

為替レートのパス・スルー低下： わが国輸入物価による検証

おおたに あきら しらつかしげのり しろ た とよいちろう
大谷 聡 / 白塚重典 / 代田豊一郎

要 旨

本稿は、1980年代から2001年までのわが国の輸入物価を使って、為替レートのパス・スルーがどのように変化したかを実証的に分析している。本稿の分析により、わが国の輸入物価に対する為替レートのパス・スルーは1990年代に低下し、そうした低下は、特に1980年代後半から1990年代半にかけて生じたことが明らかにされる。加えて、為替レートのパス・スルーの低下は、パス・スルー水準の高い原材料からパス・スルー水準の低い工業製品へ輸入シェアがシフトしたためではなく、各品目のパス・スルーが全般的に低下したためであることが示される。さらに、パス・スルー低下の時期は、円の急激な増価やそれに伴う経済や国際貿易構造の変化の時期と軌を一にしている。わが国企業の国際的な事業展開の進展は、為替レートのパス・スルーを低下させる可能性が高いが、こうした為替レートのパス・スルーの低下自体は、マクロ経済変動との関連で、為替レート変動が必ずしも重要ではなくなったことを意味するわけではない点には留意を要する。

キーワード：為替レートのパス・スルー、PTM (pricing-to-market)、輸入構造、支出切替え効果、企業の生産・部品調達体制

.....
本稿の作成に当たっては、木村福成、リング・ゴールドバーグ、武田史子の各氏ならびに日本銀行金融研究所および国際局のスタッフから有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。ただし、本稿で示されている意見およびあり得べき誤りはすべて筆者らに属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

大谷 聡 日本銀行金融研究所研究第1課調査役 (E-mail: akira.ootani@boj.or.jp)
白塚重典 日本銀行金融研究所研究第1課調査役
(E-mail: shigenori.shiratsuka@boj.or.jp)
代田豊一郎 日本銀行金融研究所研究第1課 (現 人事局)
(E-mail: s95491ts@livedoor.com)

1. はじめに

本稿では、わが国の輸入物価に対する為替レートのパス・スルーの動きについて、マクロ・データを用いた実証分析を行い、1980年代以降、パス・スルーが、いつ、そして、どの程度低下したのかを明らかにする。さらに、こうした輸入物価に対する為替レートのパス・スルーの低下の背景についても考察する。

近年、マクロ・データでみた輸入物価に対する為替レートのパス・スルーに関する理論的・実証的研究が再び脚光を集めている。すなわち、こうした一連の研究では、かつてのような個別の輸出企業の輸出価格に関する為替レートのパス・スルーではなく、主として「マクロ統計」の物価指数によって測られた輸入物価に対する為替レートのパス・スルーが分析の対象となっている。さらに、それらの研究では、為替レートのパス・スルーが一国全体の物価動向にどのような政策的含意を持つかも検討されている。

輸入物価に対する為替レートのパス・スルーへの関心が高まってきた背景としては、近年、世界的な低インフレや、為替レート変動とそのマクロ経済調整能力との関係に関する理論研究が進められてきたことが考えられる。

すなわち、第1に、近年の世界的な為替レートのパス・スルーの低下に関する Taylor [2000] の推論があげられる。テイラーは、世界的な競争圧力の高まりや低位かつ安定的なインフレといった最近の経済環境のなかで、企業は為替レート変動を輸出価格にそのまま転嫁することが困難になっているのではないかと推測している。それを踏まえて、国内物価への為替レートのパス・スルー低下の政策的な含意が広く論じられている。

テイラーの推論は、将来の物価動向に対して重要な含意を有している。つまり、インフレが低位安定している限り、為替レートのパス・スルーは低水準にとどまり、ひいてはインフレも低位安定した状態が続くことになる。これは、物価動向と企業の価格設定行動との間に好ましい循環が存在することを意味し、中央銀行が低位安定的な物価動向にコミットすることの効果は、物価がこれまで歴史的に安定してきた事実によって補強されることになる。近年の研究では、1990年代初めまで精力的に分析が行われてきた企業の輸出価格設定ではなく、マクロ経済的な観点から将来のインフレに対する為替レートのパス・スルーの含意を探るため、マクロ・データでみた輸入物価に焦点を当て、一国全体の輸入物価への為替レートのパス・スルーの計測が行われている。

第2は、Obstfeld and Rogoff [1995] 以来の「新しい開放マクロ経済学」における近年の理論的発展である¹。この分野の研究はミクロ的基礎に立脚し、モデルのなかで、輸出業者が自国通貨で輸出価格を設定するか（PCP：producers' currency pricing）、輸出国通貨で価格を設定するか（LCP：local currency pricing）を決定することができる。PCPモデルでは、輸入物価に対する為替レートのパス・スルーは常

1 「新しい開放マクロ経済学」の近年の発達に関するサーベイについては、Lane [2001] を参照されたい。

に完全なため、為替レート変動は経常収支の不均衡や景気循環を調整するように働く²。一方、LCPモデルでは、為替レートのパス・スルーは限定的なため、自国財と外国財の間の支出切替え効果は非常に小さい³。したがって、これらの研究では、企業の価格設定行動の違いが為替レートのパス・スルーの度合いを変化させることを通じ、金融政策の波及効果に大きな影響を及ぼすことが示されている。

こうした意味で、輸入物価に対する為替レートのパス・スルーに関する最近の研究は、1980年代後半から1990年代前半にかけての「為替レート悲観論」の議論を再構築するものである（Obstfeld [2002]）。実際、1985年のプラザ合意によって米ドルが急激に減価したにもかかわらず、米国のドル建て輸入物価はそれほど上昇せず、先進国間での経常収支不均衡の是正は進展しなかった。この経験は、当時広く受け入れられていた見方に反して、経常収支不均衡に対する為替レート変動による調整メカニズムがスムーズに働かないことを示している⁴。

本稿では、わが国の輸入物価に対する為替レートのパス・スルーを計測し、その時間を通じての変化を検討することによって、1980年代以降、為替レートのパス・スルーがいつ、そしてどの程度低下したかを示す。また、為替レートのパス・スルーの変化の背景についても考察する。

本稿で行った実証分析の主要な結論は、為替レートのパス・スルーの低下は主として1980年代後半から1990年前半の期間に生じたこと、そうした低下は、原材料のシェアが低下し、パス・スルー自体が低い製造製品のシェアが高まるといった輸入シェアの変化によってではなく、各品目のパス・スルー全体の低下によってもたらされたことの2つである。2つ目の点は、貿易シェアの変化の影響を強調した Campa and Goldberg [2002] の結論と対照的である。

本稿では、上述の結論を導くに際して、データや計量分析的な手法の頑健性を強く意識して分析を行っている。第1に、わが国の8品目に分類された財別輸入価格に関する為替レートのパス・スルーの推計に当たって、企業物価指数（CGPI：corporate goods price index）を使用している⁵。CGPIは、財の品質変化を調整して作

2 こうしたモデルの多くは、輸出企業は輸入国の消費者に直接財を販売することが仮定されており、輸入価格は消費者価格と同一となる。この点は、輸入財の販売活動に自国の生産要素は使用されないと仮定していることと同じである。しかし現実には、輸入財の販売活動には自国の生産要素は必要なため、財の輸入価格と販売活動に使用される自国の生産要素価格の両方が、消費者の直面する輸入財の販売価格に影響を及ぼす。その結果、CPIベースの物価に対する為替レートのパス・スルーは、一般的に輸入物価のパス・スルーよりも低くなる。

3 こうした研究としてはBetts and Devereux [2000] や大谷 [2002] がある。

4 Krugman [1987] は、市場に応じた価格付け（PTM：pricing-to-market）と呼ばれる輸出企業の価格設定行動モデルによって、こうした経常収支調整メカニズムの限界を説明する理論的な基礎を示した。輸出企業のPTM行動の主要な含意は、輸出企業は生産費用や為替レートの変化を、現地通貨建ての輸出価格に対し、機械的には転嫁しないことである。こうした考えは、現地通貨建ての輸出価格が為替レート変動にあまり反応しないことと整合的と考えられる。

5 企業物価指数は、2002年12月の1995年基準から2000年基準への基準時改訂に際して、卸売物価指数（WPI：wholesale price index）から改名されたものである。改名されたのは、主として、価格調査段階での選択基準が変更され、製造段階での調査価格の割合が増加したためである。

成されているため、CGPIを利用することによって、為替レート変動に伴う平均的な財の品質の変化によって生じた「みせかけの」為替レートのパス・スルーの変化を排除できる。第2に、推計に際して、単純ではあるが、為替レート変動が輸入価格に与える長期的な影響を十分正確に捉えることができる柔軟な定式化を採用している。さらに、この定式化を使ったローリング推計によって、為替レートの長期パス・スルーが1980年代以降、いつ、そしてどの程度低下したのかを、考察可能とした。

本稿の構成は以下のとおりである。2節では、マクロ経済的な観点からの輸入物価への為替レートのパス・スルーに関する理論的、実証的な研究を簡単に振り返る。3節では、先行研究と比較しつつ、わが国の輸入物価への為替レートのパス・スルーに関する計測結果を示す。4節では、わが国の輸入物価への為替レートのパス・スルーの変化をもたらしている要因を考察する。最後に5節では、本稿の分析によって明らかになった点を要約し、近年の為替レートのパス・スルーの変化の金融政策への含意を考察する。なお補論1.では、パス・スルー決定に関する収益最大化モデルと埋没費用モデルを説明し、ミクロ経済的な観点から行われた輸出物価への為替レートのパス・スルーに関する実証研究を紹介する。また、補論2.では、推計されたパス・スルーの低下と企業によるインボイス通貨の選択の関係を検証する。

2. マクロ経済的な観点からの為替レートのパス・スルー

1980年代後半には、企業の輸出価格への為替レートのパス・スルーに関する多くの理論モデルが示された。これらのモデルは、需要曲線や費用関数の形状、あるいは不可逆的な投資の存在（サンク・コスト）といったミクロ的な要因に焦点を当てており、こうした理論研究の発達を受けて、1980年代末から1990年代にかけ、企業の輸出価格に関するミクロ・データを利用して為替レートのパス・スルーを計測する数多くの実証分析が行われた^{6, 7}。

近年、Taylor [2000] を受けて、マクロ経済的な観点から為替レートのパス・スルーのダイナミックな変化に大きな関心が集まっている。テイラーは、競争圧力の高まりや世界的な低インフレといったマクロ経済環境の変化によって、為替レートのパス・スルーは持続的に低下しているのではないかと推測している。こうしたテイラーの推論に基づいて、Campa and Goldberg [2002] 等が実証分析を行い、一国

6 企業の輸出価格への為替レートのパス・スルーに関する理論的、実証的研究の詳細については、補論を参照されたい。

7 近年、産業組織論に基づいて産業レベルでの企業行動に関する構造モデルを構築し、ミクロ・データを使って輸出価格への為替レートのパス・スルーを計測する研究もみられている。例えば、Kadiyali [1997] やHellerstein [2002] は、それぞれフィルム産業とビール産業の為替レートのパス・スルーを計測している。

の輸入物価における為替レートのパス・スルーの動きを計測し、為替レートのパス・スルーの変化がマクロ経済にどのような含意を持つかを検討している。

本節では、まず、マクロ経済的な観点から為替レートのパス・スルーを検討するために、Taylor [2000] の研究を紹介する。そして、このテーマの先行研究の1つであり、集計データを用いて輸入物価への為替レートのパス・スルーを計測した Campa and Goldberg [2002] を概観する。

(1) Taylor [2000] の粘着的価格設定モデル

前述のように、Taylor [2000] の推論によって、近年、為替レートのパス・スルーへの関心が高まっている。テイラーの議論は、以下の粘着的価格設定モデルに基づいている。

ある企業の財に対する需要曲線を、以下の(1)式のような線形の関数と定義する。

$$y_t = \epsilon_t - \beta(x_t - p_t), \quad (1)$$

ここで、 y_t は当該企業財への需要量、 x_t は当該財の価格、 p_t は競争関係にある企業が生産している財の平均価格、 ϵ_t は需要関数の定数項に関するランダム・シフトを表す⁸。 β は企業の市場支配力の逆数であり、 β の値が大きければ市場支配力が低いことを示し、 $\beta \rightarrow \infty$ は完全競争を表す。

企業が設定する価格は、その後4期にわたって変更されず、4期後に価格が見直されると仮定する。また、財の生産にかかる企業の限界費用を c_t とする。このとき、当該企業が財価格を x_t と設定した t 期での、その後の4期の期待収益は以下のように表される⁹。

$$\sum_{i=0}^3 E_t(x_t y_{t+i} - c_{t+i} y_{t+i}), \quad (2)$$

ここで、 E_t は t 期の情報に基づいた条件付き期待を表す。当該企業は、他の企業の価格を所与のものとして収益を最大化する。そのため、(1)式を(2)式に代入し、 x_t に関して微分すると、以下の(3)式によって表される最適な価格を導くことができる。

$$x_t = 0.125 \sum_{i=0}^3 (E_t c_{t+i} + E_t p_{t+i} + E_t \epsilon_{t+i} / \beta). \quad (3)$$

8 Taylor [2000] のモデルでは、 ϵ_t は需要関数の定数項に関するランダム・シフトを表し、その期待値は必ずしもゼロとならないと仮定されている。

9 簡単化のため、割引率は1と仮定している。

(3)式を外国から財を輸入し自国で販売する企業に当てはめると、為替レートのパス・スルーに関する以下のような含意が得られる。まず第1に、どの程度価格が変化するのは、為替レートの変化がどの程度持続的に依存することである。(3)式では、価格は当期を含む将来の4期の平均限界費用によって決まるため、為替レートの変化が一時的なもののみなされるのであれば、為替レートほど価格は変化せず、為替レートのパス・スルーは低水準にとどまることになる。第2に、他の企業が設定した価格が将来持続的に低下すると予想された場合には、当該企業もまた価格を低下させなければならない。そのため、たとえ為替レートが減価し輸入コストが上昇したとしても、当該企業は価格引上げをできる限り避けようとする。第3に、市場支配力が低下すれば、需要ショックに応じて、企業が価格を変化させることが困難になる。

(2) 最近の研究

Campa and Goldberg [2002] は、1975～99年の四半期データを使い、OECD加盟25カ国の輸入物価への為替レートのパス・スルーを計測している。彼らの計測は以下の定式化に基づいている。

$$\Delta imp_t^j = \alpha^j + \sum_{i=0}^{-4} a_i^j \Delta ner_{t-i}^j + \sum_{i=0}^{-4} b_i^j \Delta mc_{t-i}^j + c^j \Delta gdp_t^j + \epsilon_t^j, \quad (4)$$

ここで、 Δ は一階の階差、 imp_t^j はj国の当該国通貨建て輸入物価(対数値)、 ner_t^j はj国の名目実効為替レート(対数値)、 mc_t^j はj国の全貿易相手国の限界費用(対数値)、 gdp_t^j はj国の総産出量(対数値)、そして ϵ_t^j は攪乱項を表す。具体的には、 mc_t^j は $MC^j = NER^j \cdot P^j / RER^j$ の対数値によって計算され、 RER^j は実質実効為替レート、 P^j はj国の一般物価を示す。

為替レートの短期パス・スルーは計測された係数の a_0 であり、当期の為替レートの変化が輸入物価に与える影響に一致する。長期パス・スルーは、当期と過去4期の為替レートが輸入物価に与える影響で、係数の合計の $\sum_{i=0}^{-4} a_i^j$ である。

Campa and Goldberg [2002] は、上述の定式化に基づいて、OECD加盟25カ国の輸入物価全体に対する為替レートのパス・スルーを推計し、1977～99年の全期間では、25カ国平均の短期パス・スルーは0.61、長期パス・スルーは0.77との結果を示している。さらに、彼らは、1990年代にパス・スルーが低下したかを検討するため、全期間のパス・スルーの計測値と1975～89年の期間の推計値を比較している。その結果、25カ国平均では、1975～89年の短期と長期のパス・スルーは、全期間の計測値に比べ、それぞれ-0.04、-0.27だけ低下していた。

わが国のパス・スルーに関する彼らの計測結果は、全期間では、短期パス・スルーが0.88、長期パス・スルーが1.26である。この結果は、他の主要先進国に比べてかなり大きな数字である。例えば、米国では短期パス・スルーが0.26、長期パス・スルーが0.41、ドイツではそれぞれ0.29と0.79である。さらに、彼らの結果では、

わが国のパス・スルーは、短期・長期のいずれでみても1990年代に劇的に低下している。すなわち、1975～99年までの全期間のデータを使った計測値は、1975～89年までのデータを使った推計値と比べて、短期で-0.36、長期で-0.76低下している。

さらに、Campa and Goldberg [2002] は、1990年代におけるパス・スルーの低下を説明する2つの仮説を検討している。第1の仮説は、世界的なインフレや為替レートのボラティリティ低下に代表されるマクロ経済環境の変化であり、第2の仮説は、原材料の輸入比率の低下と製造品の比率上昇にみられる世界的な貿易構造の変化である。彼らは、計測された各国のパス・スルー係数をプールし、マネーサプライ、平均インフレ率、為替レートのボラティリティ、実質GDP（国の規模の代理変数）、輸入の構造変化を示す指数で回帰分析を行っている¹⁰。そして彼らは、1990年代におけるパス・スルーの低下は主として輸入の構造変化によるものと結論付けている。

3．わが国輸入物価への為替パス・スルーの推計

前述したように、Campa and Goldberg [2002] は、1990年代に、輸入物価への為替レートのパス・スルーが低下したことを示している。しかし、彼らの分析では、パス・スルーが1990年代を通じて徐々に低下したのか、それとも1990年代の一時期に急激に低下したのかは示されていない。そこで本節では、1978年1月から2002年10月までの月次データを用いて、72カ月のサブサンプル期間によるローリング推計を行い、産業ごとの為替レートのパス・スルーの時間的な変化を考察する。

(1) 定式化とデータ

本稿では、輸入物価が為替レート変動に対して徐々に調整される可能性を考慮し、輸入物価の部分調整項を含む以下(5)式に基づいて、為替レートのパス・スルーを計測する¹¹。

$$\begin{aligned} \Delta imp_t^i &= \phi^i + \varphi^i \Delta imp_{t-1}^i + \gamma^i \Delta ner_t^i + \eta^i \Delta z_t^i + v_t^i, \\ \lambda^i &= \gamma^i / (1 - \varphi^i). \end{aligned} \quad (5)$$

10 外国企業は小国では大きな市場支配力を持つため、国の規模は為替レートのパス・スルーに影響を与える可能性がある。また、輸入の構造変化を示す指数は、5分類の輸入物価（食料品、エネルギー、原材料、製造品、非製造品）に関するパス・スルーの加重平均である。

11 本稿では、為替レートと輸入物価の共積分関係がエンゲル＝グレンジャー検定により棄却されたため、誤差修正モデル（ECM: error correction model）は使用していない。

ここで、 z は以下で示されるその他の変数であり、上付き添字 i は財分類を表す。 γ と λ はそれぞれ短期と長期のパス・スルーを示す¹²。なお、この定式化によって、現在の為替レートが現在と将来の輸入物価に及ぼす影響の合計、すなわち為替レートの長期パス・スルーを求めることができる。

計測に用いたデータは以下のとおりである。まず、被説明変数として、CGPIの財別輸入物価指数を用いる。CGPIの輸入物価指数では、総合指数に加え、食料品、原材料、鉱物性燃料、化学製品、繊維製品、金属同製品、機械器具、その他の8種類の財別指数が利用可能である¹³。さらに、一次産品価格は大きく変動するため、総合指数から一次産品の輸入価格を除いた2つの追加的な系列を作成している。

次に、説明変数としては、IMFの名目実効為替レートを使用している¹⁴。さらに、Campa and Goldberg [2002] と同様に、需要ショックと限界費用の変化も説明変数に加えている。需要ショックの代理変数として鉱工業生産指数（IIP：index of industrial production）を使用し、限界費用については、Campa and Goldberg [2002] で用いられている $MC = (NER^{JPN}/RER^{JPN}) \cdot ULC^{JPN}$ との定式化に従った。ここで、上付き添字 JPN は日本を示し、 ULC^{JPN} はOECDの『主要経済指標』（MEI：Main Economic Indicators）における日本のユニット・レーバ・コストを表す。IMFの実質実効為替レートは、貿易相手国のユニット・レーバ・コストで実質化されているため、上記の方法で得られる限界費用は、貿易相手国のユニット・レーバ・コストの加重平均となる。

上記のデータを用い、(5)式に基づいて為替レートのパス・スルーを計測する際には、計測の有効性（efficiency）を高めるために、財ごとの推計誤差間の相関を考慮し、見かけ上無関係な回帰（SUR：seemingly unrelated regression）モデルを利用している¹⁵。

12 (5)式の長期パス・スルーは、推計されたパラメータの非線形関数となっているため、長期パス・スルーの標準誤差(*s.e.*)は、 $s.e. = (\lambda_{\gamma}^2 Var[\gamma] + \lambda_{\varphi}^2 Var[\varphi] + 2\lambda_{\gamma}\lambda_{\varphi}Cov[\gamma, \varphi])^{1/2}$ で計算される。ここで、 $Var[\cdot]$ 、 $Cov[\cdot, \cdot]$ 、 λ_{γ} 、 λ_{φ} はそれぞれ、推計された分散、共分散、 $\partial\lambda/\partial\gamma (= 1/(1-\varphi))$ 、 $\partial\lambda/\partial\varphi (= \gamma/(1-\varphi)^2)$ を表す。

13 CGPIで報告されている財分類は、日本貿易概況の財分類と若干異なっているため、両者が整合的になるように、以下のようにして品目の組替えを行っている。

原材料：天然繊維原料+金属素材+丸太+製材+非食用農林畜産物+非金属鉱物+パルプ+古紙+窯業土石

繊維製品：繊維品 - 天然繊維原料

金属同製品：金属および同製品 - 金属素材

その他：その他製品+木材チップ+加工木材 - 非食用農林畜産物 - 非金属鉱物 - パルプ - 窯業土石 - 古紙

14 円建て表示。

15 推計式の変数に単位根が存在する可能性に対処するため、変数を対数階差に変換して推計を行っている。推計式の変数に関する拡張ディッキー＝フラー検定（augmented Dickey-Fuller test）の結果からは、一階の階差では単位根の存在は棄却されるものの、水準では棄却できない。

(2) ベンチマーク推計結果

まず、総合輸入物価指数へのパス・スルーの低下が、Campa and Goldberg [2002] が指摘しているように、輸入構造の変化によるものかを検討する。表1は、総合輸入物価と財別の輸入物価に関する短期と長期パス・スルーの推計値について、全期

表1 パス・スルー係数：ベンチマーク推計結果

	78/1-02/3	78/1-89/12 (a)	90/1-02/10 (b)	(b) - (a)
[A] 短期パス・スルー				
(OLS推計)				
総合	0.63 (0.03)	0.79 (0.05)	0.53 (0.04)	-0.26 [0.00]
総合除く鉱物性燃料	0.65 (0.02)	0.74 (0.04)	0.60 (0.02)	-0.14 [0.00]
総合除く鉱物性燃料・原材料	0.61 (0.02)	0.65 (0.04)	0.58 (0.02)	-0.07 [0.05]
(SUR推計)				
食料品	0.62 (0.04)	0.72 (0.06)	0.57 (0.04)	-0.15 [0.00]
原材料	0.78 (0.04)	0.95 (0.06)	0.66 (0.04)	-0.29 [0.00]
鉱物性燃料	0.64 (0.08)	0.94 (0.10)	0.44 (0.12)	-0.50 [0.26]
化学製品	0.49 (0.04)	0.64 (0.06)	0.40 (0.05)	-0.24 [0.02]
繊維製品	0.41 (0.02)	0.31 (0.04)	0.49 (0.03)	0.18 [0.00]
金属同製品	0.63 (0.06)	0.64 (0.11)	0.66 (0.06)	0.02 [0.50]
機械器具	0.61 (0.02)	0.64 (0.03)	0.60 (0.02)	-0.04 [0.00]
その他	0.62 (0.03)	0.64 (0.05)	0.62 (0.02)	-0.02 [0.00]
[B] 長期パス・スルー				
(OLS推計)				
総合	1.02 (0.06)	1.42 (0.12)	0.65 (0.05)	-0.76 [0.00]
総合除く鉱物性燃料	0.81 (0.03)	0.97 (0.06)	0.66 (0.03)	-0.31 [0.00]
総合除く鉱物性燃料・原材料	0.74 (0.03)	0.86 (0.06)	0.64 (0.03)	-0.22 [0.05]
(SUR推計)				
食料品	0.79 (0.05)	1.00 (0.09)	0.61 (0.05)	-0.40 [0.00]
原材料	1.11 (0.06)	1.30 (0.09)	0.93 (0.08)	-0.37 [0.00]
鉱物性燃料	1.46 (0.21)	2.06 (0.26)	0.94 (0.28)	-1.13 [0.26]
化学製品	0.78 (0.07)	0.97 (0.10)	0.64 (0.10)	-0.33 [0.02]
繊維製品	0.55 (0.04)	0.49 (0.07)	0.59 (0.04)	0.10 [0.00]
金属同製品	0.92 (0.09)	0.91 (0.15)	0.94 (0.10)	0.03 [0.50]
機械器具	0.76 (0.03)	0.87 (0.05)	0.65 (0.03)	-0.21 [0.00]
その他	0.81 (0.04)	0.91 (0.08)	0.71 (0.03)	-0.20 [0.00]

備考：()内は標準誤差。[]内は、(a)と(b)の推計値が等しいとの帰無仮説のもとで行ったF検定のp値。

間のほかに、1990年以前と以後の2つに期間を分けて計測した結果も示している¹⁶。

表1の1行目に示されている全期間の推計結果をみると、総合輸入物価の短期と長期のパス・スルー係数は、それぞれ0.63、1.02となっており、短期よりも長期の方が0.39ポイント高いことがわかる¹⁷。短期パス・スルーは、一次産品を含めた場合と除いた場合で、ほとんど同じ値になっており、総合輸入物価の短期パス・スルーは0.63、総合除く鉱物性燃料が0.65、総合除く鉱物性燃料・原材料が0.61である。逆に、長期パス・スルーは、一次産品を除くベースでは低下しており、総合輸入物価では1.02、総合除く鉱物性燃料では0.81、総合除く鉱物性燃料・原材料で0.74となっている。

推計値は財ごとに異なっており、その違いは短期よりも長期の方がより顕著である。財別の短期パス・スルーをみると、原材料が最も高く0.78、繊維製品が最も低く0.41、化学製品が次に低く0.49であるが、食料品、金属同製品、機械器具等の他の財では0.61～0.64の間でほぼ同じ値となっている。しかし、長期パス・スルーについては、財ごとのばらつきが一層大きくなっている。すなわち、鉱物性燃料、原材料、金属はそれぞれ1.46、1.11、0.92と大きな値となっている一方、繊維製品は0.55と低い値を示しているほか、食料品、化学製品、機械器具、その他は、それぞれ0.79、0.78、0.76、0.81とその中間の値となっている。

推計期間を1990年以前と以降の2つに分けて推計したパス・スルーを比較すると、短期、長期のいずれも、総合輸入物価やほとんどすべての財で、パス・スルーが低下している。パス・スルーの推計値は、総合輸入物価の方が、総合除く鉱物性燃料や総合除く鉱物性燃料・原材料よりも大きく低下している¹⁸。財分類別では、鉱物性燃料が、短期と長期の両方で最も大きく低下している。食料品、原材料、化学製品、機械器具の低下幅はより小さいが、この結果は統計的には有意である。

次に、1990年代における為替レートのパス・スルー全体の低下がなぜ生じたかを検討する。各品目におけるパス・スルーの低下という上述の結果から、1990年代におけるパス・スルーの低下が、Campa and Goldberg [2002] が指摘しているように、パス・スルーの高い一次産品の輸入シェアの低下、他の品目のパス・スルーの低下の2つの要因によって生じた可能性が示唆される。なお、Campa and Goldberg [2002] は、前述のように輸入の構造変化がパス・スルー低下の主因であると指摘している。

16 ダービンの h 統計量は、誤差項の自己相関の存在を概ね棄却している。

17 この推計値は、Campa and Goldberg [2002] よりも若干小さくなっている。この背景としては、Campa and Goldberg [2002] が1999年までのデータを使って推計しているのに対して、本稿では2002年10月までのデータを使用し、推計期間が長くなっていることが、その理由の1つと考えられる。

18 1980年代以降では、長期パス・スルーは短期パス・スルーよりも大きく低下している。この理由は部分調整パラメータである β が低下しているためであり、 β の低下は、最近の方が1980年代よりも輸入物価がより伸縮的になっていることを示唆している。こうした輸入物価の硬直性が低下している背景としては、Taylor [2000] が主張しているように、輸入財市場における競争圧力の高まりと企業の価格支配力の低下が考えられる。

この点を確認するために、総合輸入物価へのパス・スルーの変化を、輸入シェアの変化と個別品目のパス・スルー変化に要因分解する。具体的には、総合輸入物価のパス・スルーは、個別品目のパス・スルーの加重平均 $\bar{\gamma}_t$ とほぼ等しいため、0期から t 期にかけてのパス・スルーの変化は以下のように表すことができる。

$$\begin{aligned}\bar{\gamma}_t - \bar{\gamma}_0 &= \sum_i w_t^i \gamma_t^i - \sum_i w_0^i \gamma_0^i \\ &= \sum_i w_t^i (\gamma_t^i - \gamma_0^i) + \sum_i (w_t^i - w_0^i) (\gamma_0^i - \bar{\gamma}_0) .\end{aligned}\quad (6)$$

ここで、 w_t^i は、 i 財の t 期における輸入シェアを表す¹⁹。

表2 パス・スルー変化の要因分解：1980年代と1990年代

	推計した総合パス・スルーの変化	寄与度	
		輸入品目構成の変化	個別品目のパス・スルーの変化
(長期パス・スルー)			
総合	-0.76	-0.17	-0.51

(個別品目の貢献)			
食料品		-0.01	-0.05
原材料		0.02	-0.05
鉱物性燃料		-0.02	-0.33
化学製品		-0.01	-0.02
繊維製品		-0.03	0.01
金属同製品		0.00	0.00
機械器具		-0.11	-0.04
その他		-0.02	-0.02

(短期パス・スルー)			
総合	-0.26	-0.05	-0.21

(個別品目の貢献)			
食料品		0.00	-0.03
原材料		0.00	-0.03
鉱物性燃料		0.01	-0.13
化学製品		0.00	-0.02
繊維製品		-0.01	0.01
金属同製品		0.00	0.00
機械器具		-0.03	-0.01
その他		-0.01	0.00

備考：誤差のため、それぞれの寄与度の和は、必ずしも推計されたパス・スルーの変化とは一致しない。

19 品目別パス・スルーを加重平均したものと推計した総合輸入物価のパス・スルーとの乖離は、それほど大きくない。

表2はその要因分解の結果を表しており、総合輸入物価のパス・スルーの低下は、短期と長期の両方とも、概ね個々の品目のパス・スルーの低下によってもたらされていることを示している。この結果からは、Campa and Goldberg [2002] の議論とは逆に、輸入シェアの変化は、それほど重要ではないことがわかる。

(3) 頑健性のチェック

以下では、上記の推計結果の頑健性をチェックするために、まず(5)式とは異なる定式化に基づいて為替レートのパス・スルーを推計する。そして、前節のベンチマーク・ケースでの推計に用いた定式化を使って、実効為替レートと輸入物価指数の別のデータ・セットを用いた推計も行う²⁰。

イ．代替的な定式化

為替レート変化の影響に関する柔軟なラグ・パターンを可能にするため、(5)式に代えて、Campa and Goldberg [2002] が用いている(4)式に似た以下のような定式化を使用する²¹。

$$\Delta imp_t^i = \alpha^i + \sum_{s=0}^5 \beta_s^i \Delta ner_{t-s}^i + \delta^i \Delta z_t^i + \epsilon_t^i, \quad (7)$$

ここで、 i 財の短期パス・スルーは推計された係数の β_0^i であり、長期パス・スルーは為替レート項の係数の和で与えられる。(5)式では、名目実効為替レートの変化の影響が指数的に減衰していくと想定されているが、逆に(7)式では、当期と過去の為替レート変化の影響に関して柔軟なラグ・パターンを可能にしている。

表3は、この定式化を用いた場合の、短期と長期の為替レートのパス・スルーの推計結果を示している。表3からは、(5)式と(7)式のそれぞれを用いて推計した結果は、ほぼ同じ結果となっていることが示されており、上述の結果は代替的な定式化の観点からも頑健であると考えられる。

20 こうした頑健性チェックに加え、以下の2種類の頑健性チェックも行っている。第1の頑健性チェックは、異なる説明変数の組合せを利用したものである。上述のような、需要ショックの代理変数としてのIIPと限界費用（この情報変数の組合せをベースライン・ケースと呼ぶ）に加え、2種類の代替的な変数の組合せを使ってテストしている。1つ目はベースライン・ケースに市況商品価格指数を加えたものであり、2つ目は、その他の変数を含まないものである。もっとも、パス・スルー係数の推計結果は、その他の変数の選択によって大きな影響を受けない。

第2の頑健性チェックは、円高ダミー（円が増価しているときには1、減価しているときにはゼロ）と、生産性の上昇の代理変数として、線形トレンドあるいは指数トレンドを、(5)式の説明変数に加えて推計するものである。しかし、推計結果は本論で示されている結果とほとんど同じである。

21 (4)式で示されているように、Campa and Goldberg [2002] は、推計式に海外の生産費用のラグ項を加えている。しかし、限界費用のラグ項の係数は有意でなかったため、本稿では限界費用の当期の項のみを推計式に加えている。

表3 頑健性のチェック(1): 代替的定式化

	78/1-02/3	78/1-89/12 (a)	90/1-02/10 (b)	(b)-(a)
[A] 短期パス・スルー				
(OLS推計)				
総合	0.70 (0.04)	0.87 (0.07)	0.58 (0.04)	-0.29 [0.00]
総合除く鉱物性燃料	0.67 (0.02)	0.79 (0.04)	0.60 (0.02)	-0.19 [0.00]
総合除く鉱物性燃料・原材料	0.63 (0.02)	0.69 (0.04)	0.59 (0.02)	-0.10 [0.00]
(SUR推計)				
食料品	0.66 (0.04)	0.75 (0.07)	0.59 (0.04)	-0.16 [0.35]
原材料	0.83 (0.04)	1.04 (0.07)	0.69 (0.05)	-0.35 [0.00]
鉱物性燃料	0.74 (0.10)	1.01 (0.13)	0.53 (0.15)	-0.48 [0.00]
化学製品	0.54 (0.05)	0.75 (0.07)	0.40 (0.06)	-0.35 [0.00]
繊維製品	0.41 (0.03)	0.32 (0.05)	0.49 (0.03)	0.17 [0.00]
金属同製品	0.72 (0.07)	0.79 (0.13)	0.71 (0.07)	-0.08 [0.24]
機械器具	0.62 (0.02)	0.65 (0.03)	0.60 (0.02)	-0.06 [0.00]
その他	0.63 (0.03)	0.64 (0.06)	0.62 (0.02)	-0.02 [0.00]
[B] 長期パス・スルー				
(OLS推計)				
総合	1.00 (0.25)	1.50 (0.43)	0.57 (0.25)	-0.93 [0.00]
総合除く鉱物性燃料	0.74 (0.15)	0.91 (0.29)	0.59 (0.15)	-0.33 [0.00]
総合除く鉱物性燃料・原材料	0.69 (0.15)	0.83 (0.29)	0.58 (0.14)	-0.25 [0.00]
(SUR推計)				
食料品	0.67 (0.24)	0.79 (0.41)	0.54 (0.27)	-0.25 [0.35]
原材料	0.85 (0.27)	1.13 (0.42)	0.63 (0.32)	-0.50 [0.00]
鉱物性燃料	1.36 (0.65)	2.30 (0.81)	0.56 (0.91)	-1.74 [0.00]
化学製品	0.59 (0.29)	0.87 (0.45)	0.31 (0.36)	-0.56 [0.00]
繊維製品	0.52 (0.16)	0.45 (0.29)	0.59 (0.17)	0.14 [0.00]
金属同製品	0.77 (0.42)	0.99 (0.79)	0.64 (0.42)	-0.35 [0.24]
機械器具	0.75 (0.12)	0.90 (0.20)	0.62 (0.13)	-0.28 [0.00]
その他	0.77 (0.18)	0.93 (0.35)	0.63 (0.15)	-0.30 [0.00]

備考:()内は標準誤差。[]内は、(a)と(b)の推計値が等しいとの帰無仮説のもとで行ったF検定のp値。

ロ．代替的な実効為替レートの系列

次に、主要な貿易相手国からの財別輸入額を基に算出した財別の可変ウエイト・ベースの名目実効為替レートを用いて、ベンチマークと同じ(5)式を推計する。

財別可変ウエイトを利用した実効為替レートの作成に際しては、主要な貿易相手

国からの財別・月別輸入額の年間平均額をウエイトとして利用している²²。Campa and Goldberg [2002] が指摘しているように、パス・スルーの時間的な変化を検討するには、輸入構成の変化を捉えることが重要である。この意味で、ベンチマーク推計で利用したIMFの実効為替レートは、1978年1月以降の長期時系列を利用できるメリットがあるものの、作成に当たって固定ウエイトが使用されているため、輸入品目の構成変化を反映しにくいデメリットがある。

ただし、この頑健性のチェックでは、1980年代と1990年代とのパス・スルーの構造変化を検証することはできない。これは、主要貿易相手国からの財別輸入額のデータが1988年以降のものしか利用可能でなく、可変ウエイトを使った名目実効為替レートは、1988年1月から2001年12月までしか利用できないためである。また、ベンチマークの推計では、IMFの実効為替レートを使って計算した限界費用を利用したが、ここでは貿易相手国の生産者物価指数(PPI)の加重平均を限界費用の代理変数として使用する²³。

表4は、1990年1月から2001年12月までを推計期間とし、可変ウエイトの名目実効為替レートをを用いて推計した短期と長期のパス・スルーの推計結果を示している²⁴。この結果からは、異なる名目実効為替レートをを用いても、ほぼ同じ推計値となっていることがわかる。

表4 頑健性のチェック(2)：代替的な実効為替レート

	短期パス・スルー	長期パス・スルー
(OLS推計)		
総合	0.54 (0.04)	0.68 (0.06)
総合除く鉱物性燃料	0.60 (0.02)	0.68 (0.03)
総合除く鉱物性燃料・原材料	0.58 (0.02)	0.66 (0.03)
(SUR推計)		
食料品	0.52 (0.04)	0.57 (0.05)
原材料	0.66 (0.04)	0.91 (0.07)
鉱物性燃料	0.37 (0.11)	0.86 (0.29)
化学製品	0.38 (0.06)	0.68 (0.12)
繊維製品	0.46 (0.02)	0.55 (0.04)
金属同製品	0.93 (0.09)	1.32 (0.14)
機械器具	0.62 (0.02)	0.67 (0.03)
その他	0.62 (0.03)	0.71 (0.04)

備考：1.()内は標準誤差。

2. 推計期間は1990年1月～2001年12月。

22 輸入額のデータは、財務省『日本貿易概況』を利用している。主要貿易相手国は、以下の33カ国である：韓国、台湾、タイ、フィリピン、インド、パキスタン、イスラエル、スウェーデン、デンマーク、イギリス、アイルランド、オランダ、フランス、ドイツ、スイス、スペイン、フィンランド、オーストリア、カナダ、アメリカ、メキシコ、ベネズエラ、チリ、ブラジル、南アフリカ、オーストラリア、EU (1999/1～)、中国、マレーシア、サウディ・アラビア、ベルギー、イタリア、ノルウェー、クウェート。

23 PPIが利用できない場合にはWPIを使用し、WPIも利用できない国については、CPIを使用している。

24 ベンチマークの推計の期間を2001年12月までにしても、その結果はほとんど変わらない。

八．代替的な輸入物価指数の系列

最後に、代替的な輸入物価の系列として、輸入の単位価格指数（UVI: unit value index）を用いて(5)式を推計する。

ただし、輸入物価の系列としてUVIを用いる場合には、いくつかの注意が必要である。第1に、UVIはラグを伴って為替レート変動の影響を受けることである。これは、外貨建てのUVIを円建てのUVIに変換する際、前月の後半2週間と当月の前半2週間における為替レートの平均値が使用されているためである。この問題に対処するため、UVIを用いた推計では、月次データではなく四半期データを使用する。第2に、UVIの財分類（食料品、原材料、鉱物性燃料、製造品）がCGPIの財分類と完全には一致しないことである。

表5は推計結果を示している。UVIのデータは四半期である一方、CGPIは月次であるため、UVIを用いた短期パス・スルーはCGPIを用いたパス・スルーよりも大きくなる傾向がある。その一方で、推計された長期パス・スルーは、CGPIとUVIのいずれを用いた場合でも、ほぼ同じ値となっており、本稿の推計結果は輸入物価指数の選択に依存しないと考えられる。

表5 頑健性のチェック（3）：代替的な輸入物価

	78/ Q-02/ Q	78/ Q-89/ Q (a)	90/ Q-02/ Q (b)	(b)-(a)
[A] 短期パス・スルー				
(OLS推計)				
総合	0.84 (0.07)	1.13 (0.10)	0.69 (0.07)	-0.44 [0.00]
(SUR推計)				
食料品	0.79 (0.06)	0.90 (0.11)	0.69 (0.05)	-0.21 [0.21]
原材料	0.93 (0.07)	1.22 (0.12)	0.72 (0.08)	-0.50 [0.02]
鉱物性燃料	0.95 (0.21)	1.79 (0.27)	0.46 (0.26)	-1.33 [0.00]
製造品	0.85 (0.06)	0.97 (0.08)	0.75 (0.08)	-0.22 [0.00]
[B] 長期パス・スルー				
(OLS推計)				
総合	1.12 (0.11)	1.56 (0.12)	0.77 (0.11)	-0.79 [0.00]
(SUR推計)				
食料品	0.85 (0.07)	0.89 (0.12)	0.76 (0.07)	-0.13 [0.21]
原材料	1.08 (0.10)	1.39 (0.15)	0.79 (0.12)	-0.60 [0.02]
鉱物性燃料	1.34 (0.32)	2.83 (0.51)	0.48 (0.12)	-2.35 [0.00]
製造品	0.86 (0.07)	1.13 (0.11)	0.66 (0.08)	-0.47 [0.00]

備考：()内は標準誤差。[]内は、(a)と(b)の推計値が等しいとの帰無仮説のもとで行ったF検定のp値。

(4) パス・スルーの時系列的変化

上記の頑健性チェックから、本稿のベンチマークの推計結果が、為替レートのラグ・パターンに関する定式化、名目実効為替レート、輸入物価指数の選択には影響を受けないことが明らかとなった。以下では、ローリング推計を行い、パス・スルー係数の時間を通じての変化を検討する。なお、ローリング推計に当たっては、輸入品目構成の変化の影響を除外するため、鉱物性燃料と原材料を除いたベースでの輸入物価のパス・スルーに焦点を当てる。

図1は、推計されたパス・スルーの時間を通じての変化を示している。図1[A]で示された短期パス・スルーは、1980年代にわずかな下方トレンドがみられるものの、概ね安定している。一方、図1[B]に示された長期パス・スルーは、1998年まで低下している。長期パス・スルーの推計結果を詳しくみると、1992年から1998年にかけて、下方トレンドが一層鮮明になっていることがわかる。

さらに、品目別の輸入物価についてローリング推計を行い、総合除く鉱物性燃料・原材料の輸入物価のパス・スルーの変化を、輸入シェアの変化と各品目のパス・スルーの変化に要因分解を行う。

図2は、(6)式に基づいて推計された総合除く鉱物性燃料・原材料ベースのパス・スルーの1985年以降の累積的な変化を要因分解した結果を表している²⁵。この図からは、総合除く鉱物性燃料・原材料のパス・スルーの累積的な低下が拡大した主因が、各品目のパス・スルーの低下にあることがわかる。したがって、1980年代半ば以降の鉱物性燃料と原材料の輸入シェア低下の影響を除けば、輸入シェアの変化は、パス・スルーの低下に大きな影響を及ぼしていない。

本節の推計結果は、以下のように要約される。為替レートのパス・スルーは1980年代以降低下した。パス・スルーの高い一次産品の輸入シェア低下の影響を除けば、輸入物価全体のパス・スルーの低下は、各品目のパス・スルーの低下が大きく寄与している。1992年から1998年に、輸入物価全体のパス・スルーは急速に低下し、その後は横這い圏内で推移している。次節では、パス・スルー低下の原因を詳しく検討する。

25 要因分解に際しては、データの入手可能性の制約から、推計したパス・スルーを暦年ベースに変換している。

図1 パス・スルーの推移（総合除く鉱物性燃料・原材料/IMF 名目実効為替レート）

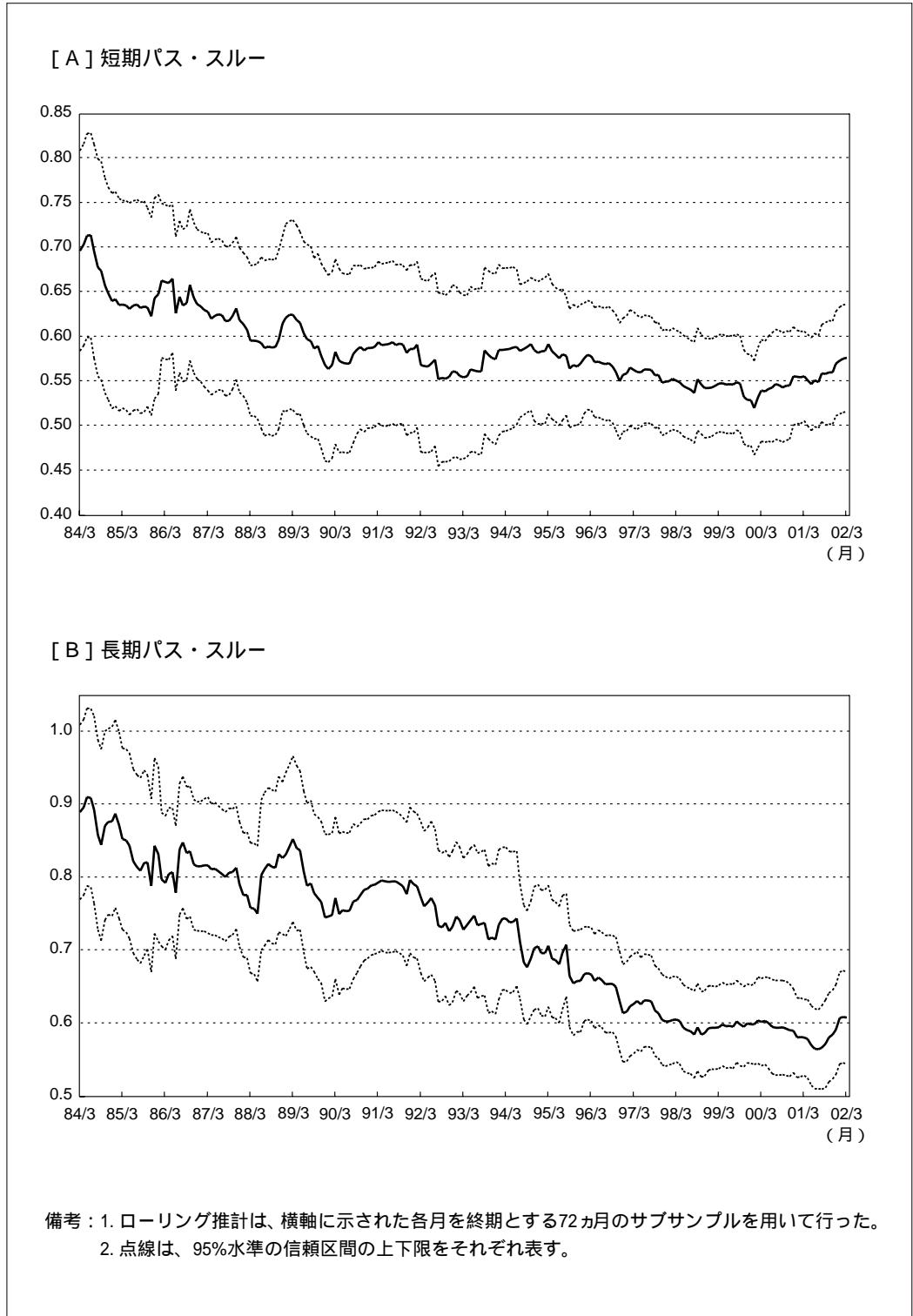
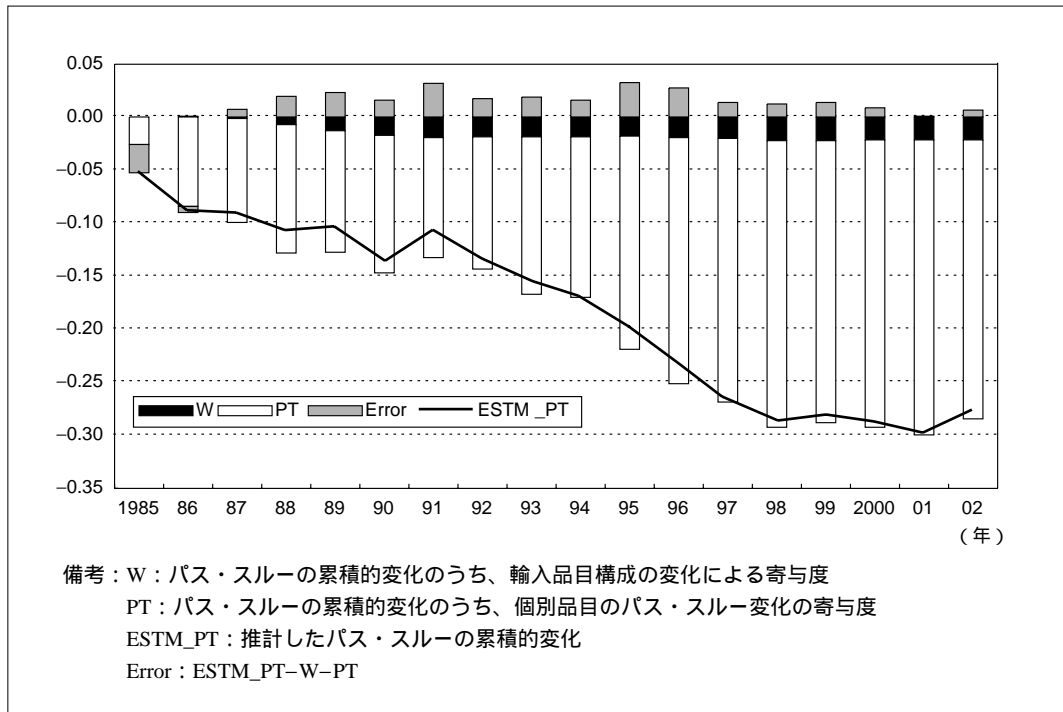


図2 パス・スルー変化の要因分解：長期パス・スルーの累積的变化
 (総合除く鉱物性燃料・原材料)



4 . パス・スルー低下の背景について

本節では、Taylor [2000] の推論を念頭におきつつ、パス・スルー低下の背景を検討する。本節で検討する要因は、 円の急激な増価とわが国の貿易構造の変化、世界的な低インフレ環境の2つである²⁶。

(1) 急激な円高とわが国の貿易構造の変化

為替レート的大幅で持続的な変化は、海外直接投資や海外での買収や販売網の拡張といった国際的な資源配分に関する企業の意思決定に影響を及ぼす。その結果、為替レート的大幅な変化は、経済や国際貿易の構造変化をもたらし、中・長期的な為替レートのパス・スルーを変化させる。

実際、1985年のプラザ合意後の急激な円高を受けて、わが国企業は巨額の海外直

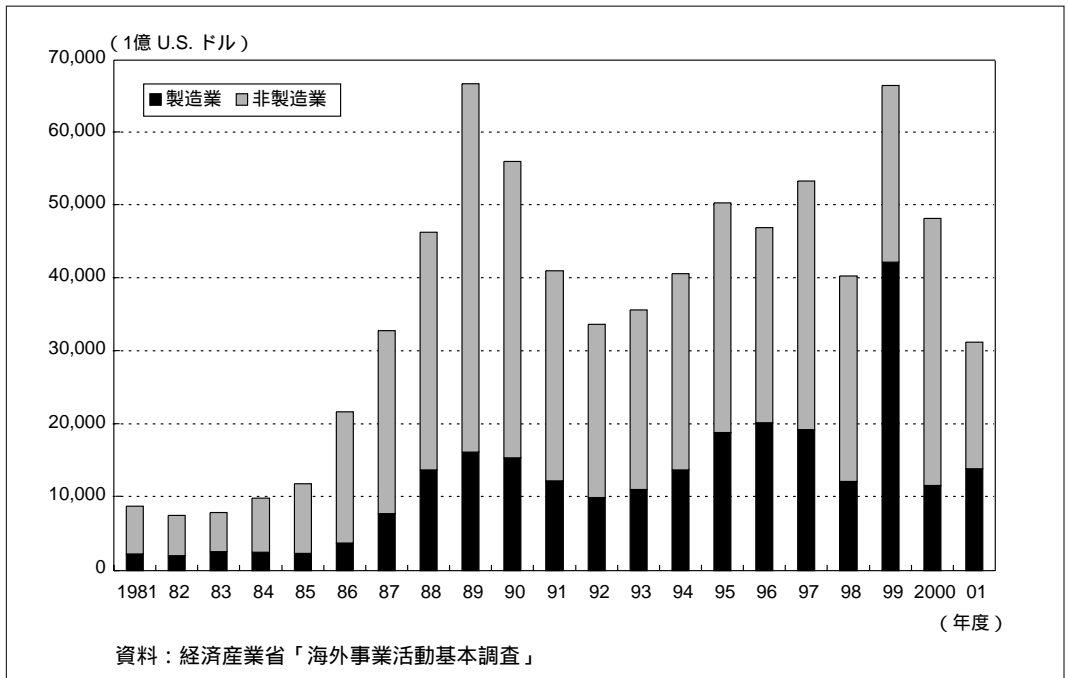
26 補論2. で検討するとおり、推計されたパス・スルーの低下は、企業のインボイス通貨選択の変化とも整合的であり、企業のインボイス通貨選択は、為替レートのパス・スルーと密接な関係がある。

接投資を行った（図3）。その結果、わが国企業の海外生産比率は上昇し（図4）、1990年代にはわが国への逆輸入も増加している（図5）。企業は、国境をまたいだ企業内貿易においては、為替レートの変化を取引価格にあまり転嫁させないため、わが国企業の国際的な事業展開は、輸入物価への為替レートのパス・スルーを低下させる可能性が高い。前節の実証分析では、わが国の輸入物価に対する為替レートのパス・スルーは特に1990年代前半にかけて低下したことを示した。この時期は、前述のわが国企業の国際的な事業展開の進展とそれに伴う貿易構造の急激な変化がみられた時期と軌を一にしている。

また、わが国の貿易構造の変化が、輸入浸透度の高まりにみられる市場の競争環境を変化させることを通じ、為替レートのパス・スルーを低下させている可能性も指摘される。Taylor [2000] の粘着的価格設定モデルに基づけば、世界的な競争圧力の高まりは、価格が粘着的との想定のもとで、為替レート変動の輸入物価への影響を低下させることになる。したがって、こうした国際経済における競争関係の変化もわが国の為替レートのパス・スルーに影響を与えていると考えられる。

実際、わが国の海外生産比率や逆輸入比率が急激に上昇し、わが国の輸入浸透度も大きく上昇した1990年代入り後について、パス・スルーと輸入浸透度の関係をみると（図6）²⁷、ほとんどすべての品目で、1990年代後半に輸入浸透度が上昇するに

図3 わが国の海外直接投資額



27 前節で述べたように、繊維製品のパス・スルーの推計値は、むしろ上昇しているため、繊維製品の輸入浸透度とパス・スルーの関係は右上がりとなっている。

図4 わが国製造業の海外生産比率

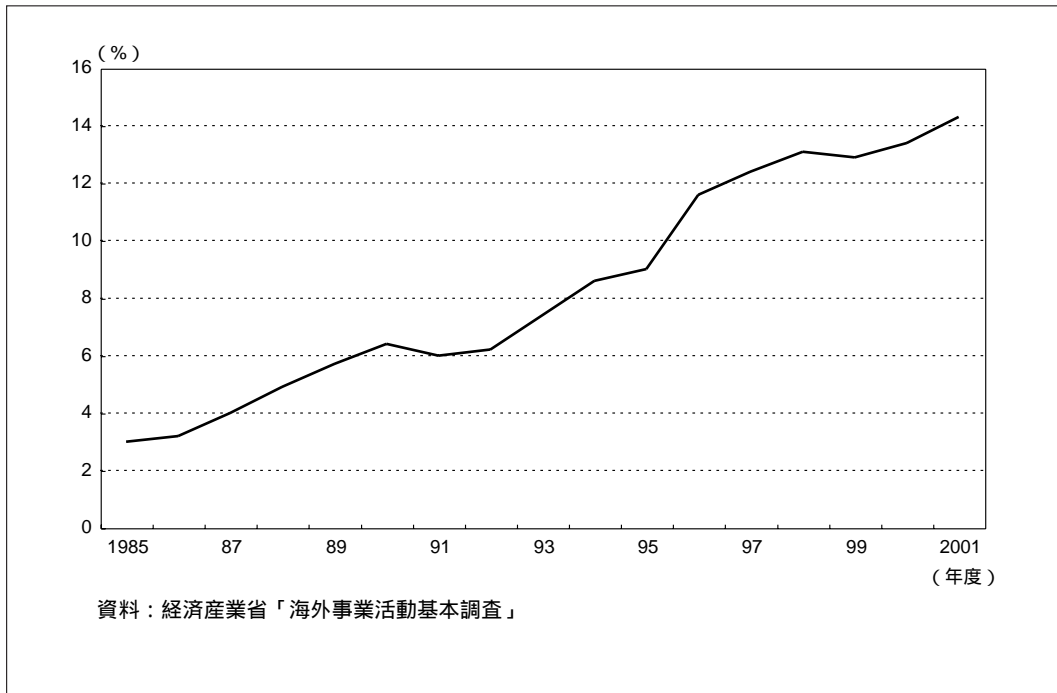


図5 わが国の逆輸入

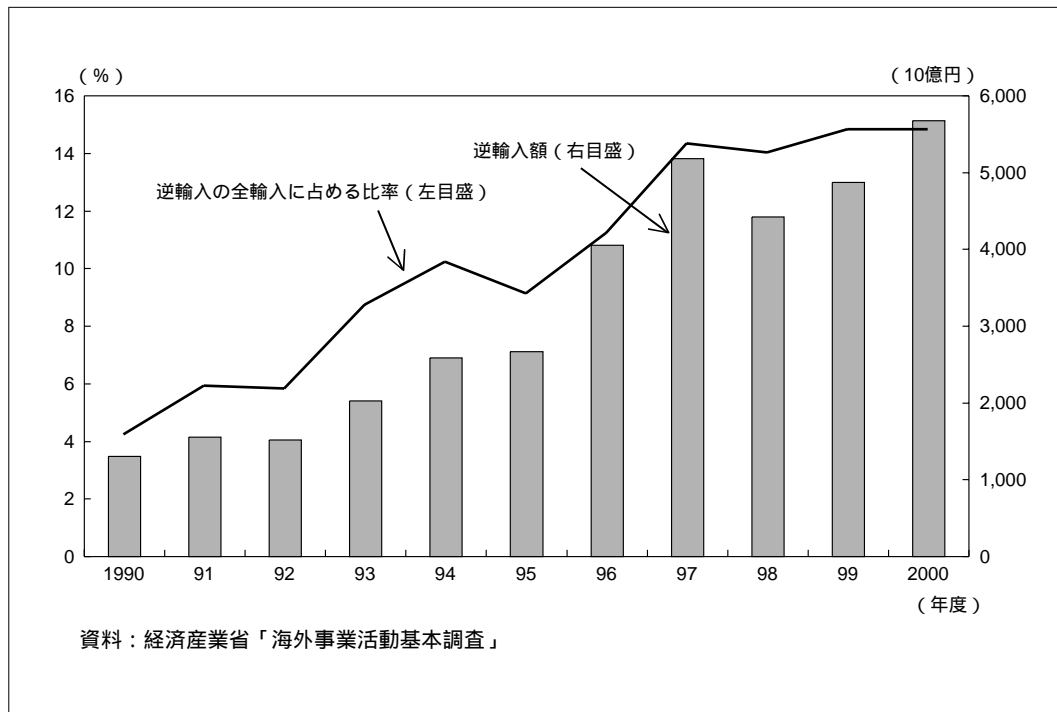
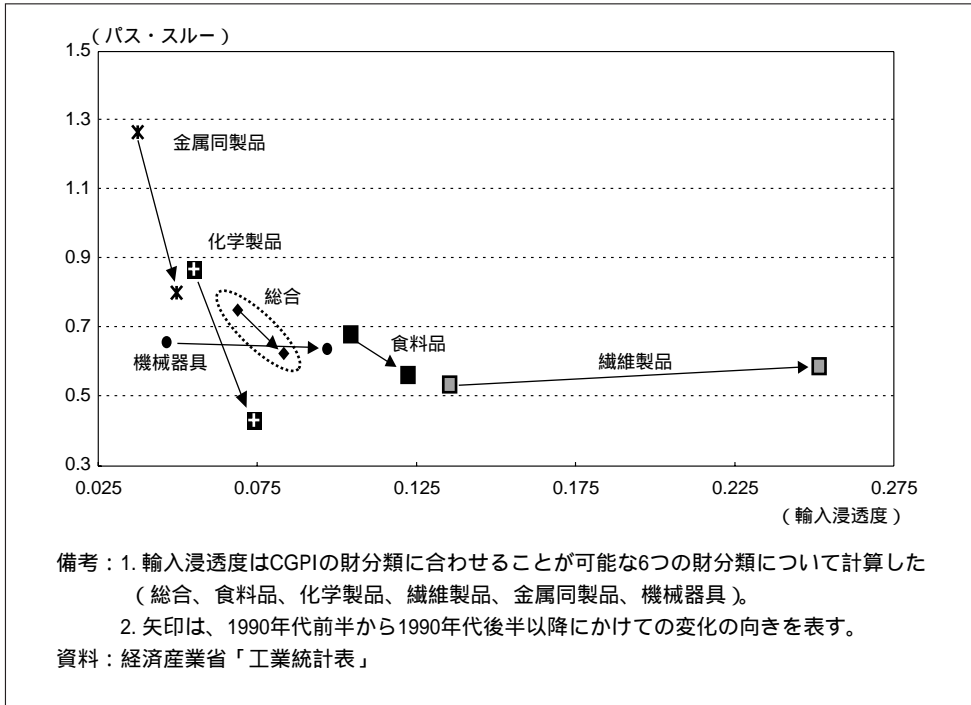


図6 輸入浸透度とパス・スルー



つれて、パス・スルーが低下している。なお、こうした輸入浸透度の高まりは、東アジアを中心とする新興市場諸国企業の競争力向上と、東アジアからの輸入の高まりも寄与していることに注意する必要がある。プラザ合意以降の直接投資の増加は、東アジア諸国の高成長の契機となり、進んだ技術や効率的な生産ノウハウの移転によって、東アジア企業の競争力を向上させた。その結果、世界的な競争圧力が高まり、既存のわが国市場への輸出企業による市場支配力が低下していると推測される²⁸。

(2) 世界的な低インフレ環境

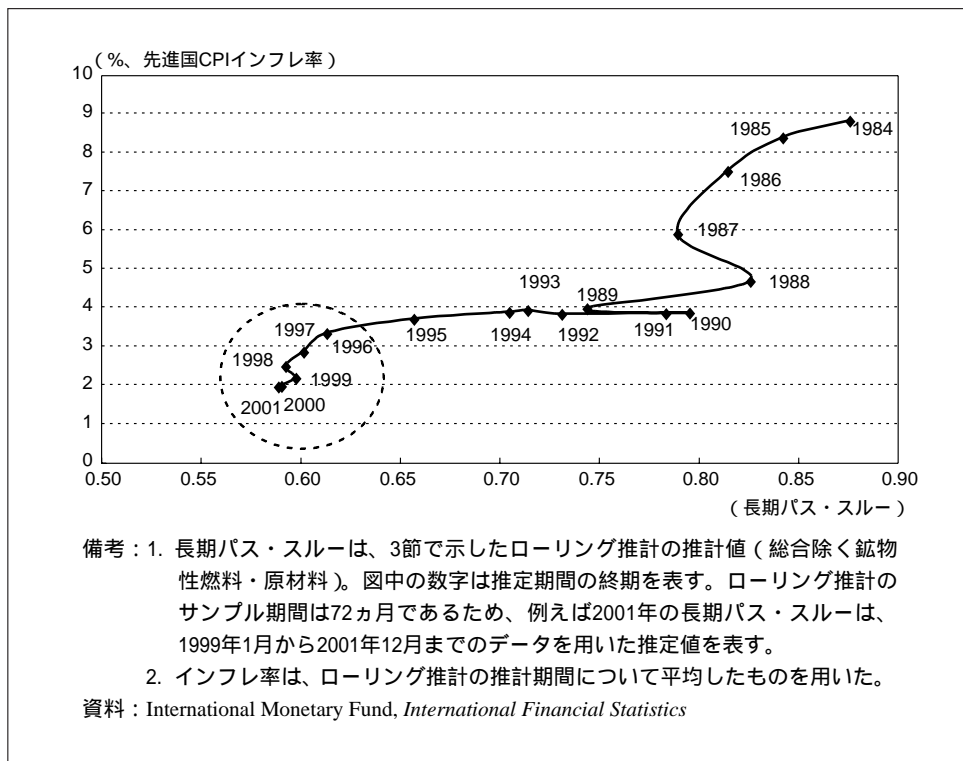
上記のとおり、わが国輸入物価の為替レートのパス・スルーが1990年代に大きく低下した背景としては、急激な円高の進展とそれに対応した企業の国際的な事業展開の進展が大きいと考えられる。さらに、特に1990年代以降の動きに着目してみると、世界的な低インフレ環境の鮮明化も、為替レートのパス・スルー低下に影響している可能性が考えられる。

28 企業の市場支配力を直接示すのは、価格弾力性である。価格弾力性が低下していれば、世界的な競争圧力の上昇によって、企業の市場支配力が悪化したと結論付けることができる。しかし、筆者らの知る限り、価格弾力性に関する実証的な産業組織論の研究は十分蓄積されていない。

世界的な低インフレが実現し、一国のインフレ率が貿易相手国のインフレ率と同じくらい低位安定した場合には、持続的な名目為替レートの変化が生じる可能性は小さいと考えられる（Taylor [2000]）。また、Taylor [2000] の粘着的価格設定モデルでは、財価格が硬直的という想定のもとで、競合企業の価格が安定している限り、当該企業財の価格は安定するほか、為替レート変動が一時的と予想される場合には、為替レート変動は財価格に転嫁されにくいことが示されている。

このため、世界的な低インフレが進めば進むほど、持続的な為替レート変動は生じにくくなり、為替レートのパス・スルーは低くなると考えられる。この点を検討するため、世界的なインフレ率とわが国輸入物価の為替レートのパス・スルーの関係を考察する（図7）。この図をみると、1980年代末から1990年代前半にかけて、世界的なインフレ率が横這い圏内で推移するなか、わが国の為替レートのパス・スルーが大きく低下していることがわかる。さらに、より最近時点、特に1990年代後半に注目すると、世界的なインフレ率が低下するにつれて、パス・スルーが幾分低下していることも確認される。この関係は、1990年代後半以降、世界的なディスインフレ傾向が鮮明化するなかで、為替レートの持続的な変動も生じにくくなってきたこととあいまって、わが国の輸入物価への為替レートのパス・スルーが緩やかに低下した可能性を示唆している。

図7 長期パス・スルーと先進国CPIインフレ率



ただし、為替レートのパス・スルーの低下幅は1990年代後半よりも、それ以前の世界的なインフレ率が横這い圏内で推移していた時期の方が圧倒的に大きい。このため、わが国の為替レートのパス・スルーの低下の主因は貿易構造の変化であり、世界的なインフレ率の低下の寄与はそれに比べるとかなり小さいと考えられる。

5 . 結び

本稿では、1980年代以降のわが国の輸入物価に対する為替レートのパス・スルーの変化を検討した。本稿の分析結果は、わが国の輸入物価への為替レートのパス・スルーは1990年代に低下したことを示しており、わが国を含む主要先進国で、1990年代に輸入物価へのパス・スルーが低下したとするCampa and Goldberg [2002] の結論を支持している。

それに加え、本稿の実証分析からは2つの点が明らかとなった。第1に、為替レートのパス・スルーの低下が、主として1980年代後半から1990年代前半にかけて生じたことである。第2に、そうした低下は、原材料の輸入シェアが低下し、パス・スルーの低い工業製品のシェアが上昇したためではなく、むしろ、主として個別品目のパス・スルーが低下したためである。この結果は、輸入シェアの変化の影響を強調するCampa and Goldberg [2002] の結果と対照的である。

本稿の実証結果は、わが国における輸入物価への為替レートのパス・スルーの低下は、1980年代半ばの急激な円高を受けて進展したわが国企業の国際的な事業展開に関連していることを示唆している。また、外国製品の輸入浸透度の上昇は、わが国の国内市場の競争圧力を上昇させるほか、わが国企業の海外直接投資は、生産拠点のグローバル化を加速する。さらに、わが国企業の輸入において、円をインボイス通貨として利用する動きを促すかもしれない。こうした動きはすべて、わが国の輸入物価に対する為替レートのパス・スルーを低下させる可能性が高いものの、この点に関するより明確な結論を得るには、企業レベルのデータを用いた実証分析が必要である。

ただし、為替レートのパス・スルーの低下は、為替レート変動がマクロ経済変動との関連であり重要でなくなっていることを必ずしも意味しない。Obstfeld [2002] が指摘しているように、少なくとも2つの要因によって、抽象的な理論モデルで結論付けられている為替レート変動が経済に与える影響は、大きく修正される。1つは、国内物価に対するパス・スルーが輸入物価へのパス・スルーよりもはるかに緩やかなことであり、これは輸入物価と国内物価を結ぶ複雑な取引関係を反映している。もう1つは、為替レートの支出切替効果の大きさが、企業の国際的な生産・部品調達体制に関する意思決定に決定的に依存していることである。実際、近年の企業内貿易の増加によって、企業活動の国際的な移転がより容易になり、為替レートの変化への反応が高まっていることも考えられる。

補論1 . 為替レートのパス・スルーに関する理論的・実証的研究

補論では、まず1980年代後半から1990年代初めに行われた企業の輸出価格への為替レートのパス・スルーの決定要因を説明する2種類の理論モデルを概観する。また、こうした理論研究を受けて行われた、輸出企業の為替レートのパス・スルーに関する実証分析を紹介する。

(1) 理論モデル

企業の輸出価格に関する為替レートのパス・スルーの決定要因を説明する理論モデルは大きく2つに分類することができる。すなわち、1つは独占企業の静学的利潤最大化モデルであり、もう1つは大幅な為替レート変動が輸出企業の行動に与える履歴効果に焦点を当てた埋没費用モデルである。

イ . 為替レートのパス・スルーの決定に関する静学的利潤最大化モデル

まず、企業の輸出価格設定における為替レートのパス・スルーの決定要因を検討した独占企業の静学的利潤最大化モデルを概観する (Feenstra [1989]、Marston [1990] を参照)。

国内の輸入需要を $x(p, q, I)$ と定義する。ここで、 p と q は自国通貨で表された外国財と自国財の価格、 I は所得を表す。企業の費用関数は $C(x, w^*)$ によって与えられ、 w^* は外国の生産要素価格を示す。費用関数は生産要素価格に関して一次同次とすれば、費用関数は $C(x, w^*) = \phi(x)w^*$ によって与えられる。なお、 $\phi'w^*$ は限界費用を表し、 $\phi''w^* > 0 (< 0)$ は限界費用の逦増 (逦減) を示す。

e を為替レート (自国通貨の外国通貨建て為替レート) とすると、自国市場に財を輸出している外国企業の利潤最大化問題は以下のように表される。

$$\text{Max}_p [e \cdot p \cdot x(p, q, I) - \phi(x) w^*] . \quad (\text{A-1})$$

この最適化問題の一階の条件は、

$$\phi'(x)(w^*/e) = p[1 - (1/\eta)] \equiv r(p, q, I), \quad (\text{A-2})$$

となり、 η は需要の価格弾力性 ($\eta = -x_p p/x$)、 $r(p, q, I)$ は限界収入を表す。

さらに、 w を外国の生産要素の自国通貨建て価格とすれば ($w = w^*/e$) (A-2) 式を全微分することにより、以下の式が得られる。

$$(dp/dw)(w/p) = 1/[(\phi''x/\phi')\eta + (r_p p/r)] . \quad (\text{A-3})$$

w^* は外生で、 w は w^*/e と表されるため、 $(dp/dw)(w/p)$ は外国企業の輸出価格が為替レートの変化にどの程度反応するか、すなわち、為替レートのパス・スルーを表す。

(A-2)式の p に関する一次微分は $r_p p/r = 1 + (p^2/r\eta^2) \eta_p$ となる。なお、 η_p と r_p は p に関する η と r の一次微分を表す。これは、 $\eta_p < 0$ の場合には $r_p p/r > 1$ 、 $\eta_p > 0$ の場合には $r_p p/r < 1$ を意味する。また、生産に関する限界費用の弾力性である ϕ''_x/ϕ' の符号は、 ϕ'' と等しい。こうした関係を利用すると、以下のような為替レートのパス・スルーの決定に関する条件が得られる。

$$\eta_p > 0 \text{ かつ } \phi'' = 0 \text{ であれば、 } (dp/dw)(w/p) < 1$$

$$\eta_p = \phi'' = 0 \text{ であれば、 } (dp/dw)(w/p) = 1$$

$$\eta_p \leq 0 \text{ かつ } \phi'' < 0 \text{ であれば、 } (dp/dw)(w/p) > 1$$

ケース 1は、需要の価格弾力性が価格 p の増加関数で、限界費用が一定、あるいは生産 x の増加関数であれば、為替レートのパス・スルーは不完全となり、1より小さくなることを示している。ケース 2は、需要の価格弾力性と限界費用が一定の場合には、為替レートのパス・スルーは完全で、1になることを意味している。ケース 3は、需要の価格弾力性が価格 p の減少関数で、限界費用も生産 x の減少関数であれば、為替レートのパス・スルーは1より大きくなることを表している。

ロ．履歴効果の埋没費用モデル

次に、参入・退出費用によって生じる履歴効果に焦点を当て、輸出企業が為替レート変動を輸出価格に完全には転嫁しない行動をとることの合理性を説明した、Dixit [1989] の埋没費用モデルを簡単に説明する。以下では、まず、全ての変数は確定変数であると仮定し、理論モデルを直観的に解説したうえで、為替レート変動に不確実性を導入した場合の含意を検討する。

モデルのセット・アップは以下のとおりである。本国には潜在的な輸出企業が N 社あり、外国市場への参入を決めた場合には1期当たり1単位の財を外国で販売すると仮定する。 q は外国市場で販売される量であり、財価格は $p = P(q)$ で表される。なお、 q に関する p の一次微分は負である。 e 、 C_n 、 r は、それぞれ為替レート(外国通貨の本国通貨建て為替レート)、企業 n の限界費用、割引率を表すとする。

n 番目以外の本国の輸出企業すべてが外国市場に財を輸出していると仮定し、企業 n の参入・退出に関する意思決定を分析する。企業 n が外国市場への参入を決めた場合、本国通貨建ての利潤の割引現在価値は以下のように表される。

$$\pi_n = \sum_{t=1}^{\infty} [1/(1+r)^t] [eP(N) - C_n]. \quad (\text{A-4})$$

企業が外国市場に参入し、退出する場合には、輸出企業は回収不可能な参入・退出費用、 I と E を負担しなければならないとする。また、 $I > E$ と仮定する。前者は販売ネットワークの構築費用といった初期費用であり、後者は労働者のレイ・オフにかかる費用等の閉鎖費用である。

企業 n は、利潤の割引現在価値 π_n と、埋没費用の I と E との比較に基づいて意思決定を行う。もし、利潤の割引現在価値が参入費用を上回れば ($\pi_n = I$)、企業 n は参入を決定し、退出費用が利潤の割引現在価値を上回れば ($\pi_n = E$)、退出を決定する。 e に関してこれらの条件を解けば、企業 n が外国市場への参入を決める為替レート、 $eh_n = (r \cdot I + C_n) / P(N)$ と、退出を決める為替レート $el_n = (r \cdot E + C_n) / P(N)$ が得られる。 $E < I$ と仮定しているため、企業 n は為替レート水準に応じて、以下のように3つの意思決定を行う。

$e = eh_n$ であれば、企業 n は外国市場に参入する。

$e = el_n$ であれば、企業 n は外国市場から退出する。

$el_n < e < eh_n$ であれば、企業 n は既に外国市場に参入しており、外国市場から退出しない。

為替レートが eh_n の範囲内であれば、外国市場に参入（退出）する企業数は、本国通貨の増価（減価）に伴って増加し、為替レートのパス・スルーは正となる。逆に、為替レートが el_n の範囲内にある場合には、為替レートの変化にもかかわらず外国市場に輸出している企業数は不変であり、パス・スルーはゼロである。さらに、為替レートが $e = eh_n$ の水準で外国市場に輸出している企業は、たとえ $e < eh_n$ となっても退出せず、 e が el_n に到達するまで、退出を遅らせる。こうした為替レートに対する非対称的な反応は履歴効果と呼ばれており、外国市場に輸出している企業数や財の価格に関して慣性を生み出す。

ここで、為替レート変動の不確実性を導入すると、企業が外国市場へ参入も退出もせず現状を維持しようとする為替レートの範囲が拡大する。さらに、こうした待ちの行動をとる誘因は、為替レートがより変動的であるとき、さらに大きくなる点が重要である。つまり、為替レート変動の不確実性が増すほど、企業は外国市場への参入前に為替レートがさらに有利な水準になるまで待とうとする一方、参入した後は、より不利な水準になるまで市場にとどまろうとする。

この場合、外国市場への参入・退出についての意思決定は、将来、退出あるいは参入するというオプションを行使するかの問題に置き換えられる。いったん外国市場へ参入するというオプションを行使すると、為替レートが不利化した場合、利潤の割引現在価値が減少する分すべてを損失として被る。しかし、参入せずにいれば、為替レートが有利化したとしても、依然として参入するオプションを有しているため、利潤の割引現在価値の上昇のごく一部を失うだけですむ。このため、利潤の割引現在価値が参入費用をカバーするような限界的な為替レート水準では、企業は参入・退出の意思決定について、待ちの行動をとろうとすることになる。

(2) 実証分析

上述の理論的な研究を受けて、1980年代末から1990年代初めにかけて、多くの経済学者が先進国の企業の輸出価格に関する産業レベルのデータを使った実証分析を精力的に行った。

Knetter [1989] はミクロ・データを使って為替レートのパス・スルーを計測した先駆けである。彼は、冷蔵庫やスイッチ等、米国とドイツの輸出企業のSIC (標準産業分類、Standard Industrial Classification) 7桁の細分類のデータを使い、米国企業のパス・スルーの方がドイツ企業のパス・スルーよりも大きいことを示している。わが国企業のパス・スルーについては、Marston [1990] が乗用車、トラック、テレビ等の財について、為替レートのパス・スルーを計測し、パス・スルーは財によって異なり、33~69%の範囲であることを示している。Ohno [1989] は、米国企業とわが国企業の輸出価格に関する為替レートのパス・スルーを比較し、為替レートのパス・スルーはわが国企業よりも米国企業の方が大きいと結論付けている²⁹。さらに、Knetter [1993] は、クロス・カントリーの分析を行い、米国、ドイツ、英国、日本における輸出企業の為替レートのパス・スルーを計測している。また、彼はこれらの国全体のパス・スルーを示している。推計値は、それぞれ、99、64、63、52%である。

こうした実証分析からは、他の先進国と比べると、日本企業の為替レートのパス・スルーは非常に低く、為替レートのパス・スルーは財ごとに異なることがわかる。

29 同様に、Gagnon and Knetter [1995] は、日本、ドイツ、米国における自動車産業の為替レートのパス・スルーを分析し、米国とドイツ企業に比べ、日本企業のパス・スルーは非常に小さいことを明らかにしている。

補論2 . 推計されたパス・スルーとインボイス通貨の選択

4節では、企業に為替レートのパス・スルーを直接的に低下させる要因として、円の急激な増価とわが国の貿易構造の変化、世界的な低インフレ環境の2つを検討した。補論2.では、為替レートのパス・スルーの低下とインボイス通貨の選択の関係について考察する³⁰。

インボイス通貨選択が為替レートのパス・スルーと関係している理由は以下のとおりである。輸入価格が事前に設定されるとすれば、輸入物価への為替レートのパス・スルーは、自国通貨がインボイス通貨として用いられる場合はゼロとなり、外国通貨が用いられる場合は1となる。このため、総輸入に占める自国通貨建て輸入の比率が高ければ高いほど、輸入物価への為替レートのパス・スルーは低くなる。実際、図A-1は、そうした関係を示している。

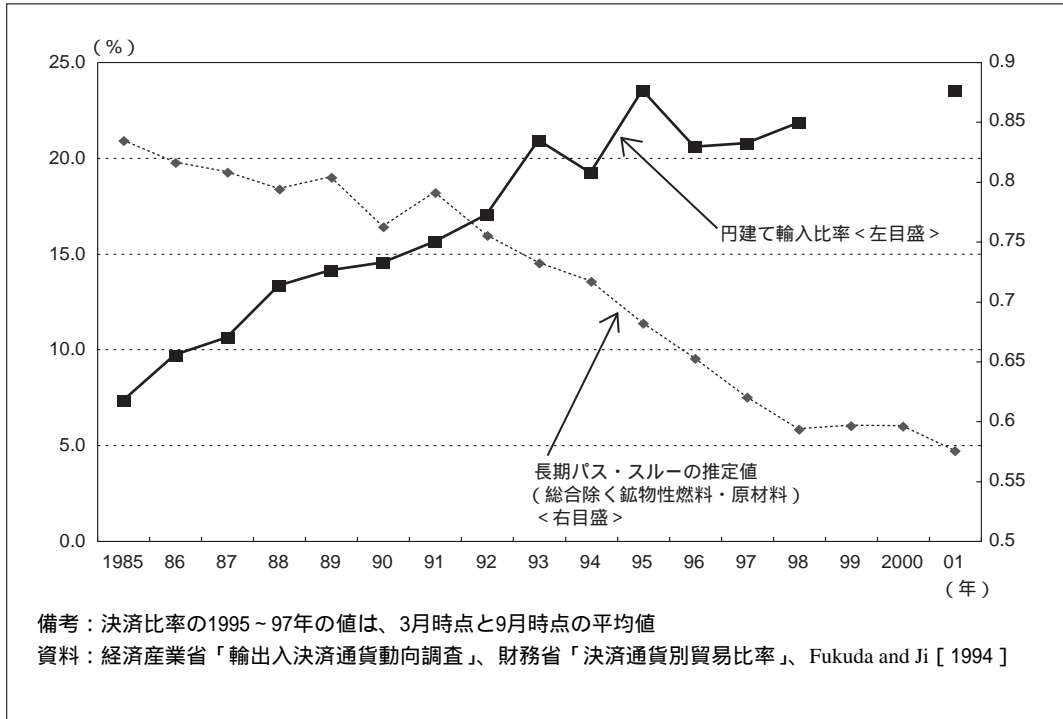
こうした関係は、わが国の経験とも整合的である。図A-2から明らかなように、長期パス・スルーの推計値とわが国の輸入に占める円建て輸入比率は、お互いに逆

図A-1 インボイス通貨とパス・スルー

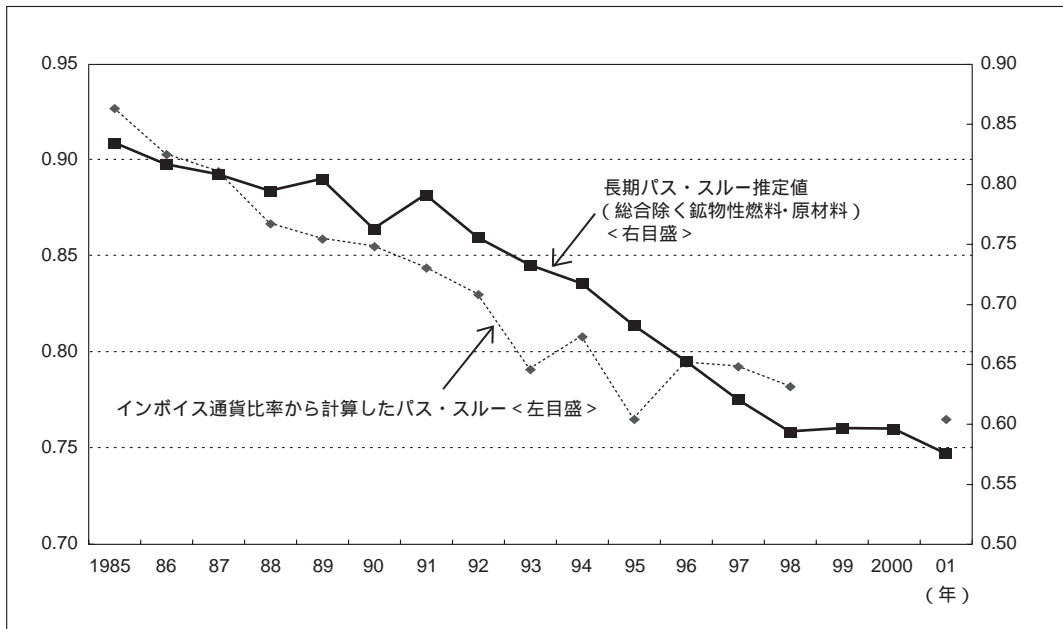


30 貿易におけるインボイス通貨選択に関する多くの理論研究が行われている（例えば、Bacchetta and van Wincoop [2002]）。これらの研究では、為替レートの変化に関する不確実性が存在すると仮定されている。そして、企業がインボイス通貨として現地通貨を選択する（local currency pricing）場合と自国通貨を選択する（producer currency pricing）場合の収益から得られる期待効用を比較し、インボイス通貨選択に関する条件を導いている。

図A-2 わが国の円建て決済比率と長期パス・スルー



図A-3 インボイス通貨から計算されるパス・スルーと長期パス・スルー



方向の動きを示している。前者は1985年から1998年まで低下を続け、その後横這いとなっている一方、後者は1999年と2000年はデータがないものの、1985年から1995年に上昇を続け、その後頭打ちとなっている。これは、近年における輸入物価への為替レートのパス・スルーの低下が、インボイス通貨選択における「円の国際化」と密接に関連している可能性を示している。

こうした関係は、輸入価格が短期的には硬直的であると単純に仮定し、インボイス通貨比率からパス・スルーを計算することによって、一層明確になる³¹。図A-3は、インボイス通貨ベースのパス・スルーと推計された長期パス・スルーを示している。この図においては、品目構成が若干異なっているため、水準に差が生じているものの、2つのパス・スルーが平行的に推移していることがわかる。ただし、インボイス通貨から計算したパス・スルーは全ての品目をカバーしている一方、長期パス・スルーの推計値は鉱物性燃料と原材料を除いたベースとなっている。

なお、インボイス通貨から計算したパス・スルーは、短期パス・スルーではなく、長期パス・スルーと比較対照されるべき点には留意が必要である。まず、契約と貿易取引や資金決済との間のタイムラグを考慮すれば、輸入価格は、輸入取引終了の少なくとも数ヵ月前に設定されると考えられる³²。また一方では、推計されたパス・スルーについては、短期は1ヵ月に相当し、長期は当期の為替レートの変化が輸入物価に与える影響が出尽くす期間である。推計結果を基に単純な計算を行うと、長期は3~7ヵ月の期間となる³³。

31 インボイス通貨から為替レートのパス・スルーを計算する方法は以下のとおりである。円をインボイス通貨として利用する比率が20%で、他の通貨が80%とする。価格が硬直的な短期では、円の場合のパス・スルーはゼロであり、他の通貨の場合は1となるため、インボイス通貨から得られる為替レートのパス・スルーは、 $0 \times 0.2 + 1 \times 0.8 = 0.8$ となる。

32 実際、輸入業者が財を受け取った後に行われる決済の時期は契約に記載されており、「一覧払い (at sight)」、
「一覧後90日払い (90 days after sight)」などがある。

33 この結果は以下のようにして得られる。現在の為替レートが現在と将来の輸入物価に与える影響が99.99%まで出尽くす期間を長期とする。ここで、 n を長期とすると、 $\alpha + \alpha\gamma + \alpha\gamma^2 + \dots + \alpha\gamma^{n-1} > 0.9999 (\alpha + \alpha\gamma + \alpha\gamma^2 + \dots + \alpha\gamma^\infty)$ が成立する。そして、 α と γ の推計値を代入すると、 n は3~7ヵ月という結果が得られる。

参考文献

- 大谷 聡、「PTM (Pricing-to-Market) と金融政策の国際的波及効果 『新しい開放マクロ経済学』のアプローチ」、『金融研究』第21巻第3号、日本銀行金融研究所、2002年、1～54頁
- Bacchetta, Philippe, and Eric van Wincoop, “A Theory of the Currency Denomination of International Trade,” NBER Working Paper Series, No. 9039, 2002.
- 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.
- Beveridge, Stephen, and Charles R. Nelson, “A New Approach to the Decomposition of Economic Time Series into Permanent and Transitory Components with Particular Attention to Measurement of the ‘Business Cycle’,” *Journal of Monetary Economics*, 7, 1981, pp. 151-174.
- Campa, Jose Manuel, and Linda S. Goldberg, “Exchange Rate Pass-through into Import Prices: A Macro or Micro Phenomenon?” NBER Working Paper Series, No. 8934, NBER, 2002.
- Dixit, Avinash, “Hysteresis, Import Penetration, and Exchange Rate Pass-Through,” *Quarterly Journal of Economics*, 104, 1989, pp. 202-228.
- Feenstra, Robert C., “Symmetric Pass-Through of Tariffs and Exchange Rates under Imperfect Competition: an Empirical Test,” *Journal of International Economics*, 27, 1989, pp. 25-45.
- Froot, Kenneth A., and Paul D. Klemperer, “Exchange Rate Pass-Through When Market Share Matters,” *American Economic Review*, 79, 1989, pp. 637-654.
- Fukuda, Shin-ichi, and Ji Cong, “On the Choice of Invoice Currency by Japanese Exporters: The PTM Approach,” *Journal of the Japanese and International Economies*, 8, 1994, pp. 511-529.
- Gagnon, Joseph E., and Michael M. Knetter, “Markup Adjustment and Exchange Rate Fluctuations: Evidence from Panel Data on Automobile Exports,” *Journal of International Money and Finance*, 14, 1995, pp. 289-310.
- Goldberg, Pineropi Koujianou, and Michael M. Knetter, “Goods Prices and Exchange Rates: What Have We Learned?” *Journal of Economic Literature*, 35, 1997, pp. 1243-1272.
- Hellerstein, Rebecca, “Who Bears the Cost of a Change in the Exchange Rate? The Case of Imported Beer,” University of California, Berkeley, mimeo, 2002.
- International Monetary Fund, *International Financial Statistics*, various issues.
- Kadiyali, Vrinda, “Exchange Rate Pass-Through for Strategic Pricing and Advertising: An Empirical Analysis of the U.S. Photographic Film Industry,” *Journal of International Economics*, 43, 1997, pp. 437-461.
- Knetter, Michael M., “International Comparisons of Pricing-to-Market Behavior,” *American Economic Review*, 83, 1993, pp. 473-486.
- , “Price Discrimination by U.S. and German Exporters,” *American Economic Review*, 79, 1989, pp. 198-210.
- Krugman, Paul K., “Pricing to Market When the Exchange Rate Changes,” in S. W. Arndt and J. D. Richardson eds., *Real-Financial Linkages among Open Economies* MIT Press, 1987.

- Lane, Philip R., "The New Open Economy Macroeconomics: A Survey," *Journal of International Economics*, 54, 2001, pp. 235-266.
- Marston, Richard C., "Pricing to Market in Japanese Manufacturing," *Journal of International Economics*, 29, 1990, pp. 217-236.
- Ministry of Economy, Trade, and Industry, "Basic Survey of Overseas Business Activities."
 , "Survey of Import Export Settlement Currency," various issues.
- Obstfeld, Maurice, "Exchange Rates and Adjustment: Perspectives from the New Open Economy Macroeconomics," *Monetary and Economic Studies*, 20(S-1), Institute for Monetary and Economic Studies, Bank of Japan, 2002, pp. 23-46.
- , and Kenneth Rogoff, "Exchange Rate Dynamics Redux," *Journal of Political Economy*, 3 (3), 1995, pp. 624-660.
- , and , "Risk and Exchange Rates," NBER Working Paper Series, No. 6694, 1998.
- Ohno, Kenichi, "Export Pricing Behavior of Manufacturing: A U.S.-Japan Comparison," *IMF Staff Papers*, 36, 1989, pp. 550-579.
- Taylor, John B., "Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms," *European Economic Review*, 44, 2000, pp. 1389-1408.