

Working Paper Series

生産性変化がセクター別貿易構造および
輸入浸透度に与える影響

岡田 敏裕*・粕谷 宗久**

Working Paper 03-4

2003年6月

日本銀行調査統計局

〒100-8630 東京中央郵便局私書箱 203 号

* e-mail:toshihiro.okada@boj.or.jp

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

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

生産性変化がセクター別貿易構造および

輸入浸透度に与える影響*

岡田 敏裕**

粕谷 宗久***

日本銀行

日本銀行

2003年6月

概要

1990年代に入って、日本経済は物価の断続的低下を経験している。その大きな要因が総需要の弱さにあるとしても、海外からのデフレ圧力についても一つの要因として注目を集めつつある。実際、輸入浸透度は1990年代に断続的に上昇している。本稿では、海外からのデフレ圧力を輸入浸透度で捕え、その変動をマクロ的要因（内外間の予期された生産性変化差、予期されない生産性変化差）、セクター要因（内外間のセクター固有の生産性変化差）等で説明する実証モデルを構築し、実証した。実証結果によれば、マクロ的要因およびセクター要因は、1990年代における日本の輸入浸透度の上昇を有意に説明できた。

Keywords: Deflation, Import penetration, Trade patterns, Technology changes.

JEL Classification: F14, F41

* 本稿で示された意見、見解は、筆者個人に属し、日本銀行ならびに同調査統計局のものではない。本稿の作成にあたっては、河合 正弘氏、園部 哲史氏、松原 聖氏、Anton Braun 氏、Li-Gang Liu 氏、大阪大学大学院経済研究科「木曜研究会」セミナー参加者、関西大学経済学部セミナー参加者、2003年度日本経済学会春季大会国際経済の動学分析セッション参加者、日本銀行調査統計局スタッフの方々から有益なコメントを頂いた。記して感謝の意を表したい。もちろん、本稿の有り得べき誤りは全て筆者に属する。

** 日本銀行調査統計局経済調査課

*** 日本銀行調査統計局経済調査課

1 はじめに

1990年代に入ってから、日本では物価変化率の断続的低下が続いている。その大きな要因が、総需要の弱さであるにしても、安価な輸入品の増加という海外からのデフレ圧力も一つの要因として注目を集めつつある。実際、外的デフレ圧力の一つの指標である輸入浸透度¹（＝輸入/国内総供給）は1990年代初頭より、断続的に上昇し続けている（図1参照）。このことは、物価の変動を分析し、先行きを予測するためには輸入浸透度で表されるような外的デフレ圧力の変動の要因の分析も重要であることを意味する。また、政策を評価するモデルで用いられることの多い伝統的なフィリップスカーブの枠組みで考えた場合、輸入浸透度の変化は、外的ショックを表す変数として用いられる輸入物価の係数の構造的変化を表すことになる。この意味でも、輸入浸透度の変動を分析しておくことは十分に意味のあることであろう。²

ところで、マクロの指標である輸入浸透度の動向を考える場合、マクロ的要因（マクロ的生産性差あるいは所得差）とセクター要因（特定の財生産に関する生産性差）の二つを考慮する必要がある。ところが、これまで多くの場合、マクロ的要因はマクロの貿易バランスの分析において議論され、セクター要因はセクター別貿易バランスの分析において議論され、これら二つの要因を同時に考慮し、分析する試みは、今まで殆ど行われていない。そこで、本稿では、マクロ的要因とセクター要因を同時に考慮して輸入浸透度を説明する実証モデ

¹ Import penetration ratio。輸入浸透率と訳される場合もある（通商産業省 平成10年度通商白書など）。

² 本稿では外的デフレ圧力を象徴する輸入浸透度の変動の要因の分析を試みるが、外的デフレ圧力が物価に与える影響の分析については行っていない。外的デフレ圧力が物価に与える影響を分析したものとしては、例えば、Kamada and Hirakata (2002) 参照。Kamada and Hirakata (2002) は、輸入浸透度、CPI、実質生産からなる3変数SVARを構築し、3つの構造ショック（比較優位に影響を与えるショック、世界的技術進歩を促進するショック、景気循環をもたらすショック）を識別した上でCPIに与える各ショックの影響を分析している。なお、同論文では、3変数（輸入浸透度、CPI、実質生産）の変動からインプリジットに導かれた比較優位ショックを使って分析しているが、本稿では各国各セクターの生産性データを直接利用して比較優位変動を導いて分析している点に特徴がある。

ルを構築した上で、輸入浸透度の変動がどのような要因で説明できるかを実証的に明らかにすることを試みる。

マクロの貿易バランスは、これまで異時点間の最適化問題を解くことにより分析されてきた。³ 例えば、Obstfeld and Rogoff (1997 ,Ch.2) ,Glick and Rogoff (1995) ,Iskan (2000) 等は、マクロ的生産性変化(ショック)が経済全体の経常収支および投資を変動させる動学的モデルを構築し、実証を行っている。

一方、セクター別貿易バランスでは、比較優位理論を中心に、多くの分析が行われてきた。Dornbush ,Fisher ,and Samuelson (1977) ,Matsuyama(2000) 等は、リカード型貿易理論をもとに、セクター別貿易バランスにおける、セクター固有の技術が果たす重要性を理論的に示している。⁴ リカード型貿易理論によると、一国の経常収支がたとえ均衡していても、相対的に技術レベルが高いセクターは、純輸出者である傾向が強くなる。MacDougall(1951) ,Stern(1962) ,Balassa(1963) ,Golub(1994) ,Golub and Hsieh(2000) 等は、クロスセクションデータを使った実証分析で Ricardian 型貿易理論を支持する結果を得ている。

また、本稿では、マクロ要因として予期されない生産性変化と予期される生産性変化を分けた点にも特徴がある。⁵ 両者は、消費者の異時点間最適化行動を通して、経済全体の貿易構造に異なった影響を与え得る。⁶

日本の製造業のパネルデータを用いた実証分析によれば、日本の輸入浸透度の上昇はセクター要因（比較優位の後退）とマクロ要因等によって有意に説明された。

³ 例えば、Sachs (1981)を参照。

⁴ なお、Dornbush , Fisher , and Samuelson (1977)、Matsuyama (2000)等の Ricardian 貿易モデルでは、消費者の国の規模などの需要面の要因も重要な貿易構造の決定要因である。

⁵ この議論は Glick and Rogoff (1995)、Obstfeld and Rogoff (1997 , Ch.2) に倣っている。また、本稿では、Glick and Rogoff (1995)、Obstfeld and Rogoff (1997 , Ch.2) をより簡素化して議論してる。

⁶ 予期された生産性ショックと予期されない生産性ショックを分離するアプローチは Glick and Rogoff (1995)等にもみられる。

本稿の構成は以下のとおりである。2 節では、実証モデルの構築、3 節では、実証分析結果を示し、4 節でインプリケーションを述べる。

2 推定式の設定

この節では、実証モデルの設定およびその理論的説明を行う。導出については補論 A を参照のこと。マクロの輸入浸透度の分析に際して、本稿ではセクター毎の輸出入構造をモデル化した上で、マクロの輸入浸透度を推計するというアプローチを採る。まず以下で表されるように、個々のセクターの貿易構造変化はマクロの生産性変化とセクター固有の生産性変化で説明される。

$$(1) \quad \Delta \ln \left(\frac{EXPORT}{IMPORT} \right)_{i,t}^{JPN} = cnt + \alpha_{1,i} \Delta \ln \left(\frac{A_{i,SP}^{JPN}}{A_{i,SP}^{World}} \right)_{t-1} + \alpha_{2,i} \Delta \ln A_t^{UN} + \alpha_{3,i} \Delta \ln A_t^E + \alpha_{4,i} \Delta REXRT_t + e_{i,t},$$

ただし、 i と t はそれぞれ第 i セクター、第 t 期であることを示す、 $(EXPORT/IMPORT)_i^{JPN}$ は日本の第 i セクター輸出入比率、 $A_{i,SP}^{JPN}$ は日本の第 i セクターの固有の生産性、 $A_{i,SP}^{World}$ は世界（日本以外の国全体）の第 i セクターの固有の生産性、 $\Delta \ln A_t^{UN}$ は日本固有のマクロ生産性の予期されない変化、 $\Delta \ln A_t^E$ は日本固有のマクロ生産性の予期される変化、 $REXRT_t$ は実質実効為替レート、 cnt は定数項、 $e_{i,t}$ は誤差項を示している。

式(1)において、 $\Delta \ln(A_{i,SP}^{JPN} / A_{i,SP}^{World})$ は世界に対する日本の第 i セクターの相対的生産性変化、つまり、日本の第 i セクターの比較優位の変化を示している。

したがって、 $\Delta \ln(A_{i,SP}^{JPN} / A_{i,SP}^{World})$ が正であることは、日本の第 i セクターの比較優位度の上昇を意味する。リカード型貿易理論をもとにしたこれまでの研究は、

一国の経常収支がたとえ均衡していても、比較優位度が高いセクターは、そうでないセクターに比べ、純輸出者である傾向が高くなることを示唆している。ところで、純粋なリカード型貿易理論は、比較優位が存在するセクターへの生産の完全特化を論じているが、もし生産品が幾らかでもその生産地によって差別化されると仮定すれば、リカード型貿易理論の下でも、生産の不完全特化が存在し得る。⁷ 結局、式(1)の係数 $\alpha_{1,i}$ には正の符号が理論的に期待される。⁸ なお、Golub and Hsieh (2000)に習い、調整の遅れを考慮し、式(1)では $A_{i,SP}^{JPN} / A_{i,SP}^{World}$ の一期ラグが使用されている。⁹

次に、式(1)において、 $\Delta \ln A_t^{UN}$ と $\Delta \ln A_t^E$ は、日本のセクター別輸出入比率へのマクロ経済的影響を捉えている。¹⁰ 期待される理論的帰結を先に述べると、マクロ生産性の予想されない上昇は、経済全体の貿易収支を悪化させ、マクロ生産性の期待される上昇は、経済全体の貿易収支を改善させる。直感的説明は、以下で述べる通りである。

モデル上、マクロ生産性の予想されない上昇は、将来にわたる所得の予想されない増加、つまり期待恒常所得値の上昇を意味し、消費者の異時点間の最適化を通して、消費が増加する。ここで、マクロ生産性差の予想されない上昇が（期待恒常所得の上昇を通して）起こす消費の増加が、同生産性変化による当期所得の増加より大きいという一般的な仮定を前提とすると、結局、マクロの貿易収支を悪化させることになる。一方、マクロ生産性の予想される上昇（景気循環のような平均回帰的变化）は、期待恒常所得値を変化させず、当期所得

⁷ 例えば、Armington (1969)を参照。

⁸ 詳しくは、補論 A を参照。

⁹ 最大 4 期のラグから BIC に基づき最適なラグとして 1 期のラグが選択された。

¹⁰ 詳細は補論 A を参照。

のみが増加する。ここで、恒常所得の期待値が変化しないので、消費は変化せず、結果として経済全体の貿易収支を改善させる。こうした内外の所得差要因は、マクロの貿易バランスだけに影響を与えるのではない。財の性質による影響の大小はあるが、セクター別貿易バランスにも影響を与え、一般的には $\alpha_{2,i}$ には負の符号が、係数 $\alpha_{3,i}$ には正の符号が期待される。

最後に、式(1)において、実質実効為替レートの変化を示す $\Delta REXRT_t$ は、価格の不完全伸縮性の影響を捉える役割を果たしている。¹¹ 現実において多くの場合そうであるように、供給要因が変化した時、価格は変化するが、均衡状態を完全に保証するレベルに到達するにはかなりの時間を要すると仮定する。このとき、均衡状態を完全に保証する価格レベルと当期価格レベルの間の残存するギャップをなくすため、価格は期間を通じて変化し、一方でセクター別輸出入比率は、このような価格の変化の影響を受けることになる。¹² データ上、世界に対する日本のセクターごとの相対価格を得ることは難しいので、式(1)において、実質実効為替レートの変化を導入し、その係数をセクターごとに可変とすることで、セクター別輸出入比率に対する、セクター別の価格変化の影響を捉えることにする。なお、 $\Delta REXRT_t$ の増加は日本の相対価格の実質的上昇を示すので、式(1)の係数 $\alpha_{4,i}$ には負の符号が理論的に期待される。

次に、式(1)における変数のデータを得る上での幾つかの重要な点について述

¹¹ 補論 A のモデルでは、価格の完全伸縮性を仮定しており、あらゆる時点において経済は、一般均衡状態にある。つまり、価格の影響は存在しない。実質実効為替レートまで取り込んだ理論モデルの構築は今後の課題である。

¹² また実証モデルでは明示的に扱われていない需要要因を実質実効為替レートが捕えるという解釈もあり得よう。この解釈を含め、実質実効為替レートが実証モデルに入る理由については、Braun 氏、園部氏との議論に負うところが大きい。

べたい。¹³ $\Delta \ln(EXPORT / IMPORT)_{i,t}^{JPN}$ 及び $\Delta REXRT_t$ は、観察可能であるが、 $\Delta \ln A_t^{UN}$ 、 $\Delta \ln A_t^E$ 、及び $\Delta \ln(A_{i,SP}^{JPN} / A_{i,SP}^{World})_{t-1}$ は、直接的には観察できない変数である。以下では、 $\Delta \ln A_t^{UN}$ 、 $\Delta \ln A_t^E$ 、及び $\Delta \ln(A_{i,SP}^{JPN} / A_{i,SP}^{World})_{t-1}$ の推定方法を述べる。

$\Delta \ln A_t^{UN}$ 及び $\Delta \ln A_t^E$ を測定するためにまず、日本および世界それぞれの製造業の生産性変化を、成長会計に基づくソロー残差として求める。¹⁴ 次に、推定された日本の製造業全体の生産性変化 $\Delta \ln A_t^{JPN}$ を推定された世界の製造業全体の生産性変化 $\Delta \ln A_t^{World}$ で回帰し、その残差を日本固有の製造業全体の生産性変化 $\Delta \ln A_t^{JPN, SP}$ とする。さらに、日本固有の製造業全体の生産性変化 $\Delta \ln A_t^{JPN, SP}$ を時系列 (AR) モデルで推定し、¹⁵ その推定値を日本のマクロ生産性の予期される変化 $\Delta \ln A_t^E$ とし、その残差を日本のマクロ生産性の予期されない変化 $\Delta \ln A_t^{UN}$ とする。

$\Delta \ln(A_{i,SP}^{JPN} / A_{i,SP}^{World})_{t-1}$ を推定するために、まず、セクターごとの成長会計で計算されるソロー残差から、日本および世界それぞれに対応する個々のセクターの

¹³ データについての詳細は、補論 C を参照。

¹⁴ 生産性変化 = 実質生産成長率 - α 実質資本成長率 - $(1 - \alpha)$ 労働者数成長率。

ただし α は事後的資本分配率。ここでは、Glick and Rogoff (1995)と同様、ソロー残差を計算する上で、稼働率等を考慮していない。これは、理論の単純化および、セクター別の計算が困難であるためである。したがって、ここで得られたソロー残差は、需要面の変動を含んでいる可能性があり、結果の解釈については注意が必要であろう。特に、予期された (平均回帰的) 生産性変化については、需要面の景気変動を捕えているという解釈もあり得よう。なお、Backus, Kehoe and Kydland (1992) 等は、U.S.のデータを使った場合、稼働率を調整することによって得られるソロー残差の変化は、稼働率を調整しない場合のソロー残差の変化と比べて、その変動のパターンはそれ程変わらないことを示している。

¹⁵ 最大 4 期のラグから BIC に基づき最適なラグとして 1 期のラグが選択された。推計結果は以下の通りである。括弧内は、HACSE : Heteroscedasticity and Autocorrelation Consistent Standard Error (不均一分散系列相関一致推定標準誤差)。

$$\Delta \ln A_t^{JPN, SP} = -0.004 + 0.378 \Delta \ln A_{t-1}^{JPN, SP} \quad DW=2.05$$

(0.010) (0.146)

生産性変化 $\Delta \ln A_{i,t}^{JPN}$ 、 $\Delta \ln A_{i,t}^{World}$ を求める。ここで $\Delta \ln A_{i,SP,t}^{JPN}$ 及び $\Delta \ln A_{i,SP,t}^{World}$ は、日本固有の製造業全体の生産性変化 $\Delta \ln A_t^{JPN SP}$ と世界の製造業全体の生産性変化 $\Delta \ln A_t^{World}$ とにそれぞれ直交するものである。従って、 $\Delta \ln A_{i,t}^{JPN}$ を $\Delta \ln A_t^{JPN SP}$ で回帰した残差を $\Delta \ln A_{i,SP,t}^{JPN}$ とし、 $\Delta \ln A_{i,t}^{World}$ を $\Delta \ln A_t^{World}$ で回帰した残差を $\Delta \ln A_{i,SP,t}^{World}$ とした。

3 回帰分析の結果

この節では、実証式(1)をもとに、日本の製造業におけるセクター別貿易構造のパネル回帰分析を行う。¹⁶

使用されるデータおよび変数の測定方法の詳細については、補論 C を参照。使用された主なデータソースは、World Bank Trade and Production Database および OECD STAN (ISIC Rev.3) である。データの利用可能性から推計期間は、1977年から1997年の年次データとし、サンプル対象国は、オーストリア、カナダ、中国、デンマーク、スペイン、フィンランド、U.K.、ギリシャ、香港、インドネシア、アイルランド、日本、韓国、マレーシア、オランダ、ノルウェー、フィリピン、ポルトガル、シンガポール、スウェーデン、U.S.A.とした。

¹⁶ Swamy random 係数 GLS 推定法を用いた。なお、以下の実証分析では、式(1)のそれぞれの変数にかかる係数を random and different として扱うことにする。その第一の理由は、これらの係数がセクターをとおして体系的に異なるという先見的な根拠あるいは理論をここでは明らかにしていないからである。第二の理由は、純粋にその利便性に基づくものである。つまり、係数を random and different として扱うことで、係数を fix and different として扱う場合と比べ、推計すべきパラメーターの数をかなり低く抑えつつ、セクターごとに係数が異なることを許容することができる。

α_i を式(1)におけるセクター i に対する係数ベクトル (5×1) と置くと (定数項も含む) random and different な場合の係数に関する仮定は、以下のように表せる。

$$\alpha_i = \bar{\alpha} + v_i, \quad E(v_i) = 0, \quad E(v_i v_i') = \Gamma, \quad \text{and} \quad E(e_i e_i') = \sigma_i^2 I_i$$

ここで、 Γ が低ければ低い程、セクター間の係数の差が小さくなることを意味している。上記の推計モデルは、Swamy(1970)モデルといわれる。次の節では先ず、グループ mean 係数である $\bar{\alpha}$ を推計し、次に α_i を推計する。

なお、1998年から2000年に関しては、中国、香港、インドネシア、マレーシア、フィリピン、シンガポールのデータが利用可能でないため推計そのものは1977年から1997年で行ったが、1998年から2000年についても、後述のように利用可能でない国々について外挿予測を行って分析した。

推計結果は、表1に示される通りである。¹⁷ 表1によると、全てのグループ平均係数は、論理的に予測された通りに推定された ($\bar{\alpha}_1 > 0$, $\bar{\alpha}_2 < 0$, $\bar{\alpha}_3 > 0$, $\bar{\alpha}_4 < 0$)。比較優位度の変化の係数 $\bar{\alpha}_1$ 、予測されないマクロ生産性変化の係数 $\bar{\alpha}_2$ 、実質実効為替レートの係数 $\bar{\alpha}_4$ は5%の有意水準で有意に推定され、予測されるマクロ生産性変化の係数 $\bar{\alpha}_3$ は10%の有意水準で有意に推定された。また、Swamy χ^2 検定は、係数がセクターを通して共通であるという帰無仮説を棄却している。予測される係数のセクターごとの違いは、表2に示されている。¹⁸

次に、表2で与えられた係数の推計値を基に、日本の輸入浸透度の変化を、セクター固有の生産性変化（比較優位レベルの変化）、マクロ生産性の予測されない変化、マクロ生産性の予測される変化、実質実効為替レートの変化の4つの要因に分解する。なお、日本の産業比較優位度を計算する上で、1998年から2000年までのデータに関して、幾つかの国（中国を含む）で存在しなかったため、1998年から2000年までの要因分解は、時系列的手法で予測した値に拠る。

図2-5は、日本の輸入浸透度の変化に対する個々の変数の相関関係を表し、図6は、個々の変数の寄与を積上げ、日本の輸入浸透度の変化を要因分解した

¹⁷ モデルのインプリケーションの妥当性を考慮し、サンプルから、石油集約的な産業は除かれている。

¹⁸ Lee and Griffiths (1979)、Hsiao (1989)によると、予測されるセクターごとの係数ベクター α_i は、以下のように表すことが出来る。

$$\hat{\alpha}_i = \hat{\alpha} + \hat{\Gamma} X_i' (X_i \hat{\Gamma} X_i' + \hat{\sigma}_i^2 I_i)^{-1} (Y_i - X_i \hat{\alpha})$$

ここで、 X_i はセクター*i*の独立変数の時系列観測値の行列を表し、 Y_i はセクター*i*の非独立変数の時系列観測値のベクターを表している。 $\hat{\alpha}$ 、 $\hat{\Gamma}$ 、 $\hat{\sigma}_i$ はSwamy random 係数 GLS 推定法による推計値を示している。表2は、上式に基づく個々のセクターの係数の推計値を示している。

ものである。なお、消費者物価指数をベースとするインフレ率への政策的関心を考慮し、輸入浸透度変化の推定にあたり、セクター別輸入浸透度の推定値を個々のセクターの総生産に対する消費財の割合で加重して計算した。なお、輸入浸透度変化の推定値の計算方法についての詳細は、補論 D を参照。

図 6 を見ると、以下のような点が明らかになる。第一に、1992 年から 1995 年にかけての輸入浸透度の上昇は、主に日本の比較優位度の低下、マクロ生産性の予期される低下、実質実効為替レートの上昇による。第二に、1998 年以降の輸入浸透度の上昇は、主に日本の比較優位度の低下、マクロ生産性の予期されない上昇、実質実効為替レートの上昇による。第三に、実質実効為替レートの輸入浸透度に対する影響は、1992 年から 1995 年より 1998 年以降のほうが高くなっている。

最後に、表 2 で与えられた係数の推計値を基に、個々のセクターの貿易構造の変化の要因分解を行う（図表 7 - 18 を参照）。¹⁹ なお、以下の分析は、図 6 で示された 1992 年から 1995 年および 1998 年以降における日本の比較優位度の低下が、主にどのセクターに由来するのかを知る上で有用である。

図表 7 - 18 を見ると、以下のことが解かる。第一に、1992 年から 1995 年にかけて比較優位度の低下が著しいセクターは、食料品、パルプ・紙、金属加工製品、一般機械、電気機械となっている。第二に、1998 年以降の比較優位度の低下が著しいセクターは、一般機械、電気機械となっている。²⁰ 図 6 で示された輸入浸透度の上昇に寄与した比較優位度の低下は、主にこれらのセクターに

¹⁹ 全てのデータが 1998 年から 2000 年において利用可能なセクター要因分解を行った。また、表 2 で推計された係数が理論上の符号と異なる変数が存在するセクターに関しては、理論上の符号と異なる変数は省かれている。しかしながら、それら省かれた変数の寄与度は、かなり低い値である。

²⁰ これは、電気機械等で日本の比較優位がなくなったことを意味するのではなく、比較優位の程度が小さくなっていることを意味すると考えられる。因みに電気機械における日本と世界の生産性成長率格差（日本の生産性成長率 / 世界の生産性成長率）は、1.503（1977 年 - 1997 年）と、このような見方と整合的である。

における比較優位度の低下が原因であると推測される。なお、一般的に議論されているように、1999年以降の食品、繊維製品セクターにおける日本の比較優位度の著しい低下は見受けられないが、これは主に、日本の比較優位度を計算する際、データの利用可能性から中国及び幾つかのアジア諸国がデータセットに含まれていないためである可能性が強い。

4 おわりに

本稿は、近年の日本のデフレ傾向の一つの要因としての外的デフレ圧力を表す輸入浸透度変動の要因を実証的に分析した。

日本の製造業のセクター別パネルデータを用いた分析結果によると、1990年代における日本の輸入浸透度変化は、マクロ要因（マクロ生産性の予期されない変化及び予期される変化）、セクター要因（比較優位の変化）で有意に説明された。詳しくみると、(i) 1992年から1995年にかけての輸入浸透度の上昇は、主に日本の比較優位度の低下、マクロ生産性の予期される低下、実質実効為替レートの上昇により、(ii) 1998年以降の輸入浸透度の上昇は、主に日本の比較優位度の低下、マクロ生産性の予期されない上昇、実質実効為替レートの上昇により説明された。

最後に、今後の検討課題となりうる具体的な論点を提示し、本稿の結びとしたい。第一に、本稿では、マクロ要因とセクター要因の理論的統合を試みているが、セクター別生産性差の動学的な取り扱いについては今後の課題として残されている。また、価格の不完全伸縮性、金融政策および財政政策の影響については、理論的枠組みに組込まれていない。今後これらの面での発展が可能であろう。第二に、本稿で示された枠組みを使用し、伝統的なフィリップスカーブにおける輸入物価の係数の構造的変化を捉えることで、より信頼性のあるフ

イリップスカーブの推定結果を得る可能性がある。第三に、近年の中国からの輸入品の増加は、日本の輸入浸透度の増加に重要な役割を果たしていると考えられるが、中国に関するデータの可用性が向上すれば、日本のセクターごとの比較優位度をより厳密に測定することができるだろう。

参考文献

Armington, Paul, 1969. "A Theory of Demand for Products Distinguished by Place of Production." *IMF Staff Papers* 16, pp.159-176.

Backus, David, Patrick Kehoe, and Finn Kydland, 1992. "International Real Business Cycles." *Journal of Political Economy* 100, pp.745-775.

Balassa, Bela, 1963. "An Empirical Demonstration of Classical Comparative Cost Theory." *Review of Economics and Statistics* 4, pp.231-238.

Dornbush, Rudiger, Stanley Fischer, and Paul Samuelson, 1977. "Comparative Advantage, Trade, and Payments in a Ricardian Model with a Continuum of Goods." *American Economic Review* 67 (Dec), pp.823-839.

Glick, Reuven, and Kenneth Rogoff, 1995. "Global Versus Country-specific Productivity Shocks and the Current Account." *Journal of Monetary Economics* 35, pp.159-192.

Golub, Stephen, 1994. "Comparative Advantage, Exchange Rates, and Sectoral Trade Balances of Major Industrial Countries." *IMF Staff Papers* 41, pp.286-313.

Golub, Stephen, and Chang-Tai Hsieh, 2000. "Classical Ricardian Theory of Comparative Advantage Revisited." *Review of International Economics* 8 (2), 221-234.

Hall, Robert, 1978. "Stochastic Implications of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence." *Journal of Political Economy* 86(Dec), pp.971-87.

Hsiao, Cheng, 1989. *Analysis of Panel Data*. Cambridge University Press, Cambridge, UK.

Iscan, Talan, 2000. "The Terms of Trade, Productivity Growth and the Current Account." *Journal of Monetary Economics* 45, pp.587-611.

Kamada, Koichiro, and Naohisa Hirakata, 2002. "Import Penetration and Consumer Prices." Bank of Japan Research and Statistics Department Working Paper Series, No. 02-01.

Lee, Lung-Fei, and W. E. Griffiths, 1979. "The Prior Likelihood and Best Linear Unbiased Prediction in Stochastic Coefficient Linear Models." University of New England Working Papers in Econometrics and Applied Statistics, No.1.

MacDougall, G.D.A., 1951. "British and American Export: Study Suggested by the Theory of Comparative Costs, Part I." *Economic Journal* 61, pp.697-724.

Matsuyama, Kiminori, 2000. "A Ricardian Model with a Continuum of Goods under Nonhomothetic Preferences: Demand Complementarities, Income Distribution, and North-South Trade." *Journal of Political Economy* 108 (6), pp.1093-1119.

Obstfeld, Maurice, and Kenneth Rogoff, 1997. *Foundations of International Macroeconomics*. MIT Press, Cambridge, MA.

Sachs, Jeffrey, 1981. "The Current Account and Macroeconomic Adjustment in the 1970s." *Brookings Papers on Economic Activity* 12, pp.201-268.

Stern, Robert, 1962. "British and American Productivity and Comparative Costs in International Trade." *Oxford Economic Papers* 14, pp.275-303.

Swamy, P.A.V.B., 1970. "Efficient Inference in a Random Coefficient Regression Model." *Econometrica* 38, pp.311-323.

補論 A：理論モデル

この補論では、セクター別貿易構造をマクロ要因とセクター要因の双方で説明する理論モデルを構築する。なお、A1 節および A2 節の議論は、Obstfeld and Rogoff (1997, Ch.4) に基づく。²¹ A3 節の議論は、Obstfeld and Rogoff (1997, Ch.2) のモデルに若干変更を加えたものがある。具体的には、労働者数を一定とせず、外在的に与えられるある一定の値で、労働者数が成長すると仮定した。²² A4 節の議論は、Glick and Rogoff (1995) を簡素化したものである。²³ A5 節では、A1 節から A4 節の結果を基に、マクロ的要因であるセクター共通技術変化の影響と、ミクロ的要因であるセクター特有技術変化の影響の二つを考慮し、セクター別貿易構造の変化を説明する。なお、A5 節で行われるようなマクロ的要因とミクロ的要因を同時に考慮し、セクター別貿易構造のダイナミクスを分析した理論的研究は、筆者の知るかぎり今まで行われていない。

技術変化のセクター別貿易構造の変化に対する影響を分析する上で、技術を全てのセクターに共通な技術（以下では、マクロ生産性と呼ぶ）とセクター固有の技術（以下では、セクター固有の生産性と呼ぶ）という二つのタイプに分別する。企業は $i \in [0, 1]$ でインデックスされた製品を生産し、全ての製品は貿易財と仮定する。また、輸送コストはゼロであり、ある製品に対する嗜好は国際的に同一であると仮定する。

A1 消費支出の最適分配問題

この節では、Obstfeld and Rogoff (1977, Ch.4) のモデルを使い、ある時点に

²¹ 詳しくは、Obstfeld and Rogoff (1997, Ch.4) を参照。

²² 詳しくは、Obstfeld and Rogoff (1997, Ch.2) を参照。

²³ 詳しくは、Glick and Rogoff (1995) を参照。

において、世帯が所得をどのように製品購入に割りあてるか分析し、消費ベースの価格インデックスを作成する。消費ベースの価格インデックスは、後に経済全体の実質総生産高について分析する上で必要となる。

消費インデックス C は、存在する全ての製品によって決まるので、第 t 期における消費インデックスを以下のように定義する。

$$(A1) \quad C_t = \exp\left[\int_0^1 \ln C_{i,t} di\right].$$

ただし、第 i 製品の i は $i \in [0, 1]$ を満たすとする。以下では、簡素化のため時点指標である t を省いて表す。ここで第 1 製品を交換比率基準として、第 i 製品の価格 P_i を表わす。このとき、第 1 製品を交換比率基準とした消費ベースの価格インデックスは、1 単位の C を購入するために必要とされる ‘第 1 製品で換算された最低コスト’ となり、消費支出の最適分配問題は、以下のように表せる（導出は Obstfeld and Rogoff (1997, Ch.4, pp.226-228) を参照）。

$$(A2) \quad \begin{aligned} & \min_{\{C_i, i \in [0, 1]\}} \int_0^1 P_i C_i di \\ & s.t. \\ & C = \exp\left[\int_0^1 \ln C_i di\right] = 1. \end{aligned}$$

この問題を解くと、以下の式が得られる。

$$(A3) \quad P_i C_i = L.$$

ただし、 L は上記の最適化問題(A2)における制約の shadow price を表している。式(A3)は、全ての製品は消費支出の中、同一の比重占めることを意味している。式(A3)と上記の問題の制約式を使うと、消費ベースの価格インデックス P は以下のように表すことができる（導出は Obstfeld and Rogoff (1997, Ch.4, pp.226-228) を参照）。

$$(A4) \quad P = \exp \int_0^1 \ln P_i di.$$

A2 企業の最適化問題

この節では、企業の最適化問題について考える。ここで、企業は同質であり、全てのセクターにおいて完全競争下にあると仮定する。即ち、第 i 製品を生産する全ての企業は、第 t 期において以下の生産関数にアクセスすることができるとする。

$$(A5) \quad Y_{i,t} = A_{i,t} N_{i,t} = A_t e^{a_{i,t}} N_{i,t}.$$

ただし、 $Y_{i,t}$ 、 $N_{i,t}$ は生産高と労働者数をそれぞれ表している。なお、資本はモデルの簡素化のため、省かれている。²⁴ 式(A5)において、第 i セクターの生産性 $A_{i,t}$ は、二つの要素から構成されていると仮定している：セクター固有の生産性（セクター固有の技術）‘ $e^{a_{i,t}}$ ’、マクロ生産性（セクターに共通な技術）‘ A_t ’。

更に、 a_i は、セクターを通してランダムに分布し、 $\int_0^1 a_{i,t} di = 0$ が成立していると仮定する。式(A5)は、 a_i が高いセクター程、高いレベルの生産性を保有していることを示している。

ここで調整コストが存在しないと仮定すると、企業の最適化問題は静的となり、次のような限界生産性と要素価格との等号関係（一階の条件式）が成り立つ。

$$A_t e^{a_{i,t}} = \frac{W_{i,t}}{P_{i,t}}.$$

²⁴ 資本を入れた場合、例えば、企業の規模のメリットから生じる企業間の合併による独占や資本ストックの稼働率変動の影響などを考慮した分析もできるが、資本を考慮したモデルの構築は今後の課題である。

$W_{i,t}$ は第 i セクターにおける名目賃金を表している。ここで、労働者が同質であり、非弾力的に供給されるとすると、労働市場のクリアリング条件から、上記の式は以下のように書換えられる。

$$(A6) \quad P_{i,t} A_t e^{a_{i,t}} = W_t .$$

ただし、 W_t はセクターを通して共通な均衡名目賃金を表している。したがって、式(A6)は、以下のように書き換えられる。

$$(A7) \quad A_t \mu_t = W_t ,$$

ただし、

$$(A8) \quad \mu_t = P_{i,t} e^{a_{i,t}} .$$

次に、総生産高を第 1 製品の単位で表わしてみよう。第 1 製品の単位で表された総生産高は、

$$(A9) \quad Y_t = \int_0^1 P_{i,t} A_t e^{a_{i,t}} N_{i,t} di ,$$

となる。(A6)式を(A9)式に代入すると、

$$Y_t = W_t N_t ,$$

となる。ただし、 N_t は総労働者数を示し、 $N_t = \int_0^1 N_{i,t} di$ 。したがって、実質総生産高は、A1 節で導き出された消費ベースの価格インデックスを使い、以下のように書ける。

$$(A10) \quad \frac{Y_t}{P_t} = w_t N_t .$$

P_t は A1 節の式(A4)で示された消費ベースの価格インデックスであり、 w_t は実質賃金である。ここで、式(A4)、式(A7)、式(A8)を使うと、式(A10)は以下のように書き換えられる。

$$(A11) \quad \frac{Y_t}{P_t} = \hat{Y}_t = A_t N_t.$$

\hat{Y}_t は実質総生産高を示す。式(A11)を一人当たり書き換えると、

$$(A12) \quad \hat{y}_t = A_t,$$

となる。 \hat{y}_t は労働者一人当りの実質総生産高を示す。式(A12)は、労働者一人当りの実質総生産高がセクター共通技術と同じペースで成長することを示している。従って、仮にある経済主体が均衡成長経路にあるとするならば、式(A12)は、一国の経済の妥当な描写と言える。

A3 消費者の異時点間最適化問題

この節では、消費者の異時点間最適化問題について考えてみる。この節の議論は Obstfeld and Rogoff (1997, Ch.2) に若干変更を加えたものである。つまり、労働者数を一定とせず、外在的に与えられるある一定の値で、労働者数が成長すると仮定した。

代表的な世帯は、以下の効用を最大にすると仮定する（始時点の総労働者数を1として標準化）。

$$(A13) \quad U_t = E_t \sum_{s=t}^{\infty} \beta^{s-t} (1+n)^{s-t} u(c_s).$$

c は労働者一人当たりの消費額を示し、 β と n はそれぞれ時間選好要因と労働者数の成長率を示している。

次に、経常収支を定義する。経常収支恒等式は、以下のように表せる。

$$(A14) \quad CA_t = B_{t+1} - B_t = \hat{Y}_t + rB_t - C_t.$$

r は世界共通な実質金利、 B は純海外資産を示す。ここで、単純化のため、世界共通な実質金利は期間を通じて一定と仮定する。ここで、注意したいのは、

仮定により資本は除かれているので、投資量は経常収支恒等式に存在しない。

式(A14)を一人当たりの労働者で書き換えると、

$$(A15) \quad (1+n)b_{t+1} - b_t = \hat{y}_t + rb_t - c_t,$$

となる。ただし、 $b_{t+1} = B_{t+1} / N_{t+1}$ 、 $b_t = B_t / N_t$ である。式(A15)は、世帯のフロー予算制約式である。

効用関数 $u(c_t)$ が二次線形の形で表せるとし ($u(c_t) = c - (h/2)c^2$, $h > 0$)、 $\beta = 1/(1+r)$ と置くと、上記の最適化問題から以下の関係式が得られる。

$$(A16) \quad E_t c_{t+1} = c_t.$$

(A16)式は、Hall(1978)の有名なランダムウォーク仮説である。また、式(A15)を使うと労働者一人当たりの消費関数は、以下のように表せる。²⁵

$$(A17) \quad c_t = (r-n)b_t + \frac{r-n}{1+r} \sum_{s=t}^{\infty} \left(\frac{1+n}{1+r} \right)^{s-t} E_t \hat{y}_s$$

式(A17)は、労働者一人あたりの消費額が、労働者一人あたりの期待恒常所得値によって決定されることを示している。

A4 マクロ生産性とマクロの貿易収支

この節では、これまでに明らかにされた結果をふまえ、マクロ生産性の変化が経済全体の貿易構造に与える影響について考える。なお、この節の議論は、Glick and Rogoff (1995)を簡素化したものを基にしている。

はじめに、マクロ生産性の変化と労働者一人当たりの実質生産高の変化について考察してみよう。まず、マクロ生産性は以下のような確率過程に従うと仮定する。

²⁵ 詳しくは、Obstfeld and Rogoff (1997, Ch.2)を参照。

$$(A18) \quad A_{t+1} - A_t = \rho(A_t - A_{t-1}) + \varepsilon_{t+1}$$

$$(A19) \quad \hat{y}_{t+1} - \hat{y}_t = \rho(\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1}) + \varepsilon_{t+1}$$

となる。従って、 A と \hat{y} の第 t 期において予期される変化は、それぞれ以下のよ
うに表せる。

$$E_t \Delta A_{t+1} = \rho \Delta A_t, \quad E_t \Delta \hat{y}_{t+1} = \rho \Delta \hat{y}_t$$

即ち、 A と \hat{y} の変化 (ΔA_{t+1} 、 $\Delta \hat{y}_{t+1}$) は、予期される変化 ($\rho \Delta A_t$ 、 $\rho \Delta \hat{y}_t$) と予期
されない変化 (ε_{t+1}) にそれぞれ分解される。

次に、労働者一人当たりの消費変化について考えてみよう。式(A15)と式(A17)
を使うと、以下の式が得られる。²⁶

$$(A20) \quad c_{t+1} - c_t = \left(\frac{1+r}{1+r-\rho-n\rho} \right) (\hat{y}_{t+1} - E_t \hat{y}_{t+1}), \quad \left(\frac{1+r}{1+r-\rho-n\rho} \right) > 1$$

と書き換えられる。 $(\hat{y}_{t+1} - E_t \hat{y}_{t+1})$ は、予期されない \hat{y} の変化 (ε_{t+1}) を表してい

る。従って、式(A20)に拠ると、(i) マクロ生産性の予期されない変化 (つまり、
労働者一人当たり所得の予期されない変化) は、労働者一人当たりの期待恒常所
得値を変化させることで、労働者一人当たり消費を変化させるが、(ii) マクロ生
産性の予期される変化 (つまり、労働者一人当たり所得の予期される変化) は、
労働者一人当たりの期待恒常所得値を変化させないので、労働者一人当たり消
費は変化しない。A3 節でも述べたが、これは、Hall(1978)の有名なランダムウ
ォーク仮説のインプリケーションである。更に式(A20)に拠ると、労働者一人
当たり消費の変化は、労働者一人当たり所得 (生産高) の予期されない変化に比
べ、より不安定であることが解かる。つまり、マクロ生産性の予期されない上
昇は、労働者一人当たりの当期所得 (生産高) を増加させるが、労働者一人当
り消費はそれ以上に増加する。従って、セクター共通技術の予期されない上昇

²⁶ 詳細については Obstfeld and Rogoff (1997, Ch.2) を参照。

は、労働者一人当たりの国民貯蓄を減少させ、労働者一人当たりの貿易収支を悪化させる。 それに対して、セクター共通技術の予期される上昇は、労働者一人当たり所得（生産高）を増加させるが、労働者一人当たり消費は増加させない。従って、セクター共通技術の予期される上昇は、労働者一人当たりの国民貯蓄を増加させ、労働者一人当たりの貿易収支を改善させる。

次に、上述されたマクロ生産性と労働者一人当たりの貿易収支の関係を正式に明らかにする。経常収支恒等式(A14)より、労働者一人当たりの貿易収支 tb_{t+1} の変化は以下の式で表せられる。

$$\Delta tb_{t+1} = \Delta \hat{y}_{t+1} - \Delta c_{t+1}$$

式(A19)と式(A20)を使うと、上式は以下のように書き換えられる。

$$(A21) \quad \Delta tb_{t+1} = \Delta x_{t+1} - \Delta m_{t+1} = -\frac{(1+n)\rho}{1+r-\rho-n\rho} \varepsilon_{t+1} + \rho \Delta A_t$$

ただし、 x は労働者一人当たり輸出、 m は労働者一人当たり輸入を示す。したがって、既に述べられたように、(i) マクロ生産性の予期されない上昇（即ち、 ε_{t+1} の増加）は、労働者一人当たりの貿易収支を悪化させ、(ii) マクロ生産性の予期される上昇（即ち、 $E_t \Delta A_{t+1} = \rho \Delta A_t$ の増加）は、労働者一人当たりの貿易収支を改善させる事が分かる。後の使用の便利上、式(A21)を成長率で示された形のものを以下に表しておく。²⁷

$$(A22) \quad \Delta \ln x_{t+1} - \Delta \ln m_{t+1} \approx \frac{1}{z_0 \mu} \left(-\frac{(1+n)\rho}{1+r-\rho-n\rho} \varepsilon'_{t+1} + \rho \Delta \ln A_t \right), \quad (z_0 \geq 0, 0 < \mu < 1)$$

ただし、 $\rho \Delta \ln A_t$ はマクロ生産性の予期される成長率： $E_t(\Delta \ln A_{t+1})$ を示し、 ε'_{t+1} はマクロ生産性の予期されない成長率： $\Delta \ln A_{t+1} - E_t(\Delta \ln A_{t+1})$ を示す。

²⁷ 詳しくは、補論 B を参照。

A5 セクター別貿易構造変化に対するセクター固有の生産性変化とマクロ生産性変化の影響

最後に、この節では、前節までの分析を踏まえ、セクター別貿易構造の変化の決定要因を探る。なお、この節では、(前節までの分析で明らかにされた)マクロ的要因であるマクロ生産性変化の影響と、ミクロ的要因であるセクター固有の生産性変化の影響の二つを考慮し、セクター別貿易構造のダイナミクスを分析する。このような分析は、筆者の知るかぎり今まで行われていない。

まず、前提となる仮定について述べたい。この節では、Armington(1969)仮定を適用する。Armington 仮定は、生産品はその生産地によって、幾らかではあるが、差別化されるという仮定である。つまり、たとえ A 国 と B 国で全く同じタイプ・同質の製品が生産されたとしても、A 国で生産された製品は、B 国で生産された製品の不完全代替品であると仮定する。

ここで、二つの国‘ 自国 ’、‘ 外国 ’ が存在すると仮定する。Armington 仮定によると、自国、外国の両方の国において、少なくともあるレベルの自国第 i 生産品に対する需要と外国第 i 生産品に対する需要が、それぞれ存在する。したがって、第 i 製品 に対する労働者一人当りの自国需要と外国需要は、それぞれ以下の式で表せる(時点インデックスは省く)。

$$(A23) \quad d_i = d_i^H + d_i^F = d_i^H + m_i^H$$

$$(A24) \quad d_i^* = d_i^{*H} + d_i^{*F} = x_i^H + d_i^{*F}$$

ただし、 d_i は第 i 製品に対する自国需要、 d_i^* は第 i 製品に対する外国需要、 d_i^H は自国第 i 生産品 に対する自国需要、 d_i^{*H} は自国第 i 生産品 に対する外国需要、 d_i^F は外国第 i 生産品 に対する自国需要、 d_i^{*F} は外国第 i 生産品 に対する外国需要、 m_i^H は第 i 製品 の自国輸入、 x_i^H は第 i 製品 の自国輸出を示す(すべて、労

働者一人当たりの値)。仮定より、自国、外国の二国しか存在しない為、 $d_i^F = m_i^H$ 、および、 $d_i^{*H} = x_i^H$ が成立する。また、Armington 仮定は、 $d_i^H > 0$ 、 $d_i^{*H} > 0$ 、 $d_i^F > 0$ 、 $d_i^{*F} > 0$ 、 $m_i^H > 0$ 、 $x_i^H > 0$ が成立することを保証する。

次に、自国総需要と外国総需要について見てみよう。労働者一人当たりの自国総需要と外国総需要は、それぞれ以下の式で表せる（時点指標 t は省く）。

$$(A25) \quad d = \sum_i (d_i^H + d_i^F) = d^H + d^F = d^H + m^H, ,$$

$$(A26) \quad d^* = \sum_i (d_i^{*H} + d_i^{*F}) = d^{*H} + d^{*F} = x^H + d^{*F},$$

ただし、 d は自国総需要、 d^* は外国総需要、 d^H は自国生産品に対する自国需要、 d^{*H} は自国生産品に対する外国需要、 d^F は外国生産品に対する自国需要、 d^{*F} は外国生産品に対する外国需要、 m^H は自国総輸入、 x^H は自国総輸出を示す（すべて、労働者一人当たりの値）。

次に、第 i 製品に対して成り立つ製品市場の均衡条件について考える。自国(外国)第 i 生産品の総供給は、自国(外国)第 i 生産品 に対する世界需要と等しくなければならないので、以下の均衡条件がえられる。

$$(A27) \quad y_i^H = d_i^H + d_i^{*H} = d_i^H + x_i^H,$$

$$(A28) \quad y_i^F = d_i^F + d_i^{*F} = m_i^H + d_i^{*F}$$

ただし、 y_i^H は自国第 i 生産品の労働者一人当たりの生産高、 y_i^F は外国第 i 生産品の労働者一人当たりの生産高を示す。また、 $d_i^H + d_i^{*H}$ と $d_i^F + d_i^{*F}$ は、自国第 i 生産品 に対する労働者一人当たりの世界需要、外国第 i 生産品 に対する労働者一人当たりの世界需要をそれぞれ表している。

同様に、総計製品市場の均衡条件は、

$$(A29) \quad y^H = d^H + d^{*H} = d^H + x^H,$$

$$(A30) \quad y^F = d^F + d^{*F} = m^H + d^{*F}$$

と表せる。ただし、 y^H は自国生産品の労働者一人当たりの総生産高、 y^F は外国生産品の労働者一人当たりの総生産高を示す。また、 $d^H + d^{*H}$ と $d^F + d^{*F}$ は、自国生産品に対する労働者一人当たりの世界需要、外国生産品に対する労働者一人当たりの世界需要をそれぞれ表している。

ここで、

$$s_i^H = \frac{d_i^{*H}}{d_i^H} = \frac{x_i^H}{d_i^H}, \quad s_i^F = \frac{d_i^F}{d_i^{*F}} = \frac{m_i^H}{d_i^{*F}},$$

$$s^H = \frac{d^{*H}}{d^H} = \frac{x^H}{d^H}, \quad s^F = \frac{d^F}{d^{*F}} = \frac{m^H}{d^{*F}}$$

と定義し、式(A27)、式(A28)、式(A29)、式(A30)に代入すると、以下の式が得られる。

$$y_i^H = \frac{s_i^H + 1}{s_i^H} x_i^H, \quad y_i^F = \frac{s_i^F + 1}{s_i^F} m_i^H,$$

$$y^H = \frac{s^H + 1}{s^H} x^H, \quad y^F = \frac{s^F + 1}{s^F} m^H$$

式(A5)から、労働者一人当たりのセクター別実質生産高は、セクター別生産性 ($A_i = Ae^{a_i}$) と等しくなり (注意、セクター固有の生産性ではない) 式(A11)から、労働者一人当たりの実質総生産高は、マクロ生産性(A)と等しくなるので、上記の式は、以下のように書き換えられる。

$$A^H (e^{a_i})^H = \frac{s_i^H + 1}{s_i^H} x_i^H, \quad A^F (e^{a_i})^F = \frac{s_i^F + 1}{s_i^F} m_i^H,$$

$$A^H = \frac{s^H + 1}{s^H} x^H, \quad A^F = \frac{s^F + 1}{s^F} m^H$$

ただし、 A^H 、 A^F は、自国マクロ生産性、外国マクロ生産性をそれぞれ示し、 $(e^{a_i})^H$ 、 $(e^{a_i})^F$ は、自国セクター固有の生産性、外国セクター固有の生産性をそれぞれ示している。更に、上記の式から、以下の等式が得られる。

$$(A31) \quad \frac{x_i^H / m_i^H}{x^H / m^H} = \frac{(e^{a_i})^H}{(e^{a_i})^F} \left[1 / \frac{(d_i^H + d_i^{*H}) / (d^H + d^{*H})}{(d_i^F + d_i^{*F}) / (d^F + d^{*F})} \right] \frac{d_i^{*H} / d^{*H}}{d_i^F / d^F}$$

式(A31)は均衡状態で必ず成立する。式(A31)において、 $(x_i^H / m_i^H) / (x^H / m^H)$ は自国総輸出入比率に対する自国第 i セクターの輸出入比率、 $(e^{a_i})^H / (e^{a_i})^F$ は自国第 i セクターの比較優位度、 $(d_i^H + d_i^{*H}) / (d^H + d^{*H})$ は自国第 i 生産品に対する相対世界需要、 $(d_i^F + d_i^{*F}) / (d^F + d^{*F})$ は外国第 i 生産品に対する相対世界需要を示している。以下では、式(A31)が成立している時（即ち、均衡状態の時）、 $(e^{a_i})^H / (e^{a_i})^F$ の変化が、 $(x_i^H / m_i^H) / (x^H / m^H)$ に与える影響を考察する。

まず、自国第 i 生産品の価格を p_i^H 、自国総計価格を p^H 、外国第 i 生産品の価格を p_i^F 、外国総計価格を p^F と定義する。ここで、初期において $(p_i^H / p^H) / (p_i^F / p^F)$ が均衡条件式(A31)を満たす水準にあるとする。今、 $(e^{a_i})^H / (e^{a_i})^F$ が上昇すると仮定する。すると、 $(p_i^H / p^H) / (p_i^F / p^F)$ の初期水準のもとで、 $(e^{a_i})^H / (e^{a_i})^F$ の上昇は、 $(y_i^H / y^H) / (y_i^F / y^F)$ が過剰に高水準である状況を産み出す。したがって、この過剰供給を解消するため、 $(p_i^H / p^H) / (p_i^F / p^F)$ は直ちにこの過剰供給が完全に解消されるまで低下する。つまり、式(A31)において、 $(e^{a_i})^H / (e^{a_i})^F$ が上昇した分だけ、 $\frac{(d_i^H + d_i^{*H}) / (d^H + d^{*H})}{(d_i^F + d_i^{*F}) / (d^F + d^{*F})}$ は低下する。即ち、

式(A31)右辺の $\frac{(e^{a_i})^H}{(e^{a_i})^F} \left[1 / \frac{(d_i^H + d_i^{*H}) / (d^H + d^{*H})}{(d_i^F + d_i^{*F}) / (d^F + d^{*F})} \right]$ は変化しない。しかしながら、

仮定より第 i 製品に対する自国消費者と外国消費者の嗜好は同一であり、新しい均衡状態のもと $(p_i^H / p^H) / (p_i^F / p^F)$ は以前より低位にあるので、式(A31)右辺の $(d_i^{*H} / d^{*H}) / (d_i^F / d^F)$ は上昇する。したがって、 $(e^{a_i})^H / (e^{a_i})^F$ の上昇は、 $(x_i^H / m_i^H) / (x^H / m^H)$ を上昇させることになる。

上記の $(e^{a_i})^H / (e^{a_i})^F$ と $(x_i^H / m_i^H) / (x^H / m^H)$ の間の関係を捉える式を以下のように設定する。

$$\frac{(x_i^H / m_i^H)^{1/\omega_i}}{x^H / m^H} = \left(\frac{(e^{a_i})^H}{(e^{a_i})^F} \right)^\gamma, \quad (\gamma > 0, \omega_i > 0)$$

$(x_i^H / m_i^H)^{1/\omega_i} / (x^H / m^H)$ は、個別効果で調整された自国第 i セクターの相対輸出入比率を、 $(e^{a_i})^H / (e^{a_i})^F$ は自国第 i セクターの比較優位度を示している。ここで、 $1/\omega_i$ は、個別効果を捉える役割を果たしている。

上式は以下のように変形されうる。

$$\Delta \ln \left(\frac{x}{m} \right)_{i,t}^H = \omega_i \Delta \ln \left(\frac{x}{m} \right)_t^H + \omega_i \gamma \Delta \ln \left(\frac{(e^{a_i})^H}{(e^{a_i})^F} \right)_t$$

ただし、 $(x/m)_{i,t}^H$ は自国第 i セクターの輸出入比率、 $(x/m)_t^H$ は自国総輸出入比率、 $((e^{a_i})^H / (e^{a_i})^F)_t$ は自国第 i セクターの比較優位度を示している。更に、A4 節で導出された式(A22)を上式に代入すると、

(A32)

$$\Delta \ln \left(\frac{x}{m} \right)_{i,t}^H = \omega_i \gamma \Delta \ln \left(\frac{(e^{a_i})^H}{(e^{a_i})^F} \right)_t - \omega_i \frac{\lambda(1+n)\rho}{1+r-\rho-n\rho} \varepsilon_t^H + \omega_i \lambda \rho \Delta \ln A_{t-1}^H, \quad (\lambda = 1/z_0\mu)$$

となる。ただし、 ε_t^H は自国のマクロ生産性の予期されない成長率、 $\rho \Delta \ln A_{t-1}^H$ は自国のマクロ生産性の予期される成長率 ($E_{t-1} \Delta \ln A_t^H = \rho \Delta \ln A_{t-1}^H$) を示す。式(A32)が本稿の推定式のもととなる式である。式(A45)はセクター別輸出入比率の変化率が、(i) 比較優位度の成長率と正に、(ii) マクロ生産性の予期されない成長率と負に、(iii) マクロ生産性の予期される成長率と正に関係していることを示している。ここで、注意したいのは、以上で示された比較優位度と輸出入比率との関係は、リカード型貿易論が厳密に意味するところとは異なるが、一国の経常収支がたとえ均衡していても、相対的に技術レベルが高いセクターは、純輸出者である傾向が強くなるというリカード型貿易論の予測を捕えている。また、本節のモデルは、需要要因を考慮に入れてない点でも、リカード型貿易

論と異なる。²⁸

式(A32)をもとに、以下のように推定式を設定した。

$$(A33) \quad \Delta \ln \left(\frac{EXPORT}{IMPORT} \right)_{i,t}^{JPN} = cnt + \alpha_{1,i} \Delta \ln \left(\frac{A_{i,SP}^{JPN}}{A_{i,SP}^{World}} \right)_{t-1} + \alpha_{2,i} \Delta \ln A_t^{UN} + \alpha_{3,i} \Delta \ln A_t^E + \alpha_{4,i} \Delta REXRT_t + e_{i,t},$$

ただし、 $(EXPORT/IMPORT)_i^{JPN}$ は日本の第 i セクターの輸出入比率、 $A_{i,SP}^{JPN}$ は日本の第 i セクターの固有の生産性、 $A_{i,SP}^{World}$ は世界（日本以外の国全体）の第 i セクターの固有の生産性、 $\Delta \ln A_t^{UN}$ は日本固有のマクロ生産性の予期されない成長率、 $\Delta \ln A_t^E$ は日本固有のマクロ生産性の予期される成長率、 $REXRT_t$ は実質実効為替レート（日本の物価レベルを基準）、 cnt は定数項、 $e_{i,t}$ は誤差項を示している。ここで、 $\alpha_{1,i}$ 、 $\alpha_{2,i}$ 、 $\alpha_{3,i}$ は、式 (A32) の $\omega_i \gamma$ 、 $-\omega_i \lambda (1+n) \rho / (1+r-\rho-n\rho)$ 、 $\omega_i \lambda$ にそれぞれ対応している。従って、 $\alpha_{1,i} > 0$ 、 $\alpha_{2,i} < 0$ 、 $\alpha_{3,i} > 0$ となる。なお、Golub and Hsieh (2000) に習い、調整の遅れを考慮し、式(A33)では $A_{i,SP}^{JPN} / A_{i,SP}^{World}$ の一期ラグが使用されている。

式(A33) において、実質実効為替レートの変化を示す $\Delta REXRT_t$ は、価格の不完全伸縮性の影響を捉える役割を果たしている。モデルでは、価格の完全伸縮性を仮定しており、あらゆる時点において経済は、一般均衡状態にある。つまり、価格の影響は存在しない。しかしながらここでは、モデルとの整合性に欠けるが、現実において多くの場合そうであるように、供給要因が変化した時、価格は変化するが、均衡状態を完全に保証するレベルに到達する程にはかなりの時間を要すると仮定する。このとき、均衡状態を完全に保証する価格レベルと当期価格レベルの間の残存するギャップをなくす為、価格は期間を通じて変化することになる。この結果、価格の不完全伸縮性仮定のもと、セクター別輸出入比率は、価格の変化の影響を受けることになる。データ上、世界に対する

²⁸ この点については、園部哲史氏、他の方々からも同様のご意見を頂いた。

日本のセクターごとの相対価格を得ることは難しいので、式(A33)において、実質実効為替レートの変化を導入し、その係数をセクターごとに可変とすることで、セクター別輸出入比率に対する、セクター別の価格変化の影響を捉えることにする。なお、 $\Delta REXRT_t$ の増加は日本の相対価格の実質的上昇を示すので、式(A33)の係数 $\alpha_{4,i}$ には負の符号が理論的に期待される。

補論 B：輸出入比の変化率（式(A22)の導出）

労働者一人当たりの貿易収支は、以下のように表せる。

$$tb_t = x_t - m_t = \exp(\ln x_t) - \exp(\ln m_t)$$

$tb_t = tb_0$ で $x_0 / m_0 = 1$ が成立するとし、上式における tb_t の一次テイラー展開を tb_0 近辺で行うと、以下の式が得られる。

$$x_t - m_t \approx \exp(\ln x_0) - \exp(\ln m_0) + x_0(\ln x_t - \ln x_0) - m_0(\ln m_t - \ln m_0)$$

上式において $x_0 / m_0 = 1$ が成立しているので、 z_0 は $x_0 = m_0 = z_0$ を満たす値と定義すると、上式は以下のように書ける。

$$x_t - m_t \approx z_0(\ln x_t - \ln x_0) - z_0(\ln m_t - \ln m_0)$$

上式の両辺の一階差をとると、

$$(B1) \quad \Delta x_{t+1} - \Delta m_{t+1} \approx z_0(\Delta \ln x_{t+1} - \Delta \ln m_{t+1})$$

となる。²⁹ 式(B1)を式(A21)に代入すると、以下の式が得られる。

$$(B2) \quad \Delta \ln x_{t+1} - \Delta \ln m_{t+1} \approx \frac{1}{z_0} \left(-\frac{(1+n)\rho}{1+r-\rho-n\rho} \varepsilon_{t+1} + \rho \Delta A_t \right)$$

ここで、式(B2)の ΔA_t は、AR(1)過程で表したことを思い出して欲しい（式(A18)）： $\Delta A_{t+1} = \rho \Delta A_t + \varepsilon_{t+1}$ 。仮に、 A が ΔA と比較して相対的にかなり大きな値である、つまり、 A の成長率が低位であるとする（これは、妥当な仮定と言える）。この仮定は、 $\Delta \ln A_t$ の変動は、 ΔA_t の変動を近似することを意味する。つまり、 $\mu \Delta A_t \approx \Delta \ln A_t$ と $\mu \Delta A_{t+1} \approx \Delta \ln A_{t+1}$ が成り立ち、

$$\Delta \ln A_{t+1} = \rho \Delta \ln A_t + \varepsilon'_{t+1}, \quad (\varepsilon'_{t+1} = \mu \varepsilon_{t+1}, \quad 0 < \mu < 1)$$

が概算的に成立する。従って、式(B2)は以下のように書き換えられる。

$$(A22) \quad \Delta \ln x_{t+1} - \Delta \ln m_{t+1} \approx \frac{1}{z_0 \mu} \left(-\frac{(1+n)\rho}{1+r-\rho-n\rho} \varepsilon'_{t+1} + \rho \Delta \ln A_t \right)$$

²⁹ x と m はそれぞれ、労働者一人当たりの輸出、および、輸入である。したがって、 x と m の変動幅は比較的低い。抛って、 z_0 が期間を通じて一定とし、式(B1)において一階差をとることは、妥当な概算方法でありうる。

式(A22)において、 $\rho\Delta\ln A_t$ はマクロ生産性の予期される成長率： $E_t(\Delta\ln A_{t+1})$ を示し、 ε'_{t+1} はマクロ生産性の予期されない成長率： $\Delta\ln A_{t+1} - E_t(\Delta\ln A_{t+1})$ を示す。

補論 C : データ

日本のセクター別輸出・輸入

Trade and Production Database (www.worldbank.org/research/trade)の 3 digit ISIC セクションより、データを得た。輸出、輸入のコードは、それぞれ expTOTALTOT、impTOTALTOT である。Trade and Production Database は 1976 年から 1997 年までの期間しかカバーしていないため、1998 年から 2000 年に関しては、OECD STAN (ISIC Rev.3) を使用した。輸出、輸入のコードは、それぞれ EXPO、IMPO である。

実質実効為替レート

CEIC データベースより得た。コードは JMDAF。

生産性変化

第一に、サンプルとなる全ての国に関して、セクター（製造業）ごとの名目付加価値生産高と労働者数を、Trade and Production Database (www.worldbank.org/research/trade)の 3 digit ISIC セクションより得た。セクターごとの名目付加価値生産高、セクターごとの労働者数のコードは、それぞれ vIVADD と vILABOR である (Trade and Production Database には、セクターごとの実質付加価値生産高データは存在しない)。

次に、セクターごとの実質付加価値生産高を計算するために、以下の二つの変数を得た。(1)US のセクター別付加価値デフレーター : OECD STAN(ISIC Rev.3)、コード VALU、(2)実質為替レート(対 US\$): Penn World Table6.0、コード P。これらの変数を使用し、それぞれの国に関して、セクター別および総製造業の生産性成長率を成長会計によって計算した。

日本のセクター別消費財比率：1995年基準

平成7年度基準 鉱工業指数年報 から得た。

日本の輸入浸透度

‘消費財の輸入 / 消費財の国内総供給’として計算（データ：経済産業省 鉱工業指数年報）。

日本のインフレ率（CPIベース）：1995年基準

総務省「消費者物価指数」より計算。

補論 D：輸入浸透度の近似

この補論では、本文で採用している輸入浸透度を輸出入変化で近似する方法を示す。以下のように輸入浸透度を輸出入変化で概算するアプローチは、筆者の知る限り存在しない。

まず、第 t 期における輸入浸透度を、

$$(D1) \quad IP_t = \frac{M_t}{Y_t - (X_t - M_t)}$$

と定義する。ただし、 M 、 X 、 Y は輸入、輸出、生産高をそれぞれ示す。式(D1)

は $M_t \neq 0$ と仮定すると、以下のように書き換えられる。

$$(D2) \quad IP_t = \left(\frac{Y_t}{X_t} \frac{X_t}{M_t} - \frac{X_t}{M_t} + 1 \right)^{-1}$$

(D2)において、 (Y_t/X_t) 、 (X_t/M_t) の関数である IP_t の一次のテイラー展開を IP_t の

サンプル期間平均値 IP_0 (Y_0 、 X_0 、 M_0 は IP_0 に対応する値) の近傍で行うと、

$$\begin{aligned} IP_t &= IP_0 + \left\{ \frac{X_0}{M_0} \left(\frac{Y_0}{X_0} - 1 \right) + 1 \right\}^{-2} \frac{X_0}{M_0} \left(2 \frac{Y_0}{X_0} - 1 \right) \\ &\quad - \left\{ \frac{X_0}{M_0} \left(\frac{Y_0}{X_0} - 1 \right) + 1 \right\}^{-2} \left(\frac{Y_0}{X_0} - 1 \right) \frac{X_t}{M_t} \\ &\quad - \left\{ \frac{X_0}{M_0} \left(\frac{Y_0}{X_0} - 1 \right) + 1 \right\}^{-2} \frac{X_0}{M_0} \frac{Y_t}{X_t} \end{aligned}$$

となる。上式の両辺の階差をとり、パラメーターを β_1 、 β_2 とおくと、

$$(D3) \quad \Delta IP_t = -\beta_1 \Delta \frac{X_t}{M_t} - \beta_2 \Delta \frac{Y_t}{X_t}, \quad \beta_1 > \beta_2 > 0$$

となる。

式(D3)をもとに回帰分析を行うと、 β_1 と β_2 の推定値は、それぞれ 0.044 と 0.007 であった。従って、 β_1 と β_2 の推定値、および、本稿の回帰分析から得ら

れる $\Delta(X_t / M_t)$ の推定値を使い、 ΔIP_t は以下のように分解できる。

$$(D4) \quad \Delta IP_t = -0.044 \left(\Delta \frac{X_t}{M_t} \right)^{fit} - 0.007 \Delta \frac{Y_t}{X_t}$$

ただし、 $\Delta(X_t / M_t)^{fit}$ は、本稿の回帰分析から得られる $\Delta(X_t / M_t)$ の推定値である (Y_t / X_t の係数は相対的に低位なので、実際には Y_t / X_t の影響を省いて分析する)。したがって、 $\Delta(X_t / M_t)^{fit}$ は、比較優位度の変化、マクロ生産性の予測される変化、マクロ生産性の期待されない変化、実質実効為替レートの変化で要因分解され得る。また、輸入浸透度の変化を上記の式(D4)に基づいて推定するにあたり、個々のセクターの総生産に対する消費財の割合で加重して計算した。つまり、

$$(D5) \quad \left(\Delta \frac{X_t}{M_t} \right)^{fit} = \sum_i \alpha_i \Delta \left(\frac{X}{M} \right)_{i,t}^{fit}$$

ただし α_i は各セクターの総生産に対する消費財の割合、 $\Delta(X / M)_{i,t}^{fit}$ は本稿の回帰分析から得られる推定値である。

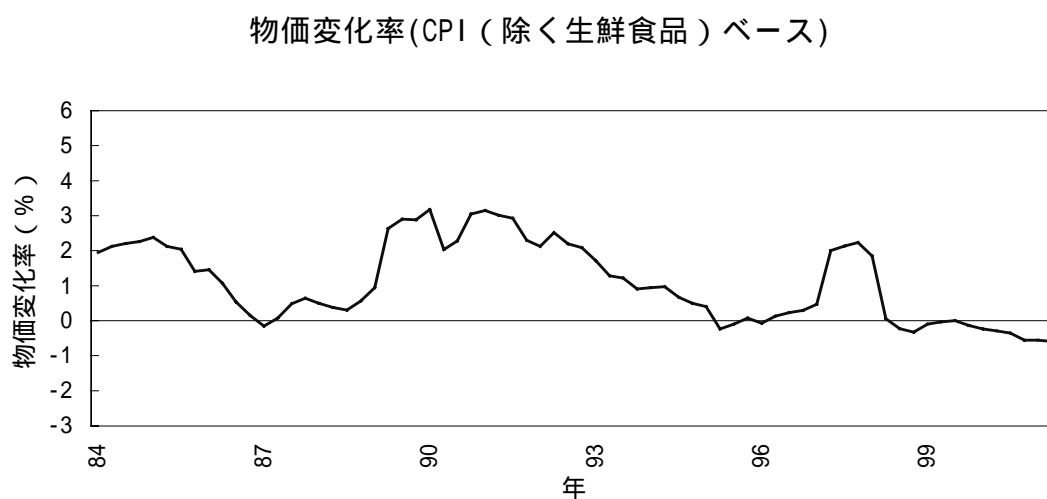
(表 1) 推定結果

推定式:			
$\Delta \ln \left(\frac{EXPORT}{IMPORT} \right)_{i,t} = c + \alpha_{1,i} \Delta \ln \left(\frac{A_i^{JPN}}{A_i^{World}} \right)_{t-1} + \alpha_{2,i} \ln A_t^{UN} + \alpha_{3,i} \Delta \ln A_t^E + \alpha_{4,i} \Delta REXRT_t + e_{i,t}$			
	Estimate	Std. Err	p-value
$\hat{\alpha}_1$	0.4369	0.2067	0.035
$\hat{\alpha}_2$	-2.0148	0.4486	0.000
$\hat{\alpha}_3$	1.7508	0.9816	0.074
$\hat{\alpha}_4$	-0.0037	0.0014	0.009
No. obs: 342 Wald χ^2 (4): 40.72 Swamy χ^2 (85): 106.95 DW: 1.83			

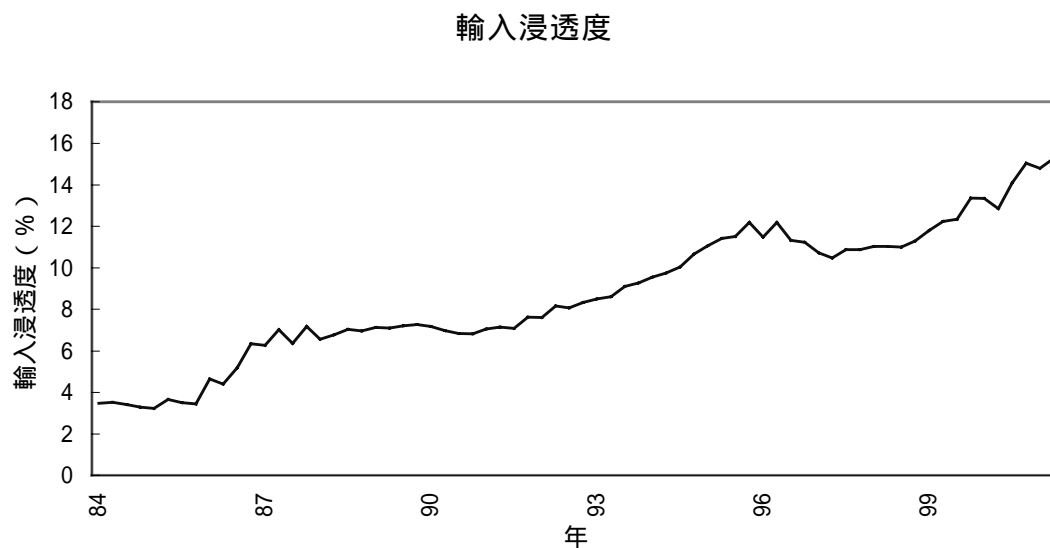
(表2) 推計された個別セクター係数

推定式:				
$\Delta \ln \left(\frac{EXPORT}{IMPORT} \right)_{i,t} = c + \alpha_{1,i} \Delta \ln \left(\frac{A_i^{JPN}}{A_i^{World}} \right)_{t-1} + \alpha_{2,i} \ln A_t^{UN} + \alpha_{3,i} \Delta \ln A_t^E + \alpha_{4,i} \Delta REXRT_t + e_{i,t}$				
推計された係数				
セクター	$\hat{\alpha}_{1,i}$	$\hat{\alpha}_{2,i}$	$\hat{\alpha}_{3,i}$	$\hat{\alpha}_{4,i}$
食品	0.88	-0.58	1.06	-0.0028
飲料	0.16	-3.18	-0.97	-0.0070
繊維	0.20	-2.51	1.23	-0.0048
衣料	0.49	-2.10	2.38	-0.0047
皮製品	0.24	-1.74	2.52	-0.0049
フット ウェア	0.14	-2.48	2.62	-0.0074
製材・木製品	-0.29	-3.20	3.05	-0.0084
家具・装備品	0.42	-1.20	4.71	-0.0020
パルプ・紙	0.49	-1.68	2.30	-0.0028
印刷・出版	0.01	-1.80	2.34	-0.0027
鉄・スチール	0.40	-3.15	-0.73	-0.0068
非鉄金属	0.24	-3.13	-0.56	-0.0033
金属加工製品	1.25	-2.41	0.54	-0.0025
一般機械	1.28	-0.50	2.10	0.0004
電気機械	0.92	-1.40	4.06	-0.0016
輸送機械	0.54	-1.74	1.18	-0.0030
精密機械	0.11	-1.19	2.05	0.0000
その他	0.37	-2.32	1.62	-0.0054

(図 1) 輸入浸透度と物価変化率

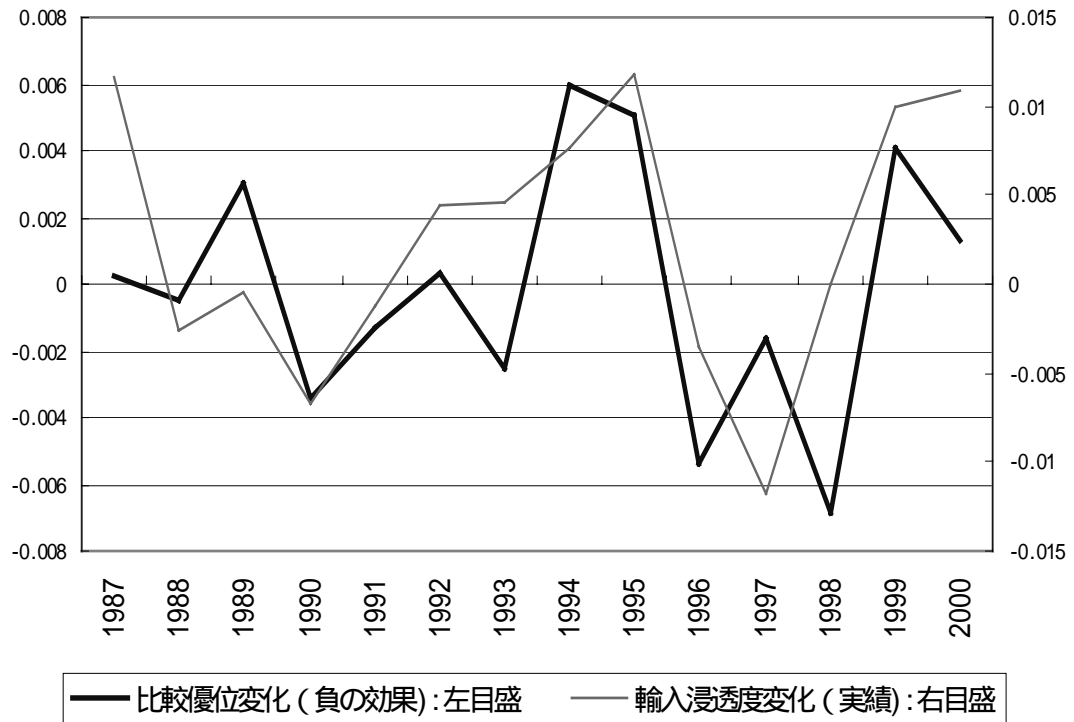


資料：総務省「消費者物価指数」

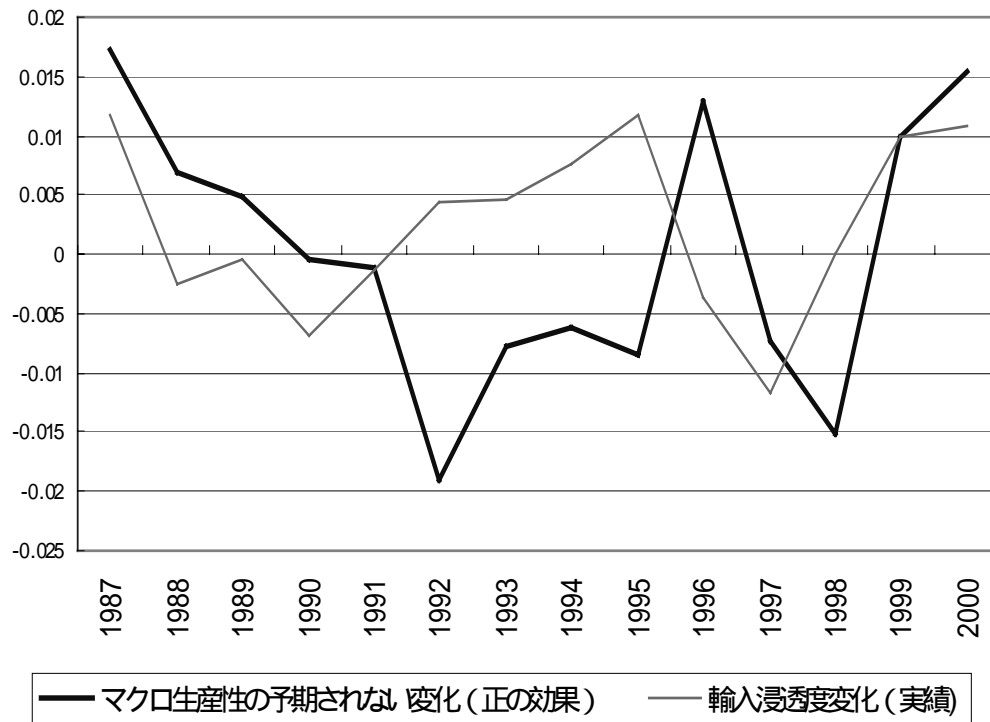


資料：経済産業省「鋳工業指数年報」

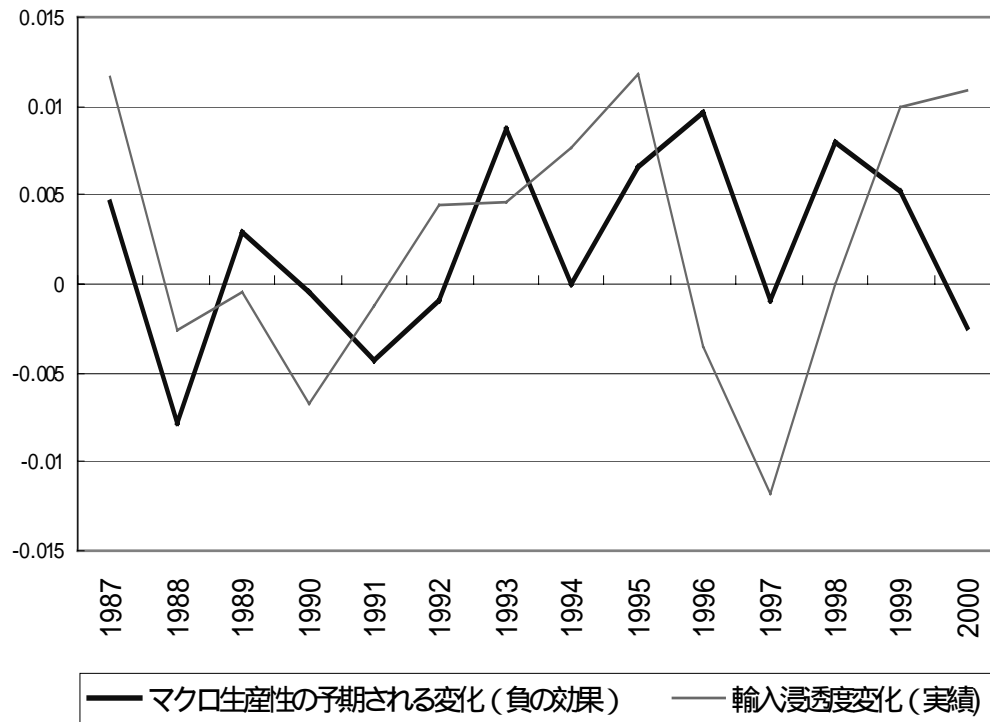
(図 2) 個別要因 : 比較優位



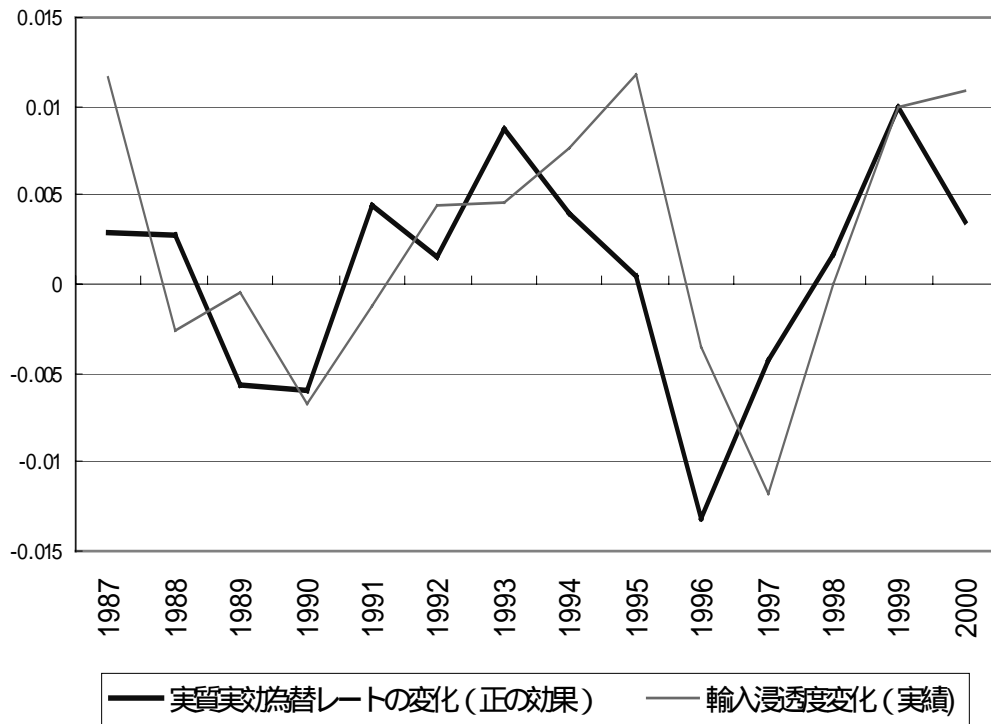
(図 3) 個別要因：マクロ生産性の予期されない変化



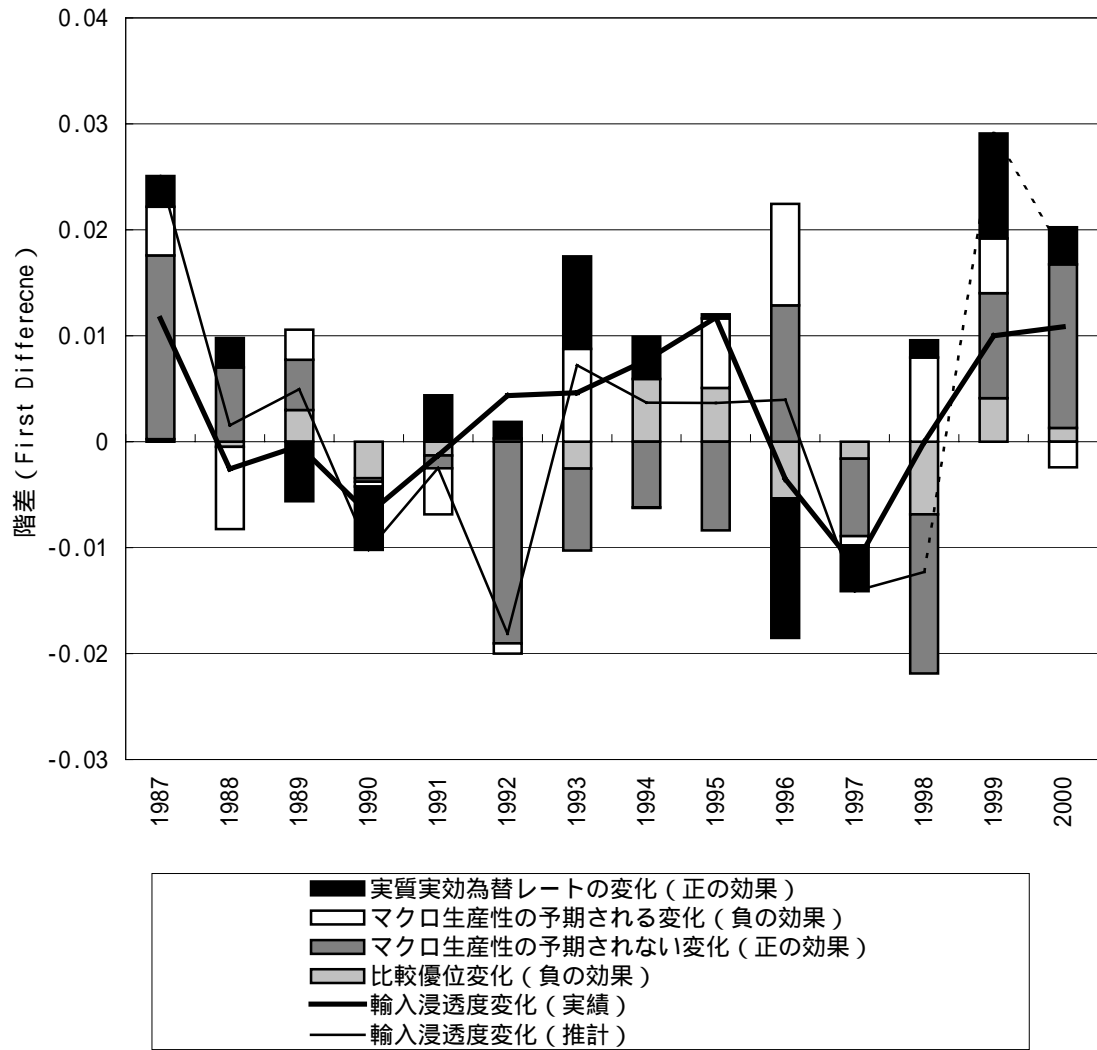
(図 4) 個別要因：マクロ生産性の予期される変化



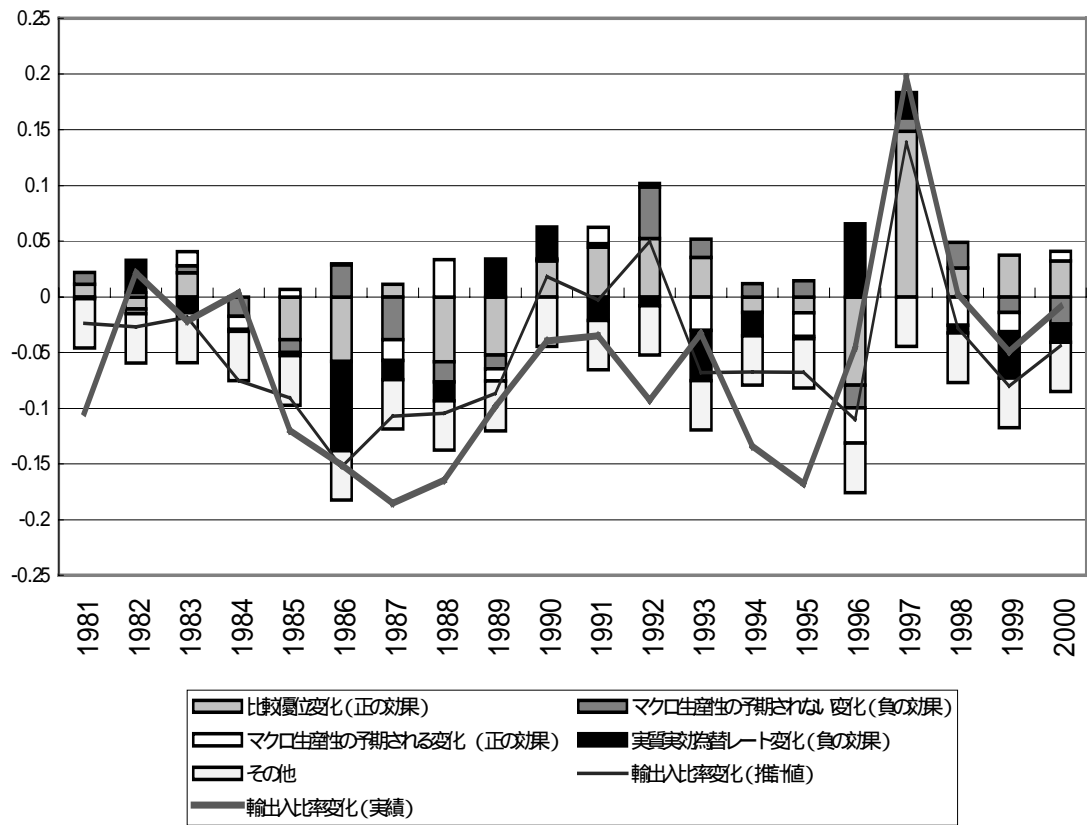
(図 5) 個別要因：実質実効為替レートの変化



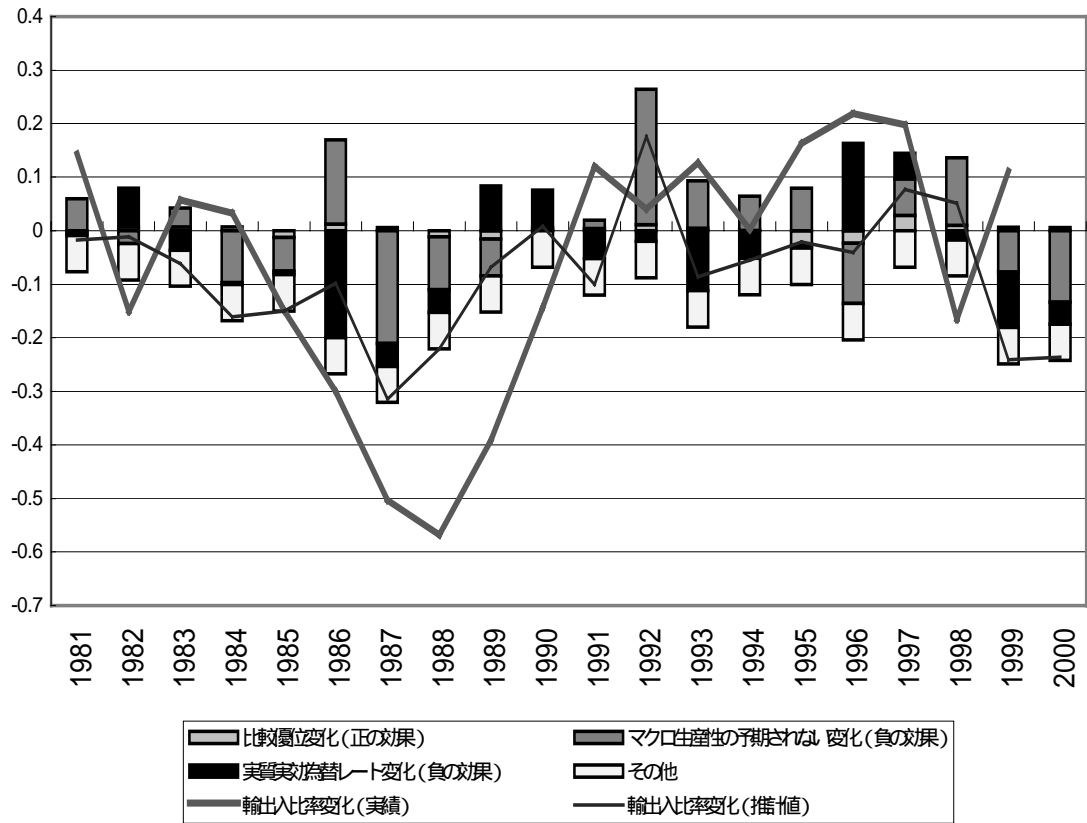
(図 6) 輸入浸透度変動の要因分解



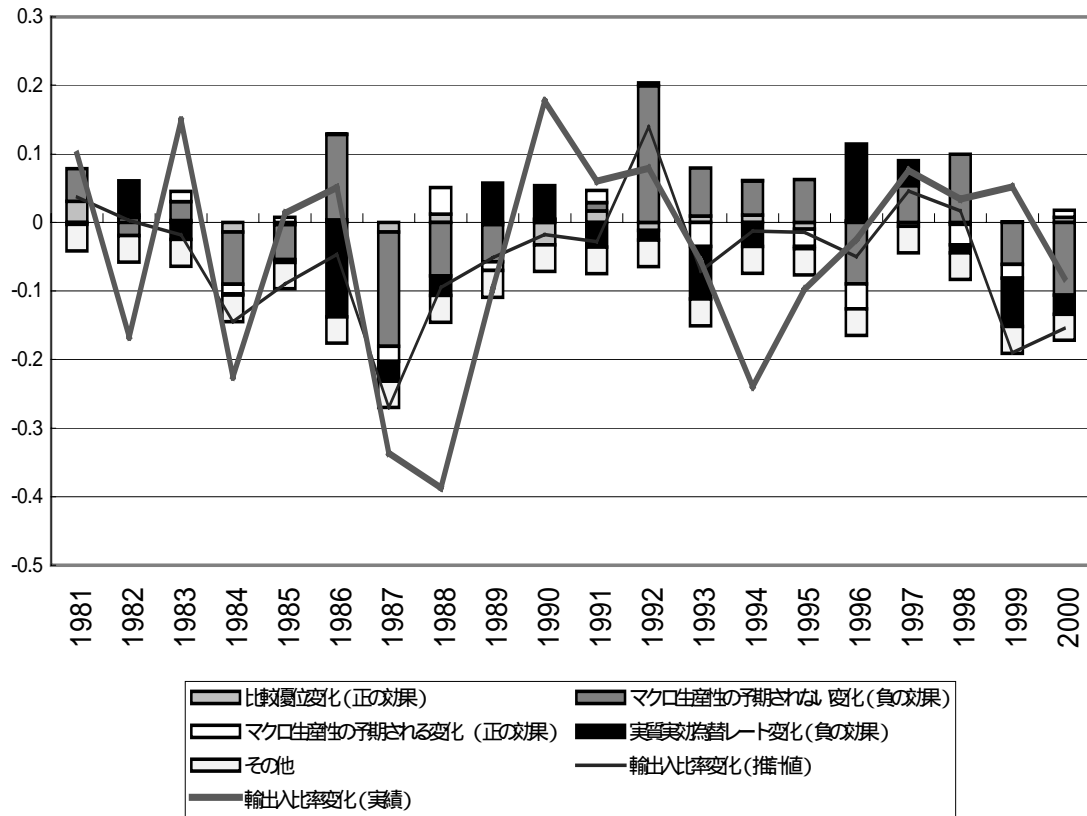
(図7) 輸出入率変化の要因分解：食料



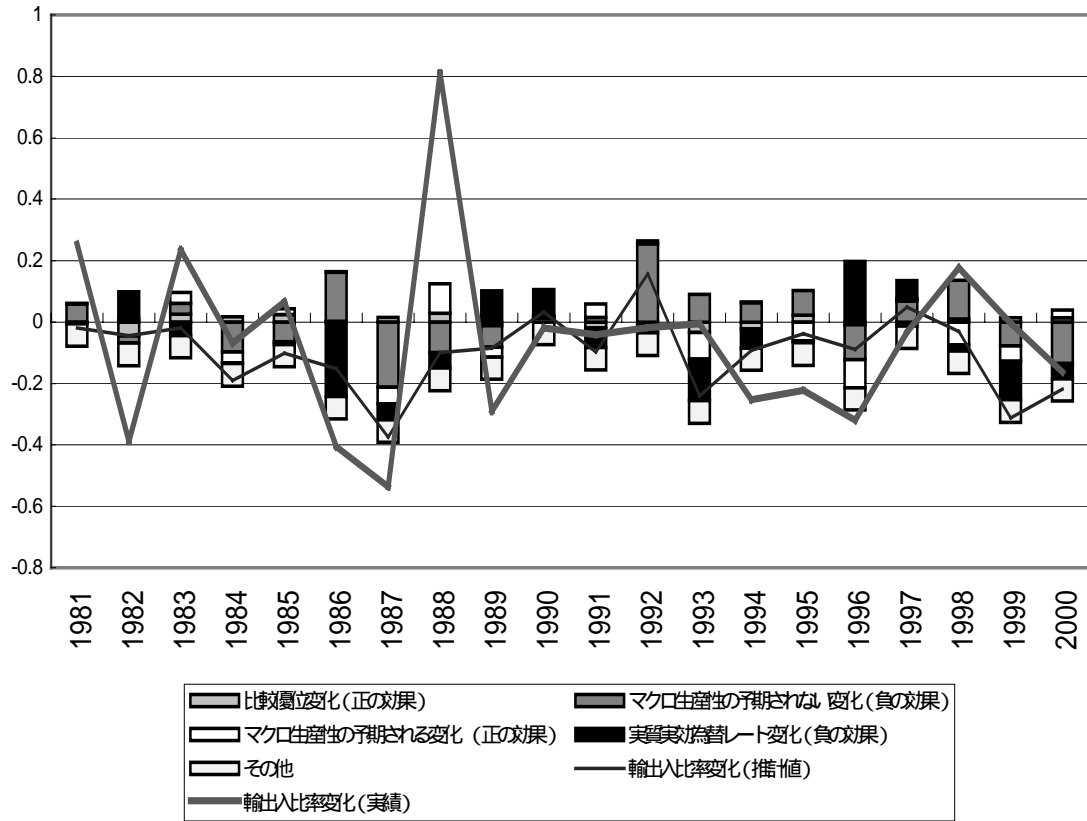
(図8) 輸出入率変化の要因分解：飲料



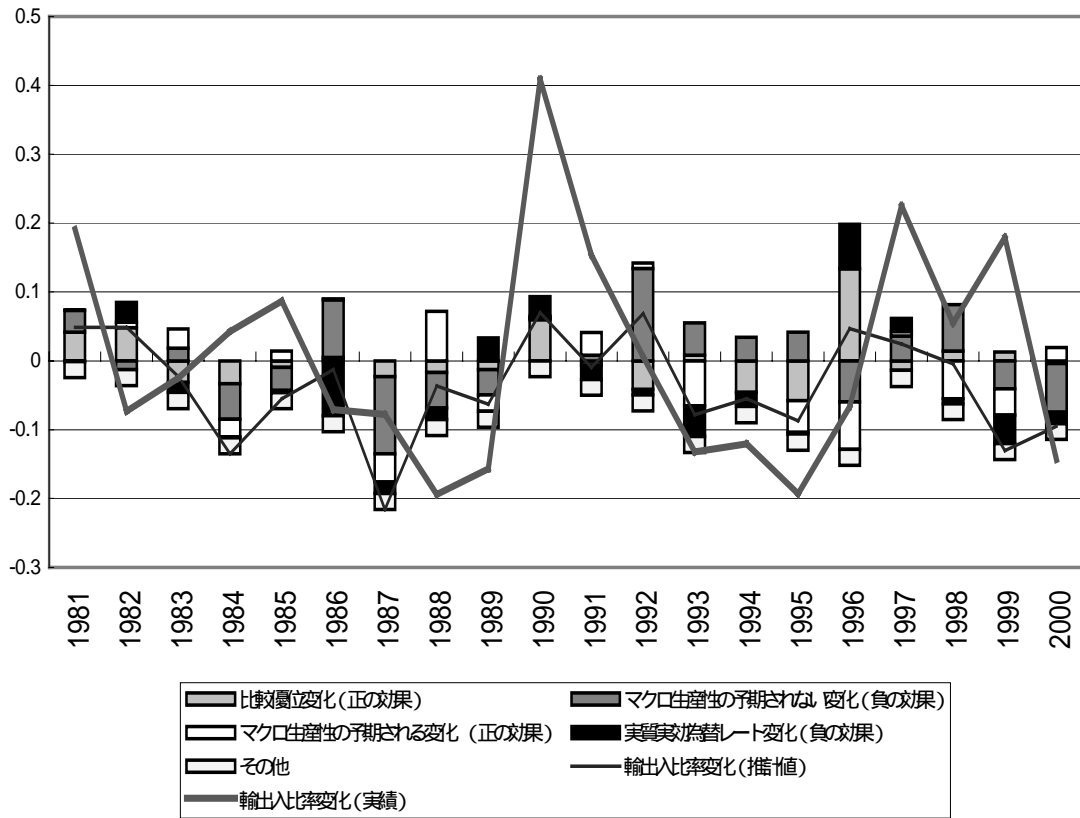
(図9) 輸出入率変化の要因分解：繊維



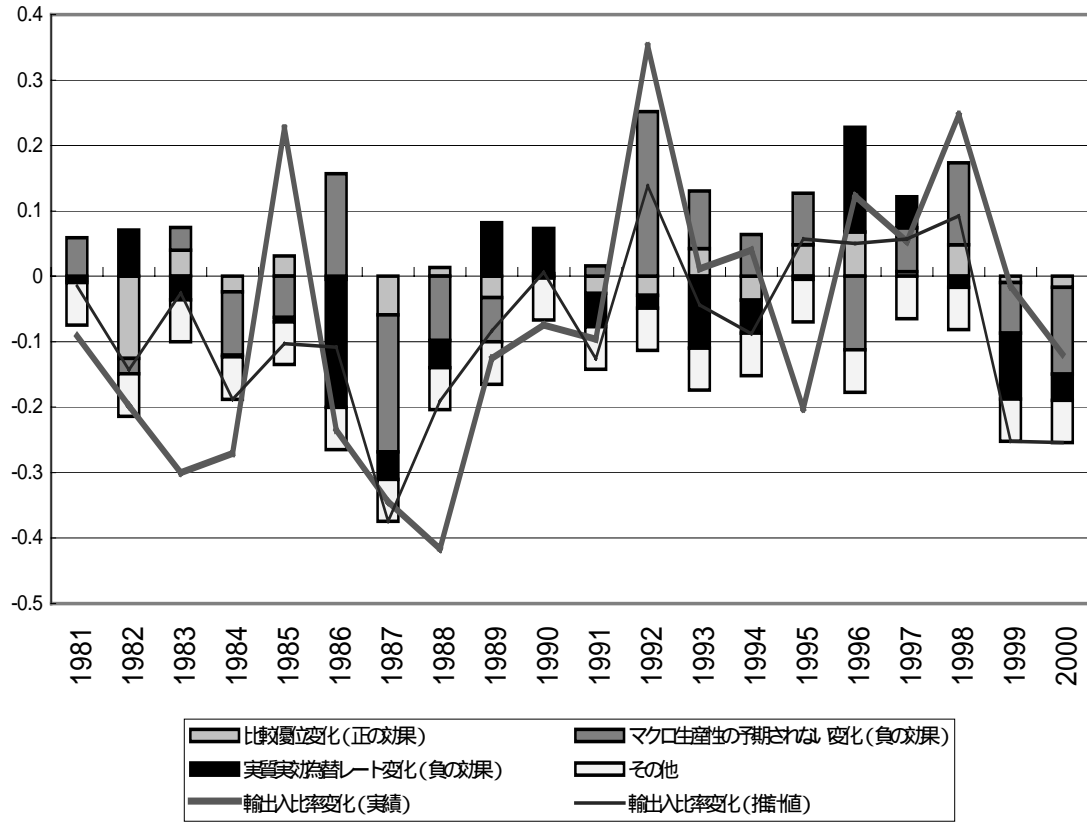
(図 10) 輸出入率変化の要因分解：製材・木製品



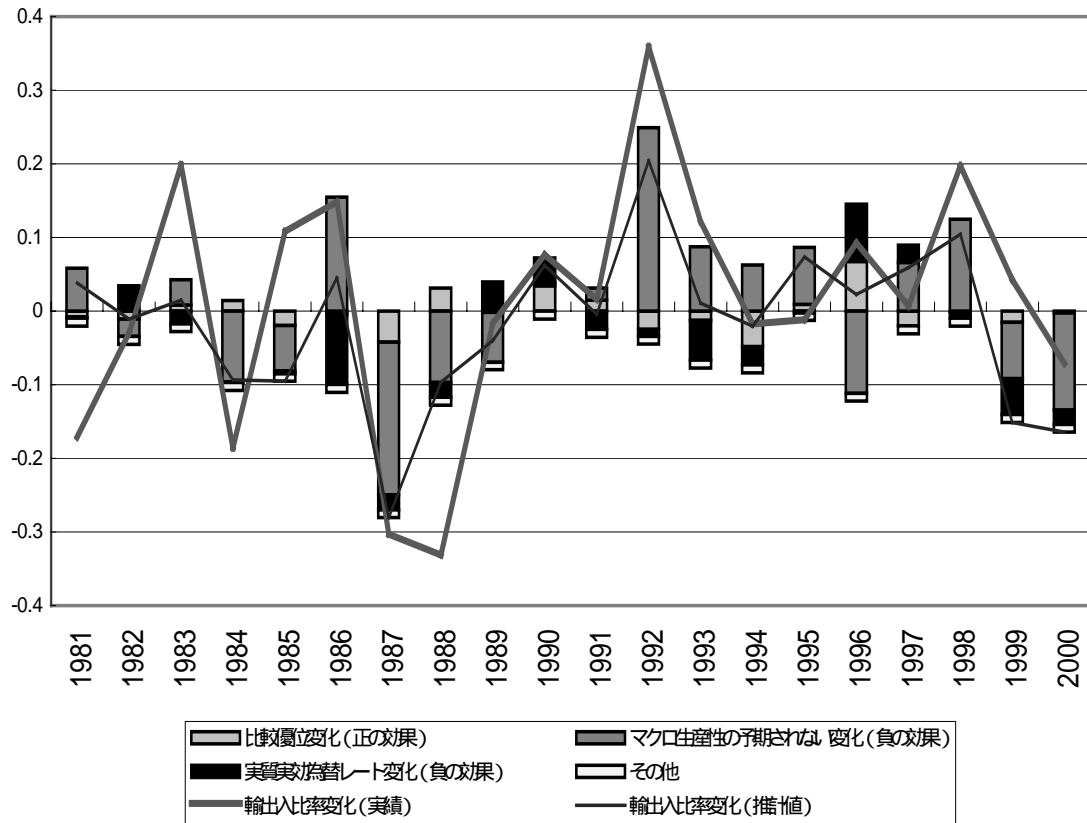
(図 11) 輸出入率変化の要因分解：パルプ・紙製品



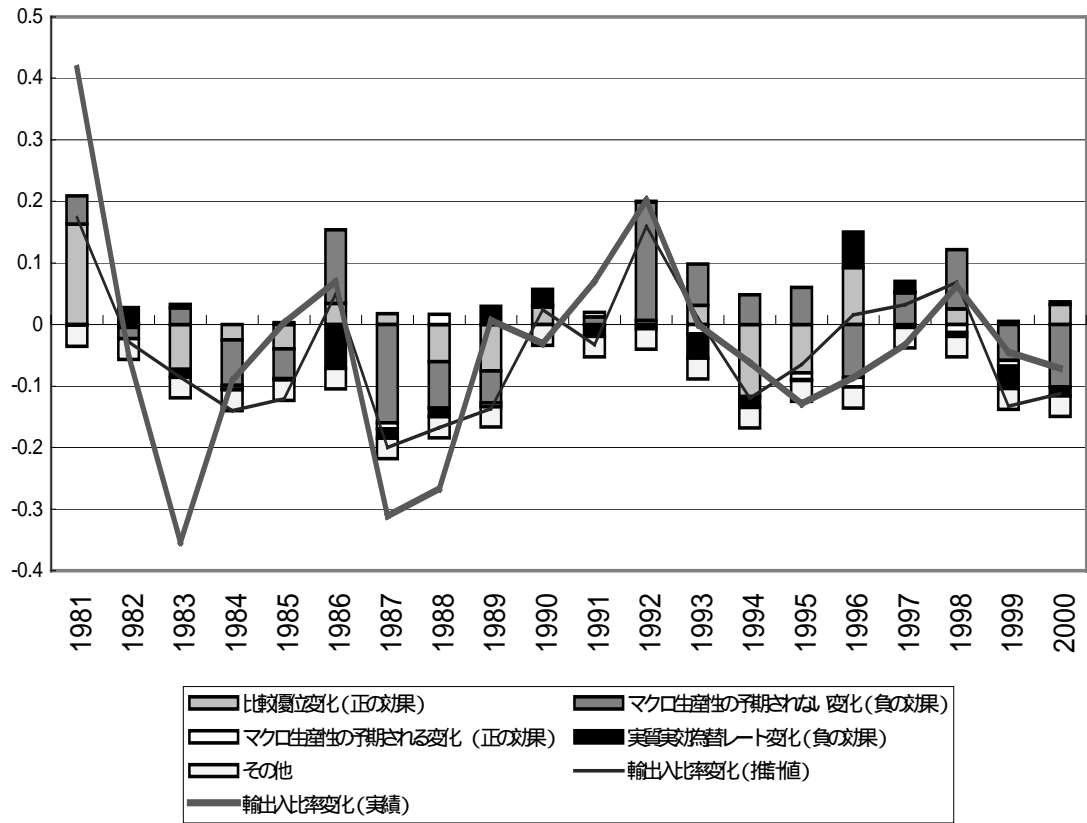
(図 12) 輸出入率変化の要因分解：鉄・スチール



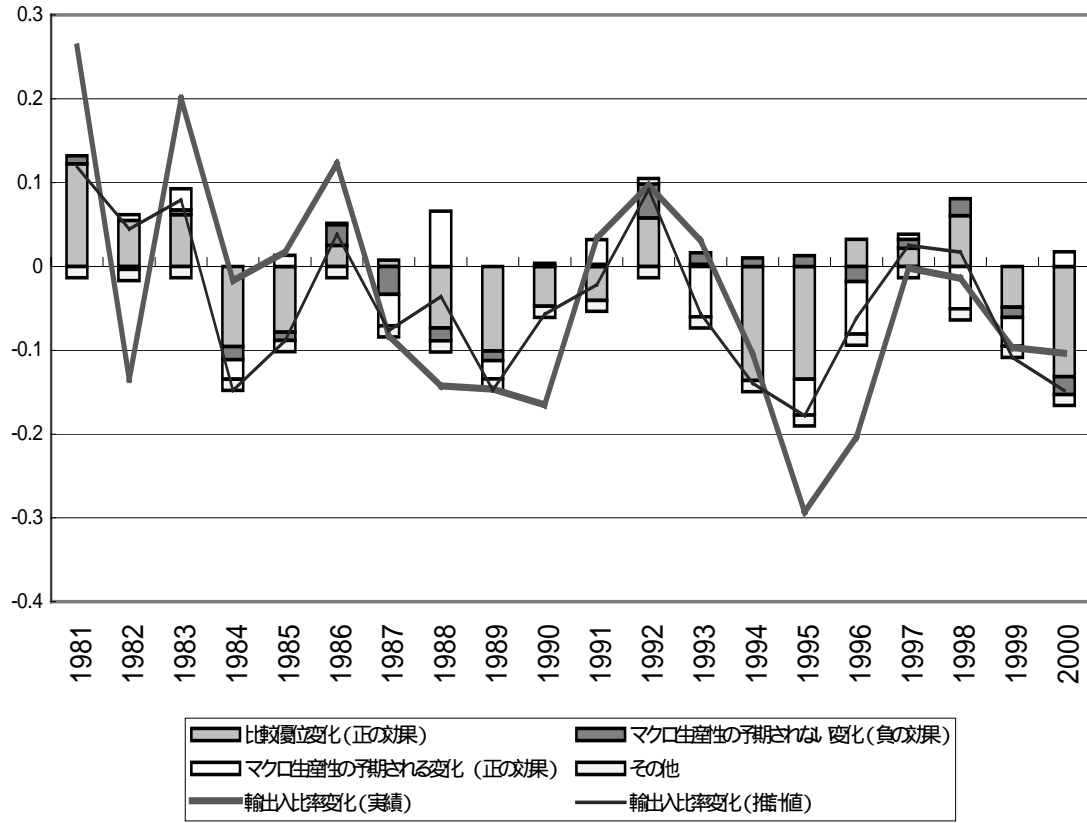
(図 13) 輸出入率変化の要因分解：非鉄金属



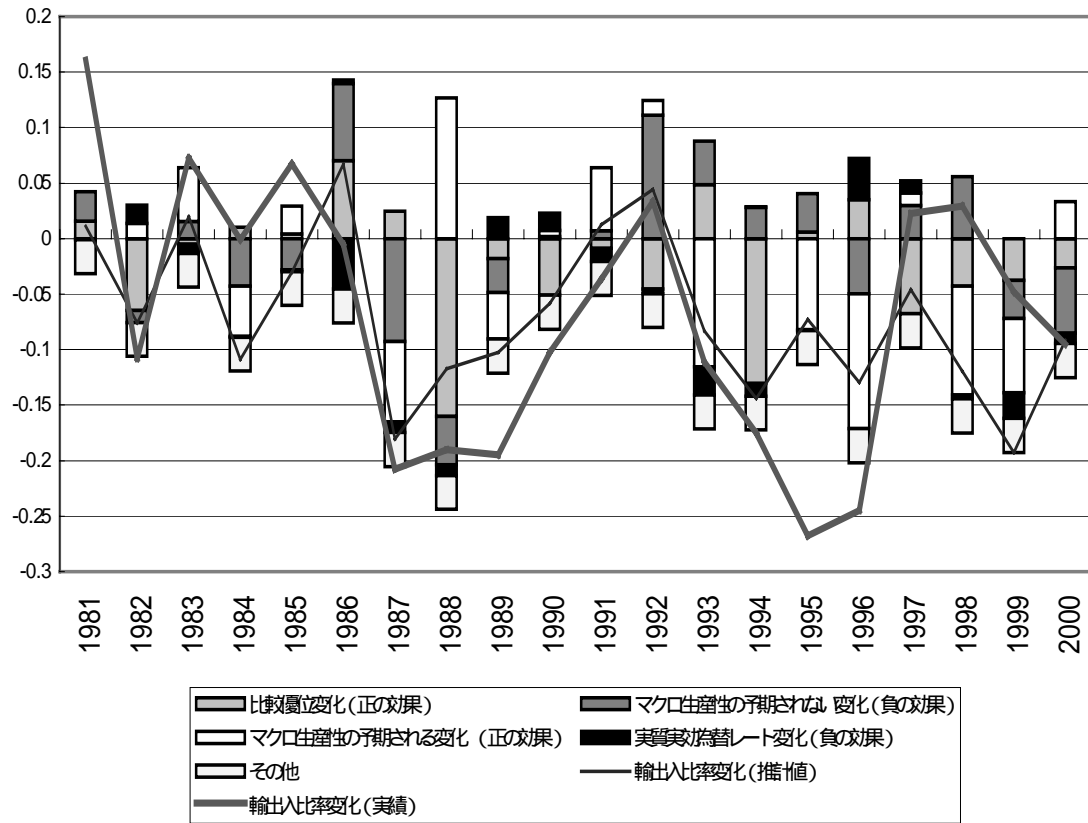
(図 14) 輸出入率変化の要因分解：金属加工製品



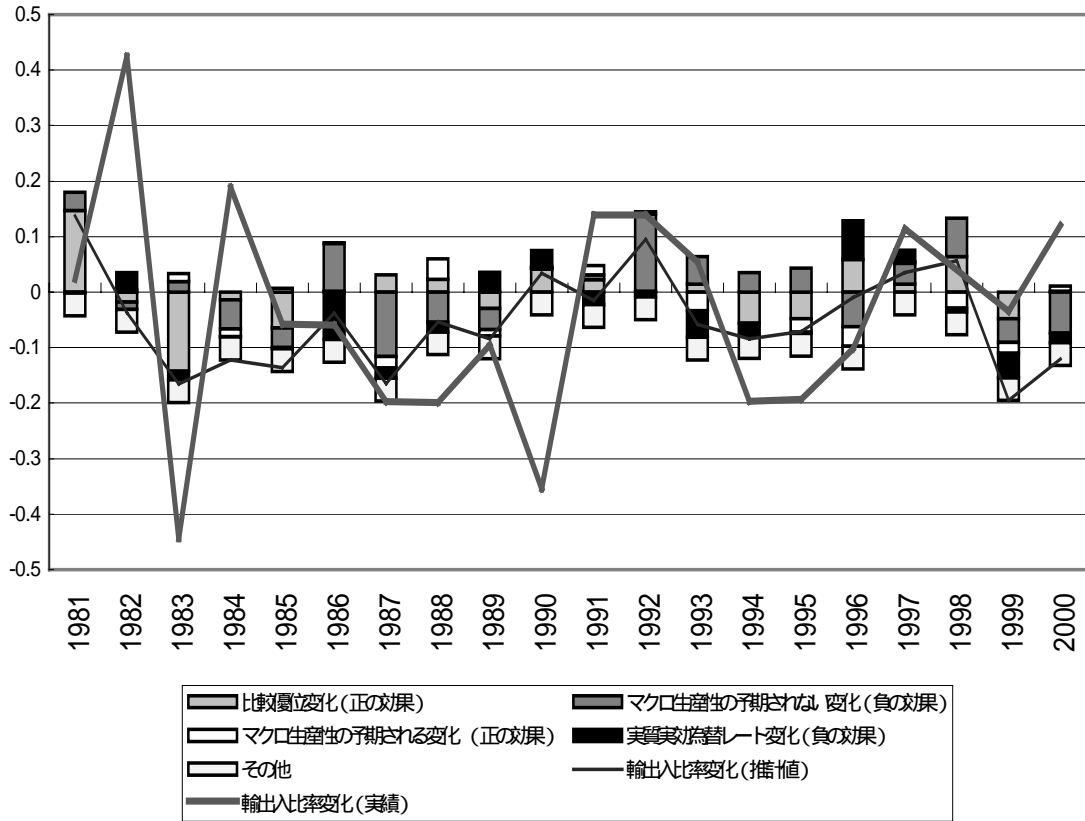
(図 15) 輸出入率変化の要因分解：一般機械



(図 16) 輸出入率変化の要因分解：電気機械



(図 17) 輸出入率変化の要因分解：輸送機械



(図 18) 輸出入率変化の要因分解：精密機械

