



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

## G7 諸国における非貿易財相対価格の分析

河合正弘\*

kawai@iss.u-tokyo.jp

粕谷宗久\*\*

munehisa.kasuya@boj.or.jp

平形尚久\*\*\*

naohisa.hirakata@boj.or.jp

No.03-J-8  
2003年10月

日本銀行  
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30号

\* 東京大学、\*\* 調査統計局、\*\*\* 調査統計局

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。

# G7 諸国における非貿易財相対価格の分析\*

河合正弘

粕谷宗久

平形尚久

東京大学

日本銀行

日本銀行

2003 年 10 月

## 概要

非貿易財相対価格を分析するために、消費者の異時点間の最適化行動をベースとする 2 財 2 部門モデルを構築し、非貿易財相対価格が、部門間生産性格差、財政支出、累積経常収支から正の影響を受けることを示した。1970 年から 1999 年の G7 諸国の年次データを用いた実証分析を行った結果は、我々の理論モデルにおける仮説を支持するものである。特に、日本について言えば、近年の高めの非貿易財相対価格は、部門間生産性格差に加え累積経常収支および市場開放度が影響を与えている。

*Key words* : real exchange rate, relative price of nontradable goods, sectoral productivity differential, Balassa-Samuelson hypothesis

*JEL classification* : E31, F41

## 1 はじめに

名目為替レートを内外の一般物価水準比で調整して定義される実質為替レートは、経済変数の中で最も重要な変数の一つである。それは、購買力平価 (purchasing power parity, PPP) からの乖離の程度を表すと同時に、1 国の国際価格競争力も示す。日本円は、1970 年代初頭に変動相場制へ移行して以来、

---

\*本稿作成の過程で、伊藤隆敏氏、作間逸雄氏、早川英男氏、吉川洋氏、2002 年度日本経済学会秋季大会参加者の方々、日本銀行開催セミナー参加者の方々、また日本銀行スタッフの方々から有益なコメントをいただいた。有永(清水)恵美氏、佐々木明果氏からは研究の補助をしていただいた。本稿に示された意見・見解は筆者個人のものであり、日本銀行あるいは同調査統計局のものではない。

名目でみても実質でみても、かなりの増価をした。実際、円の実質価値は、過去 15 年間、OECD 諸国の標準的なレートと比べ、高めに推移してきた。

実質価値で見た通貨の過大評価が持続している場合、それは政策当局の重要な関心事項となり得る。それが、海外製品の輸入や国内外企業の市場参入を通じた競争を制限する各種規制の存在によって、国内経済が海外と分断され、海外経済との統合が十分でないことを反映している場合には、資源配分が非効率であり、経済厚生を阻害していることになる。また、実質価値で見た通貨の過大評価の持続は、国際貿易にも影響を与え、国際価格競争力の低下を通じて、貿易不均衡を作り出す要因ともなり得る。

実質為替レートに関するこれまでの多くの研究から、幾つかの定型化された事実が明らかになっている。第 1 に、実質為替レートは、何ら確定した統計的特性を持たず、対象となる国や時期によって、定常性を持ったり非定常となったりする。第 2 に、実質為替レートが定常である場合、つまり長期的に購買力平価仮説が成立する場合、購買力平価への収束はしばしば極めて緩慢である。第 3 に、実質為替レートが非定常であり、購買力平価への長期的な収束も観測されない場合、購買力平価からの乖離は、しばしば、ファンダメンタルズ、特にバラッサ・サミュエルソン仮説で示された要素、つまり、国内外の貿易財部門・非貿易財部門の生産性差で説明され得る。

日本円の実質為替レートの 15 年以上にわたる過大評価は、為替レートをを用いて比較した日本の一般物価水準が海外の一般物価より高いことを意味する。もし、日本円の過大評価が、ファンダメンタルズを反映したものでない場合、国際的に高い日本の一般物価水準を是正するべく購買力平価に向かう自然な調整メカニズムが働くはずである。このプロセスは、日本のデフレか、海外のインフレか、あるいは名目為替レートの円安という形態をとるであろう。それゆえ、日本円の実質為替レートの過大評価については、2 つの解くべき争点が存在する。第 1 に、実質為替レートの過大評価が、国内外の非貿易財部門・貿易財部門間の生産性差といった適切なファンダメンタルズを反映したものであるかどうかという問題である。第 2 に、現在のデフレ圧力を悪化させること無しに、国際的に見て高めの日本の一般物価水準、すなわち、円の実質為替レートの過大評価を是正する効果的な政策があるのかという問題である。

以下、本稿の構成は、第 2 節で G7 諸国の実質為替レート、非貿易財の貿易財に対する相対価格、部門間生産性差を概観する。第 3 節で、異時点間の効用最大化を図る消費者行動をベースにして 2 国 2 財モデルを構築した上で、実質為替レートの重要な構成要素である非貿易財の貿易財に対する相対価格の

理論的決定要因を特定化する。第4節では、第3節で得られた理論的帰結を、G7諸国の年次データを用いて計量的に検証する。5節で、結論を述べる。

## 2 データの概観

相対価格の国際比較 図1はOECD諸国における一人当たりGDPと内外価格比の関係を示したものである。横軸は、購買力平価で評価した一人当たりGDPであり、米国の値が1となるように基準化されている。縦軸は、相対的価格水準 - 名目為替レートで調整された海外の一般物価 (GDPでカバーされている全ての財・サービスの価格) と比較した自国の一般物価 - であり、こちらも、米国の値が1となるように基準化されている。<sup>1</sup>この図は、OECD諸国において、一人当たりGDPと相対的価格の間に正の相関があることを示している。もし、一人当たりGDPが一国の生産性水準の代理変数になっていると仮定すると、図1はOECD諸国においてBalassa-Samuelson仮説が成立していることと整合的である。<sup>2</sup>

また図1で、内外価格比と一人当たりGDPとの間の関係を日本の各年の観測値にあてはめて線形推計すると、日本のフィット線の傾きはOECD諸国やG7諸国よりも急であることが示されている。これは、日本の相対的物価水準が、同じ一人当たりGDPであっても、G7諸国やOECD諸国よりも、概して高めであることを示している。また、図1は、1970年から2001年の期間、G7諸国のフィット線の傾きがOECD諸国の傾きより急であり、日本の傾きはG7諸国の傾きよりさらに急であることが示されている。これは、一人当たりGDPに対する相対的物価水準の上がり方が、日本は、G7諸国をはじめとするOECD諸国よりも大きいことを示している。一つの疑問は、G7諸国、あるいは、OECD諸国の中で、Balassa-Samuelson仮説で説明できる標準的な水準を越えて、なぜ日本の一般物価水準は、相対的に高い水準を維持しているのかということである。また、もう一つの疑問は、日本の、一人当たりGDPに対する相対的物価水準の反応が、G7諸国やOECD諸国よりなぜ高いかという点である。

<sup>1</sup>これらの変数は、OECDによって発表されている購買力平価等の統計をもとに作成した。

<sup>2</sup>Balassa-Samuelson仮説のインプリケーションの一つは、貿易財部門が非貿易財部門より高い生産性を持つ国、あるいは貿易財部門が海外の貿易財部門より高い生産性を持つ国、が相対的に高い物価水準となることである。Balassa-Samuelson仮説については、次節でより詳細に議論する。この仮説を利用した実証研究はBergstrand(1991)等を参照。また、日本や他のG7諸国に関するデータを用いたBalassa-Samuelson仮説の検証については、Ito(1997), Kawai and Ohara(1997), Ito et al.(1999), Motonishi(2002)を参照のこと。

対米実質為替レート 図2は、1970-1999年のG7諸国の対米実質為替レート(対数表示)を示したものである。対米実質為替レート $q$ はGDPデフレーターを用いて、次のように定義される。

$$q = s + p^* - p, \quad (1)$$

ただし、

$s$ : 対米名目為替レート,

$p, p^*$ : 各国および米国のGDPデフレーター(上付き\*は米国であることを示す)。

この図から、円ドル実質為替レートが過去30年間を通じG7諸国のなかで最も高めに推移していることがわかる。欧州の通貨、特にドイツマルク、フランスフラン、そしてイタリアリラもある程度は、お互いに緊密な変動を示しているようにみえる。カナダドルは米国ドルに対し唯一減価した通貨である。

GDPデフレーターが貿易財、非貿易財からなると仮定すると、次のように表すことができる。

$$p = (1 - \gamma)p_T + \gamma p_N,$$

$$p^* = (1 - \gamma^*)p_T^* + \gamma^* p_N^*,$$

ただし、 $\gamma, \gamma^*$ は各々自国と米国のGDPデフレーターにおける非貿易財価格のウエイトである。以上の3つの式を用いて、実質為替レートは、次のように表現できる。

$$q = (s + p_T^* - p_T) - \gamma(p_N - p_T) + \gamma^*(p_N^* - p_T^*). \quad (2)$$

この式は、ある国の実質為替レート( $q$ )が、交易条件の逆数( $s + p_T^* - p_T$ )、自国の非貿易財の貿易財に対する相対価格( $p_N - p_T$ )、および外国(米国)の非貿易財の貿易財に対する相対価格( $p_N^* - p_T^*$ )という要素に分解できることを示している。

交易条件および貿易財に対する非貿易財の相対価格 図3は、1970年から1999年までの、米国を基準とするG7諸国の交易条件の逆数( $s + p_T^* - p_T$ )(自然対数表示)を示したものである。また変数は、1970年=0(対数をとる前の値で1970=1)となるように基準化してある。図は、名目為替レートの変動にあわせて交易条件がかなり変動していることを示している。30年の間、日本の交易条件は概ね改善を続け、

英国においても最近時改善を示している。一方、イタリアとカナダの交易条件は概ね悪化を続けている。またドイツとフランスの交易条件はお互いに平行に動いているように見える。

図4には、1970年から1999年までの、G7諸国の貿易財に対する非貿易財の相対価格( $p_N - p_T$ )(自然対数表示)を示している。<sup>3</sup>図は、非貿易財相対価格が30年の間、カナダをのぞく全ての国で上昇したことを示している。とくに、注目すべきは、イタリアと日本が急速に上昇した一方で、米国もまた非貿易財相対価格が比較的高い伸びを示していることである。

部門間の生産性差 図5は、1970-1999年の、G7諸国の部門間の生産性差( $a_T - a_N$ )(自然対数表示)を示したものである。変数は、1970=0(対数をとる前の値で1970=1)となるように基準化してある。生産性は、全要素生産性(TFP)で測っており、生産性差は、貿易財部門のTFPの非貿易財部門のTFPに対する比率で示されている。<sup>4</sup>Balassa-Samuelson 仮説によれば、<sup>5</sup>この部門間生産性差は非貿易財相対価格への影響を通じて、実質為替レートを説明することになる。

この図5は、部門間生産性差が日本とイタリアにおいて急速に拡大していることを示している。このことは、両国における非貿易財相対価格の急速な上昇がある程度説明できることを示唆する。米国、カナダ、英国における、この部門間生産性差は1980年代前半に比較的急速に低下しているが、その後1990年代に至って回復を示している

図6は、1970-1999年のG7諸国について、縦軸に非貿易財相対価格(自然対数表示)、横軸に部門間生産性差(自然対数表示)をとり、その関係をプロットしたものである。図は、非貿易財相対価格と部門間生産性差の正の関係の存在を示しており、このことは、一般的に、Balassa-Samuelson 仮説の妥当性を支持している。図6はまた、日本に当てはめた両者の関係の傾きが、G7諸国の平均より急であることも示している。これは、日本の部門間生産性の上昇に対し、非貿易財相対価格が、G7諸国の平均よりも急速に上昇したことを示している。

<sup>3</sup>本稿で採用した貿易財、非貿易財の定義については補論A参照。本稿の定義は、Canzoneri, Cumby and Diba (1999) といった先行研究と同様のものである。

<sup>4</sup>TFPは、OECD Inter Sectoral Data Base (ISDB)にある貿易財部門および非貿易財部門に関するデータを用い、ISDBと同じ成長会計法を用いて作成した。

<sup>5</sup>Balassa-Samuelson 仮説は、他の要素が一定とすると、貿易財部門の生産性差の増加が、非貿易財相対価格の低下を招くことを示唆する。

### 3 消費者の最適化行動をベースとする二国二財モデル

この節では、異時点間の最適化を図る消費者行動をベースに2国2財モデルを構築し、部門間生産性差の関数として非貿易財相対価格を導出する。また、モデルの構築に当たっては、政府支出および累積経常収支から非貿易財相対価格への影響を考慮する。本稿のモデルは、Froot and Rogoff(1991)、Rogoff(1992)、Obstfeld and Rogoff (1996)のモデルをベースに、本稿の分析目的に合わせて拡張したものである。

#### 3.1 生産性変化の効果

まず、異時点間の予算制約のもとで、貿易財・非貿易財消費から得る効用の割引現在価値を最大化する代表的消費者の最適化問題を考える。ここで、貿易財と非貿易財の産出量は生産性ショックの影響を受けるとする。自国の代表的消費者の最大化問題は次式で表されるとする。

$$\max_{\{c_{Tt}, c_{Nt}\}_{t=0}^{\infty}} \sum_{t=0}^{\infty} \delta^t u(c_{Tt}, c_{Nt}), \quad (3)$$

ただし制約条件は、

$$\sum_{t=0}^{\infty} d_t (p_{Tt} c_{Tt} + p_{Nt} c_{Nt}) = \sum_{t=0}^{\infty} d_t [p_{Tt} Q_T + p_{Nt} (Q_N - G_{Nt})] + B_0 \equiv W_0, \quad (4)$$

および、

$$Q_{Tt} = A_{Tt} F^T(L_{Tt}, \bar{K}_T) \quad (5)$$

$$Q_{Nt} = A_{Nt} G^N(L_{Nt}, \bar{K}_N) \quad (6)$$

$$\bar{L} = L_{Tt} + L_{Nt}, \quad (7)$$

ここで、

$c_{Tt}, c_{Nt}$  :  $t$  期における貿易財、非貿易財の消費、

$\delta$  : 割引因子  $1/(1 + \rho)$ , ただし  $\rho$  は時間選好率、

$p_{Tt}, p_{Nt}$  : 自国における貿易財 ( $T$ ), 非貿易財 ( $N$ ) の価格、

$d_t$ : 割引因子  $1/(1+r)^t$ , ただし  $r$  は利子率,

$Q_{Tt}, Q_{Nt}$ : 自国の貿易財, 非貿易財の生産量,

$G_{Nt}$ : 非貿易財に対する政府支出,

$W_0, B_0$ : 自国における初期純資産および初期純対外資産,

$A_{Tt}, A_{Nt}$ : 貿易財, 非貿易財の生産に影響を与える生産性ショック.

ここでは、上付き星印 (\*) を持つ変数は、相手国の変数を表し、それ以外は自国の変数を表す。政府支出は一括税 (lump sum tax) によりファイナンスされると仮定する。また、簡単化のため、貿易財、非貿易財の生産に際し、資本ストックは所与とするが、労働は部門間で自由に移動可能とする。

一方、相手国の代表的消費者も同様の最適化問題に直面しているとするが、効用関数のパラメータや時間選好率は二国間で異なり得ると仮定する。ここでは流動性制約がない状況を仮定しているので、返済可能性条件 (solvency condition) のみ考慮すればよい。0 期の初期純資産ポジションは、生産量の割引現在価値と初期純対外資産の和として定義される。

消費者の効用関数につき、次のようなコブ・ダグラス型を仮定すると、

$$u(c_T, c_N) = c_T^{\alpha_T} c_N^{\alpha_N}, \quad (8)$$

$t$  期における消費者の総支出  $Z_t \equiv p_{Tt}c_{Tt} + p_{Nt}c_{Nt}$  は、初期純資産水準と次のような比例関係、

$$Z_t = (1 - \delta) \frac{\delta^t}{d_t} W_0, \quad (9)$$

として表せる。また、 $t$  期における貿易財と非貿易財の消費需要は次式で表される。

$$c_{Tt} = \alpha_T Z_t / p_{Tt}, \quad (10)$$

$$c_{Nt} = \alpha_N Z_t / p_{Nt}. \quad (11)$$

このとき、財政支出が存在しない場合の、貿易財に対する非貿易財の相対価格は、

$$\frac{p_{Nt}}{p_{Tt}} = \frac{\alpha_N c_{Tt}}{\alpha_T c_{Nt}} = \frac{A_{Tt} F_{LT}^T}{A_{Nt} F_{LN}^N} \quad (12)$$

として表せる。ただし、 $A_{Tt} F_{LT}^T$ 、 $A_{Nt} F_{LN}^N$  はそれぞれ貿易財部門、非貿易財部門の労働の限界生産性とする。

(12) 式は、貿易財に対する非貿易財の相対価格が 2 財間の限界消費代替率に等しいこと、また同時に限界生産代替率に等しいことを示している。貿易財と非貿易財の部門間生産性差の上昇は、非貿易財の相対価格の上昇に結びつくことがわかる。

### 3.2 均衡動学経路

Helpman and Razin(1982) に基づき、非貿易財の相対価格の均衡動学経路を導出し、累積経常収支が非貿易財の相対価格に与える影響を分析する。

ここでは、簡単化のために、生産量を所与とする。 $t$  期における国際貿易財市場と、自国と相手国の二つの非貿易財市場の均衡条件は、

$$Q_{Tt} + Q_{Tt}^* = c_{Tt} + c_{Tt}^*, \quad (13)$$

$$Q_{Nt} - G_{Nt} = c_{Nt}, \quad (14)$$

$$Q_{Nt}^* - G_{Nt}^* = c_{Nt}^*, \quad (15)$$

と表せる。非貿易財の相対価格の均衡動学経路は、これらの市場均衡条件から得ることができる。つまり、初期の資産水準  $W_0$  を所与とすると、(9) 式、(10) 式、(11) 式、(13) 式、および (14) 式より、次式のような、 $t$  期における自国の非貿易財の均衡相対価格の均衡を得る。

$$\frac{p_{Nt}}{p_{Tt}} = \frac{Q_{Tt} + Q_{Tt}^*}{Q_{Nt} - G_{Nt}} \frac{\alpha_N Z_t}{\alpha_T Z_t + \alpha_T^* Z_t^*}, \quad (16)$$

$$= \frac{Q_{Tt} + Q_{Tt}^*}{Q_{Nt} - G_{Nt}} \frac{\alpha_N (1 - \delta) \delta^t W_0}{\alpha_T (1 - \delta) \delta^t W_0 + \alpha_T^* (1 - \delta^*) \delta^{*t} W_0^*}. \quad (17)$$

累積経常収支の効果  $t$  期における自国の可処分所得  $Y_t$  を次のように表す。

$$Y_t \equiv p_{Tt} Q_{Tt} + p_{Nt} (Q_{Nt} - G_{Nt}). \quad (18)$$

さらに、自国と外国の初期純資産  $W_0$ 、および  $W_0^*$  を以下のように書き換える。

$$W_0 \equiv \sum_{t=0}^{\infty} d_t Y_t + B_0, \quad (19)$$

$$W_0^* \equiv \sum_{t=0}^{\infty} d_t Y_t^* - B_0. \quad (20)$$

このとき、(18) 式、(19) 式、(20) 式を (17) 式に代入し、次式を得る。

$$\frac{p_{Nt}}{p_{Tt}} = \frac{Q_{Tt} + Q_{Tt}^*}{Q_{Nt} - G_{Nt}} \frac{\alpha_N(1-\delta)\delta^t(\sum_{i=0}^{\infty} d_t Y_t + B_0)}{\alpha_T(1-\delta)\delta^t(\sum_{i=0}^{\infty} d_t Y_t + B_0) + \alpha_T^*(1-\delta^*)\delta^{*t}(\sum_{i=0}^{\infty} d_t Y_t^* - B_0)}. \quad (21)$$

さらに、自国の初期純対外資産水準  $B_0$  (あるいは累積経常収支) の上昇が、非貿易財の相対価格へ与える効果は、次式で与えられる。

$$\frac{\partial(p_{Nt}/p_{Tt})}{\partial B_0} = \frac{\alpha_N(1-\delta)\delta^t[\alpha_T^*(1-\delta^*)\delta^{*t}W_0^* + \alpha_T(1-\delta)\delta^tW_0]}{[\alpha_T^*(1-\delta^*)\delta^{*t}W_0^* + \alpha_T(1-\delta)\delta^tW_0]^2} > 0. \quad (22)$$

これは、自国の初期時点における対外純資産 (もしくは累積経常収支) の増加が、初期時点およびそれ以降の非貿易財相対価格を上昇させることを意味している。

このことを直感的に説明すれば、次のようになる。初期時点における対外純資産の上昇は、自国の消費者の純資産を上昇させ、それゆえ、初期時点およびそれ以降の全ての時点で貿易財および非貿易財への消費需要を増加させる。貿易財への消費需要増加は、輸入の増加、あるいは輸出の減少に結びつく一方、非貿易財への消費需要増加は、非貿易財生産量が所与であるため、非貿易財相対価格の上昇に結びつくことになる。<sup>6</sup>

政府支出の影響 次に、 $t$  期の非貿易財に対する政府支出の上昇が、非貿易財の相対価格に与える影響を考える。<sup>7</sup> 政府支出増加は、一括税の増分でファイナンスされると仮定されている。(17) 式、および、両国の初期純資産  $W_0$ 、 $W_0^*$  の定義より、非貿易財に対する政府支出の増加は、非貿易財の供給量所与の仮定の下で、非貿易財相対価格の上昇をもたらす。

## 4 実証分析

2 節で示したように、実質為替レートの変動が貿易財と非貿易財部門間の生産性差から影響を受けるとする Balassa-Samuelson 仮説は、以下の二つのコンポーネントに分解できる。

<sup>6</sup> 累積経常収支の上昇が非貿易財相対価格の上昇に結びつき、その結果、自国実質為替レートの増価に結びつくというここでの理論的帰結は、累積経常収支の上昇 (低下) がリスクプレミアムの低下 (上昇) を通じて自国実質為替レートを増価 (減価) させるというリスクプレミアム・アプローチと整合的である。

<sup>7</sup> 非貿易財に対する政府支出まで含んだ分析は、Rogoff (1992) のモデルをベースにしている。

- 「実質為替レート」の変動は、「交易条件」と自国および外国の「貿易財に対する非貿易財相対価格」からの影響で説明できる。
- 自国および外国の「貿易財に対する非貿易財相対価格」は、「貿易財と非貿易財の部門間生産性差」からの影響で説明できる。

言うまでもなく、Balassa-Samuelson 仮説の中核は第 2 のコンポーネントである。この節では、これらの二つのコンポーネントを順番に検証する。<sup>8</sup>

#### 4.1 長期的関係：共和分検定

最初に、上述の各コンポーネントに挙げられた各変数間の長期的関係が安定的であるかを検証する。各コンポーネントにおける長期的関係の安定性の存在は、Balassa-Samuelson 仮説を支持することになる。このような長期的関係の有無は、共和分検定により検証できる。

実質為替レート、交易条件、および非貿易財相対価格 (2) 式に基づき、実質為替レート、交易条件、および自国および相手国の非貿易財相対価格に関する共和分検定を行う。GDP デフレータの算出において貿易財・非貿易財のシェアが時間を通じて安定的である限り、(2) 式は、定義式そのものとなり、安定的な関係を示すことになる。実際には、これら二財間のシェアは時間を通じて安定的ではない。そこで、実質為替レート  $q$ 、交易条件  $s + p_T^* - p_T$ 、自国および相手国の非貿易財相対価格  $p_N - p_T$ 、 $p_N^* - p_T^*$  の長期的安定性を共和分検定により検証する。

まず、共和分の存在の前提条件として必要な単位根検定を行う。個別国データによる単位根検定の結果 (表 1) は、分析対象となる変数が単位根を持ち、共和分関係の前提条件が満たされていることを支持している。G7 諸国のパネルデータについても、同様に、共和分の前提条件が満たされていることを示している (表 3)。<sup>9</sup>

<sup>8</sup>本稿は、交易条件の決定要因、つまり貿易財の購買力平価からの乖離の原因については、分析対象としていない。貿易財の購買力平価に関する実証分析は、Engel and Rogers (1996)、Canzoneri et al. (1999) を参照。また、実質為替レートの変動を規定する要因については Engel (1999) を参照。

<sup>9</sup>パネルデータによる単位根検定は、通常の単位根検定に比べ検出力が高い。

次に、個別国データおよびパネルデータによる共和分検定を行う。ここでパネルデータを用いる理由は、個別国データを用いた通常の共和分検定について、その検出力が低いことが問題点として指摘されているからである。つまり、帰無仮説のもとでの確率分布の分散が大きくなりがちで、たとえ長期的に安定的な関係があったとしても、特に小標本による推計では、安定的関係を検出するのが困難であることが知られている。パネル共和分検定は、このような問題点の改善を図るため開発された手法である。本稿では、パネル共和分検定の手法の中でも、Pedroni(1999)によって提案された、G7 諸国の共和分係数が異なることを許容する、不均一パネル共和分法 (heterogeneous panel cointegration) を採用した。<sup>10</sup>

個別国データを用いた結果 (表 2) は、実質為替レート (対米ドル) 交易条件 (対米国) 自国と相手国 (米国) 間の非貿易財相対価格の間の共和分の関係を検出できていない。しかし一方で、G7 諸国のパネルデータを用いた結果 (表 4) は、各変数間の共和分の関係が検出されている。<sup>11</sup>この分析結果は、実質為替レート、交易条件、自国および外国の非貿易財相対価格の間の長期的関係が安定しているという命題を支持するものである。

非貿易財相対価格と部門生産性差 次に、Balassa-Samuelson 仮説の第 2 のコンポーネントにおける関係、つまり、各国における非貿易財相対価格と部門間生産性差の共和分の関係を検証する。

個別国データによる共和分検定の結果は表 5 にまとめられている。表 5.(1) は非貿易財相対価格  $p_N - p_T$  と部門間生産性差  $a_T - a_N$  の 2 変数の関係、表 5.(2) はそれらに政府支出の対 GDP 比率  $g - y$  を加えた関係、表 5.(3) は、さらに累積経常収支の対 GDP 比率  $cca$  および (市場開放度の代理変数としての) 対内直接投資ストックの対 GDP 比率  $fdi$  を加えた変数間の関係の検定結果を示している。3 節で展開した理論分析によれば、政府支出と累積経常収支は非貿易財相対価格に対して正の影響を与える。一方、市場開放度の代理変数としての対内直接投資は、非貿易財相対価格に対して負の影響を与えることが理論的に期待される。<sup>12</sup>個別国データによる共和分検定をみると、共和分の関係は検出されていない。し

<sup>10</sup>不均一パネル共和分検定に際しては、Chiang and Kao (2001) が作成したプログラム・コードを利用した。

<sup>11</sup>基準国を日本やドイツといった、米国以外の国にしたパネル共和分検定も行ったが、同様に共和分の関係を検出した。

<sup>12</sup>自国の市場における市場開放度もしくは規制強度の代理変数として対内直接投資を用いた先行研究としては、Coppel and Durand (1999)、Lane et al. (2001) を参照。市場開放を制約する制度に加え、非貿易財部門一般に適用されている一連の規制も非貿易財部門の生産性に負の影響を与えている可能性がある。しかしながら、そのような制度を表現する代理変数の選択が困難であることから、本稿では市場開放度だけに焦点を当てて分析している。

かし、パネルデータによる共和分検定の結果(表6)では、変数間の共和分の関係が検出されている。より詳しく見ると、表6.(1)は、非貿易財相対価格、部門生産性差、政府支出の間の共和分関係を検出している。また表6.(2)はそれら変数に加え、累積経常収支、市場開放度の代理変数としての対内直接投資の間の共和分関係を検出している。

## 4.2 非貿易財相対価格の決定要因

次に、Balassa-Samuelson 仮説の中核的なコンポーネントである、非貿易財相対価格の決定因を、誤差修正型モデルの回帰を用いて分析する。つまり、非貿易財相対価格を、誤差修正項、部門間生産性差、および他の関連変数(政府支出や累積経常収支、市場開放度代理変数)に回帰する。誤差修正項を導入することにより、対象としている変数間の長期的な安定的関係の是非を再確認することができる。本稿の推計では、比較的一般的な時系列モデルとして、自己回帰分布ラグ (autoregressive distributed lag, ADL) モデルを採用する。<sup>13</sup>ADL モデルの推計結果に基づいて、説明変数から非貿易財相対価格への短期的および長期的な効果の大きさや有意性を確認することができる。<sup>14</sup>

部門間生産性差と政府支出の効果 個別 G7 諸国における推計結果は表7に示されている。誤差修正項の係数と、各説明変数の長期係数の推計結果は表8に示されている。<sup>15</sup>表7に示された結果は、部門間生産性差と政府支出の係数は概ね正であり、カナダ、ドイツ、米国の政府支出を除いて、理論的に期待される符合を示している。

表8から、部門間生産性差の長期係数はフランスと米国を除いて理論的に期待される正の値であり、かつ有意であることがわかる。イタリア、ドイツ、日本の値は比較的大きい。政府支出の長期係数をみるとフランスとイタリアについては正でかつ有意であるが、カナダとドイツは負となり理論的に期待される符合でない。誤差修正項の係数  $\phi$  についてみると、長期的に安定的な関係の存在を認めるには  $-1 < \phi < 0$  の条件が満たされる必要があるが、米国以外の全ての G7 諸国で有意に  $-1$  から  $0$  の値を示しており、こ

---

<sup>13</sup>典型的な ADL モデルは  $y_t = \alpha + b(L)y_t + c(L)x_t + \epsilon_t$  として表せる。ADL アプローチに関しては Hendry, Pagan and Sagan (1984) 参照。

<sup>14</sup>実証方法については Pesaran, Shin and Smith(1999) 参照。

<sup>15</sup>採用した推計法と長期係数の算出に関しては補論 B を参照。

の条件を満たしている。符号が正の米国も有意ではない。

表 8 には、各 G7 諸国の部門間生産性差の長期係数が同一だとする帰無仮説に対する尤度比検定の結果も示してある。表 8 に示された尤度比検定結果は、帰無仮説を棄却しており、これは、G7 諸国においては部門間生産性差が非貿易財相対価格に与える影響が異なることを意味する。

累積経常収支と市場開放度の効果 次に、説明変数として累積経常収支と市場開放度の代理変数である対内直接投資を追加し、非貿易財相対価格への効果を検証する。理論的に期待される符合は、累積経常収支変数に関しては正の符号、対内直接投資については負の符号である。表 9 には各 G7 諸国別の推計結果が示されている。表 10 は、推計された係数をもとに計算した誤差修正項の係数および各説明変数の長期係数が示されている。表 9 に示されるように、結果は概ね理論的に期待される符合を示している。例外を挙げれば、フランスと米国の部門間生産性差、ドイツ、英国、米国の政府支出、英国、米国の累積経常収支、米国の対内直接投資に理論的に期待される符号と適合しない結果を得ている。

表 10 から、部門間生産性差の長期係数は、カナダ、イタリア、日本、ドイツ、英国で理論的に期待される通り正の符号で、かつ有意な結果であることがわかる。米国においては、符号は理論的に期待される正であるが有意ではない。また、フランスについては理論的に期待されない負であるが有意でない。累積経常収支の長期係数については、英国を除いて理論的に期待される正の値を得ており、そのうちカナダ、日本、ドイツについては有意である。誤差修正項の係数  $\phi$  は、英国と米国を除いて、長期的に安定的な関係が存在する条件である  $-1 < \phi < 0$  を満たしている。米国の誤差修正項の係数は正であるものの、結果は有意ではない。

また、部門間生産性差の長期係数が各国で異なるかどうかの尤度比検定結果も示されているが、長期係数が同一であるとする帰無仮説は棄却される。G7 諸国においては、累積経常収支と市場開放度変数を加えても、依然として各国に有意な差があることがわかる。ここで、表 8 と表 10 を比べると、興味深い結果が窺える。カナダ、ドイツ、イタリアと日本では、誤差修正項の係数は長期的に安定的な関係が存在する条件である  $-1 < \phi < 0$  を満たし、また部門間生産性差の長期係数は有意に正なのだが、係数の大きさの差が表 8 よりも表 10 で若干小さいのがわかる。部門間生産性差の長期係数が G7 諸国間で異なるかどうかの尤度比検定によると、表 10 の結果は、表 8 の結果より各国の係数の差が小さいことを示

している。残された各国の係数の差としては、例えば、時間選好率、非貿易財に対する支出性向、人口構成、初期賦存量の差等が影響していると考えられる。<sup>16</sup>

要因分解 表9に示された推計結果に基づいて、被説明変数である非貿易財相対価格の変動を、各説明変数の変動に要因分解した。<sup>17</sup>図7から図12に要因分解の結果を図示した。<sup>18</sup>各変数の寄与は、各変数の平均で基準化されている。このため、図で各変数が正(負)の値をとることは、必ずしも非貿易財相対価格に正(負)の影響を与えていることを意味しない。フランスは不安定な推計結果であったため、要因分解の対象から排除した。

日本の結果を見ると、非貿易財相対価格の上昇トレンドは、主に部門間生産性差の上昇によって説明されており、部分的には累積経常収支の増加により説明されている。非貿易財相対価格に対して負の影響を与えている、市場開放度の代理変数としての対内直接投資は、近年その影響が大きくなっている。政府支出の影響は、他の変数と比べて小さく、近年その影響はさらに小さくなっている。

カナダとイギリスの非貿易財相対価格は、主に部門間生産性差と累積経常収支によって説明される。イタリアの非貿易財相対価格は、主に部門間生産性差により説明される。ドイツは、市場開放度と累積経常収支の非貿易財相対価格に対する影響が大きく、特に1990年代初の累積経常収支の影響は大きい。米国の非貿易財相対価格には、主に部門間生産性差と政府支出が影響を与えている。

## 5 インプリケーションと結論

本稿は、1970-1999年のG7諸国の年次データを用いて、Balassa-Samuelson仮説が、カナダ、ドイツ、イタリア、日本において強く支持されることを示した。これらの国々では、実質為替レートが交易条件、自国および外国の非貿易財相対価格と長期的に安定した関係を持ち、また自国の非貿易財相対価格は貿易財と非貿易財の部門間生産性と正の相関を持っている。しかし、英国および米国においては、後者に

---

<sup>16</sup>また、各変数が与える効果のラグ・パターンの違いによるものと考えられる。他の要因による影響の分析は今後の課題である。

<sup>17</sup>ラグ付き被説明変数を通じた各説明変数の効果も、各説明変数の寄与分として組み込んでいる。このため、推計期間の初期には比較的誤差が大きくなっている。

<sup>18</sup>同様の分解は、実質為替レート変動でも行っており、付図1-6に示されている。

ついて強い関係を検出することができなかった。

日本の場合、30年以上にわたる実質為替レートの増価は、交易条件の改善および非貿易財相対価格の上昇によるところが大きい(付図4参照)。国際比較の観点から見た、円の実質為替レートの過大評価は、経済的なファンダメンタルズ、特に部門間生産性差、累積経常収支、および市場開放度(対内直接投資ストック)によって説明することができた。もし、日本にとって、実質為替レートの持続的過大評価の是正が重要であるならば、非貿易財部門の生産性の上昇、貯蓄投資ギャップ(それゆえ経常収支不均衡)の解消、国内市場の規制緩和を通じ海外企業が参入できる機会を増加させる等の構造改革が望ましいということになる。

最後に本稿で行った分析の今後の拡張に関する我々のアジェンダについて触れることで、結びとしたい。本稿の分析は、交易条件の内生化、今回対象としなかった別な2国間の組み合わせの実質為替レートの分析、G7諸国以外の国の分析、本稿で取り上げた時期以外の分析へ拡張することができる。また、本稿の理論的パートでは、各国の資本ストックをセクター間、あるいは国際間で移動可という仮定を導入するという拡張をおこなうことも考えられよう。これらの理論的拡張は、場合によっては、本稿で取り扱った特定の説明変数の理論的帰結・特性に若干異なった結論をもたらすこともあり得よう。

## A データ

部門間生産性差 原則的には、OECD の Inter Sectoral Data Base (ISDB) を用いた。貿易財と非貿易財の定義は Canzoneri, Cumby and Diba(1999) による。貿易財は、製造業、農業、林業、漁業、鉱業により生産された財とし、非貿易財はそれ以外の産業により生産された財とする。GDP デフレーターは貿易財価格と非貿易財価格の加重平均とする。TFP は、ISDB にある貿易財部門および非貿易財部門に関するデータを用い、ISDB と同じ成長会計法を用いて作成した。ISDB は 1997 年までのデータであるが、OECD STAN データベースを下に 1999 年までデータの拡張を行った。

累積経常収支 IMF の International Financial Statistics (IFS) から累積経常収支を算出した。名目 GDP で除し、累積経常収支の対 GDP 比とした。

対内直接投資 対内直接投資(ストック)の対 GDP 比は、IFS の対内直接投資ストックと名目 GDP により算出した。ストックデータに欠損がある場合、対内直接投資のフローデータから推計して補完した。

## B Pooled Mean Group Estimator

本稿の長期係数の尤度比検定には、Pesaran, Shin and Smith(1999) によるプールされた平均グループ推定量 (pooled mean group estimator, PMGE) を採用した。通常、動学パネルデータモデルには 2 種類の推計手法が存在する。第一は、まずグループ毎に個別に推計を行い、その結果得た係数推定量の分布、特に、推定量の平均(平均グループ推定量、MG) から検証する方法である。もっとも、こうして得た推定量は、各グループでパラメータが同一となり得る可能性を考慮してない。第二の方法は、プーリングデータから、固定効果推定量やランダム効果推定量等の伝統的な方法で推定量を得る方法であり、切片が各グループで異なることを許容する一方で、別の係数パラメータや誤差分散が同一という制約を課す方法である。プールされたグループ平均(PMG)推定量は、両者の中間に位置する推定量(intermediate estimator)である。このアプローチでは、基本的には長期係数を同一と課すが、短期係数や誤差の分散がグループ毎に異なり得るとする。

期間数  $T$  が小さく国数  $N$  が大きい時、各変数の時間平均に基づくクロスセクション回帰から得る長期係数は、一致推定量である。ところが、この推論には、グループ・スペシフィックなパラメータを独立分布とし、また強外生性を仮定しなければならず、前提とする条件が強い。Pesaran and Smith (1995) は、 $T$  が大きくなると、係数の傾きが実際に同一でない限り、固定効果推計、操作変数法、GMM などのプールモデルの伝統的推計手法では一致推定量を得られないことを示した。

ここでは、 $ADL(p, q, q, \dots, q)$  法を考える。簡単化のため、説明変数のラグ期間を同一と仮定すると、

19

$$y_{it} = \sum_{j=1}^p \lambda_{ij} y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^q \delta'_{ij} x_{i,t-j} + \mu_i + \epsilon_{it} \quad (23)$$

となり、以下のように書き換えられる。

$$\Delta y_{it} = \phi_i y_{i,t-1} + \beta'_i x_{it} + \sum_{j=1}^{p-1} \lambda_{ij}^* \Delta y_{i,t-j} + \sum_{j=0}^{q-1} \delta_{ij}^* \Delta x_{i,t-j} + \mu + \epsilon_{it} \quad (24)$$

ただし、

$$\phi_i = -(1 - \sum_{j=1}^p \lambda_{ij}), \quad (25)$$

$$\beta_i = \sum_{j=0}^p \delta_{ij}, \quad (26)$$

$$\lambda_{ij}^* = - \sum_{m=j+1}^p \lambda_{im}, j = 1, 2, \dots, p-1, \quad (27)$$

$$\delta_{ij}^* = - \sum_{m=j+1}^q \delta_{im}, j = 1, 2, \dots, q-1. \quad (28)$$

$\sum_{j=1}^p \lambda_{ij} < 1$  を仮定すると、 $\phi_i < 0$  であることから、以下の長期的な関係を得る。

$$y_{it} = -(\beta'_i / \phi_i) x_{it} + \eta_{it} \quad (29)$$

$\theta_i \equiv -\beta'_i / \phi_i$  と定義すると、PMGE アプローチは、

$$\theta = \theta_i, i = 1, 2, \dots, N. \quad (30)$$

と、 $\phi_i$  を同一とする制約を課すこととなる。

<sup>19</sup>この簡素化は基本的結論に影響を与えない。

## 参考文献

- [1] Bergstrand, Jeffrey H. (1991) "Structural Determination of Real Exchange Rates and National Price Levels: Some Empirical Evidence," *American Economic Review*, Vol. 81(1), pp. 325-334.
- [2] Canzoneri, Matthew B., Robert E. Cumby and Behzad Diba (1999) "Relative Labor Productivity and the Real Exchange Rate in the Long Run: Evidence for a Panel of OECD Countries," *Journal of International Economics*, Vol. 47, pp. 245-266.
- [3] Chiang, Min-Hsien and Kao, Shihwa (2002) "Nonstationary Panel Time Series Using NPT 1.3 - A User Guide," Center for Policy Research, Syracuse University.
- [4] Coppel, Jonathan and Martine Durand (1999) "Trends in Market Openness," Economics Department Working Paper No. 221, OECD.
- [5] Engel, Charles (1999) "Accounting for U.S. Real Exchange Rate Changes," *Journal of Political Economy*, Vol. 107 (3), pp.507-538.
- [6] Engel, Charles and Jenkins J. Rogers (1996) "How Wide is the Border?" *American Economic Review*, Vol. 86, pp. 1112-1125.
- [7] Froot, Kenneth and Kenneth Rogoff (1991) "The EMS, the EMU, and the Transition to Common Currency," in O. Blanchard and S. Fischer, eds., *NBER Macroeconomics Annual*.
- [8] Hadri, K. (2000) "Testing for Stationary in Heterogeneous Panel Data," *Econometrics Journal*, Vol.3 (2), pp. 148-161.
- [9] Helpman, Elhanan and Assaf Razin (1982) "Dynamics of a Floating Exchange Rate Regime," *Journal of Political Economy*, Vol. 90 (4), pp.728-754.
- [10] Hendry, David F., Pagan, A. R. and Sagan, J. D. (1984) "Dynamic Specification," in Griliches, Z and Intriligator, M. D. *Handbook of Econometrics*, Vol. 2-3, Amsterdam: North-Holland,

reprinted in Hendry D. F. (1993) *Econometrics: Alchemy or Science?* oxford: Blackwell Publishers.

- [11] Ito, Takatoshi(1997) "The long-run Purchasing Power Parity for the Yen: Historical Overview," *Journal of the Japanese & International Economics*, Vol.11 (4), pp.502-521.
- [12] Ito, Takatoshi, Pter Isard, and Steven Symansky (1999) "Economic Growth and Real Exchange Rate: An Overview of the Balassa-Samuelson Hypothesis in Asia," in Ito, Takatoshi Krueger, Anne O., eds., *Changes in Exchange Rates in Rapidly Developing Countries: Theory, Practice, and Policy Issues*, NBER-East Asia Seminar on Economics, Vol. 7, Chicago and London: University of Chicago Press, pp. 109-28.
- [13] Kawai, Masahiro, and Hidetaka Ohara (1997) "Nonstationarity of Real Exchange Rates in the G7 Countries: Are They Cointegrated with Real Variables?" *Journal of the Japanese & International Economics*, Vol. 11 (4), pp. 523-47.
- [14] Lane, Philip R. and Gian Maria Milesi-Ferretti (2001) "The External Wealth of Nations: Measures of Foreign Assets and Liabilities for Industrial and Developing Countries," *Journal of International Economics*, Vol. 55, pp. 263-294.
- [15] Motonishi, Taizo (2002) "Modifications of the Balassa-Samuelson Model: The Effects of Balanced Growth and Capital Accumulation," *Journal of the Japanese & International Economics*, Vol. 16 (1). pp. 31-49.
- [16] Obstfeld, Maurice and Kenneth Rogoff (1996), *Foundations of International Macroeconomics*, Cambridge, MA: MIT press.
- [17] Pantula, Sastry G., Graciela Gonzalez-Farias and Wayne A. Fuller (1994) "A Comparison of Unit-Root Test Criteria," *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 12(4), pp.449-459.

- [18] Pedroni, Peter (1999) "Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 61, pp. 653-678.
- [19] Pesaran, Hashem M. and Ron P. Smith (1995) "Estimating Long-Run Relationships from Dynamic Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, Vol. 68, pp. 79-113.
- [20] Pesaran, Hashem M., Yongcheol Shin and Ron P. Smith (1999) "Pooled Mean Group Estimation of Dynamic Heterogeneous Panels," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 94, pp. 621-634.
- [21] Rogoff, Kenneth (1992) "Traded Goods Consumption Smoothing and the Random Walk Behavior of the Real Exchange Rate," *Bank of Japan Monetary and Economic Studies*, Vol. 10 (2), pp.1-29.
- [22] Rogoff, Kenneth (1996) "The Purchasing Power Parity Puzzle," *Journal of Economic Literature*, Vol. 34 (2), pp. 647-668.

表 1: 国別データによる単位根検定

	$s + p^* - p$	$s + p_T^* - p_T$	$p_N - p_T$	$a_T - a_N$	$g - y$	$cca$	$fdi$
<b>カナダ</b>							
ADF 検定	-3.116	-3.751**	-2.226	-2.391	-3.074	-2.412	2.288
PP Z 検定	-8.594	-9.092	-3.705	-2.997	-10.782	-2.252	-1.181
<b>フランス</b>							
ADF 検定	-2.376	-2.288	-2.234	-2.815	-2.400	5.337	1.260
PP Z 検定	-8.874	-8.493	-5.732	-6.571	-13.666	2.002	8.159
<b>ドイツ</b>							
ADF 検定	-2.185	-2.161	-3.391*	-2.606	-1.858	0.302	-1.186
PP Z 検定	-8.606	-8.056	-5.322	-9.416	-6.270	-1.817	-1.186
<b>イタリア</b>							
ADF 検定	-1.898	-2.016	-2.350	-0.938	-3.053	-1.891	-1.645
PP Z 検定	-8.734	-8.662	6.125	-5.382	-4.133	0.446	-0.971
<b>日本</b>							
ADF 検定	-2.454	-2.382	-2.719	-3.297*	-3.053	-3.100	-2.361
PP Z 検定	-9.170	-9.425	-8.913	-7.688	-7.257	-2.592	-1.577
<b>英国</b>							
ADF 検定	-2.676	-3.080	-2.013	-1.614	-1.398	-0.945	-3.588**
PP Z 検定	-9.184	-9.950	-5.153	-3.804	-3.015	-2.310	-3.587
<b>米国</b>							
ADF 検定	—	—	-3.391*	-2.606	-1.858	-0.933	4.130
PP Z 検定	—	—	-5.322	-9.416	-6.270	-3.455	4.134

注:

1. \*\*\*, \*\*, \* は各々1%, 5% and 10% 水準で有意であることを示す.
2. ADF: Augmented ディッキー・フルー検定, PP Z: フィリップス・ペロン (z) 検定.
3.  $s + p^* - p$ : 対米実質為替レート (自然対数表示).
4.  $s + p_T^* - p_T$ : 米国をベンチマークとする交易条件 (自然対数表示).
5.  $p_N - p_T$ : 貿易財に対する非貿易財相対価格 (自然対数表示).
6.  $a_T - a_N$ : 貿易財と非貿易財の部門間生産性差 (自然対数表示).
7.  $g - y$ : 非貿易財に対する実質政府支出の対実質 GDP 比率 (自然対数表示).
8.  $cca$ : 累積経常収支の対名目 GDP 比率.
9.  $fdi$ : 対内直接投資 (ストック) の対名目 GDP 比率 (自然対数表示).
10. 最適ラグの選択は, パンチュラ他 (1994) による修正 AIC ルールによる. つまり, もし  $j$  が AIC を最小にするラグ数であった場合,  $j + 2$  を採用するというルールである.

表 2: 国別データを使った共和分検定：実質為替レート, 交易条件, 非貿易財相対価格

非説明変数	検定統計量	ラグ数
<b>カナダ</b>		
$s + p^* - p$	-2.221	3
$s + p_T^* - p_T$	-2.249	3
$p_N - p_T$	-2.236	3
$p_N^* - p_T^*$	-2.257	3
<b>フランス</b>		
$s + p^* - p$	-2.458	6
$s + p_T^* - p_T$	-2.452	6
$p_N - p_T$	-2.171	6
$p_N^* - p_T^*$	-2.397	6
<b>ドイツ</b>		
$s + p^* - p$	-0.619	2
$s + p_T^* - p_T$	-0.620	2
$p_N - p_T$	-0.521	2
$p_N^* - p_T^*$	-0.730	2
<b>イタリア</b>		
$s + p^* - p$	-2.391	6
$s + p_T^* - p_T$	-2.390	6
$p_N - p_T$	-2.335	6
$p_N^* - p_T^*$	-2.335	6
<b>日本</b>		
$s + p^* - p$	-2.890	2
$s + p_T^* - p_T$	-2.870	2
$p_N - p_T$	-2.680	2
$p_N^* - p_T^*$	-2.877	2
<b>英国</b>		
$s + p^* - p$	-2.594	5
$s + p_T^*$	-2.544	5
$p_N - p_T$	-2.613	5
$p_N^* - p_T^*$	-4.231 *	3

注:

1. \*\*\*, \*\*, \* は各々 1%, 5% and 10% 水準で有意であることを示す.
2.  $s + p^* - p$ : 対米実質為替レート (自然対数表示).
3.  $s + p_T^* - p_T$ : 米国をベンチマークとする交易条件 (自然対数表示).
4.  $p_N - p_T$ : 自国の非貿易財相対価格 (自然対数表示).
5.  $p_N^* - p_T^*$ : 米国の非貿易財相対価格 (自然対数表示).
6. 最適ラグは, パンチュラ他 (1994) の修正 AIC ルールを採用した. 表 1 注参照.

表 3: パネルデータによる単位根検定

	$s + p^* - p$	$s + p_T^* - p_T$	$p_N - p_T$	$a_T - a_N$	$g - y$	$cca$	$fdi$
タイムトレンド無	8.510 ( 0.000)	6.340 ( 0.000)	16.198 ( 0.000)	10.675 ( 0.000)	3.377 ( 0.000)	14.438 ( 0.000)	17.090 ( 0.000)
タイムトレンド有	95.158 ( 0.000)	102.957 ( 0.000)	1949.337 ( 0.000)	633.275 ( 0.000)	1152.753 ( 0.000)	391.252 ( 0.000)	64527.266 ( 0.000)

注:

1. 定常状態を帰無仮説とするハドリ (2000) 検定.
2. 括弧内は p 値を表す.
3.  $s + p^* - p$ : 対米ドル実質為替レート (自然対数値).
4.  $s + p_T^* - p_T$ : 米国をベンチマークとする交易条件 (自然対数表示).
5.  $p_N - p_T$ : 貿易財に対する非貿易財相対価格 (自然対数表示).
6.  $a_T - a_N$ : 貿易財と非貿易財の部門間生産性差 (shizenn 対数表示).
7.  $g - y$ : 非貿易財に対する実質政府支出の対実質 GDP 比率 (自然対数表示).
8.  $cca$ : 累積経常収支の対名目 GDP 比率.
9.  $fdi$ : 対内直接投資 (ストック) の対名目 GDP 比率 (自然対数表示).

表 4: パネルデータによる共和分検定：実質為替レート，交易条件，非貿易財相対価格

	統計量
1. パネル $\nu$ -統計量	11.5939 ( 0.121)
2. パネル $\rho$ -統計量	-18.327 ( 0.242)
3. パネル $t$ -統計量 (ノン-パラメトリック)	-5.694 ( 0.358)
4. パネル $t$ -統計量 (パラメトリック)	-3721.014 ( 0.000)
5. グループ $\rho$ -統計量	-17.508 ( 0.015)
6. グループ $t$ -統計量 (ノン-パラメトリック)	-5.509 ( 0.273)
7. グループ $t$ -統計量 (パラメトリック)	-5.691 ( 0.356)

注:

1. 不均一パネル共和分検定を利用。この検定では，共和分ベクトルはパネルの各メンバーで異なることが許容される。
2. 統計量の定義はペドロニ (1999) による。
3. 統計量 1-4 はウィズイン型統計量。この場合，全ての  $i$  について  $\beta_i = \beta$  という仮定の上で，帰無仮説  $H_0 : \beta_i = \beta = 1$  (全ての  $i$ )，および対立仮説  $H_1 : \beta_i = \beta < 1$  (全ての  $i$ ) として，残差ベースの共和分検定が実行される。ただし  $\beta_i$  は共和分の存在を示す対立仮説の下での推計残差の自己回帰係数。
4. 統計量 5-7 は，ビトウィーン型統計量。この場合， $\beta_i = \beta$  という共通要素が存在することを仮定せずに，帰無仮説  $H_0 : \beta_i = 1$  (全ての  $i$ )，および対立仮説  $H_1 : \beta_i = \beta < 1$  (全ての  $i$ ) として，残差ベースの共和分検定が実行される。
5. 括弧内は p-値。

表 5: 個別国データによる共和分検定

- (1) 共和分検定: 非貿易財相対価格および部門間生産性.  
 (2) 共和分検定: 非貿易財価格, 部門間生産性および政府支出.  
 (3) 共和分検定: 非貿易財価格, 部門間生産性, 政府支出,  
 累積経常収支および市場開放度.

	(1)	検定 統計量	ラグ 数	(2)	検定 統計量	ラグ 数	(3)	検定 統計量	ラグ 数
カナダ	$p_N - p_T$	-1.766	11	$p_N - p_T$	-2.023	3	$p_N - p_T$	-2.339	2
	$a_T - a_N$	-0.853	11	$a_T - a_N$	-1.994	2	$a_T - a_N$	-2.633	2
				$g - y$	-2.232	3	$g - y$	-3.070	3
							$cca$	-2.210	3
							$fdi$	-2.591	2
フランス	$p_N - p_T$	-0.981	11	$p_N - p_T$	-2.374	2	$p_N - p_T$	-2.519	2
	$a_T - a_N$	-2.531	9	$a_T - a_N$	-3.541	3	$a_T - a_N$	-2.310	10
				$g - y$	-2.587	2	$g - y$	-3.074	2
							$cca$	-2.211	4
							$fdi$	-2.408	10
ドイツ	$p_N - p_T$	-1.601	9	$p_N - p_T$	-2.648	7	$p_N - p_T$	-2.204	2
	$a_T - a_N$	-2.404	2	$a_T - a_N$	-2.318	2	$a_T - a_N$	-2.504	2
				$g - y$	-3.026	3	$g - y$	-3.371	3
							$cca$	-2.081	10
							$fdi$	-2.197	2
イタリア	$p_N - p_T$	-2.611	3	$p_N - p_T$	-1.582	4	$p_N - p_T$	-2.460	2
	$a_T - a_N$	-1.397	5	$a_T - a_N$	-1.432	5	$a_T - a_N$	-1.817	5
				$g - y$	-1.582	5	$g - y$	-1.742	7
							$cca$	-2.492	6
							$fdi$	-1.722	8

表 5: (続き)

	(1)	検定 統計量	ラグ 数	(2)	検定 統計量	ラグ 数	(3)	検定 統計量	ラグ 数
日本	$p_N - p_T$	-1.926	10	$p_N - p_T$	-1.592	6	$p_N - p_T$	-1.401	10
	$a_T - a_N$	-3.441	5	$a_T - a_N$	-3.108	5	$a_T - a_N$	-3.184	5
				$g - y$	-1.412	7	$g - y$	-3.066	2
							$cca$	-3.321	3
							$fdi$	-1.517	10
英国	$p_N - p_T$	-4.540**	11	$p_N - p_T$	-2.371	3	$p_N - p_T$	-3.758	5
	$a_T - a_N$	-2.798	3	$a_T - a_N$	-2.270	3	$a_T - a_N$	-2.783	3
				$g - y$	-2.857	2	$g - y$	-3.122	2
							$cca$	-2.942	3
							$fdi$	-1.591	8
米国	$p_N - p_T$	-3.005	7	$p_N - p_T$	-2.141	2	$p_N - p_T$	-3.435	5
	$a_T - a_N$	-4.606**	11	$a_T - a_N$	-2.121	2	$a_T - a_N$	-1.816	10
				$g - y$	-2.411	8	$g - y$	-3.682	3
							$cca$	-3.176	3
							$fdi$	-2.692	5

注:

1. \*\*\*, \*\*, \* は各々1%, 5% and 10% 水準で有意であることを示す.
2. ADF: Augmented ディッキー・フルー検定, PP Z: フィリップス・ペロン (z) 検定.
3.  $s + p^* - p$ : 対米実質為替レート (自然対数表示).
4.  $s + p_T^* - p_T^*$ : 米国をベンチマークとする交易条件 (自然対数表示).
5.  $p_N - p_T$ : 貿易財に対する非貿易財相対価格 (自然対数表示).
6.  $a_T - a_N$ : 貿易財と非貿易財の部門間生産性差 (自然対数表示).
7.  $g - y$  は非貿易財に対する実質政府支出の対実質 GDP 比率 (自然対数表示).
8.  $cca$ : 累積経常収支の対名目 GDP 比率.
9.  $fdi$ : 対内直接投資 (ストック) の対名目 GDP 比率 (自然対数表示).
10. 最適ラグの選択は, パンチュラ他 (1994) による修正 AIC ルールによる. 表 1 注参照.

表 6: パネルデータによるパネル共和分検定

(1) 共和分検定：非貿易財相対価格、部門間生産性差および政府支出 統計量	
1. パネル $\nu$ -統計量	-2.051 ( 0.020)
2. パネル $\rho$ -統計量	-9.377 ( 0.000)
3. パネル $t$ -統計量 (ノン-パラメトリック)	-24.708 ( 0.000)
4. パネル $t$ -統計量 (パラメトリック)	-486.967 ( 0.000)
5. グループ $\rho$ -統計量	-10.295 ( 0.000)
6. グループ $t$ -統計量 (ノン-パラメトリック)	-35.044 ( 0.000)
7. グループ $t$ -統計量 (パラメトリック)	-25.950 ( 0.000)
(2) 共和分検定：非貿易財相対価格、部門間生産性差、政府支出、 累積経常収支および市場開放度 統計量	
1. パネル $\nu$ -統計量	9.575 ( 0.019)
2. パネル $\rho$ -統計量	-10.763 ( 0.004)
3. パネル $t$ -統計量 (ノン-パラメトリック)	-4.126 ( 0.004)
4. パネル $t$ -統計量 (パラメトリック)	-209.726 ( 0.000)
5. グループ $\rho$ -統計量	-13.460 ( 0.000)
6. グループ $t$ -統計量 (ノン-パラメトリック)	-4.0647 ( 0.000)
7. グループ $t$ -統計量 (パラメトリック)	-4.279 ( 0.000)

注:

1. 不均一パネル共和分検定を利用. この検定は、パネルの個々のメンバーの共和分ベクトルが同一でないことを許容する共和分検定.
2. 統計量の概要はベドロニ (1999) および表 4 の注参照.
3. 括弧内は  $p$ -値.

表 7: ADL モデルの回帰:非貿易財相対価格を部門間生産性差と政府支出に回帰

カナダ	係数	標準偏差	t-値	P-値
C	-0.563	0.219	-2.566	0.03
$(p_N - p_T)_{t-1}$	1.108	0.187	5.937	0.00
$(p_N - p_T)_{t-2}$	-0.980	0.268	-3.657	0.00
$(p_N - p_T)_{t-3}$	0.837	0.253	3.310	0.01
$(p_N - p_T)_{t-4}$	-0.320	0.099	-3.238	0.01
$(a_T^* - a_N)_{t-1}$	0.301	0.034	8.732	0.00
$(a_T^* - a_N)_{t-2}$	-0.301	0.060	-5.029	0.00
$(a_T^* - a_N)_{t-3}$	0.188	0.078	2.419	0.03
$(a_T^* - a_N)_{t-4}$	-0.113	0.068	-1.666	0.12
$(g - y)_{t-1}$	0.432	0.128	3.384	0.01
$(g - y)_{t-2}$	-0.292	0.149	-1.957	0.08
$(g - y)_{t-3}$	0.085	0.164	0.519	0.61
$(g - y)_{t-4}$	-0.560	0.162	-3.461	0.01
AR(1)-AR(4):LM 検定	1.627	2.804	12.902	41.09
P-値	0.202	0.246	0.005	0.00
$R^2$ および $Adj-R^2$	0.987	0.973		
フランス	係数	標準誤差	t-値	P-値
C	0.223	0.099	2.243	0.03
$(p_N - p_T)_{t-1}$	0.820	0.108	7.561	0.00
$(a_T - a_N)_{t-1}$	0.011	0.090	0.119	0.91
$(g - y)_{t-1}$	0.134	0.065	2.074	0.05
AR(1)-AR(4):LM 検定	0.648	1.968	3.044	2.18
P-値	0.421	0.374	0.385	0.70
$R^2$ および $Adj-R^2$	0.984	0.982		
ドイツ	係数	S.E.	t-値	P-値
C	-0.098	0.179	-0.550	0.59
$(p_N - p_T)_{t-1}$	1.371	0.204	6.710	0.00
$(p_N - p_T)_{t-2}$	-0.528	0.337	-1.567	0.14
$(p_N - p_T)_{t-3}$	0.188	0.304	0.618	0.55
$(p_N - p_T)_{t-4}$	-0.455	0.237	-1.920	0.07
$(a_T - a_N)_{t-1}$	0.237	0.156	1.514	0.15
$(a_T - a_N)_{t-2}$	-0.358	0.147	-2.435	0.03
$(a_T - a_N)_{t-3}$	0.219	0.149	1.472	0.16
$(a_T - a_N)_{t-4}$	0.226	0.118	1.915	0.08
$(g - y)_{t-1}$	0.054	0.150	0.362	0.72
$(g - y)_{t-2}$	-0.121	0.105	-1.149	0.27
AR(1)-AR(4):LM 検定	0.362	3.602	4.981	3.17
P-値	0.547	0.165	0.173	0.53
$R^2$ および $Adj-R^2$	0.956	0.926		

表 7: (続き)

イタリア	係数	標準誤差	t-値	P-値
C	0.223	0.074	3.024	0.01
$(p_N - p_T)_{t-1}$	0.819	0.060	13.615	0.00
$(a_T - a_N)_t$	0.138	0.069	2.007	0.06
$(g - y)_t$	0.122	0.044	2.756	0.01
AR(1)-AR(4):LM 検定	0.020	0.521	0.543	0.63
P-値	0.887	0.771	0.909	0.96
$R^2$ および $Adj-R^2$	0.995	0.995		
日本	係数	標準誤差	t-値	P-値
C	0.222	0.129	1.719	0.10
$(p_N - p_T)_{t-1}$	0.687	0.140	4.910	0.00
$(p_N - p_T)_{t-2}$	0.196	0.148	1.324	0.20
$(a_T - p_N)_t$	0.148	0.079	1.878	0.08
$(a_T - p_N)_{t-1}$	-0.442	0.102	-4.351	0.00
$(a_T - p_N)_{t-2}$	0.372	0.083	4.461	0.00
$(g - y)_t$	0.360	0.099	3.623	0.00
$(g - y)_{t-1}$	-0.459	0.153	-3.002	0.01
$(g - y)_{t-2}$	0.507	0.164	3.092	0.01
$(g - y)_{t-3}$	-0.324	0.092	-3.515	0.00
AR(1)-AR(4):LM 検定	0.396	0.984	2.455	4.62
P-値	0.529	0.611	0.484	0.33
$R^2$ および $Adj-R^2$	0.997	0.995		
英国	係数	標準誤差	t-値	P-値
C	0.196	0.223	0.880	0.39
$(p_N - p_T)_{t-1}$	0.734	0.259	2.836	0.01
$(p_N - p_T)_{t-2}$	-0.536	0.191	-2.813	0.01
$(a_T - a_N)_t$	0.313	0.054	5.785	0.00
$(a_T - a_N)_{t-1}$	-0.268	0.134	-1.997	0.06
$(a_T - a_N)_{t-2}$	0.265	0.101	2.625	0.02
$(g - y)_t$	0.109	0.135	0.805	0.43
AR(1)-AR(4):LM 検定	0.639	2.579	6.131	11.99
P-値	0.424	0.275	0.105	0.02
$R^2$ および $Adj-R^2$	0.972	0.964		

表 7: (続き)

米国	係数	標準誤差	t-値	P-値
C	-0.600	0.296	-2.029	0.06
$(p_N - p_T)_{t-1}$	-0.018	0.253	-0.072	0.94
$(p_N - p_T)_{t-2}$	0.469	0.214	2.196	0.05
$(p_N - p_T)_{t-3}$	0.127	0.243	0.521	0.61
$(p_N - p_T)_{t-4}$	0.462	0.183	2.518	0.03
$(a_T - a_N)_t$	0.358	0.078	4.575	0.00
$(a_T - a_N)_{t-1}$	0.015	0.109	0.136	0.89
$(a_T - a_N)_{t-2}$	-0.068	0.124	-0.547	0.59
$(a_T - a_N)_{t-3}$	-0.339	0.121	-2.793	0.02
$(g - y)_t$	0.333	0.189	1.766	0.10
$(g - y)_{t-1}$	-0.192	0.265	-0.724	0.48
$(g - y)_{t-2}$	-0.237	0.253	-0.935	0.37
$(g - y)_{t-3}$	-0.305	0.266	-1.143	0.27
AR(1)-AR(4):LM 検定	0.196	0.792	4.216	6.35
P-値	0.658	0.673	0.239	0.17
$R^2$ および Adj- $R^2$	0.995	0.990		

注:

1. 推計モデル: ADL(自己回帰分布ラグ) モデル.
2. AR(1)-AR(4):LM 検定: Breusch-Godfrey 検定.
3. 被説明変数: 非貿易財相対価格 ( $p_N - p_T$ ).
4. 説明変数: 貿易財部門と非貿易財の部門間生産性差 ( $a_T - a_N$ ), 政府支出の対 GDP 比率 ( $g - y$ ).

表 8: 表 7 の推計に基づく長期係数 (グループ固有の推計値)

	誤差修正項の係数 $\phi$	$a_T - a_N$	$g - y$
カナダ	-0.355 (0.090)	0.212 (0.037)	-0.945 (0.365)
フランス	-0.180 (0.108)	0.060 (0.476)	0.746 (0.157)
ドイツ	-0.424 (0.253)	0.761 (0.238)	-0.156 (0.303)
イタリア	-0.181 (0.060)	0.764 (0.180)	0.672 (0.325)
日本	-0.116 (0.075)	0.671 (0.091)	0.710 (0.496)
英国	-0.802 (0.232)	0.386 (0.024)	0.136 (0.146)
米国	0.039 (0.148)	0.858 (1.400)	10.201 (42.321)
<b>LR 検定 <math>H_0</math>:部門間生産性差の長期係数が同一</b>			
検定統計量	p-値		
$\chi^2(6) = 29.656$	(0.000)		

注:

1. 括弧内は標準誤差.
2. 推計方法: PMGE (プール平均グループ推計).
3. 被説明変数: 非貿易財相対価格 ( $p_N - p_T$ ).
4. 説明変数: 貿易財と非貿易財の部門間生産性 ( $a_T - a_N$ ), 政府支出の対 GDP 比率 ( $g - y$ ).

表 9: ADL モデルの回帰:非貿易財相対価格を部門間生産性差、政府支出、累積経常収支、市場開放度に回帰

カナダ	係数	標準誤差	t-値	P-値
C	0.671	0.363	1.850	0.09
$(p_N - p_T)_{t-1}$	1.278	0.200	6.387	0.00
$(p_N - p_T)_{t-2}$	-0.834	0.301	-2.770	0.02
$(p_N - p_T)_{t-3}$	0.215	0.236	0.910	0.38
$(a_T - a_N)_t$	0.239	0.047	5.118	0.00
$(a_T - a_N)_{t-1}$	-0.295	0.074	-3.999	0.00
$(a_T - a_N)_{t-2}$	0.176	0.095	1.863	0.08
$(a_T - a_N)_{t-3}$	0.051	0.091	0.566	0.58
$(g - y)_t$	0.261	0.192	1.361	0.20
$cca_t$	0.517	0.220	2.347	0.03
$fdi_t$	-0.449	0.533	-0.842	0.41
AR(1)-AR(4):LM 検定	0.199	0.323	0.417	6.44
P-値	0.655	0.851	0.937	0.17
$R^2$ 及び $\text{Adj-}R^2$	0.964	0.939		
フランス	係数	標準誤差	t-値	P-値
C	0.329	0.139	2.372	0.03
$(p_N - p_T)_{t-1}$	0.984	0.247	3.990	0.00
$(p_N - p_T)_{t-2}$	-0.050	0.222	-0.225	0.82
$(a_T - a_N)_t$	-0.248	0.144	-1.725	0.10
$(a_T - a_N)_{t-1}$	0.279	0.156	1.792	0.09
$(a_T - a_N)_{t-2}$	-0.236	0.134	-1.763	0.09
$(g - y)_t$	0.181	0.085	2.131	0.05
$cca_t$	0.414	0.230	1.799	0.09
$fdi_t$	-0.368	0.347	-1.061	0.30
AR(1)-AR(4):LM 検定	0.005	1.248	2.323	1.95
P-値	0.946	0.536	0.508	0.75
$R^2$ 及び $\text{Adj-}R^2$	0.987	0.982		

表 9: (続き)

ドイツ	係数	標準誤差	t-値	P-値
C	-0.069	0.175	-0.398	0.697
$(p_N - p_T)_{t-1}$	0.310	0.244	1.268	0.225
$(p_N - p_T)_{t-2}$	-0.258	0.252	-1.024	0.323
$(p_N - p_T)_{t-3}$	0.299	0.216	1.384	0.188
$(a_T - a_N)_t$	0.505	0.172	2.927	0.011
$(g - y)_t$	-0.078	0.156	-0.503	0.623
$(g - y)_{t-1}$	0.166	0.164	1.014	0.328
$(g - y)_{t-2}$	-0.158	0.109	-1.453	0.168
$cca_t$	-0.519	0.195	-2.656	0.019
$cca_{t-1}$	0.446	0.322	1.388	0.187
$cca_{t-2}$	-0.477	0.308	-1.551	0.143
$cca_{t-3}$	0.635	0.220	2.893	0.012
$fdi_t$	-0.694	0.203	-3.425	0.004
AR(1)-AR(4):LM 検定	0.302	1.930	1.942	1.954
P-値	0.583	0.381	0.584	0.744
$R^2$ 及び $Adj - R^2$	0.968	0.940		
イタリア	係数	標準誤差	t-値	P-値
C	0.273	0.113	2.417	0.04
$(p_N - p_T)_{t-1}$	0.817	0.077	10.639	0.00
$(a_T - a_N)_t$	0.085	0.196	0.432	0.68
$(a_T - a_N)_{t-1}$	0.046	0.224	0.206	0.84
$(g - y)_t$	0.172	0.116	1.483	0.17
$(g - y)_{t-1}$	-0.024	0.127	-0.192	0.85
$cca_t$	0.261	0.243	1.071	0.31
$cca_{t-1}$	-0.214	0.222	-0.964	0.36
$fdi_t$	-0.743	0.500	-1.486	0.17
$fdi_{t-1}$	0.698	0.590	1.184	0.26
AR(1)-AR(4):LM 検定	0.006	1.990	1.495	2.93
P-値	0.938	0.370	0.683	0.57
$R^2$ 及び $Adj - R^2$	0.996	0.994		
日本	係数	標準誤差	t-値	P-値
C	0.553	0.184	3.006	0.01
$(p_N - p_T)_{t-1}$	0.241	0.175	1.380	0.19
$(p_N - p_T)_{t-2}$	0.395	0.159	2.482	0.02
$(a_T - a_N)_t$	0.372	0.098	3.774	0.00
$(a_T - a_N)_{t-1}$	-0.222	0.082	-2.708	0.02
$(g - y)_t$	0.348	0.108	3.224	0.01
$(g - y)_{t-1}$	-0.113	0.108	-1.052	0.31
$cca_t$	-0.332	0.244	-1.359	0.19
$cca_{t-1}$	0.619	0.270	2.295	0.04
$fdi_t$	-7.850	3.382	-2.321	0.03
$fdi_{t-1}$	0.517	4.236	0.122	0.90
AR(1)-AR(4):LM 検定	0.220	0.920	0.153	3.45
P-値	0.639	0.631	0.985	0.49
$R^2$ 及び $Adj - R^2$	0.996	0.994		

表 9: (続き)

英国	係数	標準誤差	t-値	P-値
C	-0.313	0.295	-1.059	0.30
$(p_N - p_T)_{t-1}$	0.480	0.265	1.812	0.09
$(p_N - p_T)_{t-2}$	-0.238	0.169	-1.402	0.18
$(p_N - p_T)_{t-3}$	-0.335	0.173	-1.944	0.07
$(a_T - a_N)_t$	0.320	0.054	5.942	0.00
$(a_T - a_N)_{t-1}$	-0.128	0.132	-0.968	0.35
$(g - y)_t$	-0.175	0.170	-1.033	0.32
$cca_t$	-0.215	0.527	-0.407	0.69
$cca_{t-1}$	-1.036	0.587	-1.764	0.10
$fdi_t$	-0.331	0.178	-1.854	0.08
AR(1)-AR(4):LM 検定	3.999	9.068	9.199	11.42
P-値	0.046	0.011	0.027	0.02
$R^2$ and Adj- $R^2$	0.978	0.966		
米国	係数	標準誤差	t-値	P-値
C	-0.056	0.235	-0.239	0.81
$(p_N - p_T)_{t-1}$	0.389	0.310	1.257	0.23
$(p_N - p_T)_{t-2}$	0.249	0.290	0.859	0.40
$(p_N - p_T)_{t-3}$	0.428	0.358	1.197	0.25
$(a_T - a_N)_t$	0.251	0.085	2.936	0.01
$(a_T - a_N)_{t-1}$	-0.036	0.121	-0.296	0.77
$(a_T - a_N)_{t-2}$	-0.205	0.121	-1.694	0.11
$(a_T - a_N)_{t-3}$	-0.129	0.125	-1.031	0.32
$(g - y)_t$	-0.039	0.139	-0.280	0.78
$cca_t$	0.295	1.000	0.295	0.77
$cca_{t-1}$	-0.388	1.011	-0.384	0.71
$fdi_t$	0.100	0.378	0.265	0.80
AR(1)-AR(4):LM 検定	0.816	1.757	16.467	19.98
P-値	0.366	0.415	0.001	0.00
$R^2$ 及び Adj- $R^2$	0.989	0.981		

注:

1. 推計モデル: ADL(自己回帰分布ラグ) モデル.
2. AR(1)-AR(4):LM 検定: Breusch-Godfrey 検定.
3. 被説明変数: 非貿易財相対価格 ( $p_N - p_T$ ).
4. 説明変数: 貿易財と非貿易財の部門間生産性差 ( $a_T - a_N$ ), 政府支出の対 GDP 比率 ( $g - y$ ), 累積経常収支の対 GDP 比率 ( $cca$ ), 市場開放度の代理変数としての対内直接投資 (ストック) 対 GDP 比率 ( $fdi$ ).

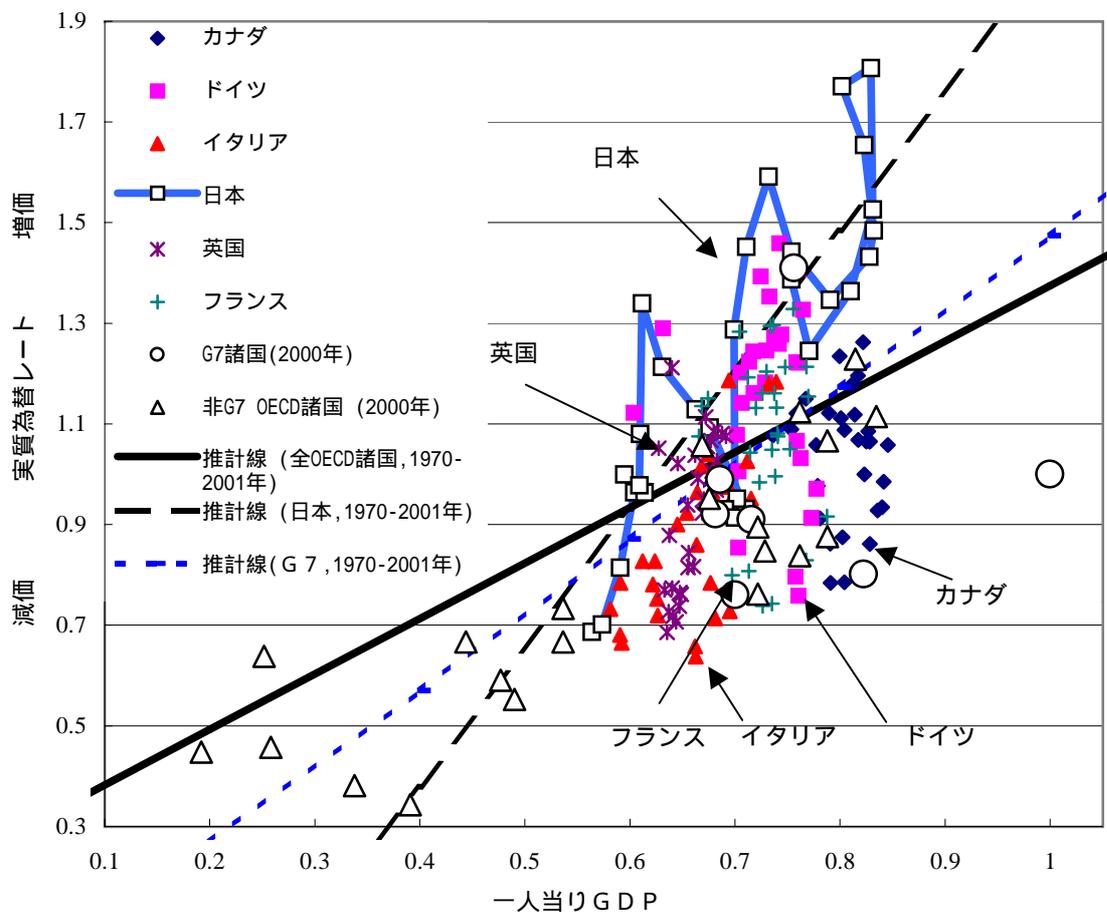
表 10: 表 9 の推計に基づく長期係数 (グループ固有の推計値)

	誤差修正項の係数 $\phi$	$a_T - a_N$	$g - y$	$cca$	$fdi$
カナダ	-0.341 (0.143)	0.505 (0.162)	0.765 (0.700)	1.517 (0.882)	-1.316 (1.827)
フランス	-0.066 (0.189)	-3.12 (11.147)	2.752 (7.282)	6.308 (19.976)	-5.609 (20.140)
ドイツ	-0.649 (0.194)	0.777 (0.140)	-0.108 (0.189)	0.131 (0.064)	-1.069 (0.464)
イタリア	-0.143 (0.099)	0.696 (0.318)	1.146 (0.858)	1.182 (1.825)	-2.219 (4.842)
日本	-0.363 (0.144)	0.413 (0.140)	0.645 (0.168)	0.792 (0.210)	-20.197 (12.423)
英国	-1.093 (0.288)	0.176 (0.076)	-0.16 (0.169)	-1.145 (0.324)	-0.303 (0.145)
米国	0.066 (0.528)	1.787 (11.747)	0.588 (5.243)	1.397 (15.618)	-1.507 (16.692)
<b>LR 検定 <math>H_0</math> : 部門間生産性差の長期係数が同一</b>					
検定統計量	p-値				
$\chi^2(6) = 18.9205$	(0.000)				

注:

1. 括弧内は標準誤差.
2. 推計方法: PMGE(プール平均グループ推計).
3. 非説明変数: 非貿易財相対価格 ( $p_N - p_T$ ).
4. 説明変数: 貿易財と非貿易財の部門間生産性差 ( $a_T - a_N$ ), 政府支出の対 GDP 比率 ( $g - y$ ), 累積経常収支の対 GDP 比率 ( $cca$ ), 市場開放度の代理変数としての対内直接投資 (ストック) ( $fdi$ ).

(図 1) OECD諸国における実質為替レートと一人当りGDP

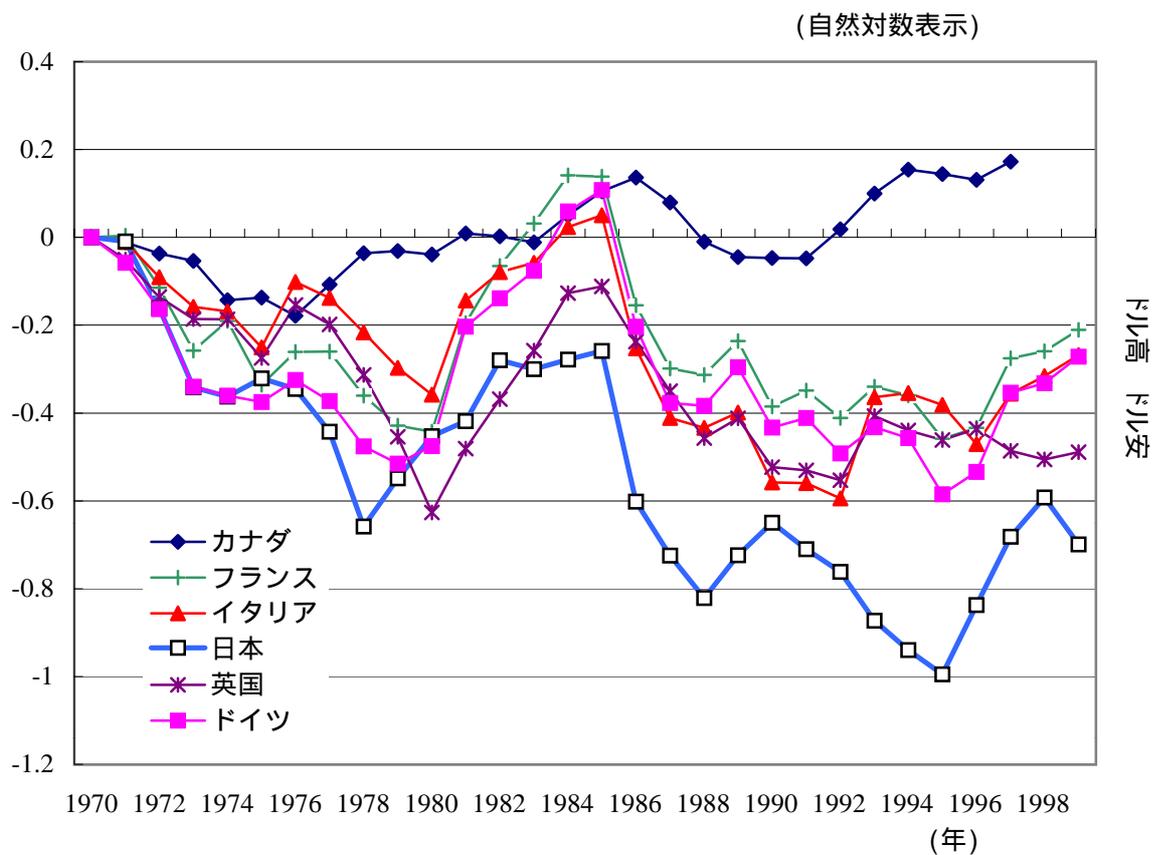


注:

1. 実質為替レートは、為替レートで調整後の自国と米国の一般物価水準(GDPがカバーする財・サービス全ての価格)の比率を表す。
2. 一人当りGDPは、名目GDPを購買力平価で割ったもの。
3. 両軸とも米国 = 1 となるように基準化。

出所: OECD "Main Economic Indicators"

(図 2) G7諸国の対米ドル実質為替レート



(定義)

対米ドル実質為替レート： $q=s+p^*-p$

ただし

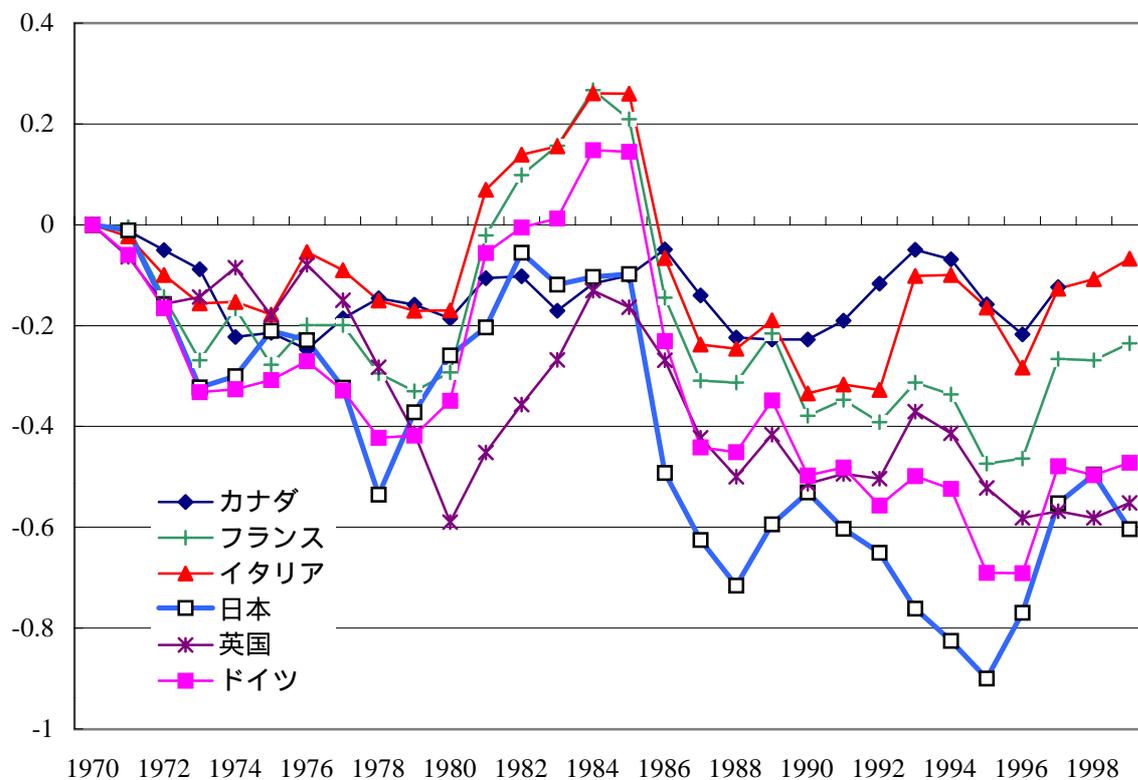
s: 名目為替レート(本国通貨/米ドル),

p\*: US GDP デフレーター,

p: 本国 GDP デフレーター.

(図 3) G7諸国の対米国交易条件

(自然対数表示)



(定義)

交易条件： $s + p_T^* - p_T$

ただし

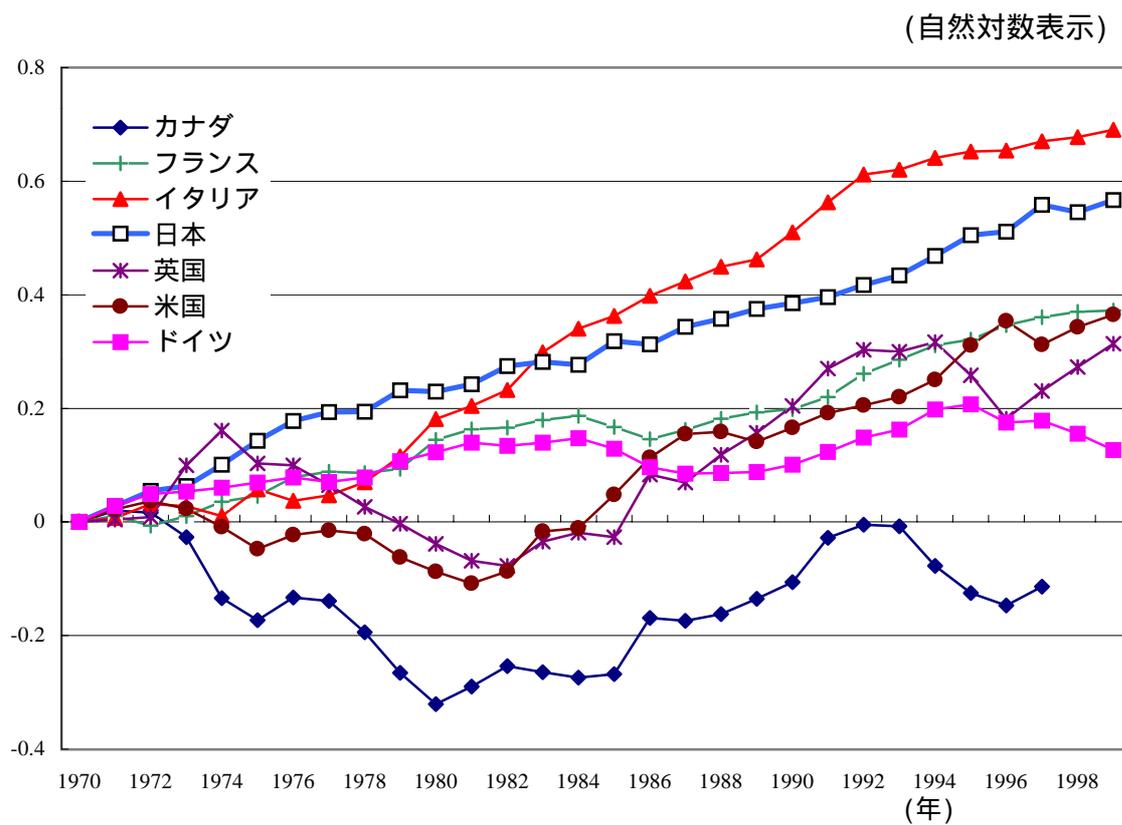
$s$ ：名目為替レート（自国通貨/米ドル），

$p_T^*$ ：米国貿易財価格，

$p_T$ ：自国貿易財価格．

(年)

(図 4) G7諸国の貿易財に対する非貿易財相対価格



(定義)

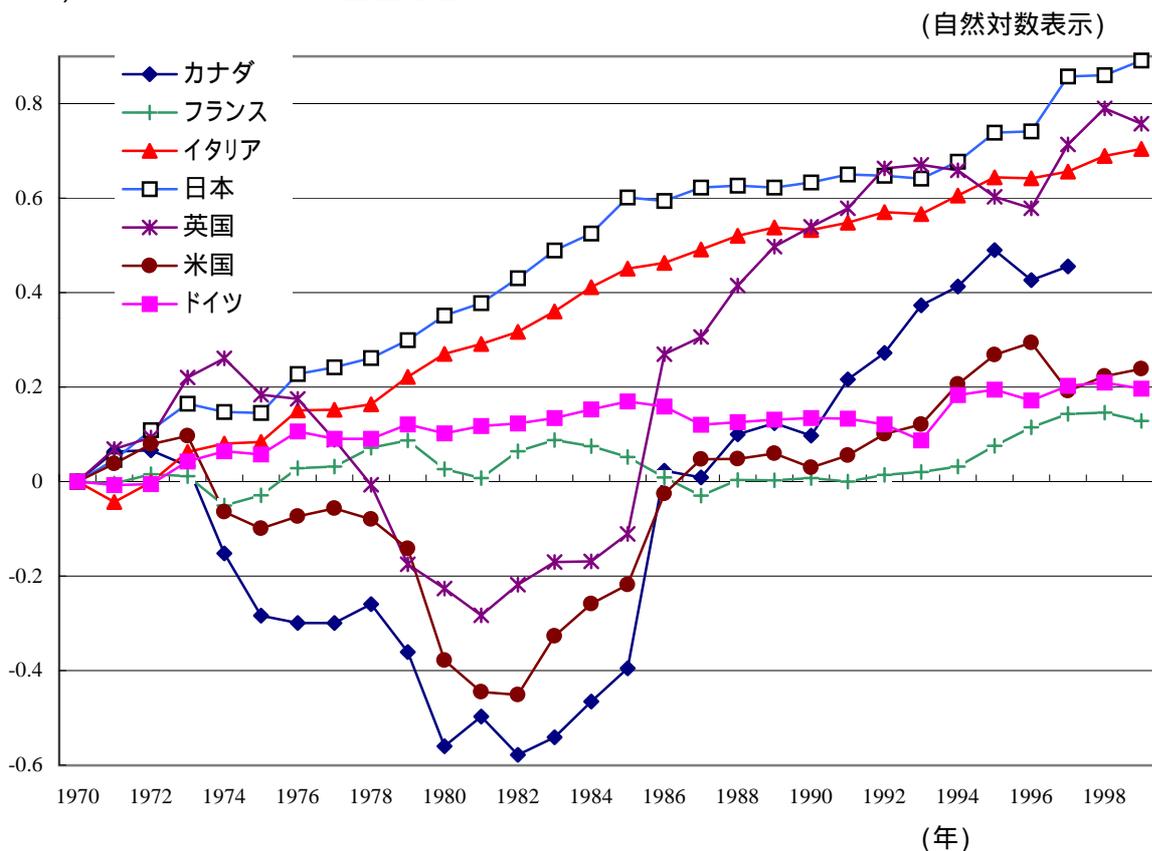
非貿易財相対価格:  $p_N - p_T$

ただし

$p_N$ : 非貿易財価格,

$p_T$ : 貿易財価格.

(図 5) G7 諸国の部門間生産性差



注：

1. 部門間生産性差は、非貿易財部門TFP（全要素生産性）に対する貿易財部門TFPの自然対数值として定義される。

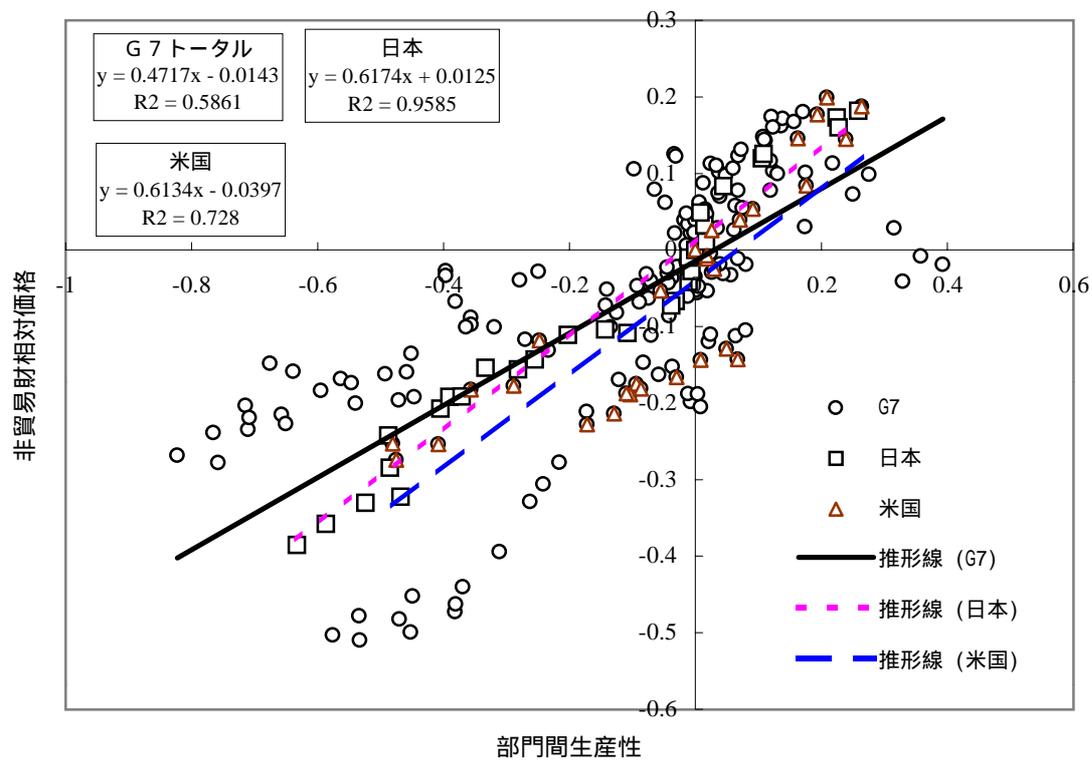
2. 貿易財部門、非貿易財部門の定義は次の通り。

貿易財部門：農業、林業、水産業、鉱業および製造業、

非貿易財部門：貿易財以外。

出所：OECD National Accounts

(図 6) G7 諸国の非貿易財相対価格と部門間生産性差

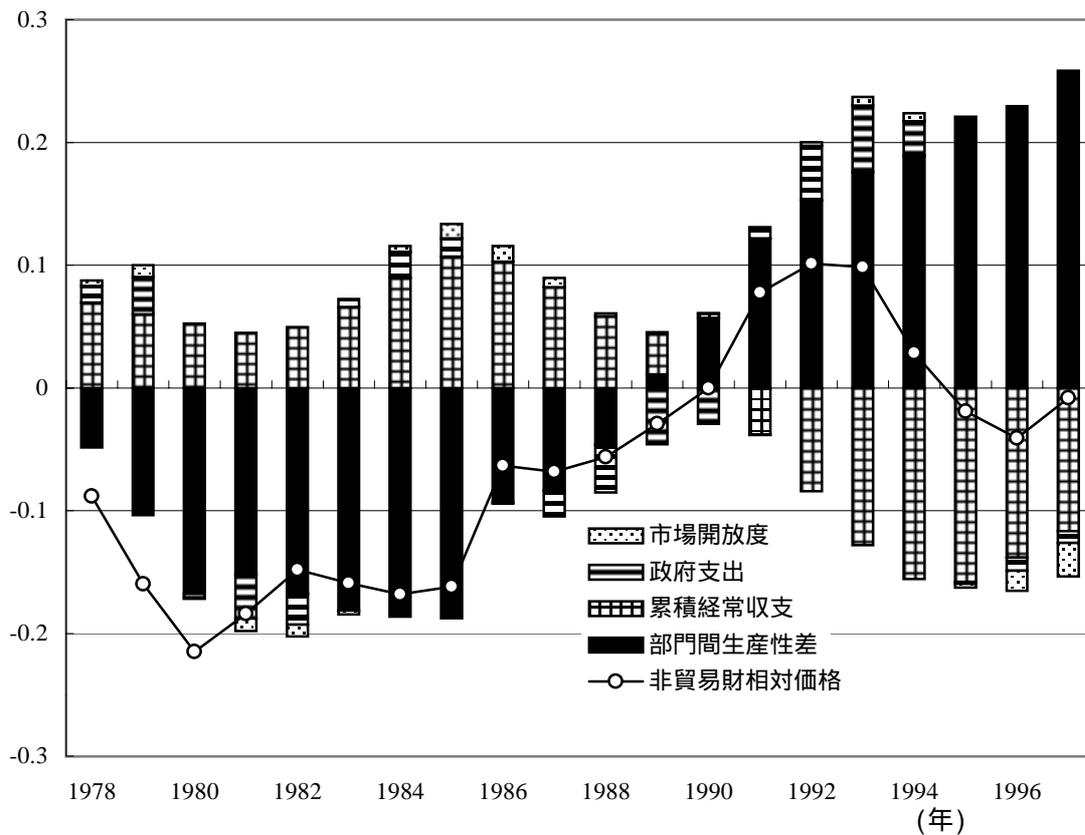


注:

1. 非貿易財相対価格は、貿易財価格に対する非貿易財価格の自然体数値.
2. 部門間生産性は、貿易財部門のTFP(全要素生産性)に対する貿易財部門のTFPの自然対数値.

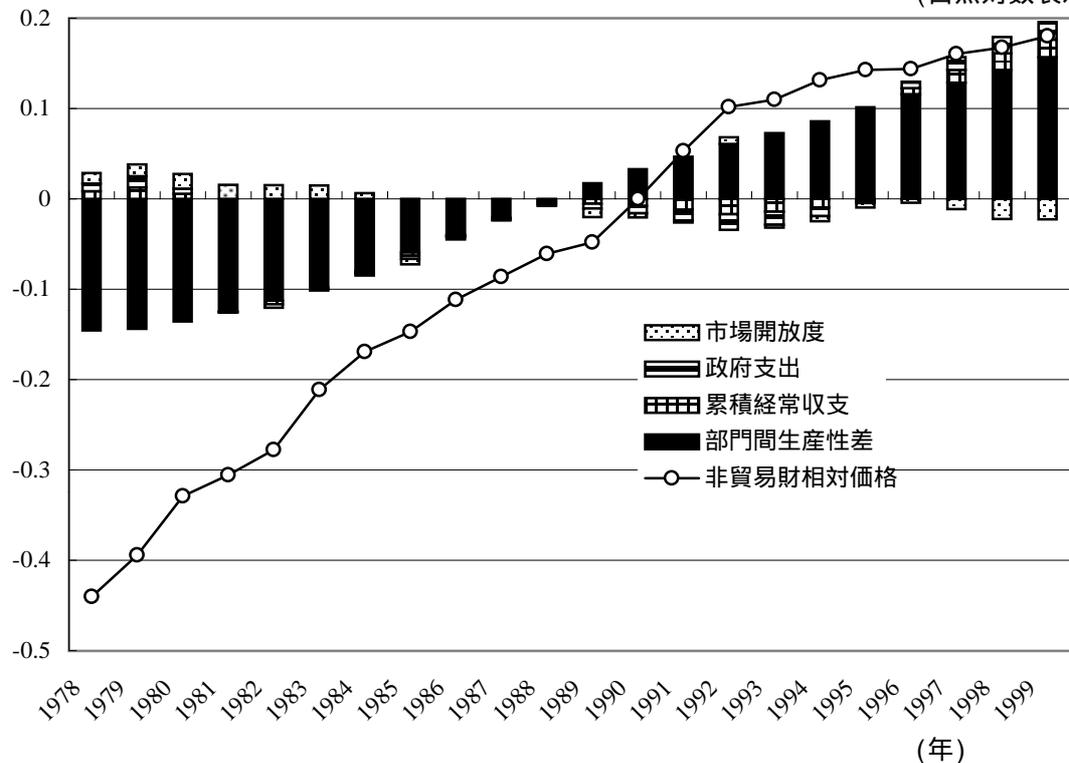
(図 7) 非貿易財価格の要因分解: カナダ

(自然対数表示)

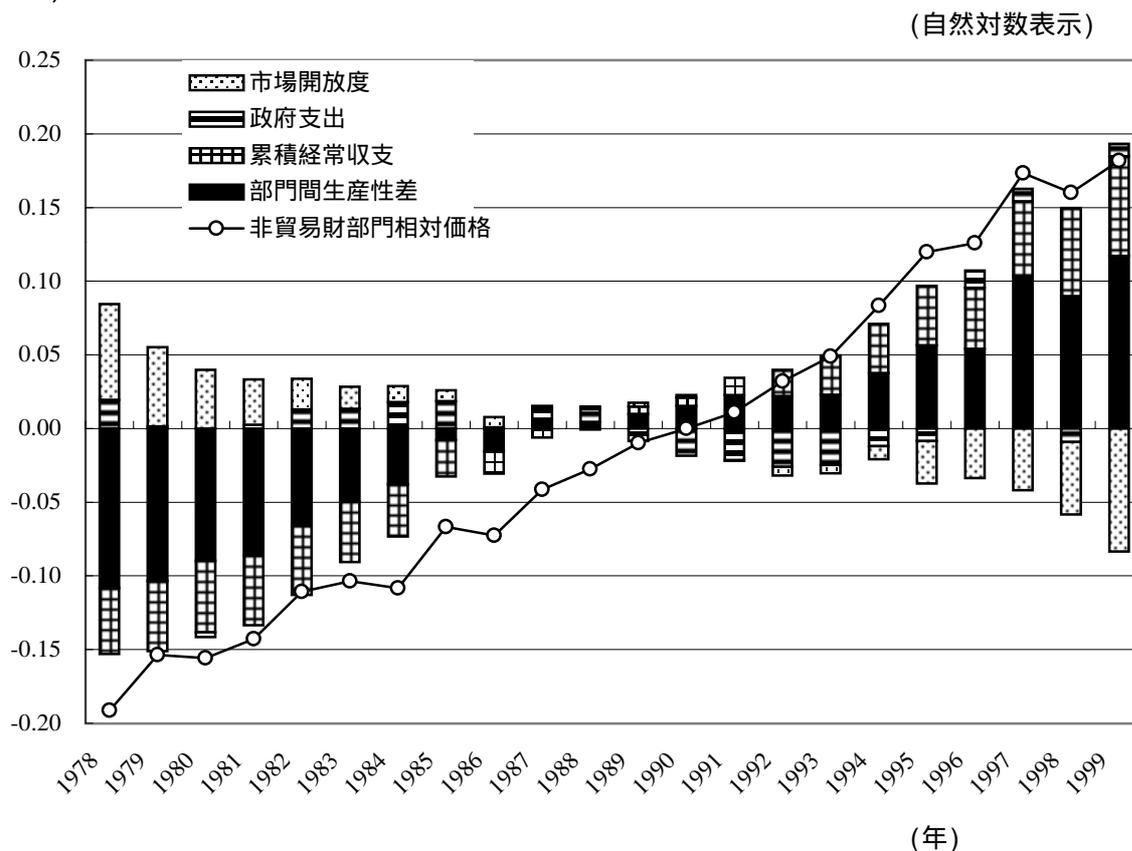


(図 8) 非貿易財価格の要因分解: イタリア

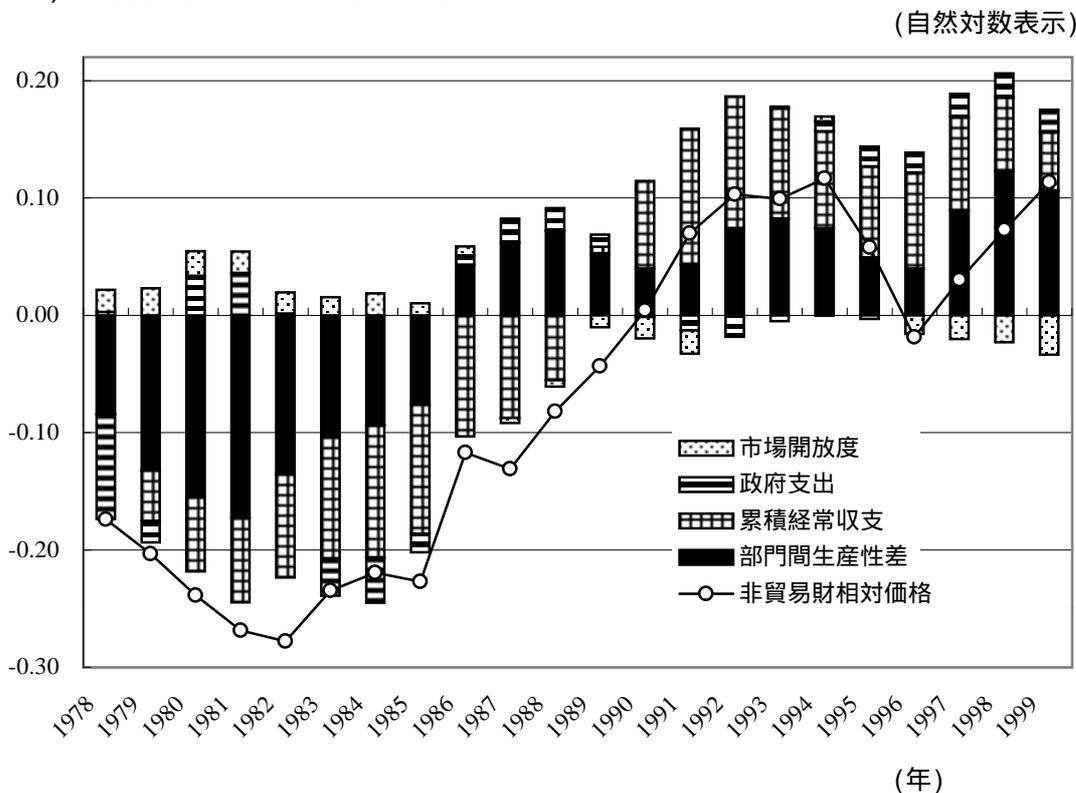
(自然対数表示)



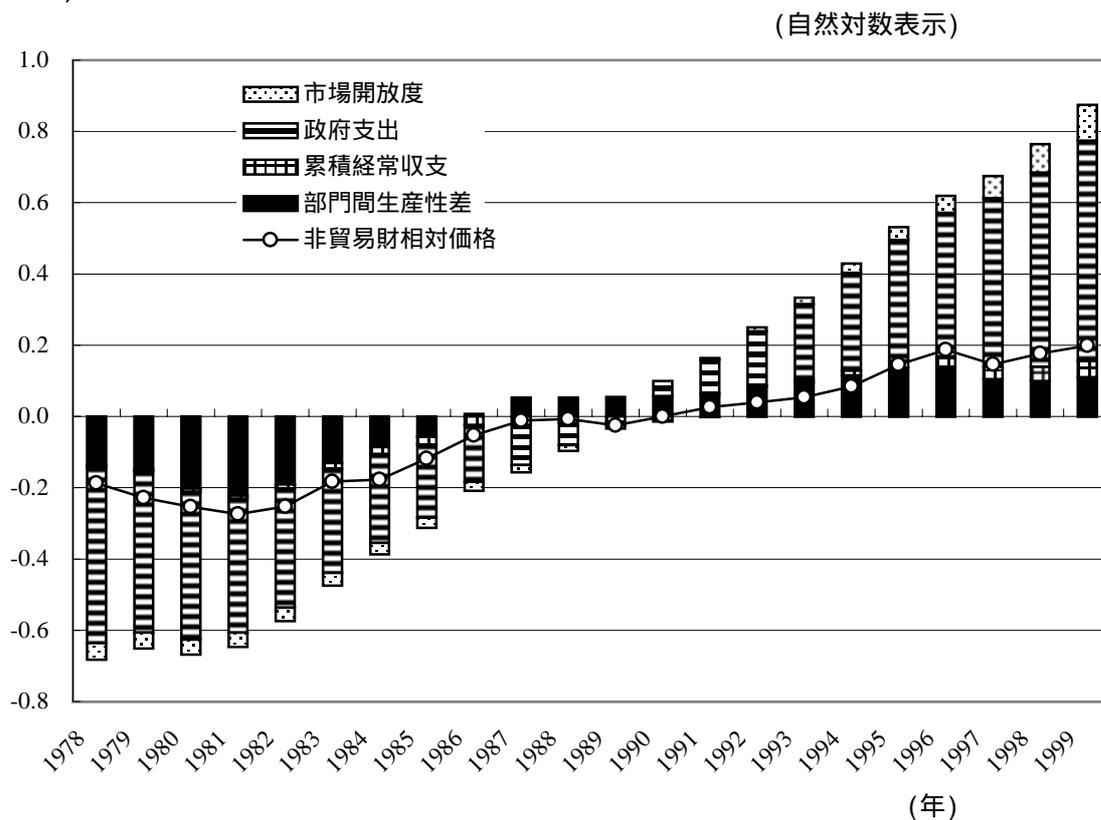
(図 9) 非貿易財相対価格の要因分解：日本



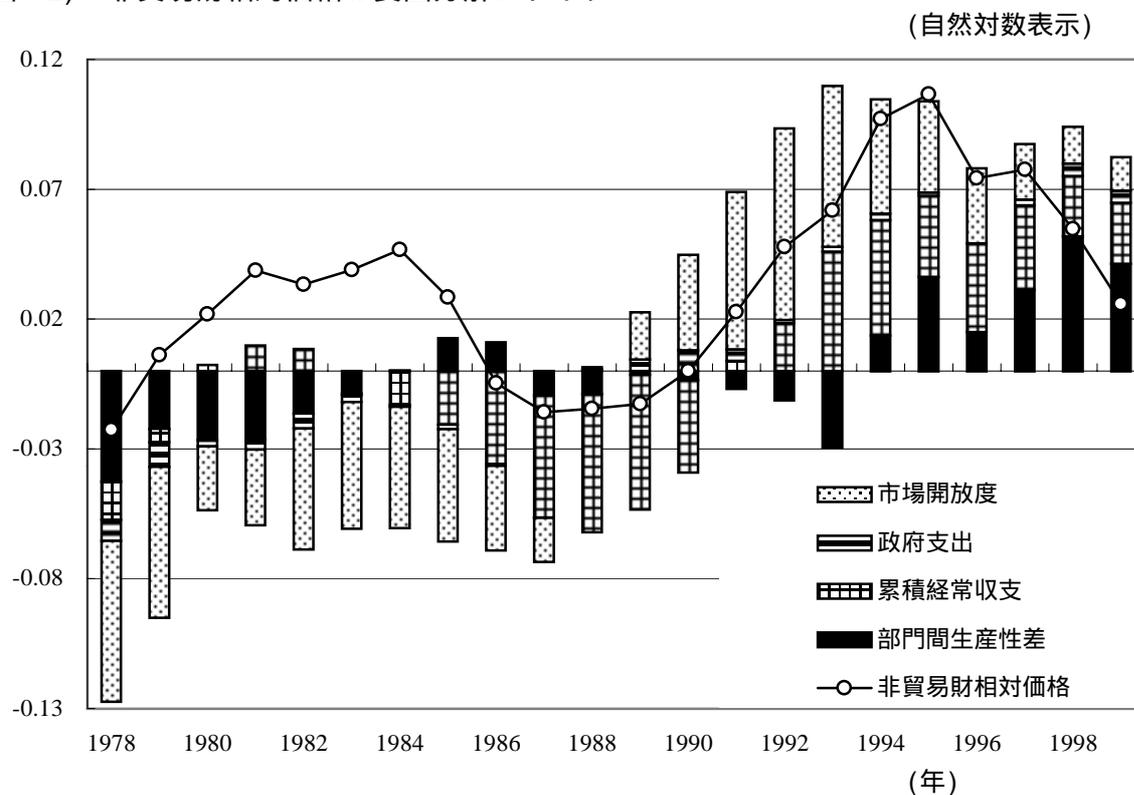
(図 10) 非貿易財相対価格の要因分解：英国



(図 11) 非貿易財相対価格の要因分解：米国

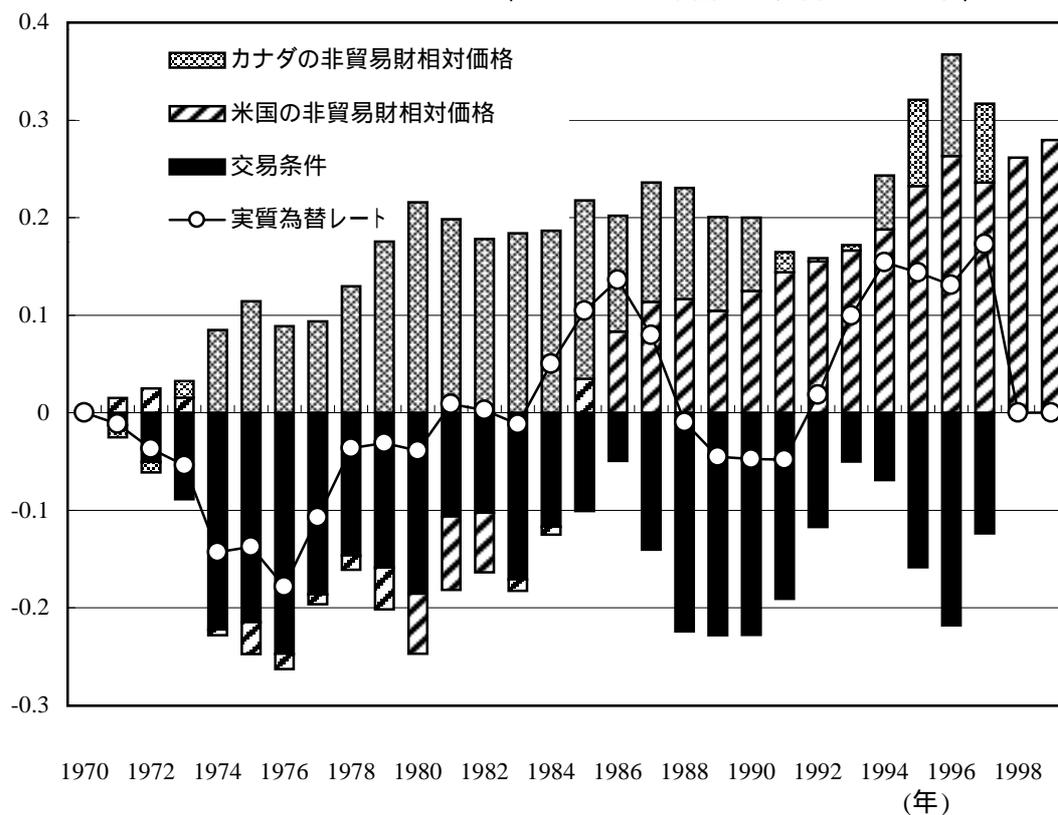


(図 12) 非貿易財相対価格の要因分解：ドイツ



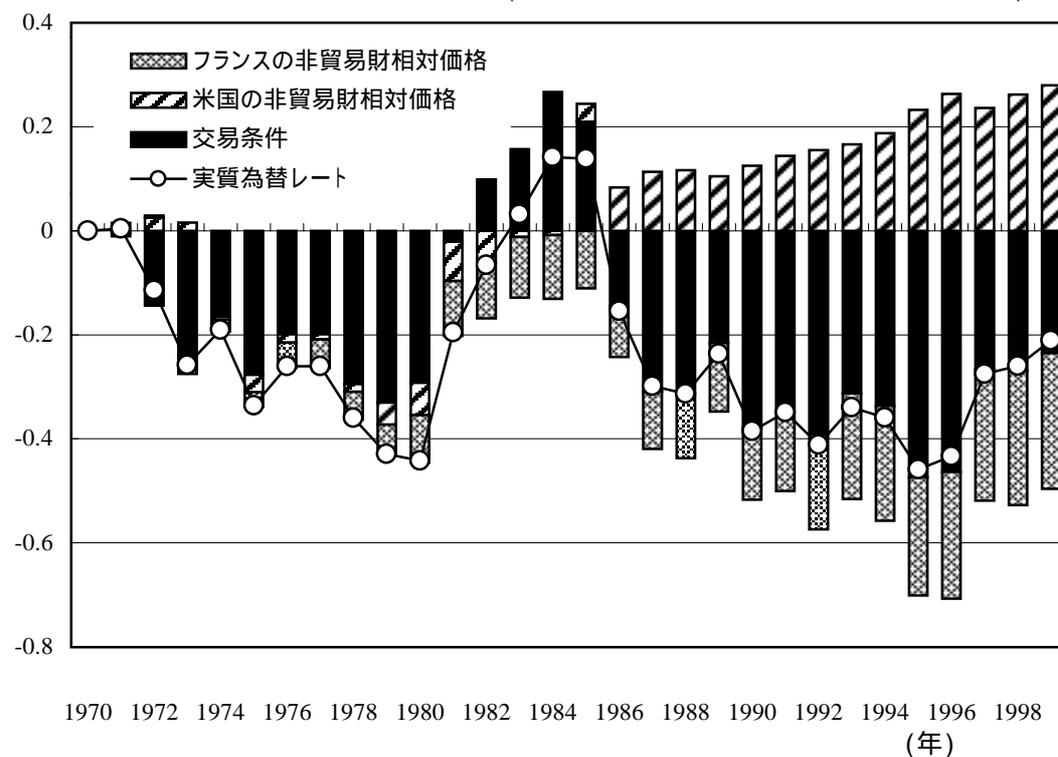
(付図 1) 実質為替レートの要因分解：カナダ

(カナダドル/米国ドル、自然対数表示)

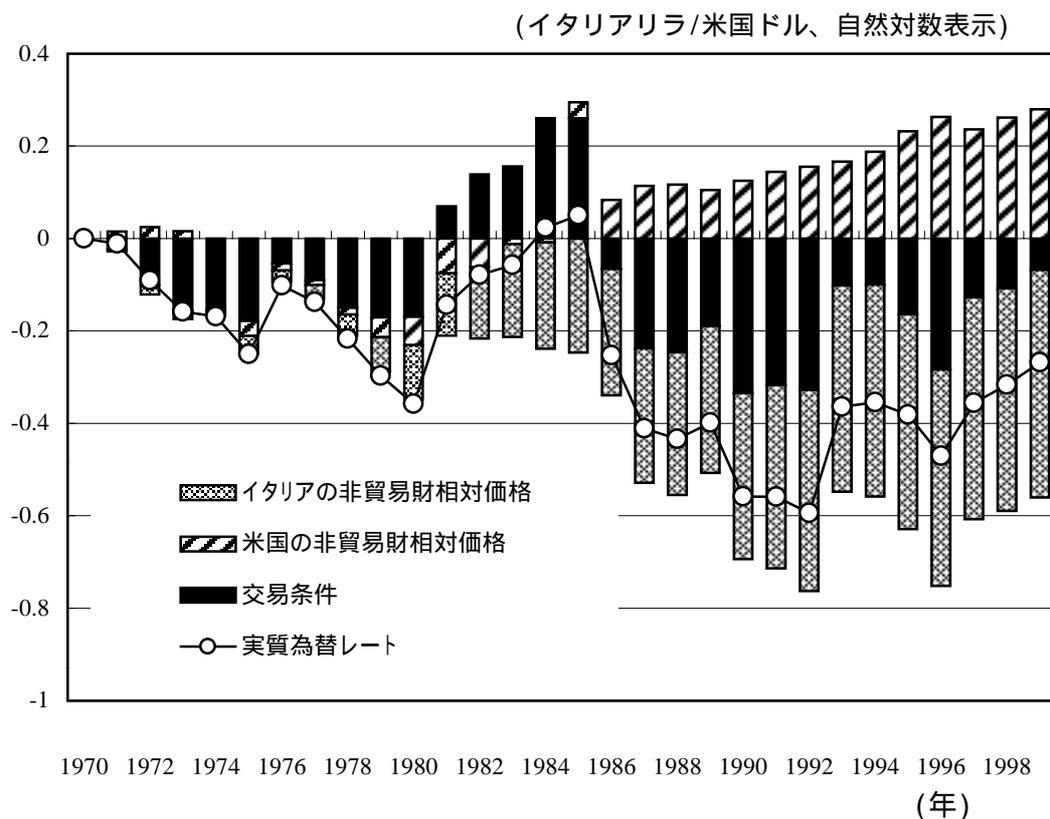


(付図 2) 実質為替レートの要因分解：フランス

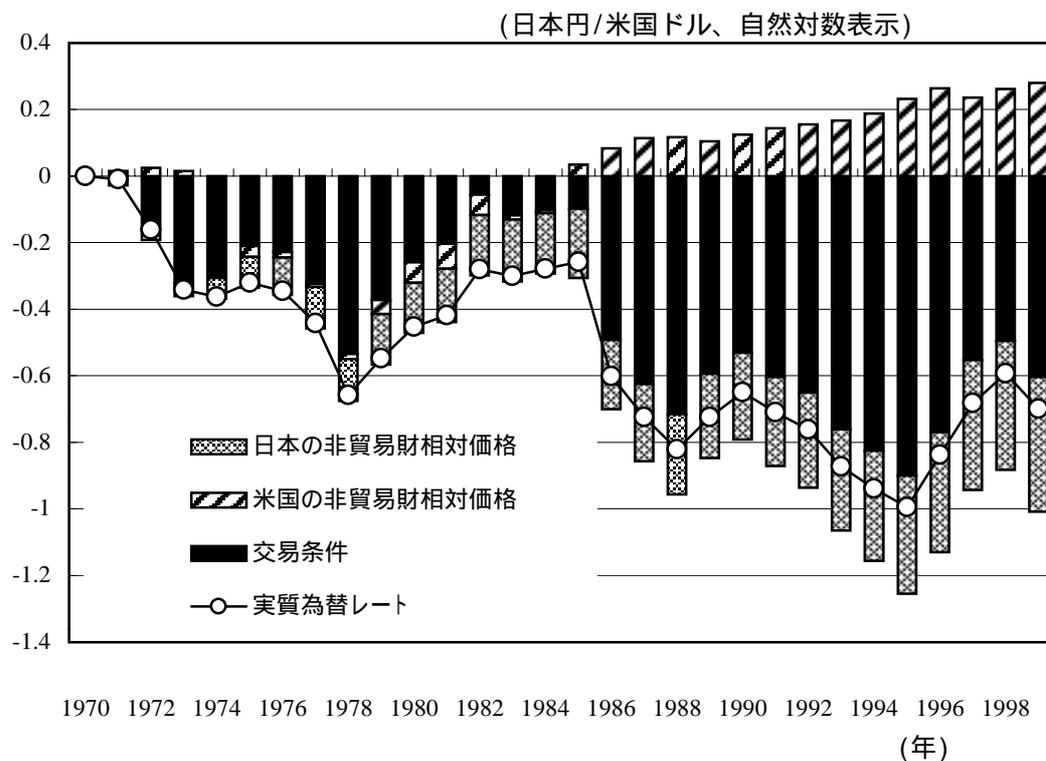
(フランスフラン/米国ドル、自然対数表示)



(付図 3) 実質為替レートの変動要因分解：イタリア

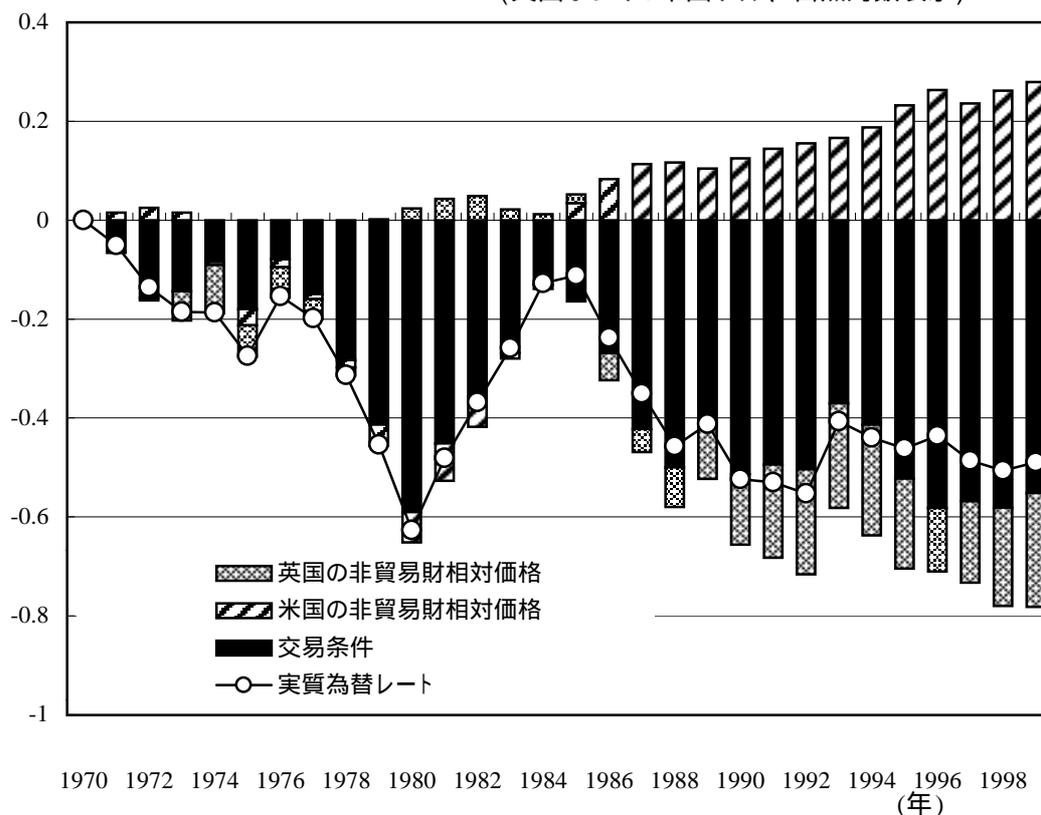


(付図 4) 実質為替レートの変動要因分解：日本



(付図 5) 実質為替レートの要因分解：英国

(英国ポンド/米国ドル、自然対数表示)



(付図 6) 実質為替レートの要因分解：ドイツ

(ドイツマルク/米国ドル、自然対数表示)

