

# 国際経済金融論考



Institute for International Monetary Affairs (IIMA)

公益財団法人 国際通貨研究所

2024年6月10日

## ドルサイクルの計量経済学的検証

～為替レートの変動メカニズムにおける循環論の検証（その8）～

公益財団法人 国際通貨研究所  
経済調査部 上席研究員  
橋本 将司

[masashi\\_hashimoto@iima.or.jp](mailto:masashi_hashimoto@iima.or.jp)

目次	
<要旨> .....	2
<本文> .....	2
はじめに .....	2
1. ドルサイクルについて（再説） .....	3
(1) 為替レートの変動構造 .....	3
(2) ドルサイクルと株価指数比率 .....	3
(3) 株価指数比率による検証を1994年以降とする理由 .....	5
(4) ドルサイクルと金利差要因 .....	6
2. 為替レートの決定理論とドルサイクル論 .....	7
(1) 為替レート決定理論と金利平価式 .....	7
(2) UIPパズルとドルサイクル論 .....	8
3. ドルサイクルの計量経済学的検証 .....	11
(1) データ・分析の枠組みについて .....	11
(2) 単位根検定・共和分検定 .....	11
(3) VAR分析 .....	12
(4) 直交化インパルス応答 .....	13
(5) 分散分解 .....	15
4. まとめ .....	16
【主要参考文献】 .....	17

## <要旨>

- 本稿では、米 S&P500 株価指数を MSCI 新興国株価指数で割った株価指数比率と、ドルの名目実効為替レートの大局的な連動性が高いことを基にしたドルサイクル論について、内外金利差との関係も念頭に為替レート決定理論における位置づけを概観した上で、ベクトル自己回帰 (VAR) 分析により計量経済学的な検証を行った。
- 為替レート決定理論の基礎となるカバー無し金利平價説 (UIP) が、実際には常に成立しないという、いわゆる UIP パズルの背景の 1 つとして、リスクプレミアムや期待為替レートが変動している可能性が挙げられる。ドル相場については、株価指数比率が、こうした要因の一定の代理変数になっている可能性がある。
- この点、米国からみた内外金利差と、株価指数比率、ドルの名目実効為替レートを 3 変数とする VAR 分析により、株価指数比率が金利差よりもドルの名目実効為替レートに対してより明確なプラスの影響があることが確認された。株価指数比率がドル相場についてのリスクプレミアムや期待為替レートの一定の代理変数となっており、ドルの趨勢的な変動を金利差よりもよく説明しているというドルサイクル論と整合的な結果と言える。
- また、金利差もドルの名目実効為替レートに対して総じてプラスの影響を及ぼしており、ドル相場において UIP パズルが発生し易いことも改めて確認された。

## <本文>

### はじめに

為替レートの変動メカニズムに関しては、アカデミックな議論から実務的な為替レート予測まで様々な見方・考え方があがるが、為替レートの変動を一貫した法則で説明するのは容易ではない。これまで筆者は、より普遍的な為替レートの変動メカニズムを検証すべく、2020 年 4 月 2 日付国際経済金融論考「ドルサイクルの変動メカニズムを探る～為替レートの変動メカニズムにおける循環論の検証～」<sup>1</sup>を始めとした論考により、数年単位の為替レートのサイクルの中心を成すドルの名目実効為替レートのサイクル (ドルサイクル) に焦点を当てて分析を行って来た。本稿では、このドルサイクルの議論について、為替レート決定理論においてどのような位置づけにあるかを概観した上で、

---

<sup>1</sup> [2020 年 4 月 2 日付国際経済金融論考「ドルサイクルの変動メカニズムを探る～為替レートの変動メカニズムにおける循環論の検証～」](#)

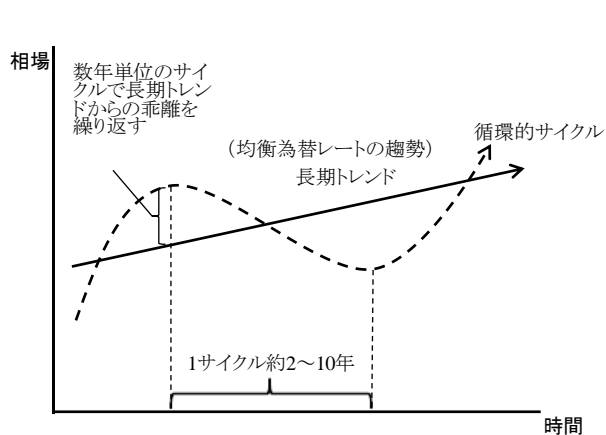
ベクトル自己回帰（VAR）分析に基づき計量経済学的な検証を試みた。

## 1. ドルサイクルについて（再説）

### （1）為替レートの変動構造

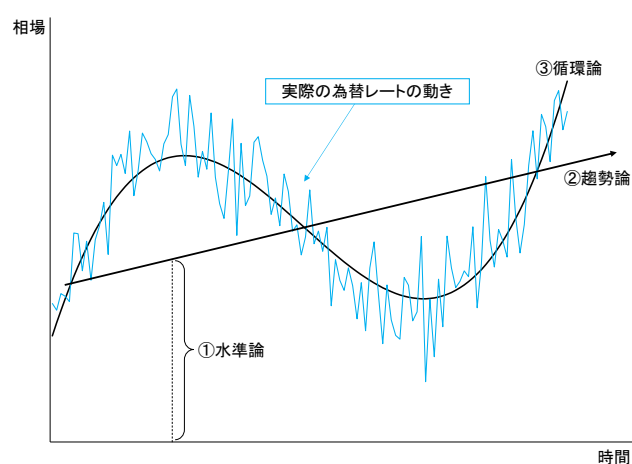
まずドルサイクルの変動メカニズムについて、簡単に振り返っておきたい。上記 2020 年 4 月 2 日付国際経済金融論考では、一般に為替レートの変動が約 10 年以上の趨勢的なトレンドと、そのトレンドを中心に数年単位で形成される周期的な動きに分けられることを指摘（第 1 図）。このうち約 10 年以上の趨勢的なトレンドは、概ね均衡為替レートの趨勢と考えられることを述べた。

第 1 図：為替レート変動の構造



(資料)筆者作成

第 2 図：為替レートの変動メカニズムに関する 3 つの議論



(資料)筆者作成

こうした見方に基づくと、為替レートの変動メカニズムは、①水準論（均衡為替レートの具体的な水準の決定をどう考えるか）、②趨勢論（均衡為替レートの趨勢・トレンドはどのような要因で決まるのか）、③循環論（均衡為替レートを中心としたサイクルの形成はどのようなメカニズムによるものか）、の 3 つに分けて論じることができる（第 2 図）。

### （2）ドルサイクルと株価指数比率

この中で、一般的な為替レート予測に関係が深いのは③循環論である。この循環論を考える上では、様々な通貨の周期的な変動が、基軸通貨であるドルのサイクルを中心に形成されていることから、ドルサイクルに焦点を当てること、為替市場全体の変動や様々な為替レートの予測にとって有用な切り口となる。そしてこのドルサイクル、

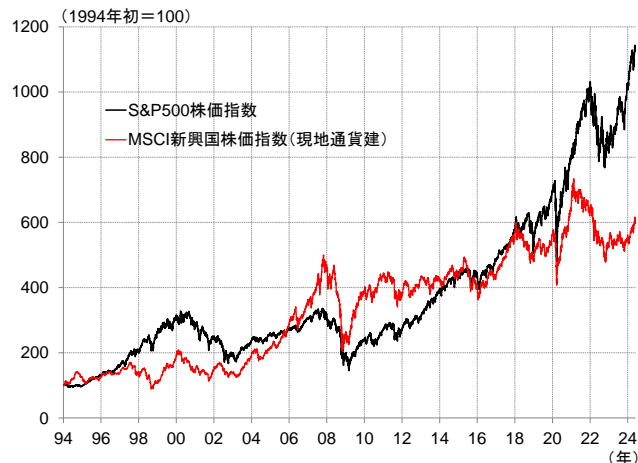
すなわちドルの名目実効為替レート<sup>2</sup>のサイクルの大局的な動きが、米国株価指数（S&P500 株価指数）を新興国株価指数（MSCI 新興国株価指数：現地通貨建て）で割った株価指数比率で良く説明できることを指摘して来た（第3、4図）。

第3図：ドルの名目実効為替レートと株価指数比率



(注)ドルの名目実効為替レートはFRBによるブロードベース。  
(資料)Bloomberg

第4図：米 S&P500 株価指数と MSCI 新興国株価指数

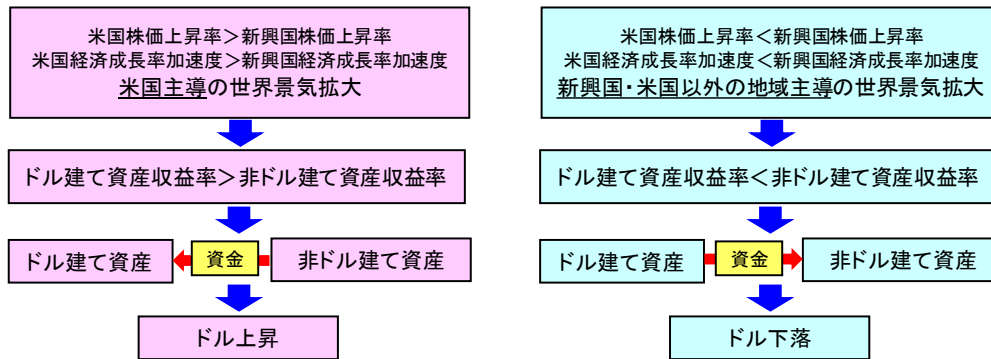


(資料)Bloomberg

新興国の経済や株価は、世界景気の動向を敏感に反映し易い。例えば、新興国株価指数が米国株価指数をアウトパフォームして上昇し、株価指数比率が低下する局面では、米経済に比べて新興国経済を始めとした米国以外の経済がより好調であり、ドル建て資産よりも非ドル建て資産の収益率が向上している可能性が高い。こうした状況では、多くの投資家がドル建て資産から新興国資産など非ドル建て資産へ資金を移す結果、ドル建て資産から非ドル建て資産への資本フローが増加し、ドルの名目実効為替レートが下落すると想定される（第5図）。逆に、米国株価指数が新興国株価指数をアウトパフォームして上昇する局面では、新興国経済を始めとした米国以外の経済よりも米国経済がより好調と考えられる。その場合は逆に投資家が非ドル建て資産よりもドル建て資産を選好する結果、ドルの名目実効為替レートが上昇すると想定される。米国株価指数と新興国株価指数の株価指数比率には、こうした世界的なクロスボーダー資本フローの流れの変化と、それに影響されたドルの動きが端的に現れ易いと考えられる。

<sup>2</sup> 以下本稿では、特に断りの無い限り、FRB公表のブロードベースのドルの名目実効為替レートを使用。

第5図：米国株価指数・新興国株価指数の動きとドルを巡るグローバル資本フローの動き



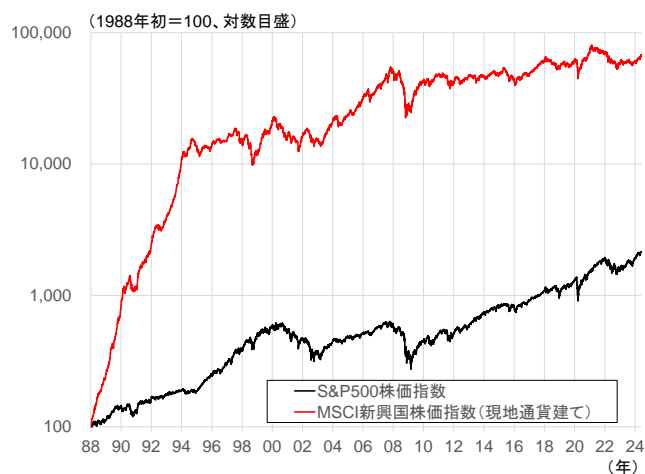
(資料)筆者作成

(3) 株価指数比率による検証を 1994 年以降とする理由

ドルの名目実効為替レートと株価指数比率の連動性の検証は 1994 年以降を対象としている。MSCI 新興国株価指数は 1988 年より公表が開始されているが、1993 年頃までの同株価指数は異例とも言える大幅な上昇を示していた (第 6、7 図)。IMF の集計による先進国全体と新興国・中所得国全体の消費者物価上昇率 (前年比) の推移をみると、後者の消費者物価上昇率は 1980 年代から 1990 年代前半にかけて大幅に上昇している (第 8 図)。1990 年代前半くらいまでは、東西冷戦が終結して間もない時期であり、グローバル化の進展が新興国経済に多大な恩恵をもたらす前夜でもあり、多くの新興国はまだ経済が必ずしも安定しておらず、インフレ率も今日のように安定していなかった国が多かった。

このため新興国株価指数も、こうした高いインフレ率を背景に大幅に上昇していた。つまりこの時期の新興国株価指数の大幅な上昇は、景気の先行き期待やリスクプレミアムの低下を反映した前向きなものではなく、通貨価値の不安定性を反映した後ろ向きのものであった可能性が高い。米国株価指数を新興国株価指数で割った株価指数比率は大幅に下落しているが、それはドルに対する新興国通貨などの強さを反映していたのではなく、むしろ弱さを反映していたと解釈するのが妥当であろう。こうした時期においては、もとより新興国通貨建て資産は、まだ国際分散投資の対象にはなっていなかった可能性も高いだろう。つまり、新興国経済が安定し始め、株価指数比率が本来のドル建て資産と米国外の非ドル建て資産の相対的魅力度を反映するようになったのは 1994 年頃からであり、これまでのドルサイクルの検証も同時期以降を対象として来た。

第 6 図：米 S&P500 株価指数と MSCI 新興国株価指数



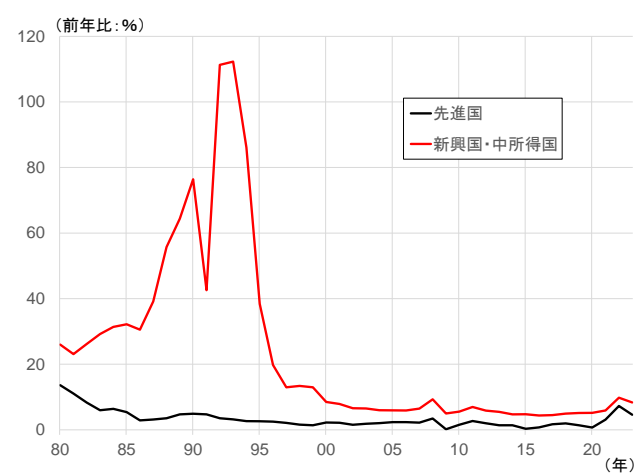
(資料) Bloomberg

第 7 図：株価指数比率(S&P500/MSCI 新興国株価指数)



(資料) Bloomberg

第 8 図：先進国と新興国・中所得国の CPI 上昇率



(資料) IMF

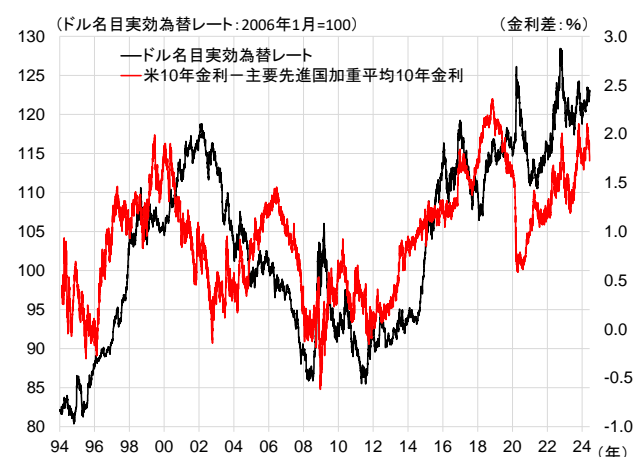
#### (4) ドルサイクルと金利差要因

一般的に為替レートは内外金利差が最も重要な変動要因とされることが多い。この点、第 9 図は、米 10 年国債金利から、米国以外の主要先進国の 10 年国債金利を各通貨の為替取引額シェアで加重平均したものを差し引いて求めた金利差と、ドルの名目実効為替レートの推移をみたものだ<sup>3</sup>。両者の間には一定の連動性がみられるが、例えば 2020 年に金利差が大幅に縮小(=ドルに不利な方向へ推移)した際に、逆にドルが急上昇する場面もみられたように、両者の連動性が崩れる局面も相応にある。2021 年 6 月 4 日付

<sup>3</sup> ここで米国以外の主要先進国は、米国以外の G10 通貨を保有する国。第 9 図の金利差は、後述の 3.ドルサイクルの計量経済学的検証にて使用する金利差と同じものであり、算出方法などの詳細は同節で説明。

国際経済金融論考「ドルサイクルと金利要因の関係を考える～為替レートの変動メカニズムにおける循環論の検証（その2）～」<sup>4</sup>でも指摘したように、株価指数比率は金利差要因よりも大局的にドルサイクルとの連動性が高いように見える。本稿では、ドルサイクルに対する株価指数比率の説明力と共に、金利差要因の説明力についても計量経済学的な観点から検証する。次節では、まず為替レート決定理論における金利差要因やドルサイクルの位置付けについて、金利平価説を中心に概観する。

第9図：ドル名目実効為替レートと金利差



(資料) Bloomberg

## 2. 為替レートの決定理論とドルサイクル論

### (1) 為替レート決定理論と金利平価式

マクロ経済学的な観点からの為替レート決定理論では、まず長期的には為替レートは、購買力平価に従うとされている。一方、より短期の時間軸における為替レートの決定においては、伝統的には経常収支や貿易収支などの需給で為替レートが決定されるというフロー・アプローチが考えられて来た。しかし、フロー・アプローチでは変動相場制下での為替レートの変動が説明できないことが次第に判明して来た 1970 年代半ば頃からは、内外金融資産市場の需給均衡で為替レートも決定されるというアセットマーケット・アプローチが中心となって来た。さらに異なる通貨建て金融資産は、為替リスクなどから完全に代替的でないなどの仮定を採り入れたポートフォリオ・バランス・アプローチが、注目されて来た。

そしてこうした内外金融資産の需給均衡に伴い為替レートが決定されるという考え方を最もシンプルにみたものが、金利平価式となる。第 10 図は金利平価式を表したも


<sup>4</sup> [2021年6月4日付国際経済金融論考「ドルサイクルと金利要因の関係を考える～為替レートの変動メカニズムにおける循環論の検証（その2）～」](#)

のだ。期待為替レートに先物為替レートを使用したものは、カバー付き金利平価（Covered Interest Parity：CIP）であり、市場における期待為替レートを使用したものはカバー無し金利平価（Uncovered Interest Parity：UIP）である。ここでは市場での為替レートの決定を考えるため、市場における期待為替レートを使用した後者の UIP をみて行く。金利平価式の左辺は、本国通貨建て資産の運用利回りであり、右辺は金利収入に為替差損益を加えた外貨建て資産の運用利回りを表している。リスクプレミアムは後で考えるとしてここでは 0 とすると、シンプルな金利平価式（UIP）では、裁定取引の結果、両辺が均等化して内外金融資産の需給が均等化するように為替レートが決定されると考える。

第 10 図：カバー無し金利平価式(UIP)と外貨建て投資にかかるリスクプレミアム

$$i = i^* + \frac{E - e}{e} - r$$

<本国通貨建て運用収益率>    <外貨建て運用収益率>  
 └──────────────────────────────────┘  
 金利平価式(UIP)


 r=0で金利平価式を考える場合、 $i < i^*$ ならば  $E < e$ でeは先行き下落(=本国通貨高)しなければならない

i: 本国金利、 $i^*$ : 外国金利、e: 本国通貨建て為替レート(この値の上昇は本国通貨安・外国通貨高)  
 E: 本国通貨建て為替レートの期待値、r: 外貨建て投資に求められるリスクプレミアム

(資料)筆者作成

## (2) UIP パズルとドルサイクル論

UIP が成立しているということは、金利の高い通貨が先行き減価することを意味する。つまり、仮に本国金利よりも外国金利が高くとすると ( $i < i^*$ )、両辺が等しくなるためには為替差益がマイナスになっていなければならない、UIP が成立する均衡状態では先行き本国通貨が増価する状態 ( $E < e$ ) になっている必要がある (第 10 図)。しかし、周知の通り現実には金利の高い通貨が増価する傾向が強い。例えば低金利通貨を売って高金利通貨を買うことで、金利差に伴う収益と為替差益の双方を狙うキャリートレードは、今日為替市場では広く行われている。こうした状況は UIP パズルと呼ばれて来た。2013 年にノーベル経済学賞を受賞したユージン・ファーマ・シカゴ大学教授は、Fama (1984) で第 11 図の推計式により UIP の妥当性を検証した<sup>5</sup>。もし UIP が成立する場合は、例えば  $i > i^*$  (本国金利が高い) ならば  $e_{t+1} > e_t$  (先行き本国通貨安) となり、この推計式において  $\beta = 1$  となるはずだが、推計によるとしばしば  $\beta < 0$  になるなど、推計式のパラメ

<sup>5</sup> ここでは Engel et al. (2022)による説明の定式化に基づいている。



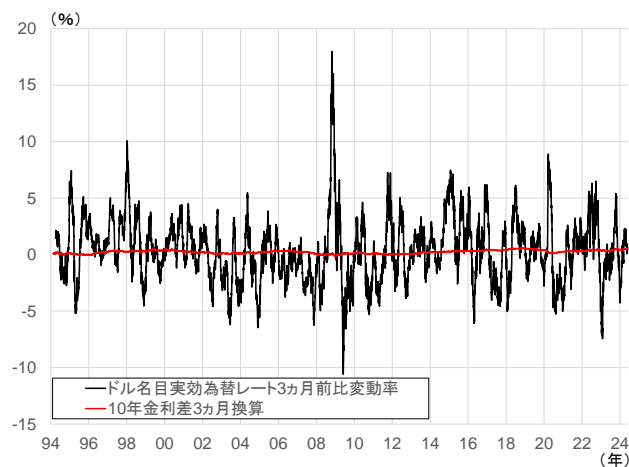
一夕は不安定であり、金利の高い通貨が増価するという UIP パズルがしばしば発生していることが確認された。

第 11 図 : UIP の検証
$e_{t+1} - e_t = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + u_t$
UIP 成立なら $\alpha = 0, \beta = 1$
但し、 $e_t$ : 自国通貨建て為替レート（上昇は自国通貨安）、 $i_t$ : 自国金利、 $i_t^*$ : 外国金利、 $u_t$ : 誤差項
(資料)筆者作成

実はここまで  $r = 0$  としてリスクプレミアムがないことを前提としたように、UIP では、内外通貨建て資産は表面的な収益率さえ均衡すれば、完全代替であることが暗黙の前提となっている。しかし、実際には完全代替ではなく、外貨建て資産への投資にはある種のリスクプレミアムが存在する可能性が高いことが、UIP パズルが発生する背景の 1 つとされている。つまり外貨建て資産投資に伴うリスクは自国通貨建て資産投資に比べて大きく、通常  $r$  は 0 ではなくプラスの値であり、 $i < i^*$  でも  $E > e$  である余地が発生する。先に述べた為替レート決定理論におけるポートフォリオ・バランス・アプローチは、こうした要因を採り入れた考え方になる。

また、実際のデータでみると、内外金利差の絶対水準に比べて為替レートの変動率は圧倒的に大きい。第 12 図は、第 9 図でみた米金利と主要先進国加重平均金利の金利差（3 ヶ月あたりに換算）と、ドルの名目実効為替レートの 3 ヶ月前対比の変動率をみたものだ。金利差の絶対水準に比べて為替レートの変動率は非常に大きい。第 10 図の金利平価式で考えると、金利差の変動が為替レートに影響を与えると同時に、UIP では一定とされている期待為替レート ( $E$ ) や外貨建て投資に伴うリスクプレミアム ( $r$ ) が、その時々相場材料を反映してはるかに大きく変動し、それに実際の為替レート ( $e$ ) も（裁定により両辺のバランスを維持するために）引きずられて変動していると解釈する方が実態に即している。為替レート ( $e$ ) は、金利差 ( $i - i^*$ ) による一定の影響を受けつつも、それ以外の様々な要因を織り込んで変動する予想為替レート ( $E$ ) やリスクプレミアム ( $r$ ) により大きく影響されて、変動していると整理することができる。

第 12 図： ドルの変動率と金利差(3ヵ月換算)



(資料) Bloomberg

ドルの UIP パズルについて改めて検証した Engel et al. (2022)では、しばしば UIP パズルが発生する要因について分析した、幾つかの先行研究を紹介した上で、その要因として、金利の変化に対して為替レートの調整が遅れるケースと、リスクプレミアムが存在するケースを、仮説として挙げている。

前者については、本来 UIP が成立する場合は、例えば  $t$  期の自国金利の低下に対して同じく  $t$  期に（瞬時に）自国通貨が UIP の維持に必要なだけ減価し、 $t+1$  期の期待為替レートが一定であれば、 $t+1$  期に向かって自国通貨の増価予想が形成される。ところが、自国の金利低下に対して金融資産組み換えなどにコストが伴うなどの事由から、必要な自国通貨の減価が瞬時に起こらず一定の時間をかけて起こる場合は、UIP パズルが発生する可能性があるとしている。一方、後者のリスクプレミアムが存在する場合については、ドルについて、米国の産出ギャップだけでなく、経済成長率やインフレ率の前年比（それらの数値自体や他国との相対値）によって回帰分析すると、インフレ率（前年比）の他国との相対値が安定した説明力を持っていると指摘している。

いずれにせよ、Engel et al. (2022)が改めて総括しているように、為替レートの比較的短期の変動において、なぜ UIP が安定して成立しない（=UIP パズルがしばしば発生する）かについて、依然として決定的な要因は解明されていないようだ。この点、先にみたようにドル相場の循環的変動に関しては、株価指数比率がその動きを良く説明しているようにみえることから、ドルの期待為替レートやリスクプレミアムの変動の少なくとも一部を反映している可能性があるだろう。

### 3. ドルサイクルの計量経済学的検証

#### (1) データ・分析の枠組みについて

そこで本節では、株価指数比率によるドルの名目実効為替レートに対する説明力について、計量経済学的な検証を試みる。検証する変数は、ドルの名目実効為替レート (usd)、米 S&P500 株価指数を MSCI 新興国株価指数（現地通貨建て）で割った株価指数比率 (ratio)、そして米 10 年金利から米国以外の主要先進国の 10 年金利の加重平均を差し引いた金利差 (rate) の 3 つとなる<sup>6</sup>。ドルの名目実効為替レートは、FRB 公表の新興国までを含んだブロードベースのドルの名目実効為替レートを使用している。金利差の算出に使用する米国以外の主要先進国の 10 年金利の加重平均には、米ドル以外の G10 通貨を保有するドイツ（ユーロ圏の中核国）、日本、英国、スイス、カナダ、オーストラリア、ニュージーランド、スウェーデン、ノルウェー、デンマークの 10 か国のものを使用した。加重平均の計算のウェイトには、国際決済銀行（BIS）による 2022 年世界外国為替市場調査での各通貨の世界市場における取引額シェアに基づく比率を使用した。具体的には、ドイツ（36.3%）、日本（19.8%）、英国（15.3%）、スイス（6.1%）、カナダ（7.4%）、オーストラリア（7.6%）、ニュージーランド（2.0%）、スウェーデン（2.6%）、ノルウェー（2.0%）、デンマーク（0.9%）となる。データは全て 1994 年 1 月から 2024 年 5 月までの月次データ（月末値）を使用した。

推計手法としては、3 変数の間の相互依存関係を制御できることを考慮して、誘導型ベクトル自己回帰（VAR）分析を採用した。次数は情報量基準に基づき 2 とし、3 変数 VAR(2)モデルを使用した。3 つの変数は相互に依存関係にある可能性があるが、一般的に金融市場では、FRB などの中央銀行の金融政策運営や経済指標の発表などで金利が変動し、その影響で株価（指数）が変動すると共に、それらの影響を受けてドルなど為替レートが変動するという流れがある。よって、最も外生性が高いとみられる金利差を VAR の第 1 変数とし、株価指数比率を第 2 変数、そしてそれらの変動から受ける影響を検証したい変数でもあるドルの名目実効為替レートを第 3 変数とした。

#### (2) 単位根検定・共和分検定

まず、予備的な分析として、金利差 (rate)、株価指数比率 (ratio)、ドルの名目実効為

---

<sup>6</sup> 米国以外の加重平均金利を求める際に主要先進国の金利のみを使用しているのは、まず新興国の場合、先進国のような国債の流通市場の発展の歴史が浅く、1994 年以降からの金利データが揃わないケースがあるためである。また、特にインフレ率が高い新興国を中心に、金利が上昇する場合は、インフレリスクやクレジットリスクの上昇など後ろ向きの金利上昇である場合が少なくなく、その場合、むしろ当該国通貨の減価要因となってしまうため、金利の変動と通貨の変動の方向が逆の相関になってしまうためである。因みに株価指数の場合は、基本的にそうした問題は起こり難い。

替レート (usd) について拡張ディッキー・フラー検定 (ADF 検定) による単位根検定を実施した。すると原数値では 3 変数共に単位根過程であることを棄却できなかった (第 13 図)。次に金利差については前月からの階差を、株価指数比率とドルの名目実効為替レートについては、前月からの対数階差に 100 をかけた値 (≒%表示) について、それぞれ再度 ADF 検定を行ったところ、単位根過程が棄却された (第 14 図)。従って 3 変数ともに 1 次の和分過程であることが確認された。

また、3 変数について共和分関係にあるかどうかを検証するために、各変数の原数値に関してヨハンセン検定を次数 2 で実施した。トレース検定、最大固有値検定の双方により 3 変数の間に共和分関係は無いことが確認された (第 15、16 図)。以上の予備的な分析に基づき、3 変量 VAR (2) モデルによる分析は (対数) 階差ベースで行った。

第 13 図 : ADF 検定(原数値)

	ドリフト・トレンドなし	
	tau検定統計量	10%有意水準
rate	-0.8347	-1.62
ratio	0.6210	-1.62
usd	0.8698	-1.62
	ドリフトあり	
	tau検定統計量	10%有意水準
rate	-2.2459	-2.57
ratio	-0.8083	-2.57
usd	-1.7578	-2.57
	ドリフト・トレンドあり	
	tau検定統計量	10%有意水準
rate	-2.6270	-3.13
ratio	-0.7531	-3.13
usd	-2.0063	-3.13

(資料)筆者作成

第 14 図 : ADF 検定(月次対数階差×100)

	ドリフト・トレンドなし	
	tau検定統計量	1%有意水準
rate	-14.9574	-2.58
ratio	-11.0625	-2.58
usd	-12.1134	-2.58
	ドリフトあり	
	tau検定統計量	1%有意水準
rate	-14.9509	-3.44
ratio	-11.0908	-3.44
usd	-12.1834	-3.44
	ドリフト・トレンドあり	
	tau検定統計量	1%有意水準
rate	-14.9359	-3.98
ratio	-11.0973	-3.98
usd	-12.1702	-3.98

(注)rate は月次階差  
(資料)筆者作成

第 15 図 : ヨハンセン検定(トレース検定)

共和分の数	統計量	10%有意水準	5%有意水準	1%有意水準
$r \leq 2$	0.64	6.50	8.18	11.65
$r \leq 1$	6.91	15.66	17.95	23.52
$r=0$	22.64	28.71	31.52	37.22

(資料)筆者作成

第 16 図 : ヨハンセン検定(最大固有値検定)

共和分の数	統計量	10%有意水準	5%有意水準	1%有意水準
$r \leq 2$	0.64	6.50	8.18	11.65
$r \leq 1$	6.27	12.91	14.90	19.19
$r=0$	15.73	18.90	21.07	25.75

(資料)筆者作成

### (3) VAR 分析

これらに基づき、金利差 (月次階差) を第 1 変数、株価指数比率 (月次対数階差×100) を第 2 変数、ドルの名目実効為替レート (月次対数階差×100) を第 3 変数として、定数項を含む 3 変量 VAR (2) モデルによる分析を以下の通り行った (第 17 図)。各変数

についてのパラメータの推計結果は第 18 図の通りである。

第 17 図：誘導型 VAR による推計式	
$rate_t$	$= c_1 + \alpha_{11}rate_{t-1} + \alpha_{12}ratio_{t-1} + \alpha_{13}usd_{t-1}$ $+ \alpha_{21}rate_{t-2} + \alpha_{22}ratio_{t-2} + \alpha_{23}usd_{t-2} + \varepsilon_{1t}$
$ratio_t$	$= c_2 + \beta_{11}rate_{t-1} + \beta_{12}ratio_{t-1} + \beta_{13}usd_{t-1}$ $+ \beta_{21}rate_{t-2} + \beta_{22}ratio_{t-2} + \beta_{23}usd_{t-2} + \varepsilon_{2t}$
$usd_t$	$= c_3 + \gamma_{11}rate_{t-1} + \gamma_{12}ratio_{t-1} + \gamma_{13}usd_{t-1}$ $+ \gamma_{21}rate_{t-2} + \gamma_{22}ratio_{t-2} + \gamma_{23}usd_{t-2} + \varepsilon_{3t}$
$rate_t$ ：米 10 年金利－主要先進国加重平均 10 年金利の月次階差（％表示）。	
$ratio_t$ ：株価指数比率の月次対数階差×100（≒％表示）。	
$usd_t$ ：ドル名目実効為替レートの月次対数階差×100（≒％表示）	
$c_i$ ：定数項、 $\alpha_{ij}, \beta_{ij}, \gamma_{ij}$ ：各係数、 $\varepsilon_{it}$ ：誤差項	
データ：1994 年 1 月～2024 年 5 月の月末値（階差のため観測数は 364）	
（資料）筆者作成	

第 18 図：VAR 推計結果

第 1 式						
定数項	係数					
	$rate_{t-1}$	$ratio_{t-1}$	$usd_{t-1}$	$rate_{t-2}$	$ratio_{t-2}$	$usd_{t-2}$
$c_1$	$\alpha_{11}$	$\alpha_{12}$	$\alpha_{13}$	$\alpha_{21}$	$\alpha_{22}$	$\alpha_{23}$
0.004997	-0.022491	0.002973	-0.008874	-0.087272	-0.003782	0.001585
第 2 式						
定数項	係数					
	$rate_{t-1}$	$ratio_{t-1}$	$usd_{t-1}$	$rate_{t-2}$	$ratio_{t-2}$	$usd_{t-2}$
$c_2$	$\beta_{11}$	$\beta_{12}$	$\beta_{13}$	$\beta_{21}$	$\beta_{22}$	$\beta_{23}$
0.15673	-0.49786	0.10002	0.29765	-0.56011	0.12021	-0.15752
第 3 式						
定数項	係数					
	$rate_{t-1}$	$ratio_{t-1}$	$usd_{t-1}$	$rate_{t-2}$	$ratio_{t-2}$	$usd_{t-2}$
$c_3$	$\gamma_{11}$	$\gamma_{12}$	$\gamma_{13}$	$\gamma_{21}$	$\gamma_{22}$	$\gamma_{23}$
0.06845	0.67596	0.01386	0.42895	-0.38879	0.02425	-0.15718

（資料）筆者作成

#### （4）直交化インパルス応答

VAR の推計結果を基にして変数相互間の趨勢的な影響をみるために、各変数にその誤差項の 1 標準偏差分のショックを与えた時の、各変数の直交化インパルス応答（累積値）を推計し、ブートストラップ法（100 回）による 95%信頼区間と共に表示した（第 19～27 図）。

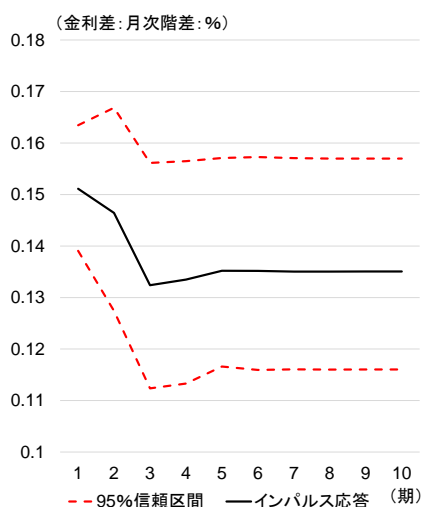
まず、金利差（rate）のショックの他の変数への影響をみると、株価指数比率（ratio）

への影響は、95%信頼区間の一部はプラス圏にあるものの、全体的にはマイナスの影響が及ぶ傾向がある（第20図）。金利差（rate）のドルの名目実効為替レート（usd）への影響は、信頼区間のごく一部がマイナスの領域にあるものの、趨勢的には相応に高い確度でプラスの影響があることが確認された（第21図）。次に株価指数比率（ratio）のショックの他の変数への影響をみると、金利差（rate）に対しては趨勢的にはマイナスの影響を与える傾向があるものの、信頼区間の一部が比較的大きくプラスの領域にもあり、全体的にはプラス・マイナスまちまちであった（第22図）。一方、株価指数比率（ratio）のドルの名目実効為替レート（usd）への影響は、ショック発生時から全期間にわたって信頼区間の下限までプラスの領域にあり、明確にプラスの影響があることを確認できた（第24図）。ドルの名目実効為替レート（usd）のショックの他の変数への影響は、金利差に対しては総じてマイナス、株価指数比率に対しては総じてプラスの影響があることが確認された（第25、26図）。

本稿の主旨からは、特に金利差と株価指数比率からドルの名目実効為替レートへの影響が注目される。以上の分析からドルの名目実効為替レートに対しては、金利差よりも株価指数比率の方がより明確なプラスの影響があることが確認できた。また、金利差のドルへの影響が、プラスの傾向が強いことが確認され、ドルの名目実効為替レートも米金利が米国以外の金利よりも上昇した際に上昇し易く、UIPパズルが発生し易い傾向にあることが示された。

第19図：インパルス応答(累積値)

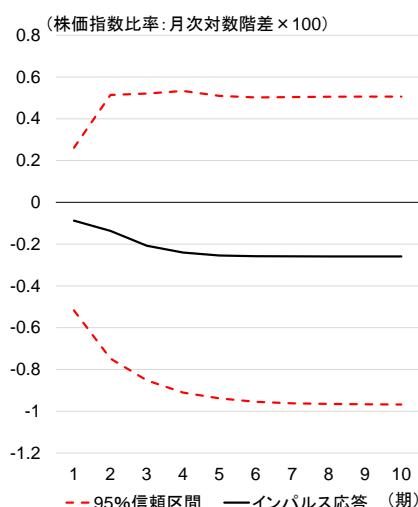
【金利差→金利差】



(資料)筆者作成

第20図インパルス応答(累積値)

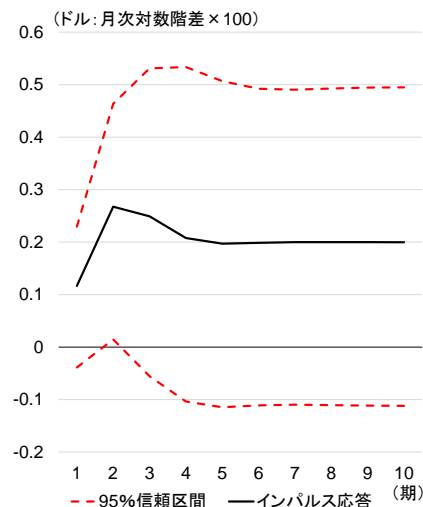
【金利差→株価指数比率】



(資料)筆者作成

第21図：インパルス応答(累積値)

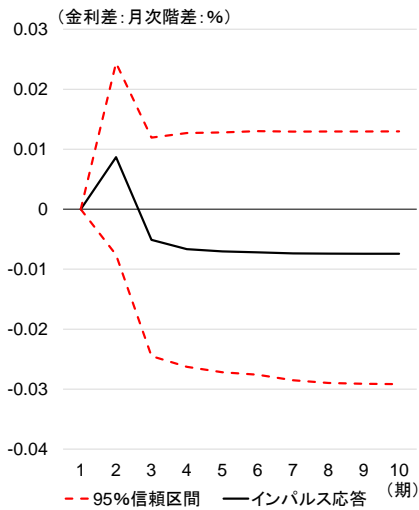
【金利差→ドル】



(資料)筆者作成

第 22 図 :インパルス応答(累積値)

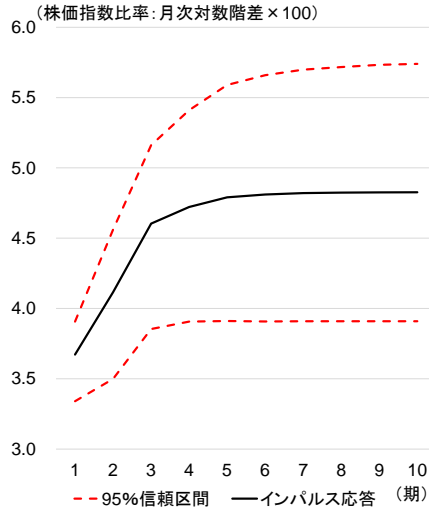
【株価指数比率→金利差】



(資料)筆者作成

第 23 図:インパルス応答(累積値)

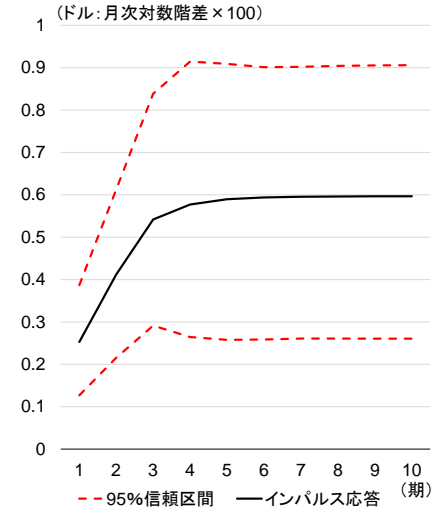
【株価指数比率→株価指数比率】



(資料)筆者作成

第 24 図 : インパルス応答(累積値)

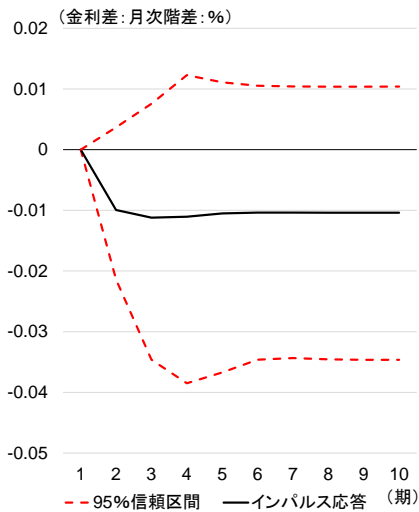
【株価指数比率→ドル】



(資料)筆者作成

第 25 図 :インパルス応答(累積値)

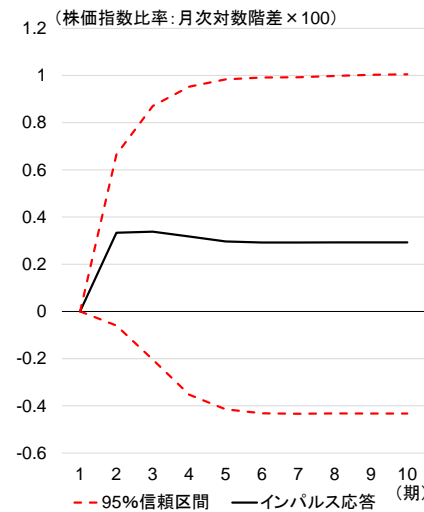
【ドル→金利差】



(資料)筆者作成

第 26 図インパルス応答(累積値)

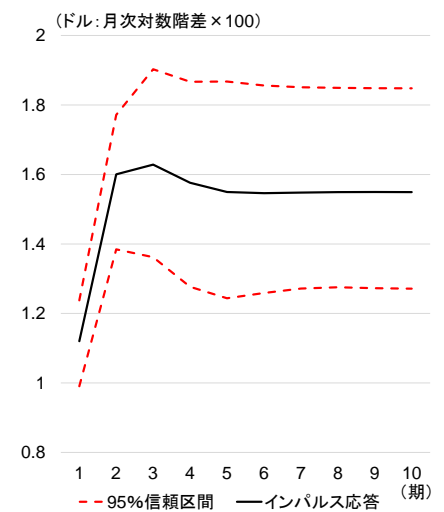
【ドル→株価指数比率】



(資料)筆者作成

第 27 図 : インパルス応答(累積値)

【ドル→ドル】



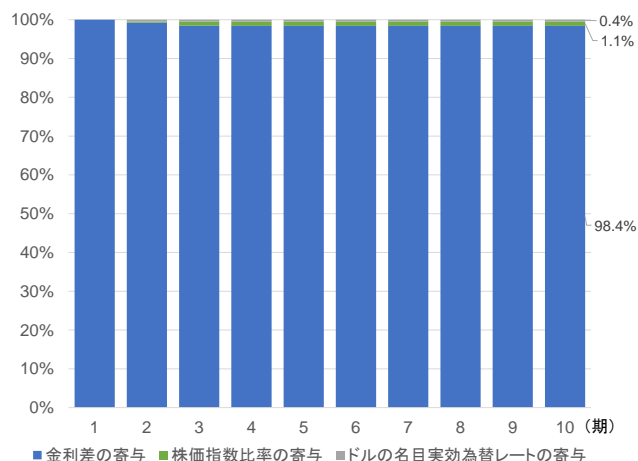
(資料)筆者作成

(5) 分散分解

また、VAR 分析の結果に基づいて、3 つの内生変数の予測誤差の分散分解も行った(第 28~30 図)。このうちドルの名目実効為替レートの変動の内訳をみると、株価指数比率の寄与度は約 6.6%、金利差の寄与度は約 2.4%であることが確認された(第 30 図)。株価指数比率の寄与度は決して高い訳ではないが、様々な攪乱要因に常に影響されてい

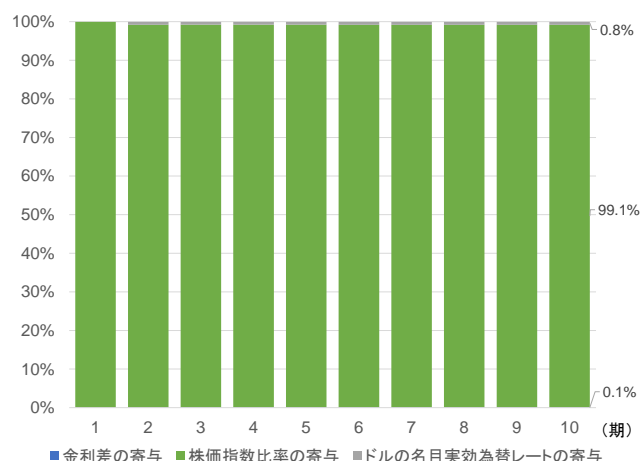
る金融市場データである点も勘案すると、株価指数比率はドルの名目実効為替レートの変動において相応の説明力があるとみることができる。また、ドルの名目実効為替レートに対する影響は、金利差よりも株価指数比率の方が高いことも改めて確認された。

第 28 図 : 分散分解(金利差の変動に対する寄与度)



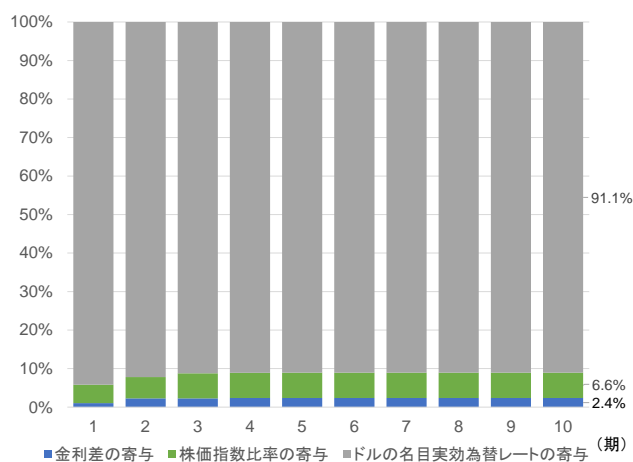
(資料) 筆者作成

第 29 図 : 分散分解(株価指数比率の変動に対する寄与度)



(資料) 筆者作成

第 30 図 : 分散分解(ドルの変動に対する寄与度)



(資料) 筆者作成

#### 4. まとめ

本稿では、株価指数比率とドルの名目実効為替レートの大局的な連動性が高いことを基にしたドルサイクル論について、内外金利差との関係も念頭に為替レート決定理論における位置づけを概観した上で、VAR 分析により計量経済学的な検証を行った。為替レート決定理論の基礎となるカバー無し金利平価説 (UIP) が実際には常に成立しないという、UIP パズルの背景の 1 つとして、リスクプレミアムや期待為替レートが変動して



いる可能性が挙げられるが、ドルについては、株価指数比率がこうした要因の代理変数になっている可能性がある。この点、VAR 分析により、株価指数比率が金利差よりもドルの名目実効為替レートに対して明確にプラスの影響があることが、計量経済学的な観点から確認され、ドルサイクル論とも整合的な結果を得ることができた。また、金利差もドルの名目実効為替レートに対して総じてプラスの影響を及ぼす傾向があり、ドル相場において UIP パズルが発生し易いことも改めて確認された。

以上

### 【主要参考文献】

- 橋本将司 (2020) 「ドルサイクルの変動メカニズムを探る～為替レートの変動メカニズムにおける循環論の検証～」 国際通貨研究所 国際経済金融論考 ir2020.01
- 橋本将司 (2021) 「ドルサイクルと金利要因の関係を考える～為替レートの変動メカニズムにおける循環論の検証 (その 2)～」 国際通貨研究所 国際経済金融論考 ir2021.02
- Charles Engel, Katya Kazakova, Mengqi Wang, Nan Xiang (2022) “Reconsideration of the failure of uncovered interest parity for the U.S. dollar” *Journal of International Economics*
- Eugene F Fama (1984) “Forward and spot exchange rates” *Journal of Monetary Economics*
- Jessica James, Ian Marsh, Lucio Sarno (2012) “Handbook of Exchange Rates (Wiley Handbooks in Financial Engineering and Econometrics)”
- Peter Isard (2006) “Uncovered Interest Parity” IMF Working Paper WP/06/96

Copyright 2024 Institute for International Monetary Affairs (公益財団法人 国際通貨研究所)  
All rights reserved. Except for brief quotations embodied in articles and reviews, no part of this publication may be reproduced in any form or by any means, including photocopy, without permission from the Institute for International Monetary Affairs.

Address: Nihon Life Nihonbashi Bldg., 8F 2-13-12, Nihonbashi, Chuo-ku, Tokyo 103-0027, Japan  
〒103-0027 東京都中央区日本橋 2-13-12 日本生命日本橋ビル 8 階

e-mail: [admin@iima.or.jp](mailto:admin@iima.or.jp)

URL: <https://www.iima.or.jp>

当資料は情報提供のみを目的として作成されたものであり、何らかの行動を勧誘するものではありません。ご利用に関しては、すべてお客様御自身でご判断下さいますよう、宜しく願い申し上げます。当資料は信頼できると思われる情報に基づいて作成されていますが、その正確性を保証するものではありません。内容は予告なしに変更することがありますので、予めご了承下さい。また、当資料は著作物であり、著作権法により保護されております。全文または一部を転載する場合は出所を明記してください。