

為替レートの構造モデルと予測能力

——アウトオブサンプル評価とその意義——

森 谷 博 之

Forecasting Accuracy of Structural and Time Series Exchange Rate Models: The Out-of-sample Test and Its Purpose

Hiroyuki MORIYA

How many structural and times series exchange rate models fit the out-of-sample test? Can we predict future foreign exchange rates? These are major questions for practitioners in the global financial and business environment. And there are no fixed, final conclusions. It all depends on the purpose of predictions, forecasting period, available data and knowledge of statistics and modeling by the people involved. This paper does not provide a miracle solution but offers basic guidelines to design appropriate evaluation processes. The complete programming codes are open for public via GitHub. The basic guidelines consist of two evaluation methods (the forecasting direction of FX movements and forecasting accuracy), two model specifications (the first difference and VECM), multistep forecast and the out-of-sample test with cross validation. Readers can modify the process to suit their own purposes and easily and efficiently evaluate them by altering programing codes.

Key Words: foreign exchange rate (為替レート), prediction (予測), sturctual model (構造モデル), FRED (セントルイス連銀データベース), statsmodels (スタットモデル), Python (パイソン)

I はじめに

国境を越えたビジネスでは、取引の決済に用いられる通貨は当事者間の協議により決められる。決済通貨が自国通貨でない場合には、自国通貨と決済通貨は共通の交換比率である外国為替レートをを用いて交換される。第二次世界大戦直後から 1971 年のニクソンショックまで、ブレトンウッズ体制のもとで 20 年以上にわたり為替レートを一定に保つ固定相場制が採用されてきた。しかし、その後は変動相場制に移行し、主要国通貨の為替レートは時々刻々と変化するようになった。このような状況で、ビジネスを行う経済主体にとって、予算作成、決算報告などでの必要性から 3 ヶ月、1 年、5 年というような期間での為替レ

トの予測が不可避となった。しかし、為替レートの予測といっても説明責任が求められる現場では、アドホックなアプローチは取りづらい。したがって、為替決定理論を前提としたモデルが必要とされ、その真の予測能力が試されている。

為替相場制度の研究には長い歴史がある。このようなモデルは時間の経過とともに大きく3つのグループに分けることができる。1つ目は為替レートの長期均衡に関するモデルである。リカード (1821 [33]) が発見し、カッセル (1928 [8]) により再構築された国境を越えた財の移動に焦点を当て価格の無裁定を仮定したモデル、経常収支に焦点を絞り、ラーナー (1944 [25]) 等が形成した弾力性アプローチ、そしてケインジアン所得・支出モデルを開放経済に発展させたアレクサンダー (1952 [1]) 等によるモデルなどである。2つ目は、資本の移動に焦点を当て、資本の移動が自由であるという立場から為替レートの短期均衡を扱うモデルである。このようなモデルは広義にはポートフォリオバランスアプローチと呼ばれ、フレンケル (1976 [17], 1979 [18]), ムーサ (1976 [31]) 等による古典的マネタリーアプローチを発展させたものや、所得・支出アプローチを発展させたマンデルフレミングモデル (1962 [16], 1963 [30]) がある。また、ドーンブッシュは価格の硬直性から為替レートのオーバーシュート (1986 [13] [14]) を説明した。そして3つ目は、実態に即した為替レートの動きをモデル化するもので、ゼルヴォイアンニ (1988 [38]) 等は資産の完全代替を否定し、リスクとリターンの異なる資産のポートフォリオを構築することに重点を置き、ストックとフローの相互作用から為替レートの決定メカニズムを考えた。また、ブランソンとブイター (1982 [6]) は資産の完全代替のもと富の効果を導入した。最近では、ブルネルマイヤーほか (2009 [7]) はキャリートレードの為替レートへの影響を分析し株価ボラティリティ (VIX) と TED スプレッドの重要性を指摘した。また、チェンとツァン (2013 [9]) はイールドカーブと為替レートのリスクプレミアムの関係を指摘し、イールドカーブの傾きを為替レートの決定要因とした。

1980年代にはすでに主要な為替レート決定理論が公開されていたことから、ミースとロゴフ (1983 [28]) は、代表的なモデルの為替レート予測能力をアウトオブサンプル評価により分析した。比較の基準をランダムウォークモデルとし、1ステップ先の予測値の評価として平均二乗誤差を用いた。この検証の結果は構造モデルの予測能力を否定した。しかし、同時に検証方法が議論の対象となった。ラグの項が誘導形に含まれていないこと、複数ステップではなく1ステップであることに批判が集まった。また、和分時系列のもつ性質により、ユール (1926 [37]), グレンジャーとニューボールド (1974 [20]) は、見せかけの相関の問題点を指摘していた。その後、エンゲルとグレンジャー (1987 [15]) は問題を解決する誤差修正モデル (ECM) を発表し、ヨハンセン (1995 [23]) はベクトルベースで ECM を推定する VECM を発表した。

構造為替レートモデルの予測能力についての研究はその後も続いている (2015 [10], 2005 [21])。本稿も同じような趣旨で検証を行うが、3つの点で他稿とは異なる。1つは予測という行為のとらえ方で、それはそれぞれの経済主体で用途が微妙に異なるために、単なるバックテストの結果の提示だけでは不完全である。したがって、検証に用いたプログラムコードを公開する¹⁾。こうすることで、予測を活用するそれぞれの当事者が、検証の方法を自由に、容易に変更することができ、より実態に即したモデルの予測能力を検証することができる。2つ目は、モデルを検証する際に、特定の論文に使われたものと同じデータを取得することは (実務家にとって) 難しく、論文の内容を再現できないことは少なくない。そこで、FRED という米国のセントルイス連邦準備銀行が運営する経済指標データベースを使用する。3つ目は、このような検証の障害の1つが統計パッケージの取得であることから、自由にダウンロード可能な Python の statsmodels を用いる。

II 章で、簡単に為替レートのモデル化の歴史を振り返る (1993 [32])。金利と購買力という2つの平価説について説明した後に、古典的マネタリーアプローチ、ケインジアンアプローチを説明する。つぎに現代マネタリーモデル、マンデルフレミングモデル、ポートフォリオバランスモデルについて触れる。またイールドカーブ、ボラティリティインデックスなども取り上げる。

III 章では、線形回帰モデルを用いた階差モデルとベクトル誤差修正モデル (VECM) (1995 [23], 2007 [26]) について説明する。差分時系列では最小二乗法を用いる。しかし、階差を取ることでトレンドと季節性、共積分は除去されるため、原系列を用いて分析が可能な VECM も用いる。VECM について簡単に説明する。

IV 章では、バックテストの方法と結果の評価方法について説明する。データの加工、サンプリングの方法は機械学習、人工知能の最適化で用いられるクロスバリデーションの方法を取り入れる。また、バックテストにはローリング回帰の方法を用いる。予測結果の評価には平均二乗誤差だけではなく、予測の方向性についても評価する。評価方法はディーボルドとマリアーノ (1995 [12])、ウエスト (1996 [36]) の方法を用いる。

V 章で結果を報告し、VI 章で結論を述べる。

II 為替レートの決定理論

為替レートが常に一定である固定相場制と時々刻々と変化する変動相場制とでは、どちらが国際通貨制度として適切かという議論には長い歴史がある。金融市場の変化の過程で

1) http://github.com/dotheytitoutofsample/Forecasting_Accuracy_of_Structural_and_Time_Series_Exchange_Rate_models-chvo_business_review_37

為替レートの決定理論が発表されてきた。基本となるのは平価という2つの貨幣の価値の比率である。2国間の金利による金利平価と通貨の価値の逆数である購買力を用いる購買力平価がある。金利平価はさらにカバー付き金利平価とカバー無し金利平価に分けられる。カバー付き金利平価は将来の為替レートが金利差により決定されるという考え方で、フォワード・先物レートの算定の基礎となる。カバー無し金利平価は、直物の為替レートが、2国間の金利差により動くことと仮定する。為替レートの決定理論はグローバル経済の発展とともに変化した。

1 資本移動の無い長期均衡モデル

多くのモデルが第一次世界大戦から第二次世界大戦直後までの間に発表された。金本位制、貨幣数量説、輸出入と国際収支の関係が議論された。

(1) 古典的マネタリーアプローチ

貨幣数量説のもとで、貨幣の流通速度を一定として、貨幣の総量が外生的に与えられ、マネーマーケットの均衡するところで財の価格が決まる経済を考える。購買力平価には、財全体の価格に着目する方法と、リカード (1821 [33]) が発見しカッセル (1928 [8]) により再提唱された国際間の財の価格裁定の役割に着目する方法がある。前者を絶対的購買力平価、後者を相対的購買力平価という。価格水準は完全に柔軟で、総産出量は外生的に与えられる。貨幣の総供給量も中央銀行により外生的に与えられる。内外の実質的需要と供給が一致するところで均衡が成り立つ。貨幣の価格は財の価格水準の逆数であることから、為替レートは2国間の通貨の価格の比で決まり、それは、つまり2国間の購買力の比で決まる。どちらの立場も長期的な観点に立つ安定した均衡状態を表現するマネーストックの調整が為替レートを決定するというモデルである。相対的購買力平価による価格の調整とマネーマーケットでの調整の速度が異なると、為替レートのオーバーシュートが起こる。購買力平価というときには相対的購買力平価をいう。古典的アプローチでは資本の移動は考慮されない。要約すると

$$P = \frac{1}{k} EP'$$

である。 E は為替レート、 P は国内の価格、 P' は外国の価格で、 k は定数となる。

(2) ケインジアンアプローチ

為替レートの変化、輸出入の数量と価格変化、貿易収支の変化の関係を分析した弾力性アプローチがラーナー (1944 [25]) 等により研究された。ある条件が整うと、為替レートの調整により経常収支は常に均衡する。つまり

$$P_X X = EP'_I I$$

ここで P_X は輸出価格, X は輸出数量, P'_I は外貨建て輸入価格, I は輸入数量である。したがって、為替レートの長期的均衡は貿易収支により決定される。この方法はマネタリーアプローチとは異なり、ストックではなくフローに着目している。

メツラー (1942 [29]) 等の初期のケインジアンたちは第二次世界大戦中に所得-支出アプローチをもとに為替レートの決定理論を発表した。ここでは所得のフローと財とサービスの総需要曲線を為替レートの決定要因とした。完全に柔軟な総供給曲線を前提として財の価格を固定した。これは、ケインジアンモデルがマネーストックではなく財とサービスのフローに着目していることからくる。このモデルではマーシャル・ラーナー条件は外国為替市場の安定には十分ではない。

ラウルセンほか (1950 [24]), アレクサンダー (1959 [2]), シアン (1961 [35]) 等は為替レートの短期の動きは弾力性アプローチでとらえることができ、中期の動きは乗数効果でとらえることができると理論を発展させた。ここでも資本市場の無い長期的均衡を考えている。

(3) 実質為替レートと名目為替レート

実質為替レートを

$$q_t = e_t - p_t + p'_t$$

とし、購買力平価を

$$e_t = k + \beta(p_t - p'_t) + u_t$$

とする。ここで e は為替レート, p は自国の物価, p' は外国の物価である。両国で同一な β は、それぞれの国の財の同一性を表している。実質為替レートを

$$q_t = \alpha_0 + \alpha_1 q_{t-1} + \varepsilon_t$$

とすると

$$q_t - q_{t-1} = \alpha_1(q_{t-1} - q_{t-2}) + \alpha_1[(e_{t-1} - e_{t-2}) + (p_{t-1} - p_{t-2}) - (p'_{t-1} - p'_{t-2})]$$

となる。 $\beta = 1$ の購買力平価が成り立つと、名目為替レートを物価水準で調節した実質為替レートは一定となる。所得-収支アプローチでは財の価格は一定であるので、実質為替レートは変化し、実質為替レートの変化と名目為替レートの変化の比は一定になる。

2 資本移動を組み込む短期均衡モデル

為替レートの決定要因として、国際的な資本移動を導入し、内外の債券は完全代替とす

る。これは投資家がリスク中立であることを意味する。これらのフローをストックの調整過程と考え、短期的な為替レートの均衡を扱う。したがって、派生的なモデルとして為替レートの期待形成をモデルに組み込んだものが多数存在する。

(1) 現代マネタリーアプローチ

現代マネタリーアプローチは古典的アプローチに資本移動を導入したものである。内外の債券は完全代替であり、したがって、同様なリスクと満期の債券には一物一価の法則が適用でき、カバー無し金利平価が成り立つ。実質為替レートは一定である。貨幣は自国のみで流通し単なる交換手段としてのみ用いられる。総産出量は総供給量によって決定され、価格水準は連続的にマネーマーケットで調整され、オーバーシュートは期待されない。

長期的に為替レートが変化しないとすると、長期的な均衡は古典的マネタリーアプローチと同じになる。現代マネタリーアプローチでは、経済の基礎的要因と期待形成のような別の要因を区別して分析する。フレンケル (1976 [17]) は国内外の期待形成を導入してその差がドイツのハイパーインフレーションの原因であると展開し、その後実質金利平価 (1979 [18]) を発表した。また、ムーサ (1976 [31]) は合理的期待を導入した。本質的に均衡が成り立たない現象について、フレンケル (1981 [19]) はニュースによる経済主体に対する影響を議論し、ブランチャード (1979 [5]) は投機的バブルの影響を分析した。

(2) マンデルフレミングモデル

初期のケインジアン所得収支アプローチを数学的に表現した IS-LM モデルに海外部門を加えるとマンデルフレミングモデルになる。基本的な仕様では総供給は完全弾力的であるため価格は固定され、産出量は総需要で決定される。したがって、実質為替レートは変化する。また完全資本移動を仮定し、国内外の債券の完全代替性により、カバー無し金利平価が成り立つ。為替レートの変化の期待値がゼロである静学的期待を仮定する。金融政策は有効であるが、財政政策ではクラウディングアウトが起こる。

ドーンブッシュ (1976a [13]) は期待形成を完全予見とすることで、金融政策の拡張により為替レートがオーバーシュートすることを示した。また期待形成を適応的とし、需要超過時に供給を固定すると短期の財の価格は固定されるが長期では上昇することを粘着価格モデル (ドーンブッシュ, 1976b [14]) として提示した。この場合には、金融政策拡張期にオーバーシュートする。実質為替レートもそれに見合った動きをする。このような設定は現代マネタリーアプローチでも可能である。

3 実体をとらえるモデル

資産の不完全代替の仮定や経常収支と資本収支が相互に依存し影響しあうモデルはより実態に近い。また、より多くの要素を組み入れることで説明力が増す。価格変動の指標で

あるボラティリティ、イールドカーブの傾きなどに経済活動の基礎的な要因が含まれているということから、為替レート決定要因としての分析が活発である。

(1) ポートフォリオバランスアプローチ

ポートフォリオバランスアプローチはマーコビッツ (1952 [27]) のポートフォリオ理論とトービン (1958 [34]) のマネーの需要の理論を発展させたものである。このモデルでは貨幣以外の資産は不完全代替であり、通貨の代替は可能である。このように国内外の資産は不完全代替であることからカバー無し金利平価は成り立たない。したがってグローバルな投資家はリスクとリターンの異なる分散された資産のポートフォリオをもつ。そして、このようなリスクには、為替レート変動リスク、倒産リスク、カントリーリスク、政治リスク等が含まれる。富の蓄積の効果はブランソンとブイター (1982 [6]) により導入された。富の蓄積の水準に応じて自国の通貨と資産の需要が作られると、それによりストックとフローが相互作用する。したがって、富の増減は経常収支の状態によると同時に、為替レートと富の水準に影響を与え、これは消費と貨幣の需要に影響を与える。ケインジアンのアプローチと古典的なアプローチのどちらでも構築可能である。この場合、為替レートの均衡は経常収支のバランスによる。

(2) キャリートレード

マクロ経済の基礎的要因が通貨の金利の水準を決め、また長期的な為替レートの水準を決めるが、一方で資本の移動の度合いと流動性は短期的な通貨の決定要因となる。ブルネルマイヤーほか (2009 [7]) は資本の流動性の枯渇は通貨の暴落につながることを示した。金利の低い通貨を借入、金利の高い通貨に投資するキャリートレードと通貨が暴落するリスクの間には強い関係がある。資本が流出するという思惑は、その可能性が低い場合でもリスクプレミアムの増加を招く。このキャリートレードの崩壊は、株式市場のボラティリティ (VIX)、3ヶ月物米国短期国債の金利と、3ヶ月物ユーロドル金利 (LIBOR) との金利差 (TED スプレッド) と調達資金の流動性との間にある密接な関係に影響される。VIX の増加はキャリートレードのリターンを高め、この効果は為替レートの決定要因と為替レートの関係を損なわせ、為替レートの予測を難しくする。

(3) イールドカーブの役割

チェンとツァン (2013 [9]) は資産価格の定式化の枠組みのなかで、通貨のリスクプレミアムをインフレおよび景気循環のリスクに関連付け、イールドカーブを為替レートの決定要因として用い、アングとチェン (2010 [3]) は、ポートフォリオ形成の視点とイールドカーブを含む横断面データに注目し為替レートの予測可能性を分析した。

Ⅲ 誘導形とモデルの仕様

為替レート決定理論は、グローバル経済の発展と構造の変化にともない新しい理論を展開し、実態に対する説明力を強化してきた。しかし、実証分析による結果はまちまちである。構造モデルとしての有効性の評価と予測能力のどちらの実証研究も状況は同じである。

1 誘導形方程式

経済の構造を方程式体系として表し、1つ1つの構造方程式のパラメーターを統計的に推定しようとする、各方程式の確率項が相互作用を起こし偏りのある推定値が得られてしまう。その際に用いられるのが誘導形で各方程式の確率項の影響を避けることができる。誘導形ではもとの方程式のパラメータを得られるとは限らないが、経済構造の具体的な数量関係を得る際に、また予測モデルの出発点として用いることができる。ここではペンテコスト (1993 [32]) とチェンほか (2017 [10]) の用いた誘導形を参考にしている。

(1) カバー無し金利平価

カバー無し金利平価は、将来の為替レートと現在の為替レート、そして国内外の金利との関係について示している。

$$e_{t+k} = e_t + r_{t,k}^*$$

e_{t+k} は t 時の k 期先の為替レート、 e_t は t 時の為替レート、 $r_{t,k}$ は t 時の k 期先を満期とする金利。 $*$ は 2 国間の比率を表す。 r^* は $1 + \text{金利}/100$ の 2 国間の比率として算出している。

(2) 相対的購買力平価

購買力平価は

$$e_t = a + p_t^*$$

と表される。 e_t は t 時の為替レートの対数、 p は物価指数の対数である。 a は定数で、ゼロであれば絶対的購買力平価、ゼロ以外であれば相対的購買力平価を意味する。

(3) 現代マネタリーアプローチ

このモデルの基本形は

$$e_t = a_0 + a_1 m_t^* + a_2 y_t^* + a_3 r_t^* + u_t$$

で表される。ここで m は貨幣供給量の対数、 y は名目 GDP の対数、 r は金利である。 a_i は定数である。これは、2 国間で貨幣の需要は同一で、同じ弾力性を持ち、金利の項は国内の貨幣と債券が代替可能で、かつ国内外の債券は完全代替であることを示している。

(4) 実質金利平価

フランケルの実質金利平価は適応的期待を仮定して

$$e_t = a_0 + a_1 m_t^* + a_2 y_t^* + a_3 (r_t - i_t)^* + a_4 i_t^* + u_t$$

となる。 π はインフレ率である。 $(r_t - i_t)^*$ は金利とインフレ率の差分に 1 を加えて 2 国間の比率を取っている。 i^* は 1+インフレ率の 2 国間の比率である。

(5) 粘着性マネタリーモデル

ドーンブッシュの硬直性価格モデルはつぎのようになる。

$$e_t = a_0 + a_1 m_t^* + a_2 y_t^* + a_3 r_t^* + a_4 i_t^* + u_t$$

(6) 粘着性マネタリーモデル + リスク要因 + 流動性要因

$$e_t = a_0 + a_1 m_t^* + a_2 y_t^* + a_3 r_t^* + a_4 i_t^* + a_5 VIX_t + a_6 TED_t + u_t$$

VIX は株式のボラティリティ指数, TED は TED スプレッドである。双方とも対数を取っていない。

(7) イールドカーブの傾き

$$e_{t+k} - e_t = a_0 + a_1 m_t^* + a_2 slope_t + u_t$$

$slope$ は 2 つの異なる満期の金利商品の金利の差を用いてイールドカーブの傾きを代用している。対数は取らない。

2 統計的推定

統計的な時系列分析では見せかけの相関, 欠落変数, 非定常な変数といった効果があり, この問題を回避する必要がある。これらの効果は差分を取ることで取り除くことができるが, 差分を取ることで本来ある性質も取り除かれてしまう可能性がある。そこで, 誘導方程式の推定には 2 つの仕様を用意する。1) 階差モデルと 2) 誤差修正モデルである。

(1) 階差モデル

階差を取ることで見せかけの相関, 欠落変数, 非定常な変数から生じる効果を取り除くことができる。

$$\Delta e_t = a + b \Delta X_t + u_t$$

を最小二乗法を用いて推定する。 Δ は差分を表す。 a, b は定数。 X_t はモデルの説明変数である。為替レートの予測値は $E_t(e_{t+k}) = \Delta \hat{e}_{t+k} + e_t$ である。この場合, 為替レート

の予測に用いる $t+k$ 期の構造要因は既知とする。長期トレンド、季節性などの性質をもたない時系列に対して階差を取る分析は有効である。

(2) 誤差修正モデル

階差モデルでは、確定的トレンド、季節性、共和分などの長期の特性が失われる可能性がある。そこで差分ではなく、原系列そのものから為替レートの予測を構築するために誤差修正モデルを用いる。

$$\Delta y_t = \Pi y_{t-1} + \Gamma_1 \Delta y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k_{ar}-1} \Delta y_{t-k_{ar}+1} + u_t$$

ここで、 $\Pi = \alpha\beta'$ である。この α と β' は最小二乗法では推定できない。したがって、最尤推定する。 Π の固有値、固有ベクトルを求め、共和分検定で Π のランクを決定し、将来の為替レートを予測する。ベクトル β は共和分ベクトルで、 $\beta' y_t$ は非平衡の誤差で、係数 α はその修正の誤差を調整するスピードである。

上述のモデルは、特定の制約のもとで定常となるつぎの無制約の VAR モデルと等価である。

$$y_t = \Pi_1 y_{t-1} + \cdots + \Pi_p y_{t-p} + u_t$$

上述の式を推定する場合には、それぞれの y は定常過程である必要がある。しかし、ベクトル誤差修正モデルでは、その必要が無くモデルの推定ができる。

バックテストではランクはデフォルトの 1 を用いる。また、 $k_{ar} = 0$ とする。

IV データと加工、予測の評価

データの取得、データの前処理、バックテストの方法、結果の評価方法、最適化されたパラメータの選択といった基礎的なバックテストの方法について説明する。

1 データ

分析に用いるデータは FRED からダウンロード可能な経済指標を用いる。ドル円の為替レートと金利に関しては日次で入手可能なものは日次で取得し、月末営業日の終値を用いて月次のデータを変換する。また、月次で入手できるデータは月次で入手し、必要に応じて四半期に変換する。つぎに、説明変数に四半期のデータしか入手できないものがあれば、関連する要素の日次、月次データを四半期データへ変換する。

2 サンプル期間と予測期間

各構造モデルにより得られた為替レートの予測値は、その予測の精度と予測値の方向性

の正しさで評価する。また3つのアウトオブサンプル期間を設け、各モデルの評価に用いる。アウトオブサンプル期間の始点は予測を開始する時点を目指し、モデルの最適化に使うデータの始点ではない。また、評価にはローリング回帰を用いる。したがって、アウトオブサンプル期間の終点が最後の予測期間となるとは限らない。予測はデータを使いつくした時点で終了する。

3つのアウトオブサンプル期間は、1983Q1-1994Q4, 1995Q1-2007Q4, 2008Q1-2019Q4である。また、予測の期間は、3ヶ月、1年、5年とする。

3 結果の評価

各構造モデルにより得られた為替レートの予測値は2つの指標を用いて、ドリフト無しランダムウォークモデルの結果と比較する。予測精度の評価には平均二乗誤差を用いる。また、予測を行う時点の為替レート (e_t) と予測時の為替レート (e_{t+k}) の差の符号を予測の方向性の評価に用いる。そしてこれらの結果をドリフト無しランダムウォークモデルの結果と比べて差があるか無いかを判断する。差が無いを帰無仮説としてこの2つの指標について検定を行う。統計量にはディーボルドとマリーノ (1995 [12]), ウエスト (1996 [36]) を用いる。これはつぎのように行われる。

(1) 平均二乗誤差

為替レートの時系列を e_t , その予測値を \hat{e}_t として損失関数を L とすると

$$L(e_t) = (e_t - \hat{e}_t)^2$$

ドリフト無しランダムウォークの場合には予測値は予測を行う時点での為替レートとする。それを $L(z_t)$ とするとその差は

$$dL = L(e_t) - L(z_t)$$

となる。 dL の分散が定常で、サンプルが十分に大きいと仮定すれば、次の統計量は正規分布にしたがう。

$$\frac{\hat{dL}}{\sqrt{1/n^2 \sum_{i=1}^n (dL - \hat{dL})^2}}$$

n は観測値の数を表す。

平均二乗誤差の比率が1以下で p 値が0.1以下であれば、帰無仮説は棄却され、構造モデルの予測値はランダムウォークよりも良いと判断する。また、 p 値が0.1以上であれば予測能力に差が無いと判断するには十分ではないとする。そして、平均二乗誤差の比率が1

以上であり p 値が 0.1 以下であれば構造モデルの予測能力はランダムウォークに劣ると判断する。

(2) 方向性

方向性の評価では、実際の為替レートの動きの方向性と予測の方向性が同じであれば 1、そうでなければ 0 とする。そして、その評価の平均値が 0.5、つまり正しい方向性と正しくない方向性の数が同じである状況と比べて、その差を判断する。帰無仮説を予測能力が無い ($dL = 0.5$) とし、つぎの統計量を検定に用いる。

$$\frac{\hat{dL} - 0.5}{\sqrt{0.25/n}}$$

は正規分布にしたがう。

方向性が正しい確率が 0.5 よりも大きく、p 値が 0.1 以下であれば構造モデルの方向性の予測能力が良いと判断でき、p 値が 0.1 以上であれば差を判断できる状況にないとする。方向性が正しい確率が 0.5 よりも小さく、p 値が 0.1 以下であれば、予測能力が悪いと判断する。

4 モデルと結果の選択

データはモデルのパラメータ推定に用いるものと、アウトオブサンプルテストに用いられるものに分けられる。パラメータ推定の後、そのパラメータをもとにつぎの期の為替レートを予測する。この部分の為替レートはパラメータの推定には用いられていないので、予測はアウトオブサンプルになる。これを順次時間をずらしながら実行していく。これをローリングシミュレーションやローリングバックテストと呼ぶ。パラメータ推定に用いられるデータの長さはさまざまで、多くの異なる長さをアドホックで用いる。そして予測値とアウトオブサンプルデータを比べて平均二乗誤差を求める。構造モデルの平均二乗誤差をランダムウォークの予測値の平均二乗誤差で割った比率を用いて、モデルを評価する。次章で説明する誘導形、または構造モデルの結果は、数あるバックテストの結果からこの比率が最も小さなものを選択している。

V バックテストと結果

第 1 節で 2 つの平価について基本的な分析を行い、第 2 節で統計的手法を用いて、構造モデルの予測能力を評価する。

1 金利平価と購買力平価

現代マネタリーアプローチとマンデルフレミングモデルのような 2 国間の資本の完全代

替を仮定しているモデルでは、カバー無し金利平価が成り立つ。また、古典的・現代メネタリーアプローチでは相対的購買力平価が成り立つ。そこで誘導形の分析の前に統計的推定を行わない方法でこれらがどの程度の将来の為替レートの予測能力があるかを調べる。

(1) 金利平価

カバー無し金利平価を用いた為替レートの期待値を

$$E_t e_{t+k} = e_t \left[\frac{1 + r_t/100/12}{1 + r'_t/100/12} \right]^{k/12}$$

として求め、その期待値と実際の為替レート e_{t+k} の平均二乗誤差とランダムウォークの結果と比較する。また、方向性の検定も行う。

各 LIBOR に関しては 1986 年からデータの取得が可能であり、日本国債に関しては 1989 年から取得可能であることから、バックテストの期間が他のものと異なる (表 3 参照)。

表 1, 2 にはカバー無し金利平価の予測値とランダムウォークの予測値の平均二乗誤差の比を掲載している。また、() 内は p 値である。多くの場合で、カバー無し金利平価とランダムウォークの予測能力について差が無いと判断するには十分でないことが分かる。

表 1 カバー無し金利平価：平均二乗誤差 (p 値)

期間	10 年債	1M LIBOR	3M LIBOR	6M LIBOR	12LIBOR
1989-2007	2.18(0.00)				
1986-1994		0.996(0.38)	0.991(0.33)	0.994(0.42)	0.996(0.47)
1995-2007		1.019(0.16)	1.019(0.16)	1.019(0.16)	1.019(0.16)
2008-2019	5.08(0.00)	0.995(0.17)	0.990(0.16)	0.983(0.07)	0.978(0.05)

表 2 カバー無し金利平価：正しい方向性の確率 (p 値)

期間	10 年債	1M LIBOR	3M LIBOR	6M LIBOR	12LIBOR
1989-2007	0.514(0.39)				
1986-1994		0.44(0.12)	0.47(0.28)	0.55(0.15)	0.56(0.13)
1995-2007		0.46(0.17)	0.46(0.17)	0.46(0.17)	0.46(0.17)
2008-2019	0.00(0.00)	0.53(0.25)	0.52(0.31)	0.48(0.33)	0.56(0.10)

表 3 ダウンロードデータのコード 1 (FRED)

資産	満期	コード	資産	満期	コード
米ドル LIBOR	1 ヶ月	USD1MTD156N	円 LIBOR	1 ヶ月	JPY1MTD156N
米ドル LIBOR	3 ヶ月	USD3MTD156N	円 LIBOR	3 ヶ月	JPY3MTD156N
米ドル LIBOR	6 ヶ月	USD6MTD156N	円 LIBOR	6 ヶ月	JPY6MTD156N
米ドル LIBOR	12 ヶ月	USD12MD156N	円 LIBOR	12 ヶ月	JPY12MD156N
米国債	10 年	DGS10	日本国債	10 年	IRLTLT01JPM156N

(2) 購買力平価

購買力平価 (PPP) についても統計的推定を行わない方法で、購買力平価の将来の為替レートの予測能力を調べる。

$$k = e_t \frac{P_t^*}{P_t}$$

から

$$E_t e_{t+k} = k \frac{P_{t+k}}{P_{t+k}^*}$$

を求め、平均二乗誤差を算出し、ランダムウォークと比較する。また方向性についても分析する。結果を表 4, 5, 6, 7 に示した。どの物価指数を用いるべきかについては多くの議論がある。ここでは消費者物価指数 (CPI) と生産者物価指数 (PPI) を用いた (表 8 参照)。

予測の精度に関しては CPI ではドリフト無しランダムウォークモデルの結果と比較して CPI の方が良いと判断できる個数が 4 個、悪いが 10 個、PPI では良いが 4 個、悪いが 2 個である。予測の方向性については、CPI では良いが 5 個、悪いが 5 個、PPI では良いが 12 個、悪いが 1 個である。

CPI と PPI を比較すると PPI を用いた方が、精度と方向性について結果は良い傾向にある。特に、方向性の予測では強いトレンドのある 1983–1994, 2008–2019 の期間で良い結果が得られている。しかし、トレンドの反転が繰り返されるような 1971–1982, 1995–2007 では予測が難しいことが分かる。

表 4 相対的購買力平価 (CPI) : 平均二乗誤差 (p 値)

期間	1ヶ月	3ヶ月	6ヶ月	12ヶ月	5年
1971–1982	1.04(0.21)	1.13(0.01)	1.16(0.00)	1.18(0.00)	2.04(0.00)
1983–1994	1.03(0.14)	0.99(0.36)	0.93(0.00)	0.90(0.00)	0.52(0.00)
1995–2007	1.04(0.03)	1.09(0.00)	1.09(0.00)	1.09(0.01)	2.36(0.00)
2008–2019	1.04(0.09)	1.03(0.20)	0.99(0.38)	0.91(0.00)	1.24(0.00)

表 5 相対的購買力平価 (CPI) : 正しい方向性の確率 (p 値)

期間	1ヶ月	3ヶ月	6ヶ月	12ヶ月	5年
1971–1982	0.46(0.18)	0.46(0.18)	0.39(0.01)	0.41(0.02)	0.51(0.41)
1983–1994	0.48(0.34)	0.52(0.28)	0.63(0.00)	0.75(0.00)	0.99(0.00)
1995–2007	0.50(0.47)	0.41(0.01)	0.43(0.05)	0.46(0.16)	0.50(0.50)
2008–2019	0.51(0.80)	0.56(0.08)	0.59(0.01)	0.72(0.00)	0.17(0.00)

表 6 相対的購買力平価 (PPI) : 平均二乗誤差 (p 値)

期間	1ヶ月	3ヶ月	6ヶ月	12ヶ月	5年
1971-1982	1.08(0.03)	1.05(0.22)	0.97(0.33)	0.83(0.01)	0.30(0.00)
1983-1994	1.00(0.48)	0.97(0.25)	0.96(0.09)	0.97(0.14)	0.48(0.00)
1995-2007	0.98(0.30)	0.98(0.33)	1.03(0.30)	1.05(0.20)	3.58(0.00)
2008-2019	1.06(0.27)	1.14(0.19)	1.08(0.31)	0.88(0.07)	1.05(0.17)

表 7 相対的購買力平価 (PPI) : 正しい方向性の確率 (p 値)

期間	1ヶ月	3ヶ月	6ヶ月	12ヶ月	5年
1971-1982	0.52(0.34)	0.52(0.34)	0.57(0.06)	0.59(0.02)	0.96(0.00)
1983-1994	0.55(0.10)	0.57(0.04)	0.70(0.00)	0.64(0.00)	0.99(0.00)
1995-2007	0.55(0.09)	0.50(0.47)	0.54(0.16)	0.49(0.43)	0.50(0.50)
2008-2019	0.60(0.01)	0.69(0.00)	0.62(0.00)	0.64(0.00)	0.55(0.14)

表 8 ダウンロードデータのコード 1 (FRED)

指数	コード	指数	コード
米国 CPI	CPALTT01USM661S	米国 PPI	PPIACO
日本 CPI	JPNCPIALLMINMEI	日本 PPI	PITGCG01JPM661N

2 誘導形

構造モデルの誘導方程式の推定結果から得た予測値を評価する。

(1) 購買力平価

購買力平価の誘導方程式を推定する際に 2 つの物価指数を用いた (表 8)。それぞれの結果は表 9, 10, 11, 12 に示した。

それぞれを見ていくと、CPI の階差モデルでは予測精度で CPI の方が良いが 3 個、悪いが 4 個、方向性で良いが 5 個、悪いが 3 個である。VECM では予測精度で良いが 4 個、悪いが 3 個、方向性で良いが 4 個、悪いが 3 個である。

PPI では、階差モデルでの予測精度で良いが 5 個、悪いが 0 個、方向性で良いが 7 個、悪いが 0 個である。VECM では予測精度で良いが 3 個、悪いが 1 個、方向性で良いが 6 個、悪いが 0 個である。

プラザ合意以後に強いトレンドを作った 1983-1994 の期間では CPI, PPI, そして階差モデルと VECM のどれもが良い結果を残した。それ以外の期間では 2008-2019 のトレンドの反転が見られる期間でも PPI が比較的良い結果を残した。

表 9 相対的購買力平価 (CPI) : 平均二乗誤差 (p 値)

モデル	階差			VECM		
	3ヶ月	12ヶ月	5年	3ヶ月	12ヶ月	5年
1983-1994	0.96(0.00)	0.98(0.00)	0.99(0.00)	0.89(0.01)	0.78(0.00)	0.55(0.00)
1995-2007	1.02(0.07)	1.01(0.01)	1.01(0.18)	1.01(0.24)	1.07(0.03)	1.63(0.00)
2008-2019	1.01(0.21)	1.01(0.04)	1.01(0.00)	0.99(0.29)	0.97(0.07)	1.26(0.00)

表 10 相対的購買力平価 (CPI) : 正しい方向性の確率 (p 値)

モデル	階差			VECM		
	3ヶ月	12ヶ月	5年	3ヶ月	12ヶ月	5年
1983-1994	0.59(0.01)	0.77(0.00)	0.95(0.00)	0.59(0.02)	0.80(0.00)	0.92(0.00)
1995-2007	0.45(0.10)	0.40(0.01)	0.47(0.20)	0.42(0.02)	0.41(0.02)	0.52(0.34)
2008-2019	0.43(0.05)	0.56(0.10)	0.37(0.01)	0.49(0.47)	0.61(0.00)	0.23(0.00)

表 11 相対的購買力平価 (PPI) : 平均二乗誤差 (p 値)

モデル	階差			VECM		
	3ヶ月	12ヶ月	5年	3ヶ月	12ヶ月	5年
1983-1994	0.98(0.14)	0.98(0.00)	0.99(0.00)	0.88(0.02)	0.63(0.00)	0.1107(0.00)
1995-2007	0.97(0.25)	0.95(0.02)	0.98(0.14)	1.02(0.16)	0.92(0.11)	1.69(0.00)
2008-2019	0.93(0.10)	0.97(0.00)	1.00(0.48)	0.99(0.25)	0.99(0.27)	1.17(0.09)

表 12 相対的購買力平価 (PPI) : 正しい方向性の確率 (p 値)

モデル	階差			VECM		
	3ヶ月	12ヶ月	5年	3ヶ月	12ヶ月	5年
1983-1994	0.56(0.09)	0.71(0.00)	0.81(0.00)	0.60(0.01)	0.77(0.00)	0.94(0.00)
1995-2007	0.59(0.02)	0.51(0.40)	0.52(0.38)	0.45(0.11)	0.60(0.00)	0.48(0.34)
2008-2019	0.57(0.05)	0.63(0.00)	0.47(0.29)	0.54(0.18)	0.66(0.00)	0.57(0.10)

(2) 現代マネタリーアプローチ (MMA)

結果を表 13, 14 にまとめた。日本の GDP については四半期のデータが 1994 年から得られるが、それ以前のデータは年次のデータしか得られない (表 15 参照)。したがって、1994 年以前については、年率のデータを線形補完して四半期データに変換した。また、四半期の米国、日本の GDP データが季節調整済みである一方で、年次のデータは季節調整無しであるので、簡易的に移動平均を用いて、データを調整した。

階差モデルでは予測精度において MMA の方が良いが 3 個、悪いが 1 個、予測の方向性について良いが 4 個、悪いが 1 個である。VECM では予測精度において良いが 1 個、悪

いが3個, 予測の方向性について良いが1個, 悪いが3個である。

階差モデルでは説明変数の予測時のデータを既知としているので VECM より良い結果が出ていると思われる。表の (-) はモデルの解が得られない場合を示していて悪いと判断している。

表 13 平均二乗誤差 (p 値)

モデル 期間	階差			VECM		
	3ヶ月	12ヶ月	5年	3ヶ月	12ヶ月	5年
1991-1994	1.43(0.30)	0.71(0.07)	-(-)	0.89(0.23)	0.66(0.02)	-(-)
1995-2007	0.98(0.45)	1.12(0.10)	0.87(0.10)	1.01(0.38)	1.09(0.22)	-(-)
2008-2019	0.97(0.44)	0.91(0.06)	0.90(0.00)	1.00(0.41)	1.02(0.13)	1.15(0.00)

表 14 正しい方向性の確率 (p 値)

モデル 期間	階差			VECM		
	3ヶ月	12ヶ月	5年	3ヶ月	12ヶ月	5年
1991-1994	0.86(0.00)	1.00(0.00)	-(-)	0.60(0.22)	0.63(0.16)	-(-)
1995-2007	0.60(0.08)	0.51(0.44)	0.58(0.18)	0.63(0.03)	0.58(0.12)	-(-)
2008-2019	0.67(0.01)	0.58(0.14)	0.78(0.00)	0.53(0.33)	0.43(0.18)	0.32(0.03)

表 15 FRED ダウンロードデータ

指数	コード	指数	コード
米国 M1	MANMM101USM189S	日本 M1	MANMM101JPM189S
米国 GDP	GDP	日本 GDP	JPNNGDP
	日本 GDP	MKTGDPJPA646NWDB	
米ドル 12ヶ月 LIBOR	USD12MD156N	円 12ヶ月 LIBOR	JPY12MD156N

(3) 実質金利モデル (RIP)

リーマンショック以降の量的緩和により、金利の実勢がゆがんでいるという指摘がある。その際にシャドーレートを使うべきであるという議論がある。しかし、ここでは使わない。

実質金利モデルの推定にはインフレ率が必要である。日本のインフレ率で長期にわたり FRED から入手できるものが無いために、PPI の月次の変化率を求め、その 12ヶ月移動平均をインフレ率として用いた。

結果を表 16, 17 にまとめた。

階差モデルでは予測精度において RIP の方が良いが3個, 悪いが1個, 予測の方向性について良いが4個, 悪いが1個である。VECM では予測精度において良いが1個, 悪いが3個, 予測の方向性について良いが0個, 悪いが3個である。

VECM では特に 5 年後の予測がうまくいかない。

表 16 平均二乗誤差 (p 値)

モデル 期間	階差			VECM		
	3 ヶ月	12 ヶ月	5 年	3 ヶ月	12 ヶ月	5 年
1991-1994	2.43(0.15)	0.71(0.08)	-(-)	0.89(0.36)	0.73(0.06)	-(-)
1995-2007	0.87(0.28)	0.88(0.11)	0.85(0.11)	1.02(0.34)	1.10(0.22)	-(-)
2008-2019	1.07(0.36)	0.89(0.06)	0.88(0.00)	1.00(0.45)	1.01(0.15)	1.12(0.00)

表 17 正しい方向性の確率 (p 値)

モデル 期間	階差			VECM		
	3 ヶ月	12 ヶ月	5 年	3 ヶ月	12 ヶ月	5 年
1991-1994	0.50(0.50)	0.91(0.00)	-(-)	0.60(0.22)	0.63(0.16)	-(-)
1995-2007	0.60(0.08)	0.57(0.15)	0.58(0.18)	0.56(0.16)	0.56(0.19)	-(-)
2008-2019	0.65(0.02)	0.56(0.22)	0.74(0.01)	0.57(0.15)	0.48(0.38)	0.32(0.03)

(4) 粘着性マネタリーアプローチ (SMM)

結果を表 18, 19 にまとめた。

階差モデルでは予測精度において SMM の方が良いが 3 個, 悪いが 1 個, 予測の方向性について良いが 4 個, 悪いが 0 個である。VECM では予測精度において良いが 1 個, 悪いが 3 個, 予測の方向性について良いが 1 個, 悪いが 3 個である。

VECM では特に 5 年後の予測がうまくいっていない。

表 18 平均二乗誤差 (p 値)

モデル 期間	階差			VECM		
	3 ヶ月	12 ヶ月	5 年	3 ヶ月	12 ヶ月	5 年
1991-1994	2.43(0.15)	0.71(0.08)	-(-)	0.89(0.23)	0.66(0.02)	-(-)
1995-2007	0.87(0.28)	0.88(0.00)	0.85(0.11)	1.01(0.38)	1.09(0.22)	-(-)
2008-2019	1.07(0.37)	0.89(0.06)	0.88(0.00)	1.00(0.41)	1.02(0.13)	1.15(0.00)

表 19 正しい方向性の確率 (p 値)

モデル 期間	階差			VECM		
	3 ヶ月	12 ヶ月	5 年	3 ヶ月	12 ヶ月	5 年
1991-1994	0.50(0.50)	0.91(0.00)	-(-)	0.60(0.22)	0.63(0.16)	-(-)
1995-2007	0.60(0.08)	0.57(0.15)	0.58(0.18)	0.63(0.03)	0.58(0.12)	-(-)
2008-2019	0.65(0.02)	0.56(0.22)	0.74(0.01)	0.53(0.33)	0.43(0.18)	0.32(0.03)

(5) 粘着性マネタリーアプローチ + VIX + TED

VIX は代表的な株価のボラティリティ指標で S&P500 を対象にしている。しかし、FRED から取得できるのは 1990 年からであり、したがって、1986 年から取得できる S&P100 のボラティリティ指標である VXO を用いた (表 22 参照)。

結果を表 20, 21 にまとめた。

階差モデルでは予測精度において SMA+VIX+TED スプレッドの方が良いが 4 個、悪いが 2 個、予測の方向性について良いが 5 個、悪いが 1 個である。VECM では予測精度において良いが 3 個、悪いが 3 個、予測の方向性について良いが 3 個、悪いが 3 個である。

表 20 平均二乗誤差 (p 値)

モデル 期間	階差			VECM		
	3ヶ月	12ヶ月	5年	3ヶ月	12ヶ月	5年
1991-1994	2.27(0.16)	0.76(0.06)	—(—)	0.82(0.52)	0.55(0.00)	—(—)
1995-2007	1.07(0.33)	0.89(0.12)	0.81(0.07)	1.02(0.27)	1.17(0.11)	—(—)
2008-2019	1.40(0.03)	0.89(0.05)	0.92(0.00)	0.99(0.28)	0.95(0.01)	0.95(0.00)

表 21 正しい方向性の確率 (p 値)

モデル 期間	階差			VECM		
	3ヶ月	12ヶ月	5年	3ヶ月	12ヶ月	5年
1991-1994	0.64(0.14)	1.00(0.00)	—(—)	0.80(0.01)	0.88(0.00)	—(—)
1995-2007	0.60(0.08)	0.60(0.09)	0.65(0.05)	0.49(0.44)	0.52(0.39)	—(—)
2008-2019	0.59(0.12)	0.53(0.32)	0.67(0.04)	0.49(0.44)	0.55(0.27)	0.82(0.00)

表 22 FRED ダウンロードデータ

指数	コード	指数	コード
CBOE S&P 100 Volatility Index: VXO	VXOCLS	TED Spread	TEDRATE
1-Year Treasury Minus FF Rate	T1YFF	10-Year Treasury Minus FF Rate	T10YFF
10-Year Treasury Minus 2-Year Treasury	T10Y2Y	10-Year Treasury Minus 3-Month Treasury	T10Y3M

(6) イールドカーブの傾き

結果を表 23, 24 にまとめた。イールドカーブの傾きの代用として 4 つの金利差を用いた (表 22 参照)。その中で最も良い結果の 10 年米国債金利と FF 金利の差を用いた。

階差モデルでは予測精度においてイールドカーブの傾きを用いた方が良いが 3 個、悪いが 0 個、予測の方向性について良いが 4 個、悪いが 0 個である。VECM では予測精度において良いが 5 個、悪いが 2 個、予測の方向性について良いが 7 個、悪いが 0 個である。

表 23 平均二乗誤差 (p 値)

モデル 期間	階差			VECM		
	3ヶ月	12ヶ月	5年	3ヶ月	12ヶ月	5年
1983-1994	0.97(0.00)	0.98(0.05)	0.98(0.09)	1.01(0.28)	0.95(0.00)	0.93(0.00)
1995-2007	1.00(0.28)	1.00(0.43)	0.99(0.19)	1.05(0.04)	1.03(0.11)	1.09(0.02)
2008-2019	0.96(0.22)	0.97(0.16)	1.01(0.22)	0.95(0.01)	0.96(0.02)	0.71(0.00)

表 24 正しい方向性の確率 (p 値)

モデル 期間	階差			VECM		
	3ヶ月	12ヶ月	5年	3ヶ月	12ヶ月	5年
1983-1994	0.59(0.01)	0.59(0.01)	0.66(0.00)	0.55(0.10)	0.59(0.02)	0.73(0.00)
1995-2007	0.49(0.44)	0.49(0.40)	0.49(0.39)	0.56(0.08)	0.54(0.16)	0.56(0.11)
2008-2019	0.55(0.12)	0.60(0.01)	0.51(0.37)	0.59(0.02)	0.61(0.01)	0.70(0.00)

(7) 総合評価

各構造モデルについて単純なテストと2つの統計的推定方法を用いたバックテストを行った。予測の精度と予測の正しい方向性について良い数から悪い数を引いた値を表25, 26にまとめた。

表 25 単純な購買力平価の総合評価

構造モデル	予測精度	予測の方向性
購買力平価 CPI	-6	0
購買力平価 PPI	4	11

表 26 統計的推定による各構造モデルの総合評価

構造モデル	予測精度		予測の方向性	
	階差	VECM	階差	VECM
購買力平価 CPI	-1	1	2	1
購買力平価 PPI	-1	1	2	1
現代マネタリーアプローチ	2	-2	3	-2
実質金利平価	2	-2	3	-3
粘着性マネタリーアプローチ	2	-2	4	-2
VIX+TED	2	0	4	0
イールドカーブ	3	3	4	7

表25, 表26によるとPPIによる購買力平価とイールドカーブを用いたものが比較的良い結果を残している。

VI 結 論

グローバルな投資・事業展開に際し必要となる為替レートの予測の必要性から、為替レートの決定要因を用いた構造モデルの将来の為替レートの予測能力をアウトオブサンプルテストにより実証分析した。外部への公開、ビジネス戦略の構築、予算作成に用いられることを前提とするとアドホックな方法は取りづらい。そこで説明力のある予測モデルの構築が必要となる。基礎的な知識を養う目的で、為替レートの決定要因の分析の歴史を振り返り、基本となる2つの平価と5つの構造モデルを選択した。

それぞれに誘導方程式を定め、階差モデルとVECMの2つの仕様を用意して統計的推定に用いた。また、為替レートを1983-1994、1995-2007、2008-2019という3つの期間に分け、3ヶ月、12ヶ月、5年の3つの予測期間を設けた。1つの誘導形について2つのモデル仕様×3つの期間×3つの予測(=2×3×3=18)の計18個のバックテストを行った。結果として、どの誘導形でも評価はまちまちで、万能な構造モデルは存在しない。しかし、そのなかでも生産者物価指数を用いた購買力平価が安定した予測値を提供する。

構造モデルの評価にはさまざまな経済局面でのデータが必要である。購買力平価とイールドカーブの評価結果が他と比べて良い理由の1つに、得られるデータ期間の長さがある。どちらも1971年からのデータが取得可能である。そうするとブラザ以降の急激な円高局面の検証が可能となり、結果が良くなっている可能性がある。

また、ドル円の市場では、2000年代はじめまで積極的な為替介入が行われていた。したがって、短期的な為替レートの動きが適切にモデル化できない可能性がある。最近は為替介入が行われていないので、経済の計量分析は利用しやすくなっている。

また、購買力平価のような長期的均衡が成立しやすい理由として、経済のグローバル化により国境の役割の減少がある。したがって、金融システムは変化し続けているが、その変化により古いモデルが成立しやすくなるということもある。

予測能力がまちまちで、明確な予測を得ることができないと判断すれば、その知見を活かす必要がある。評価として予測精度と予測の正しい方向性という2つの評価方法を用いたように、評価方法もまちまちである。したがって、ビジネス環境の必要に応じてモデルも変える必要があるし、評価方法も変える必要がある。

そして、その分析の結果を踏まえて、ヘッジ戦略を構築したり、資金戦略を変更したり、ビジネス戦略・投資戦略を再構築するべきである。予測は最終目標ではなく、あくまで1つの過程に過ぎない。

参考文献

- [1] Alexander, S. S. (1952) "Effects of a Devaluation on a Trade Balance" Staff Papers (International Monetary Fund), Vol. 2, No. 2 (Apr.), pp. 263–278
- [2] Alexander, S. S. (1959) "Effects of a Devaluation: A Simplified Synthesis of Elasticities and Absorption Approaches" The American Economic Review, Vol. 49, No. 1 (Mar., 1959), pp. 22–42
- [3] Ang, A. and Chen, J. F. (2010) "Yield Curve Predictors of Foreign Exchange Returns" SSRN Electronic Journal, March
- [4] Bilson, J. O. (1978) "The Monetary Approach to the Exchange Rate: Some Empirical Evidence" Staff Papers (International Monetary Fund), Vol. 25, No. 1 (Mar.), pp. 48–75
- [5] Blanchard, O. J. (1979) "Speculative bubbles, crashes and rational expectations," Economics Letters, Elsevier, Vol. 3(4), pp. 387–389.
- [6] Branson, W. H. and Buiters, W. H. (1982) "Monetary and Fiscal Policy with Flexible Exchange Rate" NBER Working Paper, No. 901 (Also Reprint No. r0386), June
- [7] Brunnermeier, M. K., Nagel, S. and Pedersen, L. H. (2009) "Carry Trades and Currency Crashes" The National Bureau of Economic Research. 978–0–226–00204–0/2009/2008–0501
- [8] Cassel, G. (1928) Post-War Monetary Stabilization, Columbia University Press, pp. 109, 10s, 6d
- [9] Chen, Y. and Tsang, K. P. (2013) "What Does the Yield Curve Tell Us about Exchange Rate Predictability?" The Review of Economics and Statistics, March, 95(1): pp. 185–205
- [10] Cheung, Y., Chinn, M. D., Pascual, A. G. and Zhang, Y. (2017) "Exchange rate prediction redux: new models, new data, new currencies" European Central Bank, No. 2018, February
- [11] De Bock, R. and de Cavalho Filho, I. (2013) "The Behavior of Currencies during Risk-off Episodes" IMF Working Paper, No. 13/8, January 11
- [12] Diebold, F. X. and Mariano, R. S. (1995) "Comparing Predictive Accuracy" Journal of Business and Economic Statistics, Volume 13, Issue 3
- [13] Dornbusch, R. (1976a) "Expectations and Exchange Rate Dynamics" Journal of Political Economy, Vol. 84, No. 6 (Dec.), pp. 1161–1176
- [14] Dornbusch, R. (1976b) "Exchange rate expectations and monetary policy" Journal of International Economics, Volume 6, Issue 3, August, pp. 231–244
- [15] Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). "Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing". Econometrica, 55 (2): pp. 251–276
- [16] Fleming, J. M. (1962) "Domestic Financial Policies under Fixed and under Floating Exchange Rates" Staff Papers (International Monetary Fund), Vol. 9, No. 3 (Nov.), pp. 369–380
- [17] Frenkel, J. A. (1976) "A Monetary Approach to the Exchange Rate: Doctrinal Aspects and Empirical Evidence" The Scandinavian Journal of Economics, Vol. 78, No. 2, Proceedings of a Conference on Flexible Exchange Rates and Stabilization Policy (Jun., 1976), pp. 200–224
- [18] Frenkel, J. A. (1979) "On the Mark: A Theory of Floating Exchange Rates Based on Real Interest Differentials" The American Economic Review, Vol. 69, No. 4 (Sep.), pp. 610–622
- [19] Frenkel, J. A. (1981) "Flexible Exchange Rates, Prices, and the Role of News": Lessons from the 1970s" Journal of Political Economy, Vol. 89, No. 4 (Aug., 1981), pp. 665–705
- [20] Granger, C. W. J. and Newbold, P. (1974) "Spurious regressions in Econometrics" Journal of Econometrics, 2 (2): pp. 111–120
- [21] Groen, J. J. J. (2005) "Fundamentals based exchange rate prediction" Monetary Assessment and Strategy Division, Bank of England

- [22] Habib, M. M. and Stracca, L. (2011) “Getting beyond carry trade: what makes a safe haven currency?” ECB Working Paper, No. 1288
- [23] Johansen, S. (1995) *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*, Oxford University Press
- [24] Laursen, S., Lloyd, A. and Metzler, L. A. (1950) “Flexible Exchange Rates and the Theory of Employment” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 32, No. 4 (Nov., 1950), pp. 281–299
- [25] Lerner, A. P. (1944) *The Economics Of Control*, Macmillan New York
- [26] Lutkepohl, H. (2007) *New Introduction to Multiple Time Series Analysis* Springer
- [27] Markowitz, H. M. (1952). ”Portfolio Selection” *The Journal of Finance*, 7 (1): pp. 77–91
- [28] Meese, R. and Rogoff, K. (1983) “The Out-of-Sample Failure of Empirical Exchange Rate Models: Sampling Error or Misspecification?” *Exchange Rates and International Macroeconomics*, pp. 67–105. Chicago: University of Chicago Press and NBER
- [29] Metzler, L. A. (1942) “Underemployment Equilibrium in International Trade” *Econometrica*: Apr 1942, Volume 10, Issue 2, pp. 97–112, [https://doi.org/00129682\(194204\)10:2\(97:UEIIT\)2.0.CO;2-k](https://doi.org/00129682(194204)10:2(97:UEIIT)2.0.CO;2-k)
- [30] Mundell, R. A. (1963) “Capital Mobility and Stabilization Policy under Fixed and Flexible Exchange Rates” *The Canadian Journal of Economics and Political Science*, Vol. 29, No. 4 (Nov.), pp. 475–485
- [31] Mussa, M. (1976) “The Exchange Rate, the Balance of Payments and Monetary and Fiscal Policy under a Regime of Controlled Floating” *The Scandinavian Journal of Economics*, Vol. 78, No. 2, Proceedings of a Conference on Flexible Exchange Rates and Stabilization Policy (Jun.), pp. 229–248
- [32] Pentecost, E. J. (1993) *Exchange Rate Dynamics: A Modern Analysis of Exchange Rate Theory and Evidence*, Edward Elgar Publishing Ltd
- [33] Ricardo, D. (1821) *The Principles of Political Economy and Taxation*, Dover Publications
- [34] Tobin, J. (1958) “Liquidity Preference as Behavior Towards Risk” *The Review of Economic Studies*, Volume 25, Issue 2, February 1958, pp. 65–86
- [35] Tsiang, S. C. (1961) “The Role of Money in Trade-Balance Stability: Synthesis of the Elasticity and Absorption Approaches” *The American Economic Review*, Vol. 51, No. 5 (Dec., 1961), pp. 912–936
- [36] West, K. D. (1996) “Asymptotic Inference about Predictive Ability” *Econometrica*, Vol. 64, No. 5 (Sep., 1996), pp. 1067–1084
- [37] Yule, G. U. (1926). ”Why do we sometimes get nonsense correlations between time series? — A study in sampling and the nature of time-series”. *Journal of the Royal Statistical Society*, 89 (1): 1–63
- [38] Zervoyianni, A. (1988) “Exchange Rate Overshooting, Currency Substitution and Monetary Policy” *The Manchester school of economic and social studies*, 56(3): pp. 247–67, September