

ロシア・通貨バスケット・レートと 国際原油価格の関係について

安 木 新 一 郎

要 旨

本稿では、ロシア中央銀行が為替介入の目安とする通貨バスケット・レートと油価の国際的指標である WTI（ウェスト・テキサス・インターミディエート）との関係について統計的な把握を試みた。2011 年 1 月から 2012 年 12 月までの日次名目通貨バスケット・レートの時系列曲線のハースト指数 H をスケール転換解析によって求めると、長期のスパン（1 か月程度）では $H=0.56$ となりブラウン曲線に近いことがわかった。そこで、2011 年 1 月から 2012 年 12 月までの月次 WTI 時系列曲線をブラウン曲線だと仮定し、また、通貨バスケット・レートを WTI という原資産価格の派生価格であるとして、伊藤の補題を用いてシミュレーションを行った結果、予測値と実際値が近似した。このことから、ロシアの通貨バスケット・レートは油価から大きな影響を受けていることが推測された。

1. 問題設定

現代ロシア経済は資源依存経済、すなわち、ロシア国内で産出される原油や天然ガスを中心とする天然資源に依存した経済構造であると表現される（例えば、田畑（2002）¹⁾ や久保庭（2011）²⁾ などを参照）。

本稿では、ロシア経済が資源依存経済であることを、ロシア・ルーブルの外国為替相場と原油の国際価格との関係について考察することで統計的に確認する。解析対象の期間は 2011 年 1 月から 2012 年 12 月までとする。

以下では、まず、ロシア連邦政府・ロシア中央銀行が外国為替市場への介入の目安としている通貨バスケット・レートの時系列曲線の特徴をとらえるために、スケール転換解析を行いハー

〔キーワード〕

ロシア、為替レート、油価、ハースト指数、伊藤の補題

1) 田畑理一（2002）「ロシア経済の現状と展望：「8 月危機」以後のロシア経済」『経済学雑誌』、103(2), pp. 77-99。

2) 久保庭真彰（2011）『ロシア経済の成長と構造：資源依存経済の新局面』、岩波書店。

スト指数 H の値を求める。

次に、長期のスパンでは通貨バスケット・レートがブラウン曲線に近づくことを把握した上で、油価の国際的指標である WTI（ウェスト・テキサス・インターミディエート）の時系列曲線をブラウン曲線だと仮定し、伊藤の補題を用いて通貨バスケット・レートを WTI という原資産価格の派生資産価格とみなしてシミュレーションを行う。

最後に本稿のまとめを述べた上で、今後の課題を明らかにする。

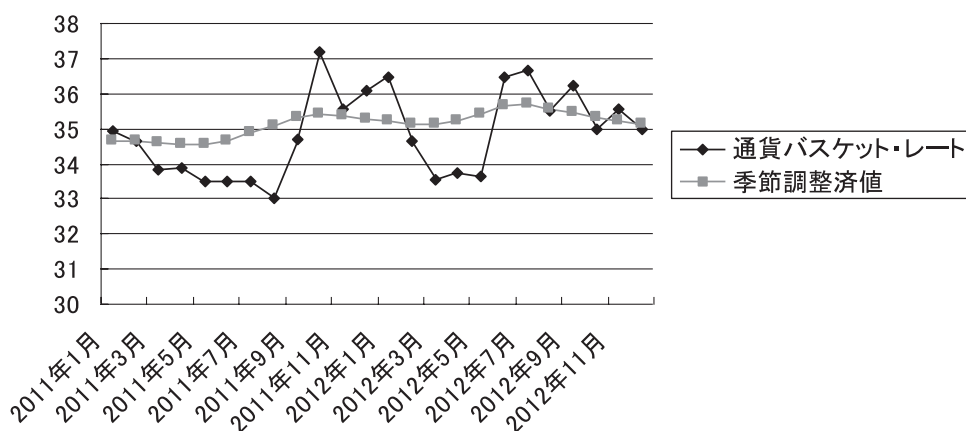
2. 通貨バスケット・レートのハースト指数

ロシア銀行は「ドル：ユーロ＝0.55：0.45」で構成される通貨バスケットの変動幅を決め、この変動幅の範囲内に収まるように為替介入を実施する³⁾。なお、本稿で用いる通貨バスケット・レートは、ロシア中央銀行ホームページ上に掲載されているルーブルの対米ドルおよび対ユーロ公定相場から筆者が算出したものである。

この通貨バスケット・レートの時系列曲線の特徴を、フラクタル幾何学の観点から考えたい。

以下で推計するハースト指数 H はランダムウォークからの逸脱の度合いを示す指標である。 $H=0.5$ の曲線は完全にランダムなブラウン曲線となる。 $H>0.5$ の時、いったん上昇すると上昇傾向が継続し、反対に下降すると下降傾向がつづく。この傾向を「持続性」と呼び、また「長期の記憶効果」があると表現する。これに対して $H<0.5$ の時、上昇していても下降に転じる傾向が見られ、また下降しているとこれに反して上昇に転じる傾向が見られる。この傾向を「反持続性」と呼ぶ⁴⁾。

図1 通貨バスケット・レートの動向，2011年1月～2012年12月



3) 安本新一郎 (2009)「2008 年 8 月以降のロシア・ルーブル相場下落をめぐって」『国際金融』, (1201), 2009 年 6 月, (社) 外国為替貿易研究会, pp. 72-77。

4) 新田功 (2001)「フラクタル幾何学と経済時系列分析」, 新田功・大滝厚・森久・阪井和夫 (2001) ノ

時系列曲線のハースト指数 H は以下のように定義される。ある与えられた時系列曲線の時間間隔 T での大まかな変化の大きさ X を次の式で表す⁵⁾。

$$X = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{i=1}^T (x_i - \langle x \rangle)^2}$$

$$\text{ただし, } \langle x \rangle = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T x_i$$

x_i は時刻 i ($i = 1, 2, \dots$) での x の値であり, X と T のあいだには,

$$X = aT^H \quad (0 < H < 1)$$

の関係式が成り立つ。ここで, a は定数であり, H が時系列曲線 $x(t)$ のハースト指数となる。

本研究における通貨バスケット・レートの時系列データのハースト指数 H はスケール変換解析によって求めた⁶⁾。以下, 手順を示す。

- (1) 日毎のレートの値 $x(t)$ の対数 $\log x(t)$ を計算する。
- (2) $\log x(t)$ の差分 $\log x(t) - \log x(t-1)$ を計算する。
- (3) ある時間間隔 (N 日間) を決め, その中で日毎に差分の偏差 $X(t)$ を計算する。
- (4) $X(t)$ の k 日目までの累積偏差を計算する。
- (5) 累積偏差の最大値と最小値の差, すなわち累積偏差のレンジ R を求める。
- (6) また, $X(t)$ の N 日間の標準偏差 S を求めておく。
- (7) N 日間ごとの累積偏差のレンジ R を標準偏差 S で割った値 R/S をそれぞれ計算し, それらの平均値を求める。
- (8) 解析のために用いたすべての N について, N の対数 $\log N$ を x 軸に, R/S の平均値の対数 $\log(R/S)$ を y 軸として点をプロットし, あてはめた直線の傾きからハースト指数 H を求める。

本研究では, 2011 年 1 月から 2012 年 12 月までの日次名目通貨バスケット・レートの時系列曲線の短期の動向と長期の動向を探るために, 短期の解析のための時間間隔 N として, $N=4, 6, 8, 10, 16$ 日を, 長期の解析のための時間間隔 N として, $N=10, 20, 30, 40$ 日を用いた⁷⁾。

N の値を変えて作業を繰り返して得られた R/S について, 両対数図表に $\log N$ に対応する

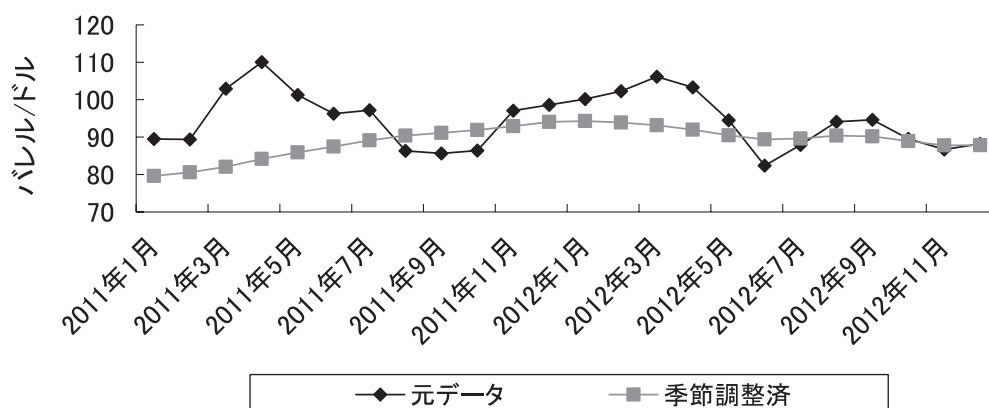
ⅴ 『経済・経営時系列分析』, 白桃書房, 第3章, pp. 64-66。

5) 松下貢 (2004) 『フラクタルの物理 (Ⅱ) 応用編』, 裳華房, pp. 67-68。

6) スケール変換解析については, 新田 (2001), pp. 45-82 を参照。

7) 水上善博・ドーバントン (2011) 「ベトナムの通貨ドンと円の為替相場のフラクタル解析について」『滋賀大学産業共同研究センター報』, No. 10, 2011 年 7 月, pp. 79-83, と同様の手順で解析したが, 水上・ドー (2011) では対数として常用対数を用い, 一方, 本研究では自然対数を用いた。

図2 WTIの動向, 2011年1月～2012年12月



$\log(R/S)$ の値をプロットし、描かれた散布図に最小2乗法で直線を当てはめ、その傾きを H の推定値とする。

その結果、短期の動向を示すハースト指数は $H=0.70$ となった。また、長期の動向を示すハースト指数は $H=0.56$ であった。ここで得た結果では、すべて $H>0.5$ であり、持続性を示すことがわかった。

3. 油価と通貨バスケット・レートの関係

通貨バスケット・レートの時系列データについて時間間隔 $N=10, 20, 30, 40$ 日の長期で計測するとランダムウォークに近いことがわかった。以下では通貨バスケット・レートの時系列曲線がブラウン曲線となっていると仮定する。その上で、油価の国際的価格指標である WTI（ウェスト・テキサス・インターミディエート）と通貨バスケット・レートとの関係について考えたい。

WTI（季節調整済。以下同じ）の変動をウィーナー過程であると見なすと、以下の①式が考えられる⁸⁾。

$$dx(t) = b(t)dt + s(t)dw(t) \quad \text{①}$$

ただし、 $dx(t) \equiv x(t+dt) - x(t)$, $dw(t) \equiv w(t+dt) - w(t)$.

8) 以下の計算方法は、保江邦夫（2000）『Excel で学ぶ金融市場予測の科学：市場を動かす中心金融定理とは何か』、講談社を参照。

月揺動 $dw(t)$ は変動のうちの確率変数と考えられる予測不可能なファクターを表しているが、中心極限定理によってそれが正規確率変数となる。また、相場が操作されていない公平な自由経済の下では、変動の中の予測不可能な部分については、期待値が0となっているはずである。そこで、 $dw(t)$ は期待値0、標準偏差1の標準的なものを模倣する標準擬似正規乱数を利用する。

また、伊藤の補題によって、①式にしたがう確率過程 $x(t)$ について、何らかの関数 $y=f(x)$ によって別の確率過程 $y(t)$ を

$$y(t)=f(x(t)) \quad (2)$$

という関係式によって定めた時、確率過程 $y(t)$ は確率微分方程式

$$dy(t)=\left\{f'(x(t))b(t)+\frac{1}{2}f''(x(t))s(t)^2\right\}dt+f'(x(t))s(t)dw(t) \quad (3)$$

にしたがう。

ここでは確率微分方程式①式にしたがう WTI のデータ $x(t)$ から通貨バスケット・レート（季節調整済。以下同じ） $y(t)$ を②式によって定める。この時通貨バスケット・レート $y(t)$ は③式にしたがう確率過程の見本変動として予測される。すなわち、ここでは通貨バスケット・レートを油価という原資産価格から派生したものとする。

なお、金融論では一般に $y(t)$ の 1 次の導関数をデルタ、2 次の導関数をコンベクシティと呼ぶので以下でもこの用語を用いる。

まず、WTI の時系列データに近似多項式曲線を当てはめると、

$$x(t)=0.0021t^3-0.1567t^2+3.0263t+75.173 \quad (r^2=0.9488) \quad (4)$$

となった。

この時、②式を

$$y(t)=\alpha x(t)+\beta \quad (\alpha, \beta \text{ は定数})$$

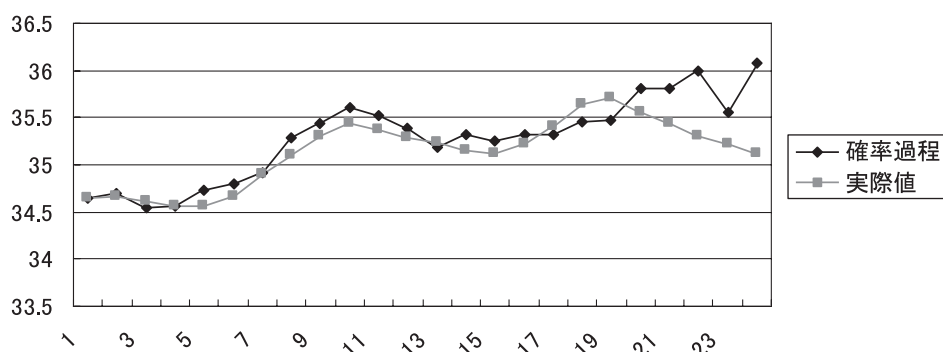
と仮定すると、デルタとコンベクシティはそれぞれ

$$\begin{aligned} f'(x(t)) &= \alpha(0.0063t^2 - 0.3134t + 3.0263) \\ f''(x(t)) &= \alpha(0.0126t - 0.3134) \end{aligned}$$

となる。

さらに、2011年1月から2012年12月までの $x(t)$ のドリフト項（トレンド）を $b(t)=\bar{b}=0.2988$ 、標準偏差項（ボラティリティ）を $s(t)=\bar{s}=4.090341$ と計算した上で定数とした。

図3 シミュレーション結果（確率過程）と実際値



以上の値を③式に代入してシミュレーションを行った結果が図3であり、 $\alpha = -0.1428$ の時、かなり近似した結果となった。

4. まとめと今後の課題

本稿では、ロシア連邦政府・ロシア中央銀行が為替介入の目安とする通貨バスケット・レートと油価の国際的指標であるWTI（ウェスト・テキサス・インターミディエート）との関係について統計的な把握を試みた。

2011年1月から2012年12月までの日次名目通貨バスケット・レートの時系列曲線のハースト指数 H をスケール転換解析によって求めると、長期のスパン（1か月程度）では $H = 0.56$ となりブラウン曲線に近いことがわかった。

そこで、2011年1月から2012年12月までの月次WTI時系列曲線をブラウン曲線だと仮定し、また、通貨バスケット・レートをWTIという原資産価格の派生価格であるとして、伊藤の補題を用いてシミュレーションを行った結果、予測値と実際値が近似した。

このことから、ロシアの通貨バスケット・レートは油価から大きな影響を受けていることが推測された。

今後の研究課題としては、ロシアの通貨バスケット・レートの長期で見たハースト指数 H が $H = 0.5$ に近い、すなわち、ブラウン曲線に近似する理由について考えることが重要である。

また、一般的に為替レートの時系列曲線はブラウン曲線とはならず、今回解析した2011年1月から2012年12月までの通貨バスケット・レートの時系列曲線もブラウン運動していない。シミュレーションの精度を高めるには、正規分布ではないよりあてはまりのよい分布を探すことが必要となる。