

# Nonstationary time-domain analysis of a simple Pacific Model

宮 崎 憲 治

## I Introduction

この論文の目的は近年のアセアンの台頭を鑑みて、日本と合衆国とアセアン3国に関する時系列分析を比較的新しいが成熟しつつある手法を用いて、その結果を従来の研究成果と比較することである。現在、構造方程式分析と時系列分析のいずれかが実証分析の主流である。過去の国際マクロ分析は経済企画庁の国際モデル、この雑誌にある大西氏の京大環太平洋マクロモデルなど構造方程式分析が中心であった。また時系列分析ではいくつかの国々のVAR分析がなされているが、経済変数が定常過程に従うことを仮定した分析であった。まず簡単に構造方程式分析と時系列分析の発展と関わりをみておこう。

60年代までは同時方程式によるマクロモデル分析が政策分析の主流であった。この頃の計量経済学はこうした構造方程式分析をそのまま意味しており、その精緻化が学問的發展であった。70年代後半にルーカスがこうしたマクロモデルに対して政策効果の無効性を主張した。モデルが大規模化しても予測の改善が一向になされず、構造方程式分析への不信感がいくらか高まってきたこともあり、この批判の影響は大きなものとなり、これを契機に時系列モデル分析が注目されてきた。主だった批判は構造方程式モデルは外生変数と内生変数の区別が恣意的<sup>1)</sup>であり、予測の効率が時系列分析と変わらない点である。時系列分析は変数が確率過程に従うという前提の分析である。この頃の経済理論が合理的期待仮説による確率変数の積極的な導入もあり、経

済変数が確率変数、つまり不確実性の積み重ねの帰結という考えが受け入れられてきたことも時系列モデル分析の台頭の要因の1つとなった。そして、両分析の優劣に関して若干の論争がおこった。80年代に英国計量経済学者による両者の統合の試みが考えられ、Encompassing や (Weak, Strong, Super) Exogeneity など重要な概念が確立した。さらに、経済変数が定常確率過程に従わないことが明らかになり、非定常分析の研究が進行していった。90年代に入ると非定常分析と経済理論との関連も成熟し、実証分析に使われるようになった。この論文はこうした成果を国際経済学に生かした試みの一つである。

ここで扱う系列は1951年から91年までのアセアン、日本、合衆国のGNPの年次データ<sup>2)</sup>に対数変換を施したものである。それぞれを $y_{At}$ ,  $y_{Jt}$ ,  $y_{Ut}$ と表す。図1はこれらに関するプロットである。さらに図2は階差を取ったものである。

## II Univariate analysis

個々の変数に関してモデルの特定化をして、それぞれが一次の和分過程に従うことを確かめよう<sup>3)</sup>。

1) ただVARでも変数選択に関して恣意性があることに注意。

2) このデータを快く提供していただいた大西先生に感謝します。

3) さらなる考察がMorimune and Miyazaki [14]で行われている。

図 1 Level Series

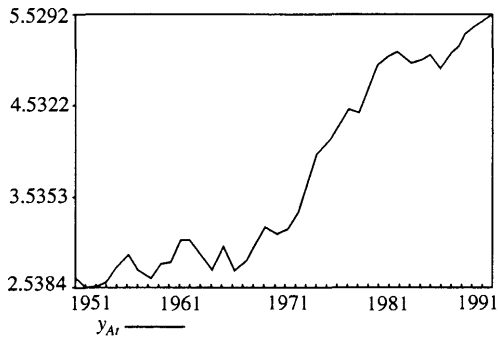
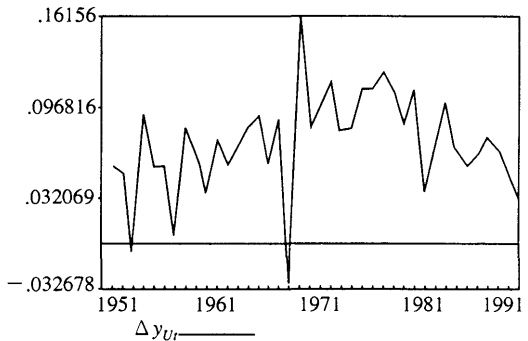
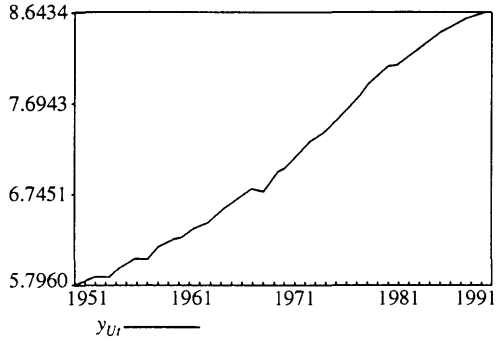
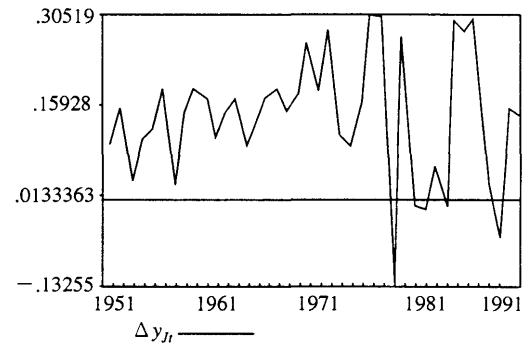
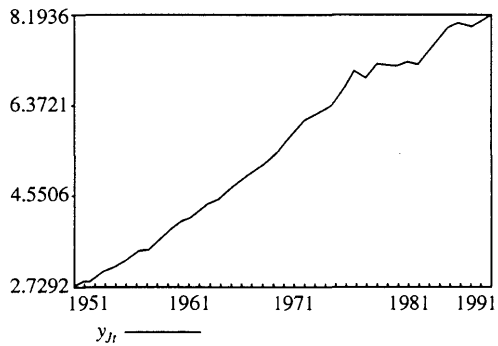
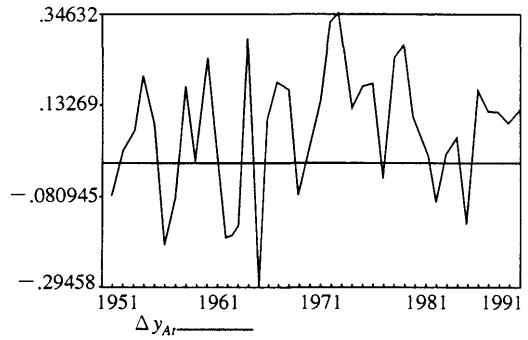


図 2 Difference Series



2.1 AR unit root

そのためにまず (Augumeted) Dickey = Fuller [1] 検定をおこなう。この検定は

$$y_t = \mu_0 + \gamma t + \rho y_{t-1} + \beta(L)\Delta y_{t-1} + u_t$$

というモデルで帰無仮説  $H_0: \rho = 1, \gamma = 0$ , 対立仮説  $H_1: \rho < 1, \gamma \neq 0$  を検定するものである。つまり、帰無仮説を非定常とし、対立仮説を定常とする検定をおこなうのである。この検定統計量は従来の  $t$  分布に従わないことが重要であ

る。

はじめに AR (2) からはじめる。この理由は 2 つある。まず、年次データであり、観測期間も高々 41 年ゆえあまりラグを取ると推定効率が落ちる点である。次に、すぐに示すが AR (2) の推定結果で、残差に系列相関がないことを帰無仮説とした LM-test の統計量は有意でないからである。ADF-test でラグを取るの誤差の分布を独立にするためであるから、AR (2)

でその目的は達成されているのである。

それぞれの推定結果は

$$\Delta y_{At} = 0.29 + 0.01 t - 0.14 y_{At-1}$$

(1.90) (1.98) (-1.79)

$$- 0.10 \Delta y_{At-1}$$

(0.63)

$$\Delta y_{Jt} = 0.70 + 0.04 t - 0.26 y_{Jt-1}$$

(2.71) (2.16) (-2.19)

$$- 0.16 \Delta y_{Jt-1}$$

(0.94)

$$\Delta y_{Ut} = 0.83 + 0.01 t - 0.14 y_{Ut-1}$$

(2.62) (2.58) (-2.43)

$$- 0.12 \Delta y_{Ut-1}$$

(-0.72)

である。括弧内は  $t$  値である。誤差に系列相関がないことが帰無仮説とした LM-test の統計量はそれぞれ 0.11, 1.41, 0.05 である。自由度 1 のカイ 2 乗分布の 5 % 有意水準が 3.8 であるから、すべての変数に関して仮説が棄却できない。さて、 $\Delta y_{it} (i=A, J, U)$  の  $t$  値をみても明らかのように有意でないので、次に  $\Delta y_{it} (i=A, J, U)$  を除いて推定すると以下の結果になる。

$$\Delta y_{At} = 0.28 + 0.01 t - 0.13 y_{At-1}$$

(1.90) (2.18) (-1.89)

$$\Delta y_{Jt} = 0.63 + 0.03 t - 0.21 y_{Jt-1}$$

(2.62) (2.04) (-2.06)

$$\Delta y_{Ut} = 0.74 + 0.01 t - 0.13 y_{Ut-1}$$

(2.51) (2.47) (-2.32)

誤差に系列相関がないことが帰無仮説とした LM-test の統計量はそれぞれ 0.49, 0.99, 0.71 である。自由度 1 のカイ 2 乗分布の 5 % 有意水準 3.8 があるのであるから、すべての変数に関して仮説が棄却できない。

さて、 $\tau_t$ -test での 5 % 有意水準は -3.52 であるから、一次の和分過程に従うという帰無仮説は棄却できない。図 3 (a, b, c) はそれぞれ逆向き回帰をしたときの係数  $y_{it} (i=A, J, U)$  の  $t$  統計量とそのときの有意水準である。これらの図は常に帰無仮説が棄却できないことを示している。最終的な回帰式はそれぞれ

$$\Delta y_{At} = 0.73 \quad (3.06)$$

$$\Delta y_{Jt} = 0.14 \quad (8.39)$$

$$\Delta y_{Ut} = 0.07 \quad (12.5) \quad (1)$$

となる。括弧内は  $t$  値である。誤差に系列相関がないことが帰無仮説とした LM-test の統計量はそれぞれ 0.26, 0.03, 0.04 である。自由度 1 のカイ 2 乗分布の 5 % 有意水準が 3.8 であるから、すべての変数に関して仮説が棄却できない。さらに構造的安定性は図 4 より考察される。以下、これらの構造は安定的と考えて多変量解析を行う。

## 2.2 MA unit root

以上の検定は帰無仮説が非定常で、対立仮説が定常の検定であったが、逆に帰無仮説が定常で対立仮説が非定常の検定を行い、それを棄却することでこれらの変数の非定常性を堅固なものにしよう。

つまり、Saikkonen=Luukkonen [17] 検定をおこなう。これは

$$\Delta y_t - \mu = u_t - \theta u_{t-1}$$

というモデルで、帰無仮説  $H_0: \theta=1$ , 対立仮説  $H_1: \theta \neq 1$  を検定するものである。

検定結果は表 1 にある通りである<sup>4)</sup>。すべての変数に関して帰無仮説は棄却している。よって、式 (1) が最終的な回帰式であることを支持するものとなり、すべての変数は一次和分の非定常時系列に従うと考えられる。

表 1  $\eta_\tau$ -test (5 % Critical value : 0.146)

| Variable  | $y_A$ | $y_J$ | $y_U$ |
|-----------|-------|-------|-------|
| statistic | 0.86  | 0.83  | 1.00  |

## III Multivariate analysis

### 3.1 VAR

まず VAR モデルの特定化をする。VAR モデルでもっとも難しいのはラグの選択である。決定的な統計手法がなく、ここでは情報量基準

4) 有意水準は Kwiatkowski et al. [13] による。ただこれは漸近分布であって、小標本分布でない。

図3 Recursive ADF

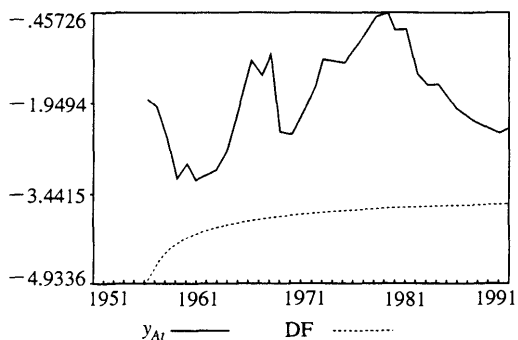
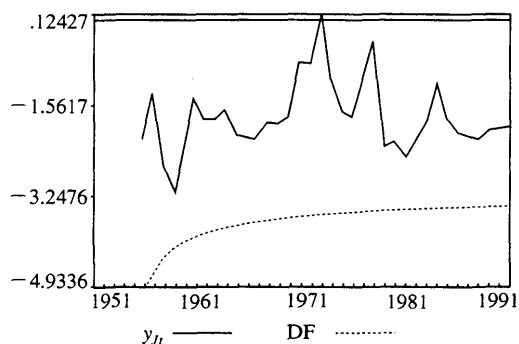
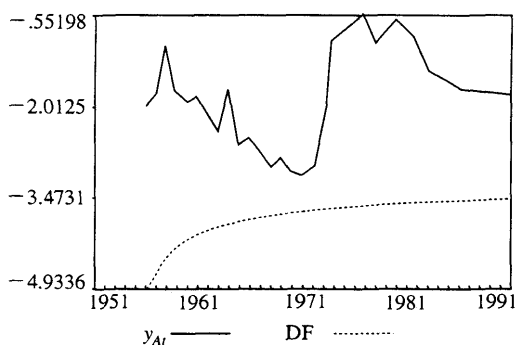
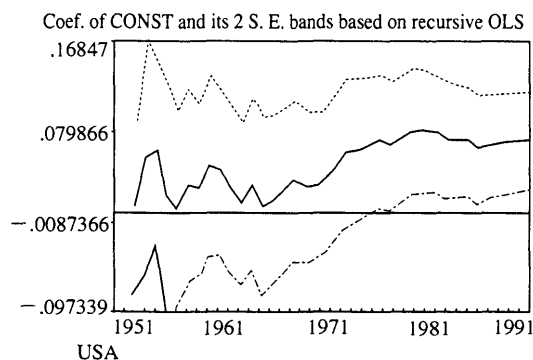
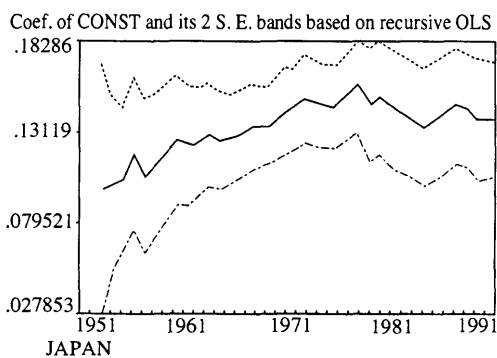
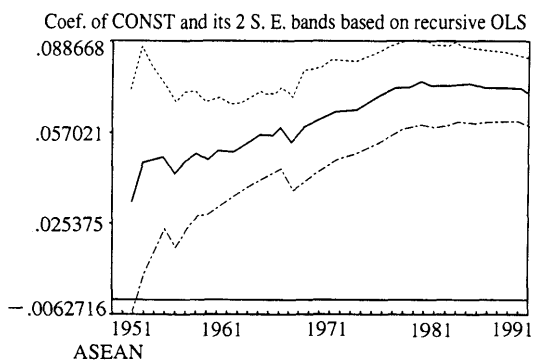


図4 Recursive Coefficient



を用いる<sup>5)</sup>。さらに、過去の研究で日本と合衆国のVAR分析が行われたことを鑑みて、3国モデルと2国モデルとの比較を行う。その結果が表2である。この表から、ラグの長さ1の3

国VARモデルを採用する。このモデルに関して誤差に系列相関がないことが帰無仮説としたLM-testの統計量は8.37である<sup>6)</sup>。自由度9のカイ2乗分布の5%有意水準が16.9であるから、仮説が棄却できない。このことは残差に系列相関が発生しないラグの長さが取られてお

5) Morimune and Mantani [14] は非定常分析でのVARのラグの長さに関するモンテカルロシミュレーションを行っている。そこではAICでは長めのラグを、SBICでは短めのラグを選択しがちであることを示している。

6) Harvey [7] の8.6節に従って統計量をGAUSSで計算した。

表2 Information critique

| VAR. for $y_{1t}, y_{2t}$ |       |       |       | VAR. for $y_{A1}, y_{1t}, y_{2t}$ |       |       |       |
|---------------------------|-------|-------|-------|-----------------------------------|-------|-------|-------|
| Lag length                | 1     | 2     | 3     | Lag length                        | 1     | 2     | 3     |
| AIC                       | -5.67 | -5.59 | -5.39 | AIC                               | -6.75 | -6.45 | -6.15 |
| SBIC                      | -11.1 | -10.8 | -10.5 | SBIC                              | -14.8 | -14.1 | -13.4 |

表3 Forecast Error Variance decomposition

|    | Shock of $y_{A1}$ |      |      |      | Shock of $y_{1t}$ |      |      |      | Shock of $y_{2t}$ |      |      |      |
|----|-------------------|------|------|------|-------------------|------|------|------|-------------------|------|------|------|
|    | Std, Err.         | 1    | 2    | 3    | Std, Err.         | 1    | 2    | 3    | Std, Err.         | 1    | 2    | 3    |
| 1  | 0.14              | 100  | 0    | 0    | 0.10              | 0.67 | 99.3 | 0    | 0.03              | 0.72 | 6.50 | 92.8 |
| 2  | 0.18              | 99.3 | 0.67 | 0.02 | 0.14              | 4.24 | 95.4 | 0.34 | 0.04              | 0.48 | 19.2 | 80.3 |
| 3  | 0.21              | 97.9 | 2.09 | 0.03 | 0.18              | 8.61 | 90.5 | 0.92 | 0.05              | 0.41 | 33.2 | 66.3 |
| 5  | 0.23              | 93.2 | 6.73 | 0.03 | 0.23              | 16.6 | 81.1 | 2.23 | 0.07              | 0.46 | 54.8 | 44.7 |
| 10 | 0.26              | 77.6 | 22.0 | 0.43 | 0.33              | 27.8 | 67.5 | 4.64 | 0.12              | 8.15 | 69.9 | 21.9 |
| 20 | 0.32              | 60.2 | 37.0 | 2.86 | 0.46              | 33.8 | 59.7 | 6.58 | 0.21              | 23.9 | 63.1 | 13.0 |
| 50 | 0.46              | 49.1 | 45.0 | 5.91 | 0.67              | 36.4 | 55.7 | 7.82 | 0.35              | 33.5 | 56.3 | 10.3 |

表4 Cointegration test statistics

| $\eta$ test (trace test) |        |           |                   | $\zeta$ test (maximal-eigenvalue test) |        |           |                   |
|--------------------------|--------|-----------|-------------------|--|--------|-----------|-------------------|
| Null                     | Alter. | Statistic | 95%Critical value | Null                                   | Alter. | Statistic | 95%Critical value |
| $r=0$                    | $r=3$  | 30.8      | 29.7              | $r=0$                                  | $r=1$  | 21.9      | 21.0              |
| $r=1$                    | $r=3$  | 8.84      | 15.4              | $r=1$                                  | $r=2$  | 8.68      | 14.1              |
| $r=2$                    | $r=3$  | 0.16      | 3.76              | $r=2$                                  | $r=3$  | 0.16      | 3.76              |

り、ヨハンセン法が正しく行われるラグを取っていることを示している。

このモデルのインパルス応答関数を図5にあげる。さらにその分散分析を表3で示す。それぞれに確率ショックを与えてその反応を見るが、観測期間以上経過しても収束しないことが示されている。これは、暗に長期的関係の存在を示している。

### 3.2 ECM

前節の分析でそれぞれの変数が一次和分に従っていると考えるので、Engle and Granger [2] が定義した共和分関係が成り立っているかどうか考えよう。さて、以下では Johansen [9] に従って定式化する。 $y_t = (y_{A1}, y_{1t}, y_{2t})'$  とするとラグ1のVARは

$$y_t = \mu + \Pi y_{t-1} + \epsilon_t$$

となる。これをECM表記に表すと

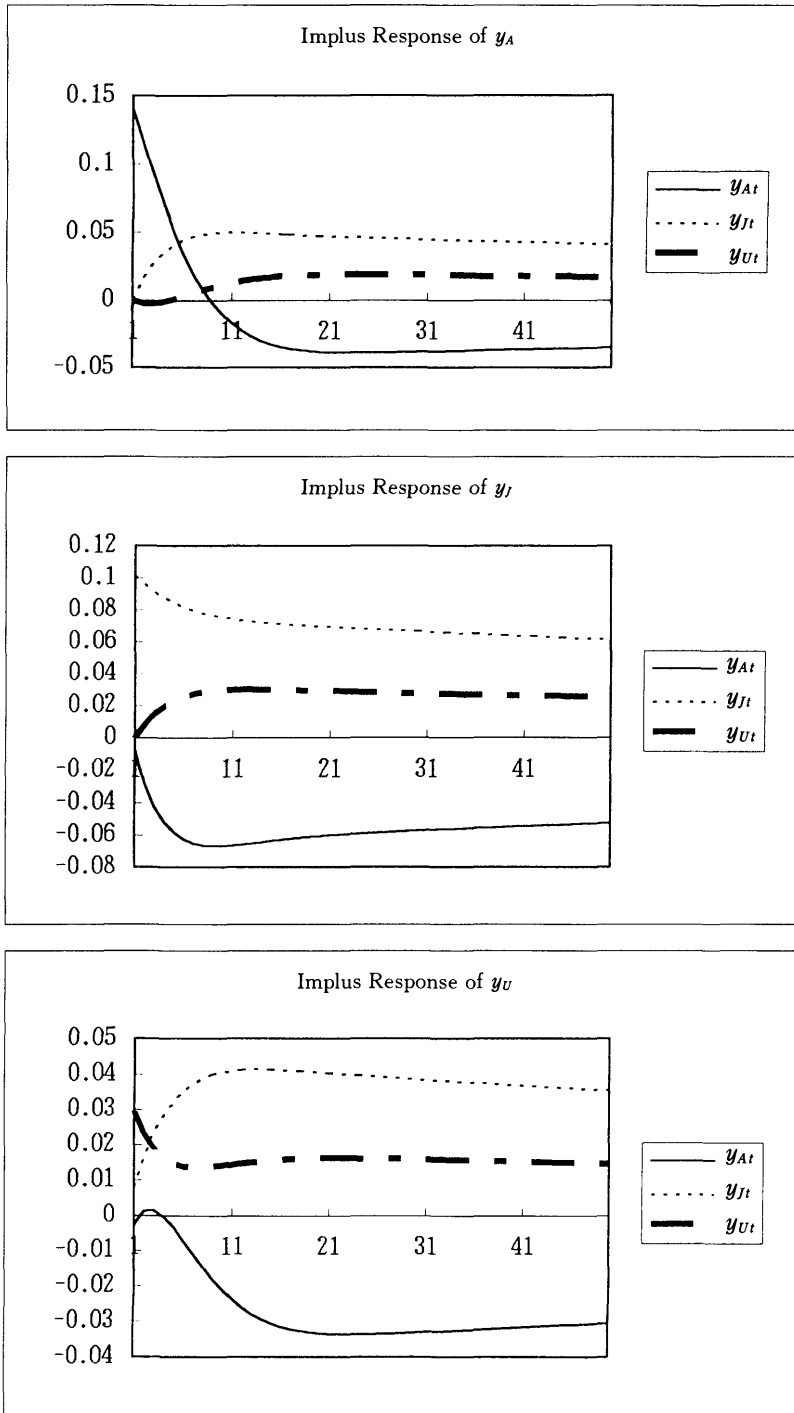
$$\Delta y_t = \mu + \alpha \beta' y_{t-1} + \epsilon_t$$

となる。ここで  $\alpha, \beta$  は  $n \times r$  行列でそれぞれ共和分ベクトルと調整行列といわれる。このときの  $r$  が共和分関係の数である<sup>7)</sup>。

さっそく共和分関係の数を確かめよう、それには最大固有値検定とトレース検定がある。このモデルでは固有値は0.442, 0.195, 0.004であった。これらを使った結果が表4である。いづれの検定でもランクは1と考えられる。これは先のECMは式(2)のように表せることを示している。

7)  $r=0$  のときは共和分関係のない非常で、 $r=3$  の時は定常であることを注意。

图 5 Impulse Response



$$\begin{bmatrix} \Delta y_{At} \\ \Delta y_{Jt} \\ \Delta y_{Ut} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_A \\ \mu_J \\ \mu_U \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_A \\ \alpha_J \\ \alpha_U \end{bmatrix} [\beta_A \beta_J \beta_U] \begin{bmatrix} y_{At-1} \\ y_{Jt-1} \\ y_{Ut-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{At} \\ \epsilon_{Jt} \\ \epsilon_{Ut} \end{bmatrix} \quad (2)$$

さて、共和分ベクトルと調整行列であるがそれぞれ次の表5である<sup>8)</sup>。我々は、ECMとして、式(3)の定式化を得る。

表5 Cointegrated Vectors and Adjustment Matrix

| Cointegrated Vectors $\beta'$ |          |          |          | Adjustment Matrix $\alpha$ |          |          |          |
|-------------------------------|----------|----------|----------|----------------------------|----------|----------|----------|
| Variable                      | $y_{At}$ | $y_{Jt}$ | $y_{Ut}$ | Variable                   | $y_{At}$ | $y_{Jt}$ | $y_{Ut}$ |
| $y_{At}$                      | 0.16     | 0.76     | -1.5     | $y_{At}$                   | 0.29     | 0.29     | -0.03    |
| $y_{Jt}$                      | -0.7     | -2.1     | 1.19     | $y_{Jt}$                   | -0.1     | 0.18     | 0.03     |
| $y_{Ut}$                      | 0.00     | 0.29     | -0.7     | $y_{Ut}$                   | 0.13     | -0.1     | 0.01     |

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{At} \\ \Delta y_{Jt} \\ \Delta y_{Ut} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu_A \\ \mu_J \\ \mu_U \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.29 \\ -0.06 \\ 0.13 \end{bmatrix} [0.16 \quad 0.76 \quad -1.53] \begin{bmatrix} y_{At-1} \\ y_{Jt-1} \\ y_{Ut-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{At} \\ \epsilon_{Jt} \\ \epsilon_{Ut} \end{bmatrix} \quad (3)$$

この時の共和分残差は図5である。

### 3.3 Exogeneity

外生性は Engle et. al. [4] によって明確化された。つまり、従来、構造方程式分析で扱われていた先決性と(厳密な)外生性とは別に、新たに弱外生、強外生、超外生を定義し直した<sup>9)</sup>。これらの外生性についてはここで述べるまでもないことであるが、弱外生、強外生、超外生について簡単にまとめ、参考文献を紹介する<sup>10)</sup>。

弱外生とは外生変数に関する条件付きモデルで推定してもパラメータの推定や仮説検定に關する効率性が失われていないことを示す概念である。非定常系列でのこうした検定は Johan-

sen [10] [11] で述べられている。

強外生は弱外生にグランジャーの意味で因果的でないことを加えたものである。外生変数を所与とした予測に関してそのフィードバックを考慮しなくてもよい。つまり、強外生とは弱外生に予測の有効性が加わったものである。非定常系列でも基本的にはレベル変数での因果性検定でカイ2乗分布に従うが、若干の例外がある。その点については Sims, Stock and Watson [18] や Toda and Phillips [19] を参照すればよい。

超外生は弱外生に政策分析が有効であることが加わった概念である。つまり、外生変数を変化させても方程式の係数が「不変」であることが重要である。この検定については Hendry [8] や Engle and Hendry [3] で述べられている。

さて、外生性の検定を行うが、ここで採用されたモデルのVARのラグは1であるため、弱外生と強外生は一致しており、更に超外生については採用した変数の性格上意味をなさないことに注意して、弱外生の検定を行う。その結果が表6である。

8) 共和分ベクトルの基準化は Microfit に従った故に、多くの実証分析で使われる PC-GIVE とは異なることに注意。

9) こうした背景にはルーカスが同時方程式モデルによる政策分析が無効であることを主張したり、時系列分析の浸透によって英国計量経済学者たちがDGPを重視し始めたことがある。

10) さらに詳しく、共和分との関係について Ericsson [6] を参照せよ。

表6 Test of Strong Exogeneity

| Hypothesis            | statistics |
|-----------------------|------------|
| $\alpha_A=0$          | 7.49       |
| $\alpha_J=0$          | 1.45       |
| $\alpha_U=0$          | 13.8       |
| $\alpha_J=\alpha_U=0$ | 13.3       |
| $\alpha_A=\alpha_J=0$ | 15.9       |
| $\alpha_A=\alpha_U=0$ | 3.94       |

自由度が制約の数のカイ2乗分布に従う<sup>11)</sup>ので、これらの仮説を棄却できないのは  $\alpha_J=0$  と  $\alpha_A=\alpha_J=0$  のときである。このことより、先のECMは

$$\begin{bmatrix} \Delta y_{At} \\ \Delta y_{Ut} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \mu'_A \\ \mu'_U \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_A \\ \gamma_U \end{bmatrix} \Delta y_{Jt} + \begin{bmatrix} \alpha_A \\ \alpha_U \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_A & \beta_J & \beta_U \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{At-1} \\ y_{Jt-1} \\ y_{Ut-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{At} \\ \epsilon_{Ut} \end{bmatrix}$$

もしくは

$$\Delta y_{Ut} = \mu'_U + \gamma'_A \Delta y_{At} + \gamma'_J \Delta y_{Jt} + \alpha_U \begin{bmatrix} \beta_A & \beta_J & \beta_U \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{At-1} \\ y_{Jt-1} \\ y_{Ut-1} \end{bmatrix} + \epsilon'_{Ut}$$

と書き換えて推定しても効率性は失われないこととなる。更に外生変数を所与とした予測も意味を持つことになる。これらのモデルはADLM

デルもしくはヘンドリーモデルといわれて、経済学的意味を多く持つ重要なモデルである。

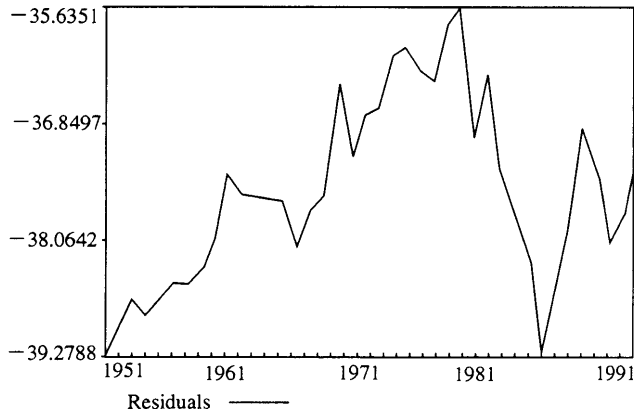
上の2つのどちらのモデルを選択すればよいかについての基準は明確でない。また、この論文では経済的意味に関する深入りは避けるが、もし仮に後者のモデルが選択されたならば、日本とアセアンのGNPはこの2国間で構成されており、その結果が合衆国のGNPへ影響を与えていることになる。

### 3.4 Forecast

予測は時系列分析で最も重要なもので、存在意義の全てであると言い切れる。共和分モデルの予測に関しては Engle and Yoo [5] が考察している。この論文での主な結論として VAR, ECM の MSFE はそれぞれ  $O(h)$ ,  $O(1)$  であることと、長期的には ECM の方が、短期的には少しだけ VAR の方が予測精度が良いことである。

さて、式(3)での予測結果はVARについては図7、ECMについては図8である。観測期間は1991年まででそれ以降が予測期間である。この図より1999年に日本のGNPはアメリカを抜くことが示される。アセアンの将来は日本やアメリカに比べて不確実性が高いことも示される。

図6 Residuals of Cointegrating vector



11) より一般的な検定は Johansen [9] を見よ。



図7 Forecast of VAR

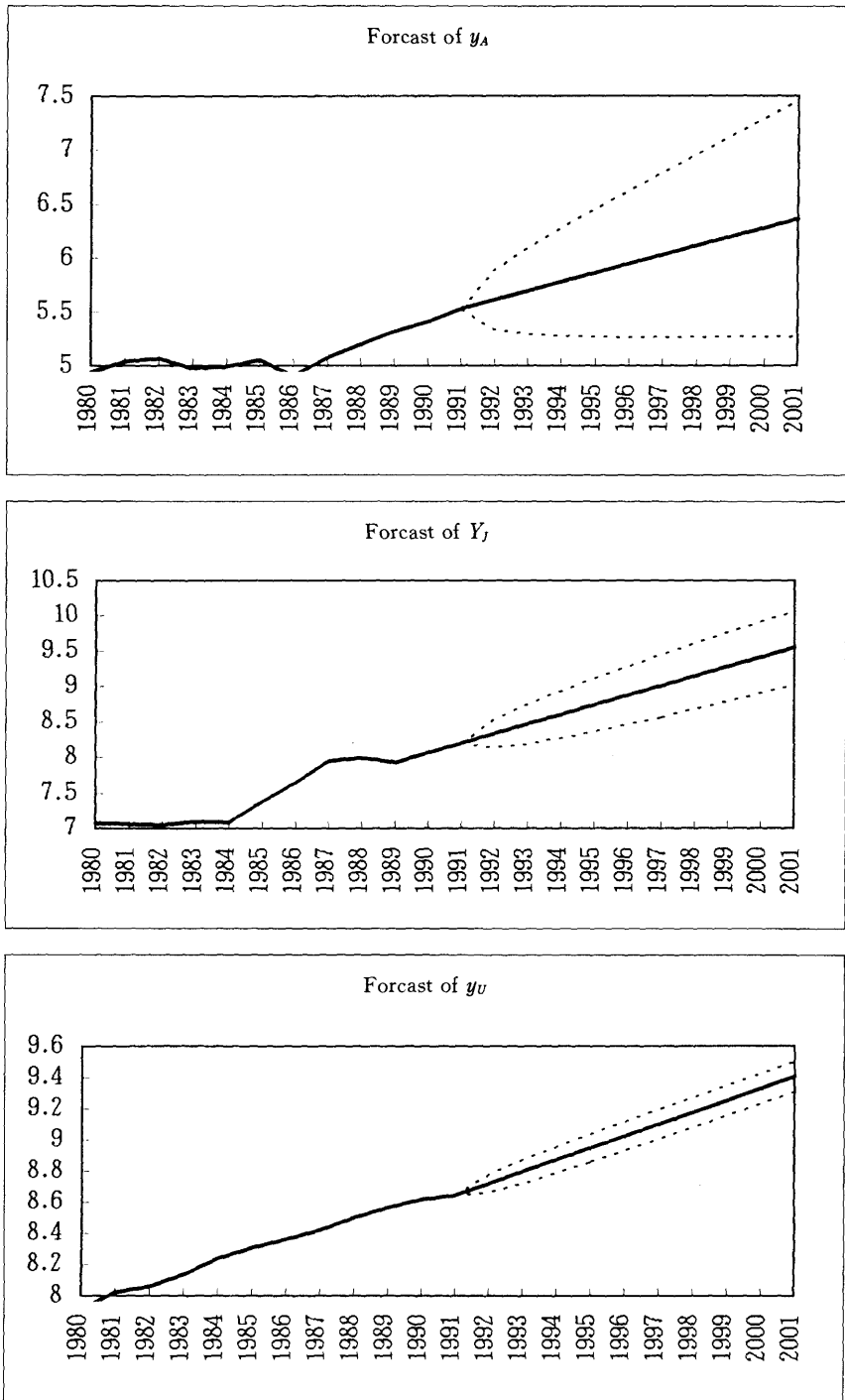
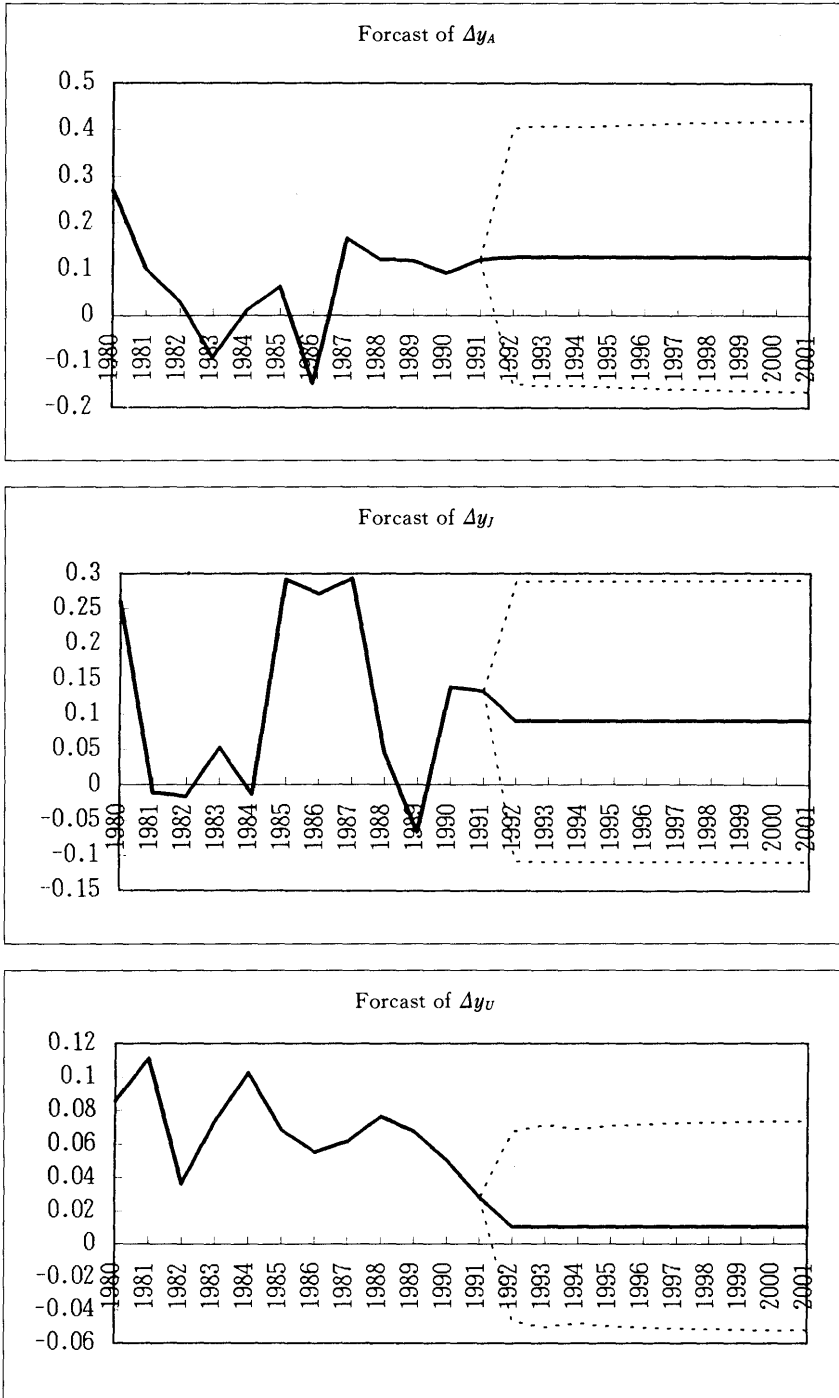


Figure 8 Forecast of ECM



#### IV Conclusion

以上、近年の時系列分析（特に非定常分析）手法を日本、合衆国、アセアンのGNPに関して用いた結果である。強調すべきことは時系列分析は観測されるデータをもとに形成された結果であり、それをもとに経済理論的意味づけが考察および確認される点である。この雑誌の大西論文の構造方程式モデル分析はむしろ経済理論がまずあり、それに全面的に依拠した構造方程式が組み立てられ、分析がなされる。ここで時系列分析との研究結果を比較していただきたい。

構造方程式分析は経済理論の信憑性に依拠し、分析結果の頑健性にいささか疑問がある。ただ、経済理論に依拠するがゆえ多くの変数を含んだ分析が可能になる。年次データでの時系列分析では自由度と観測期間の関係上ここで扱った3変数が限界である。他にも両分析には長所や短所があり、その優劣は簡単に結論づけられない。

#### 参考文献

- [1] Dickey, D. A. and W. A. Fuller (1979), "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of American Statistical Association*, 74, 427-431.
- [2] Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987), "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing", *Econometrica*, 55, 251-276.
- [3] Engle, R. F. and D. F. Hendry (1993), "Testing Super Exogeneity and Invariance in Regression Models", *Journal of Econometrics*, 56, 119-139.
- [4] Engle, R. F., Hendry, D. F. and Richard, J. F. (1983), "Exogeneity", *Econometrica*, 51, 277-304.
- [5] Engle, R. F., Yoo, B. S. (1987), "Forecasting and Testing in Co-integrated Systems", *Journal of Econometrics*, 35, 143-159.
- [6] Ericsson, N. R. (1992), "Cointegration, Exogeneity, and Policy Analysis: An Overview", *Journal of Policy Modeling*, 14, 251-280.
- [7] Harvey, A. C. (1990), *The Economic Analysis of Time Series* (2nd. Ed.), Phillip Allan.
- [8] Hendry, D. F. (1988), "The Encompassing Implications of Feedback versus Feedforward Mechanisms in Econometrics", *Oxford Economic Papers*, 40, 132-149.
- [9] Johansen, S. (1991), "Testing of Cointegration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models", *Econometrica*, 59, 1551-1580.
- [10] Johansen, S. (1992), "Cointegration in Partial Systems and the Efficiency of Single Equation Analysis", *Journal of Econometrics*, 52, 389-402.
- [11] Johansen, S. (1992), "Testing Weak Exogeneity and the Order of Cointegration in U. K. Money Demand Data", *Journal of Policy Modeling*, 14, 313-334.
- [12] Johansen, S. and Juselius, K. (1990), "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-209.
- [13] Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992), "Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root: How sure are we that economic time series have a unit root", *Journal of Econometrics*, 54, 159-178.
- [14] Morimune, K. and Mantani, A. (1995), "Estimating the Rank of Co-integration after Estimating the Order of a vector autoregression", *The Japanese Economic Review*, 46, 191-206.
- [15] Morimune, K. and Miyazaki, K. (1995),

- ARIMA approach to macroeconomic variables", mimeo.
- [16] Morimune, K. and Zhao, G. Q. (1996), "The unit root analyses of the causality between money and income", KIER Discussion Paper No 398.
- [17] Saikkonen, P. and Luukkonen, R. (1993), "Testing for a Moving Average Unit Root in Autoregressive Integrated Moving Average Models", *Journal of the American Statistical Association*, 88, 596-601.
- [18] Sims, C. A., J. H. Stock and M. W. Watson (1990), "Inference in Linear Time Series with some Unit Roots", *Econometrica*, 58, 113-144.
- [19] Toda, H. and P. C. B. Phillips (1993), "Vector Autoregression and Causality", *Econometrica*, 61, 1367-1393.