

[研究ノート]

## 黒田日銀総裁の金融政策と為替レート

How Governor Kuroda's Monetary policy affected on Exchange Rates?

玉山和夫

### 要 旨

本稿では、中央銀行の金融政策としてハイ・パワード・マネー (HPM) の供給量と、それと円/ドル・レートの関係を論じる。

長い間日本銀行の金融政策と円/USドル・レートの間には、有意な相関は見られなかった。つまり、日本の HPM 供給量の増加 (減少) と円安 (円高) は、結びついていなかった。一方、アメリカの金融政策と円/ドル・レートの間には、強い相関が存在した。アメリカの HPM 供給量増加 (減少) が、ドル安円高 (ドル高円安) に結びついていた。つまり、円高・円安はアメリカの HPM 供給量とのみ、関係があったと言えるのである。それが、黒田東彦氏が日銀総裁に就任して以降、日本の HPM と円/ドル・レートの間には、長期的な安定関係と言われる共和分関係が成立するようになった。同時期、アメリカの HPM と円/ドル・レートの間には、共和分関係は成立していない。

少なくとも円/USドル・レートと日本の HPM との関係で見ると、黒田日銀総裁の金融政策は、これまでにない明確な相関を築いたといえる。

### 1. 先行研究

多くの場合、金融政策はその実態経済への影響という文脈で分析される。この時、為替レートは実態経済への影響に関わるチャンネルの一つとしての位置づけで論じられることが一般的である。それらの中から、黒田東彦日銀総裁誕生以降の金融政策と為替レートについて論じたものを、取り上げて、本稿の議論と対比させてみたい。

黒田総裁の金融緩和と政策が、円/USドル・レートを円安に導く効果があったとするのは、伊藤 2013 である。3 か月から 6 か月の短期において、金融市場はフォワードルッキングな性格から、緩和政策の効果を取って円安が導かれたとしている。

その後 Kawai 2015 が、伊藤 2013 より 2 年長い観測期間を経て、いわゆるアベノミクスと黒田総裁の量的・質的緩和 (QQE) について論じている。ここでも、黒田総裁の金融政策は、円安を生んだと結論づけている。

得田 2016 は、インパルス応答関数を用いて QQE の円/USドル・レート、名目実効為替レート (EER)、実質実効為替レート (REER) への影響を実証分析している。株価、金利などの他の金融指標も含めて、

QQE は為替レートに有意に影響を与えている。ただ、実体経済へのプラス効果は検証できなかったと結論づけた。なお、得田 2016 は、検証に際して誘導系モデルを用いている。これにより、原系列間の同時性を排除している。

黒田総裁の QQE は、実質実効為替レート (REER) には、大きな影響を与えなかったとするのは、太田 2019 である。太田 2019 は、むしろ白川総裁時代の方が、HPM が REER を円安に導く傾向にあったとインパルス応答関数から論じる。ただし、太田 2019 は、検証に際して原系列をそのまま用いている点が、気になる。白川総裁の時代は水準として円高期であり、その最後の時期に次ぎの黒田総裁の緩和政策を先取りした円安が一気に進んだ。非定常な原系列を対象とした場合、水準の大きな変化が、検証結果を左右してしまうことは、よくあることである。太田 2019 の結論については、留意が必要である。

日本の HPM には、もともと為替レートについて説明力はなかったとするのが、玉山 2001 である。四半期データの前期比変化率を用いて検証しており、データの非定常性は排除されている。1985 年 9 月のプラザ合意前と後に分けて検証しているが、いずれの時期においても日本の HPM と円/USドル・

レート間に有意な関係は見られない。また、全ての時期において、アメリカの HPM と円/US ドル・レート間には強い相関がみられた。このことから、玉山 2001 は、為替レートの決定において日本の HPM は説明力が無いと結論づけた。

これらの先行研究に対して、本稿では黒田日銀総裁の時代に、円/US ドル・レートと日本の HPM の間に有意な関係が誕生したのかどうかを改めて検証する。先行研究にはない特徴としては、統計量を全て自然対数に変換し、その回帰直線からの乖離を検証対象とした点である。HPM にも円/US ドル・レートにも長期の下降トレンドがあり、そもそも単位根のある非定常系列である。これを排除するには前期比または前年比変化率を取る方法がある。しかしいずれの方法も、統計量のある方向への傾向に、影響を受ける。統計量の自然対数はそれ自体が変化率を表しているし、その回帰線からの乖離をとることで、より中立的な変化をとらえることが出来る。また、こうした数値の処置をしたことにより、大きな変化がいつ発生したのかを、改めて見る事が出来た。それは 2008 年のリーマン・ショック時である。よって、分析対象もリーマン・ショック以前と以後に分け、回帰直線およびそこから乖離も前後で分けて、分析した。

## 2. 本稿の展開

次の 3 は、使用するデータを紹介する。

4 では、2008 年 9 月のリーマン・ショックまでの期間、円/US ドル・レートは、アメリカの HPM との間に有意な関係にあるものの、日本の HPM との間にはそのような関係は見られないことを示す。次いで、5 ではリーマン・ショック後を白川総裁の時期と黒田総裁の時期に分けて、日米の HPM と円/US ドル・レート間の関係を論じる。この時期は、自然対数回帰からの乖離をとっているにも関わらず、すべての系列に単位根が存在し、非定常過程であることに驚かされる。そこで、この二つの時期に関しては、長期的に安定した関係と考えられる共和分関係の存在を検証する。結果としては、黒田総裁の時期において円/US ドル・レートと日本の HPM の間にのみ共和分関係が見いだされた。

最後に 6 でまとめを述べる。

## 3. 使用データ

円/US ドル・レート、アメリカの HPM は、FRED (Federal Reserve Bank of St. Louis Data Base)、日本の HPM は日本銀行データベースに拠った。なお

原系列は、全て月次月末値である。

文中および図表のなかの略号は、以下の意味とする。

YD : 円/US ドル・レート

JPN HPM : 日本のハイ・パワード・マネー

US HPM : アメリカのハイ・パワード・マネー

本稿では、これらの統計量は一部を除き原系列の数値を自然対数に変換し、その回帰線からの乖離である。また、分析期間は、1971 年 1 月から 2008 年 9 月までと、2008 年 10 月から 2020 年 8 月までの時期に分けている。

なお、本稿の統計解析には Eviews 9.5 を用いた。

## 4. リーマン・ショックまでの円/US ドル・レートと HPM

### 4.1 系列のトレンドと時期の区分け

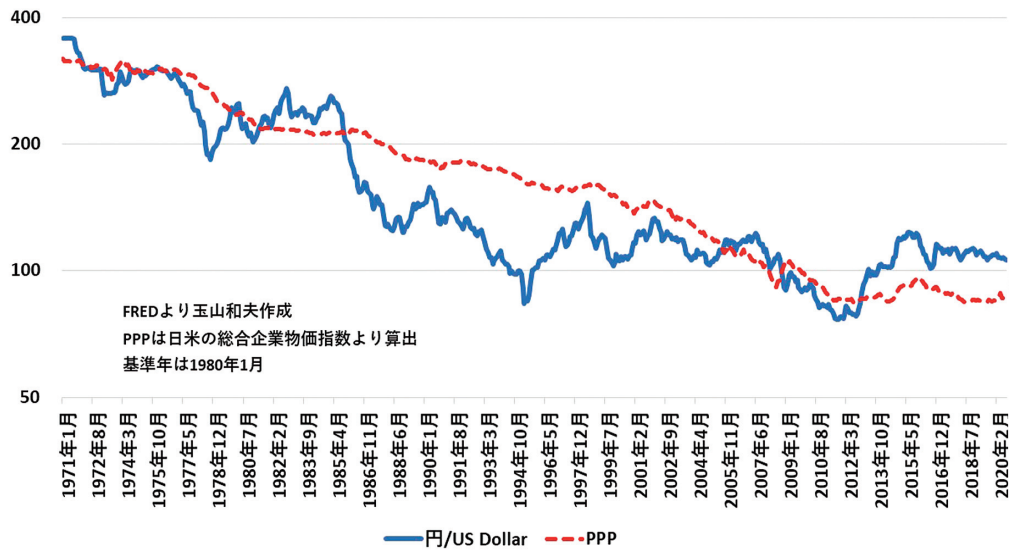
図表 1 に示すように、円/US ドル・レート（原系列）は 2011 年末ころから長期のドル安トレンドから離脱したように見える。また、この時期に日米の総合企業物価指数で算出された相対購買力平価 (PPP, 原系列) も、下降トレンドを離れたとみられる。一方、図表 2 を見ればアメリカの HPM の動きは明らかに、2008 年 9 月ころを境に急激な増加に転じている。図表 3 からは、アメリカの HPM の動きに少し遅れて日本の HPM も 2010 年ころから急増している。以上を勘案すると、リーマン・ショックの前後で日米の金融政策は大きく変化し、その流れが 2011 年以降の円安 US ドル高に結び付いているとみられる。

つまり、リーマン・ショックの前後では、日米金融政策は全く違う世界なのである。よって、本稿の分析も、この時期を区切りとして、それ以前とそれ以後に分けて考えることとする。

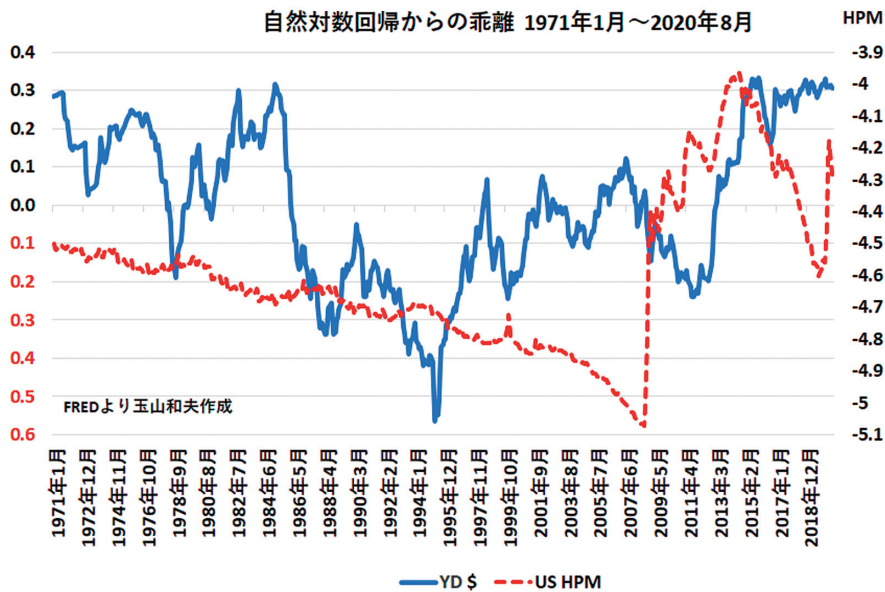
### 4.2 リーマン・ショック以前

図表 4, 5 に示す時期である。図表 4 を見る限り、円/US ドル・レートとアメリカの HPM には負の相関がある。一方、円/US ドル・レートと日本の HPM との間には、目立つ相関はない。また、チャートの形状から、これらの統計量は定常であると思われる。念のため各統計量の単位根検定を、行ったところ図表 6 に示すように、YD の p 値は 0.0203, JPN HPM は 0.0001, US HPM は 0.0006 となり、単位根が存在するという帰無仮説を排除した。

図表1  
円/US\$と相対購買力平価



図表2  
円/US\$とUS HPM



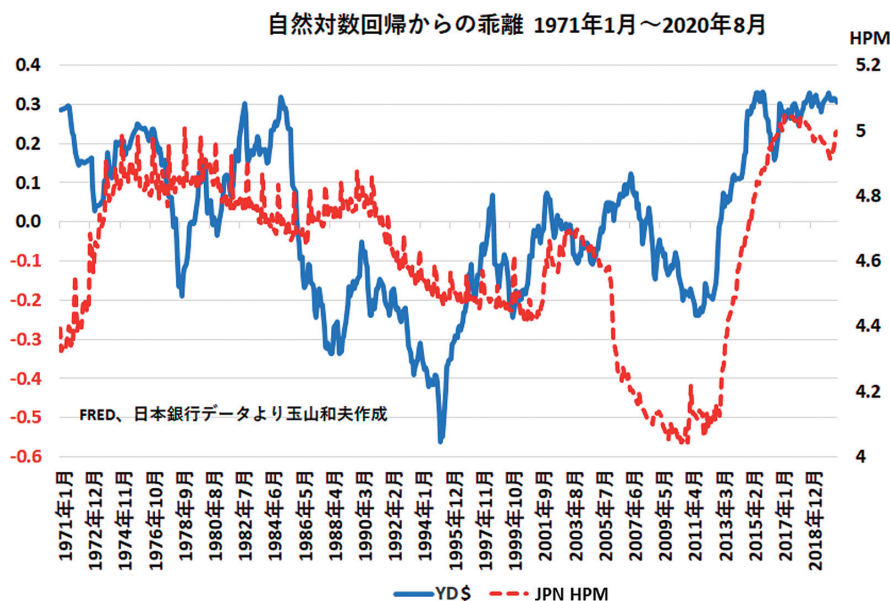
統計量が定常過程なので、通常の最小二乗法による回帰分析を行った結果を、図表7に示す。YDを被説明変数 JPN HPM を説明変数とすると、そもそも係数が $-0.145263$ と、符合が逆である。つまり、日本のHPMの増加(減少)が円高(円安)と結びついているということになる。供給の増えた財の価格が上昇しているのと同じことであり、需給の理屈が

らは考えられない結果である。ただ修正決定係数は $0.014187$ とあまりに低く、統計的には意味をなさない。

一方、説明変数をUS HPMとした場合は、係数が $-3.145679$ 、修正決定係数 $0.46446$ 、 $p$ 値 $0.0000$ であり、アメリカのHPMは円/USドル・レートを見事に説明している。アメリカのHPMが増えれば、

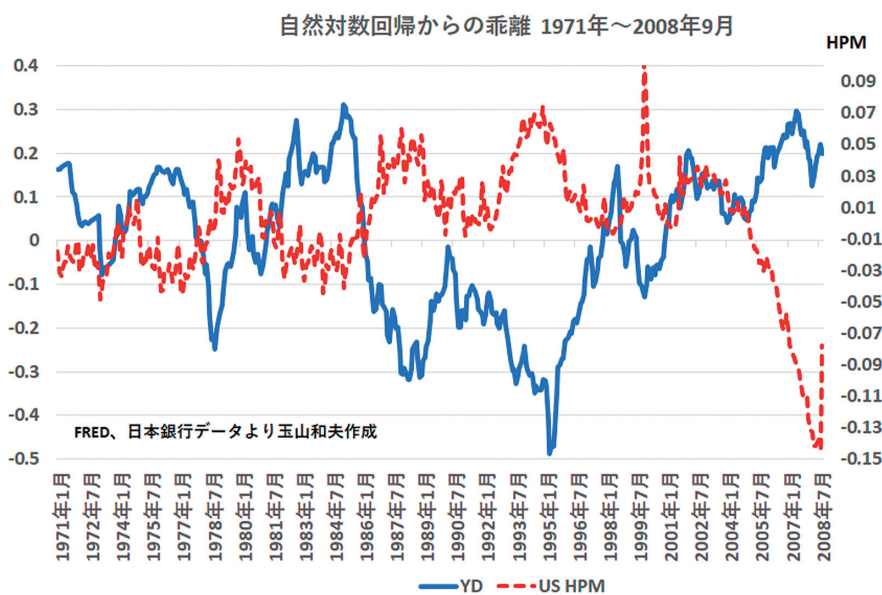
図表 3

円/US\$と日本のHPM



図表 4

円/US\$とUS HPM



ドルは円に対して安くなっていたのである。

1971年1月から2008年9月まで、円/USドル・レートは、アメリカ主導で動いており、為替レートに関する限り、日本銀行の金融政策には影響力はなかったのである。

以上は、玉山2001が1976年第1四半期から1999年第3四半期までの四半期データを用いて前期比で

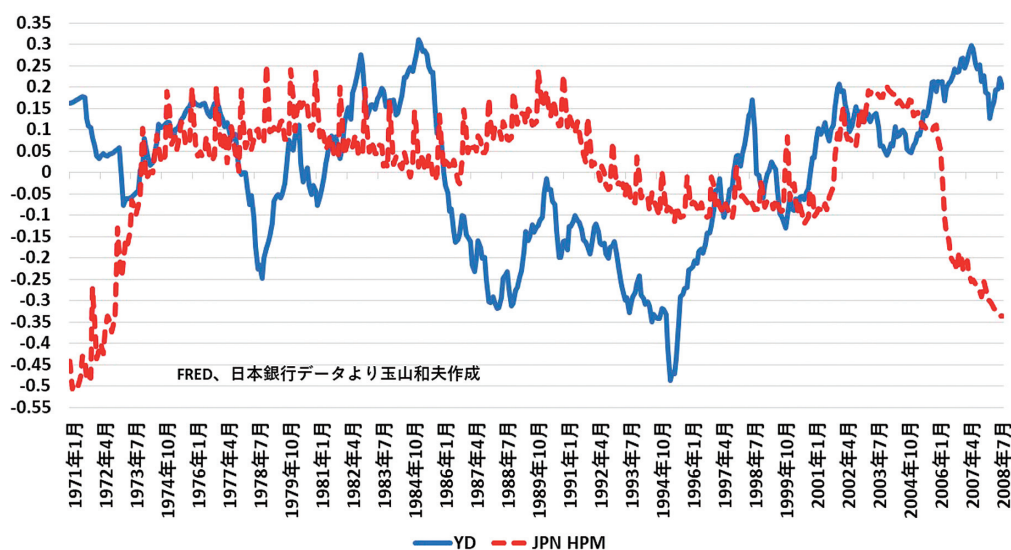
分析した結果とまったく同じである。リーマン・ショックに至るまで、この構造は変わらなかったのである。



図表 5

円/US\$と日本HPM

自然対数回帰からの乖離 1971年～2008年9月



図表 6

単位根検定 1971年1月～2008年9月

Null Hypothesis: YD has a unit root Exogenous: None  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=17)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.31151	0.0203
Test critical values:	1% level	-2.5701
	5% level	-1.941527
	10% level	-1.616228

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: JPN\_HPM has a unit root Exogenous: None  
Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=17)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.950506	0.0001
Test critical values:	1% level	-2.570228
	5% level	-1.941545
	10% level	-1.616216

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: US\_HPM has a unit root Exogenous: None  
Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=17)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.450755	0.0006
Test critical values:	1% level	-2.570228
	5% level	-1.941545
	10% level	-1.616216

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

図表7

Dependent Variable: YD Method: Least Squares  
Sample: 1971M01 2008M09 Included observations: 453

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JPN_HPM	-0.145263	0.053026	-2.739475	0.0064
C	0.000723	0.007958	0.090837	0.9277
R-squared	0.016368			
Adjusted R-squared	0.014187			

Dependent Variable: YD Method: Least Squares  
Sample: 1971M01 2008M09 Included observations: 453

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
US_HPM	-3.145679	0.158677	-19.82443	0.0000
C	0.000819	0.005865	0.139572	0.8891
R-squared	0.465645			
Adjusted R-squared	0.46446			

## 5. リーマン・ショック後の円/USドル・レートとHPM

### 5.1 最小二乗法による分析結果

図表8は、2008年10月から2020年8月までのYD、JPN HPM、US HPMのチャートである。リーマン・ショック以前と比べると、JPN HPMとYDの間に強い相関があるように見える。

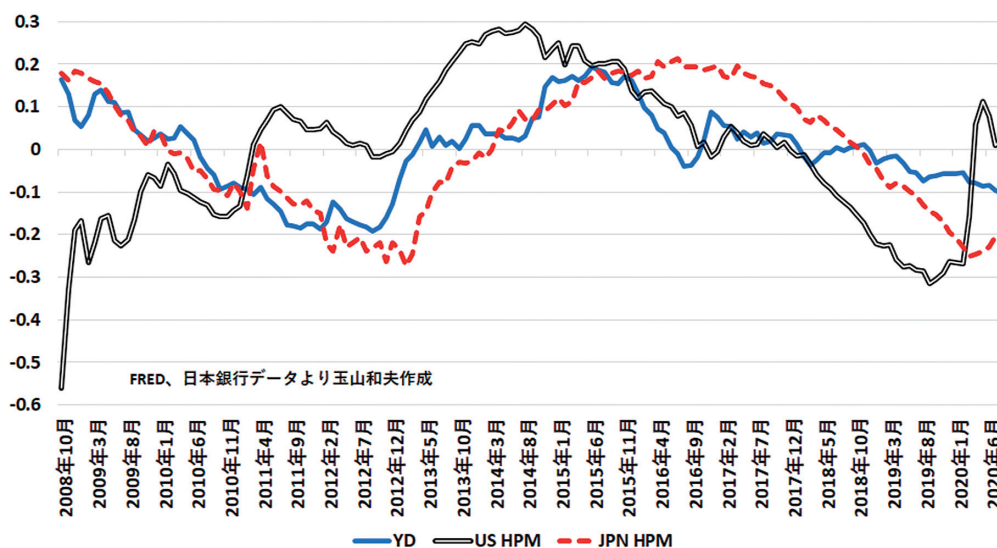
この節では、白川総裁の時期（2008年10月～2013年2月）と黒田総裁の時期（2013年3月～2020年8月）に分けて、それぞれ最小二乗法による回帰分析を行う。

白川総裁の時期についての結果は、図表9に示す通りである。YDとJPN HPMの回帰係数は0.708423、修正決定係数0.756163、p値0.0000であった。また、YDとUS HPMの回帰係数は-0.701161、修正決定係数0.640224、p値0.0000

図表8

### 円/US\$と日米のHPM

自然対数回帰からの乖離 2008年10月～2020年8月



図表 9

Dependent Variable: YD      Method: Least Squares  
 Sample: 2008M10 2013M02      Included observations: 53

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JPN_HPM	0.708423	0.055615	12.73804	0.0000
C	-0.007443	0.008134	-0.915009	0.3645
R-squared	0.760853			
Adjusted R-squared	0.756163			

Dependent Variable: YD      Method: Least Squares  
 Sample: 2008M10 2013M02      Included observations: 53

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
US_HPM	-0.701161	0.072499	-9.671316	0.0000
C	-0.098987	0.010404	-9.514766	0.0000
R-squared	0.647143			
Adjusted R-squared	0.640224			

図表 10

Dependent Variable: YD      Method: Least Squares  
 Sample: 2013M03 2020M08      Included observations: 90

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
JPN_HPM	0.351807	0.042649	8.248904	0.0000
C	0.016721	0.006175	2.708016	0.0081
R-squared	0.436058			
Adjusted R-squared	0.42965			

Dependent Variable: YD      Method: Least Squares  
 Sample: 2013M03 2020M08      Included observations: 90

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
US_HPM	0.262553	0.034667	7.573525	0.0000
C	0.01799	0.006377	2.821008	0.0059
R-squared	0.394599			
Adjusted R-squared	0.38772			

であった。日本の HPM もアメリカの HPM も符号条件を満たし、回帰係数、修正決定係数も極めて高い。

一方、黒田総裁の時期では、図表 10 に示す結果となっている。YD と JPN HPM の回帰係数は 0.351807、修正決定係数 0.42965、p 値 0.0000 である。YD と US HPM の回帰係数は 0.262552、修正決定係数 0.38772、p 値 0.0000 である。白川総裁時代に比べて、回帰係数も小さく、修正決定係数も小さい。US HPM の回帰係数は符号が逆である。

以上の結果だけから言えば、白川総裁時代の金融政策の方が、為替レートにより強く影響を与えていたと、考えても不思議はない。

## 5.2 非定常過程での関係

じつは、リーマン・ショック以降では、本稿の全ての統計量は単位根をもつ非定常過程である。そこが、リーマン・ショック以前との決定的な違いと言える。そのことを、図表 11 に示した。単位根を持

図表 11  
単位根検定 2008年10月～2020年8月

Null Hypothesis: YD has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.88647	0.6563
Test critical values:	1% level	-4.02445	
	5% level	-3.44201	
	10% level	-3.14561	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: JPN\_HPM has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 12 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.53857	0.3094
Test critical values:	1% level	-4.03016	
	5% level	-3.44476	
	10% level	-3.14722	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: US\_HPM has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend  
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-1.78578	0.7066
Test critical values:	1% level	-4.02494	
	5% level	-3.44224	
	10% level	-3.14574	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

図表 12  
単位根検定 2008年10月～2020年8月 1階階差

Null Hypothesis: D(YD) has a unit root Exogenous: None  
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-8.660886	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.581466	
	5% level	-1.943107	
	10% level	-1.61521	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(JPN\_HPM) has a unit root Exogenous: None  
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.618498	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.581705	
	5% level	-1.94314	
	10% level	-1.615189	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Null Hypothesis: D(US\_HPM) has a unit root Exogenous: None  
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=13)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-9.84568	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.581584	
	5% level	-1.943123	
	10% level	-1.6152	

\*MacKinnon (1996) one-sided p-values.



図表 13

Sample: 2008M10 2013M02      Included observations: 51  
Series: YD JPN\_HPM              Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level\*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Sample: 2008M10 2013M02      Included observations: 51  
Series: YD US\_HPM                Lags interval: 1 to 1

Selected (0.05 level\*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

図表 14

Sample: 2013M03 2020M08      Included observations: 87  
Series: YD JPN\_HPM              Lags interval: 1 to 2

Selected (0.05 level\*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	0	0	0	1	0
Max-Eig	0	0	0	1	0

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

Sample: 2013M03 2020M08      Included observations: 87  
Series: YD US\_HPM                Lags interval: 1 to 2

Selected (0.05 level\*) Number of Cointegrating Relations by Model

Data Trend:	None	None	Linear	Linear	Quadratic
Test Type	No Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept No Trend	Intercept Trend	Intercept Trend
Trace	0	0	0	0	0
Max-Eig	0	0	0	0	0

\*Critical values based on MacKinnon-Haug-Michelis (1999)

つという仮説は、YD で 0.6563, JPN HPM で 0.3094, US HPM で 0.7066 の確率で支持されている。

非定常の系列を 5.1 で行ったような最小二乗法で回帰分析しても、見せかけの回帰である可能性が高い。

そこで、すべての統計量に対して、1 階階差で単位根検定を行うと、単位根を持たない定常過程となった (図表 12)。

全て同じ 1 階階差で定常過程の間なら、そこに共積分関係が存在すれば、長期的に安定した関係であると言える。

まず白川総裁の時期についての共和分検定結果を、図表 13 に示す。系列のトレンドの有無、切片の有無など 6 つのケース全てにおいて、JPN HPM との間でも US HPM との間でも、YD との共和分関係は存在しなかった。

一方、黒田総裁の時期については、図表 14 に示すように、系列にトレンドがある場合の共和分関係が YD と JPN HPM の間に存在することが検証された。

そしてこれが、本稿の確認したかったことである。

## 6. まとめ

本稿は、黒田日銀総裁の金融政策が、実態経済にどのような影響を与えたかといったことを論じるものではないことを、改めて確認したい。本稿は、あくまでも日本とアメリカの HPM と円/US ドル・レートとの関係にのみ焦点を当てている。過去において、金融政策面からみれば、円/US ドル・レートはアメリカの HPM によってのみ説明が可能であった。それが、黒田日銀総裁の時代に初めて、日本の HPM が影響力を持つ存在になったのである。その一事を取るだけでも、黒田総裁の金融政策は、一つの時代を画したといえる。

ただ、本稿はそのことの是非を問うものでもない。

玉山 2001 で為替レートに日本の HPM が統計的

には無関心なことを知った時、なんとも空しい気持ちになった。いま、このむなしさに一区切りつけることは出来た。

## 参考文献

太田英明「世界金融危機後における日本銀行の金融緩和策の再評価」立命館国際研究 October 2019  
伊藤隆康「日銀による量的・質的緩和政策の金融市場に対する短期的な効果の検証」新潟大学経済論集 2013-III

玉山和夫「為替レートに対するハイ・パワード・マネーの影響力」証券経済学会年報 2001 年 5 月

得田雅章「QQE（量的・質的金融緩和）と実態経済に関する時系列分析」滋賀大学経済学部附属リスク研究センター Discussion Paper No. J-59, 2016 年 9 月

Kawai Masahiro “International Spillovers of Monetary Policy: US Federal Reserve’s Quantitative Easing and Bank of Japan’s Quantitative and Qualitative Easing” ADBI Working Paper 512 Tokyo: Asian Development Bank Institute 2015

(たまやま かずお ファイナンス理論専攻)