

# わが国におけるゼロ金利下の非伝統的金融政策の効果に関する実証分析：資産価格の役割<sup>1</sup>



上智大学経済学部教授（ニッセイ基礎研究所客員研究員）竹田陽介、経済調査部門主任研究員 矢嶋康次  
[y-takeda@sophia.ac.jp](mailto:y-takeda@sophia.ac.jp) [yyajima@nli-research.co.jp](mailto:yyajima@nli-research.co.jp)

## [要旨]

わが国をはじめ、米国・英国・欧州通貨同盟諸国において採用された「非伝統的金融政策」は、中央銀行のバランスシートに信用リスクを発生させると同時に、中央銀行の「最後の買い手」機能、金融システムの「マクロ・プルーデンス」に正当性を与えつつある。なかでも、早い時期から断続的にゼロ金利政策及び量的緩和政策を実施してきた日本銀行は、バランスシート運営の基本的な考え方として、資産として満たすべき「健全性」、「流動性」、「中立性」の条件を示している。本研究は、非伝統的金融政策に関する枠組みにおける資産価格の役割に着目しながら、わが国における非伝統的金融政策の効果について実証的に明らかにすることを目的とする。具体的には、名目金利のゼロ制約を加味した非線型のテイラー・ルールに、内生変数である資産価格を組み込み、トービット・モデルにより推定する。そこでは、資産価格の決定要因と考えられる非伝統的金融政策が、金融政策ルールを識別するための操作変数として用いられる。推定の結果、以下が示される。

1)CP等買切オペ、社債買切オペの増額、日本銀行のバランスシートにおけるCP等・社債の比率の上昇は、短期の信用スプレッドを中心にして一様な効果をもたらした反面、株式などの金銭の信託の比率の上昇は、直接的に日経平均及びTOPIXの上昇に繋がった。これまでの日本銀行の非伝統的金融政策は、中立性の観点からは、不十分な効果しかもってこなかった。

2)国債買切は、TOPIXを低下させ、CP等及び社債買切の増額は、高格付債券の信用リスクのみを低下させ、信用スプレッドの拡大をもたらした。流動性の観点からは、望ましい効果を発揮して来なかった。

3)株式などの金銭の信託やCP等のバランスシートの比率の上昇は、株価を引き上げ、中短期を中心にした信用スプレッドの縮小が見られた反面、社債の比重の上昇は、短期の信用スプレッドは拡大し、信用リスクの高まりを生んだ。健全性の観点からも、不完全な効果しかもたらさなかった。

<sup>1</sup> 有益なコメントを下された慶田昌之（立正大学）、白井大地（日本経済研究センター）及び明田裕（ニッセイ基礎研）の諸氏に感謝する次第である。英文タイトル：“Unraveling Zero Interest-Rate Bound, Asset Price Fluctuations and the Unconventional Monetary Policy in Japan: Estimates of Censored Regression Models”

## 【目次】

1—はじめに	3
2—日本銀行の非伝統的金融政策	5
2.1   金融機関の資金流動性	
2.2   金融資産の市場流動性	
2.3   中央銀行のバランスシート	
3—非伝統的金融政策の効果に関する定量分析の一般的な枠組み：推定手続き	9
3.1   ゼロ金利下の非線型のテイラー・ルール	
3.2   資産価格変動に対する反応	
3.3   金融政策ルールの内生性	
3.4   金融政策ルールの識別条件としての非伝統的金融政策	
4—推定：非線型のテイラー・ルールと非伝統的金融政策の効果	20
4.1   非線型のテイラー・ルールの推定	
4.2   金融政策ルールにおける資産価格	
4.3   金融政策の内生性と非伝統的金融政策の効果	
5—総括：日本銀行の非伝統的金融政策に対する評価	45
5.1   中立性	
5.2   流動性	
5.3   健全性	

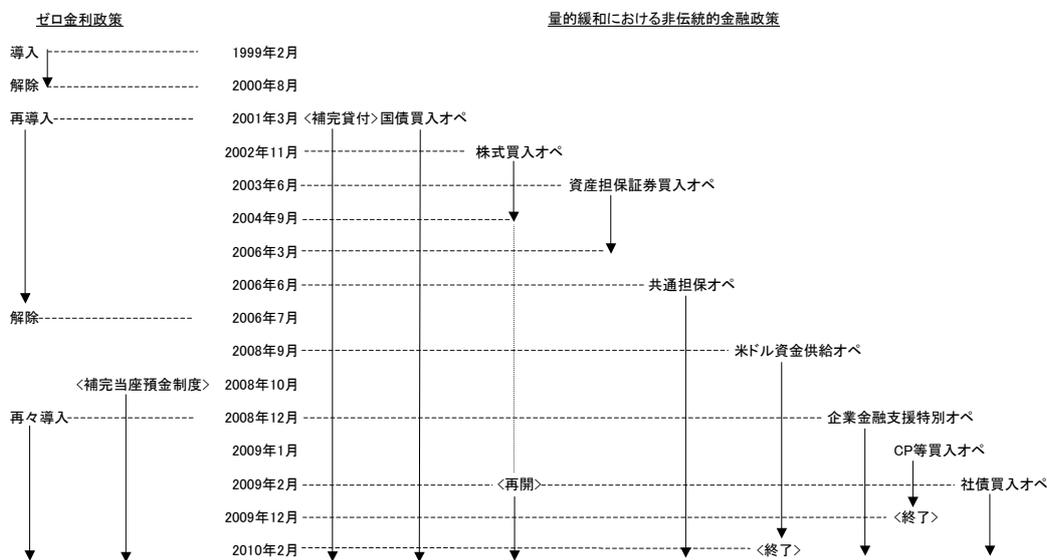
## 1—はじめに

わが国をはじめ、米国、英国、欧州通貨同盟諸国において、金融政策の伝統が崩れつつある。従来まで超短期の銀行間金利を操作目標としてきた中央銀行の金融政策が、名目金利の下限の制約に突き当たり、中央銀行の負債勘定科目であるハイパワード・マネーの量（の一部）を操作目標とする量的緩和政策への移行が実施されてきた。金融緩和策のなかでは、手形や政府短期証券など、中央銀行にとって正統的な資産の買現先に代わり、長期国債・資産担保証券(ABS)・株式・コマーシャル・ペーパー(CP)・社債などの買切が、公開市場操作の大きな手段となっている。

こうした「非伝統的金融政策」のあり方は、中央銀行の負債を増加させるために、中央銀行が公開市場操作において購入する資産の範囲が、金融機関が債券を売買する信用市場にまで及び、中央銀行のバランスシートに信用リスクを発生させる事態を呼んでいる。「最後の貸し手」として金融機関の資金流動性の供給を果たしてきた中央銀行が、サブプライム・ローン危機に見られた金融資産の市場流動性の低下に直面し、資産の投売りを防ぐべく、金融資産の「最後の買い手」としても期待されるようになる。また、中央銀行が、個別の金融機関の経営の健全性を図るだけでなく、金融システム全体の安定性の維持を、金融政策と並行しながら積極的に目指す「マクロ・プルーデンス」にも、正当性を与えつつある。

2001年3月、歴史上稀に見るデフレーションの下で導入された日本銀行の量的緩和政策においては、表1にあるように、日銀当座預金残高の目標が設定、漸次引き上げられていったばかりでなく、日銀当座預金の円滑な供給の必要性を理由とする長期国債の買切に始まり、時限措置としてのABS(ABCPを含む)の買入、さらには、金融機関保有の株式の価格変動リスクの軽減を意図した株式買入が実施されてきた。

表1 ゼロ金利政策と量的緩和政策の経緯



2006年7月のゼロ金利政策の解除の後、2008年12月に日本銀行は再度、ゼロ金利政策を導入し、超過準備への付利を可能にした補完当座預金制度の導入と相俟って、無担保コールの誘導水準を0.1%に設定してきた。また、量的緩和政策の時期から引き続き国債買切、適格担保を根担保とする金利入

札方式の共通担保資金供給・企業金融支援特別オペ、米ドル建ての資金供給オペを実施してきた。さらに、株式買入を再開した2009年2月の前後に、適格担保であるCP及びABCP(a-1格相当の格付をもつ残存期間3カ月以内)の下限利回りを設けた入札方式による買入、同じくA格相当以上の格付をもつ残存期間1年以内の社債の下限利回り付きの入札買入を実施してきた。

2004年6月に出された日本銀行企画室(2004)は、日本銀行のバランスシート運営の基本的な考え方を明らかにしている。そのなかで、資産として満たすべき条件は、「健全性」、「流動性」、「中立性」としている。財務の健全性維持のために、「日本銀行が保有する資産や受け入れる担保は、高い信用力を持ったものになるように努めている」(P.23)だけでなく、資産の流動性の確保のために、「日本銀行は、保有する資産について、償還期限のバランスに留意し、全体として残存期間が長期化しないように、また、必要なときには、いつでも容易に売却できるものであるように、努めている」(P.24)。さらに、中立性に関して、以下のように表明している。

日本銀行では、自らの資産保有が当該資産市場の価格形成に影響を与えないように努めている。仮に日本銀行が特定の金融資産を集中的に保有すると、その金融市場の規模によっては、日本銀行が、市場の価格形成に影響を及ぼし、資源配分の中立性を阻害する恐れがある。中立性を確保するために、日本銀行は、市場の厚みがあり、流動性の高い金融資産をオペの買入対象とすることを原則としている。(P.24)

これらの原則から見て、日本銀行の採用してきた非伝統的金融政策は、如何なる評価を受けるべきであろうか。また、実施されている非伝統的金融政策からの「出口戦略」について考える際に、非伝統的金融政策に関する枠組みを如何に認識すべきか。このような問題意識に基づき、本研究は、非伝統的金融政策に関する枠組みにおける資産価格の役割に着目しながら、わが国における非伝統的金融政策の効果について実証的に明らかにすることを目的とする。

この実践的かつ意義深い目的を達成するためには、以下の二つの計量経済学上の課題を克服する必要がある<sup>1</sup>。第一には、量的緩和政策が前提とするゼロ金利政策においては、名目金利がほぼゼロの下限の制約に直面している。金融政策に通常適用されるベクトル自己回帰(VAR)モデルなどの時系列分析においては、名目金利ゼロの下限による非線型性を扱うことが困難である。したがって、非線型性を加味したテイラー型の金融政策ルールを、計量経済学的モデルとして定式化しなければならない<sup>2</sup>。本研究では、ゼロ制約による非線型性を考慮して、金融政策のテイラー・ルールの推定において、潜在変数モデルであるトービット・モデルあるいは正規センサード・モデルを適用する。

第二には、非伝統的金融政策の及ぼす効果の経路として、資産価格を考える。サブプライム・ローン危機などの金融危機のみならず、資産バブルの形成期などの平時においても、金融政策ルールは、

<sup>1</sup> 日本銀行の量的緩和政策の効果に関する包括的なサーベイとして、鶴飼(2006)がある。竹田・小巻・矢嶋(2005)第8章は、量的緩和政策下の日銀当座預金残高の引き上げなどの政策決定及び格付け機関による格下げが、日本国債利回りの期間構造に及ぼした影響について、日次データを用いて詳細に実証分析している。また竹田・矢嶋(2008)は、ゼロ金利政策、量的緩和政策が金融市場の情報集約機能の低下をもたらした点について、日次データを用いて明らかにしている。

<sup>2</sup> ゼロ制約を考慮したテイラー・ルールに関する理論的研究として、Benhabib, Schmitt-Grohe and Uribe(2002)がある。彼らは、ゼロ金利の非線型性を有するテイラー・ルールが、1%のインフレ率の上昇に対して1%以上名目金利を引き上げるという「テイラー原則」を局所的に満たすが故に、大域的な安定性をもつデフレ均衡に陥らせる危険性があることを示唆した。

後述するように、資産価格に対する反応を内包していると考えられる。金融政策ルールにおける資産価格に対する反応を考慮すると、金融政策と資産価格の同時決定性の問題が生じる。本研究では、同時決定性の問題を直接扱うのではなく、資産価格変数が金融政策ルールにおける内生変数であるか否かに焦点をあてる。重要な点は、資産価格の決定要因と考えられる非伝統的金融政策を表わす変数が、名目金利ゼロの非線型性を有する金融政策ルールを識別するための操作変数として用いられる点にある。

以上の二つの計量経済学的課題の解決を目指して、本研究は、非伝統的金融政策の効果に関する実証的分析の一般的な枠組みを提示する。その枠組みの下ではじめて、非伝統的金融政策の効果について実証的に明らかにすることができる。

2006年7月に日本銀行がゼロ金利政策を解除して以降の期間を含むデータを用いた実証研究は稀少だが、本研究と関連する文献として、福田(2009)が挙げられる。福田(2009)は、ゼロ金利政策下の日中において観察される無担保コール・レート高値・安値の乖離幅の変動に着目して、非伝統的金融政策の効果を実証的に分析している。本研究は、同じ問題について、月次頻度のデータを用いながら、計量経済学的手法を駆使して実証分析する点に特徴がある。

推定結果を述べると、上記の中立性の観点から見て、これまでの日本銀行の非伝統的金融政策は、不十分な効果しかもってこなかった。CP等買切オペ、社債買切オペの増額は、短期を中心にして、高格付の債券の信用リスクのみを低下させ、格付け別の信用スプレッドを一様に上昇させる効果がある。同様に、日本銀行のバランスシートにおけるCP等の比率の上昇は、短期の信用スプレッドを一様に低下させ、社債の比率の上昇は、短期の信用スプレッドを一様に上昇させる効果を有する。こうした一様な効果は、部分的な信用リスクの低下を除くと、中立性の観点から見て、望まれる。一方、株式などの金銭の信託が日本銀行のバランスシートに占める比率が高まると、直接的に日経平均及びTOPIXの上昇に繋がる。中央銀行による特定の金融資産の保有増加が、その金融資産の価格上昇を生んでいるという意味で、中立性に反する結果を示唆している。

次に、資産の市場流動性を高めるという観点で、日本銀行の非伝統的金融政策を評価する。資産の市場流動性に働きかける非伝統的金融政策としてのオペ対象の拡大は、望ましい効果を発揮して来なかった。国債買切は、TOPIXを浮揚ではなく低下させ、CP等及び社債買切の増額は、高格付をもつ債券の信用リスクのみを低下させ、信用スプレッドの縮小ではなく、拡大をもたらしている。

最後に、日本銀行のバランスシートの健全性の観点から、健全性を損なう可能性のある株式などの金銭の信託やCP等がバランスシート上、比重が高まると、株価を引き上げ、中短期を中心にした信用スプレッドの縮小が見られ、中央銀行自ら保有する資産の信用リスクも低下し、健全性に寄与する。しかしながら、CP等と同様、中央銀行のバランスシートの健全性を損なう危険性のある社債の比重が高まると、中短期の信用スプレッドは拡大し、信用リスクの高まりを生み、中央銀行のバランスシート自体の健全性が損なわれる結果となる。

## 2——日本銀行の非伝統的金融政策

本節では、日本銀行の採用してきた非伝統的金融政策の効果について考える際に必要となる概念に

ついて論じる。名目金利のゼロ制約におけるゼロ金利政策あるいは中央銀行の負債を増加させる量的緩和の下で、非伝統的金融政策には、中央銀行がオペの対象として如何なる資産をどれだけ購入するかという問題が問われる。しかしながら、現在のところ、こうした問題に対する理論的分析は進んでおらず、頼りとなる分析の枠組みは見当たらない<sup>3</sup>。ここでは、非伝統的金融政策が資産価格の形成に効果を発揮する三つの経路について、わが国のデータを概観しながら概説する<sup>4</sup>。

## 2.1 | 金融機関の資金流動性

非伝統的金融政策の資産価格に対する効果の第一の経路として、従来までの「最後の貸し手」機能を有する中央銀行は、たとえ金融政策手段が非伝統的であるにしても、金融機関の資金流動性を緩和することにより、投資家の流動性制約を緩和、資産価格の形成に正の影響をもつ。

図 1 日銀当座預金（発行銀行券・銀行預金に対する比率）

出所：日本銀行

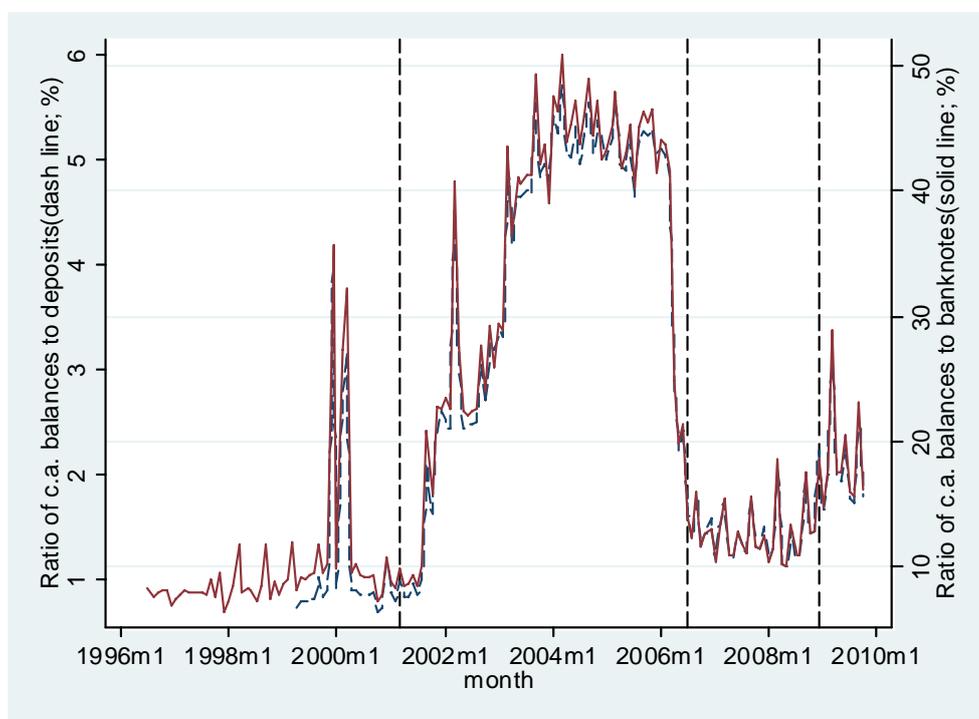


図 1 は、金融機関の資金流動性の指標として、日銀当座預金残高の発行銀行券残高あるいは銀行預金残高（国内銀行・外銀在日支店・信用金庫の合計）に対する比率(%)の推移を表わす。安定したトレンド推移をもつ発行銀行券に対する比率（右軸；実線），および準備預金率に対応する銀行預金残高比率（左軸；破線）は、オーダーの違いこそあれ、Y2K 問題(1999 年末)，同年度の閏年(2000 年 2 月)，

<sup>3</sup> 例外として、Reis(2009)がある。また、非伝統的金融政策と同様の問題として、財政当局が財源調達のために如何なる証券をどれだけ発行するかという国債管理政策の問題がある。国債管理に関するTobin(1963)のモデルは、流動性の供与に関する最適化の基準の下で、最適な国債の満期構成が存在することを示した。非伝統的金融政策に関してTobin(1963)モデルを適用する可能性については、筆者の今後の課題としたい。

<sup>4</sup> わが国における非伝統的金融政策に関しては、白塚(2009)が包括的である。

みずほ銀行統合によるコンピュータ・システム障害（2002年4月）などにおけるスパイクを含めて、近似した推移を示している。2001年3月から2006年7月までの量的緩和政策の期間中（点線で示された期間）、操作目標であった日銀当座預金が、急激な増減を経て来たことがわかる。また、2008年12月に再導入されたゼロ金利政策では、現在のところ、日銀当座預金の顕著な増加は図られていない。

## 2.2 | 金融資産の市場流動性

第二の経路として、中央銀行が資産あるいは担保として保有することにより、金融資産の市場流動性が高まり、流動性プレミアムが低下し、資産価格が上昇する可能性がある。金融危機の局面において、中央銀行は、投資家間の資産の投売り・凍結を防ぐために、金融資産の「最後の買い手」機能を発揮し得る。

図 2 売買高とボラティリティ

出所：日本銀行、東京証券取引所、日本証券業協会、Bloomberg

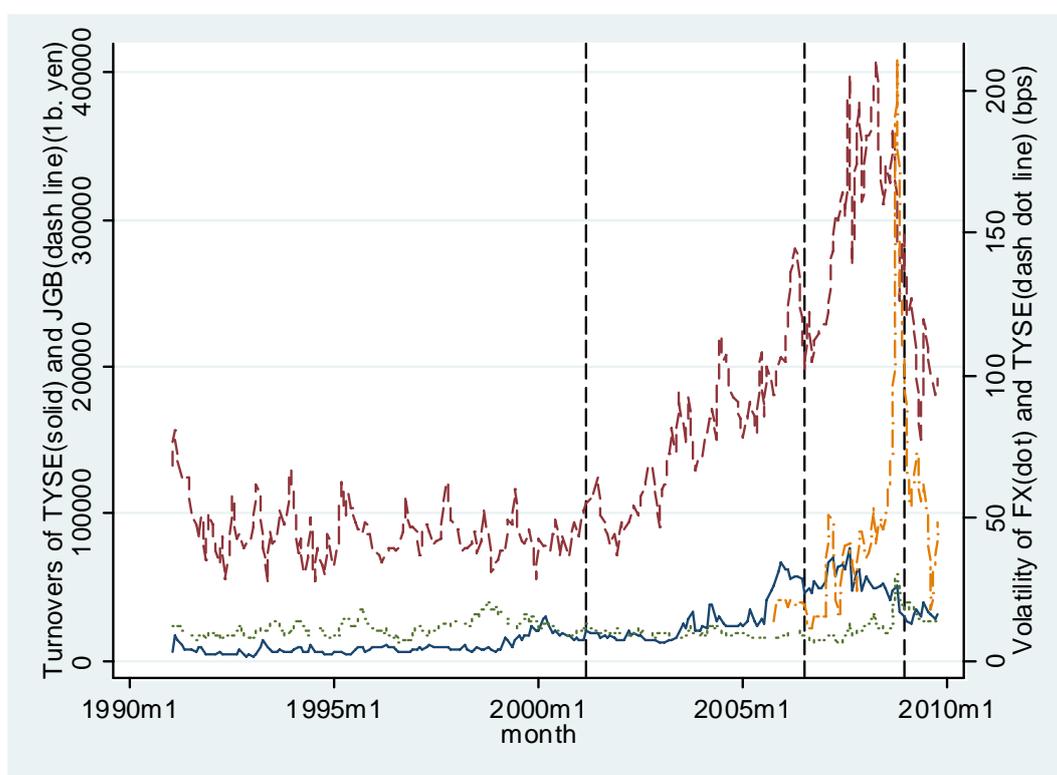


図 2 は、市場流動性の指標として、東証一部の売買代金（10 億円；左軸；実線）・利付長期国債の店頭売買高（10 億円；左軸；破線），及び 1 ヶ月のドル/円・レート・オプションのインプライド・ボラティリティ（%；右軸；点線）・東証の月最終日の 30 日ヒストリカル・ボラティリティ（%；右軸；鎖線）を示す。量的緩和政策の施行期間中、長期国債の売買高が急増していることがわかる。そのペースは、量的緩和の解除後も引き続いてきたが、サブプライム・ローン危機のなかで急減した。東証のヒストリカル・ボラティリティも、ゼロ金利政策の再々導入の前後に急激な昇降を経てきた。

## 2.3 | 中央銀行のバランスシート

非伝統的金融政策の資産価格に対する効果の第三の経路として、中央銀行のバランスシートを考える。一般論として、中央銀行のバランスシートの変化が、資産価格に対して与える影響の仕方は不明であるが、Auerbach and Obstfeld(2005)や Eggertsson and Woodford(2003)らによれば、国債買切による量的緩和政策が、中央銀行のバランスシートにおける政府債務の累積を通じて、インフレーションを引き起こす可能性が示唆される。インフレ・リスクの高まりは、名目資産の価格形成に負の影響を及ぼす。インフレ・リスクの影響は、中央銀行の保有する国債等の資産にも及び、中央銀行の財務状況の健全性を損なう危険性がある。

図 3 日本銀行のバランスシート

出所：日本銀行

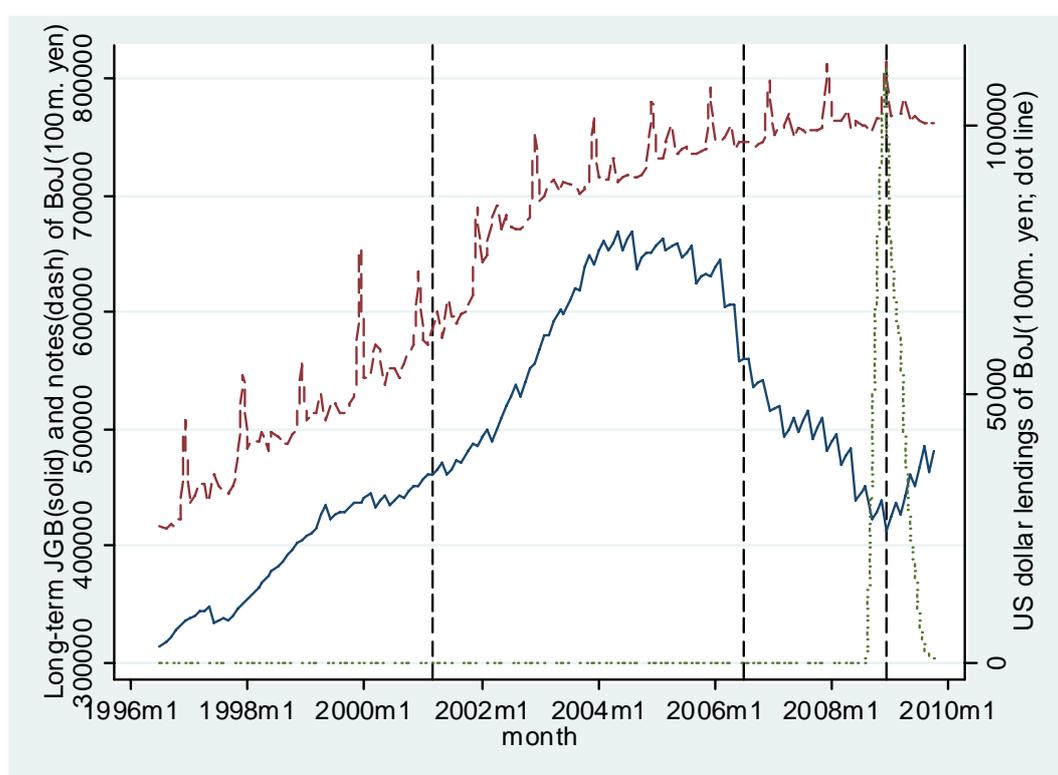


図 3 は、日本銀行がバランスシートの調整において、特に注意してきた二つの指標を表わす。ひとつは、量的緩和政策の長期国債買切の増額時において言明されてきた、長期国債保有残高が、発行銀行券残高を下回るという「銀行券ルール」である。発行銀行券残高（1 億円；左軸；破線）及び長期国債保有残高（1 億円；左軸；実線）の推移は、量的緩和政策の長期国債買切増額の局面において、上限としての発行銀行券の制約が、拘束力を高めてきたことを示唆している。もうひとつの指標は、サブプライム・ローン危機において邦銀などの米ドル通貨に対する需要増加に対応する目的で実施されてきた米ドル建ての資金供給オペによる貸付残高(円換算して 1 億円単位；右軸；点線)である。このオペでは、米国 Fed との通貨スワップ協定に基づき、日本銀行・邦銀双方のニューヨーク連銀における米ドル口座が用いられ、日銀当座預金とは別のバランスシート科目に反映される。米ドル通貨へ

の高い需要を反映し、オペの大半は、金利入札方式ではなく、固定金利での貸付である。リーマン・ショック後の2008年9月の開始から2010年2月の終了までの間に、最高で約1,227億ドル（2008年12月）に上る残高が記録された。

### 3——非伝統的金融政策の効果に関する定量分析の一般的な枠組み：推定手続き

以上述べたように、それぞれ金融機関の資金流動性・金融資産の市場流動性・中央銀行のバランスシートを通じた非伝統的金融政策の効果を実証的に分析するのに必要とされるのは、一般的な枠組みである。本節では、その枠組みを提示し、計量モデルの具体的な推定の手続きについて、わが国のデータに即して説明する。実際の推定、推定結果については、次節で述べる。

#### 3.1 | ゼロ金利下の非線型のテイラー・ルール

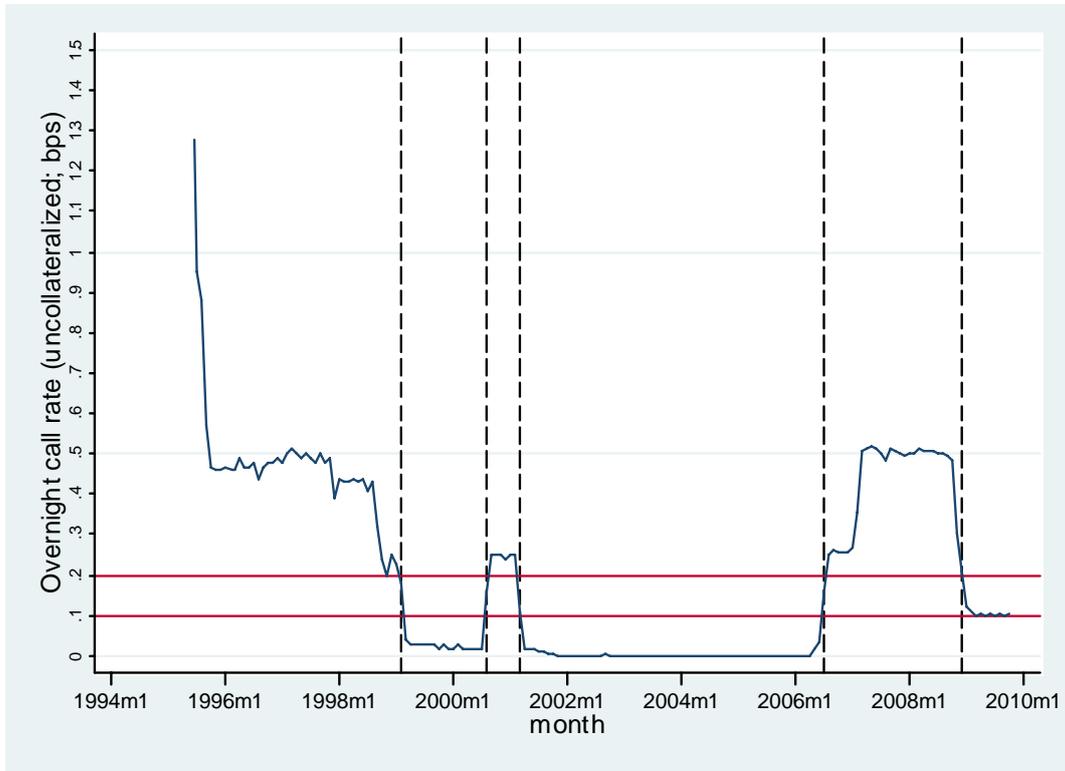
金融政策の分析は、原因と効果から成る。金融政策が如何なる原因によって決定されるか、金融政策が如何にして、資産価格を含めたマクロ経済変数に効果を与えるかは、同時決定性を有する。金融政策の原因については、操作目標である超短期の銀行間金利の誘導水準が、インフレ率と需給ギャップによって決定されるテイラー・ルールに見られる金融政策ルールによって表わされる。一方、金融政策の効果については、資産価格及びインフレ率・需給ギャップなどのマクロ経済指標が、名目価格の硬直性や金融市場の摩擦などの下で、中央銀行の決定する金利水準によって影響を受ける経路を表わす。

本研究では、金融政策の効果のメカニズムに関して、具体的な仮説を明示的に取り扱わないが、金融政策の原因を表わすテイラー・ルールに関しては、名目金利のゼロ制約を明示的に考慮した非線型のテイラー・ルールについて分析する。

図4は、量的緩和期を除き、日本銀行の金融政策の操作目標である無担保コール・レート(%)の推移を表わす。ゼロ金利政策の開始された1999年2月から2000年8月の解除まで、及び量的緩和政策とともに再導入された2001年3月から2006年7月の解除まで、そして2008年12月の再々導入以降、無担保コール・レート水準がゼロ下限に直面していることがわかる。直近においては、2008年11月に制定された補完当座預金制度により、日銀当座預金の超過準備に対して0.1%の付利が実施されるようになったため、無担保コール・レート下限が0.1%となっている。

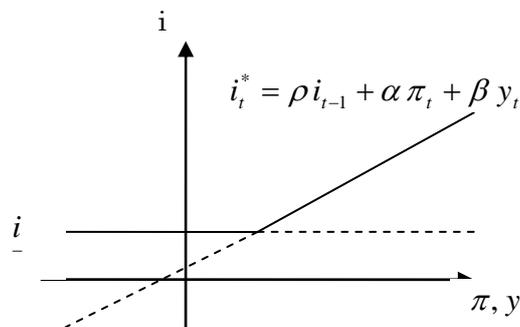
図 4 無担保コール・レートの下限とゼロ金利政策

出所：日本銀行



ここで、図 5、式(1)に示される非線型のテイラー・ルールを考える。  $\bar{i}$  は、日本銀行の操作目標である名目コール・レート  $i_t$ （無担保翌日物；%）の下限（フロア）となる水準を指す。図 4 からわかる通り、第一次ゼロ金利政策・量的緩和政策の時期においては、下限  $\bar{i}$  は 0.1% であり、第二次ゼロ金利政策の時期においては、0.2% の水準が妥当な設定である。

図 5 非線型のテイラー・ルール



$$\begin{cases} i_t = \max\{i_t, i_t^*\} \\ i_t^* = \rho i_{t-1} + \alpha \pi_t + \beta y_t + \varepsilon_t \end{cases} \quad (1)$$

非線型テイラー・ルールにおける潜在変数 $i_t^*$ を説明する変数について、需給ギャップ $y_t$ は、月次の鉱工業生産指数(IIP)のデータを Hodrick and Prescott(HP)フィルタにより円滑化した時系列を潜在 IIP とみなし、潜在 IIP からみた IIP の乖離率によって定義した。また、インフレ率 $\pi_t$ は、消費者物価指数(総合)の前年比変化率によって定義した。さらに、中央銀行による名目金利の平準化をテイラー・ルールにおいて表わすために、説明変数としてコール・レートの前月値 $i_{t-1}$ を加えた。

次節の推定では、名目金利の下限として 0.1%あるいは 0.2%とするトービット・モデルの推定に加えて、式(2)にあるように、下限 $i_t$ が時間に関して可変的であることを許容する正規センサード・モデルの推定も行う。

$$\begin{cases} i_t = \max\{i_t, i_t^*\} \\ i_t^* = \rho i_{t-1} + \alpha \pi_t + \beta y_t + \varepsilon_t \end{cases} \quad (2)$$

時間に関して可変的である $i_t$ を考える理由は、先述の通り、2008年12月に再々導入されたゼロ金利政策においては、前月の11月に導入された補完当座預金制度により準備預金への0.1%の付利が可能となり、コール・レートの下限として機能するようになったことによる。

### 3.2 | 資産価格変動に対する反応

サブプライム・ローン危機への反省から、金融危機への対応を含んだ金融政策運営に関して、近年多くの提案がなされている(Leamer, 2007; Farmer, 2009; Taylor, 2008; Cúrdia and Woodford, 2009)。とりわけ、米国Fedのグリーンズパン前議長、バーナンキ議長が採用してきた「グリーンズパン主義」の妥当性について疑義が挟まれてきた(Bernanke, 2002; Greenspan, 2004; 竹田・矢嶋, 2009)<sup>5</sup>。資産バブルの発生過程におけるバブル潰しのためのコストを過大に評価し、バブル破裂による金融市場の機能不全の修復のためのコストを過小に評価してきたと批判されてきた。事後的に見れば、確かに正当な批判であるが、事前的にも、米国Fedが住宅・株式の資産バブルを予知できたか否かについて、様々な金融市場変数を組み合わせた指標により可能であったとされる(Borio and Lowe, 2002)。

<sup>5</sup> 竹田・矢嶋(2009)では、資産価格の平均回帰モデルを用いて、株価指数・REIT指数の変化率が、配当・価格比率によって予測できるかについて、グリーンズパン前議長、バーナンキ議長の在任中のリアル・タイムのデータを用いて実証分析を行った。その結果、株価に関しては、配当・価格比率の予測力が確認されたものの、REIT指数で代理される住宅価格に関しては、効率市場仮説が支持された。

本研究では、資産バブルへの対応、金融危機の未然の防止の目的を含めて、中央銀行は、金融政策運営のための「情報変数」として、資産価格を用いていると考える<sup>6</sup>。式(3)に見られるように、金融政策ルールにおける潜在変数 $i_t^*$ を説明する変数として、資産価格 $a_t$ が加わる。

$$\begin{cases} i_t = \max\{i_t^-, i_t^*\} \\ i_t^* = \rho i_{t-1} + \alpha \pi_t + \beta y_t + \gamma a_t + \varepsilon_t \end{cases} \quad (3)$$

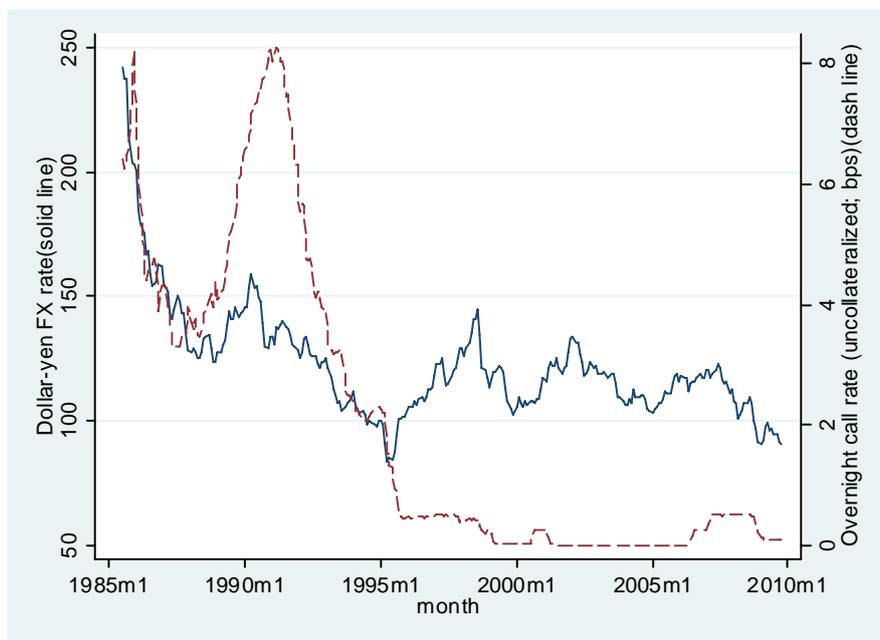
以下、本研究で取り上げる資産価格（外国為替レート、株価、国債金利、信用スプレッド、ターム・スプレッド、ドバイ原油、JREIT）について個別に、わが国における政策的議論との関連の観点から説明していく。

### 3.2.1 外国為替

第一に、外国為替レートを上げる。図6で、ドル/円・レート（左軸；実線）と無担保コール・レート（以下、同様に右軸；破線；%）の推移を比較する。ドル安への誘導を目的とした1985年のプラザ合意、行過ぎた円高を阻止させる目的での86年のルーズベルト合意の国際協調の下で、日本銀行の金融政策は、80年代後半に金融緩和を行い、株価・地価のバブルを招いた（翁・白川・白塚, 2000）。その反動から、1990年を跨いで金融の引締めを行い、バブル潰しを強行した。

図6 資産価格変動に対する反応：外国為替レート

出所：日本銀行



<sup>6</sup> 例えば、金融政策の効果に関するVARモデルを用いた実証分析では、金融引締めによる日本のコール・レートや米国のFFレートの正のショックに対して、インフレ率のインパルス反応関数は当初、正の反応を示すという「物価パズル」が観察される。このパズルを整合的に説明する仮説として、中央銀行の「情報変数」の存在が指摘されてきた（例としてSims(1992)がある）。金融政策の効果のラグを前提とすると、情報変数を通じてインフレーションを予期する中央銀行による金融引締めの効果が遅れて発揮され、当初は予想通りインフレーションが生じるためであると説明する。

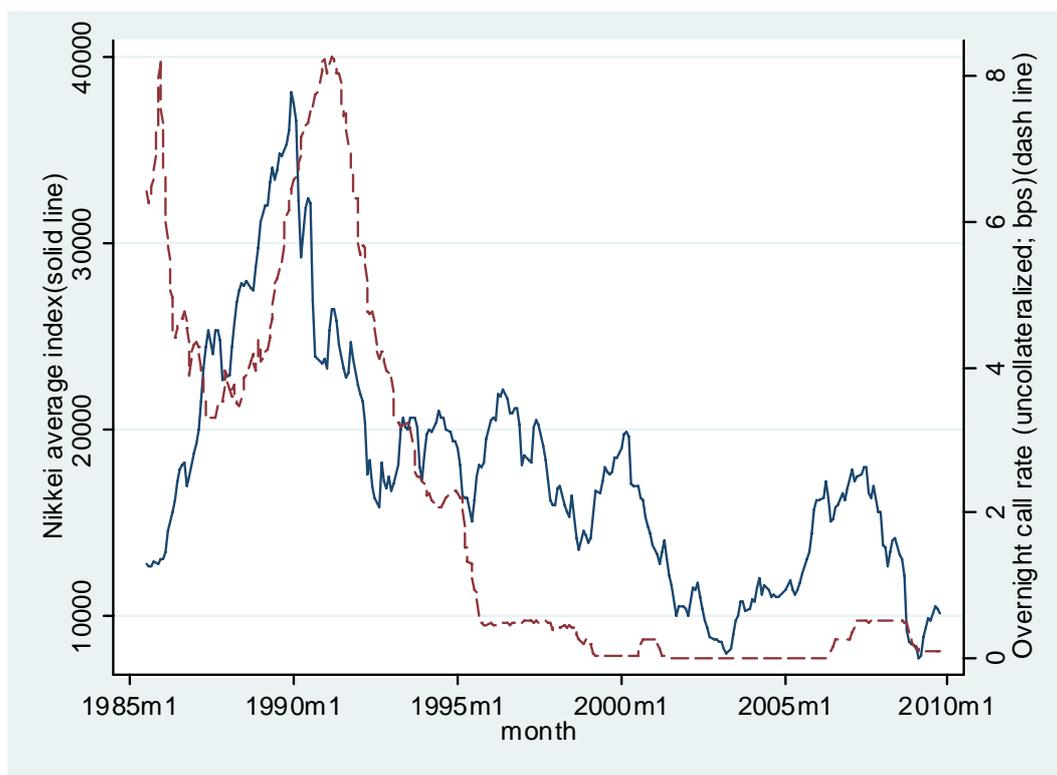
また、図 6 から、コール・レート水準が当時の公定歩合 0.5%を下回った 1995 年半ば以降、一旦は円安傾向が見られたものの、長期的には円高化の方向に傾いていることがわかる。量的緩和政策の一環として、外国為替市場への非・不胎化介入の効果について議論された (Hamada and Okada, 2009)。

### 3.2.2 株式

第二の資産価格として、株価を取り上げる。図 7 は、日経平均 (左軸; 実線) の推移を示す。80 年代半ばから膨らんだ株価バブルが、90 年に一気に萎んだことがわかる。当時の日本銀行の金融政策を巡って、Bernanke and Gertler(1999 ; 2001)は、株価をターゲットにする金融政策ルールは、マクロ経済の安定性にとって望ましくないと主張した。株価が金融政策ルールにおいて有用であるのは、株価がインフレ率と需給ギャップを予測する情報変数として機能するケースに限られると指摘した。

図 7 資産価格変動に対する反応：株価

出所：日本経済新聞社、日本銀行



近年では、Lansing(2008)や Farmer(2009)が、プラグマティックな政策の選択肢として、株価をターゲットした金融政策の有効性を指摘する。Lansing(2008)は、S&P500 株価指数の前年比変化率を加えたテイラー・ルールが、実際の米国 FF レートに対して高い説明力を有することを明らかにした。しかしながら、Taylor(2009)が問題にした 2003 年から 2005 年にかけての米国 FF レートの低水準の動向は、株価指数を含むテイラー・ルールでも説明できないとしている。また、Farmer(2009)は、雇用変動における期待形成の重要性の観点から、株価指数を直接的な操作目標とする政策提案を行った。

現実性はともかく、期待形成における株価の役割に着目し、期待を安定化させる金融政策が実体経済に与えるメリットを指摘している。

### 3.2.3 国債

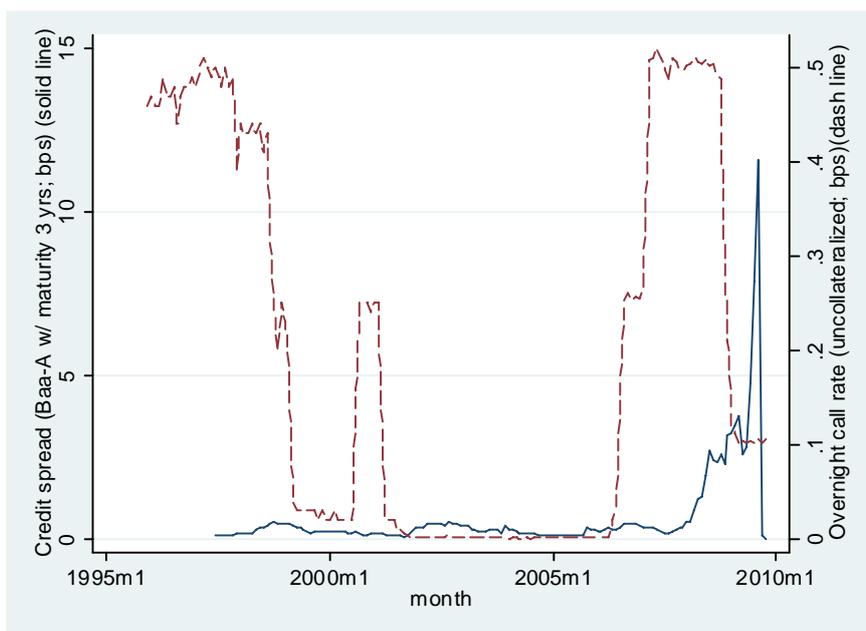
図2にあるように、高い売買高のある日本国債(10年)の金利を、第三の資産価格として取り上げる。米国に関して Ireland(1996)、わが国に関して竹田・矢嶋(2006)が実証的に示したように、長期国債の金利変動を左右している要因は、インフレ・リスクに対するプレミアムである。実際、日本銀行金融市場局(2004)は、「日本銀行にとっての国債市場の重要性」(P.1-3)において、国債市場が、「リスクフリー(信用リスクのない)金利の水準を示す」役割、「金融調節を実行する場」としての役割に加えて、「金融政策判断を行ううえでの情報源」としての役割を果たすとしている。インフレ・リスクの評価は、中央銀行による金融政策の判断にとって肝要であり、そのための情報変数として国債金利が活かされる。竹田・小巻・矢嶋(2005)第8章は、量的緩和政策下の日銀当座預金残高の引き上げなどの政策決定が、日本国債利回りの期間構造に及ぼした影響について、日次データを用いて仔細に実証分析した。その結果、長期国債買切の増額を決定した直後におけるプレミアムの上昇を、インフレ・リスク・プレミアムの発生と解釈することができることを示唆した。

### 3.2.4 信用スプレッド

第四に取り上げる資産価格は、様々な信用スプレッドの指標である。図8は、代表的な信用スプレッドである Moody's の格付け別利回りについて、残存期間3年の Baa 格の利回りと A 格の利回りのスプレッド(左軸;実線;%)を指している。サブプライム・ローン危機の表面化を反映して、2008年4月から徐々にスプレッドが高くなり、2009年8月には、約11.6%のスパイクが見られる。

図8 資産価格変動に対する反応：信用スプレッド (Moody's 格付け別)

出所：日本証券業協会、Moody's、日本銀行

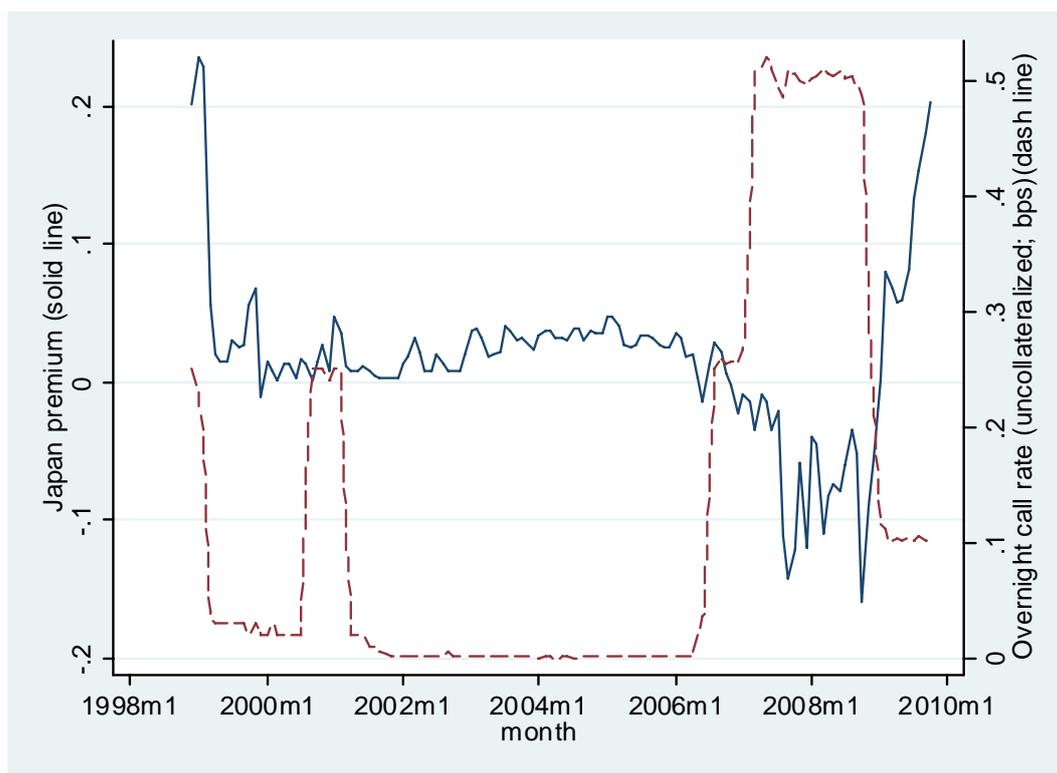


こうした事実を眼前として、金融政策ルールにおける信用スプレッドの役割について、多くの議論がなされている。理論研究である Cúrdia and Woodford(2009)では、信用スプレッドを加味したテイラー・ルールの社会厚生上のメリットを指摘し、信用スプレッドの上昇を 100%ではなく不完全に相殺する金融政策が望ましいことを明らかにした。また、信用スプレッドを含む修正されたテイラー・ルールに関して、実証分析である Talyor(2008)や McCulley and Toloui(2008)は実証的側面から支持した。

信用スプレッドのもうひとつの指標として、邦銀が金融危機に見舞われた 1997 年から 98 年にかけて発生したとされる、いわゆる「ジャパン・プレミアム」がある (Ito and Harada, 2005)。図表 9 は、3 カ月の円 Tibor と円 Libor のスプレッドで定義されたジャパン・プレミアム (左軸; 実線; %) の推移を指す。Ito and Harada(2005)が分析対象とした 1997 年-98 年のジャパン・プレミアムのスパイクは、ゼロ金利政策期以降、解消し、量的緩和政策の解除後はむしろ、負の値を示している。ゼロ金利政策の再々導入後は、再びジャパン・プレミアムが発生していることも見てとれる。

図 9 資産価格変動に対する反応：ジャパン・プレミアム

出所：日本銀行、全銀協など



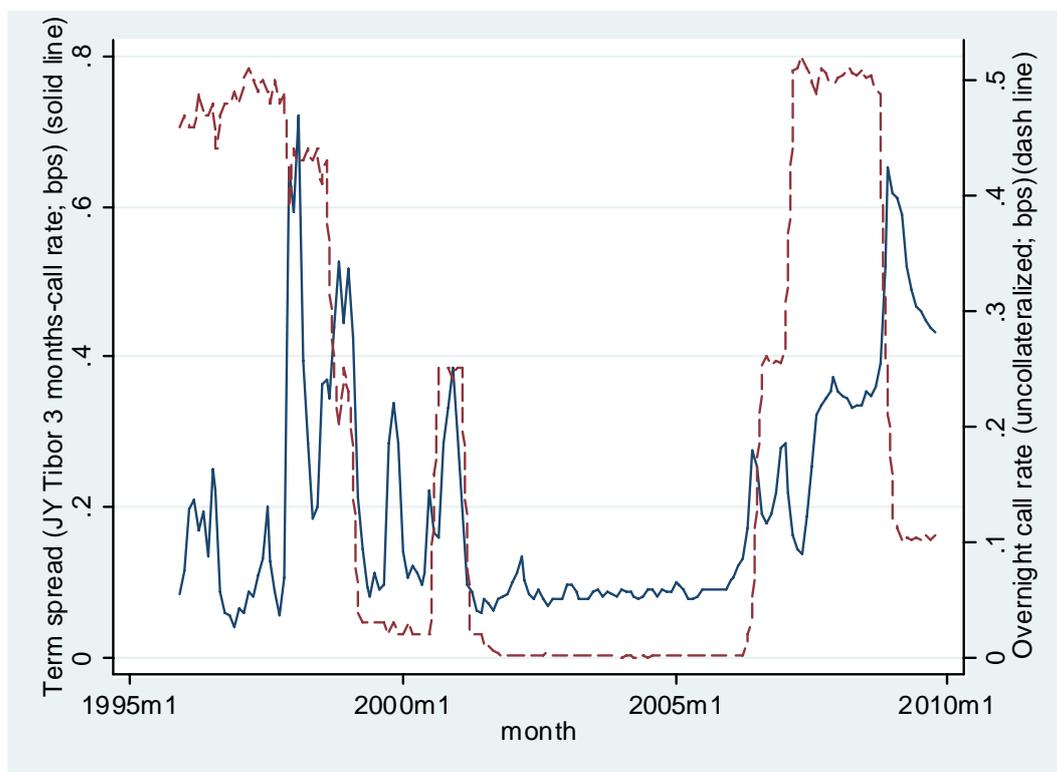
### 3.2.5 ターム・スプレッド

第五の資産価格として、ターム・スプレッドを取り上げる。図 10 は、3 カ月の円 Tibor と無担保コール・レートのスプレッドで定義されたターム・スプレッド (左軸; 実線; %) の推移である。1999 年末の Y2K 問題、2001 年 9 月の 9・11、2008 年 9 月のリーマン・ショックなどの流動性イベントに際

して、ターム・スプレッドの拡大が観察される。また、Baba, Nakashima, Shigemi and Ueda(2006), 竹田・小巻・矢嶋(2005)第8章で分析されたように、強化されたゼロ金利政策、量的緩和政策のもついわゆる「時間軸効果」が、ターム・スプレッドの縮小に効果があったことが示唆される。

図 10 資産価格変動に対する反応：ターム・スプレッド

出所：日本銀行、全銀協など



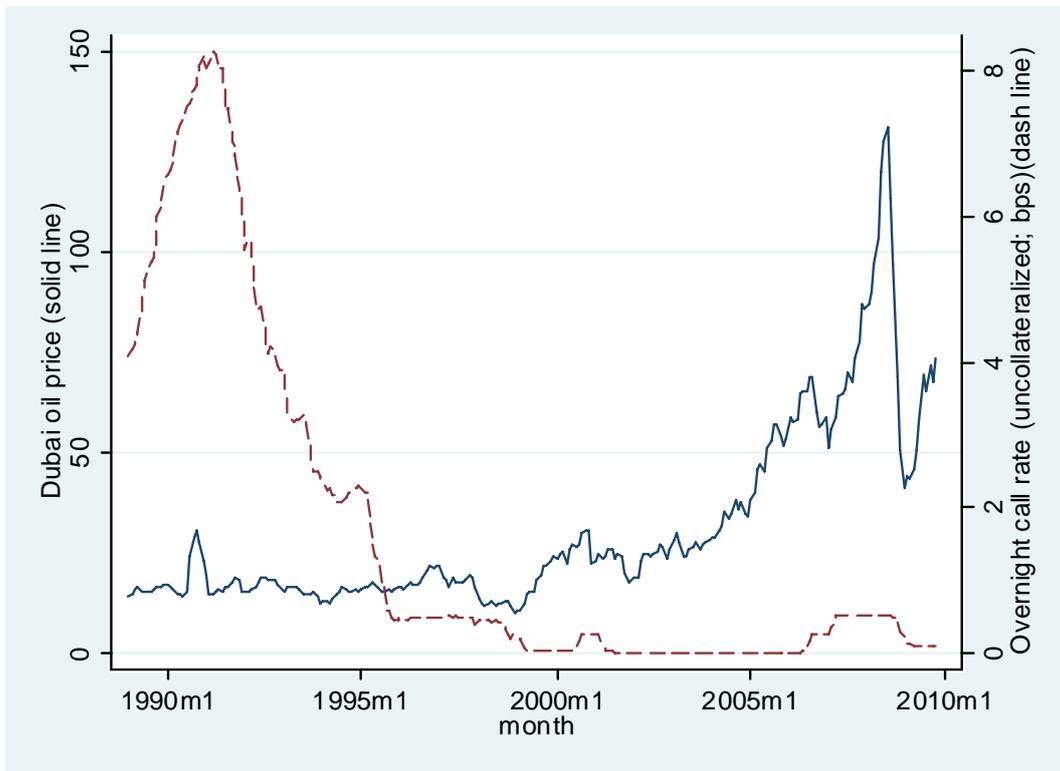
### 3.2.6 その他：原油・住宅

最後に、その他の資産価格として、原油価格及び住宅価格を取り上げる。1973年、79年の二度の石油ショックにおいて、輸入を通じた国内物価への波及を経験してきたわが国において、原油価格は、日本銀行の金融政策運営にとって必要な情報変数のひとつであろう。また、サブプライム・ローン危機の端緒となった米国の住宅価格の暴落は、住宅価格バブルの発生をFedが看過してきたことが背景にある。1980年代半ば以降、90年代初頭にかけての日本の不動産バブルにも、共通する点である。

図11は、代表的な指標であるドバイ原油価格（左軸；実線）の推移を示す。2009年11月25日のいわゆる「ドバイ・ショック」は、高騰してきた原油価格の急落をもたらした。産油国に投資された資金は、ドバイ・ショック後、日本円への逃避を呼び、1ドル=90円割れを引き起こす円高の急激な進行をもたらした。

図 11 資産価格変動に対する反応：石油価格

出所：日本銀行など



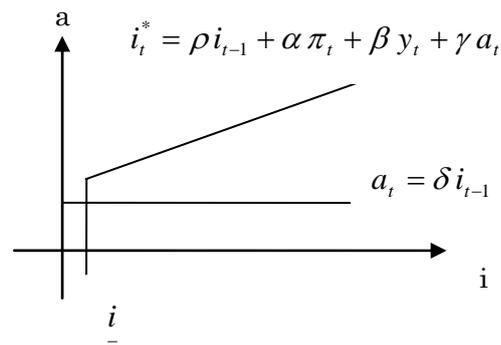
### 3.3 | 金融政策ルールの内生性

以上述べてきたように、資産価格の変動は、金融政策の決定に反映される。ところが、資産価格の変動はそれ自体、内生変数であり、名目金利の水準で表わされる金融政策の決定による同時決定性の問題がある。同時決定性は、金融政策ルールの構造式の識別問題を引き起こす<sup>7</sup>。本研究では、同時決定性を直接取り扱うことを避け、式(4)にあるように、内生変数である資産価格  $a_t$  が、金融政策ルールと同様、金融政策の操作目標変数のラグ項  $i_{t-1}$  という外生的要因に依存していると仮定する。

$$\begin{cases} i_t = \max\{i_{t-1}, i_t^*\} \\ i_t^* = \rho i_{t-1} + \alpha \pi_t + \beta y_t + \gamma a_t + \varepsilon_t \quad (4) \\ a_t = \delta i_{t-1} + \xi_t \end{cases}$$

<sup>7</sup> 金融政策と資産価格の同時決定性による識別問題を、操作目標である金利に関する金融政策の決定日当日と前日の間の不均一分散を用いて解決した研究に、Rigobon and Sack (2004)がある。

図 12 金融政策ルールの内生性



このとき、金融政策と資産価格の決定は、図 12 が示す関係にある<sup>8</sup>。また、金融政策ルールにおいて、資産価格  $a_t$  のみならず、インフレ率  $\pi_t$  及び需給ギャップ  $y_t$  というマクロ経済指標も、内生変数である可能性がある。その場合、構造は式(5)のように表わされる。  $\Delta, \Xi_t$  はそれぞれ、内生変数の金融政策の操作目標変数のラグ項  $i_{t-1}$  にかかる係数、内生変数の誤差項をベクトル表示したものである。

$$i_t = \max\{i, i_t^*\}$$

$$i_t^* = \rho i_{t-1} + \alpha \pi_t + \beta y_t + \gamma a_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\begin{pmatrix} a_t \\ \pi_t \\ y_t \end{pmatrix} = \Delta i_{t-1} + \Xi_t$$

### 3.4 | 金融政策ルールの識別条件としての非伝統的金融政策

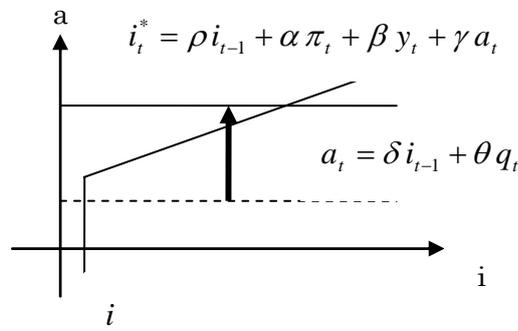
<sup>8</sup> なお、図 12 では、金融政策ルールの潜在変数  $i_t^*$  が、資産価格  $a_t$  の増加関数であるケースが想定されているが、符号条件は以下の議論に何ら制約を課すものではない。

ここで、式(4)あるいは式(5)をトービット・モデルあるいは正規センサード・モデルにより推定しても、金融政策ルール of 構造式は、階数条件より識別不能である。本研究では、内生変数の候補である

$\begin{pmatrix} a_t \\ \pi_t \\ y_t \end{pmatrix}$  の操作変数として、非伝統的金融政策の指標を用いることにする。非伝統的金融政策の指標の操

作変数としての関連性(relevancy)が高いと考えられる理由は、これまで述べてきたように、非伝統的金融政策は、金融政策の操作目標が名目金利である平時において採用されず、金融政策ルールの誤差項  $\varepsilon_t$  との相関はゼロである一方、資産価格をはじめとする内生変数の誤差項  $\Xi_t$  との相関は、金融危機時のみならず、平時においても高いと考えられるからである。このとき、金融政策ルールの構造式の識別は、図 13 が示すように、非伝統的金融政策  $q_t$  の動向によって生じる、内生変数である資産価格  $a_t$  の変動が可能にする<sup>9</sup>。

図 13 非伝統的金融政策の効果



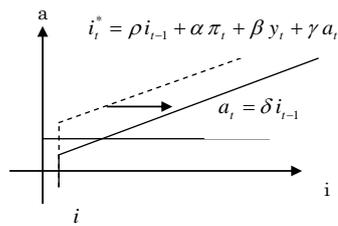
$$i_t = \max\{i, i_t^*\}$$

$$i_t^* = \rho i_{t-1} + \alpha \pi_t + \beta y_t + \gamma a_t + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\begin{pmatrix} a_t \\ \pi_t \\ y_t \end{pmatrix} = \Delta i_{t-1} + \Phi q_t + \Xi_t$$

次節では、式(6)で表わされる内生変数付きのトービット・モデルの推定において、内生変数候補の

<sup>9</sup> 図 13 の示すように、ゼロ金利政策から平時における金融政策ルールへの移行、つまり「出口政策」は、本研究の枠組みでは、資産価格・インフレ率・需給ギャップの三つの内生変数の変動によって可能となる。図 13 のケースは、資産価格の変動が、名目金利を押し上げる出口



政策の場合に対応する。一方、左図のケースは、インフレ率あるいは需給ギャップが上昇することによる出口政策の場合に対応する。いずれにしても、構造式の推定値に基づき、出口政策を可能とするのに必要な非伝統的金融政策の平均的規模を推定することが可能である。今後の課題としたい。

$\begin{pmatrix} a_t \\ \pi_t \\ y_t \end{pmatrix}$  の構造式を第一段階、非線型テイラー・ルールの構造式を第二段階とする二段階推定値を、

Newey(1987)の最小カイ二乗推定量を用いて得る<sup>10</sup>。その際、内生変数の候補である  $\begin{pmatrix} a_t \\ \pi_t \\ y_t \end{pmatrix}$  について、

金融政策ルールの誤差項  $\varepsilon_t$  と内生変数候補の誤差項  $\Xi_t$  との相関から、各変数の内生性に関するワルド統計量を用いて検定し、構造式の特定化を行う。

最後に、特定化された構造式の下で、操作変数として用いられる非伝統的金融政策の指標が、内生変数に及ぼす効果が有意であるか否かを確認し、非伝統的金融政策の効果について実証的に明らかにする。

#### 4——推定：非線型のテイラー・ルールと非伝統的金融政策の効果

本節では、前節で述べられた推定手続きにしたがいながら、推定を行う。なお、推定結果が膨大であるため、紙幅の制限から、標準誤差やR<sup>2</sup>などの統計量は掲載を割愛する。

##### 4.1 | 非線型のテイラー・ルールの推定

まず、構造の基本となる非線型のテイラー・ルールの推定を行う。インフレ率を表わす変数には、消費者物価指数（CPI）総合、あるいはコア CPI 総合のいずれかを用いる。いずれも、原系列の前年比変化率を使う。また、需給ギャップを表わす変数の作成のため、HP フィルターで平滑化を行う IIP として、原系列・季節調整値・稼働率調整を施した原系列及び稼働率調整した季節調整値の計四通りを代替的に用いる。インフレ率と需給ギャップの変数の組み合わせは、計八通りに上る。

表 2 は、コール・レートの下限を 0.1% と設定したケースについて、トービット・モデルを用いて推定した結果を表わす。このケースでは、ゼロ金利政策及び量的緩和政策の時期のうち、2008 年 12 月以降の第二次ゼロ金利政策の時期は、2008 年 11 月に導入された補完当座預金制度による超過準備への付利のため、下限を下回るサンプルとしてセンサーされない。

表 2 の結果により、非線型テイラー・ルールにおけるインフレ率、需給ギャップの係数が符号条件を満たし、概ね有意であることがわかる。また、名目金利の平準化の程度はきわめて高い。表 2 の一列目に記載されている対数尤度から、インフレ率及び需給ギャップを表わす変数の組み合わせとしては、CPI 総合と IIP の原系列が相応しい。

<sup>10</sup> 参考にした Wooldridge(2002)の Chapter 16 は、トービット・モデルをはじめとする Censored Regression Models について詳説している。

表 2 非線型のテイラー・ルールの推定 (トービット・モデル; コール・レートの下限 0.1%)

下限 0.1%(センサーされる標本数 80)	トービット・モデル (有意水準 10%*, 5%** , 1%***)			
(インフレ率, 需給ギャップ); 対数尤度	定数項	コール前月値	インフレ率	需給ギャップ
(CPI 総合, IIP 原系列); -14.87	-.08***	.99***	.03**	4.46E-03**
(CPI 総合, IIP 季調); -16.65	-.08***	.99***	.04**	3.47E-03
(CPI 総合, IIP 稼働率原系列); -16.18	-.08***	.99***	.04**	3.37E-03*
(CPI 総合, IIP 稼働率季調); -17.03	-.08***	.99***	.04**	2.77E-03
(CPI コア総合, IIP 原系列); -15.71	-.08***	1.00***	.03	4.81E-03**
(CPI コア総合, IIP 季調); -17.54	-.08***	1.00***	.03	4.28E-03
(CPI コア総合, IIP 稼働率原系列); -17.12	-.08***	1.00***	.03*	3.76E-03*
(CPI コア総合, IIP 稼働率季調); -18.00	-.08***	1.00***	.03*	3.49E-03

第二次ゼロ金利政策を考慮して、同じくトービット・モデルにおいて、金利の下限を 0.2% に設定したケースに関する推定結果は、表 3 に示される。0.1% の下限のケースの推定結果と比較して、需給ギャップの係数が有意であるケースが増えている。

表 3 非線型のテイラー・ルール of 推定 (トービット・モデル; コール・レートの下限 0.2%)

下限 0.2%(センサーされる標本数 93)	トービット・モデル (有意水準 10%*, 5%** , 1%***)			
(インフレ率, 需給ギャップ); 対数尤度	定数項	コール前月値	インフレ率	需給ギャップ
(CPI 総合, IIP 原系列); -10.06	-.08***	.99***	.04**	.01***
(CPI 総合, IIP 季調); -12.15	-.08***	1.00***	.03*	.01**
(CPI 総合, IIP 稼働率原系列); -10.85	-.08***	.99***	.04*	.01***
(CPI 総合, IIP 稼働率季調); -11.65	-.08***	1.00***	.03	.01**
(CPI コア総合, IIP 原系列); -10.76	-.09***	1.00***	.03	.01***
(CPI コア総合, IIP 季調); -12.69	-.09***	1.00***	.03	.01***
(CPI コア総合, IIP 稼働率原系列); -11.54	-.08***	1.00***	.03	.01***
(CPI コア総合, IIP 稼働率季調); -12.11	-.09***	1.00***	.02	.01***

下限に関するこれら二つのケースを合わせて、下限が時間を通じて可変的であるケースを、正規センサード・モデルを用いて推定する。表 4 の結果は、どちらのトービット・モデルと比較しても、良好であるのが見てとれる。

表 4 非線型のテイラー・ルールへの推定 (正規センサード・モデル)

下限 0.1%あるいは 0.2%	正規センサード・モデル (有意水準 10%*, 5%** , 1%***)			
(インフレ率, 需給ギャップ); 対数尤度	定数項	コール前月値	インフレ率	需給ギャップ
(CPI 総合, IIP 原系列); -28.80	-.13***	1.00***	.05***	.01***
(CPI 総合, IIP 季調); -29.94	-.13***	1.00***	.04**	.01***
(CPI 総合, IIP 稼働率原系列); -29.96	-.13***	1.00***	.05***	.01***
(CPI 総合, IIP 稼働率季調); -29.97	-.13***	1.00***	.04**	.01***
(CPI コア総合, IIP 原系列); -29.70	-.13***	1.00***	.04**	.01***
(CPI コア総合, IIP 季調); -30.55	-.13***	1.00***	.04*	.01***
(CPI コア総合, IIP 稼働率原系列); -30.86	-.13***	1.00***	.04**	.01***
(CPI コア総合, IIP 稼働率季調); -30.55	-.13***	1.00***	.04***	.01***

以上より, 以下で用いられるトービット・モデルへの推定においては, インフレ率及び需給ギャップの変数として, CPI 総合の原系列と IIP 原系列の組み合わせを選択し, 金利の下限の設定を 0.2%とする。

#### 4.2 | 金融政策ルールにおける資産価格

次に, 金融政策ルールにおける資産価格変動に対する反応を考慮する。表 5 は, 金融政策運営のための情報変数になり得る変数を表わす。テイラー・ルールにおける各変数の係数の予想される符号は, 表 5 の通りである。

表 5 金融政策ルールにおける資産価格の予想される符号

資産価格	予想される符号
ドル/円・レート	+
円名目実効レート	-
株価 (全て)	+
10 年国債金利	-
信用スプレッド (全て)	-
ターム・スプレッド (全て)	-
ドバイ原油	+
東証 REIT 指数	+

##### 4.2.1 外国為替

外国為替レートとして, ドル/円・レートと円名目実効レートの二つを取り上げる。それぞれ, 前年比変化率(%)に変換する。ドル/円・レートは, 邦貨建ての為替レートであるのに対して, 円名目実効レートは, 円と主要な他通貨間それぞれの外貨建ての為替レートを, わが国と当該相手国・地域間の

貿易ウエイトで加重幾何平均した上で、基準時点を決めて指数化したものである。そのため、金融政策ルールにおける係数の符号は、前者の場合、正になるのに対して、後者の場合、負になると予想される。

表 6 資産価格変動に対する反応を含む非線型テイラー・ルールの推定(外国為替レート)

モデル	説明変数	資産価格：外国為替レート(前年比変化率)	
		ドル/円・レート	円名目実効レート
トービット・モデル (下限 0.2%)	定数項	-.08***	-.07***
	コール前月値	1.01***	1.00***
	インフレ率	.02	.02
	需給ギャップ	.01***	.01***
	資産価格	3.98E-03***	-3.81E-03***
正規セナード・モデル	定数項	-.13***	-.12***
	コール前月値	1.01***	1.01***
	インフレ率	.03*	.04**
	需給ギャップ	.01***	.01***
	資産価格	3.81E-03***	-3.32E-03**

推定結果を示す表 6 において、トービット・モデル（以下、下限は 0.2%に固定する）におけるインフレ率の係数を除いて、すべての係数が符号条件を満たし、有意であると推定されている。

#### 4.2.2 株式

株価として、対象銘柄・算出方法の異なる日経平均株価（225 銘柄；単純平均）と TOPIX（全銘柄；時価総額指数）を取り上げる。いずれも、前年比変化率に変換される。金融政策ルールにおける係数は、正の符号をもつと予想される。推定の結果は、表 7 が示すように、良好であり、符号条件を満たし、有意性も高いことがわかる。

表 7 資産価格変動に対する反応を含む非線型テイラー・ルールの推定(株価)

モデル	説明変数	資産価格：株価(前年比変化率)	
		日経平均	TOPIX
トービット・モデル (下限 0.2%)	定数項	-.09***	-.09***
	コール前月値	.99***	.99***
	インフレ率	.06***	.05***
	需給ギャップ	.01***	.01***
	資産価格	2.08E-03***	1.52E-03**
正規センサード・モデル	定数項	-.13***	-.13***
	コール前月値	.99***	.99***
	インフレ率	.06***	.06***
	需給ギャップ	.01***	.01***
	資産価格	1.82E-03***	1.23E-03*

### 4.2.3 国債

国債金利として、10年国債利回り(%)を選ぶ。金融政策ルールにおける国債金利の係数は、負の符号をもつと予想される。理由は、長期国債価格の安定化の意図が中央銀行にあるとすれば、国債金利の上昇(すなわち、国債価格の低下)は、中央銀行に短期金利の低下による金融緩和の反応をもたらすと考えられるからである。

推定結果を指す表 8 では、外国為替レート及び株価とは異なり、国債金利を加えたテイラー・ルールでは、インフレ率、需給ギャップとも係数の有意性を失う。また、国債金利の係数は有意であるが、符号条件を満たさない。これらの結果は、資産価格としての国債金利の内生性を示唆する。

表 8 資産価格変動に対する反応を含む非線型テイラー・ルールの推定(10年国債金利)

モデル	説明変数	資産価格：10年国債金利
トービット・モデル (下限 0.2%)	定数項	-.02
	コール前月値	.89***
	インフレ率	-9.24E-04
	需給ギャップ	1.69E-03**
	資産価格	.03***
正規センサード・モデル	定数項	-.14***
	コール前月値	1.12***
	インフレ率	-1.72E-03
	需給ギャップ	1.30E-03
	資産価格	.04***

#### 4.2.4 信用スプレッド

引き続き、資産価格として、様々な信用スプレッドを取り上げる。大きく分けて三種類の信用スプレッドを作成する。

第一には、格付け機関 Moody's の格付け別 (Aaa, Aa, A, Baa) 利回りのスプレッドである。残存期間別に、1年・3年・5年・10年がある。連続した時系列データを得るために、欠損したデータを含まない格付けの組み合わせを選び、ここでは、残存期間1年については、Baa-A スプレッド・Baa-Aa スプレッド、3年については、Baa-A スプレッド・Baa-Aa スプレッド、5年については、A-Aa スプレッド、そして10年については、A-Aa スプレッド、A-10年国債スプレッド、Aa-10年国債スプレッドの計八通りの信用スプレッドを用いる。

第二の種類は、わが国の公募債券流通市場の動向を表わす投資収益指数である野村 BPI (Bond Performance Index) の事業債、国債それぞれの期間別収益率のスプレッドである。期間別 (短期、中期、長期) に、事業債の収益率と国債の収益率のスプレッドを用いる。これらの信用スプレッドは、社債などの事業債に伴う信用リスクを反映する。

第三の種類は、いわゆる「ジャパン・プレミアム」である。東京オフショア市場における銀行間資金の出し手利率である円 Tibor (Tokyo Interbank Offered Rate) あるいは CD3 カ月物の利率の、ユーロ市場におけるロンドン銀行間資金の出し手利率である円 Libor (London Interbank Offered Rate) とのスプレッドを作成する。これらの信用スプレッドは、邦銀が銀行間市場で直面する信用リスクを反映する。

これら三種類の信用スプレッドを用いて、非線型のテイラー・ルールを推定する。予想される係数の符号条件はすべて、負である。表9に見られる格付け別の信用スプレッドの場合、トービット・モデル、正規センサード・モデルとも、インフレ率・需給ギャップとも有意な係数がほとんど観察されない。しかしながら、資産価格としての信用スプレッドは、1年・3年・5年の中短期に関して、符号条件を満たし、有意な係数をもつことがわかる。

表 9 資産価格変動に対する反応を含む非線型テイラー・ルール の推定(信用スプレッド[1])

		資産価格：信用スプレッド							
		Moody's 格付							
満期		1年		3年		5年		10年	
モデル	説明変数	Baa-A	Baa-Aa	Baa-A	Baa-Aa	A-Aa	A-Aa	A-10年 国債	Aa-10年 国債
トービット・モデル(下限0%)	定数項	.04*	.05**	.03	.04*	.06***	.05*	.05*	.05*
	コール 前月値	.90***	.90***	.90***	.90***	.90***	.88***	.88***	.88***
	インフレ率	.01	.01	.01	.01	.01	2.74E-03	3.48E-03	4.43E-03
	需給 ギャップ	1.57E-03*	1.20E-03	1.55E-03*	1.43E-03*	-1.27E-05	1.26E-03	1.19E-03	1.29E-03
	資産価格	-.03***	-.04***	-.02**	-.02***	-.15***	-.07	-.04	-.05
正規センサード・モデル	定数項	-.08***	-.07***	-.08***	-.07***	-.05***	-.09***	-.09***	-.09***
	コール 前月値	1.18***	1.18***	1.17***	1.18***	1.20***	1.18***	1.17***	1.16***
	インフレ率	.01	.01	.01	.01	.01	1.82E-03	2.16E-03	2.13E-03
	需給 ギャップ	9.77E-04	6.21E-04	9.87E-04	8.23E-04	-5.25E-04	1.30E-03	1.47E-03	1.59E-036
	資産価格	-.04**	-.04***	-.02**	-.02**	-.17***	-.02	-6.85E-04	.02

次に、事業債に伴う信用リスクを反映する信用スプレッドに関する推定結果（表 10）は、トービット・モデルのケースのインフレ率を除いては、マクロ経済指標の係数の有意性、符号条件について良好である。しかし、短期の事業債に関する信用スプレッドの係数は、有意ではあるが、符号条件を満たさない。中期及び長期の信用スプレッドの係数は、有意ではない。国債金利の場合と同様、内生性の問題が示唆される。

表 10 資産価格変動に対する反応を含む非線型テイラー・ルールの推定(信用スプレッド[2])

		資産価格：信用スプレッド		
		事業債－国債(満期別)		
モデル	説明変数	短期	中期	長期
トービット・モデル (下限 0.2%)	定数項	-.09***	-.08***	-.08***
	コール前月値	1.00***	1.00***	1.00***
	インフレ率	.03	.03	.03
	需給ギャップ	.01***	.01***	.01***
	資産価格	.01**	3.14E-03	6.61E-04
正規セセンサード・モデル	定数項	-.13***	-.13***	-.13***
	コール前月値	1.00***	1.00***	1.00***
	インフレ率	.04**	.04**	.04**
	需給ギャップ	.01***	.01***	.01***
	資産価格	.01**	3.12E-03	4.59E-04

第三の信用スプレッドの指標であるジャパン・プレミアムのケースについては、表 11 にあるように、需給ギャップのみが有意であり、若干の信用スプレッドの係数は有意であっても符号条件を満たさない。同じく、内生性の問題が残る。

表 11 資産価格変動に対する反応を含む非線型テイラー・ルールの推定(信用スプレッド[3])

		資産価格：信用スプレッド			
		ジャパン・プレミアム			
		1 ヶ月	3 ヶ月		6 ヶ月
モデル	説明変数	円 Tibor - 円 Libor	円 Tibor - 円 Libor	CD - 円 Libor	円 Tibor - 円 Libor
限 0.2%) ト ー ビ ット ・ モ デ ル ( 下	定数項	.02	.03	.03	.02
	コール前月値	.90***	.89***	.91***	.92***
	インフレ率	7.04E-04	1.32E-03	1.76E-03	2.17E-03
	需給ギャップ	2.75E-03***	2.68E-03**	2.81E-03**	2.82E-03**
	資産価格	.14	.04	.12	.11
モ デ ル 正 規 セ ン サ ー ド ・	定数項	-.11***	-.12***	-.09***	-.12***
	コール前月値	1.20***	1.23***	1.25***	1.25***
	インフレ率	2.84E-03	5.12	3.73E-03	6.84E-03
	需給ギャップ	2.30E-03*	2.95E-03**	2.56E-03*	2.69E-03**
	資産価格	.15	.29*	.27	.34**

#### 4.2.5 ターム・スプレッド

資産価格として、量的緩和政策の時間軸効果に関わるターム・スプレッドを取り上げる。1 ヶ月、3 ヶ月、6 ヶ月の円 Tibor と無担保コール・レートのスプレッドとして定義する。推定結果を示す表 12 からわかるように、トービット・モデルにおけるターム・スプレッドのみが有意であり、係数が負である符号条件を満たす。

表 12 資産価格変動に対する反応を含む非線型テイラー・ルールの推定(ターム・スプレッド)

		資産価格：ターム・スプレッド		
モデル	説明変数	円 Tibor1 ヶ月－コール	円 Tibor3 ヶ月－コール	円 Tibor6 ヶ月－コー ル
限 0.2%) ト ー ビ ット ・ モ デ ル ( 下	定数項	.07***	.07***	.07***
	コール前月値	.88***	.89***	.90***
	インフレ率	4.42E-03	4.01E-03	2.5E-03
	需給ギャップ	1.19E-03**	9.47E-04	9.93E-04
	資産価格	-.14***	-.11***	-.11***
モ デ ル 正 規 セ ン サ ー ド ・	定数項	-.07***	-.07***	-.08***
	コール前月値	1.15***	1.15***	1.15***
	インフレ率	1.31E-03	6.88E-04	2.32E-04
	需給ギャップ	1.20E-03	1.20E-03	1.29E-03
	資産価格	-.05	-.02	-6.33E-03

#### 4.2.6 その他：石油・住宅

最後に、その他の資産価格として、原油価格、住宅価格を取り上げる。原油価格としてドバイ原油の前年比変化率、住宅価格の代理変数として東証 REIT 指数 (JREIT) の前年比変化率を用いる。いずれの資産価格のケースも、インフレ率・需給ギャップの係数は有意かつ符号条件を満たすが、資産価格の係数が有意で、負の符号をもつケースは、JREIT だけである。

表 13 資産価格変動に対する反応を含む非線型テイラー・ルールの推定(その他)

		その他の資産価格(前年比変化率)	
モデル	説明変数	ドバイ原油	東証 REIT 指数
モデル (下限 0.2%) トービット・	定数項	-.07***	.04
	コール前月値	.98***	.84***
	インフレ率	.03**	.03*
	需給ギャップ	3.56E-03*	2.88E-03**
	資産価格	4.55E-04	1.14E-03***
モデル 正規センサード・	定数項	-.10***	-.08***
	コール前月値	.98***	1.09***
	インフレ率	.05***	.03
	需給ギャップ	.01***	2.25E-03
	資産価格	-1.55E-04	1.16E-03***

#### 4.3 | 金融政策の内生性と非伝統的金融政策の効果

本項の推定では、金融政策の内生性を考慮しながら、金融政策ルールの構造式を識別するための操作変数として、非伝統的金融政策の指標を用いる。第二節で述べたように、1)金融機関の資金流動性；2)金融資産の市場流動性；3)中央銀行のバランスシートという三つの非伝統的金融政策の効果の経路に即して、非伝統的金融政策を表わす変数を選択し、加工する。

第一に、金融機関の資金流動性に働きかける非伝統的金融政策を表わす変数として、日銀当座預金残高及び米ドル建て貸付残高がある。後者は、米国 Fed との通貨スワップ協定の下、ニューヨーク連銀における米ドル口座を用いた貸付であり、オペの通常の決済勘定である日銀当座預金と性格を異にする。金融機関の資金流動性への需要に対する相対的な比率にするために、これらの二つのストック変数を、国内銀行・外銀在日支店・信用金庫を合わせた銀行預金残高で割り、百分比に変換する。なお、米ドル建て貸付残高は米ドル単位であるため、当月のドル/円・レートを掛け円換算した数値を銀行預金残高で割り、百分比に変換する。

第二に、金融資産の市場流動性に働きかける非伝統的金融政策として、平時において実践されてきたオペの対象とは異なる、正統的ではない資産の買入オペがある。具体的には、国債買入、資産担保

証券、株式買入、共通担保・企業金融支援特別貸付、米ドル資金供給(米ドル単位を円単位に換算)、CP等 (a-1 格相当の格付をもつ残存期間 3 ヶ月以内のCP及びABCP)、社債 (A格相当以上の格付をもつ残存期間 1 年以内の社債) のオペが挙げられる。これらのオペの取引額というフロー変数を、非伝統的金融政策の指標として用いる<sup>11</sup>。なお、非伝統的オペの開始による質的变化を考慮して、非伝統的金融政策の指標は、オペ開始前は 0、オペ開始後はオペの取引額とする「ダミー変数」とする。

第三に、中央銀行のバランスシートを通じた非伝統的金融政策の効果を測るために、日本銀行勘定から、日銀当座預金、米ドル建て貸付残高 (円換算)、長期国債、資産担保証券、金銭の信託 (信託財産株式)、共通担保資金供給及び企業金融支援特別オペによる貸付金、CP 等、社債を取り上げる。中央銀行のバランスシートにおける比率にするために、ここでは、日本銀行の長期国債保有残高に関する「銀行券ルール」をその他の資産にも適用して、各ストック変数を発行銀行券残高に対する比率 (百分比) に変換する。

変数の一覧は、表 14 の通りである。

表 14 非伝統的金融政策の変数群

非伝統的金融政策の効果の経路	変数
金融機関の資金流動性	日銀当座預金／銀行預金(%)
	米ドル建て貸付残高／銀行預金(%)
金融資産の市場流動性	国債買入オペ(億円)
	資産担保証券オペ(億円)
	株式買入(億円)
	共通担保オペ+企業金融支援特別オペ(億円)
	米ドル資金供給オペ(億円に換算)
	CP 等買入(億円)
	社債買入(億円)
中央銀行のバランスシート	日銀当座預金／発行銀行券残高(%)
	米ドル建て貸付残高／発行銀行券残高(%)
	長期国債／発行銀行券残高(%)
	資産担保証券／発行銀行券残高(%)
	金銭の信託(信託財産株式)／発行銀行券残高(%)
	共通担保資金供給及び企業金融支援特別オペによる貸付金／発行銀行券残高(%)
	CP 等／発行銀行券残高(%)
	社債／発行銀行券残高(%)

<sup>11</sup> 日銀当座預金の増減は、銀行券要因・財政等要因から生じる資金過不足、及び日銀信用から構成される (『日銀当座預金増減要因と金融調節』)。そこでは、フロー変数であるオペ取引額を、符号を維持しながら基準化することができる適切な変数が見当たらないため、オペの取引額そのものを用いる。

#### 4.3.1 内生性のワルド検定

構造式を特定化するために，上記の操作変数を全て用いる推定において，内生変数である各資産価格，インフレ率，需給ギャップの全ての組み合わせについて，ワルド検定を行った．表 15 に示された検定の結果に基づき，内生性が棄却できない内生変数の組み合わせとして，表 15 の網掛けのケースに特定化し，以下の推定において内生性を考慮する．

表 15 金融政策ルールの内生性に関するワルド検定の結果

ワルド統計量	内生変数リスト(有意水準 10%*, 5%** , 1%***)						
資産価格	(資産価格, インフレ率, 需給ギャップ)	(資産価格, インフレ率)	(資産価格, 需給ギャップ)	(インフレ率, 需給ギャップ)	資産価格	インフレ率	需給ギャップ
外為 ドル/円・レート			*	**	**	*	***
円名目実効レート			*	**	***	*	***
株価 日経平均			*		**		***
TOPIX			*		**		***
10年国債金利				**			***
信用スプレッド[1]							
格付1年残存 Baa-A		*		*	***		***
Baa-Aa				*	***		***
格付3年残存 Baa-A				*	***		***
Baa-Aa				(注)	***		***
格付5年残存 A-Aa					***		
格付10年残存 A-Aa			**	**			***
A - 10年国債			**	**			***
Aa - 10年国債			*	**	***		***
信用スプレッド[2]							
事業債 - 国債 短期				**			***
中期				**	**		***
長期				**			***
信用スプレッド[3]							
1ヶ月Tibor - Libor				**			***
3ヶ月Tibor - Libor			*	**			***
CD - Libor			*	**			***
6ヶ月Tibor - Libor				**			***
ターム・スプレッド							
Tibor1ヶ月 - コール				**			***
Tibor3ヶ月 - コール				*	**		***
Tibor6ヶ月 - コール				*	*	**	***
その他 ドバイ原油		**		*	*	*	***
東証REIT指数							**

(注)最適化の結果、正定値行列となる誤差項の分散共分散を得られなかった。

#### 4.3.2 構造式の二段階推定値

本項では、ワルド検定により内生性を棄却できない内生変数の組み合わせを考慮しながら、先の式(6)を Newey(1987)の最小カイ二乗推定量を用いて推定する。以下では、各資産価格のケースについて、まず、二段階目に推定される非線型のテイラー・ルールの構造式において、符号条件を満たさない有意な推定値が観察されないか確認したのち、次に、一段階目の推定による非伝統的金融政策の効果の有意性について、被説明変数がそれぞれ資産価格、インフレ率、需給ギャップである式の順に見ていく。

第一に、外国為替レートのケース（表 16）について、二段階目の推定値は、ドル/円・レートと需給ギャップを内生変数とするケースでは、インフレ率及び資産価格の符号条件を満たさない。符号条件を満たさない推定値が見られないその他のケースについて、一段階目の推定値は、金融機関の資金流動性に働きかける非伝統的金融政策は、円名目実効レートに効果がない。金融資産の市場流動性に働きかける政策のうち、長期国債買切オペの増額は、円安の効果を有する。中央銀行のバランスシートを通じた効果として、長期国債・共通担保企業金融特別貸付・社債の資産保有比率が高まると円高、株式など金銭信託の保有比率が高まると円安が生じる。

表 16 非伝統的な金融政策の効果の推定(外国為替レート)

		資産価格：外国為替レート(前年比変化率)					
		ドル/円・レート		円名目実効レート			
		内生変数リスト					
段階	被説明変数	説明変数	(資産価格, 需給ギャップ)	(インフレ率, 需給ギャップ)	(資産価格, 需給ギャップ)	(インフレ率, 需給ギャップ)	
1	インフレ率	日銀当座預金/銀行預金(%)	—	-0.14	—	-0.12	
		米ドル建て貸付残高/銀行預金(%)	—	-2.34	—	-1.17	
		国債買入オペ(億円)	—	2.42E-05	—	4.79E-05	
		資産担保証券オペ(億円)	—	-1.10E-04	—	-1.00E-04	
		株式買入(億円)	—	5.87E-06	—	2.47E-06	
		共通担保オペ+企業金融支援特別オペ(億円)	—	9.04E-07	—	8.39E-07	
		米ドル資金供給オペ(億円に換算)	—	5.21E-05***	—	5.73E-05***	
		CP等買入(億円)	—	-9.6E-05*	—	-1E-04*	
		社債買入(億円)	—	-9.40E-04	—	-1.17E-03	
		日銀当座預金/発行銀行券残高(%)	—	3.32E-03	—	1.31E-03	
		米ドル建て貸付残高/発行銀行券残高(%)	—	-0.04	—	-0.24	
		長期国債/発行銀行券残高(%)	—	-0.03*	—	-0.02*	
		資産担保証券/発行銀行券残高(%)	—	1.61*	—	1.34	
		金銭の信託(信託財産株式)/発行銀行券残高(%)	—	0.28***	—	0.27***	
		共通担保資金供給及び企業金融支援特別オペによる貸付金/発行銀行券残高(%)	—	4.85E-03	—	6.97E-03	
		CP等/発行銀行券残高(%)	—	0.72*	—	0.75*	
		社債/発行銀行券残高(%)	—	-9.88***	—	-11.12***	
		需給ギャップ	日銀当座預金/銀行預金(%)	-8.67	-8.23	-8.67	-8.34
			米ドル建て貸付残高/銀行預金(%)	74.21	68.59	74.21	72.94
			国債買入オペ(億円)	-1.27E-03***	-1.2E-03***	-1.27E-03***	-1.15E-03***
	資産担保証券オペ(億円)		-4.10E-03***	-4.09E-03***	-4.1E-03***	-4.09E-03***	
	株式買入(億円)		3.75E-04	1.96E-04	3.75E-04	2.40E-04	
	共通担保オペ+企業金融支援特別オペ(億円)		2.97E-06	9.23E-06	2.97E-06	7.44E-06	
	米ドル資金供給オペ(億円に換算)		5.63E-04***	6.05E-04***	5.63E-04***	6.2E-04***	
	CP等買入(億円)		1.48E-04	-9.98E-06	1.48E-04	-7.65E-06	
	社債買入(億円)		3.89E-03	1.82E-03	3.89E-03	1.54E-03	
	日銀当座預金/発行銀行券残高(%)		1.24*	1.17*	1.24*	1.19*	
	米ドル建て貸付残高/発行銀行券残高(%)		-13.02	-12.73	-13.02	-13.39	
	長期国債/発行銀行券残高(%)		-0.37**	-0.45**	-0.37**	-0.42**	
	資産担保証券/発行銀行券残高(%)		2.08	3.19	2.078	2.5	
	金銭の信託(信託財産株式)/発行銀行券残高(%)		2.52**	2.95**	2.52**	2.87**	
	共通担保資金供給及び企業金融支援特別オペによる貸付金/発行銀行券残高(%)		-0.04	-0.1	-0.04	-0.08	
	CP等/発行銀行券残高(%)		-1.7	-0.29	-1.7	-0.45	
	社債/発行銀行券残高(%)		-2.23	-10.35	-2.23	-13.82	
	資産価格		日銀当座預金/銀行預金(%)	4.94	—	-5.09	—
			米ドル建て貸付残高/銀行預金(%)	-59.88	—	12.92	—
			国債買入オペ(億円)	6.98E-04	—	-1.44E-03***	—
		資産担保証券オペ(億円)	2.51E-04	—	-5.30E-04	—	
		株式買入(億円)	-1.96E-03*	—	1.86E-03**	—	
		共通担保オペ+企業金融支援特別オペ(億円)	6.78E-05**	—	-5.8E-05**	—	
		米ドル資金供給オペ(億円に換算)	4.32E-04	—	-5.70E-04	—	
		CP等買入(億円)	-1.66E-03	—	1.74E-03*	—	
		社債買入(億円)	-0.02	—	0.03	—	
		日銀当座預金/発行銀行券残高(%)	-0.84	—	0.82	—	
		米ドル建て貸付残高/発行銀行券残高(%)	3.15	—	4.24	—	
		長期国債/発行銀行券残高(%)	-0.80***	—	0.60***	—	
		資産担保証券/発行銀行券残高(%)	11.02	—	-0.57	—	
金銭の信託(信託財産株式)/発行銀行券残高(%)		4.55***	—	-3.76***	—		
共通担保資金供給及び企業金融支援特別オペによる貸付金/発行銀行券残高(%)		-0.65***	—	0.51***	—		
CP等/発行銀行券残高(%)		14.95*	—	-14.26**	—		
社債/発行銀行券残高(%)		-81.75***	—	115.86***	—		
2		コール・レート	インフレ率	-0.06***	0.06***	0.01	0.06***
			需給ギャップ	0.02***	0.01***	0.015***	0.01***
			資産価格	-4.32E-03***	2.33E-03***	-3.6E-03***	-1.47E-03*
	コール前月値		0.55***	0.35***	0.50***	0.31***	
	定数項		0.07***	0.15***	0.13***	0.16***	

第二に、株価のケース(表 17)について確認する。金融政策ルールにおけるインフレ率の係数が有意ではないものの、株価変数も含めて金融政策ルールの推定値は、内生変数の選択に依らず、良好である。このとき、一段階目の推定値から、資金流動性に働きかける日銀当座預金の増大は、いずれの株価指標にとってマイナス材料である。市場流動性を高める国債買切オペの増額も、インフレを伴わ

ない財政再建への懸念<sup>12</sup>からか、TOPIXのマイナス材料である。また、中央銀行のバランスシートのうち、日銀当座預金あるいは株式などの金銭信託の比率が高まると、株価は上昇し、長期国債の比率が高まると、株価は低下する。

---

<sup>12</sup> 竹田・小巻・矢嶋(2005)第8章は、量的緩和政策の強化が、日本国債利回りにインフレ・プレミアムを発生させてきたことを示唆している。

表 17 非伝統的な金融政策の効果の推定(株価)

段階	被説明変数	説明変数	資産価格：株価(前年比変化率)		
			日経平均	TOPIX	
			内生変数リスト		
			(資産価格, 需給ギャップ)	(資産価格, 需給ギャップ)	
1	インフレ率	日銀当座預金/銀行預金(%)	—	—	
		米ドル建て貸付残高/銀行預金(%)	—	—	
		国債買入オペ(億円)	—	—	
		資産担保証券オペ(億円)	—	—	
		株式買入(億円)	—	—	
		共通担保オペ+企業金融支援特別オペ(億円)	—	—	
		米ドル資金供給オペ(億円に換算)	—	—	
		CP等買入(億円)	—	—	
		社債買入(億円)	—	—	
		日銀当座預金/発行銀行券残高(%)	—	—	
		米ドル建て貸付残高/発行銀行券残高(%)	—	—	
		長期国債/発行銀行券残高(%)	—	—	
		資産担保証券/発行銀行券残高(%)	—	—	
		金銭の信託(信託財産株式)/発行銀行券残高(%)	—	—	
		共通担保資金供給及び企業金融支援特別オペによる貸付金/発行銀行券残高(%)	—	—	
		CP等/発行銀行券残高(%)	—	—	
		社債/発行銀行券残高(%)	—	—	
		コール前月値	—	—	
		定数項	—	—	
		需給ギャップ	日銀当座預金/銀行預金(%)	-8.67	-8.67
			米ドル建て貸付残高/銀行預金(%)	74.21	74.21
			国債買入オペ(億円)	-1.27E-03***	-1.27E-03***
			資産担保証券オペ(億円)	-4.1E-03***	-4.1E-03***
			株式買入(億円)	3.75E-04	3.75E-04
			共通担保オペ+企業金融支援特別オペ(億円)	2.97E-06	2.97E-06
	米ドル資金供給オペ(億円に換算)		5.63E-04***	5.63E-04***	
	CP等買入(億円)		1.48E-04	1.48E-04	
	社債買入(億円)		3.89E-03	3.89E-03	
	日銀当座預金/発行銀行券残高(%)		1.24***	1.24*	
	米ドル建て貸付残高/発行銀行券残高(%)		-13.02	-13.02	
	長期国債/発行銀行券残高(%)		-0.37**	-0.37**	
	資産担保証券/発行銀行券残高(%)		2.08	2.08	
	金銭の信託(信託財産株式)/発行銀行券残高(%)		2.52**	2.52**	
	共通担保資金供給及び企業金融支援特別オペによる貸付金/発行銀行券残高(%)		-0.04	-0.04	
	CP等/発行銀行券残高(%)		-1.7	-1.7	
	社債/発行銀行券残高(%)		-2.23	-2.23	
	資産価格		日銀当座預金/銀行預金(%)	-60.86***	-63.24***
			米ドル建て貸付残高/銀行預金(%)	101.92	56.03
			国債買入オペ(億円)	-2.00E-03	-3.95E-03***
			資産担保証券オペ(億円)	-2.47E-03	-2.60E-03
			株式買入(億円)	-2.99E-03	-2.23E-03
			共通担保オペ+企業金融支援特別オペ(億円)	3.20E-05	3.42E-05
			米ドル資金供給オペ(億円に換算)	5.68E-04	5.03E-04
			CP等買入(億円)	-1.87E-03	-1.95E-03
		社債買入(億円)	-3.64E-02	-2.90E-02	
日銀当座預金/発行銀行券残高(%)		6.47***	6.87***		
米ドル建て貸付残高/発行銀行券残高(%)		-18.57	-12.55		
長期国債/発行銀行券残高(%)		-1.07**	-1.15**		
資産担保証券/発行銀行券残高(%)		49.78	51.72		
金銭の信託(信託財産株式)/発行銀行券残高(%)		24.39***	25.57***		
共通担保資金供給及び企業金融支援特別オペによる貸付金/発行銀行券残高(%)		-0.03	-0.01		
CP等/発行銀行券残高(%)		4.79	4.59		
社債/発行銀行券残高(%)		-108.92	-80.64		
2		コール・レート	インフレ率	-0.01	-0.01
			需給ギャップ	0.02***	0.02***
			資産価格	1.81E-03***	7.00E-04
			コール前月値	0.57***	0.52***
			定数項	0.10***	0.10***

第三に、10年国債金利のケース(表18)では、変数の内生性を考慮しない先の推定(表8)と比較して、金融政策ルールにおける国債金利の有意な係数が、符号条件を満たすようになる。インフレ率と需給ギャップが内生変数であることが、先の符号条件を満たさない結果を生んでいたことがわか

る。

表 18 非伝統的な金融政策の効果の推定(10年国債金利)

		資産価格：10年国債金利	
		内生変数リスト	
段階	被説明変数	説明変数	(インフレ率, 需給ギャップ)
1	インフレ率	日銀当座預金/銀行預金(%)	-0.89
		米ドル建て貸付残高/銀行預金(%)	-0.57
		国債買入オペ(億円)	-8.93E-06
		資産担保証券オペ(億円)	-2.2E-04*
		株式買入(億円)	2.83E-05
		共通担保オペ+企業金融支援特別オペ(億円)	-4.35E-07
		米ドル資金供給オペ(億円に換算)	5.51E-05***
		CP等買入(億円)	-8.00E-05
		社債買入(億円)	-6.20E-04
		日銀当座預金/発行銀行券残高(%)	0.09
		米ドル建て貸付残高/発行銀行券残高(%)	-0.23
		長期国債/発行銀行券残高(%)	-0.02
		資産担保証券/発行銀行券残高(%)	2.65**
		金銭の信託(信託財産株式)/発行銀行券残高(%)	0.33***
		共通担保資金供給及び企業金融支援特別オペによる貸付金/発行銀行券残高(%)	0.02*
		CP等/発行銀行券残高(%)	0.51
		社債/発行銀行券残高(%)	-9.83***
		需給ギャップ	日銀当座預金/銀行預金(%)
	米ドル建て貸付残高/銀行預金(%)		69.88
	国債買入オペ(億円)		-1.13E-03***
	資産担保証券オペ(億円)		-3.71E-03**
	株式買入(億円)		7.75E-04
	共通担保オペ+企業金融支援特別オペ(億円)		-2.87E-06
	米ドル資金供給オペ(億円に換算)		5.82E-04***
	CP等買入(億円)		1.93E-04
	社債買入(億円)		4.64E-03
	日銀当座預金/発行銀行券残高(%)		0.84
	米ドル建て貸付残高/発行銀行券残高(%)		-12.48
	長期国債/発行銀行券残高(%)		-0.26
	資産担保証券/発行銀行券残高(%)		-4.1
	金銭の信託(信託財産株式)/発行銀行券残高(%)		1.65
	共通担保資金供給及び企業金融支援特別オペによる貸付金/発行銀行券残高(%)		0.02
	CP等/発行銀行券残高(%)		-1.97
	社債/発行銀行券残高(%)		-10.78
	資産価格		日銀当座預金/銀行預金(%)
		米ドル建て貸付残高/銀行預金(%)	—
		国債買入オペ(億円)	—
		資産担保証券オペ(億円)	—
		株式買入(億円)	—
		共通担保オペ+企業金融支援特別オペ(億円)	—
		米ドル資金供給オペ(億円に換算)	—
		CP等買入(億円)	—
社債買入(億円)		—	
日銀当座預金/発行銀行券残高(%)		—	
米ドル建て貸付残高/発行銀行券残高(%)		—	
長期国債/発行銀行券残高(%)		—	
資産担保証券/発行銀行券残高(%)		—	
金銭の信託(信託財産株式)/発行銀行券残高(%)		—	
共通担保資金供給及び企業金融支援特別オペによる貸付金/発行銀行券残高(%)		—	
CP等/発行銀行券残高(%)		—	
社債/発行銀行券残高(%)		—	
2		コール・レート	インフレ率
	需給ギャップ		0.02***
	資産価格		-0.08**
	コール前月値		0.19***
	定数項		0.29***

第四に、信用スプレッドのケース（表 19・表 20：格付け，表 21：事業債，表 22：ジャパン・プレミアム）について確認していく。二段階目の推定値において符号条件を満たさないケースは多く，格付け 5 年 A-Aa スプレッドのケース，格付け 10 年 A-Aa スプレッドのケース，格付け 10 年 A-10 年国債スプレッドのケースでスプレッドと需給ギャップが内生変数である場合，中期の事業債のケースでスプレッドが内生変数である場合，3 カ月の Tibor-Libor スプレッドあるいは CD-Libor スプレッドのジャパン・プレミアムのケースで，スプレッドと需給ギャップが内生変数である場合，である。

符号条件を満たすその他のケースについて一段階目の推定値を見ると，資金流動性を高める政策は全く効果がない。市場流動性に働きかける政策の場合，米ドル資金供給オペの増額は信用スプレッドを低下させ，a-1 格相当の格付をもつ CP 等あるいは A 格相当以上の格付をもつ社債の買切増額は，高格付の債券に対する信用リスクだけを低下させ，信用スプレッドを上昇させる効果がある。一方，中央銀行のバランスシートにおいて，株式などの金銭信託あるいは CP 等の比率が高まると信用スプレッドは低下し，社債の比率が高まると上昇する。a-1 格相当の格付を対象とする CP 等の比率の上昇は，Baa など格付の低い債券の利回りを低める効果が，格付けの高い債券の利回りに対する効果よりも相対的に強かった。一方，A 格相当以上の格付を対象とする社債の比率の上昇は，A 格ないし Aa 格など格付の高い債券の利回りを，格付の低い債券の利回りよりも相対的に大きく低下させる効果があったことがわかる。

表 19 非伝統的な金融政策の効果の推定(信用スプレッド[1 - 1])

		資産価格：信用スプレッド							
		格付1年 Baa-A		格付1年 Baa-Aa		格付3年 Baa-A		格付3年 Baa-Aa	
		内生変数リスト							
段階	被説明変数	(資産価格, インフレ率)	(インフレ率, 需給ギャップ)	(インフレ率, 需給ギャップ)	資産価格	(インフレ率, 需給ギャップ)	資産価格	(インフレ率, 需給ギャップ)	資産価格
1	インフレ率	-0.29	-0.35	-0.34	—	-0.31	—	-0.28	—
		-1.43	-0.72	-0.91	—	-1.29	—	-1.47	—
		1.52E-05	3.95E-06	2.16E-06	—	-3.37E-06	—	-6.44E-06	—
		-1.30E-04	-1.40E-04	-1.40E-04	—	-1.40E-04	—	-1.40E-04	—
		6.91E-05	7.63E-05	7.66E-05	—	7.93E-05	—	7.74E-05	—
		-1.08E-06	-1.17E-06	-1.14E-06	—	-1.10E-06	—	-8.35E-07	—
		4.86E-05***	4.79E-05***	4.76E-05***	—	5.18E-05***	—	5.09E-05***	—
		-6.80E-05	-1.8E-04**	-1.9E-04**	—	-2.3E-04***	—	-2.5E-04***	—
		-5.00E-04	-3.52E-03*	-3.7E-03**	—	-4.52E-03**	—	-0.01***	—
		0.02	0.03	0.03	—	0.03	—	0.02	—
		-0.07	-0.19	-0.17	—	-0.15	—	-0.14	—
		-4.01E-03	-0.01	-0.01	—	-4.44E-03	—	-4.16E-03	—
		1.67	1.58	1.55	—	1.52	—	1.46	—
		0.19*	0.24**	0.26***	—	0.25**	—	0.27***	—
		0.03**	0.02*	0.02*	—	0.02**	—	0.02*	—
	0.44	1.21**	1.26**	—	1.51***	—	1.66***	—	
	-9.83***	-10.55***	-10.90***	—	-10.52***	—	-10.89***	—	
	需給ギャップ	—	-8.93	-9	—	-9.1	—	-9.18	—
		—	71.34	72.65	—	74.42	—	75.01	—
		—	-1.23E-03***	-1.22E-03***	—	-1.22E-03***	—	-1.21E-03***	—
		—	-4.29E-03***	-4.31E-03***	—	-4.26E-03***	—	-4.27E-03***	—
		—	4.01E-04	3.98E-04	—	4.05E-04	—	4.14E-04	—
		—	2.81E-06	2.60E-06	—	2.21E-06	—	1.28E-06	—
		—	6.35E-04***	6.38E-04***	—	6.07E-04***	—	6.1E-04***	—
		—	8.64E-04	9.47E-04	—	6.92E-04	—	7.50E-04	—
		—	0.02	0.03	—	0.02	—	0.02	—
		—	1.27*	1.28*	—	1.29*	—	1.30*	—
		—	-12.88	-13.01	—	-13.14	—	-13.18	—
		—	-0.37**	-0.37**	—	-0.38**	—	-0.38**	—
		—	4.25	4.49	—	4.09	—	4.29	—
		—	2.42**	2.26*	—	2.53**	—	2.44**	—
		—	0.01	0.02	—	-0.01	—	1.98E-03	—
	—	-6.78	-7.31	—	-5.35	—	-5.68	—	
	—	-5.74	-3.08	—	-8.02	—	-6.84	—	
	資産価格	-0.11	—	—	-0.07	—	-0.15	—	-0.21
		-0.37	—	—	1.21	—	3.03	—	3.91
		1.47E-06	—	—	1.67E-07	—	2.84E-05	—	2.95E-05
		-1.00E-04	—	—	-7.40E-05	—	-3.60E-05	—	-3.70E-05
		-1.60E-05	—	—	-3.80E-05	—	-6.60E-05	—	-6.10E-05
		5.21E-07	—	—	6.97E-07	—	7.39E-07	—	-2.18E-07
		2.87E-05	—	—	1.33E-05	—	-1.60E-05	—	-1.70E-05
		5.3E-04***	—	—	5.4E-04***	—	7.92E-04***	—	8.01E-04***
		0.01***	—	—	0.01***	—	0.02***	—	0.02***
		0.02	—	—	0.02	—	0.03	—	0.04
		-6.89E-03	—	—	-0.11	—	-0.13	—	-0.21
-1.34E-03		—	—	-7.20E-04	—	-0.01	—	-0.01	
0.59		—	—	0.12	—	-0.04	—	-0.06	
-0.14		—	—	-0.27**	—	-0.26*	—	-0.37**	
0.02		—	—	0.01	—	2.73E-03	—	0.01	
-3.74***	—	—	-3.76***	—	-5.28***	—	-5.27***		
3.03	—	—	7.49***	—	7.95***	—	10.16***		
2	コール・レート	7.64E-03	0.06***	0.06***	-3.80E-03	0.01	3.51E-03	(注)	-3.30E-04
		9.28E-04	0.01***	0.01***	-9.10E-04	0.02***	2.52E-04	(注)	-2.50E-04
		-0.05***	-0.02	-0.01	-0.08***	0.01	-0.09***	(注)	-0.07***
		0.84***	0.34***	0.36***	0.90***	0.37***	0.94***	(注)	0.92***
		0.09***	0.15***	0.15***	0.11***	0.12***	0.11***	(注)	0.12***

(注) 紙幅の制限より、説明変数名を割愛する。説明変数は、表 14 と同じ順に並べられている。

表 20 非伝統的な金融政策の効果の推定(信用スプレッド[1-2])

		資産価格：信用スプレッド						
		格付5年 A-Aa	格付10年 A-Aa	格付10年 A-10年国債	格付10年 Aa-10年国債			
		内生変数リスト						
段階	被説明変数	資産価格	(資産価格, 需給ギャップ)	(インフレ率, 需給ギャップ)	(資産価格, 需給ギャップ)	(インフレ率, 需給ギャップ)	(資産価格, 需給ギャップ)	
1	インフレ率	---	---	-0.28	---	-0.18	---	
		---	---	-0.55	---	-0.23	---	
		---	---	1.30E-05	---	2.00E-05	---	
		---	---	-1.50E-04	---	-1.50E-04	---	
		---	---	4.04E-05	---	5.36E-05	---	
		---	---	-7.58E-07	---	-7.82E-07	---	
		---	---	5.45E-05***	---	5.77E-05***	---	
		---	---	-1.3E-04*	---	-9.90E-05	---	
		---	---	-2.59E-03	---	-1.56E-03	---	
		---	---	0.03	---	0.01	---	
		---	---	-0.23	---	-0.29	---	
		---	---	-0.01	---	-0.01	---	
		---	---	1.90*	---	1.83*	---	
		---	---	0.34***	---	0.25**	---	
		---	---	0.03**	---	0.02*	---	
		---	---	0.94*	---	0.67	---	
		---	---	-10.69***	---	-10.62***	---	
		---	---	-8.67	-9.39	-8.67	-9.87	-8.67
		---	---	74.21	70.2	74.21	69.11	74.21
		---	---	-1.27E-03***	-1.29E-03***	-1.27E-03***	-1.33E-03***	-1.27E-03***
	---	---	-4.1E-03***	-4.21E-03***	-4.1E-03***	-4.22E-03***	-4.1E-03***	
	---	---	3.75E-04	6.51E-04	3.75E-04	5.33E-04	3.75E-04	
	---	---	2.97E-06	-5.48E-08	2.97E-06	5.38E-07	2.97E-06	
	---	---	5.63E-04***	5.89E-04***	5.63E-04***	5.75E-04***	5.63E-04***	
	---	---	1.48E-04	4.98E-04	1.48E-04	2.63E-04	1.48E-04	
	---	---	3.89E-03	0.02	3.89E-03	0.01	3.89E-03	
	---	---	1.24*	1.31*	1.24*	1.37*	1.24*	
	---	---	-13.02	-12.61	-13.02	-12.4	-13.02	
	---	---	-0.37**	-0.32*	-0.37**	-0.35**	-0.37**	
	---	---	2.08	2.02	2.08	2.68	2.08	
	---	---	2.52**	1.77	2.52**	2.43**	2.52**	
	---	---	-0.04	-0.01	-0.04	-2.70E-03	-0.04	
	---	---	-1.7	-4.89	-1.7	-2.63	-1.7	
	---	---	-2.23	-4.77	-2.23	-6.34	-2.23	
	---	---	-0.11	-0.02	---	-0.2	-0.18*	
	---	---	-1.2	-0.24	---	-0.97	-0.73	
	---	---	-6.14E-06	-3.44E-06	---	-1.70E-05	-1.3E-05**	
	---	---	-1.50E-05	7.89E-06	---	1.09E-05	3.04E-06	
	---	---	6.14E-07	1.62E-05*	---	1.91E-05	2.86E-06	
	---	---	-4.51E-07	-1.46E-07	---	-3.06E-07	-1.60E-07	
	---	---	-1E-05***	-3.67E-06	---	-1.1E-05**	-7.32E-06**	
	---	---	1.54E-07	3.88E-05***	---	4.62E-05**	7.38E-06	
	---	---	2.01E-04	1.32E-03***	---	1.48E-03***	1.53E-04	
	---	---	0.01	2.20E-03	---	0.02	0.02	
	---	---	0.23	0.05	---	0.19	0.14	
---	---	-1.72E-03	4.99E-03**	---	0.01	8.76E-04		
---	---	0.05	-0.2	---	-0.31	-0.11		
---	---	-0.08***	-0.09***	---	-0.08**	0.01		
---	---	2.12E-03	1.72E-04	---	2.41E-03	2.23E-03		
---	---	0.29***	-0.33***	---	-0.34**	-0.01		
---	---	1.69***	0.91***	---	1.66***	0.75**		
2	コール・レート	0.17***	-0.04***	0.06***	-0.03***	0.07***	0.02**	
		-0.01***	0.02***	0.01***	0.02***	0.01***	2.83E-03	
		-1.82***	-0.51***	0.30***	-0.88***	-0.04	-2.31***	
		0.70***	0.41***	0.40***	0.21***	0.27***	0.52***	
		0.54***	0.19***	0.10***	0.53***	0.18***	0.73***	

(注) 紙幅の制限より、説明変数名を割愛する。説明変数は、表 14 と同じ順に並べられている。

表 21 非伝統的な金融政策の効果の推定(信用スプレッド[2])

		資産価格：事業債 - 国債				
		短期	中期	長期		
		内生変数リスト				
段階	被説明変数	(インフレ率, 需給ギャップ)	(インフレ率, 需給ギャップ)	資産価格	(インフレ率, 需給ギャップ)	
1	インフレ率	-0.29	-0.3	—	-0.34	
		-0.54	-0.93	—	-0.78	
		-2.72E-07	4.12E-06	—	8.06E-06	
		-1.40E-04	-1.50E-04	—	-1.50E-04	
		6.12E-05	6.48E-05	—	7.09E-05	
		-8.61E-07	-9.03E-07	—	-1.05E-06	
		5.69E-05***	5.45E-05***	—	5.24E-05***	
		-5.10E-05	-5.60E-05	—	-6.70E-05	
		-5.70E-04	-4.50E-04	—	-4.80E-04	
		0.03	0.03	—	0.03	
		-0.22	-0.17	—	-0.18	
		-0.01	-0.01	—	-0.01	
		1.58	1.67	—	1.69	
		0.22**	0.21**	—	0.20**	
		0.03**	0.03**	—	0.03**	
		0.36	0.37	—	0.43	
		-9.69***	-9.82***	—	-9.89***	
		需給ギャップ	-9.37	-9.3	—	-9.52
			69.97	72.73	—	41.08
			-1.2E-03***	-1.23E-03***	—	-1.27E-03***
	-4.31E-03***		-4.26E-03***	—	-4.23E-03***	
	5.09E-04		4.90E-04	—	5.35E-04	
	6.15E-07		7.57E-07	—	2.79E-07	
	5.71E-04***		5.86E-04***	—	5.65E-04***	
	-2.90E-05		-3.28E-06	—	1.50E-05	
	4.12E-03		3.28E-03	—	4.25E-03	
	1.30*		1.30*	—	1.33*	
	-12.64		-12.99	—	-9.26	
	-0.35**		-0.36**	—	-0.38**	
	4.23		3.65	—	3.85	
	2.56**		2.64**	—	2.70**	
	-0.01		-0.01	—	-0.02	
	-0.83		-0.86	—	-1.38	
	-11.8		-10.92	—	-10.1	
	資産価格		—	—	-2.25	—
		—	—	-2.34	—	
		—	—	1.75E-04	—	
		—	—	-2.30E-04	—	
		—	—	3.45E-04	—	
		—	—	-8.21E-06	—	
		—	—	-1.3E-04*	—	
		—	—	-5.9E-04**	—	
—		—	-1.16E-03	—		
—		—	0.19	—		
—		—	0.71	—		
—		—	0.12**	—		
—		—	0.66	—		
—		—	-0.3	—		
—	—	0.04	—			
—	—	2.96	—			
—	—	-0.38	—			
2	コール・レート	0.09***	0.09***	-0.03***	0.06***	
		0.02***	0.02***	0.01***	0.02***	
		-0.01**	-0.01***	-0.10***	-4.53E-03**	
		0.18**	0.16**	0.42***	0.28***	
		0.18***	0.18***	0.15***	0.15***	

(注) 紙幅の制限より、説明変数名を割愛する。説明変数は、表 14 と同じ順に並べられている。

表 22 非伝統的な金融政策の効果の推定(信用スプレッド[3])

		資産価格：ジャパン・プレミアム					
		1ヵ月		3ヵ月		6ヵ月	
		Tibor-Libor		Tibor-Libor		CD-Libor	
		内生変数リスト					
段階	被説明変数	(インフレ率, 需給ギャップ)	(資産価格, 需給ギャップ)	(インフレ率, 需給ギャップ)	(資産価格, 需給ギャップ)	(インフレ率, 需給ギャップ)	(インフレ率, 需給ギャップ)
1	インフレ率	-0.29	—	-0.39	—	-0.37	-0.39
		-2.66	—	-0.58	—	-0.86	-0.93
		2.50E-06	—	8.29E-06	—	-3.36E-07	1.15E-05
		-1.00E-04	—	-1.50E-04	—	-1.40E-04	-1.50E-04
		7.43E-05	—	6.72E-05	—	7.05E-05	7.09E-05
		-9.51E-07	—	-1.44E-06	—	-1.28E-06	-1.20E-06
		8.33E-05***	—	5.87E-05***	—	5.49E-05***	5.42E-05***
		-6.80E-05	—	-6.80E-05	—	-6.60E-05	-6.20E-05
		-7.30E-05	—	-2.10E-04	—	-2.70E-04	-2.00E-04
		0.02	—	0.04	—	0.04	0.04
		-0.08	—	-0.23	—	-0.18	-0.16
		-0.01	—	-0.01	—	-0.01	-0.01
		1.52	—	1.69	—	1.63	1.73
		0.25***	—	0.20**	—	0.21**	0.20**
		0.03**	—	0.03**	—	0.03**	0.03**
		0.2	—	0.34	—	0.36	0.35
		-13.15***	—	-11.43***	—	-10.54***	-10.53***
	需給ギャップ	-8.95	-8.67	-8.7	-8.67	-8.55	-8.58
		73.14	74.21	70.87	74.21	70.7	72.78
		-1.26E-03***	-1.27E-03***	-1.26E-03***	-1.27E-03***	-1.12E-03***	-1.29E-03***
		-4.22E-03***	-4.1E-03***	-4.22E-03***	-4.1E-03***	-4.33E-03***	-4.22E-03***
		4.34E-04	3.75E-04	4.60E-04	3.75E-04	4.54E-04	4.40E-04
		2.11E-06	2.97E-06	4.26E-06	2.97E-06	5.72E-06	3.09E-06
		6.1E-04***	5.63E-04***	5.67E-04***	5.63E-04***	5.56E-04***	5.9E-04***
		9.24E-05	1.48E-04	9.61E-05	1.48E-04	6.40E-05	5.07E-05
		3.55E-03	3.89E-03	1.95E-03	3.89E-03	-1.20E-04	1.34E-03
		1.27*	1.24*	1.24*	1.24*	1.21*	1.22*
		-13.13	-13.02	-12.64	-13.02	-12.57	-13.02
		-0.38**	-0.37**	-0.35**	-0.37**	-0.31*	-0.35**
		3.44	2.08	3.45	2.08	4.49	3.17
		2.69**	2.52**	2.72**	2.52**	2.50**	2.69**
		-0.02	-0.04	-0.03	-0.04	-0.06	-0.03
		-1.38	-1.7	-0.8	-1.7	-0.11	-0.69
		-10.84	-2.23	-1.33	-2.23	1.02	-5.41
	資産価格	—	0.02	—	0.02	—	—
		—	-0.19	—	-0.11	—	—
		—	-1.78E-07	—	5.91E-06***	—	—
		—	8.59E-07	—	-3.39E-06	—	—
		—	1.64E-06	—	4.79E-07	—	—
		—	1.72E-07*	—	1.54E-07	—	—
		—	-3.23E-06***	—	-2.26E-06**	—	—
		—	6.23E-07	—	-8.49E-07	—	—
		—	-1.20E-04	—	-1.50E-04	—	—
		—	-2.86E-03	—	-2.66E-03	—	—
		—	0.04	—	0.02	—	—
		—	1.65E-03**	—	2.63E-03***	—	—
		—	-0.01	—	0.03	—	—
—	1.77E-03	—	-0.01	—	—		
—	-1.07E-03*	—	-1.62E-03**	—	—		
—	0.04*	—	0.05*	—	—		
—	0.74***	—	0.51***	—	—		
2	コール・レート	0.05***	-0.05***	0.05***	-0.04***	0.08***	0.06***
		0.02***	0.02***	0.02***	0.02***	0.02***	0.01***
		-0.60***	-2.30***	-0.22	-1.71***	0.35	0.18
		0.21***	0.17**	0.31***	0.13	0.30***	0.55***
		0.15***	0.15***	0.14***	-0.01	0.18***	0.11***

(注) 紙幅の制限より、説明変数名を割愛する。説明変数は、表 14 と同じ順に並べられている。

第五に、ターム・スプレッドのケースについて推定結果(表 23)を述べていく。二段階目の推定値が符号条件を満たさないケースは、Tibor3 カ月ーコール・スプレッドあるいは Tibor 6 カ月ーコール・スプレッドのケースで、それぞれのスプレッドが内生変数である場合である。よって、非伝統的金融

政策の実施が、ターム・スプレッドの縮小に効果があるか否かについて、明確な結果は得られない。

表 23 非伝統的な金融政策の効果の推定(ターム・スプレッド)

		資産価格：ターム・スプレッド					
		Tibor1か月 - コール	Tibor3か月 - コール	Tibor6か月 - コール			
		内生変数リスト					
段階	被説明変数	(インフレ率, 需給ギャップ)	(インフレ率, 需給ギャップ)	資産価格	(インフレ率, 需給ギャップ)	資産価格	
1	インフレ率	-0.38	-0.35	—	-0.18	—	
		-1.65	-1.13	—	-1.22	—	
		1.67E-05	1.64E-05	—	2.02E-05	—	
		-1.60E-04	-1.50E-04	—	-1.50E-04	—	
		7.08E-05	7.23E-05	—	8.15E-05	—	
		-1.16E-06	-1.35E-06	—	-1.43E-06	—	
		5.38E-05***	5.93E-05***	—	6.5E-05***	—	
		-6.60E-05	-6.60E-05	—	-6.20E-05	—	
		-4.90E-04	-4.70E-04	—	-4.20E-04	—	
		0.03	0.03	—	0.02	—	
		-0.09	-0.2	—	-0.24	—	
		-3.02E-03	-2.07E-03	—	1.93E-03	—	
		1.7	1.63	—	1.62	—	
		0.20*	0.19*	—	0.13	—	
		0.03**	0.03**	—	0.02**	—	
		0.41	0.4	—	0.35	—	
		-10.13***	-10.77***	—	-11.76***	—	
		需給ギャップ	-9.34	-8.98	—	-7.71	—
			65.96	72.29	—	71.84	—
	-1.16E-03**		-1.18E-03***	—	-1.17E-03***	—	
	-4.29E-03***		-4.24E-03***	—	-4.2E-03***	—	
	4.25E-04		4.41E-04	—	5.08E-04	—	
	9.50E-07		-5.15E-07	—	-5.88E-07	—	
	6.25E-04***		6.71E-04***	—	7.01E-04***	—	
	1.15E-04		1.07E-04	—	1.37E-04	—	
	3.40E-03		3.58E-03	—	3.94E-03	—	
	1.29*		1.28*	—	1.17*	—	
	-12.45		-13.59	—	-13.81	—	
	-0.34*		-0.34**	—	-0.32*	—	
	3.62		2.89	—	2.95	—	
	2.61**		2.52**	—	2.12*	—	
	-0.02		-0.03	—	-0.04	—	
	-1.61		-1.66	—	-1.98	—	
	-13.18		-18.48	—	-24.35	—	
	資産価格		—	—	0.02	—	-0.06
		—	—	0.06	—	0.03	
		—	—	-6.81E-06	—	-4.46E-06	
		—	—	8.08E-06	—	8.55E-06	
		—	—	-2.28E-06	—	-7.48E-06	
		—	—	2.85E-07	—	2.03E-07	
		—	—	-8.22E-06***	—	-8.60E-06***	
		—	—	-4.95E-07	—	-1.09E-06	
		—	—	-4.70E-06	—	-2.00E-05	
		—	—	-2.36E-03	—	4.21E-03	
		—	—	0.06	—	0.07	
		—	—	-3.4E-03*	—	-3.26E-03*	
		—	—	0.03	—	-0.02	
—		—	0.01	—	0.03**		
—		—	2.09E-04	—	6.36E-04		
—		—	0.03	—	0.03		
—		—	1.01***	—	1.21***		
2		コール・レート	0.06***	0.06***	0.04***	0.06***	0.07***
			0.02***	0.01***	-0.01***	0.01***	-4.56E-03***
	-0.23***		-0.30***	-2.23***	-0.40***	-1.89***	
	0.38***		0.52***	1.53***	0.62***	1.35***	
	0.16***		0.18***	0.47***	0.20***	0.51***	

(注) 紙幅の制限より、説明変数名を割愛する。説明変数は、表 14 と同じ順に並べられている。

第六に、その他の資産価格（ドバイ原油と JREIT）のケース（表 24）について述べる。二段階目

の金融政策ルールの推定値では、全てのケースで符号条件は満たされない。そのため、一段階目の推定値について明確な結果は得られない。

表 24 非伝統的な金融政策の効果の推定(その他の資産価格)

		その他の資産価格(前年比変化率)			
		ドバイ原油		東証REIT指数	
		内生変数リスト			
段階	被説明変数	(資産価格, インフレ率)	(インフレ率, 需給ギャップ)	需給ギャップ	
1	インフレ率	-0.29	-6.62E-03	—	
		-1.43	-1.45	—	
		1.52E-05	4.29E-05	—	
		-1.30E-04	-9.20E-05	—	
		6.91E-05	4.46E-05	—	
		-1.08E-06	-1.00E-06	—	
		4.86E-05***	4.74E-05***	—	
		-6.80E-05	-6.20E-05	—	
		-5.00E-04	-4.40E-04	—	
		0.02	-0.01	—	
		-0.07	-0.03	—	
		-4.01E-03	2.49E-03	—	
		1.67	1.05	—	
		0.19*	0.17*	—	
		0.03**	0.02*	—	
		0.44	0.47	—	
		-9.83***	-8.80***	—	
		需給ギャップ	—	-7.65	-14.79
			—	71.7	5.33
			—	-1.13E-03***	-0.01***
	—		-4E-03***	-3.29E-03**	
	—		3.30E-04	-2.00E-04	
	—		2.35E-06	-2.30E-05	
	—		5.87E-04***	5.3E-04**	
	—		1.13E-04	-1.80E-04	
	—		3.64E-03	0.02	
	—		1.1	2.19*	
	—		-12.68	-4.93	
	—		-0.34**	-1.01***	
	—		1.01	4.29	
	—	2.56**	12.64		
	—	-0.04	0.27		
	—	-1.19	-3.32		
	—	-6.18	38.67		
	資産価格	-56.97	—	—	
		30.99	—	—	
		-0.01**	—	—	
		-0.01	—	—	
		4.73E-03	—	—	
		-1.40E-05	—	—	
		4.72E-04	—	—	
		-1.07E-03	—	—	
		-0.01	—	—	
7.42*		—	—		
-12.96	—	—			
-1.36	—	—			
117.07	—	—			
4.09	—	—			
1.19	—	—			
-6.63	—	—			
-195.88*	—	—			
2	コール・レート	0.03*	0.07***	-8.65E-03	
		-2.63E-03*	0.02***	-4.06E-03***	
		3.8E-03***	-6.4E-04**	7.33E-04**	
		0.82***	0.17**	0.96***	
		-0.03	0.18***	0.06**	

(注) 紙幅の制限より、説明変数名を割愛する。説明変数は、表 14 と同じ順に並べられている。

最後に、全てのケース(表 16 から表 24 まで)を対象に、マクロ経済指標であるインフレ率及び需

給ギャップへの効果に関する推定結果を確認する。市場流動性を高める政策のうち、米ドル資金供給オペが増額されると、インフレ率を高め、中央銀行のバランスシートのうち、株式などの金銭信託の比率が高まるとインフレ率を高め、社債の比率が高まるとインフレ率を低める。また、資金流動性に働きかける政策のうち、国債買切・資産担保証券の増額は、需給ギャップを低下させ、米ドル資金供給オペの増額は、需給ギャップを上昇させる効果がある。

## 5—総括：日本銀行の非伝統的金融政策に対する評価

本節では、結論に代えて、本研究の推定結果につき総括し、これまで日本銀行の採用してきた非伝統的金融政策の効果に関して評価したい。「1. はじめに」で言及したように、日本銀行のバランスシート運営の基本的な考え方は、購入する資産に「中立性」、「流動性」、「健全性」を要求する。

第一に、日本銀行は中立性を確保するために、「自らの資産保有が当該資産市場の価格形成に影響を与えないように努めている」（日本銀行企画室(2004), P.24）。例えば、国債買入、株式買入、米ドル建て貸付、(a-1 格相当の格付をもつ) CP 等買入、(A 格相当以上の格付をもつ) 社債買入の効果がそれぞれ、国債金利の低下、株価の上昇、円高・ドル安、高格付の債券の信用リスクのみの低下、事業債の信用スプレッドの縮小という当該資産市場の価格形成のみに影響を与えているならば、これまでの日本銀行の非伝統的金融政策は、中立性の原則に反すると言える。中立性の確保のためには、当該資産の保有が、できるだけ多くの資産市場の価格形成に一樣に、望ましい効果を与えることが必要になる。

第二に、日本銀行は一方で、バランスシート運営上、資産の市場流動性の観点から、「保有する資産について、償還期限のバランスに留意し、全体として残存期間が長期化しないように、また、必要なときには、いつでも容易に売却できるものであるように、努めている」（同じく、P.24）。他方、日本銀行の非伝統的金融政策には、資産の市場流動性に働きかけ、資産価格を上昇させる効果が期待される。例えば、非伝統的金融政策とは言っても、残存期間の比較的短い CP 等（3 カ月）や社債（1 年以内）の買切オペの増額が、信用スプレッドの縮小など、資産価格を好転させる効果をもつならば、市場流動性の維持の観点から、日本銀行のこれまでの非伝統的金融政策は支持される。

第三に、日本銀行は、財務の健全性を維持するため、「日本銀行が保有する資産や受け入れる担保は、高い信用力を持ったものになるように努めている」（同じく、P.23）。市場流動性の回復を意図した資産買入オペの結果、日本銀行のバランスシートに多少とも信用リスクの伴う資産が計上されることが、信用スプレッドの拡大など、資産価格を悪化させる副作用をもつならば、日本銀行のこれまでの非伝統的金融政策は、評価を下げることになる。

以下、表 25 にまとめられた推定結果を下にして、日本銀行の非伝統的金融政策の資産価格への効果に関して、上記三つの観点から評価する。

表 25 日本銀行の非伝統的金融政策の資産価格への効果

資産価格	銀行預金比		オペレーション						発行銀行券比								
	日銀当座預金	米ドル建て貸付	国債買入	資産担保証券	株式	共通・企業金融	米ドル建て貸付	CP	社債	日銀当座預金	米ドル建て貸付	長期国債	資産担保証券	金銭の信託	共通・企業金融	CP	社債
ドル・円																	
円実効			—		+	—	—	(+)		+		+		—	+	—	+
日経平均	—									+		—		+			
TOPIX	—		—									—		+			
JGB																	
1Baa-A																—	
1Baa-Aa														—		—	+
3Baa-A														(—)		—	+
3Baa-Aa														—		—	+
5A-Aa														—		+	+
10A-Aa					(+)									—		—	+
10A-JGB							—	+	+					—		—	+
10Aa-JGB	(—)		—				—										+
事・国短期																	
事・国中期							(—)	—				+					
事・国長期																	
1T-L																	
3T-L						(+)	—					+			(—)	(+)	+
#CD-L			+				—					+			—	(+)	+
6T-L																	
1T・コール																	
3T・コール														(—)			+
6T・コール														(—)	+		+
ドバイ油			—														(—)
JREIT																	

### 5.1 | 中立性

上記の中立性の観点から見て、これまでの日本銀行の非伝統的金融政策は、不十分な効果しかもつてこなかった。表 25 の推定結果によれば、CP 等買切オペ、社債買切オペの増額は、短期を中心にして、高格付の債券の信用リスクのみを低下させる一方、格付け別の信用スプレッドを一様に上昇させる効果がある。同様に、日本銀行のバランスシートにおける CP 等の比率の上昇は、短期の信用スプレッドを一様に低下させる一方、社債の比率の上昇は、短期の信用スプレッドを一様に上昇させる効果を有する。高格付の債券の市場流動性の供与による部分的な信用リスクの低下を除くと、こうした一様な効果は、中立性の観点から見て、望まれる。一方、株式などの金銭の信託が日本銀行のバランスシートに占める比率が高まると、直接的に日経平均及び TOPIX の上昇に繋がる。中央銀行による特定の金融資産の保有増加が、その金融資産の価格上昇を生んでいるという意味で、中立性に反する結果を示唆している。

### 5.2 | 流動性

次に、資産の市場流動性を高めるという観点で、日本銀行の非伝統的金融政策を評価する。資産の市場流動性に働きかける非伝統的金融政策としてのオペ対象の拡大は、表 25 から明らかのように、望ましい効果を発揮して来なかった。国債買切は、TOPIX を浮揚ではなく低下させ、CP 等及び社債

買切の増額は、高格付の債券の信用リスクのみを低下させ、信用スプレッドの縮小ではなく、拡大をもたらしている。

### 5.3 | 健全性

最後に、日本銀行のバランスシートの健全性の観点から、健全性を損なう可能性のある株式などの金銭の信託や CP 等がバランスシート上、比重が高まると、株価を引き上げ、中短期を中心にした信用スプレッドの縮小が見られ、中央銀行自ら保有する資産の信用リスクも低下し、健全性に寄与する。しかしながら、CP 等と同様、中央銀行のバランスシートの健全性を損なう危険性のある社債の比重が高まると、中短期の信用スプレッドは拡大し、信用リスクの高まりを生み、中央銀行のバランスシート自体の健全性が損なわれる結果となる。

### 参考文献

- [1] Auerbach, A. J., and M. Obstfeld. 2005. "The Case for Open-Market Purchases in a Liquidity Trap." *American Economic Review*, 95(1), pp. 110–137.
- [2] Baba, N., M. Nakashima, Y. Shigemi, and K. Ueda. 2006. "The Bank of Japan's Monetary Policy and Bank Risk Premiums in the Money Market." *International Journal of Central Banking*, 2 (1), pp. 105–135.
- [3] Benhabib, J., S. Schmitt-Grohe, and M. Uribe. 2002. "Avoiding Liquidity Traps," *Journal of Political Economy*, 110(3), pp. 535-563.
- [4] Bernanke, B. 2002. "Asset-Price "Bubbles" and Monetary Policy," Remarks by Governor Ben S. Bernanke, Before the New York Chapter of the National Association for Business Economics, New York, New York, October 15, 2002.
- [5] Bernanke, B., and M. Gertler. 1999. "Monetary Policy and Asset Volatility." *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review* 84 (4th Q), pp. 17-51.
- [6] Bernanke, B., and M. Gertler. 2001. "Should Central Banks Respond to Movements in Asset Prices?" *American Economic Review*, 91(2), pp. 253-257.
- [7] Borio, C., and P. Lowe. 2002. "Asset Prices, Financial and Monetary Stability: Exploring the Nexus." BIS Working Paper No. 114.
- [8] Cúrdia, V., and M. Woodford. 2009. "Credit Spreads and Monetary Policy." NBER Working Papers No. 15289.
- [9] Eggertsson, G., and M. Woodford. 2003. "The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy." *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, pp. 139–211.
- [10] Farmer, R. 2009. "What Keynes Should Have Said." VoxEU.org
- [11] 福田慎一. 2009. 「バブル崩壊後の金融市場の動揺と金融政策」『デフレ経済と金融政策』（吉川洋編，慶応義塾大学出版会，2009年）第7章.
- [12] Greenspan, A. 2004. "Risk and Uncertainty in Monetary Policy." *American Economic Review Papers and Proceedings*, 94(2), pp.33-40.

- [13] Hamada, K., and Y. Okada. 2009. "Monetary and International Factors behind Japan's Lost Decade." *Journal of the Japanese and International Economies*, 23(2), pp. 200-219.
- [14] Ireland, P. N. 1996. "Long-Term Interest Rates and Inflation: A Fisherian Approach." *Economic Quarterly*, Federal Reserve Bank of Richmond, winter, pp. 21-36.
- [15] Ito, T., and K. Harada. 2005. "Japan Premium and Stock Prices: Two Mirrors of Japanese Banking Crises." *International Journal of Finance & Economics*, 10(3), pp.195-211.
- [16] Lansing, Kevin J. 2008. "Monetary Policy and Asset Prices" *FRBSF Economic Letter*, No.2008-34.
- [17] Leamer, Edward E. 2007. "Housing is the Business Cycle" NBER Working Paper No. 13428.
- [18] McCulley, P., and R. Toloui. 2008. "Chasing the Neutral Rate Down: Financial Conditions, Monetary Policy, and the Taylor Rule." *Global Central Bank Focus*, PIMCO.
- [19] Newey, W. K. 1987. "Efficient Estimation of Limited Dependent Variable Models with Endogenous Explanatory Variables." *Journal of Econometrics*, 36(3), pp.231-250.
- [20] 日本銀行企画室. 2004. 「日本銀行の政策・業務とバランスシート」  
<http://www.boj.or.jp/type/ronbun/ron/research/data/ron0406b.pdf>
- [21] 日本銀行金融市場局. 2004. 「国債市場と日本銀行」  
<http://www.boj.or.jp/type/ronbun/ron/research/data/ron0404b.pdf>
- [22] 翁邦雄・白川方明・白塚重典. 2000. 「資産価格バブルと金融政策：1980年代後半の日本の経験とその教訓」日本銀行金融研究所『金融研究』第19巻第4号.
- [23] Reis, R. 2009. "Where Should Liquidity Be Injected During a Financial Crisis?" Presented at the NBER Summer Institute 2009.
- [24] Rigobon, R., and B. Sack. 2004. "The Impact of Monetary Policy on Asset Prices." *Journal of Monetary Economics*, 51(8), pp. 1553-1575.
- [25] 白塚重典. 2010. 「わが国の量的緩和政策の経験:中央銀行バランスシートの規模と構成を巡る再検証」『フィナンシャル・レビュー』第99号.
- [26] Sims, C. A. 1992. "Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy." *European Economic Review*, 36(5), pp. 975-1000.
- [27] 竹田陽介・小巻泰之・矢嶋康次. 2005. 「ゼロ金利政策と投資家の期待」『期待形成の異質性とマクロ経済政策~経済主体はどこまで合理的か』(東洋経済新報社, 2005年) 第8章.
- [28] 竹田陽介・矢嶋康次. 2006. 「景気変動と長期金利：G7諸国に関する実証分析」『ニッセイ基礎研究所報』Vol.43.
- [29] 竹田陽介・矢嶋康次. 2008. 「金融市場との対話 - 新法下の日本銀行のケース」『日本経済グローバル競争力の再生-ヒト・モノ・カネの歪みの実証分析』(香西泰・宮川努編, 日本経済新聞社) 第8章, pp.244-279.
- [30] [竹田陽介・矢嶋康次. 2009. 「米国の株価・住宅価格の予測可能性：グリーンスパンFRB議長の時代」『ニッセイ基礎研究所報』Vol.53.](#)

- [31] Taylor, J. B. 2008. "Monetary Policy and the State of the Economy" Testimony before the Committee on Financial Services, U.S. House of Representatives, February 26, 2008.
- [32] Taylor, J. B. 2009. *Getting Off Track: How Government Actions and Interventions Caused, Prolonged, and Worsened the Financial Crisis*. Hoover Institution Press.
- [33] Tobin, J. 1963. "An Essay on the Principles of Debt Management." *From Fiscal and Debt Management Policies, Commission on Money and Credit*, pp. 143-218
- [34] 鵜飼博史. 2006. 「量的緩和政策の効果：実証研究のサーベイ」『金融研究』第25巻第3号.
- [35] Wooldridge, J. M. 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, MIT Press.