

# 歴史的な円高

——均衡実質為替レートの推定による評価——

青 木 浩 治

## 1 はじめに

2011年7月の第二次ギリシャ危機、さらには同年8月のアメリカ連邦債務上限引き上げを巡る政治的混乱や連邦債格下げなどを背景として、円は米ドルやユーロなどの主要通貨に対して急伸し、同年10月末にはNY市場において1ドル75円32銭の戦後最高値を付けるに至った。その後、年末のECBによる大規模な流動性供給やアメリカの底堅い景気回復基調、そして混乱していたギリシャの第二次金融支援が2012年2月末に合意に至るなど、2011年7月以来降続していた1ドル70円台後半の展開が修正される兆しが部分的に現れ始めている。しかし、「歴史的な円高」局面がこれで終わったわけではなく、グローバル金融・経済危機後の欧米の経済調整が長期化する中で、今後の展開がどのようになるかはきわめて不確実である。

もっとも、こうした名目為替レート面での歴史的な円高にもかかわらず、内外物価上昇率の相違を反映して、日本円の実質実効為替レートはそれほど円高方向に振れているわけではない。実際、BISの実質実効為替レート指数（広義61経済基準）によると、2011年の平均水準は前回円高のピークであった1995年の水準を25パーセント下回っている（実質円安水準にある）だけでなく、2000年代前半水準にも達していない。日本のデフレという目に見えない円安により、名目為替レートほどには実質での円高は進行していないので

あり、自動車や家電、鉄鋼、造船といった一部産業での懸念は残るものの、<sup>(1)</sup>この事実を根拠として歴史的な円高に対する過剰反応を戒める議論が少なからず見られた。

しかし、現在の実質実効為替レートの水準が2000年代前半水準を下回るという事実だけをもって、為替レートの水準に関する評価・判断は可能なのであるか？実際、膨大な蓄積が存在する均衡実質為替レートの理論・実証分析によると、現在と過去の水準の観察だけでは為替レートの過大評価（もしくは過小評価）の程度を判断することは不可能であり、均衡為替レートを規定するファンダメンタルズがどのように推移しているかの観察が決定的に重要である。ところが、1998年以降の日本の本格的なデフレ期において、その実質為替レートのトレンドを規定するファンダメンタルズに二つの大きな変化が観察されているのである。

その第一は、明らかな実質円安要因であるエネルギー・資源価格の高騰と日本の交易条件悪化であり、リーマン・ショック直後の一時期を除いて、実質原油価格は2012年時点でも第二次石油ショック期並みの水準にある。第二の、そして従来あまり注目されてこなかった要因として、日本の貿易財産業生産性の伸びが1990年代、特に1998年以降急速に低迷しているという事実を指摘しておきたい。70年代初頭から90年代半に至る長期趨勢的な円高を牽引してきたと考えられる最も重要な要因が、1990年代末より逆向きに推移しているのである。このように、「現在の実質実効為替レートは2000年代前半水準であり、深刻な円高が進行しているわけではない」との依然根強く見られる議論は、均衡為替レートを規定するファンダメンタルズの変化に正当な注意を払っていないという意味で、必ずしも説得的ではないように思われる。

本稿の目的は、均衡為替レート決定式の推定を通じて、リーマン・ショッ

---

(1) もっとも、欧米通貨よりも韓国ウォンに対する円高の影響が強い。

## 歴史的な円高

ク後の歴史的な円高を実証的に評価してみることである。より具体的には、変動相場制移行からリーマン・ショック直前までの35年を分析期間として、Rogoff（1992）の fixed factor/open capital markets model を理論的基礎とした均衡実質円ドルレートの推定を通じて、近年の円高を評価する試みを行う。その結果、エネルギー価格高騰および貿易財産業の相対生産性不振という二つの要因を主因として、1990年代末より均衡為替レートは実質円安方向のトレンドを形成していること、そしてこの均衡実質為替レートを基準として実際の為替レート水準を評価すると、2012年時点で円は米ドルに対して16～27パーセント過大評価されており、この程度は1995年時点の20～24パーセントの円の過大評価に匹敵する大きさであることを示唆する結果を示す。

以下、まず2節において、実質円ドルレートの長期トレンドと、関連する二つのファンダメンタルズの変化を観察することを通じて、本稿の基本的着眼点を説明する。続く3節では実証分析の基礎となる理論枠組みを説明する。4節では実証分析結果を報告し、若干の含意について議論する。最後の5節は、結論部分である。

## 2 実質円ドルレートのトレンドと二つのファンダメンタルズ

2011年7月以降、1ドル70円台に突入するなど、名目ベースでの異常な円高にもかかわらず、実質実効為替レートで観察した日本円の実質水準はそれほど円高方向に振れているわけではない。実際、BISが作成している二つの実質実効為替レート指数を図示した図1、およびその年次平均を示した表1から分かるように、2011年の61通貨バスケットによる広義指数101.3は前回の円高ピークの1995年における135.4よりも25パーセント円安水準にあり、2002～2004年の平均値105.7さえをも下回っている。こうした事実を所与と

すると、自動車・電気・鉄鋼・造船などの一部産業における苦境はあるものの、全体としては極端な円高が進行しているようには見えない。

しかし、この水準の観察だけから現在の歴史的な円高を評価することは、必ずしも説得的ではないように思われる。そこで、本稿の基本的着眼点の説明も兼ねて、なぜそうなのかを考察することから本稿を始めたい。

図2を観察しよう。この図に描かれている実線は、1970年Q1～2012年Q3の43年間にわたる日米消費者物価ベース実質為替レート指数（2005年=100）であり、グラフは水準が高くなれば実質で円高・ドル安を表すように作成されている。また、図の点線はそのトレンドである。<sup>(2)</sup>なお、本稿では後の分析に必要なデータの制約により焦点を円ドルレートに限定するが、長期のトレンド変化そのものは二国間かマルチの実質実効為替レートかとは無関係に観察されることである（図1と図2を比較対照されたい）。このトレンド線が指し示しているように、1980年代前半のレーガン政権時代の中断を挟んでいるものの、1970年代初頭から1990年代半の長期間にわたって円はドルに対して持続的かつ著しく増値した。しかし、その円高の歴史も1995年頃をもって終り、2007年までの期間では米ドルに対して実質でむしろ円安基調に転換していたことが分かる。つまり、2007年7月以降の過去5年間にわたる持続的な円高は、こうした90年代半以降のトレンドと異なった動きなのである。

そこで、なぜ最近の円高をトレンドと異なった動きと考えるかの論拠を、二つ提起しておきたい。その第一は、2003年頃から始まった世界的なエネルギー・資源価格の高騰である。図3は実質原油価格と日本の交易条件の推移を図示したものである。この図から明らかなように、原油価格は2000年代において急騰しており、リーマン・ショック直後の一時期の急落を挟んでその後再び高騰し、現時点でもそれが持続している。そして、インフレを調整し

---

(2) トレンドは smoothing parameter が<sup>8</sup>1600の Hodrick-Prescott filter によっている。

歴史的な円高

図1 BIS 実質実効為替レート指数の推移



注) 実線は27通貨から構成される狭義の指数, 点線は61通貨から構成される広義の指数である。いずれも2010年を基準年とする。

資料) BIS ホームページ (<http://www.bis.org>)

表1 BIS 実質実効為替レート指数 (2010年=100)

年	狭義(27)	広義(61)	年	狭義(27)	広義(61)
1995	129.12	135.38	2004	96.84	106.48
1996	109.28	113.41	2005	90.86	99.88
1997	103.03	106.75	2006	82.95	90.30
1998	100.06	106.54	2007	77.15	82.75
1999	112.53	119.56	2008	85.84	88.62
2000	118.95	126.24	2009	97.83	99.34
2001	105.66	112.44	2010	100.00	100.00
2002	97.93	105.16	2011	102.29	101.29
2003	96.71	105.58	2012	103.89	101.29

注) 狭義(27)は27通貨から構成される狭義の指数, 広義(61)は61通貨から構成される広義の指数 (1994年以降について作成されている) である。2012年はQ1~Q3平均。

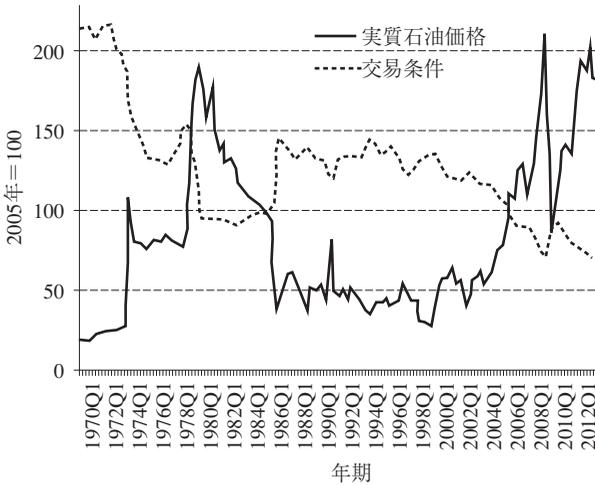
資料) BIS ホームページ (<http://www.bis.org>)

図2 日米消費者物価ベース実質為替レート



注) トrendは Hodrick-Prescott filter によっている。  
資料) IMF, IFS.

図3 実質石油価格と日本の交易条件



注) 実質石油価格 = ドバイ原油価格 ÷ 米国 CPI。交易条件は輸出入価格指数による。  
資料) IMF, IFS.

## 歴史的な円高

た実質水準で評価する限り、現在の原油価格水準は第二次石油ショック期のそれにほぼ匹敵している。この意味で現在日本は、いわば第三次石油ショックに直面しているのである。このトレンドを反映して、我が国の交易条件は2000年代後半以降顕著に悪化し、2011年で17.2兆円（2005年価格）にのぼる国民所得勘定上の交易損失をもたらしている。このように、明らかな円安要因であるはずのエネルギー・資源価格高騰が、近年の歴史的な円高局面においても持続しているのである。ただし、現在の実質石油価格水準が第二次石油ショック期と同水準であるにもかかわらず、省エネや製品輸入拡大等を反映して、近年の日本の交易条件は1970年代～80年代初頭ほどには悪化していない事実に注意を喚起しておこう。

第二の、そしてあまり注目されていない要因として、製造業生産性の相対的低迷という事実を指摘しておきたい。図4は、貿易財産業の生産性の代理変数として製造業労働生産性（労働時間当たり実質付加価値）を採用し、日本の製造業生産性をアメリカのそれで割った比率（2005年＝100の指数。以下、相対生産性と呼ぶ）を実質為替レートのグラフに重ね合わせたものである。なお、観察期間および頻度はより限定されるものの、生産性概念として全要素生産性を使用しても論点は基本的に同じである（補論1を参照）。よく知られているように、日本円が諸外国通貨に対して戦後一貫して長期的に増価してきた最大の要因は、貿易財産業に偏った生産性の改善（通常バラッサ・サミュエルソン効果と呼ばれるもの）であると言われてきた。そして、

---

(3) 2012年の生産性データは外挿によっている。データの作成・出所等については補論2を参照されたい。

(4) その代表的な研究がYoshikawa (1990)である。また、Bénassy-Quéré et al. (2011, Table 3 on p. 21)は、均衡実質実効為替レートを対外純資産と貿易財・非貿易財生産性格差の二つの要因によって説明する共和分方程式を1980～2004年の15ヶ国（残余世界を含めると16ヶ国・地域）について推定し、日本について第二の要因が他の国に比べて特に顕著に表れることを報告している。生産性格差に関する同様の論点はDekle and Fukao (2009)でも論じられており、日米2国4財1要素モデ

図4 実質為替レートと日米製造業相対生産性



資料) IMF, IFS および US Department of Labor Statistics ホームページ。

この図から観察できるように、1970年代初頭から1990年代半までのトレンドとしての円高・ドル安傾向が実際に日米相対生産性トレンドとほぼ軌を一にしている。この意味で図は、長期の円高トレンドを説明する要因としての貿易財産業に偏った生産性改善の重要性を、改めて浮き彫りにしていると言える。

しかし、その相対生産性も1990年代初頭でピークをつけた後、1998年以降

---

ルの枠組みによりシミュレートされた均衡実質為替レートは持続的に円の増価トレンドを示していること、その最大の要因が日本の高生産性産業に偏った生産性の伸びであること、しかし1985年から2000年代初頭まで、実際の実質為替レートが均衡為替レートを上回っていたという意味で円の過大評価が持続していたことを示している。最後に、Obstfeld (2009) はバラッサ・サミュエルソン効果に関する実証分析のサーベイを行った後、日米間実質為替レートの大幅な変動を説明する上でバラッサ・サミュエルソン効果の説明力は限定的であり、むしろ資源・エネルギー価格変動を強く反映した交易条件の説明力が高いことを示唆している。

## 歴史的な円高

は続落傾向に転じ、現在では1970年代初頭水準にまで低下している。そして、ほぼそれに呼応して、2007年前半まで円がドルに対してトレンドとして実質減価していることが分かる。ちなみに、相対生産性のトレンド転換点は1995年からのアメリカの ICT ブーム、1997-98年の日本の金融システム不安不況とデフレの本格化といった時期と、タイミングの上ではほぼ一致している。つまり、戦後の長い円高・ドル安基調を支えてきたファンダメンタルズが、1990年代以降において劇的に変化しているのである。

このように、実質実効為替レートの水準自体は1995年のピークに比べて依然25パーセント程度の円安水準であったとしても、為替レートのトレンドを規定する二つのファンダメンタルズが過去10年以上の期間にわたって大きく変化している事実を踏まえると、近年の「歴史的な円高」局面において、円はかなりの程度過大評価されている可能性が高い。そこで、以下ではリーマン・ショック直前期までの期間を分析対象として、その可能性を実証的に明らかにしてみたい。

### 3 均衡実質為替レートの決定理論

われわれの課題に答えるための標準的アプローチは、何らかの意味での均衡為替レートを実証的に分析することである。幾つかのアプローチが考えられるものの、<sup>(5)</sup>ここでは Rogoff (1992) の fixed factor/open capital markets

---

(5) その最も影響力の強い研究は Yoshikawa (1990) であろう。なお、均衡為替レートの推定アプローチとして、購買力平価（ただし、幾つかのバージョンがある）のほかにジョン・ウィリアムソン流の FEER (Fundamental Equilibrium Exchange Rate) アプローチと BEER (Behavioral Equilibrium Exchange Rate) アプローチの二つがあるが (Clark and MacDonald, 1998; Cline and Williamson, 2012; Sato et al., 2012)、本稿の接近は後者の BEER アプローチに属する。ちなみに、購買力平価説

model を理論的基礎とし、1990年代半までの実質円ドルレートのトレンドについて比較的説明力の高い推定に成功している Chinn (1997) の共和分アプローチを採用してみたい。

いま、貿易財と非貿易財の2財を生産・消費している小国を考え、貿易財の生産関数を

$$Y_{T,t} = \tilde{A}_{T,t} (F_{T,t})^\lambda (M_t)^{1-\lambda} \quad (1 > \lambda > 0)$$

と特定化しよう。<sup>(6)</sup>ここで  $Y_T$  は貿易財産出量、 $\tilde{A}_T$  は生産性、 $F_T$  は資本と労働の合成投入量、 $M$  はエネルギー投入量であり、単純化のため、エネルギーは全量輸入に依存していると仮定する。 $P_M$  を貿易財で測った所与のエネルギー価格と定義すると、費用最小化行動により  $P_M M = (1-\lambda) Y_T$  が成立する。したがって、 $M = (1-\lambda) Y_T / P_M$  を生産関数に代入して整理すると、

---

に依拠して「円高の原因は日本のデフレ」と主張する議論が散見されるが、購買力平価説そのものは均衡実質為替レートを所与と考えているという意味で、われわれの課題には無力である (Samuelson (1964) による購買力平価説の包括的批判を参照されたい)。

(6) 以下のモデルは、Rogoff (1992) のオリジナル・モデルをエネルギー投入面で拡張したものである。ただし、金融面での取引のタイミングや外生変数の確率過程に関する仮定などで若干の修正を行っている。なお、Obstfeld (2009) が強調しているように、実質円ドルレート決定要因としてのエネルギー価格のインパクトを捉えることは不可欠である。また、交易条件は為替レートにも一部依存しているので、交易条件そのものではなく、その内の外生的と考えられる部分を説明変数とすることが望ましい (Chen and Rogoff, 2003; Chen, Rogoff and Rossi, 2010)。この意味で、エネルギー実質価格を説明変数とするわれわれの接近は、分析上はより望ましいと考えられる。最後に、貿易財を商品生産部門と消費財製造部門に区別し、当該国は前者に特化していると考えることによって、オーストラリアやカナダ、ニュージーランドといったコモディティ輸出国、あるいは価格変動の著しい ICT 製品へ特化した韓国や台湾のような国の実質為替レート決定モデルに分析を容易に拡張可能であることを付け加えておきたい。

歴史的な円高

$$Y_{T,t} = A_{T,t} F_{T,t} (P_{M,t})^{-\gamma} \quad (1)$$

が得られる。ここで  $A_T = (1-\lambda)^{(1-\lambda)/\lambda} (\tilde{A}_T)^{1/\lambda}$ ,  $\gamma = (1-\lambda)/\lambda > 0$  と定義されており、以下において改めて  $A_T$  を貿易財産業の生産性と呼ぶことにする。非貿易財については、単純化のためエネルギー投入を捨象し、その生産関数を

$$Y_{N,t} = A_{N,t} F_{N,t} \quad (2)$$

と想定しよう。ここで  $Y_N$  は非貿易財産出量、 $A_N$  は生産性、 $F_N$  は労働と資本の合成投入量である。そして、部門間の生産要素移動はないものとし、生産性および実質エネルギー価格の変動のみにより産出量に変化する環境を考える（この意味でモデルは fixed factor model と呼ばれる）。

一方、この国では自由な国際資本取引が可能であり、貿易財で測って一定の  $r$  の実質金利の下で自由な貸借が行われる（この面を捉えて、モデルは open capital markets model と呼ばれる）。代表的家計の効用関数を

$$U = E_t \left[ \sum_{s=0}^{\infty} \left( \frac{1}{1+\theta} \right)^s \frac{(C_{t+s})^{1-\sigma}}{1-\sigma} \right] \quad (3)$$

と仮定し、また、集計消費  $C$  はコップ・ダグラス型の

$$C_t = (C_{N,t})^\alpha (C_{T,t})^{1-\alpha} \quad (4)$$

と特定化する。ここで  $\theta$  は一定の時間選好率、 $C_N$ ,  $C_T$  は非貿易消費および貿易財消費である。

貿易財で測った非貿易財の相対価格を  $P_N$ 、貿易財で測った一般物価水準を

$$P_t = \left( \frac{P_{N,t}}{\alpha} \right)^\alpha \left( \frac{1}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} = J(P_{N,t})^\alpha \quad (5)$$

によってそれぞれ定義しよう。なお、 $J = \alpha^{-\alpha}(1-\alpha)^{-(1-\alpha)}$  と定義されており、単位を適当に選んで  $J=1$  に基準化できる。そうすると、貿易財産業の付加価値はエネルギー輸入を除いた  $\lambda Y_{T,t}$  であることに注意すれば、家計は予算制約式

$$B_t = (1+r)B_{t-1} + \lambda Y_{T,t} + P_{N,t}Y_{N,t} - T_t - P_t C_t \quad (6)$$

の下で(3)(4)式で表される効用を最大にするように消費およびその構成を決定する。ここで  $B_t$  は  $t$  期末債券保有残高、 $T_t$  は租税である。このとき、 $E[\ ]$  を期待値を表わすオペレーターとすると、最適化条件は次のように整理できる。

$$E_t \left[ \frac{1+r}{1+\theta} \left( \frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\sigma} \frac{P_t}{P_{t+1}} \right] = 1 \quad (7)$$

$$P_{N,t} C_{N,t} = \alpha P_t C_t \quad (8)$$

$$C_{T,t} = (1-\alpha) P_t C_t \quad (9)$$

(7)式は通常の消費オイラー方程式であり、以下では定常均衡との整合性を維持するため、 $\theta=r$  を仮定する。このとき異時点間消費平準化により、消費の時間プロフィールは完全にフラットになる。(8)(9)式はコップ・ダグ

## 歴史的な円高

ラス型集計関数の仮定の下で、各財支出額が総支出  $PC$  に支出シェアを乗じたものに等しくなることを表している。

他方、政府は租税ファイナンスにより  $G$  の支出を非貿易財に対して行うものと仮定する。したがって政府予算制約は次式のように表せる。

$$P_{N,t}G_t = T_t \quad (10)$$

最後に、非貿易財の需給バランス条件を表わす次式によってモデルは完結する。

$$Y_{N,t} = C_{N,t} + G_t \quad (11)$$

各産業の生産性、実質エネルギー価格（および合成要素投入）を一定とした定常均衡を考える。そして、この定常均衡の近傍でモデルを対数線形近似する。そのため、小文字によって対応する大文字変数の対数変化を表すものとしよう。例えば、 $x = \log(X/\bar{X})$  である（上付きのバーは定常均衡を表す）。

まず、各産業の生産性はランダムウォーク過程

$$a_{T,t} = a_{T,t-1} + e_{T,t} \quad (12)$$

$$a_{N,t} = a_{N,t-1} + e_{N,t} \quad (13)$$

によって生成されるものと仮定する（以下、特に断らない限り、確率変数  $e$  はすべてホワイト・ノイズとする）。なお、合成要素投入  $F$  は一定と仮定されているので、各財生産量は生産性および実質エネルギー価格のみによって変動する。また、実質エネルギー価格  $p_M$  および政府支出  $g$  も同様に、ランダムウォーク過程

$$p_{M,t} = p_{M,t-1} + e_{M,t} \quad (14)$$

$$g_t = g_{t-1} + e_{g,t} \quad (15)$$

によって描写できるものとする。そうすると、 $\eta (> 1)$  を定常均衡における非貿易財の産出/家計消費比率と定義すれば、非貿易財需給バランス条件より非貿易財消費は

$$c_{N,t} = \eta a_{N,t} - (\eta - 1)g_t \quad (16)$$

と表現でき、仮定によりそれはランダムウォーク過程に従うことが分かる。

他方、貿易財および非貿易財需要(8)(9)式は  $P_N = [\alpha/(1-\alpha)]C_T/C_N$  と変形できるので、これより  $p_N = c_T - c_N$  を得る。したがって、(4)(5)式を利用すると、消費オイラー方程式は

$$\begin{aligned} -\alpha \alpha E_t [c_{N,t+1} - c_{N,t}] - \sigma(1-\alpha) E_t [c_{T,t+1} - c_{T,t}] \\ = \alpha E_t [c_{T,t+1} - c_{T,t}] - \alpha E_t [c_{N,t+1} - c_{N,t}] \end{aligned}$$

と対数線形化でき、新たに記号を  $H = (1-\sigma)\alpha/[\alpha + \sigma(1-\alpha)]$  で定義すると、これより

$$E_t [c_{T,t+1} - c_{T,t}] = H E_t [c_{N,t+1} - c_{N,t}] \quad (17)$$

という関係を得る。このとき、非貿易財消費  $c_N$  はランダムウォーク過程に従うので、 $E_t [c_{N,t+1} - c_{N,t}] = 0$  である。そうすると、(17)式より貿易財消費  $c_T$  もランダムウォーク過程に従うことになり、それゆえ  $E_t c_{T,t+s} = c_{T,t}$  ( $s=1, 2, \dots$ ) という結果を得る。

## 歴史的な円高

次に、政府予算制約式(10)式および非貿易財需給バランス条件(11)式を使用すれば、家計予算制約式は  $B_t = (1+r)B_{t-1} + \lambda Y_{T,t} - C_{T,t}$  と簡略化できるので、初期対外純債権がゼロとの仮定の下では、

$$E_t \left[ \sum_{s=0}^{\infty} (1+r)^{-s} c_{T,t+s} \right] = E_t \left[ \sum_{s=0}^{\infty} (1+r)^{-s} (a_{T,t+s} - \gamma p_{M,t+s}) \right]$$

と近似できる。ここで導出に当たり横断条件を課している。したがって、貿易財消費および生産性はランダムウォーク過程に従うので、このマクロの予算制約式より

$$c_{T,t} = [1 - (1+r)^{-1}] E_t \left[ \sum_{s=0}^{\infty} (1+r)^{-s} (a_{T,t+s} - \gamma p_{M,t+s}) \right] = a_{T,t} - \gamma p_{M,t} \quad (18)$$

が導かれる。つまり、貿易財消費の時間プロファイルは消費平準化によって完全にフラットになるので、現在の貿易財消費（および(9)式が示すように貿易財で測った実質総消費）は家計の恒常所得の一定割合  $\theta/(1+\theta)$  に一致し、生産性および実質エネルギー価格がランダムウォーク過程に従うとの仮定の下では、それは(18)式の右辺に等しくなる。そうすると、非貿易財相対価格と相対消費需要の関係式  $p_N = c_T - c_N$  に(16)(18)式を代入すれば、

$$p_{N,t} = a_{T,t} - \eta a_{N,t} + (\eta - 1)g_t - \gamma p_{M,t} \quad (19)$$

という非貿易財相対価格決定式を得る。

ここで、モデルにおいて生産性が非貿易財価格を左右するメカニズムが、オリジナルなバラッサ・サミュエルソン効果と異なっていることに注意しよう。例えば所与の実質金利と部門間の生産要素移動を前提としたバラッサ・

サミュエルソン効果の枠組みでは、貿易財産業の生産性改善は実質賃金の上昇をもたらすため、労働集約的な非貿易財の相対価格を上昇させる。これに対して、ここでの fixed factor/open capital markets model では、部門間の生産要素移動ではなく、恒常所得改善による消費増加が非貿易財価格を上昇させている。第二に、バラッサ・サミュエルソン効果の枠組みでは、政府支出のような需要ショックは非貿易財価格形成にとって無関連である。そして第三に、実質エネルギー価格変動の影響は、例えば Yoshikawa (1990) で想定されているような貿易財産業の国際競争条件へのインパクトではなく、恒常所得を経由した需要サイドから捉えられている。例えば、実質エネルギー価格上昇は恒常所得減少により実質消費を減少させるため、供給が国内に限定される非貿易財の相対価格を低下させる。このように fixed factor/open capital markets model は、供給要因に加えて実質為替レート形成における需要要因の働きを浮き彫りにしている点に特徴がある。

貿易財産業のエネルギー投入シェアを表わすパラメーター  $\gamma$  を除いて当該国と同質的な外国を考え、両者の間の実質為替レートを

$$Q_t = \frac{P_t}{P_t^*} \quad (20)$$

により定義する。なお、この定義において、暗黙のうちに貿易財価格は両国で共通と仮定されていることに注意しよう。そして、自国のエネルギー投入シェア  $\gamma$  は外国のそれ  $\gamma^*$  よりも高いと仮定する。そうすると、自国と外国の関連変数の差をハット (^) で表示すれば、(5)(19)(20)式より、次のような均衡実質為替レート決定式を得る。

$$q_t = \alpha \hat{a}_{T,t} - \alpha \eta \hat{a}_{N,t} + \alpha (\eta - 1) \hat{g}_t - \alpha \hat{\gamma} p_{M,t} \quad (21)$$

## 歴史的な円高

ここで  $\hat{\gamma} = \gamma - \gamma^* > 0$  である。このように、均衡実質為替レートは貿易財および非貿易財の生産性格差や政府支出、および実質エネルギー価格といった要因に依存して決定される。

## 4 推 定

### 4.1 推定式とデータ

非貿易財産業の四半期ベース生産性データの利用可能性が著しく限定的である点を考慮して、非貿易財産業の生産性格差は安定していると仮定し、定数と考へて分析を進めよう。なお、Dekle and Fukao (2009, 38) が示しているように、実際日米間の生産性格差変動は製造業に集中しており、サービス産業の生産性は1980～2003年の23年間にわたって日米ともにはほぼ一定でかつその格差は安定している<sup>(7)</sup>。そうすると、(21)式において実質為替レートは貿易財生産性格差と政府支出格差および実質エネルギー価格のみに依存することになる。以上の理論的考察を基礎として、われわれは

$$\ln(REXR) = a_0 + a_1 \ln\left(\frac{A}{A^*}\right) + a_2 \ln\left(\frac{G}{G^*}\right) + a_3 \ln\left(\frac{Poil}{P^*}\right) \quad (22)$$

という均衡為替レート決定式を共和分方程式と考へ、日米間に絞って標準的な共和分方程式推定方法によりこれを推定する。ここで  $REXR$  は日本  $CPI \div (\text{円ドルレート期間平均} \times \text{アメリカ } CPI)$  によって定義された実質為替レート指数、 $A/A^*$  は貿易財産業の生産性の比、 $G/G^*$  は政府支出の比、 $Poil/P^*$

---

(7) EU-KLEMS データ・ベースのデータによってこの点を確認できる (補論 1 を参照)。

は実質石油価格である。その上で、1990年代後半からごく最近まで続いていた実質円安傾向の要因を分析することが当座の課題である。

ただし、1970年代初頭と1979・80年の二度にわたる石油ショックに対応して、日本企業はかなりの程度の省エネを行っているため、かつてと現在とでは同じ石油価格高騰に対する実質為替レートの反応は異なるものと考えられる。そこで、この可能性を考慮するため、石油消費原単位を表わす変数 *Coil* を加えた

$$\ln(REXR) = a_0 + a_1 \ln\left(\frac{A}{A^*}\right) + a_2 \ln\left(\frac{G}{G^*}\right) + \{a_3 + a_4 \text{Coil}\} \ln\left(\frac{\text{Poil}}{P^*}\right) \quad (23)$$

による推定も実施する。推定期間は、変動相場制移行後の1974年 Q1 からリーマン・ショック直前の2008年 Q3 までの期間を基本とするものの、データが得られる2011年 Q4 までの期間も試みる。ここで、リーマン・ショック以前に推定期間を限定する第一の選択は、その後の期間において、日本の生産性に異常な動きが観察されることによっている<sup>(8)</sup>。

貿易財産業の生産性の代理変数として、われわれはアメリカ労働統計局が国際比較を目的として作成・公表している製造業時間当たり実質付加価値を採用する<sup>(9)</sup>。ただし、米労働統計局の作成している日本の製造業労働生産性指

(8) 図4の2009年における相対生産性の大きな落ち込みが示しているように、労働保蔵によって日本の製造業生産性がリーマン・ショック直後において急減している。一方、後述するように、説明変数階差の3四半期のリード・ラグを説明変数に加えるため、推定開始時期は変動相場制移行から3四半期後の1974年 Q1 からとした。

(9) 本稿の理論モデルでは、生産性は労働生産性、TFPのいずれでもよいが、例えば生産関数をコップ・ダグラス型の  $Y = AK^{1-a}L^a$  ( $1 > a > 0$ ) と特定化すると、費用最小化条件を活用して  $Y/L = A^{1/a}[r/(1-a)]^{(1-a)/a}$  と表現できるので、実質金利  $r$  が所与との仮定の下で、労働生産性を TFP の代理変数と考えることができよう。実際、Obstfeld (2009) は労働生産性と TFP が密接に連動していることを示しており、また、補論1において年次データによりこの点を確認している。

## 歴史的な円高

数は年次でしか利用可能でないため、時間分割 (temporal disaggregation) に関する Chow and Lin (1971) の最良線形不偏推定によって四半期データを作成した (詳細は補論を参照)。また、アメリカについては、利用可能な四半期データを用いて四半期分割を行っている。

次に、政府支出として、日米実質政府支出の対 GDP 比の相対比を使用する (日本については、1980年 Q1 および1994年 Q1 において新旧基準データを接続した)。また実質石油価格は、中東産ドゥバイ原油価格をアメリカ CPI で割った指数を使用した。なお、福島第一原発事故後に輸入が急増した日本の LNG 輸入価格は、契約によって原油価格に連動しているため、原油価格動向は日本のエネルギー価格全般を代表する指標と考えることができる。最後に日本の石油消費効率化の尺度 *Coil* として、石油消費量を実質 GDP で割った比率を採用する (年次データをウェイト調整による線形内挿によって四半期データを作成した)。そして、以下においてこの変数を石油消費原単位と呼ぶことにする。なお、当変数は1970年代から80年代にかけて劇的に低下しており、それゆえ(20)式の係数  $a_4$  はマイナスとなることが期待される。政府支出および石油消費原単位を除く変数はすべて2005年を100とする指数であり、*Coil* は2005年を1に基準化している。データの出所は日米 CPI、為替レート、石油価格が IMF, IFS CD-ROM, 政府支出および GDP データが日本は内閣府、アメリカは BEA の各ホームページ、製造業労働生産性はアメリカ労働統計局ホームページ、石油消費量は BP, Statistical Review of World Energy, 2012 である。

### 4.2 推定結果

さて、定石にしたがって、最初に推定に使用する変数の時系列特性を簡単にチェックしておこう。表2は ADF, DF-GLS, Phillips-Perron の三つの標準的な単位根テストの結果を整理したものであるが、この結果によると、実

表2 単位根テストの結果

		ADF	DF-GLS	Phillips-Perron
ln(REXR)	水準	-2.512	-2.268	-2.433
	1階階差	-5.755 ***	-4.072 ***	-10.037 ***
ln(A/A*)	水準	-1.473	-0.806	-1.812
	1階階差	-8.039 ***	-4.259 ***	-12.622 ***
ln(G/G*)	水準	-1.510	-0.797	-1.859
	1階階差	-6.804 ***	-6.189 ***	-13.105 ***
ln(Poil/P*)	水準	-1.079	-1.286	-2.440
	1階階差	-7.079 ***	-5.830 ***	-11.777 ***

注)「単位根が存在する」との帰無仮説に関するテスト結果。推定期間は1973年Q1～2011年Q4。(\*\*)は1パーセントの水準で統計的に有意である(帰無仮説が棄却される)ことを表す。

質為替レート、生産性格差、政府支出、実質石油価格のいずれも一次の和分I(1)と判断され、前節の理論モデルの前提が現実と矛盾していないことを示唆している。

以上の結果を踏まえて、次にJohansenの共和分テストを行ってみた(表3)。なお、Johansenの共和分テストはラグの次数に敏感であるため、尤度比テストやAIC、SBICを組み合わせて3期のラグを選択している。共和分方程式の特定化としては、実質石油価格の影響について(22)(23)式の二つのケースを想定し、いずれも定数項と非確率的トレンドを含む特定化とした。

まず、表の上段の理論式(22)式に従った特定化の場合、トレース・テストでは5パーセントの有意水準で、最大固有値テストでは10パーセントの有意水準で共和分ベクトルが1個存在することを示唆する結果が得られている。また、石油原単位を含む(23)式に従った特定化の場合、トレース・テストによれば共和分ベクトルが2個存在することが示唆されるものの、最大固有値テストでは1パーセントの有意水準で共和分ベクトルが1個存在することが示唆されている。このように、最大固有値テストで判断する限り、共和分ベ

歴史的な円高

表3 Johansen の共和分テスト

(1) 石油原単位を除いた場合 (定数項, トレンドあり)

帰無仮説	トレース統計量	[p 値]	最大固有値統計量	[p 値]
共和分ベクトルなし	72.24	[0.008]	31.37	[0.062]
最大1個の共和分ベクトル	40.87	[0.079]	23.14	[0.109]
最大2個の共和分ベクトル	17.73	[0.362]	13.38	[0.298]
最大3個の共和分ベクトル	4.35	[0.691]	4.35	[0.691]

(2) 石油原単位を含めた場合 (定数項, トレンドあり)

帰無仮説	トレース統計量	[p 値]	最大固有値統計量	[p 値]
共和分ベクトルなし	124.39	[0.000]	59.86	[0.000]
最大1個の共和分ベクトル	64.53	[0.044]	24.09	[0.330]
最大2個の共和分ベクトル	40.24	[0.090]	17.97	[0.380]
最大3個の共和分ベクトル	22.27	[0.132]	12.75	[0.349]
最大4個の共和分ベクトル	9.52	[0.151]	9.52	[0.151]

注) 推定期間は1974年 Q1～2008年 Q3。ラグの次数は3期とした。

クトルが1個存在することが示唆されていると結論できよう。なお、以上のテスト結果は、推定期間を2008年 Q3 までとした場合のそれであるが、推定期間を2011年 Q4 まで延長した場合もほぼ同じ結果が得られる（結果は省略する）。

以上のチェックを踏まえて、Stock and Watson (1993) の Dynamic OLS (DOLS) による共和分方程式の推定を試みた (表4<sup>(10)</sup>)。ここで、誤差項との直交化に必要な説明変数の1階階差の当期を含むリーズとラグの次数を、Johansen の共和分テストと整合的な3期としている。また、表の(1)～(3)式は推定期間を1974年 Q1～2008年 Q3 とした場合の、(4)～(6)式は1974 Q1～2011年 Q4 とした場合の結果である。

(10) Johansen の最尤法による共和分方程式の推定では、推定値の符号条件や有意性は満たされるものの、相対生産性の係数推定値が負値という結果が得られており、必ずしも芳しいものではない。なお、Chinn (1997) でも同様の結果が報告されている。

表4 共和分方程式の推定結果

説明変数	1974Q1～2008Q3			1974Q1～2011Q4		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
定数	-1.501 (1.348)	2.051 (1.581)	1.888 (1.322)	0.538 (1.331)	3.408 (1.842)*	2.413 (1.406)
$\ln(A/A^*)$	1.272 (0.283)***	0.725 (0.308)**	0.709 (0.242)***	0.845 (0.278)***	0.370 (0.356)	0.555 (0.259)**
$\ln(G/G^*)$	0.809 (0.296)***	0.653 (0.284)**	0.366 (0.233)	0.792 (0.297)***	0.695 (0.311)**	0.283 (0.219)
$\ln(Poil)$						
×unity		-0.222 (0.053)***	-0.102 (0.058)*		-0.143 (0.062)**	-0.034 (0.053)
×Coil			-0.042 (0.008)***			-0.054 (0.008)***
adjR <sup>2</sup>	0.481	0.597	0.721	0.353	0.407	0.672
leads & lags	±3	±3	±3	±3	±3	±3
残差の ADF テスト [t 値]	-2.546*	-3.212**	-2.676*	-2.634*	-2.676*	-5.237**

注) 推定方法は DOLS。被説明変数は  $\log(REXR)$  であり、説明変数の一階階差の当期を含む3期のリード・アン  
ド・ラグを説明変数に含めて推定を行っている。カッコ内の計数は、4期の lag truncation による Newey-West  
の heteroscedasticity autocorrelation consistent (HAC) 標準誤差である。残差の ADF テストとは、DOLS の残  
差について ADF による単位根テストの結果 (帰無仮説は「単位根の存在」) である。(\*) は10パーセント、  
(\*\*) は5パーセント、(\*\*\*) は1パーセントの水準で統計的に有意であることを表す。

## 歴史的な円高

まず表の(1)式は、実質原油価格の影響を除いた場合の推定結果であり、それを除いても、相対生産性および政府支出項の係数推定値はいずれも理論通りの正值でかつ統計的に有意に推定されている。このように、均衡実質円ドルレートの基調そのものは二つの変数、特に日米相対生産性によって規定されていることをこの結果は示唆している。そして、この結論は推定期間を延長しても変わらない(4式)。

他方、実質石油価格を含めた(2)式の推定結果によると、予想通り、実質石油価格の上昇は円安・ドル高要因として働いており、その他の変数も符号条件ならびに係数推定値の統計的有意性のいずれも満足しうるものである。ただし、推定期間を延長した場合((5)式)、生産性パラメーターの推定値の有意性が低下している。なお、推定式の残差について ADF テストを行って見たところ(表4の最下段の  $t$  値を参照)、共和分関係の前提条件である「共和分方程式の誤差項は定常」との仮説を概ね支持する結果が得られている(その他の推定についても同様である)。

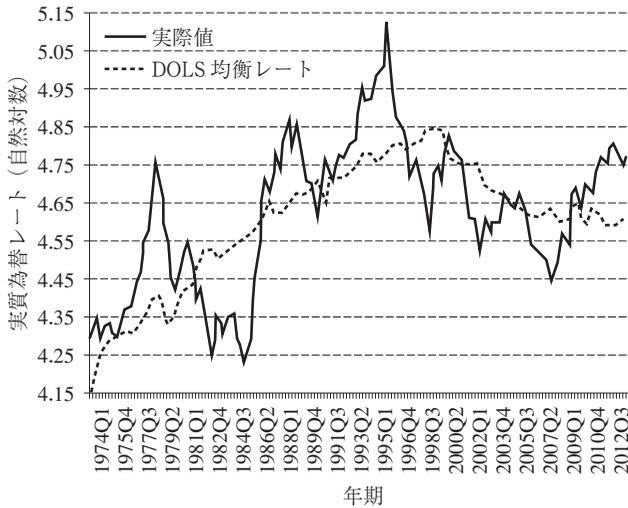
表の(3)式は、日本の省エネ活動を考慮した推定であり、*Coil* が減少する(つまり石油消費原単位が低下する)につれて実質石油価格の影響が低下するとの事前の予想を支持する結果が得られている。このことはまた、実質原油価格の影響を一定とするのではなく、原単位の低下を考慮した(23)式の特定化による推定がより現実を反映していることを示唆しており、近年における実質原油価格が第二次石油危機時水準とほぼ同じ水準であるのもかわらず、かつてほどには交易条件は悪化していないという前節で指摘した事実と整合的である。ただし、実質石油価格の影響の仕方を精緻化するに伴い、相対生産性や政府支出に関わる係数推定値が低下し、後者の有意性も低下している。そして、この特徴は、推定期間を延長しても同様に観察されている(6式)。以上の検討を踏まえて、政府支出項の統計的有意性について若干の問題が残るものの、原単位の低下を考慮した表4の(3)式、もしくは(6)式

図5 均衡実質為替レートと実際の実質為替レート

(a) 石油原単位を含む推定 (表4の(3)式)



(b) 石油原単位を含む推定 (表4の(6)式)



注) 点線は表4の(3)式 (上段) および(6)式 (下段) の結果による均衡為替レート推定値をプロットしたものである。2011年Q4以降は外挿による。

## 歴史的な円高

の結果を preferred estimates と考えることにする。

図5の(a)(b)は、このDOLSの推定結果を利用して、実際の実質為替レートと均衡為替レートの推定値を同じ図にプロットしたものである。これらの図を観察すると、われわれの均衡実質為替レート推定値は実際の為替レートのトレンドをよく捉えており、特に均衡為替レートは、本格的なデフレ元年となった1998年でピークに達した後、以後「実質での円安・ドル高」トレンドに転じていることが分かる。このように、実質円ドルレートのトレンドは、1990年代末を持って明確に従来の上方（実質円高）トレンドから下方（実質円安）トレンドに転換したと考えられるのである。

第二に、preferred estimate として表4の(3)式を採用すると、1995年時点において円はドルに対して対数ベースで20パーセント過大評価されており、この論点は Chinn (1997) の「円は1995年央時点で16パーセント過大評価されていた」との結論と整合的である。なお、推定期間を2011年まで延長した場合の推定結果(6)式を採用した場合、1995年の円の過大評価率は24パーセントである。最後に、過去5年間における実質での円高ドル安傾向は、均衡実質為替レートのトレンドに反した動きである。なお、このリーマン・ショック以降の円の過大評価の可能性については、後に詳述する。

### 4.3 均衡実質為替レート変動の要因分解

以上の推定結果を踏まえて、次に均衡為替レートの変動要因を整理しておきたい。表5はその要約表であり、期間を1974～1995年と1995～2008年の二つに区分して、均衡実質為替レートの変動率と説明変数の寄与度を示している<sup>(11)</sup>。そのうち上段の表4(3)式による要因分解によると、前半の円高・ドル安期において均衡実質為替レートは58パーセント（対数ベース。以下同じ）

---

(11) 2008年は同年Q1～Q3の平均値により評価した。

表5 実質為替レートのトレンド変化の要因

	期 間	
	1974～1995年	1995～2008年
実際の実質為替レート変化	71.0%	-45.9%
表4の(3)式による要因分解		
均衡実質為替レート変化	57.8% [100]	-31.1% [100]
生産性格差	12.6% [21.8]	-13.8% [44.4]
政府支出	9.4% [16.3]	-1.0% [3.2]
実質石油価格	35.8% [61.9]	-16.3% [52.4]
表4の(6)式による要因分解		
均衡実質為替レート変化	56.0% [100]	-17.5% [100]
生産性格差	9.9% [32.7]	-10.8% [61.7]
政府支出	7.3% [34.5]	-0.8% [4.6]
実質石油価格	38.9% [32.8]	-5.9% [33.7]

注) 計数は基準年に対する平均変化率(対数ベース)であり、プラスは円の実質増価を、マイナス(-)は実質減価を表す。[ ]内の数字は期間中の均衡為替レート変動に対する各説明要因の寄与率である。

円が増価したが、その最大の説明要因は62パーセントの説明力を持つ実質原油価格の低下であった。それに続いているのが日本の貿易財産業の相対生産性改善であり、22パーセントの説明力を持っている。そして、相対政府支出の寄与率も16パーセントと、小さくない。なお、政府支出が円高・ドル安要因として計測されているのは、主としてこの前半期においてアメリカの政府支出(対GDP比)が大きく低下していることによっている。

これに対して、後半の円安・ドル安期における均衡実質為替レート変動の最大の説明要因も原油価格高騰であり、全変動の52パーセントを説明している。Obstfeld (2009) が強調するように、少なくとも実質円ドルレートのトレンドについて、エネルギー・資源価格の影響が非常に大きいのである。それに続くのが日米貿易財産業生産性格差であり、均衡実質為替レート変動の

## 歴史的な円高

44パーセントを説明している。また、原油価格変動の寄与度は省エネ活動により前半期に比べて大きく低下しているのに対し、生産性格差のそれはむしろ拡大傾向にある。しかし、前半期と異なり、財政政策のインパクトは著しく低下している。2000年代の小泉政権下の公共事業削減やブッシュ政権の軍事費拡張の影響は、為替レート面に関する限りほとんど無かったと言えよう。

同様に、表の下段は表4の(6)式による要因分解が示されているが、定性的な特徴は上段の(3)式による結果とほぼ同じである。

以上の分析から、①1990年代末より均衡実質為替レートのトレンドがそれまでの円高・ドル安トレンドから円安・ドル高トレンドに明確に変化していること、そして②その最大の要因は実質エネルギー価格の高騰による日本の交易条件悪化とともに、日本の貿易財産業の相対生産性不振であったことが明らかになったのではないかと考えられる。このように、われわれの分析結果は、1990年代以降の日本経済の繁栄局面から不振局面への転換という歴史的事実とまさに符合して、実質為替レートの長期トレンドがそれまでの円高・ドル安基調から円安・ドル高基調へ変化していることを強く示唆しているように思われる。

### 4.4 円の過大評価

以上の推定結果を活用して、最後に1ドル70円台の超円高が定着した2012年時点における実際の実質為替レートと均衡為替レートの乖離のオーダーを示しておこう。

そのため、データが得られない2012年の日本の製造業生産性を、四半期分割に使用されたトレンド変数を外挿して推計した。また、2012年の石油消費原単位は2011年の計数で代理する。なお、石油消費原単位は1990年代以降ほぼ一定であるので、このような外挿はそれほど問題ないと考えられる。その他の説明変数は実際値を使用する。このようにして得られた均衡為替レート

の推計値を2012年 Q3 まで延長した結果が図 5 の(a)(b)に描かれている。この図が指し示しているように、リーマン・ショック後の期間において、実際の実質為替レートが均衡実質為替レートを上回っているという意味で、円の過大評価が顕著となっており、2012年 Q1～Q3 におけるそのオーダーは、表 4 の(3)式の preferred estimate で27パーセント、表 4 の(6)式によった場合は16パーセントであった。また、物価水準を所与と仮定すると、均衡実質為替レートに対応した2012年の均衡名目為替レートは、(3)式の推定結果の場合104円/ドル、(6)式の場合93円/ドルである。このように、われわれの推定結果は、2012年における名目均衡為替レートが1ドル100円前後であることを示唆している。

因みに、前回の円高のピークであった1995年時点における円の過大評価は表 4 の(3)式で評価した場合20パーセントであるので、実質為替レートの水準そのものは2012年の方が円安水準ではあるものの、均衡実質為替レートとの対比では逆に円の過大評価の程度が大きくなっている。換言すれば、均衡為替レートを規定するファンダメンタルズの変化を考慮したわれわれの接近では、単純な過去の水準との比較によって為替レートの水準を評価する方法とは全く異なる結論が得られるのである。

もちろん統計的推論がすべてそうであるように、われわれの推定もあくまでも一つのめどに過ぎず、幅を持って解釈されなければならない。しかし、円はかなりの程度過大評価されているとの実感は多くの人によって共有されているように思われ、本稿はその一つの実証的証拠を示したことになる。

## 5 結 論

1ドル70円台の歴史的な円高局面にあっても、「日本ではデフレが長期間

## 歴史的な円高

続いており、海外とのインフレ格差を反映すれば、円高は当然、「円の実質実効為替レートは1995年水準に比べて依然3割低く、過去20年間の中ではむしろ円安気味」との指摘が、少なからぬ人によって行われてきた。世情言われる「歴史的な円高」は、物価を考慮した実質為替レートで評価すれば、実は円高とは言えないとの主張である。このような議論を評価するため、本稿は Rogoff (1992), Chinn (1997) による均衡実質為替レートの推定を通じて、変動相場移行からリーマン・ショックまでの1974～2008年の35年間にわたる実質円ドルレートのトレンド変化とその要因を実証的に分析した。その結果、第一に、1970年代初頭から続いた長期の実質円高トレンドが1990年代半で概ね消失し、1990年代末より実質円安局面に転じたこと、そしてその背後に日本の貿易財産業の生産性不振と2000年代以降のエネルギー・資源価格高騰による交易条件悪化という二つのファンダメンタルズ変化があったことを実証的に明らかにした。第二に、この推定を通じて、リーマン・ショック以降において円の過大評価が深刻化しつつあり、2012年時点でそのオーダーは16～27パーセントに及んでいること、そしてそれは前回の円高ピーク期である1995年当時のそれに匹敵する大きさであることを示唆する実証結果を示した。このように本稿は、単純な為替レート水準の観察だけでは為替レートの不整合 (misalignment) を判断することはできないこと、そして、均衡実質為替レートを規定する二つのファンダメンタルズに着目すると、実質為替レートと均衡実質為替レートの間に近年大きなギャップが発生している可能性が高いことを明らかにしたことになる。

もちろんわれわれの分析は、日米の二国間為替レートに限定されているという意味で依然制限的であり、円とドルという二国間だけでなく、ユーロやアジア諸国通貨を含めたマルチの関係をも視野に入れる必要があることは言うまでもない。例えば、1990年代後半以降グローバルに進展したデジタル革命などを背景として、生産のグローバル化と国際分業に基づくビジネス・モ

ドルが日本の一部産業の技術優位を急速に erode し、韓国・台湾・中国といった新興国の台頭を可能にしてきた。こうした広い意味でのキャッチアップは、日本の一部輸出可能財産をコモディティ化することによって、日本の要素交易条件を悪化させる要因として働いてきた可能性は高い（ものづくり白書、2012；通商白書、2012、第2章；Dornbusch, Fisher and Samuelson, 1977；Eaton and Kortum, 2002；Krugman, 1979, 1986；Samuelson, 1964<sup>(12)</sup>）。第二に、そもそもなぜ不況国の通貨が買い進まれているのかという素朴な疑問に答える必要がある<sup>(13)</sup>。あるいはより体系的には、不況下の円高現象だけで

(12) 岩崎・河合・平形（2012）は、中国・アメリカ・日本の三国 DSGE モデルにより、ドル・ペッグ制を採用する中国の生産性ショックがアメリカの経常収支赤字を拡大させ、それが円高・ドル安により日本にデフレ的調整を迫るという興味深い分析を行っている。

(13) Ono (2006) は不況下の円高を説明する数少ない理論分析であるが、「デフレによる経常収支黒字拡大が円高をもたらす」という論理で2007年以降の円高を説明することは難しいように思われる。というのも、近年の歴史的円高は、経常収支黒字の持続的縮小下で起こっているからである。

代替的に、実質金利平価式に着目した Cook and Devereau (2010, 2011) の NK モデルは示唆に富む。いま、二国世界の枠組みで、外国の需要ショック  $\alpha$  が世界的なデフレの主要因と考えよう。そして、その持続性の程度（外生的需要ショックを表わす確率過程  $\alpha$  の AR(1) パラメーター）を  $\rho(1 > \rho > 0)$ 、 $i(i^*)$  を自国（外国）の名目金利、 $\pi(\pi^*)$  を自国（外国）のインフレ率（ $\alpha$  の増加関数となる）と定義すると、合理的期待形成の下では、外国物価÷自国物価で定義された均衡実質為替レート（の対数） $\tau$  は、 $\tau = \{(i^* - \rho\pi^*(\alpha)) - (i - \rho\pi(\alpha))\} / (1 - \rho)$  と表わせる。ここで、当初、外国には金利引き下げ余地があり、 $\gamma^*( > 1)$  を外国通貨当局による金利のインフレ率感応度と定義する（テイラー・ルール  $i^* = \gamma^*\pi^*$ ）。しかし、自国はゼロ金利制約により、その下限  $i = 0$  に張り付いている状況を想定する。このとき、実質為替レート決定式は  $\tau = \{(\gamma^* - \rho)\pi^*(\alpha) + \rho\pi(\alpha)\} / (1 - \rho)$  となり、自国の実質為替レートは外国のデフレ・ショック（ $\alpha$  の減少）により①外国の実質金利低下（右辺第一項）、②自国のインフレ率低下による実質金利上昇（右辺第二項）、の二つのルートを経由して自国実質為替レートを増価させる（ $\tau$  を低下させる）。このように、円高の主因は日本国内というよりも世界経済環境の変化にあり、日本の金融政策余地が諸外国に比べて限られてきたことがそれを助長したと考えられる。加えて、アメリカのサブプライム危機や欧州債務危機の深刻化による安全資産の減少が、世界的な「(安全) 資産不足 (asset shortage)」をもたらす (Caballero, 2010; Caballero et al., 2006, 2008; 一上・木村・中村・長谷部, 2012)、この質への逃避が円高の流れ

## 歴史的な円高

なく、2005～2007年の景気拡大期の円安現象をも包含した「景気変動と同調的な (pro-cyclical) 為替レート変動」という特性を視野に入れる必要がある<sup>(14)</sup> (青木, 2011)。そして最後に、難問の政策対応である。その考察は将来の課題としたい。

### 補論1 日米生産性ギャップの推移

データの制約により、本稿では貿易財産業の生産性として、アメリカ労働統計局が公表している製造業労働生産性（時間当たり実質付加価値）を使用した。しかし、1977～2006年の年次データに限定されるものの、EU-KLEMS データ・ベース (<http://www.euklems.net>) において国際比較が可能な生産性データが利用可能である（日本データは経済産業省・一橋大学による JIP データ・ベースに基いている）。この補論では、われわれの使用したデータと EU-KLEMS データにより、日本の貿易財産業の相対生産性は1990年代以降アメリカのそれに比べて急速に低下している事実を確認する。

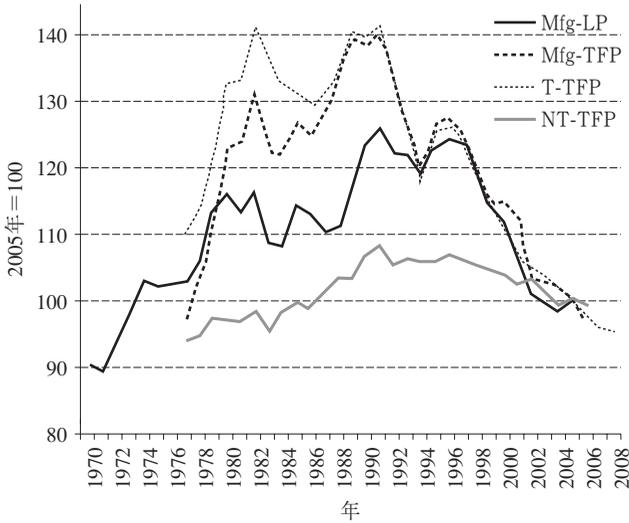
図6は、関連する日米生産性比率の推移を図示したものである。まず、①分析に使用された製造業労働生産性格差（実線）と同 TFP 格差（太い点線）は、後者の変動の方が大きいものの、ほぼ整合的な動きを示していることが

---

を加速したと推測される。このように考えると、近年の歴史的な円高の主因は、結局のところ欧米の信用ブーム崩壊ということに帰着できるであろう。

(14) この為替レート変動の pro-cyclicality（景気拡大期の自国通貨安、後退期の通貨高という現象）は米ドルにも観察され、韓国をはじめとする新興国や資源国の通貨が counter-cyclical に変動する（景気拡大期に自国通貨高、後退期に通貨安）ことと正反対である。なお、この特性は佐々木（2011）によっても指摘されており、1990年代後半以後顕著となった資本取引面におけるアメリカの「レバレッジ経済化」（日本等の低金利国からの借入れと、エクイティでの対外投資の両建て取引拡大）と関係しているようである。

図6 日米生産性格差の推移



注) 図は「日本の生産性÷アメリカの生産性 (2005年=100)」のグラフである。実線の Mfg-LP はアメリカ労働統計局の製造業時間当たり実質付加価値, 太い点線の Mfg-TFP は EU-KLEMS の製造業 TFP, 細い点線の T-TFP は同貿易財産業 TFP, 二重線の N-TFP は同非貿易財産業 TFP を使用している。

資料) アメリカ労働統計局 HP, および EU-KLEMS データ・ベース。

(15) 分かる。しかも、②農林水産業、鉱業、製造業と定義された貿易財産業の TFP 格差 (細い点線) は製造業 TFP 格差とほぼ同じ動きをしており、貿易財産業を狭く製造業に限定してもかなりの程度実態を反映している。また、③生産性概念の如何を問わず、アメリカ水準への日本の生産性キャッチアップが1991年をピークとして終わり、1998年以降はほぼ一貫して日本の相対生

(15) 2012年12月に改訂された JIP データ・ベースによると、製造業 TFP は2000年代後半において持ち直しており、EU-KLEMS データ・ベースのそれに比べて日米 TFP 格差の低下は若干緩慢になっている。ただし、1990年代以降の日本の相対 TFP が顕著に低下している事実そのものは変わらない。

## 歴史的な円高

産性が低下している。このように、均衡実質為替レートの決定因に根本的な変化が起こっているという本稿の基本的な着眼点は、EU-KLEMS データでも確認できる。

他方、EU-KLEMS データ・ベースから、非貿易財産業の TFP 格差動向も追跡可能である（図の二重線<sup>(16)</sup>）。図によると、非貿易財産業の生産性格差は貿易財産業のそれに比べてさほど変動しておらず、貿易財産業の生産性格差変動が貿易財/非貿易財生産性動向を左右している。

なお、年次データを使用して、本論と同様の共和分方程式を推定してみたところ、次のような結果が得られた（説明変数の一階階差の1期のリード・アンド・ラグを加えて推定した。推定期間は1979～2005年の27年、下段のカッコ内は Newey-West の HAC 標準誤差である）。

$$\begin{aligned} \ln(REXR) = & 6.252 + 0.846 \ln(A_T/A_T^*) - 1.063 \ln(A_N/A_N^*) \\ & (0.939) \quad (0.762) \quad (3.091) \\ & - 0.402 \ln(Poil/P^*) \quad adjR^2 = 0.639 \\ & (0.224) \end{aligned}$$

ここで  $A_T$  は製造業労働生産性、 $A_N$  は非貿易財 TFP であり、政府支出は四半期データでもあまり有意性が高くないことを考慮して、自由度を確保するため予め除外している。統計的有意性は決して芳しくないが、推定結果は本文の理論式(21)式とほぼ整合的なものとなっている。ただし、非貿易財産業格差の変動は大きくないので、均衡実質為替レートに対するその寄与度は小

---

(16) 非貿易財産業は電気・ガス・水道、建設、卸・小売業、ホテル・飲食、運輸・倉庫、金融・保険・不動産、対社会・個人サービスとし、各産業の TFP 指数を基準年の1995年実質付加価値シェアで加重平均して全体の TFP 指数を計測した（貿易財産業の TFP も同じ）。

さい（円のドルに対する実質増価の寄与—対数ベース—は1991～2006年で9パーセント）。しかし、残念ながら、生産性として製造業 TFP や貿易財産業 TFP を使用した場合、芳しい結果は得られなかった。年次データではサンプル数が不足するため、時系列分析には多くの困難があると言えよう。

## 補論 2 製造業労働生産性データの四半期分割

アメリカ労働統計局は主要国の製造業労働生産性（労働時間当たり実質付加価値）指数の長期時系列データを作成・公表しており、整合的な国際比較を可能にしている点で貴重なデータ・ソースとなっている<sup>(17)</sup>。しかし、1987年で不連続性があるものの、アメリカの生産性データは四半期ベースでも利用可能であるのに対し、日本（およびその他の国）のデータは年次データであるため、年次データを四半期データに非集計化する必要がある。ここでは線形内挿のような機械的な非集計化ではなく、Chow and Lin (1971) による最良線形不偏推定を採用する<sup>(18)</sup>。

いま、直接観察されない  $n \times 1$  の四半期ベース変数ベクトルを  $y$ ，それと密接な関係がある観察可能な  $n \times k$  の変数行列を  $X$  と置き、両者の間に次のような線形関係を想定する。

---

(17) OECD も生産性に関する整合的な国際比較データを作成・公開しているが、長期継続性の面では依然、限定的である。

(18) 典型的には次のようである。いま変数  $y$  に関する2000年と2001年の年次データを  $y(2000)$ ， $y(2001)$  としよう。そして、これらは各年央時点の観察値と仮定する。このとき四半期データは四半期央時点の観察値と仮定して、2000年 Q3 の  $y = (10.5/12)y(2000) + (1.5/12)y(2001)$ ，2000年 Q4 の  $y = (7.5/12)y(2000) + (4.5/12)y(2001)$ ，2001年 Q1 の  $y = (4.5/12)y(2000) + (7.5/12)y(2001)$ ，2001年 Q3 の  $y = (1.5/12)y(2000) + (10.5/12)y(2001)$  というウェイトニングにより四半期データを生成する。

$$y = X\beta + u \quad u \sim N(0, V) \quad (\text{A-1})$$

一方、四半期データの単純平均と定義される年次データは説明・非説明変数双方とも観察可能としよう。いま、 $C$ を次のような四半期データを年次データに変換する  $n \times 4n$  の変換行列と定義する。

$$C = \frac{1}{4} \begin{bmatrix} 11110000 \dots\dots\dots 0000 \\ 00001111 \dots\dots\dots 0000 \\ \dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots\dots \\ 00000000 \dots\dots\dots 1111 \end{bmatrix} \quad (\text{A-2})$$

そして、(A-1)式の左側から  $C$  を乗じた年次系列体系を

$$y_a = X_a\beta + u_a \quad u_a \sim N(0, V_a) \quad (\text{A-3})$$

としよう。ここで  $y_a = Cy$ ,  $X_a = CX$ ,  $u_a = Cu$  であり、誤差項の分散共分散行列は  $V_a = CVC'$  であるので、年次体系は GLS 推定的前提を満たしている。このとき、Chow and Lin (1971) は GLS 推定値と同残差

$$\hat{\beta} = (X_a V_a^{-1} X_a')^{-1} X_a' V_a^{-1} y_a \quad (\text{A-4})$$

$$\hat{u}_a = y_a - X_a \hat{\beta} \quad (\text{A-5})$$

に対し、

$$\hat{y} = X \hat{\beta} + VC'(CVC')^{-1} \hat{u}_a \quad (\text{A-6})$$

が四半期データへの最良線形不偏分割であることを示した。そして、既知と仮定されている四半期モデル誤差項の分散共分散行列  $V$  について、①  $V = \sigma^2 I$  のケース、② 1 階の自己回帰過程  $u_t = \rho u_{t-1} + v_t$  のケース、の二つの推定方法を提案している。

このうち、比較的簡単な  $V = \sigma^2 I$  の場合、 $CC' = (1/4)I_{n \times n}$  であるので

$$\hat{\beta} = (XX')^{-1}X'y, \quad VC'(CVC')^{-1}\hat{u}_a = 4C'\hat{u}_a$$

と変形でき、 $\beta$  の推定値は OLS 推定値に一致する。したがって、年次集計データによって(A-3)を OLS で推定し、その OLS 推定値と説明変数の積に年次体系の残差を加えることによって四半期系列を計測可能である。

以上の方法論に基き、次のようにして日本の製造業生産性  $A$  の四半期分割を行った。まず、四半期ベースの関係を時間  $T$  の二次関数

$$\log A = b_0 + b_1 T + b_2 T^2 \quad (\text{A-7})$$

と仮定する。次に、年次生産性は四半期生産性の等ウェイト幾何平均と仮定して、時間集計を行った年次体系を OLS で推定する。ちなみに、具体的推定結果は次のようであった（推定期間は1970～2011年、カッコ内は  $t$  値）。

$$\log A_a = 3.3934 + 0.0113(T_a/4) - 1.17 \times E^{-5}(T_a^2/4) \quad \text{adj}R^2 = 0.995$$

(225.5)    (27.39)    (-4.50)

ここで説明変数について年次集計が行われていることに注意する（例えば  $T_a$  の最初の数値は1970年 Q1～Q4 を表わす 1～4 の合計10である）。このパラメーター推定値を(A-7)式の対応する  $b_i$  とし、(A-7)式の右辺に年次系列

## 歴史的な円高

の推定残差を加えることによって四半期系列が得られる。なお、その構築手続きから明らかなように、作成された四半期系列の四半期平均値は対応する実際の年次計数に必ず一致する。

## 参 考 文 献

- 青木浩治, 2011. 「2000年代における為替レート変動の二つの変調」 5月, Mimeo.
- 一上馨・木村武・中村俊文・長谷部光, 2012. 「安全資産の需給と国債の希少性プレミアム」『日銀レビュー』2012-J-1, 1月.
- 岩田規久男, 2011. 『ユーロ危機と超円高恐慌』日経プレミアシリーズ149.
- 岩崎雄斗・河合正弘・平形尚久, 2012. 「新興国における供給ショックの国際波及—3カ国 DSGE モデルによるインフレーションの分析—」『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』No. 12-J-7, 7月.
- 経済産業省『2012年版ものづくり白書』2012年6月.
- 経済産業省『通商白書2012』2012年9月.
- 金榮慤・深尾京司・牧野達治, 2010. 「『失われた20年』の構造的原因」*RIETI Policy Discussion Paper Series* 10-P-004, 5月.
- 佐々木融, 2011. 『弱い日本の強い円』日経プレミアシリーズ138.
- 竹森俊平, 2012. 『ユーロ破綻 そしてドイツだけが残った』日経プレミアシリーズ178.
- 内閣府, 2009. 『経済財政白書平成21年度』平成21年7月, 56-59ページ.
- 深尾京司, 2012. 『失われた20年と日本経済』日本経済新聞社.
- 渡辺努・藪友良, 2009. 「量的緩和期の外為介入」*JSPS Grants-in-Aid for Creative Scientific Research Understanding Inflation Dynamics of the Japanese Economy Working Paper Series* No. 45, August.
- Aoki, K., 2012. Historically record-breaking high of the Japanese yen: An empirical evaluation. *Mimeo.*, February.
- Bénassy-Quéré A., A. Lahrière-Révil and V. Mignon, 2011. World consistent equilibrium exchange rates. *Journal of the Japanese and International Economies* 25(2), June: 12-32.
- Caballero, R. J., E. Farhi and P.-O. Gourinchas, 2006. An equilibrium model of “global imbalances” and low interest rates. *NBER Working Paper* No. 11996, January.
- Caballero, R. J., E. Farhi and P.-O. Gourinchas, 2008. An equilibrium model of “global imbalances” and low interest rates. *American Economic Review* 98(1), March: 358-393.
- Caballero, R. J., 2010. A caricature (model) of the world economy. MIT Department of Economics *Working Paper* 10-17, November 23.
- Chen, Y.-C. and K. Rogoff, 2003. Commodity cyrrencies. *Journal of International Econom-*

- ics 60(1) : 133-160.
- Chen, Y.-C., K. Rogoff and B. Rossi, 2010. Can exchange rates forecast commodity prices? *Quarterly Journal of Economics* 125(3) : 1145-1194.
- Chinn, M., 1997. Whither the Yen? Implications of an intertemporal model of the Dollar/Yen rate. *Journal of the Japanese and International Economies* 11(2), June: 228-246.
- Chow, G. C. and A.-L. Lin, 1971. Best linear unbiased interpolation, distribution, and extrapolation of time series by related series. *Review of Economic and Statistics* 53(4), November: 372-375.
- Clark, P. B. and R. MacDonald, 1998. Exchange rates and economic fundamentals: A methodological compariron of BEERs and FEERs. *IMF Working Paper* WP/98/67, May.
- Cline, W. R. and J. Williamson, 2012. Estimates of fundamental equilibrium exchange rates, May 2012. *Peterson Institute for International Economics Policy Brief* No. PB12-14, May.
- Cook, D. and M. Devereau, 2010. International monetary and fiscal policy coordination in a liquidity trap.. *Mimeo.*, May.
- Cook, D. and M. Devereau, 2011. Sharing the burden: Monetary and fiscal responses to a world liquidity trap. *NBER Working Paper* No. 17131, June.
- Dekle, R. and K. Fukao, 2009. The Japan-U. S. exchange rate, productivity, and the competitiveness of Japanese industries. *Global CEO Hi-Stat Discussion Paper Series* 047, Hitotsubashi University, March.
- Dornbusch, R., S. Fisher and P. A. Samuelson, 1977. Comparative advantage, trade, and payments in a Ricardian model with a continuum of goods. *American Economic Review* 67(5), December : 823-839.
- Eaton, J. and S. Kortum, 2002. Technology, geography, and trade. *Econometrica* 70(5), September: 1741-1779.
- Gourinchas, Pierre-Olivier and Maurice Obstfeld, 2012. Stories of the Twenty Century for the Twenty-First. *American Economic Journal: Macroeconomic*, 4, January: 226-265.
- Gourinchas, Pierre-Olivier and Maurice Obstfeld, 2012. Understanding past and future financial crises. *Voxeu*, 1 February 2012.
- Jean, O., 2009. Global liquidity trap. *Mimeo.*, October.
- Keynes, J. M., 1923. The theory of money and of the foreign exchanges. In his *A Tract on Monetary Reform*, Chapter 3, pp. 61-115, London : Macmillan. (The Collected Writings of John Maynard Keynes IV, London : Macmillan and Cambridge University Press, 1971.)
- Krugman, P., 1986. A “technology gap” model of international trade. In K. Jungenfelt and D. Hague eds., *Structural Adjustment in Advanced Economies*, Macmillan. (Reprinted in Krugman (1990), Chapter 9)
- Krugman P., 1979. A model of innovation, technology transfer, and the world distribution of income. *Journal of Political Economy* 87(2) : 253-266. (Reprinted in Krugman

- (1990), Chapter 10)
- Krugman, P. R., 1990. *Rethinking International Trade*, The MIT Press: Cambridge, Massachusetts and London, England.
- Krugman, P. R., M. Obstfeld and M. J. Melitz, 2011. *International Economics: Theory and Policy*, 9<sup>th</sup> Edition, Global Edition. Pearson Education Limited.
- Lane, P. R. and G. M. Milesi-Ferretti, 2004. The transfer problem revised: Net foreign assets and real exchange rates. *Review of Economics and Statistics* 86(4), November: 841-857.
- Obstfeld, M., 2009. Time of troubles: The Yen and Japan's economy, 1985-2008. *NBER Working Paper* No. 14816, March.
- Ono, Y., 2006. International asymmetry in business activity and appreciation of a stagnant country's currency. *Japanese Economic Review* 57(1), March: 101-120.
- Rogoff, K., 1992. Traded goods consumption smoothing and the random walk behavior of the real exchange rate. *BOJ Monetary and Economic Studies* 10(2), November: 1-29.
- Samuelson, P., 1964. Theoretical notes on trade problems. *Review of Economics and Statistics* 46(2), May: 145-154.
- Samuelson, P., 2004. Where Ricardo and Mill rebut and confirm arguments of mainstream economists supporting globalization. *Journal of Economic Perspectives*, 18(3), Summer: 135-146.
- Sato, K., J. Shimizu, N. Shrestha and Z. Zhang, 2012. New estimates of the equilibrium exchange rate: The case for the Chinese Renminbi. *The World Economy* 35(4), April: 419-443.
- Stock, J. H. and M. W. Watson, 1993. A simple estimator of cointegrating vectors in higher order integrated systems. *Econometrica* 61(4), July: 783-820.
- Svensson, L. E. O., 2000. The zero bound in an open economy: A foolproof way of escaping from a liquidity trap. *NBER Working Paper* No. 7957, October.
- Svensson, L. E. O., 2003. Escaping from a liquidity trap and deflation: The foolproof way and others. *Journal of Economic Perspectives* 17(4), Fall: 145-166.
- Yoshikawa, H., 1990. On the equilibrium Yen-Dollar rate. *American Economic Review* 80(3), June: 576-583.