



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

## 為替レートと原油価格変動のパススルーは 変化したか

塩路悦朗\*

shioji@econ.hit-u.ac.jp

内野泰助\*\*

No.09-J-8  
2009年11月

日本銀行  
〒103-8660 郵便事業（株）日本橋支店私書箱第30号

\*一橋大学経済学研究科、\*\*一橋大学経済学研究科博士後期課程、GCOE フェロー

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談下さい。転載・複製を行う場合は、出所を明記して下さい。

## 為替レートと原油価格変動のパススルーは変化したか

塩路悦朗(一橋大学経済学研究科)<sup>†</sup>

内野泰助(一橋大学経済学研究科博士後期課程, GCOE フェロー)

---

<sup>†</sup> 経済分析担当の諸氏からこれまでいただいた多くの貴重なアドバイスに感謝する。また本稿の中間報告・草稿段階で門間一夫局長，粕谷宗久氏，関根敏隆氏，一上響氏をはじめとする多くの方々より重要なコメントを頂いた。物価統計担当の肥後雅博氏には物価データについて，また平形尚久氏から産業連関表に関して教えていただいた。また白塚重典氏から多くの有益なご示唆を頂いた。本研究を含むプロジェクトについて，Donghyun Park 氏，橋本優子氏，佐藤清隆氏から詳細なコメントを頂いた。また，伊藤隆敏氏，小川英治氏とは本研究につながる貴重なディスカッションをさせていただいた。

**要旨** 本稿では、為替変動が輸出入物価に与える影響、すなわち前者が後者にパススルーされる程度が 1990 年代以降低下した、という仮説を検証する。また、為替や原油価格から国内物価へのパススルーについても同様の検証を行う。第一に、為替から輸入物価への影響に関しては、既存文献で 1970~80 年代におけるパススルーが非常に大きかったことが報告されている。本稿はこれがこの時期に為替と原油の大きな変動のタイミングが一致したことによる見せ掛けの相関であった可能性を指摘する。第二に、為替・原油の国内物価へのパススルーについても、総合的な物価指数を見ている限り、原油を含む輸入原材料や中間財をもとに生産される財の比重が下がったから平均的な物価への影響が弱まったのか、それともこれら財の価格自体が為替や原油価格の影響を受けにくくなったのか、区別できない。本稿の特徴は財別の分析を行うことによってこれらの問題点を克服しようとしていることである。具体的な分析内容は以下である。為替から輸出入物価へのパススルーについて

- (1) 輸入物価指数から原油等を取り除いた、「輸入物価指数(総合、除く原油)」指標を作成して VAR を推定した。その結果、1990 年以前・以後の為替の輸入物価に対するパススルーの推定値の差は大幅に縮小することがわかった。
- (2) 類別の輸出入物価指数を使った VAR 分析を行った。いくつかの類で為替から輸入物価へのパススルーの緩やかな低下を確認できた。さらに厳密な分析のため「類別名目実効為替レート (貿易額ウェイト)」という新しい系列を構築した。また、Ito, Koibuchi, Sato and Shimizu (2009) にならって「類別名目実効為替レート (契約通貨ウェイト)」を計算した。これらを用いて 1990 年以降のデータについて再計測を行った結果、通常の名目実効為替レートを用いた場合と比較して類によっては結果が大きく変わることがわかった。

原油価格・為替から国内物価へのパススルーについて

- (3) 各種国内物価指数を用いた VAR 分析によりパススルー低下を確認した。
- (4) 原油依存度の高いプラスチック関係やガソリン価格を用いた VAR 分析の結果、これらの財レベルで見ても為替・原油のパススルー低下が確認できた。
- (5) 次に産業連関表を用い、産業構造から予想される原油・為替のパススルー率を計算した。結果は VAR で推定されたパススルー率の動きと整合的であった。これより、パススルー率低下の主因が各産業のコスト構造の変化にあることが確認される。そしてその変化の源泉は実質的な変化というよりも原油を初めとする輸入品価格の相対価格の変化にあったことがわかった。

## 1. イントロダクション

本稿では、為替変動や原油価格変動が輸出入物価や国内物価に与えるインパクトが1990年代以降低下してきている、という仮説を検証する。また、低下が確認されたケースについては、その原因を産業構造という側面から説明できるかを検討する。

為替パススルーについては、米国においても2008年3月7日に当時米国の連邦準備銀行理事だった Frederic S. Mishkin が “Exchange rate pass-through and monetary policy” と題する講演を行い、この問題に対する関心の高まりを印象づけた。この中で Mishkin は為替パススルーの低下が為替変動の国内物価に対する影響を弱めているとの認識を示している。下でみるように日本についても同様の見解は存在し、この仮説の成否を検証することは、特に為替レートや原油価格の変動が激しい時期においては重要である。為替パススルーは経済理論の立場からも重要である。例えば円高が進んだとき、もし輸出企業がこれを直ちに輸出先市場における価格に転嫁することが出来れば、利潤の減少を抑えることが出来る。その一方で販売量は落ちるであろうから、為替の影響は主に数量調整という形で現れることになる（国際的な支出切り替え効果）。

為替パススルーの程度を特に重視するのが近年のニューケインジアン・タイプの国際マクロ経済モデル（「新しい開放マクロ経済モデル」）である。この種のモデルでは名目価格の硬直性が重要な役割を果たすため、2国以上からなるモデルでは「どの通貨建ての価格について硬直性が発生するのか」によって含意が大きく変わってくる。それは経済厚生に関する含意にも及んでくる。例えば Obstfeld and Rogoff (1995) は為替パススルーが完全という前提で2国モデルを展開し、彼らの設定のもとでは常に1国の金融緩和がもう1国の経済厚生を改善させることを示した。これは通常考えられている意味での「近隣窮乏化効果」が存在しないことを意味する。これに対し Betts and Devereux (2000) のモデルでは輸出企業は短期的には輸出先市場における通貨建てで価格を固定する、つまり為替パススルーがゼロであると仮定した。このとき金融政策の「近隣窮乏化効果」が存在しうることを示されている。

パススルーに関する実証研究は国内物価（または輸出物価・輸入物価）を被説明変数とした単一方程式モデルの推定によるものと、これらの物価変数と為替レートの相互連関を考慮に入れたベクトル自己回帰 (Vector Autoregression, 以後

VAR)モデルによるものに大別できる。前者のタイプの代表例としては Campa and Goldberg (2005)が挙げられる。米国に関して言えば Marazzi, Sheets, Vigfusson, Faust, Gagnon, Marquez, Martin, Reeve and Rogers (2005)が輸入物価のパススルー率(名目為替レート1%減価が何%の輸入物価上昇をもたらすか)が1980年代の約0.5から約0.2に低下したという結論を出している。これに対して Hellerstein, Daly and Marsh (2006)は約0.56から約0.51といった緩やかな低下しか見られないとして反論している(これらの研究については関根敏隆氏(日本銀行)に教えていただいた)。VARを用いた研究のうち、アジア諸国のデータを用いているという面で本稿と関連が深いのは Ito and Sato (2008)である。日本のマクロデータを用いたVARによる為替パススルーの分析の例としては塩路・Vu・竹内(2007)が挙げられる。彼らは名目実効為替レートと輸出(または輸入)物価指数からなる2変数VARを推定し、為替変動の輸出入物価に対する影響が低下したと主張している。しかし、後で見るように、1970年代から1980年代にかけて高い為替パススルーが観察された理由の一つはこの時期に為替と原油価格の大きな変動のタイミングが一致したことによる見せ掛けの相関であった可能性がある。本稿は類別や商品群別に分解した分析を行うことによって為替パススルー低下仮説を再検証する。同時に、物価変動に対するもう一つの重要な外的変動要因である原油価格の変動の国内物価への影響が低下したかどうかを検証する。

原油価格の国内物価への影響(原油パススルー)については Hooker (2002)が米国データを用いて原油価格の入ったフィリップス曲線の計測などを行い、その低下を裏付けている。De Gregorio, Landerretche, and Neilson (2007)はこのアプローチを多くの国(日本を含む)に拡張し、同様の傾向が存在することを確認している。Blanchard and Gali (2007)はVARに基づくアプローチによって米国やその他先進国について同様の結論を出している。これらの研究はマクロレベルでの総平均物価を用いたものであった。しかしこの方法では、原油パススルー低下は原油と関係の薄い財の比重が上がったから平均的な物価への影響が弱まったことの反映なのか、それとも原油が原油関連製品に与える影響が弱まったのか、区別できない。本稿では原油と関係の深いプラスチック関係やガソリン価格の分析を行うことでこの問題に解答を与える。

パススルー低下が学界で注目を集めるもう一つの理由は、その原因をどう捉えるかによってマクロ経済学に対する含意が変わってくるからである。Taylor (2000)は低インフレ環境においては企業はコスト変化をあまり価格に転嫁しな

くなると主張する。Gagnon and Ihrig (2004)はこの議論を進め、金融政策のインフレに対する抑制姿勢が強まったことがパズスルー低下をもたらした可能性を指摘する。原油パズスルーに関しては Blinder and Rudd (2009)が学界における3つの有力仮説の存在を指摘している。第1は金融政策に対する信認の上昇により原油価格の上昇が予想インフレ率の上昇につながりにくくなったことである。第2は労働市場(特に実質賃金)が柔軟になったことである。第3は要素代替によりコスト構造が変わり原油の重要性が低下したことである。

金融政策のレジームや労働市場の構造がパズスルーに影響したというのは魅力的な仮説ではある。しかしこれらが検討に値するためにはまずパズスルーが「異常に」つまりコスト構造の変化では説明できないくらいに低下した、という前提の正しさを確認する必要があるであろう。パズスルーの変化がコスト構造の変化から十分に説明がつく程度のものであれば、わざわざ新しい理論を持ってくる必要はないと考えられる。このため本稿では、Blinder and Rudd (2009)の第3点と関連して、コスト構造がどこまで日本のパズスルー低下を説明できるかを検証する。この目的のために1980~2000年の産業連関表を用いる。その結果、コストの構造変化が大きな要因となっていたことが示される。ただし、Blinder and Rudd (2009)を含むこれまでの文献が要素代替のような数量面での構造変化を強調していたのに対し、本稿では原油など輸入品価格の相対的水準そのものが構造変化の主因であったことが強調される。すなわち、原油を始めとする輸入品の価格は1980年から2000年にかけて他財に比して下がったために、日本企業のコスト全体に占める比重が低下した。そのため、例えばこれらの価格が10%上昇したときの国内価格の反応(弾力性)が低下したと考えられる。

本稿の構成は以下のとおりである。第II節は、塩路・Vu・竹内(2007)のような標準的なVARの結果を再確認する。第III節ではその結果が原油と為替の相関によるものである可能性を指摘する。第IV節では輸入物価指数から原油等を取り除いた、「輸入物価指数(総合, 除く原油)」指標を作成してVARを再推計する。第V節では輸出入物価について類別の分析を行う。ここでは「類別名目実効為替レート(貿易額ウェイト)」の系列を構築し、またIto, Koibuchi, Sato and Shimizu (2009)にならって「類別名目実効為替レート(契約通貨ウェイト)」を計算し、類ごとの特徴を考慮した分析を行う。第VI節では為替レートと原油価格の変動が国内物価に与える影響を分析する。まずマクロ変数を用いたVAR分析を行い、その後で輸入原油依存度が高い部門に絞った分析を行う。第VII節では分析結果

のまとめと今後残された課題を述べる。

## II. 為替変動の輸出入物価へのパススルー

塩路・Vu・竹内(2007)では名目実効為替レートと輸出（または輸入）物価指数の2変数VARによる分析を行った。彼らはサンプル期間を1975年から1989年までと1990年以降の2つに分割し、これらの指数へのパススルーが後半に低下したと主張した。本節はこれ以降の分析結果との比較のために、ややアップデートされたデータで彼らの結果を再現する。日銀ホームページより名目実効為替レート、輸出物価指数(総合、円建て)、輸入物価指数(総合、円建て)のデータを得た。本稿の分析を通じて、全ての変数は対数を取った上で1階の階差(前月比上昇率)を取る。また為替レートについては、図を見やすくするために、常にその「上昇」が「円安」を意味するように調整した。ここでは日銀の名目実効為替レートは上昇が円高を意味するように定義されているので、これに-1をかけて符号を逆転させた。本稿の分析を通じてラグの次数は12で固定する。インパルス応答関数は常に為替レートを先決変数とするコレスキー分解によって求めている。また本稿の全てのインパルス応答関数は累積応答関数(変数の水準に対する影響)である。

なお、日銀の実効為替レートは日本の輸出総額に占める各貿易相手国のウェイトを基に計算されており、この指標を輸入側の分析に用いるに当たっては注意が必要である。この点については第V節で詳細に検討したい。また、日本の輸出入物価指数の円ベース指数算出方法は1995年を境に変更になっている。具体的には、当該月にある輸出入品の取引が発生しなかった場合、旧方式ではその円ベース価格は不変とみなされていた。しかし現行方式では前月からの為替レートの変化を反映する形で円ベース価格を算出している。このことはパススルーの推定に影響を与えると考えられる。この点は白塚重典氏(日本銀行)にご指摘いただいた。輸入側を例に考えれば1994年12月以前のパススルー率は低めに、以後は高めに出る傾向が生じることになるが、この影響をいかに推定し制御すべきかは難問であり、今後の課題としたい。

本稿におけるインパルス応答図の見方であるが、まず輸出・輸入物価指数がともに円表示であることに注意されたい。パススルー「率」を次のように定義する。まず日本からの輸出に関しては、1%の円安がすべて輸出先通貨建ての価格

に反映される時、日本から外国への100%のパススルーがあると呼ぶことにする。これは言い換えれば円建ての輸出価格が全く影響を受けないことを意味する。より一般的に、輸出価格へのパススルー率は1から（輸出価格の為替ショックに対する累積インパルス応答）／（為替レート自身の為替ショックに対する累積インパルス応答）を差し引いたものとして定義できる。よって、図の上でいえば、「為替ショックに対する輸出物価指数のインパルス応答関数」が小さければ小さいほど、日本からのパススルー率が高いことになる。一方、日本への輸入に関して言えば、1%の円安が円建ての輸入価格を1%上昇させるときに日本へのパススルーが100%であると呼ぶことにする（このときに相手国通貨建ての輸入価格は影響を受けない）。より一般的に、輸入価格へのパススルー率は（輸入価格の為替ショックに対する累積インパルス応答）／（為替レート自身の為替ショックに対する累積インパルス応答）として定義できる。図の上でいえば、「為替ショックに対する輸入物価指数のインパルス応答関数」が大きければ大きいほど、日本へのパススルー率が高いことになる。

図1は全サンプル期間、1976年2月から2009年1月まで(データは1975年1月からだが、階差を取りラグを取る関係上推定期間は1976年2月から)を分割しない場合に得た為替レートショックに対するインパルス応答関数である。図1(A)は輸出物価指数(EPI)、図1(B)は輸入物価指数(IPI)を用いたケースにそれぞれ対応している。本稿を通じてインパルス応答関数のグラフは次の決まりによって表示されている。まず中央の実線が点推定値である。影のついた領域はデルタ法で求めた95%信頼区間であり、以下では単に「エラーバンド」と呼ぶことにする。また、縦軸の“coirf”は累積インパルス応答関数を、横軸の“step”はショックが生じてからの期間の長さ(単位は月)を表している。

図1(A)より、輸出については50%程度のパススルーが観察される。一方、図1(B)は、輸入については(点推定値とはいえ)100%を超えてしまうようなパススルーがあることを示唆するものとなっている。しかし、パススルー率が100%を超えてしまうというのはあまり現実的とは思えない。以下ではどのような問題がこの結果を生じさせているのかを検討していく。

図1 為替レート，輸出(輸入)物価指数(総合)の2変数VAR：為替レートショックに対するインパルス応答関数，全サンプル期間

(A) 輸出 (1976:2-2009:1)

(B) 輸入 (1976:2-2009:1)

左：為替→為替，右：為替→EPI

左：為替→為替，右：為替→IPI

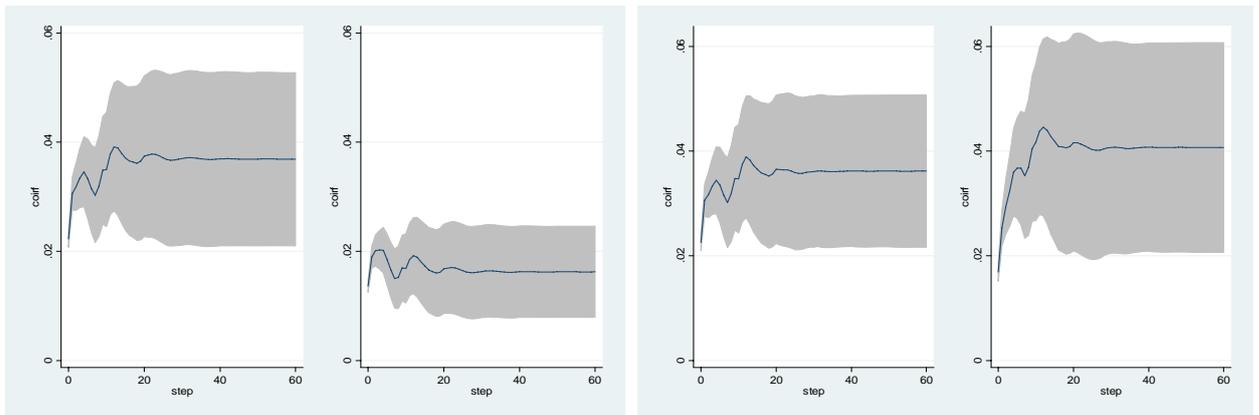


図2は同じ分析をサンプル期間を1990年1月を境に2分割した時の結果を表している。再び，図2(A)が輸出物価指数を用いたケース，図2(B)が輸入物価指数を用いたケースに対応している。そのそれぞれについて，A-1，B-1がサンプル前半(1976:2-1989:12)，A-2，B-2がサンプル後半(1990:1-2009:1)の結果にそれぞれ対応している。

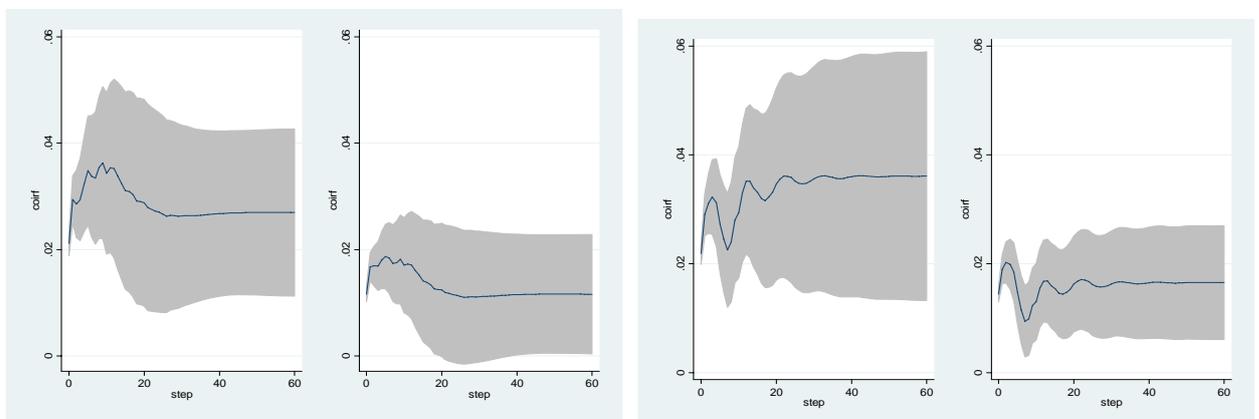
図2 為替レート，輸出(輸入)物価指数(総合)の2変数VAR：為替レートショックに対するインパルス応答関数，サブサンプル

(A-1) 輸出，前半

(A-2) 輸出，後半

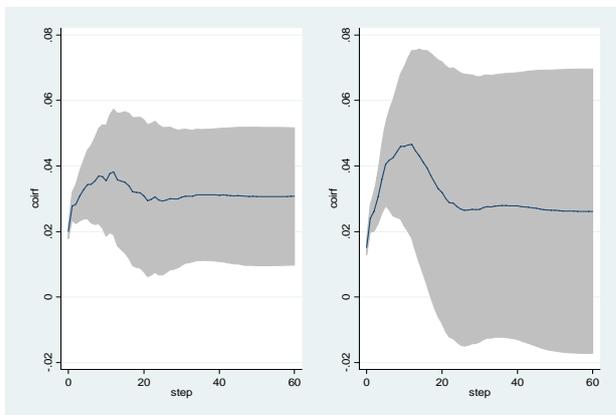
左：為替→為替，右：為替→EPI

左：為替→為替，右：為替→EPI



### (B-1) 輸入, 前半

左: 為替→為替, 右: 為替→IPI



### (B-2) 輸入, 後半

左: 為替→為替, 右: 為替→IPI

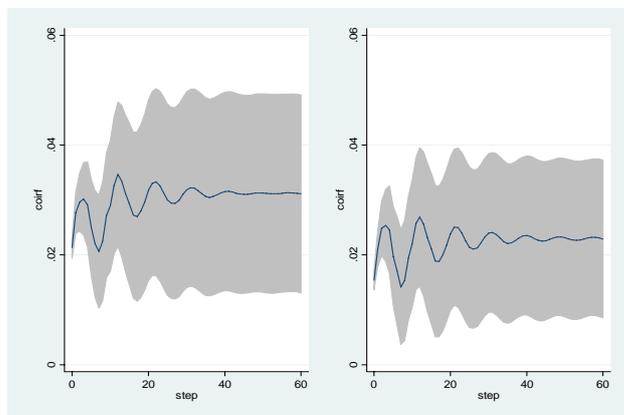


図 2 の結果より, 輸出側については中・長期においてパsthrough率のわずかな上昇がみられるものの基本的に大きな変化はみられない. これに対し輸入物価のパsthroughは後半に大きく低下している. これらは塩路・Vu・竹内(2007)の結論を確認するものである. 特に前半においては短期的には点推定値で 100% を大きく超えるパsthroughという一見不可解な現象が観察されている. 次節以降はこの結果が何を反映しているのかを考察していく.

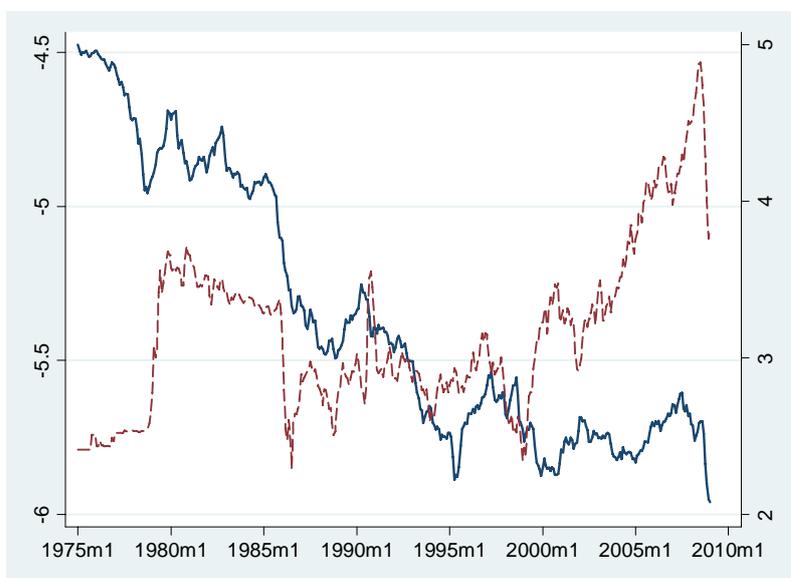
### III. 原油価格変動と為替変動

ここでは前節確認された輸入物価のパsthrough低下という推定結果が見せかけのものである可能性を指摘する. その理由は「高パsthrough」が観察された 1970 年代から 1980 年代にかけて, 為替レートと(輸入物価を決定するもう一つの重要な要因である)原油価格の間に高い相関が見られたことである. 図 3 は本稿のサンプル期間における為替レート(名目実効為替レート, 左軸, この図においてはマイナスを付けて符号を逆転させる代わりに軸の上下を逆転させている)と原油スポット価格(ドル建て, 右軸)の動きを 1 つの図の上にまとめたものである. ただし両変数とも対数をとっている. また横軸において例えば「1975m1」は 1975 年 1 月を意味している(以下の図においても同様である.)

この図から, 前半の第 2 次オイルショックと逆オイルショック時において, 為替レートと原油価格が逆方向に動いていることが確認される. これを偶然の一

致と見るか、それとも原油の高騰(低下)が市場において資源小国である日本の通貨の評価を低める(高める)という因果関係と見るべきか、あるいは他の要因が働いていると見るべきかは意見が分かれるであろう。いずれにしても、前節で推定された輸入物価の為替に対する反応のかなりの部分が実は同変数の原油に対する反応を拾っていた可能性が出てくる。次節ではこの可能性を追求する。

図3 為替レート(実線, 左軸)と原油価格(点線, 右軸)の推移 (ともに対数値)



原油価格：1975:1-2008:10： IFS, “World Petroleum: Average Crude Price”

2008:11-2009:1： 北海ブレントスポット指標で補完

為替レート：日本銀行名目実効為替レート

#### IV. 原油価格の影響を除去した分析

##### IV-1 原油価格を入れた3変数VARへの拡張

前節で指摘した問題を回避しつつ第II節で用いた枠組みに近い分析を行うため、2種類の修正を試みる。まず第II節の2変数VARを原油価格を加えた3変数に拡張する。原油価格データは図3と同じであり、やはり対数を取った上で階差を取る。コレスキー分解における先決性の順序は原油、為替、輸入物価である。原油価格と為替レートの間については、ドル建て原油価格は少なくとも短期的には主に日本国外の要因、世界的な要因によって決定されると考え、こ

れを前に置いた。推定結果を図4, 5に示した。図4は原油に対するインパルス応答, 図5は為替に対するインパルス応答である。それぞれ, Aは前半, Bは後半に対応している。図4より原油価格ショックは特に前半について為替レートと輸入物価の両者に強い正の影響を与えていたことが確認できる。したがってこの影響を考慮に入れないことが先の図3の結果にバイアスをもたらしていた可能性がある。確かに為替に対して大きな影響があることが確認される。図5の結果は, 原油価格を追加することで前半と後半の輸入パススルー率の差異はやや縮小することを示している。

図4 原油を含めた3変数VARの結果, 原油価格ショックに対する反応

(A) 前半(1976:2-1989:12)

(B) 後半(1990:1-2009:1)

左: 原油→為替, 右: 原油→IPI

左: 原油→為替, 右: 原油→IPI

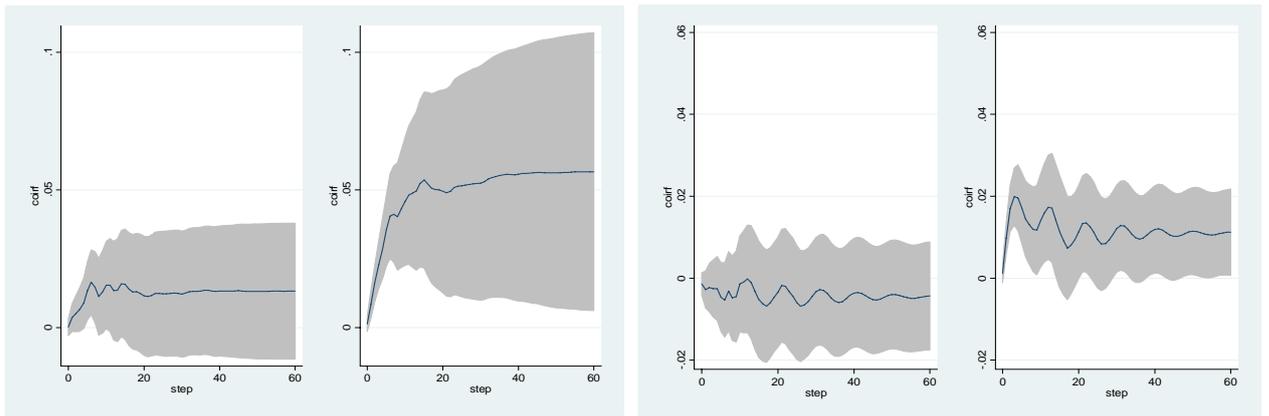


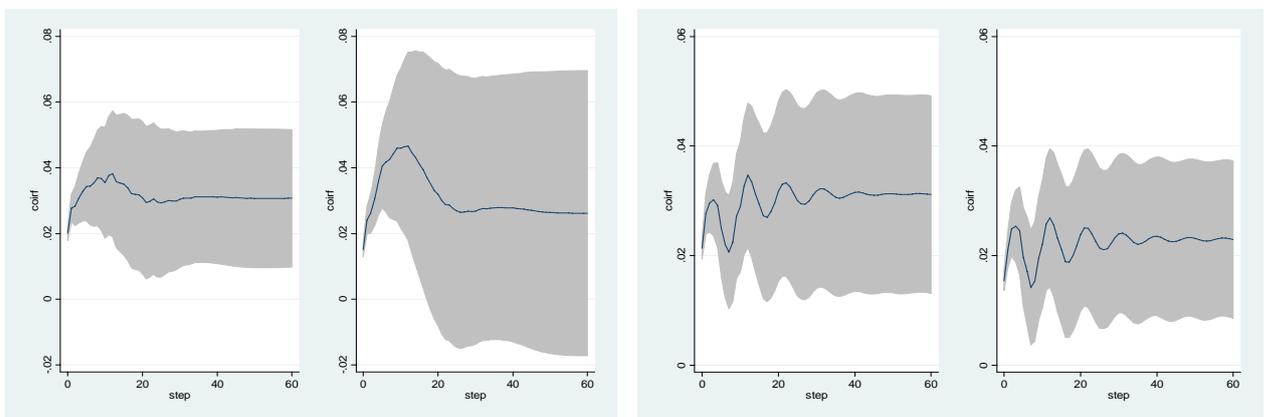
図5 原油を含めた3変数VARの結果, 為替レートショックに対する反応

(A) 前半(1976:2-1989:12)

(B) 後半(1990:1-2009:1)

左: 為替→為替, 右: 為替→IPI

左: 為替→為替, 右: 為替→IPI



## IV-2 「輸入物価指数総合、除く原油等」の構築

次に、より直接的に原油の影響を取り除くため、原油等を除外した新しい総合輸入物価指数を構築する。これは輸入物価指数の第5類、「石油・石炭・天然ガス」を除く類の指数の加重平均を取ることで求められる。計算方法の詳細は補論Aを参照されたい。図6はこのようにして計算された新しい「輸入物価指数総合、除く原油等」の推移(実線)を従来の輸入物価指数総合(破線)と比較したものである。一見して明らかなように、我々の新しい指標においては第2次オイルショック、逆オイルショックや2000年代後半の原油価格の高騰と2008年における反転急落の影響ははるかに小さくなっている。ただしそれらの影響がゼロになっていないと見えるのは、原油等以外の一部資源価格が原油と連動した動きをしていることや、輸入製品の価格にも原油価格の世界的変動の影響が及ぶからと思われる。

図6 「輸入物価指数総合、除く原油等」(実線)と通常の入物価指数総合(破線)の推移の比較

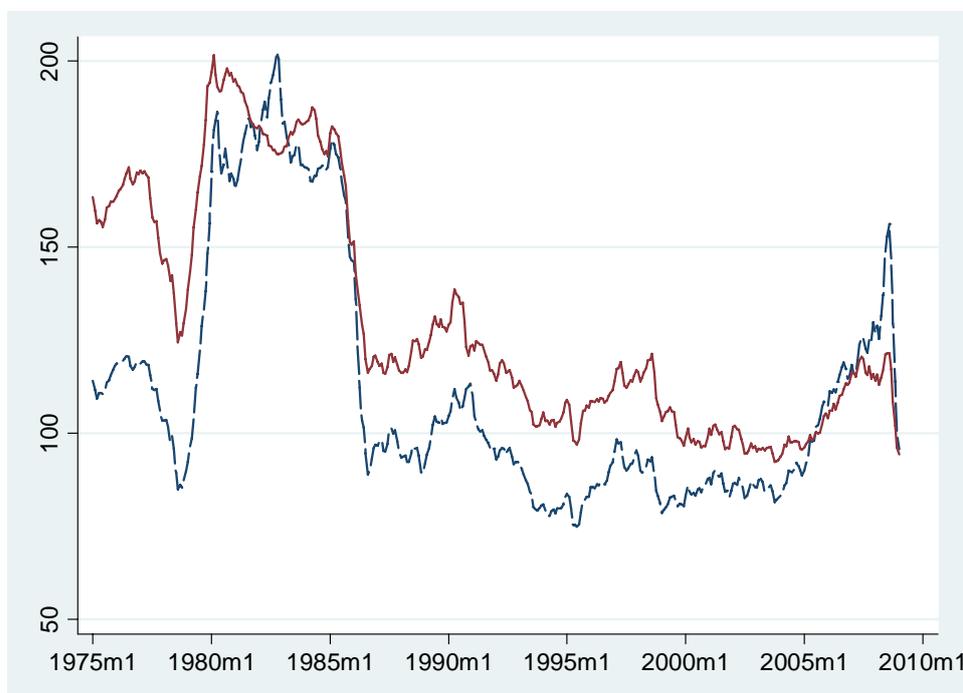


図7はこの指数を用いて第II節のVARを再推計した結果を示している。最も目を引くのは前半の輸入物価指数の反応(パネルA)が図3と比べ(あるいは図5-Aと比べても)急降下していることである。またその結果、前半と後半のパススルー率にも大きな差がなくなっている。このことから、第II節の推定値が示す輸入物価に関するパススルー低下の程度はやはり分析において原油の影響を無視したことによって過大評価されていた、という結論が得られる。

なお、上記の分析と密接に関連した分析を展開しているのが Otani, Shiratsuka, and Shirota (2006)である。そこでは輸入物価指数から原油等のみならず全ての1次産品を取り除いた指数が構築され、パススルー率低下の検証が行われている。用いられている手法は単一回帰式の推定であり、その点はVARを用いている本稿と異なっている。彼らの結果はやはり1次産品を取り除くことで1990年以前と以降の間のパススルー率の低下度合いが大幅に縮小すること(特に彼らの分析における「長期パススルー」に関して)を示しており、上記の結果と符号条件の上では整合的なものとなっている。

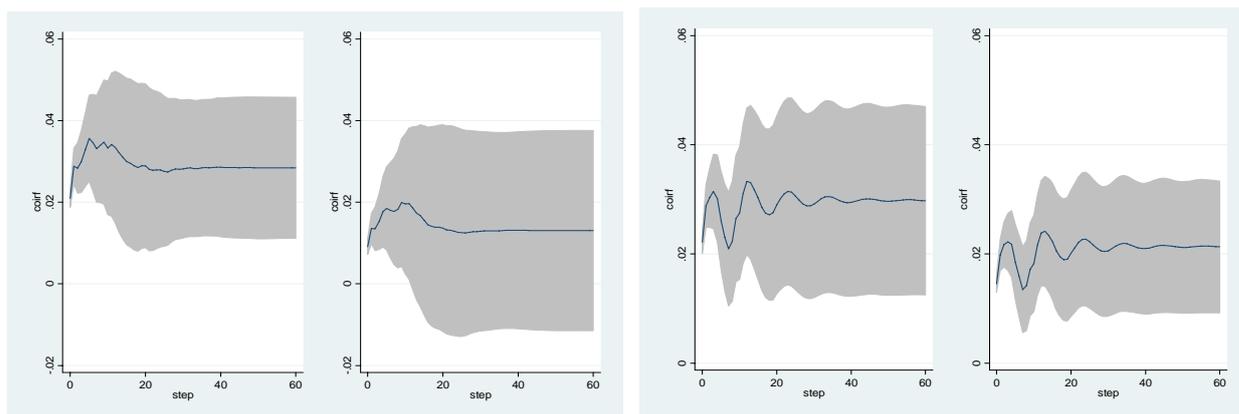
図7 為替レート，輸入物価指数(総合，除く原油等)の2変数VAR：為替レートショックに対するインパルス応答関数，サブサンプル

(A) 前半(1976:2-1989:12)

(B) 後半(1990:1-2009:1)

左：為替→為替 右：為替→物価

左：為替→為替 右：為替→物価



## V. 類別の分析

### V-1 日銀の名目実効為替レートを用いた場合

原油などの影響によるマクロレベルでの見せ掛けの相関を回避するもう一つの有効な手段は財別の分析を行うことであろう。またそのような分析を行うことで、財によってパススルー率及びその変化にどのような特徴があるかに関する情報を得ることができる。そこで本節では輸出入物価の類別に2変数VARを推定しなおすことを考える。まず、為替レートのデータはそのままとし、輸出入物価のデータのみ類別とした分析を行った。全結果は膨大なものとなるので、エラーバンドを含めたインパルス応答分析の詳細な結果は付録Ⅰ(輸出物価指数の結果)、Ⅱ(輸入物価指数の結果)に掲載してある。表1は前半と後半の間でパススルーに顕著な低下傾向が見られるかどうか、という一点に限り、類別の結果をまとめたものである。

表1 類別VAR結果要約：類別輸出入物価指数の名目実効為替レートに対するインパルス応答，前半と後半の比較

#### (1) 輸出側

パススルーの低下が認められる	精密機器
特段認められない	繊維品，金属・同製品，電気・電子機器，輸送用機器
やや上昇	化学製品，一般機器，その他産品・製品

#### (2) 輸入側

パススルーの著しい低下	石油・石炭・天然ガス
パススルーの低下が認められる	食料品・飼料，繊維品，化学製品，電気・電子機器，輸送用機器
特段認められない	金属・同製品，木材・同製品，一般機器，その他産品・製品
やや上昇	精密機器

表の結果は確かに輸出に関しては大半の類でパススルー率が上昇または不変という傾向が認められ、輸入側では低下または不変という傾向があることを示している。ただし変化しているとしてもその幅は1%程度のマイルドなものである（石油・石炭・天然ガスの輸入物価指数のケースを除いて）。なお、前出の Otani, Shiratsuka and Shirota (2006)は単一回帰式の推定によりやはり類別パススルーの計測を行っている。対象は輸入側に限られている一方、各類から1次産品が取り除かれている。その結果、金属・同製品、化学製品、電気・電子機器においてパススルー低下が見られている。これは「類によって低下度合いが異なる」という意味においては我々の結果と同じであるが、類ごとの特徴に関してはある程度差異が見られる。この原因については今後の検討課題としたい。

## V-2 類別名目実効為替レート（貿易額ウェイト）の構築

上の分析の問題点は、マクロの平均的な実効為替レートを用いている点にある。既に述べたように日銀の実効レートは日本の輸出に占める比重で主要貿易相手国の通貨をウェイト付けして求められる。しかしその比重は類によって大きく異なる。特に原材料輸入に関してそれが顕著である。そこで本節では「類別名目実効為替レート(貿易額ウェイト)」を構築し、これを用いた分析を行う。この作業の困難さは輸出入物価指数統計における類の分類と貿易統計における分類が一致しない点にある。ここでは貿易額について UN-COMTRADE の HS コードに基づくデータを用いる。そして HS コード2桁分類の各項を輸出入物価指数統計の各類に割り振ることによって各類における主要貿易相手国の貿易額ウェイトを求めた。この膨大な作業の詳細は補論 B にまとめられている。計算結果は <http://www.econ.hit-u.ac.jp/~shioji/exrate.htm> にあるので、参照されたい。HS コードに基づくデータが利用可能になるのが1988年なので、ここでの分析はそれ以降の期間に限られてしまうのが難点である。図8-1(a)は輸出、図8-1(b)は輸入に関する類別レートの推移を図示したものである。図8-2は輸入側の類別実効レートの変化率の推移を、(a)は1992-1993年の欧州通貨危機、(b)は1997-98年のアジア通貨危機の時期についてグラフ化したものである。比較のため、日銀の名目実効レートも示している。図8より、各国レートが大きく変動する局面で類別レートは大きくばらつくことがわかる。その傾向はアジア通貨危機時に顕著である。よって類別レートを用いた分析の意味は充分にあると考えられる。

図 8-1(a) 類別名目実効為替レート(貿易額ウェイト, 輸出)

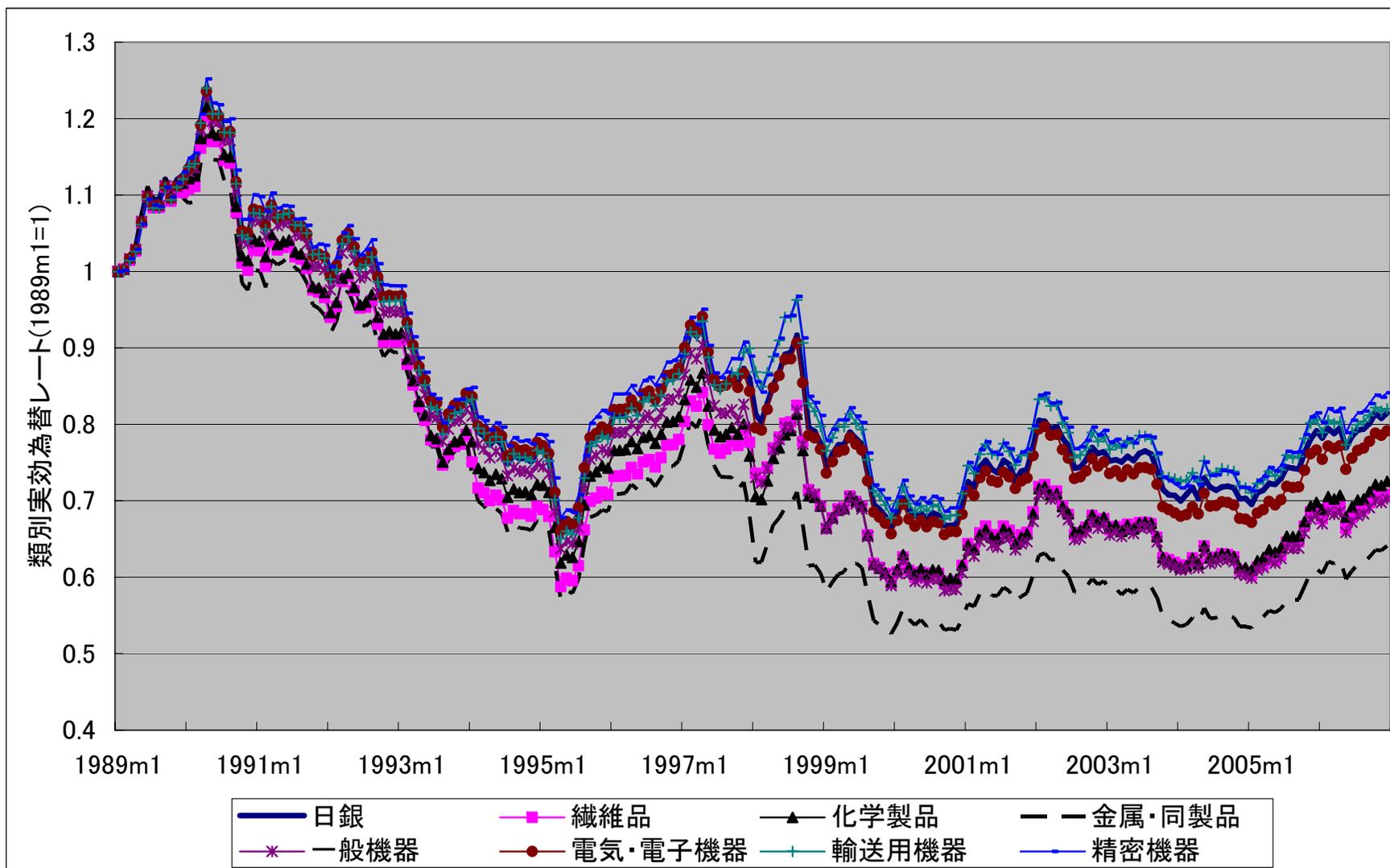


図 8-1(b) 類別名目実効為替レート(貿易額ウェイト, 輸入)

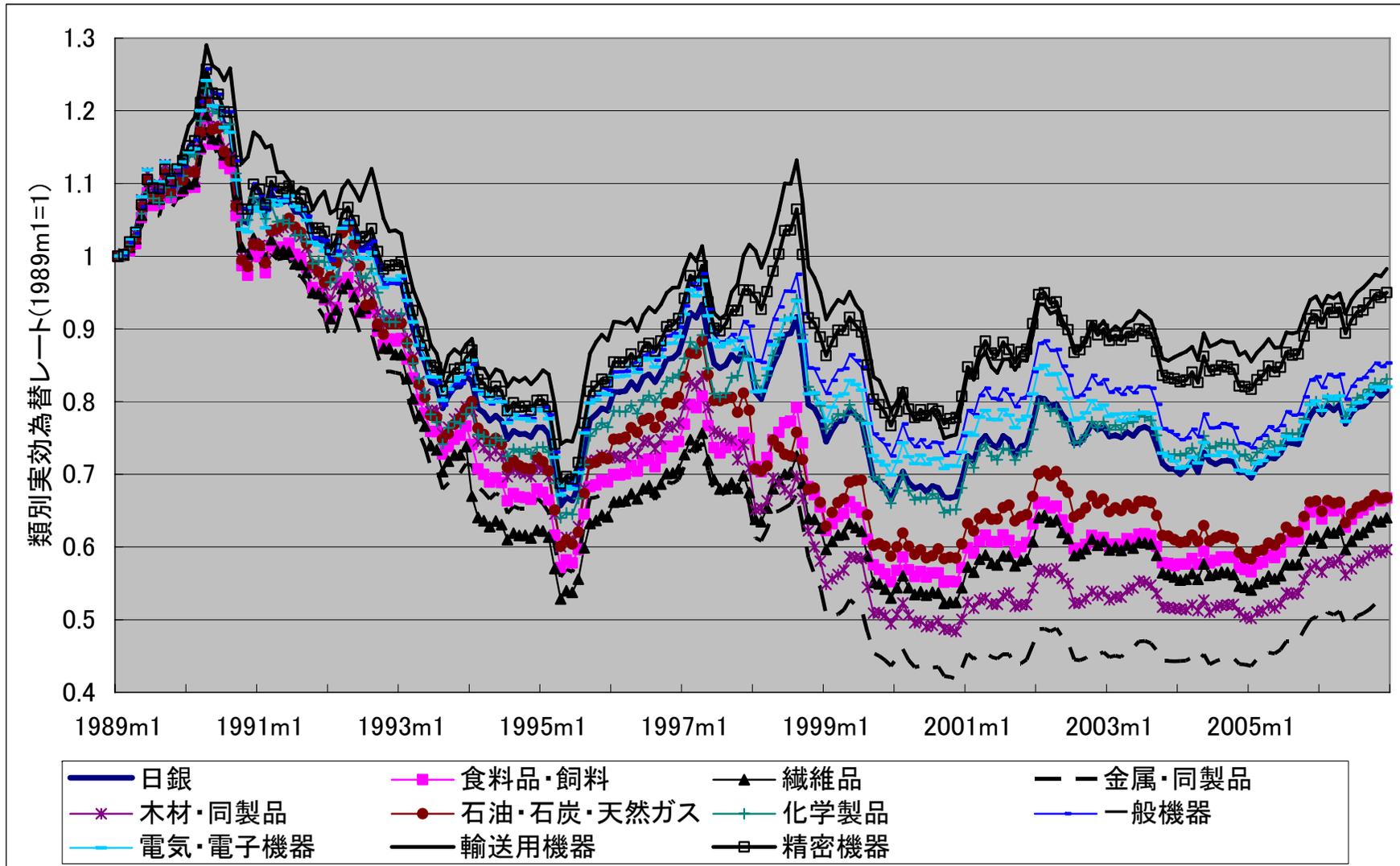
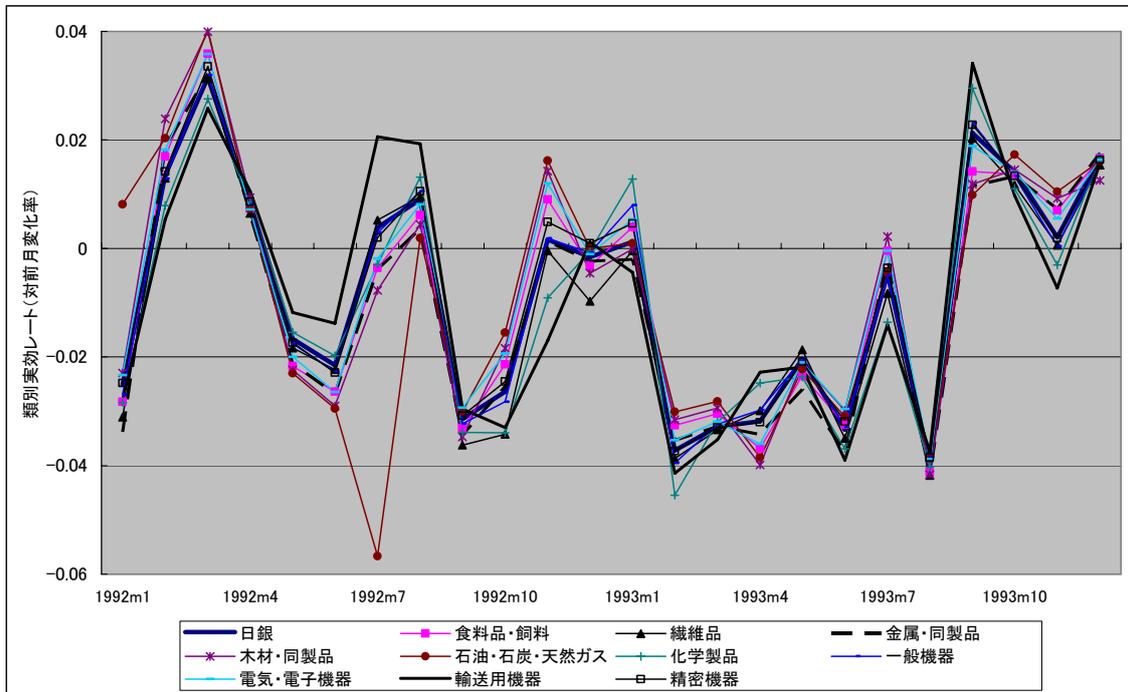
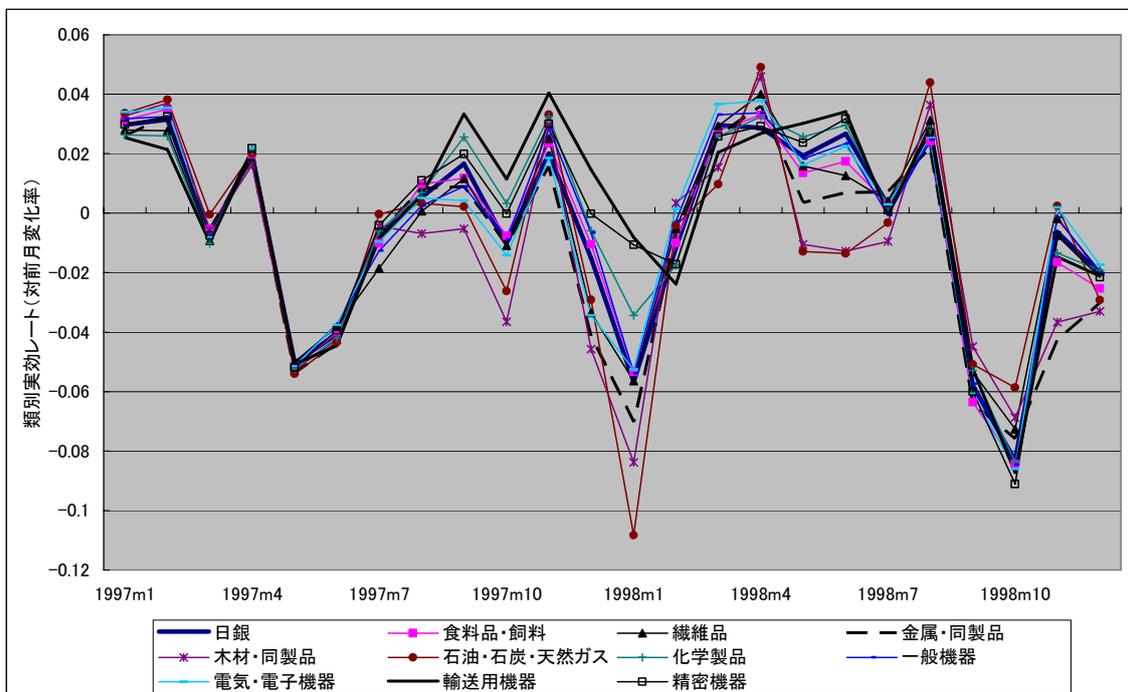


図 8-2 類別実効為替レート(貿易額ウェイト, 輸入)の対前月変化率(対数差分)

①欧州通貨危機(1992年～1993年)



②アジア通貨危機(1997年～1998年)



### V-3 類別名目実効為替レート（契約通貨ウェイト）の計算

為替レートのパススルーを論じる上で重要なのは「どの相手と貿易したか」ではなく、「どの通貨を契約に用いて貿易したか」かもしれない。近年の国際マクロ経済学の理論はインボイス通貨の役割を強調している。すなわち、輸出品・輸入品の名目価格の硬直性がインボイス通貨建てで表記された価格について発生するとするならば、これらの自国通貨建て価格にはインボイス通貨として用いられる割合でウェイト付けされた諸通貨の変動率が反映されるはずである。問題は貿易相手国の通貨の比率とインボイスに使われる通貨の比率がしばしば乖離することである。特に日本の場合には、後に詳しく見るように、アジア域内の貿易が大きな比重を占めている一方でその貿易はドル建ての比率が高いので、問題が大きいといえる。

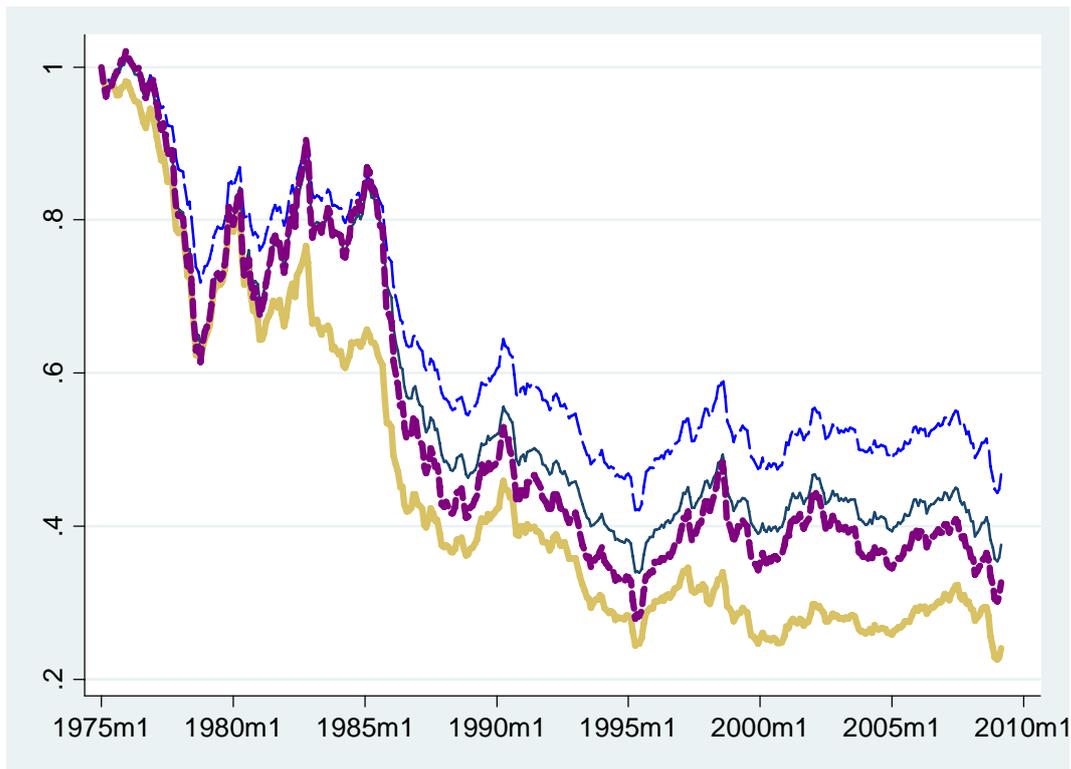
Ito, Koibuchi, Sato and Shimizu (2009)は契約通貨ベースの実効為替レートは日銀ホームページで公開されている円ベースの輸出入物価指数と契約通貨ベースの同じものの間の比率から計算できるはずだと指摘し、これを用いた分析を行っている。また Ono (2008)が本質的に同じ考え方にたった分析を行っている。我々は彼らに倣い、各類について、契約通貨ウェイトの名目実効為替レート（「Ito, Koibuchi, Sato and Shimizu (2009)指標」、これ以降は「IKSS 指標」と略す）を計算した。類別の分析は次小節に譲るとして、図 9 で輸出・輸入各サイドについて平均指数の動きをみてみよう。

図 9 では 1975 年 1 月の各指標の水準を 1 としている。1989 年以降については次小節で類別に詳しく分析するのでここではそれ以前に注目すると、1985 年頃までは輸入側指数は円・ドルレートとほとんど同じ動きをしているのに対し、輸出側指数は円・ドルレートをスムーズにしたような動きをしている。これはこの頃までは輸入はほとんどドル建てで行われていたのに対し、輸出については他の外貨や円建ての取引が早くから見られたことに起因すると推測される。1985 年以降の急激なドル安により初めて輸入側指数の動きが円・ドルレートのそれと大きく乖離している。そしてこの頃から輸入側指数の動きも円・ドルレートに対してよりスムーズになり始める<sup>1</sup>。次小節では契約ウェイト指数と貿易

<sup>1</sup> 日本銀行ホームページ上では輸出入物価指数別の契約通貨別構成比は 1990 年から輸出・入別に利用可能である。これによると輸入側では 1990 年から 1999 年にかけて米ドルの比率は 92.9%から 76.9%へと低下している。一方、輸出

額ウェイト指数の動きを、後者が利用可能な 1989 年以降に限り類別に対比する。

図9 契約通貨ウェイト指数(輸出・輸入総平均)の推移(日銀名目実効為替レート及び円・ドルレートとの比較)：日銀名目実効為替レート(実線太)，輸出契約通貨ウェイト指数(破線細)，輸入契約通貨ウェイト指数(実線細)，円・ドルレート(破線太)



#### V-4 各種実効為替レート指標の対比

図10の各パネルでは輸出入別に各類について、我々が構築した貿易額ウェイトの類別名目実効為替レート指数，契約通貨ウェイトの名目実効為替レート指数（IKSS 指標）の推移をグラフ化し，これらを日銀が公表している名目実効為替レート及び円・ドルレートの動向を含めて対比している。期間は貿易額ウェイト指数が利用可能な 1989 年 1 月から 2006 年 12 月に限られている。図9と異なり，1989 年 1 月時点の値を 1 と基準化している点に注意が必要である。

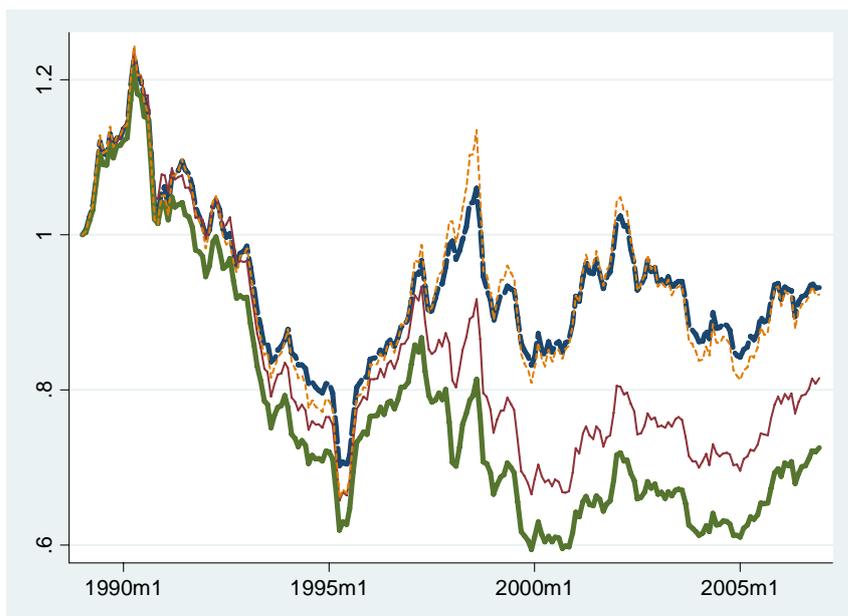
側の同比率は 64.3%から 62.4%と，当初から低い値のままほぼ変化していない。なお，2000 年代は，輸入側の比率が 70%程度，輸出側が 55%程度で安定する。

図10 実効為替レート指標の推移の比較

(A-1) 輸出，繊維品：日銀名目実効為替レート(実線細)，貿易額ウェイト指数(実線太)，  
契約通貨ウェイト指数(破線太)，円・ドルレート(破線細)



(A-2) 輸出，化学製品：日銀名目実効為替レート(実線細)，貿易額ウェイト指数(実線太)，  
契約通貨ウェイト指数(破線太)，円・ドルレート(破線細)



(A-3) 輸出，金属・同製品：日銀名目実効為替レート（実線細），貿易額ウェイト指数（実線太），契約通貨ウェイト指数（破線太），円・ドルレート（破線細）



(A-4) 輸出，一般機器：日銀名目実効為替レート（実線細），貿易額ウェイト指数（実線太），契約通貨ウェイト指数（破線太），円・ドルレート（破線細）



(A-5) 輸出，電子・電気機器：日銀名目実効為替レート（実線細），貿易額ウェイト指数（実線太），契約通貨ウェイト指数（破線太），円・ドルレート（破線細）



(A-6) 輸出，輸送用機器：日銀名目実効為替レート（実線細），貿易額ウェイト指数（実線太），契約通貨ウェイト指数（破線太），円・ドルレート（破線細）



(A-7) 輸出，精密機器：日銀名目実効為替レート（実線細），貿易額ウェイト指数(実線太)，契約通貨ウェイト指数（破線太），円・ドルレート(破線細)



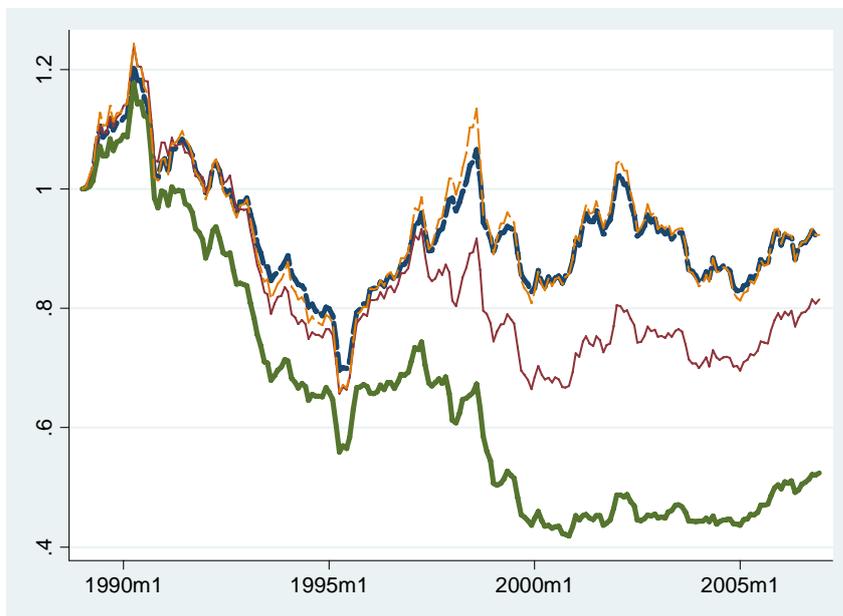
(B-1) 輸入，食料品・飼料：日銀名目実効為替レート（実線細），貿易額ウェイト指数(実線太)，契約通貨ウェイト指数（破線太），円・ドルレート(破線細)



(B-2) 輸入, 繊維品 : 日銀名目実効為替レート (実線細), 貿易額ウェイト指数(実線太), 契約通貨ウェイト指数 (破線太), 円・ドルレート(破線細)



(B-3) 輸入, 金属・同製品 : 日銀名目実効為替レート (実線細), 貿易額ウェイト指数 (実線太), 契約通貨ウェイト指数 (破線太), 円・ドルレート(破線細)



(B-4) 輸入，木材・同製品：日銀名目実効為替レート（実線細），貿易額ウェイト指数（実線太），契約通貨ウェイト指数（破線太），円・ドルレート（破線細）



(B-5) 輸入，石油・石炭・天然ガス：日銀名目実効為替レート（実線細），貿易額ウェイト指数（実線太），契約通貨ウェイト指数（破線太），円・ドルレート（破線細）



(B-6) 輸入，化学製品：日銀名目実効為替レート（実線細），貿易額ウェイト指数(実線太)，契約通貨ウェイト指数（破線太），円・ドルレート(破線細)



(B-7) 輸入，一般機器：日銀名目実効為替レート（実線細），貿易額ウェイト指数(実線太)，契約通貨ウェイト指数（破線太），円・ドルレート(破線細)



(B-8) 輸入，電気・電子機器：日銀名目実効為替レート（実線細），貿易額ウェイト指数(実線太)，契約通貨ウェイト指数（破線太），円・ドルレート(破線細)



(B-9) 輸入，輸送用機器：日銀名目実効為替レート（実線細），貿易額ウェイト指数(実線太)，契約通貨ウェイト指数（破線太），円・ドルレート(破線細)



(B-10) 輸入，精密機器：日銀名目実効為替レート（実線細），貿易額ウェイト指数(実線太)，契約通貨ウェイト指数（破線太），円・ドルレート(破線細)

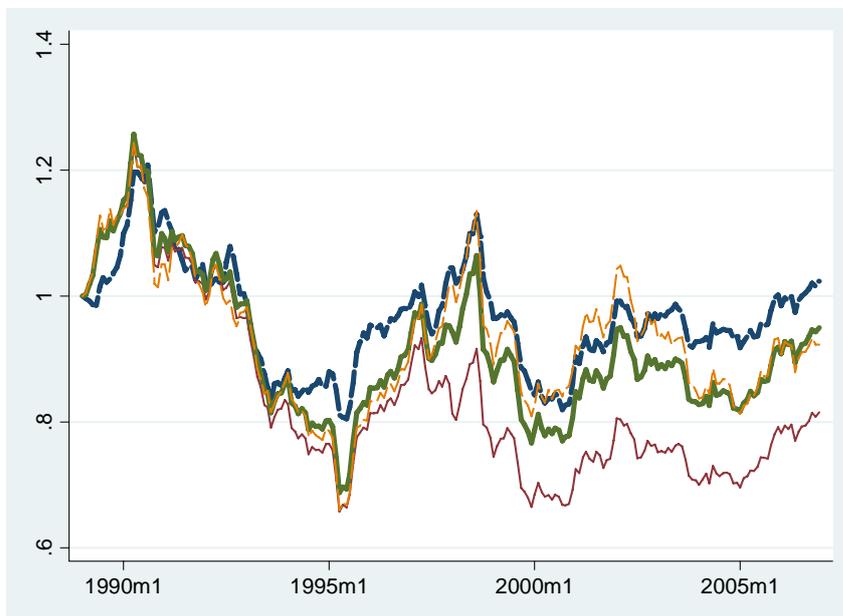


図 10 より，まず貿易額ウェイト指数の輸出入別・類別推移を検討してみよう．この指標は短い期間を取ると日銀の名目実効レートに近い動きを見せるが，長期間を通じてみるとかなり大きな乖離を見せることが多い．その中で期間を通じて日銀の名目実効レートと近い動きを見せているのが輸出側の機器類である．これは日銀の名目実効レートが各貿易相手国の対円レートをその国が日本からの輸出全体に占める比率でウェイト付けしたものであり，機器類が日本の主力輸出品であることから，当然の結果といえる．それ以外の輸出品及び輸入側の「繊維品」，「金属・同製品」，「木材・同製品」，「石油・石炭・天然ガス」に関しては，我々の類別実効レートは長期的に日銀の実効レートよりも外貨安方向に乖離している．この傾向は特に「金属・同製品」，「木材・同製品」の輸入に関して顕著である．これはこれらの貿易において長期的に通貨価値を大きく下落させた国の比率が高くなっていることによる．この傾向は，我々の実効レートの計算が日銀の実効レートの計算には含まれていない国，中でも高インフレを経験した国(ロシア，チリ，ブラジルなど)が含まれていることによって増幅されている．同じ輸入側でも「化学製品」，「一般機器」，「電気・電子機器」については日銀の実効レートとの乖離はわずかである．興味深いのは輸入側の「輸送用機器」，「精密機器」であって日銀の実効レートよりも長期的に上（外貨高方向）に乖

離し、むしろ円・ドルレートに近い動きを示している。これはこれらの機器について米欧諸国のウェイトが高いこと<sup>2</sup>、そしてこれらの国々の通貨は日本の輸出相手国の平均ほどには円に対して減価してこなかったことによる。

次に契約通貨ウェイト指数(IKSS 指標)の輸出入別・類別推移を検討してみる。図 10 より、類別に見た時にも、この指標は円・ドルレートの動きをスムーズにしたような動き方をすることが確認できる。ただしスムーズ化の程度は輸出・入別、類別によってさまざまである。この違いは契約通貨に占めるドルの比率の違いによる。このことを明らかにするため、表 2 では日本銀行調査統計局(2008)に示されている 2007 年時点の輸出・輸入物価指数の類別契約通貨ウェイトを掲げている。これを見ると例えば機器類の輸出においてはドルの比率が低くなっている。一方、輸入側の「金属・同製品」、「木材・同製品」、「石油・石炭・天然ガス」ではドル比率が高くなっている。これは前者のグループにおいて契約通貨ウェイト指数が円・ドルレートと比べかなりスムーズになっているのに対し、後者のグループでは円・ドルレートとほとんど一致していることと整合的である<sup>3</sup>。

次に 2 つの類別実効レート指標の比較に移る。図 10 の最大の特徴は、ほとんどのパネルにおいて、貿易額ウェイト指数と契約通貨ウェイト指数(IKSS 指標)の間に大きな乖離が発生していることである。これは多くの輸出入取引において必ずしも貿易相手国の通貨が用いられていないことを反映している。表 2 では契約通貨比率と比較するために本稿が計算した 2006 年時点の貿易額ウェイトを一番右の列に掲げている。ここから明らかなように、契約通貨においては米ド

---

<sup>2</sup> 「輸送用機器」についていえば 1988 年時点で米国とドイツを足した比率が約 84%、2006 年でも約 61%となっている。

<sup>3</sup> なお、契約通貨ウェイト指数の妥当性に関しては以下の点について今後検討を深める必要があると考える。(1) 例えば、円が契約通貨とされていても、実際の価格交渉はドル単位で行われ、契約するときそれを円に換算して記入しているだけである、というようなことはないのか。(2) 例えば、たとえ契約通貨がドルだとしても、輸出元の国の通貨がドルに対して強くなりすぎた場合、生産者の価格交渉力によっては、ドル建ての価格を引き上げることが可能かもしれない。そのような場合は貿易額ウェイト指数の方がより重要かもしれない。(3) 類別の結果を細かく見ていくと、円のウェイトが同程度の 2 つの類の間で円・ドルレートとの乖離幅が異なる場合がある。この原因を調査する必要がある。

ルの比率が圧倒的であるのと比べると、貿易額においては米国の比率はより小さくなっている。両者の相違は米ドルに対して自国通貨をペッグしている貿易相手国（例えば 1994 年から 2005 年 7 月までの中国など）が多い場合や各国通貨の価値がドルに対して安定的に推移している場合には計算結果に大きな違いをもたらさないであろう。しかし、そうでない場合には大きな乖離を生じさせることになる。事実、類別の結果を詳しく見ていくと、外貨が契約通貨として用いられる割合が多く、かつ米ドルの契約通貨ウェイトと米国の貿易額シェアが大きく異なる類(例えば、輸入における「木材・同製品」、「金属・同製品」、「石油・石炭・天然ガス」)では、契約通貨ウェイト指数と貿易額ウェイト指数の差は極めて大きくなっていることがわかる。対して、米ドルの契約通貨ウェイトと米国の貿易額ウェイトに近い類(例えば、輸入における「輸送用機器」、「精密機器」)では、両者の乖離は小さい。

表 2 (A) : 輸出物価指数の類別契約通貨ウェイト(2007 年)と米国の貿易額ウェイト(2006 年)

輸出物価指数内訳	外貨建契約割合	内)米ドル	内)ユーロ	米国貿易額ウェイト
繊維品	78.8%	78.8%	0.0%	19.1%
化学製品	79.7%	75.6%	4.0%	16.8%
金属・同製品	83.6%	82.6%	1.0%	10.7%
一般機器	54.4%	36.6%	13.9%	28.1%
電気・電子機器	62.7%	54.1%	8.7%	18.7%
輸送用機器	76.1%	48.3%	22.6%	51.5%
精密機器	63.9%	55.0%	8.9%	24.8%

表 2(B) : 輸入物価指数の類別契約通貨ウェイト(2007 年)と米国の貿易額ウェイト(2006 年)

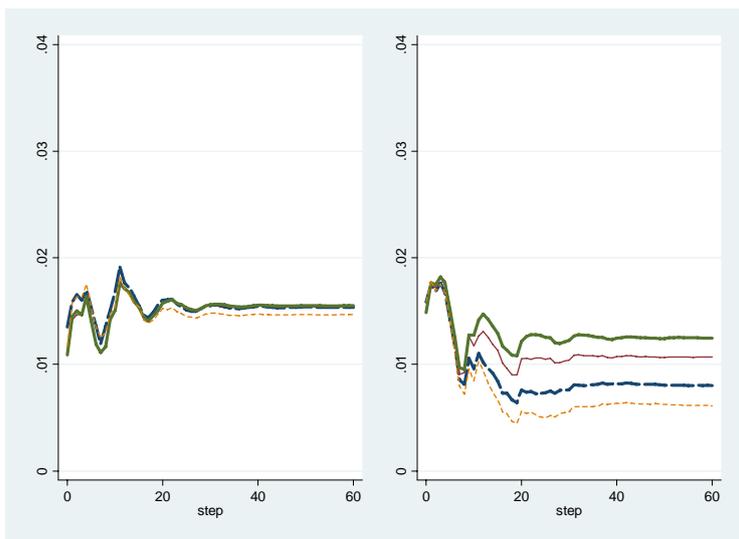
輸入物価指数内訳	外貨建契約割合	内)米ドル	内)ユーロ	米国貿易額ウェイト
食料品・飼料	80.7%	68.1%	7.4%	30.3%
繊維品	44.9%	42.8%	2.1%	5.7%
金属・同製品	85.3%	83.4%	0.0%	7.6%
木材・同製品	89.4%	89.4%	76.4%	8.6%
石油・石炭・天然ガス	100.0%	100.0%	0.0%	-
化学製品	59.6%	52.9%	5.0%	26.0%
一般機器	77.6%	61.7%	9.1%	22.2%
電気・電子機器	56.4%	55.7%	0.0%	18.0%
輸送用機器	47.3%	30.9%	9.3%	33.1%
精密機器	83.3%	53.9%	15.4%	35.5%

#### V-5 類別名目実効為替レートを用いた分析

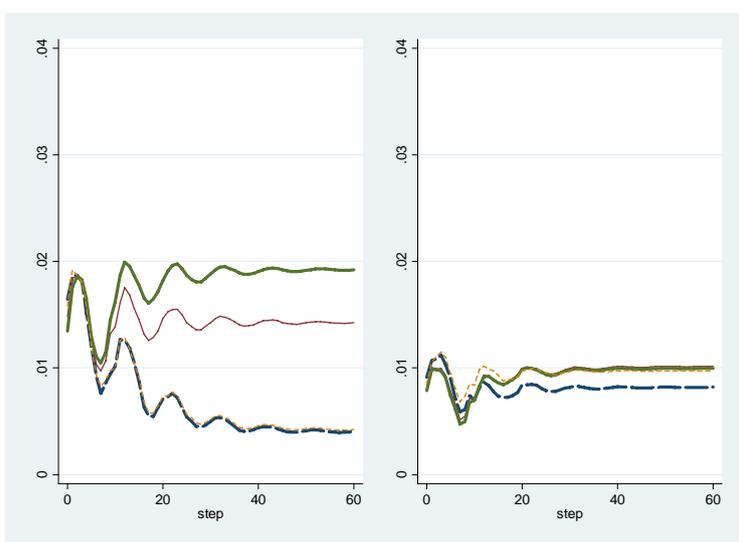
以上の計算結果をもとに、類ごとに（名目実効為替レート，輸出(入)物価指数）の2変数VARを推計しなおすことを考えよう．このうち名目実効為替レートの位置に入る変数としては①日銀が公表している名目実効為替レート，②V-2で構築した類別貿易額ウェイト指数，③V-3で計算した類別契約通貨ウェイト指数，④円・ドルレートの4通りを考える．図11はサンプル期間を類別貿易額ウェイト指数が利用可能な1990年1月から2006年12月までとして，4通りのVARから得られる為替レートショックに対する輸出(入)物価指数のインパルス応答関数を類ごとに比較したものである．ただし図を見やすくするためにエラーバンドは省き点推定値のみを掲載している．

図 11 通常の名目実効レート，類別実効レート，ならびに円・ドルレートを用いた 2 変数 VAR の結果の比較（為替レートショックに対する輸出(入)物価指数の反応）（1990:1-2006:12）

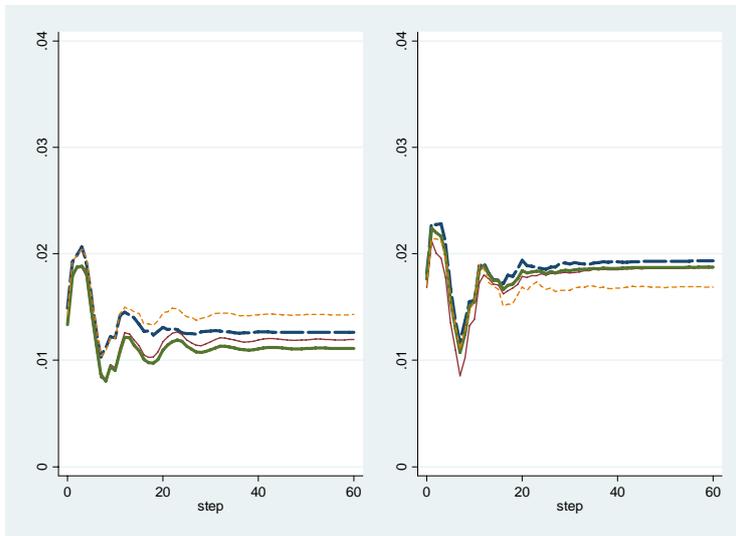
(A-1,2) 輸出，繊維品(左)，化学製品(右) 日銀実効レート（実線細），貿易額ウェイト指数(実線太)，契約通貨ウェイト指数（破線太），円・ドルレート(破線細)



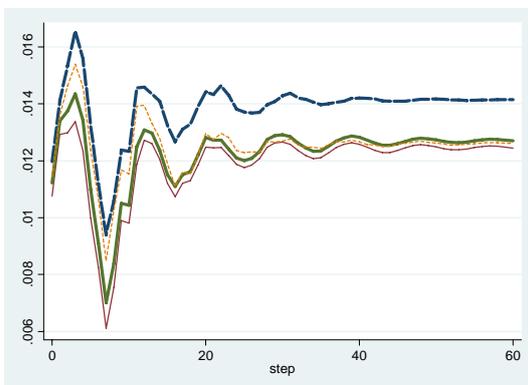
(A-3,4) 輸出，金属・同製品(左)，一般機器(右) 日銀実効レート（実線細），貿易額ウェイト指数(実線太)，契約通貨ウェイト指数（破線太），円・ドルレート(破線細)



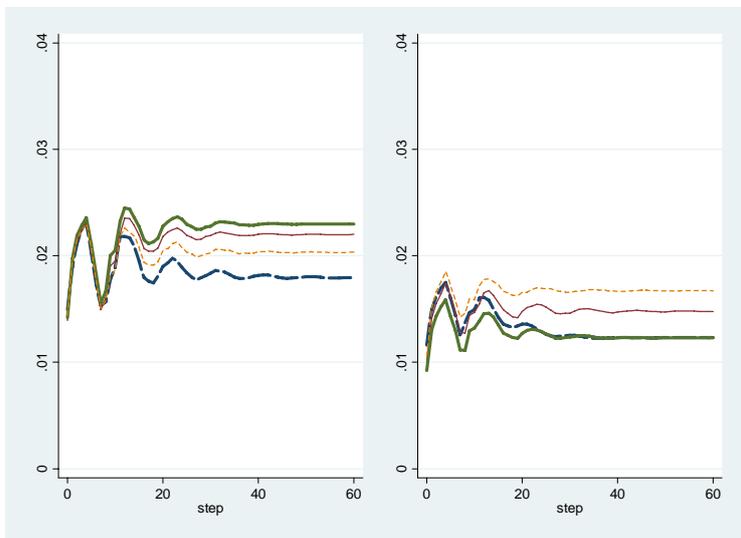
(A-5,6) 輸出，電気・電子機器(左)，輸送用機器(右) 日銀実効レート (実線細)，貿易額ウェイト指数(実線太)，契約通貨ウェイト指数 (破線太)，円・ドルレート(破線細)



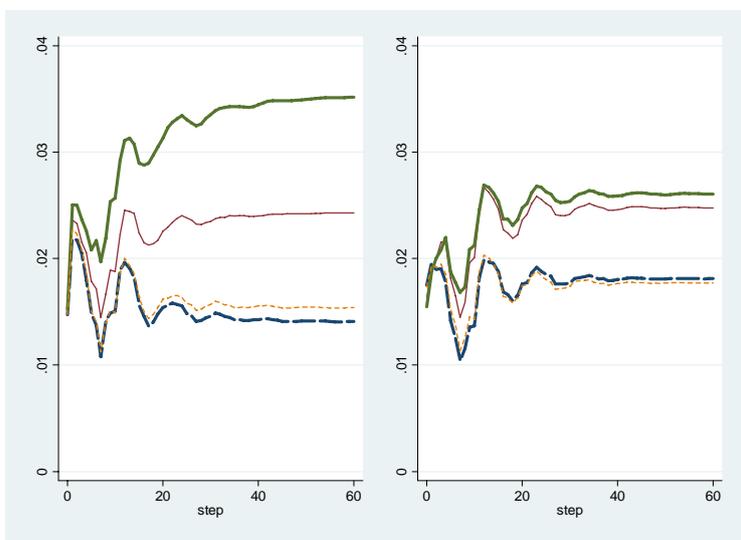
(A-7) 輸出，精密機器 日銀実効レート (実線細)，貿易額ウェイト指数(実線太)，契約通貨ウェイト指数 (破線太)，円・ドルレート(破線細)



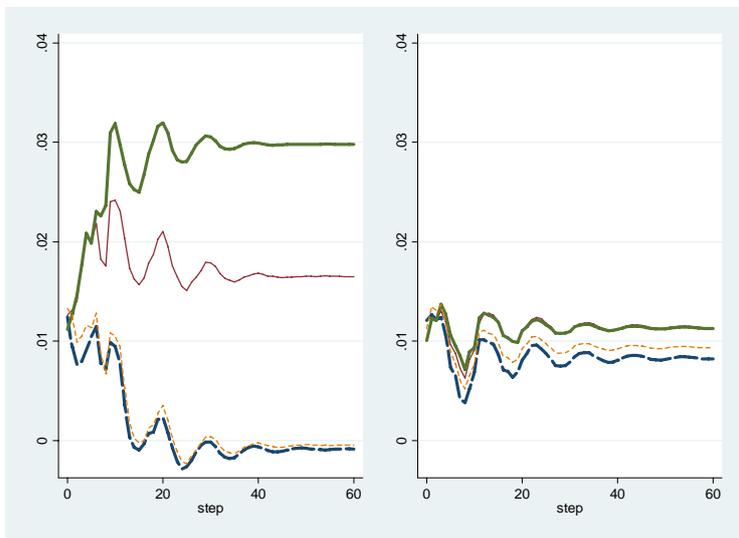
(B-1,2) 輸入, 食料品・飼料(左), 繊維品(右) 日銀実効レート (実線細), 貿易額ウェイト指数(実線太), 契約通貨ウェイト指数 (破線太), 円・ドルレート(破線細)



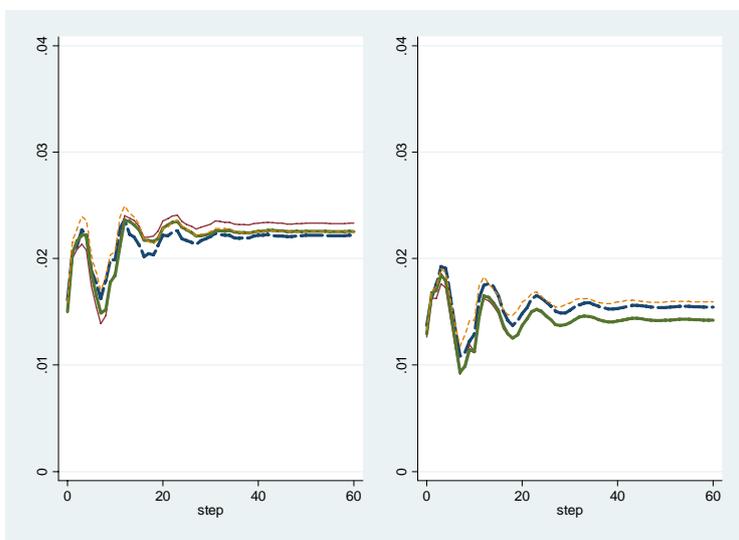
(B-3,4) 輸入, 金属・同製品(左), 木材・同製品(右) 日銀実効レート (実線細), 貿易額ウェイト指数(実線太), 契約通貨ウェイト指数 (破線太), 円・ドルレート(破線細)



(B-5,6) 輸入, 石油・石炭・天然ガス(左), 化学製品(右) 日銀実効レート (実線細), 貿易額ウェイト指数(実線太), 契約通貨ウェイト指数 (破線太), 円・ドルレート(破線細)



(B-7,8) 輸入, 一般機器(左), 電気・電子機器(右) 日銀実効レート (実線細), 貿易額ウェイト指数(実線太), 契約通貨ウェイト指数 (破線太), 円・ドルレート(破線細)



(B-9,10) 輸入, 輸送用機器(左), 精密機器(右) 日銀実効レート (実線細), 貿易額ウェイト指数(実線太), 契約通貨ウェイト指数 (破線太), 円・ドルレート(破線細)

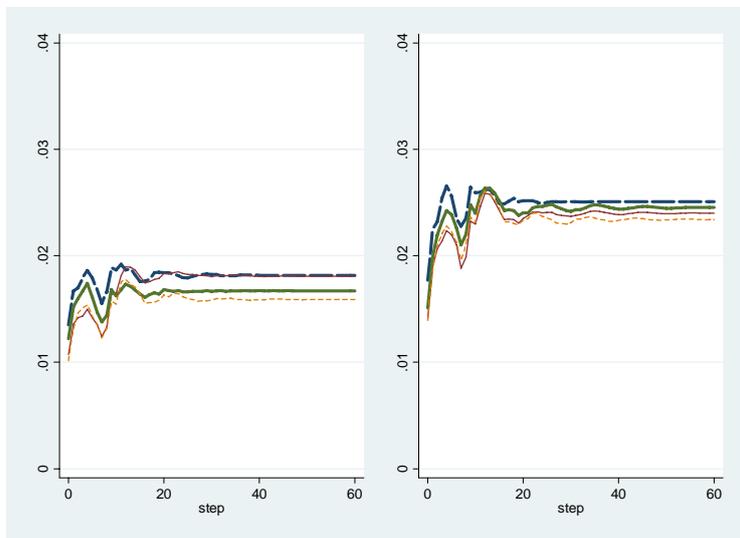


図 11 より, 2 つの類別実効レート指標の間でインパルス応答関数が大きく異なるのは, 輸出・輸入両側の「金属・同製品」, 輸入側の「木材・同製品」, 「石油・石炭・天然ガス」である。全てのケースで貿易額ウェイト指数を用いた場合のほうがインパルス応答が大きくなっている。これらに共通する傾向としては, 図 10 に見られるように, ドル建て取引が多く契約通貨ウェイト指数(İKSS 指標)が円・ドルレートとほぼ一致する一方で, 高インフレを経験した途上国との取引が多いため貿易額ウェイト指数は日銀の実効レートから大きく外貨安方向に乖離している。これらのうち「どれが適切な指標か」というのは難問である。これら原材料やそれに近い製品においてはパススルー率は平均より高いに違いない, という観点に立って推定結果を比較すれば, 貿易額ウェイト指数のほうがより適切ということになる。しかしこの点に関しては今後さらに検討を進めていきたい。

これらの結果から, 本論文の主要なテーマであるパススルーについては何がわかるだろうか。貿易額ウェイト指数が 1989 年以降しか利用可能でない点が難しいが, その期間における日銀の実効レートと貿易額ウェイト指数であまりインパルス応答関数が変わらない類に関しては, 仮に貿易額ウェイト指数が 1989 年以前について利用可能で, それを使ったとしても, V-1 の結果はほぼ変化ないのではないかと推測される。その一方で, いくつかの類については, 日銀の実効

レートを用いるか貿易額ウェイト指数を用いるかで大きく結果が異なることがわかった。具体的には、輸出側の「金属・同製品」、輸入側の「金属・同製品」、「木材・同製品」、「石油・石炭・天然ガス」といった類である。これらに関しては、仮にサンプル前半についても貿易額ウェイト指数が利用可能となったとするとどのように結果が変わることになるか、推測することが難しい。特に輸入側については上記「金属・同製品」、「木材・同製品」、「石油・石炭・天然ガス」の3者を合わせると、1980年基準の輸入物価指数について言えば7割を超えるウェイトを持つことになり(2005年基準指数では4割弱)、大きな問題となりうる。今後の研究では、これらについてだけでも、1989年以前の貿易額ウェイト指数を構築できないか検討したい。

#### V-6 周波数領域の分析

東京大学の伊藤隆敏氏より、「短期的には契約通貨建てで価格硬直性が発生するだろうから契約通貨ウェイト実効レートが重要であろうが、中期的には貿易相手国ウェイト実効レートが重要となる（さらに長期的には価格は完全に伸縮的になる）」ということが考えられるのではないかと、とのコメントをいただいた。この仮説の成否を検証するため、周波数領域におけるバンド・スペクトラム回帰分析を試みた。しかし、明瞭な結果は得られなかったため、結果は省略することとしたい。

本節までは為替レートから輸出入物価指数へのパススルーに注目した。次節以降は原油価格・為替レートから国内物価へのパススルーに焦点を当てる。

## VI. 為替と原油の国内物価への波及

### VI-1 マクロ変数を用いた VAR 分析

原油と為替の国内物価への波及を確認する最も簡便な手段はマクロの物価指数を用いた VAR を推定することであろう。ここでは原油、為替、国内物価の 3 変数 VAR を推定し、前半と後半の結果を比較する。為替変数は日銀の名目実効為替レートである。国内物価としては様々な変数を用いた試行を行った。例えば CGPI でも「需要段階別指数」の情報を活用し、需要段階を経るごとにパススルーの率がどのように変化するかを検討した。具体的に取り上げたのは、CGPI については総平均、中間財、最終財、最終財のうち資本財、最終財のうち消費財、最終財のうち消費財(工業製品)の 6 つである。CPI についても総平均、財、サービス、財のうち工業製品の 4 つを検討した。なおこれらの分析にあたっては消費税導入・税率改定時にあたるダミー変数(1989年4月と1997年4月)を説明変数として加えた。紙幅の関係で本文中では全ての結果を紹介できないが、ここでは CGPI 消費財(工業製品)、CPI 工業製品の結果を掲げる。これら以外の結果については付録 III をご覧頂きたい。よりなじみの深い総平均指数ではなくこれら 2 つのより限定された指数を取り上げるのは、CGPI 総平均には多くの中間財が、CPI 総平均には多くのサービス項目が含まれるので、両者の比較は単純ではないためである。消費財のうち特に工業製品に限った指数を用いることで両者に含まれる項目はある程度共通したものになる。図 12 において、パネル (A) では原油価格ショックに対する CGPI 消費財(工業製品)の反応を、パネル(B)では同ショックに対する CPI 工業製品の反応を、いずれも前半の結果を左、後半の結果を右に示すことで対比している。パネル (C)、(D) では同様にして為替レートショックに対する両物価指数の反応を比較している。まず、ほぼ全てのインパルス応答関数は少なくとも 1 ヶ月間において有意に正である。その大きさを比較すると、全てのケースにおいて後半のほうが小さくなっており、外的ショックの国内価格へのパススルー率が低下していることを伺わせる。我々の当初の予想ではより「川上」の CGPI の方がより「川下」の CPI よりも反応が大きいのではないかと思われたが(A)と(B)、(C)と(D)を比較すると必ずしもそうになっていない。特に原油に対してはむしろ CPI の方が若干反応が大きくなっている。我々はこの結果を両者に含まれる耐久消費財の比重の違いによるものと

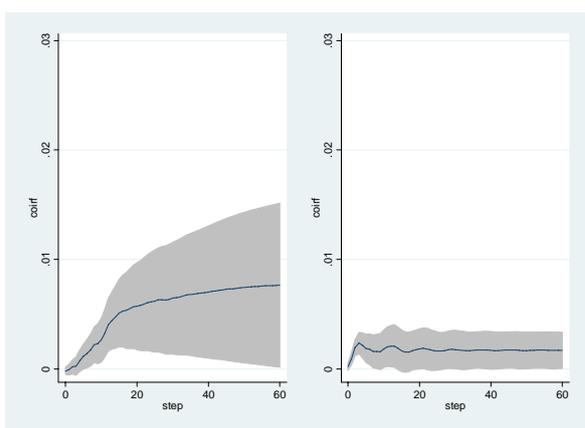
解釈している。調べてみると、CGPI 消費財(工業製品)に含まれる耐久消費財のウェイトは3割程度であるのに対し、CPI 工業製品におけるそれらのウェイトは1割程度に過ぎない。また、前者については非耐久消費財と耐久消費財に分けた指数が利用可能なのでそれぞれについてVAR分析してみると、非耐久消費財のほうが明らかに原油価格に対する反応が大きい。Shioji and Uchino (2009)では、このウェイトの違いを調整した仮想的な指数を作成してVARを推定しなおしてみると、当初の予想通りCGPI 消費財(工業製品、仮想ウェイト)の方がCPI 工業製品よりも反応が大きくなること示されている。

図12：原油，為替，国内物価の3変数VAR結果

前半=1976:2-1989:12，後半=1990:1-2009:1.

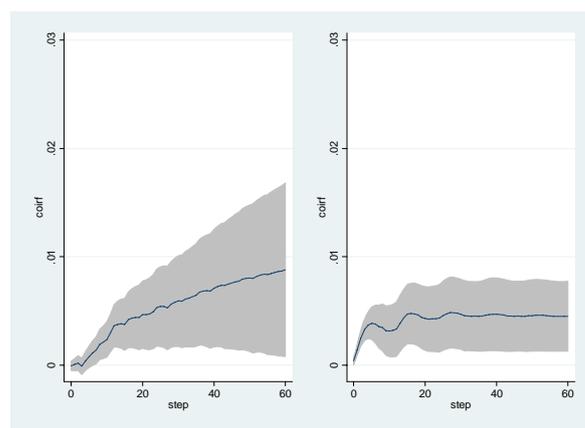
(A) 原油価格→CGPI 消費財(工業製品)

前半 (左)，後半 (右)



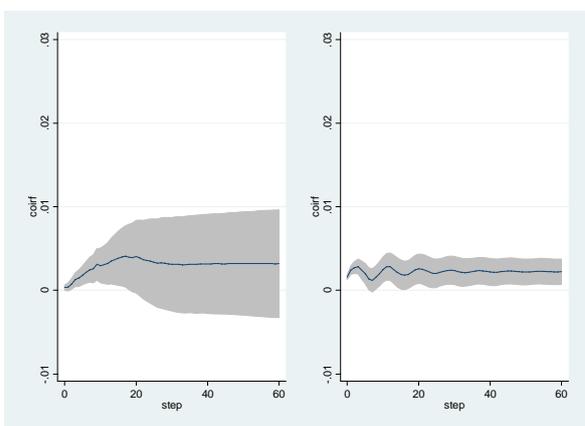
(B) 原油価格→CPI 工業製品

前半 (左)，後半 (右)



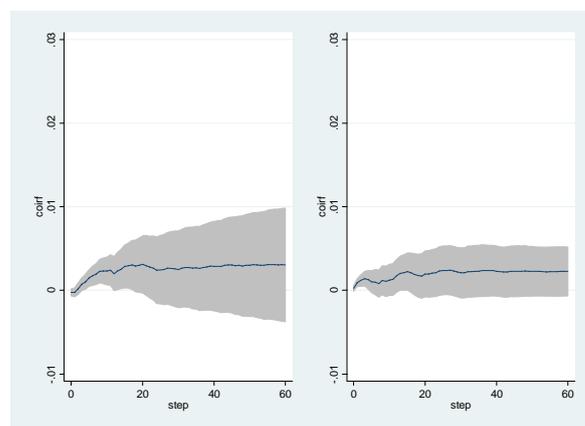
(C) 為替レート→CGPI 消費財(工業製品)

前半 (左)，後半 (右)



(D) 為替レート→CPI 工業製品

前半 (左)，後半 (右)



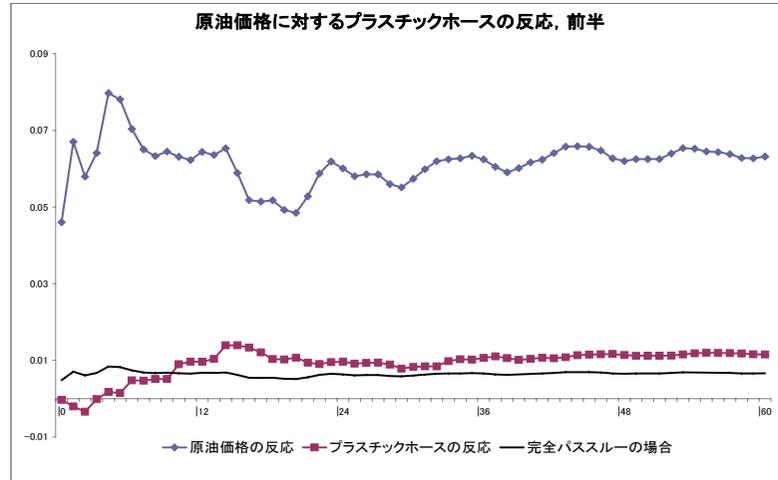
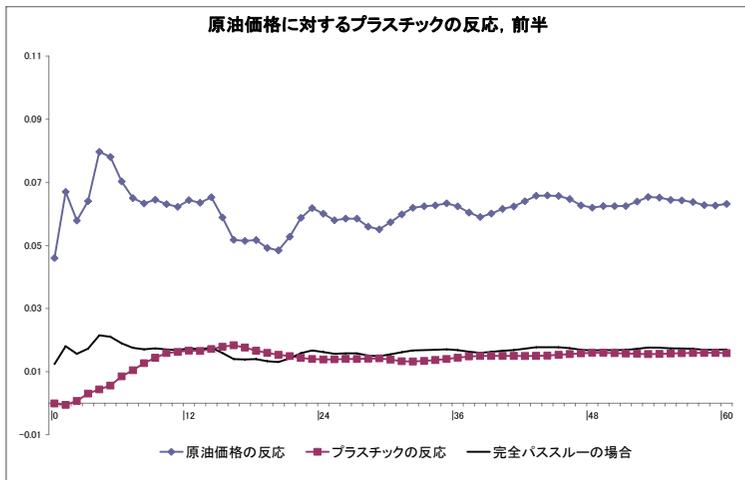
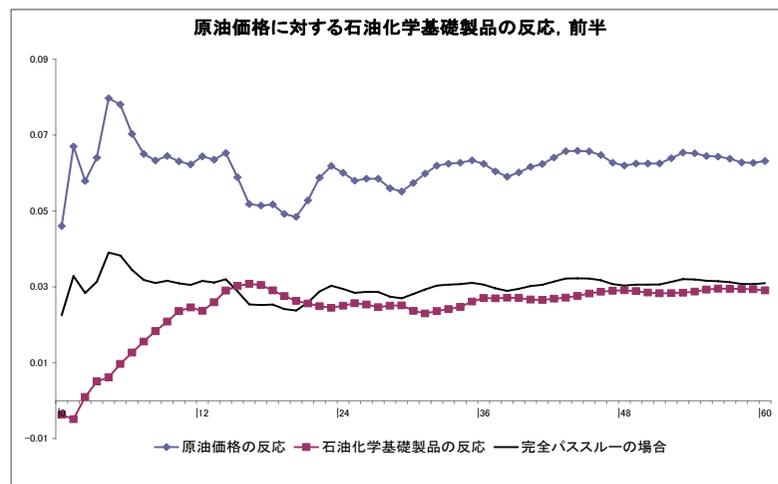
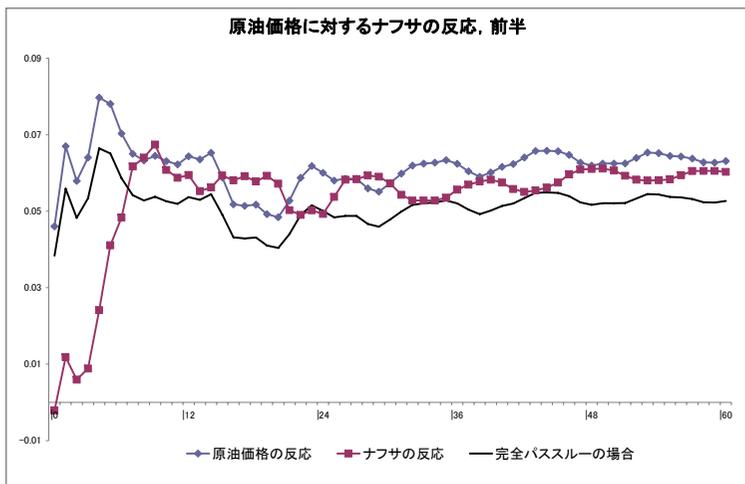
なお、我々が検討した全ての国内物価指数において、前半から後半にかけてのパススルーの低下が観察された。反応の大きさを比較すると、CGPIについてはほぼ、中間財>総平均>最終財の順であり、また最終財の中では消費財>資本財の順であった。CPIについては大まかに財>総平均>サービスの順位が成立している。このようにマクロ変数を用いた分析結果は国内物価に対する外的ショックのパススルー低下を示唆している。この注目すべき現象をもたらした要因をさらに詳しく探るため、次小節以降では産業レベルの分析を試み、外的ショックの影響が各財の「川上」から「川下」にかけてどのように変化していったのかを探る。具体的には、原油価格や為替レートの影響を受けやすいと思われるプラスチック・プラスチック製品とガソリンを取り上げる。本節の最後に、一般物価水準に関する含意に立ち返ることとする。

## VI-2 プラスチック部門の VAR 分析

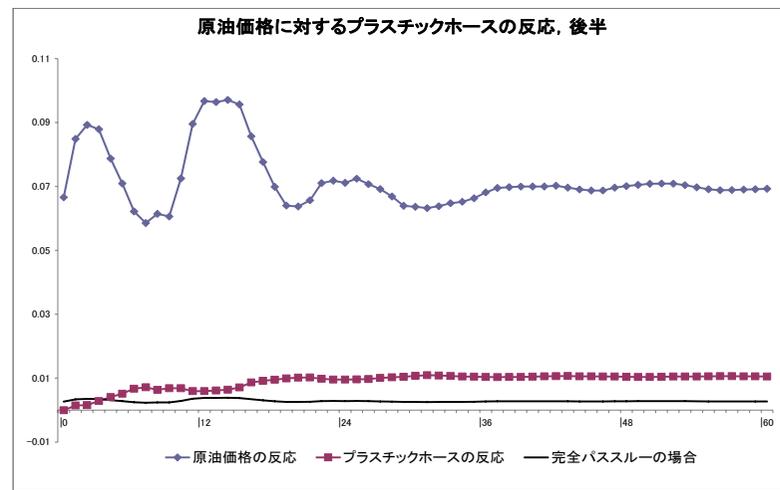
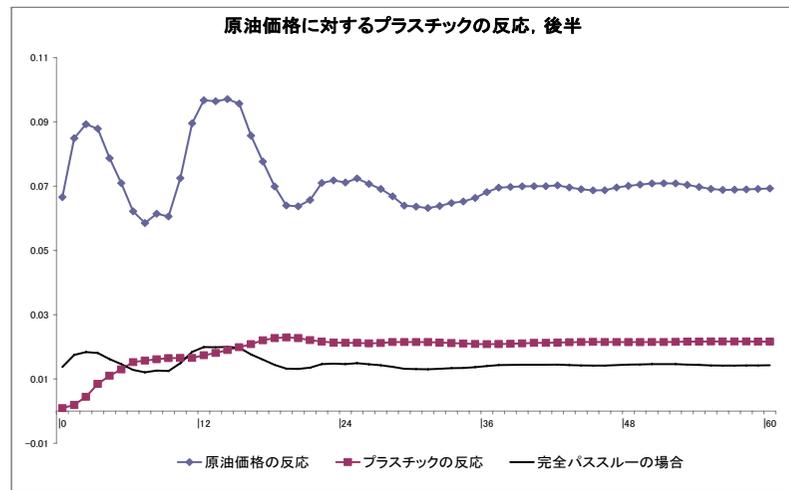
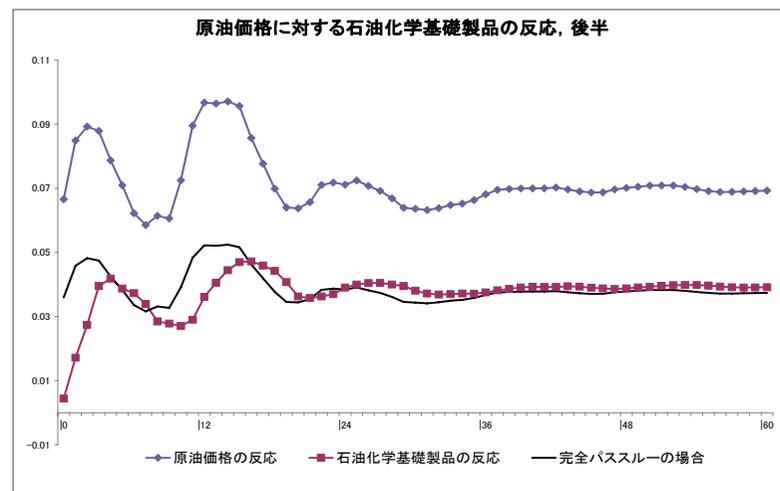
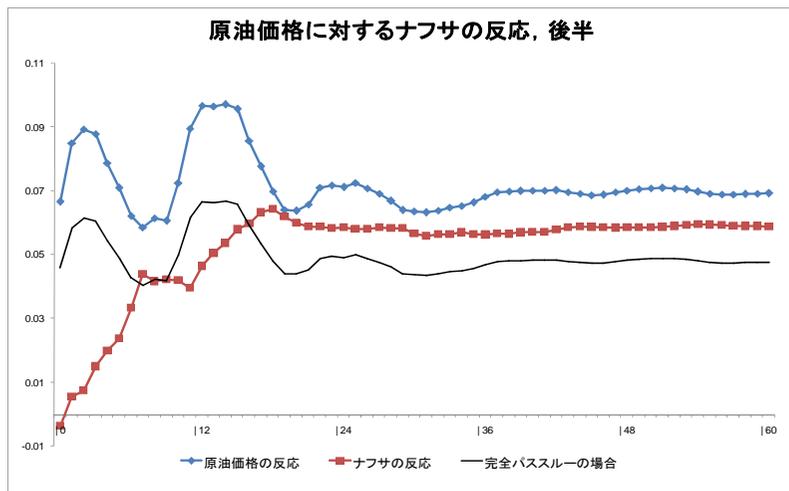
原油、為替、CGPI (ナフサ)、CGPI (石油化学基礎製品)、CGPI (プラスチック)、CGPI (プラスチック製品) の 6 変数 VAR を推定した。為替レート変数は日銀の名目実効レートである。サンプル期間は 1976:2-1989:12 (前半) と 1990:1-2008:3 (後半) である。プラスチック製品に関する CGPI は、1975 年まで一貫して遡れるものがあまり多くない。ここでは「プラスチック製品」としてプラスチックホースを取り上げた。

インパルス応答関数の推定結果は図 13 の各パネルにまとめられている。パネル (A) が前半、(B) が後半の原油価格ショックに対する反応をまとめており、パネル (C) が前半、(D) が後半の為替レートショックに対する反応をまとめている。図中、各国内価格変数の原油価格ショックまたは為替レートショックに対する反応は■マークでつながれた線で表されている。また比較のために原油価格または為替レートのそれ自身のショックに対する反応を◆マークでつないだ線で表している。なお図中の実線については後に詳しく説明する。エラーバンドを含めた詳細な結果は付録 IV を参照されたい。

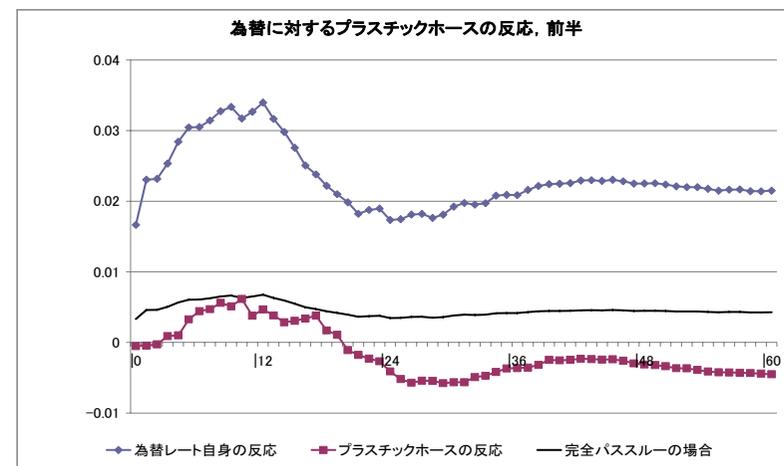
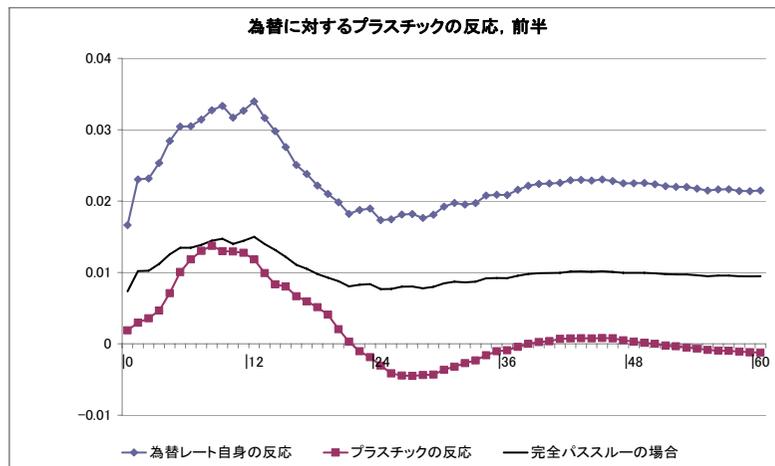
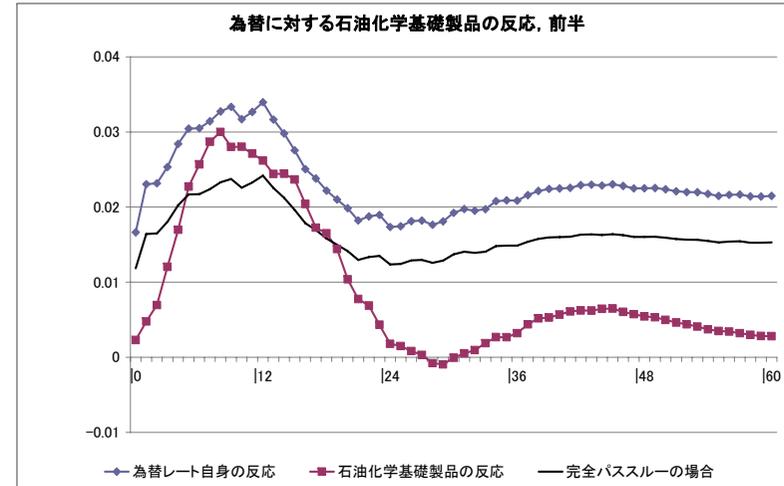
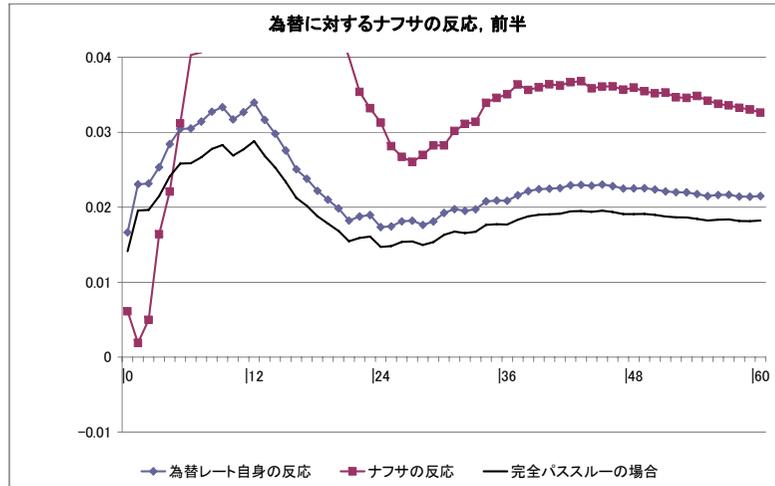
図 13 (A) 原油価格に対する反応, 前半



(B) 原油価格に対する反応, 後半



(C) 為替に対する反応, 前半



(D) 為替に対する反応, 後半

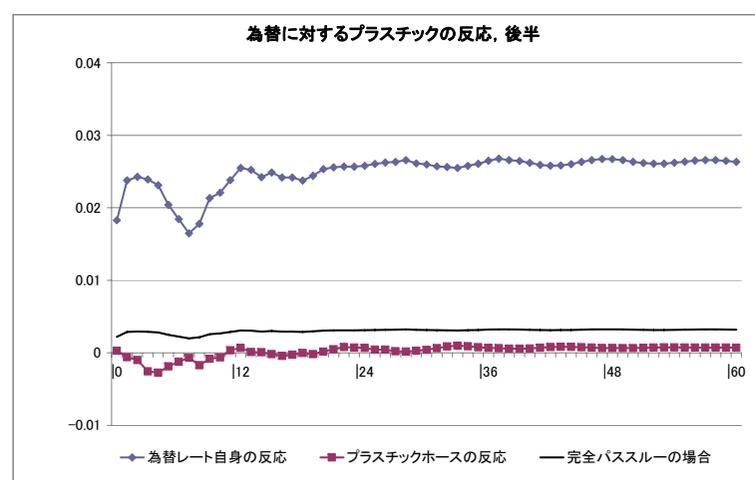
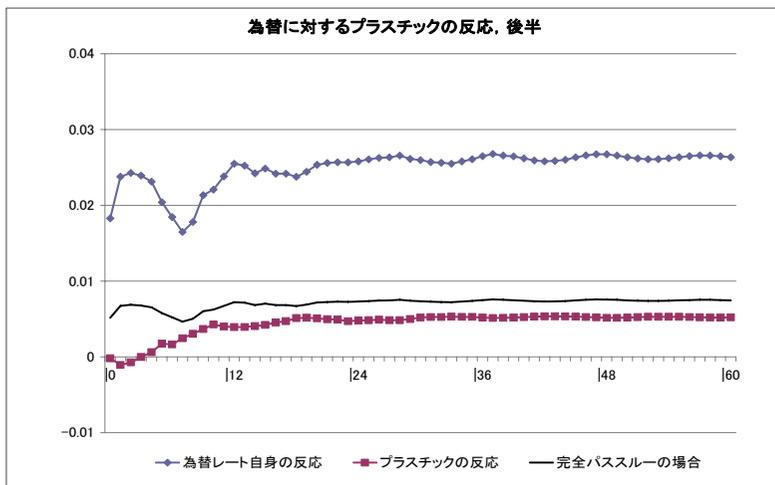
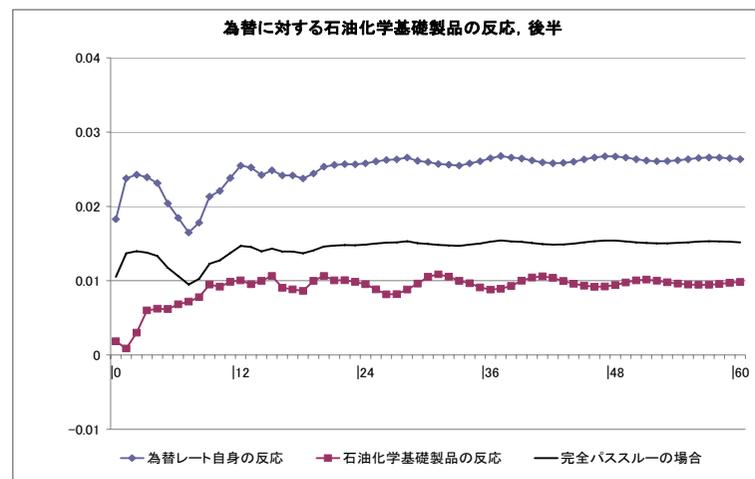
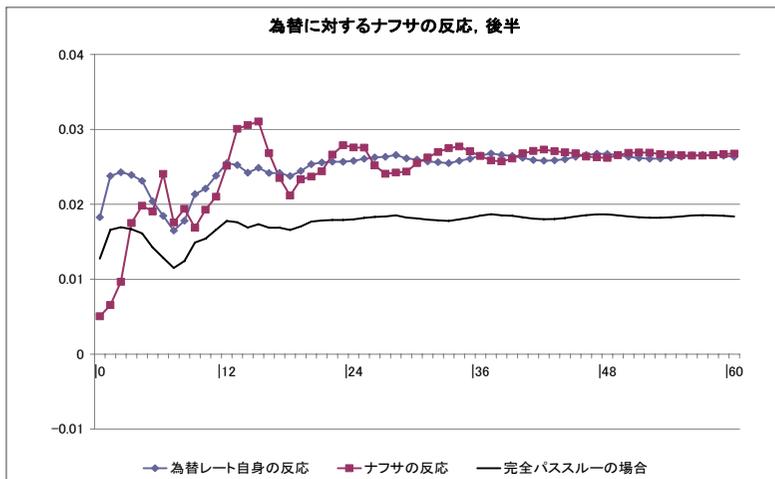


図 13 の各パネルに含まれる 4 つのグラフを対比してみると、インパルス応答関数の大きさが、ほぼ、ナフサ→石油化学基礎製品→プラスチック→プラスチック製品の順に小さくなっていくことがわかる。つまり「川上から川下へ」の順となっている。これは我々の予想と符合している。そしてパネル(C)を除けばナフサの反応は原油または為替「自身」の反応より小さいか同じくらいとなっており、これも予想される結果である。ただし(C)でナフサは為替に対して 1 対 1 を上回る過剰反応を示しておりこれは解釈が難しい(II で見たサンプル前半における輸入物価の為替に対する過剰反応と類似の問題が潜んでいると推測される)。前半と後半を比較する際、パススルー率は原油もしくは為替のそれ自身に対する反応と、各国内価格の変動の差を見て判断しなくてはならない。この観点から(A)と(B)を比較するとあまりはっきりした傾向が見られない。これに対して、(C)と(D)を比較すると、前半に過剰反応を見せているナフサを別としても、少なくとも 1 年以内の短期の反応については為替のパススルーの低下が見られる。

### VI-3 プラスチック部門の産業連関分析

ここでは前小節で見た国内物価の外的ショックに対する反応がどのくらい「予想される」パススルーから乖離しているのか、に関する基準を作成することを考える。直観的に言うならば、もし日本で売られているプラスチックホースに含まれる「原油コンテンツ」が高ければ、我々はその価格に原油価格の動きが強く反映されることを予想する。それにも関わらず、もし現実のホースの値動きが原油価格にあまり左右されていないとすれば、それはパススルーが「低すぎる」と言ってよいであろう。そしてそれはある種の価格硬直性を示唆するものととらえてよいであろう。一方、ホースの原価の大半が非貿易財・サービスから来ているのであれば、たとえホース価格が原油価格に反応していないとしてもそれは自然なことであり、(価格硬直性という意味で)パススルーが低「すぎる」とは言えないであろう。為替変動についても類似の議論が出来る。この場合にはホースに含まれる(原油も含めた)「総輸入コンテンツ」を計測することが重要になる。このような分析を通じて、たとえばある財の原油価格(または為替レート)に対するインパルス応答が前半から後半にかけて低下しているときに、それがその財の「原油(または総輸入)コンテンツ」が低下したために起きたのか、それともその影響をコントロールした上でも残る「真の」パス

スルー低下が起きたのかを分析することが出来る。

ここではこのような「原油コンテンツ」, 「総輸入コンテンツ」を部門ごとに計測するためには投入産出構造を通じた部門間の相互依存関係を考慮に入れる必要がある。この目的のため、粕谷・平形（2002）にならって、産業連関表を用いる。データは経済産業研究所（RIETI）がホームページ上で公開している「長期接続産業連関データベース」である。ここでは行 511 部門、列 398 部門の産業連関表が 1980 年、85 年、90 年、95 年、2000 年の 5 時点について公表されている。時価評価：名目表と 95 年固定価格評価：実質表の 2 つが公開されている。もちろん、産業連関分析は固定係数を前提としているので、財間の代替が進まない短期におけるインパクトを分析していることになる。

輸出入の存在を考慮した産業連関分析の基本構造は、部門数を  $N$  として、

$$x = Ax + d + e - M(Ax + d)$$

ただし、 $x$ ：生産額 ( $N \times 1$  ベクトル)、 $A$ ：中間投入係数行列 ( $N \times N$ )、 $d$ ：国内最終需要 ( $N \times 1$  ベクトル)、 $e$ ：輸出額 ( $N \times 1$  ベクトル)、 $M$ ：輸入係数行列 ( $N \times N$ ) である。ここで最後の  $M$  は対角行列であり、第  $i$  番目の対角要素は第  $i$  部門から全部門への中間投入の和に同部門に対する国内最終需要を加えた総和に対する同部門の輸入の比率を表している<sup>4</sup>。通常はここから生産額の決定式

$$x = [I - (I - M)A]^{-1} \cdot [(I - M)d + e]$$

が分析されるが、ここでは輸入品の価格波及分析式

$$\Delta p = \left[ (I - (I - M)A)^{-1} \right] \cdot A' M' \cdot \Delta p^m$$

を用いる。ここで  $\Delta p$  は各部門の価格上昇率を表すベクトルであり、 $\Delta p^m$  は各部門における輸入品の価格上昇率を表すベクトルである。以下の分析で、輸入原油のみの価格上昇インパクトを計算するときには、 $\Delta p^m$  のうちで原油部門に対応する項のみ 1、他はゼロと置く。原油部門+石油製品部門を対象とするときは該当する項を全て 1、他をゼロと置く。為替変動の影響を分析するとき（少なくとも輸入価格にはその影響はただちに 100%表れるものと擬装して）全ての項を 1 とおいて分析する。こうして得られた結果は「もし輸入段階及び各生産段階で

---

<sup>4</sup> 例えばある国が原油を全て輸入に頼っており全ての原油は再輸出されることなく国内他部門への原料として投入される（そうでない部分は何らかの目的で家計に購入される）とすると、原油の輸入係数は 1 になる。

のパススルーが完全であれば（しかも短期的に代替効果が無視しうる大きさであれば）各財の国内価格はこれだけ反応するはずだ」という予想値を表すことになる。これと比べて VAR から得られたインパルス応答関数，すなわち「実際には各財の国内価格はこれだけ反応している」という推定値が下回ったとき，価格粘着性などの何らかの摩擦によってパススルーが真の意味で不完全になっていると判断される。よって両者の差をパススルーの不完全さの指標とみなすことができる。なお，原油に加えて石油製品を分析対象とするのは，特に後半においてナフサの輸入が盛んとなるためである<sup>5</sup>。

図 14 (A) は名目表を用いた結果をナフサ，石油化学基礎製品，可塑性樹脂（ポリエチレンなど），プラスチック製品（ホースなど）について示したものである。石油化学基礎製品の「原油+石油製品」を除けば，完全な価格転嫁があったとしたときの，予想される各製品国内価格の外的ショックに対する反応は 1980 年から 2000 年にかけて小さくなっていることがわかる。よってこの 20 年間に国内価格が外的ショックに反応しにくくなった構造的要因があったことがわかる。一方，(B) の実質値を使った分析ではこのような傾向はほとんど見られない。これら 2 つの結果の比較からわかるのは，1980 年当時においてこれらの国内価格の（予想される）反応が大きかった一つの理由は「これらの財が高かったから」だということである。たとえば財 A の生産に用いられる財 B はもともと安いものだったがある時期から価格が高くなったとしよう。このときに十分な代替が進まなければ（つまり代替の弾力性が 1 より小さければ）財 B が財 A の生産コストに占めるシェアはより大きくなる。このとき，財 B の価格がさらに 10% 高くなれば，（この財が安かった頃よりも）財 A の生産コスト全体に与えるインパクトはより大きくなる。もしこのコスト増がそのまま財 A の価格に転嫁されたとするならば，安かった頃の財 B の 10% 値上がりよりも高くなってからの財

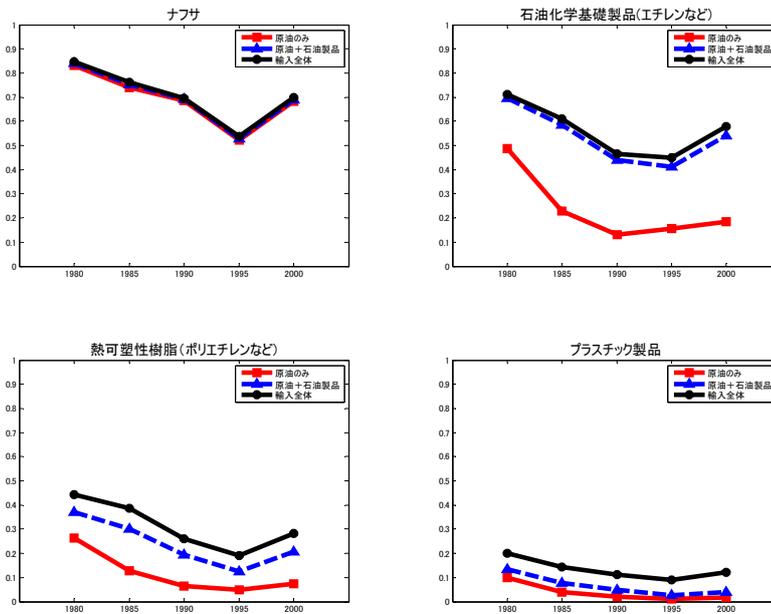
---

<sup>5</sup> なお，石油関連部門の産業連関分析を難しくするのが石油諸税の存在である。本論文が依拠している経済産業研究所の産業連関表においては行方向（投入元）に関しては「石油製品」が 9 の製品に分類されているのに対し，列方向（投入先）では 1 部門に統合されている。このため各製品に対する原油の投入係数を直接知ることができない。そこで以下の工夫を行った。各製品は単一の石油精製の過程で生じるものなので，各原料・中間財の投入比率は原油を含め全て同じとする。間接税については「石油製品」部門の総額のみわかるので，これを財政統計（「財務省「国税の税目別収入の累年比較」及び「地方税収入の構成の累年比較」）から計算される比率で各製品に割り振った。

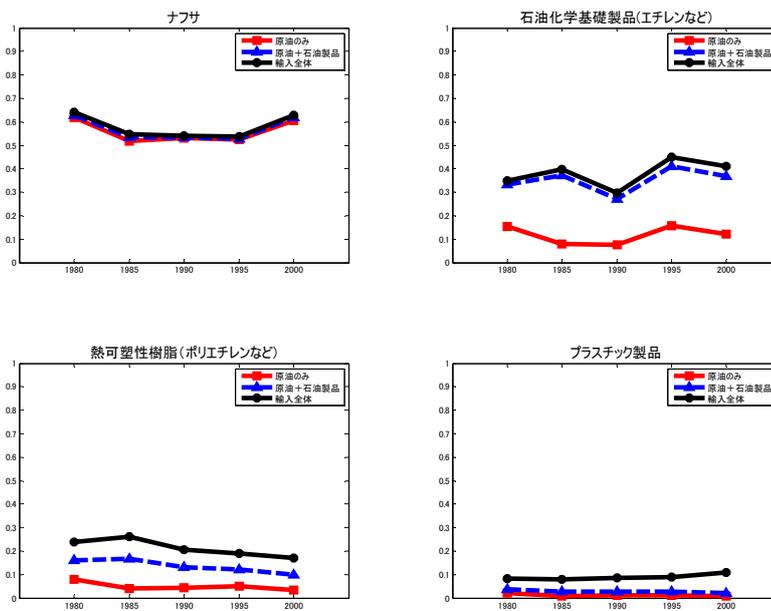
Bの10%値上がりの方が財A価格の上昇率には大きな影響を与えるはずである。

図14 産業連関表に基づく仮想的インパルス応答

(A) 名目表を用いた場合



(B) 実質表を用いた場合(1995年価格)



#### VI-4 プラスチック部門における外的ショックの国内物価への波及：分析

図 14 (A) で示された「もし各生産段階で価格転嫁が完全ならば国内価格はどのくらい反応したはずか」という情報を反映させるために計算されたのが、先に見た図 13 における実線である。図上では「完全パススルーの場合」と呼ばれている。パネル(A)(B)においては、実線は原油価格のそれ自身に対するインパルス応答に図 14(A)の「原油+石油製品」で表される係数を掛け合わせて算出されている。産業連関表データが存在する 5 時点のうち、VAR 分析のサンプル期間前半と後半それぞれの中央に最も近い時点を取り上げることとし、1980 年の産業連関表から得た係数を「前半」のインパルス応答関数に掛け合わせ、2000 年の係数を「後半」のインパルス応答関数に掛け合わせている。パネル(C)(D)においては、実線は為替レートのそれ自身に対するインパルス応答（つまり◆マークでつないだ線）に図 14(A)の「輸入全体」で表される係数を掛け合わせて得られている。これらの計算結果と VAR から推定されたインパルス応答関数（■マークでつながれた線）を比較することで前半と後半におけるパススルーがどのくらい産業連関表から予想されるものから乖離していたかを見ることができ、パネル(A)(B)より、原油価格の変動は 1 年程度の間国内価格にほぼ完全に波及することがわかる。この傾向は前半・後半とも大差はない。一方、(C)だけでなく(D)においてナフサの反応は過剰という結果になっており、さらに精査が必要である。それ以外の価格についてはパススルーは産業連関表からの予想と比べて過小である。ただその過小さが後半に増大したとみるべき証拠はない。まとめれば、原油価格ショックは 1 年程度の間これら国内価格に反映される。この傾向が後半になって落ちた証拠は見当たらず、むしろ予想との比較ではパススルー率は後半に上がったようにさえ見受けられる。これに対し為替変動の国内価格に対するパススルーは過小である。ただ、この過小さが後半に強まったと考えるべき証拠は見当たらない。

従ってもし外的ショックの国内価格に対する影響が平均的に低下しているならば、それは価格粘着性の上昇というような現象ではなく、原油や輸入品全般の比重低下というコスト構造の変化によってもたらされていると考えられる。そしてコスト構造の変化は実質的な投入産出構造の変化によるというよりは原油や輸入品全般の価格低下によりコストに占めるこれらの比重が落ちたことによるものと思われる。

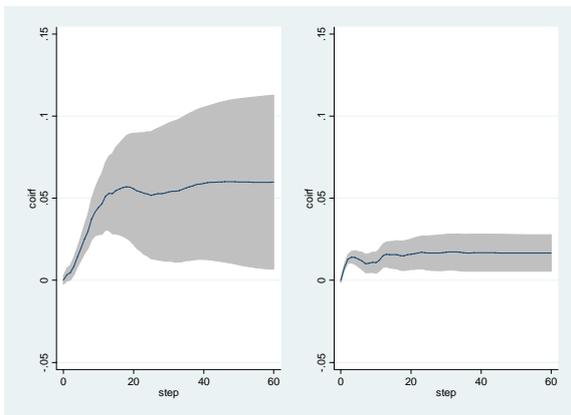
## VI-5 国内ガソリン価格へのパススルーの変遷

ここでは原油価格，為替，CGPI（ガソリン），CPI（ガソリン）の4変数からなるVARの推定結果を示す。為替変数は日銀の名目実効レートである。ショックの直交化におけるCGPI(ガソリン)とCPI(ガソリン)の間の順序は「川上」から「川下」へとパススルーが進んでいくという考え方を反映しているが，以下で検討する図に関する限りこの両者の順序が逆になっても影響はない。推定期間は1976:2-1989:12（前半）と1990:1-2008:2（後半）。この分析に限り後半の期間を2008年2月までとしているが，これは揮発油税暫定税率一時撤廃の影響を推定結果が受けないようにしたためである。なおこの分析においても消費税導入・税率改定時に対応するダミー変数を説明変数に加えた。

図15 国内ガソリン価格へのパススルーの分析

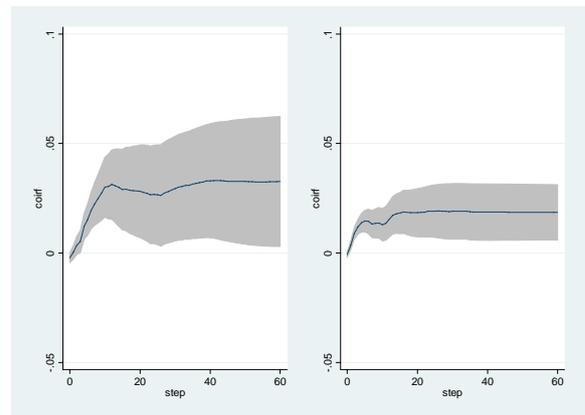
(1) 原油→CGPI(ガソリン)

前半（左図）及び後半（右図）



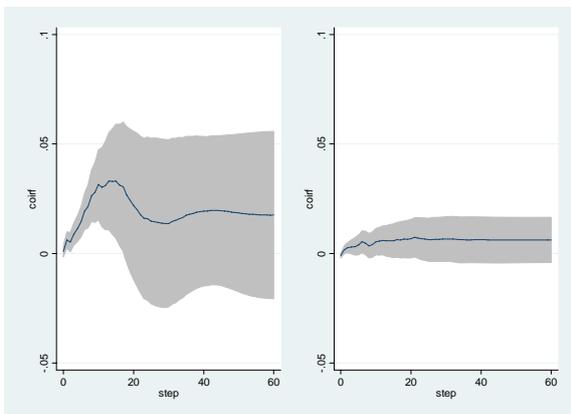
(2) 原油→CPI(ガソリン)

前半（左図）及び後半（右図）



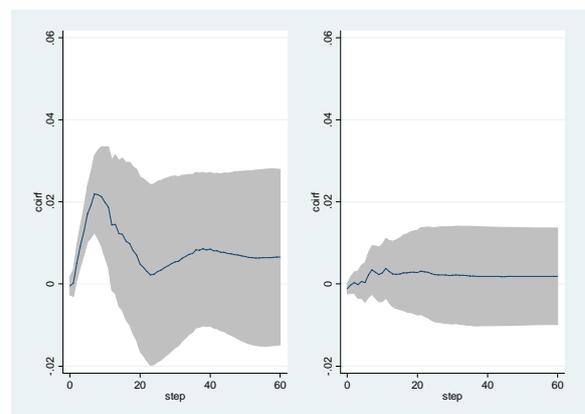
(3) 為替レート→CGPI(ガソリン)

前半（左図）及び後半（右図）



(4) 為替レート→CPI(ガソリン)

前半（左図）及び後半（右図）



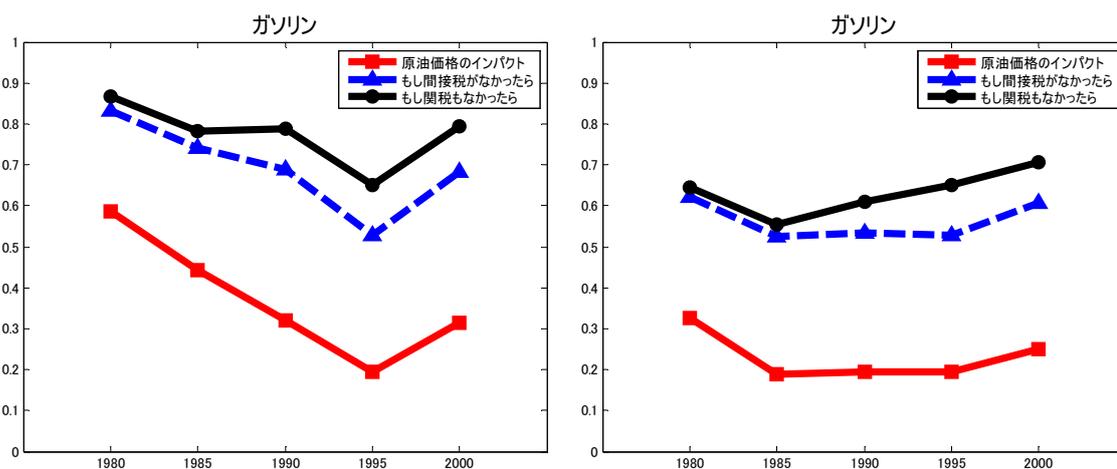
すべてのパネルにおいてはっきりとしたパススルーの低下が観察される。ただし、ガソリンに関して留意すべきは、従量税である揮発油税の存在である。この種類の税は課税対象となる財の単位当たり価格に反応せず、財の価格が低い時には税込み価格に占める税の比重は大きくなり、財価格が高くなると比重は小さくなる傾向がある。よって当該財の価格がもともと低かった場合にはその財の価格が 10%上がったとしても税込み価格の上昇率は抑制されるのに対し、価格がもともと非常に高かった場合にそこから価格がさらに 10%上がると税込み価格もほぼ 10%上昇することになる。

このことの影響を測るため、図 16 では原油価格がガソリン価格に及ぼしうる影響に関して、前小節と同様の方法で産業連関分析している。

図 16 産業連関表から算出される原油価格のガソリン価格への波及率

(1) 名目表に基づく計算結果

(2) 実質表に基づく計算結果



まず(1)の名目表に基づく計算結果から検討しよう。第 1 の「原油価格のインパクト」とする線は産業連関表から算出される原油価格のインパクトが 1980 年でも 0.6 程度にとどまり、2000 年にはこれが 0.3 強にまで落ち込んだことを表している。このうちにどの程度が間接税の存在によるものだろうか。第 2 の「もし間接税がなかったら」という線は、1980 年にも 2000 年にも揮発油税が存在しなかったとした場合に産業連関表から得られる仮想的なインパクトを計算した結果である。この時、1980 年のインパクトは 0.8 程度に大きく上昇し、従量税の存在がガソリン価格を原油価格の影響からある程度遮断していることがわかる。

2000年にはさらに第1の線と第2の線の差が大きくなる。これは原油価格が落ち込んでいた2000年当時においては従量税の相対的存在感がさらに高まっていたことを示している。よって前小節で見たガソリン価格へのパススルー率の低下は従量税の存在と原油価格水準の低下である程度説明できることになる。第3の「もし関税もなかったら」という線は間接税に加え関税もなかったとした場合の仮想的なインパクトの計算結果であり、先の結果がさらに鮮明になって表れてきている。

(2)の実質表に基づく計算結果に目を移すと、やはり「原油価格のインパクト」線の1980年から2000年にかけての落ち方は名目表に基づくそれよりもかなり小さくなっていることがわかる。さらに間接税・関税の影響を取り除いた結果を表す線は1980年から2000年にかけて横ばいかむしろ上昇傾向にある。このように、ガソリンに関しても、図15で見られた原油パススルー低下の主な要因は原油価格そのものの水準の低下であること、さらに従量税の存在がその影響を増幅していたことがわかる。

## VI-6 国内電力価格へのパススルーの変遷

ここでは原油価格、為替レート、CGPI(電力)の3変数からなるVARの推定結果を紹介する。ここでも消費税導入・税率改定時ダミーを用いた。図17は原油(パネル(1))、為替レート(パネル(2))のそれぞれに対する電力価格のインパルス応答関数を、前半と後半を並べる形で比較している。いずれのケースにおいても明らかなパススルー低下の傾向を認められる。

図18では産業連関表から予想されるパススルー率の経年変化を、「事業用電力」部門と「自家用電力」部門について計算した結果を示している。パネル(1)は名目表、(2)は実質表に基づく結果である。これまでの結果と同じように、名目表から計算されるウェイトに基づく予想パススルー率は「原油のみ」で見ても「輸入全体」で見ても大幅な低下を見せている。実質表による結果についてはそこまで急激な変化は見られない。すなわちここでも、予想パススルー率低下の主因は原油の相対価格水準の低下であることが示唆されている。その一方で、プラスチックやガソリンのケースとの大きな違いは、実質産業連関表から予想されるパススルー率についてもある程度の低下傾向が観察されることである。これは火力発電における原油から天然ガス・石炭へのシフトや原子力発電の比重

の上昇を反映していると考えられる。

図 17 国内電力価格へのパススルーの分析

(1) 原油→CGPI(電力)

(2) 為替→CGPI (電力)

前半 (左図) 及び後半 (右図)

前半 (左図) 及び後半 (右図)

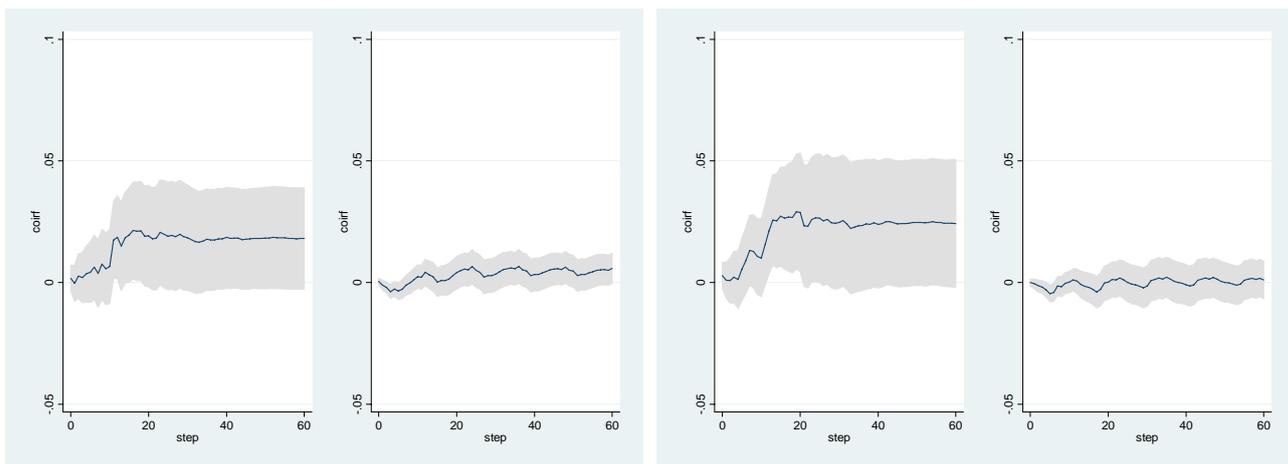
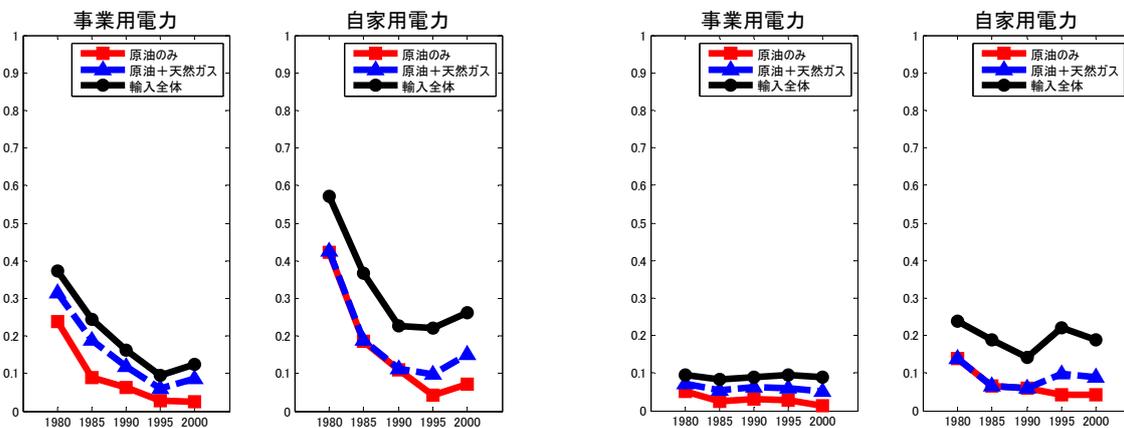


図 18 産業連関表から算出される原油価格の電力価格への波及率

(1) 名目表に基づく計算結果

(2) 実質表に基づく計算結果



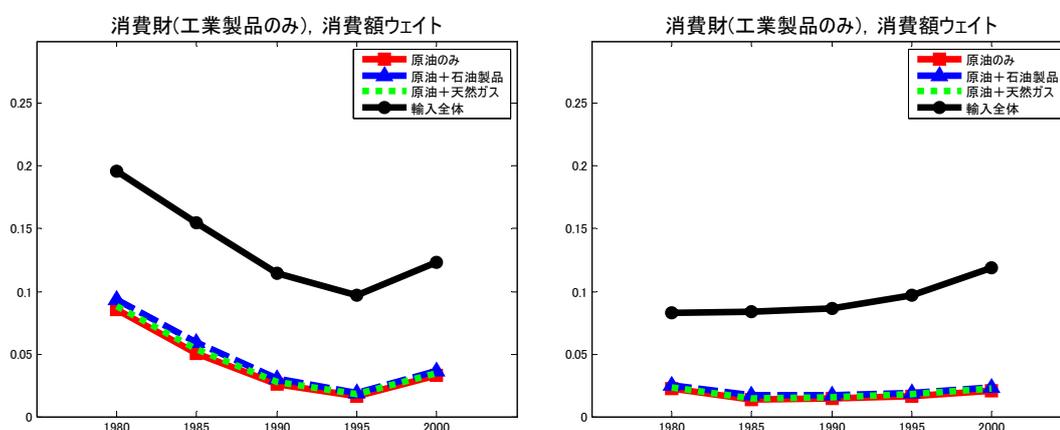
## VI-7 国内一般価格へのパススルーの低下とコスト構造

以上の部門別分析により、コスト構造や税の仕組みがパススルー率の変化に大きな影響を与えており、推定されたパススルー率の低下が必ずしも全てある種の名目価格硬直性の上昇を意味しないことを見た。最後に、部門別に行ったの

と同様の産業連関分析を全部門について行い、その平均をとることで、VI-1 のVAR 推定結果(図 12)が指し示すパススルー率低下の要因について考察したい。表 19 は産業連関表に含まれる全部門のうち CGPI 統計上工業製品とされる部門につき価格波及効果を計算した上で、各部門の家計消費額に基づき加重平均したものである。これにより産業連関分析上、原油価格や為替レートが各年の消費財(工業製品)の国内平均価格にどんな影響を与えると予想されるかが求まる。

図 19 産業連関表から算出される原油・輸入品価格の平均価格への波及率

(1) 間接税・関税の影響を取り除かない場合：左：名目，右：実質



(2) 仮想的に間接税・関税がないとした場合：左：名目，右：実質

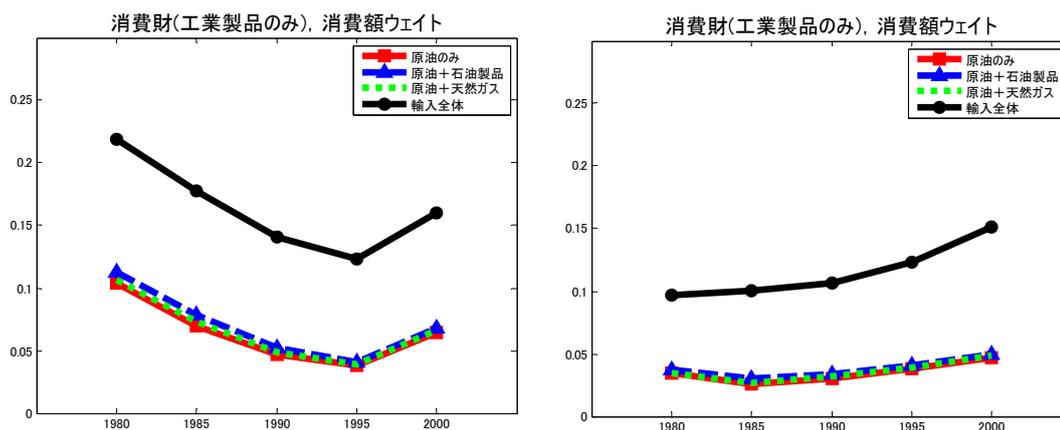


図 19(1)の左側，名目表に基づく計算結果は，コスト構造から予想される波及効果が，原油，原油+石油製品，輸入品全体の全てにおいて低下したことを示している。原油に関して言うならば，その低下の程度は図 12 に見られる VAR 推定

結果を説明できる大きさである。すなわちコスト構造は VAR から観測されるパススルー率低下と整合的な方向に変化しており、前者が後者の重要な要因となっている可能性がある。特に原油価格のパススルーについては主な要因と見ることが可能である。一方、図 19(1)の右側、実質表に基づく計算結果はほとんど低下傾向を示しておらず、上記コスト構造変化の主因は実質(数量)的要因ではなく、相対価格要因（この間の原油などの輸入品価格下落）にあったことが確認される。図 19(2)は、再び仮想的に間接税・関税がなかったとして産業連関表から予想されるパススルー率を再計算したものである。左側の名目表に基づく結果を図 19(1)（間接税・関税の効果をとり除かなかった場合）と比較すると、図 19(2)の方が予想パススルー率の落ち方がやや緩やかであることがわかる。これはこれら税の存在がコスト構造を通じてパススルー率の低下傾向を拡大していたことを示唆するものである。

なお、Shioji and Uchino (2009)においては、時変係数 VAR と呼ばれるアプローチを用いて、2000 年代に入ってパススルー率が再び上昇傾向にあることが報告されている。本稿で用いた経済産業研究所の産業連関表データは 2000 年までしか利用可能ではなく、この現象を直接分析することはできない。Shioji and Uchino (2009)においては、2000 年から 2007 年までについて、経済産業省が提供するより小規模な 73 部門から成る産業連関表（簡易延長表）を用い（これはこの論文執筆時点では 2007 年に関する産業連関表はこの小規模なものしか利用可能でなかったため）、外部情報とある程度強い仮定に基づいて石油製品部門のみを 9 分割した上で、上と類似の分析を行っている。そこでは、確かに 2007 年までの原油価格上昇の過程においてコスト構造に占める原油の比重が上がってきていることが報告されている。このことは上記の時系列分析においてこの時期にパススルー率の上昇が観察されていることと整合的である。その一方で彼らは、産業連関表から確認できる原油の重要度の増加スピードは、時系列分析で観察されるパススルー率上昇のスピードを大きく上回っていることを明らかにしている。すなわち、この時期において、コストにおけるその重要性の上昇度から期待されるほどには、原油の国内価格へのインパクトは回復してきていない。この現象の解明は今後の研究課題としたい。

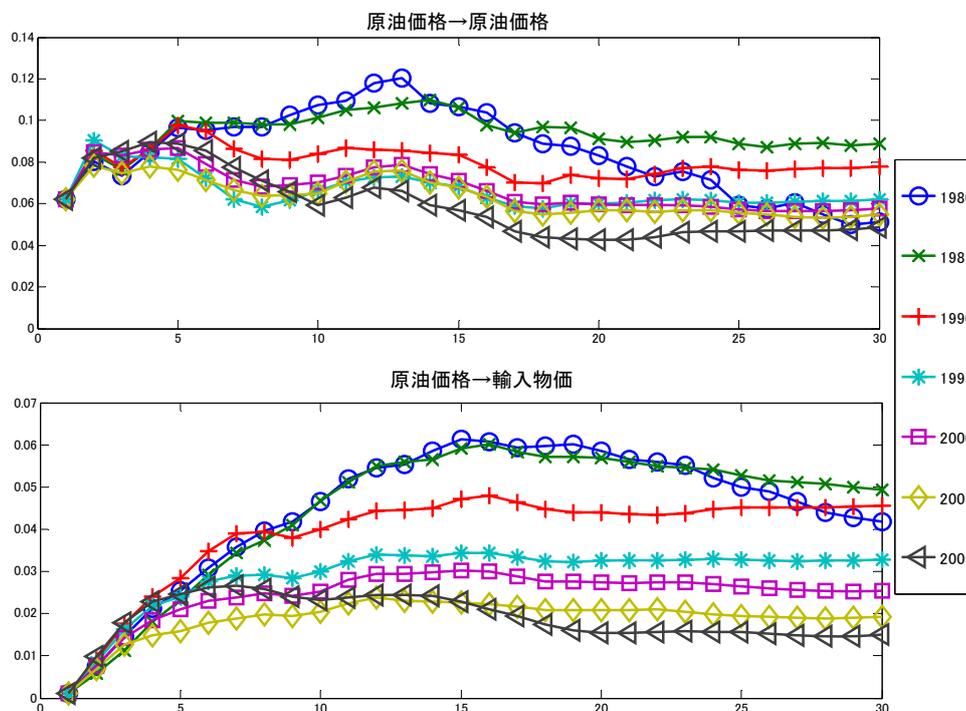
## VII. これまでの結論と今後の課題

本稿では近年におけるパズスルー率の低下という仮説を検証した。その際、為替レートから輸出入物価指数へのパズスルーと、さらに為替レートや原油価格から国内価格へのパズスルーの 2 つを分けて論じた。前者については、マクロデータを用いた時には、パズスルー率の顕著な低下が検出された。しかしこれは世界的な原油価格の動きに推定結果が影響を受けたことによる過大推計の可能性があることがわかった。類別の分析結果より、類によってはパズスルー率が若干低下する傾向が見られた。ただし我々の研究は類別に適切な実効為替レートデータを構築する必要性を示している。この論文で用いたサンプルの前半についても類別実効レートのデータを構築することができれば、パズスルー低下仮説についてさらに明確な答えを出すことができるであろう。この点は将来に向けての最大の研究課題の一つである。

原油価格や為替レートから国内価格へのパズスルー率は、マクロデータを用いた VAR 分析によれば、低下傾向がみられる。しかし我々の分析はこの結果がかなりの程度コスト構造の変化によるものであることを示唆している。ここでコスト構造の変化とは、輸入原材料・中間財価格の下落に対し大きな代替効果が発生しなかったため、これらがコスト全体に占める比重が下がったことを意味している。こうした変化の影響を考慮に入れると、名目硬直性の上昇という意味でのパズスルーの低下を仮定しなくても VAR の推定結果はかなりの程度説明できてしまうことがわかった。

今後のもう一つの重要な課題は時変係数アプローチの導入である。VI の産業連関分析は輸入財価格のパズスルー率が輸入財価格水準そのものによって影響を受ける可能性を示唆している。これが正しければパズスルー率はある時期に突然変わるというよりも輸入財価格の変化に応じて少しずつ変わっていくことになる。だとすれば、本稿のようにサンプルを分割して推定するよりも、モデルの構造が時間とともに変化していくことを許容した手法のほうが適切かもしれない。事実、Sekine (2006)においては、パズスルー分析における時変係数アプローチの有用性が示されている。前節ですでに紹介したように筆者らは、現在進行中の Shioji and Uchino (2009)において、時変係数 VAR と呼ばれるアプローチを用いて原油価格のパズスルー率の変化を分析している。本稿を終わるにあたってこのアプローチの潜在的な有用性を論じたい。図 20 は、図 4 で推定された原油価格、名目実効為替レート、輸入物価指数からなる 3 変数 VAR を時変係数 VAR で推定しなおした結果として得られたインパルス応答関数を示している。

図 20 時変係数 VAR（原油価格，為替，輸入物価）推定結果  
原油価格ショックに対するインパルス応答関数



この図は各時点で求められた係数から計算されるインパルス応答関数の中から、1980年1月から5年おきの推計値と、サンプルの最終月である2009年1月における推計値を示すものである<sup>6</sup>。上段は原油価格ショックに対する原油価格の反応を、下段は輸入物価の反応を表している。特に後者のインパルス応答関数が時間とともに大きく変動している様子は、本稿において再三強調された、時間を通じた外的ショックの影響の変化を考慮に入れることの重要性を再確認する

<sup>6</sup> 分析の基本的枠組みは通常の VAR と同じである。時変係数 VAR においては、ハイパー・パラメーターと呼ばれる、係数の時間を通じた変動をどの程度許容するかを決定するパラメーターの選択が重要である。ここでは次のような手続きを踏んだ。まず全サンプルを用いた通常の VAR を推定する。そして残差項の分散・共分散行列  $\Sigma$  を求める。時変係数 VAR モデルにおいては係数ベクトルはランダム・ウォークに従うと仮定され、その攪乱項の分散・共分散行列  $\Psi$  は  $\Psi = a\Sigma$  を満たすものとする。ただし  $a$  は正の定数である。この  $a$  の値が 0.1, 0.05, 0.025, 0.01 のそれぞれの値を取ると仮定したもとの推定が行われ、最も高い尤度をもたらす  $a$  の値のもとの推定結果を採用した。

ものである。輸入物価のインパルス応答関数は 1985 年から 1990 年にかけて大きく下落し、その後 1995 年にかけてもう一度下落していることがわかる。2005 年から 2009 年にかけては短期的な反応はやや増大している。今後はこのような手法を取り入れることにより、構造変化の大きさだけでなくそのタイミングも分析対象として行くことが有用な情報をもたらしてくれると考える。

## 文献リスト

- 粕谷宗久・平形尚久「外国為替レート・輸入物価変動から国内物価への波及の大きさ及びその要因の分析」日本銀行ワーキングペーパー02-10 (2002).
- 塩路悦朗・Vu Tuan Khai・竹内紘子「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07-J-024 (2007).
- 日本銀行調査統計局『物価指数季報, 2008 年夏号別冊』, 日本銀行 (2008).
- Betts, Caroline, and Michael B. Devereux. “Exchange rate dynamics in a model of pricing-to-market,” *Journal of International Economics*, 50, (2000) pp. 215-244.
- Blanchard, Olivier J., and Jordi Gali. “The macroeconomic effects of oil shocks: Why are the 2000s so different from the 1970s?” NBER Working Paper no. 13368 (2007).
- Blinder, Alan S., and Jeremy B. Rudd. “Oil shocks redux,” VOX Website (2009), <http://www.voxeu.org/index.php?q=node/2786>.
- Campa, José Manuel, and Linda S. Goldberg. “Exchange rate pass through into import prices,” *Review of Economics and Statistics*, 87, 679–90, (2005).
- De Gregorio, José, Oscar Landerretche, and Christopher Neilson. “Another pass-through bites the dust? Oil prices and inflation,” Bank of Chile Working Paper 417 (2007).
- Gagnon, Joseph E., and Jane Ihrig. “Monetary policy and exchange rate pass-through,” Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper 704 (2004).
- Hellerstein, Rebecca, Deirdre Daly and Christina Marsh. “Have U.S. import prices become less responsive to changes in the dollar?” Federal Reserve Bank of New York *Current Issues in Economics and Finance* (2006) vol. 12, no. 6.
- Hooker, Mark A. “Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime,” *Journal of Money, Credit, and Banking* 34 (2002) 540-561.

- Ito, Takatoshi and Kiyotaka Sato. "Exchange rate changes and inflation in post-crisis Asian economies: Vector autoregression analysis of the exchange rate pass-through," *Journal of Money, Credit, and Banking* 40 (2008) 1407-1438.
- Ito, Takatoshi, Satoshi Koibuchi, Kiyotaka Sato and Junko Shimizu. "New Evidence of Currency Invoicing in Japanese Exports," mimeo (2009), 経済産業研究所(RIETI) 研究会における佐藤清隆氏の報告, 2009年7月24日.
- Marazzi, Mario, Nathan Sheets, Robert J. Vigfusson, Jon Faust, Joseph E. Gagnon, Jaime R. Marquez, Robert F. Martin, Trevor Reeve, and John H. Rogers. "Exchange rate pass-through to U.S. import prices: some new evidence," Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers (2005), no. 833.
- Obstfeld, M. and K. Rogoff. "Exchange rate dynamics redux," *Journal of Political Economy*, 103, (1995) 624-660.
- Ono, Masanori. "Invoice currencies, import prices, and inflations", 福島大学経済学会 ディスカッションペーパーNo.51 (2008).
- Otani, Akira, Shigenori Shiratsuka and Toyoichiro Shirota. "The decline in the exchange rate pass-through: evidence from Japanese import prices," *Monetary and Economic Studies*, 21 (3), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan (2003) pp. 53-81.
- Otani, Akira, Shigenori Shiratsuka and Toyoichiro Shirota. "Revisiting the decline in the exchange rate pass-through: further evidence from Japan's import prices," *Monetary and Economic Studies*, 24(1), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan (2006) pp. 61-76.
- Sekine, Toshitaka. "Time-varying exchange rate pass-through: experiences of some industrial countries," BIS Working Paper No. 202, (2006).
- Shioji, Etsuro and Taisuke Uchino. "Pass-through of oil prices to Japanese domestic prices," NBER East Asian Seminars on Economics (香港, 2009年6月)報告論文(改訂作業中).
- Taylor, John. "Low inflation, pass-through, and pricing power of firms," *European Economic Review* 44 (2000) 1389-1408.

## 補論

### A 「輸入物価指数総合，除く原油等」の構築

本稿では、石油価格の影響を除去するため、エネルギー関連類(石油・石炭・天然ガス)を除く輸入物価指数を構築した。作業にあたって、輸入物価指数が、5年毎にウェイトが変更されるため、この点を考慮する必要がある。本稿では1975年基準から2005年基準までのウェイトの情報をもとに、ウェイトの修正を行い、類別物価指数を用いて基準年ごとにエネルギーを除く輸入物価指数を計算した。その上で、リンク係数を計算して1975年1月から2008年3月までの接続指数を作成した。

具体的に、 $t$ 期における $b$ 年基準の物価指数( $P_t^b$ )は、類を $g$ (類全体を $G$ )で表し、類別のウェイトならびに物価指数をそれぞれ $w_g^b$ と $P_{g,t}^b$ で表すとすれば、以下のよう書くことができる。

$$P_t^b = \sum_{g \in G} w_g^b P_{g,t}^b, \quad 0 < w_g < 1 \quad (\forall g \in G), \quad \sum_{g \in G} w_g = 1.$$

エネルギー関連類を $e$ とおくと、エネルギーを除く輸入物価指数( $\tilde{P}_t^b$ )は次のように書くことができる。

$$\tilde{P}_t^b = \sum_{g \in G \setminus \{e\}} \frac{w_g^b}{1 - w_e^b} P_{g,t}^b$$

$$\text{このとき, } \sum_{g \in G \setminus \{e\}} \frac{w_g^b}{1 - w_e^b} = \frac{\sum_{g \in G \setminus \{e\}} w_g^b}{1 - w_e^b} = 1, \quad 0 < \frac{w_g^b}{1 - w_e^b} < 1 \quad (\forall g \in G \setminus \{e\})$$

本稿が用いたエネルギー類のウェイトは、表 A-1 のとおりである。これは、日本銀行ホームページにおいて入手可能である。機械関係製品に関する類が1975年基準および2005年基準で分類が変更されているものの、エネルギー類に関しての分類には一貫性があるため、この作業において本質的な困難はない。

表 A-1: 輸入物価指数，石油・石炭・天然ガス類のウェイト

基準年	1975年	1980年	1985年	1990年	1995年	2000年	2005年
ウェイト	0.434	0.5352	0.4827	0.279	0.1782	0.221	0.2755

## B 「類別名目実効為替レート（貿易額ウェイト）」の構築

### 1. 類別名目実効為替レートの作成方法

ここでは、類別の輸出入物価指数に対応して作成した名目実効為替レートの作成手順を説明する。本稿では、29ヶ国・地域を対象に1993年版HSコード2桁分類商品コードと輸出入物価指数(2005年基準)の各々の調査対象製品を対応させ、HSコード2桁分類貿易量をもとに輸出入物価指数の類別に貿易量ウェイトを計算することで類別名目実効為替レートの作成を試みた。以下、(1)輸出入物価指数調査品目とHSコード2桁分類品目との対応関係の作成、(2)貿易量ウェイトの計算、そして(3)名目実効為替レートの作成について順に説明する。

#### 1.1 輸出入物価指数調査品目とHSコード2桁分類品目

日本銀行調査統計局(2008)では、輸出入物価指数の類ごとに調査対象製品と財務省貿易統計における概況品コードとの対応関係を公開している。本稿では、この情報と財務省ホームページより得られる概況品コード表をもとに、HSコード4桁分類と概況品コードの対応関係を利用して、HSコード4桁分類と輸出入物価指数調査対象製品との対応関係を作成した<sup>7</sup>。

しかしながら、UN COMTRADEにおいてはHSコード4桁分類について国別貿易量がすべての財について得られないため、調査対象となる4桁分類の総貿易量(日本が世界全体から輸入あるいは輸出した総額)をそれぞれ2桁分類で対応する類ごとに合計し、2007年時点での総貿易量において最も合計量が多い類に2桁分類コードを割り当てるという作業を行った<sup>8</sup>。具体例として仮想的に、2桁分類「20」に含まれる4桁コードが「2001」、「2002」、「2003」、「2004」、「2005」の5つであり、うち「2001」から「2004」までの4つが輸入物価指数の調査対象であったとし、「2001」と「2002」がA類、「2003」と「2004」がB類に対応しているものとしよう。このとき「2001」と「2002」の貿易量の和が「2003」と「2004」

<sup>7</sup>この資料は、財務省貿易統計ホームページ(<http://www.customs.go.jp/toukei/sankou/code/GH200801.pdf>)よりダウンロード可能である(2009年3月現在)。

<sup>8</sup>4桁分類の上2桁の数字が属する2桁分類を示す。4桁分類について、国別貿易量は得られない場合があるものの、総貿易量については、ほとんどのものについて得られる。この計算における総貿易量データは、2007年版HSコードのものを利用している。

の和よりも大きい場合、2桁コード「20」がA類に属するものみなし、同様の手順を続けることで、HS2桁コードと輸出入物価指数の類の対応関係を作成する。結果は表A-2a, A-2bに示されている。以上の作業の仮想例を表A-2cに掲げたので参照されたい。

## 1.2 貿易量ウェイトの計算

前節の手順で作成した、HS2桁コードと輸出入物価指数の類との対応関係をもとに、ここでは年別にHS2桁分類の国別輸出入貿易量データを利用して、貿易量ウェイトを計算する方法を説明する。本稿では、調査対象国をアメリカ、カナダ、メキシコ、ドイツ、イギリス、フランス、イタリア、オーストラリア、フィンランド、ベルギー(ルクセンブルグを含む)、オランダ、ポルトガル、スペイン、ギリシャ、アイルランド、ロシア、中国、韓国、香港、シンガポール、タイ、マレーシア、オーストラリア、フィリピン、インド、インドネシア、ベトナム、チリ、ブラジルの29カ国・地域を対象としており、これは、日本銀行公表の名目実効為替レートよりも多い国・地域をカバーしている。その理由は、類によって日銀の調査対象国に入らない国が大きな貿易量ウェイトを占めることがあるためである<sup>9</sup>。

上記の対象国・地域について合計貿易量を分母として貿易量ウェイトを計算した。輸入物価指数の石油・石炭・天然ガス類については、上記の国々ではカバー率が4割程度に留まるため、アラブ首長国連邦、サウジアラビア、イラン、カタール、オーストラリア、インドネシア、クウェート、マレーシア、ロシア、オマーンの10カ国を対象とした。貿易量は、UN COMTRADEから入手した1989年から2006年までのHSコード2桁分類の貿易量データ(名目米ドル建て)を用いた。なおデータが欠損している場合には、貿易量をゼロとみなし補完している。

ここでロシア(旧ソ連)ならびにブラジルについては、1990年代初頭に通貨価値が著しく毀損した時期があるため、1995年まで計算対象から除外している<sup>10</sup>。これ

---

<sup>9</sup> 台湾については、日本銀行の名目実効為替レートでは対象国に含まれるが、国連に加盟していないためUN COMTRADEからデータを得ることができず、本稿では除外した。

<sup>10</sup> 例えばブラジルレアルは1989年1月時点で1レアル=約3億9千万円であったが、1990年1月には約191万円、2006年1月までに約50円にまで減価して

はこのような場合には 1 つの月の間に為替レートが大きく変わってしまい、それをどの時点で評価するかによって全体の結果が大きく左右されてしまうからである。同様にクウェートは湾岸戦争中(1990 年～1991 年)の為替レートが得られず、またイランは 1993 年 3 月と 2002 年 3 月に円に対して 8 割近く為替レートが減価しているため、両国について対応する時期のウェイトをゼロとし、いずれの場合もそれ以外の国のウェイトの和が 1 になるように調整を施している。名目為替レートは、IMF 統計(IFS)より得た月次の対米ドル月中平均レートを同じく IFS より得た円の対ドル月中平均レートをを用いて対円換算したものを利用している。

### 1.3 名目実効為替レートの計算

本稿では、日本銀行が公表している名目実効為替レートと同じ方法で類別名目実効為替レートを計算した<sup>11</sup>。ここで具体的な計算方法を説明する。まず、 $w_{c,t}^k$  を  $t$  年の  $k$  類における  $c$  国( $t$  年  $k$  類における対象国全体を  $C_{t,k}$  であらわす)のウェイトとし、以下のように定める。

$$w_{c,t}^k = \frac{\text{tradevalue}_{c,t}^k}{\sum_{c \in C_{t,k}} \text{tradevalue}_{c,t}^k}, \quad 0 \leq w_{c,t}^k \leq 1. \quad (1)$$

$c$  国通貨の  $t$  年  $m$  月における対円名目為替レートを  $e_{c,t,m}$  とすると、以上のウェイトのもとでは、 $t$  年の  $k$  類における 1 月から  $m$  月までの名目実効為替レートの変化率は、以下の加重幾何平均で表せる。

$$I_{k,t,m}^t = \prod_{c \in C_{t,k}} \left( \frac{e_{c,t,m}}{e_{c,t,1}} \right)^{w_{c,t}^k} \quad (2)$$

ここで  $I_{k,t+1,1}^t$  を  $k$  類の  $t$  年のウェイトを用いて計算した  $t$  年 1 月から  $t+1$  年 1 月までの変化率とすると、 $k$  類の  $t$  年  $m$  月における名目実効為替レートは以下で表す

---

いる。このような通貨を含めて計算すると、ウェイトの如何によっては計算された実効為替レートが円高方向に引きずられてしまう。実際に、輸入物価指数の金属・同製品は、ロシアやブラジルのウェイトがある程度あるが、同期間を含めて計算すると円が極めて高く評価されてしまう。

<sup>11</sup>名目実効為替レートの計算方法は、2009 年 3 月現在、日本銀行ホームページ (<http://www.boj.or.jp/type/exp/stat/exrate.htm/>)より入手可能である。

ことができる。

$$CI_{k,t,m}^t = \prod_{\tau=1989}^{t-1} I_{k,\tau+1,1}^{\tau} \times I_{k,t,m}^t \quad (3)$$

表 A-2a：輸出物価指数の各調査対象に対応する HS2 桁コード

輸出物価指数項目	概況品コード	対応する HS2 桁コード
繊維品	211,609,807	40,42,43,50,51,52,53,54,55,56,57,58, 59,60,63,65
化学製品	5	28,29,30,31,32,33,34,35,36,38,39
金属・同製品	215,611,613,615	26,71,72,73,74,75,76,78,79,80,81,82,83
一般機器	701	84
電気・電子機器	703	85
輸送用機器	705	86,87,88
精密機器	811	90,91

表 A-2b：輸入物価指数の各調査対象に対応する HS2 桁コード

輸入物価指数項目	概況品コード	対応する HS2 桁コード
食料品・飼料	0,1	01,02,03,04,07,08,09,10,11,12,15,16, 17,18,19,20,21,22,23,24
繊維品	211,609,807	40,42,43,50,51,52,53,54,55,56,57,58, 59,60,63,65
金属・同製品	215,611,613,615	26,71,72,73,74,75,76,78,79,80,81,82,83
木材・同製品	207,605	44,45
石油・石炭・天然ガス	3	27
化学製品	5	28,29,30,31,32,33,34,35,36,38,39
一般機器	701	84
電気・電子機器	703	85
輸送用機器	705	86,87,88
精密機器	811	90,91

表 A-2c:HS2 桁コードと輸出入物価指数調査項目の対応関係の作成法(仮想例)

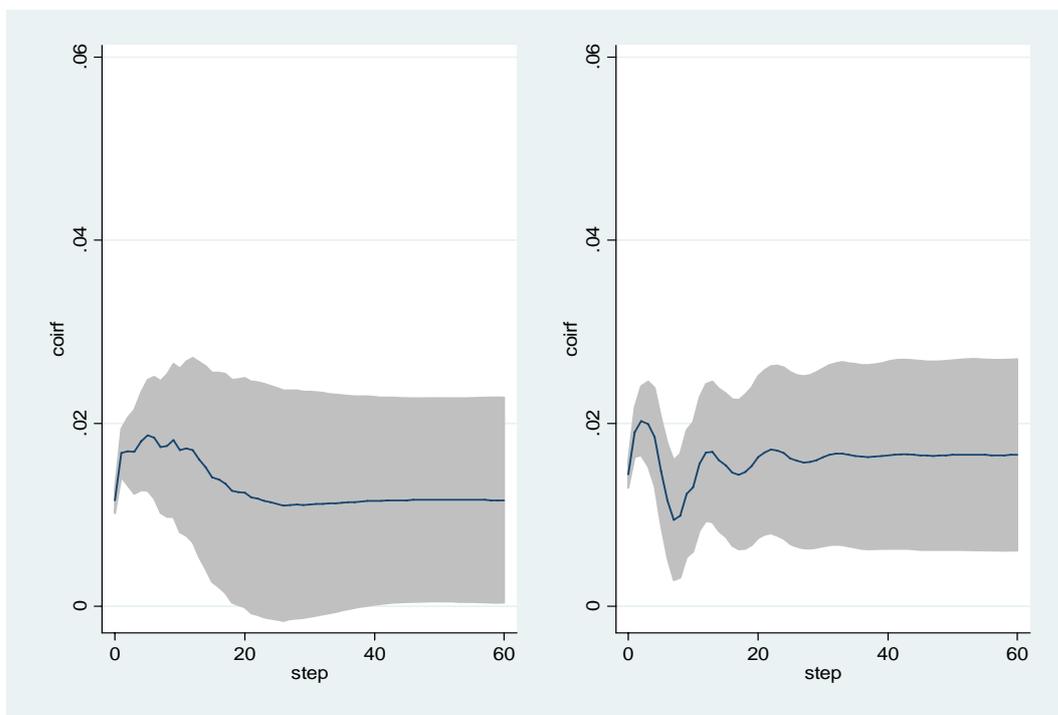
HS2 桁コード	HS4 桁コード	物価指数調査対象	輸入量(世界→日本)
20	2001	A 類	X20(1)
	2002	B 類	X20(2)
	.....		
	2098	該当なし	X20(98)
	2099	A 類	X20(99)
A 類に割り←	類別合計/合計	$\sum_{k \in A} X_{20}(k) \geq \sum_{k \in B} X_{20}(k)$	$TV_{20,w} = \sum_k X_{20}(k)$
21	2101	A 類	X21(1)
	2102	C 類	X21(2)
	.....	.....	.....
	2198	該当なし	X21(98)
	2199	B 類	X21(99)
A 類に割り←	類別合計/合計	$\sum_{k \in A} X_{21}(k) \geq \sum_{k \in B} X_{21}(k)$ $\sum_{k \in A} X_{21}(k) \geq \sum_{k \in C} X_{21}(k)$	$TV_{21,w} = \sum_k X_{21}(k)$
22	2201	C 類	X22(1)
	2202	B 類	X22(2)
	.....	.....	.....
	2298	A 類	X22(98)
	2299	該当なし	X22(99)
C 類に割り←	類別合計/合計	$\sum_{k \in C} X_{22}(k) \geq \sum_{k \in A} X_{22}(k)$ $\sum_{k \in C} X_{22}(k) \geq \sum_{k \in B} X_{22}(k)$	$TV_{22,w} = \sum_k X_{22}(k)$
.....	.....	.....	.....



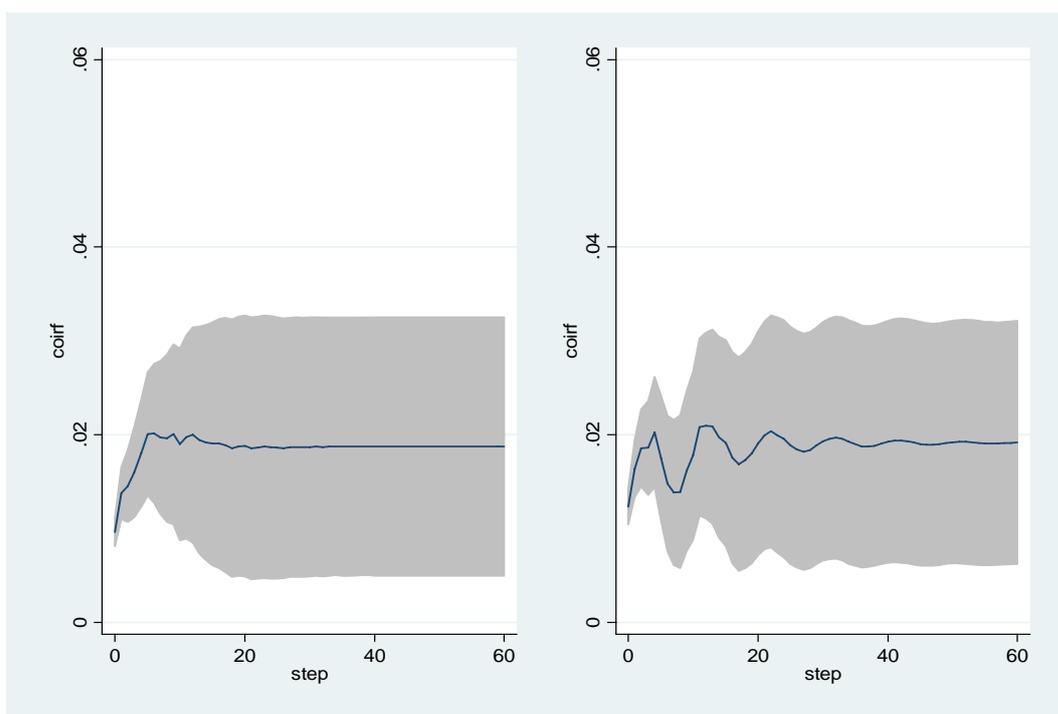
A 類に対応する財の c 国からの輸入額	$TV_{21,c} + TV_{22,c}$	この仮想例では、c 国の HS2 桁コード 21,22 の輸入額をそれぞれ抽出し、その和を A 類の c 国からの輸入額とする。
-------------------------	-------------------------	------------------------------------------------------------------

**付録 I** 名目実効レートに対する類別輸出物価指数の反応：全結果  
(左:1976:2-1989:12) (右:1990:1-2009:1)

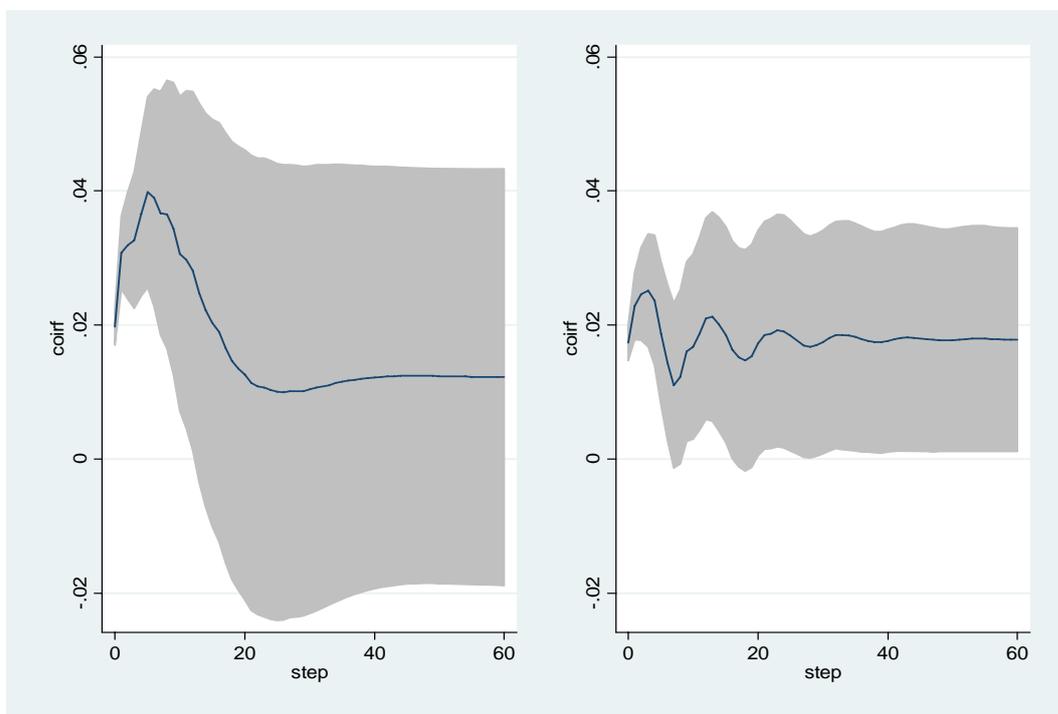
総平均



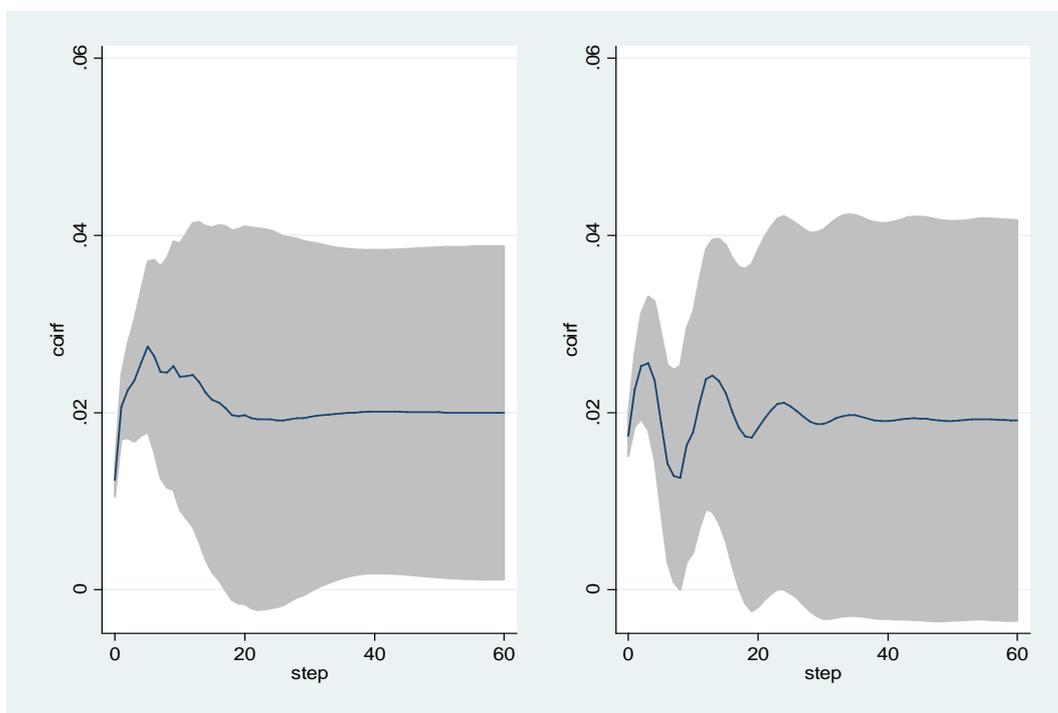
繊維品



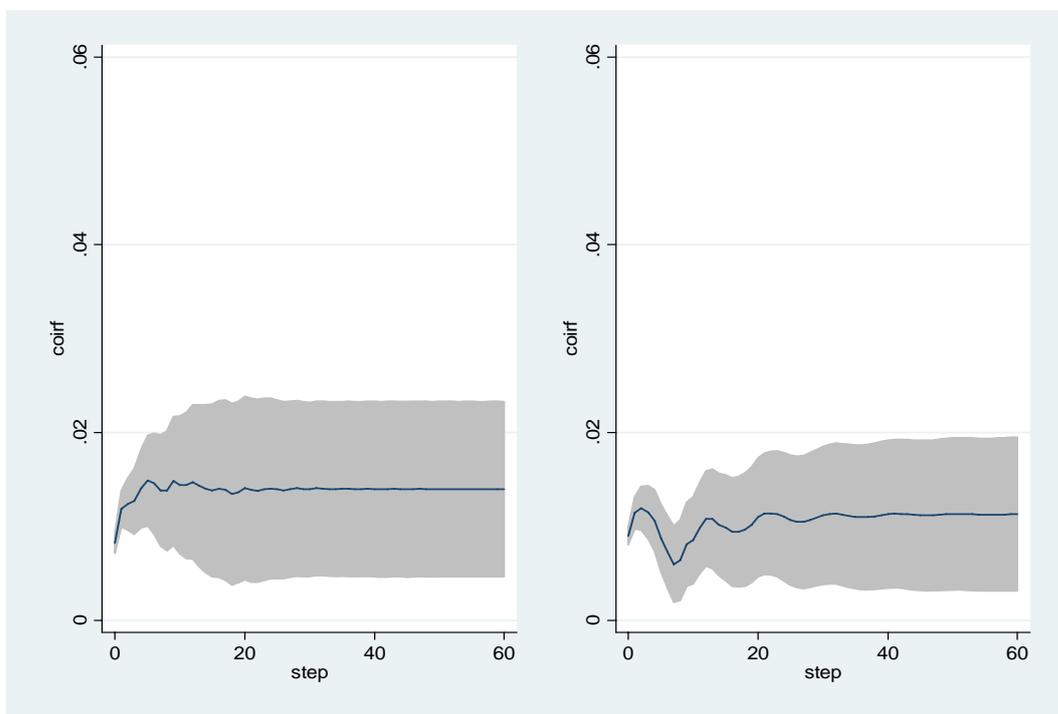
## 化学製品



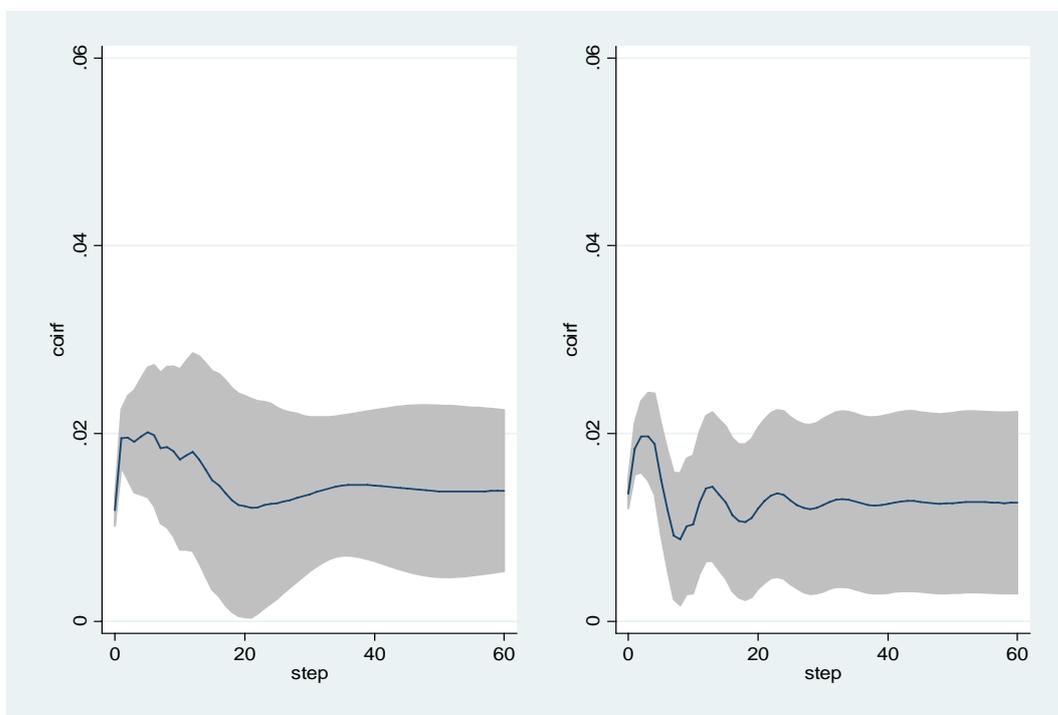
## 金属・同製品



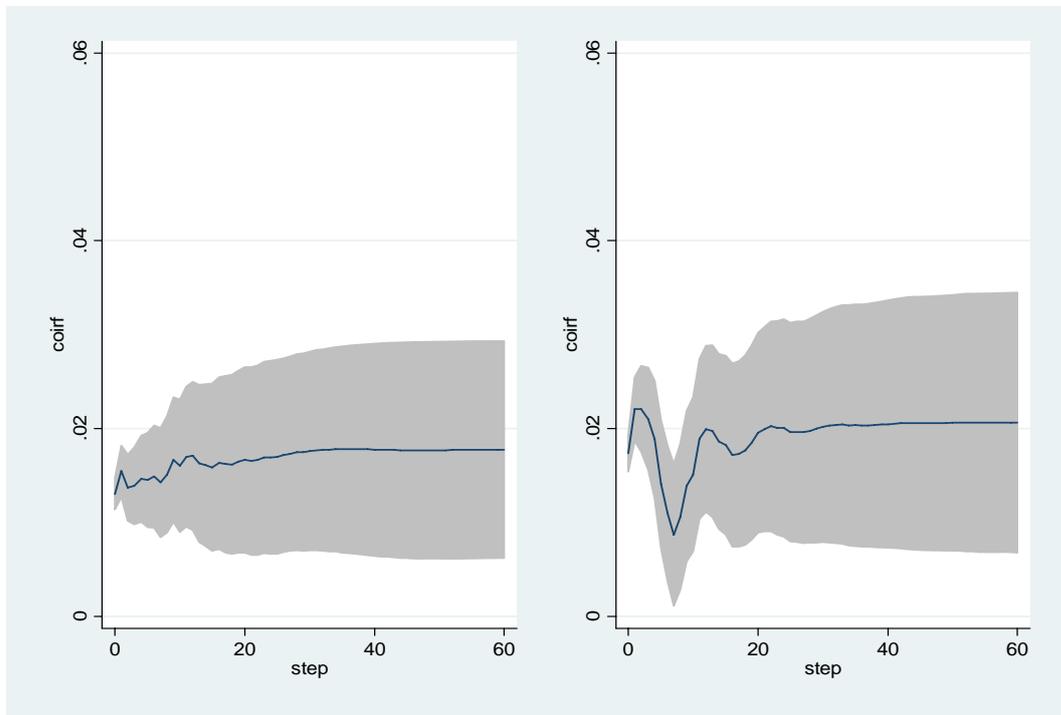
## 一般機器



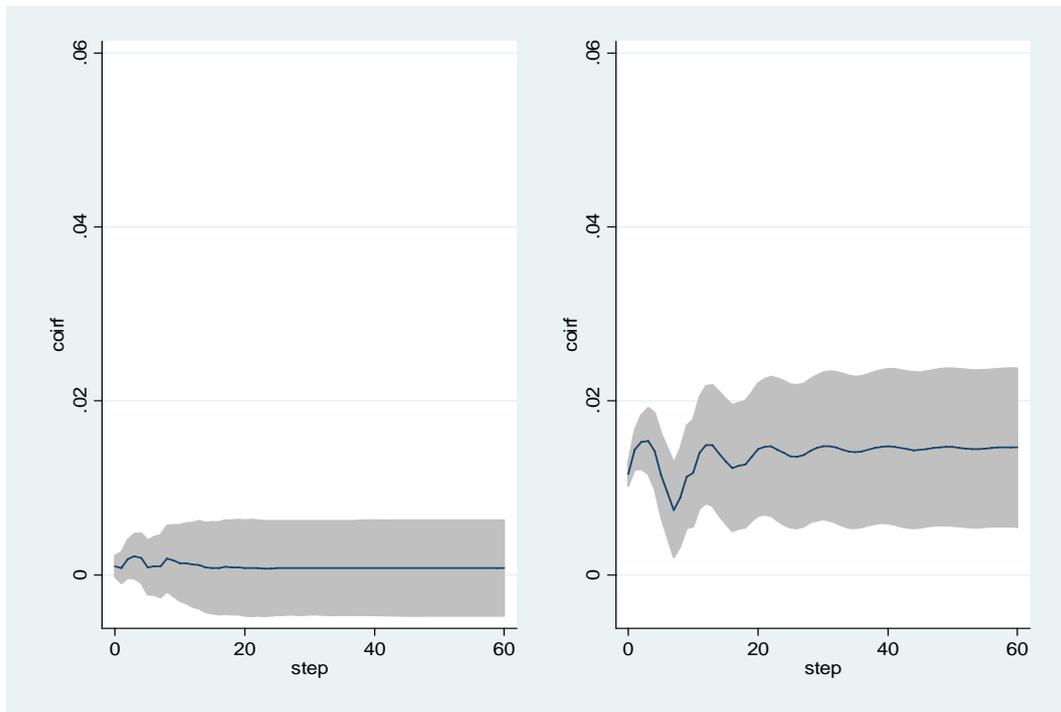
## 電気・電子機器



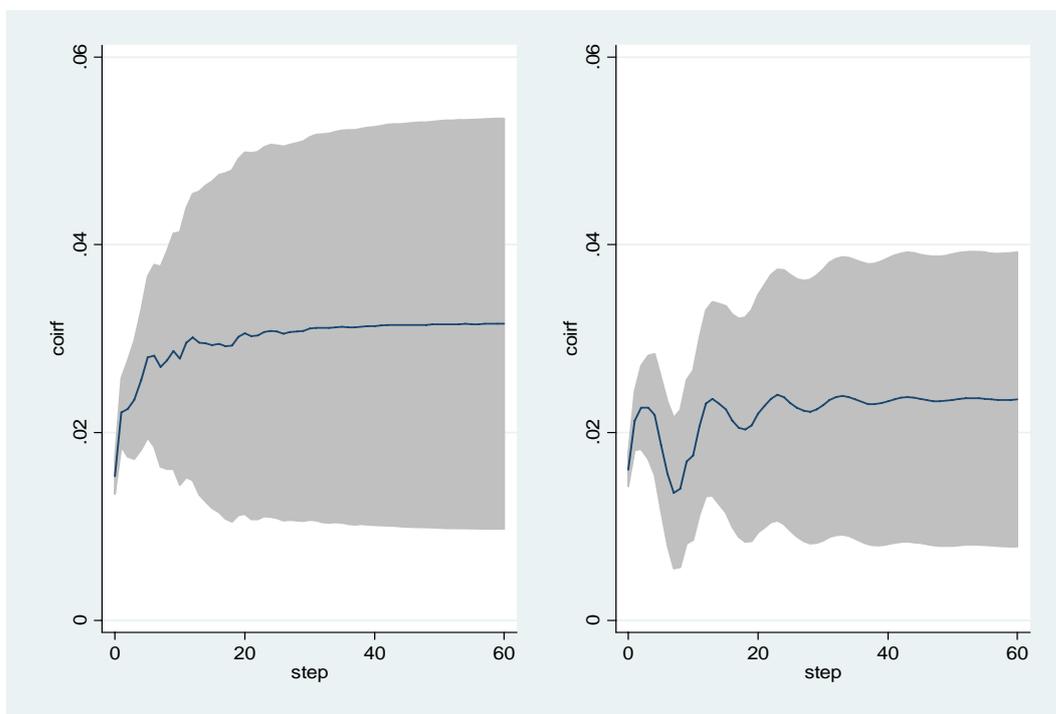
## 輸送用機器



## 精密機器

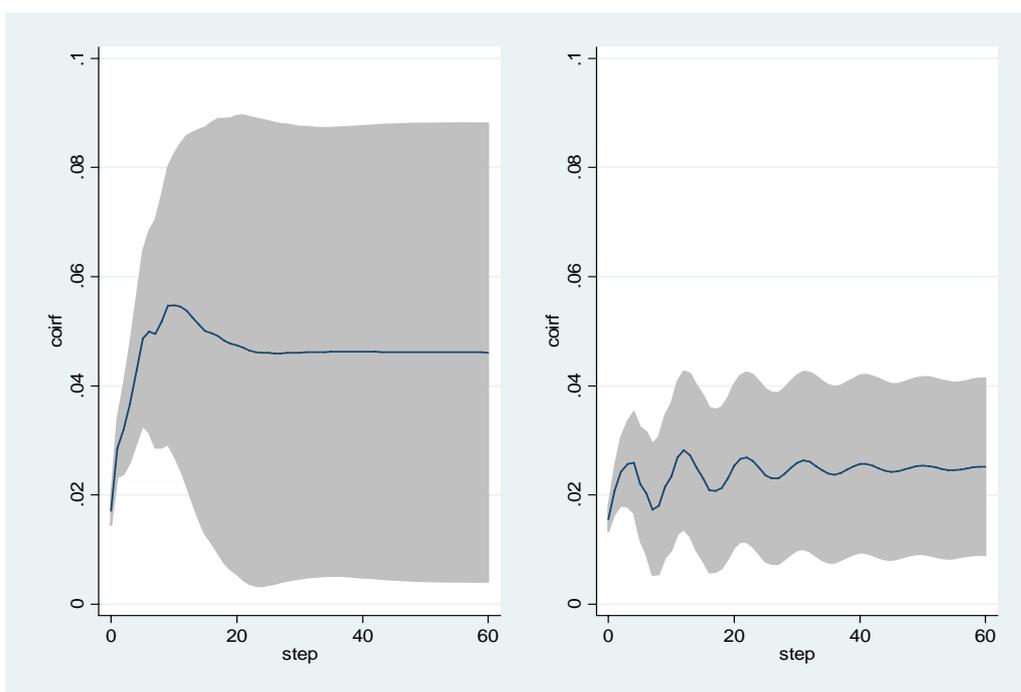


その他産品・製品

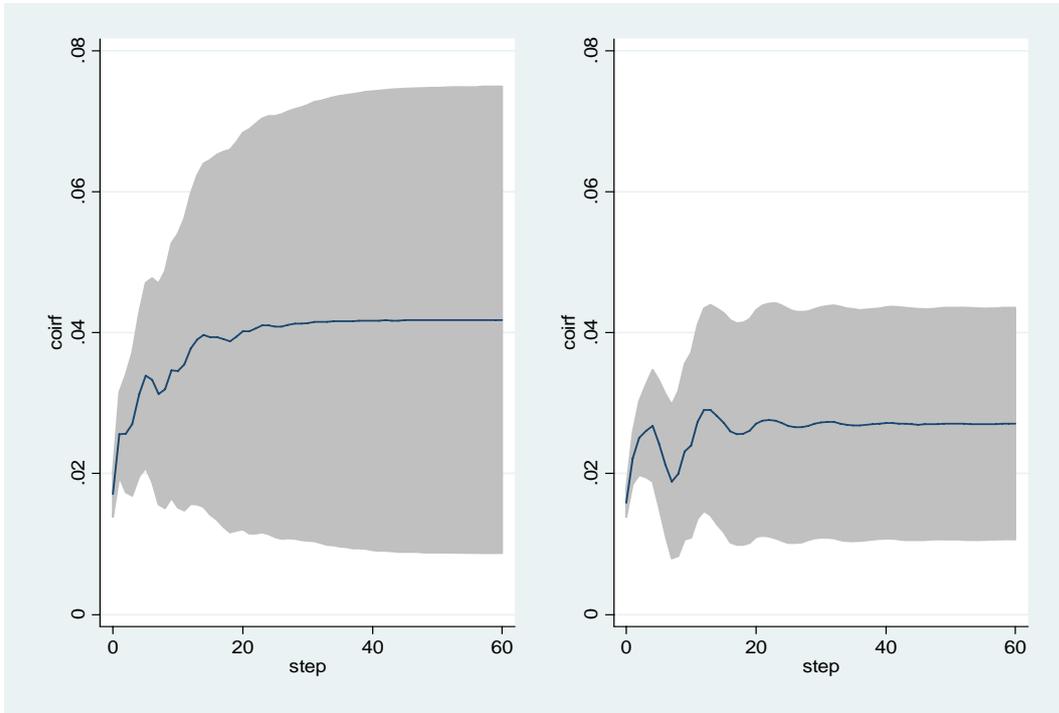


**付録Ⅱ** 名目実効レートに対する類別輸入物価指数の反応：全結果  
(左:1976:2-1989:12) (右:1990:1-2009:1)

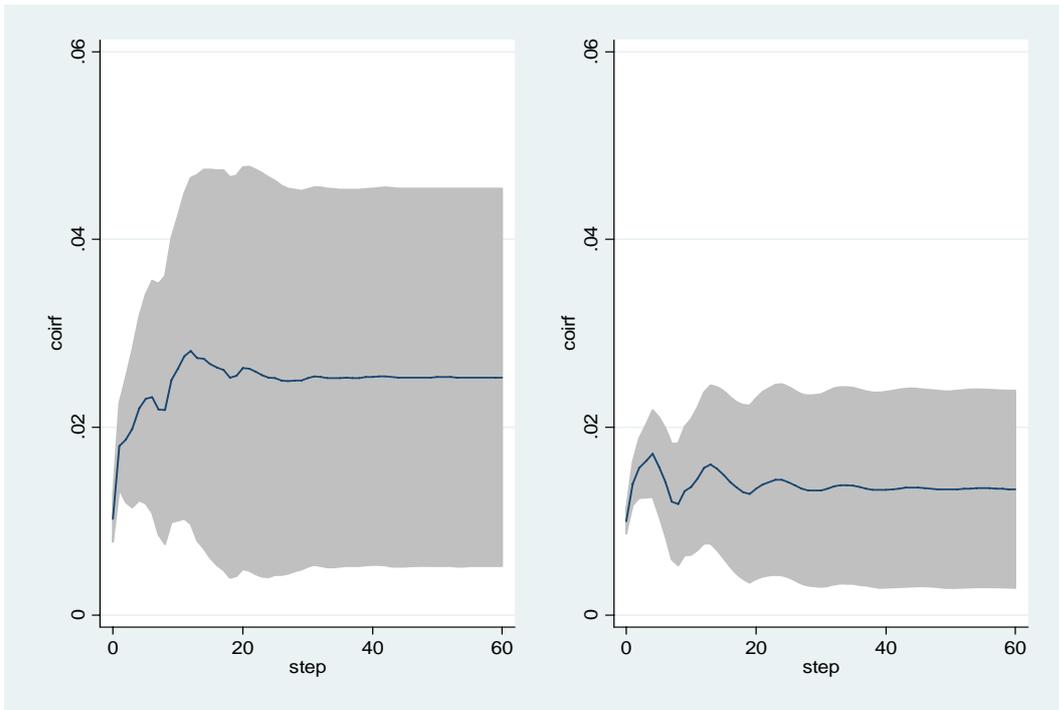
総平均



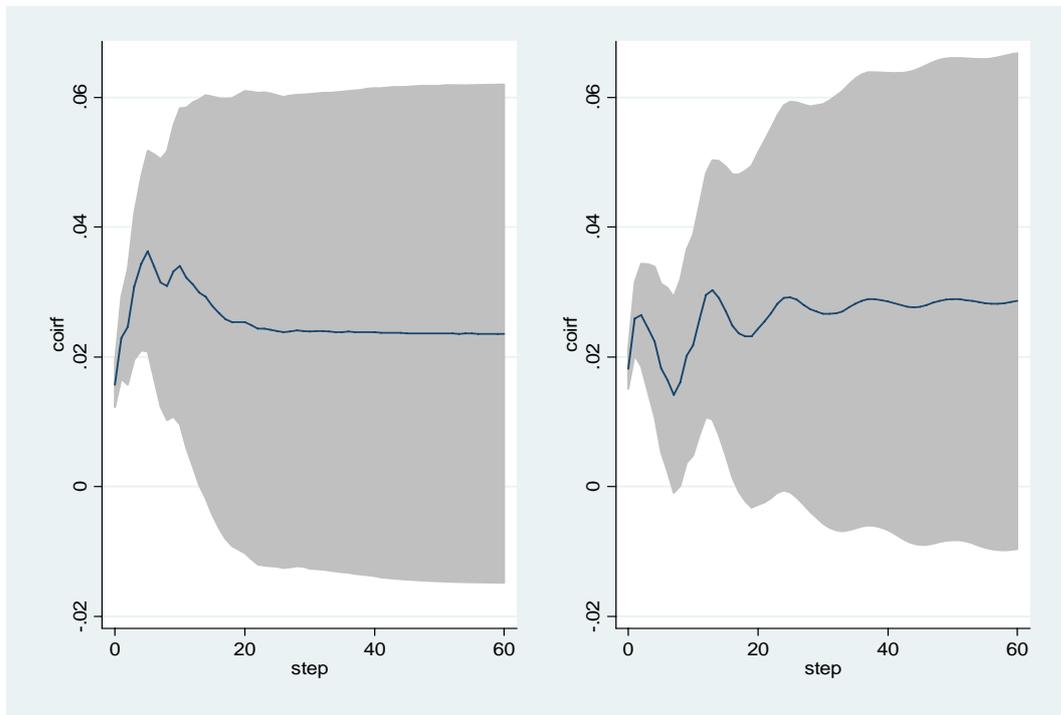
食料品・飼料



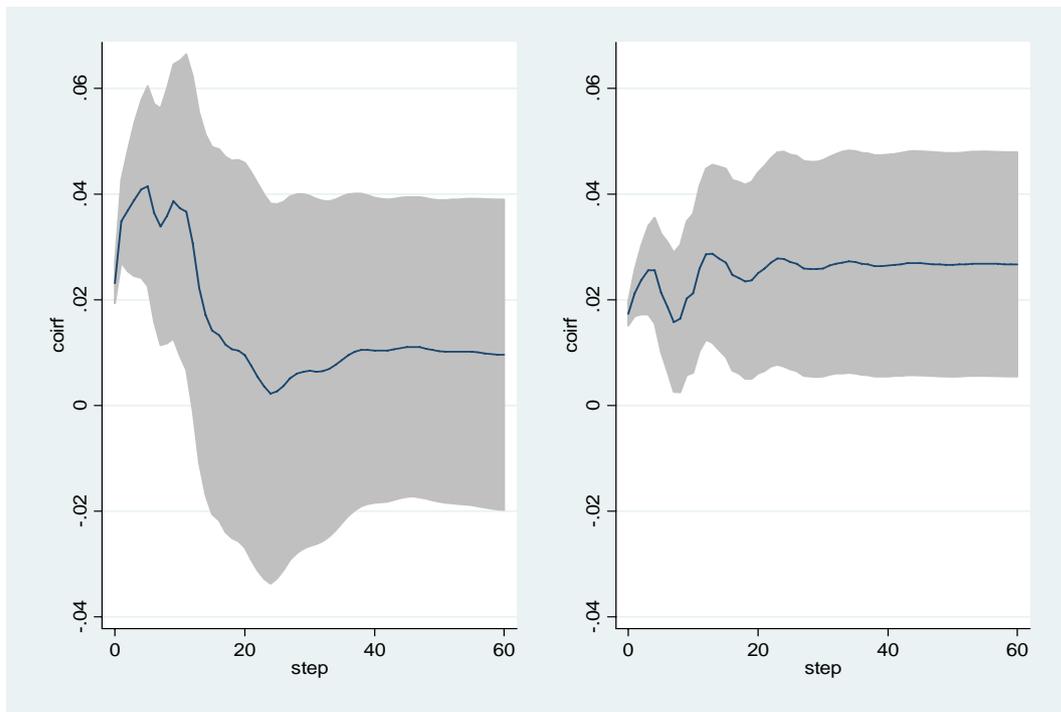
繊維品



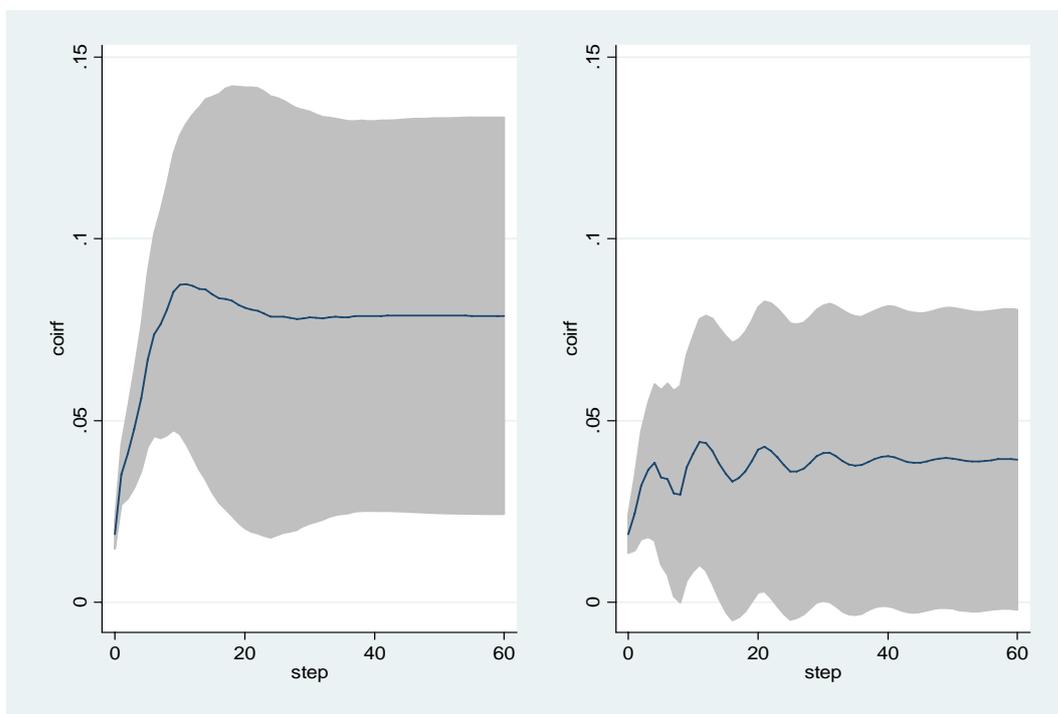
金属・同製品



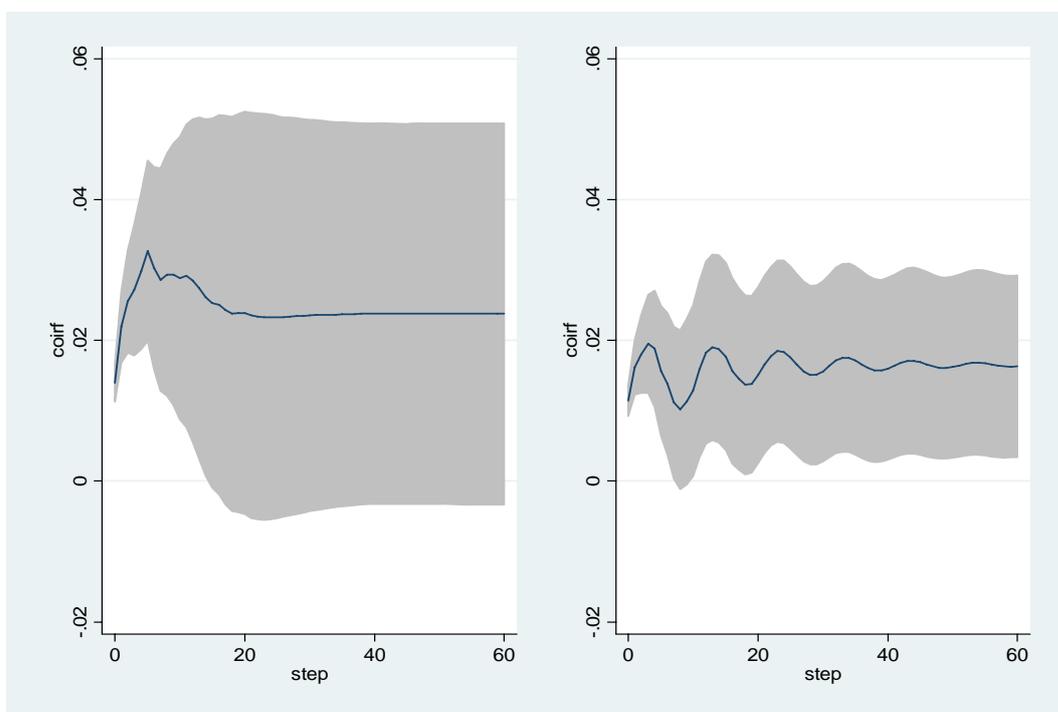
木材・同製品



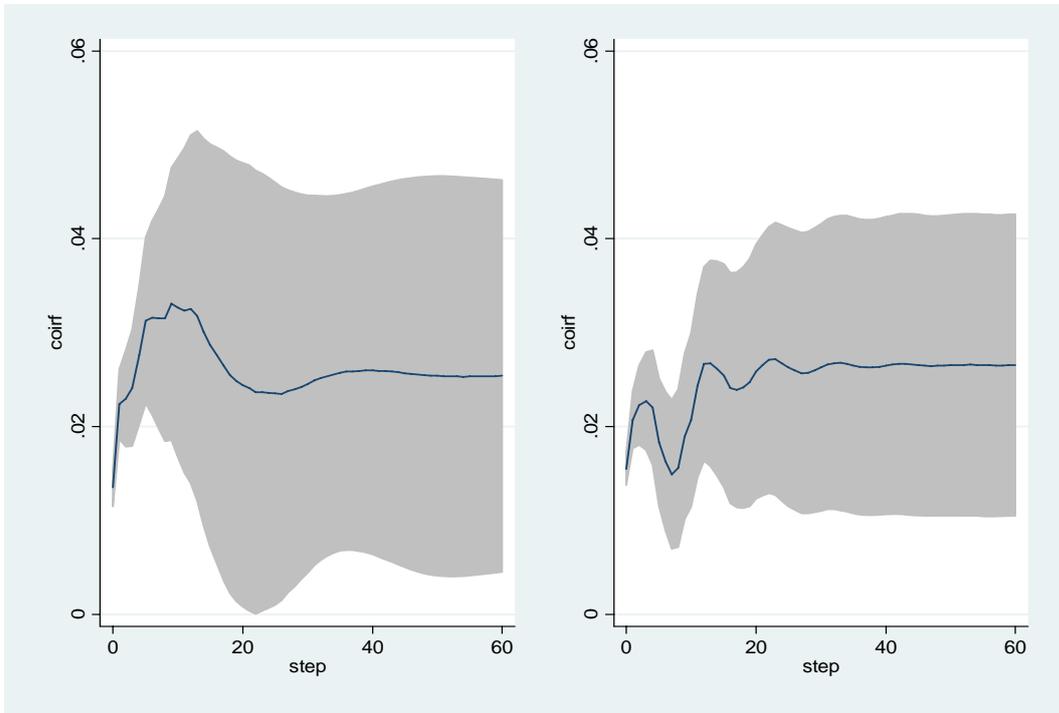
石油・石炭・天然ガス



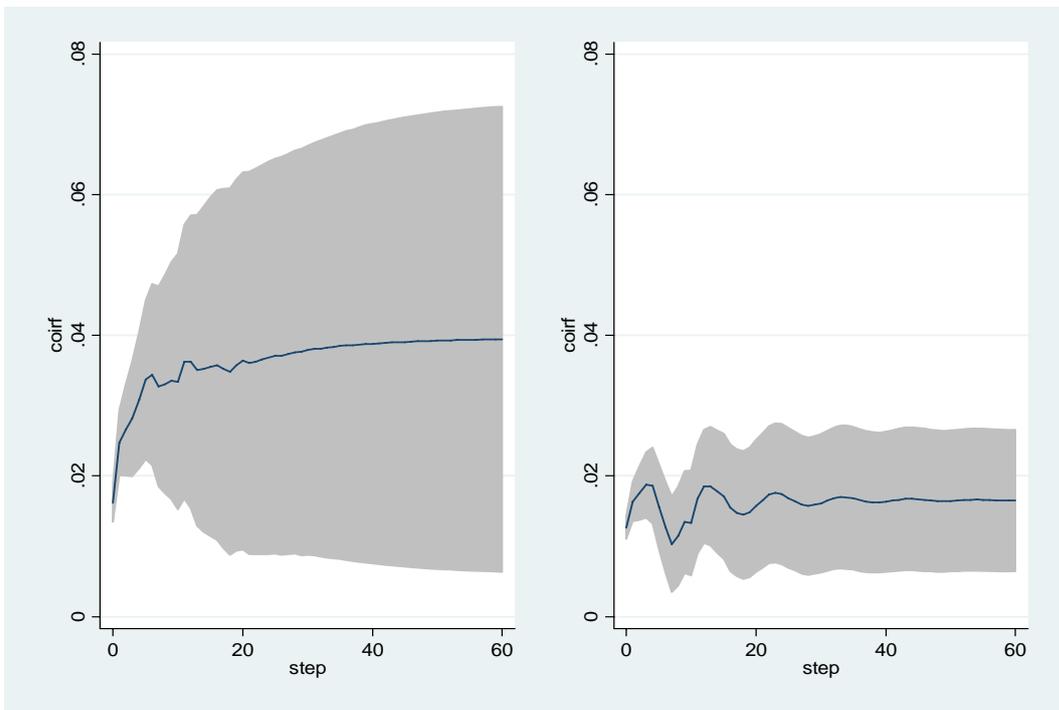
化学製品



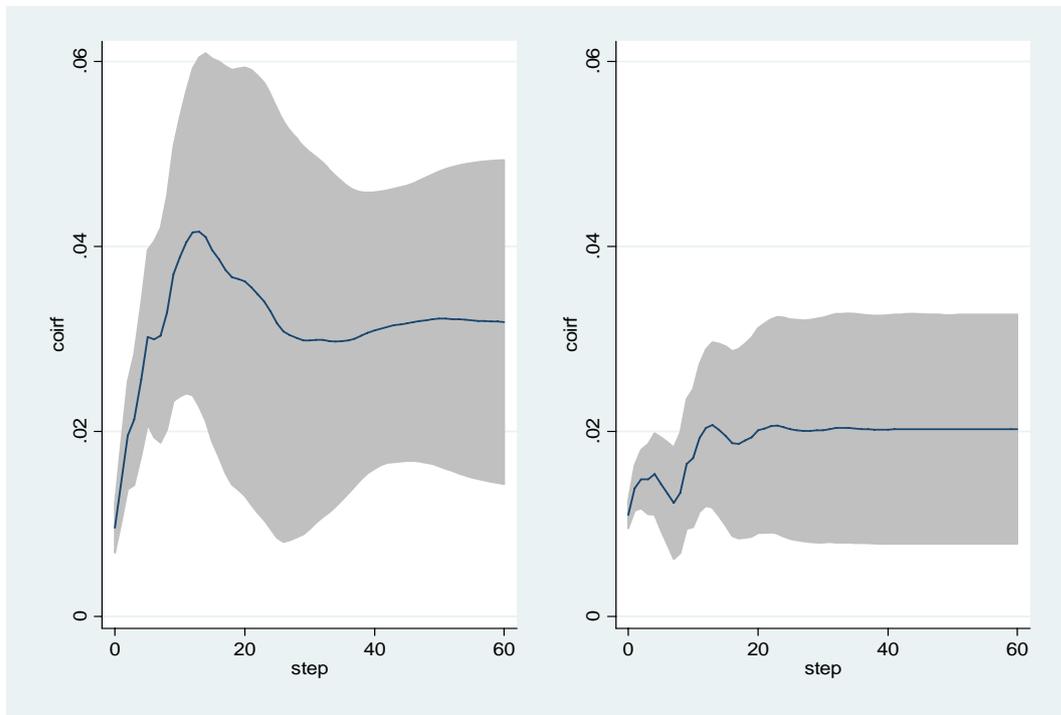
一般機器



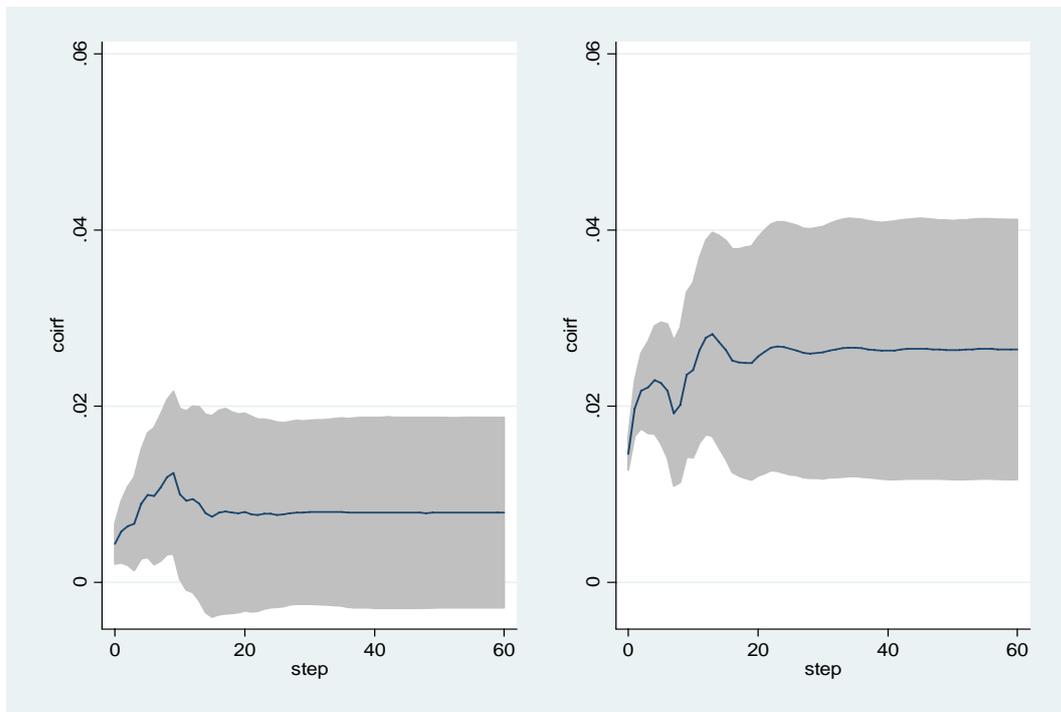
電気・電子機器



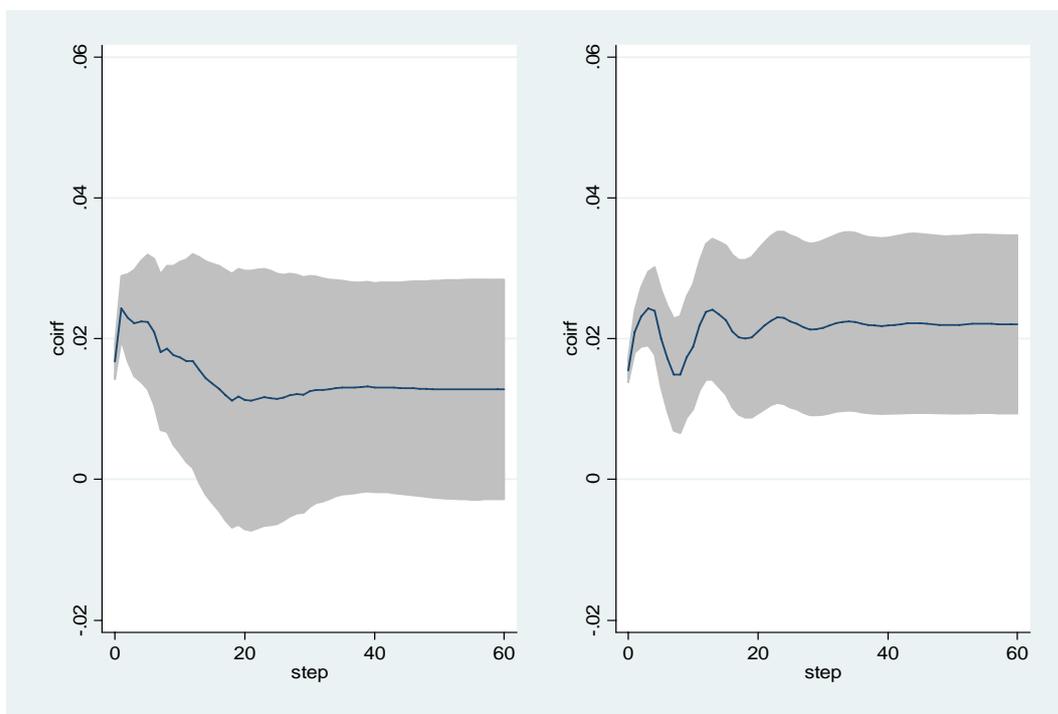
## 輸送用機器



## 精密機器



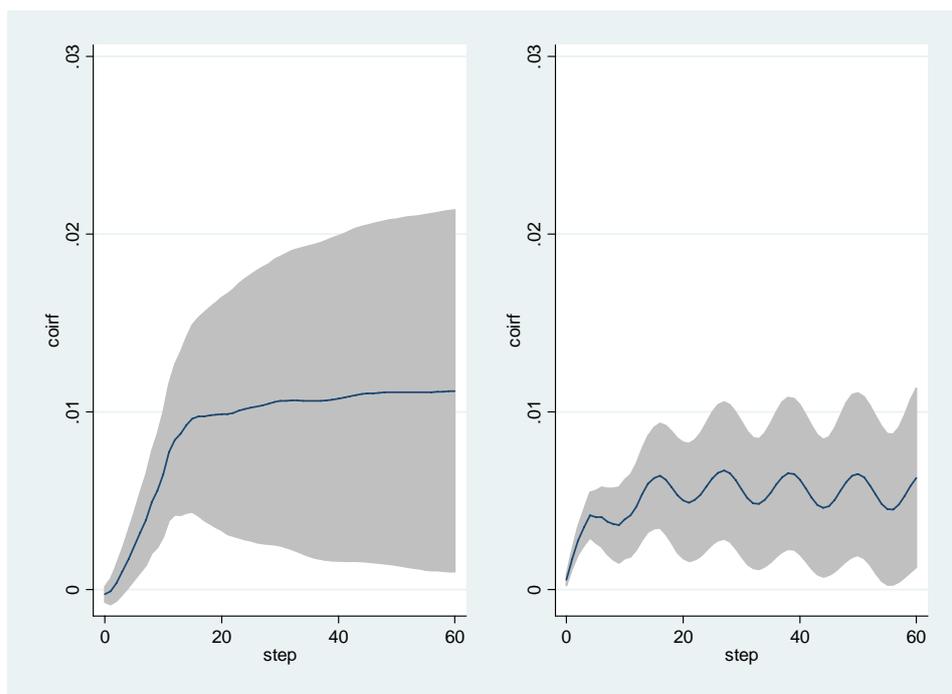
その他産品・製品



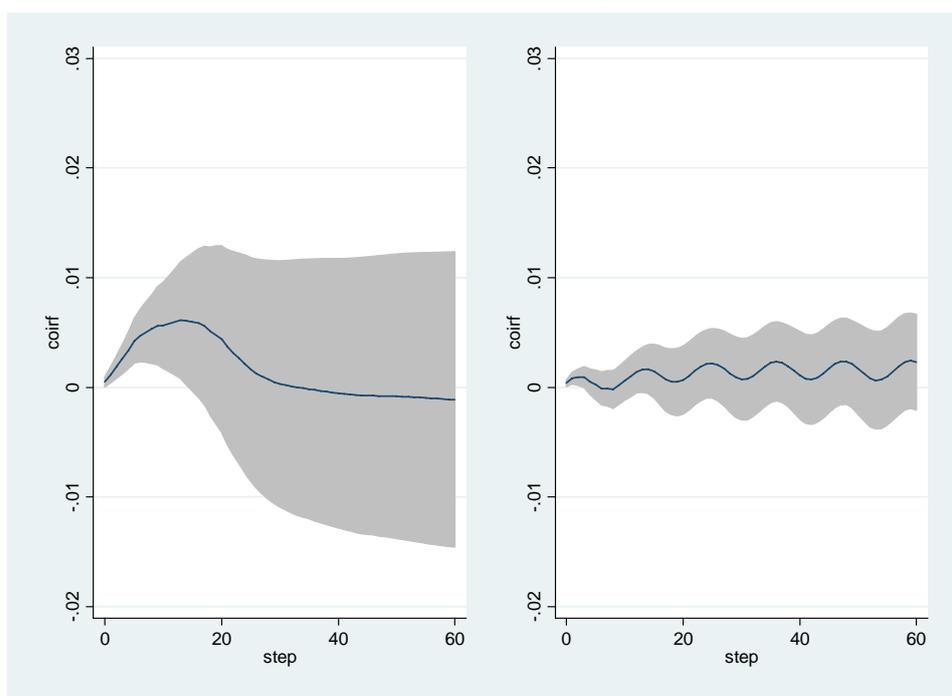
### 付録 III 各種平均物価指数に関する VAR 分析の結果

各ページの結果は原油価格，為替レート，いずれかの平均物価指数の 3 変数からなる VAR から得られた，原油価格ショックと為替レートショックに対する平均物価指数の累積インパルス応答関数である。「前半」は 1976:2-1989:12, 「後半」は 1990:1-2009:1.

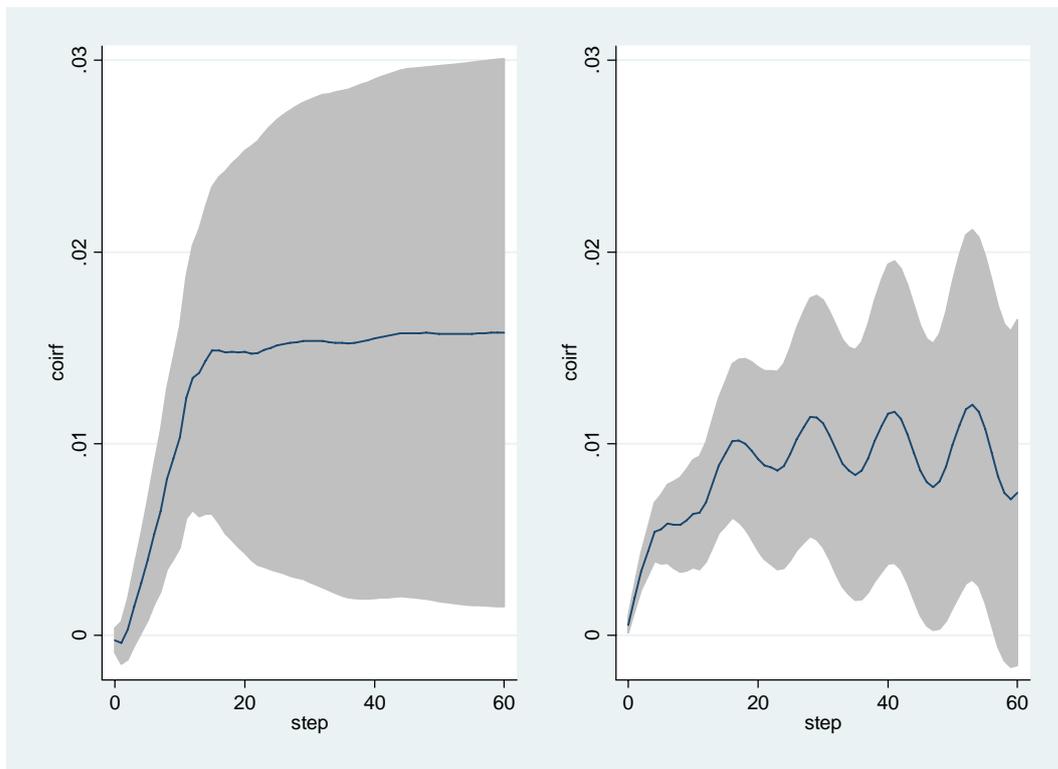
原油価格→CGPI 総合 左：前半、右：後半



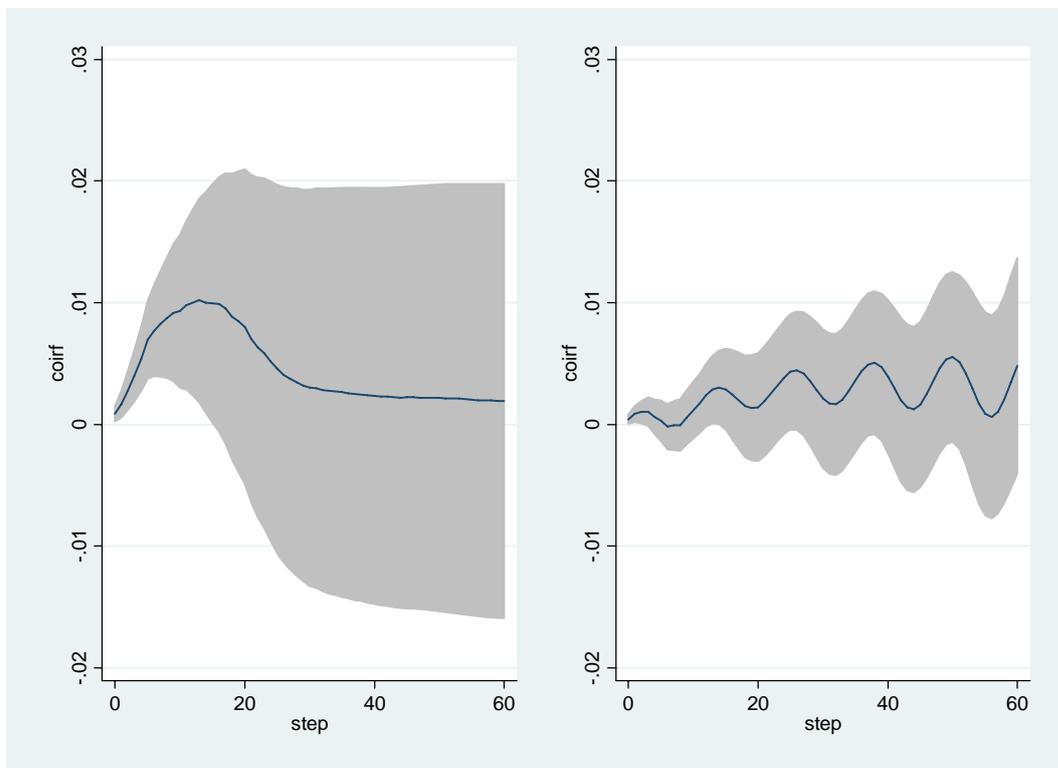
為替レート→CGPI 総合 左：前半、右：後半



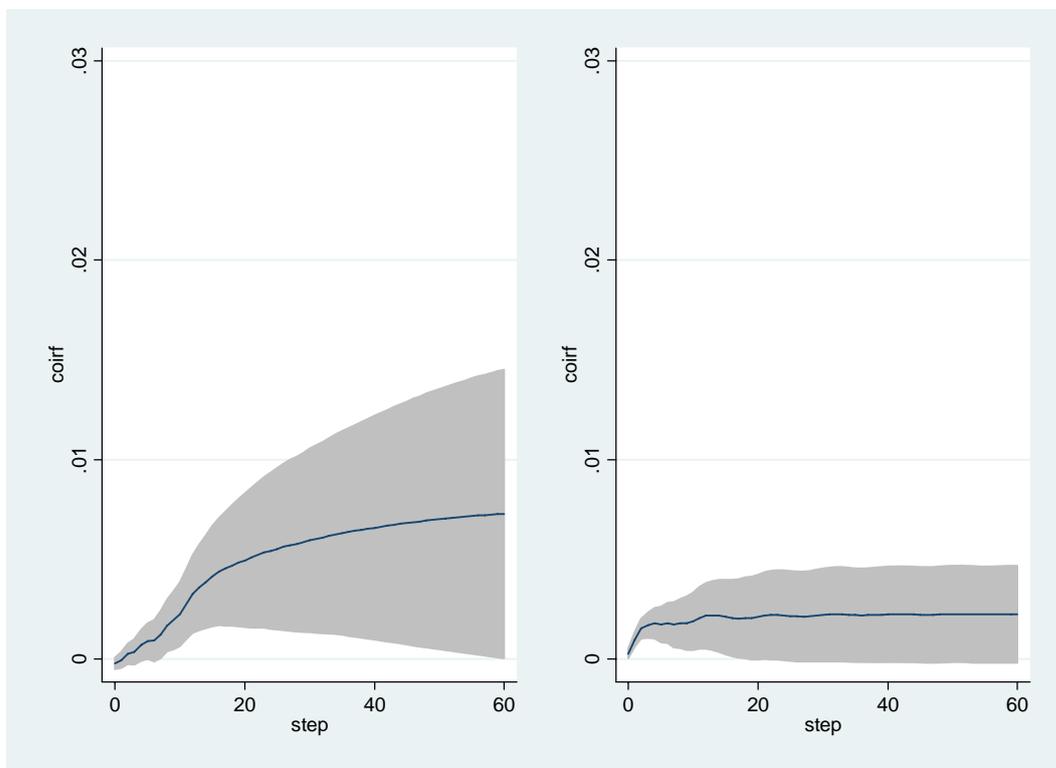
原油価格→CGPI（中間財） 左：前半、右：後半



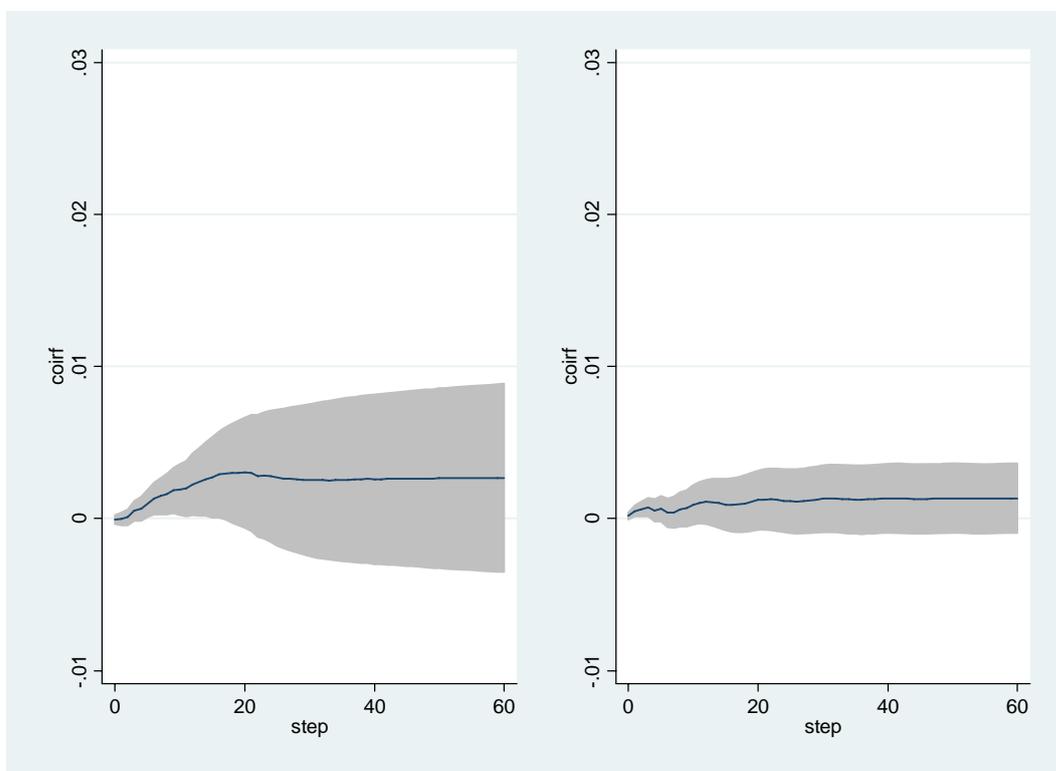
為替レート→CGPI（中間財） 左：前半、右：後半



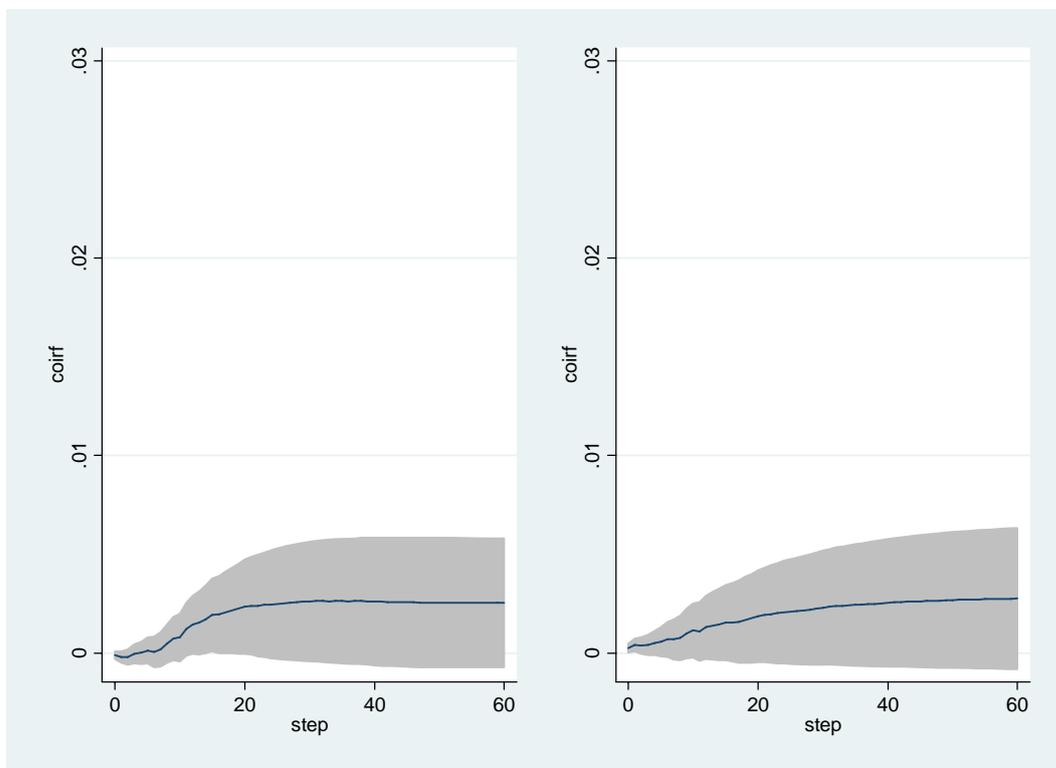
原油価格→CGPI（最終財） 左：前半、右：後半



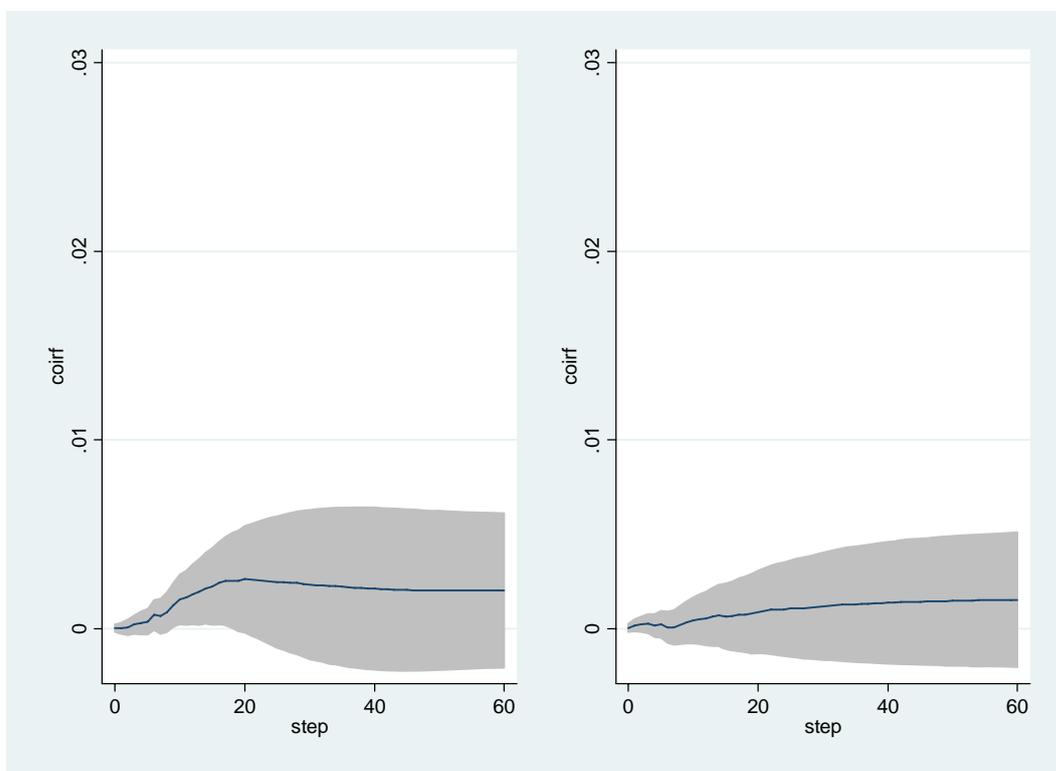
為替レート→CGPI（最終財） 左：前半、右：後半



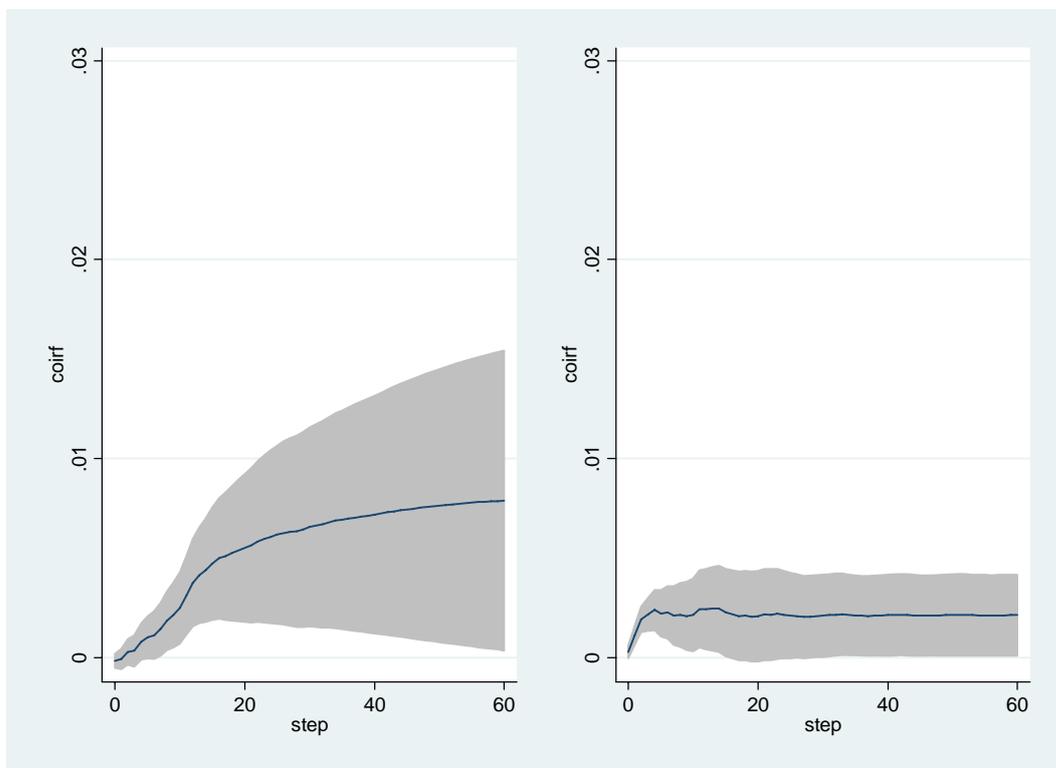
原油価格→CGPI（資本財） 左：前半、右：後半



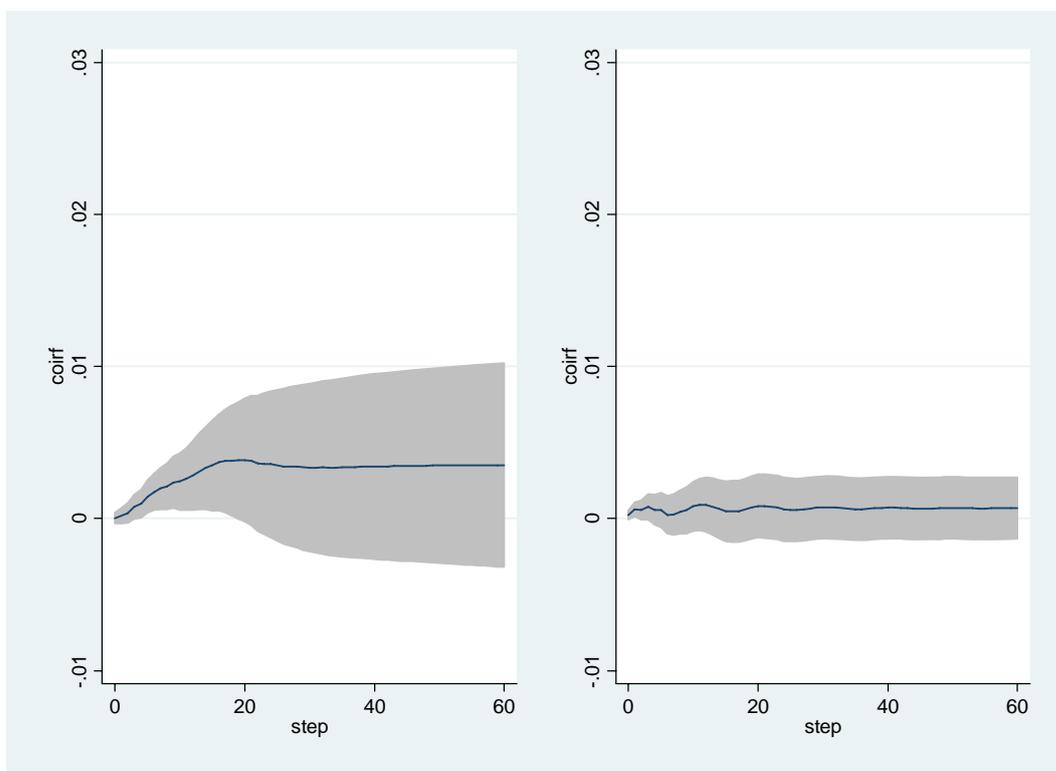
為替レート→CGPI（資本財） 左：前半、右：後半



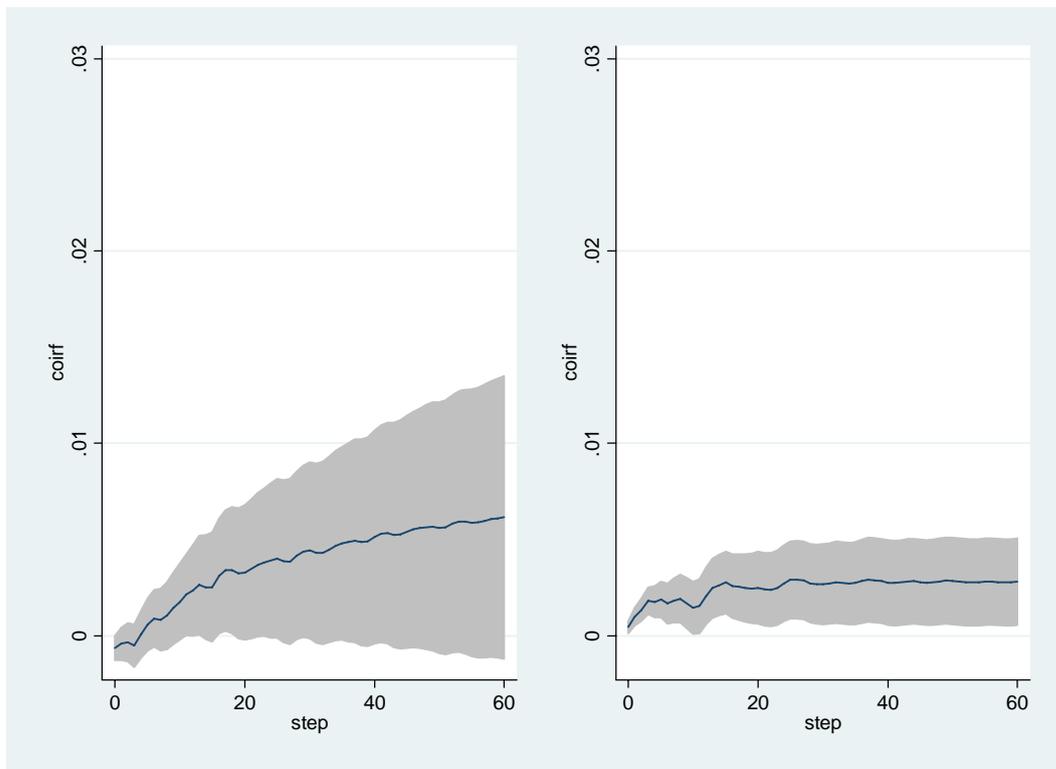
原油価格→CGPI（消費財全体） 左：前半、右：後半



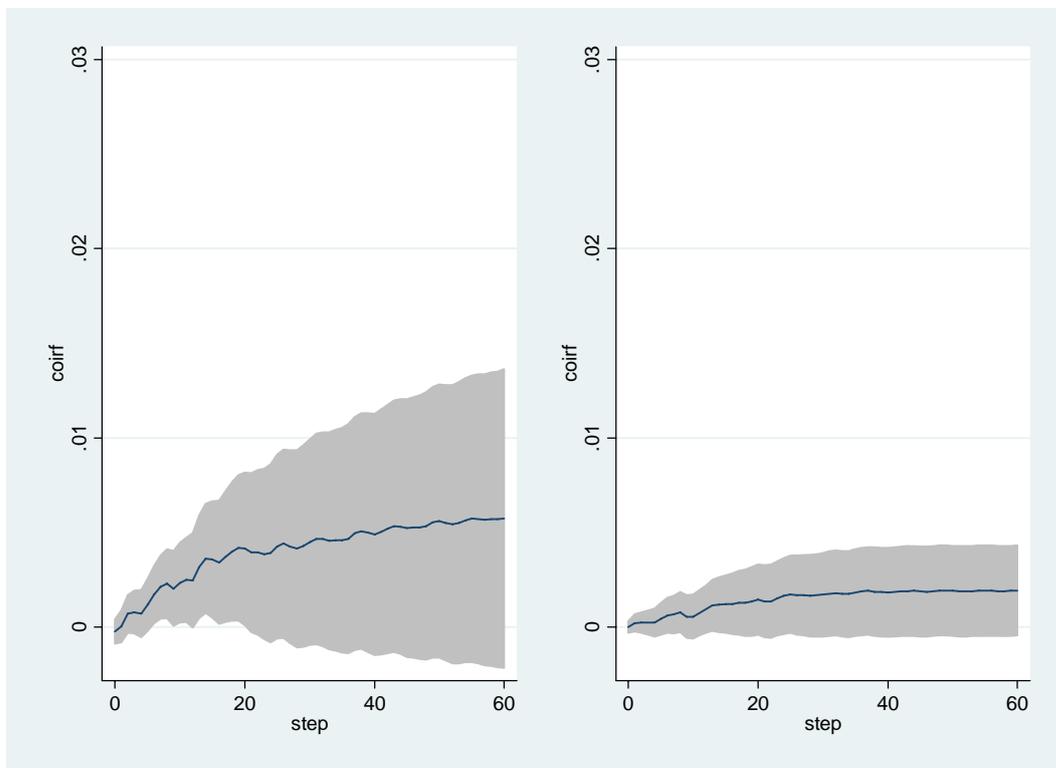
為替レート→CGPI（消費財全体） 左：前半、右：後半



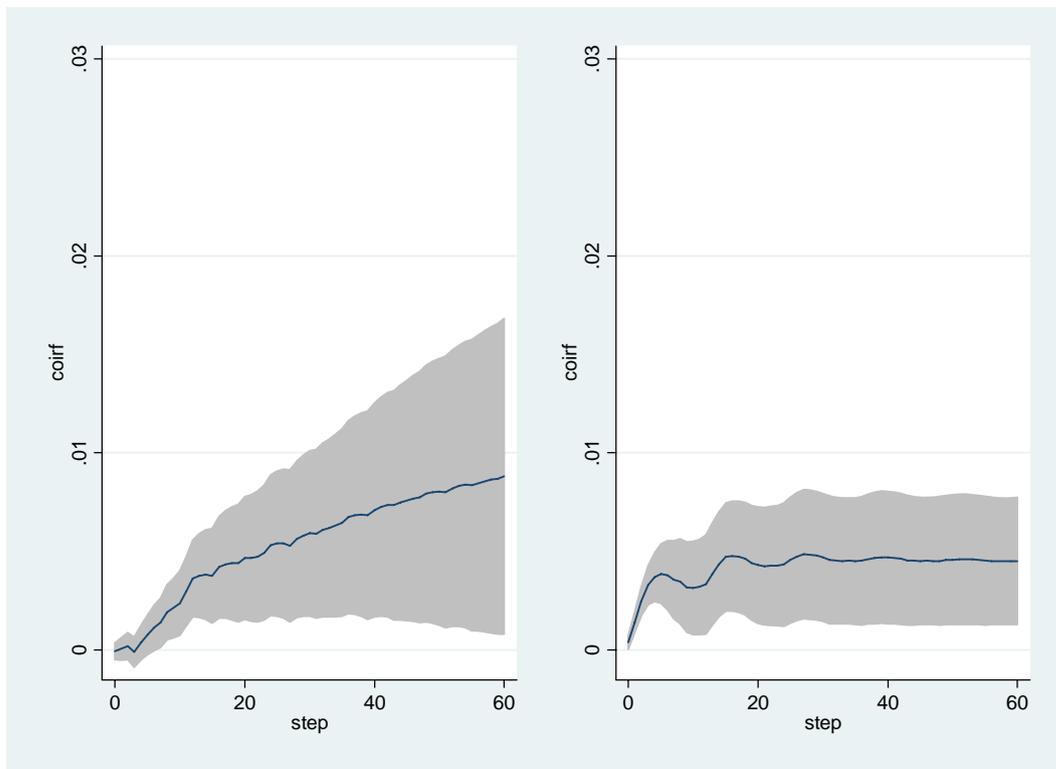
原油価格→CPI 総合 左：前半、右：後半



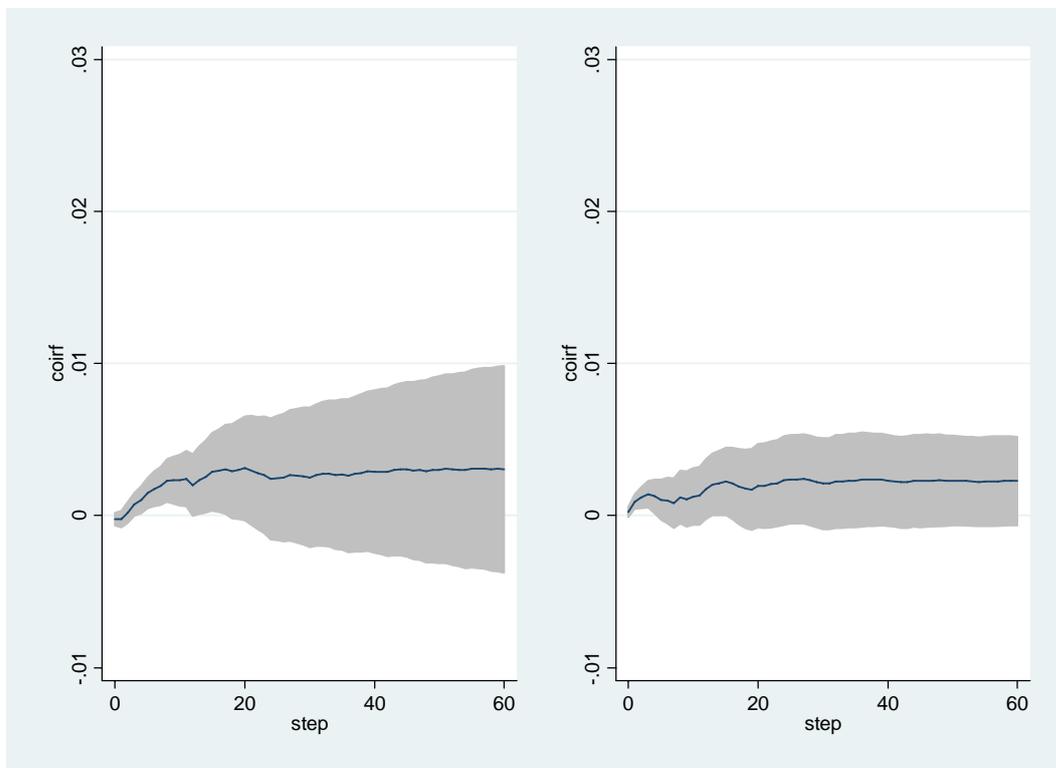
為替レート→CPI (総合) 左：前半、右：後半



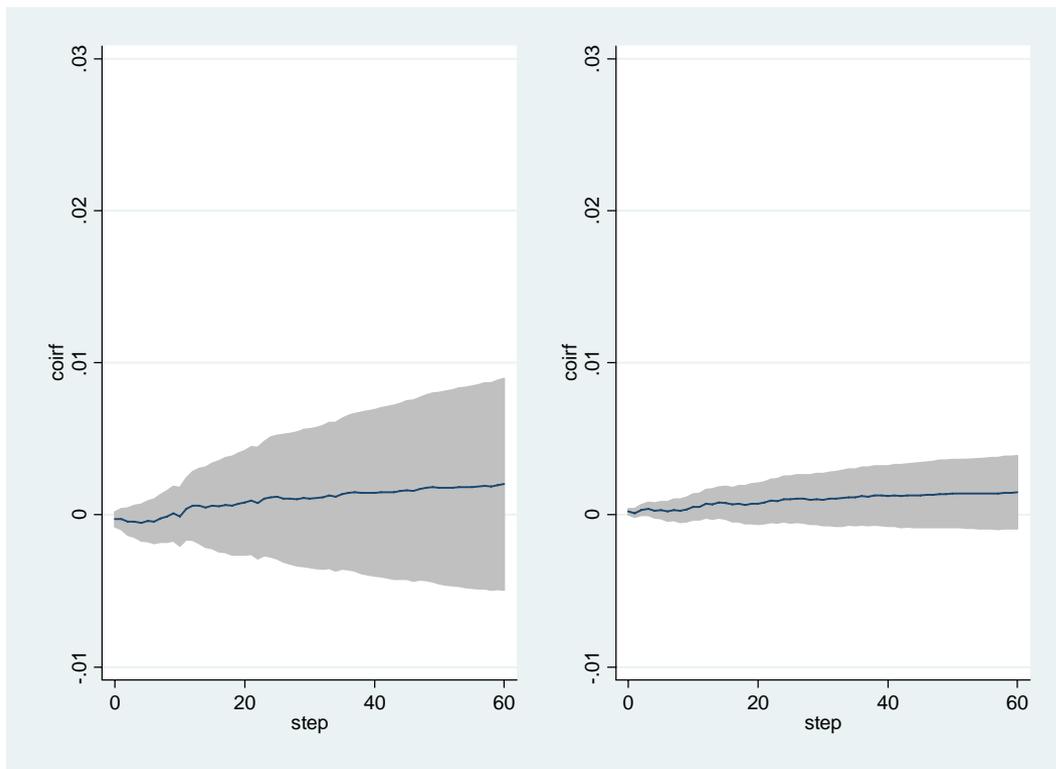
原油価格→CPI (財) 左：前半、右：後半



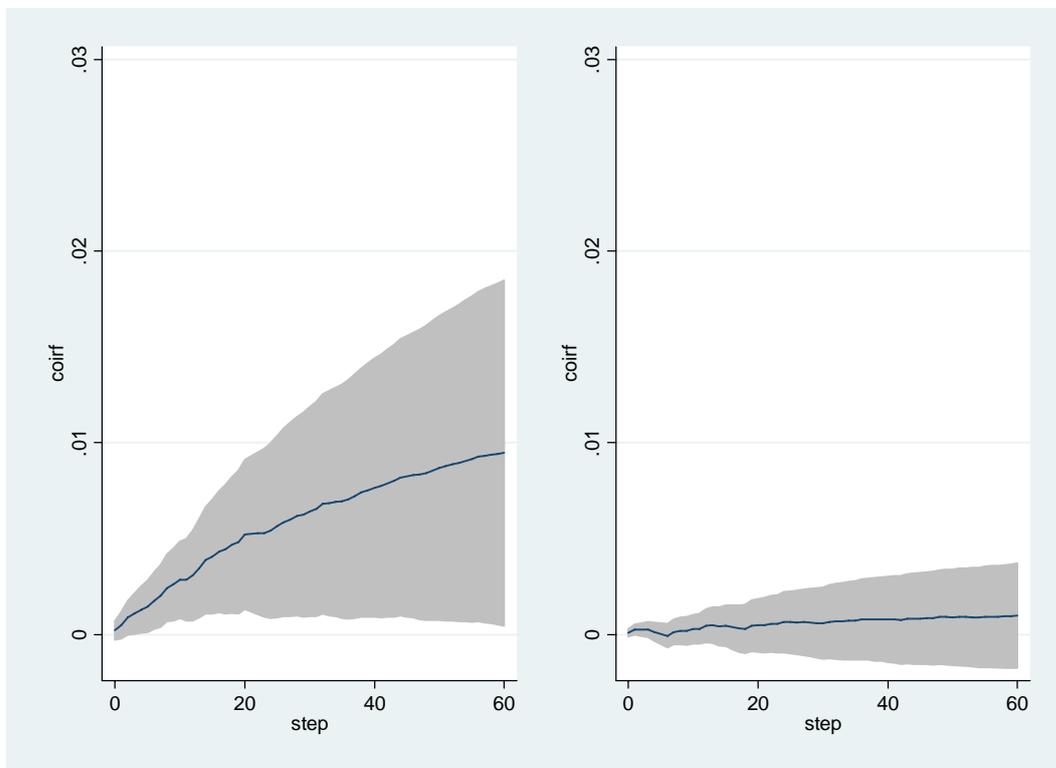
為替レート→CPI (財) 左：前半、右：後半



原油価格→CPI（サービス） 左：前半、右：後半



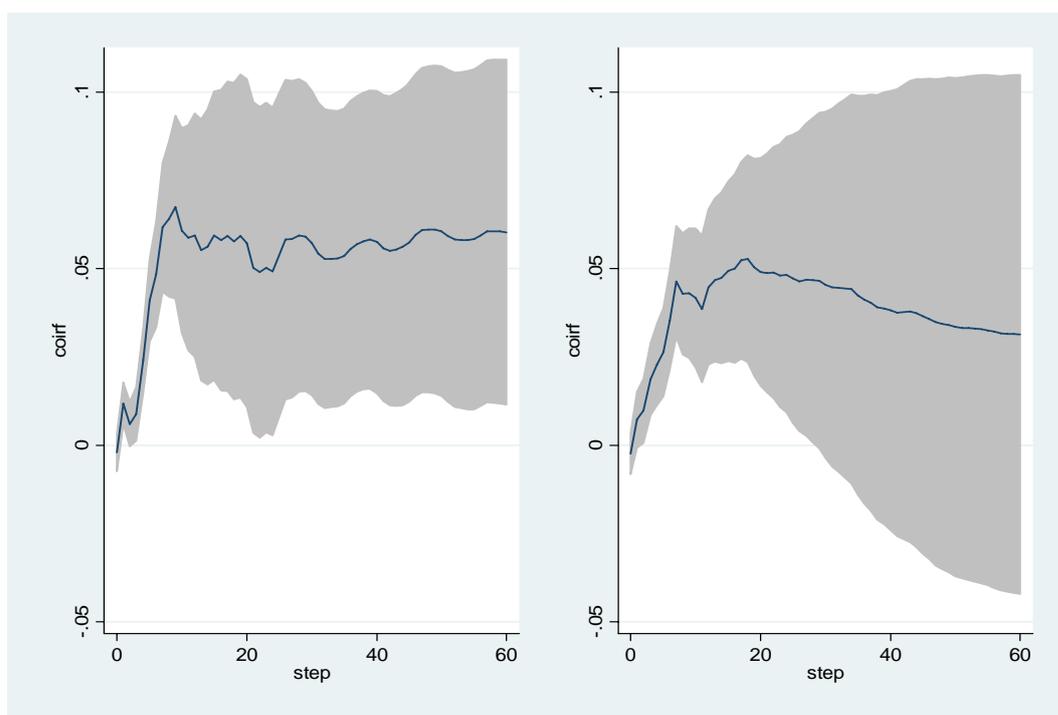
為替レート→CPI（サービス） 左：前半、右：後半



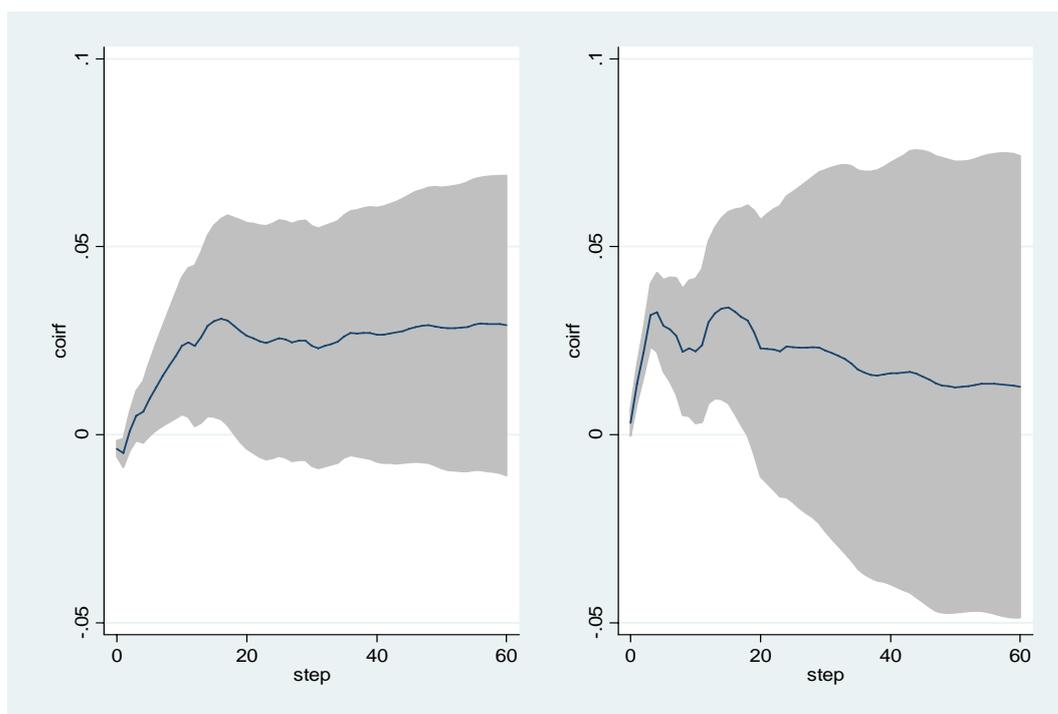
## 付録 IV プラスチック部門の分析, エラーバンドを含めた結果

「前半」は 1976:2-1989:12, 「後半」は 1990:1-2009:1.

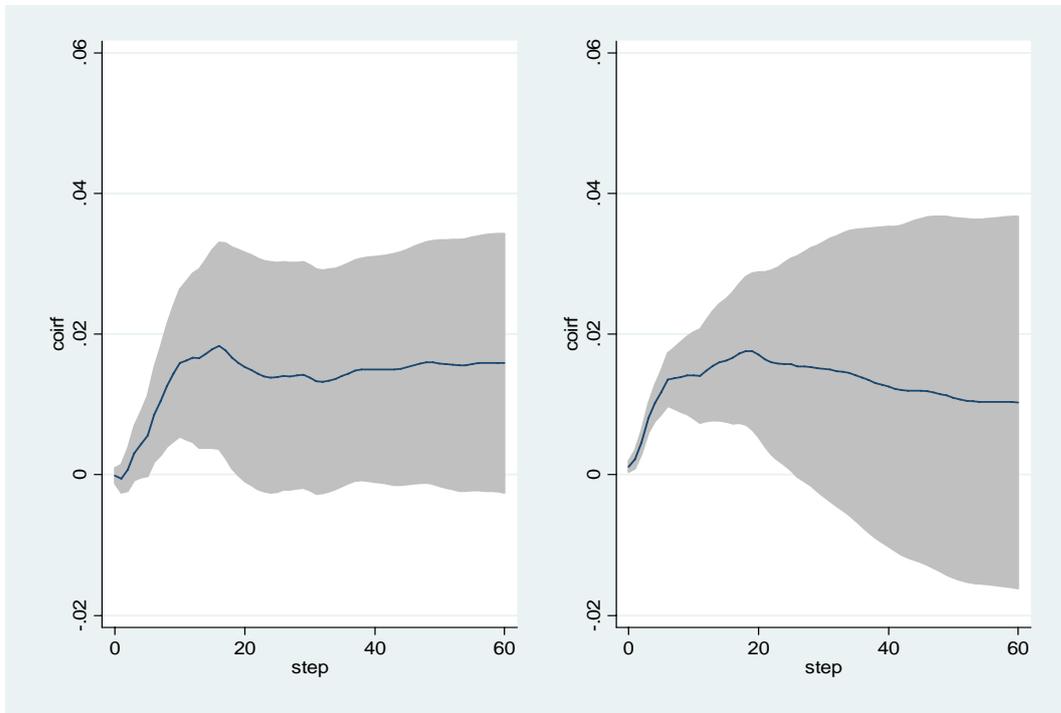
(1-1) 原油→ナフサ 左：前半、右：後半



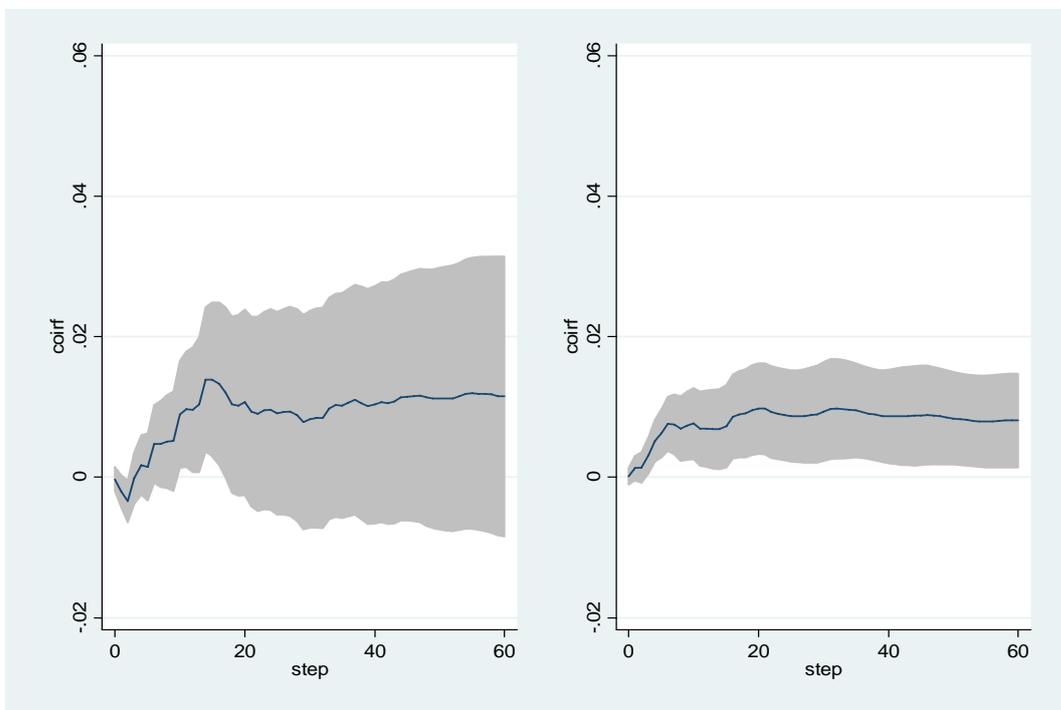
(1-2) 原油→石油化学基礎製品 左：前半、右：後半



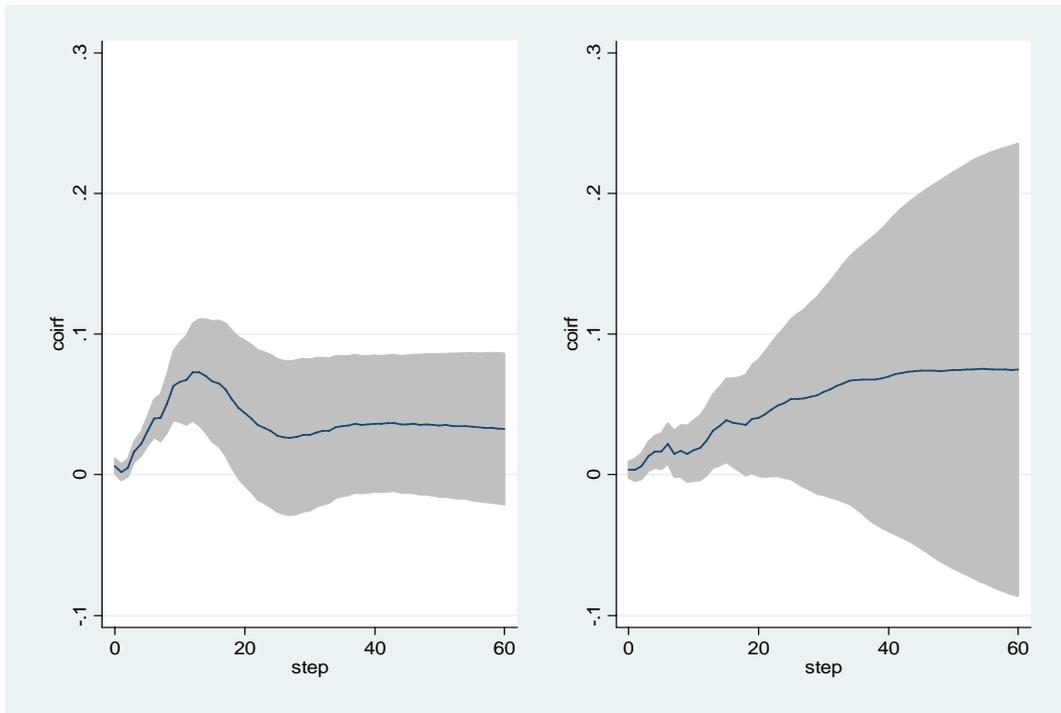
(1-3) 原油→プラスチック 左：前半、右：後半



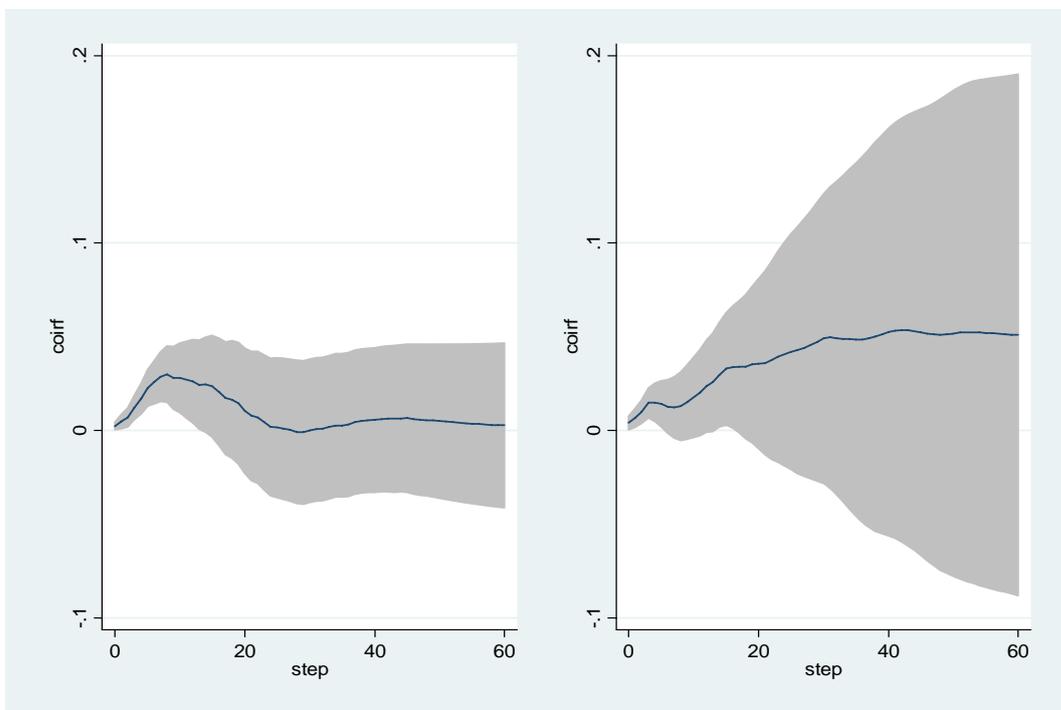
(1-4) 原油→プラスチックホース 左：前半、右：後半



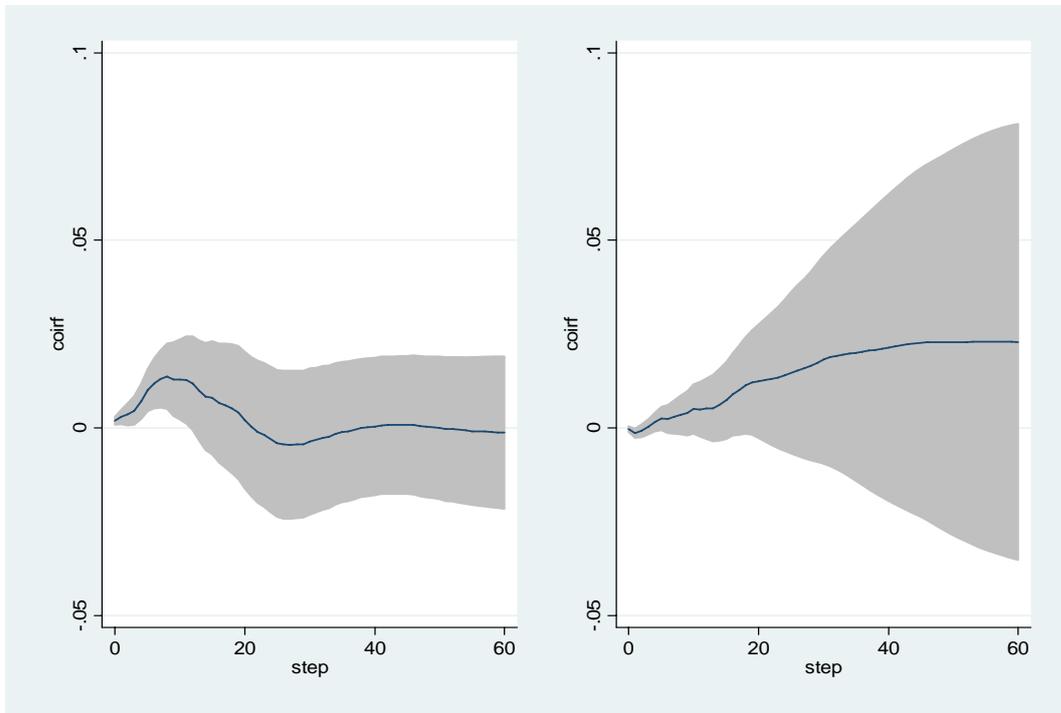
(2-1) 為替→ナフサ 左：前半、右：後半



(2-2) 為替→石油化学基礎製品 左：前半、右：後半



(2-3) 為替→プラスチック 左：前半、右：後半



(2-4) 為替→プラスチックホース 左：前半、右：後半

