

為替レートの長期トレンドと 循環的変動： なぜ日本円は安全資産なのか？

青 木 浩 治

1 はじめに

「行き過ぎた円高の是正」, 「安全資産とされる日本円」。これらは、近年、マスメディアや政策担当者・エコノミストの間で頻繁に使用されるようになった為替レートに関する二つのキーワードである。例えば、2014年8月8日におけるオバマ大統領のイラク限定空爆承認直後の金融政策決定会合記者会見における黒田東彦日銀総裁の次のような会見要旨は、その代表例であろう(強調部分は筆者。以下同様)。

「円安は、企業収益を改善する面と、輸出の数量を増やすという、両面がある。円安で輸出の数量が思ったほど伸びていないことは事実だが、企業収益が大幅なプラスになっており、それがかなり強い設備投資計画を支えている。行き過ぎた円高が是正されたことは、日本経済にとってかなり大きなプラスになっている。」(『日本経済新聞』2014年8月9日(土)付け「日銀総裁の会見要旨」)

この黒田総裁の発言は、2012年11月14日の野田佳彦首相（当時）による衆議院解散宣言を契機として急速に進んだ円安に対する一般的評価であろうが、それ以前において「日本はデフレであるので（購買力平価説から）円高は当然である」、「1995年の記録的な円高期に比べると、円の実質実効為替レートははるかに低いので、円高とは言えない」などとまことしやかにコメントされていた状況とは対照的である。

そして、イスラエルのガザ地区進攻、クリミアを巡る欧米対ロ制裁に続くロシアの制裁措置発動、イラク情勢の悪化とアメリカの限定的軍事介入などの地政学的リスクが高まる中で、それを反映した世界的株価下落・長期金利低下、そして（限定的な）円高が報じられた。いわく

「対ロシア経済制裁やエボラ熱感染拡大、米国のイラク空爆などの地政学的リスクの高まりで、市場が警戒を強めている。
（2014年8月）8日の日経平均株価は454円安と急落し、安全資産とされる日本国債や円が買われた。」（『日本経済新聞』2014年8月9日（土）付け）

絶大なる経済力と軍事力に支えられたアメリカのドルが「有事のドル」として買われる現象がかつて見られたが、長期のデフレ不振で経済力・軍事力ともに一流とは考えにくい日本の円が「地政学的リスクに対する逃避通貨」として位置付けられることに首をかしげる人は、少なくないのではなかろうか？このように、安倍政権発足後の日本経済の好調を支える鍵と言われてきた為替レート動向について、近年、相場感が大きく変化しているのである。

では、これら相場観の変化はなんらかの経済理論なり客観的事実によって正当化できるのであろうか？2007年後半から始まり、概ね5年間持続した歴史的円高は「行き過ぎであった」のであり、そして現在は「正常な状態」に

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

あるのであろうか？また、それはどのような根拠からであろうか？第二に、近年頻繁に耳にするようになった「日本円は安全資産」「リスク・オン期の円売り、リスク・オフ期の円買い」といった相場観は、少なくとも2010年以前では聞かれなかったものである（池田，2013，p.184）。ではなぜ近年その新語が流行・浸透するようになったのであろうか？また、そもそも「日本円は安全資産」とはどのような根拠によるのであろうか？本稿の目的は、この二つの疑問をアカデミックな視点から評価してみることである。

より具体的には、第一に、ドル円レートに焦点を絞って、近年の為替レート変動を「均衡為替レート」の観点から評価する。その結果、2012年11月以降の急速な円安転換と歴史的な円高解消は、2014年前半までに限る限り均衡為替レートへの回帰として位置付けられることが示される。第二に、1990年代末以降、日本円が世界最大のロー・キャリア通貨（低金利通貨のこと）に転じたという時代背景を念頭に置き、世界的な「キャリア・トレード」サイクルとその背後にある通貨リスク・プレミアムの変動という2000年代の新しい為替レート決定要因に焦点を当てる。特に、ファイナンス分野の研究者を中心として近年急速に発展しつつある「リスクに基づく為替レート決定論（risk-based view of exchange rate determination）」をベースとして、「世界金融不安定期において日本円が安全資産として買われる」傾向、および「不況期の円高、好況期の円安」という円レートの反景気循環的な変動傾向が、内外投資家のリスク回避度の差によって説明可能であることを示す。

本稿は次のように構成されている。まず次節において、近年の為替レート変動の特徴を均衡為替レートの視点から評価する作業を行う。続く3節では、「リスクに基づく為替レート決定論」のキー・ファクトファインディングスを整理した後、第4節において安全資産としての日本円や為替レートの反景気循環的変動傾向を投資家のリスク回避度の差によって説明する理論仮説を提示する。最後の5節では、本稿の結論を歴史的な視点から位置付ける。

なお、2014年8月下旬より、日米欧のリーマン・ショック後の経済回復テンポと金融政策動向のズレなどを背景として、外国為替市場は新しい局面を迎えつつある。しかし、データの制約等により、その考察は別の機会に譲りたい。

2 歴史的な円高とその修正：均衡為替レートによる評価

安倍政権発足以降の少なくとも2013年度までの日本経済の好転の鍵は、「行き過ぎた円高の是正」であったと考える人は少なくないはずである。実際、リーマン・ショック後の日本経済の最大のドラッグは、2010年末からのエネルギー価格高止まりを主因とする交易条件悪化の下で、1ドル=80円、1ユーロ=95円、1円=15ウォンという極端な円高が進行したことであった。では、2012年11月以降の歴史的な円高の修正はどのような意味で「行き過ぎの是正」であったのであろうか？この素朴な疑問に答えるために、安倍政権発足後の為替レート動向を均衡為替レートの観点から評価する作業によって本稿を始めてみたい。なお、データの制約上、分析期間を2014年前半までに限定する。

2.1 均衡為替レート

まず、為替レートのトレンドを規定する均衡実質為替レートの考え方について、簡単に素描しておこう。⁽¹⁾そのため、自国貿易財 H と外国貿易財 F 、および自国と外国の非貿易財 N からなる世界経済を考え、各国は各国貿易

(1) 推計において実際に使用されたモデルについては、青木(2013)を参照されたい。ここでは説明の便宜のため、少し異なった設定でモデルの概略説明を行っている。

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

財（および非貿易財）に完全特化していると仮定する。そして、計算を簡単にするため、家計の効用関数を貿易財消費 C_T と非貿易財消費 C_N のコップ・ダグラス型

$$U = \left(\frac{C_T}{1-\alpha} \right)^{1-\alpha} \left(\frac{C_N}{\alpha} \right)^\alpha \quad (0 < \alpha < 1)$$

とし、これは両国に共通と仮定する（外国に属する変数にはアスタリスク(*)を付けて自国の変数と区別する）。このとき、各国通貨で表示された集計物価水準 $P(P^*)$ は、 P_T, P_N を貿易財・非貿易財価格と定義すると、 $P = (P_T)^{1-\alpha} (P_N)^\alpha$, $P^* = (P_T^*)^{1-\alpha} (P_N^*)^\alpha$ である。

一方、各国の集計貿易財消費もやはりコップ・ダグラス型であるが、ホーム・バイアスを許容した

$$C_T = \left(\frac{C_H}{\beta} \right)^\beta \left(\frac{C_F}{1-\beta} \right)^{1-\beta}, \quad C_T^* = \left(\frac{C_H^*}{1-\beta} \right)^{1-\beta} \left(\frac{C_F^*}{\beta} \right)^\beta \quad \left(\beta > \frac{1}{2} \right)$$

と仮定する。このとき、一物一価を想定すると、各国の貿易財集計価格は $P_T = (P_H)^\beta (EP_F^*)^{1-\beta}$, $P_T^* = (P_H/E)^{1-\beta} (P_F^*)^\beta$ である。ここで $P_H(P_F)$ は各国通貨表示の自国財（外国財）価格であり、 E は外国通貨1単位の自国通貨価格と定義された名目為替レートである。そして $\tau = P_H/EP_F^*$ を自国の交易条件と定義する。

以上の設定の下で、均衡実質為替レートの決定要因を素描してみよう。まず、実質為替レートを慣習に従って $Q = EP^*/P$ により定義する。⁽²⁾ また、貿

(2) この定義は理論分野の慣行に従ったものであるが、IMF や BIS, OECD などで作成・公表されている実質実効為替レート指数は、 Q の逆数である P/EP^* により定義されており、次節の実証結果もこの後者の定義によっている。

易財価格でデフレートした非貿易財相対価格を $q_N = P_N/P_T$ により定義する。このとき、簡単な計算により、実質為替レートは

$$Q = \left(\frac{1}{\tau}\right)^{2\beta-1} \left(\frac{q_N^*}{q_N}\right)^\alpha \quad (1)$$

と表現可能である。ここで Q の値が上昇（低下）したとき自国通貨は実質で「減価（増価）」したと表現する。この(1)式が均衡実質為替レート決定の基本式であり、それは①各国非貿易財相対価格の比 q_N^*/q_N 、および②交易条件 τ の二つの要因に依存している。例えば自国非貿易財相対価格が外国に比べて相対的に下落するとき、あるいは自国の交易条件が悪化するとき、自国実質為替レートは減価する（逆の場合、逆である）。そして、①の非貿易財相対価格比を決定する支配的要因は内外貿易財生産性（および政府支出）の動向であり、この意味で均衡実質為替レートの最も重要な決定因は①貿易財産業の生産性動向（通常、バラッサ・サミュエルソン効果と呼ばれるもの）、②交易条件、の二つである。また、トレンドとしての均衡名目為替レートは、 $E = (P/P^*)Q$ により決定されると考える。

あるいは、均衡名目為替レート決定式の両辺について対数を取り、小文字で大文字変数の対数値と定義すると

$$e = (p - p^*) + q \quad (2)$$

とも表せる。したがって、大雑把に言ってトレンドとしての為替レートの決定要因は①貨幣的要因（右辺第一項の内外インフレ格差要因）、②実物的要因（右辺第二項）の二つに区分できる⁽³⁾。このように、為替レートのトレンドを評価する枠組みとして均衡為替レート概念を採用すると、インフレ率格差

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

という貨幣的要因だけでなく、生産性ならびに交易条件の動向という実物的要因への目配りが決定的に重要である。そして、まさにデフレに直面してきた日本経済において、この実物的要因が大きく変化しているのである。

以上の理解によると、「日本のデフレを考慮すると、円高は当然」というかつて広く流布していた議論は、購買力平価説の誤った理解によるミスリーディングな議論であり、この考え方の背後には、購買力平価の「定義」と為替レート決定仮説としての購買力平価「(仮)説」の混同・誤解があるように思われる。実際、「 $e=p-p^*$ 」もしくはその変化である「 $\Delta e=\Delta p-\Delta p^*$ 」という関係を購買力平価説と考えている人が多い（また、そのように書かれている教科書も少なくない）が、これ自体は「実質為替レートは一定」ということを言っているに過ぎない。為替レート決定仮説としての購買力平価「説」は実質為替レートが「あらゆる環境で常に一定」であることを主張しているのではなく、カッセル、ケインズが購買力平価説を援用した大戦間期のような「貨幣的要因が支配的な攪乱要因」という限定的な環境条件（つまり、(2)式で q が一定の状況）を前提しており、また、そのことは当時から既に認識されていたことでもある（Keynes, 1923）。同様に、2012年の実質実効為替レート水準は1995年水準よりも25パーセント程度円安であるので、1ドル80円レベルの円高は極端な円高とは言えないとするかつて一部エコノミストにより行われていた主張も、1995年から17年間の間に、日本経済のファンダメンタルズが大きく変化していたという単純な事実を無視した誤った議論である。いずれにしても、購買力平価説は計算が簡単明瞭であるため、現在でも広く活用される傾向があるものの、それらの多くは「実質為替レートは長期的に一定」という根拠のない前提に基づいたものであることに注意する必要がある。⁽⁴⁾

(3) 以上の(2)式による為替レート変動要因の理解は、井川一宏・京都産業大学教授のご教授による。

2.2 均衡為替レートによる評価

では、実際はどのように推移していたのであろうか？図1および表1はわれわれの推定結果を整理したものである（推定の技術的詳細は、青木（2013）を参照されたい。ただしデータの改定を反映させている）。なお、本節に限り、実質為替レートは $P/EP^*=1/Q$ により定義されている。図1は、日本が変動相場制に移行した1973年Q1から2014年Q2の41年間の長期にわたる実質ドル円レート（実線）と共和分方程式として推定された均衡実質為替レート（点線）を図示したものである。この図から第一に、1998年を境としてそれまでの円高・ドル安トレンドが消滅し、以後、実質為替レートは円安・ドル高トレンドに転じていることが分かる。そして、詳細は省略するが、その最大の要因は2000年代におけるエネルギー実質価格高騰・高止まりによる日本の交易条件の悪化であり、日本の製造業生産性がアメリカのそれに比べて停滞したことがそれに続く要因であった。戦後長らく続いた円高の推進力が貿易財産業に偏った生産性の改善であったことはよく知られているが、その円高の動力源が1990年代以降の日本経済の長期不振を背景として消失してしまったのである。

そして第二に、われわれの主要論点であるリーマン・ショック後の円の過大評価傾向が見て取れる。一つの推定例であるので幅を以て観察する必要があるものの、そのオーダーは非常に大きく、実際の実質為替レートと均衡為替レートの推定値を比較対照した表1によると、一時1ドル75円台に突入した2011年では円はドルに対して実質で実に35.9パーセントも過大評価されて

(4) 「実際のところ、非常に精緻化されたものでない限り、購買力平価説は人を惑わせるほどぬぼれの強い学説であり、詳細な数字による予測という経済学では稀れな事をわれわれに約束する (Unless very sophisticated indeed, PPP is a misleadingly pretentious doctrine, promising us what is rare in economics, detailed numerical predictions)」(Samuelson, 1964, p. 153) という PPP 学説に対するサミュエルソンの手厳しい批判を肝に銘じるべきであろう。

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

図1 均衡実質為替レートと実際の実質為替レート



注) 均衡実質為替レートは次のDOLS 共和分方程式推定結果を外挿して計測した。ここで、推定期間は1974年 Q1～2008年 Q3 であり、説明変数の一階階差の3期リードおよびラグを加えて推定が行われている（結果は省略）。カッコ内の計数は Andrews (1991) の最適 bandwidth による Newey and West (1987) の HAC 標準誤差、ADF for residual は残差の ADF テスト結果である。

$$\begin{aligned} \log REXR = & 1.8829 + 0.7117 * \log(RLP) + 0.3714 * \log(G_{JP}/G_{US}) \\ & (1.675) \quad (0.307) \quad (0.255) \\ & - |0.0983 + 0.0428 * \text{Coil}| \log(Poil/P_{US}) \\ & (0.059) \quad (0.010) \\ \text{adj } R^2 = & 0.723 \\ \text{ADF for residual} = & -3.294 (p \text{ value} = 0.017) \end{aligned}$$

$REXR$ = 日本 CPI/ドル円レート*アメリカ CPI により定義された実質為替レート指数

RLP = 日本製造業労働生産性/アメリカ製造業労働生産性

G_{JP}/G_{US} = 政府支出/GDP 比率の日米比

$Poil/P_{US}$ = 実質原油価格指数（ドバイ原油価格÷アメリカ CPI）

$Coil$ = 日本原油消費量 ÷ 日本実質 GDP で代理されたエネルギー原単位指数

表1 均衡為替レート推定値と実際の為替レート

年	実質為替レート [2005年=100]			名目ドル円レート [円/ドル]	
	①実際レート	②均衡レート	①/②	実際レート	均衡レート
1973	72.08	87.50	0.824	271.70	223.64
1974	74.36	69.03	1.077	292.08	314.94
1975	74.96	73.95	1.014	296.79	300.80
1976	77.61	75.28	1.031	296.56	305.62
1977	87.26	77.35	1.128	268.51	302.26
1978	108.34	82.81	1.308	210.44	273.41
1979	96.72	77.49	1.248	219.14	272.48
1980	88.57	79.48	1.114	226.74	252.21
1981	86.59	84.50	1.025	220.54	225.62
1982	74.14	89.00	0.833	249.08	207.01
1983	76.58	88.21	0.868	237.51	206.19
1984	75.20	90.10	0.835	237.53	198.01
1985	74.19	92.47	0.802	238.54	190.17
1986	103.47	104.23	0.993	168.52	166.62
1987	116.11	99.21	1.170	144.64	169.00
1988	126.64	104.47	1.212	128.15	155.33
1989	114.89	105.30	1.091	137.96	150.26
1990	107.20	106.05	1.011	144.79	146.04
1991	113.86	111.13	1.025	134.71	137.93
1992	119.52	112.61	1.061	126.65	134.38
1993	134.20	119.38	1.124	111.20	124.73
1994	143.05	120.29	1.189	102.21	121.43
1995	151.56	123.01	1.232	94.06	115.40
1996	126.98	124.60	1.019	108.78	110.81
1997	113.49	124.81	0.909	120.99	109.97
1998	104.31	130.89	0.797	130.91	103.95
1999	116.80	124.99	0.934	113.91	106.36
2000	118.37	116.11	1.019	107.77	109.84
2001	101.27	115.62	0.876	121.53	106.42
2002	95.85	108.89	0.880	125.39	110.28
2003	101.09	104.34	0.969	115.93	112.19
2004	105.40	99.88	1.055	108.20	114.15
2005	100.00	96.45	1.037	110.22	114.03
2006	91.83	93.43	0.983	116.30	114.29
2007	88.27	93.06	0.949	117.76	111.68
2008	98.34	93.34	1.054	103.36	108.91
2009	107.37	93.08	1.154	93.57	108.01
2010	111.92	92.45	1.211	87.78	106.10
2011	118.86	87.49	1.359	79.81	108.36
2012	116.38	89.10	1.306	79.79	104.22
2013	94.19	92.50	1.018	97.60	99.29

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

おり、前々回の円高期である1995年時点の過大評価率23.2パーセントを上回る規模であった。このように、水準（2005年基準）では1995年当時の152に比べ2011年の実質水準は119と2割強円安・ドル高水準であったものの、均衡為替レートというレンズを通して観察すると、不況下の円高の程度ははるかに今回の円高期の方が厳しかったと推測されるのである。⁽⁵⁾

一方、その強力な円高も2012年末以降急速に是正され、2013年時点ではほぼその過大評価が解消している。あるいは、事態を実質水準ではなく、名目水準で観察した方が理解は容易と考えられるので、日米の物価水準を所与として、名目均衡為替レートも計測してみた（表1）。それによると、均衡ドル円レートは2013年時点でほぼ100円/ドルの水準にある。リーマン・ショック以降、日米の物価上昇率の差によって1ドル10円程度の円高を説明可能であるものの、1ドル80円水準への円高は明らかに行き過ぎであり、その是正が2012年末より起こったのである。このように、われわれの推定結果が妥当であるとする、安倍政権発足前後を転換点とする円安は、基本的に「行き過ぎた円高の是正」という側面を強く持っていたと理解できよう。われわれの結果は、その一つの実証的証拠を示したことになる。

3 通貨リスク・プレミアム

前節において、2010～2012年に円は過大評価されていたこと、そして2012年末以降の円安転換は為替レートの均衡水準への回帰として位置付けられる

(5) この不況期の円の過大評価が、自動車産業などに見られる価格感応度の高い普及品の海外移管を促した主因であろう。2012年末以降の円安転換以降も輸出が伸びなくなった要因の一つが、この行き過ぎた円高の履歴効果 (hysteresis effect) であったと考えられるのである。

ことを実証的に示した。この意味で近年多用されるようになった「行き過ぎた円高の是正」論は、実証的にも十分支持されるものである。しかし、なぜ、行き過ぎた円高は是正されたのかという素朴な疑問が残される。⁽⁶⁾そして何よりも2005～2007年の好況期には円安であった中で、なにゆえリーマン・ショック後の不況下で円高が持続したのかというより根本的な疑問が未解決なのである。そこで次に、この問題をこれまでとは異なった観点から考察してみよう。

その出発点は、90年代後半より世界的レベルで活発化したキャリア・トレード、すなわち低金利通貨で資金を調達し、高金利通貨で運用する投資戦略の広範化である。⁽⁷⁾実際、1990年代末より日本円は世界最低の低金利国となり、同時に進展した金融グローバル化の中で、格好のファンディング通貨として

(6) 2012年11月14日の衆議院解散宣言と自民党勝利予想の下で、安倍総裁（当時）の公言していた「異次元金融緩和」予想がそのきっかけとなったことは間違いないところであるが、最近の為替レート変動は予想やリスクといった観察困難な要因に強く左右されており、貨幣量や金利差といった観察可能なファンダメンタルズとの関連性は希薄である。一つの可能な説明は、大規模な量的金融緩和政策が一種のシグナルとなり、forward guidance を credible にした（大量の長期国債購入に伴って将来の金利引き上げは日銀に多額の評価損をもたらすため、デフレ解消後の低金利政策持続を担保した）という「シグナリング仮説」だと考えられる。

代替的には、本稿のように通貨リスク・プレミアムに着目した議論も可能である。実際、通貨オプションのリスク・リバーサル（ドルコール・オプションのプレミアムとドルプット・オプションのプレミアムの差）を観察すると、2012年からそれまでの大幅なドルプット/円コール・オーバーからドルコール/円プット・オーバーに転じ、それが2012年7月以降拡大していた。そして、円の通貨リスク・プレミアムは、概ねこの頃からマイナスからプラスに転じている（Fahri et al., 2014）。つまり、世界金融環境としては、GIIPS 国債利回りが低下し始めた2012年夏場には既に局面転換にあったと考えるべきであり、そのきっかけを与えたのが安倍政権の登場であろう。

(7) Kojien et al. (2013) によると、任意の証券の期待収益は事前に確定しているキャリア（金利差）と期待価格増価率に分解可能であり、低キャリアでのショート、高キャリアでのロング・ポジションにより高い収益を狙うキャリア取引は、通貨取引だけでなく、その他の金融取引でも広範囲に観察される現象である。

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

活発に取引されてきた。そして、それが崩壊したのが2007年後半以降のアメリカおよびヨーロッパを震源地とする世界金融・経済危機であった。2012年11月中旬からの円安反転は、2012年後半より急速に国際金融不安が鎮静化し、同年9月のECBによる Outright Monetary Transactions ならびにアメリカFRBによるQE3始動などによってその転機が決定的となった局面において起こっている。2000年代において、世界的な共通グローバル要因が新しい為替レート決定要因として登場したと考えられるのである。

3.1 リスクに基づく為替レート決定論

この事実を最初に実証的に明らかにしたのが、Lusting et al. (2011) である。そこで彼らの展開する「リスクに基づく為替レート決定論 (risk-based view of exchange rate determination)」の概要を最初に整理しておこう。

まず、Lusting and Verdelhan (2007) のアイデアに基づいて、彼らはデータの利用可能な1983年11月～2009年12月の35ヶ国（うち15ヶ国が先進国）の対米ドル為替レートを、1ヶ月物直先スプレッドより計算されたアメリカとの短期金利差によって6グループにソーティングする。そして、アメリカの投資家から見た各通貨グループの平均超過投資収益（年率換算値）を

$$R x_{t+1}^i = \frac{1}{n_i} \left\{ \sum_{j \in n_i} R_t^j \frac{S_t^j}{S_{t+1}^j} - R_t^{US} \right\} \quad (i=1, 2, \dots, 6)$$

によって定義し、金利差以外のノイズを平準化する。ここで n_i はグループ i の構成通貨数、 R_t^j は通貨グループ i に属する j 国の1ヶ月物短期金利、 R_t^{US} はアメリカの同短期金利、 S_t^j は1ドルの j 国通貨価格と定義された為替レートである。

この6通貨グループの超過投資収益について主成分分析を行ったところ、

超過収益の総変動のうち71.95%が第一主成分によって、11.82%が第二主成分によって説明され、この二つの要因だけで全変動の83.77%を説明可能であることが分かった。そして、第一主成分の具体的候補として、それとの相関係数が0.99の全超過収益の平均値 RX_{t+1} を、第二主成分の候補として金利の最も高い第6グループの平均超過収益から金利の最も低い第1通貨グループの平均超過収益を引いた差 $HML_{FX,t+1}$ を採択し（両者の相関係数は0.94）、前者を「ドル・リスク要因」、後者を「キャリートレード・リスク要因」と呼んで、外国通貨投資収益の2リスク要因による分析を行う。 RX はアメリカ投資家が全外国通貨投資を考える場合の超過収益であり、 HML_{FX} はドルを介さない低キャリーから高キャリーへのキャリー・トレード投資の超過収益だからである。なお、短期金利の変動は無視できるほどに小さいので、超過投資収益の変動はほぼ100パーセント、為替レート変動によっている。この意味で、超過収益変動の決定因の分析は、為替レート変動の決定因の分析と言ってよい。

以上の予備的考察に続いて、Lusting et al. (2011) は、2リスク・ファクターによるリスクプレミアム・モデルの推定を行う。まず、 M_{t+1} をアメリカ投資家の確率的割引因子 (Stochastic Discount Factor: 以下 SDF と略記する) と定義する。このとき、

$$E_t[M_{t+1}RX_{t+1}^i] = 0 \quad (i=1, 2, \dots, 6)$$

が最適化条件（オイラー方程式）である。さらに、SDF を

$$M_{t+1} = 1 - (b_{carry}, b_{dollar})(HML_{FX,t+1} - \mu_1, RX_{t+1} - \mu_2)'$$

と特定化する（ $'$ は転置を表す）。ここで $\mathbf{b}' = (b_{carry}, b_{dollar})$ は二つの市場

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

リスク要因の「リスク価格 (prices of risk)」(限界の 1 単位の追加リスクに対して投資家が要求する追加的リスク・プレミアム)⁽⁸⁾、 μ_k は第 k リスクの平均値である。この関係をオイラー方程式に代入すると

$$E[Rx_{t+1}^i] = \mathbf{b}' \text{diag} \{ \sigma_{carry}^2, \sigma_{dollar}^2 \} (\beta_{carry}^i, \beta_{dollar}^i)' \quad (3)$$

と表現可能である (二つのリスクは独立と仮定している)。ここで、 σ_k^2 は第 k リスク X^k の分散 $\text{Var}\{X_{t+1}^k\}$ で示される「リスクの大きさ」、 $\beta_k^i = \text{Cov}\{Rx_{t+1}^i, X_{t+1}^k\} / \text{Var}\{X_{t+1}^k\}$ は通貨グループ i 平均超過収益の第 k リスクに対する「エクスポージャー (リスクに晒される程度)」であり、通常「ベータ」と呼ばれる変数である。この上式が示しているように、資産 i のリスク・プレミアムは「 \sum_k 第 k リスクの価格 \times 第 k リスクの大きさ \times 資産 i の第 k リスクに対するエクスポージャー」と分解できる。

ベータは超過収益に対する OLS 推定値であるので、時系列データにより

$$Rx_{t+1}^i = \alpha^i + \beta_{carry}^i HML_{FX, t+1} + \beta_{dollar}^i RX_{t+1} + u_{t+1}^i \quad (i=1, 2, \dots, 6)$$

の OLS 推定値として推定できる (α^i は平均超過収益、 u_{t+1}^i は誤差項)。一方、

$$\lambda_k = b_k \sigma_k^2 \quad (k = carry, dollar)$$

と定義すると、 $E[Rx_{t+1}^i] = \lambda_{carry} \beta_{carry}^i + \lambda_{dollar} \beta_{dollar}^i$ であるので、第一段階で得られた β_k^i の推定値を横断面データと考え

(8) Lusting et al. (2011) は、後述する λ を特定リスク要因に対して要求される単位リスク・プレミアムという意味でリスクの市場価格と呼んでいるが、ここでは、SDF のリスク要因に対するパラメーター b をリスクの市場価格と呼ぶことにする。

$$T^{-1} \sum_t R x_{t+1}^i = \lambda_{carry} \beta_{carry}^i + \lambda_{dollar} \beta_{dollar}^i + v^i \quad (i=1, 2, \dots, 6)$$

を OLS で推定することにより λ_k を推定可能であり (v^i は誤差項), リスクの価格も $b_k = \lambda_k / \sigma_k^2$ という関係より容易に推定できる。⁽⁹⁾

以上の Fama and MacBeth (1973) による 2 段階推定 (two-pass regressions) の結果が, 表 2 に整理されている。ここで上段の第二列はグループ i の平均金利とアメリカ金利の差であり, 通貨グループは金利の低いグループから高いグループに配列されている。この表より, 次の点が読み取れよう。第一に, 金利の低い通貨をロー・キャリー, 高い通貨をハイ・キャリーと呼ぶと, ロー・キャリー通貨のキャリートレード・リスクに対するエクスポージャー β_{carry} はマイナスであり, 逆にハイ・キャリー通貨のそれはプラスである。第二に, ドル・リスクに対するエクスポージャー β_{dollar} はほぼ 1.0 に等しい。そして第三に, いずれのリスク価格 b_k も正值であり, キャリートレード・リスクの価格 b_{carry} は統計的に有意に推定されている。

図 2 は, 横軸に各グループのアメリカ金利に対する平均金利差, 縦軸にキャリートレード・リスクに対するエクスポージャーを測った図に, 通貨グループ別の組み合わせを図示したものである。この図からも明らかのように, ペー

(9) リスク・プレミアムの決定式は $E[Rx_{t+1} - Rx_{t+1}(X_{t+1} - \mu)b] = 0$ と表現できるので, リスク・ファクターの平均 μ , 分散 Σ の定義式 $E[X_{t+1} - \mu] = 0$, $E[(X_{t+1} - \mu)(X_{t+1} - \mu)' - \Sigma] = 0$ を直交性条件とみなして, GMM によりモデルのパラメーター $\{b, \lambda = \Sigma b, \mu\}$ を推定することも可能である。なお, GMM のウェイト行列を単位行列に設定した第一段階の推定値は Fama-MacBeth 推定値と一致する (Burnside, 2011, online appendix)。Lusting et al. (2011) では, この第一段階 GMM 推定値と, 第一段階推定値を使って推定された HAC 分散・共分散行列をウェイトとした第二段階の GMM 推定値が示されているが, ここでは Fama-MacBeth 推定値の有意性の頑健性を確認する意味で, Shanken (1992) 修正標準誤差と第一段階 GMM 推定値の標準誤差の二つを表 2 の下段において示している。また, 表 2 における pricing error = 0 仮説の GMM 検定 (Hansen-Sargan テスト) も第一段階推定によるものである。

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

表2 通貨リスク・プレミアムの2ファクター・モデル推定結果

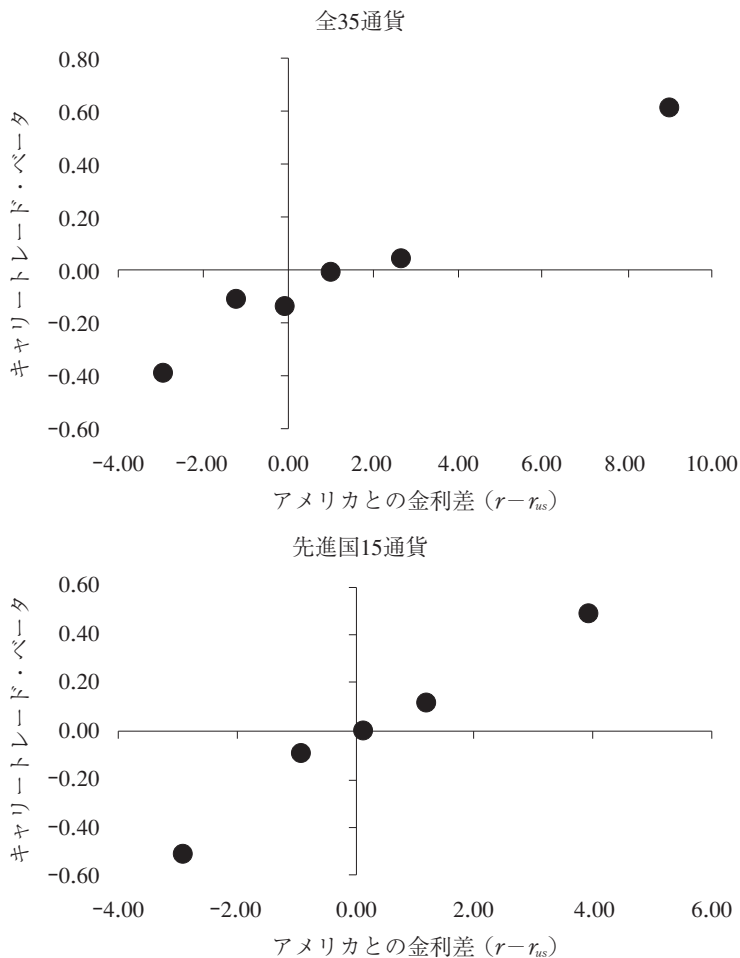
通貨グループ	平均金利差 ($r-r_{us}$)	β_{carry}	β_{dollar}	R^2
1	-2.28	-0.39 (0.02)	1.05 (0.03)	0.9164
2	-0.69	-0.11 (0.03)	0.94 (0.04)	0.7774
3	0.09	-0.14 (0.03)	0.96 (0.04)	0.7672
4	1.14	-0.01 (0.03)	0.95 (0.05)	0.7536
5	1.74	0.04 (0.03)	1.06 (0.05)	0.7641
6	3.06	0.61 (0.02)	1.05 (0.03)	0.9384
χ^2 [p -values]		λ_{carry}	λ_{dollar}	
		5.50 (1.79)	1.34 (1.35)	0.7011
F-M 推定	0.1020	[2.25]	[1.85]	
GMM 推定	0.1439	b_{carry}	b_{dollar}	
		0.56 (0.19)	0.20 (0.24)	
		[0.23]	[0.32]	

注) 表は Fama and MacBeth (1973) の2段階法によるベータ・プライシング・モデルの推定結果。上段は第一段階の時系列による推定結果 (α' の推定値は省略されているが、すべて有意にゼロと異なる)、下段は横断面による第二段階目の推定結果である。カッコ内の計数は推定値の標準誤差を表す (上段の β 推定値の場合 Newey and West (1987) の HAC 標準誤差, 下段の λ および b の推定値の場合, () は説明変数 β の第一段階における推定誤差を調整した Shanken (1992) の修正標準誤差, [] は Fama-MacBeth 推定と一致することが知られているウェイト行列を単位行列に設定した GMM 第1段階推定値の標準誤差)。 b はリスクの市場価格推定値, R^2 は各推定段階における決定係数, χ^2 は「第二段階推定式の pricing error がゼロ」を帰無仮説とする χ^2 テスト結果 (p 値) である。

出所) Lustig et al. (2011), Table 2 on p. 3742 および Table 4 on pp. 3746-3747 より作成した。

と金利差の間に右上がりの鮮やかな対応関係が見て取れる。おそらく間違いなく、日本円は左下のグループ1に、そしてオーストラリア・ドルやニュージーランド・ドル、および (おそらく韓国ウォンなどの) 新興国通貨は右上

図2 短期金利差とキャリートレード・ベータ



注) 図は「通貨グループ平均金利-アメリカ金利」と定義される金利差と β_{carry} の関係。上段は全35通貨，下段は先進国15通貨のケースである。

資料) Lustig et al. (2011) より作成した。

のグループ6に含まれる通貨である。このように、世界各国の通貨は金利差によって明確に序列付けが可能であり、高金利国には正のキャリートレード・

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

リスクプレミアムが、日本円のような低金利国通貨にはマイナスのキャリートレード・リスクプレミアム（正の通貨プレミアム）が付されているのである⁽¹⁰⁾。

では、これら二つの（世界共通）リスク要因はどのような観察可能な変数によって説明できるであろうか？まず、キャリートレード・リスクプレミアムについて、Lusting et al. (2011) は、アメリカを含む全通貨の日次株価変化率の1ヶ月標準偏差の平均値 V_t を考え、volatility index = $\log V_{t+1} - \log V_t$ をその代理変数とすることを提案している。そして、このボラティリティ・リスクについて、単位リスク・プレミアム λ は -4.20 ($se=1.41$) の有意に負値として推定されており、 β と金利差の相関配列も符号を転じること以外ほとんど変化しないことを実証的に示した。同様に、Menkhoff et al. (2012) は、Lusting et al. (2011) と同じように、1983年11月～2009年8月の48通貨を先物ディスカウントで測られた金利の高低に応じて5グループに分割し、キャリートレード・リスクの市場ボラティリティ尺度として Lusting 等の世界株価変化率の標準偏差の変化ではなく

(10) Farhi et al. (2014) は、SDF が対数正規確率変数と disaster risk と呼ばれるジャンプ確率変数の合成により生成されるモデルを想定し、観察可能なオプション・プレミアムから1996～2013年における9通貨の disaster リスク・プレミアムを計測している。それによると、①高金利通貨ほど disaster リスク・プレミアムも高い (Farhi et al. 2014, Figure 1 on p. 56) という Lusting et al. (2011) の発見と類似の傾向を見出し、基準国のアメリカを含む10ヶ国中最低金利の日本円の disaster リスク・プレミアムは、最大のマイナスである（つまり正の通貨プレミアムが付されている）。そして、興味深いことに②日本円の正の通貨プレミアム（マイナスのリスク・プレミアム）はデフレ元年である1998年から恒常化しており、それが2012年（特にその後半）からマイナスに転じている (Farhi et al. 2014, appendix, Figure 3 on p. 37)。このように、日本円に対する通貨プレミアムは、日本がデフレ経済に突入した1990年代末以降の構造的特徴のようであり、それが2012年後半頃から変化している。

$$\sigma = \left(\frac{1}{T} \right) \sum_{t=1}^T \sum_{k=1}^K \frac{1}{K} |\Delta s_{t+1}^k|$$

T = 月間営業日数, K = 為替レートの数

$|\Delta s_{t+1}^k|$ = 日次直物為替レート対数ベース変化の絶対値

の一階自己回帰過程 $\sigma_t = \rho\sigma_{t-1} + u_t$ の残差（イノベーション） u_t を使用してほぼ同様の結果を示している（ σ でもほぼ同じ結果が得られている）。このように、キャリートレード・リスクは世界金融市場の不安定性もしくはボラティリティの程度に強く関連しており、それとネガティブに相関していることがこれまで得られている知見である。

一方、Lusting et al. (2014) は、残されたドル・リスクの決定要因を分析しており、平均超過投資収益と定義されるドル・リスクがアメリカの鉱工業生産指数変化率のイノベーションとネガティブに、外国通貨の平均先物ディスカウントとポジティブに相関していることを実証的に明らかにした。つまり、先物ディスカウント・プレミアム（＝平均的な金利差）を所与とすると、ドル・リスクプレミアムはアメリカの景気循環と逆相関しているものであり、この発見はリスク・プレミアムが反景気循環的に変動するという一般的傾向と整合的である。しかし、その他の要因については未解明という意味で、通貨リスク・プレミアム決定因の分析は依然発展途上にあると考えるべきであり、今後の展開が期待される研究領域である。

3.2 通貨リスク・エクスポージャーの決定因

このように、Lusting et al. (2011) は、為替レート変動がキャリートレード・リスクプレミアムというグローバル共通要因に依存していること、そしてその共通リスクが個別為替レートに及ぼす影響は、キャリートレード・リスクに対する各国通貨のエクスポージャーの違いにシステマティックに依存

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

していることを初めて明らかにした研究である。しかし、なぜ異なった通貨によりエクスポージャーが異なるのかは依然未解明であり、⁽¹¹⁾ 管見の限りでは現在までのところ、国の経済サイズを重視した議論 (Hassan, 2013; Martin, 2011)、テイラー・ルールの政策パラメーターに現れる通貨当局の政策選好度の相違に注目する議論 (Backus et al., 2013) などが見られるに過ぎない。

第一の「国の規模」を重視する議論は、大規模な非貿易財産業を持つ大国が小国に比べてリスク分散機会が多いはずであるので、大国が通貨リスクを引き受け、その代償として金利面でのプレミアム（低金利）を得ると解釈すれば、直感的にも妥当な説明であり、また、実証的にも支持されるようである (Hassan, 2013)。ただし、この議論では、アメリカやユーロ圏に比べて経済規模の小さい日本の円に対して最も大きい通貨プレミアムが発生していると考えられること、そして、どちらかと言うと小国と考えられるスイスのフランに対しても、日本円に次いで高い通貨プレミアムが発生していることの説明が難しい。

一方、Backus et al. (2013) の議論は、かつてのブンデス・バンクのように、中央銀行が反インフレに対して強い選好を持つ国では、インフレ率が低くなるために名目金利は低位に維持され、それゆえ通貨プレミアムが発生しうることを主張するものである。しかし、その前提であるテイラー・ルールそのものが、ゼロ金利制約下の日銀行動を説明する仮説として妥当でないことから、第二の議論によって日本円に対する通貨プレミアムの存在を説明することも難しいように思われる。

その他、Gourio, Siemer and Verdelhan (2013) は、文字通りの世界共通の自然災害リスクに対するエクスポージャーの差を先験的に仮定したモデルで、

(11) Lusting et al. (2011) は個別リスクとグローバル共通リスクの2ファクター・モデルを提示しているが、それは経済モデルというよりも実証結果を解釈するための統計的モデルと理解すべきであろう。

世界共通の災害リスクに対する実質為替レートの反応の違いを説明する均衡実物景気循環モデルを提示している⁽¹²⁾。しかし、筆者らも認めるように、例えば日本のような低金利国が災害リスクの高い国という結論は違和感の強いものであり、必ずしも現実的でない。いずれにしても、オーストラリア・ドル、ニュージーランド・ドルなどの商品通貨に対して正の通貨リスク・プレミアムが付されている事実が示唆するように、エクスポージャーの違いは各国の経済構造の違いを強く反映していることは容易に推測できるものの、主要国で最も大きな正の通貨プレミアムが付されているとみられる日本円の説明が難しいのである。そこで、以下では代替的な試みとして、システムティックな通貨リスク・プレミアムを投資家のリスク回避度の差で説明する一つの理論仮説を提示してみたい。

4 リスク回避度と通貨リスク・プレミアム、為替レート

4.1 モデル

そのため、現代ファイナンス分野の標準的装備である Epstein and Zin (1989, 1991) の recursive preferences を仮定した簡単な理論モデルを援用す⁽¹³⁾る。いま、2国2財世界を考え、自国は自国財、外国は外国財に完全特化し

(12) 世界共通の disaster shock に対する各国の外生的な復元力の差を仮定した Farhi and Gabaix (2014) の接近も、基本的には同じセッティングである。

(13) 多くのパズルを説明困難な加法分離的なパワー効用関数に代わって、recursive preferences とともに habit formation モデル (e.g., Campbell and Cochrane, 1999) も有力な分析枠組みである。しかし、Bansal and Shaliastovich (2013) が指摘するように、景気とリスク・フリー金利の関係について、先物ディスカウント・パズルを説明するために必要とされる仮定 (Verdelhan, 2010) と、反景気循環的な金利の期間構造の説明のために必要な仮定 (Watcher, 2006) の間に矛盾が存在するという難点がある。

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

ており、その endowment は外生変数としよう。そしてモデルを単純化するため、各国家計は各国財に100パーセントのホーム・バイアスを持っており、ネットの財の貿易はないと仮定する。しかし、国際間では完全な資本市場が完備されており、資産の国際間取引は自由に行えるものとする。⁽¹⁴⁾

自国の代表的家計の効用関数を

$$U_t = \{(1-\beta)(C_t)^{1-1/\varphi} + \beta[\mu_t(U_{t+1})]^{1-1/\varphi}\}^{1/(1-1/\varphi)} \quad (4)$$

where $\mu_t(U_{t+1}) = \{E_t[(U_{t+1})^{1-\gamma}]\}^{1/(1-\gamma)}$

と仮定しよう。ここで β は主観的割引因子、 C_t は消費、関数 $\mu_t(U_{t+1})$ は期待効用の確実性等価であり、 γ は相対危険回避度、 φ は異時点間代替弾力性である。このとき、異時点間消費限界代替率もしくは確率的割引因子 SDF は

$$M_{t+1} = \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-1/\varphi} \left(\frac{U_{t+1}}{\mu_t(U_{t+1})} \right)^{1/\varphi - \gamma} \quad (5)$$

(14) このような極端な設定による理論モデルは、消費選択の異時点間相互依存性が重要な構成要素となっている recursive preferences を組み込んだモデルのほぼ共通のセッティングとなっており (Bansal and Shaliastovich, 2013; Colacito and Corce, 2011; Gourio, Siemer and Verdelhan, 2013; Verdelhan, 2010), Brandt et al. (2006) の言葉を借りて表現すれば、ラジオ通信によって結ばれた「地球・火星モデル」とでも呼べるものである。しかし、財の国際貿易を認めると近似関係式を仮定しても解析解を得ることが難しく、数値解析に頼らざるを得なくなる (Colacito and Corce, 2013; Verdelhan, 2010, online appendix)。なお、このような接近に対して「財の国際貿易が捨象されている世界では、財市場の需給バランスを反映した均衡実質為替レートが不定である」との Burnside and Graveline (2012, pp. 26-27) のような批判はあるものの、財市場の影響が働き難い世界にける為替レート決定が問題である本稿にとって (2節を参照)、金融要因のみで為替レートが決まる枠組みはむしろ好都合である。

である。外国の家計についても同様であり、外国に属する変数にはアスタリスク(*)を付けて自国に属する変数と区別することにする。

以下、小文字で大文字変数の対数を表すこととし($x = \log X$)、消費成長を $g_{t+1} = \log C_{t+1} - \log C_t$ で表わす。そして、自国財の endowment ないし自国消費成長 g_{t+1} は、次のような確率的ボラティリティを許容した AR(1) 過程に従うものとする。

$$g_{t+1} = (1 - \rho)g + \rho g_t + \sigma_u (v_t)^{1/2} u_{t+1} \quad (g \geq 0, 1 > \rho > 0, \sigma_u > 0) \quad (6a)$$

$$v_{t+1} = (1 - \eta)v + \eta v_t + \sigma_w w_{t+1} \quad (v > 0, 1 > \eta > 0, \sigma_w > 0) \quad (6b)$$

where $u_{t+1}, w_{t+1} \sim iid N(0, 1)$

なお、正規分布の仮定の下では、厳密には確率的ボラティリティ v_t が常に正値をとる保証はないが、 $v_t > 0$ を仮定して分析を進めても大きな支障はないことが分かっている。⁽¹⁵⁾そして、ここでの問題は「世界共通リスクに対する為替レートの反応」であるので、極端ではあるものの、外生的な消費成長の確率プロセスは両国共通と想定し、簡単化のため各国固有の部分を見捨てる(拡張は容易である)。したがって、消費成長 g_{t+1} のイノベーション $\sigma_u (v_t)^{1/2} u_{t+1}$ が両国共通の世界景気ショックであり、正(負)のショック u_{t+1} が世界景気の拡大(後退)を、確率的ボラティリティ v_t の増加(減少)が世界景気の不確実性増加(減少)を捉えていると解釈する。この設定下の

(15) Backus (2014, Appendix G on pp.90-93) を参照。代替的に、Bansal and Shaliastovich (2013) のように v_t がガンマ分布に従うと仮定することにより正値性を保証することも可能であり、また、連続変数の square root process の離散バージョンである 1 次の自己回帰ガンマ過程 ARG(1) (Gouriéroux and Jasiak, 2006; Le, Singleton and Dai, 2010) を想定して分析を進めることもできる。しかし、その代償として複雑化は避けられない。ここでは Backus et al. (2014) に倣って、簡便性を重視することにする。

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

世界景気変動に対するエクスポージャーの違いを、リスク回避度の差により説明する組み立てを考える訳である。⁽¹⁶⁾

以上の設定の下で、自国（外国）のリスク・フリー粗金利を R_t (R_t^*)、外国財 1 単位と交換可能な自国財の量と定義された実質為替レートを Q_t と定義すると、家計の最適化条件は、次の三つの式に要約できる。なお、簡単化のため名目物価変動を捨象し、実質と名目を区別しないことにする。

$$E_t[M_{t+1}R_t] = 1 \quad (7)$$

$$E_t[M_{t+1}R_t^*] = 1 \quad (8)$$

$$\frac{Q_{t+1}}{Q_t} = \frac{M_{t+1}^*}{M_t} \quad (9)$$

(7)(8)式は各国の消費オイラー条件であり、任意資産の将来収益を確率的割引因子によって割り引いた期待値が現在の資産価格という現代資産価格決定理論の基本的関係である。(9)式は完備国際資本市場を仮定した場合の内外的条件付き証券の価格裁定式であり、(5)(6)式から SDF が与えられると、この三つの式により三つの資産価格 R , R^* , Q が決まる。

ここで、(7)～(9)式についていまだ少し説明が必要かもしれない。⁽¹⁷⁾ いま、

(16) 代替的に、消費成長が^{*}AR(1)に従う永続的なショックと *iid* の一時的ショックの合成確率過程に従うことを仮定した長期リスク・モデル (Bansal and Yaron, 2004; Bansal et al., 2012; Bansal Shaliastovich, 2013; Colacito and Corce, 2011) によっても、以下と同様の結論を導くことができる。本節の AR(1) モデルは、消費成長の確率過程を永続的ショックのみからなると仮定しているという意味で、長期リスク・モデルの特殊ケースと考えることができよう。なお、リーマン・ショックなどの対数正規確率過程では捉えきれない要因を、(その原因を不問いにして)ジャンプ過程によって捉えることは容易である。

(17) 貨幣・条件付き証券を明示した家計の最適化行動からの説明については、例えば Chari et al. (2002) を参照。なお、Burnside and Graveline (2012, pp. 10-11) は、不完備市場では一般に(9)式が成立しないことを示しているが、ここでは完備市場

$t+1$ 期において状態 ω が生じたときに 1 単位の自国財を支払うことを約束した条件付き証券の t 期における自国財表示価格を $K_t^i(\omega)$ とし、条件付き証券が生起しうるすべての状態に対して利用可能であるという意味で、市場は「完備 (complete)」であると仮定する。そして、 $t+1$ 期において $D_{t+1}(\omega)$ の収益をもたらす任意資産の自国財で測った価格を P_t とする。このとき裁定が完全であれば $P_t = \sum_{\omega} K_t^i(\omega) D_{t+1}(\omega)$ が成立するはずであり、それゆえ生起確率 $\pi_{t+1}(\omega)$ で基準化した条件付き証券価格を改めて $K_t(\omega) = K_t^i(\omega) / \pi_{t+1}(\omega)$ で定義し、当該資産収益を $R_{t+1}(\omega) = D_{t+1}(\omega) / P_t$ と表記すると、 $1 = \sum_{\omega} \pi_{t+1}(\omega) K_t(\omega) R_{t+1}(\omega) = E[K_t(\omega) R_{t+1}(\omega)]$ が成立する。このように、生起確率で基準化された条件付き証券価格 $K_t(\omega)$ は、将来の特定状態での収益を現在に割引く働きをすることから「確率的割引因子」と呼ばれる。しかし、自国条件付き証券の保有に関する自国家計の異時点間最適化行動から $K_t(\omega) = M_{t+1}(\omega)$ が成立するので⁽¹⁸⁾、これを先ほどの裁定条件式に代入すると $E[M_{t+1}(\omega) R_{t+1}(\omega)] = 1$ を得る。(7)式はこのオイラー条件をリスク・フリー資産収益 R_t に適用したものである。また、外国家計に関するオイラー条件(8)式も同様にして導くことができる。最後に、 $t+1$ 期に外国財 1 単位の支払いを約束した外国条件付き証券の外国財で測った価格(生起確率で基準化)を $K_t^*(\omega)$ と置くと、その自国財で測った価格は $Q_t K_t^*(\omega)$ であり、 $t+1$ 期の外国財支払いを外国為替市場で自国財支払いに変換すると $Q_{t+1}(\omega)$ 単位の自国財に替えられるので、自国家計による外国証券の最適保有行動により $Q_t K_t^*(\omega) = Q_{t+1}(\omega) M_{t+1}(\omega)$ が成立する。そうすると、外国家計の最適化条件は $K_t^*(\omega) = M_{t+1}^*(\omega)$ であるので、この二つの

を仮定することによりこの問題を回避している。

(18) $M_{t+1}(\omega)$ は正確には異時点間消費限界代替率であるが、この均衡条件により両者を区別せず、 $M_{t+1}(\omega)$ を SDF もしくは pricing kernel と呼ぶ場合が多い。そのため、本稿もこの慣行に従っている。

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

最適化条件より(9)式が導ける。 t 期の実質為替レート Q_t を「過去の生起した状態」という歴史によって確定した与件とすると、裁定条件 $Q_{t+1}M_{t+1} = Q_t M_{t+1}^*$ を満たすように実質為替レート Q_{t+1} が調整すると考えるのである。このように同じ裁定条件によるとはいえ、将来の予想為替レートを与件として現在の為替レートが瞬時にその関係を調整するとする伝統的なアセット・マーケット・アプローチの考え方とは為替レート決定観が異なることに注意すべきである。

4.2 確率的割引因子とリスク価格

さて、このままでは解析解の導出は困難であるので、何らかの近似により分析を進める必要がある。その最も広範囲に見られる接近は、SDF が $\beta(C_{t+1}/C_t)^{-1/\varphi}$ と、消費を配当とする集計資産投資収益の逆数 $1/R_{t+1}$ の幾何平均に等しいという Epstein and Zin (1991) によって示された関係から出発するものであり、資産価格形成式もしくは予算制約式の近似式を活用して分析を進める方法である (Campbell, 1993, 1996; Campbell et al., 2013; Bansal and Yaron, 2004; Bansal et al., 2012; Bansal and Shaliastovich, 2013; Bansal et al., 2014)。しかし、ここでは Hansen et al. (2008), Backus et al. (2013), Backus et al. (2014) によって開発されたより直接的かつ簡便な近似法を採用してみたい。

まず、効用・消費比率を $Z_t = U_t/C_t$ と定義する。recursive preferences は消費 C_t と確実性等価関数 $\mu_t(U_{t+1})$ の一次同時関数であり、確実性等価関数も同様であるので、(4)式は $Z_t = \{1 - \beta + \beta[\mu_t((C_{t+1}/C_t)Z_{t+1})]^{1-1/\varphi}\}^{1/(1-1/\varphi)}$ と変形できる。しかし、さらに $\mu_t((C_{t+1}/C_t)Z_{t+1}) = E_t[\exp\{(1-\gamma)(g_{t+1} + z_{t+1})\}]^{1-\gamma}$ と変換可能であるので

$$x_t = \log \mu_t\{(C_{t+1}/C_t)Z_{t+1}\}$$

$$= (1-\gamma)^{-1} \log E_t[\exp\{(1-\gamma)(g_{t+1}+z_{t+1})\}] \quad (10)$$

と定義すれば,

$$z_t = (1-\varphi^{-1})^{-1} \log [1-\beta + \beta \exp\{(1-\varphi^{-1})x_t\}]$$

である。したがって、この式を x_t の定常値 x の近傍でテーラー展開し線形近似すると

$$z_t \approx z_0 + kx_t \quad (11)$$

を得る。ここで、 $k = \beta \exp\{(1-\varphi^{-1})x\} / [1-\beta + \beta \exp\{(1-\varphi^{-1})x\}]$ ($0 < k < 1$) であり、 $\varphi = 1$ の場合、効用関数はコップ・ダグラス型 $U_t = (C_t)^{1-\beta} (\mu_t(U_{t+1}))^\beta$ となるので、(11)式は近似式ではなく正確に $z_0 = 0, k = \beta$ で成立する (Hansen et al., 2008, pp. 273-278)。したがって、代替弾力性 φ が1.0に近い値である場合、この近似関係は正確と考えられる。なお、 z_0, k は相対リスク回避度 γ とは独立のパラメーターであることに注意する⁽¹⁹⁾。また、 $U_{t+1}/\mu_t(U_{t+1}) = (C_{t+1}/C_t)(U_{t+1}/C_{t+1})/\mu_t\{(C_{t+1}/C_t)(U_{t+1}/C_{t+1})\}$ であるので、(5)式の SDF を対数変換すると

(19) $z_0 = (1-\varphi^{-1})^{-1} \log [1-\beta + \beta \exp\{(1-\varphi^{-1})x\}] - kx$ である。ここで $x = (1-\gamma)^{-1} \log E[\exp\{(1-\gamma)(g+z)\}] = g+z$, $z = (1-\varphi^{-1})^{-1} \log [1-\beta + \beta \exp\{(1-\varphi^{-1})x\}]$ と定義されているので、これより $z = (1-\varphi^{-1})^{-1} \{\log(1-\beta) - \log[1-\beta \exp\{(1-\varphi^{-1})g\}]\}$ を得る。したがって z_0, k は γ とは独立のパラメーターであることが分かる。また、 $\varphi = 1$ でなくとも $g = 0$ (定常消費成長がゼロ) の場合、 $z = x = 0$ であるので、 $z_0 = 0, k = \beta$ が成立する。このように、定常消費成長がゼロに近い場合にも、近似関係は比較的正確であると考えられる。

為替レート of 長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

$$m_{t+1} = \log \beta - \varphi^{-1} g_{t+1} + (\varphi^{-1} - \gamma)(g_{t+1} + z_{t+1} - x_t) \quad (12)$$

と表せる。

さて、以上の準備の下で、次に SDF を基礎的リスク要因の線形関数として表現する。そのため、ある期における状態変数は $\{g_t, v_t\}$ であるので、定石に従い効用・消費比率 z_t の推測解を状態変数の関数として

$$z_t = A_0 + A_1 g_t + A_2 v_t \quad (13)$$

と置く。ここで確率変数 x が正規分布に従うとき、任意のパラメーター α に対して積率母関数の対数値、つまりキウムラント積率母関数は $\log E[e^{\alpha x}] = \alpha E[x] + (\alpha^2/2) \text{Var}[x]$ である。したがって、この推測解を(10)式に代入し(6)式を考慮すれば

$$\begin{aligned} x_t &= E_t[g_{t+1} + z_{t+1}] + (1/2)(1 - \gamma) \text{Var}_t[g_{t+1} + z_{t+1}] \\ &= [A_0 + (1 + A_1)(1 - \rho)g + A_2(1 - \eta)v + (1/2)(1 - \gamma)(A_2)^2 \sigma_w^2] \\ &\quad + (1 + A_1)\rho g_t + [A_2 \eta + (1/2)(1 - \gamma)(1 + A_1)^2 \sigma_w^2] v_t \end{aligned}$$

であるので、この x_t をさらに近似式(11)に代入して推測解(13)式と比較対照すると

$$A_0 = z_0 + k[A_0 + (1 + A_1)(1 - \rho)g + A_2(1 - \eta)v + (1/2)(1 - \gamma)(A_2)^2 \sigma_w^2] \quad (14a)$$

$$A_1 = k(1 + A_1)\rho \quad (14b)$$

$$A_2 = k[A_2 \eta + (1/2)(1 - \gamma)(1 + A_1)^2 \sigma_w^2] \quad (14c)$$

を得る。それゆえ、解は

$$A_0 = (1-k)^{-1}z_0 + (1-k)^{-1}[(1+A_1)(1-\rho)g + A_2(1-\eta)v + (1/2)(1-\gamma)(A_2)^2\sigma_w^2] \quad (15a)$$

$$A_1 = k\rho/(1-k\rho) > 0 \quad (15b)$$

$$A_2 = (1/2)k(1-k\eta)^{-1}(1-\gamma)(1+A_1)^2\sigma_u^2 < 0 \quad \text{if } \gamma > 1 \quad (15c)$$

である。これらの解は、次のように解釈できよう。まず、 $kE_t[g_{t+1}] + k^2E_t[g_{t+2}] + \dots = \{k\rho + (k\rho)^2 + (k\rho)^3 + \dots\}g_t = A_1g_t$ であるので、(13)式右辺第二項は将来の期待消費成長の割引現在価値という意味を持つ。一方、 $g_{t+1} + z_{t+1}$ の消費成長ボラティリティの割引現在価値は、(6b)を考慮すると

$$kE_t[(1+A_1)\sigma_u(v_t)^{1/2}u_{t+1}]^2 + k^2E_t[(1+A_1)\sigma_u(v_{t+1})^{1/2}u_{t+2}]^2 + k^3E_t[(1+A_1)\sigma_u(v_{t+2})^{1/2}u_{t+3}]^2 + \dots = k(1-k\eta)^{-1}(1+A_1)^2\sigma_u^2v_t$$

であるので、 $(1/2)(1-\gamma)$ をその限界リスク負担費用と考えると、(13)式右辺第三項は $A_2v_t = (1/2)(1-\gamma)k(1-k\eta)^{-1}(1+A_1)^2\sigma_u^2v_t$ と表現できる。それゆえこの項は、消費ボラティリティ・リスク負担費用の割引現在価値と解釈できる。

そすると、 $g_{t+1} + z_{t+1} - E_t[g_{t+1} + z_{t+1}] = (1+A_1)\sigma_u(v_t)^{1/2}u_{t+1} + A_2\sigma_w w_{t+1}$ であるので、(12)式の SDF の期待値は

$$E_t[m_{t+1}] = -\lambda_0 - \lambda_g g_t - \lambda_v \sigma_u^2 v_t \quad (16)$$

と表現可能である。ここで

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

$$\lambda_0 = -\log \beta + \varphi^{-1}(1-\rho)g + (1/2)(\varphi^{-1}-\gamma)(1-\gamma)(A_2)^2\sigma_w^2 \quad (17a)$$

$$\lambda_g = \varphi^{-1}\rho > 0 \quad (17b)$$

$$\lambda_v = (1/2)(\varphi^{-1}-\gamma)(1-\gamma)(1+A_1)^2 \quad (17c)$$

と定義されており，以下ではこれらを状態変数の要因負荷係数 (factor loadings) と呼ぶことにする。それゆえ SDF のイノベーションは

$$m_{t+1} - E_t[m_{t+1}] = -\theta_g \sigma_u (v_t)^{1/2} u_{t+1} + \theta_v \sigma_w w_{t+1} \quad (18)$$

と表せる。ここで

$$\theta_g = \varphi^{-1} + (\gamma - \varphi^{-1})(1 + A_1) \quad (19a)$$

$$\theta_v = -(\gamma - \varphi^{-1})A_2 \quad (19b)$$

である。このように，投資家は消費リスク $\sigma_u (v_t)^{1/2} u_{t+1}$ ，消費ボラティリティ・リスク $\sigma_w w_{t+1}$ の二つの基礎的リスク要因を評価し， θ_k がそれぞれのリスクの市場価格である。

ここで次の仮定を置く。

仮定 1：相対リスク回避度 γ および代替弾力性 φ はともに 1.0 よりも大きく，家計は不確実性の早期解決を愛好する ($\gamma > 1 > \varphi^{-1}$)。

仮定 2：自国家計は外国家計に比べて危険回避的である ($\gamma > \gamma^*$)。

第一の仮定はもっともらしく，また，実証的にも支持されているようである。⁽²⁰⁾ 一方，第二の仮定は本稿の立論を進めるうえでの作業仮説である。こ

のとき、次の補助命題が成立する。

補題：相対リスク回避度を除いて同質的な二つの経済を考える。このとき次が成立する。

(i) $A_1 = A_1^* = k\rho / (1 - k\rho) > 0, 0 > A_2^* > A_2, (A_2)^2 > (A_2^*)^2 > 0$

(ii) $\lambda_0 > \lambda_0^* > 0, \lambda_g = \lambda_g^* > 0, \lambda_v > \lambda_v^* > 0$ (factor loadings)

(iii) $\theta_g > \theta_g^* > 0, \theta_v > \theta_v^* > 0$ (prices of risk)

[証明]

(i) (15b)より $A_1 = A_1^* = k\rho(1 - k\rho) > 0$ は明らかである。また、(15c)より

(20) パイオニアである Epstein and Zin (1991) 以降の recursive preferences を仮定した資産価格形成モデルの代表的な実証分析は、Campbell (1996) の VAR-based intertemporal CAPM である。ただし、クロスセクションでの個別資産リスク・プレミアムの決定式は直接代替弾力性に依存せず、リスク価格は相対危険回避度と VAR の構造パラメーターのみに依存する。推定結果 (Campbell, 1996, Table 7 on p. 332) によると、リスク回避度推定値は月次データでは16~21程度 (ただし過剰識別制約テストはほとんど棄却されており、モデルのパフォーマンスは芳しくない)、年次データでは3~10程度である。一方、recursive preferences に消費の長期リスクを考慮した Bansal et al. (2012) の GMM 推定では、ベンチマーク・ケースにおける相対危険回避度推定値は7.42 (標準誤差1.55)、代替弾力性推定値が²2.05 (標準誤差0.84) であり、過剰識別制約テストも10%の水準で棄却できないことが報告されている (Bansal et al., 2012, Table II on p. 39)。最後に、やはり消費の長期リスク・モデルを想定した Bansal and Shaliastovich (2013) によるアメリカ経済の最尤推定では、リスク回避度推定値は20.90 (標準誤差0.51)、代替弾力性推定値は1.81 (標準誤差0.05) と統計的に有意な結果が得られている (Bansal and Shaliastovich, 2013, Table 4 on p. 22)。このように依然少数ではあるものの、不確実性の早期解決選好の仮定は実証的にも支持されているようである。なお、その他、Lusting and Verdelhan (2007) による非耐久財消費、耐久財消費および集計株価の3リスク・ファクター・モデルによる推定例があるが、Burnside (2011) による厳しい批判があるので、ここでは取り上げないことにする。

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

$$A_2 - A_2^* = (1/2)k(1 - k\eta)^{-1}(\gamma^* - \gamma)(1 + A_1)^2\sigma_u^2 < 0 \text{ if } \gamma > \gamma^*$$

$$(A_2)^2 - (A_2^*)^2 = (A_2 - A_2^*)(A_2 + A_2^*) > 0$$

を得る。

- (ii) 時間割引因子 $\beta < 1$ ということに注意すると、仮定 1 (および $g \geq 0$ の仮定) の下では (17a) 式より $\lambda_0 > 0$ ($\lambda_0^* > 0$) は明らかであり、 $\lambda_0 - \lambda_0^* = (1/2)[(\varphi^{-1} - \gamma)(1 - \gamma) - (\varphi^{-1} - \gamma^*)(1 - \gamma^*)](A_2)^2\sigma_w^2 > 0$ である。また $\lambda_g = \lambda_g^* = \varphi^{-1}\rho > 0$ は自明である。最後に $\lambda_v - \lambda_v^* = (1/2)[(\varphi^{-1} - \gamma)(1 - \gamma) - (\varphi^{-1} - \gamma^*)(1 - \gamma^*)](1 + A_1)^2 > 0$ である。
- (iii) (19) 式より、 $\theta_g - \theta_g^* = (\gamma - \gamma^*)(1 + A_1) > 0$, $\theta_v - \theta_v^* = -(\gamma - \gamma^*)A_2 > 0$ である。

この補題が明らかにしているように、投資家は正の消費成長（世界景気）リスク $\sigma_u(v_t)^{1/2}u_{t+1}$ に対して負の価格 $-\theta_g$ を付しており、しかもリスク回避度の高い自国の方がそのリスク価格（の絶対値）を高く評価している。相対危険回避度は 1 パーセントの消費変動に対する限界効用の変化の程度であるので、その大きい自国の方が、同じ消費成長の変動ショックに対する限界効用の振れが大きいからである。しかし、もう一つの基礎リスクであるボラティリティ・リスク $\sigma_w w_{t+1}$ の価格 θ_v は正であり、リスク回避度の高い自国投資家の方が大きい。消費成長（景気拡大）は投資家の限界効用を低下させるので、リスクの条件付き価格である SDF は低下する。しかし消費成長（景気）の不確実性が高まると、それはリスク費用分だけ限界効用を上昇させる要因と認識されるので、リスクの条件付き価格である SDF は上昇するわけである。このように、世界景気の後退もしくは不確実性の増大に対してリスクの条件付き価格は両国において上昇するものの、その程度はリスク回避度の高い自国において大きい。この意味でわれわれの設定は、二つの世界共通リス

クに対する市場価格の差を投資家のリスク回避度の差で説明する枠組みとなっている。

4.3 通貨リスク・プレミアム

以上の設定の下で、自国のリスク・フリー金利 $r_t = \log R_t$ は(4)式より

$$r_t = -\log E_t[M_{t+1}] = -E_t[m_{t+1}] - L_t(M_{t+1}) \quad (20)$$

である。ここで $L(M)$ は

$$\begin{aligned} L_t(M_{t+1}) &= \log E_t[M_{t+1}] - E_t[\log M_{t+1}] \\ &= \log E_t[\exp\{m_{t+1}\}] - E_t[m_{t+1}] \end{aligned} \quad (21)$$

と定義されており、通常「エントロピー (entropy)」と呼ばれている。対数関数 $\log(X)$ は X に関する厳密な意味での凹 (concave) 関数であるので、 $\log(E[X]) \geq E[\log X]$ という Jensen 不等式が成立する。そして変数 X に関する Rothschild-Stiglitz の意味での平均保存的拡散は凹関数であるエントロピーを必ず増加させるので、それは不確実性もしくは変数の散らばりの程度を測る尺度と考えることができる。なお、以上の性質は、 X の特定の分布に依存していないことに注意しよう。この意味でエントロピーは、「分散の一般化 (generalization of variance)」(Backus et al., 2014), 「ボラティリティの一般化尺度 (generalized measure of volatility)」(Alvarez and Jermann, 2005), あるいは「ランダム性の尺度 (a measure of randomness)」(Campbell, 2014, p. 7) と理解されている。⁽²¹⁾ そして、エントロピーは一般に変数の 3 次以

(21) エントロピーは任意資産の期待超過収益率の上限を規定する尺度として重視さ

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

上の高次モーメントにも依存しているが、SDFが対数正規変数である場合に限り、正規変数の積率母関数は $E[\exp\{m_{t+1}\}] = \exp\{E[m_{t+1}] + (1/2) \text{Var}[m_{t+1}]\}$ であるので、

$$L_t(M_{t+1}) = (1/2) \text{Var}_t[m_{t+1}] \quad (21')$$

が成立する。

一方、裁定条件(9)式より、 $\Delta X_{t+1} = X_{t+1} - X_t$ と記号 Δ を定義すれば

$$\Delta q_{t+1} = m_{t+1}^* - m_{t+1} \quad (22)$$

である。そして、外国投資家から見た自国通貨投資のリスク・プレミアムを「通貨リスク・プレミアム (currency risk premium)」と呼び、 $rp_t = r_t - r_t^* - E_t[\Delta q_{t+1}]$ によってそれを定義すると、(20)(22)式より

$$rp_t = r_t - r_t^* - E_t[\Delta q_{t+1}] = L_t(M_{t+1}^*) - L_t(M_{t+1}) \quad (23)$$

が成立する。⁽²²⁾なお、この通貨リスク・プレミアムの定義自体は確率変数の特

れている (Alvarez and Jermann, 2005; Backus et al., 2014)。また、エントロピーは、所得分配の不平等尺度であるタイルの第二エントロピー尺度、もしくは平均対数偏差 (mean logarithmic deviation) 尺度としても知られている。

(22) 代替的に変数が対数正規分布に従うとの仮定の下で、リスク・プレミアムを $E_t[r_t - r_t^* - \Delta q_{t+1}] + (1/2) \text{Var}_t[\Delta q_{t+1}] = \text{cov}_t[m_{t+1}^*, \Delta q_{t+1}]$ と表現する場合もある。粗超過収益を $Rx_{t+1} = (R_t/R_t^*)(Q_t/Q_{t-1})$ と置くと、それを $E_t[\log(Rx_{t+1})]$ ではなく $\log E[Rx_{t+1}]$ によって定義する訳であり、その結果として、左辺第二項に $\log E[Rx_{t+1}] - E[\log Rx_{t+1}] = (1/2) \text{Var}_t[\Delta q_{t+1}]$ に相当する Jensen 不等式の調整項が現れる。しかし、先物ディスカウント・パズルなどの伝統的な議論では、Jensen の調整項を右辺に含めた(23)式によってリスク・プレミアムを定義する場合が多いので、ここではこの慣例に従っている。ただし、いずれの定義によっても、定性的

定の分布を仮定していないことに注意しよう。それゆえ、通貨リスク・プレミアムは両国の SDF のエントロピーの差に依存している。

ここで、相対リスク回避度 γ は 1 パーセントの消費変動に対する限界効用の変化の程度の尺度と定義される。そしてその限界効用が SDF である。それゆえ、リスク回避度の高い経済はそうでない経済よりも SDF の変動が大きいのであり、エントロピー関数の性質より、リスク回避度の高い本国投資家のエントロピーは、外国のそれよりも大きいはずである。その結果、本国通貨に対する通貨リスク・プレミアム $rp_t = L_t(M_{t+1}^*) - L_t(M_{t+1})$ はマイナスである（つまりリスク回避度の高い本国通貨に対して正の通貨プレミアムが発生する）。そしてこの推論は、実は正しいのである。以下、このことを示そう。

まず、確率変数が対数正規分布に従うという仮定より、(21) が成立するので

$$rp_t = (1/2) \text{Var}[m_{t+1}^*] - (1/2) \text{Var}[m_{t+1}]$$

である。それゆえ(18)式より、正のボラティリティ・ショック v_t に対して

$$rp_t = (1/2) \{(\theta_g^*)^2 - (\theta_g)^2\} \sigma_w^2 v_t + (1/2) \{(\theta_r^*)^2 - (\theta_r)^2\} \sigma_w^2 < 0 \quad (24)$$

である。このように、外国に比べて本国投資家のリスク回避度が高い場合、外国通貨に対してプラスの通貨リスク・プレミアムが、そして本国通貨にはマイナスの通貨リスク・プレミアム（プラスの通貨プレミアム）が形成され、しかもそれは世界共通の景気不確実性尺度 v_t が上昇するときに拡大する⁽²³⁾。

な結論は変わらない。

(23) Lusting et al. (2011), Menkhoff et al. (2012) が、株価収益率の不確実性尺度や

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

次に、Lusting et al. (2011) のキー・ファクトファインディングスである金利差とリスク・プレミアムの関係について言及しておこう。まず、(20)式より

$$r_t - r_t^* = E_t[\Delta q_{t+1}] + rp_t$$

と表現できる。したがって(9)(16)式より

$$E_t[\Delta q_{t+1}] = (\lambda_0 - \lambda_0^*) + (\lambda_v - \lambda_v^*) \sigma_u^2 v_t > 0 \quad (25)$$

である。つまり、自国の実質為替レートは減価すると予想されており、その程度は消費ボラティリティ v_t が高まるほど大きい。リスク回避度の高い自国投資家の SDF の振れは外国投資家のそれよりも大きいので、SDF の厳密な意味での凹関数である SDF 対数の平均値は必ずリスク回避度の高い自国の方が低くなるからである。そして消費ボラティリティ v_t が増加すると SDF の振れも大きくなるので、さらに SDF 対数値の平均の差（つまり期待為替レート減価率）が拡大する。

そうすると、(23)(24)式を活用すれば

$$\begin{aligned} r_t - r_t^* = & - \{ (1/2) [(\theta_v)^2 - (\theta_v^*)^2] \sigma_u^2 - (\lambda_0 - \lambda_0^*) \} \\ & - \{ [(\theta_g)^2 / 2 - \lambda_v] - [(\theta_g^*)^2 / 2 - \lambda_v^*] \} \sigma_u^2 v_t \end{aligned} \quad (26)$$

と分解できる。ここで補論において示されているように

外国為替市場の不確実性尺度で代理された世界金融市場不確実性とキャリートレード・リスクプレミアムと負の相関を示したことは既に言及したが、この実証結果は以上のように解釈すると理解し易い。

$$(1/2) \{(\theta_v)^2 - (\theta_v^*)^2\} \sigma_w^2 > \lambda_0 - \lambda_0^* > 0 \quad (27a)$$

$$(\theta_\theta)^2/2 - \lambda_v > (\theta_\theta^*)^2/2 - \lambda_v^* > 0 \quad (27b)$$

である。したがって $r_t < r_t^*$ であり、消費ボラティリティ v_t が大きいほど自国の金利が相対的に低下する。貯蓄の予備的動機が消費の異時点間代替効果（もしくは平準化効果）を優越する（すなわち $(\theta_\theta)^2/2 > \lambda_v$ の）環境下では、実質金利はリスク回避度の高い国における方が低く、またその程度は世界景気の不確実性が増大に⁽²⁴⁾にしたがって大きくなるのである。以上をまとめると、次の命題を得る。

命題 1： 本国投資家のリスク回避度が外国投資家のそれよりも高いとき、

- ① 本国のリスク・フリー金利は外国に比べて低く、かつ低金利の本国通貨に対しては正の通貨プレミアム（高金利の外国通貨には通貨リスク・プレミアム）が発生する。
- ② 世界景気の先行きに関する不確実性が増大すると、本国金利が相対的に低下し、本国通貨に対する通貨プレミアム（外国通貨に対する通貨リスク・プレミアム）が拡大する。

ここで、投資家の認識する世界共通リスクは消費成長ショック $\sigma_w(v_t)^{1/2} u_{t+1}$

(24) (16)(17)式より、金利の絶対水準は、 $r_t = -(\theta_\theta^2 \sigma_w^2 / 2 - \lambda_0) + \lambda_0 g_t - (\theta_\theta^2 / 2 - \lambda_v) \sigma_w^2 v_t$ と表すことができる。したがって消費成長（景気拡大）が見込めるとき金利は上昇するが（右辺第二項）、ボラティリティ拡大はそれを低下させる（右辺第三項）。ボラティリティ拡大は、一方で消費成長のイノベーションを増加させるので、消費平準化動機により現在消費を刺激し、金利上昇圧力を形成する（ $\lambda_v \sigma_w^2 v_t$ 項）。しかし、同時に予備的動機に基づく貯蓄増加が金利低下圧力を創出し（ $-(\theta_\theta^2 / 2) \sigma_w^2 v_t$ 項）、後者の予備的動機に基づく貯蓄増加効果が前者の異時点間代替効果を優越するのである。

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

と消費ボラティリティ・リスク $\sigma_w w_{t+1}$ の二つであり，そのリスクの大きさはその分散 $E_t[\sigma_v(v_t)^{1/2}u_{t+1}]^2 = \sigma_v^2 v_t$, $E_t[\sigma_w w_{t+1}]^2 = \sigma_w^2$ で表せる。そして，外国投資家を基準に考えると，そのリスクの価格（の自乗）は $(\theta_g^*)^2$, $(\theta_v^*)^2$ であるので，通貨リスク・プレミアム決定式(24)は

$$rp_t = \beta_g (\theta_g^*)^2 \sigma_v^2 v_t + \beta_v (\theta_v^*)^2 \sigma_w^2 \quad (24')$$

とも表現できる。ここで， β_g, β_v は自国通貨投資超過収益の共通リスクに対するエクスポージャーであり

$$\beta_g = (1/2) \{1 - (\theta_g/\theta_g^*)^2\} < 0 \quad \text{if } \gamma > \gamma^*$$

$$\beta_v = (1/2) \{1 - (\theta_v/\theta_v^*)^2\} < 0 \quad \text{if } \gamma > \gamma^*$$

と定義されている。明らかにその符号は内外投資家の相対危険回避度の大小関係に依存しており，われわれの想定 $\gamma > \gamma^*$ の下ではマイナスである。しかし，これまでの推論から明らかなように，リスク回避度の大小関係が逆になると，金利の高い自国通貨投資の超過収益のエクスポージャーはプラスとなる。言うまでもなくこの結論は Lusting et al. (2011) が明らかにした金利差とキャリートレード・リスクに対するエクスポージャー（ベータ）の序列関係に他ならない。このように，リスクに基づく為替レート決定論の基本命題は，リスク回避度の差によって説明可能であることが分かる。⁽²⁵⁾

(25) 自国通貨投資の通貨リスク・プレミアムを本稿の rp_t ではなく，Jensen 不等式の調整項を含む $E_t[r_t - r_t^* - \Delta q_{t+1}] + (1/2) \text{Var}_t[\Delta q_{t+1}] = \text{cov}_t[m_{t+1}^*, \Delta q_{t+1}]$ によって定義する場合，(18)(22)式より $\text{cov}_t[m_{t+1}^*, \Delta q_{t+1}] = (1 - \theta_g/\theta_g^*)(\theta_g^*)^2 \sigma_v^2 v_t + (1 - \theta_v/\theta_v^*)(\theta_v^*)^2 \sigma_w^2 < 0$ である。したがってベータは， $\beta_g = 1 - \theta_g/\theta_g^*$, $\beta_v = 1 - \theta_v/\theta_v^*$ によってそれぞれ定義できる。

4.4 先物ディスカウント・パズル

ここで、本論とは直接関係しないが、国際金融の分野において非常に多くの研究者の関心を集めてきた「先物ディスカウント・パズル」について触れておきたい。

いま、 f_t を外国通貨 1 単位の自国通貨価格と定義された先物為替レートの対数値、 s_t を同直物為替レート対数値とし、①市場に借入制約などのフリクションがなく、②投資家は危険中立的で合理的な期待形成を行うと仮定すると、現在の先物レートは将来の予想直物レートに一致するので、 $E_t[\Delta s_{t+1}] = f_t - s_t$ が成立する（「先物効率市場仮説」と呼ばれている）。ここで、 $i_t(i_t^*)$ を自国（外国）の名目金利と定義すると、先物カバー付き金利平価式 $f_t - s_t = i_t - i_t^*$ が成立するので、この仮説は $E_t[\Delta s_{t+1}] = i_t - i_t^*$ というカバー無し金利平価式と等価である。しかし、 u_{t+1} を予測誤差として、Fama regression と呼ばれる $\Delta s_{t+1} = \alpha + \beta(i_t - i_t^*) + u_{t+1}$ を推定すると、 β は有意にゼロと異なり、多くの先進国の場合、有意にマイナス ($\beta < 0$) である⁽²⁶⁾。このように、カバーなし金利平価式は成立していない（実際のデータでは否定さ

(26) 最近の体系的な推定については、13先進国通貨を対象とした Verdelhan (2013) を参照 (Engel (2011) によると、実質変数によっても結果はほとんど変わらない)。例えばドル円レートの場合、

$$\Delta s_{t+1} = -0.91 - 2.42(i_t - i_t^*) \quad R^2 = 0.0171$$

(0.26) (0.90)

という推定結果が得られており（推定期間は1983年11月～2010年12月、カッコ内は Newey and West (1987) の HAC 標準誤差）、 β が有意にマイナスに推定されている典型的事例となっている (Verdelhan (2013) の推定では、13通貨中10通貨について、 β はマイナスである)。ちなみに、米ドルに対して主要国通貨中 β のマイナスの程度が最も大きい通貨は日本円であり、Fahri et al. (2014) による「マイナスの通貨リスク・プレミアムが最も大きい通貨は日本円」という発見と符号している。なお、以上の結果は主として先進国通貨について観察される現象であり、新興国通貨について必ずしも妥当しないこと、そして投資期間が長くなるほど $\beta = 0$ を棄却できないことが知られている (Engel, 2014, pp. 497-498)。

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

れている)との結論が得られるだけでなく、「先物為替レートが指し示すレート変動方向と実際の直物為替レートのそれとが全く逆になっている ($\beta < 0$)」という、一見奇妙な結果が得られている。あるいは、Fama regression を活用すると、自国通貨に対する期待超過収益率は $i_t - i_t^* - E_t[\Delta s_{t+1}] = -\alpha + (1-\beta)(i_t - i_t^*)$ と表現できるので、 $\beta < 0$ という事実は内外金利差とポジティブに相関する超過収益率の存在を意味しており(金利の高い通貨に対する投資の超過収益はプラス、日本円のような金利の低い通貨に対する投資の超過収益はマイナス)、経済理論によってこの事実を説明することが難しいことから、「先物ディスカウント (もしくは先物プレミアム)・パズル」と呼ばれてきた。なお、以上の説明は名目変数によったが、実質変数でも同様である。

さて、既にわれわれは、期待為替レート減価率が次のように表せることを知っている ((25)式を参照)。

$$E_t[\Delta q_{t+1}] = B_0 + B_1 \sigma_w^2 v_t \quad (25')$$

$$\text{where } B_0 = \lambda_0 - \lambda_0^* > 0, B_1 = \lambda_v - \lambda_v^* > 0$$

また、内外金利差の決定式は

$$r_t - r_t^* = -C_0 - C_1 \sigma_w^2 v_t \quad (26')$$

$$\text{where } C_0 = (1/2)[(\theta_v)^2 - (\theta_v^*)^2] \sigma_w^2 - (\lambda_0 - \lambda_0^*) > 0,$$

$$C_1 = \{(\theta_\sigma)^2/2 - \lambda_v\} - \{(\theta_\sigma^*)^2/2 - \lambda_v^*\} > 0$$

である ((26)式を参照)。それゆえ簡単な計算により

$$E_t[\Delta q_{t+1}] = (B_0 - B_1 C_0 C_1^{-1}) - B_1 C_1^{-1}(r_t - r_t^*) \quad (28)$$

を得る。したがって $B_1 C_1^{-1} > 0$ であるので、先物ディスカウント・パズルの世界が成立している。このように超過収益の存在をリスク・プレミアムによって正当化し、確率的ボラティリティによってリスク・プレミアムが時間とともに変化することを許容した設定では、共通のグローバルショックの想定の下でリスク回避度の差を仮定することにより、先物ディスカウント・パズルを説明可能である⁽²⁷⁾。ただし、この結論は、モデルが単一の確率ボラティリティを前提していることに強く依存している。

4.5 不況期の円高，好況期の円安

最後に、ショックが顕在化した後の為替レートの反応について言及しておこう。(18)(22)式より

$$\Delta q_{t+1} - E_1[\Delta q_{t+1}] = (\theta_g - \theta_g^*) \sigma_u (v_t)^{1/2} u_{t+1} - (\theta_v - \theta_v^*) \sigma_w w_{t+1} \quad (29)$$

である。ここで補題により $\theta_g > \theta_g^* > 0$, $\theta_v > \theta_v^* > 0$ である。それゆえ、次の結論を得る。

命題 2： 自国投資家のリスク回避度が外国投資家のそれよりも高いとき

① 予期されない世界景気の拡大は自国通貨を減価させ、逆に世界景気後退

(27) もちろん先物ディスカウント・パズルの可能な説明は他にも多くあり、一例をあげると、habit formation (Verdelhan, 2010), 異質の市場参加者 (Alvarez et al., 2009; Bacchetta and van Wincoop, 2010), 国の規模の相違 (Hassan, 2013; Martin, 2011), 通貨当局の政策選好度の違い (Backus et al., 2013), 長期リスク・モデル (Bansal and Shaliastovich, 2013), Disaster risk (Fahri and Gabaix, 2014) などによる説明がある。また、最近の包括的なサーベイについては Engel (2014) を参照されたい。

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

は自国通貨を増価させる。

- ② 同様に、世界景気の不確実性が低下すると自国通貨は減価するものの、逆に不確実性が増大すると自国通貨は増価する。

そのメカニズムは、直感的には次のように考えることができよう。いま、負の世界共通消費成長ショックが現れたとしよう。すると、1パーセントの消費変動に対する限界効用変動の程度がリスク回避度であるので、消費成長低下によりリスク回避度の高い自国において、投資家の限界効用が外国のそれに比べて大きく上昇するはずである。このことはまた、自国のリスクの条件付き価格 M_{t+1} が外国の自国財で測ったそれ $Q_t M_{t+1}^*$ に比べて上昇することを意味するので、割安化した外国証券からの外国財の条件付き支払いを外国為替市場で自国財に交換して消費に充足する選択肢が有利化する。その結果、金融取引経由で外国財が売られ自国財が買われるので、自国通貨が実質で増価する。同様に、世界成長のボラティリティが増大すると、限界効用の上昇の程度はリスク回避度の高い自国の方が大きい。その結果、同様のメカニズムにより自国通貨が増価する。このように、ロー・キャリー通貨は世界景気の後退期もしくは不確実性が増大する局面において増価するのであり、それは自国投資家が外国投資家に比べてリスク回避的であるという極めて簡単な要因によって説明可能である。

5 おわりに

2000年代において、円の実質為替レートの変動パターンに二つの変化が現れたと考えられる。その第一は長期トレンドの変化であり、2節において説明したように、1990年代末を境として戦後長らく持続した長期の円高トレンド

ドが円安トレンドに変化したことである。その最大の要因はエネルギー価格高騰を主因とする交易条件の悪化であるが、同時に従来の持続的円高の主因とみられていた貿易財産業の生産性上昇が鈍化してきたことも等しく重要である。この意味で、日本円の実質為替レートの長期トレンド変化は日本経済のデフレ経済転換と軌を一にしていたのである。

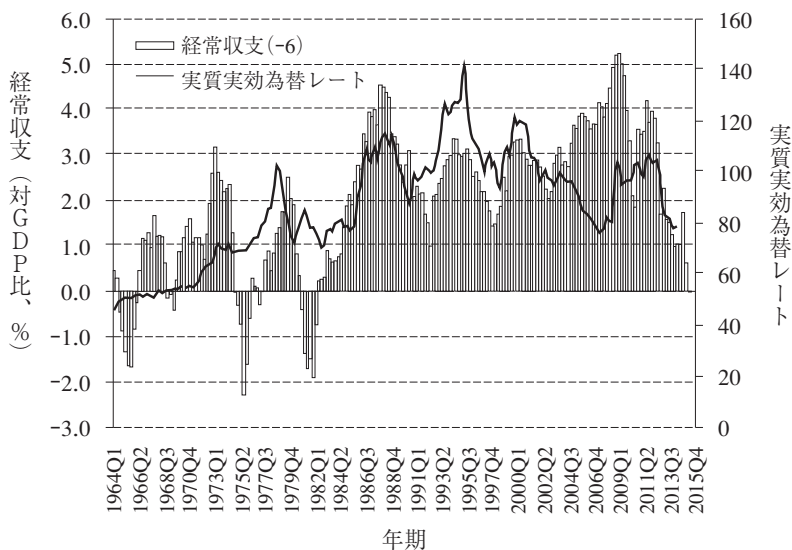
そして第二は、その中期循環パターンの変化であり、1970年代後半から2000年代初頭の概ね4分の1世紀にわたって続いた経常収支と為替レートの関係が崩れたことであった。理論的には経常収支と実質為替レートの間に安定した関係はなく、為替レートと金利（差）の関係と同じくショックの性格に依存して両者の関係は如何様にもなりうるのであるが、日本では「円の実質実効為替レートの中期的な変動は、1年半前の経常収支（対GDP比）の変動と密接に相関している」という経験則が観察されていた（図3を参照）。このような背景により、1993～1995年の不況下の円高を巡る小宮・クー論争のように、いわば“tale of trade imbalance”が多くの人々の耳目・関心を集めてきたのである。

しかし、2011年以降の急速な貿易赤字の拡大と2012年末以降の円安転換まで、明らかに実質為替レートと経常収支の中期サイクルは消滅していた。そして代わって登場したのが、2002年以降の「内外金利差と為替レート変動の規則性」の出現であり、本稿3節で考察したキャリートレード・サイクルの登場である。そして本稿は、その新しい動きを「リスクに基づく為替レート決定論」の視点から捉える一つの仮説を提起した。そのメイン・メッセージは極めて単純であり、為替レートがキャリートレード・リスクというグローバル共通要因のシステムティックな影響を受けていること、そして、そのグローバル共通要因に対するエクスポージャーの差が個別の為替レート変動パターンを規定するということである。

そして、本稿が示したように、そのエクスポージャーの違いを説明する一

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

図3 経常収支と実質実効為替レート



注) 経常収支は国民所得勘定の財貨・サービス純輸出と要素所得純受け取りの合計により計算しており、実質為替レートに対して6四半期前の値を図示している(例えば、図の2014年Q1は2012年Q3の値を図示している)。CPIベース実質実効為替レート指数(2010年=100)はBISによる27ヶ国狭義指数を使用した(高い水準が実質円高を意味する)。なお、両者の6四半期時差相関係数は1976~2001年で0.7234 (t 値=10.58), 1980~2001年で0.7064 (t 値=9.254)であった。

資料) 内閣府ウェブサイト, BISウェブサイト。

つの可能な要因は、リスクに対する寛容度の差である。なぜなら、通貨リスク・プレミアムは不確実性の一般的尺度とされるSDFのエントロピーの差に等しく、リスクに対する寛容度の低い経済では、そのエントロピーが高くなるからである。このときリスク回避度の高い経済の通貨には恒常的に正の通貨プレミアム(マイナスの通貨リスク・プレミアム)が付されることになり、これが「日本円は安全資産」と言われることの基本的意味である。そして、リスク・プレミアムは一般に反景気循環的に変動する傾向がある。だから日本円は不確実性の低下する世界経済の拡大期に売られ、逆に後退期ある

いは世界的な金融不安定期に買われるわけである。このようにもしわれわれの仮説が正しいとすると、日本円が安全資産とされる理由の一端は、皮肉にも日本の投資家の超保守的とも形容される安全志向にあるのである。

1998年に始まる日本の長期デフレのおそらくもっとも重要な要因の一つは、過剰なリスク・テイクの所産であるバブルとその崩壊を経験して、日本が「リスクを厭う社会」へ変質したことであろう。1998年の金融危機以降、人件費の抑制その他を通じて毎年平均20兆円規模の純資産蓄積を15年間も続けてきた日本の法人部門の行動はその象徴的現象であり、ベア・定昇凍結、非正規雇用拡大などを通じた限界支出性向の高い家計から限界支出性向の低い法人企業への所得再分配が慢性的な需要不足を醸成してきた（菊本他，2014；脇田，2014）。リスクを回避し、経営安定を買うために財務基盤を改善するミクロの合理性がマクロの不合理を生んできたわけである。そのリスクを厭う社会への変貌が、生産性不振とともに、同時に日本円を世界最大のロー・キャリー通貨に変貌させたわけであり、まさにそれが2000年代の為替レートのトレンドとサイクルを形成する基本的要因であったと考えられる。本稿は、この仮説の理論的基礎を提起したことになる。

補 論

この補論では、本論の

$$(1/2) \{(\theta_v)^2 - (\theta_v^*)^2\} \sigma_w^2 > \lambda_0 - \lambda_0^* > 0 \tag{27a}$$

$$(\theta_a)^2/2 - \lambda_v > (\theta_a^*)^2/2 - \lambda_v^* > 0 \tag{27b}$$

を、 $\gamma > 1 > \varphi^{-1}$ の仮定の下で証明する。

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

まず，(27a)式の関係を確認するため，本論の

$$A_2 = (1/2)k(1-k\eta)^{-1}(1-\gamma)(1+A_1)^2\sigma_w^2 = A_2(\gamma) \quad (15c)$$

$$\lambda_0 = -\log\beta + \varphi^{-1}(1-\rho)g + (1/2)(\varphi^{-1}-\gamma)(1-\gamma)(A_2)^2\sigma_w^2 \quad (17a)$$

$$\theta_v = -(\gamma - \varphi^{-1})A_2 \quad (19b)$$

に着目する。ここで $K(\gamma) = (1/2)(\varphi^{-1}-\gamma)(1-\gamma) > 0$ と置くと，リスク回避度以外のパラメーターは両国で共通と仮定されているので， $\lambda_0 - \lambda_0^* = \{K(\gamma)(A_2(\gamma))^2 - K(\gamma^*)(A_2(\gamma^*))^2\}\sigma_w^2$ である。それゆえ関数を $F(\gamma) = \{(\gamma - \varphi^{-1})^2/2 - K(\gamma)\}[A_2(\gamma)]^2$ と置くと，

$$(1/2)\{(\theta_v)^2 - (\theta_v^*)^2\}\sigma_w^2 - (\lambda_0 - \lambda_0^*) = \{F(\gamma) - F(\gamma^*)\}\sigma_w^2$$

である。しかし， A_2 の定義より $[A_2(\gamma)]^2 = (\gamma - 1)^2 \times$ 共通の正定数，であるので

$$F(\gamma) = (1/2)(1 - \varphi^{-1})(\gamma - \varphi^{-1})(\gamma - 1)^2 \times \text{共通の正定数}$$

を得る。したがって $\gamma > 1 > \varphi^{-1}$ の領域において $F'(\gamma) > 0$ である。そうすると， $\gamma > \gamma^* > 1$ について， $F(\gamma) > F(\gamma^*)$ という大小関係を導くことができる。

次に，(27b)式の関係を確認する。そのため，次の2式に着目する。

$$\lambda_v = \lambda_v(\gamma) = (1/2)(\varphi^{-1}-\gamma)(1-\gamma)(1+A_1)^2 \quad (17c)$$

$$\theta_g = \theta_g(\gamma) = \varphi^{-1} + (\gamma - \varphi^{-1})(1+A_1) \quad (19a)$$

ここで仮定により， $A_1 = k\rho/(1-k\rho) > 0$ は両国に共通のパラメーターであ

る。新たに関数を $H(\gamma) = [\theta_\theta(\gamma)]^2/2 - \lambda_v(\gamma)$ によって定義しよう。このとき

$$\begin{aligned} H(\varphi^{-1}) &= (\varphi^{-1})^2/2 > 0 \\ H'(\gamma) &= \theta_\theta(1+A_1) - (1/2) \{\gamma - 1 + \gamma - \varphi^{-1}\} (1+A_1)^2 \\ &= \varphi^{-1}(1+A_1) + (1/2)(1 - \varphi^{-1})(1+A_1)^2 > 0 \end{aligned}$$

であるので、 $\gamma > 1 > \varphi^{-1}$ の仮定の下では $H(\gamma) > 0$ である。また、 $H(\gamma)$ は γ の単調増加関数であるので、 $\gamma > \gamma^* > 1$ について $H(\gamma) > H(\gamma^*)$ という関係が成立する。

参 考 文 献

- 青木浩治, 2013. 「歴史的な円高一均衡実質為替レートの推定による評価—」『甲南経済論集』第53巻第3・4号, 3月: 65-103.
- 池田雄之輔, 2013. 『円安シナリオの落とし穴』日経プレミアシリーズ, 2013年12月.
- 菊本義治・西山博幸・本田豊・山口雅生, 2014. 『グローバル化時代の日本経済』桜井書店.
- 小林俊・中山興, 2013. 「リスク資産間のクロス・アセット相関の高まり」『日銀レビュー』2013-J-2, 4月.
- 脇田成, 2014. 『賃上げはなぜ必要か: 日本経済の誤謬』筑摩選書, 2月.
- Alvarez, F. and U. J. Jermann, 2005. Using asset prices to measure the persistence of the marginal utility of wealth. *Econometrica* 73(6), November: 1977-2016.
- Alvarez, F., A. Atkeson and P. Kehoe, 2009. Time-varying risk, interest rates, and exchange rates in general equilibrium. *Review of Economic Studies* 76(3), July: 851-878.
- Andrews, D. W. K. 1991. Heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation. *Econometrica* 59(3), May: 817-858.
- Bacchetta, P. and E. van Wincoop, 2010. Infrequency portfolio decisions: A solution to the forward discount puzzle. *American Economic Review* 100(3), June: 870-904.
- Backus, D. K. and G. W. Smith, 1993. Consumption and real exchange rates in dynamic economies with non-traded goods. *Journal of International Economics* 35(3-4), November: 297-316.
- Backus, D. K., F. Gavazzoni, C. Telmer and S. E. Zin, 2013. Monetary policy and the uncovered interest rate parity puzzle. *Mimeograph*, March. [First draft publicized in NBER

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

Working Paper No. 16218, July 2010.]

- Backus, D., M. Chernov and S. Zin, 2014. Sources of entropy in representative agent models. *Journal of Finance* 69(1), February: 51-99.
- Bansal, R. and A. Yaron, 2004. Risks for the long run: A potential resolution of asset pricing puzzle. *Journal of Finance* 59 (4), August: 1481-1509.
- Bansal, R., D. Kiku and A. Yaron, 2012. Risks for the long run: Estimation with time aggregation. *Mimeograph*, July. [first version appeared in June 2006 as titled “Risks for the long run: Estimation and inference”.]
- Bansal R. and I. Shaliastovich, 2013. A long-run risks explanation of predictability puzzles in bond and currency markets. *Review of Financial Studies* 26 (1), January: 1-33.
- Bansal R., D. Kiku, I. Shaliastovich and A. Yaron, 2014. Volatility, the macroeconomy and asset prices. *Journal of Finance* 69(6), December: 2471-2511.
- Brandt, M. W., J. H. Cochrane and P. Santa-Clara, 2006. International risk sharing is better than you think, or exchange rates are too smooth. *Journal of Monetary Economics* 53(4), May: 671-698.
- Burnside, C., 2011. The cross section of foreign currency risk premia and consumption growth risk: Comment. *American Economic Review* 101(7), December: 3456-3476 [with online appendix “The forward premium is still a puzzle: Appendix,” June 2011].
- Burnside, C., M. Eichenbaum and S. Rebelo, 2012. Understanding the profitability of currency- trading strategies. *NBER Reporter* 2012 No. 3: Research Summary.
- Burnside, C. and J. J. Graveline, 2012. Exchange rate determination, risk sharing and the asset market view. *NBER Working Paper* No. 18646, December.
- Campbell, J. Y., 1993. Intertemporal asset pricing without consumption data. *American Economic Review* 83(3), June: 487-512.
- Campbell, J. Y., 1996. Understanding risk and return. *Journal of Political Economy* 104(2), April: 298-345.
- Campbell, J. Y., and J. H. Cochrane, 1999. By force of habit: A consumption-based explanation of aggregate stock market behavior. *Journal of Political Economy* 107(2), April: 205-251.
- Campbell, J. Y. and T. Vuolteenaho, 2004. Bad beta, good beta. *American Economic Review* 94(5), December: 1249-1275.
- Campbell, J. Y., S. Giglio, C. Poilk and R. Turley, 2014. An intertemporal CAPM with stochastic volatility. *Mimeograph*, April.
- Campbell, J., 2014. Empirical asset pricing: Eugene Fama, Lars Peter Hansen, and Robert Shiller. *Mimeograph*, May.
- Chari, V. V., P. J. Kehoe and E. R. McGrattan, 2002. Can sticky price models generate volatile and persistent real exchange rates? *Review of Economic Studies* 69 (3), July: 533-563.

- Clarida, R. H., 2013. Hot TIP: Nominal exchange rates and inflation indexed bond yields. *NBER Working Paper* No. 18726, January.
- Colacito, R. and M. M. Croce, 2011. Risks for the long run and the real exchange rate. *Journal of Political Economy* 119 (1), February: 153-182.
- Colacito, R. and M. M. Croce, 2013. International asset pricing with recursive preferences. *Journal of Finance* 68 (6), December: 2651-2686.
- Cole, H. L. and M. Obstfeld, 1991. Commodity trade and international risk sharing: How much do financial markets matter? *Journal of Monetary Economics* 28 (1), August: 3-24.
- Duffee, G., 2012. Asset pricing: Epstein-Zin recursive utility. Department of Economics Johns Hopkins University.
- Engel, C., 2011. The real exchange rate, real interest rates, and the risk premium. *NBER Working Paper* No. 17116, June.
- Engel, C., 2014. Exchange rates and interest parity. In G. Gopinath, E. Helpman and K. Rogoff eds., *Handbook of International Economics*, Chapter 8, Elsevier; Amsterdam, Boston, Heidelberg, London, New York, Oxford, Paris, San Diego, San Francisco, Singapore, Sydney and Tokyo: 453-522.
- Epstein, L. G. and S. E. Zin, 1989. Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: A theoretical framework. *Econometrica* 57 (4), July: 937-969.
- Epstein, L. G. and S. E. Zin, 1991. Substitution, risk aversion, and the temporal behavior of consumption and asset returns: An empirical analysis. *Journal of Political Economy* 99 (2), April: 263-286.
- Fahri, E., S. P. Fraiberger, X. Gabaix, R. Ranciere and A. Verdelhan, 2014. Crash risk in currency markets. *Mimeograph*, June.
- Farhi, E. and X. Gabaix, 2014. Rare disasters and exchange rates. *Mimeograph*, October.
- Fama, E. F. and J. D. MacBeth, 1973. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy* 81 (3), May-June: 607-636.
- Gertler M. and N. Kyotaki, 2010. Financial intermediation and credit policy in business cycle analysis. Volume 3 of *Handbook of Monetary Economics*, Chapter 11, Elsevier: 547-599.
- Gouriéroux, C. and J. Jasiak, 2006. Autoregressive gamma processes. *Journal of Forecasting* 25: 129-152.
- Gourinchas, P. -O., H. Rey and N. Govillot, 2010. Exorbitant privilege and exorbitant duty. *Mimeograph*, November.
- Gourinchas, P. O., H. Rey and K. Truempler, 2012, May. The financial crisis and the geography of wealth transfers. *Journal of International Economics* [forthcoming].
- Gourio, F., M. Siemer and A. Verdelhan, 2013. International risk cycles. *Journal of International Economics* 89 (2), March: 471-484.

為替レートの長期トレンドと循環的変動：なぜ日本円は安全資産なのか？

- Greene, W. H., 2003. *Econometric Analysis*. Pearson Education International.
- Hansen, L. P., J. C. Heaton and N. Li, 2008. Consumption strikes back? Measuring long-run risk. *Journal of Political Economy* 116 (2), April: 260-302.
- Hassan, T. A., 2013. Country size, currency unions, and international asset returns. *Journal of Finance* 68 (6), December: 2269-2308.
- Keynes, J. M., 1923. The theory of money and of the foreign exchanges. In his *A Tract on Monetary Reform*, Chapter 3, pp. 61-115, London: Macmillan. (The Collected Writings of John Maynard Keynes IV, London: Macmillan and Cambridge University Press, 1971.)
- Kojien, R. S. J., T. J. Moskowitz, L. H. Pedersen and E. B. Vrugt, 2013. Carry. *NBER Working Paper* No. 19325, August.
- Le, A., K. J. Singleton and Q. Dai, 2010. Discrete-time affine[®] term structure models with generalized market prices of risk. *Review of Financial Studies* 23 (5), May: 2184-2227.
- Lettau, M., M. Maggiori and M. Weber, 2013. Conditional risk premium in currency markets and other asset classes. *NBER Working Paper* No. 18844, February.
- Lusting, H. and A. Verdelhan, 2007. The cross section of foreign currency risk premia and consumption growth risk. *American Economic Review* 97 (1), March 2007: 89-117.
- Lusting, H. and A. Verdelhan, 2011. The cross section of foreign currency risk premia and consumption growth risk: Reply. *American Economic Review* 101 (7), December: 3477-3500.
- Lusting, H., N. Roussanov and A. Verdelhan, 2011. Common risk factors in currency markets. *Review of Financial Studies* 24 (11), November: 3731-3777.
- Lusting, H. and A. Verdelhan, 2012. Exchange rates in a stochastic discount factor framework. In J. James, I. Marsh and L. Sarno (eds.), *Handbook of Exchange Rates*, John Wiley&Sons Inc., Chapter 14: 391-420.
- Lusting, H., N. Roussanov and A. Verdelhan, 2014. Countercyclical currency risk premia. *Journal of Financial Economics* 111 (3), March: 527-553
- Lusting H., A. Stathopoulos and A. Verdelhan, 2014. The term structure of currency carry trade risk premia. *Mimeograph*, May.
- Maggiori, M. 2011. Financial intermediation, international risk sharing, and reserve currencies. *Mimeograph*, November.
- Martin, I., 2011. The forward premium puzzle in a two-country world. *NBER Working Paper* No. 17564, November.
- McCauley, R. N., 2012. Risk-on/risk-off, capital flows, leverage and safe assets. *BIS Working Papers* No. 382, July.
- Menkhoff, L., L. Sarno, M. Schmeling and A. Schrimpf, 2012. Carry trades and global foreign exchange volatility. *Journal of Finance* 67 (2), April: 681-718.
- Newey, W. K. and K. D. West, 1987. A simple positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* 55 (3), May: 703-708.

- Samuelson, P., 1964. Theoretical notes on trade problems. *Review of Economics and Statistics* 46(2), May: 145-154.
- Shanken, J., 1992. On the estimation of beta-pricing models. *Review of Financial Studies* 5(1), January: 1-33.
- Verdelhan, A., 2010. A habit-based explanation of the exchange rate risk premium. *Journal of Finance* 65(1), February: 123-146.
- Verdelhan, A., 2013. The share of systematic variation in bilateral exchange rates. *Mimeograph*, February.
- Wachter, J., 2006. A consumption-based model of the term structure of interest rates. *Journal of Financial Economics* 79(2), February: 365-399.