

# 類別名目実効為替レート指標の構築とパススルーの再検証

塩路悦朗・内野泰助<sup>1)</sup>

本稿では、為替変動が輸出入物価に与えるインパクト、すなわちパススルーの程度を再検証する。輸出入物価指数の総平均を用いた研究に代わり、類別の輸出入物価指数を使ったVAR分析を行う。類によって主要な貿易相手国が異なる、という事実を考慮すれば、通常の実効為替レート(すなわち国全体の貿易額を基に算出された、貿易相手国別の為替レートの加重平均)を用いることは必ずしも適切ではないと考えられる。このため、本研究では「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する。一方で、重要なのはどの相手国とどれだけ貿易したかではなく、どの通貨を用いて貿易が行われたかだ、という考え方もあり得る。そこで本稿では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。

JEL classification codes: F31, F41

## 1. イントロダクション

本稿では、為替変動が輸出入物価に与えるインパクトを再検討する。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」が存在しうることが示されている。

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。日本のデータを用いた研究としては、Parsons and Sato(2008)の詳細な財別の輸出価格データを用いた分析を挙げることができる。後者のタイプの研究のうち、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。

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ススルー低下をもたらした可能性を指摘する。

本稿の構成は以下のとおりである。第 2 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 3 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 4 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, 除く原油等)」指標を作成して VAR を再推計する。第 5 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,

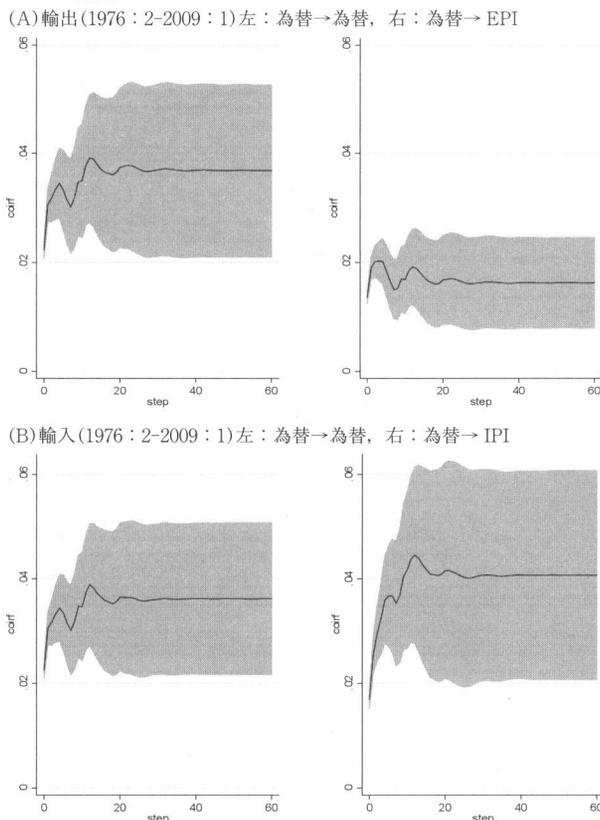
and Shimizu(2009)にならって「類別名目実効為替レート(契約通貨ウェイト)」を計算し、類ごとの特徴を考慮した分析を行う。第 4 節で結論をまとめる。

## 2. 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。

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。「100% のパススルー」を次のように定義する。まず日本からの輸出に関しては、 $x\%$  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、 $x\%$

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



の円安が円建ての輸入価格を  $x\%$  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). 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. なお本稿を通じて, 中央の実線が点推定値, 影のついた領域が Bootstrap 法で求めた 95% 信頼水準である. 図1(A)より,

輸出については半分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 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の結果より, 輸出側については中・長期においてパススルー率の微小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ススルー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 100% を大きく超えるパススルー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.

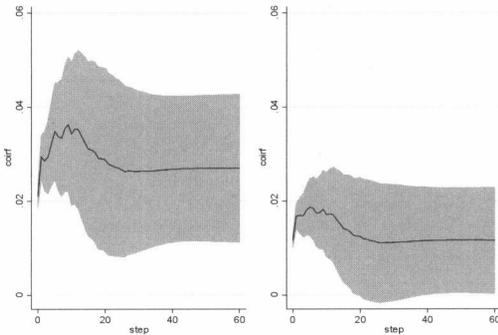
### 3. 原油価格変動と為替変動

ここでは前節確認された輸入物価のパススルー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「高パススルー」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

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

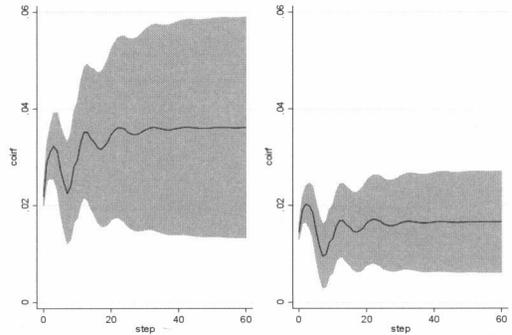
(A-1) 輸出, 前半

左: 為替→為替, 右: 為替→EPI



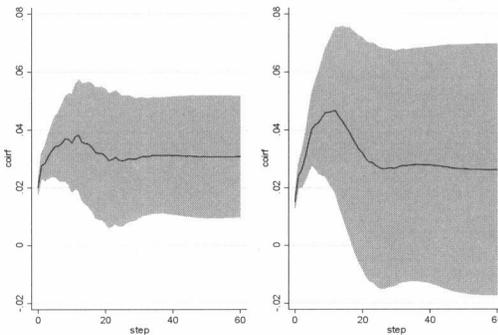
(A-2) 輸出, 後半

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

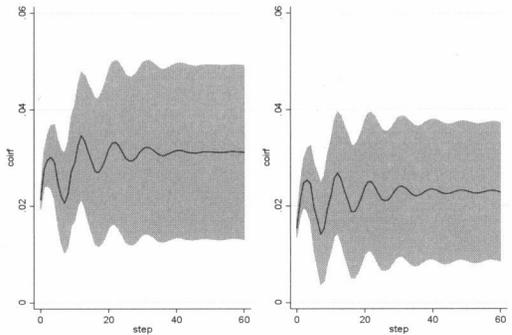
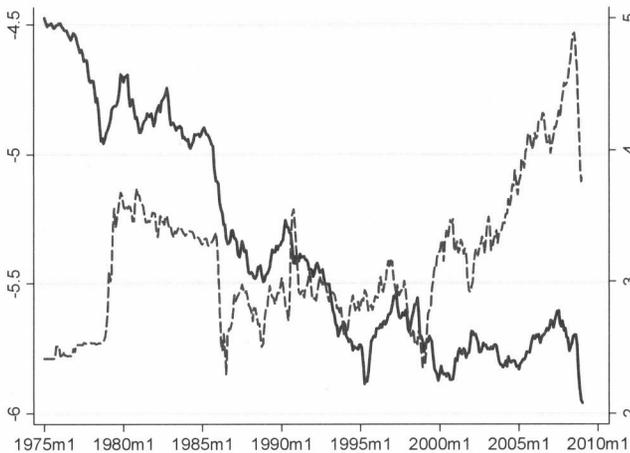


図3. 為替レート(左軸)と原油価格(右軸)の推移(ともに対数値)



注) 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充.

為替レート: 日本銀行名目実効為替レート.

軸)の動きを1つの図の上にと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.

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

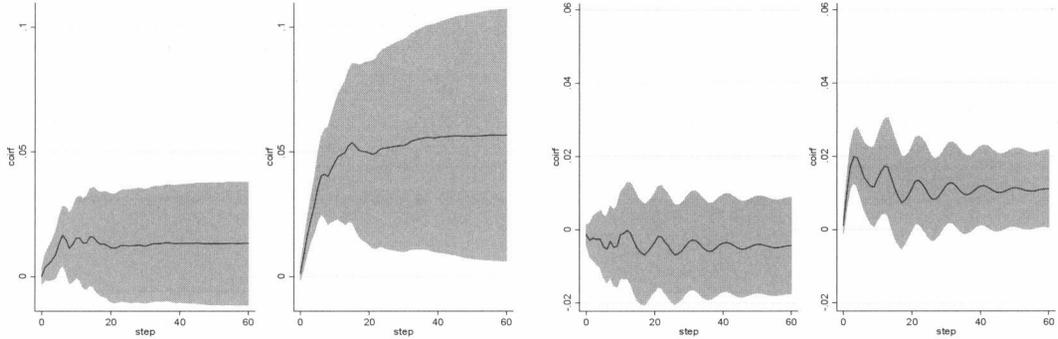


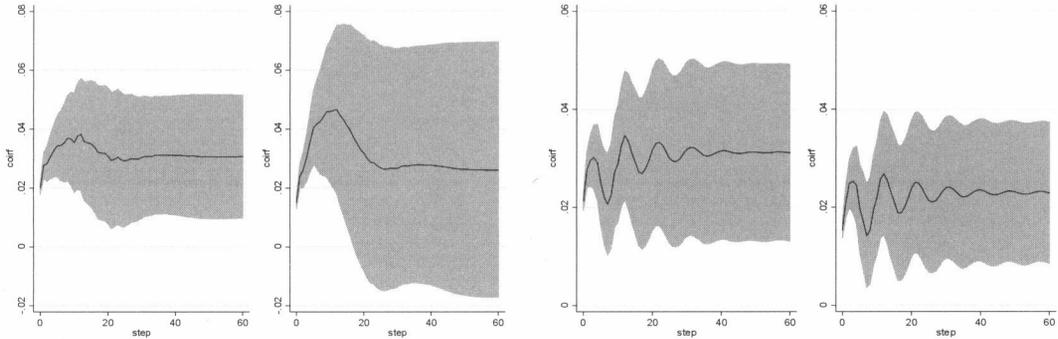
図5. 原油を含めた3変数VARの結果, 為替レートショックに対する反応

(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



#### 4. 原油価格の影響を除去した分析

前節で指摘した問題を回避しつつ第2節で用いた枠組みに近い分析を行うため, 次の2種類の修正を試みる。

##### 4.1 原油価格を入れた3変数VARへの拡張

まず第2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。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。

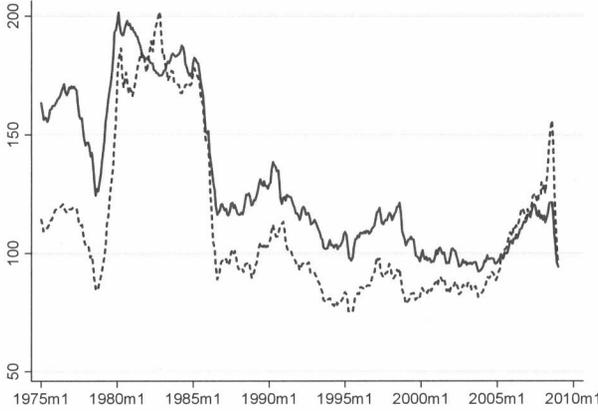
図4より原油価格ショックは特に前半について為替レートと輸入物価の両者に強い正の影響を与えていたことが確認できる。したがってこの影響を考慮に入れないことが先の図3の結果

にバイアスをもたらしていた可能性がある。確かに原油価格は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微小に縮小することを示している。

##### 4.2 「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はこれ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。一見して明らかのように, 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

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



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7はこの指数を用いて第2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2節の分析で得られた、輸入物価に関するパススルー率の低下という結果はやはり原油の影響を無視した結果得られる見せ

掛けのものだったのではないかと、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 (2005) 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、上記の結果と基本的には整合的なものとなっている。

### 5. 類別の分析

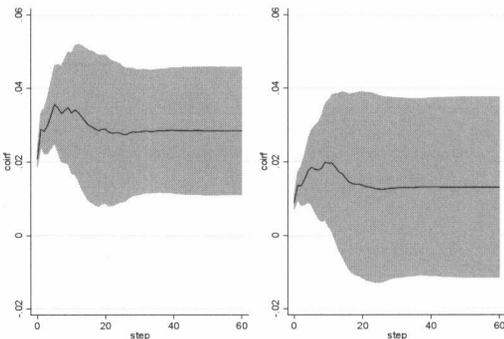
#### 5.1 日銀の名目実効為替レートをを用いた場合

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

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)

左: 為替→為替 右: 為替→物価



(B) 後半(1990: 1-2009: 1)

左: 為替→為替 右: 為替→物価

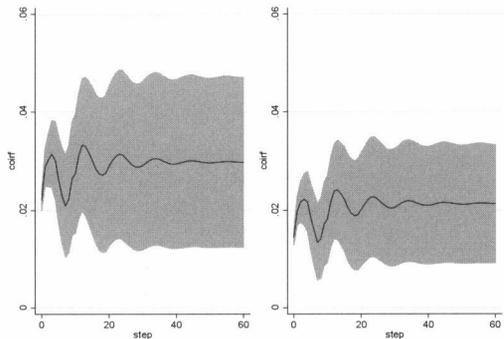


表 1. 類別 VAR 結果要約：類別輸出入物価指数の名目実効為替レートに対するインパルス応答，前半と後半の比較

(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

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 (2005) 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。

## 5.2 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。日銀の実効

レートは日本の輸出に占める主要貿易相手国の比重でそれらの国の通貨をウェイト付けて求められている。しかし貿易相手国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に見られる。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ことにある。ここでは貿易量について 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。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。この計算の結果は <http://www.econ.hit-u.ac.jp/~shioji/exrate.htm> よりダウンロード可能であるので，参照されたい。

図 8-1(a)，(b) は輸出に関する各類の類別レートの推移を図示したものである。このうち (a) は 1989 年 1 月から 1993 年 12 月までの期間に，(b) は 1994 年 1 月から 2006 年 12 月までの期間に対応している。図 8-2(a)，(b) は輸入に関する類別レートの推移を同じくそれぞれの期間について図示したものである。比較のため，日銀の名目実効レートを図に加えている。図より，各国の為替レートが大きく変動するような重要局面においては類別レートは大きくばらつくことがわかる。その傾向は特にアジア通貨危機時には顕著である。よって類別レートを用いて分析することの意味は充分にあると考えられる。特に，サンプルの後半になるにつれ，輸入側レートのばらつきは非常に大きくなる。

図 8-1(a). 類別名目実効為替レート(貿易額ウェイト), 輸出(1989年1月から1993年12月)

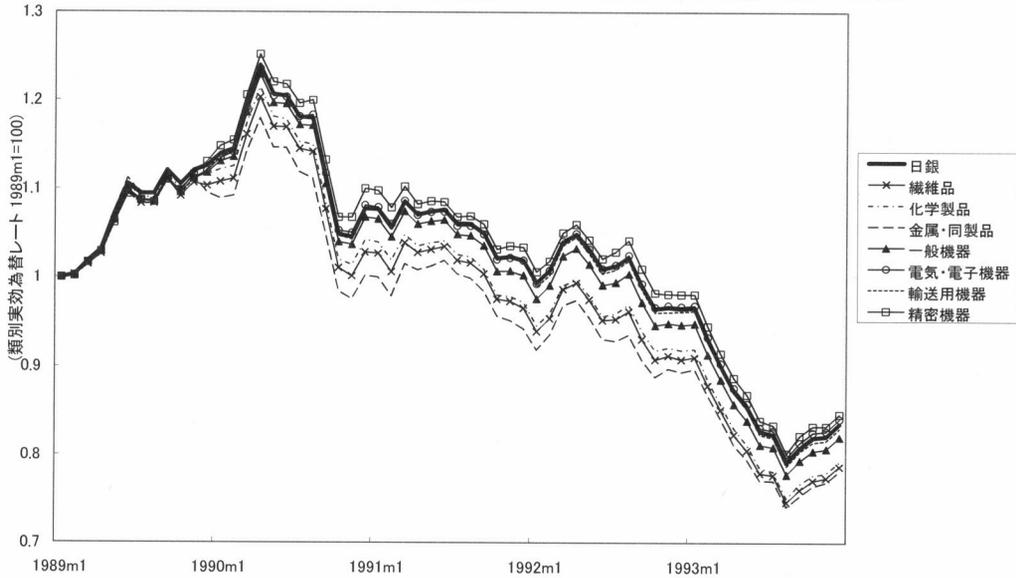
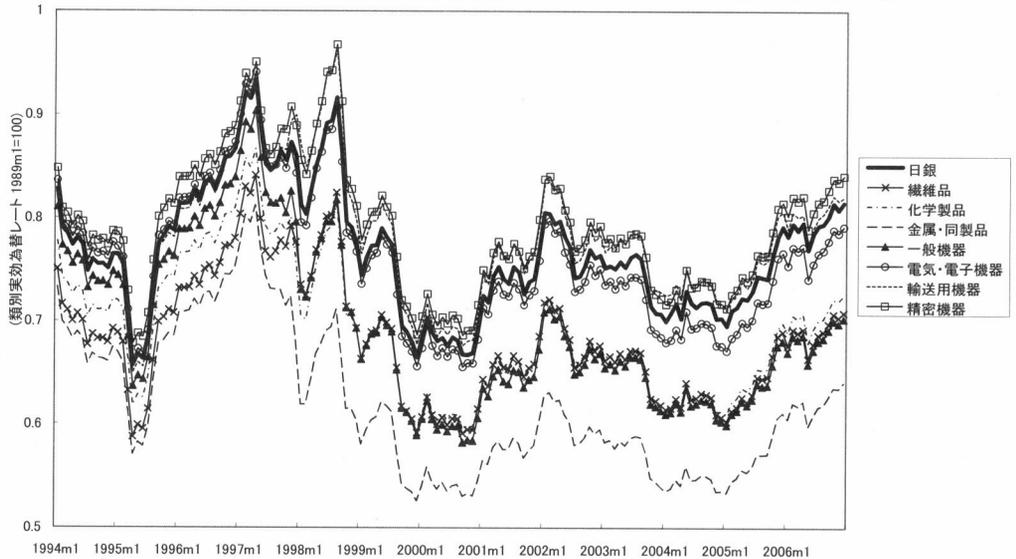


図 8-1(b). 類別名目実効為替レート(貿易額ウェイト), 輸出(1994年1月から2006年12月)



### 5.3 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<sup>2)</sup>。

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

図 8-2(a). 類別名目実効為替レート(貿易額ウエイト), 輸入(1989年1月から1993年12月)

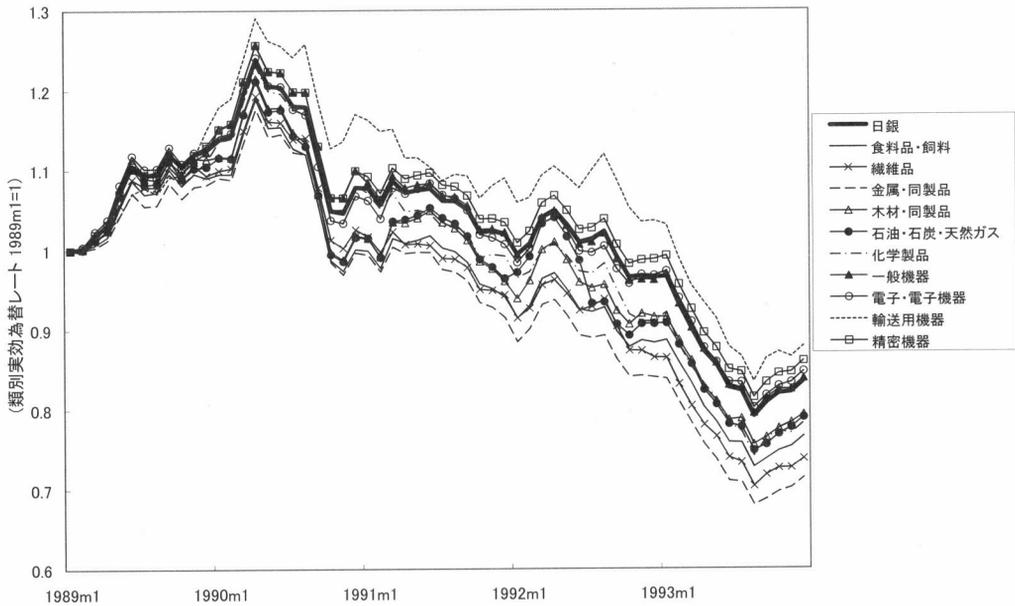
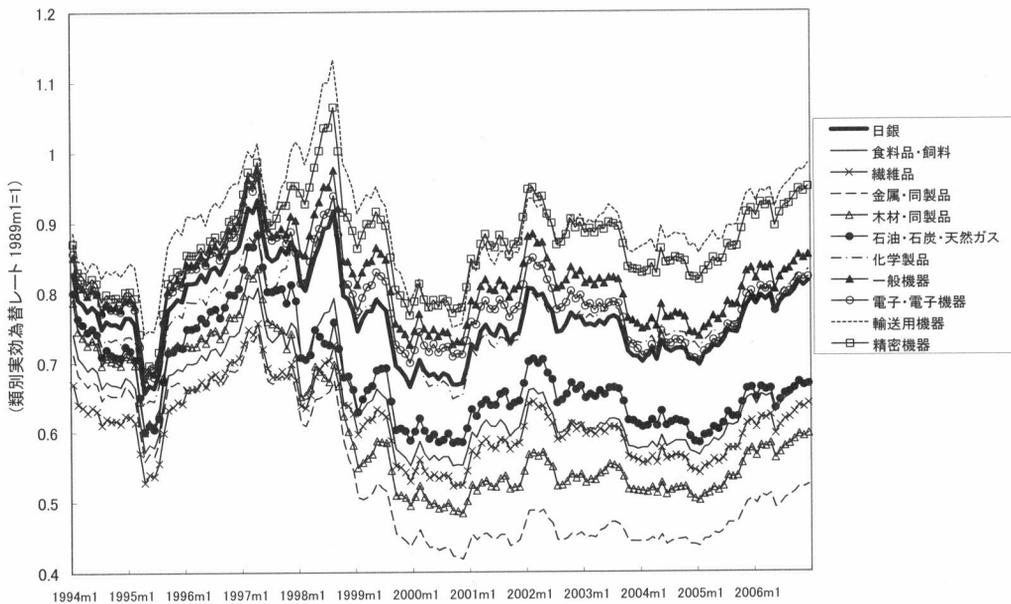


図 8-2(b). 類別名目実効為替レート(貿易額ウエイト), 輸入(1994年1月から2006年12月)



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、契約通貨ウエイトの名目実効為替レート(以下ではこれを「IKSS 指標」と呼ぶことにする)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

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(濃い太線), 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(薄い太線)

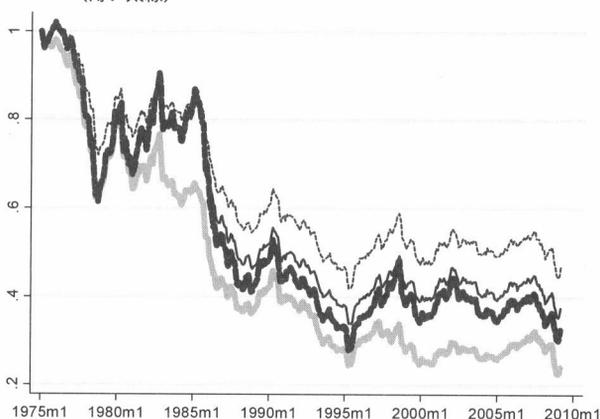
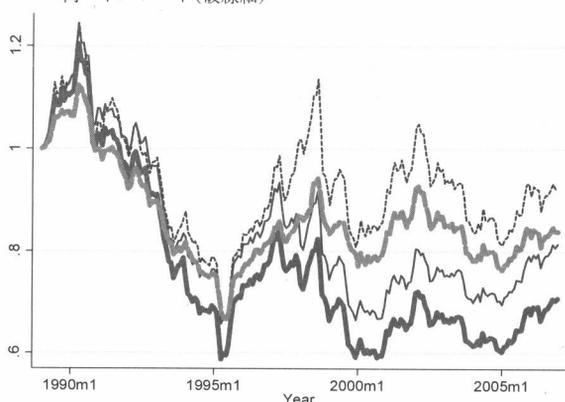
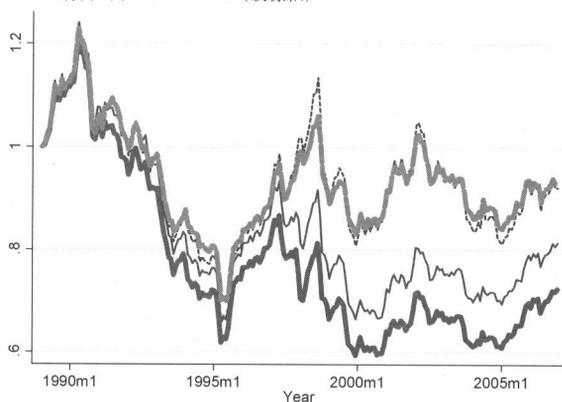


図10. 実効為替レート指標の推移の比較

(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(濃い太線), 契約通貨ウェイト指数(薄い太線), 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(濃い太線), 契約通貨ウェイト指数(薄い太線), 円・ドルレート(破線細)



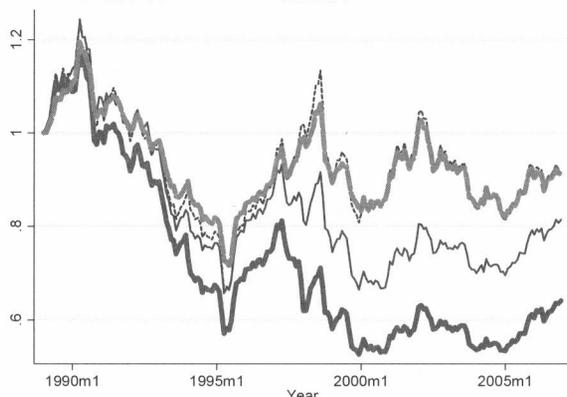
にしたような動きをしている。これはこの頃までは輸入はほとんどドル建てで行われていたのに対し、輸出については他の外貨や円建ての取引が早くから見られたことに起因すると推測される。1985年以降の急激なドル安により初めて輸入側指数の動きが円・ドルレートのそれと大きく乖離している。そしてこの頃から輸入側指数の動きも円・ドルレートに対してよりスムーズになり始める<sup>3)</sup>。次小節では契約ウェイト指数と貿易額ウェイト指数の動きを、後者が利用可能な1989年以降に限り類別に対比する。

#### 5.4 各種実効レート指標の対比

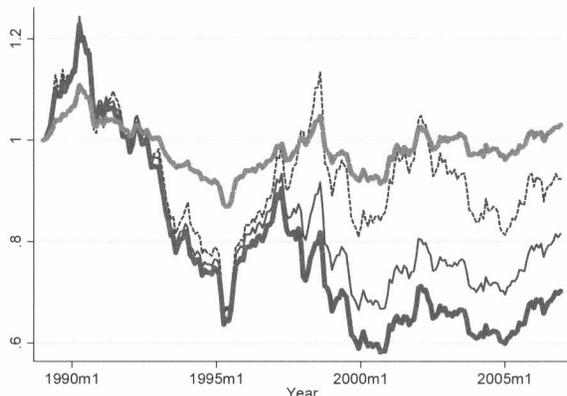
図10の各パネルでは輸出入別に各類型について、我々が構築した貿易額ウェイトの類別名目実効為替レート指数、契約通貨ウェイトの名目実効為替レート指数(「IKSS指標」)の推移をグラフ化し、これらを日銀が公表している名目実効為替レート及び円・ドルレートの動向を含めて対比している。期間は貿易額ウェイト指数が利用可能な1989年1月から2006年12月に限られている。図9と異なり、1989年1月時点の値を1と基準化している点に注意が必要である。

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に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

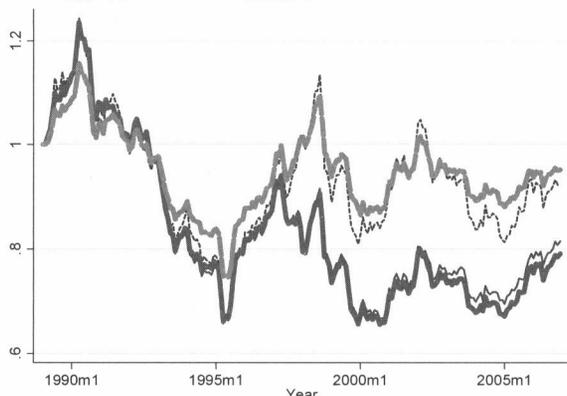
(A-3) 輸出、金属・同製品：日銀名目実効為替レート(実線細)、貿易額ウェイト指数(濃い太線)、契約通貨ウェイト指数(薄い太線)、円・ドルレート(破線細)



(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(濃い太線)、契約通貨ウェイト指数(薄い太線)、円・ドルレート(破線細)



(A-5) 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(濃い太線)、契約通貨ウェイト指数(薄い太線)、円・ドルレート(破線細)



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>4)</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。

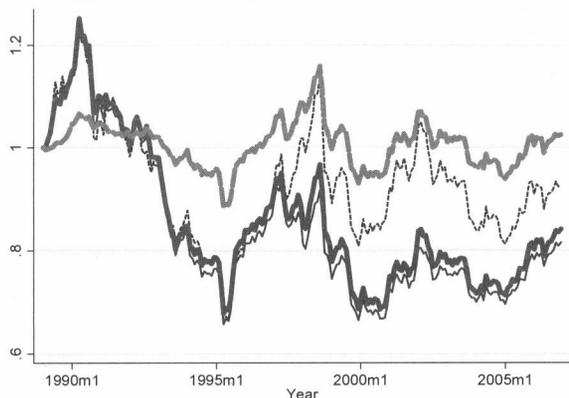
次に契約通貨ウェイト指数(「IKSS 指標」)の輸出入別・類別推移を検討してみる。図 10 より、類別に見た時にも、この指標は円・ドルレートの動きをスムーズにしたような動き方をすることが確認できる。ただしスムーズ化の程度は輸出・入別、類別によってさまざまである。この違いは契約通貨に占めるドルの比率の違いによる。このことを明らかにするため、表 2 では日本銀行調査統計局(2008)に示されている 2007 年時点の輸出・輸入物価指数の類別契約通貨ウェイトを掲げている。これを見ると例えば機器類の輸出においてはドルの比率が低くなっている。一方、輸入側の「金属・同製品」、「木材・同製品」、「石油・石炭・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>5)</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

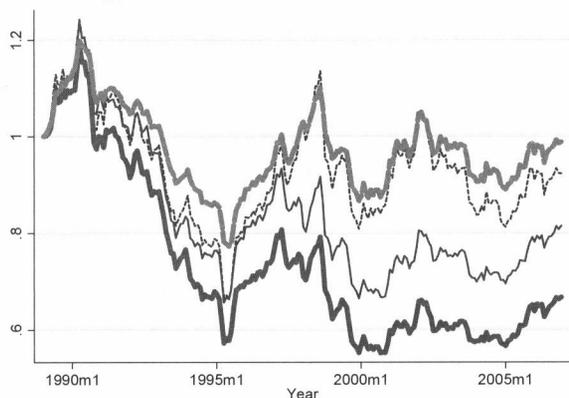
(A-6) 輸出, 輸送用機器: 日銀名目実効為替レート(実線細), 貿易額ウェイト指数(濃い太線), 契約通貨ウェイト指数(薄い太線), 円・ドルレート(破線細)



(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(濃い太線), 契約通貨ウェイト指数(薄い太線), 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(濃い太線), 契約通貨ウェイト指数(薄い太線), 円・ドルレート(破線細)

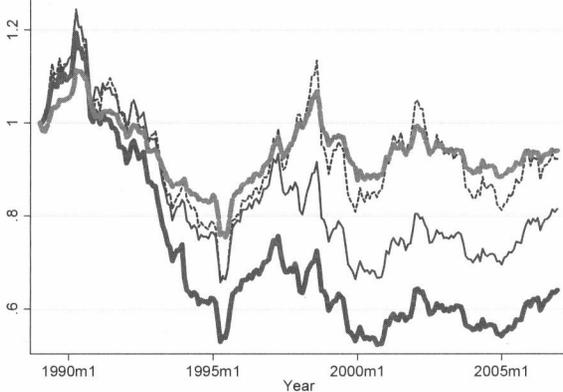


ルにおいて、貿易額ウェイト指数と契約通貨ウェイト指数(「IKSS 指標」)の間に大きな乖離が発生していることである。これは多くの輸出入取引において現地通貨が用いられていないことを反映している。表2では契約通貨比率と比較するために本稿が計算した2006年時点の貿易額ウェイトを一番右の列に掲げている。ここから明らかなように、契約通貨においては米ドルの比率が圧倒的であるのと比べると、貿易額においては米国の比率はより小さくなっている。両者の相違は米ドルに対して自国通貨をペッグしている貿易相手国(例えば1994年から2005年7月までの中国など)が多い場合や各国通貨の価値がドルに対して安定的に推移してい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。

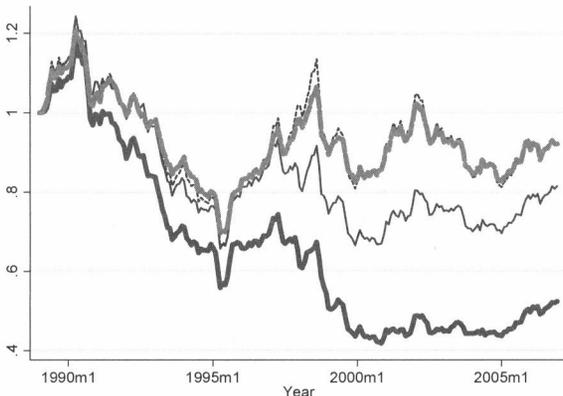
### 5.5 類別名目実効為替レートを用いた分析

5.2, 5.3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, ②5.2で構築した類別貿易額ウェイト指数, ③5.3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が

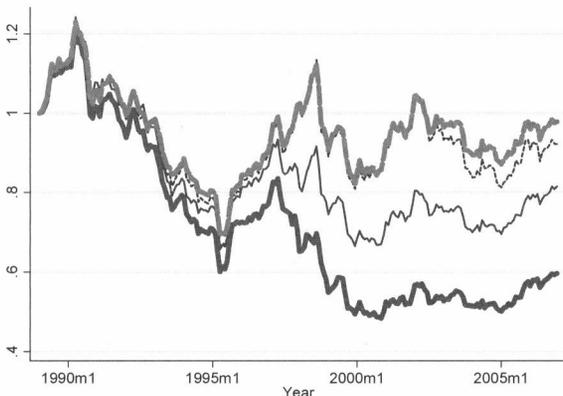
(B-2) 輸入、繊維品：日銀名目実効為替レート(実線細)、貿易額ウェイト指数(濃い太線)、契約通貨ウェイト指数(薄い太線)、円・ドルレート(破線細)



(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(濃い太線)、契約通貨ウェイト指数(薄い太線)、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(濃い太線)、契約通貨ウェイト指数(薄い太線)、円・ドルレート(破線細)

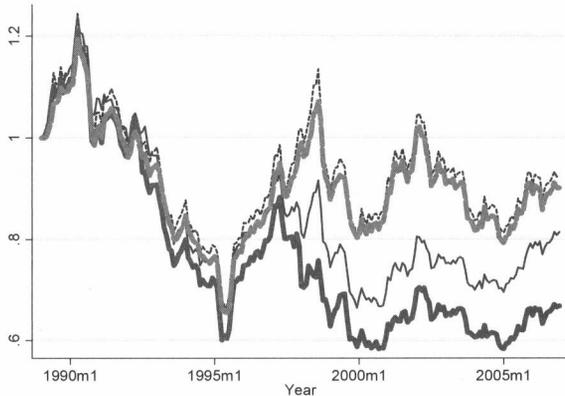


ら得られる為替レートショックに対する輸出(入)物価指数のインパルス応答関数を類ごとに比較したものである。ただし図を見やすくするためにエラーバンドは省き点推定値のみを掲載している。

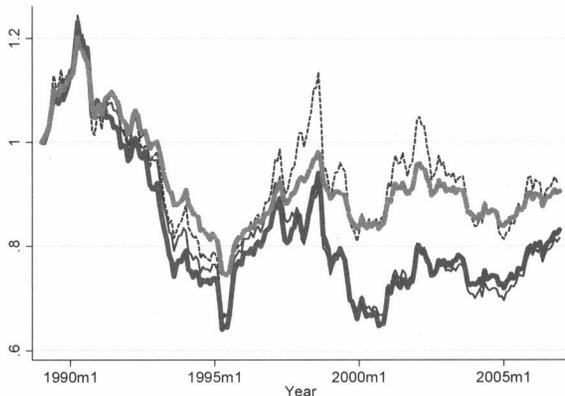
図 11 より、2つの類別実効レート指標の間でインパルス応答関数が大きく異なるのは、輸出・輸入両側の「金属・同製品」、輸入側の「木材・同製品」、「石油・石炭・天然ガス」である。全てのケースで貿易額ウェイト指数を用いた場合のほうがインパルス応答が大きくなっている。これらに共通する傾向としては、図 10 に見られるように、ドル建て取引が多く契約通貨ウェイト指数(「IKSS 指標」)が円・ドルレートとほぼ一致する一方で、高インフレを経験した途上国との取引が多いため貿易額ウェイト指数は日銀の実効レートから大きく外貨安方向に乖離している。これらのうち「どれが適切な指標か」というのは難問である。これら原材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、本論文の前半で扱ったパススルーの低下という仮説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、5.1の結果はほぼ変化ないのではないかと推測される。そうでない類、すなわち先ほど問題になった輸出側の「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」に関しては推測することが難しい。後3者を併せると1980年基準の輸入物価指数については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

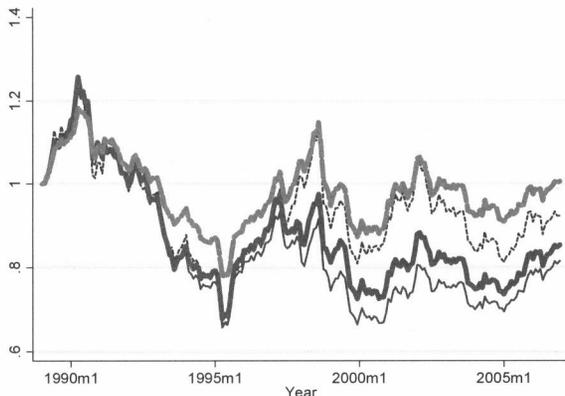
(B-5) 輸入, 石油・石炭・天然ガス: 日銀名目実効為替レート (実線細), 貿易額ウェイト指数 (濃い太線), 契約通貨ウェイト指数 (薄い太線), 円・ドルレート (破線細)



(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 (濃い太線), 契約通貨ウェイト指数 (薄い太線), 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 (濃い太線), 契約通貨ウェイト指数 (薄い太線), 円・ドルレート (破線細)



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。

## 6. 結論

本稿の貢献はデータ面と実証面に分けて論じることが出来る。データ面では原油を取り除いた新たな輸入物価指数と、類別の実効為替レート指標を構築した。特に貿易額ウェイト指標の構築は膨大な労力を駆使して行ったものであり、今後の研究にも活かされることが期待される。また、貿易額ウェイト指標と契約通貨ウェイト指標、さらには通常の実効為替レート指標と円・ドルレートの推移を比較することで、これらが時として大きく乖離しうること、従って通常の実効為替レート指標や円・ドルレートを用いて類レベルの分析を行うことには問題があり得ることが指摘された。

VARを用いた実証分析においては、まず、原油価格の影響を取り除くかどうかによって、パススルー低下仮説への含意が大きく異なりうること示した。またどのような為替レート指標を用いるかによって結果が大きく異なる類が存在することを示した。従って今後の課題の第1はどの為替指標が最も実証分析に適しているかを明らかにすることである。第2の課題は輸入物価指数から国内物価へのパススルーの変化を明らかにすることである。これについては塩路・内野(2009), Shioji and Uchino(2009)の2つで検証している。

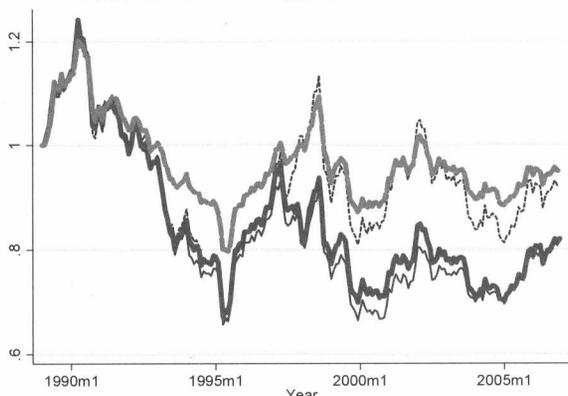
(一橋大学経済学研究科・一橋大学経済学研究科大学院生, GCOEフェロー)

## 補論

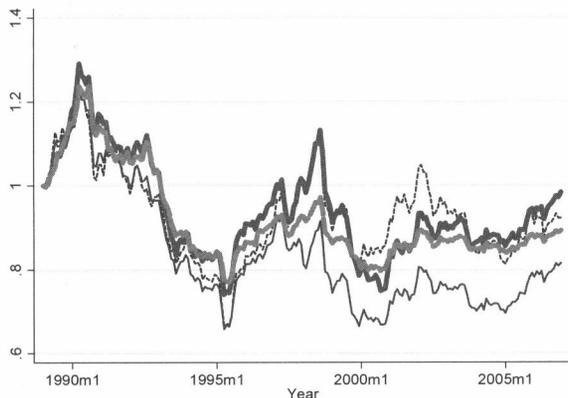
### A. 「輸入物価指数総合, 除く原油等」の構築

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

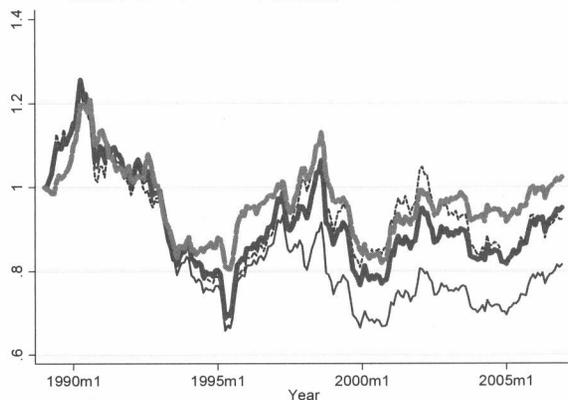
(B-8) 輸入、電気・電子機器：日銀名目実効為替レート(実線細)、貿易額ウェイト指数(濃い太線)、契約通貨ウェイト指数(薄い太線)、円・ドルレート(破線細)



(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(濃い太線)、契約通貨ウェイト指数(薄い太線)、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(濃い太線)、契約通貨ウェイト指数(薄い太線)、円・ドルレート(破線細)



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、以下のように書くことができる。

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

$$\sum_{g \in G} w_g = 1.$$

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( $\bar{P}_t^b$ )は次のように書くことができる。

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

このとき、 $\sum_{g \in G \setminus \{e\}} \frac{w_g^b}{1 - w_e^b} = \frac{\sum_g w_g^b}{1 - w_e^b} = 1,$

$$0 < \frac{w_g^b}{1 - w_e^b} < 1 \quad (\forall g \in G)$$

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。

## B. 「類別名目実効為替レート(貿易額ウェイト)」の構築

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。

表 2(A). 輸出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)

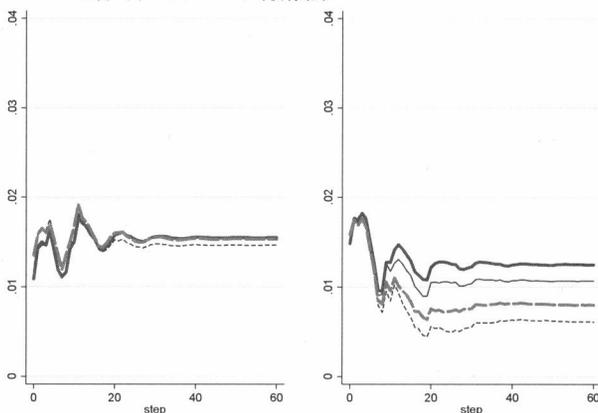
輸出入物価指数内訳	外貨建契約割合	内)米ドル	内)ユーロ	米国貿易額ウェイト
繊維品	78.8%	78.8%	0.0%	19.1%
化学製品	79.7%	75.6%	4.0%	16.8%
金属・同製品	83.6%	82.6%	1.0%	10.7%
一般機器	54.4%	36.6%	13.9%	28.1%
電気・電子機器	62.7%	54.1%	8.7%	18.7%
輸送用機器	76.1%	48.3%	22.6%	51.5%
精密機器	63.9%	55.0%	8.9%	24.8%

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%

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)



### B.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>6)</sup>。

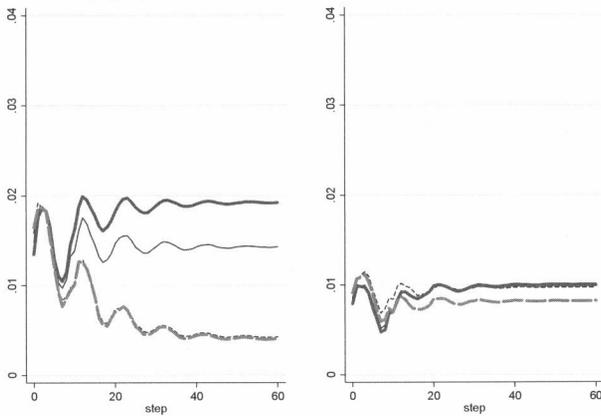
しかしながら, UN COM-TRADE においては HS コード 4 桁分類について国別貿易量がすべての財について得られないため, 調査対象となる 4 桁分類の総貿易量(日本が世界全体から輸入あるいは輸出した総額)をそれぞれ 2 桁分類で対応する類ごとに合計し, 2007 年時点での総貿易量において最も合計量が多い類に 2 桁分類コードを割り当てるという作業を行った<sup>7)</sup>。

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」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。

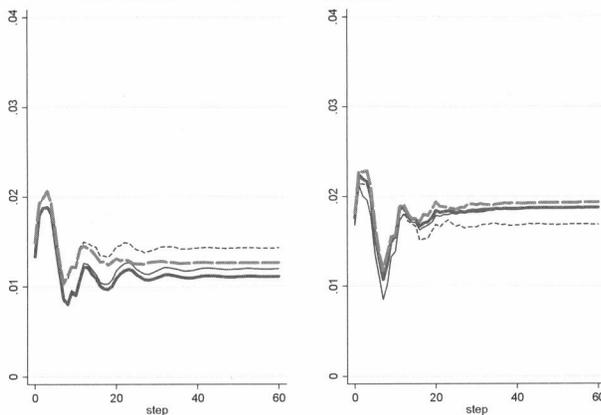
### B.2 貿易量ウェイトの計算

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,

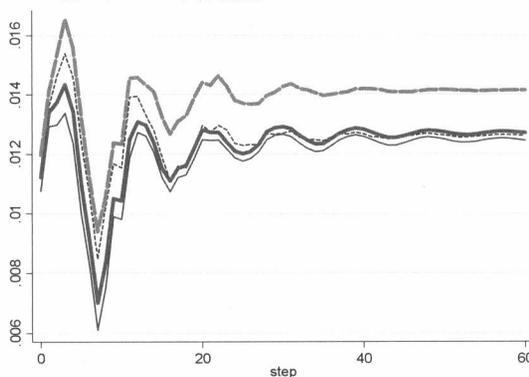
(A-3,4) 輸出、金属・同製品(左)、一般機器(右)日銀実効レート(実線細)、貿易額ウェイト指数(実線太)、契約通貨ウェイト指数(破線太)、円・ドルレート(破線細)



(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)



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>8)</sup>。

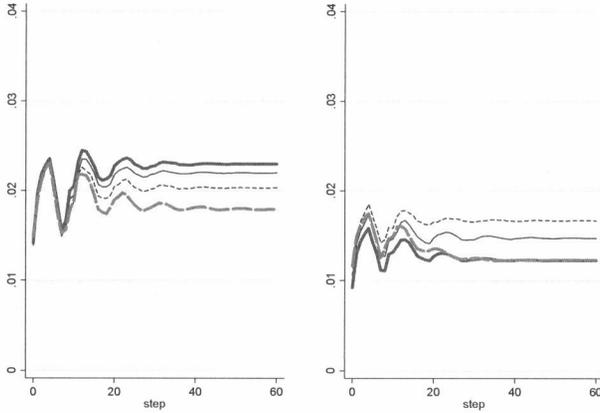
上記の対象国・地域について合計貿易量を分母として貿易量ウェイトを計算した。輸入物価指数の石油・石炭・天然ガス類については、上記の国々ではカバー率が4割程度に留まるため、アラブ首長国連邦、サウジアラビア、イラン、カタール、オーストラリア、インドネシア、クウェート、マレーシア、ロシア、オマーンの10カ国を対象とした。貿易量は、UN COMTRADE から入手した1989年から2006年までのHSコード2桁分類の貿易量データ(名目米ドル建て)を用いた。なおデータが欠損している場合には、貿易量をゼロとみなし補完している。

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>9)</sup>。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。

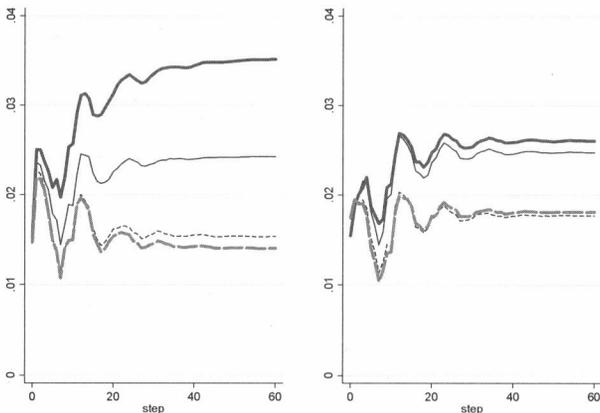
### B.3 名目実効為替レートの計算

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>10)</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。

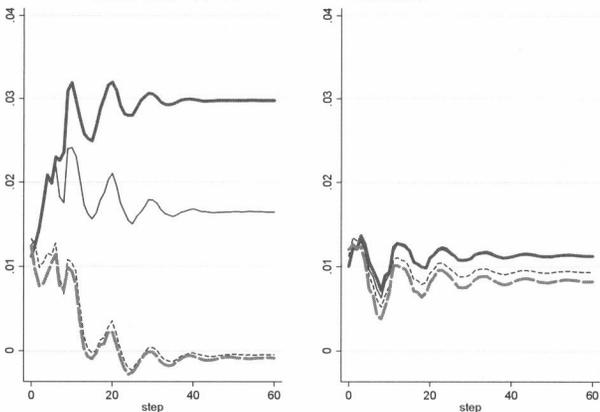
(B-1.2) 輸入, 食料品・飼料(左), 繊維品(右)日銀実効レート(実線細), 貿易額ウェイト指数(実線太), 契約通貨ウェイト指数(破線太), 円・ドルレート(破線細)



(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)



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

$c$ 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 $I_{k,t+l,t}^t$ 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 $t+l$ 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ことができる.

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

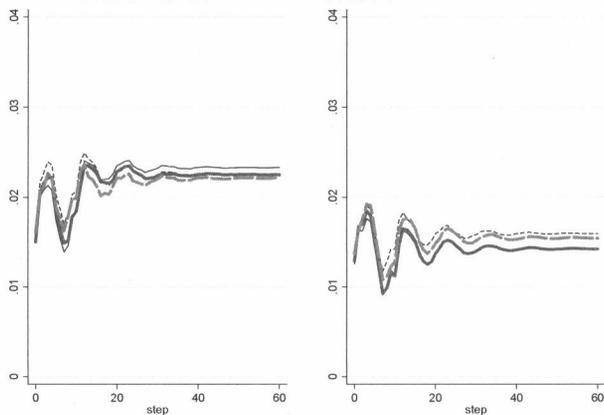
### 注

1) 経済研究所定例研究会(2009年10月7日)では佐藤清隆氏から数多くの貴重なコメントを頂いた. ここに記して感謝したい. 本研究は塩路・内野が日本銀行調査統計局で行った研究(塩路・内野(2009))が元になっている. 経済分析担当諸氏から頂いた多くのアドバイスを感謝する. 特に門間一夫局長, 粕谷宗久氏からは詳細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教えていただいた. 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. また本稿の最終稿作成に際し塩路は「日本経済の物価変動ダイナミクスの解明(科学研究費補助金 学術創成研究)」プロジェクトから, 内野は「社会科学の高度統計・実証分析拠点構築(グローバルCOEプログラム)」プロジェクトから資金援助を得た.

2) このように, 契約通貨を問題とする視点はマクロ経済学における名目価格粘着性を重視する考え方と密接に関連している. パススルーを研究対象とする研究者の全てが必ずしもこのようなマクロ経済学的観点から研究しているわけではないため, 注意が必要である.

3) 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, 輸出側の同比率は64.3%から

(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)

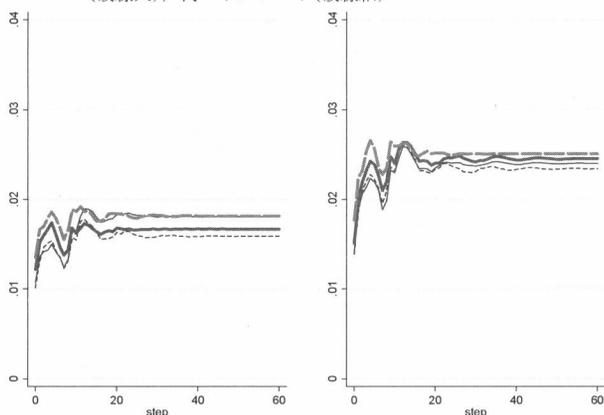


表 A-1. 輸入物価指数, 石油・石炭・天然ガス類のウェイト

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

表 A-2a. 輸出物価指数の各類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

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。

4) 「輸送用機器」については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。

5) 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る場合、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。

6) 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)。

7) 4桁分類の上2桁の数字が属する2桁分類を示す。4桁分類については、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。

8) 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。

9) 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。

10) 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。

表 A-2b. 輸入物価指数の各類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	HS2 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 類に割当←	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)
B 類に割当←	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 類に割当←	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。
----------------------	-------------------------	-------------------------------------------------------------------

## 参考文献

- 粕谷宗久・平形尚久(2002)「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シリーズ No. 02-10.
- 日本銀行調査統計局(2008)『物価指数季報, 2008年夏号別冊』日本銀行.
- 塩路悦朗・内野泰助(2009)「為替レートと原油価格変動のパススルーは変化したか」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No. 09-J-8.
- 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 07-J-024.
- Betts, Caroline and Michael B. Devereux (2000) "Exchange Rate Dynamics in a Model of Pricing-to-market," *Journal of International Economics*, Vol. 50, No. 2, pp. 215-244.
- Campa, José Manuel and Linda S. Goldberg (2005) "Exchange Rate Pass Through into Import prices," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 87, No. 4, pp. 679-690.
- Gagnon, Joseph E. and Jane Ihrig (2004) "Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through," Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper 704.
- Ito, Takatoshi and Kiyotaka Sato (2008) "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*, Vol. 40, No. 7, pp. 1407-1438.
- Ito, Takatoshi, Satoshi Koibuchi, Kiyotaka Sato and Junko Shimizu (2009) "New Evidence of Currency Invoicing in Japanese Exports," mimeo, RIETI 研究会における佐藤清隆氏の報告, 2009年7月24日.
- Obstfeld, M. and K. Rogoff (1995) "Exchange Rate Dynamics Redux," *Journal of Political Economy*, Vol. 103, No. 3, pp. 624-660.
- Ono, Masanori (2008) "Invoice Currencies, Import Prices, and Inflation," 福島大学経済学会ディスカッションペーパー No. 51.
- Otani, Akira, Shigenori Shiratsuka and Toyoichiro Shirota (2005) "Revisiting the Decline in the Exchange Rate Pass-Through: Further Evidence from Japan's Import Prices," Institute for monetary and economic studies discussion paper, No. 2005-E-6, Bank of Japan.
- Parsons, Craig and Kiyotaka Sato (2008) "New Estimates of Exchange Rate Pass-Through in Japanese Exports," *International Journal of Finance and Economics*, Vol. 13, No. 2, pp. 174-183.
- Shioji, Etsuro and Taisuke Uchino (2009) "Pass-Through of Oil Prices to Japanese Domestic prices," NBER East Asian Seminars on Economics (香港, 2009年6月)報告.
- Taylor, John (2000) "Low Inflation, Pass-Through, and Pricing Power of Firms," *European Economic Review*, Vol. 44, No. 7, pp. 1389-1408.