

量的緩和と物価の上昇傾向に関する実証

宋 永圭

成蹊大学一般研究報告 第52巻第6分冊

令和3年6月

BULLETIN OF SEIKEI UNIVERSITY, Vol. 52 No. 6

June, 2021

量的緩和と物価の上昇傾向に関する実証*

宋 永圭†

要旨

本稿では、量的緩和以降におけるマネタリーベースの急激な増加が、物価およびマネーストックに与えた影響に関する回帰分析を行う。OLS法とPW法による分析の結果は、CPIコアは、マネタリーベースとマネーストックの両方から有意な影響を受けることを示す。また、マネーストックは、マネタリーベースから有意な影響を受けることを示す。本稿における分析の結果は、量的緩和が、物価に与える影響は見られないとする従来の結果とは違い、2013年以降の量的緩和は、デフレ以降における長期の物価の下落傾向を上昇傾向に転じさせたことを示す。また、このような量的緩和以降に見られたCPIコアの緩やかな上昇傾向は、投資家が保守主義バイアスを有しながら、マネーストックの緩慢な増加を予想したために起こったと解釈される。最後の節では、コロナショックに対する景気回復策として、部分的な量的緩和を試みた韓国の中央銀行に政策提言を行う。

1 はじめに

最近、金融政策の分野では、投資家心理の観点に基づいて金融政策の効果を研究することが求められている。また、量的緩和が、経済に与えるポジティブな影響に関する統計学的証拠を確保することが求められている。本稿では、量的緩和以降におけるマネタリーベースの急激な増加が、物価水準であるCPIコアおよびマネーストックに与えた影響に関する回帰分析を行う。また、保守主義バイアスに基づいて分析の結果に関する解釈を行い、日本の事例に基づいて、部分的な量的緩和を試みた韓国の中央銀行に政策提言を行う。本稿における主な分析手法は、OLS法とPrais-Winsten法である。

量的緩和に関する研究は、量的緩和と予想インフレ率に関するものと、量的緩和と消費者物価指数のような実際の物価水準に関するものに分けて考えることができる。本節では、量的緩和に関する先行研究をこのような2つの種類に分けて紹介する。また、量的緩和の

* An empirical analysis for QE and upward price trend

† Youngkyu Song

理論的背景である貨幣供給と景気回復のメカニズムを、金融市場における投資家行動の変化の観点から説明する。

量的緩和と予想インフレ率に関する文献としては、岩田 (2011) と岩田・原田 (2013) があげられる。岩田 (2011) の第 5 章では、デフレは、貨幣的現象であることが説明されており、量的緩和に関する実証的な根拠として、マネタリーベースの増加率と予想インフレ率に関するデータ検証が示されている。

この検証には、2003 年から 2007 年までの米国のデータと 2004 年から 2008 年までの日本のデータが使われており、これに関連した図表には、日米のマネタリーベースの増加率と予想インフレ率の関係がプロットされている。この図表には、日米ともにマネタリーベースの増加率が低下すると予想インフレ率も低下し、マネタリーベースの増加率が上昇すると予想インフレ率も上昇することを示す。

岩田・原田 (2013) では、2004 年 3 月から 2012 年 5 月までのデータをもとに、金融政策や、(物価連動国債から導かれる) 予想インフレ率の上昇率、そして、生産の関係を、VAR モデルを用いて明らかにすることが試みられている。6 変数の VAR モデルによる分析の結果は、マネタリーベースの増加は予想インフレ率を引き上げ、生産を拡大し、予想インフレ率の上昇は輸出や生産を拡大させることを示す。

また、6 変数のモデルで、輸出を内生化したものと外生化したものを比べると、マネタリーベースおよび予想インフレ率のショックに対する生産のインパルスは、輸出経路によって、その大きな部分が説明されることを示す。これはマネタリーベースや予想インフレ率の変動が、輸出を通じて、生産に大きな影響を与えたことを意味する。

また、インパルス反応関数の結果から、生産への負のショックがあった時でも、マネタリーベースや予想インフレ率を上昇させるような金融政策が行われていれば、輸出増加の経路を通じて、生産への負の影響を抑えることができたことを示す。以上のように岩田 (2011) と岩田・原田 (2013) の研究内容は、中央銀行はマネタリーベースを変動させることによって、予想インフレ率を変動させ、生産に大きな影響を与えることができることを示すのである。

量的緩和と実際の物価に関する文献としては、市川 (2018) と市川 (2019a)、そして、藤田 (2019) があげられる。市川 (2018) は、量的緩和以降のマネタリーベースとマネーストックの関係をグラフを用いて説明している。市川 (2018) の図表 1 は、マネタリーベース、マネーストック、信用乗数に関する過去の推移を示したものであり、この図表は、2013 年 4 月の量的緩和以降において、マネタリーベースは大きく増加しているが、マネーストックの増加のペースは緩やかなものになっており、信用乗数は低下していることを示す。

このような 3 つの指標の推移は、日本銀行は民間銀行に対して資金供給を増やしたものの、信用乗数は低下し、民間銀行から企業への融資はそれほど増えなかったことを示す。ま

た、図表2では、量的緩和以降において、預金準備率は大きく増えているが、現金預金比率はほとんど変わっていないことを示す。このような信用乗数の低下は、日本銀行が供給した資金がなかなか貸出しの増大にはつながらず、日銀当座預金に滞留したために起こっていると考えられる。

市川(2019a)で著者は、2013年4月以降の量的緩和の根拠となる理論は、国債の買い入れなどにより、マネタリーベースを増やせば、その信用乗数倍のマネーストックが追加的に供給されるという信用乗数理論や、マネーストックが増加すれば、物価は上昇するという貨幣数量説を定式化したフィッシャーの交換方程式であると述べている。

特に著者は、量的緩和以降において、マネタリーベースなどの貨幣量は急増したが、物価の上昇率は限定的であることを指摘している。また、その理由として、理論的仮定とは違い、実体経済においては、信用乗数、流通速度、実質GDPは変数であることと、量的緩和以降において、信用乗数および流通速度は低下傾向であったことをあげている。実際に市川(2019a)の図表1は、2013年4月以降、信用乗数および流通速度が一貫して低下していることを示す*1。

藤田(2019)で著者は、2019年5月のCPIコアは、前年比0.8%と、日本銀行が目標とする2%には及ばないものの、29ヶ月連続で前年比プラスとなっており、物価の持続的な下落からは脱したという意味で、日本経済はデフレではなくなっていると指摘し、その理由を受給ギャップ、単位労働費用(ULC)、期待インフレ率の観点から分析している。

藤田(2019)の図表6は、需給ギャップとCPIの財価格(除く生産食品)の推移を表したものである。この図表は、需給ギャップのCPIの財価格との連動性は強く、日本経済がデフレに陥っていた2000年代前半や2010年前後の期間では、需給ギャップがマイナスだったのに対し、量的緩和以降は、需給ギャップが改善に向かい財価格も上昇していることを示す。

また、藤田(2019)の図表7は、ULCとCPIのサービス価格の推移を表したものである。この図表は、ULCとサービス価格は、概ね同じ方向で推移しており、サービス価格の前年比がプラス圏から横ばい傾向になった2000年前後においては、ULCも、大きくマイナスになっていることを示す。ところが、量的緩和以降は、ULCは振れを伴いながらも上昇傾向で推移し、サービス価格も上昇傾向にあることを示す。

藤田(2019)の図表8は、家計の短期の期待インフレ率の推移を表したものであり、この図表から、デフレを経験した2000年代を通じて、期待インフレ率の低迷が続いたものの、2013年頃から、期待インフレ率はプラス圏で推移していることを確認できる。また、著者

*1 交換方程式：フィッシャーの交換方程式は、 $M \cdot V = P \cdot Y$ である。ただし、Mは流通貨幣量であり、Vは流通速度である。またPは価格であり、Yは実質GDPである。理論的仮定とは違い、現実においては量的緩和以降に流通速度のVは低下傾向でありながら、実質GDPのYは増加傾向であった。このために量的緩和以降にマネーストックが増えても、物価上昇率は限定的であったと考えられる。

は、足元の期待インフレ率は1990年代前半には及ばないものの、デフレ期と比べるとプラス基調が明確になっていると述べている。

次にVARモデルに基づいた量的緩和と実際の物価に関する研究について述べる。Kimura et al. (2002) および Fujiwara (2006) は、VARに基づく手法を用いて、ベースマネーの増加が、2つの重要なマクロ経済変数である生産および物価に与える影響を検討している。これらの研究では、金利がゼロの時にベースマネーを拡大しても、生産および物価に対してはほとんど効果がなかったことを示している。ただし、Kimura et al. (2002) は、1985年第3四半期から2002年第1四半期までを、Fujiwara (2006) は、1985年1月から2003年12月までを標本期間として採用している。

そして、本多・黒木・立花(2010)では、分析にあたり最初にできるだけ小さいVARモデルを考え、生産高、物価、金融政策変数からなる3変数VARモデルを検討する。この最小限のVARモデルでは、量的緩和政策が2つのマクロ変数、つまり、生産高と物価の2変数に与える影響を計測する。その結果、量的緩和のショックは物価にはあまり影響を与えなかったが、生産高を増加させたことが明らかになったとする。ただし、この分析における標本期間は、2001年3月から2006年2月までである。

また、松浦・前田(2014)の5.2節で、著者は、マネタリーベースの拡大が、消費者物価指数に直接与える影響の程度は、実際には無視しうることが分かるかと述べている。即ち、これらのVARモデルに基づく研究は、量的緩和は実際の物価に影響を与えることはできないことを示しているのである。しかし、これらの結果とは違って、本稿による実証分析の結果は、2013年以降の量的緩和は、デフレの影響で長い間下落傾向であった物価の基調を上昇傾向に転じさせたことを示す。

次に貨幣供給と景気回復に関する一般的なメカニズムについて述べる。経済において、貨幣供給が貨幣需要を上回ると、余分の貨幣は、国債に対する需要を増加させ、国債の価格の上昇およびその金利の低下をまねく。また、このように国債の金利が低下すると、国債の魅力は減るようになり、金融市場における投資家たちは、国債の代わりにより高い収益率が期待される株式や外債、または外貨預金を買おうとするようになる。

金融市場におけるこのような投資家行動の変化は、株価の上昇および為替レートの上昇をもたらす。まず、株価の上昇は、家計や企業、または金融機関が有する純資産を増加させ、家計の消費や住宅投資、そして、企業の設備投資や金融機関の貸出しを増加させる(バランスシートの改善による効果)。また、為替レートの上昇は、輸出を増加させ輸入を減少させる*2。

*2 実際に日本において、長期的には、株価と(マンション価格のような)住宅価格は強い正の相関を示す。ただし、日本において、量的緩和以降に見られる家計の住宅投資および企業の設備投資の増加は、株価の上昇よりは、長期金利の低下の影響を受けて増えてきたと考えられる。

ここで、消費、投資、純輸出の増加は内需の増加を意味するので、国内の生産および雇用は増加するようになる。また、このような生産と雇用の改善が続くと、労働の受給が逼迫するようになり、やがて、賃金および物価は上昇する。このように金融市場における投資家行動の変化は、実体経済の変化につながるのである。

次に貨幣供給の増加に関する2つの経路について述べる。まず、中央銀行が、民間銀行から手形や国債を買い入れると、民間銀行の中央銀行当座預金は増える。民間銀行の中央銀行当座預金が増えると、それに伴って、信用創造も活発になることが期待されるが、これには、貸出しによる経路と投資による経路の2つがある。

まず、民間銀行の貸出しによる経路とは、貸出しが増えることによって、家計や企業の預金が増え、貨幣供給が増加する経路のことをいう。また、民間銀行の投資による経路とは、民間銀行が、企業が発行する手形や社債、株式を購入することによって、預金が増え、貨幣供給が増加する経路と、民間銀行が、家計や企業が保有する資産（例えば国債）を購入することによって、預金が増え、貨幣供給が増加する経路のことをいう。

ここで中央銀行が、民間銀行から、国債などを買い入れて中央銀行当座預金を増やし、マネタリーベースを増加させる政策を量的緩和という。また、このような買いオペレーションによる中央銀行当座預金の増加は、先に述べた民間銀行の信用創造における2つの経路によって、貨幣供給を増加させ、物価は上昇するようになる。

このように理論的には、量的緩和によるマネタリーベースの急激な増加は、貨幣供給を増加させ物価の上昇をもたらすのである。ただし、現実においては、中央銀行がマネタリーベースを調節することによって、貨幣供給であるマネーストックを完全にコントロールすることはできないので、マネタリーベースを調節することによって、物価水準であるCPI（およびCPIコア）をコントロールすることは非常に難しいとされる。

次に本稿の構成について述べる。本稿の第1節では、先行研究や量的緩和に関する理論的背景について述べる。第2節では、量的緩和に関する指標であるマネタリーベース、マネーストック、CPIコアの推移を時系列グラフにしてから、その傾向を調べる。また、マネタリーベースの急激な増加が、CPIコアとマネーストックに与えた影響に関する仮説を提示する。

第3節では、CPIコアとマネタリーベースに関する分析、CPIコアとマネーストックに関する分析、マネーストックとマネタリーベースに関する分析を、それぞれOLS法とPrais-Winsten法によって行い、仮説の検証を行う。また、第4節では、これらの分析から得られた結果を保守主義バイアスに基づいて解釈し、最後の節では、韓国の中央銀行に量的金融緩和と政策に関する提言を行う。付録の節では、宋(2020)の回帰分析の節で指摘されていた有意性の問題について述べる^{*3}。

*3 本稿の分析の結果およびグラフの作成は、すべてStataによるものである。

2 量的緩和に関する3つの指標の推移：グラフ化

最近、2013年の量的緩和の実施以降、物価が上昇基調に乗ったかどうかについて疑問を呈する研究者が多い。量的緩和以降の物価の動向に関する最近の文献としては、市川(2019a)と藤田(2019)があげられる。市川(2019a)で著者は、2013年4月の量的緩和以降、マネタリーベースなどの貨幣量は急増したが、物価上昇率は限定的であったことを指摘している。

また、その理由として、定数であると仮定していた信用乗数や流通速度が、実際には変数でなおかつ低下傾向をたどったためであると述べている。市川(2019a)の図表1は、量的緩和以降において、信用乗数と流通速度がともに低下してきたことを示しており、図表2は、量的緩和以降において、マネタリーベースは急増してきたが、消費者物価指数は大幅には上昇していないことを示している。

藤田(2019)で著者は、日本経済は長らくデフレの状態にあったが、量的緩和以降、CPIコアが前年比プラス基調に転じるなど、足元では、少なくともデフレではない状況にあると述べている。また、著者は、量的緩和以降、財価格とサービス価格が上昇基調に転じ、CPIコアは、日本銀行の目標とする2%には届いていないものの、安定的に前年比プラスで推移していると述べている。

特に藤田(2019)の図表1は、1985年以降のCPIとCPIコアの前年比上昇率の推移を、デフレの期間とデフレではない期間に分けて示している。また、この図表から、この何年間に渡って、CPIおよびCPIコアが前年比プラス基調になっていることを確認できる。

本節では、量的緩和以降におけるCPIコア、マネタリーベース、マネーストックの動向を調べ、その傾向(トレンド)をグラフを用いて調べることにする。それでは、これらの指標に関するトレンドを分析する前に本稿で用いるデータについて述べる。

2020年になってから、新型コロナウイルスが日本経済に甚大な影響を及ぼすようになった。特に2020年4月のCPIコアは101.6になり、前年同月比で0.2%低下したくらいである。この指数がマイナスになるのは、2016年12月以来の3年4ヶ月ぶりであり、今後、コロナショックによって、再びデフレが始まるかも知れないことを危惧する専門家もいるほどである。実際に2020年11月のCPIコアは、101.2となり、前年同月比0.9%下がった。これは4ヶ月連続の下落であり、2010年9月に1.1%下がって以来の10年2ヶ月ぶりの落ち込みである。

この点をふまえ、本稿では、量的緩和が始まった2013年4月から、新型コロナウイルスの物価への影響が現れる直前の時点である2020年3月までのデータを用いて分析を行う

ことにする*4。まず、この期間中のそれぞれの指標に関するデータの基本統計量は表1の通りである。表1から、量的緩和以降において、マネタリーベースは大きく増加してきたことを対数値のレベルで確認できる。

	観測数	平均	標準偏差	最小値	最大値
CPI コア	84	100.06	1.38	96.7	102.2
MB	84	3792390	1200190	1495975	5176305
MS	84	1.27e+07	708854	1.15e+07	1.38e+07
lnMB	84	15.09	0.37	14.22	15.46
lnMS	84	16.35	0.06	16.26	16.44

また、CPI コア、マネタリーベース（対数値）、マネーストック（対数値）に関する相関係数は表2の通りである。表2から、この期間において3つの指標は強い正の相関を示したことが分かる。

観測数：84	CPI コア	lnMB	lnMS
CPI コア	1.000		
lnMB	0.857	1.000	
lnMS	0.856	0.956	1.000

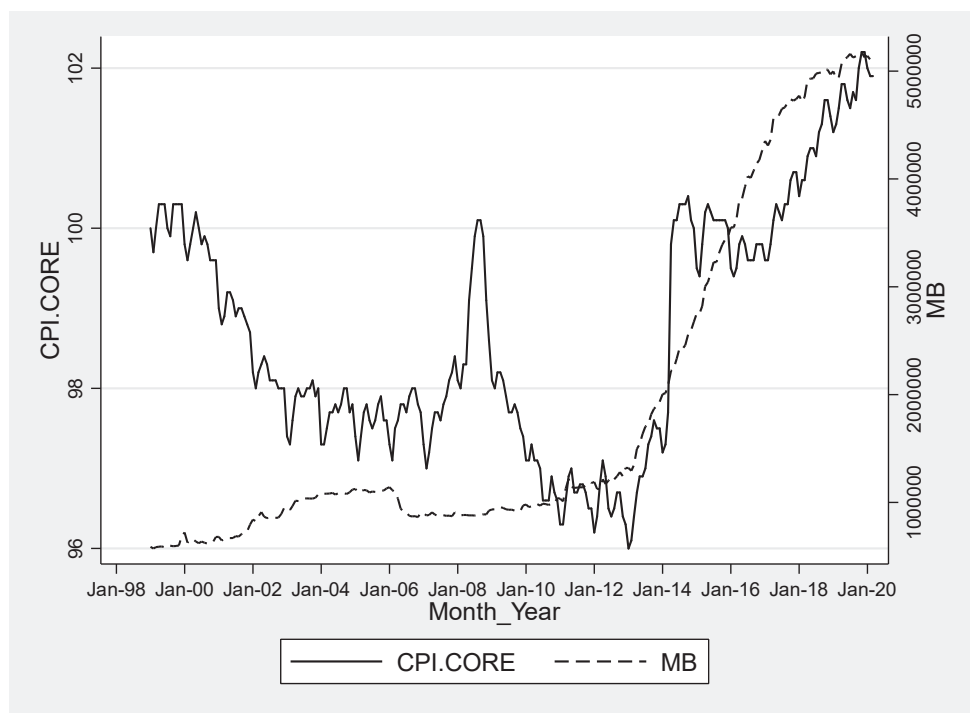
次に CPI コア、マネタリーベース、マネーストックの推移を時系列グラフにして、量的緩和以降におけるこれらの指標の動向について調べる。まず、図1は、1999年1月から2020年3月までのCPI コアとマネタリーベースの時系列データをグラフにしたものである。図1のグラフから、1999年以降、デフレのために長らく下降トレンドであったCPI コアが、2013年4月以降、量的緩和によるマネタリーベースの急激な増加を受け、緩やかな上昇トレンドに入ったことを確認できる*5。

次に2013年4月以降のCPI コア、マネタリーベース、マネーストックの推移をグラフにして、より正確にこれらの指標の動向について調べる。図2のグラフは、2013年4月か

*4 データ：CPI コアのデータは、総務省統計局のウェブサイトの消費者物価指数(CPI)の時系列データのページからダウンロードした。CPI コアのデータは、2015年基準の中分類指数の全国、生鮮食品を除く総合を選んだものである。マネタリーベースとマネーストックに関するデータは、日本銀行時系列統計データ検索サイトの預金・マネーの方からダウンロードした。マネタリーベースは平均残高の月次のデータであり、マネーストックはM3の平均残高の月次のデータである。また、マネタリーベースとマネーストックの単位は億円である。

*5 日本経済に本格的なデフレが始まったのは、年平均のインフレ率が連続してマイナスを記録するようになった1999年からであると考えられる。

図1 1999年以降のCPIコアとマネタリーベースの推移



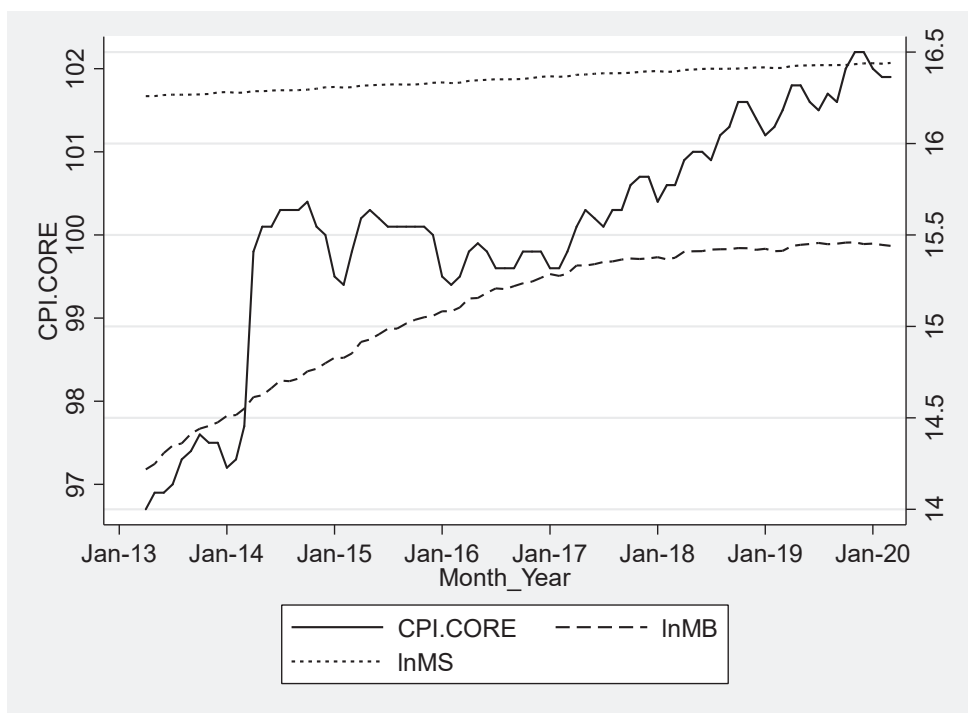
ら2020年3月までのCPIコア、マネタリーベース（対数値）、マネーストック（対数値）の推移である。

このグラフから、量的緩和以降において、CPIコアが上昇トレンドを示してきたことを確認できる。ただし、グラフにおいて、2014年1月以降にCPIコアの急激な上昇が見られるが、これは2014年4月に行われた消費税率の引き上げによるものであり、量的緩和によるものではない。また、このグラフから、マネタリーベースの急激な増加に対して、マネーストックは、比較的緩やかな増加を示してきたことを確認できる。したがって、図1と2のグラフに基づいて、次のような仮説を提示することができる。

仮説：2013年以降の量的緩和によるマネタリーベースの急激な増加は、CPIコアの緩やかな上昇トレンドおよびマネーストックの緩慢な増加に有意な影響を及ぼした。

次の節では、OLS法とPrais-Winsten法（PW法）による回帰分析を行い、この仮説を検証する。PW法は、時系列データを変換して系列相関の影響を取り除き、係数やt値、P値などを改めて推定する方法である。PW法によって、OLS法よりは、変数間の有意性を正確に調べることができるようになる。

図2 2013年の量的緩和以降における3つの指標の推移



3 量的緩和以降の3つの指標に関する回帰分析：結果と解釈

本節では、2013年の量的緩和以降におけるCPIコア、マネタリーベース、マネーストック(M3)に関する回帰分析をOLS法とPW法によって行い、この期間中における変数間の関係を明らかにする。また、分析から得られた結果にもとづいて、マネタリーベースの急激な増加が、CPIコアおよびマネーストックに与えた影響に関する仮説の検証を行う。分析の流れとしては、まずは、CPIコアをマネタリーベースとマネーストックで回帰分析をしてその結果を報告し、次にマネーストックをマネタリーベースで回帰分析をしてその結果を報告する。

宋(2020)の第3節には、1970年からのデータを使ったCPIとマネタリーベースに関する回帰分析の結果が示されている。しかし、この結果はOLS法によるもので、PW法で系列相関を除いてから得られた結果ではない。したがって、この回帰分析の結果には有意性の問題があることが、当初から指摘されていた。

実際に同じデータをPW法によって分析してみると、マネタリーベースがCPIに与える影響は10%レベルにおいても有意ではなかった。このような問題は、1970年から約50年

間にわたる長期のデータを経済状態を基準に区別することなく、PW 法による分析を行ったために生じたと考えられる。

したがって、このような有意性に関する問題を解決するために、日本経済において、本格的なデフレが始まったと考えられる 1999 年 1 月から 2020 年 3 月までのデータを用いて、改めて回帰分析を行った。分析の結果は、OLS 法と PW 法の両方において、マネタリーベースが CPI および CPI コアに与える影響は 1 % の水準で有意であることを示した。つまり、少なくとも 1999 年以降のデータからは、マネタリーベースが CPI および CPI コアに与える影響は、統計的に有意であることが確認されたのである*6。

この点をふまえ、次の第 3. 1, 2, 3 節では、さらなる発展として、データを 2013 年 4 月以降のものに限定し、なおかつ、マネーストックを変数として取り入れたうえで OLS 法と PW 法による分析を行う。

3.1 CPI コアとマネタリーベースに関する分析

それでは、マネタリーベースが CPI コアに与える影響について、次のような（半対数線形の）lin-log モデルによる回帰分析を行う。次のモデルは、マネタリーベースが 1 % 増加したさいに CPI コアは $\beta/100$ 増加すると解釈される。ただし、 u_t は、誤差項であり、 $t = 1, 2, \dots, n$ である。

$$CPI.CORE_t = \alpha + \beta \ln MB_t + u_t \quad (1)$$

まず、OLS 法による分析の結果から、次の推定式が得られる。

$$CPI.CORE_t = 3.190 \ln MB_t + 51.94 \quad (2)$$

また、PW 法による推定を行うために次のような AR (1) の仮定をおく。ただし、 ρ は、自己相関係数であり、 e_t は、ホワイトノイズである。

$$u_t = \rho u_{t-1} + e_t \quad (3)$$

PW 法による分析の結果から、次の推定式が得られる。

$$CPI.CORE_t = 3.979 \ln MB_t + 40.10 \quad (4)$$

$$u_t = 0.9344 u_{t-1} + e_t \quad (5)$$

次の表 3 と 4 は、マネタリーベースが、CPI コアに与える影響に関する OLS 法と PW 法による分析の結果をまとめたものである。

*6 このことに関しては、付録の節を参照されたい。

	係数	t 値
lnMB	3.190*	15.08
定数項	51.94*	16.26
決定係数	0.7349	
観測数	84	
*：P 値 < 0.01		

	係数	t 値
lnMB	3.979*	5.37
定数項	40.10*	3.60
決定係数	0.9917	
観測数	84	
ρ 値：0.9344		
DW 値（前）：0.159		
DW 値（後）：1.497		
*：P 値 < 0.01		

表4のDW値の変化から読み取れるように、そもそものデータからは強い正の系列相関が観察されたが、PW法による変換後には、これが大きく改善されていることが分かる。また、OLS法とPW法によるP値は、両方とも、マネタリーベースがCPIコアに与える影響は1%の水準で有意であることを示す。

ただし、DW値（後）の値は十分高いものではなく、PW法でも、系列相関は完全には除かれなことが分かる*7。また、式（1）の右辺に $CPI.CORE_{t-1}$ が含まれるラグモデルによる検証を試みたが、lnMBの係数は有意にはならなかった。図3は、CPIコアとlnMBの散布図と（OLS法による）95%信頼区間付きの回帰直線である。

3.2 CPIコアとマネーストックに関する分析

次にマネーストックがCPIコアに与える影響について、次のような（半対数線形の）ln-logモデルによる回帰分析を行う。次のモデルは、マネーストックが1%増加したさいにCPIコアは $\beta/100$ 増加すると解釈される。ただし、 u_t は、誤差項であり、 $t = 1, 2, \dots, n$ である。

$$CPI.CORE_t = \alpha + \beta \ln MS_t + u_t \quad (6)$$

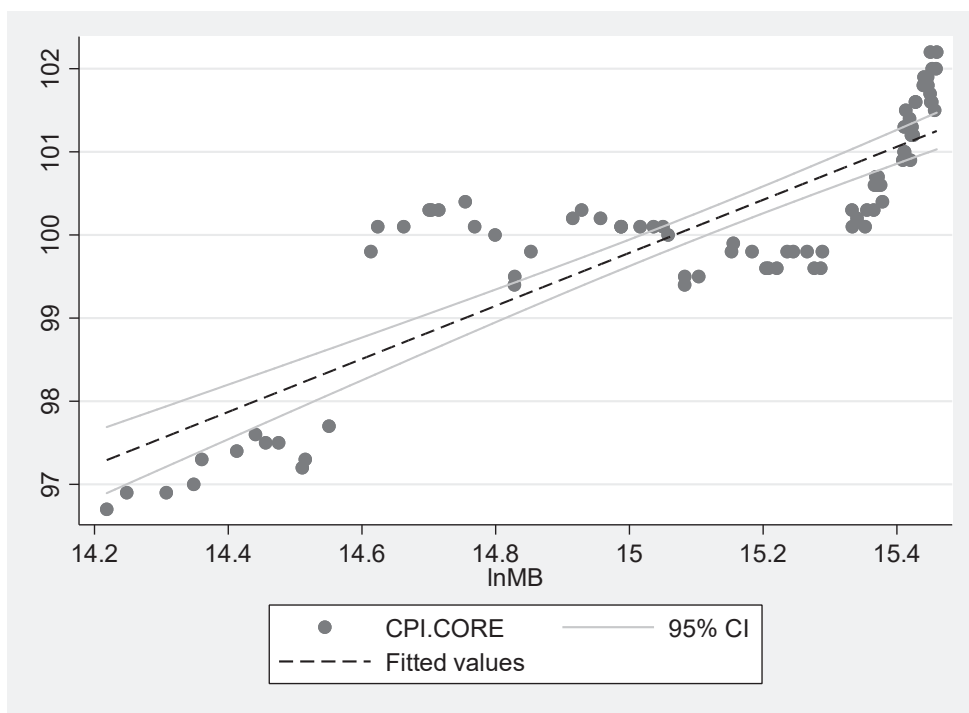
まず、OLS法による分析の結果から、次の推定式が得られる。

$$CPI.CORE_t = 21.08 \ln MS_t - 244.6 \quad (7)$$

また、PW法による推定を行うために次のようなAR(1)の仮定をおく。ただし、 ρ は、

*7 Durbin-Watson Tableにおいて、有意水準：5%、観測数：85、定数項以外の説明変数：1のときの境界区間の下限は1.624である。したがって、表4、6、8のDW値（後）では、系列相関はないという帰無仮説は棄却されない。実証的には、DW値が下限を超えた場合において系列相関はないと判断される。また、DW表において、相対的に観測数が多く、定数項以外の説明変数の数が少ない場合には、境界区間の下限の値は高くなる。

図3 2013年の量的緩和以降におけるCPIコアとマネタリーベースの関係



自己相関係数であり、 e_t は、ホワイトノイズである。

$$u_t = \rho u_{t-1} + e_t \quad (8)$$

PW 法による分析の結果から、次の推定式が得られる。

$$CPI.CORE_t = 23.97 \ln MS_t - 292.0 \quad (9)$$

$$u_t = 0.9146 u_{t-1} + e_t \quad (10)$$

次の表5と6は、マネーストックが、CPIコアに与える影響に関するOLS法とPW法による分析の結果をまとめたものである。

	係数	t 値
lnMS	21.08*	15.01
定数項	-244.6*	-10.65
決定係数	0.7332	
観測数	84	
*：P 値 < 0.01		

	係数	t 値
lnMS	23.97*	5.46
定数項	-292.0*	-4.07
決定係数	0.9927	
観測数	84	
ρ 値：0.9146		
DW 値（前）：0.164		
DW 値（後）：1.385		
*：P 値 < 0.01		

表6のDW値の変化から読み取れるように、そもそものデータからは強い正の系列相関が観察されたが、PW法による変換後には、これが大きく改善されていることが分かる。また、OLS法とPW法によるP値は、両方とも、マネーストックがCPIコアに与える影響は1%の水準で有意であることを示す。

ただし、DW値（後）の値は十分高いものではなく、PW法でも、系列相関は完全には除かれなことが分かる。また、式（6）の右辺に $CPI.CORE_{t-1}$ が含まれるラグモデルによる検証を試みたが、 $\ln MS$ の係数は有意にはならなかった。図4は、CPIコアと $\ln MS$ の散布図と（OLS法による）95%信頼区間付きの回帰直線である。

3.3 マネーストックとマネタリーベースに関する分析

最後にマネタリーベースがマネーストックに与える影響について、次のような（対数線形の）log-logモデルによる回帰分析を行う。次のモデルは、マネタリーベースが1%増加したさいにマネーストックは β %増加すると解釈される。ただし、 u_t は、誤差項であり、 $t = 1, 2, \dots, n$ である。

$$\ln MS_t = \alpha + \beta \ln MB_t + u_t \quad (11)$$

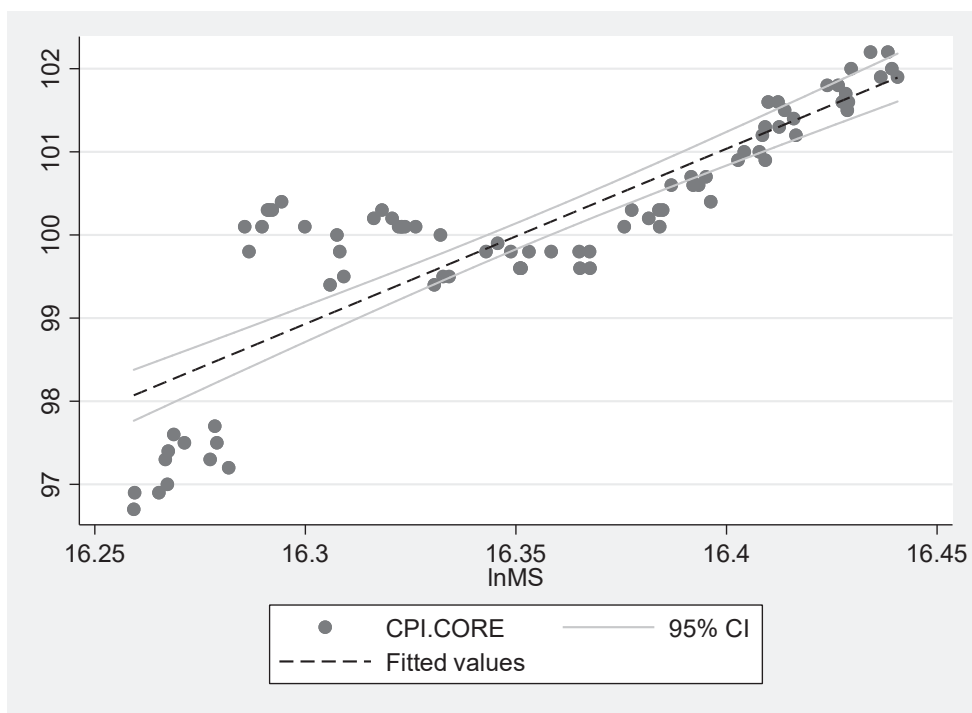
まず、OLS法による分析の結果から、次の推定式が得られる。

$$\ln MS_t = 0.1445 \ln MB_t + 14.17 \quad (12)$$

また、PW法による推定を行うために次のようなAR(1)の仮定をおく。ただし、 ρ は、自己相関係数であり、 e_t は、ホワイトノイズである。

$$u_t = \rho u_{t-1} + e_t \quad (13)$$

図4 2013年の量的緩和以降におけるCPIコアとマネーストックの関係



PW 法による分析の結果から、次の推定式が得られる。

$$\ln MS_t = 0.1161 \ln MB_t + 14.63 \quad (14)$$

$$u_t = 0.9974u_{t-1} + e_t \quad (15)$$

次の表7と8は、マネタリーベースが、マネーストックに与える影響に関する OLS 法と PW 法による分析の結果をまとめたものである。

	係数	t 値
lnMB	0.1445*	29.34
定数項	14.17*	190.77
決定係数	0.9130	
観測数	84	
*：P 値 <0.01		

	係数	t 値
lnMB	0.1161*	9.13
定数項	14.63*	76.09
決定係数	0.9995	
観測数	84	
ρ 値：0.9974		
DW 値（前）：0.028		
DW 値（後）：1.320		
*：P 値 <0.01		

表8のDW値の変化から読み取れるように、そもそものデータからは強い正の系列相関が観察されたが、PW法による変換後には、これが大きく改善されていることが分かる。また、OLS法とPW法によるP値は、両方とも、マネタリーベースがマネーストックに与える影響は1%の水準で有意であることを示す。

ただし、DW値（後）の値は十分高いものではなく、PW法でも、系列相関は完全には除かれなことが分かる。また、式(11)の右辺に $\ln MS_{t-1}$ が含まれるラグモデルによる検証を試みたが、 $\ln MB$ の係数は有意にはならなかった。図5は、 $\ln MS$ と $\ln MB$ の散布図と（OLS法による）95%信頼区間付きの回帰直線である。

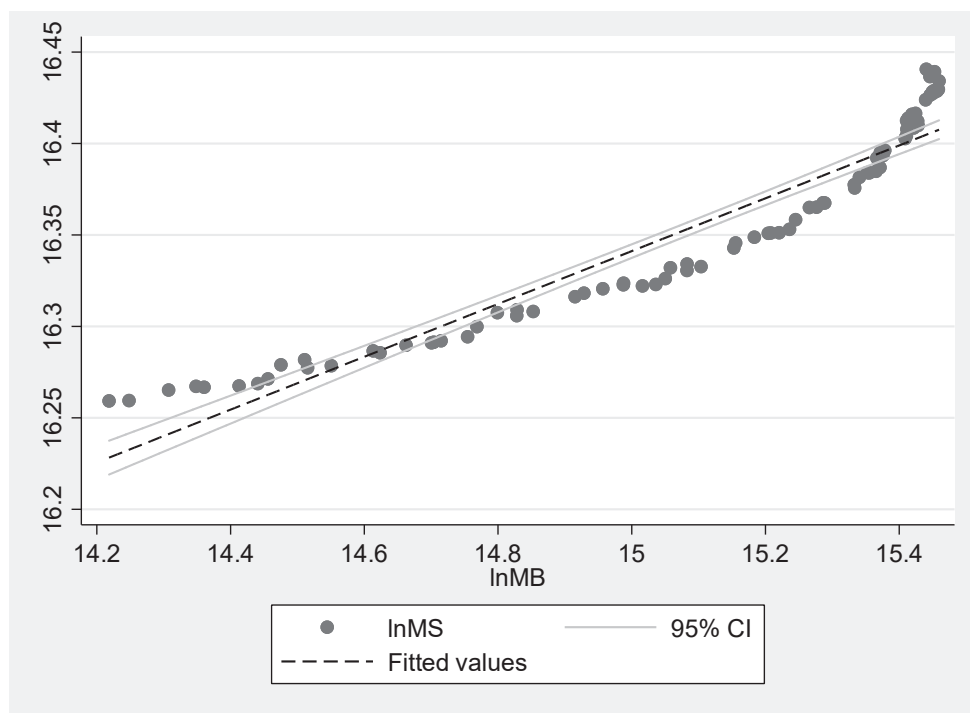
以上の3つの分析から、CPIコアは、マネタリーベースとマネーストックの両方から統計的に有意な影響を受けることが分かる。また、マネーストックは、マネタリーベースから統計的に有意な影響を受けることが分かる。そして、このような有意性は、OLS法においても、また、系列相関は完全には除かれなもののPW法においても観察される*8。

次に系列相関が完全には除かれな理由について述べる。表4と6において、PW変換後のDW値が十分高い値にはならず、系列相関が完全には除かれな理由としては、例えば、為替レートのような、マネタリーベースやマネーストック以外にCPIコアを押し上げられる説明変数が、(1)と(6)の推定式に含まれていないことが考えられる。一般に為替レートの高騰(円安)は、物価水準を押し上げる要因になる。

また、表8において、PW変換後のDW値が十分高い値にはならず、系列相関が完全には除かれな理由としては、例えば、長期金利のような、マネタリーベース以外にマネーストックを押し上げられる説明変数が、(11)の推定式に含まれていないことが考えられる。一般に長期金利の低下は、貨幣供給であるマネーストックを押し上げる要因になる。した

*8 被説明変数をCPIコアにし、説明変数を対数値のマネタリーベースと対数値のマネーストックにして、PW法による重回帰分析を行なってみたが、解釈することができる有意な結果にはならなかった。

図5 2013年の量的緩和以降におけるマネーストックとマネタリーベースの関係



がって、為替レートや長期金利を説明変数として含む重回帰モデルを、PW法などで推定し、系列相関の有無や変数間の有意性を調べるのが、これらの分析における課題であると考えられる。

3.4 実証分析の結果における含意

それでは、以上の3つの分析における含意について述べる。量的緩和に関する代表的な基礎論文である本多・黒木・立花(2010)で、著者は、「量的緩和ショックに対する消費者物価の反応は非常に小さく、全期間(2001年3月から2006年2月まで)を通じてゼロから有意に離れていない。即ち、日銀はデフレを回避するために量的緩和政策を採用したが、量的緩和政策が一般物価を上昇させるのに成功したという統計的な証拠を得ることはできなかった。」(68pg)と述べている。

また、「量的緩和期間中、金融政策は生産高や株価の変動の多くの部分に影響を及ぼしたのに対し、一般物価の変動にはほとんど影響力を持たなかったことが分かる。」(72pg)と述べている。実際に物価は、2001年から2006年までの期間に下落傾向であったことを図1から確認できる。

ところが、本稿の図1, 2, 3と表3, 4に基づく分析の結果は、2013年以降における量的緩和は、1999年以降、長い間下降トレンドであった物価に有意な影響を与え、CPIコアを上昇トレンドに転じさせたことを示す。したがって、これらの分析の結果は、マネタリーベースの急増が、下落傾向であった物価に与えたポジティブな影響に関する統計的な証拠になり得る。

宋(2020)で著者は、2013年の量的緩和以降のデータを用いて、マネタリーベースの増加がマネーストックの増加を介在して、物価を押し上げてきたかどうかを明らかにする必要があると述べている。以上のような第3.1節と3.3節の結果は、2013年以降の量的緩和によるマネタリーベースの急増は、CPIコアとマネーストックを両方とも押し上げてきたことを示す。

また、第3.1節と3.3節の結果は、マネタリーベースの急増は、マネーストックからCPIコアに「間接的で順序的に」影響するよりは、マネーストックおよびCPIコアに「直接的で同時的に」影響することを示す。したがって、以上により、第2節における「2013年以降の量的緩和によるマネタリーベースの急激な増加は、CPIコアの緩やかな上昇トレンドおよびマネーストックの緩慢な増加に有意な影響を及した」という仮説は、支持されると考えられる。

そして、第3.2節の結果が示すように、系列相関は完全には除かれないものの、マネーストックがCPIコアに与える影響は有意であることから、投資家たちに量的緩和による貨幣供給の増加を予想させ、金融市場においてインフレ予想を形成することは可能であるという考え方は、実証的に根拠があると考えられる。投資家たちが、量的緩和により、将来的にマネーストックが増加すると予想するようになると、金融市場においてインフレ予想が形成されるからである。

次に量的緩和の政策的特徴について述べる。服部(2020)は、量的緩和と予想インフレ率に関する最近の論文である。この論文の第5節で著者は、「日本型インフレ目標と量的緩和政策によってインフレ予想を引き上げることによって、インフレ目標を達成できるというリフレ派経済学の主張は、今や完全に否定された。」(176pg)と述べている。また、「日銀が、日本型インフレ目標とマネタリーベースの増加を通じて、ブレイク・イーブン・インフレ率を上昇させることができるというリフレ派の中心的な主張が彼らの幻想にすぎないことが明らかにされた。」(177pg)と述べている。

ところが、量的緩和と物価予想との関係において重要なのは、マネタリーベースの増加に比例して、予想インフレ率や物価上昇率を引き上げることではない。むしろ、量的緩和によって、予想インフレ率や物価上昇率の推移をマイナスの圏からプラスの圏に移行させてから、量的緩和の期間中に(原油価格の低下のような)外的ショックによって、これらが再びマイナスの圏に陥ることがないように維持し、なおかつ財政政策などを組み合わせて

行い、雇用や投資そして生産を回復させていくことであると考えられる。

リフレーション（reflation, 通貨再膨張）とは、デフレーションからは抜け出たが、本格的なインフレーションには達していない状態のことをいう。また、リフレ政策とは、金融緩和で正常と考えられる水準より低下している物価を引き上げ、不況を克服しようとする政策のことである。2013年以降の日本の量的緩和は、2%の目標物価上昇率には到達できていないものの、コロナショックを受ける前までは、雇用を大幅に改善しながら物価水準をプラスの圏に安定させることには成功したと考えられる。

量的金融緩和政策において、物価上昇率は優先的な到達目標であるより、景気回復を果たすための中間目標に近い。そして、大幅な物価の上昇をとまわずに失業率を下げられるのであれば、それは、むしろ、望ましいと考えられる。2013年以降の日本の量的緩和から観察されたのは、0～1%程度の物価上昇率を持続的に維持した方が、就職者数や失業率の改善には、むしろ、適しているということである。

ただし、消費税率の引き上げが行われた2014年には、インフレ率は2%を超えており、原油安による電気代やガソリン価格の低下が響いた2016年には、マイナスに転じている。このように物価は、量的緩和のような政策的要因ではない外的ショックを大きく受ける。したがって、今後は、物価以外に量的緩和が雇用に与えたポジティブな影響に関する統計的証拠を確保するために努力する必要があると考えられる。

4 保守主義バイアスによる解釈

それでは、以上のような3つの分析の結果をふまえ、量的緩和以降において、マネタリーベースが急激に増加したにも関わらず、物価水準であるCPIコアは緩やかにしか上昇してこなかった現象について、投資家心理の観点にもとづいて解釈を行う。

金融政策の変化に対する投資家の反応を研究するさいに有効な行動仮説として、保守主義バイアスと代表性ヒューリスティクスが考えられる。前者は、金融政策に対する投資家の過小反応を誘発すると考えられ、後者は、過剰反応を誘発すると考えられる。このような2つの投資家心理のなかで、マネタリーベースの急激な増加に対するインフレ率の緩やかな上昇は、投資家の保守主義バイアスと関係があると考えられる*9。

*9 行動仮説と金融政策：保守主義バイアス以外に金融政策に応用できる行動仮説としては、代表性ヒューリスティクスによる投資家の過剰反応仮説がある。この仮説によれば、投資家は予期しない情報に対しては過剰反応し、その結果として、株式価格は過大な動きをするとされる。また、このような価格の変化は、後に修正される傾向がある。つまり、金融市場における非合理的投資家の集団は、予想外の情報に過剰反応を起こし、市場に歪みをもたらすのである。例えば、企業が予想外の高いレベルの収益発表を行うと、非合理的投資家の集団はバイイング・パニックを起こし、株式価格はファンダメンタル価値を上回って高騰する。逆に企業が予想外の低いレベルの収益発表を行うと、非合理的投資家の集団はセリング・パニックを起こし、株式価格はファンダメンタル価値を下回って暴落する。このような価格の高騰や暴落は、投資家心理による非

保守主義バイアス (conservatism bias) を有する投資家は、特定の見解や予想に囚われてしまう傾向がある。したがって、保守主義バイアスを有する投資家は、経済に対する特定の見解や予想が定着してしまったり、表明されたりすると、その考え方からなかなか離れなくなってしまう。そして、このような固い考え方にもとづく信念の変化は、生じるとしても非常にゆっくりしたものになる。

保守主義バイアスは、経済の出来事に対する投資家の過小評価および過小反応を生み出す。保守主義バイアスを有する投資家は、経済について分析し、結論を出した後新しい情報が入ってきても、以前に行った分析の結果を変更しなかったり、新しい情報に対する検証を遅れて行ったりする。

また、保守主義バイアスを有する投資家は、政策の変更のような新しい情報を軽視してしまい、たとえ政策の変更が言明されたとしても、今後の経済状態に関する新たな分析を十分には行わなかったりする。このような保守主義バイアスによる不十分な行動の修正は、政策の変更に対する投資家の過小反応によるものであると考えられる。

保守主義バイアスの観点から解釈すると、金融市場における投資家たちは、量的緩和が実施され、中央銀行がマネタリーベースを急激に引き上げたとしても、将来、マネーストックは緩慢にしか上昇しないと予想し、したがって、予想インフレ率も、徐々にしか修正してこなかったと考えられる。また、このような不十分な予想の修正（投資家の過小反応）により、物価水準である CPI コアも緩やかにしか上昇してこなかったと考えられる。

実際に藤田 (2019) の図表 8 の期待インフレ率の推移を見ると、2013 年の量的緩和以降、期待インフレ率は、約 0 % から 2 % の水準で推移してきたことが分かる。このような期待インフレ率の低水準での推移は、量的緩和という金融政策のレジームチェンジに対する投資家たちの過小反応によるものであると考えられる^{*10}。

また、2013 年の量的緩和以降、物価が緩やかにしか上昇してこなかった理由を、経済主体の心理的な面以外に賃金の分配の面から求める意見もある。例えば、市川 (2019b) で著

合理的現象である。Basistha and Kurov (2008) と Kurov (2010) による結果は、株式市場は、景気後退のときと信用市場の状態が厳しいとき、そして、株式市場が弱気のときに予想外の政策金利変更に敏感な反応を示すことを示す。つまり、これらの 3 つのときには経済の不確実性が増すために、市場が金融政策変更に対し敏感な反応を示すのである。したがって、金融政策の分野では、投資家の過剰反応仮説の観点から、金融政策変更に対する市場の状態依存性を研究する必要がある。投資家心理による過剰反応に関しては、宋 (2014) を参照されたい。また、保守主義バイアスに関しては、宋 (2013) を参照されたい。これらの文献以外に VAR モデルを用いた投資家心理と金融政策に関する論文としては、Lutz (2015) がある。

^{*10} 期待インフレ率：期待インフレ率は予想インフレ率とも呼ばれ、家計や企業が予想する将来の物価の変動率である。期待インフレ率は、実際に将来の物価や景気に影響を与えることから、物価や景気を予測するうえで重要な指標である。世界の中央銀行の多くは、金融政策の方向性を決めるさいに期待インフレ率の動向に注目する。期待インフレ率の測定方法は、ブレーク・イーブン・インフレ率 (BEI) を利用する方法が代表的であるが、厳密に計測することは難しい。理論的な説明ではあるが、期待インフレ率が上昇すると、経済主体は物価が上昇する前に消費や投資を行おうとするようになり、このような行動の変化は需給ギャップを改善するので、実際の物価も上昇しやすくなる。

者は、物価変動を貨幣的現象として捉えた政策の結果、貨幣の流れが淀んでしまい、物価の上昇期待は困難になってしまったと述べている。また、著者は、物価変動を実体的現象として捉えれば、物価の上昇には賃金の適切な分配が必要になるとも述べている。

しかし、経済主体が有する保守主義バイアスを無くさず、デフレマインドを払拭せずに賃上げを行ったとしても、それが予想インフレ率のさらなる上昇につながるとは考えにくい。また、当初の予想より長引く新型コロナウイルスの影響で、今後、日本経済が再びデフレ状態に陥る可能性があり、日本経済において、さらなる雇用の損失がもたらされる恐れがある。したがって、日本経済がコロナショックを克服するまでは、企業の負担につながるような賃上げにはこだわらず、雇用水準の維持を優先にしながら、金融・財政政策を実行していくことが望ましい。

5 終わりに：韓国の中央銀行への提言

本節では、日本の事例に基づいて量的金融緩和政策について説明し、コロナショックに対する景気回復策の一環として、部分的な量的緩和を試みた韓国の中央銀行への政策提言を行う。この韓国の量的緩和は、2020年3月26日に韓国銀行の金融通貨委員会で実施されることが決まり、同年7月22日に終了されることが発表された。最初は3ヶ月間の実施予定だったが、追加的に1ヶ月間延長された。ただし、再開の可能生は残されているとされる。この期間中に韓国銀行は16回にわたってRPを購入し、18兆6,900億ウォンの資金を供給した。

それでは、量的緩和について説明するために長期金利と景気回復の関係について述べる。まずは、長期金利に関する一般的な説明をしてから、韓国経済の最近の動向および量的緩和に関する日本の事例について述べる。

経済に大きな影響を及ぼす金利は、短期金利と長期金利に区別される。このなかで短期金利は、中央銀行が政策金利（基準金利）を変更することによって、直接的にコントロールすることができる。しかし、長期金利は、短期金利の動向とともに金融市場における投資家たちの集団的な予想が反映されて決まる。ここで、長期金利の水準を決める要素は次の通りである。

1. 短期金利
2. 予想物価上昇率
3. 予想GDP成長率
4. リスクプレミアム

これらの全ては、長期金利と正の相関を有する。例えば、経済状態が好転すると2と3

が上昇して、長期金利も上昇するようになるが、これは経済に対するポジティブな影響による金利の上昇である。しかし、景気後退によって、2と3が低いままで財政赤字の悪化と国債の乱発が懸念されると4が上昇するようになるが、これは経済に対するネガティブな影響による金利の上昇である。

2020年3月30日のChosunBizの報道によると、長期金利である韓国国債10年物の金利は、他の国に比べて比較的に高い水準である。そして、このような金利の水準は、2019年に30兆ウォン程度であった赤字国債の発行が、2020年には70兆ウォンを超えて急増したことが原因であると考えられる。したがって、今後も、韓国政府が無理やりに財政支出を増加させながら国債を乱発する場合には、長期金利が上昇し、今よりも景気後退がひどくなる恐れがある。

今の韓国政府は、赤字国債を発行してまで継続的に財政支出を拡大し、景気回復を図る方向に政策基調を決めているように見える。そして、2020年に入ってからコロナショックが重なったので、今後も、国債の発行を伴う財政支出の拡大は避けられない見通しである。ただし、コロナショックが経済に与える影響を最小限に留めるため、赤字国債を発行して資金を調達し、政府が支出することを一概に悪いとは言えない。

しかし、非常事態において、国債の乱発を避けながら大規模な財政支出を行うためには、景気がいい時には、税収を浪費せずに財政を蓄えておく必要がある。国債の乱発によって、国債価格の下落や長期金利の上昇が起こってしまうと、これが妨げになって、景気後退のさいに金融・財政政策を行っても、景気回復が円滑には起こらなくなるからである。

日本の場合には、中央銀行が2001年以降、(2006年からの2年程度を除いては)ゼロ金利政策を維持してきた。そして、2013年以降、量的緩和を実施してからは、長期金利の代表的な指標である10年物国債の金利が持続的に下落し、0%台の水準にまで低下している。また、中央銀行がマイナス金利を導入してからは、長期金利が0%以下になったこともある。

即ち、日本の場合には、政策金利が0%台になっている限界的な状況のなかで、量的緩和を実施して長期国債の大規模な購入を行い、長期金利を持続的に低下させてきたのである。そして、このような長期金利の持続的な低下が、企業の設備投資や家計の住宅投資を増大させ、これが総需要の回復につながり、景気回復が起こるようになったと考えられる。

量的緩和時に敏感な反応を示すのは株式市場と為替市場である。ところが、量的緩和時にこれらの金融市場よりも重要な役割を果たすのは債券市場である。量的緩和による中央銀行の国債購入と、これに伴う債券市場での金利の低下、そして、就職者数や失業率などの雇用の改善が密接な関係にあると考えられるからである。

株式市場と為替市場は、量的緩和によるショックに急激な変動を示す。ところが、量的緩和は、株式市場や為替市場以外にも債券市場に緩やかな変化をもたらしながら、景気回

復を果たすと考えられる。このことを参考にして、将来的に韓国においても、量的緩和で2年から4年間にわたって、債券市場での金利を持続的に低下させると、景気回復がもたらされる可能性がある*11。

次に韓国の中央銀行がコロナショックに対する景気回復策の一環として実施した部分的な量的緩和の限界と、今後の韓国における経済危機の再来の可能性について述べる。韓国銀行が、コロナショックによる経済的損失を防ぐために韓国型量的緩和を実施した。この政策は、0.75%程度の政策金利を維持しながら、還買条件付債券（Repurchase agreement, RP）を購入する方法で進められた。そして、その後もう一回の政策金利の引き下げが行われた*12。

そもそも量的緩和は、中央銀行が国債などを購入し、長短金利を持続的に低下させることを特徴とする。そして、このような政策の代表的な事例が、2013年以降行われた日本の量的緩和である。純粋期待仮説による理論的な考えではあるが、長期金利は、毎年予想される短期金利の平均と等しくなる傾向がある。

したがって、短期金利を大幅に引き下げずに、長期金利を低下させることには限界がある。このことは、韓国銀行が、政策金利が比較的に高い水準のままで量的緩和を実施すると、長期金利を十分低い水準にまで低下させることができず、量的緩和による景気回復に失敗する恐れがあることを意味する。

そもそも韓国では、政策金利を引き下げ過ぎた場合には、米韓の間に金利が逆転し、資本の流出が起こることを懸念する傾向がある。そして、政策金利の引き下げによって、資金が株式市場や不動産市場に流入し、投機によるバブルが起こることを懸念する傾向がある。また、韓国の通貨であるウォンは、ドルや円のような基軸通貨ではないので、金融緩和時に為替レートが高騰し、これが物価を押し上げることを懸念する傾向がある。

このような懸念は、韓国の中央銀行が、政策金利の引き下げを行うさいに強い制約として働く。したがって、このような懸念を払拭するために、韓国で量的緩和を実施した場合に為替レートが高騰するリスクはどの程度であるのかについて研究する必要がある*13。

*11 量的緩和と債券市場の関係については、菊谷・前島・角山・樋口(2017)を参照されたい。また、純粋期待仮説などについては、服部(2019)を参照されたい。

*12 **還買条件付債券**：RPは一種の短期金融商品であり、中央銀行と民間銀行の間の流動性を調節するための手段として用いられる。韓国銀行は、通貨量と金利を調節するための手段として、民間銀行にRPを販売する。このような韓国銀行RPは、市中の短期資金の調節に効果的であり、コール金利に直接的な影響を及ぼす。韓国銀行は、市中に短期資金が余っている時にはRPを売却して資金を吸収し、不足している時にはRPを購入して流動性を高める。特に韓国銀行RPは、市中のコール金利に直ちに影響するため、中央銀行の金融政策における重要な目安として認識されている。日本ではレポ取引と呼ばれる。

*13 **為替レートと物価**：韓国では、1997年にIMF金融危機が起こる前までは、1USDに対する韓国通貨の為替レートは800から900ウォン台であったが、金融危機の直後には2000ウォン台まで高騰した。また、1998年1月には、これが1800ウォン台であったが、次第に下落して1998年末には1200ウォン台に安定した。この時期の韓国のインフレ率は、1998年には7.51%であり、1999年には0.81%である。1998年

しかし、1999年以降の傾向を調べてみると、米韓の間における金利の逆転が為替レートの高騰をもたらしていないことが分かる。実際に米韓の間において、政策金利の逆転が、1999年6月から2001年2月までの期間と2005年8月から2007年8月までの期間に起こっている。前者の期間には為替レートが上昇したが、後者の期間には下落した。また、2018年3月に再び米韓の間に金利の逆転が起こったことがある。この時に為替レートは持続的に上昇したが、ショックと言える水準ではなかった。

個人的な考えではあるが、韓国でデフレーションが発生し実質金利が高い水準になっている場合には、量的緩和を実施しても、為替レートが非合理的な水準にまで高騰するとは考えない。そして、株式や不動産市場が暴落しているときに量的緩和を実施すると、むしろ、資産価格の上昇による景気回復の効果が期待できると考える。

韓国では、住宅賃貸借保護法改定案の実施以降、伝貰（チョンセ）価格が高騰し、これがマンションの価格を引き上げる不思議な現象が起こっている。このような伝貰およびマンション価格の上昇は、一般的な需要と供給によるものではなく、政策失敗によるバブルであるため、今後、暴落する恐れがある。そして、住宅市場におけるバブルの崩壊は深刻な景気後退を引き起こす^{*14}。

残念なことに韓国では、今後、低物価または物価の下落を伴う雇用喪失が持続的に起こる可能性がある。そして、このような傾向は、漸進的にIMF金融危機（外換危機）時の大量失業の水準にまで失業率を押し上げる可能性が高い。

したがって、今後、韓国経済に危機が再来する場合には、米韓の間の金利逆転による資本流出のリスクを甘受しながら、政策金利をゼロ近傍にまで引き下げる必要がある。そし

には急激な為替レートの上昇によって、輸入財の価格が上昇し、これが物価上昇率を引き上げたと考えられる。また、1999年には、IMFによる一連の政策によって、総需要が冷え込み、物価上昇率も1%を割ったと考えられる。一般的には、為替レートの上昇は輸入財の価格を上昇させ、物価上昇率を押し上げるが、デフレ傾向の経済では、量的緩和による為替レートの上昇が、物価にほとんど影響を与えないことが、日本の事例から観察されている。この時期における日米韓のインフレ率に関しては、宋（2020）の表1を参照されたい。ただし、実際の2019年の韓国のインフレ率は、この表の推計値から下方修正されて0.38%である。

^{*14} 伝貰：伝貰は韓国独特の賃貸制度で、借り手は家賃を払う代わりに契約時に住宅価格の5～8割程度の伝貰金を貸し手に払う。伝貰金は、契約終了時に借り手に全額返還される。貸し手は、受け取った伝貰金を資金運用して利子等の収入を得る仕組みになっている。この制度は、月々の収入から家賃を払わずに済むことから、韓国の中間層の人々が財産の増殖および持ち家を購入するための前の段階として活用されてきた。つまり、この制度は、韓国の住宅市場において庶民経済を支える役割を果たしてきたのである。ところが、2020年7月末日に住宅賃貸借保護法改定案を実施してから、ソウルの伝貰の価格は跳ね上がり、ついに同年11月には、全月対比上昇率が18年ぶりに最高を記録した。伝貰の価格は一種のレントであるので、これが上昇すると住宅の価格も上昇すると考えられる。したがって、このような政策ミスによる伝貰および住宅価格の高騰は、今後、暴落につながる可能性が非常に高い。そして、住宅を含む不動産市場の暴落は深刻な景気後退を引き起こす。韓国では、余剰資金が首都圏のマンション市場のような住宅市場に投機を目的に投入される傾向があり、このことが、政府による様々な不動産安定対策が効かない理由の1つになっている。通常、他の先進国の場合、余剰の資金は株式市場を含む金融商品に投入される。したがって、韓国も、このような余剰資金が株式市場を含む他の金融市場に投入されるように、国策として、金融産業を発達させていく必要がある。

て、RP だけではなく、国債である国庫債を大量に購入する形で量的緩和を実施し長期金利を十分に引き下げる必要がある。

このさいに量的緩和による為替レートの上昇を輸出型企業が活用するように促し、これらの企業が、生産と雇用を増やしながらか景気回復を主導するように促す必要がある。また、為替レートの上昇によるメリットを活かし、外国人観光客を国内に呼び込んで国内の消費を促進させる必要がある。

韓国では IMF 金融危機時に、輸出型企業の活性化および大規模な日本人観光客の呼び込みを、景気回復に役立てた実際の例がある。したがって、IMF 金融危機時に使われたこれらの政策を応用することができる。そして、量的緩和によって低下した債券市場での金利が、企業の設備投資や家計の住宅投資を活性化させ、雇用を創出するように促す必要がある。このような一連の政策が成功したら、2 年から 4 年の間に景気回復が起こると予測する。

2019 年 12 月 10 日に BS-TBS の報道 1930 で、韓国における IMF 金融危機水準の経済危機の再来可能性に関する集中報道があった。討論者（当時）は、早稲田大学政治経済学術院の深川由起子教授とニッセイ基礎研究所の金明中准主任研究員である。この報道によると、経済分野における政権の政策失敗の深刻さは、韓国国民が有する一般的な認識のレベルを超えていると考えられる。したがって、このような一連の政策失敗の影響を払拭し、なおかつ、経済危機の再来に備えて政策を考案する必要がある^{*15}。

個人的な考えではあるが、韓国において経済危機が再来する場合には、1997 年の金融危

^{*15} **韓国の経済危機**：アジア通貨危機は、1997 年の夏にタイの通貨であるバーツの下落から始まった。この時にはアジア各国通貨の急激な下落と、通貨価値を守るために実施された経済・財政政策の副作用で各国経済は大きく減速した。ヘッジファンドなどの投機筋によるバーツの売り崩しに対し、タイの金融当局は金融規制と大規模介入を実施したが、これらの政策には限界があり、外貨準備も乏しかったことから、それまでの固定相場制を放棄し変動相場制に移行した。これをきっかけに投機筋の売り崩しは、同様な経済状態にあったマレーシア、インドネシア、韓国などの通貨に向かい各国の通貨は大きく値下がりした。その後、マレーシアを除く各国は、IMF や世界銀行などの支援を受けることになった。しかし、この支援を受けるさいに要求された高金利政策や緊縮財政の実施により、各国経済は危機的な状況に陥った。幸いに経済・財政状況が改善したことや、周辺経済圏の発展もあり、1999 年にかけてアジア通貨危機は終息に向かった。韓国の場合は 1997 年 11 月に IMF に救済金融を要請した。また、同年 12 月に IMF との間でスタンバイ協定（Stand-By Arrangement）を締結した。SBA とは、IMF の主な融資制度の中の 1 つで、短期の国際収支問題を抱える国を支援するためのものである。韓国は、2001 年 8 月には 195 億ドルを全額返済し IMF 支援体制から脱却した。この時の韓国の失業率は 1997 年には 2.62 % であり、1998 年には 6.95 %、1999 年には 6.55 % である。韓国では、この時期に相次ぐ企業の倒産や大量失業が起こり深刻な社会混乱が続いた。韓国では、この時期のことを IMF 金融危機という。今後、韓国では、所得主導成長と住宅賃借保護法改定案、そしてコロナショックが経済に与えた影響により、失業率が漸進的にこの時期の水準にまで上昇し大量失業が起こる可能性が高い。韓国内では、韓国が IMF 金融危機を成功的に克服したと認識されている。しかし、韓国は、この経済危機のさいに IMF によって実施された高金利政策や緊縮財政は、今になってはむしろ批判を受けていることを認識する必要がある。最近では、ゼロ金利のような低金利政策や拡張的財政が危機対策として実施される傾向がある。また、これに関する政策的事例としてはリーマンショック後の米国の対応がある。

機時に使われた緊縮財政や構造改革よりは、大規模な金融緩和と減税、そして適切な財政支出を組み合わせたポリシーミックスを試みた方がいいと考える。そして、雇用の面においては、質的な雇用の改善を図るよりは、拡散的で量的な雇用の増大を通じて失業率の上昇を抑え、大量失業の発生を防いだ方がいいと考える。

したがって、経済危機が再来した場合における政策基調としては、緊縮財政を避けながら、完全雇用 GDP が達成されるまで量的緩和を実施し、貨幣供給を増大させていくことが考えられる。ここで、完全雇用 GDP とは、非自発的失業が消滅した状態における国内総生産の水準である。それでは、以上の内容をふまえ、経済危機が再来したときに実施することができる政策組合わせを次のように提案する。

1. 為替レートが高騰するリスクを甘受しながら、政策金利をゼロ近傍にまで引き下げる。
2. RP を含め、国庫債を大量に購入しながら、長期金利を持続的に低下させていく。
3. 国債購入によって増加したマネタリーベースが、マネーストックの増加につながるように促す。
4. 緩やかで、拡張的な財政支出を量的緩和とともに実施する。
5. 量的緩和の期間中には、増税のような経済の需要を冷やす政策は撤回されるべきである。

これらのなかで1と2は、為替レートや株価の上昇および国債などの債券価格の上昇をもたらすと予想される。また、為替レートの上昇は、輸出企業の活性化につながると予想される^{*16}。そして、株価上昇および債券価格の上昇による金利の低下は、企業の設備投資および家計の住宅投資の活性化につながると予想される。また、3は、予想物価上昇率を引き上げるとともに実質金利を低下させると予想され、4は、金融政策が有する不完全さを補完する役割を果たすと考えられる。

次に本節の政策提言と関係がある韓国語の文献をいくつか紹介する。イ (2014) で、著者は、韓国が、今後デフレを経験する可能性が高いことを指摘し、日本の90年代の通貨政策

^{*16} **量的緩和と輸出**：岩田・原田 (2013) の5.6節では、量的緩和と輸出に関して、「これは、マネタリーベースの変動が輸出を通じて生産に大きな影響を与えたことを意味する。すなわち、これまでのインパルス反応関数の結果から、生産への負のショックがあった時でも、金融政策によってマネタリーベースを拡大すれば、輸出増加の経路を通じて、生産への負の影響を抑えることができたことを示している。」(15pg)と述べられている。また、「すなわち、これまでのインパルス反応関数の結果から、生産への負のショックがあった時でも、予想インフレ率を上昇させるような金融政策が実施されれば、輸出増加の経路を通じて、生産への負の影響を抑えることができたことを示している。」(16pg)と述べられている。量的緩和で予想インフレ率が引き上げられると、投資家たちは通貨安を予想するようになり、自国通貨売りによって為替レートが上昇し、これが輸出を促すと考えられる。したがって、この内容は、輸出型企業が多く、海外需要への依存度が高い韓国経済に応用できる。

から教訓を得て、韓国経済に適用する必要があると述べている。ジュ (2016) で、著者は、韓国経済がすでに準デフレーションの状態にいることを指摘し、このような傾向を克服するためにポリシーミックスを考案する必要があると述べている。

パク (2017) で、著者は、所得主導成長の弊害を一目瞭然に示しており、この文献は、所得主導成長が実施される前にその副作用を予測したことから、韓国で話題を呼んだ。韓国では、今後、この類いの文献を集めて体系化し経済再生のための政策形成に役立てる必要がある。ただし、これらの文献の題名は、そもそも韓国語のものを日本語に訳した。

それでは、量的緩和の波及経路と雇用の回復について述べる。量的緩和は、金融市場で起こった変化が実体経済に波及して景気回復の効果を生むことを骨子とする。そして、米国と日本の事例および実証研究の結果は、量的緩和には次のような波及経路が存在することを示す。

1. 株式価格の上昇による経路
2. 予想物価上昇率による経路
3. 為替レートの上昇による経路

ここで、1の株式価格の上昇による経路は、企業の設備投資を増加させることによって実体経済に波及する。2の予想物価上昇率による経路は、経済主体の予想を変化させることによって総需要を刺激する。3の為替レートの上昇による経路は、輸出企業を活性化することによって実体経済に波及する。また、これらの3つの波及経路に加えて、債券市場における長期金利低下による経路が存在する。

長期金利低下による経路は、企業の設備投資および家計の住宅投資を増大させることによって、実体経済に波及すると考えられるが、まだ実証研究が進んでいない。日本の場合には、量的緩和を実施してから、物価は緩やかな上昇基調を示しながら雇用は持続的に改善される傾向を示した。そして、このような傾向は、当初の予想とは異なり、消費よりは投資が活発になったことが原因であると推測される。つまり、消費の増大よりは、投資の増大が雇用に大きな影響を与えるのである。

即ち、量的緩和は、株式価格の上昇による経路だけではなく、債券市場における長期金利低下による経路を通じて、企業の機械購入のような設備投資および家計の新築購入や建て直しなどの住宅投資を増大させ、総需要を刺激し、生産や雇目を回復させてきたと考えられるのである。

上記の4つの経路は、いずれも、企業経済が盛んで住宅取引が活発な韓国において適用可能な経路である。そして、韓国においては、これらの経路のなかで、債券市場における長期金利低下による経路が一番有効であると個人的には推測する。つまり、韓国においては、長期金利が比較的に高い水準のときに量的緩和を行うと、貸出しの増加によって、マネー

ストックを増加させることが可能であると考えるのである。

一般に株価指数は、実体経済に関する先行指数であると考えられる。しかし、韓国においては、新型コロナウイルスの影響で、今後も経済の悪化が懸念されるにも関わらず、2021年1月6日に韓国総合株価指数である KOSPI は、3000P を史上初突破した。このような株式価格の高騰は、個人投資家たちの投機によるものと考えられる。

このように他の先進国に比べ、韓国では、株式市場と実体経済との乖離が著しい方であると考えられる。最近の株価高騰は世界的現象であるが、韓国においては他の国々に比べ、このような傾向が目立つからである。実際に新型コロナウイルスの影響で、世界の株価が暴落した 2020 年 3 月中旬以降、2021 年 1 月 14 日までの株価上昇率は、米国の S&P500 の場合には 64.7 % であり、日本の Nikkei 225 の場合には 73.4 % であるのに対し、韓国の KOSPI の場合には 101.1 % である^{*17}。

このような高騰現象について、韓銀総裁は、最近の株価上昇の速度が以前に比べ異常に速いのは事実であると述べた。また、このような株価の高騰がもたらしている負債による投資の増加については、過度なレバレッジにもとづく投資の拡大は、予想外のショックによる調整のさいに投資家に耐えがたい損失を誘発しかねないと警告した。

このように株式価格と実体経済との乖離が著しい韓国においては、量的緩和で株式価格を高騰させ、これが企業の投資につながり、生産と雇用が改善されるという考え方は、景気回復の経路としてうまく働かない可能性がある。したがって、韓国銀行は、量的緩和の波及経路として、1 の経路以外にも、3 の経路や債券市場での長期金利低下による経路について真剣に検討する必要がある^{*18}。

ただし、長期金利低下による経路に関しては、今後、VAR モデルを使って日本のデータを分析し波及経路を検証してから、見出された経路が、韓国経済に適用可能であるかどうかを実証的に調べる（つまり、外的妥当性を検証する）必要がある。VAR モデルは、複数の指標間における波及経路を検証するさいに用いられる分析手法であり、量的緩和に関する

*17 Chosun.com の 2021 年 1 月 15 日の報道による。

*18 **株価の形成**：株価が、実体経済の今の状態を反映して決まると主張されることがある。しかし、株価は、景気に関する先行指数である。傾向として、株価が暴落してから実体経済が後退し、株価が高騰してから実体経済が回復する。このように株価は、経済の今後に関する予想や展望を反映して形成される。したがって、株式などの資産価格が暴落して深刻な景気後退が起こることを防ぐために、中央銀行が金融政策の一環として、株式を買い入れて対応することを悪いとは言えない。日本では、コロナショックによって暴落した株価を、中央銀行が、上場投資信託である ETF を買い入れて回復させたことに対する賛否両論がある。2010 年 10 月以降、日本銀行は金融政策の一環として ETF を買い入れ、間接的に日本企業の株式を購入し続けてきた。理論的には、株価の低下は、企業の設備投資を減少させ雇用の損失をもたらす、事例的には、株価が暴落してから大規模な雇用の損失が起こる。このように金融市場の規模が莫大な現代においては、金融経済が実体経済をリードする。つまり、金融市場におけるポジティブな変化が、後に実体経済を牽引するのである。ただし、最近の韓国経済における株価の高騰は、経済状態の今後を見据えての投資によるものではなく、投機によるバブルであると考えられる。量的緩和と株式価格、Tobin's q の関係については、Honda (2014) を参照されたい。

る研究によく使われる。

日本の場合には、2013年の量的緩和の実施以降、就職者数が大幅に増加しながら失業率は低下してきた。しかし、コロナショック以降は、再び物価が下落しながら雇用が悪化する傾向を示しており、一部の研究者たちは、今後コロナデフレーションが起り得ることを指摘している。実際に日本の2020年の失業率と物価上昇率の推計値は、2020年10月において失業率は3.31%であり、物価上昇率は-0.06%である。これらの推計値から、2020年にはコロナショックによって物価の下落と雇用の悪化が同時に進行してきたと考えられる^{*19}。

経済に深刻な歪みをもたらす新型コロナウイルスは、経済変数ではない外的ショックであり、これが経済に与える下方圧力は通常の景気対策では打ち消せないほど強い。また、感染者数が爆発的に増加することは止められるものの、感染拡大は避けられないようである。したがって、今後、金融・財政政策を引き続き行っても、この伝染病の影響が消滅するまでは本格的な景気回復は起こりにくいと予想する。

次に供給ショックの観点から韓国の住宅市場について述べる。2021年2月4日に経済副総理は、住宅供給に関して、首都圏および五大広域市を中心に2025年までに総83万戸を供給するとした。そして、ソウル市に供給される32万戸は、ソウル市住宅在庫の10%に達する供給ショックの水準であり、このような莫大な供給拡大によって住宅市場は確固たる安定に入ると確信すると述べた。

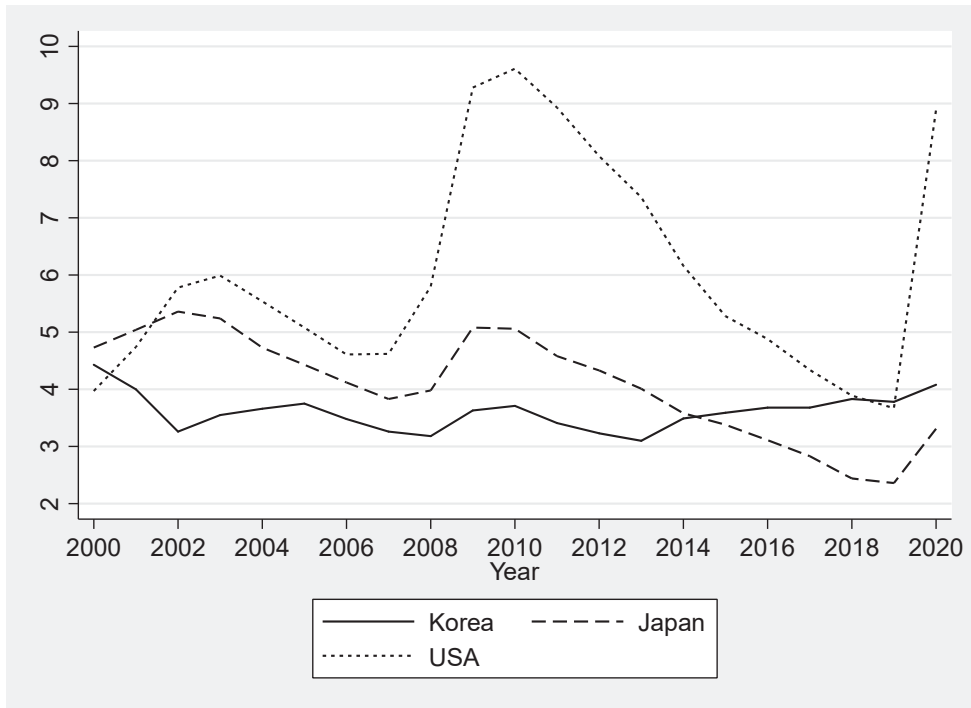
ところが、このような過剰生産による超過供給は、恐慌が発生する原因になり得る。今の韓国は、以前の日本のような需要不足の経済を経験していると考えられる。また、最近の住宅価格の高騰は、賃貸借法改定案の実施による伝賃の減少が、住宅に対するパニック買いを起こしたためにもたらされたと考えられる。実際に2021年になってから、首都圏のマンション価格の週間上昇率は2012年の統計作成以来の最高値になった。伝賃価格の高騰を追う形でマンション価格が高騰したのである。

そして、ソウル市は2010年以降に著しい人口の減少傾向を示す。このようなソウル市の人口減少は、低出産や高齢化だけではなく、高い住宅価格に原因があると指摘する専門家もいる。しかし、将来の住宅需要を予測することは難しく、人口減少地域に供給ショック水準の大規模新築住宅を供給すると住宅市場が暴落して恐慌が起こり得る。

特に韓国では、株式以外にもマンションのような住宅が投機の対象になる傾向があり、株式市場と住宅市場が同時暴落する場合には、経済が凍りつく恐慌が発生し得る。したがって、韓国銀行は、このような最悪な状況を想定して金融政策を考案する必要がある。日本では、90年代初に株式市場と不動産市場がともに暴落しそれから長期不況に突入した。そ

^{*19} このことに関しては図6を参照されたい。このグラフに使われた数値は年間のもので、IMF-World Economic Outlook Databases (2020年10月版)によるものである。

図6 2000年以降における日米韓の3ヶ国の失業率の推移



して、2013年以降の大規模量的緩和の実施以来、日経平均株価は急激な回復を示すようになり、東京圏の住宅地の平均価格は緩やかな回復を示すようになった。ただし、このような事例はコロナショックが起こる前までのことである。

次に韓国の中央銀行の最近の動向について述べる。2020年8月10日のChosunBizによる単独報道によって、韓国銀行の内部においても、量的緩和を含む非伝統的金融政策を実施する必要があることが認識されていることが確認された。

ところが、韓国銀行では、まだ政策金利の引き下げのような伝統的な手段によって、景気を回復させる余地があると判断する者が多いと考えられる。したがって、韓国では、現段階ではなく、次のような限界的な状況のなかで量的緩和が景気回復の手段として実施される可能性が高い。

1. 物価の下落と雇用の悪化
2. 0%、またはその近傍における政策金利
3. 株式市場と不動産市場の低迷
4. 比較的に高い水準のウォンの価値

韓国経済において、1と4はすでに観察されており3は観察されていない。また、2に関しては、今の韓国の政策金利は2020年5月以降0.5%に凍結されている。ただし、1は低物価の傾向を含む。

次に韓国銀行の流動性の罍および政策金利の引き下げに対する認識について述べる。流動性の罍とは、中央銀行が伝統的な方法で金融を緩和して貨幣の供給を増やしても、これが債券の購入につながらず、債券の価格は上昇せずに金利も低下しない現象のことをいう。

経済が流動性の罍に陥ってしまうと、金利の低下による企業の設備投資の増加が起こらなくなるのでGDPの成長が停滞し景気後退が起こる。そして、このように経済が流動性の罍に陥ってしまい金融政策が無効になってしまうと、理論的には財政支出が景気回復のための手段になる。

しかし、日本の事例から観察されたのは、日本経済が流動性の罍に陥ってから、ゼロ金利政策とともに財政支出を行い続けてきたが、本格的な景気回復は起こらなかった。むしろ、ゼロ金利政策とともに中央銀行が国債などを大量に購入しながら、国の金融システムに潤沢な資金を供給する量的緩和を実施すると景気回復が起こった^{*20}。

事実上、量的緩和は、政府の行き過ぎた財政支出のために発生した国債の過剰な状態を、中央銀行が国債を吸収することによって解消し、その代わりに民間銀行に資金を注入して景気回復を図る政策のことであると考えられる。また、このような資金注入をBase Money Injectionという。

韓国では、すでに伝統的な金融緩和である政策金利の引き下げでは、以前に比べ、景気回復が起こらなくなっていると判断される。また、韓国の財務部に当たる企画財政部が主導する財政支出も、以前に比べ、景気刺激効果を生まなくなっていると判断される。したがって、韓国経済はすでに流動性の罍に陥っていると考えられる。このことは、景気回復策として、韓国経済に適用可能な量的緩和プログラムを考案する必要があることを意味する。

2020年10月に行われた韓国の国政監査で、韓銀総裁は、韓国経済は流動性の罍に陥ってはならず、政策金利引き下げによる金融政策の波及経路は有効であると述べた。そして、まだ韓国銀行には、追加的に政策金利引き下げを行う余力があると述べた。しかし、最近の2年程度の期間において、政策金利の引き下げが続けて行われてきたが、景気回復の効果は観測されていない。

そして、このような政策金利の下落傾向が続くと、韓国も、いずれプラス金利経済からゼ

^{*20} 財政支出の例：日本では、バブル崩壊による景気の悪化を受けて、1990年代には累次にわたって財政支出を主とする景気対策が実施された。しかし、公共投資の追加を中心とする財政支出の拡大は、景気低迷による税収の落ち込みと相まって財政状況の悪化を招いた。このような財政支出の拡大が利用されたのは、不況期には財政支出の拡大によって需要を喚起し、景気過熱時には財政を引き締めて経済の安定化を図る総需要管理政策が根本にある。ところが、このような考え方は、財政拡張にともなう財政赤字の拡大が経済に与えるネガティブな影響について十分に考慮していない。日本の財政支出に関する文献としては、福田(2002)と福田・計(2002)を参照されたい。

口金利経済に突入すると予想される。したがって、韓国経済が今後ゼロ金利の状況におかれるようになると、韓国銀行も、金融調節の方法を日本のように非伝統的な方法に転換する必要がある。ゼロ金利の状況のなかで流動性の罫から抜け出すためには、非伝統的金融政策である量的緩和を実施して予想インフレ率を上昇させ、実質金利をマイナスに誘導する必要がある。

最後に今後の研究課題について述べる。一般に経済が景気回復期に入ると、まずは生産と雇用が増大し、その次に所得と消費の増加が見られる。しかし、日本経済においては、量的緩和による生産と雇用の回復は見られたものの、このような基調が、所得や消費の回復までには至らなかったと考えられる。したがって、今後は、量的緩和が、物価やインフレ予想に与える影響よりは、生産と雇用に与える影響に焦点を当てる必要がある。

また、債券市場や不動産市場を経由する量的緩和の波及経路について研究する必要がある。ここで景気とは経済全体の活動水準のことを言い、金融政策の目的は、政策金利やマネタリーベースを調節してこの水準を引き上げ、生産と雇用を回復させることにあると考えられる。2013年以降の日本の量的緩和から観察されたのは、量的緩和は、緩やかな物価の上昇およびマネーストックの緩慢な増加をもたらしながら、金融市場においては、株価や為替レートの上昇および長期金利の低下をもたらし、实体经济においては、生産と雇用の回復をもたらしたことである。

したがって、今後の研究課題として、量的緩和が債券市場における金利の変化を通じて、生産と雇用に与えた影響やその波及経路を検証することが考えられる。具体的に言えば、VARモデルを用いて、マネタリーベース、長期金利、就職者数、失業率の関係を明らかにすることが課題として考えられる。また、VARモデルを用いて、マネタリーベース、設備投資、住宅投資、生産の関係を明らかにすることが課題として考えられる。

それとも、本多・黒木・立花(2010)に提示されている3変数VARモデルおよび波及経路を特定するための4変数VARモデルのフレームワークにもとづいて、生産、雇用、量的緩和、債券市場の指標を用いて分析すれば、量的緩和ショックが、債券市場における金利の変化を経由して生産と雇用を改善したかどうかを検証できると考えられる*21。

*21 量的緩和は既存のIS-LMモデルではうまく説明されず、むしろ、古典的な需給論によって説明されることが多い。そして、量的緩和は仮定にもとづく理論研究よりは、データと事例にもとづく実証研究の方が大きな説明力を有する。つまり、金融政策論は、マクロ経済学や金融論の枠組みを超えて、理論よりはデータ分析が重視される独自分野として発展しているのである。IS-LMモデルは、ゼロ近傍における政策金利の水準や財政赤字の拡大の傾向が顕著な経済においては、分析の手段として有効ではないと考えられる。また、今後は、財政支出、金融緩和、減税などを組み合わせたポリシーミックスの観点から、金融・財政政策と实体经济との関係を統合的に研究していく必要がある。

6 付録：データの期間と影響の有意性

本節では、宋 (2020) の回帰分析の節の結果を改めて推定する。この節における分析の結果は、当初から、実証的に不完全で問題があることを推薦者から指摘されていた。次の表 9 は、宋 (2020) の回帰分析を PW 法によって改めて推定した結果である。

推定に使ったデータは、1970 年 1 月から 2019 年 3 月までの CPI とマネタリーベースの額 (単位：億円) である。また、回帰モデルは、 $CPI_t = \alpha + \beta MB_t + u_t$ である。ただし、 u_t は、誤差項であり、 $t = 1, 2, \dots, n$ である。

表 9：PW 法による結果		
	係数	t 値
MB	8.46e-07	1.50
定数項	68.55*	7.80
決定係数	.	
観測数	591	
ρ 値：0.9990		
DW 値 (前)：0.001		
DW 値 (後)：1.411		
*：P 値 < 0.01		
MB の係数の P 値：0.133		

表 9 が示すように PW 法によって改めてデータを分析してみると、この期間において、マネタリーベースが CPI に与えた影響は 10 % の水準でも有意ではないことが分かる。このような問題は、データの期間を、日本経済に本格的なデフレが始まった年を基準に区別せずに分析を行ったために生じたと考えられる。

宋 (2020) の表 1 が示すように 1999 年以降、日本の年平均のインフレ率は連続してマイナスを記録している。したがって、日本経済において本格的なデフレが始まったのは、1999 年以降であると考えられる。この点をふまえ、有意性の問題を解決するために、データの期間を 1999 年以降のものに限定して回帰分析を行った。

回帰モデルは、 $CPI_t = \alpha + \beta MB_t + u_t$ であり、データは、1999 年 1 月から 2020 年 3 月までの CPI とマネタリーベースの額 (単位：億円) である。ただし、 u_t は、誤差項であり、 $t = 1, 2, \dots, n$ である。また、表 10 と 11 は分析の結果をまとめたものである。

	係数	t 値
MB	9.01e-07*	19.63
定数項	96.65*	873.28
決定係数	0.6036	
観測数	255	
*：P 値 <0.01		

	係数	t 値
MB	9.08e-07*	4.42
定数項	96.91*	166.32
決定係数	0.9658	
観測数	255	
ρ 値：0.9598		
DW 値（前）：0.066		
DW 値（後）：1.576		
*：P 値 <0.01		

表11から、系列相関は完全には除かれないものの、この期間中にマネタリーベースがCPIに与えた影響は1%の水準で有意であることを確認できる。したがって、マネタリーベースを大幅に増加させることによって、将来的にマネタリーベースを十分高いレベルに収束させれば、経済主体はインフレ予想を形成するという宋(2020)の考え方は、実証的に根拠があると考えられる。

また、服部(2020)で著者は、「名目金利がゼロの状況では、マネタリーベースを大量供給しても、インフレ予想を引き上げることができない。」(154pg)と述べている。しかし、実証分析の結果は、量的緩和によって、経済主体が有するデフレ予想をインフレ予想に転換することは可能であることを示唆する。

ただし、Durbin-Watson Tableにおいて、有意水準：5%、観測数：250、定数項以外の説明変数：1のときの境界区間の下限は1.785である。したがって、表11のDW値（後）では、系列相関はないという帰無仮説は棄却されない。この分析においても、為替レートのような変数を追加して推定した方が良さそうである。

参考文献

1. Barberis, N., A. Shleifer, and R. Vishny, 1998. A model of investor sentiment. *Journal of Financial Economics* 49, 307-343.
2. Basistha, A. and A. Kurov, 2008. Macroeconomic cycles and the stock market's reaction to monetary policy. *Journal of Banking and Finance* 32, 2606-2616.
3. Fujiwara, I., 2006. Evaluating monetary policy when nominal interest rates are almost zero. *Journal of the Japanese and International Economy* 20, 434-453.
4. Fukuda, S., 2015. Abenomics: Why was it so successful in changing market expectations?. *Journal of the Japanese and International Economies* 37, 1-20.
5. Honda, Y., 2014. The effectiveness of nontraditional monetary policy: The case of Japan. *The Japanese Economic Review* 65, 1-23.
6. 福田慎一, 2002. なぜ日本の財政赤字は拡大したか?—90年代の「ニュース」からの視点—. *フィナンシャル・レビュー* (通巻第63号).
7. 福田慎一, 計聡, 2002. 日本における財政政策のインパクト—1990年代のイベント・スタディー—. *金融研究*, 日本銀行金融研究所.
8. 福田慎一, 2010. 非伝統的金融政策—ゼロ金利政策と量的緩和政策—. *フィナンシャル・レビュー* (通巻第99号).
9. 本多佑三, 黒木祥弘, 立花実, 2010. 量的緩和政策—2001年から2006年にかけての日本の経験に基づく実証分析—. *フィナンシャル・レビュー* (通巻第99号).
10. 藤田隼平, 2019. デフレ脱却にどこまで近づいたのか? (経済レポート). 三菱UFJリサーチ&コンサルティング.
11. 服部孝洋, 2019. イールドカーブ (金利の期間構造) の決定要因について—日本国債を中心とした学術論文のサーベイ—. 財務総合政策研究所.
12. 服部茂幸, 2020. マネタリーベースとインフレ予想: リフレ派経済学の幻想. *同志社商学* 第71巻第5号, 145-179.
13. 岩田規久男, 2011. デフレと超円高. 講談社現代新書, 東京.
14. 岩田規久男, 原田泰, 2013. 金融政策と生産: 予想インフレ率の経路. *政治経済学術院* No.1202.
15. 市川雅浩, 2018. マネタリーベースとマネーストックの関係を再考する (市川レポート No.502). 三井住友アセットマネジメント.
16. 市川雅浩, 2019a. 改めて考える物価と貨幣量の関係 (市川レポート No.615). 三井住友アセットマネジメント.
17. 市川雅浩, 2019b. 物価変動は貨幣的現象か (市川レポート No.616). 三井住友アセットマネジメント.

18. Kimura, T., H. Kobayashi, J. Muranaga, and H. Ugai, 2002. The effect of the increase in monetary base on Japan's economy at zero interest rates: An empirical analysis. Bank of Japan, IMES Discussion Paper Series No. 2002-E-22.
19. Kurov, A., 2010. Investor sentiment and the stock market's reaction to monetary policy. *Journal of Banking and Finance* 34, 139-149.
20. Kurov, A., 2012. What determines the stock market's reaction to monetary policy statements?. *Review of Financial Economics* 21, 175-187.
21. 菊谷俊輔, 前島英和, 角山亮祐, 樋口裕之, 2017. 債券市場からみた日銀の金融政策～サプライズから対話へ～. 三菱 UFJ 信託銀行.
22. Lutz, C., 2015. The impact of conventional and unconventional monetary policy on investor sentiment. *Journal of Banking & Finance* 61, 89-105.
23. 松浦克己, 前田健太郎, 2014. マネタリーベースと経済. 広島大学経済論叢 第 38 巻第 1 号, 47-76.
24. Michelis, A and M. Iacoviello, 2016. Raising an inflation target: The Japanese experience with Abenomics. *European Economic Review* 88, 67-87.
25. Ono, M., 2017. Inflation, expectation, and the real economy in Japan. *Journal of The Japanese and International Economies* 45, 13-26.
26. 宋永圭, 2013. 証券価格の非効率的な反応と投資家心理モデル. *エコノミア* 第 64 巻第 2 号, 19-29.
27. 宋永圭, 2014. トレンドに対する非合理的な認識と金融市場の非効率性. *経済系* 第 258 集, 48-61.
28. 宋永圭, 2020. 量的緩和と物価予想に関する確率モデル. 成蹊大学一般研究報告 第 51 巻, 1-23.

韓国語文献

1. イ・ジェジュン, 2014. 日本の 90 年代の通貨政策とその示唆. KDI (韓国開発研究院) 報道資料.
2. ジュ・ウォン, 2016. 準デフレーションを脱出するための政策組み合わせが、急を要する. *経済週評*, 現代経済研究院.
3. パク・ジョンズ, 2017. 所得主導成長論に対する分析とその示唆. 政策研究, 韓国経済研究院.

謝辞

2019年11月に上智大学経済学部セミナーで、宋(2020)に関する研究発表を行ったさいに、討論者であった川西先生から、「この論文の図3の物価とマネタリーベースの時系列的变化の推移からは、2013年以降のマネタリーベースの急増によって、物価が上昇傾向に転じたかどうかを確認することはできない」という指摘を受けたことがある。

本稿は、討論者から受けたこのようなご指摘に答えるためのものでもある。当時、セミナーで、経済学的洞察にもとづく有益なコメントを多くして下さった上智大学経済学部の川西論教授に、この場を借りて感謝申し上げたい。

また、2019年に宋(2020)を成蹊大学一般研究報告に投稿したさいに、推薦者の井出先生から、「マクロ変数の多くは大局的にはトレンドを有しており、相関がない変数であっても、トレンドのために相関があるように検出される傾向がある。したがって、この論文の回帰分析の結果において検出されているCPIとMBの相関も、この類の見せかけの相関であるかも知れない」という指摘を受けたことがある。

本稿は、推薦者から受けたこのようなご指摘に答えるためのものでもある。宋(2020)に続いて、本稿に関して査読及び評価書の作成をして下さった成蹊大学経済学部の井出多加子教授に、この場を借りて感謝申し上げたい。

統計ソフトウェアが有するグラフィック機能が、高度化するに連れて、データ分析から得られる情報の視覚化が重要になりつつある。これからも、このような傾向を意識しながら研究を進めてまいりたい。

また、金融政策の効果および波及経路を検証するためには、多変数時系列分析を行う必要がある。これからは、分析に使われる実体経済や金融市場の変数を増やし、高度な実証分析の手法を取り入れながら研究を進めてまいりたい。

今後、韓国においても、景気低迷を克服するために財政支出だけではなく、中央銀行による積極的な金融緩和政策が求められる時代になると予想される。今後、韓国の中央銀行が、量的緩和を検討および準備する過程において、本稿の政策提言が活用されれば幸いである。また、本稿が、量的緩和が経済に与える影響に関する実証的根拠の1つとして役に立てば幸いである。

執筆者：宋永圭（非常勤講師）

推薦者：井出多加子（経済学部教授）

2021年2月8日

PRINTED BY
SEIKO-SHA CO. LTD.
1-5-15, NISHITSUTSUJIGAOKA, CHOFU-SHI, TOKYO

Seikei University
3-3-1, Kichijoji-Kitamachi, Musashino-shi,
Tokyo, 180-8633 Japan