

博士論文

マクロ経済政策の多変量時系列分析

Multivariate Time Series Analysis of Macroeconomic Policies

横浜国立大学大学院  
国際社会科学研究科

竹内紘子

TAKEUCHI HIROKO

2018年3月

March 2018

## 謝辞

博士論文を執筆するにあたり、多数の先生方に御指導、御助言を頂いた。特に筆者が博士論文完成に向けて研究を続けられたのは、一重に塩路悦朗教授(一橋大学経済学研究所)に負っております。先生からは研究内容やその方向性を決める際の御助言、研究発表の仕方、論文や資料の書き方など研究における詳細な御指導に留まらず、物事へ取り組む姿勢、礼節など人として大切なことも多く学ばせて頂きました。この場を借りて深く感謝致します。また小林正人教授(横浜国立大学大学院国際社会科学研究院)には研究への御助言と共に、幼い子供を抱えなかなか身動きが取れない筆者の為に数々の御助力を頂きました。秋山太郎教授(横浜国立大学大学院国際社会科学研究院)、奥村綱雄教授(横浜国立大学大学院国際社会科学研究院)、佐藤清隆教授(横浜国立大学大学院国際社会科学研究院)の諸先生方からも多くの有益なコメントを頂きました。また第二章では、マルコフスイッチングモデルに不案内であった筆者は沖本竜義准教授(オーストラリア国立大学クロスフォード公共政策大学院)より多くの御指導と御助力を頂きました。多くの先生方の御指導に心から御礼申し上げます。

最後に長期に渡った大学院生活を心身共に支えてくれた両親、また論文作成を見守ってくれた伴侶や幼い子供達にもこの場を借りて感謝します。

2018年3月吉日

竹内紘子

序論 .....	1
第1章 多変量 ARCH モデルを用いた共通通貨 EURO 導入効果の分析 .....	5
1-1 序論 .....	5
1-2 多変量 ARCH モデルによる分析 .....	11
1-2-1 モデル .....	11
1-2-2 データ .....	16
1-2-3 モデルの推計を行う前に .....	22
1-3 推計結果 .....	24
1-4 結論と今後の課題 .....	38
第2章 公共投資効果は変化したか？	
ーベイズ推定を用いたマルコフ転換 VAR モデルによる検証ー .....	41
2-1 序論 .....	41
2-2 データ .....	43
2-3 モデルと推定方法 .....	46
2-3-1 サブサンプル VAR .....	46
2-3-2 マルコフ転換 VAR モデル .....	49
2-4 推計結果 .....	53
2-4-1 モデルの適合度 .....	53
2-4-2 推計結果 .....	54
2-4-3 推計結果の頑健性の検証 .....	59
2-5 結論と今後の課題 .....	59
第3章 TVP-VAR を用いた日本の財政政策効果の検証 .....	65
3-1 序論 .....	65
3-2 モデルと推定 .....	67
3-2-1 データ .....	67
3-2-2 TVP-VAR 分析 .....	69
3-3 推計結果 .....	72
3-4 結論と今後の課題 .....	79

## 序論

本論文はマクロ経済政策の効果について、統計的手法を用いて実証分析する。取り上げるマクロ経済政策は共通通貨政策と、景気刺激対策としての財政政策である。これらの金融政策、財政政策は共に重要なマクロ経済政策の一つとして、近年数多くの議論が成されており、本稿ではその実効性について検証したい。

第一章では 2002 年に共通通貨 EURO 導入後、導入国間において最適通貨圏の内生性が存在したか否かについての実証分析を行う。共通通貨に関しては共通通貨を導入する条件について議論した最適通貨圏の理論(Mundell(1961))と、共通通貨導入後を議論した最適通貨圏の内生性(Frankel and Rose(1998))とがある。最適通貨圏を構成する条件の一つとして、共通通貨導入国間のビジネスサイクルの同調性が挙げられる。最適通貨圏を支持する先行研究では、共通通貨を導入することによって、導入国間の為替リスクが減少し、通貨同盟国間の相互貿易量が増加、このことが相互の経済依存度を高めビジネスサイクルの同調性が高まるとしている。これが最適通貨圏の内生性である(Artis(2003),Babetski(2004),Silvester and Mendonsa(2007),Gouveia and Correia(2008))。仮に最適通貨圏の内生性が存在するならば、必ずしも最適通貨圏の理論が提示する最適通貨圏の基準を共通通貨導入以前に全て満たしていなくても、共通通貨を導入出来るということになる。このことは今後 EURO 圏以外でも共通通貨を導入出来る可能性を広げることとなる。前述の最適通貨圏の内生性の先行研究の問題点としては、①最適通貨圏の内生性が存在するか否かについて明確な回答が得られていない点、

②推計結果が有意でないものが目立つ点、③EURO 導入以前のデータ数が充実しているが、EURO 導入以降のデータ数が少ない点が挙げられる<sup>1</sup>。背景には EU が共通通貨 EURO を導入したのは 2002 年のことであり、時系列分析に耐えうる量のサンプル数を有した経済変数が少ないことがある。そこで筆者は、EURO 導入から今日までに十分な時系列のデータ数を有する日次の株価データを用いることによって上述の問題を解決した。本章では株価は GDP をはじめとする経済のファンダメンタルズを反映して動くことと仮定し、最適通貨圏の内生性についての実証分析を行う。

本章同様株価データを用いて共通通貨導入による経済効果を分析した先行研究として Fratzscher(2001)が挙げられる。Fratzscher は、1986 年から 2000 年にかけての EU 域内国(オーストリア、ベルギー、フィンランド、フランス、ドイツ、イタリア、オランダ、スペイン)と、EURO 圏全体<sup>2</sup>、アメリカの株価の収益率を用いて多変量 GARCH モデルを推計した。そして株価の収益率の相関とボラティリティの相関を求め、金融市場統合の分析を行っている。Fratzscher モデルの詳細は、本章のモデルと合わせて 1-2 節で詳しく言及する。この他に Hardouvelis et al (2006)では、多変量 GARCH モデルを用いて、1992 年から 1998 年にかけての EU 域内国間における株式市場統合の進展の程度を推計し、多くの国々で共通通貨 EURO 導入に向けて株式市場の統合は進んだとする結果を導き出している。このように株式データを用いた時系列分析は行われているものの、それらは EURO 導入国において EURO のみが法的紙幣・通貨となった 2002 年以前のデータを用

---

<sup>1</sup> 最新のデータは Gouveia and Correia(2008)の 2004 年

<sup>2</sup> 日次の株価収益率データに各国の株価時価総額をウェイト付けし、加重平均を取ったものを用いている。

いている。加えてその目的は金融市場統合の進展についての分析であり、最適通貨圏の内生性に焦点を当てて分析しているわけではない。

本章では推計に Fratzscher(2001)を参考に金融変数である株価の時系列特性を推計するのに適した ARCH モデルを拡張した多変量 ARCH モデルを採用する<sup>3</sup>。データは EURO 導入国の EURO 圏全体、アメリカ合衆国のデータを用いる。アメリカ合衆国のデータを導入した理由は次の通りである。EU 域内国において株価変化率の相関が高まった場合、その理由は二種類考えうる。第一は EU 域内国間での株価変化率の相関が高まった事を意味しているケースである。第二は世界の金融市場の統合が進展していることを意味しているケースである。この点を検証するために、世界の株価としてアメリカの株価データを代用する。

第二章と第三章では日本の景気刺激対策としての財政政策(以下財政支出)の効果について分析を行う。日本の財政支出の効果が小さくなったとする実証研究は多く存在するが、その効果が小さくなったとする変化時点については研究者が恣意的に決めたものが多い(経済企画庁(1998),井堀・中里・川出(2002),川出・伊藤・中里(2004),北浦・南雲(2004),渡辺・藪・伊藤(2008))。そこで第二章では Inoue and Okimoto (2008)<sup>4</sup>のアプローチに従い、日本の財政政策のマクロ効果を、マルコフ転換再帰的 VAR モデルを用いて推定する。この手法の利点は、上記先行研究のように財政政策の効果が構造変化を起こした時点を研究者の主観に基づいて先験的に与えるのではなく、構造変化点が推定結果の一

---

<sup>3</sup> ARCH モデルに関しては Engle(1982) 参照。

<sup>4</sup> この論文では、マルコフ転換再帰的 VAR モデルを用い、金融政策による日本経済の構造変化への効果を検証している。

部として求められる点にある。推計する際にはデータとして GDP、公的固定資本形成、政府最終消費支出を採用し、サンプル期間は 1966Q2 から 2005Q2 である。その結果 1993 年頃に構造変化時点が推計された。しかしながら、なぜ 1993 年に構造変化が起こるのかについての疑問が残った。そこで第三章では、第二章のようにサンプル期間中の財政支出効果の変化時点を焦点を当てるのではなく、サンプル期間中の財政支出効果の変遷を統計的手法、時変ベクトル自己回帰モデルを用いて推計する。同じ統計手法を用いて財政支出の効果を分析したものに Shioji(2012)がある。推計する際に用いたデータは第二章と同じであり、サンプル期間は 1955Q3 から 2015Q1 である。財政支出は 1950 年代から今日まで経済状況や財政赤字によって大きく変動してきた。本章の推計結果からはそれらをおある程度説明できた。しかしながら結果の全てを時系列の面からのみ説明するのは難しい。そこで筆者は推計結果全ての期間を通して財政支出に影響を及ぼしている経済変数はないかいくつかデータを検証し、「GDP に対する財政支出の割合(以下財政支出の規模)」に着目する。財政支出の効果と財政支出の規模の関係にはパターンが見出され、そのパターンに従って財政支出の効果が三つのグループに分けられることが分かった。2000 年代後半の推計結果が含まれるグループ I は財政支出の規模の増加に関わらず財政支出の効果に変化のないグループであり、2000 年代前半が含まれるグループ II は財政支出の規模が増加すると財政支出の効果が小さくなるグループ、1950 年代から 2000 年代初頭と推計結果の多くを含むグループ III は財政支出の規模が増加すると財政支出の効果が大きくなるグループである。以上から財政支出の効果を分析するには財

政支出の規模を考慮することが重要であることが分かった。

## 第1章 多変量 ARCH モデルを用いた共通通貨 EURO 導入効果の分析

### 1-1 序論

本章は多変量 ARCH モデルを用いて、共通通貨 EURO 導入後における最適通貨圏の内生性を実証分析する。本章の結果ある一定の条件を満たす国において共通通貨導入によって最適通貨圏の内生性が満たされることが認められた。この結果は今後最適通貨圏を導出する国にとって重要な意味をもつ。

一般に通貨は各国単位で定められている。しかし単一通貨を国家単位と同義にする必要はないとし、最適な単一通貨圏の導出を試みるのが最適通貨圏に関する研究である。この最適通貨圏を実際導入したのが EURO である。最適通貨圏の研究は大きく二つに分けられる。共通通貨導入の基準を議論した最適通貨圏理論と共通通貨導入後事後的に最適通貨圏の基準が満たされるとする、最適通貨圏の内生性に関する議論である。前者が最適通貨圏は共通通貨導入以前に定められるべきとするのに対し、後者は共通通貨導入以後内生的に定められるとしている。以下これら二つの先行研究を俯瞰したい。

最適通貨圏理論は Mundell(1961)によって定義された。彼は労働や資本など生産要素の流動性の高さに依拠した共通通貨圏の導入を提唱した。この論文により本格的な最適通貨圏の議論がなされるようになる。Ingram(1962)は金融市場統合の側面から、McKinnon(1963)は経済開放度の側面から、それぞれ最適通貨圏を定義した。これらの先行研究によって、共通通貨制度を維持するための必要条件が理論的に示された。共通通



貨制度を導入することは導入国間が固定為替相場制となることを意味しており、独自の金融政策を行うことが不可能となる。具体的に域内二カ国において突然の総需要の変化（以下需要ショックと呼ぶ）により一時的に両国の総需要が長期均衡水準から非対称的に乖離が生じた場合、両国の総需要を長期均衡水準に戻すため非対称的需要ショックの緩和が必要となってくる。域内国間で労働や資本が流動的であればそれらの移動によってショックが緩和される。また同様に経済が開放的であれば輸出・輸入によって需要ショックの緩和が可能となると示された。

実証分析では Bayoumi and Eichengreen(1992)<sup>5</sup>が挙げられる。彼らは VAR(Vector Auto Regression)モデルを用いることによって経済ショックを産出量に短期的な影響を及ぼす需要ショックと恒久的な影響を及ぼす総供給の変化（以下供給ショックと呼ぶ）とに分け、EU 域内国と域外国の両ショックの効果の類似性を比較している。その結果 EU 周辺国(イギリス、イタリア、アイルランド、ポルトガル、スペイン)に比べ EU コア国(ドイツ、フランス、ベルギー、ルクセンブルク、オランダ、デンマーク)の方がショックの相関は高いという結果を導き出した。ショックの相関が高ければ同一の金融政策を用いての需要・供給ショックの緩和政策が可能となる。

---

<sup>5</sup> 生産高( $\Delta y_t$ )と価格( $\Delta p_t$ )の二変数構造的 VAR を使い、ショックの対称性をアメリカと EC

と比較した。モデルは 
$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ \Delta p_t \end{bmatrix} = \sum_{i=0}^{\infty} L^i \begin{bmatrix} a_{11i} & a_{12i} \\ a_{21i} & a_{22i} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{dt} \\ \varepsilon_{st} \end{bmatrix}$$
 となっている。  $\varepsilon_{dt}$  と  $\varepsilon_{st}$  はそれぞれ需

要と供給ショックである。この論文ではショックに対する調整は EC よりもアメリカの方が速いという推計結果が得られている。これをさらに東アジアに適用して実証分析を行ったものに Zhang, Sato and McAleer (2003)がある。かれらは東アジア地域において共通通貨体制を取ることは部分的には可能性があるが、現段階では共通通貨導入を強く支持するものではないという結論に達している。

以上先行研究から、共通通貨導入国において、なんらかの経済ショックが起こった場合、域内国の実体経済のファンダメンタルズに対してその効果が対称的である必要があることが分かる。各国はショックが自国に与えた実体経済のファンダメンタルズへの負の効果に対して、独自の金融政策が行えないためである。ショックが各国の実体経済のファンダメンタルズに与えた負の効果を同一の金融政策によって緩和するためには、域内において実体経済のファンダメンタルズの相関が高い必要がある。以上理論面からも実証面からも共通通貨導入にあたっては実体経済のファンダメンタルズの相関が高い事が必要条件であるとし、最適通貨圏基準の外生性についての研究が今日まで多くなされてきた。

他方、最適通貨圏基準の内生性についての議論が近年盛んに行われている。これは通貨統合によって域内の為替リスクが消失し、共通通貨圏内における相互貿易が拡大し、景気循環が同調するとするものである。しかしながら最適通貨圏の内生性に関する議論は未だ十分になされているとは言い難い。Frankel and Rose(1998)では、Gravity model を用いて最適通貨圏の内生性について実証分析している。彼らは国家間の貿易開放度が高まれば景気循環の相関も事後的に高まることを示し、このことから最適通貨圏の基準が共通通貨導入によって事後的に満たされるとした。この他 Artis(2003)、Babetski(2004)、Silvester and Mendonsa(2007)、Gouveia and Correia(2008)によって最適通貨圏の内生性について検証されている。これらの先行研究は GDP データを用い共通通貨導入によって景気循環がシンクロナイズしたか否かについて実証分析を行っている。結果は全ての研究に

において概ねシンクロナイズは進んだとしており、Gouveia and Correia(2008)は景気循環の大きさが経済規模の大きさによって異なるとしている。また Artis(2003)は推計結果から EURO 圏内におけるシンクロナイズよりも EURO 圏外の経済大国アメリカ、日本とのシンクロナイズが進んでいることから、景気循環のシンクロナイズは最適通貨圏の内生性よりも経済のグローバル化により進んでいることを示した。これらの研究の問題点として、①最適通貨圏の内生性が存在するか否かについて明確な回答が得られていない点、②推計結果が有意でないものが目立つ点、③EURO 導入以前のデータ数が充実しているが、EURO 導入以降のデータ数が少ない点が挙げられる<sup>6</sup>。背景には EU が共通通貨 EURO を導入したのは 2002 年のことであり、時系列分析に耐えうる量のサンプル数を有した経済変数が少ないことがある。そこで筆者は、EURO 導入から今日までに十分な時系列のデータ数を有する日次の株価データを用いることによって上述の問題を解決した。本章では株価は GDP をはじめとする経済のファンダメンタルズを反映して動くと仮定し、最適通貨圏の内生性についての実証分析を行う。

本章同様株価データを用いて共通通貨導入による経済効果を分析した先行研究として Fratzscher(2001)が挙げられる。Fratzscher は、1986 年から 2000 年にかけての EU 域内国(オーストリア、ベルギー、フィンランド、フランス、ドイツ、イタリア、オランダ、スペイン)と、EURO 圏全体<sup>7</sup>、アメリカの株価の収益率を用いて多変量 GARCH モデルを推計した。そして株価の収益率の相関とボラティリティの相関を求め、金融市場統合

---

<sup>6</sup> 最新のデータは Gouveia and Correia(2008)の 2004 年

<sup>7</sup> 日次の株価収益率データに各国の株価時価総額をウェイト付けし、加重平均を取ったものを用いている。

の分析を行っている。Fratzscher モデルの詳細は、本章のモデルと合わせて 1-2 節で詳しく言及する。この他に Hardouvelis et al (2006)では、多変量 GARCH モデルを用いて、1992 年から 1998 年にかけての EU 域内国間における株式市場統合の進展の程度を推計し、多くの国々で共通通貨 EURO 導入に向けて株式市場の統合は進んだとする結果を導き出している。このように株式データを用いた時系列分析は行われているものの、それらは EURO 導入国において EURO のみが法的紙幣・通貨となった 2002 年以前のデータを用いている。加えてその目的は金融市場統合の進展についての分析であり、最適通貨圏の内生性に焦点を当てて分析しているわけではない。

本章では推計に Fratzscher(2001)を参考に金融変数である株価の時系列特性を推計するのに適した ARCH モデルを拡張した多変量 ARCH モデルを採用する<sup>8</sup>。データは EURO 導入国の EURO 圏全体、アメリカ合衆国のデータを用いる。アメリカ合衆国のデータを導入した理由は次の通りである。EU 域内国において株価変化率の相関が高まった場合、その理由は二種類考えうる。第一は EU 域内国間での株価変化率の相関が高まった事を意味しているケースである。第二は世界の金融市場の統合が進展していることを意味しているケースである。この点を検証するために、世界の株価としてアメリカの株価データを代用する。

本章はデータを三つの期間に分けて推計を行う。これは共通通貨 EURO 導入が三つの段階に分けられることと関係している(表 1A,B)。

---

<sup>8</sup> ARCH モデルに関しては Engle(1982) 参照。

表 1 A

EC(European Communities)、EU(European Union)の発展経緯と基本条約<sup>9</sup>

1952年	欧州石炭鉄鋼共同体(ECSC; European Coal and Steel Community)発足
1958年	欧州原子力共同体(EAEC、EURATOM ; European Atomic Energy
1967年	上記三共同体がEC(European Communities)として統合
1968年	関税同盟完成
1971年	経済通貨同盟構想(ウエルナー構想)
1979年	欧州通貨制度(EMS; European Monetary System)の設立 新たな欧州通貨単位ECU(European Currency Unit)[1]を導入 為替相場メカニズムはERM(Exchange Rate Mechanism)[2]を導入
1987年	単一欧州議定書(Single European Act) 域内市場完成の目標期限設定、経済通貨同盟(EMU; Economic of Monetary Union)明記
1989年	通貨同盟に関する報告(ドロール報告)
1990年	欧州通貨統合(EMU)第一段階 域内市場統合の促進 ・人、物、サービスの移動 ・中央銀行総裁会議の機能促進
1992年	域内市場完成
1993年	欧州連合条約 / マーストリヒト条約発効 《マーストリヒト条約におけるEMU参加条件》 ・ 消費者物価上昇率が最も安定している3カ国の平均から1.5%以内にあること。 ・ 長期国債金利が最も消費物価上昇率が低い3カ国の長期国債金利の平均から2%以内であること。 ・ 毎年の財政赤字の対国内総生産(GDP)の比率が3%以内、 累積公的債務の対GDP比率が60%以内であること。 ・ 為替相場が少なくとも過去2年間、欧州通貨制度(EMS)の為替相場メカニズム(ERM)の通常変動幅内にあり、切り下げのないこと。 以上の条件が達成されたかを1997年の統計に基づきチェックしEMU参加を判断。
1994年	欧州通貨統合(EMU)第二段階 マクロ経済政策の協調強化 ・ 経済収斂基準の達成 ・ 欧州通貨機構(EMI)の創設
1999年	欧州通貨統合(EMU)第三段階：単一通貨EURO導入 経済通貨統合の促進 ・ 単一通貨EUROの導入 ・ 欧州中央銀行(ECB)による金融政策の実施
2002年	EURO導入国においてEUROのみが法的紙幣・通貨となる

表 1 B

## 各国の EURO 導入年

<ul style="list-style-type: none"> <li>2002年EURO導入国；</li> </ul>
ドイツ連邦共和国、オランダ王国、オーストリア共和国、ベルギー王国、ルクセンブルク大公国、フランス共和国、イタリア共和国、スペイン、ポルトガル共和国、アイルランド、フィンランド共和国、ギリシャ共和国
<ul style="list-style-type: none"> <li>2007年EURO導入国；</li> </ul>
スロベニア共和国
<ul style="list-style-type: none"> <li>2008年EURO導入国；</li> </ul>
キプロス共和国、マルタ共和国
<ul style="list-style-type: none"> <li>2009年EURO導入国；</li> </ul>
スロヴァキア共和国
<ul style="list-style-type: none"> <li>2011年EURO導入国；</li> </ul>
エストニア共和国

<sup>9</sup> 羽森(2002)、『EU 経済と日・EU 経済関係』外務省経済局経済統合体課を参考に作成。

本章の全サンプル期間は 1994/1/1 から 2008/8/6 である。この期間を共通通貨 EURO が全く導入されていない期間、各国が EURO による外国為替業務を開始した期間、各国紙幣・貨幣の法的地位が完全に抹消された期間の三つのサブサンプルに分け、それぞれの推計結果を比較検証する。2002 年 3 月に各国の法的紙幣・貨幣が EURO に統一された第三段階以降のデータを用いることによって、EU において共通通貨が導入されたことによる経済効果が分析可能となる。

本章の構成は以下の通りである。1-2 節では、本章で用いられる多変量 ARCH モデルについて紹介し、用いるデータに関して説明する。さらにモデルを推計する前に簡単に EU 域内国の株価変化率の相関について分析する。1-3 節では、モデルの推計結果を報告する。最後に 1-4 節で結論と今後の課題を述べる。

## 1-2 多変量 ARCH モデルによる分析

### 1-2-1 モデル

本章では前述の Fratzscher(2002)モデルに依拠しつつ、EURO 導入国の株価変化率と EURO 圏全体の株価変化率の相関とボラティリティの相関を実証分析する。

まず本章のモデルを説明する前に先行研究である Fratzscher(2002)の多変量 GARCH モデルについて紹介する。

Fratzscher(2002)によって推計される式は以下のように表される。

$$\mathbf{r}_{j,t} = \begin{bmatrix} r_{i,t} \\ r_{E,t} \\ r_{U,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_{ii} & \beta_{iE} & \beta_{iU} \\ 0 & \beta_{EE} & \beta_{EU} \\ 0 & \beta_{UE} & \beta_{UU} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mathbf{X}_{i,t-1} \\ \mathbf{X}_{E,t-1} \\ \mathbf{X}_{U,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & \gamma_{iE,t-1} & \gamma_{iU,t-1} \\ 0 & 0 & \gamma_{EU,t-1} \\ 0 & \gamma_{UE,t-1} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{E,t} \\ \varepsilon_{U,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{E,t} \\ \varepsilon_{U,t} \end{bmatrix} \quad (1)$$

ここでベクトル  $r_t$  の各要素は  $t$  期の株価収益率を表している。また添え字  $i$  はある特定の EU 域内国<sup>10</sup>を、 $E$  は EURO 圏全体を、 $U$  はアメリカをそれぞれ表す。Fratzscher(2002)では株価は人々の期待を反映して動くとしている。EURO 圏全体の株価収益率に関しては、各国の株価時価総額で株価収益率をウェイト付けし加重平均したものが用いられている<sup>11</sup>。右辺の説明変数については Fratzscher(2002)は既存文献を参考にして<sup>12</sup>  $\mathbf{X}' =$  (超過収益率、短期利子率、金利の期間構造、配当)とする。ここではこれらを一括して「市場要素」と呼ぶことにする。(1)式は次のことを意味している。EU 域内国の株価収益率( $r_{i,t}$ )は自国の過去の市場要素、EURO 圏全体の過去の市場要素、アメリカの過去の市場要素、さらに自国の過去の金融ショック( $\varepsilon_{i,t}$ )、EU 域内全体の金融ショック( $\varepsilon_{E,t}$ )、アメリカ経済の金融ショック( $\varepsilon_{U,t-1}$ )によって説明づけられる。同様に EURO 圏全体の株価収益率( $r_{E,t}$ )は、EURO 圏全体の過去の市場要素、アメリカの過去の市場要素、さらに過去のアメリカの金融ショックによって説明づけられる。ここで行列  $\beta$  のゼロ制約より、前期の各国の市場要素は EURO 圏全体の株価収益率に影響を与えないと仮定されていることに注意されたい。また行列  $\gamma$  のゼロ制約より、各国固有のショックは EU 圏全体の株価収益率に影響されないと仮定されている。アメリカの株価収益率( $r_{U,t}$ )は EURO 圏全体

<sup>10</sup> この場合オーストリア、ベルギー、フィンランド、フランス、ドイツ、イタリア、オランダ、スペインといった EURO 導入国。

<sup>11</sup> 詳細については次節のデータを参照。

<sup>12</sup> Harvey(1991)、Ferson and Harvey(1993)、De Santis and Gerard(1997)

の過去の市場要素、アメリカの過去の市場要素、さらに EURO 圏全体の金融ショックによって説明づけられるとし、行列  $\beta$  に 0 制約を置いている。

次に、Fratzscher(2002)は(1)式の誤差項の分散を以下のように設定する。

$$\sigma_{\varepsilon,j,t}^2 = \begin{bmatrix} \sigma_{\varepsilon,i,t}^2 \\ \sigma_{\varepsilon,E,t}^2 \\ \sigma_{\varepsilon,U,t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{i0} \\ \alpha_{E0} \\ \alpha_{U0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_i \sigma_{\varepsilon,i,t-1}^2 \\ \alpha_E \sigma_{\varepsilon,E,t-1}^2 \\ \alpha_U \sigma_{\varepsilon,U,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{ii} \varepsilon_{i,t-1}^2 \\ \alpha_{EE} \varepsilon_{E,t-1}^2 \\ \alpha_{UU} \varepsilon_{U,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & \alpha_{iE} & \alpha_{iU} \\ 0 & 0 & \alpha_{EU} \\ 0 & \alpha_{UE} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{i,t}^2 \\ \varepsilon_{E,t}^2 \\ \varepsilon_{U,t-1}^2 \end{bmatrix}$$

この式から条件付分散は、自らの過去の値と過去のショックの自乗、さらに今期のショックの自乗から構成されていることが分かる。アメリカのショックのみ前期のショックが今期の条件付分散に対して影響しているのは、アメリカの株式市場が開いている時間とヨーロッパの株式市場が開いている時間にはタイムラグが存在するためである。

Fratzscher(2002)は最尤推定する際に推計するパラメータを減らすため、統計的にほとんど有意でない係数  $\alpha$  に 0 制約を課した。

上述のように Fratzscher(2002)では多変量 GARCH モデルをセットアップし、その推計結果から EU 地域の金融市場統合の進展について分析を行っている。

本章は前述の Fratzscher モデルを参考に、多変量 ARCH モデルを導入し、最適通貨圏の内生性についての分析を行う。Fratzscher(2002)は、金融市場統合の進展を分析目的とし EURO 導入国、EURO 圏全体、アメリカの 1986 年から 2000 年にかけての日次の株価収益率データを用いているが、本章の目的は、共通通貨 EURO 導入によって、最適通貨圏の内生性が検証されたか否かについての実証分析を行うことである。このため、Fratzscher(2002)と異なり、本章では以下のようにデータとモデルを設定する。EURO 導



入前と後を比較するため 1994 年から 2008 年の日次の株価変化率データを用いる。この時ドルの影響を除くため、EURO 導入国においては各国通貨建ての株価をデータとして用いる。さらにこのサンプル期間を EURO 導入の段階に合わせて三つのサブサンプルに分割し、比較分析する。また本章では Fratzscher(2002)では言及されていない、推計結果の有意性についても明記する。

推計するモデルは(2)式のように表される。最適通貨圏の内生性について検証するため行列  $\beta$  にいくつか 0 制約を設ける。

$$\begin{bmatrix} i_t \\ EU_t \\ US_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & \beta_1 & \beta_2 \\ \beta_3 & 0 & \beta_4 \\ 0 & \beta_5 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} i_t \\ EU_t \\ US_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{i,t} \\ \varepsilon_{EU,t} \\ \varepsilon_{US,t} \end{bmatrix} \quad (2)$$

ここで  $i_t$  は  $t$  期の EURO 導入国の株価変化率、 $EU_t$  は  $t$  期の EURO 導入地域国全体の株価変化率、 $US_t$  は  $t$  期のアメリカの株価変化率を表す。本章では筆者の採取可能なデータ制約上、先行研究で用いられた株価収益率ではなく、株価変化率をデータとして採用する。

(2)式では、 $i$  国の株価変化率( $i_t$ )は EURO 地域全体と経済大国アメリカの株価変化率から説明されると定義づける。同様に、EURO 圏全体の株価変化率( $EU_t$ )は  $i$  国とアメリカの株価変化率( $US_{t-1}$ )から影響を受けるとし、アメリカの株価変化率は EURO 圏全体の株価変化率から影響を受けるとする。この時アメリカの株式市場と EURO 圏内の株式市場が開くタイミングに時差が存在するためアメリカのデータは  $t-1$  期のものを用いる。今回分析した期間 1994 年から 2006 年にかけて EURO 導入国の株価のショックによって

世界の株価が影響を受けるような事象は確認されていない。そこで今回、アメリカの株価変化率は EURO 圏全体の株価変化率からのみ影響を受けるとした。

次に(2)式の誤差項の分散が以下のような ARCH 過程に従うとする。

$$\sigma_{\varepsilon,j,t}^2 = \begin{bmatrix} \sigma_{\varepsilon,i,t}^2 \\ \sigma_{\varepsilon,EU,t}^2 \\ \sigma_{\varepsilon,US,t}^2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{i0} \\ \alpha_{EU0} \\ \alpha_{US0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{ii} \varepsilon_{i,t-1}^2 \\ \alpha_{EE} \varepsilon_{EU,t-1}^2 \\ \alpha_{UU} \varepsilon_{US,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0 & \alpha_{i,EU} & \alpha_{i,US} \\ \alpha_{EU,i} & 0 & \alpha_{EU,US} \\ 0 & \alpha_{US,EU} & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{i,t}^2 \\ \varepsilon_{EU,t}^2 \\ \varepsilon_{US,t-1}^2 \end{bmatrix} \quad (3)$$

$$\varepsilon_{j,t} \mid \Omega_{j,t-1} \sim N(0, \sigma_{\varepsilon,j,t}^2)$$

(3)式に見られるように、 $t$ 期における EURO 導入国の株式市場におけるショックの分散( $\sigma_{\varepsilon,i,t}^2$ )は、前期の自国のショックの自乗( $\varepsilon_{i,t-1}^2$ )と、今期の EURO 地域全体の株式市場におけるショックの自乗( $\varepsilon_{EU,t}^2$ )さらに前期のアメリカの株式市場におけるショックの自乗( $\varepsilon_{US,t-1}^2$ )によって説明されるものと仮定されている。一方、EURO 地域全体の株式市場におけるショックの分散( $\sigma_{\varepsilon,EU,t}^2$ )は、前期の自身のショックの自乗と、前期の  $i$ 国とアメリカの株式市場におけるショックの自乗のみの関数となっている。さらに今期のアメリカ株式市場におけるショックの分散( $\sigma_{\varepsilon,US,t}^2$ )は、前期の自身のショックの自乗と前期の EURO 圏の株式市場のショックの自乗から構成されるとする。ラグは Fratzscher(2002)を参考に 1 とする。

最後に対数尤度関数の(4)式を用いて、多変量 ARCH モデルを最尤推定する。

$$L(\theta) = -\left(\frac{1}{2}\right) \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \left( \log \left| \Sigma_{\varepsilon,j,t} \right| + \varepsilon_t' \Sigma_{\varepsilon,j,t}^{-1} \varepsilon_t \right) \quad (4)^{13}$$

<sup>13</sup>  $\left| \Sigma_{\varepsilon,j,t} \right| = \sigma_{\varepsilon,i,t}^2 * \sigma_{\varepsilon,EU,t}^2 * \sigma_{\varepsilon,US,t}^2$

本章では次の2つのパラメータの推計結果に特に注目する。まずEURO導入国の株価変化率がEURO圏全体の株価変化率から受ける影響の強さに関して分析するため、 $\beta_1$ の推計結果に注目する。 $\beta_1$ の値が時間とともに増加していれば、EURO導入国の株価変化率とEURO圏全体の株価変化率の関係性が高くなっているということである。共通通貨導入以前と以後を比較し、EURO圏全体の株価変化率が共通化導入国の株価変化率に大きく影響を及ぼすようになっていることが確認されれば、最適通貨圏の内生性の十分条件が満たされたと言えるだろう。次に、EURO導入国の株価変化率とEURO圏全体の株価変化率のボラティリティの関係を見るには $\alpha_{iE}$ の推計結果を見ればよい。

### 1-2-2 データ

共通通貨EURO導入国は2011年現在17カ国に上る。このうち2002年から自国の法的紙幣・貨幣をEUROのみとした国は、ドイツ、オランダ、ベルギー、ルクセンブルク、フランス、イタリア、スペイン、ポルトガル、アイルランド、フィンランド、ギリシャの11カ国である。その後2007年にスロベニア、2008年にキプロス、マルタ、2009年にスロヴァキア、2011年にエストニアがそれぞれEUROを導入している。本章では、EUROを導入している国として以下の10カ国のデータを採用する；オーストリア、ベルギー、フィンランド、フランス、ドイツ、ギリシャ、アイルランド、オランダ、ポルトガル、スペイン(アルファベット順)。これらの国々を採用する理由は、後述するサンプル期間

---


$$\varepsilon_i' \sum_{\varepsilon,j,t}^{-1} \varepsilon_t = \varepsilon_{i,t} * \varepsilon_{i,t} * \sigma_{\varepsilon,i,t}^2 + \varepsilon_{EU,t} * \varepsilon_{EU,t} * \sigma_{\varepsilon,E,t}^2 + \varepsilon_{US,t} * \varepsilon_{US,t} * \sigma_{\varepsilon,U,t}^2$$

で筆者が採れた日次の株価指数データがこれら 10 カ国のものであったためである<sup>14</sup>。これらに加え、EU 域外国としてアメリカのデータを採用する。推計結果から、EU 域内国の株価変化率が EURO 圏全体の株価変化率とアメリカの株価変化率から同程度の影響を受けるか、若しくは後者の影響が前者以上に大きくなった場合、世界の金融市場の統合が進展したとも考えられる。この場合、共通通貨 EURO 導入によって最適通貨圏の内生性が認められたとは一概に言えないことになる。

株価指数としては、オーストリアは ATX 指数、ベルギーは BEL20 指数、フィンランドは OMX ヘルシンキ指数、フランスは CAC40 指数、ドイツは DAX 指数、ギリシャはアテネ総合指数、アイルランドは ISEQ 全株指数、ポルトガルはリスボン BVL 総合指数、スペインは IBEX35 指数、オランダは AEX 指数、EURO 採用圏内はユーロ・ストックス 50 指数、アメリカは S&P500 指数を採用する。

---

<sup>14</sup> 出所：Bloomberg

図1 各国の株価指数

・ ATX 指数 / Austrian Traded Index in EUR

オーストリア ATX 指数は、ウィーン証券取引所上場の流動性が最も高い銘柄からなる時価総額加重平均指数である。指数値計算には浮動株を使用。1991年1月2日を1000として算出されている。

・ BEL20 指数

ベルギー BEL20 指数は、ブリュッセル証券取引所上場のベルギー企業株のうち時価総額、流動性の上位20銘柄からなる時価総額加重平均指数である。指数値計算には浮動株を使用している。1991年1月1日を基準日とし、その日の時価総額を1000として算出される。

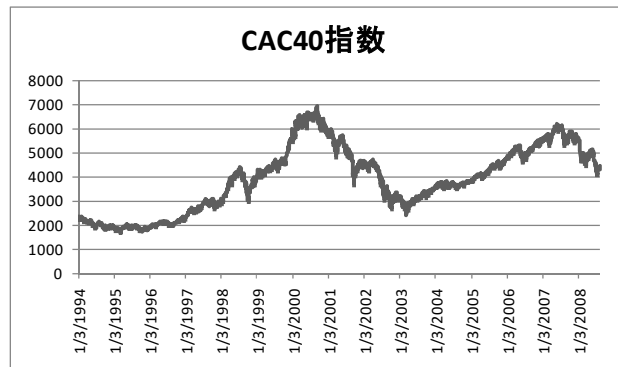


・ OMX ヘルシンキ指数 / Optionsmäklarna/Helsinki Stock Exchange Helsinki Index

フィンランド OMX ヘルシンキ指数は、ヘルシンキ証券取引所上場の全銘柄からなる時価総額加重平均指数である。構成銘柄は広く選定され、GICS 業種分類に基づいて10の業種別指数に区分されている。1990年12月28日を1000として算出される。(旧名:フィンランド HEX 総合指数)

・ CAC40 指数 / Cotation Assistée en Continu 40 Index

フランス CAC40 指数は、パリ証券取引所上場の40銘柄で構成される調整時価総額加重平均指数である。構成銘柄は、サイズと流動性の観点から極めて狭義に選定されている。1987年12月31日を1000として算出される。2003年12月1日以降、指数時価総額は浮動株を用いて算出されている。

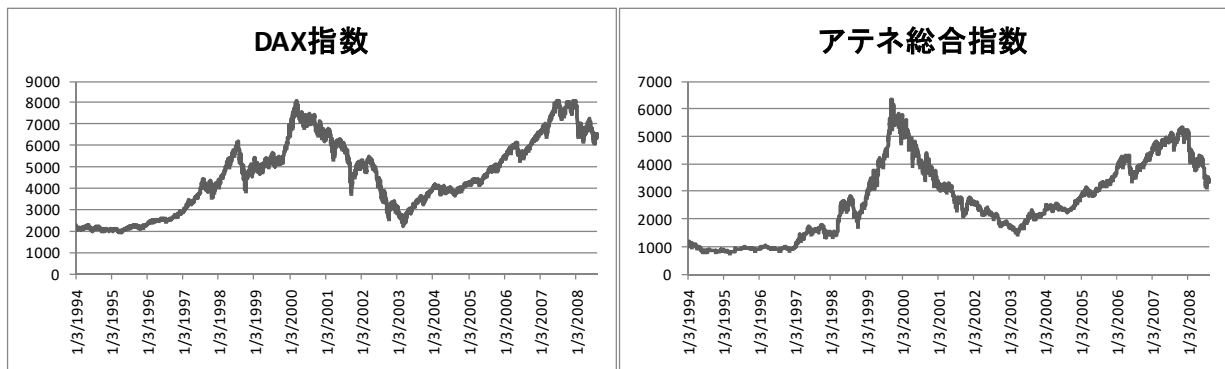


- **DAX 指数 / Deutscher Aktien Index**

ドイツ **DAX 指数**は、フランクフルト証券取引所上場のドイツ企業のうち優良 30 銘柄を対象としたトータルリターン指数である。指数値計算には浮動株を使用。1987 年 12 月 31 日を基準日とし、その日の時価総額を 1000 として算出される。1999 年 6 月 18 日以降、DAX 指数算出には XETRA (電子取引)の価格のみが用いられている。

- **アテネ総合指数**

ギリシャ **アテネ総合指数**は、アテネ証券取引所上場ギリシャ企業株で構成される時価総額加重平均指数である。1980 年 12 月 31 日を基準日とし、その日の時価総額を 100 として算出される。

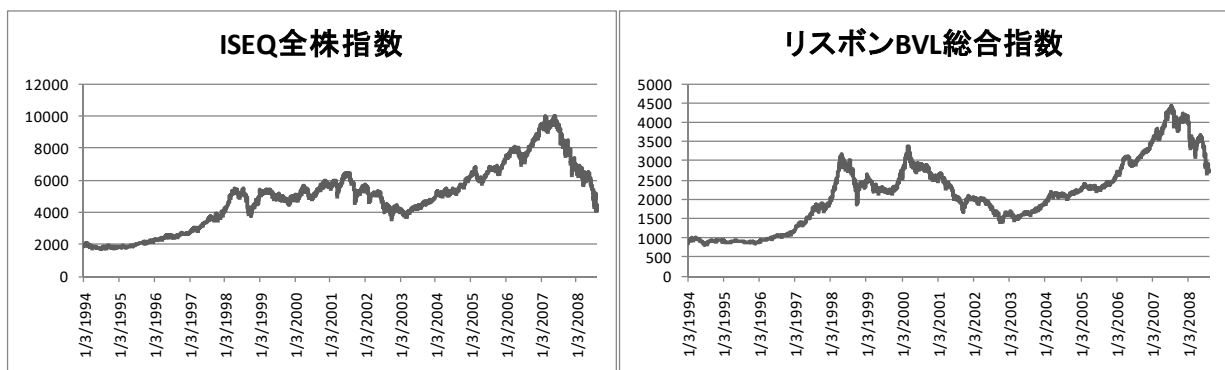


- **ISEQ 全株指数 / Irish Stock Exchange Quotient Index**

アイルランド **ISEQ 全株指数**は、アイルランド証券取引所上場の全銘柄で構成される時価総額加重平均指数である。ただし、英国で法人登録された企業は含まれない。1988 年 1 月 4 日を基準日とし、その日の時価総額を 1000 として算出される。

- **リスボン BVL 総合指数 / Bolsa de Valores de Lisboa General Index**

ポルトガル **リスボン BVL 総合指数**は、リスボン証券取引所(BVL)上場の全銘柄からなる時価総額加重平均指数である。1988 年 1 月 5 日を基準日とし、その日の時価総額を 1000 として算出される。



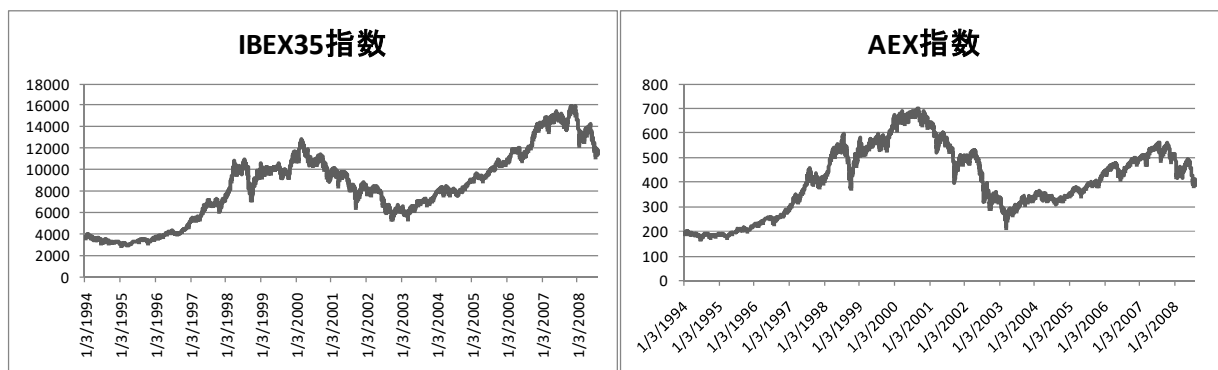
- **IBEX35 指数 / Iberia Index 35**

スペイン **IBEX35 指数**は、スペイン連続時間市場(Spanish Continuous Market)の指標株価指数である。最も流動性の高い 35 銘柄で構成される。証券取引所協会(Sociedad de Bolsas)が指数値を算定、管理、公表する。指数値算出には浮動株を用いる。1989 年 12 月 29 日を 3000 として算

出される。

- ・ **AEX 指数 / Amsterdam Exchange index**

オランダ **AEX 指数**は、アムステルダム証券取引所上場のオランダ指標銘柄で構成される単純加重平均指数である。オランダ ギルダ―固定レートでの調整値も参照可能。ユーロ通貨の導入に伴い **1998 年 12 月 31 日**の旧指数値 **1186.38** が、**1999 年 1 月 4 日**に新指数値 **538.36** に変換された。

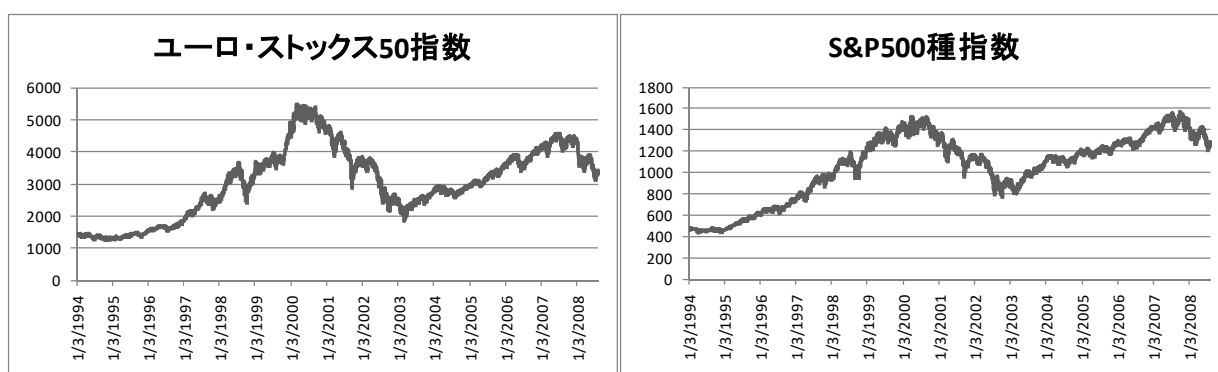


- ・ **ユーロ・ストックス 50 指数 / EURO STOXX 50 (Price) Index**

ユーロ・ストックス **50 指数**は、浮動株に基づく時価総額加重平均指数である。欧州経済通貨同盟 (EMU)加盟国の優良 **50 銘柄**で構成される。各構成銘柄のウェイトは、浮動株に基づく指数時価総額の **10%**を上限とする。1991 年 12 月 31 日を基準日とし、その日の時価総額を **1000** として算出。2009/12/31 の時点での指数構成国のウェイトは大きい順にフランス **35.0%**、ドイツ **26.2%**、スペイン **16.2%**、イタリア **10.7%**、オランダ **5.5%**、フィンランド **2.1%**、ルクセンブルク **1.8%**、ベルギー**1.6%**、アイルランド **0.8%**<sup>15</sup>。

- ・ **S&P500 種指数 / Standard and Poor's 500 Index**

**S&P500 種指数**は、時価総額加重平均指数。全主要業種を代表する **500 銘柄**で構成され、米国経済のパフォーマンスを表す。1941 年から 1943 年の平均を **10** として算出される。



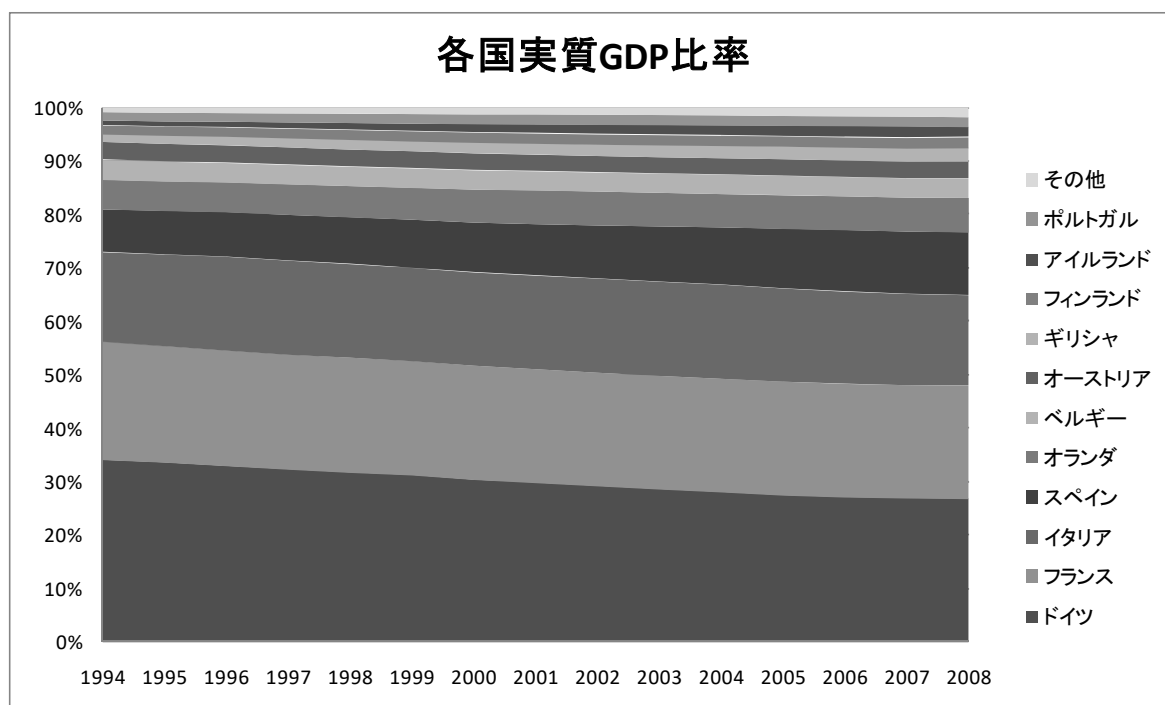
出所 : Bloomberg

<sup>15</sup> STOXX Ltd., EURO STOXX 50 Index factsheet

2009 年のウェイトを載せているのは、論文のサンプル期間に一番近い年のデータとして 2009 年のウェイトデータしか筆者が入手できなかったため。

全て時価総額加重平均指数であり、また各国株価指数は自国の企業銘柄で構成されている。ユーロ・ストックス 50 指数は欧州経済通貨同盟加盟国の優良 50 銘柄で構成される。そのウェイトのうち 8 割以上は大国であるフランス、ドイツ、スペイン、イタリアが占めている。図 2 を見てみると、これら四カ国が EURO 圏内の実質 GDP においても約 8 割のウェイトを占めることが分かる。

図 2 EURO 圏内における各国実質 GDP 比 (%)



「その他」には実質 GDP が高い順に、スロヴァキア、ルクセンブルク、スロベニア、キプロス、マルタを含む。 出所: IMF - World Economic Outlook April, 2011

サンプル期間は 1994/1/1 から 2008/8/6 である。サンプル期間を 2008/8/6 までとした理由は 2008 年 9 月のリーマン・ショックという世界規模で波及した経済ショックの影響を取り除くためである。本章では EURO 導入による最適通貨圏の内生性を検証するため、



このサンプル期間を以下の3つのサブサンプルに分割する<sup>16</sup>。

sub-sample1 : 1994/1/1-1998/12/31

sub-sample2 : 1999/1/1-2002/2/28

sub-sample3 : 2002/3/1-2008/8/6

それぞれのサブサンプルについて説明すると、sub-sample1 は共通通貨 EURO が全く導入されていない期間である。sub-sample2 は各国が EURO による外国為替業務を開始した期間である。1999/1/1 から各国の自国通貨は EURO に固定されている。最後に sub-sample3 は、各国紙幣・貨幣の法的地位が完全に抹消された期間である。2002/3/1 から EURO 導入国における法的紙幣・貨幣は EURO のみとなった。この3つのサブサンプルのデータを用いて前述のモデルを推計し、EURO 導入以前と以後の EU 域内における最適通貨圏の内生性について分析を行う。

### 1-2-3 モデルの推計を行う前に

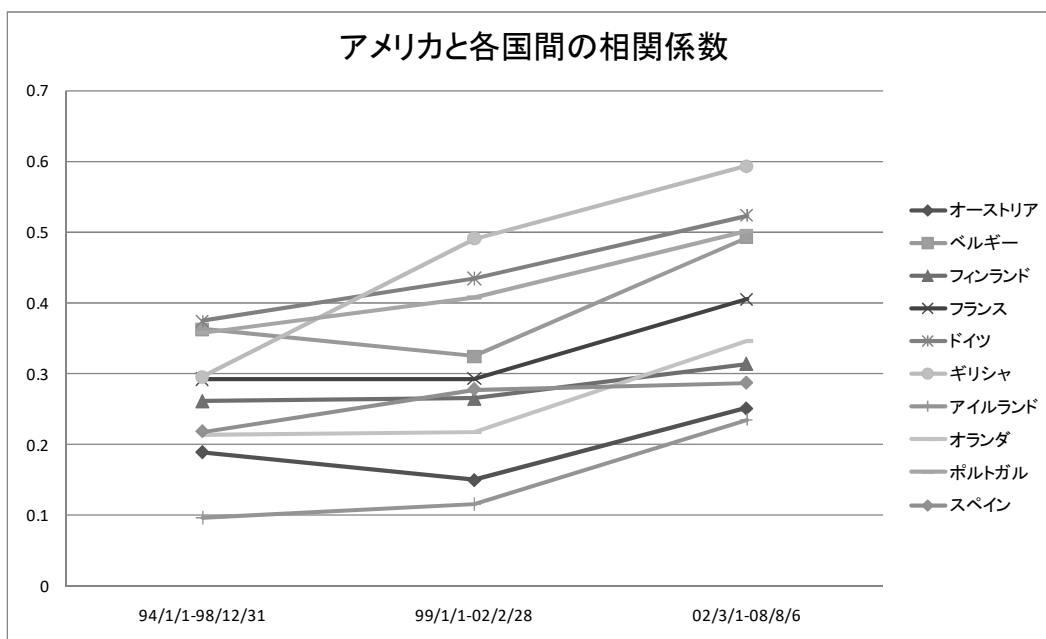
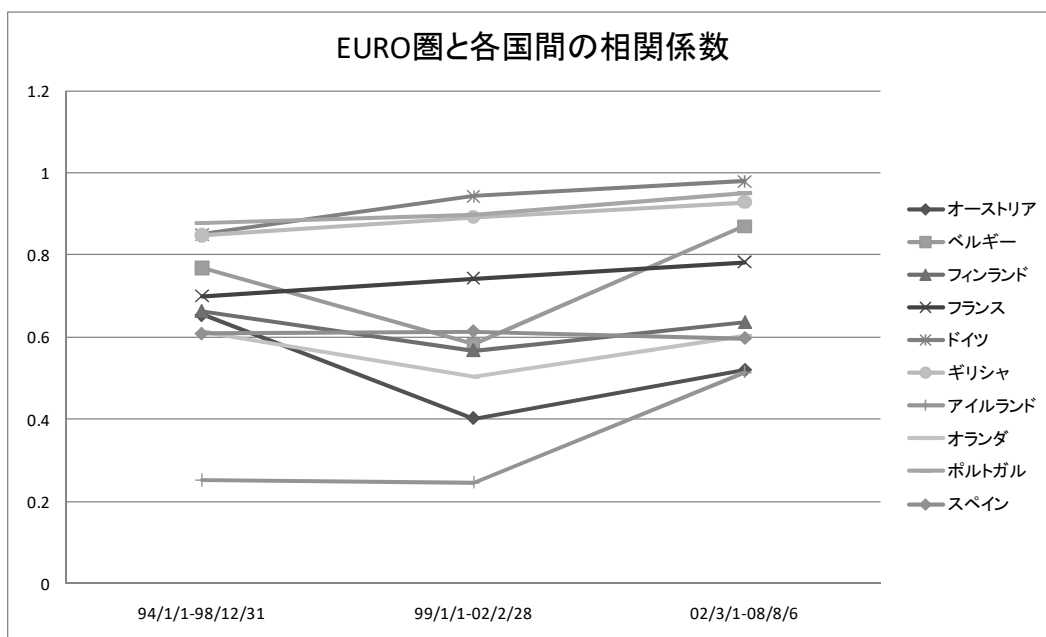
1-2-1 項で求められたモデルを推計する前に、まず EURO 導入以前と以後で EURO 導入国間の株価変化率の相関がどのように変化したかについて簡単に見てみたい。図3では各国の株価変化率と EURO 圏内の株価変化率の相関係数、各国の株価変化率とアメリカの株価変化率の相関係数をそれぞれグラフ化している。

---

<sup>16</sup> データは休日、週末をそのまま推計すると欠損値が膨大な量になってしまう。そのため、どの国も株式市場が休みである週末の土日のみ消去した。さらに本稿の期間中には2001年9月11日のアメリカでのテロ事件など Big event が起きている。しかし、この2001年9月のテロをデータに入れても入れなくても推定結果の係数は小数点第二位まで変わらなかった。よって本稿のモデルは Big event の影響を受けないと考えてよいが、推計にあたって必要データ数としては問題がないので念のためリーマン・ショックの影響を除く2008年8月までのデータを用いた。

図3 EURO圏と各国間の相関係数の変化

以下はEURO導入国とEURO圏の株価変化率の相関係数を求め、グラフ化したものである。EUはEURO圏全体の株価変化率を表す。横軸は期間を表し、1994/1/1-1998/12/31(sub-sample1)はEUROが導入されていない期間、1999/1/1-2002/2/28(sub-sample2)はEUROによる外国為替業務が開始された期間、2002/3/1-2008/8/6(sub-sample3)は各国通貨とEUROが固定され、各国の法的紙幣・通貨がEUROのみとなった期間である。



二つのグラフから、どの国もアメリカと比べ EURO 圏内との相関が高いことが分かる。次に時系列でみてみると、オーストリアは EURO 圏内との相関が sub-sample1 に比べ、sub-sample3 では下がっていることが分かる。しかしながら十カ国中六カ国(ベルギー、フランス、ドイツ、ギリシャ、アイルランド、ポルトガル)では相関係数が大きくなっている。よって EURO 導入国は EURO 圏内との相関が域外国と比べ高く、共通通貨導入によってその相関は高くなったと考えられる。以上の結果から株価が GDP を反映して動くとして仮定すると、共通通貨 EURO 導入によって最適通貨圏の内生性が認められたことが推測される。

### 1-3 推計結果

本節では 1-2-1 項のモデルを推計した結果を検証する。1-2-1 項のモデルにおいて、EURO 圏全体の株価変化率が EURO 導入国の株価変化率へ与える影響の大きさを見るには  $\beta_1$  を、EURO 導入国の株価変化率が EURO 圏全体の株価変化率へ与える影響の大きさを見るには  $\beta_3$  を、EURO 圏全体の株価変化率と EURO 導入国の株価変化率のボラティリティの関係を見るには  $\alpha_{i,EU}$  を見ればよい。株価の変化率だけでなくボラティリティの関係についても分析する理由として、EURO 圏全体の株価変化率にショックが起きた場合、共通通貨導入以前と以後でそのショックが EURO 導入国に引き起こすショックの大きさに変化があったかを比較検証する為である。今回株価は GDP をはじめとする経済のファンダメンタルズを反映して動くとして仮定しているため、この検証は EURO 圏全体の实体经济

済になんらかのショックがあった場合、それが各国にどの程度の大きさのショックを引き起こすかを通貨統合以前と以後で比較すると解釈できる。

$\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\alpha_{i,EU}$ 、 $\alpha_{i,US}$  の推計結果をまとめたものが表 2 であり、さらに横軸を時間軸、縦軸を推計結果としてグラフ化したものが図 3 である。

表2 推計結果

	オーストリア				ベルギー			
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\alpha_{i,EU}$	$\alpha_{i,US}$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\alpha_{i,EU}$	$\alpha_{i,US}$
sub-sample 1	0.0001	-0.0001	0.0000	0.0000	0.0005	-0.0007	0.0000	0.0000
94/1/1-98/12/31	[.978]	[.982]	[1.00]	[1.00]	[.000]	[1.00]	[1.00]	[1.00]
sub-sample 2	0.0001	0.0002	0.0000	0.0000	0.0018	-0.0033	-0.0001	0.0000
99/1/1-02/2/28	[.952]	[.922]	[.723]	[.878]	[.636]	[.435]	[.519]	[1.00]
sub-sample 3	-0.0034	0.0041	0.0001	0.0000	0.6284	0.1223	0.0388	0.0665
02/3/1-08/8/6	[.083]	[.080]	[.151]	[.881]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]

	フィンランド				フランス			
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\alpha_{i,EU}$	$\alpha_{i,US}$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\alpha_{i,EU}$	$\alpha_{i,US}$
sub-sample 1	-0.0005	-0.0019	0.0000	0.0000	0.9230	-0.0931	-0.0083	-0.0054
94/1/1-98/12/31	[.795]	[.453]	[.958]	[1.00]	[.000]	[.000]	[.464]	[.477]
sub-sample 2	0.0009	0.0006	0.0000	0.0000	0.9139	0.0136	0.0112	0.0108
99/1/1-02/2/28	[.728]	[.789]	[.883]	[1.00]	[.000]	[.393]	[.050]	[.138]
sub-sample 3	0.0045	0.0019	0.0000	0.0001	0.9618	0.0363	0.0108	0.0106
02/3/1-08/8/6	[.001]	[.336]	[.878]	[.825]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]

	ドイツ				ギリシャ			
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\alpha_{i,EU}$	$\alpha_{i,US}$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\alpha_{i,EU}$	$\alpha_{i,US}$
sub-sample 1	0.7199	0.1565	0.0906	0.0587	0.0002	-0.0001	0.0001	0.0000
94/1/1-98/12/31	[.000]	[.000]	[.000]	[.004]	[.970]	[.970]	[.117]	[.865]
sub-sample 2	0.9116	-0.0106	0.0063	0.0401	0.0015	0.0019	0.0000	0.0000
99/1/1-02/2/28	[.000]	[.668]	[.626]	[.056]	[.705]	[.661]	[.892]	[.999]
sub-sample 3	0.9927	-0.0211	0.0469	0.0850	-0.0005	0.0037	0.0000	0.0000
02/3/1-08/8/6	[.000]	[.099]	[.000]	[.000]	[.619]	[.099]	[.935]	[1.00]

	アイルランド				オランダ			
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\alpha_{i,EU}$	$\alpha_{i,US}$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\alpha_{i,EU}$	$\alpha_{i,US}$
sub-sample 1	0.0074	0.0057	0.0000	0.0000	0.7569	0.0631	0.0185	0.0315
94/1/1-98/12/31	[.000]	[.000]	[.166]	[.765]	[.000]	[.007]	[.042]	[.006]
sub-sample 2	-0.0009	-0.0001	0.0000	0.0000	0.7491	0.0785	0.0275	0.0109
99/1/1-02/2/28	[.735]	[.936]	[1.00]	[1.00]	[.000]	[.000]	[.005]	[.398]
sub-sample 3	-0.0004	0.0003	0.0000	0.0000	0.9323	0.0994	0.0147	0.0544
02/3/1-08/8/6	[.864]	[.915]	[.958]	[1.00]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]

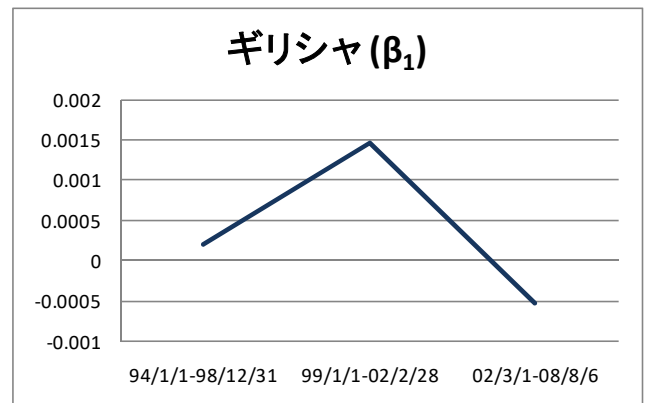
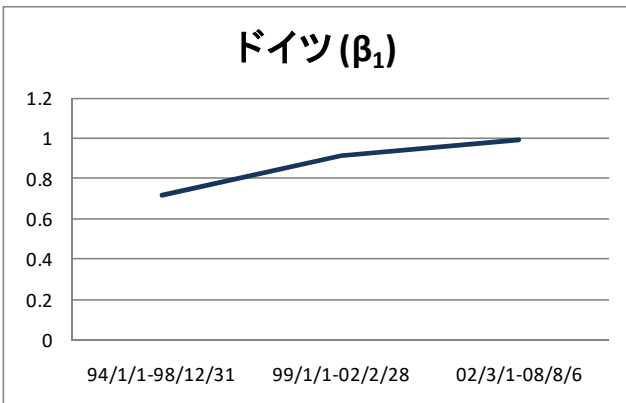
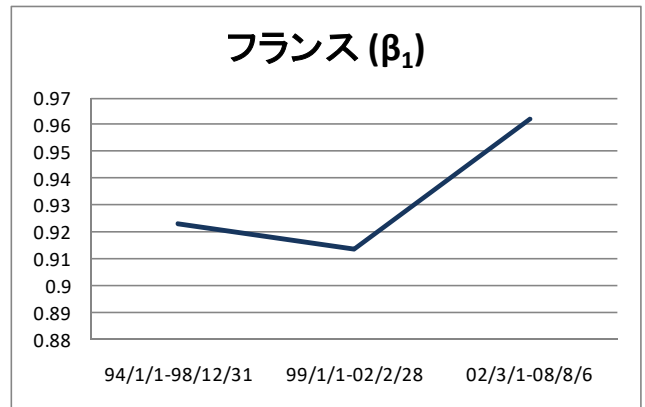
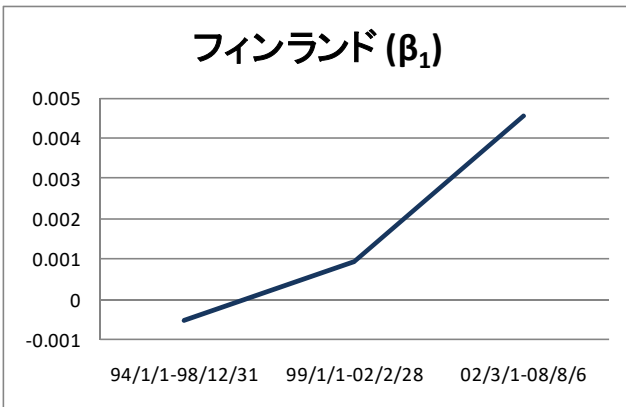
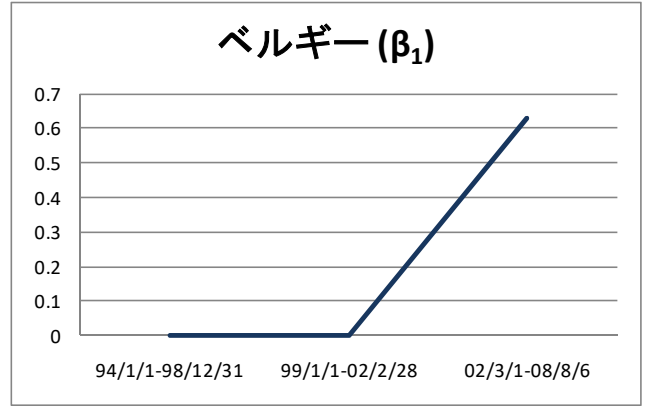
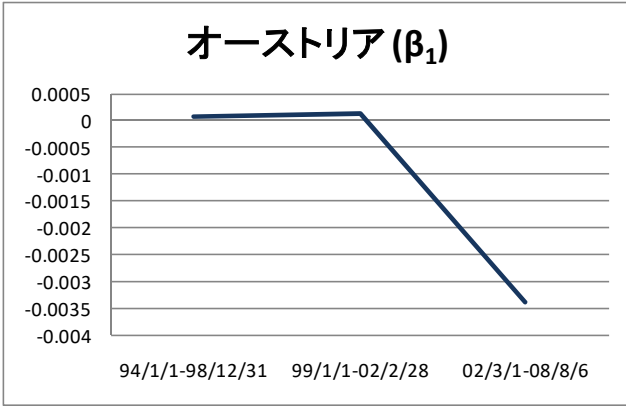
	ポルトガル				スペイン			
	$\beta_1$	$\beta_2$	$\alpha_{i,EU}$	$\alpha_{i,US}$	$\beta_1$	$\beta_2$	$\alpha_{i,EU}$	$\alpha_{i,US}$
sub-sample 1	0.0050	0.0024	0.0000	-0.0005	0.0009	0.0039	0.0000	0.0000
94/1/1-98/12/31	[.514]	[.713]	[.930]	[.030]	[.718]	[.111]	[.792]	[1.00]
sub-sample 2	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.8141	-0.0421	-0.0027	0.0368
99/1/1-02/2/28	[1.00]	[1.00]	[.106]	[1.00]	[.000]	[.148]	[.840]	[.121]
sub-sample 3	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.7441	0.0545	0.0278	0.0338
02/3/1-08/8/6	[.000]	[1.00]	[1.00]	[1.00]	[.000]	[.000]	[.000]	[.000]

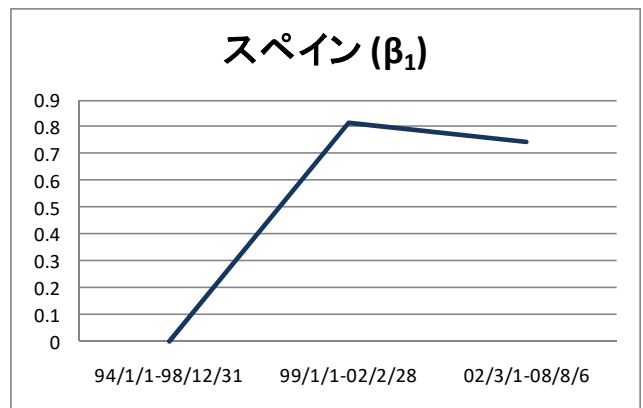
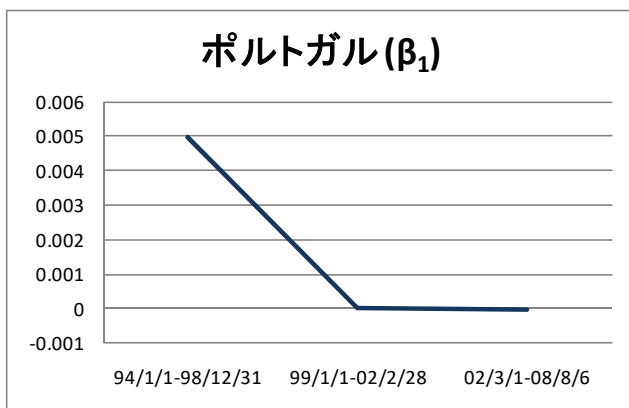
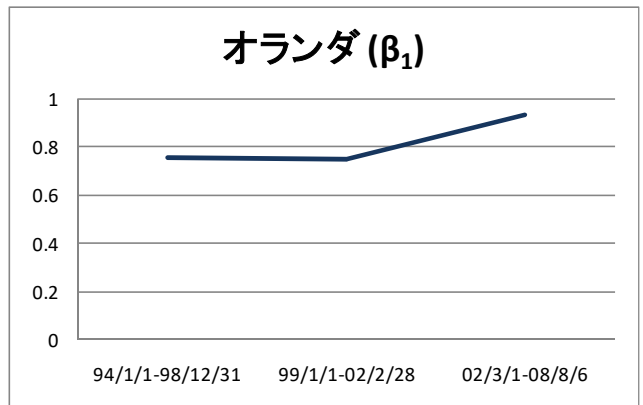
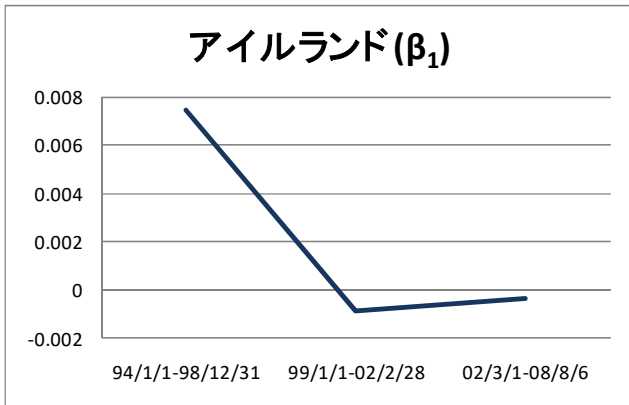
括弧内は  $p$  値。

図4 推計結果

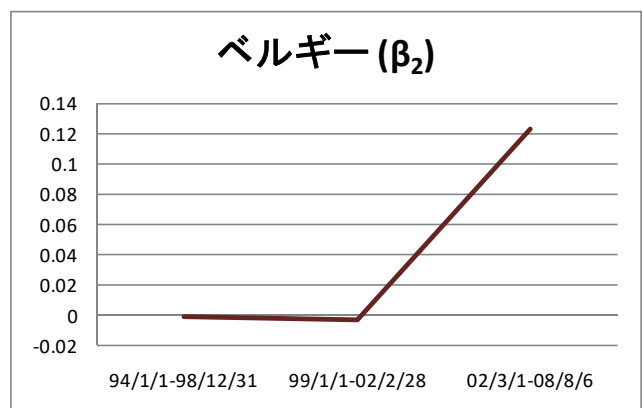
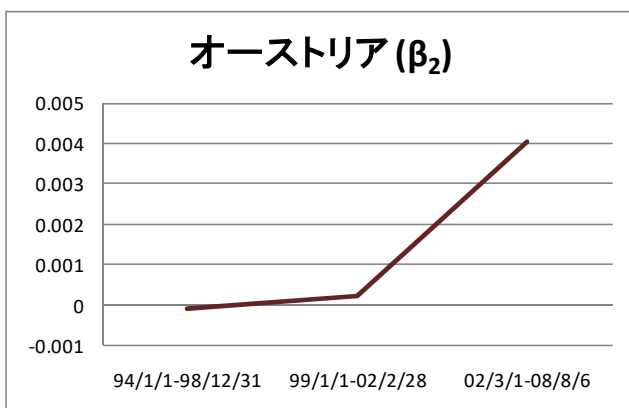
( $\beta_1$ ,  $\beta_2$ ,  $\alpha_{i,EU}$ ,  $\alpha_{i,US}$ )

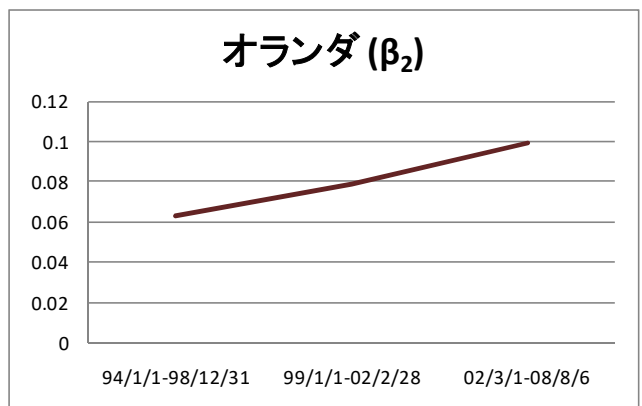
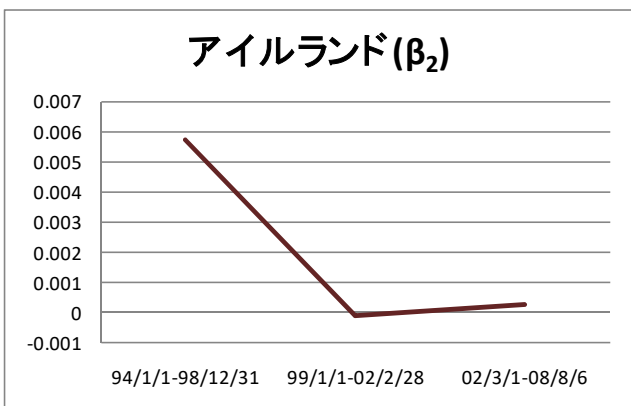
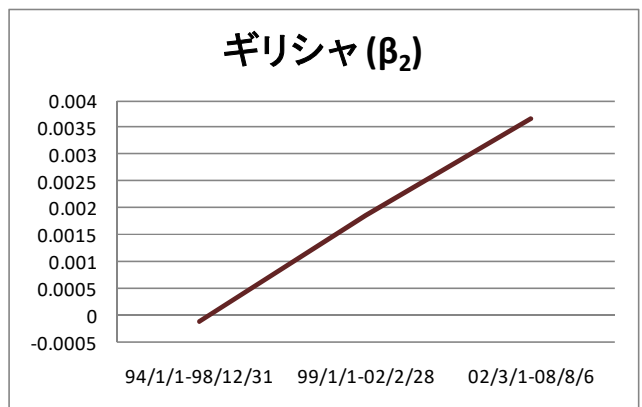
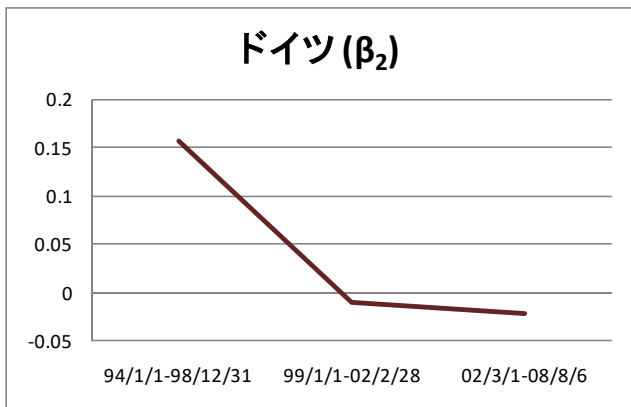
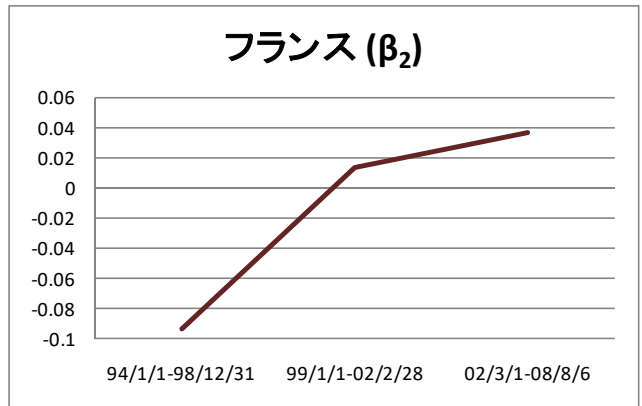
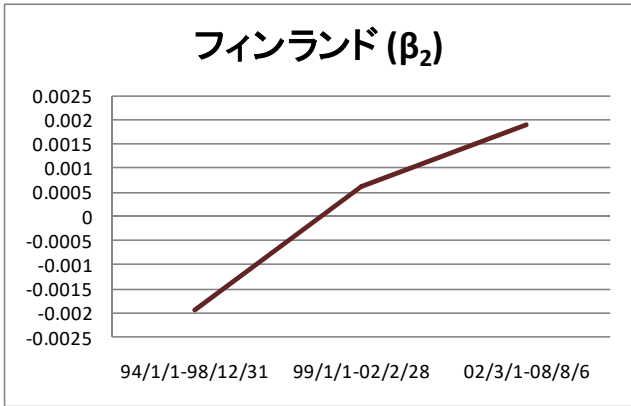
- $\beta_1$



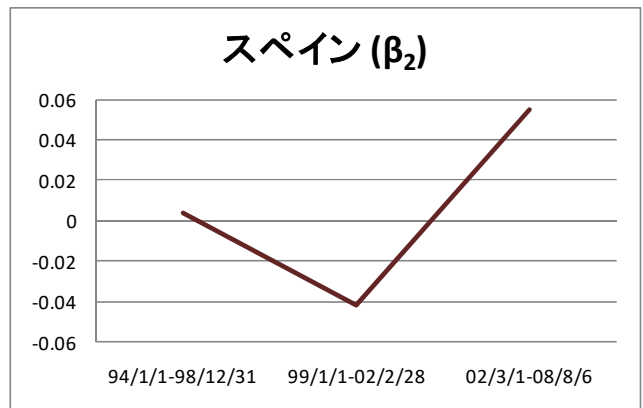
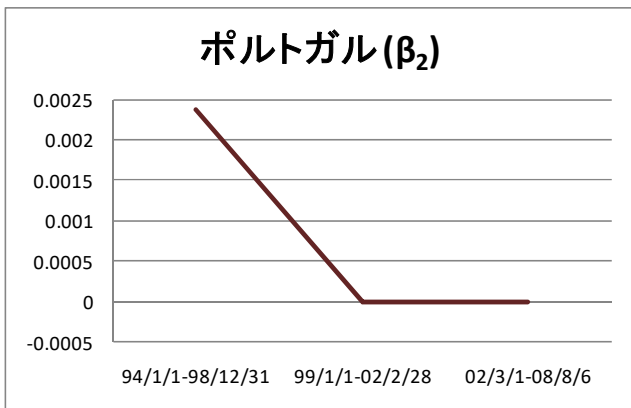


•  $\beta_2$

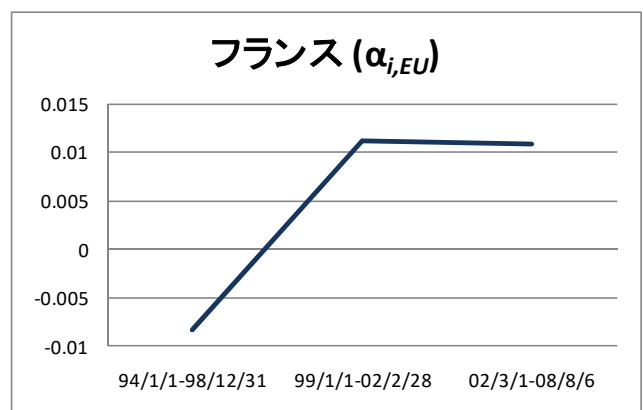
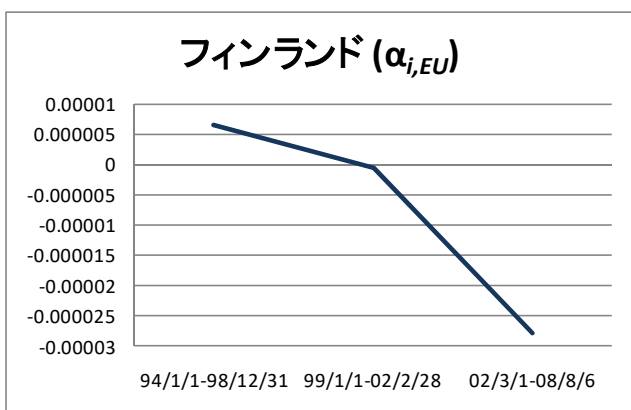
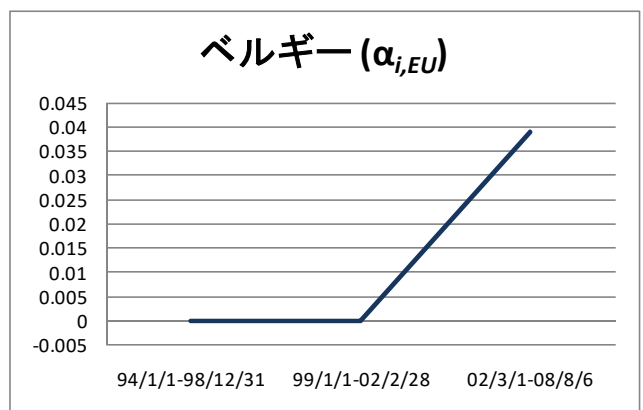
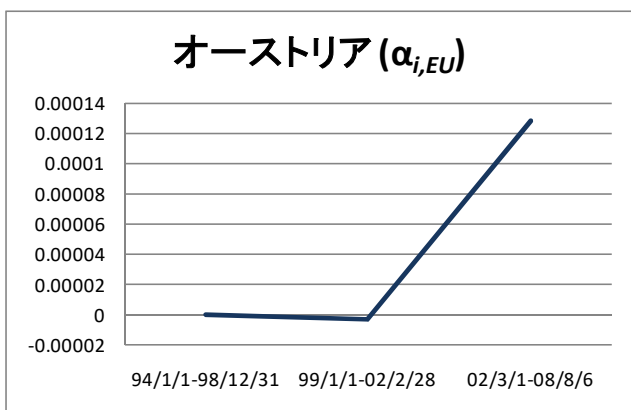


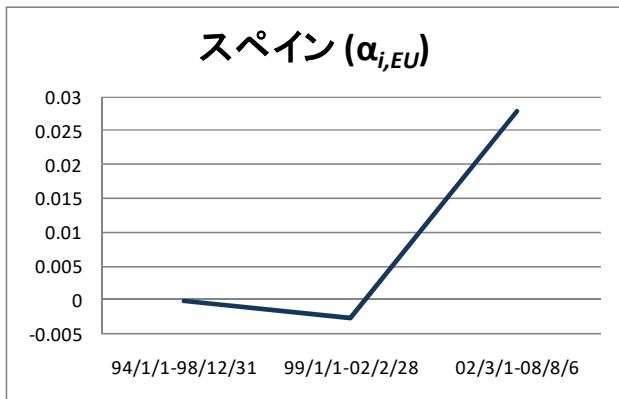
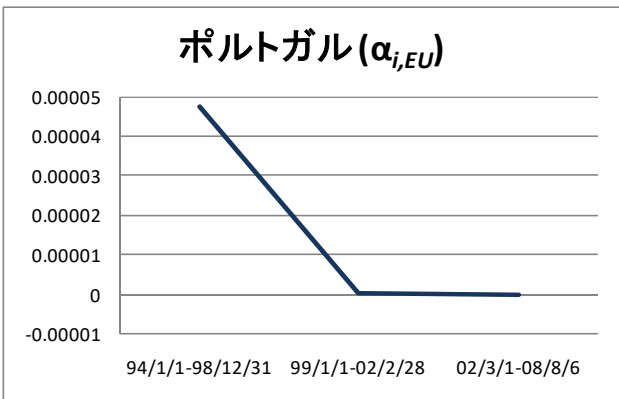
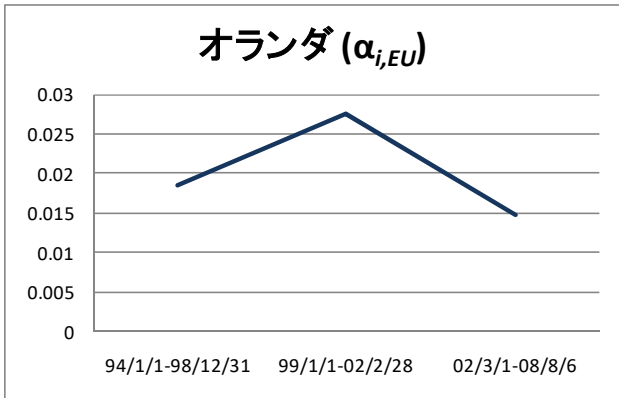
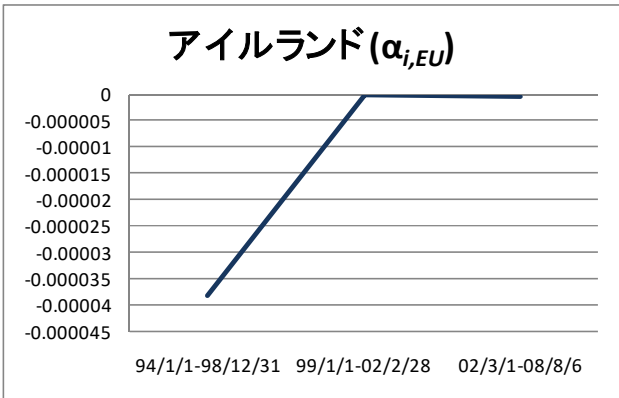
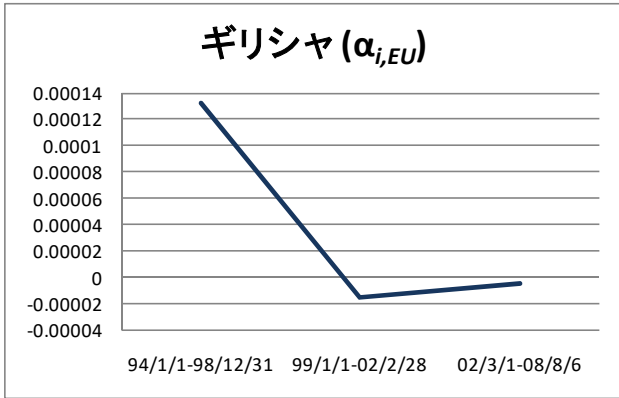
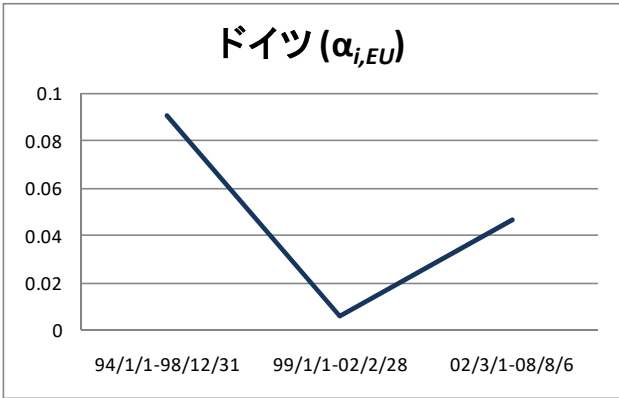




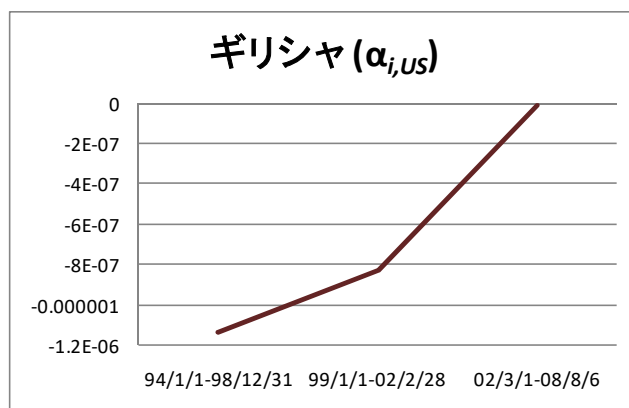
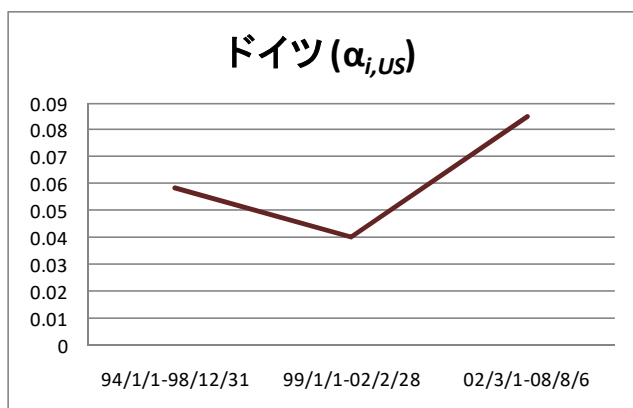
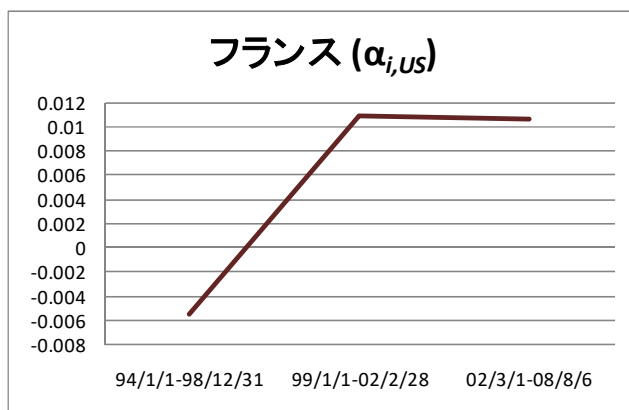
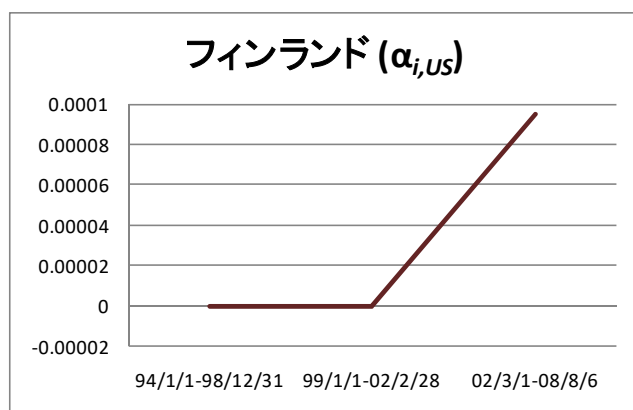
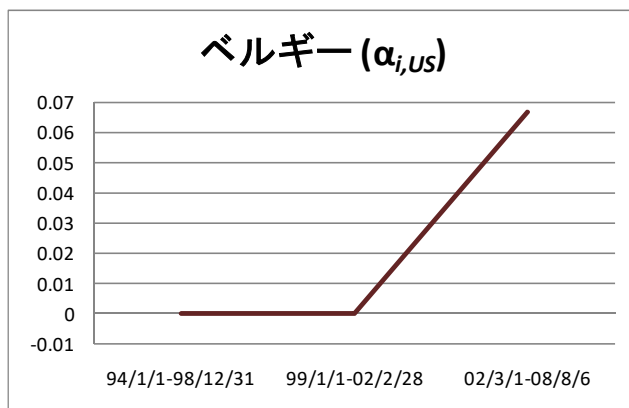
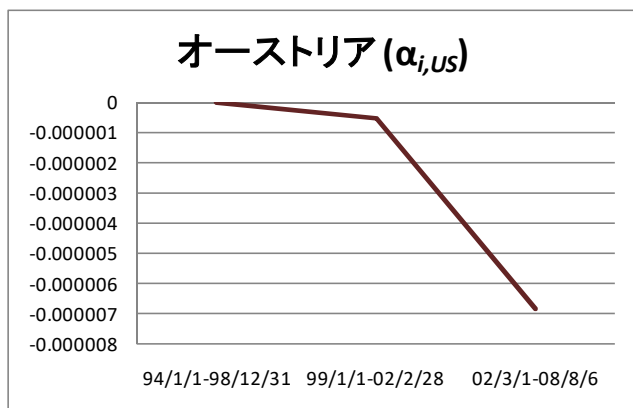


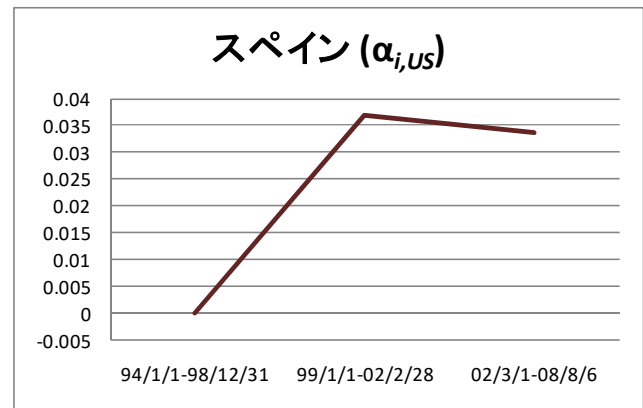
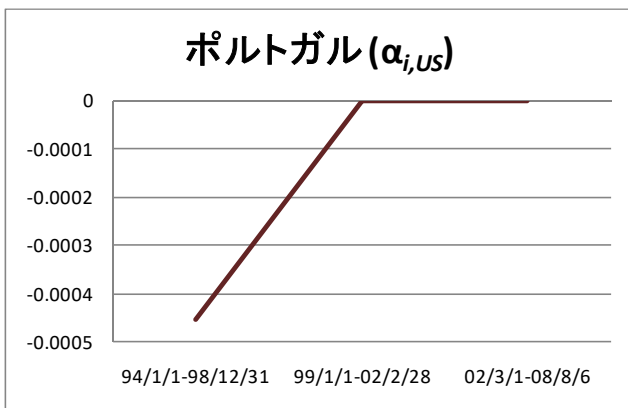
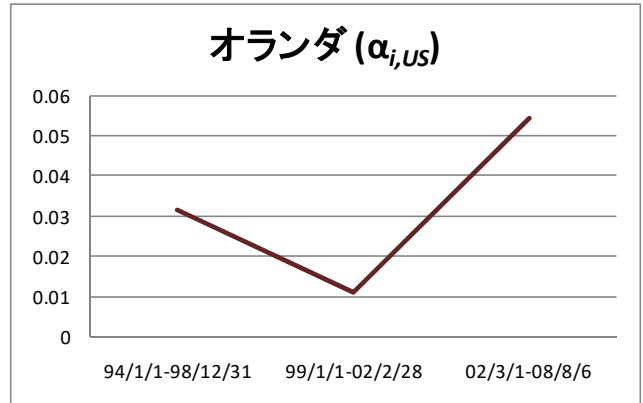
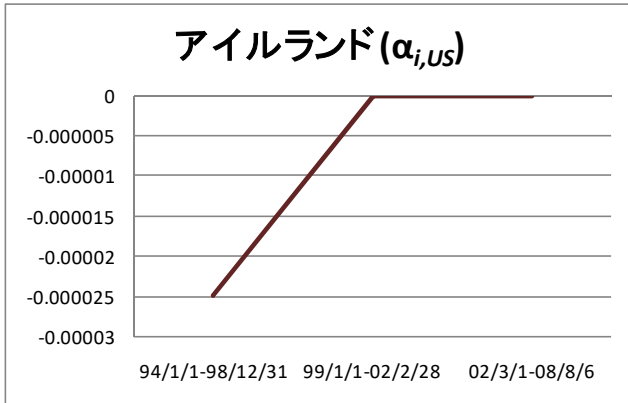
•  $\alpha_{i,EU}$





- $\alpha_{i,US}$

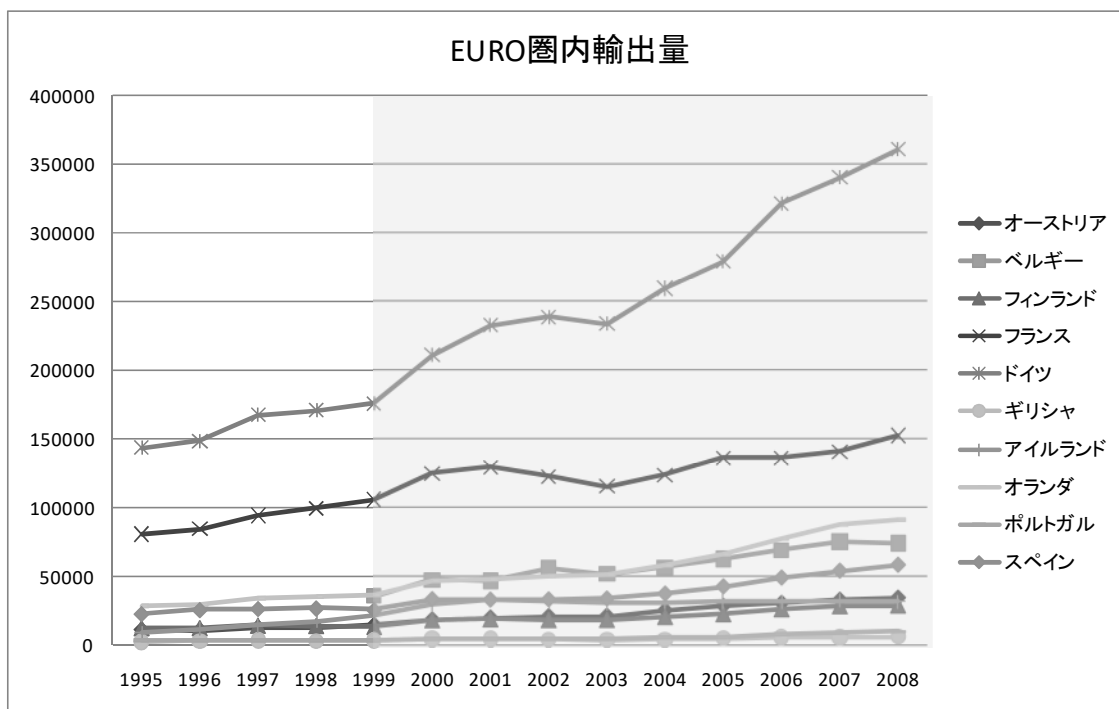




まず各国と EURO 圏全体の関係を示すパラメータの推計結果をみていきたい( 図 4)。 $\beta_1$  は各国と EURO 圏全体の関係を示す係数の推計値であるが、ベルギー、フィンランド、フランス、ドイツ、オランダの推計値  $\beta_1$  はその他の国々と比較して大きな値であり、サブサンプル期間を経る毎に推計値は大きくなっている。ここから通貨統合以前と以後で推計値が大きくなっている国は経済規模の大きな国であることが分かる( 図 2)。またこの点は推計結果の有意性からも言える。表 2 の p 値をみると、推計結果が全てのパラメータにおいてほぼ有意なのは、EURO 圏内で経済大国であるフランス、ドイツ、オランダである。前述したが、最適通貨圏の内生性とは通貨統合によって域内の為替リスクが消失し、共通通貨圏内における相互貿易が拡大し、景気循環が同調するとするものであ

る。これら大国における域内貿易はどうか。図5、図6は各国のEURO圏内貿易輸出量、輸入量をグラフ化したものである。

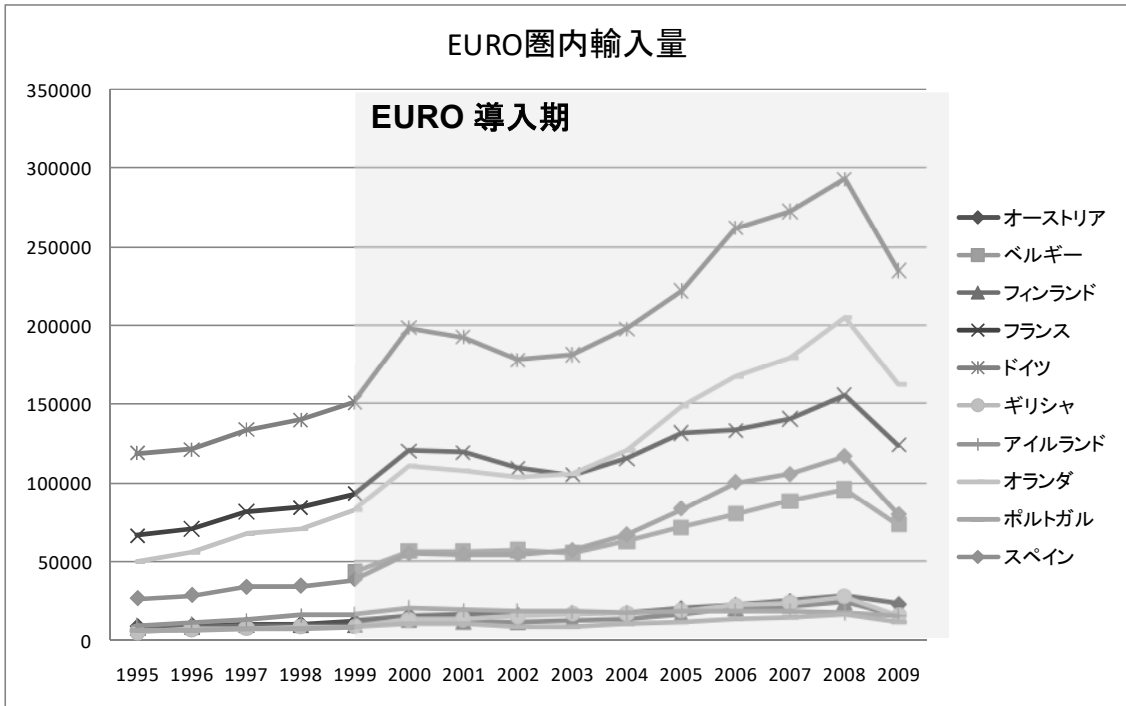
図5 EURO圏内輸出量



出所：EUROstat

単位 100万

図 5 EURO 圏内輸入量

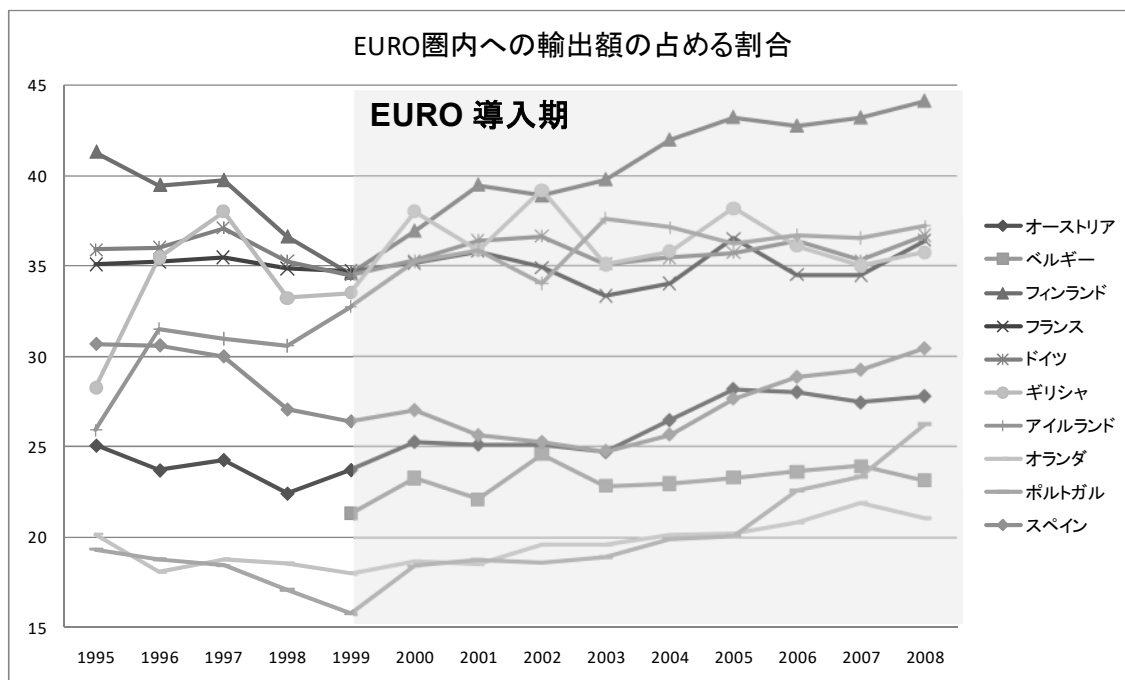


出所：EUROstat

単位 100 万

これら図から先ほど述べたフランス、ドイツ、オランダは EURO 圏内における貿易規模上位三カ国であることが見て取れる。また図 7 から EURO 圏内への輸出額の占める割合はフランス、ドイツでは一貫して高いことが分かる。

図 7 全輸出のうち EURO 圏内への輸出の占める割合 (%)



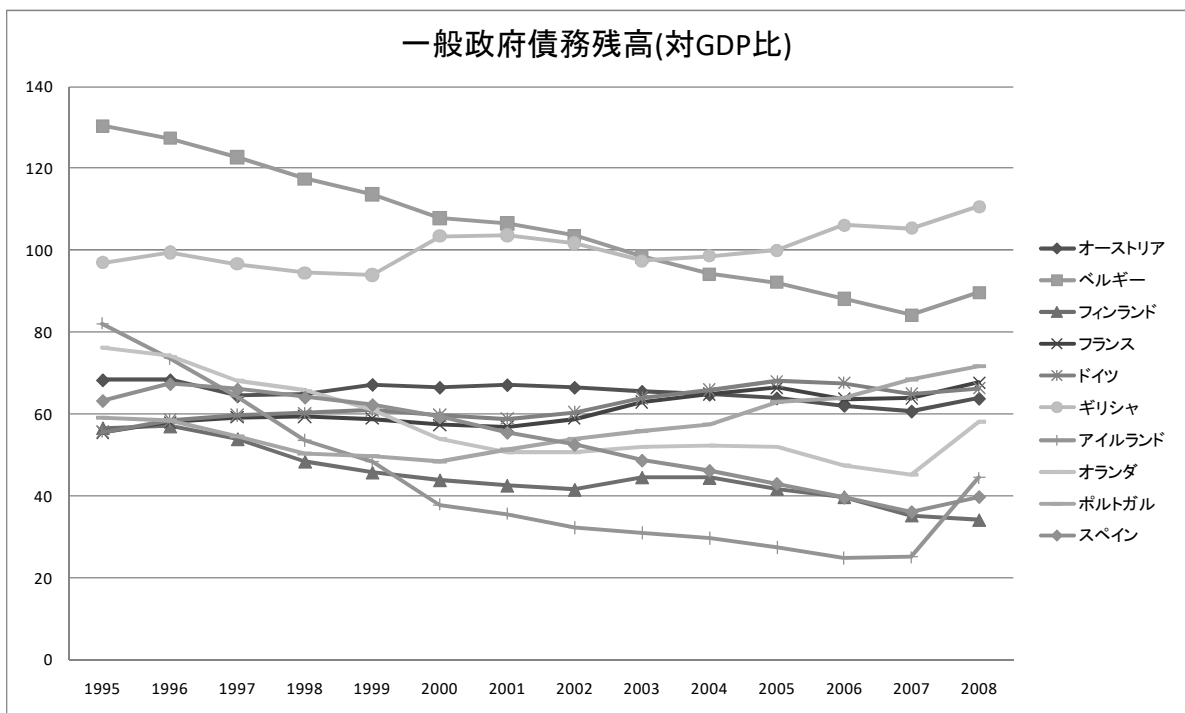
出所：EUROstat

前節の相関係数もこれら二カ国は高い値を示しており、今回の推計結果と整合的である。次に推計結果が全ての期間で有意とは言えないベルギーとフィンランドであるが、ベルギーの推計値  $\beta_1$  が通貨統合後大きくなっているのは域内貿易の拡大が要因として考えられる。他方、フィンランドはこれらの国々に比べ経済規模も小さいが、図 7 の全輸出のうち EURO 圏内への輸出の占める割合をみると、共通通貨導入後その割合が約 40% と高く、またその割合はほぼ一貫して増加傾向であることが見てとれる。

次に推計値  $\beta_1$  が通貨統合後小さくなっている国、オーストリア、ギリシャ、アイルランド、ポルトガルをみていきたい。ポルトガルは  $\alpha_{i,EU}$  も低下している。オーストリア、ギリシャ、アイルランドは sub-sample3 においてその値がマイナスとなっている。これらの国々の特徴として、推計値  $\beta_1$ 、 $\alpha_{i,EU}$  の値そのものが小さい点が挙げられる。図 4 から

分かるように、これらの国々の特徴として前述の推計値  $\beta_1$  が大きくなっている国々と比較して EURO 圏内において経済規模の小さな国であることが挙げられる。またギリシャに関しては、一般政府債務残高対 GDP 比率も突出して大きいことが分かる(図 8)。

図 8 一般政府債務残高対 GDP 比 (%)



出所：EUROstat

同じく一般政府債務残高対 GDP 比率の高いベルギーはその値が減少傾向にあるのに対して、ギリシャは 2002 年、共通通貨 EURO 導入後も増加の一途を辿っている。これはマーストリヒト条約によって定められた共通通貨導入の条件である、一般政府債務残高対 GDP 比率を 60%以内に保つという条件から大きく逸脱した動きであり、共通通貨制度維持の不安要因となっていると考えられる。この点が通貨統合の内生性を阻害している要因の一つとなっていると考えられる。



次に各国とアメリカの関係を示すパラメータ  $\beta_2$  と  $\alpha_{i,US}$  の推計結果をみてみたい。両パラメータとも、EURO 圏内全体と比べほとんどの国で推計値が小さいことがわかる。有意に推計値  $\beta_2$  が増加しているのは、オランダ、スペインであるがその値は小さい。オーストリア、ギリシャが EURO 圏全体との関係を示すパラメータ  $\beta_1$  と  $\alpha_{i,EU}$  とアメリカとの関係を示すパラメータ  $\beta_2$  と  $\alpha_{i,US}$  が反対の動きをしているが、有意ではない。以上から世界の金融市場の代理変数として用いたアメリカ株価変化率との推計結果を見る限り、EURO 導入国と EURO 圏全体の株価変化率の相関が高まったという前述の推計結果が、世界の金融市場の統合に起因するものでは必ずしもないと言える。

#### 1-4 結論と今後の課題

前節の推計結果から、共通通貨 EURO 導入によって EURO 圏全体の株価変化率が EURO 導入国の株価変化率へ与える影響の増加が有意に認められる国が存在した。このことは株価が GDP などのファンダメンタルズを反映して動くと仮定すると、共通通貨導入によって最適通貨圏の内生性は一部の国によって認められることを表している。そしてそれらの国々の特徴としては EURO 域内において経済規模の大きな国であることが分かった。これは先行研究 Gouveia and Correia(2008)と整合的である。

今後の課題は、データの面ではより多くの EURO 導入国をサンプルに取り込んだうえでモデルを再推計し、各国の推計結果を比較分析することである。手法面では本章のようにサブサンプルに分けての比較ではなく時変係数 VAR モデルを用いることによって、より詳細に EURO 圏内における最適通貨圏の内生性について分析したい。

## 参考文献

- Bayoumi, Tamim and Eichengreen, Barry (1992) “Shocking aspects of European Monetary Unification”, NBER Working Paper Series, No.3949.
- Bollerslev, T. (1986) “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, vol.31, pages 307-327
- De Grauwe, Paul (1995) 『通貨統合の経済学』金俊昊訳 東京、文眞堂
- De Santis G, Gerard B. (1997) “International asset pricing and portfolio diversification with time-varying risk”, *Journal of Finance*, vol.52, pages 1881–1912.
- Engle, R.F. (1982) “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, *Econometrica*, vol.50, no.4, pages 987-1008
- Ferson W, Harvey C. (1993) “The risk and predictability of international equity returns”, *Review of Financial Studies*, vol.6, pages 527–566.
- Frankel, Jeffrey A. and Andrew K. Rose (1998), “The Endogeneity of the Optimum Currency Area Criteria,” *Economic Journal*, 108 (449), 1009–1025.
- Frankel, Jeffrey and Rose, Andrew (2002) “An Estimate of the Effect of Common Currencies on Trade and Income”, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 117 pages 437-466.
- Fratzscher, Marcel (2002) “Financial Market Integration in Europe: on the effects of EMU on Stock Markets”, *International Journal of Finance and Economics*, 7(3): 165-194, July 2002.
- Hardouvelis, Gikas A., Malliaropulos, Dimitrios and Priestley, Richard (2006) “ EMU and European Stock Market Integration”, *Journal of Business*, vol.79, no.1.
- Hamilton, James D. (1994), *Time Series Analysis*, Princeton: Princeton University Press.
- Harvey C. (1991) “The world price of covariance risk”, *Journal of Finance* vol.45 pages 111–157.
- Ingram, James C. (1962) “State and Regional Payments Mechanisms”, *Quarterly Journal of Economics*, vol.73 pages 619-32.
- McKinnon, Ronald I. (1963) “Optimum Currency Areas”, *American Economic Review*, vol.53 pages 717-725.
- Mundell, Robert A. (1961) “A Theory of Optimum Currency Areas”, *American Economic*

review, vol.51 pages 509-517.

Mundell, Robert A. (2000) 『国際経済学』 渡部太郎他訳 東京、ダイヤモンド社.

Sala-i-Martin Xavier and Sachs, Jeffery D. (1991) “Fiscal Federalism and Optimum Currency Areas: Evidence for Europe form The United States”, NBER Working Paper Series, No.3855.

Walter, Enders (2004), *Applied Econometric Time Series*, 2nd ed. Hoboken: Wiley series in probability and statistics.

Zhang, Zhaoyong, Sato, Kiyotaka and Michael, McAleer (2004) “Asian Monetary Integration: A Structural VAR Approach”, *Mathematics and Computers in Simulation*, Vol.64 Issues 3-4 pages 447-458.

外務省 (2004) 『EU 経済と日・EU 経済関係』 東京、外務省経済局経済統合体課.

羽森 直子 (1999) 『欧州中央銀行の金融政策』 東京、中央経済社.

上川 孝夫, 藤田 誠一, 向 寿一 (2001) 『現代国際金融論』 東京、有斐閣ブックス.

山本 栄治 (2000) 『国際通貨システム』 東京、岩波テキストブックス.

#### Data Sources

Bloomberg

EUROstat

International Monetary Fund, World Economic Outlook Database, April 2011

## 第2章 公共投資効果は変化したか？

### ーベイズ推定を用いたマルコフ転換 VAR モデルによる検証ー

#### 2-1 序論

本章は日本のデータを用いてマルコフ転換 VAR モデルを推計し、モデルの構造変化時点をデータから推定する。そして求められた構造変化時点の以前と以後で日本の公共投資の output に対する効果は変化したか否かを検証する。結論から述べると、先行研究の多くが財政政策の需要創出効果の構造変化時点を 1991 年頃としているのに対し、本研究では 1993 年に構造変化をしたという結果が得られた。また財政政策の効果も 1993 年以前と以降で異なるという結論を得た。多くの先行研究が、前述の構造変化時点をモデルに外生的に与えているのに対し、本章は Inoue and Okimoto(2008)を参考に統計的手法を用い、この構造変化時点をデータから推定した点に先行研究とは異なる特徴をもつ。

日本における財政政策の需要拡張効果に関する先行研究をみるに、日本は 1990 年代初めの資産バブル崩壊以降、景気拡大対策として巨額の財政政策を行ったにも関わらず、それらの効果は小さかったと結論付ける研究が多く存在する。これらの実証研究の問題点は主に二点挙げられる。一点目はモデルに財政政策の効果の変化時点を外生的に与えている点である。二点目は財政政策効果の変化要因にコンセンサスが得られていない点である。先行研究の多くは Sims(1980)によって提案された VAR(vector auto regression)モデルを用いている。代表的な研究として経済企画庁(1998)、井堀・中里・川出(2002)、川出・伊藤・中里(2004)、北浦・南雲(2004)が挙げられる。これらの研究は、財政政策の効果の変

化時点以前と以後の推計結果を比較分析し、財政政策のマクロ変数に対する効果の変化を検証している。具体的には1990年代前半と後半の部分標本の推計結果を比較し、1990年代前半に日本において財政政策の効果の構造変化があったと結論付けている。多くの先行研究で指摘されている財政政策効果の変化の要因としては、国の財政収支が悪化している状態では緊縮財政や増税が需要拡張政策として有用であるとする非ケインズ効果がある。(経済企画庁(1998)、井堀・中里・川出(2002)、川出・伊藤・中里(2004)、北浦・南雲(2004)、藤井(2007))この他の要因として経済企画庁(1998)では、資産バブル崩壊によって民間経済主体の自律的な回復メカニズムが機能しなくなったことにより財政政策の効果が限られたものとなってしまったこと、内部ラグ、外部ラグの長さの拡大、限界消費性向の低下や限界輸入性向の増加などが挙げられている。川出・伊藤・中里(2004)ではこれらの要因に加えて巨額の財政赤字を、渡辺・藪・伊藤(2008)では金融市場の自由化と金融政策のスタンスの変更を挙げている。このように財政政策効果の変化について様々な要因分析が成されてきたが、これらの推計結果は研究者によって恣意的に与えられた構造変化時点に大きく依存している。これに対し藤井(2007)では、統計学的に構造変化時点の導出を試みている。研究者が財政政策の効果の構造変化時点をモデルに恣意的に与えるのではなく、その構造変化時点を検定によって導出するという手法を採用している。具体的には、標本を二つに分けた際、推計されたモデルの係数が前半の標本期間と後半の標本期間で同一かどうかの検定を行っている。構造変化時点をずらしていくことで検定を繰り返し、統計的に最適な標本の分割点を構造変化があった時点であるとした。藤井(2007)では日本の

財政政策の効果の変化時点を 1999Q4 と導き出した。そして 2000 年以降のデータを含まない標本と含んだ標本の推計結果を比較すると、前者の標本期間を用いた推計結果に比べ後者の標本期間を用いた推計結果の方が財政政策の効果が低下することが確認されたとしている。しかしながらここで求められたインパルス応答関数の標準誤差をみるとインパルス応答は有意ではないという結果が出ているため、統計的にこの結果が信頼に足るか疑問が残る。本章が用いた MCMC (Markov Chain Monte Carlo) 法では、構造変化時点の不確実性を考慮しつつモデルを推計できる。

第二章では Inoue and Okimoto (2008)<sup>17</sup>のアプローチに従い、日本の財政政策のマクロ効果を、マルコフ転換再帰的 VAR モデルを用いて推定する。この手法の利点は、上記先行研究のように財政政策の効果が構造変化を起こした時点を研究者の主観に基づいて先験的に与えるのではなく、構造変化点が推定結果の一部として求められる点にある。

本章の構成は以下の通りである。2-2 節では本研究で用いられたデータを解説する。

2-3-1 項では先行研究に倣い、VAR モデルをサブサンプルに分けてベイズ推定し、その結果を比較検討する。2-3-2 項では、マルコフ転換 VAR モデルの推計を行う。2-4 節では推計結果から得られた財政政策の効果の構造変化時点を用いて、公共投資の output への効果の変化を分析し、先行研究の結果と比較検証する。2-5 節では結論を述べる。

## 2-2 データ

本論文の実証分析では、GDP、公的固定資本形成（以下公共投資と呼ぶ）、政府最終

---

<sup>17</sup> この論文では、マルコフ転換再帰的 VAR モデルを用い、金融政策による日本経済の構造変化への効果を検証している。

消費支出（以下政府消費と呼ぶ）の三変数を採用した。今回推計に用いた三変数をプロットすると図1のようになる。

図1 GDP 公共投資 政府最終消費支出

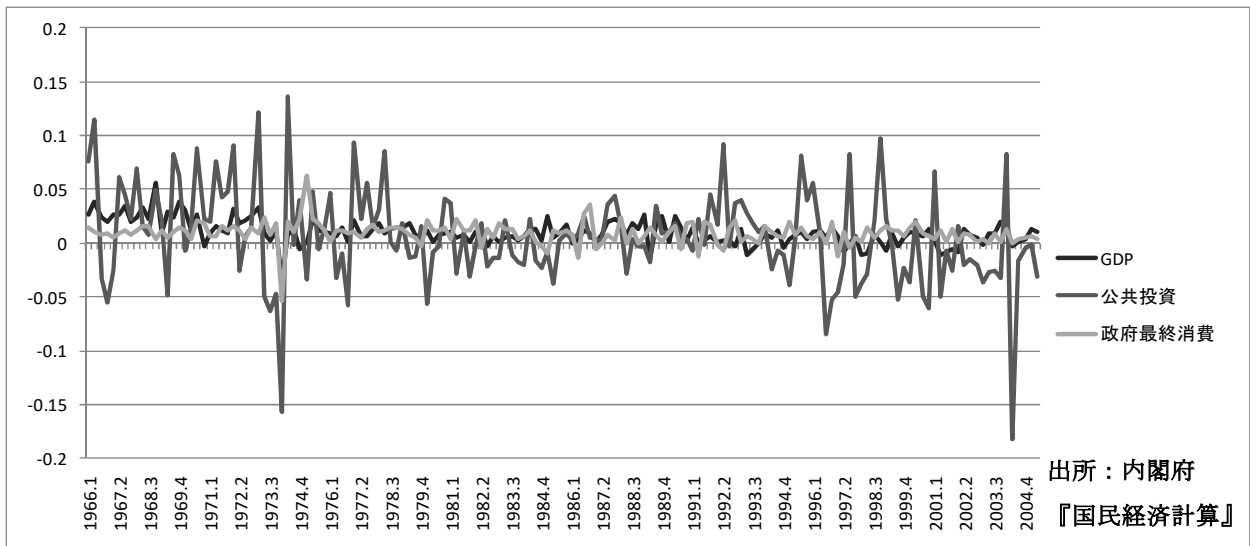
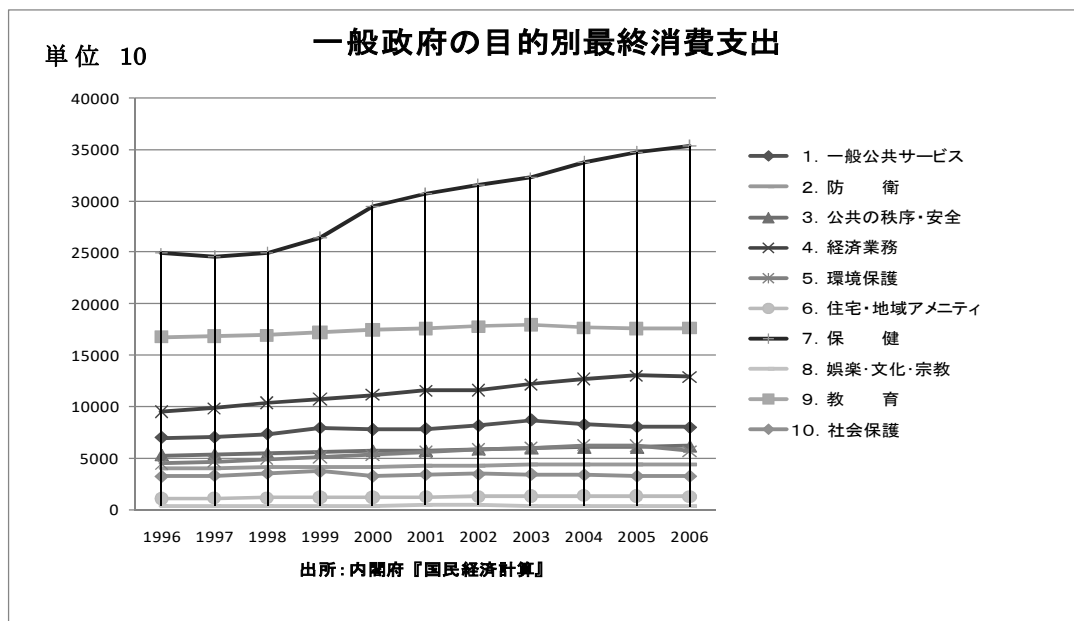


図1を見ると、公共投資の成長率は1970年代と1990年代後半は分散が大きいことが分かる。また1996年から2006年にかけての政府消費を目的別に分けて時系列プロットしたものが図2である。

図2 政府最終消費支出



この図から、政府消費は高齢化に伴う医療費の増加など、経済構造上の要因が大きなウェイトを占めていることが見て取れる。よって政府消費に比べ公共投資の方が景気刺激対策としての傾向が強いと考えられる。また表1には1990年代の日本における主な景気刺激対策としての経済政策がまとめられている。

表1 1990年代の日本における主要な経済対策

<b>総合経済対策</b> 8/28/1992 宮沢喜一 公共投資の拡大 8兆6000億 中小企業対策等 1兆2000億 民間設備投資の促進 9000億 事業規模 10兆7000億	<b>新総合経済対策</b> 4/13/1993 宮沢喜一 公共投資の拡大 10兆6200億 中小企業対策等 1兆9100億 民間設備投資の促進 5000億 雇用対策 280億 減税 1500億 事業規模 13兆2000億	<b>緊急経済対策</b> 9/16/1993 細川護熙 公共投資の拡大 5兆1500億 中小企業対策等 7700億 事業規模 約6兆	<b>総合経済対策</b> 2/8/1994 細川護熙 公共投資の拡大 7兆2000億 民間都市開発用地の 先行取得制度の創設 5000億 中小企業対策等 1兆3600億 国際化対応緊急農業対策2300億 民間設備投資の促進 1000億 雇用対策 100億 所得減税の実施等 5兆8500億 事業規模 15兆2500億
<b>緊急・円高経済対策</b> 4/14/1995 村山富市 阪神淡路関係 3兆8000億 緊急防災対策 1兆3000億 科学技術・情報通信 3300億 中小企業対策等 1兆4400億 輸出入促進・ 規制緩和・緊急犯罪対策1000億 事業規模 約7兆	<b>経済対策</b> 9/20/1995 村山富市 公共投資の拡大 12兆8200億 中小企業対策等 1兆2900億 新規事業育成支援等 1100億 雇用対策 140億 事業規模 14兆2200億	<b>総合経済対策</b> 4/24/1998 橋本龍太郎 社会資本整備等 6兆2000億 地方単独事業 1兆5000億 特別減税の追加・継続4兆 政策減税等 6000億 土地・債権の流動化 2兆3000億 中小企業対策等 2兆 雇用対策 500億 事業規模 16兆6500億	<b>緊急経済対策</b> 11/16/1998 小淵恵三 社会資本整備 8兆1000億 金融対策(貸し渋り) 5兆9000億 地域復興券 7000億 住宅金融公庫 1兆2000億 雇用対策 1兆 アジア対策 1兆 恒久減税 6兆超 事業規模 23兆9000億
<b>経済新生対策</b> 11/11/1999 小淵恵三 社会資本整備 6兆8000億 中小企業等金融対策 7兆4000億 住宅金融対策 2兆 雇用対策 1兆 金融システム安定化 9000億 事業規模 18兆	<b>日本新生のための新発展政策</b> 10/19/2000 森喜一郎 社会資本整備 4兆7000億 IT関連特別対策 2000億 災害対策 5000億 中小企業等金融対策 4兆5000億 住宅金融・雇用対策等 1兆1000億 事業規模 11兆	<b>改革先行のプログラム</b> 10/26/2001 小泉純一郎 雇用対策 1兆 中小企業等対策 4兆5000億 構造改革を加速するために 特に緊急性の高い施策3000億 事業規模 4兆5000億	<b>緊急対応プログラム</b> 12/14/2001 小泉純一郎 「改革推進公共投資」 特別措置 4兆1000億 事業規模 4兆1000億

中尾(2000)、福田・計(2002)参照。

これをみると景気刺激対策としての財政支出は公共投資の割合が高いことが分かる。

よって本章では財政支出を公共投資と政府消費に分け、景気刺激対策としての財政政策

は公共投資に限定する。財政支出を公共投資と政府消費に分けて考えることによって景気



刺激対策としての財政支出の GDP に対する効果とその他の財政支出の GDP に対する効果を比較検討できる。

モデルに含まれる変数は公共投資 ( $GI$ )、政府消費 ( $GC$ )、GDP である。本章で用いるのは標本期間 1966Q2 から 2005Q2 の四半期データであり、全て対数差分に変換している<sup>18</sup>。原系列ではなく階差系列とした主たる理由は、原系列では各変数の非定常性が確認されたためである。1966Q2 を期初とした理由は、本研究は財政政策の中でもとりわけ景気刺激対策としての財政政策の効果を分析対象としており、日本の財政政策は 1966 年度の佐藤内閣から財政政策が景気刺激対策として用いられるようになった為である。

## 2-3 モデルと推定方法

### 2-3-1 サブサンプル VAR

項ではまず 2-1 節で言及した先行研究に倣い、財政政策の効果の変化を、VAR モデルを二つのサブサンプルに分けてベイズ推定することによって検証する。ベイズ推定を採用する理由として、2-3-2 項以降のマルコフ転換 VAR モデルの推計手法と整合性をもつためである<sup>19</sup>。

まず以下のような内生変数ベクトル  $\mathbf{X}_t$  についての誘導型 VAR を考える；

$$\mathbf{X}_t = \sum_{i=1}^4 \mathbf{A}_i \mathbf{X}_{t-i} + \mathbf{e}_t \quad (1)$$

<sup>18</sup> 全て内閣府の国民経済計算から採用した実質季節調整済みデータである。本論文ではより新しいデータをデータとして採用すべく、変数を全て対数差分に変換し、93SNA が始まる 1980Q1 時点で 68SNA と 93SNA を接合している。

<sup>19</sup> ベイズ推定については、第 3 章 2 節参照。

$$\mathbf{X} = [\Delta GI \quad \Delta GC \quad \Delta GDP]' \quad \mathbf{e}_t = [e_t^{GI} \quad e_t^{GC} \quad e_t^{GDP}]'$$

内生変数ベクトル  $\mathbf{X}_t$  は、公共投資  $GI$ 、政府消費  $GC$ 、 $GDP$  の三変数からなっている。ただし  $\Delta$  は対数差分を意味している。モデルのラグは 2 である。本研究では三つの変数は公共投資、政府消費、 $GDP$  の順に外生性が高いとしているため、ベクトル  $\mathbf{X}_t$  の要素は外生性の高い順に並んでいる。政府消費を入れたのは、前章で述べたように景気刺激対策としての財政支出と、景気刺激対策を意図していない財政支出の効果を比較分析するためである。観察された  $\mathbf{e}_t = [e_t^{GI} \quad e_t^{GC} \quad e_t^{GDP}]'$  は誘導型 VAR の残差であり、これらは観察されない三つの構造ショック  $\boldsymbol{\varepsilon}_t = [\varepsilon_t^{GI} \quad \varepsilon_t^{GC} \quad \varepsilon_t^{GDP}]'$  から成り立っている。  $E[\boldsymbol{\varepsilon}_t] = \mathbf{0}$ 、共分散行列  $\boldsymbol{\Sigma}_\varepsilon = \mathbf{I}$  である。構造モデルの識別方法としては、誘導型 VAR を推計することによって求められた誤差項をコレスキー分解し直交化する手法を用いる。

先行研究ではサンプルをサブサンプルに分ける時点として資産バブル崩壊前後を採用しているケースが多い<sup>20</sup>。そこで本論文もそれらの研究に倣い前半のサブサンプルをバブル経済崩壊以前の 1966Q2 から 1991Q3、後半のサブサンプルを 1991Q4 から 2005Q2 とする。これら二つのサブサンプルを用いて求められたインパルス応答関数が図 3 と図 4 である。図中点線は 1 標準偏差信頼区間である。1 標準偏差の公共投資のショックに対する  $GDP$  のインパルス応答を見てみると、前半のサブサンプルでは有意にプラスであるのに対して、後半のサブサンプルでは有意ではないことが分かる。また同様に 1 標準偏差の政府消費のショックに対する  $GDP$  のインパルス応答も前半のサブサンプルではショックの

<sup>20</sup>川出、伊藤、中里(2004)、北浦、南雲(2004)

起った直後は有意にプラスであるのに対して後半のサブサンプルのインパルス応答は有意ではない。以上から資産バブル崩壊の時期を境に日本で財政政策の効果の変化が起った可能性が高いと言える。これらの結果は前述した先行研究の多くと整合的である。しかしながらこの分析方法では、財政政策の効果の変化時点が研究者により外生的に与えられているという問題がある。そこで財政政策の効果の変化時点をデータから推定するために、次章ではマルコフ転換モデルを導入する。この際、構造変化を仮定したモデルを推計するにはパラメータの数が膨大となり、最尤法による推定が非常に困難になるという問題が生じる。そこでモデルを推計するにあたり本研究では近年多くの時系列分析で取り入れられているベイズ推定を導入する。

図3 GDPのインパルス応答(1966Q2-1991Q3)

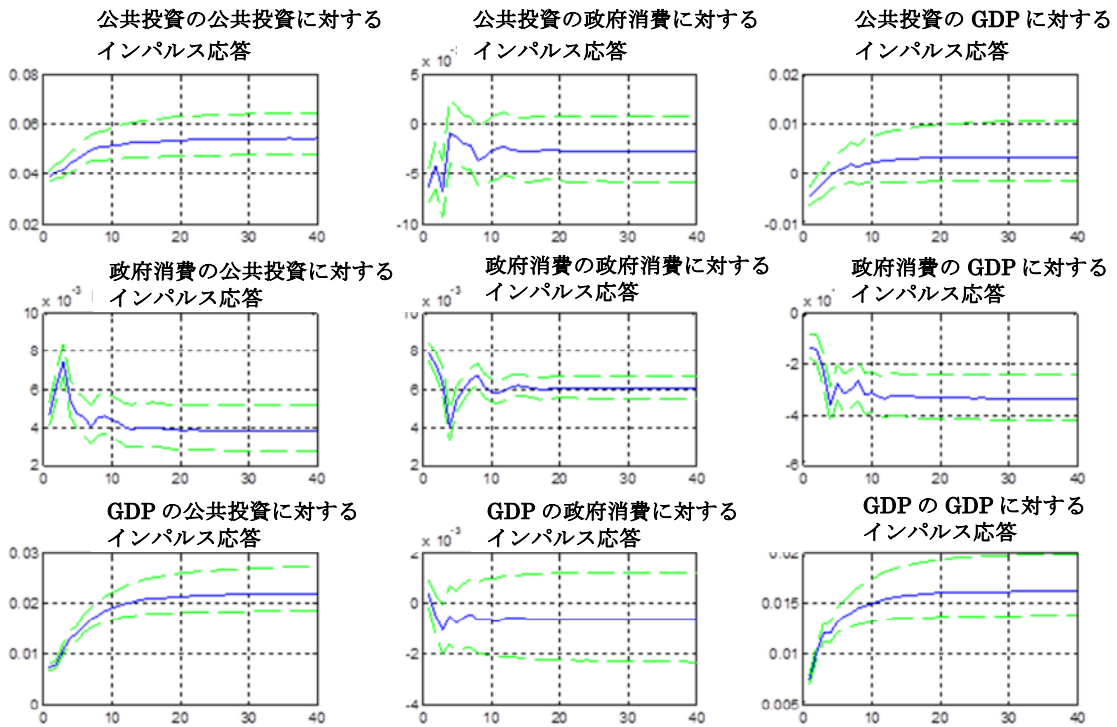
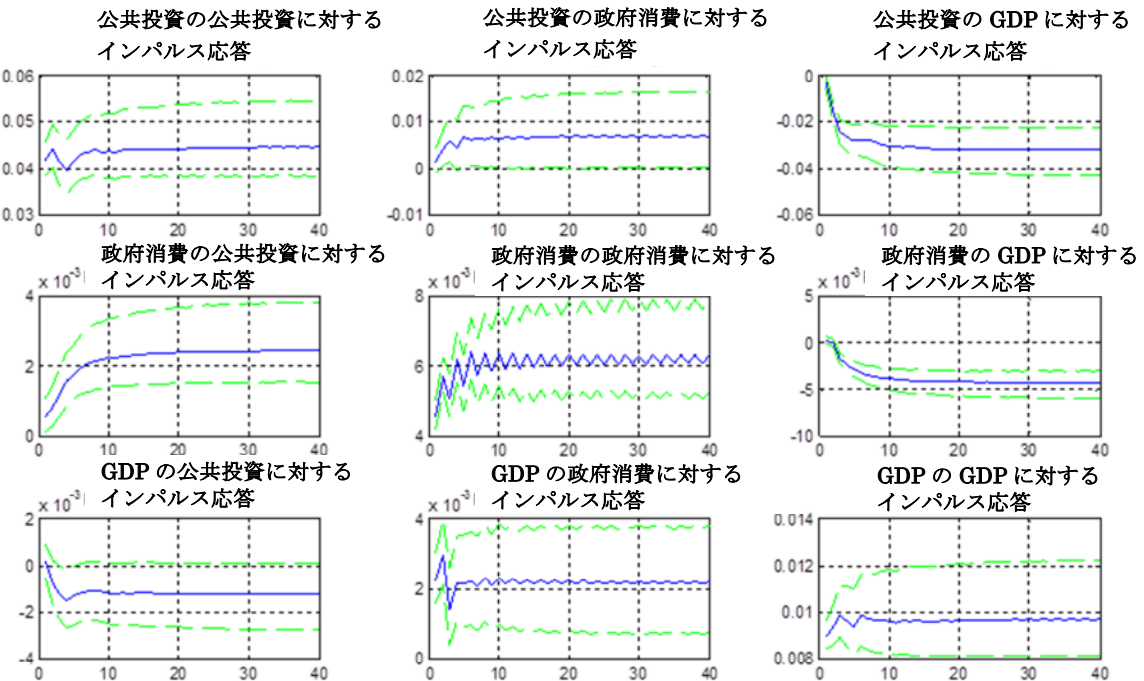


図4 GDPのインパルス応答(1991Q4-2005Q2)



## 2-3-2 マルコフ転換 VAR モデル

本章では Hamilton(1989)によって提唱された構造変化を内包したマルコフ転換 VAR モデルを推計することによってデータから財政政策効果の構造変化時点を推定し、求められた構造変化時点の以前と以後で公共投資の GDP に対する効果が変化したか否かについて検証する。

(1)は以下のようなマルコフ転換 VAR モデルに書き換えられる；

$$\mathbf{X}_t = \sum_{i=1}^2 \mathbf{A}_i(S_t) \mathbf{X}_{t-i} + \mathbf{e}_t \quad (2)$$

$S_t = \{1, 2\}$  は潜在変数である。ここでは状態 1 と状態 2 に従う二種類の VAR モデルが存在するという事となる。今推定すべきパラメータ数は状態が二つとなるため状態が一つのケースと比べ二倍となり、最尤法で推計するには 70 個以上の尤度の最大化を行うこととなり、その推定は困難である。そこで本論文では MCMC 法を用いたベイズ推定による分析を行う。ベイズ推定とはベイズの定理を用い、パラメータの事前分布を研究者が与え、観測値からパラメータの事後分布を求める分析手法である<sup>21</sup>。しかしながらモデルが複雑で事前分布と観測値から事後分布を解析的に求めるのが困難な場合がある。この際用いられる手法が後述する MCMC 法である<sup>22</sup>。今回 MCMC 法の中でもギブス・サンプラーというアルゴリズムを用い、吸収型 2 状態マルコフ転換 VAR モデルの推計を行う。吸収型とはモデルがある状態から異なる状態へ移った場合、元の状態に戻らないという制約が課されたモデルである。今回状態は二つであると仮定しているため、状態 1 から状態 2 へ状態

<sup>21</sup> 詳しくは、中妻 (2007)、Greenberg (2008) 参照。

<sup>22</sup> 詳しくは大森 (2001)、和合編 (2005)、渡部 (2000) 参照。

が移行した後、状態 2 から状態 1 へ状態が戻ることはないという制約が許されていることとなる。これと対照的なのが非吸収型である。非吸収型では、状態 1 から状態 2 へ移った後、さらに状態 1 へ戻ることを可能とする。本論文では非吸収型モデルではなく吸収型モデルを採用する。理由は、非吸収型モデルによる推計では本研究の目的である財政政策の効果の構造変化が推計されるのではなく、ビジネスサイクルなどなんらかの循環について推計されてしまう可能性があるためである。本章ではそうした循環ではなく、財政政策の効果の変化時点を求めることを目的としている。そこで今回の分析により適した吸収型のマルコフ転換モデルを採用することとした。このため推移確率は(3)のように書ける。

$$p = \begin{bmatrix} p_{11} & 0 \\ 1-p_{11} & p_{22} \end{bmatrix} \quad (3)$$

ここで、 $p_{11}$  は状態 1 から状態 1 へ移行する確率、 $p_{22}$  は状態 2 から状態 2 へ移行する確率である。この推計結果から各期の状態がデータから推定されることとなる。今回推計するパラメータは各期の状態と推移確率、モデルの係数と分散共分散行列である。これらをベイズ推定するため、本章では各パラメータの事前分布を表 2 のように設定する。

表 2

パラメータ	分布
$p$ (推移確率)	ベータ分布
$\alpha$ (係数)	正規分布
$E(e_t e_t') = \Omega(S_t)$ (分散共分散行列)	逆ウィシャート分布

推定方法としては、MCMC 法の中のギブス・サンプラーという手法を用いる。この手法

を用いることによって、研究者が任意で与えた各パラメータの条件付き確率密度関数を用いてパラメータの同時事後分布を求めることができる。

以下の手順を踏む。

推計したいパラメータが  $\boldsymbol{\theta} = (\boldsymbol{\theta}'_1, \boldsymbol{\theta}'_2, \boldsymbol{\theta}'_3, \boldsymbol{\theta}'_4)$ 、手元のデータを  $\mathbf{y}$  とする。

今同時事後分布  $f(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{y})$  が解析的に求まらないためギブス・サンプラーを用いることでパラメータ  $\boldsymbol{\theta}$  の値を同時事後分布  $f(\boldsymbol{\theta}|\mathbf{y})$  からサンプリングする。  $j$  は各期を表す。

( $j = 0, 1, \dots, T$ )

Step1.  $j = 0$  とし、初期値  $\boldsymbol{\theta}_i^{(j=0)}$  を研究者が定める。ただし  $i = 1, 2, 3, 4$ 。

Step2. Step1. で定めた  $\boldsymbol{\theta}_i^{(j=0)}$  を用いて  $\boldsymbol{\theta}_1^{(1)}$  の条件付き確率密度関数  $p(\boldsymbol{\theta}_1^{(1)}|\boldsymbol{\theta}_2^{(0)}, \boldsymbol{\theta}_3^{(0)}, \boldsymbol{\theta}_4^{(0)})$  から  $\boldsymbol{\theta}_1^{(1)}$  を発生させる。

Step3. Step1. で定めた  $\boldsymbol{\theta}_i^{(j=0)}$  と Step2. で発生させた  $\boldsymbol{\theta}_1^{(1)}$  を用いて、 $\boldsymbol{\theta}_2^{(1)}$  の条件付き確率密度関数  $p(\boldsymbol{\theta}_2^{(1)}|\boldsymbol{\theta}_1^{(1)}, \boldsymbol{\theta}_3^{(0)}, \boldsymbol{\theta}_4^{(0)})$  から  $\boldsymbol{\theta}_2^{(1)}$  を発生させる。

Step4. Step1. で定めた  $\boldsymbol{\theta}_i^{(j=0)}$ 、Step2. で発生させた  $\boldsymbol{\theta}_1^{(1)}$  と Step3. で発生させた  $\boldsymbol{\theta}_2^{(1)}$  を用いて、 $\boldsymbol{\theta}_3^{(1)}$  の条件付き確率密度関数  $p(\boldsymbol{\theta}_3^{(1)}|\boldsymbol{\theta}_1^{(1)}, \boldsymbol{\theta}_2^{(1)}, \boldsymbol{\theta}_4^{(0)})$  から  $\boldsymbol{\theta}_3^{(1)}$  を発生させる。

Step5. 上述と同様の手順で  $\boldsymbol{\theta}_4^{(1)}$  を条件付き確率密度関数  $p(\boldsymbol{\theta}_4^{(1)}|\boldsymbol{\theta}_1^{(1)}, \boldsymbol{\theta}_2^{(1)}, \boldsymbol{\theta}_3^{(1)})$  を用いて発生させる。

Step6. Step1. から Step5. より  $(\boldsymbol{\theta}_1^{(j+1)}, \boldsymbol{\theta}_2^{(j+1)}, \boldsymbol{\theta}_3^{(j+1)}, \boldsymbol{\theta}_4^{(j+1)})$  が生成される。生成されたパラメータを用いて、Step1. から Step5. の手順を再度踏むことによって

$(\boldsymbol{\theta}_1^{(j+2)}, \boldsymbol{\theta}_2^{(j+2)}, \boldsymbol{\theta}_3^{(j+2)}, \boldsymbol{\theta}_4^{(j+2)})$  を生成する。

以上のイテレーションを T 回繰り返すことによって T-1 個の  $\theta$  が生成される。本研究では具体的に、 $\theta_1$  が状態変数  $S_t$  であり、 $\theta_2$  が推移確率  $p_{11}$ 、 $p_{22}$  であり、 $\theta_3$  が係数パラメータであり、 $\theta_4$  が分散共分散である。

本論文では  $N=30000$  回とし、最初の確率標本 20000 個をバーン・イン期間として捨て、残りの 10000 個をパラメータの確率標本として用いる<sup>23</sup>。これらの手順によって推計されたマルコフ転換 VAR モデルの大きな利点は各期の平滑化確率を求めることが出来る点にある。この平滑化確率とは各時点が各状態に属する確率を表す<sup>24</sup>。

次章では推計の結果求められた平滑化確率も踏まえ、財政政策の効果の変化時点について分析する。

## 2-4 推計結果

### 2-4-1 モデルの適合度

本項では構造変化を仮定しない VAR モデルをベイズ推計した結果と構造変化を仮定した吸収型 2 状態マルコフ転換 VAR モデルをベイズ推計した結果を比較し、どちらのモデルの適合度が高いかを検証する(表 3)。

---

<sup>23</sup>詳しい推計手順は Kim and Nelson(1999)を参照にされたい。

<sup>24</sup>推計のためのプログラム作成にあたってはその多くを沖本竜義准教授(オーストラリア国立大学クロスフォード公共政策大学院)にご協力頂いた。



表 3 周辺尤度と AIC

	VAR モデル	吸収型 2 状態 マルコフ転換 VAR
周辺尤度	1271.72	1301.98
AIC	-2489.44	-2493.96

ベイズ推定値で評価した対数尤度をみると、構造変化を仮定していないモデルの周辺尤度は 1271.72 であり、吸収型 2 状態マルコフ転換 VAR モデルの周辺尤度は 1301.98 である。よって周辺尤度からは、吸収型 2 状態マルコフ転換 VAR モデルが支持されることが確認された。次に AIC(赤池情報量基準)を見てみると、構造変化を仮定しない VAR モデルの AIC は-2489.44 であるのに対して、吸収型 2 状態マルコフ転換 VAR モデルでは-2493.96 となり、こちらも吸収型 2 状態マルコフ転換 VAR モデルを支持している。

#### 2-4-2 推計結果

まず構造変化を仮定しない VAR モデルをベイズ推定した結果からみていきたい。このモデルではインパルス応答関数から公共投資も政府消費も共に GDP に対して有意にプラスの効果をもつことが分かる。(図 5)

次に吸収型 2 状態マルコフ転換 VAR モデルの推計結果について考察する。吸収型 2 状態マルコフ転換 VAR モデルを推計し、求められた状態 2 の平滑化確率をプロットしたのが図 6 である。平滑化確率とは各時点が各状態に属する確率を表す。ここからこのモデルの構造が状態 1 から状態 2 に 1993 年から 4 年にかけて移行していることが分かる。

図5 構造変化を仮定しない場合のインパルス応答

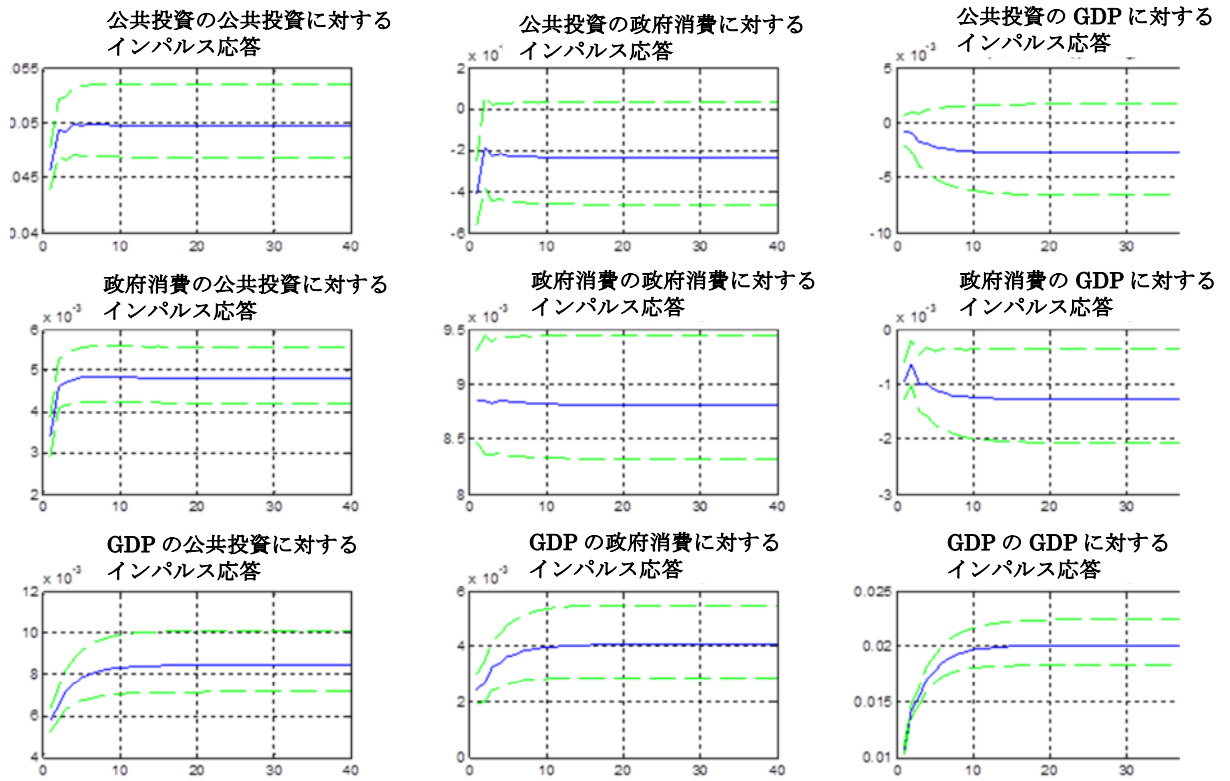


図6 平滑化確率 (状態 2)

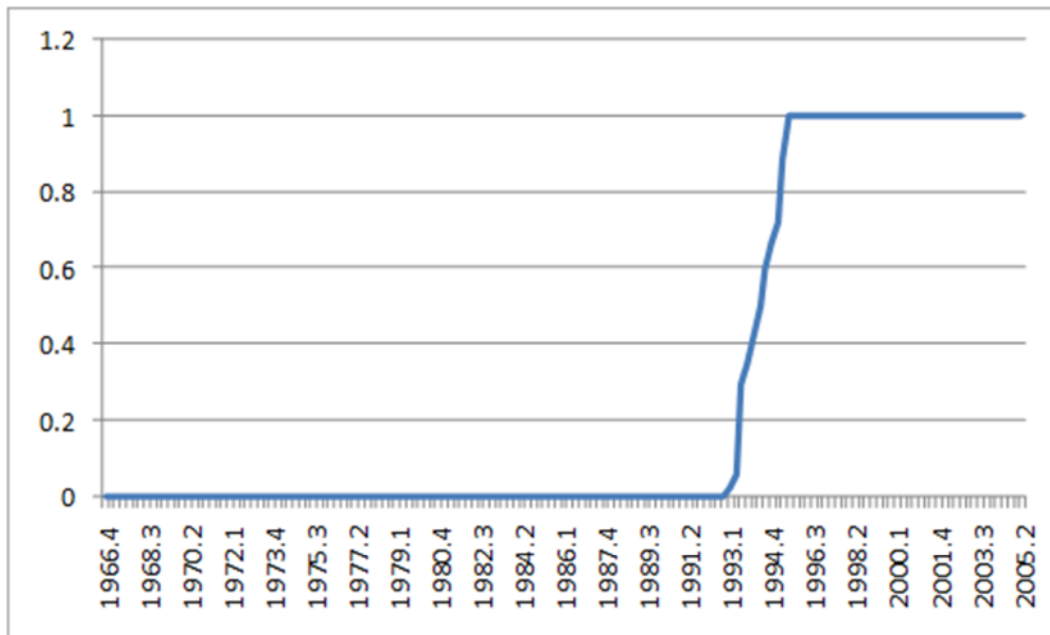


表 4、表 5 には係数と分散共分散行列の点推定値がまとめられている。

表 4 係数の推定値

	GI		GC		GDP	
	状態1	状態2	状態1	状態2	状態1	状態2
c	0.017829	-0.00862	0.011601	0.005869	0.005183	0.000765
GI(-1)	0.075487	-0.0631	0.06958	0.018788	0.026329	-0.01914
GI(-2)	0.097659	-0.00634	0.043291	-0.00196	-0.05324	-0.00174
GC(-1)	-0.53692	0.02894	-0.0823	-0.1618	0.06587	0.128082
GC(-2)	0.144046	0.525523	-0.05078	0.435593	-0.06037	0.187383
GDP(-1)	-0.35014	-0.10764	-0.17192	-0.06637	0.115527	0.326224
GDP(-2)	-0.04016	-1.69468	0.042851	-0.09542	0.444477	-0.11928

表 5 分散共分散行列の推定値

	状態1	状態2
$\sigma_{GIGI}$	0.001644	0.00246
$\sigma_{GIGC}$	6.66E-05	3.22E-05
$\sigma_{GC GC}$	0.000212	3.91E-05
$\sigma_{GIGDP}$	0.000125	3.24E-05
$\sigma_{GC GDP}$	2.41E-05	4.36E-06
$\sigma_{GDP GDP}$	0.000111	5.79E-05

次に吸収型 2 状態マルコフ転換 VAR モデルの状態 1 と状態 2 におけるインパルス応答関数をそれぞれみてみたい(図 7、図 8 点線は 1 標準偏差信頼区間)。状態 1 のインパルス応答を示す図 7 からは、1993 年頃まで GDP の公共投資に対するインパルス応答が有意にプラスであったことを示している。また、公共投資に比べその効果は小さいものの、政府支出も GDP に対して有意にプラスの効果があったことを示している。次に、状態 2 におけるインパルス応答をみてみたい。図 8 をみると、1993 年以降公共投資の GDP に対する効果は有意ではない。他方政府消費は GDP に対して有意にプラスの効果となっていることが分かる。以上の結果をまとめると、公共投資は 1993 年までは GDP に対してプラスの効

果を持っていたが、1993年以降その効果は失われている。しかしながら、政府消費はモデルの構造変化の如何によらず、GDPに対してプラスの効果を持っていることが示された。

次にこれらの結果を先行研究と比較したい。先行研究の財政政策の効果の変化時点をまとめたものが表6である。藤井（2007）、渡辺・藪・伊藤（2008）を除く先行研究は財政政策の効果の変化時点を資産バブル崩壊前後としているが、本研究の結果はそれよりも遅い1993年頃であることを示している。また財政政策の効果の変化時点を1987Q1とし財政政策の効果の変化要因として金融市場の自由化と金融政策のスタンスの変更を指摘した渡辺・藪・伊藤（2008）や検定によって変化時点を2000Q1と導出した藤井（2007）とも本研究の推計結果は異なる。

図 7 状態 1.におけるインパルス応答

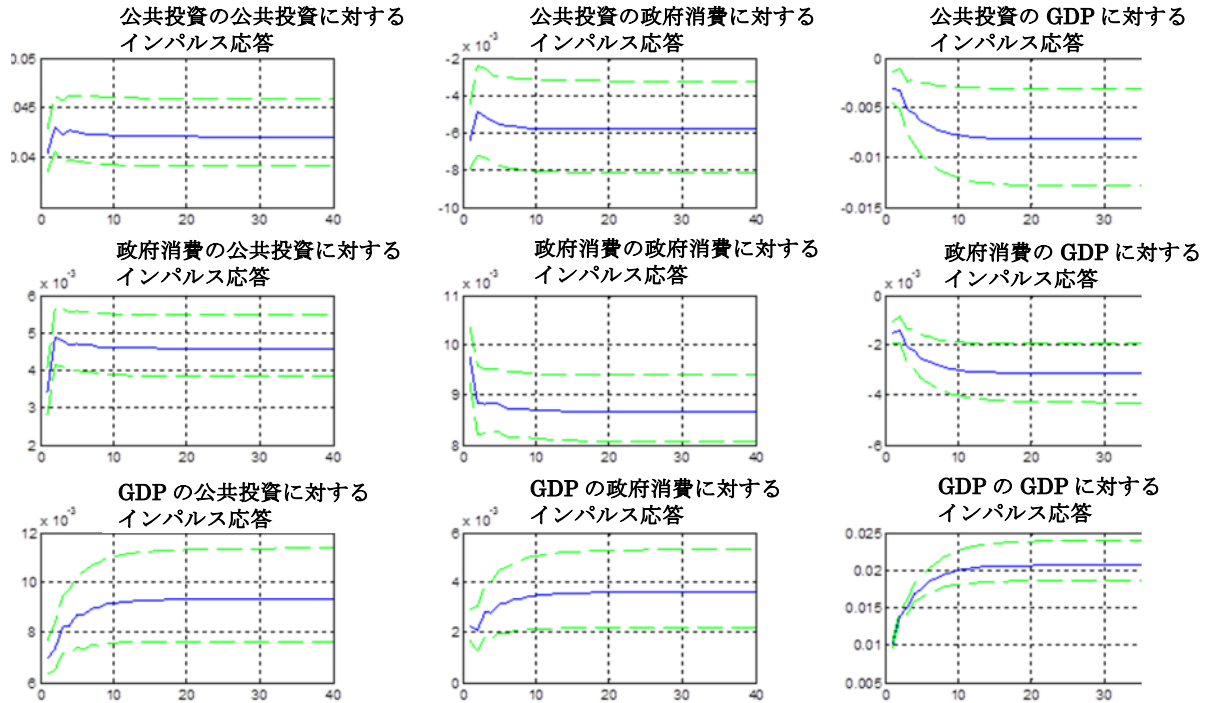


図 8 状態 2.におけるインパルス応答

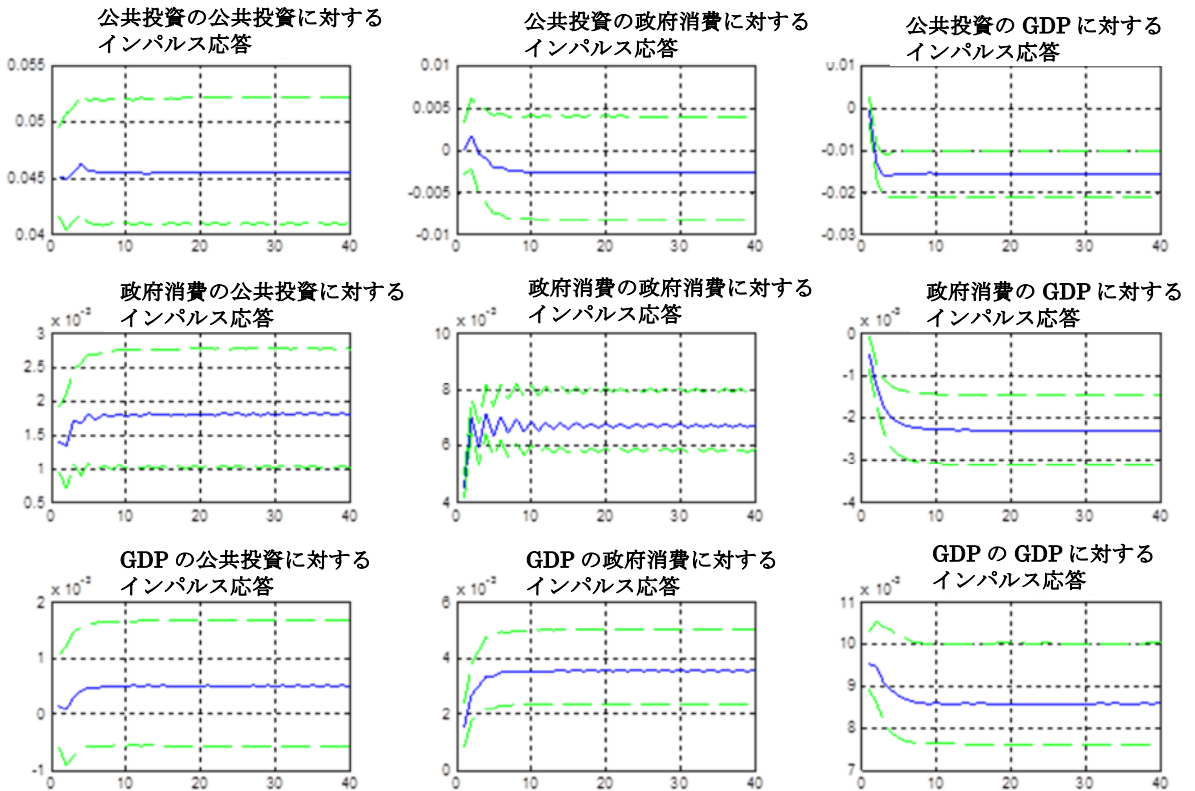


表 6

	サンプル期間	構造変化時点
経済企画庁(1998)	1970Q3-1997Q1	1989Q4
井堀・中里・川出(2002)	1960Q1-1999Q4	1989Q4
川出・伊藤・中里(2004)	1966Q2-2002Q4	1991Q2
北浦・南雲(2004)	1981Q2-2003Q3	1992Q2
藤井(2007)	1987Q1-2005Q2	2000Q1
渡辺・藪・伊藤(2008)	1965Q1-2004Q4	1987Q1

### 2-4-3 推計結果の頑健性の検証

2-3 節ではマルコフ転換 VAR を推計する際の内生変数ベクトルの順番を公共投資  $GI$ 、政府消費  $GC$ 、 $GDP$  で行ったが、推計結果の頑強性を検証するため、政府消費  $GC$ 、公共投資  $GI$ 、 $GDP$  の順番でも本章と同様の推計を行った。ここではその結果の詳細を記載しないが、モデルの構造変化時点は 1990 年代前半であり、公共投資や政府消費に対する  $GDP$  のインパルス応答の結果にも大きな変化は見られず定性的に同じ結果となっている。また平滑化確率による構造変化時点を示す時点も、公共投資  $GI$ 、政府消費  $GC$ 、 $GDP$  のケースと同じ 1990 年代前半を示している。以上から内生変数ベクトルの変数の序列によって構造変換の発生時期は変化しないことが確認された。

モデルの lag の次数についても、lag1、lag3、lag4、lag5 のモデルについての推計も行ったが、対数尤度に関しては、どのモデルも構造変化を仮定しない VAR ではなく、構造変化を仮定したマルコフ転換 VAR モデルを支持する結果となった。

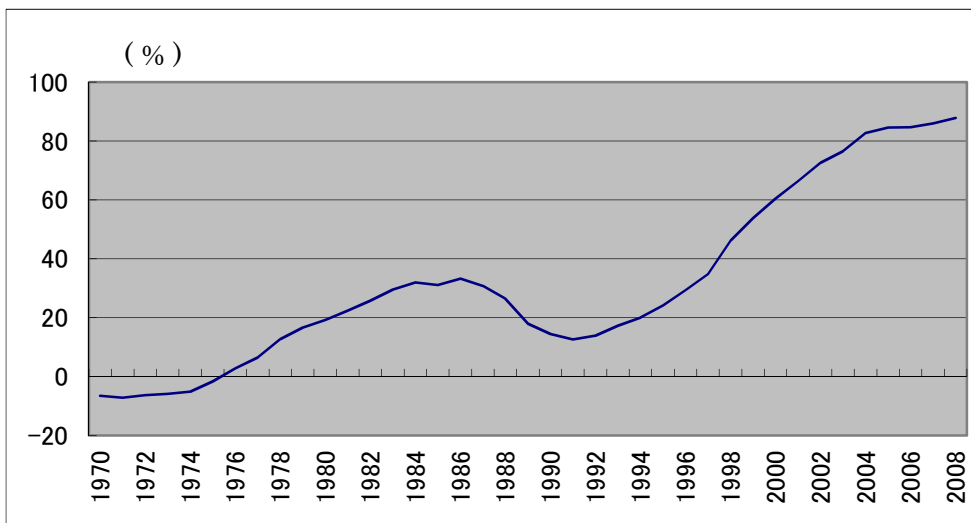
### 2-5 結論と今後の課題

第二章では、マルコフ転換 VAR モデルによってデータから推定された構造変化時点を、財政支出の  $GDP$  に対する効果の変化を実証分析した。推計結果によると、公共投

資、政府消費、GDPの三変数を用いたモデルの下での総需要拡張対策としての財政政策の効果の構造変化は1993年頃に起きていることが分かった。この結果は財政政策の効果の構造変化時点を資産バブル崩壊前後とした経済企画庁(1998)、井堀・中里・川出(2002)、川出・伊藤・中里(2004)、北浦・南雲(2004)とは異なるものであり、また2000年Q1に財政政策の効果の構造変化を認めた藤井(2007)や1987年Q1に財政政策の効果の構造変化時点を定めた渡辺・藪・伊藤(2008)の結果とも整合的ではない(表6)。

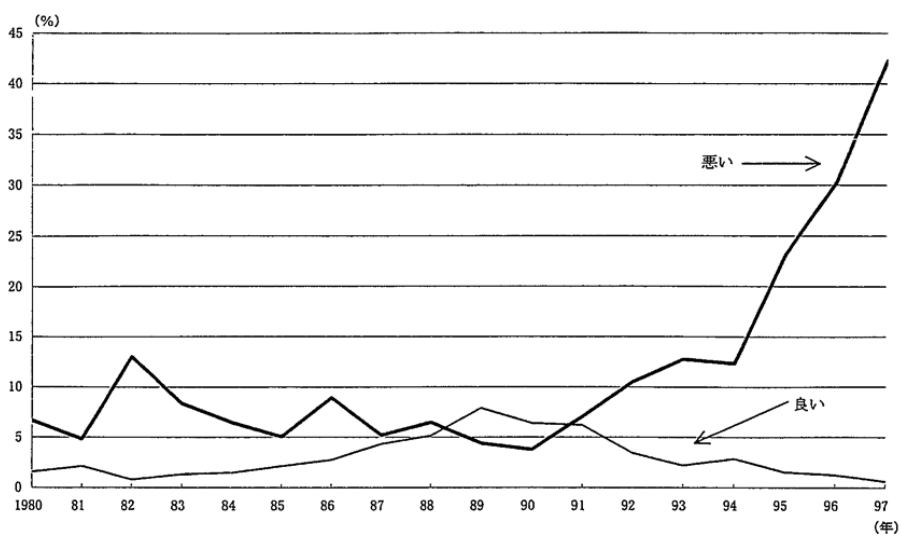
また本研究で得られた推計結果を構造変化以前と以後で比較すると、政府消費に関しては構造変化の如何に関わらずGDPに対してプラスの効果がある。これに対して公共投資は構造変化前はGDPに対してプラスの効果があったものの、構造変化後はGDPに対して影響をもたないという結果が導出された。多くの先行研究では財政支出のGDPに対する効果の構造変化要因として非ケインズ効果が挙げられている。本章の推定結果と同じく1990年代前半を構造変化時点とする川出・伊藤・中里(2004)、北浦・南雲(2004)でも挙げられている要因である。しかしながら政府の債務残高や国の財政に対する国民意識の変化をみると(図9、図10)、データから推定された1993年の財政支出のGDPに対する効果の構造変化は非ケインズ効果によって引き起こされたとは明言し難い。

図9 政府純債務残高（対GDP比）



出所：OECD *Economic Outlook : Annual and quarterly data Vol 2008*

図10 国の財政に対する国民意識



- (備考) 1. 良い：日本が良い方向に向かっていると回答し、良い点に国の財政をあげた人（複数回答）の全体に占める割合  
 2. 悪い：日本が悪い方向に向かっていると回答し、悪い点に国の財政をあげた人（複数回答）の全体に占める割合  
 3. 出典：社会意識に関する世論調査（内閣総理大臣官房広報室）

出所：経済企画庁（2008）



図 9 を見てみると、政府純債務残高の対 GDP 比が顕著な上昇をみせるのは、1990 年代後半である。また図 10 から国の財政に対する国民の意識が急激に悪化するのには 1995 年からであることが見てとれる。先行研究では非ケインズ効果の他に、資産バブル崩壊後、民間経済主体に自立的な回復メカニズムが機能しないため、いくら財政政策が発動されても効果が限定的となってしまったとする点や、限界消費性向の低下と限界輸入性向の増加、巨額の財政赤字などが 1990 年代前半の財政政策効果の構造変化要因として挙げられている。これらの事象と、本章で推定された構造変化との関係を明らかにすることは、筆者の今後の重要な研究課題である。

第二章では統計学の手法を用いることによって構造変化時点を明示した上で財政政策の GDP に対する効果の変化を検証した。今後の課題については、本研究によって求められた推計結果について定性的なコンセンサスを得られるような理論的根拠を示すことである。

## 参考文献

Blanchard, Oliver J., and Perotti, Roberto, (2002) “An empirical characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output,” *Quarterly Journal of Economics*, 177, 1329-1368.

Florian Hopper, and Katrin Wesche, (2001) “Non-linear Effects of Fiscal Policy in Germany : A Markov-Switching Approach,” Bonn Econ Discussion Papers.

Greenberg, Edward (2008) “INTRODUCTION TO Bayesian Econometrics,” Cambridge University Press.

Inoue, Tomoo and Okimoto, Tatsuyoshi, (2008) “Were There Structural Breaks in the Effect of Japanese Monetary Policy?: Re-evaluating Policy Effects of the Lost Decade,” *Journal of Japanese and International Economies* 22(3), 320-342.

Kim, Chang-Jin and Nelson, Charles R., (1999) “State-Space Models With Regime Switching: Classical and Gibbs-Sampling Approaches With Applications,” MIT Press

Ramey, Valerie A., and Shapiro, Matthew D., (1997) “Costly capital reallocation and the effects of government spending,” NBER working series 6283.

Sims, Christopher A. and Zha, Tao, (2006) “Were there Regime Switches in U.S. Monetary Policy?,” *American Economic Review*, 96(1), 54-81.

Tamim, Bayoumi, (2001) “The morning after: explaining the slowdown in Japanese growth in the 1990s,” *Journal of international Economics*, 53, 241-259.

Tsung-wu Ho, (2001) “Consumption and Government Spending Substitutability Revisited: Evidence From Taiwan,” *Scottish Journal of Political Economy*, Nov2001, vol.48 Issue 5, 589-604.

福田慎一・計聡 (2002) 「日本における財政政策のインパクトー1990年代のイベント・スタディ」『金融研究』, 日本銀行金融研究所, 2002.9.

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, 7月, 36-68頁, 財務省財務総合政策研究所.

岩本康志 (2002) 「社会資本の経済分析：展望」科学研究費補助金特定領域研究「制度の実証分析」ディスカッション No.3.

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.

川出真清・伊藤新・中里透（2004）「1990 年以降の財政政策の効果と変化」井堀利宏編『日本の財政赤字』,岩波書店.

経済企画庁（1988）『年次経済報告（経済白書）』大蔵省印刷.

絹川直哉（2000）「景気刺激対策としての財政再建」『FRI 研究レポート』No.35,富士通総研.

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 SeriesNo.04-A-18,財務省財務総合政策研究所.

中尾武彦（2002）「日本の 1990 年代における財政政策の経験ーバブル崩壊後の長引く経済低迷の中でー」PRI Discussion Paper Series, No.02A-11, 財務省財務総合政策研究所研究部.

中妻照雄（2007）『ベイズ統計学』朝倉書店.

大森祐浩（2001）「マルコフ連鎖モンテカルロ法の最近の展開」*日本統計学会誌* 31, 305-344.

和合肇編（2005）『ベイズ計量経済分析 マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用』東洋経済新報社.

渡部敏明（2000）『ボラティリティ変動モデル』朝倉書店.

渡辺努・藪友良・伊藤新（2008）「制度情報を用いた財政乗数の計測」,Understanding Inflation Dynamics of the Japanese Economy Working Paper Series No.28,Research Center for Price Dynamics Institute of Economic Research, Hitotsubashi University

### 第3章 TVP-VAR を用いた日本の財政政策効果の検証

#### 3-1 序論

日本の景気刺激対策としての財政支出の効果については、多くの議論が成されてきた。ここで言う財政支出の効果とは短期的な需要創出効果を伴う景気刺激対策の事である。実証研究の多くはその効果は非線形であるとし、近年その効果は小さくなってきているとするもの、ある一定条件下ではその効果が未だみられるとするもの等結果は様々である。本章ではまず日本の財政支出の効果の長期的変遷を、統計的手法を用いて分析する。具体的には time-varying parameter structural vector auto-regression (以下 TVP-VAR) を用いてモデルを推計し、日本の財政政策の GDP に対する効果を時系列分析する。TVP-VAR モデルとは vector auto-regression (VAR) モデルを拡張したもので、推計するパラメータが時間とともに変化するという構造を取り入れた統計的手法である (Primiceri (2005))。しかしながら筆者は TVP-VAR モデルの推計結果からのみ財政支出の効果进行分析するのは難しいと考え、この推計結果と「財政支出の規模」のデータを用いて財政支出の GDP に対する効果の再検証を行った。具体的には「財政支出の対 GDP 比」と「財政支出の GDP に対する効果」の関係を検証する<sup>25</sup>。推計結果から日本では 1955 年から 2000 年までは、財政支出の規模が大きいほど、財政支出の GDP に対する効果が増加するという結果となった。しかしながら 2000 年代以降は異なる結果となる。2000 年代前半では財政支出の規模が大きくなるほど、その効果は小さくなり、マイナスすら検出され、非ケインズ効果の可能性が示唆

---

<sup>25</sup>本論文における財政支出とは景気刺激対策としての財政支出を意味する。

された。ここで言う非ケインズ効果とは、財政支出の削減が消費者に財政赤字の減少を期待させ、それによって将来の増税予想が低下、消費を増加させるとする効果である。また2000年代後半からは財政支出のGDPに対する効果は一概に小さくなったとは言えないという結果を導出した。以上の結果から、財政支出のGDPに対する効果の非線形性を仮定することが重要であることが分かった。またこれらの結果は後述する先行研究で多く成されてきた構造変化に着目した財政支出の効果の分析では導出が困難であることを示している。

構造変化時点から日本の財政支出の効果 analysed した先行研究では近年日本の財政支出の効果は低下している、ないし非ケインズ効果がみられるとされてきた。しかしながらそれぞれの効果の変化時点は一致せず、その効果がどのような条件下でどの程度の大きさで現れるのかについてコンセンサスを得ていない。(経済企画庁(1998)、井堀・中里・川出(2002)、川出・伊藤・中里(2004)、北浦・南雲(2004)、渡辺・藪・伊藤(2008)、藤井(2008)、竹内(2014))国外ではその後経済状況に分けて財政政策の効果分析の研究が行われてきた。Eichenbaum and Rebelo(2011)では名目利子率が0以下である時に政府支出乗数は大きくなるとしている。Owyang, Ramey and Zubairy(2013)、Fazzari, Morley, and Panovska(2014)では失業率や生産量の伸び、雇用成長率などのデータを使うことによって景況指標をモデルに取り入れた。結果アメリカでは不景気下では政府支出乗数が大きいといっている。Ramey and Zubairy(2014)では景況に加え、利子率がゼロ金利下限(以下ゼロ金利下限はZLBとする; Zero Lower Bound)の近くであるという点から分析を行った。こ

の ZLB に着目した日本のデータを用いた先行研究としては Morita(2015)、Miyamoto et al(2017)が挙げられる。これらの論文では ZLB 期間、財政政策の効果は増加しているという結果を導き出している。Shioji(2013)では日本のデータを用いて TVP VAR モデルを推計し、地震を含む自然災害などの大きなイベントが起きた場合財政支出の効果は大きくなるとしている。この論文では、サンプル期間が 1955Q3-2011Q1 の公共投資、個人消費、GDP のデータを用いてモデルを推計している。その結果、1957 年から 1975 年にかけて公共投資は GDP に対してプラスの効果があったが、その後時間の経過とともにその効果は小さくなっていくという結果を導出している。

以上多くの先行研究では日本の財政支出の効果の非線形性を仮定しているが、その効果の長期的変遷に主眼を置いて統計分析し、結果を明示した研究は存在しない。そこで本章では景気刺激対策としての財政支出の効果の長期的変遷をみるために、shioji(2013)と同じ TVP VAR モデルによって推計し、その結果をグラフ化した。そしてその結果を「財政支出の対 GDP 比」の順に並び替えて検証することによって、推計結果から財政支出の効果は、2000 年代前半には非ケインズ効果が発生している可能性を示唆した。また多くの先行研究で言われているようにその効果は一概に小さくなっているとは言えず、2000 年代後半にはむしろ高まっていることが確認された。

### 3-2 モデルと推定

#### 3-2-1 データ

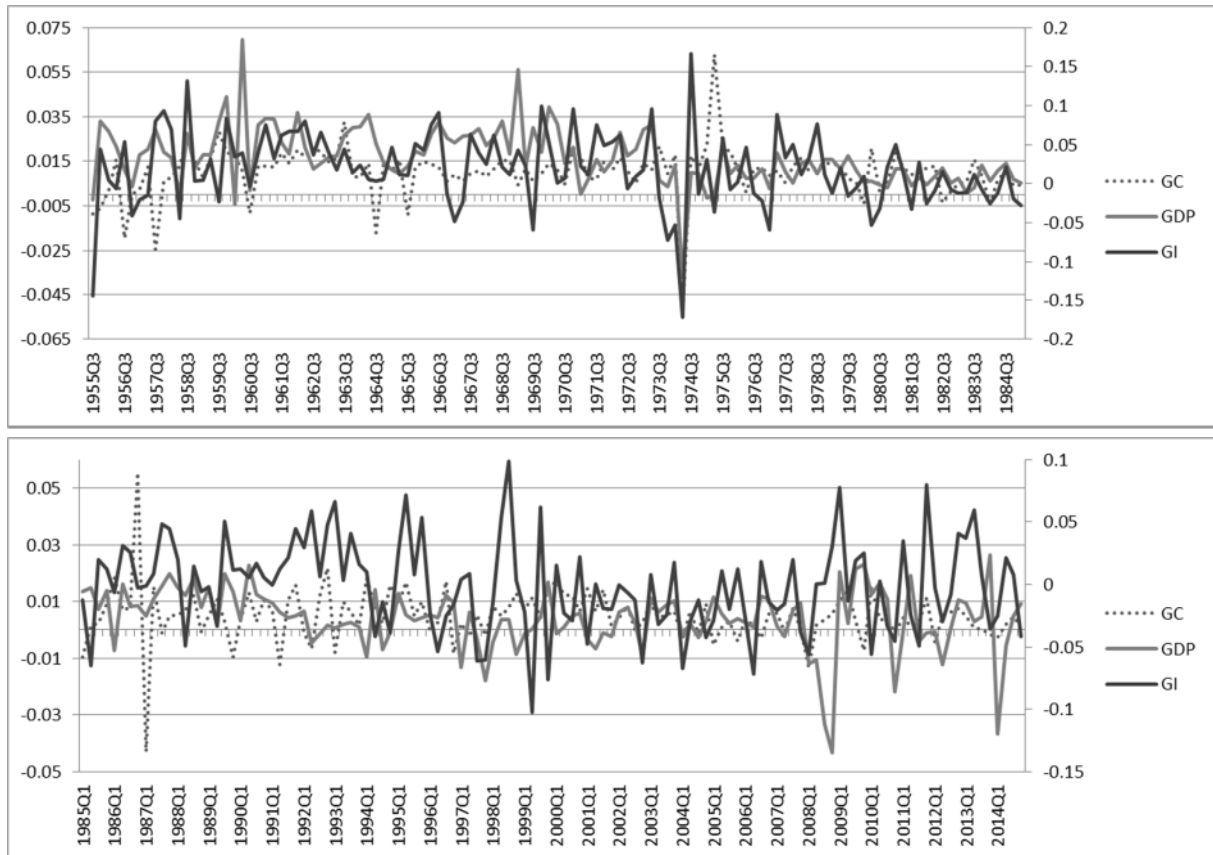
本章の標本期間は 1955Q3 から 2015Q1 である。推計の際に用いたデータは GDP、政府最終消費支出(以下 GC)、公的固定資本形成(以下 GI)であり、それぞれ内閣府の国民経済計算(SNA)よりとっている。今回景気刺激対策としての政府の支出をみていきたいので、その場合の支出は GC ではなく GI となる。データは全て実質であり、Eviews によって季節調整を行った<sup>26</sup>。93SNA は 1994Q1 からしかデータを採取できない。本論文ではより多くの新しいデータを採用すべく、変数を全て対数差分に変換し成長率とし、1994Q2 時点で 68SNA と 93SNA を接合している。

図 1 は前述のデータをグラフ化したものである。左側の縦軸は GC、GDP を表し、右側の縦軸は GI を表す。図 1 をみると 1973 年に起きた第一次石油ショックでは GDP、GI ともに大きく押し下げられている。また 1991 年に起こったバブル崩壊後しばらく GDP は低下し、GI は増加している。1998 年の GI の増加に関しては、1997 年橋本内閣による公共投資削減を盛り込んだ財政構造改革法が公布執行されたが、その直後 1997 年末からの急速な景気悪化を受け、1998 年この法案が停止されたことを受けている。2008 年アメリカのリーマン・ショック直後にも日本の GDP は大きく低下していることが分かる。

---

<sup>26</sup> SNA であるが実質の季節調整済みデータに関して、68SNA は固定基準方式、93SNA は連鎖基準方式で作成されている。このため二つのデータをそのまま連結させることは出来ない。そこで二データとも固定基準方式の実質原系列のデータを用い、Eviews を用いて季節調整を行った。

図 1



### 3-2-2 TVP-VAR 分析

本章では Primiceri(2005)で用いられている時変ベクトル自己回帰モデル(Time-varying VAR 以下 TVAR)を採用する<sup>27</sup>。TVP VAR モデルとは vector auto-regression(VAR)モデルを拡張したもので、推計するパラメータが時間とともに変化するという構造を取り入れた。

今  $\mathbf{y}_t$  を内生変数とすると、以下のように表される；

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{c}_t + \mathbf{B}_{1,t}\mathbf{y}_{t-1} + \cdots + \mathbf{B}_{4,t}\mathbf{y}_{t-4} + \mathbf{e}_t, \quad \mathbf{e}_t \sim N(0, \Omega_t), \quad (1)$$

<sup>27</sup> 本章では中島上智氏による ox プログラムを用いて推計を行った。Nakajima(2013) <http://sites.google.com/site/jnakajimaweb/program>.



$$\begin{cases} \mathbf{y}_t = (GI_t, GC_t, GDP_t)' \\ \mathbf{\Omega}_t = \mathbf{A}_t^{-1} \mathbf{\Sigma}_t \mathbf{\Sigma}_t' \mathbf{A}_t^{-1'}, \quad \mathbf{A} = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 \\ a_{2,1} & 1 & 0 \\ a_{3,1} & a_{3,2} & 1 \end{pmatrix}, \quad \mathbf{\Sigma}_t = \begin{pmatrix} \sigma_{1,t} & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{2,t} & 0 \\ 0 & 0 & \sigma_{3,t} \end{pmatrix} \\ t = 4+1, \dots, n \end{cases}$$

lag は 4 であり、データは全て対数差分をとり成長率となっている。内生変数ベクトル  $\mathbf{y}_t$  は、公的固定資本形成(以下 GD)、政府最終消費支出(以下 GC)、GDP で構成されている。三つの変数は外生性の高い順に並んでいる。 $\mathbf{B}_{1,t}, \mathbf{B}_{2,t}, \mathbf{B}_{3,t}, \mathbf{B}_{4,t}$  は  $(3 \times 3)$  行列の時変係数であり、 $\mathbf{\Omega}_t$  は  $(3 \times 3)$  行列の時変共分散行列である。

下三角行列  $\mathbf{A}_t$  の stacked ベクトルは  $\mathbf{a}_t = (a_{2,1}, a_{3,1}, a_{3,2})'$  と書き換える。

分散  $h_{jt} = \log \sigma_{jt}^2, \quad j = 1, \dots, 3, t = 4+1, \dots, n$  も  $\mathbf{h}_t = (h_{1t}, h_{2t}, h_{3t})'$  と書ける。

(1)を以下のように書き換える。

$$\mathbf{y}_t = \mathbf{c}_t + \mathbf{X}_t \boldsymbol{\beta}_t + \mathbf{e}_t \quad (2)$$

$\boldsymbol{\beta}_t$  は  $((3 \times 3) \times 4) \times 1$  ベクトル、 $\mathbf{X}_t = I_3 \otimes (\mathbf{y}'_{t-1}, \dots, \mathbf{y}'_{t-4})$ 。

推計する値の多い TVP-VAR を考慮し、推計するパラメータの数を減らす為に各パラメータ

は以下のようなランダムウォークに従うとする；

$$\begin{cases} \boldsymbol{\beta}_{t+1} = \boldsymbol{\beta}_t + \mathbf{u}_{\beta_t}, \\ \boldsymbol{\alpha}_{t+1} = \boldsymbol{\alpha}_t + \mathbf{u}_{\alpha_t}, \\ \mathbf{h}_{t+1} = \mathbf{h}_t + \mathbf{u}_{h_t}, \end{cases} \quad \begin{pmatrix} \boldsymbol{\varepsilon}_t \\ \mathbf{u}_{\beta_t} \\ \mathbf{u}_{\alpha_t} \\ \mathbf{u}_{h_t} \end{pmatrix} \sim N \left( \mathbf{0}, \begin{pmatrix} \mathbf{I} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{\Sigma}_{\beta} & \mathbf{0} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{\Sigma}_{\alpha} & \mathbf{0} \\ \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{0} & \mathbf{\Sigma}_h \end{pmatrix} \right), \quad (3)$$

$$\left\{ \begin{array}{l} t = 4 + 1, \dots, n \\ \mathbf{e}_t = \mathbf{A}^{-1} \boldsymbol{\Sigma} \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim N(\mathbf{0}, \mathbf{I}_3) \\ \boldsymbol{\beta}_{t+1} \sim N(\boldsymbol{\mu}_{\beta_0}, \boldsymbol{\Sigma}_{\beta_0}) \\ \boldsymbol{\alpha}_{t+1} \sim N(\boldsymbol{\mu}_{\alpha_0}, \boldsymbol{\Sigma}_{\alpha_0}) \\ \mathbf{h}_{t+1} \sim N(\boldsymbol{\mu}_{h_0}, \boldsymbol{\Sigma}_{h_0}) \end{array} \right.$$

ここでは、 $\boldsymbol{\Sigma}_{\alpha_0}$  と  $\boldsymbol{\Sigma}_{h_0}$  を対角行列と仮定する。

以上を MCMC 法を用いたベイズ推定によって推計する<sup>28</sup>。ベイズ推定とはベイズの定理を用い、パラメータの事前分布を研究者が与え、観測値からパラメータの事後分布を求める分析手法である<sup>29</sup>。各パラメータの事前分布と初期値は以下の通りである；

$$\boldsymbol{\beta} \sim N(\mathbf{0}, ((3 \times 3) \times 4) \times I), \quad \boldsymbol{\Sigma} \sim N(4, 4((3 \times 3) \times 4) \times I), \quad \boldsymbol{\alpha}_1 \sim N(\mathbf{0}, ((3 \times 3) \times 4) \times I)$$

$$\boldsymbol{\Sigma}_{\beta} \sim IW(25, 0.01 \times I), \quad (\boldsymbol{\Sigma}_{\alpha})_i^{-2} \sim Gamma(25, 0.01 \times I), \quad (\boldsymbol{\Sigma}_h)_i^{-2} \sim Gamma(1, 0.01 \times I)$$

IW は逆ウィシャート分布<sup>30</sup>。この時モデルが複雑で事前分布と観測値から事後分布を解析的に求めるのが困難な場合がある。この際用いられる手法が MCMC 法である<sup>31</sup>。イテレーションの回数は 100,000 回、最初の確率標本 10,000 個をバーン・イン期間として捨て、残りの 90,000 個をパラメータの確率標本として用いる<sup>32</sup>。図は推計結果の自己相関を表している。この図 2 から事後標本は安定的で自己相関も小さくなっていることが分かる。

<sup>28</sup> 詳しくは竹内(2014)

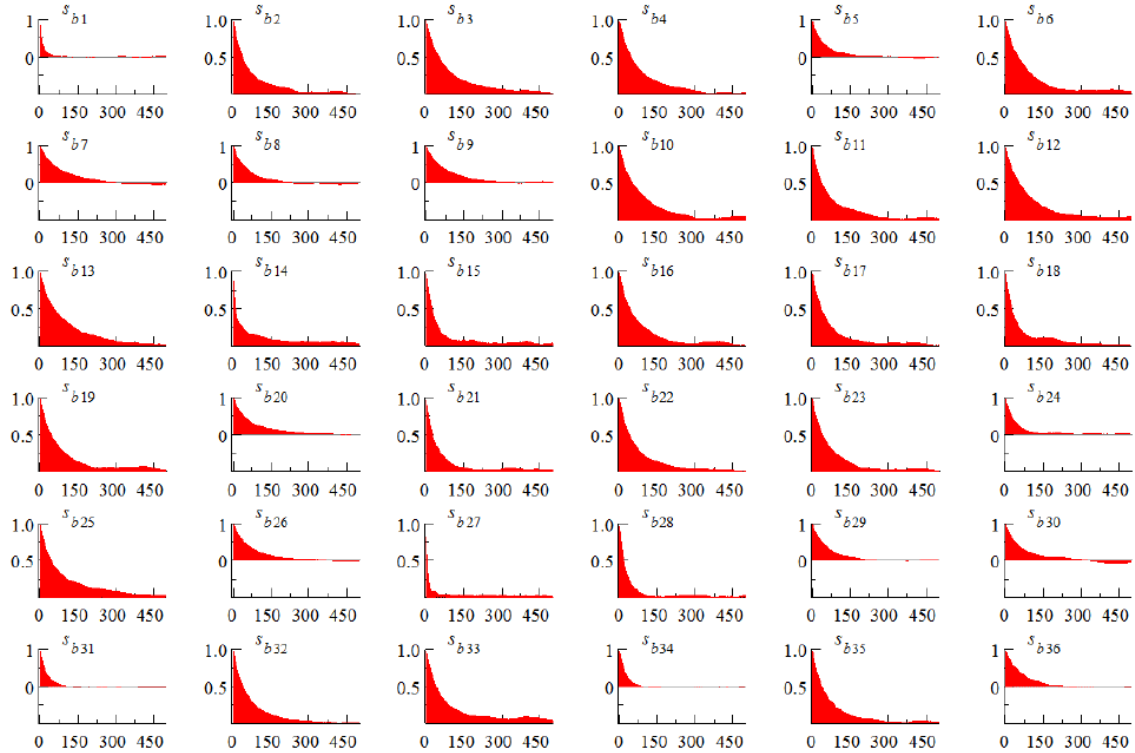
<sup>29</sup> 詳しくは中妻(2007)、Greenberg(2008)参照

<sup>30</sup> 詳しくは Nakajima(2011)、Nakajima(2013)

<sup>31</sup> 詳しくは大森(2001)、和合編(2005)、渡部(2000)、竹内(2014)参照

<sup>32</sup> 詳しくは Kim and Nelson(1999)参照

図 2



この他推計結果は Geweke の収束診断からも収束が確認された<sup>33</sup>。次章ではモデルの推計結果を分析する。

### 3-3 推計結果

この章では前章で求めたモデルの推計結果をみていきたい。図 3 は公的固定資本形成のショックが起きてから四半期後、1 年後、2 年後、5 年後の GDP に対する累積インパルス応答を描いている<sup>34</sup>。ほとんどプラスであるが、マイナスの場合は財政支出が GDP に対し

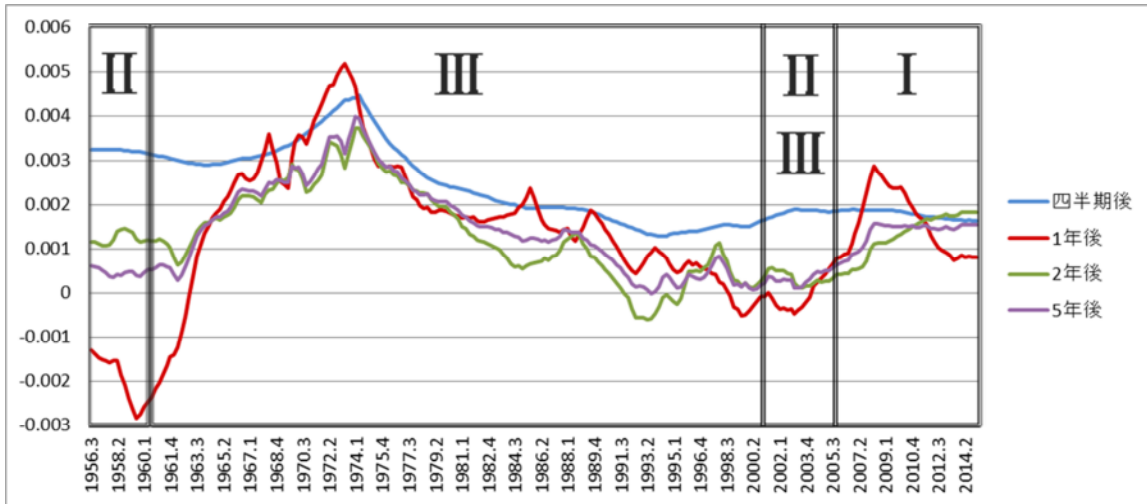
<sup>33</sup> Geweke(1992)

<sup>34</sup> GDP の政府最終消費支出ショックに対する累積インパルス応答に関しては、Appendix 図 7 参照。同じ政府支出でも政府最終消費支出と公的固定資本形成ではその内訳が異なる。政府最終消費支出は近年では高齢化に伴う医療費増加など、経済構造上の要因が大きなウェイトを占める。対して景気刺激対策としての財政支出は公的固定資本形成に入れられている。本稿では景気刺激対策としての財政支出の GDP に対する効果を分析したいので、ここからは後者の公的固定資本形成について詳しく検証していく。

てマイナスの効果があったとされる。

図 3

GDP の公的固定資本形成ショックに対する累積インパルス応答



以下図 3 の 1 年後の結果についてみていきたい<sup>35</sup>。サンプル期間中の経済史については表 1 を参照にされたい。1 年後の累積インパルス応答は 1953Q3 に急激に低下し、その後急上昇している。1950 年代から 1960 年代は政府が戦後復興政策から経済成長政策に舵を切り替えた時期である<sup>36</sup>。その後高度経済成長期が終わる時期にあたる 1973Q2 を境にその効果はプラスではあるものの低下傾向を示し、2000 年前後はマイナス効果となっている。この結果はゼロ金利政策期に財政支出の効果が大きくなったとする先行研究と非整合的である (Morita(2015))。また 1993 年に構造変化があったとする竹内(2014)とも非整合的である。

2000 年代初頭は小泉政権下であり、増加し続ける財政赤字に対する懸念が高まり、財政支出

<sup>35</sup>財政政策が発動されてその効果が現れるまでを「外部ラグ」と呼ぶ。この外部ラグの長短は財政政策や経済状況によって異なるため、一概に言えない。今回筆者は景気刺激対策としての財政支出の効果を検証するということで、1 年後が妥当であると考え、1 年後の累積インパルス応答に焦点を当てて見ていきたい。

<sup>36</sup> 1950 年代後半には多くの公共事業関係長期計画が始まり、1960 年には所得倍増計画が策定された。

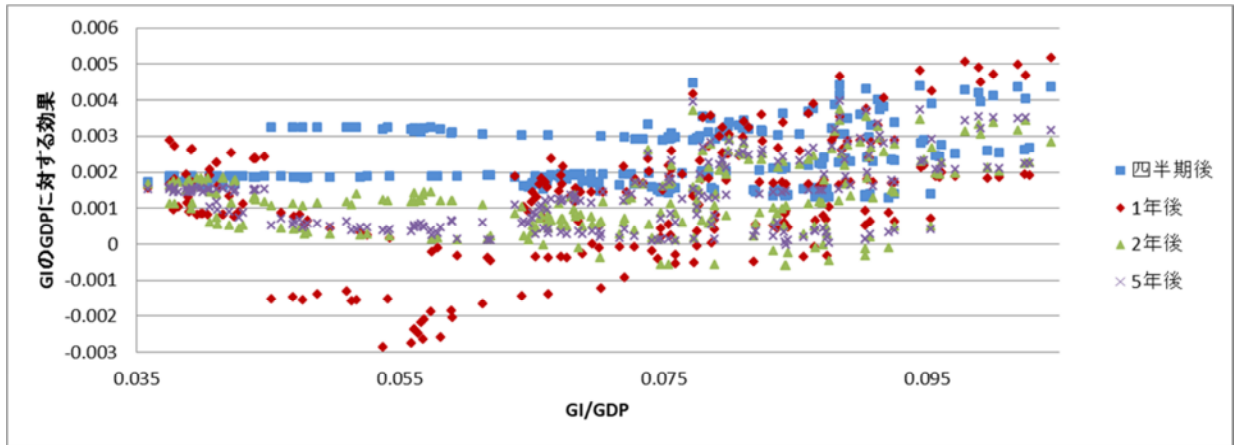
の削減が積極的に試みられた時期にあたる。図 1 から分かるように、財政支出は 1950 年代から今日まで経済状況や財政赤字によって大きく変動してきた。図 3 の TVP-VAR モデルから検出された推計結果からはそれらのある程度説明していると言える。しかしながら財政支出効果の変遷の全てをこの推計結果からのみ説明することは難しいと筆者は考えた。そこで筆者は財政支出の効果について考察を進めるべく新たなアプローチを追加する事とした。

具体的には推計結果全ての期間を通して財政支出の効果に影響を及ぼす経済変数を見出すべく、いくつかの経済変数で検証を行った。まず失業率と財政支出の効果の関係について検証を行ったが明確なパターンは見られなかった。しかしその後財政支出の規模と財政支出の効果について検証すると、三つのパターンが見出された。そこで以下「財政支出の対 GDP 比」(以下 GI/GDP)と、財政支出の効果の関係を分析する。

図 4 は先ほどの図 3 のデータを「財政支出の対 GDP 比(GI/GDP)」の小さい順に並び替えたものである。

図 4

GDP の公的固定資本形成ショックに対する累積インパルス応答  
を GI/GDP 順に並び替えたもの



財政政策が発動されて効果が現れるまでを「外部ラグ」と呼ばれている。この外部ラグの長短は財政政策や経済状況によって異なるため、一概に言えない。今回筆者は1年後の累積インパルス応答に焦点を当てて見ていきたい(図 5A,B)。今1年後のGDPの公的固定資本形成ショックに対する累積インパルス応答を図 5A から三つのグループに分ける。そのグループをそれぞれ「グループⅠ」、「グループⅡ」、「グループⅢ」とする。各グループの詳細を見てみると、表 1 のようにまとめられる。

図 5A

1年後の GDP の公的固定資本形成ショックに対する累積インパルス応答

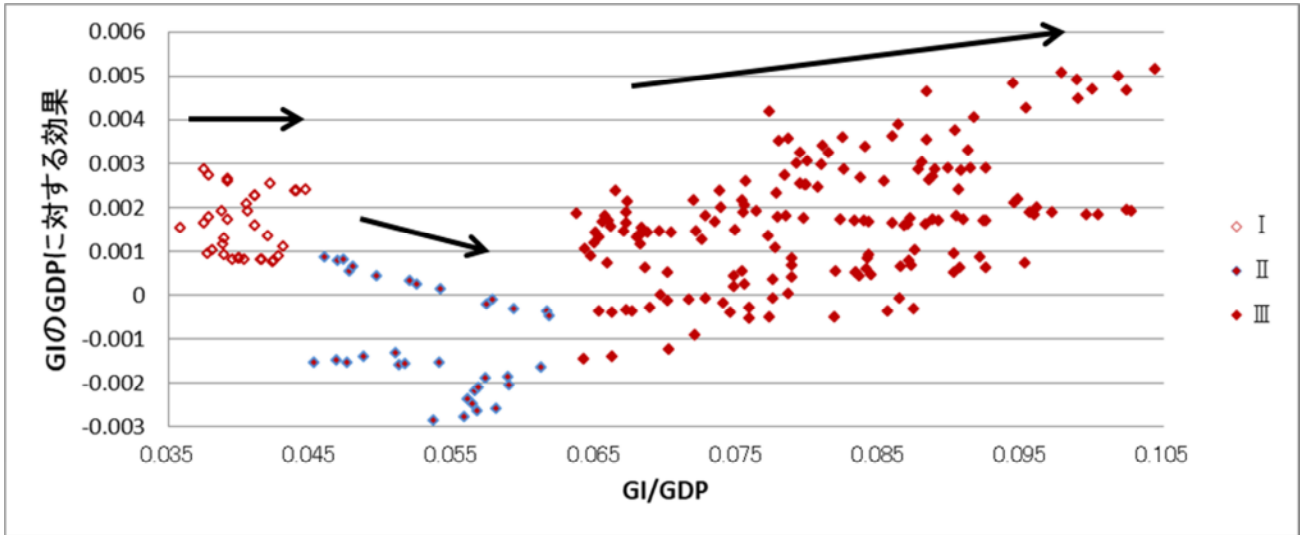
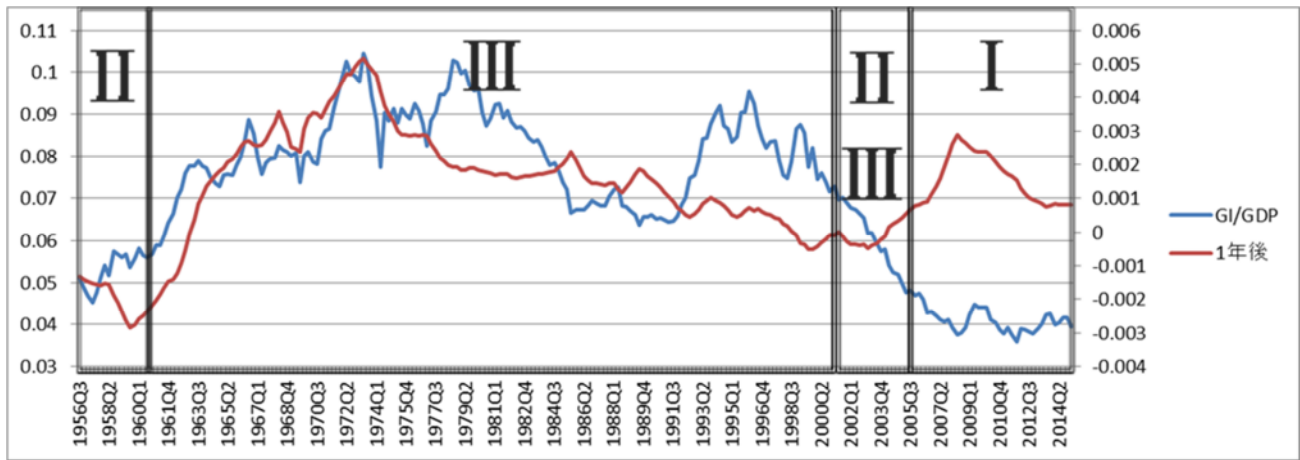


図 5B



左の縦軸は「GI/GDP」、右の縦軸は「1年後」を表す。

表 1  
日本の経済史と推計結果

グループ	総理大臣名	総理大臣任期	主な経済イベント	日本の経済状況
II	鳩山一郎 (第3次)	1955/11/22~1956/12/23		高度経済成長期
	石橋湛山	1956/12/23~1957/2/25		
	岸信介 (第1次)	1957/2/25~1958/6/12		
	岸信介 (第2次)	1958/6/12~1960/7/19	伊勢湾台風/1959Q3	
	池田勇人 (第1次)	1960/7/19~1960/12/8		
III	池田勇人 (第2次)	1960/12/8~1963/12/9	「所得倍増計画」策定	高度経済成長期
	池田勇人 (第3次)	1963/12/9~1964/11/9	東京オリンピック/1964Q4	
	佐藤栄作 (第1次)	1964/11/9~1967/2/17	赤字国債の再開	
	佐藤栄作 (第2次)	1967/2/17~1970/1/14		
	佐藤栄作 (第3次)	1970/1/14~1972/7/7	大阪万博/1970Q1~(米)ニクソン・ショック/1971Q2	
	田中角栄 (第1次)	1972/7/7~1972/12/22	変動為替相場制へ移行/1973Q2	
	田中角栄 (第2次)	1972/12/22~1974/12/9	第一次石油ショック/1973Q4	
	三木武夫	1974/12/9~1976/12/24		狂乱物価
	福田赳夫	1976/12/24~1978/12/7		安定成長期
	大平正芳 (第1次)	1978/12/7~1979/11/9		
	大平正芳 (第2次)	1979/11/9~1980/6/12		
	鈴木善幸	1980/7/17~1982/11/27	(米)レーガノミクス(~89)	
	中曽根康弘 (第1次)	1982/11/27~1983/12/27		
	中曽根康弘 (第2次)	1983/12/27~1986/7/22	プラザ合意/1985Q3	
	中曽根康弘 (第3次)	1986/7/22~1987/11/6		
竹下登	1987/11/6~1989/6/3	消費税法執行/1989Q2	バブル期	
宇野宗佑	1989/6/3~1989/8/10			
海部俊樹 (第1次)	1989/8/10~1990/2/28		長期低迷期	
海部俊樹 (第2次)	1990/2/28~1991/11/5	バブル崩壊/1991Q1		
宮澤喜一	1991/11/05~1993/8/9			
細川護熙	1993/8/9~1994/4/28			
羽田孜	1994/4/28~1994/6/30			
村山富市	1994/6/30~1996/1/11	阪神淡路大震災/1995Q1		
橋本龍太郎 (第1次)	1996/1/11~1996/11/7			
橋本龍太郎 (第2次)	1996/11/7~1998/7/30	消費税に5%に増税/1997Q2		
小渕恵三	1998/7/30~2000/4/5			
森喜朗 (第1次)	2000/4/5~2000/7/4			
森喜朗 (第2次)	2000/7/4~2001/4/26	(米)ITバブル崩壊/2001		
II III	小泉純一郎 (第1次)	2001/4/26~2003/11/19	(米)同時多発テロ/2001Q3	長期低迷期
	小泉純一郎 (第2次)	2003/11/19~2005/9/21		
	小泉純一郎 (第3次)	2005/9/21~2006/9/26		
I	安倍晋三 (第1次)	2006/9/26~2007/9/26		長期低迷期
	福田康夫	2007/9/26~2008/9/24	(米)リーマン・ショック/2008Q3	
	麻生太郎	2008/9/24~2009/9/16		
	鳩山由紀夫	2009/9/16~2010/6/8	ギリシャ危機/2009Q3	
	菅直人	2010/6/8~2011/9/2	東日本大震災/2011Q1	
	野田佳彦	2011/9/2~2012/12/26		
	安倍晋三 (第2次)	2012/12/26~2014/12/24	消費税8%に増税/2014Q2	
安倍晋三 (第3次)	2014/12/24~			

(米) アメリカ合衆国



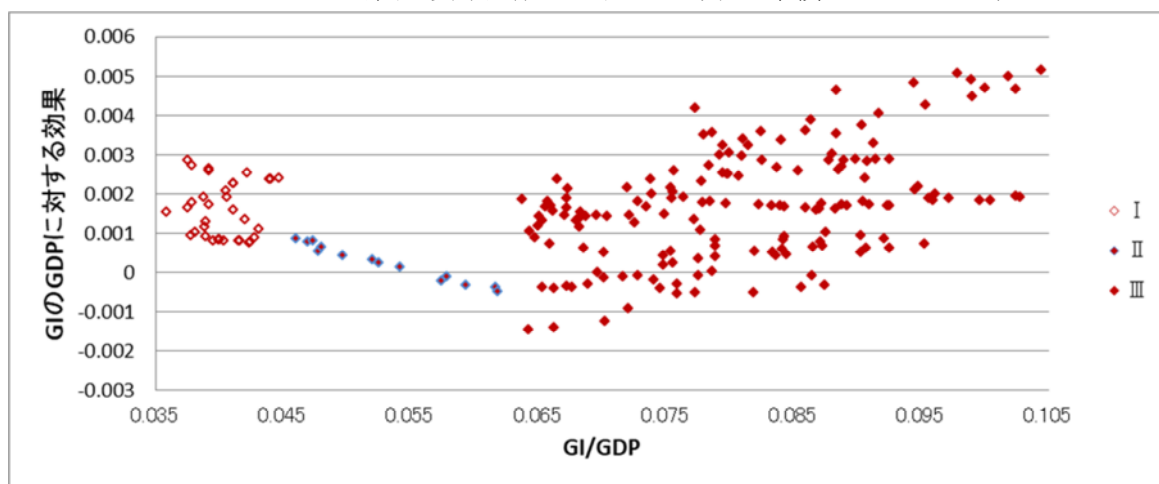
図 5A,B をみても推計結果の多くを占めるのは財政支出の規模が大きいとされるグループⅢである。ここでは  $GI/GDP$  が増加すると財政支出の GDP に対する効果は増加する傾向を示している。よって日本の財政支出の効果は財政支出の規模に対して基本的に正の相関であることが分かる。しかしながら正の相関があると言えないのが財政支出の規模が小さいグループⅠとグループⅡである。グループⅠはほぼ横ばいとなっている。ゆえにグループⅠでは財政支出の規模が増加しても、 $GI$  が増加した際に増える GDP はほぼ一定となっていることが分かる。表 1 を見てみると、グループⅠは 2000 年代後半のみが含まれるという特徴が挙げられる。グラフの山となっている部分は 2008Q1 から 2010Q3 にかけてである。この時期はちょうどリーマン・ショックのあった時期に当たり、推計結果からは GDP に対する財政支出政策は他の 2000 年代後半と比べてもこの時期は効果的であったと言える。またグループⅠでは累積インパルス応答はプラスであり、その平均はグループⅢとさして変わらない。このことから本章の推計結果は ZLB 期間(1995Q4-2014Q1)の政府支出乗数がそれ以外の期間と比べ大きいとする Miyamoto et al(2017)と一部整合的となった。グループⅡに関してはマイナスの累積インパルス応答が集中していることが分かる。累積インパルス応答がマイナスということは、財政支出ショックの GDP に対する効果がマイナスということになる。ここでグループⅡのみ 1950 年代、60 年代の累積インパルス応答を除いたグラフを描いてみると図 6 のようになる<sup>37</sup>。するとグループⅡでは財政支出の規模が大きく

---

<sup>37</sup> 図 1 をみても分かるように、1950 年代と 1960 年代に関しては他のデータと異なりボラティリティが大きい。特に 1953Q3 周辺が大きくなっている。この点を考慮して、今回推

なるほど、財政支出の GDP に対する効果が小さくなり、最終的にマイナスとなっている。

図 6  
II から 1950 年代,60 年代のデータを除いた  
GDP の公的固定資本形成ショックに対する累積インパルス応答



グループ II の 2000 年代は表 1 をみると緊縮財政を敷いた小泉内閣期にあたる。よって推計結果から小泉内閣期は財政支出の規模が小さくなるほど、財政支出の GDP に対する効果が大きくなったと読み取れる。以上からこの時期非ケインズ効果が認められた可能性が示唆される<sup>38</sup>。ここで言う非ケインズ効果とは、一定の経済環境や財政状況の下では、増税や財政支出の削減が景気にプラスの効果をもたらすとするものである。(井堀他(2002))

### 3-4 結論と今後の課題

近年財政支出の景気刺激対策としての効果を時系列の面から検証した先行研究が多く存在する。その多くが近年財政支出の総需要創出効果は低下傾向にあるとし、またその要因もコンセンサスを得ていない。筆者は景気刺激対策としての財政支出の効果を統計的手法

---

計結果から除くこととした。

<sup>38</sup> Barry and Devereux(2003)では世代重複モデルを用いて、GDP における政府消費比率が大きいほど、政府消費の削減は GDP を増加させるという結果を導出している。

TVP-VAR モデルを用いて時系列分析し、その効果の長期的変遷を明示した。その結果筆者は財政支出の効果を検証するには時系列分析のみでは限界があるとし、「財政支出の対 GDP 比」を基準として財政支出の効果の再検証を行った。その結果日本の財政支出の GDP に対する効果は基本的に財政支出の規模と正の相関があることが分かった。しかしながら 2000 年代前半には非ケインズ効果が発生していることが示唆された。また 2000 年代後半からは、財政支出の規模に対して財政支出の GDP に対する効果は一定であり、その効果は、一部の先行研究が主張しているように小さくなったとは一概に言えないとする結果を導出した。

本章から財政支出の景気刺激対策を分析する際、財政支出の規模にも着目することが重要であることが分かった。今後の課題としては財政支出の規模に着目した際に分かれた三つのグループがもつ傾向の要因である。なぜ基本的に財政支出の規模に対して、財政支出の効果が正の相関があるのか、また 2000 年代のグループ II はなぜ反対の動きをしているのかについて検証したい。

## 参考文献

Alloza, Mario (2016) “Is Fiscal Policy More Effective in Uncertain Times or During Recessions?” *Bank of Spain and Centre for Macroeconomics*, No1631.

Barry, Frank and Devereux, Michael B. (2003) “Expansionary fiscal contraction: A theoretical exploration” *Journal of Macroeconomics*, 2003, vol.25, issue1, 1-23.

Fazzari, Steven M., Morley, James and Panovska, Irina (2015) “State-dependent effects of fiscal policy” *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 2015, vol.19, issue 3, pp285-315.

Christiano, Lawrence., Eichenbaum, Martin and Rebelo, Sergio (2011) “When Is the Government Spending Multiplier Large?” *Journal of Political Economy* 119(1) pp78-121.

Miyamoto, Wataru, Nguyen, Thuy Lan and Sergeyev, Dmitriy (2017) “Government Spending Multipliers under the Zero Lower Bound: Evidence from Japan” Bank of Canada Staff Working Paper, 2017-40.

Morita, Hiroshi (2015) “Japanese Fiscal Policy under the Zero Lower Bound of Nominal Interest Rates: Time-Varying Parameters Vector Autoregression” IER Discussion Paper A No.627, Institute of Economic Research Hitotsubashi University

Nakajima, Jouchi (2011) “Time-Varying Parameter VAR Model with Stochastic Volatility: An Overview of Methodology and Empirical Applications” *MOMENTARY AND ECONOMIC STUDIES*, 29, 107-142.

Nakajima, Jouchi (2013) “Time-Varying Parameter VAR model using TVP-VAR package” <https://sites.google.com/site/jnakajimaweb/tpvpar>.

Owyang, Michael T., Ramey, Valerie A. and Zubairy, Sarah (2013) “Are Government Spending Multipliers Greater During Periods of Slack? Evidence from 20th Century Historical Data” *American Economic Review*, vol.103, no.3, pp.129-34.

Primiceri, Giorgio E. (2005) “Time Varying Structural Vector Autoregressions and Monetary Policy” *Review of Economic Studies* 72(3), 821-852.

Shioji, Esturo (2012) “Time varying effects of public investment and a Stone-Geary production technology”. Econometric Society European Meeting(2013 年度、イエテボリ大学(スウェーデン))

浅子和美・竹田陽介(2000)「財政赤字と実体経済」『21 世紀初頭の財政政策のあり方に関する研究会』, 財務総合政策研究所 2000 年 6 月.

藤井隆雄(2008) 「財政政策の効果について」『金融経済研究』, 第 26 号, 63-86 頁.

井堀利宏他(2002)「財政赤字と経済活動：中長期的視点からの分析」『経済分析』第 163 号, 内閣府経済社会総合研究所.

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, 7 月, 36-68 頁, 財務省財務総合政策研究所.

川出真清・伊藤新・中里透 (2004)「1990 年以降の財政政策の効果と変化」井堀利宏編『日本の財政赤字』, 岩波書店.

経済企画庁 (1988) 『年次経済報告(経済白書)』大蔵省印刷.

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.

中島上智・渡部敏明(2012)「時変ベクトル自己回帰モデル—サーベイと日本のマクロデータへの応用—」『経済研究』, 63 巻, 3 号, 193-208 頁

中妻照雄(2007)『ベイズ統計学』朝倉書店.

大森裕浩(2001)「マルコフ連鎖モンテカルロ法の最近の展開」『日本統計学会誌』, 31, 305-344.

竹内紘子(2014)「公共投資効果は変化したか—ベイズ推定を用いたマルコフ転換 VAR モデルによる検証—」, 『エコノミア』, 第 65 巻第 1 号(2014 年 5 月), 33 - 46 頁, 横浜経済学会.

和合肇編(2005)『ベイズ計量経済分析—マルコフ連鎖モンテカルロ法とその応用』東京経済新報社.

渡部敏明(2000)『ボラティリティ変動モデル』朝倉書店.

渡辺努・藪友良・伊藤新 (2008)「制度情報を用いた財政乗数の計測」, Understanding Inflation Dynamics of the Japanese Economy Working Paper Series No.28, Research

Appendix

図 7

GDP の政府最終消費支出ショックに対する累積インパルス応答

