

財政支出の需要創出効果*
— 閾値多変量自己相関モデル (Threshold VAR) を用いた分析 —

亀田啓悟
関西学院大学総合政策学部

Primary Draft
2009年11月14日

1 はじめに

日本における財政拡大の需要創出効果は90年代後半より多くの疑念が投げかけられ、数多くの研究がなされてきた。VARを利用したマクロの財政分析については中里(2005)等の詳細なサーベイがあるので多くは論じないが¹、多くの先行研究はいわゆる乗数効果が近年低下しているとの主張を展開している²。例えば、経済企画庁(1998)や川出・伊藤・中里(2002)は、(1)生産⇒企業収益⇒設備投資⇒生産の循環が①過剰設備のストック調整、②資本効率の低下、③バランスシート調整、④資産市場の低迷、⑤期待成長率の低下、といった要因により弱まったこと、(2)財政赤字の悪化に基づく非ケインズ効果が家計消費を抑制させたこと等により、90年前後を境として乗数が低下したと主張している。また鴨居・橋木(2001)は85年以降、中里・小西(2004)は90年以降に公共投資が民間投資を直接クラウドイング・アウトする傾向が強まり、民間需要を誘発する効果が抑制された可能性を指摘している^{3,4}。

このように多くの研究が乗数の低下を指摘しているが、原因とされる経済現象と乗数との関係を統計的に分析したわけではない。これらの研究は90年前後でサンプルを分割し、

* 本稿は亀田(2009a)を改定したものであるが、タイトルの変更も行ったため、別稿として扱うことにした。なお、本研究は平成19年度科学研究費補助金(課題番号19730234)の助成を受けている。

¹ マクロ計量モデルを用いて財政支出の需要創出効果を検討した研究には、90年代に乗数が低下したという分析(吉野・嘉治・亀田(1998)、吉野・亀田(1999))と顕著な変化は見られないという分析(堀・鈴木・萱園(1998))が存在する。

² この他、乗数の低下以外を研究目的として日本の財政政策の有効性を検討した論文として、Bayoumi(2001)、Kuttner and Posen(2001)、加藤(2001)、加藤(2003)、中沢・大西・原田(2002)、Miyazaki(2008)などがある。

³ なお北浦・南雲・松木(2005)も公共投資の増加が民間投資を大幅に減少させている点を指摘しているが、単に民間投資の減少が予想されるタイミングで財政出動が行なわれたことの表われに過ぎない可能性も合わせて指摘している。なお、公共投資が民間投資をクラウドイングアウトするかクラウドイングインするかについては議論が収束していない。畑農(2008)等を参照のこと。

⁴ 堀・伊藤(2002)のように、90年代以降の乗数低下は観察されなかったとする先行研究も存在する。

乗数が低下する推計結果と各変数のインパルス反応関数の形状から要因を類推しているに過ぎない。

そこで本章ではThreshold VARを利用することにより、原因とされる経済現象と乗数低下の関係を統計的に分析する⁵。具体的には、乗数低下の要因の代理変数をThreshold変数とする無制約VARを推計し、Threshold変数に基づいて分割される2つのサンプル期間の間でVARの係数が有意に異なるかをHansen(1996,2000)の手法により検定する。そしてこれらの係数が有意に異なる場合には、それぞれの期間のインパルス反応関数を比較し、公的総資本形成の増加が民間需要に与える影響の差異を分析することにする。その際、財政支出の金利上昇効果や、民間消費に対する非ケインズ効果についても合わせて検討する。

2 分析手法

2-1 閾値非線形多変量自己回帰モデル (Threshold VAR) について

非線形時系列分析の手法には様々なものがあるが、本稿では閾値多変量自己相関モデル(以後、TVAR)を利用する必要がある。TVARはTong(1990)によって開発された分析ツールである。

TVARは以下のように表すことができる。

$$Y_t = \begin{cases} A_1 + B_1(L)Y_{t-1} + V_{1,t} & \text{if } s_t \leq \gamma \\ A_2 + B_2(L)Y_{t-1} + V_{2,t} & \text{otherwise} \end{cases}$$

ここで s_t はThreshold変数(あるいはSelection変数)、 γ は閾値パラメータである。つまり、TVARではThreshold変数が γ より大きいか小さいかによってVARの係数 A_i 、 B_i が異なり、単一の推計で2つのレジームが推定されることになる。なお誤差項 $V_{i,t}$ は互いに独立と仮定される。

TVARの係数パラメータの一致推定量は最小2乗法を繰り返す(Sequential Conditional Least Squares)によって得られる。すなわち、まず閾値パラメータ γ を所与として β の最小2乗推定値を求め、次にその分散を最小とする $\hat{\gamma}$ と、その $\hat{\gamma}$ の下での $\hat{\beta}$ を算出すればよい。なお上式は不連続であるため、通常Grid Searchによって $\hat{\gamma}$ はもとめられる(Hansen(1997))。

ところで本研究にとっての関心事は本当に非線形な効果が存在するのか、すなわち $H_0: B_1 = B_2$ の検定をすることにある。Threshold変数に乗数低下要因と思われる変数を利用した上で $H_0: B_1 = B_2$ が棄却されるならば、経済状況によって財政支出がマクロ経済に与

⁵ TVARを用いた財政政策の研究にはChoi and Deveruex(2006)があるが、関心の対象は非ケインズ効果のみであり、またThreshold変数も長期金利のみを利用している。

える影響が異なることを意味する。しかしこの検定には Davies Problem、あるいは局外変数問題 (Nuisance Parameter Problem) と呼ばれる困難が伴う (Davies (1978))。

この問題は帰無仮説 H_0 の下では閾値 γ が特定できないことに起因する。もし真の値 γ が何らかの方法で事前にわかっているならば、 H_0 の下で Wald 統計量、あるいはラグランジュ乗数統計量は漸近的にカイ 2 乗分布に従う。しかし閾値 γ の値は一般には未知であり、 H_0 の下でこれらの統計量はこの局外パラメータ (Nuisance Parameter) γ に依存する。よって通常の意味での Wald 検定、LM 検定は不可能である。

Hansen (1996)はこの問題に対し、ARMA などの通常の時系列プロセスが満たす条件の下で、 H_0 の下で各 γ について算出される Wald 統計量あるいはラグランジュ乗数統計量 $T_n(\gamma)$ が漸近的にカイ 2 乗分布に従うことを示した。ここで、帰無仮説が正しいとき p 値が一様分布 $[0,1]$ に従うことを利用すれば、これらの統計量から算出されるべき p 値も漸的に一様分布 $[0,1]$ に従う。Hansen (1996)は先行研究により提案されていた検定統計量 $g_n = g(T_n(\gamma))$ の J 個の標本 g_n^J を正規乱数シミュレーションにより構築し、これらの標本の値が実際の検定統計量の値 g_n を上回る割合 $(1/J)\sum_{j=1}^J \{g_n^J \geq g_n\}$ が漸近 p 値となることを利用して検定を行った。なお、 g_n には $SupT_n = Sup_{\gamma \in \Gamma} T_n(\gamma)$ 、 $aveT_n = \int_{\Gamma} T_n(\gamma) dW(\gamma)$ 、 $expT_n = \ln(\int_{\Gamma} \exp(1/2Z(\gamma)dW(\gamma))$ の 3 つが提案されている。

非ケインズ効果の有無を VAR で検討するためには、この検定が必須となる。本研究では g_n として、Davies (1978)が推薦した $SupT_n = Sup_{\gamma \in \Gamma} T_n(\gamma)$ を利用して検討を進めることにする。

2-2 変数の選択

VAR を用いて財政支出の需要創出効果を検討する場合、重要なポイントとなるのが変数の選択とラグ期数の選択である。よく知られるように VAR では[変数の数×(変数の数+1)]の自由度が失われる。本研究では後述するようにサンプル数が 109 個とそれほど多くはなく、またサンプルをレジームごとに分割するので、利用する変数をできるだけ絞り込む必要がある。

しかし、マクロ経済全体を表すために必要な変数を除外するわけにもいかない。本研究の目的を鑑みると、公的固定資本形成と民間最終消費支出、民間固定資本形成の二つの需要項目、そして民間投資のクラウドディング・アウトのパスを考察するための長期金利を除外することはできない。よって検討すべきはあと 1 つ、ないしは 2 つ加えることができるマクロ変数の選択問題となる。表 1 は近年の VAR を用いた研究結果をまとめた中里(2005)の表に近年の研究を加筆したものである。いま述べた 5 変数以外にどの変数を加えるかについては統一した見解はないが、輸出、物価、コールレートのいずれかを加えることが多

い。しかし(1)宮尾(2006)にまとめられているように日本の金融政策スタンスを表す指標としてはコールレートが最も適切である、(2)杉原他(0)、伊藤(2005)によれば、コールレートは数年先の金利には影響せず、少なくとも本稿で利用する10年利付国債利回りには影響しない、ことからここではコールレートは導入しなかった。また、本稿のように財政拡大の効果が実需に与える影響を分析対象とする場合、物価は期待インフレ率を通じた効果がある中心となると考えられる。そこで、変数を節約するため、金利に実質長期金利を採用し物価そのものも導入しないことにする。よって以下では上記の4変数に輸出を加えた5変数VARにより分析を行うこととする。なお長期金利以外の変数も全て実質値を利用する。最後に無制約VARの変数の順序についてであるが、外生性の高いものから順に並べる原則に従い、公的固定資本形成、輸出、実質金利、民間総固定資本形成、民間最終消費支出の順を基準とするが、後に順序を入れ替えて分析結果の頑健性を確認することとする。

2-3 データ

2-3-1 VARに含まれる変数のデータ

(1) SNA 関連変数

本章の作成時点においては平成7年暦年基準データが1980年第1四半期から2004年第1四半期まで、平成12年暦年基準データが1994年第1四半期から2007年第1四半期まで利用可能である。そこで本稿では(1)名目値、デフレーターとも1980年第1四半期から1994年第1四半期までは平成7年暦年基準データを利用する、(2)その後については平成12年暦年基準データの伸び率で補完推計する、の作業を施した上で、名目値データをデフレーターで除した実質値を用いて分析を行った。なお、93SNAと68SNAを接合してより長期間のデータを構築することも考えられるが、93SNAと68SNAの定義の差異がインパルスに大きな影響を与えかねないこと、また93SNAデータだけでも先行研究と比較して十分なサンプル数が得られることから今回はデータの接続は行わなかった。

すべてのデータはX12-ARIMAを用いて季節調整を施した。ただし川出・伊藤・中里(2002)同様、季節調整をおこなう際に1997年4月の消費税引き上げに伴う一時的な駆け込み需要の調整を施している。

(2) 実質長期金利データ

長期金利には10年利付国債流通債最長期物最終利回(複利)を利用した。期待インフレ率は第1章で利用したものをそのまま利用する。具体的には『消費動向調査』のデータを用いてカールソン＝パーキン法を改良した加納(2006)の方法により推計した。なお、『消費動向調査』における質問の選択肢は57年3月までの3項目から5項目、7項目と順次増加しているが、ここでは「低くなる(公表示によっては「よくなる」・「下がる」)・変わらない・高くなる

(公表時によっては「悪くなる」・「上がる」)の3段階に再分類して推計を行っている。

2-3-2 Threshold 変数

第1節で述べたように、先行研究では財政支出の需要創出効果低下の原因として、①過剰設備のストック調整、②資本効率の低下、③バランスシート調整、④資産市場の低迷、⑤期待成長率の低下、⑥非ケインズ効果、の6点が重視されている。よって Threshold 変数にはこれらの要因の状態を表す代理変数を選ばなくてはならない。ここでは関連諸分野の先行研究に従い、表2のように代理変数の選択を行なった。なお、財政収支対GDP比、政府債務対GDP比のデータ作成方法については補論Aを参照されたい。

表2 財政支出の効果を低下させるといわれる要因の代理変数

	データ名	出所
過剰設備のストック調整	生産設備DI(全規模:製造業:実績)	日本銀行『企業短期経済観測調査』
資本効率の低下	貸出態度DI(全規模:全産業:実績)	日本銀行『企業短期経済観測調査』
バランスシート調整	日経平均株価(期中平均)	日経NEEDS
資産市場の低迷	業況DI(全規模:全産業:予測)	日本銀行『企業短期経済観測調査』
期待成長率の低下	財政赤字対GDP比	内閣府『国民経済計算年報』より筆者作成。
非ケインズ効果要因	政府債務対GDP比	内閣府『国民経済計算年報』と財務省『経済財政統計月報』より筆者作成。

3 実証結果

3-1 VAR 実施への準備：単位根検定結果とラグ期数の選択結果

VARを推計する前に各変数の単位根の有無について検定しておく。ここではADF検定における定数項とトレンド項の扱いについてDoldado et al. (1990)の手順に従った。その方法を簡単にまとめると以下ようになる。

Step1 :

トレンド・定数項を含めたモデルで τ_t 統計量による単位根検定を行う。帰無仮説を棄却する検定力が小さいことが知られているので、帰無仮説が棄却された場合は単位根はないと判断する。

Step2 :

帰無仮説が棄却されないとき、トレンド項がモデルに含まれるべきかどうかについて、 $\tau_{\beta\tau}$ 統計量と ϕ_3 統計量による検定を行う。

SubStep2-1 :

トレンド項が有意であった場合には、 τ_t 統計値で通常の t 分布を用いて単位根の検定を行い、帰無仮説が棄却された場合は単位根はないと判断する。

Step3 :

トレンドが有意でなかった場合は、定数項のみを含めたモデルで τ_μ 統計量による単位根検定を行う。帰無仮説が棄却された場合は単位根はないと判断する。

Step4 :

帰無仮説が棄却されないとき、定数項がモデルに含まれるべきかどうかについて、 $\tau_{\alpha\mu}$ 統計量と ϕ_1 統計量による検定を行う。

SubStep4-1 :

定数項が有意であった場合には、 τ_μ 統計値で通常の t 分布を用いて単位根の検定を行い、帰無仮説が棄却された場合は単位根はないと判断する。

Step5 :

定数項が有意でなかった場合は、定数項のみを含めたモデルで τ 統計量による単位根検定を行う。帰無仮説が棄却された場合は単位根はないと判断する。

以上の手続きによる ADF 検定の結果は表 1 にまとめてある。対数値では民間固定資本形成のみ単位根の存在を棄却できなかった。一方、対前期差では全ての変数で単位根の存在が棄却された。そこで本稿では対前期差データを利用して分析を進めることにする。⁶

なお、VAR のラグの期数は、結果の比較のため、全サンプルを利用した VAR と同じ期数に設定する必要がある。本稿では AIC 基準により決定することとし、全サンプルを利用した VAR 推計を行った結果、1 期ラグが採択された⁷。

⁶ なお、例え非定常であってもレベル値を利用すべきとする Sims の指摘に配慮し、レベル値、対数値による分析も行ったが、インパルス応答関数は発散してしまったため、本稿では掲載しなかった。

⁷ SBI を用いても結果は変わらない。

表 3-1 ADF 検定結果（対数値（実質金利はレベル値））

	公的 総資本形成	輸出	民間 総資本形成	民間最終 消費支出	実質 長期金利
ラグ期数	0	1	1	2	1
STEP1	-11.1833 *	-4.81096	-5.05201	-5.22625	-3.42372
SUB1-1	-1.94303 *	1.017486 *	-0.43779 *	-2.69378 *	-1.5729 *
SUB1-2	62.55459	11.66426	12.80892	13.66084	6.154097
STEP2	-11.1833	-4.81096	-5.05201	-5.22625	-3.42372 *
STEP3	-10.8683	-4.72075 *	-5.06274	-4.34554 *	-3.11331
STEP4	-0.91857 *	2.439885 *	1.563141 *	3.428239 *	2.993017 *
SUB4-1	59.06825	11.15414 *	12.82956	9.442595 *	4.854962
SUB4-2	-10.8683	-4.72075	-5.06274	-4.34554 *	-3.11331 *
STEP5	-10.8384	-3.94941	-4.78453	-2.53892	-0.83508

注 1) *は 5%水準で有意であることを示す。

注 2) Step2、Step4 の上段が τ タイプの統計値、下段が ϕ タイプの統計値を示す。

表 3-2 ADF 検定結果（対数値対前期差（実質金利はレベル値））

	公的 総資本形成	輸出	民間 総資本形成	民間最終 消費支出	実質 長期金利
ラグ期数	0	1	1	2	1
STEP1	-11.1833 *	-4.81096 *	-5.05201 *	-5.22625 *	-3.42372
SUB1-1	-1.94303 *	1.017486 *	-0.43779 *	-2.69378 *	-1.5729 *
SUB1-2	62.55459 *	11.66426 *	12.80892 *	13.66084 *	6.154097
STEP2	-11.1833 *	-4.81096 *	-5.05201 *	-5.22625 *	-3.42372 *
STEP3	-10.8683 *	-4.72075 *	-5.06274 *	-4.34554 *	-3.11331
STEP4	-0.91857 *	2.439885 *	1.563141 *	3.428239 *	2.993017 *
SUB4-1	59.06825 *	11.15414 *	12.82956 *	9.442595 *	4.854962
SUB4-2	-10.8683 *	-4.72075 *	-5.06274 *	-4.34554 *	-3.11331 *
STEP5	-10.8384 *	-3.94941 *	-4.78453 *	-2.53892 *	-0.83508

注) 表 3-1 と同じ。

3-2 レジーム間構造変化の検定－Hansen (1996)を利用した検定結果－

以上の準備の下、四半期の対数値対前期差データを利用した 5 変数 VAR(1)により、2 節で説明した Hansen (1996)の検定を実施した結果が表 4 である。銀行の貸出判断 DI、財政収支対 GDP 比を Threshold 変数とする場合は 1%有意水準で、業況判断 DI(予測)を Threshold 変数とする場合は 5%有意水準で VAR の係数の違いが検出された。これに対し、生産設備 DI、日経平均株価の現数値及び対前年伸び率、そして川出・伊藤・中里(2002)、また Perotti(1999)タイプの非ケインズ効果分析に非線形 VAR を応用した Kinari and Shibamoto (2008)で強調された公的債務は有意にならなかった。

表 4

		ラグ期数					
		0	1	2	3	4	5
Threshold 変数	業況DI (予測)	-19 0.11	-16 * 0.039	-18 0.121	-5 0.107	-19 0.152	-15 0.332
	生産設備DI	15 0.475	17 0.766	17 0.395	4 0.83	11 0.435	13 0.346
	日経平均株価 (レベル値)	18759.84 0.603	16214.82 0.324	12490.17 0.518	18052.74 0.162	18540.77 0.688	11429.13 0.838
	日経平均株価 (対前年変化率)	0.060748 0.605	-0.00892 0.576	0.060748 0.514	0.076986 0.972	-0.20292 0.088	-0.29314 0.857
	貸出態度DI	16 0.315	3 * 0.046	1 * 0.02	13 ** 0.003	13 ** 0.005	18 ** 0.008
	財政収支/GDP	-0.02275 0.079	-0.02391 * 0.04	-0.03664 ** 0.005	-0.04979 0.113	-0.03258 0.053	-0.04371 0.066
	長期債務/GDP	0.788585 0.256	0.772549 0.289	0.754883 0.273	0.607973 0.187	0.728967 0.301	0.621433 0.342

注) 上段: 閾値推定値(Threshold Estimate)、下段: 漸近P値(Bootstrap P-Value)

表 5

	80	81	82	83	84	85	86	87	88	89	90	91	92	93	94	95	96	97	98	99	00	01	02	03	04	05	06
業況DI(予測) (1期ラグ)																											
貸出態度DI (3期ラグ)																											
財政収支/GDP (2期ラグ)																											

□: GOODレジーム □: BADレジーム ■: ラグの存在によるサンプル外期間

有意となった Threshold 変数を用いてレジーム分割を行なった結果は表 5 の通りである。なお、ここでは Threshold 変数が閾値推定値以上の値をとる期間を Good レジーム、残りを Bad レジームと表現している。

一見してわかるように業況 DI、貸出態度 DI は概ね景気動向と一致しているといえる。一方、財政収支対 GDP 比の悪化期(表中の BAD レジーム)は 95 年に始まり、サンプル期間最終時点の 2007 年第 1 四半期まで継続する。この違いに注意しつつ他の 2 指標による結果と比較することで、非ケインズ効果の有無がより明確に分析できることが期待される。

3-3 インパルス反応関数

本節では表 5 に基づいて分割した 2 つのレジームの各々についてインパルス反応関数を導出・分析する。なお多くの先行研究ではショック発生後の政策変数(ここでは公的総資本形成)自身の反応も内生的に変化するよう扱われているが、こうすると概ね不況期に対応する Bad レジームでは累積インパルス反応が多く、Good レジームでは少ない結果がもたらされる。当然のことながら、この問題に対処しなければ公的総資本形成総額が多くなる Bad レジームでその需要創出効果は大きく推定される。そこで本稿では公的総資本形成はショック発生時にのみ実行され、その他の期間では一切加算されないように調整したイン

パルス反応関数を推計した⁸。

3-3-1 業況 DI (予測) による期間わけ

表4の結果を利用してサンプル期間を業況 DI(予測)が-16以上の期間(図中 Good Time。以下、正常期と呼ぶ)、業況 DI(予測)が-16未満の期間(図中 Bad Time。以下、悪化期と呼ぶ)のそれぞれについて VAR(1)を推計し、公的固定資本形成1単位の増加に対するインパルス反応関数をまとめたのが図1である。

正常期においては公的総資本形成1%の増加は同時点の実質長期金利を0.04%弱上昇させ、図1-2の累積インパルス反応関数からわかるように長期的には約0.17%程度上昇させる。この結果は民間総資本形成の減少と(為替レートの増加を通じた)輸出の減少を予想させるが、両者への影響は有意とはならない。業況の予測が強気な正常期においては、多少金利が上昇したとしても民間総資本形成に対する有意な影響は観察されないものと考えられる。民間最終消費支出も累計で見て0.1%弱とはいえ有意な正の影響を見せており、全体的にみて教科書どおりの(IS-LM的な)反応を示しているといえる。

次に悪化期についてであるが、長期金利に有意な影響は見られない一方、民間総固定資本形成は有意に減少する。これは金利チャネル以外のパスを通じた民間投資のクラウディングアウトが生じていることを意味するが、その理由としては(1)民間投資と代替的な公共投資の実施⁹、(2)公的部門への労働力の偏在誘発し、民間部門における資本労働比率の上昇が民間投資を抑制するというLabor Market Channelの存在¹⁰、(3)民間企業における増税(あるいは減税策の廃止)予測による投資の抑制、などが考えられる。最後に民間最終消費支出に対する影響は、累積インパルス反応関数をみればわかるように正常期との大きな違いはない。

3-3-2 貸出態度 DI による期間わけ

表4の結果を利用してサンプル期間を貸出態度 DIが13以上の期間(図中 Good Time。以下、正常期と呼ぶ)、貸出態度 DIが13未満の期間(図中 Bad Time。以下、悪化期と呼ぶ)のそれぞれについて VAR(1)を推計し、公的固定資本形成1単位の増加に対するインパルス反応関数をまとめたのが図2である。正常期においては公的総資本形成1%の増加は同時点の実質長期金利を約0.03%上昇させ、図2-2の累積インパルス反応関数からわかるように長期的には0.45%程度上昇させる。この結果は民間総資本形成の減少と(為替レ

⁸ 具体的には、VAR全体を推計しコレッツキー分解により下三角行列を推計した後、(一番上に位置する)公的総資本形成の推計式の係数を全て0に変更した上でインパルス反応関数を算出した。

⁹ 鴨居・橘木(2001)はこの効果を重視している。

¹⁰ Alesina, Ardagna, Perotti, and Schiantarelli (2002)に基づく。

一トの増加を通じた) 輸出の減少を予想させるが、前節と同様に両者への影響はそれほど大きなものではない。金融機関の貸出態度が緩いときには、多少金利が上昇したとしても貸出量が減ることはなく、民間総資本形成に対する有意な影響は観察されなかったものと考えられる。なお2期目の輸出の減少は民間総資本形成の増加という内需増加によって誘発されたものと思われる。最後に、民間最終消費支出も途中反動減があるものの4期目までは有意に正の反応を示しており、全体的にみて教科書どおりの (IS-LM 的) 反応を示しているといえる。

これに対し、悪化期における公的総資本形成の増加は景気刺激策としてあまり意味のないものに変化する。まず実質長期金利は予想に反して有意に低下する。これは(1)表4からわかるように貸出態度悪化期が財政悪化期と重なっており、財政支出の増加が期待税負担の増加による貯蓄の増加を招いたこと (Bertola and Drazen (1993))、(2)(1)の要因に加え金融機関の貸出態度の悪化が家計を更なる貯蓄に向かわせたこと (Self-Insurance) 等が影響していると考えられる。

また業況DI(予測)の場合と同様に実質長期金利が低下するにも関わらず民間総固定資本形成は減少する。この理由は前節と同様と考えられるが、金融機関の貸出態度が厳しいときには3-3-1節で述べた理由のうち(2)と(3)の影響はより強まるとされる¹¹。また輸出も減少しており、これは金利低下⇒為替の減価⇒輸出の増加というマンデル・フレミング効果が発生しなかった可能性を示唆するが、アブソープション・アプローチの考え方に立てば当然の帰結と言える¹²。最後に民間最終消費支出に対する影響は、累積インパルス反応関数をみればよくわかるように正常期と比べ大幅に低下し、累計でも0.05%程度しか増加しない。これは先に述べた貯蓄の増加と整合的な結果である。

3-3-3 財政収支対 GDP 比による期間わけ

表4をもとに財政収支対 GDP 比が -0.03664 以上の期間を正常期、これ以下の期間を悪化期として、公的固定資本形成1単位の増加に対するインパルス反応関数をまとめたのが図3である。正常期と悪化期を比較してすぐにわかるように、正常期においては財政拡大は実質長期金利に有意な影響を与えないものの、悪化期には数年にわたり有意な正の影響を与える。累積インパルス反応関数で見るとわかるように、その類計は4年後には0.23%に近くに上っており看過できない規模といえる。

またこの結果、民間総固定資本形成の動きも正常期と悪化大きく異なっている。有意ではないものの正常期には民間総固定資本形成成長率の点推定値は正值となる一方、悪化期には有意な負値を示している。この結果、民間総固定資本形成は2年後までの累計で0.15%

¹¹ 貸出態度 DI と民間投資の関係については Motohashi and Yoshikawa (1999)、小川(2003)、Ogawa(2005)等を参照。

¹² 深尾 (1990) 参照。

以上の落ち込みを見せており、需要創出策としての公共投資の効果を大きく損なう結果となっている。

次に民間最終消費支出の累積インパルス反応関数に注目すると、正常期には 0.08%程度の成長が観察される一方、悪化期には 0.05%強の伸びしか見られず、経済企画庁(1998)や川出・伊藤・中里(2002)、中里・小西(2004)が乗数低下の根拠として主張した非ケインズ効果の存在が確認できる。

最後に輸出の変化は、前節と同様にアブソープション・アプローチに基づく解釈によれば当然の帰結といえる。

3-4 頑健性の確認

3-4-1 変数順序の変更

本稿ではリカーシブな識別制約によって財政ショック発生時の諸変数への影響を識別しているため、VAR の変数順序を変えるとインパルス反応関数の形状も変化する。北浦・南雲・松木(2005)は公的総資本形成を民間総固定資本形成の後に位置づけた無制約 VAR ではクラウディングアウトが検出されないことを報告している。そこで本節では北浦・南雲・松木(2005)と同様に公的総資本形成を民間総固定資本形成の後に移動させた変数順序(実質長期金利⇒輸出⇒民間総資本形成⇒公的総資本形成⇒民間最終消費支出)でも分析を行った。

推計されたインパルス反応関数は図 4 から図 6 の通りである。変数順序を入れ替えたため、実質長期金利、輸出、民間総資本形成は第 1 時点に変化しなくなるのは当然である。そこで第 2 時点以降の動きに注目すると、3-3 節の結果とほとんど変わらないことに気づく。これはコレツキ行列を通じて伝播した実質長期金利、輸出、民間総資本形成の 3 本の推計式に対する第 1 時点のショックは第 2 時点以降には大きな影響を持たず、民間最終消費支出を通じた影響が第 2 時点以降の変動を決めていることを意味する。財政政策の有効性を議論する際、その波及プロセスとして民間投資の動きが注目されがちであるが、最大の需要項目である民間消費の動きをもっと注視する必要があるといえよう。

さて、注目すべき民間総資本形成の動きであるが、

3-4-2 構造的基礎的財政収支の利用

Giavazzi, Jappelli, and Pagano (2000)で主張されているように、非ケインズ効果の発生に大きく影響するのは単なる財政収支ではなく構造的基礎的財政収支である。なぜなら非ケインズ効果は政府の財政スタンスの変化が家計の期待税負担を変化させたかどうかによって決まる利子支払や景気循環の影響は取り除くべきだからである。

そこで単なる財政収支ではなく、構造的基礎的財政収支を用いて推計を行なったとこ

ろ、漸近P値=0.079 と若干弱いながらも4期前の構造的基礎的財政収支対GDP比=0.0285 を境とした構造変化が検出された¹³。そこでこの値を境としてインパルス反応関数を求めた結果が図7である。3-3-3節の結果と比較すればすぐわかるように、その形状はほとんど変化しない。ただし累積インパルス反応関数をみると、長期的には正常期でも悪化期でも同程度の民間最終消費支出の増加を示しており、本来指標とすべき構造的基礎的財政収支を用いると、非ケインズ効果は消滅するという矛盾した結果が得られた。

この結果に対しては(1)本節の結果が示すように非ケインズ効果はわが国では存在しないという解釈と、(2)家計は財政収支対GDP比を財政運営指標として行動しており、わが国でも非ケインズ効果は存在する、という2つの解釈が可能であろう。ただ、先にも述べたように構造的基礎的財政収支を用いた場合、構造変化の検定が5%では有意とはならなかったことを考えると、家計が財政収支対GDP比を財政運営指標として行動していると解釈する方が妥当と思われる。

4 結論

90年代以降、日本では120兆円を超える景気対策が実行されたが、経済状況の大幅な気前は見られず、多くの研究が財政支出の需要創出効果の低下を主張した。しかしこれらの先行研究は、実証分析のサンプル期間を1990年代以前とそれ以降に分割してVARを推計し、財政ショックに対する需要項目のインパルス反応が低下したことを見たに過ぎず、いわゆる財政支出乗数が低下した根拠を提示できるものではなかった。本研究はこれまで指摘されてきた乗数低下要因をThreshold変数とする閾値多変量自己相関モデルを推計し、レジーム間構造変化の有無をHansen(1996)の手法で検定を行なうことにより、どの変数がマクロ経済構造を変化させたかを検討した。その結果、過剰設備のストック調整・資本効率の低下の代理変数として利用した生産設備DIと日経平均株価(レベル値・対前年変化率)が有意とはならず、期待成長率の低下、バランスシート調整、非ケインズ効果にそれぞれ対応させた業績DI(予測)、銀行の貸出態度DI、財政収支対GDP比が有意となった。またお、非ケインズ効果の検出条件としてこれまで指摘されてきた公的債務対GDP比も有意とはならなかった。

次に有意な構造変化の検出された3変数の閾値推計値によってサンプル期間を分割し、レジームごとのインパルス反応関数を比較した。その結果、(1)3つのどのThreshold変数を用いても正常期におけるインパルス反応は似通っており、概ねIS-LM分析の通りの結論が得られた、(2)業績DI(予測)と銀行の貸出態度DIで分割された2つのサンプル期間におけるインパルス反応は悪化期においてもよく似ており、ともに民間総固定資本形成の悪化が観察された、(3)財政収支対GDP比の悪化期には民間最終消費支出の低下が観

¹³ 3-1節では5%有意水準で議論を展開していた。

察され非ケインズ効果の存在が裏付けられた、の3点が確認された。

補論 A データ作成方法

● 政府債務データ

川出・伊藤・中里 (2004)を参考に構築した。具体的な手順は以下の通りである。まず、ベースとして財務省『財政金融統計月報』の国の長期債務残高(内国債十外国債十借入金)四半期データを用いる。しかし、このデータからは国と地方をあわせた長期債務残高の額は四半期で知ることができない。そこで、年度ベースのデータから国の長期債務残高が国および地方の長期債務残高に占める割合(これを κ_t とあらわす)を年度ごとに計算し、その比率 κ を年度内において四半期単位で線形補間する。線形補間によって求められる各四半期の κ_t と四半期ベースの国の長期債務残高を用いて四半期ベースにおける国および地方の長期債務残高を $D_t = (1/\kappa_t)B_t$ として求める。ここで B_t は国の長期債務残高である。

● GDP ギャップの推計方法

GDP ギャップの推計方法は、(1)生産関数アプローチ、(2)HP フィルター・アプローチ、(3)状態空間モデルを使ったアプローチ、などがあり、様々な手法で推計されている¹⁴。本稿では、経済財政白書各年版、日本銀行調査統計局(2006)と同様(1)の手法を用いて実際にGDP ギャップの推計を行う。

ところでGDP ギャップは「現実のGDP」と「潜在GDP」の差額で定義されるが、「潜在GDP」には最大概念に基づく算出方法と平均概念に基づく算出方法が存在する。本稿では日本銀行調査統計局(2006)に倣い平均概念に基づくGDPを採用した。なお、最大概念に基づいて計算したとしてもGDP ギャップが全ての時点で一定値で変化するだけであり、本稿の分析結果には何ら影響しない。

生産関数アプローチとはコブ・ダグラス型生産関数から算出される「現実の」GDPと「潜在GDP」からGDP ギャップを求めるものである。具体的には以下の式により算出される。

$$\begin{aligned} \text{GDP ギャップ} = & (1/3) (\text{現実資本投入量の対数値} - \text{潜在資本投入量の対数値}) \\ & + (2/3) (\text{現実労働投入量の対数値} - \text{潜在労働投入量の対数値}) \end{aligned}$$

なお、ここでは単純化のため、先行研究に倣いコブ・ダグラス型生産関数の係数パラメータは1/3と2/3と仮定している。以下、各データの定義を列挙する。

現実資本投入量の推計

現実の資本投入量は製造業の民間資本ストック(取付ベース)に製造工業稼働率をかけたものと、3公社等の民営化を調整した非製造業の民間業資本ストック(取付ベース)の合

¹⁴ Nood(2000)に詳しい。

計額を利用した。本来なら非製造業の民間業資本ストックにも稼働率を乗じるべきであるが、業務用電力原単位と財務省景気予測調査の設備判断 BSI をベースに独自推計した鎌田・増田(2000)の手法を用いても 1983 年以後しか算出できないため、本研究では応用しなかった。なお、3 公社等の民営化調整については亀田・李(2008)を参照されたい。

潜在資本投入量の推計

製造業の民間資本ストック（取付ベース）に推計期間における平均製造工業稼働率（＝100.0746）を乗じたものと、上述の 3 公社等民営化調整済非製造業民間業資本ストック（取付ベース）の合計額を利用した。

現実労働投入量の推計

＝就業者数×労働時間

潜在労働投入量の推計

＝潜在就業者数×潜在労働時間

潜在就業者数の推計

＝「労働力人口（季節調整値）」

×「(就業者数/(労働力人口(季節調整値)))のサンプル期間内平均値」(＝0.967)」

潜在労働時間の推計

＝所定内労働時間＋所定外労働時間のサンプル期間内平均値

[GDP ギャップ推計に用いたデータの出典]

民間企業資本ストック（単位：100 万円）内閣府『民間企業資本ストック』

民間企業資本ストック（単位：100 万円）内閣府『民間企業資本ストック』

製造工業稼働率 経済産業省『生産・出荷・在庫指数』（2005 年=100）

所定内労働時間・所定外労働時間（調査産業計。常用雇用者数 30 人以上。単位：時間/月）

厚生労働省『毎月勤労統計調査』

労働力人口、就業者数（全産業。単位：万人） 総務省『労働力調査』

●構造的基礎的財政収支の推計方法

●財政収支データ

なお財政赤字、公的債務の二つについては VAR 変数同様、X12-ARIMA を用いて季節調整を施した。ただし公的債務については、X12-ARIMA プログラムの外れ値検定で 2003 年第 2 四半期以降のレベルシフトが有意に検出されたため、調整後（レベルシフト後）のデ

ータを利用している。

(参考文献)

- 伊藤新・渡辺努(2004)「財政政策の非ケインジアン効果：県別データによる検証」『経済研究』第55巻4号，一橋大学経済研究所。
- 井堀利宏・中里透・川出真清(2002)「90年代の財政運営：評価と課題」『フィナンシャル・レビュー』第63号，財務省財務総合政策研究所。
- 加藤久和(2001)「構造的 VAR モデルによる政府支出の経済効果の測定」国立社会保障・人口問題研究所ディスカッションペーパー。
- 加藤涼(2003)「財政政策乗数の日米比較：構造 VAR と制度的要因を併用したアプローチ」日本銀行国際局ワーキングペーパーシリーズ03-J-4，日本銀行国際局。
- 鎌田康一郎・増田宗人、「マクロ生産関数に基づくわが国の GDP ギャップ—90年代における経験を中心に—」、日本銀行調査統計局ワーキング・ペーパー・シリーズ 00-15、2000年11月
- 亀田啓悟(2004)「非ケインズ効果の理論的基礎に関するサーベイ」『ファイナンス』平成16年9月号(通巻466号) 財務省
- 亀田啓悟(2006)「わが国における非ケインズ効果の有無について」2006年度日本財政学会報告論文
- 亀田啓悟(2007)「わが国における非ケインズ効果研究の方向性」『総合政策研究』No.24 関西学院大学総合政策学部研究会
- 亀田啓悟(2008)「わが国の民間消費に対する非ケインズ効果の実証分析」 Working Paper No. 38 関西学院大学総合政策学部研究会 (投稿中)
- 亀田啓悟・李紅梅(2008)「事業別社会資本の生産性分析—国直轄事業・国庫補助事業・地方単独事業別の推計—」『財政研究』第4巻 (Forthcoming)
- 亀田啓悟(2009a)「非ケインズ効果は GDP にも影響するのか?—閾値多変量自己相関モデル (Threshold VAR) を用いた分析—」 Working Paper No. 42 関西学院大学総合政策学部研究会
- 亀田啓悟(2009b)「日本における非ケインズ効果の発生可能性」井堀利宏編著、内閣府経済社会総合研究所企画・監修「バブル/デフレ期の日本経済と経済政策」第5巻『財政政策と社会保障』第9章。慶應義塾出版会。
- 北浦修敏・南雲紀良(2004)「財政政策の短期的効果に関する一考察：無制約 VAR による分析」 PRI Discussion Paper Series No. 04-A-18，財務省財務総合政策研究所。
- 経済企画庁(1998)『年次経済報告 (経済白書)』，大蔵省印刷局。
- 杉原茂・三平剛・高橋吾行・武田光滋(2000)「金利の期間構造と金融政策」『経済分析』第162号分析2 (金融政策の波及経路と政策手段) 第5章。
- 竹田陽介・小巻泰之・矢嶋康次(2005)「非ケインズ効果と rule-of-thumb な家計」竹田陽介・

- 小巻泰之・矢嶋康次著『期待形成の異質性とマクロ経済政策』東洋経済新報社
- 田中秀明・北野祐一郎(2002)「欧米諸国における財政政策のマクロ経済的効果」『フィナンシャル・レビュー』第 63 号, 財務省財務総合政策研究所, 114-159.
- 中里透(2002)「財政再建の非ケインズ効果をめぐる論点整理」『経済分析』第 163 号、内閣府経済社会総合研究所
- 中里透・小西麻衣(2004)「長期停滞と 90 年代の財政運営」浜田宏一・堀内昭義・内閣府経済社会総合研究所編『論争日本の経済危機』, 日本経済新聞社.
- 中里透(2005)「財政改革と経済活動」『フィナンシャル・レビュー』第 76 号、財務省財務総合政策研究所
- 中澤正彦・大西茂樹・原田泰(2002)「90 年代の財政金融政策と景気動向: VAR モデルによる分析」財務総合政策研究所ディスカッションペーパー02-A-02.
- 西崎健司・中川裕希子(2000)「わが国における構造的財政収支の推計について」日本銀行調査統計局 Working Paper Series 00-16.
- 日本銀行調査統計局(2006)「GDP ギャップと潜在成長率の新推計」『日銀レビュー』2006-J-8.
- 畑農鋭矢(2008)「公共投資の民間投資誘発効果—ストック均衡を考慮した誤差修正モデルによる検証—」『フィナンシャル・レビュー』財務省財務総合政策研究所。30-42。
- 深尾光洋(1990)『実践ゼミナール国際金融』東洋経済
- 堀雅博・伊藤靖晃(2002)「財政政策か金融政策か: マクロ時系列分析による素描」原田泰・岩田規久男編著『デフレ不況の実証分析: 日本経済の停滞と再生』, 東洋経済新報社.
- 堀雅博・鈴木晋・萱園理(1998)「短期日本経済マクロ計量モデルの構造とマクロ経済政策の効果」『経済分析』第 157 号. 経済企画庁経済研究所.
- 吉野直行・嘉治佐保子・亀田啓悟(1998)「金融政策手段とケインズ乗数」『フィナンシャル・レビュー』第 45 号. 大蔵省財政金融研究所.
- 吉野直行・亀田啓悟(1999)「公共投資の需要創出効果」吉野直行・中島隆信編著『公共投資の経済効果』第 2 部. 89-158.
- Alesina, A. and Perotti, R. (1995), “Fiscal Expansion and Fiscal Adjustments in OECD Countries,” NBER Working Paper No.5214.
- Alesina, A. and Perotti, R. (1996), “Fiscal Adjustments in OECD Countries: Composition and Macroeconomic Effects,” NBER Working Paper No.5730.
- Alesina, A. and Perotti, R. (1996), “Reducing Budget Deficits,” *Swedish Economic Policy Review*, 3, 113-134.
- Alesina, P., Ardagna, S., Perotti, R. and Schiantarelli, F. (2002), “Fiscal Policy, Profits, and Investment,” *The American Economic Review*, Vol.92 No.3, 571-589.
- Barry, F. and Devereux, M.B. (2003), “Expansionary fiscal contraction: A theoretical explanation,” *Journal of Macroeconomics*, 25, 1-23.

- Bayoumi, Tamim (2001) "The Morning After : Explaining the Slowdown in Japanese Growth in the 1990s" , *Journal of International Economics* 53, 241 – 259 .
- Bertola, G.B. and Drazen, A. (1993), "Trigger points and budget cuts: Explaining the effects of austerity," *American Economic Review*, 83, 11-26.
- Blanchard, O.J. (1990), "Comment on can severe fiscal contractions be expansionary? Tales of Two Small European Countries by F. Giavazzi and M. Pagano," In: Blanchard, O.J., Fischer, S. (Eds.) *NBER Macroeconomics Annual*. 111-116.
- Blanchard, O.J. (1990), "Suggestions for a New Set of Fiscal Indicators," OECD Department of Economics and Statistics Working Papers, no.79
- Choi and Devereux (2006), "Asymmetric Effects of Government Spending: Does the Level of Real Interest Rates Matter?" *IMF Staff Papers*, Vol. 53, Special Issue, 147-181.
- Doldado, J., Jenkinson, T. and Sosvilla-Rivero, S.(1990), "Cointegration and Unit roots," *Journal of Economic Surveys*, 4, 249-273.
- Giavazzi, F. and Pagano, M. (1990), "Can severe fiscal contraction be expansionary? Tales of two small European countries," In: Blanchard, O.J., Fischer, S. (Eds.) *NBER Macroeconomics Annual*
- Giavazzi, F. and Pagano, M. (1996), "Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy Changes: International Evidence and the Swedish Experience," *Swedish Economic Policy Review*, 3, 67-103
- Giavazzi, F., Jappelli. T., and Pagano, M. (2000), "Searching for Non-Keynesian Effects of Fiscal Policy: Evidence from Industrial and Developing Countries," *European Economic Review*, 44, 1259-1289
- Giavazzi, F., Jappelli. T., and Pagano, M. (2005), "Searching for Non-Monotonic Effects of Fiscal Policy: New Evidence," Working Paper No. 142, Centre for Studies in Economics and Finance.
- Kuttner, Kenneth and Adam Posen (2001), "The Great Recession : Lessons for Macroeconomic Policy from Japan", *Brookings Papers on Economic Activity* 2, 93-185.
- Hansen, Bruce E.(1996), "Inference When a Nuisance Parameter Is Not Identified Under the Null Hypothesis," *Econometrica*, Vol. 64 (March), pp. 413–30.
- Hansen, Bruce E.(1997) "Inference in TAR Models", *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*: Vol. 2: No. 1, Article 1.
- Hansen, Bruce E.(2000), "Sample Splitting and Threshold Estimation," *Econometrica*, Vol. 68 (May),pp. 575–604.
- Hjelm, G. (2002), "Is private consumption growth higher (lower) during periods of fiscal contractions (expansions)?" *Journal of Macroeconomics*, 24, 17-39.
- Kinari, Y. and Shibamoto, M. (2007), "Efficacy of Fiscal Policy in Japan: Keynesian and

- Non-Keynesian Effects on Aggregate Demand,” Unpublished paper presented at annual meetings of the Japan Society of Monetary Economics 2007.
- McDermott, J. and Wescott, R. (1996), “An Empirical Analysis of Fiscal Adjustments,” IMF Staff Papers, Vol.43, No.4, 725-753.
- Motonishi, T and Yoshikawa, H. (1999), “Causes of the Long Stagnation of Japan during the 1990s: Financial or Real?” *Journal of the Japanese and International Economies*, 13, 181–200.
- Nood, P., “The Size and Role of Automatic Fiscal Stabilizers in the 1990s and Beyond,” OECD Economics Department Working Papers, No.230, January 2000.
- Ogawa, K. (2005), “Debt, R&D investment and technological progress: A panel study of Japanese manufacturing firms’behavior during the 1990s,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 21, 403–423.
- Perotti, R. (1999), “Fiscal policy in good times and bad,” *Quarterly Journal of Economics*, 114, No.4, 1399-1439.
- Ramaswamy, Ramana and Christel Rendu (2000), “Japan’s Stagnant Nineties : A Vector Autoregression Retrospective” , IMF Staff Papers 47, 259 – 277.
- Roubini, Nouriel and Jeffrey Sachs (1989) “Political and Economic Determinants of Budget Deficits in the Industrial Democracies”, *European Economic Review* 33, 903 – 938
- Sutherland, A. (1997), “Fiscal crises and aggregate demand: can high public debt reverse the effects of fiscal policy?” *Journal of Public Economics*, 65, 147-162.
- Tong, Howell (1990), *Non-linear Time Series: A Dynamical System Approach* (New York: Oxford University Press).

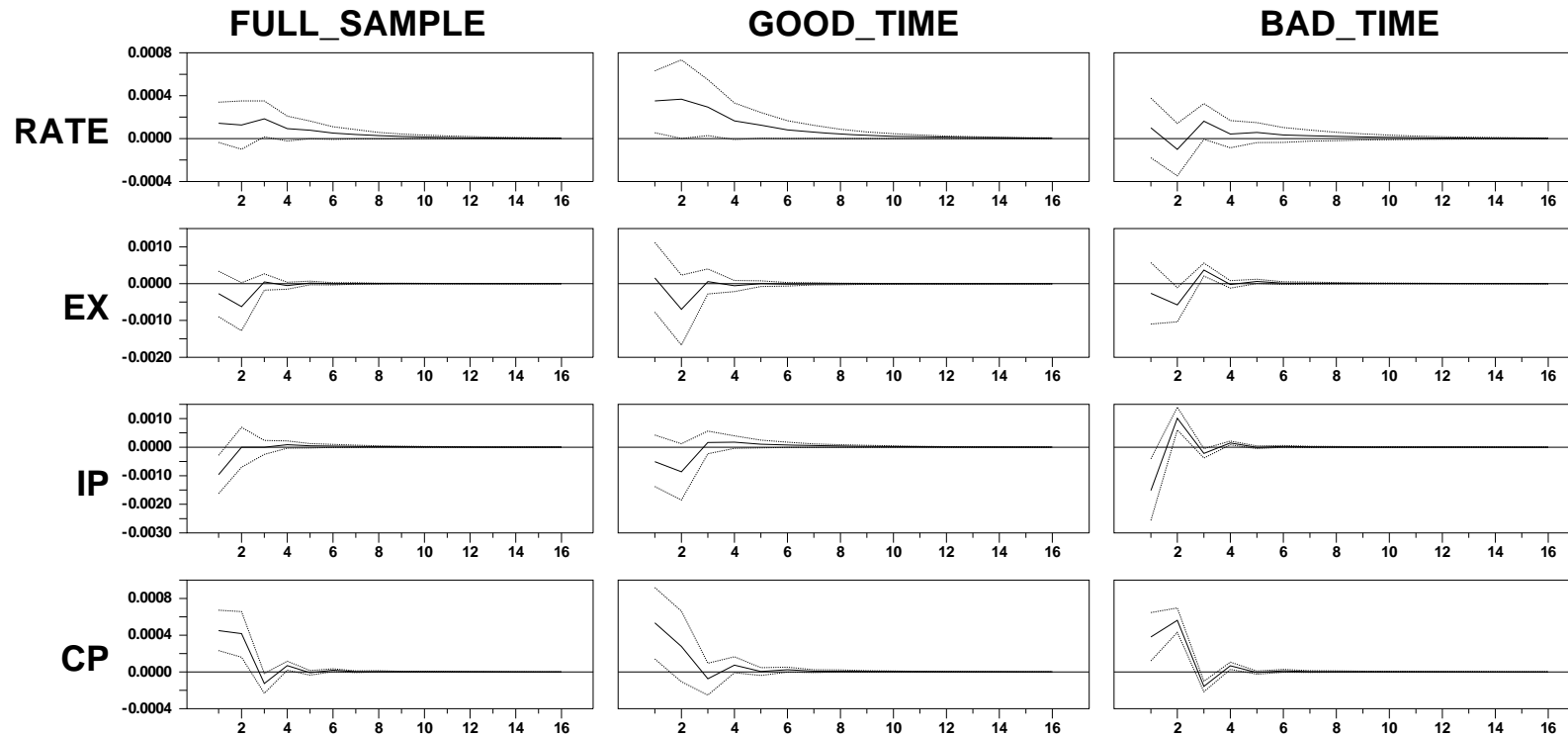
表1 財政政策の短期的効果に係る研究一覧

論文	対象期間	使用変数	レベル/階差	推定方法
経済企画庁(1998)	1970:3-1997:1 (4半期) [1970:3-89:4] [1970:3-97:1]	6変数 民間需要(実質) 公的固定資本形成(実質) 輸出(実質) 国内需要デフレーター 長期金利(10年物利付国債) 為替レート(インターバンク) 中心相場(対ドル)	階差	無制約型VAR (コレスキー分解)
Ramaswamy and Rendu(2000)	1973:1-98:2 (4半期)	8変数 民間最終消費支出 民間固定資本形成(非住宅) 民間固定資本形成(住宅) 公的固定資本形成 政府最終消費支出 在庫投資 輸出 輸入	階差	構造型VAR
Bayoumi(2001)	1986:1-98:1 (4半期)	8変数 GDP(実質) 純税収(実質) 財政支出(実質) 短期金利 (現先レート・実質) 実効為替レート(実質) 株価(日経225・実質) 地価(6大都市・実質) 銀行等貸出残高(実質)	階差	無制約型VAR (コレスキー分解)
Kuttner and Posen(2001)	1976-99 (年次)	3変数 GDP(実質) 税収(実質) 財政支出(実質)	レベル	構造型VAR
加藤(2001)	1970:1-99:1 (4半期) [1970:1-84:4] [1985:1-99:1]	4変数 政府支出(実質) 民需(実質) 税収(実質) 完全失業率	レベル/階差	構造型VAR
井掘・中里・川出(2002)	1960:1-99:4 (4半期) [1960:1-89:4] [1990:1-99:4]	6変数 民間最終消費支出(実質) 民間固定資本形成(実質) 公的固定資本形成(実質) 税収(実質) 輸出(実質) 輸入(実質)	階差	無制約型VAR (コレスキー分解)
田中・北野(2002)	1980:1-2000:4 (4半期)	7変数 GDP(実質) 政府支出(実質) [公的固定資本形成(実質)] 輸出(実質) 消費者物価指数 マネーサプライ (M2+CD・名目) 短期金利(名目) 実効為替レート(実質)	階差	無制約型VAR (コレスキー分解)
中澤・大西・原田(2002)	1980:1-2001:2 (4半期)	7変数 GDP(実質) 公的固定資本形成(実質) 輸出(実質) GDPデフレーター コールレート(O/N) [長期金利(10年物利付国債)] マネーサプライ(M2+CD) 為替レート(ドル・円)	階差	無制約型VAR (コレスキー分解)

堀・伊藤 (2002)	1975:1-2001:1 (4半期) [1990:1-2000:1]	5変数 GDP(実質) 公的固定資本形成(実質) GDPデフレーター マネーサプライ(M2+CD) 長期金利(10年物利付国債)	階差	無制約型VAR (コレスキー分解)
加藤 (2003)	1983:1-2002:3 (4半期)	5変数 GDP(実質) 政府支出(実質) 税金(名目) 長期金利(10年物利付国債) GDPデフレーター	階差	構造型VAR
川出・伊藤・中里 (2004)	1966:2-2002:4	4変数 民間最終消費支出(実質) 民間固定資本形成(実質) 公的固定資本形成(実質) 政府長期債務残高	階差	無制約型VAR (コレスキー分解)
北浦・南雲 (2004)	1981:2-2003:3 (4半期) [1981:2-1992:2] [1992:3-2003:3]	6変数 (ケース1) 民間最終消費支出(実質) 民間企業設備投資(実質) 民間住宅投資(実質) 政府支出(実質) 輸出(実質) 輸入(実質) (ケース2) GDP(実質) 民間企業設備投資(実質) 公的固定資本形成(実質) 長期金利(名目) 政府支出(実質) 為替レート(名目) GDPデフレーター	階差	無制約型VAR (コレスキー分解)
中里・小西 (2004)	1981:2-2001:1 (4半期) [1990:1-2000:1]	5変数 GDP(実質) 民間最終消費支出(実質) 民間固定資本形成(実質) 公的固定資本形成(実質) 長期金利(10年物利付国債)	階差	無制約型VAR (コレスキー分解)
出所)中里(2005)				

Good Time vs. Bad Time: On Business Conditions(Forecast)

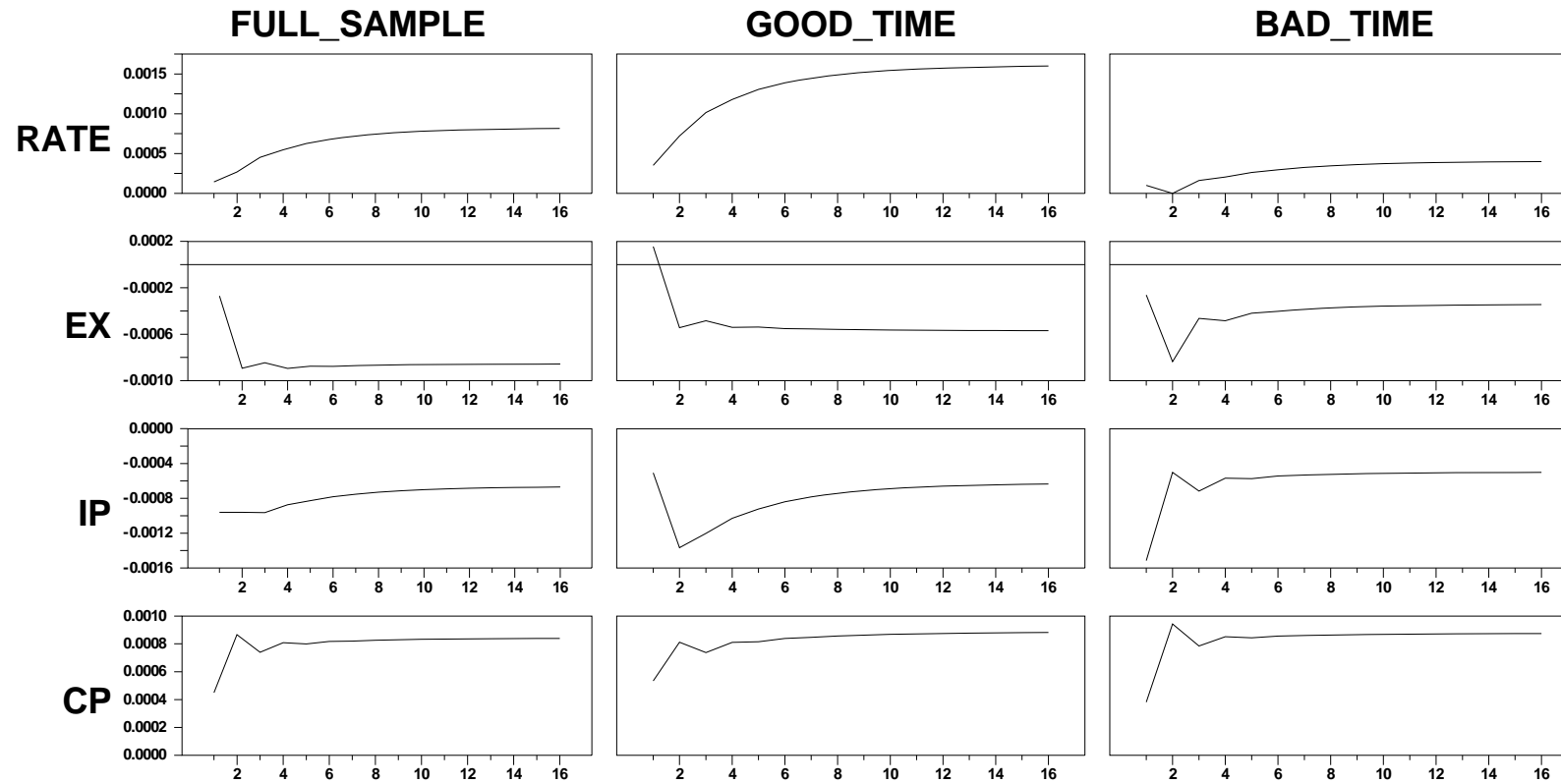
EFFECT OF 1% INCREASE IN PUBLIC INVESTMENT



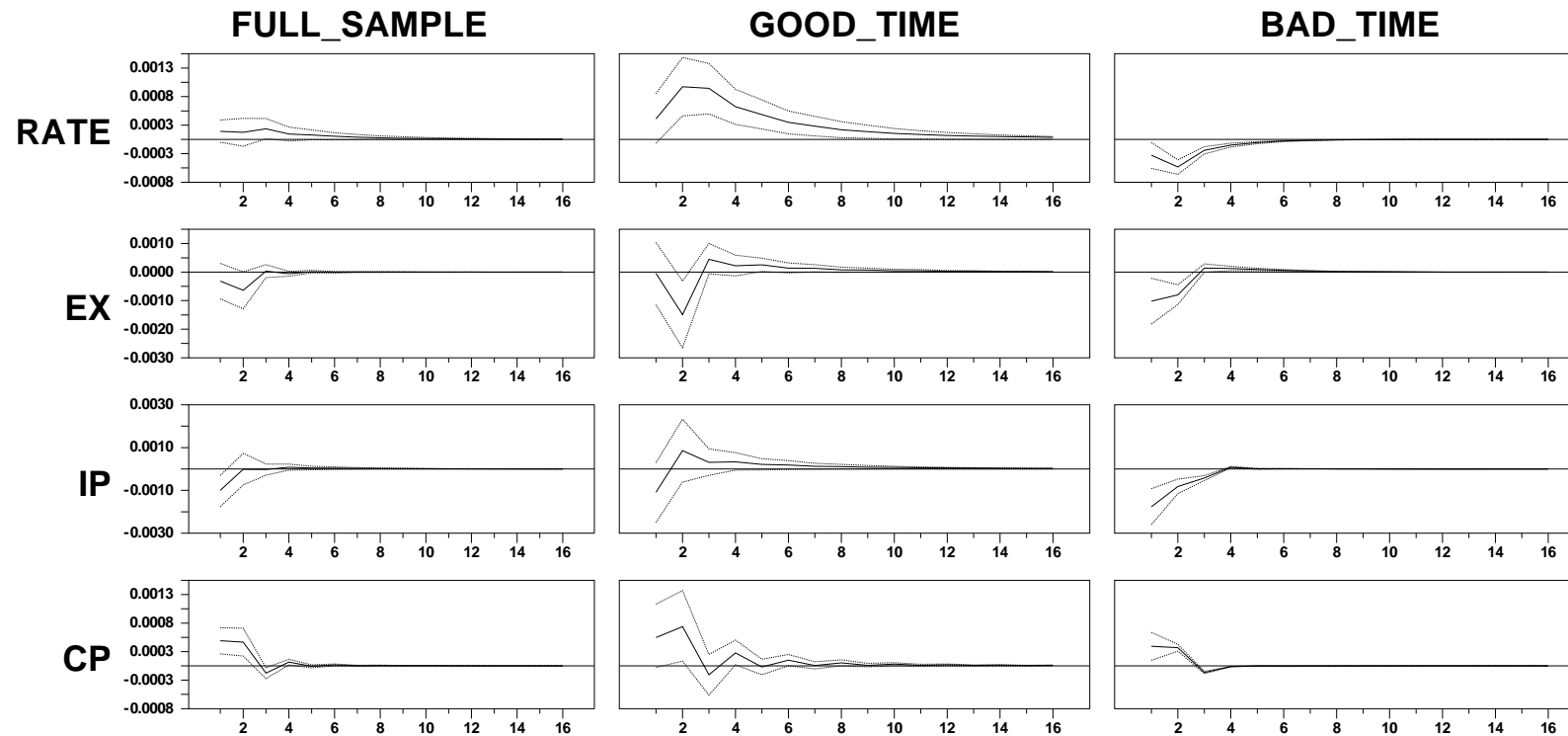
The Dotted lines gives one-standard diviation bands computed by Monte Carlo simulations.

Cumulative Responses: On Business Conditions(Forecast)

EFFECT OF 1% INCREASE IN PUBLIC INVESTMENT



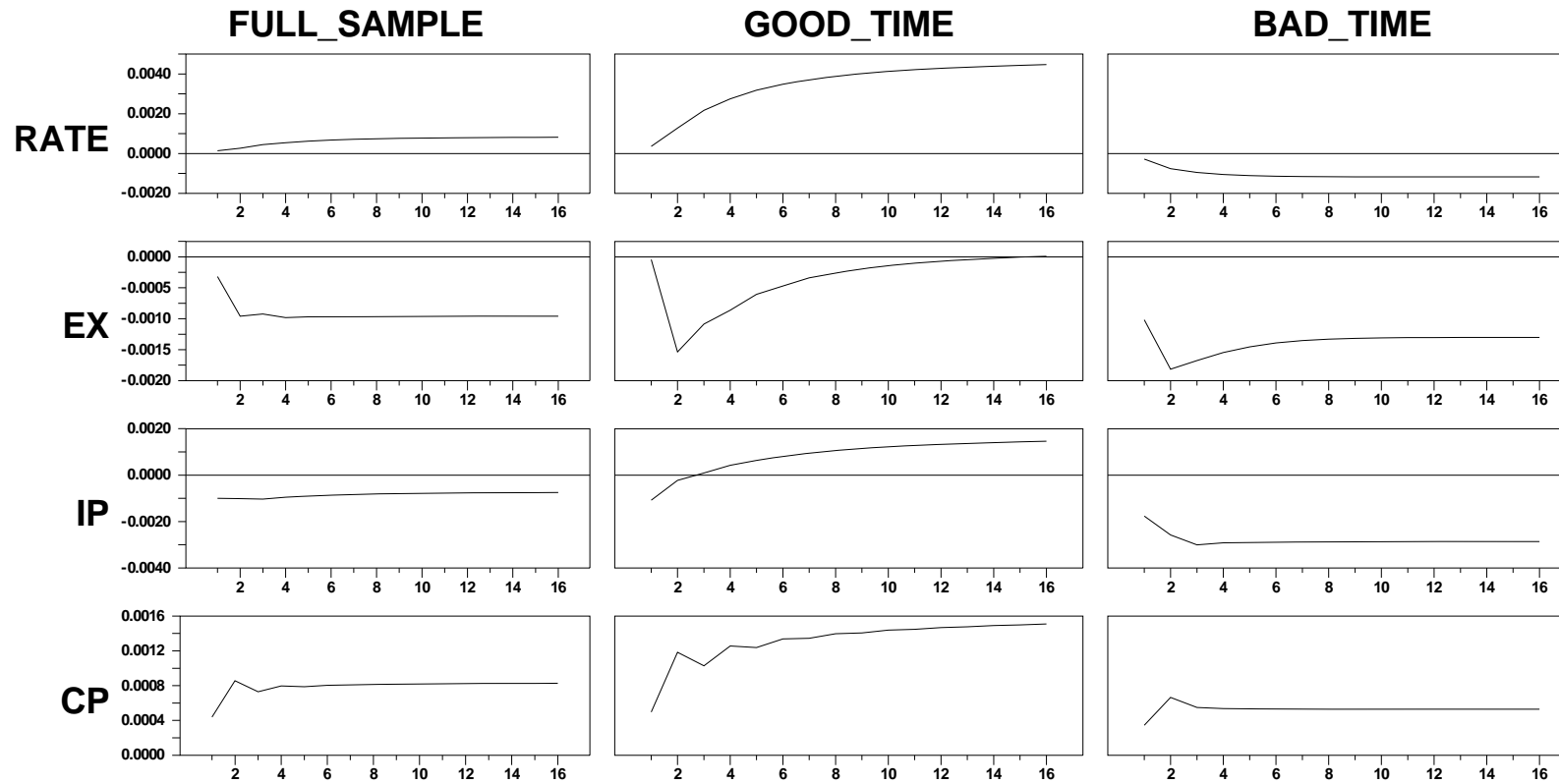
Good Time vs. Bad Time: On Lending Attitude of Financial Institution: EFFECT OF 1% INCREASE IN PUBLIC INVESTMENT



The Dotted lines gives one-standard deviation bands computed by Monte Carlo simulations.

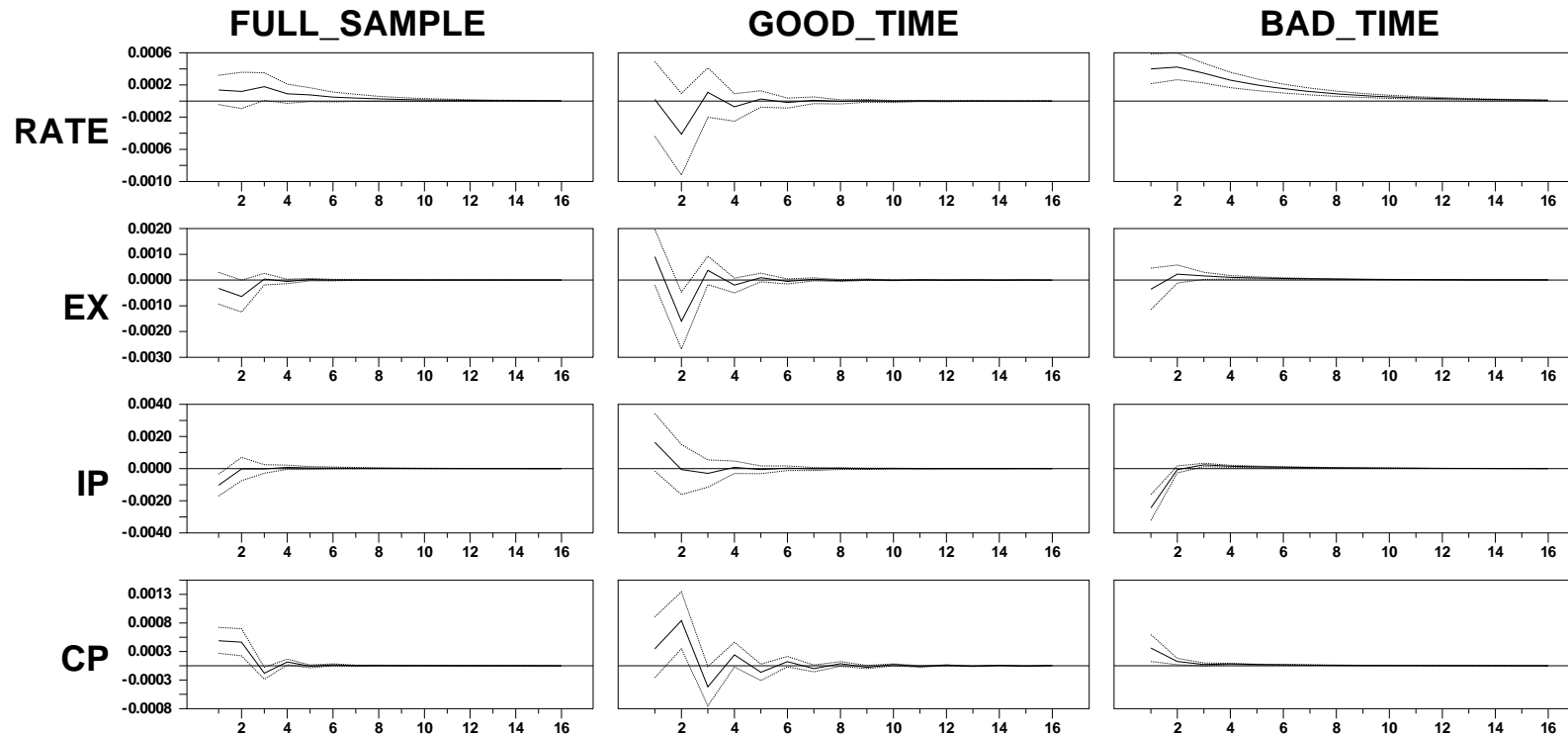
Cumulative Responses: On Lending Attitude of Financial institutions

EFFECT OF 1% INCREASE IN PUBLIC INVESTMENT



Good Time vs. Bad Time: On Budget Surplus

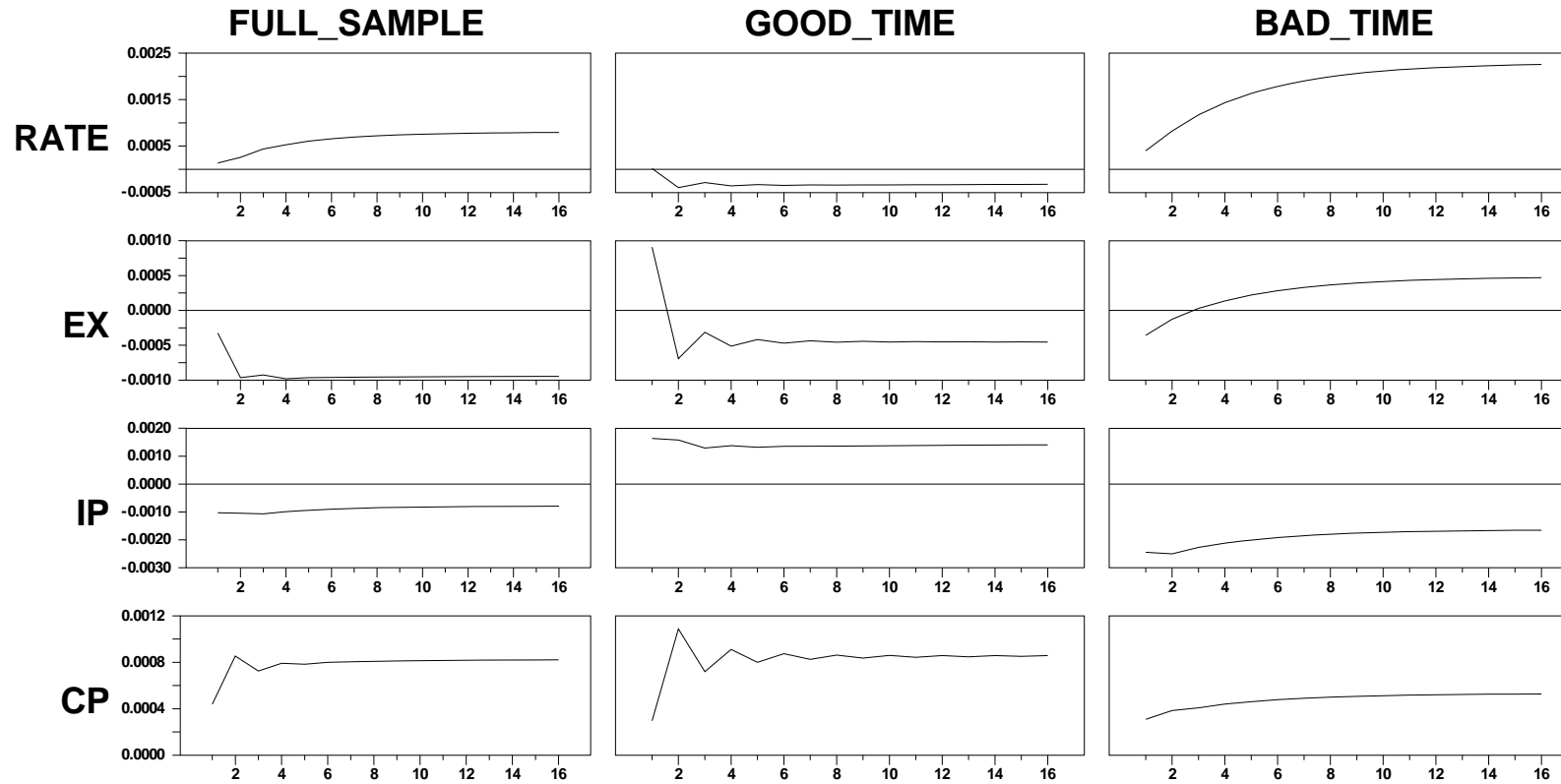
EFFECT OF 1% INCREASE IN PUBLIC INVESTMENT



The Dotted lines gives one-standard diviation bands computed by Monte Carlo simulations.

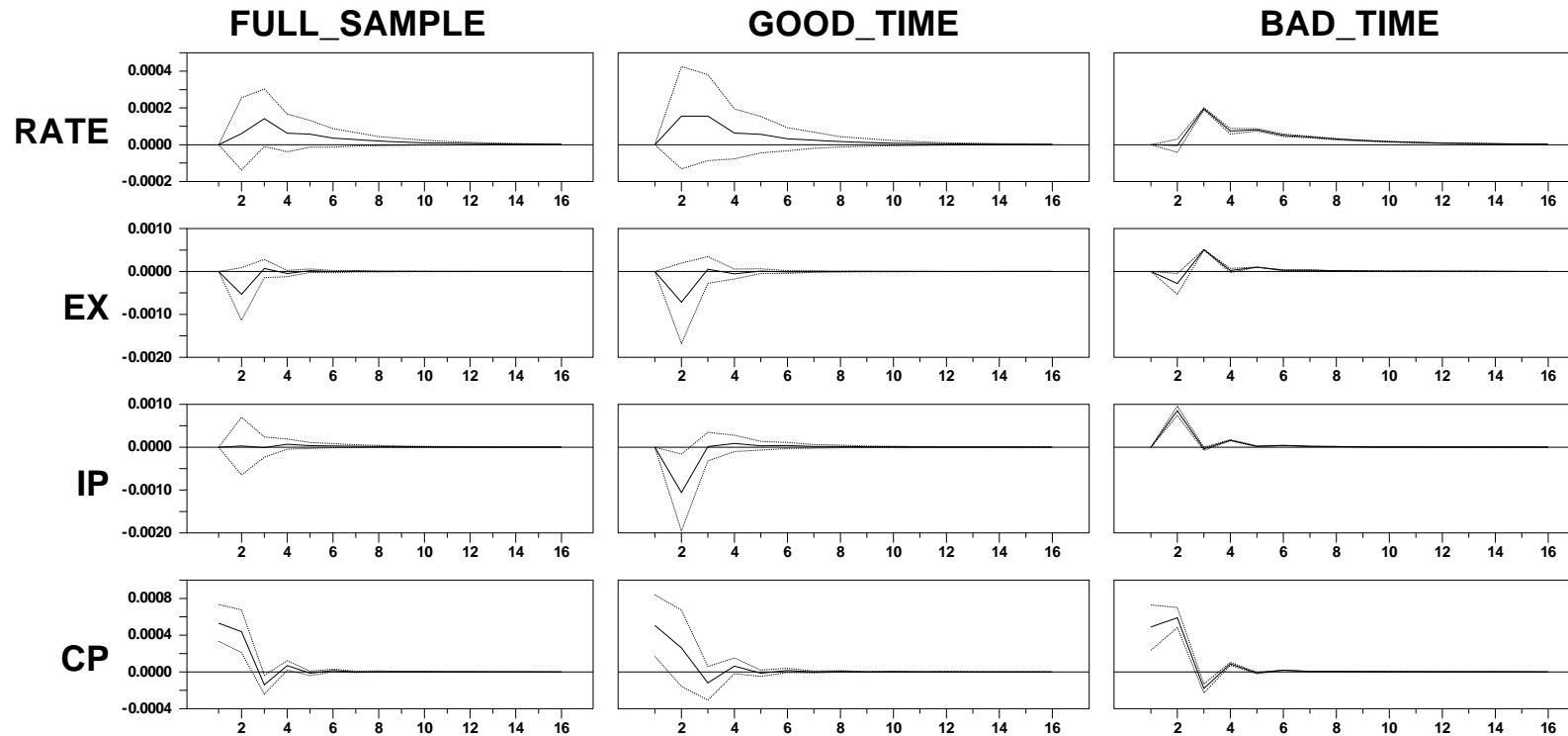
Cumulative Responses: On Budget Surplus

EFFECT OF 1% INCREASE IN PUBLIC INVESTMENT



Good Time vs. Bad Time: On Business Conditions(Forecast)

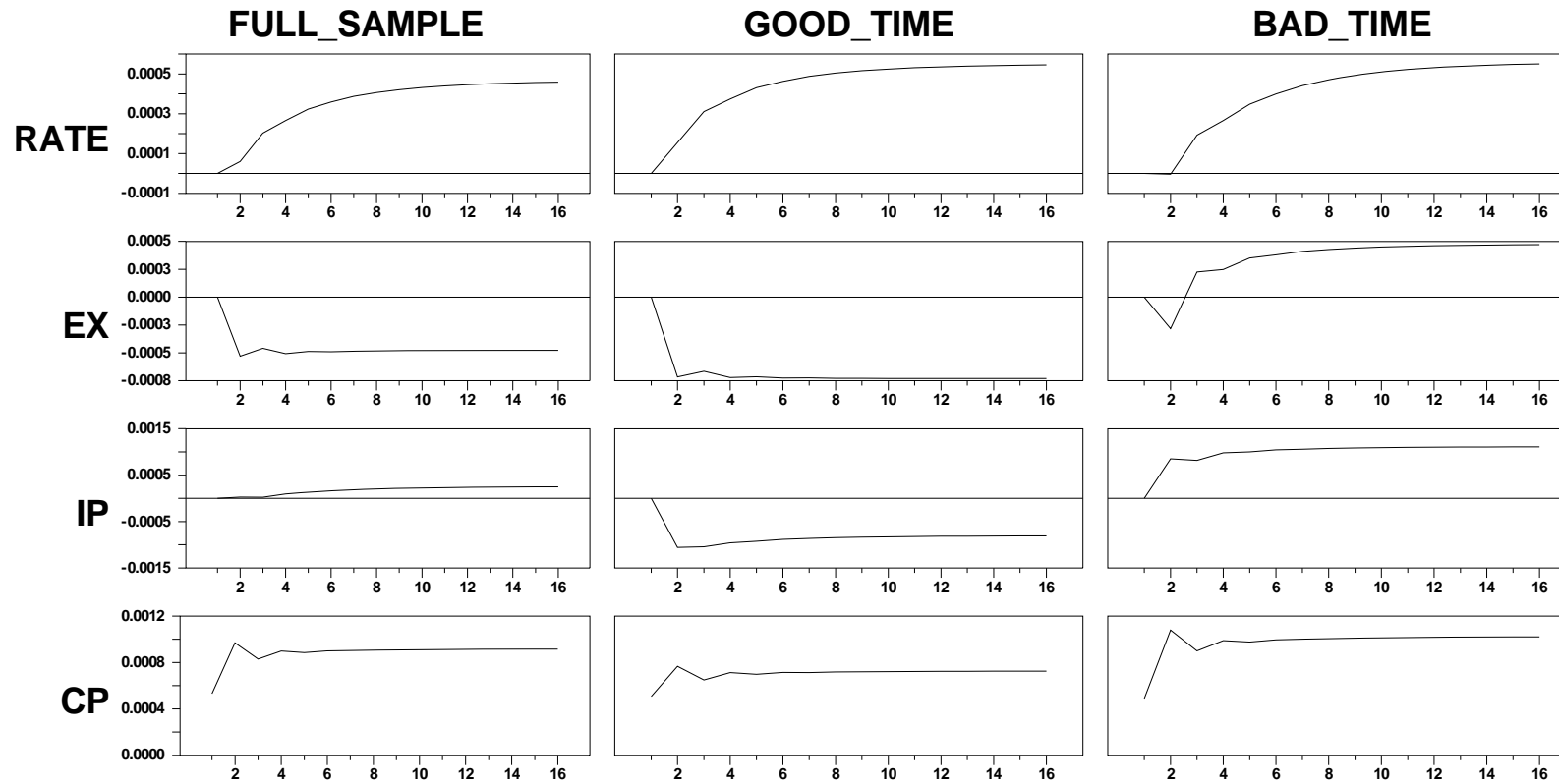
EFFECT OF 1% INCREASE IN PUBLIC INVESTMENT



The Dotted lines gives one-standard deviation bands computed by Monte Carlo simulations.

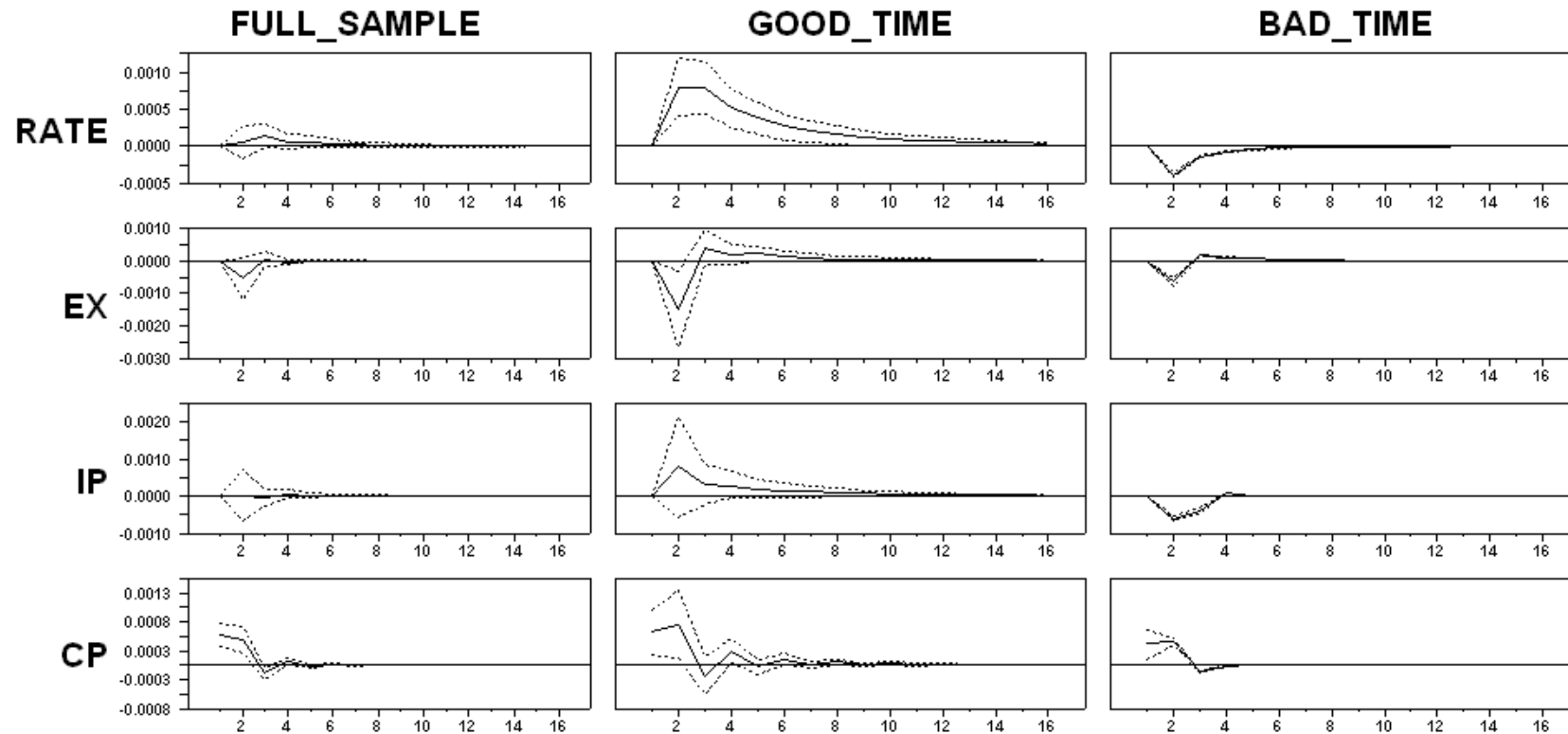
Cumulative Responses: On Business Conditions(Forecast)

EFFECT OF 1% INCREASE IN PUBLIC INVESTMENT



Good Time vs. Bad Time: On Lending Attitude of Financial institutions

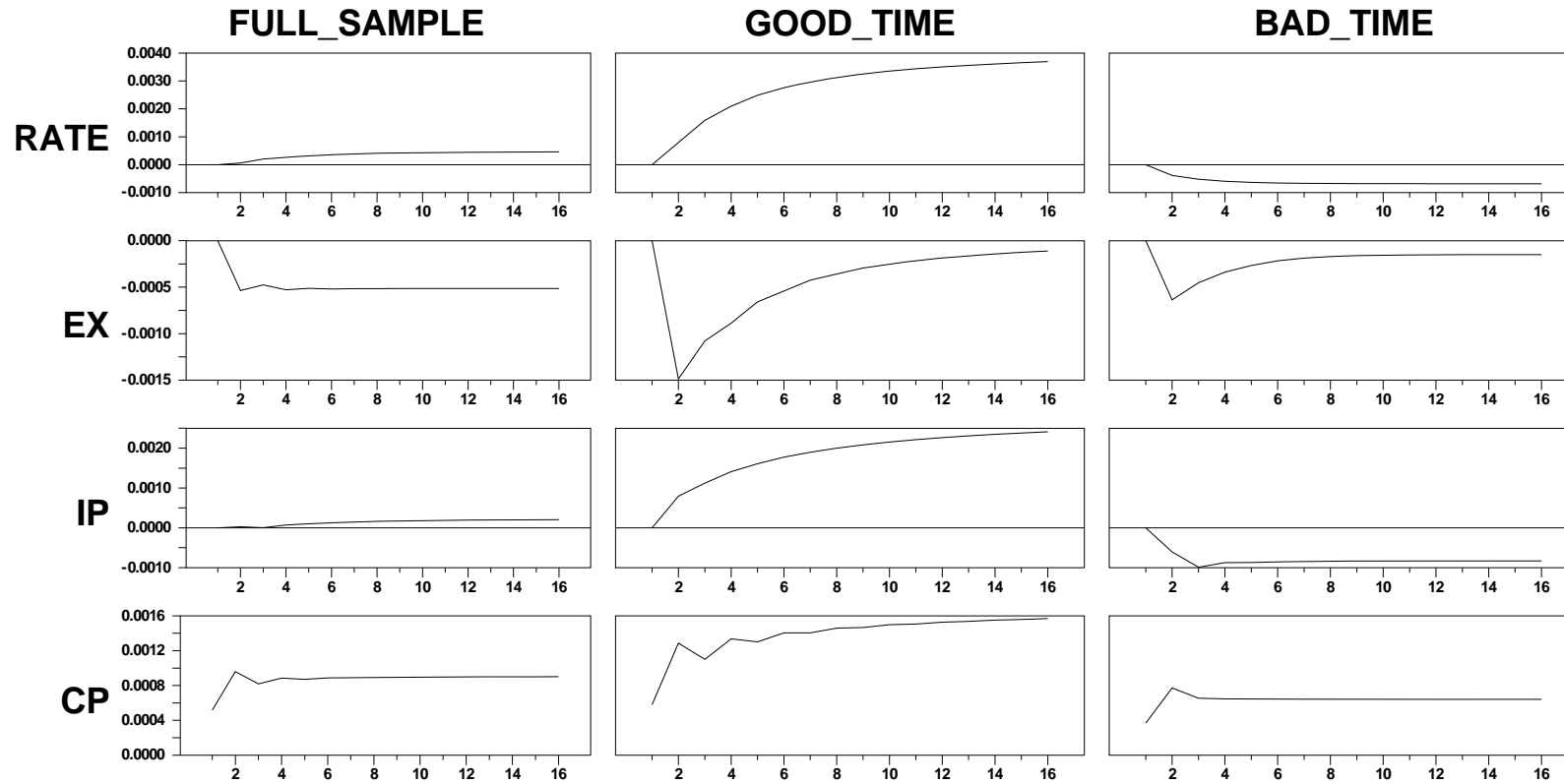
EFFECT OF 1% INCREASE IN PUBLIC INVESTMENT



The Dotted lines gives one-standard deviation bands computed by Monte Carlo simulations.

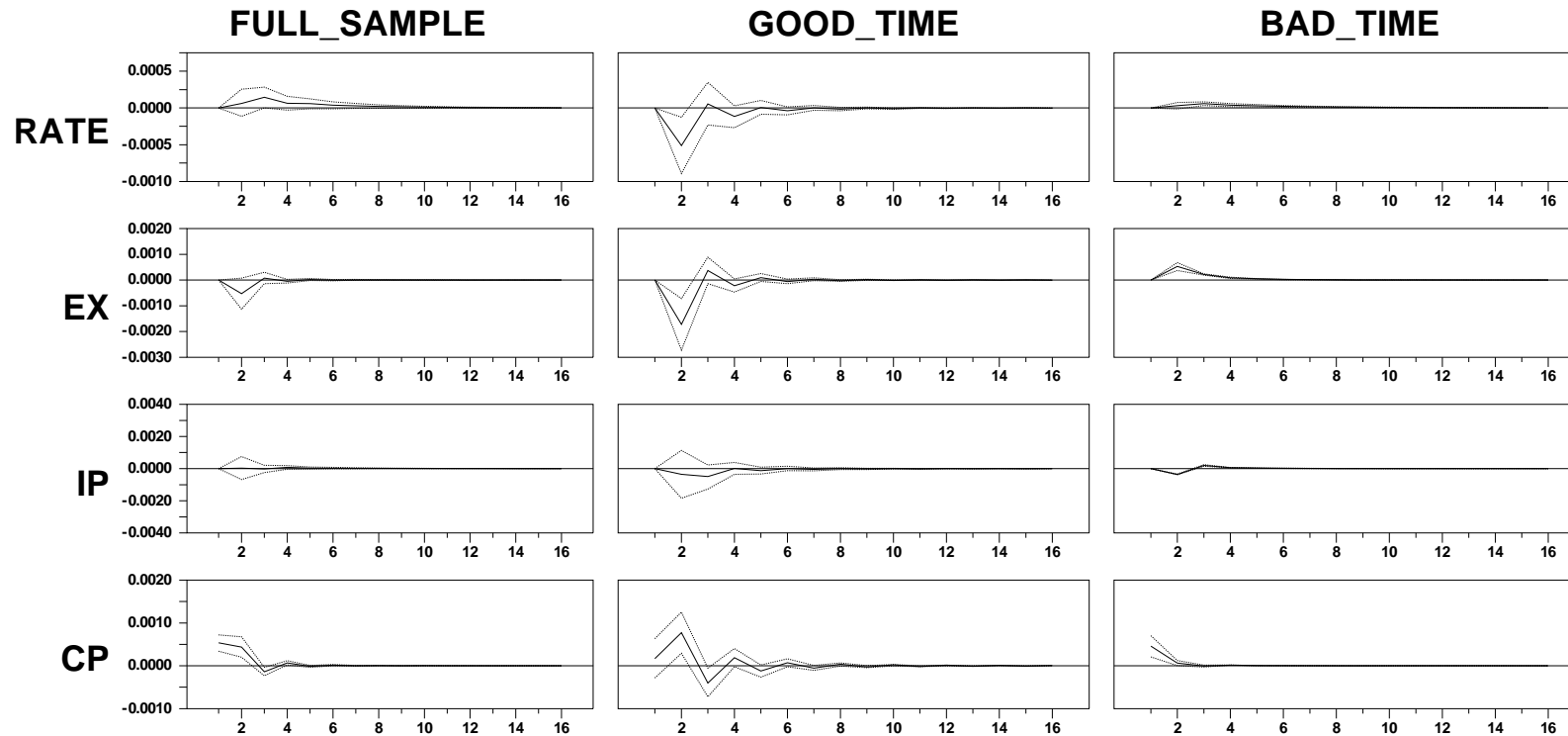
Cumulative Responses: On Lending Attitude of Financial institutions

EFFECT OF 1% INCREASE IN PUBLIC INVESTMENT



Good Time vs. Bad Time: On Budget Surplus

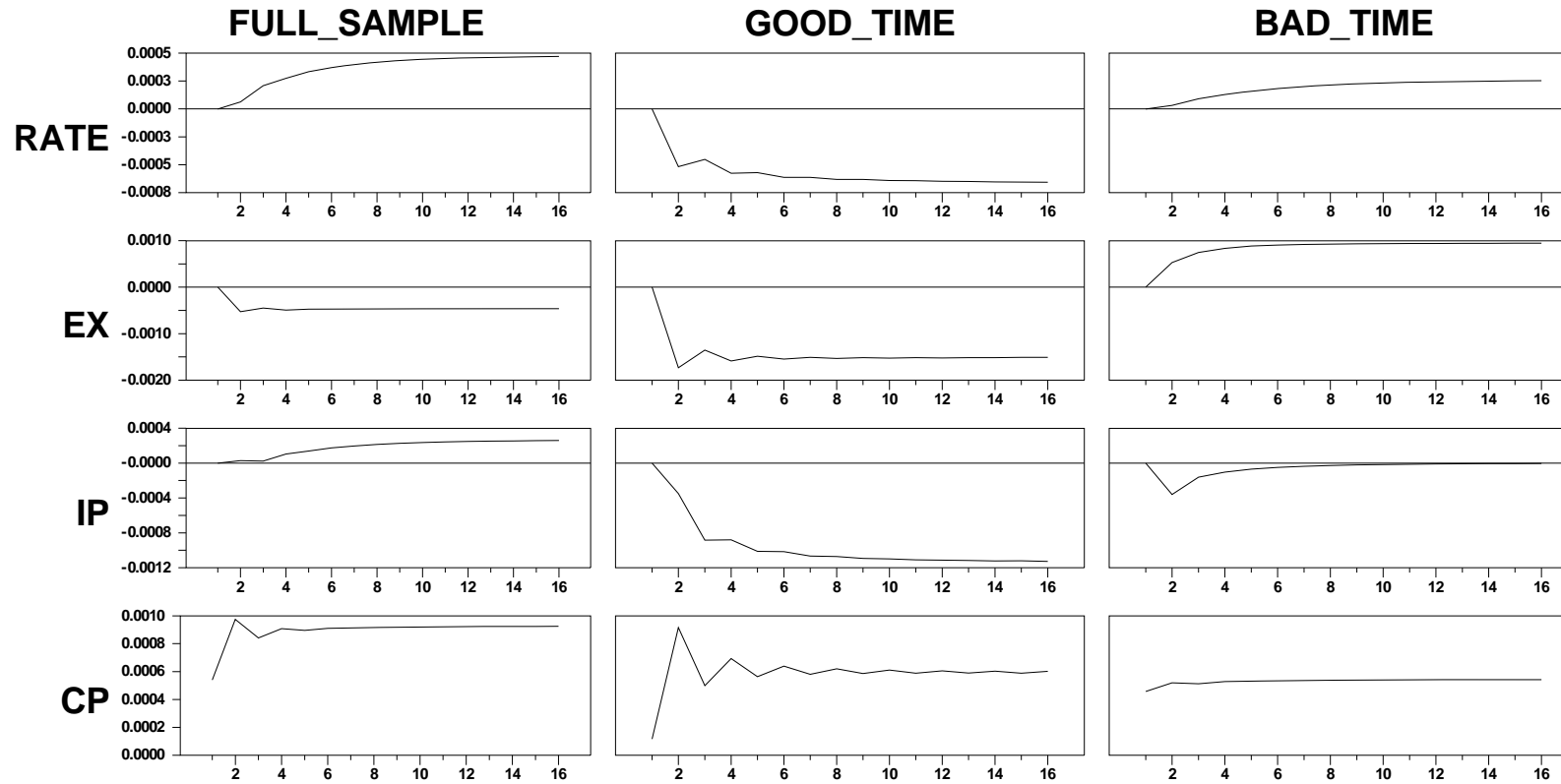
EFFECT OF 1% INCREASE IN PUBLIC INVESTMENT



The Dotted lines gives one-standard deviation bands computed by Monte Carlo simulations.

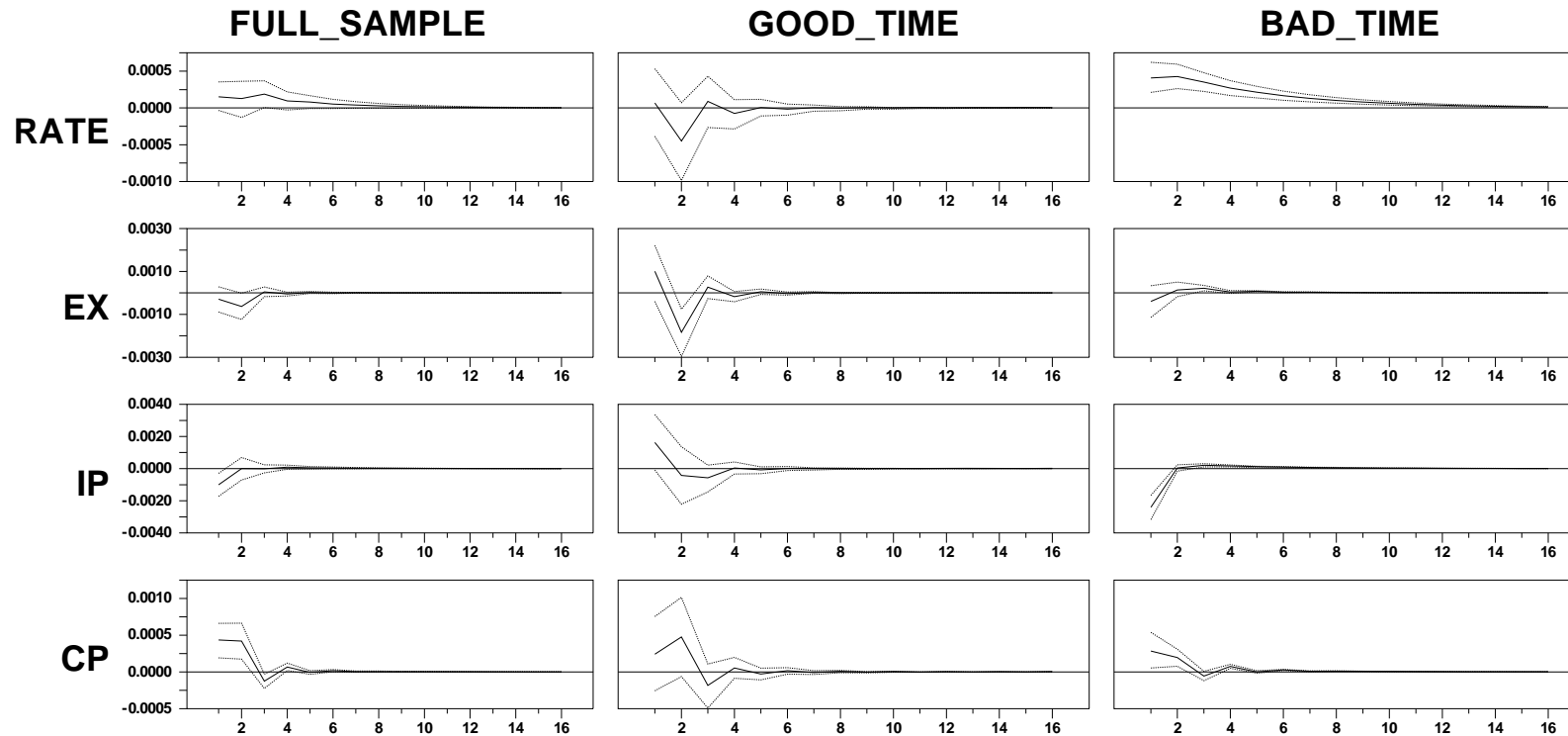
Cumulative Responses: On Budget Surplus

EFFECT OF 1% INCREASE IN PUBLIC INVESTMENT



Good Time vs. Bad Time: On Structural Primary BS

EFFECT OF 1% INCREASE IN PUBLIC INVESTMENT



The Dotted lines gives one-standard deviation bands computed by Monte Carlo simulations.

Cumulative Responses: On Structural Primary BS

EFFECT OF 1% INCREASE IN PUBLIC INVESTMENT

