

日本財政学会第 54 回大会報告論文

日米の財政政策に関する時系列分析

(未定稿)

1997 年 10 月

土居 丈朗

(東京大学大学院・日本学術振興会特別研究員)

1. はじめに

最近、再び日本の対米貿易黒字が増加に転じ、日本政府はアメリカ政府から黒字抑制のための政策を要求されている。これまでも同様な局面で、日本政府はアメリカ政府からの要求で、対米貿易黒字を抑制するために財政政策を行ってきた。しかし、最近の日本は財政構造改革のため財政支出を削減する方針を打ち出しており、アメリカ政府の要求を財政支出増加で対処できない状況にある。その中で、日本政府が選択する政策を考えるためには、これまでの財政政策が日米の経済にもたらした効果を定量的に分析することが重要である。

1980年代以降における日本の財政政策と経常収支・貿易収支に関してデータを概観すると、次のようになる。まず、石油危機以降の安定成長期には、日本の財政政策は景気調整の機能を担い、積極的に財政支出を増加し財政赤字が増加した。これを受けて1980年代に入り「増税なき財政再建」を推進し、財政支出を抑制し財政赤字が減少した。1980年代前半には、対米貿易黒字が急増した(図1参照:貿易収支は通関実績)。アメリカ政府は、日本の対米貿易黒字を抑制するべく財政支出を増加するよう要求した。それには、貯蓄投資バランス論のロジックも用いられた。図2によれば、日本の財政再建で財政支出を抑制したために、財政赤字が縮小し経常収支黒字が拡大したとみなされた。1980年代後半には、経常(貿易)収支黒字が減少した。1990年代に入り、1990~1991年を底に経常(貿易)収支黒字が増加に転じた。この時期の日本は、景気後退期に入り、税収の低迷と景気対策としての財政支出増加で財政赤字が増加に転じた時期でもあった。

わが国は、1980年代後半以降に、主要先進国首脳会議や日米交渉などの場で経常収支黒字削減の要求に基づいて、財政支出を増加する政策を採った。その後、この日本の財政政策が期待された効果をあげたかの実証分析はほとんどなされていない。それは、1980年代後半の景気拡大(バブル景気)と1990年代前半の景気後退(バブル崩壊)という大きな景気変動が、財政政策の効果を読みとりにくいしていることも一因にある。特に、景気拡大期の低金利政策と景気後退の景気となった金融引締め政策(公定歩合上昇)という金融政策の変化がこの景気変動に影響を与えていると見られるため、財政政策がどのような効果をもたらしたかについて分析するにしても、その分析方法は注意深く検討しなければならない。

本論文では、1980年代以降において、日米両国の財政政策が国際経済で与えた効果について時系列分析を行う。より政策的含意に根ざして言えば、アメリカ政府の主張通り、日本の財政政策が(経常収支を通じて)両国経済にとって有効だったかについて分析する。用いる手法は日米のデータを同時に用いたVARモデルである。本論文の分析で特徴的な点は、

第 1 に財政政策の効果を時系列分析することで、第 2 に国際経済における大国を想定したモデルで財政政策の効果を分析することである。

本論文の構成は以下の通りである。第 2 節では、本論文の分析の特徴を説明する。第 3 節では、その分析手法について議論する。第 4 節では、分析結果を示し、それから得られる含意を検討する。最後に、第 5 節で結論を述べる。

2 . 分析の特徴

第 1 の特徴について、財政政策の効果を分析する際に、時系列分析を採用し、計量経済学での同時方程式モデルの分析を用いないのは、同時方程式モデルでは同時方程式パイアスがうまく除去できなかつたり、方程式体系をシステム推定したときに経済学的に意味のある結果が必ずしも得られなかつたりする問題が生じる。そして、最大の理由は Lucas 批判である。Lucas 批判は、次のようなものである。同時方程式モデルでは、経済政策に対して消費者や生産者が推定期間を通じて全く同一の反応を示したことを仮定していることになる。例えば、財政政策として減税したときに、消費者は限界消費性向を政策前も政策後も全く変えないということを意味している。減税したときに消費者が消費性向を変えるか変えないかは、先験的に断定できない。しかし、同時方程式モデルでは、通常、推定期間を通じて係数が一定として推定する。このことは、前の例でいえば、減税したときに、消費者が政策前も政策後も消費性向を変えないとみなしていることになる。そこで、Lucas は、同時方程式モデルでは政策に対する経済主体の反応の変化が分析できていないと批判したのである。特に、本論文で検討しようとしている財政政策の効果が対象であるならば、Lucas 批判を肯定しなければならない。

本論文で採用する時系列分析では、Lucas 批判などの同時方程式モデルに伴う問題を回避することができる。ただ、従来の時系列分析では「理論なき計量」との批判がある。つまり、経済理論モデルを全く前提とせず、経済変数間の時系列的な動きだけを分析対象としているということである。さらに付け加えれば、従来の時系列分析は 1 つの経済変数をその他の経済変数の過去の動きで説明するものであるから、経済変数間の同一時点での相互依存関係は直接的な分析対象から外されている。特に、財政政策を分析する上で、乗数効果など同一時点での短期的な効果(財政支出と国民所得の間の関係)が重要であるため、経済変数間の同一時点での相互依存関係を無視して分析することはできない。そこで、経済変数間の同一時点での相互依存関係をも考慮した時系列分析として、最近では Sims(1986)、Blanchard (1989)、Blanchard-Quah(1989)、岩淵(1990)、北村(1993)などで、Structural VAR モデル(構造型ベクトル自己回帰モデル)がしばしば用いられている。本論

文では、Structural VAR モデルを財政政策効果の分析に用いる。

また、政策に関する因果関係も分析するため、Granger の因果性テストを試みる。Granger の因果性テストは従来の VAR モデルで行うため、これも本論文で時系列分析を用いる一つの理由である。

第2の特徴について、日米両国の政策を分析する上では、両国を大国として扱う必要があり、両国間の円ドル為替レートは変動相場制をとっているため、変動相場制を想定する必要がある。国際経済における大国を想定したモデルで時系列分析による財政政策の効果进行分析しているものは、数少ない。財政政策の効果を国際経済の2国(大国)モデルで理論的に分析した先行研究は、すでに数多く存在する。その中でも、Frenkel-Razin(1996)、井堀(1991)、河合(1994)などによると、自国が財政支出を増加させると、自国では経常(貿易)収支が悪化し、外国では経常(貿易)収支が改善するが、国民所得(消費)については効果の経路や大きさによって異なる、としている。

そこで、財政政策の効果を実証モデルでの分析を概観する。本論文の第4節での分析に用いるモデルを示すことも、その目的の一つである。理論的な分析方法としては、世代重複モデルや新古典派経済成長モデルの枠組みで財政政策のみを分析する方法と、いわゆる IS-LM 分析、マンデル=フレミングモデルや総需要総供給分析の枠組みで財政政策を金融政策と同時に扱って分析する方法が考えられる。¹

これらの分析で、国際経済(2国モデル)における財政政策の効果は、次のようなチャネルが考えられる。乗数効果、クラウディング・アウト効果、自国通貨建て為替レートの増価を通じた経常収支に対する効果、物価水準の上昇を通じた実質通貨供給に対する効果、輸入生産要素を通じた総供給に対する効果、可処分所得の減少を通じた(現在)消費に対する効果、異時点間の限界代替率の上昇を通じた(現在)消費に対する効果、などである。

いま、自国と外国の2つの大国があり、両国間の為替レートは変動相場制であるとする。そして、自国のみが財政支出だけを増加させたときの効果を考える。² は、自国の財政支出の増加が、そのまま財政支出乗数倍だけ自国の総需要(GDP)を増加させ、それが外国からの輸入を増やして、外国の総需要(GDP)も増加させるという効果である。 は、自国の財政支出の増加が、通貨需要の増加を通じて利子率を上昇させ、自国の投資を減少させてその分だけ自国の総需要を減少させる。そして、国際資本移動が行われれば利子率の上

¹ 基本的な差異は、前者がミクロ経済学的基礎付けがあるのに対して、後者がないという点である。

² 財政支出の財源については後述する。

昇が外国の投資を減少させてその分だけ外国の総需要を減少させる効果である。は、自国の財政支出の増加が、利子率を上昇させ、国際資本移動を通じて自国通貨建て為替レートを増価させ、自国の経常収支を悪化させて自国の総需要を減少させ、外国の経常収支を改善させて自国の総需要を増加させる効果である。以上が、マンデル＝フレミング・モデルで想定している効果である。マンデル＝フレミング・モデルによる効果を総合すると、自国の財政支出の増加は、自国の総需要、外国の総需要とともに全体として増加させることが知られている。

次に、一般物価水準を通じた影響を考える。は、自国の財政支出の増加が、超過需要を生じさせて自国の物価水準を上昇させ、実質通貨供給を減少させて、自国の国民所得が減少する効果である。また、外国でも ~ の総合的な効果として総需要が増加しているため、超過需要が生じて外国の物価水準を上昇させ、実質通貨供給を減少させて、外国の国民所得が減少する。は、両国とも生産に輸入する生産要素を投入していれば、自国の財政支出の増加が、自国通貨建て為替レートを増価させ、自国の輸入生産要素価格を低下させて自国の総供給を増加させ、外国の輸入生産要素価格を上昇させて外国の総供給を減少させる効果である。以上が、総需要総供給分析で想定している効果である。

そして、消費者の選好(効用関数)を通じた影響を考える。ここでの議論は、井堀(1991)、Frenkel-Razin(1996)などで示されている現在と将来の2期間モデルを想定し、現在時点のみにおいて自国の財政支出が増加する効果を考える。は、自国の財政支出の増加が、財源調達による増税により自国の可処分所得を減少させ、自国の(現在)消費を減少させる効果がある。³ さらに、限界消費性向が1未満であることから、自国の可処分所得の減少分よりも自国の消費の減少分の方が少ないため、現在財に対する超過需要を生じさせる。これにより、現在財の相対価格(すなわち利子率)を上昇させて、外国消費者の(現在)消費を減少させる。⁴ は、財政支出に伴う公共財の消費と私的財の消費が補完的であれば、自国の財政支出の増加が、自国消費者の私的財の限界効用を高め、自国の(現在)消費を増加させる。それに伴い、自国消費者の異時点間の限界代替率を上昇させて利子率、すなわち現在財の相対価格を上昇させ、外国消費者の(現在)消費を減少させる効果がある。⁵ ただし、以上の効果は、財政支出の財源調達方法によって効果が異なりうる。

³ 公債の中立命題が成り立つ下では、公債による財源調達でも同様のことが言える。

⁴ Frenkel-Razin(1996)では、この効果を資源吸収チャネル(resource-withdrawal channel)と呼んでいる。

⁵ 公共財の消費と私的財の消費が代替的であれば、逆の効果が生じる。また、Frenkel-Razin(1996)では、この効果を消費偏向化チャネル(consumption-tilting channel)

以上より、～ の効果は、自国の財政支出の増加が、必ずしも両国の国民所得を増加させるわけではないことを示唆している。したがって、これらの効果を総合して、自国の財政支出の増加が、両国の国民所得にどのような（プラスかマイナスか）影響を与えるかは、実際のデータを用いて分析しなければならない。実証分析によって、日本の財政政策が国際経済でどのような効果を与えたかを検証することができる。

本論文では、国際経済における以上の効果を踏まえて財政政策の効果を分析したい。しかも、金融政策の影響も考慮しつつ分析したいため、次のようなモデルを想定する。ここでのモデルは、国際経済、特に日米両国についての2国モデルとする。まず、日本経済が次のようなモデルで記述できると考える。

$$\begin{aligned}
 Y_{Jt} &= C_{Jt} + I_{Jt} + G_{Jt} + NX_{Jt} && : \text{財市場需給均衡式} \\
 C_{Jt} &= c_{J0} + c_{J1}(Y_{Jt} - T_{Jt}) && : \text{消費関数} \\
 I_{Jt} &= f_{J0} - f_{J1}R_{Jt} && : \text{投資関数} \\
 NX_{Jt} &= m_{J0} - m_{J1}Y_{Jt} + m_{J2}Y_{Ut} && : \text{輸出入（純輸出）関数} \\
 T_{Jt} &= t_{J0} + t_{J1}Y_{Jt} && : \text{租税関数} \\
 L_{Jt} &= l_{J0} + l_{J1}Y_{Jt} - l_{J2}R_{Jt} && : \text{貨幣需要関数} \\
 M_{Jt} / P_{Jt} &= L_{Jt} && : \text{貨幣市場需給均衡式} \\
 P_{Jt} &= s_{J0} + s_{J1}Y_{Jt} + s_{J2}P_{Ut} && : \text{総供給関数} \\
 G_{Jt} &= T_{Jt} + B_{Jt} - R_{Jt-1}B_{Jt-1} && : \text{政府の予算制約式}
 \end{aligned}$$

ここで、 Y は実質 GDP、 C は実質民間消費、 I は実質民間投資、 G は実質政府支出、 NX は実質純輸出（輸出マイナス輸入）、 T は実質租税、 R は実質利子率、 L は実質貨幣需要、 M は名目貨幣供給、 P は一般物価水準、 B は実質公債発行額で、添字 J は日本、添字 U はアメリカを表す。また、各関数は線形近似できるものとして、パラメータとして小文字で係数を与えている。これらより、日本経済における IS 曲線は、

$$Y_{Jt} = \frac{1}{1 - c_{J1}(1 - t_{J1}) - m_{J1}} \{c_{J0} - c_{J1}t_{J0} + f_{J0} + m_{J0} - f_{J1}R_{Jt} + G_{Jt} + m_{J2}Y_{Ut}\}$$

LM 曲線は、

$$M_{Jt} / P_{Jt} = l_{J0} + l_{J1}Y_{Jt} - l_{J2}R_{Jt}$$

と表される。

同様に、アメリカ経済についても、次のようなモデルで記述できると考える。

$$\begin{aligned}
 Y_{Ut} &= C_{Ut} + I_{Ut} + G_{Ut} + NX_{Ut} && : \text{財市場需給均衡式} \\
 C_{Ut} &= c_{U0} + c_{U1}(Y_{Ut} - T_{Ut}) && : \text{消費関数}
 \end{aligned}$$

と呼んでいる。

$I_{U_t} = f_{U0} - f_{U1}R_{U_t}$: 投資関数
$NX_{U_t} = m_{U0} - m_{U1}Y_{U_t} + m_{U2}Y_{J_t}$: 輸出入（純輸出）関数
$T_{U_t} = t_{U0} + t_{U1}Y_{U_t}$: 租税関数
$L_{U_t} = l_{U0} + l_{U1}Y_{U_t} - l_{U2}R_{U_t}$: 貨幣需要関数
$M_{U_t} / P_{U_t} = L_{U_t}$: 貨幣市場需給均衡式
$P_{U_t} = s_{U0} + s_{U1}Y_{U_t} + s_{U2}P_{J_t}$: 総供給関数
$G_{U_t} = T_{U_t} + B_{U_t} - R_{U_{t-1}}B_{U_{t-1}}$: 政府の予算制約式

これらより、アメリカ経済における IS 曲線は、

$$Y_{U_t} = \frac{1}{1 - c_{U1}(1 - t_{U1}) - m_{U1}} \{c_{U0} - c_{U1}t_{U0} + f_{U0} + m_{U0} - f_{U1}R_{U_t} + G_{U_t} + m_{U2}Y_{J_t}\}$$

LM 曲線は、

$$M_{U_t} / P_{U_t} = l_{U0} + l_{U1}Y_{U_t} - l_{U2}R_{U_t}$$

と表される。

以上より、日米両国の方程式は、近似的に次のような関係式で記述できる。

$$\begin{aligned} Y_{J_t} &= \mathbf{b}_1 + \mathbf{b}_{10}R_{J_t} + \mathbf{b}_{13}G_{J_t} + \mathbf{b}_{15}Y_{U_t} \\ P_{J_t} &= \mathbf{b}_2 + \mathbf{b}_{21}Y_{J_t} + \mathbf{b}_{26}P_{U_t} \\ G_{J_t} &= \mathbf{b}_3 + \mathbf{b}_{31}Y_{J_t} \\ M_{J_t} &= \mathbf{b}_4 + \mathbf{b}_{40}R_{J_t} + \mathbf{b}_{41}Y_{J_t} + \mathbf{b}_{42}P_{J_t} \\ Y_{U_t} &= \mathbf{b}_5 + \mathbf{b}_{50}R_{U_t} + \mathbf{b}_{57}G_{U_t} + \mathbf{b}_{51}Y_{J_t} \\ P_{U_t} &= \mathbf{b}_6 + \mathbf{b}_{65}Y_{U_t} + \mathbf{b}_{62}P_{J_t} \\ G_{U_t} &= \mathbf{b}_7 + \mathbf{b}_{75}Y_{U_t} \\ M_{U_t} &= \mathbf{b}_8 + \mathbf{b}_{80}R_{U_t} + \mathbf{b}_{85}Y_{U_t} + \mathbf{b}_{86}P_{U_t} \\ R_{J_t} &= R_{U_t} \end{aligned}$$

ここで、最後の関係式は、両国間での資本移動が相当自由で両国の実質利率がほぼ均等化していることを表現したものである。これらの関係式は、第4節での分析の際に用いる。

ちなみに、本論文と関連のある時系列分析としては、まず和合(1984)が日本の財政金融政策についての時系列分析を包括的に行った端緒であり、財政政策が経常収支に与える影響については植田 = 奥村(1995)などがある。後者では財政政策が経常収支の一つの変動要因になっていることを明らかにしている。

3 . 分析方法の検討

3 . 1 Structural VAR モデルの経済学的解釈

本論文で用いる Structural VAR モデル(構造型ベクトル自己回帰モデル)は、構造型連立方程式モデルと(誘導型) VAR モデルを折衷したモデルである。従来の VAR モデルは、内生変数を先決内生変数(加えて外生変数)で説明するモデルであって、内生変数間の同一時点における相互依存関係は含まれていなかった。言い換えれば、VAR モデルの説明変数には別の方程式で被説明変数となる内生変数は含まなかった(いわゆる誘導型 VAR モデルといわれる)。これに対して、Structural VAR モデル内生変数間の同時的関係を含めた VAR モデルともいえるモデルである。この Structural VAR モデルは、次の長所と短所を持つと指摘されている。

Structural VAR モデルの長所は、ここまでの VAR モデルの動学的な性質、分析手法がそのまま利用できること、同時的関係を含んでいるためモデルに経済的含意を反映できること、通常の連立方程式モデルに対する批判を VAR モデルと組み合わせることのできるなどがある。

Structural VAR モデルの短所は、連立方程式モデルに課せられる識別可能条件を満たさなければならないこと、その識別制約のためにモデルに同時的関係を入れる際恣意的になりうるなどがある。

この Structural VAR モデルをどのような経済学的解釈ができるかを説明する。そもそも、経済学が想定する理論モデルは、理論的に導かれるいくつかの内生変数と外生変数からなる複数の方程式(構造型連立方程式モデル)によって表現できる。例えば、内生変数 x_t, z_t とその先決内生変数(したがって外生変数)で表される経済理論モデルがあるとする。

$$\begin{cases} x_t = \mathbf{a}_0 - \mathbf{a}_1 z_t + \mathbf{a}_2 x_{t-1} + \mathbf{a}_3 z_{t-1} + v_{xt} \\ z_t = \mathbf{b}_0 - \mathbf{b}_1 x_t + \mathbf{b}_2 x_{t-1} + \mathbf{b}_3 z_{t-1} + v_{zt} \end{cases} \quad \begin{matrix} v_{xt} \sim \text{WN}(0, \mathbf{s}_x^2) \\ v_{zt} \sim \text{WN}(0, \mathbf{s}_z^2) \end{matrix} \quad (1)$$

ここで、 v_{xt} と v_{zt} は誤差項を表す。⁶ これを同値変形すると、

$$\begin{cases} x_t = \frac{\mathbf{a}_0 - \mathbf{a}_1 \mathbf{b}_0}{1 - \mathbf{a}_1 \mathbf{b}_1} + \frac{\mathbf{a}_2 - \mathbf{a}_1 \mathbf{b}_2}{1 - \mathbf{a}_1 \mathbf{b}_1} x_{t-1} + \frac{\mathbf{a}_3 - \mathbf{a}_1 \mathbf{b}_3}{1 - \mathbf{a}_1 \mathbf{b}_1} z_{t-1} + \frac{v_{xt} - \mathbf{a}_1 v_{zt}}{1 - \mathbf{a}_1 \mathbf{b}_1} \\ z_t = \frac{\mathbf{b}_0 - \mathbf{a}_0 \mathbf{b}_1}{1 - \mathbf{a}_1 \mathbf{b}_1} + \frac{\mathbf{b}_2 - \mathbf{a}_2 \mathbf{b}_1}{1 - \mathbf{a}_1 \mathbf{b}_1} x_{t-1} + \frac{\mathbf{b}_3 - \mathbf{a}_3 \mathbf{b}_1}{1 - \mathbf{a}_1 \mathbf{b}_1} z_{t-1} + \frac{v_{zt} - \mathbf{b}_1 v_{xt}}{1 - \mathbf{a}_1 \mathbf{b}_1} \end{cases}$$

のように、内生変数を外生変数と誤差項だけで表す誘導型の連立方程式モデルとして表現し直すことができる。これをベクトル表現を用いて簡便に書き換えれば、

$$\begin{pmatrix} x_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{m}_x \\ \mathbf{m}_z \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \mathbf{f}_{11} & \mathbf{f}_{12} \\ \mathbf{f}_{21} & \mathbf{f}_{22} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{xt} \\ u_{zt} \end{pmatrix} \quad (2)$$

とすることができる。これは、VAR(1)モデルそのものである。このように、誘導型の VAR モデルは、ある構造型の経済理論モデルとみなすことができる。

ただ、前述の通り、上記の VAR(1)モデルには、内生変数間の同一時点における相互依存関係が全く表されていない。実際の経済理論モデルでは、経済変数間の同一時点における相互依存関係が重要な意味を持っている。したがって、上記の VAR(1)モデルでは、この経済変数間の同一時点における相互依存関係は右辺の説明変数では説明できていない残差として、誤差項 u_{xt} と u_{zt} に含まれていることになる。そこで、この誤差項 u_{xt} と u_{zt} の中に含まれている経済変数間の同一時点における相互依存関係を抽出するべく、Structural VAR モデルで分析するのである。

Structural VAR モデルは、先の(1)式を次のように同値変形して構築する。(1)式は、

$$\begin{cases} x_t + a_1 z_t = a_0 + a_2 x_{t-1} + a_3 z_{t-1} + v_{xt} \\ z_t + b_1 x_t = b_0 + b_2 x_{t-1} + b_3 z_{t-1} + v_{zt} \end{cases}$$

と表すことができ、これをベクトル表現に直せば、

$$\begin{bmatrix} 1 & a_1 \\ b_1 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_0 \\ b_0 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_2 & a_3 \\ b_2 & b_3 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{xt} \\ v_{zt} \end{bmatrix}$$

となる。ここで、 $\mathbf{B} \equiv \begin{bmatrix} 1 & a_1 \\ b_1 & 1 \end{bmatrix}$ 、 $\mathbf{G}_0 \equiv \begin{bmatrix} a_0 \\ b_0 \end{bmatrix}$ 、 $\mathbf{G}_1 \equiv \begin{bmatrix} a_2 & a_3 \\ b_2 & b_3 \end{bmatrix}$ 、 $\mathbf{v}_t \equiv \begin{bmatrix} v_{xt} \\ v_{zt} \end{bmatrix}$ とすると、

$$\mathbf{B} \mathbf{y}_t = \mathbf{G}_0 + \mathbf{G}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{v}_t \quad (3)$$

と表される。ただし、行列 \mathbf{B} は逆行列を持つと仮定する。(3)式が Structural VAR モデルである。行列 \mathbf{B} に経済変数間の同一時点における相互依存関係が記述されている。

これにより、Structural VAR モデルは次のような経済学的解釈を持つと言える。まず、山本(1988)でも言及しているように、従来の誘導型 VAR モデルはマクロ経済における合理的期待形成を近似的に記述したものと解釈できる。なぜならば、今期の経済変数が過去の諸変数によって線形の関数で記述されていると言うことは、過去の諸変数の情報を得て今期の経済変数に対する期待が形成されていて、しかも期待値の意味で正しい期待であるということを記述できていることになる。また、従来の誘導型 VAR モデルは、異時点間における経済変数間の関係を記述している部分があるとも解釈できる。

さらに、Structural VAR モデルにある同一時点における経済変数間の相互依存関係は、通常のマクロ経済モデルを記述していると言える。したがって、Structural VAR モデルは、同一時点ないしは異時点間における経済変数間の相互依存関係と、経済変数に対する期待形成とを同時に記述したモデルと解釈できるのである。

3.2 Structural VAR モデルの推定方法

⁶ 両式の識別可能性については後述する。

さらに Structural VAR モデルを同値変形すると、誘導型の VAR モデルで表現できる。そこで、(3)式で両辺の左から行列 \mathbf{B} の逆行列 \mathbf{B}^{-1} をかけると、

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{B}^{-1}\mathbf{G}_0 + \mathbf{B}^{-1}\mathbf{G}_1\mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{B}^{-1}\mathbf{v}_t$$

となる。ここで、 $\mathbf{A}_0 = \begin{pmatrix} \mathbf{m}_x \\ \mathbf{m}_z \end{pmatrix} \equiv \mathbf{B}^{-1}\mathbf{G}_0$, $\mathbf{A}_1 = \begin{pmatrix} \mathbf{f}_{11} & \mathbf{f}_{12} \\ \mathbf{f}_{21} & \mathbf{f}_{22} \end{pmatrix} \equiv \mathbf{B}^{-1}\mathbf{G}_1$, $\mathbf{u}_t = \begin{pmatrix} u_{xt} \\ u_{zt} \end{pmatrix} \equiv \mathbf{B}^{-1}\mathbf{v}_t$ とすれば、

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{A}_0 + \mathbf{A}_1\mathbf{y}_{t-1} + \mathbf{u}_t \quad (2')$$

$$\text{ただし、} \text{var}(\mathbf{u}_t) \equiv \mathbf{S} = \begin{pmatrix} E(u_{xt}^2) & E(u_{xt}u_{zt}) \\ E(u_{zt}u_{xt}) & E(u_{zt}^2) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mathbf{s}_{xx} & \mathbf{s}_{xz} \\ \mathbf{s}_{zx} & \mathbf{s}_{zz} \end{pmatrix}$$

と表され、(2)式と同じとなる。したがって、これが Structural VAR モデルを同値変形した結果導かれた誘導型の VAR(1)モデルである。

したがって、Structural VAR モデルを推定するには、同時方程式モデルで生じうる同時方程式バイアスなどの問題を避けるために、同値変形した結果導かれた誘導型の VAR モデルを直接推定し、行列 \mathbf{B} を特定化する。こうして、(3)式における係数が特定できる。しかし、常に誘導型の VAR モデルから 1 対 1 で(3)式における係数が特定できるわけではない。これを可能にするためには、次の識別可能性条件を満たさなければならない。

いま、 \mathbf{v}_t : 構造イノベーション (structural innovation)、 \mathbf{u}_t : 誘導型イノベーション (reduced-form innovation) と呼ぶ。構造イノベーションは、(3)式より、ある経済変数について、同一時点の相互依存関係や過去の動きでは説明できない部分 (残差) という経済学的解釈ができる。前述のように、両者の関係は次の通りである。

$$\mathbf{u}_t = \begin{pmatrix} u_{xt} \\ u_{zt} \end{pmatrix} \equiv \mathbf{B}^{-1}\mathbf{v}_t = \frac{1}{1 - \mathbf{a}_1\mathbf{b}_1} \begin{pmatrix} 1 & -\mathbf{a}_1 \\ -\mathbf{b}_1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} v_{xt} \\ v_{zt} \end{pmatrix} \quad (4)$$

$$\text{var}(\mathbf{v}_t) \equiv \mathbf{S}_s = \begin{pmatrix} E(v_{xt}^2) & 0 \\ 0 & E(v_{zt}^2) \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} 1 & \mathbf{a}_1 \\ \mathbf{b}_1 & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \mathbf{s}_{xx} & \mathbf{s}_{xz} \\ \mathbf{s}_{zx} & \mathbf{s}_{zz} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} 1 & \mathbf{b}_1 \\ \mathbf{a}_1 & 1 \end{pmatrix}$$

$$\text{ただし } E(v_{zt}v_{xt}) = E(v_{xt}v_{zt}) = 0$$

Structural VAR モデルでも分析可能にするためには、誘導型の VAR モデルの推定によって求められる誘導型イノベーションから構造イノベーションが適度識別できなければならない。

まず、2 変量 (誘導型) VAR モデルでの誘導型イノベーションの分散共分散行列 \mathbf{S} は対称行列で 3 つの要素 (\mathbf{s}_{xx} , $\mathbf{s}_{xz} = \mathbf{s}_{zx}$, \mathbf{s}_{zz}) からなり、これらは既知である。行列 \mathbf{B} は (全要素 4 つのうち) 2 つの対角要素が 1 で既知だが、2 つの非対角要素 \mathbf{a}_1 , \mathbf{b}_1 は未知である。構造イノベーションの分散 $\text{var}(v_{xt})$, $\text{var}(v_{zt})$ の 2 つは未知である。以上から、未知のパラメータが 4 つある。したがって、構造イノベーションが適度識別になるためには、行列 \mathbf{B} の中に $4 - 3 = 1$ つの係数に関する制約が必要である。

ここで、例えば $a_1 = 0$ と制約を置くとする。このとき、 $v_{xt} = u_{xt}$ が求まる。そして、 $v_{zt} = b_1 u_{xt} + u_{zt}$ といえる。

これを一般化し、 m 変量の Structural VAR モデルで同様にして考える。いま、Structural VAR モデルの各式が、

$$y_{it} = g_{i0} - b_{i2}y_{2t} - b_{i3}y_{3t} - \dots - b_{im}y_{mt} + g_{i1}y_{1t-1} + g_{i2}y_{2t-1} + \dots + g_{im}y_{mt-1} + v_{it}$$

$$i = 1, 2, \dots, m$$

と表されたとする。これを m 本連ねてベクトル表現すれば、

$$\begin{pmatrix} 1 & b_{12} & \dots & b_{1m} \\ b_{21} & 1 & & b_{2m} \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ b_{m1} & \dots & \dots & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \\ \vdots \\ y_{mt} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} g_{10} \\ g_{20} \\ \vdots \\ g_{m0} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} g_{11} & g_{12} & \dots & g_{1m} \\ g_{21} & g_{22} & & g_{2m} \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ g_{m1} & \dots & \dots & g_{mm} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_{1t-1} \\ y_{2t-1} \\ \vdots \\ y_{mt-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \\ \vdots \\ v_{mt} \end{pmatrix}$$

となる。

一般的な m 変量 VAR モデルにおいて、誘導型イノベーションから構造イノベーションが適度識別できるための条件は、構造型連立方程式において係数の制約が $(m^2 - m)/2$ 個必要である。なぜならば、誘導型イノベーションの分散共分散行列は全要素 m^2 個のうち対角要素が m 個で非対角要素が $(m^2 - m)$ 個あるが、対称行列だから $m + (m^2 - m)/2 = (m^2 + m)/2$ 個の既知パラメータがある。行列 B は全要素 m^2 個のうち 1 である対角要素（既知）が m 個あり、 $(m^2 - m)$ 個の非対角要素が未知である。また、構造イノベーションの分散は m 個あり未知である。以上から、未知のパラメータは $(m^2 - m) + m = m^2$ 個ある。したがって、構造イノベーションが適度識別になるためには、行列 B の中に $m^2 - (m^2 + m)/2 = (m^2 - m)/2$ 個の係数に関する制約が必要である。

識別制約を課した結果、行列 B を $B = I_m - B_0$ （行列 I_m は m 行 m 列の単位行列）として対角要素と非対角要素を分離すると、誘導型イノベーションと構造イノベーションの関係 $u_t = B^{-1}v_t$ は

$$u_t = B_0 u_t + v_t \tag{5}$$

と表される。したがって、行列 B を特定化するには、行列 B_0 を(5)式の推定に基づいて制約を考えればよい。

そこで、行列 B の係数(要素)に対して $(m^2 - m)/2$ 個の制約を置く方法は、様々にあるが、本論文では Sims(1986)で採られた方法を用いる。つまり、原則として、(5)式を推定して統計的に有意な係数を残し、有意でなかった係数を 0 とする制約を置く方法である。

3.3 Structural VAR モデルによる政策分析

Structural VAR モデルに限らず、VAR モデルで政策の効果を分析する際には、しばし

ばインパルス応答関数によって行う。本論文でも、インパルス応答関数を用いて分析する。インパルス応答関数による分析の経済学的解釈は、次の通りである。まず、実際のデータを用いて3.2節で説明したような推定で得た係数は、推定期間における経済構造と、実際に行われた政策に対して経済主体がとった反応の変化などが含まれた形で求められたものである。それゆえ、上記のような推定によって確定した係数の推定値は、推定期間における経済構造や、実際に行われた政策に対して経済主体がとった反応の変化などを表現したものである。ただ、実際の政策は財政支出だけ支出された単純なものではなく、増減税や金融政策なども同一時点で行われている。したがって、推定された係数だけを見ても、どの政策がどれほどの大きさの効果をもたらしたかを区別してみることはできない。

そこで、推定期間における経済構造と、実際に行われた政策に対して経済主体がとった反応の変化などを前提とした上で、他の政策を不変にして、例えば財政支出だけ増加させるという仮想的な状況を作り出す。これによって、財政支出だけ増加させる政策の効果のみを、純粹に抽出することができる。この等な状況を設定して政策の効果の大きさを表現したものが、インパルス応答関数である。

インパルス応答関数は、誘導型のVARモデルで導き出されるため、3.1節の(2)式のモデルで考える。ただし、本論文では、経済変数間の同一時点間の相互関係をも重視する立場から、Structural VARモデル(3)式を前提にした分析を経済が(2)ないし(3)式に従っていると、現在第0期であるとする。前述のように、構造イノベーションは、ある経済変数について、同一時点の相互依存関係や過去の動きでは説明できない部分(残差)という解釈ができる。だから、構造イノベーション v_{xt} と v_{zt} について、第0期に $v_{x0} = 1, v_{z0} = 0$, そして $v_{xt} = 0, v_{zt} = 0$ ($t = 1, 2, \dots$) なる誤差項に対する衝撃(イノベーション)が与えられたとする。このことを、第0期において x にインパルスを与えたという(唯一1が与えられる v_{x0} は(3)式において x_t の式の誤差項だからである)。ただし、過去の値について、 $x_{-1} = z_{-1} = 0$ であるとする。

前述のように、構造イノベーションと誘導型イノベーションの関係は(4)式で表されるから、第0期において x にインパルスを与えたとき、 x_t, z_t のその後の変化を表せば、モデルより次のようになる。

$$\begin{aligned} x_0 &= m_x + \frac{1}{1 - a_1 b_1}, & x_1 &= (1 + f_{11})m_x + \frac{f_{11}}{1 - a_1 b_1} + f_{12}m_z - \frac{b_1 f_{12}}{1 - a_1 b_1} \dots \\ z_0 &= m_z - \frac{b_1}{1 - a_1 b_1}, & z_1 &= f_{21}m_x + \frac{f_{21}}{1 - a_1 b_1} + (1 + f_{22})m_z - \frac{b_1 f_{22}}{1 - a_1 b_1} \dots \end{aligned}$$

この結果を $x_0, x_1, x_2, x_3, x_4, x_5, \dots$ として求めたものを、 x のインパルスに対する x の応答関数という。同様に、 $z_0, z_1, z_2, z_3, z_4, z_5, \dots$ として求めたものを、 x のインパルスに対する z の応答

関数という。また、第0期に $v_{x0} = 0, v_{z0} = 1, v_{xt} = 0, v_{zt} = 0$ ($t = 1, 2, \dots$) なる誤差項に対する衝撃（イノベーション）が与えられたとき、上記と同様に z のインパルスに対する x の応答関数、 z のインパルスに対する z の応答関数が求められる。

このインパルス応答関数の値から、政策による効果の大きさ、その効果が持続する期間の長さなどが分析できる。

4. 推定結果

4.1 誘導型 VAR モデルの推定

まず、第3節で述べたように、誘導型の VAR モデルを推定する。VAR モデルを構築するに当たって、用いる変数を選定する。本論文では、国際経済、特に日米間における財政政策の効果を分析するため、日本の実質 GDP (Y_J)、消費者物価上昇率 (P_J)、政府支出 (G_J)、マネーサプライ (M_J) と、アメリカの実質 GDP (Y_U)、消費者物価上昇率 (P_U)、政府支出 (G_U)、マネーサプライ (M_U) について、四半期データで扱う。ここで、利子率を用いないのは、両国間での資本移動が相当自由で両国の実質利子率がほぼ均等化していると考え、第2節で述べたように、モデルに含まれる変数で利子率の変化が表現できるためである。また、為替レートを用いないのは、両国の物価の変数がすでに入っているため、これらで為替レートが陰に表現できるためである。

推定期間は、分析対象とする時期とデータの制約から、1980年第1四半期から1990年第4四半期と、1985年第4四半期から1996年第4四半期とした。前者が1980年代の分析であり、後者がプラザ合意以降の分析である。推定する前に、これらの変数について単位根検定を行ったが、いずれの変数も両期間において単位根があるという仮説を棄却した。したがって、VAR モデルではこれらの変数をそのままの形で用いる。VAR モデルのラグの次数を同定する際には、Schwartz のベイズ情報量基準を用いた。推定の結果、Schwartz のベイズ情報量基準が最小となるのは、ラグの次数が1次のときであった。以上より、誘導型の VAR(1) モデルの係数の推定値は、1980年第1四半期から1990年第4四半期は表1、1985年第4四半期から1996年第4四半期は表2に示されている。

4.2 Granger の因果性テスト

この推定結果を用いて、財政政策に関する Granger の因果性テストを試みる。先行研究では、1国の経済についてのテストはあるが、2国の経済変数を同時に扱ったテストはほとんど行われていない。本論文での設定では、Granger の因果性テストによって、日米両国間において、経済政策と GDP や物価上昇率などにどのような因果関係にあったかを分析する

ことができる。

Granger の因果性テストの結果は、1980 年第 1 四半期から 1990 年第 4 四半期は表 3、1985 年第 4 四半期から 1996 年第 4 四半期は表 4 の通りである。このことから、いずれの期間においても日本の財政政策はどちらの実質 GDP にも因果関係が認めないという結果が得られた。その意味で、この時期の日本の財政政策は、国際的に期待されているような因果関係は認められないといえる。

4.3 Structural VAR モデルの特定化

次に、Structural VAR モデルで表される経済変数間の同一時点での相互依存関係を推定する。4.1 節で推定した誘導型 VAR モデルにおいて、各推定式での残差(誤差項)には、3.1 節で述べたように、同一時点での相互依存関係に関する情報が含まれている。これを分離するには、(5)式のような形で、誘導型イノベーションで回帰する必要がある。ここでいう誘導型イノベーションは、4.1 節で推定した誘導型 VAR モデルにおける各推定式での残差(誤差項)そのものである。したがって、この残差を用いて、(5)式の形で最小 2 乗法により行列 B_0 の係数を推定した。その際、係数が統計的に有意であるかどうかと、3.2 節で述べた行列 B の係数に関する $(m^2 - m)/2$ 個の制約とを考慮して、係数を特定化した。ちなみに、本論文のモデルにおける変数の数は 8 個であるから、 $(8^2 - 8)/2 = 28$ 個の係数に関する制約が必要である。

行列 B_0 の係数を特定化した結果は、1980 年第 1 四半期から 1990 年第 4 四半期は表 5、1985 年第 4 四半期から 1996 年第 4 四半期は表 6 に表されている。こうして特定化した行列 B_0 から、 $B = I_8 - B_0$ (行列 I_8 は 8 行 8 列の単位行列) により行列 B を求めてその逆行列 B^{-1} を計算することによって、誘導型イノベーションと構造イノベーションの関係 $u_t = B^{-1}v_t$ を表現することができる。

4.4 インパルス応答関数による財政政策の分析

4.1 節で推定した誘導型 VAR モデルの係数 ((2')式における行列 A_0, A_1) と、4.3 節で特定化した行列 B (ないしは(5)における B_0)を用いて、3.3 節で述べたインパルス応答関数による財政政策の分析を行う。ここでは、4.2 節と異なり、財政政策の効果の大きさ、その効果の方向(プラスかマイナスか)、その効果が持続した期間に焦点を当てる。

分析する際に、限界的インパルスと累積的インパルスの大きさをインパルスを全く与えなかったときと比較して検討する。いま、第 t 期におけるある変数 x_t について、どの変数にもインパルスを与えなかったときの値を \bar{x}_t 、第 0 期にいずれかの変数でインパルス

を与えて変化した値を \hat{x}_t と表す。インパルスを全く与えなかったときと比較したときの第 t 期における限界的インパルスとは、 $\hat{x}_t - \bar{x}_t$ を意味する。また、第 t 期における累積的インパルスとは、第 t 期までの限界的インパルスの合計で、 $\sum_{i=0}^t \hat{x}_i - \bar{x}_i$ を意味する。本論文での結果は、限界的インパルスと累積的インパルスの大きさをインパルスを全く与えなかったときと比較したパーセントポイントで表示する。したがって、限界的インパルスの結果は $\frac{\hat{x}_t - \bar{x}_t}{\bar{x}_t}$

を表し、累積的インパルスの結果は $\sum_{i=0}^t \frac{\hat{x}_i - \bar{x}_i}{\bar{x}_i}$ を表す。特に、累積的インパルスでは、インパルスを全く与えなかったときには每期 0% で推移するのに対して、第 0 期にインパルスを与えたときに第 t 期までにどれだけインパルスによる効果があったかを、0% との乖離の大きさで見ることができる。

例えば、財政支出を第 0 期に増加させたときの効果について分析する際には、第 0 期に財政支出に（財政支出の構造型イノベーションに）インパルスを与える。これによって各変数が変化する。そのとき、例えば実質 GDP が第 0 期に財政支出を増加させなかった（インパルスを全く与えなかった）ときと比較して、第 t 期までにどれだけ変化したかを、累積的インパルスのパーセントポイントで見ることができる。つまり、累積的インパルスが +0.1% を示していれば、財政支出の増加によって、実質 GDP は第 t 期までに 0.1% 増加したことを意味している。また、累積的インパルスが -0.03% を示していれば、財政支出の増加によって、実質 GDP は第 t 期までに 0.03% 減少したことを意味する。

インパルス応答関数の分析を見る際に注意したいことは、実際に行われた政策と、それに伴う経済の変化を示したものではないということである。先にも述べたように、インパルスを与える際にはいわば仮想的な政策を想定している。したがって、インパルス応答関数は、実際に行われたか否かに関わらず、その仮想的な政策が実行された場合に、標本期間中の経済構造と経済主体の反応の変化などを所与として、どのような効果が生じるかを見たものである。

1980 年第 1 四半期から 1990 年第 4 四半期について、日本の実質財政支出（1990 暦年価格）を 10 億円増加させる形で第 0 期にインパルスを与えたときの限界的インパルスが図 5、累積的インパルスが図 6 に表されている。これによると、日本の実質 GDP は持続的に増加していることが分かる。その原因は、図 5 や図 6 の最下段の図に示されているように、第 0 期の実質財政支出の増加に対して、第 1 期以降の実質財政支出が持続的に増加していることによるといえる。つまり、この時期の日本の財政政策に対する政府の運営方針としては、「もし一旦財政支出を限界的に増加させたならばそれを持続的に増加させる」とい

うスタンスであったことを示している。実際の財政運営は、財政再建の時期で当初予算ではゼロシーリングやマイナスシーリングなどの緊縮的な予算編成であったが、限界的な財政支出の増加という意味で当てはまる補正予算での増額補正では、自然増収を積極的に支出していた。このことが、この結果に反映しているものと考えられる。

これに対して、アメリカの実質 GDP は第 0 期のみ累積的インパルスはプラスだが、それ以降は日本の財政支出増に対してマイナスの影響が及んでいることを示している。このことは、第 2 節でも述べたように、自国で財政支出を増加させた場合、外国で経常収支は改善するが、実質所得ないしは消費は必ずしも増加するとは限らない、といったことを示している。日本の財政支出増は、日本の実質 GDP を増加させ、クラウディング・アウト効果などで日本の実質利子率に上昇圧力がかかる。これに伴って、円・ドルレートが円高ドル安に動く。

これが、日本の経常収支を悪化させ、アメリカの経常収支を改善させる。しかし、アメリカにとっては、利子率の上昇圧力とドル安による輸入財物価の上昇がある。これに伴うマイナスの効果の方が大きいと、日本の財政支出増加がアメリカの実質 GDP を押し下げる効果をもたらす可能性がある。

次に、アメリカの実質財政支出（1992 年価格）を 10 億ドル増加させる形で第 0 期にインパルスを与えたときの限界的インパルスが図 7、累積的インパルスが図 8 に表されている。これによると、アメリカの実質 GDP は持続的に増加していることが分かる。その原因は、図 7 や図 8 の最下段の図に示されているように、第 0 期の実質財政支出の増加に対して、第 1 期以降のアメリカの実質財政支出が持続的に増加していることによるといえる。また、日本の実質 GDP にもプラスの効果をもたらしている。このことは、1980 年代のアメリカの景気拡大が、日本からアメリカへの輸出の増加を通じて日本の景気拡大につながったという経済構造を反映していると考えられる。この結果は、当時アメリカで財政赤字が拡大したことを考えれば、この財政支出拡大に伴う財政赤字が、アメリカの経常収支の赤字と日本の経常収支の黒字の拡大につながったことが考えられる。⁷

1985 年第 4 四半期から 1996 年第 4 四半期について、日本の実質財政支出（1990 暦年価格）を 10 億円増加させる形で第 0 期にインパルスを与えたときの限界的インパルスが図 9、累積的インパルスが図 10 に表されている。これによると、日本の実質 GDP は最初の 1 年間（4 四半期間）は累積的インパルスはプラスだが、それ以降はマイナスになっている。その原因は、図 9 や図 10 の最下段の図に示されているように、第 0 期の実質財政支出の増加に対して、実質財政支出が第 3 期以降にマイナス、つまり第 0 期に増加させなかつ

たときと比べて減少していることによるといえる。つまり、この時期の日本の財政政策に対する政府の運営方針としては、「もし一旦財政支出を限界的に増加させたならばそれは短期的なものにし、その後増加分の財源を確保するべく減少させる」というスタンスであったことを示している。

これに対して、アメリカの実質 GDP は第 3 期に 1%強の強い拡大効果が現れ、それが持続するという効果が見られる。このことから、1980 年代後半以降、アメリカが特に貿易不均衡是正のために日本が財政支出を増加させるべきであるという主張を繰り返してきたのは、アメリカの実質 GDP 増加させるという意味でアメリカの利益になっていたことが、この結果で示されたと言える。しかし、日本側には財政支出を増加させるインセンティブはない。特に、その時期の財政運営から言えば、先に示したように、財政支出拡大は短期的にしか行わないというスタンスで、これによって日本の実質 GDP の増加も短期的なものではなかったことから、それがうかがえる。

次に、アメリカの実質財政支出（1992 年価格）を 10 億ドル増加させる形で第 0 期にインパルスを与えたときの限界的インパルスが図 11、累積的インパルスが図 12 に表されている。これによると、アメリカの実質 GDP は第 3 期に大きく増加し、それが持続していることが分かる。この時期のアメリカ経済には、財政政策の効果に関しては約 3 四半期の政策効果のラグがあったことが示されている。この政策効果のラグは、財政政策そのものからもたらされたものではない。それは表 2 からわかるように、アメリカでは、通貨供給量（金融政策）の反応が、財政支出に対して 1 期ラグを置いて正の相関を持ち、実質 GDP は通貨供給量に対して 1 期ラグを置いて正の相関を持っていることに起因していると考えられる。

また、日本の実質 GDP にはマイナスの効果をもたらしている。このマイナスの効果は、当時の日本経済にとって円安が必ずしもメリットにならなかったことからもうかがえる。なぜならば、アメリカの財政支出は、クラウディング・アウト効果などでアメリカで実質利子率の上昇圧力を生み、円・ドルレートを円安ドル高に動かす。しかし、その円安によって弾力的に輸出が増えたり輸入が減ったりしなければ、日本の実質 GDP にもプラスの効果が生じないことになる。実際の経済構造では、プラスの効果が生じなかった可能性がある。以上より、この時期の日本経済は、日米両国の財政政策による実質 GDP へのプラスの効果は大きくなかったことがいえる。

5 . 結論と今後の課題

⁷ この効果に関する詳細な分析として、花崎(1996)などがある。

最後に、本論文での分析をまとめ、今後に残された課題を示したい。1980年代以降の日米両国の経済において、貿易不均衡が大きな問題となり、その1つの解決策として日本の財政支出拡大が政治的に取り上げられた。その効果については、まず、経済動向から見て因果関係があるかどうかを Granger の因果性テストで分析したところ、日本の財政支出は、両国の実質 GDP に対して直接的な因果関係は認められなかった。このことから、この時期の日本の財政政策は、日米両国が期待されているような因果関係は認められないといえる。

そして、日米両国の財政支出が、両国の実質 GDP にどれくらいの大きさのインパクトを与えたかについて、Structural VAR モデルでインパルス応答関数による分析を行った。それによると、アメリカの財政支出は、1980年代において、日米両国の実質 GDP を拡大させる効果を持っていたことが示された。このことは、当時アメリカの財政赤字が拡大した時期であることを踏まえれば、アメリカの財政支出増加に伴う財政赤字が、日本の実質 GDP を拡大させることとなった日本の経常収支黒字の増加につながったことを示している。また、日本の財政支出は、1980年代後半以降では、アメリカの実質 GDP を拡大させる効果を持っていたことが示された。このことから、実際の政策がどのように行われたかに関わらず、当時の経済構造と経済主体の政策に対する反応の変化を所与とすれば、日本の財政支出はアメリカの実質 GDP を拡大させる効果があったことを裏付けられた。しかし、日本の財政支出は日本の実質 GDP を短期的にしか拡大させていなかったことから、日本の財政支出を持続的に増加させることが困難な状況にあったともいえる。

このように、Structural VAR モデルでインパルス応答関数による分析を行ったが、Structural VAR モデルの短所として述べたように、係数制約の置き方によって結果が変化し得る可能性がある。そのため、今後はこの結果がどれだけ頑健かを検討して行く予定である。

参考文献

- 井堀利宏, 1991, 『経済大国 日・米の財政政策』, 東洋経済新報社.
- 岩淵純一, 1990, 「金融変数が実体変数に与える影響について - Structural VAR モデルによる再検討 - 」, 『金融研究』第9巻第3号.
- 植田和男・奥村綱雄, 1995, 「経常収支変動要因の時系列分析」, 本多佑三編『日本の景気』, 有斐閣.
- 河合正弘, 1994, 『国際金融』, 東京大学出版会.
- 北村真一, 1993, 「日本経済における構造変化と景気変動 - Structural VAR Model による

- 分析 - 」, 『季刊理論経済学』第 44 卷, 142-158.
- 花崎正晴, 1996, 『アメリカの貿易赤字 日本の貿易黒字』, 東洋経済新報社.
- 山本拓, 1988, 『経済の時系列分析』, 創文社.
- 和合肇, 1984, 「財政・金融政策の時系列分析」, 藪下史郎・浅子和美編 『日本経済と財政政策』, 東洋経済新報社.
- Blanchard, O.J., 1989, A traditional interpretation of macroeconomic fluctuations, *American Economic Review* 79, 1146-1164.
- Blanchard, O.J. and D. Quah, 1989, The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbance, *American Economic Review* 79, 655-673.
- Frenkel, J.A. and A. Razin, 1996, *Fiscal Policies and Growth in the World Economy* third edition, MIT Press.
- Sims, C., 1986, Are forecasting models usable for policy analysis?, *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 3-16.