The University of Osaka
Institutional Knowledge Archive

Title	日本の輸入財市場におけるPTMの検証
Author(s)	新開, 潤一
Citation	大阪大学経済学. 2007, 57(1), p. 60-73
Version Type	VoR
URL	https://doi.org/10.18910/16614
rights	
Note	

The University of Osaka Institutional Knowledge Archive : OUKA

https://ir.library.osaka-u.ac.jp/

The University of Osaka

日本の輸入財市場におけるPTMの検証*

新　開　潤　一†

要　　旨

本稿では，1995 年から 2001 年までの東アジア地域から日本へ輸入された 21 財に対して為替レートのパス・スルーを推計する。本稿の分析により，産業における特徴と輸出国ごとの傾向が明らかにされる。産業別には，家電製品と繊維製品で完全または部分的なパス・スルーの存在が確認できた。一方で，半導体には一部を除いて確認できなかった。輸出国別では，中国とマレーシアで全産業に完全または部分的なパス・スルーが存在するのに対して，韓国とタイでは半分近くの財で存在しないという結果になった。また台湾とシンガポールのように，為替レートの変動に輸入価格が過剰に反応する国が存在することもわかった。このようにパス・スルーは財の性質を強く反映する上に，多国籍企業による国際的な生産・流通ネットワークの構築によって一部の地域でパス・スルー低下をもたらしていることが示唆された。

Keywords: 為替レート，パス・スルー，PTM(Pricing-to-market)，国際的な生産・流通ネットワーク
JEL Classification: F14, F20, F31

1　はじめに

本稿では，日本の東アジア地域からの輸入財における為替レートのパス・スルーを計測することを通して，日本に輸入される財の産業別，また輸出国別における特徴を明らかにし，どのような相違が存在するのかを比較，分析する。

近年，日本と東アジア地域との貿易関係はますます密接になっている。双方の貿易規模はすでに対北米や対 EU に匹敵し，日本企業も東アジア地域へ積極的に直接投資を行うことにより，域内全体に生産・流通ネットワークを形成している。特に東アジア地域では，地域をまたがる製品や部品の調達体制が整備されており，日本への輸入にも影響を及ぼすものとして研究が進められている。このようなネットワークは生産拠点自体がグローバル化していることを意味し，従来は自国で生産し輸出するという関係から，地理的その他の優位性を求めて製品や部品生産ラインを海外へ配置するという構造に変化してきている。

通常，貿易論では企業間取引を想定している。Krugman (1987) による PTM (pricing-to-market) 理論によれば，輸出先市場で市場支配力を持つ企業は，限界費用や需要の価格弾力性に応じて最適な価格を設定する。その場合，為替レートが変化しても，輸出先市場での価格には部分的にしか転嫁 (パス・スルー:pass-through) されなくなる。しかし，Kimura, Ando and Fujii (2002) によれば，国際的な生産・流通ネットワークもパス・スルーに影響を与えると考えられる。このような国境を超えたネットワークが構築されれ

* 本稿の作成にあたって、高阪章教授 (大阪大学大学院国際公共政策研究科) から詳細な指導を受けた。記して感謝する。ただし、本稿で示されている意見および誤りはすべて筆者の責に負うものである。

† 大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程 3 年

ば，製品や部品の調達が企業内取引として扱われることになり，為替レートを介在させる必要がないのである。そのため輸入価格は為替レートに反応しなくなり，パス・スルーが低下すると考えられる。

一方, 為替レートのパス･スルーは, マクロ経済における金融政策や為替レート政策の有効性にも重要な意味を持っている。近年，Obstfeld and Rogoff (1995) から発展した「新しい開放マクロ経済学」では価格の粘着性に注目する。Betts and Devereux (1996)，大谷 (2002) など企業の PTM 行動を取り入れたモデルにおいては，輸出国通貨による価格設定 (producers' currency pricing：PCP) と現地通貨による価格設定 (local currency pricing：LCP) とが区別されている。PCP では為替レートの変動が輸出価格に転嫁されるため, 一物一価の法則と購買力平価が常に成り立つ。しかし，LCP では輸出先市場ごとに価格が差別化され，一物一価の法則と購買力平価はもはや成り立たない。この一物一価の法則と購買力平価が成立するかどうかで，自国の金融政策が外国に対して異なった波及効果をもたらす。一物一価と購買力平価が成立する場合には，為替レートの変動は経常収支の不均衡を調整するように働く。しかし，成立しない場合には，為替レートは支出転換効果を持たないために経常収支の調整能力を持たない。このように為替レートのパス・スルーは，マクロの対外調整を左右する，非常に重要な意味合いを持っている。

本稿の分析の中心は，パネルデータによる産業別のパス・スルーの推定結果と，OLS による輸出国別のパス・スルーの推定結果を検証することである。貿易財の中から半導体等電子部品，家電製品，そして繊維製品をとりあげ，産業別パネルデータによって産業ごとの特性を探る。他方，OLS による推定結果は産業別と輸出国別に区別され，それぞれの傾向を分析する。産業別と輸出国別を同時に分析するのは，推定結果が産業による特徴なのか輸出国による特徴なのかを区別できるからである。それにより東アジア地域の輸出国ごとの価格設定行動における差異を検証する。

本稿の構成は次の通りである。第 2 節では基本的な PTM モデルについて解説し，先行研究の紹介と今回の分析対象について述べる。第 3 節では今回の推定に使用するデータと推定モデルを説明する。第 4 節で推定結果の検証を行い，東アジア地域から日本市場に輸入される財を対象に，価格設定行動における産業別と輸出国別の差異を論じ，輸出各国がどのような特徴を持っているのかを考察する。最後に第 5 節で本稿の分析結果を要約し，国ごとにパス・スルーが異なりうる状況を踏まえて対外政策目標としての為替レートの調整能力について考察する。

2　PTM の実証研究

2.1　PTM

Krugman (1987) による PTM 理論では，市場が不完全競争の状態を仮定している。通常，市場支配力を持つ企業は製品の販売価格を決定するプライス・メーカーであり，その価格は限界費用にマークアップを上乗せしたものに等しい。PTM 理論では，その製品を外国へ輸出する場合に，その市場で支配力または独占力を持っているかどうかが焦点となる。

輸出先市場が完全競争である場合には，自国の価格に為替レートを掛けたものが外国での価格となる。これを p^* とする。その関係を表したのが (1) 式である。

$$p^* = ep \tag{1}$$

e は外貨建て為替レート，p は自国における価格である。輸出企業はまず自国通貨を基準に価格を設定し，それを外貨換算して輸出先市場での価格を決定する。このとき，為替レートが変化

すると外国市場での価格にそのまま反映される。この状態を，為替レートから輸入価格への転嫁 (パス・スルー：pass-through) が完全であると表現する。

逆に，輸出企業が輸出先市場で支配力を持っている場合には，(2) 式の関係で表すことができる。このときの外国市場での価格を q とする。

$$q = q(MC, e, \epsilon) \quad \therefore q \neq ep \tag{2}$$

MC は限界費用，ϵ は需要の価格弾力性である。価格は限界費用と為替レート，そして需要の価格弾力性の関数である。利潤最大化の観点から，輸出企業は輸出先市場における最適な価格を設定する。市場支配力を持っている企業の設定する価格は，限界費用にマークアップを加えたものに等しい。

為替レートが自国通貨高になると，輸出企業の外国市場における利益は減少する。しかし，輸出先市場で支配力を持つ企業は，価格弾力性など輸出先市場の状況に合わせて価格を設定しているため，為替レートの変化分ほどは価格を変更しない。つまり，為替レートの変動をマークアップ部分で吸収することにより，価格を部分的にしか変更しないか，またはまったく変更しないのである。このように為替レートの影響をすべて価格へ転嫁せず，個別市場の状況に合わせて価格設定を行うことを PTM 行動と呼ぶ。輸出先市場で価格と為替レートが完全に連動する場合は，PTM は存在しない。PTM が存在するのは，価格と為替レートが一対一で連動しない場合である。このときパス・スルーが不完全または部分的であるといい，また価格がまったく変化しないときにはパス・スルーがないという。

輸出企業がどちらの通貨を基準にして価格設定を行うかによって，一物一価の法則が成立するかどうかが決まる。自国通貨建てで価格を設定する場合は，為替レートの変動は輸出先市場の価格も同じ比率だけ変動させ，常に一物一価の法則が成立する。(1) 式は，一物一価の法則を表す式でもある。たとえば為替レートが 10 %の自国通貨高 (通貨安) になると輸出先市場における価格も 10 %上昇 (下落) する。逆に，輸出先市場の通貨建てで価格を設定する場合は，輸出先市場の価格は為替レートの変動とは切り離され，一物一価の法則は成り立たない。つまり，自国市場と輸出先市場で財の価格は差別化されるのである。

2.2　実証研究

PTM の実証分析としては，Knetter (1993) による米国，英国，ドイツ，日本の先進 4 カ国を比較したものがある。各産業から代表的な財をそれぞれ抜き出して，輸出におけるパス・スルーを計測して各国の傾向を比較している。日本とドイツでは全体的に PTM の比率が高く，逆に米国では PTM の割合が低いと結論付けている。

1978 年から 2002 年の日本の輸入物価を対象に為替レートのパス・スルーを計測したものに，大谷, 白塚, 代田 (2003) がある。CGPI の輸入物価指数を総合と 8 分類の財別指数[1]を用いて，為替レートが輸入物価に与える短期的な効果と長期的な効果とに区別して推計している。推計結果によると，総合で短期パス・スルーが 0.63，長期パス・スルーが 1.02 となり，長期のほうが為替レートによる影響が大きくなっている。産業別に見ると，短期パス・スルーで原材料が最も高く 0.78，繊維製品が最も低く 0.41 で化学製品が 0.49 と続いているが，それ以外の財では，0.61 から 0.64 の大きさでほぼ等しくなっている。長期パス・スルーでも原材料，鉱物性燃料，金属同製品がそれぞれ 1.11，1.46，0.92 で高く，繊維製品が 0.55 と低い。それ以外の財では 0.76 から 0.81 までと等しくなっている。このように推計値は財ごとに明確に異なっていた。分析の中心となっているのは，90 年以前と以後でパス・ス

[1] 分類は食料品，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，その他となっている。

ルー係数が低下したかどうかである。総合では90年以前と以後で短期パス・スルーが0.79から0.53へと低下，長期パス・スルーでは1.42から0.65へと低下している。原因としては，東アジア地域へ直接投資を行いそこで生産したものを日本へ逆輸入するという形に，日本の貿易構造が変化してきたことを挙げている。

日本と東アジア地域の関係を中心に実証分析したものとしては，Takagi and Yoshida (1999), Kimura, Fujii and Ando (2002)，Takeda (2002) がある。

Takagi and Yoshida (1999) では，HS コード9桁のデータを用いて日本と東アジア各国，米国，ドイツ間の輸出財と輸入財それぞれのパス・スルーを推計している。それによると，日本では，輸入財よりも輸出財のほうでパス・スルー推計値が大きく，日本では円高になっても輸入財の価格が低下しにくく，逆に輸出財の価格は上昇しやすいという結果であった。

Kimura, Fujii and Ando (2002) では通貨危機が発生したインドネシア，韓国，タイ，マレーシアから日本への輸出に対してパス・スルーを推計している。使用データは HS コード4桁の繊維製品3財と機械部品8財で，半導体製品もひとつの財として機械部品の中に含まれている。推定結果によると，インドネシアでは繊維製品で部分的なパス・スルーが存在するが，機械部品では有意なパス・スルー係数が得られなかった。韓国とマレーシアでは一部の財で部分的なパス・スルーが存在したが，全体的に係数が有意にならず輸入価格が為替レートの影響を受けているという結果が得られなかった。タイでは繊維製品と機械部品の両方で部分的なパス・スルーが存在した。パス・スルー係数は財ごとに加えて輸出国別においても差異が存在していた。特に企業の国際的な生産・流通ネットワーク (international production networks) が為替レートのパス・スルーを低下させる役割に焦点を当てている。それによれば，ネットワークによる低いパス・スルーは，通貨危機による急激な為替レート減価に対して輸出価格の低下を防ぎ経常収支の悪化を軽減する役割を果たしたことが指摘されている。

Takeda (2002) では，HS コード9桁の繊維製品41財と機械類その他31財のデータを用いて，NIEs と ASEAN ＋中国から米国へ輸出した財について PTM を検証している。推定結果では，繊維製品で部分的なパス・スルーがあり，機械類では有意なパス・スルー係数が得られなかった。サンプルを NIEs と ASEAN ＋中国に分けて地域別に推定を行ったが，2つの地域に明確な差異は存在しなかった。また通貨危機による影響も分析しているが，危機の以前と以後でパス・スルー係数に有意な変化は見られなかった。分析の視点は，日本企業は東アジア地域の企業に対して競争者としての役割を果たしているのか，または中間財・資本財の提供者として役割を持つのかである。日本が競争力を持つ家電製品と持たない繊維製品との PTM を比較した結果，東アジアの企業は繊維製品に関して PTM を行っていることにより，東アジアにおける日本企業の役割は中間財の提供者としての役割が大きいと結論付けている。

本稿では，Kimura, Fujii and Ando (2002) や Takeda (2002) で取り扱っている家電製品と繊維製品の2つに加えて，半導体等電子部品をひとつの産業として扱うことで取り扱う貿易財の範囲を拡張した。また，財の選択が偏らないように，半導体，家電製品，繊維製品それぞれ代表的な6～8の財を抜き出した。また輸出国別に関しても，経済成長著しい中国を含めて東アジア地域としたほか，米国を加えることで先進国との差異を比較可能にした。これにより東アジア地域から日本市場への輸出財における産業別・輸出国別のパス・スルーを検証する。

3　実証モデルとデータ

本稿で使用するデータは日本貿易月表の輸入財 HS コード 9 桁のミクロ・データである。それには国単位で輸入金額と輸入数量が掲載されており，国別の輸入金額を数量で割ることで 1 単位あたりの価格を算出した。ミクロ・データを用いることには 2 つの利点がある (Takeda 2002)。モデルにおける同時性の消滅と，計測誤差の減少である。同時性の問題とは，マクロ・データを用いたモデルにおいては，為替レートの変動が輸入価格に与える効果とその逆の輸入価格の変動が為替レートに与える効果が同時に存在し，両方が内生変数になってしまうことである。しかし，ミクロ・データでは輸入財価格の変動が為替レートに影響を与えるとは考えられず，また影響を持ったとしても非常に小さいということが予想できるため，後者の効果を切り離して考えることができる。つまり，ミクロ・データであれば為替レートを外生変数として扱うことができる。またミクロ・データの使用は，計測誤差を減少させる効果を持つ。データには含まれる製品が完全に均一ではない等の理由で，通常，計測誤差が存在するが，データの分類を小さくすればするほどこの計測誤差を少なくすることができる。

対象国は中国，韓国，マレーシア，シンガポール，台湾，タイ，米国の 7 カ国である。日本企業が形成している生産・流通ネットワークを考慮したうえで，東アジア地域として韓国，マレーシア，シンガポール，台湾，タイを，そして近年経済発展が著しく日本との貿易量も急速に増大している中国を含めた。また貿易規模において大きな比重を占める米国を含めた。それにより東アジア地域と比較・検討する基準を提供することができる。サンプル期間は 1995 年 1 月から 2001 年 12 月で，月次データを用いる[2]。韓国やタイでは通貨危機の時期を含むが，そのことに関して特別な取り扱いはしていない[3]。分析対象となる産業は次の 3 つ。半導体等電子部品・家電製品・繊維製品である。その分類は日本貿易月表の概況品コードに従っている[4]。これらの 3 つの産業の中から PTM を検証するためにそれぞれ代表的な財を抜き出した。

分析対象とする輸入財は次の通りである[5]。半導体等電子部品からは「DRAM(HS コード：854213021，以下同様)」，「MPU(854213031)」，「SRAM(854213022)」，「シリコントランジスタ (854129010)」，「ダイオード (854110090)」，「圧縮結晶素子 (854160010)」の 6 財。家電製品からは「テレビジョン受像機 (852812090)」，「ビデオ記録用または再生用機器 (852110000)」，「電気式音響増幅装置 (851850000)」，「電話機及びビデオホン (851719000)」，「マイクロ波オーブン (851650010)」，「真空式掃除機 (850910090)」，「冷凍冷蔵庫 (841810000)」の 7 財。繊維製品からは「T シャツ (610910012)」，「ジャージ・プルオーバー・カーディガン (611020019)」，「ドレス (610510011)」，「ブラウス (610610011)」，「スカート (620452200)」，「オープンシャツ (610510011)」，「ジャケット (620333200)」，「ズボン (620342200)」の 8 財で，合計 21 個を分析対象としている。

貿易財価格と数量に関するデータはすべて財務省の貿易統計のホームページから入手した。これらは日本貿易月表に掲載されているものである。為替レートに関しては IMF の International Financial Statistics と台湾中央銀行から入手した。

---

[2] 各財はそれぞれ 95 年 1 月からと 96 年 1 月から，そして 97 年 1 月から始まるものが存在する。これは HS コード 9 桁のデータは数年でその定義が変更されるが，その変更期間も財によって異なるためである。本稿では，直近で最も長いサンプルが取得可能な時期を選択した。

[3] Takeda (2002)，Takagi and Yoshida (1999) によれば通貨危機の前後で係数の変化は見られないという。

[4] 正確には概況品コードに家電製品という分類はないが，ここでは音響映像機器，通信機，家庭用電気機器という一般的に家庭で使用される製品を家電製品として取り扱うことにする。

[5] 詳細は表 1 を参照。

表 1: データの定義

定義	HS コード	期間
DRAM(ダイナミックランダムアクセスメモリー)	854213021	1997:1 - 2001:12
MPU(マイクロプロセッサ)	854213031	1997:1 - 2001:12
SRAM(スタティックランダムアクセスメモリー)	854213022	1997:1 - 2001:12
ダイオード　(光電性及び発光ダイオードを除く) (平均順電流が 100mA 以上のもの)	854110090	1995:1 - 2001:12
シリコントランジスター (低格消費電力が 1W 以上のもの)	854129010	1995:1 - 2001:12
圧縮結晶素子 (水晶のもの)	854160090	1995:1 - 2001:12
テレビジョン受像機　(画面が横 16 対縦 9 の比率以外のもの)	852812090	1997:1 - 2001:12
ビデオ記録用または再生用機器 (磁気式テープのもの)	852110000	1995:1 - 2001:12
電気式音響増幅装置	851850000	1995:1 - 2001:12
電話機及びビデオホン	851719000	1996:1 - 2001:12
マイクロ波オーブン	851650010	1997:1 - 2001:12
真空式掃除機	850910090	1996:1 - 2001:12
冷凍冷蔵庫	841810000	1995:1 - 2001:12
T シャツ，シングレットその他これらに類する肌着	610910012	1996:1 - 2001:12
ジャージ，プルオーバー，カーディガン，ベスト その他これらに類する製品	611020019	1996:1 - 2001:12
男子用のオープンシャツ，ポロシャツその他これらに類するシャツ	610510011	1996:1 - 2001:12
男子用のジャケット及びブレザー	620333200	1996:1 - 2001:12
男子用のズボン，胸当てズボン，半ズボン及びショーツ	620342200	1996:1 - 2001:12
女子用のドレス	620443200	1996:1 - 2001:12
女子用のブラウス，シャツブラウス，オープンシャツ，ポロシャツ その他これらに類するシャツ	610610011	1996:1 - 2001:12
女子用のスカート及びキュロットスカート	620452200	1996:1 - 2001:12

データ出所：財務省 『貿易統計』

国内卸売物価指数については日本銀行ホームページから入手した。

推定の基本となる式は次の通りである[6]。

$$p_{i,t}^{k} = \alpha_i + \beta e_{i,t} + u_{i,t} \tag{3}$$

i と t はそれぞれ国と期間を表している。k は財の種類である。$p_{i,t}$ は輸入財の税関通過時における円表示価格の対数値である。これは輸入金額を数量で割って 1 単位当たりの価格を算出した。$e_{i,t}$ は各国通貨の対円名目為替レートの対数値である。$u_{i,t}$ は誤差項である。

ここで注目すべきパラメータは β である。これは為替レートから輸入価格へのパス・スルーを表している。邦貨建てのレートを使用しているため，$e_{i,t}$ の上昇（下落）は円安（円高）を意味する。β は輸入価格が為替レートの変動に反応する強さを示している。β が 1 であれば，輸入価格は為替レートの変動をそのまま反映し，パス・スルーが完全であることを意味している。$0 < \beta < 1$ であれば輸入価格は為替レートの変動の一部だけを反映し，パス・スルーが部分的または不完全であるという。$\beta = 0$ であれば輸入価格は為替レートにまったく反応しておらず，輸出先市場にあわせて価格設定が行われており，為替レートの変動がマークアップの調整で完全

[6] データの非定常性について述べておく。輸入財価格と為替レートに関して単位根検定 (augmented Dickey-Fuller test) を行ったところ，ほぼすべてのデータで非定常性がないという仮説を棄却できなかった。同時に共和分検定 (Engel-Granger test) を実施したが，各国ごとに行った結果は，それぞれ産業ごとに半導体等電子部品で 50 %，家電製品で 74 %，繊維で 87 %ほどで輸入価格と為替レートが共和分関係にあるとわかり，大部分は長期的均衡関係にあると判断した。そのため，今回の分析では階差をとっておらず，レベルで推計している。また誤差修正モデル (error correction model) は使用していない。

に吸収されている可能性が考えられる。検定は，帰無仮説：$\beta = 0$ で，対立仮説：$0 < \beta \leqq 1$ または $\beta \neq 0$ として実施する。

最初に，パネルデータを用いた分析を行う。パネルデータ分析による推定式は次の通りである[7]。

$$p_{i,t}^{k} = \alpha + \mu_i + \beta e_{i,t} + \delta wpi_t^k + u_{i,t} \qquad (4)$$

μ_i は固定効果であり，各国における輸出財の品質の違いや限界費用の差を反映していると考えられる。wpi_t は各財にそれぞれ対応した国内卸売物価である。これは，その財の国内における需要状況を反映させた制御変数である。パネルデータを推計するのは，産業単位での傾向を見るためである。それにより東アジア地域からの輸入において各財がどのようなパス・スルーに関する特徴を持っているのかを明らかにすることができる。

続いて，OLS を用いた推定を行う。基本となる式はパネルデータと同じである[8]。

$$p_t^k = \alpha_i + \beta e_t + \delta wpi_t^k + u_t \qquad (5)$$

ここでは，β は輸出国ごとに輸入価格が為替レートにどれだけ反応しているかを示しており，焦点は国ごとに β に差異があるかどうかである。

4　推計結果

4.1　産業別

パネルデータの推計結果は表 2 に OLS の推計結果は表 3 にそれぞれ示した[9]。

表 2: パネルデータによるパス・スルー係数 (β) 推計値

		パス・スルー推計値	P 値	観測数
(半導体)				
1	DRAM	−0.269*	0.059	360
2	SRAM	−0.225	0.366	240
3	MPU	−0.242	0.508	300
4	ダイオード	1.406***	0	504
5	シリコントランジスタ	−0.731***	0.005	252
6	圧縮結晶素子	0.37**	0.031	588
(家電製品)				
1	テレビ	−0.132	0.569	420
2	ビデオ	0.812***	0.001	252
3	音響増幅装置	0.239	0.123	336
4	電話機	0.802***	0	360
5	オーブン	0.06	0.477	180
6	冷蔵庫	0.667***	0	252
7	掃除機	0.167	0.123	288
(繊維製品)				
1	T-シャツ	0.289***	0	288
2	スカート	0.609***	0	288
3	ジャージ	0.451***	0	360
4	ジャケット	0.516*	0.058	216
5	ドレス	1.338***	0	288
6	ズボン	0.257***	0.006	288
7	ブラウス	0.615***	0	288
8	オープンシャツ	0.113	0.234	360

（注）この表はパネルデータによる推計結果を報告している。帰無仮説はパス・スルー係数が 0 で，対立仮説はパス・スルー係数が $0 < \beta \leqq 1$。*, **, ***はそれぞれ，10 %, 5 %, 1 %の棄却を表す。

半導体等電子部品では，表 2 のパネルデータの結果によると，パス・スルー係数（β）推計値が統計的に有意なものは DRAM，ダイオード，シリコントランジスタ，圧縮結晶素子であった。そのうち圧縮結晶素子だけが推定値が 0.37 と部

[7] パネルデータの推計に関しては，事前に specification test を実施した。その結果，固定効果モデルで推計した音響増幅装置を除いて，すべて変量効果モデルで推計を行った。

[8] 推定を行なうにあたって，系列相関に関する検定を行った。その結果，ほとんどの回帰式において Durbin-Watson 値が低く，残差が系列相関していることがわかった。そのため OLS に加えて AR1 でも推定を行った。

[9] パネルデータと OLS には自己相関を考慮したパネル AR(1) と AR(1) をそれぞれ推計した。しかし，推定結果を見る限りは，通常のパネルデータ，OLS の推定結果と同じ傾向を示しているので，本稿ではそのままパネルデータと OLS の結果を採用している。

表 3: OLS によるパス・スルー係数 (β) 推計値

		China	Korea	Malaysia	Singapore	Taiwan	Thailand	US
(半導体)								
1	DRAM		−0.04	0.669*	−2.922***	−1.559***	−0.086	0.162
2	SRAM		−0.665**		0.435	1.764***		−1.538***
3	MPU		−0.191	−1.968***	−0.202	5.846***		3.13***
4	ダイオード	0.534***	0.931***	0.42**		0.814***	4.391***	−0.965
5	シリコントランジスタ		0.01	−1.15*				−0.611
6	圧縮結晶素子	1.105***	0.265	0.81***	0.201	1.263	−0.018	2.844**
(家電製品)								
1	テレビ	0.695***	0.027	0.415***	1.534***	0.163	0.052	−3.178
2	ビデオ		0.014	0.466***				−1.330
3	音響増幅装置	0.518	0.398*			0.056		−0.407
4	電話機		1.181***	0.404**		3.992***	0.22***	2.09**
5	オーブン	0.761***	−0.010				0.112	
6	冷蔵庫		0.344**				0.158	1.49***
7	掃除機	0.605		0.729***		0.758**		0.487**
(繊維製品)								
1	T-シャツ	0.351**	−0.347**				0.575***	0.136
2	スカート	0.756***	0.011				0.186	0.404
3	ジャージ	1.034***	0.364**	0.755**			0.812***	−0.092
4	ジャケット	0.063	0.058					0.447
5	ドレス	0.279	1.012*			4.939***		1.157***
6	ズボン	0.693**	−0.42*				0.397***	0.546**
7	ブラウス	1.088***	0.635***				0.538***	0.576*
8	オープンシャツ	1.287***	−0.001	0.394			0.273**	0.633

（注） この表は OLS による推計結果を報告している。帰無仮説はパス・スルー係数が 0 で，対立仮説はパス・スルー係数が $0 < \beta \leqq 1$。
*, **, ***はそれぞれ、10 %, 5 %, 1 %の棄却を表す。

分的なパス・スルーの傾向を示しており，ダイオードが 1.405 と 1 より有意に大きくなった。その他は，すべて負となり，為替レートの変動と逆に相関している。表 3 の OLS による結果では，各製品の輸出国別の推定値を見ることができる。半導体の中では，唯一ダイオードのみが，米国を除いて，すべて有意となり，そのうち韓国，中国，マレーシア，台湾で部分的なパス・スルーの傾向が見られた。圧縮結晶素子では有意に 1 以上を示す国と有意にならない国とに分かれた。DRAM，SRAM，MPU，シリコントランジスタでは，一貫した傾向が見られなかった。DRAM ではシンガポールと台湾でそれぞれ有意に-2.92 と-1.55 となり，シリコントランジスタでもマレーシアで-1.15 となった。SRAM では米国の-1.53 から台湾の 1.76 まで，MPU ではマ

レーシアの-1.96 から台湾の 5.84 まで輸出国ごとに大きく異なっていた。パネルデータの結果が安定しなかったのは，輸出国ごとの相違が大きかったからだと考えられる。

家電製品では，表 2 のパネルデータの結果によると，ビデオ，電話機，冷蔵庫，掃除機で β は統計的に有意であった。また，推定値の大きさに関しても，テレビを除いて，すべての財で 0 から 1 の間であり，部分的なパス・スルーの傾向が見られた。傾向としては，有意であったビデオ，電話機，冷蔵庫は推定値が 0.7 から 0.8 ほどであり，為替レートの変動を強く反映していることがうかがえる。逆に掃除機は 0.16 と低く，テレビ，音響増幅装置，オーブンからはその様な傾向は見られず，為替レートにほとんど反応していないことがわかる。表 3 の OLS の結果では，米国などで負となるものや 1 を超えるものが存在するが，それ以外はおおむね部分的なパス・スルーの傾向を示しており，家電製品の輸入価格は為替レートの影響を受けていることがわかる。

繊維製品では，表 2 のパネルデータの結果によると，オープンシャツを除いて，すべての財で統計的に有意であった。また推計値も，1.31 となったドレスを除いて，部分的なパス・スルーが存在した。特に，T-シャツ，ズボンで 0.3 弱程度，スカート，ジャージ，ジャケット，ブラウスで 0.4 から 0.6 程度の反応が見られた。表 3 の OLS の結果では，やはり一部に負となるものや 1 を大きく超えるものなどが存在する。ジャケットで有意な結果が得られないという問題はあるが，全体的には部分的なパス・スルーの傾向を示しており，ほとんどの繊維製品は為替レートの変動を反映していることが読み取れる。

通常，半導体と比べて家電製品，繊維製品のほうが国内財と外国財が同質的であり，市場が競争的である。そのためマークアップ部分で為替レートの変動を吸収することが難しく，輸入価格が為替レートの変動を強く反映してしまう。その結果，家電製品や繊維製品のほうが半導体よりも為替レートの変動を価格に転嫁してしまい，完全または部分的なパス・スルーという結果が出やすいと考えられる。逆に，半導体のようなハイテク産業では国内製品と外国製品が異質的であるため，他の産業と比べて独占的競争の性質を持つため，価格はその市場の動向や需給状況に対応するように決定されるため，為替レートの影響を受けにくいと考えられる。

家電製品と繊維製品については輸入価格が為替レートの変動を部分的に反映しているという，理論と整合的な結果が得られた。ただし，家電製品は財の種類によって，パス・スルーの程度が異なっていた。逆に，半導体における結果はバズルであった。ダイオードなど一部で部分的なパス・スルーが見られたが，輸出国ごとにばらつきが非常に大きく，推定値が予想される区間から大きく逸脱する結果となった。特に DRAM，SRAM，MPU などで有意に負であったり 1 より大きくなった。可能性のひとつとして，まず半導体という財の特性が考えられる。半導体の価格自体の変動が為替レートの変動よりも大きいため推計値が大きく出やすい可能性がある。また輸出国における貿易形態の影響が考えられる。つまり，中間財貿易で中間財，資本財を輸入して製品を輸出する場合には，輸入時の為替レートの影響を受けるためである。しかし，これだけでは輸入価格が為替レートの変動の何倍も変動したり，為替レートの動きとは逆に反応したりすることを説明しきれない。この点に関して明らかにするために，さらに研究が必要である。

4.2　輸出国別

表 3 により，輸出国別の傾向を捉えることができる。

米国からの輸入全体では，得られた推定値の約半分は統計的に有意であった。有意であった

のは SRAM，MPU，圧縮結晶素子，電話機，冷蔵庫，掃除機，ドレス，ズボン，ブラウスである。しかし推定値の大きさに関しては，半導体と家電製品のほとんどすべての財が予想される区間から大きく乖離した。有意に完全または部分的なパス・スルーを示したのは，掃除機，ドレス，ズボン，ブラウスであった。

韓国についても，米国と同じように，推定値の約半分が統計的に有意であった。半導体や繊維製品にいくらか有意に負の推定値が存在するが，全体的にはダイオード，音響増幅装置，電話機，冷蔵庫，ジャージ，ドレス，ブラウスで完全または部分的なパス・スルーを示していた。

タイでは，半導体と家電製品をあわせて部分的なパス・スルーを示したのは電話機だけであった。ダイオードで有意に 4.39 となったほかは，推定値が 0 に近く有意にならなかった。繊維製品ではスカート以外すべて部分的なパス・スルーが確かめられた。

韓国とタイにおける半導体と家電製品では，特に韓国では繊維製品もあわせて，推定値が統計的に有意ではない状態でほぼ 0 に等しいという結果となった。これには 3 通りの捉え方が可能である。ひとつは日本市場において市場支配力を持っているか，または輸出価格を円建てで設定している可能性がある。つまり韓国，タイからの輸出企業は日本の市場動向にあわせて価格設定を行っており，為替レートの変動を価格に転嫁させていないためパス・スルーが低いか，または有意にならないのである。もうひとつの可能性は東アジア地域に構築された生産・流通ネットワークによる影響である。部品生産や組み立て工場が立地上の利点を活かすように国境を越えて構築されていると，部品や製品の取引としては企業による内部取引となるために，取引が円建てとなり為替レートの影響を受けないのである。その場合，輸入価格は為替レートの影響をまったく受けずにパス・スルーが検出されないことになる。最後の可能性は単純に推計の精度上の問題，またはデータに含まれる計測誤差が大きい場合である。これらの要因を統計的に識別するのは不可能である。しかし，一部の半導体や家電製品に関しては相対的に輸入価格の変動が小さく，推計の精度上の問題というよりは，価格設定や企業内取引によるものだと見ることができる。つまり，韓国とタイでは日本市場における競争力を持っている，または為替レートの影響を受けない企業内取引が貿易の大部分を占めているのではないかと推測できる。

中国に関しては，どの産業に関しても完全または部分的なパス・スルーが観測でき，14 個の推定値のうち 11 個が有意であった。大きさも大半が 1 から 0.5 以上となるなど，全体的に高いパス・スルーを示した。

マレーシアでは，MPU，シリコントランジスタ，オープンシャツを除いて，残りのすべてで部分的なパス・スルーが確認できた。パス・スルーの程度も 0.4 から 0.8 と全体的に高くなった。

中国とマレーシアの結果は，韓国とタイのものとは対照的である。韓国とタイでは推定値が 0 に近くて統計的に有意でない傾向が見られたが，中国とマレーシアでは全体的に完全または部分的なパス・スルーが観測できた。この差異は，国際的な生産・流通ネットワークの構築と関連している。つまり，韓国とタイに比べて，中国とマレーシアでは生産・流通ネットワークの構築が十分進展しておらず，取引の大部分が企業間でしかも輸出国通貨建てで行われていると考えられる。そのため中国とマレーシアでは為替レートの変動が輸入価格へと高い割合で転嫁されているのである。また，このような高いパス・スルーは，中国から輸出される製品には日本の市場における独占力または支配力がないことをも意味する。特に中国では，豊富な労働力と安い賃金から比較優位が労働集約的な産業にあるため，製品の質が低く，日本市場で競争力を

持てないのかもしれない。この時期はまだ中国の WTO 加盟前で，日本企業による直接投資が進んでいなかったことが生産・流通ネットワークを構築しえなかった背景にある。今後は中国自身の技術力が高まり，生産・流通ネットワークが構築されれば，パス・スルーの割合も低下していくのではないかと予想される。

台湾では，圧縮結晶素子，テレビ，音響増幅装置を除いて，統計的に有意であった。そのうちダイオードと掃除機で部分的なパス・スルーが観測できた。しかし，それ以外は予想される範囲から有意に異なった。特に DRAM では-1.55 で負となり，SRAM で 1.76，MPU で 5.84，電話機で 3.99，そしてドレスが 4.93 と非常に高い値を示した。

シンガポールに関しては推定した結果が少ないため，産業ごとの詳細を論じることはできないが，有意になった DRAM とテレビでそれぞれ予想される区間を逸脱していた。

台湾やシンガポールにおける結果も，半導体と同じく，パズルである。この 2 国から輸出される財の一部は，為替レートに過剰に反応するという傾向が見られた。シンガポールについてはサンプルが半導体に偏っているために，半導体と同じ理由だと考えられるが，台湾では電話機とドレスにも有意に大きい推定値が得られた。これは先にも述べたように，一部は中間財貿易の可能性が示唆されるが，それだけで説明することはできない。半導体と同じように，台湾に関しても，よりいっそうの研究が必要である。

東アジア地域から日本市場向けの輸出の特徴をまとめると，地域ごとに 3 つに分けることができる。まずは，全体的に輸入価格が完全または部分的に為替レートに反応していた中国やマレーシア。これらの国からの輸出では，取引が企業間の形態で行われている上に，日本市場における支配力もほとんど持っていないことがわかる。逆に，輸入価格が為替レートにほとんど影響を受けなかった韓国とタイ。これらの国では，国境を越えた生産・流通ネットワークが構築されており，取引が企業内部で行われていることが読み取れる。さらには，台湾やシンガポールでは為替レートに対する輸入価格の反応度が非常に大きい傾向を示した。

5　結論

本稿では，東アジア地域から日本市場へ輸出されている半導体等電子部品，家電製品，繊維製品の 1995 年 1 月から 2001 年 12 月までの輸入価格のデータを用いて，為替レートのパス・スルーを調べた。特にそれぞれの産業と輸出国においてパス・スルーにどの程度の差が存在するのを中心に分析を行った。それによると，東アジア地域から日本市場への輸出は，産業ごとの特性に依存し，輸出国間における相違を強く反映する傾向が見られた。

産業別の推定結果によると，半導体では，圧縮結晶素子で部分的なパス・スルーを示したものの，それ以外は有意かどうかにかかわらず 0 から 1 の幅に入らなかった。輸出国ごとに結果を見た場合は，さらに大きくばらついていた。家電製品では，輸出国別まで考慮するとすべての財で完全または部分的なパス・スルーを示していた。繊維製品でも，すべての財で完全または部分的なパス・スルーが存在していた。Takeda (2002) や Kimura, Fujii and Ando (2002) と同じく，本稿でも家電製品と繊維製品に明確なパス・スルーの存在が確認できた。

輸出国別で見ると，中国とマレーシアではどの産業でも完全または部分的なパス・スルーが存在した。しかし，韓国とタイでは半分近くの財でパス・スルーが確認できなかった。台湾とシンガポールに関しては，推定値が非常に大きく，為替レートの変動に輸入価格が過剰に反応する傾向があることがわかった。このように，

パス・スルーは輸出国ごとに明らかに差異が存在した。

Kimura, Fujii and Ando (2002) が指摘しているように，東アジア地域では多国籍企業による地域間の生産・流通ネットワークの構築が進み，一部の地域でパス・スルーの低下をもたらしている。また，為替レートのパス・スルー低下は，為替レート変動による輸入価格の変動を防ぐため，輸入量を安定化させる効果を持っている。一方で，パス・スルー低下は対外政策目標としての為替レートの調整能力が弱まっていることを意味する。Obstfeld (2002) によれば為替レートのパス・スルー低下に関する研究進展に伴い，弾力性悲観論が再燃していると指摘している。通常，自国通貨安は経常収支を黒字化の方向へ調整し，景気を浮揚させる効果を持つ。米国ではドル安へ誘導することで経常収支の赤字を改善させることが可能である。しかし為替レートのパス・スルーが低下すれば，自国通貨安になっても貿易財価格には反映されなくなり，それが数量調整にも影響を与える。その結果，為替レートの対外均衡調整能力が低くなり，経常収支の改善や景気浮揚といった効果も小さくなる。その場合，経常収支を改善するためには大幅にドル安になる必要がある。日本にとっても国際的な企業のネットワーク構築が進めば，パス・スルーも低下していくと予想される。Obstfeld (2002) では，マクロ・レベルで見た場合，パス・スルーは決して低下しすぎているわけではないと結論付けている。

ただ，今回の結果のようにパス・スルーの程度が産業ごと輸出国ごとに非対称であることは，対外政策目標として為替レートを用いることが特定の産業や輸出国との貿易に歪みをもたらす可能性も考えられる。中国とマレーシアではほとんどの財で高めのパス・スルーが見られた。さらに，台湾やシンガポールのように為替レート以上の変動を示す国も存在した。これは為替レート変動の効果が，特定の産業また輸出国に強く影響を及ぼしていることを意味する。為替レートが変動したときに，韓国やタイからの輸入財は価格が影響を受けにくいのにくらべて，中国やマレーシアからの輸入財では価格は為替レートの変動に影響を受けやすい。さらに台湾やシンガポールからの輸入財は為替レートの変動以上に価格が変動するという意味で不安定な傾向を示した。為替レート変動が各産業や輸出国ごとにどのような影響を与えるのかについては，さらに研究が必要である。

（大阪大学大学院経済学研究科博士後期課程）

参考文献

[1] 大谷聡 (2002)「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, 1-54 頁.

[2] 大谷聡, 白塚重典, 代田豊一郎 (2003) 「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」『金融研究』第 22 巻, 第 3 号, 59-90 頁.

[3] 財務省, 貿易統計 (http://www.customs.go.jp/toukei/info/index.htm).

[4] Bacchetta, Philippe and Eric van Wincoop (2002) “A Theory of the Currency Denomination of International Trade,” NBER Working Paper No. 9039.

[5] Betts, Caroline and Michael B. Devereux (1996)“The Exchange Rate in a Model of Pricing-to-Market,” *European Economic Review*, 40, 1007-1021.

[6] Campa, José Manuel, Linda S. Goldberg and José M. González-Mínguez (2005) "Exchange-Rate Pass-Through to Import Prices in the Euro Area," NBER Working Paper No. 11632.

[7] Gagnon, Joseph E and Michael M Knetter (1995) "Markup Adjustment and Exchange Rate Fluctuations: Evidence from Panel Data on Auto Mobile Exports," *Journal of International Money and Finance*, 14(2), 289-310.

[8] International Monetary Fund, *International Financial Statistics* CD-ROM.

[9] Kimura, Fukunari, Takamune Fujii and Mitsuyo Ando (2002) "International Production Networks as a Shock Absorber: Evidence from Japanese Import Price Data," Paper presented at the International Conference on The Asian Crisis, IV: The Recovery and the Rest of the World) Taipei, July. 24-25.

[10] Kimura, Fukunari (forthcoming) "International Production and Distribution Networks in East Asia: 18 Facts Mechanics, and Policy Implication," *Asian Economic Policy Review*.

[11] Knetter, Michael M (1993) "International Comparisons of Pricing-to-Market Behavior", *American Economic Review*, 83, 473-86.

[12] Krugman, Paul (1987) "Pricing to Market When the Exchange Rate Changes," *Real-Financial Linkages among Open Economies*, ed. by S. W. Arndt and J. D. Richardson (Cambridge, Mass: MIT Press).

[13] Krugman, Paul (1989) *Exchange-rate instability*, MIT Press.

[14] Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff (1995) "Exchange Rate Dynamics Redux," *Journal of Political Economy*, 103(3), 624-660.

[15] Obstfeld, Maurice (2002) "Exchange Rates and Adjustment：Perspectives from the New Open-Economy Macroeconomics," *Monetary and Economic Studies*, 20(S-1), 23-46.

[16] Rogoff, Kenneth (1996) "The Purchasing Power Parity Puzzle", *Journal of Economic Literature*, XXXIV, 648-668.

[17] Takagi, Shinji and Yushi Yoshida (1999) "Exchange Rate Movements and Tradable Goods Prices in East Asia: An Analysis Based on Japanese Customs Data, 1988-98," IMF Working Paper.

[18] Takeda, Fumio (2002) "Exchange Rate Pass-Through in East Asian Manufacturing," paper presented at the TCER conference, Taipei, Taiwan, July. 26.

[19] Taylor, John B. (2000) "Low Inflation, Pass-Through, and the Pricing Power of Firms," *European economic review*, 44, 1389-1408.

[20] The Central Bank of China, Financial Statistics Monthly (http://www.cbc.gov.tw/ehome.htm).

PTM Analysis in Japanese Import Market

Junichi Shinkai

This paper examines the exchange rate pass-through of 21 goods on Japan imported from East Asia during 1995-2001. It's focus is to investigate the difference across industries and across countries. The panel data analyses show that the incomplete pass-through exists in household appliances and clothing market as compared to semiconductor market. The OLS results show that complete or partial pass-through existed in the all industries in China and Malaysia, but at least half the imported goods from Korea and Thailand was not affected by exchange rate movements. This result indicates that in East Asia there are international production networks that tend to reduce pass-through. In addition, it turned out that there are countries like Taiwan and Singapore that price of import goods excessively reacts to the fluctuation of the exchange rate. Thus, the results indicate that exchange rate pass-through reflects the characteristics of goods, and there was a clear difference across export countries in East Asia.

JEL Classification: F14, F20, F31
Key Words: Exchange rate, pass-through, PTM(Pricing-to-market), International production network