

為替レート、ファンダメンタルズ、そしてVARモデル予測 — 円、ポンド、そしてカナダドルの標本期間外予測 —

Exchange Rates, Fundamentals, and VAR Forecasts
— The Out-of-Sample Forecasts of Yen, Pounds, and Canadian Dollars —

橋本 次郎
Jiro HASHIMOTO

要旨

本稿の目的は1973年の変動相場制以降展開されてきた為替レートモデルを多変量自己回帰VARモデルに直して、標本期間外の予測精度をランダム・ウォークRWモデルと比較することである。円/ドル、ポンド/ドル、カナダドル/ドルの為替レートに対して、予測のための時間軸において1四半期先予測と4四半期先予測の場合でVARモデルがRWモデルと比較して、かなり予測能力を発揮することを検証する。使用するVARモデルは為替レート経済学に基づく伸縮的価格マネタリーモデル、硬直的価格マネタリーモデル、そして経常勘定を組み入れた硬直的価格モデル等に含まれるファンダメンタルズを予測指標とする。本稿の特徴は変化率タイプのVARモデルを推定・予測に使うことである。予測評価では変化率の予測値を水準値に直して予測精度の比較をRMSEで試みる。

キーワード：為替レート経済学、標本期間外予測、VARモデル、RWモデル、RMSE

目次

1. はじめに
2. モデルの記述
3. データの選択と予備的分析
4. 予測方法と予測精度比較
5. 結論

1. はじめに

Rossi (2013)、その他の多くの論文でも述べられているように、Meese and Rogoff (1983a, b) 以来、経済モデルを使って為替レートを予測することが非常に難しいこと、特にランダム・ウォークRWモデルのようなシンプルなモデルが経済モデルより良い為替レート予測を生み出すことが知られている。このことは「Meese and Rogoffの謎」^①としてしばしば取り上げられてきた。果たして「為替レートは予測可能なのか」、「もし可能

ならどの予測指標（説明変数）が為替レートの予測に最も有用なのか」というような質問に答えようとするとき、多種多様な予測指標（説明変数）、モデル、推定方法、予測内容の取扱い、そして評価方式に答えなければならない。その際、為替レートの予測研究を行うには、次のようないくつかの選択が必要である。どの予測指標（説明変数）を使うべきか、どの予測時間軸で予測するべきか、どのようなモデルで推定するべきか、どのデータ頻度（月次、四半期か、あるいは年データか）で行うか、どの標本期間を用いるのか、等である。これらの質問と答えに向けた種々の選択は取り扱う国の為替レートによって事情が異なることに注意しなければならない。

本稿におけるこれらの質問に対する答えは、為替レートについては名目為替レートである。3カ国の為替レートはすべて対ドルレートの期平均値

① 橋本 (1980) では、伸縮的価格マネタリーモデルによる対ドル円レートに対して月次データで標本期間内予測を内挿テストで、標本期間外予測テストを外挿テストで行っている。標本期間外予測テストの当てはまり具合が悪いことが示されている。

を使う。すなわち日本は円／ドルレート、英国はポンド／ドルレート、カナダはカナダドル／ドルレートである。予測指標として第1説明変数は対米相対的価格として、日本は対米相対的輸出価格、英国とカナダは対米相対的生産者価格である。第2説明変数は日本と英国では対米相対的貨幣供給(M2)、カナダでは(カナダ貿易収支－米国貿易収支)である。第3説明変数は日本が(日本貿易収支－米国貿易収支)、英国は(英国長期国債利回り－米国長期国債利回り)、カナダは(カナダ短期政府証券利回り－米国短期政府証券利回り)である。時間軸は四半期データである。標本の期間は1975年第1四半期1975Q1から2016年第4四半期2016Q4で、1975Q1から2012Q4が最初の推定期間で、標本期間外予測は2013Q1から2016Q4である。予測評価方式は標本期間外予測におけるVARモデルの予測値のRMSE^②(Root Mean Square Error)とRWモデルのRMSEによる予測精度比較である。

Meese and Rogoff (1983a) を振り返ってみると、従来の為替レート経済学^③から要約された準誘導型為替レート決定式はマクロ経済モデルから導出されたものなので、説明変数に内生変数が加わる。純粋な誘導型方程式ならば、外生変数を含む先決変数のみになる。このことは準誘導型方程式に内生変数が残ることによって生じる連立方程式バイアスというパラメータ推定上の問題が生じることとなる。この推定上の問題はFair (1970) の操作変数法で解決が図られる。その上で内生変数を含めた説明変数の実現値を標本期間外の予測計算に用いるという便宜を図ったとしても、RWモデルで予測計算されたRMSE等の指標で上回ることが出来なかった。

Meese and Rogoff (1983a) の論文では時系列モデルでも同様な検討がなされた。為替レート単一の自己回帰ARモデルと為替レート経済学の準誘導型為替レート決定式^④(1)で用いられた内生変数、外生変数を含むVARモデルでも試みられたが、いずれもRWモデルを上回る結果は得られなかった。

その後は計量経済学的な発展・展開を受けて為替レート経済学に関連する為替レートを含む内生変数、外生変数の単位根検定の厳密化が行われた。また為替レートを含む内生変数、外生変数に対してGranger (1969) の因果性分析も行われた。Granger因果分析では変数の先行性重視の因果となるため比較的早く変動する為替レート(株価も同様である)への因果はあまり検出されることはなく、むしろ為替レートから内生変数・外生変数への因果が多く検出される傾向が強かった。このように観測できる変数から為替レートへの因果が弱いためにランダム・ウォークを超えられないのは、観測できない変数への考慮がなされていないからではないかという見解が強くなった。

Engel and West (2005) では、為替レートとファンダメンタルズの間に関測可能なファンダメンタルズと観測不可能なショックの線形(1次)結合が仮定されている。期待割引現在価値モデルで決定される資産価格の行動をランダム・ウォーク成分と一時的な成分の合計として、資産価格を促進させるファンダメンタルズの線形(1次)結合に資産価格についての予想される将来のファンダメンタルズの割引の合計として表す方法が考察されている。観測できない変数群から得られた割引現在価値理論に基づく期待値による説明である。この方法によって予測力の向上が図られたことを実証している。

またほぼ同時期にまとめられたEngel and West (2007) では、為替レートを決定するのにテイラーの金融政策規則の重要性と期待に対するその効果を強調している。最終的に、モデルの標本期間外予測力がパネル推定と長い時間軸予測に焦点を合わせることによって増大し得ることを示している。

過去の為替レート分析の予測精度を測る上で、ベンチマークになっているのがRWモデル式である。

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$$

ε_t は古典的誤差項で、次期の予測値 y_{t+1} が、今期 y_t の値と確率的誤差項の合計に等しくなっていることを表す。すべての情報が y_t に反映されているという考え方で、この値が将来の最適予測

② RMSEは平均平方誤差の平方根で統計的な定量判断はその数値が小さいほど適合度が良い、予測では予測精度が良いことを示す。

③ 変動相場制以来の従来の為替レート経済学については、アイザード(2001)『為替レート経済学』の第8章「為替レートの構造モデルによる実証推計」を参照。

④ Meese and Rogoff (1983a) で準誘導型による為替レート決定式は、次ページ「2. モデルの記述」の方程式(1)を参照。

となる。この式は定数項のないRWモデルで、静学的予想で用いられるものであるが、時系列変数がこの式に従うとは、 $t-1$ 期から t 期への説明は偶然による変動によるものしか考えられないということを示している。為替レートで当てはめるならば $t-1$ 期から t 期への説明はモデル等によって系統だって出来ないということである。この式を階差式にすると

$$\Delta y_t = \varepsilon_t$$

これは、為替レート変動は偶然によるものであることを示す。経済理論は $t-1$ 期から t 期までの動きを説明するものであるから、その理論に基づく実証分析でRWモデルの誤差項の2乗から作成されるRMSEを上回ること(値が小さくなること)が出来なければ、理論としては役割を果たしたとはいえない。本稿では、為替レート経済学に取り上げられるファンダメンタルズ変数で作成された変化率タイプのVARモデルで計算された標本期間外予測がRWモデルを上回る予測精度の改善をもたらすことを示す。

2節では、Meese and Rogoff (1983a) で説明された準誘導型為替レート決定式とそのVARモデルを為替レートとファンダメンタルズという観点で整理する。3節では、VARモデルで使用する具体的な四半期データと変数選択のための予備的分析として単位根検定、Granger因果分析が行われる。4節では、VARモデルによる予測計算方法の説明とRMSEによる予測精度比較を行う。5節は結論である。

2. モデルの記述

為替レートと物価水準、為替レートと金利、為替レートと国際収支は変動相場制移行以前からの為替レートの伝統的経済理論である。経済学者はこの3つの説明変数にこれまで注目してきた。為替レートと物価水準ではPPP(購買力平価)、為替レートと金利では金利平価を、為替レートと国際収支では弾力性アプローチ、マンデル=フレミング・モデル、資産均衡モデル等と展開してきた。このような伝統的なファンダメンタルズ変数が、どのように為替レートと影響関係にあるかは、国

(通貨)によって、期間によって互いの反応度合いが異なるので、個別検証が必要と思われる。その中でも長期なのか短期なのかの区別は重要である。

変動相場制移行後に展開された、伸縮的価格マネタリーモデル(Frenkel - Bilson)と硬直的価格マネタリーモデル(Dornbusch - Frankel)、そして経常勘定を組み入れた硬直的価格モデル(Hooper - Morton)の三つの構造型為替レート・モデル^⑤の特徴をMeese and Rogoff (1983a)の論文は次のように特定化された為替レート決定式を採用した。

$$s = a_0 + a_1(m - m^*) + a_2(y - y^*) + a_3(r - r^*) + a_4(\pi^e - \pi^{e*}) + a_5(\overline{TB} - \overline{TB}^*) + u \quad (1)$$

ここで、 s は為替レート(対数)、 m は貨幣供給(対数)、 r は金利・利回り(%)、 π^e は期待インフレ率(%)、 \overline{TB} は累積貿易収支、 \overline{TB}^* は当該国と米国の累積貿易収支差額を1変量扱いにしている。*印は米国変数を表し、外国変数として取り扱っている。

本稿の特徴は、変化率タイプに改良したVARモデルで推定と予測を行ったこと、そして変化率の状態ブロック外生性テスト^⑥からGrangerの因果関係の意味で内生変数、外生変数の仕分けを行ったところである。因果分析では為替レートと相対価格が互いに影響を与え合う関係であることが分かった。このことからこのVARモデルはPPPファンダメンタルズタイプと位置づけられる。為替レートと内生変数としての相対価格に対して外生的に説明する諸変数をモデル内に配置するようになっている。ただし、為替レートは名目為替レートであるが、国・通貨によって相対価格、外生変数の選択は異なる。

今までの標本期間外予測においては事後的にすでに実現している内生変数・外生変数の実際値を代入して予測値を計算することが多い。本来の予測可能モデルでは、ラグ付き内生変数を導入して連立方程式体系の状態ダイナミック予測シミュレーションを行わなければならない。将来予測するには構造型為替レートモデルでは、その予測計算時には外生変数の値だけではなく、他の内生変数の将来値も必要となり、その予測値がなくて

⑤ Dornbusch (1976)、Frenkel (1976)、Bison (1978)、Frankel (1979)、Hooper and Morton (1982)を参照。

⑥ ブロック外生性については、松浦/マッケンジー (2012) p.233、箕谷/縄田/和合 (2007) p.547を参照。Grangerの因果関係と外生性については、山本 (1988) p.181、第10章「計量経済モデルとGrangerの因果関係」を参照。

は為替レートの予測計算は出来ない。VARモデルは予測可能モデルなので、標準期間内で推定されたパラメータに基づいて計算された予測値が同時期の実値とどれだけ近いかが、ランダム・ウォークの値を超えられるかがRMSEで試されることになる。

VARモデルの場合、外生変数の設定をしなければ、定数項C以外は内生変数になる。まず為替レートに対してGrangerの因果分析で原因となる変数を変数選択する。次に選択された説明変数から為替レートへのGranger因果があるかどうかをEViews^⑦のブロック外生性テストから内生変数を見極めていく。それは為替レート経済学をVARモデル化するのに理論設定による内生・外生の変数の見極めでなく、Granger因果関係からの時系列の影響関係から見る内生・外生の変数の見極めになる。連立同時方程式体系の計量経済モデルでは、内生変数同士は互いに影響関係があるように想定されるが、実際の時系列変数同士では、時系列データの先行性、遅行性から理論どおりならず、遅行する時系列はGrangerのブロック外生性テストでは外生変数となる場合が多い。

理論的には為替レート変動への原因となる時系列変数も、Granger因果では為替レートのほうが早く変動することから影響を受ける側の関係にならず、かえって為替レートの方から影響する関係になることが多い。その場合は為替レートへの予測計算に悪影響がある可能性が考えられるので、外生変数扱いにしたほうがスムーズな予測計算が期待される。その意味では、VARモデルであっても、互いに影響を与え合う、互いに原因・結果となるフィード・バック関係であることが望ましい。方程式(1)の変数で構成された、制約無しのVARモデルの推定では、単位根検定^⑧を踏まえて1次階差(対数値状態での階差は変化率となる)での推定となる。Meese and Rogoff (1983a) の論文には次式の為替レート方程式にあわせてVARモデルの予測を行っている。

$$s_t = a_{i1}s_{t-1} + a_{i2}s_{t-2} + \dots + a_{in}s_{t-n} + B'_{i1}X_{t-1} + B'_{i2}X_{t-2} + \dots + B'_{in}X_{t-n} + u_{it} \quad (2)$$

ここで、 X_{t-j} はj期の時間遅れを伴った方程式(1)の説明変数ベクトルであり、為替レートと関わるファンダメンタルズである。当然別の内生変数の方程式に対しても同様の表示ができる。

3. データの選択と予備分析

3.1 データの選択

データの取り扱いとしては、変動相場制期間全体を対象にするために、なるべく長い期間を捉えている。具体的には1975年から2016年の42年間である。観測数を考えれば、年データでなく四半期データなら168期での対応となり、長期分析を平均的な経済状態で映し出すデータ数としてはより望ましいと思われる。もう一つの狙いは、入手しやすいデータを用いること、その意味ではIMFデータ^⑨、あるいはOECDのデータをそのまま使うことを念頭においている。そしてなるべくデータ変換などを行わず、すでに季節調整されたものもそのまま使うことにしている。なぜならば計量分析では変換されたデータで分析結果が微妙に変化することが多く、頑健な分析結果を得るのは非常に難しい。

変数記号と利用データ

すべて四半期データである。変数記号末尾でsは米国、jは日本、kは英国、cはカナダである。IFSでのデータ・コードで、国コード111は米国、158は日本、112は英国、156はカナダである。

為替レート変数

erj:円/ドル為替レート(158、..RF.ZF...、期平均)
erk:ポンド/ドル為替レート(112、..RF.ZF...、期平均)
erc:カナダドル/ドル為替レート(156、..RF.ZF...、期平均)

価格変数

pes:米国の輸出価格指数(111、76...ZF...、2010=100)
pej:日本の輸出単価指数(158、74...ZF...、2010=100)
pps:米国の生産者価格指数(111、63...ZF...、2010=100)

⑦ EViewsは、Quantitative Micro Software社の登録商標である。本稿ではEViews9.5に基づいて計算されている。EViewsによる計量分析は松浦/マッケンジー(2012)を参照。

⑧ 単位根検定については、Dickey and Fuller (1979)を参照、詳しい解説は山本(1988)を参照。

⑨ 本稿のデータは、IMFのInternational Financial StatisticsのCD版Database and Browser、June 2017を利用している。

ppk: 英国の生産者価格指数 (112、63...ZF...、2010=100)

ppc: カナダの生産者価格指数 (156、63...ZF...、2010=100)

貨幣供給変数 (m2は貨幣供給のM2を意味する)

m2j: 日本の貨幣供給M2、兆円 (158、35L...ZF...、Trillions)

m2s: 米国の貨幣供給M2、10億ドル (111、35L...ZF...、Billions)

m2k: 英国の貨幣供給M2、10億ポンド (112、35L...ZF...、Billions)

金利 (利回り) 変数

tbrs: 米国の短期政府債利回り (111、60C...ZF...、%)

tbrj: 日本の短期政府債利回り (158、60C...ZF...、%)

gbys: 米国の長期政府債利回り (111、61...ZF...、%)

gbyk: 英国の長期政府債利回り (112、61...ZF...、%)

tbrc: カナダの短期政府債利回り (156、60C...ZF...、%)

実質GDP変数

gdps: 米国の実質GDP指数 (111、99BVRZF...、2010=100)

gdpj: 日本の実質GDP指数 (158、99BVRZF...、2010=100)

gdpk: 英国の実質GDP指数 (112、99BVRZF...、2010=100)

gdpc: カナダの実質GDP指数 (156、99BVRZF...、2010=100)

輸出入と貿易収支変数

tbs: 米国の貿易収支: $exs - ims$

exs: 輸出額100万ドル (111、70...DZF...、EXPORTS, F.O.B.、Millions US Dollars)

ims: 輸入額100万ドル (111、71...DZF...、IMPORTS, C.I.F.、Millions US Dollars)

tbj: 日本の貿易収支: $exj - imj$

exj: 輸出額100万ドル (158、70...DZF...、EXPORTS, F.O.B.、Millions US Dollars)

imj: 輸入額100万ドル (158、71...DZF...、IMPORTS, C.I.F.、Millions US Dollars)

tbk: 英国の貿易収支: $exk - imk$

exk: 輸出額100万ドル (112、70...DZF...、EXPORTS, F.O.B.、Millions US Dollars)

imk: 輸入額100万ドル (112、71...DZF...、IMPORTS, C.I.F.、Millions US Dollars)

tbc: カナダの貿易収支: $exc - imc$

exc: 輸出額100万ドル (156、70...DZF...、EXPORTS, F.O.B.、Millions US Dollars)

imc: 輸入額100万ドル (156、71...DZF...、IMPORTS, C.I.F.、Millions US Dollars)

3.2 予備分析

まず利用データの各時系列変数に対して定常性、非定常性の分析を単位根検定で行う。検証では、EViews9.5を用いるが、水準の場合は定数項(ドリフト項)の無し、有り、そして定数項(ドリフト項) +トレンド項の3つで行う。1次階差は Δ 印では、トレンド項がなくなるので定数項(ドリフト項)の無し、有りの2つの結果が示される。累積変数では2次階差 Δ^2 印の時系列も検定対象にした。

その上でVARモデルのための変数選択を為替レートとファンダメンタルズの因果関係をGrangerの因果分析で行う。最初に行う因果分析

表1.1 日本の単位根検定結果

(標本期間: 1975Q1-2016Q4)

水準	s	m-m*	p-p*	y-y*	r-r*	$\overline{TB} - \overline{TB}^*$	
	ler	lm2	lpe	lgdp	tbr	cbt	
定数項無	0.2295	0.9122	0.0001	0.3919	0.0602	0.9462	
定数項有	0.2766	0.9194	0.0072	0.9534	0.0397	0.9994	
定数項とトレンド項	0.3373	0.7626	0.4431	0.7375	0.0553	0.9894	
階差	Δs	$\Delta(m-m^*)$	$\Delta(p-p^*)$	$\Delta(y-y^*)$	$\Delta(r-r^*)$	$\Delta(\overline{TB} - \overline{TB}^*)$	$\Delta^2(\overline{TB} - \overline{TB}^*)$
定数項無	0.0000	0.0020	0.0000	0.0000	0.0000	0.8222	0.0005
定数項有	0.0000	0.0173	0.0000	0.0000	0.0000	0.7965	0.0039

注: *MacKinnon (1996) の片側統計量に基づく p 値。単位根検定は拡張版デッキー=フラー・テスト (ADF) で、Schwartz Information Criterion (SIC) に基づく自動選択を利用している。s、m、p、y などの水準は対数値をベースに計算、金利の r、貿易収支の累積TBはそのまま、 Δ は1次階差、 Δ^2 は2次階差を示している。

表1.2 英国の単位根検定結果

(標本期間：1975Q1-2016Q4)

水準	s	m-m*	p-p*	y-y*	r-r*	$\overline{TB} - \overline{TB}^*$	
	ler	lm2	lpp	lgdp	gby	ctb	
定数項無	0.1165	0.0183	0.0001	0.0018	0.0001	0.914	
定数項有	0.032	0.5582	0.0002	0.0961	0.0021	0.998	
定数項とトレンド項	0.0787	0.9468	0.0586	0.2736	0.0107	0.9944	
階差	Δs	$\Delta(m-m^*)$	$\Delta(p-p^*)$	$\Delta(y-y^*)$	$\Delta(r-r^*)$	$\Delta(\overline{TB} - \overline{TB}^*)$	$\Delta 2(\overline{TB} - \overline{TB}^*)$
定数項無	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.8172	0.0002
定数項有	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.8251	0.0017

注；*MacKinnon (1996) の片側統計量に基づく p 値。単位根検定は拡張版デッキー＝フラー・テスト (ADF) で、SIC に基づく自動選択を利用している。Δ は 1 次階差、Δ 2 は 2 次階差を示している。

表1.3 カナダの単位根検定結果

(標本期間：1975Q1-2016Q4)

水準	s	m-m*	p-p*	y-y*	r-r*	$\overline{TB} - \overline{TB}^*$	
	ler	lm2	lpp	lgdp	gby	ctb	
定数項無	0.4481	NA	0.349	0.0697	0.0354	0.7096	
定数項有	0.2215	NA	0.2814	0.5394	0.0642	0.9783	
定数項とトレンド項	0.5149	NA	0.624	0.8876	0.0367	0.9639	
階差	Δs	$\Delta(m-m^*)$	$\Delta(p-p^*)$	$\Delta(y-y^*)$	$\Delta(r-r^*)$	$\Delta(\overline{TB} - \overline{TB}^*)$	$\Delta 2(\overline{TB} - \overline{TB}^*)$
定数項無	0.0000	NA	0.0000	0.0000	0.0000	0.899	0.0000
定数項有	0.0000	NA	0.0000	0.0000	0.0000	0.8869	0.0000

注；*MacKinnon (1996) の片側統計量に基づく p 値。単位根検定は拡張版デッキー＝フラー・テスト (ADF) で、SIC に基づく自動選択を利用している。Δ は 1 次階差、Δ 2 は 2 次階差を示している。

はペア方式の因果分析である。この分析は、為替レートを中心にファンダメンタルズの変数との因果関係の検証である。次に為替レートと関係性が深いファンダメンタルズ変数を対象にしたVARモデルを構築するために、Grangerのブロック外生性を用いた因果分析を行う。

為替レートとそのファンダメンタルズの単位根検定の標本期間は1975Q1から2016Q4で、全期間を対象に検定が行われている。その結果は日本に関わる結果が表1.1、英国が表1.2、カナダが表1.3である。3カ国共通の変数表示と各国個別使用の変数記号とを見分けながら、結果を参照してほしい。先頭に1がついているのは対数値、貿易収支でcは累積を表す。

日本の場合、まず水準では対米国で測られた円/ドル為替レート(対数)、相対的貨幣供給(対数)、相対的実質GDP(対数)、累積貿易収支差(ドル表示)は非定常。相対的輸出価格(対数)、短期政府証券利回り差(%)は微妙である。第2段階の1次階差系列では貿易収支差以外は定常性が検

証された。

英国の場合、まず水準では累積貿易収支差以外は、対米国で測られたポンド/ドル為替レート(対数)、相対的貨幣供給(対数)、相対的生産者価格(対数)、相対的実質GDP(対数)、長期国債利回り差(%)は微妙である。第2段階の1次階差系列では貿易収支差以外は定常性が検証された。

カナダの場合、まず水準では対米国で測られたカナダドル/ドル為替レート(対数)、相対的生産者価格(対数)、相対的実質GDP(対数)、累積貿易収支差(ドル表示)は非定常。長期国債利回り差(%)は微妙である。第2段階の1次階差系列では貿易収支差以外は定常性が検証された。3カ国いずれの場合でも、対米国との累積貿易収支差は2次階差Δ2でなければ定常にはならなかった。

次に行う分析は、為替レートとファンダメンタルズ変数とのGranger因果分析である。上記の単位根検定結果を踏まえて、確実に定常性が確保されているのは1次階差、すなわち変化率、あるいは変化の状態である。ただし、累積貿易収支差で

表2 日本・英国・カナダのGrangerの因果性テスト (標本期間：1975Q1-2016Q4、観測数：168)
2変数間のGrangerの因果テストA、帰無仮説： Δs_t は Δf_t の原因ではない。

	日本			英国			カナダ		
		F値	ラグ		F値	ラグ		F値	ラグ
$\Delta(m-m^*)$	lm2	0.3181	4	lm2	0.4732	1	lm2	NA	
$\Delta(p-p^*)$	lpe	0***	5	lpp	0.0653*	1	lpp	0.0147***	1
$\Delta(y-y^*)$	lgdp	0.8966	4	lgdp	0.5061	1	lgdp	0.4394	1
$(r-r^*)$	tbr	0.0199**	6	tbr	0.3655	1	tbr	0.5632	1
$\Delta(r-r^*)$	tbr	0.0017***	3	tbr	0.5872	1	tbr	0.5283	1
$\Delta 2(\overline{TB} - \overline{TB}^*)$	bt	0.4771	5	bt	0.1789	4	bt	0.4128	6

2変数間のGrangerの因果テストB、帰無仮説： Δf_t は Δs_t の原因ではない。

	日本			英国			カナダ		
		F値	ラグ		F値	ラグ		F値	ラグ
$\Delta(m-m^*)$	lm2	0.0729*	4	lm2	0.0022***	1	lm2	NA	
$\Delta(p-p^*)$	lpe	0.2081	5	lpp	0.24	1	lpp	0.2572	1
$\Delta(y-y^*)$	lgdp	0.5738	4	lgdp	0.0347**	1	lgdp	0.3763	1
$(r-r^*)$	tbr	0.1891	6	tbr	0.3854	1	tbr	0.6626	1
$\Delta(r-r^*)$	tbr	0.2114	3	tbr	0.0262**	1	tbr	0.0807*	1
$\Delta 2(\overline{TB} - \overline{TB}^*)$	bt	0.6688	5	bt	0.1496	4	bt	0.6638	6

注： Δs_t は為替レートの階差、 Δf_t はファンダメンタルズの階差。F値による有意水準の棄却は1% (***)、5% (**), 10% (*)である。

は、2次階差の貿易収支差の変化が定常なのでこの変数を取り上げる。分析結果は表2に日本、英国、カナダに分けられた状態で、上段は因果テストAで為替レートからファンダメンタルズ変数への因果の有無を検定している。すなわち、帰無仮説：為替レート Δs_t はファンダメンタルズ変数 Δf_t の原因ではない。帰無仮説が棄却されれば為替レートが原因で、ファンダメンタルズ変数のほうが結果となる。下段の因果テストBは逆で、ファンダメンタルズ変数から為替レートへの因果の有無を検定している。すなわち、帰無仮説：ファンダメンタルズ変数 Δf_t は為替レート Δs_t の原因ではない。帰無仮説が棄却されればファンダメンタルズ変数が原因で、為替レートが結果となる。検定結果はF値による。帰無仮説に対する有意水準の棄却は1% (***)印, 5% (**印), 10% (*印)である。ラグ次数はSICによる自動選択が用いられている。

日本の場合、因果テストAでは為替レートから相対的輸出価格(1%)、短期政府利回り差(5%)、

短期政府利回り差の変化(1%)への因果が認められ、因果テストBでは相対的貨幣供給(10%)から為替レートへの因果が認められた。英国の場合、因果テストAでは為替レートから相対的生産者価格(10%)への因果が認められ、因果テストBでは相対的貨幣供給(1%)、実質GDP(5%)、短期政府利回り差の変化(5%)から為替レートへの因果が認められた。カナダの場合、因果テストAでは為替レートから相対的生産者価格(1%)への因果が認められ、因果テストBでは短期政府利回り差の変化(10%)から為替レートへの因果が認められた。

2変数間のペアの因果分析ではあまり為替レートとの因果関係は検出されなかった。日本では為替レート Δs_t からファンダメンタルズ変数 Δf_t への因果はあまりないが、逆は多い。英国では為替レート Δs_t からファンダメンタルズ変数 Δf_t への因果はあるが、逆は少ない。カナダでは両方とも少ない。

ブロック外生性について

次に先のペアによるGrangerの因果分析を参考に、3カ国それぞれについて為替レートを中心にファンダメンタルズの諸変数を見ながらVARモデル構築のための変数選択をブロック外生性テストによって選択作業を行う。まずはペアでのGrangerの因果分析とブロック外生性によるGranger因果分析の違いはどこにあるのか。2変数のVARモデルではペアの因果分析が有用であるが、3変数以上の場合は、ブロック外生性テスト^⑩による因果検証が望ましい。この分析によって、双方向のフィード・バック関係になるのか、一方向の外生的な因果になるのか、無関係なのかが明確になる。まずはブロック外生性について、松浦／マッケンジー（2012）によって次のようにその考え方を整理する。

一番簡単な3変数（ x , y , z ）のVARモデルについて考える。このVARモデルで z が x に対しても y に対してもGrangerの意味で因果性を持たなければ、 z をモデルから除外することが考えられる。逆に、Grangerの意味での因果性を持っていればモデルに加えるべきことになる。この検定をブロックの外生性（block exogeneity）をみる因果テストという。簡単化のためにラグ次数1のVAR（1）モデルを例にとる。

$$x_t = a_1 + b_{11}x_{t-1} + c_{11}y_{t-1} + d_{11}z_{t-1} + e_{xt} \quad (3.1a)$$

$$y_t = a_2 + b_{21}x_{t-1} + c_{21}y_{t-1} + d_{21}z_{t-1} + e_{yt} \quad (3.1b)$$

$$z_t = a_3 + b_{31}x_{t-1} + c_{31}y_{t-1} + d_{31}z_{t-1} + e_{zt} \quad (3.1c)$$

に対して、 $d_{11} = d_{21} = 0$ の制約を加えた式を考える。

$$x_t = a_1 + b_{11}x_{t-1} + c_{11}y_{t-1} + e_{xt} \quad (3.2a)$$

$$y_t = a_2 + b_{21}x_{t-1} + c_{21}y_{t-1} + e_{yt} \quad (3.2b)$$

(3.1a) 式と (3.1b) 式の制約の無いVARモデルの誤差項の分散共分散行列の推定量を Ω_u 、(3.2a) 式と (3.2b) 式の制約のあるVARモデルの誤差項の分散共分散行列の推定量を Ω_r とする。制約が正しければ両者の誤差 Ω_u と Ω_r にあまり差は無いはずである。制約が間違っていればその差は大きいはずである。この考えを利用して、ブロック外生性テストを行う。帰無仮説（ $d_{11} = d_{21} = 0$ ）のもとで次式は漸近的に自由度2のカイ二乗分布に従う。

$$n \times \left(\log|\Omega_r| - \log|\Omega_u| \right) \quad (4)$$

ここで、 n はサンプル数である。一般的にラグ次数を p とするVAR（ p ）モデルの場合には自由度 $2p$ のカイ二乗分布に従う。ブロック外生性テストでは、各従属変数に対して除外変数の係数を0と置く制約を課すVARモデルの誤差項と、無制約のVARモデルの誤差項で係数制約0を帰無仮説にして検定を行う。棄却されればGrangerの意味における因果関係を検出したことになる。この場合はカイ2乗値によるワルド検定となる。先の例では帰無仮説： $d_{11} = d_{21} = 0$ が棄却できなければ、(3.1a) 式で、 z から x へのGrangerの意味で、元々説明効果がないことから因果がないことになり、逆に制約どおり削除することで棄却できれば説明効果があったことになり因果関係が認められることになる。以下同様に従属変数を x から y 、そして z に振り向けることによって、それぞれの3変数のブロック外生性による因果関係が検証される。

上記の多変数におけるGrangerの因果分析にブロック外生性テストを適用した分析結果を検証していきたい。表3はVARモデルで行った因果分析の最終結果がまとめられている。これまでの分析で米国に対する対ドル為替レート、相対的貨幣供給、相対価格、相対的実質GDP、金利差、貿易収支差の6変数に階差をとることで変化率、あるいは変化の状態に変換して定常時系列化する。そしてVARモデル構築のための変数選択を行った。数多くの組み合わせによる因果分析で最終的には4変数、ラグ次数は2で共通化している。

変数選択の基準の第1は為替レートを中心に因果関係があるかどうか。まずは為替レートの変化率に対してブロック外生性テストで為替レートに対して原因となる変数でなければ、説明変数には使えない。ワルド検定のカイ2乗値で p 値を元に有意水準が1%で棄却なら***印、5%で棄却なら**印、10%棄却なら*印で識別してある。

選択基準の第2は為替レートからファンダメンタルズ変数への因果があるかどうかの検定調査である。この調査もブロック外生性テストで判断する。第1の変数の中から見つければ、その変数はフィード・バック関係となり、為替レートとの2変数間で内生化できる。第2の変数の中から見つければ、為替レートを含む3変数、すなわちトラ

⑩ ここでのブロック外生性テストの説明は、松浦／マッケンジー（2012）p.233による。

イアングルで、互いにフィード・バック関係になれば、VARモデル内で内生変数扱いが出来る。それ以外の変数は、為替レートへの説明変数となってもVARモデル内では外生変数の位置づけになる。結果は4変数のなかで内生変数、外生変数の仕分けが行われる。

選択基準の第3はラグ次数であるが、SIC、AIC (Akaike Information Criterion) などの指標で最良のラグ次数が望ましいのは明らかであるが、変数の組み合わせ、あるいは対象国によってばらばらの状態が現実である。極端にラグ次数が多いものから、逆にラグがないものまで算出される。そ

こで恣意的になるが、四半期データの使用、推定標本期間（最初は1975Q1から2012Q4なので38年間152期である）、標本外予測期間（最初は2013Q1から2016Q4までの4年間16期である）などの配慮からラグ次数を2に統一した。

具体的に見ていくと、日本の場合、最初の従属変数の為替レート変化率dlerに対して、相対的輸出価格の変化率dlpeが有意水準5%で原因変数、相対的貨幣供給の変化率dlm2が有意水準10%で原因変数、(日本貿易収支－米国貿易収支)の変化dtbが有意水準10%で原因変数となった。3変数まとめでのallも有意水準1%で原因変数となる

表3 Grangerの因果性/ブロック外生性・ワルド検定

(標本期間：1975Q1-2016Q4、観測数：168)

日本			英国			カナダ		
従属変数: dler			従属変数: dler			従属変数: dler		
除外変数	DF	p値	除外変数	DF	p値	除外変数	DF	p値
dlpe	2	0.0131**	dlpp	2	0.039**	dlpp	2	0.0787*
dlm2	2	0.061*	dlm2	2	0.0016**	dtb	2	0.0696*
dtb	2	0.088*	gby	2	0.0081***	dtbr	2	0.1149
All	6	0.0048***	All	6	0.0005***	All	6	0.0255**
従属変数: dlpe			従属変数: dlpp			従属変数: dlpp		
除外変数	DF	p値	除外変数	DF	p値	除外変数	DF	p値
dler	2	0***	dler	2	0.0052***	dler	2	0.0172**
dlm2	2	0.1213	dlm2	2	0.7959	dtb	2	0.0434**
dtb	2	0.0482**	gby	2	0.0001***	dtbr	2	0.7477
All	6	0***	All	6	0.0005***	All	6	0.03**
従属変数: dlm2			従属変数: dlm2			従属変数: dtb		
除外変数	DF	p値	除外変数	DF	p値	除外変数	DF	p値
dler	2	0.8081	dler	2	0.5017	dler	2	0.2054
dlpe	2	0.8183	dlpp	2	0.8409	dlpp	2	0.0952*
dtb	2	0.0003***	gby	2	0.4841	dtbr	2	0.6236
All	6	0.0006***	All	6	0.8245	All	6	0.0044***
従属変数: dtb			従属変数: gby			従属変数: dtbr		
除外変数	DF	p値	除外変数	DF	p値	除外変数	DF	p値
dler	2	0.1348	dler	2	0.4252	dler	2	0.9348
dlpe	2	0.2207	dlpp	2	0.6932	dlpp	2	0.771
dlm2	2	0.3611	dlm2	2	0.5439	dtb	2	0.933
All	6	0.3005	All	6	0.8299	All	6	0.949

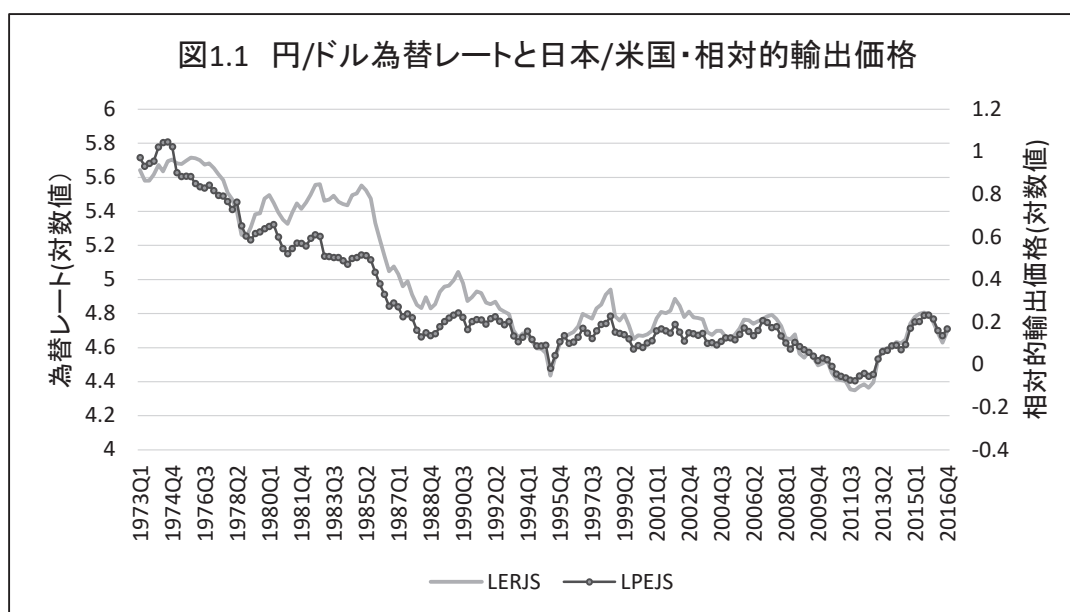
注：下欄のAllは3変数の係数がすべて0という帰無仮説に対応する。変数記号でdは1次階差、lは対数を意味する。カイ2乗値によるp値と有意水準の棄却は1% (***)、5% (**), 10% (*) である。

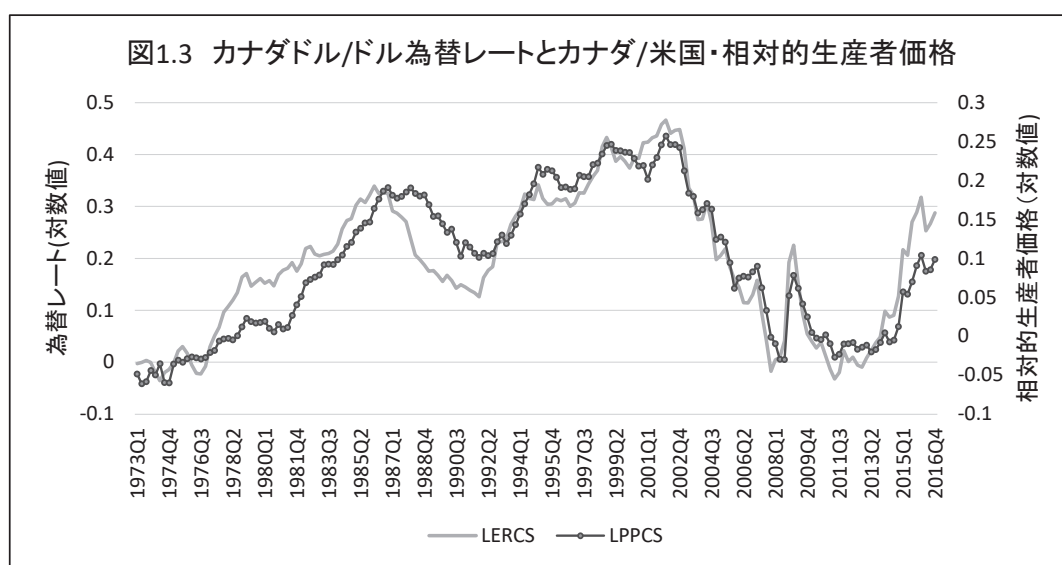
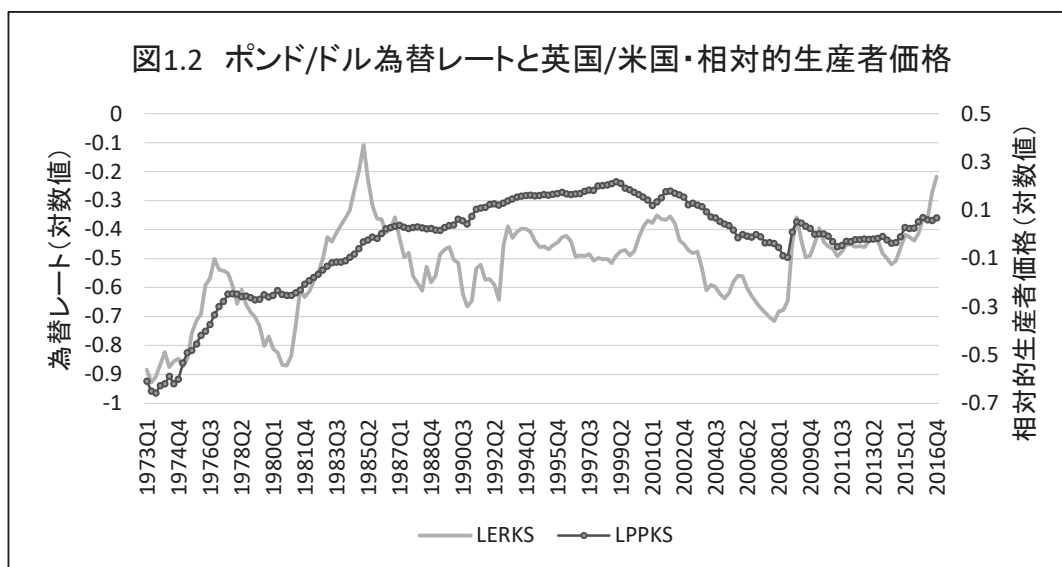
ことが分かった。第2の従属変数の相対的輸出価格の変化率dlpeに対しては、為替レートの変化率dlerが有意水準1%で原因変数、(日本貿易収支-米国貿易収支)の変化dtbも有意水準5%で原因変数であることが分かった。ここで為替レートと相対的輸出価格がフィード・バック関係にあることが確かめられた。第3の従属変数、相対的貨幣供給の変化率dlm2に対しては、(日本貿易収支-米国貿易収支)の変化dtbが有意水準1%で原因変数となった。為替レート、相対的輸出価格は原因変数ではないので、この2変数に対してVARモデル内では外生変数である。第4の従属変数、(日本貿易収支-米国貿易収支)の変化dtbに対しては、為替レート、相対的輸出価格、相対的貨幣供給の3変数は共に原因変数にならなかったため、このVARモデルでは外生変数になる。

次に英国の場合について、最初の従属変数の為替レート変化率dlerに対して、相対的生産者価格の変化率dlppが有意水準5%で原因変数、相対的貨幣供給の変化率dlm2が有意水準5%で原因変数、長期国債利回り差gbyが有意水準1%で原因変数となった。3変数まとめでのallも有意水準1%で原因変数となることが分かった。第2の従属変数の相対的生産者価格の変化率dlppに対しては、為替レートの変化率dlerが有意水準1%で原因変数、長期国債利回り差gbyも有意水準1%で原因変数であることが分かった。ここで為替レートと相対的生産者価格がフィード・バック関係にあることが確かめられたが、相対的貨幣供給の変

化率dlm2は原因変数とならなかったため外生変数と考えられる。第3の従属変数、相対的貨幣供給の変化率dlm2に対しては、他の3変数はいずれも原因変数にはならなかった。よって相対的貨幣供給の変化率dlm2は英国のVARモデルでは外生変数である。第4の従属変数、長期国債利回り差gbyに対して、為替レート、相対的生産者価格、相対的貨幣供給、の3変数は共に原因変数にならなかったため、この従属変数も外生変数になる。

カナダの場合について、最初の従属変数の為替レート変化率dlerに対して、相対的生産者価格の変化率dlppが有意水準10%で原因変数、(カナダ貿易収支-米国貿易収支)の変化dtbが有意水準10%で原因変数、短期政府証券利回り差の変化dtbrがほぼ有意水準10%で原因変数となった。3変数まとめでのallも有意水準5%で原因変数となることが分かった。第2の従属変数の相対的生産者価格の変化率dlppに対しては、為替レートの変化率dlerが有意水準5%で原因変数、(カナダ貿易収支-米国貿易収支)の変化dtbが有意水準5%で原因変数となった。ここでも為替レートと相対的生産者価格がフィード・バック関係であることが分かった。短期政府証券利回り差の変化dtbrは原因変数とならなかったため外生変数と考えられる。第3の従属変数、(カナダ貿易収支-米国貿易収支)の変化dtbに対しては、相対的生産者価格の変化率dlppが有意水準10%で原因変数であったが、他の2変数はいずれも原因変数にはならなかった。よって(カナダ貿易収支-米国





貿易収支)の変化 dtb はカナダのVARモデルでは外生変数である。第4の従属変数、短期政府証券利回り差の変化 $dtbr$ に対して、為替レート、相対的生産者価格、(カナダ貿易収支-米国貿易収支)の3変数は共に原因変数にならなかったため、この従属変数も外生変数になる。

結局、為替レートと相対価格が3カ国共にフィード・バック関係であることが分かり、VARモデルでは内生変数となり、他の2変数は外生変数として取り扱われる。上記の分析で為替レートと相対価格の関係が因果的にも双方向で強いことは購買力平価PPPを中心に他のファンダメンタルズ変数がかかわるモデルと理解できよう。その意味ではPPPファンダメンタルズのVARモデルとして特定化できる。ただし、これらのPPP関係が共

和分かどうかについてEngel=Grangerによる共和分検定をEViewsで行った。EGテスト^⑩結果は3カ国とも為替レートと相対価格は共和分ではなかった。

図1.1、1.2、1.3は為替レートと相対価格の同時図である。それぞれ左側の第1軸は為替レートの対数値、右側の第2軸は相対価格の対数値にあわせたものである。重ねて見ると長期にわたって同じような動きになっていることが見て取れる。これまでのPPP研究では輸出価格や生産者価格の相対価格が貿易を通して為替レートに影響を与えているとされていた。最近では逆に為替レートから輸出価格や輸入価格、そして生産者価格に影響を与えている状況(為替レートのパス・スルー)が報告^⑪されている。相対的に見る購買力平価

⑩ Engel=Grangerによる共和分テストは、松浦/マッケンジー(2012) p.289を参照のこと。

PPPはどちらかといえば、相対価格から為替レートへの影響関係を見ていると思われるが、相互に影響関係があると判断するのが適切と思われる。

このように図をデータに沿ってみていると、長期的な動きが両者で協働している様子は見て取れるが、重なりからズレている部分の状況説明はどうなるのか。このズレを埋めるのが他のファンダメンタルズ変数と思われる。当然国によって、時期・年代によって経済状況、経済制度が異なるので同じ変数での対応は困難だと思われる。また変数によって短期的な動きに対応するもの、長期的な変化に対応するものが考えられるので実証研究での確認が重要となる。

4. 予測方法と予測精度比較

以上の予備的分析の結果、表3に取り上げられた結果を踏まえて3カ国のVARモデルが特定化される。Meese and Rogoff (1983a,b) などに取り上げられたVARモデルでは、内生変数、外生変数の区別はなく、すべてが内生変数のVARモデル、実際の標本期間外予測で、実際値を代入して計算したのであれば、すべてが外生変数扱いになる。

そもそも予測を行うとは、現時点である t 期は既知であるとするれば、 t 期までの情報を元に1期先である $t+1$ を予測する、あるいはそれ以上の先である $t+s+1$ を予測することである。一方でランダム・ウォークとは

$$y_t = y_{t-1} + \varepsilon_t$$

であり、予想形成の観点からは静学予想で、この式の意味するところは $t-1$ 期の実現値が t 期の値となるということであり、予測の観点から見れば t 期の実現値が $t+1$ 期、あるいはその先の予測においても最適予測になるということである。

標本期間外予測について、その検証方法はRMSEで行う。その際、基本は1975Q1から2016Q4までの標本期間の推定結果をベースに判断する。付録の付表1.1、1.2、1.3に上記表3で検証した内容の推定結果が示されているので、参考にしてほしい。その上で標本期間外の予測精度の検証のために、ローリング回帰を採用する。推定期間を一定にする場合は、1期追加しては1期削除するという方法がとられる。回帰式における推定パラメー

タの変化を検証するのであれば、推定期間一定の追加と削除によるローリング回帰分析が適当と思われるが、期間の進行による情報量を多くすることに着目する場合には、削除無しの推定期間の追加型ローリング回帰の利用が適当と思われる。

RMSEによるVARモデルとRWモデルとの予測精度検証では2つの予測時間軸を使用する。第1は1期先の予測 $k=1$ の予測計算を対象に比較する方法である。第2は4期先の予測 $k=4$ の予測計算、すなわち1年先の予測計算を比較する方法である。Meese and Rogoff (1983a) によればRMSEの計算方式は

$$RMSE = \left\{ \sum_{s=0}^{N_k-1} [F(t+s+k) - A(t+s+k)]^2 / N_k \right\}^{1/2} \quad (5)$$

である。ここで $F(t+s+k)$ は予測値であり、 $A(t+s+k)$ は同時点での検証のための事後的实际値である。 t は推定期間、 s はローリング回帰前進期間、 k は予測計算の時間軸である。1975Q1から t 期までとなる2012Q4までを推定期間とすると共に、2013Q1から予測期間を始める。そして $s=0$ から $k=1$ と $k=4$ の標本期間外予測を行う。

第1の $k=1$ の場合、具体的な計算方法については最初の $s=0$ では1975Q1から2012Q4までの推定に対して1期先 ($k=1$) 予測は2013Q1がその予測値 $F(t+0+1)$ となる。 $F(t+0+1)$ と2013Q1の実際値 $A(t+0+1)$ との差の2乗を計算する。その後 $s=1$ では1期間追加となる2013Q1までの期間でのローリング回帰を施し、 $k=1$ では2013Q2を予測計算 $F(t+1+1)$ 。 $s=2$ では2013Q2までのローリング回帰推定と2013Q3への予測値を $F(t+2+1)$ となり、 $s=0, 1, 2, \dots, 15$ では4年後には16期分の標本期間外予測となる。最終予測時点は2016Q4となるが、それは $s=15, k=1$ となり、予測値 $F(t+15+1)$ と実際値 $A(t+15+1)$ までの予測計算の個数は $N_k=16$ となる。

一方RWモデル予測については $s=0, k=1$ の場合、2013Q1の1期前の実際値2012Q4がその予測値 $F(t+0+1)$ になる。よって $A(t+0+1)$ は2013Q1となり、RWモデルの $F(t+0+1)$ と $A(t+0+1)$ との差の2乗が計算の対象となる。 $s=$

⑫ 為替レートとPPP、もしくは輸出入価格との影響関係については、橋本 (2015)、オブストフェルド (2002)、藪 (2007) を参照。

1、 $k = 1$ では2013Q2の1期前である2013Q1の実際値がRWモデルの予測値 $F(t+1+1)$ となり、実際値2013Q2である $A(t+1+1)$ との差の2乗の計算が対象となる。 $s = 0, 1, 2, \dots, 15$ でも16期の標本期間外予測となる。最終予測時点は2016Q4となるが、RWモデルの予測値 $F(t+15+1)$ は2016Q3の実際値となる。RWモデルの予測計算の個数も $Nk = 16$ となる。

第2の $k = 4$ のVARモデル予測の場合、最初の $s = 0, k = 4$ では1975Q1から2012Q4までの推定に対して4期先($k = 4$)予測は2013Q4がその予測値 $F(t+0+4)$ となる。この場合VARモデルにおける4期先への予測は $k = 1$ で計算された4期分の合計値で1年分の変化予測^⑬を求めたことになる。 $F(t+0+4)$ は2013Q4の予測値、そして2013Q4の実際値 $A(t+0+4)$ との差の2乗を計算する。その後 $s = 1$ では1期間追加となる2013Q1までの期間でローリング回帰を施し、 $k = 4$ では2014Q1が予測計算値 $F(t+1+4)$ となる。 $s = 2$ では2013Q2までのローリング回帰と2014Q2への予測値 $F(t+2+4)$ となり、 $s = 0, 1, 2, \dots, 12$ では3年後に13期分の標本期間外予測となる。最終予測時点は2016Q4となるが、それは $s = 12, k = 4$ となり、予測値 $F(t+12+4)$ と実際値 $A(t+12+4)$ までの予測計算の個数は $Nk = 13$ となる。

標本期間外予測では、VARモデルによる予測値 $F(t+s+k)$ とRWモデルに基づく予測値 $F(t+s+k)$ の予測精度の検証のため、事後的に実際値 $A(t+s+k)$ とのRMSEをそれぞれ計算する。2つを比較したときに、VARモデルのRMSEを如何に小

さく出来るかが設定モデルの予測力であり、モデルの優劣を示すことになる。その結果VARモデルのRMSEである $RMSE_{VAR}$ とRWモデルのRMSEである $RMSE_{RW}$ の比が

$$RMSE_{VAR} / RMSE_{RW} \leq 1 \quad (6)$$

ならば、PPPファンダメンタルズに基づくVARモデルのRMSEほうがRWモデルのRMSEよりも標本期間外予測で予測精度が良いことを示す指標となる。以上の方法による3カ国におけるVARモデルとRWモデルのRMSEの値とその比較についての計算結果は表4にまとめられている。

3カ国の対ドル為替レートの計算は変化率であるが、水準に変換してRMSE計算を行っている。対米相対価格水準も内生変数なので同様に水準に変換してRMSEを計算している。(6)式に基づく値を見ると、為替レートに関しては、 $k = 1$ のカナダドル以外は1以下の値になっているので、RWモデルを上回る予測精度を示している。ただ大幅に改善しているわけではない。 $k = 4$ では、日本以外かなりの改善を示している。一方の相対価格は微妙である。 $k = 1$ では日本、英国で改善、 $k = 4$ では英国とカナダで大幅改善を示している。12の比較結果から3つが改善とはならなかったが、この3ケースも極端に予測精度を落としているわけではない。

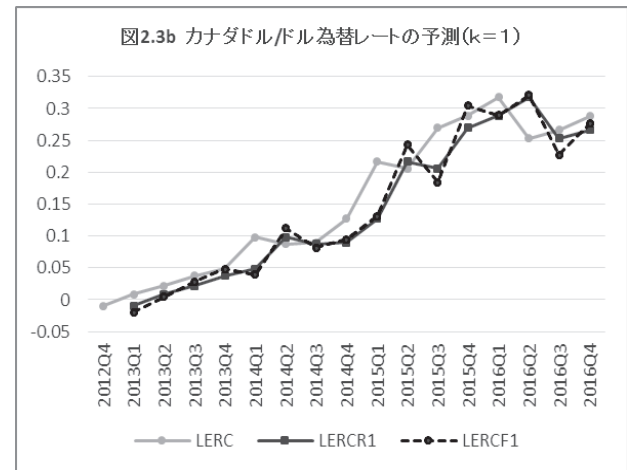
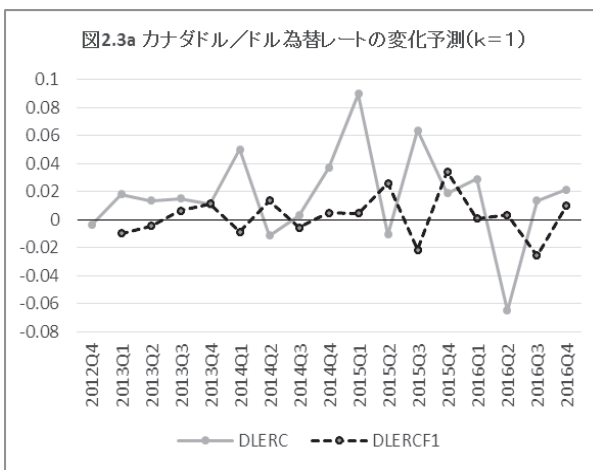
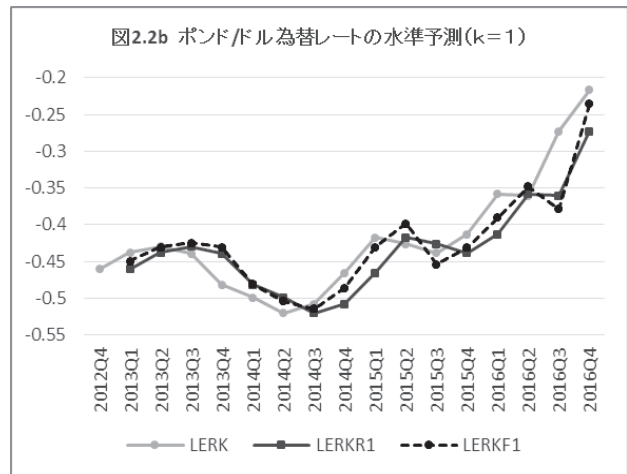
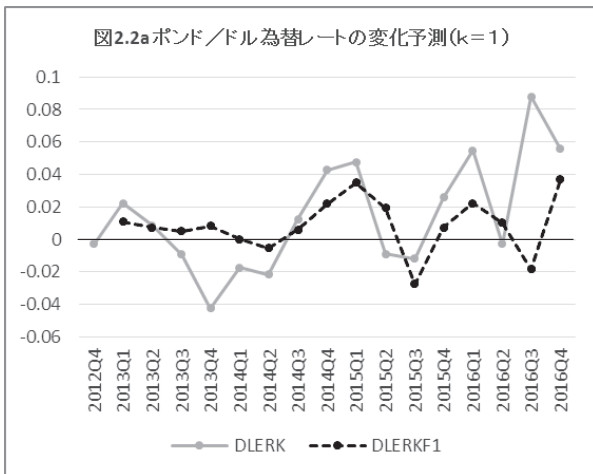
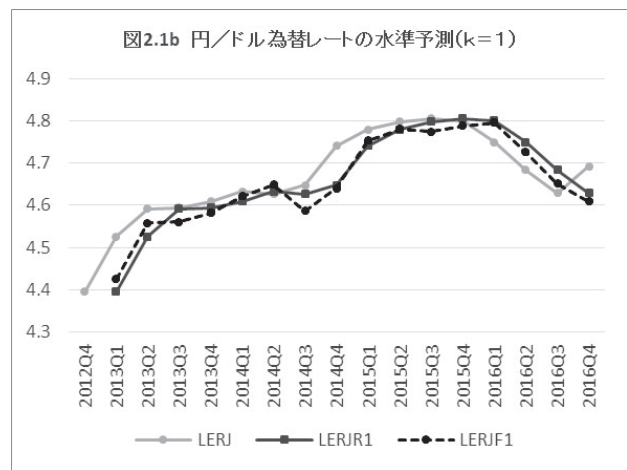
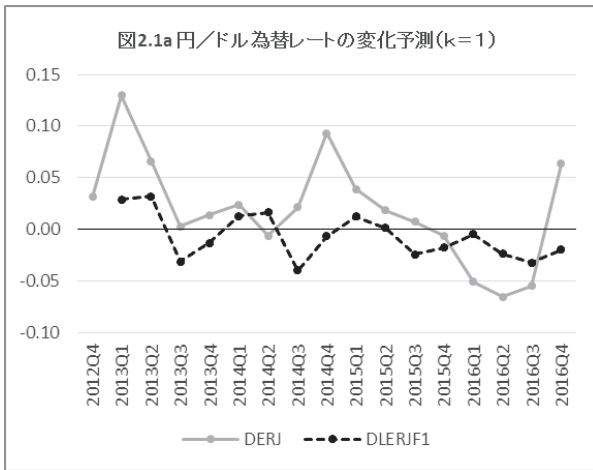
標本期間外予測でのRWモデルとの予測精度比較では、変化率で見るとRWの変化率はゼロなので、変化率では評価対象にならないが、各期の実際の変化率に対して予測計算された変化率がどれだけ追跡できているかは重要となる。変化率の図(図の2.1a、2.2a、2.3a、 $k = 1$)で見ると

表4 VARモデルとRWモデルの標本期間外予測のRMSE値と予測精度比較

対ドル為替レート水準	予測期間	RW	VAR	VAR/RW	対米相対価格水準	予測期間	RW	VAR	VAR/RW
円/ドル 為替レート	$k = 1$	0.0543	0.0507	0.9341	日/米 輸出価格	$k = 1$	0.0355	0.0320	0.9021
	$k = 4$	0.1160	0.1121	0.9668		$k = 4$	0.0779	0.0788	1.0122
ポンド/ドル 為替レート	$k = 1$	0.0373	0.0339	0.9099	英/米生産者 価格	$k = 1$	0.0153	0.0136	0.8874
	$k = 4$	0.0845	0.0677	0.8009		$k = 4$	0.0342	0.0281	0.8229
加ドル/ドル 為替レート	$k = 1$	0.0381	0.0431	1.1323	加/米生産者 価格	$k = 1$	0.0162	0.0168	1.0382
	$k = 4$	0.0879	0.0729	0.8290		$k = 4$	0.0376	0.0272	0.7226

注：付録に掲載の付表2.1から2.3、付表3.1から3.3を参照のこと。

⑬ 付表3.1から3.3を参照のこと。日本を例にとれば $k = 4$ の為替レートの予測値は $dlrif_4 = \sum_{s=0}^{s+4} dlerif_1_s$ で、相対的輸出価格の予測値は $dlpejsf_4 = \sum_{s=0}^{s+4} dlpejsf_1_s$ で4期分の変化合計を求める。



らば、RWの変化率はゼロライン上に位置するが、実際の為替レートの変化率、計算された変化率予測は基本的には上昇するか下落するかである。その際どれだけ、実際の変化と予測変化が同じ方向を向いているか、ゼロラインを基準に同じ側にあるかが図的な判断基準となる。

次に水準に変換された予測値とRWモデルの予測値との評価は、実際値とのRMSE値で測られる。VARモデルで計算された予測値とRWモデルの予

測値が実際値に対してどのような動きで評価するかは、水準での図（図の2.1b、2.2b、2.3b、k = 1）では、実際値に対して、どれだけ近いかのポイントになる。

図2.1a,bは日本の円/ドル為替レートの変化率予測と水準予測である。為替レート予測では、図2.1aで、ゼロラインより上にあれば、上昇（円安）、下にあれば下落（円高）であるが、予測精度に関する見方では実際の変化DLERJと予測変化

DLERJF1が同じ側に位置しているかが重要である。同時点で、ゼロラインをはさんで実際変化と予測変化の位置がプラス・マイナスで逆であれば悪い予測となる。日本場合16期中9期が同じ変化^⑭でRMSE比は0.9341である。図2.1bでは、変化率の精度が水準に反映されるので、水準の実際値LERJとRW予測LERJR1とVAR予測LERJF1の動き方で、RW予測値とVAR予測値が同時点で実際値にどちらが、どれだけ近いかが見方のポイントとなる。同様な計算は相対的輸出価格においてもなされている。

図2.2a,bは英国のポンド／ドル為替レートの変化率予測と水準予測である。為替レート予測の図2.2aで、イギリスの場合16期中10期が同じ側に変化している。日本の為替レートよりも的中率が1期分高いので、それはRMSE比0.9099に反映されている。図2.2bでは、変化率の精度が水準に反映されるので、RW予測値に比較してVAR予測値が同時点で実際値に近い状態で現れている。

図2.3a,bはカナダのカナダドル／ドル為替レートの変化率予測と水準予測である。為替レート予測の図2.3aでは、変化率予測がすこし外れており、カナダの場合16期中9期がプラス・マイナス逆変化である。日本・英国の為替レートよりも的中率(7期)が半分以下なので、それはRMSE比1.1323に反映されている。図2.3bでは、変化率の精度が水準に反映されるので、RW予測値に比較してVAR予測値が同時点で実際値に対して外側に少し振れているように見える。

5. 結論

PPPは為替レートの動きを説明するのに強力な変数である。特に長期的動きを説明できる変数であることが確認された。消費者物価やGDPデフレーターなど幅広い商品、あるいは分野を取り扱う価格指標も候補に挙げられるが、本稿の分析では輸出価格、生産者価格が影響力を示した。伝統的に影響力を持つと考えられている金利差、国際収支差も有力な説明変数として予測力に貢献できる変数として確認された。輸出入を含むこれらの変数はマクロ経済学的には内生変数であるが、Granger因果では外生変数の位置づけとなった。今回の為

替レートの予測研究で次のことが確認される。

第1に、観測可能なファンダメンタルズ変数も、かなりの説明力があること。

第2に、PPPがVARモデル内で為替レートと同時内生変数の関係になること。

第3に、他のファンダメンタルズ変数も外生的に説明力を発揮すること。

今回の研究でモデルにおける予測精度の意義について関心を持つことができた。VARモデルにおける因果の方向と予測精度の関係である。更には予測精度と対象領域のモデルの完成度などについても今後の課題としたい。当面は従来の外生変数(例えば貨幣供給など)を含めてすべて内生変数にした場合のVARモデルの予測精度の研究である。同時に為替レートとフィード・バック関係にある内生変数のみのVARモデルによる予測も対象とすることができよう。第2の課題として、予測期間の更なる長期化である。年データであるならばせいぜい4・5年期間の先までの予測である。その意味では四半期データで $k=1$ 、 $k=4$ は妥当な予測時間軸と思われが、四半期での2年(8期)あるいは4年(16期)後までのダイナミック・シミュレーションでの予測精度(RWとの比較も入れて)の検討も必要かと思われる。ただ、定常系列化した変化率タイプのVARモデルは変換後の使用データが上昇するか、下落するかのどちらかの激しい動きになるので、それを上手く推定するのは難しいし、更に将来予測につなげるのは更に難しい。

付 録

表3に示された日本、英国、カナダのVARモデルのブロック外生性テストで構築されたVARモデルの推定結果が付表1.1から1.3に表示されている。この推定結果は全期間に当たる1975Q1から2016Q4までの期間の推定結果である。これは他の変数の組み合わせや、ラグ次数の選択で最終判断された推定結果である。実際の予測のために用いるスタート時の推定結果は1975Q1から2012Q4までの推定結果で予測されたものになる。その後1期間1期間の追加を繰り返すローリング回帰の推定結果がその都度予測に用いられる。

⑭ 付録の付表2.1を参考にしてほしい。英国、カナダの場合も同様に付表の2.2、2.3を見てほしい。

付表1.1 日本のVAR推定

Vector Autoregression Estimates
Sample: 1975Q1 2016Q4
Included observations: 168
Standard errors in () & t-statistics in []

	DLERSJ	DLPEJS
DLERSJ(-1)	0.6045	0.4027
	-0.1261	-0.0810
	[4.7904]	[4.9693]
DLERSJ(-2)	-0.0762	-0.1553
	-0.1321	-0.0848
	[-0.5770]	[-1.8301]
DLPEJS(-1)	-0.5627	-0.2718
	-0.1918	-0.1231
	[-2.9343]	[-2.2064]
DLPEJS(-2)	-0.0462	0.0649
	-0.1940	-0.1246
	[-0.2384]	[0.5213]
C	-0.00721	-0.00619
	-0.00379	-0.00243
	[-1.9030]	[-2.5446]
DLM2JS(-1)	-0.3991	-0.2069
	-0.1787	-0.1148
	[-2.2328]	[-1.8023]
DLM2JS(-2)	-0.0466	-0.0637
	-0.1777	-0.1141
	[-0.2622]	[-0.5586]
DTBJS(-1)	-5.13E-07	1.26E-07
	-2.40E-07	-1.60E-07
	[-2.1011]	[0.8068]
DTBJS(-2)	2.12E-07	3.62E-07
	-2.50E-07	-1.60E-07
	[0.84421]	[2.2493]
R-squared	0.19543	0.20748
Adj. R-squared	0.15499	0.1675
Sum sq. resids	0.33972	0.14016
S.E. equation	0.04622	0.02969
F-statistic	4.8276	5.2018

付表1.2 英国のVAR推定

Vector Autoregression Estimates
Sample: 1975Q1 2016Q4
Included observations: 168
Standard errors in () & t-statistics in []

	DLERSK	DLPPKS
DLERSK(-1)	0.2703	0.0658
	-0.0814	-0.0273
	[3.3206]	[2.4111]
DLERSK(-2)	-0.0297	0.0480
	-0.0811	-0.0272
	[-0.3673]	[1.7656]
DLPPKS(-1)	0.2909	0.34484
	-0.2437	-0.0818
	[1.1938]	[4.2156]
DLPPKS(-2)	-0.5715	-0.2677
	-0.2293	-0.0769
	[-2.4922]	[-3.4783]
C	0.00615	-0.00016
	-0.00408	-0.00137
	[1.5084]	[-0.1227]
DLM2KS(-1)	-0.2031	-0.0122
	-0.0570	-0.0191
	[-3.5634]	[-0.6386]
DLM2KS(-2)	-0.03467	0.00350
	-0.0580	-0.01947
	[-0.5977]	[0.1800]
GBYKS(-1)	-0.0183	0.00163
	-0.0059	-0.00199
	[-3.099]	[0.8220]
GBYKS(-2)	0.0177	0.00112
	-0.0059	-0.00199
	[2.9940]	[0.5634]
R-squared	0.1984	0.3279
Adj. R-squared	0.1581	0.2941
Sum sq. resids	0.2955	0.0333
S.E. equation	0.04317	0.0144
F-statistic	4.9221	9.6990

付表1.3 カナダのVAR推定

Vector Autoregression Estimates
Sample: 1975Q1 2016Q4
Included observations: 168
Standard errors in () & t-statistics in []

	DLERSC	DLPPCS
DLERSC(-1)	0.3490	0.1231
	-0.1188	-0.0592
	[2.9367]	[2.0794]
DLERSC(-2)	0.1443	0.0879
	-0.1168	-0.0582
	[1.2349]	[1.5109]
DLPPCS(-1)	0.01462	0.2237
	-0.2541	-0.1266
	[0.0575]	[1.7664]
DLPPCS(-2)	-0.5048	-0.2340
	-0.2272	-0.1132
	[-2.2214]	[-2.0667]
C	0.0026	0.00178
	-0.00319	-0.00159
	[0.8171]	[1.1213]
DTBCS(-1)	3.34E-07	1.61E-07
	-1.60E-07	-8.10E-08
	[2.0403]	[1.9701]
DTBCS(-2)	-3.53E-07	-1.76E-07
	-1.60E-07	-8.00E-08
	[-2.1895]	[-2.1967]
DTBRCS(-1)	-0.00625	-0.00112
	-0.00313	-0.00156
	[-1.9961]	[-0.7220]
DTBRCS(-2)	-0.00169	0.00041
	-0.00317	-0.00158
	[-0.5346]	[0.2631]
R-squared	0.16079	0.1899
Adj. R-squared	0.11857	0.1491
Sum sq. resids	0.1071	0.0266
S.E. equation	0.0259	0.0129
F-statistic	3.8081	4.6592

Log likelihood	282.722	357.097
Akaike AIC	-3.2586	-4.14407
Schwarz SC	-3.0912	-3.9766
Mean dependent	-0.00602	-0.00508
S.D. dependent	0.05028	0.03254

Log likelihood	294.407	477.81
Akaike AIC	-3.3977	-5.5811
Schwarz SC	-3.2303	-5.4137
Mean dependent	0.00374	0.0039
S.D. dependent	0.0469	0.0172

Log likelihood	379.651	496.68
Akaike AIC	-4.4125	-5.8057
Schwarz SC	-4.2451	-5.6381
Mean dependent	0.0017	0.00094
S.D. dependent	0.0276	0.0140

注：説明変数の推定パラメータの値の下の値は標準誤差、その下の [] 内の数値は t 統計量の値である。

付表2.1から2.3は付表1.1から1.3で特定化されたVARモデルで計算された為替レートと相対価格の予測値である。付表2.1では日本の円/ドル為替レートの計算が表示されている。変化率タイプのVARモデルによる為替レートの予測値($k=1$)が表の左側に $dlerj$ に示されている。 $dlerj$ は為替レートの変化率の実際値、 $lerjf1$ は水準値に変換された予測値である。右側の変数 y となる $lerj$ は為替レートの実際の水準値、 $yr1$ はRWモデルの

予測値、 $(y - yr1)^2$ の合計はRWモデルのRMSEのルート内の分子、 $yf1$ となる $lerjf1$ は先の予測の水準値、 $(y - yf1)^2$ の合計はVARモデルのRMSEのルート内の分子にあたる。この値は本文の表4のRMSE値計算に使われる。当然、同様の方法で相対価格の予測値計算も行われる。付表2.2は英国のポンド/ドル為替レートである。付表2.3はカナダのカナダドル/ドル為替レートである。

付表2.1 円/ドル為替レートのVARモデル、RWモデルによる予測値、そしてRMSE計算準備値

	$dlerj$	$dlerjf1$	$lerjf1$
2012Q4	0.03140		
2013Q1	0.12998	0.02876	4.42460
2013Q2	0.06631	0.03210	4.55792
2013Q3	0.00265	-0.03119	4.56094
2013Q4	0.01378	-0.01325	4.58153
2014Q1	0.02410	0.01294	4.62150
2014Q2	-0.00637	0.01627	4.64894
2014Q3	0.02123	-0.03993	4.58637
2014Q4	0.09330	-0.00675	4.64078
2015Q1	0.03902	0.01257	4.75340
2015Q2	0.01867	0.00139	4.78124
2015Q3	0.00759	-0.02445	4.77407
2015Q4	-0.00614	-0.01755	4.78855
2016Q1	-0.05078	-0.00454	4.79542
2016Q2	-0.06545	-0.02349	4.72569
2016Q3	-0.05489	-0.03246	4.65127
2016Q4	0.06356	-0.01954	4.60929
合計			

y	$yr1$		$yf1$	
$lerj$	$lerjr1$	$(y - yr1)^2$	$lerjf1$	$(y - yf1)^2$
4.39584				
4.52582	4.39584	0.01689	4.42460	0.01025
4.59213	4.52582	0.00440	4.55792	0.00117
4.59478	4.59213	0.00001	4.56094	0.00115
4.60856	4.59478	0.00019	4.58153	0.00073
4.63267	4.60856	0.00058	4.62150	0.00012
4.62630	4.63267	0.00004	4.64894	0.00051
4.64753	4.62630	0.00045	4.58637	0.00374
4.74083	4.64753	0.00870	4.64078	0.01001
4.77985	4.74083	0.00152	4.75340	0.00070
4.79851	4.77985	0.00035	4.78124	0.00030
4.80610	4.79851	0.00006	4.77407	0.00103
4.79996	4.80610	0.00004	4.78855	0.00013
4.74918	4.79996	0.00258	4.79542	0.00214
4.68373	4.74918	0.00428	4.72569	0.00176
4.62884	4.68373	0.00301	4.65127	0.00050
4.69239	4.62884	0.00404	4.60929	0.00691
		0.04715		0.04114

注：ここで $dlerj$ は変化率の実際値、 $dlerjf1$ は1期先予測値、 $lerjf1$ は水準の予測値で $lerj(y)$ より逆変換される。 $lerjr1(yr1)$ はRWモデルによる予測値、 $(y - yr1)^2$ の合計がRWモデルの平方根内RMSEの分子、 $lerjf1(yf1)$ は1期先予測値で、 $(y - yf1)^2$ の合計がVARモデルによる予測値の平方根内RMSEの分子となる。

付表2.2 ポンド／ドル為替レートのVARモデル、RWモデルによる予測値、そしてRMSE計算準備値

	dlerk	dlerkf1	lerkf1	y	yr1		yf1	
				lerk	lerkr1	$(y - yr1)^2$	lerkf1	$(y - yf1)^2$
2012Q4	-0.00280			-0.46045				
2013Q1	0.02240	0.01095	-0.44950	-0.43804	-0.46045	0.00050	-0.44950	0.00013
2013Q2	0.00850	0.00722	-0.43082	-0.42955	-0.43804	0.00007	-0.43082	0.00000
2013Q3	-0.00940	0.00505	-0.42450	-0.43897	-0.42955	0.00009	-0.42450	0.00021
2013Q4	-0.04250	0.00844	-0.43053	-0.48143	-0.43897	0.00180	-0.43053	0.00259
2014Q1	-0.01750	0.00017	-0.48125	-0.49890	-0.48143	0.00031	-0.48125	0.00031
2014Q2	-0.02160	-0.00530	-0.50420	-0.52054	-0.49890	0.00047	-0.50420	0.00027
2014Q3	0.01240	0.00593	-0.51461	-0.50816	-0.52054	0.00015	-0.51461	0.00004
2014Q4	0.04290	0.02196	-0.48620	-0.46522	-0.50816	0.00184	-0.48620	0.00044
2015Q1	0.04760	0.03483	-0.43039	-0.41764	-0.46522	0.00226	-0.43039	0.00016
2015Q2	-0.00880	0.01928	-0.39836	-0.42648	-0.41764	0.00008	-0.39836	0.00079
2015Q3	-0.01200	-0.02747	-0.45395	-0.43850	-0.42648	0.00014	-0.45395	0.00024
2015Q4	0.02570	0.00739	-0.43112	-0.41279	-0.43850	0.00066	-0.43112	0.00034
2016Q1	0.05470	0.02212	-0.39067	-0.35810	-0.41279	0.00299	-0.39067	0.00106
2016Q2	-0.00260	0.01010	-0.34801	-0.36068	-0.35810	0.00001	-0.34801	0.00016
2016Q3	0.08810	-0.01830	-0.37899	-0.27260	-0.36068	0.00776	-0.37899	0.01132
2016Q4	0.05570	0.03690	-0.23570	-0.21691	-0.27260	0.00310	-0.23570	0.00035
合計						0.02224		0.01841

注：ここでdlerkは変化率の実際値、dlerkf1は1期先予測値、lerkf1は水準の予測値でlerk(y)より逆変換される。lerkr1(yr1)はRWモデルによる予測値、 $(y - yr1)^2$ の合計がRWモデルの平方根内RMSEの分子、lerkf1(yf1)は1期先予測値で、 $(y - yf1)^2$ の合計がVARモデルによる予測値の平方根内RMSEの分子となる。

付表2.3 カナダドル／ドル為替レートのVARモデル、RWモデルによる予測値、そしてRMSE計算準備値

	dlerc	dlercf1	lercf1	y	yr1		yf1	
				lerc	lercr1	$(y - yr1)^2$	lercf1	$(y - yf1)^2$
2012Q4	-0.00403			-0.00924				
2013Q1	0.01820	-0.01007	-0.01932	0.00896	-0.00924	0.00033	-0.01932	0.00080
2013Q2	0.01339	-0.00478	0.00418	0.02235	0.00896	0.00018	0.00418	0.00033
2013Q3	0.01514	0.00618	0.02853	0.03749	0.02235	0.00023	0.02853	0.00008
2013Q4	0.01073	0.01134	0.04883	0.04822	0.03749	0.00012	0.04883	0.00000
2014Q1	0.05027	-0.00895	0.03927	0.09849	0.04822	0.00253	0.03927	0.00351
2014Q2	-0.01139	0.01339	0.11187	0.08709	0.09849	0.00013	0.11187	0.00061
2014Q3	0.00302	-0.00563	0.08147	0.09011	0.08709	0.00001	0.08147	0.00007
2014Q4	0.03705	0.00471	0.09482	0.12716	0.09011	0.00137	0.09482	0.00105
2015Q1	0.08980	0.00446	0.13162	0.21696	0.12716	0.00806	0.13162	0.00728
2015Q2	-0.01076	0.02605	0.24301	0.20620	0.21696	0.00012	0.24301	0.00136
2015Q3	0.06383	-0.02178	0.18442	0.27003	0.20620	0.00407	0.18442	0.00733
2015Q4	0.01898	0.03412	0.30414	0.28901	0.27003	0.00036	0.30414	0.00023
2016Q1	0.02901	0.00067	0.28968	0.31802	0.28901	0.00084	0.28968	0.00080

2016Q2	-0.06493	0.00318	0.32119	0.25309	0.31802	0.00422	0.32119	0.00464
2016Q3	0.01350	-0.02564	0.22745	0.26659	0.25309	0.00018	0.22745	0.00153
2016Q4	0.02137	0.01007	0.27665	0.28796	0.26659	0.00046	0.27665	0.00013
合計						0.02320		0.02975

注：ここでdlercは変化率の実際値、dlercf1は1期先予測値、lercf1は水準の予測値でlerc(y)より逆変換される。

lercr1(yr1)はRWモデルによる予測値、 $(y-yr1)^2$ の合計がRWモデルの平方根内RMSEの分子、lercf1(yf1)は1期先予測値で、 $(y-yf1)^2$ の合計がVARモデルによる予測値の平方根内RMSEの分子となる。

付表3.1から3.3は予測時間軸 $k = 4$ のための標本期間外予測値である。VARモデルによる予測値が右側の表に表示されている。日本の場合は、dlerjf4が4期後の予測値で、2013Q4の値は左側の表dlerjf1を2013Q1から2013Q4までの変化率予測の4期分合計値として計算されている。相対的輸出価格の予測値dlpejsf4も同様に2013Q4の値は左側の表dlpejsf1を2013Q1から2013Q4ま

での変化率予測の4期分合計値として計算されている。この2013Q4から2016Q4の13期分の予測値を基に表4のRMSE値とその比較計算がなされている。付表3.2は「英国のVARモデルの為替レートと相対的生産者価格の予測計算」、付表3.3は「カナダのVARモデルの為替レートと相対的生産者価格の予測計算」である。

付表3.1 日本のVARモデルの為替レートと相対的輸出価格の予測計算 ($k = 4$)

	dlerj	dlerjf1	dlpejs	dlpejsf1	dlerjf4	dlpejsf4
2012Q4	0.03140		0.00876			
2013Q1	0.12998	0.02876	0.07193	0.00780		
2013Q2	0.06631	0.03210	0.03467	0.00763		
2013Q3	0.00265	-0.03119	0.00649	-0.01809		
2013Q4	0.01378	-0.01325	0.02051	-0.00323	0.01643	-0.00589
2014Q1	0.02410	0.01294	0.00287	-0.00384	0.00061	-0.01753
2014Q2	-0.00637	0.01627	-0.02118	-0.00875	-0.01523	-0.03391
2014Q3	0.02123	-0.03993	0.02491	-0.01108	-0.02397	-0.02690
2014Q4	0.09330	-0.00675	0.07602	0.01183	-0.01747	-0.01184
2015Q1	0.03902	0.01257	0.02948	0.01127	-0.01784	0.00327
2015Q2	0.01867	0.00139	0.00264	-0.01277	-0.03271	-0.00075
2015Q3	0.00759	-0.02445	0.02854	-0.01087	-0.01723	-0.00054
2015Q4	-0.00614	-0.01755	0.00164	-0.00185	-0.02804	-0.01422
2016Q1	-0.05078	-0.00454	-0.01862	-0.00421	-0.04515	-0.02970
2016Q2	-0.06545	-0.02349	-0.05359	-0.02141	-0.07003	-0.03834
2016Q3	-0.05489	-0.03246	-0.02442	-0.01064	-0.07804	-0.03811
2016Q4	0.06356	-0.01954	0.03147	-0.00371	-0.08004	-0.03996

注：ここでdlerjは変化率の実際値、dlerjf1は1期先予測値、dlpejs、dlpejsf1は変化率の相対的輸出価格の実際値と1期先予測値dlerjf4、dlpejsf4は変化率の為替レートと変化率の相対的輸出価格の4期先予測値。

付表3.2 英国のVARモデルの為替レートと相対的生産者価格の予測計算 (k = 4)

	dlerk	dlerkf1	dlppks	dlppksf1	dlerkf4	dlppksf4
2012Q4	-0.00280		0.00252			
2013Q1	0.02240	0.01095	-0.00100	0.00029		
2013Q2	0.00850	0.00722	0.00098	-0.00052		
2013Q3	-0.00940	0.00505	0.00362	0.00130		
2013Q4	-0.04250	0.00844	0.00748	0.00012	0.03166	0.00119
2014Q1	-0.01750	0.00017	-0.01490	-0.00209	0.02089	-0.00120
2014Q2	-0.02160	-0.00530	-0.01214	-0.01102	0.00837	-0.01170
2014Q3	0.01240	0.00593	0.00237	-0.00326	0.00924	-0.01626
2014Q4	0.04290	0.02196	0.02362	0.00309	0.02276	-0.01329
2015Q1	0.04760	0.03483	0.03889	0.01012	0.05742	-0.00107
2015Q2	-0.00880	0.01928	-0.00500	0.01184	0.08200	0.02179
2015Q3	-0.01200	-0.02747	0.00166	-0.01188	0.04860	0.01318
2015Q4	0.02570	0.00739	0.02652	-0.00037	0.03402	0.00972
2016Q1	0.05470	0.02212	0.01752	0.00889	0.02132	0.00848
2016Q2	-0.00260	0.01010	-0.00892	0.00305	0.01214	-0.00030
2016Q3	0.08810	-0.01830	-0.00352	-0.00677	0.02130	0.00480
2016Q4	0.05570	0.03690	0.01082	0.00480	0.05082	0.00996

注；ここでdlerkは変化率の実際値、dlerkf1は1期先予測値、dlppks、dlppksf1は変化率の相対的生産者価格の実際値と1期先予測値、dlerkf4、dlppksf4は変化率の為替レートと変化率の相対的生産者価格の4期先予測値。

付表3.3 カナダのVARモデルの為替レートと相対的生産者価格の予測計算 (k = 4)

	dlerc	dlercf1	dlppcs	dlppcsf1	dlercf4	dlppcsf4
2012Q4	-0.00403		0.00251			
2013Q1	0.01820	-0.01007	0.00265	-0.00441		
2013Q2	0.01339	-0.00478	-0.00855	-0.00258		
2013Q3	0.01514	0.00618	0.00270	0.00074		
2013Q4	0.01073	0.01134	0.00932	0.00503	0.00266	-0.00123
2014Q1	0.05027	-0.00895	0.01232	-0.00249	0.00379	0.00069
2014Q2	-0.01139	0.01339	-0.01156	0.00570	0.02196	0.00898
2014Q3	0.00302	-0.00563	0.00214	-0.00253	0.01015	0.00571
2014Q4	0.03705	0.00471	0.01754	0.00123	0.00352	0.00191
2015Q1	0.08980	0.00446	0.04451	0.00274	0.01692	0.00714
2015Q2	-0.01076	0.02605	-0.00296	0.01664	0.02959	0.01808
2015Q3	0.06383	-0.02178	0.01600	-0.00651	0.01344	0.01411
2015Q4	0.01898	0.03412	0.02073	0.01363	0.04284	0.02651
2016Q1	0.02901	0.00067	0.01303	0.00455	0.03906	0.02832
2016Q2	-0.06493	0.00318	-0.02047	0.00207	0.01618	0.01375
2016Q3	0.01350	-0.02564	0.00212	-0.01349	0.01232	0.00677
2016Q4	0.02137	0.01007	0.01320	0.00221	-0.01173	-0.00465

注；ここでdlercは変化率の実際値、dlercf1は1期先予測値、dlppcs、dlppcsf1は変化率の相対的生産者価格の実際値と1期先予測値、dlercf4、dlppcsf4は変化率の為替レートと変化率の相対的生産者価格の4期先予測値。

参考文献

- 橋本次郎(1980)、「マネタリー・アプローチによる為替レート決定理論の実証分析 — 対ドル・円レートについて」、創価経済論集、第10巻、第1号、pp. 69-84.
- ピーター・アイザード 著、須齋正幸／高屋定美／秋山優 訳 (2001)、「為替レート経済学」、東洋経済新報社。「Exchange Rates Economics」、Peter Isard、(1995)、Cambridge University Press。
- 山本 拓 著、1988、「経済の時系列分析」、創文社。
- 刈屋武昭／翁邦雄 (1987)「経済現象における因果の考え方と検証可能性」—橋大学経済研究所、経済研究、38 (2)、1987.4、153-165
- 橋本次郎 (2015)「変動相場制下における購買力平価の実証分析」新潟産業大学経済学部紀要、第45号、2015.6、13-24
- 松浦克己／コリン・マッケンジー (2012)『EViewsによる計量経済分析 [第2版]』東洋経済新報社
- 箕谷千凰彦／縄田和満／和合 肇 編 (2007)『計量経済学ハンドブック』、朝倉書店
- モーリス・オプストフェルド (2002)、「為替レートと経済調整：新しい開放マクロ経済学の視点から」日本銀行金融研究所、金融研究、2002.12、49-64.
- 藪 友良 (2007)、「購買力平価 (PPP) パズルの解明：時系列アプローチの視点から」日本銀行金融研究所、金融研究、2007.12、75-105.
- Bison, J. F. O. (1978), "Rational Expectations and the Exchange Rate," in Jacob A. Frenkel and Harry G. Johnson, eds., The economics of exchange rates: Selected studies. Reading, MA: Addison-Wesley pp. 75-96.
- Dickey, D.A. and W. A. Fuller, (1979), "Distribution of the Estimation for Autoregressive Time Series with a Unit Root." Journal of the American Statistical Association. Vol 74, pp. 427-31.
- Dornbusch, R., (1976), "Expectations and Exchange Rate Dynamics." Journal of Political Economy, December, 84(6), pp. 1161-76.
- Engel, C. and K.D. West (2005), "Exchange Rate and Fundamentals," Journal of Political Economy 113, 485-517.
- Engel, C. and K.D. West (2007), "Exchange Rate Models Are Not as Bad as You Think", NBER Working Paper No. 13318.
- Fair, Ray C., (1970), "The estimation of simultaneous models with lagged endogenous variables and first order serially correlated error", Econometrica 38, 507-516.
- Frankel, J. A., (1979), "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials." American Economic Review, September, 69 (4), pp. 610-22.
- Frenkel, J. A., (1976), "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence." Scandinavian Journal of Economics, May, 78 (2), pp. 200-24.
- Granger, C.W.J (1969),"Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", Econometrica, 37, 161-1194.
- Hooper, P. and J. E. Morton. (1982), "Fluctuations in the Dollar: A model of Nominal and Real Exchange Rate Determination," Journal of International Money and Finance 1, 39-56.
- MacKinnon, J. G (1996), "Numerial Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests, "Journal of Applied Econometrics, 11 (6), 601-618.
- Meese, R.A. and K.S. Rogoff (1983a), "Empirical Exchange Rate Models of the Seventies: Do They Fit Out of Sample?," Journal of International Economics 14 (1-2), 3-24.
- Meese, R.A. and K.S. Rogoff (1983b), "The Out-of-Sample Failure of Empirical Exchange Rate Models: Sampling Error or Mis-specification?," in: Exchange Rates and International Macroeconomics, Jacob Frenkel, eds., Chicago: NBER and University of Chicago Press.
- Peter Isard (1995), Exchange Rate Economics, New York:Cambridge University Press.

