

# 実質為替レート変動と非製造業の動向

徳井 丞次

信州大学

宮川 努

一橋大学

## 1. はじめに

近年の日本経済の動向をみる上で、非製造業の動きは、従来以上に重要視されている。80年代半ばに生じた急激な円高からの回復は、非製造業が先んじていたと評価されている (Wakasugi(1987)、宮川・徳井(1994))。また最近の緩やかな景気回復の背景として、非製造業が80年代後半のような活力を示していないという指摘もある<sup>1)</sup>。表1は、非製造業の動向を、80年代から調べたものである。これをみると、非製造業または第3次産業が、生産活動、設備投資、雇用のいずれをとっても、期を追う毎に日本経済における比重を増加させていることがわかる。しかしながらこうした非製造業全体の動向をマクロ経済学の枠組みの中で理論的、実証的に説明した議論は驚くほど少なかった。

表1 近年の非製造業の動向

	1980-84	1985-89	1990-94	(単位: %)
第3次産業活動指数 (平均年率)	3.5	5.5	2.2	
(参考) 鉱工業生産指数 (平均年率)	3.6	4.4	-0.9	
非製造業設備投資額 (構成比)	63.3	64.3	64.6	
非製造業就業者数 (構成比)	52.2	54.3	56.2	

出所) 日本銀行「経済統計年報」、通商産業省「通産統計」、経済企画庁「民間企業資本ストック統計」、総務庁「労働力調査報告」

注1) 非製造業の就業者は、卸・小売業、金融・保険、不動産、運輸・通信、電気・ガス・水道・熱供給業、サービス業の合計。

注2) 非製造業設備投資額構成比の最近の欄は、1990年から93年までの期間平均。

本論文の目的は、こうした非製造業の動向を開放マクロ経済学の枠組みを利用して理論的、実証的に分析することである。ここで非製造業の分析のために開放マクロ経済学の枠組みを利用するのには、二つの理由がある。一つは非製造業をその生産物が貿易取引の対象にはならない非貿易財であると特徴づけることによって、貿易可能な財を生産する製造業と明確な区分が可能となるからである。いま一つは、80年代半ばから続く円高傾向が、交易条件効果等を通じてどれほど日本経済に影響を与えていたかを知ることができるからである。

非製造業または非貿易財だけをとりあげて、経済学の枠組で分析した例は見当たらない。しかし、産業構造調整の中で製造業（貿易財）と非製造業（非貿易財）の相対的規模が変化する過程を研究した分析は、国際経済学において多数みられる。最も典型的な例は、一国内において貿易財生産と非貿易財生産を行っている生産可能性曲線を用いて、産業構造の転換を分析する手法である。これらの分析は、Meade(1951)、Salter(1959)<sup>2)</sup>らによって始められた。このような非貿易財を含む分析枠組が、先進国の現実の産業調整問題との関わりで分析され始めたのは、1970年代後半におきた石油危機に伴う産業調整問題からである。Corden and Neary(1982)、Neary and Purvis(1983)、Corden(1984)らは、当時のイギリスを念頭におきながら、基本的に静学的な枠組の中で製造業の縮小とサービス業の規模拡大の問題を分析した。<sup>3)</sup>

一方80年代に入ってからは、国際資本移動の活発化から為替レート変動が激しくなったため、これに伴う産業構造調整を考察する分析があらわれた。Krugman(1988)、大瀧(1994)らは、自国の為替レートの増価に伴う産業構造の変化が一旦おきると、為替レートが再び減価しても産業構造が元に復しない、いわゆる hysteresis の問題を理論的に分析した。また Alogoskoufis(1990)は、為替レートの変動に伴う国際的な価格競争力の変化が、生産変動を引き起こすモデルを、基本的にケインズ的な枠組の中で分析し、併せてイギリスを対象に実証分析を行った。

しかしこまでのこうしたモデルは大瀧(1994)を除いて、動学的な一般均衡分析の枠組を欠いている。これに対して、Razin(1984)、Frenkel and Razin(1987)や Edwards(1989)等が用いた二期間小国モデルは、二期間という動学的要素を含み、かつ交易条件、海外実質金利、財政支出、非製造業の生産性の変化がそれぞれ実質為替レートと非製造業の生産、さらに経常収支にどのような影響を及ぼすかを検討しうる枠組を提供している。<sup>4)</sup> 交易条件や内外実質金利差の変化は、変動相場制への移行や金融国際化の進展によって日本経済に対して少なからぬ影響を与えてきた

とみられている。また、財政支出拡大は、近年の相次ぐ総合経済対策の効果をみると重要な要素であり、非製造業の生産性上昇は、80年代後半の非製造業活性化の要因としてしばしば指摘される規制緩和や民営化と関連している。したがって、為替レートの変動を考慮し、最近の非製造業の動向を分析する理論的枠組としては、この Razin らによるモデルが最も適切であると考えられる。我々はまず初めにこのモデルにしたがって、交易条件、海外実質金利、財政支出、非製造業の生産性の変化が実質為替レートおよび非製造業の生産に与える定性的な影響を検討した。

次に我々はこの二期間モデルから導かれた定性的性質に基づいて、実証分析を試みた。すでに述べたようにこうした分野での実証分析は極めて少ない。我々の実証分析は、基本的には多変量時系列分析 (VAR) を使って行った。分析に使用した変数としては、理論モデルで検討した変数に対応して、財政支出、内外実質金利差、実質為替レート、非製造業の生産活動を使った。我々の実証分析の特徴は、第 1 に理論モデルから得られる定性的な関係をできるだけ忠実に表現するために、イノベーション間の同時点での関係に理論モデルの構造を反映した構造 VAR モデルを推定した点である。<sup>5)</sup> また、こうしたモデルを推定することから、特徴の第 2 として、財政支出や内外実質金利差を外生変数ではなく、政策反応を通じて同時点または過去の他の変数からも影響を受けていることを推定するモデルに取り入れられた。第 3 は、推計期間を最近期と80年代までの二つに分けることによって、最近期の非製造業にみられる特徴を窺おうとした点である。

推定の主な結果をあらかじめ簡単に述べておくと、誘導系の VAR モデルの推定結果を使ったグレンジャー・テストの結果では、実質為替レートの過去の変化が非製造業の活動に影響を与えていた点が確認された。特に最近期までの推計では、実質為替レートに加えて、財政支出と非製造業の活動自身の過去の変動が、非製造業の活動に対して有意な影響を与えていた。同時制約の推定結果の符号条件は、理論モデルの予想と整合的な結果が得られた。また、推定された同時点の政策反応関数も、金融政策が実質為替レートの変動を抑制するように反応するという納得的なものであった。

次に、交易条件ショック、内外実質金利差ショック、財政ショック、非製造業の生産性ショックの 1 標準偏差分の大きさの擾乱が、実質為替レートと非製造業活動指数に時系列的にどのような影響を与えるかを累積インパルス反応関数でみた。最後に、各変数の予測誤差の分散に対してそれそれのショックがどの程度貢献しているかをみた。こうした実証分析の結果、交易条件ショックと内外実質金利差ショッ

クといった開放経済特有のショックが、実質為替レートだけでなく非製造業活動の変動にも無視できない影響を与えていたことが確認された。ただし、90年代初頭までの推定と最近期までの推計とは影響の程度に違いがみられる。すなわち、累積インパルス反応で比べると、推定期間を最近期まで延ばした結果では90年代初頭までに限ったものよりも、交易条件を改善する方向のショックが非製造業の活動にプラスの影響を与え始める時期がより遅くなると同時に、その大きさもより小さなものとなっている。こうしたことを反映して、分散分解での非製造業の活動に対する交易条件ショックの寄与も低下している。一方、財政ショックは実質為替レートに対して、最近期を含めた推計ほど累積インパルス反応でみてより強い円高効果を示している。

## 2. 開放経済モデルにおける非貿易財活動

### 2.1 三財二期間モデルの構造

最初に述べたように我々の目的は、非製造業の活動を開放経済の中に位置付け、内外の実質金利や実質為替レートの変動と非製造業活動との関係を調べることにある。そこで本節では国際マクロ経済学で標準的に使用される非貿易財を含む三財二期間モデルを理論モデルとして考える。簡単化のために、交易条件と海外実質金利を自国にとって所与と考えられるという意味で、小国経済を仮定する。<sup>6)</sup>また、経済に影響を与える外生的な変化要因としては、ここでは交易条件、世界実質金利、財政支出、非製造業の生産性の4つの変化を検討する。

自国の生産活動は、製造業と非製造業の2部門からなるものとする。非製造業部門の生産物は、取引コストや規制等の理由から貿易取引が不可能な非貿易財(N)であると考えよう。一方、製造業部門の生産物は貿易が可能で、一部は外国に輸出され残りが国内で消費されるものとし、これを輸出財(X)と呼ぶことにする。両部門で効率的な資源配分が達成されているものとすると、自国の各期の生産活動は、次のような収入関数に要約される。<sup>7)</sup>

$$R(m, p, \theta) \quad (1)$$

これは、輸出財の価格をm、非貿易財の価格をpと与えられたとき、自国の生産可能性曲線の下で両部門の生産活動から挙げられる最大の収入を表している。これは自国の国民所得に対応し、各期分配されて消費者の所得となる。それぞれの部門

の生産量は、それぞれの生産物の価格で収入関数を偏微分して得られる。また、 $\theta$ は非製造業部門の生産性上昇を表すパラメータである。

自国の消費者は、自国産業から供給される輸出財と非貿易財の他に、100パーセント外国から輸入に依存している輸入財（M）も消費することにしよう。輸出財と輸入財を合わせて、貿易財（T）と呼ぶことにしよう。消費者の二期間にわたる選好は次のような分離可能な効用関数で表せるものとする。

$$V = U(C_1) + \beta U(C_2) \quad (2)$$

$$C_1 = C(T_1, N_1), T_1 = T(X_1, M_1), C_2 = C(T_2, N_2), T_2 = T(X_2, M_2)$$

ここで、サブスクリプトの1、2は、それぞれ第1期、第2期の変数であることを示す。また、 $C_1, C_2$ はそれぞれ効用指標で測った第1期と第2期の実質消費水準、 $T_1, T_2$ も同様にそれぞれ効用指標で測った第1期と第2期の貿易財の実質消費水準と解釈できる。効用関数  $U, C, T$  はすべて効用関数の標準的な条件を充たす他に、 $C$  と  $T$  は一次同次であるものと仮定しよう。<sup>8)</sup> また、 $\beta$  は第2期目の効用水準を第1期の効用単位に割り引く割引率（時間選好率）である。

こうした消費者の各期内の消費行動は、次のような二つの支出関数に要約することができる。すなわち、(3)式は貿易財の支出関数、(4)式は貿易財と非貿易財双方に対する支出関数である。

$$\Pi(m, q)T \quad (3)$$

$$\Phi(\Pi, p)C \quad (4)$$

例えば、(3)式は、貿易財の価格体系（輸入財の価格は  $q$  で表す）が与えられたとき、それらの消費から得られる実質消費水準（効用水準） $T$  を達成するために必要な最小支出額を表している。この式の  $\Pi(m, q)$  は貿易財の単位支出関数で、貿易財の価格指数と解釈することができる。<sup>9)</sup> 同様に、(4)式の単位支出関数  $\Phi(\Pi, p)$  は、各期の物価水準と解釈することができる。消費者の二期間を通じた予算制約式を、以上定義した収入関数、支出関数を使って書くと、次のようになる。

$$\Phi_1 C_1 + \delta \Phi_2 C_2 = (R_1 - L_1) + \delta (R_2 - L_2) \quad (5)$$

ただし、自国の名目金利を  $r$  として、 $\delta = 1/(1+r)$  である。また、 $L_1, L_2$  はそれぞれ第1期、第2期の租税負担である<sup>10)</sup>。したがって、(5)式の右辺は可処分所得の二期間を通じた割引現在価値を表し、これが左辺の支出の割引現在価値に等しくなつ

ている。

さて、(2)式で与えられるような選好を持つ消費者の消費行動は、次のように三段階に分けて考えることができる。まず第一段階として、(5)式の予算制約式の下で(2)式の第一行目の効用関数を最大化するように、各期間内の実質消費水準を決める。この最大化問題の一階の条件として、次の式が得られる。

$$\Omega(C_1, C_2) = \frac{\Phi_1}{\delta\Phi_2} \quad (6)$$

ただし、 $\Omega(C_1, C_2) = \frac{U'(C_1)}{\beta U'(C_2)}$ は、第2期の消費の第1期の消費に対する限界代替率である。したがって、(6)式は、第2期の消費の第1期の消費に対する限界代替率がその相対価格に等しくなるという条件である。次に第二段階として、(4)式の期間内支出関数から、各期の貿易財の実質消費水準 ( $T_1, T_2$ ) と非貿易財の消費量 ( $N_1, N_2$ ) が導かれる。最後に第三段階として、(3)式の貿易財の支出関数から、各期の輸出財と輸入財の消費量 ( $X_1, X_2$  と  $M_1, M_2$ ) が決まる。各期の非貿易財に対する需要は、(4)式で与えられる各期の支出関数を非貿易財の価格で偏微分して得られる。

最後に、財政支出の影響を調べるために、モデルに財政部門を導入しよう。ここでは、財政支出はすべて自国の非貿易財の購入に向けられると考える。第1期、第2期の財政支出をそれぞれ  $G_1, G_2$  とする。また、こうした財政支出はすべて、第1期、第2期に民間部門に課せられる一括税 ( $L_1, L_2$ ) で賄われるものとしよう。政府の予算制約式は次のように与えられる。

$$p_1G_1 + p_2G_2 = L_1 + \delta L_2 \quad (7)$$

民間部門と政府の予算制約式 ((5)と(7)) を合わせることによって、自国経済全体の予算制約式が次のように得られる。

$$(\Phi_1C_1 + p_1G_1 - R_1) + \delta(\Phi_2C_2 + p_2G_2 - R_2) = 0 \quad (8)$$

(8)式は、二期間を通じた経常収支の均衡を表している。小国の仮定から、貿易財についてはこの経済は所与の国際価格と(8)式の制約の下で必要なだけ取り引きを行うことができる。したがって、財市場の均衡のための条件は、次のような第1期、第2期の非貿易財市場の需給均衡式のみとなる。

$$R_p(m_1, p_1, \theta) = \Phi_p(\Pi_1, p_1) C_1 + G_1 \quad \text{第1期} \quad (9)$$

$$R_p(m_2, p_2, \theta) = \Phi_p(\Pi_2, p_2) C_2 + G_2 \quad \text{第2期} \quad (10)$$

以上の(6)、(8)、(9)、(10)の4本の式から、 $C_1$ 、 $C_2$ 、 $p_1$ 、 $p_2$ の4つの内生変数について解くことができる。

比較静学の結果の検討に進む前に、このモデルの実質為替レートについて説明を加えておこう。ここでは、輸出財をニュメレールにとって各期の輸出財価格を $m=1$ と基準化しよう。こうすると、 $q$ は輸入財の輸出財に対する相対価格、すなわち交易条件の逆数となる。また、 $p$ は非貿易財の輸出財に対する相対価格となる。共通の財をニュメレールにとった外国の物価指数を $\Phi^*$ と書くと、実質為替レート $REX$ は $REX = \Phi/\Phi^*$ で定義される( $REX$ の上昇が実質自国通貨高になる定義)。これを単位支出関数(3)、(4)を使って書き換えると、(11)式のように自国にとっての輸入財の相対価格 $q$ 、自国の非貿易財の相対価格 $p$ 、外国の非貿易財の相対価格 $p^*$ の関数となる。

$$REX(q, p, p^*) \quad (11)$$

自国の非貿易財の相対価格 $p$ の上昇は実質為替レートの増値要因、外国のそれは実質為替レートの減値要因となる。また、貿易財価格指数の中のウエートは、自国で生産されている輸出財の方が、外国から輸入する輸入財よりも大きいものとしよう。自国の輸出財は外国の輸入財、逆に自国の輸入財は外国の輸出財であるので、この場合、自国の輸入財の相対価格 $q$ の上昇は、自国の物価指数よりも外国の物価指数に強く反映されるので、実質為替レートの減値要因となる。

さて、以上の枠組みの下で、交易条件、海外実質金利、財政支出、非製造業の生産性の各変化が、実質為替レートと非製造業の生産活動に与える影響を順に検討していこう。ただし説明の簡単化のために、こうした外生的変化が起こる前の初期状態では、財政支出はゼロで、実質消費水準や価格体系が二期間を通じて変化せず、経常収支も均衡している定常状態であるものと仮定する<sup>11)</sup>。以下、比較静学の詳細は省略して、その結果を簡単にまとめておこう。なお、後で述べるユニット・ルート・テストの結果を参考にして、交易条件、財政支出、生産性については恒常的な変化を検討する。

## 2.2 交易条件の変化

まず、交易条件の恒常的な改善が起こった場合を考えよう。すなわち、輸入財の輸出財に対する相対価格  $q$  が低下し、しかもこの低下が第1期、第2期を通じて持続するものと人々が予想し、実際にそうなるものとする。もちろん、こうした交易条件の変化は、それ自体が実質為替レートの増価要因である。

交易条件の改善の第一の効果は、プラスの所得効果（交易条件効果）である。すなわち輸入財が割安になったことから、自国の消費者の実質所得が増加し、その結果実質消費支出が拡大する効果である。この消費拡大効果の一部は、もちろん非製造業の生産物にも振り向けられる。しかし第二の効果として、輸入財が相対的に割安になることから、それに比べて割高になった非製造業の生産物から輸入財へ需要を振り替える代替効果が働く。これは逆に、非製造業に対する需要を抑制することになる。したがって、交易条件の改善によって自国の実質消費水準は上昇するものの、これが非製造業に対する需要拡大につながるかどうかは、非製造業の生産物と輸入財との代替性に依存することになる。この論文のモデルでは、この条件は非製造業の生産物（非貿易財）と貿易財との間のアレン・宇沢の代替の弾力性が1より大きいか小さいかに依存する。ここでは、この代替の弾力性が1より小さいと仮定して、交易条件の改善が非製造業の生産物に対する需要拡大をもたらす場合を考えよう。

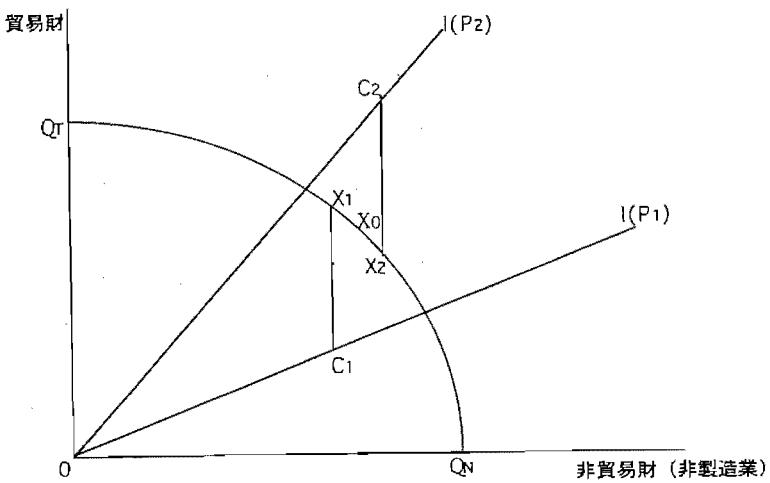
非製造業の生産物は非貿易財であると仮定されているので、この供給は全て国内生産によって賄われなければならない。したがって、交易条件改善によって非製造業に対する需要拡大効果が働く中で、自国の非製造業生産物に対する需給が均衡するためには、その相対価格が上昇して非製造業の生産が拡大しなければならない。こうした、非貿易財価格の反応は、さらに一層の実質為替レート増価要因となる。

交易条件の改善は第1期、第2期を通じて持続すると考えているので、こうした非製造業の生産拡大と、その価格上昇による実質為替レート増価もやはり両期間を通じて起こる。また、初期時点の経常収支が均衡している場合には、こうした実質為替レートの変化にもかかわらず、経常収支は変化しない<sup>12)</sup>。

## 2.3 海外実質金利の変化

次に、海外実質金利が上昇した場合の効果をみてみよう。この場合には交易条件は変化しないので、輸出財と輸入財の違いを無視して両者の合成財を考えることができる。我々はすでにこれを貿易財と呼んでいた。このようにして貿易財と非貿易

図1 海外実質金利の変化と非製造業



財の二財モデルに単純化すると、図1のように説明することができる<sup>13)</sup>。図1には、縦軸に貿易財を横軸に非貿易財をとて、この国の生産技術が生産可能性曲線  $Q_T$   $Q_N$ で表されている。生産可能性曲線の傾きは、完全競争の下では非貿易財の貿易財に対する相対価格に等しくなる。したがって、非貿易財の相対価格が上昇すると、生産要素が貿易財産業から非貿易財産業に移動して、生産点は生産可能性曲線に沿って右下に移動する。一方、この国の家計の消費行動は、所得拡大経路  $OI(p)$ で表されている<sup>14)</sup>。これは、一定の相対価格の下で実質消費支出（実質所得）が拡大すると、この経路に沿って消費点が原点から遠ざかっていくことを表している。また、非貿易財の相対価格が上昇すると、無差別曲線が原点に対して凸であることから、所得拡大経路は逆時計まわりに回転する。初期時点では経常収支が均衡していると仮定するので、生産点と消費点は一致しこれは図の  $X_0$ で示されている。

さて自由な国際資本移動の下では、海外実質金利の上昇は、自国の居住者にとって第1期の貯蓄を増やして海外資産に投資するのがより有利になったことを意味する。すなわち、海外実質金利の上昇は国内の実質金利も連動して上昇させるが、これによって将来財の価格が現在財の価格に比べて相対的に安くなる。こうしてより高価になった現在財からより安価になった将来財へと消費を代替させる異時点間の代替効果が働く。もし、初期時点で経常収支の不均衡が生じている場合には、自国が海外部門に対してネットで資産または負債を持っていることになるので、その実質金利が変化することによって所得効果が加わる。しかし、ここでは初期時点で経常収支が均衡していると仮定しているので、こうした所得効果はなく、異時点間の

代替効果のみが働く。

海外実質金利が上昇すると、自国の消費者が貯蓄を増加させるために第1期の実質消費支出を抑えることから、貿易財、非貿易財共に国内の需要が低下する。したがって、当初の生産量の下では国内の非製造業財市場で超過供給が生じる。この結果その価格は低下し、生産部門間で生産要素の再配分が起こり、非製造業（非貿易財産業）の生産が縮小し、製造業（貿易財産業）の生産が拡大する。

図1では、交易条件変化後の第1期の消費点が $C_1$ 、生産点が $X_1$ で示されている。非貿易財の需要はすべて国内生産で賄わなければならないので、生産点と消費点は同じ垂直線上にある。一方、両者の縦方向の距離 $X_1C_1$ が貿易財の供給超過分を表しているが、これが貿易財の純輸出（輸出財の輸出－輸入財の輸入）となり貿易財単位で計った経常収支黒字に等しくなる。同時に、非製造業の相対価格 $P$ は低下し、このため実質為替レートは減価する。

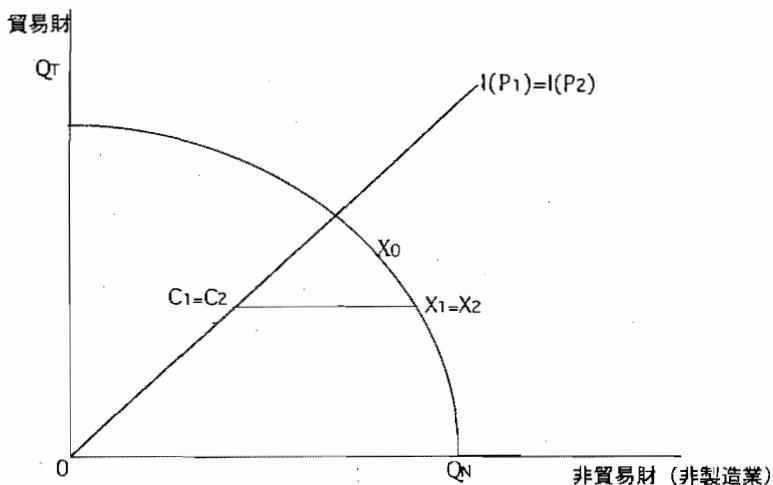
第2期になると、第1期に行われた海外投資が国内に還流し消費支出に向けられるので、ちょうど第1期とは逆のプロセスが生じ、実質消費支出は拡大しその一部は非製造業に振り向かれる。こうして経常収支赤字下で非製造業の相対価格は上昇し、非製造業の生産拡大が起こる。また同時に、実質為替レートが増価する。図1では、非貿易財の相対価格が上昇することから、生産点が時計回りに移動して $X_2$ となるとともに、所得拡大経路は逆時計回りに回転し、消費点は原点から遠ざかって $C_2$ となることが示されている。また、貿易財単位で測った経常収支赤字は、 $C_2X_2$ の距離で表されている。

## 2.4 財政支出の変化

今度は、恒常的な財政支出の変化の効果を調べよう。ここでは、財政支出は第1期、第2期と引き続いて行われ、その支出はすべて非貿易財の購入に向けられる。また、この財政支出はすべて価格体系を歪めない一括税で賄われる。

財政支出の拡大は、租税負担の増大を意味するので民間部門の可処分所得を減少させる。このため、民間部門の実質消費支出が、第1期、第2期を通じて減少する。しかし、財政支出による非製造業の生産物に対する直接的な需要拡大効果がこれに加わる。後者の財政部門の非製造業に対する需要拡大効果が、前者の民間部門の需要抑制効果を上回るので、非製造業の相対価格が上昇し、それによって非製造業の生産は拡大する。図2では、これは生産点が初期状態の $X_0$ から $X_1=X_2$ へ移動することによって示されている。また、非製造業の相対価格上昇によって実質為替

図2 財政支出の変化と非製造業



レートが増価する。

一方、所得拡大経路は、相対価格の変化によって逆時計回りに回転し、さらに財政支出を賄うための租税負担から、消費点は  $C_1=C_2$  へと移動する。新しい消費点と生産点の横軸方向の距離が、財政支出の大きさ  $G$  である。また、ここで検討したように財政支出の変化が恒常的であるばあいには、経常収支は変化しない。

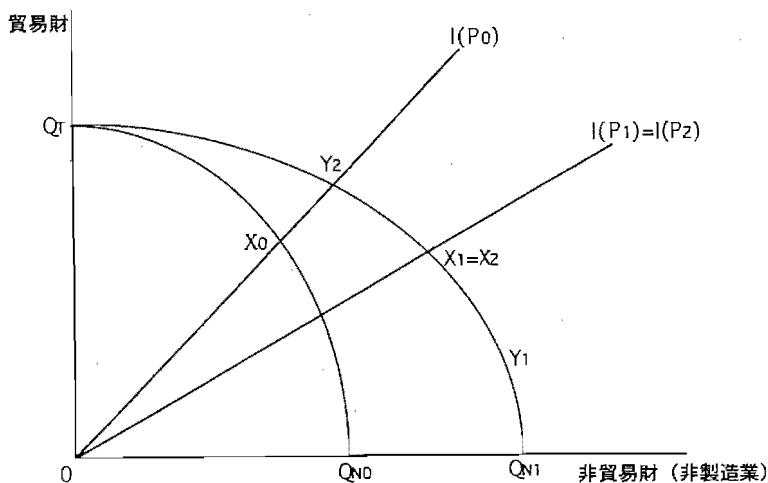
## 2.5 非製造業生産性の変化

最後に、恒常的な非製造業の生産性上昇が起こった場合を検討しよう。ここでは、生産性上昇は次のような特殊なタイプのものであるとしよう。すなわち、生産性パラメータを  $\theta$  として生産可能性曲線が  $N = \theta F(X)$  と書けるようなタイプの生産性上昇を考える<sup>15)</sup>。

この場合は、図3に示されている。初期条件の生産可能性曲線は  $Q_T Q_{N0}$  で示され、非製造業の生産性上昇の結果新しい生産可能性曲線は  $Q_T Q_{N1}$  となる。生産性上昇は生産可能性曲線を移動させるだけでなく、もう一方で実質国民所得を増加させ各期の実質消費支出を増加させる需要側の効果も持っている。

ここで仮定しているタイプの生産性上昇は、もし非製造業の相対価格が初期状態から変化しなければ、非製造業の生産を増加させると同時に製造業（貿易財）の生産を減少させ、新しい生産点を図の  $Y_1$  のように初期生産点  $X_0$  の右下に移動させる。ところが、拡大した実質消費支出は非製造業の生産物と貿易財の双方に向けられるので（この場合の消費点は、初期の消費点  $X_0$  を通る所得拡大経路  $OI(p_0)$  と新しい

図3 生産性の変化と非製造業



生産可能性曲線  $Q_T Q_{N1}$  の交点  $Y_2$ )、 $Y_1$  のような生産点では、非貿易財市場で超過供給が生じる。こうして、非貿易財の相対価格は低下し、非製造業から製造業（貿易財産業）に生産がシフトすると同時に所得拡大経路は時計回りに移動する。新しい生産点と消費点は、 $Y_1$ よりは左上方で  $Y_2$ よりは右下方の  $X_1 = X_2$ となる。すなわち、非製造業の相対価格低下から実質為替レートは減価する。しかし、非製造業の生産量は、生産性上昇によって初期状態と比較して増加する。なお、新しい消費点は新しい生産点と同じで、経常収支の変化はない。

### 3. 非製造業を含む開放マクロ経済の実証分析

#### 3.1 構造 VAR モデルの考え方

前節では、非製造業を含む開放マクロ経済モデルを構築し、交易条件、海外実質金利などの変化が実質為替レートを変動させるとともに、非製造業の活動に影響を与えることをみた。本節では、最近までの日本経済における非製造業と実質為替レートの変化が、こうした外生的ショックの変化によってどの程度説明できるか、またこれらの中でどれが主要な影響を与えていたのかを実証的に検討しよう。<sup>16)</sup>

我々は実証の方法として多变量時系列モデル（VAR）を用いるが、単純な VAR モデルは、理論的な経済モデルとの関係が希薄であり、計測結果の経済的意味が十分に解釈できないという批判がある。そこで我々は、イノベーション間にあらかじめ理論モデルの成果をできるだけ反映した同時制約付の構造 VAR モデルと

いう分析方法を使う。

我々がここで使う変数は、財政支出 (G)、内外実質金利差 (RD)、実質為替レート (E)、第3次産業活動指数（以下では非製造業活動と表現する）(Y) の4つである。内外実質金利差は、先に説明した小国モデルの海外金利に対応するもので、具体的には、米国の短期実質金利から日本の短期実質金利を差し引いたものである。また、実質為替レートは、その数値の増加が円高に対応するように作成してある。

以上の変数の  $t$  時点のデータからなるベクトルを  $x_t$  と表すことにしよう。ここでは、ベクトル  $x_t$  に関して次のような同次方程式モデルを考えている<sup>17)</sup>。

$$Ax_t = C(L)x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

$\varepsilon_t$  はランダム・ショックのベクトルで、その各要素は財政ショック、実質金利差ショック、交易条件ショック、生産性ショックからなる。これらの各ショックは相互に独立である。

さて、ここでの推定は次のような手順で行われる。まず、次のような誘導系の VAR モデルを推定する。

$$x_t = \beta(L)x_{t-1} + u_t \quad (13)$$

推定された誘導系とともに同次方程式モデル(12)との関係は、

$$\beta(L) = A^{-1}C(L), \quad u_t = A^{-1}\varepsilon_t \quad (14)$$

で与えられる。推定の第二段階として、誘導系の残差から得られる  $u_t$  の推定値と(14)の2番目の関係を使って、A 行列とランダム・ショックのベクトル  $\varepsilon_t$  が求められる。このとき A 行列に理論モデルと整合的なゼロ制約をおくほか、 $\varepsilon_t$  の分散共分散行列を対角行列と制約することによって、モデルを識別可能にする制約がおかれる。

それでは、ユニット・ルート・テストによるデータの吟味、推定結果の検討、累積インパルス反応関数と予測誤差の分散分解による分析を順にみていこう。

### 3.2 データとユニット・ルート・テスト

データはすべて四半期データで、財政支出、非製造業活動、並びに金利や為替レートの実質化に使う物価指數は季節調整済のデータを使用している。また、内外

表2 ユニット・ルート・テスト

	G		RD	
ADF( $\alpha$ )	-1.920		-44.297***	
ADF( $t$ )	-0.576		-4.478***	
	1=1	1=3	1=1	1=3
Z( $\alpha$ )	1.797	1.028	-29.385***	-26.723***
Z( $t$ )	1.204	0.809	-4.169***	-4.619***
Z( $\alpha^*$ )	1.026	0.626	-29.991***	-27.166***
Z( $t^*$ )	0.353	0.074	-4.218***	-4.054***
	E		Y	
ADF( $\alpha$ )	-9.766		0.245	
ADF( $t$ )	-2.130		0.080	
	1=1	1=3	1=1	1=3
Z( $\alpha$ )	-2.511	-3.403	-0.468	-0.484
Z( $t$ )	-0.902	-1.103	-2.574	-2.023
Z( $\alpha^*$ )	-5.042	-5.543	2.381	2.366
Z( $t^*$ )	-1.513	-1.654	0.997	0.709

1) サブスクリプト \*\*\*、 \*\*、 \* はそれぞれ順に 1%、 5%、 10% の水準で有意であることを示す。

2) 変数 G、 E、 Y は対数変換したものを使っている。

3) ADF (・) は、 Augmented Dickey-Fuller Test。 Z (・) は、 Phillips-Perron Test。 1 は、 truncation lag parameter。

4) 推計期間は1975年第1四半期から1994年第2四半期。

実質金利差以外の変数は対数変換したものを使う。データの詳しい作成方法と出処については補論を参照されたい。

まず、ユニット・ルート・テストを行ってこれらのデータの定常性を検討しておこう。ここでは、Augmented Dickey-Fuller Test と Phillips-Perron Test という二つのタイプのユニット・ルート・テストを行った<sup>18)</sup>。その結果が表2に示されている。表2の Z( $\alpha$ ), Z( $t$ ) は線型トレンドを含まない場合、 Z( $\alpha^*$ ), Z( $t^*$ ) は線型トレンドを含む場合である。また、2種類の誤差項の自己相関 ( $l = 1$  と  $l = 3$ ) を仮定した場合を掲載している。表2の結果をみると、内外実質金利差以外の変数については概ねユニット・ルートの帰無仮説を棄却できない。そこで推計に際しては、すべての変数について一階の階差をとったものを使うことにした。

### 3.3 グレンジャー・テスト

推定の第一段階で、まず誘導系の VAR モデルを推定する<sup>19)</sup>。我々は、1年半分

表3 グレンジャー因果性テスト  
全期間 (1975:1~1994:2)

説明変数	誘導系			
	G	R D	E	Y
G	0.559	0.004	0.914	0.026
R D	0.082	0.000	0.917	0.528
E	0.063	0.710	0.035	0.065
Y	0.158	0.176	0.615	0.007

短縮期間 (1975:1~1990:4)

説明変数	誘導系			
	G	R D	E	Y
G	0.650	0.028	0.632	0.284
R D	0.284	0.000	0.856	0.465
E	0.282	0.361	0.033	0.123
Y	0.717	0.088	0.289	0.252

注) 表の数値は、上欄の変数を説明する誘導系から左欄のラグ値をすべて取り除くことができるという帰無仮説 (F テスト) を棄却できる有意水準を示している。

のラグ項を持つ誘導系を推定した。この誘導系の推定結果を基に、グレンジャー・テストによって各誘導系のラグ変数からの因果性を調べた結果が表3に示されている。表3では、二つの推計結果が示されている。最初の推計結果は、推計期間をできるだけ最近時までとった1975年第1四半期から94年第2四半期の推計で、2番目が推計期間を90年第4四半期までに短縮したものである。各誘導系の式の右辺の各変数についてグレンジャーの意味での因果性がないという帰無仮説を棄却できるF統計量の有意水準 (P 値) を掲載している。

非製造業活動の誘導系の式では、実質為替レートから非製造業活動へのグレンジャー因果性がみられる。しかし短縮期間の推計では、非製造業活動自身の独立性は弱かったのに対し、最近期を含む推計では独立性を強めている。さらに、財政支出からの因果性もみられるようになっている。

財政支出と内外実質金利差の2本の誘導系の式は、政策反応関数を表すものと解釈できる。財政支出の誘導系の式では、財政支出自身の独立性が弱く、実質金利差や実質為替レートから財政支出へのグレンジャー因果性がみられる。これは最近の財政政策が、相当程度これらの経済変数に影響されていることを示唆している。一方、内外実質金利差の誘導系では、財政支出や非製造業活動からの因果性がみられるものの、総じて独自性の強い結果を得た。

### 3.4 同時制約の推定

推定の第二段階は、同時制約（行列 A）とショック（ベクトル  $\varepsilon_t$ ）の推定である。推定結果が、表 4 に示されている。ゼロ制約は、6 つの制約が課されている。ゼロ制約は、前節で説明した理論モデルとの整合性を考慮しながら、短期的な政策反応、誘導系誤差項の分散共分散などを勘案して決めた。表 3 と同じく、上段が全期間の推定、下段が短縮期間の推定結果である。

この表の最初の二つの式は、短期の政策反応関数と解釈できる。我々は、財政支出は他の経済変数の変動に対してラグ期間をおいて反応するものの 1 四半期内ではこうした政策フィードバックは起こらず、短期的には独立であると考えた。これと対照的に実質金利差は長期的には独立性が高いが、短期的には実質為替レートの動きに反応すると考えた。実質為替レートが円高方向に進むと、金融当局はこれに抵抗するような金利誘導を行い、短期実質金利差は拡大する方向に動くと予想される。表 4 の推定結果をみると、全期間でも短縮期間でも予想通りの符号の係数が得られ

表 4 同時制約の推定結果

全期間 (1975:1～1994:2)

$u_G =$	$+ \varepsilon_G$
$u_{RD} =$	$36.838u_E$ (0.138) $+ \varepsilon_{RD}$
$u_E =$	$0.310u_G - 0.006u_{RD}$ (0.253) (0.013) $+ \varepsilon_E$
$u_Y =$	$0.023u_G - 0.0003u_{RD} + 0.0003u_E$ (0.021) (0.0002) (0.0122) $+ \varepsilon_Y$

短縮期間 (1975:1～1990:4)

$u_G =$	$+ \varepsilon_G$
$u_{RD} =$	$29.554u_E$ (82.947) $+ \varepsilon_{RD}$
$u_E =$	$0.213u_G - 0.005u_{RD}$ (0.239) (0.018) $+ \varepsilon_E$
$u_Y =$	$0.044u_G - 0.0001u_{RD} + 0.010u_E$ (0.019) (0.0002) (0.012) $+ \varepsilon_Y$

注)  $u_t = (u_G, u_{RD}, u_E, u_Y)'$ ,  $\varepsilon_t = (\varepsilon_G, \varepsilon_{RD}, \varepsilon_E, \varepsilon_Y)'$  として  $Au_t = \varepsilon_t$  の推定結果を、行列 A の対角要素に関する項以外を右辺に移行して掲示している。行列 A の対角要素は 1 に制約されており、6 つの非対角要素がゼロに制約されている。

ている。また、この係数は短縮期間では有意でなかったが、全期間の推定結果では有意となっており、90年代に入って金融当局がこうした為替レートの変動に対する短期的な政策反応を強めていることが伺われる。

3番目の式では、財政支出の拡大が非製造業に対する需要拡大を通じて円高をもたらすのに対して、内外金利差の拡大は、資本流出を促して国内総需要を抑制し円安をもたらすと予想される。この式の係数についても、全期間と短縮期間の双方で、有意ではないものの予想通りの符号の推定結果を得た。最後に4番目の式では、非製造業活動に対して財政支出拡大が拡大的に、内外金利差の拡大が縮小的に、実質為替レートの増価（円高）が拡大的にそれぞれ働くものと予想される。推定結果は、この式についても概ね有意でないものの予想通りの符号の係数が得られた。

この同時制約の推定結果で示されているのは、あくまでも各ショック相互における3ヶ月という短期間の関係である。これに対して、前節の理論モデルで説明したような波及効果が実際に完了するのはもっと長いラグを伴ってである。したがって、理論モデルと日本経済のデータとの整合性を検証するためには、この同時制約の推定結果とともに、この結果を利用した累積的インパルス反応や分散分解の結果を合わせて判断する必要がある。

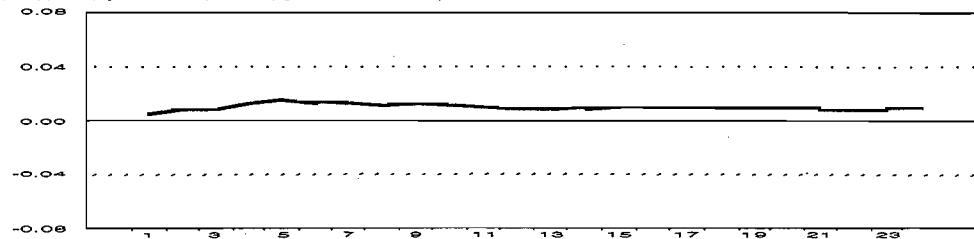
### 3.5 累積インパルス反応関数

次に、各々のショックの1標準偏差分の大きさの擾乱が、実質為替レートと非製造業活動に時系列的にどのような影響を与えるかを累積インパルス反応関数でみてみよう。これらは、図4から図7に掲載されている。

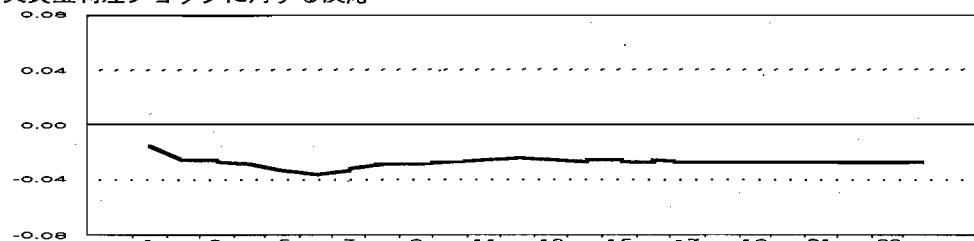
まず、実質為替レートに対する累積インパルス反応関数をみると、実質為替レートが最も大きく反応するのはやはり交易条件ショックで、しかもその反応はすぐに現れる。財政ショックに対する反応は、短縮期間ではほぼ中立的な反応を示しているのに対し、全期間の推定ではわずかながら円高をもたらすことを示している。内外実質金利差ショックに対しては短縮期間での推計結果の方がやや大きな反応を示しているが、どちらの期間でも米国実質金利の相対的上昇は実質為替レートの円安をもたらす。非製造業に対する生産性ショックが実質為替レートに対して与える影響は、円高方向の効果を持っており、またこの効果は短縮期間の方で大きくみられる。

こうした実質為替レートのインパルス反応の推計結果は、生産性ショックに対する反応を除いて、概ね理論モデルの予想と整合的である。生産性ショックに対する

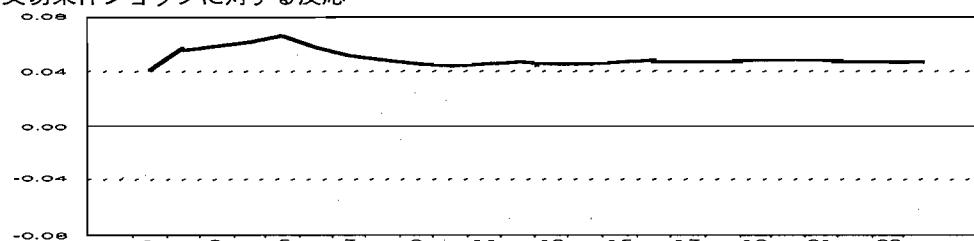
図4 実質為替レートの各ショックに対する累積インパルス反応：全期間(1975:1～1994:2)  
財政ショックに対する反応



実質金利差ショックに対する反応



交易条件ショックに対する反応



生産性ショックに対する反応

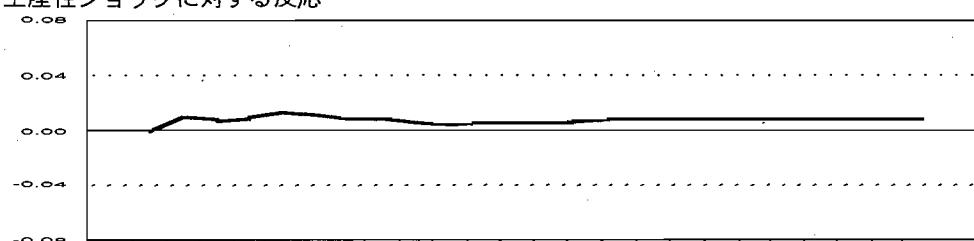
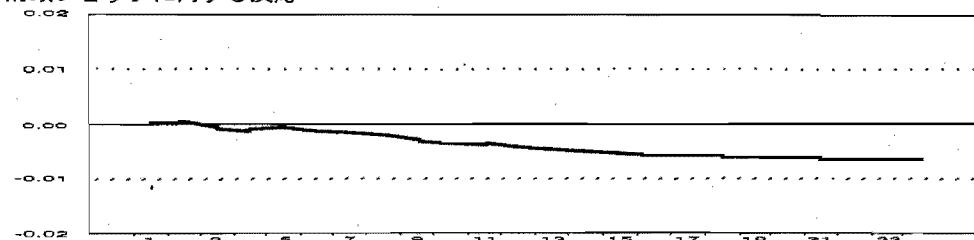
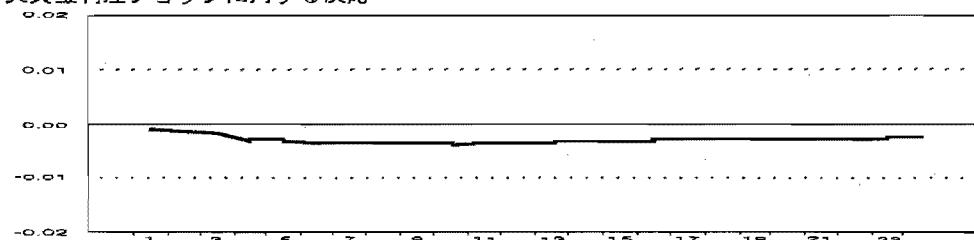


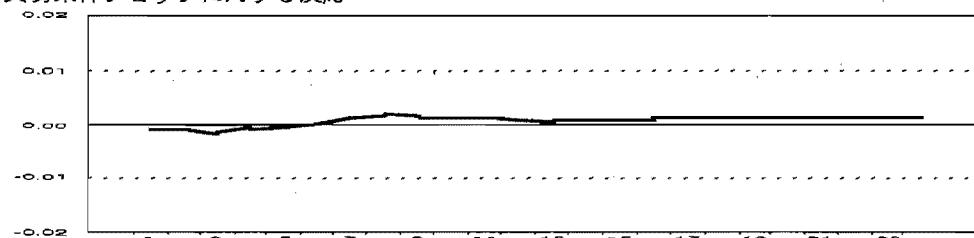
図5 非製造業活動の各ショックに対する累積インパルス反応：全期間(1975:1~1994:2)  
財政ショックに対する反応



実質金利差ショックに対する反応



交易条件ショックに対する反応



生産性ショックに対する反応

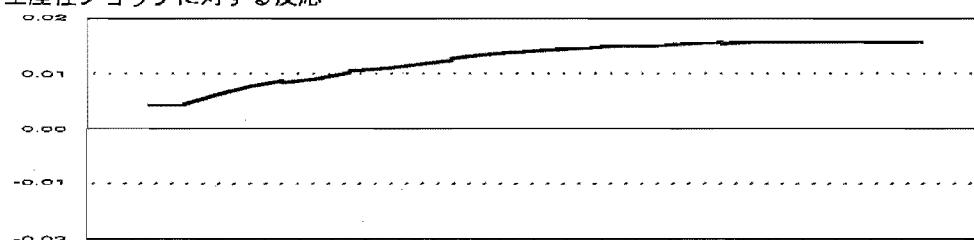
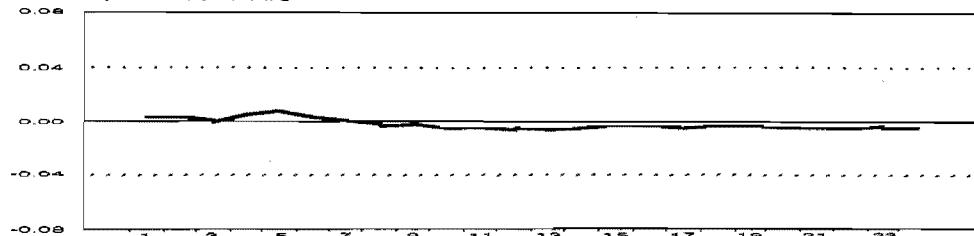
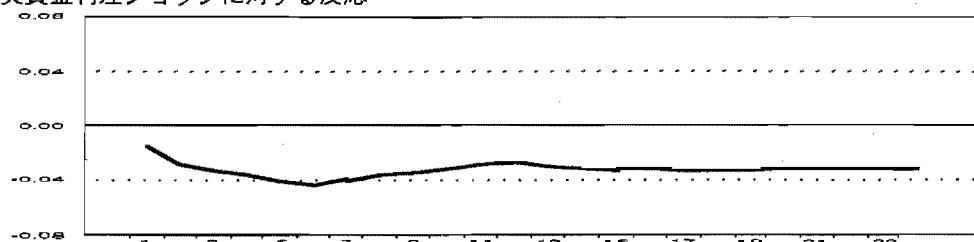


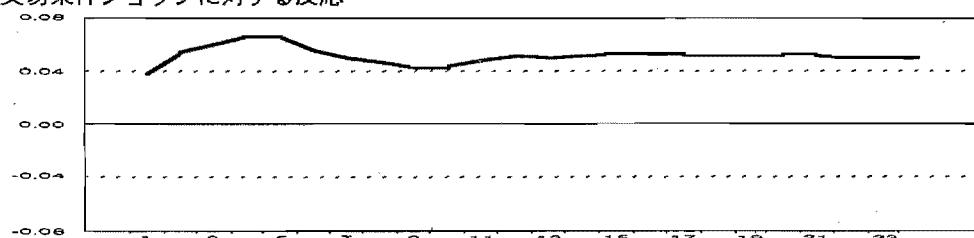
図 6 実質為替レートの各ショックに対する累積インパルス反応：短縮期間(1975:1～1990:4)  
財政ショックに対する反応



実質金利差ショックに対する反応



交易条件ショックに対する反応



生産性ショックに対する反応

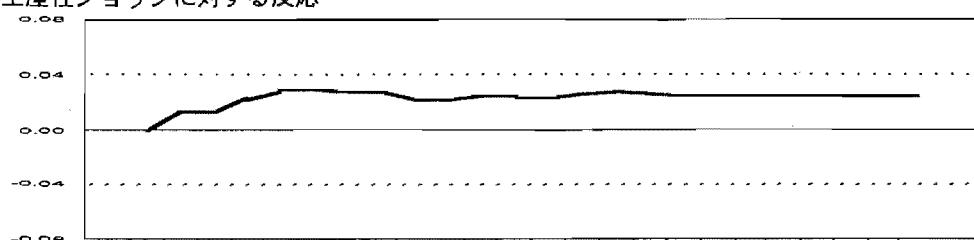
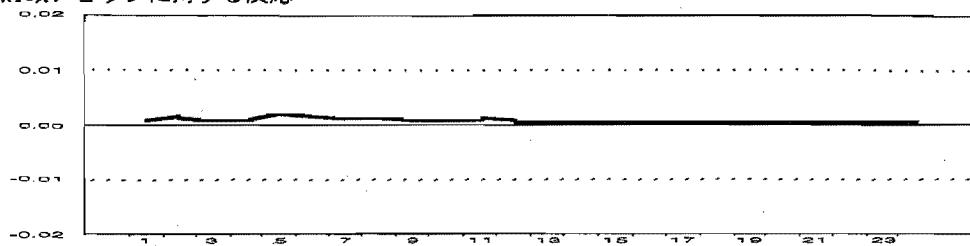
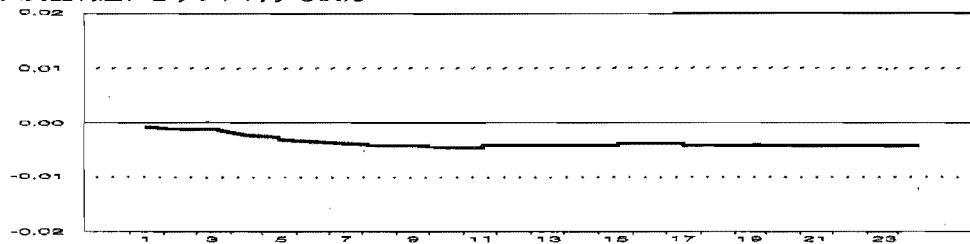


図7 非製造業活動の各ショックに対する累積インパルス反応：短縮期間(1975.1～1990.4)

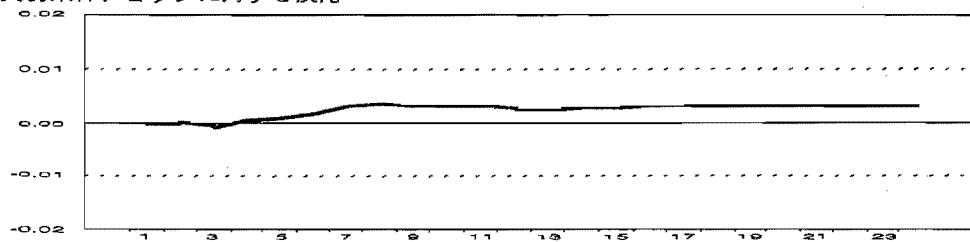
財政ショックに対する反応



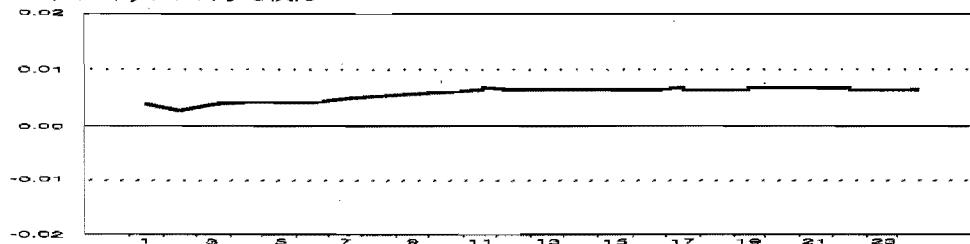
実質金利差ショックに対する反応



交易条件ショックに対する反応



生産性ショックに対する反応



実質為替レートの反応が、理論モデルの予想と逆方向に表れている理由としては、非製造業における価格上昇と品質改善の関係を識別する困難性、生産性ショックと需要ショックが混合している可能性、製造業の側の生産性上昇を考慮に入れてないことなどが考えられる。

次に、非製造業活動に対する累積インパルス反応関数をみてみよう。我々の分析の中心である交易条件の改善ショックは、いずれの推計においても非製造業の活動を刺激する。しかし、交易条件ショックが非製造業の生産を刺激するタイミングは、全期間の推計では短縮期間に比べて遅くなっているうえに、その大きさもきわめて小さなものとなっている。非製造業の生産性上昇ショックもまた、非製造業の活動を拡大させる。この効果は、全期間の推計の方が大きな反応を示している。一方財政ショックは、短縮期間での推計では、小さいながらも短期的に非製造業の活動を拡大させる効果をもっていたが、全期間での推計ではむしろマイナスの効果をもっている。これは財政支出の拡大対象が、本論文で非製造業活動に含めた以外の経済活動に向けられているからではないかと推測される。これらに対して、米国実質金利の相対的上昇は、モデルが示唆したように6年以上にわたって、非製造業の活動を縮小させる。この実質金利差の影響力は、全期間に延ばした推計では短縮期間のものに比べてやや小さくなっている。

このように、非製造業活動のインパルス反応の側では、財政ショックに対する反応を除いて、概ね理論モデルの予想に沿った反応がみられた。期間を1970年代後半から90年代初頭までに短縮した推計では、交易条件ショックに対する反応が、実質金利差ショックや生産性ショックにほぼ肩を並べる大きさの反応を示していた。これに対して、期間を最近時まで延ばした全期間の推計では、生産性ショックに対する反応の大きさが大きくなり、実質金利差ショックや交易条件ショックに対する反応は小さくなっている。とりわけ、交易条件ショックに対する反応の大きさは顕著に縮小している。

### 3.6 予測誤差の分散分解

最後に、表5によって、各変数の予測誤差の分散に対してそれぞれのショックがどの程度貢献しているかみてみよう。表に示されている分散分解は、6年先の予測誤差に基づくものである。

財政支出の列をみると、その変動の60%から70%は、自己のショックによるものである。これに対して、内外実質金利差の変動は、相対的に自己のショックが占める

表5 分散分解

全期間 (1975:1~1994:2)

予測される変数

ショック	G	R D	E	Y
$\varepsilon_G$	67.065	21.426	3.544	11.204
$\varepsilon_{RD}$	6.766	44.699	15.258	6.852
$\varepsilon_E$	18.244	26.627	75.712	11.214
$\varepsilon_Y$	7.924	7.248	5.487	70.731

短縮期間 (1975:1~1990:4)

予測される変数

ショック	G	R D	E	Y
$\varepsilon_G$	70.406	25.759	4.725	12.556
$\varepsilon_{RD}$	9.131	43.331	16.989	8.851
$\varepsilon_E$	13.778	18.579	66.558	17.392
$\varepsilon_Y$	6.684	12.331	11.728	61.201

注) 表は、24四半期先の予測誤差の分散分解を掲示している。

比率が小さく、交易条件ショックおよび財政ショックからの変動が占める部分が各20%程度ある。この両者のうち、短縮期間では財政ショックの貢献が大きく、全期間では逆に交易条件ショックの貢献が大きい。これは、最近時になって金融政策が為替レートの変動を強く意識して運営されるようになっている証左であろう。

さらに実質為替レートの列をみると、両期間の推計とも交易条件ショックが60%台から70%台の貢献をみせている。実質金利差ショックは、どちらの期間の推計でも10%台の寄与をしている。また、短縮期間の推計では生産性ショックも10%程度の寄与をしていたが、全期間ではこれが半減している。

非製造業活動の列では、いずれの期間の推計においてもこの変動に対する最大の貢献要因は生産性ショックであるが、短縮期間では約60%であったこの貢献度が、全期間ではこれが10%ほど大きくなっている。これに対応して、交易条件ショックは、短縮期間の推計では20%近くの貢献をしていたが、全期間の推計ではその貢献度は半減している。すなわち、推定期間を90年代初頭から最近時にかけて延長すると、非製造業活動の変動に対する交易条件ショックの貢献度が半減し、その分だけ生産性ショックの寄与が高まった。

## 4. 結論

近年、その比重を拡大させてきた非製造業部門の動向が日本経済全体の動向に大きな影響を及ぼすということが認識されつつある。しかし、非製造業部門をマクロ経済学の枠組みの中で適切に位置付け、理論的、実証的な見地から分析を行ったものはほとんど見当たらない。本論文は、非製造業部門を非貿易財産業とみなして、非貿易財産業を含む開放マクロ経済学の枠組みで理論的・実証的分析を試みたものである。

まず、実証分析に先だって、非貿易財産業を含む標準的な三財二期間モデルを作成し、交易条件、海外実質金利、財政支出、非製造業の生産性の変化が、非製造業の生産と実質為替レートに対してそれぞれどのような影響を与えるかを調べた。実質為替レートと非製造業の製造業に対する相対価格とは密接な関係があり、非製造業に対する需要ショック、供給ショックは非製造業の生産だけでなく実質為替レートにも影響を及ぼす。交易条件の改善は、プラスの所得効果を通じて、非貿易財生産を拡大させると同時に、非貿易財相対価格を上昇させ一層の円高要因となる。海外実質金利の上昇は、短期的には、国内総需要の低下を通じて非貿易財生産を縮小させると同時に、非貿易財相対価格の低下をもたらし実質為替レートの円安要因となる。しかし、長期的には当初の海外への資本流出が国内に還流し、非貿易財生産と実質為替レートに短期とは逆の影響を及ぼす。

実証分析は、財政支出、内外実質金利差、実質為替レート、非製造業活動の4つの変数を使って同時制約付の VAR モデルで推計を行った。推計にあたっては、最近期の非製造業の特徴を考えるために、90年代初頭までに推定期間を限ったケースと最近時まで推定期間を延長したケースの両者を推定し比較を行った。

まず、推定の第一段階として、誘導系の VAR モデルを推定した。その推定結果から、グレンジャーの因果性テストを行ったところ、非製造業活動の誘導系の式では、実質為替レートから非製造業活動へのグレンジャー因果性がみられた。また、財政支出は内外実質金利差や実質為替レートからの因果関係がみられた。続いて、推定の第二段階として、同時制約行列を推定した。同時制約行列の推定結果の符号条件は、どちらの推定期間についても、理論モデルの予想と整合的な結果であった。

次に、累積インパルス反応を検討した。交易条件ショックに対しては、実質為替レートも非製造業活動も概ね理論モデルと整合的な反応を示した。ただし、実質為替レートがすぐ反応するのに対して、非製造業活動の反応が出尽くすには約2年の

タイム・ラグがある。また、非製造業活動の交易条件ショックに対する反応は、最近期まで延長した推定結果では極めて小さくなっている。米国実質金利を相対的に上昇させるショックに対しては、実質為替レートが円安方向に振れ、非製造業の活動が抑制されるというやはり理論モデルと整合的な反応がみられる。この実質金利差ショックに対する反応の大きさも、推定期間を最近期まで延長した場合、いくぶん小さくなっている。生産性ショックに対する反応の大きさについて全期間を短縮期間と比較すると、実質為替レートの反応が小さくなるが、非製造業活動の反応は逆に大きくなっている。一方、財政ショックについては、90年代初頭までの推計では、実質為替レートと非製造業活動の双方に対してほぼ中立的であったが、推定期間を最近期まで延ばすと、持続的に円高をもたらすと同時に、非製造業に対しては理論モデルの予想に反してマイナスの効果を示している。

最後に、6年先の予測誤差に基づく分散分解では、非製造業活動の変動に対して生産性ショックが最も大きく貢献しているものの、交易条件ショックも相当の貢献をしている。しかし、その貢献の程度は最近までの推計では弱くなっている。

こうした結果は、交易条件ショックや内外実質金利差ショックのような開放経済特有のショックが、最近の日本経済の実質為替レートの変動だけでなく、非製造業の動向に大きな説明力を持っていたこと示している。1980年代後半の非製造業の活性化については、従来80年代半ばの財政支出拡大や規制緩和、民営化などの効果が指摘されてきた。後者の規制緩和や民営化の効果については、それらが非製造業の分野の生産性上昇として現れるならば、ここでの生産性ショックの分析結果が示しているように、非製造業の活動に大きな影響を及ぼしていたとみることができる。しかし、前者の財政支出拡大については、実質為替レートに対しても非製造業の活動に対しても目立った影響はみられない。むしろ最近では財政ショックは、非製造業の活動に対してマイナスの影響を持ち、かつ円高をもたらしていると推測される。

本論文では、非製造業を含む開放マクロ・モデルの理論的、実証的分析を行ってきた。実証結果は75年以降の日本経済における非製造業が、ほぼ標準的な貿易財/非貿易財モデルにそった動きをしていることを確認できた。しかしながら80年代後半に何故非製造業が大きく活性化し、最近の景気回復期において同じ円高期にもかかわらず、非製造業の伸びが鈍いかについては、依然課題が残されているといえよう。こうした問題を解明していく方向として、今後は80年代後半から90年代前半にかけて大きく変動した資産価格を分析に取り込んでいくことが望まれる。

## 補論：データの出処と作成方法

### 非製造業の活動 (Y)

第3次産業活動指数の総合指数から運輸・通信、公務を除いて作成した。運輸・通信を除いたのは、日本電信電話公社と日本国有鉄道の民営化によるデータの非連続性を避けるため。出処は、通商産業省「通産統計」。

### 実質為替レート (E)

我が国のGNPデフレーターを $P_J$ 、米国のGNPデフレーターを $P_{Us}$ 、円建ての名目為替レートをNEXとして、 $E = P_J / (P_{Us} \times NEX)$ として作成した。出処は、 $P_J$ が経済企画庁「国民経済計算」、 $P_{Us}$ が米国商務省Survey of Current Business、NEXが日本銀行「経済統計月報」。

### 財政支出 (G)

経済企画庁「国民経済計算」における実質公的資本形成。

### 日米実質金利差 (RD)

3カ月米国短期証券の実質金利（名目金利から物価上昇率を控除）から日本の3カ月手形の実質金利を引いたもの。3カ月米国短期証券の金利はFederal Reserve Bulletinから、日本の3カ月手形レートは日本銀行「経済統計月報」から。物価指数は、日米ともGNPデフレーター。

## 注釈

本論文を作成するにあたっては、清瀧信宏氏（ミネソタ大学）、深尾京司氏（一橋大学）、TCER研究会、経済企画庁、日本経済研究センターにおけるセミナー参加者から貴重なコメントを頂いたことに感謝したい。

- 1) 例えば日本銀行(1995)は、「最近の月報の中で「「価格破壊」、バランス・シート調整といった構造要因は、非製造業を中心に引き続き成長抑制要因として作用するとみられる。」と述べている。
- 2) こうした初期の分析例については、Dornbusch(1980)第6章に簡潔にまとめられている。
- 3) 石油危機後の日本における同様の産業調整問題を、理論、実証両面から検討したものとしては、坂下、堀内、山崎(1982)があげられる。
- 4) 河合(1994)も国際金融論のテキストの中で、二期間モデルを利用して貿易財・非貿易財の問題を考察している。

- 5) 構造 VAR モデルは、Bernanke (1986), Blanchard and Watson (1986), Sims (1986) らによって導入された。わが国では、岩淵(1990)、北坂(1993)の分析に利用されている。
- 6) 後の実証分析ではこうした仮定は緩められる。
- 7) 収入関数については、Dixit and Norman (1980) を参照。
- 8) 説明の簡単化のために、一次同次と仮定している。しかし以下の単位支出関数導出のためには、もう少し弱い相似拡大的の仮定で十分である。
- 9) 関数  $T$  の一次同次の性質を使って、

$$\begin{aligned} \min_{X, M} \{mX + qM; T(X, M) \geq T\} &= T \min_{X, M} \{mX/T + qM/T; T(X/T, M/T) \geq 1\} \\ &= T\Pi(m, q). \end{aligned}$$

他の支出関数についても同様である。

- 10) 簡単化のために税金は相対価格体系に歪みをもたらさない一括税であると考えている。
- 11) 財政支出がゼロの下で、定常状態の初期均衡は、海外金利が  $\delta = \beta$  を満たすようなときに得られる。
- 12) ここでは交易条件の恒常的な変化を考えているので、実質為替レートの変化も恒常的であり、第1期から第2期にかけての実質金利の変化は起こらない。
- 13) 以下の財政支出および非製造業生産性の変化も同様である。
- 14) 効用関数  $C$  が一次同次（したがってホモセティック）であることから、所得拡大経路は図に描かれているように直線になる。
- 15) この場合、収入関数は  $\bar{R}(m, \theta p)$  となり、 $\bar{R}_s = \bar{R}_p$ ,  $\bar{R}_{ps} = \bar{R}_{pp} - \bar{R}_p$  の性質をもつ。
- 16) 2節のモデルで外生変数として扱った変数も、現実には他の変数と相互に連関しており、本当の外生変数ではない。したがってこの節の実証分析では、後に説明するように各変数に対する外生的ショックを抽出してその影響を分析している。その意味ではここでは「外生変数の変化」という言い方ではなくて、「外生的ショック」という言い方をする。
- 17) ただし、 $C(L)$  はラグ・オペレーター ( $L$ ) の多項式である。
- 18) これらのテストについては、山本(1988)およびPerron(1988)を参照。
- 19) 実際に VAR モデルを推計するためには、4変数間の共和分関係を検定しておく必要がある。我々は Johansen Test によって共和分関係の有無をテストした結果、ここでの変数間に共和分関係はない（システムのランクが0であることを棄却できない）ことを確認している。

## 引用文献

- 岩淵純一(1990)「金融変数が実体経済に与える影響について」『金融研究』Vol.9-3, 79-118  
 大瀧雅之(1990)『景気循環の理論 現代日本経済の構造』東京大学出版会  
 河合正弘(1994)『国際金融論』東京大学出版会  
 北坂真一(1993)「日本経済における構造変化と景気変動 一Structural VAR Modelによる分析

- 一」『季刊理論経済学』Vol.44, No.2, 142-158
- 坂下昇・堀内行藏・山崎福寿(1982)「産業調整問題に関する理論および実証」『経済経営研究』Vol.3, No.5.
- 日本銀行(1995)『日本銀行月報』5月号
- 宮川努・徳井丞次(1994)『円高の経済学』東洋経済新報社
- 山本拓(1988)『経済の時系列分析』創文社
- Alogoskoufis, George S. (1990), "Traded Goods, Competitiveness and Aggregate Fluctuations in the United Kingdom," *Economic Journal* 100, (March), 141-163.
- Bernanke, Ben. (1986), "Alternative Explanations of the Money-Income Correlation," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 25, (Autumn), 49-99.
- Blanchard, Oliver J. and Mark K. Watson. (1986), "Are Business Cycles All Alike?" in R. J. Gordon ed., *The American Business Cycle: Continuity and Change*, University of Chicago Press, 123-179.
- Corden, W. Max, (1984), "Booming Sector and Dutch Disease Economics: Survey and Consolidation," *Oxford Economic Papers* 36, 359-380.
- Corden, W. Max, and J. Peter Neary. (1982), "Booming Sector and De-industrialization in a Small Open Economy," *Economic Journal* 92, (December), 825-848.
- Dixit, Avinash and Victor Norman. (1980), *Theory of International Trade*, Cambridge University Press.
- Dornbusch, Rüdiger. (1980), *Open Economy Macroeconomics*, Basic Books, Inc.
- Edwards, Sebastian. (1989), "Temporary Terms-of-trade Disturbances, The Real Exchange Rate and the Current Account," *Economica* 56, (August), 343-357.
- Frenkel, Jacob A. and Assaf Razin. (1987), *Fiscal Policies and the World Economy*, MIT Press.
- Krugman, Paul R. (1988), "Deindustrialization, Reindustrialization, and the Real Exchange Rate," *NBER Working Paper* No.2586.
- Meade, James. (1951), *The Balance of Payments*, Oxford University Press.
- Perron, Pierre. (1988), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Further Evidence from a New Approach," *Journal of Economic Dynamics and Control* 12, 297-332.
- Razin, Assaf. (1984), "Capital Movements, Intersectoral Resource Shifts and the Trade Balance," *European Economic Review* 26, (October/November), 135-152.
- Salter, W. (1959), Internal and External Balance: The Role of Price and Expenditure Effects," *Economic Record* 35, 226-238.
- Sims, Christopher A. (1986), "Are Forecasting Model Usable for Policy Analysis?" *Quarterly Review*, Federal Reserve Bank of Minneapolis, (winter), 2-16.
- Wakasugi, Ryuhei. (1990), "Japanese Corporate Adjustment to Yen Appreciation," in S. Gerlach and P. A. Petri eds., *The Economics of the Dollar Cycle*, MIT Press.

## コメント

---

竹田 陽介（上智大学）

徳井・宮川論文「実質為替レート変動と非製造業の動向」は、近年の日本経済を語る上で益々重要性を増しつつある「非製造業部門」に焦点を当てた稀有な研究である。非製造業はサービス等の貿易不可能な財（非貿易財）を産出する部門であり、製造業は貿易財を扱う部門であると考えれば、非貿易財と貿易財の相対価格として実質為替レートを定義する開放マクロ経済学のモデルの適用は自然である。理論モデルに基づく比較静学からの帰結に関して、同時点における係数制約を課した VAR モデル（以下、Structural VAR）を用い実証している。推定結果は、非製造業部門が交易条件・実質金利という開放経済特有のショックによって大きく影響を受けていること、80年代後半以降の非製造業の活性化は、財政支出の拡大ではなく規制緩和・民営化による非製造業部門の生産性の上昇によることを示している。

以下、論点を 2 つに絞ってコメントする。

一つは、日本経済において非製造業の果たす役割は増しているのか、という論文の動機にかかわる点についてである。論文の表 1 では、第三次産業活動指数・非製造業の設備投資額・就業者数で見て近年、日本経済における非製造業部門の比重が増加しつつあるとしている。しかし、付加価値ベースで見た GDP における、産業部門中の非製造業の比率は、1975年度の約73%をピークにして1993年度には約68%に趨勢的に低下してきている（図表省略）。比重の低下する非製造業の中でも、金融・保険業、卸売・小売業だけが比重を増加させている（図表省略）点を考慮すると、著者の視点は、非製造業の中でもとりわけこれらの産業にあたっていると考えるべきだろう。とにかく一般に「ペティ・クラークの法則」として言われる産業構造の比重の変化自体について、定量的に確かめる必要があると考える。また、理論モデルの中で非製造業の生産性ショックとされている  $\theta$  は自国企業の収入関数のパラメータであるために、非製造業・製造業双方の生産関数に入り、非製造業固有のショックとは言えない。したがって、内生変数として実質為替レートと非製造業の生産に加え製造業の生産も追加して、Structural VAR の同時点ゼロ制約を、

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ \alpha_{eg} & \alpha_{erd} & 1 & \alpha_{eyn} & \alpha_{eym} \\ \alpha_{yng} & \alpha_{ynrd} & \alpha_{yne} & 1 & \alpha_{ynym} \\ \alpha_{ymg} & \alpha_{ymrd} & \alpha_{yme} & \alpha_{ymyn} & 1 \end{bmatrix}$$

と設定するのが望ましい。但し、 $\alpha_{ij}$ は、変数*i*固有のショックの変数*j*の誤差項に対する係数を表し、*i,j=g*(財政支出)、*rd*(内外実質金利差)、*e*(実質為替レート)、*yn*(非製造業生産)、*ym*(製造業生産)である。それに加え、識別可能な制約条件の数10を満たすための追加的な2つの制約は、標準的なVARを使ったGranger Causality Testの結果(表3)にしたがって、実質為替レートの強い独立性から例えば、 $\alpha_{eg}=0$ 、 $\alpha_{erd}=0$ としてもいい。こうしたゼロ制約条件を課したVARによるインパルス反応関数・分散分解の結果から、国際環境からのショックや規制緩和の影響等、非製造業を製造業と比較した場合の特徴的な点が浮かび上がると面白い。

二つ目は、二期間動学モデルからの結論を同時点ゼロ制約付きのVARモデルを用いて実証していることの成否についてである。理論モデルを用いた比較静学分析では、Unit Root Testでの定常性に関する結果から実質金利以外の変数については、第一期に起こった変化が第二期にも残る恒常的な変化を考えている。しかし、静学的なモデルと二期間動学モデルの結論に定性的な差異が出るのは、実質金利の変化に関する場合だけである。実質金利が上昇すると、第一期の経常収支は拡大し、第二期には第一期に行われた海外投資の還流の結果、第一期と逆のプロセスによる経常収支の赤字が生じるというメカニズムである。ところがStructural VARでの推定結果(図4から図7)からわかるように、内外実質金利差のショックは実質為替レート・非製造業生産に対する長期・短期的効果の違いを生まない。もし理論モデルにおける長期・短期の効果の違いを識別制約として用いるのであれば、ここでのStructural VAR(Bernanke(1986))よりは、Blanchard=Quah(1989)のタイプのVARモデルの方が適している。残念ながら、二期間動学モデルとStructural VARモデルとの組み合わせは成功しているとは言えない。

## 参考文献

- 1) Bernanke, Ben, 1986, Alternative Explanations of the Money-Income Correlation, NBER Working Paper No.1842.
- 2) Blanchard, Oliver J., and Danny Quah, 1989, The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances, American Economic Review, LXXIX : 655-73.