

Working Paper Series

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
およびその要因の分析

粕谷宗久*・平形尚久**

Working Paper 02-10

2002年11月

日本銀行調査統計局

〒100-8630 東京中央郵便局私書箱 203号

(* e-mail: munehisa.kasuya@boj.or.jp)

(** e-mail: naohisa.hirakata@boj.or.jp)

本論文の内容や意見は執筆者個人のものであり、日本銀行あるいは調査統計局の見解を示すものではありません。

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 およびその要因の分析*

粕谷宗久 平形尚久
日本銀行 日本銀行

2002年11月

概要

金融政策の目標が国内物価の安定であるならば、輸入物価や外国為替の変動が国内物価にどう影響を与えるかを把握しておくことは重要であろう。本稿は、輸入物価・為替レートの変動が国内物価にどのように影響を与えてきたのかを複数の観点から検証した上で、その波及度合いの要因まで踏み込んで分析した。日本のデータを用いた実証結果によれば、為替レートの変動が国内物価に与える影響は、輸入物価の変動の影響より概して小さく、また、為替レートの国内物価へ与える影響は、必ずしも一定でない。さらに、これらの要因を検討したところ、幾つかのあり得べき要因の中でも、発生した変動が恒久的か一時的かが重要な要因であることがわかった。

Keywords: prices, CPI, exchange rate, imperfect competition

JEL classification: E31, F41

1 はじめに

金融政策の目標が国内物価の安定であるならば、輸入物価や外国為替の変動が国内物価にどのように影響を与えるかを把握しておくことは重

*本稿の作成に当たっては、井澤秀記氏、河合正弘氏、および、白塚重典氏、関根隆敏氏他日本銀行のスタッフの方々から有益なコメントをいただいた。また、千家倫彦氏、坂上紳氏、有永恵美氏には研究の補助をしていただいた。本稿に示された意見、見解は、筆者個人のものであり、日本銀行あるいは調査統計局のものではない。

要であろう。しかし、輸入物価や為替レートから国内物価への波及は、必ずしも簡単な問題ではない。たとえば、外貨建価格自体の上昇で自国通貨建輸入物価が10%上昇した場合と為替レートの自国通貨安で自国通貨建輸入物価が10%上昇した場合とでは、必ずしも国内物価への影響が同じにならないことが経験則として言われている。また、国内物価への波及の仕方が、常に一定であるとは限らない。実際、近年の各国の輸入物価・為替レートから国内物価への影響についての研究によれば、これらを裏付ける結果が報告されている。例えば、Brook (2001), Lafleche (1996), McCarthy(2000), Gagnon and Ihrig(2002), Taylor(2000)等の研究は、先進国各国のデータを用いて、為替変動から国内物価への影響が、輸入物価の変動からの影響より概して小さいこと、あるいは、これらの海外要因から国内物価への波及が必ずしも一定でないことを報告している。¹しかしながら、国内物価への波及の大きさを左右する要因に踏み込んだ研究の蓄積は必ずしも多くなく、加えて複数の要因を同時に検証して評価する研究は殆どなかった。

本稿は、まず、日本のデータを用いて、輸入物価・為替レート変動から国内物価への波及について、(i) 複数のスペシフィケーションを用いることで頑健性に配慮しながら実証的に検討した上で、(ii) その波及の程度の要因に関する複数の仮説の妥当性についても実証的に評価する点に特徴がある。本稿の分析結果によれば、為替レート変動から国内物価への影響は、輸入物価から国内物価への影響より概して小さかった。またこれらの海外要因から国内物価への影響は、必ずしも時間を通じて一定でなかった。さらに、こうした国内物価への影響の変動を説明する複数の仮

¹Brook (2001) は、ニュージーランドの1970年代から1990年代の為替変動から国内物価への影響を分析し、それが1980年代から低下していること、その要因として政策運営が影響したことを報告している。Lafleche (1996) は、1980年代と1990年代のカナダにおける為替レート変動から国内物価に与える影響を分析し、1990年代の方が為替変動からの影響が小さくなっていること、その要因として為替レートが一時的とみなされたことや需要要因等を指摘している。McCarthy (2000) は、1976年から1998年の先進国のデータとVARを用いて、為替レート変動から国内物価への影響が、輸入物価から国内物価への影響よりも小さいこと、1980年代頃からその影響は小さくなっている可能性があることを報告している。Gagnon and Ihrig (2002) は、1971年から2000年の先進国のデータを用い、為替レート変動から国内物価への影響を分析し、1990年代頃からその影響が小さくなる傾向があること、その要因として金融政策運営が影響している可能性を指摘している。Taylor (2001) は、為替レート変動から国内物価への影響が近年多くの国で小さくなっていることを指摘した後で、その要因について低インフレ環境が影響している可能性を議論した。Campa and Goldberg(2001), Olivei(2002)等は、為替レートから輸入物価に対する影響という関連分野の分析をしているが、分析アプローチについて参考になるところが多かった。

説を検証したところによれば、存在する幾つかの要因の中でも、発生した変動が恒久的か一時的かが重要な要因であることがわかった。

本稿の構成は、次の通りである。第2節では、日本のデータを用い、複数の関数形により頑健性に配慮しながら物価関数の計測を行い輸入物価・為替レート変動から国内物価への波及の大きさ検証する。第3節では、輸入物価・為替レート変動から国内物価への影響の程度を左右する要因について理論的に検討する。第4節では、第2節で検出された輸入物価・為替レート変動から国内物価への影響の変動につき、第3節で示した複数の要因仮説のいずれが妥当であるか、実証的に検討する。第5節では、本稿の分析のインプリケーションを述べる。

2 輸入物価・為替レート変動から国内物価への影響の計測

本節では、輸入物価・為替レート変動から国内物価への影響の程度を計測し、実際にどのような傾向が見られるかを概観する。具体的には、輸入物価・為替レートを説明変数に持つ複数のタイプの国内物価関数を推計し、輸入物価・為替レートの推計係数(国内物価の輸入物価・為替レート変動に関する弾性値)の大小を見ることで、国内物価への影響の大小をみることになる。²

2.1 推計方法

物価関数としては、先行研究で多く採用された代表的な4つのスペック(スペック1~4)を用いる。構造としては、国内物価変動を、需給要因とサプライショックで説明するフィリップスカーブが基本になっている。また、参考として、輸入物価を原油価格のみとしたスペック(スペック5)も試みた。

被説明変数(各スペック共通) CPI前期比伸び率(消費税調整済、除く生鮮食品)

各スペックの説明変数 各スペックの説明変数は以下の通り。

スペック1 円建輸入物価(前期比) 名目実効為替レート(前期比)。Gagnon and Ihrig(2002)のスペックに、為替の影響をみるため名目実効為替

²本稿は、先行研究同様、輸入物価や為替レートの弾性値の大きさを分析対象とする。各変数の変動の大きさまで含めた歴史的国内物価変動の評価は、今後の課題としたい。

レートを加えたもの。外貨建輸入物価と名目実効為替レートの組み合わせも試みた。

スペック 2 円建輸入物価(前期比)、名目実効為替レート(前期比)、実質実効為替レート(対数)、GDP ギャップ。Kamin(1998)に基づく。外貨建輸入物価と名目実効為替レートの組み合わせも試みた。

スペック 3 円建輸入物価(前期比)、名目実効為替レート(前期比)、GDP ギャップ。肥後・中田(2000)のスペックに、為替レートの影響をみるために名目実効為替レートを加えたもの。このスペックを外貨建輸入物価と名目実効為替レートの組み合わせに変えたものが、次のスペック 4 になる。

スペック 4 外貨建輸入物価(前期比)、名目実効為替レート(前期比)、GDP ギャップ。Mihaljek and Klau(2001)に基づく。

スペック 5 円建原油価格(前期比)、名目実効為替レート(前期比)、GDP ギャップ。Hooker(1998)のスペックに、為替レートの影響をみるために名目実効為替レートを加えたもの。

外貨建輸入物価は、IFS(IMF)の各国輸出物価を貿易月表の輸入額で加重平均して作成した。推計に用いるデータは、季節調整済、四半期データであり、推計期間は1983年第3四半期から2001年第4四半期までである。³データの出所については、補論を参照されたい。

2.2 弾性値の推定

前節の複数の推計式に基づく推計結果の要約は図表 3 に示されている(推計の詳細は参考図表 1 参照)。⁴また、パラメータの近年の変化を捉えるため、係数ダミーを使って1990年代後半以降(1996/1Q-2001/4Q)とそれ以前の係数について分けた推計も行った。系列相関に関する検定結果(系列相関の存在を帰無仮説とするラグランジェ乗数(LM)検定)は、いずれも系列相関が無いことを示している。輸入物価および為替の長期弾性値は、(為替が一定として海外市場での商品価格だけが変化した場合の)輸入物価変動、および、(海外市場での商品価格一定として)外国為替レート変動が国内物価(CPI(除く生鮮食品))に長期的に与える影響を示したものであり、理論的に期待される符号はいずれもプラスとなる。

³1983年第3四半期が始期なのは、推計で用いられる非製造稼働率修正型GDPギャップが1983年第3四半期以降利用可能であるため。また、外貨建輸入物価を利用する推計は、データの利用可能性から2001年第2四半期までとなっている。推計方法は、断りのない限りOLSを利用した。

⁴ラグ次数は、(系列相関が消える程)十分長いラグ次数から始めて徐々にラグ次数を減らしていき、LM検定で系列相関が有意に検出されない最小のラグ次数を選択した。

長期弾性値は、各説明変数が当期に国内物価に与える影響（短期弾性値）だけでなく、説明変数に含まれる“ラグ付き被説明変数”を通じて翌期以降国内物価に与える影響まで加味して計算した弾性値である。

外貨建輸入物価変数と外国為替レート変数が同時に入っているスペック（スペック 1,2,4）では、それぞれの推計係数がそのまま輸入物価・外国為替の短期弾性値とした。一方、円建輸入物価変数と外国為替レート変数が同時に入っているスペック（スペック 1,2,3,5）では、円建輸入物価変数にかかる推計係数を輸入物価の短期弾性値、（円建輸入物価変数の係数 + 外国為替変数の係数）を外国為替レートの短期弾性値とした。

推計結果をみると、次のようなことが言える。

1. 全てのスペックにおいて、為替レート長期弾性値（通期）は、輸入物価長期弾性値（通期）より小さく観察される。

図表 4 は、各スペックにおいて推計された弾性値の組み合わせが、全て 45 度線の下にあることによって、為替レート長期弾性値が輸入物価長期弾性値より小さいことを示している。

輸入価格弾性値の t 値が低いスペック 1 を除くと輸入物価の CPI(除く生鮮)に対する長期弾性値（通期）は、概ね 0.03 ~ 0.04 前後であり、為替レートの CPI(除く生鮮)に対する弾性値（通期）は、0.00 ~ 0.01 程度である。輸入物価に関する弾性値（通期）の係数は多くのスペックで有意になっているが、為替レート長期弾性値（通期）の係数は有意でない。両弾性値（通期）の差に関する検定では、スペック 2 および 3 において有意な差が示唆されている（図表 4 下部参照）。

2. これらの海外要因から国内物価への波及の程度（弾性値）は、必ずしも時間を通じて一定でない（図表 3 期間分割ダミー推計および図表 5 逐次回帰参照）。

1990 年代央以前・以降でダミー変数を利用して長期弾性値の変化を推計すると、ダミー変数の t 値は必ずしも有意ではないが、全てのスペックで両長期弾性値の低下が観測される。

推計始期を固定して推計終期を 1 期ずつ増加させていく逐次回帰の結果を例示した図表 5（スペック 3）をみると、期間ダミー

推計同様、輸入物価、為替レートとも 1990 年代半以降長期弾性値が低下しているように見える。⁵

なお、VAR による分析で、米国に関し為替レートの弾性値が輸入物価の弾性値より小さく、その大きさが近年低下しているという結果を出している McCarthy(2000) 等がある。本稿では、日本について SVAR による分析も試みたが、インパルスレスポンスの推計分散が大きく確定的なことは言えなかった。

これらの結果は、Brook (2001), Lafleche (1996), McCarthy(2000), Gagnon and Ihrig(2002), Taylor(2000) 等の研究で示された実証結果と整合的である。次節以降では、弾性値の大きさの決定要因を検討する。

3 国内物価への波及の大きさの決定要因

まず本節では、為替レート・輸入価格変動から国内物価への波及の大きさに影響を与える要因について理論的に検討する。

為替レート・輸入価格から国内物価への波及の決定要因

- 為替レート・輸入物価が変化した場合、その状態がそのまま続くのか、あるいは元の状態に戻るのか: Permanent shocks or Transitory shocks

現在の為替レート・輸入物価が変化した場合、その状態がそのまま続くのか、それとも、元の状態に戻るのかということに関する予想は為替レート・輸入物価から国内物価への波及に影響を及ぼす可能性がある(例えば Menon (1995), Kasa(1992) 参照)。つまり、企業にとって価格変更にかかる場合、一時的に為替が増価あるいは減価したとしても、「この状態は長くは続かず、すぐに元の水準に戻ってしまう」と企業が考え、価格変更は行わないであろう。しかし、為替が変動したときに「今後もその状態が続く」と企業が考えれば、企業は価格変更を行うと考えられる(図表 1 参照)。

⁵ここで、スペック 3 を例示したのは、(i) 国内物価を需給ギャップと海外物価要因で説明する標準的フィリップス曲線であること、(ii) 両弾性値の差が有意なスペックであること、(iii) 後述の分析で弾性値変動要因が最もはっきりと検出されているスペックであり、ここで示すことにより後述の分析結果と比較することが可能であること、による。

- 為替レート・輸入物価変動に対する反応の非線形性: Nonlinear response of CPI

輸入物価変動・為替変動から国内物価への波及が非線形であるということは、為替レート・輸入物価の変動が大きいときと小さいときで、国内物価の反応の程度が異なるということである。ここで、反応の程度が異なるとは、例えば次のような状況である。いま、為替レートが20%変化したとき国内物価がその1割の2%しか反応しないが、為替が40%変化した場合にはその5割の20%反応するような場合、その関係は非線形であるという。また、例えば、為替レートの変動が50%よりも小さい変化のときは国内物価への影響は0%であるが、50%よりも大きくなると国内物価へ影響を及ぼすようになるという現象も非線形の関係に含まれる(図表2参照)。

このような現象が生じる要因の一つとしては、埋没費用が考えられる。埋没費用とは、事業に投資された資本のうち、生産を縮小または撤退したときに回収することが不可能な資産に関わるコストのことである。埋没費用が存在すると、企業はある一定の範囲内の小さな為替変動では、埋没費用の存在によって作られた参入退出障壁が存在するため、参入・退出が起こらず、大きな価格変動は起こらない。しかし、埋没費用を超える大きな変動が起こったときには、既存の埋没費用を考慮しても参入・退出のメリットが生じ、その結果として、国内物価が大きく変化する可能性がある(関連する研究としては Baldwin(1988), Baldwin and Krugman(1988) 参照)。

- 不完全競争(海外企業の価格支配力、製品差別化、市場集中度): Imperfect competition

海外企業の価格支配力、製品差別度、市場集中度といった不完全競争の要素は、為替レート・輸入物価から国内物価への波及に影響し得る。一般的な不完全競争下の開放経済モデル分析として Dornbusch(1987)、海外企業の価格支配力の影響について Feenstra, Gagnon and Knetter(1996)、国内財と輸入財の製品差別度について Yang(1997)、国内産業の市場集中度について Wang and Wu(1999)、Feinberg(1986)、Feinberg (1989) 等の研究がなされている。もっとも、こうした理論的な分析によれば、企業の価格設定行動は、その企業がどのような市場戦略をとるか等に大きく依存するため、これらの不完全競争

要因の存在が国内物価への波及を大きくするか小さくするかは、必ずしも先験的に判断することができない。

海外企業の価格支配力 国内で取引される製品に占める海外企業のシェア（輸入シェア）が大きくなり、海外企業の国内市場における価格支配力が高まると、為替レート・輸入価格が変動したときの国内物価への影響は大きくなる可能性がある。ただし、国内企業、海外企業の販売戦略次第では、輸入シェアと国内物価への影響の関係が逆転する（輸入シェアが高い方が国内価格変動が小さい）こともあり得る。⁶

国内財と輸入財の製品差別度 製品が差別化されているとは、競争企業の製品間で、たとえ機能面で同じであっても、商標・デザイン・ブランドイメージ等の面で消費者が異なる製品と認識されている状態である。競合する国内財と輸入財について、製品差別化がなされているとき、為替レート・輸入価格が変化したとしても、製品の差別化によって価格支配力を持つので、国内価格にそれほど反映されないことがあり得る。例えば消費者にとってブランドイメージなどが重要な（製品差別化されている）奢侈品等の市場では、為替レート増価や輸入価格下落が起きても、価格支配力を持っているので、コスト変化分ほどには価格を引き下げないことがあり得る。なお、企業の採用する市場戦略次第では、製品差別化の影響が逆転するケースも考えられる。⁷

市場集中度 市場が独占あるいは寡占的な企業によって支配されている場合、為替レートや輸入価格が変化して、コストが変化したとしても、企業が価格支配力を持っているためにコストの変化すべてを価格に反映しないこともありうる。なお、市場集中度が高く個々の企業の価格支配力が強いときでも、企業の価格設定はその企業の市場戦略等に依存するため、国内物価への影響が大きくなる場合もあり得る。⁸

● 輸入品目構成: Composition

⁶関連研究としては Feenstra et al.(1996) 等参照。

⁷ただし、この場合、円高によって、日本の購買力が増加し、所得が増えることによって、贅沢品であるブランドもののバックに対する需要が増加する効果（所得効果）も含まれていると考えられる。関連する研究としては、Yang(1997) 等参照。

⁸関連研究としては Wang and Wu(1999), Feinberg(1986) 等参照。

例えば企業の生産活動の原材料として使用する輸入財（日本では鉄鉱石や原油等が典型的）のウエイトが大きい場合、その輸入価格や為替レート変動が起きても、短期的には他の生産要素への代替が働きにくい。そのため、これらの代替が容易でないこのような財の輸入シェアが大きいときには、為替レート・輸入物価から国内物価への波及が大きくなり得る。一方、消費財輸入が大きいときは、内外企業の販売戦略にも依存するが、CPIの変動に直接影響を与えると
言う意味で、国内物価への影響が大きくなり得る。⁹

- 需要要因（景気循環あるいは稼働率）: Demand side

国内需要の強弱は、為替レート・輸入物価変動から国内価格への波及に影響を与え得る。例えば、不況期に為替レートが減価したときには需要が弱いため、国内価格を引き上げにくく、結果として、好況期と比べて為替の国内物価への転嫁率は減少すると考えられる。

¹⁰

需要の不確実性 需要要因は、需要の不確実性という側面でも国内物価の波及へ影響を持ち得る。例えば、不完全競争下の価格支配力を持つ企業にとって、将来の需要が不確実な場合、価格設定行動が変化し得る。¹¹

- インフレの慣性（持続性）: Inflation inertia (Persistence)

インフレの慣性（持続性）とは、何らかのショックが加わって、インフレ率が上昇した際、人々のインフレ期待も上昇する結果、将来も高いインフレ率が持続する状態をさす。一度、インフレに勢いがつくと、インフレを収束することが困難になるという経験則は古くから知られており、Tobin(1980)、Sargent(1982,1986)、Dornbusch and Fischer (1993)、また日本についても粕谷・大島(2000)で検証されている。インフレの慣性は、国内価格に影響を与えるショックが生じた際、中央銀行がそれを鎮静化する政策運営にコミットし、加えて、実際に沈静化してきた場合には、人々のインフレ期待は外的ショックによっても変化せず、インフレの慣性（持続性）は低下すると考えられる。つまり、インフレの慣性が存在する状況とは、人々のイ

⁹ 関連する研究については、Feinberg(1989)等参照。

¹⁰ 関連する研究は Goldgajn and Werlang(2000)、Wang and Wu(1999)等参照。

¹¹ 関連研究は Taylor(2000)等参照。

ンフレ期待が容易に変化する状況であるので、為替レート・輸入物価の変動から国内物価への波及は、インフレ慣性がない場合より大きくなり得る。¹²

インフレ率の変動性 (Variability) インフレが続く状況をインフレ率の変動の大きさで捉える研究も存在する。つまりインフレの変動性が大いときは、外部から物価を上昇させるショックが加わったとき、人々がインフレ期待を抱き易く、輸入物価・為替レートの国内物価に与える影響が大きくなる。¹³

為替レートから国内物価への効果の決定要因

- 均衡為替レートからの乖離: Misalignment

均衡為替レートとは、ファンダメンタルズ(経済の基礎的条件であり生産性格差、経常収支など)に基づいて理論的に決定される為替レートのこと、実際の為替レートが均衡から短期的に乖離することはあっても長期的には収斂していく均衡水準と考えられている。もし為替レートが均衡為替レートから乖離する形で変動した場合には、国内物価への影響は小さくなり得る。これは、いずれ為替レートは均衡水準に戻っていき、現在の変動は一時的なものだと人々が期待するため、国内物価への波及が小さくなるからである。¹⁴

- 名目ショックあるいは実質ショック: Nominal shock or real shock

例えば、ある国で通貨供給量増加による名目ショックが国内インフレーションを発生させ、内外価格差を調整するように、その国の名目為替レートが減価する場合を考えると、そのような名目為替レートの変化は各国の国内物価へ波及する筋合いにはない。つまり、名目為替レートの変化における名目ショックの寄与度が大きければ、国内波及への大きさが小さくなると考えられる。¹⁵

¹² 関連研究としては、Taylor(2000), Campa and Goldberg(2001), Goldgajn and Werlang(2000), Choudhri and Hakura(2001), Gagnon and Ihrig(2002) and Mihaljek and Klau(2001) 等参照。

¹³ 関連研究としては、Choudhri and Hakura(2001), Gagnon and Ihrig(2002), Mihaljek and Klau(2001) 等参照。

¹⁴ 関連研究としては、Goldgajn and Werlang(2000), Dravas(2000) 等参照。

¹⁵ 開放経済の枠組みで名目ショック・実質ショックが為替レートやその他のマクロ変数に与える影響について議論したものとして、Astley and Garratt(1996) 等がある。

- 国内輸出企業の価格設定行動 (内外市場における市場戦略の差)

国内企業が、国内市場だけでなく海外市場へも商品を輸出している場合、企業にとっては、為替レート変動によるコスト変動を国内市場にそのまま反映させるのではなく海外市場に転嫁できる選択肢を持つことになり、例えば内外市場毎の販売戦略の違い次第では、国内価格変動を抑えることがあり得る。ただし、この要因に関しても、先に挙げた不完全競争要因と同じく、企業の戦略的行動等の条件次第で効果が逆転する可能性がある。¹⁶

4 弾性値変動の要因の検証

2節では、為替レートから国内物価への波及が輸入物価から国内物価への波及より概して小さいこと、また、両者の国内物価への影響とも、必ずしも時間を通じて一定でないことをみた。本節では、2節で推定された長期弾性値変動が、第3節で検討した複数の要因でどれほど説明できるかの検証を行う。

第3節で検討した複数の要因仮説を表す変数として、本稿では以下の変数を用いる。なお、変数の末尾に付した符号は、その要因が弾性値の変動に与える影響について理論的に期待される方向を示す。各要因変数の実際の動きは参考図表2を参照されたい。¹⁷

為替レートの恒久的変動(比率)(+) 為替レートの変動を時系列的手法で恒久的変動と一時的変動の二つに分けた上で、為替レート変動の大きさに占める恒久的変動の大きさの比率を求める。為替レートの恒久的変動比率は、為替変動の中にどれだけ恒久的部分があるかの指標であり、理論的には、この比率が大きいほど国内物価に対する影響が大きくなる。つまり、国内物価の為替レート変動に関する弾性値に対しては正の効果を持っている。

なお本稿では、恒久的変動と一時的変動に分解する時系列的手法として、マルコフ・スイッチング過程付き状態空間モデル

¹⁶ 関連する研究としては、Kardasz and Stollery(2001) 等がある。

¹⁷ 均衡為替レートに関する要因仮説については、均衡為替レートの拠って立つ均衡為替理論自体、有力な理論が複数存在し、かつ、採用する均衡為替理論次第で均衡為替レートが大きく異なる。何を均衡為替レートとすべきか困難であるため、本稿では、均衡為替に関する要因変数を利用しなかったが、将来の課題としたい。

(Engel and Kim(1999))に基づく方法を試みた。¹⁸過去の時系列変動の傾向で説明できる循環的変動部分(含むホワイトノイズ)を一時的変動、それ以外の説明できない変動部分を恒久的変動としている。また、Campa and Goldberg (2001)に従い、為替のボラティリティを為替の恒久的変動の代理変数としても試みた。¹⁹

為替レート変化率の二次項(+) 為替レートの変化率の二次項によって、為替レートの国内物価への影響の非線形性(より大きな為替レートの変動が起こると、国内物価への影響の程度がより大きくなること)を把握する。非線形性が存在すれば、国内物価の為替レートに関する弾性値に対し正の効果を持つことが理論的に期待される。²⁰

インフレ率の分散の大きさ(+) Choudhri and Hakura(2001), Gagnon and Ihrig(2002), Mihaljek and Klau(2001)等に従い、インフレ率の分散の大きさによって、インフレの慣性(持続性)の程度を把握する。過去のインフレ率と当期のインフレ率の相関が高ければ、インフレ期待が変化しやすい(あるいは、インフレの慣性(持続性)が高い)ことになる。理論的には、インフレの分散が大きいほど、国内物価の為替レート・輸入物価に関する弾性値が大きくなることが期待される(正符号)。分散を算出する期間については、情報量基準から4期を選択した。

輸入品の輸入価格に関する弾性値(+/-) 輸入品の輸入価格に関する弾性値によって、輸入品のマークアップ度、あるいは、不完全競争度の把握を試みる。国内物価の為替レート・輸入価格変動に関する弾性値への不完全競争の要因が与える影響の符号は先験的には分からない。この変数の作成方法等の詳細は、Wang and Wu(1999)に従った。

¹⁸詳しくは、補論参照。循環変動を示す自己回帰過程は、平均回帰的であるという制約をつけて推計した。なお、このモデルは、観測されない変数を含む非線形のモデルであることから最尤法ではなくMCMC(マルコフ連鎖モンテカルロ)法を用いて推計した。

¹⁹為替レート変動から恒久的変動を抽出する手段として為替レート見通しに関するサーベイデータの利用も考えられるが、今後の課題としたい。

²⁰後述の実証分析において弾性値そのものを非説明変数とする場合は、為替レートの変化率の二次項そのものを利用しているが、フィリップスカーブ型の推計式に組み入れる場合は、「(変化の方向を表す符号)×(為替レート変化率の二次項)」の形にして符号を調整している。

対 GDP 輸入シェア (+/-) 海外企業の日本におけるマーケットシェアと正の相関を持つ対 GDP 輸入シェアによって、海外企業の国内市場における市場支配度を把握することを試みる。国内物価の為替レート・輸入物価に関する弾性値への影響が正か負かは、先験的には決定できない。

対 GDP 輸出シェア (+/-) 対 GDP 輸出シェアが大きいほど、国内企業が内外市場の価格差別化によって、為替レート・輸入物価変動から国内物価変動への波及のさせ方を変更できる余地を持つことになる。例えば、この値が大きいときは、国内の輸出企業が内外の価格差別によって、為替レートの変動を国内物価に反映させない様に見える企業の比率が高いと考えられる。しかし、先験的には、どちらの符号であるかわからない。

名目ショック比率 (-) 名目ショック比率は、SVAR によって名目為替レート変動を貨幣的変動による部分と非貨幣的部分に分解することで求めた。理論的には、名目ショック比率が大きくなると、国内物価の為替レートに関する弾性値が小さくなる(負の効果)。作成方法は、Enders and Lee (1997) 及び Astley and Garrat(1996) の 2 つの方法を試みた。

産業連関表を用いた投入ウェイトによる国内物価への波及値 (+/-) 生産に用いるウェイトが高い輸入品の価格変動は、それだけ国内物価への波及が大きくなる。為替レート・輸入物価変動それぞれについて、産業連関表のウェイトを利用して、輸入投入シェアや生産誘発効果まで考慮して、国内物価への波及値を再集計する。こうした値を説明変数として推計に利用することで、国内物価の為替レート・輸入物価に関する弾性値の変動について、生産投入面からみた国内物価への波及度合いをコントロールすることを試みる。投入シェアに見合った国内物価の変化が起こった場合に弾性値が 1 になるように基準化されることになる。

ハーフィンダール指数 (+/-) ハーフィンダール指数によって、国内市場の独占度を把握する。国内市場の独占度の変化は、国内物価の為替レート・輸入物価に関する弾性値の変動に影響を与え得るが、その符号は先験的にはわからない。

GDP ギャップ (+/-) GDP ギャップによって、需要要因の把握を試みる。作成方法は、鎌田・増田 (2000) に従い非製造業稼働率修正型を用いた。この変数は、通常のフィリップスカーブ型物価関数に採用されている変数でもある。

これらの要因変数を用い、本節では、国内物価の為替レート・輸入物価に関する弾性値の変動の分析を行うために、(i) 弾性値の変動要因を物価関数に導入する回帰、(ii) 弾性値の時間的変動を被説明変数、弾性値変動要因を説明変数とする回帰、という3つの方法で分析を行う。

4.1 弾性値の変動要因を物価関数に導入する方法

価格変動の品目構成の考慮：

マクロにおける輸入比率が変化しないときも、輸入構成の変化が生じれば国内物価への波及に影響を及ぼし得る。そこで、為替レート・輸入物価変動それぞれについて、産業連関表のウエイトを利用して、各輸入財毎の輸入投入シェアや生産誘発効果まで考慮した国内物価への波及値を計算し、再集計する。こうした理論波及値を説明変数として推計に利用することで、国内物価の為替レート・輸入物価に関する弾性値の変動について、生産投入面からみた国内物価への波及度合いをコントロールすることを試みる。²¹

それ以外の要因の考慮：

その他の各要因変数を、直接回帰式に導入する。弾性値変動要因の分析候補として、既述の輸入シェア、輸出シェア、為替レートの非線形性、輸入の輸入価格に対する弾性値、為替レートの名目ショック(2通り)、為替レート恒久的変動比率、為替レートのボラティリティ、ハーフィンダール・インデックス、過去の物価変動の大きさの9変数の全ての組み合わせを前節の各スペックの推定式に加えて回帰した。²²

²¹ 関連研究 Campa and Goldberg(2001) は、貿易構成を考慮して分析を行っているが、本稿の分析はそのアプローチを拡張したものと言える。

²² もし為替レート同様、輸入物価変動に関し、恒久的変動・一時的変動に分解した変数が利用できれば、輸入物価に関しても恒久的変動比率の弾性値への影響が把握できる。しかし、為替レートと異なり、企業が直面する輸入価格の変動は、集計された輸入指数の変動ではなく、個々の輸入品価格の変動である。ところが、個別輸入品価格のデータの利用可能性の面からみて、個別輸入品の恒久的変動比率の推計は難しい。因みに、集計された輸入物価および集計された財別物価の恒久的変動比率を推計して、同様の回帰も試みたが、それらの恒久的変動比率変数について有意となる結果を得られていない。また輸入物価変動の弾性値の非線形性についても同様の問題がある。

9個の要因変数の中から n 個 ($0 \leq n \leq 9$) を選ぶ全ての組み合わせについて推計を試み、各組み合わせの要因変数全てが理論的に期待される符合を示し、それが有意であり、さらに系列相関が無い推計式を選択すると、各スペックとも為替の恒久変動比率のみを加えたケースであった。これは、国内物価に与える影響としては、名目為替レート変動のうちの恒久的変動が重要であることを意味する。そこで、名目為替レート変動を恒久的変動に変えた推計を示したものが、図表6である。²³まず、為替レート長期弾性値と輸入物価長期弾性値の差は、輸入品目構成および為替の恒久変動を考慮する前の推計より小さくなり、その差は有意でなくなった。このことは、為替レート弾性値が輸入物価弾性値より小さく観察される理由として、実際の為替レート変動に一時的変動が少なからず含まれているという要因、および、輸入品目構成要因が大きいことを示唆している。

産業連関表による調整を行った回帰では、産業連関表から算出した波及値である説明変数(輸入物価・為替レート)の変動通りに国内物価が変動すれば、弾性値は1となるように基準化されている。このため、弾性値の値そのものの大きさを調整前の回帰と比較するときは、注意が必要である。

また、図表7は、逐次回帰による弾性値の時系列的変動を示している。輸入弾性値については、変動要因を考慮しない前に見られた1990年代半以降の低下がそれほどはっきりと現れていない。一方、為替レートの長期弾性値については、輸入物価弾性値ほど明確に低下傾向の後退は見られないが、それまでの単調な低下傾向に対し、弾性値が必ずしも単調に減少していないことがわかる。このことは、弾性値の時間的変動についても、輸入品目構成や為替レートの恒久的変動が重要であることを示唆していると考えられる。

産業連関表による輸入品構成のみを考慮した推計を行うと、為替レート・輸入物価長期弾性値の差は若干縮小するものの、その差は依然として有意に存在し、また、両弾性値の1990年代半以降の低下も観察される。一方、為替の恒久的変動のみを考慮した推計を行うと、為替レートの長期弾性値が上昇するもののやはり両弾性値の差は有意であり、両弾性値の時間的変動も依然として観察される。

²³図表6では、各スペックで選択された推計式の中でパフォーマンスが最もよかったスペック3を示している。他のスペックの推計でも、本稿の分析結果を覆すような結果は得られなかった。

1996年以降ダミーを加えて推計したところ、1996年前後で輸入物価長期弾性値に有意な差は認められなかった。

次節では、輸入物価長期弾性値と比べ比較的大きな時間的変動が観察される為替レート長期弾性値について、弾性値の時間的变化そのものを被説明変数とすることで、弾性値変動の要因変化まで踏み込んで分析する。

4.2 弾性値の変動自体を被説明変数として回帰

為替レートに関する国内物価の弾性値の変動自体を被説明変数とし、変動要因を説明変数とする回帰を行い、弾性値の変動要因を検証する。²⁴このような分析によって、弾性値変動の要因がどのように変わったかについても分析できる。

為替レートに関する国内物価の弾性値の変動の時系列データの作成方法は、補論に示されている。直感的には、次のような方法である。まず、各期の為替レート変化分および各期の国内物価の変化分には、他の説明変数の変動による国内物価への影響が混入している。そこで、各期の為替レート変化分および各期の国内物価変化分から、他の説明変数の変動の影響を回帰によって控除した後で、両者の比率をとれば、必要とする各期の弾性値の変動が求められることになる。

為替レートに関する国内物価の弾性値の変動を推計した結果は、図表8の実績値として示されている。²⁵これまでの分析で指摘した通り、1990年代半に弾性値の低下が見られる。

また、弾性値は、1990年代半以降、必ずしも近年まで単調に低下しているわけではないこともわかる。つまり、1990年代半に弾性の低下をみたが、1998年から1999年にかけて、その大きさは上昇している。

²⁴輸入物価に関する国内物価の弾性値を被説明変数とする回帰を試みたが、既述の通り企業の直面する輸入品価格の恒久的変動の抽出が困難であることもあり、系列相関が大きく、良好な推計結果が得られなかった。

²⁵図表8の実績値は、推計された弾性値の定数項部分を差し引いた形で基準化されている。

被説明変数は、前節同様、産業連関表により調整した変数を利用するスペック3の回帰式を用いた。²⁶為替レートの長期弾性値の変化を被説明変数とする回帰に加える説明変数は、輸入シェア、輸出シェア、非線形性、輸入の輸入価格弾性値、名目ショック比率(2通り)、為替レートの恒久的変動比率、為替レートのボラティリティ、ハーフィンダール・インデックス、インフレ率の分散(CPI後方4期のデータを利用)の9変数である。9個の要因変数の中から n ($0 \leq n \leq 9$)個選ぶ全ての組み合わせについて回帰を行い、加えた要因変数全てが理論的に期待される符合を示し、かつそれらが有意であり、加えて系列相関がない推計の中で情報量基準によって選択された組み合わせは、恒久的変動比率、インフレ率の分散、非線形要因である為替レートの2次項を加えたケースであった。

推計結果および弾性値の要因分解は、図表8に示されている。実証結果によれば、各要因の符号(複数のラグがあるものは総和)は、恒久的変動比率が正(理論的に期待される符合は正)、インフレ率の分散が正(理論的に期待される符合は正)、為替の2次項が正(理論的に期待される符合は正)と、第2節での理論的検討と整合的な符号となっている。この推計式に基づいて行った要因分解の結果を要約すれば次の通りである。まず国内物価の為替レート変動に関する弾性値が、1990年央から1997~8年頃にかけて減少しているのは為替の恒久的変動比率の減少が大きく影響している。また、1998年から1999年にかけて弾性値が上昇しているのは、為替の恒久的変動比率が上昇していることに加え、為替変動の非線形性も大きく影響している。一方、1985年前後、1990年代初頭に、同弾性値が大きくなっているのは、その時期の直前のインフレ率の変動が大きかったことが寄与している。

なお、本稿の採用したアプローチでは、輸入品目構成の構造変化を説明変数として扱っており、構造変化自体を分析の対象としていないが、輸入品構成の中長期的変化自体、輸入物価・為替レートから影響を受け得ることは留意すべきであろう。例えば、為替の大幅な自国通貨高があった場合、対外直接投資を通じて海外生産が増加し、最終財に占める海外の付加価値ウエイトが高まり、結果として為替変動から国内物価への影響が変化する等の構造変化が起きる可能性が考えられる。しかしながら、市場の参入・退出にサンクコストが存在する場合、市場・貿易・経済構造の変化は、為替レート変動に対して非線形かつ非対称に反応し得ること

²⁶為替レートは、名目実効為替レートを使用。なお、産業連関表で調整しない変数を用いたケースや、他のスペックでも同様の分析を試みたが、本稿の定性的な結論に影響を及ぼさなかった。

が理論的に明らかにされている。²⁷また、構造変化が起こるとしても、そのラグパターンは必ずしも画一的でない。例えば、海外直接投資が貿易パターン・産業構造に与える影響について考えてみても、生産が立ち上がるまでどのくらいかかるのか、その時期にどの程度の資本財輸出を行うのか、生産が軌道に乗った場合海外工場への程度の付加価値の部品を輸出するのか、また、どのタイミングでどの程度の完成度の製品をどれだけ、かつ、どこの国へ販売するのか等の要素が複雑に絡み、その動学的影響を測るのは容易ではない。これらのことを考慮すると、為替変動による構造変化の可能性について、単純なダミー処理や貿易構造の為替レート変動への単純なラグ付き回帰では、必ずしも適切な分析とならないことを意味する。²⁸この点に関する分析は今後の研究課題としたい。

²⁷例えば、Baldwin (1988), Baldwin and Krugman (1988), Dxit (1989) 等参照。

²⁸例えば、大野健一 (1991) 参照。

5 インプリケーション

本稿は、日本のデータを用いて、輸入物価・外国為替レートから国内物価への影響の変動を検証した。まず、複数のスペシフィケーション（関数形）を用いて国内物価への弾性値を計測した。その結果、為替レート変動から国内物価への影響は、採用するスペシフィケーションに関わらず、輸入物価から国内物価への影響より概して小さかった。また、両者の国内物価への影響は、時間を通じて必ずしも一定ではなかった。

弾性値の大きさを決定する要因について理論的に検討した後、複数の要因仮説を用い実証的に分析した。その結果、存在する幾つかの要因の中でも、発生した変動が恒久的か一時的かが重要な要因であることがわかった。

われわれの研究結果は、金融政策の運営上大切な国内物価の先行きを見通す上でも、重要な意味を持つ。通常のリップスカーブの推計では、一般的に、為替レートに関する弾性値は輸入物価に関する弾性値より低めに出る。しかしながら、これは、本稿で指摘したように、人々が外的ショックによる変動を恒久的とみるか一時的とみるかに大きく依存する。通常推計で得られる国内物価の弾性値は、言わば、人々が外的ショックのうちどのくらいを恒久的変動とみたかの過去の平均値に基づく推計といえる。本稿で示したように、時系列的手法で用いたショックの恒久的変動比率は、時期によって大きく変動している。もし、発生した為替レート変動を人々がより恒久的変動とみれば、国内物価が過去の平均的弾性値を大きく上回って変動することもあり得る一方で、より一時的変動とみれば過去の平均的弾性値を下回ることもあり得よう。

以上

A 国内物価の弾性値の時系列データの作成

4.2節で用いた被説明変数の作成方法を説明する。この説明は Johnston and DiNardo(1996)に基づいている。例えば次のような回帰を考える。

$$Y_t = b_1 + b_2 X_{2t} + b_3 X_{3t} + e_t, t = 1, \dots, n$$

ここでの b_1, b_2, b_3 は最小二乗推定値であり、 e_t は残差である。このとき傾きの係数 b_2 は、

$$b_2 = \frac{\sum e_{13t} e_{23t}}{\sum e_{2,3t}^2}$$

と書くことができる。ここで e_{13t}, e_{23t} は次のように定義している。

$$e_{13t} = y_t - b_{13} x_{3t}, t = 1, \dots, n \quad \text{ただし} \quad b_{13} = \frac{\sum y_t x_{3t}}{\sum x_{3t}^2}$$
$$e_{23t} = x_{2t} - b_{23} x_{3t}, t = 1, \dots, n \quad \text{ただし} \quad b_{23} = \frac{\sum y_t x_{3t}}{\sum x_{3t}^2}$$

小文字の変数は平均からの乖離、例えば $y_t = Y_t - \bar{Y}$ を表している。また、 e_{13t}, e_{23t} は x_3 の効果を除去した、あるいは一定したときの y, x_2 の変動である。このとき、傾きの係数 b_2 の時系列データ b_{2t} は次のように定義できる。

$$b_{2t} = \frac{e_{13t} + b_2}{e_{23t} + 1}, t = 1, \dots, n$$

$\sum e_{13t} = 0, \sum e_{23t} = 0$ が成立するので、 $(1/n) \sum b_{2t} = b_2$ となり、この時系列データ b_{2t} の平均は b_2 になることが分かる。

B 産業連関調整値の作成

本分析で、円建輸入物価、為替レートを産業連関表で調整した数値を用いたが、具体的には、産業連関表を使用して次のように求めている。

$$\frac{\dot{p}}{p} = [(I - (I - \bar{M})A)^{-1}]' A' \bar{M} \frac{\dot{p}_m}{p_m}$$

ここで、 A は投入係数行列、 \bar{M} は輸入係数の対角行列である。 \bar{M} は品目別の輸入係数であり、ある財がいくつかの産業に投入されるとき、その投入財における輸入財の比率は投入される産業に依存せず一定であると仮定している。また、 $\frac{\dot{p}_m}{p_m}$ は、列ベクトルであり、財ごとの輸入物価指数の

伸び率である。 $\frac{\dot{p}}{p}$ は財ごとの輸入価格 $\frac{\dot{p}_m}{p_m}$ が変化したときに国内生産者価格がどれくらい変化するかを示している変数である。ここでは、導出される生産者価格 $\frac{\dot{p}}{p}$ を消費者物価指数の概念と合致するように調整している。また、為替レートの変動の影響を分析する際には、財ごとの輸入物価変動 $\frac{\dot{p}_m}{p_m}$ の代わりに、財ごとに共通な為替レート変動で計算すれば良い。

C マルコフスイッチング過程付き状態空間モデル法

Engel and Kim(1999) 参照。彼らは、米国ドル / 英国ポンドの実質為替レートの分析において、分散不均一な恒久的コンポーネントと一時的コンポーネントをもつ unobserved-component model を考えた。

$$y_t = z_t + x_t \quad (1)$$

$$z_t = z_{t-1} + w_t, w_t \sim N(0, \sigma_{w,t}^2) \quad (2)$$

$$x_t = \phi_1 x_{t-1} + \phi_2 x_{t-2} + u_t, u_t \sim N(0, \sigma_{u,t}^2) \quad (3)$$

ここで、

y_t 実質為替レートの自然対数値、

x_t 一時的コンポーネント、

z_t 恒久的コンポーネント、

w_t, u_t 互いに独立な確率変数。

また、2つのコンポーネントのショックに対する分散はそれぞれ、 $\sigma_{w,t}^2$ に対しては、 M -state Markov-switching variance、 $\sigma_{u,t}^2$ に対しては M' -state Markov-switching variance である。つまり、次のようになる。

$$\sigma_{w,t}^2 = \sum_{j=1}^M \sigma_{w,j}^2 S_{1,jt} \quad (4)$$

$$\sigma_{u,t}^2 = \sum_{j=1}^{M'} \sigma_{u,j}^2 S_{2,jt} \quad (5)$$

ここで

$$S_{1,mt} = 1 \quad \text{if } S_{1t} = m; S_{1,mt} = 0 \text{ otherwise, } m = 1, 2, \dots, M, \quad (6)$$

$$S_{2,m't} = 1 \quad \text{if } S_{2t} = m'; S_{2,m't} = 0 \text{ otherwise, } m' = 1, 2, \dots, M', \quad (7)$$

ただし S_{1t}, S_{2t} は次のような推移確率に従う独立な一次のマルコフスイッチング過程の変数である。

$$p_{1,ij} = pr[S_{1t} = j | S_{1,t-1} = i], \sum_{j=1}^M p_{1,ij} = 1 \quad (8)$$

$$p_{2,ij} = pr[S_{2t} = j | S_{2,t-1} = i], \sum_{j=1}^{M'} p_{2,ij} = 1 \quad (9)$$

Engel and Kim(1999)は、恒久的コンポーネントに対しては均一分散、一時的コンポーネントの分散に対しては3状態のMarkov-switchingを提案した。

$$\sigma_{w,t}^2 = \sigma_w^2 \quad (10)$$

$$\sigma_{u,t}^2 = \sigma_{u,1}^2 S_{2,1t} + \sigma_{u,2}^2 S_{2,2t} + \sigma_{u,3}^2 S_{2,3t} \quad (11)$$

モデルを状態空間型に書き換えると次のようになる。

$$y_t = \begin{bmatrix} 1 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_t \\ x_t \\ x_{t-1} \end{bmatrix} \quad (12)$$

$$\begin{bmatrix} z_t \\ x_t \\ x_{t-1} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & \phi_1 & \phi_2 \\ 0 & 1 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} z_{t-1} \\ x_{t-1} \\ x_{t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} w_t \\ u_t \\ 0 \end{bmatrix} \quad (13)$$

$$E(v_t v_t') = Q_t = \begin{bmatrix} \sigma_w^2 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_{u,t}^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \quad (14)$$

マルコフスイッチングを含む状態空間モデルは、非線形であり、通常の方法で推定することができない。そこで未知の定数を含む共分散構造に特定の仮定を置かないマルコフ・チェーン・モンテカルロ(MCMC)法を用いて推定した。

D 変数

消費者物価指数(CPI(除く生鮮食品)) 国内物価として利用。物価関数の被説明変数。前期比伸び率。季節調整済。消費税調整済。

円建輸入物価 (総平均) 輸入物価指数として利用。

外貨建輸入物価 IFS から各国輸出物価を貿易統計の輸入額で加重平均して集計。

名目実効為替レート 名目為替レートとして利用。日本銀行作成の名目実効為替レートを使用。

実質実効為替レート 実質為替レートとして利用。日本銀行作成の実質実効為替レートを使用。

産業連関表調整済円建輸入物価 輸入構成及び技術構造を考慮。産業連関表接続表及び延長表を利用して作成。

産業連関表調整済名目実効為替レート 輸入構成及び技術構造を考慮。産業連関表接続表及び延長表を利用して作成。

為替レートの恒久的変動 マルコフスイッチング過程付き状態空間モデル (Engel and Kim(1999)) を推計して作成。

GDP ギャップ 需要要因として利用。鎌田・増田 (2000) に基づく非製造業稼働率修正型 GDP ギャップ。

対 GDP 輸入比率 海外企業のマーケットシェアとして利用。SNA ベース。

対 GDP 輸出比率 輸出部門を持つ企業の内外向け販売戦略要因として利用。SNA ベース。

輸入需要に対する価格弾性値 国内品、輸入品の製品差別度要因として利用。Wang and Wu(1996) に従って作成。

為替レートの二次項 為替レート変動への国内物価の反応の非線形要因として利用。為替レート伸び率の二次項。

ハーフィンダール・インデックス 市場集中度要因として利用。1995年産業連関表でウエイト付け。

為替変動の名目ショック比率 貨幣的要因による名目為替レート変動。Ender and Lee (1997) 及び Astley and Garrat(1996) の方法 (Blanchard=Quah 分解) で作成。

CPI変動の大きさ インフレ率変動の大きさとして利用。情報量基準に基づき後方4期の情報を利用して作成。

参考文献

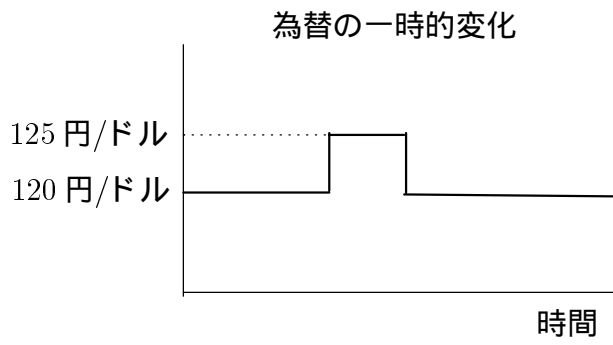
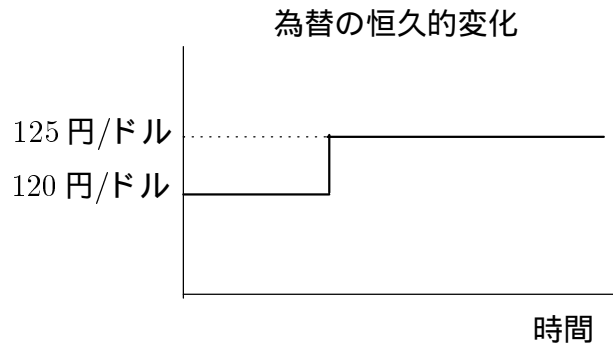
- [1] 大野健一 (1991) 『国際通貨体制と経済安定』 東洋経済新報社.
- [2] 肥後雅博・中田(黒田)祥子 (2000) 「物価変動の決定要因について
需給ギャップと物価変動の関係の国際比較を中心に」 日本銀行金融研究所 『金融研究』 pp.49-78.
- [3] 粕谷宗久・大島一朗 (2000) 「インフレ期待の変化とインフレの慣性」
日本銀行調査統計局 Working Paper 00-11.
- [4] 鎌田康一郎・増田宗人 (2000) マクロ生産関数に基づくわが国の
GDP ギャップ - 統計の計測誤差が与える影響 - 日本銀行調査統計
局 Working Paper 00-15.
- [5] Astley, Mark S. and Garratt, Anthony (1996), “Exchange rate and
prices: sources of sterling real exchange rate fluctuations 1973-94,”
Bank of England Working paper series No.85.
- [6] Baldwin, Richard E. (1988), “Hysterisis in Import Price: The
Beachhead Effect.” *The American Economic Review*, Vol. 78, No.
4 (September 1988), pp. 773-85.
- [7] Baldin, Richard E., and Krugman, Paul R. (1988) , “Persistent trade
effects of large exchange rate shocks,” *Quarterly Economic Review*,
Vol. 104, pp.901-922.
- [8] Brook, Anne-Marie (2001), “The Role of the Exchange Rate in New
Zealand’s Infalation Targeting Regime.” 14th Pacific Basin Central
Bank Conference.
- [9] Campa, Jose Manuel and Linda S. Goldberg (2001), “Exchange
Rate Pass-Through into Import Prices: A Macro or Micro
Phenamenon?.” Federal Reserve Bank of New York Staff Report
149.
- [10] Choudhri, Ehsan U. and Dalia S. Hakura (2001), “Exchange rate
pass-thtough to domestic prices: Does the inflationary environment
matter?.” IMF Working Paper 01/194 (Washington: International
Monetary Fund).

- [11] Dixit, Avinash (1989), "Hysteresis, import penetration, and exchange rate pass-through," *Quarterly Journal of Economics*, Vol. CIV, Issue 2, (May 1989).
- [12] Dornbusch, Rudiger (1987), "Exchange rate and prices," *American Economic Review*, Vol. 77, No. 1, pp.93-106.
- [13] Dornbusch, Rudiger and Fischer, Stanley (1993), "Moderate Inflation," *World Bank Economic Review*, Vol. 7, No. 1, pp.1-44.
- [14] Dravas, Zsolt (2000), "Exchange rate pass-through and real exchange rate in EU candidate countries," Economic Research Centre of the Deutsche Bundesbank Discussion paper 10/01.
- [15] Enders, Walter and Lee, Bong-Soo (1997), "Accounting for real and nominal exchange rate movements in the post-Bretton Woods period," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 16, No. 2, pp.233-254.
- [16] Engel, Charles and Chang-Jim Kim (1999), "The Long-Run U.S./U.K. Real Exchange Rate." *Journal of Money, Credit, and Banking*, Vol. 31, No.3, pp.335-356.
- [17] Feenstra, Robert C., Joseph E. Gagnon and Michael M. Knetter (1996), "Market Share and Exchange Rate Pass-Through in World Automobile Trade." *Journal of International Economics*, 40, pp. 187-207.
- [18] Feinberg, Robert M. (1986), "The Interaction of Foreign Exchange and Market Power Effects on German Domestic Prices," *Journal of Industrial Economy*, Vol. XXXV, No.1.
- [19] Feinberg, Robert M. (1989), "The Effects of Foreign Exchange Movements on U.S. Domestic Prices," *Review of Economics and Statistics*, Vol. 71, No. 3.
- [20] Gagnon, Joseph E. and Jane Ihrig (2002), "Monetary Policy and Exchange Rate Pass-Through." International Finance Discussion Papers NO.704, Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, DC.

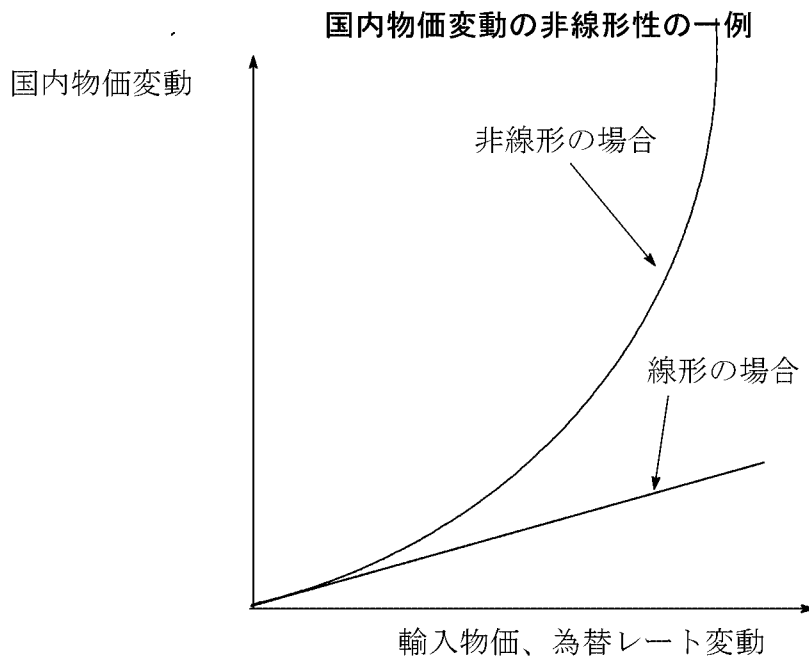
- [21] Goldfajn, Ilan and Sergio Riberio da Costa Werlang (2000), "The Pass-Through from Depreciation to Inflation: A Panel Study." Banco Central do Brasil Working Paper Series No. 5, Brasilia.
- [22] Hooker, Mark A. (1999), "Are Oil Shocks Inflationary? Asymmetric and Nonlinear Specifications versus Changes in Regime," Board of Governors of the Federal Reserve System Finance and economic Discussion Series 1999-65.
- [23] Johnston, Jack and John DiNardo (1996), *Econometric Methods* (McGraw-Hill,1997)
- [24] Kamin, Steven B. (1998), "A multi-country comparison of the linkages between inflation and exchange rate competitiveness," Board of Governors of the Federal Reserve System International Finance Discussion Papers No. 603, February 1998.
- [25] Kardasz, Stanley W. and Kenneth R. Stollery (2001), "Exchange Rate Pass-Through and its Determinants in Canadian Manufacturing Industries." *Canadian Journal of Economics*, Vol. 34, No. 3, August, pp. 719-738.
- [26] Kasa, Kenneth (1992), "Adjustment costs and pricing-to-market: Theory and evidence." *Journal of International Economics*, 32 pp. 1-30.
- [27] Lafleche, Therese (1996), "The Impact of Exchange Rate Movements on Consumer Prices." *Bank of Canada Review*, Winter 1996-1997 pp. 21-32.
- [28] McCarthy, Johathan (2000), "Pass-through of exchange rates and import prices to domestic inflation in some industrialized economies," Federal Reserve Bank of New York Discussion paper, September 2000.
- [29] Menon, Jayant (1995), "Exchange Rate Pass-Through." *Journal of Economic Surveys*, Vol. 9, No. 2, pp. 197-231.

- [30] Mihaljek, Dubravko and Marc Klau (2001), "A note on the pass-through from exchange rate and foreign price changes to inflation in selected emerging market economies." *BIS Papers*, No 8, Basel.
- [31] Olivei, Giovanni P (2002), "Exchange Rates and the Prices of Manufacturing Products Imported into the United States." *New England Economic Review*, First Quarter 2002, pp. 3-18.
- [32] Sargent, Thomas (1982), "The End of Four Big Inflations," in Robert Hall, ed., *Inflation*, National Bureau of Economic Research and University of Chicago Press.
- [33] Sargent, Thomas (1986), *Rational Expectations and Inflation*, New York: Harper and Row.
- [34] Taylor, John B. (2000), "Low inflation, pass-through, and the pricing power of firms", *European Economic Review*, 44, pp.1389-1408.
- [35] Tobin, James (1980), "Stabilization policy Ten Years Afterwards," *Brookings Papers on Economic Activity*, Vol. 1, pp.18-71.
- [36] Wang, Kuo-Liang, Chung-Shu Wu (1999), "Exchange rate pass-through and industry characteristics: The case of Taiwan's exports of midstream petrochemical products." in Ito, Takatoshi and Kruger, Anne o. eds., *NBER-East Asia Seminar on Economics*, Vol. 7, Chicago and London: University of Chicago Press, pp. 211-230.
- [37] Yang, Jiawen (1997), "Exchange Rate Pass-Through in U.S. Manufacturing Industries," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 79, No. 1, pp.95-104.

(図表 1)



(図表 2)



代表的なスペックでの推定結果(長期弾性値)

(図表3)

スペック1:Gagnon and Ihrig(2002)のスペックに為替を加え推定

	長期弾性値 輸入物価 為替	LM(AR4) P-Value	回帰の標 準誤差	adj-R2	使用した説明変数
1983.3-2001.4	0.185 0.090	0.341	0.00168	0.676	円建輸入物価 名目実効為替レート
t値	1.099 0.965				
1983.3-2001.4	0.146 0.070	0.479	0.00167	0.693	
t値	1.400 1.246				
1996年以降	-0.054 -0.021				
t値	-0.479 -0.383				
1983.3-2001.4	0.100 0.033	0.116	0.00178	0.654	外貨建輸入物価 名目実効為替レート
t値	1.078 0.690				
1983.3-2001.4	0.119 0.037	0.249	0.00179	0.438	
t値	1.345 0.912				
1996年以降	-0.031 -0.008				
t値	-0.436 -0.209				
1983.3-2001.4	0.162	0.242	0.00169	0.665	円建輸入物価
t値	0.891				
1983.3-2001.4	0.113	0.365	0.00172	0.671	
t値	1.404				
1996年以降	-0.017				
t値	-0.330				

スペック2:Kamin(1998)のスペックに円建輸入物価の場合も加えて推定

1983.3-2001.4	0.032 0.003	0.691	0.00152	0.743	円建輸入物価 名目実効為替レート
t値	3.134 0.428				
1983.3-2001.4	0.048 0.015	0.554	0.00151	0.746	
t値	2.989 1.399				
1996年以降	0.001 -0.015				GDPギャップ 実質実効為替レート
t値	0.067 -0.961				
1983.3-2001.2	0.032 -0.005	0.516	0.00156	0.729	
t値	2.686 -0.641				
1983.3-2001.2	0.039 0.005	0.262	0.00159	0.719	外貨建輸入物価 名目実効為替レート
t値	2.211 0.477				
1996年以降	0.009 -0.015				
t値	0.484 -1.231				
					GDPギャップ 実質実効為替レート

スペック3:肥後・中田(2000)のスペックに為替を加えて推定

1983.3-2001.4	0.046 0.009	0.489	0.00158	0.724	円建輸入物価 名目実効為替レート
t値	2.339 0.711				
1983.3-2001.4	0.062 0.017	0.635	0.00159	0.721	
t値	2.448 1.142				
1996年以降	-0.013 -0.021				GDPギャップ
t値	-0.476 -1.123				

スペック4:Mihaljek and Klau(2001)

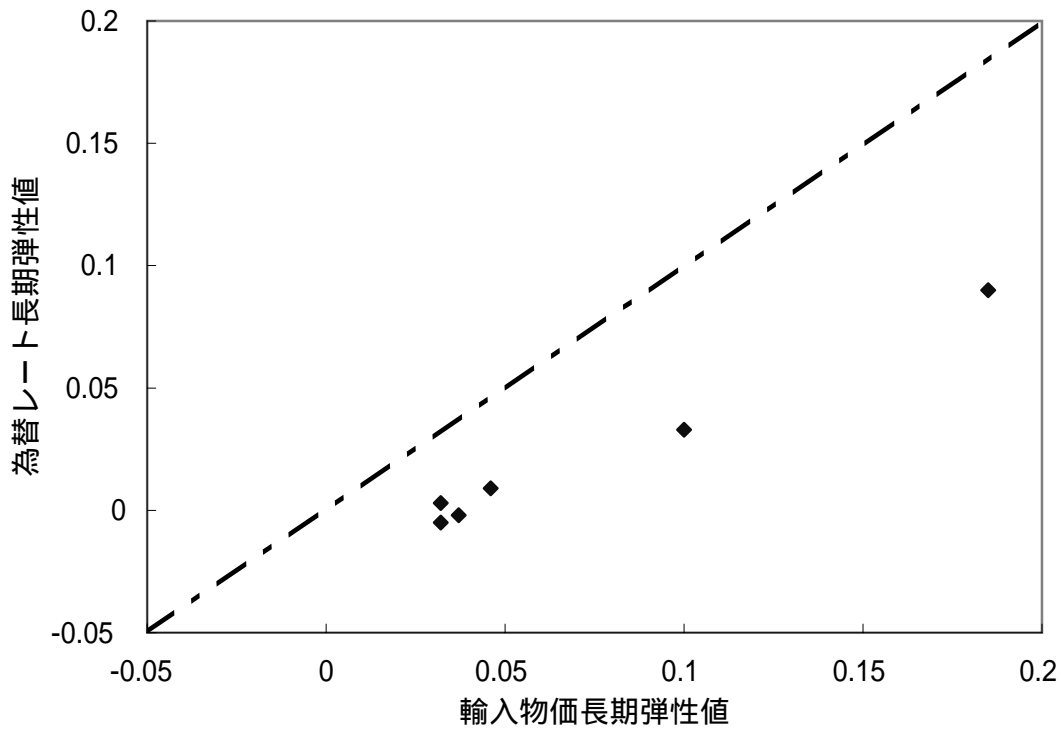
1983.3-2001.2	0.037 -0.002	0.178	0.00164	0.704	外貨建輸入物価 名目実効為替レート
t値	1.825 -0.142				
1983.3-2001.2	0.045 0.005	0.271	0.00167	0.691	
t値	1.761 0.369				
1996年以降	-0.005 -0.016				GDPギャップ
t値	-0.192 -1.059				

スペック5:Hokker(1999)

1983.3-2001.4	0.010 0.002	0.277	0.00157	0.705	原油価格(円建) 名目実効為替レート
t値	1.759 0.880				
1983.2-2001.4	0.011	0.149	0.00154	0.713	
t値	1.988				
					GDPギャップ

注)1996年以降のパラメータはダミー変数を用いて推定したものである。詳しいスペックに関しては補論図表を参照。

(図表4)
 輸入価格長期弾性値と為替レート長期弾性値の比較



(注1)スペック1(円建・外貨建)、スペック2(円建・外貨建)、スペック3(円建)、スペック4(外貨建)の6通り(通期)の推計結果による。

(注2)為替レート・輸入物価両弾性値の差に関する検定

スペック1:Gagnon and Ihrig(2002)	推定値	p値
弾性値の差(円建輸入物価利用)	-0.095	[.347]
弾性値の差(外貨建輸入物価利用)	-0.067	[.428]
スペック2:Kamin(1998)	推定値	p値
弾性値の差(円建輸入物価利用)	-0.029	[.006]
弾性値の差(外貨建輸入物価利用)	-0.037	[.011]
スペック3:肥後・中田(2000)	推定値	p値
弾性値の差(円建輸入物価利用)	-0.037	[.040]
スペック4:Mihaljek and Klau(2001)	推定値	p値
弾性値の差(外貨建輸入物価利用)	-0.038	[.098]

(図表6)

産業連関表で品目別波及度合いを調整し、為替の恒久変動を用いた回帰分析

	ラグ	推定値	標準偏差	t値
定数項	0	0.006	0.001	4.62
自己ラグ	1	0.389	0.118	3.29
GDPギャップ	1	0.001	0.000	4.34
円建輸入物価	0	0.229	0.094	2.43
円建輸入物価	1	0.032	0.098	0.33
名目為替レート恒久的部分	0	-0.076	0.102	-0.75
輸入物価の短期弾性値		0.261	0.134	1.95
名目為替レート短期の弾性値		0.185	0.102	1.81
為替長期弾性値		0.303	0.156	1.95
輸入物価長期弾性値		0.428	0.224	1.91

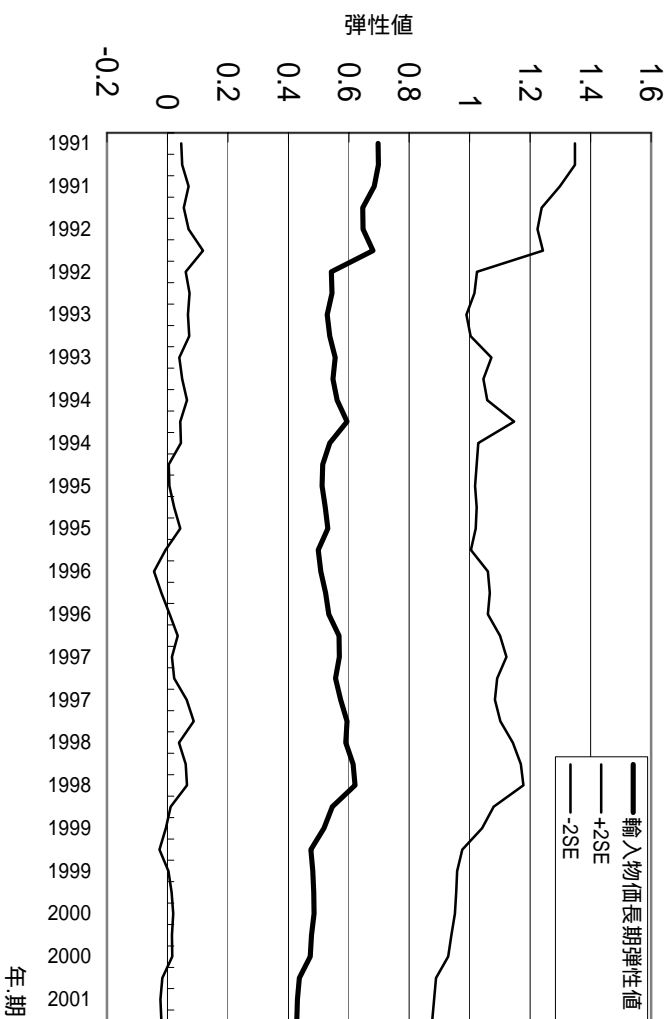
両者の差に対する検定のt値	1.125
決定係数	0.737
自由度修正済決定係数	0.713
回帰の標準誤差	0.00157
系列相関に関するLM(AR4):p値	0.526

(図表7)

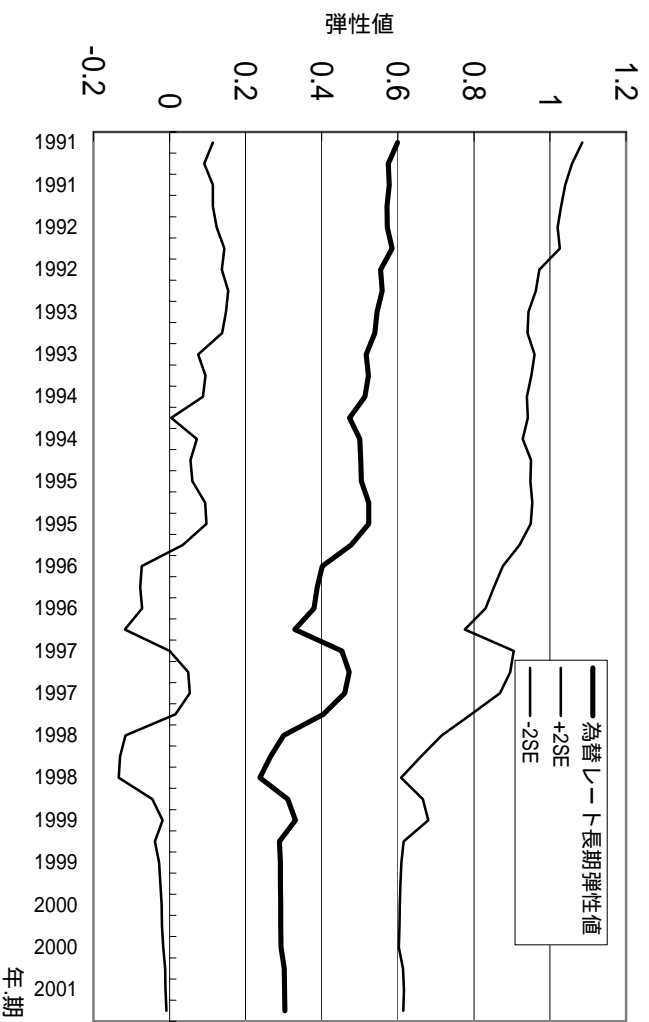
逐次回帰の結果

(産業連関表による品目別波及度合調整・為替恒久的変動を用いた回帰式)

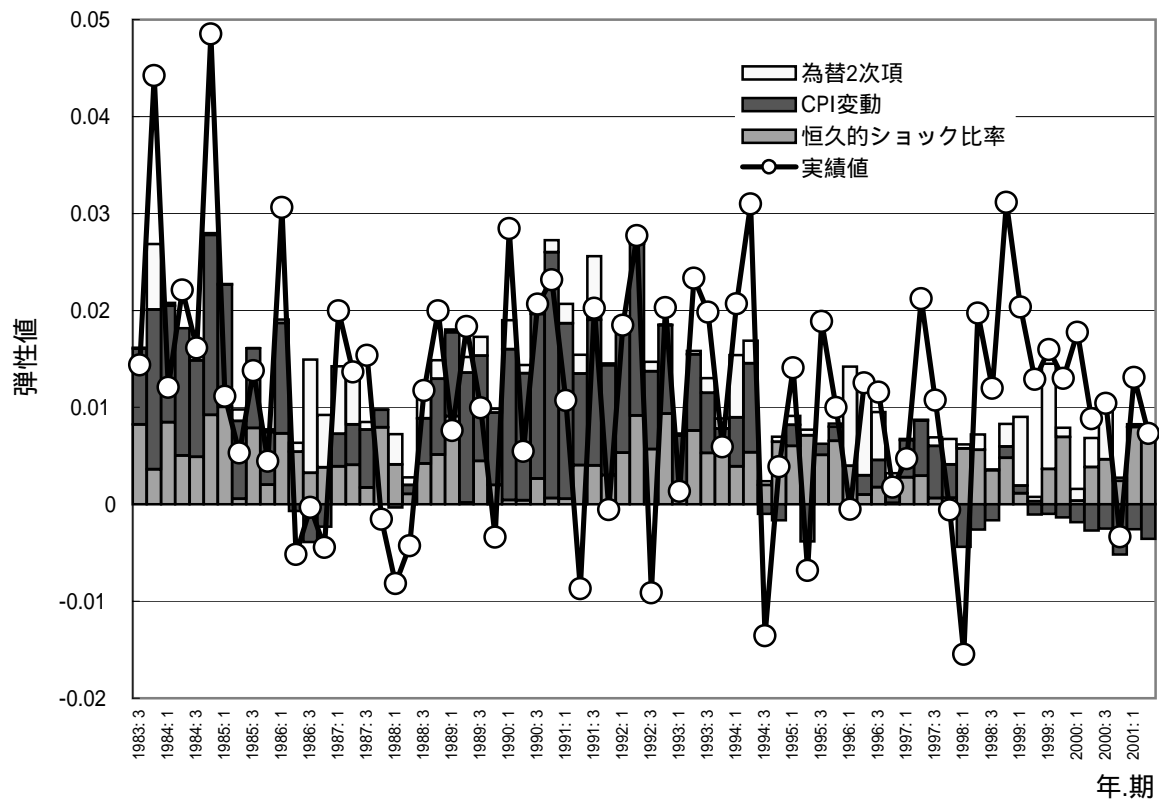
(1)輸入物価長期弾性値



(2)為替レート長期弾性値



(図表 8)
為替レート変動から国内物価への影響の大きさの要因分解



(注) 弾性値の実績値は、定数項からの乖離に基準化。寄与度は、平均からの乖離に基準化。

推定結果

	推定値	標準偏差	t値
定数項	0.285	0.003	95.33
恒久ショック比率(-3)	0.012	0.006	2.11
CPI変動の大きさ	2.321	0.427	5.43
為替2次項(-3)	0.846	0.390	2.17
決定係数	0.333		
自由度修正済決定係数	0.303		
ダービンワトソン比	1.827		

(注)括弧内はラグがある場合のラグの長さ。長説明変数およびラグの長さはAIC基準により選択した。

スペック1における推定結果

Gagnon and Ihrig(2002)のスペックに為替を加え推定

	定数項	CPI(-1)	CPI(-2)	CPI(-3)	IPI	IPI(-1)	FX	(-1)	LM(AR4) adj-R2	回帰の	輸入物価	為替レート	
		消費物価指数(除く生鮮)			円建輸入物価	円建輸入物価	名目実効為替レート	p-value	標準誤差	長期弾性値	長期弾性値		
1983.3-2001.4	0.000	0.539	0.368		0.017		-0.009		0.341	0.676	0.00168	0.185	0.090
t-value	0.561	4.970	3.341		2.773		-1.412					1.099	0.965
1983.3-1990.4	0.001	0.463	0.416		0.028		-0.021		0.702	0.587	0.00183	0.230	0.061
t-value	1.185	2.679	2.321		3.322		-1.889					0.768	0.624
1991.1-2001.4	0.000	0.497	0.288		-0.005		0.006		0.036	0.702	0.00147	-0.023	0.003
t-value	-0.178	3.634	2.194		-0.497							-0.521	0.100
1983.3-2001.4	0.001	0.494	0.348		0.023		-0.012		0.479	0.693	0.00167	0.146	0.070
t-value	1.440	4.165	2.882		3.428		-1.633					1.400	1.246
1996年以降ダミー の推定値	-0.001	0.070	-0.127		-0.035		0.019		1996年以降 長期弾性値			-0.054	-0.021
	-1.408	0.208	-0.393		-2.038		1.325					-0.479	-0.383
1983.3-2001.3	0.000	0.552	0.336		外貨建輸入物価				0.116	0.654	0.00178	0.100	0.033
t-value	0.671	4.922	2.969		0.011		0.004					1.078	0.690
1983.3-1990.4	0.001	0.481	0.376		1.644		0.833		0.249	0.438	0.00204	0.096	0.033
t-value	1.137	2.386	1.798		0.014		0.005					0.701	0.446
1991.1-2001.3	0.000	0.752			0.007	-0.014	0.004	-0.005	0.112	0.679	0.00148	-0.027	-0.006
t-value	0.232	9.110			0.781	-1.520	0.737	-1.049				-0.556	-0.217
1983.3-2001.3	0.001	0.448	0.355		0.009	0.015	0.004	0.003	0.409	0.647	0.00179	0.119	0.037
t-value	1.546	3.415	2.723		1.008	1.769	0.754	0.476				1.345	0.912
1996年以降ダミー の推定値	-0.001	-0.046	-0.055		0.002	-0.035	-0.007	-0.002	1996年以降 長期弾性値			-0.031	-0.008
	-1.508	-0.128	-0.153		0.133	-1.675	-0.715	-0.207				-0.436	-0.209
1983.3-2001.4	0.000	0.539	0.341	0.077	円建輸入物価				0.242	0.665	0.00169	0.162	
t-value	0.606	4.119	2.685	0.649	0.010		0.003					0.891	
1983.3-1990.4	0.001	0.394	0.488	-0.056	2.034		0.677		0.515	0.537	0.00194	0.118	
t-value	1.688	1.840	2.444	-0.276	0.128		0.008					0.949	
1991.1-2001.4	0.000	0.430	0.121	0.257	1.878		0.989		0.098	0.721	0.00142	-0.016	
t-value	-0.671	3.082	0.797	1.942	0.001		-0.004					-0.391	
1983.3-2001.4	0.001	0.408	0.346	0.076	0.102		-0.600		0.365	0.671	0.00172	0.113	
t-value	1.685	2.903	2.530	0.578	0.013		0.006					1.404	
1996年以降ダミー の推定値	-0.001	0.099	-0.064	-0.166	-0.015		0.002		1996年以降 長期弾性値			-0.017	
	-1.691	0.292	-0.175	-0.472	-1.142		0.186					-0.330	

*被説明変数はCPI(季節調整済、消費税の効果調整済)の前期比伸び率

*IPI:輸入物価.円建もしくは外貨建

*FX:名目実効為替レート(日本銀行作成)

*円建輸入物価指数は、日本銀行作成の卸売物価指数を使用。また、外貨建輸入物価はIFS (IMF)の各国の輸出物価を貿易月表の輸入ウェイトで集計したもの。

*推定方法は、十分長いラグからラグ数を減らし、自己相関が無い最小のラグを選択する方法をとった。

(参考図表1-2)

スペック2における推定結果

Kamin(1998)のスペックに円建輸入物価の場合も独自に推定

	定数項	CPI(-1)	CPI(-2)	IPI 円建て輸入物価	IPI(-1)	IPI(-2)	FX 名目為替レート	FX(-1)	GAP(-1)	LN(RER(-1))	LM(AR4)	adj-R2	回帰の 標準誤差	輸入物価	為替レート
											P-VALUE			長期弾性値	長期弾性値
1983.3-2001.4	0.029	0.282		0.017	0.006		-0.010	-0.011	0.001	-0.005	0.691	0.743	0.00152	0.032	0.003
t-value	3.746	2.553		2.814	1.091		-1.782	-1.819	5.199	-3.118				3.134	0.428
1983.3-1990.4	0.055	-0.045		0.017	0.017		-0.012	-0.019	0.001	-0.010	0.413	0.644	0.00170	0.033	0.004
t-value	3.246	-0.185		1.881	1.508		-1.060	-1.248	3.242	-2.992				2.765	0.481
1991.1-2001.4	0.015	0.296		0.003	-0.007		-0.004	-0.004	0.001	-0.002	0.607	0.752	0.00134	-0.006	-0.017
t-value	1.131	2.187		0.334	-0.962		-0.505	-0.696	3.692	-0.764				-0.337	-1.596
1983.3-2001.4	0.028	0.106	0.240	0.019	2.800		-0.009	-0.013	0.001	-0.005	0.554	0.746	0.00151	0.048	0.015
t-value	3.291	0.746	1.997	0.013	1.843		-1.299	-1.762	3.438	-2.789				2.989	1.399
1996年以降	-0.001	0.094	-0.290	-0.016	-0.014		0.003	0.229	0.000	0.000	1996年以降			0.001	-0.015
	-0.340	0.243	-0.825	-0.933	-0.748		0.005	0.327	-0.364	-0.280	長期弾性値			0.067	-0.961
1983.3-2001.4	0.030	0.284		0.124	0.104		0.002	-0.005	0.001	-0.005	0.516	0.729	0.00156	0.032	-0.005
t-value	3.724	2.554		1.930	0.161		0.504	-1.267	4.953	-3.132				2.686	-0.641
1983.3-1990.4	0.053	0.005		0.009	0.021	0.004	0.002	-0.002	0.001	-0.009	0.099	0.558	0.00190	0.034	-0.001
t-value	2.822	0.002		0.732	1.769	0.329	0.192	-0.239	2.790	-2.594				1.732	-0.070
1991.1-2001.4	0.019	0.315		0.011	-0.007		0.000	-0.010	0.001	-0.003	0.411	0.763	0.00131	0.006	-0.015
t-value	1.353	2.369		1.336	-0.908		-0.069	-2.026	3.654	1.014				0.334	-1.718
1983.3-2001.4	0.029	0.151	0.186	0.010	0.016		0.004	-0.001	0.001	-0.005	0.262	0.719	0.00159	0.039	0.005
t-value	3.236	1.088	1.506	1.250	2.117		0.850	-0.195	3.111	-2.769				2.211	0.477
1996年以降	-0.001	-0.017	-0.220	0.008	-0.025		-0.010	-0.007	0.000	0.000	1996年以降			0.009	-0.015
	-0.637	-0.048	-0.617	0.480	-1.332		-0.947	-0.691	-0.224	-0.003	長期弾性値			0.484	-1.231

*GAPはGDPギャップ、RERは実質実効為替レート。それ以外の表の説明は、参考図表1-1の注を参照。

スペック3,4における推定結果

スペック3：肥後・中田（2000）のスペックに為替を加えて推定

	const	CPI(-1)	CPI(-2)	IPI 円建輸入物価	IPI(-1)	FX	FX(-1)	GAP(-1)	LM(AR4) P-VALUE	adj-R2	回帰の 標準誤差	輸入物価 長期弾性値	為替レート 長期弾性値
1983.3-2001.4	0.004	0.299	0.235	0.015	0.006	-0.011	-0.006	0.001	0.489	0.724	0.00158	0.046	0.009
t-value	3.852	2.505	2.098	2.513	0.962	-1.869	-1.041	3.813				2.339	0.711
1983.3-1990.4	0.004	0.263	0.445	0.019	0.017	-0.016	-0.016	0.000	0.755	0.599	0.00180	0.126	0.017
t-value	1.807	1.382	2.345	2.002	2.002	-1.367	-1.021	1.442				1.330	0.490
1991.1-2001.4	0.005	0.305		0.001	-0.008	-0.003	-0.003	0.001	0.504	0.755	0.00133	-0.009	-0.018
t-value	3.807	2.283		0.128	-1.007	-0.468	-0.455	3.807				-0.557	-1.659
1983.3-2001.4	0.005	0.238	0.293	0.019	0.010	-0.012	-0.009	0.001	0.635	0.721	0.00159	0.062	0.017
t-value	3.718	1.734	2.372	2.744	1.363	-1.715	-1.168	3.400				2.448	1.142
	-0.001	0.021	-0.275	-0.023	-0.015	0.009	0.007	0.000	1996年以降 長期弾性値			-0.013	-0.021
	-0.354	0.056	-0.773	-1.317	-0.792	0.572	0.436	-0.330				-0.476	-1.123
1983.3-2001.4	0.004	0.339	0.239	0.007	0.003			0.001	0.183	0.712	0.00161	0.023	
t-value	3.475	2.834	2.095	1.635	0.601			3.379				1.594	
1983.3-1990.4	0.003	0.346	0.389	0.014				0.000	0.139	0.556	0.00190	0.051	
t-value	1.638	1.778	2.048	2.187				1.255				1.051	
1991.1-2001.4	0.005	0.331		-0.002	-0.009			0.001	0.492	0.765	0.00131	-0.017	
t-value	3.927	2.644		-0.390	-1.657			3.954				-1.594	
1983.3-2001.4	0.004	0.255	0.279	0.010	0.006			0.001	0.318	0.717	0.00160	0.034	
t-value	3.638	1.888	2.286	2.043	1.128			3.144				2.170	
	-0.001	0.062	-0.213	-0.017	-0.012			0.000	1996年以降 長期弾性値			-0.021	
	-0.758	0.193	-0.678	-1.561	-1.070			-0.541				-0.965	

スペック4：Mihaljek and Klau(2001) 外貨建輸入物価

1983.3-2001.4	0.004	0.319	0.207	0.009	0.009	0.000	-0.001	0.001	0.178	0.704	0.00164	0.037	-0.002
t-value	3.697	2.644	1.800	1.301	1.288	0.004	-0.182	3.633				1.825	-0.142
1983.3-1990.4	0.004	0.347	0.328	0.003	0.023	-0.001	0.003	0.000	0.293	0.503	0.00201	0.078	0.005
t-value	1.664	1.665	1.636	0.228	1.858	-0.113	0.257	1.267				1.113	0.138
1991.1-2001.3	0.000	0.328		0.008	-0.009	-0.002	-0.008	0.001	0.319	0.762	0.00131	-0.002	-0.015
t-value	3.775	2.472		1.019	-1.182	-0.412	-1.769	3.785				-0.127	-1.663
1983.3-2001.3	0.005	0.262	0.248	0.008	0.999	0.001	0.001	0.001	0.271	0.691	0.00167	0.045	0.005
t-value	3.571	1.929	1.968	0.014	1.766	0.256	0.208	3.211				1.761	0.369
	-0.001	-0.059	-0.188	0.005	-0.031	-0.009	-0.868	0.000	1996年以降 長期弾性値			-0.005	-0.016
	-0.600	-0.166	-0.538	0.326	-1.559	-0.005	-0.549	-0.531				-0.192	-1.059

*表の説明は、参考図表1-1の注を参照。

スペック5における推定結果

Hooker(1999)

	const	CPI(-1)	CPI(-2)	CPI(-3)	OIL	OIL(-1)	OIL(-2)	OIL(-3)	FX	FX(-1)	FX(-2)	FX(-3)	GAP(-1)	GAP(-2)
1983.3-2001.4	0.005	0.356	0.075	0.072	0.004	0.002	0.000	0.000	-0.002	-0.002	0.006	-0.001	0.000	0.000
t-value	3.430	2.633	0.528	0.583	2.538	0.958	-0.214	0.058	-0.382	-0.449	1.283	-0.252	0.833	0.812
1983.3-1990.4	0.004	0.449	0.269	-0.169	0.006	0.004	-0.003	0.003	-0.007	0.003	0.006	-0.006	0.000	0.000
t-value	1.672	1.969	1.134	-0.822	2.408	1.351	-1.012	1.073	-0.872	0.362	0.576	-0.623	0.222	0.330
1991.1-2001.4	0.005	0.279	-0.120	0.166	0.002	-0.001	0.003	-0.003	-0.002	-0.004	0.001	-0.002	0.000	0.001
t-value	1.891	1.153	-0.476	0.855	0.721	-0.465	1.012	-1.053	-0.288	-0.560	0.135	-0.409	0.100	1.254
1983.2-2001.4	0.005	0.360	0.085	0.066	0.004	0.001	0.000	0.000					0.000	0.000
t-value	3.697	2.819	0.620	0.547	2.892	0.952	-0.003	-0.100					1.123	0.629
1983.3-1990.4	0.003	0.435	0.273	-0.145	0.006	0.003	-0.002	0.002					0.000	0.000
t-value	1.681	2.092	1.220	-0.746	3.297	1.266	-0.878	1.011					0.441	0.086
1991.1-2001.4	0.004	0.332	-0.050	0.152	0.001	-0.002	0.004	-0.003					0.000	0.001
t-value	2.399	1.807	-0.262	0.962	0.569	-0.730	1.422	-1.391					0.007	1.276

長期弾性値

	LM(AR4) adj-R2	標準誤差	輸入物価	為替レート
1983.3-2001.4	0.277	0.705	0.010	0.002
t-value			1.759	0.880
1983.3-1990.4	0.203	0.592	0.021	-0.009
t-value			1.699	-0.789
1991.1-2001.4	0.594	0.282	0.002	-0.011
t-value			1.126	-0.483
1983.2-2001.4	0.149	0.713	0.011	
t-value			1.988	
1983.3-1990.4	0.083	0.630	0.021	
t-value			1.999	
1991.1-2001.4	0.309	0.730	0.000	
t-value			1.126	

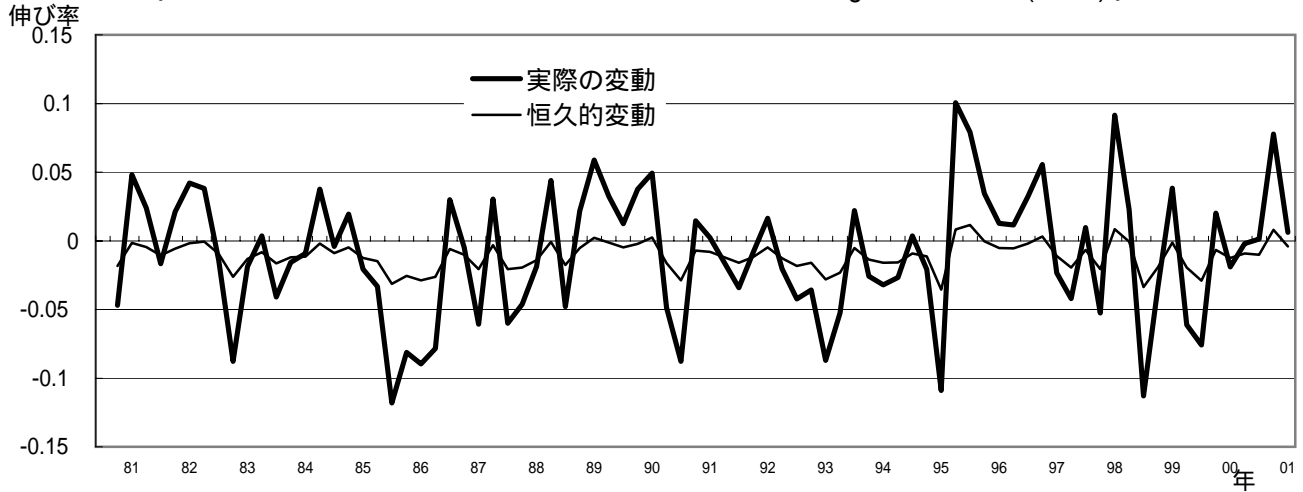
*OILは原油価格。それ以外の表の説明は、参考図表1-1の注を参照。

(参考図表 2-1)

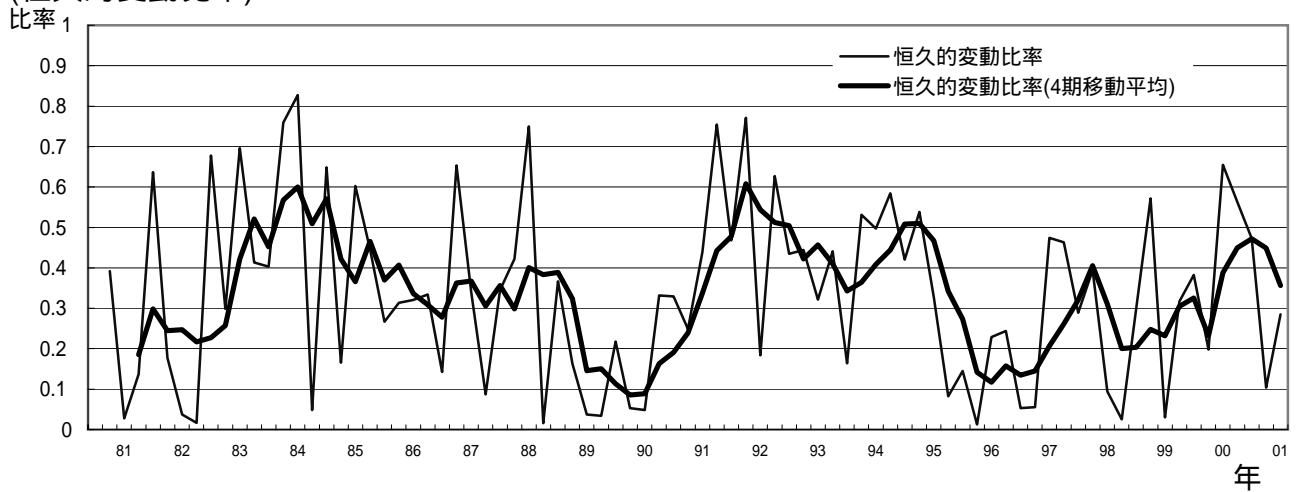
国内物価弾性値の変動要因変数

(1) 為替レートの恒久的変動

(マルコフスイッチング過程付き状態空間モデル、Engel and Kim (1999))



(恒久的変動比率)



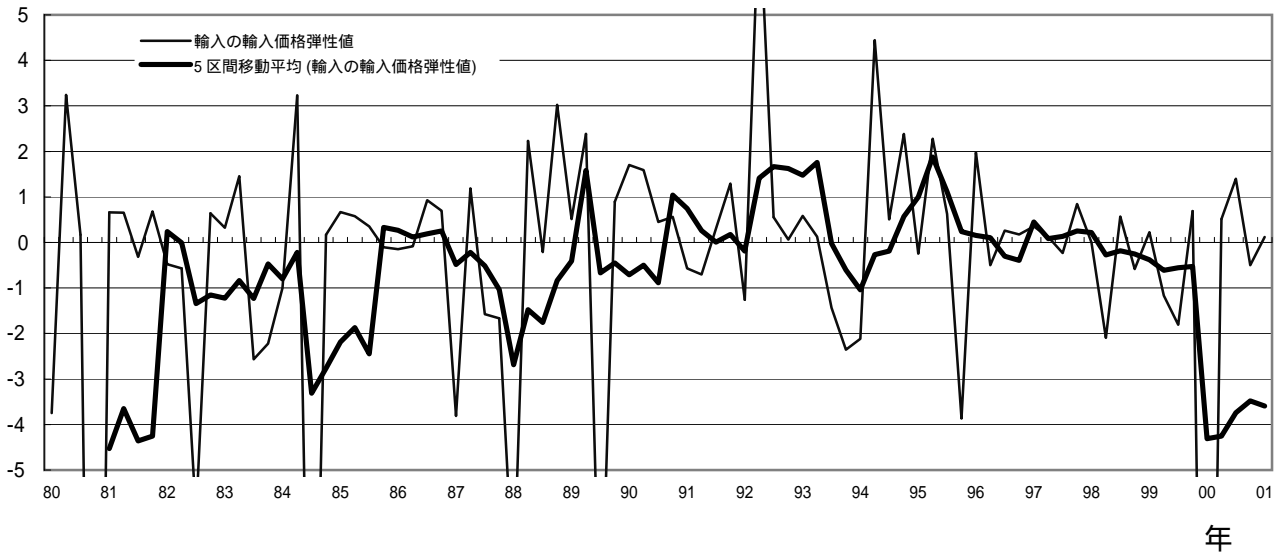
(2) 対GDP輸入比率(Goldfajn and Werlang(2000)他)



(3) 輸入需要に対する価格弾性値

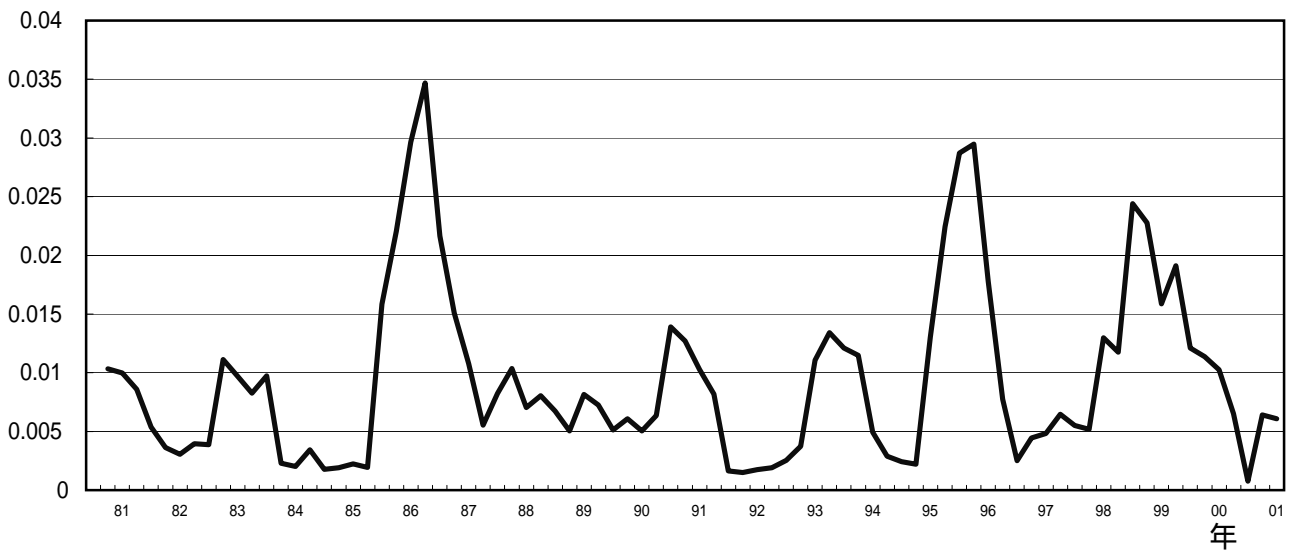
(輸入額対数値 / 円建輸入物価対数値、Wang and Wu(1999))

比率



(4) 為替レートのボラティリティー

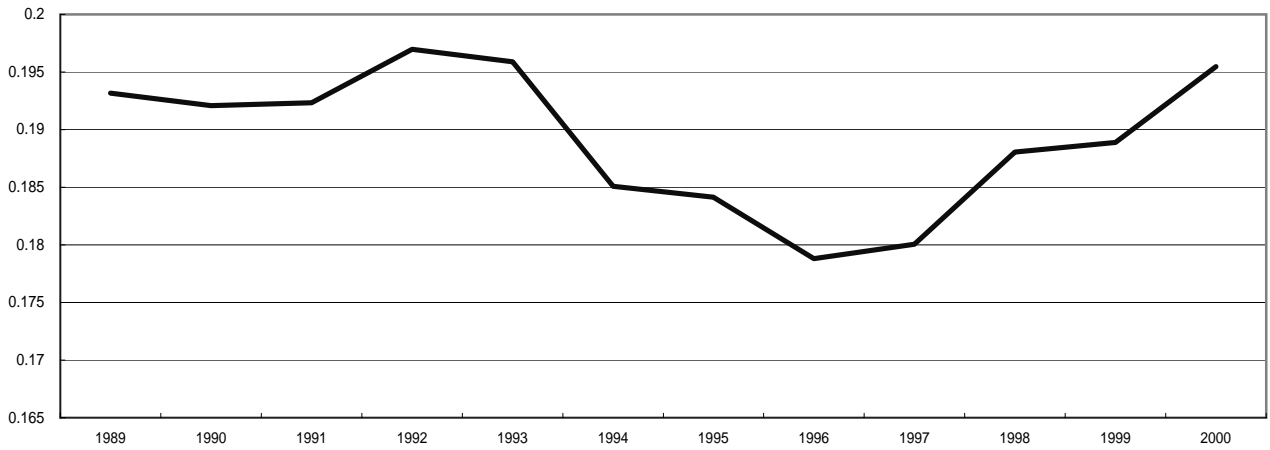
(ヒストリカルボラティリティー、Campa and Goldberg(2001))



(5)ハーフィンダールインデックス

(参考図表2-3)

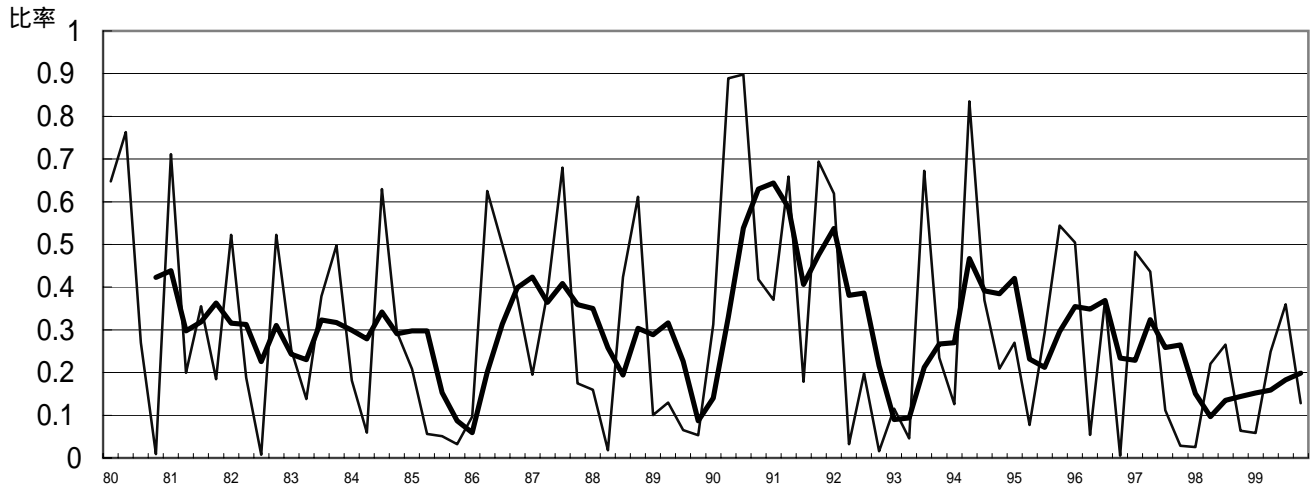
(製造業における平均値：産業連関表の産出量でウェイト付けしたもの、Yang(1997))



年

(6)名目ショック比率

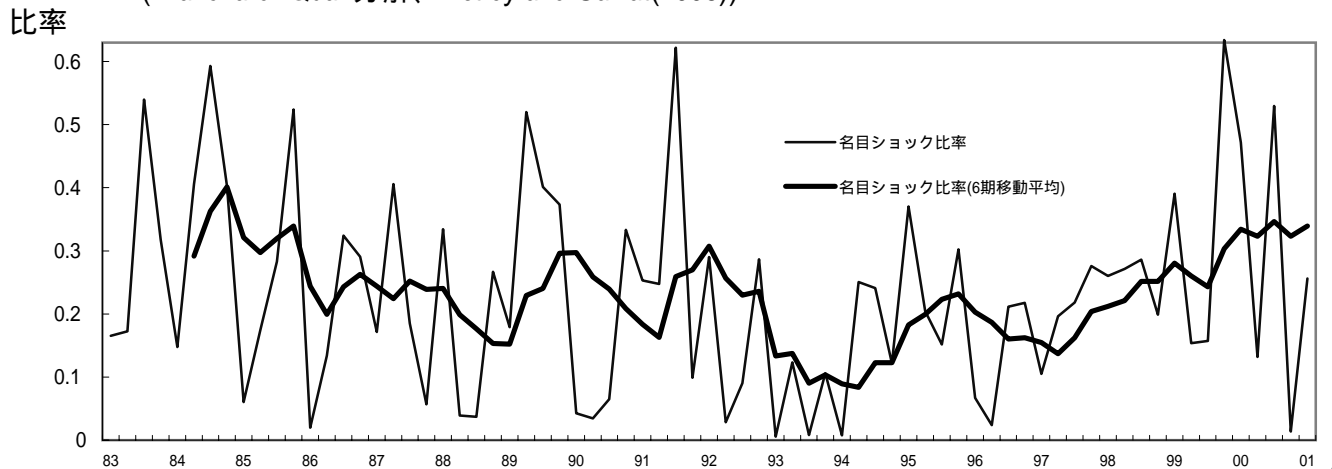
(Blanchard=Quah分解、Enders and Lee (1997))



年

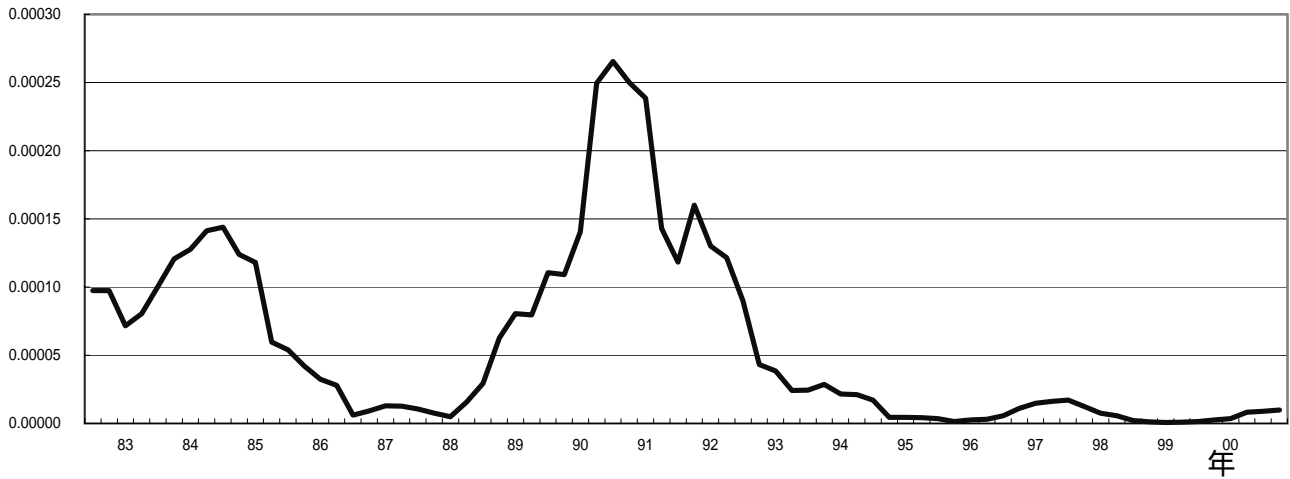
(7)名目ショック比率

(Blanchard=Quah分解、Astley and Garrat(1996))



年

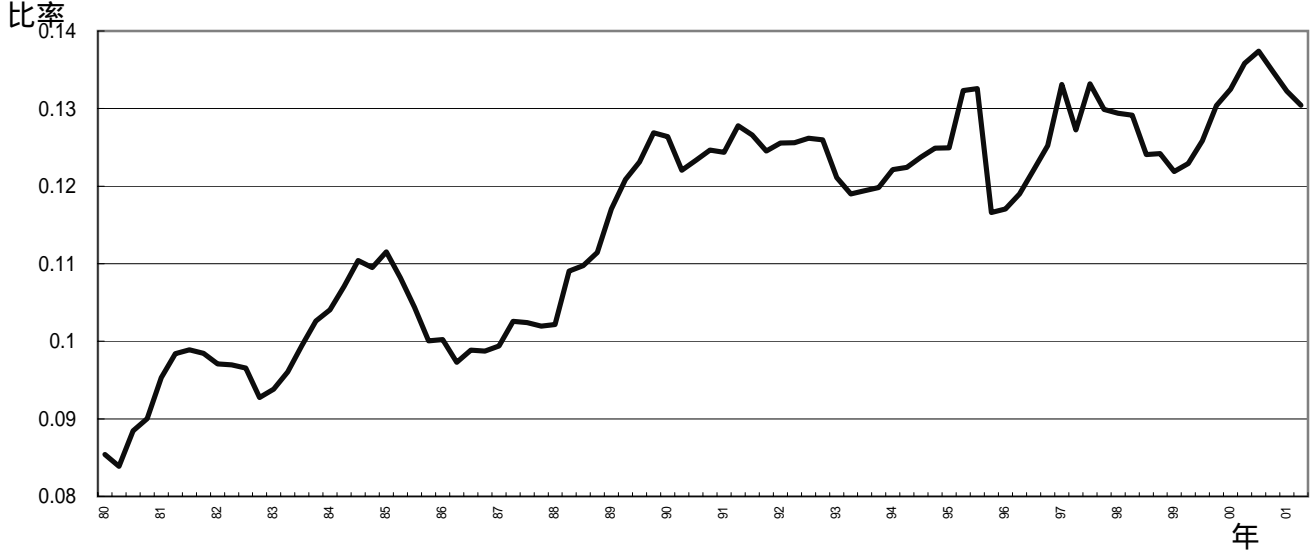
(8)CPIの過去1年の変動の合計値
(Campa and Goldbarg(2001),Goldfajn and Werlang(2000))



(9)GDPギャップ(鎌田・増田(2000)による非製造業稼働率修正型、Wang and Wu (1999))



(10) 対GDP輸出比率 (Kardasz and Stollery (2001))



(11) 為替レートの二次項

