

Title	美人投票の経済学：外国為替変動メカニズムの再考
Sub Title	
Author	徐, 佳銘(Jo, Kamei) 小幡, 績(Obata, Seki)
Publisher	慶應義塾大学大学院経営管理研究科
Publication year	2011
Jtitle	
JaLC DOI	
Abstract	<p>これまで通貨の価値に関する研究は主にマクロ経済学の理論によるファンダメンタル分析が主流であった。一方で本研究は、通貨を金融商品として捉え、その価値を表す外国為替レートのリターンを緻密に解析することで、新たに見られた傾向や特徴について明らかにするものである。投資家が通貨の取引から利益を得るため、或いは輸出・輸入企業が通貨リスクヘッジ戦略を考えるためには為替レートの変動を正しく予測することが極めて重要である。しかし、為替レートの変動には様々な要因が影響するため、株と比べて仕組みが大変複雑である。実際に、プロの投資家でも為替レートの予測や通貨の取引により安定的な利益を上げることは至難の技である。こうしたことからギャンブルという位置付けの酷評がしばしば聞かれる。</p> <p>経済学の分野における為替レートの予測、すなわちファンダメンタルによる為替変動を説明する学説はいくつかあり、長期的にはその傾向を示している。しかし、昨今、市場の巨大化および、取引参加者の増加に伴って、為替変動がますます不安定になり、ファンダメンタル理論だけで説明できないケースが多く見受けられるようになった。そこで筆者は市場における取引参加者によって為替レートが決定されるという側面に注目し、為替変動の研究を進めた。</p> <p>筆者は為替市場における米ドルの主導的な地位を前提とし、為替レートの持つ特性である「相対価値」と「インパクトの伝播」に注目した。米ドルの強弱を示すドルインデックスを評価基準に設定することにより、他通貨の独自の動きによる米ドルとの乖離が見られる場合、乖離から戻ることを予想し、実際の為替レートを用いてこのアプローチを検証した。</p> <p>検証の結果、主要通貨の動きが、米ドルの強弱傾向に強く相反することが確認できた。また、回帰分析の結果から、ユーロを始め、イギリスポンドおよびスイスフランが米ドルに対して独自のパフォーマンスを示した場合、中長期的にはこの動きが収束することが分かった。</p> <p>本研究が為替変動に対する行動ファイナンス分野での理論展開に貢献することを期待する。</p>
Notes	修士学位論文. 2011年度経営学 第2659号
Genre	Thesis or Dissertation
URL	https://koara.lib.keio.ac.jp/xoonips/modules/xoonips/detail.php?koara_id=KO40003001-00002011-2659

慶應義塾大学学術情報リポジトリ(KOARA)に掲載されているコンテンツの著作権は、それぞれの著作者、学会または出版社/発行者に帰属し、その権利は著作権法によって保護されています。引用にあたっては、著作権法を遵守してご利用ください。

The copyrights of content available on the Keio Associated Repository of Academic resources (KOARA) belong to the respective authors, academic societies, or publishers/issuers, and these rights are protected by the Japanese Copyright Act. When quoting the content, please follow the Japanese copyright act.

慶應義塾大学大学院経営管理研究科修士課程

学位論文 2011 年度

論文題名

美人投票の経済学

—外国為替変動メカニズムの再考—

主 査	小幡 績 准教授
副 査	渡辺 直登 教授
副 査	井上 光太郎 准教授
副 査	

2012年 3月 1日 提出

学籍番号	81030642	氏 名	徐 佳銘
------	----------	-----	------

論文要旨

所属ゼミ	小幡績研究会	学籍番号	81030642	氏名	徐 佳銘
(論文題名)					
美人投票の経済学 －外国為替変動メカニズムの再考－					
(内容の要旨)					
<p>これまで通貨の価値に関する研究は主にマクロ経済学の理論によるファンダメンタル分析が主流であった。一方で本研究は、通貨を金融商品として捉え、その価値を表す外国為替レートのリターンを緻密に解析することで、新たに見られた傾向や特徴について明らかにするものである。</p> <p>投資家が通貨の取引から利益を得るため、或いは輸出・輸入企業が通貨リスクヘッジ戦略を考えるためには為替レートの変動を正しく予測することが極めて重要である。しかし、為替レートの変動には様々な要因が影響するため、株と比べて仕組みが大変複雑である。実際に、プロの投資家でも為替レートの予測や通貨の取引により安定的な利益を上げることは至難の技である。こうしたことからギャンブルという位置付けの酷評がしばしば聞かれる。</p> <p>経済学の分野における為替レートの予測、すなわちファンダメンタルによる為替変動を説明する学説はいくつかあり、長期的にはその傾向を示している。しかし、昨今、市場の巨大化および、取引参加者の増加に伴って、為替変動がますます不安定になり、ファンダメンタル理論だけで説明できないケースが多く見受けられるようになった。そこで筆者は市場における取引参加者によって為替レートが決定されるという側面に注目し、為替変動の研究を進めた。</p> <p>筆者は為替市場における米ドルの主導的な地位を前提とし、為替レートの持つ特性である「相対価値」と「インパクトの伝播」に注目した。米ドルの強弱を示すドルインデックスを評価基準に設定することにより、他通貨の独自の動きによる米ドルとの乖離が見られる場合、乖離から戻ることを予想し、実際の為替レートを用いてこのアプローチを検証した。</p> <p>検証の結果、主要通貨の動きが、米ドルの強弱傾向に強く相反することが確認できた。また、回帰分析の結果から、ユーロを始め、イギリスポンドおよびスイスフランが米ドルに対して独自のパフォーマンスを示した場合、中長期的にはこの動きが収束することが分かった。</p> <p>本研究が為替変動に対する行動ファイナンス分野での理論展開に貢献することを期待する。</p>					

目次

1	はじめに	2
1.1	外国為替証拠金取引	2
1.2	研究動機	2
1.3	問題意識	3
2	研究目的	5
3	アプローチ	6
3.1	市場における通貨間の力関係	6
3.2	為替レートによる通貨の相対価値表示	7
3.3	為替レート表示による通貨強弱の伝播	8
3.4	主要通貨変動趨勢	8
3.5	イベントによる影響	8
3.6	仮説の確立	9
4	データ検証	11
4.1	検証モデル	11
4.2	検証対象と期間	11
4.3	検証結果	12
5	まとめ	12
	謝辞	27

1 はじめに

1.1 外国為替証拠金取引

外国為替証拠金取引（以下、FX 取引）は、為替レート変動により利益を得る金融取引である。証拠金を取引業者に預託し、主に差金決済による通貨の売買を行なう取引である。取引は「買い（ロング）」も「売り（ショート）」もでき、レバレッジを利用することによって少額の資金でも取引ができる。さらに、為替レートの流動性やボラティリティが高いため、ポジションを中長期に保有する必要がなく、短期売買でも大きな利益を得ることが可能である。

為替の取引は株式取引と違って、決まった取引所が存在しない。また、為替市場は土日を除き 24 時間常に動いている。

為替取引の主なプレーヤーが欧米の投資家である。そして、米ドル、ユーロ、日本円とイギリスポンドが一番多く取引されていることが分かった（表 1,2）。

1.2 研究動機

FX 取引における 2009 年の顧客の損益状況に関する業界の内部調査（対象は 79 社）が行われ、各社の個人向け稼動口座のうち損失が出た比率が集計された。結果の最多は「60% 以上 70% 未満」という業者が全体の 32% を占め、次に多かったのが「70% 以上 80% 未満」で 25%、これらに「80% 以上」を合わせると、6 割を超えた。含み損益も合わせると、成績はもっと悪いようだ。業界最大手の外為どっとコムが口座保有者に 2010 年中の取引について聞いた結果で、「収益があがっている」は 23.0% だった。「儲かっている顧客は 1 割程度」と言う大手業者社長もいる [1]。

近年、FX 取引業者が顧客を奪い合う競争の中で、サービスの向上やスプレッドの縮小が積極的に行われ、取引コストを無視して良いぐらい優れた環境を日本の個人投資家に提供した。本来、このような公平な相場では為替レートが上がるか下がるか二種類のパターンしかなく、素人がコインを投げても長期的に勝率は 5 割になるはずだと考えられる。ある程度の知識を持つ FX 取引個人投資家が情報の収集と分析に時間をかけたが、結果として 8 割以上が損したことは、とても不思議な結果と言わざるをえない。

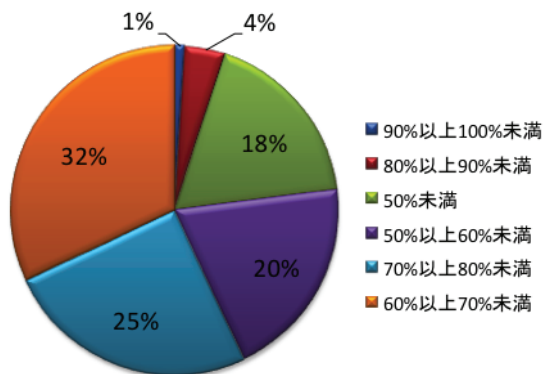


図1 損をした顧客の比率を業者に聞いた結果*1

1.3 問題意識

為替変動に関してはさまざまな理論や学説が存在する。経済学分野すなわちファンダメンタルによる為替レートを説明する理論はいくつかあり、通貨の長期的な動きもその傾向を示している。このように、通貨の機能である市場での財や生産物の交換を通じて経済活動を維持するという観点では、国際貿易収支、購買力平価、金利平価等の仮説が存在し、この場合は通貨の価値を示す為替レートがその国の経済状況を表す役目を果たすべきだった。

一方で、金融商品として自由に売買する観点からみれば、積極的にリターンを求めた投資家が存在するため、彼らが通貨を株式、債券、商品などの金融商品と同様な要領で取引し、投機取引によって為替レートが適正值から乖離し、オーバーシュートがしばしば発生した。さらに、為替レートの水準がその国の経済状況にも大きな影響を及ぼすため、政府や中央銀行が激動した為替市場から自国の経済を守るため為替介入し、国自体が「市場操縦」姿勢を全く辞さない構えだった。

以上に述べたように、為替市場の巨大化、為替取引参加者の増加に伴って、為替変動がますます不安定になり、ファンダメンタル理論だけで説明できない場合も多くある。本研究ではこのような問題意識を持ち、市場によって為替レートを決定する面に注目し、為替変動の研究を行いたい。

*1 2009年分の実現損ベース

*2 2010年4月

*3 2010年4月

表1 国別の1日当たり外国為替取引額*2 [2]

順位	国	取引額（単位：億ドル）	世界シェア
1	イギリス	18,536	36.70%
2	アメリカ	9,044	17.90%
3	日本	3,123	6.20%
4	シンガポール	2,660	5.30%
5	スイス	2,626	5.20%
6	香港	2,376	4.70%
7	オーストラリア	1,921	3.80%
8	フランス	1,516	3.00%
9	デンマーク	1,205	2.40%
10	ドイツ	1,086	2.10%
	その他の国	6,471	12.70%

表2 通貨別の外国為替世界シェア*3 [2]

順位	通貨	世界シェア
1	USD(米ドル)	84.90%
2	EUR(ユーロ)	39.10%
3	JPY(日本円)	19.00%
4	GBP(イギリスポンド)	12.90%
5	AUD(オーストラリアドル)	7.60%
6	CHF(スイスフラン)	6.40%
7	CAD(カナダドル)	5.30%
8	HKD(香港ドル)	2.40%
9	SEK(スウェーデンクローナ)	2.20%
10	NZD(ニュージーランドドル)	1.60%
	その他の国	18.60%

2 研究目的

FX取引をするためには為替レートの変動を正しく予測することが必要である。しかし、為替変動の仕組みは大変複雑である。為替レートの予測、そしてFX取引で安定的な利益を上げることは至難の技であり、「為替はギャンブルだ」という酷評がしばしば聞かれる。

現在、為替変動を決定する主な経済学理論を以下に示す [4]。

1. 部分均衡モデル（国際収支均衡アプローチ）

貿易収支と資本収支の合計である外貨の超過供給が赤字であれば、超過需要が存在する。この超過供給（超過需要）がゼロとなるところ、均衡的な為替相場が決定される。

2. 資産モデル（アセット・アプローチ）

自国居住者の保有する金融資産のストックの需給が均衡するところで、名目為替相場が他の資産の収益率とともに同時に決定される。

3. 金利平価モデル

自国債券と外国債券が完全代替できる条件で、収益率格差を自国の投資家が認識すれば、瞬時に裁定的資本移動が起こり、自国の外国債券保有ストックが変化し、その格差を埋めれば為替相場が金利平価モデルで決定される。

4. マネタリー・モデル（購買力平価）

自国と外国の財市場に何らの規制も存在せず、完全代替できる前提で、また、貿易取引における輸送費用が無視できるとすれば、国際的に一物一価の条件が成立することによって為替相場が決定される。

5. オーバーシュooting・モデル

短期と長期の均衡名目為替相場の決定だけでなく、市場の調整スピードの相違と名目為替相場の予想形成仮説を結合し、為替相場がオーバーシュートしながら長期均衡値に到達する変動過程。つまり動学的に為替変動を説明する。

上記のように為替変動のファンダメンタルによる解釈が複数併存しているため、それぞれのモデルによって計算された為替の「適正レート」が必ずしも一致していない。本当の「適正レート」の確定は難しいだ。

さらに、このような合理的な投資家以外に、ヘッジファンドや個人投資家など短期筋、投機筋による取引行動や、自国の経済を保護する視点に基づいて政府の為替介入などさまざまな思惑を持つプレーヤー、「適正レート」を意識しないノイズトレーダーも多数に存在する。この場合は為替レートがオーバーシュートすることも起こり、つまり、為替市場においては、合理的な投資家が必ずしも多数に存在し、利益を得るわけにはいかない。

Beckers[5] は株式市場において世界横断業種要因の説明力は国別業種要因より弱い、世界株式市場要因の説明力は国別要因より強いと主張し、株式市場の連動性を示した。

Barberis[6] は、S&P500に入れ替わった株の株価パフォーマンスが S&P500 指数のパフォーマンス影響を強く受けることを示すことによって、資産のアロケーション (category-base) および地域等の類似性 (habitat-base) 特性による株価連動理論を論述した上、市場摩擦とノイズトレーダー要素による株価の連動性を論じた。

上記論文の観点に基づいて、為替レートを株式のような投資・投機商品として考えれば、為替変動はファンダメンタル以外の要素による影響を受けると考えられる。

本研究では、この行動ファイナンス側面から、為替変動のアプローチの研究を行う。

3 アプローチ

3.1 市場における通貨間の力関係

過去 20 年間に於いて、主要先進国通貨の取引シェア推移を図 2、通貨ペアの取引シェア推移を図 3 に示す。米ドル単独の規模が長期的に通貨市場の約半分を占めていた。為替レートが二つの通貨からなるため、米ド

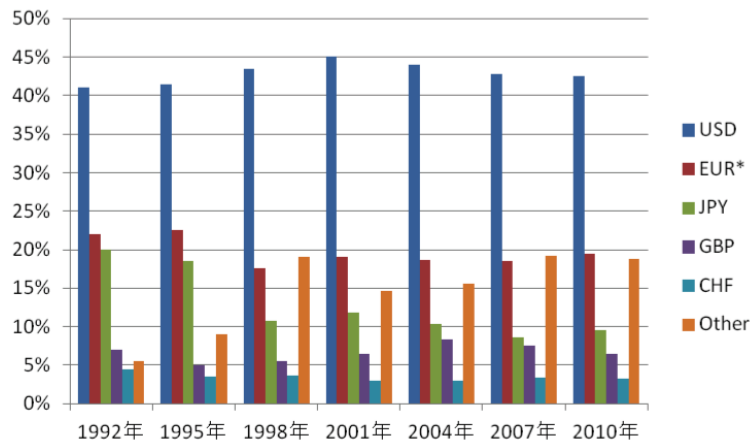


図 2 主要先進国通貨の取引シェア推移^{*4}

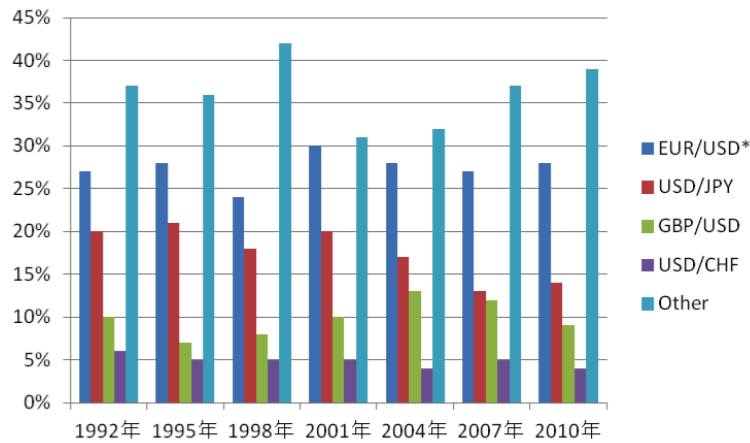


図 3 主要先進国通貨ペアの取引シェア推移^{*5}

ルにかかわる通貨ペアの規模が全通貨ペアの 9 割を占めることが考えられる。

さらに、対ドル通貨ペアの組み合わせおよび取引シェアから、ユーロ/米ドルが全体の三分の一弱、メジャー通貨ペアの米ドル/日本円、イギリスポンド/米ドル、米ドル/スイスフランの合計が全体の三分の一、その他通貨ペアが三分の一強のシェアをとる構造が見えてきた。

^{*4} ユーロの 1999 年発足前までは、ドイツマルクとフランスフランの合計値を使用

^{*5} ユーロの 1999 年発足前までは、ドイツマルクとフランスフランの合計値を使用

以上のシェアから通貨市場における米ドルの地位を確認した。また、ファンダメンタルの見方では、米国が世界最大の経済実体でありながら、世界の主要商品も米ドルによる決済することがルール化されていた。米ドルが通貨として信頼され、その安全性も保障されていた。よって、通貨市場において、米ドルがリーダー役を果たすことが考えられる。

米ドルの価値を評価するには、ドルインデックス（USDIX と表記）概念が導入されていた。ドルインデックスは6種類の主要通貨を貿易ウェイトで加重平均計算した値であり（表3）、取引所にも取引されている [7]。

表3 ドルインデックスの構成通貨

構成通貨	加重平均ウェイト
EUR(ユーロ)	57.60%
JPY(日本円)	13.60%
GBP(イギリスポンド)	11.90%
CAD(カナダドル)	9.10%
SEK(スウェーデンクローナ)	4.20%
CHF(スイスフラン)	3.60%

本研究においても、米ドルの強弱を評価する際に、ドルインデックスを利用する。

3.2 為替レートによる通貨の相対価値表示

為替レート特徴の一つが、通貨の相対価値表示の性質である。株価の場合は、株の価値そのものを表示するが、為替レートは異なり、通貨自身の価値を表示することができない。為替レートは必ず二つの通貨から構成され、互いの相対価値を表示する。たとえば米ドル/日本円のレートが80であれば、1米ドル=80日本円を意味し、このレートだけが変化した場合、米ドルまたは日本円自身の強弱を評価することができない。

為替レートの変動が、つまり為替強弱の順番変化を表している。通貨同士の中で、必ず勝者と負け犬が存在し、相対的に上昇する通貨があれば下落する通貨もある。ある通貨自身の価値のみが変われば、この通貨にかかわる通貨ペアの為替レートも応じて変動する。

一方、米ドルが為替市場におけるシェアや地位を考慮すれば、米ドルの強弱が他通貨に影響を与えることが考えられる。すなわち、米ドル自身の価値が上昇すると、米ドル以外の通貨が、米ドルより大きなパワーを受けなければその通貨の対米ドルレートが下がる可能性が大きいと考えられる。

3.3 為替レート表示による通貨強弱の伝播

ある通貨の価値が変われば、この通貨にかかわる為替レートが動く。通貨売買においてはある通貨を買い（売り）同時に、別通貨を売り（買い）行動をとるが、一方で、通貨売買は1対1でなく、常に複数の通貨を同時に売買することを考えなければならない。

最初にある通貨が売買され、通貨価値が変わった同時に売買されたその他通貨の価値も変わり、その他通貨にかかわる為替レートも変化する。その他通貨を売買する投資家のポジション状況や投資ステータスに影響を与え、彼らの取引きっかけとなる。このように、通貨の価値を為替レートによって評価する時、ある通貨が売買されたため、関係のない通貨の為替レートも変わってしまい、次の取引行動とつながり、静かに湖面に石を投げたようにインパクトが拡散される。

特に、米ドルの主導地位によって、米ドルがメインに売買されたとき、複数の通貨に影響を与えることが想定でき、通貨市場全体に大きなインパクトを与える。逆に、規模の小さい通貨が売買されたとき、その影響が限定される。

3.4 主要通貨変動趨勢

変動相場制に移行後の1980年から論文執筆まで約31年間の主要通貨の為替レートをBloombergより取得した。また、すべての為替レート値の周期単位の終値を取得した。

歴史の原因等により、為替レートの通貨表示順番に一定な規律はない。対米ドルの場合は先に自国通貨を表示する為替レートもあり、米ドルの後に自国通貨を表示する為替レートもある。次章のデータ解析を行うために単位の統一が必要であるため、米ドルにかかわる通貨ペアすべてを“自国通貨対米ドル”の形に変換させた。

データ統計の都合上、1999年にユーロ発足前の統計データにもユーロ（EUR）による表現があるが、実際にドイツマルク（DEM）の為替レートをを用いて説明する。

図4に示したのが1980年から2011年まで約30年間の為替レート変動の趨勢である。世界主要通貨のユーロ、イギリスポンド、オーストラリアドル、ニュージーランドドルの対米ドル為替レートを上方に示し、米ドル対日本円、スイスフラン、カナダドルの為替レート、そしてドルインデックス全部8つ銘柄の200日単純移動平均線^{*6}で示した。

過去30年間の中長期的な為替レートの変動が、米ドルが通貨世界で主導していることを示した。つまり、米ドルが強ければ他通貨が弱くなり、米ドルが弱ければ他通貨が強くなる傾向が見られた。

3.5 イベントによる影響

為替変動に大きな影響を与えたイベントがいくつあった。その中に有名なのは1985年のプラザ合意による米ドル安への誘導と、2008年に起きたリーマンショックで資産逃避による米ドル買いイベントである。しかし、このような通貨イベントを主導的に動いたのは米ドルそのものであり、通貨市場の全体トレンド形成と同様な要領になる。

これに対して、米ドル以外の通貨によるイベントも何度があった。1992年に主にヘッジファンドが仕掛けたポンド売りによる「ポンド危機」や、過度円高を阻止する日本政府や中央銀行が主導し「単独円売り介入」

^{*6} 単純移動平均線は、過去の一定期間の価格の平均値で作られた価格線である。設定期間が短いほど現実の価格の動きにより近くなり、逆に期間が長いほど長期的な趨勢を示す。

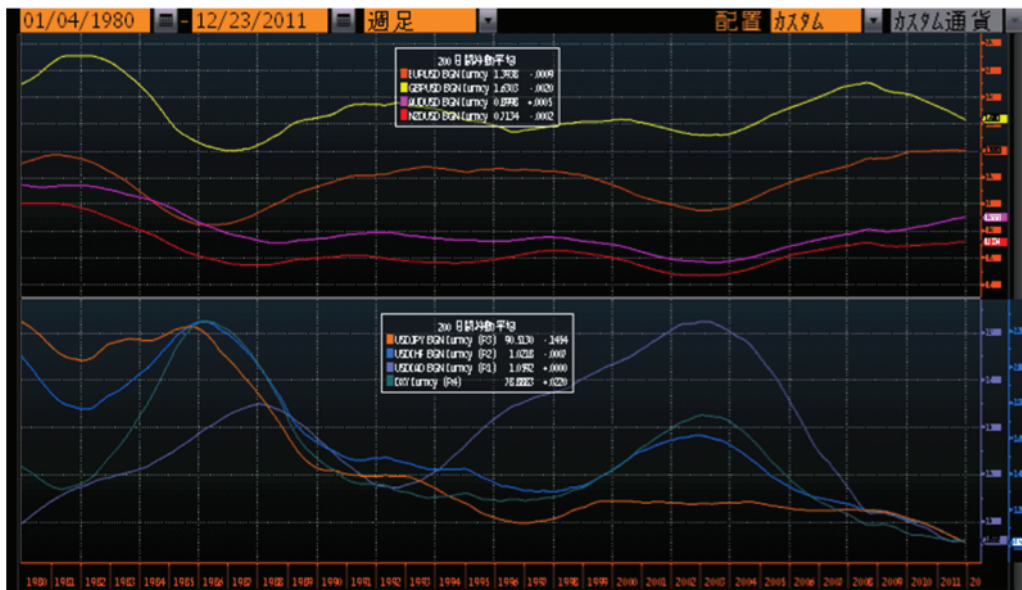


図4 為替レートの中長期変動趨勢 [3]

などが挙げられる。

しかし、図 5,6 に示すように、米ドル以外個別通貨主導したイベントが長く継続できず、その後、前のトレンド動きに戻ってしまった。このような動きの特徴によって、米ドル主導の通貨イベントが通貨市場において中長期的な構造変化につながることに對し、米ドル以外個別通貨主導の通貨イベントが一時的な動きと見られて、すぐに軌道修正されてしまう傾向が見られた。

3.6 仮説の確立

これまで述べていた米ドルの地位、そして為替レートの特性、特に通貨強弱の伝播特性によって、本研究では以下の仮説を立てた。

1. 米ドルの動きが為替変動全体の傾向を表す。米ドルが強くなると、米ドル以外の通貨が弱くなる。
2. 個別通貨の独自の動きが、米ドルに与える影響が小さいためノイズと認識され、個別通貨による独自の動きが収束される。

*7 200 日平均値ベース

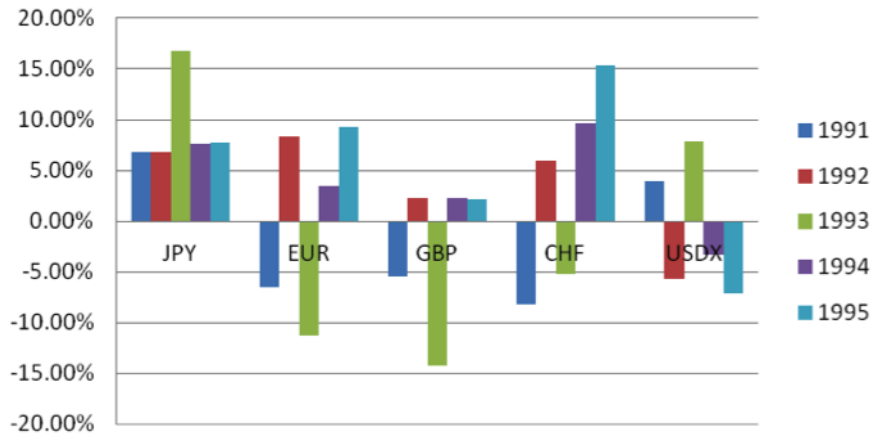


図5 各通貨対米ドル為替レート及び、ドルインデックスの年間変化率*7



図6 2010年以後単独円売り介入後の米ドル/日本円レート及び、ドルインデックス

4 データ検証

4.1 検証モデル

本研究では以下の検証モデルを提案した。

$$R_{t,t+n} = \beta_0 + \beta_1 \times Rus_{t,t+n} + \beta_2 \times D_over_{t-k,t} + \beta_3 \times (D_over_{t-k,t} \times R_{t-k,t}) + \epsilon$$

変数の定義

$R_{t,t+n}$: 被説明通貨対米ドル為替レートの未来 n 日間累積リターン

$Rus_{t,t+n}$: ドルインデックスの未来 n 日間累積リターン

$R_{t-k,t}$: 被説明通貨対米ドル為替レートの過去 t 日間累積リターン

$Rus_{t-k,t}$ ^{*8}: ドルインデックスの過去 t 日間累積リターン

$D_over_{t-k,t}$ ^{*9}: 個別通貨のショックダミー

$D_over_{t-k,t} \times R_{t-k,t}$: 個別通貨のショックダミー&ショック累積リターンの交差項

本研究の仮説に上記モデルを適用する場合、以下の結果が予想される [3]。

表4 検証結果予想

	変数内容	予想符号
従属変数	個別通貨累積リターン	
β_1	ドルインデックス累積リターン	-
β_2	個別通貨ショックダミー	-
β_3	個別通貨ショックダミー&ショック累積リターン交差項	-

4.2 検証対象と期間

本研究の検証において、取引上位通貨であるユーロ、イギリスポンド、日本円そしてスイスフランの対米ドルで形成された為替レートのリターンを検証対象とする。

また、短期的に為替変動に影響を与える要素が多いため、この仮説は中長期的なベースを基本とし回帰分析を行う。

本研究では、検証対象通貨の対米ドルペアの為替レートのみが、20 営業日以内（通常の一ヶ月相当）に 5% 以上の動きを示した場合、対象通貨ショックと定義する。この場合、ショック後 60 営業日以内にこの動きが収束するかどうかを検証する。

そして、検証期間は 1980 年から 2011 年の 30 年間とするが、過去 30 年間の通貨関連重大イベント^{*10}によって区切りも行う。これは、重大イベントによって通貨構造が変わることが考えられるためである。

^{*8} $D_over_{t-k,t}$ の計算に使用。

^{*9} $R_{t-k,t}$ の絶対値が所定値より大きいかつ、 $Rus_{t-k,t}$ およびその他主要通貨の $R_{t-k,t}$ の絶対値が所定値より小さい場合はショックと認識。

^{*10} 筆者が考えた重大イベントは、プラザ合意 (1985)、超円高 (1995)、ユーロ発足 (1999)、9.11 テロ事件 (2001)、リーマンショック (2007)

4.3 検証結果

1. 主要通貨の動きが、米ドルに強く相反することを観測できた。
2. ユーロが複数の期間において、ショックした場合は反対の動きを示した。
3. リーマンショック以後、欧州通貨がショックした場合は反対の動きを示した。
4. 日本円がそれぞれ期間によって、ショックに対し違う動きを示した。

5 まとめ

本研究では、通貨の強弱を示す為替変動を行動ファイナンス視点による解釈とアプローチの提案、そして検証を行った。マクロ経済学分野における為替の予測、すなわちファンダメンタル学説はいくつかあり、長期的にはその傾向を示している。しかし、為替市場の巨大化、為替取引参加者の増加に伴って、為替変動がますます不安定になり、ファンダメンタル理論だけで説明できない場合も多くある。ここで筆者は為替市場における取引参加者によって為替レートを決定する面に注目し、為替変動の研究を進めた。

筆者は為替相場における米ドルの主導的な地位を前提とし、為替レートの持つ特性である「相対価値」と「インパクトの伝播」を注目した。米ドル強弱を示すドルインデックスを評価基準に設定することにより、他通貨の独自動きによる米ドルとの乖離が見られる場合、乖離から戻ることを予想し、実際の為替レートデータを用いてこのアプローチを検証した。

本研究の理論に基づいて、機関投資家・個人投資家の通貨投資の参考になることと、輸出・輸入企業のリスクヘッジ戦略に役に立てれば幸いと思う。

最後に、本研究をきっかけに為替市場に対する現代ファイナンスと異なる視点の分析や、行動ファイナンス分野でのさらなる理論展開に貢献することを期待する。

表5 回帰分析結果

被説明変数 ユーロ	60日累積リターン	1981-1985 (R ² =0.970)	1986-1995 (R ² =0.954)	1995-1998 (R ² =0.910)	1999-2001 (R ² =0.933)	2002-2007 (R ² =0.979)	2008-2011 (R ² =0.970)
説明変数	USDX60日 累積リターン	-1.135*** (0.006)	-1.123*** (0.005)	-1.189*** (0.014)	-1.322*** (0.013)	-1.170*** (0.004)	-1.166*** (0.007)
	ショックダミー	0.04* (0.002)	0.003 (0.002)	0.000 (0.004)	0.006* (0.003)	-0.003 (0.002)	-0.005*** (0.002)
	ショックダミー &リターン交差項	-0.015 (0.033)	0.025 (0.041)	-0.350*** (0.079)	-0.137** (0.057)	0.047 (0.044)	-0.071** (0.029)
被説明変数 日本円	60日累積リターン	1981-1985 (R ² =0.743)	1986-1995 (R ² =0.455)	1995-1998 (R ² =0.383)	1999-2001 (R ² =0.099)	2002-2007 (R ² =0.574)	2008-2011 (R ² =0.004)
説明変数	USDX60日 累積リターン	-1.015*** (0.017)	-0.877*** (0.019)	-1.304*** (0.06)	-0.476*** (0.051)	-0.860*** (0.019)	-0.066** (0.032)
	ショックダミー	0.01* (0.006)	-0.024*** (0.004)	0.018** (0.008)	0.015* (0.008)	-0.003 (0.005)	0.004 (0.009)
	ショックダミー &リターン交差項	-0.113 (0.084)	0.100 (0.026)	0.059 (0.085)	0.025 (0.12)	-0.197** (0.078)	0.225* (0.0134)
被説明変数 イギリスポンド	60日累積リターン	1981-1985 (R ² =0.581)	1986-1995 (R ² =0.455)	1995-1998 (R ² =0.264)	1999-2001 (R ² =0.671)	2002-2007 (R ² =0.643)	2008-2011 (R ² =0.645)
説明変数	USDX60日 累積リターン	-0.898*** (0.022)	-1.058*** (0.012)	-0.433*** (0.028)	-0.631*** (0.016)	-0.817*** (0.015)	-0.993*** (0.024)
	ショックダミー	0.011* (0.006)	0.008** (0.003)	0.011 (0.008)	-0.002 (0.008)	0.012 (0.008)	-0.012* (0.007)
	ショックダミー &リターン交差項	0.102 (0.100)	-0.099** (0.047)	-0.325** (0.145)	-0.216 (0.145)	-0.043 (0.155)	-0.291*** (0.100)
被説明変数 スイスフラン	60日累積リターン	1981-1985 (R ² =0.830)	1986-1995 (R ² =0.455)	1995-1998 (R ² =0.808)	1999-2001 (R ² =0.866)	2002-2007 (R ² =0.869)	2008-2011 (R ² =0.686)
説明変数	USDX60日 累積リターン	-1.198*** (0.016)	-1.265*** (0.009)	-1.383*** (0.025)	-1.252*** (0.018)	-1.155*** (0.011)	-1.017*** (0.022)
	ショックダミー	0.002 (0.005)	-0.01 (0.002)	0.015** (0.006)	-0.004 (0.005)	0.002 (0.008)	-0.031*** (0.005)
	ショックダミー &リターン交差項	-0.004 (0.076)	0.030 (0.034)	-0.267** (0.115)	0.034 (0.098)	-0.111 (0.147)	-0.005 (0.069)

***有意水準 1%、**有意水準 5%、*有意水準 10%、()内はt値を示す。

参考文献

- [1] 日本経済新聞 2011 年 1 月 31 日付 第 3 面
- [2] wikipedia 国際決済銀行データ : <http://www.bis.org/publ/rpfx10.pdf?noframes=1>
- [3] Bloomberg
- [4] 藤原秀夫, 小川英治, 地主敏樹 『国際金融』、有斐閣、2001
- [5] S. Beckers, G. Connor and R. Curds “National versus Global Influences on Equity Returns”, *Financial Analysts Journal*, Vol. 52, No. 2, Mar. - Apr., 1996
- [6] N. Barberis, A. Shleifer and J. Wurgler “Comovement”, *Journal of Financial Economics*, Vol. 75, No. 2, Feb., 2005
- [7] http://en.wikipedia.org/wiki/U.S._Dollar_Index

回帰分析結果詳細

解析期間：1981-1985 解析対象：ユーロ

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.985 ^a	.970	.970	.0109073

a. 予測値: (定数)、D_over_eur*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_eur。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	.002	.000		7.206	.000
	Rusdx t..t+59	-1.135	.006	-.986	-199.306	.000
	D_over_eur	.004	.002	.009	1.852	.064
	D_over_eur*Rt-19..t	-.015	.033	-.002	-.447	.655

a. 従属変数 Reur t..t+59

解析期間：1981-1985 解析対象：日本円

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.862 ^a	.743	.743	.0328925

a. 予測値: (定数)、D_over_jpy*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_jpy。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	.019	.001		19.243	.000
	Rusdx t..t+59	-1.015	.017	-.861	-59.234	.000
	D_over_jpy	.010	.006	.034	1.865	.062
	D_over_jpy*Rt-19..t	-.113	.084	-.025	-1.351	.177

a. 従属変数 Rjpy t..t+59

解析期間：1981-1985 解析対象：イギリスポンド

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.763 ^a	.582	.581	.0418979

a. 予測値: (定数)、D_over_gbp*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_gbp。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	-.009	.001		-7.380	.000
	Rusdx t..t+59	-.898	.022	-.763	-41.212	.000
	D_over_gbp	.011	.006	.037	1.780	.075
	D_over_gbp*Rt-19..t	.102	.100	.021	1.020	.308

a. 従属変数 Rgbp t..t+59

解析期間：1981-1985 解析対象：スイスフラン

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.911 ^a	.830	.830	.0298293

a. 予測値: (定数)、D_over_chf*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_chf。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	.016	.001		17.670	.000
	Rusdx t..t+59	-1.198	.016	-.912	-77.138	.000
	D_over_chf	.002	.005	.006	.531	.595
	D_over_chf*Rt-19..t	-.004	.076	-.001	-.058	.954

a. 従属変数 Rchf t..t+59

解析期間：1986-1995 解析対象：ユーロ

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.977 ^a	.954	.954	.0120556

a. 予測値: (定数)、D_over_eur*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_eur。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	.002	.000		10.188	.000
	Rusdx t..t+59	-1.123	.005	-.977	-225.883	.000
	D_over_eur	.003	.002	.006	1.381	.167
	D_over_eur*Rt-19..t	.025	.041	.003	.607	.544

a. 従属変数 Reur t..t+59

解析期間：1986-1995 解析対象：日本円

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.675 ^a	.455	.455	.0468399

a. 予測値: (定数)、D_over_jpy*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_jpy。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	.011	.001		11.630	.000
	Rusdx t..t+59	-.877	.019	-.673	-45.433	.000
	D_over_jpy	-.024	.004	-.093	-5.419	.000
	D_over_jpy*Rt-19..t	.100	.066	.026	1.517	.129

a. 従属変数 Rjpy t..t+59

解析期間：1986-1995 解析対象：イギリスポンド

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.864 ^a	.747	.746	.0299284

a. 予測値: (定数)、D_over_gbp*Rt-19..t, D_over_gbp, Rusdx t..t+59。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	-.004	.001		-6.257	.000
	Rusdx t..t+59	-1.058	.012	-.866	-85.510	.000
	D_over_gbp	.008	.003	.023	2.289	.022
	D_over_gbp*Rt-19..t	-.099	.047	-.021	-2.095	.036

a. 従属変数 Rgbp t..t+59

解析期間：1986-1995 解析対象：スイスフラン

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.941 ^a	.886	.885	.0221380

a. 予測値: (定数)、D_over_chf*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_chf。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	.006	.000		13.197	.000
	Rusdx t..t+59	-1.265	.009	-.941	-138.623	.000
	D_over_chf	-.001	.002	-.004	-.607	.544
	D_over_chf*Rt-19..t	.030	.034	.006	.889	.374

a. 従属変数 Rchf t..t+59

解析期間：1995-1998 解析対象：ユーロ

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.954 ^a	.910	.910	.0127535

a. 予測値: (定数)、D_over_eur*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_eur。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	.000	.000		.915	.361
	Rusdx t..t+59	-1.189	.014	-.951	-87.034	.000
	D_over_eur	.000	.004	.000	.016	.988
	D_over_eur*Rt-19..t	-.350	.079	-.049	-4.430	.000

a. 従属変数 Reur t..t+59

解析期間：1995-1998 解析対象：日本円

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.621 ^a	.385	.383	.0556868

a. 予測値: (定数)、D_over_jpy*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_jpy。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	.006	.002		2.551	.011
	Rusdx t..t+59	-1.304	.060	-.625	-21.741	.000
	D_over_jpy	.018	.008	.074	2.279	.023
	D_over_jpy*Rt-19..t	.059	.085	.022	.691	.490

a. 従属変数 Rjpy t..t+59

解析期間：1995-1998 解析対象：イギリスポンド

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.516 ^a	.267	.264	.0254298

a. 予測値: (定数)、D_over_gbp*Rt-19..t, D_over_gbp, Rusdx t..t+59。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	.009	.001		9.748	.000
	Rusdx t..t+59	-.433	.028	-.497	-15.681	.000
	D_over_gbp	.011	.008	.046	1.474	.141
	D_over_gbp*Rt-19..t	-.325	.145	-.072	-2.241	.025

a. 従属変数 Rgbp t..t+59

解析期間：1995-1998 解析対象：スイスフラン

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.900 ^a	.809	.808	.0227836

a. 予測値: (定数)、D_over_chf*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_chf。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	.001	.001		.843	.399
	Rusdx t..t+59	-1.383	.025	-.904	-56.407	.000
	D_over_chf	.015	.006	.038	2.354	.019
	D_over_chf*Rt-19..t	-.267	.115	-.037	-2.331	.020

a. 従属変数 Rchf t..t+59

解析期間：1998-2001 解析対象：ユーロ

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.966 ^a	.933	.933	.0123518

a. 予測値: (定数)、D_over_eur*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_eur。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	.003	.000		6.397	.000
	Rusdx t..t+59	-1.322	.013	-.960	-101.543	.000
	D_over_eur	.006	.003	.019	1.885	.060
	D_over_eur*Rt-19..t	-.137	.057	-.024	-2.417	.016

a. 従属変数 Reur t..t+59

解析期間：1998-2001 解析対象：日本円

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.320 ^a	.103	.099	.0489071

a. 予測値: (定数)、D_over_jpy*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_jpy。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	-.002	.002		-.904	.366
	Rusdx t..t+59	-.476	.051	-.319	-9.301	.000
	D_over_jpy	.015	.008	.065	1.903	.057
	D_over_jpy*Rt-19..t	.025	.120	.007	.207	.836

a. 従属変数 Rjpy t..t+59

解析期間：1998-2001 解析対象：イギリスポンド

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.820 ^a	.672	.671	.0153116

a. 予測値: (定数)、D_over_gbp*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_gbp。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	.000	.001		-.063	.949
	Rusdx t..t+59	-.631	.016	-.816	-39.320	.000
	D_over_gbp	-.002	.008	-.008	-.200	.842
	D_over_gbp*Rt-19..t	-.216	.145	-.057	-1.484	.138

a. 従属変数 Rgbp t..t+59

解析期間：1998-2001 解析対象：スイスフラン

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.931 ^a	.866	.866	.0170384

a. 予測値: (定数)、D_over_chf*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_chf。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	.008	.001		12.349	.000
	Rusdx t..t+59	-1.252	.018	-.930	-70.419	.000
	D_over_chf	-.004	.005	-.011	-.773	.440
	D_over_chf*Rt-19..t	.034	.098	.005	.344	.731

a. 従属変数 Rchf t..t+59

解析期間：2002-2007 解析対象：ユーロ

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.990 ^a	.979	.979	.0060156

a. 予測値: (定数)、D_over_eur*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_eur。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	.002	.000		11.485	.000
	Rusdx t..t+59	-1.170	.004	-.990	-270.511	.000
	D_over_eur	-.003	.002	-.006	-1.220	.223
	D_over_eur*Rt-19..t	.047	.044	.006	1.078	.281

a. 従属変数 Reur t..t+59

解析期間：2002-2007 解析対象：日本円

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.758 ^a	.575	.574	.0261671

a. 予測値: (定数)、D_over_jpy*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_jpy。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	-.005	.001		-6.361	.000
	Rusdx t..t+59	-.860	.019	-.758	-45.805	.000
	D_over_jpy	-.003	.005	-.010	-.590	.555
	D_over_jpy*Rt-19..t	-.197	.078	-.043	-2.529	.012

a. 従属変数 Rjpy t..t+59

解析期間：2002-2007 解析対象：イギリスポンド

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.802 ^a	.644	.643	.0214761

a. 予測値: (定数)、D_over_gbp*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_gbp。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	.000	.001		-.800	.424
	Rusdx t..t+59	-.817	.015	-.803	-52.954	.000
	D_over_gbp	.012	.008	.033	1.464	.143
	D_over_gbp*Rt-19..t	-.043	.155	-.006	-.281	.778

a. 従属変数 Rgbp t..t+59

解析期間：2002-2007 解析対象：スイスフラン

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.932 ^a	.869	.869	.0158344

a. 予測値: (定数)、D_over_chf*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_chf。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	-.001	.000		-2.055	.040
	Rusdx t..t+59	-1.155	.011	-.932	-101.685	.000
	D_over_chf	.002	.008	.007	.264	.792
	D_over_chf*Rt-19..t	-.111	.147	-.019	-.750	.454

a. 従属変数 Rchf t..t+59

解析期間：2008-2011 解析対象：ユーロ

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.985 ^a	.970	.970	.0104430

a. 予測値: (定数)、D_over_eur*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_eur。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	.001	.000		1.640	.101
	Rusdx t..t+59	-1.166	.007	-.988	-177.290	.000
	D_over_eur	-.005	.002	-.018	-3.021	.003
	D_over_eur*Rt-19..t	-.071	.029	-.014	-2.439	.015

a. 従属変数 Reur t..t+59

解析期間：2008-2011 解析対象：日本円

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.083 ^a	.007	.004	.0509636

a. 予測値: (定数)、D_over_jpy*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_jpy。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	.021	.002		12.445	.000
	Rusdx t..t+59	-.066	.032	-.067	-2.059	.040
	D_over_jpy	.004	.009	.015	.451	.652
	D_over_jpy*Rt-19..t	.225	.134	.057	1.677	.094

a. 従属変数 Rjpy t..t+59

解析期間：2008-2011 解析対象：イギリスポンド

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.804 ^a	.646	.645	.0381033

a. 予測値: (定数)、D_over_gbp*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_gbp。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	-.008	.001		-6.145	.000
	Rusdx t..t+59	-.993	.024	-.797	-41.504	.000
	D_over_gbp	-.012	.007	-.035	-1.823	.069
	D_over_gbp*Rt-19..t	.291	.100	.056	2.918	.004

a. 従属変数 Rgbp t..t+59

解析期間：2008-2011 解析対象：スイスフラン

モデル集計

モデル	R	R2 乗	調整済み R2 乗	推定値の標準誤 差
1	.829 ^a	.686	.686	.0354854

a. 予測値: (定数)、D_over_chf*Rt-19..t, Rusdx t..t+59, D_over_chf。

係数^a

モデル		標準化されていない 係数		標準化係 数	t 値	有意確率
		B	標準誤差	ベータ		
1	(定数)	.018	.001		15.090	.000
	Rusdx t..t+59	-1.017	.022	-.825	-45.605	.000
	D_over_chf	-.031	.005	-.114	-5.672	.000
	D_over_chf*Rt-19..t	-.005	.069	-.002	-.077	.939

a. 従属変数 Rchf t..t+59

謝辞

本論文をまとめるにあたり、先生方など多くの方々から熱心な御指導をいただきました。

指導教員の小幡績准教授は卓越した知恵を持ち、教育に非常に熱心な先生です。毎週のゼミで大変貴重な御意見やアイデアをいただきました。また、研究がうまく行かない時には共に悩んでくれました。小幡先生の熱血指導無くして、この論文は完成しなかったと思います。先生のおかげで、私は貴重な知識を多くに身に付けることができました。

同研究科の渡辺直登教授、井上光太郎准教授には副査として貴重な助言を頂きました。投資家の心理学、分析の視点や方法論を中心にご指導を頂きました。ここに感謝の意を表します。

小幡研究会のゼミ生にもいろいろな相談に乗って頂きました。忙しいにもかかわらず、たくさんの御意見をいただきました。おかげで、研究をスムーズに進めることができました。

最後に、「私費外国人留学生学習奨励費」による二年間のご支援と、私のために一生懸命働いている妻に甚大な感謝の意を表すとともに心からお礼を申し上げます。