7　バブル崩壊後の金融市場の動揺と金融政策

福田慎一

要　旨

本稿では，金融システムに深刻な問題が発生した 1990 年代後半から 2000 年代前半にかけての日本経済における金融政策のあり方を，プルーデンス政策という観点から再検証する．この時期，日本銀行はかつてない超低金利政策を実施した．「流動性の罠」のもとで，オーソドックスな金融政策がもはや有効でなくなった状況下で，極端な金融政策がいかなる効果をもたらしたかはいまだ議論が収斂したとはいい難い．

分析では，まず 1990 年代半ばから後半にかけて実施された日銀特融やロンバート型貸出のあり方を，局面ごとにピックアップし，その効果を考察する．次に，日中のコールレートの最高値と最安値の差（スプレッド）がリスク・プレミアムを反映して発生することに注目し，それがゼロ金利政策期や量的緩和政策期と，それ以外の期間でどのような違いがあるかを検討する．そして，当時の日本銀行の施策が，金融システムなど当時の日本経済の安定にどのような影響を与えたのかを，スプレッドの縮小が株価へ正の影響を与えたことを示すことによって考察する．

超低金利政策は，短期金利の誘導目標を 0%に近づけるだけでなく，コール市場で発生するスプレッドを縮小させる上で有効であった．とりわけ，量

的緩和政策は，コールレートのスプレッドを大幅に縮小させ，コール市場の取引からリスク・プレミアムをほぼ取り去った．したがって，量的緩和政策などの究極の金融政策は，結果的に株価上昇のような経済全体のパフォーマンスの改善に役立った可能性が高い．究極の金融政策は，本来マーケットメカニズムで淘汰されるべき金融機関にモラルハザードを生み出す．しかし，それと同時に，市場の流動性リスクや信用リスクを減少させる上できわめて効果的である．本稿の結果は，超金融緩和政策はさまざまな問題点はあったものの，後者の役割が，とくに量的緩和政策において，重要であったことを示唆するものである．

本稿は，内閣府「バブルデフレ研究：金融政策，物価分科会分科会」の報告会に準備された草稿を加筆・修正したものである．本稿をまとめるにあたっては，報告会の参加者からのコメントが大変有益であった．

1　はじめに

バブル崩壊前後の金融政策のあり方を概観した場合，当時の金融政策のあり方については比較的幅広く論点整理がなされている（たとえば，香西・白川・翁[2001]）．バブル期に金融緩和を継続したことやバブル崩壊後の金融緩和のタイミングが遅れたことなど，少なくとも後知恵で考えた場合の反省点に関しては，今日，ある種のコンセンサスが得られているといえる．しかし，不良債権問題が顕在化し，金融システムの健全性に深刻な問題が発生した1990年代後半から2000年代初頭に関しては，必ずしも当時の望ましい金融政策のあり方に関してコンセンサスが得られているわけではない（たとえば，小宮・日本経済研究センター[2002]，浜田・堀内・内閣府経済社会総合研究所[2004]，植田[2005]，白川[2008]，Ito and Mishkin[2006]などを参照）．

図表7–1にまとめられているように，1998年以降，日本銀行はかつてない超低金利政策を行った．とくに，2001年3月には量的緩和政策が導入され，その後，当座預金残高の目標値の度重なる引き上げ，長期国債買い入れの増額，株の買い取り，資産担保証券の買入れなど，極端な金融政策がさまざまな形で実施された．「流動性の罠」のもとで，オーソドックスな金融政策がもはや有効でなくなった状況下で，これら極端な金融政策がいかなる効果を日本経済にもたらしたかは，いまだ議論が十分に収斂したとはいい難い．

この時期の金融政策に関しては，「デフレ」をめぐる一連の議論がある．たしかに，1990年代半ば以降の日本経済では，他の先進国と比較して，過去の日本経済の経験と比較しても，きわめて物価が安定していた時期であった．しかも，日本銀行が超低金利政策や量的緩和政策を採用して以降，物価（CPI）は上昇するどころか，下落することすらあった．なぜこの時期に物価が安定していたのかは，フィリップス曲線のフラット化の問題とも関連して，それ自体興味深いテーマである[1)]．また，日本銀行が将来の金融政策にコミットメントを行ったことによる「時間軸効果」も，重要な研究対象であ

図表 7–1　日銀の金融政策の推移

実施年月日	概　　要
1998年 4 月 1 日	新しい日本銀行法の施行
1998年 9 月 9 日	無担保コールレートの引き下げ（0.5%→ 0.25%）
1999年 2 月12日	ゼロ金利政策の開始 （より潤沢な資金供給を行い，無担保コールレートをできるだけ低めに推移するよう促す．当初，0.15%前後を目指し，その後市場の状況を踏まえながら，徐々にいっそうの低下を促す）
1999年 4 月13日	速水総裁，「デフレ懸念が払拭されるまで」ゼロ金利政策を継続することを表明
1999年10月13日	「金融市場調整手段の機能強化」を決定 （より弾力的な資金供給を行い，無担保コールレートをできるだけ低めに推移するよう促す）
2000年 8 月11日	ゼロ金利政策の解除 （無担保コールレートを，平均的にみて 0.25%前後で推移するよう促す）
2001年 2 月 9 日	公定歩合の引き下げ（0.5%→ 0.35%） ロンバート型貸出の導入など「流動性供給方式の改善策」を決定
2001年 2 月28日	無担保コールレートの引き下げ（0.25%→ 0.15%） 公定歩合の引き下げ（0.35%→ 0.25%）
2001年 3 月19日	量的緩和政策の開始 ・金融市場調節の主たる操作目標を，日本銀行当座預金残高とする ・金融市場調節方式を，消費者物価指数（全国，除く生鮮食品）の前年比上昇率が安定的にゼロ%以上となるまで，継続する （日本銀行当座預金残高が 5 兆円程度となるよう金融調整を行う．この結果，無担保コールレートは，これまでの誘導目標である 0.15%からさらに大きく低下し，通常はゼロ%近辺で推移するものと予想される）
2001年 8 月14日	当座預金残高目標値の引き上げ（5 兆円→ 6 兆円）
2001年 9 月18日	当座預金残高目標値の引き上げ（6 兆円→ 6 兆円超） 公定歩合の引き下げ（0.25%→ 0.1%）
2001年12月19日	当座預金残高目標値の引き上げ（6 兆円超→ 10–15 兆円）
2002年10月11日	金融機関保有の株式買入決定
2002年10月30日	当座預金残高目標値の引き上げ（10–15 兆円→ 15–20 兆円） 長期国債買入れの増額，手形買入期間の延長
2002年12月17日	企業金融円滑化策の決定
2003年 4 月 1 日	日本郵政公社の発足にともない，当座預金残高目標値の引き上げ （15–20 兆円→ 17–22 兆円）
2003年 4 月 8 日	資産担保証券の買入れの検討
2003年 4 月30日	当座預金残高目標値の引き上げ（17–22 兆円→ 22–27 兆円）
2003年 5 月20日	当座預金残高目標値の引き上げ（22–27 兆円→ 27–30 兆円）
2003年10月10日	当座預金残高目標値の引き上げ（27–30 兆円→ 27–32 兆円）
2004年 1 月20日	当座預金残高目標値の引き上げ（27–32 兆円→ 30–35 兆円）
2006年 3 月 9 日	量的緩和政策の解除 ・金融市場調節の操作目標を当座預金残高から無担保コールレートに変更 ・無担保コールレートを，おおむねゼロ%で推移するよう促す
2006年 7 月14日	ゼロ金利政策の解除 （無担保コールレートを，平均的にみて 0.25%前後で推移するよう促す）
2007年 2 月21日	無担保コールレートの引き上げ（0.25%→ 0.5%）

る[2]．

しかし，結果的には，日本における物価下落は，わずかなものであった．M1 と名目 GDP を使ってマーシャルの k の推移をみてみると，1990 年代前半まで下落傾向にあったものが，1990 年代半ば以降に上昇に転じ，2000 年代に入って上げ幅が加速している（図表 7–2）．このようなマーシャルの k の不安定化は，ベースマネーと名目 GDP の関係でより顕著に見られることはいうまでもない．また，1990 年代半ば以降，貨幣乗数が大きく下落した．これは，金融の仲介機能の低下と密接な関係があると考えられる．

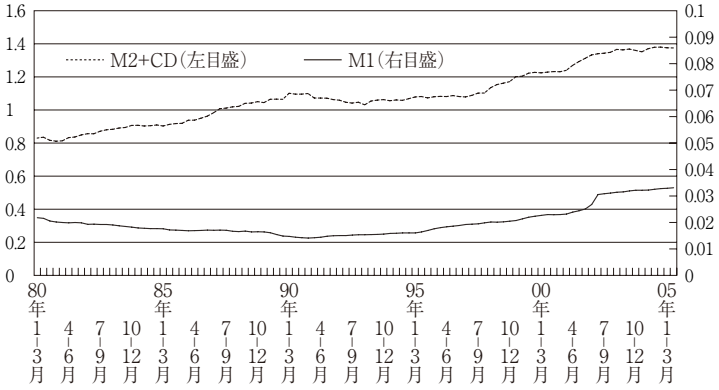
その一方で，当時の日本経済では，金融機関の健全性に深刻な問題が発生し，金融システム維持のため，金融政策に求められた役割は少なくなかった．不良債権問題が顕在化し，金融システムに大きな動揺が発生した 1990 年代後半から 2000 年代初頭にかけて，「プルーデンス政策としての金融政策がどうあるべきであったか」は，それ自体，重要なテーマである．金融政策は不良債権問題など，金融システムの改善にどのような影響を与えたのだろうか．ゼロ金利政策や量的緩和政策など，当時の日本銀行の施策は，金融システムを安定化させる上でどのような効果があったのか．

中央銀行は，発券銀行としての機能をもつだけでなく，「銀行の銀行」として重要な機能をもつ．したがって，1990 年代半ば以降の日本における金融政策のあり方を考察する上では，プルーデンス政策と金融政策運営の相互依存関係を考察することは重要となる．これらの問題意識のもとに，不良債権問題が顕在化し，金融システムの健全性に深刻な問題が発生した 1990 年代後半から 2000 年代前半にかけての日本経済における金融政策のあり方を再検証する[3]．

分析では，まず 1990 年代半ばから後半にかけて実施された日銀特融や 2001 年 3 月 16 日に導入されたロンバート型貸出のあり方を，局面ごとにピックアップし，その効果を考察する．次に，日中のコールレートの最高値と最安値の差（スプレッド）が，日中決済の時点が異なることに加えて，個

1)　この点に関するオーバービューに関しては，たとえば，宮尾・中村・代田[2008]を参照のこと．
2)　「時間軸効果」については，インフレ期待への影響を議論したものと，長期金利への影響を議論したものがある．前者には，Eggertsson and Woodford [2003] や Jung, Teranishi, and Watanabe[2005]がある．後者には，白塚・藤木[2001]や Okina and Shiratsuka[2004]がある．
3)　熊倉[2007]は，日本銀行のプルーデンス政策を主に制度論的な観点から議論している．

図表 7–2　マーシャルの k の推移



出所）　日本銀行.

別金融機関のリスク・プレミアムを反映して発生することに注目し，それがゼロ金利政策期や量的緩和政策期と，それ以外の期間で特徴にどのような違いがあるかを検討する[4]．そして，当時の日本銀行の施策が金融システムなど当時の日本経済の安定に寄与したことをを，コールレートのスプレッドの縮小が株価へ正の影響を与えたことを示すことによって明らかにする．

新日銀法の冒頭では，「物価の安定」とともに，「金融システムの安定」が日銀の目的であることが法文上で明確化された．第１条第２項では，日本銀行は，「銀行その他の金融機関の間で行われる資金決済の円滑の確保を図り，もって信用秩序の維持に資することを目的とする」ことが明記され，決済システムの円滑かつ安定的な運行の確保を通じて，金融システムの安定に寄与することが，日本銀行の重要な目的であることが謳われた．当時の日本銀行の施策が，金融システムを安定化させる上でどのような効果があったのかを考察することは，きわめて重要である．

1990 年代末から 2000 年代初頭にかけての日本銀行の金融政策は，歴史的にもほとんど例のない超金融緩和政策であった．超低金利政策は，短期金利

4)　日中にコールレートが決済時点のタイミングの差から変動することに注目した数少ない研究には，林[2000]がある．ただし，林の分析は，ゼロ金利政策がとられる以前でかつ「時点決済」が行われた時期のものである．

の誘導目標を0%に近づけるだけでなく，コール市場で発生するスプレッドを縮小させる上で有効であった．とりわけ，量的緩和政策は，コールレートのスプレッドを大幅に縮小させ，コール市場の取引からリスク・プレミアムをほぼ取り去った．ゼロ金利政策や量的緩和政策などの究極の金融政策は，市場の流動性リスクや信用リスクを減少させる上で大きな効果をあげたといえる．しかし，その一方で，本来マーケットメカニズムで淘汰されるべき金融機関にモラルハザードを生み出す可能性もある．本稿では，このような問題意識から，量的緩和政策からゼロ金利政策解除に至る金融政策が金融システムを安定化させる上でもたらした影響を考察する．本稿の結果は，超金融緩和政策はさまざまな問題点はあったものの，後者の役割が，とくに量的緩和政策において，重要であったことを示唆するものである．

本稿の構成は，以下のとおりである．まず第2節では，分析に先立ち，1990年代末までの日本の金融政策の動向を概観する．次に第3節では1990年代後半から2000年初頭に実施された日銀特融を，また第4節では2001年2月に導入されたロンバート型貸出制度をそれぞれ考察する．第5節と第6節は，日中のコールレートの最高値と最安値の差（スプレッド）がリスク・プレミアムを反映して発生することに注目し，それがゼロ金利政策期や量的緩和政策期とそれ以外の期間でどのような違いがあるかを検討する．第7節と第8節は，スプレッドの縮小が株価へ正の影響を与えたことを示すことによって，当時の日本銀行の施策が金融システムなど当時の日本経済の安定にどのような影響を与えたのかを考察する．第9節は全体のまとめである．

2　ポスト公定歩合政策

本稿の主な目的は，1990年代後半から2000年代前半にかけての金融政策のあり方を再検証することである．しかし，それに先立ち，本節では，それ以前の日本の金融政策の動向を簡単に概観する．

1990年代の半ばまで，日本銀行の金融政策の変更は公定歩合の変更によって行われてきた．規制金利下の時代には，公定歩合は常にコールレートを大きく下回る水準に設定され，預金金利をはじめとして，多くの利子率が公定歩合の変更にともなって変更された．かつて，貸出限度額規制をともな

う日銀貸出は，市中銀行への資金供給の主たる手段であり，公定歩合政策は名実ともに金融政策の中心であった．

しかしながら，金利の自由化が進むなかで，公定歩合に連動した金利の変更はそれほど密接なものではなくなった．また，市中銀行への資金供給も，日銀貸出に代わって公開市場操作による売りオペと買いオペが徐々に重要となっていった．もっとも，1990 年代半ばまでは，公定歩合の変更は金融政策変更のアナウンスメントとして依然として幅広く受け入れられてきた．1995 年に公定歩合が初めてコールレートを上回るまで，公定歩合は常にコールレートを下回る水準に設定され，それに同時に，日銀貸出による日々の資金供給も続いてきた（図表 7–3(1)）．

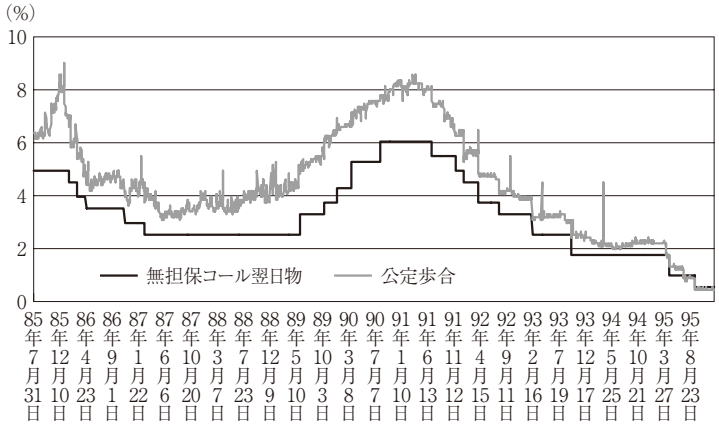
市中銀行への日々の資金供給手段として日銀貸出がほぼその役割を終えたのは，1995 年以降である．1994 年に金利自由化が完了し，「公定歩合」と預金金利との直接的な連動性は完全になくなった．1995 年 7 月 10 日以降，公定歩合はそれまでとは逆に一貫してコールレートを上回る水準に設定されるようになった（図表 7–3(2)）．金融政策の中心軸が，公定歩合政策から公開市場操作へと名実ともに移行したといってよい．ただし，1998 年 4 月に新日銀法が施行されるまでは，公定歩合とコールレートの差はわずかであった．その結果，コールレートが公定歩合を上回る日が，例外的ではあるが存在した．また，公定歩合は，オーバーナイトのコールレートは上回るが，満期 1 年の短期金利は依然として下回っていた．このため，阪神淡路大震災の際に公定歩合で貸し出された満期 1 年の緊急融資は，補助金的な要素を依然として有していたといえる．

日本銀行による金融政策が，今日多くの中央銀行が採用するスタイルへと大きく近づいたのは，1998 年 4 月 1 日に新日銀法が施行されて以降である．新日銀法施行以降，量的緩和政策が採られた時期を除けば，金融政策は無担保コールレート（オーバーナイト物）の誘導目標を達成するように公開市場操作で運営されるようになっている．かつて日本の金融政策の中心的な役割を果たしてきた公定歩合の名称は，1995 年 9 月 8 日を最後に日銀の公式統計からは姿を消した．それと同時に，日銀貸出は，日々の資金供給手段としてはその役割を終えた（図表 7–4）．

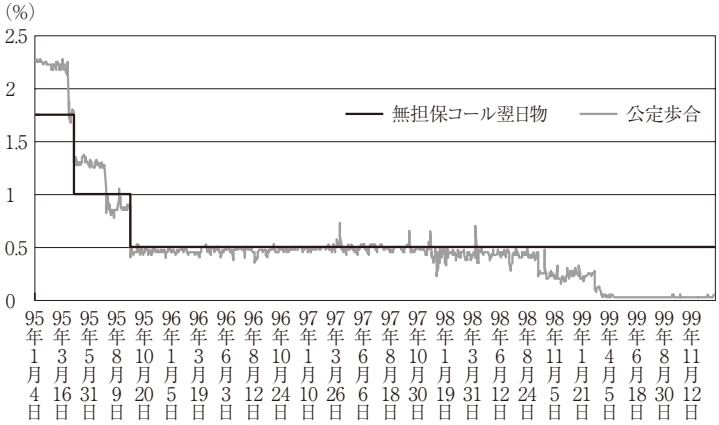
しかし，1995 年以降，日本銀行による市中銀行への貸出は，新たに 2 つ

図表 7-3　公定歩合とコールレートの推移

(1)　1985 年から 1995 年



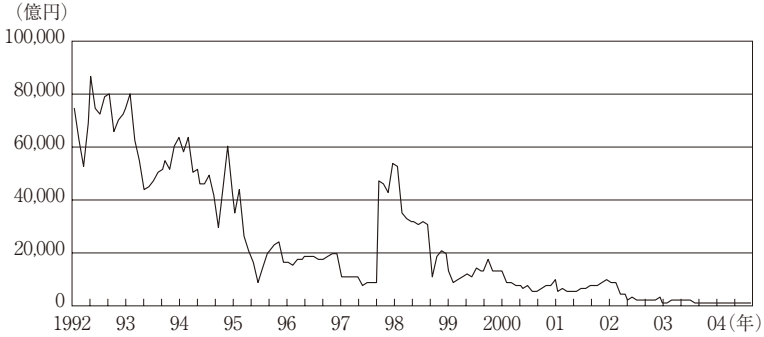
(2)　1995 年から 1999 年



出所)　日本銀行.

の意味で重要な役割を果たすようになる．その 1 つが日銀特融であり，もう 1 つがロンバート型貸出である．これら 2 つのタイプの日銀貸出は，従来の公定歩合政策が役割を終えた今日でも，プルーデンス政策という観点から，日銀の重要な政策手段となっている．

図表 7–4　日本銀行貸出の推移



出所）　日本銀行.

3　日銀特融

プルーデンス政策という点で中央銀行の役割を見た場合，「最後の貸し手（LLR）」の機能としての日銀特融は，金融市場のシステミック・リスクを取り除く日本銀行の機能として最も重要なものである．戦後の日本では，1965年の証券不況の際に山一證券と大井証券の 2 件に対して行われた日銀特融を例外として，長い間，日本銀行の LLR 機能が実施されることはなかった．しかしながら，バブル崩壊後，金融システムの健全性に深刻な問題が発生した結果，1995 年以降，日銀特融が実施されるようになった．図表 7–5 は，その実施例をまとめたものである．表からわかるように，実施された日銀特融の大半は，破綻金融機関に対する特別融資である．しかし，東京共同銀行への出資や新金融安定化基金への資本拠出，それに預金保険機構への貸出という形態をとった事例も存在する．

LLR 機能は本来，一時的な流動性不足に陥った金融機関に対する臨時的に流動性を供給する緊急避難措置である．したがって，破綻金融機関に対する一時的な緊急融資は，金融市場におけるシステミック・リスクを取り除くという点で重要である．日本銀行は，金融機関の破綻処理等に関して日銀特融を行う場合，

原則 1．システミック・リスクが顕現化する惧れがあること，

図表 7–5　バブル崩壊後の日銀特融の実施事例

(1) 融資によるケース

資金供与先	実施期間	金　額
コスモ信用組合	1995年８月から1996年３月	ピーク　1,980 億円
兵庫銀行	1995年８月から1996年１月	ピーク　6,120 億円
木津信用金庫	1995年８月から1996年２月	ピーク　9,105 億円
みどり銀行	1996年１月から2006年１月	当初　1,100 億円
阪和銀行	1996年11月から1998年１月	ピーク　2,690 億円
京都共栄銀行	1997年10月から1998年10月	ピーク　130 億円
北海道拓殖銀行	1997年11月から1998年11月	ピーク 26,771 億円
山一證券	1997年11月から	ピーク 12,000 億円
徳陽シティ銀行	1997年11月から1998年11月	ピーク　2,283 億円
みどり銀行	1998年５月から1999年４月	ピーク　193 億円
国民銀行	1999年４月から2000年８月	ピーク　665 億円
幸福銀行	1999年５月から2001年２月	ピーク　2,786 億円
東京相和銀行	1999年６月から2001年６月	ピーク　4,875 億円
なみはや銀行	1999年８月から2001年２月	ピーク　1,264 億円
新潟中央銀行	1999年10月から2001年５月	ピーク　1,643 億円
信用組合関西興銀	2000年12月から2002年６月	ピーク　5,466 億円
朝銀近畿信用組合	2000年12月から2002年８月	ピーク　2,067 億円
石川銀行	2001年12月から2003年３月	ピーク　831 億円
中部銀行	2002年３月から2003年３月	ピーク　226 億円

(2) 融資が決定されたが実行されなかったケース

資金供与先	実施期間
りそな銀行	2003年５月から2003年７月
足利銀行	2003年11月から2005年11月

(3) 出資や資本拠出によるケース

資金供与先	実施期間	金　額
東京共同銀行	1995年１月から1999年３月	200 億円
社団法人新金融安定化基金	1996年10月	1,000 億円

(4) 預金保険機構への資金拠出

資金供与の理由	実施日	金額
特定住宅金融専門会社	1996年7月26日	1,000 億円

原則 2．日本銀行の資金供与が必要不可欠であること，
原則 3．モラルハザード防止の観点から，関係者の責任の明確化が図られるなど適切な対応が講じられること，
原則 4．日本銀行自身の財務の健全性維持に配慮すること，

の 4 つの原則を掲げている．

しかし，日本銀行は，緊急融資以外に，社団法人新金融安定化基金や預金保険機構の住専勘定にそれぞれ 1,000 億円を拠出するだけでなく，預金保険機構に対する貸出残高は 1998 年 3 月末には 1 兆 7,000 万円を超えた．個々の金融機関のソルベンシーにかかわる問題は，旧大蔵省や金融庁のような金融監督当局が取り扱うものであり，中央銀行の行うプルーデンス政策の範囲を超えたものである．とくに，個別の金融機関の救済・再生のための公的資金の投入は将来的に国民負担をともなう可能性があり，中央銀行がその一部を拠出や貸し出すことは望ましくない．

破綻金融機関に対する特別融資でも，山一證券に対する融資は結果的に一部が回収不能となった．しかし，破綻金融機関に対する日本銀行の特別融資は，返済の際の優先度が高く，回収不能となる可能性は一般には低い．これに対して，出資や資本拠出は，資金回収の際の優先度が低く，資金が回収不能となる可能性は融資よりもきわめて大きいといえる．実際，日本銀行は 1998 年度の決算において，整理回収銀行株式の預金保険機構への売却にともなう損失として 164 億円，新金融安定化基金拠出金にかかわる損失引当金として 800 億円（日本債券信用銀行の優先株式相当額）を計上している．

また，預金保険法では，預金保険機構が，⑴保険金・仮払金の支払，⑵資金援助（特別資金援助における一般勘定から特例業務勘定へのペイオフコスト相当額の繰入れを含む）等の業務を行うために必要な場合には，政令で定める金額の範囲内で，日本銀行から資金の借入れを行うことができることとされている．

このため，金融機関に対して保険金や預金の保護のための資金援助ならびに資本注入を行った際，預金保険機構がその資金を日本銀行から資金の借入れでまかなうという事態がしばしば発生した．これにともなう日本銀行の預金保険機構への貸出に関しては，政府保証が原則であるため，日本銀行に直

接の貸し倒れリスクはなかった．しかし，預金保険機構が日銀からの借り入れによって調達した資金を貸し出し，それが回収不能になれば，結果的には国民の負担となったといってよい[5]．

1990 年代半ば以降，金融システム全体が大きく動揺し始める一方，公的資金の投入に関する国民の合意形成が難しい状況が続いた．そうしたなかで，日銀の LLR 機能が本来の役割以上に利用されたことは，今後の大きな課題といえる．

一方，2003 年以降，日銀特融による融資は，狭い意味での流動性供給だけでなく，広い意味での出資の形態も含めて，結果的に実施されなくなった．りそな銀行（2003 年 5 月に事実上国有化）と足利銀行（2003 年 11 月）に関しては，日銀特融が決定されながら実行に至らなかった[6]．これは，量的緩和政策の影響が大きかったと考えられる．実際，りそな銀行や足利銀行の流動資産は，ゼロ金利期を含む 1990 年代後半から 2000 年初めにかけて減少したが，量的緩和政策開始後は急激に増加した（図表 7–6）．量的緩和政策は，健全な金融機関だけでなく，事実上破綻に近い状態にあった金融機関にも，大量の流動性をあらかじめ供給していたといえる．

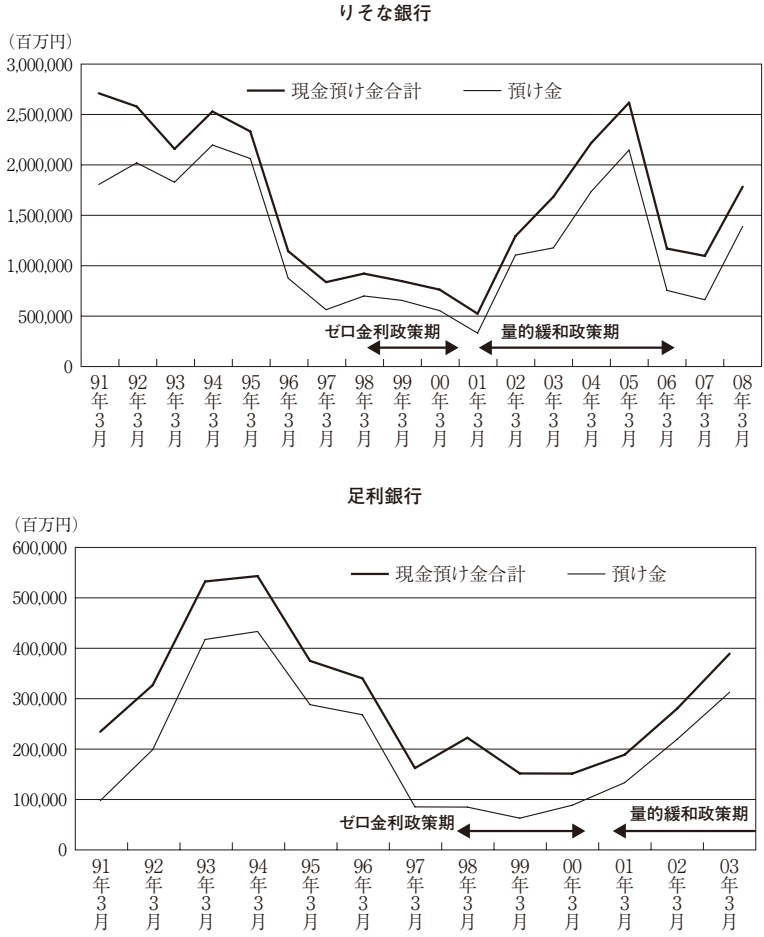
4　ロンバート型貸出の登場

1995 年以降，日銀貸出は，日々の資金供給手段としてはその役割を終えた．日銀が直接，民間金融機関に資金を貸し出す際の金利であった公定歩合は，その政策金利としての意味を失い，公定歩合の名称は 1995 年 9 月 8 日を最後に日銀の公式統計からは姿を消している．しかし，日本の金融システムに依然として不安が残るなかで，2001 年 2 月より，ロンバート型貸出制

5)　1998 年に破綻した日本長期信用銀行と日本債券信用銀行に対しては，日銀は特別融資を行っていない．しかし，金融機能再生法のもとで特別公的管理銀行となった 2 行に対しては，預金保険機構が 1998 年に日本長期信用銀行に対して 3 兆 7,000 億円，日本債券信用銀行に対して 5,000 億円の貸付を実施した．しかも，預金保険機構が貸出に要する資金は，政府保証が付いていたが，日本銀行からの借入れでまかなわれていた．

6)　りそな銀行の事実上国有化に際しては，預金保険法 102 条第 1 項の 1 号措置が適用され，政府による総額 1 兆 9,660 億円の公的資金注入（正確には預金保険機構による株式取得）が，2003 年 5 月 17 日に普通株で行われた．一方，足利銀行は，預金保険法 102 条第 1 項の 3 号措置が適用された結果，一時国有化（特別危機管理）を決定し，経営破綻した．

図表 7–6　りそな銀行と足利銀行の流動性の推移



出所）　各行の決算資料.

度（補完貸付制度）が，量的緩和政策にやや先立って導入された.

この制度は，期末など短期金利が急上昇することを防ぎ，市場の安定を図ることを目的として導入されたもので，金融機関から申し出があれば，日銀が従来の「公定歩合」に相当する金利で資金を貸し出す制度である．従来の公定歩合による貸出では，日本銀行が貸出先の銀行や貸出限度額を決定していたが，ロンバート型貸出制度では，日本銀行は金融機関の申し出に応じて

必要額を金融機関があらかじめ差し入れた担保の範囲内で機動的に貸し出す．ロンバート型貸出制度は，翌日返済を原則とするが，連続5日まで公定歩合での借り換え（ロールオーバー）が認められる．ただし，6日以上借りる場合には，公定歩合に2%上乗せした金利が適用される[7]．

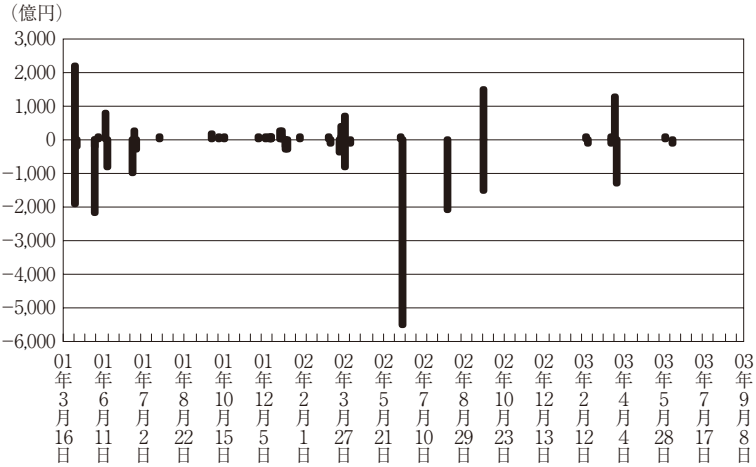
ロンバート型貸出制度の結果，「公定歩合」は，日本銀行の金融市場調節における操作目標である無担保コールレート（オーバーナイト物）の上限を画する役割を担うようになった．日銀の公式統計でも，かつて政策金利としての意味合いの強かった「公定歩合」という用語にかえて，「基準割引率および基準貸付利率」という用語を使用されるようになっている．

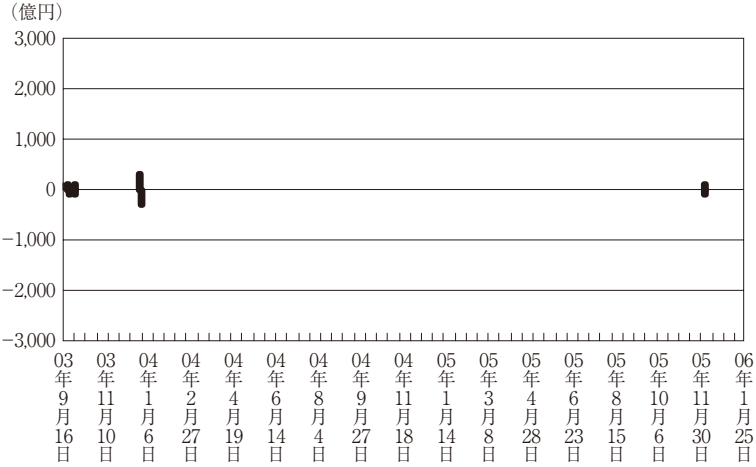
図表7–7で示された4つの図は，2001年3月16日以降の4つの異なる時期（量的緩和政策前期，量的緩和政策後期，ゼロ金利政策期，ゼロ金利政策解除後）について，日々の貸出の増減の推移を示したものである．2001年12月28日に石川銀行へ，また2002年3月8日に中部銀行へ，それぞれ日銀特融が実施されているが，金額は多くない．それ以外には日銀特融はこの期間では実行されていないので，図で示される貸出の増減は，ロンバート型貸出およびその返済をほぼ反映していると考えられる．

まず量的緩和政策が実施されていた時期を見ると，前半期は積みの最終日や月末を中心に平均すると月1回のペースでロンバート型貸出が行われたことがわかる．とくに，3月末は，2001年，2002年，2003年のいずれも大きな額の貸出が行われている．また，2002年9月末にも1,000億円を超える貸出が実施された．この時期，金融システムが依然として不安定であったことに加えて，量的緩和政策の開始当初にはオペレーションによる資金供給では信用不安を抱える金融機関は必ずしも十分な調達ができなかった可能性を示唆している．

これに対して，2002年10月以降，量的緩和政策は大胆に強化され，当座預金の目標値が大幅に引き上げられただけでなく，長期国債やリスク資産が日銀によって買い取られた．2003年から2004年初めにかけては，未曾有の大規模な為替介入も行われた（図表7–8）．その結果，量的緩和政策の後半期には，2003月12月末を最後に，ロンバート型貸出は長い間まったく利用さ

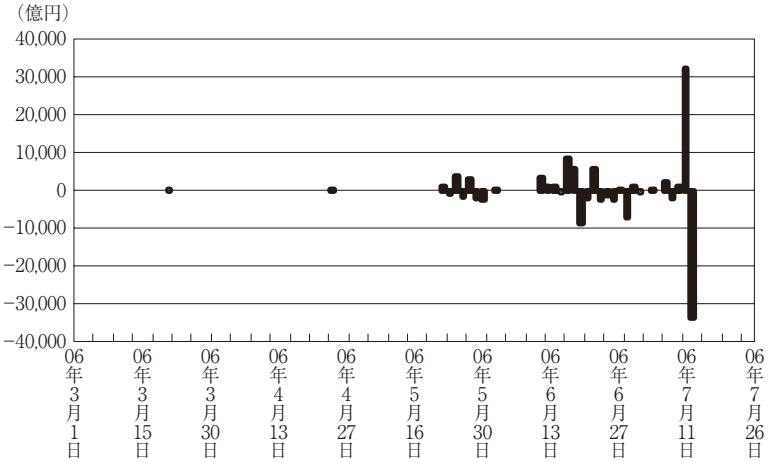
7）　ただし，2002年3月1日から4月15日（3月積み期間終了日）までの間は，すべての営業日を通じて公定歩合による利用を可能とする臨時措置がとられた．


（億円）
3,000
2,000
1,000
0
−1,000
−2,000
−3,000
−4,000
−5,000
−6,000
01年3月16日
01年6月11日
01年7月2日
01年8月22日
01年10月15日
01年12月5日
02年2月1日
02年3月27日
02年5月21日
02年7月10日
02年8月29日
02年10月23日
02年12月13日
03年2月12日
03年4月4日
03年5月28日
03年7月17日
03年9月8日

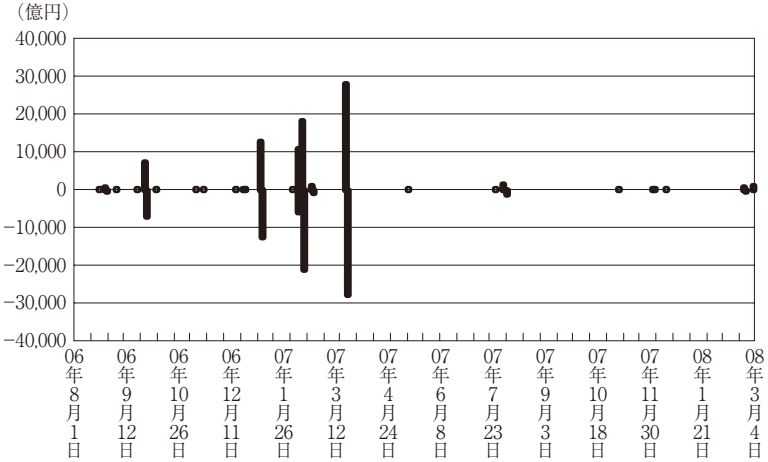

（億円）
3,000
2,000
1,000
0
−1,000
−2,000
−3,000
03年9月16日
03年11月10日
04年1月6日
04年2月27日
04年4月19日
04年6月14日
04年8月4日
04年9月27日
04年11月18日
05年1月14日
05年3月8日
05年4月28日
05年6月23日
05年8月15日
05年10月6日
05年11月30日
06年1月25日

図表 7–7　ロンバー

貸出の増減　ゼロ金利政策期



貸出の増減　ゼロ金利解除後



図表 7–8　量的緩和政策が強化された時期の出来事

⑴　日本銀行の金融政策（2002 年 10 月から 2003 年 10 月）

2002年10月11日	金融機関保有の株式買入決定
2002年10月30日	当座預金残高目標値の引き上げ（10–15 兆円→ 15–20 兆円）
	長期国債買入れの増額
	手形買入期間の延長
2002年12月17日	企業金融円滑化策の決定
	⑴証書貸付債権の担保拡大
	⑵資産担保コマーシャル・ペーパー（ABCP）の適格基準の緩和
2003年 3 月25日	金融機関保有株式買入上限の引き上げ
2003年 4 月 1 日	日本郵政公社の発足にともない，当座預金残高目標値の引き上げ
	（15–20 兆円→ 17–22 兆円）
2003年 4 月 8 日	資産担保証券の買入れの検討
2003年 4 月30日	当座預金残高目標値の引き上げ（17–22 兆円→ 22–27 兆円）
	産業再生機構に対する証書貸付債権を新たに日本銀行の適格担保とする
2003年 5 月20日	当座預金残高目標値の引き上げ（22–27 兆円→ 27–30 兆円）
2003年 6 月11日	資産担保証券の買入れ，7 月末までの実施に向けて準備を進めることを決定
2003年 9 月12日	国債現先オペの期間延長の検討
2003年 9 月16日	金融機関保有株式買入期間の延長
2003年10月10日	当座預金残高目標値の引き上げ（27–30 兆円→ 27–32 兆円）
	国債買現先オペの期間延長，金融政策運営の透明性の強化

⑵　外国為替市場への介入（2000 年–2004 年）

2000 年	第 2 四半期	1 兆 3,854 億円	米ドル買い・日本円売り
	第 3 四半期	1,435 億円	ユーロ買い・日本円売り
	第 4 四半期	0 円	
2001 年	第 1 四半期	0 円	
	第 2 四半期	0 円	
	第 3 四半期	3 兆 1,455 億円	米ドル買い・日本円売り
		652 億円	ユーロ買い・日本円売り
	第 4 四半期	0 円	
2002 年	第 1 四半期	0 円	
	第 2 四半期	4 兆 5,878 億円	米ドル買い・日本円売り
		238 億円	ユーロ買い・日本円売り
	第 3 四半期	0 円	
	第 4 四半期	0 円	
2003 年	第 1 四半期	2 兆 2,881 億円	米ドル買い・日本円売り
		986 億円	ユーロ買い・日本円売り
	第 2 四半期	4 兆 5,287 億円	米ドル買い・日本円売り
		829 億円	ユーロ買い・日本円売り
	第 3 四半期	7 兆 5,512 億円	米ドル買い・日本円売り
	第 4 四半期	5 兆 8,755 億円	米ドル買い・日本円売り
2004 年	第 1 四半期	14 兆 8,314 億円	米ドル買い・日本円売り
	第 2 四半期	0 円	
	第 3 四半期	0 円	
	第 4 四半期	0 円	

れなくなった．3 月末でさえ，2004 年と 2005 年は利用されていない．この時期，金融システムが徐々に安定を取り戻したことに加えて，オペレーションによる資金の大量供給が幅広く浸透した結果，もっとも信用力の低い金融機関でさえ市場で十分な資金調達が可能となっていたことを示唆するものである．

量的緩和政策が終了した後も，利上げ観測が徐々に浮上するようになった 2006 年 5 月頃までは，ゼロ金利政策の下で，ロンバート型貸出はほとんど利用されない状態が続いた．しかし，2006 年 6 月以降は，積みの最終日や政策決定会合の前を中心に，頻繁にロンバート型貸出が利用されている．これは，信用力の低い金融機関を中心に，金利の低いうちにできるだけ当座預金を積み増し，積み期間における当座預金の平均残高を高めようとする裁定が働いたものと考えられる．

この状況は，ゼロ金利政策が解除され，コールレートの誘導目標が 0.25％となった時期にも続いた．景気の回復が続くなか，市場では再度の利上げ観測が有力であり，ゼロ金利政策解除直前と同様の裁定が働き続けたと考えられる．

もっとも，コールレートの誘導目標が 0.5％へと引き上げられて以降は，ロンバート型貸出の利用はほとんどなくなっている．金融システムの安定性という点からみると，2007 年後半から 2008 年初めは，2005 年や 2006 年よりも，サブプライム問題の影響で市場の不安定性はむしろ高まっていたと考えられる．それにもかかわらず，この時期にロンバート型貸出がほとんど利用されなかったのは，必ずしもそれが本来意図した役割を十分に果していないことを示唆するものである．

5　日中のコールレートの最大値と最小値

今日，日銀は日々の無担保コールレート（オーバーナイト物）の加重平均を誘導目標として，金融政策の運営を行っている．しかし，コールレートは，日中しばしば大きく変動するため，その加重平均を見るだけでは，日々の短期金融市場の動向を知る上で不十分である．ロンバート型貸出制度が導入された後も，コールレートの日中の最高値が公定歩合（基準貸出利率）を上回

るスティグマが発生することも少なくなかった[8]．

日々のコールレートの最大値と最小値の差（スプレッド）は，2つの要因によって発生する．第1は，日中決済が異なる時点で行われることに起因するスプレッドである．2001年以降，日銀当座預金のRTGS（Real-Time Gross Settlement）化にともない，日銀当座預金の決済は金融機関の間の取引を1件ごとに決済する即時グロス決済（RTGS）が原則となっている．日中に事前に予想していなかった資金需給が発生するとき，異なる決済時点のコールレートは一時的に上下する．また，流動性効果が存在する場合，日銀による日中の追加的な資金の出し入れによってコールレートは一時的に変動する．したがって，仮に貸し手と借り手がすべて同質的であったとしても，流動性プレミアムを反映して異なる時点のコールレートには差が発生する[9]．

第2は，借り手の信用力の差を反映したリスク・プレミアムに起因するスプレッドである．信用力の低い金融機関は，オーバーナイトのような一時的な借り入れであっても，資金調達はしばしば容易でなくなる．したがって，信用力の低い金融機関が流動性不足に陥った場合，コール市場でも金融機関の間で適応されるコールレートに差が発生する．金融システムが安定しているときには，金融機関の間で適応されるコールレートの差はごくわずかである．しかし，金融システムが不安定となり，金融機関ごとに信用リスクの差が発生すると，リスク・プレミアムを反映したスプレッドは無視できないものとなる．

以下では，金融政策のスタンスが異なる8つの時期について，加重平均，最大値，最小値の3つに関して日々のコールレートの推移を示すことで，当時採用された極端な金融政策がコール市場における流動性やリスク・プレミアムにいかなる影響を及ぼしたかを検討する．日中決済が異なる時点で行われることに起因するスプレッドは，日ごとにランダムに発生すると考えられる．したがって，かりに時期によってスプレッドに大きな違いが見られると

8） スティグマの発生は，各国で観察されている．リスクの高い金融機関が，資金調達難に陥っていることが発覚することを恐れて，あえて公定歩合より高い市場利率で借りることが原因であると考えられている（たとえば，Furfine[2001]を参照）．

9） RTGS化が行われるまでは，日銀当座預金の決済は金融機関の間での日中決済は，時点決済が大半であった．時点決済では，「朝金時点」（午前9時），「交換尻時点」（午後1時），「午後3時」，「為決時点」（午後5時）のうち特定時点にまとめて決済が行われた．

すると，それは日中決済が異なる時点で行われることよりも，一部の金融機関のリスク・プレミアムに起因することが多いと考えられる．以下では，この観点から，異なる金融政策が短期金融市場におけるリスク・プレミアムの安定化にどのような影響があったのかを検討する．なお，検討に際しては，参考指標として，公定歩合（基準貸出金利）の推移も同時に示し，その影響も検討する（図表 7–9）．

6　8つの時期のコールレートの推移

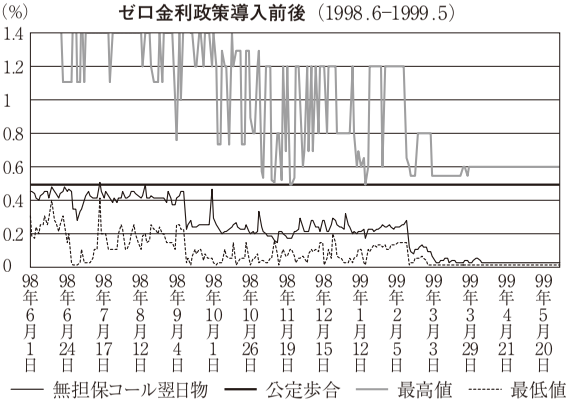
第 1 は，ゼロ金利政策の開始前後の時期である．この時期の大きな特徴は，ゼロ金利政策が 1999 年 2 月に導入されるまで，コールレートの最高値が公定歩合を大きく上回り高止まりしていたことである．最高値と最低値のスプレッドは，しばしば 1%ポイント以上も広がっていた．加重平均と最低値との差はそれほどでもないので，この結果は，一部の金融機関においてリスク・プレミアムが大幅に増加し，そのコール市場での調達金利が大幅に跳ね上がったことを示唆している．1997 年 11 月の山一證券・北海道拓殖銀行の破綻で深刻化した金融危機の影響が，短期金融市場の貸借にも影響を与えていたことの表れといえる[10]．

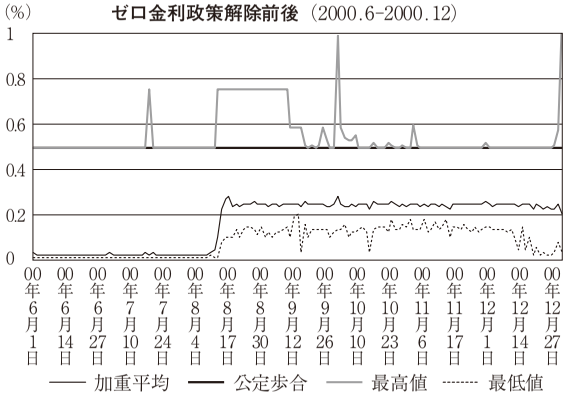
このようなコールレート最高値の高止まりは，ゼロ金利政策導入によって大幅に改善した．ゼロ金利政策は，コールレートの加重平均と最低値をほぼ 0%にした．しかし，コールレートの変化は，最高値の下落でより顕著であった．ゼロ金利政策が，誘導目標であるコールレートの加重平均を 0%に近づけただけでなく，リスク・プレミアムを反映して大幅に上昇していた最高値を安定化させることに効果があったことを示唆する結果である．ただし，ゼロ金利政策のもとでは，最高値は公定歩合の水準までは低下したが，それ以下になることはほとんどなかった．これがゼロ金利政策によるリスク・プレミアム安定化の限界であったといえる．

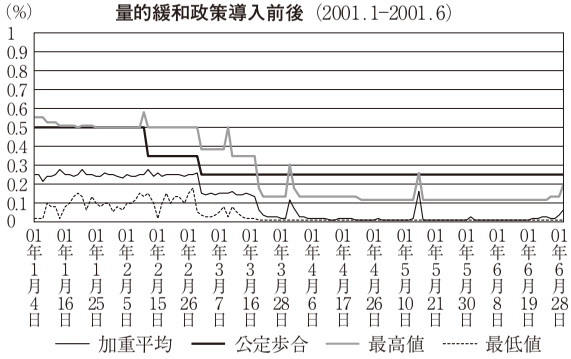
第 2 は，ゼロ金利政策の解除前後の時期である．ゼロ金利政策の解除

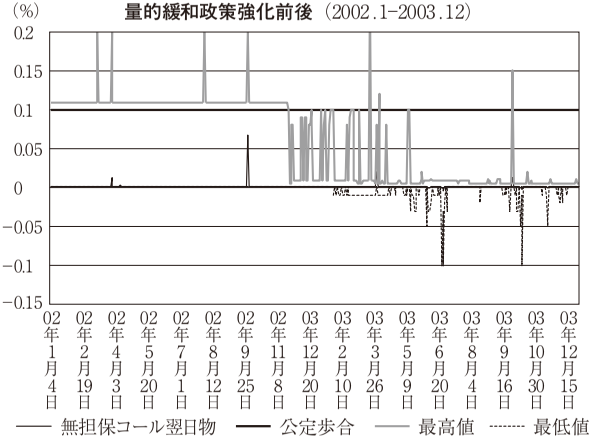
10)　山一證券・北海道拓殖銀行の破綻に先立ち，1997 年 11 月 4 日には破綻した三洋証券に対する裁判所の資産保全命令によりコール市場と債券レポ市場でデフォルト（債務不履行）が発生した．

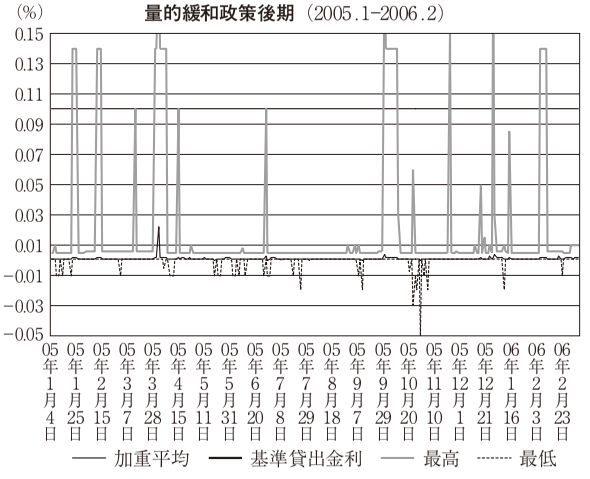
図表 7-9　コールレートの推移

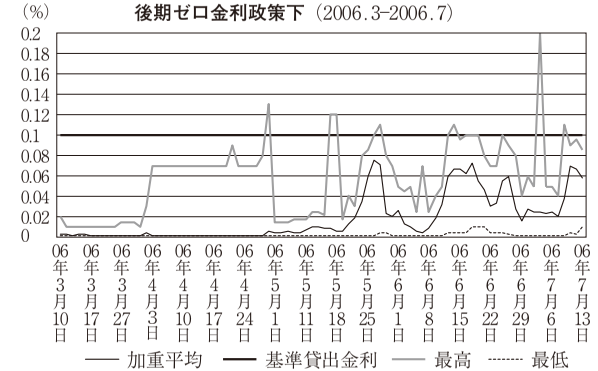




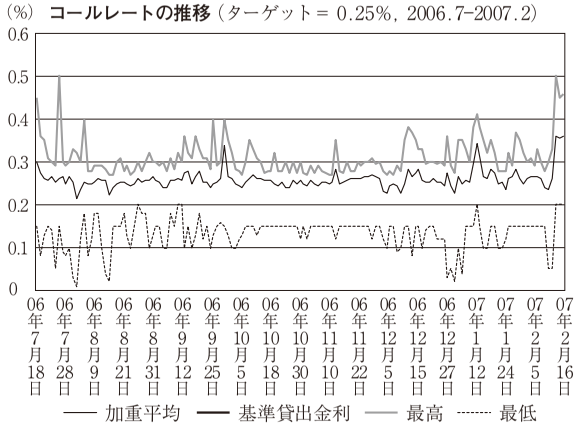


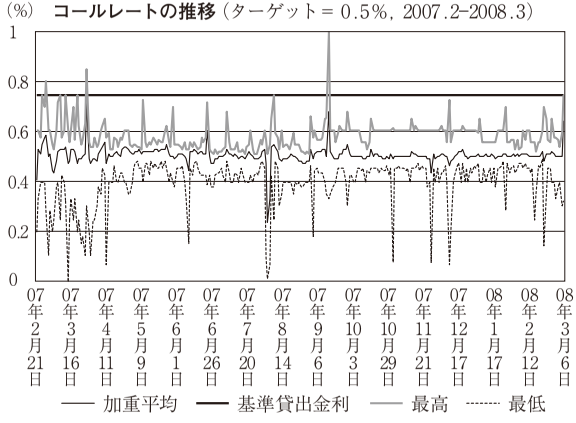






出所） ロイターおよび日本銀行.





（2000 年 8 月 11 日）は，誘導目標であるコールレートの加重平均を 0.25％に高めるという政策である．実際，ゼロ金利政策の解除後，コールレートの加重平均は 0.25％近傍で安定的に推移した．それに加えて，コールレートの最低値も，明確な上昇を示している．

その一方で，ゼロ金利政策の解除後，コールレートの最高値には大きな変化は見られなかった．ゼロ金利政策の解除の直後には，最高値は一時的に上昇した．しかし，2000 年秋以降は再び公定歩合の近傍まで下落し，その後はその水準で安定的に推移した．ゼロ金利政策の解除は，コールレートの加重平均は引き上げたが，リスク・プレミアムを反映する最高値には，さほど影響を与えなかったことが示唆される．

第 3 は，量的緩和政策の開始前後の時期である．経済状況の悪化を受けて，公定歩合の 2 度にわたる引き下げとコールレートの誘導目標 0.1％ポイント引き下げという段階を経て，量的緩和政策は 2001 年 3 月 19 日に導入された．量的緩和政策の開始前の段階的な金融緩和は，政策的に変更された誘導目標以外は，コールレートにそれほどドラスティックな変化をもたらさなかった．とくに，最高値は，公定歩合が引き下げられてもさほど低下せず，その結果，公定歩合を上回る水準で推移した．

しかし，量的緩和政策の導入は，ゼロ金利政策と同様に，コールレートの加重平均と最低値をほぼ 0％にしただけでなく，コールレートの最高値も大きく下落させた．とくに，最高値が公定歩合を大きく下回った水準で安定的に推移するようになったことは，ゼロ金利政策期とは大きく異なる特徴である．量的緩和政策が，リスク・プレミアムを反映する最高値を安定化させる上で，ゼロ金利政策よりも効果的であったことを示唆する結果である．また，この時期，異なる時点で行われた日中決済でも，コールレートの変動はほとんどなくなっていたこともわかる．

第 4 は，量的緩和政策が強化された時期である．2001 年 9 月 18 日の公定歩合の引き下げによって，公定歩合を下回って推移していたコールレートの最高値は，再び公定歩合の近傍を推移していた．しかし，相次ぐ量的緩和政策の強化の結果，2002 年末以降，最高値は大きく下落し始めている．2003 年の 4 月ごろまでは，最高値は 0％と公定歩合の間をかなり乱高下した．しかし，2003 年 5 月以降は，ついにコールレートの最高値も 0％近傍で安定的

に推移するようになった．量的緩和政策の強化によって，コール市場の取引でリスク・プレミアムが反映されることはほとんどなくなったといえる．

その一方で，2003 年以降，コールレートの最低値がマイナスとなる日が頻繁に発生した．マイナス金利は，ドル資金の調達コストが高い邦銀が円との交換でドルを調達するスワップ取引で発生した．円の調達コストがほぼゼロになるなかで，ドル資金の調達コストが高い邦銀が，調達した円資金を外銀にマイナス金利で貸し出す代わりに，ドル資金を頻繁に借り入れたと考えられる．

第 5 は，量的緩和政策の後期である．この時期，コールレートの加重平均と最低値がほぼ 0%に張り付いていた一方，最高値も 0%に近い水準で推移した．ただし，最高値は少なくとも 0.4 ベーシスポイントから 0.5 ベーシスポイントは加重平均を上回っていた．0.5 ベーシスポイント程度の金利差はきわめて小さいものなので，この時期の量的緩和政策も，金融機関のリスク・プレミアムを抑制する上で有効であったことを示唆するものである．

ただし，量的緩和政策の後期では，最高値がしばしば大きく跳ね上がることがあり，場合によっては上限であるはずの基準貸出金利を超えることもあった．一時的には，リスク・プレミアムが大きく上昇していたと考えられる．逆に，最低値は，マイナス金利をつけることがあったが，その頻度は減少した．

第 6 は，量的緩和政策解除後のゼロ金利政策期である．この時期は，前半の約 2 カ月間と後半の約 2 カ月間では，コールレートの動きに大きな違いがある．まず前半は，コールレートの加重平均と最低値が，量的緩和政策の後期よりは差があるものの，ほぼ一致している．また，最高値は常に加重平均を有意に上回っている．前半は，量的緩和策の後期と同様に，スプレッドが一部の金融機関のリスク・プレミアムに起因することを示唆している．ただし，量的緩和期とは異なり，最高値と加重平均の間の金利差は拡大している．その差は，最初の 1 カ月は 0.9 ベーシスポイント程度とそれほど大きなものではない．しかし，次の 1 カ月には 6.8 ベーシスポイント程度に拡大している．一部の金融機関に発生したリスク・プレミアムが，量的緩和政策からゼロ金利政策へ移行するなかで，徐々に拡大していったと考えられる．量的緩和による金融機関のリスク・プレミアムを抑制効果が，ゼロ金利政策の下で

少しずつなくなっていったことを示唆するものである．

一方，後半は，それまでとは異なり，コールレートの加重平均は最低値を有意に上回るようになっている．この時期に，多くの金融機関でリスク・プレミアムが急に高まったとは考えられないので，日中決済が異なる時点で行われることに起因するコールレートの差が顕在化するようになったと考えられる．ゼロ金利政策の解除に向けて，日銀が日中の一時的な金利上昇をある程度許容したことを反映したものともいえる．ただし，後半には，最高値がしばしば大きく跳ね上がり，上限であるはずの基準貸出金利を超えることも頻繁にあった．ゼロ金利政策が終わりに近づくなかで，信用力の低い金融機関の流動性リスクが徐々に高まり，リスク・プレミアムに起因するスプレッドがこの時期，しばしば拡大したと考えられる．

第 7 は，ゼロ金利政策が解除され，コールレートの誘導目標が 0.25％に設定された時期である．この時期の大きな特徴は，加重平均が最低値よりも最高値にむしろ近くなったことである．これは，量的緩和政策期とゼロ金利政策期とはまったく異なる特徴である．この時期に，リスク・プレミアムの高まりが加重平均を押し上げたとは考えられないので，日中決済が異なる時点で行われることに起因するスプレッドが，ゼロ金利政策期の後半以上に，顕在化するようになったと考えられる．

この時期でも，最高値が跳ね上がり，上限であるはずの基準貸出金利を超えることは何回かあったが，その頻度はこれまでよりも少なくなっている．金融システム全体の安定を反映して，リスク・プレミアムに起因するスプレッドが徐々に小さくなってきたと考えられる．一方，最低値は，マイナス金利をつけることは一度もなかったが，何回かゼロに近づくことがあった．この時期でも，貸し手である邦銀が外貨を調達する際のリスク・プレミアムが，まれに超低金利という形で反映されたものと解釈できる．

第 8 は，コールレートの誘導目標が 0.5％に設定された時期である．2007 年 10 月初旬までは，この時期の特徴は，おおむね誘導目標が 0.25％に設定された時期と同様に，加重平均が最低値よりも最高値にむしろ近いことである．ただし，最高値が跳ね上がり，上限であるはずの基準貸出金利を超える頻度や，最低値が急落しゼロ近くになる頻度は，2007 年 2 月から 4 月を中心に，誘導目標が 0.25％に設定された時期よりも多くなっている．

より興味深い点は，2007 年 10 月中旬以降，最高値が全体として上昇し，その結果，加重平均が最高値よりも最低値に近くなったことである．サブプライム問題が経済化するなかで，リスク・プレミアムに起因するスプレッドが徐々に広がっていったことを反映したものと考えられる．

7　基本推計

以下では，日々のコールレートの変動に反映される流動性プレミアムやリスク・プレミアムが，平均株価の変動にどのような影響があったかを実証的に検討する．分析では，まず，コールレートの最大値と最小値の差（スプレッド）が，平均株価の変化率にどのような影響があったかを見るため，以下の式を推計した．

$$DS_t = \text{定数項} + \alpha \cdot \log(Spread_{t-1}) + \beta \cdot DSRate_t + \gamma Lend_t + \delta \cdot DEx_t, \quad (7.1)$$

ここで，DS_t は t 期における日々の平均株価の変化率（対数値の階差），$Spread_{t-1}$ は $t-1$ 期におけるコールレートの最大値と最小値の差（スプレッド），$DSRate_t$ は t 期におけるユーロ円先物金利（1 カ月）の変化，$Lend_t$ は t 期における日銀貸出ダミー（日銀貸出が行われたときに 1，それ以外のときに 0），DEx_t は為替レート（邦貨建て円ドルレート）の変化率，を示している．ただし，単位を％に統一するため，DS_t と DEx_t は 100 倍した値を用いた．

同時性の問題を回避するため，説明変数のうち，$Spread_{t-1}$ は 1 期ラグをとっている．また，ラグ付き内生変数（DS_{t-1}）を含まないものと含んだものの両方を推計した．平均株価としては，日経平均（225 種），TOPIX（全業種），および，銀行業の TOPIX の 3 つを用いた．推計期間は，1998 年 4 月 1 日（新日銀法施行日）から 2008 年 3 月 31 日までである．

図表 7-10 は，推計結果をまとめたものである．推計結果は，ラグ付き内生変数を含まない場合と含む場合では本質的に同じであった．各係数の推計値をみると，$Lend_t$ はプラスに有意で，その係数は銀行株でとくに大きかった．日銀貸出の増加は，銀行株を中心に株価全体を押し上げる効果が観察さ

図表 7–10　基本推計の結果

	日経平均		TOPIX		銀行株	
定数項	−0.118	−0.120	−0.098	−0.094	−0.197	−0.172
	(−2.237)**	(−2.273)**	(−2.070)**	(−1.973)**	(−2.717)**	(−2.395)**
DS_{t-1}		−0.020		0.062		0.127
		(−0.971)		(3.093)**		(6.348)**
$\log(Spread_{t-1})$	−0.039	−0.040	−0.034	−0.033	−0.059	−0.051
	(−2.392)**	(−2.433)**	(−2.338)**	(−2.210)**	(−2.647)**	(−2.301)**
$DSRate_t$	−0.715	−0.712	−0.437	−0.467	−1.055	−1.089
	(−0.660)	(−0.657)	(−0.448)	(−0.479)	(−0.710)	(−0.738)
$Lend_t$	0.160	0.160	0.173	0.173	0.273	0.260
	(1.671)*	(1.675)*	(2.006)**	(2.011)**	(2.075)**	(1.991)**
DEx_t	0.225	0.224	0.219	0.221	0.089	0.093
	(5.288)**	(5.263)**	(5.705)**	(5.785)**	(1.523)	(1.610)
R^2	0.014	0.014	0.016	0.020	0.005	0.021
$D.W.$	2.038	2.000	1.875	1.994	1.742	1.988

注）1. 上段が推計値，下段が t 値．
2. **＝5%有意水準，*＝10%有意水準．

れる．DEx_t もプラスで，かつ銀行株以外は有意であった．為替レートの円高（$DEx_t<0$）は，輸出産業を中心に株価にマイナスの影響を与えることを反映した結果といえる．ユーロ円先物金利（1 カ月）の変化の符号はマイナスであったが，いずれも有意ではなかった．この時期，短期金利の引き下げには限界があり，その株価押し上げ効果も限定的であったことの表れといえる．

一方，コールレートの最大値と最小値の差をあらわす $\log(Spread_{t-1})$ は，いずれの推計でも統計的に有意にマイナスであった．日々のコールレートの変動に反映される流動性プレミアムやリスク・プレミアムの低下したときに，株価が有意に上昇する傾向にあることがわかる．この結果は，短期金利の下落が株価を押し上げる効果が限定的である結果とは，好対照である．

$\log(Spread_{t-1})$ の係数は，日経平均（225 種）と TOPIX（全業種）では結果に大きな差がない．しかし，銀行業の TOPIX を用いた結果と比較すると，銀行業の TOPIX を用いた方が，係数値が大きく，有意性も高い．コール市場の参加者が金融機関であることを考えると，銀行業の TOPIX がより感応的であるという結果は，ある意味では当然である．しかし，$Spread_t$ の係数はさまざまな業種を含む平均株価を用いた場合にもマイナスに有意であ

り，コール市場のスプレッドの大小が経済全体の株価に影響したことが読み取れる．

前節でみたように，超低金利政策は，短期金利の誘導目標を 0%に近づけるだけでなく，コール市場で発生するスプレッドを縮小させる上で有効であった．とりわけ，量的緩和政策は，コールレートのスプレッドを大幅に縮小させ，コール市場の取引からリスク・プレミアムをほぼ取り去った．以上の結果は，このような極端な政策が，結果的に株価上昇のような経済全体のパフォーマンスの改善に役立った可能性を示唆するものである．

8　非対称効果の検討

前節では，日々のコールレートの変動に反映される流動性プレミアムやリスク・プレミアムが，株価の変動にどのような影響があったかを，コールレートの最大値と最小値の差を用いて検討した．しかし，コールレートの変動に反映される流動性プレミアムやリスク・プレミアムは，コールレートの最大値と最小値の差よりも，コールレートの最大値と加重平均の差により反映されていると考えられる．したがって，一部の金融機関におけるリスクの高まりが経済全体に波及する可能性がある場合，コールレートの最大値と加重平均の差に注目する方がより適切かもしれない．

そこで，以下では，コールレートの最大値と加重平均の差が，平均株価の変化率にどのような影響があったかを見るため，以下の式を推計した．

$$DS_t = \text{定数項} + \alpha_1 \cdot \log(USpread_{t-1}) + \alpha_2 \cdot \log(DRisk_{t-1}) + \beta \cdot DSRate_t + \gamma \cdot Lend_t + \delta \cdot DEx_t, \qquad (7.2)$$

ここで，$USpread_t$ は t 期におけるコールレートの最大値と加重平均の差，$DSpread_t$ は t 期におけるコールレートの加重平均と最小値の差，を示している．同時性の問題を回避するため，いずれも 1 期ラグをとって推計した．残りの変数は，(7.1)の場合と同じである．

$Spread_t$ を $USpread_t$ と $DSpread_t$ に分けて推計した以外は，推計方法および推計期間は，前節とまったく同じである．図表 7–11 は，推計結果をまとめたものである．$USpread_t$ と $DSpread_t$ 以外の変数に関しては，推計結果に

図表 7-11　非対称効果を考慮した推計結果

	日経平均		TOPIX		銀行株	
定数項	−0.074	−0.076	−0.058	−0.055	−0.198	−0.176
	(−1.050)	(−1.086)	(−0.914)	(−0.877)	(−2.074)**	(−1.852)*
DS_{t-1}		−0.035		0.051		0.114
		(−1.556)		(2.316)**		(5.096)**
$\log(USpread_{t-1})$	−0.039	−0.040	−0.033	−0.032	−0.066	−0.060
	(−1.928)*	(−1.974)**	(−1.84)*	(−1.782)*	(−2.401)**	(−2.213)**
$\log(DSpread_{t-1})$	0.015	0.015	0.012	0.012	0.009	0.009
	(1.801)*	(1.839)*	(1.671)*	(1.619)	(0.838)	(0.813)
$DSRate_t$	−0.914	−0.907	−0.437	−0.572	−1.299	−1.338
	(−0.822)	(−0.816)	(−0.547)	(−0.573)	(−0.861)	(−0.893)
$Lend_t$	0.194	0.196	0.173	0.195	0.333	0.315
	(1.910)*	(1.924)*	(2.149)**	(2.138)**	(2.410)**	(2.295)**
DEx_t	0.278	0.276	0.219	0.276	0.151	0.156
	(5.984)**	(5.942)**	(6.553)**	(6.616)**	(2.402)**	(2.497)**
R^2	0.022	0.023	0.025	0.028	0.008	0.021
$D.W.$	2.115	2.046	1.948	2.050	1.753	1.972

注）1. 上段が推計値，下段が t 値.
2. **＝5%有意水準，*＝10%有意水準.

大きな変化は見られない.

$USpread_t$ と $DSpread_t$ の推計結果に関しては，いずれの推計でも $USpread_t$ の係数がマイナスの符号を，$DSpread_t$ の係数がプラスの符号を取った．コールレートの最大値の上昇は株価を押し下げる効果がある反面，最低値の下落は株価を押し上げる効果があることを示している．しかし，$USpread_t$ の係数が常に有意なのに対して，$DSpread_t$ の係数の有意性は低く，係数の絶対値も前者が後者を大きく上回っていた．株価の変化は，コールレートの最大値の動向により大きな影響を受けていることになる．コールレートの最大値が上昇しないようにする金融政策が望ましいことを示唆する結果である.

平均株価に銀行業の TOPIX を用いたケースで，$USpread_t$ の係数はもっとも大きくなり，逆に $DSpread_t$ の係数は統計的に有意ではなかった．一部の金融機関におけるリスクの高まりが株価を押し下げる効果は，銀行業の平均株価でより顕著であるという仮説をサポートするものである.

$USpread_t$ の係数は，平均株価に日経平均（225 種）や TOPIX（全業種）を用いたケースでも，マイナスに有意であった．コール市場の取引全体のな

かでのウェイトは必ずしも大きくない取引の一部でリスク・プレミアムが上昇することで，経済全体の株価を押し下げる影響があったことが示唆される．しかし，全業種の平均株価を用いたケースでは，$DSpread_t$ も統計的に有意になることが多かった．きわめて信用力の高い一部の借り手が低金利でコール市場から資金調達する状況は，経済全体としてポジティブにとらえられていたようである．

9　おわりに

1990 年代半ば以降の日本における金融政策のあり方を考察する上では，プルーデンス政策と金融政策運営の相互依存関係を考察することは重要である．本稿では，この問題意識のもとに，不良債権問題が顕在化し，金融システムの健全性に深刻な問題が発生した 1990 年代後半から 2000 年代前半にかけての日本経済における金融政策のあり方を再検証した．分析では，まず 1990 年代半ばから後半にかけて実施された日銀特融や 2001 年 3 月 16 日に導入されたロンバート型貸出のあり方を，局面ごとにピックアップし，2000 年代初頭までは一定の効果をあげたものの，量的緩和政策が強化されて以降は実質的な有効性はなくなったことを明らかにした．次に，日中のコールレートの最高値と最安値の差が，日中決済の時点が複数あることに加えて，個別金融機関のリスク・プレミアムを反映して発生することに注目し，それがゼロ金利政策期・量的緩和政策期とそれ以外の期間では大きな違いがあることを分析した．

1990 年代末から 2000 年代初頭にかけての超金融緩和政策は，市場の流動性リスクや信用リスクを減少させる上できわめて効果的であった．その一方で，ゼロ金利政策や量的緩和政策などの究極の金融政策は，本来マーケットメカニズムで淘汰されるべき金融機関にモラルハザードを生み出す可能性もある．量的緩和政策期には，事実上破綻に近い状態にあった金融機関にも大量の流動性をあらかじめ供給した結果，りそな銀行や足利銀行は，事実上国有化される直前でさえ，流動資産を大幅に増加させていた．しかし，本稿の結果は，超金融緩和政策はさまざまな問題点はあったものの，後者の役割が短期金融市場の安定化という点で重要であったことを示唆するものである．

参考文献

植田和男[2005],『ゼロ金利との闘い――日銀の金融政策を総括する』日本経済新聞社.
熊倉修一[2007],『日本銀行のプルーデンス政策と金融機関経営――金融機関のリスク管理と日銀考査』白桃社.
香西泰・白川方明・翁邦雄（編著）[2001],『バブルと金融政策――日本の経験と教訓』日本経済新聞社.
小宮隆太郎・日本経済研究センター（編）[2002],『金融政策論議の争点――日銀批判とその反論』日本経済新聞社.
白川方明[2008],『現代の金融政策――理論と実際』日本経済新聞出版社.
白塚重典・藤木裕[2001],「ゼロ金利政策下における時間軸効果――1999–2000 年の短期金融市場データによる検証」『金融研究』第 20 巻第 4 号, pp. 137–170.
浜田宏一・堀内昭義・内閣府経済社会総合研究所（編）[2004],『論争 日本の経済危機――長期停滞の真因を解明する』日本経済新聞社.
林文夫[2000],「日本のコール市場における流動性効果について」『金融研究』第 19 巻第 3 号.
宮尾龍蔵・中村康治・代田豊一郎[2008],「物価変動のコスト」『経済学論集』第 74 巻第 2 号, pp. 2–39.
Eggertsson, G., and M. Woodford [2003], "The Zero Bound on Interest Rates and Optimal Monetary Policy," *Brookings Papers on Economic Activity*, 34(2003–1), pp. 139–235.
Furfine, C. [2001], "The Reluctance to Borrow from the Fed," *Economics Letters*, 72(2), pp. 209–213.
Ito, T., and F. S. Mishkin [2006], "Two Decades of Japanese Monetary Policy and the Deflation Problem," in Ito and Rose (eds.), *Monetary Policy with Very Low Inflation in the Pacific Rim*, University of Chicago Press, pp. 131–193.
Jung, T., Y, Teranishi, and T. Watanabe [2005], "Optimal Monetary Policy at the Zero-interest-rate Bound," *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37(5), pp. 813–835.
Okina, K., and S. Shiratsuka [2004], "Policy Commitment and Expectation Formation: Japan's Experience under Zero Interest Rates," *North American Journal of Economics and Finance*, 15(1), pp. 75–100.