

VARモデルによるアジアの財政・金融政策の効果の測定

藤丸麻紀

1. はじめに

1997年に起きたアジア通貨危機の際に、IMFおよび日本政府は、アジア諸国に対して経済回復のための中長期の資金支援を行なった。またIMFは資金支援とともに財政・金融の構造改革を指導した。

その効果については様々な分析が行なわれているが、計量的には、一般に行なわれているマクロモデルによる分析（藤丸（2000）等）に加えて、VAR（Vector Auto Regression）モデルによる分析が考えられる。

そこで、今回は、VARモデルを用いて、タイの月次データによる分析を行い、アジア通貨危機の前後におけるタイ経済で、財政・金融政策がどのような効果をもたらしたかを分析する。

まず初めに、アジア通貨危機の背景と原因を概観し、次にデータによる分析を行なう。分析は、単位根検定を行なった後、VARモデルを用いて、Grangerの因果性のテストを行い、インパルス応答関数を計測して、各変数間の効果を測定することで、財政・金融政策の他の経済変数への影響を見る。

2. アジア通貨危機の背景

90年代前半、アジア諸国は(1)優秀かつ豊富な労働力(2)高い貯蓄率(3)外資依存の輸出指向工業化政策(4)プラザ合意以降の円高と好調な米国経済などを背景に平均8%という高成長を達成しており、「東アジアの奇跡」とまで言われていた。

タイでは、実質的なドル・ペッグ制によって為替リスクの軽減を図ると同時に、金融市場の規制緩和と自由化を進め、外国資本の流入を拡大することによって国内貯蓄ではまかなえない資金を海外から調達し、経常赤字をファイナンスしていた。このように海外からの資金を活用することによって、アジア諸国は急速に経済成長を遂げていったのであるが、それは同時に経済の歪みも生じさせることにもなった。

アジア諸国では80年代は直接投資によって経常赤字をファイナンスしていたといえるが、90年代に入り金融市場の規制緩和と自由化が進むにつれ株式や債券などの証券投資でファイナンスする構造が定着し、資本流入に占める短期資本の割合は急速に拡大し、資本がアジアから逆流するリスクが高まっていった。また、大量に流入したこれらの短期資金は製造業ではなくノンバンクや不動産などの非生産的な投資に振り向けられ、過剰な流動性による経済のバブル化を引き起こしていったのである。

このような構造的な問題はアジア諸国が高成長を続けている間はあまり注目されなかったが、それまで順調な発展を続けていたタイでは1996年頃から輸出環境の悪化によって経常赤字がGDP比8%にまで及ぶなど、経済のファンダメンタルズの悪化を示す兆候がみられるようになり、パーツに対する投資家の投機的な売りを招いた。市場介入により強力にパーツを防衛していたタイ当局であったが、外貨準備高の急減によって、パーツ売りの圧力を抑えることができなくなり、為替制度のドル・ペッグ制を放棄し管理フロート制へと移行した。これによって、タイ・パーツは急落し一連のアジア通貨危機へと発展していき、深刻な経済不振に陥ったタイはIMFの支援を受けることになったのである。

このようなタイおよび危機に巻き込まれた他のアジア諸国の経験は、(1)固定為替相場制、(2)資本規制、(3)独立した金融政策、を同時に満たすことはできないという国際マクロ経済学の理論を実際に証明することになった。そこで、(1)を外したのが変動相場制に移行したタイ、インドネシア、韓国などであり、(2)を外したのが資本規制を行ったマレーシア、当初から(3)を外していたのがカレンシーボード制を採用しているために、通貨危機の影響を免れた香港(通貨防衛の影響として、金利上昇と株価下落はあった)である。

3. アジア通貨危機に対するIMFと日本の支援体制

アジア通貨危機がおこり、97年7月2日にタイ・パーツが管理フロート制にしてから、タイ政府はさらに、通貨の防衛・経済の立て直しを図るため、8月5日に経済構造改善策を発表すると同時に、IMFなどに対し120億～150億ドルの緊急支援を要請した。IMFからの迅速な支援によって通貨の下落は早期に収まるかと思われたが、通貨危機発生によって海外からの短期資金の引き上げが加速したため、通貨パーツの下落を長引かせた。また、外貨建ての借入れが多かったため、パーツ下落によってパーツ建てに換算した債務残高がふくらみ、金融機関の債務返済負担を重くしたことが、通貨危機だけでなく金融危機を引き起こし、危機に拍車をかける要因となった。その結果、必要な支援資金も巨額になり、IMFだけではなく、世界銀行やアジア開発銀行、さらには日本をはじめとする二国間支援による国際的な緊

急支援体制を組む必要があった。

そこで日本政府は8月11日に通貨危機に陥ったタイに対する金融支援を協議するため、国際機関と近隣のアジア諸国を東京に招き、IMFとともに支援のための国際会合を主催し、総額172億ドルに及ぶ支援を行うことで合意した。

日本からの支援は、「アジア通貨危機支援に関する新構想」（新宮澤構想）と呼ばれ、

- (1) 民間企業債務のリストラ策、金融システム安定化・健全化対策
- (2) 景気対策
- (3) 社会的弱者対策
- (4) 貸し渋り対策

を目的として、中長期のマクロ経済立て直しのためにタイ、インドネシア、マレーシア、フィリピン、韓国などに供与された。

日本やIMFなどからの国際的な支援は、主として当該国の財政支出（財政経常支出、財政資本支出）などを通じて上記の目的の分野に支出されたため、その効果を測定するためには、各国の財政・金融政策変数が他の経済変数に及ぼす影響を計測することが有効と思われる。

4. VARモデル

マクロ経済の時系列データは、上昇トレンドを持つものが多いため、時間とともに平均と分散が大きくなることが予想される。このような変数を回帰分析に利用した場合、バイアスが生じる可能性がある。また回帰分析ではモデル式の構造形を決定する際に恣意性が入る可能性が高い。

VAR (Vector Auto Regression；多変量自己回帰) モデルでは、変数そのものの動きから因果関係やその反応を計測するため、恣意性が入る余地が少なく、時系列データに関してよりよい分析が可能となる。

VARモデルによって財政・金融政策の効果进行分析した論文には、杉原・三平・高橋・武田 (2000)、照山 (2001)、中澤・大西・原田 (2002) などがある。

中澤・大西・原田 (2002) では、財政政策変数（公的資本形成）、金融政策変数（コールレート又はマネーサプライ）、為替レート、物価、輸出、GDPから成るモデルで分析を行い、財政政策と金融政策が、他の経済変数にどのようなインパクトを与えたかを計測している。

5. 分析に用いた変数

アジア通貨危機の発信地となったタイについて、通貨危機の期間を含む1996年1月～2002

年8月の月次データを用いて分析を行なった。用いた変数は以下のとおりである。変数はすべて季節調整前のデータである。また、出所はタイ中央銀行ホームページのデータバンクからである (<http://www.bot.or.th>)。

- (1) 《財政政策変数》政府経常支出 (百万バーツ)
- (2) 《財政政策変数》政府資本支出 (百万バーツ)
- (3) 《金融政策変数》インターバンク翌日物金利 (平均、%)
- (4) 《市場変数》為替レート (バーツ対US\$)
- (5) 《市場変数》為替レート (バーツ対日本円)
- (6) 《市場変数》消費者物価指数 (1995年 = 100)
- (7) 《金融経済》商業銀行貸出 (百万バーツ)
- (8) 《実体経済》輸出数量指数 (1995年 = 100)
- (9) 《実体経済》輸入数量指数 (1995年 = 100)
- (10) 《実体経済》消費指数 (1995年 = 100)
- (11) 《実体経済》生産指数 (1995年 = 100)

6. 単位根検定

まず、VARモデルで用いる11の変数に対して、単位根検定 (unit root test) を行なった。これは、変数の定常性を (stationarity) を検定するものである。期待値 (平均) と分散が時間を通じて一定であり、自己共分散 (auto-covariance) が時点の差のみに依存して、時点には依存していないとき、そのデータは定常であるという。

データが定常でない (非定常である) 場合、回帰分析を行なったときに、相関を持たない変数間に相関が認められる「見せかけの相関」が生じる。そこで、定常でないデータを分析する場合は、1回の階差 (前期の値との差分) をとるなどして、定常にしてから分析を行なうことが望ましいとされる。1回の階差をとって定常になるデータをI(1) 変数、2回の階差で定常になるデータをI(2) 変数という。

単位根検定にはいくつかの方法があるが、ここではADF (Augmented Dickey-Fuller) テストを行なった。

p 次のラグを持つADFテスト (ADF(p)) は、定数項 (ドリフト) とトレンドを含むモデルの場合は次のようになる。

$$\Delta y_t = a_0 + b_0 t + c y_{t-1} + d_1 \Delta y_{t-1} + \dots + d_p \Delta y_{t-p} + u_t$$

$$u_t \sim IID(0, \sigma^2)$$

定数項のみを含む p 次のラグを持つ ADF テスト (ADF(p)) は、次のようになる。

$$\Delta y_t = a_0 + c y_{t-1} + d_1 \Delta y_{t-1} + \dots + d_p \Delta y_{t-p} + u_t$$

$$u_t \sim IID(0, \sigma^2)$$

表 1 単位根検定結果

ラグの次数		トレンド+定数項			定数項のみ		
		0	1	2	0	1	2
階 差 な し	政府経常支出	-8.42***	-7.09***	-5.85***	-4.68***	-3.43**	-2.56
	政府資本支出	-6.50***	-4.59***	-3.27*	-5.98***	-4.02***	-2.72*
	インターバンク金利	-2.03	-1.50	-1.67	-1.52	-1.15	-1.38
	為替レート(対US\$)	-1.83	-2.64	-2.16	-1.33	-1.62	-1.45
	為替レート(対日本円)	-2.00	-3.00	-2.61	-1.36	-1.86	-1.43
	消費者物価指数	-0.67	-1.02	-1.22	-3.94***	-3.05**	-2.83*
	商業銀行貸出	-1.53	-1.60	-1.60	-1.86	-1.78	-1.69
	輸出数量指数	-5.04***	-3.10	-2.59	-1.60	-0.71	-0.31
	輸入数量指数	-2.77	-1.33	-1.39	-2.76*	-1.30	-1.35
	消費指数	-1.43	-0.84	-0.88	-1.25	-0.68	-0.70
	生産指数	-4.58***	-2.68	-2.47	-3.50**	-1.99	-1.54
	1 回 の 階 差	政府経常支出	-13.79***	-10.82***	-7.91***	-13.86***	-10.88***
政府資本支出		-15.17***	-11.75***	-8.31***	-15.23***	-11.78***	-8.30***
インターバンク金利		-12.57***	-6.63***	-4.14***	-12.64***	-6.67***	-4.16***
為替レート(対US\$)		-7.08***	-6.78***	-5.65***	-7.10***	-6.79***	-5.66***
為替レート(対日本円)		-6.63***	-6.59***	-5.13***	-6.67***	-6.63***	-5.17***
消費者物価指数		-7.24***	-5.20***	-4.02**	-6.40***	-4.40***	-3.37**
商業銀行貸出		-8.65***	-7.31***	-4.54***	-7.77***	-6.18***	-3.73***
輸出数量指数		-14.85***	-9.48***	-5.35***	-14.92***	-9.50***	-5.37***
輸入数量指数		-16.48***	-8.37***	-5.44***	-16.29***	-8.06***	-5.10***
消費指数		-12.44***	-6.85***	-4.87***	-12.44***	-6.77***	-4.80***
生産指数		-16.21***	-9.16***	-6.50***	-16.29***	-9.19***	-6.53***

*** 1%有意水準で有意

** 5%有意水準で有意

* 10%有意水準で有意

無印 有意でない

表1の単位根検定の結果をみると、階差をとらないレベルでの検定で、定常性が認められる変数は、政府経常支出、政府資本支出、生産指数であるが、政府経常支出を除くと2次のラグをとった場合には非定常となる。一方、1回の階差をとった場合は、すべての変数が定常となる。

従って、以下の分析では1回の階差をとって定常にした変数で分析を行なうこととする。

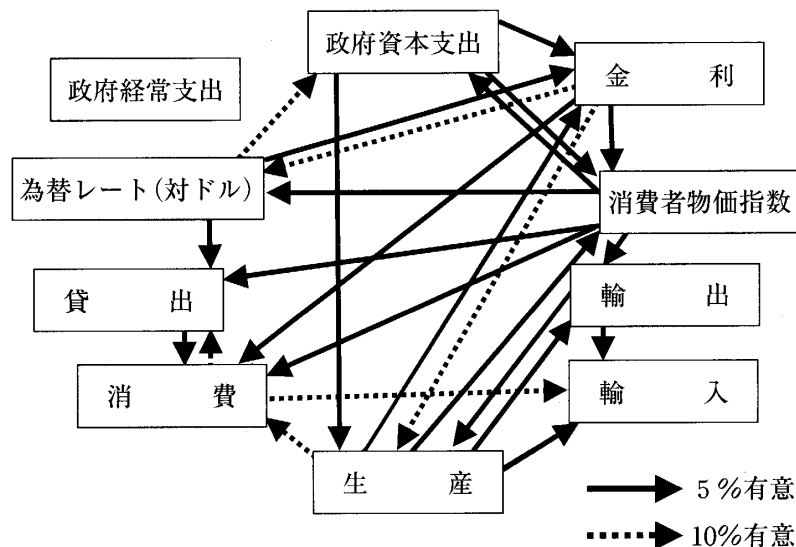
7. Grangerの因果性

ある変数が他の変数に影響を及ぼすか否かを検定するGrangerの因果性のテストを行なった。このテストは、変数自体の情報から、因果関係を見るものである。初めに、Grangerテストにおけるラグを選択するために、様々なラグを想定したVARモデルで、AIC(Akaike Information Criteria)を計測した。その結果、6次のラグが選択された。

(1) 10変数モデルでのGrangerの因果性

はじめに、モデルのすべての変数を用いて因果関係のテストを行なった。ただし、為替レートは対ドルレートと対米レートは連関が強く、同時にモデルに含むことが不適當であることが分かったため、対ドルレートのみとした。

Grangerの意味での因果関係でみると、財政政策変数である政府資本支出は、金利、消費者物価指数、生産への影響が5%有意水準で有意である。この結果からは、政府資本支出を増加させる財政政策、すなわち公共投資拡大政策は、経済の主要な変数に影響を与えている



といえる。

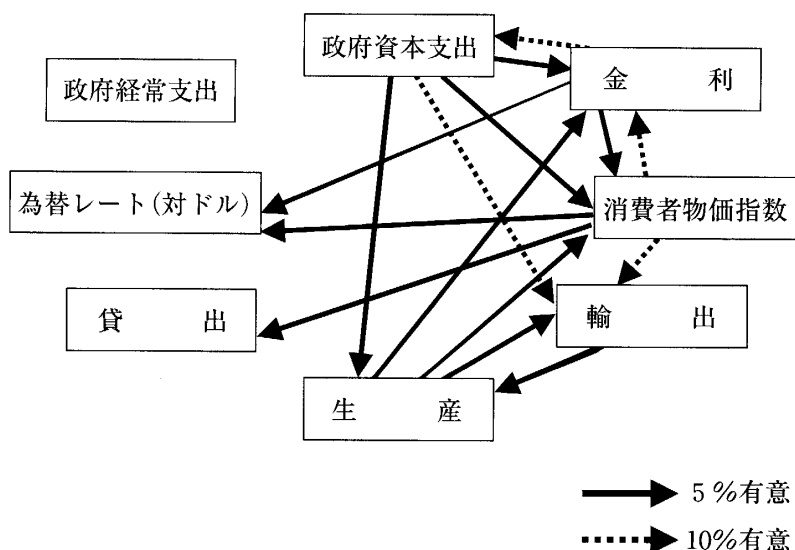
一方、政府経常支出は他の変数へのGrangerの因果性はない。これは、マクロモデルでは需要面への乗数効果が見られるのと対照的である。

金融政策変数である金利は、消費者物価指数、消費に対して5%有意、為替レート、生産に対して10%有意の影響が見られ、やはり主要な変数に影響を及ぼす政策変数となっていることが分かる。

為替レート(対ドル)は、金利、貸出に対して5%有意、政府資本支出に対して10%有意の影響がみられ、实体经济よりも金融経済を通じた影響が大きいことが分かる。

(2) 8変数に縮小したモデルでのGrangerの因果性

次に、10変数を8変数に縮小したモデルでGrangerの因果性をテストした。重要な指数のみに絞ったコンパクトなモデルの方が解釈が容易になるためである。



その結果、やはり政府資本支出は、金利、消費者物価指数、生産に5%有意で影響を与えているほか、輸出にも10%有意で影響を与えており、重要な政策変数であることが分かった。

また、金利は、為替レート(対ドル)と消費者物価指数に5%有意で影響を与えて、政府資本支出にも10%有意で影響を与えている。

この枠組みでは、生産に影響を与えるのは政府資本支出と輸出のみであり、輸出に影響を与えているのは、生産以外には10%有意の政府資本支出と消費者物価指数である。従って、政府資本支出は、生産に対して直接の効果と輸出を介した間接の効果とを持っており、インパクトの大きい重要な変数であるといえる。

8. インパルス応答関数

インパルス応答関数とは、ある時点における一つの変数を変えて方程式体系にショックを与えたときに、各変数が均衡から離れて均衡に戻ってくる軌跡をいう。

(1) 8変数モデルによるインパルス応答関数の全体像

まず、全体像をみたのが図1である。インパルス応答関数は、変数の数の二乗分得られるため、11変数モデルでは煩雑になり結果の解釈が難しくなるため、8変数モデルで行ない、64のインパルス応答関数を得た。

(2) 政策変数によるショックの計測

次に、前項でみたインパルス応答関数のなかで、政策変数に関するもののみをとりあげ、詳しく見てみることにする。なお、変数によって単位が異なるため、ショックの大きさを%表示に換算して表した。

まず初めに、消費者物価指数、政府資本支出、政府経常支出、銀行間金利が変化したときに、生産に対して及ぼされる影響を測定した。その結果、次のようなことがわかった。

政府資本収支および政府経常収支が増加したインパクトは、短期的には生産にプラスの効果をもたらすが、次にはマイナスの効果となり、反復ののちに収束する。

それに対して、金利が上昇したインパクトは、短期的には生産にマイナスの効果をもたらすが、次にはプラスの効果となり、反復ののちに収束する。

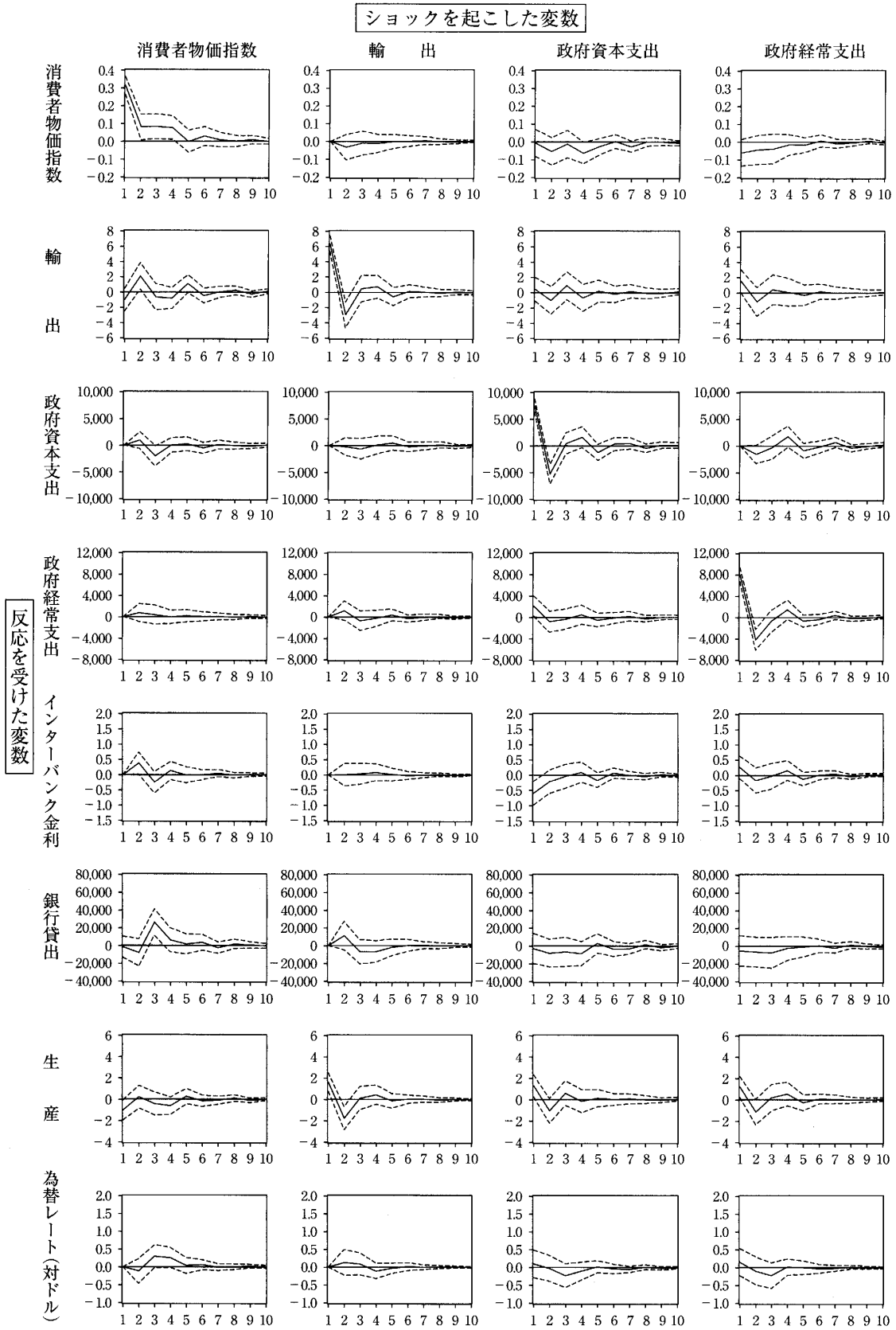
消費者物価指数が上昇したインパクトも、金利と同様にマイナスから始まり反復を繰り返すが、金利以上にマイナスの効果の時期が長い。

財政政策変数である政府資本支出の増加による他の変数へのショックは、消費者物価指数と銀行貸出額に対してプラスの影響を持ち、輸出と生産に対しては短期的にプラスの影響を及ぼした後、反復の後に収束する。逆に金利に対しては、短期的にマイナスの影響を及ぼした後、反復の後に収束する。

これらをまとめると、公共投資の増加などによる政府資本支出の増加は、銀行貸出、輸出、生産などを増やす効果があり、景気がよくなることで物価も上昇させる。しかし公共投資の拡大によって金利が上昇するクラウディングアウト効果は起こっていないといえる。

一方、もう一つの財政政策変数である政府経常収支の増加は、輸出、貸出に対してプラスの影響を持つが、政府資本収支による影響よりは小さい。また生産に対する影響はマイナスとなっている。

図1 8変数によるインパルス応答関数



ショックを起こした変数

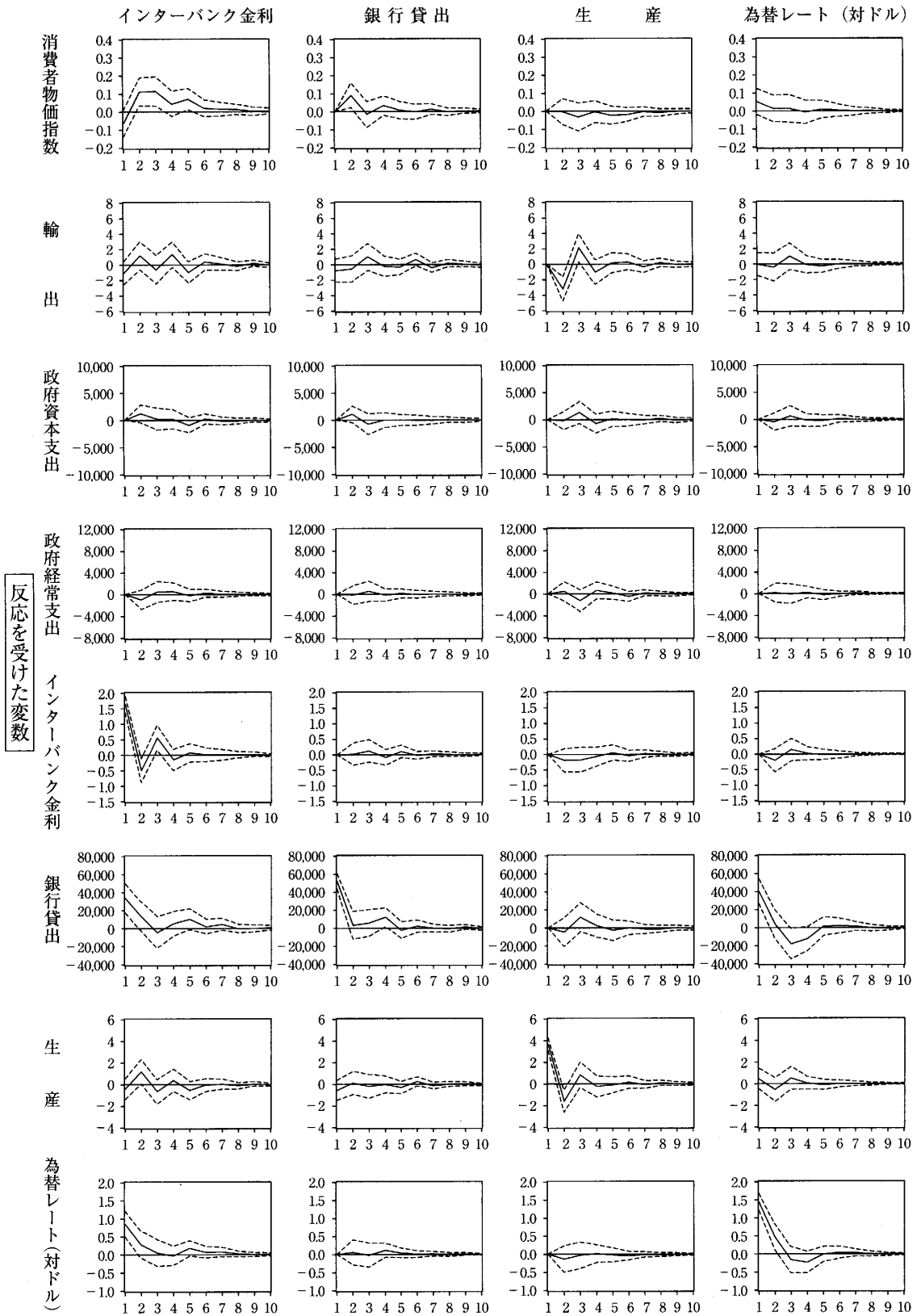


図2 各変数のショックによる生産へのインパクト
 (消費者物価指数、政府資本支出、政府経常支出、金利のショックによる影響)

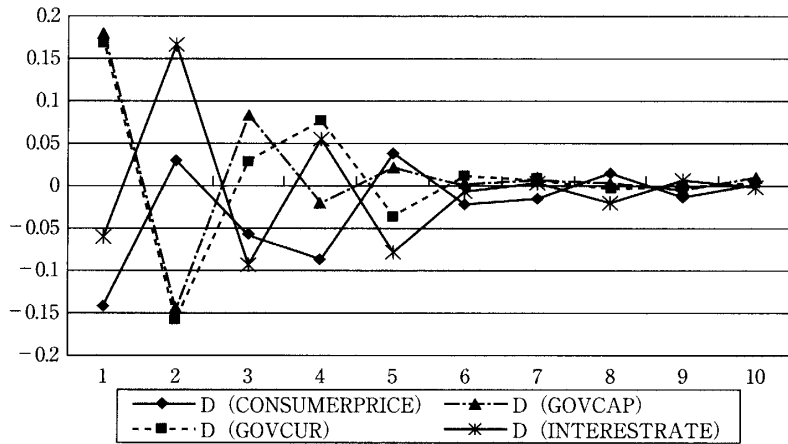


図3 政府資本支出の1%拡大に対する各変数の変動
 (消費者物価指数、輸出、金利、貸出、生産への影響)

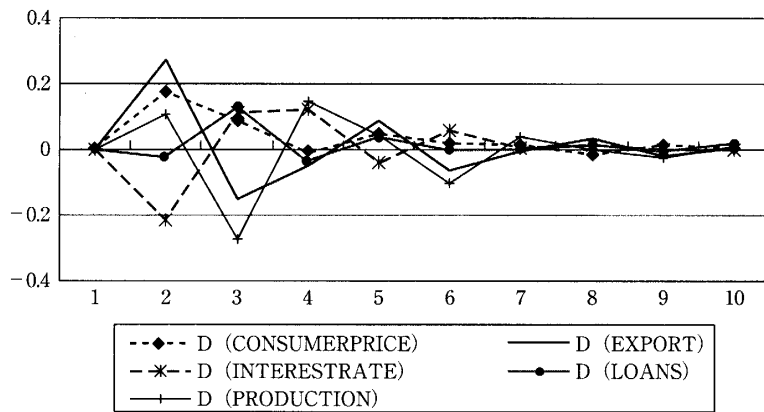
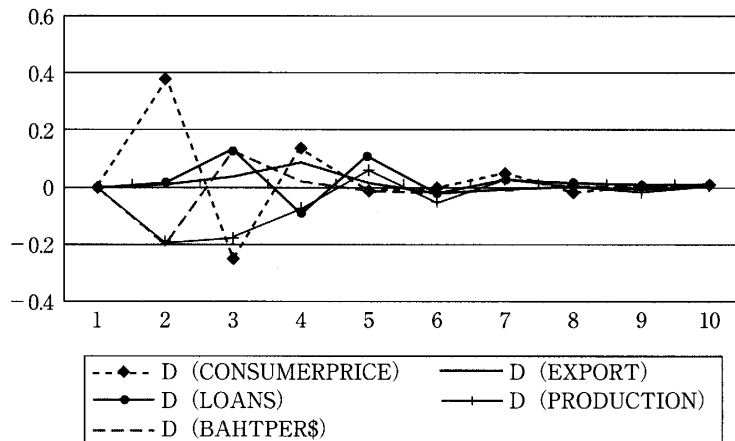


図4 政府経常支出1%拡大に対する各変数の変動
 (消費者物価指数、輸出、貸出、生産、為替レート (対ドル) への影響)



9. 結論と今後の展望

今回の分析に用いたVARモデルの推計結果は、表2のとおりである。

今回、VARモデルを推計し、Grangerの因果性とインパルス応答関数を測定したことで、通貨危機の前後の期間において、財政政策変数の中では政府経常支出ではなく政府資本支出が他の経済変数に大きな影響を持っていることが明らかになった。このことは、通貨危機対策の援助が、貸し渋り対策、社会的弱者対策、景気対策など、どちらかといえば短期の効果を狙った政府経常支出の増加をもたらす政策が多いことを考えると、援助の有効な効果に疑問を投げかける結論といえる。しかし、これらの援助の効果は、経済的效果だけでなく、社会的厚生を増大も目的としていることを考えると、もっと社会的な変数を組み込んで分析することが必要であろう。

今後は、援助の効果をより表すような変数を選択することと、アジアの他の国における分析と比較することが課題である。

参考文献

- 伊藤隆敏「アジア通貨危機の背景」『開発援助研究1999 Vol. 5 No. 4』1999年
- 白井早百合『検証IMF経済政策』東洋経済新報社、1999年
- 杉原・三平・高橋・武田「構造VARによる金融政策効果の計測」『経済分析第162号』2000年
- 照山博司「VARによる金融政策の分析：展望」『フィナンシャル・レビュー第59号』2001年
- 中澤・大西・原田「90年代の財政金融政策と景気動向～VARモデルによる分析～」『PRI Discussion Paper Series No. 02A-02』財務省財務総合政策研究所研究部、2002年
- Pakorn Vichyanond (Thailand Development Research Institute)「タイの金融構造の変化と1997年通貨危機」『変貌するアジアの金融システム—通貨危機を超えて』東京国際研究クラブ、NRI野村総合研究所、1998年

表2 VARモデルの推計結果

Sample (adjusted): 1996:04-2002:07
 Included observations: 76 after adjusting endpoints
 Standard errors & t-statistics in parentheses

	D (CONSUMER-PRICE)	D (EXPORT)	D (GOVCAP)	D (GOVCUR)	D (INTERESTRATE)	D (LOANS)	D (PRODUCTION)	D (BAHTPER \$)
D (CONSUMERPRICE(-1))	0.244585 0.120902 2.022998	3.01762 2.47662 1.218443	2969.729 2759.553 1.076163	3455.693 3040.743 1.136463	1.086987 0.638569 1.702223	-22255.6 27159.87 -0.81943	-1.26782 1.674276 -0.75723	-0.37082 0.616483 -0.60151
D (CONSUMERPRICE(-2))	0.151854 0.124929 1.215516	-2.71562 2.559118 -1.06115	-5255.12 2851.475 -1.84295	1195.795 3142.032 0.38058	-1.03085 0.659841 -1.56227	87713.72 28064.58 3.125424	-1.06107 1.730047 -0.61332	1.167643 0.637018 1.832981
D (EXPORT(-1))	-0.00488 0.007156 -0.68231	-0.23999 0.146594 -1.63709	-16.5703 163.3416 -0.10145	158.6738 179.9856 0.881592	0.014388 0.037798 0.380657	2076.943 1607.629 1.291929	-0.16345 0.099103 -1.64927	0.029903 0.03649 0.819465
D (EXPORT(-2))	-0.00195 0.006266 -0.31136	-0.23603 0.128362 -1.83881	-199.692 143.0259 -1.3962	144.1354 157.5998 0.914566	0.025258 0.033097 0.76316	-1788.67 1407.679 -1.27065	-0.13837 0.086777 -1.59455	0.007815 0.031952 0.24459
D (GOVCAP(-1))	4.41E-07 5.32E-06 0.082932	6.51E-05 0.000109 0.597137	-0.54979 0.121431 -4.52758	-0.00896 0.133804 -0.06695	-3.28E-05 2.81E-05 -1.16667	-0.17092 1.195138 -0.14301	1.40E-05 7.37E-05 0.189843	1.90E-07 2.71E-05 0.007005
D (GOVCAP(-2))	9.91E-06 5.24E-06 1.88919	5.42E-05 0.000107 0.504261	-0.27678 0.119713 -2.31203	0.002776 0.131912 0.021047	-3.18E-06 2.77E-05 -0.1149	-0.22901 1.178233 -0.19437	3.48E-05 7.26E-05 0.478459	-1.10E-05 2.67E-05 -0.40951
D (GOVCUR(-1))	-2.90E-06 5.38E-06 -0.53821	3.29E-06 0.00011 0.029873	-0.15945 0.122791 -1.29859	-0.52724 0.135303 -3.89675	3.59E-07 2.84E-05 0.012651	-1.36937 1.20852 -1.1331	-7.68E-05 7.45E-05 -1.03055	-1.97E-05 2.74E-05 -0.71817
D (GOVCUR(-2))	-4.39E-06 5.23E-06 -0.8396	-5.00E-05 0.000107 -0.4675	-0.27714 0.119273 -2.32354	-0.28998 0.131427 -2.20643	-2.29E-05 2.76E-05 -0.8287	-1.03062 1.1739 -0.87794	-8.13E-05 7.24E-05 -1.1236	-3.17E-05 2.66E-05 -1.18894
D (INTERESTRATE(-1))	0.063865 0.025919 2.464053	0.68699 0.53093 1.293937	926.3175 591.584 1.565826	-315.773 651.8647 -0.48441	-0.18522 0.136894 -1.35304	5778.486 5822.445 0.99245	0.60692 0.358926 1.690933	-0.02612 0.13216 -0.19761
D (INTERESTRATE(-2))	0.065993 0.025795 2.558341	-0.01482 0.528406 -0.02804	47.15888 588.7717 0.080097	-502.822 648.7659 -0.77504	0.16042 0.136244 1.177449	9466.102 5794.767 1.633561	0.001794 0.35722 0.005021	0.169215 0.131531 1.286498
D (LOANS(-1))	1.66E-06 7.31E-07 2.273302	-2.44E-05 1.50E-05 -1.62822	0.019537 0.016692 1.170416	0.001208 0.018393 0.065661	-8.10E-08 3.86E-06 -0.02096	0.083498 0.164285 0.508251	-5.17E-06 1.01E-05 -0.51084	1.15E-06 3.73E-06 0.309641
D (LOANS(-2))	-9.86E-07 7.29E-07 -1.3523	8.88E-06 1.49E-05 0.594862	-0.00889 0.016641 -0.5341	0.006159 0.018336 0.335885	1.19E-06 3.85E-06 0.309241	0.196876 0.16378 1.202076	-5.76E-06 1.01E-05 -0.57077	4.96E-07 3.72E-06 0.133473
D (PRODUCTION(-1))	-0.00071 0.011071 -0.06437	-0.87456 0.226788 -3.85629	-50.6945 252.6964 -0.20061	129.4966 278.4455 0.46507	-0.05179 0.058475 -0.88571	-1204.65 2487.07 -0.48437	-0.43785 0.153316 -2.85587	-0.03617 0.056452 -0.64071
D (PRODUCTION(-2))	-0.00884 0.011822 -0.74809	0.018802 0.242167 0.077641	359.7023 269.833 1.333055	-85.7622 297.3282 -0.28844	-0.07547 0.06244 -1.20875	5162.13 2655.731 1.94377	-0.07629 0.163713 -0.46599	0.015217 0.060281 0.252444
D (BAHTPER \$ (-1))	-0.04441 0.037097 -1.19702	0.536211 0.759919 0.705615	-937.751 846.7333 -1.10749	-60.9747 933.0129 -0.06535	-0.15914 0.195937 -0.81222	1576.138 8333.657 0.189129	-0.07046 0.51373 -0.13716	0.32044 0.18916 1.694015
D (BAHTPER \$ (-2))	0.04995 0.035842 1.393625	0.098337 0.734208 0.133937	947.2293 818.0844 1.157862	-94.4415 901.4449 -0.10477	0.116597 0.189307 0.615912	-22066 8051.691 -2.74054	0.513371 0.496348 1.034295	-0.28028 0.18276 -1.53362
C	0.155882 0.055658 2.8007	1.079825 1.140131 0.947106	679.636 1270.381 0.534986	-941.354 1399.83 -0.67248	-0.0826 0.29397 -0.28097	-12008.7 12503.26 -0.96045	0.861405 0.770766 1.117596	-0.00016 0.283803 -0.00055
R-squared	0.424471	0.506168	0.489118	0.301364	0.279088	0.323251	0.406107	0.221427
Adj. R-squared	0.268395	0.372247	0.350574	0.111903	0.083587	0.139726	0.245051	0.010288
Sum sq. resids	8.264826	3468.048	4.31E+09	5.23E+09	230.5592	4.17E+11	1584.968	214.8861
S.E. equation	0.374275	7.666842	8542.712	9413.19	1.976811	84078.46	5.183036	1.908438
F-statistic	2.719647	3.77961	3.53041	1.59064	1.42755	1.761344	2.521528	1.048728
Log likelihood	-23.5278	-253.023	-786.233	-793.608	-150.011	-960.02	-223.268	-147.336
Akaike AIC	1.066521	7.105859	21.13772	21.33178	4.39502	25.71106	6.322831	4.32462
Schwarz SC	1.587869	7.627207	21.65907	21.85313	4.916368	26.23241	6.84418	4.845968
Mean dependent	0.230263	0.728817	-191.197	212.7105	-0.06407	-1986.96	0.003468	0.210006
S.D. dependent	0.437575	9.676586	10600.61	9988.646	2.064997	90649.69	5.965205	1.918332

Determinant Residual Covariance 2.88E+27
 Log Likelihood -3265.31
 Akaike Information Criteria 89.50808
 Schwarz Criteria 93.67886

(人文学部国際社会学科専任講師)