

EU 離脱によるポンドのボラティリティの変動
とイギリスの対 EU 貿易への影響

慶應義塾大学 経済学部 4年

長倉大輔研究会

森尻慎一

1.はじめに

・2016年6月23日（日本時間24日）に行われたイギリス国民投票で、イギリスがEUから離脱することが決まった。この投票結果の影響で、ドル/円レートでは、6月24日の始値が1ドル106.13円であるのに対して、同日の安値が1ドル99.08円、ポンド/円レートでは始値が1ポンド151.96円であるのに対して、安値が1ポンド135.14円というように、各国の為替レートで大きな変動が起きた。

このようなショックが起きて為替レートの大きな変動が起きた場合、その影響により翌日以降の為替レートも変動が大きくなりやすくなる、つまりボラティリティが大きくなるとされる。さまざまな論文で、為替レートのボラティリティが大きくなることによる輸出への悪影響が論じられている。

本論文では、イギリスがEUから離脱することを決定したことにより、ポンドのボラティリティが大きくなったのか、およびボラティリティの変動が輸出にどのような影響を与えているのかを考察する。

本論文の構成を示すと次のようになる。2章では、為替レートのボラティリティの推定や、ボラティリティの変動が輸出に与える影響を考察している先行研究を紹介する。3章では、EGARCHモデルを用いて実際に為替レートのボラティリティを推定する。4章では、誤差修正モデルを用いて、3章で推定したボラティリティやヒストリカルボラティリティが貿易に与える影響を考察する。

2.先行論文

為替レートのボラティリティが輸出に与える影響を考察した論文は、ドル/円レートを中心に数多く存在する。木村・中山(2000)では、1980年以降のドル/円レートを用いて、本論文と同様にEGARCHモデルを用いてボラティリティを推定、および輸出に与える影響を分析している。その結果、円/ドルの為替レートのボラティリティは、日本の輸出に対して負の影響を及ぼしていると結論づけた。

ドル/円レート以外では、西村(2010)では、1999年1月1日~2008年6月30日の日本円/人民元レートを用いて、同様にボラティリティを推定、および輸出に与える影響を分析している。加えて、中国で実施された為替制度改革が、日本円/人民元レートのボラティリティに与える影響も分析している。その結果、為替制度改革以降は、改革前に比べてよりボラティルになっていること、日本円/人民元レートのボラティリティが中国の対日輸出に対して負の影響を及ぼしていると結論付けた。

本論文では、これらの論文で用いられている手法を参考に、イギリスの通貨であるポンドに焦点を当て、ポンドの為替レートのボラティリティの推定、およびその変化が輸出に与える影響を分析する。また、西村(2010)を参考に、イギリスがEUから離脱する以前と以降で区間を分け、それぞれの区間でボラティリティがどのように変化しているのかを分析する。

3. ボラティリティの推定

3.1. モデルの概要

本論文では、Engle(1982)によって提案された ARCH モデルの拡張モデルである Nelson(1991)の EGARCH モデルを用いる。

為替レートや株価など、その数値が人々の期待により大きく左右されるものは、一般的に小さい変化の後には小さい変化が続くが、一度大きな変化が起きると、同じ方向とは限らないが大きく振れやすいという特徴がある。また、為替データについて考えると、ポンド高の場合にボラティリティが大きくなるのか、ポンド安の時にボラティリティが大きくなるのか、2つの場合が考えられる。EGARCH モデルは、こういった為替ボラティリティの特徴を表現するのに適したモデルであり、このモデルによって推定された為替レートの分散が為替のボラティリティを表している。

1ポンドあたりの為替レートの対数階差 Δe_i を被説明変数にした ARMA(p,q)-EGARCH(1,1)モデルは、次の(1)~(3)式で表される。

$$\Delta e_i = c + \varphi_1 \Delta e_{i-1} + \varphi_2 \Delta e_{i-2} + \dots + \varphi_p \Delta e_{i-p} + \theta_1 \epsilon_{i-1} + \theta_2 \epsilon_{i-2} \dots + \theta_q \epsilon_{i-q} + \epsilon_i \quad (1)$$

$$\epsilon_i = \sigma_i z_i, \sigma_i > 0, z_i \sim i.i.d \quad E(z_i) = 0 \quad Var(z_i) = 1 \quad (2)$$

$$\ln(\sigma_i^2) = \omega + \beta \log(\sigma_{i-1}^2) + \alpha z_{i-1} + \gamma |z_{i-1}| \quad (3)$$

(1)式のように、ポンド対各国通貨の為替レートの対数階差は、自己回帰移動平均 (autoregressive moving average :ARMA)モデルにより規定される。 Δe_i は為替レートの*i*日における日次変化率を表し、日次データの対数階差により算出した。

(1)式に表れる ϵ_i は ARMA モデルによらない予測できない要因を表している。この値が正であれば前日に比べポンド高、負であればポンド安のショックが起きていることになる。(2)式より、この ϵ_i は、平均0、分散 σ_i^2 (標準偏差 σ_i) の確率分布に従う。この標準偏差が、為替レートのボラティリティを表している。(3)式が、このボラティリティ σ_i を被説明変数にしたものである。この式は、Nelson(1991)の EGARCH モデルにより表されている。この EGARCH モデルでは、GARCH モデルのように $u_i = \sigma_i \epsilon_i$ により規定される u_i ではなく、(2)式を変形した $z_i = \epsilon_i / \sigma_i$ がボラティリティに影響を与える。

次に各項の係数が示すボラティリティの特徴を述べていく。*i*期の1期前のボラティリティを含んでいる第2項 $\log(\sigma_{i-1}^2)$ の係数 β は、ボラティリティのショックに対する持続性を示している。ボラティリティには、大きなショックが起きた後には、方向性は決まっていなが大きく振れやすいという性質がある。 β の値が1に近いほど、この性質が持続しやすいとわかる。また、第4項 $|z_{i-1}|$ の係数 γ は、方向性が決まっていなが大きく振れる、という性質を示している。*i-1*期に起きたショックが正の方向(ポンド高ショック)のことや、負の方向(ポンド安ショック)のことがあるが、 γ が正であれば、その絶対値が大きいと*i*期のボラティリティも大きくなるとわかる。第3項 z_{i-1} の係数 α は、ポンド高ショックとポンド安ショックがどちらのほうボラティリティを高めるか、という非対称性を示している。 α が正

であれば、ポンド安ショックよりもポンド高ショックのほうがボラティリティを大きくする特徴があるとわかる。

3.2.推定結果

まず、本論文で用いるデータについて説明する。

ポンドのボラティリティを調べるために、まずどの国の通貨との為替レートを用いるか考える。外務省の英国基礎データ(<http://www.mofa.go.jp/mofaj/area/uk/data.html>)を見ると、イギリスの主な貿易相手国は以下のようにになっている。この表より、輸出が多い上位2カ国であるEUのユーロ、アメリカのドルとの為替レートを用いることとする。

表1 イギリスの貿易相手国 上位5カ国

	輸出	輸入	収支
EU 域内	134	223	-89
アメリカ	48	35	13
中国	13	38	-25
スイス	7	8	-1
インド	4	7	-3

(単位:10億ポンド)

推定期間は、2009年1月2日～2016年10月31日(標本数:2029)とした。また、2016年6月23日に決定したEU離脱がボラティリティに与える影響を考察するために、EU離脱を問う国民投票の実施を表明しているキャメロン首相が総選挙で勝利した2013年5月7日を期間を2つに区切り、前期と後期でボラティリティにどのような変化が起きたかを分析する。ARMA(p,q)のラグについては、各期間でAICを算出し、数値が最も小さくなるラグを選んだ。

まず、ポンド/ユーロの推定結果は表2の通りである。この結果から、それぞれの係数について次のようなことが言える。

1. パラメータ γ を見ると、後期、全期間、前期の順に大きくなっており、後期は前期のおよそ2倍の数値になっている。つまり、ポンド/ユーロについては、同じショックが前日に起きた場合後期のほうが前期よりも反応しやすく、よりボラタイルになっている。
2. パラメータ α を見ると、どの期間においても有意ではなくなっている。すなわち、ポンド安、ポンド高による非対称性はどの期間においても存在していないとわかる。
3. パラメータ β を見ると、どの期間についても1に非常に近い大きな値となっており、どの期間においてもボラティリティのショックの持続性は非常に高い。また、それぞれの期間で比較すると、全期間、前期に比べ、後期の値は0.1程度小さくなっている。すなわち、後期のほうがボラティリティのショックの持続性は比較的低くなっている。

表2 ポンド/ユーロの推定結果

	全期間	前期	後期
ARMA(p,q)	(3,3)	(1,2)	(1,2)
c	0.0070***	0.0155***	-0.0555
φ_1	-0.2128***	0.7090***	0.5451***
φ_2	-0.1129***		
φ_3	0.6386***		
θ_1	0.2054***	-0.6853***	-0.5400***
θ_2	0.0705***	-0.0648***	-0.0456
θ_3	-0.6781***		
Ω	-0.0098	-0.0154***	-0.0781
A	-0.0062	-0.0182*	0.1137
B	0.9897***	0.9884***	0.8859***
Γ	0.1248***	0.1129***	0.2179*

*** 有意水準 1% **有意水準 5% *有意水準 15%

表3 ポンド/ドルの推定結果

	全期間	前期	後期
ARMA(p,q)	(3,3)	(4,4)	(1,2)
C	-0.0076	-0.0079	-0.0414***
φ_1	1.0115***	-0.2747***	0.9026***
φ_2	-0.8348***	0.2931***	
φ_3	0.0635	-0.7793***	
φ_4		-0.5924***	
θ_1	-1.0481***	0.2564***	-0.9369***
θ_2	0.8526***	-0.2949***	-0.0154***
θ_3	-0.1144***	0.7898***	
θ_4		0.5637***	
Ω	-0.0170***	-0.0047	-0.0403
A	0.0043	-0.0497***	0.1135
B	0.9790***	0.9958***	0.9188***
Γ	0.2125***	0.0613	0.4493***

*** 有意水準 1% **有意水準 5% *有意水準 15%

次にポンド/ドルの結果を表3にまとめる。この結果から、それぞれの係数について次のようなことが言える。

1. パラメータ γ を見ると、後期、全期間、前期の順に大きくなっており、後期は前期のおよそ7倍の数値になっている。つまり、ポンド/ドルについては、同じショックが前日に起きた場合後期のほうが前期よりも反応しやすく、よりボラタイルになっている。
2. パラメータ α を見ると、前期を除いて有意ではなくなっている。つまり、全体としてはポンド安、ポンド高による非対称性は存在していないとわかる。前期は負の値となっていることから、前期に限ってはポンド安のほうが、ボラティリティがより上昇しやすい。
3. パラメータ β を見ると、どの期間についても1に非常に近い大きな値となっている。つまり、どの期間においてもボラティリティのショックの持続性は非常に高いとわかる。また、それぞれの期間で比較すると、全期間、前期に比べ、後期の値は0.1程度小さくなっている。すなわち、後期のほうがボラティリティのショックの持続性は比較的低くなっている。

以上のように、どちらの通貨レートを見ても、ボラティリティは後期のほうがより上昇しやすい傾向にあることがわかる。したがって、イギリスのEU離脱に関する国民投票の実施によりポンドの通貨レートはボラタイルになっているとわかる。また、ポンド/ユーロとポンド/ドルの後期のパラメータ γ を比べると、ポンド/ドルのほうが大きくなっている。このことから、ポンド/ユーロに比べ、ポンド/ドルのほうが前日のショックに対して反応しやすくなっているとわかる。これについて、ユーロよりもドルのほうが安全資産であると市場で考えられていることが原因であると予想できる。イギリスがEUを離脱することが決まれば、その通貨であるポンドの安全性も低下する。その場合、ポンドをより安全な資産に替えようとする市場参加者が多くなる。ユーロとドルを比較すると、みずほ総合研究所調査本部(2016)で「通貨の力関係としては円>ドル>ユーロ>ポンドに」なると述べられているように、市場ではドルのほうがより安全であると考えられている。したがって、ポンドに対する不安が高まった場合ユーロよりもドルに替えようとする人が多くなる。これによりポンド/ユーロよりもポンド/ドルのほうが前日のショックに対しての反応が大きくなると考えられる。

4. 為替レートのボラティリティが貿易に与える影響

4.1. 輸出関数

木村・中山(2000)によると、輸出(EX)は、長期的には実質実効為替レート(P)と世界景気(Y)によって説明できる、としている。これら3つの変数の長期的均衡関係を表すと以下の(4)式のようになる。

$$EX_i = \beta_P P_i + \beta_Y Y_i + \beta_C \quad (4)$$

しかし、この式のような長期的均衡関係は短期的には成立しない。現実では様々な要因によりこの長期的均衡関係から短期的に乖離すると予想される。乖離させる要因の一つとして

為替レートのボラティリティの変動があげられる。為替レートのボラティリティが高まることにより、輸出を行う企業にとって、輸出による売上げの不確実性が高まることになる。これにより、リスクを回避しようとする企業は輸出する量を減らすことが予想できる。以上のような長期的均衡関係からの短期的な乖離のメカニズムを表したものが、誤差修正項の表した(5)式と誤差修正モデルに為替ボラティリティ σ を加えたものである以下の(6)式である。

$$EC_i = EX_i - \beta_c - \beta_P P_i - \beta_Y Y_i \quad (5)$$

$$\Delta EX_i = \gamma_{EX} \Delta EX_{i-1} + \gamma_Y \Delta Y_{i-1} + \gamma_P \Delta P_{i-1} + \gamma_\sigma \sigma_{i-1} + \gamma_{EC} EC_{i-1} + \gamma_c + \epsilon_i \quad (6)$$

このとき、 Δ は階差をとっていることを表している。

今回の分析では、輸出 EX の代理変数としてイギリスの貿易収支を用いている。これは、輸出による収入から輸入による支出を差し引いたものである。以下の表は、2013 年、2014 年、2015 年第 3 四半期のイギリスの輸出・輸入品目とそれぞれの金額をまとめたものである。この表を見ると、どの期間においても合計輸入額が輸出額を大きく上回っている。つまり貿易収支は大きな赤字の状態にあることがわかる。財・サービスについては、サービスは輸出額が輸入額を上回っているのに対し、財は輸入額が輸出額を上回っている。これに対して、木村・中山(2000)や西村(2010)で扱った日本や中国は、以下のグラフ 1,2 のように、

表 4 主な輸入品目とその金額

輸入品目	2013	2014	2015Q3
食料品、飲料、たばこ	38755	38687	9725
基礎資材	12428	11724	2584
原油	49145	42958	6931
半製品	97576	96138	23133
製品	200659	210088	54118
財合計	421457	416882	102334
輸送	19698	19341	4758
旅行	37391	38428	10918
保険、年金	1347	1521	401
金融	11640	9506	3847
知的財産	6417	6807	2031
通信、情報サービス	9484	10108	2399
その他サービス	36749	34240	7547
サービス合計	133815	130948	34111
合計	555272	547830	136445

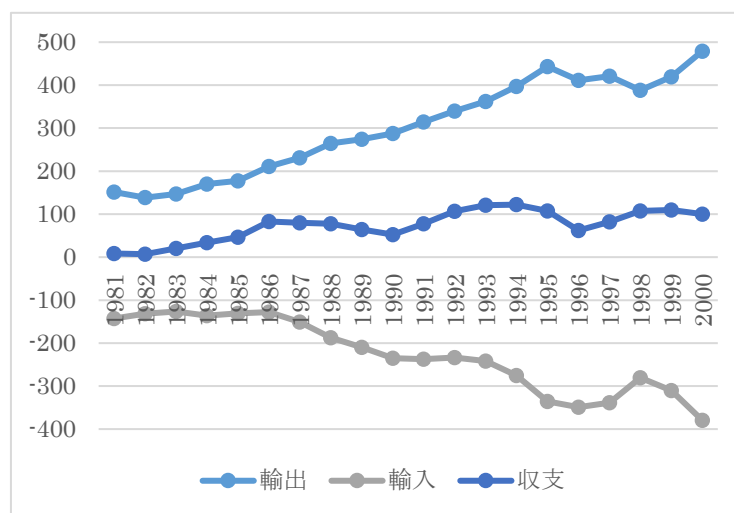
*単位は 100 万ポンド

表5 主な輸出品目とその金額

輸出品目	2013	2014	2015Q3
食料品、飲料、たばこ	19709	18737	4542
基礎資材	7638	6996	1482
原油	39161	32804	4750
半製品	80734	75944	19652
製品	146420	146975	37193
財合計	306226	293739	70358
輸送	23626	26694	6843
旅行	26708	28341	6849
保険、年金	19893	17026	3817
金融	50102	45150	12767
知的財産	10943	12048	3039
通信、情報サービス	14999	17876	4521
その他サービス	56730	60912	16797
サービス合計	214813	219689	57373
合計	521039	513428	127731

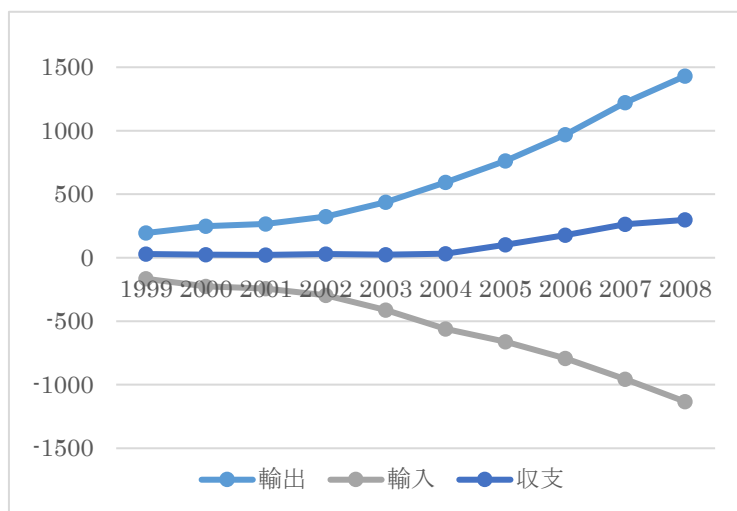
*単位は100万ポンド

グラフ1 日本の輸出・輸入・貿易収支の推移(1981~2000)



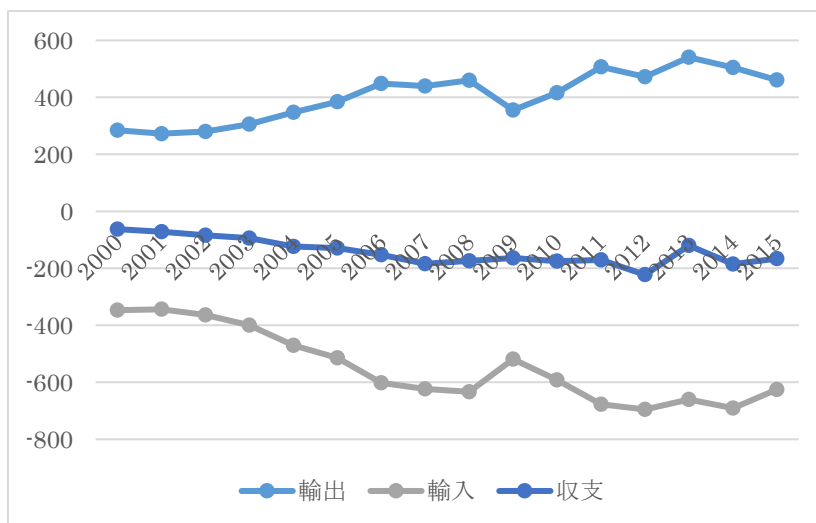
単位:10億USドル

グラフ 2 中国の輸出・輸入・貿易収支の推移(1999~2008)



単位:10 億 US ドル

グラフ 3 イギリスの輸出・輸入・貿易収支の推移(2000~2015)



単位:10 億 US ドル

分析した期間では貿易収支が黒字になっている。

前述のとおり、ボラティリティが高まることで、輸出を行う側にとっての不確実性が高まり、輸出額を減ることが予想される。これによりイギリスの側から見た輸出量は減少するが、それと同時にイギリスの貿易相手側から見た輸出量、すなわちイギリスの輸入量も減少する。グラフ 3 のように輸入額が輸出額を大きく上回り貿易赤字となっているイギリスにとっては、輸出額の減少よりも輸入額の減少が大きくなることが予想されるので、ボラティリティの上昇により貿易収支の赤字が縮小されると考えられる。したがって、イギリスにおいてはポンドの為替レートのボラティリティが高まることで貿易収支に正の影響が生まれる

ことが考えられる。以上より、(6)式の γ_{σ} は正になることが予想される。また、誤差修正項 EC について、EC の値が正であれば、長期的均衡関係式から想定される EX の値よりも短期的には大きくなってしまっている状態にあり、負であれば、小さくなってしまっている状態にあるということを表している。このような短期的な乖離が起きたときに、(6)式の γ_{EC} が負の値であれば、長期的均衡関係から想定される値に修正される。つまり、 $i-1$ 期の貿易量が長期均衡により想定される値よりも大きい場合(EC が正)には、 i 期の貿易量が減少する方向に作用し、想定される値よりも小さい場合(EC が負)は、増加する方向に作用する。したがって、EC の係数 γ_{EC} の符号は負になることが予想される。

4.2.推定結果

まず、本論文で用いるデータについて述べる。推定期間は 2009 年 1 月～2016 年 9 月のデータ（標本数 91）を用いた。各変数について本論文では、EX は輸出の代理変数としてイギリスの対 EU 貿易収支、Y は国民所得の代理変数としてイギリスの GDP、P はポンド実効為替レート、ボラティリティ σ についてはヒストリカルボラティリティを用いた。また、GDP は 4 半期データを線形補間し、月次データに変換した。

(6)(7)式の推定結果は以下の通りである。

$$EC_i = EX_i - \beta_c - \beta_p P_i - \beta_Y Y_i \quad (5)$$

$$\Delta EX_i = \gamma_{EX} \Delta EX_{i-1} + \gamma_Y \Delta Y_{i-1} + \gamma_P \Delta P_{i-1} + \gamma_{\sigma} \sigma_{i-1} + \gamma_{EC} EC_{i-1} + \gamma_c + \epsilon_i \quad (6)$$

表 6 (6)式・(7)式の推定結果

(5)式		(6)式	
β_c	32990***	γ_c	-305.4*
β_p	-42.02***	γ_{EX}	-0.2225**
β_Y	-0.0803***	γ_Y	-0.0038
		γ_P	21.67
		γ_{σ}	2897*
		γ_{EC}	-0.3419***
Adjusted R ²	0.8881	Adjusted R ²	0.227

*** 有意水準 1% **有意水準 5% *有意水準 15%

誤差修正項 EC の係数 γ_{EC} を見ると、有意にマイナスとなっていることから、貿易量が長期的均衡関係から短期的に乖離しても、時間の経過とともに乖離が修正されるということがわかる。また、ボラティリティの係数 γ_{σ} の係数が正であることから、ボラティリティの上昇が貿易収支に対して正の影響を与えているとわかる。このような結果になった要因として、イギリスの貿易構造があげられる。4.1.の通り、イギリスはサービスの貿易については輸出が輸入を上回っているのに対し、財の貿易は輸入が輸出を上回っている。石戸(2016)によると、「サービス貿易は財貿易と異なって、生産と消費を時間的に分離することが不可能」

と述べられている。つまり、サービスは生産から消費までの時間が短く、輸出する際に将来の不確実性を考慮する必要性が財貿易に比べて少ないということがわかる。つまり、サービス貿易については、ボラティリティの上昇による将来の不確実性へのリスクの増加が小さく、輸出へ悪影響を与えにくいと考えられる。輸出はサービスのほうが多く、輸入は財のほうが多いイギリスにおいては、輸出量の減少が輸入量の減少に比べ小さいため、結果的にボラティリティが貿易収支に正の影響を与えたと考えられる。

3.2.の推定結果及び以上の結果を踏まえると、イギリスが EU を離脱したことにより、ボラティリティは高くなりやすくなり、それにより輸入量には負の影響を与えたが、輸出にはそれほど大きな影響を与えなかった、と結論づけられる。

5.まとめ

本論文では、EGARCH モデルによるボラティリティの推定と、誤差修正モデルによるボラティリティ変動が貿易に与える影響について、以下の結論を得た。

- ・ポンド/ドル、ポンド/ユーロどちらをみても、イギリスの EU 離脱により通貨レート
のボラティリティが増加しやすくなっている。また、ポンド/ドル、ポンド/ユーロを比べると、
ドルのほうがよりボラタイルになっている
- ・様々な要因により長期的均衡関係から短期的に乖離しても、時間の経過とともに乖離が修
正される。また、ボラティリティの上昇は、輸出・輸入どちらに関しても負の影響を与える
が、イギリスの貿易にはサービスは輸出、財は輸入が上回っていること、全体として輸入量
が輸出量を大きく上回っているという特徴があることから、貿易収支に対しては正の影響
を与える

イギリスが EU を離脱することは決定したが、現時点ではまだ実際に EU から離脱しておらず、議論の最中である。実際に EU から離脱した際に、周辺諸国や貿易相手国との関係や各国との為替レートにどのような変化が起き、そしてそれらが貿易に対してどのような影響を与えるのか、今後分析され明らかになることを願いつつ、本論文の結びとさせていただきます。

参考文献・データ

- ・ 木村武・中山興 2000 「為替レートのボラティリティと企業の輸出行動」『日本銀行調査月報』2000年3月号 https://www.boj.or.jp/research/brp/ron_2000/data/ron0003b.pdf
- ・ 西村友作 2010 「人民元のボラティリティと中国の対日輸出」『アジア経済』2010年5月 http://d-arch.ide.go.jp/idedp/ZAJ/ZAJ201005_002.pdf
- ・ みずほ総合研究所 調査本部 2016.6.9 「英国のEU離脱とその影響 ～「Brexit ショック」は日本経済への打撃に～」 <http://www.mizuho-ri.co.jp/publication/research/pdf/urgency/report160609.pdf>
- ・ 石戸光 2016.3 「9章 サービス貿易とTPP」平成27年度外務省外交・安全保障調査研究事業 ポストTPPにおけるアジア太平洋の経済秩序の新展開 http://www2.jiia.or.jp/pdf/research/H27_Post-TPP/09-ishido.pdf
- ・ 日本経済新聞 2015.5.9 朝刊 1 ページ 「英総選挙、保守党が過半数、首相続投、単独政権へ。」
- ・ Engel,R.F. 1982 “Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation” *Econometrica*, Vol.50: 987-1007
- ・ Nelson,D.B. 1991 “Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns : A New Approach” *Econometrica*, Vol.59: 347-370
- ・ 外務省 英国（グレートブリテン及び北アイルランド連合王国）（United Kingdom of Great Britain and Northern Ireland）基礎データ <http://www.mofa.go.jp/mofaj/area/uk/data.html>
- ・ Stooq British Pounds / Other currencies <http://stooq.com/>
- ・ BANK OF ENGLAND <http://www.bankofengland.co.uk/Pages/home.aspx>
- ・ Office for National Statistics <https://www.ons.gov.uk/>
- ・ Balance of Payments, Quarter 3(July to September) 2015 2015.12.23 <http://webarchive.nationalarchives.gov.uk/20160105160709/http://www.ons.gov.uk/ons/dcp171778>

[429314.pdf](#)

- 世界経済のネタ帳 <http://ecodb.net/>