

日米経済関係の動学的分析

宜名真 勇

目 次

序

1 節 経済的相互依存関係

2 節 イノベーション計算

3 節 生産水準

4 節 貿易収支・財政収支

5 節 共和分関係

結語

序

ある国に生じた経済的攪乱要因の影響が他の国にどのように波及していくかという問題を実証的に分析する場合、シムズ (Sims (1980a, b)) において用いられたイノベーション計算 (innovation accounting) の方法は特有の適切さを有しているように思われる。内生的・外生的たるを問わず、一定のモデルの枠組みにおいて説明できない要因をイノベーション(衝撃,あるいはショック)とよぶならば、いずれかの国で生じたイノベーションが国内、国外にいかなる影響をおよぼすかに関する数量的情報は、貿易交

渉、国際的政策協調、および国内の経済政策問題への接近を図る上で有益であろう。イノベーション計算の手法は、バービッジ=ハリソン (Burbidge and Harrison (1985)) によってカナダ経済とアメリカ経済の相互依存関係に適用され、金融・物価および鉱工業生産における前者の后者への依存 (dependence) の態様が計測された。セロバー (Selover (1993)) は、バービッジ=ハリソンの手法を日米経済の相互依存関係の分析に適用し、日本のアメリカへの依存という伝統的な認識と合致する結果を得ている。本稿は、彼らと同じ手法を用いつつ、セロバー (1993) で取り扱われなかった諸変数、即ち、日米の貿易収支と財政収支を通じた相互依存関係の分析を意図している。貿易は両国の経済的関係の主要な経路であり、また両国の財政収支の状態は、国内および国際的政策問題を分析する際考慮すべき興味深い変数である。比較的小規模な VAR モデルに基づく計測からは、一国の他方への依存ではなく、相互依存という帰結が導かれる。ただ、用いられた諸変数間には、様々に個数・組合せを変えてみても共和分 (cointegration) の関係は検出されず、日米経済は、他の国々の経済を排した形で一定の長期均衡状態を持つ程に緊密な結びつきを有してはいないように思われる。

以下において、第 1 節では本稿において論じられる経済的諸問題を要約し、第 2 節でイノベーション計算の手法を提示する。日米の鉱工業生産に関する相互関係が第 3 節で分析され、第 4 節は日米の貿易収支とアメリカの財政収支の関係を取り扱う、第 5 節では用いられた変数間の共和分テストの結果を示し、最後に全体を要約する。

第 1 節 経済的相互依存関係

セロバー (1993) は、日米両国の鉱工業生産 (LIPJ および LIPUS)、一般物価水準 (LIPJ および LPUS)、利子率 (LRJ および LRUS)、貨幣供給量 (LMJ および LMUS)、および為替レート (LEX) を含めた 9 変数の

VAR モデルを推定し、それに基づくイノベーション計算によってこれらの変数における日米の相互関係を分析した、1960.01から1991.08の月次系列を用いて、まず日米の鉱工業生産指数からなる2変量VAR(4)モデルが推定され、グレンジャー・テスト(グレンジャー(1969))により因果関係の検証が行われた。その場合、日本の生産活動のアメリカへの依存は明瞭であったが、その逆は成立せず、石油価格を含めた2変量VAR(4)モデルにおけるテストによって、日本からアメリカへの影響が示唆された。しかし、石油価格を体系に含めるために用いられた推論、即ち、両国の生産活動におよぼす石油価格の影響をコントロールする必要性は、更に拡張された7変量および9変量のVARモデルにおける結果によって否定されており、日本のアメリカへの依存という帰結が得られた。9変量のVARモデルにおいては、アメリカの鉱工業生産、物価水準、および貨幣供給量がいずれも日本の諸変数に対しグレンジャーの意味で影響をおよぼす一方で、日本からアメリカへの因果関係の波及は、LRJ(コール・レート)からLPUSに対してのものだけが検証された。このことは、日本の貨幣供給量がアメリカのいずれの変数に対しても影響力がないことからパズルとみなされ、その解明のために貨幣供給量が両国から削除された7変量のVARモデルが推定された。しかし、そのような方法によって貨幣供給量と利子率の間の関係が適切に考慮されるとは考えられない。推定された縮小モデルにおいてもLRJからLPUSへの波及効果は存続し、他にも新たに有意な関係(日本からアメリカへの)が追加されたが、日本の鉱工業生産や物価水準からアメリカのこれらの変数に対する影響は検出されず、全体として日本経済の一方的(unidirectional)なアメリカ経済への依存が結論となっている。

推定されたVARモデルに基づいたインパルス応答関数と分散分解における結果も上述の結論を支持するものであった。即ち、石油価格とLIPUSおよびLIPJによって構成される2変量のVAR(4)モデルから導かれたインパルス応答関数の推定において、LIPUSのイノベーションに対しLIPJ

が直ちに反応を示すが、LIPJ のイノベーションに対する LIPUS の反応は緩慢であった(20~30ヶ月後における応答の水準に大差はないが)。9 変量の VAR (2) モデルに基づくインパルス応答関数には一層顕著な反応の差違が観察された。このモデルにおけるグレンジャー因果性テストとコンシステントな結果であるが、LIPUS のイノベーションに対して LIPJ が示した反応の規模に比較して、LIPJ に生じたイノベーションに対し LIPUS はわずかな反応しか示さなかった。石油価格と LIPUS および LIPJ より構成される 2 変量 VAR (2) に基づく分散分解における結果もこれらと同様であり、LIPUS の分散のうち LIPJ のイノベーションの分散に帰せられる割合は小さく、24ヶ月後で1.6%、48ヶ月後においても10.7%に過ぎないのに対して、LIPJ の分散のうち LIPUS のイノベーションの分散によって説明される割合は24ヶ月後で16.9%、48ヶ月後には23.9%に達した。

第 2 節 イノベーション計算

内生変数のベクトルを Z_t 、ラグ多項式を要素とする行列を $\Psi(B)$ (B はラグ・オペレータ)、ホワイト・ノイズの誤差項からなるベクトルを u_t とするとき、VAR モデルは

$$\Psi(B) Z_t = u_t \quad (1)$$

と表される。更に、 β_t を非確率的な項のベクトル、 Λ を対応する係数の行列とし、(1) 式に含めると

$$\Psi(B) Z_t = \Lambda \beta_t + u_t \quad (2)$$

となる。ベクトル Z_t の各要素に生じたイノベーションに対する Z_t のインパルス応答関数 (impulse response function) と分散分解 (variance decompo-

sition) の計測は、(2) 式を無限の次数の多変量移動平均モデル VMA (∞) (vector moving average) へと変換することによって行われる。⁽¹⁾

$\Psi(B)^{-1}\Lambda = \Lambda^*$, $\Psi(B)^{-1} = M(B)$, とおくと、(2) 式を

$$Z_t = \Lambda^* \beta_t + M(B) u_t \quad (3)$$

と書くことができる。ここで各誤差に関する純粋なイノベーション計算を行うために、 u_t の共分散行列 Σ をコレスキ分解する下三角行列 G ($GG' = \Sigma$) を用いて、 ε_t を

$$\varepsilon_t = G^{-1} u_t \quad (4)$$

と定義すると、 ε_t の共分散行列は

$$E(G^{-1} u_t u_t' G^{-1}) = G^{-1} \Sigma G^{-1} = I \quad (5)$$

と対角化される (ここで E は期待値オペレータを表す)。 (4) 式を (3) 式に代入すると、 $V(B) = M(B) G$ として

$$Z_t = \Lambda^* \beta_t + V(B) \varepsilon_t \quad (6)$$

が得られる。誤差項に生じる衝撃 (イノベーション) を、標準偏差の 1 倍とし、それが Z_t の各変数に伝わっていく時間経路をインパルス応答関数とよぶが、それは $V(B)$ の係数を順に並べたものとなる。この方法はシムズ (1980a) において最初に使用された。

一方、分散分解は、(6) 式における ε_t が相互に直交するホワイト・ノイ

(1) 山本 (1988) 参照。

ズの誤差項から構成されていることから、 Z_t の各要素の分散が、(6)式の右辺を 2 乗して期待値をとることによって与えられることに基づいている。

(6) 式の右辺の行列 $V(B)$ の (i, j) 要素を

$$v_{0,ij}B^0 + v_{1,ij}B + v_{2,ij}B^2 + \dots$$

としよう。そのとき、 ϵ_t の第 j 要素 (ϵ_{jt}) が、第 i 番目の変数 Z_{it} に対して、無限の過去から現在までにおよぼす影響の総和は

$$\sum_{k=0}^{\infty} v_{k,ij} \epsilon_{j,t-k}$$

と表される。これを 2 乗して期待値をとると

$$E\left[\sum_{k=0}^{\infty} v_{k,ij} \epsilon_{j,t-k}\right]^2 = \sum_{k=0}^{\infty} (v_{k,ij})^2 \sigma_{jj} \tag{7}$$

を得る。 σ_{jj} は ϵ_{jt} の分散 $\text{Var}(\epsilon_{jt}) = \sigma_{jj}$ である。ベクトル Z_t の次数を m とすると、

$$\text{Var}(Z_{it}) = \sum_{j=1}^m \left[\sum_{k=0}^{\infty} (v_{k,ij})^2 \sigma_{jj} \right] \tag{8}$$

となるが、(7)式右辺の $k=1, 2, 3, \dots$ に関する $(v_{k,ij})^2 \sigma_{jj}$ の項を $\text{Var}(Z_{it})$ で割って並べたもの、即ち

$$\frac{(v_{k,ij})^2 \sigma_{jj}}{\sum_{j=1}^m \left[\sum_{k=0}^{\infty} (v_{k,ij})^2 \sigma_{jj} \right]}, \quad k=1, 2, 3, \dots$$

を分散分解という。これは Z_{it} の分散のうち、第 j 番目のイノベーションの分散によって説明できる割合の時間経路を示している、言い替えると、ベクトル Z_t の各要素の変動を分散で評価し、それに対する ϵ_t の各要素の変動

による寄与率を時系列的に計測したものである(山本(1988))。

尚、イノベーション計算においては、ベクトル u_t をコレスキ分解行列 G によって ε_t へと変換する際、 u_t の各要素間の相関が上位に置かれた要素に帰属させられることとなり、従ってベクトル Z_t の要素配列の変更は推定結果に大きな相違をもたらさう。この問題に関して、シムズ(1980a)では、先験的推論によって原因となりうる変数を先順位に置くことが提唱されている。本稿においては、この考え方に従って、変数の配列順序をアメリカの鉱工業生産指数、日本の鉱工業生産指数、日米の貿易収支、アメリカの財政収支、日本の財政収支とする。

第3節 生産水準

本稿で用いられるデータは以下の通りである。

* 1970.1—1992.1の四半期データで、季節調整済み、観察期間は変数のラグ期間に応じて変化する。

アメリカの鉱工業生産指数 IPUS (1985=100), Board of Governors of the Federal Reserve System (CITIBASE)

日本の鉱工業生産指数 IIPA (1985=100), 通産省「鉱工業指数年報」

アメリカの実質対日貿易収支 RUSBLSA1 (10億ドル), 1985年基準の世界貿易デフレーター(東洋経済推計)による実質変数, アメリカ商務省 Business Statistics

アメリカの実質財政収支 RUSGBLA (10億ドル), アメリカのGNPデフ

レータ (1985年基準) (アメリカ商務省 Business Statistics) による実質変数, アメリカ商務省 Business Condition Digest

日本の実質国庫対民間収支尻 RGTOPA (1000億円), 日本の GNP デフレータ (1985=100) (経済企画庁「国民経済計算年報」) による実質変数, 日本銀行「経済統計年報」

表 1, 2 は, タイム・トレンドと定数項を含む IPUS と IIPA による 2 変量 VAR (3) モデルの推定結果である。変数はセロバー (1993) が対数値であるのに対し, 元の水準 (raw data) を用いている。表 1 に示された OLS の残差に対しディッキー=フラー (augmented Dickey-Fuller) テストを行い, t -値として -4.1801 (タイム・トレンドと定数項を含む場合) および -4.2420 (タイム・トレンドと定数項を含まない場合) を得た。これらは各々 1% の水準で単位根の存在を棄却している。また残差の自己相関についての, ボックス=ピアーズ (Box-Pierce) およびリュン=ボックス (Ljung-Box) の Q 統計量は P-値が各々 78% および 66% であり, IPUS 式の残差はホワイト・ノイズと考えられる。表 2 における第 2 の残差についても同様のテストを行い, ADF の t -値が各々 -3.8305 および -3.8833 となった。これらは, 前者が 5% で, 後者は 1% で有意な数値である。自己相関に関する Q 統計量の P-値は各々 92% および 86% であり, IIPA 式の残差もホワイト・ノイズと判定される。これらの残差の間の相関係数は .367 であった。表 1 の IPUS 式に関して, IIPA → IPUS のグレンジャー因果性テスト

表1 Dependent Variable is IPUS

SMPL range : 1971.2—1992.1

Number of observations : 84

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
IPUS(-1)	1.4020987	0.1172408	11.959133	0.0000
IPUS(-2)	-0.7912759	0.1792973	-4.4132063	0.0000
IPUS(-3)	0.2705193	0.1187282	2.2784763	0.0255
IIPA(-1)	0.0169532	0.1315179	0.1289039	0.8978
IIPA(-2)	0.3108607	0.2121748	1.4651161	0.1470
IIPA(-3)	-0.3661067	0.1266935	-2.8897038	0.0050
TREND	0.0955890	0.0272110	3.5128855	0.0007
C	0.9175279	1.6430550	0.5584280	0.5782
R-squared	0.993423	Mean of dependent var	91.79932	
Adjusted R-squared	0.992817	S.D. of dependent var	14.86808	
S.E. of regression	1.260134	Sum of squared resid	120.6833	
Log likelihood	-134.4096	F-statistic	1639.797	
Durbin-Watson stat	1.90039	Prob (F-statistic)	0.000000	

従属変数：IPUS

標本期間：1971.2—1992.1

観 察 数：84

決定係数：R-squared

自由度調整済み橋定係数：Adjusted R-squared

回帰の標準誤差：S.E. of regression

対数尤度：Log likelihood

ダービン=ワトソン統計量：Durbin-Watson stat

従属変数の平均値：Mean of dependent var

従属変数の標準誤差：S.D. of squared resid

F-統計量：F-statistics

F-統計量の P-値：Prob (F-statistics)

表 2 Dependent Variable is IIPA

SMPL range : 1971.2—1992.1

Number of observations : 84

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
IPUS(-1)	0.3161997	0.1127312	2.8048990	0.0064
IPUS(-2)	-0.4397762	0.1724007	-2.5508959	0.0128
IPUS(-3)	0.2045479	0.1141613	1.7917439	0.0772
IIPA(-1)	1.4044034	0.1264591	11.105595	0.0000
IIPA(-2)	-0.3811140	0.2040135	-1.8680817	0.0656
IIPA(-3)	-0.1464384	0.1218203	-1.2020858	0.2331
TREND	0.0536271	0.0261643	2.0496259	0.0439
C	-3.8632852	1.5798556	-2.4453407	0.0168
R-squared	0.996990	Mean of dependent var	88.56550	
Adjusted R-squared	0.996712	S.D. of dependent var	21.13228	
S.E. of regression	1.211663	Sum of squared resid	111.5777	
Log likelihood	-131.1148	F-statistic	3595.831	
Durbin-Watson stat	1.874698	Prob (F-statistic)	0.000000	

従属変数 : IIPA

標本期間 : 1971.2—1992.1

観 察 数 : 84

決定係数 : R-squared

自由度調整済み橋定係数 : Adjusted R-squared

回帰の標準誤差 : S.E. of regression

対数尤度 : Log likelihood

ダービン=ワトソン統計量 : Durbin-Watson stat

従属変数の平均値 : Mean of dependent var

従属変数の標準誤差 : S.D. of squared resid

F-統計量 : F-statistics

F-統計量の P-値 : Prob (F-statistics)

表 1' Dependent Variable is IPUS

SMPL range : 1971.3—1992.1

Number of observations : 80

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	11.048655	2.9426981	3.7546003	0.0004
TREND	0.0985826	0.0301094	3.2741425	0.0016
IPUS(-1)	1.4294264	0.1260671	11.338570	0.0000
IPUS(-2)	-0.9018436	0.2069123	-4.3585796	0.0000
IPUS(-3)	0.5609023	0.2086074	2.6887941	0.0090
IPUS(-4)	-0.2423548	0.1312768	-1.8461359	0.0691
IIPA(-1)	0.0347173	0.1345504	0.2580248	0.7971
IIPA(-2)	0.2407494	0.2271152	1.0600323	0.2928
IIPA(-3)	-0.3458093	0.2277714	-1.5182299	0.1335
IIPA(-4)	0.0536546	0.1385359	0.3872974	0.6997
R-squared	0.993021	Mean of dependent var	91.29628	
Adjusted R-squared	0.992124	S.D. of dependent var	14.30121	
S.E. of regression	1.269175	Sum of squared resid	112.7565	
Log likelihood	-127.2432	F-statistic	1106.740	
Durbin-Watson stat	2.010015	Prob (F-statistic)	0.000000	

従属変数：IPUS

標本期間：1971.2—1992.1

観 察 数：84

決定係数：R-squared

自由度調整済み橋定係数：Adjusted R-squared

回帰の標準誤差：S.E. of regression

対数尤度：Log likelihood

ダービン=ワトソン統計量：Durbin-Watson stat

従属変数の平均値：Mean of dependent var

従属変数の標準誤差：S.D. of squared resid

F-統計量：F-statistics

F-統計量のP-値：Prob (F-statistics)

表 2' Dependent Variable is IIPA

SMPL range : 1971.3—1992.1

Number of observations : 80

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
C	2.0931603	2.7455750	0.7623759	0.4484
TREND	0.0460901	0.0280925	1.6406570	0.1054
IPUS(-1)	0.3619860	0.1176227	3.0775184	0.0030
IPUS(-2)	-0.5173898	0.1930518	-2.6800571	0.0092
IPUS(-3)	0.3743393	0.1946334	1.9263593	0.0581
IPUS(-4)	-0.2047750	0.1224829	-1.6718659	0.0990
IIPA(-1)	1.3779541	0.1255373	10.976453	0.0000
IIPA(-2)	-0.3780652	0.2119014	-1.7841565	0.0787
IIPA(-3)	-0.1645932	0.2125136	-0.7745065	0.4412
IIPA(-4)	0.1049924	0.1292558	0.8122845	0.4194
R-squared	0.996911	Mean of dependent var	87.55129	
Adjusted R-squared	0.996514	S.D. of dependent var	20.05649	
S.E. of regression	1.184157	Sum of squared resid	98.15594	
Log likelihood	-121.6963	F-statistic	2510.339	
Durbin-Watson stat	2.005644	Prob (F-statistic)	0.000000	

従属変数 : IIPA

標本期間 : 1971.2—1992.1

観 察 数 : 84

決定係数 : R-squared

自由度調整済み橋定係数 : Adjusted R-squared

回帰の標準誤差 : S.E. of regression

対数尤度 : Log likelihood

ダービン=ワトソン統計量 : Durbin-Watson stat

従属変数の平均値 : Mean of dependent var

従属変数の標準誤差 : S.D. of squared resid

F-統計量 : F-statistics

F-統計量の P-値 : Prob (F-statistics)

表 1 の IPUS 式に関して、IIPA → IPUS のグレンジャー因果性テスト

を行い、5.22というF-値を得た。この数値は1%の水準で有意である。また、表2のIIPA式についてのIPUS → IIPAの因果性テストではF-値が2.91となったが、これは5%で有意な値である。従って、セロバー(1993)における検証結果と異なり、2変量VARモデルにおいて、石油価格という外生変数の存在なしに、日米両国の鉱工業生産の水準に相互依存関係を認めることが可能である。⁽²⁾

表3は、IPUSのイノベーションに対する16期先までのインパルス応答関数の推定値であり、図1はそのグラフである。また、表4はIIPAのイノベーションに対するインパルス応答関数、図2はそのグラフである。IPUS、IIPA共に自らのイノベーションに対して相対的に大きく反応するが、他からの衝撃に対しても共に一定の反応を示すことが看取される。ただ、IPUSのイノベーションに対するIIPAの反応がIPUSの反応に追従するように見えるのに対して、IIPAに生じたショックに対してはIPUSとIIPAが同一步調の反応を示すという差違が存在する。図3と4は、 Z_t における変数の順序を変えたときのインパルス応答関数のグラフであるが、そこでは変数の入れ換えが上記の解釈に影響しないことが示されている。

(2) セロバー(1993)は月次のVAR(4)モデルを用いており、本稿は四半期データで9ヶ月のラグを考慮しているが、2変量VAR(8)モデルはこれと異なる結果を生じ、更に2変量VAR(12)モデルにおいては相互に因果関係が存在しないという結果が得られる。本稿における検証結果は、推定されたモデルの枠組みの中でのみ有効である。表1'と表2'はIPUSとIIPAの2変量VAR(4)の推定結果である。これらに基づく因果性テストからはセロバー(1993)と同様の結果が得られる。

表 3 IPUS のショック (標準偏差の 1 倍) に対する反応

Period	IPUS	IIPA
1	1.198627	0.418020
2	1.687680	0.966075
3	1.564173	1.203961
4	1.349642	1.259015
5	1.153111	1.251929
6	0.943799	1.193100
7	0.724443	1.081483
8	0.511757	1.081483
9	0.314782	0.756436
10	0.138586	0.571936
11	-0.012212	0.388720
12	-0.134181	0.216755
13	-0.225860	0.063802
14	-0.287657	-0.064834
15	-0.321526	-0.166185
16	-0.330625	-0.239386

表 4 IIPA のショック (標準偏差 1 倍) に対する反応

Period	IPUS	IIPA
1	0.000000	1.074042
2	0.018208	1.508388
3	0.384979	1.714810
4	0.630127	1.789859
5	0.594981	1.672926
6	0.396717	1.405974
7	0.144507	1.067549
8	-0.107655	0.711381
9	-0.328786	0.369876
10	-0.500139	0.064948
11	-0.614567	-0.189497
12	-0.673316	-0.386676
13	-0.682301	-0.525273
14	-0.649858	-0.607921
15	-0.585450	-0.640104
16	-0.498742	-0.629247

図1 IPUSのショック（標準偏差の1倍）に対する反応

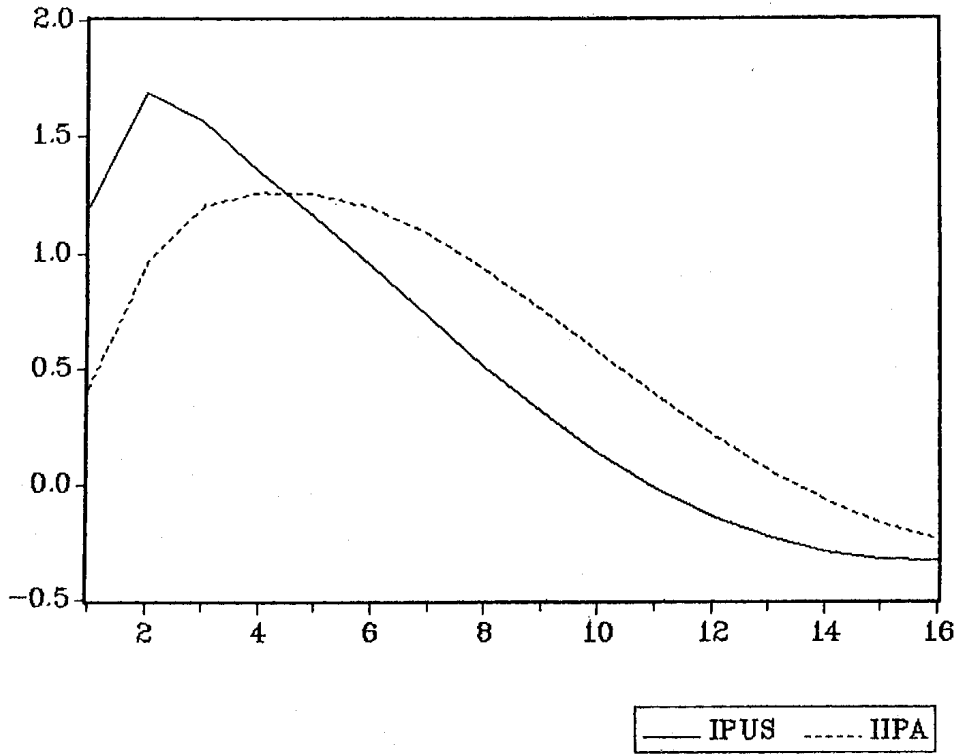


図2 IIPAのショック（標準偏差の1倍）に対する反応

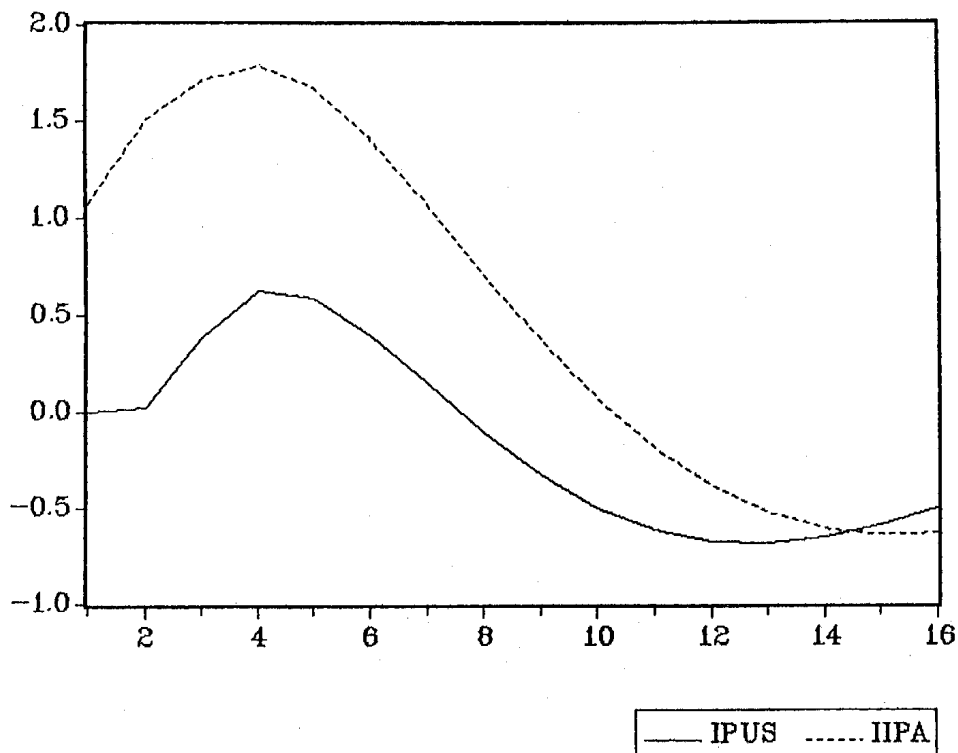


図 3 IPUS のショック (標準偏差の 1 倍) に対する反応

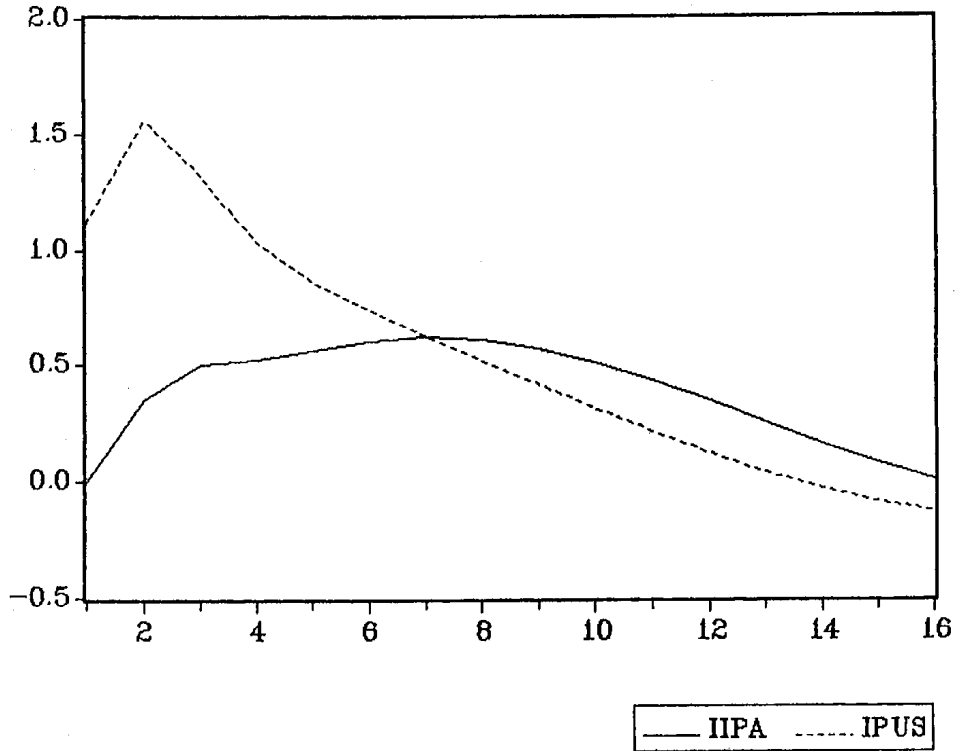


図 4 IIPA のショック (標準偏差の 1 倍) に対する反応

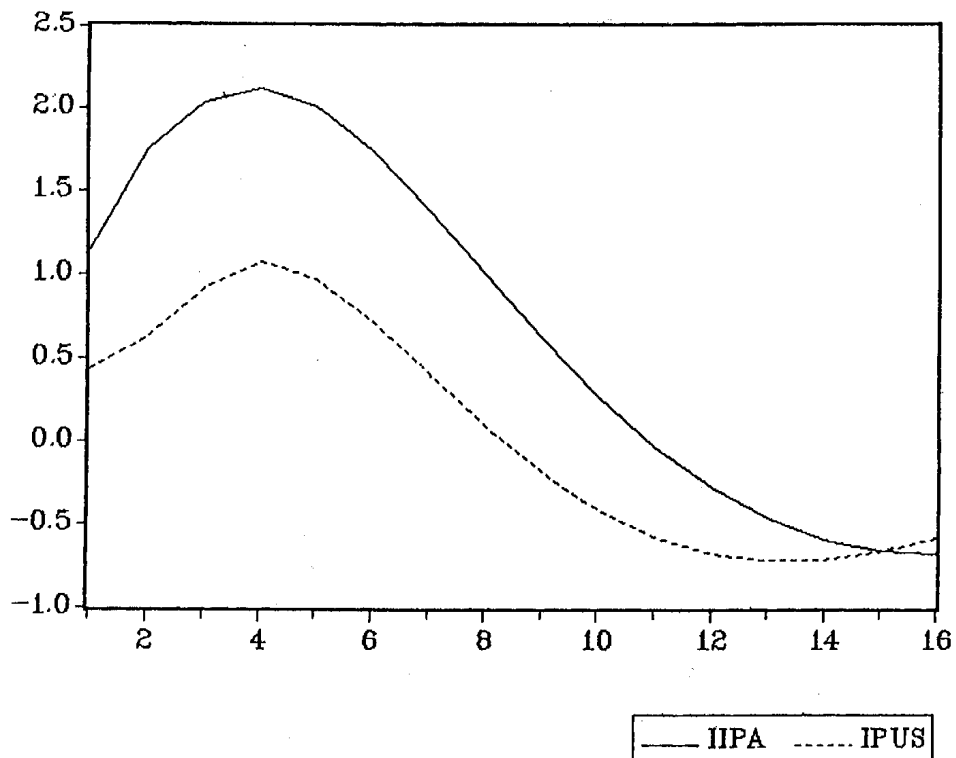


表5, 6は各々IPUSおよびIIPAの分散分解の推定値を示しており, 図5, 6はそれらに対応するグラフである。セロバー(1993)においては, IPUSの分散に対するIIPAのイノベーションの寄与率は最も高い4年目においても10.7%に過ぎなかったが, 表5ではそれが23.8%に達している。ただし, IIPAの分散に対するIPUSに生じたイノベーションの寄与率も彼の23.9%(4年目)に対して, 表6では11四半期目に38.7%に達する。しかし, これらの最大の寄与率間の比は彼のモデルにおいて約2.2倍であるのに対し, 表5, 6においては約1.6倍に過ぎない。

表 5 IPUS の分散分解

Period	S.E.	IPUS	IIPA
1	1.198627	100.0000	0.000000
2	2.070096	99.99226	0.007737
3	2.623003	97.84103	2.158973
4	3.016412	94.00356	5.996442
5	3.283658	91.65675	8.343251
6	3.439556	91.06561	8.934395
7	3.517989	91.29082	8.709183
8	3.556646	91.38749	8.612512
9	3.585655	90.68549	9.314513
10	3.623019	88.97098	11.02902
11	3.674793	86.48269	13.51731
12	3.738378	83.69467	16.30533
13	3.806838	81.06350	18.93650
14	3.872606	78.88525	21.11476
15	3.929784	77.27579	22.72421
16	3.975080	76.21651	23.78348

S.E.は VMA (∞) モデルによる予測の標準誤差を表す

表 6 IIPA の分散分解

Period	S.E.	IPUS	IIPA
1	1.152522	13.15518	86.84483
2	2.129986	24.42319	75.57681
3	2.987798	28.64996	71.35004
4	3.703465	30.20405	69.79595
5	4.252254	31.57901	68.42099
6	4.634858	33.20699	66.79301
7	4.877620	34.89992	65.10008
8	5.016313	36.43888	63.56112
9	5.086492	37.65191	62.34809
10	5.118958	38.42416	61.57584
11	5.137192	38.72444	61.27556
12	5.156282	38.61494	61.38506
13	5.183360	38.22769	61.77231
14	5.219291	37.71861	62.28139
15	5.261021	37.22239	62.77761
16	5.303924	36.82636	63.17364

S.E.は VMA (∞) モデルによる予測の標準誤差を表す

図5 IPUS の分散分解

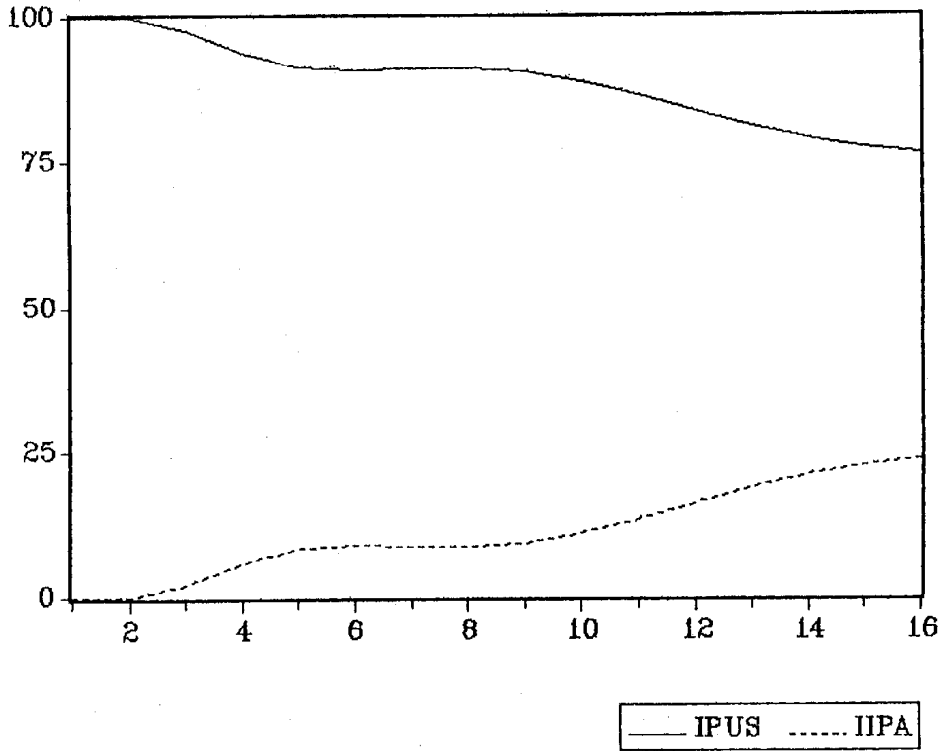
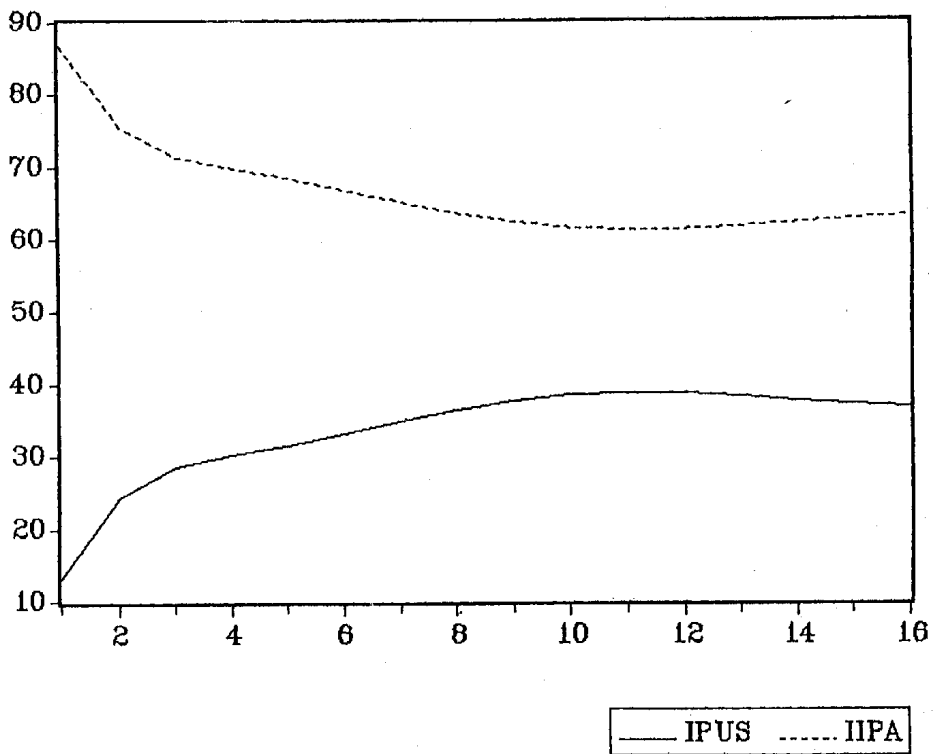


図6 IIPA の分散分解



これらの推定値は、上述の因果関係テストの結果と合わせると、日米の経済的相互依存関係が70年代以降一方的なものから、双方向的なものへとシフトしたことを示唆している。

第 4 節 貿易収支・財政収支

前節の IPUS と IIPA に RUSBLSA1, RUSGBLA, および RGTOPA を加えた 5 変数 VAR (4) モデルを推定して、各変数間の因果関係テストを行った結果が表 7 で与えられている。テストの結果は、左側の変数が上に並べられた変数に影響を与えるかどうかを表しており、1つの星印が 5%、2つの星印が 1%の水準での有意性を意味している。表においては、日米両国の生産量 IPUS と IIPA は各々他のいずれの変数とも因果関係を有さない結果となっており、モデルの過大な拡張の可能性が示唆されている。従って、貿易収支と両国の財政収支とを、生産量から切り離して個別に検討することとし、生産量以外の 3 変数の間の 3 通りの組合せによる 2 変数 VAR モデルの推定を行ったが、その結果日本の財政収支 (RGTOPA) に関しては、貿易収支 (RUSBLSA1) およびアメリカの財政収支 (RUSGBLA) のいずれとも有意な数量的関係を見いだすことができなかった。この結果に基づいて、本節においては、RUSGBLA と RUSBLSA1 による 2 変数 VAR (3) モデルによる検証を行う。

表 7 F テスト

	IPUS	RUSGBLA	RUSBLSA1	IIPA	RGTOPA
IPUS		2.62*	2.37	1.81	3.75*
RUSGBLA	.48		4.44**	.18	2.63*
RUSBLSA1	1.74	1.30		1.61	.76
IIPA	2.09	.28	1.88		4.55*
RGTOPA	.64	.33	.59	.72	

表8と表9は、RUSGBLAとRUSBLSA1の2変量VAR(3)モデルの推定結果を示している。それぞれの方程式の残差は1%の有意水準で単位根を持たず、自己相関に関する χ^2 検定の結果と合わせてホワイト・ノイズと考えられる。2つの残差の相関係数は-.037であった。このモデルの枠組みにおいて、RUSBLSA1がRUSGBLAの変動の原因とならないという帰無仮説のもとでF-統計量は2.59となり、仮説は5%の水準で採用されるが、RUSGBLAからRUSBLSA1への影響の方は、1%の水準で有意であった。従って、以下におけるインパルス応答関数と分散分解の推定ではまずRUSGBLA、RUSBLSA1の順序で変数を並べることとする。

表 8 Dependent Variable is RUSBLSA1

SMPL range : 1970.4—1991.2

Number of observations : 83

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
IPUS(-1)	0.0012589	0.0042941	0.2931719	0.7702
IPUS(-2)	-0.0004513	0.0056166	-0.0803530	0.9362
IPUS(-3)	0.0104130	0.0044799	2.3244019	0.0228
IIPA(-1)	0.5728114	0.1121213	5.1088537	0.0000
IIPA(-2)	0.1624887	0.1322950	1.2282294	0.2232
IIPA(-3)	0.1371964	0.1121521	1.2233070	0.2250
TREND	0.0036365	0.0083487	0.4355815	0.6644
C	-0.1430016	0.9158351	-0.1561434	0.8763
R-squared	0.957818	Mean of dependent var	-5.387080	
Adjusted R-squared	0.953881	S.D. of dependent var	4.271397	
S.E. of regression	0.917294	Sum of squared resid	63.10714	
Log likelihood	-106.4006	F-statistic	243.2885	
Durbin-Watson stat	1.953681	Prob (F-statistic)	0.000000	

従属変数：RUSBLSA1

標本期間：1971.2—1992.1

観 察 数：84

決定係数：R-squared

自由度調整済み橋定係数：Adjusted R-squared

回帰の標準誤差：S.E. of regression

対数尤度：Log likelihood

ダービン=ワトソン統計量：Durbin-Watson stat

従属変数の平均値：Mean of dependent var

従属変数の標準誤差：S.D. of squared resid

F-統計量：F-statistics

F-統計量の P-値：Prob (F-statistics)

表 9 Dependent Variable is RUSGBLA

SMPL range : 1970.4—1991.2

Number of observations : 83

VARIABLE	COEFFICIENT	STD. ERROR	T-STAT.	2-TAIL SIG.
IPUS(-1)	0.7938445	0.1145568	6.9297001	0.0000
IPUS(-2)	0.1957598	0.1498387	1.3064700	0.1954
IPUS(-3)	-0.2019366	0.1195127	-1.6896656	0.0952
IIPA(-1)	7.1557260	2.9911349	2.3923113	0.0192
IIPA(-2)	-3.8157987	3.5293229	-1.0811702	0.2831
IIPA(-3)	-4.1224184	2.9919562	-1.3778338	0.1724
TREND	-0.4983419	0.2227227	-2.2374995	0.0282
C	41.852301	24.432343	1.7129876	0.0908
R-squared	0.859846	Mean of dependent var	-106.0006	
Adjusted R-squared	0.846765	S.D. of dependent var	62.51393	
S.E. of regression	24.47127	Sum of squared resid	44913.22	
Log likelihood	-378.9582	F-statistic	65.73202	
Durbin-Watson stat	2.023961	Prob (F-statistic)	0.000000	

従属変数：RUSGBLA

標本期間：1971.2—1992.1

観 察 数：84

決定係数：R-squared

自由度調整済み橋定係数：Adjusted R-squared

回帰の標準誤差：S.E. of regression

対数尤度：Log likelihood

ダービン=ワトソン統計量：Durbin-Watson stat

従属変数の平均値：Mean of dependent var

従属変数の標準誤差：S.D. of squared resid

F-統計量：F-statistics

F-統計量の P-値：Prob (F-statistics)

表10 RUSGBLA のショック (標準偏差の 1 倍) に対する反応

Period	RUSGBLA	RUSBLSA1
1	23.26205	-0.020525
2	18.31958	0.017528
3	19.30042	0.019269
4	14.36593	0.269328
5	13.26462	0.359947
6	10.91341	0.463780
7	9.194133	0.518442
8	7.212793	0.566486
9	5.485318	0.590932
10	3.839550	0.601058
11	2.376118	0.595498
12	1.061844	0.578224
13	-0.079757	0.550684
14	-1.056009	0.515256
15	-1.866295	0.473718
16	-2.518630	0.427923

表11 RUSBLSA1のショック (標準偏差の 1 倍) に対する反応

Period	RUSGBLA	RUSBLSA1
1	0.000000	0.871726
2	6.237830	0.499334
3	5.198638	0.435523
4	2.965531	0.453936
5	1.640116	0.465636
6	0.637162	0.455093
7	-0.163537	0.429564
8	-0.918542	0.400475
9	-1.539382	0.367185
10	-2.040315	0.331109
11	-2.418262	0.292832
12	-2.689992	0.253762
13	-2.863324	0.214826
14	-2.949537	0.176891
15	-2.958848	0.140615
16	-2.902434	0.106553

図7 RUSGBLAのショック（標準偏差の1倍）に対する反応

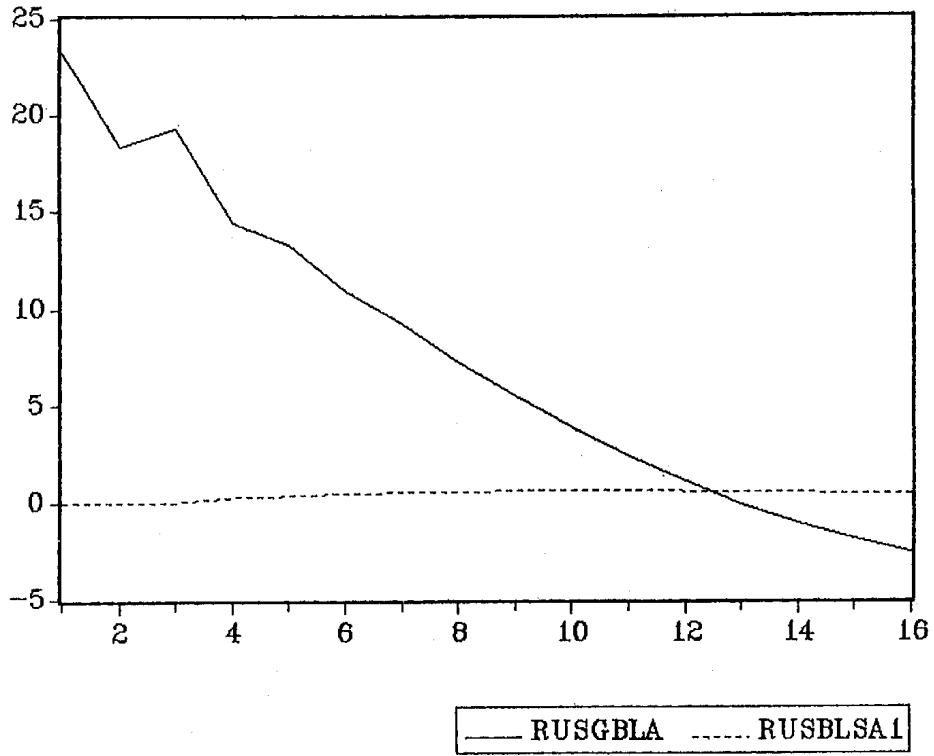


図8 RUSBLSA1のショック（標準偏差の1倍）に対する反応

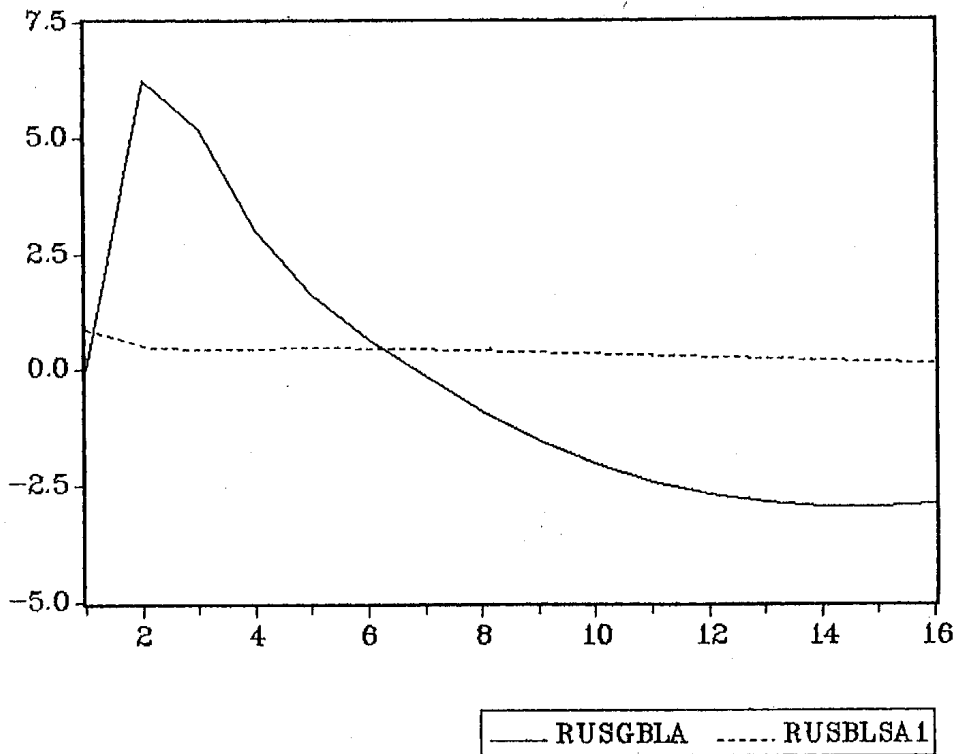


表10は RUSGBLA のイノベーションに対する各変数のインパルス応答関数であり、図 7 はそのグラフである。表11と図 8 には RUSBLSA1のイノベーションに対するインパルス応答関数が与えられている。いずれにおいても RUSBLSA1の反応は RUSGBLA のそれに比べて相対的にわずかであり、表12, 13および図 9, 10の分散分解においても両変数の分散に対する寄与率において RUSGBLA が相対的に優位にあることが看取される⁽³⁾。変数の順番を変えたときのインパルス応答関数(図11, 12)と分散分解(図13, 14)からも同様の結果が得られる。これらの推定値における RUSBLSA1の反応の低さは、RUSGBLA の規模が相対的に大きいためである。2つのイノベーションに対する RUSBLSA1の反応をまとめた図15を見ると、RUSBLSA1は一定期間後において RUSGBLA のイノベーションに対して(自己のイノベーションに対するよりも)大きく反応することがわかる、変数の順序を入れ換えて得られた図16においても同様である。図17, 18も2つのイノベーションに対する RUSGBLA の反応をまとめたものであり、RUSBLSA1は RUSGBLA に対して相対的に小さな影響力しか持たないことが示されている。これらの推定値によって、日米の貿易収支がアメリカの財政収支によって影響される度合は、アメリカの財政収支の対日貿易収支に対する依存度に比べて相対的に大きいという、上述の因果関係テストと合致する結果が導かれる。

(3) 図10において、RUSBLSA1の分散に対する RUSGBLAの分散の貢献が13期目にはRUSBLSA1の分散のそれを上回るに至る。

表12 RUSGBLAの分散分解

Period	S.E.	RUSGBLA	RUSBLSA1
1	23.26205	100.0000	0.000000
2	30.25955	95.75046	4.249541
3	36.26531	94.98649	4.249541
4	39.11965	95.11674	5.013514
5	41.33990	95.46979	4.530211
6	42.76091	95.74368	4.256324
7	43.73848	95.93041	4.069589
8	44.33873	95.99693	4.003065
9	44.70325	95.94337	4.056627
10	44.91421	95.77503	4.224971
11	45.04198	95.51071	4.489286
12	45.13473	95.17394	4.826061
13	45.22553	94.79246	5.207544
14	45.33391	94.39401	5.605987
15	45.46869	94.00373	5.996270
16	45.63079	93.64167	6.358326

S.E.はVMA (∞) モデルによる予測の標準誤差を表す

表13 RUSBLSA1の分散分解

Period	S.E.	RUSGBLA	RUSGBLA1
1	0.871967	0.055409	99.94459
2	1.004972	0.072132	99.92786
3	1.095454	0.091650	99.90835
4	1.215984	4.980158	95.01984
5	1.350924	11.13425	88.86575
6	1.499065	18.61392	81.38608
7	1.643321	25.44242	74.55757
8	1.783757	31.67966	68.32034
9	1.914632	37.02262	62.97738
10	2.033893	41.54141	58.45859
11	2.139413	45.29232	54.70768
12	2.230656	48.38217	51.61783
13	2.307646	50.90232	49.09768
14	2.371078	52.93756	47.06244
15	2.422022	54.55949	45.44051
16	2.461841	55.83023	44.16977

S.E.はVMA (∞) モデルによる予測の標準誤差を表す

図 9 RUSGBLA の分散分解

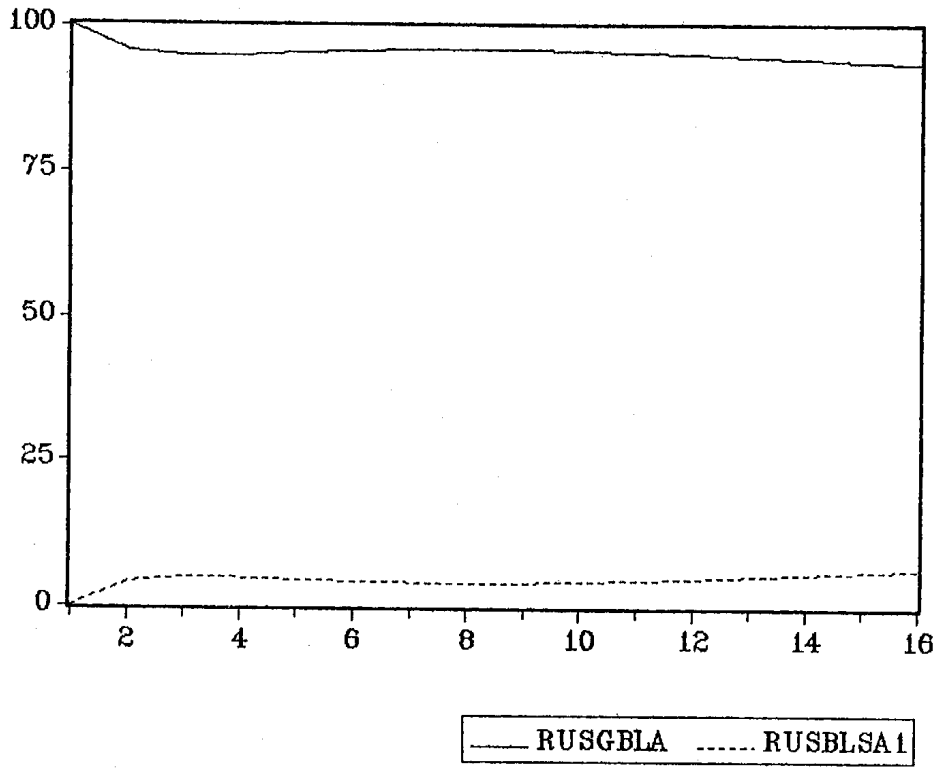


図 10 RUSBLSA1 の分散分解

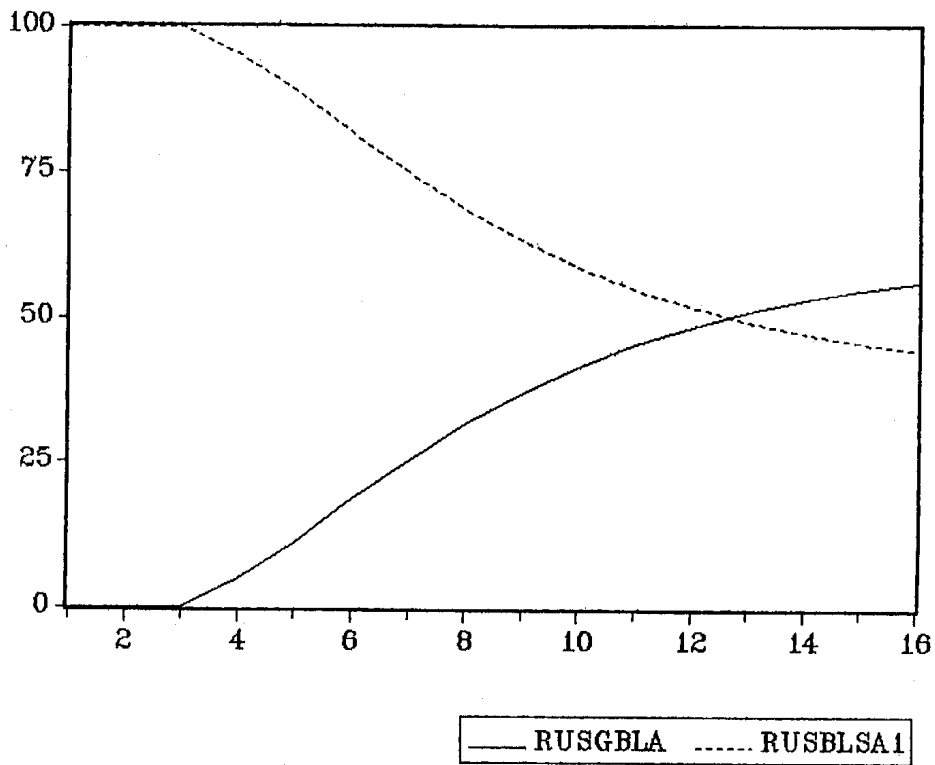


図11 RUSBLSA1のショック (標準偏差の1倍) に対する反応

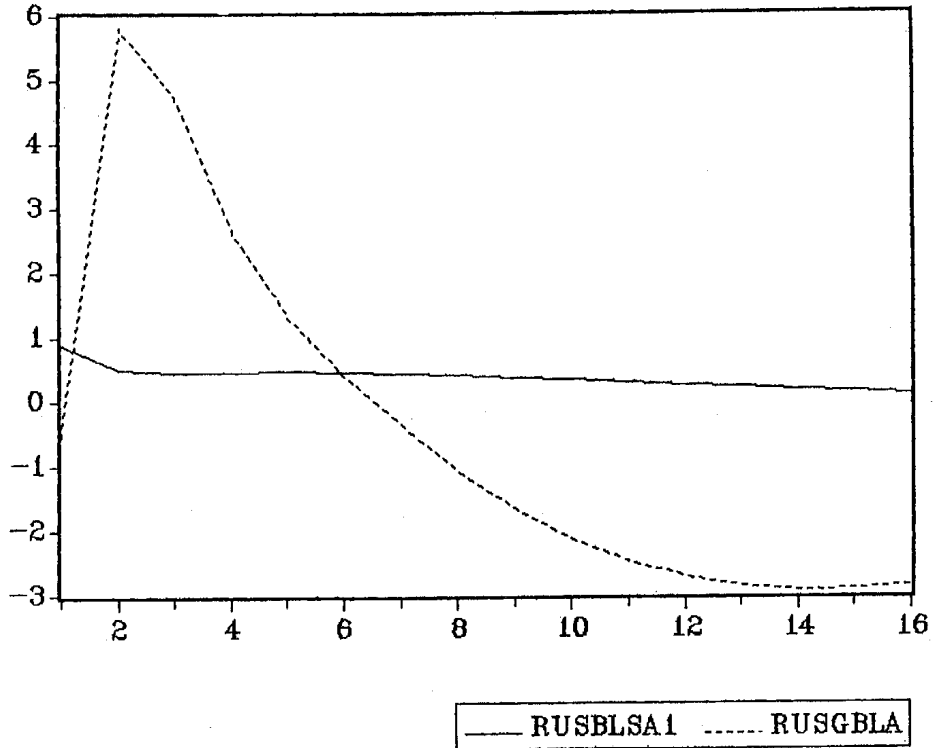


図12 RUSGBLAのショック (標準偏差の1倍) に対する反応

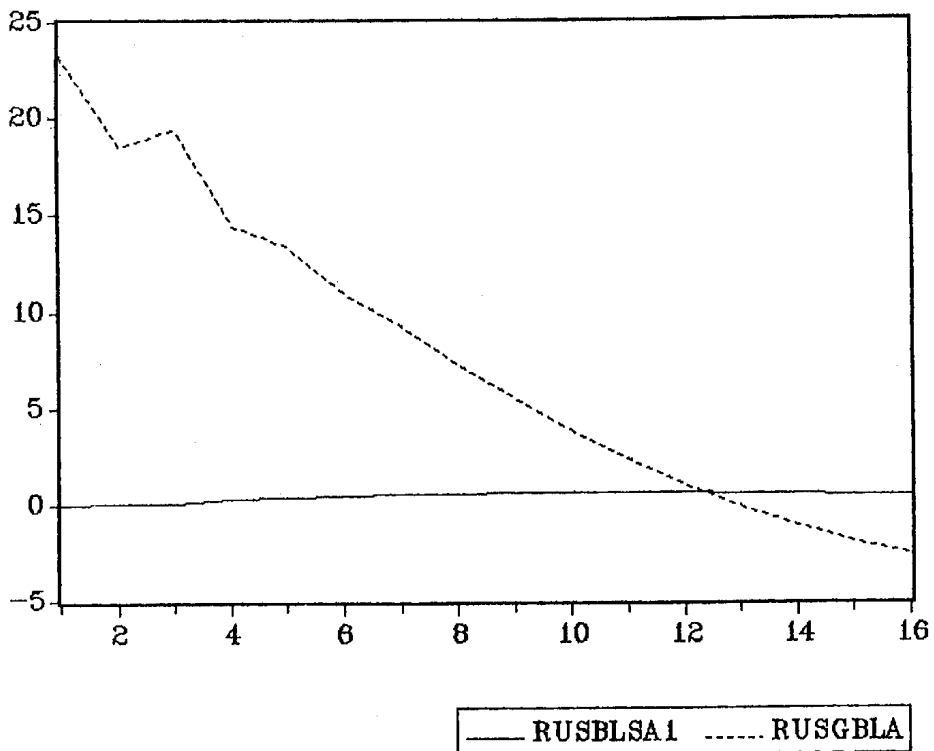


図13 RUSBLSA1の分散分解

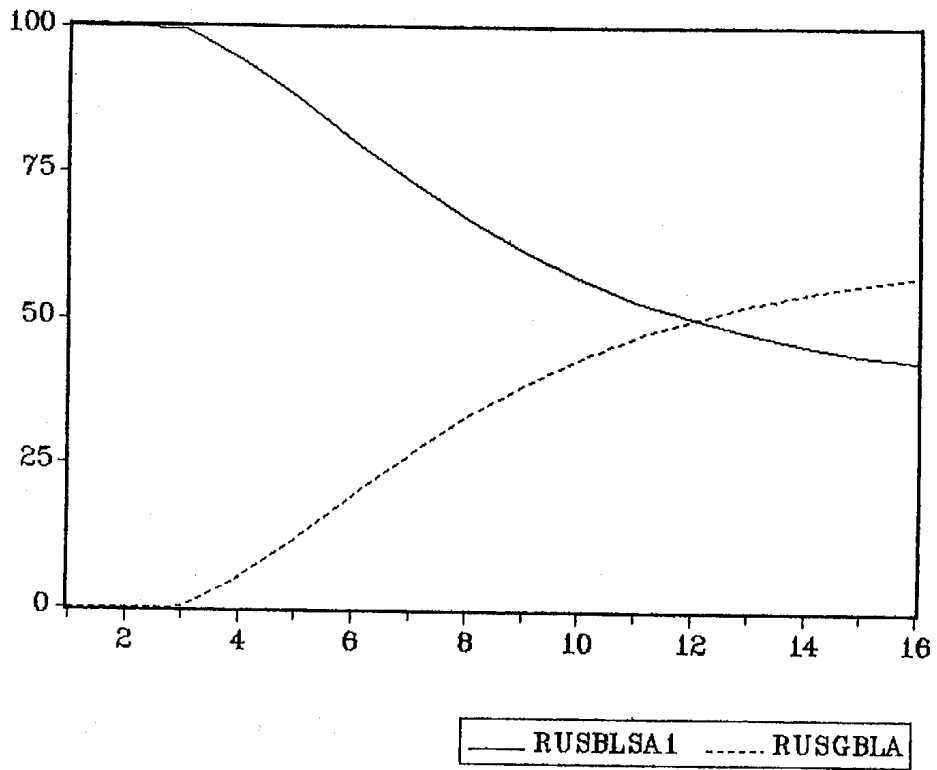


図14 RUSGBLAの分散分解

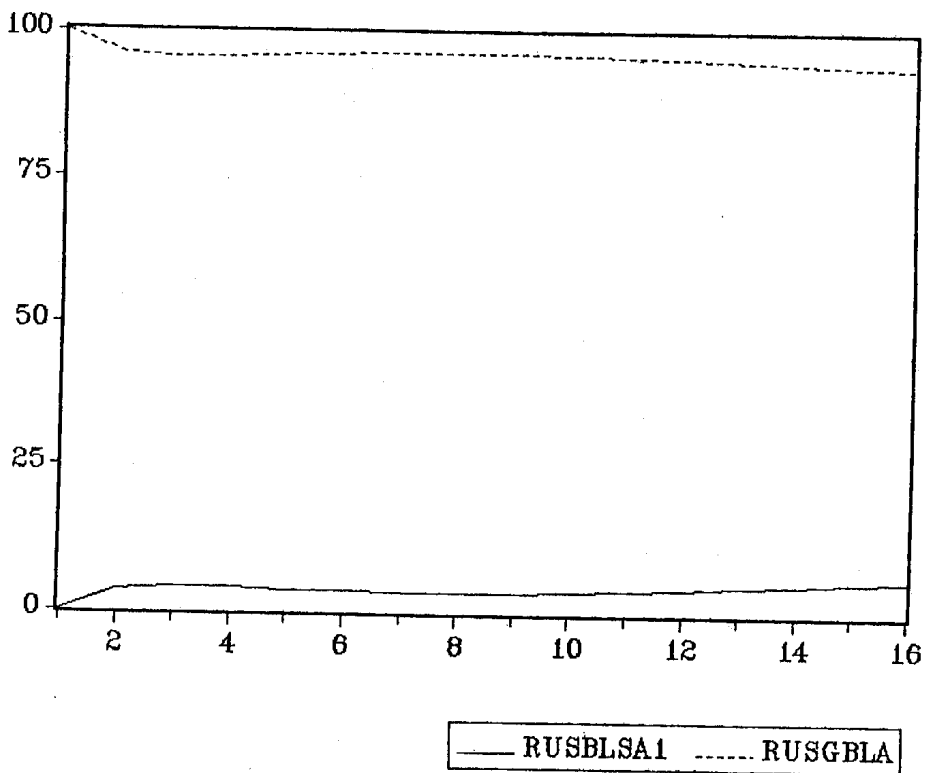


図15 他からのショック（標準偏差の1倍）に対するRUSBLSA1の反応

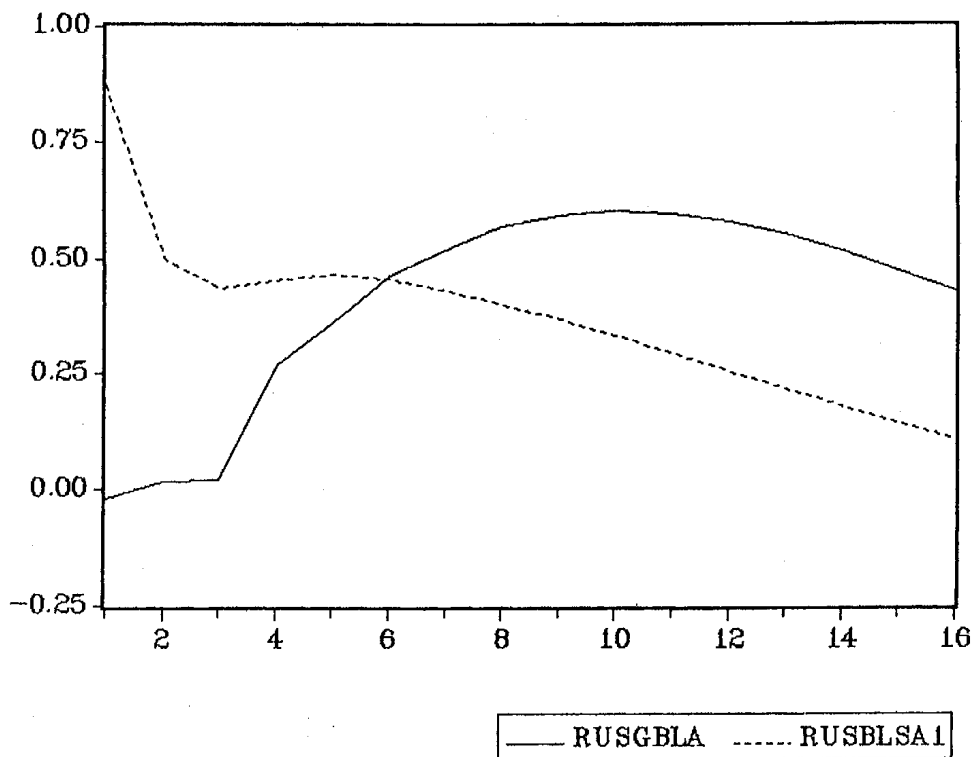


図16 他からのショック（標準偏差の1倍）に対するRUSBLSA1の反応

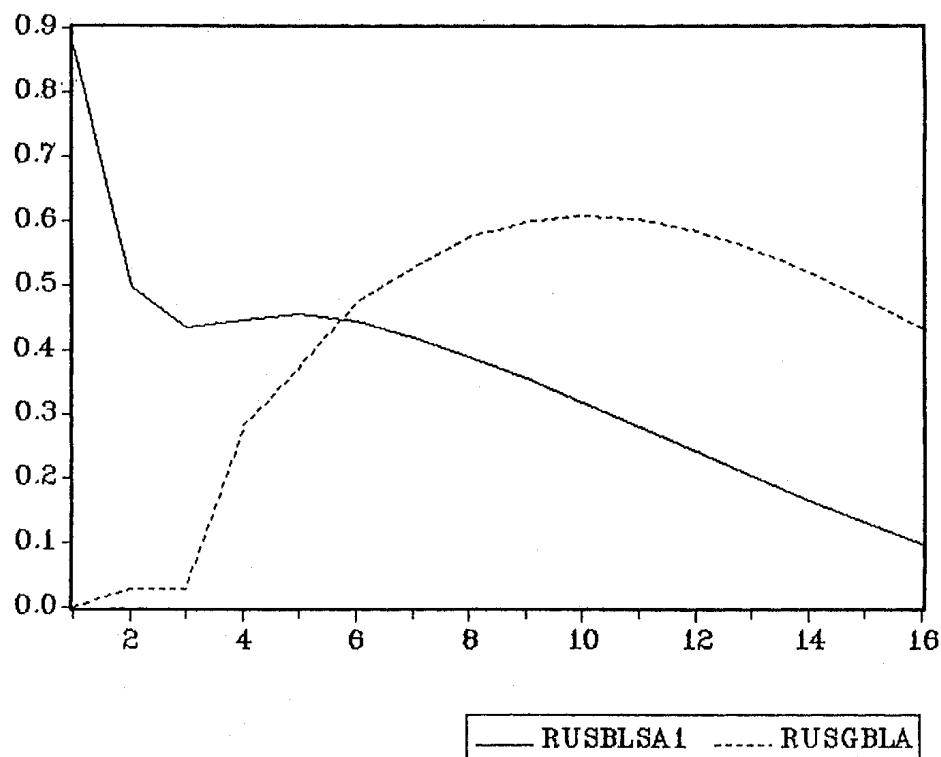


図17 他からのショック (標準偏差の1倍) に対する RUSGBLA の反応

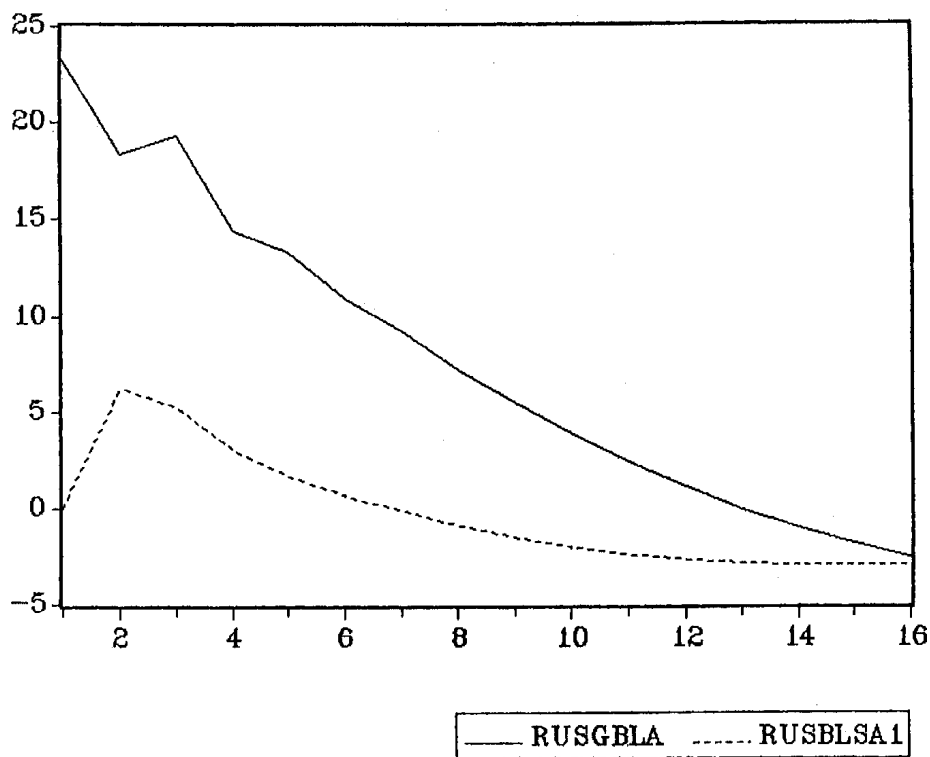
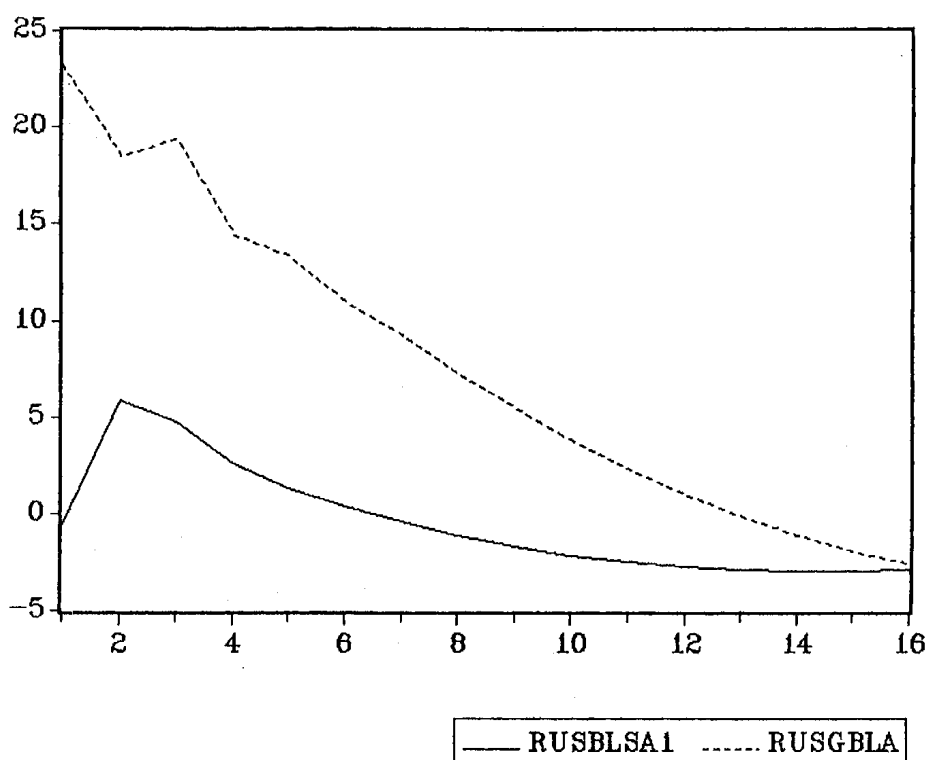


図18 他からのショック (標準偏差の1倍) に対する RUSGBLA の反応



第5節 共和分関係

セロバー (1993) は、9個の変数の間で、様々な個数の組合せによるエングル=グレンジャー (Engle and Granger (1987)) の共和分テストを行った。その場合、選ばれた諸変数の間の回帰式がOLSによって推定され、そこから得られた残差の系列に対して単位根のテストが行われる。取り上げられた日米の諸変数間の共和分関係は、両国の経済活動におけるなんらかの意味での長期均衡状態の指標と考えられたが、5%の有意水準で、共和分の存在は全く観察されなかった。その理由としては、両国の経済的関係の主要なチャネルである貿易および資本取引が明示的に取り扱われなかったことがあげられた。

本稿においても、資本取引は取り扱われなかったが、貿易および財政の収支状況を用いることによって日米間の国際的な共和分関係について肯定的な結果は得られなかった。即ち、取り上げられた日米の5変数の間で上述の共和分テストを行ったが、有意な例は全く観察されなかった。⁽⁴⁾変数の種類と個数において異なる別のモデルを試みる余地は残されているものの、これらの推定結果は、国際的な経済関係における長期均衡概念の定義とその統計的検証に関わる困難の大きさを示唆しているように思われる。

結 語

本稿は、VARモデルに基づいて日米経済の相互依存関係を分析する試みである。モデルの構造は、残差の性質を分析することによって決定された。因果関係のテストおよびイノベーション計算の結果からは、日米の関

(4)IPUSとIIPAの間には、10%の有意水準で共和分関係が認められるが、セロバー (1993) における5%の水準での検証とは比較することができない。

係について、日本のアメリカへの一方的な依存ではなく、影響の相互作用という解釈が導かれる。これはセロパー (1993) における結果と対照的である。ただ、生産量について、母集団パラメータの有意性に関するグレンジャー因果性テストの結果は、ラグの次数に関して不変ではない、ラグの次数が 4 および 8 であるとき因果関係の方向はアメリカから日本へと一方的となる。しかし、その場合にも日本からアメリカへの影響を検証する場合の F-統計量は臨界値から大きな隔たりを有していない。標本での推定値に基づくイノベーション計算において観察される相互依存関係は、VAR モデルの次数 (3, 4, 8) に関わらず明瞭である (VAR (4) モデルおよび VAR (8) モデルからのインパルス応答関数が図 19, 20 および図 21, 22 にそれぞれ示されている)。

図19 IPUSのショック (標準偏差の1倍) に対する反応

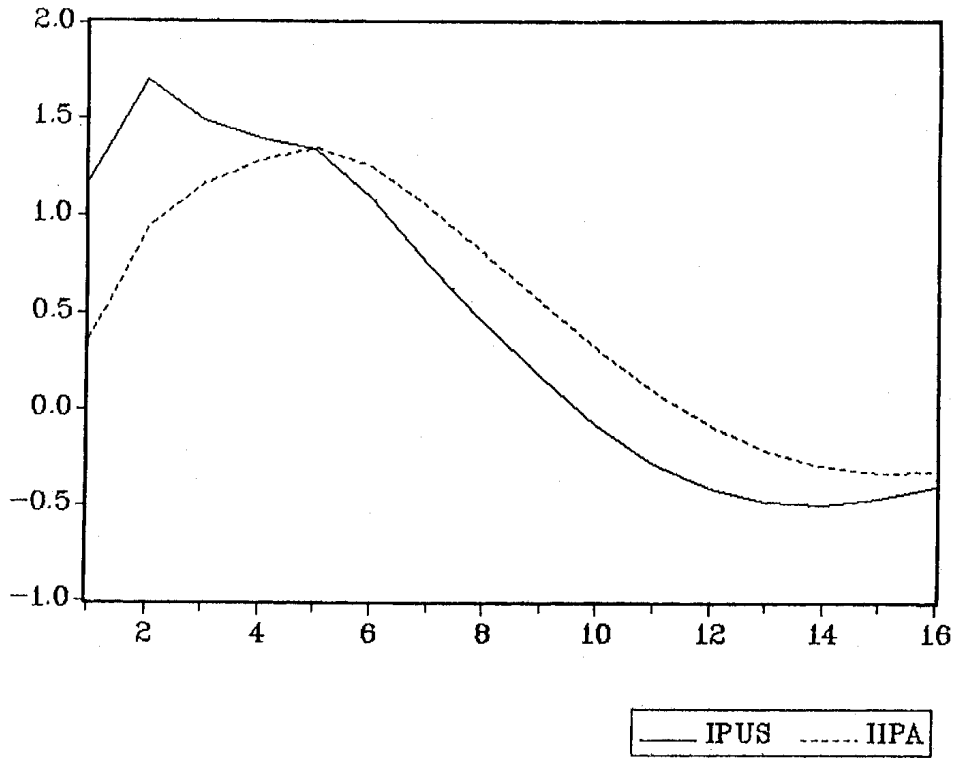


図20 IIPAのショック (標準偏差の1倍) に対する反応

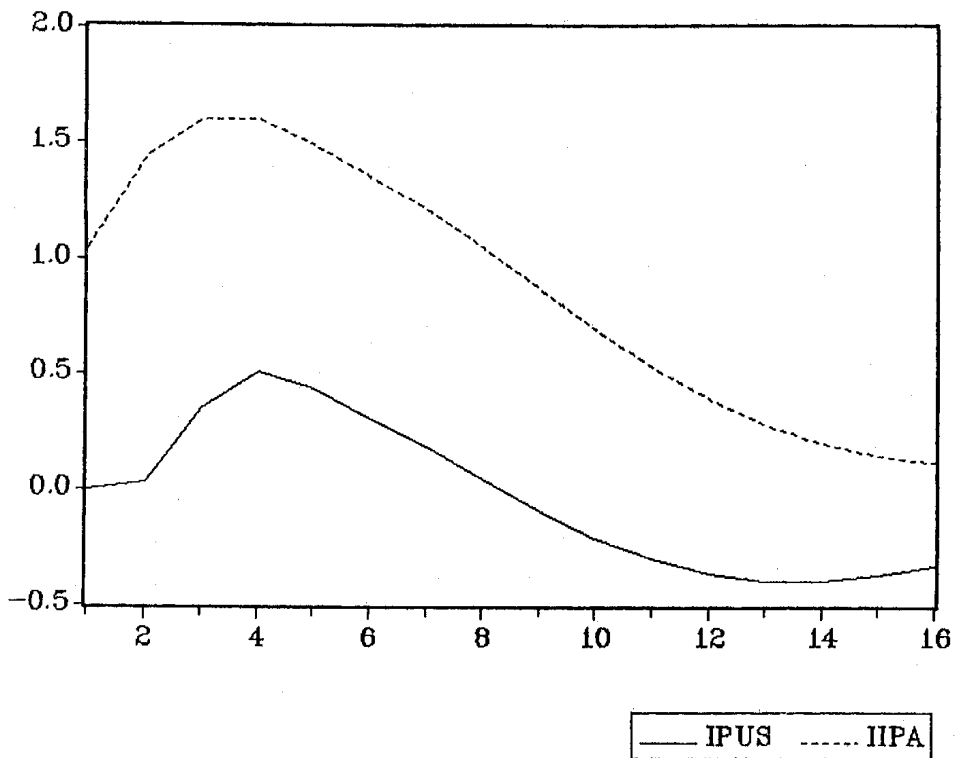


図21 IPUS のショック (標準偏差の 1 倍) に対する反応

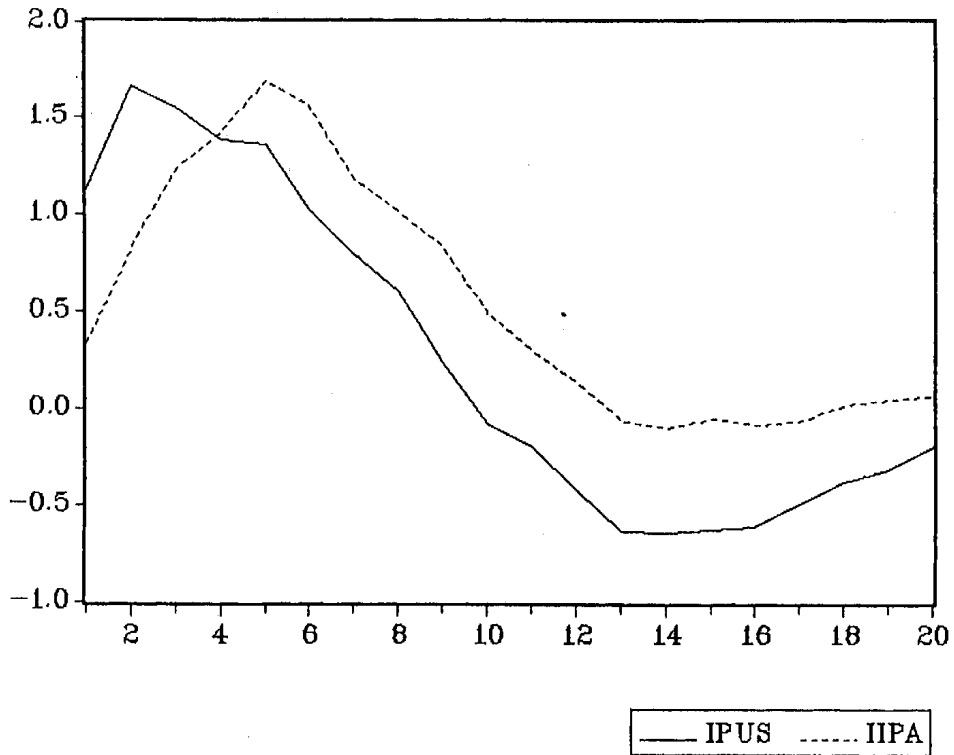
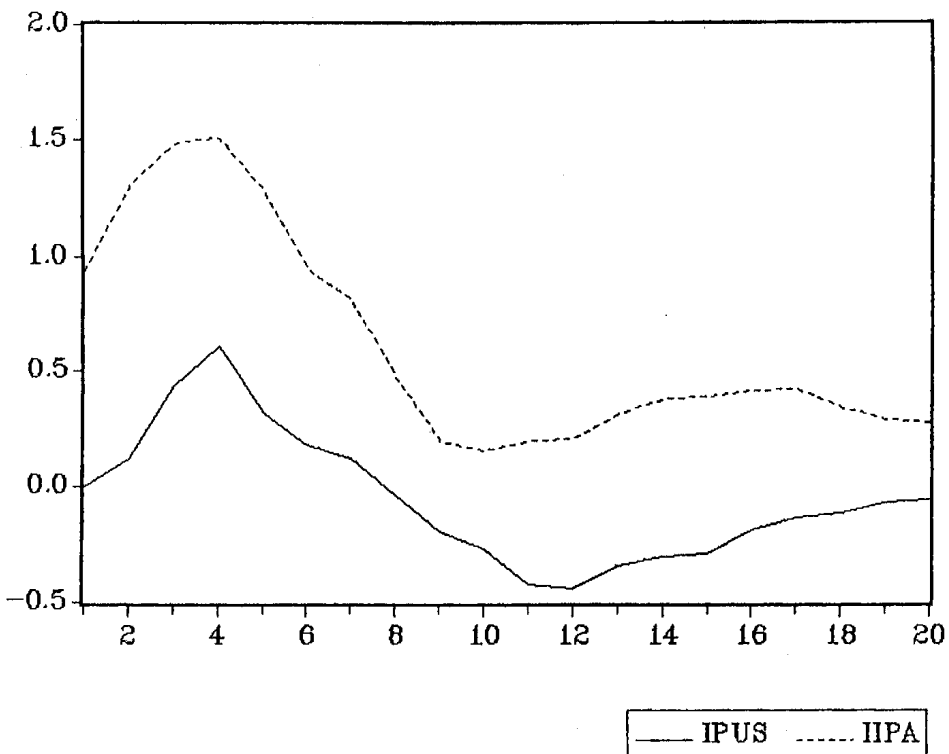


図22 IIPA のショック (標準偏差の 1 倍) に対する反応



財政収支と貿易収支によって構成される2変量VAR(3)モデルにおいては日米の貿易収支がアメリカの財政収支に依存するという結果が示された。本稿で行われた検証においては、因果関係はこの逆ではなく、日米関係については、アメリカの双子の赤字問題に対する接近の方法が同国の国内経済問題に関するものであるという論点が示唆された。

セロバー(1993)におけると同様、本稿で取り扱われた諸変数間には共和分関係を見いだすことができなかった。しかしながら、共和分関係にある変数間には対応する誤差修正モデルが存在するので、それらの変数間の長期均衡状態へ向けての調整メカニズムを分析することが可能となる。従って、この問題への接近を図るには経済理論的洞察に基づいた変数の選択を行うことが必要であり、本稿における動学的波及過程の検証のなかでは共和分に関して予備的な推定が試みられたに過ぎない。

国際的な動学的波及過程の数量的分析において、共和分の関係にある諸変数によるVARモデルを構築することは興味ある方法であるように思われるが、そのためには日米間の諸問題に関する詳細な理論的・実証的検討が必要であり、今後における課題として残されている。

参考文献

- J. Burbidge and A. Harrison, "(Innovation) Accounting for the Impact of Fluctuations in U.S. Variables on the Canadian Economy," *Canadian Journal of Economics*, Nov. 1985, 4, 784-798.
- R. F. Engle and C. W. J. Granger, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Mar. 1987, 55, 251-276.
- C.W.J. Granger, "Cointegrated Variables and Error-correcting Models," UCSD Discussion Paper, 83-13A, 1983.
-, "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross Spectral Methods," *Econometrica*, July 1969, 37, 424-438.

T. Ito, *The Japanese Economy*, MIT Press, 1992.

南 亮進, *日本の経済発展*, 東洋経済新報社, 1981。

D. Selover, "Interdependence between the United States and Japan: A Vector Autoregression Approach," mimeo. Sep. 1993.

C. Sims, "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, Jan. 1980a, 1, 1-48.

……………, "Comparison of Interwar and Postwar Business Cycles: Monetarism Reconsidered," *American Economic Review*, May 1980b, 250-257.

H. Takenaka, *Contemporary Japanese Economy and Economic Policy*, The University of Michigan Press, 1991.

W. ヴァーンデール (蓑谷・広松訳), *時系列入門*, 多賀出版, 1988。

山本 拓, *経済の時系列分析*, 創文社, 1988。