

博士論文

非伝統的金融政策の効果に関する分析：  
アベノミクスを中心として

日本大学

経済学研究科 博士後期課程

19CD001

金 相基

論文指導教官：権 赫旭 教授

## 目 次

第1章	序 論	p. 1
第2章	日本銀行によるETFの買入政策が企業の株価に及ぼす影響： QQE以降のNikkei225を中心として	p. 3
第3章	量的・質的金融緩和(QQE)が日本銀行の収支に与える影響	p. 36
第4章	韓国・日本の金融政策の有効性の比較	p. 68
第5章	結 論	p. 94

## 1. 序論

日本経済の質的転換が進んでいる。バブル経済の崩壊以降、長期停滞から抜け出さなかった日本経済は、アベノミクスをきっかけに回復する姿を示している。2013年から新型コロナのパンデミックが発生した2019年まで日本経済は概ね良好な状態を続けた。特に、慢性的デフレ心理から脱し、事実上完全雇用を達成したことは、誰も否定できない成果であると言えざるをえない<sup>1</sup>。

日本銀行は、主要な中央銀行の中でも非伝統的金融政策の先駆けと呼ばれる。ゼロ金利、量的緩和(QE; quantitative easing)、イールドカーブコントロール(YCC; yield curve control)など、日本銀行が新たに導入した多様な政策手段は、2008年の世界金融危機をきっかけに、他の先進国の中央銀行でも積極的に導入された。日本銀行の金融政策は伝統的金融政策の制約下で、新たな非伝統的金融政策手段を追加するパターンで進められた。日本銀行の金融政策の有効性に関する分析は、韓国にとって非常に有意義なことであるとする。

本論文の主たる関心事項は以下の三つである。まず、日本銀行のLSAP (large-scale asset purchase) の中でも、ユニークなETF買入が日本企業の株価に与えた影響である。主要国の中央銀行は国債を中心にLSAPを行ったが、日本銀行は国債以外にもETF買入を通じて直接的に株価を支えてきた。本論文では、ETFの効果を分析するために、為替レート、S&P 500指数などをコントロール変数として考慮した多重回帰分析を使う。

次の関心事項は、非伝統的金融政策手段によって拡張的金融政策を実施することで、日本銀行の収支にどのような影響を及ぼすのかである。近年、日本銀行の収支は為替レート、金利及び株価などの動きに左右される傾向を示している。本論文では、為替レートなどの経済変数別のシナリオを想定してストレステスト(stress test)を利用して、非伝統的金融政策が日本銀行の収支に与える効果を分析する。

---

<sup>1</sup> 一部では、アベノミクス以降、日本の雇用好転は人口構造の変化(高齢化、生産年齢人口の減少)と偶然に重なって生じた結果に過ぎないと主張し、アベノミクスによる雇用改善効果を認めていない。しかしながら、生産年齢人口の減少が始まった1990年代半ば以降、就職氷河期と呼ばれるほど相当期間にわたって日本の雇用状況が厳しかった事実を考えると、説得力が強い主張であると判断される。

最後に、金融政策の波及経路を中心に韓国と日本の金融政策の有効性を比較する。両国における金融政策の効果比較は、非常に有意義な政策的インプリケーションを提供すると判断される。日韓の金融政策の有効性を分析するためには、2000年代に入ってから日本の政策金利がゼロに近づいた問題を解決する必要がある。本論文では、仮想政策金利(shadow policy rate)を導入した上で、符号制約VARモデルを使って分析する。

本論文の構成は以下のとおりである。第2章では、日本銀行のETFの買入がNikkei225に与えた影響について分析する。第3章では、量的・質的金融緩和以降、日本銀行の収支における変化を把握した後、2020年度を対象に、為替レート・株価などの価格変数の変動による日本銀行の収支の見直しを行う。第4章では、2004年7月から2019年9月まで、日韓の金融政策の有効性を比較する。最後に、本論文の結論を述べる。

## 2. 日本銀行によるETFの買入政策が企業の株価に及ぼす影響：

### QQE以降のNikkei225を中心として\*

\* この章は2020年6月末、韓国応用経済学会の学術ジャーナル(「応用経済」)に 일본은행의 ETF 매입 정책이 기업 주가에 미친 영향 : QQE 이후의 Nikkei 225를 중심으로 というタイトルで掲載された論文を日本語訳したものである。

### 2.1 研究背景

2019年8月末現在、日本銀行(BOJ、以下「日銀」)は、主要国の中央銀行の中で唯一、ETF<sup>2</sup>の買入れを通じて、(間接的に)自国の株式を大規模に保有している。グローバル金融危機以降、主要国の中央銀行は、「量的緩和」(QE; quantitative easing)政策の手段として、主に国債の買入れを実施したが、日銀は長期にわたる低金利とデフレ問題も抱える中で、より強力な金融緩和を推進するため、国債に加えて社債、CP、ETFなど、多様な資産を買入れの対象に設定した。買入れ対象資産の種類、規模及び期間などの点において、日銀のETF買入れは「非伝統的な金融政策」(unconventional monetary policy)の中でも、前例を探し難い独特な(unique)政策であると判断される。<sup>3</sup>

日銀によるETFの買入れ政策は、当初の期待通り、「日本企業の株価を支えることによって日本経済が長期間のデフレから脱却すること」に一定程度寄与したと思われる。実際に日本の株価(Nikkei 225)をみると、アベノミクスが始まった2012年末以降急速なスピードで上昇し、2015年5月には20,000円を突破、2018年10月にはバブル崩壊後の最高値(24,271円)を記録

---

2 ETF(Exchange Traded Fund)は、特定の株価指数の収益率に連動されるように設計した指数連動型ファンドであり、取引所に上場されて一般株式のように取引される商品である。ETFの買入は、当該の株価指数を構成する銘柄全体の買取と同じ効果を持つ。

3 日銀以外には、スイス中央銀行(Swiss National Bank)と香港金融管理局(HK Monetary Authority)が民間企業の株式を買入れた前例がある。しかし、スイス中央銀行の場合、為替レート政策の一環として外国の株式を買入れたという面で、日銀の自国株式の買入れとは質的に異なる。香港金融管理局もアジア通貨危機以降、投機勢力に対抗するために1998年8月14日～8月28日において、1,181億香港ドル(外貨準備の18%)を使って当時の香港株式市場の時価総額の6%に当たる株式を買入れたものの、短期間に処分しており、株式を長期にわたって保有している日銀のケースとは異なる(香港のケースについてはShirai(2018)を参照)。

した。特に、2017年に入ってNikkei 225は以前と異なり円/ドル為替レートとの相関を脱し、為替レートと関係なく<sup>4</sup>上昇を示していた。これを、ETFの買入れ効果であると主張する見解も存在する。

日銀も、ETF買入れ政策が、株価の上昇や投資家心理の改善などを通じて、「物価安定目標」の達成に大きな役割を果たすと期待している（〈図 2-1〉参照）。



出所：韓国銀行東京事務所(2019)

日本企業の株価の回復は、様々な議論の中でも、アベノミクスの実質的な成果を象徴する核心ケースとして言われてきた。グローバル経済の変動、「量的・質的金融緩和」(QQE)、円/ドル為替レートなど、多様な要因が日本企業の株価に影響を与えている状況の下で、日銀の継続的なETFの買入れは意外に長い間注目を引かなかった。しかし、足もと日銀のETFの保有残高が30兆円(時価ベース)に達し、2020年下半期には日銀が日本の株式市場で最大の機関投資家になると予想<sup>5</sup>される中で、日銀のETFの買入れに対する関心は高まっている。2018年下半期以降、米・中の貿易摩擦の激化などから、日本の株価が伸び悩んでいることも、ETFに対する関心が高まる要因として作用したと判断される。

本章は、こうした最近の認識の変化と先行研究に基づき、日銀のETFの買入れが株価の回復

4 (Nikkei 225と円/ドル為替レート間の相関係数) 2011年 0.80 → 2013年 0.94 → 2015年 0.79 → 2017年 0.28

5 ETFの買入政策が現在の規模とスピードを維持する場合、2020年下半期ごろ、日銀は東京証券取引所(TSE)の筆頭株主になる見通し(日本経済新聞の推定)。2020年11月、日銀のETFの保有残高(時価ベース)が40兆円以上に拡大し、日銀がGPIFを抜けてTSEの筆頭株主になる可能性(2019年3月末現在、GPIFはTSEの上場株の保有規模(時価ベース)が40.7兆円で筆頭株主)。

における主要因として作用したのか、同政策の変更によってその影響力に変化が発生したのか、またもしこの政策が行なわれなかった場合に、現在の日本企業の株価水準はどうなっていたか、といった問いについて答える。

本章の分析の基本フレームは、先行研究の成果を多く反映しているが、①足もとの株価の停滞時期(2018年10月以降)を含めて分析の期間を広げ、②先行研究の既存モデルに修正を加えて政策的含意を導出し、③サブサンプル(subsample)を構成して内生性(endogeneity)に対処したことは、本研究が当該分野の研究に寄与した点があると思われる。

本章の構成は次の通りである。まず、第2.2節では、ETFの買入政策の概要や運営状況について簡略に考察する。第2.3節では、ETFの買入れ(または広義の資産買入)が株価(または企業の業績)に与える影響に関する先行研究を紹介する。第2.4、2.5節は実証分析のパートで、日銀のETFの買入れが株価に実質的かつ持続的な影響を与えたのかを、2013年4月以降Nikkei 225を中心として分析した。最後に第2.6節は本章の結論であり、研究の成果を要約する。

## 2.2 日銀によるETFの買入政策の概観

### 2.2.1 政策の概要

日銀は白川前総裁体制において、2010年10月、「包括的金融緩和(CME; comprehensive monetary easing)のもとで「大規模な資産買入」(LSAP; large-scale asset purchase)プログラム<sup>6</sup>を導入し、その一環として2010年12月からETFを買い入れた。

第2次安倍内閣の発足(2012年12月)直後に就任した黒田総裁が、2013年4月に「量的・質的金融緩和」(QQE; quantitative and qualitative monetary easing)を導入し、ETFの買入れが本格化した。2%「物価安定目標」を早めに達成するために、ハイパワードマネーと長期国債・

---

6 日銀の「資産買入れ等の基金運営基本方針」(2010年10月28日)を参照。短期金利の引き下げが制限された状況の下で長期金利の下落を誘導し、各種資産のリスク・プレミアムを縮小するために導入された臨時措置で、主な買入対象資産に国債、国庫短期証券(T-Bill)、CP、社債、ETF、REIT(不動産信託)などが含まれた。

ETFの保有規模を「2年間で2倍以上」拡大<sup>7</sup>するとの決定によって、ETFの買入限度も年 1兆円に拡大された。当初は 2011年末までに限定されていたETF買入れは、政策効果を高めるために、買入れ限度(年ベース)も2014年10月<sup>8</sup>(3兆円)、2016年4月(3.3兆円)及び7月<sup>9</sup>(6兆円)に拡大された。この結果、買入れ限度は導入当時(4,500億円)に比べて13倍以上に増えた。

日銀はETFの買入政策の導入後、特定の銘柄への偏重現象を緩めるために買入対象を次第に拡大するスタンスを採っている。導入の当時にはTOPIXとNikkei連動型ETFだけを対象にしたが、2014年11月にJPXNikkei 400指数連動型ETFを追加したことに続いて2016年4月以降、「設備と人材の投資に積極的な企業」の株式を対象にしたETF<sup>10</sup>(以下、「企業支援ETF」)を、毎年3千億円ほど追加的に買入れている。

あわせて、導入以降にしばしば提起されてきた、Nikkei連動型ETFに含まれる個別企業の株価の「歪み」に対処するために、日銀は2016年9月と2018年7月の二回、Nikkei連動型ETFのウェイトを低め、代わりにTOPIX連動型ETFのウェイトを拡大する措置を行った。その結果、2010年12月15日～2011年8月1日の間、日銀のETFの保有残高(簿価ベース)の中で39.9%を占めていたNikkei連動型ETFのウェイトは持続的に減少し、2019年8月末現在、19.1%でピーク比半分に縮小された(日銀のデータなどを活用し、著者が推定。〈付録 2-2〉参照)。

〈表 2-1〉 対象ETF<sup>1)</sup>の種類別買入方針<sup>2)</sup>

	2014. 11月	2016. 7月	2016. 9月	2018. 7月
Nikkei225・TOPIX・JPXNikkei400	3.0兆円	5.7兆円	3.0兆円	1.5兆円
TOPIX	-	-	2.7兆円	4.2兆円
全体	3.0兆円	5.7兆円	5.7兆円	5.7兆円

注：1) 企業支援ETF(0.3兆円)は除く。 2) 時期は買入方針の変更の決定ベース。

7 日銀のETFの保有残高(兆円)：2012年末 1.5 → 2013年末 2.5(目標) → 2014年末 3.5(目標)

8 消費税率の引き上げ(2014年4月)以降、需要の不振、原油価格の下落などによる物価の下方圧力が、デフレインドを再びもたらすリスクを事前に防止し、期待形性のモメンタムを維持することを企図して、QQEを拡大した。

9 Brexitや新興国の景気低迷などからグローバル経済の不確実性が高まり、国際金融市場の不安定な動きが続いて企業と家計のコンフィデンスの悪化を避けることを企図して、金融緩和を一段と強化した。

10 当該企業に資金を供給することによって株価の上昇を図ると共に、企業部門の全般に設備・人材を対象にして積極的に投資するように導くことを企図した措置である。



日銀のETF買入れ政策の導入後の変遷を要約すると、次の通りである。その中で、2013年4月、2014年10月及び2016年7月の限度の増額、そして2016年9月のウエイトの変更措置は、市場に相対的に大きな影響を与えたと認識されている。

〈表 2-2〉 ETFの買入政策の推移

時 期	変更の内訳	
2010年10月	制度の導入	- 買入残高 0.45兆円 - 買入対象 ETF : Nikkei連動型、TOPIX連動型
2011年 3月	買入限度の増額	- 買入残高 0.9兆円
2011年 8月	〃	- 買入残高 1.4兆円
2013年 4月	〃	- 年間買入額 1兆円
2014年10月	〃	- 年間買入額 3兆円
2014年11月	買入対象の拡大	- 買入対象 ETF : JPX Nikkei 400連動型の追加
2016年 4月	買入対象の拡大と 限度の増額	- 企業支援ETF 年間 3千億円、追加買入 (総年間買入額 3.3兆円)
2016年 7月	買入限度の増額	- 年間買入額 6兆円 (そのうち、企業支援ETF 3千億円を含む)
2016年 9月	買入ウエイトの変更	- TOPIX連動型ETFの買入ウエイトの上方調整
2018年 7月	買入金額の弾力化と ウエイトの変更	- 市場の状況によって買入金額の上下変動が可能 - TOPIX連動型ETFの買入ウエイトの上方調整

出所 : Petrov(2017)、Shirai(2018)、日本銀行の資料を要約・整理

## 2.2.2 運営現況

### (1) 保有

日銀のETFの保有残高を見てみると、買入限度が大きく増えた2014年10月、2016年7月を起点に急速に増加しており、2019年8月末現在、27.4兆円(簿価ベース。時価ベースでは約30兆円)に達している。ETFを通じた保有株式の時価総額は、東京証券取引所(TSE)1部における上場株の時価総額の4~5%と推定される(2019年3月末の時価は28兆円、TSE1部の4.7%、日本経済新聞)。

また、日本のETF市場に占める日銀の割合が70%を上回っている。日銀の総資産に占めるETF

の割合も、2013年3月の0.9%から2019年8月には4.8%へ大きく拡大している。

〈図 2-2〉 日銀のETFの保有残高



出所：日本銀行

〈表 2-3〉 日銀のETFの保有残高とウエイト

	(兆円、%)		
	保有残高 <sup>1)</sup> (A)	総資産 (B)	A/B
2013年3月	1.5	164.8	0.9
2015年3月	4.5	323.6	1.4
2017年3月	12.9	490.1	2.6
2018年3月	18.9	528.3	3.6
2019年3月	24.8	557.0	4.4
2019年8月	27.4	568.0	4.8

注：1) 簿価ベース。 出所：日本銀行

日銀が長期にわたってETFの買い入れを実施した結果、個別銘柄に対する日銀の保有(ETFを通じた間接保有)割合が持続的に拡大している。2019年1月末現在、日銀がETFを通じて持っている個別銘柄の保有割合を推定してみると、持分法の適用<sup>11</sup>基準である20%を超過する銘柄数は7社、大量保有レポートの提出対象基準である5%を超過する銘柄数は191社に達している(みずほ総合研究所の推定)。また2019年3月末現在、日銀は東京証券取引所の1部上場企業(2,141社)において23社の筆頭株主、ほぼ半分の企業の大株主(上位10位以内の株主)になっている(日本経済新聞の推定)。

## (2) 買入実施

次に買入実施のパターンを見ると、日銀は一般的に株式市場の午前場で株価が大幅に下落する場合、午後場でETFを買い入れる傾向<sup>12</sup>を示している。2018年以降、日銀は株価下落が小

11 議決権の保有割合が20%以上の場合、持分法の適用会社で親会社の連結決算に反映しなければならない。

12 Ohta(2016)、Fueda-Samikawa and Takano(2017)、Harada and Okimoto(2019)など多数の先行研究がこの傾向を共通的

幅(▲0.5%以下)の時は、介入(ETFの買入れ)を控える姿を示しているが、下落率が▲0.5%以上に達すると、ほとんど例外なく介入を断行している。2019年上半期の場合、Nikkeiベースで午前場の中で前日比▲1%以上の下落時100%、▲0.5～1%の下落時71.4%でETFの買入れが行なわれた<sup>13</sup>(但し、企業支援ETFの場合、株価にかかわらず、営業日ごと一定の規模(通常12億円)の買入れを実施)。

日銀の介入と非介入における、Nikkei225の平均的な成果を要約すると、〈表2-4〉の通りである。介入日については、日中全体および午前場のNikkei225は前日の終値に比べて平均的に下落している。一方、非介入日には、日中全体と午前場のNikkei225は平均的に上昇しており、介入日とは正反対の姿を現している。これは、日銀のETFの買入れが株価の下落要因として作用したのではなく、日銀が総じて「株価の下落時にETFの買入スタンスを堅持している」と解釈すべきである。

〈表 2-4〉 介入によるNikkei 225の変動率

(2013. 4. 4～2019. 8. 30、%)

区 分	介入日 (ETFの買入日)			非介入日 (ETFの非買入日)		
	Day <sup>1)</sup>	午前 <sup>2)</sup>	午後 <sup>3)</sup>	Day <sup>1)</sup>	午前 <sup>2)</sup>	午後 <sup>3)</sup>
・ 平均	-0.87	-0.89	0.02	0.53	0.55	-0.03
・ 標準偏差	1.26	0.94	0.76	1.07	0.82	0.62

注：1) 当日の終値/前日の終値。 2) 当日午前の終値/前日の終値。  
3) 当日午後の終値/当日午前の終値。

一方、年間買入れ限度額が増加したことを反映し、2017年以降、日銀の介入1回当りのETF買入れ規模は700億円を上回っている。2019年、日銀は株価下落時に、1回当たり約705億円の規

に指摘した。

13 TOPIXベースでは午前場の中で前日比▲1%以上の下落時100%、▲0.5～1%の下落時100%のETFの買入れが行なわれた。

模でETFを買い入れたが、上半期の累積買入額は2.3兆円(企業支援ETFの0.14兆円を含む)で、年間限度(6兆円)の半分を下回った。

〈図 2-3〉 株価と日銀のETFの買入<sup>1)</sup>



注：1) 企業支援ETFを除く。  
出所：Bloomberg、日本銀行

〈表 2-5〉 Nikkeiの変動率<sup>2)</sup>と日銀のETFの買入頻度<sup>3)</sup>

	上昇	(%、億円)			買入額 (回当り)
		0~0.5% 下落	0.5~1% 下落	1%以上 下落	
2014年	3.0	46.2	61.5	96.8	174
2015年	3.2	50.0	78.8	100.0	349
2016年	1.6	52.8	76.9	97.6	487
2017年	2.4	47.1	95.5	100.0	719
2018年	5.7	43.8	88.5	96.9	714
2019年 <sup>3)</sup>	0.0	17.4	71.4	100.0	705

注：1) 午前場ベース(当日午前の終値/前日の終値)。  
2) 割合(営業日数/日銀のETFの買入実施日数)。  
3) 2019年1月~6月ベース。  
出所：Bloomberg、日本銀行

### (3) その他

日銀が、ETFの買入政策を本格的に開始して以降、長期にわたってNikkei連動型ETFを買い入れたことで、Nikkei指数の構成種目のうち寄与度の高い「値がさ株」に偏る<sup>14)</sup>傾向が著しくなった。その結果、「個別企業の株価に対する歪み」の可能性を懸念する主張<sup>15)</sup>が生じると、日銀は前述の通り、二回(2016年9月、2018年7月)にわたってETFの買入れ割合の変更措置をとった。

14 Nikkei指数は株価平均で算出(price-weighted)されるので、値がさ株の影響を受けやすい。例えば、代表的な値がさ株である「Fast Retailing」株の場合、2019年8月末現在、TOPIXの種目のうち時価総額69位(0.38%)に過ぎないが、Nikkei指数の構成比率は1位(10.9%)になっている。このため、Nikkei連動型ETFの買入時、この銘柄の買入割合が高くなる。

15 先行研究の中でも、特に井出(2020)、Barbon and Gianinazzi(2019)は個別企業の株価の歪みの可能性を指摘しながら、日銀がNikkei連動型ETFの買入れを中止すべきと強く呼び掛けた。

しかし、このような日銀の措置は、NT倍率<sup>16</sup>(=Nikkei 225/TOPIX)の推移を考慮すると、限定的な効果にとどまると判断される。〈図 2-4〉で見えるように、2016年下半期～2017年上半期の間で一時的に鈍化したNT倍率は、2017年9月以降堅調な上昇トレンドを持続している。

〈図 2-4〉 NT倍率の推移



出所：Bloomberg

〈図 2-5〉 NikkeiとTOPIXの推移



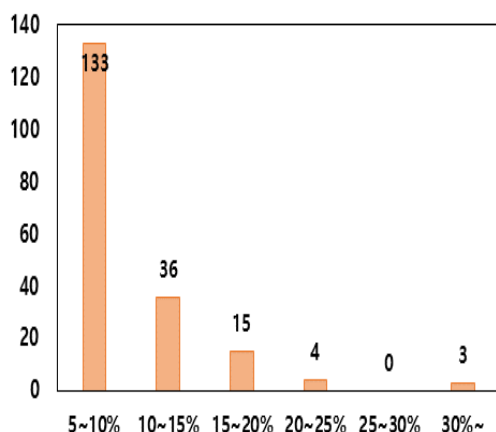
出所：Bloomberg

このほか指摘される副作用としては、日銀はいったんETFを通じて買い入れた株式を長期にわたって保有し、売却を行わないため、日銀の保有割合の高い銘柄では流通される株の数が少なくなる(流動性の低下)<sup>17</sup>点が挙げられる。

16 「NT倍率」の概念は、大塚(2016)のレポートを用いた。

17 指数連動型ファンドであるETFの買入時、当該株価指数を構成する個別種目の全体を指数の加重値別に買収することと同じ効果を持つ。従って、指数の加重値の高い銘柄を日銀が大量に保有する結果がもたらされる。

〈図 2-6〉 日銀の個別株の保有割合別種目数



注：2019年1月末ベース(推定)。  
出所：みずほ総合研究所

〈表 2-6〉 日銀の個別株の保有現況

(億円、%)

	時価 総額	間接保有額			保有 割合
		TOPIX型	Nikkei型	合計	
Advantest	5,277	85	946	1,042	19.7
Fast Retailing	51,711	372	8,718	9,138	17.7
Taiyo Yuden	4,006	87	595	681	17.0
TDK	15,460	362	2,133	2,541	16.4
Family Mart	13,178	190	1,860	2,074	15.7
Toho Zinc	562	13	74	87	15.5
Trend Micro	9,245	200	1,178	1,404	15.2
Nissan Che. Ind	7,493	175	893	1,091	14.6

注：2018年7月末ベース(推定)。  
出所：ニッセイ基礎研究所

## 2.3 先行研究<sup>18</sup>

グローバル金融危機以降、多くの中央銀行は金融市場の深刻な混乱に直面し、「量的緩和」(QE)の一環である「大規模な資産買入」(LSAP)を通じた資産価格の維持を図った。学界でも同時に、LSAPが金融市場や実体経済に及ぼす影響に関する研究が活発に行われるようになった。

LSAPと市場価格(market price)の関係に関する研究は、米国中央銀行(Fed)、欧州中央銀行(ECB)、イングランド銀行(BOE)などによる国債の買入れを分析対象に進み、概ね、LSAPが資産価格の上昇に有意な影響を与えたという分析結果となっている。<sup>19</sup>しかし、日銀が実施したLSAP(特にETFの買入れ)の影響に関する実証分析はあまり行われなかった。これは、ETFの買入れ政策の導入(2010年10月)以降、ETF市場が急速に拡大していた日本の状況を考慮すると、多少「異例」な現象であると言わざるをえない。

Ueda(2013)の研究は、日本のケースを分析した初期の先行研究である。彼は、ETFの買入れ

<sup>18</sup> 本章で挙げられた先行研究は Miyao Okimoto(2017)、Harada and Okimoto(2019)、Barbon and Gianinazzi(2019)などに大きく依存している。

<sup>19</sup> Hamilton and Wu(2012)、Buraschi and Whelan(2015)、Eser and Schwaab(2016)など。

を含むQQEプログラム全体の効果を分析し、日銀のLSAPがTOPIXと円/ドル為替レートにポジティブな効果を及ぼしたと主張した。しかしながら、この研究は日銀の多様な政策手段に対する資産価格の反応を分析したものであり、ETFの買入れ政策のみを明示的に取り上げなかった点に限界があると判断される。

2010年代半ば以降、ETF買入れの影響を、流動性(liquidity)サイドから考察した研究がみられるようになった。Ohta(2016)は、日次データを用いてETFとその構成銘柄を分析し、日銀の介入(ETFの買入れ)前後で、流動性の面で有意な差異は存在しないと主張した。Shirota(2018)は、大規模なETFの買受注文が発生する場合、「価格圧力効果」(price pressure effect)によってもたらされる流動性効果を発見し、日銀の介入が永久的な流動性効果に対し、少なくない影響を与えると言及した。Hanaeda and Serita(2017)は、Nikkei連動型ETFに焦点を当てて、日銀の介入が株式市場に与える影響を分析した。彼らは、ETFの時価(market price)と純資産価値(NAV)の間の差が、日銀のETFの買入日に拡大するという事実を示したほか、中央銀行の存在がETFの構成銘柄に対して高い変動性を誘発すると主張した。

日銀のETF買入れによる個別株の「価格の歪み」(price distortion)に対する懸念も、主な研究分野の一つと認識されている。Ide and Takehara(2017)は2011年1月～2016年12月を対象に、介入日と非介入日間のギャップを分析し、ETFの買入れは市場に流動性を提供し非対称的な情報を減らしたものの、この政策は株価の決定に歪みを引き起こした可能性があると言及した。

Barbon and Gianinazzi(2017、2019)は、「動的資産価格決定モデル」(dynamic asset pricing model)を用いて、ETF買入れの株価への波及経路<sup>20</sup>について研究した。実証分析の結果、クロスセクションと時系列方向のいずれも「ポートフォリオバランス経路<sup>21</sup>(portfolio

---

20 Barbon and Gianinazzi(2019)が提示した波及経路には、「portfolio balance channel」の以外に「signalling channel」、「capital constraints channel」などがある。

21 中央銀行が特定の資産を買い入れると、民間投資者の当該資産の保有規模が縮小するため、彼らがその他のポートフォリオを購入することを企図している。この場合、新たな均衡に到達すれば、価格が市場清算(market clearing)を保障するように調整しなければならない。特に、この経路によると、資産の買入時に、目標(target)資産と代替資産の価格が上昇すると期待されるが、これは需要曲線が下方シフトすることを意味する。

balance channel)が作用する中で、ETF買入れは株価にポジティブかつ持続的な影響を与えるという結論が導出された。また、彼らは「価格加重値」(price-weighted)であるNikkei連動型ETFの買入れが、「時価総額加重値」(value-weighted)ベースである他のETFの買入れと異なり、価格の歪みを引き起こし、企業と産業のレベルにおいて、自己資本コスト(cost of equity capital)に異質的な影響を及ぼしうると主張した。

最近、日銀によるETFの買入れが株価を一定程度上昇させたという、定量的な評価を行う研究が複数発表されている。根本(2018)は、日銀のETFの買入開始(2010年12月15日)から2017年末までにおける、Nikkei 225の上昇幅(12,448円)の中で、ETFの買入れによる上昇分がおよそ15%(1,900円)に達するという分析結果を得た。S&P 500、円/ドル為替レート及びETFの買入割合を説明変数として推定した結果、日銀のETF買入上限が引上げられた2016年下半年以降、Nikkeiの上昇効果が拡大し、2018年初の急落局面では、ETFの買入れが株価を下支えする要因として作用したと分析している。

Charoenwong *et al.* (2019)は、ETFの買入れが個別の株価変動に与えた影響を研究するために個別株の指数内「浮動株加重値」(free float weight)を考慮した。日銀の買入れを四半期レベルまで集計(aggregating)して分析した結果、ETFの買入れは個別株価に対し、即時的な上昇要因として作用したものの、その効果は短期に止まり、長期にわたる持続的な影響は与えなかったことを示した。

Harada and Okimoto(2019)は「差の差分析」(DID分析、<注31>参照)を使って、ETF買入れが個別の株価に与える影響を体系的に分析した。彼らは2013年4月～2017年10月における、日銀によるETFの買入実施日を対象に、Nikkei 225の編入株式と非編入株式の、午後場における変動率を比較した。その結果、Nikkei連動型ETFの買入れはNikkei指数に組み込まれる株式の午後場の変動に有意なプラス(+)の効果<sup>22</sup>を及ぼしたと指摘した。合わせて、期間の経過

---

22 日銀によるNikkei連動型ETFの買入れ時、Nikkei指数に組み込まれる株式の午後場の変動率(午前の終値対比)は、平均0.062%上昇した。この研究の「counterfactual simulation」(ETFの買入れが行われなかったと仮定した場合)では、2017年10月時点におけるNikkei指数の累積政策効果(cumulative treatment effect)は約20%と推定された。



による政策効果を把握するために、期間別推定を行い、ETFの買入れ効果はQQEの開始(2013年4月)初期に比べて、次第に減少<sup>23</sup>していると分析した。

## 2.4 分析資料と分析モデル

### 2.4.1 分析資料

以下では、日銀によるETFの買入れが日本の株価指数に及ぼした影響を考察するために、実証分析を行う。

株価指数としてはNikkei 225(日経平均株価)を選んだが、これは株価に関する多くの先行研究の主な対象<sup>24</sup>のみならず、よりカバーする範囲が広いTOPIXとの相関関係も非常に強いことから、<sup>25</sup>日本における株価の動きを総合的に反映する指標と判断されたからである。

株価(または株価指数)の決定要因を分析した多くの先行研究においては、月次(または四半期)データが変数として使われているが、特に鉱工業生産、CPI、GDP及び為替レートなどがよく用いられる。一方、本章の場合、日次で実行されるETFの買入れが株価指数に対する影響の分析に焦点を当てることから、ETFの買入れのみならず、その他の変数についても、既存研究の月次(または四半期)データではなく、日次データを用いた。同時に、日々の株価指数の不特定な動きを包括的に捉えるため、実体、金融及び海外などの部門別に按分して、変数を選定<sup>26</sup>した。

本章の実証分析に必要な各種のデータは、ブルームバーグ(Bloomberg)を中心に、多様なソースから入手した。具体的には、Nikkei 225の日次データ(変動率、加重値など)、S&P500指数、円/ドル為替レート、金利スプレッド及び国際原油価格データは、ブルームバーグから取得した。

---

23 日銀がNikkei連動型ETFを100億円買入れた時、QQEの初期にはNikkei指数に組み込まれる株式の午後場の変動率は平均的に0.0554%上昇したが、2016年9月以降にはその効果が0.0195%へと大きく縮小した。

24 노상윤(2010)、Yu Hsing(2013)、Megaravalli, A. Vikram and Sampagnaro, Gabriele(2018)など。

25 2013年1月～2019年8月の間、Nikkei 225とTOPIXの間の相関係数(レベルベース)は0.981に達した。

26 김용선·차진섭(1999)、한원중(2001)、송영렬·김흥기·한동협(2009)、Megaravalli, A. Vikram and Sampagnaro, Gabriele(2018)などを参照した。

その他、日銀の日別ETFの買入額とNikkei連動型ETFの買入割合は、それぞれ日銀のwebsiteと当方の推定<sup>27</sup>から、東京証券取引所におけるETFの取引関連データは Japan Exchange Group(JPX)のwebsiteから入手した。一方、日銀の株式保有(保有割合別種目数、TOPIX・Nikkei型の間接保有額など)関連データは、みずほ総合研究所、ニッセイ基礎研究所の推定値を用いた。

分析対象期間は、ETFの買入れが最初に行われた2010年12月以降ではなく、QQEが導入された2013年4月以降の期間に限定した。これは、ETFの買入れ頻度や規模などにおいて、QQEの導入前後に著しいギャップ<sup>28</sup>が存在していることに加え、東京証券取引所(TSE)と大阪証券取引所(OSE)の間の一部合併によるサンプルの歪み<sup>29</sup>を避けるためである。

合わせて、日銀によるETFの買入れ政策上の変化を反映し、同政策の効果を動的に把握するために、全体の対象期間(2013年4月～2019年8月)分析に加え、期間別サブサンプル分析も行った。2014年10月(1兆円→3兆円)と2016年7月(3.3兆円→6兆円)を変化点として選んだのは、両時点において、買入限度の拡大など日銀のETF関連政策のスタンスが大きく強化されたからである。

〈表 2-7〉 期間別サブサンプル分析対象期間

2013. 4. 4～2014. 10. 30	2014. 10. 31～2016. 7. 28	2016. 7. 29～2019. 8. 30 <sup>30</sup>
Sub I	Sub II	Sub III

27 Nikkei連動型ETFの買入割合には、公式のデータが存在しないため、当方が入手できる資料を用いて自身で算出した。具体的には、日銀のETF種類別の買入方針に従って、Nikkei指数、TOPIXとJPX Nikkei 400の時価総額に基づき、各指数の日別加重値を計算した後、日銀の日別ETFの買入額にこの加重値を適用して、Nikkei連動型ETFの買入額と割合を推定した。

28

	QQEの導入前 (2010年12月～2013年3月)	QQEの導入後 (2013年4月～2019年8月)
・ 買入頻度(件/月)	2.5	6.7
・ 買入金額(10億円/回)	22.1	46.9

29 TSEとOSEのcash equity trading platform統合(2013年7月)によって、OSEの上場企業がTSEへシフトした。その結果、TSEの上場銘柄数は1,000個以上急増(うち、TSE1部は37個増加)した。Harada and Okimoto(2019)は、この影響を排除するために分析対象期間をQQEの導入後に制限している。

30 2016年7月29日～2016年9月30日(2か月)について、先行研究の間では期間区分に関して異なる見解が存在する。例えば、Harada and Okimoto(2019)は2016年9月のETFの買入割合の変更措置(Nikkei連動型ETF↓、TOPIX連動型ETF↑)の重要性を考慮して、この期間を別途のサブサンプルとして区分した。一方、Shirota(2018)は2016年8月～2017年11月を同一サブサンプルとして処理しており、この期間を別途区分していない。

## 2.4.2 変数の設定と分析モデル

本章は、多重回帰分析を適用して、日銀のETFの買入れがNikkei 225に与えた影響を推定する。こうした分析には、時系列分析やパネルデータ分析技法が用いられることもあるが、本章では日銀のETFの買入れが持つ内生性に分析の焦点を当てることから、多重回帰分析技法を適用しながら、多様なサブサンプル(subsample)を併用する。

著者の知る限り、このテーマに関して時系列分析技法を適用した研究はまだ無いが、Harada and Okimoto(2019)では、パネルデータによる「差の差分析」(DID分析)<sup>31</sup>を用いて、Nikkei225の構成企業群と非構成企業群における、政策反応度の差異を分析した。同研究と異なり、本章では2016年9月の買入割合変更措置後に、Nikkei連動型ETFの縮小によって、Nikkei225の構成企業群と非構成企業群の間で、政策反応度の差が小さくなった状況下において、ETFの買入れが日本の株式市場全体に及ぼす影響の推定を試みた。特に、日銀が「午前場でNikkei 225が下落した場合に、午後場に介入する」という内生性に焦点を当てている。

本章の回帰式は、根本(2018)などの先行研究に基づいているが、本研究の趣旨を踏まえて適切に修正した多重回帰モデル(multiple regression model)となっている。すなわち、根本(2018)の研究では、以下の回帰式の母数を推定し、日銀によるETFの買入れがNikkei 225に与えた影響を分析している。

$$\ln(Nikkei_t) = \alpha + \beta_1 \ln(S\&P_{t-1}) + \beta_2 \ln(YDER_t) + \beta_3 (ETFR_t) + \varepsilon_t \quad (1)$$

ここで、Nikkei：Nikkei225、S&P：S&P500指数、YDER：円/ドル為替レート、  
ETFR：ETFの買入割合(=ETFの買入額の時価総額/Nikkeiの時価総額)

---

31 DID分析は、政策の受惠対象(実験群; treatment group)の変化分から、非受惠対象(対照群; control group)の変化分を差し引くもの。マクロ経済環境などの、政策とは関係のない変数の、時間による変化(time-specific effect)をコントロールできることから、時系列分析において生じる歪みを減らすことができる。大規模な資産買入の推進による政策効果を推定するために、DID分析技法を適用した例としては、Boermans and Keshkov(2018)、Gunji *et al.* (2018)、Harada and Okimoto(2019)などがある。

根本(2018)は、 $\beta_3$ の分布を推定した後、 $\beta_3=0$ という帰無仮説を棄却することによって、ETFの買入れが株価(Nikkei 225)に統計的に有意な効果を持つことを示した<sup>32</sup>。

これと異なり、本章では、日銀によるETFの買入額が買入時点のNikkei 225に及ぼす影響を定量化するために、次のような回帰方程式を推定した。<sup>33</sup>

$$\begin{aligned} (Nikkei_t/Nikkei_{t-1}) = & \alpha + \beta_1 (S\&P_{t-1}/S\&P_{t-2}) + \beta_2 (YDER_t/YDER_{t-1}) + \\ & \beta_3 \Delta (NikETF_t) + \beta_4 \Delta (Spread_t) + \beta_5 (WTIF_{t-1}/WTIF_{t-2}) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

ここで、Nikkei：Nikkei 225、S&P：S&P500指数、YDER：円/ドル為替レート、  
NikETF：累積「Nikkei連動型ETFの買入額」(=ETF総買入額×Nikkei連動型ETFの割当割合)、  
Spread：長・短期金利差(=JGB10年物－T-Bill3か月物)、WTIF：WTI油価(先物)

まず、本章で推定しようとする回帰式(2)は、根本(2018)の式(1)と異なり、被説明変数と説明変数を「前日比変動率(または増減のレベル)」とした。これは、Nikkei 225が上記の説明変数と共に上昇した場合でも、その伸び率は、説明変数の伸びによって説明される変動分と、その他の説明されないランダム変動分で構成されると仮定している。こうした仮定に基づいて式(2)の推計を行い、日銀の一時的なETFの買入額がNikkei 225をどれくらい変動させたのか( $\beta_3$ )、そしてこの数値が統計的に有意であるかなどを検定する。

式(2)に挙げられた各説明変数の選定理由や、被説明変数(Nikkei 225の変動率)に与えると予想される影響を簡潔に示すと、次の通りである。

①S&P 500指数は、グローバル株式市場を先導する米国の代表的な株価指数として、日本の

32 根本(2018)では、水準(level)変数を時系列データで推計し、説明変数が平均から一単位増加した時に従属変数が平均からどれくらい増加するトレンドを示しているのかを分析していると言える。これは、日銀がETFを買入れた時には、日本企業の株価が期間平均に比べてどの程度高かったのかを分析したと解釈される。

33 式(2)は、当方の試行錯誤を経て導出された。例えば、式(1)のように被説明変数と一部の説明変数に自然対数をとった場合、

$$\ln(Nikkei_t) = \alpha + \beta_1 \ln(S\&P_{t-1}) + \beta_2 \ln(YDER_t) + \beta_3 \Delta (NikETF_t) + \beta_4 \Delta (Spread_t) + \beta_5 \ln(WTIF_{t-1}) + \varepsilon_t$$

となる。このケースでは、Adj. R<sup>2</sup>が高く、全般的な推定結果も良かったが、「Nikkei連動型ETFの買入額」の推定係数( $\beta_3$ )が過度に小さく、解釈上の便宜などのために最終推定式から除くこととした(付録 2-5参照)。

株価と強い相関関係を持つと予想される。実際に本章の〈表 2-9〉から確認できるように、S&P 500指数は日本の株価指数の変化率を説明する際に、統計的に有意な説明力を持つことが示された。日本とのタイムラグを考慮して、前日(t-1)のデータを用いた。

②円/ドル為替レートは、日本企業の競争力(収益性)を通じて株価にプラス(+ )の影響を及ぼすと予想される。特に、アベノミクスの根幹であるQQEの下では、円/ドル為替レートの役割と影響力は過去に比べて増大したと思われる。実際に本章の〈表2-9〉で確認できるように、円/ドル為替レートは日本の株価指数の変化率を説明する際に、統計的に有意な説明力を持っている。

③Nikkei連動型ETFの買入額は、市場内需要の拡大や投資家心理の改善などを通じて、日本の株価にプラス(+ )の影響を与えると予想される。その間、日銀がETFの売却を行わず、買入れのみを行ってきた(累積額が単調増加)ことから、「累積NikkeiETFの買入額対比一時買入額比率」、あるいは「Nikkeiの時価総額対比累積NikkeiETFの買入額比率」などは、単調に減少(または増加)する可能性がある。これを排除するために、日銀の市場介入時に、一時的な買入額自体を説明変数として活用した。これは、回帰係数 $\beta_3$ の数値的な解釈を一段と明確にさせることが期待される。

④金利スプレッドは、同指標が景気予測力<sup>34</sup>を持つと一般的に認められることを考慮して、説明変数に追加した。この指標は株価にプラス(+ )の影響を及ぼすと予想される。米国ではTB10年物対TB2年物がよく用いられるが、日本の場合、JGB2年物の長期時系列の取得が難しいことから、JGB10年物対T-Bill3か月物を適用した。〈表2-9〉では、金利スプレッドも統計的に有意な説明力を持っていることが確認される。

⑤WTI原油価格(先物)は、グローバル実体経済の動きを反映する代表的な国際油価として、オ

---

34 金相基(1998)参照。

オーバーシュートイングをしない限り株価にプラス(+)の影響を与えると予想される。日本の輸入原油においては、中東産が圧倒的なウエイト(87.2%、2018年ベース)を占めているが、Dubai原油価格(先物)が存在しない中でWTI原油価格(先物)がNikkei 225とプラス(+)の相関関係を示したことから、同指標を説明変数として選んだ。S&P500指数と同様にタイムラグを考慮して、前日(t-1)のデータを使った。WTI原油価格(先物)も他の変数と同様、統計的に有意な説明力を持っていることが示された。

本章のモデルで使われた変数らの内訳を要約すると、〈表2-8〉の通りである。

〈表 2-8〉 モデルで使われた変数らの内訳

区分	変数名	定義	従属変数との 相関係数 <sup>1)</sup>
従属 変数	・ Nikkei	Nikkei 225、 前日比変動率×100 (%)	-
	・ S&P	S&P500指数、 前日比変動率×100 (%)	0.474
説明 変数	・ YDER	円/ドル為替レート、 前日比変動率×100 (%)	0.531
	・ NikETF	累積Nikkei連動型ETFの買入額、 前日比変動幅(億円)	0.149
	・ Spread	金利差(JGB10年物の利回り －T-Bill3か月物の利回り)、 前日比変動幅(%p)	0.151
	・ WTIF	WTI原油価格(先物)、 前日比変動率×100 (%)	0.189

注：1) 2013. 4. 4～2019. 8. 30 ベース。

## 2.5 実証分析結果

### 2.5.1 Nikkei225 対象推定

式(2)の基本モデルを、分析対象期間の全体の日別データを使って推定した結果が〈表2-9〉である。<sup>35</sup>〈表 2-9〉の第1列は、日中全体の(Nikkei<sub>t</sub>/Nikkei<sub>t-1</sub>)によって算出された時系列データを被説明変数として、式(2)を推定したものである。

特記すべき推計結果は、日銀がETFを買い入れた日(介入日)には、その前日に比べてむしろNikkei225が平均的におよそ▲0.01%(1億円当たり)下落したことである。これは、根本(2018)など一部の先行研究とは異なる結果<sup>36</sup>であり、日銀がほぼ「午前場でNikkei225が下落した日」に限って、午後に市場に介入した「内生性」(endogeneity)による所が大きい。

〈表 2-9〉 全体対象期間の推定結果

(2013. 4. 4~2019. 8. 30、観測値=1,518)

	日中 (Day) <sup>1)</sup>	午前 (Morning) <sup>2)</sup>	午後 (Afternoon) <sup>3)</sup>
・ S&P ( $\beta_1$ )	0.51*** (15.35)	0.52*** (20.72)	-0.02 (-0.80)
・ YDER ( $\beta_2$ )	0.94*** (20.60)	0.56*** (15.95)	0.38*** (12.74)
・ NikETF ( $\beta_3$ )	-0.01*** (-10.22)	-0.01*** (-18.21)	0.002*** (5.59)
・ Spread ( $\beta_4$ )	3.36*** (3.20)	3.31*** (4.12)	0.06 (0.09)
・ WTIF ( $\beta_5$ )	0.03*** (2.89)	0.01 (1.44)	0.02** (2.66)
・ Constant ( $\alpha$ )	0.18*** (5.99)	0.26*** (11.24)	-0.08*** (-3.96)
Adj. R <sup>2</sup>	0.479	0.565	0.102

注：1) 当日終値の前日終値対比(%)。 2) 当日午前終値の前日終値対比(%)。

3) 当日午後終値の当日午前終値対比(%)。 4) ( )内はt-statistics。

5) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で係数が統計的に有意であることを意味。

内生性の問題を詳しく把握するために、〈表 2-9〉の第2列と第3列では、被説明変数

「Nikkei225の当日全体の変動率」ではなく、「午前場と午後場それぞれの変動率」に変え

35 「Nikkei連動型ETFの買入額」の代わりに「時価総額対比割合」(=累積NikkeiETFの買入額/Nikkeiの時価総額)を説明変数として推定した結果、相対的にモデルの説明力が低下した(〈付録 2-6〉参照)。

36 午後場において、日銀の介入にもかかわらずNikkei225が前日比下落した場合、日中全体と午前場における株価の変動率は「ETFの買入額」に対してマイナス(-)の相関関係を持つ。Harada and Okimoto(2019)でも、日中と午前場において、「ETFの買入額」の推定係数( $\beta_3$ )はマイナス(-)の符号を表わした。

て、式(2)を推定した。

まず、午前場においては、Nikkei 225の変動率と日銀によるETFの買入額は、統計的に著しく有意なマイナス(-)の相関関係を持つことが確認できた。これは、午前場でNikkei 225が急激に下落した場合、日銀がETFを追加で買い入れたという逆の因果関係を裏付けている。

これとは明らかな対比として、午後場におけるNikkeiの変動率と日銀によるETFの追加的な買入額は、統計的に著しく有意なプラス(+ )の相関関係を示している。具体的に見ると、日銀が午後場で1億円相当のNikkei連動型ETFを買い入れた場合、Nikkei 225は平均的に午前終値に比べて+0.002%上昇したと推定された。分析対象期間において、日銀による介入が517回(Nikkei連動型ETFベース、4.1兆円買入)に達した事実を考慮すると、その累積効果は決して小さくないと判断される。

<表 2-9>の結果からは、日銀によるETFの追加買入れがNikkei 225の上昇に対し、統計的に有意な影響力を持っていることが見て取れたが、その効果(treatment effect)についての定量的な解釈は追加的な分析を要する。即ち、理想的には午前場におけるNikkei 225の変動率にかかわらず、日銀のtreatmentの大きさを0億円、1億円、2億円…のように増やす実験を通じて分析すべきであるが、実際に日銀がETFの追加買入を行ったのは、午前場でNikkei 225が下落した日に集中している。このような状況を考慮して、<表 2-10>では、午前場でNikkei 225の下落した日だけでサブサンプルを構成し、式(2)を推定した。

まず、第1~2列は午前場におけるNikkei 225の下落日全体を対象に、Nikkei 225の前日比変動率と午前場対比午後場の変動率を被説明変数として推定した結果である。午前場においてNikkei 225が下落した日だけを対象に推定した場合でも、日銀によるETFの追加的な買入額は、Nikkei 225の前日比変動率に対し、依然として統計的に有意なマイナス(-)の相関関係を持っていることが確認された。

しかし、実際にETFの追加買入が行われた午後場での変動率を被説明変数として推定した場合には、ETFの追加買入が統計的に極めて有意なプラス(+ )の影響を持つ。特に、サブサンプルをNikkei 225が午前場に▲0~0.5%下落した日で構成(第3~4列)した場合には、日銀によ



るETFの買入れが前日比変動率と午前場対比午後場の変動率に対して、いずれも統計的に有意なプラス(+)の影響力を持つとの推計結果となった。この場合、「日銀のNikkei連動型ETFの追加買入れが1億円増加すると、Nikkei225が前日と午前場に比べてそれぞれ0.002%と0.003%上昇する」という解釈が可能になる。

〈表 2-10〉 午前場の下落日対象、推定結果

(2013. 4. 4～2019. 8. 30)

	下落日全体 【728】		-0.5%以下下落 【364】		-0.5%以上下落 【364】	
	日中 <sup>1)</sup>	午後 <sup>1)</sup>	日中 <sup>1)</sup>	午後 <sup>1)</sup>	日中 <sup>1)</sup>	午後 <sup>1)</sup>
・ S&P ( $\beta_1$ )	0.39*** (8.39)	-0.06* (-1.83)	0.01 (0.13)	-0.03 (-0.57)	0.37*** (5.67)	-0.08* (-1.84)
・ YDER ( $\beta_2$ )	0.78*** (12.46)	0.38*** (8.92)	0.24*** (4.01)	0.22*** (3.72)	0.80*** (8.73)	0.46*** (7.21)
・ NikETF ( $\beta_3$ )	-0.001* (-1.81)	0.002*** (3.61)	0.002*** (3.30)	0.003*** (4.81)	-0.001 (-0.40)	0.001 (1.15)
・ Spread ( $\beta_4$ )	3.43*** (2.65)	0.54 (0.61)	0.55 (0.49)	0.35 (0.32)	4.77** (2.46)	0.53 (0.39)
・ WTIF ( $\beta_5$ )	0.03* (1.64)	0.01 (0.92)	0.03** (2.31)	0.03** (2.35)	0.002 (0.10)	-0.01 (-0.63)
・ Constant ( $\alpha$ )	-0.42*** (-7.74)	-0.05 (-1.29)	-0.26*** (-7.32)	-0.07* (-1.93)	-0.82*** (-6.88)	-0.02 (-0.20)
Adj. R <sup>2</sup>	0.281	0.108	0.074	0.102	0.251	0.129

注：1) (Nikkeiの変動率, %) 日中：当日終値の前日終値対比、午後：当日午後終値の当日午前終値対比。

2) 【 】内は観測値の数。 3) ( )内はt-statistics。

4) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で係数が統計的に有意であることを意味。

一方、午前場にNikkei225が▲0.5%以上下落した日を対象に分析(第5～6列)した場合には、統計的に有意な結果が導出されなかった。日銀のETFの追加買入にも関わらず、Nikkei225が終値ベースで前日比下落したことの説明としては、午前場における株価の下落要因が非常に強かったため、日銀の午後場におけるETF買入れが期待ほど影響力を発揮できなかったと推測される。

すなわち、日銀によるETF買入れは、午後場においてNikkei225を上昇させたものの、その結果は統計的に有意ではなかった。これは、午前場にNikkei225が▲0.5%以上下落した364日の中

において、非買入日がわずか47日であったという事実から引き起こされる。<sup>37</sup>

分析の精度を高めるために、変化率変数を使った場合においても、〈表 2-10〉における午後場の変化率の推定結果が自己相関性 (autocorrelation) の影響を受ける可能性を踏まえ、午前場の変動率を説明変数に追加<sup>38</sup>して分析した。〈表 2-11〉が示すように、午前場の変動率の追加は、他の回帰係数らの推計値やその統計的な有意性には、さほど影響を与えなかった。

〈表 2-11〉 午前場の下落日対象，午後場の収益率<sup>1)</sup>推定結果

(2013. 4. 4～2019. 8. 30)

	下落日全体 【728】		-0.5%以下下落 【364】		-0.5%以上下落 【364】	
	既存	修正 <sup>2)</sup>	既存	修正 <sup>2)</sup>	既存	修正 <sup>2)</sup>
・ S&P ( $\beta_1$ )	-0.06* (-1.83)	-0.09** (-2.48)	-0.03 (-0.57)	-0.03 (-0.60)	-0.08* (-1.84)	-0.12** (-2.28)
・ YDER ( $\beta_2$ )	0.38*** (8.92)	0.35*** (7.83)	0.22*** (3.72)	0.22*** (3.68)	0.46*** (7.21)	0.44*** (6.54)
・ NikETF ( $\beta_3$ )	0.002*** (3.61)	0.002*** (3.94)	0.003*** (4.81)	0.003*** (4.71)	0.001 (1.15)	0.001 (1.27)
・ Spread ( $\beta_4$ )	0.54 (0.61)	0.34 (0.38)	0.35 (0.32)	0.33 (0.31)	0.53 (0.39)	0.21 (0.15)
・ WTIF ( $\beta_5$ )	0.01 (0.92)	0.01 (0.82)	0.03** (2.35)	0.03** (2.34)	-0.01 (-0.63)	-0.01 (-0.69)
・ NikMor ( $\beta_6$ )	..	0.07* (1.86)	..	0.06 (0.30)	..	0.08 (1.39)
・ Constant ( $\alpha$ )	-0.05 (-1.29)	-0.02 (-0.57)	-0.07* (-1.93)	-0.06 (-1.05)	-0.02 (-0.20)	0.04 (0.47)
Adj. R <sup>2</sup>	0.108	0.111	0.102	0.100	0.129	0.132

注：1) (Nikkeiの変動率、%) 当日午後終値の当日午前終値対比。2) 午前場の収益率を説明変数に追加。

3) 【 】内は観測値の数。 4) ( )内はt-statistics。

5) \*、\*\*、\*\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で係数が統計的に有意であることを意味。

37 Nikkei225が午前場で▲0～0.5%下落した364日については、日銀によるETFの買入日は161日(44.2%)に止まったが、▲0.5%以上下落した364日においては、買入日が317日(87.1%)にも達した。

38 この場合、新たな推定式は次の通りである。

$$(NikAfter_t/NikMor_t) = \alpha + \beta_1(S\&P_{t-1}/S\&P_{t-2}) + \beta_2(YDER_t/YDER_{t-1}) + \beta_3\Delta(NikETF_t) + \beta_4\Delta(Spread_t) + \beta_5(WTIF_{t-1}/WTIF_{t-2}) + \beta_6(NikMor_t/NikAfter_{t-1}) + \varepsilon_t$$

ここで、NikAfter: Nikkei225の午後終値、NikMor: 午前終値、S&P: S&P500指数、YDER: 円/ドル為替レート、NikETF: 累積「Nikkei連動型ETFの買入額」(= ETFの総買入額×Nikkei連動型ETFの割当割合)、Spread: 長・短期金利差(= JGB10年物-T-Bill13か月物)、WTIF: WTI油価(先物)。

次に、ETF買入れの動学的な政策効果を把握するために、午後場だけを対象にして、期間別サブサンプル分析を行った。その結果、日銀がQQEを導入した初期段階であるSub I（2013年4月4日～2014年10月30日）を除き、<sup>39</sup>ETFの買入れが円/ドル為替レート<sup>40</sup>と共にNikkeiの変動率にポジティブな影響を及ぼしたことが示された。これは、一部の先行研究における、「ETFの買入政策は、初期において株価に強い影響力を示した後、期間が経過するほど弱くなるトレンドが見られた」との主張<sup>41</sup>とは異なる結果であり、今後は、その差の解釈についてより深い研究が必要である。

〈表 2-12〉 期間別サブサンプル<sup>1)</sup>推定結果<sup>2)</sup>

	Sub I 【377】	Sub II 【409】	Sub III 【732】
・ S&P ( $\beta_1$ )	0.03 (0.53)	-0.04 (-0.94)	-0.03 (-1.57)
・ YDER ( $\beta_2$ )	0.42*** (5.86)	0.58*** (9.40)	0.20*** (6.16)
・ NikETF ( $\beta_3$ )	0.002 (1.43)	0.003*** (3.69)	0.002*** (4.85)
・ Spread ( $\beta_4$ )	2.38 (1.07)	-0.59 (-0.53)	-0.28 (-0.34)
・ WTIF ( $\beta_5$ )	0.09** (2.46)	0.03** (2.44)	-0.002 (-0.22)
・ Constant ( $\alpha$ )	-0.08 (-1.53)	-0.13*** (-2.78)	-0.05** (-2.42)
Adj. R <sup>2</sup>	0.095	0.181	0.065

注：1) Sub I：2013. 4. 4～2014. 10. 30, Sub II：2014. 10. 31～2016. 7. 28, Sub III：2016. 7. 29～2019. 8. 30。  
2) 分析対象期間の午後場ベース。 3) 【 】内は観測値の数。 4) ( )内はt-statistics。  
5) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で係数が統計的に有意であることを意味。

39 Sub I 期間においても、ETFの買入れの推定係数( $\beta_3$ )はプラス(+)の符号であったが、統計的に有意な水準に達しなかった。

40 日銀によるQQEの導入以降、円安は、株価の回復を通じた消費の増加、輸出競争力の強化、外国人観光客の流入(inbound)の拡大など、多様な分野で日本経済に寄与していると判断される。

41 Harada and Okimoto(2019), Charoenwong *et al.* (2019)などが代表的である。一方、根本(2018)は日銀によるETFの買入限度が6兆円に増えた2016年下半年以降、株価の上昇効果が拡大されたという分析結果を導出した。

先の分析のように、内生性の問題に対処するため、午前場における下落日のみを対象に、 $\beta_3$ について期間別サブサンプル推定を行った。その結果、Sub IIIの期間中では、ETF買入れのNikkei 225に対する影響力は、他の期間に比べて強いことが分かった。即ち、Sub IIIの $\beta_3$ は、午前場での下落日全体と小幅(-0.5%以下)下落の2つで、統計的に有意なプラス(+)を示した。

〈表 2-13〉 午前場の下落日対象, 期間別サブサンプル<sup>1)</sup>  $\beta_3$  推定結果<sup>2)</sup>

	Sub I	Sub II	Sub III
・下落日全体 【728】	0.003* 【178】 (1.67) <0.036>	0.001 【197】 (0.40) <0.235>	0.002*** 【353】 (4.25) <0.094>
・-0.5%以下 下落 【364】	0.003 【81】 (1.07) <0.038>	0.001 【79】 (0.46) <0.208>	0.003*** 【204】 (5.85) <0.148>
・-0.5%以上 下落 【364】	0.004 【97】 (1.25) <0.011>	0.001 【118】 (0.46) <0.288>	0.001 【149】 (0.60) <0.112>

注：1) Sub I:2013. 4. 4~2014. 10. 30, Sub II:2014. 10. 31~2016. 7. 28, Sub III:2016. 7. 29~2019. 8. 30。  
2) 分析対象期間の午後場ベース。 3) 【 】内は観測値の数。  
4) ( )内はt-statistics。 5) < >内はAdj. R-squared。  
6) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で係数が統計的に有意であることを意味。

一方、全期間において、午後場ベース(〈表 2-9〉参照)時、Nikkeiの変動率に統計的に有意な説明力を持った説明変数(円/ドル為替レート、WTI原油価格、ETFの買入額)のみで簡便なモデルを設定するため、式(2)から一部の変数を除去し、式(3)のように変形して推計を行った。

$$\begin{aligned}
 (Nikkei_t/Nikkei_{t-1}) = & \alpha + \beta_1' (YDER_t/YDER_{t-1}) + \beta_2' (WTIF_{t-1}/WTIF_{t-2}) \\
 & + \beta_3' \Delta (NikETF_t) + \varepsilon_t
 \end{aligned}
 \tag{3}$$

推計の結果、ETFの買入額は、Sub Iを除いた大多数の期間において、Nikkeiの変動率に統計的に有意な影響力を持っていたと判断される。

〈表 2-14〉 簡便モデルによる推定結果<sup>1)</sup>

	全体期間 【1, 518】	Sub I 【377】	Sub II 【409】	Sub III 【732】
・ YDER ( $\beta_1'$ )	0.38*** (12.84)	0.43*** (6.04)	0.57*** (9.37)	0.20*** (6.14)
・ WTIF ( $\beta_2'$ )	0.02** (2.55)	0.09*** (2.63)	0.03** (2.24)	-0.01 (-0.70)
・ NikETF ( $\beta_3'$ )	0.003*** (6.13)	0.002 (1.16)	0.004*** (4.23)	0.002*** (5.48)
・ Constant ( $\alpha$ )	-0.08*** (-4.24)	-0.07 (-1.36)	-0.14*** (-3.10)	-0.05*** (-2.77)
Adj. R <sup>2</sup>	0.103	0.096	0.183	0.064

注：1) 分析対象期間の午後場ベース。

2) 【 】内は観測値の数。 3) ( )内はt-statistics。

4) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で係数が統計的に有意であることを意味。

## 2.5.2 Counterfactual Simulation 推定

この項では、これまでの実証分析の結果に基づいて、仮にETFの買入政策が行われなかった場合、現在の日本の株価(Nikkei 225)はどの程度の水準に位置しているのかについて推計する。

ETFの買入れ(2010年12月)以降のNikkei 225を対象にした Counterfactual Simulationは、既に根本(2018)、Shirota(2018)、Harada and Okimoto(2019)などの先行研究<sup>42)</sup>でも行われている。本章において、Counterfactual Simulationを実行<sup>43)</sup>した結果、2019年8月末現在、推定されたNikkei 225はおよそ9,000円(8,923円)であり、実際のNikkei 225(20,704円)に比べてわずか43.1%の低水準と推計された。

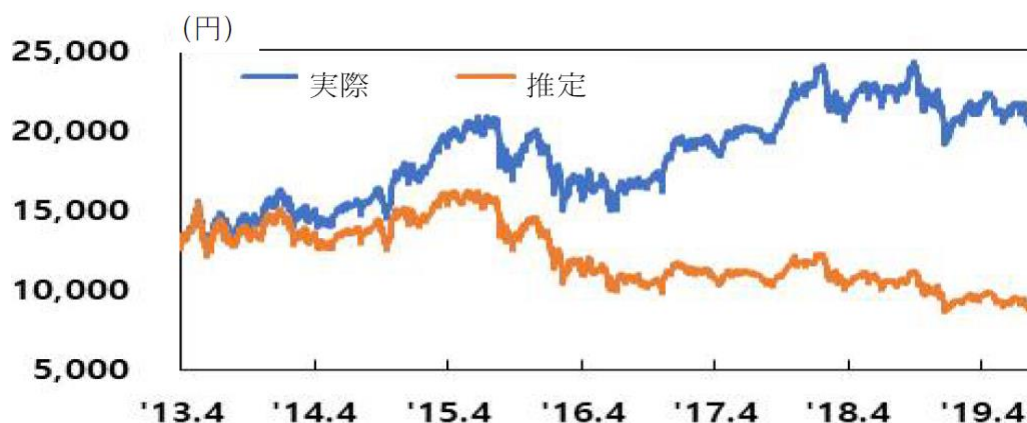
42 根本(2018)：2010年12月15日～2017年12月の間、ETFの買入れによるNikkei 225の上昇分はおよそ15%(1,900円)。

Shirota(2018)：QQE3の導入(2016年8月)時、日銀の介入効果はおよそ7.5%。

Harada and Okimoto(2019)：2017年10月現在、ETFの買入れによるNikkei 225の上昇効果(TE)は20%(累積ベース)。

43 本章におけるCounterfactual Simulationの手法は〈付録 2-7〉参照。

〈図 2-7〉 実際と推定Nikkei225の比較



上記の推定結果を解釈すると次の通りである。「反事実的(counterfactual)仮定」によるシミュレーション分析は、必然的にその仮定に大きく依存するが、本章のCounterfactual Simulationの場合、極端な「永続的ショック」(persistent shock)を仮定している。即ち、「ETFの買入れが行われると、Nikkei 225の上昇率に0.002%のプラス(+)効果が生じ、他のショックがなければその状態が維持される」との仮定となっている。従って、本章のCounterfactual Simulationは、日銀によるETFの買入効果の最大値(upper bound)と示唆される。逆の極端な仮定は、「ETFの買入効果は一時的(temporary)に終わり、Nikkei 225はETFの買入当日に0.002%上昇した後、他のショックがなければ翌日すぐ本来の経路へ戻る」である。実際には、この両極端な仮定の間いずれかに位置するだろう。

〈図 2-7〉の青線は実際のNikkei 225の推移であり、上記の「極端的な一時的ショックを仮定したCounterfactual Simulation」の結果ともみなせる。一方、オレンジ線は日銀によるETFの買入れがなかったと仮定した場合の、Nikkei 225の想定可能な最小値(lower bound)であるが、2019年8月末時点のNikkei指数は、分析の出発点である2013年4月初(12,635円)の水準をむしろ下回る可能性もありうるとの推計結果となっている。

上記の推定の限界を補完するために、年度別に区分して Counterfactual Simulationを行った結果、対象期間中の推定値は平均的(年間ベース)に実際のNikkei 225の88.8%(82.9%～

95.7%)水準となった。

〈表 2-15〉 年度別<sup>1)</sup>実際と推定Nikkei 225の比較

	(円、%)						
	13年 <sup>2)</sup>	14年	15年	16年	17年	18年	19年
・ 実際 Nikkei (A)	16,291	17,451	19,034	19,114	22,765	20,015	20,704
・ 推定 Nikkei (B)	15,087	15,870	16,220	15,847	19,615	17,577	19,821
B / A	92.6	90.9	85.2	82.9	86.2	87.8	95.7

注：1) 12月末ベース。但し、2019年は8月末ベース。

2) 対象期間は4月4日～12月末。

分析対象期間の差などを考慮すると、本章の推定結果と先行研究を直接比較することは適切ではないものの、本章の推定結果は、日銀によるETFの買入れが、アベノミクス以降、日本企業の株価の回復に相応の効果をもたらしたと解釈される。また、こうした株価の回復は、資産効果や消費者心理の改善などを通じて、個人消費<sup>44</sup>を含む実体経済の回復にもポジティブな要因として作用した可能性が高い。

一方、Bernanke and Kuttner(2005)の推定結果<sup>45</sup>を日本のケースに適用すると、日銀によるETFの買入プログラムは、極論すると年2.5%～3%程度の政策金利引き下げと同様の効果を持つと解釈される。長期にわたるゼロ(あるいはマイナス)金利制約の下で、金融政策の運用上制約が少なくない状況においては、ETFの買入れは日銀において有用な政策手段として用いられていると判断される。

44 根本(2018)は、所得(実質雇用者報酬)、金融資産、高齢化率を説明変数として消費関数を推計し、金融資産( $t_{-1}$ )が1%増加すると、個人消費( $t_0$ )が2.5%増加するという結論を導出した。彼はこの推計結果に基づいて、2016年下半年～2017年下半年の間、ETFの買入れによって日本の個人消費がおよそ3,500億円増加(同期間の個人消費の増加分の11%)したと判断した。

45 Bernanke and Kuttner(2005)は、「予想されない」政策金利の0.25%引き下げは、株価を1%上昇させると主張した。但し、彼らの推定は伝統的な金融政策(conventional monetary policy)の株価への影響であり、一方で日銀によるETFの買入れは、持続的に行なわれる「期待された政策」という点からは、この推定への過度な依存は望ましくない。

## 2.6 結論

本章は、日銀によるETFの買入政策が、日本企業の株価に対する主要な決定要因であると見做し、2013年4月～2019年8月において、同政策が Nikkei 225に与えた影響を、多重回帰モデル(multiple regression model)で分析した。

分析の結果、ETFの買入は対象期間におけるNikkeiの変動率(午後場)に対し、統計的に有意なプラス(+)効果をもたらしたことが分かった。具体的には、日銀が Nikkei連動型ETFを1億円相当買い入れた場合、Nikkei 225は当日の午後に、午前の終値対比平均的に0.002%上昇したと推定された。また、この政策の効果を時期別に見てみると、QQEの導入初期(2013年4月～2014年10月)を除いて、Nikkeiの変動率(午後場)にポジティブな要因として作用したという結果が導出された。

一方、ETFの買入政策が行なわれなかった状況(counterfactual simulation)の下で、ETF買入の永続的なショックを仮定する場合、2019年8月末時点では、Nikkei 225は実際の指数のおよそ43%の水準に止まると推定された。これらの推計結果から、日銀によるETFの買入は、アベノミクス以降の日本企業の株価回復に少なくない影響を与えていることが確認された。

本章では、ETFの買入政策の分析対象を、総合的な株価指数(Nikkei 225)に限ったが、信頼できるデータを取得し、業種別<sup>46</sup>、輸出・内需企業別など、より細分化された分析が行なわれると、一段と有用な研究結果が期待される。

---

46 2019年11月現在、日本の業種別株価指数は公式的に発表されていない。当方がNikkei 225指数の算出方法に基づいて業種別指数を試算してみたが、信頼できるデータの確保が難しかったので、満足できる成果を得ることができなかった。



<付録 2-1>

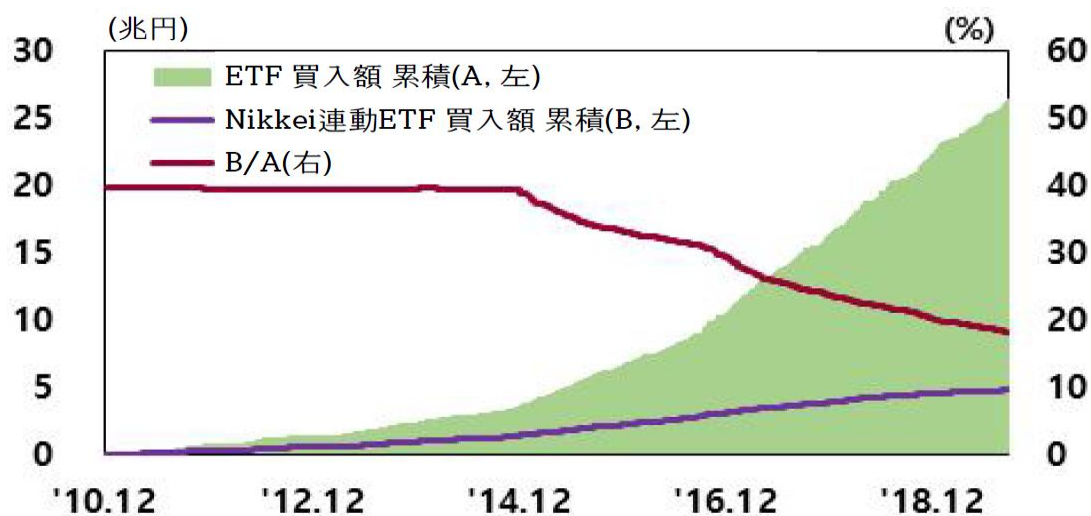
日銀によるETFの買入関連統計

区分		ETF 買入額 (10億円)	Nikkei ETF 買入額 (10億円)	営業日数 <A>	介入日数 <B>	B/A (%)
・全体期間	平均	48.2	7.7	1,569	517	33.0
	標準偏差	23.5	3.2			
・Sub I <sup>1)</sup>	平均	15.7	6.2	388	114	29.4
	標準偏差	3.8	1.5			
・Sub II <sup>2)</sup>	平均	34.9	9.2	425	154	36.2
	標準偏差	1.7	1.2			
・Sub III <sup>3)</sup>	平均	71.2	7.6	756	249	32.9
	標準偏差	3.6	4.1			

注：1) 2013.4.4～2014.10.30。 2) 2014.10.31～2016.7.28。 3) 2016.7.29～2019.8.30。

<付録 2-2>

Nikkei連動型ETFの買入割合の推移



出所：日銀のデータなどに基づいて自体的に推定。

<付録 2-3>

Nikkei225の変動率関連統計

(%)

区分		介入日 (ETFの買入日)			非介入日 (ETFの非買入日)		
		Day <sup>1)</sup>	午前 <sup>2)</sup>	午後 <sup>3)</sup>	Day <sup>1)</sup>	午前 <sup>2)</sup>	午後 <sup>3)</sup>
・全体期間	平均	-0.94	-0.96	0.02	0.53	0.55	-0.02
	標準偏差	1.24	1.24	0.76	1.06	1.06	0.61
・Sub I	平均	-1.19	-1.07	-0.12	0.60	0.57	0.03
	標準偏差	1.46	1.46	1.13	1.15	1.15	0.68
・Sub II	平均	-1.11	-1.12	0.01	0.67	0.72	-0.05
	標準偏差	1.36	1.36	0.76	1.33	1.33	0.82
・Sub III	平均	-0.73	-0.82	0.09	0.41	0.44	-0.04
	標準偏差	1.00	0.81	0.51	0.81	0.68	0.40

注：1) 当日終値の前日終値対比(%)。 2) 当日午前終値の前日終値対比(%)。  
3) 当日午後終値の当日午前終値対比(%)。

<付録 2-4>

主要変数別要約統計<sup>1)</sup>

(2013. 4. 4~2019. 8. 30)

	最小値	Percentiles			最大値	平均	標準偏差
		25th	Median	75th			
・ Nikkei225 (Day、%)	-7.92	-0.56	0.07	0.71	7.71	0.04	1.33
・ " (午前、%)	-5.34	-0.47	0.03	0.62	5.71	0.05	1.11
・ " (午後、%)	-7.53	-0.24	0.02	0.26	4.00	-0.01	0.67
・ S&P500指数 (%)	-4.10	-0.30	0.05	0.48	4.96	0.05	0.83
・ 円/ドル為替レート (%)	-3.46	-0.28	0.03	0.32	3.47	0.01	0.57
・ Nikkei ETFの買入額(10億円)	0	0	0	50.84	184.55	26.82	41.41
・ 累積Nikkei ETFの買入額 / Nikkeiの時価総額 (%)	0.23	0.44	0.91	1.06	1.45	0.80	0.35
・ 金利スプレッド <sup>2)</sup> (%p)	-0.306	-0.010	-0.0001	0.008	0.337	-0.0003	0.024
・ WTI油価(先物) (%)	-10.23	-1.13	0.07	1.17	12.32	0.01	2.19

注：1) 観測値=1,518個。 2) JGB10年物(%) - T-Bill3か月物(%)。

<付録 2-5>

日中(Day) 推定結果の比較

(2013. 4. 4~2019. 8. 30、観測値=1,518)

	本章の最終回帰式	一部の変数、自然対数の活用 <sup>1)</sup>
・ $\beta_1$	0.51*** (15.35)	0.75*** (123.70)
・ $\beta_2$	0.94*** (20.60)	1.01*** (49.90)
・ NikETF ( $\beta_3$ )	-0.01***    0.002*** <sup>2)</sup> (-10.22)    (5.59)	0.00004* (1.70)
・ Spread ( $\beta_4$ )	3.36*** (3.20)	0.08* (1.87)
・ $\beta_5$	0.03*** (2.89)	0.04*** (10.55)
・ Constant ( $\alpha$ )	0.18*** (5.99)	-0.94*** (-8.30)
Adj. R <sup>2</sup>	0.479	0.945

注：1)  $\ln(Nikkei_t) = \alpha + \beta_1 \ln(S\&P_{t-1}) + \beta_2 \ln(YDER_t) + \beta_3 \Delta(NikETF_t) + \beta_4 \Delta(Spread_t) + \beta_5 \ln(WTIF_{t-1}) + \varepsilon_t$

2) 午後場の推定結果。                      3) ( )内はt-statistics。

4) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で係数が統計的に有意であることを意味。

<付録 2-6>

基本モデルの推定結果

(2013. 4. 4~2019. 8. 30)

	日中(Day) <sup>1)</sup>	午前(Morning) <sup>2)</sup>	午後(Afternoon) <sup>3)</sup>
・ S&P ( $\beta_1$ )	0.61*** (18.76)	0.66*** (25.00)	-0.05** (-2.60)
・ YDER ( $\beta_2$ )	1.06*** (23.25)	0.72*** (19.34)	0.34*** (11.59)
・ NikETFMV <sup>4)</sup> ( $\beta_3$ )	-0.06 (-0.78)	-0.09 (-1.52)	0.04 (0.75)
・ Spread ( $\beta_4$ )	3.83*** (3.53)	3.95*** (4.45)	-0.10 (-0.15)
・ WTIF ( $\beta_5$ )	0.03*** (2.65)	0.01 (1.06)	0.02*** (2.71)
・ Constant ( $\alpha$ )	0.04 (0.67)	0.08 (1.58)	-0.04 (-0.99)
Adj. R <sup>2</sup>	0.443	0.471	0.084

注：1) 当日終値の前日終値対比(%)。                      2) 当日午前終値の前日終値対比(%)。

3) 当日午後終値の当日午前終値対比(%)。

4) 累積Nikkei連動型ETFの買入額 / Nikkeiの時価総額。                      5) ( )内はt-statistics。

6) \*, \*\*, \*\*\*はそれぞれ有意水準10%、5%、1%で係数が統計的に有意であることを意味。

<付録 2-7>

Counterfactual Simulationの推定方式

- 本章の<表 2-9>「全体期間の推定結果」によると、日銀によるETFの買入れは、Nikkei225の午後終値の変動率(午前終値対比)を0.002%(1億円当り)上昇させたと分析された。
- 日銀によるETFの買入れがなかった場合のNikkei 225(午後終値)を新たに推定するためには、実際の午後終値の変動率(B)から「Nikkei連動型ETFの買入額×0.002%」を差し引いた「新たな午後終値の変動率(D)」を適用(以下「例示」参照)。
- この場合、新たな株価(午後終値)は翌日の始値となるため、翌日のETFの買入実施と関係なく、午前終値と午後終値もそれに連れて変わる。
  - 従って、午前終値(E)は前日の新たな午後終値(G)に、当日実際の午前終値の変動率(前日終値対比、A)を適用して推定し、午後終値(G)は新たな午前終値(E)に、新たな午後終値の変動率(D)を適用して推定する。

新たな Nikkei 225の推定(例示)

	実際の終値		午前 変動率 (%、A)	午後 変動率 (%、B)	ETFの 買入効果 (買入額 ×0.002) (%、C)	新たな 午後変動率 (%、D = B-C)	新たな終値	
	午前	午後					午前 (E = 前日G × (1+A)/100)	午後 (G = E × (1+D)/100)
13.4.4日	12,149	12,635	-1.72	+4.00	0.26	+3.74	12,149	12,603
4.5日	13,110	12,834	+3.76	-2.10	-	-2.10	13,706	12,801
4.8日	13,092	13,193	+2.01	+0.77	-	+0.77	13,059	13,159

### 3. 量的・質的金融緩和(QQE)が日本銀行の収支に与える影響\*

\* この章は2020年12月、韓国経済研究学会のジャーナル(「韓国経済研究」)に「양적·질적 금융완화(QQE) 추진이 日本銀行(BOJ)의 수지에 미친 영향」というタイトルで掲載された論文に基づいている。原論文に金利変動による保有国債の評価額の推定を追加した。

#### 3.1 研究背景

2013年、日本銀行(BOJ、以下「日銀」)は長期間のデフレから脱することを目的に、2%の「インフレ・ターゲット」(物価安定目標)を設定し、アベノミクスの第一の矢である「量的・質的金融緩和」(QQE; quantitative and qualitative monetary easing)を導入した。QQEは、その後数回にかけて拡大(あるいは修正)しながら「イールドカーブコントロール」(YCC; yield curve control)<sup>47</sup>と共に日銀の拡張的な金融政策を象徴的に代弁している。

<表 3-1>

日銀のQQEの推移

(2013~2019年<sup>1)</sup>)

	QQE 導入 (13.4月)	QQE 拡大		マイナス金利		YCC 導入 (16.9月)
		導入 (14.10月)	補完 (15.12月)	導入 (16.1月)	強化 (16.7月)	
ベースマネー増加(兆円)	+60~+70	+60~+70 → +80				
資産 買入	JGB(兆円)	+50	+50 → +80			
	残存満期(年)	3 → 7	7 → 7~10	7~10 → 7~12		目標の廃止
	CP・社債(兆円)	CP(2.2)と社債(3.2) <残高維持>				
	ETF(兆円)	+1	+1 → +3		+3 → +6	
	J-REIT(億円)	+300	+300 → +900			
金利	短期(BOJ預金)	0%~0.1%		0%~0.1% → -0.1%~0.1%		
	長期(10年物国債)	-				およそ0% <sup>2)</sup>

注：1) 2020年3月~4月、資産買入の限度を増額(JGB: 無制限、ETF: 12兆円など)。

2) 市場では -0.2%~+0.2%の範囲と認識。3) '+'は毎会計年度の純増目標金額。

出所：日本銀行(「金融政策に関する決定事項」などを参考に作成)

47 日銀は2016年1月、金融機関の日銀当座預金の一部にマイナス金利(-0.1%)を適用したことに続いて、同年9月には、長期金利(10年物国債)をおよそ0%で維持する「イールドカーブコントロール」政策を導入した。

このような拡張的金融政策の下で、日銀の資産規模は大幅に増加している。日銀の総資産が2017年5月末、500兆円を突破(500.8兆円)した際に、日本国内では、金融政策の有効性のみならず、資産の拡大が金融市場に与える影響や、先行きの出口戦略などに関する懸念が生じた。<sup>48</sup>

もともと、その後も国債・ETFの買入れなどによって、資産規模の大幅な増加は続いており、2020年3月末現在、日銀の総資産は604.5兆円(2013年3月末対比3.7倍)に達している。これは同じ期間における、他の主要国の中央銀行<sup>49</sup>に比べて、「異例」とも言える大幅な資産増加となっている。

資産の大幅増とその構成変化(有価証券の割合の拡大など)は、日銀の収支に影響を生じさせ得る。例えば、社債の買入を行うと、日銀にとっては金利リスク(interest rate risk)と信用リスク(credit risk)を通じて損失が生じる可能性がある。特に、2019年以降日本経済の成長が急速に鈍化<sup>50</sup>する中で、足もとではコロナ・パンデミックがグローバル景気停滞を引き起こす可能性が次第に高くなっている。そうしたもとでは、日銀の出口戦略は一段と先延ばしになると見込まれ、QQEなど拡張的な金融政策がさらに長期化し、日銀の収支を悪化させるリスク要因となると予想される。

QQE導入以降の日銀の収支をみると、経常利益は利子と運用利益の堅調な増加に支えられ、安定的に推移しているが、特別利益は為替レート・株価などの変動によってマイナス(-)が続いており、当期純利益は振れが大きく<sup>51</sup>なっている。その他、一部の意見として、マイナ

48 当時、NHKや日本経済新聞など有力な言論は、金融緩和が続いて日銀の総資産の拡大に歯止めがかからない場合、出口戦略の局面において、ソフトランディングが困難となる可能性(将来の金利上昇時に、日銀当座預金金利の引き上げが不可避となり、金融機関への利払いが保有国債から出る利子収入を超過して、赤字の発生と債務の超過に陥る)を指摘した。

49	2012年末(A)	2019年末(B)	B/A(倍)
・韓国銀行(兆ウォン)	446.5	492.6	1.1
・米Fed(兆ドル)	2.9	4.2	1.4
・ECB(兆ユーロ)	3.0	4.7	1.6

50 日本経済は、2012年12月以降、戦後最長期の景気拡張局面を持続していたが、米・中貿易摩擦や消費税率の引き上げ(8%→10%、2019年10月)、コロナショックなどの影響から、2019年第4四半期～2020年第2四半期にかけて、実質GDPが3期連続で前期比マイナスを記録するなど、景気減速が著しくなっている。

51 (当期損益、億円) FY14 10,090 → FY15 4,110 → FY16 5,066。日本の会計年度(fiscal year)の決算月は3月であり、FY14の場合、2014年4月～2015年3月に当たる。

ス金利で買い入れた国債から誘発される潜在損失が10兆円以上に達して資本にダメージが出ることで、日銀のQQE政策の持続に大きな制約要因として作用する可能性がある、との指摘もある。

本章では、こうしたモチベーションと先行研究に基づき、QQE以降長期間にわたって続く拡張的な金融政策が、日銀の収支に与えた影響を確認する。また、為替レートや株価など、マクロ変数の変動時に予想される収支フローについて、ストレステストを通じて点検する。本章の実証パートは「技術的分析」(technical analysis)として、精密なモデルに基づき行われた分析ではない。

これまでの多数の先行研究は、中央銀行のバランス・シート(B/S; balance sheet)の拡張が、マクロ経済に及ぼした影響(成果)に焦点を当てていた。一方、本章はアベノミクスの「第1の矢」の実行主体である日銀の財務状況に重点を置いて分析を行い、政策的なインプリケーションの導出を試みた。こうした試みは、当該分野の学術的な研究であることに加え、多くの中央銀行が近い将来に日銀と類似した問題<sup>52</sup>に直面する可能性を考慮すると、政策的な観点からも貢献が大きいと思われる。

日銀は、2000年代初にQEを始め、グローバル金融危機を経た今、さらに強力なQQEを施行しており、ETFなど他の中央銀行が考えなかった多様な資産に対しても積極的な買入政策を行っている。従って、こうした日銀の経験は、QQEが中央銀行の収支と金融政策に与える影響の分析において、有用な示唆を与えることが期待される。

本章の構成は次の通りである。第3.2節では、日銀の財務現況を、資産・負債及び収支(損益)側面から簡潔に見るほか、最近の日銀の収支における「定型化された事実」(stylized facts)を示す。第3.3節では、中央銀行のバランス・シートの規模(size)とその構成(composition)の変化が、マクロ経済や中央銀行の成果などに及ぼす影響に関する先行研究を紹介する。第

---

52 今後、主要国の中央銀行にとって、収支問題は政策的な制約要因となる可能性が高い。なぜなら、グローバル金融危機へ対応する過程において、中央銀行のB/Sが大規模に拡張した状態においては、QEの追加的な実施は、彼らのB/Sに一段と大きな影響を及ぼさざるを得ないからである。特に、中央銀行の収支悪化は、その信頼性の毀損や政治的な独立性の弱まりなどを通じて、金融政策の有効性を低下させるため、政策的な関心が高い。

3.4節は本章の実証分析パートであり、為替レートや株価などの変数の各種シナリオにおける、日銀の収支の変化を、ストレステスト(stress test)により分析する。第3.5節で政策的なインプリケーションについて言及し、最後に3.6節では本章の成果を要約する。

## 3.2 日銀の財務現況の概観

本節ではQQE以降、構造的な変化の中にある日銀の財務現況を、資産・負債と収支(損益)の観点から、簡潔に考察する。

### 3.2.1 資産・負債側面

日銀の総資産は、QQEの導入以前には、緩やかな増加ペース(2010年3月末～2013年3月末の間、年平均14兆円増加)にあったが、2013年のQQE導入以降、増加幅は大きく拡大した。2%の「インフレ・ターゲット」を設定(2013年1月)し、その実現に向けて、国債やETFなどの買入れを根幹とする大規模な金融緩和政策のもとで、資産の大幅増が続いている。<sup>53</sup>

日銀の総資産規模は2017年5月末500.8兆円と、史上初めて500兆円を突破したが、その後も増加ペースを持続し、2020年3月末現在で604.5兆円と、QQEの開始直前の2013年3月末対比3.7倍に達している。また、GDP対比総資産比率<sup>54</sup>も2013年3月末33.2%から2020年3月末現在108.9%へ大幅に上昇した。

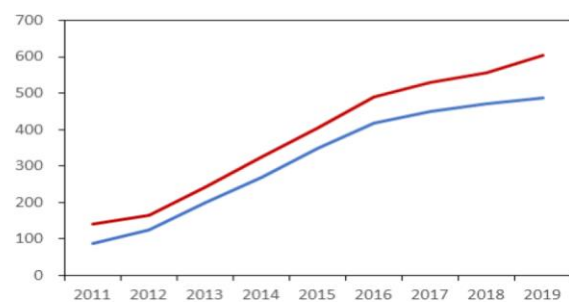
---

53 第2次安倍内閣の発足(2012.12月)直後、2013.3月就任した黒田総裁の下でQQEなど日銀の金融緩和政策が本格的に行われた。

54 GDPは会計年度(FY)の名目ベース、総資産は会計年度の期末ベースである。

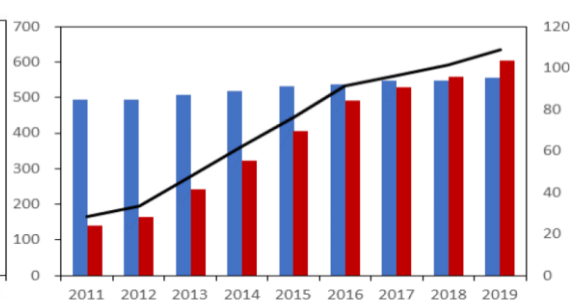


〈図 3-1〉 日銀の総資産と国債保有残高<sup>1)</sup>



国債 総資産

〈図 3-2〉 GDP<sup>1)2)</sup> 対比日銀の総資産<sup>2)</sup> 比率



(兆円) GDP 総資産 GDP対比総資産比率

注：1) 会計年度(FY)ベース。  
出所：日本銀行(会計・決算、各号)

注：1) 名目GDPベース(2019年は暫定値)。  
2) 会計年度(FY)ベース。  
出所：日本銀行(会計・決算、各号)、  
内閣府(国民経済計算年次推計、各号)

QQE導入後の日銀の資産変化を構成面から見てみると、何よりも国債(特に長期国債)とETFの増加が目立つ。2020年3月末現在、総資産604.5兆円の中で国債が485.9兆円<sup>55</sup>で80.4%<sup>56</sup>を占めている。次に貸出金54.3兆円(9.0%)、ETF29.7兆円(4.9%)などの順となっている。

QQE以降、日銀の国債保有残高は2013年3月末(125.4兆円)に比べて3.9倍も増えた。日銀の国債保有規模の拡大に伴い、国債の発行総残高に占める日銀の保有比率も2012年末10.1%から2019年末46.8%<sup>57</sup>へと4倍以上急騰しており、市場機能の弱化や、出口戦略(exit strategy)の実行に際しての市場への負荷など、様々な副作用への懸念<sup>58</sup>がなされている。

同じ期間に、日銀の貸出金は2013年3月末(25.5兆円)対比2.1倍増加したが、国債・ETFなど有価証券<sup>59</sup>の保有規模が増えた結果、総資産に占める割合は15.5%から9.0%へ大幅に低下

55 国債保有残高485.9兆円の中で長期国債は473.5兆円(97.5%)、短期国債(T-Bill)は12.4兆円(2.5%)である。

56 2010年3月末、日銀の総資産対比国債保有比率は59.8%に止まったが、QQEが行われた2013年以降80%を上回っている(2014.3月末 82.1% → 2016.3月末 86.1% → 2018.3月末 84.9% → 2020.3月末 80.4%)。

57 国債(国庫短期証券(T-Bill)除外)の発行残高1,037.4兆円に対し、日銀が485.2兆円を保有している。

〈財務省、債務管理レポート2020〉

58 Samikawa *et al.* (2016)は、日本国債市場の「政府の統制」(government-controlled)現象を指摘し、日銀の市場における位置づけを「whale in the pond(池のクジラ)」と比喩した。また、自民党行政改革推進本部(2017年4月)は、日銀に対して出口戦略時リスクを予め分析し、市場との対話を円滑に行うように促した。

59 2020年3月末現在、保有有価証券(国債、CP、社債、金銭の信託(株式、ETF、REIT)など)の総資産に占める割合は86.5%で、2013年3月末(80.7%)に比べて5.8%p上昇した。

した。一方、ETFは金融市場安定のための買入れが続き<sup>60</sup>、保有残高が2013年3月末(1.5兆円)対比19.2倍増えた結果、総資産に占める割合は0.9%から4.9%へ大幅に上昇した。

〈表 3-2〉

日銀の資産の推移

(10億円、%、倍、%p)

項目	2013年3月末		2020年3月末		差	
	金額(A)	割合(B)	金額(C)	割合(D)	金額(C/A)	割合(D-B)
・国債	125,356	76.1	485,918	80.4	3.9	4.1
(長期国債)	(91,349)	(55.4)	(473,541)	(78.3)	(5.2)	(22.9)
・C P	1,246	0.8	2,552	0.4	2.0	-0.4
・社債	2,887	1.8	3,221	0.5	1.1	-1.3
・ETF	1,544	0.9	29,719	4.9	19.2	4.0
・貸出金	25,487	15.5	54,329	9.0	2.1	-6.5
・外国通貨 <sup>1)</sup>	5,526	3.4	25,966	4.3	4.7	0.9
・その他 <sup>2)</sup>	2,767	1.7	2,780	0.5	1.0	-1.2
合計	164,813	100.0	604,485	100.0	3.7	0.0

注：1) 外国政府の発行国債など。 2) 現金、金銭の信託(株式、REIT)など。  
出所：日本銀行(会計・決算、各号)

一方、日銀の負債サイドにおけるQQE以降の動きをみると、日銀当座預金の急激な膨張が著しくなっている。QQE実施の資金調達源であるハイパワードマネー(high-powered money)を、構成要素である現金通貨(発行銀行券)と日銀当座預金に分けて見ると、現金通貨も増加したが、日銀当座預金の増加(6.8倍；2013年3月末58.1兆円→2020年3月末395.3兆円)が著しい。同じ期間中の米Fedの動向(1.1倍；2012年末1.57兆ドル→2019年末1.70兆ドル)に比べて、明確に大きい。結果的に支払準備率(日銀当座預金/ハイパワードマネー)の上昇(すなわち、現金通貨比率の下落)として現れた。2013年3月末41.1%に過ぎなかった支払準備率は、2020年3月末現在78.3%へ急騰した。

また、損益の変動性を平滑化するために積立てられる各種引当金<sup>61</sup>についても、割合自体は大きくないものの、日銀の負債を説明する際には、見逃すことができない要素である。まず、

60 2020年3月末現在、ETFとREITの年間目標買入額(保有残高純増ベース)はそれぞれ12兆円と1,800億円(直前にはそれぞれ6兆円と900億円)である。

61 日銀の場合、債券取引損失引当金、外国為替等取引損失引当金、退職給付引当金などを計上している。

外国為替等取引損失引当金は、円為替レートの変動を反映して積立てと繰入れを繰り返す。一方で、債券取引損失引当金については、日銀の国債保有残高の急増と共に毎年一定水準の金額が着実に積み立てられており、2020年3月末現在、残高は4.8兆円に達している。

〈表 3-3〉 日銀の負債の推移 (10億円、%、倍、%p)

項目	2013.3月末		2020.3月末		差	
	金額(A)	割合(B)	金額(C)	割合(D)	金額(C/A)	割合(D-B)
・発行銀行券	83,378	51.6	109,617	18.3	1.3	-33.3
・当座預金	58,129	36.0	395,256	65.9	6.8	29.9
・政府預金	1,494	0.9	12,634	2.1	8.5	1.2
・債券取引 損失引当金	0	0.0	4,799	0.8	-	0.8
・為替取引 損失引当金	1,096	0.7	1,408	0.2	1.3	-0.5
・その他 <sup>1)</sup>	17,427	10.8	76,223	12.7	4.4	1.9
合計	161,524	100.0	599,937	100.0	3.7	0.0

注：1) 売現先勘定、退職給付引当金など。  
出所：日本銀行(会計・決算、各号)

### 3.2.2 収支(損益)側面

次に、収支面に目を向けると、QQE導入以降、日銀の収支はB/Sと異なり、明確なトレンドが見られておらず、騰落を繰り返している。

まず、経常利益の3大構成要素である ①利息、②外国為替、③運用利益側面から見る。

①利息利益については、保有国債から発生する利息収益と「補完当座預金制度利息」<sup>62</sup>で構成されるが、2015年度以降、1兆円前後で安定的に推移している。また ③運用利益<sup>63</sup>も、ETFや株式などの運用を行う中、資産規模の拡大や株価の上昇から、着実な増加を続けている。

62 プラス(+)金利関連利息とマイナス(-)金利関連利息の差額を意味する。

63 ETFの年間買入限度が大幅に拡大(2016年7月、3.3→6兆円)した16年度～19年度上半期の間、ETF運用から発生した利益は総運用利益の62%を占めた。

一方で、同期間において、②外国為替損益は日銀の収支の主な不確実性(変動性の拡大)要因となっている。外国為替損益は、為替レート<sup>64</sup>に大きく左右されるため、利息と運用部門と異なり安定的に推移しない。日銀の外貨資産の規模は、大体6~7兆円(取得価ベース)<sup>65</sup>で推移しているが、円為替レートが高い変動性を表すことで、外国為替損益に大きな影響を与えているとみられる。

特別損益の場合、固定資産の処分などを除くと、大体引当金の積立て(あるいは繰入れ)と関連している。〈表3-4〉から分かるように、QQE導入後、日銀の特別損益は一方向的に損失超が続いている。但し、例外的に大幅の損失を記録した2018年度<sup>66</sup>を除くと、日銀の特別損益は概ね年間▲3~4千億円程度となっている。

〈表 3-4〉 日銀の当期損益の要因別推移<sup>1)</sup>

	(億円)						
	FY13	FY14	FY15	FY16	FY17	FY18	FY19
・ 利息利益 <sup>2)</sup>	7,221	8,927	10,659	9,996	10,375	10,974	10,078
・ 為替損益	6,194	7,601	-4,083	-1,481	-2,119	2,257	-2,144
・ 運用利益 <sup>3)</sup>	862	1,165	1,667	4,035	5,482	7,137	8,176
・ その他 <sup>4)</sup>	-1,471	-556	-617	-1,597	-1,450	-359	265
経常利益	12,805	17,137	7,626	10,953	12,288	20,009	16,375
特別損益	-2,989	-3,622	-2,455	-3,878	-3,389	-9,261	-2,706
当期損益	7,242	10,090	4,110	5,066	7,647	5,869	12,952

注：1) 会計年度(fiscal year)ベース。 2) 国債利息+補完当座預金制度利息。

3) 株式の配当金・減損・売却損益+ETF及びJ-REITの分配金・減損・売却損益。

4) 貸出金の利息、経費など。

出所：日本銀行(会計・決算、各号)

64 (年度) FY10~FY12 FY13 FY14 FY15 FY16 FY17 FY18 FY19  
(円/ドル為替レート) 82.6 100.2 109.9 120.1 108.4 110.8 110.9 108.7

65 19年度の場合、米ドル資金供給オペレーションの実施によって26兆円(前年対比+19.2兆円)へ急増した。

66 18年度の記録的な特別損失は、引当金の積み立て拡大によるものとみられる。すなわち、①長期国債の買入れに伴って発生できる収益の振幅を平準化するために、債券取引損失引当金の積立てを前年に比べて大幅に拡大(4,451→8,154億円)したことに加えて、②外国為替損益がプラス(益超)になった状況を考慮して外国為替取引損失引当金を積み立てた(17年度1,059億円繰入れ→18年度1,128億円積立て)ためである。債券取引損失引当金の積立て拡大は、国債の帳簿価格と時価の間の差額急増(17年度10.7→18年度16兆円)や、期末の国債金利の下落などの影響を受けたとみられる。

こうした概略的な動向に基づいて、QQE開始後の日銀の収支において、以前と明確に異なる「定型化された事実」(stylized facts)を見てみよう。まず、経常利益の主な構成要素<sup>67</sup>である国債運用収益率(利息利益率=国債利息/国債平均残高)の趨勢的な低下を指摘することができる。この現象は運用資産である国債の増加にもかかわらず、利子収益が金利の下落などにより停滞しているからである。

〈表 3-5〉 日銀の国債運用収益率<sup>1)</sup>の推移

(%)

FY12	FY13	FY14	FY15	FY16	FY17	FY18	FY19
0.59	0.49	0.44	0.41	0.30	0.28	0.28	0.25

注：1) 国債利息/国債平均残高。  
出所：日本銀行(会計・決算、各号)

利子費用は、2016年1月のマイナス金利制度の導入によって日銀の当座預金に対する利子支払いが3段階に階層化(Three-Tier System)<sup>68</sup>されて以降も、1,800億円台で安定的に推移している。なお、2020年3月(3月16日～4月15日、平均残高ベース)時点における日銀の当座預金376.4兆円の内訳は、基礎残高207.8兆円、マクロ加算残高145.5兆円、政策金利残高23.1兆円となっている。

一方、利子収益は保有国債の増加にもかかわらず、顕著な増加を示していない。これは、国債買入れの拡大に伴い、クーポン利子収入は増えたにもかかわらず、超低金利の中で、国債を額面より高い金額で買い入れることによって生じる、割増発行差(取得価額-額面価額)の残高償却額<sup>69</sup>が、それを相殺するからであるとみられる。2016年以降、割増発行差償却額は日銀がデータを非公開としたため、具体的に把握することができない。しかし、マイ

67 13～20年度において、国債利息利益は日銀の経常利益の82.6%を占めた。

68 基礎残高(+0.1%)、マクロ加算残高(0%)及び政策金利残高(-0.1%)に大別して利子を支払う(または受け取る)。その以前には必要支払準備(0%)以外の超過支払準備全額(+0.1%)に対して利子を支払ったが、この3層構造制度の導入によって、日銀に利子支払いの負担が発生するのは、超過支払準備の中で一部である基礎残高(前年度の当座預金の平均残高)のみとなる。

69 日銀の会計規定上、保有国債は原価法によって評価されるが、市場金利がクーポン金利より低いため、発生する取得価額の額面を上回る分は、残存満期にわたって均等に償却して費用として反映している。

ナス金利の導入(2016年1月)後に、クーポンと市場金利の間の差が拡大<sup>70</sup>した一方、割増発行差残高が大きく拡大したことを考慮すると、償却負担<sup>71</sup>が利子収支の低下要因として相応に作用していると推定される。

こうした結果、利子利益は国債保有残高の拡大にもかかわらず、15年度以降およそ1兆円程度の水準に止まっている。

〈表 3-6〉 日銀の国債利子収益と利子費用の推移

(億円、%)

	FY13	FY14	FY15	FY16	FY17	FY18	FY19
・ 利子収益(C=A-B)	8,057	10,440	12,875	11,869	12,211	12,839	11,960
クーポン利子(A) <sup>1)</sup>	12,703	16,822	21,614	-	-	-	-
割増差償却(B) <sup>1)</sup>	4,646	6,382	8,739	-	-	-	-
・ 利子費用(D) <sup>2)</sup>	836	1,513	2,216	1,873	1,836	1,865	1,882
・ 利子利益(C-D)	7,221	8,927	10,659	9,996	10,375	10,974	10,078
・ 償却負担率(B/A)	36.6	37.9	40.4	-	-	-	-

注：1) 日本銀行の未公開データであるが、日本会計監査院の日本銀行に対する2016年監査結果に基づいて算定。 2) 補完当座預金制度利息に該当。

出所：日本銀行(会計・決算、各号)、日本会計監査院(2017)、Bloomberg

次は、ETF運用の影響力の増大を挙げることができる。日銀は国債外に多様な収益性資産を保有しているが、ETFはQQEに伴う保有規模の急拡大に伴い、運用収益に占める割合が高まっている。

〈表 3-7〉 日銀の国債外主要収益性資産

(兆円、%)

	ETF <sup>1)</sup>	外国為替 <sup>2)</sup>	社債 <sup>1)</sup>	CP <sup>1)</sup>	J-REIT <sup>1)</sup>	合計
・ 13.3月末	1.5 (13.4)	5.5 (49.1)	2.9 (25.9)	1.2 (10.7)	0.1 (0.9)	11.2 (100.0)
・ 20.3月末	29.7 (47.8) (69.6)	26.0 (41.9) 6.6 <sup>3)</sup> (15.5)	3.2 (5.2) (7.5)	2.6 (4.2) (6.1)	0.6 (1.0) (1.4)	62.1 (100.0) 42.7 (100.0)

注：1) 原価法により評価。 2) 時価法により評価。 3) 3か年(FY16~FY18)平均。 4) ( )内は割合。  
出所：日本銀行(会計・決算、各号)

70 (クーポン金利 - 市場金利、10年物、%p) 2015年3月末 0.004 → 9月末 0.049 → 2016年3月末 0.135 → 9月末 0.194 → 2018年12月末 0.105 → 2019年12月末 0.120

71 割増発行差の場合、保有国債の残存満期中均等に償却する必要があるため、利子収益を相当期間にわたって低下させる。この残高が、15年度の6.4兆円から、16年度には10.0兆円へ大幅に拡大した。

ETFの場合、原価法の処理によって運用利益(分配金)だけが損益として反映されるため、QQE初期には日銀の収支への影響は限定的だった。しかしながら、2016年7月のETF買入限度額の拡大(年間3.3兆円→6兆円)などから、収益が大きく拡大している。日銀による保有ETFの時価評価額は、2020年3月末時点で31.2兆円(取得価30.9兆円、評価益0.3兆円)に達している。

〈表 3-8〉 日銀のETFの保有規模と評価利益の推移

	(兆円、%)							
	13.3月	14.3月	15.3月	16.3月	17.3月	18.3月	19.3月	20.3月
・取得価 <sup>1)</sup> (A)	1.6	2.9	4.6	7.6	13.2	19.3	25.0	30.9
・時価(B)	2.1	3.9	7.0	8.8	15.9	24.5	28.9	31.2
B - A	0.5	1.0	2.4	1.2	2.8	5.1	3.9	0.3
・株価レベル <sup>2)</sup>	12,398	14,828	19,207	16,759	18,909	21,454	21,206	18,917

注：1) 金銭の信託は信託財産(約定ベース)だけを対象にするので、本表の帳簿価額はB/S上の価額と必ずしも一致しない。 2) Nikkei 225ベース。

出所：日本銀行(会計・決算、各号)、Bloomberg

一方、債券(事実上、国債)取引損失引当金の積立てなどによって、毎年一定規模生じる特別損失は、QQE以降の日銀の収支における特徴的な現象の一つと判断される。日銀は、損益の平滑化のために外国為替と国債に対して引当金を積立てており、これらの増減<sup>72)</sup>によって特別損益が影響される。外国為替等取引損失引当金は、為替差損が大きい場合に、繰入れを通じてその損失を相殺する役割を果たしているが、一方で債券取引損失引当金は、その導入の目的上<sup>73)</sup>、QQE期間は当然として、その終了後にも相当期間積立てが行われなければならないため、今後も日銀の収支への継続的な下押し要因となると予想される。

72 引当金の積立て(増加)→特別損失の発生、引当金の繰り入れ(減少)→特別利益の発生。

73 債券取引損失引当金は保有国債の売却あるいはマイナス(-)金利で買入れた国債の満期償還時発生する可能性がある損失に備えるために、日銀がFY15以降積み立てている。今後、国債に関連した日銀の出口戦略としては、大きく保有国債の売却(tightening)、国債の買入規模は縮小するが、既存の買入分は満期償還まで保有(tapering)するという二つの案が有力に挙げられる。

〈表 3-9〉

日銀の引当金の積立てと特別損益の推移

(億円)

	FY12	FY13	FY14	FY15	FY16	FY17	FY18	FY19
・ 為替取引損失 引当金の増減	3,018	3,097	3,800	-2,041	-740	-1,059	1,128	-1,072
・ 債券取引損失 引当金の増減	0	0	0	4,501	4,615	4,451	8,154	3,837
特別損益 <sup>1)</sup>	-2,950	-2,989	-3,622	-2,455	-3,878	-3,389	-9,261	-2,706

注：1) 固定資産処分損益、減損損失、株式取引損失引当金増減などその他要因によって外国為替と債券関連引当金増減の合計と一致しない。

2) 引当金の増減が+の場合には引当金取崩で特別損失の増加、-の場合には引当金繰り入れて特別損失の減少要因として作用する。例えば、FY15の場合、為替レートの下落で4,083億円の外国為替(経常損益)が発生すると、その損失を一部吸収するために2,041億円の外国為替等取引損失引当金繰り入れ(特別利益)措置を取った。

出所：日本銀行(会計・決算、各号)

### 3.3 先行研究<sup>74</sup>

まず、中央銀行バランス・シート(以後、B/S)の活用と認識の変遷に関して見てみる。

Caruana(2012)は、1930年代の大恐慌の影響が深刻化した要因の一部は、主要国の中央銀行が負債デフレの結果を正しく把握できなかったことにあると指摘している。当時、中央銀行が彼らのB/Sを活用して長期金利の十分な引き下げを行っていたら、連鎖倒産の抑制に寄与したと判断される。彼が提示した典型的な中央銀行のB/S(〈付録3-1〉参照)を考慮すると、中央銀行B/Sの膨脹が、実体経済と金融市場に相当の影響力を持っていることは明らかである。

もっとも大恐慌以降、経済状況が正常的な時期においては、学界と一般人の中央銀行B/Sに対する関心は大きくなかった。多数の研究者は、1990年代末までは、先進国中央銀行の政策の焦点は、B/Sよりも政策(短期名目)金利に向いていたと認識している。

こうした流れの中で、2001～2006年の間、日銀が行ったQE<sup>75</sup>(quantitative easing policy)は、B/S政策<sup>76</sup>における大きな転機となった。続いて2008年のグローバル金融危機に直面すると、Fedなど主要国の中央銀行は、崩壊状態に陥った金融システムを復旧するために

74 本章の先行研究に関する整理はShiratsuka(2010)、Caruana(2012)、Durre' and Pill(2012)などに基づく。

75 日銀のQEの基本フレームワーク、効果及び不作用などについてはShiratsuka(2010)を参照。

76 Borio and Disyatat(2009)は、金融政策の実行を二つの核心要素、即ち、金利政策とB/S政策に区分し、非伝統的な金融政策を危機下でのB/S政策の延長と見做した。



B/S政策を積極的に推進した。

Shiratsuka(2010)など多数の研究者たちは、当時中央銀行が取った政策措置を大きく①政策金利の引き下げ、②金融市場の安定性の確保、③企業資金調達上便宜の提供、の3つに区分し、②及び③に関連して多様な非伝統的対応策が導入されたと主張した。

中央銀行が、B/Sの規模(size)と構成(composition)を急速に変動させて非伝統的な措置を実行した結果、そのB/Sが急激に膨脹することとなったが、これに伴い、B/S政策の重要性は一段と高まった。<sup>77</sup> Shiratsuka(2010)は日銀の政策経験を紹介しつつ、グローバル金融危機時における米Fedの政策対応がB/Sの「資産サイド」に焦点を当てた(credit easing)一方、日銀のQEP(2001～2006年)は「負債サイド」である当座預金残高(current account balance)にターゲットを設定したと指摘している。<sup>78</sup> Iwata and Takenaka(2012)も同様に、日本の非伝統的な政策対応(日銀のB/Sの膨脹と構成変化)を評価し、こうした措置は危機当時の金融市場の安定には寄与<sup>79</sup>したものの、持続的なデフレ傾向を食い止めるには成功せず、加えて総需要に対する影響も限定的に止まったと主張した。

グローバル金融危機以降、金利政策以外(支払準備供給上の変化、中央銀行の買入資産上の変化など)の分析が進む状況の下で、Curdia and Woodford(2010)は、New Keynesianモデルを均衡決定時の中央銀行のB/Sの役割を許容するように拡張する一方、伝統的な金利政策と代案的な政策手段の間の連携を考慮した。彼らは厳密な意味でのQEと中央銀行によってターゲット化された資産買入れを区別し、QEは非効果的であるが、資産買入れは金融市場の崩壊時に有効な政策となり得ると主張した。

次に、中央銀行B/S政策の理論的な背景に関連する先行研究を紹介する。Bernanke and Reinhart(2004)によると、非伝統的な金融政策は、理論上中央銀行B/Sの2つの要素、即ち、規

---

77 Caruana(2012)の場合、B/S政策の重要性に再度注目が集まった契機として、アジア金融危機(1997～1998年)とグローバル金融危機を指摘した。

78 Shiratsuka(2010)によると、BernankeはFedの信用市場を支援するための措置を「credit easing」と命名し、日銀が2001～2006年の間行ったQEPとの概念的な差異を指摘した。YellenもFedと日銀を比較しながら、両者の間の差異は類似点よりも大きいと言及した。

79 Iwata and Takenaka(2012)は、中央銀行の「市場機能の最後の担い手」(last market-maker)と「最後の貸し手」(lender of last resort)としての役割の遂行に注目した。

模と構成を結合することで行われる。ここで、「規模」は構成を変えないまま、B/Sを拡大(狭義のQE; quantitative easing)させることであり、「構成」は規模を変えないまま、伝統的な資産を非伝統的な資産へ代替してB/Sの構成を変化させることである(狭義のCE; credit easing)。

中央銀行は現実の様々な制約の下で、非伝統的な金融政策の効果を高めるため、B/Sの規模と構成を結び付けてきた。Bernanke and Reinhart(2004)は、短期金利が著しく低い(ゼロ水準に接近)時における有用な金融政策を示すため、中央銀行B/Sの規模と構成における変動効果を検討し、「ポートフォリオ・バランシングチャンネル」(portfolio balance channel)の重要性に焦点を当てた。彼らは、中央銀行がその資産構成を短期から長期(国債など)へシフトさせる場合、タームプレミアム(term premium)とイールドカーブ(yield curve)に影響を及ぼし、ハイパワードマネーの拡大を通じて非通貨資産の価格と収益率に影響を与えることができると主張した。<sup>80</sup>

一方、中央銀行B/Sの役割に関連して「ポートフォリオ・バランシングチャンネル」と異なる役割を強調した先行研究も存在する。

Durre' and Pill(2012)は、二回の通貨危機(1992~1993年のERM金融危機、1997~1998年のアジア金融危機)とグローバル金融危機時における、中央銀行B/S政策<sup>81</sup>の定型化された事実を究明<sup>82</sup>する過程で、「ポートフォリオ・バランシングチャンネル」が予想されていたほど大きくはなく、それよりも、市場機能の回復を支援するための中央銀行による介入拡大が、金融市場とマクロ経済の崩壊を防ぐために重要な役割を担うと力説した。彼らは、市場機能が停止した時においては、中央銀行が介入して民間取引を代替する「市場機能の最後の担い手」

---

80 投資者たちが長・短期資産を不完全代替財と見做し、ハイパワードマネーが他の金融資産の不完全代替財となるといった仮定が必要である。

81 Durre' and Pill(2012)は、アジア危機時におけるB/Sオペレーションの主要インパクトが中央銀行の資産の構成変化とすれば、グローバル金融危機当時におけるそれは、中央銀行B/S(ハイパワードマネーを含む)の膨脹であると主張した。

82 Durre' and Pill(2012)は、IMFのInternational Financial Statistics DBに基づいた四半期データを用いて、1) 中央銀行B/Sの規模(GDP対比)、2) 政府と国内民間部門(預金取扱機関)に対する総貸出規模(GDP対比)、3) 中央銀行B/Sの資産と負債サイドの主要構成要素(総B/S規模対比)、即ち、資産サイドの場合、外貨資産、公共部門への与信、銀行への与信、負債サイドの場合、ハイパワードマネー、外貨負債、政府預金、資本勘定の変動を分析した。

(market makers of last resort)となることに加えて、自身のB/Sに民間の信用リスクを吸収することによって革新的な機能を持つようになると強調した。

一方、日本の一部の研究者は、ミクロ的な観点から日銀の収支にアプローチした。岩田他(2014)は、日銀の出口戦略に関する研究を行って、2014年度末に「インフレ・ターゲット」を達成した日銀の超過準備がゼロになるのは約10年後であること、2018～2023年は国庫納付金がゼロ近くになること、などの分析結果を導出した。

藤木・戸村(2015)<sup>83</sup>は、財政の持続可能性が保たれることを前提に、シナリオ分析を通じて日銀のQQE政策が達成された時に政策運営(出口戦略)で生じる財政負担の試算を行った。彼らは、ベンチマークシナリオの仮定<sup>84</sup>の下では、超過準備がなくなるまでに約20年が必要であると主張した。また、この間、長期国債からの利息収入が減る一方、巨額の超過準備への利払いが必要とるため、日銀の余剰金(利益)は10年以上マイナスになるという結果を導いた。ベンチマークの仮定よりも「インフレ・ターゲット」の達成が遅れるほど(あるいは日銀券への需要が減るほど)、日銀の余剰金のマイナス幅が拡大する。<sup>85</sup>

Samikawa *et al.* (2016)は、国債(金利)、ETF(株価)及び為替関連の損失が、日銀の財務健全性を毀損する可能性について言及した。彼女達は、18年度末の日銀の赤字が7.1兆円に達すると推定しつつ、当時の日銀の純資産(risk capitalに当たる)規模(7.4兆円)を考慮すると、日銀は早めに出口戦略を検討すべきであると主張した。もっとも、彼女たちの研究は分析の前提が非現実的<sup>86</sup>であり、具体的な株価・為替レートのレベルによる細密な収支の計算

---

83 藤木・戸村(2015)は、岩田他(2014)との分析結果の違いに関して、①出口のタイミング(2016年度末対2014年度末)、②日銀券需要を名目GDP比率で安定していると想定すること、③出口後に国債買入れを1年半かけて漸減させること、④当座預金残高が日銀券の範囲内に収まった段階で長期国債の買入れ(毎月4,000億円)を復活させること、などの岩田他(2014)が基づいた仮定の違いから説明している。

84 ベンチマークシナリオとして、日銀が2016年度に2%の「インフレ・ターゲット」を達成した時点で、マネタリーベース目標を廃棄し、長期国債の買入れを停止するとともに短期金利を引き上げると仮定した。加えて、その後、日銀は超過準備に政策金利並みの付利を行うとともに長期国債の売却をせず、過去に購入した長期国債が満期を迎えるにつれ、徐々にバランス・シートを縮小させると仮定した。

85 このような主張は、河野・白石(2013)の分析結果と類似した側面がある。河野・白石(2013)の分析によると、利上げのペースが速く、「インフレ・ターゲット」の達成時期が遅いほど、日銀の債務への悪影響は大きいと示された。

86 超過支払準備の年間増加幅70兆円、利子支払水準を2%と仮定。しかし、Three-Tier Systemの導入後、日銀が超過支払準備の中で基礎残高だけに0.1%を支払う現実を考慮すると、分析の説得力が弱くなる。

が行われなかった点に限界がある。

その他、大塚(2016)はETFの買入れが日銀のB/Sに与える影響を実証的に分析した。彼の分析によると、日銀がETF関連引当金を計上すべきNikkei225のレベルは、2017年3月末およそ15,000円、2018年下半期以降15,500~16,000円となった。彼は、日銀の簿価が移動平均法による原価法に基づくことを踏まえると、「2016年9月末の株価レベルでETFの買入れを持続する」との前提の下で試算する場合、簿価となる原価が上昇することで、引当金を計上する必要のある株価水準も次第に高くなっていくことに留意する必要があると主張した。

### 3.4 ストレステスト(Stress Test)結果<sup>87</sup>

#### 3.4.1 基本前提

QQEの効果と副作用に関する深度のある分析を行う上で、日銀からは詳細なデータが十分に公開されていないため、日銀の収支状況を精密に推算することには限界がある。しかしながら、本章では日銀が「インフレ・ターゲット」の達成と景気回復のために、「現在のQQE政策を当分の間継続する」との仮定の下で概略的に推定した。ストレステスト方式としては、民間銀行の財務健全性の予測時に一般的に用いられるシナリオ分析のフレームワークを採択し、テスト方式の適正性を確保するために様々な関係者らとの議論を経た。金利(国債)、株価(ETF)及び為替レート関連シナリオは、Samikawa *et al.* (2016)と韓国銀行東京事務所(2017)を参照した。

具体的な推定は、まず、経常利益の主たる構成要素であり、概ね安定的な傾向を示している利子損益について、今後の推定値を算出した後、ここに非利子経常損益(外国為替損益)と特別損益(引当金の積立て、ETF関連減額損失)をシナリオ別に加え、当期損益の変動を把握した。

---

87 本章のストレステスト関連プロセスは、韓国銀行東京事務所(2017)に基づいている。

## (1) 利子損益

日銀の国債買入規模は、今後拡大(利子利益の増加要因)すると予想される。日銀は最近まで、国債買入れの「めど」を年間80兆円としてしたが、新型コロナの感染拡大に対処するため、無制限の国債買入を決定(2020年4月27日)<sup>88</sup>するなど、拡張的な金融政策を一層強化するスタンスを示しているからである。

一方、国債を額面より高い金額で買い入れることで生じる割増発行差残高の償却負担は、将来の潜在費用(利子利益の減少要因)として継続的に作用する。但し、主要国債満期物<sup>89</sup>の収益率が2019年10月以降上昇へと転換した中で、クーポン金利とのギャップが狭まる姿を示しているため、足もと新規に買い入れた国債の割増発行差の償却負担は過去に比べて多少軽くなると予想される。

〈図 3-3〉 日本の国債金利の推移



出所：Bloomberg

〈表 3-10〉 主要国債満期物のクーポン金利のギャップ<sup>1)</sup>

	(%p)		
	5年物	10年物	20年物
2018. 12. 31	0.252	0.105	0.211
2019. 6. 30	0.362	0.264	0.180
2019. 12. 31	0.229	0.120	0.023
2020. 3. 31	0.215	0.088	-0.010

注：1) クーポン金利 - 市場金利。

2) クーポン金利、市場金利は新規発行物ベース。

出所：財務省、Bloomberg

以上を総合的に考慮すると、市場金利が現在の水準を維持すると仮定する場合、20年度の日銀の利子利益はおよそ18%の増加率<sup>90</sup>を記録すると予想される。

88 日銀は4月27日の金融政策決定会議で、債券市場の流動性の低下、政府の緊急経済対策による国債発行の拡大などを考慮して収益率曲線(yield curve)が低いレベルで安定的に維持されるように、無制限の国債買入を行っていくと決定した。

89 2020年3月末、日銀が保有している主要国債満期物の割合(対長期国債)は10年物(41.3%)、5年物(21.8%)、20年物(21.3%)、30年物(7.5%)などである。

90 (利子利益の増加率、前年比) FY17 +3.8% → FY18 +5.8% → FY19 -8.2%。  
FY19の利子利益の減少を考慮してFY20の豫想利子利益をFY18と比較時、増加率は+8.7%と推定された。

但し、日本経済の長期停滞が懸念される中、マイナス金利の深掘り（追加利下げ）などによって市場金利が再び低下すると、発行差残高も大幅に増加し、償却負担から利子利益が縮小する可能性は存在する。一方、市場金利が上昇したり、基礎残高の圧縮など日銀当座預金への利払いを縮小する方向に制度が改編されると、利子利益の増加幅は拡大するだろう。

## (2) その他損益（非利子経常損益及び特別損益）

外貨資産、ETF及び引当金の積立て関連損益はシナリオ別ストレステストで算出する一方、経費など他の損益要因は最近数年間の平均値（〈付録3-2〉参照）を維持すると仮定する。

外貨資産の場合、19年度以前の過去3年（16～18年度）平均<sup>91</sup>の保有規模を維持する中で、円/ドル為替レート（2020年1月～3月の平均為替レートは108.9円）が、100円あるいは90円へ下落する（円高）と仮定した。

ETFについては、年間12兆円<sup>92</sup>ずつ保有規模（2020年3月末31.2兆円、時価ベース）が拡大する中で、株価（2020年1月～3月のNikkei225の平均株価は21,809円）が▲10%、▲20%及び▲30%下落する状況を仮定した。株価が一定水準以下へ下落する時、ETFの市場価値が取得価額を下回ることによって潜在損失が表面化し、減額損失（特別損失）が発生する。<sup>93</sup>

一方、引当金の積立ての場合、債券取引損失引当金は会計規定<sup>94</sup>と過去の積立水準などを考慮し、金利が現水準（2020年1月～3月の間、平均金利）を維持すると、利子利益の増加率と同程度増加し、外国為替等取引損失引当金は現在の水準を維持すると仮定した。但し、金利の影響力を分析するために、金利が現水準より上昇すると、金利変動による保有国債の評価損失を潜在的損失<sup>95</sup>として認識する。

---

91 19年度には、米ドル貨の資金供給オペによって外貨資産が急増したが、これは異例の現象であり、今後過去のトレンドへ復帰する可能性が高いとみなした。

92 ETF買入限度（年間純増ベース）は2016年7月以降6兆円となっていたが、2020年3月に12兆円へ増額された。

93 ETFは日銀の会計規定上原価法が適用されるが、時価が取得価額以下へ顕著に下落する場合、減損処理（特別損失）を取るようになっている。但し、中央銀行会計の特性上、顕著な下落の程度と損失の認識可否に対する判断は日銀が自ら決定すると予想される。

94 債券取引損失引当金の追加積立可能額 = (長期国債利子 x 利払い負債 / 長期国債 - 支給利子) x 50%。

95 日銀は2004年度から保有国債の会計処理に償却原価法(amortized cost method)を適用しているので、国債を満期保有する限り、キャピタル・ロスが発生しない(藤木・戸村(2015))。

上で言及された為替レート、株価及び金利関連仮定値を組み合わせ、以下の6つのシナリオを想定した。

〈表 3-11〉 日銀のその他損益の推定関連シナリオ

区分	非利子経常損益	特別損益		備考	
	為替レート	株価	金利		
・ Case I	現水準の維持 <sup>1)</sup>	現水準の維持 <sup>2)</sup>	現水準の維持 <sup>3)</sup>	Baseline	
・ Case II	100円へ下落	10% 下落	0.1%p 上昇		
・ Case III	90円へ下落				
・ Case IV	100円へ下落	20% 下落	0.25%p 上昇		
・ Case V	90円へ下落				
・ Case VI	90円へ下落	30% 下落	0.5%p 上昇		Worst scenario

注：1) 2020年1月～3月の間、円/ドル為替レートの平均(108.9円)が維持されると仮定。  
 2) 2020年1月～3月の間、Nikkei225株価の平均(21,809円)が維持されると仮定。  
 3) 2020年1月～3月の間、満期別国債の平均金利(<付録 3-3>参照)が維持されると仮定。

### 3.4.2 推定結果<sup>96</sup>

利子損益とその他損益(非利子経常損益、特別損益)を合計した、20年度の日銀の当期損益を推定した結果、為替レート、株価及び金利が現水準を維持(Case I)する場合、利子利益の増加から、当期利益は緩やかに拡大(19年度1.3→20年度1.4兆円)すると予想された。

一方、株価が▲10%下落し、かつ円/ドル為替レートが100円(Case II)あるいは90円(Case III)へ下落する場合、経常損益は黒字を維持するものの、非利子損益の縮小(あるいは損失へ転換)と特別損失の拡大から、Case IIでは2兆円台、Case IIIではおよそ3兆円の当期損失が発生すると推定された(保有国債の評価損失を考慮すると、潜在的損失規模はいずれも5兆円台に拡大する)。

96 具体的な推定方式は<付録 3-2>、<付録 3-3>を参照。

〈表 3-12〉 FY20日銀の当期損益の推定結果 (1)

(億円)

	Case I	Case II	Case III
・ 利子損益(A)	11,900	11,900	11,900
・ 非利子損益(B)	6,300	900	-5,100
・ 経常損益(C) = A+B	18,200	12,800	6,800
・ 特別損益(D)	-4,500	-38,500 (-63,500)	-38,500 (-63,500)
・ 当期損益(E) = C+D	13,700	-25,700 (-50,700)	-31,700 (-56,700)

注：( )内は保有国債の評価損失を含む場合の損失規模である。この損失は会計的損失ではない。

また、株価が▲20%下落すると、特別損失が拡大して円/ドル為替レートが100円(CaseIV)と90円(Case V)の場合、当期損益の赤字幅は6兆円を上回るとの結果となった(保有国債の評価損失を含むと、潜在的損失規模はいずれも13兆円台になる)。特に、株価がグローバル金融危機と同様に▲30%暴落し、円/ドル為替レートが90円まで下落(CaseVI)する場合、10兆円台に達する巨額の当期損失が発生すると推定された(保有国債の評価損失を含むと、潜在的損失規模は約25兆円になる)。

上で考察したように、最近日銀の収支は、割増発行差償却(経常損失)の負担や、国債関連引当金の積立て(特別損失)など、悪化要因が常存する状況の下で株価の下落によってETF関連潜在損失が表面化すると、当期損益が赤字へ転換<sup>97</sup>される可能性を排除しにくいと判断される。

97 たとえば、現時点で株価の25%下落を仮定する場合、日銀の当期損益は赤字へ転換(+1.3兆円→-6.2兆円\*)した。エクスポージャーが大きくなるほど、日銀の財務構造は市場のショックに一層弱くなる。

\* (当期純利益1.3兆円) + (ETF評価利益0.3兆円) - (ETF時価評価額31.2兆円×25%) = -6.2兆円

株価の急落によるETF評価損失の発生可能性はFY19下半期のケース(ETF評価益:2019年9月末4.0兆円→2020年3月末0.3兆円)で明確に表われた。



〈表 3-13〉 FY20日銀の当期損益の推定結果 (2)

(億円)

	CaseIV	CaseV	CaseVI
・ 利子損益(A)	11,900	11,900	11,900
・ 非利子損益(B)	900	-5,100	-5,100
・ 経常損益(C)=A+B	12,800	6,800	6,800
・ 特別損益(D)	-75,500 (-144,800)	-75,500 (-144,800)	-113,500 (-256,700)
・ 当期損益(E)=C+D	-62,700 (-132,000)	-68,700 (-138,000)	-106,700 (-249,900)

注：( )内は保有国債の評価損失を含む場合の損失規模である。この損失は会計的損失ではない。

但し、一部で懸念するように、こうした損失が日銀の資本の食い込み (impairment of capital) を引き起こす可能性は非常に低いと思われる。2020年3月末現在、日銀はおよそ10兆円(資本3.3兆円 + 債券・外国為替引当金6.2兆円)相当のRisk Capitalを保有している。従って、グローバル金融危機当時のようなショック (CaseVI) が発生しない限り<sup>98</sup>、為替レート、株価の下落と金利の上昇による損失を自ら十分にカバーできると判断される。

〈表 3-14〉 日銀の資本と引当金の推移

(兆円)

	15.3月	16.3月	17.3月	18.3月	19.3月	20.3月
・ 資本(A)	2.9	3.1	3.2	3.2	3.2	3.3
・ 引当金(B)	4.0	4.3	4.7	5.0	5.9	6.2
債券取引損失引当金	2.2	2.7	3.2	3.6	4.4	4.8
為替取引損失引当金	1.8	1.6	1.5	1.4	1.5	1.4
・ Risk Capital (A + B)	6.9	7.4	7.9	8.2	9.1	9.5

出所：日本銀行(会計・決算、各号)

98 2020年8月現在、円為替レート、Nikkei株価などは実体経済の停滞にもかかわらず、豊かな流動性などの影響によってグローバル金融危機当時に比べて安定的な流れを示している。しかし、グローバル次元で新型コロナの拡散が収められない場合、内需委縮と輸出不振の中で、為替レート、株価の変動性が急激に拡大するなど日本経済が金融危機レベルのショックに直面する可能性を排除することができないと判断される。

### 3.5 政策的示唆点<sup>99</sup>

本章の推定結果から分かるように、当分の間 ETF は日銀の収支の方向を左右する核心要因として作用する可能性が高い。国債の場合、割増発行差償却の負担が存在するが、長期にわたって分割して費用に反映するので、セネィョーリッジ(seigniorage)として吸収することができる。外貨資産も時価評価対象であり、為替レートが政策変化によって高い変動性を表しながら収支の主要決定要因となるが、保有規模に大きな変動がない(19年度は例外)点を考慮すると、日銀の収支に与える影響は限定的な水準に止まると判断される。

一方、ETFは規模の急増にもかかわらず、損失吸収装置(引当金)<sup>100</sup>と満期がないことはもちろん、変動性の高い<sup>101</sup>株価に連動されているので、潜在的な損失危険(日銀の会計規定上、表面化時、特別損失要因)が常存する。2010年10月、日銀の2次「量的緩和」<sup>102</sup>時導入されたETF買入れは、QQE施行(2013年4月)以降本格的に進んで、目標額(限度)やはり数回にかけて大きく拡大<sup>103</sup>した。

日銀の「2%のインフレ・ターゲットを安定的に達成するまで強力な金融緩和を続ける」というスタンス<sup>104</sup>、最近の景気状況などを考慮すると、ETFの買入規模が短期間に縮小されることは難しいと思われる。かえって、長期間のゼロ金利の下で効率的な政策手段の確保が易くない日銀の立場から見ると、ETFの保有規模とB/S上割合は、一層拡大する可能性が高いと判断される。

---

99 日銀のETF買入政策の概要、効果などに関しては、本論文の第2章を参照されたい。

100 日銀の会計規定(第18条)上、ETF取引損失引当金の計上基準(時価総額が帳簿価総額を下回る場合、その差額に対して上半期末と事業年度末に計上)が設定されているが、債券及び外国為替関連引当金と異なり、2020年3月末現在ETF関連引当金は日銀のB/Sに計上されていない。

101 2001-2019年の間、年度別株価指数(Nikkei 225、calendar year ベース)の騰落を見ると、総7回下落した中で平均下落率は18.3%、最大下落率は42.1%(2008年)であった。

102 日銀の量的緩和は、一般的に第1次(2001年3月～2006年3月)、第2次(CME、2010年10月～2013年3月)、第3次(QQE、2013年4月～現在)で区分される。

103 日銀のETF買入の目標額

	2013.4月	2014.10月	2016.7月	2020.3月
(年間純増ベース、兆円)	+1	+3	+6	+12

104 日銀は2016年9月、「イールドカーブコントロール」(yield curve control)政策の導入と一緒に、ハイパワードマネー残高をCPIの上昇率が安定的に2%を上回る時まで持続的に拡大するという方針を表明した。

日銀の観点から、ETFの損失発生を防ぐために株価の下落時、ETFの買入れを拡大させる誘因<sup>105</sup>が存在する。この場合、日銀の財務構造は市場のショックに更に弱くなる恐れがあり、実際に中央銀行が株式性商品であるETFを買い入れることに関連して市場はもちろん日銀の内部<sup>106</sup>でも論難が提起されている。

今後、日銀が金融政策の正常化を円滑に推進するためには副作用の緩和方案<sup>107</sup>を含むETF関連「出口戦略」(exit strategy)を早めに備えなければならない。市場のショックや過去のケース<sup>108</sup>などを考えに入れると、日銀が現時点でETFのエクスポージャーを急速に縮小する可能性は低いと判断される。「ETFの買入れの縮小 → 中止 → 売却」というプロセスの急速な進行時、日銀が大量に保有(間接)している企業の株価に下落圧力が予想されるので、ETFの処理は長期的な観点から慎重に進められると予想される。但し、市場のショックの最小化に焦点を当てたこのような出口戦略方式が採択されると、相当な時間とコストが要する<sup>109</sup>ことを避けにくいだろう。現在、一部の専門家たちは出口戦略の代案として①別途機関の設立後、日銀の保有ETFの移管<sup>110</sup>、②当該企業に自社株の買入れの要請<sup>111</sup>、③割引き価格で個人に譲渡する方法<sup>112</sup>などを提示している。

ETFは国債と違って満期がないので、期間が経ても日銀の負担は決して自動的に消滅しない。ETFの処理に関連して市場のショックを最小化する同時に日銀の負担も軽減させる政策代

---

105 2016年7月、ETFの限度増額(3.3 → 6兆円)の主たる背景として“ETFの損失発生防止のための先制的措置”を主張する見解も存在する。また、2020年3~4月、新型コロナの感染拡散による株価の急落(前年末対比▲30.9%、Nikkei 225ベース)時、一部の言論では日銀の保有ETFの評価損失の可能性が言われた。

106 (適正性)“特定企業・産業へのミクロ的資源配分という点で、財政政策的な性格のあるETFの買入れを中央銀行がどの程度まで裁量でできるかは難しい問題”(2010年11月、白川日銀総裁)。

(副作用)“年間6兆円のETF買入規模は、市場の価格形成と変動性、日銀収支への悪影響などを考慮すると、過度に大きいので、1兆円へ縮小する必要”(2017年7月、佐藤、木内 日銀審議委員)。

107 日銀は、特定銘柄に対する保有割合の拡大問題を緩和するためにETF別買入割合を変更(2016年9月、2018年7月)したことに続いて、流動性など市場機能の回復のためにETF貸与制度を導入(2019年4月)した。

108 日銀は二回(2002~2004年、2009~2010年)、流動性の供給のために、一般銀行から買入れた株式(2019年9月末8,254億円、簿価ベース)を2016年4月から10年にかけて分割・市場売却すると決定した。

109 日銀が2021年3月まで現政策(当時、年間6兆円)の持続後、買入規模を徐々に縮小(2021年4月から毎月200億円ずつ減額、2023年4月から毎月2,000億円ずつ売却)していくと仮定時、日銀の保有残高が‘0’になる時点は2042年12月で、20年以上が要すると推定された研究もある。

110 株価下落リスク、政治リスクを分けることができるという長所があるが、新たな機関の出資金の調達方式、損失発生時補填方法などが課題として台頭する。

111 自社株の買入時、税制上優遇措置の付与など誘引策を提示することができるが、自社株の買入れが本来企業の自主的な判断事項であり、保有資金の足りない企業が有り得るという限界を持っている。

112 ETF評価益を再活用する方式として、若い世代の資産形成ムードの造成と投資者基盤の拡大が可能である。

案を積極的に摸索すべき時点である。

一方、韓国の場合、日本のQQEのような政策が現時点で行われることは難しいであり、実行されても同政策が韓国銀行(BOK)の収支に与える影響を推定することが易くないと判断される。日銀と異なり、韓国銀行は、韓国銀行法<sup>113</sup>に基づき、株式、社債などの買入に制約を受けるため、法改正が行われない限り、日本式のQQEが施行される可能性は低いほうである。たとえば、QQEが施行されると仮定しても、同政策が株価、為替レート、金利に及ぼす影響は、不確実であると予想される。なぜならば、韓国経済は日本と異なり、小規模開放経済であり、株価など価格変数がグローバル景気及び流動性、国際金利の変動、外国人の株式投資の拡大など海外要因に大きく左右<sup>114</sup>されるからである。また、世界金融危機以降、韓国における金融政策の効果が弱<sup>115</sup>化した状況も、日本式のQQEの影響を制約する要因として作用することができる。

ただし、新型コロナの拡散などによって景気停滞が長期化すると、景気回復のための強力な政策代案として、QE(あるいはQQE)が行われる可能性を排除できない。こうした状況に直面する場合、同政策が長期的な観点から中央銀行の収支と金融政策に与える影響に関する省察が必要であり、日銀の経験は貴重な政策的資産として寄与すると期待される。

### 3.6 結論

日銀がインフレ・ターゲットの安定的な達成まで緩和基調を維持すると宣明した中で、新型コロナの拡散がグローバル景気沈滞を引き起こしているから、日銀の資産の増加トレンドは、国債、ETFを中心として当分の間続く可能性が高い。ただし、資産規模がすでに出口戦略の

---

113 韓国銀行法第68条に基づき、韓銀が公開市場で売買、貸借の可能な証券は国債、元利金の償還を政府が保証した有価証券、その他「金融通貨委員会」(MPC)が定めた有価証券だけで制限される。従って、新型コロナによる金融市場の不安の解消のための社債買入時(2020年5月)、韓銀は政府、韓国産業銀行(KDB)と共同で社債、CP、短期社債の買入機構(SPV)を設立する方式を採択した。

114 韓国銀行(2017)参照。

115 김정현·전성범(2017)は、世界金融危機以前と以後に区分し、金融政策効果の差を推定した。彼らは金融危機以降、金融政策の効果が減少した中で、最大効果が出るまで要するタイム・ラグが多少長くなったという結論を導出した。

実行と収支に負担をかける程度に拡大したことに加えて市場機能の喪失など副作用に対する恐れが大きくなっていることを考慮すると、日銀の資産増加の速度は次第に鈍化すると予想される。

2013年4月以降、QQEを推進する過程で保有資産の規模と構成が大きく変わったことによって、日銀の収支は金利、為替レートなどマクロ価格変数の動きに敏感に反応する姿を示している。日銀の場合、中央銀行の伝統的な投資資産である国債、外貨資産以外にETFを相当規模で保有しているので、収支が他の中央銀行と異なり、株価の動きにより影響を受けることができる。

20年度(2020年4月～2021年3月)を対象にシナリオ別ストレステストを行った結果、最悪のシナリオが発生しない限り、日銀の収支が悪化しても資本の食い込みに陥る可能性は低いと分析された。

具体的に、株価が▲10%下落し、円/ドル為替レートが100円及び90円へ下落する場合、およそ2～3兆円の当期損失が生じると推定された。また、株価が▲20%まで下落すると、円/ドル為替レートが100円及び90円の状況で、赤字幅は6兆円を上回ると予想された。特に、株価が世界金融危機と同様に▲30%暴落し、円/ドル為替レートが90円まで下落する最悪のシナリオ下では、10兆円台の当期損失が発生すると推定された。この場合、日銀の立場では、過大な損失に対処するために会計規定に基づき、ETF関連引当金の計上が不可避であると判断される。但し、本章の分析結果は、金利が現水準(2020年1月～3月の間、満期別国債の平均金利)を維持するという仮定の下で導かれたことで、金利が現水準より0.1～0.5%p上昇すると、日銀の潜在的損失規模は5～25兆円に拡大することを示している。

収支の悪化が続くと、金融緩和の副作用に対する市場の恐れが拡大し、これはQQEの持続にも否定的な影響を及ぼすことができるので、ETFの損失の表面化可否についての日銀の前向きなスタンスが要求される。

<付録 3-1>

典型的な中央銀行のバランス・シート(B/S)

Assets ↓	Liabilities & Capital ↓
<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Net foreign assets ↓</li> <li>▪ Net domestic assets ↓</li> <li>↓</li> <li>↓</li> <li>↓</li> <li>↓</li> <li>↓</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>▪ Reserve money ↓                             <ul style="list-style-type: none"> <li>Currency in circulation ↓</li> <li>Reserves of commercial banks ↓</li> </ul> </li> <li>▪ Non-monetary liabilities ↓                             <ul style="list-style-type: none"> <li>Central bank securities ↓</li> <li>Others ↓</li> </ul> </li> <li>▪ Equity capital ↓</li> </ul>

出所：Jaime Caruana(2012)

<付録 3-2>

主要展望値の推定方式

(利子損益)  $A - B = 11,927 \text{ 億円} \approx 11,900 \text{ 億円}$

- 国債利子収益(A)：FY20の国債規模(平均残高)<sup>e</sup> × FY20の国債運用収益率<sup>e</sup> = 13,788 億円
  - FY20の国債規模(平均残高)：FY19の国債規模(平均残高)(482.6兆円) × (1 + 最近3年間(FY17~FY19)の国債規模(平均残高)の増加率平均(+7.0%)) = 516.4兆円
  - FY20の国債運用収益率：最近3年間(FY17~FY19)の運用収益率平均(+0.267%)を適用

	FY17	FY18	FY19	平均
・ 国債規模(平均残高)、兆円	436.7	464.9	482.6	-
〃 増加率、%	+10.8	+6.5	+3.8	+7.0
・ 国債運用収益率、%	+0.279	+0.276	+0.247	+0.267

- 補完当座預金制度利子(B)：最近3年間(FY17~FY19)の平均(1,861億円)を適用  
(億円)

FY17	FY18	FY19	平均
1,836	1,865	1,882	1,861

(非利子損益)  $A + B - C = -5,122 \sim +6,301$  億円  $\approx -5,100 \sim +6,300$  億円

○ 外国為替差損益(A) :  $a \times b = -11,302 \sim +121$  億円

・ 直前の外貨資産(a) : FY16~FY18の平均(65,699億円)\*を適用

\* FY19の場合、異例的な急増を考慮して除外

FY16	FY17	FY18	FY19	平均(FY16~FY18)
66,081	63,695	67,321	259,662	65,699

・ 為替レートの調整値(b) : (仮定された為替レート\* / FY19の為替レート(108.7円/ドル)) - 1

\* シナリオ別に108.9円、100円、90円で区分

○ 運用利益(B) : 最近3年間(FY17~FY19)の平均(6,932億円)を適用

FY17	FY18	FY19	平均
5,482	7,137	8,176	6,932

○ 経費などその他(C) : 最近5年間(FY15~FY19)の平均(752億円)を適用

FY15	FY16	FY17	FY18	FY19	平均
617	1,597	1,450	359	-265	752

(債券取引損失引当金の積立て) FY19の積立て額(3,837億円)  $\times$  (1 + FY20の利子利益増加率の推定値(+18.3%)) = 4,539億円  $\approx$  4,500億円

(ETFの減額損失) (FY19の時価推定値  $\times$  下落率(%) + FY20の純増額  $\times$  下落率(%) / 2) + (FY19の時価推定値 - FY19の取得価)

○ シナリオ別に株価の変動率は-30%~+15.3%(ベースライン)

○ ベースラインの場合、ETFの減額損失は発生しないが、その他のシナリオ(Case II ~ Case VI)の下では、3.4~10.9兆円の減額損失が発生

<付録 3-3>

保有国債の評価額の推定方式

- 日銀は2020年3月末現在、485.9兆円の国債を保有している。
  - このうち、本論文の分析対象は 467.6 兆円(総保有国債の 96.2%)である。

日銀の保有国債の現況<sup>1)</sup>

(10億円、%)

区分	残高	割合
短期国債 (A)	12,377	2.6
長期国債 (B)	473,542	97.4
2年物	24,653	5.1
5年物	103,090	21.2
10年物	195,784	40.3
20年物	100,694	20.7
30年物	35,650	7.3
40年物	7,736	1.6
その他	5,935	1.2
合計(A + B)	485,919	100.0

注：1) 2020年3月末現在 2) 太字は本論文の分析対象  
出所：日本銀行(会計・決算、各号)

- 金利レベルにおいて、現水準の維持\*、0.1%pの上昇、0.25%pの上昇、0.5%pの上昇ごとに保有国債の評価額を推算する。
  - \* 2020年1月～3月の間の満期別国債の平均金利が、2020年4月～2021年3月の間に持続すると仮定
  - 下記の公式を保有国債の評価に適用する。

$$dP = -\frac{D}{(1+r)} \times dr \times P \quad (1)$$

ここで、P：債券価格、r：金利、D：McCaulay Duration(投資金の回収に所要する期間)

< (1) 式の導出について >



一般的にクーポン利子を支払う債券の価格は、次のように与えられる。クーポン利子の金額をC、元本をM、債券満期をn、債券金利をrとすると、債券価格Pは

$$P = \frac{C}{(1+r)} + \frac{C}{(1+r)^2} + \dots + \frac{C}{(1+r)^n} + \frac{M}{(1+r)^n} \quad (2)$$

となる。金利変動による価格の変動を求めるために、この式をrに対して微分すると、

$$\frac{dP}{dr} = -D \times \frac{1}{(1+r)} \times P \quad (3)$$

を得ることができる。<sup>116</sup>

ここで、 $D = \frac{\sum_{t=1}^n \frac{tC}{(1+r)^t} + \frac{nM}{(1+r)^n}}{P}$ で、McCaulay Durationを意味する。

最後に、(3)式の両辺にdrをかけると、金利変動による債券価格の変動は、次の式を通じて求めることができる。

$$dP = -\frac{D}{(1+r)} \times dr \times P$$

- 保有国債の価格変動分を正確に計算するためには、上の公式のD、すなわち、McCaulay Durationを把握しなければならないが、日銀が保有国債の残存満期を公開しない現実\*を考慮し、本論文では適切な仮定の下で推算する。

\* 2020年3月末現在、日銀の保有国債別(2年物、5年物、10年物、20年物、30年物、40年物)残存満期データを入手できない。

○ 本論文では、国債別満期の1/2期間\*をMcCaulay Duration(≒残存満期)と見なした。

\* 2010年10月の包括的金融緩和(CME)、2013年4月のQQEの施行後、相当期間が経過

- 2020年4月～2021年3月の間、金利の上昇分を0%p(現水準、2020年1月～3月の間の平均)、0.1%p、0.25%p、0.5%pで区分して、それぞれの場合の国債価格の変動分を推定する。但し、満期別国債の金利は、満期に関係なく一律的にシフト(すなわち、イールドカーブが水平にシフト)する場合を想定した。

<sup>116</sup> 詳細な導出方法は、Fabozzi(2006) *Bond Markets, Analysis, and Strategies*(6<sup>th</sup> edition)の63～65ページを参照されたい。

## 満期別国債の金利レベル

(2020年4月～2021年3月の間の平均)

区分	0%p (現金利水準) <sup>1)</sup>	0.1%p 上昇	0.25%p 上昇	0.5%p 上昇
2年物	-0.175	-0.075	0.075	0.325
5年物	-0.148	-0.048	0.102	0.352
10年物	-0.036	0.064	0.214	0.464
20年物	0.256	0.356	0.506	0.756
30年物	0.382	0.482	0.632	0.882
40年物	0.401	0.501	0.651	0.901

注：1) 2020年1月～3月の間の平均金利水準  
出所：Bloomberg

## 満期別国債の価格変動分の推定結果

(2020年4月～2021年3月)

(億円)

区分	0%p (現金利水準) <sup>1)</sup>	0.1%p 上昇	0.25%p 上昇	0.5%p 上昇
2年物	…	-200	-600	-1,200
5年物	…	-2,600	-6,500	-12,900
10年物	…	-9,800	-24,500	-49,000
20年物	…	-10,000	-25,100	-50,200
30年物	…	-5,300	-13,300	-26,600
40年物	…	-1,500	-3,900	-7,700
合計	-4,500 <sup>2)</sup>	-29,500	-73,800	-147,700

注：1) 2020年1月～3月の間の平均金利水準  
2) FY20の債券取引損失引当金の積立規模は、同じ期間中における利子利益の増加率(+18.3%)だけ増加すると仮定

## 4. 韓国・日本の金融政策の有効性の比較\*

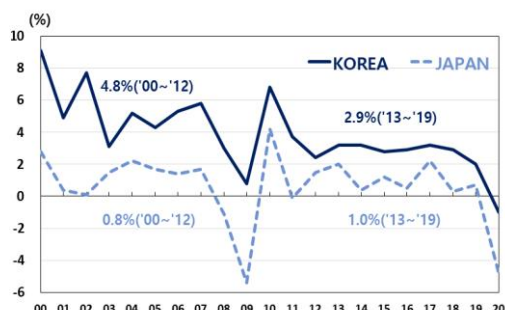
\* この章は2021年5月、Scoupsに登録されたジャーナルである「Seoul Journal of Economics」に Comparing the Effectiveness of the Monetary Policies in Korea and Japan というタイトルで掲載された論文を日本語訳したものである。

### 4.1 研究背景

韓国経済は2000年代に入って成長ペースが鈍化し、雇用環境の悪化も伴いながら、経済成長力の低下に対する懸念が拡大している。循環的な景気回復にもかかわらず、全要素生産性(TFP)の鈍化や、高齢化による生産年齢人口の減少などで潜在成長率が下落傾向<sup>117</sup>を続けると予想される中、成長エンジンが弱まることが懸念されている。一部では、韓国経済が長期停滞に陥る「日本化」(Japanification)するとの声も聞かれる。

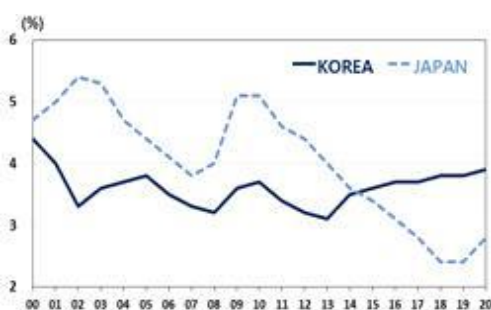
一方、日本経済は<図 4-1>と<図 4-2>から分かるように、2012年末の安倍首相の再登板以降、最近のコロナ・パンデミック前までプラスの成長率が持続し、失業率も大幅に下落するなど、経済の改善がみられた。一部では、慢性的なデフレ心理から脱却して、成長ペースの回復や雇用創出などのポジティブな成果を示されたことで、「失われた20年」と呼ばれた長期間の景気停滞を一定程度克服したと評価された(Botman *et al.* (2015)、Posen(2020))。

<図 4-1> 韓国と日本の経済成長率



出所：韓国銀行 ECOS

<図 4-2> 韓国と日本の失業率



出所：韓国銀行 ECOS

117 2019年8月、韓国銀行は韓国の潜在成長率を2001～2005年5.0～5.2%、2006～2010年4.1～4.2%、2011～2015年3.0～3.4%、2016～2020年2.7～2.8%と推定して発表した(권지호·김도완·지정구·김건·노경서, 2019)。

このように、韓国と日本両国の景気変動が異なる傾向を示すことは、潜在成長率以外にも、財政・金融政策といった経済政策が影響を与えた可能性を排除しにくいだろう。最近、韓国経済は低成長と低インフレ基調が続く中、政策金利の運用余力が縮小しており、ゼロ金利、量的緩和、量的・質的金融緩和、マイナス金利政策など非伝統的金融政策手段を通じた政策余力の確保についても考慮すべきであるという見解が次第に力を得ている。

特に、一部では日本経済がアベノミクス以降、肯定的な評価を受けたことに注目して、日本に類似した非伝統的金融政策を韓国経済に適用してみる必要性さえ提起している(이두원(2015)、윤증현(2016))。本章ではこうした点に着目して、韓国と日本における政策の波及経路及び効果について比較・分析を行い、果たして韓国で日本のような非伝統的金融政策を活用できるか、といった政策的な示唆の導出を試みた。

日本の非伝統的金融政策を韓国へ適用する可能性を検討するためには、まず両国の金融政策の有効性に関する分析を見る必要がある。しかしながら、これらの先行研究はそれほど多くない。先行研究をみると、まず、Cargill(2005)は韓国と日本のインフレ動向を定性的に比較し、2000年代初の韓国と違って日本がデフレに陥った理由として、韓国は1997年に「インフレ・ターゲット」(物価安定目標制)を導入して経済主体の期待インフレを安定化させた一方、日本はそのようにしなかったことを挙げた。

一方、Braun and Shioji(2006)は、韓国、日本及び米国を「符号制約VARモデル」によって分析を行い、金融緩和時において、通貨量と生産量が増加して物価が上昇する効果、即ち、「流動性効果仮説」(liquidity effect hypothesis)が、日本と米国では有意ではなかったが、韓国では著しく現われたと主張した。이근영(2014)も、同様に符号制約VARを使って韓国、日本及び米国の金融政策を分析し、韓国の場合、金融政策の有効性は減少しているものの、米国と日本に比べると、金融政策ショックに対して短期金利と需給ギャップの反応が早期かつ明確に表れるという結果を示した。

上記二つの研究とは異なり、「修正 New Keynesianモデル」を使って日韓の金融政策を比較

した차혜경(2013)は、韓国の場合、「通貨量目標制」の時代には需給ギャップに、「インフレ・ターゲット」の時代にはインフレギャップに、金融政策が敏感に反応するなど金融政策が有効に機能したが、日本はこうした有意性が低く、金融政策が有効であると判断しにくいという結論を得た。

本章は、符号制約VARモデルを使って韓国と日本の金融政策を比較・分析したという点で、Braun and Shioji(2006)、이근영(2014)と共通点を持っている。しかし、彼らの研究が1990年代から2014年までのデータを分析に用いり、金融政策の効果を生産、物価及び通貨量を中心にしている一方、本章は韓国で10年物国債の発行が本格化された2004年から安倍総理が退任する1年前の2019年までのデータを使い、最近のアベノミクスの経験も分析期間に含めているほか、為替レート、銀行貸出、株価及び不動産価格など多様な波及経路を考察することが本論文の貢献である。

また、2000年代以降韓国は政策金利という伝統的手段を主に活用したが、日本は政策金利がゼロ水準に近接した状況下で、量的緩和、イールドカーブコントロールなど非伝統的手段に依存<sup>118</sup>しており、この点からも両国における金融政策の有効性の直接的な比較は難しいと判断される。この点について、本章はWu and Xia(2016)の「仮想政策金利」(shadow policy rate)<sup>119</sup>を使って、異なるタイプの政策手段を活用した日韓両国の金融政策の有効性の比較における困難の解決を試みており、その点も先行研究との重要な差異の中の一つである。

本章の主たる結果は次の通りである。実証分析の結果、韓国は日本に比べて金融政策の有効性側面で相対的に制約要因が大きいと評価された。長期金利を下落させる効果は大きかったが、為替レートへの影響は短期に止まり、資産価格経路と銀行貸出経路を通じた効果も期

---

118 日銀は1999年2月、ゼロ金利政策の施行と一緒にフォーワード・ガイダンスを世界で初めて行ったことに続いて、2001年3月には日銀当座預金の水準をターゲットとして量的緩和をやはり世界で初めて導入した。

119 グローバル金融危機以降、米国・ユーロ地域など主要国の政策金利がゼロ下限の制約に至った中で、量的緩和などの非伝統的金融政策を並行して行うことによって、政策金利水準だけでは金融政策の基調を把握しにくくなった。「仮想政策金利」は量的緩和など各種の非伝統的金融政策手段を政策金利へ換算することによって、伝統的・非伝統的金融政策を包括した「全般的金融政策トレンド」の把握を可能とする、架空の政策金利である。仮想政策金利の具体的な推定方法については<付録 4-2>で説明されている。

待しづらい。但し、銀行貸出経路を細分すると、金利の引下げが家計貸出の増加へ繋がり、株価の上昇と生産の増加を誘発する効果はある程度存在したが、これには不動産価格の上昇が伴った。

一方、こうした有効性上の差異にもかかわらず、韓国と日本はいずれも、金融政策が实体经济を活性化させる効果には限界がある結果となった。これは「日本に比べて韓国の金融政策の有効性がより高い」と評価したいくつかの先行研究らと相反する結果である。<sup>120</sup>

本章は次のように構成される。まず、第4.2節では日韓両国の金融政策の波及経路が異なる可能性について簡略に考察した。第4.3節では実証分析を行った後、その結果に関して解釈した。最後に、第4.4節では分析結果を要約し、これに基づき政策的示唆を提示した。

## 4.2 韓国と日本の金融政策の波及経路

本節では実証分析に先立ち、日韓両国の金融政策の波及経路がどの点において異なるかについて概観する。一般的に、金融政策は金利経路、銀行貸出経路、資産価格経路及び為替レート経路などを通じて、实体经济と金融市場へ波及すると理解されている。<sup>121</sup>

以下の要因を考慮すると、韓国は日本に比べて、金利経路、為替レート経路及び株式市場経路が弱くなる可能性がある。反面、不動産市場経路は韓国において、より強く作用すると

---

120 韓国と日本の金融政策を別々に分析した研究でも、韓国では金融政策の効果が弱まり、日本では金融政策の有効性が非常に低下したという見方が優勢であると見える。例えば、김정현・전성범(2017)は韓国の金融政策効果をグローバル金融危機の前後で区分して推定した結果、金融危機後には金融政策の効果が減少し、最大効果が生じるまでのタイム・ラグが多少長くなったという結論を導出した。また、김시원(2018)は混合イノベーションTVP-VARモデルを使って1987~2016年の間金融政策上波及メカニズムの構造的変化を分析し、金融政策の生産及びインフレに与える効果が最近弱まっている傾向が見られたと主張した。日本の場合、Yoshino and Taghizadeh-Hesary(2014)が代表的であり、彼らは加重2段階最小自乗法(W2SLS)による分析の結果、2002年第1四半期~2014年第2四半期において、日本のインフレ率がGDPギャップ(景気回復)より円安による原油高に大きく左右されたと主張した。彼らによると、この期間中、長期実質金利が総需要に有意な影響を与えなかったことから、金融政策はこれの中で強い影響力を持たなかったという結果を示した。

121 最近の多くの研究は、非伝統的金融政策が伝統的金融政策と非常に違う経路(シグナリング経路、ポートフォリオ経路など)を通じて、金融市場及び实体经济に波及すると指摘している。しかし、本章は日韓両国の金融政策の比較を目的としており、そのため、金利、為替レート、資産価格及び銀行貸出経路のような伝統的波及経路に焦点を当てた。また、本章は日銀による多様な非伝統的金融政策(マイナス金利、長期国債・社債・ETFの買入れなど)が、信用市場、債券市場及び株式市場を通じて機能したとみなしている。今後は、非伝統的金融政策が、シグナリング経路やポートフォリオ経路などを通じてどのように作用するかについても、深度のある研究を進めるべきであると思われる。

予想される。銀行貸出経路については、韓国では家計貸出が、日本では企業貸出が重要であると思われる。

#### 4.2.1 金利経路

まず、金利経路、即ち、政策金利の変動が長・短期市場金利及び貸出・借入金利へ波及する経路について考える。この経路は韓国の場合、比較的円滑に機能していると認識される(韓国銀行(2017))。<sup>122</sup>韓国における、過去の政策金利の引き下げ局面を見ると、金利引き下げ直後、短期市場金利は概ね、政策金利の引き下げ幅あるいはそれを多少上回る水準で低下し、長期市場金利及び銀行の貸出・借入金利も相応に下落する姿が確認された。

しかし、長期金利に対する中央銀行の統制力については、韓国の方が日本より限定的となる可能性が高い。これは、韓国は小規模・開放経済という特性ゆえに、対外要因が金利のタームプレミアムの形成に大きな影響を与えるためである。김도완·오형석(2015)、Ha and So(2017)などの先行研究も、対外要因が韓国の長期金利の形成に大きな影響を及ぼしていると分析した。<sup>123</sup>

#### 4.2.2 為替レート経路

為替レート経路についても、韓国が日本より弱く機能する可能性が高いと判断される。まず、金利経路と同様に、韓国の小規模・開放経済の特性上、グローバル景気や流動性、国際金融市場の不確実性といった対外要因が、為替レートに与える影響は大きいと考えられる(유상

---

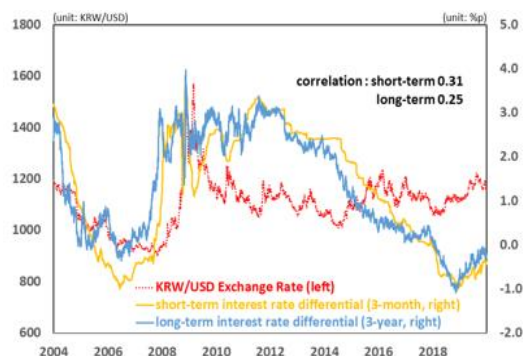
122 日本の場合、1999年2月のゼロ金利政策の実施、2001年3月の無担保コールレートから日銀当座預金への政策手段の変更、2016年9月のイールドカーブコントロール政策などを行っており、これらを考慮すると、2000年代以降の金融政策による金利経路は、把握が難しくなる側面がある。

123 김도완·오형석(2015)は、動態的 Nelson-Siegelモデルを活用して韓国と米国のイールドカーブ要因を推定し、米国のイールドカーブの水準(level)要因が韓国のイールドカーブの水準要因に与える波及効果が、グローバル金融危機後に高まったと主張した。また、Ha and So(2017)は、対外要因と対内要因を同時に反映した構造VARモデルを構築し、イギリス、カナダ、韓国、オーストラリアなどの小規模・開放経済においては、対外要因が長期金利の決定に重要な役割を果たすという分析結果を導出した。

代(2011))。さらに、韓国の場合、国内流入外貨資金の構造を見ると、拡張的金融政策が外国人の国内投資の増加を引き起こす可能性も存在する。すなわち、韓国は外貨資金に占める株式投資資金の割合が高い<sup>124</sup>ため、拡張的金融政策が株価上昇をもたらす場合、理論とは異なり、むしろ為替レートの下落(ウォン高)をもたらす可能性さえ存在すると推測される(김태원・유재원(2001)、이기성・유재원(2006))。<sup>125</sup>

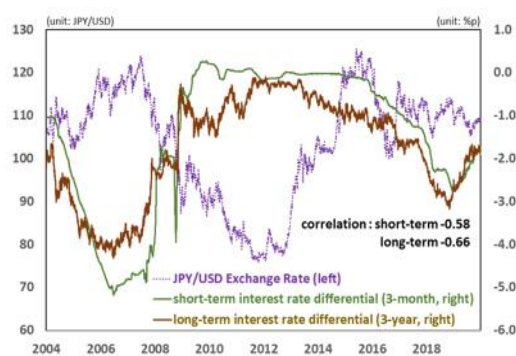
実際、2004～2019年における、内外金利差と為替レートとの関係を見ると、ウォン/ドル為替レートと金利差との相関係数は、短期が0.31、長期が0.25だったが、円/ドル為替レートと金利差の相関は、それぞれ-0.58、-0.66であった。即ち、金融緩和によって金利が下落した際に、韓国はウォン高、日本は円安が生じていた。<sup>126</sup>また、相関係数の絶対値も、日本が韓国に比べて大きい。

〈図 4-3〉ウォン/ドル為替レートと内外金利差<sup>1)</sup>



注：1) 短期金利差：CD金利-3か月米国LIBOR金利  
長期金利差：3年物国債収益率格差  
出所：韓国銀行ECOS

〈図 4-4〉円/ドル為替レートと内外金利差<sup>1)</sup>



注：1) 短期金利差：Tokyo銀行間金利(3か月)  
- 3か月米国LIBOR金利  
長期金利差：3年物国債収益率格差  
出所：CEIC

124 2004～2019年において、外国人のポートフォリオ投資資金は韓国の場合、借入21.4%、債券26.3%、株式52.3%であったが、日本の場合、借入34.1%、債券28.3%、株式37.6%であった。すなわち、韓国が日本に比べて、外国人の株式投資の割合が顕著に高い。  
125 一方、Kim(2014)は、韓国の場合、金利の引き上げが短期的には有意にウォン/ドル為替レートを下落させたことを分析した。  
126 本章における内外金利差は、国内金利から海外金利を差し引いたことである。従って、相関関係が+(-)とは、「自国の金利が海外に比べて低く(高く)なる」と「為替レートが下落(上昇)」、即ち、通貨の対外価値が切り上げ(切り下げ)られたことを意味する。



### 4.2.3 資産価格経路

資産価格経路のうち、株式市場経路は日本が韓国に比べてより効果的に機能すると判断される。これは、企業の資金調達手段において、株式が果たす役割の差異によって説明される。韓国の場合、株式市場の規模は日本より小さく、企業が資金調達をする際に、株式市場への依存度も低い水準に止まっている。このため、政策波及経路として株式市場が効果的に機能することは期待しにくい。

2004～2019年における、企業の直接資金調達に占める株式の割合を見ると、日本が23.3%であったが、韓国は7.6%で日本のおよそ3分の1の水準に過ぎなかった(〈表 4-1〉)。日本の場合、アベノミクス以降、不動産価格に比べて株価が大きく上昇していることも、企業の株式市場を通じた資金調達環境の改善、及び同市場における投資活動の活性化に寄与していると評価される。

〈表 4-1〉 韓国・日本の株式市場<sup>1)</sup> (2004～2019年、平均)

	上場企業数	時価総額	直接資金調達うち株式割合 <sup>2)</sup>
・韓国	1,899個	1,190兆ウォン	7.6%
・日本	2,861個	470.3兆円	23.3%

注：1) 韓国：韓国取引所上場社(KOSPI、KOSDAQ、KONEX)ベース、日本：東京証券取引所(TSE)ベース。  
 2) (株式発行残高) / (社債発行残高+株式発行残高) × 100。  
 出所：韓国取引所、日本取引所グループ

一方で、不動産市場経路については、韓国でも機能する可能性は必ずしも否定できない。〈表 4-2〉のように、韓国の場合、家計の不動産保有割合が高いため、不動産価格の変動による「富の効果」(wealth effect)が、株価の変動による効果を上回ることができる。

〈表 4-2〉 韓国・日本の家計の資産保有パターン (%)

	不動産	株式	現金及び預金
・韓国	60.2	5.6	15.4
・日本	37.6	5.2	31.5

注：家計総資産に占める割合、2008～2017年平均ベース。  
 出所：OECD

#### 4.2.4 銀行貸出経路

最後に、銀行貸出経路を見ると、韓国では家計貸出経路、日本では企業貸出経路が中心となっており、両国のパターンが異なると予想される。この背景は、〈表 4-3〉のように、韓国では家計貸出の割合が、日本では企業貸出の割合が相対的に高いといった、預金銀行の貸出構成によってもたらされる。

韓国の場合、アジア金融危機以降、企業の銀行への依存度が急激に縮小した結果、緩和的な金融政策による銀行貸出の拡大は、雇用や設備投資向けの企業貸出よりも、不動産購入向けの家計貸出の増加へ繋がる可能性が高まっている。

一方で、日本の場合は、アベノミクス以降、家計貸出より企業貸出が急速に増加しており、金融機関が企業活動を支援している姿が見られる(〈図 4-5〉)。

〈表 4-3〉 韓国・日本の銀行貸出の割合<sup>1)2)</sup>

	(%)	
	韓国	日本
・ 企業貸出	53.6	65.7
・ 家計貸出	44.8	27.7

〈図 4-5〉 日本の銀行貸出の増減率



注：1) 2004～2019年、平均。

2) 韓国：一般銀行の貸出ベース、

日本：国内営業許可取得銀行の貸出ベース。

出所：韓国金融監督院、日本銀行(B0J)

出所：日本銀行(B0J)

### 4.3 実証分析

#### 4.3.1 モデル及びデータ

本章は、韓国と日本における金融政策の有効性の比較のために、Braun and Shioji(2006)

が金融政策の効果分析に利用した次のような誘導型VARモデルを考慮した。

$$Y_t = B(L) Y_{t-1} + C(L) X_t + u_t$$

ここで、 $Y_t$ は $m \times 1$ 内生変数ベクトル、 $X_t$ は $n \times 1$ 外生変数ベクトル、 $u_t$ は $m \times 1$ 残差項ベクトルであり、 $E(u_t) = 0$ 、 $E(u_t u_t') = \Sigma$ である。そして、 $B(L)$ と $C(L)$ はそれぞれ時差演算子 $L$ に対する行列多項式を意味する。2000年代以降、世界経済のグローバル化が急速に進んだ中で、韓国・日本とも対外経済変数の影響を無視することができないと判断し、外生変数ベクトルをモデルに反映することによって、海外要因の影響をコントロールした。

基本モデルでは、内生変数として政策金利、鉱工業生産指数、消費者物価指数、ハイパワードマネー、10年物国債金利、対米ドル為替レート、株価及び銀行貸出の8変数でモデルを構成した。このうち、政策金利、鉱工業生産指数、消費者物価指数、ハイパワードマネー、10年物国債金利及び対米ドル為替レートは、金融政策の効果分析においてよく用いられる変数である。また、株価と銀行貸出は、金融政策の波及経路のうち、資産価格経路と信用経路を通じた効果を見るために追加した変数である。加えて、信用経路を通じた波及効果が貸出先別に変わる可能性を検証するために、銀行貸出を家計貸出と非家計貸出<sup>127</sup>で区分した分析も行った。さらに、拡張モデルでは不動産価格<sup>128</sup>を追加し、資産価格経路をより詳細に考察した。

外生変数には、海外鉱工業生産指数、海外消費者物価指数、米国政策金利の3変数を用いた。海外鉱工業生産指数と海外消費者物価指数は実体経済を、米国政策金利は金融を反映している。本章は、日韓両国が変動為替レートを運用する元でも、グローバルに金融が統合される中、グローバルな金融サイクルが両国の金融政策に与える影響を、その主たる要素である米国の金融政策を通じて考慮している。<sup>129</sup>また、海外鉱工業生産指数と海外消費者物価指数は、

---

127 韓国の企業貸出の時系列が短いため、両国の企業貸出を通じた経路は分析することができなかった。しかし、非家計部門の負債のうち企業負債が大きい割合を占めているから、非家計負債に対する分析を通じて、企業貸出経路の効果も間接的に把握できると判断される。

128 不動産価格は韓国だけで分析した。これは、日本の場合、不動産価格指数の月次データの時系列が短かったためである。

129 伝統的「トリレンマ見解」によると、自由な資本移動にもかかわらず、変動為替レートは独立的な金融政策の運用を可能にする。しかしながら、最近の「ジレンマ見解」は、もし資本収支が直・間接的にコントロールされなければ、独

両国の主要貿易対象国19か国<sup>130</sup>の生産指数と消費者物価指数を、各国の名目GDPにより加重平均して作られたデータを用いた。

金融政策ショックは、Uhlig(2005)の符号制約方式を使って識別している。まず、政策金利が低下すると、物価が上昇しハイパワードマネーが増加すると仮定し、VAR分析で頻繁に生じる「物価パズル」と「流動性パズル」を除去した。また、長期金利には将来の短期金利に対する期待が含まれているという、「金利の期間構造モデル」における期待仮説を反映することで、政策金利が引き下げられると、長期金利も同様に低下するという制約条件を設定した。<sup>131</sup>符号制約は、Sholl and Uhlig(2008)、Kim and Lim(2018)と同様に、ショックの発生直後から12か月経過時点までのショック反応関数が、上記の符号制約を満たすように課した。符号制約を満たす5,000個のショック反応関数を抽出し、金融政策の有効性を比較する情報として活用した。

分析では月次データを用いた。政策金利と10年物国債金利は原データを、その他の変数はデータの定常性を満たさないことも考慮して水準にログ(log)を取って対数変換後、100を掛けた。これらのデータを用いてVARモデルを推定し、ショック反応関数を導出した。鉱工業生産指数、ハイパワードマネー及び銀行貸出は、季節調整値を用いた。政策金利には、韓国の場合、韓国銀行が公表する基準金利(base rate)を、日本の場合、Wu and Xia(2016)の方法に基づいた「仮想政策金利」(shadow policy rate)を使った。日本については、分析期間中において、量的緩和、マイナス金利、イールドカーブコントロールなど、様々な非伝統的金融政策を主たる政策手段として用いていることから、日銀が公表する短期金利では、金融政策の基調を分析することが適切ではないと判断したためである。

---

立的な金融政策は不可能であると主張している(Rey, 2015)。

130 18 か国はブラジル、カナダ、チリ、中国、コロンビア、チェコ、ユーロ地域、ハンガリー、インド、イスラエル、ノルウェー、フィリピン、ポーランド、ロシア、南アフリカ、スウェーデン、イギリス、米国である。ここに韓国は日本を、日本は韓国をそれぞれ含めた。

131 韓国で金利経路が比較的効果的に作用したという評価も考慮した(韓国銀行(2017))。日本では、長期金利に影響を及ぼすことを企図して、長期国債の買入割合の拡大や「イールドカーブコントロール政策」などが行われている。

合わせて、Sho11 and Uhlig(2008)、Kim and Lim(2018)と同様に、内生変数では6期のタイム・ラグを置き、外生変数ではタイム・ラグを置かないと仮定した。<sup>132</sup>分析対象期間は両国すべて2004年7月～2019年9月である。使われたデータについての詳細な情報は〈付録 4-1〉に記した。

### 4.3.2 分析結果

〈図 4-6〉は、基本モデルにおいて「25ベーシスポイント(bp)」に相当する金利引き下げショックが発生した時の、主要マクロ経済変数におけるショック反応関数を整理したものである。

<sup>133</sup>金融政策ショックの識別条件に従い、両国いずれも、中央銀行が政策金利を引き下げると、物価は上昇し、ハイパワードマネーは増加し、長期金利は下落する反応となっている。

物価については、反応の大きさでは両国に差異は生じなかったが、韓国に比べて日本がより長期にかけて上昇する姿となった。ハイパワードマネーについては、韓国より日本がより大きくかつ有意な反応を示し、効果も相対的に長く続いた。一方、長期金利への影響については、韓国が日本に比べて規模も大きく、有意な反応を示した。<sup>134</sup>

---

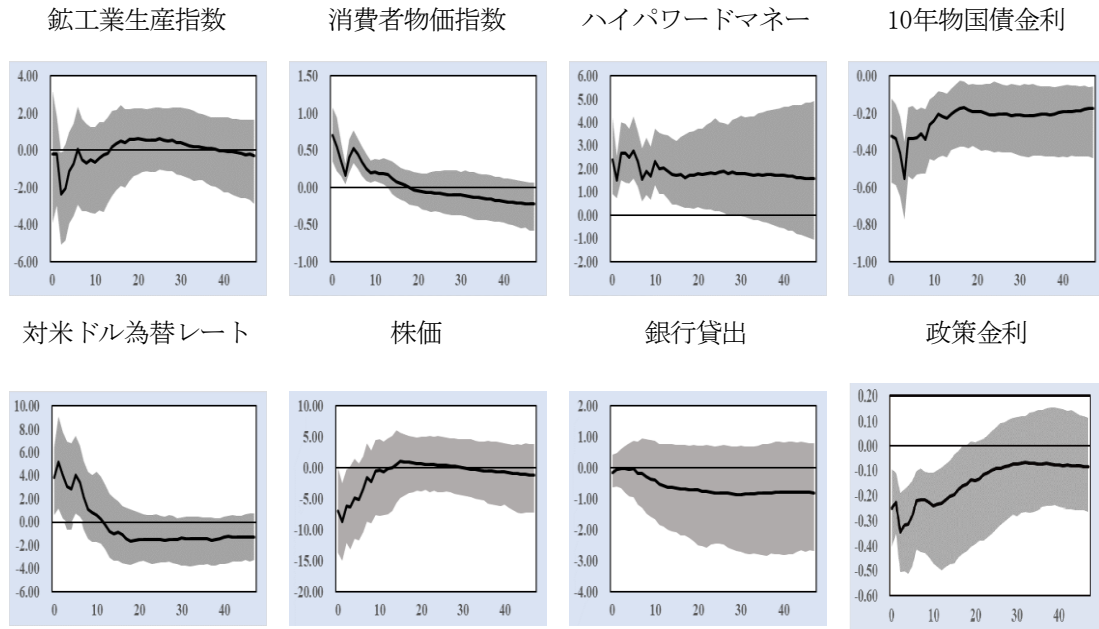
132 タイム・ラグ選択(time lag selection)を行う上で、LR test、AIC及びSCを取った結果、韓国ではそれぞれ6個、4個、1個のタイム・ラグが最適で、日本では、それぞれ7個、2個、1個のタイム・ラグが最適との結果が得られた。本章は、Sho11 and Uhlig(2008)、Kim and Lim(2018)などの先行研究が6個のタイム・ラグを使ったことに合わせて、6個のタイム・ラグを採択した。もっとも、タイム・ラグを様々に変更した場合にも、本章の分析結果に大きな変化は生じなかった。

133 時系列を十分に確保することが困難なため、2013年に始まったアベノミクスの直接的効果は分析していない。しかし、仮想政策金利の水準と日銀の資産増加率が、2004～2012年において、それぞれ年平均-0.96%、2.8%であったが、2013～2019年では、それぞれ-5.51%、20.9%となったことを踏まえると、本章における、日本の政策波及効果の推定結果は、一定程度アベノミクスからもたらされた可能性が高いと判断される。

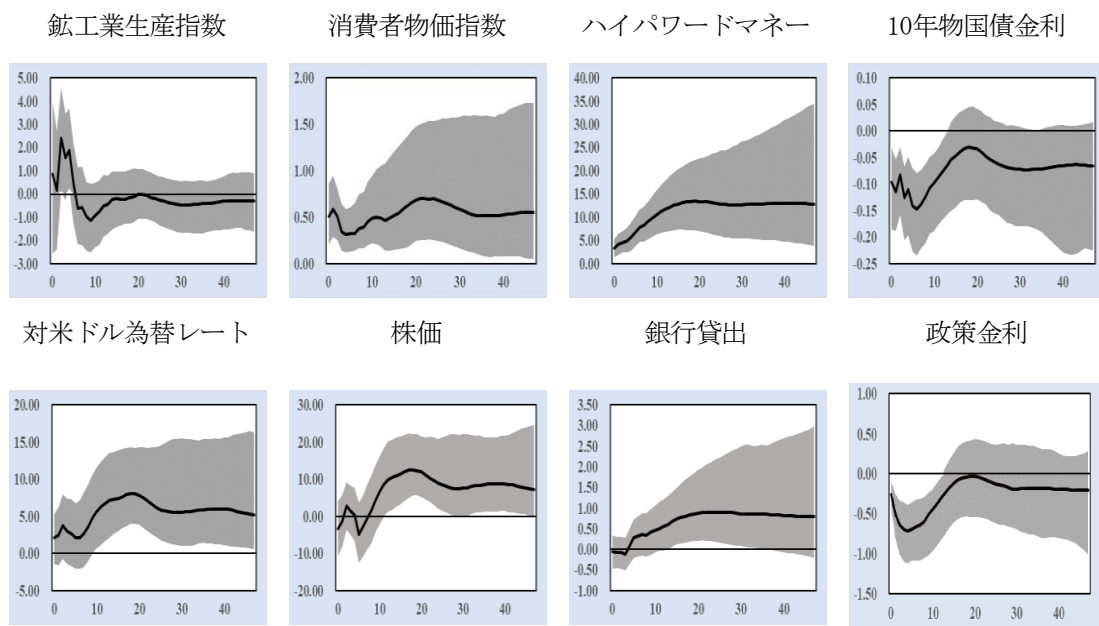
134 こうした結果が、「日本よりも韓国で金利経路が有効である」と見做すことは慎重を期する必要がある。日本において、金融政策による長期金利の変動効果が相対的に小さいのは、長期金利の変動を最小化しようとしたイールドカーブコントロール政策が寄与しているからである。日本における金利経路は、反事実的実験(counterfactual simulation)などを通じて、追加的に分析する必要があると思われる。

<図 4-6> 金融政策ショックに対するショック反応関数：銀行貸出(全体)

A. 韓国



B. 日本



Note : Grey areas are the 68% error bands.

為替レート経路、資産価格経路、銀行貸出経路については、両国の差異がより著しく表れた。まず、為替レート経路を見みると、円/ドル為替レートとウォン/ドル為替レートは、いずれも政策金利引き下げショックに対して上昇する反応を示したが、その大きさは円/ドル為替レートが相対的に大きく有意であり、かつ長期にわたって持続する結果となった。韓国の場合、ウォンの下落は短期に止まる形となり、長期的には金利の為替レートに与える影響が消えた。

資産価格と銀行貸出経路を見てみると、日本の場合、政策金利引下げショックの発生時に、有意に株価が上昇し、銀行貸出が増加する反応を表したが、韓国では逆に株価が下落し、銀行貸出が減少する反応を示した。但し、韓国の株価と銀行貸出の反応については、有意性は高くない。

金融政策の生産に及ぼす影響は、両国すべて不確実性が大きいことが分かった。日本では日銀の緩和的金融政策の結果、生産が増加する反応が若干見られたが、その反応は初期2か月程度に止まった。銀行貸出経路などの効果的な作用にもかかわらず、实体经济への浮揚効果が期待ほど生じなかったという結果は、先行研究とある程度一致する。Bowman、Cai、Davies and Kamin(2015)は、2001～2006年において、量的緩和(QE1)が日本の銀行貸出経路に与えた影響に関して実証分析を行い、銀行の流動性は銀行貸出に統計的に有意なプラス(+)の影響を及ぼしたが、实体经济への影響は非常に小さい水準に止まったという結論を導出した。Montgomery and Volz(2017)も、量的緩和は銀行貸出を増加させた点では効果的だったが、この効果の大部分は、資金繰りの良くない(undercapitalized)銀行を通じて表れたため、景気浮揚効果は限定的であったとの分析結果を得ている。それ以降は、金融政策に対する生産の反応は小さく、有意性もさほど高くなかった。また韓国では、政策金利の引き下げによって、生産が有意に増加する反応はみられなかった。

基本モデルにおいて、銀行貸出を家計と非家計貸出で分けて分析した結果は、〈図 4-7〉と〈図 4-8〉のように整理される。日本の場合、全体の銀行貸出の代わりに家計貸出と非家計貸出を用いても、結果は全体の銀行貸出を用いた場合と特段変わらなかった。緩和的金融政策ショック

に従って、物価が上昇し、ハイパワードマネーが増加し、長期金利は下落した。また、為替レートと株価が上昇し、銀行貸出が増加した。これらの結果は、家計貸出や非家計貸出についても同じ方向で反応していることがわかる。

しかしながら、韓国の場合、家計貸出と非家計貸出を用いると、分析結果が著しく変化する結果となった。全体の銀行貸出を用いた分析では、政策金利引き下げが銀行貸出と株価に与える影響はわずかだったが、家計貸出を用いた場合には、金利引き下げが有意に銀行貸出の増加と株価の上昇をもたらす結果が得られた。同時に、生産もタイム・ラグをもって有意に増加する反応を示した。一方、非家計貸出を用いた場合には、こうした効果は見られず、金利引き下げ後、株価は下落し、銀行貸出が減少するなど、相反する効果が発生した。また、金利引き下げにもかかわらず、生産も有意な反応を表さなかった。

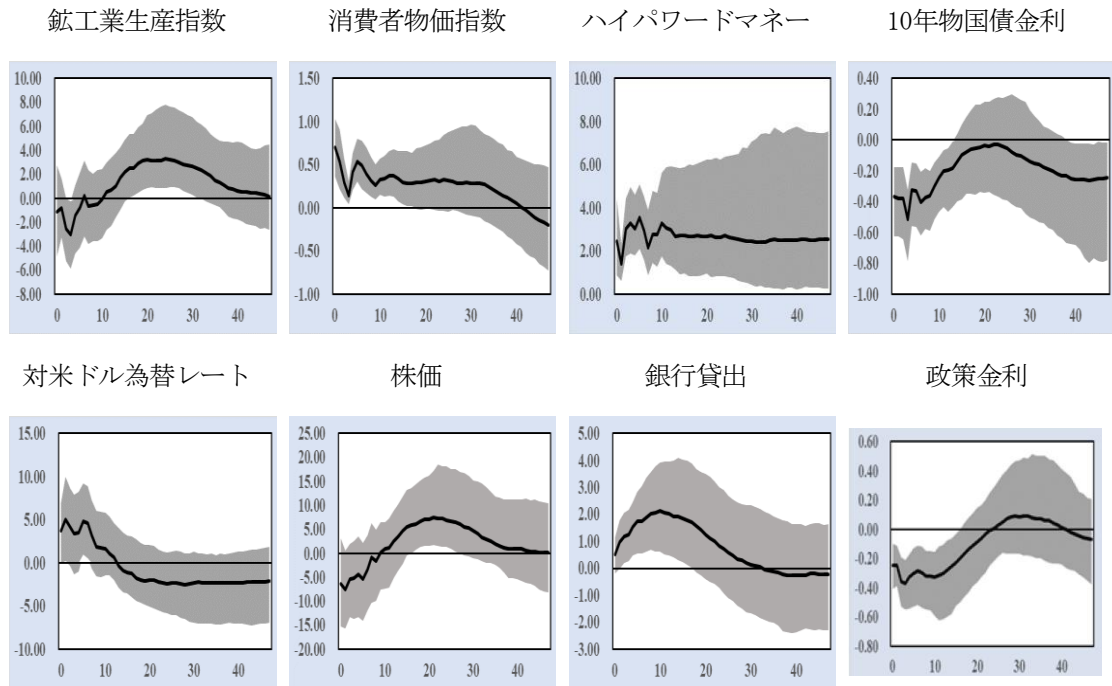
韓国では、家計貸出の多くが不動産関連であることを考慮すると、金利引き下げによる家計貸出の増加が、不動産価格の上昇を誘発する可能性が予測される。こうした可能性を確認するために、家計貸出を用いた基本モデルに、不動産価格変数を追加した9変数拡張モデルを韓国に適用してみた。〈図 4-9〉は、拡張モデルから導出されたショック反応関数を表す。〈図 4-7〉と同様に、〈図 4-9〉の拡張モデルにおいても、金利引き下げは、有意に家計貸出の拡大、株価の上昇、生産の増加をもたらす結果が示された。合わせて、不動産価格は金利引き下げによって有意ではないものの上昇する反応を示した。

以上の分析結果を総合的に考えると、韓国は日本に比べて、金融政策の有効性において相対的に制約が大きいと評価される。すなわち韓国では、長期金利を低下させる効果は大きかったものの、為替レートへの影響は短期に止まり、資産価格経路と銀行貸出経路を通じた効果も期待しにくいことが分かった。但し、銀行貸出経路を細分化すると、金利引き下げは家計貸出の増加へ繋がり、株価の上昇と生産の増加を誘発する効果が、ある程度存在することが確認され、同時に不動産価格の上昇を伴う可能性もみられた。もっとも、このように有効性は異なっているものの、韓国と日本のいずれも、金融政策が実体経済を活性化する効果は限定的となり得る点には、十分留意する必要があると考える。

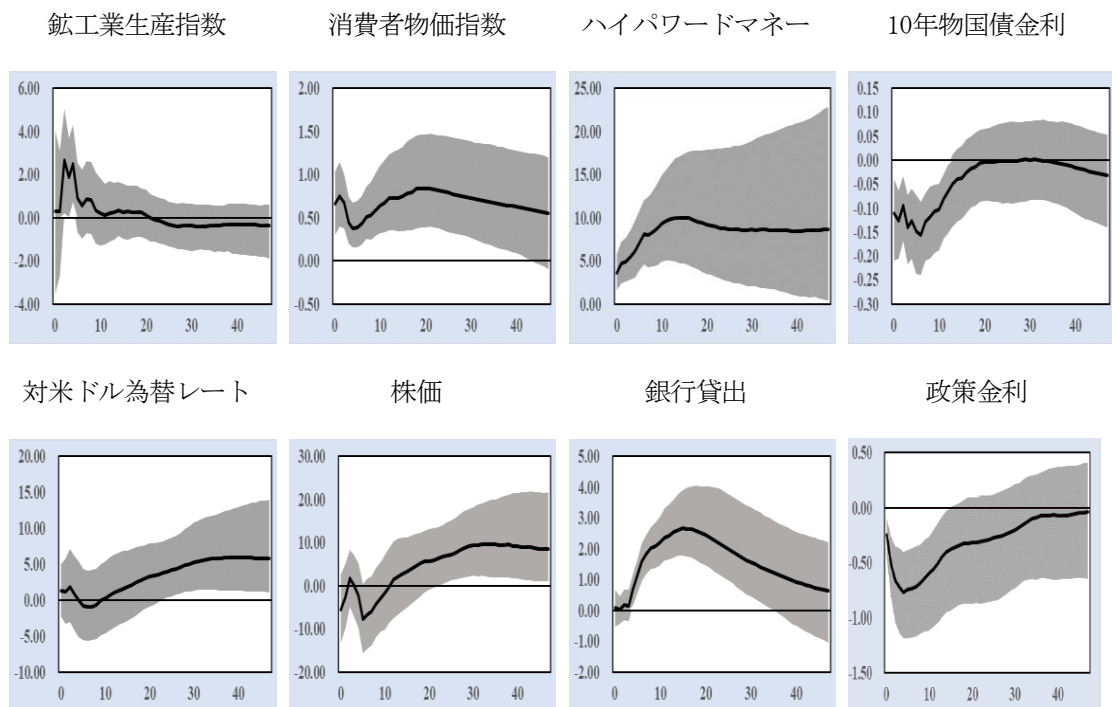


〈図 4-7〉 金融政策ショックに対するショック反応関数：銀行貸出(家計)

A. 韓国



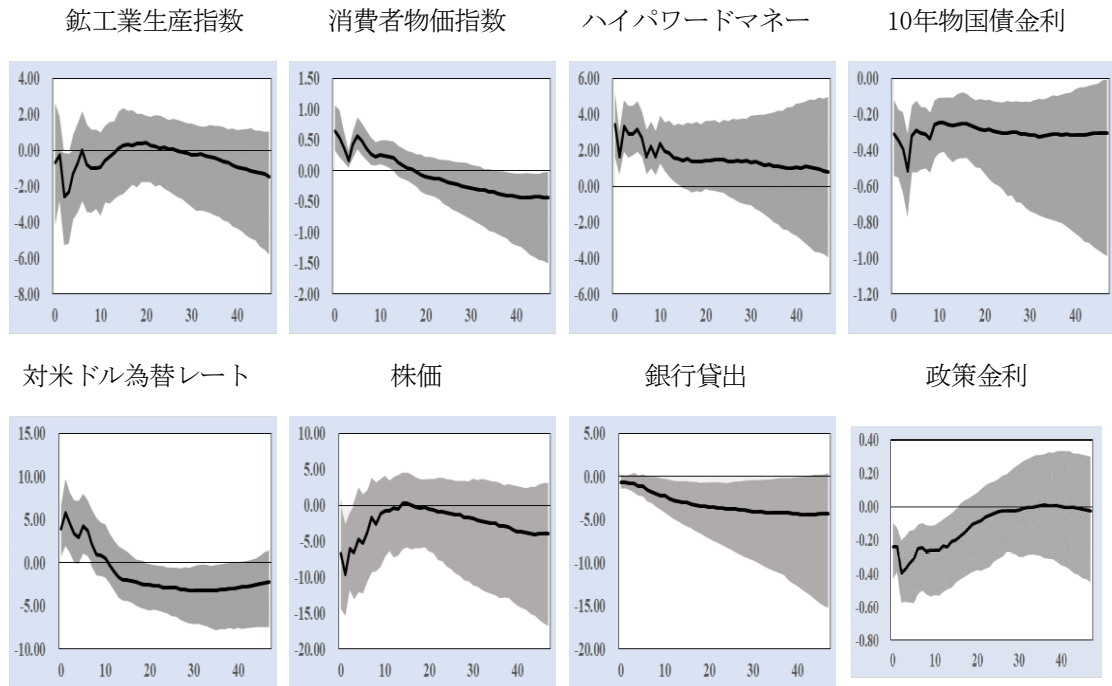
B. 日本



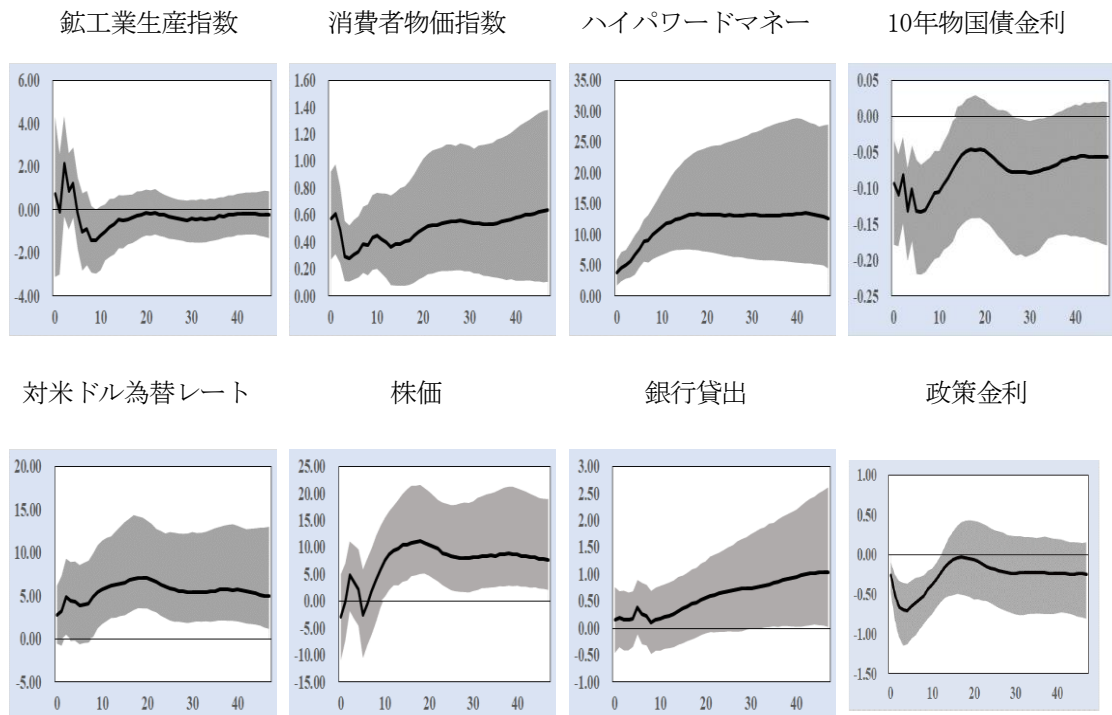
Note : Grey areas are the 68% error bands.

<図 4-8> 金融政策ショックに対するショック反応関数：銀行貸出(非家計)

A. 韓国

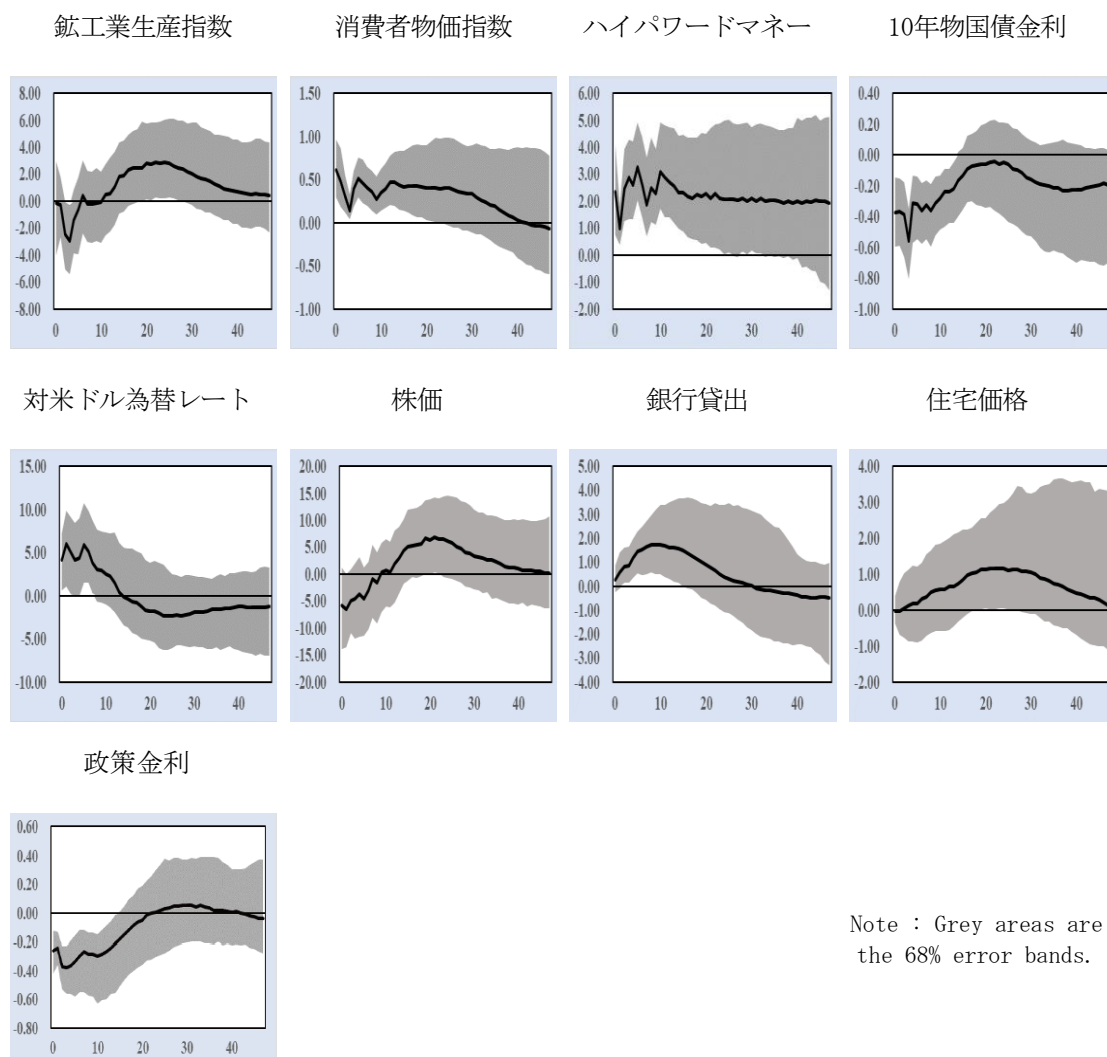


B. 日本



Note : Grey areas are the 68% error bands.

〈図 4-9〉 金融政策ショックに対するショック反応関数：韓国、不動産価格の追加



Note : Grey areas are the 68% error bands.

### 4.3.3 頑健性

本節では、これまでの分析結果に対する頑健性の点検のために、三つの分析を追加で行った。まず、内生変数のタイム・ラグを8個へ伸ばした場合、基本モデルのショック反応関数がどのように変化するかを〈図 4-10〉で整理した。<sup>135</sup> 全般的な結果は、6個のタイム・ラグを使った時に比べて大きく変わらなかった。為替レート経路、株価経路及び銀行貸出経路のい

135 タイム・ラグが9個を越えると、自由度(degree of freedom)問題によって、誤差範囲が大幅に拡大する結果が表れた。

れも、6個のタイム・ラグを使った時と同様に、韓国より日本の方が効果的に機能する姿となった。もっとも、生産については、タイム・ラグの変化に伴い、ショック反応にも変化がみられた。韓国の生産は、タイム・ラグを6個とした時には有意な反応を表さなかったが、タイム・ラグを8個とした時には、非常に短い期間ではあるものの、有意に減少する反応を示した。一方、日本の生産は、タイム・ラグに従うショック反応の変化はごくわずかだった。

〈図 4-11〉は、外生変数である海外鉱工業生産指数と海外消費者物価指数について、19か国の主要貿易対象国の代わりに、米国、ユーロ及び中国の三つの地域のみを生産と消費者物価指数だけを用いた場合の、ショック反応関数である。この場合でも、分析結果には大きな差異がなかった。日本では、金利引き下げショックが中・長期的為替レートの上昇、株価の上昇及び銀行貸出の増加をもたらしたが、韓国では為替レートの上昇が短期に止まり、株価の上昇や銀行貸出の増加も見られなかった。金利引き下げショックが生産に与える影響は、日本・韓国いずれも不確実性が大きいことには変わりはなかった。基本モデルのタイム・ラグを8個へ増やした時と同様、韓国では初期に生産が有意に減少する反応がみられたが、その減少反応はごく短期に止まった。

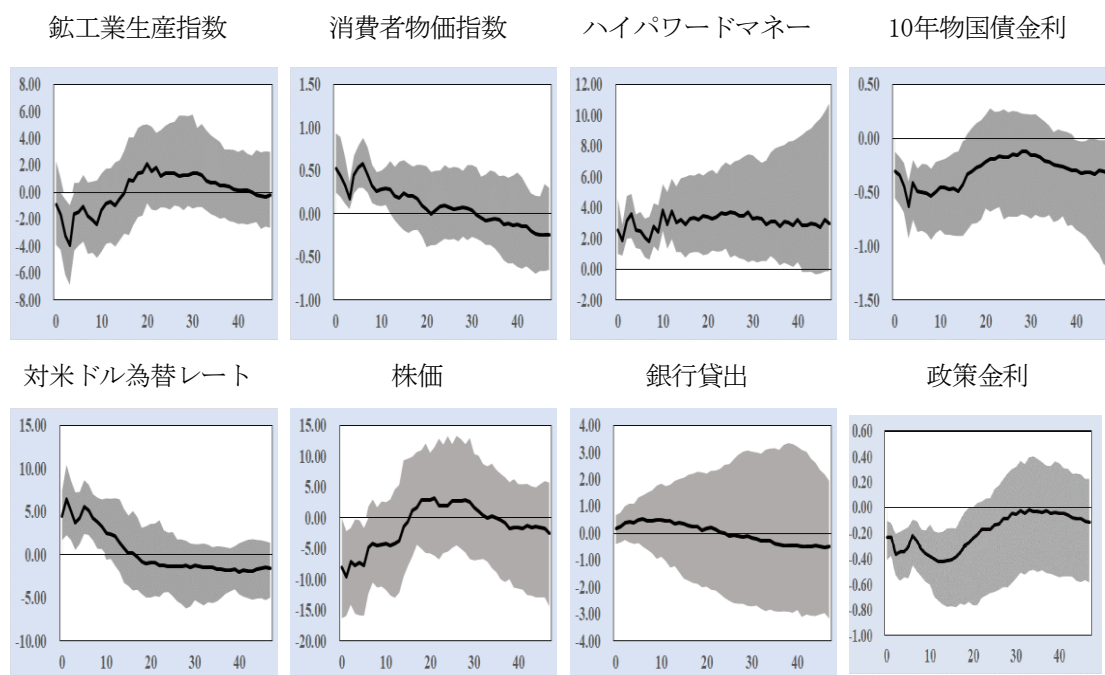
最後に、〈図 4-12〉では日本を対象に、アベノミクスの期間をダミー変数として外生変数に追加し、どのような変化が起こるかを点検した。これは、アベノミクスを契機に、日本で金融政策に対する波及経路が変わった可能性<sup>136</sup>を考慮するためである。結果を見ると、アベノミクスのダミー変数を追加しても、金融政策の波及経路や効果において、質的な差異はなかった。しかし、量の面をみると、波及経路と効果は、アベノミクスにダミー変数を追加する前より弱まる結果となった。特に、株価については、ショックの発生後から12か月経過前までの間に一時下落し、銀行貸出の増加も有意ではない反応となった。もっとも、韓国に比べて日本の金融政策ショックが主要マクロ変数により大きくかつ著しい影響を及ぼしたという結論には変化はなかった。

---

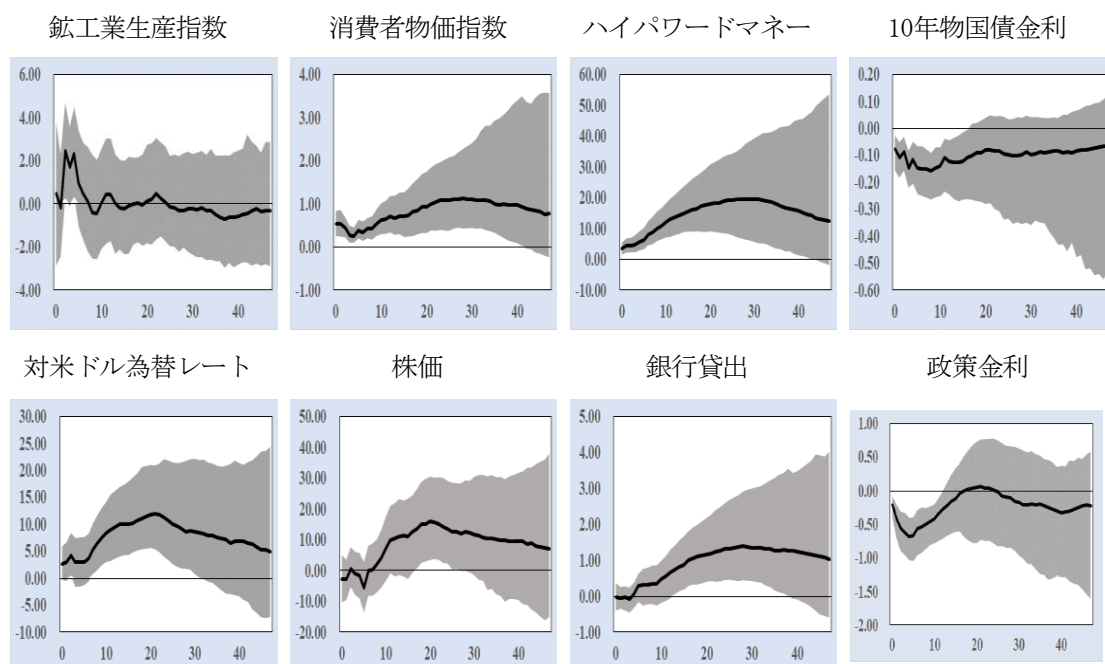
136 Botman *et al.* (2015)は、アベノミクスがそれ以前の日本の金融政策に比べて、規模や範囲の点で、次元が異なっていることによって、成果を得ることができたと評価した。

〈図 4-10〉 金融政策ショックに対するショック反応関数：  
内生変数のタイム・ラグを8個に変更

A. 韓国



B. 日本

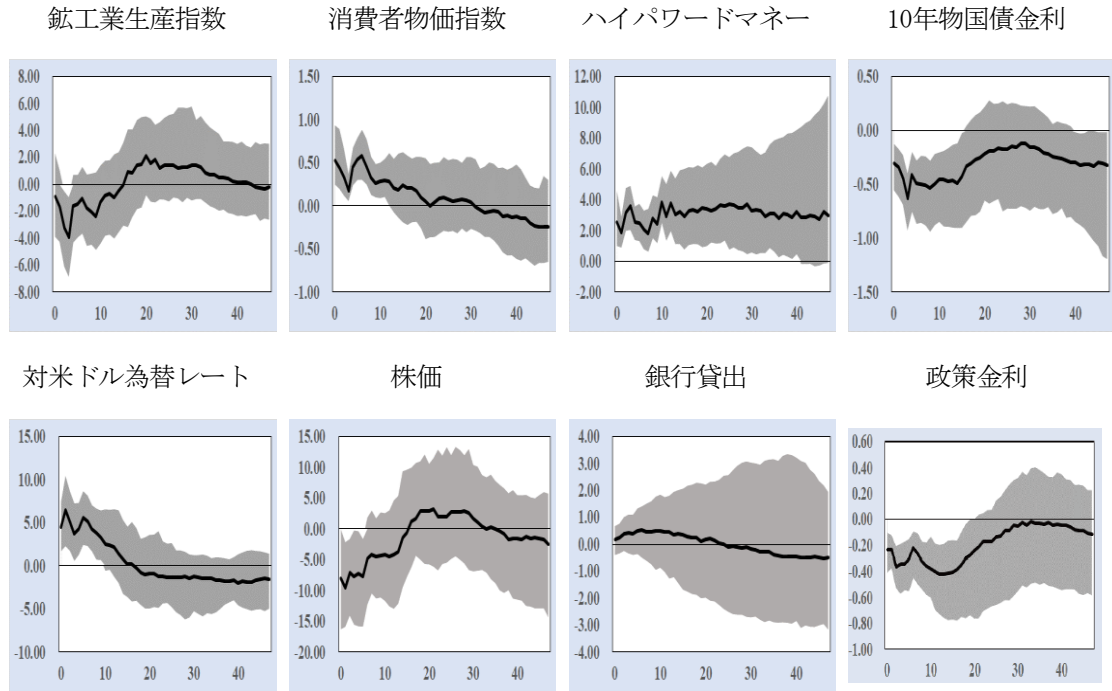


Note : Grey areas are the 68% error bands.

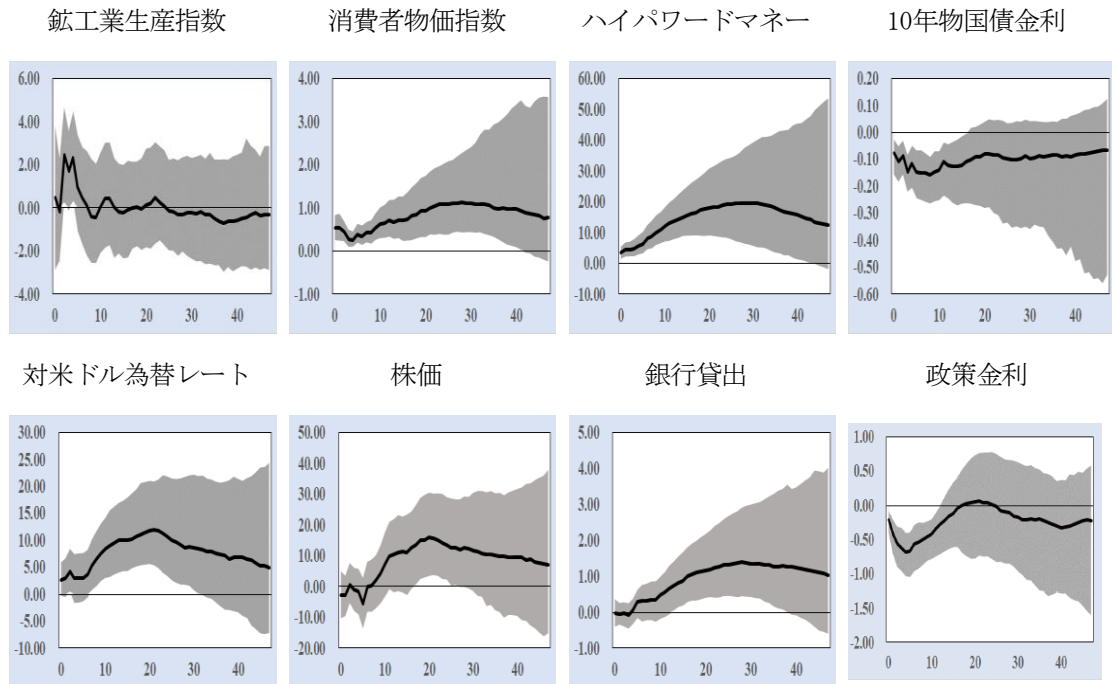
<図 4-11>

**金融政策ショックに対するショック反応関数：  
外生変数の算出の変更(19か国・地域→3か国・地域)**

A. 韓国



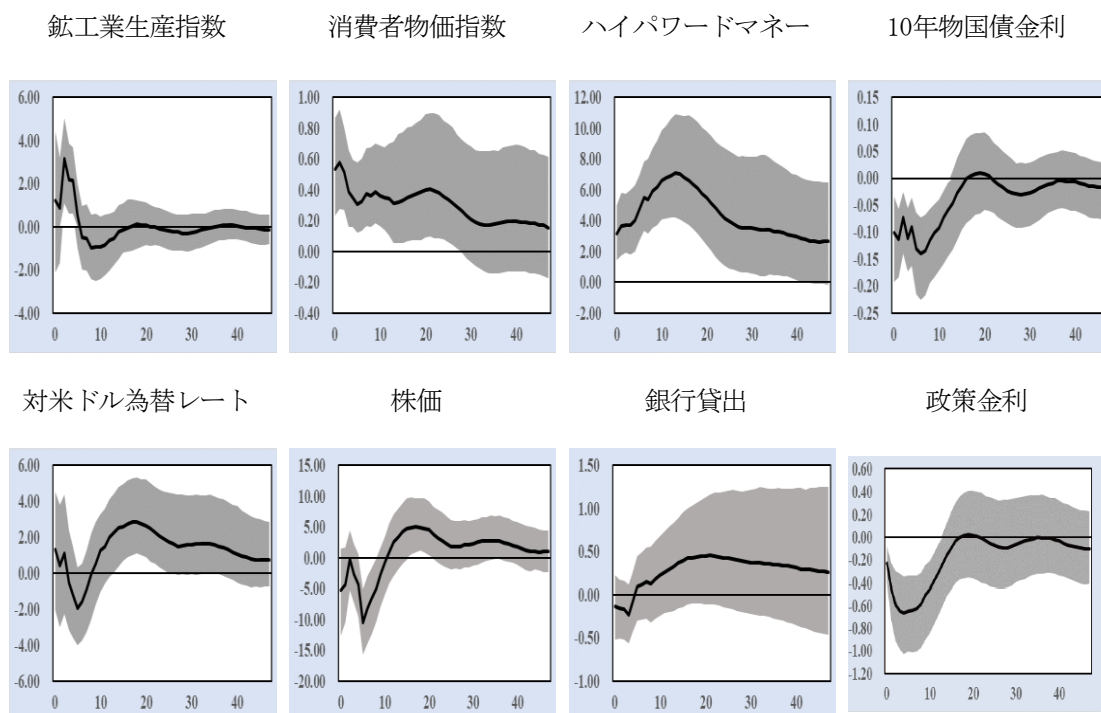
B. 日本



Note : Grey areas are the 68% error bands.

<図 4-12>

金融政策ショックに対するショック反応関数：  
日本、外生変数としてダミー変数(アベノミクス)の追加



Note : Grey areas are the 68% error bands.

#### 4.4 結論

本章は、符号制約VARモデルを用いて、日韓両国の金融政策の波及経路と効果を比較分析した。分析の結果、韓国と日本では金融政策の波及経路において相応の差異が存在した。日本の場合、伝統的金融政策の波及経路、即ち、為替レート経路、資産価格経路、銀行貸出経路が比較的良好に機能していることが示された。一方、韓国ではこうした波及経路が日本に比べて円滑に機能していない姿となった。すなわち、金利経路は韓国でも有効であったものの、為替レートへの効果は短期に止まり、資産価格と銀行貸出全般への波及もあまりみられなかった。また、不動産市場を通じて金融安定を阻害するリスクも潜在的に存在した。

このような金融政策における有効性の差異は、グローバル経済の影響の程度、金融市場の

構造、家計の資産保有パターンなど、両国経済の様々な構造上の差異からもたらされたと思われる。一方、韓日いずれも、実体部門(生産)に及ぼす効果が限定的という点では、大きな差異はなかった。

こうした分析結果を考慮すると、韓国では日本のような形態の金融政策を施行する際には、慎重を期すべきであると言える。最近、韓国では低成長・低物価の状況が定着すると予想される中、金融政策の対応の必要性が高まっているが、韓国経済が直面している対内外の諸条件、金融市場の状況、経済主体の行動形態などを綿密に検討しながら、対応方案を講ずる必要があると判断される。また、新たな成長ドライバーの発掘や、構造改革などを通じて、低成長・低物価基調の定着を防ぐための努力も大切であると思われる。



<付録 4-1>

データの出所

変数	出所とノート
<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 政策金利</li> </ul>	韓国：韓国銀行(BOK)が公表する基準金利 日本：Krippnerが Wu and Xia(2016)の方法を使って推定した 仮想政策金利(shadow policy rate)
<ul style="list-style-type: none"> <li>・ ハイパワードマネー</li> </ul>	韓国銀行(BOK)及び日本銀行(BOJ) EviewsのCensus x-12を使って季節調整(S. A)
<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 10年物国債金利</li> </ul>	OECD Main Economic Indicators
<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 鉱工業生産指数</li> </ul>	IMF International Financial Statistics 季節調整指数
<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 消費者物価指数</li> </ul>	IMF International Financial Statistics
<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 米ドル対比為替レート</li> </ul>	IMF International Financial Statistics
<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 株価指数</li> </ul>	韓国銀行(BOK) 韓国は KOSPI、日本は Nikkei 225
<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 銀行貸出</li> </ul>	韓国銀行(BOK)及び日本銀行(BOJ) 預金銀行の銀行貸出額
<ul style="list-style-type: none"> <li>・ 不動産価格指数</li> </ul>	国民銀行(Kookmin Bank) 住宅売買価格指数

<付録 4-2>

Wu and Xia(2016)の仮想政策金利の推定方法

Wu and Xia(2016)は仮想政策金利の推定のために、以下のモデルを利用した。

$$r_t = \max(\underline{r}, s_t) \quad (1)$$

$$s_t = \delta_0 + \delta_1' X_t \quad (2)$$

$$X_{t+1} = \mu + \rho X_t + \Sigma \varepsilon_{t+1}, \quad \varepsilon_{t+1} \sim N(0,1) \quad (3)$$

ここで、 $r_t$ は観察された政策金利、 $\underline{r}$ は政策金利の下限、 $s_t$ は仮想政策金利、 $X_t$ は経済状況と関連された非観測因子、 $\delta_0$ 、 $\delta_1'$ 、 $\mu$ 、 $\rho$ 、 $\Sigma$ は母数である。

Wu and Xia(2016)は $X_t$ について、97のマクロ変数を以下の三つの因子で分類した。

因子① - 実際の生産活動を表す変数

因子② - 価格レベル

因子③ - 雇用と価格に寄与する変数

式(1)から(3)までは状態空間モデル(state-space model)として、(2)式は測定方程式(measurement equation)、(3)式はトランジション方程式(transition equation)に該当する。上記の状態空間モデルは(1)式によって非線形性を持つため、上記の状態空間モデルの推定には拡張されたカルマンフィルター(extended Kalman filter)が用いられる。

## 5. 結論

バブル経済の崩壊以降、長期停滞に陥った日本経済を回復させるために、2013年以降本格的に推進されたアベノミクスの第一の矢だった異次元の金融緩和政策が株式市場への影響や日本銀行の収支への影響、マクロ経済への影響について実証分析を行った。

第2章では、2013年4月から2019年8月までの期間における日銀のETF買入政策がNikkei225に及ぼした影響に対して多重回帰モデルで分析した結果、ETF買入は当該期間のNikkei225変動率(午後場)に統計的に有意な正の効果を与えることがわかった。すなわち、日銀が1億円のNikkei225連動型ETFを買い入れる場合、Nikkei225は当日の午後に平均的に午前終値対比0.002%上昇したと推定された。時期別に分けて政策効果を見ると、異次元の金融緩和政策導入初期(2013年4月～2014年10月)を除いて、ETF買入がNikkei225変動率(午後場)にポジティブな効果を与える結果が得られた。一方、同政策が行われなかった状況(counterfactual simulation)の下で、ETF買入の永続的なショックを仮定する場合、2019年8月末時点でNikkei225は実際の指数の約43%水準に止まると推定された。

第3章では、異次元の金融緩和政策以降、日本銀行の収支が金利、為替レートなどの変動に敏感に反応する姿を示すことに注目し、2020年4月から2021年3月までの期間を対象に様々なシナリオ別ストレステスト(stress test)を行った。最悪のシナリオが発生しない限り、日銀の収支が資本の食い込みに陥る可能性は極めて低いとの分析結果が得られた。具体的に、株価が10%下落し、円/ドル為替レートが100円と90円へ下落する場合、2～3兆円の当期損失が生じると推定された。さらに、円/ドル為替レートが100円と90円の状況で株価が20%まで下落すると、赤字は6兆円を上回ると予想された。特に、株価が世界金融危機と同様に30%暴落し、円/ドル為替レートが90円まで下落する最悪のシナリオの下では、10兆円台の当期損失が発生することがわかった。この場合、日銀は過大な損失に対応するために会計規定に基づき、ETF関連引当金の計上が不可避であると考えられる。

第4章では、日韓における金融政策の波及経路と効果に関して符号制約VARモデルを分析した。その結果、日韓では、金融政策の波及経路において相当な差異が存在することがわかった。日本では、伝統的金融政策の波及経路である為替レート、資産価格、銀行貸出経路が比較的によく機能している一方で、韓国では、このような波及経路が日本に比べて円滑に機能していないことを発見した。すなわち、金利経路は韓国でも有効であったものの、為替レートへの効果は短期に止まり、資産価格と銀行貸出への波及もあまり見られなかった。また、不動産市場を通じた金融安定を阻害するリスクも潜在的に存在した。こうした金融政策の波及経路の違いは、グローバル経済の影響の程度、金融市場の構造、家計の資産保有パターンなど、日韓経済の構造上の差異から引き起こされたと考えられる。一方、日韓いずれも、金融政策が実体経済に及ぼす効果が限定的であったことにおいて大きな違いは見られなかった。

以上の分析結果を総合的に考慮すると、日本の非伝統的金融政策は、株価回復などを通じて、ある程度日本経済の活性化に寄与したと言える。ただし、同政策の施行過程において日本銀行の財務構造が市場のショックに大きな影響を受ける傾向が見られているため、政策に伴う副作用を最小限に抑えるためにも細心の注意を払わなければならない。

最後に、本論文における多くの限界を踏まえて、今後の研究課題について述べることにする。日本の金融政策の正常化に備えるために、出口戦略(exit strategy)に関する体系的な研究が必要であることは言うまでもなく重要である。また、日本における金融政策の波及経路の一つである金利経路について反事実的実験などを通じてより深い研究が必要である。長期金利の変動を最小化しようとするイールドカーブコントロール政策の存在を考慮すると、こうした研究は、金融政策による長期金利の変動効果に対して、より有用なエビデンスを提供できるだろう。

## < 参考文献 >

### (韓國語文獻)

권지호·김도완·지정구·김건·노경서, 2019, "우리나라의 잠재성장을 추정," 『조사통계 월보』, 한국은행, 16-32.

김도완·오형석, 2015, "글로벌 금융위기 이후 국내외 시장금리 동조화 현상 분석," 『경제학연구』, 제63권 제2호, 111-143.

김시원, 2018, "우리나라 통화정책 효과의 구조변화: 시간변화계수-VAR모형을 이용한 실증분석," 『국제경제연구』, 제24권 제1호, 49-70.

김용선·차진섭, 1999, "주가와 거시경제변수간의 관계 분석," 한국은행, 조사연구자료 99-12.

김정현·전성범, 2017, "통화정책 효과의 지역별 차이와 변화," 『한국경제연구』, 제35권 제2호, 67-110.

김태원·유재원, 2001, "주식시장을 통한 자본이동 하에서 거시경제정책의 운용," 『경제학연구』, 제49권 제4호, 279-309.

노상윤, 2010, "주식시장의 수익률 전이로 살펴본 세계경제 동조화에 관한 실증연구," 『응용통계연구』, 제23권 제3호, 443-456.

송영렬·김흥기·한동협, 2009, "다요인모형을 기초로 한 거시경제변수와 주가간의 영향에 관한 연구," 『e-비즈니스연구』, 제10권 제3호, 97-128.

유상대, 2011, "통화정책이 환율에 미치는 영향 분석," 『국제경제연구』, 제17권 제2호, 93-115.

이근영, 2014, "부호제약을 이용한 소규모 거시모형 추정: 한·미·일의 비교분석," 『동북아경제연구』, 제26권 제4호, 1-37.

이기성·유재원, 2006, "외환위기 이후 국내금융시장의 상호연관성 분석," 『금융 연구』, 제11권 제1호, 159-183.

지청·조담·양채열, 2001, "우리나라 주가 변동에 대한 미국 주가의 영향," 『한국증권학회지』, 제28권 제1호, 1-19.

차혜경, 2013, "수정된 뉴케인즈안 모형에 의한 한·일 통화정책 비교분석," 『금융 지식연구』, 제11권 제3호, 221-244.

한국은행, 2017, 『한국의 통화정책』.

한국은행동경사무소, 2017, "금융완화가 일본은행 수지에 미친 영향 및 전망," mimeograph.

한국은행동경사무소, 2018, "일본은행 총자산 추이 및 전망," mimeograph.

한국은행동경사무소, 2019, "일본은행의 ETF 매입정책 평가," mimeograph.

한원중, 2001, "국내외 거시경제변수가 주가 변동에 미치는 파급효과 분석," LG경제 연구원.

#### (日本語文献)

井出真吾、2020、「真価が問われる日銀のETF買入政策」、『ニッセイ基礎研レポート』、2020-04-14。

岩田一政・日本経済研究センター編、2014、『量的・質的金融緩和政策の効果とリスクを検証する』、日本経済新聞社。

大塚理恵子、2016、「日銀のETF大量購入への考察」、みずほインサイト、みずほ総合研究所。

金相基、1998、「金利スプレッドの景気予測力について」、一橋大学経済学研究科修士論文。

河野龍太郎・白石洋、2013、「量的・質的緩和の出口のシミュレーション：日銀は債務超過を回避できるのか」、Weekly Economic Report、Market Economics、12月16日号(No. 545-s)、BNP PARIBAS。

日本会計監査院、2017、「量的・質的金融緩和等の日本銀行の財務への影響について」、『平成29年度決算検査報告の特色』。

日本銀行、2010、「資産買入等の基金運営基本要領」。

日本銀行、2010、「資産買入等の基金運営として行う指数連動型上場投資信託受益権等買入等基本要領」。

日本銀行、2016、「ETFの銘柄別の買入限度にかかる見直しについて」。

日本銀行、2018、「今後のETFの買入の運営について」。

日本銀行、「当面の金融政策運営について」、各号。

日本銀行、「金融政策に関する決定事項等」、各号。

日本銀行、「営業毎旬報告」、各号。

日本銀行、「会計・決算」、各号。

日本銀行、「日本銀行による国庫短期証券の銘柄別買入額」、各号。

日本銀行、「指数連動型上場投資信託受益権等買入等」、各号。

日本銀行、「補完当座預金制度基本要領」。

日本銀行、「業態別の日銀当座預金残高」、各号。

日本銀行、「日本銀行が保有する国債の銘柄別残高」、各号。

日本銀行、「資金循環統計」、各号。

根本寛之宛、2018、「日銀のETF買入政策の功罪 - 当面の副作用には社外取締役による監視強化を-」、Research Focus、No. 2017-042、日本総合研究所。

藤木裕・戸村肇、2015、「量的・質的金融緩和からの出口における財政負担」、TCER Working Paper Series J-13。

## (英語文献)

Alexander P., 2017, “ETFs in Monetary Policy (Case Study: Bank of Japan),” State Street Global Advisors.

Andrea B. and V. Gianinazzi, 2019, “Quantitative Easing and Equity Prices: Evidence from the ETF Program of the Bank of Japan,” *Review of Asset Pricing Studies*, 9(2), 210-255.

Bernake, B. S. and V. R. Reinhart, 2004, “Conducting Monetary Policy at Very Low Short-Term Interest Rates,” *American Economic Review*, 94(2), 85-90.

Botman, D., S. Danninger, and J. Schiff, 2015, *Can Abenomics Succeed? Overcoming the Legacy of Japan's Lost Decades*, IMF.

Bowman, D., F. Cai, S. Davies, and S. Kamin, 2015, “Quantitative Easing and Bank Lending: Evidence from Japan,” *Journal of International Money and Finance*, 57, 15-30.

Braun, R. A. and E. Shioji, 2006, “Monetary Policy and Economic Activity in Japan and Korea and the United States,” *Seoul Journal of Economics*, 19(1), 110-146.

- Buraschi, A. and P. Whelan, 2015, “Bond Markets and Unconventional Monetary Policy,” *Handbook of Fixed-Income Securities*, First Edition.
- Cargill, T.F., 2005, “A Tale of Two Monetary Policies: Korea and Japan,” FRBSF Economic Letter, No. 2005-07.
- Caruana, J., 2012, “Why Central Bank Balance Sheets Matter,” BIS Papers No. 66, 2-9.
- Chadha, J.S., L. Corrado and J. Meaning, 2012, “Reserves, Liquidity and Money: An Assessment of Balance Sheet Politics,” BIS Papers No. 66, 304-357.
- Charoenwong, B., R. Morck, and Y. Wiwattanakantang, 2019, “Asset Prices and Corporate Responses to Bank of Japan ETF Purchases,” NBER Working Paper 25525.
- Curdia, V. and M. Woodford, 2010, “The Central Bank Balance Sheet as an Instrument of Monetary Policy,” NBER Working Paper 16208.
- Durre, A. and H. Pill, 2012, “Central Bank Balance Sheets as Policy Tools,” BIS Papers No. 66, 193-223.
- Eser, F. and Schwaab, B., 2016, “Evaluating the Impact of Unconventional Monetary Policy Measures: Empirical Evidence from the ECB’s Securities Markets Programme,” *Journal of Financial Economics*, 119(1), 147-167.
- Fabozzi, F.J., 2006, *Bond Markets, Analysis, and Strategies (6<sup>th</sup> Edition)*, Pearson.
- Gunji, H., K. Miura, and Y. Yuan, 2018, “The Impact of the BOJ’s ETF Purchases on the Nikkei 225 Companies’ Performance,” mimeograph.
- Ha, J. and I. So, 2017, “Which Monetary Shocks Matter in Small Open Economies? Evidence from SVARs,” BOK Working Paper, 2017-2.
- Hamilton, J.D. and J.C. Wu, 2012, “The Effectiveness of Alternative Monetary Policy Tools in a Zero Lower Bound Environment,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 44(s1), 3-46.
- Hanaeda, H. and T. Serita, 2017, “Effects of Nikkei 225 ETFs on Stock Markets: Impacts of Purchases by Bank of Japan,” 30<sup>th</sup> Australasian Finance and Banking Conference 2017.
- Harada, K. and T. Okimoto, 2019, “The BOJ’s ETF Purchases and Its Effects on Nikkei 225 Stocks,” RIETI Discussion Paper 19-E-014.
- Hsing, Y., 2013, “The Stock Market and Macroeconomic Factors in Japan and Policy Implications,” *International SAMANM Journal of Finance and Accounting*, 1(1), 20-31.
- Iwata, K. and S. Takenaka, 2012, “Central Bank Balance Sheet Expansion: Japan’s Experience,” BIS Papers No. 66, 132-159.
- Kim, S., 2014, “Effects of Monetary Policy Shocks on the Exchange Rate in the Republic



- of Korea: Capital Flows in Stock and Bond Market,” *Asian Development Review*, 31, 121-135.
- Kim, S. and K. Lim, 2018, “Effects of Monetary Policy Shocks on Exchange Rate in Small Open Economies,” *Journal of Macroeconomics*, 56, 324-339.
- Megaravalli, A. V. and G. Sampagnaro, 2018, “Macroeconomic Indicators and Their Impact on Stock Markets in ASIAN 3: A Pooled Mean Group Approach,” *Cogent Economics & Finance*, 6, 1432450.
- Montgomery, H. and U. Volz, 2019, “The Effectiveness of Unconventional Monetary Policy in Japan,” *Journal of Economic Issues*, 53(2), 411-416.
- Miyao R. and T. Okimoto, 2017, “The Macroeconomic Effects of Japan’s Unconventional Monetary Policies,” RIETI Discussion Paper 17-E-065.
- Posen, A. S., 2020, “Lessons from Japan: High-income Countries Have Common Problems,” *Financial Times*, November 24.
- Rey, H., 2015, “Dilemma not Trilemma: The Global Financial Cycle and Monetary Policy Independence,” NBER Working Paper 21162.
- Samikawa, I., K. Iwata, and E. Takahashi, 2016, “BOJ’s JGB Purchasing Limits to be Reached in Summer 2017: Is the Bank Carrying Out Fiscal Policy?,” Japan Financial Report No. 33.
- Shirai, S., 2018, “Bank of Japan’s Exchange-Traded Fund Purchases as an Unprecedented Monetary Easing Policy,” ADBI Working Paper, No. 865.
- Shiratsuka, S., 2010, “Size and Composition of the Central Bank Balance Sheet: Revisiting Japan’s Experience of the Quantitative Easing Policy,” *Monetary and Economic Studies*, November, 79-105.
- Shirota, T., 2018, “Evaluating the Unconventional Monetary Policy in Stock Markets: A Semi-Parametric Approach,” Hokkaido University Discussion Paper Series A, No. 2018-322.
- Sholl, A. and H. Uhlig, 2008, “New Evidence on the Puzzles: Results from Agnostic Identification on Monetary Policy and Exchange Rate,” *Journal of International Economics*, 76(1), 1-13.
- Ueda, K., 2013, “Response of Asset Prices to Monetary Policy under Abenomics,” *Asian Economic Policy Review*, 8(2), 252-269.
- Wu, J. C. and F. D. Xia, 2016, “Measuring the Macroeconomic Impact of Monetary Policy at the Zero Lower Bound,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 48(2-3), 253-291.
- Yoshino, N. and F. Taghizadeh-Hesary, 2014, “Effectiveness of the Easing of Monetary Policy in the Japanese Economy, Incorporating Energy Prices,” ADBI Working Paper Series No. 503.