



CRR DISCUSSION PAPER SERIES J

Discussion Paper No. J-59

QQE（量的・質的金融緩和）と実体経済に関する時系列分析

得田雅章

2016年9月

**Center for Risk Research
Faculty of Economics
SHIGA UNIVERSITY**

**1-1-1 BANBA, HIKONE,
SHIGA 522-8522, JAPAN**

**滋賀大学経済学部附属リスク研究センター
〒522-8522 滋賀県彦根市馬場 1-1-1**

QQE（量的・質的金融緩和）と実体経済に関する時系列分析

滋賀大学経済学部 准教授 得田 雅章[†]

【要約】

2013年より本格始動したアベノミクス（Abenomics）ももう3年が経過した。アベノミクスは3本の矢として「大胆な金融政策」、「機動的な財政政策」、「民間投資を喚起する成長戦略」を標榜しているが、これは経済学的には狭義のポリシーミックス（金融・財政政策）の亜種に過ぎない。なかんずく日銀の金融政策に世間の耳目が集まっているが、これは非伝統的金融緩和の一種であるQQE（量的・質的金融緩和）が実施されたことが大きい。QQEは果たして実体経済に影響を与えたのだろうか。黒田東彦日銀総裁は、戦力の逐次投入はしないと豪語していたにもかかわらず、何発もの「バズーカ」を放つことになり、2016年に入ってからマイナス金利という新兵器まで併せて投入してきた。このようにいわば金融政策の実験場と化した日本経済への金融政策効果について、時系列分析を試みる。

「試み」としたのは、金融市場における政策反応はさておき、波及までのタイムラグを加えた実体経済への影響となると、時系列分析によって判断を下すのは時期尚早といえなくもないからだ。一方で、アベノミクスの成果に疑問が生じている現況において、かつてないほど金融政策に関心が集まる中、暫定的にでも何らかの知見を示すことには意味があるだろう。過去10年ほどの金融政策を取り巻く環境はまさに激変であり、対応する非伝統的金融政策も今ではすっかり普遍的になりつつある。本稿ではマイナス金利を含むQQEと実体経済への影響について、標準的な構造VARモデルを主とする時系列分析手法を用いて評価する。

結果、資産価格上昇、円安、長期金利の一層の低下を通じインフレ率に一定の上昇効果を確認した。一方で、実体経済に関して、失業率の低下が確認できたものの、鉱工業生産指数や実質GDPの明確な上昇は確認できなかった。追加分析からは、政策パッケージとしての株式資産購入プログラムは効果がないあるいはむしろ逆効果となることが示唆された。

[†] 著者連絡先：〒520-8522 彦根市馬場1-1-1 滋賀大学経済学部
E-mail: m-tokuda@biwako.shiga-u.ac.jp、TEL: 0749-27-1072

1. はじめに

黒田日銀総裁就任以降の日銀の金融政策を俯瞰してみると、QE（量的緩和政策）に日銀独自の味付けをしたQQE（量的・質的金融緩和）の政策展開として、3段階に分けることができる。

第1段階（2013年4月）：2年間でベースマネーの量を2倍にし（量的）、購入する国債のデュレーションを約7年に延長、およびETF・J-REIT買入額拡大（質的）

第2段階（2014年10月）：国債購入を年間50兆円から80兆円に増額し、デュレーションを7～10年に延長（15年12月、7～12年に再延長）、およびETF・J-REIT買入額をさらに拡大

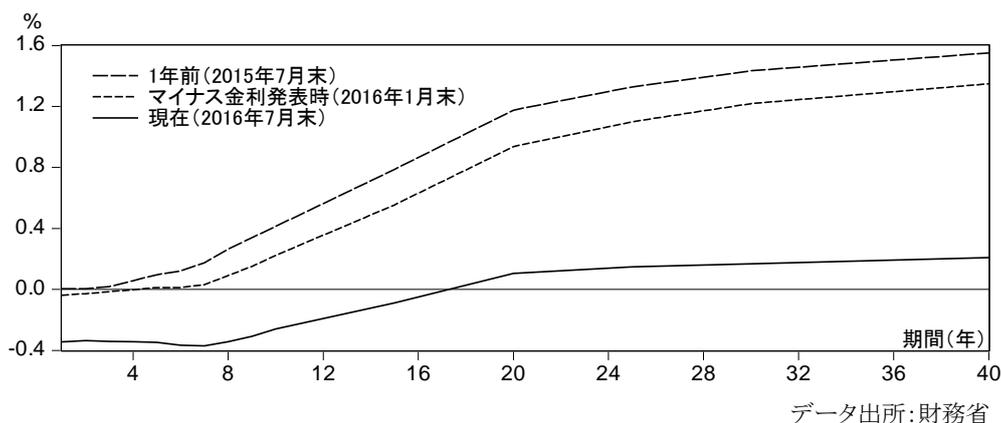
第3段階¹（2016年1月）：追加策として超過準備預金の一部にマイナス金利（-0.1%）を適用、ベースマネーの増額幅は維持（以降mQQEと記す）

第3段階では、量・質にマイナス金利を加えたことで「3次元緩和」と称される。黒田日銀総裁の就任当初の目的が2年程度で2%のインフレ率達成であったことから、その実現が疑問視される中で政策を深化（新化）させていったものと考えられる。

伝統的に、準備預金が増額されると市中銀行の資金繰りが容易になるため、短期金融市場での金利低下につながる。短期金利は市中銀行の調達コストに相当し、貸出金利は長期金利に連動するため、長短金利差が市中銀行の利ざやになる。しかし、ZLB（ゼロ金利制約）のもとでは金利はそれ以上低下できないと考えられてきた。

mQQEはZLBを突破することで長期金利の一層の低下を図る政策である。この場合、市中銀行の利ざやは一層圧縮することになる。直近のイールドカーブが「寝ている」状況はこのことを反映しており（図1）、そうした状況では市中銀行の貸出インセンティブは慎重になる。利ざや低下が貸し剥がしや無理な運用を促進する可能性を高めるためである。また、マイナス金利で融資するくらいならば、新規融資を停止するという経営判断が優先するか

図1 国債イールドカーブ



もしれない。企業や個人がどのような行動を取るかは予測不能であり、マイナス金利の政策

¹ 2016年7月にはETF買入増額を決定したことから、これを第4段階とみることもできる。ただし、市場に与えるインパクトが他に比べ弱いことと、ベースマネーに関する政策方針が不変だったことから、本稿ではことさら取り上げない。

効果を見極めるには一定の時間が必要であるが、実施後 1 年以上が経過している欧州各国においても、各国中央銀行の期待するような実体経済に対する明確な政策効果は現れていない。なお、マイナス金利付利による市中銀行収益に過度な下押し圧力を与えないよう、また、インターバンク市場が消滅しないように、日銀は当座預金に芸術的ともいえる複雑な付利金利の階層構造を設定している²。

マイナス金利政策を含む QQE は、①ベースマネー増量、②ETF・J-REIT 購入による信用緩和、③マイナス金利付利あるいは長期国債購入による長期金利押し下げ、④円安誘導、の 4 つの政策パッケージとして捉えることができる。これら包括的な緩和策が、金融市場と実体経済に波及する経路には、主としてポートフォリオ・リバランス効果およびフォワードガイダンス効果がある。ポートフォリオ・リバランス効果とは、マイナス金利や QQE を通じて、市中銀行や投資家のポートフォリオを変える効果である。(超過)準備預金にマイナス金利が付加されることで、低リターン資産が増加する。このため投資家は新たな収益機会を模索し、貸出、株、外債等の高利回り資産への投資配分を増加させることが期待される。海外に資金が向かうと円安となり、輸出増や輸入物価の高騰につながる。一方、フォワードガイダンス効果(日本では時間軸効果と称されてきた)は、コミットメントによる予想短期金利の低下が、期待理論を通じて長期金利低下を押し下げると共に、中期的なインフレ期待の上昇を促す効果である。その結果、実質金利が低下すれば、実体経済は刺激される。

Eggertsson and Woodford (2003)による純粋理論的考察からは、少なくとも上記①③については効果がなく、②も効率市場仮説が当てはまる限り、あまり期待できないとしている。一方で、仮にある市場参加者が QQE は理論的に間違いであると認識していたとしても、他の参加者が QQE を信じて取引すると考えるならば、自分も QQE に基づき行動するのが合理的であるという「ケインズの美人投票」理論がある。現実経済が、合理的判断ができる主体のみが存在する世界ではなく、数々のアノマリーを含む世界である以上、QQE の効果はデータを用いて客観的に検証する他はない。

④について、マイナス金利による日米金利差の拡大は、円安圧力に繋がる可能性がある。逆に、中国景気の減速や Brexit (イギリスの EU 離脱問題) が金融市場を不安定化させ、逃避的な円買い需要の高まりが円高をもたらす場合も考えられる。このように、為替レート決定は 2 通貨間の相対的需給バランスに拠るため、マイナス金利単独で円安が惹起するとは一概にいえない。他方でより巨視的観点からすれば、マイナス金利には短期的に通貨安を惹起させ輸出促進には繋がるものの、中長期的な世界全体としての効果が必ずしもプラスとはならない合成の誤謬問題がある。その意味で Bech and Malkhozov (2016)は、マイナス金利導入国は、更なる利下げをしたとしても実体経済を押し上げる効果は乏しいと分析している。すなわち、通貨安で問題を他国に移転させることは「ゼロサムゲーム」に他ならないとしている。

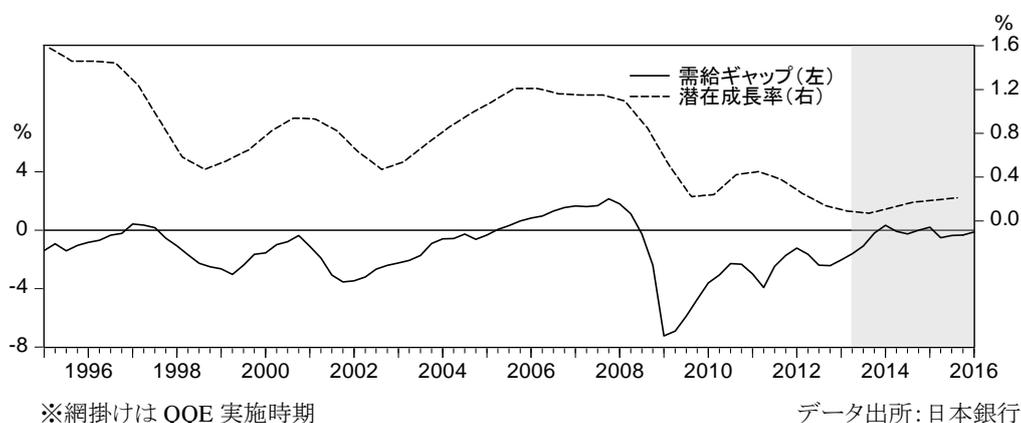
なお、mQQE の課題については、実際に政策立案に立ち会った白井 (2016) が詳しい。

² 詳しくは白井 (2016) pp.141-153 参照。

国債市場の機能低下、イールドカーブフラット化による金利形成への歪み、銀行の収益環境悪化、社債スプレッドの拡大、国債買入の持続性、日銀のバランスシート悪化等を挙げている。効果・課題それぞれの言及に費やす紙幅から、政策担当者として後者をより懸念していることがうかがえる³。

モデル分析に進む前に、物価と実体経済に関するデータを確認しておく。CPIの上昇と長期金利低下により、実質長期金利は低下しているはずである。それにもかかわらずGDPや鉱工業生産に代表される生産指標に顕著な変化は現れていない（後掲図4参照）。一方で、失業率は大きく低下している。一見奇異に感じられるが、潜在成長率の観点から1つの解釈ができる。日銀が推計した需給ギャップ（図2）によると、QQE実施移行、縮小トレンドにあることから、生産性低下による潜在成長率低下の可能性を示唆しているという解釈である⁴。

図2 需給ギャップと潜在成長率



ソローの成長論や内生的成長理論を持ち出すまでもなく、経済成長率底上げのためには絶え間ない技術革新や知識の向上・蓄積が求められるが、一例としてWIPO（世界知的著作権機関）によるランキング指標（Global Innovation Index）によると、日本は少しずつランクアップしているものの、この6年間トップ10に入ったことは一度もない（表1）。

³ 政策立案者の視点から成果と限界について論じた文献には、他にも早川（2016）がある。政策論争として、いわゆる「リフレ派」を厳しく指弾している点は興味深い。

⁴ 潜在成長率の元になる潜在GDP計測にはコブ・ダグラス型生産関数を用いることが多いが、得田（2008）では、CES型生産関数を用いて推計を行っている。

表 1 Global Innovation Index

Ranking	2011	2012	2013	2014	2015	2016
1	Switzerland	Switzerland	Switzerland	Switzerland	Switzerland	Switzerland
2	Sweden	Sweden	Sweden	UK	UK	Sweden
3	Singapore	Singapore	UK	Sweden	Sweden	UK
4	Hong Kong, China	Finland	Netherlands	Finland	Netherlands	USA
5	Finland	UK	USA	Netherlands	USA	Finland
6	Denmark	Netherlands	Finland	USA	Finland	Singapore
7	USA	Denmark	Hong Kong (China)	Singapore	Singapore	Ireland
8	Canada	Hong Kong (China)	Singapore	Denmark	Ireland	Denmark
9	Netherlands	Ireland	Denmark	Luxembourg	Luxembourg	Netherlands
10	UK	USA	Ireland	Hong Kong (China)	Denmark	Germany
Japan	20	25	22	21	19	16

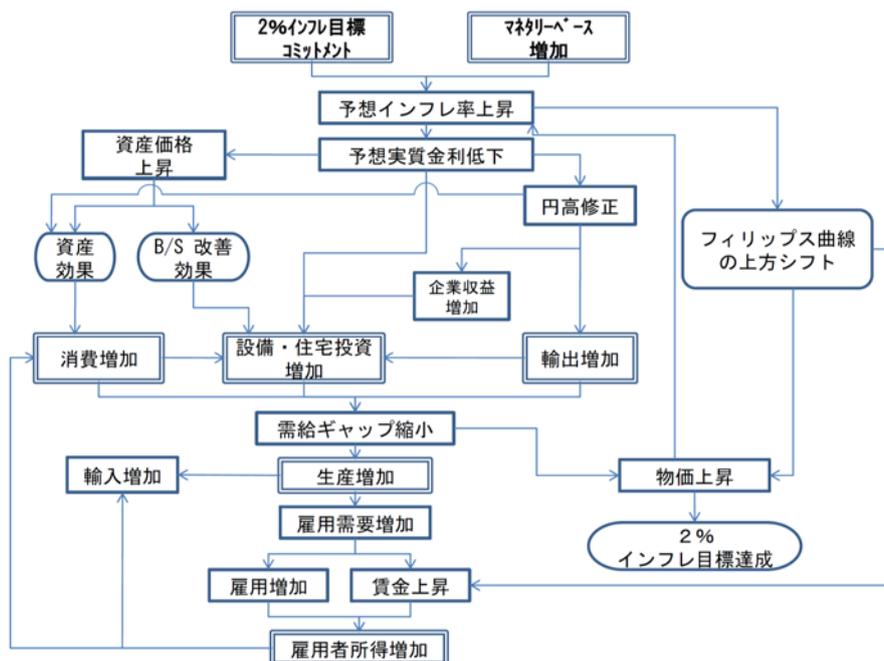
データ出所: WIPO (世界知的所有権機関)

国内総合家電メーカーの凋落および国外資本による買収や、自動車メーカーにおけるEV、PHEVや自動運転技術で、トップメーカーの後塵を排しているのは周知の事実である。サービス業での労働生産性の改善が遅々として進んでいないことも問題である。マクロでの成長戦略が未だ描けていない現状においては、潜在成長率低下の問題は今後一層クローズアップされるものと考えられる。

2. QQE と実体経済

2016年2月以降、政策にマイナス金利というオプションが追加されたものの、依然としてベースマネーもターゲットとしていることに変わりはない。日銀が考えるベースマネーコントロールに端を発する実体経済への波及経路はどのようなものであろうか。このことについては、岩田日銀副総裁の講演資料が直感的でわかりやすい (図3)。

図3 QQE のトランスミッション



(出典) 岩田規久男日銀副総裁の講演 (2013年8月28日) 資料より抜粋

図によると、日銀が「責任を持って約束」というコミットメントを発し、その裏付け行動としてベースマネーを増加させれば、予想インフレ率は上昇するとされる。このことで、レジーム・チェンジ（市場や経済主体の期待を根本的に転換させる）効果が期待できるとのことだ。ただし、実際に期待がどのように形成されるかに関する確たる理論的根拠がない状況で、コミットメントの内容を達成する十分有効な手段を有しなければ、決意表明のみに終わってしまう⁵。図3最初の2つの政策手段から、予想インフレ率上昇までのトランスミッションについて、期間や理論的妥当性をより明確に提示すべきではないだろうか。

そうは言っても初期の成果として、アベノミクス提唱に伴うQQE実施初期において、円ドルレートが80円（11年11月）から125円（15年6月）に減価し、45円もの円高是正効果があったことは確かである（後掲図4参照）。ただしこの時期は、ヨーロッパの信用不安が沈静化し、海外投資家のスタンスがリスク・オンになった時期に相当する。さらに2013年度の上振れは、消費税引き上げによる駆け込み需要・異時点間消費代替によるものが過分に含まれていることを考慮すると、一概にQQE効果と断定できるものではない。

当初QQEは、黒田総裁が「戦力の逐次投入はしない」と表明⁶したように、日銀の決意を表明することによって、期待インフレ率に関してレジーム・チェンジ惹起を意図したスポット的政策であり、せいぜい2年で片がつくと考えられていたふしがある。しかし、消費増税により冷や水を浴びせられたこともあり、それに必要なショックのマグニチュードに達しなかったと考えられる。従来のノルム＝アンカーが経済社会に強く根付いているほど、基調的なインフレ率の変更には大きなエネルギーが要するというものかもしれない。結局、日銀の当初想定していたような期待インフレ率の醸成は、3年が経過した現時点においても実現しておらず、長期化を余儀なくする中で、政策の変容が生じることとなる（p.2の第1から第3段階）。その変容の最たるものが金利操作への転進（先祖返り）であろう。

そうした中、2016年1月のマイナス金利導入は、事前のアナウンスメントや市場とのすり合わせが全くなく、内外市場にとってまさにサプライズだった。日銀はこのマイナス金利付QQEを、「量、質、マイナス金利」の3次元金融緩和であると主張するが、単に2013年4月以降継続されてきたQQEの延長ではなく、QQEから金利ターゲットへの緩やかな枠組み変更と解釈することもできる。

金融政策が物価や生産等の実体経済まで波及するには、QQE実行当初想定していたように、2年程度のラグをもって考えなければならない。そのため、QQEの実体経済に与える効果に関する時系列モデル等を用いた先行研究は、まだほとんど出てきていない。一方で、日銀が2001年3月から2006年3月まで採用していたQE（量的金融緩和）については、分析例が非常に充実している。QE終了直後のものでは鶴飼（2006）が実証分析のサーベイをわかりやすくまとめていて、実体経済への直接的な押し上げ効果は限定的であると報告している。一方でもう少し時が経過してからの本多（2011）およびBerkmen（2012）は、構造VAR

⁵ こうした状況を踏まえ、日銀を「マネタリーシャーマン」と揶揄する向きもある。

⁶ 2013年4月4日金融政策決定会合後の会見より。

モデルを用いてインフレ率には影響がなかったものの、実体経済には一定の影響を及ぼしたと分析している。

3. 実証分析

3.1. モデルおよびデータ

2016年2月よりマイナス金利付量的・質的緩和政策が実施されたものの、マクロモデルによる定量的な分析のためには標本数が少なすぎるため、どのような手法を用いても十分に信頼に足る分析は提示できない。もっとも、マイナス金利に目を奪われがちだが、依然としてベースマネーによる量の調整は維持されている⁷。したがって、期待インフレ率や実質利子率の低下を基点とした実体経済への波及効果については、これまでのQQEと大きく異なるものではない。

そこで以下では本多（2011）に倣い、QQE以降の金融緩和政策を、ダミー変数を用いて事前的に識別する。すなわち、QQE実施期間（2013年4月～）に1、それ以外は0をとるダミー変数にベースマネーを乗じた変数を活用する。その上でVAR(Vector Auto Regression)モデルを用い、マクロ経済変数に対する影響を検証する。同時点係数行列にリカーブな制約を付すことで、各変数独自でのショック波及分析を行いやすいような構造VARモデルを用いる。

データは小標本問題を克服するために月次とし、QQEを含む長めの期間（1995年7月～2016年6月）を対象とする。始期を1995年としたのはInoue and Okimoto（2008）が1996年1月の構造変化を報告していることや、二宮・得田（2011）が1995年第3四半期を構造変化時期と捉えていること、およびSchenkelberg and Watzka（2013）がほぼゼロの下限にコールレートが到達した時期と捉え構造VARベースの推計をしていることに拠る。

図3に掲げた政策波及効果を鑑みるに、VARモデルの中核となるマクロ経済変数は、金融政策変数としてマネタリーベース m 、金融変数として利子率 r 、株価 s 、為替レート e 、物価・実体経済変数としての物価 p 、生産 y の6変数が主要変数として考えられる。なお、具体的なデータの説明および出所は表2を参照いただきたい。

⁷ 日銀は9月の金融政策決定会合において、政策パッケージの総括的な検証を行うとしている。そこで「量」・「質」・「金利」の3つのオプションの取捨選択が行われるかもしれない。

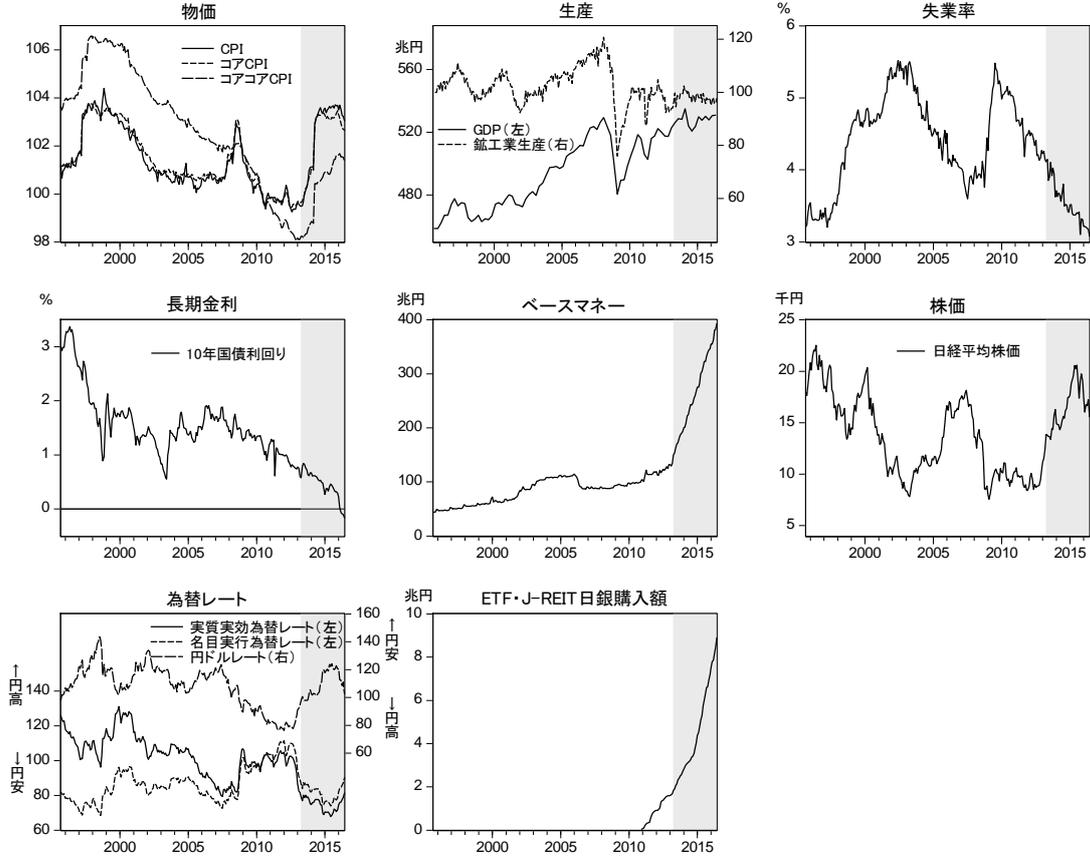
表 2 使用月次データ一覧

変数名	説明	単位	出所
m ベースマネー	平均残高	10億円	日本銀行
er ETF・REIT	日銀ETF・J-REIT購入額	10億円	日本銀行
r 利子率	10年国債利回り、筆者が日次データを月平均	%	日本銀行
s 株価	日経平均株価(月末値)	円	yahooファイナンス
e 為替レート	東京市場 ドル・円 スポット 17時時点/月末	円建て	日本銀行
	名目実効為替レート指数		
	実質実効為替レート指数	2005年基準	
y 生産	国内総生産(支出側)[実質季節調整系列]、 筆者が四半期データを月次に線形分割	2005年 連鎖価格	内閣府
	鉱工業生産指数 原指数、筆者がCensus X-13により季節調整	2010年基準	経済産業省
p 物価	CPI(消費者物価指数)総合	筆者がCensus X-13により季 節調整	2010年基準
	CPI生鮮食品を除く総合		
	CPI食料(酒類を除く)及び エネルギーを除く総合		
			総務省

※ er は 3.3 節で使用。

分析結果の頑健性を検証するために、為替レート、生産、および物価データについては複数用意する。為替レートでは、円ドルレート、名目・実効為替レートの 3 種類、实体经济は実質 GDP、鉱工業生産指数、失業率の 3 種類である。GDP は四半期データによる分析ではよく用いられるが、月次データでないために独自に線形分割した。鉱工業生産指数は月次データでよく用いられるものの、文字通り鉱工業に偏りサービス業が反映されていないという欠点がある。物価データの生鮮食品を除く総合はコア CPI、食料(酒類を除く)及びエネルギーを除く総合はコアコア CPI に相当する。物価、GDP、ベースマネー、株価には対数値を用いている。図 4 は各種データの時系列グラフである。

図4 時系列データ



※1 網掛けはQQE(mQQE)実施時期を示す。

※2 ETF・J-REIT は日銀購入額を示す。3.3節で使用。

推計対象となる構造VARモデルは以下のように表せる。

$$\mathbf{A}_0 \mathbf{x}_t = \mathbf{c} + \mathbf{A}(\mathbf{L}) \mathbf{x}_t + \boldsymbol{\varepsilon}_t, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t \sim i.i.d.(\mathbf{0}, \mathbf{D})$$

$$\mathbf{x}_t = \begin{bmatrix} p_t \\ y_t \\ r_t \\ m_t \\ s_t \\ e_t \end{bmatrix}, \quad \boldsymbol{\varepsilon}_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{pt} \\ \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{rt} \\ \varepsilon_{mt} \\ \varepsilon_{st} \\ \varepsilon_{et} \end{bmatrix}, \quad \mathbf{D} = E(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t') = \begin{bmatrix} \nu_p^2 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \nu_y^2 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \nu_r^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \nu_m^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & \nu_s^2 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & \nu_e^2 \end{bmatrix}$$

$$\mathbf{A}_0 = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{yp} & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{rp} & a_{ry} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{mp} & a_{my} & a_{mr} & 1 & 0 & 0 \\ a_{sp} & a_{sy} & a_{sr} & a_{sm} & 1 & 0 \\ a_{ep} & a_{ey} & a_{er} & a_{em} & a_{es} & 1 \end{bmatrix}, \quad \mathbf{A}_k = \begin{bmatrix} a_{pp,k} & a_{py,k} & a_{pr,k} & a_{pm,k} & a_{ps,k} & a_{pe,k} \\ a_{yp,k} & a_{yy,k} & a_{yr,k} & a_{ym,k} & a_{ys,k} & a_{ye,k} \\ a_{rp,k} & a_{ry,k} & a_{rr,k} & a_{rm,k} & a_{rs,k} & a_{re,k} \\ a_{mp,k} & a_{my,k} & a_{mr,k} & a_{mm,k} & a_{ms,k} & a_{me,k} \\ a_{sp,k} & a_{sy,k} & a_{sr,k} & a_{sm,k} & a_{ss,k} & a_{se,k} \\ a_{ep,k} & a_{ey,k} & a_{er,k} & a_{em,k} & a_{es,k} & a_{ee,k} \end{bmatrix} \quad (1)$$

$$k = 1, 2, \dots$$

ここで、 \mathbf{x}_t は内生変数ベクトル、 \mathbf{A}_0 は同時点係数行列、 \mathbf{A}_i は各時点の係数行列、 \mathbf{c} は定数項ベクトル、 $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ はイノベーションベクトル、 \mathbf{L} はラグオペレータである。構造形イノベーションベクトル $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ の各要素は完全に独立し互いに影響を与えない構造ショックを示すものとする。それゆえ、分散共分散行列 \mathbf{D} は対角行列となる。変数の順序は(1)の \mathbf{x}_t に示す通り、 p, y, r, m, s, e とした。とする。このようなマクロ変数、金融政策変数、金融変数の順番は、 \mathbf{A}_0 に示すような同時点制約を考慮したものである。

同時性バイアスを避けるために、(1)を以下の誘導形に変形する。

$$\begin{aligned} \mathbf{x}_t &= \mathbf{k} + \mathbf{B}(\mathbf{L})\mathbf{x}_t + \mathbf{u}_t \\ \mathbf{u}_t &= \begin{bmatrix} u_{pt} & u_{yt} & u_{rt} & u_{mt} & u_{st} & u_{et} \end{bmatrix}' \sim i.i.d.(\mathbf{0}, \Sigma_{\mathbf{u}}) \\ \mathbf{k} &= \mathbf{A}_0^{-1}\mathbf{c}, \quad \mathbf{B}_k = \mathbf{A}_0^{-1}\mathbf{A}_k \\ \mathbf{u}_t &= \mathbf{A}_0^{-1}\boldsymbol{\varepsilon}_t \Rightarrow E(\mathbf{u}_t \mathbf{u}_t') = \Sigma_{\mathbf{u}} = \mathbf{A}_0^{-1}E(\boldsymbol{\varepsilon}_t \boldsymbol{\varepsilon}_t')(\mathbf{A}_0^{-1})' \end{aligned} \quad (2)$$

誘導形イノベーションベクトル \mathbf{u}_t は、構造形イノベーションベクトル $\boldsymbol{\varepsilon}_t$ の線形関数になっており、通常相関する。よって、分散共分散行列 $\Sigma_{\mathbf{u}}$ は非対角行列の各要素が非ゼロになる。したがって、本モデルでは構造形変換のための識別条件として 15 個の制約が必要となるため、 \mathbf{A}_0 にはそのぶんのゼロ制約が付されている。これは Sims(1980)にあるような、同時点の変数間依存関係が順次拡大していくというリカーシブな同時点制約である。VAR モデルのラグ次数は、AIC および SBIC 等の各種情報量基準により 2 とし ($k=2$)、2 ヶ月前までの情報を考慮することとした。

上記推計ではレベル変数を用いているが、単位根の存在に留意し階差をとるべきかどうかという問題がある。しかし本稿では非定常性を完全に無視する。得られるパラメータには一貫性が確保されることや、真のモデルが I(1)のような階差系列に関する VAR であったとしても、VAR に基づく仮説検定が階差系列に基づくものと同一漸近分布を持つこと等の利点が存在するからである⁸。

推計に先立ち、多重共線性の有無を確認する。相関が高いと多重共線性が発生し、推計した係数の有意性が確認できなくなる恐れがあるためである。VIF (分散拡大要因) を調べたところ、どの変数間も多重共線性が疑われる目安である 10 を下回っていたため、問題はないといえる。

3.2. 推定結果

物価、实体经济、および為替レートに関するデータを複数用意したため、推計パターンは全 27 となった。全てに言及するには紙幅が足りないため、本稿は物価にコア CPI、為替レ

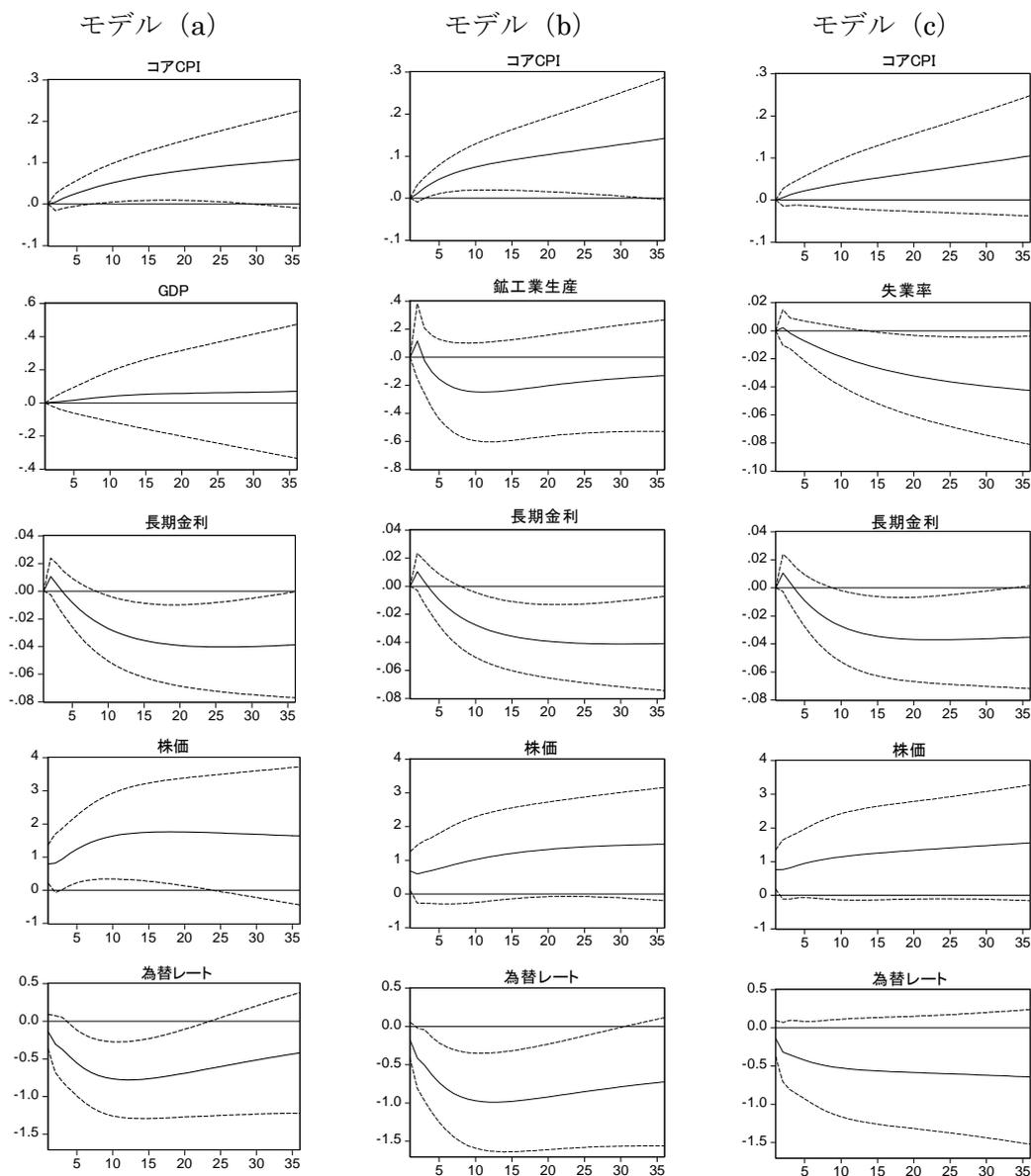
⁸ 詳しくはハミルトン (2006) pp.874-876 を参照のこと。

ートに実質実効為替レートをあてたうえで、実体経済を GDP（モデル（a））、鉱工業生産（モデル（b））、失業率（モデル（c））とした推計結果を紹介する。ただし、推計した構造 VAR モデルの各方程式パラメータの有意性やあてはまりの程度を、個別に検証するのはあまり意味がない。それよりも、得られたパラメータに基づき、構造的ショックを与えることで、各変数のインパルス反応関数を確認するほうが、より目的の検証に有益である。量的緩和ショック（構造イノベーション）は、その内生変数のみならず VAR モデルのダイナミックなラグ構造によって他の内生変数にも影響を及ぼす。インパルス反応関数を利用することにより、内生変数の当期ショックに対する効果と共に将来の値をトレースできる。

1 節冒頭にてまとめたように、QQE(mQQE)実施期間における金融政策ショックには、量（ベースマネー）、質（国債および ETF・J-REIT の買入拡大、国債年限長期化）、マイナス金利がパッケージとなって含まれるが、これらの個別効果を識別するのは困難である。したがって本節では、パッケージとしての金融政策ショックを、主要な金融調節手段であるベースマネーの増額ショックとして代替させる。なお 3.3 節では、質に含まれる ETF・J-REIT 買入拡大に関するショックを分離して検証する。

インパルス反応関数は図 5 に示される。ベースマネー1 標準偏差のショックが物価、実体経済、長期金利、資産価格、為替レートに与える影響について表している。実線は点推定値であり、上下の点線は 90%の信頼区間を示す。横軸はベースマネーの増加ショックを与えてからの月数を表し、縦軸は各変数の反応の程度を示す。点線がゼロを横切っていない期間は、各変数がショックに反応しないという帰無仮説が、有意水準 10%で棄却される期間を示す。

図5 QQEショックのインパルス反応



※1 実線はQQEショックのインパルス反応(点推定値)、横軸は月数、点線は90%信頼区間を示す。

※2 為替レートはマイナスが円安方向を示す。

物価については、モデル(c)以外は有意にプラスの反応を示している。实体经济では、GDP および鉱工業生産がショックに明確な反応を示していないものの、失業率は14ヶ月目以降で有意に低下の傾向を示している。長期金利はいずれのモデルも、有意に低下している。株価は点推定値ではいずれもプラスに反応しているものの、有意なのはモデル(a)のみである。為替レートについては、モデル(c)以外は有意にマイナスの反応を示している。株価や為替レートといった金融変数は1年~1年半にかけてピークをつけるものの、長期金利や物価、失業率といった实体经济変数は、ピークまでにさらに長い期間を要することがわかる。

興味深いのは、失業率が有意に低下しているのに、鉱工業生産や GDP には明確な反応が見られないことである。長期金利の低下が有意に示されると共に、株価上昇および為替レート減価が示されているため、一定のポートフォリオ・リバランス効果が現れていることが確認できる。一方で、生産が増えずに雇用のみが増えるというのは生産性低下を示すことに他ならない。あるいは、統計的な有意性が確認できないほどの需要刺激しか有しなかったということである。ひとつの仮説として考えられるのは、潜在成長率が低下している中で、生産性も落ち込んでいるためというものである。前掲図 2 に示したとおり、日銀の推計によれば、直近(2016 年第 1 四半期)で需給ギャップはほぼゼロに達しているものの、潜在成長率はわずか 0.2%に過ぎない。このため、失業率が改善しほぼ完全雇用が達成されたとしても、経済成長につながりにくい経済構造になっているのではないだろうか。

3.3. 追加分析

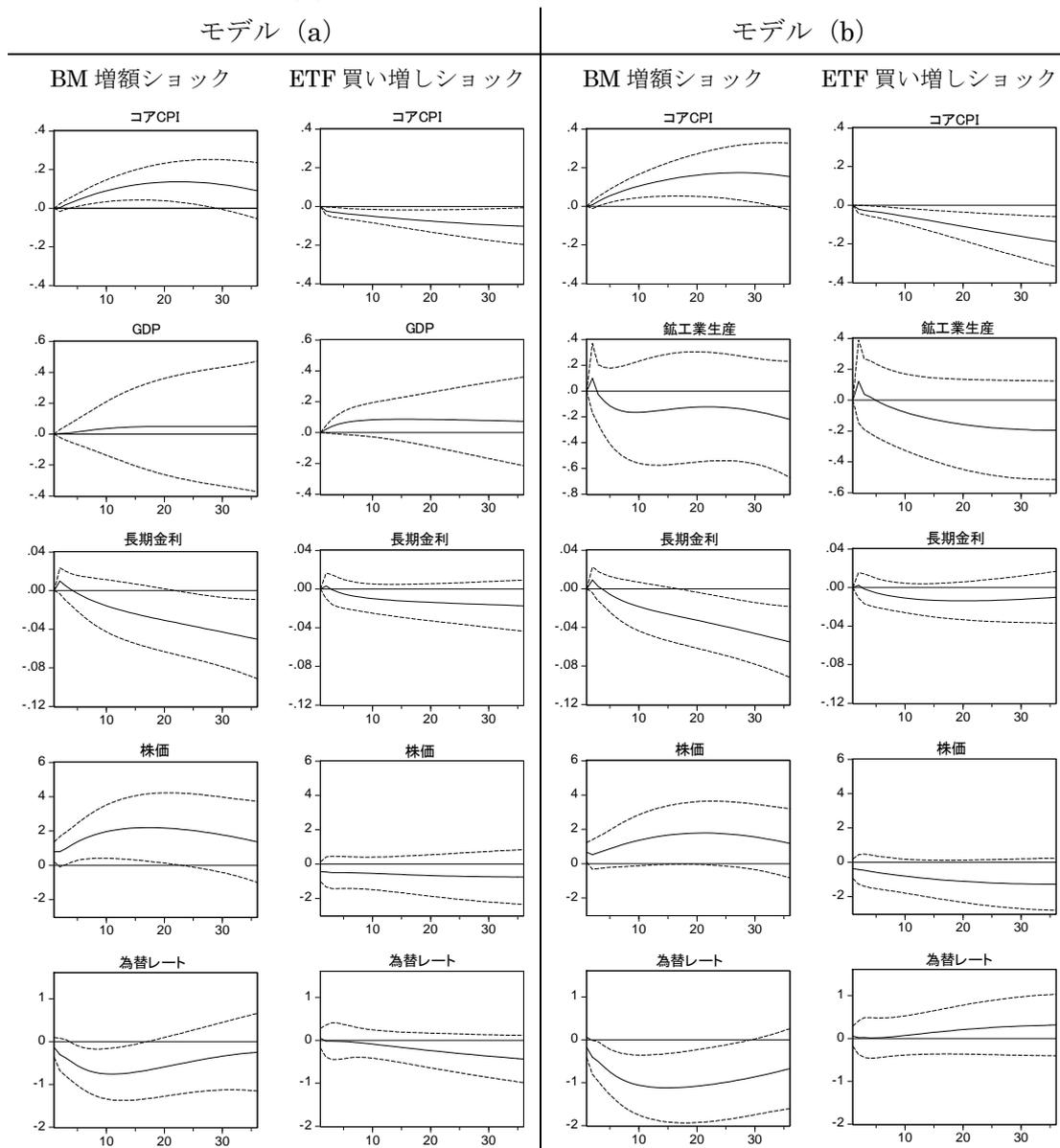
前節のモデルでは、金融政策手段としてベースマネーの量のみ注目していたが、実際に日銀はベースマネー以外にも ETF(指数連動型上場投資信託)や J-REIT(不動産投資信託)の購入も同時に実施している。これら資産購入により資産効果が発揮され、消費や投資にプラスの影響を与える効果が期待される。一方では、株価維持対策として株式市場の正常な価格形成機能を阻害することになるというマイナスの側面も有する。リスク資産を日銀のバランスシートに抱え込むことによる、日銀の健全性にとっても好ましいことではない。このように長短両側面を有するため、黒田日銀総裁就任以前も 2010 年末より ETF および J-REIT の購入は実施されてきたものの、その額はごく小額であった。黒田緩和が始まってからは購入額が一層増えてきているものの、ベースマネーによる政策に比べて、控えめな額にとどまっている。こうした傾向は上記マイナス面を危惧しながら、慎重に対応していることの表れであろう。

本節では追加分析として、ベースマネーに加え ETF・J-REIT の購入額も金融政策変数として取り込んだ VAR モデルを推計する。具体的には、前節同様 QQE 実施期間に 1、それ以前は 0 をとるダミー変数に ETF・J-REIT 購入額を乗じた変数(er)を追加することで、7 変数構造 VAR モデルを構築する。変数の順序は物価、生産、利子率、ベースマネー、ETF・J-REIT、株価、為替レートとした。生産変数も前節同様に 3 種類を用意し、モデル(a)には GDP、モデル(b)には鉱工業生産指数、モデル(c)には失業率をあてた。推計期間も変えていない(1995 年 7 月～2016 年 6 月)。

推計結果を見ると(図 6)、ベースマネー(BM)増額ショックの各変数の反応は前節の 6 変数モデルと大きく変わるものではなかった。一方で、ETF・J-REIT 買い増しショックでは、点推定値からみて生産(GDP、鉱工業生産)と長期金利以外の全ての変数の反応が、ベースマネーショックと逆のものとなった。ただし、全期間において有意な反応を示したのはコア CPI のマイナスの反応のみであったため、それ以外の変数は統計的に有意水準 10%で、反応の方向性について言及できるものではない。その中でも全期間マイナスを示していた株価の反応は興味深い。ETF・J-REIT 購入による直接的影響があるにも関わらず株価が下落するというのは、利益確定の売りが優勢であった

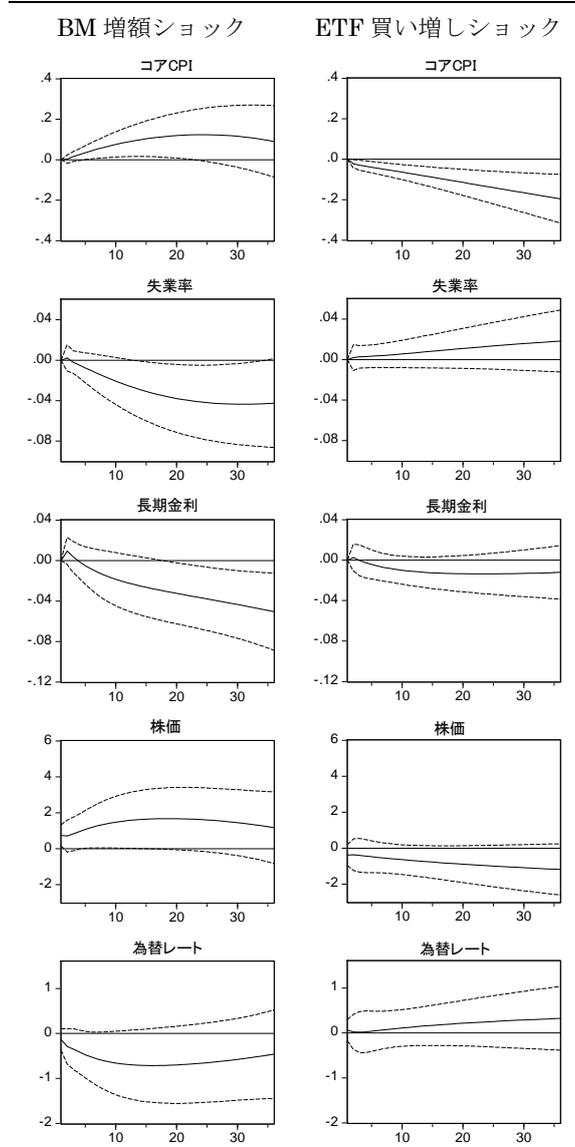
と考えられる。こうした各変数の反応より、日銀による ETF・J-REIT の資産購入プログラムは、効果があいまいであるどころかむしろ逆効果であった可能性がある。

図6 QQE ショックのインパルス反応 (BM・ETF 別)



※実線は QQE ショックのインパルス反応(点推定値)、横軸は月数、点線は 90%信頼区間を示す。
 ※為替レートはマイナスが円安方向を示す。

図5 QQE ショックのインパルス反応 (BM・ETF別) 続き
モデル (c)



4. おわりに

QQE の狙いはサプライズショックを通じてデフレマインドを払拭し、インフレ率を 2% に引き上げることで実体経済を刺激させることだった。QQE は何度か更新され、本年 1 月末にはマイナス金利という新次元が追加されるに至った。本稿ではアベノミクス始動と共に始まった黒田日銀緩和 (QQE) が実体経済に与える影響を、時系列分析手法を用いて推計し、日本経済が陥っている潜在成長率低下の可能性について考察した。

ただし、実施されたばかりの mQQE の実体経済に与える影響を評価するのは、あまりにも時期尚早である。したがって、量の効果とマイナス金利の効果を定量的に識別するのは不可能である。そのため、黒田緩和以降実施されてきたベースマネーコントロールを、パッケージ化された政策変数として定義し、それによる緩和効果を検証することで対応した。

経済構造の変化およびサンプル数確保を考慮し、1995 年から 2016 年の月次データを用いた。標準的な 6 変数構造 VAR モデルを推計し、得られたパラメータからインパルス反応関数を導出した。結果、資産価格上昇、円安、長期金利の一層の低下を通じインフレ率に一定の上昇効果を確認した。一方で、実体経済に関して、失業率の低下が確認できたものの、鉱工業生産指数や実質 GDP の明確な上昇は確認できなかった。

追加分析では、金融政策変数をベースマネーに加え ETF・J-REIT の購入額を含めた 7 変数構造 VAR モデルを推計した。ベースマネーショックに対する反応は 6 変数モデルと変わらなかったが、ETF・J-REIT 購入ショックは影響が不明確なものの、株価を含み逆の反応を示す変数が多かった。このことから少なくとも本モデルからは、政策パッケージとしての株式資産購入プログラムは効果がないか、あるいはむしろ逆効果となることが示唆された。

需給ギャップがタイトになり、潜在成長率が 0% 近辺に低下している中で、一層の経済成長を促すためには金融政策で何ができるであろうか。この点は QQE 継続に関わる重要な論点だと思うが、筆者は金融政策の潜在成長率引き上げ効果に否定的であり、このことこそ「アベノミクス第 3 の矢」である成長戦略の役割であると考え。ただし、未だその戦略成果が見ていないことには危惧を募らせている。

QQE は 3 年が経過してなお継続しており、マイナス金利については付与されてから半年しか経たない。そのためどのような時系列分析手法を用いても、確定的な結論を下すのは困難であろう。今後、データの蓄積と共に分析内容をアップデートし、より確度の高い政策提言を目指していく。

[本稿は平成 27 年度滋賀大学研究推進プログラム (基盤研究助成) による研究成果の一部である。記して感謝申し上げます。]

参照文献

- Bech, Morten and Aytek Malkhozov (2016) “How have central Banks implemented negative policy rates?” *BIS Quarterly Review*, March 2016, pp.31-44.
- Berkmen, S. Pelin (2012) “Bank of Japan’s Quantitative and Credit Easing: Are They Now More Effective?” *IMF Working Paper* WP/12/2, Washington, DC: International Monetary Fund.
- Eggertsson, G. B., and M. Woodford (2003), “The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy,” *Brookings Papers on Economic Activity*, No.1, pp. 139-233.
- Inoue, T. and Okimoto, T. (2008). “Were there structural breaks in the effect of Japanese monetary policy?: Re-evaluating the policy effects of the lost decade,” *Journal of the Japanese and International Economies* 22(3), pp.320-342.
- Schenkelberg, Heike and Sebastian Watzka (2013), “Real Effects of Quantitative Easing at the Zero Lower Bound: Structural VAR-based Evidence from Japan,” *Journal of International Money and Finance*, Vol. 33, pp. 327-357.
- Sims, Christopher A. (1980) “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica* 48, pp.1-48.
- J.D.ハミルトン(著)、沖本竜義・井上智夫(訳)(2006)『時系列解析(下)非定常/応用定常過程編』シーエーピー出版
- 白井さゆり(2016)『超金融緩和からの脱却』日本経済新聞出版社
- 得田雅章(2008)『GDPギャップの推計』「滋賀大学彦根論叢」、No.375、pp.67-85
- 二宮健史郎・得田雅章(2011)『構造変化と金融の不安定性』「季刊・経済理論」第48巻第2号、pp.81-95
- 早川英男(2016)『金融政策の「誤解」—“壮大な実験”の成果と限界』慶應義塾大学出版会
- 本多佑三・立花実著(2011)「金融危機と日本の量的緩和政策」岩井克人、瀬古美喜、翁百合編『金融危機とマクロ経済 資産市場の変動と金融政策・規制』東京大学出版会、pp.51-74