

為替・輸出入におけるグローバル・インバランスの影響

～短期金利・為替・輸出入の推計を中心に～

Influences of Global Imbalance on Exchange Rates, Exports, and Imports

大 西 一 成

OHNISHI Kazushige

1. はじめに

政府・日本銀行は、2010年9月15日、東京外国為替市場で為替介入を実施した。6年半ぶりのこの為替介入は過去最大規模であり、東京に続いてロンドン、ニューヨークなど海外市場でも実施する一方、金融緩和の効果を狙い非不胎化介入の方針も決めていたと言われる。また、2010年10月5日には、4年ぶりに無担保コール翌日物金利を年0.1%から0～0.1に引き下げるゼロ金利を容認する追加金融緩和政策に踏み切った。急激な円高、払拭できないデフレ懸念、景気動向に対する懸念の台頭など、日本銀行の決定を促す素地は十二分にあったものと言えよう。しかし、円相場は、11月1日に15年半ぶりの高値80.21円/ドルを付け、1995年の最高値79.75円/ドルに迫る勢いを見せるに至った。こうしたことの背景には、米国の金融政策の影響が大きいと言われる。日銀の金融政策の効果は限定的言わざるを得ず、政策の方向感を明確に示したものの、その効果については多くを期待できる状況にないとの厳しい見方もある。為替については、日銀の政策決定から10日余りで年初来最高値を付けるなど、まさに海外の金利先安観がその政策効果を打ち消している。一国の経済政策、特に金融政策の効果が問われているというのが、今日のグローバル・インバランスの下における国際経済の姿と言えよう。

今日、マクロ経済政策の政策効果は国際経済の緊密化とその方向性に大きく左右され、その動向は極めて読みづらくなっている。主要先進国の動向はもとより、国際的な資金動向は新興国の動きをも巻き込んだ形となっている。無論、金融政策のみならず、他の経済政策をも含めた総合的な取り組みが求められていることは言うまでもない。しかし、世界同時不況以降、多くの国において財政赤字が深刻化している。世界経済のグローバル化を歓迎してから、多くの時間を経ないうちに、世界経済は多くの矛盾を露呈している。なかでも、米国を中心としたデフレ懸念は、おそらく最も困難な問題と危惧される。台頭する中国経済においては、中国人民銀行が、インフレ抑制を目指し2010年12月25日、貸出および預金の基準金利を26日より0.25%引き上げた。

これにより貸出金利が 5.81%、預金金利は 2.75%となった。11 月の消費者物価指数が前年同月比 5.1%上昇するなどインフレ懸念が一段と台頭している。こうした状況に対し、先進国の金融緩和政策が大きな要因となっていると言われている。先進国の経済不振に伴う金融緩和政策と、高成長を続ける中国経済、あるいは同国のインフレ懸念に伴う金利先高観が、中国への資金流入をもたらし、そのことが一層、インフレ懸念を高めている結果となっていると言えるからである。金融引き締めが、一層資金の流入をもたらし、インフレ懸念をさらに高めかねない悪循環も懸念される。また、中国のみならず多くの新興国では、金融引き締めが通貨高を招くとの懸念から、為替介入を積極的に実施するも、利上げについては逡巡している様子も見られる。

2010 年 11 月 11 日にソウルで開催された G20 では、グローバル・インバランスの是正に向けた「経常収支」を基準とすることが謳われたが、より具体的な基準値は明確化されなかった。本稿では、米国の金融緩和を前提に分析を試みる。米国の金融緩和は、国際経済を牽引する要因と評価できるのか、それとも新興国にインフレ懸念をもたらすのかで、金融政策の評価も大きく異なることから、国際経済における新たな課題ともなったグローバル・インバランスがもたらす影響について検証する。より具体的には、日米間における金融政策がもたらす通貨あるいは輸出への影響を実証的に考察するものである。

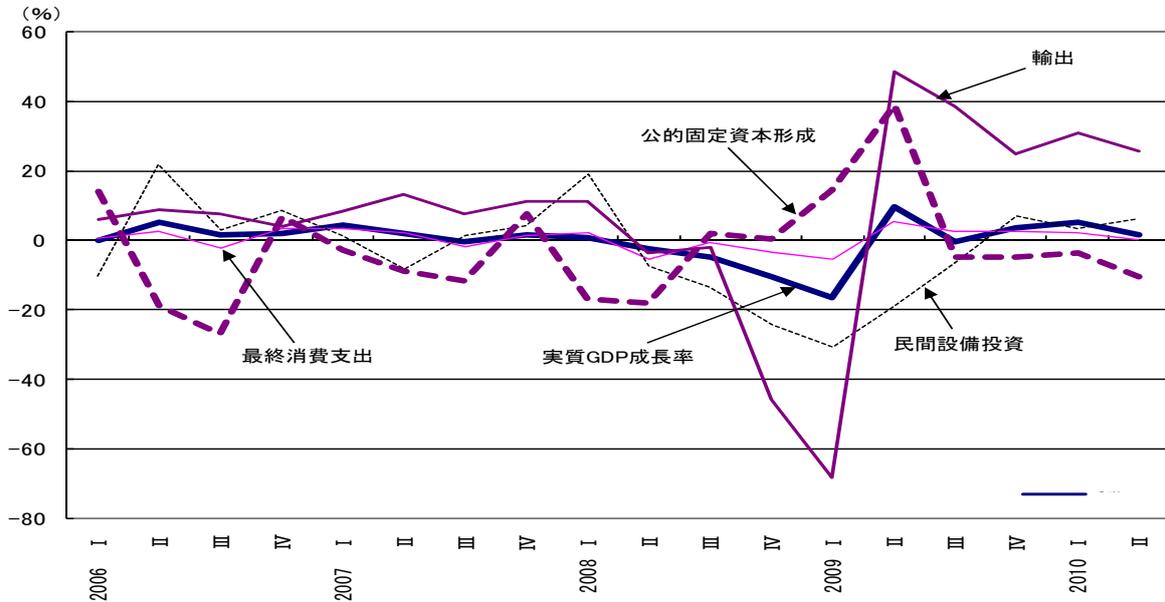
2. 先行研究

各国の政策については植田[編] (2010) が詳しい。また世界金融・経済危機を実証的かつ多面的に検証されている。同文献においては、本稿では扱えなかった日本経済に与えたインパクトについて、白川 (第 3 章 pp155) では、財政赤字についても取り上げるなど広範な視点から検証されている。また、小巻・地主 (pp317) では、欧米における金融政策について、詳細な分析が行われている。林 (pp371) では、各国の政策とその効果について詳しい。寺井他 (2003) は基本モデル作成における理論を詳細に取り上げており多くの示唆を得た。リーマンショック以前における為替と経常収支の関する先行研究では、Obstfeld (2006) では、「もっとも意味のない設問は、為替レートの変化によってどれだけ経常収支の調整が起こるかという問いである。なぜなら、為替レートは、経常収支の変化を引き起こす外政的なショックに対して反応する多くの内生変数の 1 つにすぎないからである。」としている。また、Obstfeld (2005) では、「米国の経常収支赤字は世界経済全体の問題であると主張したい。今後、世界全体として支出パターンの大規模な調整が必要になることを踏まえると、通貨価値の「ソフト・ランディング」を巧みに実現することが、主要な貿易圏の金融・財政政策当局にとって、大きな課題となろう。」と記し、今日の世界経済の状況を示唆している。植田・亀水 (1986) では、経常黒字の拡大の要因としては、日米の財政政策の動きの違い、特に米国の財政赤字の拡大が重要であり、黒字削減のためにはこれを縮小することが肝要であることが分かる。」とし、財政政策との関連の重要性を指摘している。貞廣 (2005) は、様々な時代と角度からの実証分析が行われており、検証結果における比較対象を試みるための基本書となった。松林 (2009) では、米国の経常収支・資本収支について、構造的変動と循環的変動という観点から分析している。また、岡田 (2009) では、中国人民元問題について、VAR MODEL を用いた実証的な研究がなされており、多くの示唆を得た。

3. 日本経済の概観

(1) 経済成長率

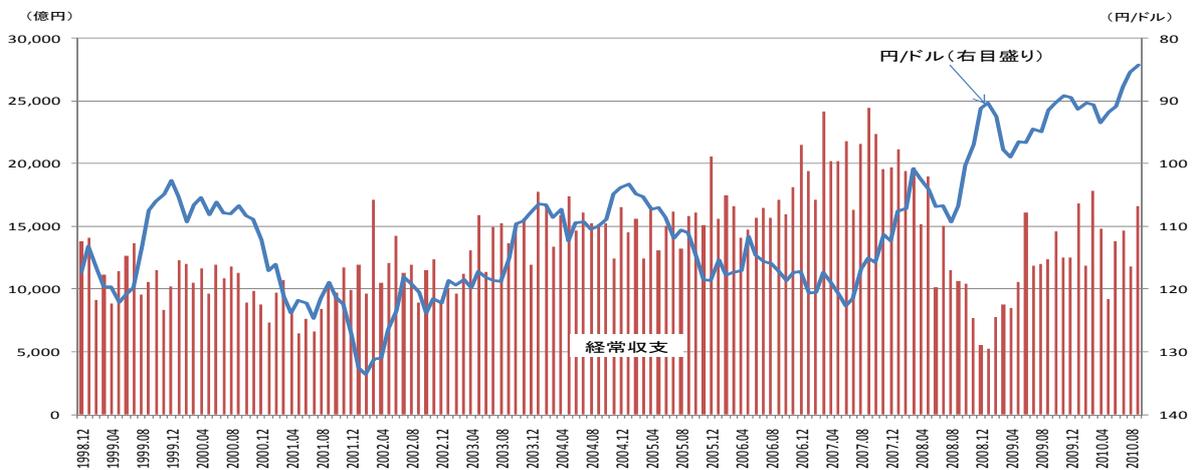
世界同時不況という状況から、なによりも輸出の急減が著しく、2009 年後半における急回復はむしろ 2008 年の反動と言えよう。2009 年後半には、早くも輸出の回復に鈍化傾向がみられ、実質 GDP 成長率、民間設備投資とも低位で推移する結果となっている。



(出所: 内閣府データより筆者作成)

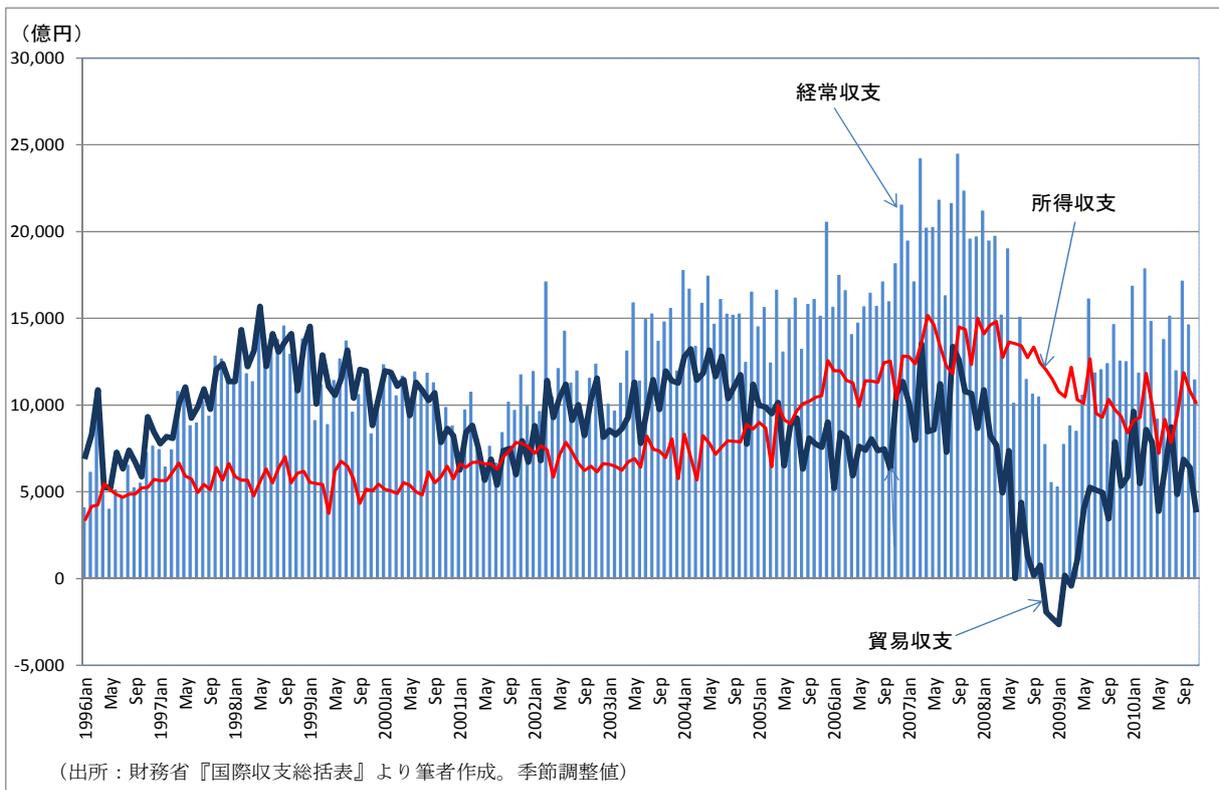
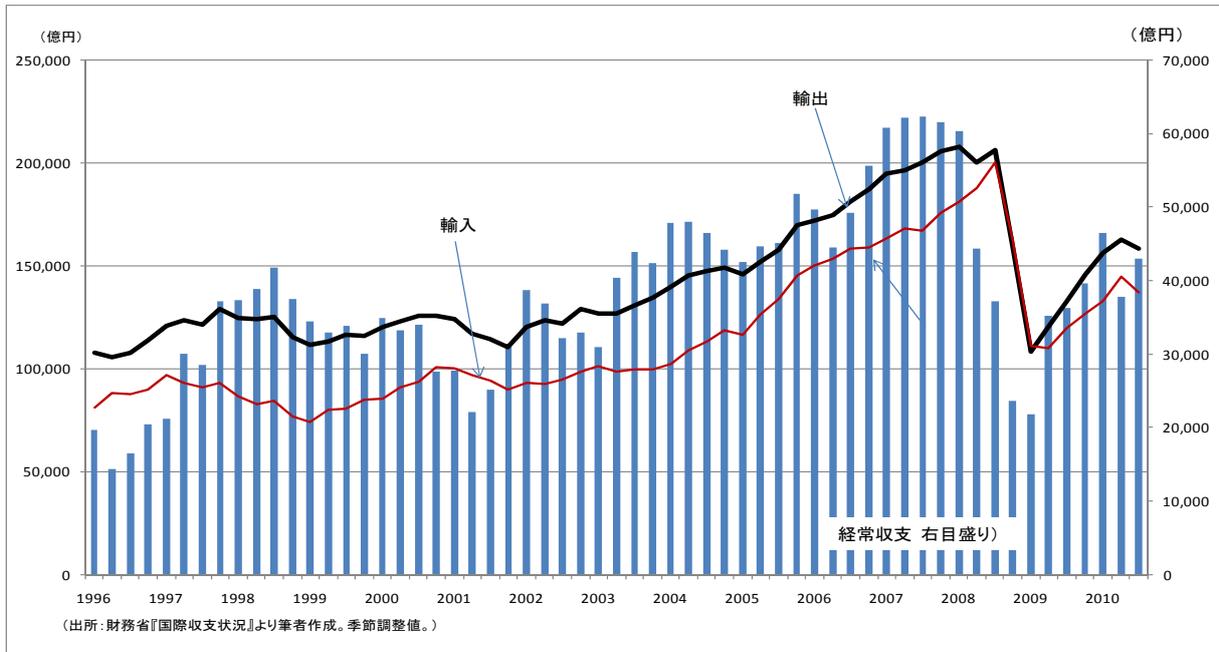
(2) 経常収支

経常収支と為替の動きは 2006 年前半までは、黒字と為替が似た動きを見せている。しかし、2006 年後半に入ると、為替の動きは、それまでとは異なって経常収支の動きと必ずしも似た動きになっていない。2006 年後半から 2007 年前半にかけては、円安が進行し、同年後半には、経常収支の黒字拡大とともに、急速に円高が進んでいく様子が観られる。こうした円高基調の背景には、経常収支の縮小にも観られるように、米国経済の不振とそれに伴う金融緩和政策があったものとみられる。



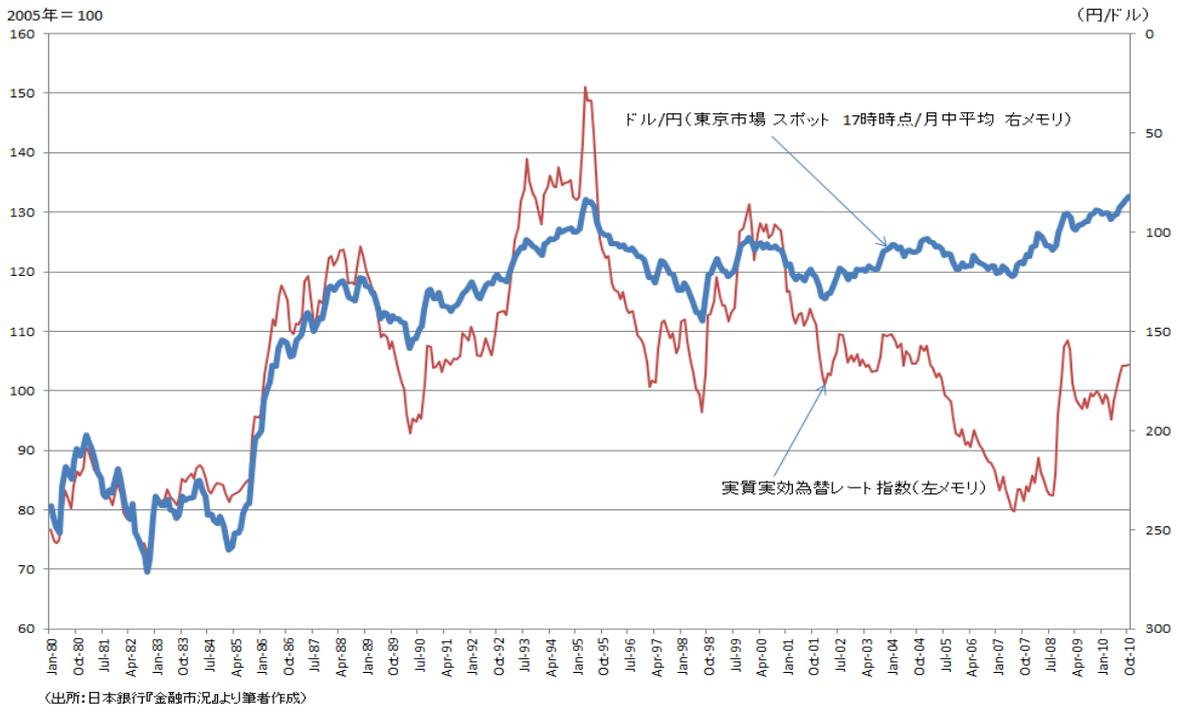
(出所: 財務省『国際収支状況』、日本銀行『金融市況』より筆者作成。経常収支は季節調整値。)

長期的な経常収支の推移と輸出入動向をみると、輸出入は2007年まで拡大した後、ほぼ同時に急反落している。国際経済における混乱による輸出の鈍化はもとより、国内経済に左右される輸入までもが大きく落ち込んでいる。このことは、今日の国際経済における状況が、いかに早く日本国内の経済に影響を及ぼしてくるかを窺わせる。もう一つの特徴として、2009年における特徴として、下図のように所得収支が、貿易収支の落ち込みに比べ小さかったことが挙げられよう。

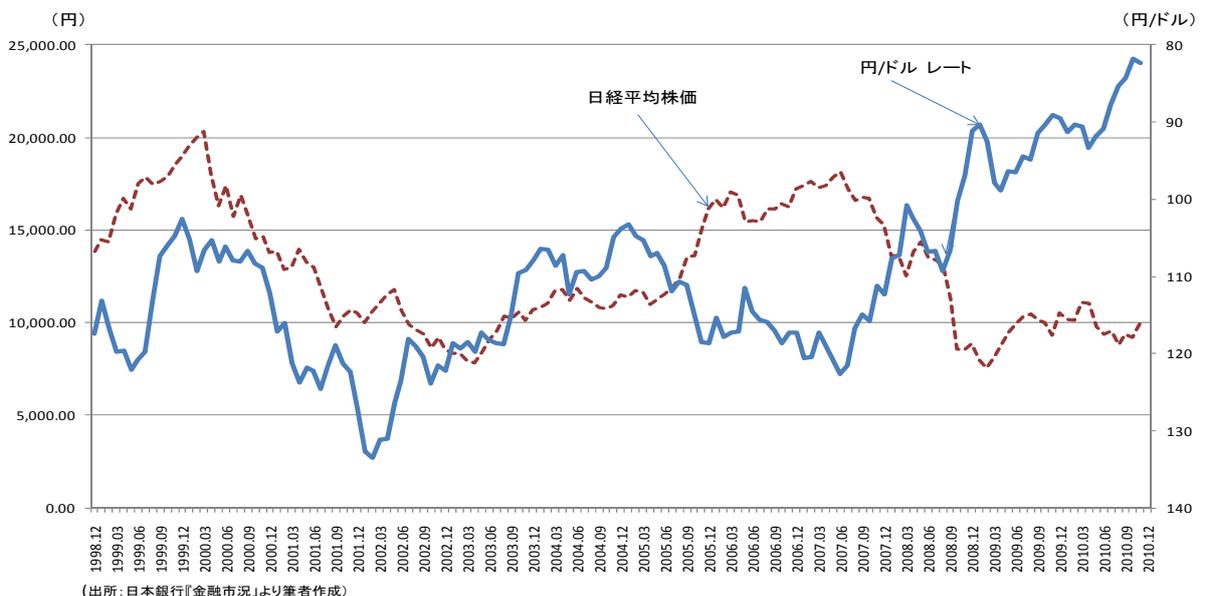


(3) 為替レート

長期的には、円は緩やかな上昇基調にある。また 2007 年より、米国経済の不振から、円が選択されることによって、95 年水準にも迫る円高水準への上昇トレンドとなっている。国内経済のファンダメンタルズを反映するかのよう、1995 年以降、実質実効為替レートは相対的低下傾向にあったが、2007 年を境に反転し、概ね 1990 年代の水準に戻っている。



日本経済においては、円高に伴う企業業績の低迷から株価が低迷すると連想される。一方、1999 年ごろについては、業績の低迷あるいは不況から株価が低迷し、為替も円安トレンドにあると考えられる。2005 年半ば以降、為替と株価は概ね逆相関にあり、円高が株価の低迷を招いているのではないかと考えられる。

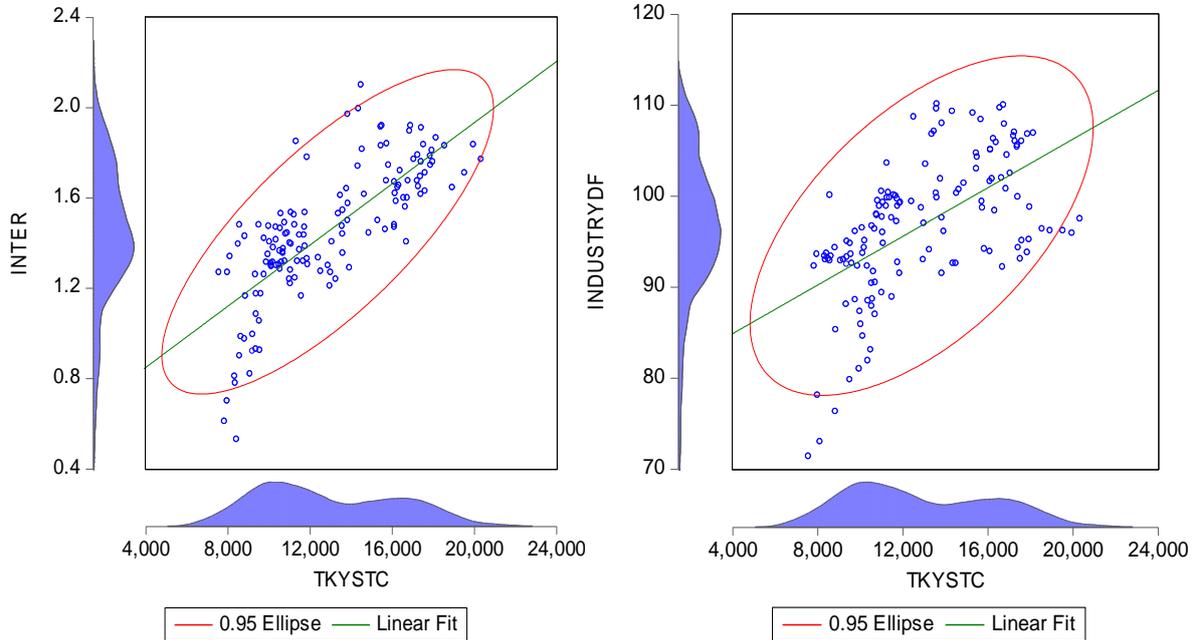


(3) 株価・金利・生産動向

長期金利(INTER)¹と株価(日経平均 TKYSTC)、生産動向と株価は、明確な順相関が見られる。

長期金利と株価

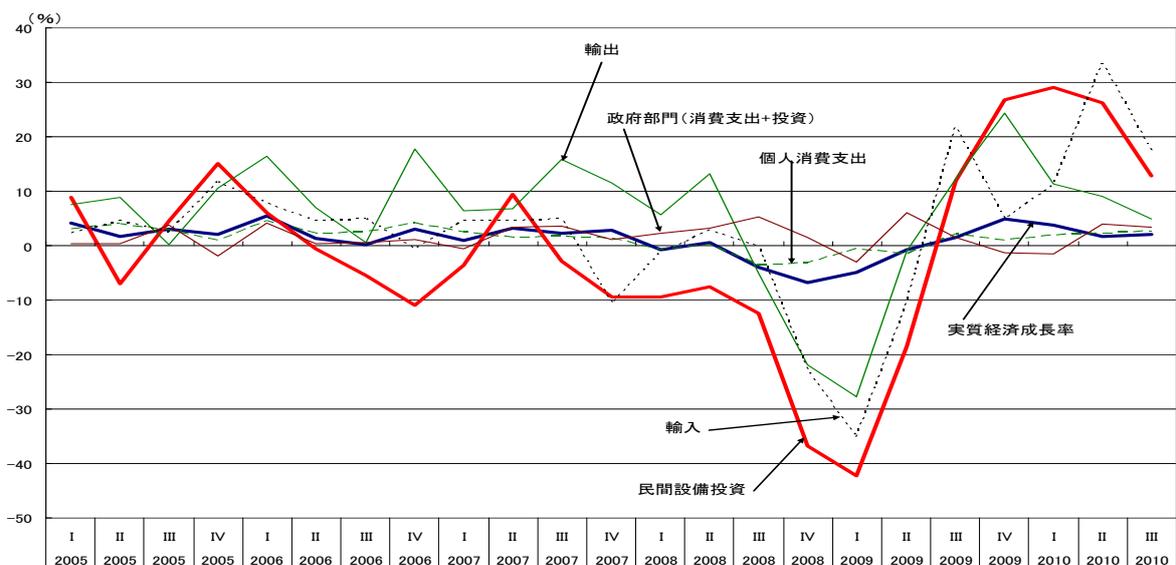
株価と生産動向 (鉱工業生産 INDUSTRYDF)



(出所：日本銀行、経済産業省のデータより筆者作成)

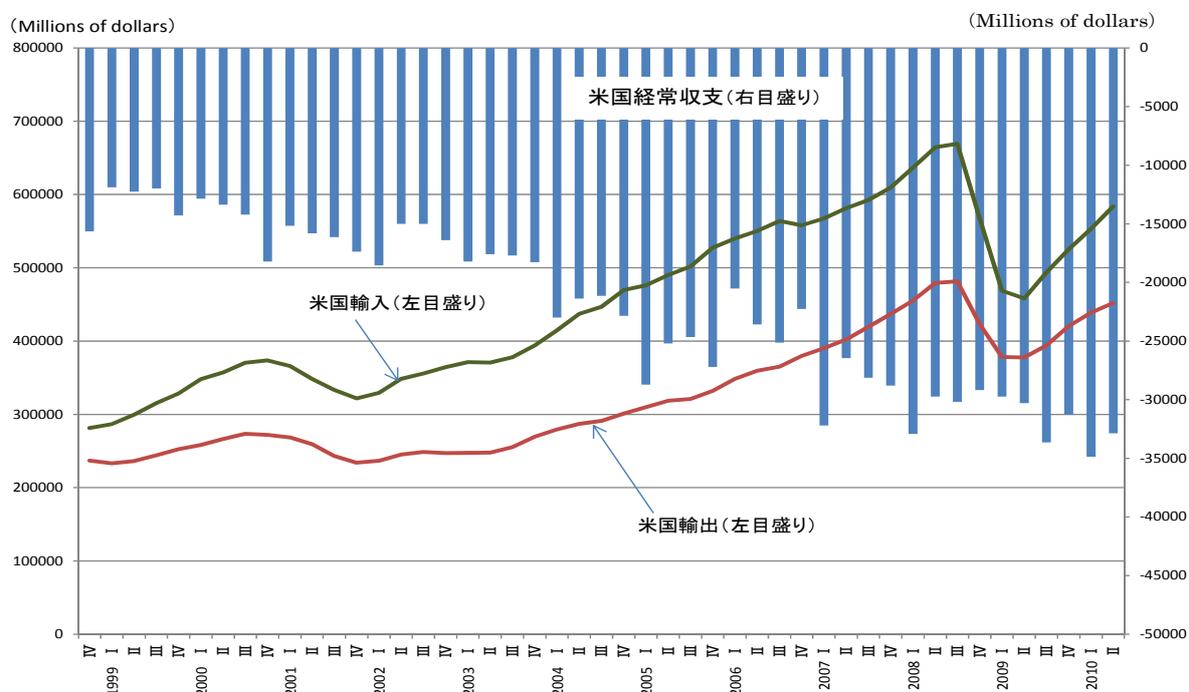
3. 米国経済の概観

米国経済においても2009年に回復基調に入るも、2010年には早くも鈍化傾向が見られるなど、その回復力は強くない。日本以上に民間設備投資の落ち込みが大きいのが特徴と言えよう。一方、輸出の落ち込みが日本ほど大きくなく、輸入より小さいことも特徴としてあげられる。全体的に見れば、個人消費支出の落ち込みは巷間言われるほど大きくない。世界同時不況の震源地として、住宅投資に加え民間設備投資の落ち込みが大きい。



¹ 新発 10 年物国債利回りを用いている。

米国の経常収支の赤字については、むしろ一貫して拡大傾向にある。また、輸出よりも輸入の落ち込みのほうが大きかったことも米国経済の特徴と言えよう。輸出入がほぼ平行に減少していることから、経常収支のほぼ一貫した拡大に繋がったものと言えよう。



(出所: U.S. Department of Commerce, Bureau of Economic Analysis より筆者作成。季節調整値。)

5. 日米における金融政策と為替

(1) 日米におけるベースマネー比率と為替²

日米のベースマネー比と為替動向の関係を俯瞰すると、米国の金融緩和は明らかに為替レートに対し、円高ドル安という形で影響している様子が窺える。ただ、注意すべきは、日米の長期金利は、下図の様に、かなり順相関がみられ、景気 directional は類似している。よって、日本の金利上昇が必ずしも円高を招くことにはなっていない背景とも言えよう。日米におけるベースマネーと為替については、本多 (2010) において、日米における「ベースマネー比率」が、米国の金融緩和等で低くなると円高・ドル安傾向が生まれると指摘しされている。こうした指摘にならない本稿でも対象期間をさらに拡大して、5・(3) において「米国の金融緩和がもたらす円高・ドル」というタイトルのグラフで、米国の金融緩和と為替の関係を示した。また下記のグラフは、寺井他 (2003)³ にならない、日米ベースマネー比率と為替レートの推移を示した、所謂「ソロス・チャート」⁴ である。米国の金融緩和によって日米ベースマネー比率が低下するとともに、円高・ドル安傾向が鮮明になっていることが窺われる。⁵米国の金融緩和は、日本にとって、資金の流入に伴う円高を招いていると言えよう。

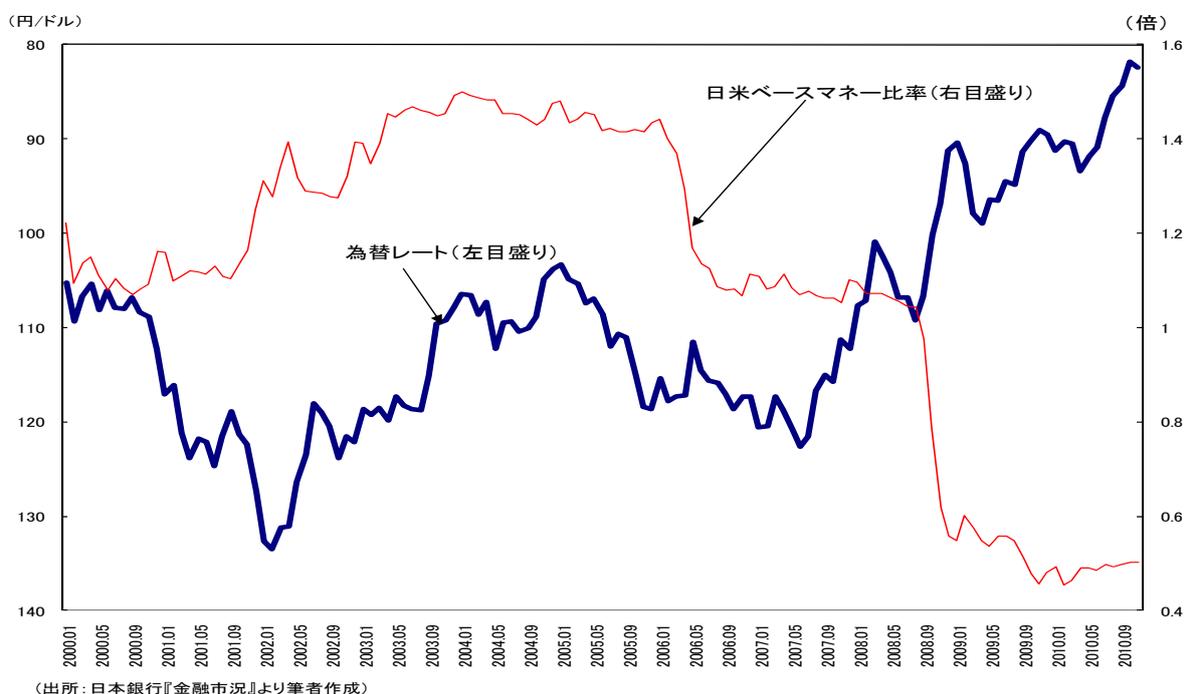
² 本多 (2010) では、2007 年 1 月から 2010 年 10 月までを対象期間としている。

³ 寺井他 (2003) では、日米ベースマネー比変化率と為替レート変化率も取り上げている。

⁴ 寺井他 (2003) において、「ソロス・チャート」の詳細な検討がなされている。

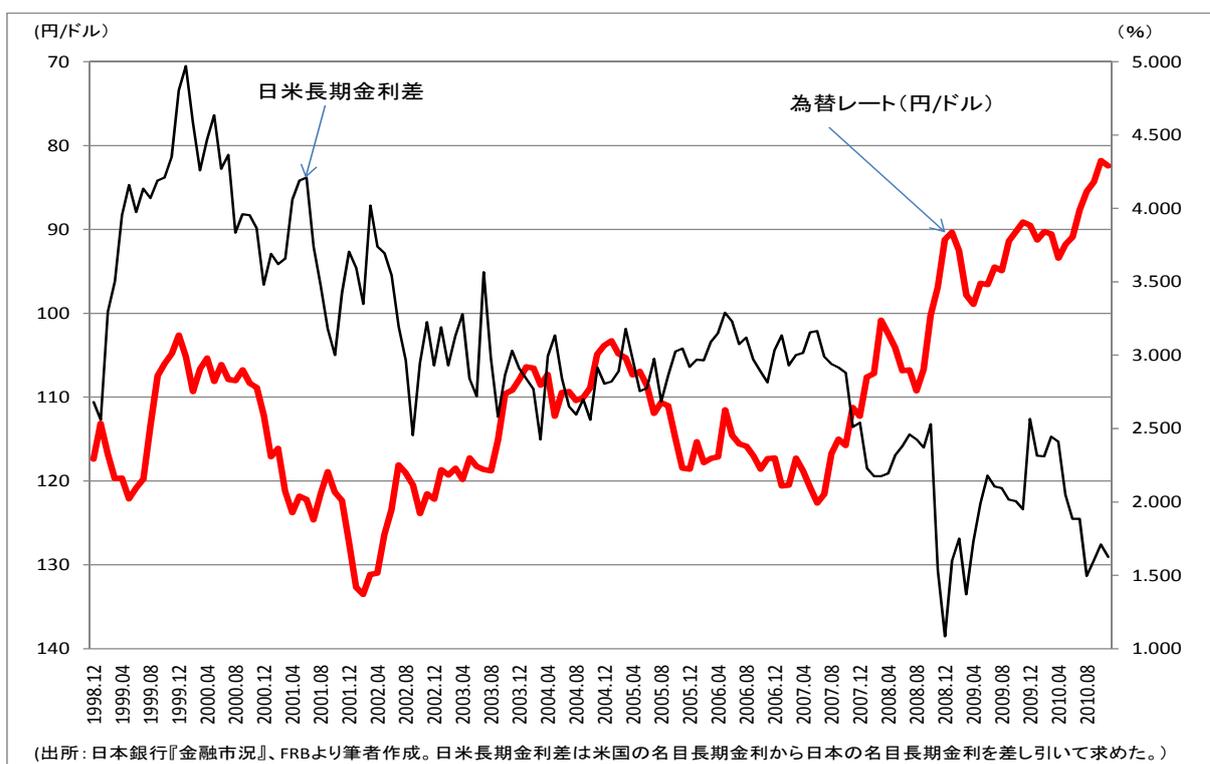
⁵ 貞廣 (2005 43 頁 267 頁) でも取り上げている。90 年代を中心に、マネタリーベースの日米比率の低下に伴い、円高・ドル安傾向が鮮明になっていることを示している。

米国の金融緩和にともなう日米ベースマネー比率の低下に伴う円高傾向は、2006 年頃には明確でないが 2008 年後半以降は極めて明確になっている。

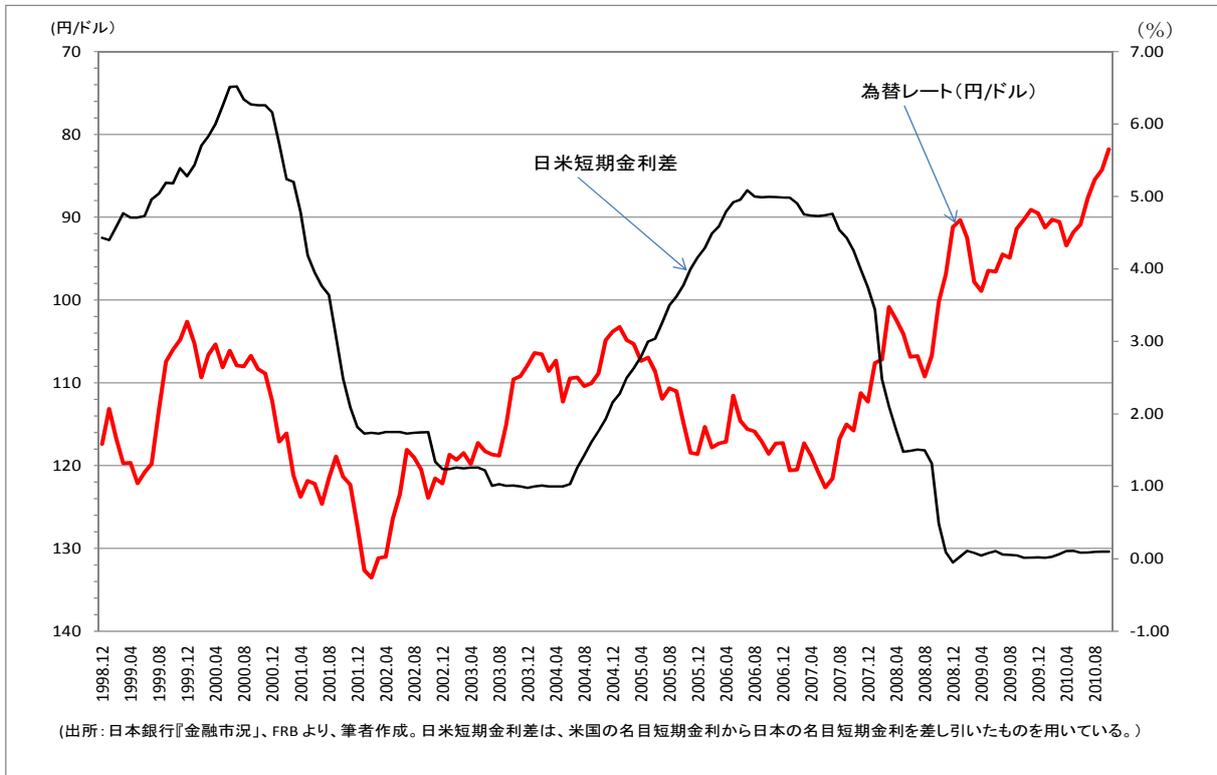


(2) 日米の金利差と為替動向

2008 年以降、日米間における名目長期金利差の縮小がもたらす円高傾向が顕著になっている。米国経済の不振に伴う金融緩和が、金利差の縮小を招き、円高が生じたものと見られる。



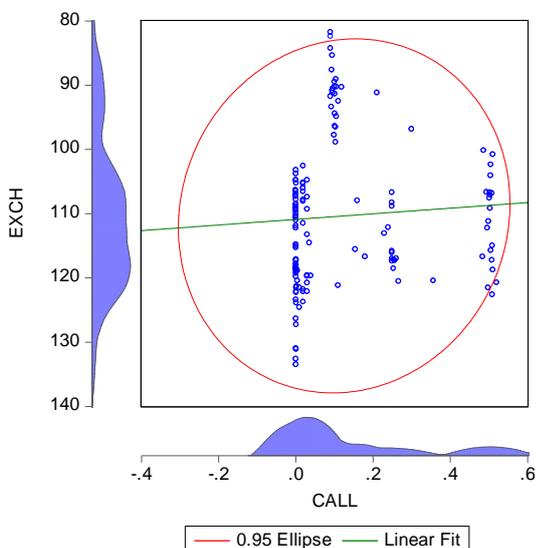
短期金利差については2007年以降、より一層明確な形で為替との関係が観られる。下図のように日米間における短期金利差の縮小が、明確に円高傾向を招く形となっている。



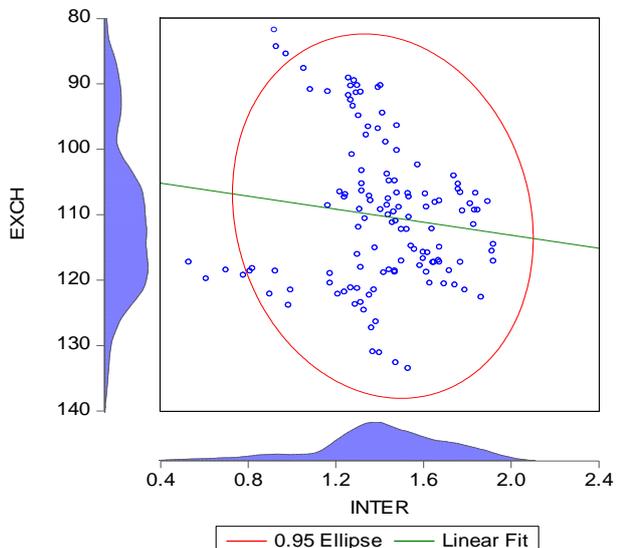
(3) 日米の金利、為替、株価に関する概観

誘導目標の対象である短期金利（CALL）は、下図のように一定水準に留まる傾向が当然強く、相関を観るのは難しい。一方、長期金利が高水準でも必ずしも円高に繋がるとは言えない。これは前述したとおり、日米間の景気動向あるいは長期金利が順相関にあることが一因と考えられる。

短期金利（CALL）と為替

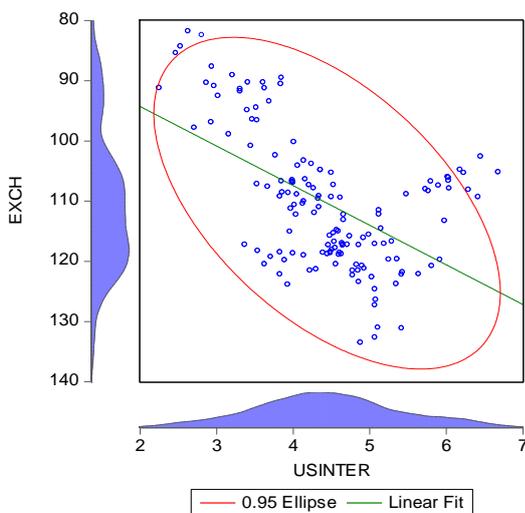


日本の長期金利（INTER）と為替

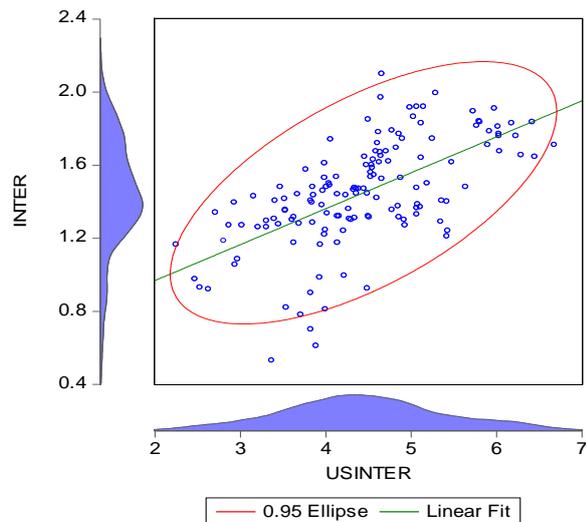


一方、米国の長期金利が高水準であると、円安ドル高となる傾向が明確である。また、日本の長期金利が米国の長期金利と同じ動きにあると観られる。米国経済と日本経済が同じ方向性を持つことがこうした金利の関係に現れていると言えよう。こうしたことから、米国長期金利が上昇した局面では、日本の長期金利も上昇し、為替はむしろ米国の長期金利の影響を受けて、円安ドル高がもたらされる傾向が強いと言えよう。逆に言えば、こうした局面では日本の長期金利は、米国金利に引きずられる形で上昇するものの、必ずしも円高には繋がらないということである。逆に、米国の金融緩和局面では、米国の金融緩和に伴う資金の流れが円に向かうため円高・ドル安を招いている。前述した通り、日本の短期金利と為替の間には明確な相関関係は観られない。

米国の金利高は明確な円安・ドル高要因

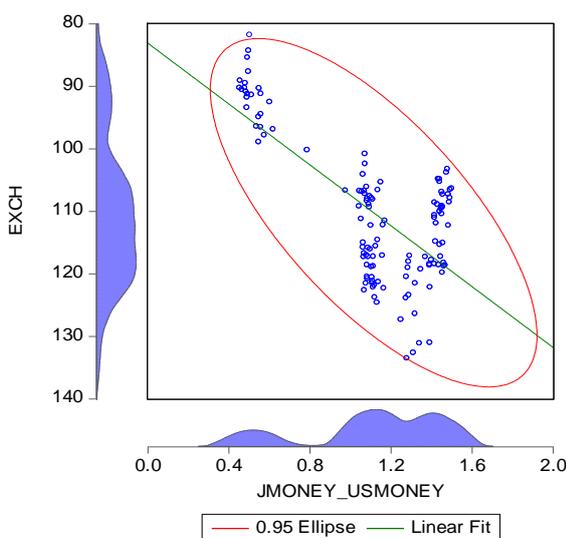


米国の金利に引っ張られる日本の金利

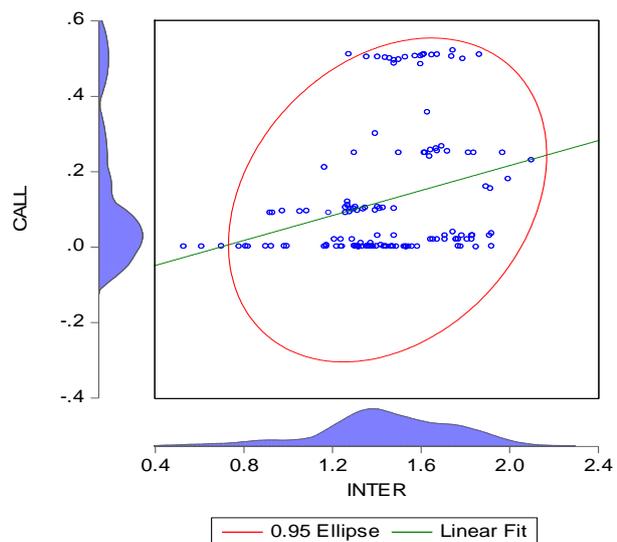


次の左図は、日米のベースマネー比率と為替の関係をみたものである。⁶ 今般の米国の金融緩和が、円高をもたらしているとする考え方を裏付けるものであろう。また右図においては、誘導目標の対象である短期金利と長期金利においては、緩やかな順相関が観られる。

米国の金融緩和がもたらす円高・ドル



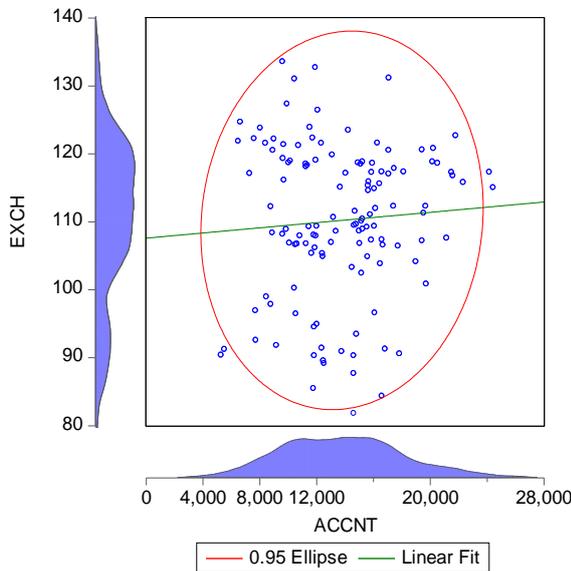
短期金利と長期金利の関係



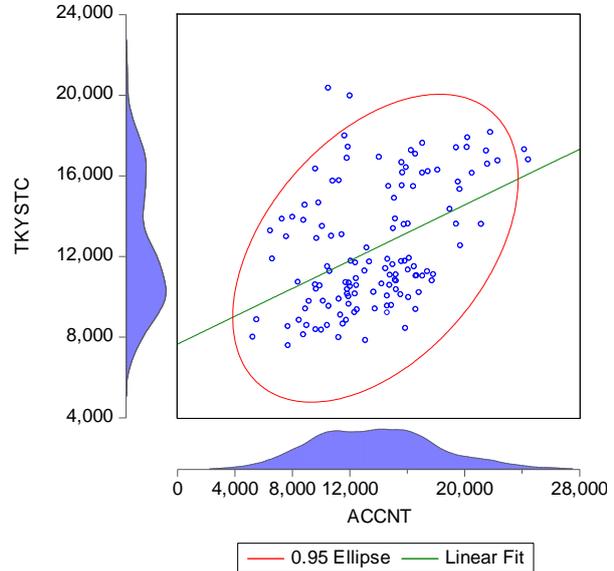
⁶ 本多 (2010) においても指摘されている点につき、1998 年 12 月より 2010 年 11 月まで期間を延長して検証した結果は、同指摘を一層裏付ける結果となった。寺井他 (2003) でもベースマネーと為替について詳しく論じられている。

経常収支の変化と為替レートの変化における関係は、必ずしも明確ではない。経常収支は、当然ながら民間企業活動との相関が高い。

経常収支と為替の関係は必ずしも明確ではない⁷



企業業績を示す株価と経常収支



6. 短期金利 (CALL) の推計

(1) テイラー・ルール (Taylor rules) ⁸に基づく推計式

インフレ率を政策目標とした場合の短期金利 (CALL) の推計⁹を行う。テイラー・ルール (Taylor rules) に基づき以下のような推計式を立てた。短期金利 (CALL) の推計におけるGDPギャップは、Hodrick-Prescott法¹⁰を用いて求めた。【註-1】

$$call_t = \lambda call_{t-1} + (1-\lambda) \left[(gdpshpch_t + i) + \alpha \left(\frac{gdp_t - gdphp_t}{gdphp_t} \right) + \beta (CPI_t - i_t) \right] \quad \text{について}$$

$$call_t = \lambda call_{t-1} + (1-\lambda)(gdpshpch_t + i) + (1-\lambda)\alpha \left(\frac{gdp_t - gdphp_t}{gdphp_t} \right) + (1-\lambda)\beta(ccpi_t - i_t)$$

を推計の基本式とし、潜在実質 GDP 成長率… $gdpshpch$ 、GDP ギャップ… $\frac{gdp - gdphp}{gdphp}$ 、

目標インフレ率… i_t 、消費者物価指数(前年同月比%)… $CCPI_t$ (インフレ率にはコアインフレ率 (CCPI) を用いた。均衡実質金利…潜在実質GDP成長率 ($gdpshpch$) を用いた。 λ …金利スモーキングの強さを表すパラメーター¹¹。単位はいずれも%で計算している。また、成長率にはいずれも年率換算値を用いている。

推計式の表記は以下のとおりである。

$$call = c(1) * call(-1) + (1-c(1)) * (gdpshpch + i) + c(2) * (1-c(1)) * ((gdp - gdphp) / gdphp) * 100 + c(3) * (1-c(1)) * (ccpi - i)$$

⁷ 経常収支と為替の関係については、前掲Obstfeld (2006 pp58) に詳しい。

⁸ Romer(2006)が詳しい。

⁹ 内閣府「平成 16 年度年次経済財政報告」「平成 22 年度年次経済財政報告」にならっているが、コールレートには、無担保コールオーバーナイト金利を用いた。

¹⁰ 岡田 (2009) においても定常均衡値からの近傍乖離幅について、Hodrick-Prescott法を用いており、参考とした。

¹¹ 内閣府「平成 22 年度年次経済財政報告」にならっている。

(2) 目標インフレ率 i_t が 1.0%、2% の場合の短期金利の推計結果

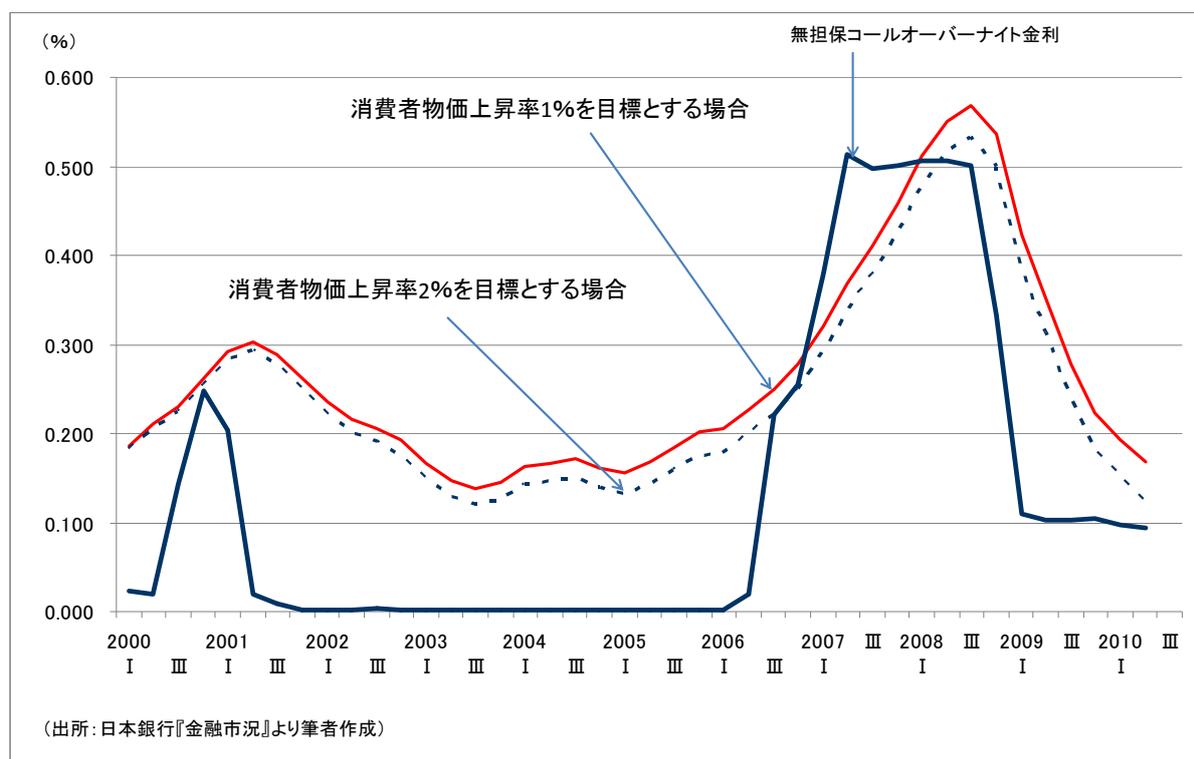
目標インフレ率 $i=1\%$

System: SYS01				
Estimation Method: Iterative Least Squares				
Sample: 1999Q2 2010Q2				
Included observations: 45				
Total system (balanced) observations: 45				
Convergence achieved after 3 iterations				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.989792	0.009357	105.776	0
C(2)	1.834584	1.797019	1.020904	0.3131
C(3)	1.03381	0.628567	1.644708	0.1075
Determinant residual covariance	0.004005			
Equation: $CALL=C(1)*CALL(-1)+(1-C(1))*(GDPSPHPC+1)+C(2)*(1-C(1))*(((GDP-GDPHP)/GDPHP)*100)+C(3)*(1-C(1))*(CCPI-1)$				
Observations: 45				
R-squared	0.869689	Mean dependent var	0.124778	
Adjusted R-squared	0.863484	S.D. dependent var	0.177285	
S.E. of regression	0.065503	Sum squared resid	0.180209	
Durbin-Watson stat	1.372927			

目標インフレ率 $i=2\%$

System: SYS01				
Estimation Method: Iterative Least Squares				
Sample: 1999Q2 2010Q2				
Included observations: 45				
Total system (balanced) observations: 45				
Convergence achieved after 3 iterations				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	0.989551	0.009405	105.2193	0
C(2)	1.789456	1.723439	1.038305	0.3051
C(3)	1.067739	0.371457	2.874464	0.0063
Determinant residual covariance	0.004002			
Equation: $CALL=C(1)*CALL(-1)+(1-C(1))*(GDPSPHPC+2)+C(2)*(1-C(1))*(((GDP-GDPHP)/GDPHP)*100)+C(3)*(1-C(1))*(CCPI-2)$				
Observations: 45				
R-squared	0.86978	Mean dependent var	0.124778	
Adjusted R-squared	0.863579	S.D. dependent var	0.177285	
S.E. of regression	0.065481	Sum squared resid	0.180084	
Durbin-Watson stat	1.373317			

消費者物価指数に対する政策目標と短期金利の推計結果の比較



2006 年から 2008 年時点について、2 つのケースを比較すると、概ね実績値上回る推計値を得た。日本銀行の金融緩和政策は、2001 年から 2006 年においては、テイラー・ルールに照らす限り、果敢な金融緩和姿勢を維持したことが窺われる。2006 年以降の水準は、国際経済の状況からみてさらなる低め誘導が望まれたのではないかと推察される。また、2010 年に入り、推計値を判断基準とすれば、短期金利は概ね適正な水準にあると観る。

7. 為替レート (EXCH) の推計

(1) 短期金利 (CALL) の実績値に基づく 3 つの為替レートの推計に関する理論と推計

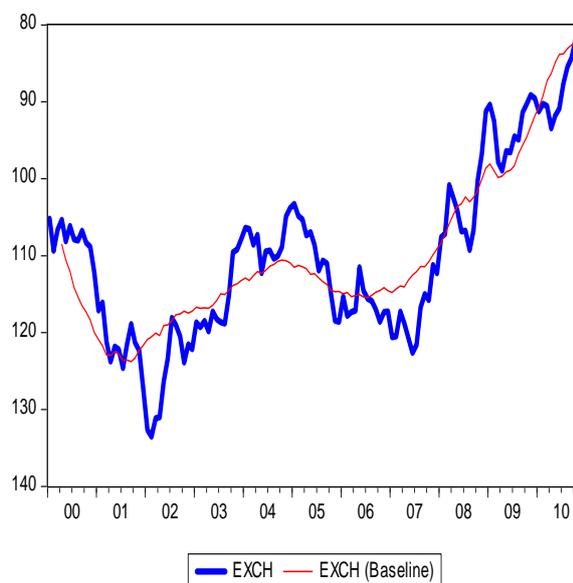
上記の考察結果から、時間的要素として先決内生変数 ($EXCH_{t-1}$) を加え、日米のベースマネー比率、日米の短期金利差、経常収支 (ACCNT) を加えたもの VAR MODEL による分析を試みた。下記の推計式における変数は、こうした VAR MODEL 分析を参考¹²⁾ に導入した。単位根検定では、Augmented Dickey-Fuller テストを Trend and Intercept で行った。

インパルス応答関数によれば、為替レート (EXCH) あるいは経常収支 (ACCNT) の日米ベースマネー比に対する反応がここでも指摘されよう。【註-2】 【註-3】 【註-4】

$$(A) \quad \log EXCH = \alpha_1 + \alpha_2 * \log(EXCH_{t-1}) + \alpha_3 * \log\left(\frac{JMONEY}{USMONEY}\right) + \alpha_4 * (JCPI_{t-3} - USCPI_{t-3}) + \alpha_5 * (CALL - USFF) + \alpha_6 * \log(ACCNT_{t-2})$$

$$\log(exch) = C(1) + C(2) * \log(EXCH(-1)) + C(3) * \log(jmoney_usmoney) + C(4) * (jcpi(-3) - uscpi(-3)) + C(5) * (call - usff) + C(6) * \log(ACCNT(-2))$$

System: SYS01			
Estimation Method: Least Squares			
Sample: 2000M04 2010M11			
Included observations: 128			
Total system (balanced) observations: 128			
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C(1)	0.63239	0.170101	3.717734
C(2)	0.906452	0.031409	28.86001
C(3)	0.026604	0.008889	2.99273
C(4)	0.00238	0.002108	1.128936
C(5)	-0.003903	0.001258	-3.102447
C(6)	-0.021011	0.006643	-3.162638
Determinant residual covariance		0.000466	
Equation: LOG(EXCH)=C(1)+C(2)*LOG(EXCH(-1))+C(3)*LOG(JMONEY_USMONEY)+C(4)*(JCPI(-3)-USCPI(-3))+C(5)*(CALL-USFF)+C(6)*LOG(ACCNT(-2))			
Observations: 128			
R-squared	0.980603	Mean dependent var	4.695066
Adjusted R-squared	0.958988	S.D. dependent var	0.109137
S.E. of regression	0.022102	Sum squared resid	0.059596
Durbin-Watson stat	1.70614		



(2) 他の 2 モデルの推計

さらに比較検討の必要性に鑑み、寺井他 (2003)¹³⁾ 及び貞廣 (2005) にならった推計式 (B) についても改めて推計を試みた。変数としては、日米のベースマネー比率 ($\frac{JMONEY}{USMONEY}$)、インフレ率

の差 ($JCPI - USCPI$)、短期金利の差 ($CALL - USFF$)、日米の鉱工業生産指数の比 ($\frac{INDUSTDF}{USINDUSTRY}$) を

用いた。ただし、本稿ではインフレ率には消費者物価指数を用いた。こうしたことから、以下のように鉱工業生産指数にかかわる部分を外した推計式 (C) も併せて試みた。

¹²⁾ 寺井他 (2003) における VAR MODEL 分析に関する考え方を参考に、新たな変数を加えて推計した。

¹³⁾ 貞廣 (2005) でも紹介されている通り、寺井他 (2003) において推計式に関わる理論的な考察が詳細に行われている。

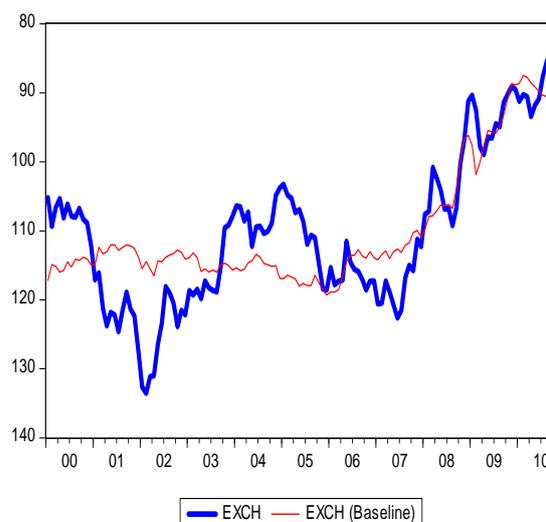
$$(B) \quad \log EXCH = \alpha_1 + \alpha_2 * \log\left(\frac{JMONEY}{USMONEY}\right) + \alpha_3 * (JCPI - USCPI) + \alpha_4 * (CALL - USFF) + \alpha_5 * \log\left(\frac{INDUSTDF}{USINDUSTRY}\right)$$

$$(C) \quad \log EXCH = \alpha_1 + \alpha_2 * \log\left(\frac{JMONEY}{USMONEY}\right) + \alpha_3 * (JCPI - USCPI) + \alpha_4 * (CALL - USFF)$$

① 推計式 (B) の結果

$\log(exch) = C(1) + C(2) * \log(jmoney_usmoney) + C(3) * (jcpi - uscpi) + C(4) * (call - usff) + C(5) * (\log(industrydf / usindustry))$

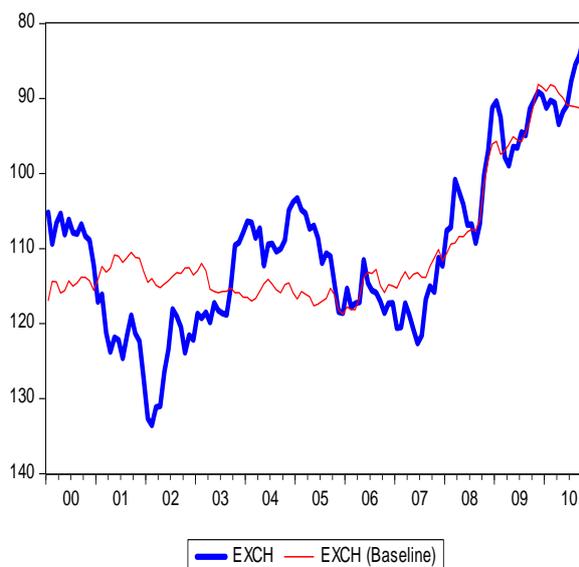
System: SYS01				
Estimation Method: Least Squares				
Sample: 2000M01 2010M10				
Included observations: 130				
Total system (balanced) observations: 130				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	4.676094	0.016683	280.2869	0
C(2)	0.22103	0.01831	12.07178	0
C(3)	0.006091	0.00703	0.866474	0.3879
C(4)	-0.014348	0.003424	-4.190114	0.0001
C(5)	-0.275664	0.162109	-1.700487	0.0915
Determinant residual covariance		0.003744		
Equation: LOG(EXCH)=C(1)+C(2)*LOG(JMONEY_USMONEY)+C(3)*(JCPI-USCPI)+C(4)*(CALL-USFF)+C(5)*LOG(INDUSTRYDF/USINDUSTRY)				
Observations: 130				
R-squared	0.660692	Mean dependent var	4.69674	
Adjusted R-squared	0.649834	S.D. dependent var	0.105447	
S.E. of regression	0.062398	Sum squared resid	0.486694	
Durbin-Watson stat	0.137986			



② 推計式 (C) ¹⁴ の結果

$\log(exch) = C(1) + C(2) * \log(jmoney_usmoney) + C(3) * (jcpi - uscpi) + C(4) * (call - usff)$

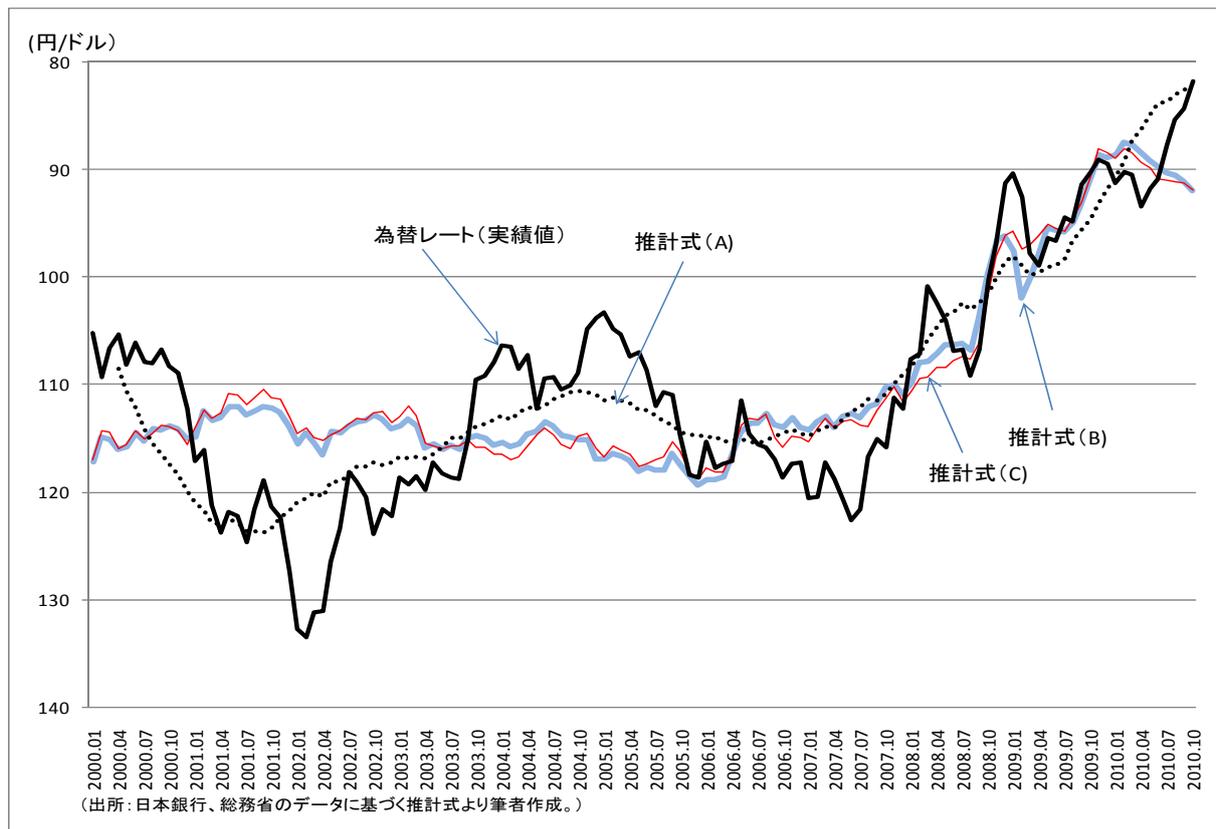
System: SYS02				
Estimation Method: Least Squares				
Sample: 2000M01 2010M10				
Included observations: 130				
Total system (balanced) observations: 130				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	4.685211	0.015916	294.3623	0
C(2)	0.209385	0.017108	12.23915	0
C(3)	0.012151	0.006105	1.990282	0.0487
C(4)	-0.013275	0.003391	-3.915031	0.0001
Determinant residual covariance		0.00383		
Equation: LOG(EXCH)=C(1)+C(2)*LOG(JMONEY_USMONEY)+C(3)*(JCPI-USCPI)+C(4)*(CALL-USFF)				
Observations: 130				
R-squared	0.652842	Mean dependent var	4.69674	
Adjusted R-squared	0.644577	S.D. dependent var	0.105447	
S.E. of regression	0.062865	Sum squared resid	0.497953	
Durbin-Watson stat	0.127593			



¹⁴ 推計式 (B) に基づき、鉱工業生産に関する部分を外している。

2008 年より発生した、為替レートの急激な上昇局面では、いずれの推計式もかなり説明能力が高いと評価される。ただ、2010 年については、推計式 (B) (C) の結果の方が円安を示唆している。これらの推計結果からは、現時点での円高に行き過ぎがあることを示している。推計式 (A) は今般の円高を裏付ける結果となった。結局、推計式 (A) には先決変数を用いたこともあり、実績値をよりトレースしている。推計式 (B) と (C) は、極めて類似した推移となった。

実績値に基づく各シナリオの比較



③ 推計した短期金利 (CALL) に基づく推計式 (A) ¹⁵への代入

政策金利 (誘導金利) がもたらす為替レートへの影響を推計する。推計には以下のように推計式 (A) を用いた。

$$(A) \quad \log EXCH = \alpha_1 + \alpha_2 * \log(EXCH_{t-1}) + \alpha_3 * \log\left(\frac{JMONEY}{USMONEY}\right) + \alpha_4 * (JCPI_{t-3} - USCPI_{t-3}) + \alpha_5 * (CALL - USFF) + \alpha_6 * \log(ACCNT_{t-2})$$

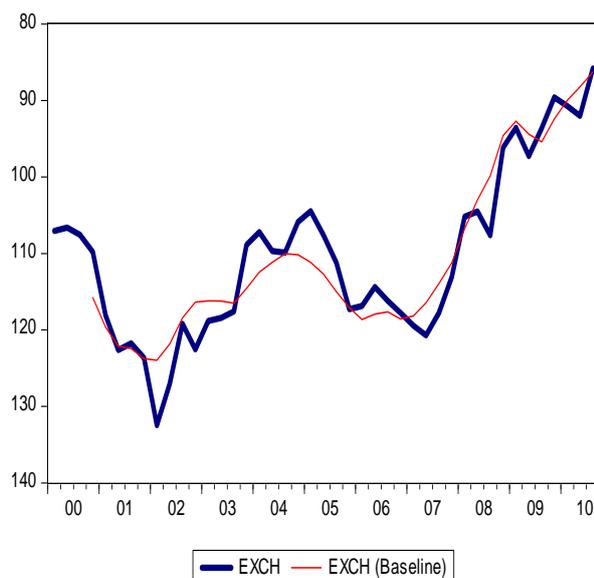
目標インフレ率 1%、2%の各場合について、推計式 (A) に基づき求めた短期金利が、為替にもたらす差異は以下のようなになった。政策目標に基づく短期金利がもたらす為替への影響は、大きくなかった。日米における金利差以上にベースマネー比、あるいは消費者物価上昇率の差、経常収支といった他のファクターが説明変数としてはより有意なのではないかという結果になった。この点については、さらなる検証が必要である。

¹⁵ 推計に用いたな表記は以下のとおりである。

$$\log(exch) = C(1) + C(2) * \log(EXCH(-1)) + C(3) * \log(jmoney_usmoney) + C(4) * (jcpi(-3) - uscpi(-3)) + C(5) * (call - usff) + C(6) * \log(ACCNT(-2))$$

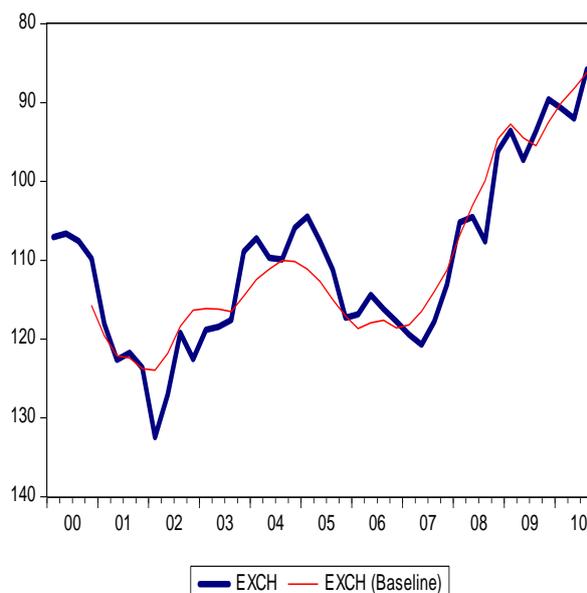
・ 目標インフレ率 i_t が 1.0% の場合の為替レート

System: SYS01				
Estimation Method: Least Squares				
Sample: 2000Q4 2010Q3				
Included observations: 40				
Total system (balanced) observations 40				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.18491	0.472734	4.621855	0.0001
C(2)	0.695045	0.08172	8.505229	0
C(3)	0.062337	0.020555	3.032747	0.0046
C(4)	-0.000606	0.003915	-0.15467	0.878
C(5)	-0.012831	0.003331	-3.852122	0.0005
C(6)	-0.074496	0.019102	-3.899891	0.0004
Determinant residual covariance		0.000819		
Equation: LOG(EXCH)=C(1)+C(2)*LOG(EXCH(-1))+C(3) *LOG(JMONEY_USMONEY)+C(4)*(JCPI(-3))-USCPI(-3))+C(5)*(CALL1 -USFF)+C(6)*LOG(ACCONT(-2))				
Observations: 40				
R-squared	0.924959	Mean dependent var	4.701169	
Adjusted R-squared	0.913924	S.D. dependent var	0.105833	
S.E. of regression	0.03105	Sum squared resid	0.03278	
Durbin-Watson stat	2.034695			



・ 目標インフレ率 i_t が 2.0% の場合の為替レート

System: UNTITLED				
Estimation Method: Least Squares				
Sample: 2000Q4 2010Q3				
Included observations: 40				
Total system (balanced) observations 40				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	2.19156	0.47295	4.633804	0.0001
C(2)	0.695104	0.081664	8.511767	0
C(3)	0.062771	0.020531	3.057367	0.0043
C(4)	-0.000546	0.003917	-0.139318	0.89
C(5)	-0.012814	0.00332	-3.859409	0.0005
C(6)	-0.075156	0.019146	-3.925354	0.0004
Determinant residual covariance		0.000819		
Equation: LOG(EXCH)=C(1)+C(2)*LOG(EXCH(-1))+C(3) *LOG(JMONEY_USMONEY)+C(4)*(JCPI(-3))-USCPI(-3))+C(5)*(CALL2 -USFF)+C(6)*LOG(ACCONT(-2))				
Observations: 40				
R-squared	0.925045	Mean dependent var	4.701169	
Adjusted R-squared	0.914023	S.D. dependent var	0.105833	
S.E. of regression	0.031032	Sum squared resid	0.032742	
Durbin-Watson stat	2.035245			



8. 輸出関数 (EXPORT) の推計¹⁶

① 為替 (EXCH) の実績値に基づく輸出関数の推計

2 国間のモデルとして米国の国内総生産 (USGDP) を用いている。¹⁷

$$\log(\text{EXPORT}) = \alpha_1 + \alpha_2 \log(\text{EXCH}) + \alpha_3 \log(\text{USGDP})$$

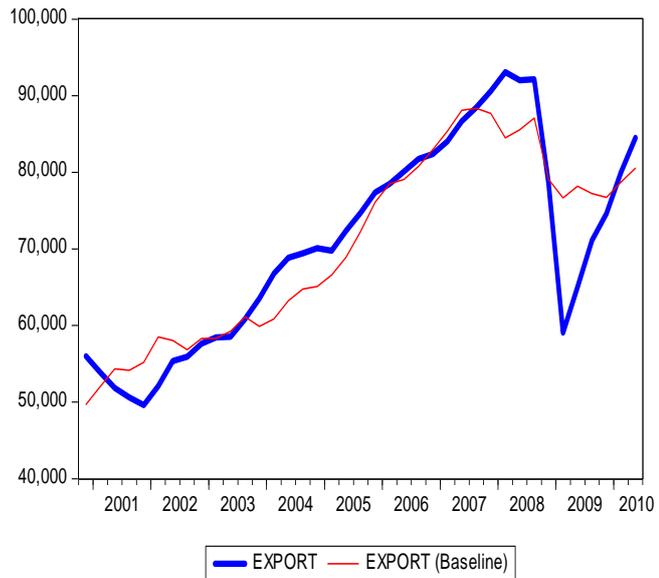
推計に用いたな表記は以下のとおりである。

$$\log(\text{EXPORT}) = C(1) + C(2) * \log(\text{EXCH}) + C(3) * \log(\text{USGDP})$$

¹⁶ 『平成 16 年度年次経済財政報告』が採用している推計式を参考にした。ただし、同報告書が用いている円安局面におけるダミーは用いなかった。

¹⁷ 実際には、輸出予約という形がとられることが考えられることから、先決内生変数の導入も検討すべきであろう。

System: SYS01				
Estimation Method: Least Squares				
Sample: 2000Q4 2010Q2				
Included observations: 39				
Total system (balanced) observations 39				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-6.62161	1.777367	-3.725537	0.0007
C(2)	0.566241	0.163456	3.464175	0.0014
C(3)	1.601861	0.126247	12.68826	0
Determinant residual covariance		0.005579		
Equation: LOG(EXPORT)=C(1)+C(2)*LOG(EXCH)+C(3)*LOG(USGDP)				
Observations: 39				
R-squared	0.843732	Mean dependent var	11.14823	
Adjusted R-squared	0.835051	S.D. dependent var	0.191414	
S.E. of regression	0.077741	Sum squared resid	0.217571	
Durbin-Watson stat	0.582296			



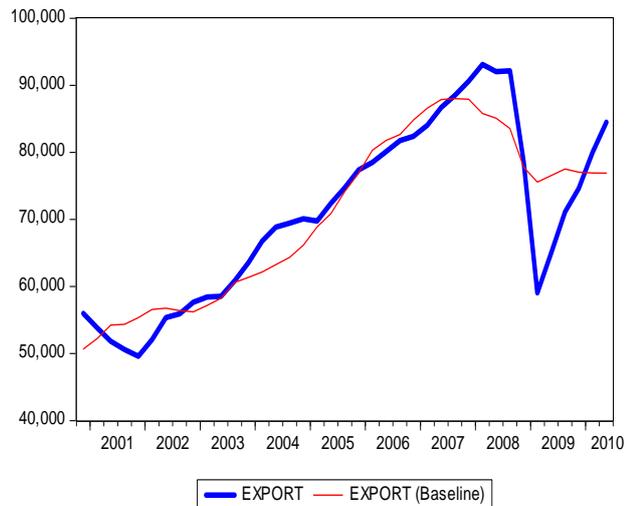
② EXCH1 (インフレ率の目標値 1%) に基づく推計

$$\log(EXPORT) = \alpha_1 + \alpha_2 \log(EXCH 1) + \alpha_3 \log(USGDP)$$

推計に用いたな表記は以下のとおりである。

$$\log(EXPORT) = C(1) + C(2) * \log(EXCH1) + C(3) * \log(USGDP)$$

System: SYS02				
Estimation Method: Least Squares				
Sample: 2000Q4 2010Q2				
Included observations: 39				
Total system (balanced) observations 39				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-8.272738	1.861069	-4.445155	0.0001
C(2)	0.751043	0.178582	4.205591	0.0002
C(3)	1.684567	0.125899	13.38032	0
Determinant residual covariance		0.004988		
Equation: LOG(EXPORT)=C(1)+C(2)*LOG(EXCH1)+C(3)*LOG(USGDP)				
Observations: 39				
R-squared	0.860284	Mean dependent var	11.14823	
Adjusted R-squared	0.852522	S.D. dependent var	0.191414	
S.E. of regression	0.073508	Sum squared resid	0.194526	
Durbin-Watson stat	0.649623			



③ EXCH2 に基づく推計

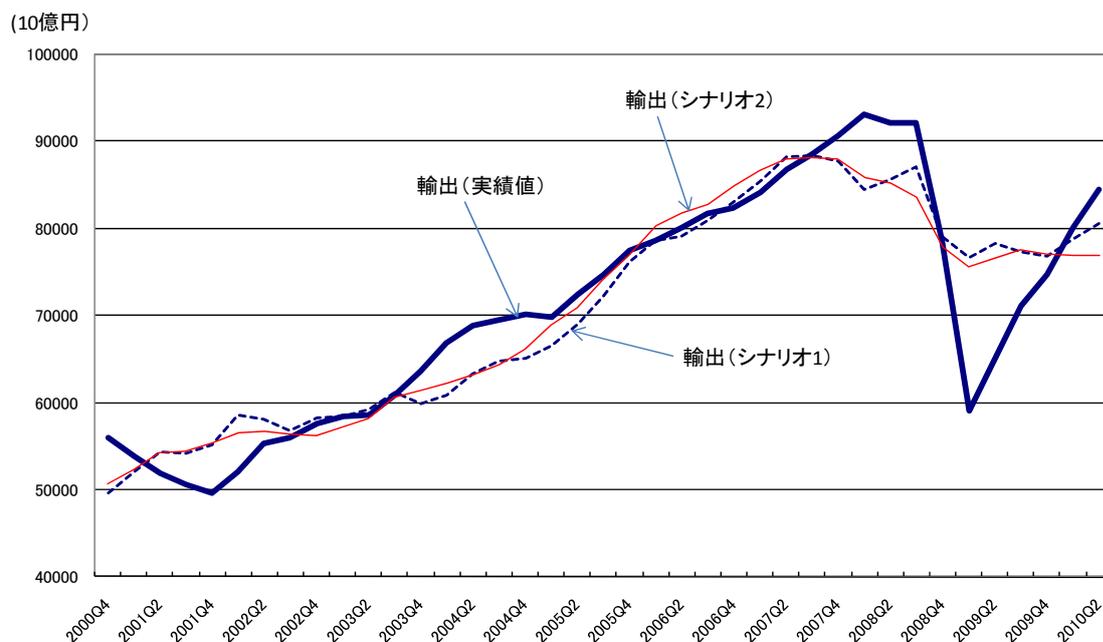
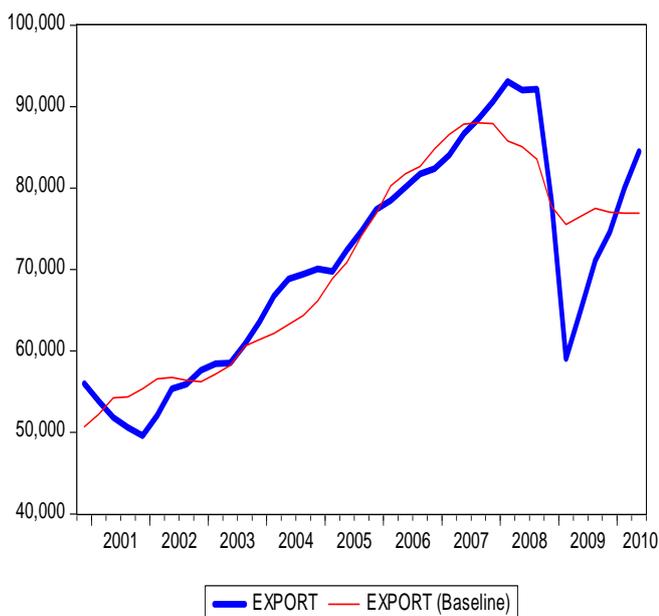
$$\log(EXPORT) = \alpha_1 + \alpha_2 \log(EXCH 2) + \alpha_3 \log(USGDP)$$

推計に用いたな表記は以下のとおりである。

$$\log(EXPORT) = C(1) + C(2) * \log(EXCH2) + C(3) * \log(USGDP)$$

下記の輸出の推計結果において、シナリオ 1 は実績値に基づいた推計である。またシナリオ 2 はインフレ率 1% を政策目標とする推計に基づいた CALL、EXCH をもとに求めた輸出の推計である。2007 年の時点で輸出は推計値を上回り、急速に 2008 年に縮小する。金融政策に伴う短期金利、為替の変化が輸出にもたらす差異は大きくない。外生的な要因でもたらされるこうした急激な輸出の減少に対しては、極めてその政策余地が小さかったと言えよう。

System: SYS03				
Estimation Method: Least Squares				
Sample: 2000Q4 2010Q2				
Included observations: 39				
Total system (balanced) observations: 39				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-8.262986	1.856992	-4.444874	0.0001
C(2)	0.75042	0.17843	4.205674	0.0002
C(3)	1.683844	0.125781	13.38707	0
Determinant residual covari	0.004988			
Equation: LOG(EXPORT)=C(1)+C(2)*LOG(EXCH2)+C(3)*LOG(USGDP)				
Observations: 39				
R-squared	0.860286	Mean dependent var	11.14823	
Adjusted R-s	0.852524	S.D. dependent var	0.191414	
S.E. of regres:	0.073508	Sum squared resid	0.194523	
Durbin-Watson	0.649545			



(出所:内閣府のデータに基づき推)

9. 輸入関数の推計¹⁸

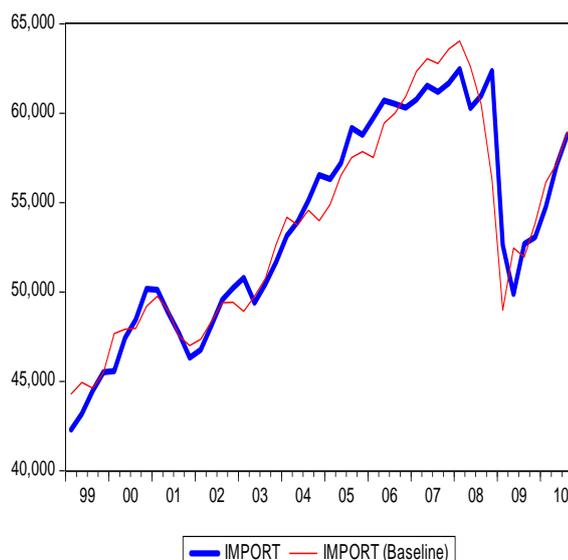
$$\log(IMPORT) = \beta_1 + \beta_2 \log\left(\frac{IMPORTDEF}{GDPDEF}\right) + \beta_3 \log(GDP)$$

推計に伴う表記は、 $\log(IMPORT)=C(1)+C(2)*\log(IMPORTDEF/GDPDEF)+C(3)*\log(GDP)$ である。

推計結果は、極めて実績値をトレースする結果となった。輸入動向は、当然ながら国内の経済動向に大きく依存している姿を検証することが可能であった。こうしたことは、輸出において相手国の景気動向に大きく左右されることと同様である。

¹⁸ 内閣府『平成16年度年次経済財政報告』が採用している推計式になった。

System: SYS01				
Estimation Method: Least Squares				
Sample: 1999Q1 2010Q3				
Included observations: 47				
Total system (balanced) observations: 47				
	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C(1)	-23.82195	3.423506	-6.958348	0
C(2)	-0.04494	0.071516	-0.628394	0.533
C(3)	2.635524	0.260746	10.10762	0
Determinant residual covariance		0.00084		
Equation: LOG(IMPORT)=C(1)+C(2)*LOG(IMPORTDEF/GDPDEF)+C(3) *LOG(GDP)				
Observations: 47				
R-squared	0.931247	Mean dependent var	10.883	
Adjusted R-squared	0.928122	S.D. dependent var	0.111725	
S.E. of regression	0.029954	Sum squared resid	0.039477	
Durbin-Watson stat	1.15638			



10. 結論

今日の国際経済におけるグローバル・インバランスについて、日米の短期金利、為替、輸出入に焦点を当てその推計を試みた。目標インフレ率に基づいた短期金利の推計値については、2001年から2006年までのゼロ金利水準を支持するには至らなかったが、2010年時点では、概ね実績値を支持するものとなった。問題は、世界同時不況が懸念され始めた2007年後半から2008年にかけて実績値が高くなっていることであろう。より機動的な金融政策が求められる所以である。為替の推計については、日米経済の概観においてみた「ソロス・チャート」をより一層裏付ける結果となった。消費者物価指数を政策目標とする2つの短期金利水準をもとに、為替を推計したが、経常収支あるいは先決内生変数を用いた推計式では、現時点での為替水準は妥当であるとし、今後とも80円前半で推移することを示唆する結果となった。いずれのケースにおいても、一般の不況時における2009年時点での急激な落ち込みを見せた実績値と大きく乖離している。また、2つのケース共に、その直前ともいべき2007年から2008年にかけて、実績値が推計値を上回っていることは特筆されるべきだろう。

さらに金融政策が為替にもたらす効果は極めて限定的で、グローバル・インバランスがもたらす要因によって為替の方向性が概ね決定されることは実証的にも否めない。国内の金融政策が限定的な効果に留まるなか、日米のベースマネー比率に見る海外も含めた要因が、為替の趨勢を決定付けると言えよう。所謂、為替介入やインフレ目標を伴った金融政策は、グローバル・インバランスの状況下では極めてその効果が限定的と言わざるを得ない。

こうした問題は、新興国においても問題を生んでいる。先進国の金融緩和に伴い、新興国への資本の流入は、当該国の通貨高をもたらしているものと観られる。新興国は、輸出競争力の維持から為替介入による自国通貨高の回避に動いている。しかし、こうした政策は輸出競争力の維持を目指すも、輸入物価高、あるいは貨幣供給量の拡大からインフレ懸念をもたらす。こうしたインフレ懸念に対応すべく金融引き締めに向けば通貨高を招くことから、一段と為替介入への誘因が働くという矛盾に陥ってしまう。新興諸国の堅調な成長を背景に、国際経済では国際商品市況などにおいてインフレ懸念も一段と台頭しており、こうした通貨安政策がどこまで可能なのかが

やがて問われる時が来るのではないか。輸出のための通貨安政策が、インフレを招くことからやがて金融引き締めを求められ形で、早晚限界点が訪れるのではないか。中国の元についても、国内のインフレ懸念の台頭に対処した金利の引き上げのみならず、為替においてもインフレ懸念に対応した政策を目指すことが求められるのではないか。高い経済成長が続く限りやがて為替の調整が起こることは理論的にも避けられないのではないか。今後の息の長い経済成長のためにも、元の適正水準の模索が行われるべき時に来ていると言えよう。中国経済が先ず回避すべきは、旺盛な内需がもたらす経済の拡大と元安がもたらすインフレーションではないかと考える。本稿では、輸出の趨勢に関しては、相手国、あるいは国際経済の状況に左右され、一国の金融政策が輸出にもたらす効果は期待されるほどには大きくないことを示した。むしろ、長期にわたる為替レートの人為的な操作は、後に大きな調整を求めてくることも懸念される。経済の規模、状況にもよるが、一国の金融政策の為替レートに対する効果は限定的であり、むしろ国内問題、特にインフレに対してより重視されるべき政策ではないかと考える。

2010年11月のG20で謳われた「通貨安競争の回避」の意義が問われている。グローバル化された国際経済にあっては、かつて1990年代以降、米国が担った需要国としてけん引する国の不在が、先進国と新興国を交えた構造の中で、通貨安とインフレ懸念が混在する状況となっている。こうしたことから米国における金融政策の影響が、先進国のみならず新興国にまで及んでいるのが今日のグローバル化された国際経済の姿といえよう。このことは、米国経済の回復を遅らせ、新興国にはインフレ懸念の台頭と通貨安への誘因が働く結果をもたらしていると言えよう。グローバル・インバランスがもたらした世界同時不況は、すでに国際経済においては、新たな時代が進みつつあることを告げるものであろう。

11. おわりに

今回のグローバル・インバランスの影響については、極めて限定的な形で、日米間の分析を行った。議論をユーロ、元等を導入し拡大する必要性は認めるところである。日米間に限定せざるを得ないのは、その経済データの整備状況にも起因している。新興国のデータの限界に、今後どのように対応するのかという大きな課題を残している。

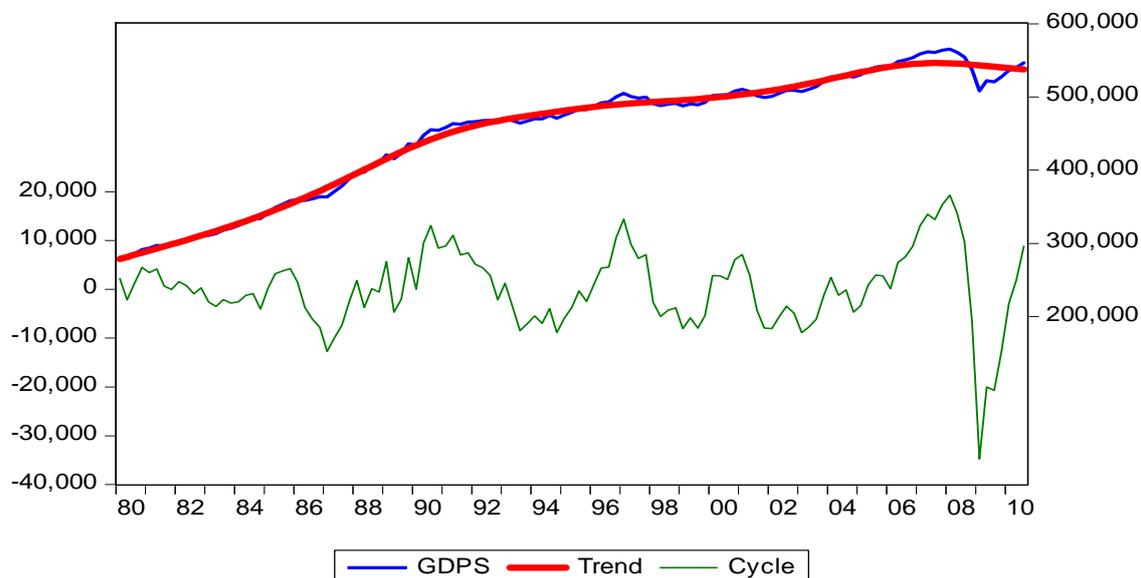
国際経済は、デフレ懸念とインフレ懸念が混在している。こうした状況において、どのような調整が可能なのか極めて危ぶまれる。先進国が景気回復過程に入った時、すでに国際商品市況等においてその兆候が出始めているインフレ傾向が一段と加速するのではないかと懸念する。

グローバル・インバランスの状況下における、財政の維持可能性は日本にとって極めて大きな問題である。欧州もまた財政問題を払拭するには至っていない。米国においては、デフレに陥ることなく回復基調にどの時点で戻れるのかが問われている。今なお明確な回復への道筋は立っていない。各論については、輸入の推計におけるデフレターについては実績値を用いたことから、やはり理論的な推計との比較が求められよう。日本の財政赤字と為替の分析については、研究対象となるも、財政赤字のデータが年度ベースであることから、長期的な分析として試みなければならぬと考えている。

註

【註-1】潜在実質 GDP(季節調整系列、単位 10 億円)を求めるに当たっては、Hodrick-Prescott 法を用いた。

Hodrick-Prescott Filter (lambda=1600)



【註-2】単位根検定

VAR MODEL 分析 (期間：2000 年 1 月～2010 年 10 月) の試み。

推計式の変数¹⁹については以下の分析を踏まえ、為替レートに関する推計式(A)を立てた。

日米間における、為替への影響要因について検証する。

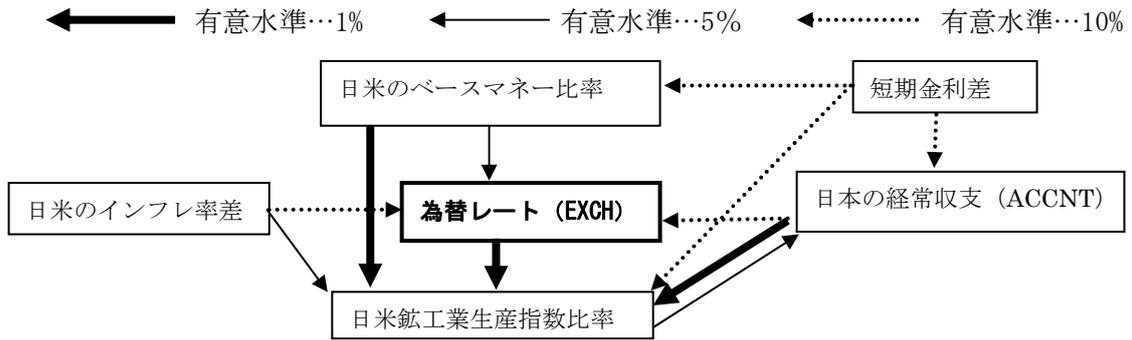
- ・ 変数… 為替 (EXCH 対数値)、日米短期金利差 (call-usff)、日米ベースマネー比率 (JMONEY/USMONEY 対数値)、日米消費者物価上昇率差 (Jcpi-uscpi)、鉱工業生産指数比率 (Jindust/usindust 対数値)、経常収支 (ACCNT、対数値)

difference	Level			1 st difference			2 nd difference			
	Lag Length	0	1	2	0	1	2	0	1	2
EXCH		-1.337	-1.849	-2.199	-9.727	-6.725	-6.391	-18.676	-11.323	-9.597
call-usff		-0.830	-1.685	-1.826	-4.920	-4.337	-3.624	-13.571	-11.035	-8.693
JMONEY/USMONEY		-1.093	-1.491	-1.193	-6.855	-7.714	-5.399	-11.919	-12.769	-9.504
Jcpi-uscpi		-2.896	-3.728	-2.994	-9.103	-8.884	-6.312	-14.362	-13.954	-11.329
Jindust/usindust		-2.254	-2.866	-3.827	-8.959	-5.436	-5.857	-20.171	-10.046	-8.514
ACCNT		-4.474	-2.700	-2.113	-18.803	-12.20	-7.443	-25.165	-19.872	-13.472

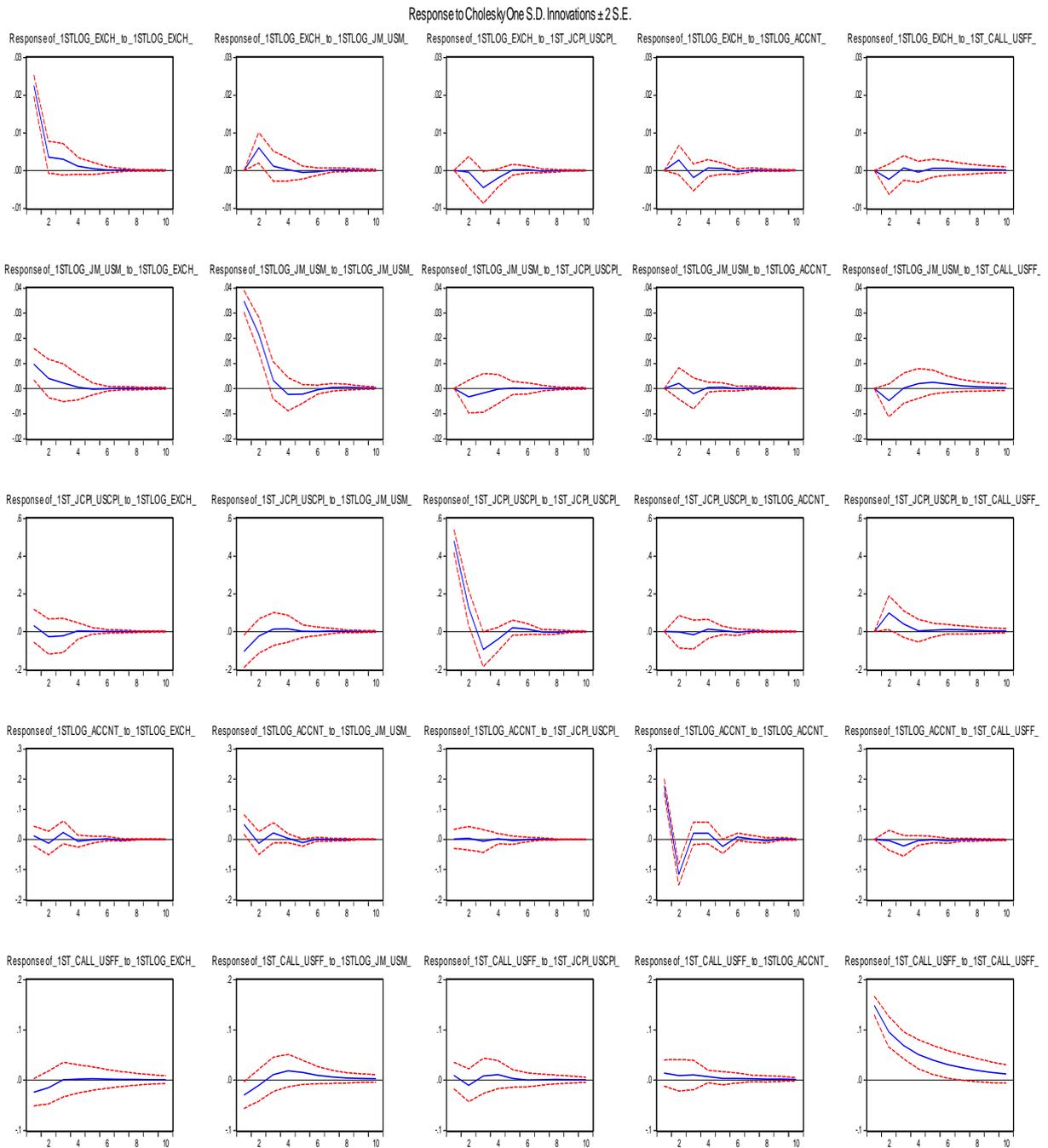
※有意水準 1%…***、有意水準 5%…**、有意水準 10%…*

¹⁹変数については、寺井 (2003)、本田 (2010)、貞廣 (2005) を参考にしている。

【註-3】 Granger Causality Tests



【註-4】 Impulse Response Function



参 考 文 献

- (1) 財務省
2010 『法人企業統計調査』財務総合研究所 調査統計部調査統計課
- (2) 内閣府
2000～2010 『各年度年次経済財政報告』
- (3) 秋葉 弘哉[編著]
2010 『国際経済学』ミネルヴァ書房
- (4) 浅子 和美・福田 慎一・吉野 直行
1997 『現代マクロ経済分析－転換期の日本経済－』東京大学出版会
- (5) 浅子 和美・宮川 努
2007 『日本経済の構造変化と景気循環』東京大学出版会
- (6) 浅田 統一郎
1997 『成長と循環のマクロ動学』日本経済評論社
- (7) 岩田 規久男
2009 『世界同時不況』ちくま新書
- (8) 植田 和男・亀水 晋
1986 「経常収支問題について」, 『フィナンシャル・レビュー』, 大蔵省財政金融研究所 4 月, 1-11 頁
1986 「Ⅱ 報告論文 経常収支と為替レート－貯蓄・投資バランスによるアプローチ」, 『金融研究』日本銀行金融研究所 第 5 巻第 1 号
- (9) 植田 和男[編]
2010 『世界金融・経済危機の全貌－原因・波及・政策対応－』慶応義塾大学出版会
- (10) 大谷 聡
2001 「「新しい開放マクロ経済学」について－PTM(Pricing-to-Market)の観点からのサーベイ」『金融研究』第 20 巻第 4 号 日本銀行金融研究所
2002 「PTM (Pricing-to-Market) と金融政策の国際的波及効果－「新しい開放マクロ経済学」のアプローチ」『金融研究』第 21 巻第 3 号 日本銀行金融研究所
- (11) 大西 一成
2008 「景気変動の要因分析と経済見通し」, 『富山国際大学国際教養学部紀要 VOL. 4 』 13-48 頁
2009 「株式及び為替市場の変動に関するファンダメンタルズ分析～1999 年以降における株式市場及び為替市場に関する一考察～」, 『富山国際大学現代社会学部紀要 第 1 巻』 23-51 頁
2010 「デフレーションに関する要因分析と推計～1990 年以降の日本における物価動向を中心とした分析と推計～」, 『富山国際大学現代社会学部紀要 第 2 巻』 31-57 頁
- (12) 岡田 義昭
2009 『開放経済下の新マクロ経済分析 理論的・実証的アプローチ』成文社
- (13) 奥村 隆平

- 2008 「グローバルな資本移動と為替レート」『経済セミナー』No. 635 2・3 合併号
- (14) オブストフェルド, モーリス
- 2002 「為替レートと経済調整：新しい開放マクロ経済学の視点から」『金融研究』2002年12月 第5巻第1号 日本銀行金融研究所
- 2005 「米国の対外赤字は世界全体の問題か」『金融研究』2005年10月
- 2006 「日本の経常収支調整が円レートに与える影響」『金融研究』2006年12月 第5巻第1号 日本銀行金融研究所
- (15) 粕谷 宗久・福永 一郎
- 2003 「金融政策効果のレジーム変化—円滑遷移 VAR モデルによる分—」『Working Paper Series』Working Paper03-7 日本銀行調査統計局
- (16) 鴨井 慶太・橘木 俊詔
- 2001 「財政政策が民間需要に与えた影響について」, 『フィナンシャル・レビュー』, 財務省財務総合政策研究所、第55号, 2月, 114-171頁
- (17) 古賀 麻衣子
- 2004 「貯蓄率の長期的低下傾向をめぐる実証分析：ライフサイクル・恒常所得仮説にもとづくアプローチ」, 『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』日本銀行調査統計局
- (18) 小林 正宏・中林 伸一
- 2010 『通貨で読み解く世界経済委 ドル、ユーロ、人民元、そして円』中公新書
- (19) 貞廣 彰
- 2005 『戦後日本のマクロ経済分析』東洋経済新報社
- (20) 千田 亮吉
- 2007 「1990年代以降の財政政策の効果」, 『社会経済研究』財団法人 電力中央研究所 社会経済研究所 No. 55 2007. 11
- (21) 田中 秀明・北野 祐一郎
- 2002 「欧米諸国における財政政策のマクロ経済的效果」, 『フィナンシャル・レビュー』, 財務省財務総合政策研究所、通巻第63号, 7月, 165-185頁
- (22) 寺井 晃・飯田 泰之・浜田 宏一
- 2003 「金融政策の波及チャンネルとしての為替レート」ESRI Discussion Paper Series, No. 59, 経済社会総合研究所
- (23) 萩原 景子
- 2008 「経常収支不均衡の調整過程：近年の理論的分析の展望」『金融研究』2008年12月 第27巻第4号日本銀行金融研究所
- (24) 伴 金美
- 1991 『マクロ計量モデル分析 モデル分析の有効性と評価』有斐閣
- (25) 深尾 京司[編]
- 2009 『マクロ経済と産業構造 バブル/デフレ期の日本経済と経済政策 1』
- (26) 深尾 光洋
- 2010 『国際金融論講義』日本経済新聞社

- (27) 福田 慎一・今 喜史
2008 「最近の国際資本移動について」, 『フィナンシャル・レビュー』, 財務省財務総合政策研究所、平成 20 年 (2008 年) 第 1 号 (通巻第 88 号), 3 月, 96-113 頁
- (28) 藤田 誠一・岩壺健太郎[編]
2010 『グローバル・インバランスの経済分析』有斐閣
- (29) 本多 佑三
2010 「通貨の量、為替に影響」『経済教室』日本経済新聞、2010 年 12 月 14 日付
- (30) 松林 洋一
2010 『対外不均衡とマクロ経済 理論と実証』東洋経済新報社
「米国経常収支・資本収支の構造的変動と循環的変動」, 『フィナンシャル・レビュー』, 財務省財務総合政策研究所、平成 21 年 (2009 年) 第 3 号・通巻第 95 号, 7 月, 93-118 頁
- (31) 宮尾 龍蔵
2006 『マクロ金融政策の時系列分析』日本評論社
- (32) Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin.
2004 *Economic Growth*, The MIT Press
- (33) Blanchard, Oliver J.,
1985 “Debts, Deficits, and Finite Horizons.” *Journal of Political Economy*, April,93,223-247.
- (34) Blanchard, Oliver J.,
2008 *Macroeconomics*, Pearson Education, Inc. (Prentice Hall), USA
- (35) Blanchard, Oliver J. and S. Fisher
1989 *Lectures on Macroeconomics*, The M.I.T. Press, Cambridge.
- (36) Chiang, Alpha C.
1984 *Fundamental Methods of Mathematical Economics*, McGraw-Hill Book, Inc.
- (37) Dornbusch, R.
1980 *Open Economy Macroeconomics*, Basic Books, Inc. (大山道廣・堀内俊洋・米沢義衛訳 (1984) 『国際マクロ経済学』文真堂)
1989 “Ireland's disinflation,” *Economic Policy* PP173-209
- (38) Engel, C.
2001 “Optimal Exchange Rate Policy: The Influence of Price Setting and Asset Markets,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 33, pp.518-541.
- (39) Feldstein, M
2008 “Resolving the Gloval Imbalance : The Dollar and the U.S. Saving Rate,” *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 22, Number 3, pp.113-125.
- (40) Greenspan, A.
2008 *The Age of Turbulence Adventures in a New World*, The Penguin Press (山岡洋一訳 (2008) 『波乱の時代 特別版 サブプライム問題を語る』日本経済新聞社)

- (41) Krueger, Anne O. and Keimei Kaizuka
2006 *Tackling Japan's Fiscal Challenges*, International Monetary Fund (貝塚啓明・アン・O・クルーガー (2007) 『日本財政 破綻回避への戦略』 日本経済新聞社)
- (42) Krugman P. R.
1998 *Has The Adjustment Process Worked*, the Institute for International Economics, Washington, D.C. USA. (林 康史・河村龍太郎訳 『通貨政策の経済学』 東洋経済新報社)
- (43) Laxton et al
1998 “MULTIMOD Mark III: The core Dynamic and Steady-State Models,” *IMF Occasional Paper 164*.
- (44) Lucas, R. E. Jr.
2002 *Lectures on Economic Growth*, Harvard University Press
- (45) Meese, R, and Rogoff, K.
1988 Was it real? The exchange Rate-Interest Differential Relation over the Modern Floating-Rate Period, *The Journal of Finance, Vol. XLIII, No.4 pp 933-948*,
- (46) Obstfeld, M. and Rogoff, K.
1995 “Exchange Rate Dynamics Redux,” *Journal of Political Economy, 103(3)*, pp624-660
1996 *Foundation of International Macroeconomics*, Cambridge, Mass: MIT Press
2005 “Global Current Account Imbalances and Exchange Rate Adjustments,” *Brooking Papers on Economic Activity, 1:2005*, pp67-146
- (47) Romer, D.
2006 *Advanced Macroeconomics 3rd ed* , The McGraw-Hill Companies, Inc. New York
- (48) Stiglitz, J.
1999 *Economics of The Public Sector*, W. W. Norton & Company, Inc.
- (49) Turnovsky, S.J.
2000 *Methods of Macroeconomic Dynamics*, Massachusetts Institute of Technology Press
- (50) Pindyck, Robert S. and Rubinfeld, Daniel L.
1997 *Econometric Models and Economic Forecasts*, Irwin/ McGraw-Hill, the Division of Companies