

金融政策と生産：予想インフレ率の経路*

岩田規久男**・原田泰***

2013年3月

No. 1202

Monetary Policy and Production: A Channel of Expected Inflation Rate

要旨

短期名目利子率がゼロに張り付いた後でも、金融政策が様々な経路を通じて生産に影響を与えることはいくつかの実証研究を通じて明らかにされてきた。この中で予想インフレ率が重要であることは様々に指摘されてきたが、金融政策の効果を実証的に分析する上で、この経路が明示的に分析されることはほとんどなかった。一方、海外においては古くから物価連動国債が発行され、物価連動国債から導かれる予想インフレ率が様々に分析されてきた。日本においても2004年3月から物価連動国債が発行されるようになり、予想インフレ率の変数として普通国債と物価連動国債の利回り差から導かれるブレイク・イーブン・インフレ率(Break Even Inflation Rate)を用いて、金融政策の効果を実証的に分析することが可能になった。

本稿は、VARモデルを用いて、日本の金融政策、予想インフレ率、生産の関係を分析した。分析の結果、マネタリーベースの変動が予想インフレ率などの変動を通して、生産に大きな影響を与えていたことが明らかになった。

* 本稿を作成するに当たっては高崎経済大学の佐藤綾野氏、内閣府の増島稔氏より有益なコメントと助力をいただいた。これらの方々に心から感謝する。なお、残りうる誤りはすべて著者の責任である。

** 学習院大学経済学部教授。連絡先: kikuo.iwata@gakushuin.ac.jp

*** 早稲田大学政治経済学術院教授。連絡先: yutaka.harada@aoni.waseda.jp

1. はじめに

短期名目利子率がゼロになっても、金融政策が様々なチャネルを通じて生産に及ぼす効果が存在することはいくつかの実証研究により明らかにされてきた。Honda, Kuroki and Tachibanaki(2007)と原田・増島(2009)は、2001年3月19日から2006年3月9日まで採用された日本銀行の量的緩和政策が生産を増加させる効果を発揮したという結論を導いている。しかし、その経路として予想インフレ率は明示的には考慮されていない。ところが、金融政策の効果の経路としては予想を通ずる経路が重要である（例えば Krugman(1998)、(2000)）。

これまで、日本では、物価連動国債が発行され始めてから日が浅かったため、金融政策の効果を実証的に分析する上で、予想インフレ率を明示的に取り入れることは困難であった。予想インフレ率のデータとしては、アンケート調査しかなく、その調査から市場の予想インフレ率を導き出すことには様々な問題がある。

それに対して、岩田(2011a)と岩田(2011b)は、普通国債と2004年3月から発行され始めた物価連動国債の利子率差から導かれる予想インフレ率とマネタリーベースとの間には高い正の相関があることを見出し、回帰分析によって、予想インフレ率の上昇は円・ドルレートと日経平均株価を高めること、円の実質実効為替の低下は輸出を、日経平均株価の上昇は設備投資を、それぞれ増加させることを示した。

一方、海外においては古くから物価連動国債が発行され（イギリス 1981年、アメリカ 1997年、フランス 1998年からなど）、物価連動国債から導かれる予想インフレ率が様々に分析されている（3.を参照）。しかし、日本においても2004年3月から物価連動国債が発行されるようになり、ブレイク・イーブン・インフレ率を予想インフレ率として用いて金融政策の効果を実証的に分析することが可能になった。

本稿は、VARモデルを用いて、金融政策、予想インフレ率、および生産の関係を明らかにしようとするものである。

本稿の構成は次のようになっている。まず、1. で予想インフレ率を含む金融政策の波及経路を説明し、2. でこれまでの実証分析を簡単に展望し、予想インフレ率を含む分析の必要性を明らかにする。次に、3. ブレイク・イーブン・インフレ率から導かれる予想インフレ率のデータを説明し、4. で予想インフレ率を含むVARモデルを示す。結果を先取りして述べれば、マネタリーベースの変動は、予想インフレ率などの変動を通して、生産に大きな影響を与えていたことが示される。

2. 金融政策の波及経路

短期名目利子率がほぼゼロになると、金融政策の効果はごく限られたものになると主張されることがある。しかし、金融政策が効果をもたらす経路はより広範なものであり、短期の名目利子率だけに着目すべきではない。Brunner and Meltzer[1963]とTobin[1969]はそのことを示す先駆的な業績であるが、Mishkin[1995]は、金融政策の波及

経路を、利子率を通ずる経路、資産価格を通ずる経路、銀行のバランスシートを通ずる経路、銀行の情報生産機能を通ずる経路、為替レートを通ずる経路の5つに分けて説明している。資産価格を通ずる経路には、家計消費の資産効果やトービンの q が企業投資に及ぼす効果がある。銀行のバランスシートを通ずる経路とは、銀行の保有する資産の価格が上昇すると、銀行が貸出や証券投資に積極的になるという経路である。また、銀行の情報生産機能を通ずる経路とは、銀行が貸出先企業の信用などに関する情報を生産するという経路である。実証分析では、銀行の情報生産機能の経路は、銀行貸出と生産の関係がマネー・ストックと生産の関係よりも強いかどうかで判別することが多い(原田・岡本[2003]を参照)。

一方、Krugman[1998]、[2000]は、1990年代にデフレ状況に陥った日本経済を念頭に、名目利子率がゼロであっても、金融緩和政策によって、予想インフレ率を上昇させて予想実質利子率をマイナスにすることによって、デフレ不況から脱却できることを指摘した。しかし、予想インフレ率が上昇するときに、名目利子率が予想インフレ率以上に上がらなければ、予想実質利子率が低下し、それによって、資産価格が上昇し、銀行の資産状況が改善するとともに、為替レートが下落する。そのため、予想インフレ率と他の経路を判然と区別することはできない。

そこで、短期の名目利子率の経路を除き、資産価格、銀行のバランスシート、銀行の情報生産機能、為替レート、および予想インフレ率の5つの経路を分析の対象とする。

3. これまでの金融政策の効果の実証分析

本稿では、日本において短期利子率がほぼゼロになった以降の金融政策の効果を分析する。これまでの分析では、金融政策の効果の波及経路(トランスミッション・メカニズム)を分析したものが多く、しかし、金融政策の波及経路が複雑であることを考えると、その効果を考察するためには、まず、波及経路を限定せずに金融政策の効果を見るのが望ましいと考えられる。それは、本稿で分析対象とする各経路は相互に排除するものでなく、いくつかの経路が総合的に効果を及ぼすと考えられるからである。鶴飼[2006]も、波及経路を限定しない分析の重要性を指摘している(3.(2)b.b-1. 量的緩和政策の効果を広く捉えた検証結果、参照)。

波及経路を限定していない実証分析には、Kimura, Kobayashi, Muranaga, and Ugai(2002)、Fujiwara(2006)、Honda, Kuroki, and Tachibana(2007)、原田・増島(2009)などがある。

Kimura et al.(2002)とFujiwara(2006)は、いずれもVARモデルを用いて、2000年から2004年の期間については、マネタリーベースの生産や物価に対する影響は存在しなかったという結論を導いている。なお、Kimura et al.とFujiwaraはいずれも、マネタリーベースが受動的に変化していたと考えられる2000年以前(翁(1993)特に第5章など参照)については、マネタリーベースが生産や物価に有意な影響を及ぼしていたことを示している。一方、2001年3月から2006年3月までの量的緩和の期間を含むデータを用いたHonda et

al.(2007)と原田・増島(2009)は VAR モデルを用いて、日本銀行当座預金残高またはマネタリーベースは生産に影響を及ぼしたことを示し、波及経路としては、資産価格と銀行のバランスシートを通ずる効果が大きかったと結論付けている（関連する実証分析の簡単なサーベイは、Honda et al.(2007)と原田・増島(2009)）。しかし、これらの VAR モデルでは、予想インフレ率は検討されていない。そこで、新たに予想インフレ率を考慮して、金融政策の効果を分析する。

海外においては、普通国債と物価連動国債の利回り差から導かれた予想インフレ率を用いた金融政策の効果に関する分析があるが、予想インフレ率が生産などの経済変数にどのような影響を与えているかを分析したものは見いだすことができなかつた。日本においては、イギリスのデータを用いた北村(1995)の先駆的業績があるが、それもフィッシャー効果の検証などが主な関心であり、生産への影響を見る分析はなされていない。海外の研究である Sack(2002)、Ceccacci, Marchesiani, and Pecchi (2007)などの分析も同様である。

4. 予想インフレ率のデータについて

本稿で用いる予想インフレ率のデータは、普通国債と物価連動国債の利回り差から導かれるブレイク・イーブン・インフレ率である。

これまでの日本の実証研究における予想インフレ率は、物価が上昇するか、低下するかを尋ねたアンケート調査から、Carlson and Parkin(1975)の手法を用いて算出することが多かった。しかし、この手法では、予想インフレ率を求めるために強い仮定が必要であり、この手法が得られる予想インフレ率が市場の予想インフレ率として適切であるかどうかについては疑問がある（詳しくは、堀・寺井(2004)を参照）。

また、家計や企業に物価上昇率を質問した結果得られたデータによって予想インフレ率を求める手法も試みられている（例えば、清水谷・堀(2004)）。しかし、企業が主として予想する価格の変化は、自己の製品や生産要素の価格の変化であり、一般物価水準の変化ではない可能性がある。それに対して、物価連動国債は消費者物価指数の変化に連動して償還価格と利子が増加するように設計された国債であるから、ブレイク・イーブン・インフレ率は予想インフレ率のデータとしてより信頼できる変数であると考えられる。

なお、清水谷・堀(2004)の用いた物価上昇率を尋ねるアンケート調査は現在では実施されていない。物価動向について尋ねるアンケート調査は、内閣府「消費動向校調査」、日本銀行「企業短期経済観測調査（短観）」、内閣府・財務省「法人企業景気予測調査」などがあるが、いずれも物価の上昇、不変、低下を尋ねるもので、物価上昇率を尋ねるものではない（これら調査の概要については片岡・白鳥(2011)参照）。

物価連動国債とは、元本にインフレ条項が付き、一定の実質価値が保証されているものである。そこで仮に、物価連動国債の予想実質複利利回りを r 、予想インフレ率を π 、物価連動国債の購入価格を 1 とすると 1 年後の名目元利合計は

$$(1+r)(1+\pi)$$

と表される。

一方、インフレ条項のない、満期が物価連動国債と同じ普通国債の名目複利利回りを R 、国債の購入価格を 1 とすると

1 年後の名目元利合計は

$$1+R$$

になる。

均衡では、投資家にとってどちらの国債も同じ名目元利合計になるから

$$(1+r)(1+\pi) = 1+R$$

が成立する。したがって、 $\pi r \doteq 0$ と近似すると、

$$\pi = R - r$$

すなわち、近似的に、

予想インフレ率 = 普通国債の名目複利利回り - 物価連動国債の予想実質複利利回り
が成立する。このようにして計算された予想インフレ率は、普通国債と物価連動国債の複利利回りを等しくする予想インフレ率という意味で、**Break Even Inflation Rate** と呼ばれる¹。以下では、複利利回りを単に利子率と呼ぶことにする。

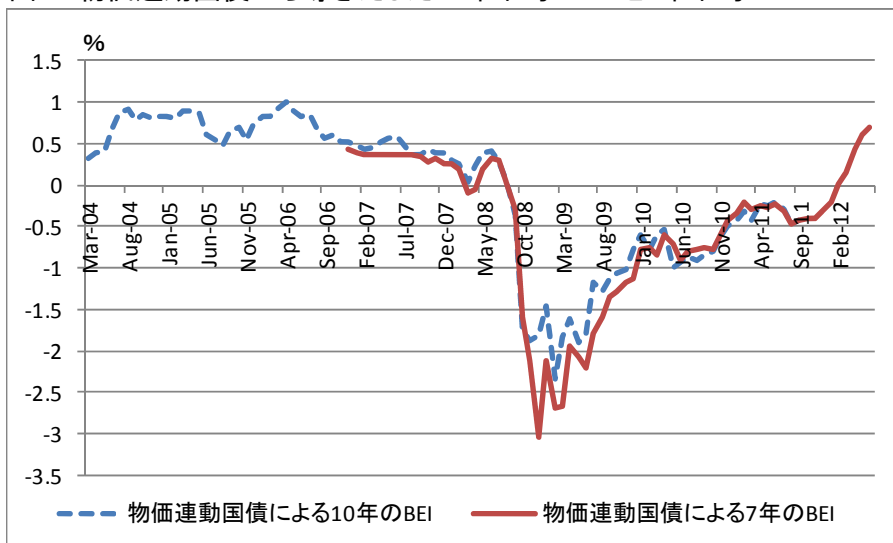
日本で発行されている物価連動国債は 10 年物である。これは 2004 年 3 月から発行されたが、2008 年 8 月以降には発行されていない。

図 1 は、10 年物の物価連動国債と普通国債のから計算した予想インフレ率（10 年）と取引量が最も多い残存 7 年の物価連動国債からブルームバーグ社が計算した予想インフレ率を示したものである（ただし、2012 年 8 月から 7 年物のインフレ連動国債もなくなり、残存 5 年物より短いものしか取引されなくなっている）。これらの予想インフレ率は、それぞれ今後 10 年間と 7 年間の年平均の値を示していることになる。

¹ 現実の物価連動債の商品設計は財務省「物価連動国債の商品設計」

http://www.mof.go.jp/jgbs/topics/bond/10year_inflation-indexed/syouhinsekkei.htm にあるように、やや異なるが、基本的な考え方は同じである。

図1 物価連動国債から導きだした10年平均のBEIと7年平均のBEI



(出所)ブルームバーグ

(注)月中平均の値

図に見るように、両者ともほぼ同じ動きをしているが、10年物の予想インフレ率の方がやや高い。実証分析をするためには、できるだけ長い予想インフレ率のデータが必要であるから、06年12月の7年物の予想インフレ率の値に10年物の予想インフレ率の値を接続し、2004年6月までの系列を作った(06年以降直近までは7年物の予想インフレ率、それ以前は10年物の予想インフレ率であるが、10年物の予想インフレ率は、06年12月の7年物の予想インフレ率の値によって修正されている)。

5. VARモデルの説明

この節では、金融政策がマネタリーベースや予想インフレ率を通じてどのように生産に影響を及ぼすかをVARモデルで分析する。

5.1 使用データ

金融政策としてはマネタリーベース、その波及経路としては予想インフレ率、資産価格(東証株価指数 TOPIX)、為替レート(実質実効為替レート指数)、銀行貸出を考える。生産は鉱工業生産指数である。推計期間はデータの制約から2004年3月から直近の2012年5月までとするが、この期間は2008年9月のリーマンショックによる海外需要の落ち込みと2011年3月の東日本大震災が鉱工業生産に大きな影響を与えた期間を含んでいる。前者の問題に対しては輸出(輸出数量指数)を変数に加え、後者に対しては2011年3月から7月までの各月にそれぞれダミーを入れることで対処した。マネタリーベースと鉱工業生産指数(以下、生産と略す)はデータ作成元の季節調整値を用い、銀行貸出と輸出はX12ARIMAによって季節調整した。それ以外の変数は原数値である。予想インフレ率以外は対数値で

ある。表 1 はこれらの変数と定義および出所を示したものである。

表1 使用変数の一覧

変数名	定義	出所	季節調整の有無
マネタリーベース	平均残高(準備率調整後)	日本銀行	季調済値
予想物価上昇率	予想物価上昇率のデータについて、参照		未季調値
株価	東証株価指数終値TOPIX	東京証券取引所	未季調値
為替	実質実効為替レート指数	日本銀行	未季調値
貸出	総貸出平残(銀行・信金計)	日本銀行	X12ARIMAで季調
輸出	輸出数量指数	財務省	X12ARIMAで季調
生産	鉱工業生産指数	経済産業省	季調済値
東日本大震災ダミー	2011年3月から7月までの各月にそれぞれ1。		

5.2 予想インフレ率以外の金融政策の経路を考慮しない4変数VARモデル

まず、マネタリーベース、予想インフレ率、輸出、および生産の4変数からなるVARモデルを計測する。これは予想インフレ率以外の波及経路を考えずに、最終的な生産への影響を見るためである。

これら4つの変数でインパルス反応関数を推計する²。ここでは、インパルス反応関数を、変数間の相互依存関係がrecursiveな関係であると仮定したCholeski分解に基づいて求めることとする。この分析では、変数を置く順番によって結果が異なるが、理論的には外生性の高い順序で配列する必要がある。本稿では、金融政策変数が予想インフレ率や生産にどのような影響を与えたかを分析することが目的であるので、マネタリーベース、予想インフレ率、輸出、生産という順序に並べ、インパルス反応関数を推計した。

ラグの次数は、AIC(Akaike Information Criteria)で7次、SIC(Schwarz Information Criteria)で1次であったが、Pantula et al.(1994)がより長いラグを取ることを推奨していることを考慮して、7次のラグを採用する³。

インパルス反応関数の結果

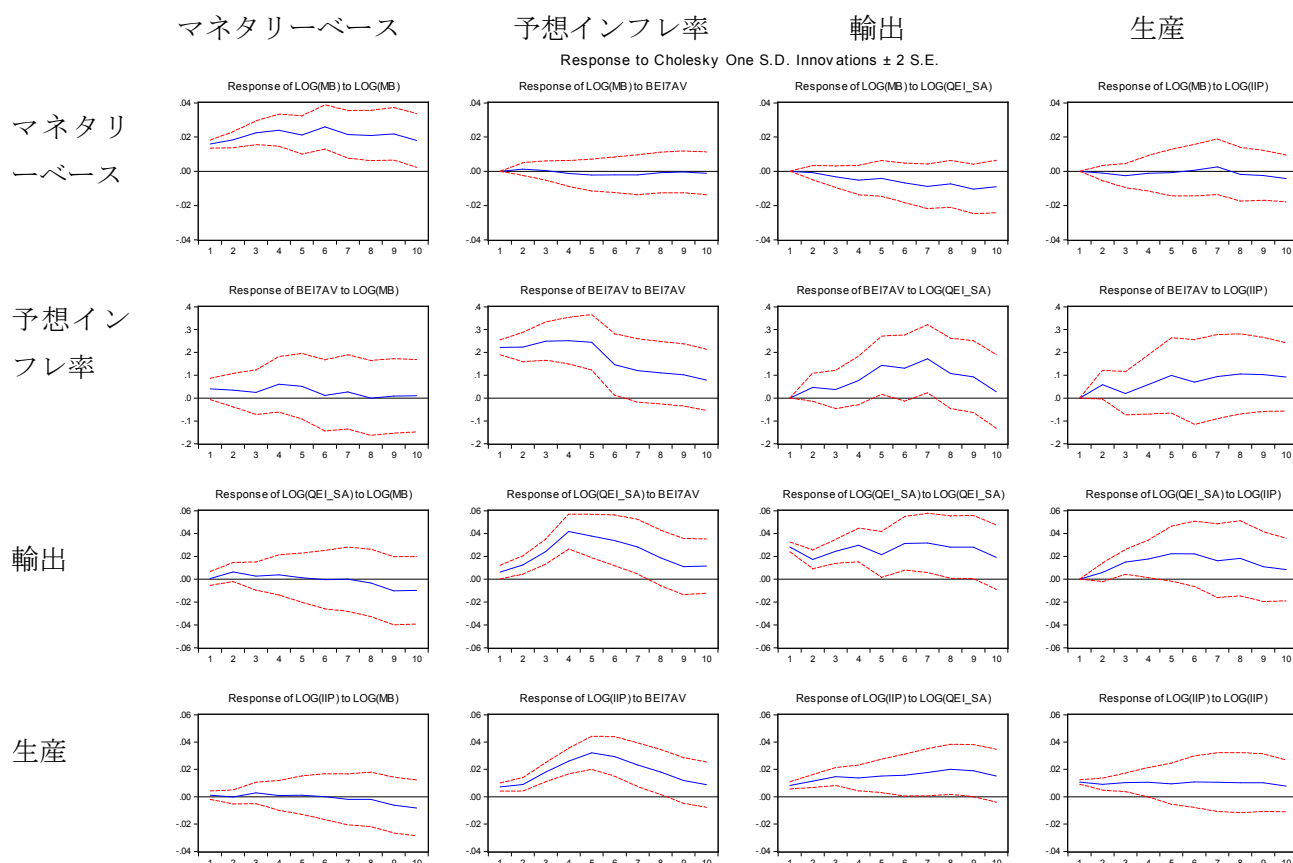
インパルス反応関数は図2のようになる。実線は各変数の1標準偏差のショックに対する

² VARモデルを推計する場合、各変数の階差を取ってトレンドのない変数にした上で行うべきとされてきたが、階差を取ることで各変数が持っている情報量が減少するという問題があり(Enders(1994)p.306)、また、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(Hamilton(1994)pp.651-3)ことから、レベルで推計することが主流となっている。例えば、先述のHonda et al.もレベルで推計している。

³ 本分析は月次データによるものであり、金融政策の波及時間等を考慮すればより長めのラグが望ましいと考えられる。Pantula et al.(1994)などは、より長いラグ分析を行うことを推奨している。

各変数の 10 期間の反応を示しており、点線は 95%信頼区間である。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。

図2 4変数のインパルス反応関数



インパルス反応関数の結果を見ると、まず、マネタリーベースが 5%以上に有意で影響を及ぼしている変数はない。しかし、予想インフレ率は輸出と生産に 5%有意で影響を及ぼしている（以下、5%以上で有意な場合は、単に有意と記す）。輸出は予想インフレ率と生産に、生産は輸出に、それぞれ有意な影響を及ぼしている。

以上から、予想インフレ率が生産や輸出に大きな影響を及ぼしていることが分かるが、金融政策と予想インフレ率の関係は明らかでない。そこで次に、金融政策の経路を考える。

5.3 金融政策の経路を考慮した VAR モデル

金融政策が実体経済に影響を及ぼす経路としては、予想インフレ率、資産価格、銀行のバランスシート、銀行の情報生産機能、為替レートの変数を通ずる経路を考える。これに対応する変数としては、予想インフレ率、資産価格（東証株価指数 TOPIX）、銀行貸出、実質実効為替レート指数（以下、為替レートという）を採用する。資産価格の変数として用いられる東証株価指数は、家計の消費に対する資産効果、企業投資に影響するトービンの

q 効果,および銀行のバランスシートの変化による貸出や証券投資の変化を通ずる経路を表す。銀行貸出は銀行の情報生産機能の経路を表す。したがって、これらの変数は、上記の各経路と必ずしも一対一で対応するものではないが、全体としては、金融政策の経路を表していると考えられる。そこで、7変数の VAR モデルを推計する。

7変数の VAR モデルの結果

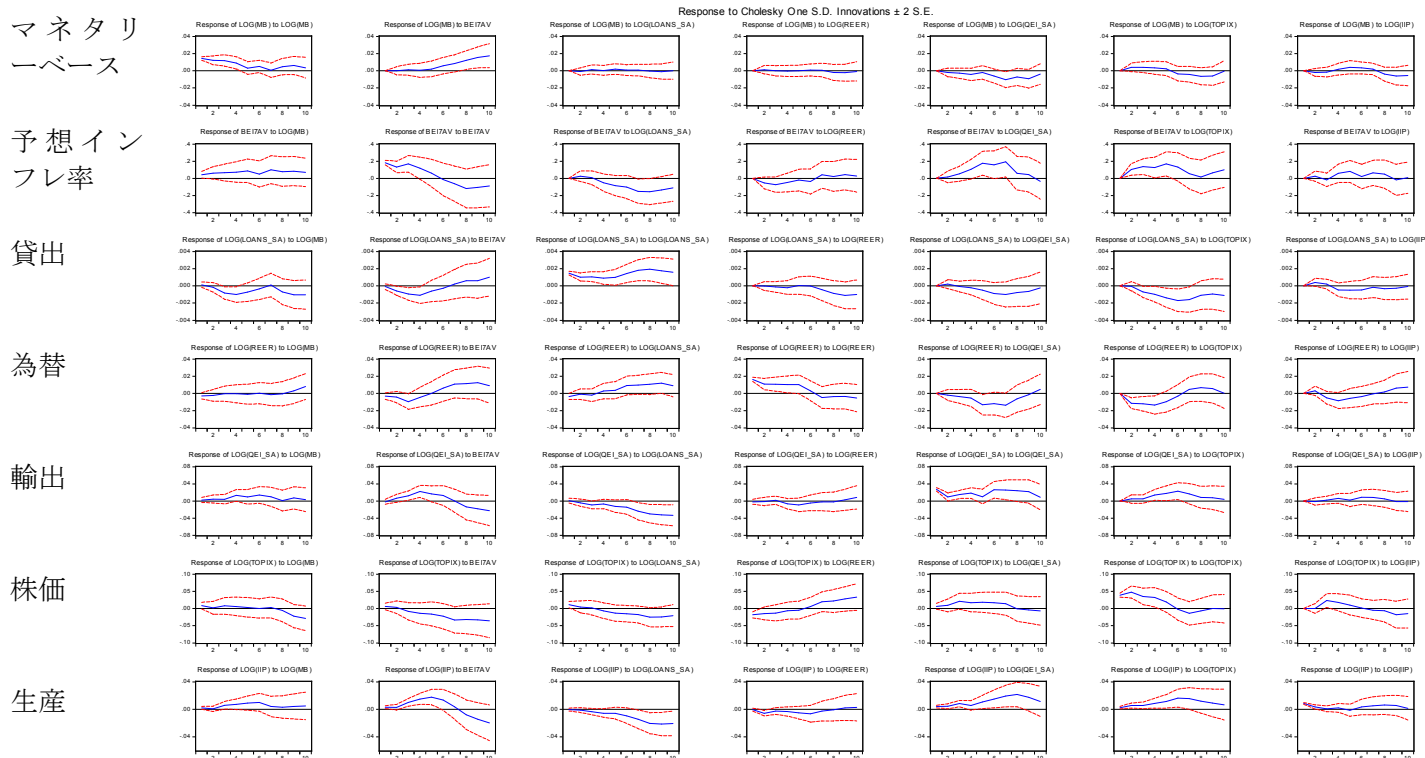
本稿は金融政策変数が、予想インフレ率や生産にどのような影響を与えたかを議論することが目的であるので、Choleski 分解の順序は、マネタリーベース、予想インフレ率、銀行貸出(以下、貸出という)、実質実効為替レート (図では為替とする)、輸出、東証株価指数 (以下、株価という)、生産とした。為替レートと輸出を株価の先に置いたのは、為替レートと輸出の変化が株価に影響を与えると考えられるからである。

ラグの次数は、AIC(Akaike Information Criteria)で 8 次、SIC(Schwarz Information Criteria)で 1 次であったが、前節と同じ理由で 8 次のラグを採用する。

インパルス反応関数は図 3 のようになる。

図 3 7変数 VAR モデルのインパルス反応関数

マネタリー 予想インフレ率 貸出 為替 輸出 株価 生産
ベース



図の結果から、次の 5% で有意な関係が存在することが分かる。

- ①マネタリーベースの増加は予想インフレ率を引き上げ、輸出と生産を増加させ、貸出を減少させる。
- ②予想インフレ率の上昇は輸出と生産を増加させ、貸出を減少させる。
- ③貸出の増加は予想インフレ率と株価を引き下げ、実質実効為替レートを引き上げ、輸出と生産を減少させる。
- ④実質実効為替レートが有意に影響を与える変数はない。
- ⑤輸出の増加は予想インフレ率を引き上げ、実質実効為替レートを引き下げ、生産を増加させる。
- ⑥株価の上昇は予想インフレ率を引き上げ、実質実効為替レートを引き下げ、輸出と生産を増加させ、貸出を減少させる。
- ⑦生産の増加は株価を引き上げ、実質実効為替レートを引き下げる。

以上のような有意な関係は、たとえ短期名目金利がゼロになっても、マネタリーベースを増やすことによって、金融政策は生産を増加させる効果を発揮することを示している。

ただし、株価、輸出、生産の上昇が為替を引き下げるという結果は解釈が困難である。むしろ逆に、為替の下落がこれらの変数を上昇させると解釈されるものだからである。

また、マネタリーベース、予想インフレ率、株価の上昇が貸出を減少させ、貸出の増加が予想インフレ率、株価を引き下げ、輸出、生産を減少させる効果を合理的に説明することは困難である。

そこで、貸出を除いた 6 変数でどのような関係が得られるかを考察することにする。

貸出を除いた 6 変数の VAR モデルの結果

ここでは、貸出を除いた 6 変数の VAR モデルを考える。Choleski 分解の順序は、マネタリーベース、予想インフレ率、為替レート、輸出、株価、生産とした。変数を置く順番によって結果が異なる。そこで、マネタリーベース、予想インフレ率、株価、為替レート、輸出、生産の順でも推計することによって、結果の頑健性を確認する。

ラグの次数は、AIC(Akaike Information Criteria)で 8 次、SIC(Schwarz Information Criteria)では 1 次であったが、8 次のラグを採用することにした。

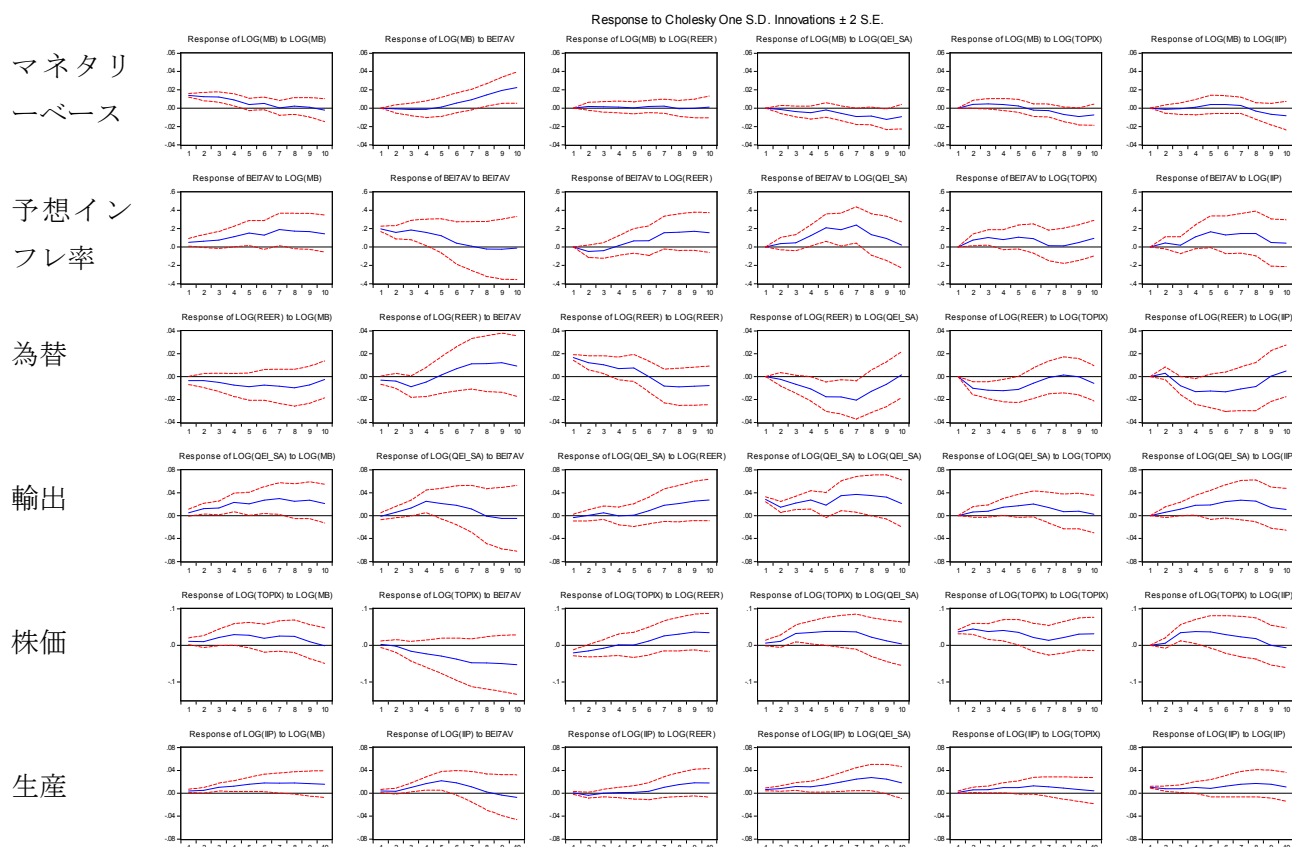
インパルス反応関数は図 4 のようになる。図の結果から、次の 5 % で有意な関係が存在することが分かる。

- ①マネタリーベースの増加は予想インフレ率と株価を引き上げ、輸出と生産を増加させる。
- ②予想インフレ率の上昇は輸出と生産を増加させる。
- ③実質実効為替レートが有意に影響を与える変数はない。
- ④輸出の増加は予想インフレ率と株価を引き上げ、生産を増加させ、実質実効為替レートを引き下げる。
- ⑤株価の上昇は予想インフレ率を引き上げ、実質実効為替レートを引き下げ、輸出と生産を増加させる。

⑥生産の増加は予想インフレ率と株価を引き上げ、輸出を増加させ、実質実効為替レートを引き下げる。

図4 6変数VARモデルのインパルス反応関数(貸出を除く)

マネタリー ベース 予想インフレ率 為替 輸出 株価 生産



これらの結果は、7変数の結果と同様に、短期名目金利がゼロになっても、マネタリーベースを増やすことによって、金融政策は生産を増加させる効果を発揮することを示している。

ただし、7変数の場合と同様に、株価の上昇および輸出と生産の増加は為替レートを引き下げるといった解釈が困難な結果が現れる。むしろ逆に、為替レートの上昇がこれらの変数を上昇させると解釈されるものだからである。

6変数の結果を7変数の結果と比較すると、貸出を除いても、マネタリーベースの増大が生産を増加させることに大きな変化はない。

配列の順序を変えた6変数のVARモデルの結果

次に、配列順を、マネタリーベース、予想インフレ率、株価、為替レート、輸出、

生産の順でも推計を行って、結果の頑健性を確認することにする。

ラグの次数は、AIC(Akaike Information Criteria)で 8 次、SIC(Schwarz Information Criteria)で 1 次であったが、8 次のラグを採用することにした。

インパルス反応関数は図 5 のようになる。

図 5 配列の順序を変えた 6 変数の VAR モデルの結果 (貸出を除く)

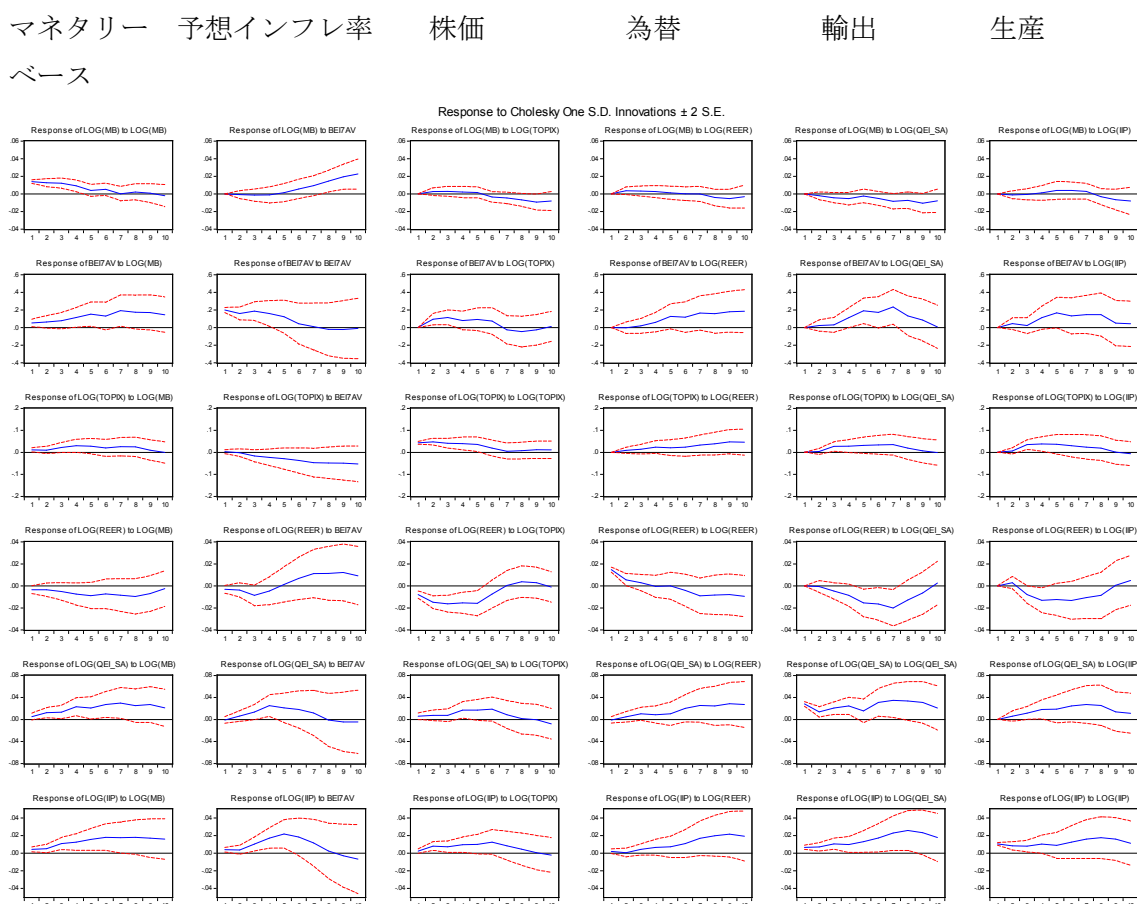


図 5 の結果は前の図 4 の結果と同じである。ただし、図 5 からは、実質実効為替レートが輸出と生産に有意なように見えるが、数値で見るとそうではない。すなわち、配列を変えても、結果は同じである。

以上のように、短期名目金利がゼロになった場合でも、マネタリーベースを増やすことによって、金融政策が効果を発揮することを示している。この分析結果は Choleski 分解の順序に拠らない頑健なものだと言える。

ここで銀行貸出の効果がない、または通常考えられる効果の方向とは逆に効いているという結果が得られることについて説明しておきたい。まず、原田・増島(2009)も 2001 年から 06 年の期間の VAR モデルにより、貸出が生産に有意な影響をもたらさないことを示している。このような結果が得られるのは、特に珍しいことではないのである。

また、実際に、貸出と生産の動きを見ると、鉱工業生産は本稿の分析対象期間の最初である 2004 年の 3 月から増加してきたが（現実には 03 年の 9 月から増加していた）、貸出が増加に転じたのはそれから 3 年以上も遅れた 05 年 8 月以降であった。次に、リーマンショックによる鉱工業生産指数の落ち込みに対応しては、貸出はそれよりも遅れて減少し（リーマンショックで短期、長期の社債市場が縮小したことに対して貸出を増やしたことによる）、リーマンショック以後、鉱工業生産指数が回復し始めた時期には、貸出は伸びなかった。ただし、リーマンショックによる生産の落ち込みに対応して、貸出が遅れて減少したことは、生産を下支えしたと評価することが可能であり、貸出が減少したならば、生産がより急激に減少した可能性がある。

以上からわかるように、VAR モデルにおいて、貸出が生産に正の影響を及ぼすという結果が得られないのは、貸出が生産の伸びに大きく遅れてしか伸びない変数であるからだと解釈できる。

5.4 6 変数モデルのグランジャー因果性

ここまでで用いた 6 変数のモデルについてグランジャー因果性テストの結果を見ておこう⁴。結果は表 2 にまとめている。表を見ると、予想インフレ率から為替レートと輸出に、為替レートから株価に、株価から為替レートに 10%ないし 5%で有意なグランジャーの意味での因果関係がある。これは、予想インフレ率から生産に対する直接の因果関係は検出できなかったが、予想インフレ率が為替レートに影響を与え、為替レートが輸出に影響を与えているということの意味し、インパルス反応関数の結果を確認するものである。

⁴ ここでの Granger テストは、いわゆる pair wise のものではなく、ラグ p 次の m 変数 VAR において、例えば被説明変数を $x_{t,1}$ とする第 1 式を

$$x_{t,1} = \sum_{k=1}^p \alpha_{1,k} x_{t-k,1} + \sum_{k=1}^p \alpha_{2,k} x_{t-k,2} + \cdots + \sum_{k=1}^p \alpha_{m,k} x_{t-k,m}$$

とすると、

$$H_0 : \alpha_{m-i,1} = \alpha_{m-i,2} = \cdots = \alpha_{m-i,p} = 0, \quad (i = 0, \dots, m-2)$$

帰無仮説に関して F 検定を行っている。

表2 グランジャー因果性テスト

	マネタリーベース	予想物価	為替レート	輸出	株価	生産
マネタリーベース		1.189	0.450	0.685	1.738	1.152
予想物価	0.364		0.610	1.245	1.706	0.241
為替レート	0.642	1.959 *		1.363	2.525 **	1.367
輸出	0.672	2.085 *	0.801		0.814	1.084
株価	1.393	1.603	1.965 *	1.007		0.562
生産	0.697	0.631	0.168	0.449	0.815	

(注) 縦系列が内生変数、数値はF統計量であり、**、*はそれぞれ5%、10%で有意であることを示す。

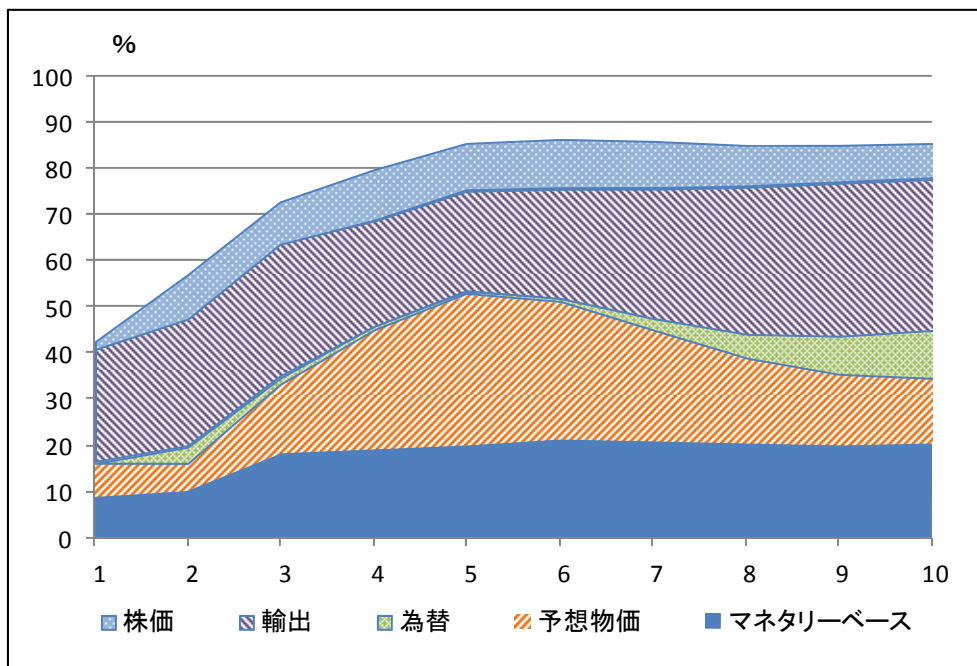
5.5 影響の数量的効果— 6変数モデルの分散分解

銀行貸出から他の変数には有意に影響を与えていなかった。また、他の変数から銀行貸出に有意な影響を与えている場合はあったが、それは合理的に解釈することが困難であった。したがって、銀行貸出を除いた 6 変数モデルがもっとも合理的に現実の経済を説明していると考えることができよう。

これまでの分析では、金融政策が予想インフレ率などの経路を通じて生産にどのような影響を及ぼすかという定性的な関係を統計的な因果関係で見えてきた。しかし、これらが数量的にどれほど大きな影響を与えていたかという数量的な関係がより重要である。VAR モデルの枠組みの中で、変数の変動をその要因別に数量的に分解する手法として分散分解がある。

図 6 は、マネタリーベース、予想インフレ率、為替レートレート、輸出、株価、生産からなる 6 変数モデルにおいて、この 6 変数の変動が生産に対してどの程度の影響を与えたかを分散分解によって示している。マネタリーベースは生産の変動の 20%を、予想インフレ率は 14%を、為替レートレートは 10%を、輸出は 33%を、株価は 7%を、これらすべてを合わせると 84%を説明している。これらの結果は、マネタリーベースの変動は、予想インフレ率などの変動を通して、生産に大きな影響を与えていることを示す。

図6 生産に対する分散分解



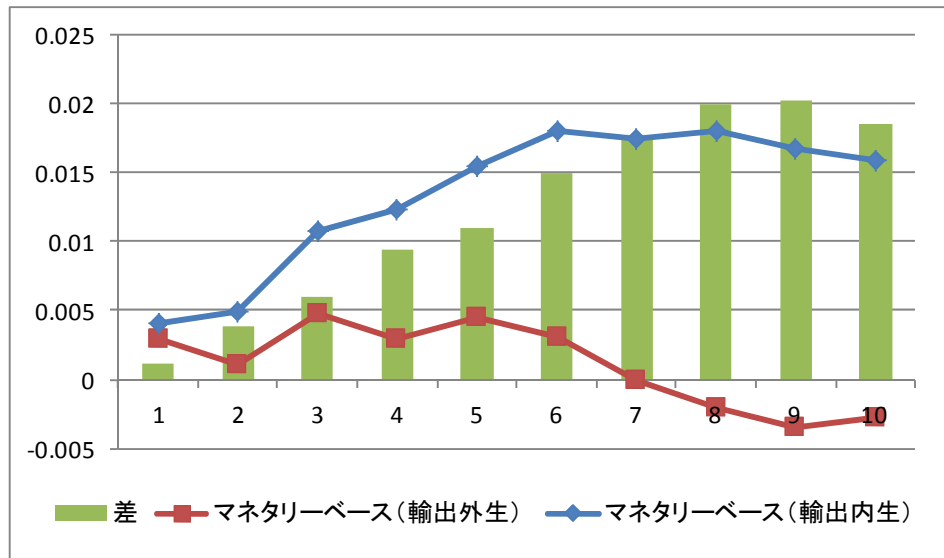
(注) Cholesky配列: マネタリーベース、予想物価、為替レート、輸出、株価、生産

5.6 輸出の純粹の影響

これまでの分析では、輸出は海外需要の変動と日本の金融政策が主として為替レートレートを通じて与えた影響の両方の影響の結果を表している。ここで6変数のVARモデルで輸出のみを外生変数として扱えば、これまでの6変数VARモデルと輸出を外生としたモデルとの差は、海外需要の変動の日本経済への影響が、金融政策によってどれだけ弱められたか、あるいは強められたかを表すことになる。

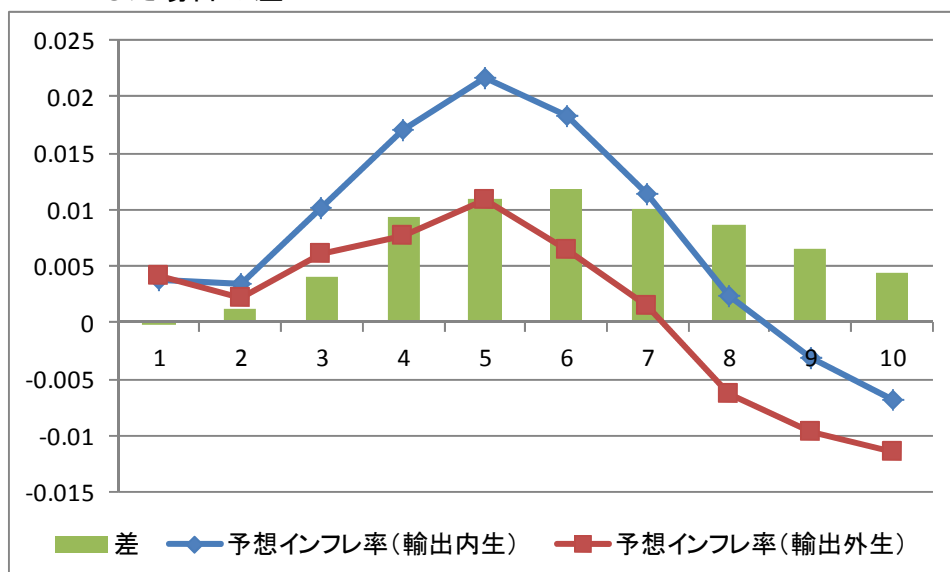
これまでの分析でマネタリーベースを金融政策変数と考えているので、ここでもそう考える。図7において、折れ線グラフはマネタリーベースのショックに対する生産のインパルス反応関数であり、輸出を内生化した場合（内生モデル）と外生化した場合（外生モデル）を示している。また、棒グラフは両者の差であり、マネタリーベースのショックが輸出を通じて生産に与える影響の度合いを示している。マネタリーベースのショックに対する生産のインパルスを説明するうえで、輸出の経路は全体のインパルス反応の大きな部分を説明している。これは、マネタリーベースの変動が輸出を通じて生産に大きな影響を与えたことを意味する。すなわち、これまでのインパルス反応関数の結果から、生産への負のショックがあった時でも、金融政策によってマネタリーベースを拡大すれば、輸出増加の経路を通じて、生産への負の影響を抑えることができたことを示している。

図7 マネタリーベースから生産への影響について輸出を内生または外生にした場合の差



次に、予想インフレ率のショックに対する生産のインパルス反応関数について、輸出を内生化した場合（内生モデル）と外生化した場合（外生モデル）の違いを考える。図8において、折れ線グラフは予想インフレ率のショックに対する生産のインパルス反応関数であり、輸出を内生化した場合（内生モデル）と外生化した場合（外生モデル）を示している。また、棒グラフは両社の差である。図を見ると、輸出の経路が予想インフレ率のショックに対する生産のインパルス説明力が強いことが分かる。これは予想インフレ率の変動が、輸出を通じて生産に大きな影響を与えたことを意味する。すなわち、これまでのインパルス反応関数の結果から、生産への負のショックがあった時でも、予想インフレ率を上昇させるような金融政策が実施されれば、輸出増加の経路を通じて、生産への負の影響を抑えることができたことを示している。

図8 予想インフレ率から生産への影響について輸出を内生または外生にした場合の差



6. 結論

短期名目利子率がゼロに張り付いた後でも、金融政策が様々な経路を通じて生産に効果があることは、日本を対象に、いくつかの実証分析を通じて明らかにされてきた。ところが、その経路のうちでも重要な予想インフレ率については明示的にはほとんど分析されていなかった。本稿は、VAR モデルを用いて、金融政策、物価連動国債から導かれる予想インフレ率の上昇率、生産の関係を明らかにしようとした。得られた結果は次のようなものである。

第1に、マネタリーベース、予想インフレ率、為替レート、輸出、株価、生産の6変数からなるVARモデルによると、マネタリーベースの増加は予想インフレ率を引き上げ、生産を拡大し、予想インフレ率の上昇は輸出や生産を拡大させる、という関係があることが明らかになった。この結果は、Choleski分解の順序を変えても変わらず、頑健であった。

第2に、上記の6変数のモデルに貸出を追加した7変数のVARモデルによると、貸出以外の変数の関係はほとんど変わらなかったが、貸出は輸出や生産に対して5%以上で有意な影響を与えていなかった。逆に、予想インフレ率と株価が上昇し、輸出と生産が増加すると、貸出が減少し、為替レートが上昇すると貸出が増える、という関係が検出された。これは、金融政策の経路として貸出を強調する多くの金融学者には納得のいかない関係であろう。

そこで、第3に、貸出と生産の関係をみると、次の関係が観察される。まず、鉱工業生産は本稿の分析対象期間の最初である2004年の3月から増加してきたが（現実には03年の9月から増加していた）、貸出が増加に転じたのはそれから3年以上も遅れた05年8月

以降であった。また、リーマンショックによる落ち込みに対応して、貸出は遅れて減少している。さらに、リーマンショックからの回復過程では、貸出が伸びなかった。リーマンショックによる生産の落ち込みに対応して、貸出が遅れて減少したことは、生産を下支えしたと評価することが可能であるが、それ以外は、貸出が生産の拡大に重要な役割を果たしていないということを意味している。

第4に、6変数のモデルについてグランジャー因果性テストの結果を見ると、予想インフレ率が為替レートに影響を与え、さらに輸出という実質変数に影響を与えており、インパルス反応関数と同様の結果を得られた。

第5に、マネタリーベース、予想インフレ率、為替レート、輸出、株価、生産からなる6変数モデルにおいて、これらの変数の変動が生産に対してどの程度の影響を与えたかを分散分解によって示すと、マネタリーベースは生産の変動の20%を、予想インフレ率は14%を、為替レートは10%を、輸出は33%を、株価は7%を、これらすべてを合わせると84%を説明していた。

第6に、6変数VARモデルで、輸出を内生化した内生モデルと外生化した外生モデルを比べると、マネタリーベースおよび予想インフレ率のショックに対する生産のインパルスは、輸出という経路によって、その大きな部分を説明していた。これはマネタリーベースや予想インフレ率の変動が、輸出を通じて生産に大きな影響を与えたことであるから、これまでのインパルス反応関数の結果から、生産への負のショックがあった時でも、これらを上昇させるような金融政策が行われていれば、輸出増加の経路を通じて、生産への負の影響を抑えることができたことを示している。

以上のように、マネタリーベースの変動は、予想インフレ率などの変動を通して、生産に大きな影響を与えていたことが分る。

参考文献

- 岩田規久男(2011a)『デフレと超円高』講談社
——— (2011b)『ユーロ危機と超円高恐慌』日本経済新聞出版社
鵜飼博史(2006)「量的緩和政策の効果：実証研究のサーベイ」、日本銀行金融研究所『金融研究』第25巻第3号、10月
翁邦雄(1993)『金融政策—中央銀行の視点と選択』東洋経済新報社
片岡雅彦・白鳥哲哉(2011)「日銀レビュー 中長期の予想物価上昇率に関するサーベイの有用性について」日本銀行調査統計局、7月
北村行伸(1995)「物価インデックス債と金融政策」日本銀行金融研究所『金融研究』第14巻3号
清水谷諭・堀雅博(2004)「どうすればデフレ期待を反転できるか：国民生活モニター調査(個票)による検証」内閣府経済社会照合研究所『経済分析』第172号。浜田・原田・内閣府経済社会照合研究所(2004)所収

- 浜田宏一・原田泰・内閣府経済社会総合研究所(2004)『長期不況の理論と実証』東洋経済新報社
- 原田泰・岡本慎一(2003)「銀行貸出、マネー、その他の資金調達手段の有意性」内閣府経済社会総合研究所『経済分析』第169号、3月(浜田・原田・内閣府経済社会総合研究所編(2004)所収)
- 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のか」吉川洋編『デフレ経済と金融政策』慶応大学出版会
- 堀雅博・寺井晃(2004)「カールソン・パーキン法によるインフレ期待 計測と諸問題」内閣府経済社会総合研究所 ESRI Discussion Paper No.91

Brunner, K., and Meltzer, A.H., (1963), “The Place of Financial Intermediaries in the Transmission of Monetary Policy,” *American Economic Review*, Vol.53, No.2, pp.372-382.

Ceccacci, Silvia, Alessandro Marchesiani and Lorenzo Pecchi (2007), “Inflation Linked Bonds and Monetary Policy,” *International Research Journal of Finance and Economics*, Issue 7

Enders, W. (1995) *Applied Econometric Time series*, John Wiley and Sons

Fujiwara, I., (2006), “Evaluating Monetary Policy When Nominal Interest Rates are Almost Zero,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 20, Issue 3, pp.434-453.

Hamilton, J.,D.(1994) *Time series analysis*, Princeton University Press

Honda, Y., Kuroki, Y., and Tachibana, M., (2007), “AN INJECTION OF BASE MONEY AT ZERO INTEREST RATES: EMPIRICAL EVIDENCE FROM THE JAPANESE EXPERIENCE 2001–2006,” Discussion Paper 07-08, Discussion Papers in Economics And Business, Graduate School of Economics and Osaka School of International Public Policy (OSIPP), Osaka University. (本多佑三・黒木祥弘・立花実「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)2010年2月)

Kimura, T., Kobayashi, H., Muranaga, J., and Ugai, H., (2002), “The Effect of the Increase in the Monetary Base on Japan’s Economy at Zero Interest Rates: An Empirical Analysis,” Bank of Japan, IMES Discussion Paper Series No. 2002-E-22.

Krugman, P., (1998), “It’s Baaack: Japan’s Slump and the Return of the Liquidity Trap,” *Brookings Papers on Economic Activity* 2, pp.137-187.

———, (2000), “Thinking about the Liquidity Trap,” *Journal of the Japanese and International Economies*, Vol. 14, Issue 4, pp.221-237.

Mishkin, F.S., (1995), “Symposium on the Monetary Transmission Mechanism,” *Journal*

of Economic Perspectives, Vol.9, No.4, pp.3-10.

Pantula, S.G., G, Graciela, and W. A. Fuller (1994) 'A Comparison of Unit-Root Test Criteria,' *Journal of Business and Economic Statistics*, Vol. 12, No.4, pp. 449-459.

Sack, Brian(2002) "A Monetary Policy Rule Based on Nominal and Inflation-Indexed Treasury Yields," Division of Monetary Affairs, Board of Governors of the Federal Reserve System

Tobin, J., (1969), "A General Equilibrium Approach to Monetary Theory," *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.1, No.1, pp.15-29.