

TCER Working Paper Series

日本における外的ショックと財政政策の効果～為替パススルーの不完全性を考慮した開放経済D
SGE モデルの推定による検証～

EFFECTS OF EXTERNAL AND FISCAL POLICY SHOCKS IN JAPAN: EVIDENCE
FROM AN OPEN ECONOMY DSGE MODEL WITH PARTIAL EXCHANGE RATE
PASS-THROUGH

塩路悦朗

Etsuro Shioji

竹内紘子

Hiroko Takeuchi

ブー・トゥン・カイ

Vu Tuan Khai

2011年 3月

Working Paper J-4

<http://tcer.or.jp/wp/pdf/j4.pdf>

TCER 

公益財団法人東京経済研究センター

〒102-0072 東京都千代田区飯田橋1-7-10-703

©2011 by Etsuro Shioji, Hiroko Takeuchi and Vu Tuan Khai.

All rights reserved. Short sections of text, not to exceed two paragraphs, may be quoted without explicit permission provided that full credit, including ©notice, is given to the source.

概要

本稿は小国開放経済ニューケインジアン・モデルを構築し、これを日本のデータを用いてベイズ推定する。このモデルの特徴は為替パススルー率が0%から100%までの間の任意の値を取りうるように一般化されている点であり、この率もモデルのパラメーターの一つとしてモデルの他の部分と同時に推定される。この推定によって外的ショック(輸出品に対する需要の変動や輸入財価格の変動)や財政金融政策の変化が日本経済に与える影響を明らかにする。本稿の定式化の長所は、為替パススルー率の値を変えた時にこれらショックのマクロ経済に対する効果がどのように変化するかを明らかにできる点である。その結果、財政政策の輸出に与える影響などがパススルー率に依存して大きく変化することが示される。一方、我々の推定結果によれば、外的ショックは日本のGDPに対して大きな影響を与えるのに対し、財政金融政策の影響はそれほど大きなものではない。我々は本稿のモデル構築に当たって財政政策が有効であるという主張にとって有利と思われる定式化を採用したが、にも関わらず推定された財政政策の効果が非常に限定的であったことは強調するに値すると思う。(注:本論文は” Effects of External and Fiscal Policy Shocks in Japan: Evidence from an Open Economy DSGE Model with Partial Exchange Rate Pass-through ”と題する論文の日本語訳である。本稿の執筆にあたり二十一世紀文化学術財団の支援を受けた。ここに記して感謝したい。)

塩路悦朗
東京経済研究センター (TCER) 及び
一橋大学
経済学研究科
東京都国立市中2-1
shioji@econ.hit-u.ac.jp

竹内紘子
横浜国立大学
国際社会科学研究所
東京都国立市中2-1
shioji@econ.hit-u.ac.jp

ブー・トゥン・カイ
成蹊大学
経済学部
*
shioji@econ.hit-u.ac.jp

Abstract

This paper develops a small open economy New Keynesian model in which the exchange rate pass-through is neither 100% nor zero, and estimates the model using Japanese data by a Bayesian approach. Our goal is to evaluate importance of external shocks (such as changes in export demand and import prices) and domestic fiscal and monetary policies in Japanese business cycles. We find that external shocks are important for GDP, while domestic policies are not. In particular, despite that we incorporate several features into the model that could potentially make fiscal policy quite effective, our estimates show that its effects are quite limited.

Etsuro Shioji
TCER
and
Hitotsubashi University
Dept. of Economics
2-1 Naka, Kunitachi, Tokyo 186-8601
shioji@econ.hit-u.ac.jp

Hiroko Takeuchi
Yokohama National University
Graduate Student, IGSSS
2-1 Naka, Kunitachi, Tokyo 186-8601
shioji@econ.hit-u.ac.jp

Vu Tuan Khai
Seikei University
Dept. of Economics
*
shioji@econ.hit-u.ac.jp

2011年3月31日

日本における外的ショックと財政政策の効果
～為替パススルーの不完全性を考慮した
開放経済DSGEモデルの推定による検証～¹

塩路悦朗²

ブー・トゥン・カイ³

竹内紘子⁴

¹ 21世紀財団からの援助に感謝する。本論文は”Effects of External and Fiscal Policy Shocks in Japan: Evidence from an Open Economy DSGE Model with Partial Exchange Rate Pass-through”と題する論文の日本語訳である。

² 一橋大学経済学研究科

³ 成蹊大学経済学部

⁴ 横浜国立大学国際社会科学部研究科、大学院生

論文要旨

本稿は小国開放経済ニューケインジアン・モデルを構築し、これを日本のデータを用いてベイズ推定する。このモデルの特徴は為替パススルー率が 0%から 100%までの間の任意の値を取りうるように一般化されている点であり、この率もモデルのパラメーターの一つとしてモデルの他の部分と同時に推定される。この推定によって外的ショック（輸出品に対する需要の変動や輸入財価格の変動）や財政金融政策の変化が日本経済に与える影響を明らかにする。本稿の定式化の長所は、為替パススルー率の値を変えた時にこれらショックのマクロ経済に対する効果がどのように変化するかを明らかにできる点である。その結果、財政政策の輸出に与える影響などがパススルー率に依存して大きく変化することが示される。一方、我々の推定結果によれば、外的ショックは日本の GDP に対して大きな影響を与えるのに対し、財政金融政策の影響はそれほど大きなものではない。我々は本稿のモデル構築に当たって財政政策が有効であるという主張にとって有利と思われる定式化を採用したが、にも関わらず推定された財政政策の効果が非常に限定的であったことは強調するに値すると思う。

キーワード：DSGE モデル、ベイズ推定、開放経済、パススルー、財政政策

JEL コード：F41、E62、E32

1 イントロダクション

本稿は外的ショックや財政金融政策が景気循環の過程で果たすマクロ的役割を検証するための新しい手法を提示するものである。我々のモデルは比較的小規模な小国開放経済ニューケインジアン・モデルであるが、為替レートのパススルーが「部分的」であることを許容している点に特徴がある。すなわち、輸出入の両面において、短期のパススルー率を先験的に 0%ないし 100%に固定するのではなく、中間的な値をとることを許容している。我々のモデルにおいてはこのパススルー率はモデルのいくつかのパラメーターの値によって決定される形になっている。このモデルの構造パラメーターをデータから直接ベイズ推定することを通して、経済全体の構造を推定する作業の一環としてこれらのパラメーターの値も推定される。この推定結果を用いることで、パススルー率の大小によってマクロ経済変数の外的ショック（輸入品の海外における価格の変動など）に対する反応がどのように変化するかを知ることができるだけでなく、これらの変数の国内に起因するショック、すなわち財政金融政策や輸出企業の生産性などの変化に対する反応がどう変わるかも明らかにすることができるのである。

本稿ではこの手法を日本のデータに適用する。日本は多様な貿易相手と貿易を行っているにもかかわらず、インボイス通貨としては米ドルが大きな存在感を示している。ただその一方で、日本円も無視できない割合で使用されている。表 1 は 2008 年 12 月時点において日本の輸出・輸入それぞれにおいて契約通貨として用いられていた通貨の割合を示したものである。データソースは日本銀行の「輸出入物価指数の契約通貨別構成比」である。米ドルの比率は輸出側・輸入側においてそれぞれ 55%、70%である。日本円の比率は 30%、25%である。

表 1: 日本の貿易契約に用いられる主な通貨の比率（2008 年 12 月時点）

	米ドル	ユーロ	円
日本からの輸出	54.7	12.5	30.3
日本への輸入	70.4	3.0	24.6

データソース：日本銀行「輸出入物価指数の契約通貨別構成比」。単位は%。

貿易における価格設定のパターンが上記の契約通貨の比率と相関をもっている

という前提の下では、日本の輸出入における為替レート変動の仕向け地価格への転嫁は恐らく即時に完全に達成されるものではない一方で短期的に言ってもゼロでもないだろうという推測を立てることができる。その意味で日本のデータは我々のモデルの定式化に非常によくマッチした性質を備えているといえる。日本のデータを用いることのもう一つの利点は良質なデータを比較的長期にわたって取ることができ、また 1970 年代半ば以降一度も明示的な為替レート制度の変更がなかったことである。ただし本稿で用いられている手法自体は日本に固有なものではなく、十分な長さのデータさえあれば他の国にも応用可能なものである。

我々が推定するモデルはこの種の研究としては比較的小規模なものであり、8 変数のみを使用している。使っているのは為替レート、輸出物価、輸入物価、輸出、政府支出、インフレ率、利子率、GDP である。これらのデータをもとに次の 8 種類の構造ショックを識別する：外国為替市場におけるリスクプレミアムに対するショック、外国価格ショック、全ての国内生産企業に共通の生産性ショック、貿易財部門と非貿易財部門の間の相対的生産性に対するショック、輸出製品に対する海外の需要に発生するショック、選好ショック、財政政策ショック、金融政策ショック。我々の推定結果によれば、リスクプレミアム・ショック（VAR を用いた分析における「為替レートショック」にほぼ対応するもの）があったとき、円は 3.6% 減価し、同時に円建ての輸出物価と輸入物価はそれぞれ 2.5% と 2.0% 上昇する。もしパススルーが完全であれば、前者の値は 0% に、後者の値は 3.6% になるはずである。このように我々の推定結果はパススルーは輸出入両面で不完全であるという仮説を支持するものとなっている。為替レートと輸出または輸入物価の関係性を記述した 1 本の誘導型の式を推定するのではなく、経済全体の構造を特定化した DSGE モデルを推定する作業の一環としてこうしたパススルー率を推定することの一つの利点は、もしパススルー率が現実に観察された値と違ったとしたら各種ショックに対するマクロ経済変数の反応はどのように異なっていたはずか、という仮想実験を行うことを可能にしてくれる点である。

先行研究の中で本稿と最も関連が深いのは Adolfson, Laséen, Lindé, and Villani (2007) である。この論文では為替レートのパススルー率が不完全であるようなモデルがベイズ推定されており、その点では本稿で採用された手法に近い。ただし彼らの論文では輸出業者は相手国通貨建てで価格を設定していると想定され

ており、この価格設定にカルボ型のモデルが想定されている。よって短期的なパススルー率（今期価格を変更できる企業が新たな価格を設定してしまった後に起こったショックに対する外貨建て価格の反応）は先験的にゼロと設定されている。一方、輸入側は輸入業者が存在していて彼らが外国から買ってきた財（自国財とは不完全代替の関係にある）を自国で自国通貨建てで価格を設定して販売するものとされている。ここでも輸入業者にカルボ型モデルが適用されており、短期的なパススルー率はゼロである。これに対して我々のモデルでは輸出入両面でパススルー率は 0% から 100% までのどのような値も取りうるとされており、これが最大の違いとなっている。また彼らのモデルには非貿易財部門が存在せず、単一の生産部門が国内向けと外国向けに生産を行っている想定されている。これに対し我々のモデルでは非貿易財部門の存在が考慮されており、推定においてもこの部門の生産に占めるシェアが非常に大きなものであることを考慮している。我々のモデル化はより現実的であるばかりでなく、国内のすべての部門が海外からの変動に直接向き合う、という定式化を回避することにより、海外発ショックの影響を過大に評価してしまうリスクを回避している。

本稿の構成は次の通りである。第 2 節は関連した文献をサーベイする。第 3 節でモデルを構築する。第 4 節で推定方法を紹介し、第 5 節で実証研究に使用されたデータを解説する。第 6 節で推定結果を紹介し、第 7 節でいくつかの仮想シミュレーションを行って推定結果の含意を検討する。第 8 節で結論を述べる。

2 関連文献

近年のニューケインジアン・モデルにおいては名目価格の粘着性が重要な役割を果たす。閉鎖経済モデルにおいては何を持って名目価格と呼ぶかは比較的自明である。すなわちその国の通貨で表示された価格がその国の名目価格である。しかしながら、この枠組みを開放経済に拡張する場合には、どの通貨建て価格について粘着性が発生するのか、という問題が重要になる。Obstfeld and Rogoff (1995, 1996) はいわゆる新しい開放経済マクロ経済モデルを開発した最初の論文であるが、彼らのモデルでは財の価格は輸出企業の国の通貨を単位として事前に設定される、と仮定されていた。このような仮定は生産者国通貨建て価格設定 (*Producer Currency Pricing (PCP)*) と呼ばれる。彼らの論文はこのような特徴

を持つ 2 国モデルを展開し、一方の国による金融緩和が必ず他方の国の厚生を改善することを示した。一方、Betts and Devereux (2000)は同じような枠組みを用いつつ価格設定に関する仮定を変更した。彼らのモデルでは輸入企業の国の通貨を単位とする価格が事前に設定されるものとした。このような仮定を消費者国通貨建て価格設定 (*Local Currency Pricing (LCP)*) と呼ばれる。この仮定の下では経済厚生に関する結論は大きく変化し、金融緩和は近隣窮乏化政策として機能する。第 3 のモデル設定として注目されるのが基軸通貨価格設定 (*Vehicle Currency Pricing*) である (Goldberg and Tille (2008))。この場合には財の価格は基軸通貨とみなされる通貨の単位で事前に設定される。現実にも、米国以外の 2 国間の貿易において米ドルが用いられるケースはよく観察される。

我々の考えでは、名目的粘着性が入った開放経済モデルを実際のデータを用いて推定する場合、以上のいずれの極端なケースにも分類されない中間的なケースを考慮する必要がある。イントロダクションで述べたように、たとえば日本においては、契約通貨は圧倒的に自国通貨であるわけでも、圧倒的に外国通貨であるわけでもない。本稿では、モデルの設定に柔軟性を持たせることによって、輸出品の価格が部分的には自国通貨単位で粘着的となり、部分的には外国通貨単位で粘着的となるような小国開放モデルを構築する⁵。

動学的調整過程が定式化されたタイプの開放経済モデルにおいて消費者国通貨建て価格設定を導入しようとする研究も最近は見られるようになってきている。その多くはMonacelli (2005)に従ってCalvo (1983)型価格設定を行うような輸出業者を導入している。これら業者は自国で生産された財を外国に売るのであるが、その販売価格 (輸出相手先の通貨建てで設定されるものとされる) を変更する機会は確率的にしか訪れないものとされている。たとえばSmets and Wouters (2002) は比較的大規模な開放経済モデルを構築し、そこにこのような独占的競争のもとにある輸入業者を導入している。Lubik and Schorfheide (2005)は開放経済ニューケインジアン・モデルをベイズ推定しようとした初期の論文であるが、そこでは比較的小規模な開放経済DSGEモデルが展開され、独占的競争的な輸入業者が導入されている。Adolfson, Laséen, Lindé, and Villani (2007)はChristiano, Eichenbaum and Evans (2005)の大規模な閉鎖経済を拡張した小国開放経済モデルを構築した上でこれをベイズ推定している。Erceg, Guerrieri, and Gust (2006) は

⁵ 小国開放経済モデルでは消費者国通貨建て価格設定と基軸通貨建て価格設定を区別できないことに注意。これは外国通貨が 1 種類しか登場してこないからである。

米国連邦準備銀行の開発したSIGMAと呼ばれる開放経済モデルを開発したものであるが、このモデルでは生産者は輸出品については価格を輸出相手先の通貨建てで設定しており、また自国市場で売る財と外国に売る財とでは異なるカルボ確率（価格を再設定する確率）に直面するものとされている。我々が疑問に感じるのは、Erceg, Guerrieri, and Gust (2006)を除けば⁶、上記の研究全てにおいて輸出価格に二重の粘着性が課されている点である。すなわち、まず生産者が自国市場で財を売るにあたって、その価格（自国通貨建ての）を時折しか変えられない、という仮定が置かれる。これに加えて、同じ財を外国の輸入業者が購入して外国で売る時にはさらにもう一つの名目的粘着性が追加される。これは外国（生産者から見て）通貨単位での価格の粘着性である。こういった過去の定式化と比較すると、我々の定式化は輸出される財の価格の方が国内で売られる同じ財の価格よりも粘着的ではなくなる可能性を内包しているという点で、より柔軟性を持ったものといえる。

為替レートパススルーの問題は近年の実証研究においても盛んに検証されている。Campa and Goldberg (2005) は 23 の OECD 諸国からなるデータセットを詳細に調べ、パススルーが部分的であることを報告している。これは生産者国通貨建て価格設定も消費者国通貨建て価格設定もどちらも十分に現実的な仮定ではないことを示唆している。Parsons and Sato (2006, 2008) は非常に細かい財の分類別に日本の輸出価格に対するパススルーを検証している。Ito and Sato (2008) は VAR によって東アジア・東南アジアのアジア通貨危機後におけるパススルーを検証している。本稿の分析は、誘導形の分析ではなく構造モデルの推計の一環としてパススルーの推定を行おうとしている点において、これらの実証分析を補完するものと捉えることができる。

本稿は同時に、パススルーが不完全な下での財政金融政策の効果を分析しようとする我々の長期プロジェクトの一環でもある。我々は塩路・Vu・竹内 (2007) においてパススルーが部分的であるようなモデルを開発した。また同時に、日本のマクロデータを用いて VAR を使ってパススルーの検証を行った。Shioji, Vu and Takeuchi (2007, 2008) はこの論文で開発されたモデルを発展させて財政政策の効果をカリブレーションによって求めた。これと関連して、Shioji (2006)の 3 か国モデルは、貿易財の価格がこれら 3 カ国の通貨の何らかの加重平均を単位

⁶ 彼らのモデルは輸出品の価格は輸出先国の通貨単位でのみ粘着的であると想定されている。その意味で「二重の」粘着性が導入されているわけではない。

として定められ、いったん決められると 1 期間の間には変更できない、という仮定に基づいている。この論文では 3 か国のうちの一つ（「自国」）がその通貨を通貨バスケットに対して固定すると仮定され、その国の経常収支を最も安定させるようなバスケット・ウェイトを求めている。

3 モデル

小国開放経済を考える。この国を「自国」と呼んで H の記号で表す。この国にとって「外国」で生産される財の（外国通貨建ての）価格は所与であり、また自国が生産する貿易財に対する外国からの需要も基本的には所与と考える（詳細は以下参照）。

3-1 基本的枠組み

財と企業のグループ分け

3 つのグループの財が存在するものと仮定する。これらは自国貿易財（ H 財）、外国貿易財（ F 財）、非貿易財（正確には自国で生産される非貿易財であり、 N 財と呼ぶ）。家計（および政府）は 3 グループの財をすべて購入する。生産者側では自国には 2 グループの企業が存在する。 H 財を生産する H 企業と N 財を生産する N 企業である。

家計のグループ分け

2 つのグループの家計が存在する。1 つのグループは「最適化家計」でありもう 1 つは「近視眼的家計」と呼ばれる。前者のグループは異時点間の最適化問題を解いて毎期の消費を最適に決定する。後者のグループは単に毎期の所得をすべて消費に回してしまう。ただし消費の内部構成は最適に選択する。このような消費者を導入するのはそういった消費者の存在を仮定しないとニューケインジアンタイプのモデルにおいては財政政策が生産に対して大きな効果を持つ可能性すら非常に小さくなってしまふことが知られているからである (Gali, Lopez-Salido and Valles (2007))。家計の総数は 1 と基準化される。各グループに属する家計の数は一定である。近視眼的家計の比率を pop_K と表すことにする。

名目価格の粘着性と不完全なパススルー

このモデルにおいては企業は価格を改定する際に調整費用を支払うものと仮定される。調整費用関数は価格改定率に関する2次関数の形状をしている。これにより名目価格は粘着的となる。H企業が海外で自社製品を販売する場合の価格調整費用は次の2種類の調整費用の線形結合であるものと仮定する。第1の調整費用は自国通貨建ての価格を改定する場合に発生するものである。第2の調整費用は外国通貨建ての価格の改定率の関数となっている。一方、外国の輸出企業が自国で財を販売する場合には、自国通貨建ての価格の改定費用を払わなければならないものと仮定する。

3-2 最適化家計

最適化家計グループに属するある家計の問題を考える。この家計は次のような生涯効用を最大化する。

$$U_t = E_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \left(\prod_{k=1}^{\tau-t} \beta_{t+k} \right) u_{\tau}, \quad (1)$$

$$\text{ただし } u_t = \ln(C_t^{opt} - q_h \cdot \bar{C}_{t-1}^{opt}) \quad (2)$$

である。ここで C_t^{opt} はこの家計の消費、正確には色々なタイプの財の消費から得られる効用を統合した「合成消費指標」である。この中身については後ほど論じる。上記の定式化では消費の習慣形成（正確には外部習慣形成）が導入されている。式(2)において \bar{C}_{t-1}^{opt} は前期における最適化家計グループ1家計あたりの平均消費を表している。習慣形成の強さを表すパラメーター q_h は0と1の間の値をとる。また β_t は主観的割引因子であるが、これは以下で見るように確率過程に従うため、時間とともに変化する。

労働市場の定式化については、Gali, Lopez-Salido and Valles (2007)に従う。彼らは賃金が市場均衡で決定されるのではなく、ある社会的な規範によって決定されると考え、その決定方式が「賃金関数」と呼ばれるもので表されると仮定した。この関数によって決定された賃金の下で、雇用量は労働需要側で決定される。このような強い仮定が導入されるのも、やはり、財政政策が生産に対して強い効果を持つ可能性をモデルに内在させておくためである。なお労働は2つの生産部門、すなわちH部門とN部門の間では完全に自由に移動できるものとする。この結果、2部門間の賃金は均等化する。労働1単位当たりの名目賃金を W_t で、1家計あたりの労働供給を L_t で表すことにしよう。

金融市場においては、各家計は3種類の資産を保有することができる。その第1は債券である。ここでは1最適化家計あたりの債券保有を B_t^{opt} で表すことにしよう。この変数は自国通貨の単位で表示されている。この債券につく利子率（やはり自国通貨単位）を i_t で表すことにしよう。この債券は国際間で自由に取引可能である。第2と第3は自国企業であるHグループとNグループに属する企業の株式(持分権)である。これらは自国の最適化家計の間においてのみ取引されている。ここでHグループに属する企業全体の株式価値を $V_{H,t}$ で表し、1家計の保有する株式のシェアを $s_{H,t}$ で表すことにすると、この家計が保有するこのグループに属する企業が発行した株式の総価値は $V_{H,t} \cdot s_{H,t}$ となる。この家計は株式のシェアと同じ比率でH部門が次期に生み出す利潤全体（これを $\Pi_{H,t+1}$ と表す）からの支払いを受け取ることができる。同じように、N部門についても、部門の株式総価値を $V_{N,t}$ 、この家計のシェアを $s_{N,t}$ とすると、この家計のこの部門に対する株式保有額は $V_{N,t} \cdot s_{N,t}$ となり、またこの家計はシェアに比例して次期の部門全体の利潤、 $\Pi_{N,t+1}$ の一部を受け取ることができる。

以上よりこの家計の第 t 期における予算制約式は次のように書くことができる。

$$\begin{aligned} W_t \cdot L_t + (V_{H,t} + \Pi_{H,t}) \cdot s_{H,t-1} + (V_{N,t} + \Pi_{N,t}) \cdot s_{N,t-1} + (1+i_{t-1})B_{t-1}^{opt} - P_t \cdot T_t \\ = P_t \cdot C_t^{opt} + B_t^{opt} + V_{H,t+1} \cdot s_{H,t} + V_{N,t+1} \cdot s_{N,t} \end{aligned} \quad (3)$$

ただし式(3)において T_t はこの家計による一括固定税支払いの実質値を表す。その値はすべての家計に共通であると仮定する。

3-3 近視眼的家計

すでに述べたように、このグループに属する家計は単に每期自分の所得を消費に回すだけである。賃金はやはり賃金関数によって決められ、最適化家計と同じであるとする。労働時間は需要側で決定されるため、最適化家計と同じ時間だけ働くものと仮定する。株式に関しては、この経済が創設された時点で、すべての最適化家計、近視眼的家計に同数の株式が割り当てられ、その後近視眼的家計は株式市場から締め出されたものと仮定する⁷。よって均衡においては、

⁷ もう一つ考えられる定式化は、このグループの家計は株式を保有せず、賃金所得だけを得る、と仮定することである。しかし Eguchi (2009)によれば、賃金が硬直的な下でそのような定式化を採用すると、財政政策の効果は非常に弱いものになってしまう傾向がある。本稿の目的はできるだけ財政政策有効説に有利となりうる仮定を置いたうえで、推定結果がその説を支持するものとなりうるかを検証することにあるので、本文中のような仮定を採

最適化家計と近視眼的家計で 1 家計あたりの株式保有は每期等しくなる。以上の仮定を総合すると、近視眼的家計の所得は 1 家計あたり GDP と每期等しくなる。この所得から一括固定税支払額を除いたものが 1 近視眼的家計あたりの消費となる。これを C_t^n で表す。

3-4 企業の最適化

個別企業が直面する問題

H 部門、N 部門とも、連続体を構成する無数の企業から成っている。各部門の企業数は 1 と基準化する。財市場は独占的競争にある。これは各企業が個別の「ブランド」ないしは差別化された財の種類に特化しているからである。価格を変更する際には調整費用を支払う。部門 J (ただし $J=H$ または N) に属する企業 j の問題を考えてみよう。その目的は企業の株式価値、すなわち各期の利潤の流列の割引現在価値 (ただし割引率は株主 (正確には流動性株主、すなわち最適化家計) が将来消費を割り引く率である) を最大化することである。これは次のように書くことができる：

$$V_{j,t}(j) = E_t \sum_{\tau=t+1}^{\infty} \left(\prod_{k=0}^{\tau-t-1} \beta_{t+k} \right) \cdot d\lambda_{t,\tau} \cdot \Pi_{j,\tau}(j) \quad (4)$$

ここで $d\lambda_{t,\tau}$ は $\lambda_{f,\tau} / \lambda_{f,t}$ を表しており、この $\lambda_{f,t}$ は最適化家計の問題における予算制約式に関連付けられたラグランジュ乗数である。また $\Pi_{j,t}(j)$ はこの企業の第 t 期における利潤であり、

$$\Pi_{j,t}(j) = P_{j,t}(j) \cdot D_{j,t}(j) - W_t \cdot L_{j,t}(j) - P_t \cdot ACP_{j,t}(j) \quad (5)$$

と書ける。ここで $P_{j,t}(j)$ はこの企業の設定する価格、 $D_{j,t}(j)$ はこの企業が直面する需要、 $L_{j,t}(j)$ はこの企業が雇用する労働量である。 $ACP_{j,t}(j)$ はこの企業が払う価格調整費用であり、複合消費指標の単位で測られている。

この企業にとっての制約は次のとおりである。第 1 に、この企業にとっての需要はこの企業が供給する財の量と一致しなくてはならず、この量は生産関数によって決定される。生産関数は労働量の関数である：

$$D_{j,t}(j) = Y_{j,t}(j) = A_{j,t} \cdot \Gamma_t \cdot L_{j,t}(j)^\alpha \quad (6)$$

ここで Γ_t は生産性のうちトレンドに対応する部分であり、每期 γ の率で増加する。一方 $A_{j,t}$ ($J=H$ または N) は後に第 3-11 小節で見るとような外生的な確率過程

用している。

に従う。次にこの企業が直面する需要関数は価格弾力性一定の形状をしている：

$$D_{j,t}(j) = (P_{j,t}(j))^{-\theta} \cdot Z_{j,t} \quad (7)$$

ここで $\theta > 0$ は需要の価格弾力性であり、 $Z_{j,t}$ はこの企業が外生とみなす変数である。その詳細については後に説明する。最後の制約は価格調整費用関数であり、その形状は本稿の分析において重要な役割を果たす。これについては以下で詳細に説明する。

価格調整費用 (N 企業)

本稿における価格調整費用は Rotemberg (1982)型の 2 次関数として定式化される。N 企業については、その財は全て自国内で生産・販売されるため、価格調整費用は自国通貨単位でどれだけ価格を変更するかに応じて発生する、と想定することが自然であると思われる。具体的には以下のような形状を想定する。

$$ACP_{N,t}(j) = acp_{N,t}(j) \cdot D_{N,t}(j)$$

$$\text{ただし } acp_{N,t}(j) = \frac{\psi_P^N}{2} \cdot \frac{[P_{N,t}(j) - \mu P_{N,t-1}(j) - (1-\mu)P_{N,t-2}(j)]^2}{P_t \cdot P_{N,t-1}(j)} \quad (8)$$

ここで $acp_{N,t}(j)$ は財 1 単位当たりの調整費用であり、2 つのパラメーターは $\psi_P^N > 0$ 、 $0 < \mu < 1$ という条件を満たす。上の定式化からわかるように、ここでいう価格変化とは前期から今期にかけての価格変化と前々期から前期にかけての価格変化の加重平均として定式化されている。これは前々期の価格、 $P_{N,t-2}$ が入ってくるという点において元々の Rotemberg (1982)の定式化とは異なっている。その目的は企業による最適な価格設定という枠組みを維持しつつ、インフレ率の挙動に backward-looking な側面を導入することである。最適化ベースの動学的一般均衡モデルの実証上のパフォーマンスはこうした定式化のもとで改善しうることが知られている。これと似たような試みとしては、Calvo(1983)型価格設定モデルにおいて限定合理的な価格設定企業を導入する、という定式化がある(たとえば Smets and Wouters 2002 を参照のこと)。式(8)からわかるように、 $1-\mu$ が価格上昇率の「backward-looking の程度」を表すことになる。例えば $1-\mu=0$ である場合には、式(8)は通常の Rotemberg 型の価格調整費用関数と一致し、価格上昇率は完全に forward-looking なものとなる。

価格調整費用 (H 企業)

貿易財を生産している企業の問題はより複雑である。これらの企業は生産物の一部を自国市場で販売する。こういった財については、自国通貨建ての価格を変更する際に調整費用が発生する、と定式化することが合理的であると思われる。しかしながら、外国に販売する財に関しては、調整費用を自国通貨建て価格の変更と関連付けるべきか、外国通貨建て価格の変更と関連付けるべきか、自明ではない。もし前者の定式化を選択するならば、自国通貨建ての名目価格が粘着的となり、名目為替レートの変動は短期的には財の外国市場における価格に転嫁されることになるであろう。この傾向は調整費用が大きいほど鮮明となる。これはこれまでの文献で「生産者国通貨建て価格設定」と呼ばれる考え方に近い。一方、後者の定式化を選択するならば、外国通貨建ての名目価格が粘着的となり、名目為替レート変動の影響のほとんどは H 企業の利潤変動によって吸収されるであろう。このケースは「消費者国通貨建て価格設定」と通常呼ばれる状況に近い。本稿においては、輸出品の価格調整費用は自国通貨建て価格を変更するときに発生する調整費用と外国通貨建て価格を変更するときに発生する調整費用の加重平均として定式化される。この意味で、本稿の定式化は「生産者国通貨建て価格設定」と「消費者国通貨建て価格設定」を特殊ケースとして含むより一般的なケースを取り扱うことを可能とする。我々の考えでは、このように為替レートパススルーを定式化することによって、カルボ型価格設定を輸出品価格設定に導入した過去の文献と比較して自由度が増し、より適切な分析を行うことが可能になる。

より具体的には次のように定式化する。ある H 企業（これを j で表すことにする）が外国市場で販売する財の外国通貨建ての価格を $Q_{H,t}(j)$ で表し、これを自国通貨建てに直した価格を $P_{H,t}^*(j)$ で表すことにする。このとき、

$$Q_{H,t}(j) \cdot e_t = P_{H,t}^*(j) \quad (9)$$

が成立することになる。ここで e_t は為替レートであって、外国通貨 1 単位の価値を自国通貨を単位として表したものである。この企業の価格調整費用は次の形をとるものと仮定する。

$$ACP_{H,t}(j) = acp_{H,t}(j) \cdot D_{H,t}^h(j) + (c_{PCP} \cdot acp_{H,t}^*(j) + (1 - c_{PCP}) acq_{H,t}(j)) \cdot D_{H,t}^f(j) \quad (10)$$

ここで $D_{H,t}^h(j)$ はこの企業が自国市場で販売する財の量を、 $D_{H,t}^f(j)$ は外国市場で販売する財の量を表す。上の式には 3 種類の価格調整費用関数が含まれている。

まず $acp_{H,t}(j)$ は自国市場で販売する財の価格を変更する費用であり、 $acp_{H,t}^*(j)$ は外国市場で販売する財の自国通貨建て価格を変更するときに生じる費用、 $acq_{H,t}(j)$ は同じ財の外国通貨建て価格を変更するときに生じる費用である。パラメーター c_{PCP} は 0 と 1 の間の値をとり、後 2 種類の調整費用の相対的重要性を決定するものである。それぞれの財 1 単位当たり調整費用は次のように定式化される。

$$acp_{H,t}(j) = \frac{\psi_P^H}{2} \cdot \frac{[P_{H,t}(j) - \mu P_{H,t-1}(j) - (1-\mu)P_{H,t-2}(j)]^2}{P_t \cdot P_{H,t-1}(j)} \quad (11-1)$$

$$acp_{H,t}^*(j) = \frac{\psi_P^{H^*}}{2} \cdot \frac{[P_{H,t}^*(j) - \mu P_{H,t-1}^*(j) - (1-\mu)P_{H,t-2}^*(j)]^2}{P_t \cdot P_{H,t-1}^*(j)} \quad (11-2)$$

$$acq_{H,t}(j) = \frac{\psi_P^{H^*}}{2} \cdot \frac{[Q_{H,t}(j) - \mu Q_{H,t-1}(j) - (1-\mu)Q_{H,t-2}(j)]^2}{(P_t/e_t)Q_{H,t-1}(j)} \quad (11-3)$$

価格調整費用 (F 財)

本モデルでは輸入側についても不完全なパススルーがモデル化される。このため、外国側に独占的競争状態にある輸出業者が存在するものと仮定される。外国にいる F 財の各輸出業者は 1 つのブランドの輸出に特化しており、その自国通貨建ての価格を変更する際に調整費用を払わなくてはならない。ここで F 財のブランドの 1 つである j 財を販売する業者を考える。この業者はこの財 1 単位を得るために限界費用 $MC_{F,t}$ を支払う。この限界費用はこの財の外国通貨建ての価格 $Q_{F,t}(j)$ に名目為替レートをかけたものに等しく、その値は全ての j について共通である。このモデルは小国開放経済モデルなので、 $Q_{F,t}(j)$ は外生変数ととらえられ、ある確率過程に従うものとされる。その詳細は 3-11 小節で論じる。この輸出業者は次のような目的関数を最大化する。

$$V_{F,t}(j) = E_t \sum_{\tau=t+1}^{\infty} \left(\prod_{s=t+1}^{\tau} \frac{1}{1+i_{H,s}} \right) \cdot [P_{F,t}(j) \cdot D_{F,t}(j) - MC_{F,t} \cdot D_{F,t}(j) - P_t \cdot acp_{F,t}(j) \cdot D_{F,t}(j)] \quad (12)$$

その際、式 (7) の需要関数と次のような 1 財あたり価格調整費用関数を制約とする。

$$acp_{F,t}(j) = \frac{\psi_P^F}{2} \cdot \frac{[P_{F,t}(j) - \mu P_{F,t-1}(j) - (1-\mu)P_{F,t-2}(j)]^2}{P_t \cdot P_{F,t-1}(j)}. \quad (13)$$

完全なパススルーのケースは $\psi_P^F = 0$ の場合に対応する。

3-5 合成消費指標と平均価格

最適化家計、近視眼的家計いずれにとっても、「合成消費」 C_t^{opt} と C_t^r は実際には3グループの財の消費から得る効用を統合したものである。この両者の構造は全く同じなので上付きの記号は省略し、これらを単に C_t と表すことにしよう。その中にはH財の消費 $C_{H,t}$ 、N財の消費 $C_{N,t}$ 、F財の消費 $C_{F,t}$ が含まれている。これらはCES関数の形で1つの指標に統合される。その内実は次のとおりである。

$$C_t = \left[\omega^{1/\eta} C_{T,t}^{(\eta-1)/\eta} + (1-\omega)^{1/\eta} C_{N,t}^{(\eta-1)/\eta} \right]^{\eta/(\eta-1)} \quad (14-1)$$

$$C_{T,t} = \left[\phi^{1/\rho} C_{H,t}^{(\rho-1)/\rho} + (1-\phi)^{1/\rho} C_{F,t}^{(\rho-1)/\rho} \right]^{\rho/(\rho-1)} \quad (14-2)$$

$$C_{J,t} = \left[\int C_{J,t}(j)^{(\theta-1)/\theta} dj \right]^{\theta/(\theta-1)} \quad (J=H \text{ または } N \text{ または } F) \quad (14-3)$$

代替の弾力性 η 、 ρ 、 θ は全て正の定数である。支出シェアパラメーターである ω と ϕ は0と1の間の値をとる定数である。記号 T は貿易財つまりH財とF財を意味している。上記の消費指標に対応して、次のように価格指標を定義する。

$$P_t = \left[\omega P_{T,t}^{1-\eta} + (1-\omega) P_{N,t}^{1-\eta} \right]^{1/(1-\eta)}, \quad (15-1)$$

$$P_{T,t} = \left[\phi P_{H,t}^{1-\rho} + (1-\phi) P_{F,t}^{1-\rho} \right]^{1/(1-\rho)}, \quad (15-2)$$

$$P_{J,t} = \left[\int P_{J,t}(j)^{1-\theta} dj \right]^{1/(1-\theta)} \quad (J=H \text{ または } N \text{ または } F) \quad (15-3)$$

それぞれの消費指標および各財(j で表される)に対応する需要関数は以下のように導出される。

$$C_{T,t} = \omega \cdot \left[\frac{P_{T,t}}{P_t} \right]^{-\eta} \cdot C_t, \quad C_{N,t} = (1-\omega) \cdot \left[\frac{P_{N,t}}{P_t} \right]^{-\eta} \cdot C_t, \quad (16-1)$$

$$C_{H,t} = \phi \cdot \left[\frac{P_{H,t}}{P_{T,t}} \right]^{-\rho} \cdot C_{T,t}, \quad C_{F,t} = (1-\phi) \cdot \left[\frac{P_{F,t}}{P_{T,t}} \right]^{-\rho} \cdot C_{T,t}, \quad (16-2)$$

$$C_{J,t}(j) = \left[\frac{P_{J,t}(j)}{P_{J,t}} \right]^{-\theta} \cdot C_{J,t} \quad (J=H \text{ または } N \text{ または } F). \quad (16-3)$$

3-6 金融政策当局

金融政策当局は一種のテイラー・ルールに従うものと仮定する。具体的には次のように政策ルールを定式化する。

$$\begin{aligned} \log(1+i_t) - \log(1+i_{SS}) &= (1-q_i) \left[q_\pi \cdot (\pi_t - \pi_{SS}) + q_y (Y_t - Y_{SS}) \right] \\ &+ q_i \cdot \left[\log(1+i_{t-1}) - \log(1+i_{SS}) \right] + (1-q_i) u_{M,t}. \end{aligned} \quad (17)$$

式(17)において、 i_t 、 π_t 、 Y_t はそれぞれ利子率、インフレ率、自国の実質 GDP を表している。また下付き文字 SS が付いているのは各変数の定常値を表している。また q_π と q_y はそれぞれインフレギャップと GDP ギャップに付与されるウェイトである。ここでは $q_\pi > 1$ という仮定が、均衡経路の一意性を保証するために、課される。一方 q_i は金利スムージングの程度を表す係数であり、 u_M は金融政策ショックに関連した外生的な項目であって 3-11 小節でその詳細を論じる。

3-7 財政政策当局

政府支出は G_t で表される指標によって決定される。この変数は 3-11 小節で見るとおり、AR(1)過程に従う。この政府支出は次のルールに従って各財グループに割り振られる。

$$G_{H,t} = \omega_G \cdot \phi_G \cdot G_t, \quad G_{F,t} = \omega_G \cdot (1-\phi_G) \cdot G_t, \quad G_{N,t} = (1-\omega_G) \cdot G_t \quad (18)$$

ここで $G_{H,t}$ 、 $G_{F,t}$ 、 $G_{N,t}$ はそれぞれ政府が何単位の H 財、F 財、N 財を購入するかを表しており、シェアパラメーターは $0 < \omega_G < 1$ と $0 < \phi_G < 1$ を満たす。実質政府支出は次のように定義される。

$$RG_t = (P_{H,t} G_{H,t} + P_{F,t} G_{F,t} + P_{N,t} G_{N,t}) / P_t \quad (19)$$

この値は各期において先に見た指標 G_t とは異なる可能性がある(後にいくつかの仮定を置くことで定常状態においては両者が等しくなるようにする)。

政府は必ずしも每期予算をバランスさせるとは限らないものとする。政府は一括固定税によって税収を得るが、その値は次の式のように累積国債残高に反応して変化していくものとする。

$$T_t = G_0 + \xi \cdot B_{G,t} \quad (20)$$

ここで G_0 は定常状態における政府支出、 $B_{G,t}$ は累積国債残高、 ξ は正の定数であり、政府の通時的予算制約式が満たされるためにはこの値は定常状態における実質利子率よりも高くなくてはならない。後に推定作業を行う際には ξ の値は非常に低く設定する。これによって、政府支出が増大した時に租税は大幅に遅れて反応することとなり、近視眼的家計の消費は強く反応することになる。最後に、政府の予算制約式は次のように書ける。

$$T_t + B_{G,t} = RG_t + \frac{1+i_t}{1+\pi_t} \cdot B_{G,t-1} \quad (21)$$

3-8 国際環境

H 財に対する需要

外国は自国から H 財を購入する。外国からの H 財グループ全体に対する需要の価格弾力性は定数 ρ_x に等しいものとする。また外国からの H 財グループに属する個別財に対する需要の価格弾力性は自国と同じく θ であるとする。式にすると、

$$X_t = \left(\frac{P_{H,t}^*}{e_t} \right)^{-\rho_x} \cdot Y_t^{FOR} \quad (22)$$

のように書ける。ただし式(22)において X_t は外国からの H 財に対する重要であり、 Y_t^{FOR} は外需の変動を表す外生的な確率過程である。また、個別財に対する需要は、

$$X_t(j) = \left[\frac{P_{H,t}^*(j)}{P_{H,t}} \right]^{-\theta} \cdot X_t \quad (23)$$

のように書ける。ここで $X_t(j)$ は外国からの H 企業グループに属する企業 j の生産物に対する需要である。

国際金融市場

自国利子率と世界利子率はカバーなし金利平価式に類する条件によって関連付

けられている。ただし自国利子率にはリスクプレミアムが発生するものと仮定し、これは自国の国全体としての国際市場における貸借のポジションに依存して決まるものとする。

$$i_t = (i_t^w + \% \Delta E_t e_{t+1}) + \kappa_t, \quad (24)$$

$$\kappa_t = \varphi \cdot [\exp(-B_t / NY_t) - 1] + u_{\kappa,t}. \quad (25)$$

ここで i_t^w は世界利子率であり一定であると仮定される。また $\% \Delta E_t e_{t+1}$ は名目為替レートの前予想変化率を表しており、 κ_t がリスクプレミアムである。そのリスクプレミアムを定式化する式(25)において NY_t は名目総生産を意味しており、次のように定義される。

$$NY_t = P_{H,t} Y_{H,t} + P_{N,t} Y_{N,t} \quad (26)$$

また式(25)の $u_{\kappa,t}$ はリスクプレミアム・ショックに関連した項目でありその詳細は3-11小節で説明する。係数 φ は正の値を取る。このリスクプレミアムの定式化はUribe and Schmitt-Grohé (2003)における「債務に依存する利子率」という考え方を応用したものである⁸。彼らが述べているように、この仮定(あるいはこれに代わる仮定)がないとモデルはBlanchard and Kahn (1980)の条件を満たさなくなり安定性が確保できなくなる。

3-9 労働市場

本稿では Gali, Lopez-Salido and Valles (2007)に従い、賃金は「賃金関数」と呼ばれるもので決定されるものとする。この関数は賃金が市場で決定されるのではなく、何らかの社会規範によって決定される、という考え方を表している。既に述べたように、この仮定を設けることで、財政政策は総生産に対して非常に強い効果を持つ可能性が(パラメーターの推定値によっては)出てくることになる。賃金関数の形状は次の通りである。

$$W_t / P_t = c_L \cdot C_t \cdot L_t^{1/e_L} \quad (27)$$

ここで c_L は正の定数であり、 e_L は賃金硬直性の程度を表す正の定数である。また C_t は最適化家計全体と近視眼的家計全体の消費を足し合わせたものである。

⁸ 唯一の違いは NY_t によって債務を基準化していることである。

3-10 財市場の均衡

財市場の均衡条件は次の2つである。

$$Y_{H,t} = (1 - pop_K) \cdot C_{H,t}^{opt} + pop_K \cdot C_{H,t}^n + G_{H,t} + X_t \quad (28-1)$$

$$Y_{N,t} = (1 - pop_K) \cdot C_{N,t}^{opt} + pop_K \cdot C_{N,t}^n + G_{N,t} \quad (28-2)$$

ここで、既に述べたように、 pop_K は近視眼的家計の (K は「ケインズ型の」という意味である) の人口比率である。ワルラス法則を用いることによって F 財の均衡条件は落として考えることができる。また貨幣市場と債券市場が均衡しなくてはならない。

3-11 外生変数と外生的ショック

外生変数 β_t 、 $A_{H,t}$ 、 $A_{N,t}$ 、 $Q_{F,t}$ 、 $u_{M,t}$ 、 $u_{K,t}$ 、 G_t 、 Y_t^{FOR} はそれぞれ以下のように AR(1)過程に従う。

$$\log(\beta_t / \bar{\beta}) = r_B \cdot \log(\beta_{t-1} / \bar{\beta}) + (1 - r_B) \cdot e_{B,t} \quad (29)$$

$$\log(A_{H,t} / \bar{A}_H) = r_{AH} \cdot \log(A_{H,t-1} / \bar{A}_H) + (1 - r_{AH}) \cdot (e_{A,t} + e_{H-N,t}) \quad (30)$$

$$\log(A_{N,t} / \bar{A}_N) = r_{AN} \cdot \log(A_{N,t-1} / \bar{A}_N) + (1 - r_{AN}) \cdot (e_{A,t} - e_{H-N,t}) \quad (31)$$

$$\log(Q_{F,t} / \bar{Q}_F) = r_P \cdot \log(Q_{F,t-1} / \bar{Q}_F) + (1 - r_P) \cdot e_{P,t} \quad (32)$$

$$u_{M,t} = r_M \cdot u_{M,t-1} + (1 - r_M) \cdot e_{uM,t} \quad (33)$$

$$u_{K,t} = r_I \cdot u_{K,t-1} + (1 - r_I) \cdot e_{I,t} \quad (34)$$

$$\ln(G_t / \bar{G}) = r_G \cdot \ln(G_{t-1} / \bar{G}) + (1 - r_G) \cdot e_{G,t} \quad (35)$$

$$\ln(Y_t^{FOR} / \bar{Y}^{FOR}) = r_X \cdot \ln(Y_{t-1}^{FOR} / \bar{Y}^{FOR}) + (1 - r_X) \cdot e_{X,t} \quad (36)$$

ここで e_B 、 e_P 、 e_M 、 e_I 、 e_G 、 e_X は全て外生的ショックである。これらは順番に割引因子ショック、外国財価格ショック、金融政策ショック、(外国為替市場における)リスクプレミアム・ショック、財政政策ショック、外需ショック(自国の輸出財に対する)である。式(30)と(31)においては2種類の生産性ショックが導入されている。まず e_A は部門間に共通の生産性ショックであり、2つの生産部門に対して同じように影響を及ぼす。次に e_{H-N} は相対的生産性ショックであり、これが正の値を取る時には H 部門の生産性が高まり同時に N 部門の生産性が同様に低下する。これら 8 種類のショックは i.i.d. であり正規分布に従い、またお互いに無相関であると仮定する。また、記号 r で表される AR(1)パラメーターはショックの持続性を表すものであり、その絶対値は 1 未満である。また、上付きのバーが付いているのはその変数の定常値を表している。

4 実証分析の方法

本稿ではベイズ推定の手法を用いることによって前節で紹介されたモデルの構造パラメーターを推定する。近年では多くのパラメーターを含む複雑な動学モデルを直接データから推定しようとする試みが広く行われるようになっている。そのような場合には最尤法を用いるよりも MCMC (Markov-chain Monte-Carlo) と呼ばれる手法によってベイズ推定を行うことが多い。これは多くの場合においてパラメーターの同時分布を陽表的に書き表すことができないからである。本稿ではメトロポリス・ヘイスティングス・アルゴリズムと呼ばれる、MCMC 手法の一種を用いる。ベイズ推定の基本的考え方は以下のとおりである。

ベイズ推定

未知のパラメーターの集合を θ とする。

1. 研究者が事前分布 $f(\theta)$ を定式化する。
2. ベイズの定理を用いると事後分布 $f(\theta|data)$ は次のように表すことができる。

$$f(\theta|data) = \frac{f(data|\theta)f(\theta)}{\int f(data|\theta)f(\theta)d\theta},$$

ここで $f(data|\theta)$ は尤度関数である。

3. 事後分布をもとに各パラメーターの平均や信用区間などの統計量を算出する。信用区間の算出においては各パラメーターに関して周辺事後分布を求める必要がある。すなわち同時事後分布を他の全てのパラメーターに関して積分する必要がある。

実際には、多くの場合、同時事後分布の関数形を陽表的に書き表すことは難しく、よって周辺事後分布を求めることも難しくなる。近年の研究は MCMC を用いることによってこの問題を解決しようとしている。もし各パラメーターの(他のパラメーターの値に条件づけられた)条件付き事後分布の形状が既知であれば、ギブス・サンプラーと呼ばれる手法を用いることができる。メトロポリス・ヘイスティングス・アルゴリズムは条件付き事後分布の形状すら分からない場合

に用いられる手法である。その考え方は以下のとおりである。

メトロポリス・ヘイスティングス・アルゴリズム

1. まずパラメーター・ベクトルに対して何らかの初期値を与える。これを $\theta^{(0)}$ で表すことにする。これを出発点(0回目)として、以下のような試行を T 回繰り返す($i=1, \dots, T$)。
2. 何らかの「提案密度関数」 $g(\theta' | \theta^{(i-1)})$ を用いて、第 $i-1$ 回目の試行で与えられたベクトル $\theta^{(i-1)}$ から新たなベクトル θ' を生成する。理論的には、提案密度関数はどのような形のものであっても構わない。
3. 次のような「受容確率」を計算する。

$$q = \min \left[\frac{f(\theta') g(\theta^{(i-1)} | \theta')}{f(\theta^{(i-1)}) g(\theta' | \theta^{(i-1)})}, 1 \right]$$

4. 確率 q で $\theta^{(i)} = \theta'$ とし、確率 $(1-q)$ で $\theta^{(i)} = \theta^{(i-1)}$ とする。
5. 以上のステップを十分な回数繰り返す。このようにしてサンプリングされたパラメーター・ベクトルの分布はその事後分布に収束する。初めのほうのサンプルを、初期値の影響を取り除くため、「バーン・イン」期間として取り除く。残りの期間のサンプルから平均や信用区間などを計算する。

5 データ

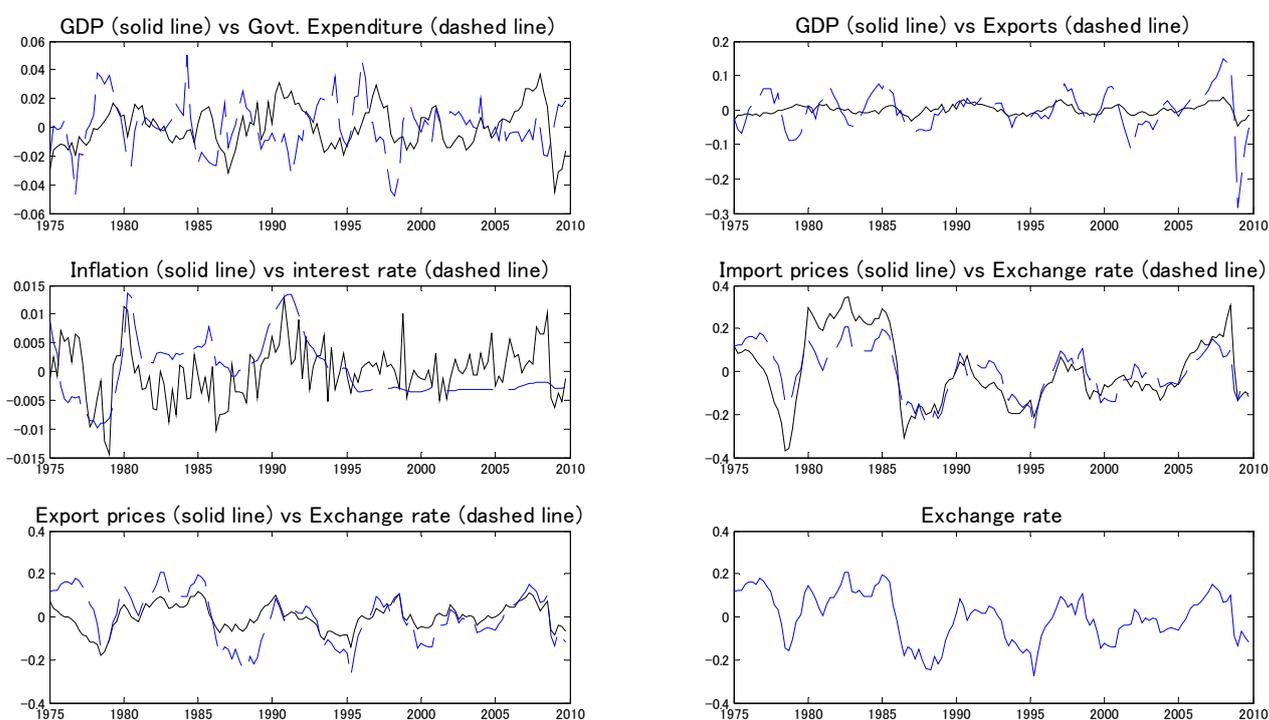
本稿の分析は 8 つの変数から成る：GDP、インフレ率、利子率、為替レート、輸入物価、輸出物価、輸出、政府支出である。全て四半期データである。サンプル期間は 1975 年第 2 四半期から 2009 年第 4 四半期である。日本の GDP、輸出、政府支出のデータは経済社会総合研究所の国民経済計算から季節調整済み系列を取った。これらのデータは 1968SNA (1990 年基準) と 1993SNA (連鎖系列) のデータを 1980 年第 1 四半期時点で成長率を用いて接合した。これら 3 系列については対数を取った上でホドリック・プレスコット・フィルター (スムージング・パラメーターの値は 1,600) によってトレンドからの乖離を取った。なお本稿においては、トレンドを計算する際に、分析に実際に用いたサンプル期間にこだわらず、利用可能な最も長いサンプルを用いて計算を行った。

インフレ率のデータは総務省の消費者物価指数(帰属家賃を除く総合)の対数差分(対前期比)である。利子率のデータは日本銀行のコールレート(有担保、年率、%)であり、400 で割ることで四半期率とした。インフレ率のトレンドはホドリック・プレスコット・フィルターで、スムージング・パラメーターを大きめに設定し (100,000)、推定した。このトレンドをインフレ率と利子率の両方から差し引いた(すなわち両者が共通のトレンドを持つと仮定した)。

名目為替レートは日本銀行の名目実効為替レートである。元の系列はその上昇が円高となるように定義されているので、モデルにおける為替レートの定義と合わせるため、我々はその対数値を取った上で-1 を掛けた。輸入価格と輸出価格はともに日本銀行の輸入物価指数、輸出物価指数である。我々のモデルにおいては物価水準をはじめとする名目変数の水準が一意的に定まらない(一方、それらの中の相対的關係やそれぞれの上昇率は定まる)ために以上 3 変数についてもその水準は定まらない。そこで以上の 3 変数については日本の消費者物価指数(総合)で割った上で対数を取った。(同様に、モデル上の変数についても物価水準 P_t で割ったものを対応させた。) その上でそれぞれの変数について個別にホドリック・プレスコット・フィルター (スムージング・パラメーターは 1,600) をかけてトレンドを取り除いた。

推定に先立って全ての系列から平均を差し引いた。図 1 はこのようにして構築された系列の 1975 年第 1 四半期から 2009 年第 4 四半期にかけての推移を図にしたものである。

図 1: データ系列、トレンド除去後、1975 年第 1 四半期～2009 年第 4 四半期



6 推定の詳細と結果

6.1 事前分布とパラメーターに課す制約

本小節では推定の詳細、特に我々が採用した事前分布について論じる。いくつかのパラメーターについてはその値を推定するのではなく、モデルの定常状態がこれから定めるいくつかの条件を満たすように設定する。それらの条件のうちあるものは純粋な基準化であり、残りは定常状態が日本経済の長期平均的な特徴にマッチするように設定される。特に、家計と政府の支出シェアパラメーターは 2005 年における民間部門と政府の実際の支出パターンにマッチするように設定される⁹。表 2 はこのように設定されるパラメーターの名称およびそれを

⁹ 輸入財に対する支出シェアは 2005 年産業連関表に基づいて算出した。我々はまず民間支出と政府支出それぞれについて輸入誘発係数を求め、F 財に対する民間・政府それぞれの支出シェアパラメーターをそれらと一致するように定めた。自国で生産された財については、我々は貿易財部門を第 1 次産業全体と第 2 次産業から建設業を除いたものから成るとみなした。非貿易財部門は第 3 次産業プラス建設業である。やはり産業連関表を用いて、我々は「貿易財」部門と「非貿易財」部門それぞれの付加価値誘発係数を求めた。H 財と N 財に対する支出シェアパラメーターはこれらの係数と一致するように設定した。

どのようなターゲットに合うように設定したかを示している。政府支出が民間支出以上に非貿易財に偏っている点が目を引く。

表2 あらかじめ値を固定するパラメーター

ターゲット	パラメーター
GDP=1, C=0.8, G=0.2, L=1/3	\bar{A}_H と \bar{A}_N の平均値、 \bar{G} 、 c_L
$C_H=0.29*0.55C$, $C_N=(1-0.29)C$, $C_F=0.29*(1-0.55)C$	$\omega=0.29$, $\phi=0.55$
$G_H=0.15*0.53G$, $G_N=(1-0.15)G$, $G_F=0.15*(1-0.53)G$	$\omega_G=0.15$, $\phi_G=0.53$
$P_H/P=P_N/P=P_F/P=e/P=1$	\bar{A}_H/\bar{A}_N , \bar{Y}^{FOR} , \bar{Q}_F
インフレ率=0, 実質利子率=0.37% (四半 期率)	$\pi_{SS}=0$, $\bar{\beta}=0.9963$, $i_{SS}=0.0037$
推定を容易にするため値を固定したもの	$\alpha=0.5$, $\theta=10$, $\varphi=0.01$, $\xi=0.05$, $\mu_F=1$, $q_y=0$

表3 推定されるパラメーター

パラメーター名	事前分布
σ_{el} , σ_{eP} , σ_{eA} , σ_{eH-N}	逆ガンマ分布(0.1, Inf)
σ_{eM} , σ_{eB}	逆ガンマ分布(0.01, Inf)
σ_{eG}	逆ガンマ分布(0.017, Inf)
σ_{eX}	逆ガンマ分布(0.0572, Inf)
$\rho\rho_K$, q_h , μ , c_{PCP} , $(q_\pi - 1.01)/2$, q_i , r_I , r_P , r_M , r_B , r_{AH} , r_{AN}	ベータ分布(0.5, 0.2)
r_G	ベータ分布(0.6878, 0.1)
r_X	ベータ分布(0.8, 0.1)
$\psi_P^N = \psi_P^H = \psi_P^{H*}$	逆ガンマ分布(100, 1000)
ψ_P^F	逆ガンマ分布(10, 100)
η	逆ガンマ分布(1.5, 1)
$\rho - 0.7$	逆ガンマ分布(0.8, 0.1)

ρ_x	逆ガンマ分布(1,1)
e_L	逆ガンマ分布(1,1)

表 3 では推定対象としたパラメーターに対して我々が設定した事前分布がまとめられている。

ショックの標準偏差については、よく用いられる逆ガンマ分布を用いている。それぞれの分布におけるパラメーターの選び方には次のような我々の見解が反映されている。まず e_M や e_B は推定において国内の利子率やインフレ率の変動と関連付けられる可能性が高く、これらの変数の変動幅が小さいことから、これらのショックの分散もおそらく小さいだろうと考えた。一方、 e_I や e_P などのショックはより分散が大きいであろう。政府支出と輸出に対するショックについては、我々はそれらの変数のデータ上の標準偏差を取った。ここで注意すべきは、このモデルでは多くのパラメーターが 0 と 1 の間の値を取るものとされ(例えば μ)、そうでなく -1 と 1 の間の値を取るとされるものでも事実上正の領域に限定されると思われるものも多い (ショックの AR(1)係数など)。こういったパラメーターについてはベータ分布(0.5, 0.2)を事前分布に用いた。後に見る図 2 にあるように、その密度関数は 0.5 を中心としており、0 や 1 に近づくにつれ緩やかに下がっていく形をしている。この事前分布は「このパラメーターは確実に 0 と 1 の間にあり、しかも恐らく 0 や 1 に近いあたりにあるというよりは真ん中寄りにある可能性が高いだろう」という見方を表すのに便利である。テイラー・ルールにおけるインフレ率の係数については、その値が 1.01 を必ず下回らないような変換を行うことで、テイラー・プリンシプルが必ず満たされるようにしている。この変換の仕方では同パラメーターは 3.01 を上回ることはできないようになっているが、この制約は結果に影響を与えないと思われる。政府支出と輸出の AR(1)係数については実際にそれらのデータを使って AR(1)モデルを推定し、その推定結果を事前分布の平均に用いた。価格調整費用関数のパラメーター ψ_p^N 、 ψ_p^H 、 ψ_p^{H*} は全て同じ値を取るという制約が課されており、また逆ガンマ分布を用いることを通じて全て正の値を取るという制約が置かれている。事前分布の分散が大きめに設定されているが、これはこのパラメーターの現実的な値があまりよくわかっていないからである。輸入品価格を外貨建てから円建てに変換する際にかかる調整費用関数に関わるパラメーター ψ_p^F はそれらよりは小さい値を取ると予想される。財グループ間の代替の弾力性 η と ρ は恐らく小さ

めの値を取ると予想される。その事前分布の平均は大体 1.5 である。自国貿易財と外国貿易財の間の代替の弾力性 ρ については当初は特に制約を置かずに推定しようとしたが困難があり断念した。これを推定対象とした場合、サンプリング途中で ρ があまりに小さな値を取る領域に入り込んでしまったときに、安定性条件が満たされなくなってしまうという現象が観測された。これにはマーシャル・ラーナー条件のような論理が作用しているのだろうと推測される。このため、このパラメーターについてはその値が 0.7 を下回らないような変換を施すことにした。またその事前分布も 1.5 の近傍に集中した形のものを採用した。

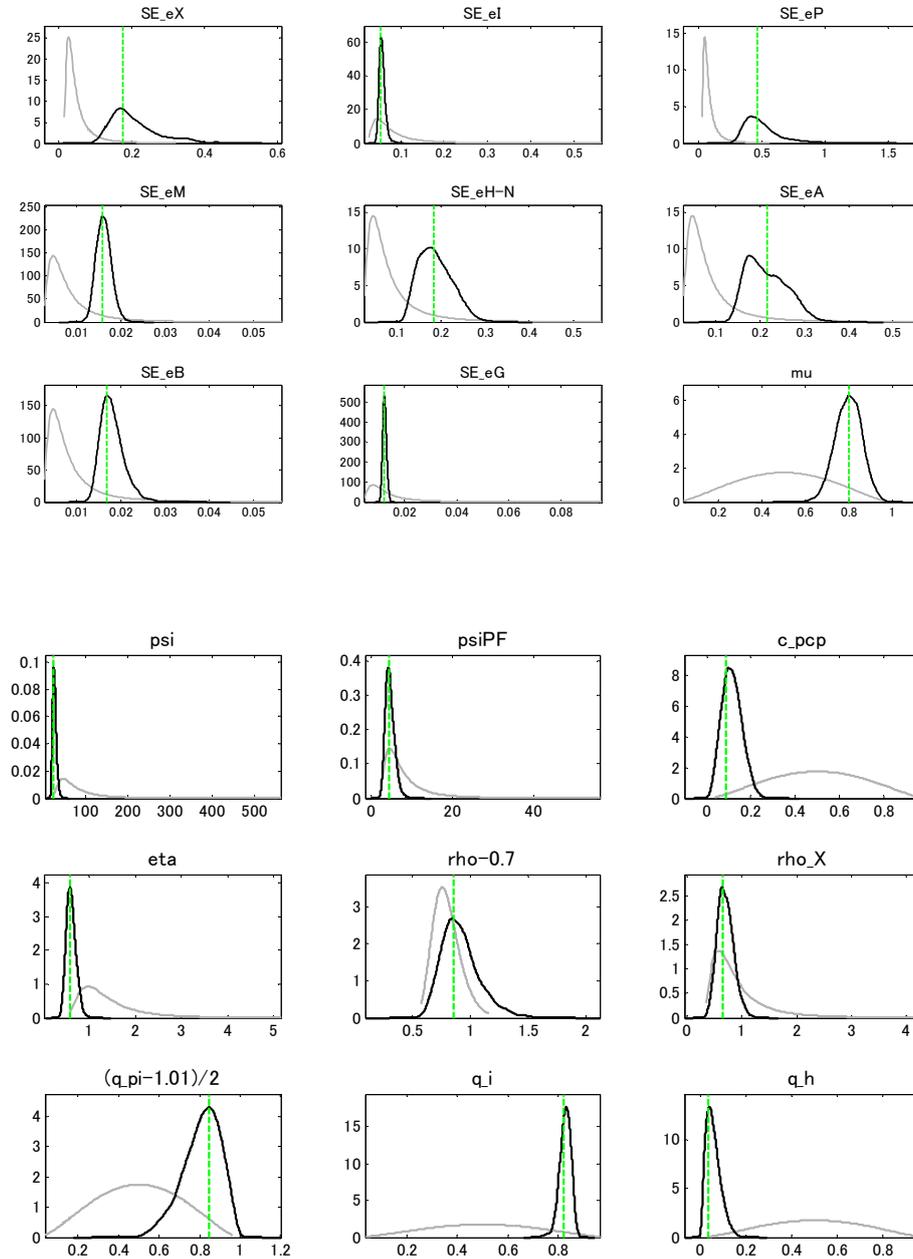
6.2 推定結果

我々はメトロポリス・ヘイスティングス・アルゴリズムにおいて 100,000 回の試行を行い、そのうち最初の 25% をバーン・インとして捨てた。試行の受容率は 30.7% だった。その結果得られた事後分布は図 2 において太い線で表されている。同じ図中で事前分布は細い線で表されている。ほとんどのパラメーターにおいて事後分布はタイトなものになっている。例外は e_L 、つまり賃金硬直性の程度を表すパラメーターである。これは推定において直接賃金のデータを用いていないことと関係しているかもしれない。

パラメーター c_{PCP} 、つまり生産者国通貨価格設定をする輸出企業の比率に関係するパラメーターの事後平均は 0.11 と、低く推定されている。この推定結果は為替変動の輸出価格へのパススルー率が短期的には低くなることを意味している。また、パラメーター pop_K 、すなわち近視眼的家計の比率を表すパラメーターの推定値はわずか 0.09 である。後に見るように、この結果として推定されたモデルにおける財政政策が GDP に与える効果は小さなものになる。

図 2: 事前分布(細線)と事後分布(太線)

注: “SE” はモデルの構造的ショックの標準偏差である



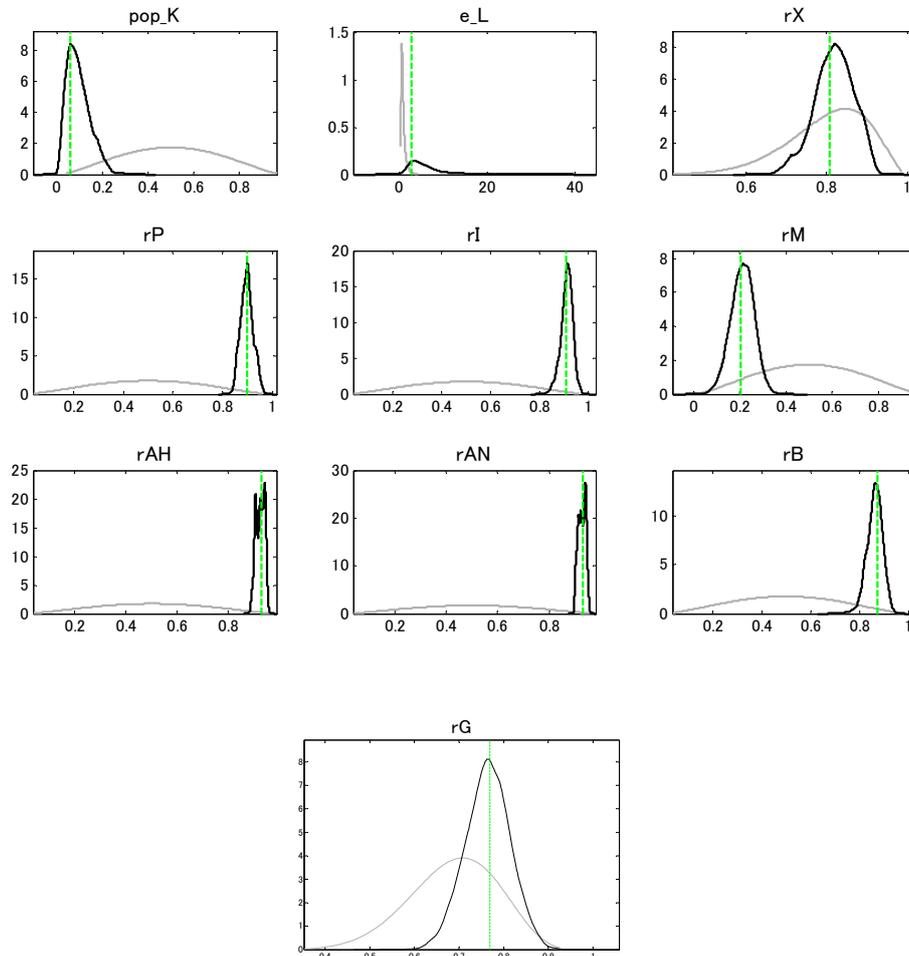


図 3 においては推定されたインパルス応答関数の中位値および 90%信用区間が示されている。表 4 では分散分解の結果が示されている。示されているのは 1 四半期後、4 四半期後、8 四半期後の予測誤差分散の分解結果である¹⁰。

まず最も重要である GDP とインフレ率に関する結果から見ていこう。まず GDP に関して言えば、そのもっとも重要な変動要因は部門共通の生産性ショックである。表 4 (1)に示されているように、初期の時点においても、このショックは GDP の変動のほぼ 50%を説明する。2 年後の時点で見ると、その貢献は 70%まで上昇する。ただし 3 種類の外的ショック、すなわちリスクプレミアム・ショック、外国価格ショック、外需ショックも合わせればそれなりの影響を GDP に対して持っている。表 4(1)によれば、初期の時点でのこれら 3 つの GDP に対す

¹⁰ それぞれのショックの貢献は図 3 に示されているインパルス応答関数の中位値の 2 乗として計算されている。

る貢献を足し合わせると 30%程度になる。ただしその影響はその後急速に低下する。財政・金融政策はあまり重要ではない。次にインフレ率に関してみると、金融政策と民間需要ショックが最も重要である。表 4(2)によれば、この 2 つの初期時点における相対的貢献はそれぞれ 39%と 23%である。ただしリスクプレミアム・ショックと外国価格ショックも短期的には重要であって、それぞれ 10%強の貢献をしている。

今度はそれ以外の変数に対する各ショックの貢献を順番に見ていこう。リスクプレミアム・ショックは少なくとも短期的には通常の時系列分析における「為替レートショック」と同じようなものとみなすことができるが、輸入価格と輸出価格の両方に対して重要な影響を持っている。図 3(1)に示されているように、このショックは初期時点において 3.6%の円安をもたらすのだが、同時に円建ての輸入価格を 2.5%上昇させ円建ての輸出価格を 2.0%上昇させる。これは短期的パススルーは輸出入両面において 0%でないかわりに 100%でもないことを意味している。ここで輸入側の「パススルー率」をこのショックがあつたときの輸入価格の上昇率と為替レートの上昇率(減価率、円安になる率)の比率として定義しよう。また輸出側のパススルー率を 1 から輸出価格の上昇率割る為替レートの上昇率を差し引いたものとして定義しよう。するとショックがあつた時点におけるパススルー率は輸入側で 69%、輸出側で 44%である。これらの率は表 1 で見たインボイス通貨に占める米ドルの比率とさほど変わらない値となっていることは注目に値する。4 四半期後に、輸入価格の反応は為替レートの反応に収束する。つまり、1 年後にパススルーはほぼ完全になる。輸出価格の反応は 4~7 四半期後にほぼゼロになる。つまり、輸出側では、ショックから 1 年余りたったところでパススルーはほぼ完全になる。

図 3(2)によれば金融政策ショックはインフレ率以外のどの変数に対してもあまり影響を持たない。これは我々の結果において金融政策ルールが非常に反インフレ的と推定されたことと関係している可能性がある。このようなルールの下では金融引き締めによってインフレ率が下がると、そのあとすぐにこの効果を相殺するような政策がとられることになる。

図 3(3)において、正の外国価格ショックは金融引き締めを呼び、為替レートを増価させることがわかる。このときに円建ての輸出価格は下がるのだが円高の効果を相殺するほどではないので、輸出はほんの少しであるが減少する。

図 3(4)を見ると、民間需要が減少するときには中央銀行が金利を低下させ、これ

によって為替が減価して、輸出が(少しではあるが)増加する。

図 3(5)からわかるのは、生産性の上昇はインフレ率を低下させ、これに応じて中央銀行が利下げをするので、為替が減価して輸出が増加することである。表 4(4)と(8)からこれらの効果は大きなものでしかも持続的であることがわかる。

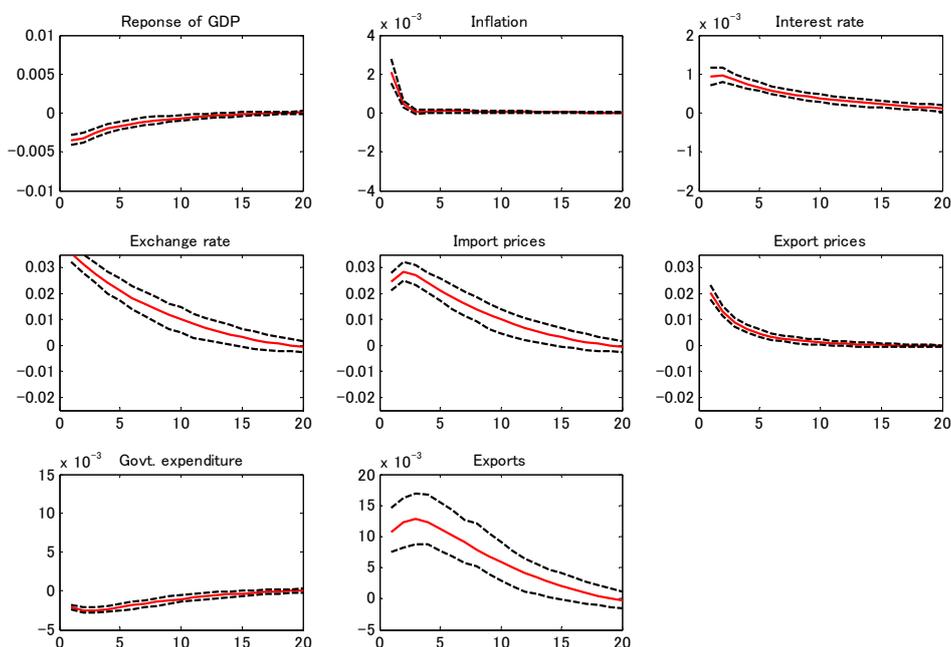
図 3(6)を見ると、H 部門の生産性が N 部門に比して上昇すると、企業が輸出財をより安い価格で生産できることになるので、輸出価格が下がって輸出が増加することがわかる。

図 3(7)より、財政政策ショックは政府支出それ自体以外にはほとんど効果を持たない。この結果については次節で論じる。

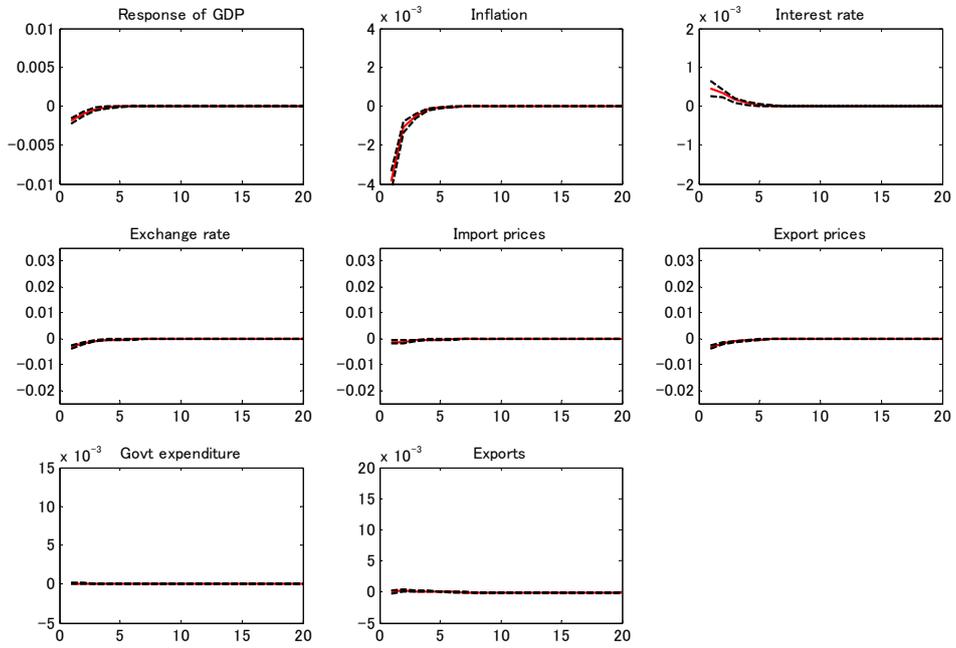
最後に、図 3(8)によれば、輸出品に対する外需の増加は輸出と GDP の増加をもたらす。これらの効果を部分的に打ち消すために金利が引き上げられ、円高が進行する。

図 3 推定されたインパルス応答関数、中位値と 90%バンド

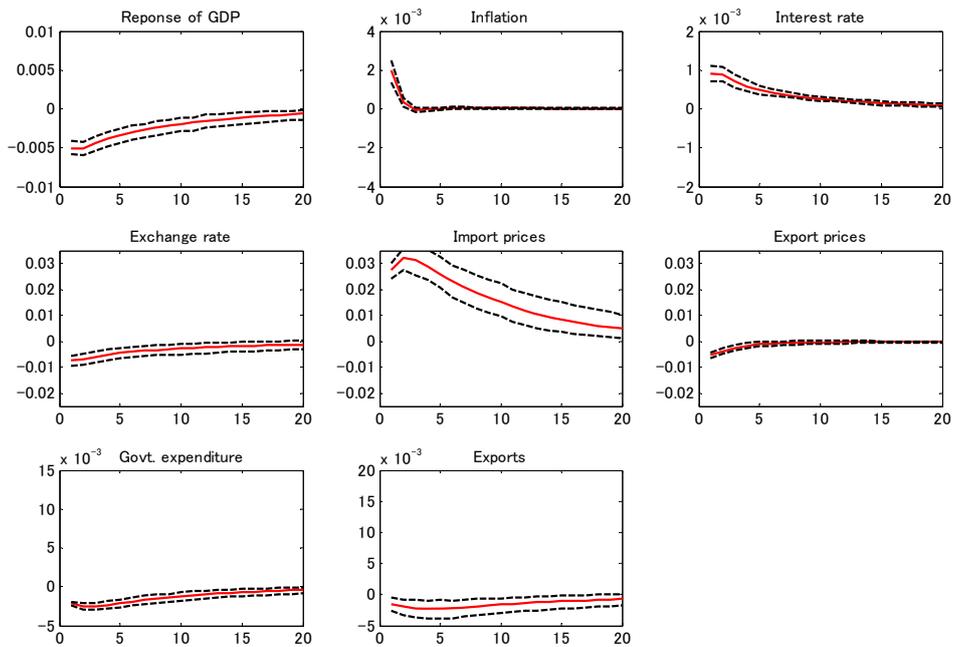
(1) リスクプレミアム・ショックに対する反応



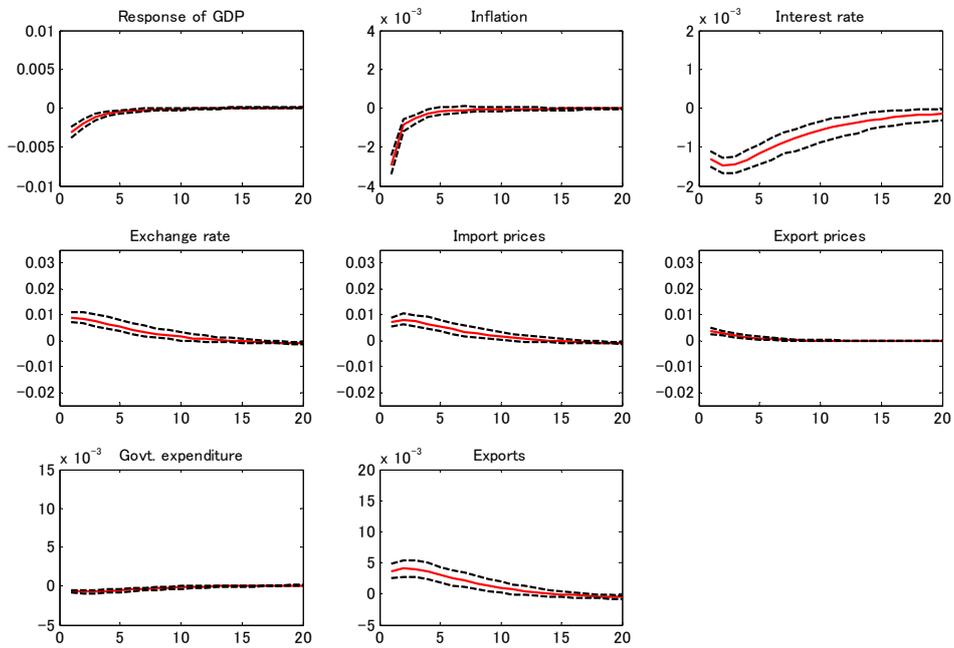
(2) 金融政策ショックに対する反応



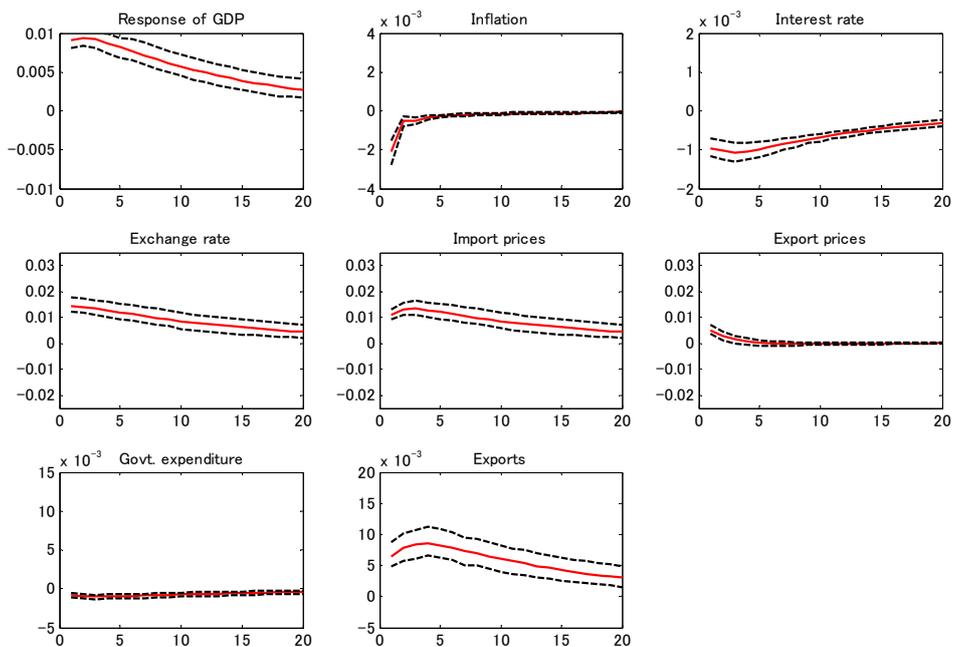
(3) 外国価格ショックに対する反応



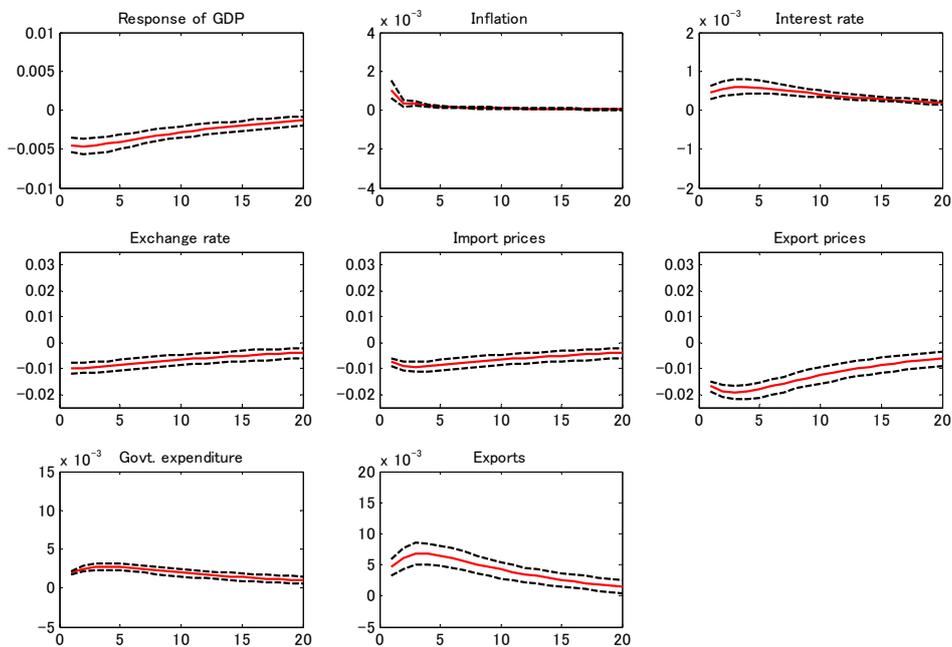
(4) 民間需要ショックに対する反応



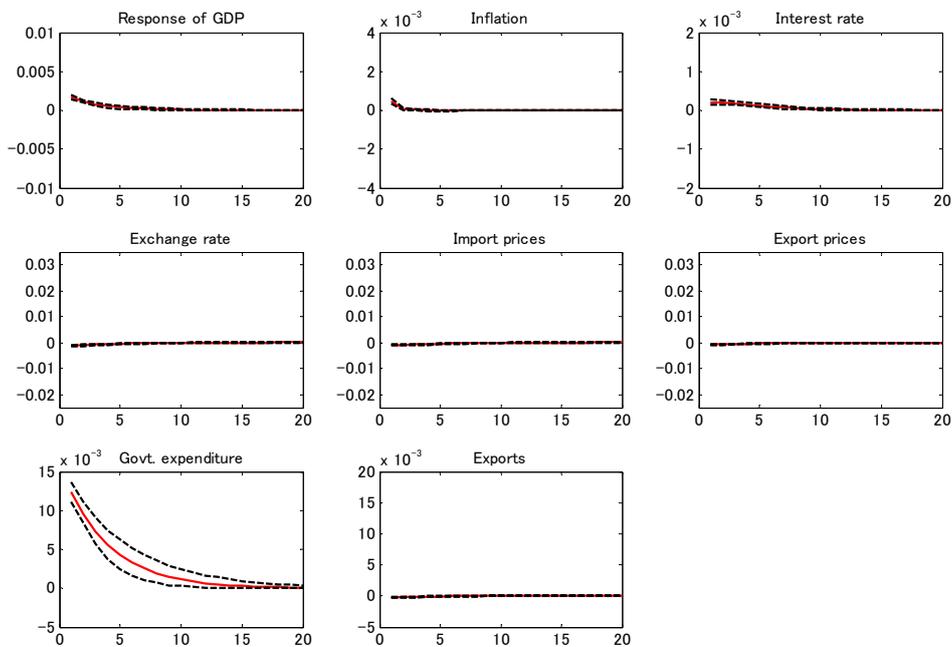
(5) 部門共通の生産性ショックに対する反応



(6) 相対的生産性ショックに対する反応



(7) 財政政策ショックに対する反応



(8) 外需ショックに対する反応

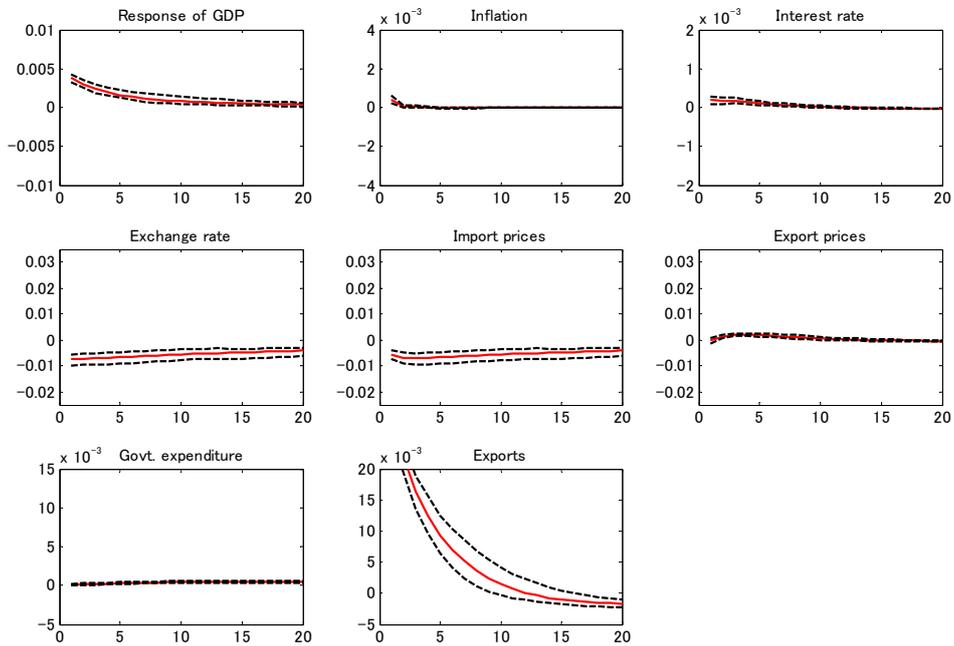


表 4: T 期後の予測誤差分散分解

(注: T=1 とは「ショックがあった期」を意味する)

(1) GDP

ショック:	リスク レミアム	金融 政策	外国 価格	民間 需要	部門共通 生産性	相対的 生産性	財政 政策	外需
T=1	7.2%	2.1%	15.1%	5.5%	48.3%	11.8%	1.6%	8.5%
T=4	3.5%	0.0%	12.7%	0.4%	64.1%	15.8%	0.3%	3.2%
T=8	1.5%	0.0%	9.4%	0.1%	70.0%	17.3%	0.1%	1.7%

(2) インフレ率

ショック:	リスク レミアム	金融 政策	外国 価格	民間 需要	部門共通 生産性	相対的 生産性	財政 政策	外需
1	11.7%	38.9%	10.7%	23.0%	12.0%	2.8%	0.6%	0.5%
4	2.0%	12.8%	0.3%	25.2%	40.4%	19.3%	0.0%	0.0%
8	11.0%	0.1%	3.6%	8.4%	55.1%	21.3%	0.2%	0.5%

(3) 利率

ショック:	リスク レミアム	金融 政策	外国 価格	民間 需要	部門共通 生産性	相対的 生産性	財政 政策	外需
1	18.3%	4.0%	16.8%	35.8%	18.8%	4.5%	0.9%	0.8%
4	13.0%	0.1%	8.2%	42.3%	26.9%	8.5%	0.5%	0.5%
8	12.2%	0.0%	5.9%	33.2%	35.6%	12.8%	0.2%	0.1%

(4) 為替レート

ショック:	リスク レミアム	金融 政策	外国 価格	民間 需要	部門共通 生産性	相対的 生産性	財政 政策	外需
1	71.4%	0.6%	3.1%	4.5%	11.8%	5.4%	0.1%	3.1%
4	61.8%	0.0%	2.8%	4.4%	17.3%	8.7%	0.0%	4.9%
8	48.3%	0.0%	2.9%	1.8%	24.3%	13.8%	0.0%	8.9%

(5) 輸入価格

ショック:	リスク レミアム	金融 政策	外国 価格	民間 需要	部門共通 生産性	相対的 生産性	財政 政策	外需
1	37.4%	0.1%	47.0%	3.1%	7.4%	3.3%	0.1%	1.9%
4	33.6%	0.0%	47.3%	2.4%	9.3%	4.7%	0.0%	2.7%
8	26.1%	0.0%	47.8%	1.0%	13.0%	7.4%	0.0%	4.8%

(6) 輸出価格

ショック:	リスク レミアム	金融 政策	外国 価格	民間 需要	部門共通 生産性	相対的 生産性	財政 政策	外需
1	53.4%	1.4%	3.6%	2.0%	3.5%	36.1%	0.1%	0.0%
4	9.8%	0.1%	0.7%	0.4%	0.1%	87.7%	0.0%	1.2%
8	1.7%	0.0%	0.1%	0.0%	0.0%	97.7%	0.0%	0.5%

(7) 政府支出

ショック:	リスク レミアム	金融 政策	外国 価格	民間 需要	部門共通 生産性	相対的 生産性	財政 政策	外需
1	2.6%	0.0%	2.7%	0.2%	0.4%	2.3%	91.8%	0.0%
4	10.4%	0.0%	10.7%	0.8%	1.9%	14.8%	61.3%	0.1%
8	14.1%	0.0%	16.7%	0.6%	4.7%	36.4%	26.4%	1.0%

(8) 輸出

ショック:	リスク レミアム	金融 政策	外国 価格	民間 需要	部門共通 生産性	相対的 生産性	財政 政策	外需
1	11.0%	0.0%	0.2%	1.2%	4.0%	2.0%	0.0%	81.5%
4	34.3%	0.0%	1.2%	2.9%	16.2%	10.4%	0.0%	35.0%
8	39.6%	0.0%	2.3%	1.8%	31.1%	16.7%	0.0%	8.5%

7 仮想インパルス応答分析

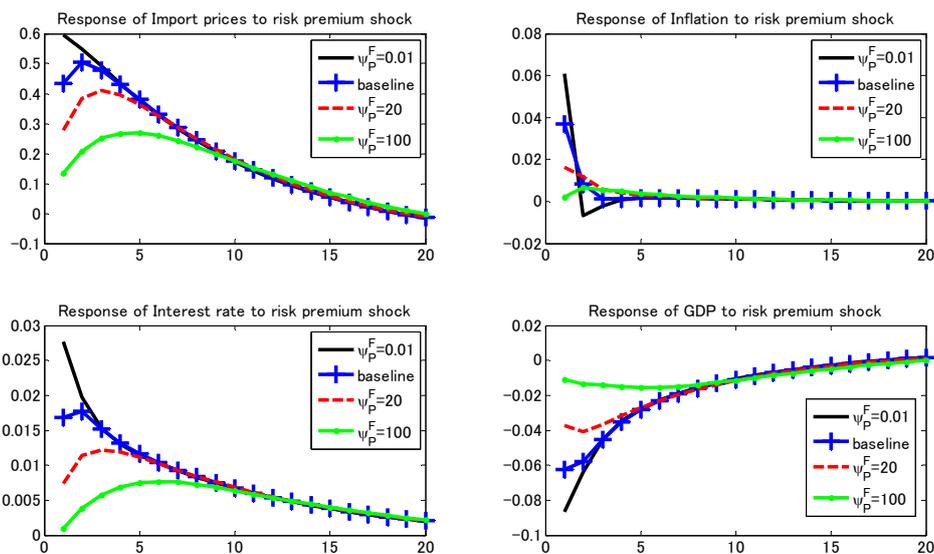
本稿で用いているような構造モデル推定の重要な利点はこれによって「もし経済の構造が実際と違っていたら、政策等の効果はどうなっていたらだろうか？」という仮想的な疑問に答えることができるということである。本節では、推定されたパラメーターのうち1つがもし推定値と異なる値を取ったら前節でみたインパルス応答関数の形状はどのように変わってくるかを分析する。このような仮想実験によって当該パラメーターが果たしている役割を定性的にだけでなく定量的にも知ることができる。本稿の目的に従って、パススルーの程度を決める2つのパラメーター、すなわち輸入側の ψ_p^F と輸出側の c_{PCP} に主に注目していくことにする。また、前節でみたように財政政策の効果が非常に弱く出たのはなぜかも分析していく。そのためにパラメーター pop_K と e_L の役割を分析する。本節では全てのパラメーター値を事後分布の平均値で固定して得られるインパルス応答関数を「ベースライン」インパルス応答と呼ぶことにし、これと1つのパラメーター値を動かしたときに得られるインパルス応答を比較する。

7.1 輸入側における為替パススルーの役割

本小節ではパラメーター ψ_p^F 、すなわち輸入された財の価格を変える際に発生する調整費用を決定するパラメーターの役割を分析する。我々の分析結果によれば、その事後分布の平均値は4.68だった。図4において、我々は3通りのこれとは異なった値をこのパラメーターに代入してインパルス応答を計算しなおしてみた。3通りの値とは0.01、20、100である。この値が大きいほどパススルーが小さくなる点に注意されたい。図中では輸入価格、インフレ率、利子率、GDPのベースラインのケースと3つの仮想的なケースにおける反応がそれぞれ示されている。この節で図示されるインパルス応答は1単位のショックに対する反

応になっている。このためインパルス応答の大きさは図 3 のそれとは直接比較可能でないので注意されたい。予想された通り、パススルー率が低くなるほど、輸入価格は為替減価に反応しなくなり、インフレ率の反応も鈍くなる。このため中央銀行もあまり利子率を上げなくなつて、生産の後退の程度も小さくなる。

図 4 様々な ψ_P^F の値の下での仮想的インパルス応答



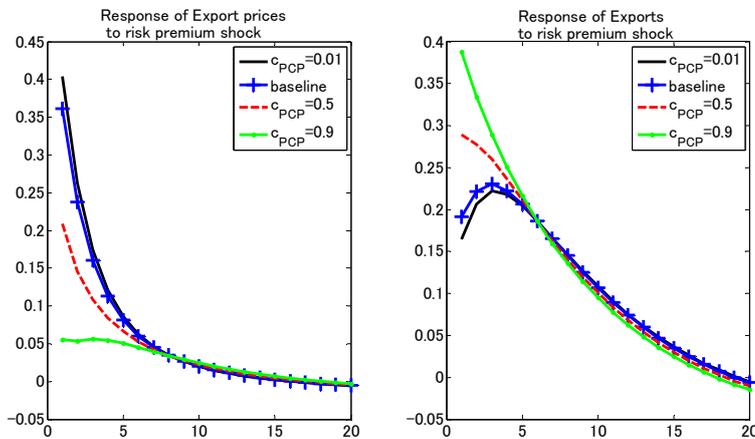
7.2 輸出側におけるパススルーの役割

次にパラメーター c_{PCP} 、すなわち輸出部門における生産者国通貨建て価格設定の重要性を表すパラメーターの役割を検証する。推定結果によればこのパラメーターの事後平均は 0.114 である。図 5(1)-(3)においては 0.01、0.5、0.9 という 3 通りの仮想的値を代入してインパルス応答関数を計算し直している。このパラメーターの値が高いほどパススルー率は高くなることに注意されたい。図 5(1)では、輸出価格と輸出のリスクプレミアム・ショックに対する反応を様々な c_{PCP} の値の想定のもとで導いて比較している。予想されたとおり、パススルーの程度が大きいほど、円建て輸出価格の反応は小さくなり輸出の反応は大きくなる。推定されたインパルス応答関数はパススルー率がほぼゼロのケースと近くなっていることに注意されたい。このことから日本からの輸出側のパススルーは非常に限定的であつて、このことよつて為替レートの変動が輸出の大きな変動につながることを抑制しているという結論が得られる。図 5(2)では、同じ 2 つの変数の外需ショックに対する反応について同様の分析を展開している。この場

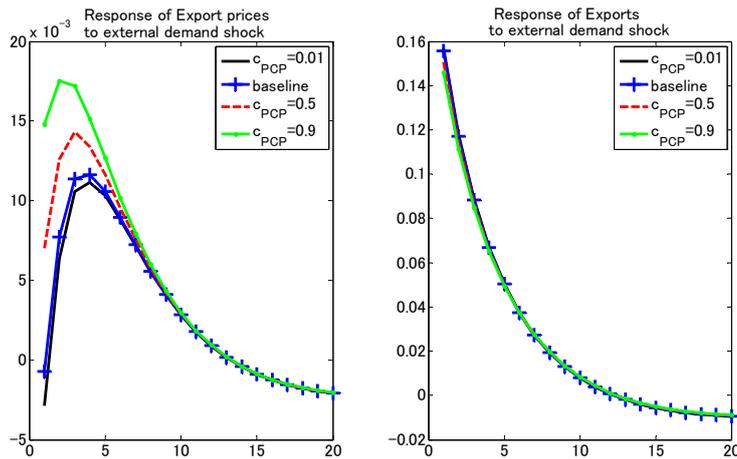
合には、パススルー率が低いことによって外需ショックが日本の輸出に与える影響が大きくなっていることが分かる。図 5(3)は両変数の財政政策ショックに対する反応について分析している。政府支出の増大は輸出をクラウド・アウトする。パススルー率が高いほど、政府支出増大に伴う為替増価が輸出に与えるマイナスの影響は大きくなる。またその結果、輸出品の円建て価格の下落幅はそれほど小さくなる。

図 5 様々な c_{PCP} の値の下での仮想的インパルス応答

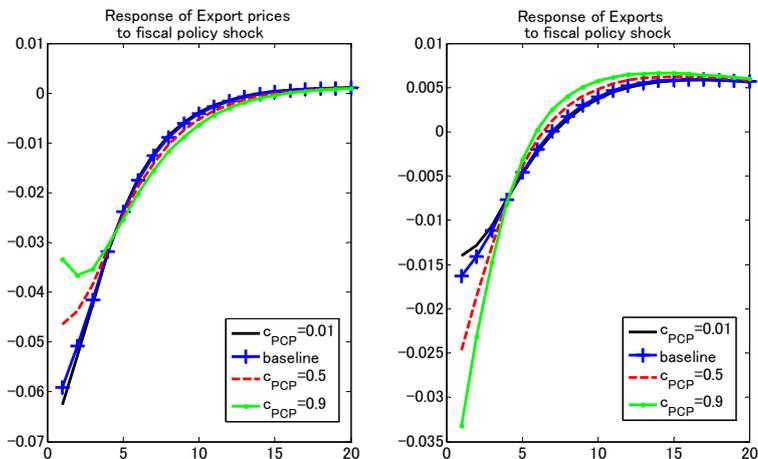
(1) リスクプレミアム・ショックに対する反応



(2) 外需ショックに対する反応



(3) 財政政策ショックに対する反応



7.3 近視眼的家計の役割

次にパラメーター pop_K 、すなわち近視眼的家計の人口比率の役割を検証する。推定されたこのパラメーターの事後平均は0.093であった。図6においては2通りの仮想的な値、0.5と0.9を試している。このパラメーターの値が財政政策の効果を決める上でカギとなる役割を果たしていることは図より明らかである。

図6 様々な pop_K の値の下での財政政策ショックに対する仮想的インパルス応答

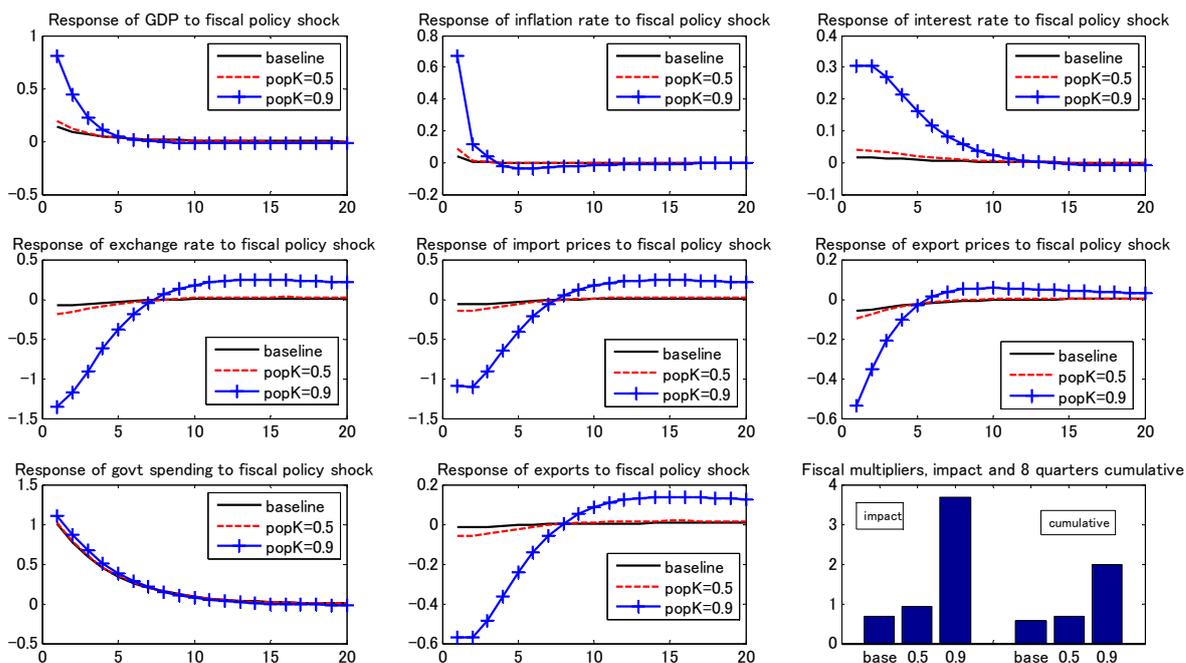


図 6 の一番右下のパネルでは「財政乗数」の計算結果が示されている。その計算方法は次の通りである。このモデルにおいて GDP と政府支出はともに対数値であることに注意されたい。このため、

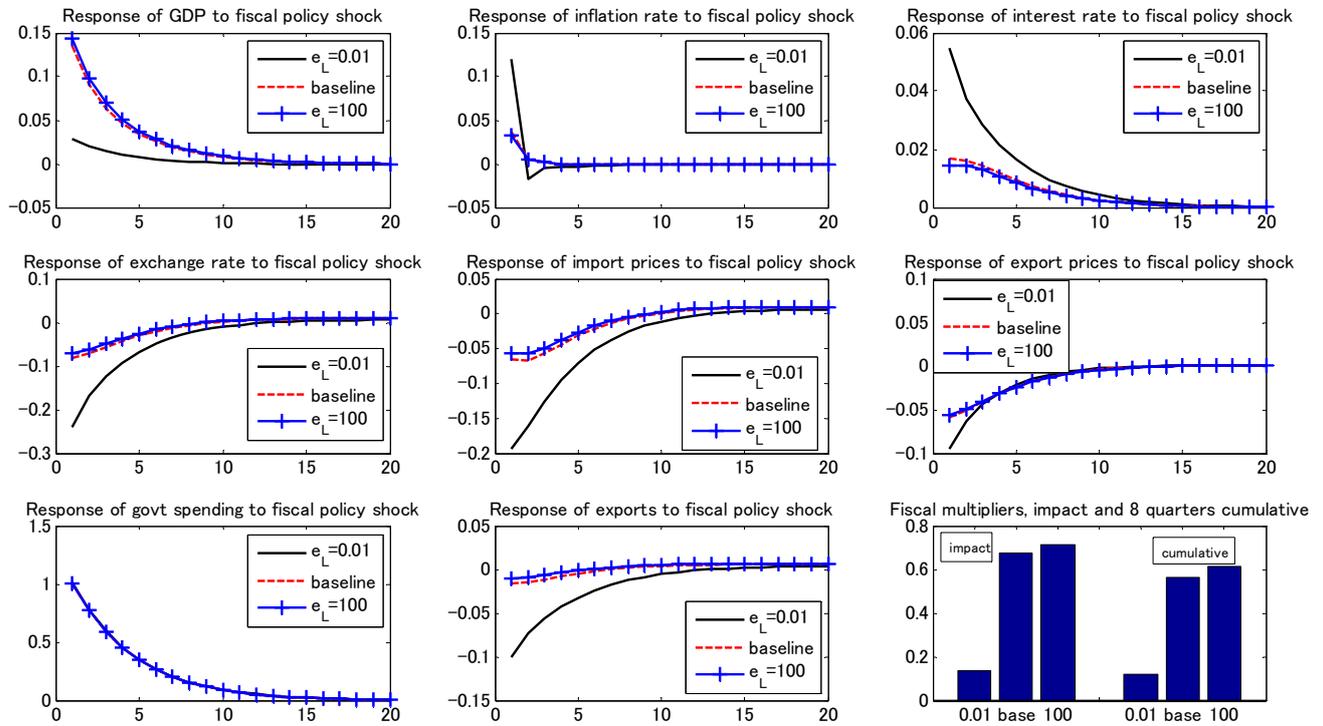
$$\text{財政乗数} = \frac{\text{GDPのインパルス応答}}{\text{政府支出のインパルス応答}} \cdot \frac{Y^*}{G^*}$$

という計算をしている。ここで Y^* と G^* はそれぞれ GDP と政府支出の定常値である。図には 2 種類の乗数が掲げられている。まず“impact”と表示されているのは財政政策ショックがあったその期における、上記の計算結果を意味している。一方、“eight quarters cumulative”と書いているのはショックがあつてから 8 期間の累積インパルス応答関数を用いて計算した結果である。これらの結果から近視眼的家計のシェアが乗数の値を決める上で重要な役割を果たしていることが分かる。ただし、仮にこのシェアが 50% であつたとしても、乗数は 1 を下回ることも同時に確認できる。

7.4 賃金硬直性の役割

最後にパラメーター e_L 、すなわち賃金硬直性の程度が果たす役割を考える。その推定された事後平均は 6.66 であつた。図 7 では 2 種類の仮想的値、0.01 と 100 が試されている。次の 2 点が重要である。第 1 に、財政政策の効果はこのパラメーターの値によって大きく左右されることが分かる。第 2 に、推定されたインパルス応答関数は非常に賃金が硬直的なケースのインパルス応答とほぼ同じである。したがってこのパラメーターの推定値が低すぎるのが理由で財政政策の効果小さく推定されたわけではないことが分かる。

図7 様々な e_L の値の下での財政政策ショックに対する反応



8 結論

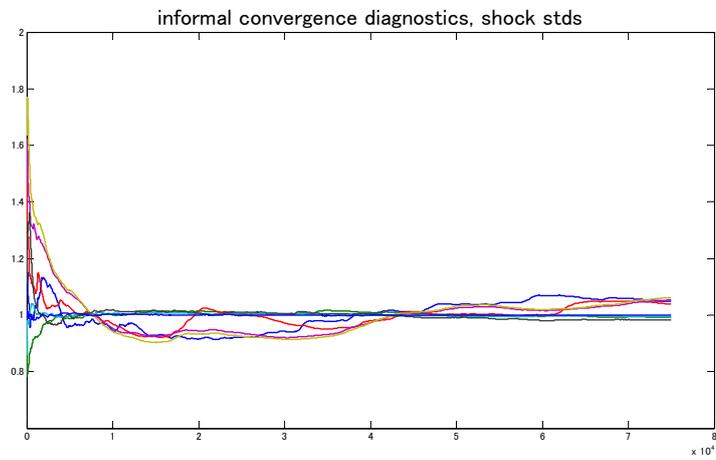
本稿では比較的小規模な小国開放経済 DSGE モデルを構築した。その特徴は輸出入両側においてパススルーが不完全である可能性を許容したことにあつた。日本のデータを用いてこのモデルをベイズ手法により推定した。推定結果は輸出入両側においてパススルーはゼロでもなければ完全でもない、という仮説を支持している。よってパススルーが完全な場合と比較すると、為替レートの変動は円建ての輸入価格に対してより小さな影響しか与えず、輸出においてはより支出切り替え効果をより小さなものとする働きがある。すなわち、輸出数量は為替に対してより反応しなくなり、代わりに輸出企業の利潤が大きく変動することになる。また推定結果によれば財政金融政策の効果は限定的なものである。特に、モデルの構築に当たって財政政策の効果が大きなものとなりうる定式化を選択してきたにもかかわらず、推定された政策効果が小さなものとなった点は特筆すべきである。今後の研究ではなぜ政策効果は小さいのかを検討していきたいと思っている。

補論: 収束判定

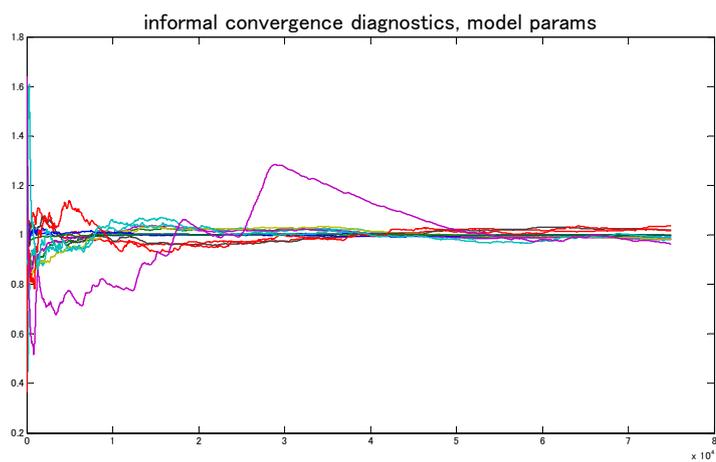
MCMC のシミュレーション手法を用いた分析ではサンプリングされたパラメータの分布が定常分布に収束したかどうかを判定することが重要である。本稿の分析では次のように収束を判定する。まず T をシミュレーションの期間、 S をバーン・イン期間を捨てた後のサンプルの長さとしよう。我々は $T-S+1$ 回目の試行から始めて、サンプリングされたパラメータの累積平均値を計算する。その結果を示したのが図 A-1 である。この図においては、見やすくするために、累積平均そのものではなく、それを $T-S+1$ 回目と T 回目の間の前サンプルの平均で割っている。もし収束が見られるのであれば、全ての線は 1 に向かって収束していくはずである。パネル(1)はショックの標準偏差に関するグラフであり、パネル(2)は各種弾力性などのモデルのパラメータに関するものであり、パネル(3)はショックの AR(1)係数に関するものである。パネル(2)と(3)からモデルのパラメータと AR(1)係数についてはほぼ収束していると判断される。一方、パネル(1)はショックの標準偏差については改善の余地があることを示している。

図 A-1 収束判定

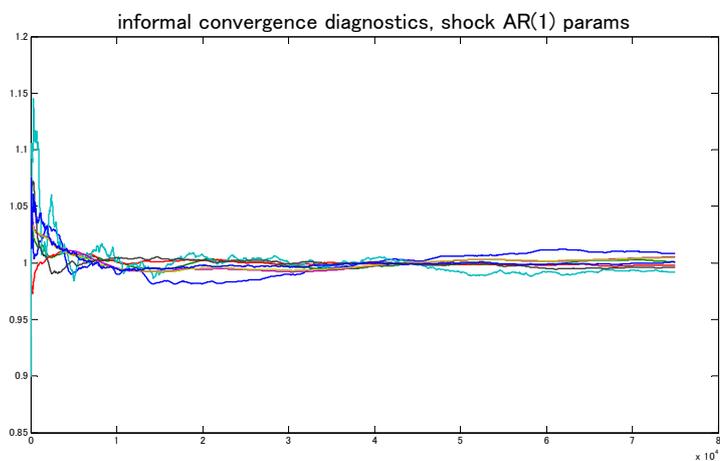
(1) ショックの標準偏差



(2) モデルのパラメーター



(3) ショックの AR(1)係数



参考文献

- Adolfson, Malin, Stefan Laséen, Jesper Lindé, and Mattias Villani (2007). "Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through," *Journal of International Economics* 72 (2) (July), 481-511.
- Betts, Caroline and M.B. Devereux (2000). "Exchange Rate Dynamics in a Model with Pricing-to-Market". *Journal of International Economics*, 50, 215-244.
- Blanchard, Olivier Jean and Charles M Kahn (1980). "The Solution of Linear Difference Models under Rational Expectations," *Econometrica*, vol. 48(5), 1305-11.
- Calvo, G. (1983). "Staggered prices in a utility maximizing framework", *Journal of Monetary Economics*, September.
- Campa, Jose Manuel and Linda Goldberg (2005): "Exchange Rate Pass-Through into Import Prices," *Review of Economics and Statistics*, 87(4), 679-690.
- Christiano, L.J., Eichenbaum, M., Evans, C. (2005). "Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy". *Journal of Political Economy* 113 (1), 1-45.
- Eguchi, Masataka (2009). "Why has the effect of fiscal policy declined? An examination based on a New Keynesian Model". Paper presented at the 11th Macroeconomics Conference in Japan, Osaka, December 2009.
- Erceg, Christopher J., Luca Guerrieri, and Christopher Gust (2006) "SIGMA: A New Open Economy Model for Policy Analysis", *International Journal of Central Banking*, 2(1), 1-49.
- Galí, Jordi, J. David López-Salido, and Javier Vallés (2007), "Understanding the Effects of Government Spending on Consumption," *Journal of the European Economic Association*, Vol. 5, No. 1, Pages 227-27.
- Goldberg, Linda S., and Cédric Tille (2008). "Vehicle currency use in international trade" *Journal of International Economics*, 76(2), 177-192.
- Ito, Takatoshi and Kiyotaka Sato (2008). "Exchange Rate Changes and Inflation in Post-Crisis Asian Economies: VAR Analysis of the Exchange Rate Pass-Through" *Journal of Money, Credit, and Banking* 40(7) 1407-1438.
- Lubik, T., and F. Schorfheide (2005). "A Bayesian look at new open economy macroeconomics". in Gertler, M., and K. Rogoff (Eds.), *NBER Macroeconomics*

Annual. MIT Press.

- Monacelli, Tommaso (2005) "Monetary Policy in a Low Pass-Through Environment," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37(6), 1047-1066.
- Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff (1995). "Exchange rate dynamics redux." *Journal of Political Economy* 103, 624-660.
- Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff (1996). *Foundations of international macroeconomics*. Cambridge, MA: MIT Press.
- Parsons, Craig and Kiyotaka Sato (2006). "Exchange Rate Pass-Through and Currency Invoicing: Implications for Monetary Integration in East Asia" *The World Economy* 29(12) 1759-1788.
- Parsons, Craig and Kiyotaka Sato (2008). "New Estimates of Exchange Rate Pass-Through in Japanese Exports" *International Journal of Finance and Economics* 13(2) 174-183.
- Rotemberg, J. J. (1982). "Sticky prices in the United States." *Journal of Political Economy* 99, 1187-1211.
- Shioji, Etsuro (2006) "Invoicing currency and the optimal basket peg for East Asia : analysis using a new open economy macroeconomic model", *Journal of the Japanese and International Economies* 20(4).
- Shioji, Etsuro, Vu Tuan Khai, and Hiroko Takeuchi (2007). "Fiscal policy in a new Keynesian overlapping generations model of a small open economy", paper presented at Kobe University Monetary Economics Seminar, December 8.
- Shioji, Etsuro, Vu Tuan Khai, and Hiroko Takeuchi (2008). "Non-tradable goods, Incomplete Nominal Exchange Rate Pass-through and the Effects of Fiscal policy in a Small Open Economy", paper presented at Macroeconomics Workshops Series (Kansai), March 7.
- Smets, F., Wouters, R., 2002. Openness, imperfect exchange rate pass-through and monetary policy. *Journal of Monetary Economics* 49 (5), 913–940.
- Uribe, Martin, and Stephanie Schmitt-Grohé (2003). "Closing small open economy models", *Journal of International Economics* 61, October, 163-185.
- 塩路悦朗、Vu Tuan Khai、竹内紘子(2007).「名目為替パス・スルー率低下のマクロ的含意」RIETI ディスカッションペーパーシリーズ 07-J-024.