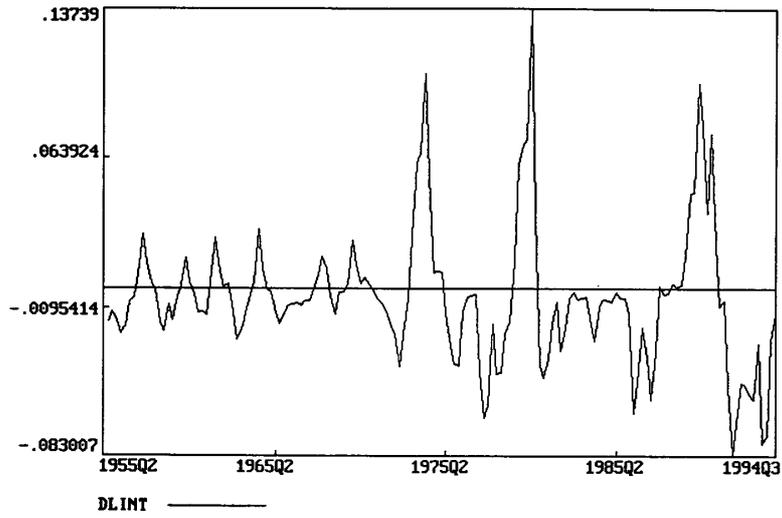


FIGURE 4.1 LINT

図 4. 2

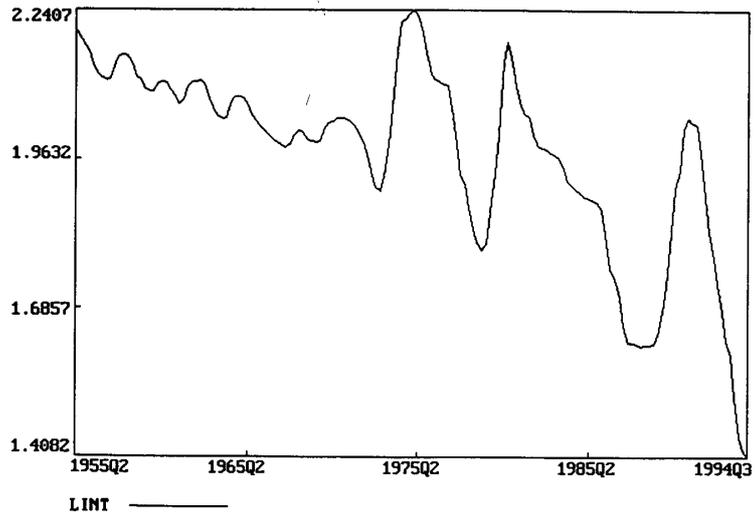


FIGURE 5. LP

図 5

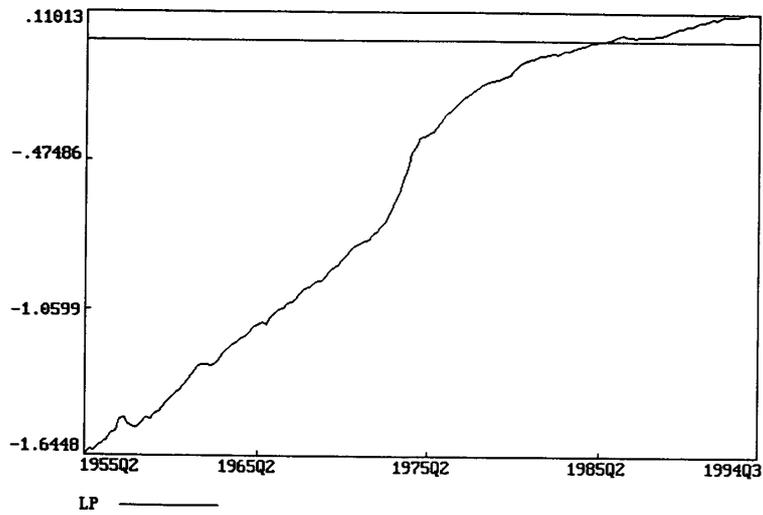


FIGURE 6 LCPI

図 6

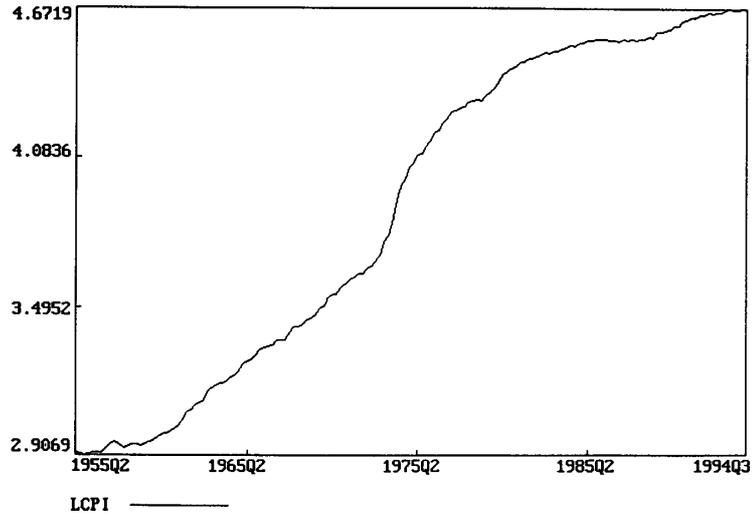


FIGURE 7 INFLATION RATE (GNP DEFLATOR) 図 7

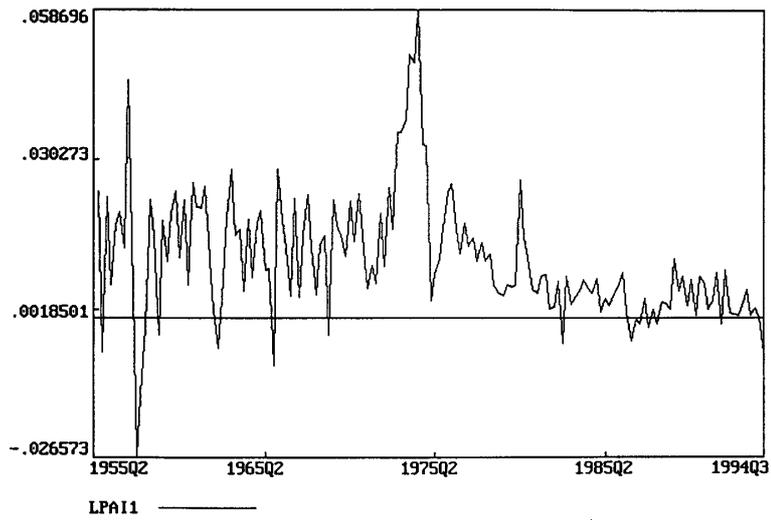


FIGURE 8 INFLATION RATE (CPI) 図 8

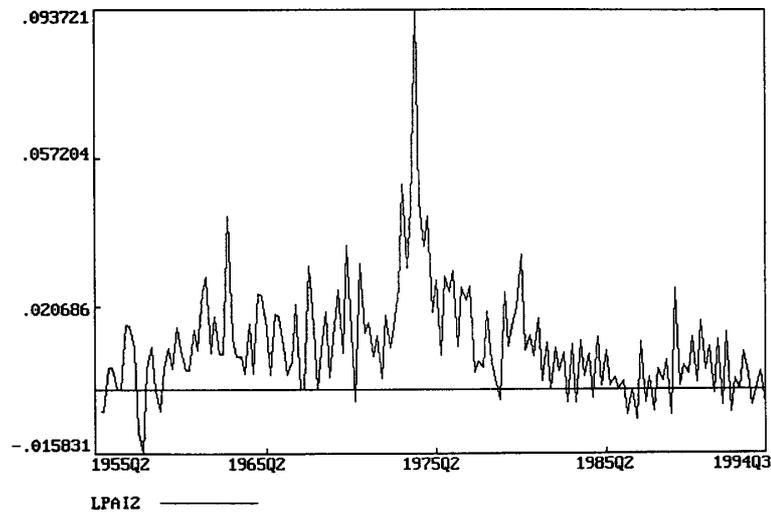


表2 ADFテスト

(a) 1955Q2 - 1973Q2

(a.1)

Unit root tests for variable LY

statistic	sample	observations	without trend	with trend
DF	1955Q3 1973Q2	72	-.093918(-2.9017)	-2.5282(-3.4721)
ADF(1)	1955Q4 1973Q2	71	.23066(-2.9023)	-2.3170(-3.4730)
ADF(2)	1956Q1 1973Q2	70	.037907(-2.9029)	-2.6378(-3.4739)
ADF(3)	1956Q2 1973Q2	69	.24168(-2.9035)	-3.2405(-3.4749)
ADF(4)	1956Q3 1973Q2	68	.016662(-2.9042)	-3.1136(-3.4759)

95% critical values in brackets.

Unit root tests for variable DLY

statistic	sample	observations	without trend	with trend
DF	1955Q4 1973Q2	71	-10.6127(-2.9023)	-10.5499(-3.4730)
ADF(1)	1956Q1 1973Q2	70	-5.4176(-2.9029)	-5.3781(-3.4739)
ADF(2)	1956Q2 1973Q2	69	-4.3150(-2.9035)	-4.3013(-3.4749)
ADF(3)	1956Q3 1973Q2	68	-3.7875(-2.9042)	-3.7575(-3.4759)
ADF(4)	1956Q4 1973Q2	67	-3.3222(-2.9048)	-3.2663(-3.4769)

95% critical values in brackets.

(a.2)

Unit root tests for variable LM

statistic	sample	observations	without trend	with trend
DF	1955Q3 1973Q2	72	-.14326(-2.9017)	-3.5416(-3.4721)
ADF(1)	1955Q4 1973Q2	71	-.19947(-2.9023)	-2.4000(-3.4730)
ADF(2)	1956Q1 1973Q2	70	.30412(-2.9029)	-1.7899(-3.4739)
ADF(3)	1956Q2 1973Q2	69	.042514(-2.9035)	-.94666(-3.4749)
ADF(4)	1956Q3 1973Q2	68	.64680(-2.9042)	-2.7195(-3.4759)

95% critical values in brackets.

Unit root tests for variable DLM

statistic	sample	observations	without trend	with trend
DF	1955Q4 1973Q2	71	-13.1352(-2.9023)	-13.0411(-3.4730)
ADF(1)	1956Q1 1973Q2	70	-8.2643(-2.9029)	-8.2106(-3.4739)
ADF(2)	1956Q2 1973Q2	69	-11.3189(-2.9035)	-11.2323(-3.4749)
ADF(3)	1956Q3 1973Q2	68	-1.8311(-2.9042)	-1.8008(-3.4759)
ADF(4)	1956Q4 1973Q2	67	-3.3177(-2.9048)	-3.2588(-3.4769)

95% critical values in brackets.

(a.7)

Unit root tests for variable LPAlI

statistic	sample	observations	without trend	with trend
DF	1955Q4 1973Q2	71	-7.1109(-2.9023)	-7.2929(-3.4730)
ADF(1)	1956Q1 1973Q2	70	-5.1490(-2.9029)	-5.2595(-3.4739)
ADF(2)	1956Q2 1973Q2	69	-5.0670(-2.9035)	-5.2736(-3.4749)
ADF(3)	1956Q3 1973Q2	68	-4.6779(-2.9042)	-4.8851(-3.4759)
ADF(4)	1956Q4 1973Q2	67	-3.4087(-2.9048)	-3.6489(-3.4769)

95% critical values in brackets.

(a.8)

Unit root tests for variable LPAI2

statistic	sample	observations	without trend	with trend
DF	1955Q4 1973Q2	71	-6.0605(-2.9023)	-7.1168(-3.4730)
ADF(1)	1956Q1 1973Q2	70	-5.0195(-2.9029)	-6.2886(-3.4739)
ADF(2)	1956Q2 1973Q2	69	-3.0341(-2.9035)	-4.1049(-3.4749)
ADF(3)	1956Q3 1973Q2	68	-2.6037(-2.9042)	-3.7183(-3.4759)
ADF(4)	1956Q4 1973Q2	67	-2.1330(-2.9048)	-3.1253(-3.4769)

95% critical values in brackets.

(b) 1975Q1 - 1994Q3

(b.1)

Unit root tests for variable LY

statistic	sample	observations	without trend	with trend
DF	1975Q1 1994Q3	79	-2.3397(-2.8981)	.25840(-3.4666)
ADF(1)	1975Q1 1994Q3	79	-2.2677(-2.8981)	.25839(-3.4666)
ADF(2)	1975Q1 1994Q3	79	-2.0559(-2.8981)	-.23183(-3.4666)
ADF(3)	1975Q1 1994Q3	79	-1.9208(-2.8981)	-.77712(-3.4666)
ADF(4)	1975Q1 1994Q3	79	-2.1406(-2.8981)	-1.6635(-3.4666)

95% critical values in brackets.

Unit root tests for variable DLY

statistic	sample	observations	without trend	with trend
DF	1975Q1 1994Q3	79	-8.5256(-2.8981)	-9.0446(-3.4666)
ADF(1)	1975Q1 1994Q3	79	-5.1367(-2.8981)	-5.6025(-3.4666)
ADF(2)	1975Q1 1994Q3	79	-3.7908(-2.8981)	-4.2413(-3.4666)
ADF(3)	1975Q1 1994Q3	79	-2.9341(-2.8981)	-3.4403(-3.4666)
ADF(4)	1975Q1 1994Q3	79	-2.8547(-2.8981)	-3.3150(-3.4666)

95% critical values in brackets.

(b.2)

Unit root tests for variable LM

statistic	sample	observations	without trend	with trend
DF	1975Q1 1994Q3	79	-2.6938(-2.8981)	-.60218(-3.4666)
ADF(1)	1975Q1 1994Q3	79	-5.4568(-2.8981)	1.2420(-3.4666)
ADF(2)	1975Q1 1994Q3	79	-2.9711(-2.8981)	.22426(-3.4666)
ADF(3)	1975Q1 1994Q3	79	-3.4420(-2.8981)	.75688(-3.4666)
ADF(4)	1975Q1 1994Q3	79	-1.9630(-2.8981)	-1.4015(-3.4666)

95% critical values in brackets.

Unit root tests for variable DLM

statistic	sample	observations	without trend	with trend
DF	1975Q1 1994Q3	79	-15.7857(-2.8981)	-19.6180(-3.4666)
ADF(1)	1975Q1 1994Q3	79	-3.7657(-2.8981)	-4.9940(-3.4666)
ADF(2)	1975Q1 1994Q3	79	-3.8376(-2.8981)	-5.4827(-3.4666)
ADF(3)	1975Q1 1994Q3	79	-1.0189(-2.8981)	-1.9834(-3.4666)
ADF(4)	1975Q1 1994Q3	79	-1.1915(-2.8981)	-2.1892(-3.4666)

95% critical values in brackets.

(b.7)

Unit root tests for variable LPAI1

statistic	sample	observations	without trend	with trend
DF	1975Q1 1994Q3	79	-5.6634(-2.8981)	-7.4691(-3.4666)
ADF(1)	1975Q1 1994Q3	79	-4.6675(-2.8981)	-6.1524(-3.4666)
ADF(2)	1975Q1 1994Q3	79	-4.6524(-2.8981)	-6.6409(-3.4666)
ADF(3)	1975Q1 1994Q3	79	-4.5604(-2.8981)	-6.4692(-3.4666)
ADF(4)	1975Q1 1994Q3	79	-4.5480(-2.8981)	-5.9591(-3.4666)

95% critical values in brackets.

(b.8)

Unit root tests for variable LPAI2

statistic	sample	observations	without trend	with trend
DF	1975Q1 1994Q3	79	-7.5191(-2.8981)	-9.8350(-3.4666)
ADF(1)	1975Q1 1994Q3	79	-4.0351(-2.8981)	-4.7098(-3.4666)
ADF(2)	1975Q1 1994Q3	79	-4.0547(-2.8981)	-4.9103(-3.4666)
ADF(3)	1975Q1 1994Q3	79	-4.7949(-2.8981)	-5.2561(-3.4666)
ADF(4)	1975Q1 1994Q3	79	-4.5829(-2.8981)	-5.1774(-3.4666)

95% critical values in brackets.

次に、上に述べた時系列データについて、(1) 定常的な時系列の次数を決める(和分の次数)。(2) 定常的な時系列の階差を決める(自己回帰の階数)ということが必要である。このために、単位根検定が行われる。

単位根検定の概略を纏めてみよう。ある時系列を y_t としよう。いま、次のような回帰式を考える。

$$\Delta y_t = a_0 + a_1 T + a_2 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p b_i \Delta y_{t-i} + u_t \quad (1)$$

ただし、 u_t は $IN(0, \sigma^2)$ に従う確率変数である。

ここで、

帰無仮説 H_0 : y_t は非定常、

対立仮説 H_1 : y_t は定常

または

帰無仮説 H_0 : $a_2 = 0$

対立仮説 H_1 : $a_2 < 0$

をテストすることが単位根検定の目的になる。帰無仮説 H_0 : $a_2 = 0$ をテストするために、Dickey・Fuller (1979) で提案された統計量 τ_t が使われる。 τ_t は y_{t-1} の係数の t 値によって与えられる。そして、この t 値に対応した τ_t 統計量の臨界値は通常の t 表では与えられず、Fuller (1976) の表を使う。もし帰無仮説が棄却されれば、単位根があるという仮説が棄却され、時系列は定常であることを示す。

また、ある時系列 y_t は、その一階の階差 Δy_t が定常な時系列ならば、 $I(1)$ (あるいは、1次に和分)

であると定義する。もし $\Delta^2 y_t$ が定常な時系列ならば、 y_t は $I(2)$ である。さらに、(1) 式のように p 階の自己階差が存在するときには、 $ADF(p)$ と書き表す。

以下で ADF テストについて報告しよう。上に述べたように、観測期間の1955年から1994年の四半期データを2分割し、前半を1955年第2四半期から1973年第2四半期とし、後半は1975年第1四半期から1994年第3四半期とする。(表2)には1955Q2-1973Q2と1975Q1-1994Q3のLY, DLY, LM, DLM, LPAI1, LPAI2だけを示しておく。

ADF テストによって、LY, LM, LP, LINT は $I(1)$ の性質を持っていることがわかった。この結果は、Nelson・Plosser (1982) が調べた合衆国のマクロ時系列の性質と同様の結果である。しかし、インフレ率については、前述の King・Watson (1992) の結果とは違い、 $I(0)$ であった。

共和分分析では長期的なフィリップス曲線と長期的フィッシャー効果を調べるために、 $I(1)$ であるインフレ率が必要である。そこで、四半期データに変えて、データとして存在する月次データを検討した。月次データによるCPIのグラフが(図9)に示されている。また、(表3)にはそのADFの結果が纏められている。

(表3)によっても、インフレ率が $I(0)$ であることには変わりがなく、インフレ率に関連した中立性のテスト(II)と(III)は断念せざるをえなかった。

FIGURE 9 INFLATION RATE (MONTHLY) 図 9

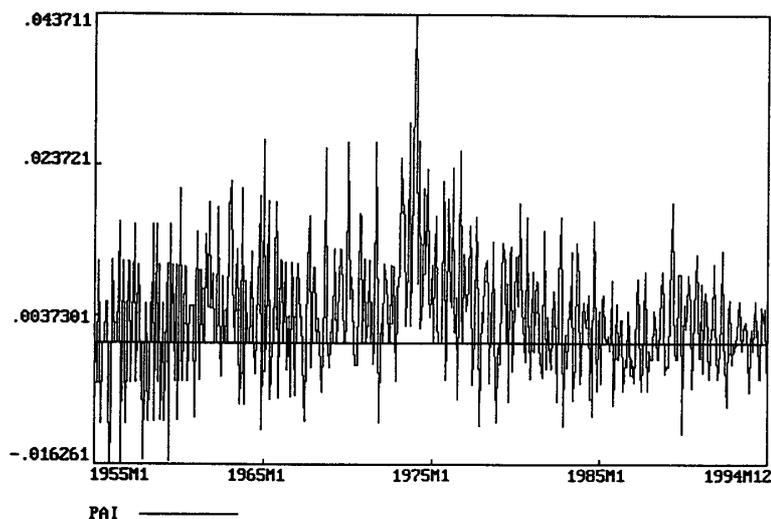


表3 ADFテスト

Unit root tests for variable PAI

statistic	sample	observations	without trend	with trend
DF	1955M3 1994M12	478	-19.1898(-2.8679)	-19.2759(-3.4211)
ADF(1)	1955M4 1994M12	477	-15.3973(-2.8679)	-15.5212(-3.4211)
ADF(2)	1955M5 1994M12	476	-10.6872(-2.8679)	-10.7916(-3.4212)
ADF(3)	1955M6 1994M12	475	-9.0040(-2.8679)	-9.1373(-3.4212)
ADF(4)	1955M7 1994M12	474	-7.2319(-2.8679)	-7.3606(-3.4212)

95% critical values in brackets.

次にそれぞれの変数について階差を決めた。その結果が(表4)に示されている。

以上によって、共和分分析をするための基礎データが決まった。このような時系列の性質から、今回の中立性テストは、貨幣の中立性についてのみ焦点を絞る

ことにする。

はじめに共和分の定義をしておこう。二つの時系列 y_t, x_t があり、 $y_t \sim I(1), x_t \sim I(1)$ と仮定しよう。そのときに、 $y_t - \beta x_t$ が $I(0)$ となる β が存在するならば、 y_t, x_t は共和分の関係にあるという。この場合に y_t と x_t は長期均衡の関係があるという。

以下、共和分分析によって $I(1)$ の時系列の長期的な関係の有無、および ECM (Error Correction Model) によって短期的関係を調べてみよう。

3. 推定

時系列分析の歴史の中で、Engle・Granger (1987), Johansen (1988) と Johansen・Juselius (1990) のペーパーはこの分野における画期的なペーパーである。二つのペーパーは共和分のテーマに関するものであり、特に、Johansen・Juselius (1990) は最尤推定法による推定法を提示した。

表4

	55Q 2-73Q 2	75Q 1-94Q 3
LM	I (1)	I (1)
	ADF (4) トレンド無し	ADF (0) トレンド無し
LY	I (1)	I (1)
	ADF (1) トレンド無し	ADF (3) トレンド無し
LP	I (1)	I (1)
	ADF (0) トレンド無し	ADF (5) トレンド有り
LINT	I (1)	I (1)
	ADF (3) トレンド無し	ADF (3) トレンド無し

表5 共和分

(a.1) LY and LM

Johansen Maximum Likelihood Procedure (Non-trended case)
Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

69 observations from 1956Q2 to 1973Q2. Maximum lag in VAR = 4.
List of variables included in the cointegrating vector:
LY LM Intercept
List of eigenvalues in descending order:
.58317 .087904 .0000

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	60.3807	15.6720	13.7520
r <= 1	r = 2	6.3487	9.2430	7.5250

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Estimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)

69 observations from 1956Q2 to 1973Q2. Maximum lag in VAR = 4, chosen r = 1.

	Vector 1
LY	(-.094377 -1.0000)
LM	(.054601 .57854)
Intercept	(1.0717 11.3555)

(a.2) LY, LM, and LP

Johansen Maximum Likelihood Procedure (Non-trended case)
Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

69 observations from 1956Q2 to 1973Q2. Maximum lag in VAR = 4.
List of variables included in the cointegrating vector:
LY LM LP Intercept
List of eigenvalues in descending order:
.62779 .17995 .062097 -.0000

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	68.1924	22.0020	19.7660
r <= 1	r = 2	13.6889	15.6720	13.7520
r <= 2	r = 3	4.4235	9.2430	7.5250

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Estimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)

69 observations from 1956Q2 to 1973Q2. Maximum lag in VAR = 4, chosen $r = 1$.

	Vector 1
LY	.20046 (-1.0000)
LM	.20572 (-1.0263)
LP	-1.0268 (5.1224)
Intercept	-5.3295 (26.5868)

(a.3) LY, LM, and LINT

Johansen Maximum Likelihood Procedure (Non-trended case)
Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

69 observations from 1956Q2 to 1973Q2. Maximum lag in VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector:

LY LM LINT Intercept

List of eigenvalues in descending order:

.73157 .30696 .082301 -.0000

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
$r = 0$	$r = 1$	90.7458	22.0020	19.7660
$r \leq 1$	$r = 2$	25.2996	15.6720	13.7520
$r \leq 2$	$r = 3$	5.9261	9.2430	7.5250

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Estimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)

69 observations from 1956Q2 to 1973Q2. Maximum lag in VAR = 4, chosen $r = 2$.

	Vector 1	Vector 2
LY	-.17325 (-1.0000)	.54563 (-1.0000)
LM	-.075841 (-.43776)	-.77112 (-.43776)
LINT	-2.9178 (-16.8419)	-8.2119 (15.0501)
Intercept	8.3380 (48.1278)	20.4393 (-37.4597)

(a.4) LY, LM, LP, and LINT

Johansen Maximum Likelihood Procedure (Non-trended case)
Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

69 observations from 1956Q2 to 1973Q2. Maximum lag in VAR = 4.

List of variables included in the cointegrating vector:

LY LM LP LINT Intercept

List of eigenvalues in descending order:

.74317 .45927 .13923 .087669 -.0000

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	93.7958	28.1380	25.5590
r <= 1	r = 2	42.4231	22.0020	19.7660
r <= 2	r = 3	10.3454	15.6720	13.7520
r <= 3	r = 4	6.3309	9.2430	7.5250

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Estimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)

69 observations from 1956Q2 to 1973Q2. Maximum lag in VAR = 4, chosen r = 2.

	Vector 1	Vector 2
LY	.033237 (-1.0000)	-2.9922 (-1.0000)
LM	-.18212 (5.4794)	-.11706 (-.039120)
LP	-.10433 (3.1390)	6.8143 (2.2773)
LINT	-3.5358 (106.3826)	7.0039 (2.3407)
Intercept	8.4356 (-253.8018)	28.7339 (9.6029)

(b.1) LY and LM

Johansen Maximum Likelihood Procedure (Non-trended case)
Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

79 observations from 1975Q1 to 1994Q3. Maximum lag in VAR = 3.

List of variables included in the cointegrating vector:

LY LM Intercept

List of eigenvalues in descending order:

.22297 .12900 .0000

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	19.9294	15.6720	13.7520
r <= 1	r = 2	10.9112	9.2430	7.5250

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Estimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)

79 observations from 1975Q1 to 1994Q3. Maximum lag in VAR = 3, chosen $r = 2$.

	Vector 1	Vector 2
LY	4.4962 (-1.0000)	4.6443 (-1.0000)
LM	-1.9405 (.43159)	-2.3482 (.50561)
Intercept	-28.3801 (6.3120)	-23.8524 (5.1358)

(b.2) LY, LM, and LP

Johansen Maximum Likelihood Procedure (Trended case, with trend in DGP)
Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

79 observations from 1975Q1 to 1994Q3. Maximum lag in VAR = 5.

List of variables included in the cointegrating vector:

LY LM LP
 List of eigenvalues in descending order:
 .37987 .26149 .029490

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
$r = 0$	$r = 1$	37.7482	20.9670	18.5980
$r \leq 1$	$r = 2$	23.9465	14.0690	12.0710
$r \leq 2$	$r = 3$	2.3648	3.7620	2.6870

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Estimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)

79 observations from 1975Q1 to 1994Q3. Maximum lag in VAR = 5, chosen $r = 2$.

	Vector 1	Vector 2
LY	.15892 (-1.0000)	18.7268 (-1.0000)
LM	.25481 (-1.6033)	-10.3310 (.55167)
LP	-3.1249 (19.6627)	7.0106 (-.37436)

(b.3) LY, LM, and LINT

Johansen Maximum Likelihood Procedure (Non-trended case)
Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

79 observations from 1975Q1 to 1994Q3. Maximum lag in VAR = 3.
List of variables included in the cointegrating vector:
LY LM LINT Intercept

List of eigenvalues in descending order:
.26447 .15190 .12453 .0000

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	24.2658	22.0020	19.7660
r <= 1	r = 2	13.0155	15.6720	13.7520
r <= 2	r = 3	10.5062	9.2430	7.5250

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Estimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)

79 observations from 1975Q1 to 1994Q3. Maximum lag in VAR = 3, chosen r = 1.

	Vector 1
LY	3.0658 (-1.0000)
LM	-1.2222 (.39864)
LINT	.13626 (-.044447)
Intercept	-21.2375 (6.9272)

(b.4) LY, LM, LP, and LINT

Johansen Maximum Likelihood Procedure (Trended case, with trend in DGP)
Cointegration LR Test Based on Maximal Eigenvalue of the Stochastic Matrix

79 observations from 1975Q1 to 1994Q3. Maximum lag in VAR = 5.
List of variables included in the cointegrating vector:
LY LM LP LINT

List of eigenvalues in descending order:
.45280 .24911 .11990 .029791

Null	Alternative	Statistic	95% Critical Value	90% Critical Value
r = 0	r = 1	47.6329	27.0670	24.7340
r <= 1	r = 2	22.6336	20.9670	18.5980
r <= 2	r = 3	10.0902	14.0690	12.0710
r <= 3	r = 4	2.3893	3.7620	2.6870

Use the above table to determine r (the number of cointegrating vectors).

Estimated Cointegrated Vectors in Johansen Estimation (Normalized in Brackets)

79 observations from 1975Q1 to 1994Q3. Maximum lag in VAR = 5, chosen $r = 2$.

	Vector 1	Vector 2
LY	1.0480 (-1.0000)	19.7286 (-1.0000)
LM	-.12250 (.11688)	-10.7412 (.54445)
LP	-2.8253 (2.6958)	6.9836 (-.35398)
LINT	.39506 (-.37695)	.12350 (-.0062599)

表6 仮説検定

(a.1)		
H0: coef(LM) = 0		
H1: coef(LM) \neq 0		
LR Test of Restrictions	CHI-SQ(1)=	.057893[.810]
(a.2)		
H0: coef(LM) = 0		
H1: coef(LM) \neq 0		
LR Test of Restrictions	CHI-SQ(1)=	.60353[.437]
H0: coef(LP) = 0		
H1: coef(LP) \neq 0		
LR Test of Restrictions	CHI-SQ(1)=	.82640[.363]
(a.3)		
H0: coef(LM) = 0		
H1: coef(LM) \neq 0		
LR Test of Restrictions	CHI-SQ(2)=	2.1143[.347]
H0: coef(LINT) = 0		
H1: coef(LINT) \neq 0		
LR Test of Restrictions	CHI-SQ(2)=	28.8420[.000]
(a.4)		
H0: coef(LM) = 0		
H1: coef(LM) \neq 0		
LR Test of Restrictions	CHI-SQ(2)=	.79087[.673]
H0: coef(LP) = 0		
H1: coef(LP) \neq 0		
LR Test of Restrictions	CHI-SQ(2)=	15.4006[.000]
H0: coef(LINT) = 0		
H1: coef(LINT) \neq 0		
LR Test of Restrictions	CHI-SQ(2)=	36.4676[.000]
(b.1)		
H0: coef(LM) = 0		
H1: coef(LM) \neq 0		
LR Test of Restrictions	CHI-SQ(1)=	3.4295[.064]

(b.2)		
HO: coef(LM) = 0		
H1: coef(LM) ≠ 0		
LR Test of Restrictions		CHI-SQ(2)= 21.5815[.000]
HO: coef(LP) = 0		
H1: coef(LP) ≠ 0		
LR Test of Restrictions		CHI-SQ(2)= 22.5726[.000]
(b.3)		
HO: coef(LM) = 0		
H1: coef(LM) ≠ 0		
LR Test of Restrictions		CHI-SQ(1)= 1.8945[.169]
HO: coef(LINT) = 0		
H1: coef(LINT) ≠ 0		
LR Test of Restrictions		CHI-SQ(1)= .26753[.605]
(b.4)		
HO: coef(LM) = 0		
H1: coef(LM) ≠ 0		
LR Test of Restrictions		CHI-SQ(2)= 12.3865[.002]
HO: coef(LP) = 0		
H1: coef(LP) ≠ 0		
LR Test of Restrictions		CHI-SQ(2)= 16.2637[.000]
HO: coef(LINT) = 0		
H1: coef(LINT) ≠ 0		
LR Test of Restrictions		CHI-SQ(2)= 5.0244[.081]

以下、共和分分析によって、貨幣の中立性のテストをしよう。基本的な推定式は、

$$LY = f(LM) \quad (2)$$

$$LY = f(LM, LP) \quad (3)$$

$$LY = f(LM, LINT) \quad (4)$$

$$LY = f(LM, LP, LINT) \quad (5)$$

であり、全期間を前半の時期(1955Q2-1973Q2)と後半の時期(1975Q1-1994Q3)に2分割した四半期データによって推定する。(2)式から(5)式はかなり一般的な誘導形であるが、(2)式はルーカス型の総供給関数とマネタリスト的な総需要関数を市場均衡条件によって解いた形である。また、(3)から(5)式はマネタリスト的な総需要関数からIS-LMに基づいた総需要関数に置き換え、それによって導かれた推定式である。

(表5)は共和分ベクトルの個数と共和分ベクトルが示されている。これはJohansenの最尤推定法に基づく方法で、それぞれの関係式に対していくつ根があるかを検定し、そのうえで共和分ベクトルを求めている。また、(表6)には変数LM, LP, LINTの係数が

有意であるかどうかの仮説検定を示している。この検定によって、長期的な関係として貨幣供給量の効果、価格効果、利子率の効果が有意であるか否かがテストされる。

(表7)は(表6)の結果を纏めたものである。こ

表7 仮説検定

$$H_0: b_i = 0,$$

$$H_1: b_i \neq 0,$$

(i = LM, LP, LINT)

	LM	LP	LINT
(a. 1)	H ₀		
(a. 2)	H ₀	H ₁	
(a. 3)	H ₀		H ₁
(a. 4)	H ₀	H ₁	H ₁
(b. 1)	H ₀		
(b. 2)	H ₁	H ₁	
(b. 3)	H ₀		H ₀
(b. 4)	H ₁	H ₁	H ₀

の結果を見ると、オイル・ショック前後でそれぞれの変数の実質GNPに与える長期的効果が違っていることがわかる。はじめにオイル・ショック前の時期を見ると、変数LMの長期的効果はないという仮説を棄却できない。つまり、すべてのケースでH₀を採択して

いる。従って、長期的な貨幣の中立性は棄却できない。しかし、価格や利子率の長期的効果は有意である(H₁を採択)。次にオイル・ショック以後の結果を見ると、いくつか結論がミックスしている。共和分の変数の取り方で長期的中立性が維持されているケースと

表8 短期関係式

(a.4)

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is DLY 68 observations used for estimation from 1956Q3 to 1973Q2			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	.011181	.0056195	1.9897[.051]
ECYMPI257(-1)	.058146	.027414	2.1210[.038]
DLM	-.027717	.054417	-.50935[.612]
DLP	.090244	.15986	.56450[.574]
DLINT	.068672	.12705	.54052[.591]
R-Squared	.12127	F-statistic F(4, 63)	2.1736[.082]
R-Bar-Squared	.065476	S.E. of Regression	.013289
Residual Sum of Squares	.011125	Mean of Dependent Variable	.022268
S.D. of Dependent Variable	.013746	Maximum of Log-likelihood	199.9261
DW-statistic	2.7221		

Diagnostic Tests

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHI-SQ(4)= 15.2395[.004]	F(4, 59)= 4.2604[.004]
B: Functional Form	CHI-SQ(1)= .32335[.570]	F(1, 62)= .29623[.588]
C: Normality	CHI-SQ(2)= 12.2109[.002]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHI-SQ(1)= 3.0978[.078]	F(1, 66)= 3.1502[.081]

- A: Lagrange multiplier test of residual serial correlation
 B: Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
 C: Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
 D: Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

(b.4)

Ordinary Least Squares Estimation

Dependent variable is DLY 78 observations used for estimation from 1975Q2 to 1994Q3			
Regressor	Coefficient	Standard Error	T-Ratio[Prob]
INPT	1.3803	.20175	6.8417[.000]
ECYMPI279(-1)	-.30060	.044217	-6.7983[.000]
DLM	.063397	.028331	2.2377[.028]
DLP	-.23996	.10743	-2.2336[.029]
DLINT	-.010106	.016752	-.60325[.548]
R-Squared	.41734	F-statistic F(4, 73)	13.0717[.000]
R-Bar-Squared	.38541	S.E. of Regression	.0055845
Residual Sum of Squares	.0022766	Mean of Dependent Variable	.0093166
S.D. of Dependent Variable	.0071235	Maximum of Log-likelihood	296.5517
DW-statistic	2.2760		

Diagnostic Tests

Test Statistics	LM Version	F Version
A: Serial Correlation	CHI-SQ(4)= 2.7561[.599]	F(4, 69)= .63184[.641]
B: Functional Form	CHI-SQ(1)= .37163[.542]	F(1, 72)= .34469[.559]
C: Normality	CHI-SQ(2)= 2.5447[.280]	Not applicable
D: Heteroscedasticity	CHI-SQ(1)= .38146[.537]	F(1, 76)= .37350[.543]

- A: Lagrange multiplier test of residual serial correlation
- B: Ramsey's RESET test using the square of the fitted values
- C: Based on a test of skewness and kurtosis of residuals
- D: Based on the regression of squared residuals on squared fitted values

そうでないケースが存在する。そして、長期的な価格の効果は有意であるが、長期的な利子率の効果はないこともわかる。

最後に、短期の関係式を求めてみよう。短期の関係式は

$$\Delta y_t = Z_t a + b ECM_{t-1} + c \Delta x_t + u_t \quad (6)$$

ただし

$$ECM_{t-1} = y_{t-1} - \beta x_{t-1} \quad (7)$$

である。(6)式をOLS推定し、a, b, cの推定値を求める。(表8)には短期の関係式が提示されてい

る。

(表9)は(表7)と同様に、仮説検定の結果を要約している。この結果を見ると、ECMの係数は多くのケースで有意であることがわかる。また、1955Q2—73Q2の期間では貨幣供給量の階差の係数、価格の階差の係数、名目利子率の階差の係数が0でないという帰無仮説を棄却できないという結果になっている。しかし、1975Q1—94Q3の期間では、長期的な関係と同じように、前半とは傾向を異にする。短期的な貨幣供給量の効果についてはミックスしている。しかし、短期的な価格効果は有意、名目利子率の効果はないという結果になっている。

表9

$H_0: b_i = 0,$
 $H_1: b_i \neq 0,$
 (i = ECM, DLM, DLP, DLINT)

	ECM	DLM	DLP	DLINT
(a. 1)	H_0	H_0		
(a. 2)	H_0	H_0	H_0	
(a. 3)	H_1	H_0		H_0
(a. 4)	H_1	H_0	H_0	H_0
	H_1	H_0		

	ECM	DLM	DLP	DLINT
(b. 1)	H_1	H_0		
	H_0	H_0		
(b. 2)	H_1	H_1	H_1	
	H_1	H_0	H_1	
(b. 3)	H_1	H_0		H_0
(b. 4)	H_1	H_0	H_1	H_0
	H_1	H_1	H_1	H_0

4. 結 論

今回の分析は共和分の方法を使って、長期的な貨幣の中立性のテストを行った。この比較的新しい分析方法によれば、オイル・ショック前後で貨幣の中立性に関する効果が、長期的にも短期的にも、違っていた。つまり、オイル・ショックの前では長期的な貨幣の中立性が保持されていたが、後半ではその結論がミックスしている。また、短期的な効果については、前半では各効果がなく、後半では短期的な価格効果が有意であった。

参 考 文 献

Barro, R. J. (1977), "Unanticipated money growth and unemployment in the United States", *American Economic Review*, 67, 101-115.

Blanchard, O. and S., Fischer (1989), *Lectures on Macroeconomics*, MIT Press.

- Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), "Distribution of the estimators for autoregressive series with a unit root", *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-31.
- Engle R. F. and C. W. J. Granger (1987), "Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing", *Econometrica*, 55, 251-76.
- Friedman, M., (1978), "The role of monetary policy", *American Economic Review*, 58, 1-17.
- Fuller, W. A. (1976), *Introduction to Statistical Time Series*, Wiley.
- Ito, T. (1989), "Is the Bank of Japan a closet monetarist?: Monetary targeting in Japan, 1978-88", *Working Paper No. 2879*, National Bureau of Economic Research.
- Johansen, S (1988), "Statistical analysis of cointegrating vectors", *Journal of Economic Dynamics and control*, 12, 231-54.
- Johansen, S. and K. Juselius (1990), "Maximum likelihood estimation and inference on cointegration—with applications to the demand for money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
- King, R. and M.W. Watson (1992), "Testing long run neutrality", *Working Paper No. 4156*, National Bureau of Economic Research.
- 北坂 真一 (1993), 「日本経済における構造変化を景気変動—Structural VAR Modelによる分析」, *Economic Studies Quarterly*, 44, 142-157.
- Lucas, R. (1972), "Expectations and the neutrality of money", *Journal of Economic Theory*, 4, 103-124.
- Maddala, G. S. (1992), *Introduction to Econometrics*, 2nd. ed., Macmillan.
- Nelson, C. R. and C. I. Plosser (1982), "Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implication", *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
- 増山 幸一 (1992), 「マクロ経済動学の展開」, 『経済研究 (明治学院大学)』, 94, 19-76.
- 翁 邦雄 (1986), 「日本経済に関する通貨量と実質産出量の関係について—L S W命題の実証を巡って」, 『金融研究』, 5, 107-142.
- Sargent T. J. (1973), "Rational expectations, the real rate of interest, and the natural rate of unemployment", *Brookings Papers on Economic Activity*, 2.
- Sims, C. (1972), "Money, income and causality", *American Economic Review*, 62, 540-542.
- Sims, C. (1980), "Comparison of interwar and postwar business cycles: Monetarism reconsidered", *American Economic Review*, 80, 763-778.
- 山本 拓 (1988), 『経済の時系列』, 創文社。