

〔論 文〕

『金融経済研究』第35号, 2013年4月

日本におけるバラッサ・サミュエルソン効果の
構造変化*

山本周吾

要旨

本稿は、戦後から増価トレンドにあった日本の実質為替レートが、1990年代以降に減価トレンドへとシフトした原因を、バラッサ・サミュエルソン効果の構造変化を基に実証分析したものである。バラッサ・サミュエルソン効果は貿易財と非貿易財の産業構造に依存しているが、90年代に部門間の賃金の同一性という前提条件が満たされなくなった。すると、貿易財部門の高い生産性が非貿易財価格に波及しなくなり、バラッサ・サミュエルソン効果が低下した。その結果、実質為替レートが1990年代以降に減価トレンドとなった。

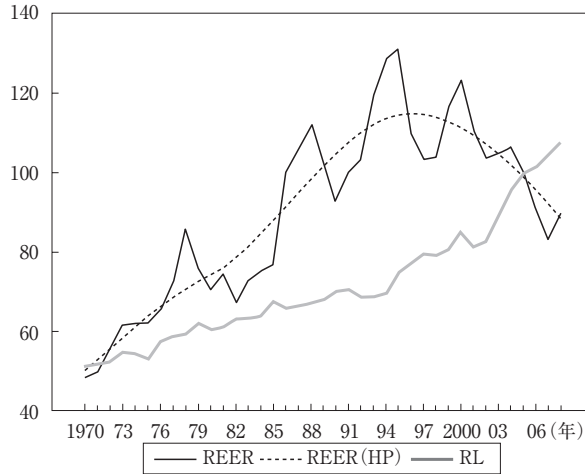
1 はじめに

日本の実質為替レートは戦後、長期にわたって増価トレンドにあった。そして、その原因として日本の工業部門の高い生産性によるバラッサ・サミュエルソン効果 (Balassa (1964) と Samuelson (1964)) が指摘されている。しかし、1990年代以降に限定すると、生産性が上昇しているにもかかわらず、日本の実質為替レートは減価トレンドにあり、トレンドが大きく転換したことが考えられる (図1)。そこで、本稿では実質為替レートの長期トレンドを説明するバラッサ・サミュエルソン効果を基に、実質為替レートの増価から減価トレンドへと転換した原因を実証分析によって明らかにする。

急速に経済成長している国では、工業部門をはじめとした貿易財部門の生産性の上昇がサービス産業をはじめとした非貿易財部門よりも高い。その結果、労働移動によって部門間の賃金が等しくなり、非貿易財の貿易財に対する相対価格 (非貿易財相対価格) が上昇する。そして、貿易財では購買力平価が成立しているために、非貿易財相対価格が上昇すると実質為替レートが増価する。これはバラッサ・サミュエルソン効果と呼ばれ、日本経済は戦後、貿易財部門が先進国の中で最も急速に成長したので、日本の実質為替レートも大きく増価した。例えば、Yoshikawa (1990) や Ito (1997, 2005) は貿易財部門の高い生産性によって日本の実質為替レートが増価したことを実証し

* 本稿は博士論文の一部を加筆・修正したものである。本稿の作成にあたって指導教員である藤田誠一先生、博士論文の審査員である地主敏樹先生と松林洋一先生 (以上、神戸大学) から熱心なご指導と有益なコメントを頂いた。また、日本金融学会2007年度秋季大会の討論者である清水順子先生 (学習院大学) と、本誌匿名レフェリーの先生からも有益なコメントを頂いた。ここに記して感謝したい。ただし、ありうべき誤りは筆者の責任である。

図1 実質為替レートと貿易財部門の相対生産性（指数：2005年=100）



(注) REER は日本の実質実効為替レート, REER (HP) は Hodrick-Prescott filter (smoothing parameter が100) で抽出された REER のトレンド, RL は日本の貿易財部門の非貿易財部門に対する相対生産性. なお, 実質為替レートの値の上昇は増価を表わす.

(出所) REER は OECD の *Main Economic Indicators*, RL は OECD の *STAN Database for Structural Analysis*.

た. また, Devereux (1999) は, 世界的に見ても日本はバラッサ・サミュエルソン効果が最も顕著に表れた国であると指摘した.

それでは, 実際の日本のバラッサ・サミュエルソン効果を見ていこう. 前掲の図1には, 日本の実質実効為替レート (REER と REER (HP)¹⁾) と貿易財部門の非貿易財部門に対する相対生産性 (RL) が示されている. この図より, 貿易財部門の相対生産性は全サンプル期間で上昇トレンドにあり, 全体的に見ると実質実効為替レートと正の相関にある. しかし, 期間を1990年代以降に限定すると, 貿易財部門の相対生産性と実質実効為替レートの関係は大きく変化して, 負の相関を示すようになった. つまり, 日本では1990年代以降にバラッサ・サミュエルソン効果が低下した可能性が考えられる. そこで, 本稿では日本のバラッサ・サミュエルソン効果がどのように変化したのかを, Gregory and Hansen (1996) の構造変化を考慮した共和分検定を用いて明らかにする.

特に, バラッサ・サミュエルソン効果は貿易財と非貿易財部門の産業構造に大きく依存するが, 日本の産業構造は1990年代にかけて大きく変化したことが指摘されている.²⁾ 具体的には, 国際経済の観点から見ると, 1985年のプラザ合意以降の急激な円高や, 新興アジア諸国の急成長による国際競争の激化によって, 製造業は生産拠点を海外に移転させて, 日本の貿易財部門のグローバル化が大きく進展した. 国内経済の観点から見ると, 1980年代以降に政府による規制緩和や民営化政策によって国内の競争度が高まった. さらに, 1990年代にはサービス業といった非貿易財部門においてグローバル化と IT 化が進展して産業構造が大きく変化したことが指摘されている. このために, 1990年代を境にバラッサ・サミュエルソン効果が構造変化したことが考えられ, 本稿では産業構造

1) 実質実効為替レートの変動が大きいため, smoothing parameter が100の Hodrick-Prescott filter でトレンドを抽出して REER (HP) とした.

2) 例えば, 林文夫編 (2007) は日本の1990年代の構造変化について包括的な分析を行っている.

の観点から実質為替レートの動向を分析することに大きな特徴がある。

本稿の構成は以下のとおりである。第2節ではバラッサ・サミュエルソン効果の概要と、それが日本で1990年代に低下したことを構造 VAR (Vector Auto Regression) を用いて実証する。第3節では、構造変化を考慮した共和分検定である Gregory-Hansen test を用いて、貿易財部門の相対生産性が非貿易財相対価格に及ぼす影響が1990年代に低下したことを実証する。第4節では、バラッサ・サミュエルソン効果の構造変化の原因について、貿易財と非貿易財部門の賃金構造の観点から先行研究のサーベイを基に整理し、第5節で結論を述べる。

2 日本におけるバラッサ・サミュエルソン効果

2.1 バラッサ・サミュエルソン効果

バラッサ・サミュエルソン効果とは、貿易財と非貿易財の2財2部門を考慮した実質為替レートの長期的なトレンドを説明する国際経済学のモデルである。³⁾ 通常、工業品は容易に貿易できるが、サービス財はそうではないために工業品を貿易財、サービス財を非貿易財と定義することが一般的である。そして、バラッサ・サミュエルソン効果が成立するためには、①貿易財部門の生産性が非貿易財部門より高い、②貿易財と非貿易財部門の間の自由な労働移動によって賃金が同一になる(賃金裁定)、③貿易財において購買力平価が成立する、④部門別の価格は賃金と生産性のユニットレイベー・コストから成り立つ、という4つの仮定が必要となる。

バラッサ・サミュエルソン効果は以下のモデルによって説明することができる。貿易財と非貿易財価格を P_T , P_N , 貿易財と非貿易財部門の賃金を W_T , W_N , 貿易財と非貿易財部門の生産性を LP_T , LP_N とすると、それぞれの価格は(1)式のように表すことができる。

$$P_T = \frac{W_T}{LP_T}, \quad P_N = \frac{W_N}{LP_N} \quad (1)$$

(1)式より、非貿易財と貿易財の相対価格を求めると(2)式のようになる。

$$\frac{P_N}{P_T} = \frac{W_N/W_T}{LP_N/LP_T} \quad (2)$$

賃金裁定によって $W_T = W_N$ が成立すれば、(2)式は(3)式のように表すことができる。

$$\frac{P_N}{P_T} = \frac{LP_T}{LP_N} \quad (3)$$

すなわち、非貿易財相対価格は貿易財と非貿易財部門の相対生産性によって表すことができ、貿易財部門の相対生産性が高ければ、非貿易財相対価格が上昇するのである。以上を整理すると、まず、貿易財部門の生産性が高いために、貿易財部門の賃金が上昇する。すると、労働移動による賃金裁定で非貿易財部門の賃金も上昇する。しかし、非貿易財部門では生産性が低いために、賃金上昇のコストは非貿易財価格に転嫁される。ただし、貿易財部門では国際競争に直面しており、賃金の上昇は生産性の上昇を反映しているため、貿易財価格は一定であり、このために非貿易財相対価格は上昇するのである。

次に、非貿易財相対価格と実質為替レートの関係について見ていく。実質為替レートとは同一通貨に換算した自国と外国の物価水準の比率である。自国の物価水準を分子にとると、この比率の上昇は実質為替レートの増価を意味する。すなわち、増価とは自国の物価水準が相対的に上昇することである。貿易財と非貿易財を考慮した購買力平価では、非貿易財は貿易されないため、名目為替

3) 詳細は Obstfeld and Rogoff (1996) の第4章を参照。

レートは内外の貿易財価格のみに依存する。よって、外国の貿易財価格を所与として、自国の貿易財価格が一定であれば、名目為替レートも変化しない。したがって、自国の貿易財部門の高い相対生産性によって非貿易財価格が上昇すると、自国の一般物価水準も上昇して実質為替レートが増価する。以上がバラッサ・サミュエルソン効果である。

2.2 実質為替レートのトレンドの転換

戦後の日本経済は工業部門が急成長したように、貿易財部門の非貿易財部門に対する相対生産性の上昇率が極めて高く、それに伴って非貿易財相対価格が上昇して、実質為替レートが大きく増価した。しかし、冒頭で述べたように、1990年代にかけて日本経済の供給サイドである産業構造の構造変化が指摘されている。特に、1980年代以降の政府の規制緩和と競争促進政策や、1990年代以降のグローバル化とIT化は、非貿易財部門の産業構造を大きく変化させたと考えられる。さらに、プラザ合意以降の急激な円高や、新興アジア諸国の急成長による国際競争の激化は貿易財部門にも大きな影響を与えたことが考えられる。バラッサ・サミュエルソン効果の前提条件は貿易財と非貿易財部門の産業構造に大きく依存するために、1990年代にかけての産業構造の変化によって、バラッサ・サミュエルソン効果も大きな影響を受けた可能性がある。実際に図1より、貿易財部門の相対生産性と実質為替レートは1990年代以前では正の相関にあったが、それ以降は負の相関を示し、バラッサ・サミュエルソン効果が低下した可能性が示唆される。

そこで、本節ではバラッサ・サミュエルソン効果が1990年代に低下したかどうかを、計量経済学的手法を用いて検証する。具体的には、日本の対世界・貿易財部門相対生産性と、日本の実質実効為替レートの2変数から成る構造VARを、1990年代の前後でサンプル期間を分割して推計する。そして、Blanchard and Quah (1989) によって提案された長期識別制約を用いて、日本の対世界・貿易財部門相対生産性ショックを識別して、期間別で日本の実質実効為替レートのインパルス反応(バラッサ・サミュエルソン効果)を導出する。本稿ではブラウン・塩路(2004)に倣い、以下の方法で日本の対世界・貿易財部門相対生産性ショックを識別する。まず、日本の対世界・貿易財部門相対生産性を $RLP(JP/G7)$ 、日本の実質実効為替レートを $REER$ と定義して、変数ベクトルを $z_t = [\Delta RLP(JP/G7)_t, REER_t]'$ とする (Δ は階差)。 u_{t+1} は 2×1 の誘導形の誤差ベクトルとすると、2変数の誘導形VARは(4)式のように表すことができる。

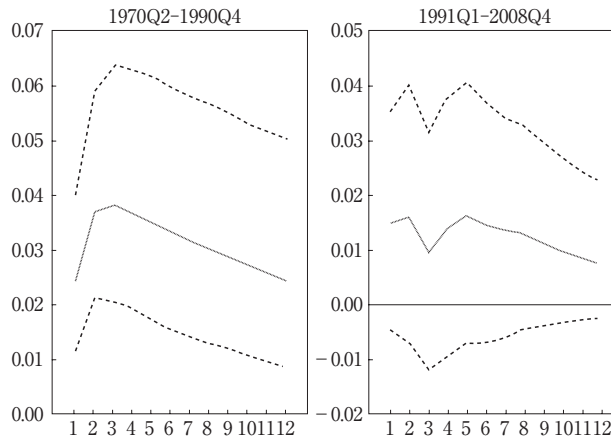
$$z_{t+1} = C_0 + C(L)z_t + u_{t+1} \quad (4)$$

C_0 は 2×1 の定数項ベクトル、 L はラグ・オペレーター、 $C(L)$ は $2 \times p$ (p はラグ次数) の行列である。次に、構造ショックのベクトルを $\varepsilon_t = [\varepsilon_t^{RLP}, \varepsilon_t^{NON}]'$ として、 ε_t^{RLP} を日本の対世界・貿易財部門相対生産性ショック、 ε_t^{NON} を非生産性ショックと定義する。先の誘導形の誤差ベクトルと構造ショック・ベクトルの間には、 2×2 の行列 P によって $\varepsilon_t = Pu_t$ という線形の関係が成立する。(4)式の両辺に行列 P を掛けると(5)式になる。

$$Pz_{t+1} = PC_0 + PC(L)z_t + Pu_{t+1} \quad (5)$$

識別の問題とは $E(Pu_t u_t' P) = I$ を満たす行列 P をいかに選ぶか、という問題であり、ここでは長期制約によって構造ショックを識別する。(5)式のVARモデルが反転可能であると、(6)式のように展開することができる。

図2 実質為替レートの期間別インパルス反応



(注) 日本の対世界(G7)・貿易財部門相対生産性ショックに対する日本の実質実効為替レートのインパルス反応。正のインパルス反応は実質為替レートの増価を表す。実線はインパルス反応の点推定、点線は上下2標準偏差の信頼区間を表している。信頼区間の推定はモンテカルロ・シミュレーションより求めた。また、AICによる最適なラグ次数は各期間で異なるために、ここでは2とした。

$$\begin{aligned} \tilde{z}_{t+1} &= D(L)\varepsilon_{t+1} \\ &= \begin{bmatrix} D_{11}(L) & D_{12}(L) \\ D_{21}(L) & D_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{t+1}^{RLP} \\ \varepsilon_{t+1}^{NON} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (6)$$

\tilde{z}_{t+1} は z_{t+1} からその長期平均値を引いたものであり、 $D(L)=[P(I-C(L))]^{-1}$ である。本稿では、日本の対世界・貿易財部門相対生産性ショック (ε_t^{RLP}) を識別するために、非生産ショック (ε_t^{NON}) は $\Delta RLP(JP/G7)$ に長期的な影響を及ぼさない、という識別条件を課している。つまり、上の(6)式に $D_{12}(L)=0$ という制約を課しており、これは非生産ショック (ε_t^{NON}) の $\Delta RLP(JP/G7)$ に対する累積的な効果はゼロを意味している。

使用するデータは以下の通りである。日本の対世界・貿易財部門相対生産性 $RLP(JP/G7)$ は、日本とG7諸国の貿易財部門の生産性の比率である。貿易財部門の生産性は製造業の生産指数を製造業の雇用指数で割って算出した。⁴⁾ 日本の実質実効為替レート ($REER$) も含めて、データの出所はすべてOECDの *Main Economic Indicators* である。分析期間は1970年から2008年までの四半期データであり、それぞれの変数を対数にして、 $RLP(JP/G7)$ のみ階差をとった。⁵⁾ さらに、後述する第3節で、1991年にバラッサ・サミュエルソン効果の構造変化が実証されたので、1991年第1四半期の前後でサンプル期間を分割して、それぞれの期間のインパルス反応を導出した。

実証結果は図2に記されている。⁶⁾ 実線はインパルス反応の点推定、点線は上下2標準偏差の信

4) 非貿易財部門の生産の統計は年次ベースしかないで、ここでは用いない。

5) データに単位根があり共積分関係が存在しなくても、レベルによる推定量やインパルス反応などは一致性を持ち (Sims, Stock and Watson (1990)), 最近のVARを用いた研究ではレベルを用いることが通常となっている。そこで、本稿では階差をとることによってデータの情報が失われることを防ぐために、 $REER$ はレベルのまま推計した。ただし、長期識別制約では、1つの変数については階差をとる必要があるので、 $RLP(JP/G7)$ のみ階差をとった。詳細はブラウン・塩路 (2004) を参照。

頼区間を表している。なお、信頼区間の推定は、モンテカルロ・シミュレーションより求めた。この図より、1991年第1四半期より前では日本の対世界・貿易財部門相対生産性ショックは日本の実質実効為替レートを増価させたことが示されている。これは、バラッサ・サミュエルソン効果が日本で成立したことを示している。しかし、1991年第1四半期以降では、標準偏差区間の下限がゼロを下回っているために、日本の対世界・貿易財部門相対生産性ショックが日本の実質実効為替レートに影響を及ぼしていない。つまり、日本では1990年代以降、バラッサ・サミュエルソン効果が低下したのである。

3 非貿易財相対価格の低下

3.1 非貿易財相対価格の決定要因

なぜ1990年代を境に日本のバラッサ・サミュエルソン効果は低下したのだろうか。バラッサ・サミュエルソン効果は2.1節で見たように、大別すると ①貿易財部門の相対生産性と非貿易財相対価格の関係、②貿易財における購買力平価の成立、の2つの要因から成り立っている。このために、バラッサ・サミュエルソン効果の構造変化の原因として以上のどちらか、あるいは両方の構造変化が考えられる。

ただし、前述したように、日本経済と産業構造は1990年代に構造変化したことが指摘されている。特に、1985年のプラザ合意以降の急激な円高や、国際競争力の高まりによって貿易財部門は大きく変化した。さらに、1990年代には政府による規制緩和や競争促進政策によって、これまでは低かったとされる非貿易財部門の競争度が高まった。また、経済のサービス化とIT化の進展によって非貿易財部門も大きく変化した。このように、産業構造は1990年代に構造変化したことが指摘されているが、貿易財部門の相対生産性が非貿易財相対価格に波及するメカニズムや経路は、産業構造に大きく依存しているために、上の要因①の構造変化が考えられる。一方で、現在はグローバル化が高度に進展しており、関税や貿易障壁が引き下げられた結果、購買力平価の成立を阻害する貿易コストが低下傾向にあるとされている。⁷⁾ そのために、上の要因②はむしろバラッサ・サミュエルソン効果を強めると考えられるので、本稿ではこの要因は考慮しない。

まず、2.1節の貿易財部門の相対生産性と非貿易財相対価格の関係を表した(3)式を対数線形化した(7)式の安定性を検証する。

$$\ln(P_{N,t}/P_{T,t}) = \mu + \alpha \ln(LP_{T,t}/LP_{N,t}) + e_t \quad (7)$$

μ は定数項、 e_t は誤差項である。 α は貿易財部門の相対生産性と非貿易財相対価格の関係の強さを表す係数である。以下では貿易財部門の非貿易財部門に対する相対生産性である $LP_{T,t}/LP_{N,t}$ を RL 、非貿易財相対価格である $P_{N,t}/P_{T,t}$ を RP とする。実証分析の手順としては、第1ステップでは、(7)式は貿易財部門の相対生産性と非貿易財相対価格との間の長期的な関係を表す式なので、この式が共和分の関係にあるかどうかを Engle-Granger test で検定する。第2ステップでは、1990年代に日本の産業構造が変化して、バラッサ・サミュエルソン効果の前提条件も変化したことが考えられるので、(7)式に構造変化を考慮した共和分検定である Gregory-Hansen test を行う。そし

6) AICによる最適なラグ次数は各期間で異なるために2としたが、ラグ次数を1~4としても実証結果は変わらない。

7) Paya *et al.* (2011) は、貿易コストが低下すれば、購買力平価の成立を阻害している実質為替レートの粘性(persistence)が低下することを実証した。

て、構造変化時点の前後の期間で係数 α を推計する。

3.2 実証分析の手順とデータ

Gregory-Hansen test は大別すると、構造変化の時点において定数項がシフトする Level Shift Model (C) と、定数項と傾きの両方がシフトする Regime Shift Model (C/S) の2種類がある。まず、構造変化のダミー変数 ($\phi_{t\tau}$) を(8)式のように定義する。

$$\phi_{t\tau} = \begin{cases} 0 & \text{if } t \leq [T\tau] \\ 1 & \text{if } t > [T\tau] \end{cases} \quad (8)$$

構造変化の候補時点である $\tau \in (0.15, 0.85)$ に対して、 $t \leq [T\tau]$ は構造変化以前の時点を表し、 $t > [T\tau]$ は構造変化以降の時点を表す。Level Shift Model の構造変化の定式化は(9)式のとおりである。これは構造変化の時点で定数項がシフトしたことを表している。

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_{t\tau} + \alpha_1 x_t + e_t \quad (9)$$

次に、Regime Shift Model の構造変化の定式化は(10)式のとおりである。これは構造変化の時点で定数項と係数の傾きの両方が同時にシフトしたことを表している。

$$y_t = \mu_1 + \mu_2 \phi_{t\tau} + (\alpha_1 + \alpha_2 \phi_{t\tau}) x_t + e_t \quad (10)$$

なお、 μ_1 と α_1 は構造変化の時点以前の定数項と係数であり、 μ_2 と α_2 は構造変化の時点以降の定数項と係数である。帰無仮説は「共和分は存在しない」であり、対立仮説は「構造変化を伴う共和分関係の存在」である。Gregory and Hansen はこれを検定するために、ADF (Augmented Dickey-Fuller) 検定統計量や Phillips-Perron (PP) 検定統計量を計算する方法を提案している。具体的には、対象となる式をそれぞれの時点ごとに逐次的に OLS (Ordinary Least Squares) で推定して残差を求めて、それぞれに単位根検定を行う。その際、すべての検定ごとに最適なラグ次数を選択しており、検定統計量は通常の ADF・PP 統計量を適用できないため Gregory and Hansen (1996) の臨界値を用いる。その結果、逐次的に得られる統計量 $ADF(\tau)$ と $PP(\tau)$ は τ に依存し、その値が最小となる時点を構造変化時点とし、これを ADF^* 、 PP^* と定義する。

データの概要は以下のとおりである。貿易財の定義は「製造業」であり、非貿易財の定義は「サービス業」、「電気・ガス・水道」と「建設業」である。部門別の価格はそれぞれの部門の名目付加価値を実質付加価値で割って算出し、生産性は実質付加価値を労働者数で割って算出した。貿易財部門の相対生産性 (RL) は貿易財部門の生産性を非貿易財部門の生産性で割って算出して、非貿易財相対価格 (RP) は非貿易財価格を貿易財価格で割って算出した。データの出所は OECD の *STAN Database for Structural Analysis* であり、期間は1970年から2008年の年次データである。⁸⁾

3.3 実証結果

事前検定として貿易財部門の相対生産性 (RL) と非貿易財相対価格 (RP) の2つの変数の定常性について検定を行った。単位根検定は ADF と PP 検定を用い、帰無仮説は「単位根は存在する」であり、両検定とも定数項を含んでいる。表1にそれぞれの変数の単位根検定の結果が記載されており、両変数ともレベルに関して ADF と PP 検定は帰無仮説を棄却できなかったが、1階の階差をとると両検定はすべて帰無仮説を棄却したので、両変数は $I(1)$ であるといえる。

次に、これらの変数間に共和分関係が認められるかを、(7)式を Engle-Granger test によって検定した。ここでは(7)式の残差を ADF と PP 検定によって単位根検定した。実証結果は表2の

8) 本稿では頑健性のチェックとして、四半期データでも同様の分析を行っている。詳しくは3.4節を参照。

表1 単位根検定

	ADF		PP	
	レベル	階差	レベル	階差
貿易財部門相対生産性 (<i>RL</i>)	0.826 (0)	-6.049*** (0)	0.826 (0)	-6.049*** (0)
非貿易財相対価格 (<i>RP</i>)	-0.370 (0)	-6.276*** (0)	-0.370 (0)	-6.276*** (0)

(注) ***は1%の有意水準で帰無仮説が棄却されることを表し、両検定とも定数項を含んでいる。ADFとPP検定のラグ次数はAICとSpectral OLS AR based on AICに基づいており(最大次数は3)、括弧内にラグ次数が記されている。

表2 共和分検定 (Engle-Granger testとGregory-Hansen test)

	Engle-Granger	Gregory-Hansen		
		Level Shift	Regime Shift 1	Regime Shift 2
Break Point	-	2001	1991	1995: Q1
ADF	-2.475(1)	-	-	-
PP	-2.554(1)	-	-	-
ADF*	-	-4.059 (0)	-4.913* (3)	-4.994** (3)
PP*	-	-2.105 (0)	-9.926*** (3)	-8.103*** (3)
データ	年次	年次	年次	四半期

(注) ***, **, *は1%, 5%, 10%の有意水準で帰無仮説が棄却されることを表す。ADF*とPP*はADF(τ), PP(τ)統計量の最小値である。ADFとPP検定のラグ次数はAICとSpectral OLS AR based on AICに基づいており(最大次数は3)、括弧内にラグ次数が記されている。Gregory-Hansen testの1%, 5%, 10%の臨界値は、Level Shift Modelではそれぞれ-5.13, -4.61, -4.34であり、Regime Shift Modelではそれぞれ-5.47, -4.95, -4.68である。

Engle-Grangerの項目に記載されており、「共和分は存在しない」とする帰無仮説を棄却することができなかった。この結果には2通りの解釈があり、それは両変数の間には本源的に共和分関係がない、とする解釈と、構造変化によってそれが検出できなかった、とする解釈である。そして、本稿では推定した(7)式に構造変化が発生した後者の可能性を考慮した。

次に、構造変化を考慮に入れた共和分検定であるGregory-Hansen testを行った。表2のGregory-HansenのLevel Shiftの項目を見ると、Level Shift Modelでは構造変化が発生したとされる時点は2001年を示したが、「共和分はない」とする帰無仮説をADF検定とPP検定において棄却できなかった。そのためにLevel Shift Modelの可能性を排除した。しかし、Regime Shift ModelのRegime Shift 1の項目では構造変化が発生したとされる時点は両検定とも1991年を示して、ADF検定は有意水準10%で帰無仮説を棄却し、PP検定は有意水準1%で帰無仮説を棄却した。したがって、貿易財の相対生産性(*RL*)と非貿易財相対価格(*RP*)の間にはRegime Shift Modelを考慮に入れると共和分関係が成立することが実証された。

以上より、1991年に貿易財部門の相対生産性と非貿易財相対価格の関係が構造変化して、傾きと定数項のシフトが実証されたが、これによって係数 α はどう変化したのだろうか。以下では(7)式にStock and Watson (1993)のDynamic OLSを用いて、構造変化の前後の共和分パラメータを推定した。⁹⁾なお、リードとラグ次数の長さは1期とした。¹⁰⁾1991年の構造変化以前の回帰式は(11)式で表される。

$$\ln(RP_t) = -0.053 + 0.987 \ln(RL_t) + e_t \quad (11)$$

そして、構造変化以降の回帰式は(12)式で表される。

$$\ln(RP_t) = -0.392 + 0.558 \ln(RL_t) + e_t \quad (12)$$

以上より、構造変化以降は係数 α は0.987から0.558へと約50%も低下したことが実証された。つまり、貿易財部門の相対生産性と非貿易財相対価格の関係は1990年代に構造変化して低下したといえる。なお、推計された係数 α はいずれも有意水準1%で「推定値は0」とする帰無仮説を棄却している(表3参照)。

3.4 頑健性の確認

ここでは3.3節の実証分析の頑健性のチェックとして、よりサンプル数が多い四半期のデータを使って同様の分析を行う。データの概要は以下のとおりである。まず、Betts and Kehoe (2006) や Burstein *et al.* (2006) を参考に、一般物価指数を貿易財価格指数で割って非貿易財相対価格を算出した。ここでは、貿易財価格として輸出物価指数¹¹⁾を用い、一般物価指数として消費者物価指数を用いた。また、非貿易財部門に関連する四半期の統計が整備されていないので、生産性は貿易財部門のみとした。そして、貿易財部門の生産性は製造業の生産指数を製造業の雇用指数で割って算出した。データの出所はOECDの *Main Economic Indicators* であり、1970年から2008年までの四半期データである。

3.1節の(7)式に以上の四半期ベースのデータを用いて、3.3節と同様に Gregory-Hansen test の Regime Shift Model で実証分析を行った。¹²⁾ その結果、表2の Regime Shift 2の項目より、1995年の第1四半期に構造変化したことが示された。なお、 ADF^* と PP^* の値は、それぞれ5%と1%で「共和分はない」とする帰無仮説を棄却している。次に、構造変化の前後の(7)式の係数 α をリードとラグ次数が2の Dynamic OLS を用いて推計した。1995年第1四半期の構造変化以前の係数 α は0.966であった。しかし、構造変化以降は-0.216と低下して、「推定値は0」とする帰無仮説を棄却できなかった(表3)。¹³⁾

以上より、1990年代に日本の貿易財部門の相対生産性が非貿易財相対価格に及ぼす波及効果が低下した、とする3.3節の実証結果の頑健性が確認された。

4 バラッサ・サミュエルソン効果の前提条件の変化

4.1 貿易財と非貿易財部門の賃金動向

ここでは、1990年代のバラッサ・サミュエルソン効果の低下、すなわち、貿易財部門の相対生産

9) Stock and Watson (1993) は、システムを構成する各変数が単独では非定常であるが、共和分であるようなシステムにおいて、長期均衡をもたらすパラメータを推定する方法を提案した。この手法は、説明変数の変化についてラグ付き先行値を入れることによって、説明変数に関して起こりうる同時性のバイアスを修正しており、特に小標本において最も頑健な方法となっている。

10) サンプル数が限られているためリードとラグ次数を1としたが、2($\alpha: 0.99 \rightarrow 0.58$)や3($\alpha: 0.82 \rightarrow 0.54$)としても推定値はほとんど変化しない。

11) Burstein *et al.* (2006) は、貿易財価格として輸出と輸入の物価指数を用いたが、日本では輸入物価は原油価格の影響を強く受けて変動が大きいので使用しなかった。

12) 表には記載していないが、それぞれの変数は単位根検定の結果、 $I(1)$ であった。

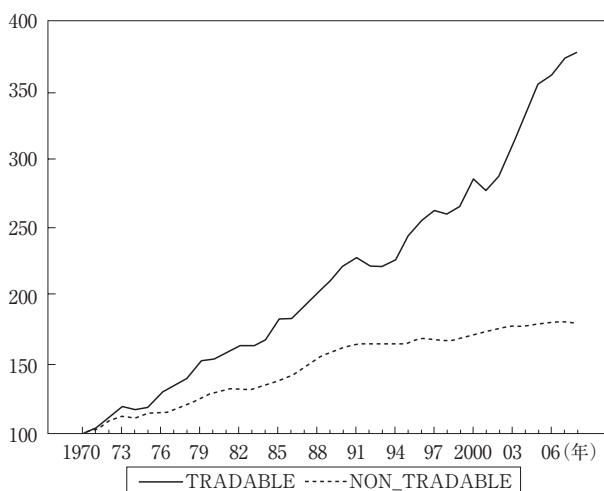
13) リードとラグ次数を1($\alpha: 0.95 \rightarrow -0.1$)、3($\alpha: 0.98 \rightarrow -0.34$)、4($\alpha: 0.99 \rightarrow -0.41$)としても推定値はほとんど変化しない。なお、構造変化以降の推定値 α はいずれも「推定値は0」とする帰無仮説を棄却できなかった。

表3 共和分回帰の推定結果 (Dynamic OLS)

年次データ	1970-1990	1991-2008
intercept	-0.053 (0.053)	0.392*** (0.039)
coefficient α	0.987*** (0.065)	0.558*** (0.040)
四半期データ	1970Q1-1995Q1	1995Q2-2008Q4
Intercept	-0.043 (0.047)	1.194*** (0.160)
coefficient α	0.966*** (0.056)	-0.216 (0.160)

(注) ***は1%の有意水準で帰無仮説が棄却されることを表す。リードとラグ次数は年次データは1、四半期データは2である。標準偏差は括弧内に記されている。

図3 貿易財部門と非貿易財部門の生産性 (指数：1970年=100)



(注) 貿易財部門 (TRADABLE) は「製造業」、非貿易財部門 (NON-TRADABLE) は「サービス業」、「電気・ガス・水道」と「建設業」。
(出所) OECDの STAN Database for Structural Analysis.

性と非貿易財相対価格の関係の低下について、日本の産業構造の変化と関連させて、その原因を分析していく。バラッサ・サミュエルソン効果では、部門別の価格は賃金と生産性のユニットレイベー・コストから成り立つと仮定している。そして、2.1節の(2)式より、非貿易財相対価格は相対賃金 (W_N/W_T) と相対生産性 (LP_T/LP_N) に分解することができる。¹⁴⁾ ここでは、構造変化の原因について、以上の2つの要素の動向を図3と図4を参照しながら分析する。

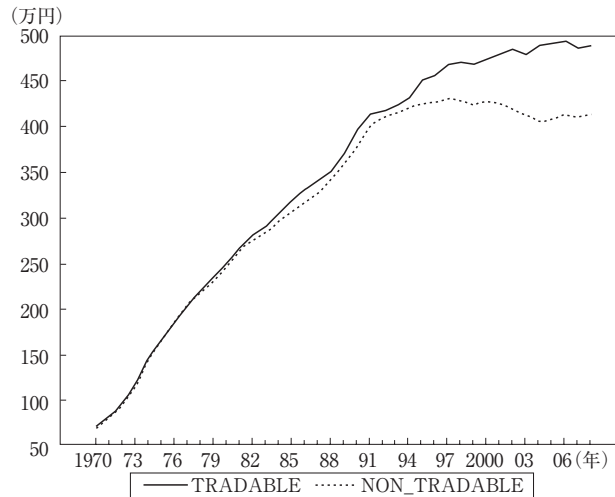
まず、図3には貿易財と非貿易財部門のそれぞれの生産性の水準 (指数：1970年=100) が示されている。そして、全期間を通じて貿易財部門の生産性が相対的に高い、とするバラッサ・サミュエルソン効果の前提条件の1つが成立していることがわかる。それゆえに、貿易財部門の相対生産性の動向はバラッサ・サミュエルソン効果の構造変化の原因ではないといえる。

次に、バラッサ・サミュエルソン効果のもう1つの前提条件である部門間の賃金の同一性について、図4を参照しながら見ていこう。¹⁵⁾ この図より、部門別の賃金の動きが1990年代を境に大きく

14) Strauss (1997) は部門間賃金の観点からバラッサ・サミュエルソン効果を議論している。

15) 賃金は年間の雇用者報酬を労働者数で割って算出。データの出所は前述の OECD の STAN である。

図4 貿易財部門と非貿易財部門の賃金



(注) 貿易財部門 (TRADABLE) は「製造業」、非貿易財部門 (NON-TRADABLE) は「サービス業」、「電気・ガス・水道」と「建設業」。
 (出所) OECD の STAN Database for Structural Analysis.

変化したことがわかる。すなわち、1990年代以前では貿易財と非貿易財部門の賃金はほぼ一致しており、部門間の賃金の同一性が満たされていた。しかし、1990年代以降になると、両部門の賃金は互いに乖離して部門間賃金の同一性が満たされなくなった。さらに、1990年代以降にはそれぞれの部門の賃金はそれぞれの部門の生産性を反映するようになり、生産性の高い貿易財部門の賃金は上昇トレンドを示し、生産性の低い非貿易財部門の賃金は減少トレンドを示すようになった。

貿易財と非貿易財部門の賃金が同一であることは、貿易財部門の高い生産性が非貿易財価格に波及するための重要な前提条件である。そのために、部門間の賃金が同一であった1990年代以前では、貿易財部門の相対生産性と非貿易財相対価格には安定した関係が存在して、バラッサ・サミュエルソン効果が成立していた。しかし、1990年代以降になると、部門間の賃金が乖離して、貿易財部門の相対生産性から非貿易財相対価格への波及経路が遮断されて、バラッサ・サミュエルソン効果が低下したのである。以上より、1990年代以降の部門間賃金の乖離はバラッサ・サミュエルソン効果の低下の原因といえる。

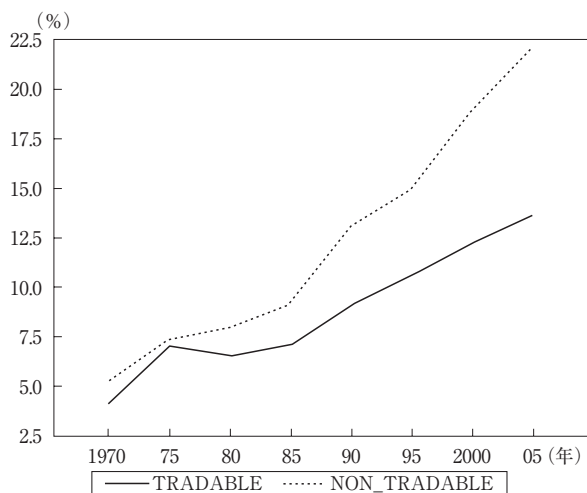
4.2 労働市場の構造変化

それでは、なぜ1990年代に日本で貿易財と非貿易財部門の賃金は乖離したのだろうか。ただし、この問題は労働経済学の分野と関連し、本稿の範囲を大きく超えるので詳細までは論じない。ここでは、貿易財と非貿易財の部門別のパート・非正規労働者比率の動向に焦点を絞って先行研究をサーベイしながら議論する。

Houseman and Osawa (1995) によると、日本では1980年代以降、政府による規制緩和と政策が推進されて競争が活発になり、長期の不況によって企業の経営環境が悪化して安価な労働者に対する需要が増大した。同時に、労働関連の規制も緩和され、パート・非正規労働者比率が増大した。パート・非正規労働者の人件費は低いため、大澤・他 (2002)、日本銀行 (2004) も指摘したように、正規とパート・非正規を含めた全労働者の平均賃金が低下した。

しかし、パート・非正規労働者比率はすべての産業において一律に等しい割合で増加したわけではなかった。図5に貿易財と非貿易財部門のパート・非正規労働者比率の推移が示されている。¹⁶⁾

図5 貿易財部門と非貿易財部門のパート・非正規労働者比率



(注) 貿易財部門 (TRADABLE) は「製造業」、非貿易財部門 (NON-TRADABLE) は「サービス業」、「電気・ガス・水道」と「建設業」。
 (出所) 経済産業研究所 (RIETI) の *Japan Industrial Productivity Database 2008 (JIP)*。

この図より、貿易財と非貿易財部門のパート・非正規労働者比率は1990年まではほぼ同じ割合で低位で推移していたが、1990年以降になると非貿易財部門の比率が相対的に高くなったことが示されている。¹⁷⁾ これは、1990年以降に低賃金・非熟練労働者のシェアが非貿易財部門において相対的に上昇して、非貿易財部門の賃金が相対的に低下したことを示唆している。1990年代以降の非貿易財部門における非熟練労働者の増加、パート・非正規労働者比率の上昇、非貿易財部門の賃金低下の一連の関係は、大澤・他 (2002)、日本銀行 (2004)、Sommer (2009) でも指摘されている。よって、以上が貿易財と非貿易財部門の賃金が乖離した大きな原因であると考えられる。

貿易財部門のパート・非正規労働者比率の推移が、非貿易財部門と比較して低かった要因として、製造業の生産拠点の海外移転が考えられる。¹⁸⁾ 大澤・他 (2002) や Sasaki and Sakura (2005) によると、1985年のプラザ合意以降の急激な円高や、国際競争の激化によって、繊維産業をはじめとする労働集約的な製造業の多くが海外に移転した。その結果、国内には電気・電子産業といった高度な技術を要する資本集約的な企業の割合が増加して、産業構造が高度化した。一般的に、資本集約的なハイテク産業では、パート・非正規労働者といった非熟練労働者に対する需要が低いとされている。したがって、1990年以降の資本集約化やハイテク化の進展によって、貿易財部門では非熟練労働者に対する需要が相対的に低下して、パート・非正規労働者比率が相対的に低水準にあったことが考えられる。

16) データは経済産業研究所 (RIETI) の *Japan Industrial Productivity Database 2008 (JIP)* を使用。

17) 結城 (2007) も1990年代以降の非製造業の雇用者数の増加はパートタイム労働者の増加によるものと指摘した。

18) それ以外の要因として、永濱・近江澤 (2009) はグローバル化やIT化の進展による国際競争によって、非貿易財部門においても生産性の上昇率に関係なく、賃上げができなくなったことを指摘している。

5 結 論

1990年代以降、日本の実質為替レートは増価トレンドから減価トレンドへと転換した。本稿は、日本のバラッサ・サミュエルソン効果が1990年代に低下したことを実証して、実質為替レートのトレンドの転換を説明したものである。また、バラッサ・サミュエルソン効果は貿易財と非貿易財部門の産業構造に大きく依存するので、日本の産業構造と関連させてその原因を分析した。

日本では1990年代にかけて産業構造が大きく変化したといわれている。特に、貿易財部門において、1985年以降の急激な円高や、国際競争の激化によって製造業は高度化して資本集約的な構造に転換した。また、非貿易財部門でもグローバル化とIT化が進展して、国際競争圧力が高まった。その結果、貿易財と非貿易財部門の間で同一賃金が成立する、というバラッサ・サミュエルソン効果の前提条件が成立しなくなった。したがって、貿易財部門の高い生産性が非貿易財価格に波及しなくなり、本稿では構造変化を考慮に入れた共和分検定である Gregory-Hansen test を用いてこれを実証した。

さらに、構造 VAR を用いて、日本の貿易財部門の生産性ショックを識別して、1990年代の前後で、日本の実質為替レートのインパルス反応がどう変化したのかを実証分析した。その結果、1990年代以前では貿易財部門の生産性ショックは実質為替レートを増価させたが、それ以降は影響を及ぼさなくなったことを実証して、バラッサ・サミュエルソン効果が低下したことを明らかにした。

以上より、1990年代以降の日本の実質為替レートの増価から減価トレンドへの転換に、貿易財部門の相対生産性が非貿易財相対価格に及ぼす影響の低下が大きな役割を果たしたといえる。さらに、日本の産業構造の変化は現在も進行中であり、引き続きバラッサ・サミュエルソン効果の動向を分析して、実質為替レートの長期的なトレンドに注目する必要があるといえよう。

(山口大学)

投稿受付2011年11月17日、最終稿受理2012年4月3日

[参考文献]

- 大澤直人・神山一成・中村康治・野口智弘・前田栄治 (2002) 「わが国の雇用・賃金の構造的変化について」『日本銀行調査月報』8月。
- 永濱利廣・近江澤猛 (2009) 「過大評価の修正進む日本経済：わが国特有のデフレ圧力の一因に内外価格差の是正あり」第一生命経済研究所。(http://group.dai-ichi-life.co.jp/dlri/rashinban/pdf/et09_103.pdf)。
- 日本銀行 (2004) 「雇用・所得情勢にみる日本経済の現状」日本銀行調査統計局。
- 林文夫編 (2007) 『経済制度の実証分析と設計 (全3巻)』勁草書房。
- ブラウン, R.アントン・塩路悦朗 (2004) 「日本における技術的ショックと総労働時間：新しい VAR アプローチによる分析」『経済研究』Vol. 55, No. 4, pp. 289-298。
- 結城良彦 (2007) 「実質賃金の均衡水準との乖離について：製造業・非製造業別にみた賃金調整の進展」第一生命経済研究所。(http://group.dai-ichi-life.co.jp/dlri/rashinban/pdf/et07_115.pdf)
- Balassa, B. (1964) "The Purchasing-Power-Parity Doctrine: A Reappraisal," *Journal of Political Economy*, Vol. 72, pp. 584-596.
- Betts, C. M. and T. J. Kehoe (2006) "U.S. Real Exchange Rate Fluctuations and Relative Price Fluctuations," *Journal of Monetary Economics*, Vol. 53, pp. 1297-1326.
- Blanchard, O. J. and D. Quah (1989) "The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances," *American Economic Review*, Vol. 79, pp. 665-673.
- Burstein, A., M. Eichenbaum and S. Rebelo (2006) "The Importance of Nontradable Goods Prices in Cyclical Real Exchange Rate Fluctuations," *Japan and the World Economy*, Vol. 18, pp. 247-253.
- Devereux, M. (1999) "Real Exchange Rate Trends and Growth: A Model of East Asia," *Review of International Economics*, Vol. 7, pp. 509-521.

- Gregory, A. W. and B. E. Hansen (1996) "Residual-Based Tests for Cointegration in Models with Regime Shifts," *Journal of Econometrics*, Vol.70, pp.99-126.
- Houseman, S. and M. Osawa (1995) "Part-Time and Temporary Employment in Japan," *Monthly Labor Review*, October, pp.10-18.
- Ito, T. (1997) "The Long-Run Purchasing Power Parity for the Yen: Historical Overview," *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol.11, pp.502-521.
- (2005) "The Exchange Rate in the Japanese Economy: The Past, Puzzles, and Prospects," *Japanese Economic Review*, Vol.56, pp.1-38.
- Obstfeld, M. and K. Rogoff (1996) *Foundation of International Macroeconomics*, Cambridge: MIT press.
- Paya, I., D. A. Peel and E. G. Pavlidis (2011) "Real Exchange Rates and Time-Varying Trade Costs," *Journal of International Money and Finance*, Vol.30, pp.1157-1179.
- Samuelson, P. (1964) "Theoretical notes on Trade Problems," *Review of Economic and Statistics*, Vol.46, pp.145-154.
- Sasaki, H. and K. Sakura (2005) "Changes in the Demand for Skilled Labor within Japan's Manufacturing Sector: Effects of Skill-Biased Technological Change and Globalization," Bank of Japan Working Paper, 05-E-12.
- Sims, C. A., J. Stock and M. Watson (1990) "Inference in Linear Times Series Model with Some Unit Roots," *Econometrica*, Vol.58, pp.113-144.
- Sommer, M. (2009) "Why are Japanese Wags So Sluggish?" IMF Working Paper, WP/09/97.
- Stock, J. and M. Watson (1993) "A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems," *Econometrica*, Vol.61, pp.783-820.
- Strauss, J. (1997) "The Influence of Traded and Non-traded Wages on Relative Prices and Real Exchange Rates," *Economics Letters*, Vol.55, pp.391-395.
- Yoshikawa, H. (1990) "On the Equilibrium Yen-Dollar Rate," *American Economic Review*, Vol.80, pp.576-583.

《SUMMARY》

THE STRUCTURAL CHANGE OF BALASSA-SAMUELSON
EFFECTS IN JAPAN IN 1990S

By SHUGO YAMAMOTO

This paper investigates the structural change and decline of Balassa-Samuelson effect in Japan. Due to perfect wage arbitration, Balassa-Samuelson effect assumes wage equalization between tradable and non-tradable sectors. But in 1990s, this assumption had collapsed. Therefore the impact of relative labor productivity of tradable sector on relative price of non-tradable goods had declined. For that reason, the impact of relative labor productivity of tradable sector on real exchange rate of Japan had decreased after 1990s.

(Yamaguchi University)