

バラッサ・サミュエルソン効果を考慮に入れた長期為替レート予測モデル

ブー, トウン・カイ / Vu, Tuan Khai

(出版者 / Publisher)

法政大学経済学部学会

(雑誌名 / Journal or Publication Title)

The Hosei University Economic Review / 経済志林

(巻 / Volume)

88

(号 / Number)

4

(開始ページ / Start Page)

141

(終了ページ / End Page)

164

(発行年 / Year)

2021-03-20

(URL)

<https://doi.org/10.15002/00024150>

バラッサ・サミュエルソン効果を 考慮に入れた長期為替レート予測モデル*

ブー・トウン・カイ**

要旨

長期為替レートの予測において購買力平価は説明力が高くないことがよく知られている。本研究では、バラッサ・サミュエルソン効果を反映させ購買力平価を修正したら予測力が改善するのではなからうかという着想から出発し、長期名目為替レート予測モデルを構築し、1960年～2017年の期間における世界182か国のパネルデータセットを用いて推計を行い、構築したモデルの現実に対する予測力を分析した。分析結果から、バラッサ・サミュエルソン効果を考慮に入れることによって購買力平価よりも予測力が大幅に向上することが分かった。例えば、直近の2015年～2017年の期間において本稿で取り上げた異なる平均所得階層に属する16か国のうち、11か国について実際の名目為替レートが本稿のモデル予測範囲内に含まれた。また、本稿で先行研究と比べより適切なパネルデータ分析手法や更新されたデータを用いたことによって定量的により強いバラッサ・サミュエルソン効果がみられ、このことから一国の経済成長過程で所得水準の上昇が自国通貨を実質増価させる効果が従来よりも強い可能性が示唆されている。

JEL分類コード:C23, F37, F41, O11.

* 本稿の作成にあたって、井上智夫教授（成蹊大学）から有益なコメントをいただいた。ここに記して感謝したい。勿論、本稿におけるあり得べき誤りはすべて筆者個人の責任である。

** 法政大学経済学部。Email: vu.tuankhai@hosei.ac.jp.

キーワード：購買力平価，バラッサ・サミュエルソン効果，為替レート決定理論，均衡為替レート。

1. はじめに

長期における為替レート決定について購買力平価（Purchasing Power Parity [PPP]）は最もよく知られている理論であろう。この理論によると、一国の名目為替レート（自国通貨単位で測る外貨の価格）は国内外物価の比率に等しく、この関係を成立させるのは国際間における財の裁定取引である。

しかしながら、現実のデータを用いて検証してみるとPPPは短期のみならず、長期においても成立しないという結果が多くの実証研究で報告されている¹⁾。一部の研究ではPPPの成立が確認されているが、それでも非常に長い期間を要する（いわゆる超長期の世界である）。厳密な検証ではなくても、名目為替レートと国内外の物価水準のデータから簡単な操作で実質為替レートを計算してみると、PPPが成立するならば定常過程となるはずの実質為替レートが実際では長期のトレンドをもつことは珍しくない。

他方、理論の面からもPPPが成立しない理由の解明が行われてきた。中でも文献でよく知られているのが Balassa (1964) と Samuelson (1964) の研究である。彼らは、後にバラッサ・サミュエルソン効果として呼ばれるようになった、所得水準が高い国ほど物価水準が高いという事実に着眼し、豊かな国においてその高い所得水準をもたらす要因が相対的に高い貿易財部門の生産性であるという考えの下で、実質為替レートが長期トレンドをもつ（つまりPPPが成立しない）メカニズムを理論的に説明した。この理論モデルにおいては、国際的に取引されず裁定取引の対象にならない非貿

1) この文献については Rogoff (1996) や James, Marsh and Sarno (2012) などで詳しくサーベイされている。

易財の存在が重要である。PPPでは全ての財が貿易財であると考えているため、非貿易財の存在を想定していないのである。

本研究は、バラッサ・サミュエルソン効果を反映させ購買力平価を修正したら予測力が改善されるのではなかろうかという着想から出発した。そこで本稿では、バラッサ・サミュエルソン効果を考慮に入れた長期名目為替レート予測モデルを構築し、世界規模の国レベルのパネルデータを用いてモデルを推計し、その予測結果を分析する。

関連の文献では、バラッサ・サミュエルソン効果の検証や、バラッサ・サミュエルソン効果を取り入れるモデルにおける実質為替レートの均衡水準からの乖離（ミサアラインメント）の特定、あるいはミサアラインメントと他の経済変数との関係の分析などが行われた。Rogoff (1996)がおそらくクロスカントリー・データを用いてバラッサ・サミュエルソン効果を検証した最初の研究である。Rogoff (1996)は実質為替レートを被説明変数、所得水準を説明変数とする回帰モデルを推定し、バラッサ・サミュエルソン効果が存在していることを統計的に確認した。Frankel (2006) や Cheung, Chinn and Fujii (2007) は Rogoff (1996) の実証モデルを活用し、実質為替レートに基づき近年の人民元過小評価問題を分析した。また、Rodrik (2008) は同モデルを用いて均衡為替レートを求め、実質為替レートのミサアラインメントと経済成長率との関係を考察した。

上述の先行研究とは異なり、本稿の主要な関心は為替レートモデルがいかに現実を予測できるかという点にある。また、先行研究が実質為替レートに焦点を当てたのに対し、本稿では一般の人々にもより馴染みのある名目為替レートを予測の対象とする。そのために、先行研究の枠組みを拡張し、長期における名目為替レートを予測する手続きを提示する。

本稿の次節以降の構成は次の通りである。第2節では本研究の実証モデルの土台となるバラッサ・サミュエルソン効果に関する理論を概観する。第3節では、先行研究がバラッサ・サミュエルソン効果の検証で用いた回帰モデルから、どのように名目為替レート予測モデルを構築するかを説明

する。第4節では、Penn World Table データベースから入手した世界182か国の長期間パネルデータセットを用いて構築したモデルを推計し、現実に対するモデルの予測力を詳細に分析する。最後の節では結論と今後の課題を述べる。

2. バラッサ・サミュエルソン効果に関する理論

前節で触れたようにバラッサ・サミュエルソン効果 (Balassa-Samuelson effect) は、貧しい国と比べて豊かな国の方が物価が高い傾向にあるという現象を指す²⁾。バラッサ・サミュエルソン効果の存在は実質為替レートが長期トレンドをもつということを意味する。この興味深い現象は、一国経済が長期に渡って高所得水準へ成長していく過程においてサービスを中心とする非貿易財部門よりも、工業品を中心とする貿易財部門で生産性の上昇が顕著であるということによって説明できる。その理論的枠組みの構築に最も大きな貢献をしたのが Balassa (1964) と Samuelson (1964) である。

本節では Balassa (1964) が提示したモデルを概観し、このモデルによって示される実質為替レートと国内経済各部門の生産性や所得との関係をまとめるとめる。

以下では、貿易財部門 (T) と非貿易財部門 (N) から構成される小国開放経済を考える。非貿易財は国内でしか生産・消費されないが、貿易財は国際市場で取引され、その外貨建て価格 P_T^* が自国にとって外生的である (アスタリスク [*] は外国の変数を表す)。労働などの生産要素は国内の部門間を自由に移動できるが、国際間の移動はできない。また、ここでは長期を想定し、名目価格硬直性が無く、各タイプの財の名目価格や名目賃金は完全に伸縮的である。

各部門において企業の利潤最大化条件より、限界労働生産物 (MPL) は

2) 文献ではこのような異なる経済間における所得水準と物価との関係はペン効果 (Penn effect) とも呼ばれる。

賃金に等しい。

$$\begin{aligned} P_{Tt}MPL_{Tt} &= W_{Tt} \\ P_{Nt}MPL_{Nt} &= W_{Nt} \end{aligned} \quad (1)$$

但し、 P_{jt} と W_{jt} はそれぞれ部門 j ($j=T, N$) の財の名目価格と名目賃金で、ともに自国通貨単位で表示される。 MPL_{jt} は部門 j の実質限界労働生産物、 $P_{jt}MPL_{jt}$ はその名目値である。 t は時点を表す。

国内で労働が部門間を自由に移動できるため、部門間における賃金裁定の結果として各部門の賃金は均等化される。

$$W_{Tt} = W_{Nt} \quad (2)$$

(1) と (2) より、国内の各部門の名目限界労働生産物が等しくなり、部門間の相対価格は次のような実物限界労働生産物の比率に等しい。

$$P_{Nt}/P_{Tt} = MPL_{Tt}/MPL_{Nt} \quad (3)$$

貿易財は、国際市場で取引され、一物一価の法則が成立するため、その自国通貨建て価格 P_{Tt} と外貨建て価格 P_{Tt}^* の間に次の関係が成立する。但し、 S_t は名目為替レートで、自国通貨単位で測る外貨の価格として定義される。

$$P_{Tt}/S_t = P_{Tt}^* \quad (4)$$

ここで自国で非貿易財部門と比べ貿易財部門で生産性が相対的に上昇するケースを想定しよう。なお、単純化のため外国の価格や生産性は不変であるとする。このとき、自国内における生産性の変化が部門間の相対価格や自国の物価水準、そして実質為替レートにもたらす効果をみてみよう。

生産性の上昇は実質限界労働生産物の上昇をもたらすので、非貿易財部門と比べ貿易財部門の実質限界労働生産物が相対的に上昇し、(3) より非貿易財の相対価格は上昇する。

一方、自国の物価水準は、自国の消費財バスケットの価格 P_t と定義されるが、このバスケットは貿易財と非貿易財から構成されるので、 P_t は貿易財価格と非貿易財価格の加重平均である。ここでは次のようなコブ・ダグラス型関数形を仮定する。但し、 $\alpha \in (0, 1)$ は消費財バスケットにおける非

貿易財のウェートを表す。

$$P_t = P_{Nt}^\alpha P_{Tt}^{1-\alpha} \quad (5)$$

また、実質為替レート (Z_t) は、(同じ通貨に換算される) 自国財バスケットに対する外国財バスケットの相対価格である。この定義の下では実質為替レートの下落は相対的に自国の物価水準が上昇することを意味するということに注意しよう。

$$Z_t = S_t P_t^* / P_t \quad (6)$$

(5) と (6) より、実質為替レートを次のように書き表せる。

$$Z_t = \frac{P_t^*}{P_t / S_t} = \frac{P_t^*}{P_{Nt}^\alpha P_{Tt}^{1-\alpha} / S_t} = \frac{P_t^*}{(P_{Tt} / S_t) (P_{Nt} / P_{Tt})^\alpha}$$

これを自然対数値に変換し、(4) と合わせると次の関係を得る。

$$\begin{aligned} \ln Z_t &= \ln P_t^* - \ln(P_{Tt} / S_t) - \alpha \ln(P_{Nt} / P_{Tt}) \\ &= \ln P_t^* - \ln P_{Tt}^* - \alpha \ln(P_{Nt} / P_{Tt}) \end{aligned} \quad (7)$$

(7) より、外国の価格 P_{Tt}^* , P_t^* が一定であるならば、自国で非貿易財の相対価格 P_{Nt} / P_{Tt} が上昇すると、実質為替レートは低下することになる。

このように (7) でバラッサ・サミュエルソン効果を説明できることが分かる。すなわち、一国の経済成長過程において、貿易財部門の生産性が相対的に上昇すると、非貿易財の相対価格が上昇し、実質為替レートが長期下落のトレンドをもつ。また、実質為替レートの下落が自国物価の上昇を意味することと、生産性の上昇に伴い所得水準も上昇することを合わせて考えれば、所得水準が高い国ほど物価水準が高くなるのである。

3. バラッサ・サミュエルソン効果を考慮に入れた長期為替レート予測モデル

本節では前節の理論モデルに基づき長期名目為替レート予測モデルを構築する。その基本的なアイデアは、実質為替レートと所得水準の関係を利用して実質為替レートを予測し、そして実質為替レートの予測から名目為

替レートの予測を求めるということである。以下ではその詳細を説明していく。

前節でみたように、バラッサ・サミュエルソン効果の発生メカニズムとして一国内で貿易財部門の相対的な生産性が上昇すると経済が成長し所得水準が上昇すると同時に、実質為替レートが下落する。つまり、理論的には実質為替レートと所得水準の間に負の相関関係が存在する。このことから所得水準は実質為替レートを説明する力をもつと考えることができる³⁾。したがって、次のような計量経済学モデルを考えることができる。なお、このモデルはパネルデータを用いることを前提とする。

$$\ln Z_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln YPC_{it} + \tau_t + \delta_i + u_{it} \quad (8)$$

但し、 i はある国 i を指し、 YPC_{it} は t 時点における国 i の一人当たりの国民所得である。現実では所得以外にも実質為替レートに影響を与える要因があり得るので、その影響をコントロールするために (8) の右辺に τ_t と δ_i という変数を加える。 τ_t は t 時点において全ての国に同じ影響を与える要因を表し、時間ダミー変数である。 δ_i は、時間を通じて変化しないという国 i の特有の要因を表し、固定効果を捉える変数である。

データを用いて (8) のモデルを推計できれば、実質為替レートの予測値 $\hat{Z}_{it}$ を求めることができる。その予測値は所得水準の関数 ($f(YPC_{it})$) である。

次に、実質為替レートの予測値から名目為替レートの予測値を求めよう。実質為替レートの定義式 (6) より、外国に対する国 i の相対物価水準を所与とするならば、名目為替レートの予測値は以下のように求められる。

$$\hat{S}_{it} = (P_{it}/P_t^*) \underbrace{\hat{Z}_{it}}_{f(YPC_{it})} \quad (9)$$

(9) より実質為替レートの予測値 $\hat{Z}_{it}$ が所得水準の関数 ($f(YPC_{it})$) であるから、名目為替レートの予測値 $\hat{S}_{it}$ も所得水準の関数となる。

3) 但し、この説明力は因果関係を意味するのではない。実質為替レートと所得水準の関係の背後に生産性という第3の要因が存在するのである。(8) において所得水準を生産性の代用変数と捉えることも可能である。

(8) と (9) が本稿の名目為替レート予測モデルの式であるが⁴⁾、理解を深めるためにこのモデルを、従来の長期為替レート予測としての購買力平価 (PPP) と比較してみよう。PPPの下では、名目為替レートは国内外の物価の比率に等しく、実質為替レートは1となる。

$$\hat{S}_{it}^{PPP} = (P_{it}/P_t^*) \underbrace{\hat{Z}_{it}^{PPP}}_1 \quad (10)$$

(9) と (10) を比較すると、本稿のモデルとPPPとの相違点は実質為替レートの予測値の部分にあるということが分かる。すなわち、PPPでは実質為替レートが国や時点に依存せず常に1であるのに対し、本稿のモデルでは実質為替レートが所得水準に依存し、その所得水準は国や時点によって可変である。また、所得水準によって説明される実質為替レートの部分が他ならぬバラッサ・サミュエルソン効果であるということから、本稿のモデルは、バラッサ・サミュエルソン効果を調整した購買力平価 (Balassa-Samuelson effect adjusted purchasing power parity) と呼ぶことができる⁴⁾。

4. 長期為替レート予測の結果

ここでは、前節で説明したモデルを用いた長期名目為替レート予測の結果を報告する。

本稿ではモデル (8) と (9) の推計において Penn World Table 9.1 データベースを利用した⁵⁾。本稿のパネルデータセットは、1960年～2017年の期間における世界182か国をカバーしている⁶⁾。このデータセットの優れた点としては、長期間のデータであると同時にどの時点においても低・中・高

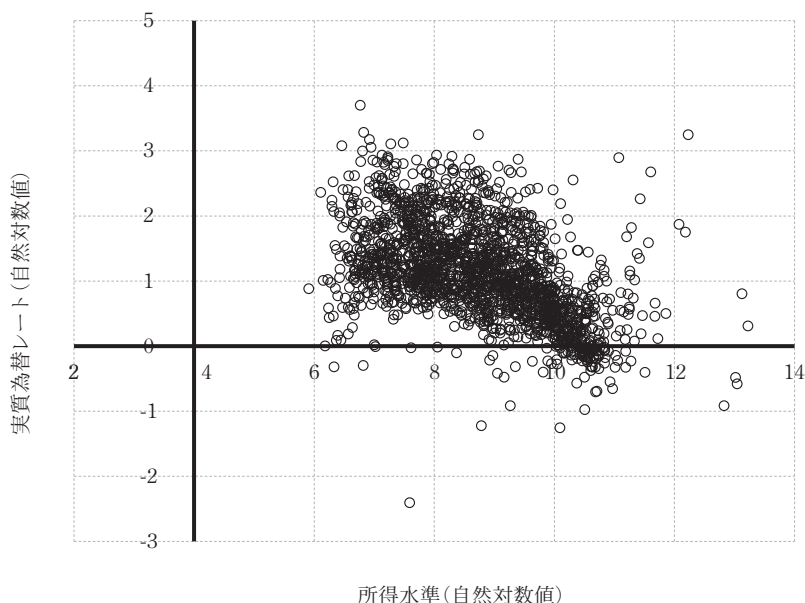
4) 本モデルの (9) の右辺に着目すると解釈しやすい。すなわち、第1項 P_{it}/P_t^* のがPPPモデルの予測で、第2項の $\hat{Z}_{it} = f(YP_{it})$ がバラッサ・サミュエルソン効果を表す。

5) このデータベースについてはFeenstra, Inklaar and Timmer (2015) を参照されたい。

6) 但し、一部の国について時点により欠損値があったり、あるいは旧ソ連メンバー国の場合のように後から国家として独立したなどの理由でデータ利用可能な期間がより短くなる。より詳細については付録を参照されたい。

所得の国々が含まれており、説明変数である平均所得に時系列的にも横断面的にもかなりのバリエーションがあるということである。データセットに含まれる変数のうち、平均所得についてはPPPベースの一人当たり実質GDPを用いた。また、外国の物価 (P_f^*) については米国の物価指数を用いた。これ以外の変数（実質為替レートや名目為替レートなど）については、基本的に第2節の理論モデルで定義した通りである。モデル推計の際に、長期のモデルという想定に沿って各変数の年次データから5年間平均値を計算してから使用した⁷⁾。

図1：1960年～2017年の世界182か国のパネルデータでみる所得水準と実質為替レート



注) 実質為替レートは自国財バスケットに対する外国財バスケットの相対価格。図の各点は各時点における各国のデータを示す。出所：PWT 9.1のデータをもとに筆者作成。

7) 1960年から2014年までは5年ごとに期間を区切って平均をとったが、最後の期間の2015年～2017年だけは3年平均である。

データを用いて実質為替レートと所得水準の散布図を描くと図1のようになる。この図より両変数の間に負の相関関係が確認できる（相関係数は-0.51である）。これは、第2節の理論モデルのインプリケーションと整合的であり、バラッサ・サミュエルソン効果が示唆される。

表1はより厳密な計量経済学的手法を用いた分析結果を示す。ここでは、モデル(8)を、Pooled OLS、時間ダミー、変量効果、固定効果、固定効果・不均一分散という5つの設定で推定した結果である。どの設定においても平均所得の係数(β_1)の推定値が負であり、なおかつ1%の水準で有意である。これらの結果はバラッサ・サミュエルソン効果の存在を裏付ける。

定量的には、所得水準が10%上昇すれば実質為替レートは2.0%～6.9%低下する（自国の物価は2.0%～6.9%上昇する）。本稿とは異なったデータと部分的に異なった手法を用いた先行研究、例えば Frankel (2006) と Cheung et al. (2007) ではそれぞれ3.2%～3.8%と2.5%～3.9%といった結果が報告されている。これらの研究と比較すると、本研究の結果は上限の数値が高くなっており、より強いバラッサ・サミュエルソン効果が存在する可能性を示唆する。この結果の違いが生じた理由は、本稿で使用したデータが先行研究のそれと比べより期間が長く計測精度も向上したと考えられることに加え、パネルデータを用いるモデル推計の際にクロスセクションの不均一分散を適切に扱ったことなどが挙げられる。

次に図2～5で名目為替レートの予測をみてみよう。ここでは異なる所得水準の国々の名目為替レートを本稿のモデルがどのように予測できているかをみるために、サンプルとして世界銀行の分類に従って低所得（low income）、下位中所得（lower middle income）、上位中所得（higher middle income）、高所得（high income）の各所得階層⁸⁾から4か国ずつ選んだ。

本稿のモデルの予測結果算出において、(8)の推定の際に最も高い決定係

8) 世界銀行の最新（2019年時点）の基準では、これらの4つの階層に入る条件は一人当たり国民総所得（GNI）がそれぞれ1,035米ドル以下、1,036米ドルと4,045米ドルの間、4,046米ドルと12,535米ドルの間、12,536米ドル以上となっている。

表1：実質為替レートと平均所得との関係を示す計量経済学モデル (8) の推定結果
被説明変数：ln(実質為替レート)

	説明変数	係数	標準誤差	t 値	p 値	補正 決定係数	標本 サイズ
Pooled OLSモデル	定数項	3.82	0.103	36.9	0.000	0.26	1933
	ln (平均所得)	-0.31	0.012	-26.2	0.000		
時間ダミーモデル	定数項	2.89	0.076	38.0	0.000	0.64	1933
	ln (平均所得)	-0.20	0.009	-23.2	0.000		
変量効果モデル	定数項	4.58	0.142	32.2	0.000	0.23	1933
	ln (平均所得)	-0.39	0.016	-24.6	0.000		
固定効果モデル	定数項	6.41	0.220	29.1	0.000	0.43	1933
	ln (平均所得)	-0.60	0.025	-24.0	0.000		
固定効果・不均一分散 モデル	定数項	7.14	0.123	57.9	0.000	0.70	1933
	ln (平均所得)	-0.69	0.014	-48.7	0.000		

出所：第3節，第4節で説明されたモデルとデータを用いて筆者作成

数をもつ固定効果・不均一分散モデルを採用した。各図において本稿のモデルの予測値について点推定のほかに95%誤差バンドも示されるが，誤差バンドの算出においてモンテカルロ法を用いた⁹⁾。また，予測精度を比較するために各国の名目為替レートとPPPの予測値も追加している。

低所得グループの4か国のうち，タジキスタン，マラウィ，及びガンビアの3か国について実際の名目為替レートが本稿のモデルの95%予測誤差バンド内に含まれており，モデルが現実を予測できていると言える（図2）。他方，コンゴ共和国については，実際の名目為替レートは完全に本稿のモデルの誤差バンドの上方にあり，モデルの予測値からすれば同国の通貨コンゴフランは過大評価される（overvalued）ということになる。また，このグループの全ての国についてPPPモデルの予測値はかなり実際値から乖離している。このことから，本稿のモデルのようにバラッサ・サミュ

9) その際に試行回数は1万回であった。

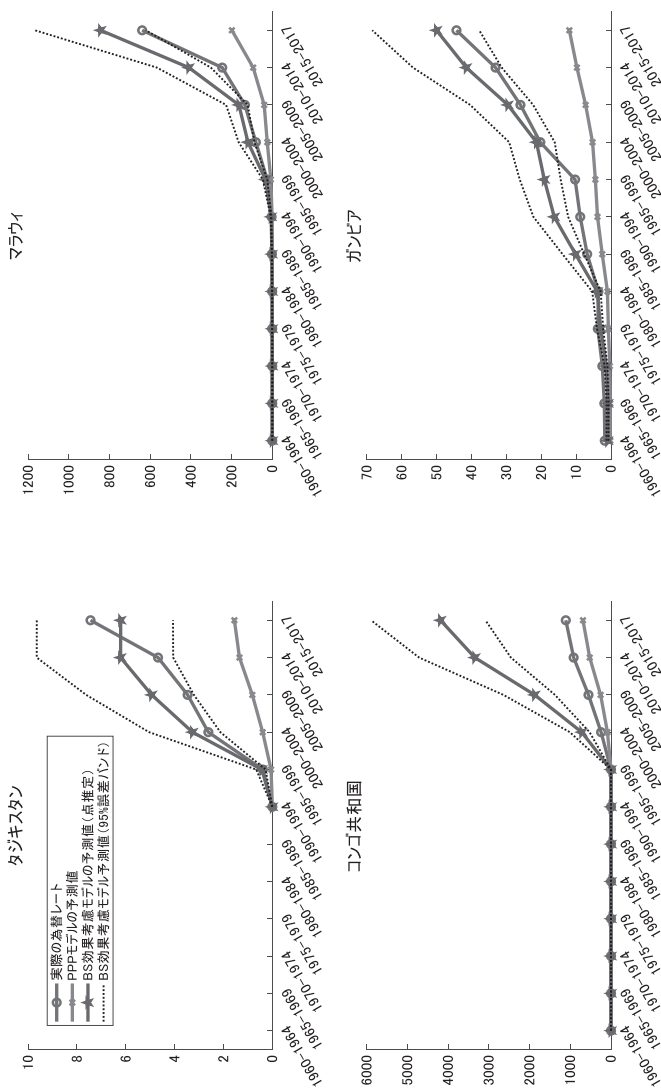
エルソン効果を考慮に入れることで予測力が大幅に改善することが示唆される。

中所得の2つのグループについても、インド、ウクライナ、ボリビア、ナイジェリア、トルコ、中国のケースで多くの時点において本稿のモデルは予測誤差バンドが為替レートの実際値を含んでおり、PPPモデルと比べより高い予測力をもつことが示される（図3,4）。とりわけ、中国のケースでは全サンプル期間において実際の人民元ドルレートが本稿のモデルの予測誤差バンド内に収まっており、人民元が過小評価される（undervalued）という主張の根拠はここではみられない¹⁰⁾。ナイジェリアのケースにおいて1990年代と2000年代の期間で、本稿のモデルの予測値が実際値と大きくずれているが、その背後に（原油価格急落がきっかけの一つで）1980年代半ばから2000頃にかけて同国の一人当たりGDPが2000米ドルから1400米ドルに大きく下落した後低水準で推移していたという事情があり、実際の名目為替レートも上昇（同国通貨ナイラが減価）したが、所得の下落の効果が十分に反映されなかった。

高所得グループの4か国についても本稿のモデルはある程度実際の名目為替レートを予測できているが、時期によってずれもみられる（図5）。とりわけ、固定相場制が採用されていたブレトンウッズ体制下（1970年代初頭以前の時期）では、日本、オーストラリア、イギリス、カナダの通貨は対米ドルで過小評価されていた。近年においては、日本のケースでは2012年以降の日本銀行の金融緩和政策に伴った円の減価は本稿のモデルからみると予測と整合的である。豪ドル、英ポンド、加ドルは、本稿のモデル及びPPPの観点の両方の予測値と比べ若干過大評価される傾向にある。

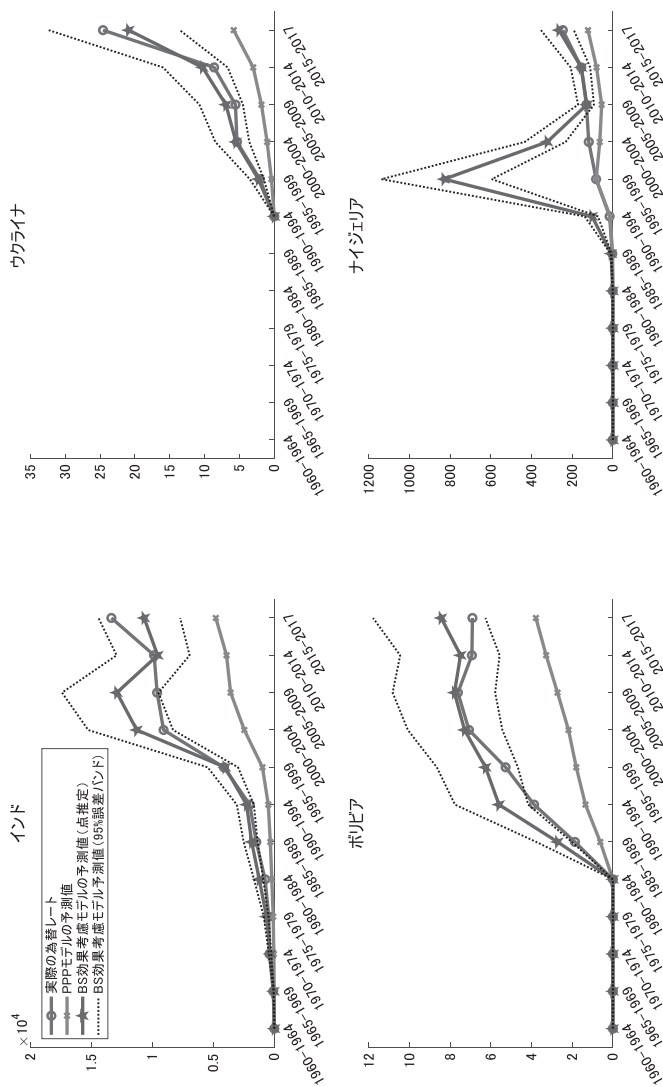
10) 人民元過小評価に関する議論は、Frankel (2006) やCheung et al. (2007) などを参照。

図2：バラッサ・サミュエルソン効果を考慮に入れた長期名目為替レート予測モデルの予測結果—低所得国のケース



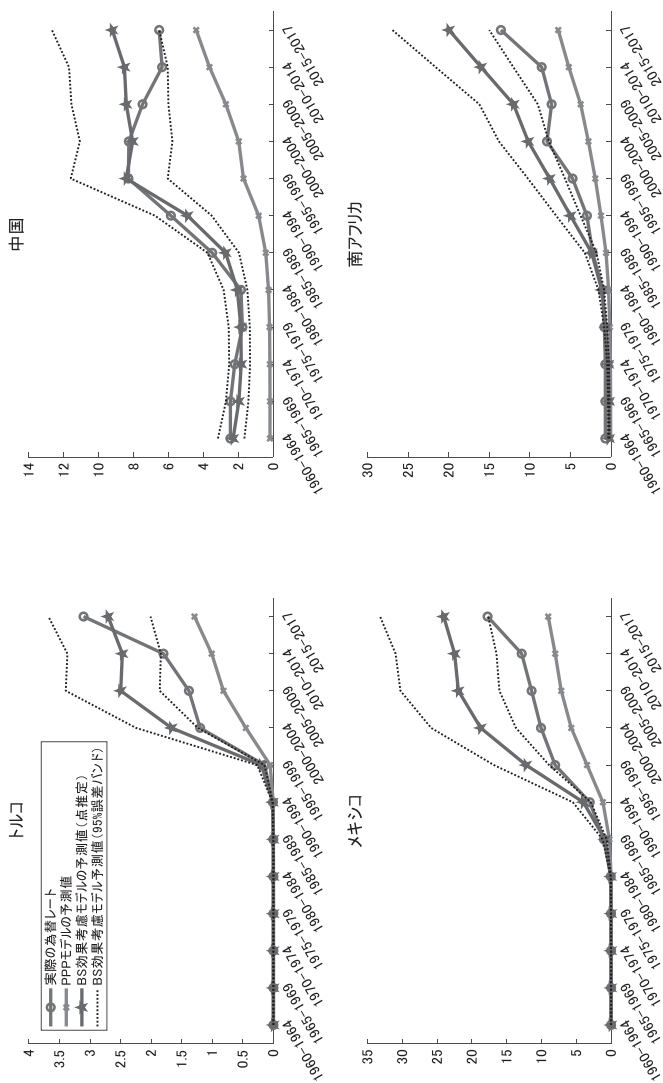
注) 「PPPモデル」と「BS効果考慮モデル」はそれぞれ購買力平価モデルと本稿のモデルを意味する。縦軸は各国の名目為替レート（自国通貨単位で測る1米ドルの価格）を示す。誤差バンドはモンテカルロ法を用いて算出。出所：第3節，第4節のモデルとデータを用いて筆者作成。

図3：バラッサ・サミュエルソン効果を考慮に入れた長期名目為替レート予測モデルの予測結果—下位中所得国のケース



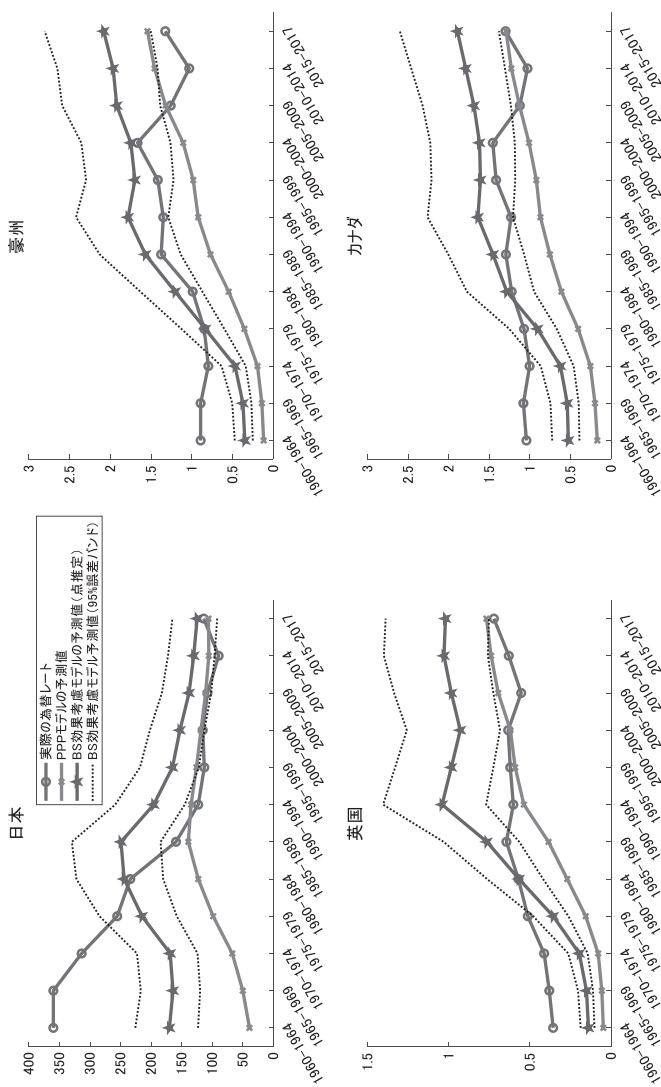
注) 「PPPモデル」と「BS効果考慮モデル」はそれぞれ購買力平価モデルと本稿のモデルを意味する。縦軸は各国の名目為替レート（自国通貨単位で測る1米ドルの価格）を示す。誤差バンドはモンテカルロ法を用いて算出。出所：第3節，第4節のモデルとデータを用いて筆者作成。

図4：バラッサ・サミュエルソン効果を考慮に入れた長期名目為替レート予測モデルの予測結果—上位中所得国のケース



注) 「PPPモデル」と「BS効果考慮モデル」はそれぞれ購買力平価モデルと本稿のモデルを意味する。縦軸は各国の名目為替レート（自国通貨単位で測る1米ドルの価格）を示す。誤差バンドはモンテカルロ法を用いて算出。出所：第3節，第4節のモデルとデータを用いて筆者作成。

図5：バラッサ・サミュエルソン効果を考慮に入れた長期名目為替レート予測モデルの予測結果—高所得国のケース



注) 「PPPモデル」と「BS効果考慮モデル」はそれぞれ購買力平価モデルと本稿のモデルを意味する。縦軸は各国の名目為替レート（自国通貨単位で測る1米ドルの価格）を示す。誤差バンドはモンテカルロ法を用いて算出。出所：第3節，第4節のモデルとデータを用いて筆者作成。

5. 結論

本稿ではバラッサ・サミュエルソン効果を反映させた長期名目為替レート予測モデルを構築し、1960年～2017年の期間における世界182か国のパネルデータを用いて推計を行い、構築したモデルの現実に対する予測力を分析した。

分析結果から、バラッサ・サミュエルソン効果を考慮することによって多くの国のケースで購買力平価よりも予測力がかなり改善されることが分かった。例えば、直近の2015年～2017年の期間において本稿でサンプルとして取り上げた16か国のうち、11か国について実際の名目為替レートが本稿のモデル予測範囲内に含まれた。

また、バラッサ・サミュエルソン効果については、先行研究と比べ、より適切なパネルデータ分析手法や更新されたデータを用いた本稿の推計結果から定量的により強い効果がみられた。これは、一国の経済成長過程で所得水準の上昇が自国通貨を実質増価させる効果が従来よりも強い可能性を示唆する。

今後の研究課題としては次の2つが挙げられる。一つは、所得水準以外の要因（例えば、為替制度や資本規制、経済開放度、人口構造など）を説明変数としてモデルに追加し、予測力をより改善することである。もう一つは、本稿のモデルから各国の均衡為替レートや為替レートのミスアライメントを求め、後者がその国の輸出や国内経済の産業構造とどのような関係をもつかを考察することである。

参考文献

- Balassa, Bela (1964). "The purchasing power parity doctrine: a reappraisal," *Journal of Political Economy* 72 (6), 584-596.
- Cheung, Yin-Wong, Menzie D. Chinn and Eiji Fujii (2007). "The overvaluation of Renminbi undervaluation," *Journal of International Money and Finance* 26, 762-785.
- Feenstra, Robert C., Robert Inklaar and Marcel P. Timmer (2015). "The Next Generation of the Penn World Table," *American Economic Review*, 105 (10), 3150-3182. 最新版のPenn World Table 9.1は2019年に更新され、次のウェブサイトからデータにアクセス可能：<https://www.rug.nl/ggdc/productivity/pwt/?lang=en>
- Frankel, Jeffrey (2006). "On the yuan: the choice between adjustment under a fixed exchange rate and adjustment under a flexible rate," *CESifo Economic Studies* 52 (2), 246-275.
- James, Jessica, Lucio Sarno, and Ian W. Marsh (2012). *Handbook of Exchange Rates*, published by John Wiley & Sons, Inc., Hoboken, New Jersey, the United States of America.
- Rodrik, Dani (2008). "The Real Exchange Rate and Economic Growth," *Brookings Papers on Economic Activity* No.2, 365-412.
- Rogoff, Kenneth (1996). "The purchasing power parity puzzle," *Journal of Economic Literature* 34, 647-668.
- Samuelson, Paul (1964). "Theoretical notes on trade problems," *Review of Economics and Statistics* 46 (2), 145-154.
- World Bank, Country and Lending Groups, Country Classification Webpage: <https://datahelpdesk.worldbank.org/knowledgebase/articles/906519-world-bank-country-and-lending-groups>. (2020年12月時点にアクセス)

付録：本稿パネルデータセットの分析対象となる国名，通貨名，及びデータ利用可能期間

No.	国名	通貨名	データ利用 可能期間
1	Aruba	Aruban Guilder	1970-2017
2	Angola	Kwanza	1970-2017
3	Anguilla	East Caribbean Dollar	1970-2017
4	Albania	Lek	1970-2017
5	United Arab Emirates	UAE Dirham	1970-2017
6	Argentina	Argentine Peso	1960-2017
7	Armenia	Armenian Dram	1990-2017
8	Antigua and Barbuda	East Caribbean Dollar	1970-2017
9	Australia	Australian Dollar	1960-2017
10	Austria	Euro	1960-2017
11	Azerbaijan	Azerbaijani Manat	1990-2017
12	Burundi	Burundi Franc	1960-2017
13	Belgium	Euro	1960-2017
14	Benin	CFA Franc BCEAO	1960-2017
15	Burkina Faso	CFA Franc BCEAO	1960-2017
16	Bangladesh	Taka	1960-2017
17	Bulgaria	Bulgarian Lev	1970-2017
18	Bahrain	Bahraini Dinar	1970-2017
19	Bahamas	Bahamian Dollar	1970-2017
20	Bosnia and Herzegovina	Convertible Marks	1990-2017
21	Belarus	Belarussian Ruble	1990-2017
22	Belize	Belize Dollar	1970-2017
23	Bermuda	Bermudian Dollar	1970-2017
24	Bolivia (Plurinational State of)	Boliviano	1960-2017
25	Brazil	Brazilian Real	1960-2017
26	Barbados	Barbados Dollar	1960-2017
27	Brunei Darussalam	Brunei Dollar	1970-2017
28	Bhutan	Ngultrum	1970-2017
29	Botswana	Pula	1960-2017
30	Central African Republic	CFA Franc BEAC	1960-2017
31	Canada	Canadian Dollar	1960-2017
32	Switzerland	Swiss Franc	1960-2017
33	Chile	Chilean Peso	1960-2017
34	China	Yuan Renminbi	1960-2017
35	Côte d'Ivoire	CFA Franc BCEAO	1960-2017
36	Cameroon	CFA Franc BEAC	1960-2017
37	D.R. of the Congo	Franc Congolais	1960-2017

38	Congo	CFA Franc BEAC	1960-2017
39	Colombia	Colombian Peso	1960-2017
40	Comoros	Comoro Franc	1960-2017
41	Cabo Verde	Cabo Verde Escudo	1960-2017
42	Costa Rica	Costa Rican Colon	1960-2017
43	Curaçao	Netherlands Antillian Guilder	2005-2017
44	Cayman Islands	Cayman Islands Dollar	1970-2017
45	Cyprus	Euro	1960-2017
46	Czech Republic	Czech Koruna	1990-2017
47	Germany	Euro	1960-2017
48	Djibouti	Djibouti Franc	1970-2017
49	Dominica	East Caribbean Dollar	1970-2017
50	Denmark	Danish Krone	1960-2017
51	Dominican Republic	Dominican Peso	1960-2017
52	Algeria	Algerian Dinar	1960-2017
53	Ecuador	US Dollar	1960-2017
54	Egypt	Egyptian Pound	1960-2017
55	Spain	Euro	1960-2017
56	Estonia	Euro	1990-2017
57	Ethiopia	Ethiopian Birr	1960-2017
58	Finland	Euro	1960-2017
59	Fiji	Fiji Dollar	1960-2017
60	France	Euro	1960-2017
61	Gabon	CFA Franc BEAC	1960-2017
62	United Kingdom	Pound Sterling	1960-2017
63	Georgia	Lari	1990-2017
64	Ghana	Cedi	1960-2017
65	Guinea	Guinea Franc	1960-2017
66	Gambia	Dalasi	1960-2017
67	Guinea-Bissau	CFA Franc BCEAO	1960-2017
68	Equatorial Guinea	CFA Franc BEAC	1960-2017
69	Greece	Euro	1960-2017
70	Grenada	East Caribbean Dollar	1970-2017
71	Guatemala	Quetzal	1960-2017
72	China, Hong Kong SAR	Hong Kong Dollar	1960-2017
73	Honduras	Lempira	1960-2017
74	Croatia	Croatian Kuna	1990-2017
75	Haiti	Gourde	1960-2017
76	Hungary	Forint	1970-2017
77	Indonesia	Rupiah	1960-2017
78	India	Indian Rupee	1960-2017

79	Ireland	Euro	1960-2017
80	Iran (Islamic Republic of)	Iranian Rial	1960-2017
81	Iraq	Iraqi Dinar	1970-2017
82	Iceland	Iceland Krona	1960-2017
83	Israel	New Israeli Sheqel	1960-2017
84	Italy	Euro	1960-2017
85	Jamaica	Jamaican Dollar	1960-2017
86	Jordan	Jordanian Dinar	1960-2017
87	Japan	Yen	1960-2017
88	Kazakhstan	Tenge	1990-2017
89	Kenya	Kenyan Shilling	1960-2017
90	Kyrgyzstan	Som	1990-2017
91	Cambodia	Riel	1970-2017
92	Saint Kitts and Nevis	East Caribbean Dollar	1970-2017
93	Republic of Korea	Won	1960-2017
94	Kuwait	Kuwaiti Dinar	1970-2017
95	Lao Peoples DR	Kip	1970-2017
96	Lebanon	Lebanese Pound	1970-2017
97	Liberia	US Dollar	1965-2017
98	Saint Lucia	East Caribbean Dollar	1970-2017
99	Sri Lanka	Sri Lanka Rupee	1960-2017
100	Lesotho	Loti	1960-2017
101	Lithuania	Euro	1990-2017
102	Luxembourg	Euro	1960-2017
103	Latvia	Euro	1990-2017
104	China, Macao SAR	Pataca	1970-2017
105	Morocco	Moroccan Dirham	1960-2017
106	Republic of Moldova	Moldovan Leu	1990-2017
107	Madagascar	Malagasy Ariary	1960-2017
108	Maldives	Rufiyaa	1970-2017
109	Mexico	Mexican Peso	1960-2017
110	North Macedonia	Denar	1990-2017
111	Mali	CFA Franc BCEAO	1960-2017
112	Malta	Euro	1960-2017
113	Myanmar	Kyat	1965-2017
114	Montenegro	Euro	1990-2017
115	Mongolia	Tugrik	1970-2017
116	Mozambique	Metical	1960-2017
117	Mauritania	Ouguiya	1960-2017
118	Montserrat	East Caribbean Dollar	1970-2017
119	Mauritius	Mauritius Rupee	1960-2017

120	Malawi	Kwacha	1960-2017
121	Malaysia	Malaysian Ringgit	1960-2017
122	Namibia	Namibian Dollar	1960-2017
123	Niger	CFA Franc BCEAO	1960-2017
124	Nigeria	Naira	1960-2017
125	Nicaragua	Cordoba Oro	1960-2017
126	Netherlands	Euro	1960-2017
127	Norway	Norwegian Krone	1960-2017
128	Nepal	Nepalese Rupee	1960-2017
129	New Zealand	New Zealand Dollar	1960-2017
130	Oman	Rial Omani	1970-2017
131	Pakistan	Pakistan Rupee	1960-2017
132	Panama	Balboa	1960-2017
133	Peru	Nuevo Sol	1960-2017
134	Philippines	Philippine Peso	1960-2017
135	Poland	Zloty	1970-2017
136	Portugal	Euro	1960-2017
137	Paraguay	Guarani	1960-2017
138	State of Palestine	US Dollar	1970-2017
139	Qatar	Qatari Rial	1970-2017
140	Romania	New Leu	1960-2017
141	Russian Federation	Russian Ruble	1990-2017
142	Rwanda	Rwanda Franc	1960-2017
143	Saudi Arabia	Saudi Riyal	1970-2017
144	Sudan	Sudanese Pound	1970-2017
145	Senegal	CFA Franc BCEAO	1960-2017
146	Singapore	Singapore Dollar	1960-2017
147	Sierra Leone	Leone	1965-2017
148	El Salvador	US Dollar	1960-2017
149	Serbia	Serbian Dinar	1990-2017
150	Sao Tome and Principe	Dobra	1970-2017
151	Suriname	Surinam Dollar	1970-2017
152	Slovakia	Euro	1990-2017
153	Slovenia	Euro	1990-2017
154	Sweden	Swedish Krona	1960-2017
155	Eswatini	Lilangeni	1970-2017
156	Sint Maarten (Dutch part)	Netherlands Antillian Guilder	2005-2017
157	Seychelles	Seychelles Rupee	1960-2017
158	Syrian Arab Republic	Syrian Pound	1960-2017
159	Turks and Caicos Islands	US Dollar	1970-2017
160	Chad	CFA Franc BEAC	1960-2017

161 Togo	CFA Franc BCEAO	1960-2017
162 Thailand	Baht	1960-2017
163 Tajikistan	Somoni	1990-2017
164 Turkmenistan	Manat	1990-2017
165 Trinidad and Tobago	Trinidad and Tobago Dollar	1960-2017
166 Tunisia	Tunisian Dinar	1960-2017
167 Turkey	New Turkish Lira	1960-2017
168 Taiwan	New Taiwan Dollar	1960-2017
169 U.R. of Tanzania: Mainland	Tanzanian Shilling	1960-2017
170 Uganda	Uganda Shilling	1960-2017
171 Ukraine	Hryvnia	1990-2017
172 Uruguay	Peso Uruguayo	1960-2017
173 United States	US Dollar	1960-2017
174 Uzbekistan	Uzbekistan Sum	1990-2017
175 St. Vincent and the Grenadines	East Caribbean Dollar	1970-2017
176 Venezuela (Bolivarian Republic of)	Bolivar Fuerte	1960-2017
177 British Virgin Islands	US Dollar	1970-2017
178 Viet Nam	Dong	1970-2017
179 Yemen	Yemeni Rial	1990-2017
180 South Africa	Rand	1960-2017
181 Zambia	Kwacha	1960-2017
182 Zimbabwe	US Dollar	1960-2017

A Balassa-Samuelson Effect Adjusted PPP Model for Long-run Exchange Rate Predictions

Tuan Khai VU

《Abstract》

It is well known that the purchasing power parity (PPP) model often fails to predict the long-run exchange rate. In this paper, it is asked whether the prediction performance of the PPP model could be improved by taking into account the Balassa-Samuelson (B-S) effect. To pursue this idea, a B-S effect adjusted PPP model was built and estimated using a panel dataset covering 182 countries over the period 1960-2017. It was found that the prediction performance of the modified model was considerably enhanced compared with the conventional PPP. For example, out of 16 countries of different income levels analyzed, the actual exchange rates of 11 countries were within the 95% prediction error bands of the modified model. It was also found that, when controlling for cross-section heteroskedasticity in the panel data estimation and using updated data, the upper bound of the B-S effect was higher than that found in the literature. This latter result suggests that the real appreciation effect caused by increasing income per capita in the process of economic growth of a country might be stronger than usually perceived.

JEL Classification Codes: C23, F37, F41, O11.

Keywords: PPP, Balassa-Samuelson effect, theory of exchange rate determination, equilibrium exchange rate.