



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

新興国企業の台頭と為替パススルー： 双方寡占モデルによる考察と 時系列データによる検証

塩路悦朗*

shioji@econ.hit-u.ac.jp

内野泰助**

uchino-taisuke@rieti.go.jp

No.11-J-6
2011年9月

日本銀行
〒103-8660 郵便事業（株）日本橋支店私書箱第30号

* 一橋大学経済学研究科

** 経済産業研究所

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

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

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

新興国企業の台頭と為替パススルー：
双方寡占モデルによる考察と時系列データによる検証^{*+}

塩路悦朗^{**}・内野泰助^{***}

*本研究について日本銀行調査統計局の門間一夫前局長・前田栄治局長・関根敏隆氏・粕谷宗久氏・肥後雅博氏・亀田制作氏・西崎健司氏・経済分析グループ諸氏，一上響氏，石瀬寛和氏より貴重なコメントを頂いた。本稿は筆者達個人の見解を表すものであり，日本銀行，調査統計局，あるいは筆者らが所属する組織の公式見解ではない。

⁺JEL コード：F41，F42，E31。キーワード：グローバル化，パススルー，中間財貿易，双方寡占，ローリング推定。

^{**} 一橋大学経済学研究科

^{***} 経済産業研究所

要旨

本研究の目的は新興国企業の国内市場におけるプレゼンスの大きさとパススルーの関係性を明らかにすることである。日本の多くの市場では近年、中国に代表される新興国企業のシェアや競争力の高まりが注目されている。このことはパススルー、すなわち為替レートや外国企業の生産費用の変動が財の輸入価格・国内価格に転嫁される率にどのような影響を及ぼすだろうか。本研究はこの問題を理論・実証の両面から検討する。

理論面では、日本では中間財貿易が重要な地位を占めていることを考慮に入れる。例えばある外国から日本に中間財を供給する企業群の市場シェアが高まった場合、これらの企業は同じ財を供給する日本企業に比べて競争上優位に立つことになる。また日本にいる取引相手企業に対する価格支配力も高まる。こういった側面を考慮に入れるために本分析では売り手・買い手双方に寡占構造が存在するモデルを構築する。このモデルの基礎は **Hendricks and McAfee (2010)** の双方寡占モデルである。これを対称的な 2 国からなる動学モデルに拡張したうえで名目価格粘着性を導入する。このモデルを用いて、外国企業のシェア拡大がパススルーを高めることが示される。

一方、実証面では、産業レベルデータを用いた分析を行う。ローリング推定の手法を用いて、為替レートや外国のコスト要因が日本の輸入価格・国内価格にパススルーされる率を、期間を少しずつずらしながら推定する。ここからパススルー率の時間的推移が求まる。これを当該産業における輸入品シェアの推移と比較することを通じて、両者の間に何らかの相関が見られるかを検討する。分析対象とする産業は繊維品、鉄鋼、プラスチック製品である。その結果、特に繊維品において、中国からの輸入品シェアが上昇するにつれて為替レートや中国での価格変動が日本への輸入価格に与える影響が強まる傾向があることが確認できた。鉄鋼とプラスチック製品についても一部でモデルと整合的な結論が得られた。

1. イントロダクション

本研究では国内市場における外国企業のプレゼンス増大が為替レートや外国における生産費用の自国価格へのパススルー率にどう影響するかを理論・実証の両面で考察する。近年、日本の多くの市場では中国をはじめとする新興国企業の市場シェアや競争力が高まりを見せている。このことは為替レートやこれら企業の生産費用の変動が日本の価格に及ぼす影響を高めるのではないかという議論が存在する。その一方で近年の研究ではパススルー率の低下傾向を指摘するものも存在する。そこで本研究ではまず対称的な「自国」と「外国」からなる2国動学モデルを構築し、2国間の為替レートや外国におけるショックが自国価格にどのように波及するかを分析する。そしてこのモデル上の外国を新興国と解釈することで上記の問題を考察する。この分析にあたっては外国企業のプレゼンスは個別企業の市場シェアや外国企業グループ全体の市場シェアによって表されるとみなす。そしてこれらシェアの高まりが為替レートや外国企業が生産費用の国内価格への影響力の増大をもたらすかどうかを検証する。次に実証研究においては為替レートや中国・韓国の生産費用などの変動が日本の国内価格に与える影響力の大きさの時間推移を推定する。そしてこれらの推移が日本市場における輸入品シェア(これは理論モデルにおける外国企業グループ全体の市場シェアに対応するものとする)の推移とどのように関連しているかを検証する。

本稿の理論面における新しさは中間財貿易における「双方寡占」を考慮に入れた新しいマクロモデルを構築したことである。中間財貿易に注目したのはこれが日本の貿易構造において無視できないという認識に基づいている。マクロモデルにおいてよく用いられる独占的競争ではなく寡占モデルを採用したのは企業シェアや価格支配力について議論するためである(Benigno and Faia (2010)参照)。さらに、本稿では中間財貿易の特質を次のようにとらえる。例えばある外国から日本に中間財を供給する企業群の市場シェアが高まった場合、これらの企業は同じ財を供給する日本企業に比べて競争上優位に立つことになる。それと同時に日本にいる取引相手企業に対する価格支配力も高まることになる。こういった2重の側面を考慮に入れるために、本分析では売り手・買い手双方において企業数が有限でありお互いに価格支配力を行使できるようなモデル、すなわち双方寡占のモデルを展開する。このモデルの基礎となるのはHendricks and McAfee (2010)の双方寡占マイクロモデルである。これを対称的な2国からなる動学マクロモデルに拡張する。そこでは中間財貿易において売り手・買い手両側に有限数の両国の企業がいる双方寡占の状態が存在すると仮定される。これに家計の選択や名目価格の粘着性を導入して動学的一般均衡モデルとする。この

モデルを用いて各外国企業の市場シェアおよび外国企業グループ全体の市場シェアとパススルー率の関係を検討する。

実証面における特徴は産業レベルのデータを用いてパススルー率の時間的推移を検証したことにある。取り上げるのは輸入品シェアが近年大幅に増大した繊維品、鉄鋼、プラスチック製品である。それぞれについて日本の輸入物価ないし国内物価を被説明変数とし、その前期の値、為替レート、外国のコスト要因を説明変数とした回帰式を定式化する。この式のローリング推定を通じて、短期と長期のパススルー率の推移を推定する。これとそれぞれの産業における輸入品シェアの推移を比較して、理論モデルの含意が支持されるかどうかを検討する。この分析はこれまでにあまり例を見ない変数をいくつか用いている点において特に新しいが、これについては後に詳述する。

本稿の研究は国際マクロ経済学における2つの研究分野と密接に関係している。1つ目は価格硬直性によって特徴付けられる国際マクロモデル（「新しい開放経済マクロモデル」）の研究である。この分野を開拓した **Obstfeld and Rogoff (1995)** は価格硬直性というケインズ経済学的な特質と経済主体の最適化というミクロ経済学的基礎を併せ持った2国動学モデルを開発した。そこでは価格は1期間の間だけ完全に固定されると仮定され、金融政策の国際的波及が分析された。これに対して **Galli and Monacelli (2005)** は名目価格が時間を通じて徐々に調整されていくタイプのニューケインジアンモデルを小国開放経済モデルに拡張している。これらのモデルに共通する特徴は財市場における独占的競争の仮定である。すなわち各企業は差別化された財を生産しているために一定の価格支配力を持つ一方、企業は無数に存在するために各企業の市場シェアはゼロである。この仮定は分析を容易にするという意味では便利なものである。しかし本稿のように企業の市場シェアの増大という問題について考察したい場合にはこの定式化を用いることはできない。**Benigno and Faia (2010)** はこのような問題意識に基づき、最終財市場が企業数有限の寡占状態にあるニューケインジアン型の2国動学マクロモデルを構築した。彼らの研究は為替レートのパススルー率や自国価格の生産費用変動への反応度が企業数や各企業の市場シェアに依存することを示している。本稿の理論分析も彼らの問題意識を引き継いでいるが、中間財貿易を取り上げ市場が双方寡占の状態にあると仮定している点で彼らのモデルとは大きく異なっている。

本稿と関連するもう1つの研究分野が為替レートのパススルーに関する一連の実証分析である。この分野でよく知られたものに **Campa and Goldberg (2005)** がある。同論文では産業別のデータを用いることにより、多くの財に関して名目為替レート変動の輸入物価へのパススルーが不完全であることを示している。また、彼らはサンプル分割をした推定の結果、米国の輸入物価指数に対する為

替レートのパススルーが 1990 年代以降低下していることを指摘している。その理由として、米国における貿易構造が原材料輸入から完成品輸入へと転換したことの影響が大きいと結論づけている。原材料は元来パススルー率が高い傾向があり、完成品は比較的低いいため、この構造変化は平均的なパススルー率を引き下げる効果を持つ。パススルー率の低下傾向は、主要先進国について概ね頑健な結果として報告されている。例えば Marazzi et al. (2005) は米国において輸入物価指数に対する為替レートのパススルー率が時間を通じて低下していることをローリング推定により指摘している。時変係数モデルを用いた Sekine (2006) も日本、米国、英国、ドイツ、イタリアについて同様の結果を報告している。更に塩路(2011)は時変係数 VAR モデルを用いた分析により日本の輸入物価指数や国内企業物価指数に対するパススルー率が低下傾向にあることを指摘している。

本稿の理論モデルに基づけば、国内市場において特定の国の生産者のシェアが高まるほど、その国のコストショックが国内物価に与える影響は大きくなると考えられる。この仮説は集計された物価指数よりも産業別・財別の物価指数を用いて分析することで検証が可能と考えられる。財ごとに輸入浸透率や輸入先国のシェアが異なるので、特定の国のコストショックが国内物価に与える影響は財ごとに異質となるからである。また、特定の輸入先国のシェアが特に高い財から得られる推定結果は、集計された国内物価と輸入浸透率の関係について今後の動向に対しインプリケーションを持ちうることとなる。

産業別・財別の物価指数にさかのぼってパススルーを計測している研究は、前出の Campa and Goldberg (2005) 以外にも、Knetter (1993), Otani, Shiratsuka, and Shirota (2003) そして塩路・内野(2010) などがある。Knetter (1993) は産業別データを利用して日本、米国、英国、ドイツの自動車などの輸出価格における為替レートのパススルーを分析し、企業の価格設定行動の国際比較を行っている。Otani, Shiratsuka, and Shirota (2003) や塩路・内野(2010) では日本の類別輸入物価指数に遡ってパススルー率の推定が行われている。しかしいずれの研究も新興国におけるコストショックが国内物価に与える影響については特に注意が払われてこなかった。その理由の一つは、データの制約にあったと考えられる。つまり中国など新興国の生産コストに相当する代理変数の入手が難しく、従って日本の国内物価に与える影響を計測することが従来は困難であった。本稿では現在の日本の主要な貿易相手国である中国や韓国の物価や賃金に関するマクロデータ入手しそれを活用することでデータ上の問題の解決を試みることにした。

本稿の構成は以下のとおりである。第 II 節ではモデルの概要を解説する。第 III 節では理論モデルの中核をなす中間財市場の 2 カ国モデルの定式化を説明する。第 IV 節ではこの中間財市場における価格決定をインパルス応答分析を通じて検

討する。この分析においては他の市場で決定される変数は不変と仮定されるので、一種の部分均衡分析といえる。第 V 節ではこの中間財市場を包含する 2 カ国一般均衡モデルを構築する。第 VI 節ではこの一般均衡モデルを用いたインパルス応答分析を展開する。第 VII 節では産業別データを用いた実証分析を行う。第 VIII 節で結論を述べる。

II. モデルの概要

本稿の理論モデルの中心となるのは中間財市場内での取引である。そこで本節ではまずこの部分のエッセンスを概念図を交えて直観的に紹介する。まずは本校が依拠した **Hendricks and McAfee (2010)** のモデルを解説し、その上で本稿がこれをどのように拡張するかを解説する。

II-1 中間財輸入業者の場合市場の構造

本モデルにおける中間財市場の特徴は売り手側、買い手側とも企業数が有限の状態、すなわち双方寡占(**bilateral oligopoly**)にあることである。このとき売り手、買い手ともに一定の独占力を持って価格形成に影響することになる。したがってともにプライス・セッターとして行動する。

双方寡占という考え方はあまりなじみがあるものではない。そこで概念図によって基本的な考え方を解説したい。本稿のモデルの基本構造は **Hendricks and McAfee (2010)** に依拠している。そのモデルは図表 1 の上段に見られるような 1 カ国モデルである。ある同質的な(製品差別化のない)中間財の市場を考える。そこには有限の数の売り手と買い手が存在しているものとする。市場の中心にはせり人がおり、各売り手は販売希望価格を、各買い手は購入希望価格を申告する。これらは「真の」希望価格、すなわち売り手にとっての中間財生産の限界費用や買い手にとっての中間財の限界価値である必要はない。せり人はこれらを集計して中間財価格を決定する。同時に各売り手の販売量、各買い手の購入量を決定する。その際にはより高い販売希望価格を提示した売り手にはより少ない販売量が割り当てられ、より高い購入希望価格を提示した買い手により多くの購入量が割り当てられる。

このとき各売り手はいわば右下がりの需要曲線に直面していることになる。この企業は販売希望価格を高め申告することでせり人が決定する中間財価格を高め誘導できる。しかしあまり高く申告してしまうと結果として販売できる中間財が少なくなってしまう。個々の売り手の独占力が強いほど販売希望価格を高めにする、すなわちマークアップを行うインセンティブが高まる。

一方買い手はいわば右上がりの供給曲線に直面していることになる。この企業

は購入希望価格を低めに申告することでせり人が決定する中間財価格を低めに誘導できる。しかしあまり低く申告してしまうと結果として購入できる中間財が少なくなってしまう。個々の買い手の独占力が強いほど購入希望価格を低めに抑える、すなわちマークダウンを行うインセンティブが高まる。

個別企業の独占力の強さはその企業のシェアに依存する。簡単化のために買い手側、売り手側それぞれで企業規模は均一であるケースを考えよう。すると、ある買い手の独占力はライバルとなる買い手の数が少ないほど高まる。また取引相手である売り手の数が多いほど高まる。ある売り手の独占力はライバルとなる売り手の数が少なく取引相手である買い手の数が多いほど高まる。このことから、買い手にとっての中間財の限界価値や売り手にとっての限界費用に何らかのショックがあったときに中間財価格や各企業の販売量・購入量がどのように反応するかは、各企業のシェアによって変わってくることになる。

II-2 一般均衡への拡張

本稿ではこのモデルを中間財市場を包含する一般均衡モデルに拡張する。その大枠は図表 1 下段の概念図に表わされている。まず、中間財部門は多くの産業から構成されると考える。各産業内において取引される中間財は同質的である。それぞれの産業には有限個の中間財販売企業と中間財購入企業が存在する。中間財販売企業は家計から労働の供給を受けて中間財を生産する。各産業内の中間財の取引については前小節と同じである。中間財購入企業は中間財をもとにして最終財を生産する。最終財は企業ごとに差別化されており、その市場は独占的競争の下にある。最終財を購入するのは消費者である。消費者は最終財の他にサービスを購入する。サービス部門では多くの企業が差別化されたサービスを労働を生産要素として生産しており、やはり独占的競争の状態にある。このモデルでは中間財市場、最終財市場、サービス市場とともに、労働市場が均衡しなくてはならない。すなわち中間財部門とサービス部門の間で賃金が均等化し、両部門の労働需要の和が家計の労働供給と一致しなくてはならない。なお、投資と政府支出は捨象されている。

II-3 二カ国動学モデルへの拡張

以上のモデルを2国モデルに拡張する。「自国」と「外国」は基本的には同じ構造をしている。両国の間では中間財のみが貿易される。すなわち最終財とサービスは貿易できないものとする。中間財部門内の各産業において自国・外国それぞれに有限個の中間財購入企業と販売企業が存在し、同質的な中間財の取引を行う。この市場内の構造はII-1で見た通りである。

さらに以上を動学モデルに拡張する。自国・外国の家計は無限期間生き、生涯

効用を最大化するように毎期の消費・労働供給・貨幣需要を選択する。両国の家計は債券の取引、すなわち貸し借りを行うことができる。したがって中間財の貿易収支も必ずしも每期均衡しなくてもよい。また名目価格の粘着性を次のように導入する。サービス価格と中間財の購入希望価格・販売希望価格を変更する際には企業は調整費用を払わなくてはならないものと仮定する。中間財に関する調整費用はそれぞれの企業が属する国の通貨単位の価格を変更する際に生じるものとする。最後に、金融政策当局は短期的にはテイラー型の政策ルールに従うものとする。

III. モデルの数式展開：部分均衡分析

本節からはモデルの数学的定式化を解説する。本節ではまず中間財部門を中心とした財・サービス市場の構造を説明する。

「自国」と「外国」からなる世界経済を考える。自国の通貨を「円」、外国の通貨を「元」と呼ぶことにする。両国経済の構造は基本的には対称的である。以下では*がついているのは外国変数、ついていないものは自国変数または両国に共通の変数である。また、当面は、時間を表す t は省略して表記する。

各国の生産部門は財部門とサービス部門からなる。財はさらに中間財(これを記号 M で表す)と最終財(記号 F で表す)に分類される。サービスは記号 S で表される。財部門は無数の産業からなっており、1国あたりの産業数を1と基準化する。各産業は中間財販売企業グループと中間財購入企業(最終財生産企業)グループから成っている。それぞれのグループに属する企業数は有限である。自国の1産業あたりの中間財販売企業、中間財購入企業数をそれぞれ N_M , N_F とする。産業総数は1と基準化しているので N_M と N_F は1国全体の中間財販売企業数、中間財購入企業数でもある。外国におけるそれぞれのタイプの企業数を N_M^* , N_F^* とする。

中間財だけが2国間で貿易され、最終財は貿易されない。中間財販売企業は労働を用いて中間財を生産し、中間財購入企業は同一産業に属する中間財販売企業から供給された中間財を用いて最終財を生産する。同一産業内においては中間財は同質的である一方、同じ産業に属する中間財購入企業だけがこの中間財を生産に用いることができる。産業内では中間財販売企業、中間財購入企業とも数が有限であることから市場は双方寡占の状態にある。

一方、中間財購入企業グループは家計に対して最終財を供給する。最終財は製品差別化されている。家計の効用関数におけるある企業が生産する財と別の企

業が生産する財の間の代替の弾力性は、所属する産業が同じであるかどうかにかかわらず、 θ で一定である。1つの産業に限ってみれば所属する企業数は有限であるものの、これら企業は他の最終財産業に属する企業とも競争状態にあり産業は無限に存在するために、各企業は無数の企業との競争状態にある。したがって最終財市場は独占的競争状態にある。各企業は自国最終財の平均価格を所与とみなして行動する。

2国の構造に大きな差はないので、以下ではまず自国を詳しく説明し、次に外国を説明する。 P をこの国の(円建ての)一般物価水準とする。財部門は無数の産業からなるが、1国内の全ての産業は完全に同質的であり産業数も1に基準化されているため、以下では「代表的産業」に属する中間財生産企業と最終財生産企業が直面する問題を取り上げる。

III-1 自国中間財販売企業

自国の財部門における代表的産業に属する第*i*中間財販売企業を考えよう($i=1, 2, \dots, N_M$)。その生産量を q_{Mi} 、労働雇用を l_{Mi} とすると、生産関数は次のように表されるものとする。

$$q_{Mi} = A_i^{1-\alpha_M} \cdot l_{Mi}^{\alpha_M}, \quad \text{ただし } 0 < \alpha_M < 1 \quad (1)$$

ここで生産性 A_i の値は国によってまた企業間でも異なりうる一方、 α_M は自国・外国を通じて共通であるとする。円建ての中間財価格を P_M と書くことにする。同一産業内の中間財は同質的なのでこの変数には個別企業を表す下付文字 i は不要である。自国の名目賃金を W とすると、この企業の名目(円建ての)利潤は

$$\begin{aligned} \pi_{Mi} &= P_M \cdot A_i^{1-\alpha_M} \cdot l_{Mi}^{\alpha_M} - W \cdot l_{Mi} \\ &= P_M \cdot q_{Mi} - W \cdot A_i^{-(1-\alpha_M)/\alpha_M} \cdot q_{Mi}^{1/\alpha_M} \end{aligned} \quad (2)$$

である。(2)式の右辺第2項、すなわち名目費用関数を生産量 q_{Mi} で微分すると名目限界費用関数

$$MC_{Ai} = W \cdot A_i^{-(1-\alpha_M)/\alpha_M} \cdot (1/\alpha_M) \cdot q_{Mi}^{(1-\alpha_M)/\alpha_M} \quad (3)$$

が得られる。ここで

$$P_{Ai} \equiv W \cdot A_i^{-(1-\alpha_M)/\alpha_M} \quad (4)$$

という新しい記号を導入しよう。この変数はこの企業にとっての名目限界費用の高さを表す変数といえる。すると

$$MC_{Ai}(P_{Ai}, q_{Mi}) = P_{Ai} \cdot (1/\alpha_M) \cdot q_{Mi}^{(1-\alpha_M)/\alpha_M} \quad (5)$$

と書けることになる。

III-2 自国中間財購入企業

次に自国の第 j 中間財購入企業を考える ($j=1, 2, \dots, N_F$)。その生産量を y_{Fj} 、購入する中間財の量を q_{Fj} とすると、生産関数は次のように表されるものとする。

$$y_{Fj} = B_j^{1-\alpha_F} \cdot q_{Fj}^{\alpha_F}, \quad \text{ただし } 0 < \alpha_F < 1 \quad (6)$$

再び、 B_j は企業間で異なりうる一方、 α_F は自国・外国を通じて共通であるとする。この企業は最終財市場では独占的競争的であり、この企業のつける最終財の名目価格を P_{Fj} と書くことにする。後に示されるように、直面する需要曲線は次のようである。

$$y_{Fj} = \left(\frac{P_{Fj}}{P_F} \right)^{-\theta} \cdot y_F \quad \text{よって} \quad \frac{P_{Fj}}{P_F} = \left(\frac{y_{Fj}}{y_F} \right)^{-1/\theta} \quad \text{ただし } \theta > 1 \quad (7)$$

ただし P_F は自国の最終財平均価格、 y_F は最終財総生産量 Y_F を 1 産業あたり中間財購入企業数 N_{FH} で割ったものである。この企業の名目利潤は

$$\begin{aligned} \pi_{Fj} &= P_F \cdot \left(\frac{y_{Fj}}{y_F} \right)^{-1/\theta} y_{Fj} - P_M \cdot q_{Fj} \\ &= \left[P_F \cdot y_F^{1/\theta} \cdot (B_j)^{-\alpha_F(1-1/\theta)-1/\theta} \right] \cdot (q_{Fj})^{\alpha_F(1-1/\theta)} \cdot B_j - P_M \cdot q_{Fj} \end{aligned} \quad (8)$$

ここで再び

$$P_{Bj} \equiv P_F \cdot y_F^{1/\theta} \cdot (B_j)^{-\alpha_F(1-1/\theta)-1/\theta} \quad (9)$$

という記号によってこの企業にとっての中間財購入量を増加させることによる名目収入の増加幅の大きさを代表させることにしよう。すると(8)式最右辺第 1 項を中間財購入量 q_{Fj} で微分したものは

$$MV_{Bi}(P_{Bj}, q_{Fj}) = P_{Bj} \cdot \alpha_F (1-1/\theta) q_{Fj}^{\alpha_F(1-1/\theta)-1} \quad (10)$$

となる (ただし MV は名目「限界評価」(marginal valuation)を意味している)。

III-3 外国企業

外国にも中間財販売企業・購入企業が存在し、自国企業と同様の問題に直面し

ている。自国通貨建て名目為替レートを e とで表すことにしよう(つまり e の上昇は自国通貨の減価)。そしてこの国の第 i 中間財販売企業の名目限界費用を円建て表記したものを

$$MC_{Ai}^*(eP_{Ai}^*, q_{Mi}^*) = eP_{Ai}^* \cdot (1/\alpha_M) \cdot q_{Mi}^{*(1-\alpha_M)/\alpha_M} \quad (11)$$

とし、第 j 中間財購入企業の名目限界評価を円建て表記したものを

$$MV_{Bj}^*(eP_{Bj}^*, q_{Fj}^*) = eP_{Bj}^* \cdot \alpha_F (1-1/\theta) q_{Fj}^{*\alpha_F(1-1/\theta)-1} \quad (12)$$

で表すことにする。

III-4 双方寡占市場均衡

まず、中間財は同質財なので一物一価が成立している。よって

$$P_M = e \cdot P_M^* \quad (13)$$

が成立しなくてはならない。双方寡占モデルにおいてはせり人が中間財の売買に介在していると想定される。このせり人に対し、自国と外国の各中間財販売企業と購入企業はそれぞれ P_{Ai} , P_{Ai}^* , P_{Bj} , P_{Bj}^* を自己申告する。これらは真の値である必要はない。自己申告されたこれらの値(いわば“ask” price と “bid” price) を \hat{P}_{Ai} , \hat{P}_{Ai}^* , \hat{P}_{Bj} , \hat{P}_{Bj}^* と書くことにする。せり人は次の2つの条件を解いて、中間財価格 P_M 、中間財の合計生産量 Q と各中間財企業の生産量並びに各最終財企業の購入量を決定する。

$$Q = \sum_{i=1}^{N_M} q_{Mi} + \sum_{i=N_M+1}^{N_M+N_M^*} q_{Mi}^* = \sum_{j=1}^{N_F} q_{Fj} + \sum_{j=N_F+1}^{N_F+N_F^*} q_{Fj}^* \quad (14)$$

$$P_M = MC_{Ai}(\hat{P}_{Ai}, q_{Mi}) = MC_{Ai}^*(e\hat{P}_{Ai}^*, q_{Mi}^*) = MV_{Bj}(\hat{P}_{Bj}, q_{Fj}) = MV_{Bj}^*(e\hat{P}_{Bj}^*, q_{Fj}^*)$$

$$(全ての i と j について) \quad (15)$$

すると均衡ではある正の実数 κ と κ' について

$$q_{Mi} = \kappa \cdot \hat{P}_{Ai}^{-\alpha_M/(1-\alpha_M)}, \quad q_{Mi}^* = \kappa \cdot (e\hat{P}_{Ai}^*)^{-\alpha_M/(1-\alpha_M)} \quad (16-1)$$

$$q_{Fj} = \kappa' \cdot \hat{P}_{Bj}^{1/(1-\alpha_F(1-1/\theta))}, \quad q_{Fj}^* = \kappa' \cdot (e\hat{P}_{Bj}^*)^{1/(1-\alpha_F(1-1/\theta))} \quad (16-2)$$

が成立しなくてはならないことがわかる。この κ と κ' は

$$(1/\alpha_M)\kappa^{1/\alpha_M-1} = \alpha_F(1-1/\theta)(\kappa')^{\alpha_F(1-1/\theta)-1} \quad (17)$$

及び

$$\kappa \left[\sum_{i=1}^{N_M} \hat{P}_{Ai}^{-\alpha_M/(1-\alpha_M)} + \sum_{i=N_M+1}^{N_M+N_M^*} (e\hat{P}_{Ai}^*)^{-\alpha_M/(1-\alpha_M)} \right] = \kappa' \left[\sum_{j=1}^{N_F} \hat{P}_{Bj}^{1/(1-\alpha_F(1-1/\theta))} + \sum_{j=N_F+1}^{N_F+N_F^*} (e\hat{P}_{Bj}^*)^{1/(1-\alpha_F(1-1/\theta))} \right] \quad (18)$$

を同時に満たす解である。企業数が有限であるため、各企業は自己の申告値を操作することで自らに対する需要または供給を操作できる。このような均衡のもとで決定される中間財価格と数量を以下の関数形で表しておくことにしよう。

$$\kappa = \kappa \left(\left(\hat{P}_{Ai} \right)_{i=1}^{N_M}, \left(e\hat{P}_{Ai}^* \right)_{i=N_M+1}^{N_M+N_M^*}, \left(\hat{P}_{Bj} \right)_{j=1}^{N_F}, \left(e\hat{P}_{Bj}^* \right)_{j=N_F+1}^{N_F+N_F^*} \right) \quad (19)$$

$$P_M = P_M(\kappa) \quad (20)$$

III-5 名目価格調整費用の導入

本研究では各企業がせり人に提示する名目申告価格に粘着性を仮定する。具体的にはこれらの価格を改定する際に 2 次の調整費用がかかるものと想定する。これらの費用はいずれも、その企業が属する国の通貨建て価格について発生すると考えられている。自国・外国の中間財販売企業、中間財購入企業それぞれの価格調整費用関数の形状は以下の通りであるとする(ここでは時間を表す下付文字である t を復活させている)。

$$\Psi_{Ai,t} = \frac{\psi_A}{2} \cdot \left[\frac{\hat{P}_{Ai,t} - \hat{P}_{Ai,t-1}}{\hat{P}_{Ai,t-1}} \right]^2, \quad \Psi_{Ai,t}^* = \frac{\psi_A}{2} \cdot \left[\frac{\hat{P}_{Ai,t}^* - \hat{P}_{Ai,t-1}^*}{\hat{P}_{Ai,t-1}^*} \right]^2 \quad (21)$$

$$\Psi_{Bj,t} = \frac{\psi_B}{2} \cdot \left[\frac{\hat{P}_{Bj,t} - \hat{P}_{Bj,t-1}}{\hat{P}_{Bj,t-1}} \right]^2, \quad \Psi_{Bj,t}^* = \frac{\psi_B}{2} \cdot \left[\frac{\hat{P}_{Bj,t}^* - \hat{P}_{Bj,t-1}^*}{\hat{P}_{Bj,t-1}^*} \right]^2 \quad (22)$$

III-6 企業の異時点間の最適化

各企業の目的は企業価値の最大化である。企業価値は利潤から価格調整費用を差し引いたものの割引現在価値の期待値と等しい。自国企業は自国民によって所有されているので、その割引因子は自国民の確率的割引因子と一致する。外国企業は外国民によって所有されている。この問題の詳細とその解については補論を参照されたい。

III-7 部分均衡問題

以上をもとに、次節では中間財市場の部分均衡が考察される。ここでは為替レート、各国の名目賃金と物価水準は所与とみなされる。最終財の名目価格は内生化されており、自国を例にとると需要関数

$$Y_F = \omega \left(\frac{P_F}{P} \right)^{-\rho} \cdot Y \quad (23)$$

が満たされるように決まる。ただし ω は0と1の間の値を取る定数、 ρ は需要の価格弾力性を表す正の定数である。また Y は経済全体の総生産であり部分均衡分析では所与とみなされる。外国についても同様の条件が成り立つ。

また以下では対称的な均衡に絞って話を進める。すなわち自国内では全ての i と全ての j について、

$$A_{i,t} = A_t, \quad B_{j,t} = B_t \quad (24)$$

が成り立っており、全ての中間財販売企業が同じ行動を取る。中間財購入企業についても同様である。外国についても同様の条件が成り立つ。

IV. インパルス応答分析：部分均衡

本節では以上の部分均衡モデルをもとに、外的ショックが自国価格に与える影響を数値分析する。特に、外国企業数が少ない環境におけるショックの効果を、外国企業数が多い状況におけるそれと比較することを通じて、中間財市場における外国のプレゼンスの高まりがショックの伝播にどのような影響を与えるかを分析する。なお本節の数値分析はモデルの性質を理解することを主な目的としており、データを参照しながらモデルのパラメーターを設定するカリブレーションではない。

以下の分析で用いられるパラメーター値の設定は図表2にまとめられている(ただし、後に行う一般均衡分析で用いるパラメーターもまとめて掲げているので、図表中いくつかのパラメーターは本文中では未出である)。ベンチマークケースにおいては自国と外国は完全に対称的とされ、それぞれに5つずつの中間財販売企業と中間財購入企業が存在している。外生変数(平均価格水準など)の値の選び方であるが、後に見る一般均衡分析の結果との比較可能性を高めるために次のような工夫をした。まず図表2にあるパラメーター値とベンチマークケースにおける企業数の設定のもとで次節以降に展開される一般均衡モデルの定常状態を求める。部分均衡分析で外生とされる諸変数の値をこれらの定常値と同じとおくことで、部分均衡モデルの定常状態はベンチマークケースでは一般均衡

モデルのそれと一致することになる。

以下の分析において、ベンチマークケースでは、上記の定常状態からスタートして為替レート等の外的変数にショックを与え、各変数の反応を見る。この分析においてはスタート地点が2国が対称的な一般均衡モデルの定常状態と一致しているので、中間財貿易も2国間で均衡している。これに対し、比較対象となるケースでは、他のパラメーター値と外生変数の値を全てベンチマークと同じとして、外国の中間財販売企業または購入企業の数だけを順に10, 15, 20と増加させる。この時部分均衡モデルの定常状態は同じ企業数設定のもとでの一般均衡モデルの定常状態と一致しないことには注意が必要である。特に、中間財貿易収支は2国間で必ずしも均衡しない。それぞれの値のもとでインパルス応答関数が導かれ、ベンチマークケースと比較される。ここでは2種類のショックの影響を考察する。第1は為替レートショックである。第2のショックは外国における中間財販売企業または購入企業の生産性に対するショックである。

IV-1 外国中間財販売企業の数の影響

本小節では、外国企業のプレゼンスの高まりという概念を外国中間財販売企業数の増加としてとらえることにする。図表3 上段は為替レートショックについて分析している。すなわちこの部分均衡モデルにおける外生変数である為替レートが次のようなAR1過程に従って変化するものと仮定される。

$$\ln e_t = \rho_e \ln e_{t-1} + \varepsilon_{et} \quad (25)$$

ただし ε_{et} は期待値ゼロの攪乱項である。本稿の数値分析ではAR1パラメーター

(ここでは ρ_e)は常に0.99と設定される(1期間は1か月としてイメージしている)。図は1%の為替レートショックに対する自国最終財価格のインパルス応答関数(単位は%)を描いたものである。為替レートの上昇は円安を意味している。このため円建ての中間財価格は上昇する。そしてそれを用いて生産される自国最終財の価格も上昇している。図より、外国中間財販売企業の数がベンチマークの5から10, 15, 20へと増加するにつれて自国最終財価格の反応すなわちパススルー率が上昇していることが分かる。このことは外国企業のプレゼンスが自国市場で高まるほど自国価格は外的ショックの影響を受けやすくなるという見方と整合的である。後に見るように、これは主に外国企業数の増加が定常状態における自国市場での輸入品シェアの増加をもたらし、輸入品価格の変化の影響が自国価格により強く反映されるようになるためである。

図表3 下段は外国中間財販売企業の生産性が1%上昇したケースを取り上げている。この場合も生産性はAR1過程にしたがうものと仮定されている。

$$\ln A_t^* - \ln A_{SS}^* = \rho_{A^*} (\ln A_{t-1}^* - \ln A_{SS}^*) + \varepsilon_{A^*t} \quad (26)$$

ただし下付きの記号“SS”は各変数の定常値を表しており、 ε_{A^*t} は期待値ゼロの攪乱項である。この場合は外国中間財販売企業はより低コストで中間財を生産できるようになるため、希望販売価格を引き下げる。それによって円建ての中間財価格は低下し、自国の最終財価格も低下する。このマイナスの効果も外国中間財販売企業の数が多くなるほど強くなることが確認できる。

IV-2 外国中間財購入企業の数の影響

次に外国中間財購入企業の数が変わることによって外的ショックが自国価格に与える影響の強さがどう変わるかを検討しよう。図表 4 上段より、外国中間財購入企業数が増加した場合にも為替レートショックの自国最終財価格への影響は強まることが確認できる。図表 4 下段は外国中間財購入企業の生産性が高まった時に自国最終財価格がどうなるかを見たものである。先ほどと逆に自国最終財価格は上昇することが分かる。これは、外国中間財購入企業による中間財需要が増えるため、これらの企業が中間財価格を押し上げるからである。このように一口に外国企業の生産性ショックといってもそれがどこに生じるかによって効果は全く異なりうるということが分かる。そしてこの効果もやはり外国中間財購入企業数が増加するとともに強まることが分かる。これは中間財の買い手としての外国企業のシェアが高まるほど、これら企業の需要変動の影響を中間財価格が受けやすくなるためである。

IV-3 効果の分解

以上のシミュレーションは外国企業の生産性パラメーターを一定としてその数を増やすというものであった。例えば IV-1 小節のシミュレーションにおいては個別企業の生産性はそのまま外国中間財販売企業数を増加させた。このとき外国中間財販売企業全体としての市場シェアが増加すると同時に、個々の企業のシェアは小さくなっていることを示せる。この「外国全体としてのシェア増加」と「個別外国企業のシェア低下」という 2 つの効果はそれぞれどのように先ほどの結果に貢献しているだろうか。この疑問に答えるために図表 5 では 2 つの異なった仮想実験を行っている。上段では外国中間財販売企業全体としてのシェアはそのままに企業数を増加させている（この 2 つを同時に達成するため、企業数を増やすにつれて外国中間財販売企業の生産性パラメーターの設定値を低めるようにしている）。したがって個々の企業のシェアは低下している。シェアの小さな企業は独占力がより弱いので生産性ショックがあったときその影響

を価格に転嫁することにより躊躇するようになる。このため、企業数が多くなるほど自国価格の反応はより弱いものになることが図からわかる。一方、下段では外国中間財販売企業の数はそのままに、その定常状態における相対シェアを図表 3 下段と同じように 1 倍から 2 倍、3 倍、4 倍へと増加させている(そのために生産性パラメーターの設定値を上昇させている)。このとき外国中間財販売企業生産性ショックに対するパズスルー率は上昇していくことがわかる。

図表 3 下段の結果は以上 2 つを組み合わせたと解釈できる。比べると、図表 5 下段のような外国全体のシェアの大きさの影響がより強いために、図表 3 下段のようなパズスルー率の上昇が起きていることがわかる。ただし短期的には個別外国企業シェアの低下の効果も決して無視できない。

V. モデルの数式展開：一般均衡への拡張

次に以上の分析を 2 国一般均衡モデルに拡張することを考える。また新たにサービス部門を導入する。同部門の存在は、為替レートから一般物価へのパズスルー率が輸入物価へのそれをはるかに下回るという事実と整合的なモデルを組み立てるうえで重要である。また家計の最適化問題を導入し、2 国間の債券市場を導入し、金融政策ルールを導入する。

V-1 サービス部門

サービスは貿易されない。サービス部門は無数の企業からなり企業数を 1 と基準化する。サービス生産企業は労働を投入しサービスを生産して自国の家計に供給する。各企業が提供するサービスは差別化されているので市場は独占的競争の状態にある。以下では自国を例に説明するが、外国でも構造は同じである。自国の第 k サービス企業を考える($0 \leq k \leq 1$)。その生産量を y_{sk} 、雇用する労働量を l_{sk} とすると、生産関数は次のように表されるものとする。

$$y_{sk} = A_S \cdot l_{sk}^{\alpha_S}, \quad \text{ただし } 0 < \alpha_S < 1. \quad (27)$$

ここで A_S はサービス部門の生産性を表す外生変数である。この企業は独占的競争に直面している。この企業のつけるサービスの名目価格を P_{sj} と書くことにする。後に示されるように、直面する需要曲線は次のようである。

$$y_{sk} = \left(\frac{P_{sk}}{P_S} \right)^{-\theta} \cdot Y_S \quad \text{よって} \quad \frac{P_{sk}}{P_S} = \left(\frac{y_{sk}}{Y_S} \right)^{-1/\theta} \quad \text{ただし } \theta > 1. \quad (28)$$

ただし P_S は後に正確に定義される自国サービスの平均価格である。 Y_S はこの国のサービス総生産量である。上の式において個別企業のサービスに対する需要

の価格弾力性は最終財に対するそれと同じく θ であると仮定されているが、これは単純化のためである。この企業の名目利潤は次のように書ける。

$$\pi_{Sk} = P_{Sk} \cdot A_S \cdot l_{Sk}^{\alpha_S} - W \cdot l_{Sk} = P_{Sk} \cdot y_{Sk} - W (y_{Sk} / A_S)^{1/\alpha_S}. \quad (29)$$

自国サービス企業の価格調整費用関数の形状は以下の通りであるとする(ここでは時間を表す下付文字 t を再び用いている)。

$$\Psi_{Sk,t} = \frac{\psi_S}{2} \cdot \left[\frac{P_{Sk,t} - P_{Sk,t-1}}{P_{Sk,t-1}} \right]^2 \quad \text{ただし } \psi_S > 0. \quad (30)$$

サービス企業の最適化問題の解については補論に譲ることにする。

V-2 代表的家計

自国の代表的家計は最終財とサービスを消費する。また労働から不効用を感じ、実質貨幣残高から効用を得る。生涯効用は

$$U_0 = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \cdot \left(\frac{C_t^{1-\phi} - 1}{1-\phi} - \Lambda \cdot \frac{L_t^{1+\lambda}}{1+\lambda} + \Phi \cdot \frac{(M_t/P_t)^{1-\phi} - 1}{1-\phi} \right) \quad (31)$$

$1 > \beta > 0, \phi > 0, \lambda > 0, \varphi > 0, \Lambda > 0, \Phi > 0$

と書ける(本小節では時間を表す下付文字 t を用いる)。ただし C_t は消費、 L_t は労働、 M_t は期末の名目貨幣残高である。正確には C_t は最終財とサービスからなる合成財の消費であり、次のように書ける。

$$C_t = \left(\omega^{1/\rho} \cdot C_{Ft}^{(\rho-1)/\rho} + (1-\omega)^{1/\rho} \cdot C_{St}^{(\rho-1)/\rho} \right)^{\rho/(\rho-1)} \quad \rho > 0. \quad (32)$$

ここで C_{Ft} は最終財の、 C_{St} はサービスの消費をそれぞれ表している。そしてこれら自体が無数の種類の最終財またはサービスの消費から得られる効用を Dixit-Stiglitz 型効用関数にしたがって集計したものになっている。それらの間の代替の弾力性が以前から登場している $\theta > 0$ である。

家計の所得は労働所得と各企業からの利潤の分配からなる。また家計は債券を保有する。債券は自国債券と国際債券に分類される。国際債券とは 2 国間の貸借にのみ用いられる債券である。その価格および利子は自国通貨・外国通貨の通貨バスケットによって表示される。このバスケットは 2 通貨の幾何平均であり、両通貨のウェイトは 50% ずつである¹。2 種類の債券の間の裁定は完全には

¹ 国際債券 1 枚あたりの価格を 1 と基準化するとしよう。このとき、この債券の自国通貨単位での価格は $\sqrt{e_t}$ 円である。同じ債券の外国通貨単位あたりでの価格は $1/\sqrt{e_t}$ 元である。国際債券に関する一連の仮定は代表的家計の問題が 2 国間で

働かない。2国間の貸借において借り手が貸し手に返済を行うときには船を使うのだが、これには送料が発生する。送料は全体としての取引量(負債額)の増加関数である。これは海に混雑現象が発生するためである。

代表的家計の予算制約式は次のように書ける。

$$\begin{aligned} P_t C_t + B_t + \sqrt{e_t} B_t^* + M_t + V_t \\ = W_t L_t + (1+i_{t-1})B_{t-1} + (1+i_{t-1}^*) \cdot \Omega(\bar{B}_{t-1}^*) \cdot \sqrt{e_t} B_{t-1}^* + M_{t-1} + V_{t-1} + \Pi_t + X_t \end{aligned} \quad (33)$$

この式においてまず、 B_t は t 期末における自国債券の保有額であり、 i_{t-1} は $t-1$ 期末に保有していた自国債券につく名目利子率である。一方、 B_t^* は t 期末における

国際債券の保有枚数であり、 i_{t-1}^* は $t-1$ 期末に保有していた国際債券につく名

目利子率である。また $\Omega(\bar{B}_{t-1}^*)$ は送料費用にかかわる関数であって、

$$\Omega(\bar{B}_{t-1}^*) = \exp\left(-\frac{1}{2}(\xi \bar{B}_{t-1}^* + u_{RPt})\right), \quad \xi > 0 \quad (34)$$

である。ここで \bar{B}_{t-1}^* は自国家計が保有する国際債券の総和であり、この家計にとっては所与である。また ξ は正の定数であり、これは例えば自国が純債務国である場合には外国からの資金調達費用が累積債務残高の増加とともにどのくらいの率で高まっていくかを表している。また u_{RPt} は期待値ゼロのショック項であり、後にリスクプレミアムショックとして解釈される。次に V_t はこの家計が t 期末に保有する株式の総額、 Π_t は企業からの利潤分配の総和である。これらの詳細については補論を参照されたい。最後に X_t は期初に政府から配分される一括固定型のトランスファーである。

V-3 家計の最適化条件

以上に横断性条件を加えた問題を解くことで以下の最適化条件が得られる。オイラー方程式は

$$(1+i_t)E_t \beta_t^n = 1 \quad \text{ただし} \quad \beta_t^n \equiv \beta \cdot \left(\frac{C_t}{C_{t+1}}\right)^\phi \cdot \frac{P_t}{P_{t+1}} \quad (35)$$

対称であることを保証するために必要である。

と書ける．消費と労働供給の間の同時点内最適化条件は

$$\Lambda \cdot C_t^\phi \cdot L_t^\lambda = W_t / P_t \quad (36)$$

となる．貨幣需要関数は

$$(M_t / P_t)^\varphi = \Phi \cdot C_t^\phi \cdot (1+i_t) / i_t \quad (37)$$

となる．債券市場においては次のような式が成り立つ．

$$(1+i_t) E_t \beta_t^n = (1+i_t^*) \cdot \Omega(\bar{B}_t^*) E_t \beta_t^n \sqrt{e_{t+1} / e_t} \quad (38)$$

なお，対称性より外国についても類似の式が成り立つことから，次のような修正金利平価式を導くことができる(u_{RP_t} がゼロの場合について表記している)．

$$\frac{(1+i_t) E_t \beta_t^n}{(1+i_t^f) E_t \beta_t^{fn}} = \exp(-\xi \bar{B}_t^*) \frac{E_t \beta_t^n \sqrt{e_{t+1} / e_t}}{E_t \beta_t^{fn} \sqrt{e_t / e_{t+1}}} \quad (39)$$

ただし上付きの f は外国を表す記号である．なお不確実性がない場合には上式は次のようになる．

$$1+i_t = (1+i_t^f) (e_{t+1} / e_t) \cdot \exp(-\xi \bar{B}_t^*) \quad (40)$$

さらに自国の対外負債がゼロの時には通常のコスト平価式と一致する．

V-4 財・サービス・労働市場の均衡

自国家計の問題を解くことによって，最終財全体に対する需要と個別種類の最終財(第 j 最終財)に対する需要はそれぞれ次のように書ける．

$$C_F = \omega \left(\frac{P_F}{P} \right)^{-\rho} \cdot C, \quad C_{Fj} = \left(\frac{P_{Fj}}{P_F} \right)^{-\theta} \cdot \frac{C_F}{N_{FH}} \quad (41)$$

サービス全体に対する需要と個別種類のサービス(第 k サービス)への需要は

$$C_S = (1-\omega) \left(\frac{P_S}{P} \right)^{-\rho} \cdot C, \quad C_{Sk} = \left(\frac{P_{Sk}}{P_S} \right)^{-\theta} \cdot C_S \quad (42)$$

となる．ただし P_F と P_S はそれぞれ個別最終財価格と個別サービス価格を集計した Dixit-Stiglitz タイプの価格指数であり，平均価格 P は

$$P = \left[\omega P_F^{1-\rho} + (1-\omega) P_S^{1-\rho} \right]^{1/(1-\rho)} \quad (43)$$

で与えられる．外国についても同様の条件が成り立つ．

同じ国の同じ部門に属する企業は全て同じ条件のもとで行動しているため、それぞれの部門内では対称均衡が成立する。再び自国の場合について式で説明するならば、最終財部門に属する個別企業は全て同質的で 1 産業あたりの企業数は N_{FH} 、1 国あたりの産業数は 1 であることから、

$$P_{Fj} = P_F \quad 0 \leq j \leq N_{FH}, \quad (44)$$

$$N_{FH} \cdot y_{Fj} = N_{FH} \cdot y_F = Y_F = C_F \quad 0 \leq j \leq N_{FH} \quad (45)$$

が成り立つ。サービス部門に属する個別企業は全て同質的であり、企業数は 1 であるため、均衡では個別企業の価格は平均価格と、個別企業の生産量は総生産量と、それぞれ等しくなる。

$$P_{Sk} = P_S \quad 0 \leq k \leq 1, \quad y_{Sk} = Y_S = C_S \quad 0 \leq k \leq 1. \quad (46)$$

ただし Y_S はサービスの総生産量である。外国についても同様の条件が成立する。労働市場も均衡しなくてはならない。その条件は

$$L = L_M + L_S = N_{MH} \cdot l_M + l_S \quad (47)$$

と書ける。ただし l_M と l_S はそれぞれ中間財販売部門とサービス部門における 1 企業あたりの雇用量である。

V-5 金融政策ルール

金融政策は短期的にはテイラー型のルールによって記述される。

$$\ln(1+i_t)\beta = \mu_i \cdot \ln(1+i_{t-1})\beta + (1-\mu_i) \cdot \mu_\pi \cdot [\ln P_t - \ln P_{t-1}] + dev_t \quad (48)$$

ここで μ_i は金利スムージングの程度を表すパラメーターでありゼロと 1 の間の値をとる。また μ_π はインフレ率に対する金利の反応度を決定するパラメーターであり、テイラー原理より 1 より大きいものとする。このようなテイラー型の定式化の問題点は平均価格や為替レートなどの水準が非決定となってしまうことである。これを避けるために(48)式の最後に dev_t の項が加えられている。この項はテイラー型ルールからの乖離を表しており、貨幣供給量と次のような関係があるものとする。

$$\ln(M_t / \bar{M}) = -\mu \cdot dev_t - u_{M_t} \quad (49)$$

ここで \bar{M} は長期的な貨幣供給量のターゲットである。正のパラメーター μ は貨幣供給量ターゲットと（テイラー型ルールから決定される）金利ルールの相対

の重要性をあらわしている。この値が 0 の時には純粋な貨幣供給ターゲットとなり、大きくなるにしたがって純粋なテイラー型金利設定ルールに近づいていく。ただしこの値が無限大でない限りは長期的には貨幣供給量はターゲットへと収束していく。このことが物価水準を決定している。最後に u_{Mt} は金融政策ショックを表している。

VI. インパルス応答分析：一般均衡

本節では以上の一般均衡モデルにショックを与えてインパルス応答分析を行う。用いられたパラメーター値は図表 2 にある通りである。やはり自国・外国の中間財販売・購入企業が全て 5 つずつであるケースをベンチマークとする。これを外国中間財販売企業数が 10, 15, 20 であるケースと比較する。それぞれのケースについてまず非確率的定常状態を計算する。この状態においては両国の貿易はバランスしており、貸借はゼロになっている。そこにショックを与えて自国の各価格変数の反応を分析する。

VI-1 リスクプレミアムショックに対する反応

最初に為替市場におけるリスクプレミアムショックの効果を分析する。リスクプレミアムショックとは(34)式の u_{RPt} に対するショックである。

$$u_{RPt} = \rho_{RP} \cdot u_{RPt-1} + \varepsilon_{RPt} \quad (50)$$

(50)式はこの変数が AR1 過程に従うという仮定を反映している。その値が上昇するとき、他の条件一定にして自国為替レートは減価しなくてはならない。この意味でこのショックは「円安ショック」と呼ぶこともできる。

図表 6 は 0.01 単位のリスクプレミアムショックに対する諸変数の反応を示している。まず第 1 パネルより、円安が発生することがわかる。これは資本市場において自国のリスクがより高まったと認識されることが自国通貨への需要減につながるからである。興味深いのは外国中間財販売企業数によってこの反応の大きさが変わることである。企業数の設定によって中間財価格の為替レートに対する反応が変わってくるのが、一般均衡では同じショックに対する為替レートの反応の違いをもたらす結果となっている。このようなことは為替レートそのものを外生変数としてそこに直接ショックを与えた部分均衡分析では起こりえなかったことであり、一般均衡分析に拡張したことによる新たな発見といえる。第 2 パネルは同じショックが中間財の(円建て)価格を上昇させること、第 3・4 パネルは自国最終財価格と平均価格も上昇することを示している。これらの効果は外国企業のプレゼンスが大きいほど強くなる。これらの結果は外国企

業数の増加が為替パススルー率を高めるという部分均衡分析の結果と整合的である。

VI-2 外国中間財販売企業生産性ショック

次に、部分均衡分析でも取り上げた、外国中間財販売企業が生産性が高まるというショックを考えてみたい。図表 7 上段からこのとき自国為替レートが減価することがわかる。これは外国物価が長期的に低下するからであるが、このような効果は為替レートを所与と扱った部分均衡分析にはなかったものである。この効果が存在するために、自国価格に対する影響も部分均衡分析とはやや異なったものになる。この図の下段において左図は価格調整費用が比較的低いケース($\psi_A=0.001$)、右図は比較的高いケース($\psi_A=1$)に対応している。価格調整費用が低いケースは部分均衡分析と近い結果が出ている。外国における生産性上昇は中間財価格を世界的に押し下げるので、自国にデフレをもたらす。それに対し価格調整費用が高いケースでは価格はゆっくりとしか動かないので、上記のような価格調整メカニズムは短期的にはあまり強いものとならない。その一方で為替レートは円安方向に振れている。このことは自国価格を押し上げる方向に働く。右図では短期的にはこの後者の効果がより強く出て、自国価格はかえって上昇してしまう。価格調整が進むにつれてこの正の反応は消えて、いずれは負に転じる。このように、一般均衡分析においては部分均衡分析とは反応の符号が短期的に逆転することが起こりうる。これらの結果を通じて、外国企業のプレゼンスが大きいほうが(絶対値の意味で)反応が大きくなるという傾向は共通して見られる。

VI-3 外国金融緩和ショック

図表 8 では外国で金融緩和ショックがあったケースが取り上げられている。これは(48)式の金融政策ショックの項に外国でショックが生じることを想定している。このショック項は次のような AR1 過程に従うものとする。

$$u_{Mt} = \rho_M \cdot u_{Mt-1} + \varepsilon_{Mt} \quad (51)$$

図表 8 はこのショックに対する自国平均価格の反応を示している。やはり外国企業のプレゼンスが大きいほうが自国価格は外国金融政策の影響を強く受けて上昇するようになることが確認できる。

VI-4 モデル分析から得られる結論

以上のように、このモデルにおいては、外国企業のプレゼンスが大きいほど、外的ショックに対する自国価格の反応は大きくなるという仮説が支持される。

ただし、特に一般均衡分析においては、為替レートなどの内生的な反応を通じて、通常イメージされるのとは異なった向きの反応が出てくることもある点には注意が必要である。

VII. 実証分析

本節では、理論分析から得られた仮説を実証的に検証する。すなわち、国内市場における外国企業のシェアが高まると、為替レートショックや外国におけるコストショックが国内価格により転嫁されるようになるのかを検証する。分析対象とするのは日本の繊維品、鉄鋼、プラスチック製品の物価指数である。これらの財を分析対象とした理由は、いずれも輸入先として中国のシェアが近年急速に拡大しているためである。理論仮説が正しい場合、中国におけるコスト要因の変化がこれらの財の国内価格に与える影響はシェアの拡大と同時に大きくなってきているはずである。実証分析に先立って、まず日本におけるこれらの財の輸入浸透度と国別シェアがどのように変遷してきたかを明らかにする。それによって日本の国内価格に影響を与える主要な外的要因の特定を行う。その上で繊維品、鉄鋼、プラスチック製品の国内価格を被説明変数として、外的コスト要因、為替レート、そして国内コスト要因等を説明変数とする時系列分析を行い、外的コスト要因から国内物価への反応度（パススルー率）を計測する。国内価格の外国のコストショックに対する反応の程度は、時間を通じてシェアが拡大している国については時間を通じて大きくなり、逆に時間を通じてシェアが低下している国については反応の程度が時間を通じて小さくなっていくと理論的に予測される。

VII-1 輸入浸透率と輸入量シェア

輸入浸透率に関しては、産業連関表の情報をもとに作成した。ここでは、1980年、1985年、1990年、1995年、2000年については、経済産業研究所(RIETI と略す)が公表している1995年基準の511部門の産業連関表を、2000年、2003年、2004年、2005年、2006年、2007年、2008年については、経済産業省(METI と略す)による72部門の簡易延長産業連関表(いずれも名目産業連関表)を用い、繊維品、プラスチック製品、そして鉄鋼・同製品の輸入浸透率を計算した。ここで輸入浸透率は、輸入量/国内需要(中間投入+国内最終需要)によって定義している。

結果は図表9に示されている。2000年以前と以降においてデータソースが異なるが、重複している2000年時点で全ての系列において断層は小さく、その影響は無視できる。繊維品に関しては、1990年以降顕著に輸入浸透率が上昇し、2006

年には50%を超えた。その後2007年、2008年と40%台で推移している。一方で鉄鋼やプラスチックに関しては、輸入浸透率は上昇傾向にあるものの、期間を通して10%未満であり、繊維品と比較するとさほど高いとはいえない。

次に輸入先国シェアの変化を見る。ここでは、UN COMTRADE から得た米国、オーストラリア、中国、韓国の財ごとの貿易量シェアを、1990年、1995年、2000年、2005年、そして2009年について示している。ここでは、塩路・内野(2010)による概況品コードとHS2桁コードとの対応関係をもとに、輸入物価指数の類別の貿易量シェアを計算した。なお、各国の輸入量(米ドル建て)の対世界の輸入総額に対する比率によってシェアを求めた。図表10は繊維品、図表11は鉄鋼、そして図表12はプラスチック製品の国別シェアの推移を示している。

繊維品については、1990年において比較的大きな割合を占めていた米国とオーストラリアがシェアを低下させる一方、中国のシェアが上昇している。繊維品の輸入総額に占める中国のシェアは2009年には50%を超えている。

鉄鋼・プラスチック製品の輸入浸透率は、時間を通じて高まってきているものの、2008年において鉄鋼が約8%、プラスチック製品が約4%と繊維品ほどは高くない。しかし国別のシェアを求めると、いずれも中国のシェアが大きくなってきている。鉄鋼においては、中国のシェアは1990年の約7%から2009年には約35%に増加している。一方で1990年に最大の輸入先であった韓国も20%程度のシェアを維持しており、2009年には日本の鉄鋼総輸入の約6割が中国と韓国からとなっている。プラスチック製品では、中国のシェアは1990年から2010年にかけて約7%から約61%に増加している。一方韓国のシェアは同時期に約16%から約3%へと低下している。

VII-2 ローリング推定

ここでは、類別・品目別項目に遡り、繊維品、鉄鋼ならびにプラスチック製品の輸入物価指数に対する為替レートのパススルーと、輸入相手先国における限界費用ショックの影響について分析する。推定方法はOtani, Shiratsuka and Shirota (2003)やBenigno and Faia (2010)に倣い、輸入物価指数の対数差分を被説明変数とする単一方程式を推定する。

$$\Delta p_t = \text{const.} + \alpha \Delta p_{t-1} + \beta \Delta e_t + \gamma \Delta mc_t + z_t' \delta + \varepsilon_t \quad (52)$$

p は輸入物価指数の対数値を、 e は為替レート（円・ドルレート²、その値の上昇

² 分析開始段階では円・人民元レートと円・韓国ウォンレートを説明変数に含めた分析も試みた。しかしこれらのレートは円・ドルレートと強い相関があるため、多重共線性の問題が発生して推定結果が非常に不安定なものとなった。そ

は円安・ドル高を意味する) を, mc は輸入相手先における限界費用の代理変数であり, z はその他コントロール変数のベクトルである. 本稿では, 中国のマクロデータを利用した推定を行うが, それらの多くは対前年同月比のみの公表でありレベルの情報が得られない. そのため, すべての変数を対前年同月比変化率に置き換えて推定を行った (Δ は対前年同月変化率を示している). この計測式のもとでは, 短期パススルー率と長期パススルー率はそれぞれ次のように定義される.

$$\begin{aligned} \text{短期パススルー(為替)} &= \beta & \text{短期パススルー(限界費用)} &= \gamma \\ \text{長期パススルー(為替)} &= \frac{\beta}{1-\alpha} & \text{長期パススルー(限界費用)} &= \frac{\gamma}{1-\alpha} \end{aligned}$$

本稿ではサンプル期間中に係数が変化することを許容するため, 60 期のローリング推定を行いパススルー率の変化を見る. 仮説検定にあたっては, 誤差項の系列相関と不均一分散に対して頑健な **Bertlett Kernel** を用いた **Newey-West** 推定量を用いている. なお長期パススルー率の仮説検定に関しては, デルタ法によって標準誤差を計算した. また 60 期間のローリング推定では小標本バイアスが問題となる可能性があるため, サンプルを二分したサブサンプル分析についても併せて行う.

VII-3 繊維品

まず繊維品を対象とした分析を行う. 日本が輸入する繊維品は大半は通常であれば最終財に分類されるものである. しかしながら有限数の売り手と買い手が国をまたいで対峙している構造や, 買い手がブランドイメージなどの付加価値をつけて消費者に販売する構造は前章までの理論モデルに近いものと考え, 分析対象とした.

繊維品に関しては, 日本の輸入物価指数 (繊維品) を被説明変数とし, 限界費用にあたる変数として, 主たる輸入先国である中国の衣類に関する生産者物価指数 (PPI) を利用した³. 前出の通り日本における繊維品の輸入浸透率は 1990 年以降急速に高まっており, また中国のシェアは非常に大きなものとなっている. したがって, 理論仮説が正しい場合, 中国のコストショックが日本の繊維品の

こで為替レートを代表するものとして円・ドルレートのみを用いた分析に変更した.

³ 日本の輸入物価へのパススルーを分析している **Otani, Shiratsuka and Shirota (2003)** も同様に貿易相手国の生産者物価指数を限界費用の代理変数として用いている.

輸入物価に対して与える影響は徐々に大きくなってきていると考えられる。

日本の IPI（繊維品）の中国の PPI（衣類）の変化に対する反応は図表 13 の通りである。図表 13 の上段は短期パススルー率、下段は長期パススルー率であり、推定されたパススルー率についてそれぞれ 60 期間のローリング推定の結果を 90%の信頼区間とともに示している。サンプル期間は 1997 年 1 月から 2010 年 4 月までである。ここで横軸の年月はサンプル期間の最終期を示している。限界費用（中国 PPI）のパススルーは、2004 年以降の推定値が上昇しており、長短いずれのパススルー率とも 1 に近く有意にゼロと異なっていることがわかる。図表 14 は同様に為替レートのパススルー率であるが、これらも短期・長期パススルー率ともゼロと有意に異なっており有意に正であり、予想される結果と合致している。特に短期パススルー率については 2000 年代後半以降上昇してきている。更に図表 15 の通り、サンプルを二分した分析においても同様の結果が得られている。従って、日本の繊維品の輸入物価については外的なコスト要因の影響、とりわけ中国での衣類価格の影響を強く受けるようになってきていると結論付けられる。

VII-4 鉄鋼

次に鉄鋼について分析を行う。被説明変数となる鉄鋼価格については、代表的な鉄鋼製品である、「冷延薄板」と「熱延薄板」の東京における市中価格を利用した。これらの品目を選択した理由は、輸入物価指数において品目別指数に遡っても 1995 年基準以降 2005 年基準まで連続して系列が提供されており、推定期間中の輸入浸透率がゼロでないこととみなせるためである。「冷延薄板」は主に、自動車車体や電気機器の生産に投入され、「熱延薄板」は自動車部品、建築、産業機械の生産に投入されている。これらのデータは、「日刊鉄鋼新聞」ホームページより入手することができる。輸入物価指数や国内企業物価指数では、品目別物価指数の長期的な接続が困難であったり、また価格変更の頻度が低かったりする問題があるが、市中価格のデータではそうした問題が少ないという利点がある。

説明変数としては、為替レート（円・米ドルレート）に加えて、日本、中国、韓国の三カ国の賃金指標と鉄くず価格を用いる。賃金指標と鉄くず価格はいずれも限界費用の代理変数として利用しており、各国の賃金に関しては全産業を対象としたものを利用している。鉄鋼は基本的には石炭と鉄鉱石を原料として製造されるが、いずれとも企業といわゆる「資源メジャー」との相対取引で価格が決定されるため国際価格が存在していない。しかし、それらと代替的な原材料である鉄くずはスポット取引が基本であり、かつ米国における代表的な価

格指数が存在している⁴。従って代理変数として利用することが適切であると考えた。また計測式上どの国の生産者も同一の鉄くず価格に直面すると仮定している。日本、中国、韓国の賃金に関するデータソースは、それぞれ次のとおりである。日本に関しては、国際通貨基金(IMF)の IFS より 2005 年基準月次賃金指数(全産業)を利用した。次に中国については、中国国家统计局(National Bureau of Statistics)から得た四半期賃金支払総額(人民元建て)を線形補完により月次に変換して利用した⁵。最後に韓国については、韓国労働省(Ministry of Employment and Labor)の事業所賃金・労働時間調査(Survey on wages and working hours at establishments)から得た全産業の給与平均支払額(ウォン建て)を平均総労働時間で割ることで賃金率を計算した。鉄くず価格に関しては米国内務省(United States Department of the Interior)から得た、シカゴ・フィラデルフィア・ピッツバーグにおける HMS(heavy melting steel)の米ドル建て月次平均価格指数(コンポジット価格指数: composite price index)を利用している。

繊維のように PPI ではなく、コスト要因を直接用いる理由は次の通りである。まず鉄鋼製品などの同質財の場合、例えば日本と韓国における国内価格が時間を通じてほぼ同様の変化を示すことが分析に先立ってわかった。つまり世界価格が存在しその大勢が世界市場によって決定される傾向があると考えられる。この場合、限界費用の代理変数として貿易相手国の PPI を用いたとしても、「世界価格で世界価格を回帰する」という作業をしている面があり、当該国のコストショックが日本の価格に与える影響について正確に計測することができない。直接的に原材料価格や賃金などのコスト要因を制御する場合には、PPI を用いるときよりも説明変数が多くなるというデメリットはあるが、上記の問題を回避

⁴ 鉄鋼メーカーには主に鉄鉱石から鉄鋼を製造する高炉メーカーと鉄くずから製造する電炉メーカーが存在しており、両者の製造過程は大きく異なると通常考えられている。しかし、2007年6月13日付けの日刊産業新聞の記事によると、2007年当時の鉄くず価格の高騰が、鉄鉱石価格の上昇による鉄くずの(相対的な)コストメリットによって生じた可能性が指摘されている。実際に高炉メーカーにおいても、鉄くずを原料として配合をしており、鉄鉱石価格の上昇に伴って配合率は2002年の8.7%から2006年には11.8%に上昇したと指摘している。更に2009年6月2日付けの同新聞記事は、2009年時点で配合率が14.8%に上昇していたことを報告している。従って、本稿では鉄くず価格が鉄鉱石等原材料価格の代理変数となり得ると考えた。更に、渡邊(2010)によれば鉄くず価格は近年国際商品化しており、国際価格が国内の相場形成を主導していると指摘している。この点は、東京における鉄くず市中価格と国際価格である米国のコンポジット価格の連動性が高いことから確認できる(図表16)。

⁵ 中国については総労働時間に関するデータが入手できないため、賃金支払総額を用いることとした。

することが可能になると考えた。

更に鉄鋼価格は国内外の景気要因を強く受けると考えられるため、内外の景気要因として日本および OECD 加盟国全体の鉱工業生産指数を制御する。前者は経済産業省から後者は OECD.stat から入手した。推定に用いるサンプル期間は 1995 年 3 月から 2009 年 11 月である。

推定結果は図表 17, 図表 18 の通りである。図表 17-1 は熱延薄板市中価格の韓国賃金の変化に対する反応を、図表 17-2 は中国賃金の変化に対する反応を、図表 17-3 は鉄くず価格の変化に対する反応を、そして図表 17-4 は円・ドルレートの変化に対する反応をそれぞれ表している。同様に、図表 18-1 は冷延薄板市中価格の韓国賃金の変化に対する反応を、図表 18-2 は中国賃金の変化に対する反応を、図表 18-3 は鉄くず価格の変化に対する反応を、そして図表 18-4 は円・ドルレートの変化に対する反応をそれぞれ表している。この推定においては、被説明変数のラグ項の値が大きく、長期パルス率の推定値が安定していないため、短期パルス率のみ報告している。繊維品の分析と同様に係数推定値を 90%信頼区間とともに示しており、横軸の年月はサンプル期間の最終期を示している。これをみると、熱延鋼板では、中国や韓国のコスト要因と市中価格との正の強い相関関係はみられない(図表 17-1,2)。一方、冷延鋼板においては中国や韓国の賃金に対する反応が 2000 年代後半以降大きくなっていることがわかる(図表 18-1,2)。特に中国賃金については 2006 年頃から係数推定値が 1 を超えており有意性も高い。また図表 19 の通り、リーマン・ショック以前に限定してサンプルを二分した分析においても同様の傾向が確認できる。しかし、ローリング推定からは、中国・韓国の賃金への反応がリーマン・ショック以降小さくなってきていることがわかる。熱延鋼板においては鉄くず価格に対する反応が同様に 2000 年代後半以降大きくなっているが、やはりリーマン・ショック以降その程度は縮小してきている(図表 16-3)。従ってリーマン・ショック以前においては、外的なコストショックが日本における鉄鋼価格に影響を及ぼしており、その程度が時間を通じて大きくなる傾向があったと結論付けられる。リーマン・ショック以降の傾向については、本稿が用いた計測式でコントロールできていない観察不能な要因が影響していると考えられる。本稿では、リーマン・ショック以降のサンプルを十分に確保できなかったため、この傾向が一時的なものかどうかについては検証ができておらず、今後別途分析が必要である。

VII-5 プラスチック製品

プラスチック製品については、輸入物価指数(プラスチック製品)を被説明変数として分析を行う。説明変数としては、円・米ドルレートに加えて、原油価格および日本、中国、韓国の賃金指標を用いた。三カ国の賃金に関するデータ

は、いずれも鉄鋼で用いたものと同じ変数である。原油価格は IFS から得た“World Petroleum: Average Crude Price”（米ドル建て）を用いている。プラスチックの原料であるナフサは、原油から精製されるため、原油価格を説明変数に加えることで原材料価格の変化を制御する。

図表 12 で示した日本のプラスチック製品の輸入先シェアに基づけば、1990 年から 2010 年にかけてプラスチック製品の中国のシェアは大きく拡大する一方、韓国のシェアは低下していた。従って、本稿の理論仮説が正しい場合、韓国のコスト要因に対する感応度は時間を通じて低下し、逆に中国のコスト要因に対する反応度は時間を通じて大きくなると予想される。

推定結果は図表 20 の通りである。推定期間は 1997 年 1 月から 2009 年 12 月であり、繊維、鉄鋼の結果と同様に 90%信頼区間を併せて報告している。また横軸はローリング推定の最終期を示している。ここで図表 20-1 は輸入物価指数(プラスチック製品)の韓国賃金の変化に対する反応を、図表 20-2 は中国賃金の変化に対する反応を、図表 20-3 は原油価格の変化に対する反応を、そして図表 20-4 は円・ドルレートの変化に対する反応をそれぞれ表している。図表 20-1 の通り、残念ながら韓国賃金の変化に対する反応は推定期間を通して大きく変化しておらず有意性も低いことが分かった。一方、図表 20-2 からは中国賃金の変化に対する輸入物価指数の反応が 2000 年代後半以降高まっていることがわかる。ここでも、日本の国内物価に対して外的なコスト要因が果たす影響が大きくなりつつあることを示している。またこうした結果は、リーマン・ショック以前に限定してサンプルを二分した分析においても確認できる（図表 21）。しかし、ローリング推定からは、中国賃金に対する感応度は 2007 年頃から低下していることがわかる。従ってこの変化が一時的なものかどうかに関しては今後の分析が必要と考えられる。また原油価格や円・ドルレートの変化に対する感応度は、リーマン・ショック後大きくなってきている（図表 20-3,4）。当該期間には急速な原油価格の低下や円高の進展が見られたことから、この結果の背景には、鉄鋼の項において述べたようなリーマン・ショック時の観察不能な要因の影響が関連している可能性がある。

VIII. 結論と今後の課題

本稿では日本への新興国企業からの輸出増加に見られるような外国企業のシェア増大がパススルーにどのような影響を与えるかを考察してきた。理論分析においてはこの目的のために中間財市場における双方寡占を特徴とする 2 国動学マクロモデルを構築した。その結果、外国における中間財の買い手企業のシェアが上昇することによって為替レートや外国生産性の変動に対する自国物価の

感応度が高まることが示された。このことは新興国企業の日本市場におけるシェアが高まり日本企業のシェアが低まるときには為替レートや新興国における生産費用変動が日本の輸入物価・国内物価により強い影響を与えるようになることを示唆している。実証分析においては産業別データを用いて、日本市場において新興国からの輸入品シェア(外国企業グループ全体としてのシェア)が高まるにつれて理論モデルから得られたような影響力の高まりが観察されるかを検証した。その結果、繊維品においてはそのような仮説を支持する結果が得られた。また冷延薄板やプラスチック製品の中国賃金に対する反応などでも仮説と整合的な結果が得られた。ただしそれ以外の中には反応そのものが有意とならない場合も見られた。

今後の研究課題として、理論面ではモデルを拡張する余地があるであろう。本稿のモデルは2カ国モデルでしかも中間財しか貿易されないというものであった。しかし現実には日本と新興国の間の関係においても第3国(米国・欧州など)の存在は大きな意味を持つと考えられる。また中間財以外(例えば農産物など)も貿易されるため、中間財貿易の収支は長期的な平均を取っても必ずしもゼロに近くなる。さらに、本稿のモデルは企業シェアに注目して分析を進めてきたが、シェアは企業の競争力の一側面に過ぎない。このほかに重要な役割を果たすのは当該企業の製品と他社製品との代替可能性である。この要素を取り入れるためには中間財が完全代替的であるという現在の仮定を変え、製品差別化を導入する必要がある。さらには売り手と買い手の交渉力といった要素も現在のモデルには欠けているが、現実には重要と思われる。また、企業参入・退出をモデルに導入して企業数を内生化することも今後の重要な課題である。以上述べたようなより現実的な特徴をモデルに組み込んでいくことが必要と考えられる。実証面では特にリーマン・ショック前後で係数が大きく変わり予想していた結論が得られなかった場合があった。このような世界貿易に対する大きなショックの影響をどのように考慮に入れるのかは今後の重要な検討課題である。

参考文献

- Benigno, Pierpaolo, and Ester Faia (2010) “Globalization, Pass-through and Inflation Dynamic”, *NBER Working Paper Series* 15842.
- Campa, José Manuel, and Linda S. Goldberg (2005) “Exchange Rate Pass Through into Import Prices,” *Review of Economics and Statistics*, 87, 679–90.
- Gali, Jordi and Tomasso Monacelli (2005) “Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy Model”, *Review of Economic Studies* 72, 707-734.

- Hendricks, Kenneth, and R. Preston McAfee (2010) “A Theory of Bilateral Oligopoly” *Economic Inquiry* 48(2), 391-414.
- Knetter, Michael M., (1993) “International Comparisons of Pricing-to-Market Behavior,” *American Economic Review*, 83, pp. 473-486.
- Marazzi, Martin, Nathan Sheets, Robert J. Vigfusson, Jon Faust, Joseph E. Gagnon, Jaime R. Marquez, Robert F. Martin, Trevor Reeve, and John H. Rogers (2005), “Exchange Rate Pass-through to US Import Prices: Some New Evidence,” Board of Governors of Federal Reserve System, International Finance Discussion Paper, No.833.
- Obstfeld, M. and K. Rogoff. “Exchange Rate Dynamics Redux,” *Journal of Political Economy*, 103, (1995) 624-660.
- Otani, Akira, Shigenori Shiratsuka, and Toyochiro Shirota (2003) “The Decline in the Exchange Rate Pass-Through: Evidence from Japanese Import Prices”, *Monetary and Economic Studies* 21, 53-82.
- Sekine, Toshitaka, (2006). “Time-varying Exchange Rate Pass-through: Experiences of Some Industrial Countries,” BIS Working Papers, No.202.
- 塩路悦朗 (2011), 「為替レートパススルー率の推移：時変係数 VAR による再検証」, 『フィナンシャル・レビュー』 106, 69-88.
- 塩路悦朗・内野泰助 「類別名目実効為替レート指標の構築とパススルーの再検証」『経済研究』 61(1), 47-67, 2010 年.
- 渡邊啓一 「鉄スクラップリサイクルの現状」, 『素形材』 51(3), 21-27, 2010 年.

補論

この補論では本文中で省略した各企業の最適化条件を導出する。ここでは自国企業について説明するが、外国企業についても同じように考えることができる。また本文中では省略した家計の予算制約式の詳細についても記す。

A-1 利潤関数の定式化

中間財販売企業

自国中間財販売企業の目的は企業価値の最大化である。企業価値は利潤から価格調整費用を差し引いたものの割引現在価値の期待値と等しい。自国企業は自国民によって所有されているので、その割引因子は本文中に登場する自国民の確率的割引因子と一致する。

$$V_{Mi,0} = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \mathcal{B}_t^n \left[\pi_{Mi,t} - P_t \cdot \Psi_{Ai,t} \right] \quad (\text{A1})$$

ただし $\mathcal{B}_t^n \equiv \beta_1^n \cdot \beta_2^n \cdots \beta_{t-1}^n$ (A2)

かつ $\beta_1^n \equiv 1$, かつ $t > 1$ のとき $\beta_t^n \equiv \beta \cdot \left(\frac{C_t}{C_{t+1}} \right)^\phi \cdot \frac{P_t}{P_{t+1}}$ (A3)

一般物価水準 P_t が価格調整費用 $\Psi_{Ai,t}$ に掛けられているのは後者が合成財(最終財とサービスの合成消費指標)の単位で測られていることを意味している。

中間財購入企業

自国中間財購入企業の目的関数は

$$V_{Fj,0} = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \mathcal{B}_t^n \left[\pi_{Fj,t} - P_t \cdot \Psi_{Fj,t} \right] \quad (\text{A4})$$

やはり、自国企業は自国民によって所有されていること、価格調整費用は合成財の単位で発生することが仮定されている。

サービス生産企業

自国サービス企業の目的関数は

$$V_{Sk,0} = E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \mathcal{B}_t^n \left[\pi_{Sk,t} - P_t \cdot \Psi_{Sk,t} \right] \quad (\text{A5})$$

A-2 最適化条件

中間財販売企業

個別企業の最適化条件に均衡の対称性を加えると次のような条件が中間財販売企業について得られる。

$$\hat{P}_{Ai,t} = \hat{P}_{A,t} \quad 1 \leq i \leq N_M \quad (\text{A6})$$

$$d\pi_{A,t} = P_t \cdot d\Psi_{1,A,t} - E_t \beta_t^n P_{t+1} \cdot d\Psi_{2,A,t} \quad (\text{A7})$$

ただし

$$\begin{aligned}
d\pi_{A,t} &\equiv \frac{\partial \pi_{A,t}}{\partial \hat{P}_{A,t}} = \kappa_{A,t} P_M'(\kappa_t) q_{M,t} \\
&+ \left[-\frac{\alpha_M}{1-\alpha_M} \kappa_t \hat{P}_{A,t}^{-1} + \kappa_{A,t} \right] \hat{P}_{A,t}^{-\alpha_M/(1-\alpha_M)} \left[P_M(\kappa_t) - \frac{1}{\alpha_M} W_t \left(\frac{q_{M,t}}{A_t} \right)^{(1-\alpha_M)/\alpha_M} \right]
\end{aligned} \tag{A8}$$

であり, ここで $\kappa_{A,t} \equiv \frac{\partial \kappa}{\partial \hat{P}_{A,t}}$

$$d\Psi_{1,A,t} \equiv \psi_A \cdot \left[\frac{\hat{P}_{A,t} - \hat{P}_{A,t-1}}{\hat{P}_{A,t-1}} \right] \cdot \frac{1}{\hat{P}_{A,t-1}} \tag{A9}$$

$$d\Psi_{2,A,t} \equiv \psi_A \cdot \left[\frac{\hat{P}_{A,t+1} - \hat{P}_{A,t}}{\hat{P}_{A,t}} \right] \cdot \frac{\hat{P}_{A,t+1}}{\hat{P}_{A,t}^2} \tag{A10}$$

と書ける.

中間財購入企業

$$\hat{P}_{Bj,t} = \hat{P}_{B,t} \quad 1 \leq j \leq N_F, \tag{A11}$$

$$d\pi_{B,t} = P_t \cdot d\Psi_{1,B,t} - E_t \beta_t^n P_{t+1} \cdot d\Psi_{2,B,t} \tag{A12}$$

ただし

$$\begin{aligned}
d\pi_{B,t} &\equiv \frac{\partial \pi_{B,t}}{\partial \hat{P}_{Bj,t}} = -\kappa_{B,t} P_M'(\kappa_t) q_{F,t} \\
&+ \left[\frac{1}{1-\alpha_F(1-1/\theta)} \kappa_t' \hat{P}_{B,t}^{-1} + g'(\kappa) \kappa_{B,t} \right] \hat{P}_{B,t}^{\frac{1}{1-\alpha_F(1-1/\theta)}} \left[Z_t \alpha_F \left(1 - \frac{1}{\theta} \right) q_{F,t}^{\alpha_F(1-1/\theta)-1} - P_M(\kappa_t) \right]
\end{aligned}$$

(ここで $Z_t \equiv [P_{F,t} \cdot y_{F,t}^{1/\theta} \cdot (B_t)^{-\alpha_F(1-1/\theta)-1/\theta}] B_t$ である.)

(A13)

ただし $\kappa_{B,t} \equiv \frac{\partial \kappa_t}{\partial \hat{P}_{Bj,t}}$

$$\kappa_t' = g(\kappa) = \left[(1/\alpha_M \alpha_F (1-1/\theta)) \kappa^{1/\alpha_M - 1} \right]^{1/(\alpha_F(1-1/\theta)-1)} \tag{A14}$$

$$d\Psi_{1,B,t} \equiv \psi_B \cdot \left[\frac{\hat{P}_{B,t} - \hat{P}_{B,t-1}}{\hat{P}_{B,t-1}} \right] \cdot \frac{1}{\hat{P}_{B,t-1}} \quad (\text{A15})$$

$$d\Psi_{2,B,t} \equiv \psi_B \cdot \left[\frac{\hat{P}_{B,t+1} - \hat{P}_{B,t}}{\hat{P}_{B,t}} \right] \cdot \frac{\hat{P}_{B,t+1}}{\hat{P}_{B,t}^2} \quad (\text{A16})$$

サービス生産企業

$$d\pi_{Sk,t} = P_t \cdot d\Psi_{1,S,t} - E_t \beta_t^n P_{t+1} \cdot d\Psi_{2,S,t} \quad (\text{A17})$$

$$\text{ただし } d\pi_{Sk,t} \equiv (1-\theta)Y_{S,t} + (\theta/\alpha_S)(P_{S,t}^{-1}) \cdot W_t \cdot A_S^{-1/\alpha_S} \cdot Y_{S,t}^{1/\alpha_S} \quad (\text{A18})$$

$$d\Psi_{1,S,t} \equiv \psi_S \cdot \left[\frac{P_{S,t} - P_{S,t-1}}{P_{S,t-1}} \right] \cdot \frac{1}{P_{S,t-1}} \quad (\text{A19})$$

$$d\Psi_{2,S,t} \equiv \psi_S \cdot \left[\frac{P_{S,t+1} - P_{S,t}}{P_{S,t}} \right] \cdot \frac{P_{S,t+1}}{P_{S,t}^2} \quad (\text{A20})$$

A-3 家計予算制約式の詳細

家計の予算制約式中、 V_t はこの家計が t 期末に保有する株式の総額であって、

$$V_t = V_{M,t} \cdot s_{M,t} + V_{F,t} \cdot s_{F,t} + V_{S,t} \cdot s_{S,t} \quad (\text{A21})$$

と書ける。ただし $V_{M,t}, V_{F,t}, V_{S,t}$ はそれぞれ自国中間財販売、中間財購入、サービス企業の株価の総和である(部門内で各企業は対称なので、均衡では各企業の株価は総和を企業数で割ったものと一致する)。また $s_{M,t}, s_{F,t}, s_{S,t}$ はそれぞれの株式に占めるこの家計のシェアである。一方、

$$V'_t = V_{M,t} \cdot s_{M,t-1} + V_{F,t} \cdot s_{F,t-1} + V_{S,t} \cdot s_{S,t-1} \quad (\text{A22})$$

である。また、

$$\Pi_t = \Pi_{M,t} \cdot s_{M,t-1} + \Pi_{F,t} \cdot s_{F,t-1} + \Pi_{S,t} \cdot s_{S,t-1} \quad (\text{A23})$$

であり、 $\Pi_{M,t}, \Pi_{F,t}, \Pi_{S,t}$ は各部門に属する企業の利潤の総和である(均衡では各

企業の利潤は総和を企業数で割ったものと一致する).

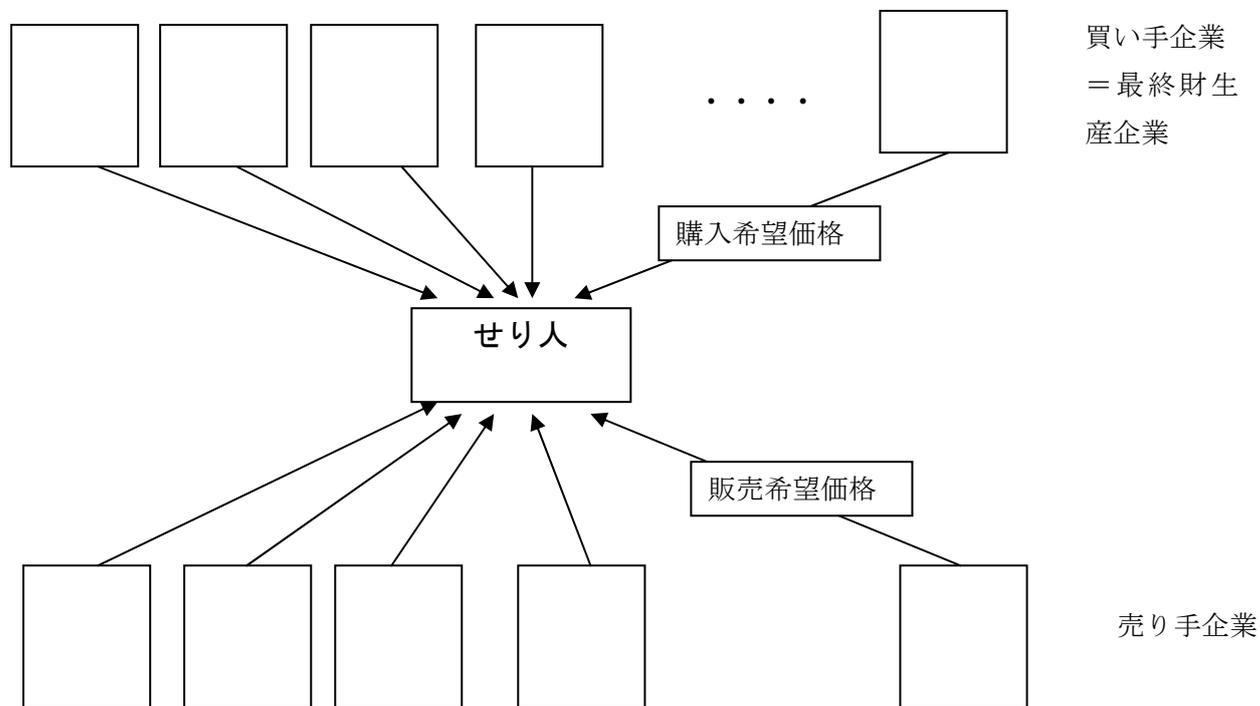
株式の収益率と債券の収益率の間では無裁定条件が成り立たなくてはならない.

$$(1+i_t)E_t\beta_t^n = E_t\beta_t^n (V_{X,t+1} + \Pi_{X,t+1})/V_{X,t} \quad X=M \text{ または } F \text{ または } S. \quad (\text{A24})$$

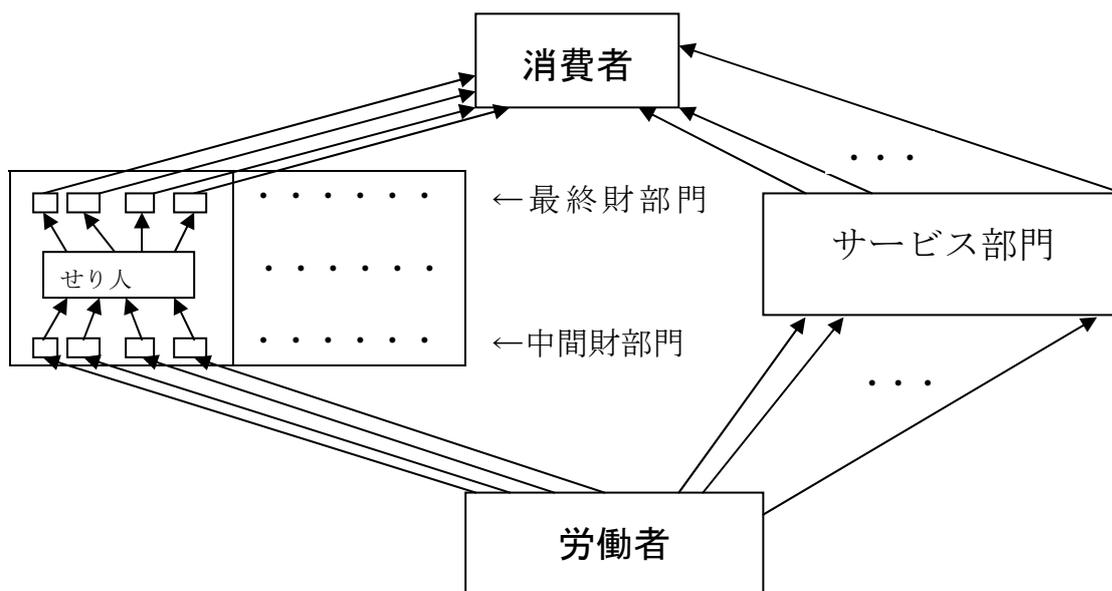
なお均衡では $s_{M,t}, s_{F,t}, s_{S,t}$ は全て 1 とならなくてはならない.

図表1 モデルの概念図

中間財市場の概念図：1カ国モデルの場合



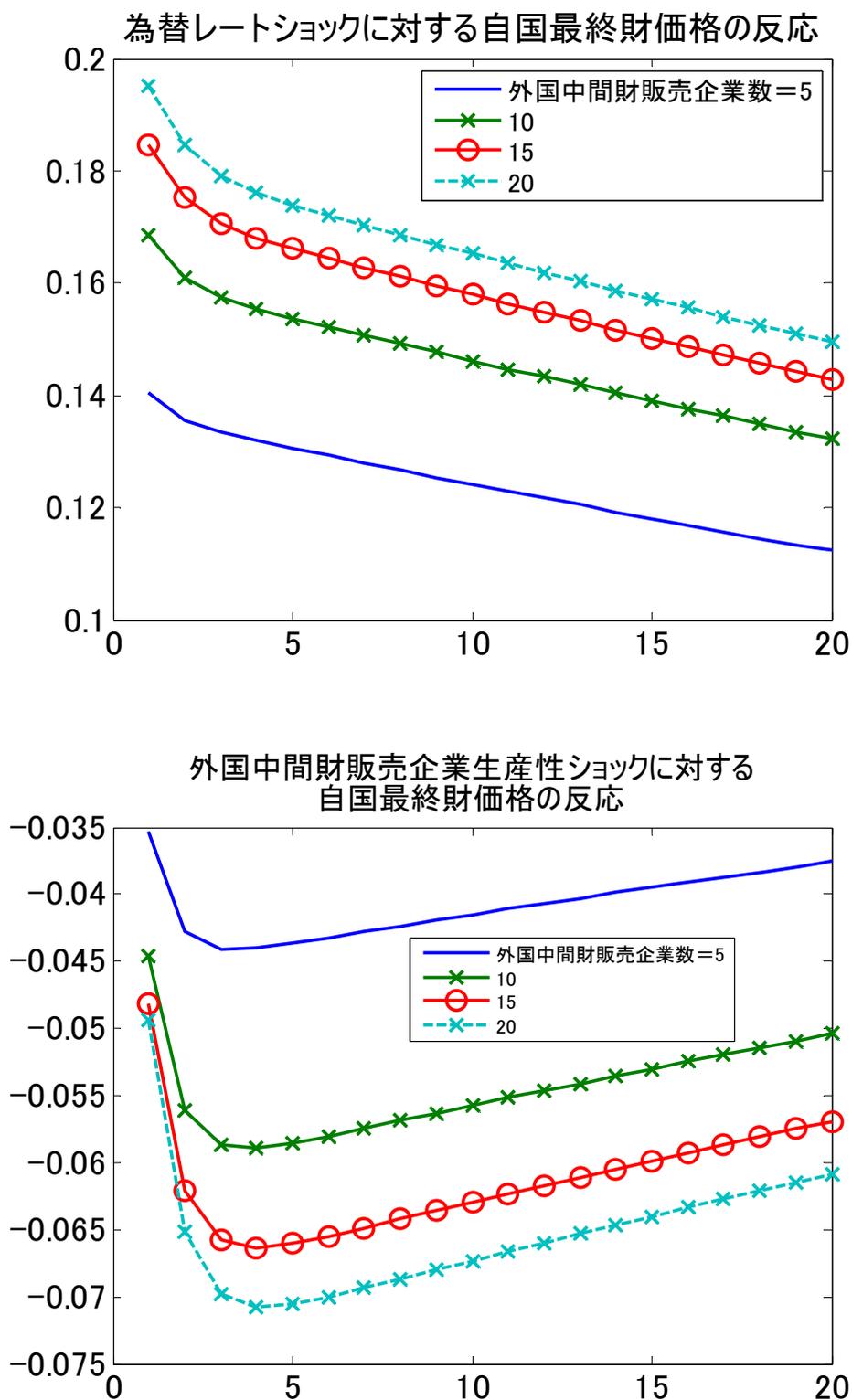
財市場全体の概念図：1カ国モデルの場合



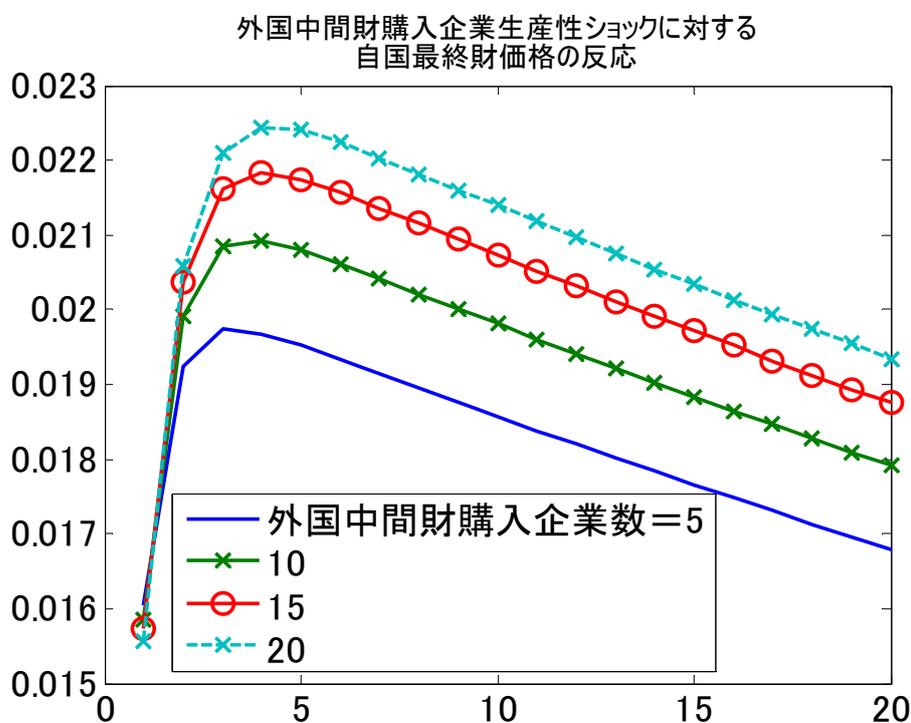
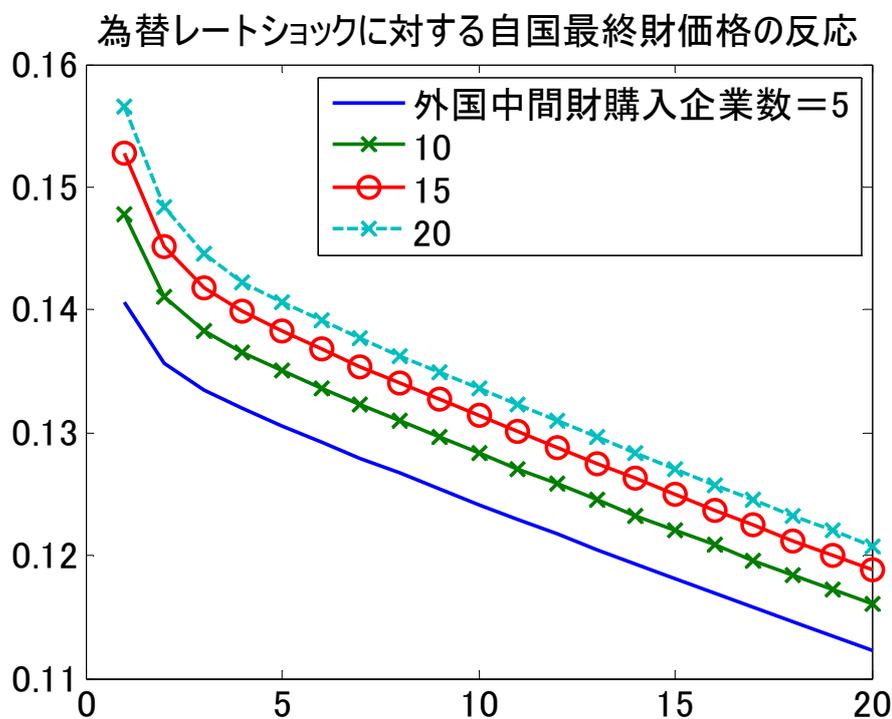
図表 2 パラメーター値の設定

パラメーター名	経済学的意味	数値
α_M	中間財生産関数パラメーター	0.6
α_F	最終財生産関数パラメーター	0.4
α_S	サービス生産関数パラメーター	0.5
θ	財間の代替弾力性	10
ω	最終財の支出シェア	0.5
ρ	最終財とサービスの間の代替弾力性	2
λ	労働供給弾力性に関するパラメーター	0.1
Λ	労働不効用の係数	0.2
ϕ	消費の異時点間の代替弾力性の逆数	1
β	主観的割引因子	0.99
φ	貨幣需要の利子弾力性の逆数	1
Φ	貨幣から得る効用の係数	0.01
A, B, A_S	生産性パラメーター	1
ψ	価格調整費用パラメーター（全部門に同じ数値を採用）	0.1
ξ	リスクプレミアムの累積債務残高に対する感応度	0.0001
μ	金融政策ルールにおける金利ターゲットの重要性	1000
μ_i	金利設定ルールにおける1期前の金利の係数	0.9
μ_π	金利設定ルールにおけるインフレ率の係数	1.5
\bar{M}	貨幣供給量（ターゲット）	4
ρ_e など	ショックの AR1 係数	0.99
$N_{MH}, N_{MF}, N_{FH}, N_{FF}$	企業数（ベンチマーク）	5

図表 3 部分均衡モデルのインパルス応答分析(1): 外国中間財販売企業数の影響

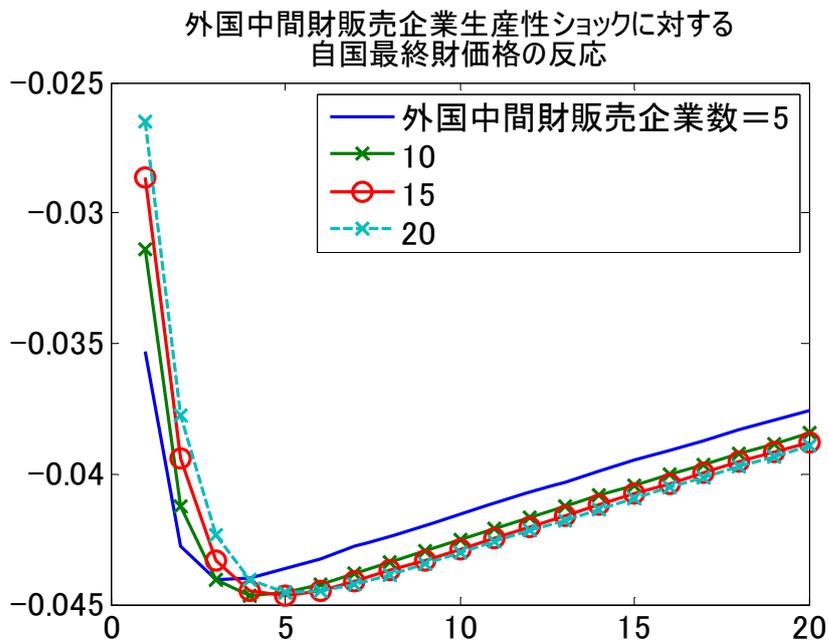


図表4 部分均衡モデルのインパルス応答分析(2): 外国中間財購入企業数の影響

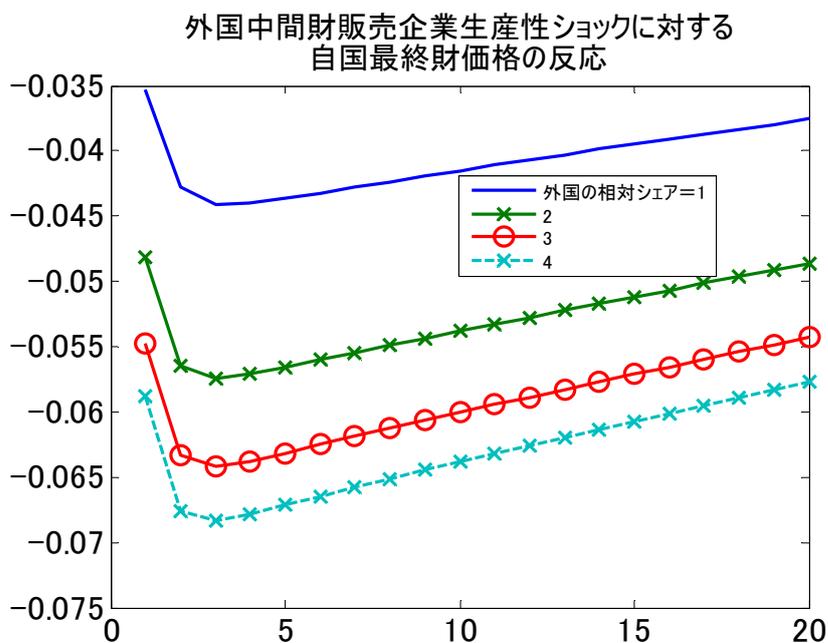


図表 5 部分均衡モデルのインパルス応答分析(3): 外国中間財販売企業数の影響を分解する

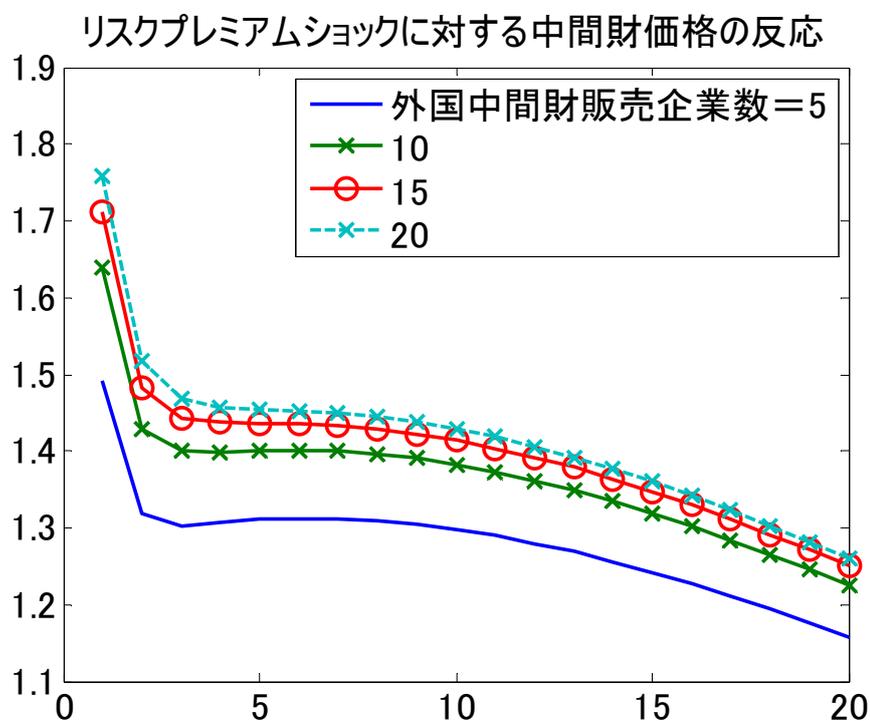
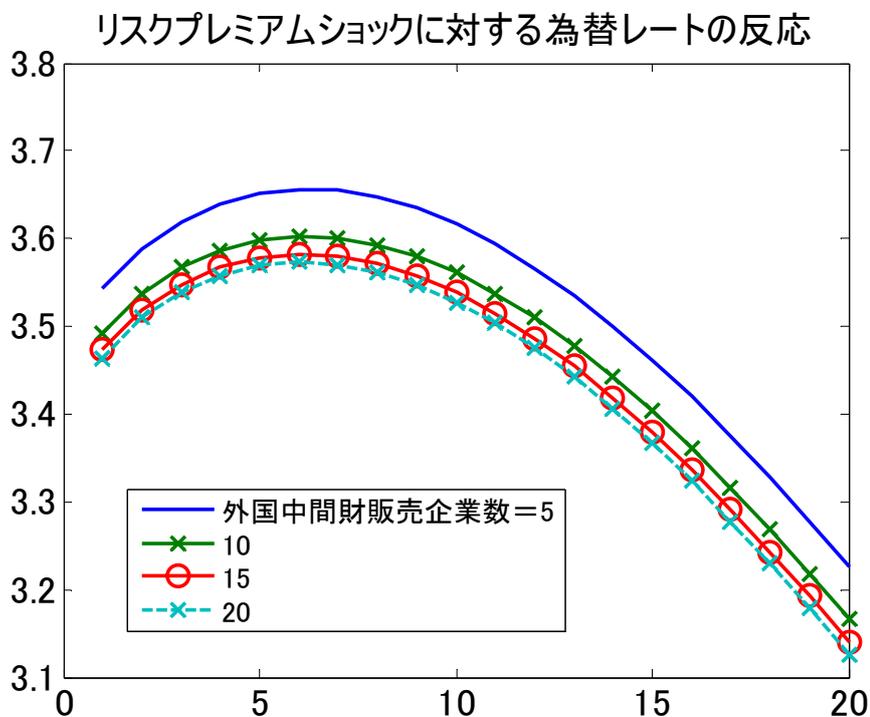
(A) 外国企業全体としてのシェアを一定とし，外国企業数だけを増やした場合



(B) 外国企業数は一定とし，外国企業全体としてのシェアを増加させた場合

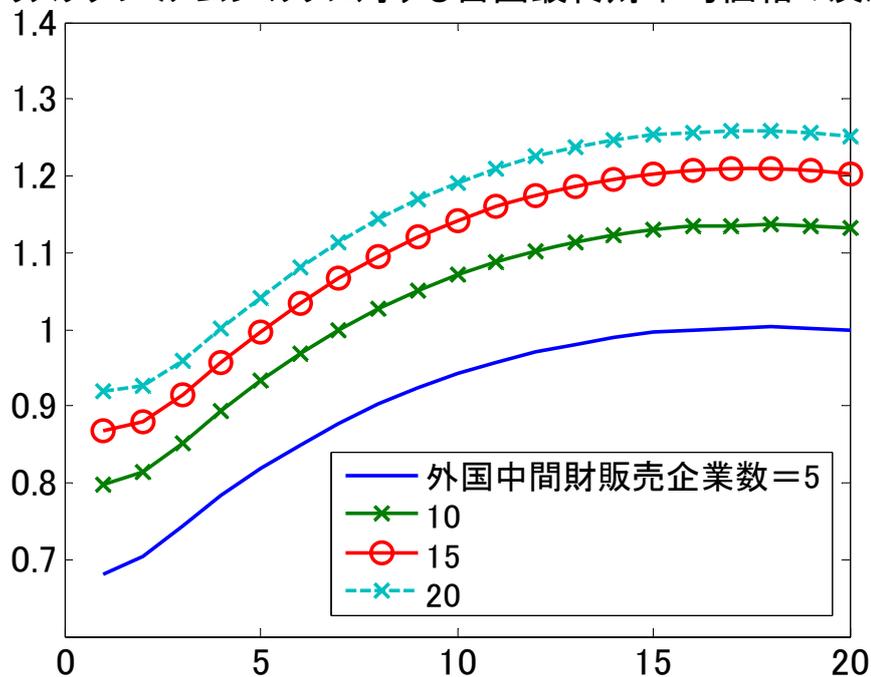


図表 6 一般均衡モデルのインパルス応答分析(1): リスクプレミアムショックの効果と外国中間財販売企業数

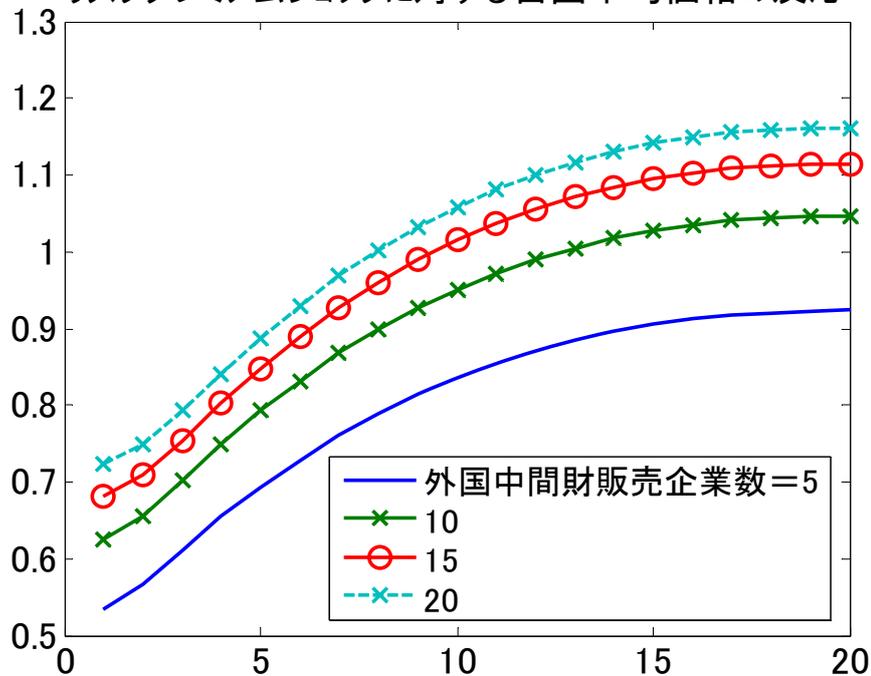


図表 6(続き)

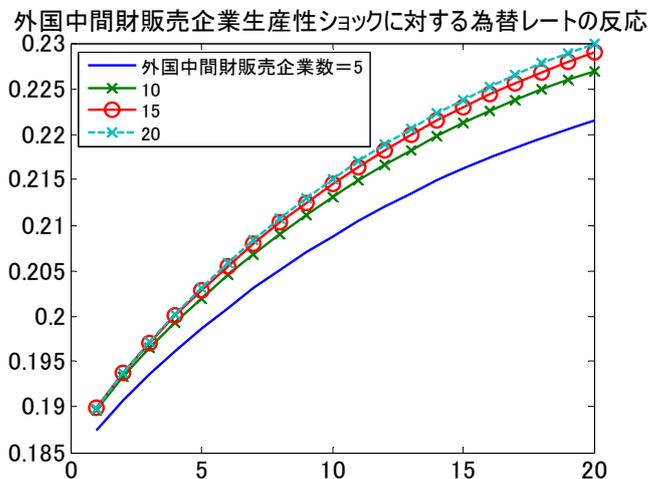
リスクプレミアムショックに対する自国最終財平均価格の反応



リスクプレミアムショックに対する自国平均価格の反応

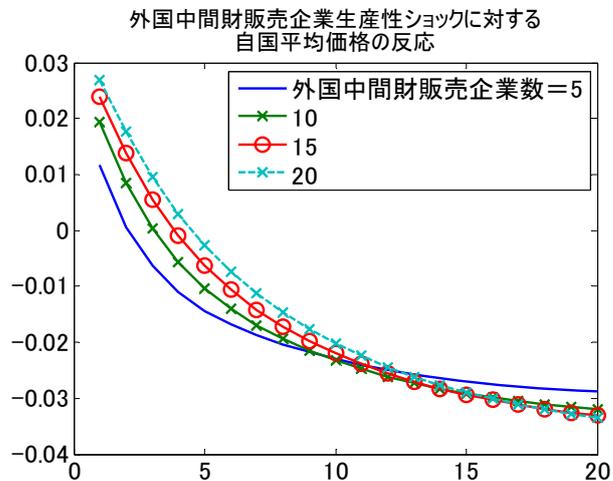
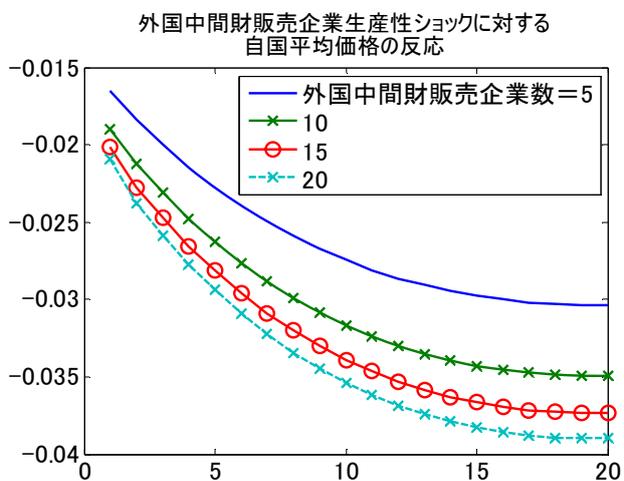


図表 7 一般均衡モデルのインパルス応答分析(2): 外国中間財販売企業に対する生産性ショックの効果と外国中間財販売企業数

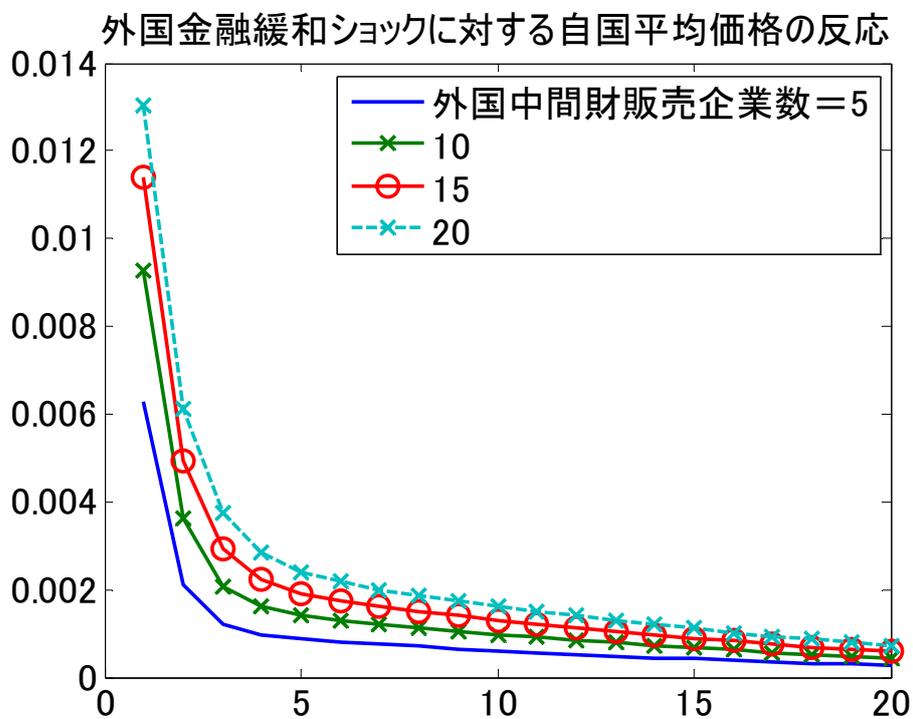


価格調整費用が小さい場合($\psi_A = 0.001$)

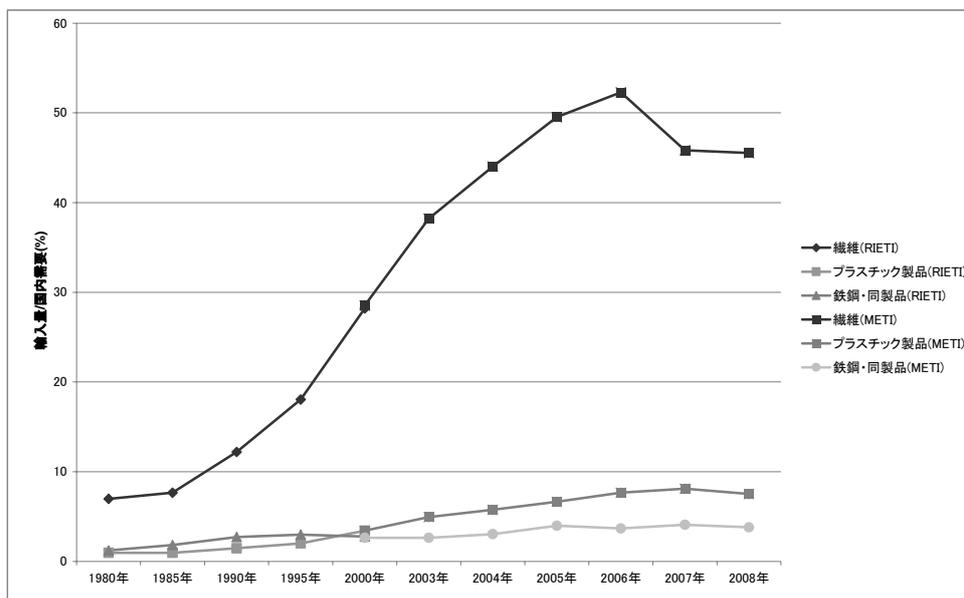
価格調整費用が大きい場合($\psi_A = 1$)



図表 8 一般均衡モデルのインパルス応答分析(3): 外国における金融緩和の効果と外国中間財販売企業数



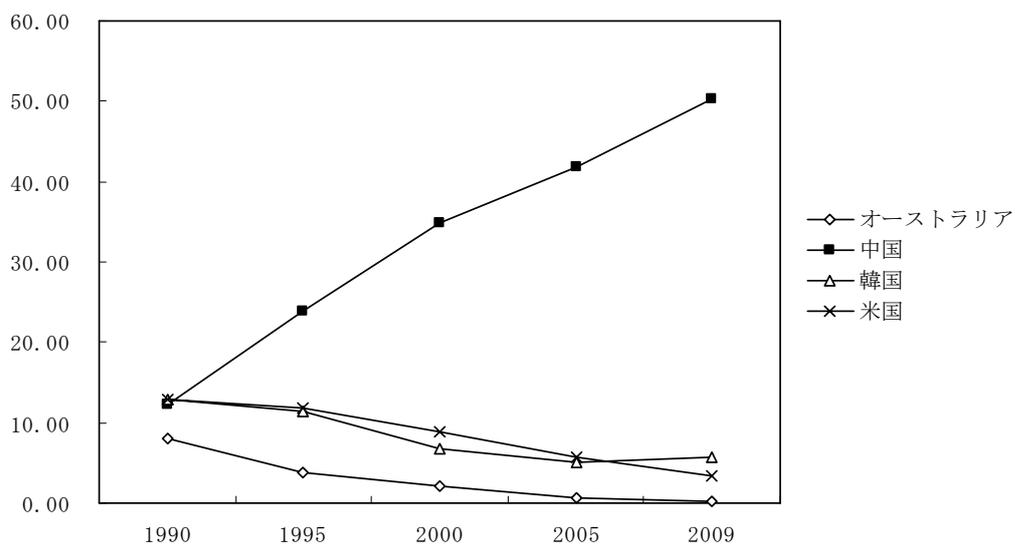
図表 9 繊維品，鉄鋼・同製品，プラスチック製品の輸入浸透率の変化



注: RIETI で示された項目は経済産業研究所が公表している 511 部門産業連関表（名目）から計算された輸入浸透率を，METI で示された項目は経済産業省が公表している 72 部門産業連関表（名目）から計算された輸入浸透率をそれぞれ示している。

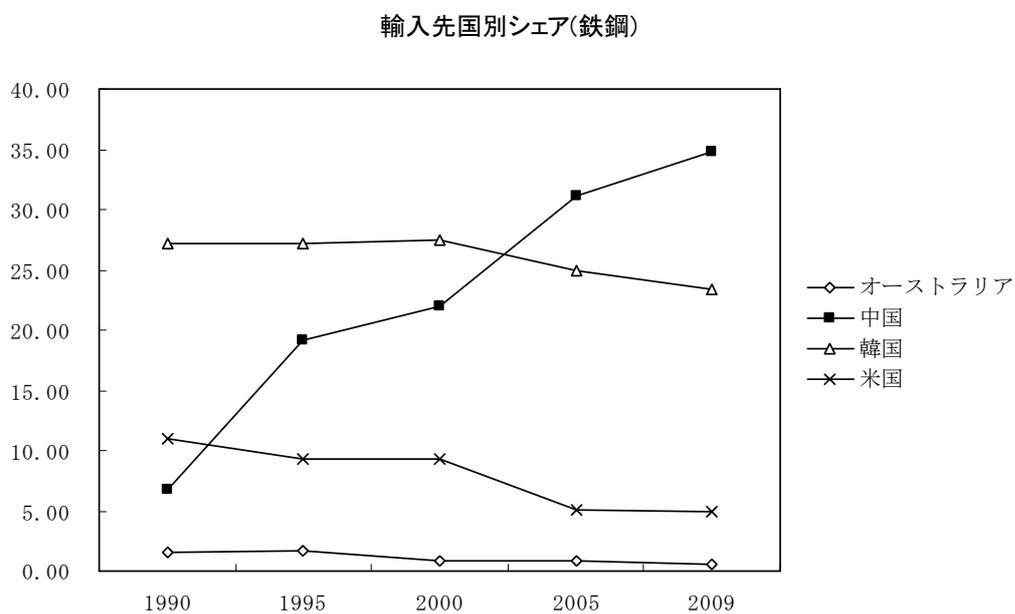
図表 10 繊維品の輸入先国別シェア

輸入先国別シェア(繊維)



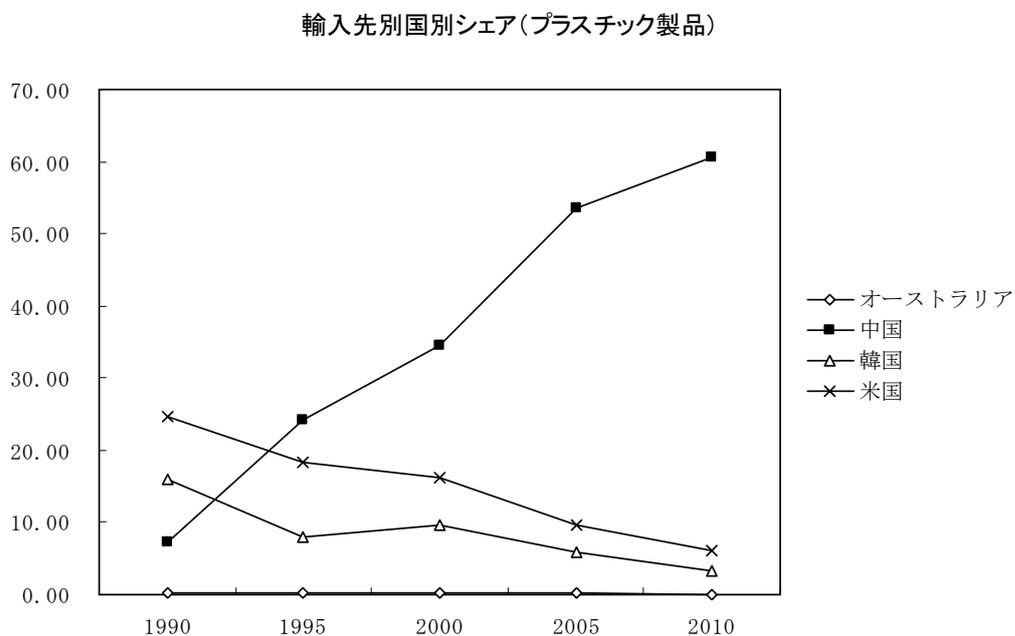
データ出所：UN COMTRADE

図表 11 鉄鋼の輸入先国別シェア



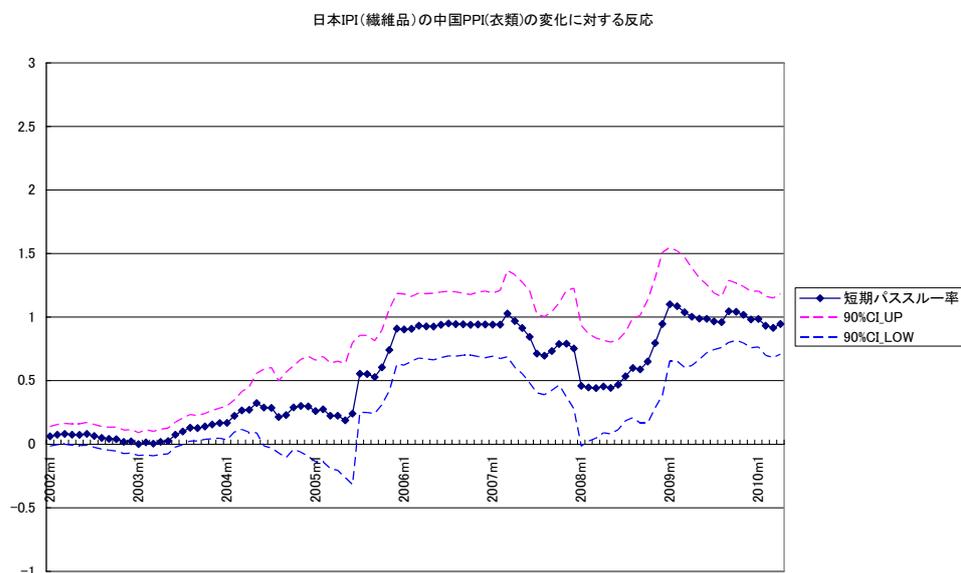
データ出所：UN COMTRADE

図表 12 プラスチック製品の輸入先国別シェア

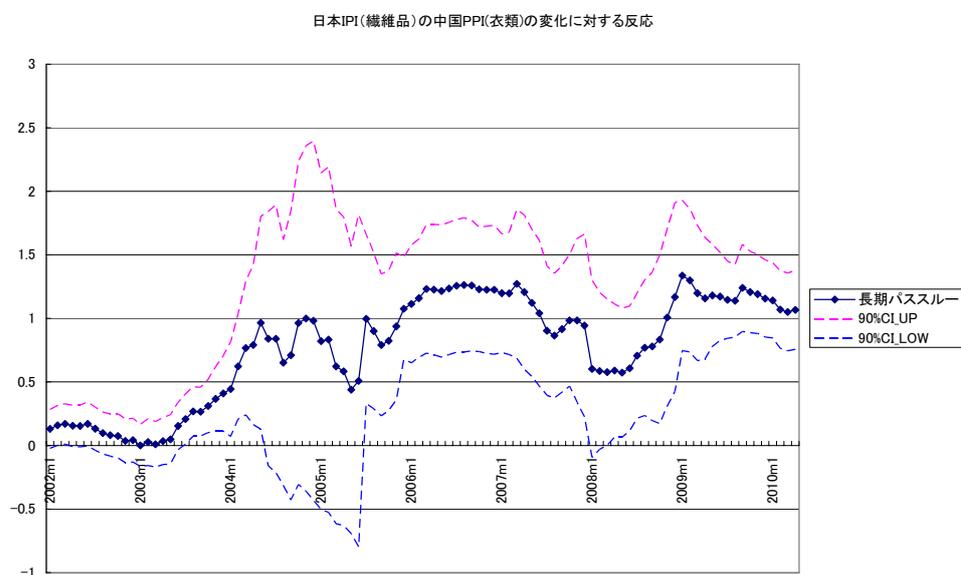


データ出所：UN COMTRADE

図表 13 日本の IPI(繊維品)の中国 PPI(衣類)の変化に対する反応（上段：短期パ
ススルー率，下段：長期パ
ススルー率）

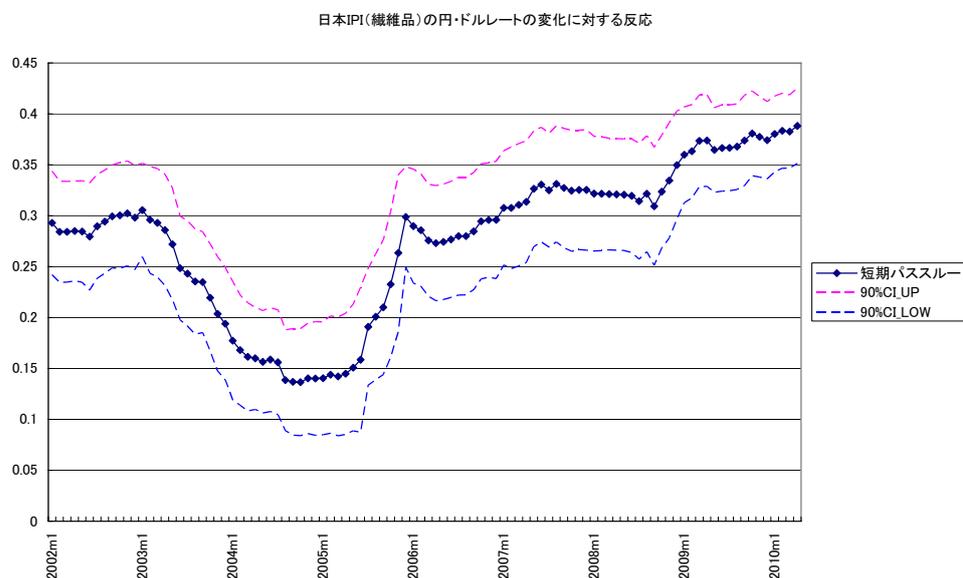


注: 90%CI_UP は 90%信頼区間の上限を，同様に 90%CI_LOW は 90%信頼区間の下限を示している．横軸はローリング推定の最終期を示している．

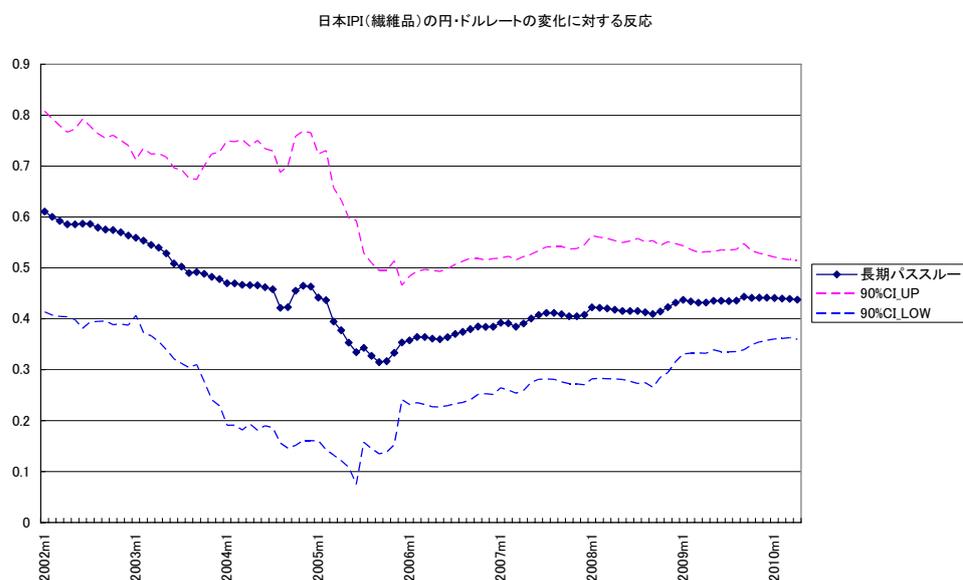


注: 90%CI_UP は 90%信頼区間の上限を，同様に 90%CI_LOW は 90%信頼区間の下限を示している．横軸はローリング推定の最終期を示している．

図表 14 日本の IPI(繊維品)の円・ドルレートの変化に対する反応 (上段：短期パ
ススルー率, 下段：長期パススルー率)



注: 90%CI_UP は 90%信頼区間の上限を, 同様に 90%CI_LOW は 90%信頼区間の下限を示している. 横軸はローリング推定の最終期を示している.



注: 90%CI_UP は 90%信頼区間の上限を, 同様に 90%CI_LOW は 90%信頼区間の下限を示している. 横軸はローリング推定の最終期を示している.

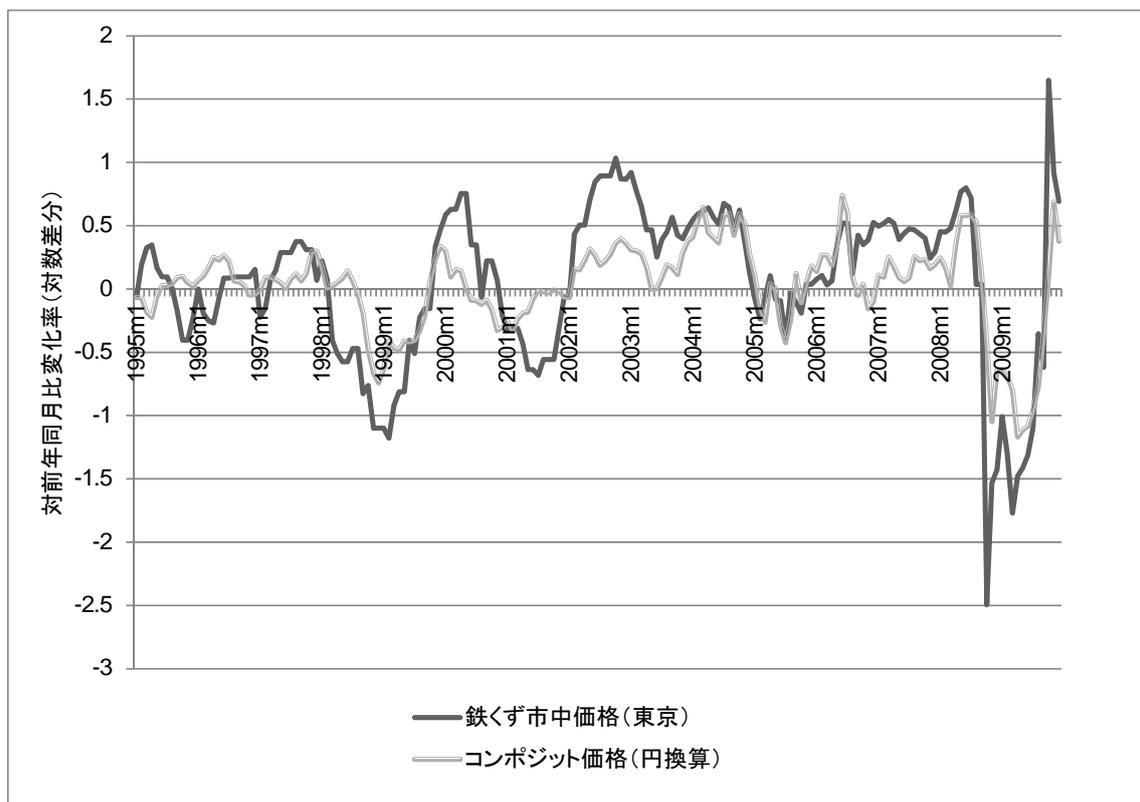
図表 15 繊維品に関するサブサンプル分析

短期パススルー率	前半(1997年1月-2003年7月)		後半(2003年8月-2010年3月)	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
為替レート	0.2641 ***	0.0394	0.3375 ***	0.0272
中国PPI	0.1136 **	0.0523	0.7490 ***	0.1722

長期パススルー率	前半(1997年1月-2003年7月)		後半(2003年8月-2010年3月)	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
為替レート	0.5808 **	0.0414	0.4211 ***	0.0178
中国PPI	0.2499 ***	0.1262	0.9344 ***	0.2057

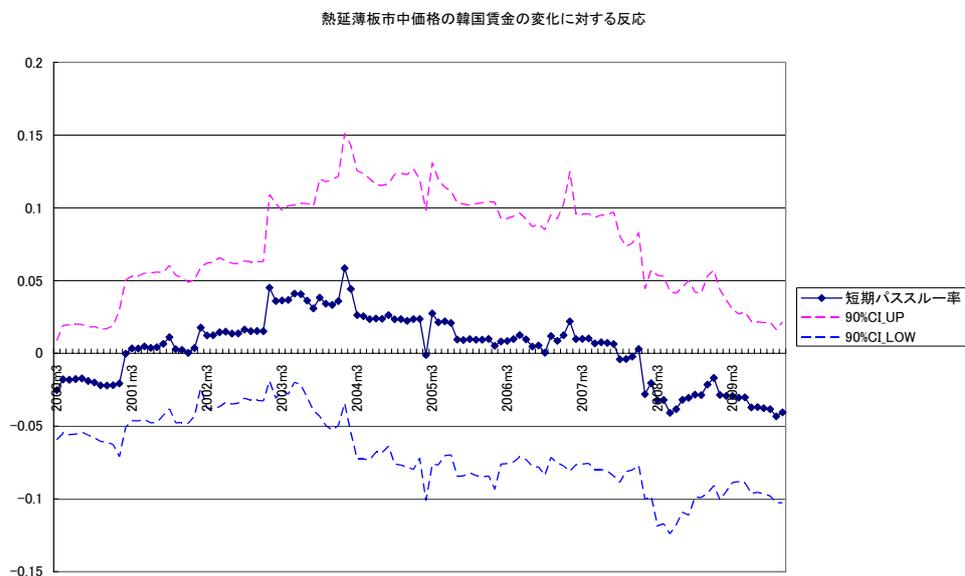
注: *, **, ***はそれぞれ有意水準 10%, 5%, 1%を意味している。標準誤差は Newey-West の方法によって計算した。

図表 16 コンポジット価格指数と鉄くず市中価格の連動性



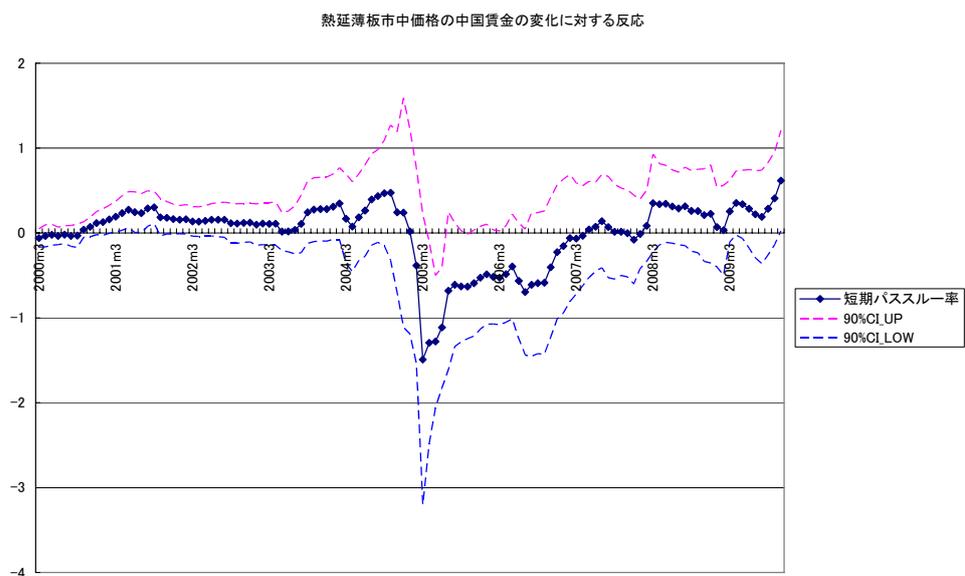
注: 鉄くず市中価格は「日刊鉄鋼新聞」ホームページより得た。

図表 17-1 熱延薄板市中価格の韓国賃金の変化に対する反応（短期パズスルー率）



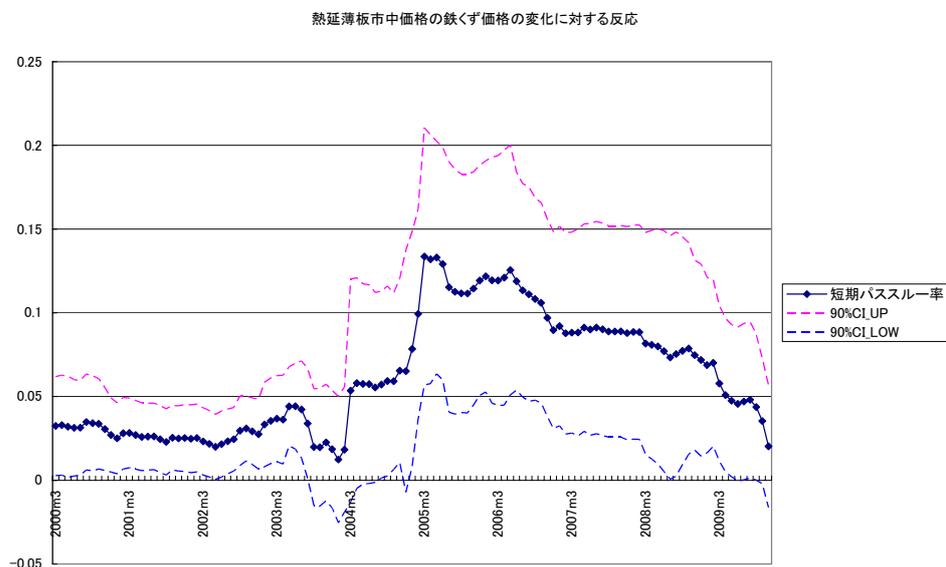
注: 90%CI_UP は 90%信頼区間の上限を, 同様に 90%CI_LOW は 90%信頼区間の下限を示している. 横軸はローリング推定の最終期を示している.

図表 17-2 熱延薄板市中価格の中国賃金の変化に対する反応（短期パズスルー率）



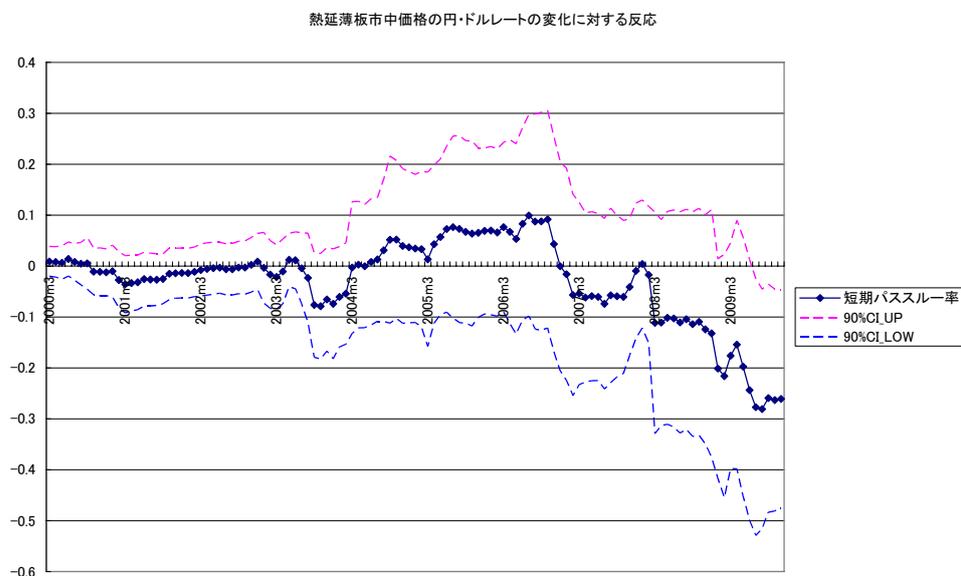
注: 90%CI_UP は 90%信頼区間の上限を, 同様に 90%CI_LOW は 90%信頼区間の下限を示している. 横軸はローリング推定の最終期を示している.

図表 17-3 熱延薄板市中価格の鉄くず価格の変化に対する反応（短期パズスルー率）



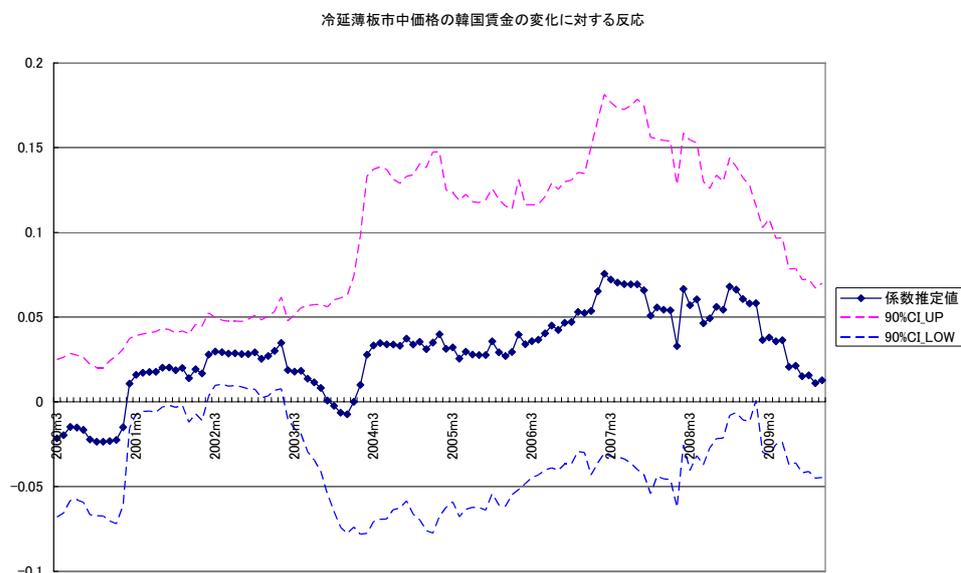
注: 90%CI_UP は 90%信頼区間の上限を, 同様に 90%CI_LOW は 90%信頼区間の下限を示している. 横軸はローリング推定の最終期を示している.

図表 17-4 熱延薄板市中価格の円・ドルレートの変化に対する反応（短期パズスルー率）



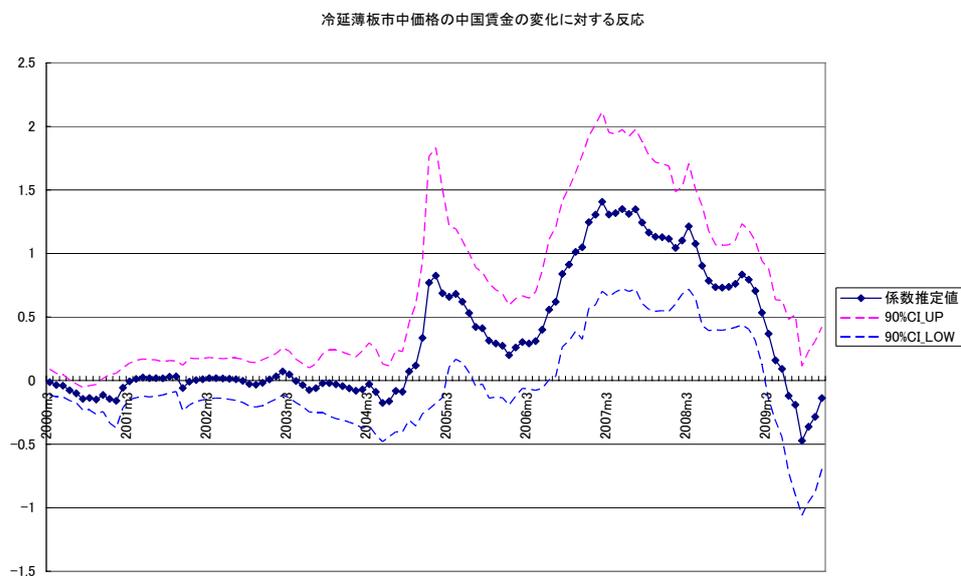
注: 90%CI_UP は 90%信頼区間の上限を, 同様に 90%CI_LOW は 90%信頼区間の下限を示している. 横軸はローリング推定の最終期を示している.

図表 18-1 冷延薄板市中価格の韓国賃金の変化に対する反応（短期パズスルー率）



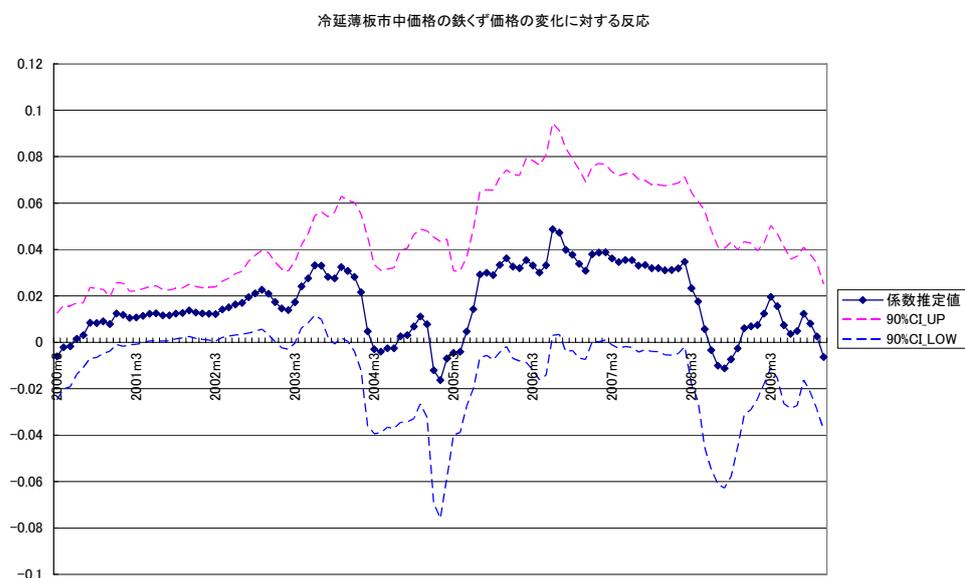
注: 90%CI_UP は 90%信頼区間の上限を, 同様に 90%CI_LOW は 90%信頼区間の下限を示している. 横軸はローリング推定の最終期を示している.

図表 18-2 冷延薄板市中価格の中国賃金の変化に対する反応（短期パズスルー率）



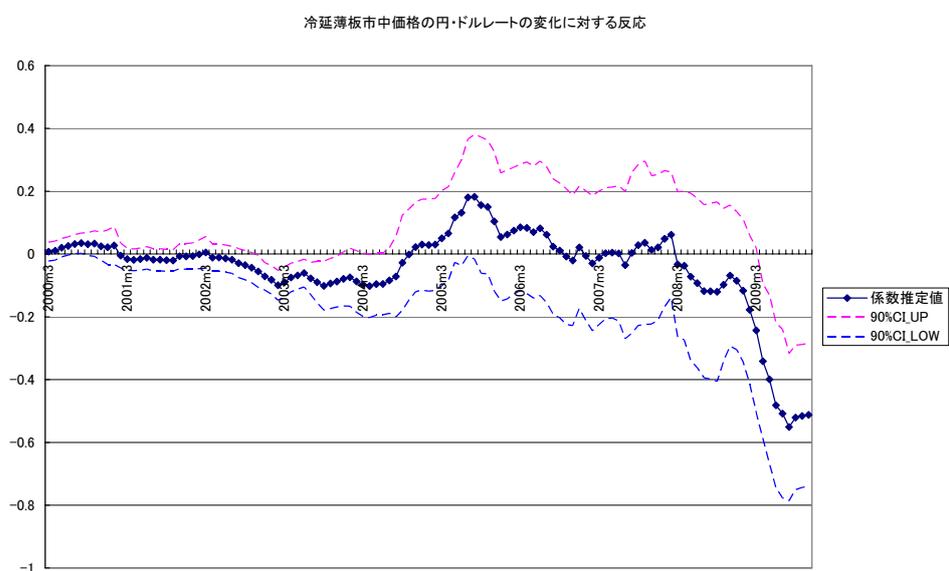
注: 90%CI_UP は 90%信頼区間の上限を, 同様に 90%CI_LOW は 90%信頼区間の下限を示している. 横軸はローリング推定の最終期を示している.

図表 18-3 冷延薄板市中価格の鉄くず価格の変化に対する反応（短期パルス率）



注: 90%CI_UP は 90%信頼区間の上限を, 同様に 90%CI_LOW は 90%信頼区間の下限を示している. 横軸はローリング推定の最終期を示している.

図表 18-4 冷延薄板市中価格の円・ドルレートの変化に対する反応（短期パルス率）



注: 90%CI_UP は 90%信頼区間の上限を, 同様に 90%CI_LOW は 90%信頼区間の下限を示している. 横軸はローリング推定の最終期を示している.

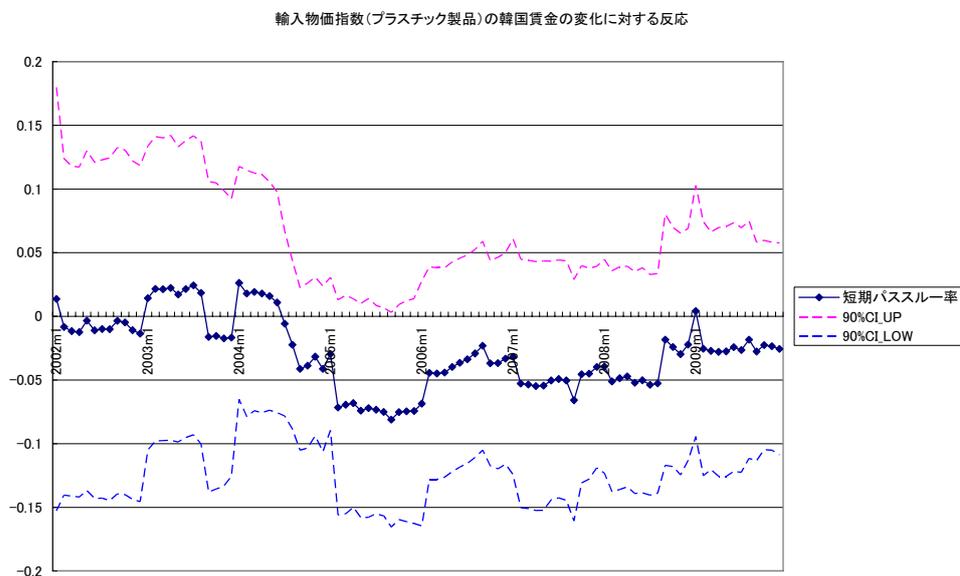
図表 19 鉄鋼に関するサブサンプル分析

短期パズスルー	熱延薄板 前半(1995年3月-2001年7月)		後半(2001年8月-2007年12月)	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
為替レート	-0.0207	0.0162	-0.0101	0.1358
コンポジット価格	0.0072	0.0073	0.0211	0.0225
韓国賃金	-0.0171	0.0242	0.0386 *	0.0208
中国賃金	-0.0585	0.0527	0.6571 **	0.3117

短期パズスルー	冷延薄板 前半(1995年3月-2001年7月)		後半(2001年8月-2007年12月)	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
為替レート	0.0084	0.0132	0.0145	0.0879
コンポジット価格	0.0277 **	0.0108	0.0925 ***	0.0344
韓国賃金	-0.0135	0.0166	0.0122	0.0192
中国賃金	-0.0118	0.0442	-0.1889	0.2297

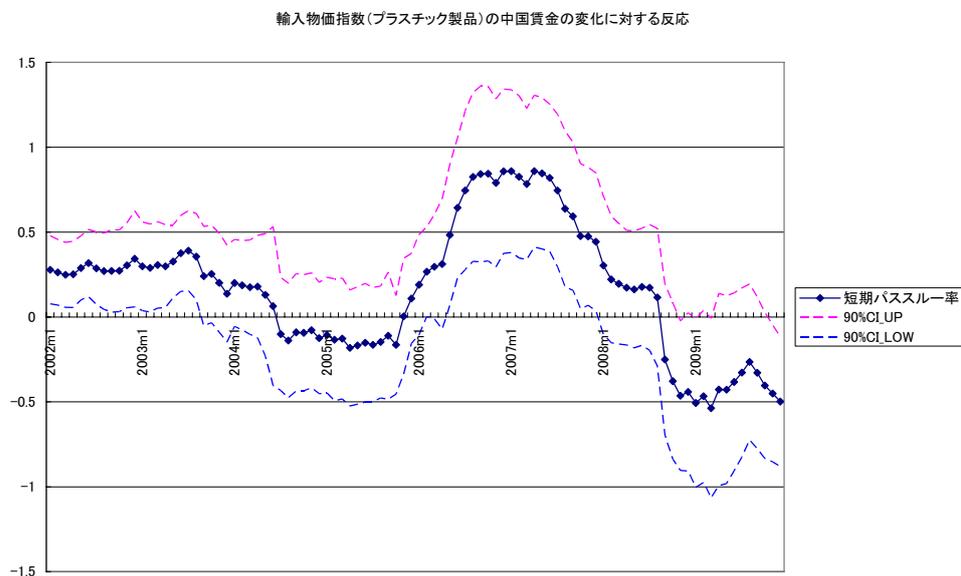
注: *,**,***はそれぞれ有意水準 10%, 5%, 1%を意味している。標準誤差は Newey-West の方法によって計算した。

図表 20-1 プラスチック製品 (I P I) の韓国賃金の変化に対する反応 (短期パズスルー率)



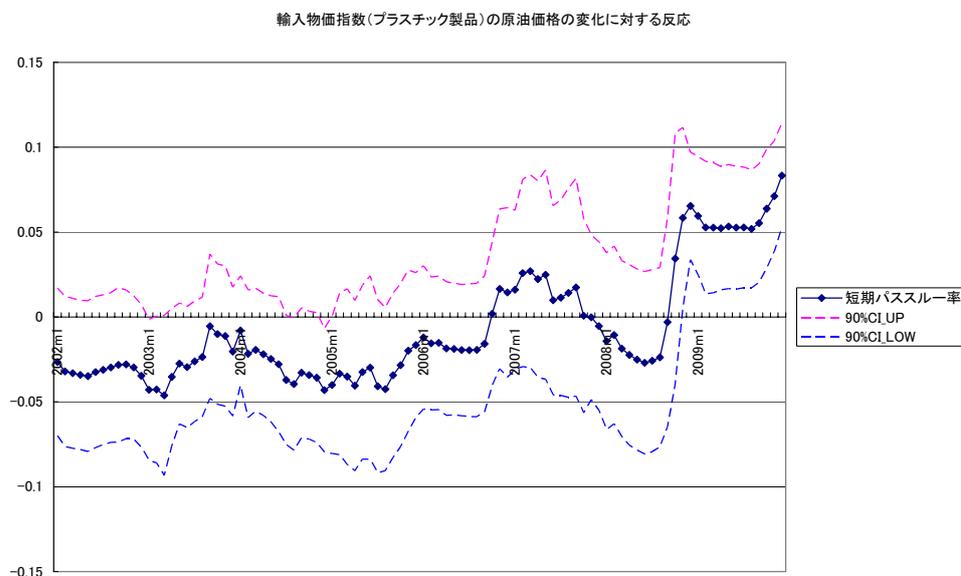
注: 90%CI_UP は 90%信頼区間の上限を, 同様に 90%CI_LOW は 90%信頼区間の下限を示している。横軸はローリング推定の最終期を示している。

図表 20-2 プラスチック製品（I P I）の中国賃金の変化に対する反応（短期パ
ススルー率）



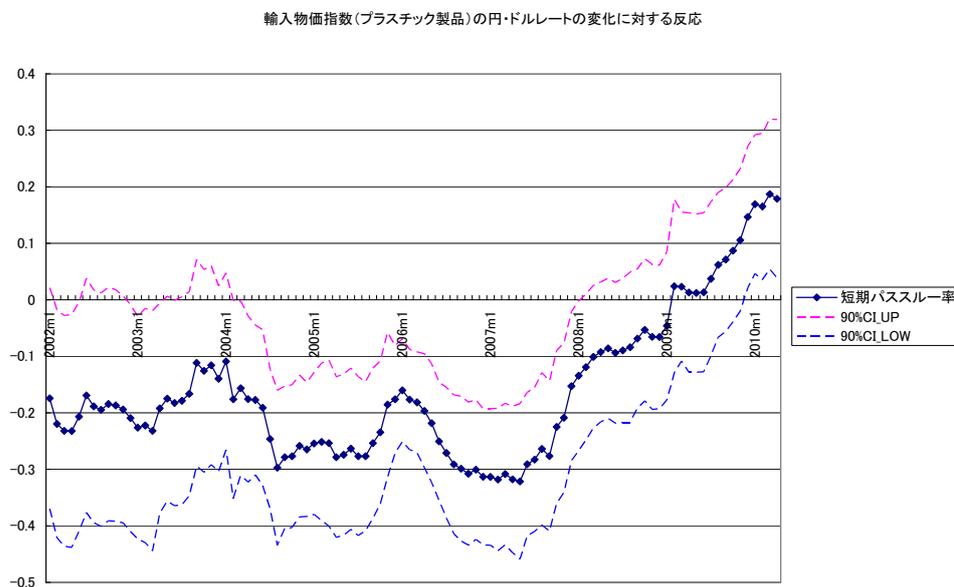
注: 90%CI_UP は 90%信頼区間の上限を, 同様に 90%CI_LOW は 90%信頼区間の下限を示している. 横軸はローリング推定の最終期を示している.

図表 20-3 プラスチック製品（I P I）の原油価格の変化に対する反応（短期パ
ススルー率）



注: 90%CI_UP は 90%信頼区間の上限を, 同様に 90%CI_LOW は 90%信頼区間の下限を示している. 横軸はローリング推定の最終期を示している.

図表 20-4 プラスチック製品 (I P I) の円・ドルレートの変化に対する反応 (短期パススルー率)



注: 90%CI_UP は 90%信頼区間の上限を, 同様に 90%CI_LOW は 90%信頼区間の下限を示している。横軸はローリング推定の最終期を示している。

図表 21 プラスチック製品に関するサブサンプル分析

短期パススルー	プラスチック製品 前半(1997年1月-2002年6月)		後半(2002年7月-2007年12月)	
	推定値	標準誤差	推定値	標準誤差
為替レート	-0.1546	0.0998	-0.2081 ***	0.0727
原油価格	-0.0216	0.0215	-0.0119	0.0230
韓国賃金	-0.0144	0.0650	-0.0403	0.0351
中国賃金	0.2566 **	0.1018	0.4245 **	0.2205

注: *, **, ***はそれぞれ有意水準 10%, 5%, 1%を意味している。標準誤差は Newey-West の方法によって計算した。