

論 文

過去のデータへの適合度から見たわが国 マクロ計量モデルの有効性の検証

——内挿テストによる実質国民所得の計算値と実績値との比較分析（1971—1997）——

秋 岡 弘 紀^{*1,*2}

要 約

過去の情報から未来を予測するという計量的マクロ経済予測においては、そこで使用されるマクロ計量モデルの過去のデータへの適合度が、その未来への予測の有効性に重要な影響を与える要素となることは論を俟たない。

したがって本論文の主旨は、「過去のデータへの適合度」という観点から、上記・計量的マクロ経済予測の有効性を検証することにある。

すなわち、まずマクロ計量モデル分析の手法を用いてわが国の過去の実質国民所得の理論値（計算値）を算定し、それと実際のデータ（実績値）とがどれだけ適合しているかを分析する。そして、この分析結果にもとづき、当該マクロ計量モデルを用いた今後のマクロ経済予測の有効性を検証することを主眼とするものである。

キーワード：マクロ計量モデル；内挿テスト；スタティック・シミュレーション；
Sachs-McKibbin 型世界経済モデル；伴（1991）のモデル；回帰分析；3SLS；
政策シミュレーション

経済学文献季報分類番号：02—27；02—40；07—10

1 はじめに

近年のグローバリゼーションの急速な進展に伴い、各国のマクロ経済が相互に影響を及ぼし合う構造は一層複雑化すると同時に、そういった構造が各国のマクロ経済に与える影響は年を追うごとに増大しつつある。このため、各国の計量的マクロ経済予測が年々その困難さを増している一因として、このグローバリゼーションの影響が各方面から指摘されている。

われわれは、秋岡（1999a・1999b）において、将来の規制緩和の経済効果に関する計量的

* 1 本研究を行なうにあたっては、米国 Harvard 大学より、Visiting Scholar として多大なる厚誼を賜わった。また、Richard T. Ainsworth 教授をはじめとする同大学のスタッフからは、極めて有益な助言および示唆を頂いた。特にここに記して、心からの感謝の念を表したい。もちろん、本論文中有りがちな誤謬は、すべて著者の責に帰すべきものである。

* 2 本研究には、本学経済・政治研究所研究員（グローバリゼーション・リスク研究班）として研究を行なった成果も一部含まれている。併せてここに、当研究所への謝意も表するものである。

マクロ経済予測を行なった。この経済予測自体は、物価水準を便宜的に外生変数化するなど、当初の理論モデル〔伴（1991）のモデル〕に部分的な変更を加えた上で行なわれたものであって、あくまでも暫定的なものであった。それにもかかわらず、内挿テスト¹⁾の段階において、使用されたマクロ計量モデルが過去のデータにかなりフィット（適合）していることが注目された。これは上記の指摘とは相反する所見である。

そこで、上述・当初の理論モデル〔伴（1991）のモデル〕に立ち戻り、これを再出発点としていくつかの内挿テストを試みることにより、このモデルの過去のデータへの適合度を分析し、以て今後の計量的マクロ経済予測の有効性を検証すること、これが本論文の執筆目的である。なぜならば、過去の情報から未来を予測するという計量的マクロ経済予測においては、本論文2.2に示す通り、そこで使用されるマクロ計量モデルの過去のデータへの適合度が、その未来への予測の有効性に重要な影響を与える要素となるからである。

したがって、本論文の主旨は、「過去のデータへの適合度」という観点から、上記・計量的マクロ経済予測の有効性を検証することにある。すなわち、まずマクロ計量モデル分析の手法を用いてわが国の過去の実質国民所得の理論値（計算値）を算定し、それと実際のデータ（実績値）とがどれだけ適合しているかを分析する。そして、この分析結果にもとづき、当該マクロ計量モデルを用いた将来のマクロ経済予測の有効性を検証することを主眼とするものである²⁾。

2 これまでの研究および問題点

2.1 計量的マクロ経済予測について

計量的マクロ経済予測とは、下記の手順で行なわれるシミュレーションのことをいう。

① マクロ計量モデルの推定

予め関数形を特定化したマクロ計量モデル（一国あるいは複数国のマクロ経済を記述した同時方程式体系）に実際のデータを適用し、回帰分析によって各パラメータの推定値を求める。

② 内挿テスト

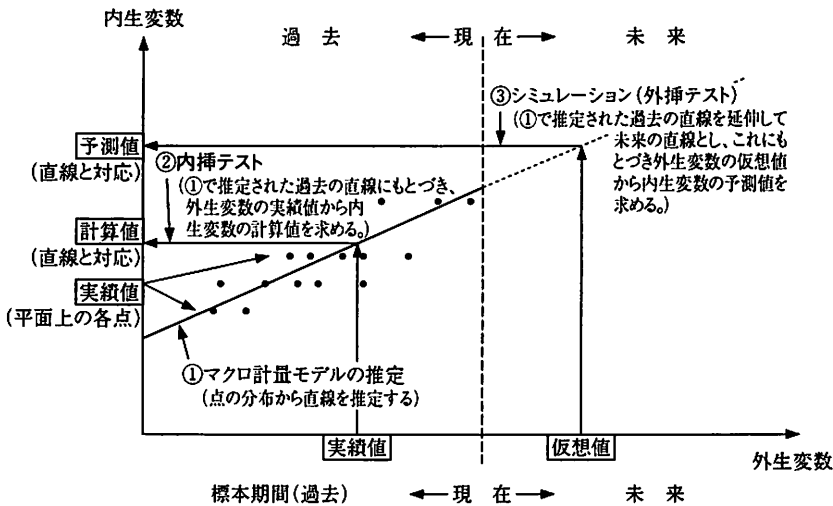
上記①で推定されたマクロ計量モデルに、各外生変数（政府支出・マネーサプライなど）の実績値を代入することにより、その実績値の下での各内生変数（実質国民所得など）のモデル上の理論値（計算値）を求める。そして、求められた各内生変数の計算値の軌跡と実績値のそれとを比較し、推定されたマクロ計量モデルが過去のデータと適合しているかどうかを検証する。言わばこれは、実績値という「過去の情報」にもとづいて行なわれるシミュレーションであり、これを内挿テストという³⁾。

③シミュレーション（外挿テスト）

上記①で推定されたマクロ計量モデルに、今度は各外生変数の仮想値を代入することにより、その仮想値の下での各内生変数の予測値（計算値）を求める。これが計量的マクロ経済予測である。すなわち、仮想値という「未来の情報」にもとづいて行なわれるシミュレーションであり、特に未来の仮想値の時系列に対して連続的に行なわれる場合には、これを外挿テスト⁴⁾という。

なお、計量的マクロ経済予測の視覚的イメージを下記の図2-1に示す。

図2-1 計量的マクロ経済予測の視覚的イメージ*



2.2 計量的マクロ経済予測の有効性について

2.1で明らかなように、計量的マクロ経済予測の有効性は、次の2つの要素に依存する。一つは、上記②で使用されるマクロ計量モデルが過去のデータと適合していることであり、もう一つは、上記③で使用される外生変数の仮想値が将来実現される数値と一致していることである。

すなわち、推定されたマクロ計量モデルは計量的マクロ経済予測の「道具」であり、一方、シミュレーションで使用される外生変数の仮想値はその「材料」である。

したがって、本論文第1章で述べたように、計量的マクロ経済予測が年々困難になってきていることの原因としては、(1)「道具」たるマクロ計量モデルが過去のデータと適合していないこと、および(2)「材料」たる外生変数の仮想値が、将来実現される外生変数の数値と一

* 本図は、本来多変量の計量モデル分析を、あくまでも視覚的イメージに訴えるよう、便宜的に2次元に投影したものである。したがって、一般の回帰分析の図解にあるように、縦軸が被説明変数で横軸が説明変数という単純な対応関係を示しているものではない。

致していないことの2点が挙げられる。本論文は、上記のうち(1)の検証を主たる目的とするものである。

2.3 マクロ計量モデルについて

計量的マクロ経済予測の「道具」たるマクロ計量モデルについては、秋岡（1999a）の第3章で詳述されている。したがって、本論文においてはごく簡単にその沿革を述べるに留めるものとする。

マクロ計量モデルに要求される条件としては、「現実との整合性」・「モデルの操作性」・「モデルの簡潔性」の三点が挙げられる。しかし、上記・「現実との整合性」と、「モデルの操作性」および「モデルの簡潔性」とは必ずしも両立しない。

上述の三条件のうち、「現実との整合性」を優先したモデルが、わが国経済審議会計量委員会編（1996）の「中長期多部門モデル」や、経済企画庁経済研究所編（1995）の「第5次版EPA世界経済モデル」などの大規模な同時方程式体系である。これらのモデルは、一国あるいは複数国のマクロ経済をできるだけ現実にも忠実に記述することを目的としたものであるが、その大規模さゆえに操作性に欠け、またシミュレーション結果の解釈も容易ではないという難点をも併せ持つ。

一方、「モデルの操作性」および「モデルの簡潔性」を重視し、「現実との整合性」をできるだけ失わないように注意しつつモデルの小規模化に成功したものが、Sachs and McKibbin（1985）を嚆矢とする「Sachs—McKibbin型世界経済モデル」である。このモデルはその後、Sachs and McKibbin（1991）によって改良を加えられ、伴（1991）において、方程式の数をさらに削減・簡略化して総計12本とし、それにもかかわらず現実経済との整合性を維持することに成功したのである。

本論文第1章ですでに述べたように、秋岡（1999a・1999b）は、このモデルを一部便宜的に変更したものをを用いて、将来の規制緩和の経済効果に関し、あくまでも暫定的な計量的マクロ経済予測を行なった。当該予測の詳細については、上記論文を参照されたい。なお、上記モデルの変更については、本論文3.2および4.1.1においても言及されている。

本論文において基本モデルとして使用するマクロ計量モデルは、秋岡（1999a・1999b）とは異なり、この伴（1991）の当初のモデルである。

3 モデル

3.1 基本モデル（モデル1）

前述のように、本論文で使用するマクロ計量モデルの基本モデルは伴（1991）のモデルで

あり、詳細は下記の通りである。

なお、本論文で使用するデータの標本期間（データ期間）は1971～97年の27年間であり、データは年次データである。

○基本モデル（モデル1）

〔推定式〕（6本）

$$(\text{国内民間最終支出関数}) \quad D_t = a_{10} + a_{11}(Q_t - T_t) + a_{12}R_t + a_{13}W_t + \varepsilon_{1t} \quad \text{—①}$$

$$(\text{貨幣需要関数}) \quad \log(M_t/P_t) = a_{20} + a_{21}\log(Q_t) + a_{22}\log(1+i_t) + \varepsilon_{2t} \quad \text{—②}$$

$$(\text{インフレ供給関数}) \quad \pi_{t+1} = a_{30} + a_{31}\pi_t + a_{32}\log(Q_t/Q_t^p) + \varepsilon_{3t} \quad \text{—③}$$

$$(\text{輸入関数}) \quad \log(IM_t) = a_{40} + a_{41}\log(D_t + G_t) + a_{42}\log(P_t^{US} \cdot E_t/P_t) + \varepsilon_{4t} \quad \text{—④}$$

$$(\text{為替レート決定関数})^* \quad \log(E_{t+1}) = a_{50} + a_{51}\log(E_t) + a_{52}(i_t^{US} - i_t) + \varepsilon_{5t} \quad \text{—⑤}$$

$$(\text{租税関数})^* \quad T_t = a_{60} + a_{61}Q_t + \varepsilon_{6t} \quad \text{—⑥}$$

*為替レート決定関数（⑤式）と租税関数（⑥式）については、当初の伴（1991）のモデルに若干変更を加えている。この変更の詳細については、後述〔推定式〕の⑤・⑥を参照のこと。

〔定義式〕（6本）

$$(\text{国民所得決定式}) \quad Q_t = D_t + G_t + EX_t - IM_t \quad \text{—⑦}$$

$$(\text{名目利子率}) \quad i_t = R_t + \pi_{t+1} \quad \text{—⑧}$$

$$(\text{財政収支}) \quad BG_t = G_t + i_t W_t - T_t \quad \text{—⑨}$$

$$(\text{国債残高}) \quad WG_{t+1} = (BG_t + WG_t) / (1 + \pi_{t+1}) \quad \text{—⑩}$$

$$(\text{民間純資産残高}) \quad W_t = WG_t + WA_t \quad \text{—⑪}$$

$$(\text{物価水準}) \quad P_{t+1} = P_t(1 + \pi_{t+1}) \quad \text{—⑫}$$

但し、

a_{ij} : 実際のデータより推定するパラメーター

D_t : t 期の国内民間最終支出（実質：民間最終消費支出＋民間最終投資支出）

Q_t : t 期の国内総生産（実質国民所得：実質 GDP）

T_t : t 期の租税（実質：国税＋地方税）

R_t : t 期の実質利子率

W_t : t 期の民間純資産残高（実質）

ε_{it} : 第 i 式の、 t 期の確率誤差項 [$\varepsilon_{it} \sim N(0, \sigma_i^2)$]

M_t : t 期のマネー・サプライ（名目： $M_2 + CD$ ）

P_t : t 期の物価水準（GDP デフレーター：1990年基準）

i_t : t 期の名目利子率（コール・レート）

π_t : t 期の物価上昇率（ $= P_t/P_{t-1} - 1$ ）

Q_t^p : t 期の潜在生産水準（潜在実質 GDP）算定法は下記③を参照。

IM_t : t 期の輸入（実質：サービス含む）

G_t : t 期の政府支出（実質：政府投資支出＋政府消費支出）

P_t^{US} : t 期の米国の物価水準（GDP デフレーター：1990年基準）

E_t : t 期の為替レート（円／ドル）

i_t^{US} : t 期の米国の名目利子率（フェデラル・ファンド・レート）

EX_t : t 期の輸出（実質：サービス含む）

BG_t : t 期の財政収支（実質）

WG_t : t 期の国債残高（実質）

WA_t : t 期の対外純資産残高（実質）

* 1 各データの出典については、本論文の末尾を参照。

* 2 特に国名の指定のないものは、わが国の変数とする。また、右欄に「実質」と記載されている変数は、1990年基準の物価水準で実質化されている。

各式の簡単な説明については、下記の通りである。

〔推定式〕

①国内民間最終支出関数

国内民間最終消費支出 (D_t) と、可処分所得 ($Q_t - T_t$)・実質利子率 (R_t) および民間純資産残高 (W_t) との間の関係を推定する式である。なお、右辺第 4 項は、資産の残高効果を表現している。

②貨幣需要関数

貨幣市場の均衡を示す式であり、右辺第 2 項は貨幣の取引需要を、第 3 項は投機的需要を表現している。

③インフレ供給関数

物価上昇率 (π_t) と、国民所得の需給ギャップとの間の関係を推定する式である。なお、

本論文においては、各期の潜在生産水準 (Q_t^p) は、各期の国民所得の実績値を各期のタイムトレンド（暦年）に回帰させる方法で求めている。

④輸入関数

輸入需要 (IM_t) と、国内最終支出 ($D_t + G_t$)・内外相対価格水準 ($P_t^{us} \cdot E_t / P_t$) との間の関係を推定する式である。

⑤為替レート決定関数

来期の為替レート (E_{t+1}) と、今期のレート (E_t)・今期の日米の金利差 ($i_t^{us} - i_t$) との間の関係を推定する式である。

なお、伴 (1991) の当初のモデルでは、

$$\log(E_{t+1}) = \log(E_t) + (i_t^{us} - i_t)$$

と記述されている。すなわち、各期の為替レートは、上式の通り一意的に決定されるものとされ、推定式ではなく定義式になっている。しかし、現実には、為替レートの動きを一意的に決定することは困難で、通常は予測の対象となる。したがって、本論文においては、⑤式の通り推定式の一つに含めるものである。

⑥租税関数

租税の総額 (T_t) と、国民所得 (Q_t) との間の関係を示す式である。伴 (1991) の当初のモデルでは、 T_t は外生変数とされているが、現実との整合性に鑑み、本論文においては、⑥式の通り内生変数化し、その関係を推定するものである。

〔定義式〕

⑦国民所得決定式

支出面からの各期の国民所得 (Q_t) の構成を示す式である。

⑧名目利子率

今期の名目利子率 (i_t) は、今期の実質利子率 (R_t) に来期の物価上昇率 (π_{t+1} : 期待インフレーション) を加えたものであるということを示す式である。

なお、本論文においては、過去の π_t のデータには、すべて実績値を使用している。

⑨財政収支

各期の財政収支 (BG_t) の構成を示す式である。なお右辺第2項 ($i_t W_t$) は、政府の内外債務に対する利払い額を表現している。

⑩国債残高

来期の国債残高 (WG_{t+1} : 実質) は、今期の財政収支 (BG_t : 実質) と今期の国債残高 (WG_t : 実質) とを加え、それを来期の物価上昇率 (π_{t+1}) で除したものであることを示す

式である。

⑪民間純資産残高

各期の民間純資産残高 (W_t) は、各期の国債残高 (WG_t) に各期の民間対外純資産残高 (WA_t) を加えたものであることを示す式である。

これは、国債が発行され、それが市中で消化されると、そのまま民間の資産となるという事実を反映しているものである。

⑫物価水準

来期の物価水準 (P_{t+1}) と、今期の物価水準 (P_t) および来期の物価上昇率 (π_{t+1}) との関係を示す式である。

3.2 (参考) 秋岡 (1999a・1999b) における内挿テストの所見

本論文第1章において述べた通り、本論文の執筆動機となったのは、秋岡 (1999a・1999b) において実施された内挿テストで、使用されたマクロ計量モデルが過去のデータにかなりフィット (適合) しているという所見を得たことである。本項では、その概略を述べる。

秋岡 (1999a・1999b) における基本モデルは、本論文における基本モデル (モデル1) から「インフレ供給関数」(③式) を削除したものである。これは、規制緩和の帰結を内外価格差の縮小による物価水準低下とみなし、計量的マクロ経済予測でこの経済効果を求めるために、便宜的に物価上昇率 (π_t) を外生変数化したからである。したがってこのモデルは、あくまでも暫定的なものであった。

当該論文におけるマクロ計量モデルの全容、パラメーターの推定方法・推定結果および内挿テストの詳細については、秋岡 (1999a) 第3章および同 (1999b) 第4章を参照されたい。ちなみに、当該論文で使用されたデータは、本論文で使用するものと同様、1971年～1997年の年次データであった。なお、当該論文におけるマクロ計量モデルの各パラメーターの推定結果と内挿テスト結果を本論文末尾の表3-1に、内挿テスト結果を視覚的に示したものを同じく図3-0～3に示す。

これによると、モデル自体が暫定的なものであったにもかかわらず、図3-0～3に示す通り、わが国過去の実質国民所得 (Q_t) の計算値の軌跡 (+点) と、実績値のそれ (*点) とが視覚的にかなりよくフィットしていたことがわかる。なお、このフィットの良さ (適合度) を数的に示す諸統計量は、表3-1下段の「内挿テスト」の欄に示されている。これら統計量の意味については、本論文4.1.2を参照のこと。

また当該論文においては、「基本モデル」(モデル1) よりも、「タイム・トレンドとオイルショックの影響とを考慮したモデル」(モデル2) や、「モデル1の定数項を一部除外し、為

替レート決定関数を修正したモデル」（モデル3）の方が良い適合度を示していた。しかも、モデル2や3は、1990年前後のわが国バブル期の実質国民所得の「迷走ぶり」もうまく捕捉していたのである。

一般的に、説明変数を増やすと見かけ上のモデルのフィットが良くなり内挿テストの適合度も高くなるので、これだけでモデル全体を評価することはできないが、これは注目に値する所見である。

4 実証結果

4.1 基本モデル（モデル1）

4.1.1 パラメーターの推定および内挿テスト

まず、本論文3.1の基本モデル（モデル1）の各変数に、同じく3.1で示した1971年から97年までの27年間のわが国の実際のデータをあてはめ、これに3段階最小二乗法（3SLS）を適用してマクロ計量モデルの推定を行なった。（マクロ計量モデルの推定）

次に、推定されたマクロ計量モデルをNewton法で解き、そこに各外生変数の実績値を代入することによってわが国過去の実質国民所得（ Q_t ）の計算値を各期ごとに算定し、それと実績値との比較を行なった。（内挿テスト）

なお、本論文の内挿テストにおいては、スタティック・シミュレーションの手法により計算値を算定した。これは、モデル中のラグ付き内生変数に、その変数の以前の期の計算値ではなく実績値を代入してモデルを解く方式で、これにより、算定された内生変数の計算値の軌跡が実績値のそれから乖離して「暴走」することを抑えることが可能となる。

一方、秋岡（1999a・1999b）では、モデル中のラグ付き内生変数に、その変数の以前の期の計算値を代入してモデルを解くというダイナミック・シミュレーションの手法により、計算値が算定されている。

参考までに、本論文と秋岡（1999a・1999b）との設定における主要な相違点を示せば、次表（太字部分）のようになる。

当モデル1（基本モデル）によるマクロ計量モデルの推定については、本論文末尾の表4-1および表4-4の「パラメーター推定値および諸統計量」の欄に、その詳細な設定および結果を示した。また内挿テストについては、表4-4の「内挿テスト」の欄にその数的な諸統計量を示し、併せて本論文末尾の図4-1に、わが国過去の実質国民所得（ Q_t ）の計算値の軌跡（+点）と、実績値のそれ（*点）とをプロットしたものを示した。

	本論文	秋岡（1999a・1999b）
標本期間	1971年～1997年（27年間）	同左
使用モデル	伴（1991）のモデル 〔フル・モデル。なお、為替レート決定関数と租税関数に一部修正を加えている。（詳細は本論文3.1の⑤式および⑥式を参照のこと。）〕	伴（1991）のモデル 〔ただし、インフレ供給関数を除外し、暫定的に物価上昇率を外生変数化している。また、為替レート決定関数と租税関数にも一部修正を加えている。〕
マクロ計量モデルのパラメータ推定方法	3段階最小二乗法（3SLS）	同左
内挿テスト （内生変数の計算値の算定方法）	Newton法 （スタティック・シミュレーション）〔標本期間中の政府支出乗数も併せて算定。（詳細は本論文4.4を参照のこと）〕	Newton法 （ダイナミック・シミュレーション）
外挿テスト	実施せず	実施 〔将来の規制緩和の経済効果に関する暫定的シミュレーション〕

4.1.2 （参考） 内挿テストにおける諸統計量について

本論文末尾の表4－4の「内挿テスト」の欄に記載されているこれら諸統計量の概要については、秋岡（1999b）の4.2.1において一度言及している。しかし今回、より一層の表現の明確性に留意した上で説明の拡充および加筆を行なっているので、是非今一度、下記の説明を参照されたい。

a) 決定係数

決定係数は、計算値と実績値との相関関係を表す指標であり、相関係数の二乗である。この値が1に近づくほど、両者の相関関係は高くなる。ただ、相関とはあくまでも2つの数値の連動の程度を示す指標であり、このこと自体が両者の適合性（一致性）を直接意味しているわけではない。なぜならば、まったくかけ離れた2つの数値でも、変動の方向性とその比率さえ類似していれば、これらには相関関係があると言えるからである。したがって適合性は、以下の他の指標、とりわけ「e）回帰係数」と併せて判断されるべきものである。

b) 平均平方誤差

c) 平均絶対誤差

d) 平均誤差

b) ～ d) の3統計量は、計算値の軌跡と実績値の軌跡との乖離の程度を示す指標であ

り、具体的な内容は、その名称の通りである。なお、この3統計量については、0に近づくほどモデルの適合度が高くなることは言うまでもない。

e) 回帰係数

回帰係数は、実績値を計算値に一次回帰させた場合の、計算値の係数の推定値である。したがって、この値が1に近いほど両者の適合度は高いということが言える。

f) Theilの不一致係数（'66）

Theilの不一致係数（'66）は、計算値の軌跡と実績値の軌跡との乖離を相対化する指標である。これにより、異なる内生変数間においてモデルの適合度を比較することが可能となる。和合・伴（1988）によれば、この統計量をUとおいた場合、それは次のように定義される。

$$U = \{ \Sigma (ACT_t - EST_t)^2 / T \}^{1/2} / [\{ (\Sigma ACT_t^2) / T \}^{1/2} + \{ (\Sigma EST_t^2) / T \}^{1/2}]$$

ただし、 ACT_t : t 期の内生変数の実績値

EST_t : t 期の内生変数の計算値

T : 標本数

上式の通り、Theilの不一致係数の分子は、平均平方誤差に等しい。したがって、平均平方誤差と同様にして、この統計量が0に近づくほどモデルの適合度も高くなる。

g) U_m/D

h) U_s/D

i) U_c/D

j) U_{coef}/D

k) U_{resid}/D

g)～k)の5統計量は、計算値の軌跡と実績値の軌跡との乖離の原因を探る統計量である。和合・伴（1988）によれば、Theilの不一致係数の分子の二乗、すなわち平均平方誤差の二乗をDとおくと、

$$D = \Sigma (ACT_t - EST_t)^2 / T$$

$$= (ACT - EST)^2 + (S_a - S_e)^2 + 2(1-r)S_aS_e \quad \text{---①}$$

となる。

ただし、 ACT : 内生変数の実績値の平均

EST : 内生変数の計算値の平均

S_a : 内生変数の実績値の分散

S_e : 内生変数の計算値の分散

r : 計算値と実績値との相関係数

ここで、①式の右辺第1項・第2項・第3項を、それぞれ U_m , U_s , U_c とおくと、

$$D = U_m + U_s + U_c$$

となる。すなわち、 D は、以下の3つの部分に分解できることになる。

U_m : 平均平方誤差の二乗 (D) のうち、内生変数の計算値と実績値とのバイアス (平均の差) に起因する部分 (①式の右辺第1項)

U_s : 同じく、分散の差に起因する部分 (①式の右辺第2項)

U_c : 同じく、共分散に起因する部分 (①式の右辺第3項)

この U_m , U_s , U_c をそれぞれ D で除して相対化したものが、g) U_m/D , h) U_s/D , i) U_c/D である。すなわち、この3統計量の和は1に等しい。

したがって、このg) ~ i) の3統計量は、平均平方誤差の二乗 (D) に占める上記3原因の相対的な比率を示している。

なお、 D のうち $U_s + U_c$ は、①式より、以下のように変形することができる。

$$\begin{aligned} U_s + U_c &= (S_a - S_e)^2 + 2(1-r) S_a S_e \\ &= (S_e - r S_a)^2 + (1-r^2) S_a^2 \end{aligned} \quad \text{---②}$$

ここで、上の②式の右辺第1項・第2項を、それぞれ U_{coef} , U_{resid} とおくと、

$$U_s + U_c = U_{coef} + U_{resid}$$

つまり、

$$D = U_m + U_{coef} + U_{resid}$$

とも記述できる。この U_{coef} , U_{resid} をそれぞれ D で割って相対化したものが、j) U_{coef}/D , k) U_{resid}/D である。すなわち、 U_m/D と、この2統計量との和も1になる。

②式に示すように、 $U_{coef} + U_{resid}$ は、 D のうちの $U_s + U_c$ を別の観点から見たものであり、その性質は以下の通りである。

U_{coef} : 平均平方誤差の二乗 (D) のうち、計算値と実績値との回帰係数が1より乖離することに起因する部分 (②式の右辺第1項)

U_{resid} : 同じく、計算値と実績値との回帰の残差に起因する部分 (②式の右辺第2項)

したがって、j) U_{coef}/D , k) U_{resid}/D はそれぞれ、平均平方誤差の二乗 (D) (すなわちの計算値の軌跡と実績値の軌跡との乖離) のうち、計算値と実績値との回帰関係 (構造的な連動関係) に起因するものの比率と、回帰の残差に起因するものの比率を示している。

4.1.3 内挿テスト結果の分析

本論文末尾の表4-4の内挿テストの結果を、秋岡（1999a・1999b）におけるそれと比較したものが下表である。

内挿テスト結果 (諸統計量)	本論文 (モデル1)	秋岡 (1999a・1999b) (モデル0)
a) 決定係数	0.99556	0.99492
b) 平均平方誤差	6.29382	27.17859
c) 平均絶対誤差	5.23251	21.18473
d) 平均誤差	-0.99754	-20.08547
e) 回帰係数	1.00796	0.84396
f) Theil の不一致係数 (1966)	0.01789	0.07727
g) U_m/D	0.02512	0.54615
h) U_s/D	0.02211	0.38402
i) U_c/D	0.95277	0.06983
j) U_{coer}/D	0.01345	0.39485
k) U_{resid}/D	0.96143	0.05901

なお、表中の本論文のモデル1（基本モデル）と、秋岡（1999a・1999b）の諸モデル（モデル0～3）のうちモデル0とは、マクロ計量モデルとしては全く同一のものである。ただ、内生変数の計算値の算定方法のみが異なっている。すなわち、先述のように、本論文のモデル1においてはスタティック・シミュレーションの手法が用いられているのに対し、秋岡（1999a・1999b）のモデル0においては、ダイナミック・シミュレーションの手法が用いられている。

ちなみに、秋岡（1999a・1999b）の他のモデル（モデル1～3）における内挿テストの結果を敢えて上表に加えなかったのは、先述のように、それらに用いられているマクロ計量モデル自体が本論文のモデル1とは大きく異なっているため、比較の意味を成さなかったからである。（詳細は本論文3.2および4.1.1を参照のこと）

さて、上表の本論文モデル1の内挿テスト結果を見ると、わが国過去の実質国民所得(Q_t)の計算値と実績値とのフィットの良さ（適合度）を示す表中a)～f)の統計量は、秋岡（1999a・1999b）のモデル0と比較してすべて大幅に改善されていることがわかる。

特に、Theil の不一致係数（'66）に至っては、0.077から0.018へと、秋岡（1999a・1999b）のモデル0の1/4以下に減少している。このことは、モデルの適合度が飛躍的に向上したことを示している。

4.1.1で詳述したように、本論文のモデル1においてはスタティック・シミュレーションの手法が用いられていることが、これに大きく影響していることは否定できない。とはいえ、当モデルを用いたマクロ経済予測の有効性を検証する上で、これは注目に値する所見である。

参考までに、これを視覚的に比較すると、本論文末尾の図4-1（本論文のモデル1）と、同じく図3-0（秋岡（1999a・1999b）のモデル0）のようになる。

ただ、表4-4で示した通り、この内挿テストに使用されたマクロ計量モデル（本論文のモデル1）に関して言えば、各パラメータ推定値の有意性および経済理論との整合性に一部問題がある。そこで、この問題を解消するため、次節4.2以降でモデルの改良を検討してみることにする。

4.2 タイム・トレンドとオイルショックの影響とを考慮したモデル（モデル2）

4.2.1 概要

4.1.3で述べたように、本論文のモデル1（基本モデル）の各パラメータ推定値には若干問題があった。われわれは、この原因がモデルにあると考え、以下に示す改良をモデル1に加えることとする。

なお、当改良の主旨は、秋岡（1999b）の4.1.3.1に示したモデルの改良と全く同様であるが、改良の対象となる「基本モデル」自体が、当該論文と本論文とでは異なっていることに留意されたい。

さて前述のように、本論文の標本期間は、高度成長末期の1971年からバブル崩壊後の1997年の27年間に及び、この間、日本経済は、2次にわたるオイルショックや、円高・バブル経済など、数々の変化の波に見舞われている。

この変化の波の中で、日本経済は少しずつその構造を変えてきた可能性があるが、本論文3.1のモデル1（基本モデル）にはそれが反映されていない。4.1.1に示したモデル1のパラメータ推定値（本論文末尾の表4-1および表4-4）の中に、5%の有意水準で統計的に有意でないもの（+印）や、符号が経済理論と一致しないもの（#印）が含まれているのは、このことが影響している可能性がある。

そこで、本論文3.1のモデル1（基本モデル）に、タイム・トレンド（経年的構造変化）とオイルショックの影響とを反映させたモデルを新たに作り、これをモデル2とする。

まず、タイム・トレンドがマクロ経済に与えた影響を抽出するために、各年次の西暦の下2桁を変数化し、変数“*TIME*”として、モデル1の各式の説明変数に追加する。もし、わが国のマクロ経済に経年的構造変化があれば、ここで反映されることになる。

次に、オイルショックがモデルに与えた影響を抽出するため、オイルショック・ダミー（変数名“*DUM*”）も同様に追加する。なお、この変数は、第1次オイルショックの1973～75年と、第2次オイルショックの1979～81年の計6年次については“1”、その他の年次については、“0”をその内容とするダミー変数である。もし、オイルショックがマクロ経済に何ら

かの影響を与えていれば、ここで反映されることになる。ただし、両変数とも、タイム・トレンドとオイルショックが各式の定数項に与える影響のみを抽出するものである。

このモデル2の詳細は以下の通りである。

○タイム・トレンドとオイルショックの影響とを考慮したモデル（モデル2）

〔推定式〕（6本）

$$\begin{aligned} \text{(国内民間最終支出関数)} \quad D_t = & a_{10} + a_{11}(Q_t - T_t) + a_{12}R_t + a_{13}W_t \\ & + a_{14}TIME_t + a_{15}DUM_t + \varepsilon_{1t} \quad \text{---①} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{(貨幣需要関数)} \quad \log(M_t/P_t) = & a_{20} + a_{21}\log(Q_t) + a_{22}\log(1+i_t) \\ & + a_{23}TIME_t + a_{24}DUM_t + \varepsilon_{2t} \quad \text{---②} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{(インフレ供給関数)} \quad \pi_{t+1} = & a_{30} + a_{31}\pi_t + a_{32}\log(Q_t/Q_t^p) \\ & + a_{33}TIME_t + a_{34}DUM_t + \varepsilon_{3t} \quad \text{---③} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{(輸入関数)} \quad \log(IM_t) = & a_{40} + a_{41}\log(D_t + G_t) + a_{42}\log(P_t^{US} \cdot E_t/P_t) \\ & + a_{43}TIME_t + a_{44}DUM_t + \varepsilon_{4t} \quad \text{---④} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{(為替レート決定関数)} \quad \log(E_{t+1}) = & a_{50} + a_{51}\log(E_t) + a_{52}(i_t^{US} - i_t) \\ & + a_{53}TIME_t + a_{54}DUM_t + \varepsilon_{5t} \quad \text{---⑤} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{(租税関数)} \quad T_t = & a_{60} + a_{61}Q_t + a_{62}TIME_t + a_{63}DUM_t + \varepsilon_{6t} \quad \text{---⑥} \end{aligned}$$

〔定義式〕（6本）

$$\text{(国民所得決定式)} \quad Q_t = D_t + G_t + EX_t - IM_t \quad \text{---⑦}$$

$$\text{(名目利子率)} \quad i_t = R_t + \pi_{t+1} \quad \text{---⑧}$$

$$\text{(財政収支)} \quad BG_t = G_t + i_t W_t - T_t \quad \text{---⑨}$$

$$\text{(国債残高)} \quad WG_{t+1} = (BG_t + WG_t) / (1 + \pi_{t+1}) \quad \text{---⑩}$$

$$\text{(民間純資産残高)} \quad W_t = WG_t + WA_t \quad \text{---⑪}$$

$$\text{(物価水準)} \quad P_{t+1} = P_t(1 + \pi_{t+1}) \quad \text{---⑫}$$

但し、 a_{ij} ：推定するパラメーター

$TIME_t$ ： t 期のタイム・トレンド。“71”（1971年）～“97”（1997年）

DUM_t ： t 期のオイルショック・ダミー。1973～75年（第1次オイルショック）および1979～81年（第2次オイルショック）は“1”、それ以外の期は“0”。（その他の変数は、本論文のモデル1と全く同じである。）

4.2.2 パラメターの推定結果

4.2.1のモデル2を使用して、本論文のモデル1（基本モデル）と同様のマクロ計量モデルの推定を行なった。推定結果は本論文末尾の表4－2の通りである。また、4.1.1でも触れた通り、各モデルの推定結果は、本論文末尾の表4－4にまとめられている。

表4－4に示したように、本論文のモデル1（基本モデル）からモデル2への改良の效果を見ると、各パラメーター推定値のうち、モデル1と比較して、係数の有意性（+印；有意水準5%）と係数の符号の経済理論との整合性（#印）の双方がともに改善されたものはない。このうち、係数の有意性（+印）のみが改善されたものは、インフレ供給関数（③式）の定数項と $\log(Q_t/Q_t^p)$ の係数、および輸入関数（④式）の定数項と $\log(P^{us}_t \cdot E_t/P_t)$ の係数の計4件である。また、係数の符号の経済理論との整合性（#印）のみが改善されたものは、国内民間最終支出関数（①式）の R_t と W_t の係数、および貨幣需要関数（②式）の $\log(1+i_t)$ の係数の3件である。

そして、タイム・トレンド（ $TIME_t$ ）とオイルショックダミー（ DUM_t ）の係数について見ると、全12件中有意なものは、貨幣需要関数（②式）とインフレ供給関数（③式）の $TIME_t$ の係数、および輸入関数（④式）の DUM_t の係数の3件のみである。これでは、本論文のモデル1（基本モデル）からモデル2への改良が、4.1.3で述べた問題の解決に寄与しているとは言い難い。

4.2.3 内挿テスト結果の分析

本論文モデル2の内挿テストの結果は、本論文末尾の表4－4の「内挿テスト」の欄に示されている。この結果を、本論文のモデル1（基本モデル）および秋岡（1999a・1999b）のモデル0におけるそれと比較すれば下表のようになる。

内挿テスト結果 (諸統計量)	本論文 (モデル2)	本論文 (モデル1)	秋岡 (1999a・1999b) (モデル0)
a) 決定係数	0.98357	0.99556	0.99492
b) 平均平方誤差	11.90108	6.29382	27.17859
c) 平均絶対誤差	10.09225	5.23251	21.18473
d) 平均誤差	-0.31134	-0.99754	-20.08547
e) 回帰係数	0.99142	1.00796	0.84396
f) Theil の不一致係数 (1966)	0.03383	0.01789	0.07727
g) U_m/D	0.00068	0.02512	0.54615
h) U_s/D	0.00001	0.02211	0.38402
i) U_c/D	0.99931	0.95277	0.06983
j) U_{coer}/D	0.00446	0.01345	0.39485
k) U_{resid}/D	0.99485	0.96143	0.05901

なお、当モデル2における内挿テスト結果と本論文モデル1（基本モデル）におけるそれとを視覚的に比較すると、本論文末尾の図4-2（本論文のモデル2）と図4-1（本論文のモデル1）のようになる。

上表の内挿テストの結果は、前項4.2.2で得られた所見を裏付けている。すなわち、わが国過去の実質国民所得（ Q_t ）の計算値と実績値とのフィットの良さ（適合度）を示す表中a）～f）の諸統計量について見ると、d）「平均誤差」を除き、本論文モデル2のものよりもモデル1（基本モデル）のものの方が優っている。

一般的に、モデル中の説明変数を増やすと、その係数推定値が有意であるかどうかは別にして、モデルの適合度は高くなるはずである。しかるに当改良においては、モデルの適合度はかえって低下してしまっているのである。

4.3 モデル1の定数項を一部除外したモデル（モデル3）

4.3.1 概要

本論文末尾の表4-4に示したように、4.1.1で推定された本論文モデル1（基本モデル）のパラメーターの中には、5%の有意水準で有意でないもの（+印）や、符号が経済理論と一致しないもの（#印）が含まれていた。前節4.2においてわれわれは、この原因が経済の経時的構造変化とオイル・ショックの影響にあると考え、この両者を反映したモデル（モデル2）を考案し、これにより、マクロ計量モデルのパラメーターの推定および内挿テストを行なった。

しかし、本論文末尾の表4-2および表4-4に示した通り、その結果は、この両者がモデルにほとんど影響を与えていないことを示していた。

そこで本節においては、3.1のモデル1（基本モデル）に以下のような改良を行ない、それにより得られたパラメーター推定結果および内挿テスト結果をモデル1と比較・検討してみることとする。

すなわち、表4-4に示したモデル1の各推定式の定数項のうち、5%の有意水準で有意でないもの（+印：①・③・④・⑤・⑥式の定数項）をモデルより除外し、これをモデル3とする。これは、定数項の存在が各推定式の他のパラメーター推定値に与えている影響を調べるためである。

○モデル1の定数項を一部除外したモデル（モデル3）

〔推定式〕（6本）

$$(\text{国内民間最終支出関数}) \quad D_t = a_{11}(Q_t - T_t) + a_{12}R_t + a_{13}W_t + \varepsilon_{1t} \quad -①$$

- (貨幣需要関数) $\log(M_t/P_t) = a_{20} + a_{21}\log(Q_t) + a_{22}\log(1+i_t) + \varepsilon_{2t}$ —②
- (インフレ供給関数) $\pi_{t+1} = a_{31}\pi_t + a_{32}\log(Q_t/Q_t^p) + \varepsilon_{3t}$ —③
- (輸入関数) $\log(IM_t) = a_{41}\log(D_t + G_t) + a_{42}\log(P_t^{US} \cdot E_t/P_t) + \varepsilon_{4t}$ —④
- (為替レート決定関数) * $\log(E_{t+1}) = a_{51}\log(E_t) + a_{52}(i_t^{US} - i_t) + \varepsilon_{5t}$ —⑤
- (租税関数) $T_t = a_{61}Q_t + \varepsilon_{6t}$ —⑥

*秋岡(1999a・1999b)のモデル3においては、為替レート決定関数(⑤式)の右辺第3項を $a_{52}(i_t^{US} - i_{t+1})$ と置いていた。しかし、秋岡(1999b)4.1.4.2に示したように、この改良の効果が認められなかったため、本論文においては、当初の伴(1991)のモデルにしたがって $a_{52}(i_t^{US} - i_t)$ と置くものである。

(定義式)(6本)

- (国民所得決定式) $Q_t = D_t + G_t + EX_t - IM_t$ —⑦
- (名目利子率) $i_t = R_t + \pi_{t+1}$ —⑧
- (財政収支) $BG_t = G_t + i_t W_t - T_t$ —⑨
- (国債残高) $WG_{t+1} = (BG_t + WG_t) / (1 + \pi_{t+1})$ —⑩
- (民間純資産残高) $W_t = WG_t + WA_t$ —⑪
- (物価水準) $P_{t+1} = P_t(1 + \pi_{t+1})$ —⑫

但し、 a_{ij} : 推定するパラメーター

(その他の変数は、モデル1と全く同じである。)

4.3.2 パラメーターの推定結果

4.3.1のモデル3を使用して、本論文のモデル1(基本モデル)と同様のマクロ計量モデルの推定を行なった。推定結果は本論文末尾の表4-3の通りである。また、4.1.1でも触れた通り、各モデルの推定結果は、本論文末尾の表4-4にまとめられている。

表4-4に示したように、本論文のモデル1(基本モデル)からモデル3への改良の効果をみると、各パラメーター推定値の中で、係数の有意性(+印;有意水準5%)と係数の符号の経済理論との整合性(#印)のうち、モデル1と比較して少なくともどちらか一方だけでも改善されたものすらない。為替レート決定関数(⑤式)の $(i_t^{US} - i_t)$ の係数に至っては、モデル改良の結果、かえってその符号の経済理論との整合性が失われてしまっている。

このように、本論文のモデル1(基本モデル)からモデル3への改良が、4.1.3で述べた問題

の解決に寄与しているとは言い難い。

4.3.3 内挿テスト結果の分析

本論文モデル3の内挿テストの結果は、本論文末尾の表4—4の「内挿テスト」の欄に示されている。この結果を、本論文のモデル1（基本モデル）・モデル2および秋岡（1999a・1999b）のモデル0におけるそれと比較すれば下表のようになる。

内挿テスト結果 (諸統計量)	本論文 (モデル3)	本論文 (モデル1)	本論文 (モデル2)	秋岡 (1999a・1999b) (モデル0)
a) 決定係数	0.99844	0.99556	0.98357	0.99492
b) 平均平方誤差	3.68768	6.29382	11.90108	27.17859
c) 平均絶対誤差	2.98580	5.23251	10.09225	21.18473
d) 平均誤差	-0.50307	-0.99754	-0.31134	-20.08547
e) 回帰係数	0.99905	1.00796	0.99142	0.84396
f) Theil の不一致 係数(1966)	0.01048	0.01789	0.03383	0.07727
g) U_m/D	0.01861	0.02512	0.00068	0.54615
h) U_s/D	0.00002	0.02211	0.00001	0.38402
i) U_c/D	0.98137	0.95277	0.99931	0.06983
j) U_{coer}/D	0.00056	0.01345	0.00446	0.39485
k) U_{resid}/D	0.98083	0.96143	0.99485	0.05901

なお、当モデル3における内挿テスト結果と本論文モデル1（基本モデル）におけるそれとを視覚的に比較すると、本論文末尾の図4—3（本論文のモデル3）と図4—1（本論文のモデル1）のようになる。

「本論文のモデル1（基本モデル）からモデル3への改良の効果」という点から見れば、上表の内挿テストの結果は、前項4.3.2で得られた所見とは逆になっている。すなわち、わが国過去の実質国民所得（ Q_t ）の計算値と実績値とのフィットの良さ（適合度）を示す表中a）～f）の諸統計量について見ると、すべてにおいて、本論文モデル3のものの方がモデル1（基本モデル）のものよりも優っている。

つまり、モデル1からモデル3への改良は、統計学的には妥当なものではないが、結果的には、モデルの適合度が向上するという効果をもたらしているのである。

ただ冒頭で述べたように、本論文の主旨は、当初の伴（1991）のモデルを基本的な出発点として諸分析を行なうということである。4.3.2の通り、モデル1（基本モデル）からモデル3への改良の有効性が統計学的に認められない以上、われわれにこのモデル3を受容する理由はない。したがって、上表の内挿テスト結果は、あくまでも参考である。

4.4（参考）わが国における過去の政府支出乗数の推定

前節までにおいては、伴（1991）の当初のモデルを基本としたマクロ計量モデルが、わが国過去の実質国民所得の実際のデータと適合しているかどうかを内挿テストの手法を用いて分析した。そもそもこのような分析を行なうのは、本論文第1章でも述べた通り、対象のマクロ計量モデルを使用して今後行なわれる種々のシミュレーションの有効性を検証するためである。

参考までに本節においては、本論文のモデル1（基本モデル）がわが国の本来のマクロ計量モデルであると仮定し、これに政策シミュレーションの手法を用いることにより、わが国における過去の政府支出乗数を推定してみることとする。

なお、本論文2.1の図2-1に示したように、政策シミュレーションとは、主としてある政策の未来の効果を予測するために用いられる手法である。しかし、本節においては、特に過去の事象に対してこれを適用するものである⁵⁾。

さて周知の通り、政府支出乗数とは、政府支出（実質：以下同じ）を1単位増加させることによってもたらされる実質国民所得の増分のことである。和合・伴（1996）によれば、過去の政府支出乗数は、以下のような過去の政策シミュレーションを行なうことにより、容易に推定することができる。

まず、 t 期の政府支出の実績値を G_t とし、これをマクロ計量モデルに代入することにより求められた実質国民所得の計算値を $QE(G_t)$ とおく。この $QE(G_t)$ が当政策シミュレーションの標準解となる。

次に、 t 期の政府支出の実績値にそれぞれ1を加えたものを $G_t + 1$ とし、これをマクロ計量モデルに代入することにより求められた実質国民所得の計算値を $QE(G_t + 1)$ とおく。この $QE(G_t + 1)$ が当政策シミュレーションの実験解となる。すなわち、ここでいう「実験」とは、「もし過去の各年次に、政府支出をあと1単位ずつ増加させていたとしたらどうなるか」ということを意味している。

したがって、前記定義より、政府支出乗数はこの標準解と実験解との差として求められる。すなわち、

$$t \text{ 期の政府支出乗数} = \Delta QE / \Delta G = \text{実験解} - \text{標準解} = QE(G_t + 1) - QE(G_t)$$

となる。

モデル1（基本モデル）における標準解の系列は、すでに本論文4.1.1において求められている。マクロ計量モデルのパラメーターの推定方法やシミュレーションの手法については、4.1.1の表を参照されたい。

これと全く同様にして上記・実験解の系列を求め、後者から前者を減ずることにより政府

支出乗数の推定値の系列を求めた。このうち、過去15年間（1983～1997年）の政府支出乗数推定値の推移を、本論文末尾の図4－4に示した。

これによると、過去15年間のわが国の政府支出乗数推定値は、1.15(1986年)から1.78(1997年)の間で推移している。ただ、これら推定値は、わが国の真のマクロ計量モデルが、本論文のモデル1（基本モデル）のような形になっていることを大前提にしたものである。しかし、本論文4.1.3で示したように、モデル1の各パラメータ推定値の有意性および経済理論との整合性には一部問題がある。したがって、この推定結果はあくまでも参考であると解釈されたい。

5 結論および今後の課題

5.1 結論

われわれは、第1章で述べた本論文の執筆目的にもとづき、第4章において、伴（1991）の当初のモデルに立ち戻っていくつかの内挿テストを試みることにより、このモデルの過去のデータへの適合度を分析した。

まず4.1において、上記モデルをモデル1（基本モデル）として各パラメータを推定し、その後内挿テストを行なった。その結果を秋岡（1999a・1999b）のモデル0と比較したところ、わが国過去の実質国民所得（ Q_t ）の計算値と実績値とのフィットの良さ（適合度）を示す諸統計量は、すべて大幅に改善されていることがわかった。すなわち、「過去のデータとの適合度」という観点のみから見れば、伴（1991）の当初のモデルを表現する本論文モデル1（基本モデル）の有効性は、これにより大きく裏付けられたと言える。

しかし同時に、統計学的な有意性および経済理論との整合性という観点から見れば、秋岡（1999a・1999b）と同様、当モデルの各パラメータ推定値の一部には問題があることも判明した。

そこでわれわれは、上記の問題が、オイル・ショックやタイム・トレンド、あるいはモデル中の有意でない定数項に起因するのではないかと推測し、その影響を調べるため、それぞれモデル2およびモデル3としてモデルの改良を行なった。だが、4.2および4.3に示した通り、モデル1（基本モデル）からモデル2およびモデル3への改良は、統計学的には有意なものではなかった。

したがって、次のように結論付けることができる。すなわち、本論文のモデル1（基本モデル）は、過去のデータとの適合度においては極めて優れているモデルである。

しかし、当モデルを用いて推定された各パラメータの統計学的な有意性および経済理論との整合性に関して言えば、一部に問題があり、今回考え得る限りの改良を加えてもなお、こ

の問題点は解消されなかった。それゆえ、今後、当モデルを計量的マクロ経済予測に活用するにあたっては、この問題点の解消も併せて、引き続き検討してゆく必要があるということである。

5.2 今後の課題

前節で述べた問題点の解消に寄与することとして、以下のようなことを挙げることができる。

① モデルの改良

上記問題の原因として第一に考えられることは、本論文のモデル1（基本モデル）が「真のモデル」とは必ずしも一致していないのではないかということである。

モデル1は、高度成長末期から現在までを一つのマクロ・モデルで包括的に記述しようとしたものであるから、「バブル経済」や「経済のソフト化」、「社会の高齢化・少子化」など、特に最近のわが国経済が直面している諸問題が明示的に折り込まれているわけではない。今後は、これら諸問題を何らかの形でモデルに反映させるような改良を検討する必要がある。

② データの再検討

第二は、分析に使用したマクロデータ自体が、モデルの本来の主旨からは外れたものではないかということである。周知の通り、わが国のマクロデータは、たとえ同じ指標でも、発表する主体により数値がまちまちであるというのが現状である。本論文においては、できる限り信頼性の高いデータを収集するように努めたが、今後、状況によってはこれを再検討する必要があるだろう。

以　上

注　記

- 1) 内挿テストの詳細については、本論文の2.1を参照されたい。
- 2) 本論文と秋岡（1999a・1999b）との内容の詳細な比較については、本論文4. 1. 1の表を参照されたい。
- 3) 室田・伊藤・槌屋（1992）によれば、内挿テストには①パーシャル・テスト②トータル・テスト③ファイナル・テストの3種類がある。この内、②と③との相違は、②がタイムラグ付き内生変数に実績値を使用するのに対して（スタティック・シミュレーション）、③は計算値を使用する点にある（ダイナミック・シミュレーション）。本論文で用いられているのは、②のトータル・テストである。なお詳細は、本論文4.1.1を

参照のこと。

- 4) 室田・伊藤・槌屋（1992）で指摘されているように、外挿テストとは、モデルの計測期間（標本期間）以降あるいは将来についてのシミュレーションのことをいう。したがって、標本期間の終期が現在ではない場合には、将来についてのシミュレーションのみを意味する予測とは区別されるが、本論文においては、一般的な了解事項にもとづき両者を同義として扱う。
- 5) 政策シミュレーションの概要については、秋岡（1999b）の4.2.3を参照されたい。

データ出典

- ・国内民間最終支出（名目），輸入（名目：サービス含む），政府支出（名目），輸出（名目：サービス含む），米国の物価水準（GDP デフレータ：1990年基準），米国の名目利子率（フェデラルファンド・レート）
：東洋経済新報社編（1998）「経済統計年鑑'98」，東洋経済新報社
 - ・租税（名目：国税＋地方税），マネー・サプライ（名目： $M_2 + CD$ ），物価水準（GDP デフレータ：1990年基準），名目利子率（コール・レート），為替レート（円／ドル）
：日本銀行調査統計局編（1998）「経済統計年報（平成9年）」，日本銀行
 - ・対外純資産残高（名目：民間）
：経済企画庁経済研究所編（1998）「国民経済計算年報（平成9年版）」，大蔵省印刷局
- * 1：データを収集した資料のうち，最新版の名称のみを，上記「出典名」として記載した。
- * 2：上記の変数とモデル上の変数名との対応関係は，本論文3.1の「基本モデル（モデル1）」の欄を参照のこと。
- * 3：上記のうち，3.1の「基本モデル（モデル1）」において「実質」と表記されている変数については，上記の名目値を，同じく「物価水準」で除して算定した。
- * 4：3.1の「基本モデル（モデル1）」において，定義式で規定される下記の変数は，各定義式にもとづき，上記の変数より算定した。
国内総生産（実質），実質利子率，財政収支（実質），国債残高（実質），民間純資産残高（実質），物価上昇率（ $= P_t/P_{t-1} - 1$ ）
- * 5：3.1の「基本モデル（モデル1）」の「潜在生産水準」（ Q_t^p ）については，上記「国内総生産（実質）」をタイム・トレンドに回帰させて算定した。

参考文献

- 秋岡弘紀（1999a）「わが国における規制緩和の経済効果に関する一考察—マクロ計量モデルによる暫定的政策シミュレーション—(1)」,『関西大学経済論集』第48巻第4号, 関西大学経済学会, pp43—53
- 秋岡弘紀（1999b）「わが国における規制緩和の経済効果に関する一考察—マクロ計量モデルによる暫定的政策シミュレーション—(2)」,『関西大学経済論集』第49巻第1号, 関西大学経済学会, pp1—28
- 伴金美（1991）「マクロ計量モデル分析」, 有斐閣
- 経済企画庁経済研究所編（1995）「第5次版 EPA 世界経済モデル—基本構造と乗数分析—」,『経済分析』第139号, 大蔵省印刷局
- 経済審議会計量委員会編（1996）「中・長期経済計画のための多部門計量モデル—計量委員会第10次報告—」, 大蔵省印刷局
- 室田泰弘・伊藤浩吉・槌屋治紀（1992）「パソコンによる経済予測入門—エコノメイトによる日本経済予測」, 東洋経済
- Sachs J. and McKibbin W. (1985) “Macroeconomic Policies in the OECD and LDC External Adjustment”, NBER Working Paper Series, No.1534
- Sachs J. and McKibbin W. (1991) “Global Linkages: Macroeconomic Interdependence and Cooperation in the World Economy”, The Brookings Institution
- Theil H. (1966) “Applied Economic Forecasting”, North Holland
- 和合肇・伴金美（1988）「TSP による経済データの分析」, 東京大学出版会
- 和合肇・伴金美（1996）「TSP による経済データの分析〔第2版〕」, 東京大学出版会

表3-1 (参考) 秋岡 (1999a・1999b) におけるマクロ計量モデルの各パラメーターの推定結果

式 No	式 名	定数項および説明変数	パラメーター推定値および各統計量 () 内は t 値			
			モデル 0 (伴のモデル)	モデル 1	モデル 2	モデル 3
①	国内民間最終支出	定数項	* -42.4824 (-0.87)	* -33.8209 (-0.67)	* -40.9023 (-0.14)	-
		$Q_t - T_t$	1.1828 (4.22)	1.1365 (3.92)	0.6976 (1.71)	0.9698 (65.24)
		R_t	** 80.8472 (1.05)	** 108.3840 (1.38)	** 97.4794 (0.84)	* 86.3558 (2.53)
		W_t	** -0.1166 (-0.67)	** -0.0954 (-0.53)	** -0.0078 (-0.04)	** -0.0134 (-0.75)
		$TIME_t$	-	-	* 0.4498 (0.09)	-
		DUM_t	-	-	* 4.8172 (0.42)	-
		S. S. R.	5301.7800	5347.3400	4136.1000	4443.8000
②	貨幣需要関数	S. E. of Reg.	14.0129	14.0730	12.3769	12.8291
		R-squared	0.9667	0.9660	0.9736	0.9725
		D. W.-Ratio	1.4209	1.3801	1.3164	1.2275
		定数項	-3.3493 (-16.92)	-3.3914 (-17.71)	-4.3970 (-6.22)	-3.2214 (-21.55)
		$\log(Q_t)$	1.5586 (49.20)	1.5647 (50.73)	2.0130 (7.58)	1.5387 (63.20)
		$\log(1+i_t)$	** 0.5961 (1.65)	* 0.7211 (2.16)	** 0.1188 (0.25)	** 0.3638 (1.38)
		$TIME_t$	-	-	* -0.0184 (-1.85)	-
③	インフレ供給関数	DUM_t	-	-	* -0.0324 (-1.48)	-
		S. S. R.	0.0367	0.0395	0.0299	0.0326
		S. E. of Reg.	0.0369	0.0382	0.0333	0.0348
		R-squared	0.9927	0.9921	0.9941	0.9935
		D. W.-Ratio	0.6795	0.7006	0.5337	0.6390
		定数項	* -0.0014 (-0.15)	-	-	-
		π_t	1.0320 (5.16)	-	-	-
④	輸入関数	$\log(Q_t/Q_t^p)$	* 0.3145 (1.23)	-	-	-
		S. S. R.	0.0313	-	-	-
		S. E. of Reg.	0.0340	-	-	-
		R-squared	0.5395	-	-	-
		D. W.-Ratio	2.2647	-	-	-
		定数項	* -1.9965 (-1.45)	* -1.6814 (-1.28)	-7.2503 (-2.21)	-
		$\log(D_t + G_t)$	0.9403 (4.03)	0.8872 (3.97)	* 2.2571 (1.93)	0.6040 (106.03)
⑤	為替レート決定関数	$\log(P^{US}_t \cdot E_t/P_t)$	** 0.4347 (1.78)	** 0.3634 (1.52)	* 0.8333 (3.35)	** 0.1389 (1.13)
		$TIME_t$	-	-	* -0.0293 (-0.68)	-
		DUM_t	-	-	0.2765 (3.16)	-
		S. S. R.	0.8692	0.8842	0.5094	1.0006
		S. E. of Reg.	0.1794	0.1810	0.1374	0.1925
		R-squared	0.5236	0.5155	0.7198	0.4782
		D. W.-Ratio	0.5330	0.5451	0.8181	0.5732
⑥	租税関数	定数項	* -0.0360 (-1.21)	* -0.0321 (-1.08)	* -0.9868 (-0.91)	-
		$\log(E_t)$	0.9741 (19.15)	0.9686 (19.06)	1.1365 (5.33)	0.9810 (25.65)
		$i^{US}_t - i_t^*$	* 0.2062 (0.28)	* 0.0707 (0.09)	* 0.3061 (0.36)	** -0.9445 (-1.95)
		$TIME_t$	-	-	* 0.0104 (0.86)	-
		DUM_t	-	-	* 0.1067 (1.68)	-
		S. S. R.	0.2989	0.3068	0.3053	0.3605
		S. E. of Reg.	0.1052	0.1066	0.1063	0.1156
⑦	内挿テスト (Q_t の 実績値と計算 値との 比較)	R-squared	0.9280	0.9260	0.9269	0.9192
		D. W.-Ratio	1.5596	1.5522	1.7478	1.3548
		定数項	* -11.4134 (-1.71)	* -11.0012 (-1.64)	* -62.8251 (-0.53)	-
		Q_t	0.1928 (10.17)	0.1915 (10.08)	* 0.1279 (0.72)	0.1622 (32.21)
		$TIME_t$	-	-	* 0.8631 (0.41)	-
		DUM_t	-	-	* 4.1907 (0.88)	-
		S. S. R.	2273.5900	2273.8500	2247.5200	2517.1800
⑧	内挿テスト (Q_t の 実績値と計算 値との 比較)	S. E. of Reg.	9.1764	9.1770	9.1237	9.6555
		R-squared	0.7907	0.7907	0.7931	0.7907
		D. W.-Ratio	1.8394	1.8401	1.9010	1.6816
		(a) 決定係数	0.99492	0.99544	0.99820	0.99774
		(b) 平均平方誤差	27.17859	19.90548	3.98752	4.40580
		(c) 平均絶対誤差	21.18473	15.45401	3.25133	3.63873
		(d) 平均誤差	-20.08547	-14.47314	-0.65902	-0.15219
		(e) 回帰係数	0.84396	0.88376	0.99733	1.00110
		(f) Theil の不一致係数	0.07727	0.05659	0.01134	0.01253
		(g) U_n/D	0.54615	0.52866	0.02731	0.00119
		(h) U_s/D	0.38402	0.35989	0.00170	0.00218
		(i) U_c/D	0.06983	0.11145	0.97099	0.99662
		(j) U_{cons}/D	0.39485	0.37273	0.00385	0.00053
		(k) U_{resid}/D	0.05901	0.09860	0.96884	0.99828

+: パラメーター推定値が統計的に有意でないもの。(有意水準 5%)

: パラメーター推定値の符号が経済理論と一致しないもの。

*: モデル 3 のみ説明変数は $i^{US}_{t-1} - i_{t-1}$

表4-1 マクロ計量モデルの推定（基本モデル（モデル1））

・標本期間（標本数）	1971～1997年（27）
・データ種別	年次（暦年）データ
・推定法	3SLS
・操作変数	M_t , G_t , P^{US}_t , i^{US}_t , EX_t , WA_t , 定数項
・識別可能性	各推定式とも識別可能（次数条件を満たしている）

なお、表中各パラメータ推定値下の1段目の（ ）内は t 値、2段目の（ ）内は p 値〔1段目の t 値に対応する両側確率〕, “S. S. R.” は残差二乗和, “S. E. of Regression” は推定式の標準誤差, “R-squared” は自由度修正済み決定係数, “D. W. -Ratio” はダービン・ワトソン比のことである。（次表以下同じ）

〔推定結果〕

①国内民間最終支出関数

$$D_t = -42.4824 + 1.1828(Q_t - T_t) + 80.8472R_t - 0.1166W_t$$

t 値 (-0.87)	(4.22)	(1.05)	(-0.67)
P 値 (0.39)	(0.00)	(0.29)	(0.50)

S. S. R.	5301.7800
S. E. of Regression	14.0129
R-squared	0.9667
D. W. -Ratio	1.4209

②貨幣需要関数

$$\log(M_t/P_t) = -3.3493 + 1.5586\log(Q_t) + 0.5961\log(1+i_t)$$

t 値 (-16.92)	(49.20)	(1.65)
P 値 (0.00)	(0.00)	(0.10)

S. S. R.	0.0367
S. E. of Regression	0.0369
R-squared	0.9927
D. W. -Ratio	0.6795

③インフレ供給関数

$$\pi_{t+1} = -0.0014 + 1.0320\pi_t + 0.3145\log(Q_t/Q_t^p)$$

t 値 (-0.15)	(5.16)	(1.23)
P 値 (0.88)	(0.00)	(0.22)

S. S. R.	0.0313
S. E. of Regression	0.0340
R-squared	0.5395
D. W. -Ratio	2.2647

④輸入関数

$$\log(IM_t) = -1.9965 + 0.9403\log(D_t + G_t) + 0.4347\log(P^{US}_t \cdot E_t/P_t)$$

t 値 (-1.45)	(4.03)	(1.73)
P 値 (0.15)	(0.00)	(0.08)

S. S. R.	0.8692
S. E. of Regression	0.1794
R-squared	0.5236
D-W Ratio	0.5330

表4-2 マクロ計量モデルの推定

〔タイム・トレンドとオイルショックの影響とを考慮したモデル(モデル2)〕

・標本期間(標本数)	1971~1997年(27)
・データ種別	年次(暦年)データ
・推定法	3SLS
・操作変数	$M_t, G_t, P^{US}_t, i^{US}_t, EX_t, WA_t, DUM_t$, 定数項
・識別可能性	各推定式とも識別可能(次数条件を満たしている)

〔推定結果〕

①国内民間最終支出関数

$$D_t = -170.6460 + 0.5721(Q_t - T_t) - 7.8069R_t + 0.0771W_t + 3.1684TIME_t + 5.9656DUM_t$$

t 値	(-0.50)	(0.87)	(-0.06)	(0.31)	(0.54)	(0.49)
P 値	(0.62)	(0.39)	(0.96)	(0.75)	(0.59)	(0.63)

S. S. R	2470.7500
S. E. of Regression	9.5660
R-squared	0.9841
D. W. -Ratio	0.9498

②貨幣需要関数

$$\log(M_t/P_t) = -5.3220 + 2.4236\log(Q_t) - 0.9440\log(1+i_t) - 0.0351TIME_t - 0.0055DUM_t$$

t 値	(-6.38)	(7.54)	(-1.60)	(-2.87)	(-0.23)
P 値	(0.00)	(0.00)	(0.11)	(0.00)	(0.82)

S. S. R	0.0346
S. E. of Regression	0.0358
R-squared	0.9932
D. W. -Ratio	0.6125

③インフレ供給関数

$$\pi_{t+1} = 0.3056 - 0.0179\pi_t + 0.6988\log(Q_t/Q_t^p) - 0.0033TIME_t + 0.0283DUM_t$$

t 値	(3.84)	(-0.07)	(4.05)	(-3.71)	(1.71)
P 値	(0.00)	(0.94)	(0.00)	(0.00)	(0.09)

S. S. R	0.0184
S. E. of Regression	0.0261
R-squared	0.6701
D. W. -Ratio	1.3133

④輸入関数

$$\log(IM_t) = -8.9729 + 2.9129\log(D_t + G_t) + 0.8178\log(P^{US}_t \cdot E_t/P_t)$$

t 値	(-2.86)	(2.63)	(3.32)
P 値	(0.00)	(0.01)	(0.00)

$$-0.0538TIME_t + 0.2543DUM_t$$

t 値	(-1.32)	(2.89)
P 値	(0.19)	(0.00)

S. S. R	0.5243
S. E. of Regression	0.1394
R-squared	0.7117
D-W Ratio	0.8093

⑤為替レート決定関数

$$\log(E_{t+1}) = -0.7440 + 1.0970 \log(E_t) + 0.7251(i_t^{US} - i_t) + 0.0076 TIME_t + 0.0945 DUM_t$$

t 値	(-0.69)	(5.19)	(0.86)	(0.64)	(1.49)
P 値	(0.49)	(0.00)	(0.39)	(0.52)	(0.14)

S. S. R	0.2773
S. E. of Regression	0.1013
R-squared	0.9334
D. W. -Ratio	1.7166

⑥租税関数

$$T_t = -91.3027 + 0.0844 Q_t + 1.3778 TIME_t + 4.1867 DUM_t$$

t 値	(-0.75)	(0.46)	(0.63)	(0.88)
P 値	(0.45)	(0.64)	(0.53)	(0.38)

S. S. R	2284.1000
S. E. of Regression	9.1976
R-squared	0.7898
D. W. -Ratio	1.8991

なお、各変数のうち、外生変数は $TIME_t$, DUM_t , M_t , π_t , G_t , P^{US}_t , i^{US}_t , EX_t , WA_t であり、その他の変数は内生変数である。また、パラメターの推定にあたっては、上記の外生変数および各方程式の定数項を操作変数として使用した。

表4-3 モデル1の定数項を一部除外したモデル(モデル3)

・標本期間(標本数)	1971~1997年(27)
・データ種別	年次(暦年)データ
・推定法	3SLS
・操作変数	M_t , π_t , G_t , P^{us}_t , i^{us}_t , EX_t , WA_t , 定数項(②式のみ)
・識別可能性	各推定式とも識別可能(次数条件を満たしている)

〔推定結果〕

①国内民間最終支出関数

$$D_t = 0.9680 (Q_t - T_t) + 68.3830 R_t - 0.0085 W_t$$

t 値 (65.13)	(1.94)	(-0.48)
P 値 (0.00)	(0.05)	(0.63)

S. S. R	4213.4900
S. E. of Regression	12.4922
R-squared	0.9739
D. W. -Ratio	1.2422

②貨幣需要関数

$$\log(M_t/P_t) = -3.1816 + 1.5331 \log(Q_t) + 0.2291 \log(1 + i_t)$$

t 値	(-20.73)	(61.78)	(0.80)
P 値	(0.00)	(0.00)	(0.42)

S. S. R	0.0308
S. E. of Regression	0.0338
R-squared	0.9939
D. W. -Ratio	0.6148

③インフレ供給関数

$$\pi_{t+1} = 1.0309 \pi_t + 0.2810 \log(Q_t/Q_t^p)$$

t 値 (7.94)	(1.10)
P 値 (0.00)	(0.27)

S. S. R	0.0316
S. E. of Regression	0.0342
R-squared	0.5330
D. W. -Ratio	2.2621

④輸入関数

$$\log(IM_t) = 0.6035 \log(D_t + G_t) + 0.1490 \log(P^{us}_t \cdot E_t/P_t)$$

t 値 (102.36)	(1.19)
P 値 (0.00)	(0.23)

S. S. R	0.9987
S. E. of Regression	0.1923
R-squared	0.4820
D-W Ratio	0.5705

⑤為替レート決定関数

$$\log(E_{t+1}) = 0.9776 \log(E_t) - 1.0408(i_t^{US} - i_t)$$

t 値	(25.23)	(-1.85)
-----	---------	---------

P 値	(0.00)	(0.06)
-----	---------	---------

S. S. R	0.4258
---------	--------

S. E. of Regression	0.1256
---------------------	--------

R-squared	0.9041
-----------	--------

D. W. -Ratio	1.4242
--------------	--------

⑥租税関数

$$T_t = 0.1622 Q_t$$

t 値	(32.02)
-----	---------

P 値	(0.00)
-----	---------

S. S. R	2517.3300
---------	-----------

S. E. of Regression	9.6558
---------------------	--------

R-squared	0.7907
-----------	--------

D. W. -Ratio	1.6815
--------------	--------

なお、各変数のうち、外生変数は M_t , π_t , G_t , P_t^{US} , i_t^{US} , EX_t , WA_t であり、その他の変数は内生変数である。また、パラメターの推定にあたっては、上記の外生変数および②式の定数項を操作変数として使用した。

表4-4 各モデルの推定結果および内挿テスト結果の比較

式 No	式 名	定数項および説明変数	パラメーター推定値および各統計量 () 内は <i>t</i> 値		
			モデル 1 (基本モデル)	モデル 2	モデル 3
①	国内民間最終支出	定数項	* -42.4824 (-0.87)	* -170.6460 (-0.50)	-
		$Q_t - T_t$	1.1828 (4.22)	0.5721 (0.87)	0.9680 (65.13)
		R_t	** 80.8472 (1.05)	* -7.8069 (-0.06)	** 68.3830 (1.94)
		W_t	** -0.1166 (-0.67)	* 0.0771 (0.31)	** -0.0085 (-0.48)
		$TIME_t$	-	* 3.1684 (0.54)	-
		DUM_t	-	* 5.9656 (0.49)	-
		S. S. R.	5301.7800	2470.7500	4213.4900
②	貨幣需要関数	S. E. of Reg.	14.0129	9.5660	12.4922
		R-squared	0.9667	0.9841	0.9739
		D. W.-Ratio	1.4209	0.9498	1.2422
		定数項	-3.3493 (-16.92)	-5.3220 (-6.38)	-3.1816 (-20.73)
		$\log(Q_t)$	1.5586 (49.20)	2.4236 (7.54)	1.5331 (61.78)
		$\log(1+i_t)$	** 0.5961 (1.65)	* -0.9440 (-1.60)	** 0.2291 (0.80)
		$TIME_t$	-	-0.0351 (-2.87)	-
③	インフレ供給関数	DUM_t	-	* -0.0055 (-0.23)	-
		S. S. R.	0.0367	0.0346	0.0308
		S. E. of Reg.	0.0369	0.0358	0.0338
		R-squared	0.9927	0.9932	0.9939
		D. W.-Ratio	0.6795	0.6125	0.6148
		定数項	* -0.0014 (-0.15)	0.3056 (3.84)	-
		π_t	1.0320 (5.16)	** -0.0179 (-0.07)	1.0309 (7.94)
④	輸入関数	$\log(Q_t/Q_t^p)$	* 0.3145 (1.23)	0.6988 (4.05)	* 0.2810 (1.10)
		$TIME_t$	-	-0.0333 (-3.71)	-
		DUM_t	-	* 0.0283 (1.71)	-
		S. S. R.	0.0313	0.0184	0.0316
		S. E. of Reg.	0.0340	0.0261	0.0342
		R-squared	0.5395	0.6701	0.5330
		D. W.-Ratio	2.2647	1.3133	2.2621
⑤	為替レート決定関数	定数項	* -1.9965 (-1.45)	-8.9729 (-2.86)	-
		$\log(D_t + G_t)$	0.9403 (4.03)	2.9129 (2.63)	0.6035 (102.36)
		$\log(P^{US}_t + E_t/P_t)$	** 0.4347 (1.73)	* 0.8178 (3.32)	** 0.1490 (1.19)
		$TIME_t$	-	* -0.0538 (-1.32)	-
		DUM_t	-	0.2543 (2.89)	-
		S. S. R.	0.8692	0.5243	0.9987
		S. E. of Reg.	0.1794	0.1394	0.1923
⑥	租税関数	R-squared	0.5236	0.7117	0.4820
		D. W.-Ratio	0.5330	0.8093	0.5705
		定数項	* -0.0360 (-1.21)	* -0.7440 (-0.69)	-
		$\log(E_t)$	0.9741 (19.15)	1.0970 (5.19)	0.9776 (25.23)
		$i^{US}_t - i_t$	* 0.2062 (0.28)	* 0.7251 (0.86)	** -1.0408 (-1.85)
		$TIME_t$	-	* 0.0076 (0.64)	-
		DUM_t	-	* 0.0945 (1.49)	-
⑦	内挿テスト (Q_t の 実績値 と計算 値との 比較)	S. S. R.	0.2989	0.2773	0.4258
		S. E. of Reg.	0.1052	0.1013	0.1256
		R-squared	0.9280	0.9334	0.9041
		D. W.-Ratio	1.5596	1.7166	1.4242
		定数項	* -11.4134 (-1.71)	* -91.3027 (-0.75)	-
		Q_t	0.1928 (10.17)	* 0.0844 (0.46)	0.1622 (32.02)
		$TIME_t$	-	* 1.3778 (0.63)	-
⑧	内挿テスト (Q_t の 実績値 と計算 値との 比較)	DUM_t	-	* 4.1867 (0.88)	-
		S. S. R.	2273.5900	2284.1000	2517.3300
		S. E. of Reg.	9.1764	9.1976	9.6558
		R-squared	0.7907	0.7898	0.7907
		D. W.-Ratio	1.8394	1.8991	1.6815
		(a) 決定係数	0.99556	0.98357	0.99844
		(b) 平均平方誤差	6.29382	11.90108	3.68768
⑨	内挿テスト (Q_t の 実績値 と計算 値との 比較)	(c) 平均絶対誤差	5.23251	10.09225	2.98580
		(d) 平均誤差	-0.99754	-0.31134	-0.50307
		(e) 回帰係数	1.00796	0.99142	0.99905
		(f) Theil の不一致係数	0.01789	0.03383	0.01048
		(g) U_m/D	0.02512	0.00068	0.01861
		(h) U_s/D	0.02211	0.00001	0.00002
		(i) U_c/D	0.95277	0.99931	0.98137
⑩	内挿テスト (Q_t の 実績値 と計算 値との 比較)	(j) U_{corr}/D	0.01345	0.00446	0.00056
		(k) U_{resid}/D	0.96143	0.99485	0.98083

+ : パラメーター推定値が統計的に有意でないもの。(有意水準 5%)

: パラメーター推定値の符号が経済理論と一致しないもの。

図 3-0 （参考）秋岡（1999a・1999b）における Q_t （実質 GDP）の計算値と実績値の軌跡（モデル 0）

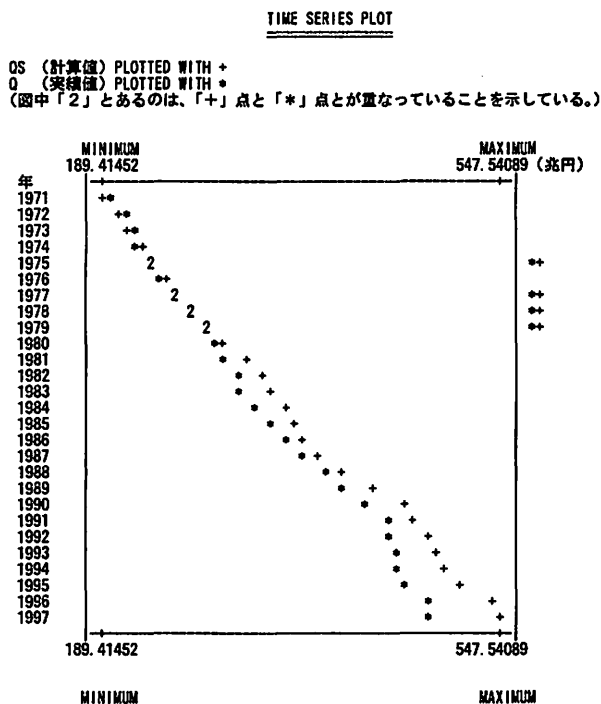


図 3-1 （参考）秋岡（1999a・1999b）における Q_t （実質 GDP）の計算値と実績値の軌跡（モデル 1）

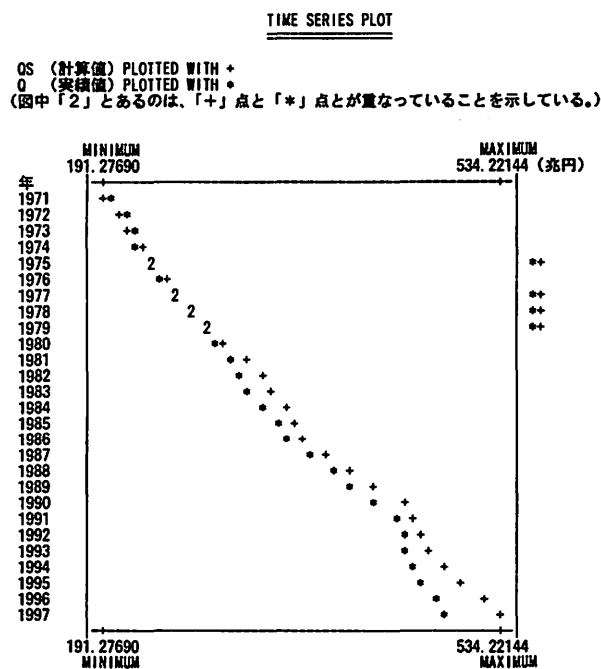


図3-2 （参考）秋岡（1999a・1999b）における Q_t （実質）の計算値と実績値の軌跡（モデル2）

TIME SERIES PLOT

QS（計算値）PLOTTED WITH +
Q（実績値）PLOTTED WITH *
（図中「2」とあるのは、「+」点と「*」点とが重なっていることを示している。）

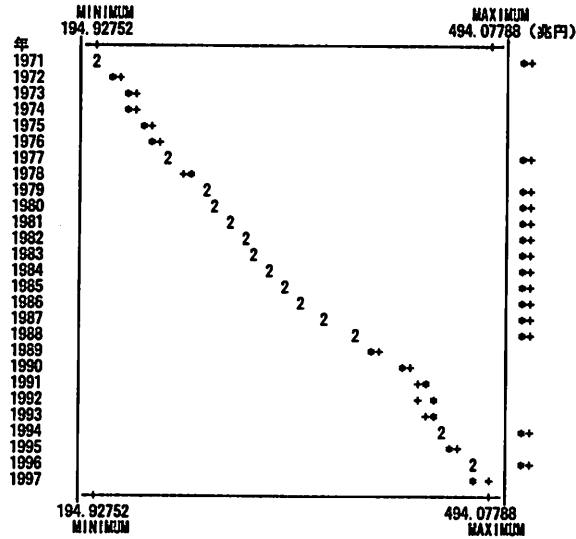


図3-3 （参考）秋岡（1999a・1999b）における Q_t （実質 GDP）の計算値と実績値の軌跡（モデル3）

TIME SERIES PLOT

QS（計算値）PLOTTED WITH +
Q（実績値）PLOTTED WITH *
（図中「2」とあるのは、「+」点と「*」点とが重なっていることを示している。）

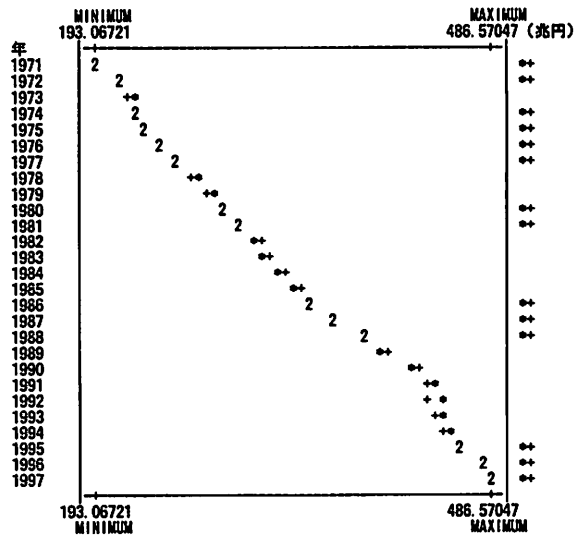


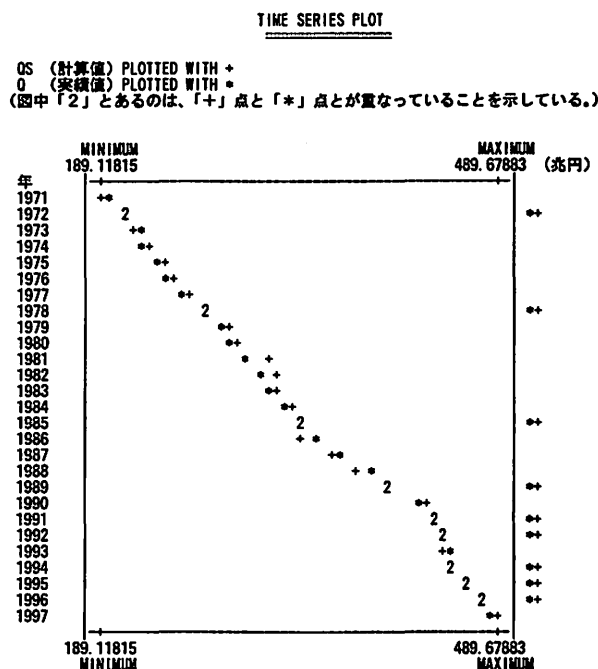
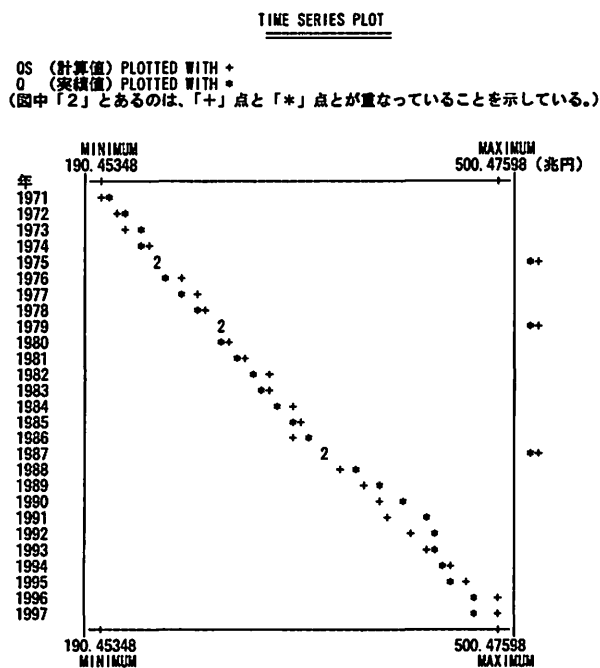
図 4-1 Q_t (実質 GDP) の計算値と実績値の軌跡 (モデル 1)図 4-2 Q_t (実質 GDP) の計算値と実績値の軌跡 (モデル 2)

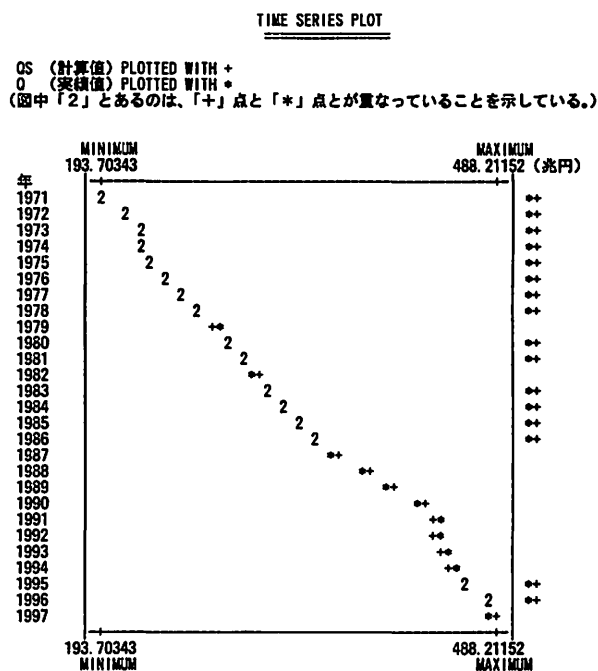
図4—3 Q_t （実質 GDP）の計算値と実績値の軌跡（モデル3）

図4—4 過去15年間の政府支出乗数の推移（モデル1）

