

## 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)

著者	秋岡 弘紀
雑誌名	関西大学経済論集
巻	49
号	1
ページ	1-28
発行年	1999-06-15
その他のタイトル	A Study on the Economic Effect of Deregulations in Japan : A Temporary Simulation by Macroeconometric Models (2/2)
URL	<a href="http://hdl.handle.net/10112/13623">http://hdl.handle.net/10112/13623</a>

# 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)

秋 岡 弘 紀

キーワード：規制緩和；政策シミュレーション；マクロ計量モデル；回帰分析；伴 (1991) のモデル；3SLS；Sachs-McKibbin 型世界経済モデル  
経済学文献季報分類番号：02-27；02-40；07-10

## 4. 実証結果

### 4.1 モデルのパラメーターの推定

#### 4.1.1 モデル1のパラメーターの推定

シミュレーションに先立ち、前号3.4のモデル1の各変数に、1971年～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)を適用して回帰分析を行ない、本論文末尾の表4-1に示す通りのパラメーター推定値を得た。

このように、当モデルのような連立方程式モデルにおいて各方程式個別に通常の最小二乗法(OLSQ)を適用する方式を取らないのは、Zellner and Theil (1962) 他に示されている通り、この方式では標準線形回帰モデルの諸仮定のうちの一部が成立せず、各パラメーターの推定値に同時方程式バイアスが発生するからである。

なお、前号3.3のモデル0および3.4のモデル1の各推定式の末尾においては、それぞれ期待値0、分散 $\sigma_i^2$ の正規分布にしたがい、かつ互いに独立な確率誤差項 $u_{it}$ の存在が暗黙のうちに仮定されて

---

本稿は、原稿容量の関係で、一編の論文を下記の通り二回に分割して掲載させて頂いたうちの後半部分です。悪しからずご了承下さい。

・「わが国における規制緩和の経済効果に関する一考察(1)」

1. 序論
2. 過去の研究例およびその問題点
3. モデル

〔以上、前号(第48巻第4号)掲載分〕

・「わが国における規制緩和の経済効果に関する一考察(2)」

4. 実証結果
5. 結論および今後の課題

〔以上、本号(第49巻第1号)掲載分〕

いる。(iは式番号)しかし、記述上、これらは省略されている。本論文のこれ以後のモデルの推定式においても、これと同様の取り扱いとする。

さて、表4-1の推定結果を見ると、パラメータ推定値の中に統計的に有意ではないものが少なからず含まれている。(後述・表4-4においては、このような推定値に「+印」を付してある。)これは、ここで使用されたモデルが真のモデルとは一致しないのではないかとすることを暗示する所見であるので、シミュレーションを行なう前にモデルを適宜修正する必要がある。4.1.2以降の各項は、そのモデル修正の過程を示したものである。

また、上記に関連する事項として、時系列モデルとの比較の問題も挙げられる。これについては、後記・4.1.5において一括して言及する。

#### 4.1.2 伴(1991)のモデル(モデル0)のパラメータの推定およびモデル1との比較

3.4で述べたように、モデル1においては、この後のシミュレーションとの整合性を図るため、3.3の伴(1991)のモデル(モデル0)を一部変更して物価上昇率 $\pi_t$ を外生変数化している。

本項においては、この変更の影響を見るため、参考までにモデル0によっても回帰分析を行ない、4.1.1のモデル1の推定結果(表4-1)と比較することにする。同じく本論文末尾記載の表4-0がその推定結果である。

表4-0の推定結果を見ると、モデル1で除外したインフレ供給関数(③式)については、伴(1991)のモデル(モデル0)においても、今期の物価上昇率( $\pi_t$ )以外の変数の係数および定数項が有意水準5%で有意とはなっていない。したがって、真のインフレ供給関数は、 $\pi$ のラグ変数のみによる自己回帰モデル、すなわち時系列モデルである可能性がある。

これについては、前述・時系列モデルとの比較の問題とも関連するため、後記・4.1.5において言及するが、本項においては当初に述べた通り、インフレ供給関数(③式)を除外して分析を行なうこととする。

なお、参考までに、各モデルのパラメータ推定値および諸統計量を一表で比較したものを表4-4に示した。4.1.1で述べた通り、モデル1のパラメータ推定値の中にも、有意水準5%で有意ではないもの(+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。これについては、次項以降で検討する。

#### 4.1.3 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)

##### 4.1.3.1 概要

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、モデル1には

それが反映されていない。4.1.1のモデル1のパラメータ推定値(表4-1および表4-4)の中に、統計的に有意でないものや、符号が経済理論と一致しないもの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、3.4のモデル1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*”）も同様にして追加する。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。なお、式番号③（インフレ供給関数）が除外されていることは、モデル1と同様である。

#### ○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〕（5本）

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

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

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

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

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

##### 〔定義式〕（6本）

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

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

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

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

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

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

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”。(その他の変数については, 前号3.3のモデル0と3.4のモデル1とを参照のこと。)

#### 4.1.3.2 パラメーターの推定結果

4.1.3.1のモデル2で, 従前と同様の回帰分析を行なった。推定結果は表4-2の通りである。また, 4.1.2でも触れた通り, 各モデルの推定結果は表4-4にまとめられている。

表4-4に示したように, モデル1からモデル2への改良の効果を見ると, 係数の有意性(+印)と係数の符号の経済理論との整合性(#印)の両方がともに改善されたものはない。しかも, タイム・トレンド( $TIME_t$ )とオイルショックダミー( $DUM_t$ )の係数は, ④式の $DUM_t$ を除いてすべて有意ではない。

なお, 係数の符号の経済理論との整合性とは, 次のようなことである。例えば, 表4-2の①式の $R_t$ の係数推定値の符号は正となっている。これは, 説明変数 $R_t$ と被説明変数たる国内民間最終消費支出( $D_t$ )との間に, 正の相関関係があることを示している。

しかし,  $R_t$ とは実質利子率のことであるから, 経済理論上は負の相関関係がなければならない。したがって, この推定結果は経済理論とは一致しない。表4-4においては, このような係数推定値に対して#印を附してある。

#### 4.1.4 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)

##### 4.1.4.1 概要

4.1.1で推定されたモデル1のパラメーターの中には, 表4-4に示したように, 5%の有意水準で有意でないものや符号が経済理論と一致しないものが含まれていた。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, 4.1.3において, この両者を反映したモデル(モデル2)を考案し, これによりパラメーターの推定を行なった。

しかし, 表4-2および表4-4の通り, その推定結果は, 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, 本項においては, 3.4のモデル1に, 以下のような修正を行ない, それにより得られた推定結果をモデル1と比較・検討してみることにする。

まず, 第1番目の修正は, 表4-1に示したモデル1の各式の定数項のうち, 5%の有意水準で有意でないもの(①・④・⑤・⑥式の定数項)をモデルより除外する。これは, 定数項の存在が, 各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。

次に、⑤式の「為替レート決定関数」の右辺第3項の  $i^{US}_t$  と  $i_t$  とを、それぞれ  $i^{US}_{t+1}$  と  $i_{t+1}$  とに修正する。すなわち、モデル1においては、来期の円／ドル為替レートに、今期の日米金利差（名目）が1期のタイム・ラグを置いて影響を与えていることになっていたが、これを、来期の為替レートには、来期の金利差（名目）がタイム・ラグなしに影響を与えるというように変更する。これは、金利差による裁定取引が瞬時に行われるという現状を、モデルに反映させるためである。

以上2点の修正を3.4のモデル1に加えてこれをモデル3とした。モデルの概要は以下の通りである。

○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）

〔推定式〕（5本）

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

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

$$\text{(輸入関数)} \quad \log(IM_t) = a_{41}\log(D_t + G_t) + a_{42}\log(P^{US}_t \cdot E_t/P_t) \quad -④$$

$$\text{(為替レート決定関数)} \quad \log(E_{t+1}) = a_{51}\log(E_t) + a_{52}(i^{US}_{t+1} - i_{t+1}) \quad -⑤$$

$$\text{(租税関数)} \quad T_t = a_{61}Q_t \quad -⑥$$

〔定義式〕（6本）

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

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

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

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

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

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

但し、 $a_{ij}$  : 推定するパラメーター

(その他の変数は、前号3.4のモデル1と全く同じである。)

#### 4.1.4.2 パラメーターの推定結果

4.1.4.1のモデル3で、従前と同様の回帰分析を行なった。推定結果は表4-3の通りである。また、前述のように、各モデルの推定結果は表4-4にまとめられている。

表4-4に示したように、モデル1からモデル3への改良の効果を見ると、係数の有意性(+印)および係数の符号の経済理論との整合性(#印)の両方がともに改善されたものはない。

以上のように、モデル1からモデル2・3への改善は、「係数の有意性」および「係数の符号の経

済理論との整合性」の2点に関しては、いずれも有効なものとは言えなかった。では、どのモデルを使用してシミュレーションを行えばよいのであろうか。これについては、次節4.2において詳細に検討する。

#### 4.1.5 時系列モデルとの比較の問題

時系列モデルとは、ある変数を自己および他変数のラグ変数（以前の期の変数）に回帰させたモデルである。このうちの中心的なものは、ある変数を自己のラグ変数のみに回帰させた自己回帰モデルである。

自己回帰モデルは、ある変数の変動を、それ以前の期の自変数の変動のみによって説明しようとするものである。この点において、本論文のモデルのように、何らかの経済理論にもとづき主として同一期の他の変数によってこれを説明しようとする計量経済モデルとは、根本的に異なるものである。

山本（1988）においても指摘されている通り、時系列モデルは、予測に関しては計量経済モデルよりも良い結果を示すことが多いため、経済予測によく用いられている。

本論文において上記・時系列モデルを使用しなかったのは、当初の重点が、伴（1991）のモデルをマクロ計量モデルとしてわが国の経済に適用した場合に、いかなる所見が認められるかを考察することにあったためである。

すなわち、それを用いた経済予測（シミュレーション）の方は、あくまでも暫定的なものとして位置づけられていたからである。ただ、時系列モデルについては、その利点も多いため、今後マクロ計量モデルと並行して研究を進めて行く必要があると考える。

## 4.2 政策シミュレーション

### 4.2.1 シミュレーションで使用するモデルの決定（内挿テスト）

シミュレーションとは、実際のデータから推定された計量モデル、あるいは先験的にパラメータを与えられたモデル（非確率的シミュレーションモデル）に各外生変数の仮想値を代入し、その解として得られた各内生変数の計算値を、その場合の予測値とすることである。したがって、シミュレーションに先立ち、それに使用するモデルを決定しなければならない。

表4-4に示した通り、本論文のモデル0～3はいずれも、「係数の有意性」および「係数の符号の経済理論との整合性」の二点において問題をはらんでいた。

このような場合のモデルの選定においては、「モデルの適合度」を次なる基準とせざるを得ない。これは、各外生変数の実績値をモデルに代入するシミュレーションを標本期間（内挿期間）内において行ない、その解として得られた各内生変数の計算値の軌跡が、各内生変数の実績値のそれをどれだけうまくトレースしているかを検討するもの（内挿テスト）である。もしモデルが各内生変数の過去の実績値の動きをうまくトレースしていれば、そのモデルに各外生変数の仮想値を代入して

行うシミュレーション（将来予測）の信頼性も高くなる。

モデルの適合度を測る統計量としては、(a)計算値と実績値との決定係数、以下同じく、(b)平均平方誤差、(c)平均絶対誤差、(d)平均誤差、(e)回帰係数、(f) *Theil* の不一致係数、(g)  $U_m/D$ 、(h)  $U_s/D$ 、(i)  $U_c/D$ 、(j)  $U_{coef}/D$ 、(k)  $U_{resid}/D$  などが挙げられる。

さて、本論文の各モデルにおける内生変数の中で、シミュレーションの主要な対象となるのは、実質国民所得 ( $Q_t$ ) である。そこで、この  $Q_t$  に関し、本論文の各モデル別に上記(a)~(k)の諸統計量を算定し、それを表4-4の下方の欄（「内挿テスト」）に示した。

ここで、上記の諸統計量の概要を説明すれば、以下のようになる。

- (a) 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、この両者の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。
- (b)平均平方誤差・(c)平均絶対誤差・(d)平均誤差は、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る。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) 回帰係数は、実績値を計算値に一次回帰させた場合の、計算値の回帰係数の推定値である。決定係数と同じく、この値が1に近いほど両者の相関は高いということが言える。
- (f) *Theil* の不一致係数 ( $Th$ ) 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  $Th$  とおいた場合、それは次のように定義される。

$Th =$

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

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)  $U_{resid}/D$  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、

$$D = \Sigma (ACT_t - EST_t)^2 / T \\ = (ACT - EST)^2 + (S_a - S_e)^2 + 2(1-r) S_a S_e \quad (1)$$

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  
 $r$  : 実績値と推定値の相関係数

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

$U_s$  : 同じく、分散の差に起因する部分。

$U_c$  : 同じく、共分散の差に起因する部分

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。

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

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  $U_s + U_c$ 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、計算値の回帰係数が1より乖離することに起因する部分

$U_{resid}$  : 同じく、残差に起因する部分

したがって、 $U_{coef}/D$ ,  $U_{resid}/D$  はそれぞれ、平均平方誤差の二乗 ( $D$ ) のうち、計算値と実績値との回帰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。

さて、表4-4において、 $Q_i$ の計算値と実績値との相関関係および乖離の程度を示す上記(a)~(f)

の統計量をモデル別に見ると、(a)～(c)および(f)については、モデル2が最も良い適合度を示している。また、(d)・(e)については、モデル3が優っている。

上記のことから総合的に判断して、あくまでも「モデルの適合度」という観点からは、モデル2が最も望ましいと結論付けることができる。したがって、4.2.2以降の政策シミュレーションにおいては、モデル2を採用することにする。

一方、このモデル2について、 $Q_t$ の計算値の軌跡と実績値の軌跡との乖離の原因を示す(g)～(k)の統計量を見ると、(i)および(k)が相対的に大きくなっている。このことは、モデル2に関して、 $Q_t$ の計算値の軌跡と実績値の軌跡との乖離の原因が、この両者の構造的な回帰（連動）関係以外の部分にあるということを示している。

参考までに、モデル1～3について、 $Q_t$ の計算値の軌跡と実績値の軌跡とを平面上にプロットしたものを、本論文末尾にそれぞれ図4-1～3として示した。

#### 4.2.2 政策変数

3.4で述べた通り、本論文における政策シミュレーションで使用する政策変数は物価上昇率( $\pi_t$ )である。

その上昇率については、秋岡（1999）に示す通り、 $-6.733\%$ とする。これは、規制緩和の直接的効果を、参入障壁の撤廃に伴う内外価格差の解消と捉え、そこから推定されたものである。

したがって、本論文における政策シミュレーションの主旨は、4.1.3で推定されたモデル2に「 $6.733\%$ の物価水準の下落」を外生的に与え、その解としての実質国民所得の計算値がどうなるかを検証するということである。

#### 4.2.3 シミュレーションの概要

本論文における政策シミュレーションの概要は、以下の通りである。

(1)マクロ計量モデルの推定（詳細は第3章および4.1参照）

- ①標本期間：1971年～1997年（27年間：年次データ）
- ②適用モデル：モデル2
- ③パラメータ推定値および諸統計量：表4-4参照

(2)シミュレーション

①概要

(1)で推定されたマクロ計量モデルに、(2)②の外生変数の仮想値を与え、その連立方程式の解として(2)③の内生変数の計算値を求めて、これを予測値とする。

- ②外生変数の仮想値： $G_t$ ,  $EX_t$ ,  $I^{US}_t$ ,  $M_t$ ,  $P^{US}_t$ ,  $WA_t$ ,  $TIME_t$ ,  $DUM_t$ の、それぞれ1997年の実績値),  
 $\pi_t$ （政策変数： $-0.06733$ ）

モデルの標本期間の最終期の1997年の現状で、規制緩和のみが行われたと仮定した場合の効果を予測するため、 $\pi_t$ 以外の外生変数の仮想値は1997年の実績値とする。

なお、規制緩和の効果が徐々に現れてくることということをシミュレーションに反映させるため、 $P_t$ が10年間かかって1997年実績値よりも6.733%減少するという形式とする。したがって、1998年以降10年間の各年ごとの  $\pi_t$ は、

$$- \{1 - (1 - 0.06733)^{110}\} = -0.00695$$

となる。

一方、規制緩和の経済効果のみを抽出するために、この期間を通じて他の外生変数の仮想値は1997年実績値のまま固定する。

### ③予測期間

1998年～2007年（10年間）：詳細は②参照

④内生変数（予測値）： $Q_t, D_t, I_t, R_t, BG_t, WG_t, W_t, IM_t, E_t, T_t, P_t$

⑤連立方程式の解法：ニュートン法（1997年の各内生変数の実績値を初期値として用いる。）

和合・伴（1988）によれば、「政策シミュレーション」とは、「標準解および実験解を算定する2種類のダイナミック・シミュレーションを行い、この2つの解を比較すること」である。

ここでいう「標準解」とは、「基礎となる外生変数の経路をモデルに与えて、その解を計算すること」、つまり、「対象となる政策が実施されなかった場合の、各内生変数の予測値」のことである。本論文のシミュレーションにおいては、規制緩和による物価水準下落の効果だけを抽出するために、予測期間（1998年～2007年）中、他の外生変数を1997年実績値で固定している。すなわち、本シミュレーションにおける「標準解」は、予測期間を通じて「1997年の内生変数の計算値」となる。

また、「実験解」とは、「外生変数の中の1つを選択し、標準解とは異なる経路を与えてその解を計算すること」、つまり、「対象となる政策が実施された場合の、各内生変数の予測値」のことであり、ここで選択された外生変数が、当シミュレーションの政策変数となる。本論文のシミュレーションにおいては、その外生変数は、物価上昇率（ $\pi_t$ ）であり、予測期間の10年間で物価水準が6.733%下落するような経路を与えられている。すなわち、本シミュレーションにおける「実験解」は、「政策変数  $\pi_t$  が今後10年間で-6.733%になるという経路を与えられた場合の、予測期間中の各内生変数の計算値の軌跡」となる。

したがって、本論文における政策シミュレーションの主旨は、シミュレーションによって得られた上記標準解と実験解とを比較して、規制緩和の政策効果を予測することである。

なお、4.2.3の(2)―②において、規制緩和の効果が完全に出るまでに10年を要としたのは、全く便宜的なものである。本来は、予測期間を1998年のみの1年間とし、その間に物価水準が6.733%下落する（ $\pi_t = -0.06733$ ）としても良い。

しかし、コール・レートが年率1%を切る「超低金利時代」の昨今、このように絶対値の大きな

$\pi_t$ を与えると、4.1.3.1のモデル2・⑧式に示すように、貨幣市場に与える波及効果が大きく、しかもこのように急激な物価水準の下落自体が非現実的なことであるので、敢えて(2)―②のような形式としたものである。

したがって、次節以降で「2007年予測値」とあるのは、「2007年に予測される数値」という意味ではなく、「1997年実績値よりも物価水準が6.733%下落したと仮定した場合の数値」と理解して頂きたい。

#### 4.2.4 シミュレーション結果

シミュレーションの結果は、本論文末尾に記載の表4―5の通りである。

なお、ここでいう「標準解」とは、「1997年計算値」のことであり、「実験解」とは、「2007年計算値」（予測値）のことである。

#### 4.2.5 考察

表4―5で物価水準( $P_t$ )の6.733%の下落の効果を見ると、本論文におけるシミュレーションの主眼である実質国民所得( $Q_t$ )の実験解(2007年予測値)については、標準解(1997年計算値)からは3.05%、金額にして15.06兆円、1997年実績値からは5.15%、金額にして24.94兆円、それぞれ増加するとの結果を得た。

物価水準の下落率よりも実質国民所得の増加率の方が小さいのは、物価水準下落で増加した内需のうちの一部が、輸入需要に流れるからであろうと推察される。

なぜならば、本論文のシミュレーションの元となるモデル2を見ると、4.1.3.2の「④輸入関数」の通り、その右辺第2項と第3項のパラメーターが、物価水準( $P_t$ )の下落率以上に輸入需要が増加することを示しているからである。

このため、表4―5の輸入( $IM_t$ )の実験解(2007年予測値)を見ると、標準解(1997年計算値)からは32.24%、1997年実績値からは16.69%、それぞれ増加するとのシミュレーション結果が出ている。

なお、参考までに、その他の内生変数のシミュレーション結果についても考察を加える。表4―5の「変化率」の欄を見ると、名目利子率( $I_t$ )・実質利子率( $R_t$ )・財政収支(赤字)( $BG_t$ )の変化率の絶対値が極めて大きくなっている。

このうち、名目利子率と実質利子率について実験解(2007年予測値)の欄を見ると、いずれも年利率にして10%前後であり、やや高い水準ではあるが過去の例から見て異常な水準とまでは言えない。したがって、利子率の変化率の絶対値が大きい理由は、最近の超低金利を反映して、その分母である標準解(1997年計算値)や1997年実績値の方が小さすぎることでありとと思われる。

また、財政収支(赤字)( $BG_t$ )の変化率が大きいのは、財政収支(赤字)自体が4.1.3.1のモデル2の⑨式の通り定義されていることが原因であろうと思われる。これは伴(1991)の定義にもとづ

いたものであるが、これにしたがうと、ある年の財政収支は、その年の名目利子率 ( $i_t$ ) と民間純資産残高 ( $W_t$ ) に大きく影響を受けることになる。

すなわち、モデル2の通り、民間純資産残高 ( $W_t$ ) の大半を占める国債残高 ( $WG_t$ ) の実験解が大きく、かつ名目利子率 ( $i_t$ ) のそれも10%前後という高い水準にあれば、必然的に財政収支 (赤字) ( $BG_t$ ) も大きな値を示すことになる。

これは、国債の利払いが財政を圧迫するということをモデルに反映させたものであるが、本論文のシミュレーションにおける財政収支の実験解の数値自体は、やや非現実的であるという観は否めない。この財政収支の定義をはじめ、モデルに再検討を加えることは、今後の研究課題としたい。

## 5. 結論および今後の課題

### 5.1 結論

本論文における議論の経過を簡潔にまとめると以下の通りとなる。

本論文の目的は、わが国における規制緩和の経済効果、特に実質国民所得の変化を計量的に予測することであった。

この目的のために、まず、1971年から1997年までの27年間の実際のデータを用いて、わが国のマクロ経済を記述するマクロ計量モデルのパラメーターを推定した。これに用いられたのは、Sachs-McKibbin (1985) の世界経済モデルを簡略化した伴 (1991) のモデルに、いくつかの改良を加えた4種類のモデルであった。

次に、上記で推定されたモデルのうちの一つにもとづいて、規制緩和の経済効果を予測する政策シミュレーションを行なった。なお、シミュレーションに使用したのは、上記のうち、標本期間(1991年～97年)において実質国民所得の計算値と実績値とが最も良いフィットを示していたモデル (モデル2) であった。

このシミュレーションの政策変数としては、「物価上昇(下落)率」を用いた。これは、秋岡 (1999) にもとづき、規制緩和の直接的効果を「内外価格差の解消による物価水準の下落」としたからであった。そして、その下落率は、上記にもとづき、6.733%とした。

この政策シミュレーションの結果は次の通りであった。すなわち、規制緩和に起因する国内物価水準の下落により、実質国民所得の実験解は、標準解 (1997年計算値) からは3.05%、1997年実績値からは5.15%、それぞれ増加したものになるとの結果を得た。

以上が本論文における結論である。しかし、モデルの推定方法およびシミュレーションの方法の双方に検討すべき課題が残ったことも確かである。この意味において、本論文の予測はあくまでも暫定的なものである。なお、この点については、5.2で詳述する。

### 5.2 今後の課題

前章までの分析の過程において、さまざまな問題点が生じた。本節は、それらを列挙し、今後の

検討課題として提示するものである。

### 5.2.1 モデル上の問題

本論文においてパラメターの推定のために当初使用したモデルは、第3章で述べたように、伴(1991)のモデルにいくつかの改良を加えたモデル(モデル1)である。

しかし、このモデルに実際のデータを適用して得られた推定結果を見ると、表4-1および表4-4に示したように、必ずしも理論上望ましいものとは言えなかった。

まず、各パラメター推定値の中には、統計上有意とは言えないものが含まれており、また、その符号の中には、経済理論と一致しないものもあった。われわれは、この原因が、経時的構造変化とオイル・ショックの影響とがモデルに反映されていないこと等にあると考え、モデルに改良を加えた。しかし、表4-4に示した通り、結果はほとんど改善されなかった。

こうして見てくると、真のモデルは、上記のモデルとは異なった形をしている可能性を否定できなくなる。したがって、4.1.5で述べた時系列モデルとの比較の問題も含め、わが国のマクロ経済をよりうまく記述するモデルを検討すること、これが第一の課題である。

### 5.2.2 シミュレーション上の問題

まず、政策変数として、物価水準上昇(下落)率を使用したことが挙げられる。3.4で既に指摘されているように、物価水準上昇(下落)率とは、本来モデルの中で決定される内生変数であって、外生的に与えることはできない。本論文のシミュレーションにおいては、規制緩和の直接的効果を表現するものとして、あくまでも暫定的にこれを外生変数化している。具体的には、3.3のモデル0の「③インフレ供給関数」が、他のモデルにおいては削除され、これによって物価上昇率が外生変数化されている。

しかし、このため、「財・サービスの供給」という要素がモデルから欠落する結果となり、これがパラメターの推定結果の悪さに影響を与えている可能性がある。

したがって、5.2.1とも関連するが、「供給」をモデルに反映させ、物価上昇率を内生変数化すること、これが第二の課題である。

次に、その政策変数としての物価上昇(下落)率の値自体にも問題がある。これは、秋岡(1999)から準用したもので、もともと経済企画庁物価局編(1997)記載の、1997年の内外価格差から推定されたものである。

しかし、内外価格差は為替レートの影響を大きく受け、その為替レートは、貿易上の要因だけでなく投機的な要因にも大きく影響されるため、内外価格差がすべてわが国の規制に起因するとは必ずしも言えない。

したがって、規制緩和の直接的効果を精査すること、これが第三の課題である。

### 5.2.3 マクロ計量モデルにもとづくシミュレーションの限界

本論文におけるシミュレーションの手法は、標本期間（1971年～97年）の実際のデータから推定されたマクロ計量モデルに、予測期間（1998年～2007年）の外生変数の仮想値を代入して、その政策の効果を予測したものである。

この手法においては、標本期間において推定されたモデルのパラメーターが、そのまま予測期間においても適用されることになる。すなわち、このシミュレーションにおいて操作可能なものは外生変数の仮想値だけで、経済の構造自体は、標本期間と予測期間とで不変であるということが暗黙の前提となっている。

しかし、規制緩和のような構造改革に関するシミュレーションの場合、経済の構造自体が暫時変化して行くことも考えられる。このような経済の構造変化は、政府支出やマネー・サプライといった外生変数の仮想値の操作だけでは表現できないことがある。すなわち、予測期間のモデルのパラメーターやモデル自体をも、状況に応じて変化させる必要性が生じる場合がある。

このような場合のシミュレーションにおいては、過去のデータにもとづくマクロ計量モデルはもはやその意味をなさなくなる。すなわち、伴（1991）において指摘されているように、この場合、非確率的マクロ・シミュレーションモデルによる予測を行う必要がある。

これは、シミュレーションの元となるモデルのパラメーター（本論文各モデルの  $a_{ij}$ ）を、過去のデータによらず、研究者がおのおの先験的に与えた上でシミュレーションを行うという手法のことである。

もちろん、モデルのパラメーターを先験的に与えると言っても、それは、経験的あるいは理論的に蓋然性の高いものでなければならない。本論文のケースでは、まず、規制緩和の進んだ国々（英米他）の最近のデータにより、当該国のマクロ計量モデルを推定し、そこで得られたパラメーターの推定値をわが国のマクロ・モデルに準用して、これによりシミュレーションを行うといったようなことが考えられる。

しかし、この場合、規制緩和が進めばマクロの経済構造は各国で同一になるという、かなり思い切った仮定を行うことが前提となる。果たしてこの仮定が正しいかどうか慎重に検討する必要があるため、本論文においては、敢えてこの手法を取らなかった。

したがって、規制緩和の経済効果の予測に、上記・非確率的マクロ・シミュレーションモデルや前述・時系列モデルの適用を検討すること、これが第四の課題であり、この指摘をもって本論文の結びとしたい。

以上

\*本研究は、平成9年度関西大学重点領域研究助成金によって行なった。

（データ出典）〔(1)・(2)統合分〕

- ・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 デフレーター：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 デフレーター：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：モデル上の変数名との対応関係は，3.3の「モデル0」の欄を参照。

\* 3：上記のうち，3.3の「モデル0」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。

\* 4：3.3の「モデル0」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（ $= P_t / P_{t-1} - 1$ ）

\* 5：3.3の「モデル0」の「潜在生産水準」( $Q_t^p$ )については，上記「国内総生産」をタイム・トレンドに回帰させて算定した。

#### 参考文献 [(1)・(2)統合分]

- 秋岡弘紀（1996 a）「規制と競争」，橋本介三編著『現代日本経済を考える』第4章，八千代出版，pp113-161
- 秋岡弘紀（1996 b）「規制緩和と経済理論(1)」，『関西大学経済論集』第46巻第1号，関西大学経済学会，pp1-28
- 秋岡弘紀（1996 c）「規制緩和と経済理論(2)」，『関西大学経済論集』第46巻第2号，関西大学経済学会，pp39-66
- 秋岡弘紀（1999）「わが国における規制緩和—その意義・現状および展望（試算）—」，『研究双書』第114冊（「グローバル化・リスクの研究」），関西大学経済・政治研究所
- 伴金美（1991）「マクロ計量モデル分析」，有斐閣
- 経済企画庁物価局編（1997）「物価レポート'97」，経済企画協会
- 経済企画庁調整局（1996）「近年の規制緩和の経済効果の暫定的試算—主要分野における経済効果のGDPへの寄与—」，（報告書）
- 経済企画庁調整局（1997）「近年の規制緩和による経済効果の定量的試算」（報告書）
- 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

中北徹（1994）「待ったなしの規制緩和」、『週刊東洋経済』1994年2月12日号，東洋経済新報社，pp92-95

Sachs J. and McKibbin W. (1985) "Macroeconomic Policies in the OECD and LDC External Adjustment", NBER Working Paper Series, No.1534

竹中平蔵・小川一夫（1987）「対外不均衡のマクロ分析」，東洋経済新報社

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

山本拓（1988）「経済の時系列分析」，創文社

Zellner A. and Theil H. (1962) "Three-Stage Least Squares: Simultaneous Estimation of Simultaneous Equations", *Econometrica* 30, pp54-78

表4-1 物価上昇率 ( $\pi_t$ ) を外生変数化したモデル (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	$M_t, \pi_t, G_t, P^{US}_t, i^{US}_t, EX_t, WA_t$ , 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

$$D_t = -33.8209 + 1.1365(Q_t - T_t) + 108.3840R_t - 0.0954W_t$$

t 値 (-0.67)	(3.92)	(1.38)	(-0.53)
P 値 (0.50)	(0.00)	(0.17)	(0.59)

S. S. R.	5347.3400
S. E. of Regression	14.0730
R-squared	0.9660
D. W. -Ratio	1.3801

## ②貨幣需要関数

$$\log(M_t/P_t) = -3.3914 + 1.5647\log(Q_t) + 0.7211\log(1+i_t)$$

t 値 (-17.71)	(50.73)	(2.16)
P 値 (0.00)	(0.00)	(0.03)

S. S. R.	0.0395
S. E. of Regression	0.0382
R-squared	0.9921
D. W. -Ratio	0.7006

## ④輸入関数

$$\log(IM_t) = -1.6814 + 0.8872\log(D_t + G_t) + 0.3634\log(P^{US}_t \cdot E_t/P_t)$$

t 値 (-1.28)	(3.97)	(1.52)
P 値 (0.20)	(0.00)	(0.13)

S. S. R.	0.8842
S. E. of Regression	0.1810
R-squared	0.5155
D-W Ratio	0.5451

## ⑤為替レート決定関数

$$\log(E_{t+1}) = -0.0321 + 0.9686\log(E_t) + 0.0707(i^{US}_t - i_t)$$

t 値 (-1.08)	(19.06)	(0.09)
P 値 (0.28)	(0.00)	(0.93)

S. S. R.	0.3068
S. E. of Regression	0.1066
R-squared	0.9260
D. W. -Ratio	1.5522

## ⑥租税関数

$$T_t = -11.0012 + 0.1915Q_t$$

t 値 (-1.64) (10.08)

P 値 ( 0.10) ( 0.00)

S. S. R.	2273.8500
S. E. of Regression	9.1770
R-squared	0.7907
D. W.-Ratio	1.8401

なお、各変数のうち、外生変数は  $M_t$ ,  $\pi_t$ ,  $G_t$ ,  $P^{US}_t$ ,  $i^{US}_t$ ,  $EX_t$ ,  $WA_t$  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4-0 伴（1991）のモデル（モデル0）

- ・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  $M_t, Q_t^P, G_t, P^{US}_t, i^{US}_t, EX_t, WA_t$ , 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）

〔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

## ⑤為替レート決定関数

$$\log(E_{t+1}) = -0.0360 + 0.9741\log(E_t) + 0.2062(i^{US}_t - i_t)$$

t 値	(-1.21) (19.15)	(0.28)
P 値	(0.23) (0.00)	(0.78)

S. S. R.	0.2989
S. E. of Regression	0.1052
R-squared	0.9280
D. W.-Ratio	1.5596

## ⑥租税関数

$$T_t = -11.4134 + 0.1928Q_t$$

t 値(-1.71) (10.17)

P 値( 0.09) ( 0.00)

S. S. R.	2273.5900
S. E. of Regression	9.1764
R-squared	0.7907
D. W.-Ratio	1.8394

なお、各変数のうち、外生変数は  $M_t$ ,  $Q_t^p$ ,  $G_t$ ,  $P^{US}_t$ ,  $i^{US}_t$ ,  $EX_t$ ,  $WA_t$  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4-2 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）

- ・ 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  $M_t, \pi_t, G_t, P^{US}_t, i^{US}_t, EX_t, WA_t, TIME_t, DUM_t$ , 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

$$D_t = -40.9023 + 0.9676(Q_t - T_t) + 97.4794R_t - 0.0078W_t + 0.4498TIME_t + 4.8172DUM_t$$

t 値 (-0.14) (1.71) (0.84) (-0.04) (0.09) (0.42)

P 値 (0.89) (0.09) (0.40) (0.97) (0.93) (0.68)

S. S. R. 4136.1000  
 S. E. of Regression 12.3769  
 R-squared 0.9736  
 D. W.-Ratio 1.3164

## ②貨幣需要関数

$$\log(M_t/P_t) = -4.3970 + 2.0130\log(Q_t) + 0.1188\log(1+i_t) - 0.0184TIME_t - 0.0324DUM_t$$

t 値 (-6.22) (7.58) (0.25) (-1.85) (-1.48)

P 値 (0.00) (0.00) (0.80) (0.06) (0.14)

S. S. R. 0.0299  
 S. E. of Regression 0.0333  
 R-squared 0.9941  
 D. W.-Ratio 0.5337

## ④輸入関数

$$\log(IM_t) = -7.2503 + 2.2571\log(D_t + G_t) + 0.8333\log(P^{US}_t \cdot E_t/P_t) - 0.0293TIME_t + 0.2765DUM_t$$

t 値 (-2.21) (1.93) (3.35) (-0.68) (3.16)

P 値 (0.03) (0.05) (0.00) (0.50) (0.00)

S. S. R. 0.5094  
 S. E. of Regression 0.1374  
 R-squared 0.7196  
 D-W Ratio 0.8181

## ⑤為替レート決定関数

$$\log(E_{t+1}) = -0.9868 + 1.1365\log(E_t) + 0.3061(i^{US}_t - i_t) + 0.0104TIME_t + 0.1067DUM_t$$

t 値 (-0.91) (5.33) (0.36) (0.86) (1.68)

P 値 (0.36) (0.00) (0.72) (0.39) (0.09)

S. S. R. 0.3053  
 S. E. of Regression 0.1063  
 R-squared 0.9269  
 D. W.-Ratio 1.7478

## ⑥租税関数

$$T_t = -62.8251 + 0.1279Q_t + 0.8631TIME_t + 4.1907DUM_t$$

t 値 (-0.53) (0.72) (0.41) (0.88)

P 値 (0.59) (0.47) (0.68) (0.38)

S. S. R.	2247.5200
S. E. of Regression	9.1237
R-squared	0.7931
D. W.-Ratio	1.9010

なお、各変数のうち、外生変数は  $TIME_t$ ,  $DUM_t$ ,  $M_t$ ,  $\pi_t$ ,  $G_t$ ,  $P^{US}_t$ ,  $i^{US}_t$ ,  $EX_t$ ,  $WA_t$  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、為替レート決定関数を修正したモデル（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  $M_t, \pi_t, G_t, P^{US}_t, i^{US}_t, EX_t, WA_t$ , 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

$$D_t = 0.9698(Q_t - T_t) + 86.3558R_t - 0.0134W_t$$

t 値 (65.24) (2.53) (-0.75)

P 値 (0.00) (0.01) (0.46)

S. S. R. 4443.8000

S. E. of Regression 12.8291

R-squared 0.9725

D. W.-Ratio 1.2275

## ②貨幣需要関数

$$\log(M_t/P_t) = -3.2214 + 1.5387\log(Q_t) + 0.3638\log(1 + i_t)$$

t 値 (-21.55) (63.20) (1.38)

P 値 (0.00) (0.00) (0.17)

S. S. R. 0.0326

S. E. of Regression 0.0348

R-squared 0.9935

D. W.-Ratio 0.6390

## ④輸入関数

$$\log(IM_t) = 0.6040\log(D_t + G_t) + 0.1389\log(P^{US}_t \cdot E_t/P_t)$$

t 値 (106.03) (1.13)

P 値 (0.00) (0.26)

S. S. R. 1.0006

S. E. of Regression 0.1925

R-squared 0.4782

D-W Ratio 0.5732

## ⑤為替レート決定関数

$$\log(E_{t+1}) = 0.9810\log(E_t) - 0.9445(i^{US}_{t+1} - i_{t+1})$$

t 値 (25.65) (-1.95)

P 値 (0.00) (0.05)

S. S. R. 0.3605

S. E. of Regression 0.1156

R-squared 0.9192

D. W.-Ratio 1.3548

## ⑥租税関数

$$T_t = 0.1622Q_t$$

t 値 (32.21)

P 値 (0.00)

S. S. R.	2517.1800
S. E. of Regression	9.6555
R-squared	0.7907
D. W.-Ratio	1.6816

なお、各変数のうち、外生変数は  $M_t$ ,  $\pi_t$ ,  $G_t$ ,  $P^{US}_t$ ,  $i^{US}_t$ ,  $EX_t$ ,  $WA_t$  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の比較

式 No	式 名	定数項および説明変数	パラメータ推定値および各統計量 ( ) 内は <i>t</i> 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
		S. E. of Reg.	14.0129	14.0730	12.3769	12.8291
②	貨幣需要関数	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)	-
		$DUM_t$	-	-	* -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
③	インフレ供給関数	定数項	+ -0.0014 (-0.15)	-	-	-
		$\pi_t$	1.0320 ( 5.16)	-	-	-
		$\log(Q_t/Q_t^p)$	+ 0.3145 ( 1.23)	-	-	-
		S. S. R.	0.0313	-	-	-
		S. E. of Reg.	0.0340	-	-	-
		R-squared	0.5395	-	-	-
		D. W.-Ratio	2.2647	-	-	-
		④	輸入関数	定数項	* -1.9965 (-1.45)	* -1.6814 (-1.28)
$\log(D_t + G_t)$	0.9403 ( 4.03)			0.8872 ( 3.97)	* 2.2571 ( 1.93)	0.6040 (106.03)
$\log(P^{US}_t \cdot E_t/P_t)$	* 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
⑤	為替レート決定関数	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
		R-squared	0.9280	0.9260	0.9269	0.9192
⑥	租税関数	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
		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
内挿テスト ( $Q_t$ )	(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	
	実績値と計算値)	(g) $U_m/D$	0.54615	0.52866	0.02731	0.00119
(h) $U_g/D$		0.38402	0.35989	0.00170	0.00218	
(i) $U_c/D$		0.06983	0.11145	0.97099	0.99662	
(j) $U_{coer}/D$		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4-5 シミュレーション結果

内生変数	標準解との比較			(参考) 1997年実績値との比較		
	標準解 A	実験解 B	変化率 (B-A)/A	1997年実績値 C	実験解 B	変化率 (B-C)/C
$Q_t$	494.08	509.14	% 3.05	484.20	509.14	% 5.15
$D_t$	398.05	416.78	4.71	393.82	416.78	5.83
$i_t$	0.0126	0.095	652.35	0.0043	0.095	2111.25
$R_t$	0.0069	0.102	1384.21	-0.0017	0.102	-6233.26
$BG_t$	3.94	69.59	1665.21	1.81	69.59	3746.78
$WG_t$	201.12	611.64	204.12	313.86	611.64	94.88
$W_t$	266.52	681.76	155.80	379.26	681.76	79.76
$IM_t$	42.41	56.08	32.24	48.06	56.08	16.69
$E_t$	0.765	0.933	22.05	0.835	0.933	11.80
$T_t$	84.07	85.99	2.29	84.46	85.99	1.81
$P_t$	1.047	0.976	*-6.74	1.047	0.976	*-6.74

\* 物価水準の下落率は、10年間で6.733%であるが、指数計算の端数切り上げの関係で表のような数値となった。

ただし、

$Q_t$  :  $t$ 期の国内総生産(実質GDP;兆円)

$D_t$  :  $t$ 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;兆円)

$i_t$  :  $t$ 期の名目利子率(コール・レート)

$R_t$  :  $t$ 期の実質利子率

$BG_t$  :  $t$ 期の財政収支(赤字)(実質;兆円)

$WG_t$  :  $t$ 期の国債残高(実質;兆円)

$W_t$  :  $t$ 期の民間純資産残高(実質;兆円)

$IM_t$  :  $t$ 期の輸入(実質:サービス含む;兆円)

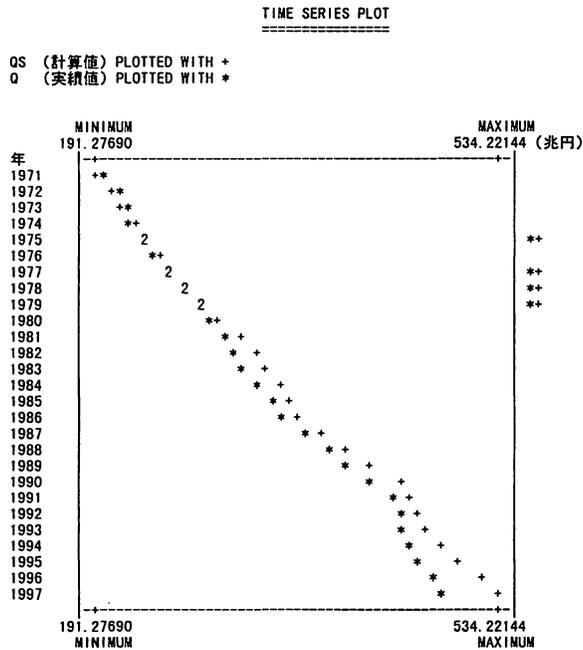
$E_t$  :  $t$ 期の為替レート(円/ドル)ただし、当該年の為替レートを、物価水準基準年の1990年の為替レートである144.88円/ドルで割っている。

$T_t$  :  $t$ 期の租税(実質:国税+地方税;兆円)

$P_t$  :  $t$ 期の物価水準(GDPデフレーター:1990年基準)

なお、上記のうち、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。

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



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。(次図以降と同じ)

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

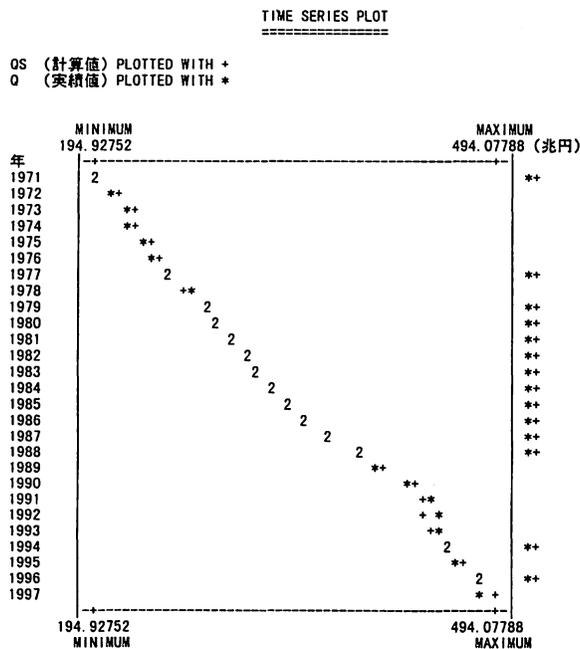


図4-3  $Q_t$ （実質 GDP）の計算値と実績値の軌跡（モデル3）

