

学位論文及び審査結果の要旨

横浜国立大学

氏名	竹内紘子
学位の種類	博士(経済学)
学位記番号	国社博甲第286号
学位授与年月日	平成30年3月23日
学位授与の根拠	学位規則(昭和28年4月1日文部省令第9号)第4条第1項及び横浜国立大学学位規則第5条第1項
研究科(学府)・専攻名	国際社会科学研究科 グローバル経済専攻
学位論文題目	マクロ経済政策の多変量時系列分析
論文審査委員	主査 横浜国立大学 教授 小林 正人 横浜国立大学 教授 秋山 太郎 横浜国立大学 教授 佐藤 清隆 横浜国立大学 教授 奥村 綱雄 一橋大学 教授 塩路 悦朗

論文の要旨

第一章は多変量 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)¹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。

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

¹ 生産高(Δy_t)と価格(Δp_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 で比較し

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。 ε_{dt} と ε_{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。

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实体经济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リゼーション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²。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。

² 最新のデータは Gouveia and Correia(2008)の 2004 年

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³、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⁴。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)。

表 1A

³ 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。

⁴ ARCH モデルに関しては Engle(1982) 参照。

EC(European Communities)、EU(European Union)の発展経緯と基本条約⁵

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(ウェルナー構想)
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"> • 2002年EURO導入国 ; 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"> • 2007年EURO導入国 ; スロベニア共和国
<ul style="list-style-type: none"> • 2008年EURO導入国 ; キプロス共和国、マルタ共和国
<ul style="list-style-type: none"> • 2009年EURO導入国 ; スロヴァキア共和国
<ul style="list-style-type: none"> • 2011年EURO導入国 ; エストニア共和国

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

⁵ 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。

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。

第二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に対する効果が変わっ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必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)⁶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。

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

⁶ 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。

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。第三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⁷。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进行分析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

⁷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。

ではその後経済状況に分けて財政政策の効果を分析する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るという結果を導き出している。

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。

審査結果の要旨

本論文の第一論文は、共通通貨EURO導入の前後のデータを三つの標本期間に分けて「通貨統合により域内の通貨リスクが消失し、相互貿易が拡大し、景気循環が同調する」というシナリオが成立するかを、検証したものである。本論文ではこのシナリオを「内生性」と呼んでいる。用いたデータはEURO導入前後の日次の株価変化率であり、株価が各国の経済的ファンダ

メンタルズを反映するという前提を置いている。個々の域内国、EU,全体、US という三変数の多変量 ARCH モデルを用いている。推定の結果、EURO 圏全体から受ける影響の変化の方向によって、加盟国は二つのグループに明確に分けられるという事実が確認された。経済の規模の大きいベルギー、フィンランド、フランス、ドイツ、オランダにおいては、EURO 圏全体から受ける影響の係数は他の国よりも大きく、統合が深化するにつれてその値も上昇しており、「内生性」が成立していると認められる。これに対して、オーストリア、ギリシア、ポルトガルという経済規模の小さな国では EURO 圏全体から受ける影響は縮小しており、「内生性」は認められない。

第二論文は、多変量自己回帰モデルおよびマルコフ転換多変量自己回帰モデルを用いて財政政策の需要創出効果の構造変化時点の検出を行ったものである。これにより構造変化の時点を先験的に与えることなく、財政政策の効果の転換点をデータから求めることが可能となった。財政政策の需要創出効果が低下していたことはほぼ通説だが、一つのシナリオとして、非ケインズ効果、すなわち累積する財政赤字が将来増税にたいする期待を高め、それが現在消費の手控を発生させているという説明が存在する。このシナリオが正しければ、財政政策の需要創出効果の構造変化時点は対 GNP 政府純債務残高比率の転換点であるはずだが、対 GNP 政府純債務残高比率は 1991 年から上昇傾向にある。本論文の結論である 1993 年という財政政策の効果の転換点から非ケインズ効果仮説に否定的な結論が導かれている。

第三論文の主要な分析ツールは時変パラメーター多変量自己回帰モデルであり、これにより財政政策の需要創出効果の連続的な変化を想定することが可能となり、前章で用いたマルコフ転換モデルによる分析よりも柔軟な分析が可能になる。これにより、高度成長期から 2007 年までは、累積インパルス応答関数で測った財政政策の需要創出効果は財政規模の対 GDP 比率と正の相関がある。これに対して、2008 年のリーマンショック以後、財政規模は対 GDP 比率で縮小しているが、財政支出 1 単位あたりの需要創出効果は極めて大きくなり、2007 年までの傾向と顕著な対比を示している。

三つの論文のいずれにおいても結論は極めて明確であり、実証研究としてきわめて高水準のものである。なお本論文の第一論文と第二論文の内容は、査読の上、エコノミアに掲載されている。

以上のことから、本論文審査委員一同は、本研究科の博士号審査基準①に照らして、氏の学位請求論文「マクロ経済政策の多変量時系列分析」が博士（経済学）の学位を授与するに値するものとして、判断する。

注 論文及び審査結果の要旨欄に不足が生じる場合には、同欄の様式に準じ裏面又は別紙によること。