

金融政策が企業の設備投資に与える影響 -VARモデルに基づく考察-

メタデータ	言語: jpn 出版者: 明治大学大学院 公開日: 2016-12-01 キーワード (Ja): キーワード (En): 作成者: 蟹澤, 啓輔 メールアドレス: 所属:
URL	http://hdl.handle.net/10291/18269

金融政策が企業の設備投資に与える影響

—VARモデルに基づく考察—

The Effects of Monetary Policy on Corporate Investment

: Analysis Based on VAR Model

博士後期課程 商学専攻 2012年度入学

蟹 澤 啓 輔

KANISAWA Keisuke

【論文要旨】

本稿では、金融政策評価の一助となることを目的として、金利政策及び量的緩和政策の政策指標であるコールレート及び日銀当座預金が実体経済及び企業の設備投資に与えている影響について、金融政策の政策指標であるコールレート及び日銀当座預金と、マネーサプライ、マクロの生産指標、名目実効為替レート、銀行貸出金（または企業の金融機関借入）、企業の設備投資の7変数について、VARモデルによる実証分析を行った。単位根検定及び共和分検定の結果から、分析手法としては、VECM (Vector Error Correction Model) を採用した。

分析の結果、金利政策でコールレートが低下した場合に、企業の設備投資や鉱工業生産指数が増加する関係が確認できなかった一方、量的緩和政策によって、日銀当座預金を増加させた場合、企業の設備投資及び鉱工業生産指数に正の影響を与えることが確認された。ただし銀行貸出金及び企業の金融機関借入に対して金融政策指標が影響を与えていないことから、金融政策によって、銀行貸出が増加し、企業が設備投資を増加させるサイクルは確認できなかった。

【キーワード】 金融政策，金利政策，量的緩和政策，設備投資，VARモデル

1. 背景と目的

金融政策が日本の経済に様々な影響を与えてきたことは周知の事実であるが、バブル崩壊以降の金融政策の是非について、特に近年のゼロ金利政策、量的緩和政策は世界的にも日本が先駆けて実

施した政策であり、多くの論議が行われてきた。2012年12月に安倍晋三氏が内閣総理大臣に再就任以降、アベノミクスと呼ばれる各種の経済政策が策定・実行されているが、アベノミクスの重要政策の一つが金融緩和政策であり、2013年3月に黒田東彦氏が日本銀行総裁に就任後、俗に「異次元の金融緩和」と呼ばれるマネタリーベースの拡大を目的とした長期国債の買い入れなどの大規模な量的・質的金融緩和が決定¹、実行された。さらに2016年1月にはインフレ率について所定の目標（2%）を実現することを目標としてマイナス金利政策を導入²するに至った。アベノミクスにおける金融緩和の目的はデフレからの脱却を通じて、実体経済への波及効果を高める目的で行われたと言われている。実態経済への波及経路は多様であるが、一つの経路として、金融緩和によって金融機関へのマネー供給が増加した結果、企業への貸出が増加し、企業が調達した資金によって設備投資を行うという経路が想定される。しかし、金融政策が実態経済に与える影響は近年大きく変化しているように思われる。特に1995年ごろに金融政策の政策指標であるコールレートが1%を切って以降、特に1999年ごろからいわゆるゼロ金利政策が導入されたことから、金融政策手段としてのコールレートは役割を失ったといえる。他方、2001年ごろから日本銀行は金利政策に代わり、日銀当座預金を政策目標とする量的緩和政策を行っており、金融政策の手段がこの時期にスイッチしているといえる。マイナス金利政策は政策目標が再度金利に設定されることになるため、再度政策の転換点となる可能性がある。このような経済構造の変化の下、金融政策が実体経済に実際にどのような影響を与えているかを明らかにすることは、金融政策を評価するうえで重要な問題と考えられる。ただし、マイナス金利政策については導入後のデータが十分に蓄積されていないことから、本論文では取り扱わない。本稿では、金融政策評価の一助となることを目的として、金利政策及び量的緩和政策の政策指標であるコールレート及び日銀当座預金が実体経済及び企業の設備投資に与えている影響についてVARモデルによって実証分析を行った。実体経済の変数の中で、設備投資は支出項目として極めて景気感応的であり、また、従来の金融政策の政策指標であるコールレートは、投資のコストを通じてまず設備投資に影響を与えることが通常想定されており、設備投資の増加は生産能力の向上を通じて長期的な経済成長につながる。つまり、需要サイド、供給サイドどちらでも、設備投資はもっとも重要なマクロ経済変数であると考えられることから、本稿では設備投資を独立した変数として分析対象とすることとした。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、先行研究を紹介する。第3節で分析方法及びデータを示し、第4節で分析結果及び考察を記載する。第5節で本稿の結論を示す。

2. 先行研究

VARモデルによる先行研究は枚挙に暇がないものの、本稿が参考にした論文を中心に紹介する。岩淵（1990）では金融変数が実態変数に与える影響について、1975年1月から1989年3月ま

¹ 2013年4月4日 日本銀行「量的・質的金融緩和」の導入について

² 2016年1月29日 日本銀行「マイナス金利付き量的・質的金融緩和」の導入

での日本の月次データでマネー (M1, M2+CD), コールレート, 銀行貸出金, 為替レート, 鉱工業生産指数, 消費者物価指数の6変数を用いて構造 VAR モデルによる実証分析を行い, マネー, 特に M2+CD の変動が実態経済の指標である実質生産, 物価の変動に対して関係性が深いこと, 為替レートの変動が物価の変動への寄与度が高いことを明らかにしている。宮尾 (2006) では, 1975年1月から1998年4月までの日本の月次データでコールレート, 消費者物価指数, 鉱工業生産指数, マネタリーベース, 名目実効為替レートの5変数 VAR モデルを用いて分析を行っており, 金利の効果よりもマネタリーベース拡大による銀行貸出の増加の効果の方が大きく, マネタリーベースショックが鉱工業生産指数にプラスの影響を与えていることが示されている。北浦・南雲 (2004) では, 1981年第2四半期から2003年第3四半期までの日本の四半期データで公的資本形成, 名目為替レート, 名目長期金利, 民間企業設備投資, GDP, 物価の6変数を用いて無制約 VAR モデルによる分析を実施し, 政府支出が民間企業設備にマイナスの影響を与えており, 財政支出の経済への波及効果が低下していることを示している。他方, 井上・沖本 (2007) では1975年1月から2002年12月までの日本の月次データで鉱工業生産指数, コールレート, マネタリーベース, 名目実効為替レートの4変数によるブロック再帰的構造 VAR モデルによって実証分析を行った結果, 1996年ごろに構造の変化が推移的に識別され, 当該構造変化を考慮に入れると日本の金融政策は1996年以前は金利操作による金融政策が有効に機能しており, 1996年以降は貨幣量操作による金融政策が有効であった可能性を指摘している。以上のように, 日本を対象とした研究で, 金融政策変数と設備投資変数を関連させている研究は少ない。

一方, 海外のデータを用いた研究としては, まず Roberts (2005) ではアメリカのデータで設備投資, 生産指数, 労働時間, インフレ率, フェデラルファンドレートの5変数の構造 VAR を用いて投資モデルの構造ショックを分析しているが, 金融政策ショックは, 利子率を高める経路と資本の限界生産力を低下させる経路を通じて資本のシャドウプライスを引き下げることから, 設備投資にマイナスの影響があることを示している。次に Love and Zicchino (2006) では, 36か国の企業レベルのパネルデータを利用し, 資本の限界生産力の指標として売上資本比率, 投資資本比率, キャッシュ・フローを資本で除した比率, トービンの q の4変数 VAR による実証を行い, 金融システムの整備が遅れている国ほど設備投資におけるキャッシュ・フローの大きさが設備投資に影響を与えていることを確認している。

以上のように, 海外の研究では金融政策が企業の設備投資に影響を与えることは先行研究で概ね共通している。本稿では, 金融政策変数である, コールレート, 日銀当座預金, 及び企業の設備投資額, マネーサプライ, 銀行貸出金, 為替レート, マクロの生産力指数の7変数について VAR モデルによる分析 (モデル1) を実施する。分析期間は1980年第1四半期から2015年第4四半期で行ったが, 先行研究で1990年代後半に構造変化が見出されていること, 実際の日本銀行の政策としても, 1999年第1四半期にゼロ金利政策が導入されていることから, 分析期間について, 1999年第1四半期以前 (前半期間: 1980q1-1999q1) 及び1999年第2四半期以降 (後半期間: 1999q2-

2015q4) に期間を区切って分析を行った。さらに、上記の銀行貸出金の代わりに、企業の金融機関借入金を用いた分析 (モデル 2) を実施し、金融政策が企業の資金調達及び設備投資に与える影響についても検証する。

3. 分析方法及びデータ

設備投資決定の標準的な理論によると、企業は収益あるいは配当の期待割引現在価値が最大となるように投資額を決定する。したがって、企業の将来の収益といった数量変数、現在価値に割引引く割引率、および法人税制などが設備投資額に影響を与える変数になる。また、企業が借入制約に直面しているときには内部資金 (キャッシュフロー) が重要な変数となる³。Roberts (2005) が示しているように、政策金利を操作する金融政策は、数量変数と割引率の両方を通じて設備投資に影響を与える。

本稿では、以上の基本的な理論モデルを考慮して、金融政策の政策指標であるコールレート及び日銀当座預金、マネーサプライ、マクロの生産指標、名目実効為替レート、銀行貸出金、企業の設備投資、企業の金融機関借入の四半期データを使用する⁴。マネーサプライには M2+CD を、マクロの生産指標には鉱工業生産指数を採用した。コールレート及び日銀当座預金、M2+CD、名目実効為替レート、銀行貸出金 (国内銀行の総貸出) については日本銀行から、鉱工業生産指数 (季節調整済み) については経済産業省から、企業 (金融機関、生保を除く全産業、全規模) の設備投資及び金融機関借入については、財務省の法人企業統計からデータを収集した⁵。コールレートは無担保レート (O/N) を採用し、データが公表されていない1980年1月から1985年6月については、1985年7月から1999年3月まで期間の無担保レートと有担保レートの差分の平均を有担保レートに加算補正を行った。日銀当座預金、M2+CD、銀行貸出金、企業の設備投資及び金融機関借入については対数変換を行い、日銀当座預金、M2+CD、銀行貸出金、企業の設備投資及び金融機関借入については季節調整 (X-12) を行った。

VAR 分析に先行して、各変数の単位根検定及び VAR 分析を行う変数グループにおける共和分検定を行った。単位根検定は、Augmented Dickey-Fuller 検定を採用し、ラグの長さについては原則として、赤池情報量基準に基づいて判断した。推計式の仮定については、データのグラフを参考にするとともに、より制約の強い仮定を採用した。単位根検定の結果については、表 1 の通りである。各変数ともレベルにおいて定常であるという帰無仮説が棄却され、1 階階差変数において定常性が確認されたことから、本稿においては、全変数を I(1) 変数として分析を行った。

³ 企業の設備投資に関する理論的な解説は、鈴木 (2001) 第 1 部第 2 章を参照されたい。

⁴ 名目実効為替レートについては、蟹澤 (2015) で示したように設備投資に大きな影響を与えていると考えられる。

⁵ SNA の設備投資ではなく法人企業統計の値を使用する一つの理由は、金融業の設備投資を除くことができるからである。本稿では、金融機関は資金の出し手としての役割を担っていると位置付けている。

表1 単位根検定結果

		レベ ル			1 階 差			仮定※
		t 値	有意水準	ラグ	t 値	有意水準	ラグ	
期間： 1980q1- 1999q1	コールレート	-2.297416		4	-8.165367	***	0	②
	日銀当座預金	-1.580509		1	-7.355457	***	0	①
	銀行貸出金	0.852212		0	-8.823212	***	0	②
	M2+CD	-1.847797		5	-3.346056	*	0	②
	鉱工業生産指数	1.069460		3	-3.665380	***	2	③
	名目実効為替レート	-0.865857		3	-4.054164	***	2	①
	設備投資	0.630979		5	-2.208792	**	4	③
	金融機関借入	0.604338		0	-9.933049	***	0	②
期間： 1999q2- 2015q4	コールレート	-2.513731		1	-5.170955	***	0	②
	日銀当座預金	-0.498041		1	-4.243964	***	0	①
	銀行貸出金	0.358569		2	-2.057753	**	1	③
	M2+CD	0.707236		0	-5.759551	***	0	②
	鉱工業生産指数	-0.263100		3	-5.340692	***	0	③
	名目実効為替レート	-2.143003		3	-3.578937	***	2	①
	設備投資	0.044539		2	-4.085882	***	1	③
	金融機関借入	-2.516089		0	-8.563364	***	0	②

有意水準：*** 1%，** 5%，* 10%

※推計式の仮定①定数項のみ含む，②定数項及びトレンド項を含む，③定数項もトレンド項も含まない

次に VAR 分析を行う変数グループにおける共和分の有無について、Johansen の共和分検定によって検証した。ラグ数については、単位根検定の赤池情報量基準におけるラグ数、及び、先行研究等を参考にし 2 期とした。共和分検定の結果は、表 2-1 及び表 2-2 の通りである。VECM の特定化およびランクの決定については、松浦・マッケンジー（2012）における共和分検定の手続きを参照し、トレース検定の結果に基づき、最初に棄却されないランクでより制約の強い仮定を採用した⁶。共和分検定の結果については、表 2-1、表 2-2 の通りである。モデル 1 においては、前半期間でランク 3、後半期間でランク 4 の共和分が、モデル 2 においては、前半期間でランク 4、後半期間でランク 2 の共和分関係の存在が 5% 有意水準で確認された。

以上から、変数間に共和分関係が認められるため、分析手法としては、VECM（Vector Error Correction Model）を採用することとした。なお、VECM における分析は、レベルで行い、オーダーリングは金融政策の波及経路を仮定し、コールレート、日銀当座預金、M2+CD、銀行貸出金

⁶ ただし、同ランクの場合トレース検定と最大固有値検定の結果が整合している仮定を優先した。概ねランクは整合しているものの、モデル 1 の後半期間についてのみランク数が整合していないが、両検定で共和分が検出されていることから、一般的に検出力が高いとされているトレース検定の結果を採用することとした。

表 2-1 共和分検定結果（モデル 1）

	ラグ	ラ ン ク ※		仮定※※
		トレース検定	最大固有値検定	
期間：1980q1-1999q1	3	4	4	①
期間：1999q2-2015q4	2	4	3	②

※：5%有意水準において選択されたランク

※※：共和分ベクトルに①定数項もトレンド項も含まない，②定数項のみ含む，③定数項及びトレンド項を含む

表 2-2 共和分検定結果（モデル 2）

	ラグ	ラ ン ク ※		仮定※※
		トレース検定	最大固有値検定	
期間：1980q1-1999q1	3	4	4	①
期間：1999q2-2015q4	2	2	2	①

※：5%有意水準において選択されたランク

※※：共和分ベクトルに①定数項もトレンド項も含まない，②定数項のみ含む，③定数項及びトレンド項を含む

（企業の金融機関借入），鉱工業生産指数，名目実効為替レート，企業の設備投資とした。VECM によってインパルス応答関数を導出するとともにグレンジャー因果検定を行った⁷。

4. 分析結果及び考察

VECM におけるインパルス応答関数及びグレンジャー因果分析の結果は以下の通りである。なお，図表の各指標は CALL：コールレート，TOZA_LN_SA：日本銀行当座預金（LN は対数値，SA は季節調整値であることを示す，以下同じ），M2CD_LN_SA：M2+CD，KASHIDASHI_LN_SA：銀行貸出金，IIP：鉱工業生産指数，KAWASE：名目実効為替レート，TOSHI_LN_SA：企業の設備投資，KARI_LN_SA：企業の金融機関借入を意味している。

モデル 1 の設備投資に関する VECM のインパルス応答関数の結果が図 1 である。以下の図ではインパルスの変換について自由度調整を行うコレスキー分解の方法で与えた各変数のショックに対する累積の反応を 16 期まで示している⁸。まず，コールレートのショックは前半期間及び後半期間当初で企業の設備投資に正の影響を与える結果となった。後半期間はゼロ金利の影響であり，前半

⁷ 3 変数以上のグレンジャー因果検定では，変数間の間接的な関連によって結果が影響を受ける問題がある（詳細は Helmut and Markus（2004）参照）。ただし，本稿では当該影響を僅少なものとして取り扱い，分析上考慮していない。

⁸ モデル 1 及びモデル 2 の各期間について，オーダリングを日銀当座預金，コールレート，銀行貸出金（企業の金融機関借入），M2+CD，鉱工業生産指数，名目実効為替レート，企業の設備投資，及び日銀当座預金，コールレート，M2+CD，銀行貸出金（企業の金融機関借入），企業の設備投資，鉱工業生産指数，名目実効為替レートに変更して分析を実施したが，概ね同様の結果となった。

期間は設備投資が高まる好況期に金融引き締めが行われたこと、バブル崩壊後は金融緩和の中でも設備投資が減少したことが影響を与えているものと考えられる。また、日銀当座預金ショックの企業の設備投資への影響について、各期間において累積的に正の影響を与えている結果となった。後述のグレンジャー因果検定の結果からは、後半期間における設備投資に対する金融政策変数の因果関係は検出されていないものの、金融政策が企業の設備投資に一定の影響を与えていることが確認された。また、後述の通り、後半期間において、日銀当座預金のショックが銀行貸出金に対して正の影響を与えていることから、金融政策によって銀行貸出が増加し、設備投資が増加する経路についても確認できた。

さらに、銀行貸出金及び $M2 + CD$ 、鉱工業生産指数の影響は正の符号で企業の設備投資に影響を与え、為替レートが負の符号で影響を与えている結果となった⁹。円安が設備投資にプラスの影響を与える結果は蟹澤（2015）とも整合する他、概ね先行研究と整合する結果となった。

なお、図2は銀行貸出金の代わりに企業の金融機関借入を用いたモデル2の設備投資に関するVECMのインパルス応答関数の分析結果であるが、銀行貸出金を用いた分析と概ね同等の結果となっている。各期間とも設備投資に対して、コールレートのショックは正の影響を与えている。また、日銀当座預金のショックも、モデル1に比較して影響度合いは低めとなっているものの、累積的に正の影響を与えており、モデル1の結果と整合している。名目実効為替レートについても負の符号で影響を与えていることが確認できた。ただし、金融機関借入は符号が負となった。

モデル1に係る各期間の鉱工業生産指数に関するVECMのインパルス応答関数の結果が図3である。コールレートショック及び日銀当座預金が鉱工業生産指数に正の影響を与えている結果となっており、金融政策がマクロの生産指標に対しても影響を与えていることが確認された。なお、モデル2に係る鉱工業生産指数に関するVECMのインパルス応答関数の結果が図4であるが、概ねモデル1の結果と整合している。

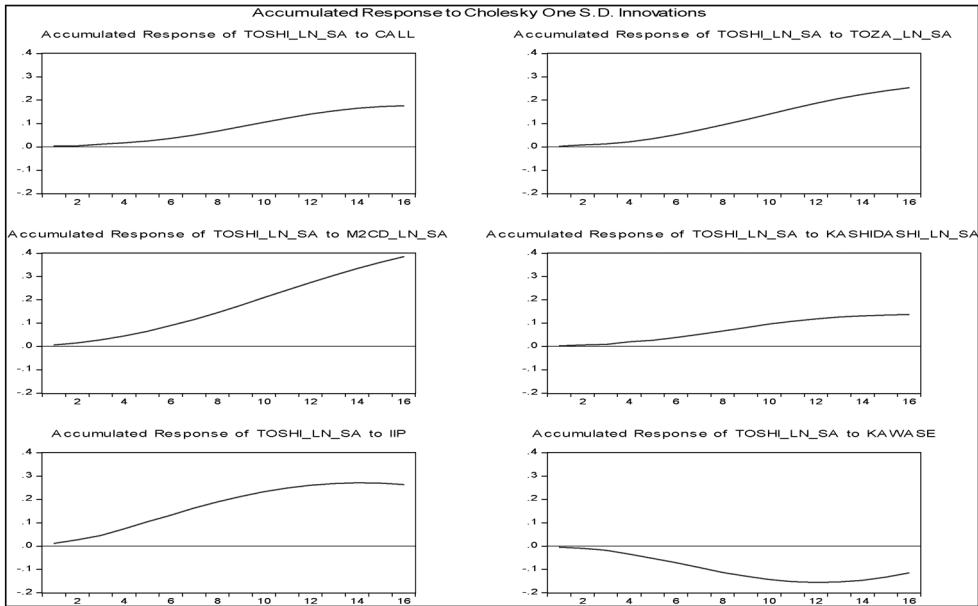
モデル1の銀行貸出に関するVECMのインパルス応答関数の結果が図5である。前半期間においてコールレートショックが負の影響を与えていること、後半期間において日銀当座預金のショックが正の影響を与えており、宮尾（2006）や井上・沖本（2007）などの先行研究の結果と整合している。

他方、銀行貸出金の代わりに企業の金融機関借入を用いたモデル2の金融機関借入に関するVECMのインパルス応答関数の結果が図6である。前半期間において、コールレートショックの符号が正となっているが、企業の設備投資と同じく好況期に金融引き締め下で借入が増加したこと

⁹ 全期間を対象としたモデル1の設備投資に関するVECMのインパルス応答関数についても概ね前半期間の結果と同様の結果となったが、名目実効為替レートのショックについては企業の設備投資に正の影響を与える結果となった。蟹澤（2015）でも為替レートの影響は設備投資に対して複雑に影響していることが示されているが、1980年代に円高の中でも設備投資が増加した影響や2000年代前半の景気浮揚期に円高の中でも設備投資が増加した影響などが影響していると考えられる。

図1 (モデル1) インパルス応答関数の結果—設備投資の反応

・前半期間: 1980q1-1999q1



・後半期間: 1999q2-2015q4

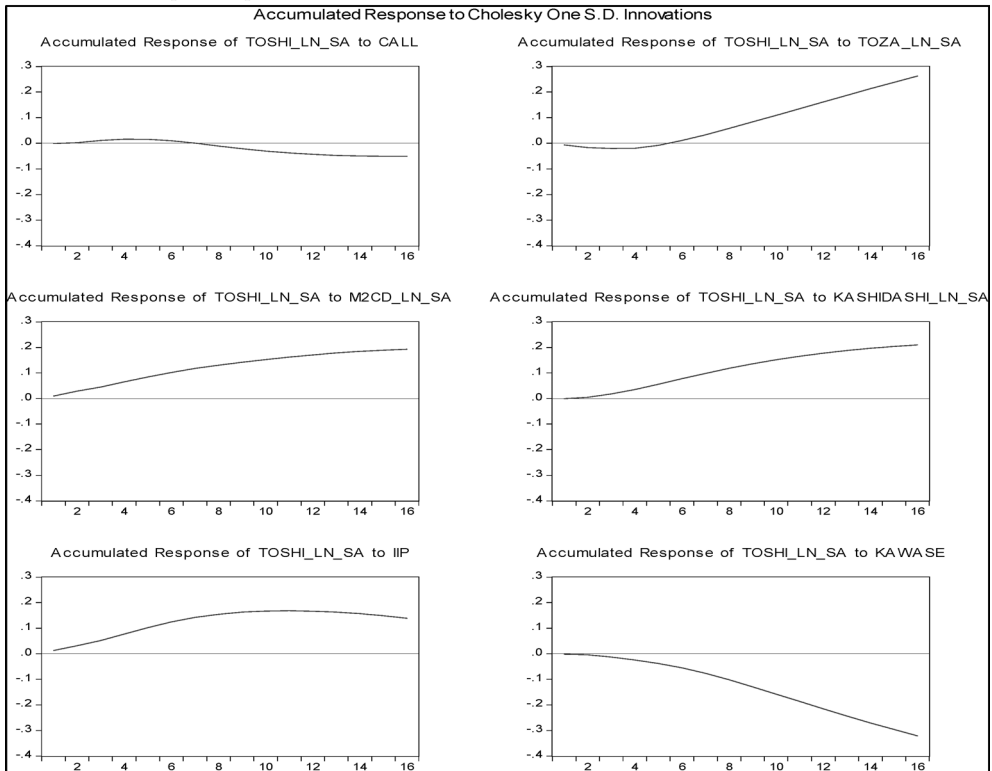
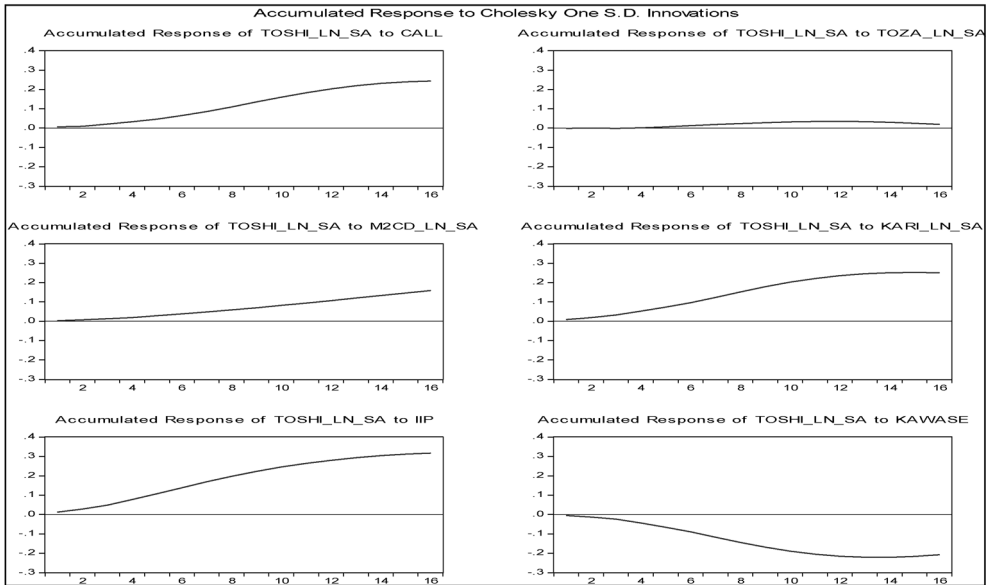


図2 (モデル2) インパルス応答関数の結果—設備投資の反応

・前半期間: 1980q1-1999q1



・後半期間: 1999q2-2015q4

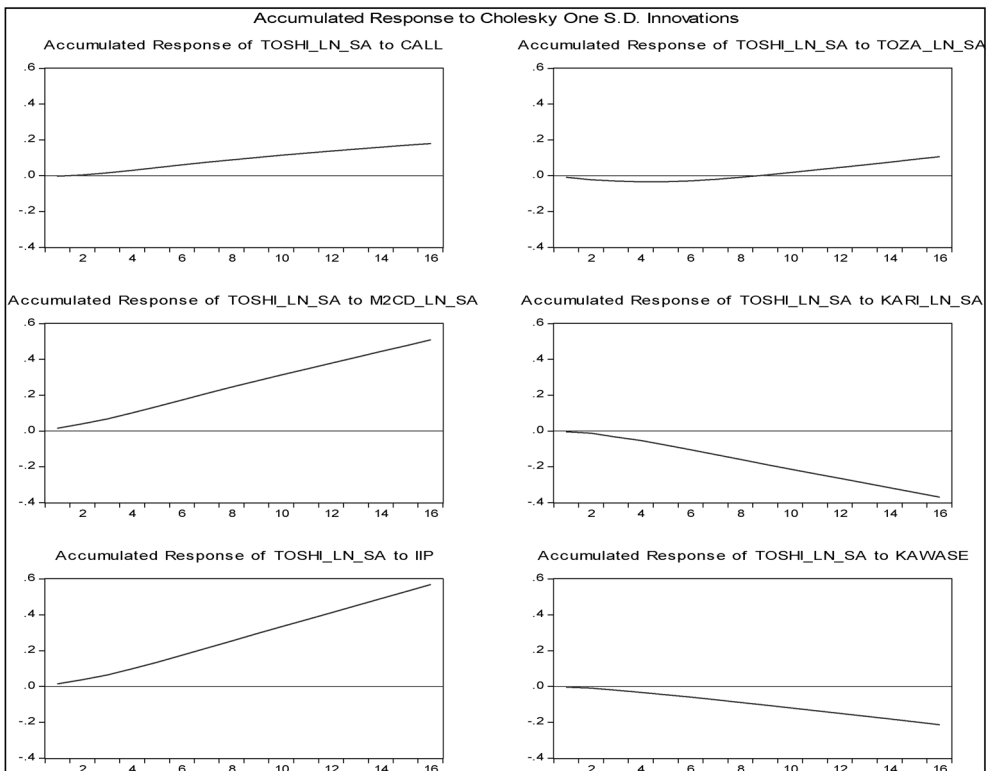
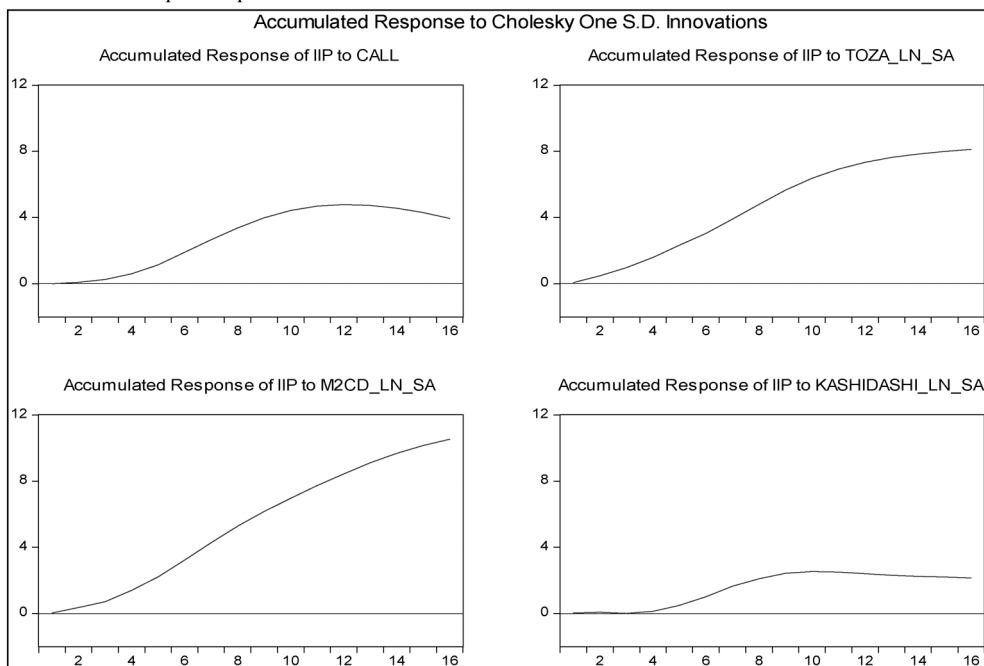


図3 (モデル1) インパルス応答関数の結果—鉱工業生産指数の反応

・前半期間:1980q1-1999q1



・後半期間:1999q2-2015q4

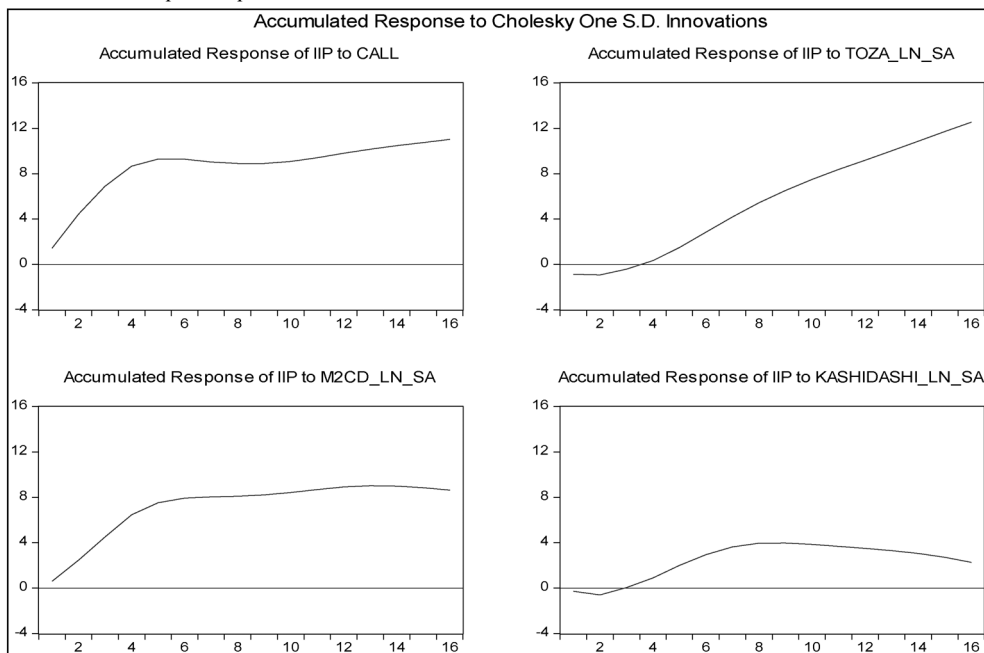
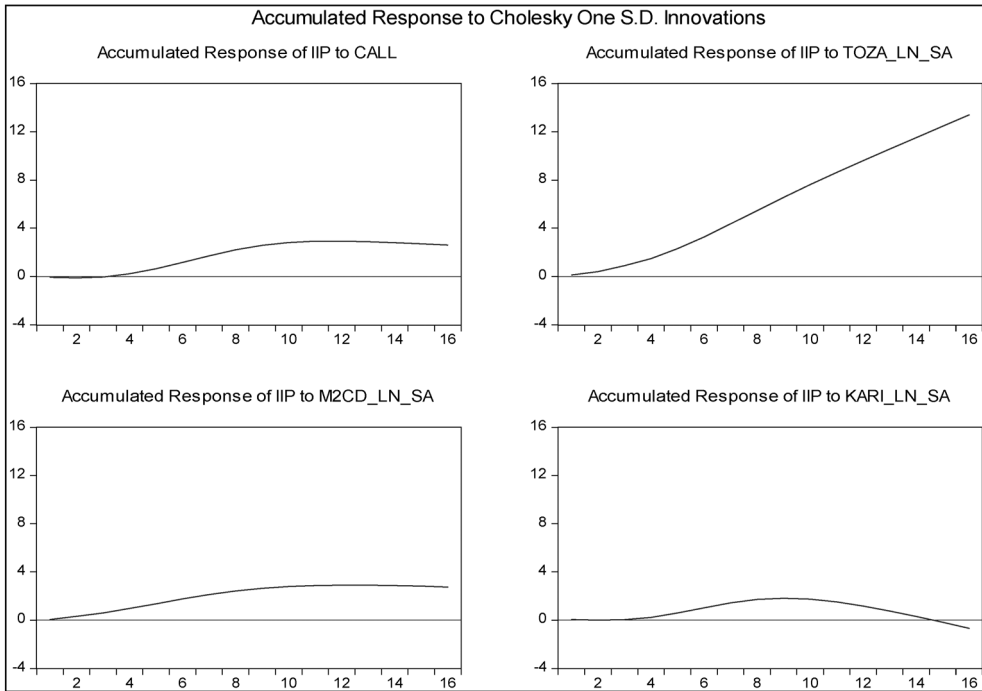


図4 (モデル2) インパルス応答関数の結果—鉱工業生産指数の反応

・前半期間: 1980q1-1999q1



・後半期間: 1999q2-2015q4

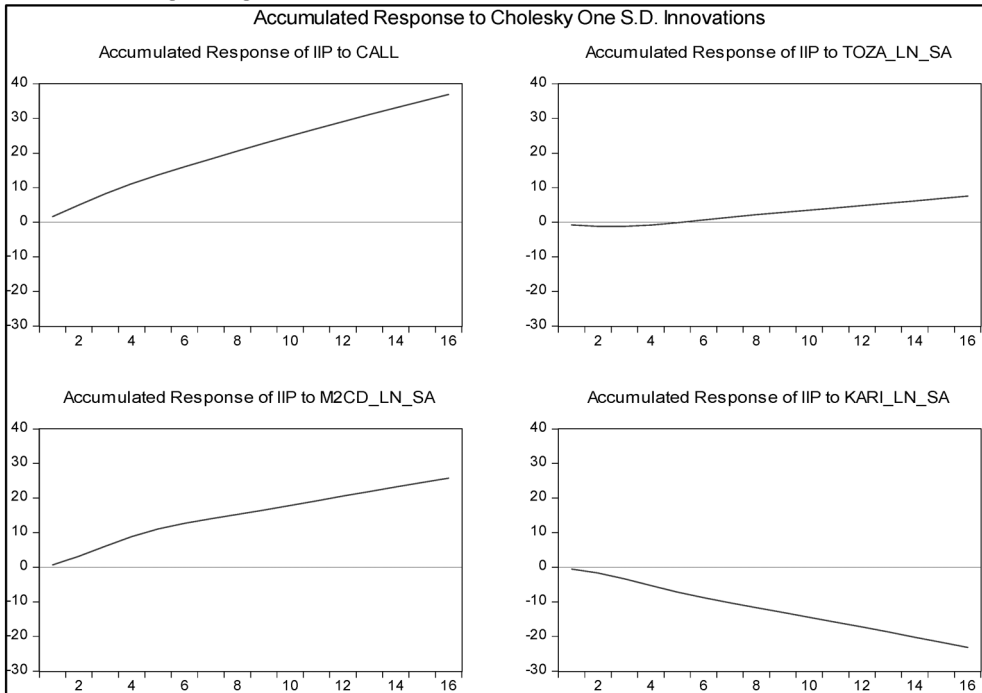
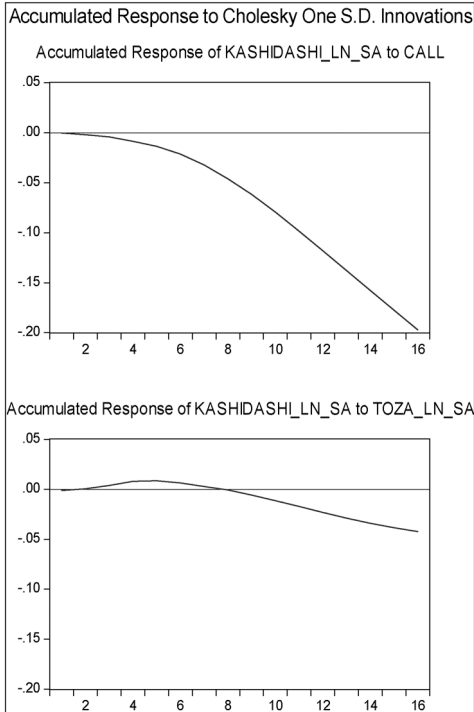


図5 (モデル1) インパルス応答関数の結果—銀行貸出の反応

・前半期間: 1980q1-1999q1



・後半期間: 1999q2-2015q4

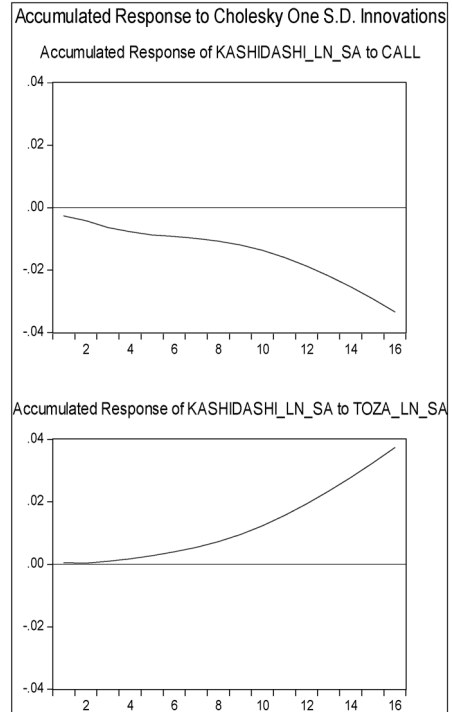
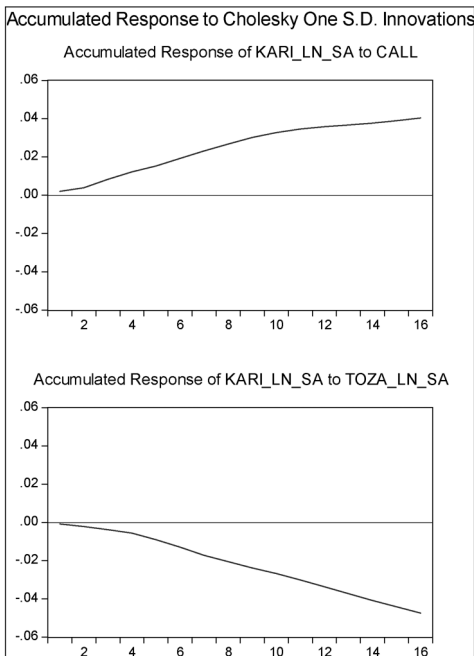


図6 (モデル2) インパルス応答関数の結果—企業の金融機関借入の反応

・前半期間: 1980q1-1999q1



・後半期間: 1999q2-2015q4

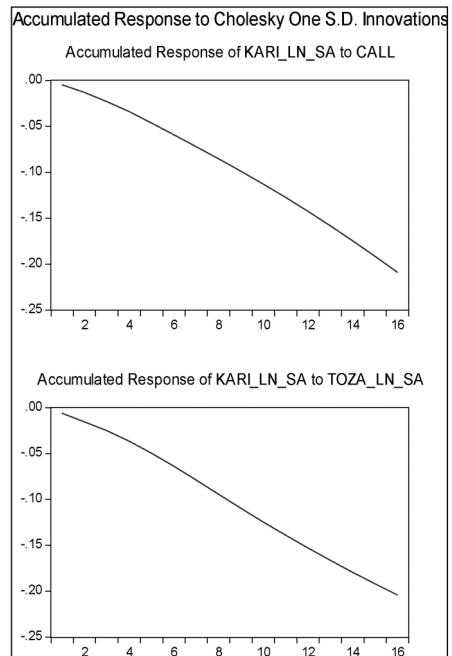


表3 グレンジャー因果検定結果

•モデル1：前半期間：1980q1-1999q1

	Dependent variable						
	D (コールレート)	D (日銀当座預金)	D (M2+CD)	D (銀行貸出金)	D (鉱工業生産指数)	D (名目実効為替レート)	D (企業の設備投資)
D (コールレート)		*					
D (日銀当座預金)							
D (M2+CD)		**					
D (銀行貸出金)					**		
D (鉱工業生産指数)				**			***
D (名目実効為替レート)							
D (企業の設備投資)				*			

有意水準：*** 1%， ** 5%， * 10%

•モデル1：後半期間：1999q2-2015q4

	Dependent variable						
	D (コールレート)	D (日銀当座預金)	D (M2+CD)	D (銀行貸出金)	D (鉱工業生産指数)	D (名目実効為替レート)	D (企業の設備投資)
D (コールレート)							
D (日銀当座預金)				*	*		
D (M2+CD)							**
D (銀行貸出金)							
D (鉱工業生産指数)	**		**	**		*	
D (名目実効為替レート)							
D (企業の設備投資)			*	***			

有意水準：*** 1%， ** 5%， * 10%

を反映していると考えられる。また、後半期間において、日銀当座預金のショックの符号が負となっている。企業の資金調達には企業の資金需要や金融機関の貸出動向等の影響を受けており、金融政策の影響は大きくないことを示唆する結果となった。

グレンジャー因果分析の結果が表3である。グレンジャー因果分析では、前半期間でも後半期間でも設備投資に対して金融政策の指標についてグレンジャー因果が検出されなかった。他方、銀行貸出金についてはグレンジャー因果が検出された。銀行貸出金に対しても金融政策の指標はグレンジャー因果が検出されなかったため、金融政策で銀行貸出が増加し、企業の設備投資が増加するというサイクルは確認できなかった。

5. 結論

VECMのインパルス応答関数の分析結果からは、金利政策でコールレートが低下した場合で

も、企業の設備投資や鉱工業生産指数が増加する関係が確認できなかった。これは今後マイナス金利政策を評価する際に考慮すべき事項とも考えられる。他方、量的緩和政策によって、日銀当座預金を増加させた場合、企業の設備投資及び鉱工業生産指数に正の影響を与えることが確認された。ただし、グレンジャー因果分析においては、金融政策指標と企業の設備投資の間に明示的に因果関係が認められないことから、量的緩和政策が設備投資促進等の実体経済に対する政策手段として有用であるかについては議論の余地が残る。

企業の金融機関借入に対して金融政策指標が影響を与えていないことから、金融政策によって、銀行貸出が増加し、企業が設備投資を増加させるサイクルが確立しているとは言えないと考えられる。原因の一つは銀行の貸出行動にあるものと考えられる。後半期間において、日銀当座預金のショックによって銀行借入が負の影響を受けている結果は、量的緩和で増加したマネーを銀行が企業に供給していることが確認できなかったことを意味している。金融緩和によって、銀行のマネー保有残高が増加したとしても、銀行が貸出金を増加させるか、ないしは企業が設備投資資金を増やすかについては、企業資金に係る需給バランスや投資機会の多寡、銀行が設備投資のリスクを許容するかに影響を受ける。企業の設備投資を阻害している根本要因を改善しない限り、金融緩和による経済効果は限定的なものになるものと考えられる。

今後の課題として、企業の財務データを用いたパネル分析を用いて、金融政策が企業の借入や設備投資に与える影響の分析や、金融機関の財務データを利用した分析を行うことによって、金融政策が銀行貸出に有意な影響を与えない要因についても検証を行いたいと考えている。また、今回の分析結果の頑健性については追加検証が必要であり、分析手法の精緻化についても課題が残ると考えている。

文献

1. 井上智夫・沖本竜義 (2007) 「日本における金融政策の効果—構造変化の可能性を考慮に入れた再検証—」 林文夫編、『経済停滞の原因と制度』, pp.189-225, 勁草書房
2. 岩淵純一 (1990), 「金融変数が実態変数に与える影響について—Structural VAR モデルによる再検証」, 金融研究第9巻第3号 pp.79-118, 日本銀行金融研究所
3. 蟹澤啓輔 (2015), 「為替レート及び実質利子率が日本企業の設備投資に与える影響—財務データに基づくパネルデータ分析—」, 経済政策ジャーナル, 第11巻第2号, 日本経済政策学会
4. 北浦修敏・南雲紀良 (2004), 「財政政策の短期的効果についての一考察：無制約 VAR による分析」, *PRI Discussion Paper Series*, No.04 A-18, 財務省財務総合政策研究所研究部
5. 鈴木和志 (2001), 『設備投資と金融市場 情報の非対称性と不確実性』, 東京大学出版
6. 松浦克己・コリン, マッケンジー (2012) 『EViews による計量経済分析 [第2版]』, 東洋経済新報社
7. 宮尾龍蔵 (2006), 『マクロ金融政策の時系列分析』, 日本経済新聞社
8. Bernanke, Ben S., and Ilian Mihov (1998), “The Measuring Monetary Policy”, *Quarterly Journal of economics* 113, pp.869-902
9. Lutkepohl, Helmut and Markus Kratzig (2004), “Applied Time Series Econometrics”, Cambridge University Press
10. Love, Inessa and Lea Zicchino (2006), “Financial development and dynamic investment behavior: Evi-

- dence from panel VAR”, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 46 (2006) 190–210, ELSEVIER
11. Roberts, John M. (2005), “Using Structural Shocks to Identify Models of Investment”, *Finance and Economics Discussion Series*, Divisions of Research & Statistics and Monetary Affairs Federal Reserve Board, Washington, D.C.