

VAR モデルによる日本の金融緩和政策効果の検証*

——2009年～2014年の期間について——

前川 功一**・小村 衆統***・永田 修一****

Summary

VAR Analysis of Effects of the Quantitative Easing Policy
by the Bank of Japan for the Period 2009–2014

The purpose of this study is to analyze the effects of the quantitative easing policy by the Bank of Japan for the Period 2009–2014 using two VAR models, Model A and Model B. Model A includes the following 5 variables: Monetary base (*MB*), Expected inflation rate (*ARINF*), Total consumption index (*CI*), Rate of job availability (*RAJ*), Consumer price index (*CPI*). To see the effect of *MB* on the index of stock price in Tokyo Stock Market (*TOPIX*) and the exchange rate of Yen against US dollar (*EXR*), we construct Model B by replacing *CI* and *RAJ* in Model A with *TOPIX* and *EXR*. All data are based on monthly data for the period of 2009–2014. We calculated the impulse response function of the two models. By observing those impulse response functions we could detect possible causal orders of economic variables as follows:

From Model A: $MB \rightarrow ARINF \rightarrow CI \rightarrow RAJ \rightarrow CPI$

From Model B: $MB \rightarrow ARINF \rightarrow EXR \rightarrow TOPIX \rightarrow CPI$

However, since the impulse response of *EXR* against *MB* is weak (or weakly significant) we may exclude *EXR* from the second causal order above and infer the following causal order:

$MB \rightarrow ARINF \rightarrow TOPIX \rightarrow CPI$

目 次

1. は じ め に
2. VAR モデル分析
 - 2.1 VAR モデル
 - 2.2 採用系列について
 - 2.3 VAR 分析 1
 - 2.4 VAR 分析 2
3. 日本銀行の金融緩和政策
 - 3.1 日本銀行の金融緩和政策（2009年–2012年）
 - 3.2 日本銀行の金融緩和政策（2013年–2014年）
4. む す び

補論A クルーグマン・モデルの概略

補論B 予想インフレ率の計算法

補論C 実質金利差と実質為替レート

参 考 文 献

1. は じ め に

2008年9月におけるいわゆる「リーマン・ショック」の影響により、日本の実体経済は急激に悪化した。すなわち急激な景気後退、失業率の急上昇、そして急激な物価低下によりそれまで約15年間続いていたデフレーションが、一層悪化した。このような経済状況の深刻な悪化の回復を意図して、日本銀行は2009年初め頃から積極的な金融緩和政策を実施した。

2008年当時（白川方明日銀総裁）、日本銀行の金融政策の「操作目標」は「無担保コール

* 本研究は日本学術振興会平成27年度科学研究費補助金（基盤研究（C）研究課題「経済時系列モデルのパラメータ変化に関するモニタリング手法の研究開発（課題番号：26380279）」の補助を受けている。

** 広島経済大学大学院経済学研究科教授

*** 広島大学名誉教授

**** 関西学院大学商学部助教

レート」であったが、2013年4月（黒田東彦日銀総裁）に「操作目標」は「マネタリーベース」に変更された。しかしこれらの期間の金融緩和政策は、結果としてほぼ全期間を通してマネタリーベースの供給増加をもたらした。

マネタリーベースの変動は、日本銀行の能動的行動による部分と実体経済および金融政策の変動に従う、あるいは支える形での日本銀行の受動的行動による部分とがあると言えよう。景気回復後やデフレ解消のための金融緩和政策は日本銀行の能動的金融政策であるから、その効果を検証するためにはマネタリーベースの能動的な増加の効果を検証することが必要であろう。この観点から本稿は、日本銀行のマネタリーベース増加の効果を VAR (Vector Auto-Regressive) モデルによる検証を中心として実証分析によって明らかにすること、さらにはその結果について解釈を行うことを目的としている。VAR モデルを用いたわが国における量的緩和政策の実証分析の先行研究としては、原田泰・増島稔 (2009)、本多佑三・黒木祥弘・立花実 (2010)、本多祐三 (2014)、岩田規久男・原田泰 (2013) などの優れた研究があるが、本研究ではこれらの先行研究よりさらに最近時点に焦点を絞り、リーマンショック以降の金融緩和政策の効果を VAR モデルを用いて実証的に検証しようとするものである。いうまでもなく VAR モデルには取り上げる変数、採用するデータ期間、採用する推定法等々によって結果が異なるなど、様々な限界が存在するから、同モデルから得られる結果の解釈に当たっては、その点を十分考慮しなければならない。

経済モデル分析には大別して次の二つがある。第1の立場は経済学的理論モデルを計量経済学的手法を用いて実証分析を行うアプローチである。古典的な同時方程式体系の推定などが該当する。第2の立場は、VAR モデルに代表されるような時系列モデルに基づくアプローチであ

る。時系列分析の基本的立場は、確立された経済理論、様々な経験則、制度的な知見等の総合的、先験的情報に過度に依存することなく（時には疑って）、データが語ることに虚心坦懐に耳を傾けようという立場である。本論は、これら二つの立場のどちらかのみに立脚するのではなく、VAR モデルを通して見えてくる現象と経済理論との整合性あるいは不整合性の検証としての一つの試論と位置付けられる。

本稿の構成は以下のとおりである。まず、第2節では、本研究で使用する VAR モデルと分析に採用した経済時系列データの簡単な紹介をおこない、次いで VAR 分析によって得られた結果を報告する。第3節では、日本銀行の金融緩和政策の効果を二つの時期（2009～2012年、2013～2014年）に分けて VAR モデルによる分析結果に基づいて日銀の金融政策の経済への波及効果を論じる。最後に第4節は本論のむすびである。なお補論Aにおいて、デフレ脱却政策に関する一つの理論的モデルであるクルーグマン・モデルの概略を紹介的に解説する。また、補論Bにおいて本稿で重要な役割を果たす予想インフレ率の内閣府で用いられている計算法を示す。最後の補論Cにおいては、対外実質金利差と実質為替レートとの関係に関する理論を Blanchard (1997) に依拠して概説した後、現実の日本のデータの動向と理論との間にはある程度、整合性が見られることを示す。

2. VAR モデル分析

2.1 VAR モデル

VAR モデルとはその名の通り多変量の自己回帰モデルであり、マクロ経済データ分析で頻繁に用いられる。今、 m 種類の経済変数が時点 $t=1,2,\dots,T$ で観測されており、第 i 番目の変数の t 時点での値を $y_{i,t}$ としよう。このとき m 個の変数の t 時点での値をベクトルで表し $\mathbf{y}_t = (y_{1,t}, y_{2,t}, \dots, y_{m,t})'$ とすれば p 次の m 変

量 VAR モデルは以下のとおりである。

$$\mathbf{y}_t = \boldsymbol{\mu} + \boldsymbol{\varphi}_1 \mathbf{y}_{t-1} + \boldsymbol{\varphi}_2 \mathbf{y}_{t-2} \dots + \boldsymbol{\varphi}_p \mathbf{y}_{t-p} + \mathbf{u}_t, \\ t = 1 + p, 2 + p, \dots, T \quad (2.1)$$

ただし、 $\boldsymbol{\mu}$ は $m \times 1$ の平均ベクトル、 $\boldsymbol{\varphi}_i (i = 1 \dots p)$ は $m \times m$ のパラメータ行列、 \mathbf{u}_t は攪乱項であり $m \times 1$ の i.i.d. の確率ベクトルとする。 \mathbf{u}_t の期待値、分散は以下の通り。

$$E[\mathbf{u}_t] = \mathbf{0}, E[\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t'] = \boldsymbol{\Sigma}$$

ここに式中の $\mathbf{0}$ は $m \times m$ のゼロベクトル、 $\boldsymbol{\Sigma}$ は $m \times m$ の分散共分散行列である。

本研究では、日本銀行の量的緩和政策の効果を、VAR モデルを用いて分析するために、5 変数から成る以下の (2.2) 式のような 5 変数、ラグ 2 の VAR モデルを用いる (VAR モデル A とする)。

まず本研究では、推定期間を最長 2009 年 1 月から 2014 年 12 月までとした。しかも、モデル推定に当たっては、データを前半と後半に分けて使用した。このようなデータ期間を用いた理由は、いわゆる日本銀行の異次元の量的緩和政策の効果を検証することが分析目的だからである。

次に VAR モデルのラグを 2 とした理由であるが、VAR モデルでは変数の数とラグ次数が多くなると推定すべきパラメータが幾何級数的に増加し、推定の精度が確保できなくなるという問題を内包している。そのため VAR モデルの推定精度を上げようとすると、小規模なモデルにならざるを得ない。以上の理由により本研究では、モデルのサイズを 5 変数、ラグ 2 に限定した。

次に予想インフレ率のデータであるが、一般的には物価連動国債の時系列データから計算されるブレイク・オープン・率 (BEI) を用いる方法と、消費者に対する物価上昇 (下落) に関するアンケート調査結果を用いる方法 (補論 B 参照) がある。しかしながらわが国の場合、BEI のデータは限られた期間のものしか存在せ

ずわれわれの推定期間に対応するデータが得られないため BEI は使用できなかった。ところでこの二つの方法に関しては賛否両論ある。理論的には BEI の方が良いとされているが、わが国の場合は物価連動国債の市場が、一部の機関投資家にしか開放されていないうえ、取引量が少ないことなどから、BEI を用いることには懐疑的な意見が多かった。他方、アンケート調査も限られたサンプリング調査結果の信頼性を疑問視する意見もある。さらにわれわれは BEI に関しては、以下の点を指摘したい。すなわち、BEI 系列を自分で計算するか又は有料で購入して、それを参考にしつつ行動する一般投資家や消費者がはたしてどの程度存在するであろうかという点である。他方、アンケート調査に基づく予想インフレ率は家計調査報告書の公表データから比較的簡単に計算でき、また数値も公表されているので利用しやすい。ところで BEI とアンケート結果から計算された予想インフレ率の変動パターンはかなり異なっているうえ、共にインフレ予想のパフォーマンスは低いといつてよい。当然、予想のパフォーマンスが低いデータを使うことに意味があるのかという疑問が生じる。しかしこの点については、本研究では予想の精度は問題ではなく、投資家や消費者がどのような予想の下で行動したかを問題にしているのであるから、予想精度が劣ることはさほど問題ではないと考える。これらの点から総合的に判断するとアンケート調査結果を用いることは現実的妥当性があるといえよう。

なお本稿では、近年の他の実証分析研究に従って、各変数の階差を取らずにレベルでモデルを推定する。過去にはマクロ経済データを VAR モデル分析を推定する場合には、各変数の階差を取って定常性を確保したうえで推定を行うべきとされてきたが、近年ではすべての変数についてレベルで推計すればパラメータ推定値の一致性は保証されるという根拠に基づいて

レベルのまま推定する研究も多くみられる (Hamilton, 1994)。

2.2 採用系列について

本論においてわれわれが主として分析に用いる基本モデルは次のようなラグ次数2の5変数VARモデルAである。

VAR モデル A:

$$\begin{pmatrix} MB_t \\ ARINF_t \\ CI_t \\ RAJ_t \\ CPI_t \end{pmatrix} = \mu + \varphi_1 \begin{pmatrix} MB_{t-1} \\ ARINF_{t-1} \\ CI_{t-1} \\ RAJ_{t-1} \\ CPI_{t-1} \end{pmatrix} + \varphi_2 \begin{pmatrix} MB_{t-2} \\ ARINF_{t-2} \\ CI_{t-2} \\ RAJ_{t-2} \\ CPI_{t-2} \end{pmatrix} + u_t \quad (2.2)$$

式中の記号の意味は以下のとおりである。

MB: マネタリーベース

ARINF: 予想インフレ率

CI: 総合消費指数

RAJ: 有効求人倍率

CPI: 消費者物価指数

添え字は時期を示す。 μ は定数項ベクトル,

φ_1, φ_2 は 5×5 の係数行列である。

さらに本稿では、TOPIX 及び為替レートへの効果を見るために、以下に示す VAR モデル B も推定した。

VAR モデル B: 採用変数: マネタリーベース, 予想インフレ率, TOPIX, 円/ドル為替レート, 消費者物価指数 (季調済み)

これらの変数を選択した理由は、日本銀行の量的緩和政策は基本的には量的緩和 (マネタリーベースの増加) が人々の (消費者の) 予想インフレ率を高め、消費の増加、有効求人倍率の上昇、などを通して顕在化する実体経済の活況、景気の上昇さらに物価上昇という波及経路

は、リーマン・ショック直後の景気沈滞からの回復、さらにデフレからの脱却の1つのシナリオと思われるからである。なお以下の VAR 分析においてはマネタリーベースは対数値 $\log(MB)$ を、有効求人倍率は $100 \times RAJ$ を用いた。またその他の変数については原列系列を用いた。

ここで図1に、採用した経済時系列の原系列 (公表値) の推移を示しておく。この図では本研究が対象とする2009年1月~2014年12月の期間より長い期間が示されている。図1から5変数はいずれも対象期間を通して増大傾向であったことが分かる。

他方、円・ドル為替レートは2012年10月頃から急激に円安となり、株価もほぼ同じ頃から急騰に転じた。しかし2009年1月頃から2012年10月の急変した時までの期間は、円高傾向であり、株価は低迷していた (図C3, 図7参照)。

2.3 VAR 分析 1

付表1は上記の VAR モデル A を用いて VAR 分析を行った結果から得られた、インパルス応答関数を描画したものである。インパルス応答関数とは、ある変数の変化が他の変数へ与える影響の大きさと時間的推移を調べる方法である。したがって、今回の波及効果の分析のように、変数間の影響の強さや向きだけではなく、ある変数の変化が他の変数へ影響し、その効果がどの程度継続するのか、あるいはある変数の変化が他の変数へどの程度遅れてから影響しはじめるかなどといった、時間的な影響を見るのに適した分析手法である。

今回の分析で得られたインパルス応答関数の結果を図示したものが巻末の付表1である。この図は各列の変数のショックから各行の変数への反応を表している。たとえば MB から CI への影響であれば、1列3行の図を見ればよい。図の各グラフにおいて、実線は各変数の1標準偏差のショックに対する各変数の10期間後まで

表 1 採用系列一覧表

略 名	データの名称	出 所	変数略称
マネタリーベース	マネタリーベース平均 残高（準備率調整後）	日本銀行	MB
予想インフレ率	予想インフレ率	独自に作成	ARINF
求人	有効求人倍率	厚生労働省	RAJ
物価	コア物価指数	内閣府	CPI
総合消費	消費総合指数	内閣府	CI
為替レート	円・ドル為替レート	日本銀行	EXR
株価	TOPIX	東京証券取引所	TOPIX

(予想インフレ率の計算法は補論B参照)

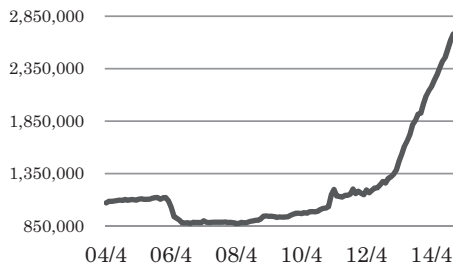


図 1-a マネタリーベース (MB)

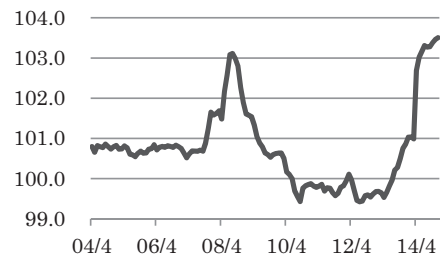


図 1-d 消費者物価指数（季調済み）(CPI)

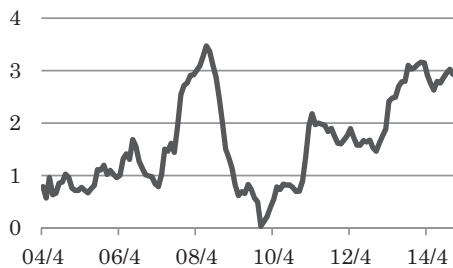


図 1-b 予想インフレ率 (ARINF)

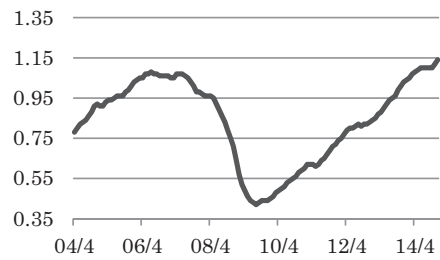


図 1-e 有効求人倍率 (RAJ)

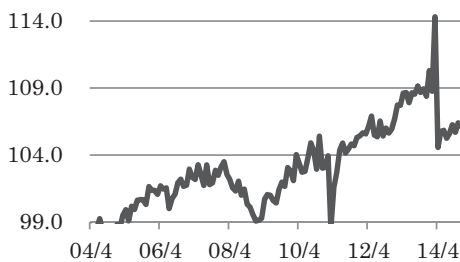


図 1-c 総合消費指数 (CI)



図 1-f 円・ドルレート (EXR)

マネタリーベース (MB), 予想インフレ率 (ARINF), 総合消費指数 (CI), 有効求人倍率 (RAJ), 消費者物価指数 (季調済み) (CPI), 円・ドル為替レート (EXR)。なお株価 (TOPIX) については図7参照。

図 1 6 変数の2004年～2014年の推移（月次）

の各時点での反応を示しており、2本の点線は95%信頼区間の上限値と下限値を示している。なお本稿においては、インパルス応答関数が有意であるとは、信頼区間の上限値、下限値の双方ともにプラス側（またはマイナス側）にある場合をいう。上限値はプラス側にあり、下限値がマイナス側にある場合は有意とは言わない。インパルス応答がプラスなのかマイナスなのかを判断できないからである。ただし信頼区間の大部分がプラス（またはマイナス）側にある場合は、弱い有意性があるという表現を取ることは許容されよう。

付表1においてマネタリーベースによる各変数のインパルス反応について次の諸点を指摘できる。

- ①マネタリーベースは予想インフレ率に対して1期～10期後にわたって有意なかなり強い正の効果を持つ。
- ②マネタリーベースは総消費に対して9期～10期後において有意な弱い正の効果を持つ。
- ③マネタリーベースは、有効求人倍率に対して5期～10期後にわたって有意な強い正の効果を持つ。
- ④マネタリーベースは消費者物価指数に対して9期～10期後に有意な正の効果を持つ。

以上のマネタリーベースが各経済変数に及ぼす効果について、特にタイムラグに注目すると、次のようなマネタリーベースの時間的波及の経路を想定することが出来よう。

マネタリーベースの増加 ⇒ 予想インフレ率の上昇 ⇒ 有効求人倍率の上昇 ⇒ 総消費の増大 ⇒ 消費者物価指数の上昇

ここで注意したいのは、VARモデルによる検証から得られた5変数の各変動間の相互関係は、ある変数の増加が時間的ラグを経て他の変数の増加（あるいは減少）がおこるという意味での統計的関係であり、それらが必ずしも経済

論理的因果関係になるとは限らない。しかし変数間の経済論理的因果関係の説明に際して、それらの時間的因果関係は重要な必要条件の1つと言えよう。

そこで次に上記のVAR分析によって得られた各変数相互間の波及経路を前提として、それらを経済論理的に説明することを試みる。

2.4 VAR 分析 2

次にマネタリーベース増加の株価と円／ドル為替レートに対する効果を見るために、次の5変数を用いたVARモデル（VARモデルBとする）のインパルス応答関数を求めた結果を巻末の付表2に示す。ここに5変数とは、マネタリーベース、予想インフレ率、TOPIX、円／ドル為替レート、消費者物価指数（季調済み）（CPI）である。データ期間は2009.1－2014.12である。このモデルから得られたインパルス反応関数では次のような有意な関係が得られた。（有意性の意味は付表1の場合と同様である）。

- ①マネタリーベースは予想インフレ率に対してタイムラグ1期～10期にわたって有意な強い正の効果を持つ。
- ②マネタリーベースは国内株価に対してタイムラグ7期～10期の有意な正の効果を持つ
- ③マネタリーベースは消費者物価指数に対してタイムラグ9期～10期の有意なかなり強い正の効果を持つ。
- ④マネタリーベースの為替レート（円・ドルレート）に対するやや弱い正の効果を読み取ることができる。

以上の結果のタイムラグに注目すると、次のような時間的因果関係が想定できよう。

5変数VARモデルBからは

マネタリーベースの増加 ⇒ 予想インフレ率の上昇 ⇒ 円安 ⇒ 株価の上昇 ⇒ 消費者物価の上昇

という波及経路が見えてくる。しかしながらモデル B においては、マネタリーベースから為替へ効果は、先に述べた意味で“弱い意味で有意”であるから、為替への効果を除外して、

マネタリーベースの増加 \Rightarrow 予想インフレ率の上昇 \Rightarrow 株価の上昇 \Rightarrow 消費者物価の上昇

という波及経路が示されていると判断するほうが妥当かもしれない。

これは金融緩和政策等によるマネタリーベースの増加が金融的要因を通じて実体経済に効果を及ぼす主要な波及経路とみなすことができよう。このような時間的因果関係を前提として、次にそれらの経済論的因果関係を考察する。

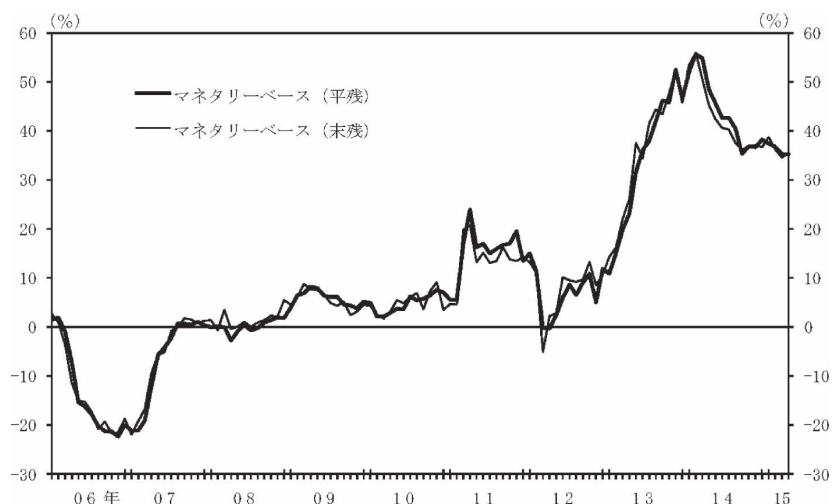
3. 日本銀行の金融緩和政策

3.1 日本銀行の金融緩和政策（2009年～2012年）

日本銀行は2009年初頭頃から積極的に非伝統的な買いオペを実施し、さらに2010年10月には「包括的な金融緩和政策」として「ゼロ金利政策」の再導入および「時間軸政策」（消費者物価の前年度比1%中心に物価の安定が展望でき

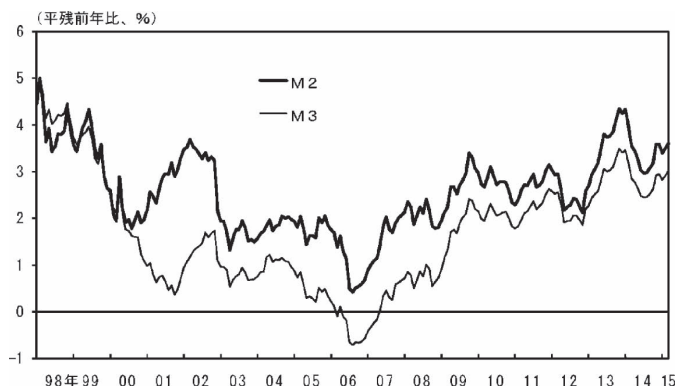
る情勢と判断できるまで継続すること）の実施を宣言した。さらにまた2013年1月には、消費者物価指数の前年度上昇率2%を出来るだけ早期に実現することを目指すことを公表し、期限の定めのない資産買い入れ方式を導入した。このような金融政策方式は白川方明総裁の下で明らかにされたものであり、マネタリーベースは2009年から2012年末にわたって急激に増加した（図2参照）。これに従ってマネースtock（M2およびM3）もかなりの程度増加した（図4参照）。もっともM2およびM3の増加率はマネタリーベースの増加率よりもかなり小さかった。しかしこの期間の金融緩和政策方式は「インフレ目標政策」に近い性質のものであったので、その実施が人々のインフレ予想を刺激し、予想インフレ率が上昇したといえよう（補論図B参照）。

2009年～2012年の期間において、マネタリーベース（平残）の年平均増加率は、約8.3%であり、期間全体では1.3倍となった。一方マネースtockについてはM2（平残）の年平均増加率は約2.8%であり、M3（平残）の年平均増加率は2.2%であった（表2参照）。



出所：日本銀行（2015b）図表29-2

図2 マネタリーベース



出所：日本銀行（2015a）図表23

注1 2003/3月以前のM2, M3は、それぞれマネーサプライ統計の「M2+CD」, 「M3+CD-金銭信託」を利用。2015/1Qの名目GDPは、2014/4Qの値

図3 マネーストック（前年比）

人々の予想インフレ率の上昇によって人々は部分的に景気の先行きについて徐々に前向きの期待を持つようになり、それに伴い有効求人倍率の増大、名目雇用者報酬の若干の増加およびM3の増加の「流動性効果」によって家計の消費行動が積極化することになったと考えられる（図3参照）。なお、名目雇用者報酬の前年比は、**2010年～2012年の各年において0.1%、0.7%、0.3%**だった（内閣府、「国民経済計算」に依る）。総消費の増大については、固定的な超低金利の下での予想インフレ率上昇による実質金利の低下および各種の政策対応（エコカー補助金や家電エコポイント制度）が耐久財消費の大幅な増大を惹起したことによる部分もかなり大きかった（内閣府（2013）pp. 46～47参照）。

このような実質総消費の増大が主要因となって、2010年には実質GDP増加率はプラス1%～2%となり、景気回復過程が明らかとなった。したがって、大体2009年から2012年末までの期間においては、日本銀行の金融緩和政策によるマネタリーベースの増加が人々の予想インフレ率を高め、それによって実質金利の低下および一般的な景気マインドの改善が生じ、それらが若干の政策対応と合して実質総消費の増大を惹

表2 マネタリーベースとマネーストックの増加

年	マネタリーベース 平残前年比（%）	マネーストック 平残前年比（%）	
		M2	M3
2004	7.3	2.0	1.0
2005	2.0	1.9	0.3
2006	-13.3	0.7	-0.6
2007	6.9	2.1	0.7
2008	0.2	1.8	0.7
2009	5.8	3.1	2.2
2010	4.8	2.3	1.8
2011	15.2	3.1	2.6
2012	7.2	2.6	2.2
2013	34.0	4.0	3.4
2014	44.1	3.6	2.9

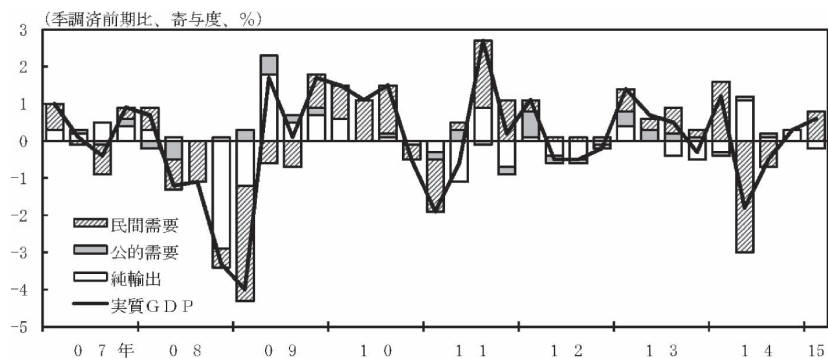
データの出所：インターネット日本銀行HP時系列データ

起した。さらに実質総消費の増大が主要因となって実質GDPが増大したといえよう（図4および図5を参照）。

したがってこの期間において日本銀行の金融緩和政策の結果生じたと思われる、マネタリーベースの増加⇒予想インフレ率の上昇⇒実質総消費の増大⇒実質GDPの増大、といった一連の波及効果は、実体経済の回復過程においてかなり重要な部分を占めたと見なすことが

出来よう。そしてこのような実体経済の回復過程において需給ギャップ（総需要不足）はかなり縮小した（図8参照）。しかしながら、この

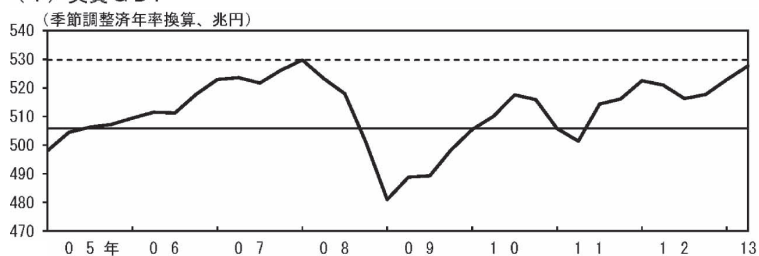
ような金融緩和政策は目標としていたデフレからの脱却、すなわちインフレ率をプラスにするという点については、この期間には実現させる



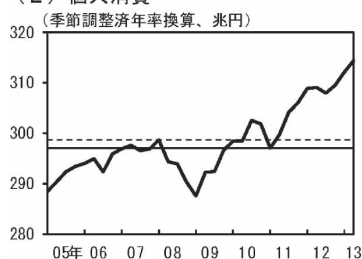
出所：日本銀行（2015b）図表 3-1

図4 実質 GDP

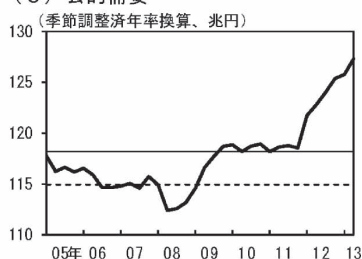
(1) 実質 GDP



(2) 個人消費



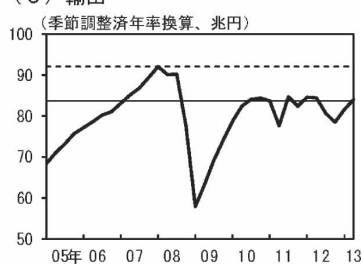
(3) 公的需要



(4) 設備投資



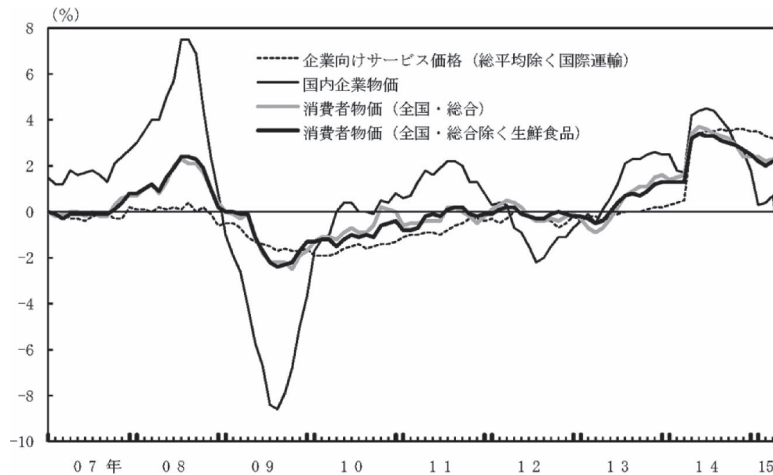
(5) 輸出



(注) 破線は2008/1Q（リーマン・ショック直前に実質 GDP がピークとなった時点における各変数の値）。細実線は2011/1Q（東日本大震災発生時）の値。

出所：日本銀行（2013）図表11

図5 コンポーネント別にみた実質 GDP



出所：日本銀行（2015b）図表22-2 を引用

図6 物価（前年比）

ことはできなかった（図6参照）。

3.2 日本銀行の金融緩和政策（2013年～2014年）

2013年4月、日本銀行（黒田東彦総裁）は明確な「インフレ目標政策」を導入した。すなわち①物価安定の目標達成の期限明記（消費者物価指数の前年比上昇率2%を2年程度の期間を念頭に出来るだけ早期に実現する）、②操作目標をマネタリーベースとする、③マネタリーベースの大幅増加（2014年末残高を2012年末残高の2倍に拡大）。すでにそれ以前に2013年1月安倍政権の下で政府・日銀の共同声明として「デフレ脱却と持続的な経済成長のため政府・日本銀行の政策連携について」が発表されていたので、上記の日本銀行の「インフレ目標政策」は当初から政府の強力なサポートを得ていたことになる。したがって、総選挙で大勝して成立した安倍政権の下で、2013年4月以降のいわゆる「量的・質的金融緩和政策」は、総じて人々の信頼を獲得しやすくなっていたといえよう。

マネタリーベースの予想インフレ率への効果については先述したが、ここで若干の説明を付加する。2013年～2014年におけるマネタリーベースの極めて顕著な急拡大は、予想インフレ

率に対して強い刺激を与え、それを急上昇させた（図2および図1の予想インフレ率を参照）。この予想インフレ率の急上昇が株価急騰の重要な要因になったと考えられる。この期間における日本銀行によるマネタリーベースの異例の急拡大は、政府の強力なサポートあるいは政府主導ともいえる状況下で実施されたため、人々に「将来」のマネーサプライの大幅増加について強い予想を抱かせることになったと考えられる。その意味でこの時期における日本銀行の量的緩和政策はクルーグマン・モデルに近い状況を創り出したといえるかもしれない（補論A参照）。

次に、予想インフレ率の株価への影響について考察する。家計・消費者がインフレ率の上昇を予想するようになると、保有通貨（M3等）や固定的金利資産（国債等）の実質価値低下を予想し、よりインフレヘッジ的な資産（株式等）へシフトする傾向となる。したがって家計・消費者の株式需要が増加し、株価が上昇する。このような保有資産構成におけるインフレヘッジ的資産へのシフトは、より一般的インフレ率上昇の下では投資家たちの資産選択においても生ずるであろう。したがって、予想インフレ率上昇の株価上昇への効果は一層強められる。

表3 海外投資家部門の「買い」の市場の「買い」総計に占める割合（A 欄）および海外投資家部門の「買い超」と市場の「買い超」総計の比較（B 欄）（東京証券取引所第一部（全50社）

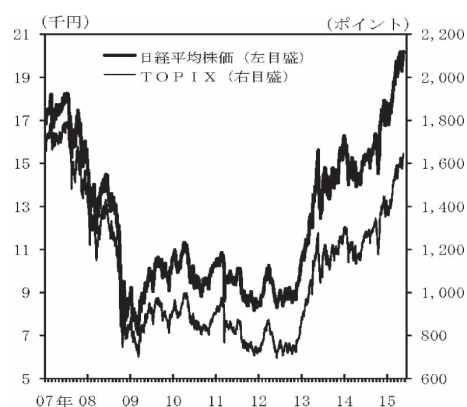
年	A	B	法人、個人、証券会社・各部門の売買差額	市場総計 売買差額
2012（1/4－12/28）	55.8%	116.7倍	各部門共・売り超	買い超
2013（1/4－12/30）	55.1%	28.4倍	各部門共・売り超	買い超
2014（1/6－12/30）	59.4%	7.2倍	法人買い超、他は売り超	買い超

（データ：インターネット 東京証券取引所 HP, 「東京証券取引所第一部（全50社）：株式売買状況（投資部門別）（金額）」）

一方、日本の予想インフレ率が上昇して日本の実質金利が米国に比べて相対的に低下したり、あるいは米国の実質金利が相対的に上昇して、日米の実質金利差が縮小し、さらにはマイナスになると、円の対ドルレートは実質的に低下（円安）傾向となる（補論C参照）。

円安の下では円建ての日本株に対するドルの購買力は高まるので、外国からの日本株需要は増大し、日本の株価は上昇する。日本における予想インフレ率の上昇は、このような波及経路を通じて株価の上昇に影響していると考えられる。実際、2012年冬頃以降、日本株の総需要に占める海外投資家の割合は50%～60%（東京証券取引所第一部）であり、これまでの期間における日本株需要の増大は海外投資家の需要に依存する部分がかなり大きかったと言えよう（表3参照）。したがって、2012年冬頃以降の予想インフレ率の急速な高まりは名目金利の低位停滞ないし低下の下で、実質金利を急激に低下させ、米国の実質金利との格差を縮小させ、さらに、マイナスに逆転させ、それが円安傾向への転換にかなり強い影響を及ぼしたと言えるであろう。このような意味で、この期間において、マネタリーベースの大幅な増加⇒予想インフレ率の上昇⇒実質金利の低下⇒円安⇒株価急上昇という波及経路は注目されるであろう（図7参照）。

次に、株価上昇が民間消費および民間投資の増大を惹起するメカニズムについて見てみよう。

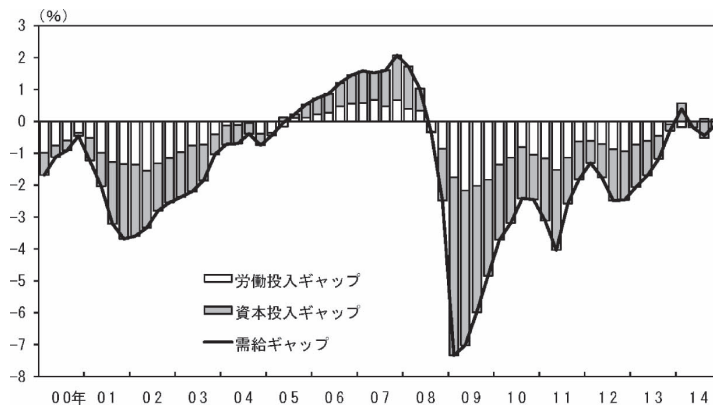


出所：日本銀行（2015b）図表40-1 を引用

図7 株価

その主な波及経路として次のような経路が考えられる¹⁾。①「トービンの q」効果を通じる経路、②外部資金借入れに必要な担保価値の増大による設備投資資金借入れ増加の経路、③保有株式価値の増大による「資産効果」である。株価の上昇は株を保有する家計・消費者の保有金融資産の価値を増大させ、それが消費増大を促す。2013年～2014年において、従来の要因に加えてこのような株価上昇による「資産効果」が総消費の増加を押し上げたとみられる（図9参照）。これによって総需給ギャップは急速に縮小（総需要不足の減少）し、2014年初め頃には需給ギャップはほとんどゼロとなった（図8参照）。他方、民間設備投資は株価上昇の影響もあって2014年には徐々に増大し始めた。

2013年には、実質 GDP 増加率（実質経済成長率）は1.6%であり、その寄与率は、民間消

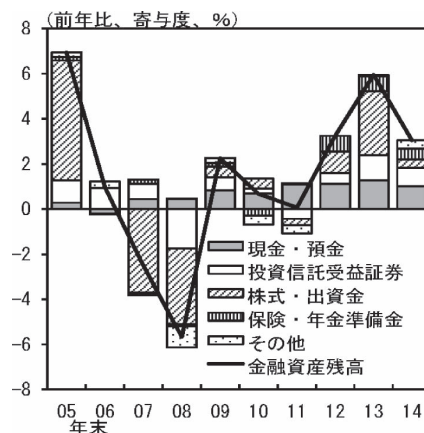


注1 日本銀行（2015a）図表13-1 を引用

図8 需給ギャップ

費支出が1.3，政府支出が0.8，民間企業投資が0.1であったが，2014年には消費増税（5％から8％へ引き上げ）の影響により，実質GDPは減少した（実質GDP増加率は-1.9%）。そしてその主な要因は民間消費支出の急激な減少であった（民間消費の寄与度-0.8）。しかし，民間企業投資の寄与度が0.5および政府支出の寄与度が0.3といずれもプラスとなり，それらによって2014年の実質GDPの減少は緩和され比較的短期間で終わり，2014年度第Ⅲ四半期には前期比1%強の増加に転じた（データは内閣府「国民経済計算」に依る）。

このように，2013年4月以降の日本銀行の金融緩和政策によるマネタリーベースの急激な拡大は，予想インフレ率の急上昇を惹起し，それが消費行動の積極化を促し，また雇用者報酬が漸次的に増加（前年比：2013年0.8%，2014年1.5%）することによって，実質総消費は引き続き増加したが，この時期の予想インフレ率の急上昇は，国内株価の急騰の要因となり，この株価上昇は家計の保有金融資産価値を増加させ，「資産効果」を通じて実質総消費の増加を助長したと言えよう。（図9参照）他方，予想インフレ率の上昇は民間企業経営の先行き見込みについてデフレマインドを解消させ，漸次設備投資を実施させるよう作用した。このような民間



出所：日本銀行（2015a）図表41-2

図9 家計の金融資産残高

支出の増大に加えて，かなりの程度の政府支出の増大によって，総需要が大幅に増加し，2013年中頃にデフレギャップが急速に解消に向かう状況となり（図8参照），消費者物価指数の上昇率は，漸くわずかにプラスとなった（図6参照）。それ以降2014年の期間，消費者物価指数上昇率（前年比）は，ほぼ1%～2%の間で推移した。したがって，2013年4月以降のいわゆる「質的・量的金融緩和政策」は比較的短期間でデフレ解消の目標は一時的にほぼ達成されたが，この時点では需給ギャップは明確なプラスの状況ではなく，安定したマイルド・インフレの維持が確定したとは言えないであろう（図8

参照)。

ところで、リーマン・ショック直後の時期には、需給ギャップは、約-7% (総需要不足) であり、消費者物価指数上昇率 (前年比) は約-2% (デフレ) であった。しかしその時期以降の日本銀行の金融緩和政策によるマネタリーベースの増加は先述のような波及経路を通じて需給ギャップ (需要不足) を徐々に縮小させ、デフレ率を小さくさせた (消費者物価指数の低下を弱めた)。そして2013年以降の日銀の金融超緩和政策によるマネタリーベースの急激な拡大は上記のように比較的短期間にほぼ期待通りの効果を発揮したと言えるが、このような結果については、政府と共同歩調で実施されたこと、またそれ以前の約3年間における金融緩和政策によるマネタリーベースの増加が主要因となって累積された実質的な景気回復水準を基盤としてスタートしたことによるプラス効果に留意する必要がある。

4. む す び

冒頭で述べたように本論は、VAR モデルを通して見えてくる現象と経済理論との整合性あるいは不整合性の検証を試みるための試論である。VAR モデル分析のもつ様々な限界に留意しつつ、データが語ることに耳を傾け、VAR というメガネで現実を見たとき、どのような風景が見えてくるかを見るための試論である。その風景、すなわちモデル分析結果は但し書きつきのものであるがため、それだけで現実経済を判断することは危険である。本論ではモデル分析の結果を経済理論の立場から解釈し、また逆に経済理論を現実にも照らして再考するというステップを踏みつつ、対象期間の月次データを使用して2つのVAR モデルA, Bを推定し、その結果を用いて総合的に量的緩和政策の効果を論じた。そこから得られた結論を要約すれば以下のようなものである。VAR モデルAではマネタリー

ベース、予想インフレ率、総合消費指数、有効求人倍率、消費者物価指数の5変数を、またVAR モデルBではマネタリーベース、予想インフレ率、TOPIX、円/ドル為替レート、消費者物価指数 (季調済み) の5変数を使用した。VAR モデルの推定から得られたインパルス応答関数、クルーグマンの理論モデル及び各変数の時系列的推移を総合的に参考にしつつ、マネタリーベースの増加が各変数に効果を及ぼす時間的順序関係を、特に予想インフレ率の効果を注視しながら推測した。その結果、

モデルAからは、マネタリーベースの増加⇒予想インフレ率の上昇⇒有効求人倍率の上昇⇒総消費の増大⇒消費者物価指数の上昇、という波及経路が、また

モデルBからはマネタリーベースの増加⇒予想インフレ率の上昇⇒円安⇒株価の上昇⇒消費者物価指数の上昇、という波及経路が示された。またマネタリーベースから為替レートへのインパルスはやや弱いので、為替レートを除外して、マネタリーベースの増加⇒予想インフレ率の上昇⇒株価の上昇⇒消費者物価の上昇、という経路が示されているという解釈も可能である。

補論A クルーグマン・モデルの概略²⁾

マネタリーベースによる予想インフレ率のインパルス反応については、これまでの先行研究でも説得的な経済理論に基づく説明あるいは論理的説明は見当たらないように思われる。そこで、クルーグマン (P. Krugman) がデフレ脱却策として提唱した「インフレ・ターゲット政策」の根拠となっている理論ないしモデルをここではクルーグマン・モデルと呼ぶことにし、参考として取り上げることにする。もっともクルーグマン・モデルについては既に吉川洋教授により明快な紹介がなされているので、ここではそのうち関連する部分をその文献に依拠して

概説することにする。

クルーグマン・モデルでは、簡単化のために商品は消費財および消費サービスのみであり、金融資産は貨幣と債券であり、また消費者は消費財・消費サービスを購入するための貨幣をあらかじめ保有していなければならない、すなわち「支出用貨幣保有」(cash in advance) 制約に従うことが仮定されている。そして代表的消費者の効用関数は次のようなラムゼイ型の関数が想定されている。

$$U = \frac{1}{1-\rho} \sum_{t=1}^{\infty} C_t^{1-\rho} D^t \quad (\text{A-1})$$

ただし、 C は消費支出、 ρ は相対的リスク回避度、 D は割引ファクター ($0 < D < 1$) である。この異時的 (Intertemporal) モデルにおいて、クルーグマン・モデルでは2期間 (「現在」経済と「将来」経済) が仮定されている。

我々の分析の対象時期はデフレーションおよび不況の時期であったので、「ケインズの」モデルにおける「不完全雇用均衡状態」を仮定する。この状況では物価 (P) (ここでは消費財・サービスの価格) は硬直的であり、消費支出の変化は生産高 (Y) を変化させる。

上記の想定の下で、 C は消費者の異時点間の効用最大化より導出される主体的均衡条件すなわち「オイラー方程式」³⁾ を充たすように決まるので、

$$Y = C = Y^* \left(\frac{P^*}{DP} \right)^{\frac{1}{\rho}} (1+i)^{\frac{-1}{\rho}} \quad (\text{A-2})$$

が成立する。ただし、 i は名目利子率、 Y^* および P^* はそれぞれ将来の実質国内所得および将来の物価水準、 $1/\rho$ は異時点間の消費の代替弾力性である。

「流動性の罠」の下では、名目利子率はゼロなので、(A-2) 式より

$$Y = C = Y^* \left(\frac{P^*}{DP} \right)^{\frac{1}{\rho}} \quad (\text{A-3})$$

となる。(A-3) 式によって決まる Y はこのような状況の下では一般的に完全雇用に対応する実質国内所得 (Y_f) より小さく ($Y < Y_f$)、また、この状況では「支出用貨幣保有」制約は次のような不等式でしか成立しない。すなわち、利子ゼロなので債券需要は無くなり、消費支出額に比べて貨幣残高が過剰となる。

$$PC \leq M \quad (\text{A-4})$$

したがって硬直的な P の下で M を増加させても C は増加しない。それ故 Y も増加しない。

この「流動性の罠」から脱却するための手段は、(A-3) 式から分かるように将来の物価水準 P^* を上昇させることである。そうすれば C したがって Y を増大させることが出来る。「将来」経済は「流動性の罠」の状態でないと想定すれば、将来の利子率 $i^* > 0$ の下で貨幣は消費支出額 (PC) に等しいだけ保有され、他は債券需要に向けられるので、「支出用貨幣保有」制約は等式で成立することになる。

$$P^* C^* = P^* Y^* = M^* \quad (\text{A-5})$$

そして (A-5) 式より

$$P^* = \frac{M^*}{Y^*} \quad (\text{A-6})$$

すなわち、「将来」経済では貨幣数量説が成立することになる。

かくして、(A-6) 式より、金融当局が「将来」の M^* を十分に増大させるということを人々に信じ込ませることができれば、 P^* は上昇すると考えられる。また、予想インフレ率 (π)

を $\pi = \frac{P^* - P}{P}$ と表すと、不完全雇用の下で P

は硬直的であるから、 P^* が上昇するにつれて π も上昇する。したがって、「現在」経済が「流

動性の罫」($i=0$)に嵌まっていますが、 π の上昇によって実質利子率($r=i-\pi$)がマイナスとなるので、消費者は将来消費に対する現在消費の選好を強め、「現在」経済での消費支出を増加させる。

クルーグマンのこのような理論は、「物価水準目標政策」あるいは「インフレ目標政策」の基礎的理論の一つと考えることができよう。「物価水準目標政策」あるいは「インフレ目標政策」の特徴は、端的に言えば①中央銀行が金融政策の中間目標として「物価水準」あるいは「インフレ率」の中期の数値とそれらの達成時期を公表すること、②そして特にデフレ期においては、そのために将来にわたって金融緩和政策（具体的にはゼロ金利政策と量的緩和政策）を持続することを宣言することである。この量的緩和政策とは具体的には中央銀行がマネタリーベースを増加させることである。中央銀行がマネタリーベースの大幅な増加を将来にわたって持続する明確な意図を広く一般に示せば、将来のマネーサプライ(M^*)の増加予想が惹起され、それによって人々の予想物価水準あるいは予想インフレ率が上昇すると考えることができよう⁴⁾。

補論B 予想インフレ率の計算法

本論で述べた通り、予想インフレ率を計算する代表的な方法として、(1) 消費者に対する物価上昇（下落）に関するアンケート調査結果を用いる方法、(2) 物価連動国債データを用いる方法の2つがある。

本稿では分析期間の関係上、(1) 消費者に対する物価上昇（下落）に関するアンケート調査結果を用いる方法で作成したデータを分析に採用したが、ここでは(1)、(2)それぞれの計算法を紹介しておく。

(1) アンケート調査結果を用いる方法

内閣府「消費動向調査」における1年後の物価水準の予測を問うアンケートでは、以下の

「～%未満～%以上」で示されたような区間（階級）が選択肢として用意されている。そして各選択肢に対して以下のような一つの数値(%)が割り当てられている（以下ではその値を階級値と呼ぶ）。階級値は次のように与えられている。すなわち、回答のうち、「-5%以上」（「-10%以上」と「-10%未満～-5%以上」の合計）に対して-5%、「-5%未満～-2%以上」に対して-3.5%、「-2%未満～」に対して-1%、「0%程度」に対して0%、「～2%未満」に対して1%、「2%以上～5%未満」に対して3.5%、「5%以上」（「5%以上～10%未満」と「10%以上」の合計）に対して5%をそれぞれ階級値として割り当てる。予想インフレ率は各区間の階級値をそれぞれの階級の回答者の比率をウェイトとする加重平均として計算される。

(2) 物価連動国債データを用いる方法

同年限の普通国債と物価連動国債の実質複利利回りを等しくするインフレ率を、Break Even Inflation Rate (BEI) と呼ぶ。BEI は予想インフレ率とみなされる。式で書けば

$$BEI = \text{普通国債の名目複利利回り}$$

$$- \text{物価連動国債の実質複利利回り}$$

である。ここでは月次の BEI の作成方法について説明する。その際いくつか注意する点がある。

まず、物価連動国債は日次データであるので月中平均を利用し月次データに変換した。また、残存期間についても注意すべき点がある。分析期間において物価連動国債は16回発行されており、それぞれの回ごとに債券利回りデータがある。したがってある時点において残存年数が同じ債券が複数存在し、これらを1つの時系列にする必要がある。またデータの残存月数を残存年数に変換が必要である。本研究では残存月数は切り上げし、ある期に複数存在する残存年数7年の値の平均を使った。



補論図B 2種類の予想インフレ

なお参考までに、物価連動国債から計算された予想インフレ率（補論図Bの太線：BEI 残存期間7年の物価連動国債から計算）と消費動向調査から計算された予想インフレ率（補論図Bの細線：EPI）を図示しておく。

これら二つの予想インフレ率の計算法には、2.3節で指摘したような問題がある。しかしながら本論では、2014年12月までデータが採取可能なアンケート調査に基づく予想インフレ率を採用した。

補論C 実質金利差と実質為替レート

2国間の「実質金利」と「実質為替レート」の関係を示すモデルを Blanchard (1997), (pp. 273~277および pp. 290~291) に従って説明する。

名目値で金利平価条件は周知のように次の式で表される。

$$1+i=(1+i^*)\frac{E^e}{E} \quad (\text{C-1})$$

ここで i ：自国の名目金利、 i^* ：外国の名目金利（以下、右上付き $*$ は外国の変数を表す）、 E ：名目為替レート、 E^e ：予想名目為替レート。

次に金融資産1単位の1年後の適正元利合計は次式で表される。

$$(1+i)\equiv(1+r)(1+\pi^e) \quad (\text{C-2})$$

ここで r ：実質金利、 π^e ：予想インフレ率。
(C-2) 式より次式を得る。

$$(1+r)=\frac{(1+i)}{(1+\pi^e)} \quad (\text{C-3a})$$

$$(1+r^*)=\frac{(1+i^*)}{(1+\pi^{*e})} \quad (\text{C-3b})$$

(C-3a) 式および (C-3b) 式を (C-1) 式に代入すると

$$(1+r)=(1+r^*)\left[\frac{(1+\pi^{*e})}{(1+\pi^e)}\left(\frac{E^e}{E}\right)\right] \quad (\text{C-4})$$

が得られる。インフレ率の定義により

$$1+\pi^e\equiv\frac{P^e}{P} \quad (\text{C-5a})$$

$$1+\pi^{*e}\equiv\frac{P^{*e}}{P^*} \quad (\text{C-5b})$$

ただし P ：物価水準、 P^e ：予想物価水準。
(C-5a) 式及び (C-5b) 式を (C-4) 式に代入して整理すると次式が得られる。

$$(1+r)=(1+r^*)\left[\left(\frac{E^e}{E}\right)\left(\frac{P^{*e}/P^e}{P^*/P}\right)\right] \quad (\text{C-6})$$

(C-6) 式において

$$E^e \cdot \left(\frac{P^{*e}}{P^e} \right) \equiv \varepsilon^e, \quad E \cdot \left(\frac{P^*}{P} \right) \equiv \varepsilon$$

と置き換える。定義により ε は実質為替レート、 ε^e は予想実質為替レートを表す。

(C-6) 式より次式が成立する。

$$(1+r) = (1+r^*) \left(\frac{\varepsilon^e}{\varepsilon} \right) \quad (C-7)$$

(C-7) 式において r と r^* の差が小さければ次の近似式が成立する。

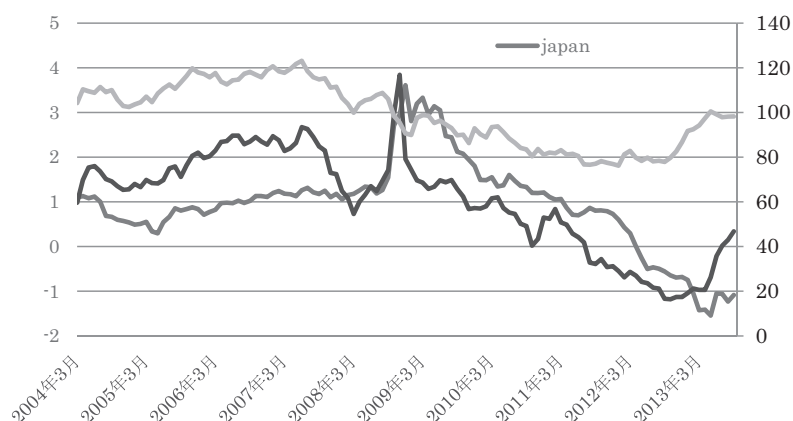
$$r \approx r^* + \frac{\varepsilon^e - \varepsilon}{\varepsilon} \quad (C-8)$$

(C-8) 式を ε について解くと

$$\varepsilon = \frac{\varepsilon^e}{1+(r-r^*)} \quad (C-9)$$

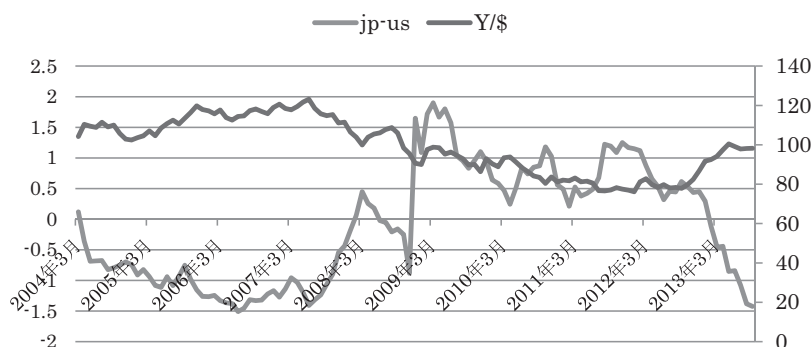
が得られる。

(C-9) 式の予想実質為替レート (ε^e) を長期実質為替レート (例えば、購買力平価) とみなし、現実の実質為替レート (ε) が ε^e に回帰する傾向があると想定されることが多い。 ε^e が長期的に安定的であると仮定すると、自国の実質金利と外国の実質金利の差 ($r > r^*$) が減少した時や逆転してマイナス ($r < r^*$) になった時には、 ε は上昇する。すなわち実質値での自国通貨安となる (補論図 C1, C2, C3 参照)。



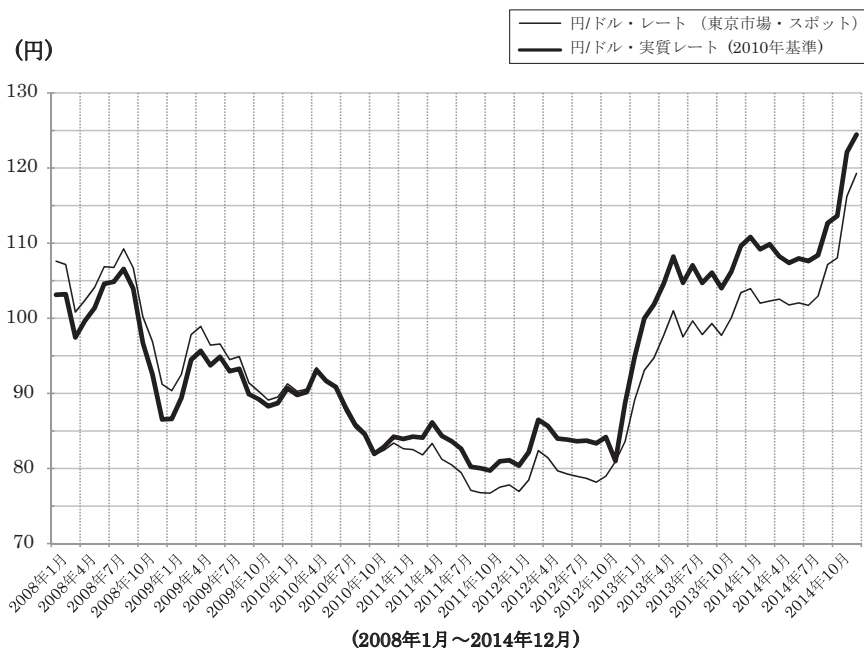
補論図 C1 日本と米国の実質金利 (左目盛) と円・ドル為替レート (右目盛り)

データ出所 日本: QUICK 社作成によるデータ, 米国: 米国財務省, 連邦準備制度のウェブサイトより入手 <http://www.federalreserve.gov/>



補論図 C2 日米実質金利差 (jpn - u.s.) (左目盛) と円・ドル為替レート (右目盛り)

データ出所 日本: QUICK 社作成によるデータ, 米国: 米国財務省, 連邦準備制度のウェブサイトより入手 <http://www.federalreserve.gov/>



円／ドル「実質為替レート」は、日本、米国それぞれのCPI (2010年 (年平均) = 100) で調整したもの。

日本のCPIデータ (月次) の出所は、「e-stat, 総務省・統計局」, 米国のCPIデータ (月次) の出所は, CPI-U data, the U.S. Department of Labor Bureau of Labor Statistics。

補論図C3 円／ドル為替レート (名目・実質)

注

- 1) 本多 (2014) pp. 13-32を参照。
- 2) Krugman (1998) pp. 137-187, Krugman (2000) pp. 221-237および吉川 (2009) pp. 134-143を参照。
- 3) 「オイラー方程式」の詳細な解説については, 吉川 (2009) pp. 65-71を参照。
- 4) クルーグマン・モデルおよびその提案について, 吉川教授は問題点を指摘し, 厳しい理論的批判を展開されている。吉川 (2009) pp. 143-153を参照。

参考文献

- Blanchard, Olivier, (1997) *MACROECONOMICS*, Prentice-Hall, Inc. 梶田・知野・中山・中泉・渡辺 (訳) 『マクロ経済学 (上) (下)』 (1999), 東洋経済新報社。
- Hamilton, J. D., (1994) *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, New Jersey
- Krugman, P. (1998) "It's Baaack: Japan's Slump and the Return of the Liquidity Trap.", *Brookings Papers on Economic Activity*, pp. 137-205.
- Krugman, P. (2000), "Thinking About the Liquidity Trap", *Journal of the Japanese and International Economics* 14.

岩田規久男・原田 泰 (2013) 金融政策と生産：予想インフレ率の経路, 早稲田大学 政治経済学術院ワーキングペーパー, No1202.

原田 泰・増島 稔 (2009) 「金融の量的緩和はどの経路で経済を改善したか」, 吉川 洋 編『デフレ経済と金融政策』慶應義塾大学出版会。

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—」財務省財務総合政策研究所『フィナンシャル・レビュー』2010年第1号 (通巻第99号)。

本多祐三 (2014) 「非伝統的金融政策の効果：日本の場合」, 『現代経済学の潮流 2014』東洋経済新報社。

吉川 洋 (2000) 『現代マクロ経済学』創文社。

吉川 洋 (2009) 「デフレーションと金融政策」, 吉川 洋 編『デフレ経済と金融政策』慶應義塾大学出版会。

日本銀行 (2013) 『経済・物価情勢の展望 2013年10月』
<http://www.boj.or.jp/mopo/outlook/gor1310b.pdf>

日本銀行 (2015a) 『経済・物価情勢の展望 2015年4月』
<https://www.boj.or.jp/mopo/outlook/gor1504b.pdf>

日本銀行 (2015b) 『金融経済月報 2015年5月』
https://www.boj.or.jp/mopo/gp_2015/gp1505.pdf

内閣府 (2013) 『平成25年度年次経済財政報告』2013年7月

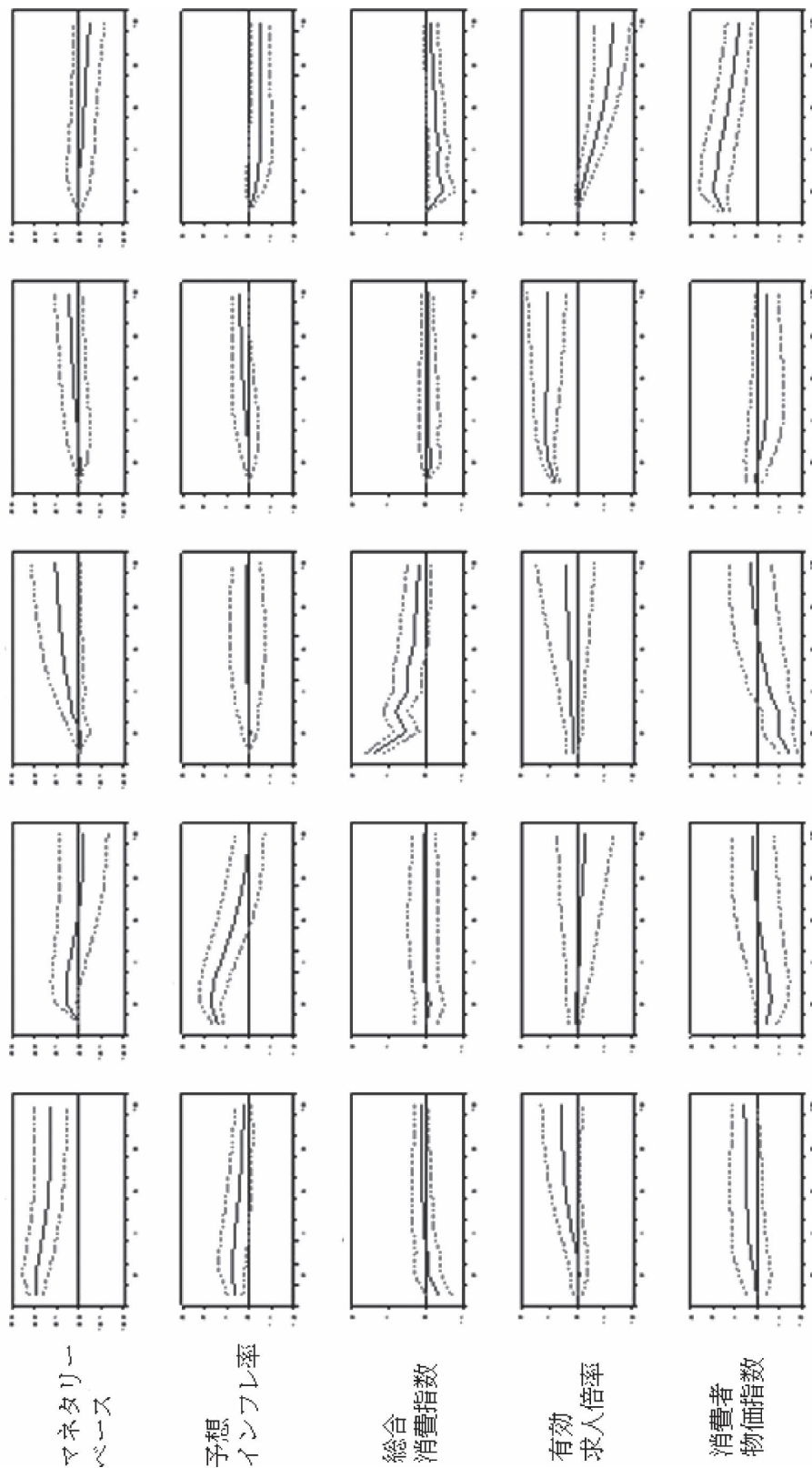
消費者物価指数

有効求人倍率

総合消費指数

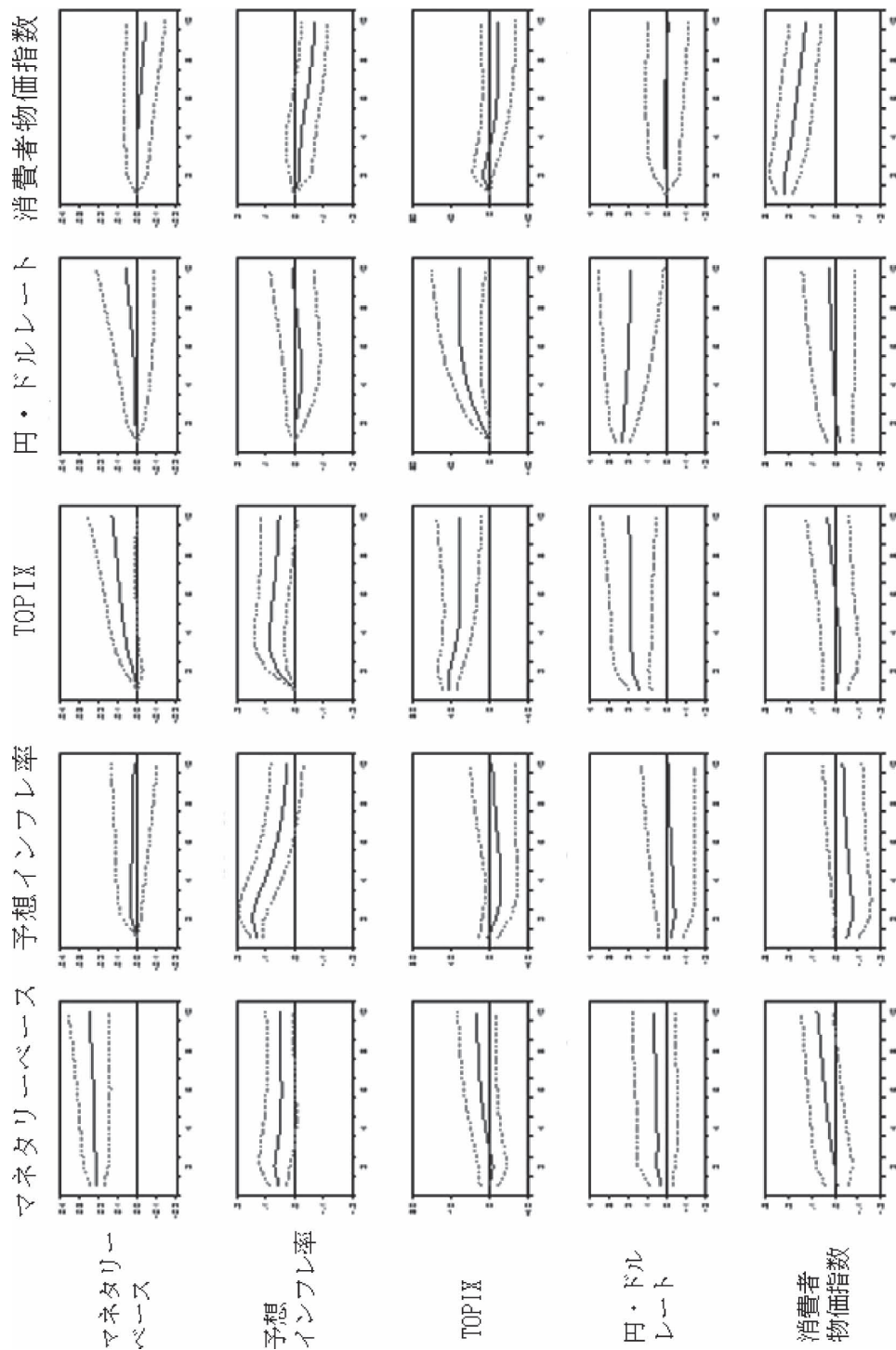
予想インフレ率

マネタリーベース



マネタリーベース (MB), 予想インフレ率 (ARINF), 総合消費指数 (CI), 有効求人倍率 (RAI), 消費者物価指数 (季調済み) (CPI) データ期間: 2009.1 - 2014.12
 図中, 実線はインパルス応答関数, 点線は95%信頼区間を表わす

付表 1 5変数 VAR モデル A のインパルス応答関数



付表2 5変数VARモデルBのインパルス応答関数