

日本において購買力平価は成立していたのか

中野聖子
藪友良

July 2011

要 旨

本章では、Ito(1997)において分析された日米の長期実質為替レートについて、構造変化および欠損値の存在を考慮に入れた上で再検証している。Ito(1997)は、消費者物価指数（CPI）および卸売物価指数（WPI）ベースの実質為替レートを用いて、購買力平価が成立しているかを検証し、その結果、WPIベースでのみ購買力平価が成立していることを確認している。本章では、構造変化や欠損値の存在を考慮に入れた結果、WPIベースだけでなく、CPIベースにおいても購買力平価が成立していることを確認している。これはIto(1997)の結果を補強する結果と言える。

日本において購買力平価は成立していたのか

中野聖子* 藪友良**

2011年7月

要 旨

本章では、Ito(1997)において分析された日米の長期実質為替レートについて、構造変化および欠損値の存在を考慮に入れた上で再検証している。Ito(1997)は、消費者物価指数(CPI)および卸売物価指数(WPI)ベースの実質為替レートを用いて、購買力平価が成立しているかを検証し、その結果、WPIベースでのみ購買力平価が成立していることを確認している。本章では、構造変化や欠損値の存在を考慮に入れた結果、WPIベースだけでなく、CPIベースにおいても購買力平価が成立していることを確認している。これはIto(1997)の結果を補強する結果と言える。

キーワード: 実質為替レート、単位根検定、構造変化、欠損値、検定力、パネルデータ、長期データ

JEL classification: F31、F37、F41

* 経済産業省商品先物市場整備監視室市場監視官

** 慶應義塾大学商学部准教授

本章の作成に当たっては、伊藤隆敏教授より貴重なデータベースを提供して頂いた。ここに記して感謝したい。本論文は、宮崎憲司編『選好と国際マクロ経済学』(法政大学出版局、2012年)の第7章として執筆された。本論文の内容や意見は、執筆者個人に属し、経済産業省の公式見解を示すものではない。

1. はじめに

為替レートの長期的トレンドを説明する代表的理論として、購買力平価 (PPP: Purchasing Power Parity) がある。購買力平価は、「同一通貨で計った消費財バスケットの価格は全ての国で等しくなる」と主張しており、国際経済モデルにおける重要な仮定のひとつとなっている。たとえば、ドーンブッシュ・モデルは購買力平価が長期的には成立していると仮定している。また、最近では、中国の通貨人民元などの適正水準を検証する際に、購買力平価がひとつの指標として用いられている。購買力平価に関する議論は長く続いており、たとえば Froot and Rogoff (1996)、Obstfeld and Rogoff (1996)、Rogoff (1996)、Sarno and Taylor (2002)、Taylor and Taylor (2004)は購買力平価の展望論文として優れている。また日本語で書かれた展望論文としては藪(2007)がある。

購買力平価が長期的に成立しているならば、実質為替レートは短期的に均衡から乖離しても、長期的には均衡へと収束する。このため、実質為替レートが定常であれば購買力平価が長期的に成立していると言える。多くの実証研究では実質為替レートが定常であるかを単位根検定で検証している。単位根検定による初期の実証研究では、購買力平価を支持する結果は得られなかった。この理由として、Frankel(1986)は、サンプル期間の短さに起因した単位根検定の検定力の低さを指摘している。それまでの研究は、数十年間のみをサンプル期間とした単一時系列での実証研究であり、これでは均衡への収束を観察するために十分ではなく、その系列が単位根を持つかを判断できなかったのだ。

単位根検定の検定力を上げるため、購買力平価の実証では 2 つのアプローチが取られてきた。第 1 のアプローチは複数国をサンプルに含んだパネルデータの利用であり、第 2 のアプローチは 100 年以上に及ぶ長期データの利用である。Ito(1997)は、日本の長期データを分析することで、第 2 のアプローチへの貢献を

行っている（以後は Ito と表記）。

Ito は、日米の実質為替レートについて、117 年間（1879～1995 年）にわたる長期データベースを作成して、消費者物価指数（CPI）ベースおよび卸売物価指数（WPI）ベースの実質為替レートについて、購買力平価が成立しているかを分析している。単位根検定の結果、WPI ベースの実質為替レートでは単位根仮説を棄却したものの、CPI ベースの実質為替レートでは単位根仮説を棄却できなかった。

図 1 では、日本の実質為替レートを描いている。これをみると、日本の高度経済成長を反映して、実質為替レートが円について増価していることが分かる。また、同図から、日本の実質為替レートには 2 つの特徴がみてとれる。第 1 に、第二次世界大戦中の欠損値の存在である。この欠損値は戦中の混乱により、データが収集されていなかったことが原因である。標準的な単位根検定は欠損値の存在を考慮しておらず、欠損値が存在するデータから得られた検定統計量は、ADF 検定などで一般的に用いられる検定統計量の分布に従わない可能性がある。我々の知る限り、欠損値を考慮した単位根検定は存在せず、Ito においても標準的な単位根検定を行っている。しかし、欠損値が存在する場合、標準的な単位根検定の臨界値は真の臨界値とは異なる可能性がある。

第 2 に、第二次世界大戦前後における構造変化の可能性である。バラッサ・サミュエルソン仮説は、非貿易財の存在により、経済成長率の高い国の実質為替レートは増価していくことを示している。特に、WPI に比べて非貿易財を多く含んでいる CPI ベースの実質為替レートの傾斜は、バラッサ・サミュエルソン仮説が示すとおり、一方の国の経済成長が著しい状況では、非貿易財の生産性格差が拡大することで、WPI ベースのものより急勾配となる傾向にある。日本は戦後に経済が急成長しており、実質為替レートは戦後に顕著に増価した可

能性がある。また、非貿易財を多く含んだ CPI ベースにおいて、この動きがとくに著しいと考えられる。実際に図 1 をみると、戦後、CPI ベースでは実質為替レートが急速に増価している。これに対して、WPI ベースでは実質為替レートの動きは安定している。Perron (1989)は、「トレンドに構造変化がある場合、それを無視してしまうと、単位根検定は単位根仮説を採択する方向にバイアスを持つ」と指摘している。つまり、Ito では、CPI ベースの実質為替レートにおいて単位根仮説を棄却できなかったが、トレンドにおける構造変化を適切に考慮することで、CPI ベースでも購買力平価を支持する結果が得られる可能性がある。

図 1 の挿入

本章では、Ito と同じデータを用いて、構造変化や欠損値の存在を考慮した上で、購買力平価が成立しているかを検証する。Perron (1989)が指摘しているとおり、トレンドにおける構造変化は単位根検定の結果を大きく左右する。このため、第 2 節では、構造変化の可能性をフォーマルに検証している。具体的には、トレンドに構造変化が存在していたのかを、Perron and Yabu (2009a)で提案された検定方法によって検証している。その結果、CPI ベースの実質為替レートにおいてのみ、トレンドに構造変化があることが確認された。第 3 節では、構造変化および欠損値を考慮するため、データを戦前と戦後の 2 期間に分けた上で、それぞれの期間に対して単位根検定を行った。この方法であれば、構造変化や欠損値に伴うバイアスは発生しない。しかし、一方において、サンプル期間を分割すると、それぞれのサンプル期間のサンプル数が減少してしまうため、単位根検定の検定力も減少してしまう。本章では、検定力の低下を軽減させるため、検定力が最も高い GLS-ADF 検定を行っている (Elliott et. al. (1996)参照)。

その結果、WPI ベースのみでなく、CPI ベースでも購買力平価が成立していることが確認された。この結果は、CPI ベースの実質為替レートには、構造変化が含まれており、トレンドにおける構造変化を適切に考慮することで、CPI ベースの実質為替レートにおいても、購買力平価が支持されること示すものであり、Ito(1997)の結果を補強するのであると言えよう。

2. 構造変化の検証

実質為替レートの対数をとった系列 (q_t) が 1 階の自己回帰モデル (AR(1)) に従うとする。

$$q_t = \mu + \beta t + u_t \quad (1)$$

$$u_t = \alpha u_{t-1} + v_t \quad (2)$$

ここで、 q_t 、 t および v_t を、それぞれ実質為替レートの対数值、トレンドおよび定常的なショックと定義する。係数 α が $|\alpha| < 1$ であれば誤差項は定常過程に従い、 $\alpha = 1$ であれば誤差項は単位根を持っている。また、 β は実質為替レートの平均変化率を表している。

本節では、実質為替レートのトレンドに構造変化が存在したか、つまり、 β が戦前と戦後で有意に異なっているかを検証する。具体的には、(1)式を戦前と戦後それぞれについて推定して、そこで得られた β の 90%信頼区間が互いに重なり合っているかを検証する。もし戦前と戦後の信頼区間が互いに重なり合っていないなら、 β に構造変化があったと言えよう。一方、戦前と戦後の信頼区間が互いに重なり合っていれば、 β に構造変化があったとは言えない。

しかし、 β の信頼区間を求めるにあたり 2 つの問題がある。第 1 に事前に α の値が分からないこと、第 2 に β の検定統計量の極限分布が α の値に依存するこ

とである。つまり、トレンド係数を検定するための検定統計量の極限分布は、データが定常であるか、単位根を持つかによって異なる。たとえば、(1)式を最小2乗法で推定すれば、 β に関して標準的な t 統計量が得られる。この t 統計量は、データが定常 ($|\alpha| < 1$) であるなら漸近的には標準正規分布に従う。一方、単位根を持つなら ($\alpha = 1$)、 $T^{0.5}$ で標準化した t 統計量が漸近的には非標準的な分布に従う。しかし、事前にデータが定常であるか、単位根を持つかを示す α の値は分からないため、どちらの極限分布を用いればよいか分からない。つまり、 α の値が分からないため、 β の 90%信頼区間を求めることができないのだ。

この問題について、Perron and Yabu (2009a)は、係数 α に関する事前情報なしで、 β の信頼区間を求める方法を提案している（また、Perron and Yabu (2009b)は、Perron and Yabu (2009a)をより複雑なトレンドモデルへ拡張している）。Perron and Yabu (2009a)は、(1)式を実現可能な一般化最小2乗法 (FGLS) で推定して、 β に関する t 統計量を求めている。その結果、プロセスが定常でも単位根を持っていても、常に t 統計量が漸近的には標準正規分布に従うことを示している。Perron and Yabu (2009a)において提案された統計量を用いれば、 α の値に対して頑健な β の 90%信頼区間を求めることができる。

ここで Perron and Yabu (2009a)の手法を説明するため、(1)式の両辺に $(1-\alpha L)$ を掛ける。

$$(1-\alpha L)q_t = \mu(1-\alpha) + \beta(1-\alpha L)t + (1-\alpha L)u_t \quad (3)$$

新しい誤差項 $(1-\alpha L)u_t = v_t$ は、 α の値が何であろうとも、常に定常的なショックである。よって、(3)式の推定から得られる標準的な t 統計量の極限分布は標準正規分布に従う。しかし、実際には α の値は未知であり、(1)式の両辺に $(1-\alpha L)$ を掛

けることはできない。よって、 α をその推定量で置き換えて、FGLS を行う必要がある。しかし、Perron and Yabu (2009a) が指摘したように、 α を最小 2 乗推定量 $\hat{\alpha}$ で置き換えると、t 統計量の極限分布は、データが定常か単位根を持つかで異なってしまう。このため、Perron and Yabu (2009a) は、新たな α の推定量として、(4) 式を提案している。

$$\hat{\alpha}_s = \begin{cases} \hat{\alpha} & \text{if } |\hat{\alpha} - 1| > T^{-0.5} \\ 1 & \text{if } |\hat{\alpha} - 1| \leq T^{-0.5} \end{cases} \quad (4)$$

この推定量 $\hat{\alpha}_s$ は、 $\hat{\alpha}$ が 1 から乖離していれば $\hat{\alpha}$ を用いて、 $\hat{\alpha}$ が 1 に近ければ 1 を用いている。Perron and Yabu (2009a) は、 $\hat{\alpha}_s$ を使って FGLS から求められた t 統計量は、データが定常であるか、単位根を持つかに関わらず、標準正規分布に従うことを示している。また、Perron and Yabu (2009a) は、小標本における性質を改善するために、(4) 式を求める際には、 $\hat{\alpha}$ ではなく α の中位不偏推定量 (Median Unbiased Estimator) を用いることを推奨している。

本節では、Perron and Yabu (2009a) で提案された手法を用いて、頑健な β の 90% 信頼区間を求めている。また、 u_t は AR(1) ではなく、より一般的な p 階の自己回帰モデル (AR(p)) として推定を行っている。ラグの長さ (p) は最大 4 として、ベイジアン情報量基準 (BIC) によって選択している。表 1 は、戦前と戦後のそれぞれについて、トレンド係数 β の推定値とその 90% 信頼区間を示している。ここでカッコの中の値は、トレンド係数 β の 90% 信頼区間の上限および下限である。

トレンド係数 β の推定値を検証すると、CPI ベース、WPI ベースいずれの結果

においても、戦前は、90%信頼区間が $\beta=0$ を含んでおり、有意なトレンドは確認できなかった。一方、戦後は、CPI ベース、WPI ベースの両方において、90%信頼区間が $\beta=0$ を含んでおらず、有意な正のトレンドが確認できた。

また、WPI ベースについては、戦前の信頼区間の上限値は 0.0208、戦後の下限値は 0.0024 であり、戦前と戦後の信頼区間が互いに重なり合っている。一方、CPI ベースについては、戦前の上限値は 0.0120、戦後の下限値は 0.0124 であり、戦前と戦後の信頼区間は互いに重なり合っていない。この結果から、CPI ベースの実質為替レートではトレンドに有意な構造変化があるが、WPI ベースではトレンドに有意な構造変化があるとは言えない。

表 1 の挿入

以上の結果より、CPI ベースの実質為替レートにおいて、構造変化を考慮しない場合、単位根検定は、単位根仮説を採択する方向にバイアスを有してしまう。つまり、Ito において、CPI ベースで実質為替レートが単位根を持つとの仮説を棄却できなかった理由は、実際に単位根を持っていたためではなく、構造変化を考慮していなかったためである可能性がある。

3. 単位根検定

ここまでの考察で見てきたとおり、日米における実質為替レートの長期データには、考慮すべき特性が 2 つあった。第 1 は欠損値の存在であり、第 2 はトレンドにおける構造変化の存在である。ここでは、これらの特性を踏まえて、CPI ベースおよび WPI ベースの実質為替レートについて、分析期間を戦前と戦後に分けて単位根検定を行う。

表 2 は、全期間、戦前および戦後の期間における、単位根検定の結果を示している（全期間の結果は Ito と同じ）。全期間のサンプルを用いた DF（Dickey-Fuller）検定においては、CPI ベースについては α が 0.975、WPI ベースについては α が 0.837 と推定され、いずれにおいても単位根仮説の棄却はできなかった（Ito は ADF 検定と Phillips-Perron 検定を行った結果、Phillips-Perron 検定で、WPI ベースでのみ単位根仮説を棄却している）。一方、この結果を長期均衡からの乖離が半減するのに必要な期間である半減期（ $\ln(0.5)/\ln(\rho)$ ）の観点からみると、CPI では 27.4 年、WPI では 3.9 年となっている。この結果は WPI では購買力平価を支持するが、CPI では購買力平価を支持しないという Ito の結果と整合的である。

しかし、戦前と戦後に分けて分析するとその印象は異なる。CPI でも WPI でも、 α の推定値は約 0.8 であり、全期間を用いての分析に比べると、両系列において購買力平価を支持する傾向の結果となる。半減期を計算すると、CPI ベースについては、全期間の 27.4 年に比べると、戦前では 4.2 年、戦後では 2.5 年となっており、構造変化を考慮することで半減期が顕著に低下している。これらの結果は構造変化の重要性を示す結果と言えよう。しかし、残念ながら、これらの結果は有意に単位根仮説を棄却するものではない。これはサンプル期間を戦前と戦後で分割したことで検定力が低下したためと思われる。以下では、単位根検定の検定力を高めるため、Elliott et. al. (1996)で提案された GLS-ADF 検定を行う。

表 2 の挿入

表 3 では、戦前および戦後について GLS-ADF 検定を行った結果を示している。

第 2 節では、CPI および WPI の両系列において、戦前ではトレンドはないが、戦後ではトレンドがあることを確認している。単位根検定の検定力を高めるため、戦前についてはトレンド変数を含めずに単位根検定を行う一方、戦後についてはトレンド変数を含めて単位根検定を行う。また、ラグの長さについては、1 から 4 の場合すべてについて、GLS-ADF 検定の結果を記載している。

情報量基準として、赤池情報量基準 (AIC) および BIC を用いてラグ選択を行った。その結果、戦後では、CPI および WPI の両系列について、いずれの情報量基準においてもラグ数 2 が選択された。一方、戦前では、WPI については、いずれの情報量基準においてもラグ数 1 が選択されたが、CPI については、AIC はラグ数 2、BIC はラグ数 1 を選択している。

WPI ベースの実質為替レートについて、選択されたラグ数における GLS-ADF 検定の結果を見てみると、戦前についてはラグ数 1 が選択されるため統計量の値は-1.976、戦後についてはラグ数 2 が選択されるため-3.023 となっている。これらは、いずれも有意水準 5% で単位根仮説を棄却している。次に、CPI ベースの実質為替レートについてみると、戦後については、ラグ数 2 が選択されるため-3.102 となっており、有意水準 5% で単位根仮説を棄却している。しかし、戦前については、情報量基準として AIC を用いた場合は、選択されるラグ数が 2 となり単位根仮説を棄却できるが、BIC を用いた場合は、ラグ数が 1 となり単位根仮説を棄却できない。つまり、情報量基準として、AIC 基準を用いるか BIC 基準を用いるかによって、単位根仮説を棄却できるか否かが異なっている。このため、戦前の CPI については頑健な結果とまでは言えないだろう。

以上から、戦前だけでなく戦後においても、CPI ベース、WPI ベースともに購買力平価を支持する結果が得られている。この結果は、Ito の結果を補強する結果と言えるだろう。本節では、CPI ベースの実質為替レートには、戦前の安定成

長期と戦後の高度成長期の間には構造変化が存在し、このトレンドにおける構造変化を適切に考慮することで、CPI ベースの実質為替レートにおいても、購買力平価が支持されることを確認した。この結果は、一方の国で経済成長が著しい場合に、非貿易財の生産性格差の拡大により実質為替レートの傾斜が急勾配となりやすいため、単位根検定に際しては、特に CPI ベースの実質為替レートについてトレンドにおける構造変化を考慮する必要があることを示している。

表 3 の挿入

4. おわりに

本章では、Ito において分析された 1879～1995 年までの長期円ドル実質為替レートを、構造変化や欠損値の存在を考慮に入れた上で再検証した。まず、Perron and Yabu (2009a)で提案された統計量を用いて、トレンドにおける構造変化の存在を確認した。その結果、CPI ベースの実質為替レートにおいて構造変化が確認された。このため、構造変化を考慮した上で単位根検定を行った結果、WPI だけでなく CPI においても、購買力平価を支持する結果が得られた。ただし、戦前の CPI については、AIC 基準に基づいてラグ選択を行った場合のみ、購買力平価を支持する結果となっており頑健な結果とまでは言えない。

本章の分析により、日米に関する購買力平価が長期的に成立していることが確認された。長期的に購買力平価が成立していることが確認できたことは、為替レートの適正水準の指標としての購買力平価の有用性を示すものと言えよう。また、購買力平価は国際経済モデルにおいて重要な仮定となっており、日本において、今後も購買力平価を現実的な仮定として考えることができると言える。

参考文献

- 藪友良(2007) 購買力平価 (PPP) パズルの解明：時系列的アプローチの視点から, 日本銀行金融研究所金融研究, 第 26 巻第 4 号, pp.75-106.
- Elliott, G., T.J. Rothenberg, Stock, J.H, (1996) Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root, *Econometrica*, 64, pp.813-836
- Frankel, J., (1986) International capital mobility and crowding out in the U.S. economy: Imperfect integration of financial markets or goods markets? in Hafer, R. ed., *How open is the U.S. economy*, Lexington Books, Lexington.
- Froot, K.A., Rogoff, K., (1996) Perspectives on PPP and long-run real exchange rates, in Grossman, G. and Rogoff, K. ed., *Handbook of International Economics*, Vol.3, Elsevier, Amsterdam.
- Ito, T., (1997) The Long-Run Purchasing Power Parity for the Yen: Historical Overview, *Journal of the Japanese and International Economies*, pp. 502-521.
- Obstfeld, M., Rogoff, K., (1996) *Foundations of International Macroeconomics*, MIT Press.
- Perron, P., (1989) Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, Vol. 57, No. 6, pp. 1361-1401.
- Perron, P., Yabu, T., (2009a) Estimating Deterministic Trends with an Integrated or Stationary Noise Component, *Journal of Econometrics*, pp. 56-69.
- Perron, P., Yabu, T., (2009b) Testing for shifts in Trend with an Integrated or Stationary Noise Component, *Journal of Business and Economic Statistics*, pp. 369-396.
- Rogoff, K., (1996) The Purchasing Power Parity Puzzle, *Journal of Economic Literature*, pp. 647-668.
- Sarno, L., Taylor, M. P, (2002) *The Economics of Exchange Rates*, Cambridge University Press.
- Taylor, A. M., Taylor, M. P., (2004) The Purchasing Power Parity Debate, CRIF Seminar series. Paper 24.

表 1: 実質為替レート平均変化率の 90%信頼区間

	第二次世界大戦前	第二次世界大戦後
WPI		
β	0.0032	0.0214
$[\beta_{\min}, \beta_{\max}]$	[-0.0143, 0.0208]	[0.0024, 0.0403]
CPI		
β	-0.009	0.0325
$[\beta_{\min}, \beta_{\max}]$	[-0.0301, 0.0120]	[0.0124, 0.0525]

注: $[\beta_{\min}, \beta_{\max}]$ は 90%信頼区間の上限及び下限を指す。ラグの長さは最大 4 として、*BIC* で選択している。サンプル期間は 1879~1995 年としている。

表 2: 係数 α の推定

	全期間	第二次世界大戦前	第二次世界大戦後
CPI			
α	0.975 (0.029)	0.848 (0.072)	0.755 (0.098)
WPI			
α	0.8369 (0.053)	0.811 (0.077)	0.772 (0.097)

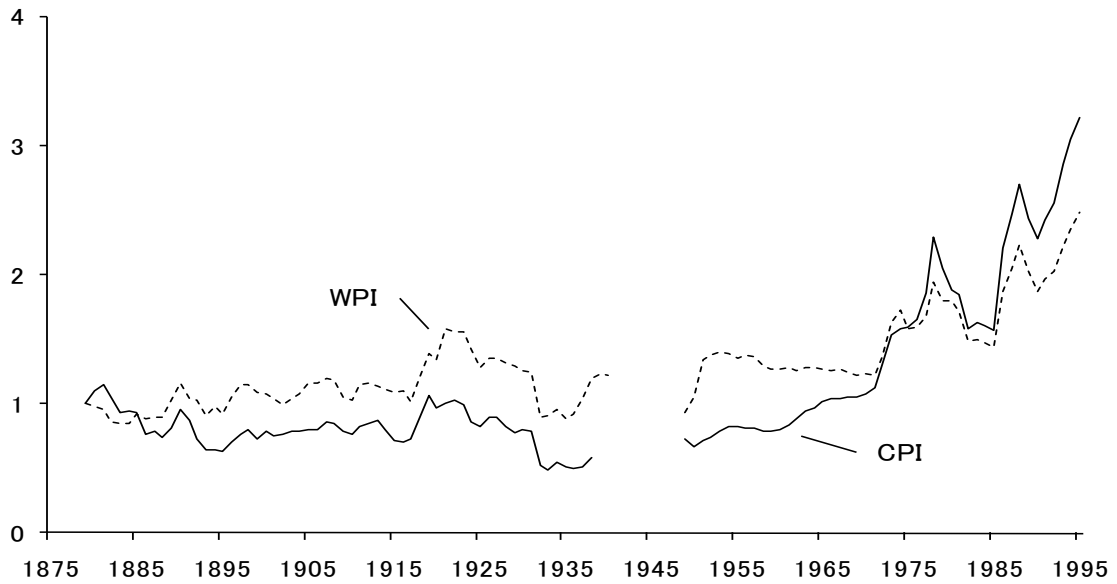
注: 1 階の自己回帰プロセス (AR(1)) であり $\Delta q_t = \beta_0 + \beta_1 t + (\alpha - 1)q_{t-1}$ に基づいて推定を行った結果を掲載した。サンプル期間は 1879~1995 年としている。

表 3: GLS-ADF 検定

期間	定式化	ラグ数	GLS-ADF 検定
CPI			
第二次世界大戦前		1	-1.357
	定数項のみ	2	-2.052**
		3	-1.347
		4	-1.372
第二次世界大戦後		1	-2.354
	定数項 及びトレンド	2	-3.102**
		3	-3.134**
		4	-2.839*
WPI			
第二次世界大戦前		1	-1.976**
	定数項のみ	2	-2.145**
		3	-2.213**
		4	-2.294**
第二次世界大戦後		1	-2.158
	定数項 及びトレンド	2	-3.023**
		3	-2.997**
		4	-2.548

注: $AR(p)$ プロセス ($\Delta q_t = \beta_0 + \beta_1 t + (\alpha - 1)q_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \delta_i \Delta q_{t-i} + \varepsilon_t$) について推定を行っている。また、*、**は、それぞれ 10%、5% の有意水準において有意であることを示す。

図 1:日米の長期実質為替レート



注：実質為替レートの対数値。卸売物価指数（WPI）ベースの実質為替レートのサンプル期間は1879-1938 及び1949-1995。消費者物価指数（CPI）ベースの実質為替レートのサンプル期間は、1879-1939 及び1949-1995。