

# 日本の金融政策と資本流出入の影響 — 無力化する国内金融政策 —

大 田 英 明

## 目次

### はじめに

- I 過去の金融政策研究と国際資本移動の影響
  - II 金融政策と金融市場
  - III 金融政策と金融市場への影響：VAR モデルに基づく分析
    - 1. 分析の対象
    - 2. ベクトル自己回帰 (VAR) モデル
  - IV 日本の金融政策の有効性と国際資本移動
- おわりに：結論に代えて

### はじめに

最近では日本の金融政策の効果について議論が再び活発化している。2013年1月には日銀は金融緩和策の徹底とインフレ目標値の設定の明確化を政府と共同文書で公表し、さらに4月には黒田日銀新総裁の下で量的・質的金融緩和（「異次元」緩和）は従来以上に踏み込んだ緩和姿勢を打ち出している<sup>1)</sup>。注目されるのは量的マネーの供給を大幅に拡大し、日銀当座預金・マネタリーベースを再び政策のメルクマールにする点である。日本の量的緩和政策(2001-2006)や包括金融緩和の効果についてはこれまで数多くの見解が公表されているが、期待に働きかける時間軸効果は認められるが、銀行の貸出増加による实体经济への直接的効果は確認できていない<sup>2)</sup>。さらに、世界金融危機後の日米金融緩和策（日本は包括的金融緩和）においても直接的な効果については議論が分かれている。

こうした金融政策による实体经济や金融市場に対する効果について、従来の議論で金融政策と国際資本移動の関連性やその影響及び効果について必ずしも焦点を当てられてこなかった。

本稿は、従来国内要因のみに焦点が当てられがちであった日本の金融政策の議論において海外要因、特に国際資本移動の影響を踏まえた考察を試みる。

2000年代後半以降グローバル市場で急速に資本移動が拡大し、我が国の金融市場に非常に大きな影響を与えていると考えられる。現在では、国内経済の動向はますます海外経済動向に左右される構造となっており、その意味で国内金融政策の影響は相対的に低下しており、むしろ国際金融市場の影響を強く受けているとみられる。特にリーマンショック以降の国内経済や市況はグローバル経済環境に大きく左右されている。例えば、日経平均は米国株価にほぼ連動しており、この点のみでも為替・金融・資本市場のみならず実体経済に対しても相互に影響している<sup>3)</sup>。

日本の大幅な金融緩和策の導入に伴い日銀当座預金は過去最大規模の82.4兆円（2013年7月末）まで拡大している。さらに、円安傾向に拍車がかかり、輸出企業の回復への期待感を材料として日本の株価も上昇基調に転じ、2013年5月にはリーマンショック以降の最高値を記録した。これは日本のみならず欧米や新興国市場でも同時に起きており、2012年12月初旬までの様相と大きく変わっている。その背景には当該国の金融政策では説明がつきにくいグローバル市場・経済環境の変化がある<sup>4)</sup>。本来、金融緩和策は銀行貸出の増加に伴い設備投資が活発化しマネーが好循環を促すことが期待されているはずである。しかし、日米の経験から実際には必ずしもそうではない。

世界的な市場の動向は、その背後に米国FRBの金融政策が関係していると考えられる。2012年12月からの日米市場の急回復は、米国経済の緩やかな回復の影響やユーロ圏でのECBによるGIIPS（Greece, Ireland, Italy, Portugal, Spain）の国債の無制限買取という措置が市場に安心感を一時的に与えていることが関係しているが、そうした要因のみでは十分説明できない。米国経済は2012年9月からQE3を導入しており、欧州でもECBによる同措置は既に2012年秋から実施され、日本でも日銀の緩和策は既に2012年中に本格化した。実際、日銀当座預金残高は量的緩和政策期（2001～2006）の規模を上回る40兆円にも及びマネタリーベースも過去最大規模であったが、2012年12月初旬まで株価の高騰は見られなかった。すなわち、こうした急激な市況の変化は日本の国内金融政策のみによって起きているわけではなく、むしろ米国の金融政策など国際的な要因があるとみられる。日本においても、2013年に入り円安進行とともに株高に転じてきた背景には市場における金融緩和の期待感によるところが大きい。

さらに重要なのが、QE3の量的・質的变化である。2012年9月のQE3開始時のFRBの政策は主に国内経済向けのMBS（不動産担保証券）買取を毎月400億ドル買い取ることに限定していたが、2012年12月に世界的に流動性の高い国債（T-bill）買取りを毎月450億ドル規模で終了期限を設けずに開始したことにより、グローバル市場への流動性を一気に拡大し、QE2の時期と同様にドル・キャリー・トレードが再加速してきたものとみられる<sup>5)</sup>。すなわち、

QE3 追加策は国内への信用供与の拡大よりもむしろグローバル市場への流動性の供与を拡大する役割を果たしている。<sup>6)</sup> このことは国際流動性が非常に高い米国債買取に伴うグローバル市場での流動性の拡大とポートフォリオ・リバランス効果などによるものであり、新興国・先進国ともドル（+円）キャリー・トレードが再開、本格化しつつあると考えられる。

これは、2006年までの日本の量的緩和政策がFRBの緩和策とあいまって円キャリー・トレードに伴う住宅バブルとその崩壊、さらに金融危機を引き起こした点と共通している。このように現在ではますます国内の金融政策のみでは实体经济の動向に影響を及ぼすことは困難となっている。

本稿では、日本の金融緩和政策は過剰流動性を生じさせ、实体经济よりむしろ金融市場に流れる動きを加速させ、しかもそれは外国銀行など外資系金融機関の動きに左右されているのではないかということを検証する。そのためには、グローバル市場での背景を考慮し、従来日本の金融政策の議論においてはあまり議論の対象となっていなかった国際資本移動に伴う資本流出入による日本の实体经济や為替相場・金融市場への影響を検証し、日本国内の金融政策のみでは金融市場や实体经济に限界があることを示す。このために、本稿では対象期間を量的金融緩和以降の2001年から2013年6月までの期間を対象として主にVARモデルによる分析を試みる。これまでの先行研究と異なるのは、以下の点である。

第一に、量的緩和政策が終了した2006年以降、伝統的な日本の金融政策（マネタリーベース、日銀当座預金、コールレート）が国内の金融市場、实体经济に有意な因果性を示さず、影響を直接与えることは困難になり、その傾向は2000年代後半に顕著となっていることである。

第二に、資本流出入各項目とも实体经济、金融市場双方に有意な因果関係を持っている。その一方、日銀当座預金及びマネタリーベースなどによる金融市場（マネーストックや国債利回り）に対する顕著な影響はみられなくなっている。

第三に、2006年以降、全体的に国内金融市場に対する資本流入の影響は拡大しているが、鉱工業生産など实体经济に対して有意な影響は確認されない。

第四に、証券投資やその他投資など短期資金の流出入が日銀当座預金及びベースマネーに対する双方向の因果性がますます高まっており、特に2008年リーマンショックに始まる世界金融危機後の包括金融緩和策以降特に高まっていることである。しかも、日銀の供給した資金は証券投資や融資資金として海外に流出し、国内の实体经济に向かっていない可能性がある。

本稿では以上の点についてVARモデルに基づく分析によって検証する。

## I 過去の金融政策研究と国際資本移動の影響

日本の金融政策の効果についてこれまで量的金融緩和時（2001-2006）を対象とする実証研

究はいくつか行われてきた。しかし、今日のように国際資本移動が急速に拡大するなか、国内の金融政策のみで日本を含めた先進諸国の金融政策を評価することは困難であるにも拘らず、国際資本移動とその国内金融政策と市場への影響についての研究は非常に少なく、国内金融市場に限定した分析が中心であった。

これまでの研究では、量的緩和政策について時間軸効果やリスクプレミアム低下など金融面での一定の影響は認められるが、実体経済への影響は限定的であるとする見解が主なものである。例えば、Okina and Shiratsuka (2004) や Baba et al. (2006) は、量的緩和政策が主に時間軸効果を通じてイールドカーブの低下を示す一方、物価と景気に及ぼす影響は限定的であるとしている。こうした時間軸効果に加え、鶴飼 (2006) はリスクプレミアム低下の可能性を指摘している。また、Kimura and Small (2006) はポートフォリオ・リバランス効果の検証により、株式と信用力の高い社債では前者がリスクプレミアムの上昇、後者が低下となる結果を示している。白川 (2008, 2009) は量的緩和政策の評価について、金融システムの安定については一定の役割を認めながらもマクロ経済への効果は不明確と指摘している。白塚・寺西・中嶋 (2010) も家計・企業部門を含む民間部門の期待の方向性に影響を与えたものの実体経済には影響は限定的であることを再確認している。小宮 (2003) は、量的緩和政策の信用供与に至る経路のうちマネーサプライ (マネーストック) の増加に効果的でなかったとして、いわゆるリフレ派の論理を批判している。さらに、野口 (2013a) は時間軸効果、イールドカーブの低下は認めつつもそれが実体経済に効果的でなかった点を指摘し、量的緩和政策ではデフレは脱却できないとしている。これらの研究は、量的緩和政策は主に実体経済への直接的効果は限定的であったとみるものである。

一方、本多・黒木・立花 (2007)、本多・立花 (2011) では、CPI、鉱工業生産指数、コールレート、日銀当座預金、日経平均株価、鉱工業生産の指数を用いて VAR (ベクトル自己回帰) モデルに基づく分析の結果、上記期間の量的緩和政策は株価の上昇を通して実際に生産増加への影響があるとしている。また、原田・増島 (2008) も VAR モデルに基づく分析で、量的緩和政策の波及経路について株価など資産価格を経由した生産への波及効果を認めている。本多・立花 (2011) は量的金融緩和 (2001-2006) の影響を 1996 年から 2010 年 3 月までの前後の期間を対象にダミー変数を入れて検証している。本多 (2013) は最近の「異次元緩和策」についてマネタリーベースを基軸にした政策の意義を指摘しているが、それは、あくまでも主に過去 (2006 年まで) の検証に基づくものである。

上記の先行研究では、2008 年のリーマンショック前の円キャリー・トレード (取引) 拡大とその後の米国 FRB の量的緩和政策 (QE) 及びドル・キャリー・トレード、特に 2010 年以降世界的に大きな影響を与えたとみられる米国の量的金融緩和第 2 期 (QE2) が実施された 2010 年 10 月から 2011 年 6 月までの期間や日本の包括的金融緩和策 (2010 年 10 月導入: ①実質ゼ

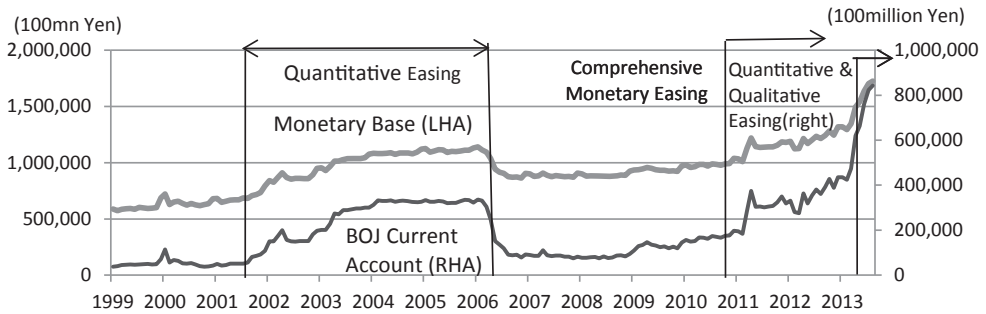
口金利政策の実施；②「資産買入等の基金」を通じた金融資産の買入れ等；③時間軸の明確化）を対象としていない。この期間においては日米金融政策の大幅な変化に加え、グローバル市場に対する影響が各国の金融・為替市場に与えた影響は非常に大きい。従来の研究では、世界金融危機以降の日米を含む量的緩和策の本格的な研究が少なく、特に包括的金融緩和策などを対象範囲とする日本市場や実体経済に対する研究は少なかった。さらに、国際資本移動の影響によって従来の国内金融政策への制約がますます強まっているにもかかわらず、そうした研究は少なかった<sup>7)</sup>。一部では日本の新政権の金融政策は「政策レジームチェンジ」を与えた意味で評価しているが、金融市場や実体経済への波及への影響をはかることは実際には困難である<sup>8)</sup>。

本稿は、日本における2001-2006年の量的金融緩和時のみならず、その後の‘Post 量的金融緩和’として位置づけられる国際資本移動の急速な拡大がみられた世界金融危機前後の変化を踏まえ、最近（2013年）までの日本銀行の包括金融緩和導入や量的・質的緩和（「異次元」緩和）の影響についても2001年4月から2013年6月を対象期間として主にVARモデルに基づく分析を行う。特に、世界金融危機前後の急速な資本移動の拡大に伴い国内金融政策の変化が為替相場、金融市場、生産活動などにどのような影響を与えてきたか検証する。対象期間で特に注目されるのは米国FRBによる2010年～2011年のQE2実施に伴う国際資本移動の拡大期の世界的な過剰流動性、およびQE2終了とともに世界的な市場不安、特にGIIPSにおける欧州危機が本格化したことに加え、その後の米国のQE3導入及び日本の質的・量的な大幅な金融緩和の経済・市場への影響とである。こうした状況を踏まえ、本稿では、グローバル市場動向に左右される日本国内市場の状況を示すことで、国内の金融政策の限界を示す。

## II 金融政策と金融市場

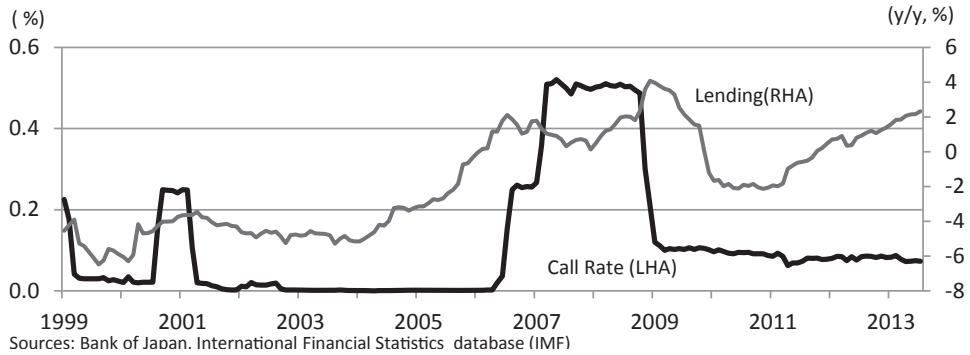
日本の金融市場における状況は2000年代初めに比べ大きく変化しており、現在ではマネタリーベースは大幅に増加しており、そのうち日銀当座預金は量的緩和時の30兆円をはるかに超える80兆円以上の残高（2013年7月末）となっている（Fig.1,2）<sup>9)</sup>。既に日本のマネタリーベースの水準は、GDP比では27%にも上っており、近年大幅に緩和してきた米国を上回る最大規模となっている（2012年12月、Fig.3）。それにもかかわらず政策的金融手段（マネタリーベース）は銀行貸出の増加に繋がっていない（Fig.4）。またマネタリーベースの増減はマネーストック（M2）の増減率にも大きな影響を与えておらず、M2の動向は実体経済（鉱工業生産）の動きは必ずしも呼応していない（Fig.5,6）。これは、実体経済に影響を与える銀行の信用供与に伴う設備投資などによる生産拡大への波及経路が確認されていない。

Fig.1: Monetary Base and BOJ Current Account



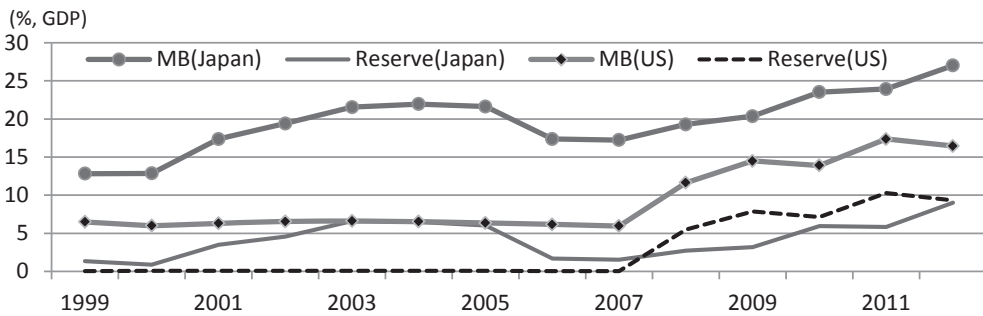
Source: Bank of Japan

Fig.2: Call Rate and Bank Lending (Japan)



Sources: Bank of Japan, International Financial Statistics database (IMF)

Fig.3 Monetary Base & Reserve (Japan & USA)



Note: Fiscal Year (Japan) and Calendar year (USA)

Sources: Bank of Japan, Cabinet Office of Japan, Federal Reserve Board, BEA (USA)

Fig.4: Monetary Base and M2 (Japan)

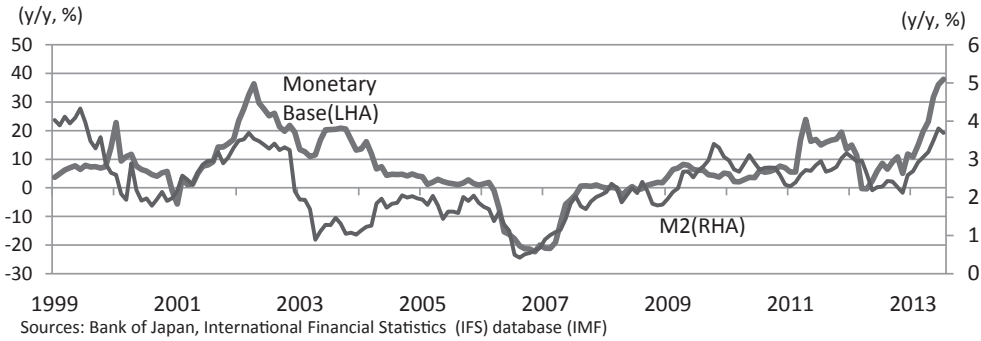


Fig.5: Monetary Base & Industrial Production (Japan)

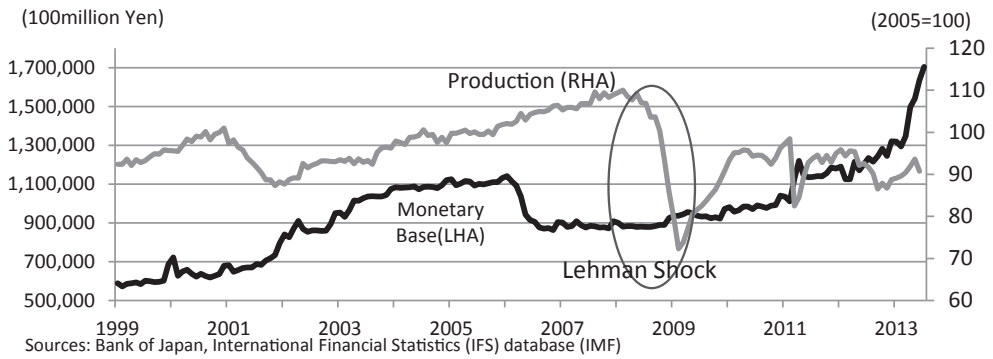
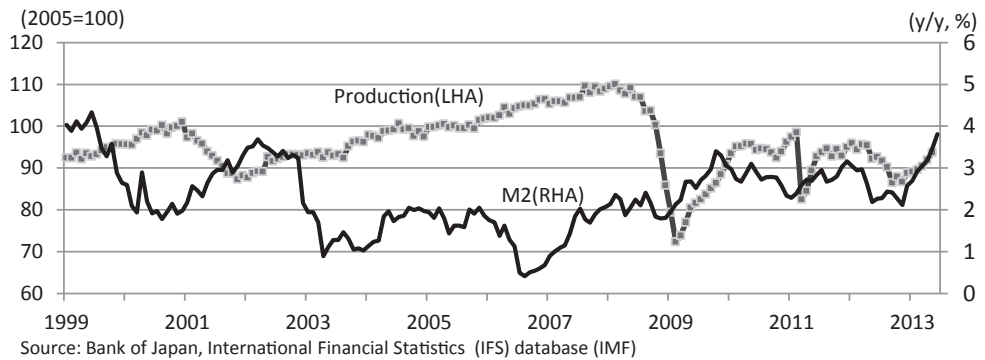
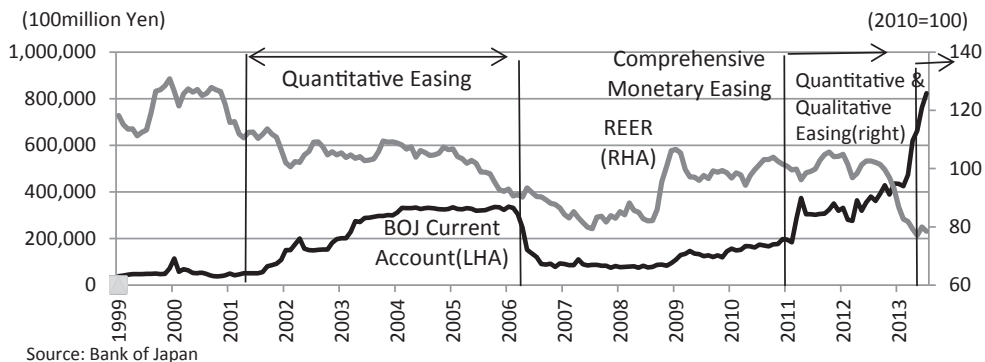


Fig.6: M2 & Industrial Production (Japan)



量的金融緩和（2001-2006）や包括的な金融緩和策（2010年10月以降）は、実体経済に直接的に働かず、むしろ流動性の拡大や国際経済環境の変化に伴う為替の下落月円安）効果に伴う輸出増加、それによる国内生産を拡大させた可能性が考えられる。しかし、2006年以降から最近までは必ずしも実質実効為替レート（REER）の動きは国内の量的金融政策の動向に大きく左右されない傾向がみられる（Fig.7）。ただし、2013年に入り日銀当座預金の拡大と実質実効為替相場下落が呼応しているように見える。これは、米国の景気回復期待に伴う金利上昇によって円安・ドル高となったことが背景にある。為替動向はむしろグローバル経済・市場動向に左右されていると考えられる。

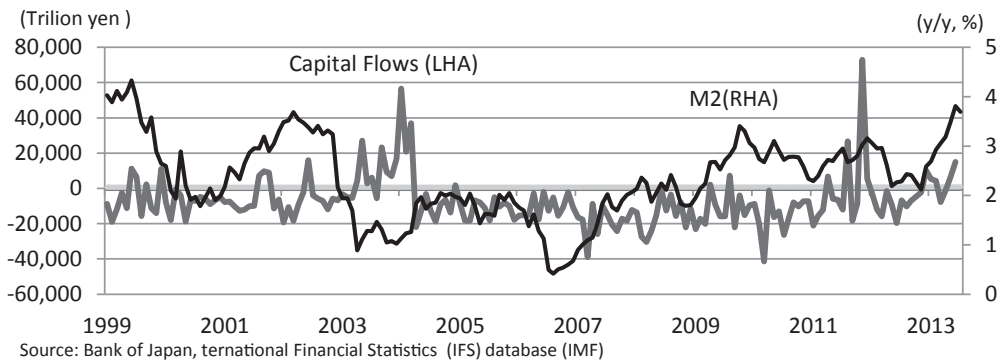
Fig.7: BOJ Current Account & Real Effective Exchange Rate (Japan)



2001-2006年の量的緩和政策の時期は日本円を米ドルに変換して国際市場で運用する円キャリー・トレードが拡大したことなどから通貨安となり、実質実効為替レート（REER）も下落したとみられる。現在では通貨取引や資本流出など国際取引にともなう資本移動が国内のマネーストック（M2）と密接に関係している可能性がある。このことはM2の伸び率が資本流出の動きとむしろ逆方向に推移していることでも確認できる（Fig.8）。これは本来国内金融市場にとどまるべきマネーストックが資本流出（特に海外への短期金融投資や銀行貸出）していることを示唆している。上記で述べたように鉱工業生産の動きもM2の動向と呼応していないことから、現在ではマネーストック自体が実体経済に大きく影響する数値とは限らない。したがって、国際資本移動と国内金融市場と金融政策の関連について検討する必要がある。



Fig.8: Capital Flows (Net) and M2 (Japan)



以下の分析ではなどに表される日銀当座預金を含むマネタリーベースやマネーストック(M2)と短期の資本流出入との因果性が強まっていること、さらに国内金融市場に対して国際資本移動(資本流出入)の影響が一層拡大しており、金融緩和政策に伴う余剰資金が实体经济ではなく投機的な金融取引に向けられている可能性を示す<sup>10)</sup>。

### Ⅲ 金融政策と金融市場への影響：VARモデルに基づく分析

国際資本移動の急速な拡大及び国際金融環境の変化に伴う国内経済や金融市場全体への影響を調べるため、本節では資本収支の各項目である海外直接投資(FDI)、証券投資(Portfolio)、その他投資(Other)の主要な国内金融政策関連指標である日銀当座預金、マネタリーベース、および無担保コール翌日物(コールレート)に及ぼす影響を採り上げる。

日本の資本収支項目では、FDIに比べ証券投資や銀行融資(その他)の流出入の影響は大きな要素であり、特に2006年以降その傾向が一層顕著となっている。こうした状況を踏まえ、本節では国際資本移動の影響の観点から資本収支項目別(投資収支)の資本流出入(ネット、財務省・日銀統計)が日本国内の金融市場や实体经济に及ぼす影響についてVARモデルに基づくグレンジャー因果性分析に加え、インパルス応答関数を用いて検証する<sup>11)</sup>。本分析では短期資金を中心とした資本流出入の影響の方が通常の金融政策手段に比べ国内の实体经济や金融市場などに対して大きな影響を与えていることを示す。

#### 1. 分析の対象

本節では、国内金融政策に対する資本流出入効果を検証するために、VAR(ベクトル自己回帰)モデルに基づく金融政策に関連する日銀当座預金残高([Bank of Japan Account](BOJ

AC)), マネタリーベース (Monetary Base, MB), コールレート (無担保翌日物レート, Call Rate) および国際資本移動に関する変数, すなわち FDI (外国直接投資), 証券投資 (Portfolio investment), その他投資 (Other investment) を採り上げる。また, 為替相場及び国内金融市場と実体経済への影響をみるために実質実効為替レート (REER), マネーストック (M2), 国債平均利回り (Yield), 日経平均株価 (Nikkei) および鉱工業生産 (季節調整済, Prod) を変数として対象にしている。対象期間は 2001 年 4 月から 2013 年 6 月であるが, 量的緩和および策終了後 (2006 年 4 月以降) とリーマンショックに始まる世界金融危機時, さらに包括金融緩和策 (2010 年 10 月) 導入の公表後においても実際に日銀当座預金やマネタリーベースの増減に関してラグがあるため, したがって, 本稿では, 以下の時期に分けて考察する。

- ① 量的金融緩和期 (2001.4 ~ 2006.3)
- ② 量的金融緩和終了後リーマンショック直前: ミニバブル期 (2006.4 ~ 2008.8)
- ③ 世界金融危機後 (2008.9 ~ 2011.2)
- ④ 本格金融緩和期<sup>12)</sup> (日本の金融緩和本格拡大期, 米国 QE3 期含む) 以降 (2011.3 ~ 2013.6)

各指標・変数は基本的に月次であり, 以下の出所による。

項目	表記	出所 (Source)
日銀当座預金残高 (月次)	BOJ AC	日本銀行 (主要時系列統計)
日銀マネタリーベース (月次)	Monetary Base (MB)	日本銀行 (主要時系列統計)
無担保翌日物コールレート (月次)	Call Rate	日本銀行 (主要時系列統計)
資本流出入 (ネット) (月次)		
(FDI, 証券投資, その他投資)	FDI, Portfolio, Other	日本銀行 (主要時系列統計)
実質実効為替レート (月次)	REER	BIS effective exchange rate indices
マネーストック (M2) (月次)	M2	日本銀行 (主要時系列統計)
国債平均利回り (月次)	Yield	International Financial Statistics (IFS) database (IMF)
日経平均株価 (月次, 四半期)	Nikkei	日経プロファイル (データベース)
鉱工業生産 (月次) [季節調整済]	Production (Prod) (2005=100)	経済産業省, IFS database (IMF)

## 2. ベクトル自己回帰 (VAR) モデル

本分析で用いる VAR モデルは以下の式に基づいている。以下の式は, 最初のショックを与える変数を置き, その変数の波及を考慮した順番に分析する。

$$Y_t = c + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_l Y_{t-l} + B \varepsilon_t$$

ここで  $c$  は定数項行列,  $A_t$  ( $n \times n$ ) は係数行列,  $\varepsilon_t$  ( $n \times 1$ ) はショックベクトルを表し,  $B$  は  $\varepsilon_t$  ( $n \times 1$ ) は錯乱項ベクトル ( $u_t$ ) に変換する係数行列 ( $u_t = B \varepsilon_t$ ) である。

本分析モデルでは, 各変数間の相互の影響をみることも重要であるため, 誘導系を用いる。国際資本移動に関する変数と金融政策変数を考慮し, 各資本流入が金融政策変数に対してどれだけ影響を持っているかが検証できる (モデル 1)。また, 主な資本流出入の金融市場や実

体経済への変数への影響をみる（モデル2）。したがって、各変数の順番は資本流出入項目による金融政策のショックをみるために最初に資本流入各項目（FDI, Portfolio, Other）の各変数を置き、それに続いて日銀当座預金、マネタリーベース、及びコールレートのような金融政策変数を置き、影響を与える項目からその波及経路と考えられる順に沿っている。またラグの選定はシュワルツ情報基準によっている。

モデル [1] : Capital Flows [FDI / Portfolio / Other], BOJAC [or MB or Call Rate[Intrate]

モデル [2] : Capital Flows [FDI / Portfolio / Other], REER, M2, Yield, Stock Prices (Nikkei), Production (Prod)

#### (1) ADF (Augmented Dickey-Fuller) 検定

最初に各資本流入項目の ADF 検定によって変数の定常性についてみると、FDI は対象期間にわたって階差なしで定常性を確保できていたが、証券投資 (Portfolio)、その他投資 (Other) と同様に一階階差を取ることで定常性が確保される (Table 1)。日銀当座預金 (BOJAC)、マネタリーベース (MB)、コールレート (Call Rate) についても一階階差をとることで定常性が確保される。従って、以下の分析では FDI を除き、日銀当座預金 (対数)、マネタリーベース (MB) [同]、実質実効為替レート (REER) [同]、マネーストック (M2) [同]、日経平均株価 (Nikkei) [同]、証券投資、その他投資、コールレート、国債利回り (Yield)、鉱工業生産 (Production, Prod) (季節調整済前月比) については原則的に一階階差を用いている。

Table 1 : Augmented Dickey-Fuller (ADF) test (Japan)

2001-2006	ADF	t-ADF	p-value	lag	signifi- cance	model	ADF	t-ADF	p-value	lag	signifi- cance	model
BOJAC (log)	level	-3.403	0.015	0		intercept	1st diff.	-2.996	0.042	7	***	intercept
		-1.423	0.844	0	***	intercept, trend		-4.505	0.004	7	***	intercept, trend
Monetary Base (log)	level	-5.108	0.000	7	***	intercept	1st diff.	-4.395	0.005	2	***	intercept
		-2.116	0.525	7		intercept, trend		-2.869	0.055	9	***	intercept, trend
Call Rate	level	-2.894	0.052	0	*	intercept	1st diff.	-7.822	0.000	0	***	intercept
		-2.924	0.163	0		intercept, trend		-4.233	0.008	9	***	intercept, trend
FDI	level	-9.204	0.000	0	***	intercept	1st diff.	-11.53	0.000	2	***	intercept
		-9.525	0.000	0	***	intercept, trend		-11.49	0.000	2	***	intercept, trend
Portfolio	level	-1.969	0.299	5		intercept	1st diff.	-9.513	0.000	4	***	intercept
		-2.852	0.186	5		intercept, trend		-9.366	0.000	4	***	intercept, trend
Other	level	-1.539	0.506	5		intercept	1st diff.	-8.491	0.000	4	***	intercept
		-2.233	0.462	5		intercept, trend		-8.365	0.000	4	***	intercept, trend
REER (log)	level	-0.109	0.943	0		intercept	1st diff.	-6.621	0.000	0	***	intercept
		-1.133	0.914	0		intercept, trend		-6.608	0.000	0	***	intercept, trend
M2 (log)	level	-1.251	0.646	10		intercept	1st diff.	-6.996	0.000	1	***	intercept
		-3.068	0.125	11	*	intercept, trend	(y/y)	-6.961	0.000	1	***	intercept, trend
Yield(Govt)	level	-1.503	0.525	1		intercept	1st diff.	-7.282	0.000	0	*	intercept
		-1.812	0.686	1		intercept, trend		-7.276	0.000	0		intercept, trend
Stock Price (Nikkei) (log)	level	-0.143	0.939	0		intercept	1st diff.	-5.728	0.000	0	***	intercept
		-1.767	0.708	0		intercept, trend		-6.412	0.000	0	***	intercept, trend
Production (S.A)	level	0.082	0.962	1		intercept	1st diff.	-9.799	0.000	0	***	intercept
		-4.066	0.012	1	**	intercept, trend		-10.03	0.000	0	***	intercept, trend
2006-2013	ADF	t-ADF	p-value	lag	signifi- cance	model	ADF	t-ADF	p-value	lag	signifi- cance	model
BOJAC (log)	level	0.550	0.988	0		intercept	1st diff.	-9.947	0.000	0	***	intercept
		-5.000	0.001	0	***	intercept, trend		-10.54	0.000	0	***	intercept, trend
Monetary Base (log)	level	2.852	1.000	2	*	intercept	1st diff.	-3.971	0.003	2	***	intercept
		-2.158	0.506	0		intercept, trend		-8.994	0.000	1	***	intercept, trend
Call Rate	level	-1.711	0.422	1	***	intercept	1st diff.	-5.188	0.000	0	***	intercept
		-3.195	0.092	1	**	intercept, trend		-5.256	0.000	0	***	intercept, trend
FDI	level	-9.204	0.000	1	***	none	1st diff.	-11.53	0.000	2	***	none
		-9.525	0.000	0	***	intercept		-11.49	0.000	2	***	intercept
Portfolio	level	-1.974	0.298	6		none	1st diff.	-9.854	0.000	4	***	none
		-2.109	0.533	6		intercept		-5.002	0.001	4	***	intercept
Other	level	-4.091	0.002	2	***	none	1st diff.	-8.578	0.000	4	***	none
		-2.311	0.423	5		intercept		-8.491	0.000	4	***	intercept
REER (log)	level	-1.698	0.429	1		intercept	1st diff.	-5.953	0.000	0	***	intercept
		-1.788	0.702	1		intercept, trend		-5.947	0.000	0	***	intercept, trend
M2 (log)	level	3.545	1.000	10		intercept	1st diff.	-7.034	0.000	0	***	intercept
		-2.636	0.266	11		intercept, trend	(y/y)	-7.029	0.000	0	***	intercept, trend
Yield(Govt)	level	-1.719	0.418	0		none	1st diff.	-10.11	0.000	0	***	none
		-4.739	0.001	0		intercept		-10.05	0.000	0	***	intercept
Stock Price (Nikkei) (log)	level	-1.572	0.493	0		intercept	1st diff.	-9.616	0.000	0	***	intercept
		-0.520	0.981	0		intercept, trend		-9.621	0.000	0	***	intercept, trend
Production (S.A)	level	-1.829	0.364	1		intercept	1st diff.	-7.128	0.000	0	***	intercept
		-2.250	0.456	1		intercept, trend		-8.870	0.000	0	***	intercept, trend

Note: The period is from April 2006 to June 2013.

Source: Author's calculation based on Bank of Japan and IFS database (IMF)

## (2) グレンジャー因果性

国内金融政策関連指標（日銀当座預金，マネタリーベース，コールレート）に対する国際資本移動の影響をみるため2001年（4月）から2013年（6月）までの期間を各時期に分けて資本流入項目と金融政策指標間の因果性を考察した（Table 2）。その結果，以下の通りに要約さ

Table 2 : Japan : Granger Causality (2001-2013)

2001-2006	FDI	Portfolio	Other	BOJAC	MB	Call Rate	REER	M2	Yield	Nikkei	Prod
FDI		1.386	1.251	0.832	0.509	1.328	0.152	0.765	0.599	2.388	0.999
Portfolio	1.358		1.758	1.211	2.293	0.578	0.372	1.551	1.143	1.001	0.575
Other	0.812	1.573		1.237	1.594	0.347	1.054	1.640	1.438	1.039	0.600
BOJAC	0.158	0.706	0.679		2.829 *	2.564 *	1.488	3.568 **	0.360	3.705 **	0.534
MB	0.100	2.034	1.525	0.561		1.110	1.544	1.545	0.376	0.829	1.285
Call Rate	0.661	0.124	0.223	2.036	1.225		0.571	1.263	0.615	2.008	3.373 *
REER	2.787 *	0.575	0.493	2.274	1.859	2.574 *		1.417	1.085	2.187	0.187
M2	0.631	6.543 ***	5.641 ***	2.709 *	4.377 ***	2.691 *	0.409		0.395	0.855	0.590
Yield	0.472	0.325	0.339	0.421	0.278	0.654	0.579	0.365		1.695	2.907 *
Nikkei	3.548 **	5.307 **	3.412 *	1.967	2.651 *	1.652	1.034	2.023	1.971		3.794 **
Prod	0.736	2.761 *	2.177	1.563	1.084	1.198	1.585	0.412	0.606	0.244	
2006-2008	FDI	Portfolio	Other	BOJAC	MB	Call Rate	REER	M2	Yield	Nikkei	Prod
FDI		0.924	0.782	2.504 *	2.501 *	0.307	0.290	0.639	0.439	0.689	0.344
Portfolio	0.918		0.259	3.622 **	2.450	3.192 *	2.243	1.966	0.432	0.512	1.359
Other	0.770	0.570		3.020 *	2.282	2.570 *	2.459	2.080	0.461	0.408	1.405
BOJAC	0.708	1.210	1.625		1.064	0.764	0.120	1.647	0.626	0.507	0.337
MB	0.782	1.910	2.090	2.070		0.623	0.116	1.034	0.278	0.655	0.322
Call Rate	1.661	0.651	0.831	0.314	0.181		0.774	0.608	0.803	0.795	0.336
REER	1.267	0.717	0.435	2.702 *	1.245	0.940		1.693	0.924	0.862	0.869
M2	0.697	4.395 **	4.492 **	2.005	5.493 **	1.163	1.389		0.296	0.443	0.268
Yield	0.546	1.337	1.393	0.685	1.593	0.157	1.473	0.500		0.516	0.718
Nikkei	1.244	1.933	1.679	0.700	0.263	0.342	2.808 *	0.113	0.086		0.113
Prod	0.830	3.599 **	3.788 **	0.394	0.614	1.119	1.995	1.120	0.614	1.432	
2008-2011	FDI	Portfolio	Other	BOJAC	MB	Call Rate	REER	M2	Yield	Nikkei	Prod
FDI		0.797	1.548	1.718	1.257	17.61 ***	0.489	0.562	1.661	0.274	2.292
Portfolio	0.701		0.256	5.501 ***	2.801 *	2.233	1.520	4.683 **	0.541	1.668	0.442
Other	0.855	0.398		4.237 **	2.529 *	3.142 *	0.816	3.612 **	0.583	1.346	0.548
BOJAC	1.467	1.140	1.492		0.781	1.406	0.661	1.057	1.310	5.604 ***	0.730
MB	1.612	2.381	2.453	1.017		1.619	1.683	1.346	0.570	3.614 **	0.665
Call Rate	3.343 *	2.897 *	3.025 *	4.884 **	2.048		1.688	0.800	2.392	0.117	7.559 ***
REER	1.498	3.870 **	3.428	2.363	1.245	10.91 ***		0.168	2.115	1.882	7.451 ***
M2	1.468	2.488 *	2.379	1.011	1.692	2.581 *	1.969		0.249	1.722	1.053
Yield	0.506	0.499	0.850	0.788	0.317	0.973 ***	0.962	0.746		1.734	0.667
Nikkei	1.242	3.441 *	3.352 *	2.727 *	2.313	6.274 ***	2.152	1.581	0.939		3.174 *
Prod	0.734	3.846 **	2.920 *	5.253 **	1.541	2.663 *	1.827	0.796	0.820	1.227	
2011-2013	FDI	Portfolio	Other	BOJAC	MB	Call Rate	REER	M2	Yield	Nikkei	Prod
FDI		0.250	0.643	0.985	0.667	2.876 *	0.603	1.591	1.807	0.315	0.688
Portfolio	0.377		0.354	4.052 **	3.341 *	4.051 **	0.869	4.491 **	2.046 **	3.399 *	0.372
Other	0.859	1.202		3.089 *	2.788 *	3.819 **	0.955	4.028 *	3.020 **	3.575 *	0.513
BOJAC	0.703	5.651 **	4.821 **		1.468	1.468	0.411	2.577 *	1.306	0.931	0.496
MB	0.687	8.982 ***	6.572 ***	1.459		1.230	0.247	2.099 *	1.907	0.814	0.400
Call Rate	0.369	7.266 ***	7.428 ***	1.014	0.545		0.728	1.485	2.033	0.715	1.159
REER	2.906 *	3.260 *	4.222 **	0.943	0.411	1.560		2.687 *	0.282	1.368	0.735
M2	0.317	12.46 ***	13.25 ***	2.447	2.753 *	1.932	0.981		2.059	0.635	1.164
Yield	0.847	0.584	0.752	0.581	0.648	0.497	1.715	0.275		1.989	1.184
Nikkei	2.092	2.104	1.829	1.060	1.110	1.082	5.102 **	1.530	1.141		0.748
Prod	0.336	0.901	0.883	1.880	1.315	5.867 ***	1.929	1.281	0.292	0.436	

Note: 1 The period is from April 2001 to March 2006; April 2006 to August 2008;

September 2008 to February 2011, and March 2011 to June 2013.

2 Calculation based on the average of 1st to 4th lags of the variables.

3 Figures are F-value. \*\*\*, \*\*, \* denotes significance at 1%, 5%, and 10%.

Source: Author's calculation based on IFS database (IMF), Bank of Japan

れる。

第一に、日銀当座預金 (BOJAC)、マネタリーベースは全期間にわたり鉱工業生産など実体経済に直接有意な因果関係はみられない。これは日銀の主な金融政策手段が直接的には有効ではないことを示している。なお、日銀当座預金はマネーストック (M2) に対して 2001-2006 年及び 2011-2013 年で因果性を示すが、マネタリーベースからの因果性は 2011-2013 年に弱い因果性を持つのみである。

第二に、マネーストック (M2) は証券投資、その他投資など短期資本に対して有意な因果

性を持っている。また、2008年以降（2008-2011, 2011-2013）では短期資本流出入がM2に対する因果性も有意となっており、特に2011-2013年にはそれが顕著となっている。このことは、近年では資本流出入と国内のマネーストックは双方向で因果性を持っており、短期資本の流出入によって国内金融市場が左右される度合いが高まっていることを示す。すなわち、日銀の金融政策では国際市場のマネーストックを制御できにくくなっていることを意味する。これは、2008年の国際金融危機以降では日銀のマネタリーベースの調整よりむしろ海外との資金フローが国内マネーストックに大きな因果性を持っていることを示している。

第三に、FDIに比べ短期資本（証券投資（Portfolio）およびその他投資（Other））の方が、日銀当座預金（BOJAC）、マネタリーベースやコールレートなどの金融政策変数との有意な因果性がみられる。特に2008年世界金融危機以降、金融緩和策が強化されてくるにつれ、その傾向が顕著となっている。これは短期資本（証券投資・その他投資）と国内金融指標（日銀当座預金、マネタリーベース）との相互の因果関係が強まっていることを示す。すなわち、リーマンショック以降の金融緩和の拡大がグローバル市場における流動性を高めた結果、日銀の国内金融政策も海外資金の動きに伴う短期資本の流出入に大きく左右されることを示している。

ただし、FDIはコールレートに対して2008-2011年には非常に因果性が高くなっている。この世界金融危機発生後の時期にはFDIはネットで流出が拡大しており、その際には、企業の資金需要が増加したため、大幅にコールレートもそれに応じて上昇したとみられる。この点は後述のインパルス応答関数でも示される。

第四に、2011年以降では日銀当座預金、マネタリーベース、コールレートはいずれも証券投資やその他投資と相互に因果性がみられる。これは2008年以前には見られなかったことであり、短期資本流出入と国内金融指標は双方向に因果性が顕著になってきたことを示す。

以上の結果から、2001-2006年までの量的緩和期までと大きく変化し、最近では主に国外の市場に資金が流出している可能性を示唆している。すなわち、最近では日銀が積極的な金融緩和政策を採用した場合、資金が一層流出して日本および世界市場でマネーが運用される可能性を示している。

### (3) 予測誤差分散分解

各期間における資本流入（FDI, Portfolio, Other）の変化が日銀の金融政策関連変数である日銀当座預金、マネタリーベースに及ぼす影響を示すため、VARモデルに基づく予測誤差分散分解を試みた（Table 3）。その結果、2006年までは資本流入項目が日銀当座預金（BOJAC）やマネタリーベース（MB）に及ぼす影響はほとんどみられなかったが、2006年以降、日銀当座預金に対する各資本流入項目の影響は大幅に拡大している。なかでも以下のような特徴がみられる。



第一に、2008-2011年には、日銀当座預金に対するシェアはFDIについては相対的に低下する一方、証券投資及びその他投資流入では比重が大きくなっている。例えば日銀当座預金におけるFDIの占めるシェアは2006-2008年には24.4%（10期、以下同様）であったが、2008-2011年には19.1%、2011-2013年は14.5%まで低下している。その一方、2011-2013年には、日銀当座預金に対して証券投資およびその他投資（Other）もシェアはそれぞれ約28.0%、19.7%と顕著な影響を及ぼしている。

第二に、マネタリーベースでも2001-2006年には証券投資、その他投資の比率はわずかに10.0%、3.7%にすぎなかったが、2011-2013年にはそれぞれ22.5%、18.3%まで上昇している。その一方、FDIの比率は2006-2008年に21.9%と高まったが、リーマンショック以降の2008-2011年には低下した。しかし、2011-2013年には再び15.1%まで上昇している。これは、FDIについても実体経済の動きのみならずM&A資金の動きに関連した金融取引の拡大と関連している可能性もある。

上記の結果は、2006年以降、グローバル市場で過剰流動性が発生し、資本流出入が国内金融市場に大きく影響を及ぼしてきたため、量的金融緩和期（2001-2006）までの状況と大きく変貌したことと整合的である。さらに、2008年のリーマン・ショックに始まる世界金融危機以降も日米の金融緩和政策とともに、特に証券投資・その他投資など短期資金の流出入による日銀当座預金やマネタリーベースに対する影響が拡大し、2011年以降はそれが顕著である。このように、最近ではますます資本の流出入が国内の金融政策関連指標（日銀当座預金、マネタリーベース）に大きな影響を及ぼしていることを示している。

以上のグレンジャー因果性や予測誤差分散分解による結果は、証券投資やその他投資などの短期資金を中心とする資本流出入と日銀当座預金、マネタリーベースなどの金融政策関連指標との因果性が近年ますます強まっていることが明確となった。このことをさらに詳しく調べるため、次項ではインパルス応答関数による分析に基づきこれらの結果を検証する。



#### （4）インパルス応答関数

資本流入項目（資本流入総額 [CF], FDI, 証券投資 [Portfolio], その他投資 [Other]）別に VAR モデルに基づく月次でのインパルス応答関数の結果を各期間別（2001-2006, 2006-2008, 2008-2011, 2011-2013）をみる。なお、最初に資本流入各項目（FDI, 証券投資, その他投資）を置き、その影響の順を考慮して各変数を置いている。例えば、モデル（1）（下記参照）では FDI に続き日銀当座預金, マネタリーベース, コールレートとする。さらに、モデル（2）（同）では FDI に続いて、実質実効為替レート（REER）, マネーストック（M2）, 国債利回り（Yield）, 日経平均株価（Nikkei）, 鉱工業生産（Prod）の順に波及すると仮定している<sup>13)</sup>。以下、証券投資, その他投資も同様の配列とする。

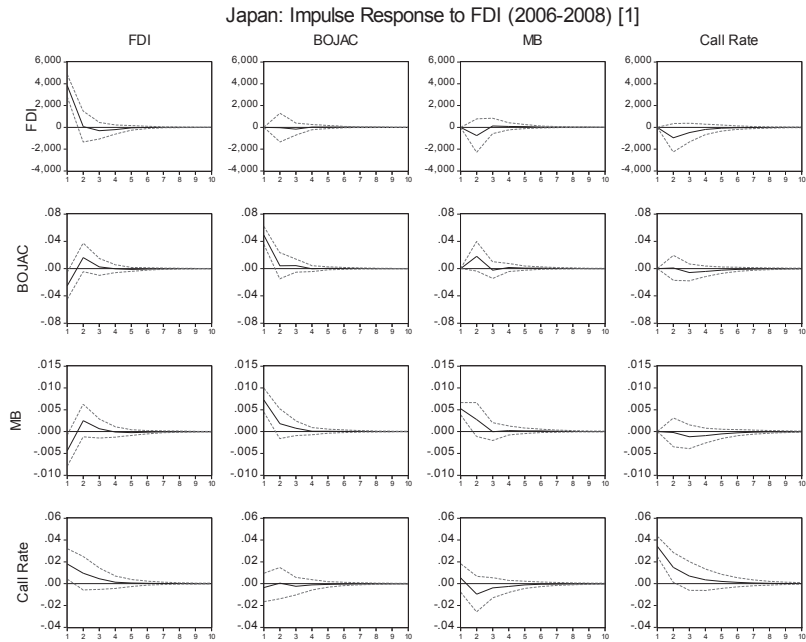
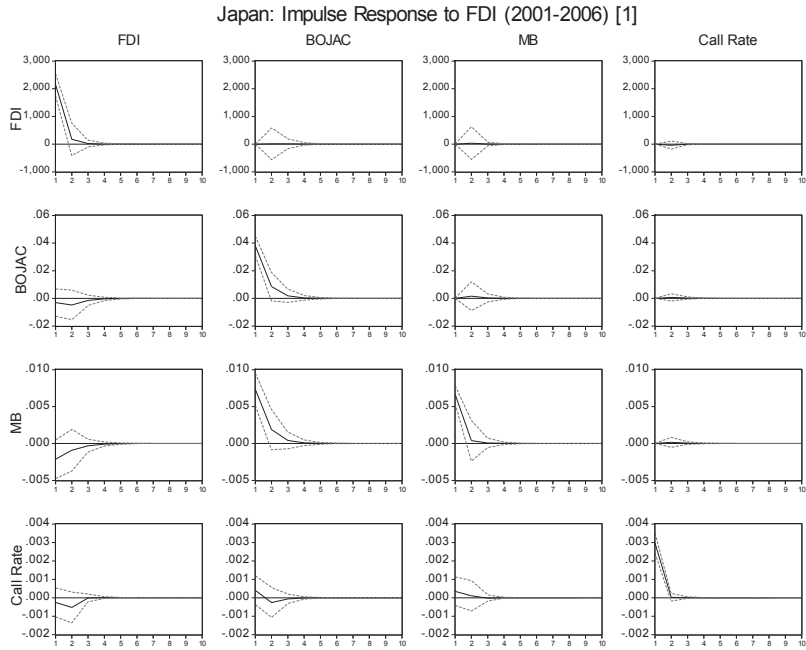
##### モデル [1]：日銀当座預金, マネタリーベース, コールレートに対する影響

資本流入項目（FDI, 証券投資, その他投資）による日銀当座預金（BOJ AC）, マネタリーベース（MB）, コールレート（Call Rate）に対する変化をみるため、各資本流入項目を最初に配列しインパルス応答関数を分析した（Fig.9-1~9-3）。

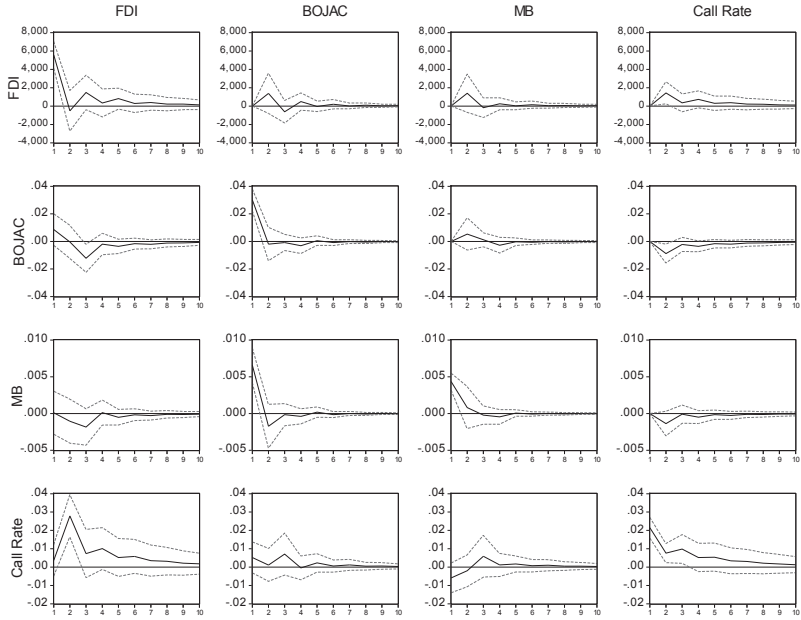
第一に、FDI は世界金融危機発生後の期間（2008-2011 年）にはコールレートに対して比較的大きな影響を与え上昇圧力を加えている（Fig.9-1）。これは、日本から円高を背景としてアジアなど海外への直接投資は拡大し、FDI 流出（ネット）が国内のコールレートに対して上昇圧力となったことが示される。この結果は前記のグレンジャー因果性分析結果と整合的である。

第二に、量的金融緩和期（2001-2006 年）と異なり、2006 年以降では証券投資は日銀当座預金, マネタリーベース, さらにコールレートに対して双方向に有意で大きな影響を持っていることが確認され、前記のグレンジャー因果性の結果と整合的である。特に 2011-2013 年に顕著に高まっており有意な影響がみられる（Fig.9-2）。このことは、内外証券投資が国内の金融市場に与える影響が拡大してきたことを示す。

Fig.9-1: FDI, BOJ Account, Monetary Base, Call Rate



Japan: Impulse Response to FDI (2008-2011) [1]



Japan: Impulse Response to FDI (2011-2013) [1]

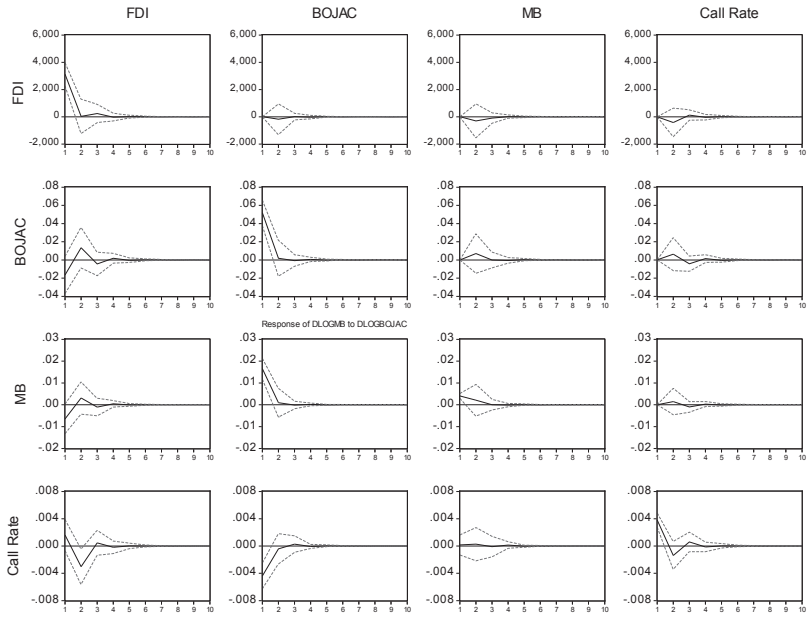
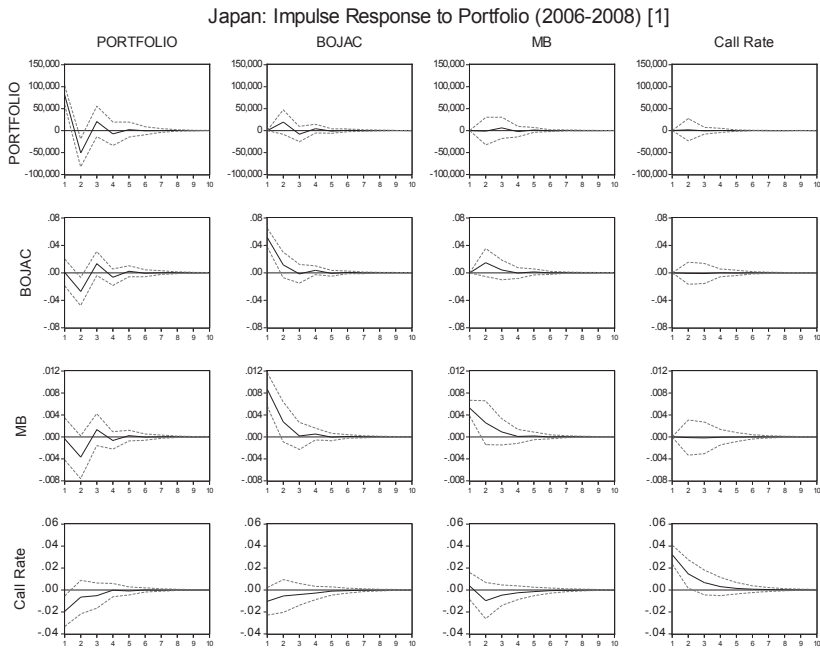
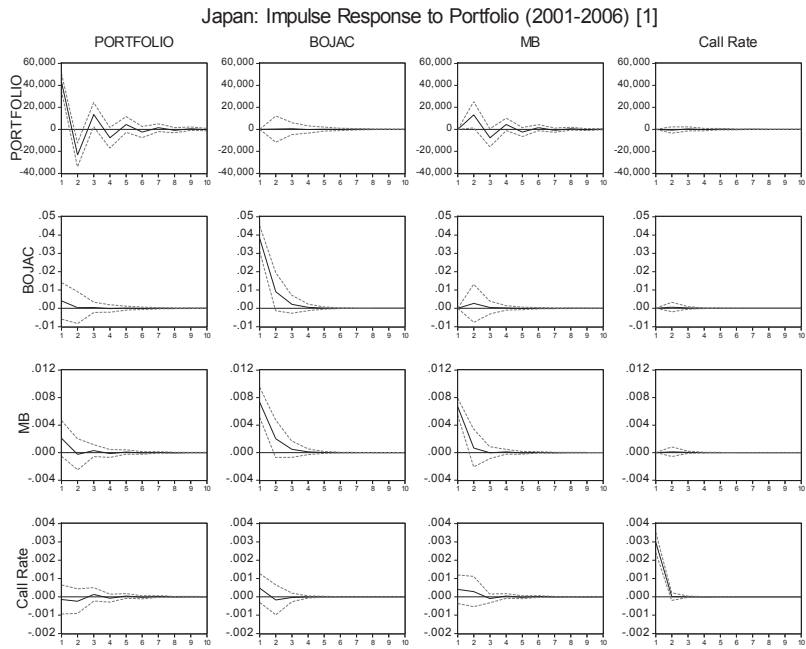
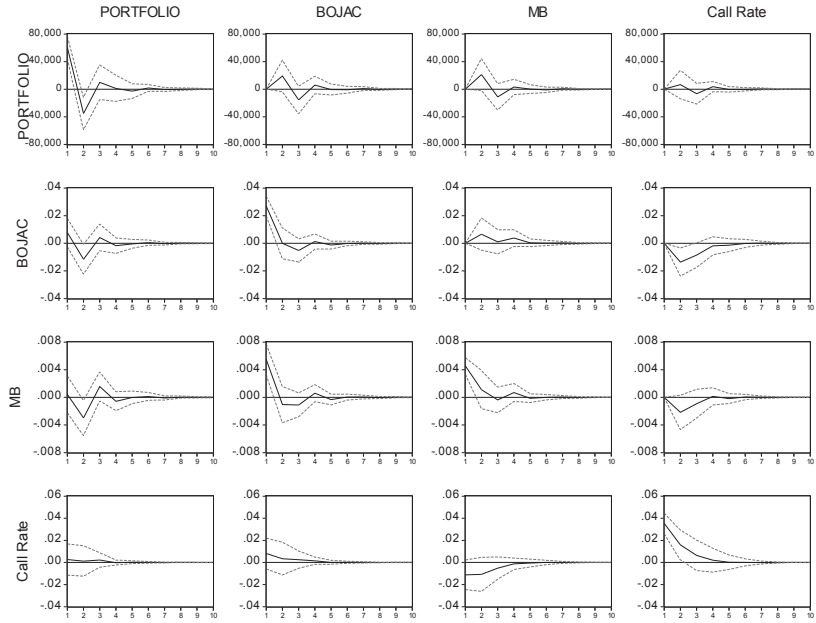


Fig.9-2: Portfolio, BOJ Account, Monetary Base, Call Rate



Japan: Impulse Response to Portfolio (2008-2011) [1]



Japan: Impulse Response to Portfolio (2011-2013) [1]

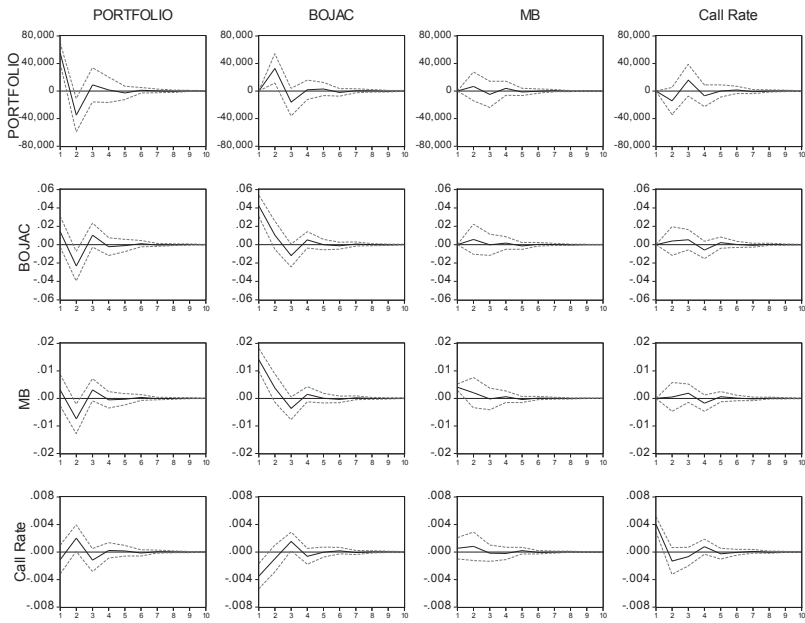
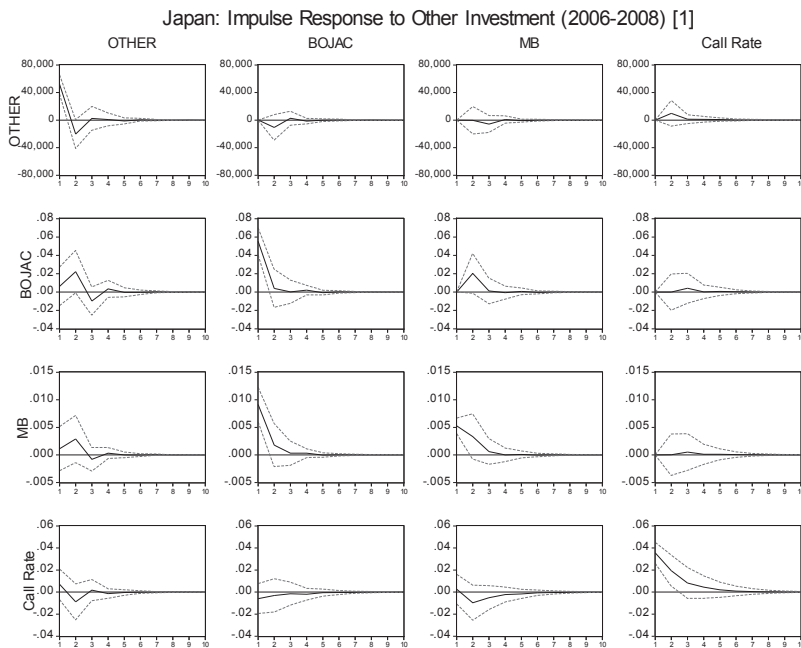
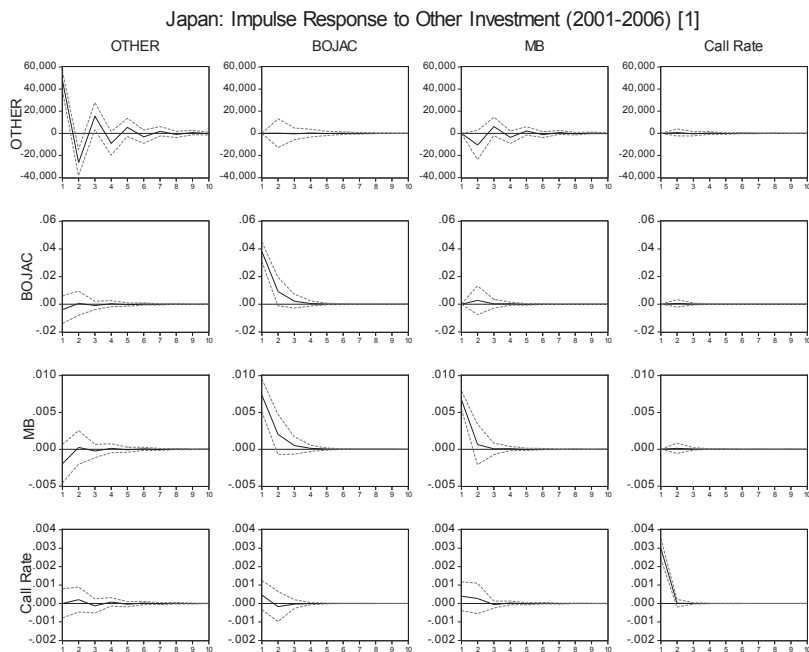
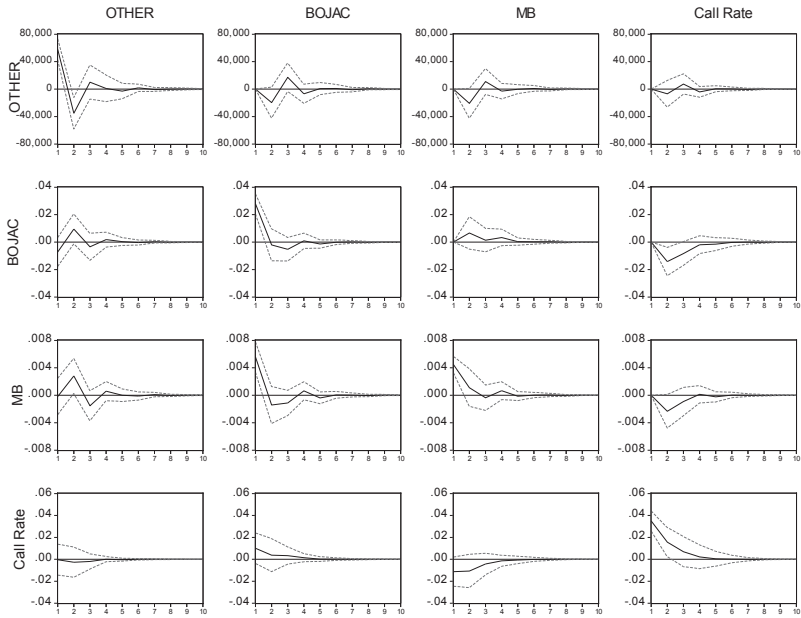


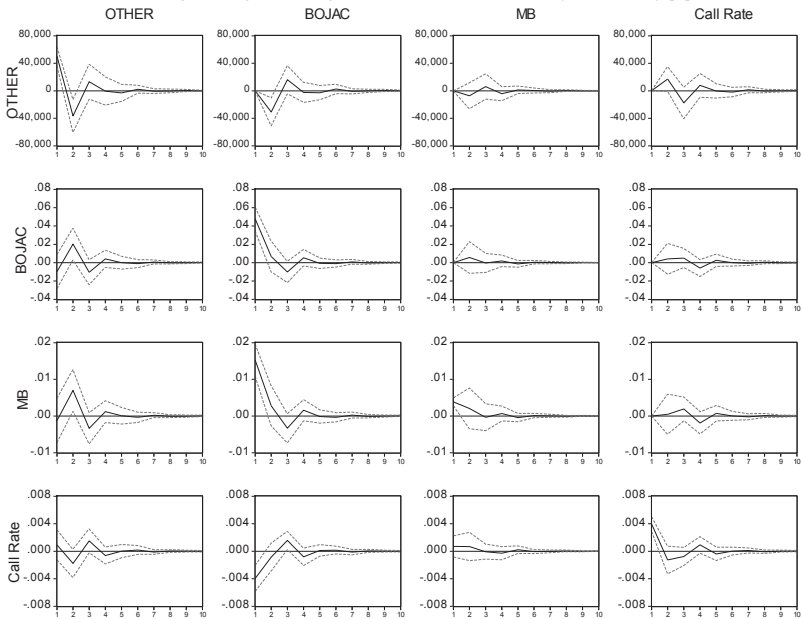
Fig.9-3: Other Investment, BOJ Account, Monetary Base, Call Rate



Japan: Impulse Response to Other Investment (2008-2011) [1]



Japan: Impulse Response to Other Investment (2011-2013) [1]



第三に、その他投資（短期融資等）は証券投資と同様、日銀当座預金、マネタリーベースに及ぼす影響は2001-2006年は限定的であった（Fig.9-3）。しかし、その他投資は2006年以降次第に有意な影響を持つようになり、2008年以降（2008-2011, 2011-2013）、日銀当座預金、マネタリーベースに対し正方向に有意な影響を及ぼし、それが拡大する傾向がみられる。さらに、2011-2013年にはコールレートに対しても有意な変動要因となっている。

なお、本分析ではFDI, 証券投資, その他投資ともネットの流入を変数としているが、グロス（流入分）のみで証券投資など短期資本を変数とした場合（本稿では省略）、マネタリーベース（及び日銀当座預金）やコールレートに対する影響がより顕著にみられる。

以上のように、最近ではますます日銀の金融政策変数が資本流出入に大きく左右されている。

#### モデル [2]：為替相場，金融市場，实体经济に及ぼす影響

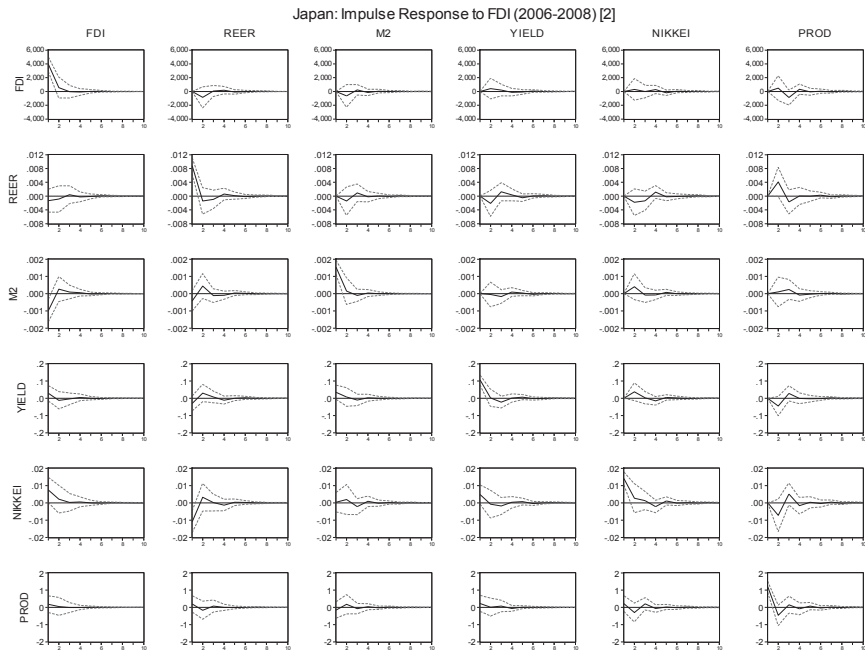
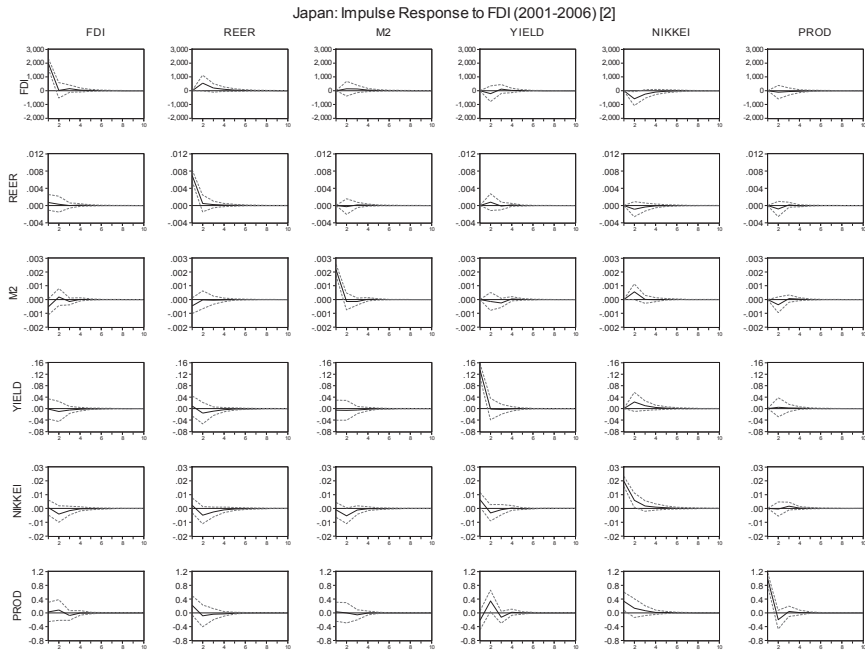
ここでは、資本流入各項目の實質実効為替レート（REER）、マネーストック（M2）、国債利回り（yield）、日経平均株価（Nikkei）、鋳工業生産（Prod）に対する影響を検証する（Fig.10-1, 10-2, 10-3）。

第一に、FDIは2001-2006年、2006-2008年の両期間とも鋳工業生産に対してほとんど有意な影響はみられないが、2008-2011年のリーマンショック以降の金融緩和期で、FDI流入が鋳工業生産に有意ではないもののポジティブな影響を与えていた。しかし、2011年以降はそれがみられなくなっている。その一方、証券投資、その他投資のような短期資金は基本的に海外市場に流出（ネット）しており、国内の鋳工業生産に有意な影響を与えていない。以上の結果は前記のグレンジャー因果性の結果と整合的である。

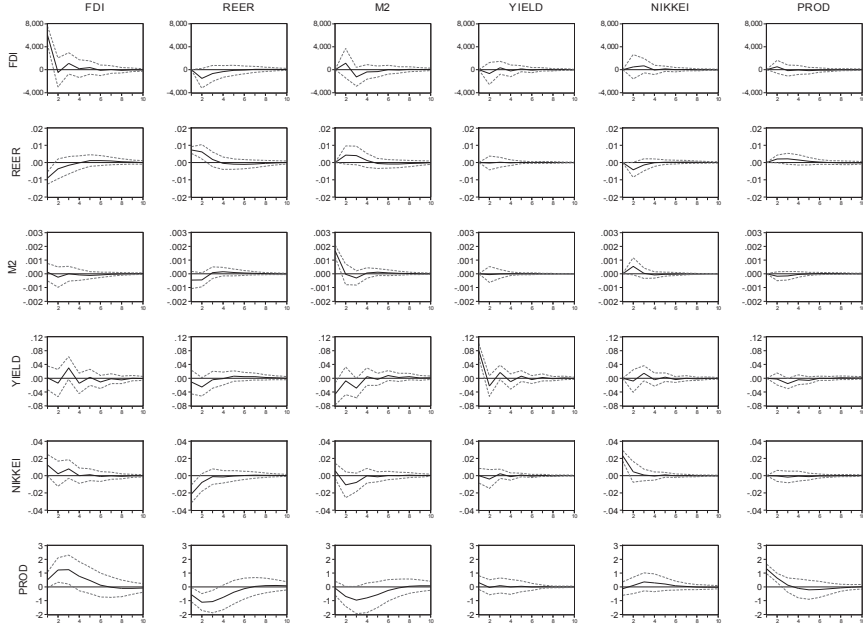
第二に、証券投資は、金融・証券市場において比較的大きな影響を持っており、マネーストック（M2）及び国債利回り（Yield）、日経平均株価（Nikkei）に対して有意な影響がみられる。特に2008-2011年、2011-2013年の両期間とも証券投資流入はM2に対して負の影響を及ぼしている。すなわち、証券投資流入（流出）の拡大はM2を減少（増加）させている。これは、海外資金と国内のマネーストックが代替的な関係となっていることを示し、前述のグレンジャー因果性の結果と整合的である。



Fig10-1: FDI, REER, M2, Yield, Nikkei, Production



Japan: Impulse Response to FDI (2008-2011) [2]



Japan: Impulse Response to FDI (2011-2013) [2]

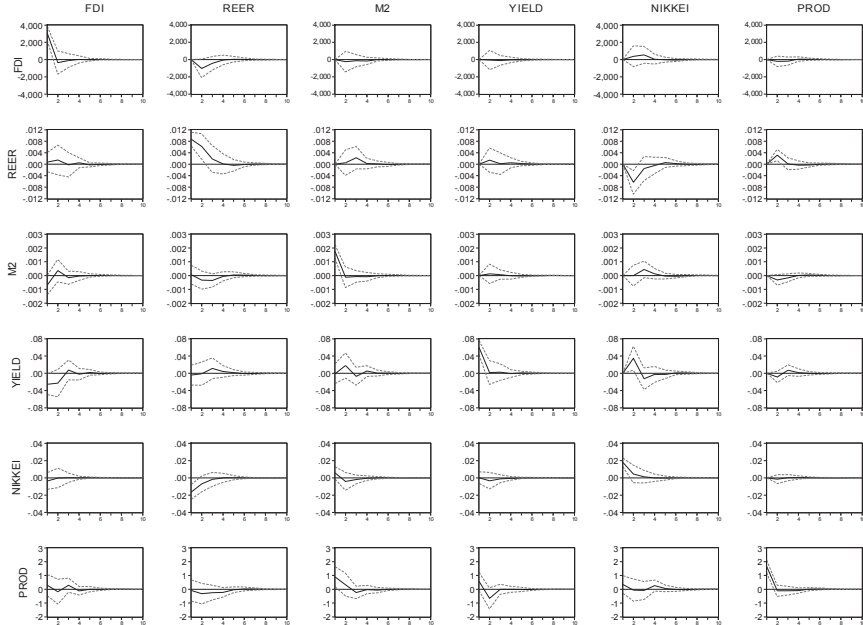
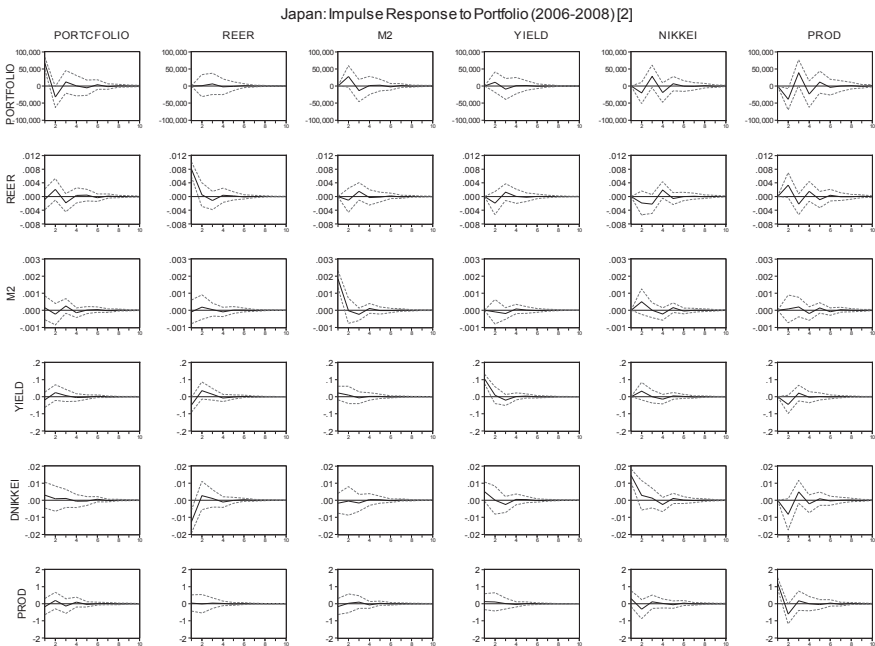
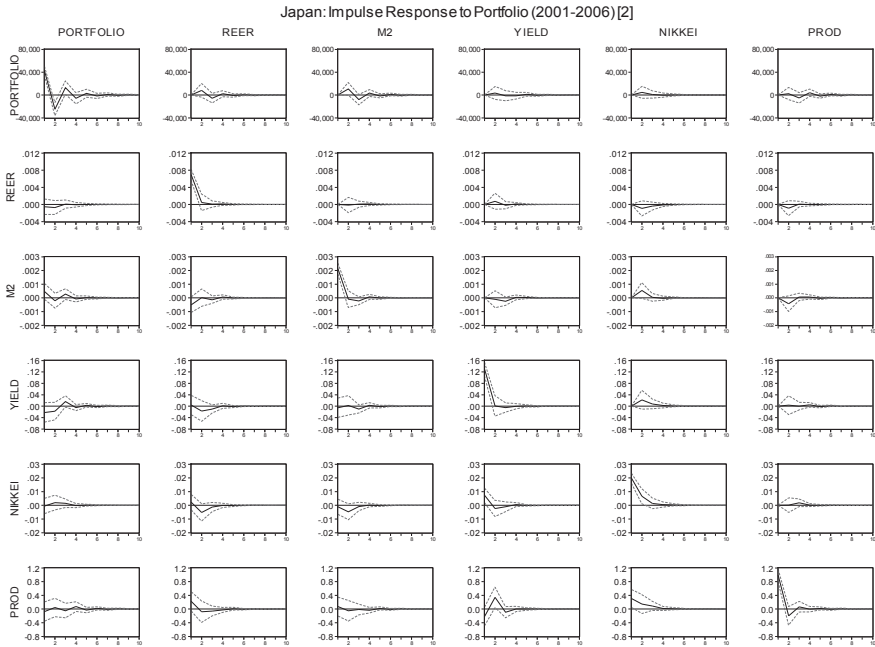
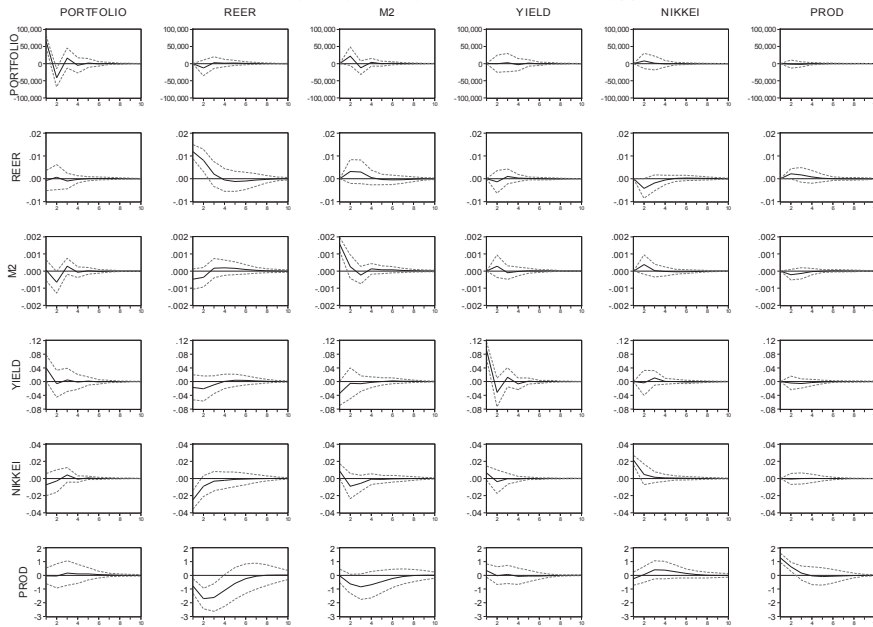


Fig10-2: Portfolio, REER, M2, Yield, Nikkei, Production



Japan: Impulse Response to Portfolio (2008-2011) [2]



Japan: Impulse Response to Portfolio (2011-2013) [2]

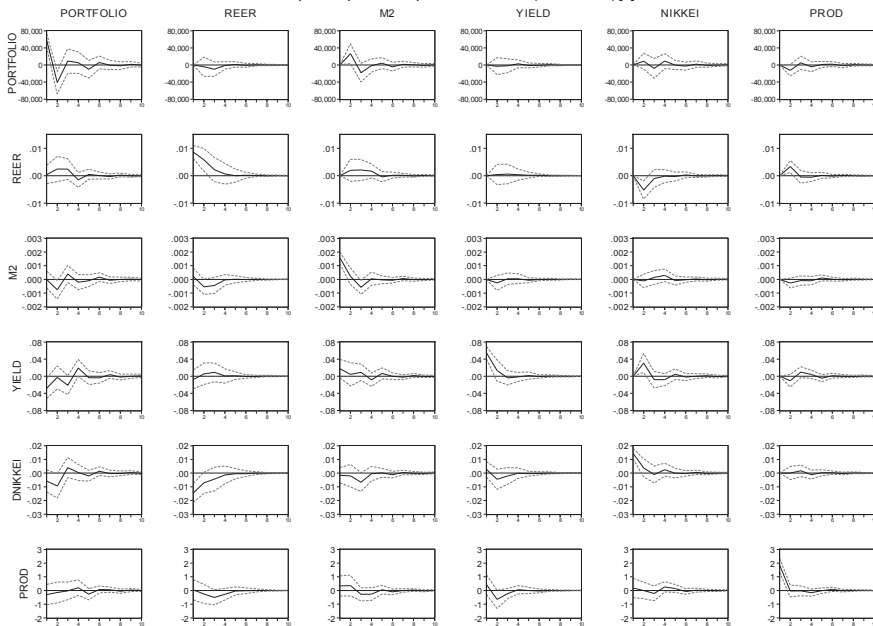
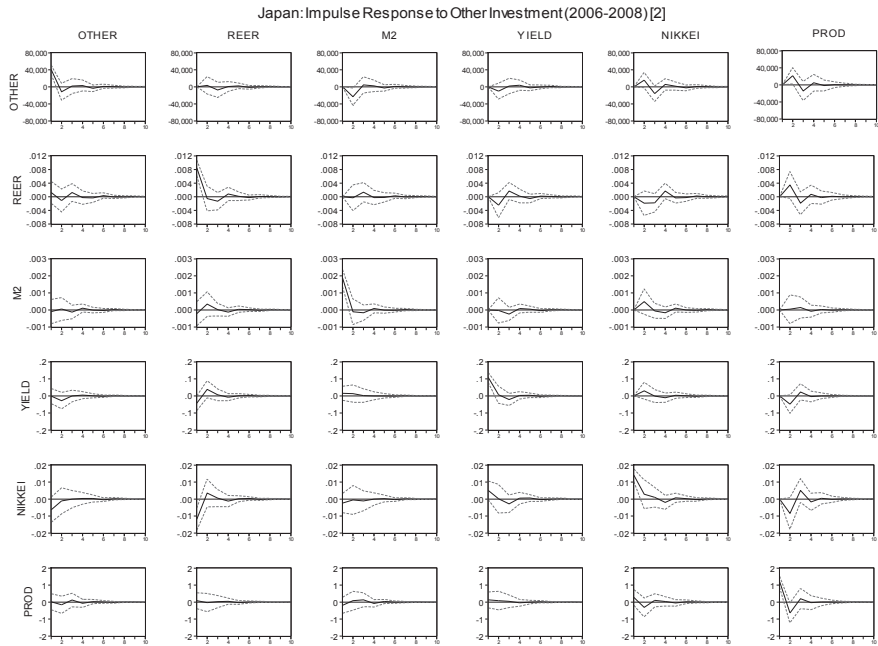
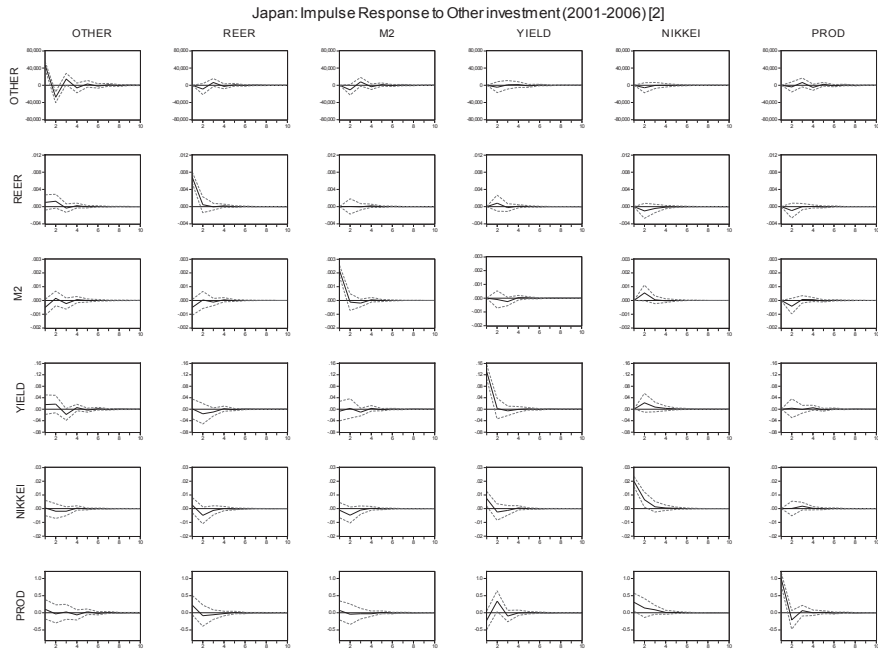
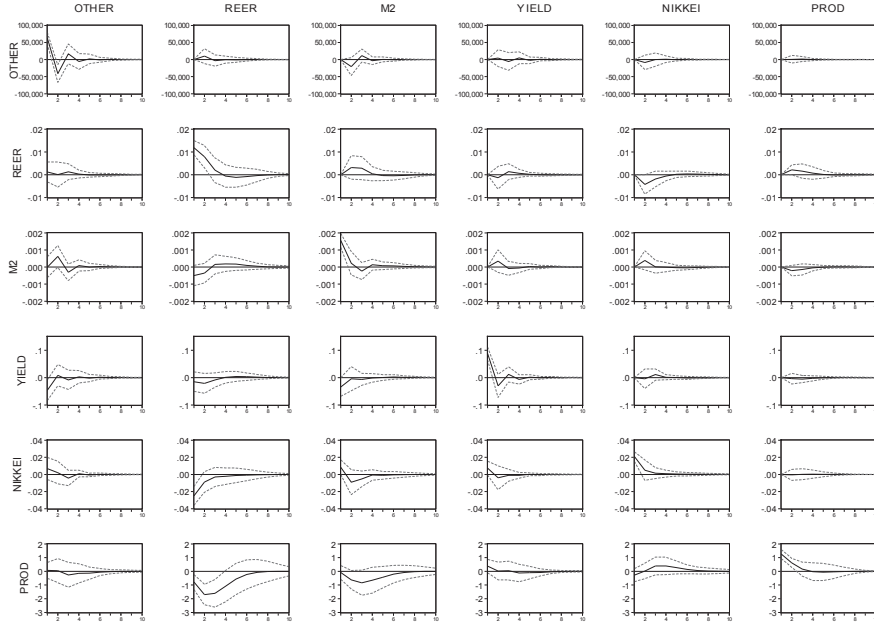


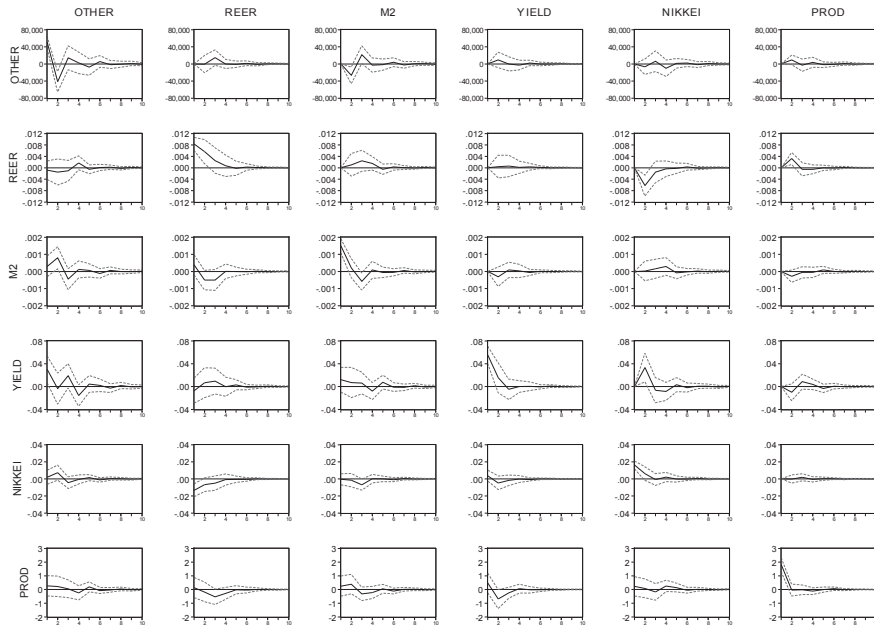
Fig10-3: Other, REER, M2, Yield, Nikkei, Production



Japan: Impulse Response to Other Investment(2008-2011)[2]



Japan: Impulse Response to Other Investment(2011-2013)[2]



その一方、証券投資はその他投資と同様に鉱工業生産にはほとんど有意な影響を与えていない。

第三に、証券投資は2011-2013年には、それまでの期間ではみられなかった実質実効為替レートに対して正で有意な反応を示す<sup>14)</sup> (Fig.10-2)。これは、証券投資流入（正）の際、実質実効為替レートが上昇し、逆に海外に向かえば下落することを示し、証券投資流出入による為替相場に対する影響が強まっていることがわかる。

第四に、証券投資は株価（日経平均）に対してほとんどポジティブで有意な影響を持っておらず、2011-2013年には有意ではないが若干マイナスの影響を持っていることが示される (Fig.10-2)。一方、その他投資は同時期に若干正方向の影響を持っているが、これも統計的に有意な結果は示されない。

第五に、その他投資（銀行融資等）は、証券投資と同様に2008-2011年、2011-2013年には国内金融各指標に顕著な影響を及ぼしており、特に2011年以降その他投資の流入増はマネーストック（M2）の増加への影響が著しい (Fig.10-3)。これは、銀行の短期資金の流入（流出）とともにマネーストック（M2）が増加（減少）することを示す。このことは、日本銀行のマネタリーベースの調整以上に短期資金の流出入が金融市場に影響を与えてきた可能性を示している。

前述のように日銀当座預金やマネタリーベースの調整による期待された効果、すなわち銀行貸出、国内実体経済（鉱工業生産）、日経平均株価、さらに、マネタリーベースの増減などへの影響は最近では低下し、国内金融政策ツールとしての限界が明らかになっている。その一方、2008年国際金融危機以降、日銀の包括金融緩和の時期を含め、ますます国際資本流出入、とりわけ短期資金の流出入（証券投資、その他投資）と金融指標（特にマネーストック）の因果性が強まっており、これはVARモデルに基づく筆者の分析でも確認される<sup>15)</sup>。

#### IV 日本の金融政策の有効性と国際資本移動

前節までの分析結果から、現在では国内金融政策が金融市場や実体経済に対して本来意図する直接的効果は得られなくなっていること、さらに最近では国際資本移動の拡大に伴う日本の金融市場や実体経済への影響が強まり、日銀の金融政策ツールである日銀当座預金、マネタリーベース、コールレートとの双方向の因果性が強まっていることが示された。すなわち、グローバル規模の資本移動が大幅に拡大する中、最近では国内の金融政策手段による実体経済や金融市場に与える影響は限定的になりつつある。そして海外要因、特に米国の金融政策や金利格差、それに伴う資本・金融収支や為替相場が日本国内の金融市場動向を決定づける傾向がますます強まっていることがある。最近では新興国や途上国ではグローバル経済・市場の影響を非常に

大きく受けやすくなっていることは明らかである。

日本の金融市場や実体経済に対する国内金融政策の有効性は低下する一方、国際資本移動の急速な拡大に伴いそれが国内金融市場に対する影響が強まる中、国内の金融政策のみで経済・金融市場をコントロールをすることはますます困難となっている<sup>16)</sup>。こうした世界的に資金が流出する状況は、特に2000年代後半以降顕著となっており、それが国内金融市場の動向に顕著な影響を与えていると考えられる。現在では、米国のQE2やQE3とその影響にみられるように、実体経済との直接的因果関係は不明であるが、国際流動性の拡大に寄与したことは確実であり、それが、各国の資本・金融市場に影響を与えている。

日本の場合、量的金融緩和期(2001-2006)には現在に比べ資本流出の国内金融市場への影響は比較的限定的であった。しかし、最近では資本流出のマネタリーベースやコールレートなど日銀金融政策指標と大きく影響を受けている。その一方、国内市場ではマネタリーベースの増減自体、すなわち国内金融政策の変化に対する為替相場(実質実効為替相場)に有意な影響はみられない<sup>17)</sup>。この背景には2000年代前半までの日本企業の生産はモノの輸出に伴う経常収支改善という従来通りの経路が変化し、最近では経常収支のうち所得収支のシェアが急速に拡大していることがあるとみられる。

従来日本のGDP成長率は輸出主導で国内設備投資、消費回復などに繋がり回復する傾向があった。しかし、最近では日本企業の海外進出・投資の拡大に伴う経常収支の構造的な変化があり、貿易収支よりむしろ所得収支の黒字が経常収支改善の鍵を握っている。こうした中、モノの輸出入よりむしろカネ、すなわちマネーの国境間の移動が一層重要となっており、所得収支を含む経常収支のみならず、資本・金融収支の動きに対応するためにマネタリーベースを基本とした従来の金融政策では、対処することは困難となりつつある。金融政策は確かに為替相場に対して影響を与えるが、為替相場は欧米の経済状況によって各国の経済情勢や金融政策の影響に加え、相対的な金利格差や投資家の思惑などにより左右される<sup>18)</sup>。したがって、本稿の分析で示したように日銀の金融政策変数の直接的な為替相場への影響は限定的であった。

本稿の分析によれば、現在では中央銀行の国内金融政策の限界を示しており、国際収支上の構造変化や米国の量的緩和策(特にQE2, QE3)などの金融政策や国際経済環境の変化に伴う国際資本移動の拡大が国内の金融市場にも大きな影響を与え、金融政策全般において有効性が低下していることを示唆しているとみられる<sup>19)</sup>。2013年4月の日銀新総裁の下、実施されている金融政策は従来のコールレートからマネタリーベースの拡大を目標としている。しかし、本来日銀が市場に流動性を拡大させる目的で質的・量的緩和(あるいは「異次元緩和」)政策を実施しても、当座預金にある流動性資金は日本国内の実体経済に寄与する設備投資などに使われる可能性は低い。これは、過去の量的緩和政策時(2001-2006)でも銀行の企業向け貸出が必ずしも増加しなかったことでも明らかである。むしろ実際には在日外国銀行の場合、日本



国内の企業向け信用供与に向かうのではなく、グローバル市場を対象とした金融投資に伴う資金に使われている可能性がある。したがって、超過準備が円キャリー・トレードによって海外市場で運用される可能性がますます高まっていることを示す<sup>20)</sup>。すなわち、最近の日銀の金融政策は実体経済に大きな効果を及ぼさない一方、国際市場でのキャリー・トレードに拍車をかけることになると思われる。

実際、日銀当座預金準備金の保有シェアをみると、2013年1月のピーク時に比べ若干減少しているものの、2013年6月には超過準備残高のうち、外国銀行の超過準備残高（6.4兆円）が地方銀行（5.65兆円）や第二地方銀行（1.6兆円）、信託銀行（4.18兆円）のそれを上回っている（Fig.11-1）。その内訳は①国債等への投資、②超過準備としての滞留、③外国金融機関の本支店勘定を通じた円キャリー・トレード、のうち①のみならず③の比重が高まっていると考えられる。注目されるのは、外国銀行の日銀当座預金において所要準備額はわずか260億円（2013年6月）であり、それをはるかに上回る約250倍の（都市銀行は約8倍）超過準備額を維持しており、世界金融危機後の2009年以降急速に増加していることである（Fig.11-1）。この点に関して、福田（2011）は外国銀行が日銀当座預金超過準備によるグローバル市場向けの資金調達に使われている可能性を示唆している。さらに、菊池（2013）は、最近の大規模な緩和政策に伴うマネーは投機的ファンド資金として使われている可能性を指摘している<sup>21)</sup>。こうした外国銀行の超過準備が余剰資金として内外投資に向けられている可能性が高い。通常国内の生産的投資資金に向けられるのではなく、主に証券投資や通貨取引の資金として使用されていると考えられる。

Fig. 11-1: BOJ Current Account (Foreign Banks)

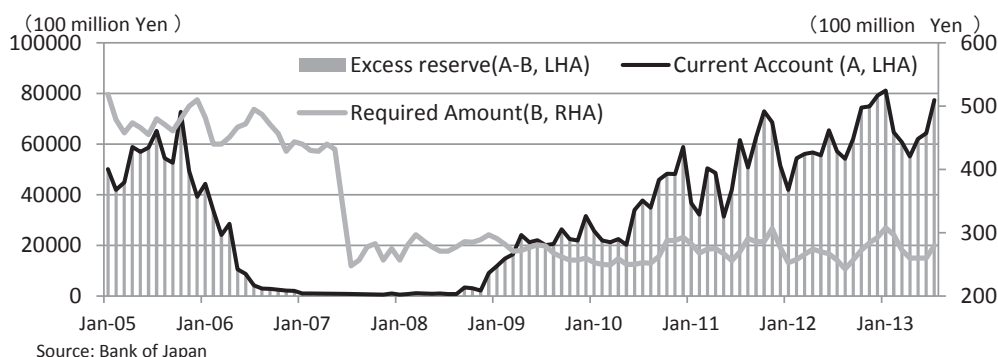
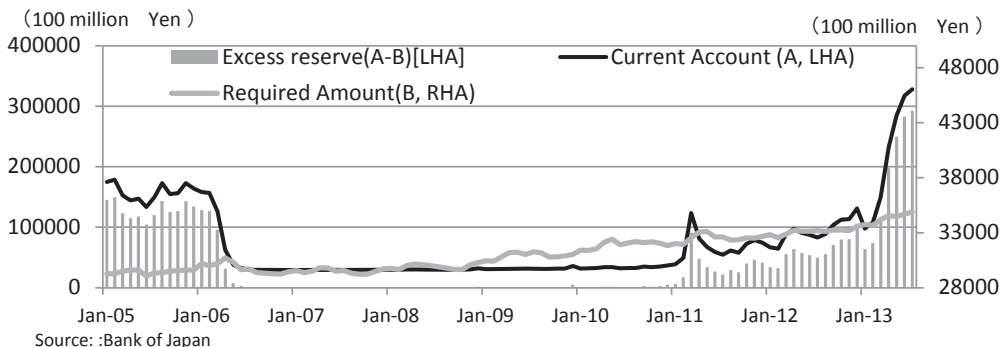


Fig11-2: BOJ Current Account (Commercial Banks in Japan)



すなわち最近では日銀当座預金の準備金が内外金融投資に向けられている可能性が極めて高い。したがって、現在では日本の金融政策の中核である日銀当座預金やマネタリーベースの増減によって国内市場に有効な影響を持つことはできず、むしろ日銀当座預金の超過準備は投機的な資金に向けられ、実体経済に有効に活用されていない可能性を示唆する。このことは日銀の当座預金やマネタリーベースの調整が直接的に実体経済に対して働きかける効果はほとんど有効でないことをさらに説得的なものにしている。既に指摘したように日本においては資本収支の動向によって為替相場のみならず、国内金融市場や実体経済に大きな影響を与えている<sup>22)</sup>。このことは現在では中央銀行の金融政策のみによって国内の実体経済に顕著な影響を与えることはますます困難になりつつあることを示している。

一方、2012年9月に開始された米国のQE3では当初MBSに限定していたが、2012年12月には無期限の米国債(T-bill)の買取開始によって、急速にグローバル市場に流動性供給が拡大したとみられる。これが、キャリー・トレードの拡大に伴う世界的市況の急変というかたちで影響を与えてきた。しかし、米国経済の底入れやユーロ圏経済が最悪期を脱しつつあることなどが重なり一層資金フローの変化がみられ、日本国内市場に影響を与えている。米国がQE3を終了した場合、ますます日本からの米国をはじめとしたグローバル市場への資金供給が期待されているとも考えられる。したがって、現状では現在の大幅な金融緩和政策は、国内市場への影響力が低下するなか、それを継続することはグローバル市場に余剰資金を継続的に供給することを意味している。

おわりに：結論に代えて

現在では一国の中央銀行の金融政策のみによって国内の金融市場や実体経済に顕著な影響を及ぼすことはますます困難となりつつある。この背景には、グローバル化が急速に進展する中、国際資本移動が急速に拡大した2000年代以降、日本国内経済や金融市場も国際資本移動に大きく影響を受けていることがある。こうした国際金融市場環境を考慮し、日本銀行の量的緩和策導入後を対象として従来の金融政策指標に加え、資本収支関連指標を用いて日本の金融政策に対してどのような影響があるかを検証するため、VARモデルに基づく分析を行った。この結果、以下の点が明らかになった。

第一に、国内の金融政策、特に日銀当座預金、マネタリーベースを中心とした量的な緩和策は国内のマネーストック（M2など）など金融市場との因果性はほとんどがみられなかった。その一方、短期資本の流出入が国内金融市場に大きな影響が拡大している。これは国際資本移動が急速に拡大した2000年代後半以降の時期では一層顕著となっている。

第二に、日銀の金融政策のみで銀行貸出や実体経済（鉱工業生産）に影響を及ぼすことは困難となっており有意性は検証できない。このことは既に2001-2006年の量的緩和策時の検証でも既に明らかになっていたが、最近に至るまでその傾向は継続し一層顕著となっている。

第三に、国内金融政策における量的政策（マネタリーベース、日銀当座預金）や金利調整（コールレート）などの金融政策に比べ資本流出入の方が直接的に国内の実体経済に対する影響がより顕著にみられ、最近ではますますその傾向が強まっている。

第四に、最近では日銀当座預金およびマネタリーベースが短期資本項目（証券投資・その他投資）と双方向の因果性を強めており、この傾向は特に2008年以降著しい。すなわち、金融緩和策は日銀当座預金の剰余金をベースとしたキャリー・トレードに拍車をかけ、日本国内への生産的投資に資金が向けられていなかった可能性を示唆している。この点で近年ますます外国金融機関の資金の動きが日本の国内市場や経済の鍵を握っている。

以上の結果は、国際資本移動及び通貨取引の拡大に伴い、国内金融政策によるマネーストック増加に伴う信用拡大を通じた実体経済（生産）に働きかけるという本来意図されてきた経路ではなく、別の経路の影響が増大していると考えられる。実際、2001-2006年の日本の量的緩和策も米国の国際金融危機以降の一連の金融緩和策（特にQE2）では、通貨安を引き起こし、それが国内経済の回復に寄与してきたという事実がある。一方で米国のQE2やQE3など一連の金融緩和策はグローバル市場の流動性を増加させ、キャリー・トレードに伴う短期投資や投機的動きに拍車をかけたのではないとも考えられる<sup>23)</sup>。この点に関して2001年以降の量的金融緩和や包括的緩和策及び黒田日銀新総裁下の大幅な量的・質的金融緩和策（「異次元緩和」）にみられるように期待感に働きかけているが、その持続的効果については不透明である。

日本の量的・質的金融緩和措置は、実際には為替相場に働きかけて為替レートの調整によって景気を刺激するという効果を期待されているのではないかと考えられる。しかし、本稿によるVARモデルによる分析結果では、マネタリーベース・日銀当座預金の拡大によって為替相場の調整に有意な影響は見られない。すなわち、2012年後半以降の円相場の調整は別の国際金融市場の状況変化によって引き起こされていると考えられる。米国景気に左右されるT-billなど米国債の利回り動向による日米金利格差による影響がはるかに大きいと考えられる。

さらに注意すべきことは、2012年12月中旬以降の米国QE3追加策（T-Bill無制限買取）以降、新興国市場や日本市場への資金流入に加え、日銀の徹底した金融緩和策も国際的な投機筋を含めた投資家によるキャリー・トレードを加速化してきた。それは短期的、投機的な国際資本投資を促進しており、国内の中長期的な実体経済の回復に寄与するかどうかが依然として不透明である。

本稿の検証で示す通り、現在では国際資本移動に伴う国内金融政策の制約要因がますます顕著となっており、単なるマネタリーベースやコールレートなどの調整のみで国内経済や金融市場を調整することは極めて困難である。金融面での量的緩和の実体経済への直接的なポジティブな影響は極めて限定的であり、近年ますます無力化している。こうした中、日本銀行の金融政策（伝統的、非伝統的を問わず）の有効性も一層低下しており、国際的な為替取引・金融取引に伴う国内金融市場や実体経済への影響が高まっている<sup>24)</sup>。また、日銀当座預金の超過準備は外国銀行などによってさまざまな内外投資にむけた資金として使われている可能性が高いため、国内実体経済に日銀の緩和策が有意な影響を持ってないのはむしろ当然の帰結であろう。

以上から、金融当局は国内の金融政策は限界があり、独立的な金融政策の実施はますます困難となっている現状を認識した上で、国際市場に影響のある政策、例えば米国FRBの金融政策をはじめとする国際的な金融政策や市場関係者の予想に基づく資本移動の状況を考慮しながら対処する必要がある。具体的には、米国FRBが現行のQE3を終了する場合には、2014年にかけて、日本は米国あるいは世界の流動性不足を補てんするために現行の「異次元緩和」を継続することを求められる可能性もある。しかし、現在の政府債務の規模や財政赤字の深刻さを考慮すれば、長期的に現行のような無制限な日銀による国債買入れを継続することは困難である。しかも、大規模な金融緩和策は実体経済を刺激するには必ずしも効果はなく、むしろより投機的な動きを加速しかねない。

今後、日銀の金融政策は従来にも増して国際的な視野に立ってグローバル規模に影響を与える欧米の金融政策や国際市場動向及び海外経済の状況を踏まえ、金融政策を運営することが一層求められている。このため、場合によっては米国FRBの金融政策に対しても日本の金融政策の自立性を維持するために、国際的な会合（G8）など様々なルートを通して望ましい金融政策の意向を反映させることが一層重要となろう<sup>25)</sup>。

## 注

- 1) 2013年4月5日に公表された黒田新総裁下の日銀の新たな緩和策は、従来の包括緩和策として行う資産買い入れ基金による国債購入と日々の資金調節のための公開市場操作による国債買い入れ機能を統合し、物価目標達成に向け期限を定めずに毎月一定額の国債を買う「無期限緩和」などの施策を推進する。岩田規久男（2013）は、日銀当座預金を80兆円程度まで増加するべきであるとしており、2013年4月に入り日銀金融政策会合でも、その方向性が確認され、2013年6月時点で実際にその水準に達している。
- 2) 野口（2013b）は、日米金融緩和策は实体经济への直接的な効果はなかったと断言している。日銀（Okina and Shiratsuka, 2004 等）からは、量的緩和策に関して時間軸効果の確認にとどまっている。なお、本稿は金融政策全般や岩田規久男（2011）らが主張するインフレターゲットの議論については立ち入らない。
- 3) 新興国や先進国においてグローバル規模の資本移動によって各国経済・市場が大きな影響を受ける点について IMF（2011）は具体的なデータを用いて示している。また、大田（2012）は、新興国における資本流出入の拡大による国内金融・経済への影響について分析している。
- 4) 例えば、米国株価動向と景気（GDP成長率）にはほとんど相関性は見られない（Economist, 2013）。
- 5) 2012年12月のT-billの買取額は月450億ドルであるとするれば、年間5400億ドルの巨額資金がグローバル市場に供給されることになる。これはQE2（2010年11月～2011年6月）の総額6000億ドルに匹敵する大規模なものである。QE2実施期間中は資源価格の高騰や新興国への資金流入が拡大し、金融・資本市場がバブル的な様相を呈し、新興国通貨は上昇したため、各国はその対応に追われた。2012年12月以降の米国の緩和策も同様の影響を持っていると考えられる。
- 6) 服部（2011）は、米国の金融緩和策に伴うキャリートレードと国際資本移動への影響について指摘している。
- 7) 白川（2009）は、国際資本移動の観点で国内金融政策への影響は指摘しているものの、それはデフレ・スパイラル回避を可能としているという観点からのみ言及しており、本稿のような観点とは異なる。
- 8) 矢野浩一・飯田泰之は、政策分析ネットワーク主催の第15回政策メッセ（2013年5月18日）報告にてレジームチェンジを評価している。矢野（2012）らは「政策レジームチェンジ」を与えた意味での現政権における新たな金融政策を評価し、人々の景気や金融市場への期待感に訴えかけることをメルクマールにする動きもある。しかし、こうした評価は今後中長期的な観点からも検証する余地がある点で本稿はこうした議論は対象としていない
- 9) 既に現在では2006年までのように日銀当座預金は金融政策の目標変数として用いられていない。しかし、マネタリーベースの変化とともに継続的に2006-2012年の期間も含めた総合的な変数の変化のショックを検証する意義はある。
- 10) 本稿では、日銀当座預金を含むマネタリーベースや無担保短期翌日物金利（コールレート）などの金融政策の調整が国内の実態経済や金融市場及び為替相場に対して大きな影響を及ぼさなくなってきたことについては主な分析としていない。筆者は別の論文（大田, 2013）でそれについては検証済みである。また、日銀の量的金融緩和（マネタリーベースの増加）が設備投資など实体经济に波及しない点については野口（2013b）参照。
- 11) 資本流出入項目については、ネットではなくグロスであれば、より精密な分析となるものの、本稿での分析結果に大きな変更を及ぼすものではないこと、さらに、非常に大量なデータ分析結果を示す必要があるため本稿には採りあげない。

- 12) 包括的金融緩和政策導入は2010年10月であるが、実際にマネタリーベースの拡大が顕著となっているのは2011年以降であるため、本分析では2011年3月以降を対象期間としている。
- 13) 各変数の配列については、筆者が最初のショック変数を除く異なる変数の配列で分析したが、ほぼ同様の結果が得られた。
- 14) 筆者は、対象期間において日銀当座預金やマネタリーベースの調整が為替相場（実質実効為替レート）に有意な影響を与えることはできないことを別の分析（大田，2013）で立証している。
- 15) 月次変数による分析と同様に、筆者による四半期ごとの資本流入項目と生産、金融市場や為替相場に関するデータに基づく分析を実施した結果においても上記と同様の結果が得られ、対象期間（2001-2012）では資本流出入に伴う実質実効為替相場（REER）へのインパルス関数の反応は顕著であり、海外投資が活発化したことから下落方向に反応しており、日銀当座預金（BOJAC）やマネタリーベースに対する無反応と対照的である。このVARモデルでは、一階階差をとるとそれぞれ定常性が確認できる。但し、実質実効為替レート（REER）、日経株価は対数変換をしたものを用いており、それぞれ四半期毎の数値を用いている。
- 16) 白川（2008）は、金融の国際化に伴う外国銀行の日銀当座預金を利用した積極的な運用の拡大を指摘しており、近年のグローバル化に伴う外国投資家などの中銀の金融政策への影響を指摘している（同、第18章参照）。
- 17) 筆者の分析によれば、経常収支と生産が為替調整を通して拡大するという従来のパターンから変化しつつあり、2000年代後半（2006-2012）を対象とするとむしろ経常収支は国内のマネーストックとの因果性を強めており、最近ではマネタリーベースの増加は経常収支のうち所得収支の動きと関連性がある可能性を示唆する。
- 18) 2013年春以降、急激に進んできた円安については、米国景気回復期待の高まりに伴う米国金利水準の上昇が大きく影響していると考えられ、日銀新総裁の方針（異次元緩和）がそのような円相場に決定的に影響を与えたとは考えにくい。
- 19) 岩田規久男（2013）は、日銀当座預金を80兆円程度まで増加するべきであるとしており、2013年4月に入り日銀金融政策会合でも、実際にその方向性が確認され2013年6月時点でその水準に達している。
- 20) 森田（2013）によれば、本支店勘定を使った事実上の円キャリー・トレードの存在を指摘している。
- 21) 菊池（2013）は、最近の金融緩和では、長期国債の売り物は極めて少なく、デフレ解消につながる国内の実需筋ではなく、超緩和のマネーは海外の投資ファンドの原資になっていると指摘する。ヘッジファンド等は日本の金融市場で借り入れ、これをニューヨークの本店へ円のまま送り、本店からヘッジファンドへ貸し付ける。ヘッジファンドは日本市場で資金を調達してで日本の株を買い、ドルを買う。これが、円安・ドル高になり、日本の株高になっていると指摘する。
- 22) 2013年に入り世界的に株価が上昇しているが、いわゆる米国のドルキャリー・トレードの効果は世界規模で起きており、日本国内の株価動向もその反映に過ぎないと考えられる。
- 23) QE2までの米国の金融政策の評価についての概観は湯本（2011）参照。また、フィッシャー・ダラス連銀総裁はQE3の効果について疑問視している（2013年4月10日 Bloomberg）。QE2はグローバル市場での新興国向け資金流入に伴う為替上昇圧力の拡大や流動性拡大に伴うインフレ圧力の増大、世界的な商品価格の高騰などに影響を与えたと考えられる。さらに2012年12月のQE3追加策においても急激な資本移動の拡大に伴う日本市場での変化、為替相場の急激な変化などを引き起こしているとみられる。

- 24) 2013年春にみられた日本の株価上昇などの変化は本質的には市場の思惑や予想に基づくポートフォリオバランスの結果であり、実際のマネタリーベースの変化を反映するものではない。なお、本稿の分析対象期間は2013年3月までであるため2013年春以降の日銀新体制での無制限の国債借入れなどを含む量・質の大幅な金融緩和策「異次元緩和策」の効果については今後の検証を待つこととなる。
- 25) 黒田日銀総裁自身も、今後の国際的な金融規制への対応について、中長期的に安定的な金融体制構築の重要性について指摘している（黒田，2013）。

## 参考文献

- Baba, N., M.Nakashima, Y.Shigemi, and K.Ueda (2006) . The Bank of Japan's Monetary Policy and Bank Premium in the Monetary Market, *International Journal of Central Banking*, Vol.2, No.1, pp.105-135
- Economist, America's stockmarket: Better than the alternatives the Dow reaches a record high, March 9, 2013
- IMF (2011) . World Economic Outlook (Ch.4: *International Capital Flows: Reliable or Fickle?*) ,
- Kimura, T., H. Kobayashi, J.Muranaga, and H. Ugai (2003) , The Effect of the Increase in the Monetary Base on Japan's Economy at Zero Interest Rates: An Empirical Analysis, in *Monetary Policy I a Changing Environment, Bank for International Settlements Conference Series*, No.19, pp.276-312.
- Kimura, T. and D. Small (2006) , Quantitative Monetary Easing and Risk in Financial Asset Markets, *The B.E. Journals in Macroeconomics*, Vol.6, Issue1.
- Okina, Kunio. and S. Shiratsuka (2004) . Policy Commitment and Expectation Formation: Japan's Experience under Zero Interest Rates, *North American Journal of Economics and Finance*, Vol. 15, No.1 pp.75-100 .
- Reuters (2012) 「日本企業のドル建て債発行が過去最高」 Reuters Weekly, 2012年11月30日号
- 岩田規久男 (2003) 『まずデフレをとめよ』, 日本経済新聞社, 2003年2月
- 岩田規久男 (2011) 『デフレと円高』 講談社, 2011年2月
- 岩田規久男 (2013) 「日銀は2%インフレ目標にコミットすべし。わが金融政策のすべてを語ろう」, *ダイヤモンド・オンライン*, 3月1日 <http://diamond.jp/articles-/32697>
- 植田和男 (2012) 「非伝統的金融政策の有効性：日本銀行の経験」 CARF ワーキングペーパー, CARF-J-07h9, 2012年1月
- 鶴飼博史 (2006) 「量的緩和政策の効果：実証研究のサーベイ」, 日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No.06-J-14, 2006年7月
- 大田英明 (2012) 『資本規制の経済学』, 日本評論社, 2012年9月
- 大田英明 (2013) 「日本の金融緩和と政策の効果—無力化する金融政策手段—」 未定稿
- 翁邦雄 (2012) 『ポスト・マネタリズムの金融政策』, 日本経済新聞出版社, 2011年6月
- 菊池英博 (2013) 「日本再興—社会に正義と光を」, 『通信文化新報』 2013年6月3日
- 熊野英生 (2013) 「インフレ目標を安請け合してよいか」 第一生命研究所 日本銀行分析レポート, 1月21日
- 黒田東彦 (2013) 『量的・質的金融緩和と金融システム』, 日本金融学会 2013年度春季大会特別講演
- 香西泰・白川方明・翁邦雄 (2001) 『バブルと金融政策—日本の経験と教訓』 日本経済新聞社

- 小宮隆太郎・日本経済研究センター編 (2002)『金融政策論議の争点：日銀批判とその反論』日本経済新聞社, 2002年7月
- 齊藤誠 (2013)「資金, 実体経済に回らず」『経済教室』, 日本経済新聞 (2013.4.16)
- 白川方明 (2008)『現代の金融政策—理論と実際』日本経済新聞出版社, 2008年3月
- 白川方明 (2009)「ゼロ金利制約論」再考」3章, 吉川編『デフレ経済と金融政策』2009年11月, *IMS Discussion Paper No.2009-J-22*
- 白塚重典・寺西勇生・中嶋上智 (2010)「金融政策コミットメントの効果：わが国の経験」『金融研究』2010年7月, 日本銀行金融研究所
- 田中敦 (2011)「日本の非伝統的金融政策」, 金融政策研究会報告書『日本経済浮揚のための金融政策の可能性検討』第3章, 関西社会経済研究所, 2011年11月
- 日経平均株価 (月次, 四半期) Stock (Nikkei) <http://indexes.nikkei.co.jp/nkave/archives/data>
- 野口悠紀雄 (2013a)『金融緩和で日本は破綻する』ダイヤモンド社, 2013年2月
- 野口悠紀雄 (2013b)『虚構のアベノミクス——株価は上がったが, 給料は上がらない』ダイヤモンド社, 2013年7月
- 野口悠紀雄 (2013c)「異次元緩和措置は機能しえない——銀行貸出や設備投資との関連で考える」ダイヤモンド・オンライン, 2013年8月1日 <http://diamond.jp/articles/-/39618>
- 服部茂幸 (2011)『日本の失敗を後追いつるアメリカ「デフレ不況」の危機』NTT出版 2011年6月
- 馬場直彦 (2006)「金融政策上の価格機能と金融政策：ゼロ金利下における日本の経験」『金融研究』, 第25巻第4号, 2011年12月, pp.67-104.
- 浜田宏一・堀内昭義・内閣府社会経済総合研究所編 (2004)『論争日本の経済危機』, 日本経済新聞社, 2004年5月
- 浜田宏一 (2012)『アメリカは日本経済の復活を知っている』, 講談社, 2012年12月
- 原田泰・増島稔 (2008)「金融の量的緩和はどの経路で経済を改善したのか」ESRI Discussion Paper Series No.204, 2008年12月
- 福田慎一 (2011)「グローバル金融危機と中央銀行の対応」岩井克人・瀬古美喜・翁百合編『金融危機とマクロ経済』第8章, 東京大学出版会, 2011年9月
- 本多佑三・黒木祥弘・立花実 (2010)「量的緩和政策—2001年から2006年にかけての日本の経験に基づく実証分析—」, 『フィナンシャル・レビュー』2010年2月, pp.59-81
- 本多佑三・立花実 (2011)「金融危機と日本の量的緩和政策」, *Discussion Paper 11-18*, Graduate School of Economics and Osaka School of International Public Policy (OSIPP), May2011.
- 本多佑三 (2013)「半年後には生産押し上げ」『経済教室』(2013/4/12)日本経済新聞
- 宮尾龍三 (2009)「デフレ期の物価動向とマネーの役割」吉川洋編著『デフレ経済と金融政策』慶應義塾大学出版会, 2009年11月。
- 森田京平 (2013)「前回の「量的緩和」と今回の「包括緩和」の違い ～超過準備の保有者構成から～」ダイヤモンド・オンライン, 2013年3月6日
- 矢野浩一 'SYNODOS: Academic Journalism' <http://synodos.jp/economy/802/3> 2012.12.18
- 湯本雅士 (2011)『デフレ下の金融・財政・為替政策：中央銀行に出来ることは何か』岩波書店, 2011年12月
- 吉川洋編 (2009)『デフレ経済と金融政策』慶應義塾大学出版会, 2009年11月



## Effects of International Capital Flows on Monetary Policy in Japan

This paper examines the effectiveness of monetary policy on domestic monetary and financial markets as well as the real economy in Japan under increasing capital flows. The effects of capital flows on the domestic monetary markets and the real economy in Japan from 2001 to 2013 are analyzed by the VAR (Vector autoregressive) model. The result shows that the monetary base (including the Bank of Japan Current Account), as well as the call rate have become increasingly influenced by capital flows recently, and that the monetary policy has become increasingly ineffective. The monetary policy has thus become less effective in controlling the domestic market, as part of the policy tools used in reviving and expanding the real economy. On the other hand, the effects of capital flows, especially portfolio and other investments, have put significant impact on the monetary stocks (M2), foreign exchange rate (real effective exchange rate), as well as real economy (industrial production). It is also shown that the excess reserves of the BOJ Current Account may be utilized for financial investment by foreign banks, not for investment in the real economy. Therefore the monetary authority is expected to coordinate with the major overseas monetary authorities, especially FRB, in considering the effects of monetary policies on the global economy and markets.

(OHTA, Hideaki, Professor, College of International Relations, Ritsumeikan University)

