

【続 2】日銀の国債買入れが JGB のタームプレミアムに与える影響の基礎的な実証分析

Research Report
2016 年 9 月

投資工学研究所

田中 良典

要 約

日本銀行は、黒田総裁就任後、デフレ克服のため速やかに量的・質的金融緩和を導入し、量的・質的金融緩和は 2014 年 10 月に、量・質ともに拡充され、2016 年 1 月にはマイナス金利が付加され、マイナス金利付き量的・質的金融緩和となった。筆者は、拙稿(田中 [2015])において、巨額の国債買入れが JGB タームプレミアムに与える影響について、スポットレートベースの JGB-OIS スプレッドをタームプレミアムとし、イールドカーブ全体を対象とした実証的な検証を試みた。本稿は、その続編として新たなデータを追加し 3 次元緩和期間も考慮した上で、国債買入や金融政策アナウンスメントがタームプレミアムに与える影響について再検証したものである。

その結果、3 次元緩和以降、超長期ゾーンのタームプレミアムが急速に縮小していることが分かった。また、田中 [2015] と同様に、国債買入れや強いコミットメントを示した金融政策運営方針が、タームプレミアムを縮小させていたこと、そして、これらファクターの感応度は緩和期間が進むにつれて鈍化したことが示唆された。しかしながら、3 次元緩和期間においては、買入オパインパクト(前月末時点の市中残存国債に対する当月の買いオペ合計額)とタームプレミアムには有意な正の関係が検出された。つまり、3 次元緩和以降、買入れオファーが流動性の枯渇懸念リスクとして意識されだした可能性がある。

1. はじめに

2. 方法

2.1 JGB スポットレートカーブ、OIS スポットレートカーブの推定

2.2 買入ゾーン、タームプレミアム、買入オパインパクト、国債市中残存率、価格ボラティリティ

2.3 金融政策運営方針の公表によるアナウンスメント効果

2.4 統計的な検証

3. 結果

3.1 緩和期間別の各変数の時系列推移

3.2 緩和区分別のタームプレミアムと各説明変数の関係

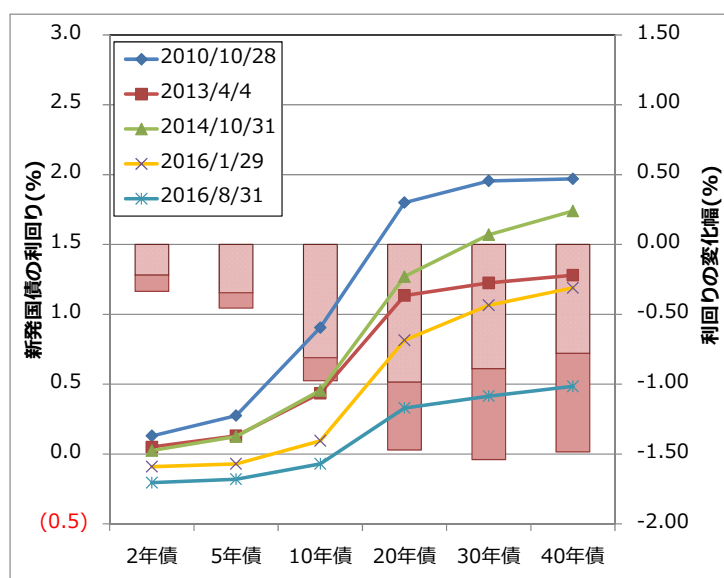
3.3 統計的な検証

4. 考察

1. はじめに

日本銀行は、黒田総裁が就任した翌月の2013年4月に、デフレ克服のため速やかに量的・質的金融緩和を導入し、そのうちの1つの要素として巨額の国債買入れと極めて大規模なマネタリーベースの供給によってイールドカーブ全体に低下圧力を加えた。そして量的・質的金融緩和は2014年10月には、量・質ともに拡充され、2016年1月には量・質にマイナス金利が付加され、マイナス金利付き量的・質的金融緩和として拡張された(「ジャクソンホールにおける講演」2016年8月27日)。これにより、日本国債のイールドカーブはブルフラット化していき、マイナス金利付き量的・質的金融緩和導入以降は、特に超長期ゾーンを中心にブルフラット化した(図表1)。

図表1 新発国債イールドカーブの推移



注：図中の棒グラフは利回りの変化幅を表し、薄い部分は2010/10/28-2016/1/29の差分を、濃い部分は2016/1/29-2016/8/31の差分を示す。スケールは右軸を参照。
(出所) SMBC日興証券データより日興リサーチセンター作成

ところで、長期金利は予想短期金利平均とタームプレミアムで構成され、タームプレミアムは金利リスクプレミアム、流動性プレミアムで構成される(翁[2013])。これに基づき筆者は、拙稿(田中[2015])において、巨額の国債買入が「タームプレミアムを押し下げ、イールドカーブ全体に押し下げ圧力をかけていく¹⁾」¹⁾ について、スポットレートベースのJGB-OIS スプレッドをタームプレミアムとし、イールドカーブ全体を対象とした実証的な検証を試みた(OISはOvernight Index Swapの略称、以下OIS)。その結果、国債買入れが流動性プレミアムと金利リスクプレミアムを縮小させていたこと、また、買いオペのオファーや強いコミットメントを示した金融政策運営方針がタームプレミアムを縮小させていたことが示唆された。また、これらのファクターの感応度は緩和期間が進むにつれて鈍化していたことも示された。しかしながら、田中[2015]以降、上述のように新たな緩和政策が実施され、イールドカーブは更にフラット化した。そこで本稿では、このような環境下、改めてタームプレミアムに着目し、そ

1 例えば「総裁記者会見要旨」2013年10月7日

の時系列推移や、巨額の国債買入れがタームプレミアムに与える影響の再検証を行った。具体的には、田中[2015]の続編として、2015年9月分から1年間分のデータを加えて再度分析することで、改めて以下のことを調べた。

- 買いオペゾーンごとのタームプレミアムは追加緩和以降どのように推移してきたか？
- 国債市中残存額が減少するとタームプレミアムが縮小する正の関係は継続していたか？
- 価格ボラティリティが上昇するとタームプレミアムが拡大する正の関係は継続していたか？
- 3次元緩和期間においても、金融政策運営方針、オペレーションのオファーはタームプレミアムを縮小させる効果があったか？
- 包括緩和期間、異次元緩和期間、追加緩和期間、3次元緩和期間でこれらファクターの値に違いはあったか？

2. 方法

2.1 JGB スポットレートカーブ、OIS スポットレートカーブの推定

JGB スポットレートカーブは、ディスカウントファクターをノンパラメトリックに推定する方法を用いた。まず、0年から40年まで3ヶ月(0.25年)毎に160個のグリッドを設定し、各グリッドのディスカウントファクターをパラメーターとして与えた。次に、国債のキャッシュフローと設定したディスカウントファクターから理論価格を算出し、各銘柄の理論価格と時価の差の2乗の合計値が最小となるようにパラメーターを決定した。時価はSMBC日興証券基準レート(仲値)(以下、日興時価)を用いた。また、銘柄数による重み付けや、瞬間フォワードレートの曲率に対する罰則項を加えた(詳細は、田中[2015])。これらを簡潔に式で表すと以下のようになる²。

$$\min \left(\sum_j \frac{1}{n_j} \left(Pm_j - \sum_i DF_i CF_{ij} \right)^2 + \lambda \sum_i sDur_{i+0.5} (F_{i+1} - 2F_i + F_{i-1})^2 \right)$$

また、キャッシュフローが欠損しているグリッドのディスカウントファクターは、前後のディスカウントファクターを線形補完することにより決定した。得られた160個のディスカウントファクターからJGB スポットレートを算出した。なお、データは日次ベースで算出した。

OIS スポットレートカーブは、JGB スポットレートカーブのグリッドに合わせるために、0.25年刻みでOIS レートのスプライン補間を行った後、ブートストラップ法を用いて160個のディスカウントファクターを計算し、得られたディスカウントファクターからOIS スポットレートを算出した。用いたOIS レートの年限は、3M、6M、9M、1Y、15M、18M、2Y、3Y、4Y、5Y、6Y、7Y、8Y、9Y、10Y、12Y、15Y、20Y、25Y、30Y、35Y、40Yでブルームバークより取得した。OIS レートは、年限が長く

2 ただし、 Pm_j : 銘柄 j の時価、 DF_i : 残存 0.25 i 年のディスカウントファクター、 CF_{ij} : 銘柄 j の残存 0.25 i 年のキャッシュフロー、 λ : 平滑化パラメーター(本稿では 100,000)、 F_i : 残存 0.25 i 年から 0.25 $(i+1)$ 年のフォワードレート、 $sDur_i$: 残存 0.25 i 年のスポットレートの修正デュレーション、 n_j : 銘柄 j が属するグリッド期間に存在する銘柄数

なるほど流動性プレミアムや、カウンターパーティーリスクプレミアムを無視できなくなる。この点において、OIS スポットレートカーブを予想短期金利平均として用いる際、より長いゾーンになるほど実際の予想短期金利平均を過大評価することになることには留意が必要である(詳細は、田中 [2015])。

2.2 買入ゾーン、タームプレミアム、買入オペインパクト、国債市中残存率、価格ボラティリティ

タームプレミアムを説明する要因としては、翁[2013]を参考に以下のように仮定した。

当月のタームプレミアム

$$\begin{aligned}
 &= \text{当月の長期金利} - \text{当月の予想短期金利平均} + \text{その他要因} \\
 &= \text{当月のJGB スポットレート} - \text{当月のOIS スポットレート} + \text{その他要因} \\
 &= \text{当月の流動性プレミアム} + \text{当月の金利リスクプレミアム} + \text{その他要因} \\
 &= (\text{前月の流動性プレミアム} + \text{当月の買いオペアナウンスメントによる流動性プレミアムの縮小}) \\
 &\quad + \text{当月の金利リスクプレミアム} + \text{金融政策運営方針アナウンスメント効果} + \text{その他要因}
 \end{aligned}$$

ここで、前月の流動性プレミアムを表す要因として前月末時点の国債市中残存率を、金利リスクプレミアムとして価格ボラティリティを設定した。またアナウンスメント効果として当月の買いオペアナウンスメントと、金融政策運営方針も説明変数に加えた。当月の買いオペアナウンスメントは、前月末時点の市中残存額に対する当月買入額オファーのインパクトを表すファクターとして導入した。具体的には、当月の買いオペオファー合計額を、前月末の市中残存額で割った値を買入オペインパクトとして定義した。金融政策運営方針は別途後述する。解析に用いるデータは、国債買いオペが1年超3年以下などゾーンごとに行われているため、各買入ゾーンの月次の平均値や合計値とした。

各月の買入ゾーンは、これまで実施されてきた買いオペレーションの年限区分のみをもとに設定し、結果として、以下の8つの買入ゾーンを設定した。包括緩和期間における輪番オペは本研究の対象としたが、同緩和期間の30年超のゾーンに関しては買いオペの対象外であった為、本研究の対象外とした。また、残存1年以下のゾーンも対象外とした(詳細は田中[2015]参照)。

買入ゾーン名	対象残存年数	対象期間
買入ゾーン1	残存1年超10年以下	2010年10月から2013年5月
買入ゾーン2	残存10年超30年以下	2010年10月から2013年3月
買入ゾーン3	残存10年超40年以下	2013年4月から2014年6月
買入ゾーン4	残存1年超3年以下	2013年6月以降
買入ゾーン5	残存3年超5年以下	2013年6月以降
買入ゾーン6	残存5年超10年以下	2013年6月以降
買入ゾーン7	残存10年超25年以下	2014年7月以降
買入ゾーン8	残存25年超	2014年7月以降

タームプレミアムは、グリッドごとに JGB スポットレートと OIS スポットレートの差を取り、まず買入ゾーンごとに日次ベースで当月末時点の市中残存額で加重平均値を計算し、その後月ベースで単純平均を取ることで買入ゾーンごとの月次値とした。国債市中残存率は、各買入ゾーンにおいて、発行額合計から日銀保有額合計を引いた値を、発行額合計で割った値とした。日銀保有額は、各月末時点で調整した(詳細は田中[2014])。価格ボラティリティは、個別銘柄毎に 25 営業日分の時価データから、日次のヒストリカルボラティリティを計算した。タームプレミアム同様、買入ゾーンごとに当月末時点の市中残存額で加重平均した日次値を計算した後、月ベースで単純平均を取ることで買入ゾーンごとの月次値とした(詳細は田中[2015]参照)。

2.3 金融政策運営方針の公表によるアナウンスメント効果

金融政策運営方針の公表による緩和スタンスの強弱によって、タームプレミアムに違いがあるかを検証するために、金融政策運営方針の公表時の拡大スタンスの度合いをカテゴリカル変数として導入した。資産買入れ等の基金の増額とともに、“金融緩和の強化について”というタイトルで発表された時の緩和スタンスを、緩和スタンス(拡大)とし、2012年2月のバレンタイン緩和のように、「『中長期的な物価安定の目途』について」等が合わせて発表された際のより強い緩和スタンスを、緩和スタンス(拡大強)とした。異次元緩和、追加緩和は緩和スタンス(拡大強)とした(図表 2)。“当面の金融政策運営について”と発表された時は現状維持とし、緩和スタンスは、次のスタンス変更があるまで同じスタンスとした。新しい緩和スタンスは、公表後最初の買入れが実施された月からとした。また、田中 [2015] では、緩和スタンス公表後の時間的な波及効果を調べるために、公表後最初の買入れが実施された月を 0、それ以外の月を 1 としてカテゴリカル変数を導入したが、有意な差は検出されなかった。そのため本稿では、この買入実施月の有無を統計モデルにおいて考慮していない。

図表 2 金融政策運営方針のアナウンスタイトルと緩和スタンス

公表日	買入れ開始月	アナウンスタイトル	緩和スタンス
2010/10/28	2010年11月(2010/11/08)	「資産買入れ等の基金運営基本要領」の制定等について	拡大強
2011/03/14	2011年03月(2011/03/28)	金融緩和の強化について	拡大
2011/08/04	2011年08月(2011/08/08)	金融緩和の強化について	拡大
2011/10/27	2011年11月(2011/11/02)	金融緩和の強化について	拡大
2012/02/14	2012年02月(2012/02/15)	金融緩和の強化について、「『中長期的な物価安定の目途』について」	拡大強
2012/04/27	2012年05月(2012/05/01)	金融緩和の強化について	拡大
2012/09/19	2012年09月(2012/09/20)	金融緩和の強化について	拡大
2012/10/30	2012年11月(2012/11/07)	金融緩和の強化について、デフレ脱却に向けた取組について	拡大強
2012/12/20	2013年01月(2013/01/11)	金融緩和の強化について	拡大
2013/01/22	2013年01月(2013/01/24)	「物価安定の目標」と「期限を定めない資産買入れ方式」の導入について	拡大強
2013/04/04	2013年04月(2013/04/08)	「量的・質的金融緩和」の導入について	拡大強
2014/10/31	2014年11月(2014/11/04)	「量的・質的金融緩和」の拡大	拡大強
2016/01/29	-	「マイナス金利付き量的・質的金融緩和」の導入	拡大強

注：買入れ開始月の()内の日付は、新しい緩和スタンス公表後の最初の買いオペ(輪番オペを除く)の実施日を示す。2013年1月は、緩和スタンスが重複したため、後に公表されたアナウンスを優先し「拡大強」とした。また、2016年7月も「金融緩和の強化について」のタイトルで発表されたが、ETF買入れ額の増額による金融緩和強化の為、本稿では勘案していない。

(出所)日本銀行のデータより日興リサーチセンター作成

2.4 統計的な検証

以上のデータと仮説から、下記式に基づく一般線形モデルの解析を行った。

タームプレミアム

$$= \alpha + \beta_1 \times \text{前月末時点の国債市中残存率} + \beta_2 \times \text{買入オパインパクト(緩和期間)} \\ + \beta_3 \times \text{価格ボラティリティ(緩和期間)} + \text{緩和スタンス(強、弱)} + \varepsilon$$

緩和期間は、各緩和期間においてファクターに違いがあるかを検証するために交互作用として導入したカテゴリカル変数である。各緩和期間は、発表日ではなく実質的な開始日を基準とし、包括緩和(2010年11月~2013年3月)、異次元緩和(2013年4月~2014年10月)、追加緩和(2014年11月~2016年1月)、3次元緩和(2016年2月~)とした。なお、前月末時点の国債市中残存率については、多重共線性を無視できなかったため、緩和期間ごとの国債市中残存率を導入していない(Appendix1)。日次ベースの観察期間は、2010年10月1日から2016年8月31日までであり、解析に使用した月次ベースの買入ゾーン別データ数は244であった。

3. 結果

3.1 緩和期間別の各変数の時系列推移

図表3左上は、タームプレミアムの時系列推移である。2012年2月のいわゆるバレンタイン緩和から縮小傾向となり、2012年9月以降、緩和拡大のペースが速まった頃から、異次元緩和開始直前の2013年3月までタームプレミアムは急激に縮小した。また、異次元緩和期間は横ばいで推移し、追加緩和開始後の2014年11月から再び縮小傾向となった。3次元緩和の期間においては、買入ゾーン8(残存25年超)は追加緩和期間対比で減少しているものの、それ以外の買入ゾーンでは、直近は上昇傾向となった。また、タームプレミアムの下限は、観察期間を通して-0.1%程度であった。

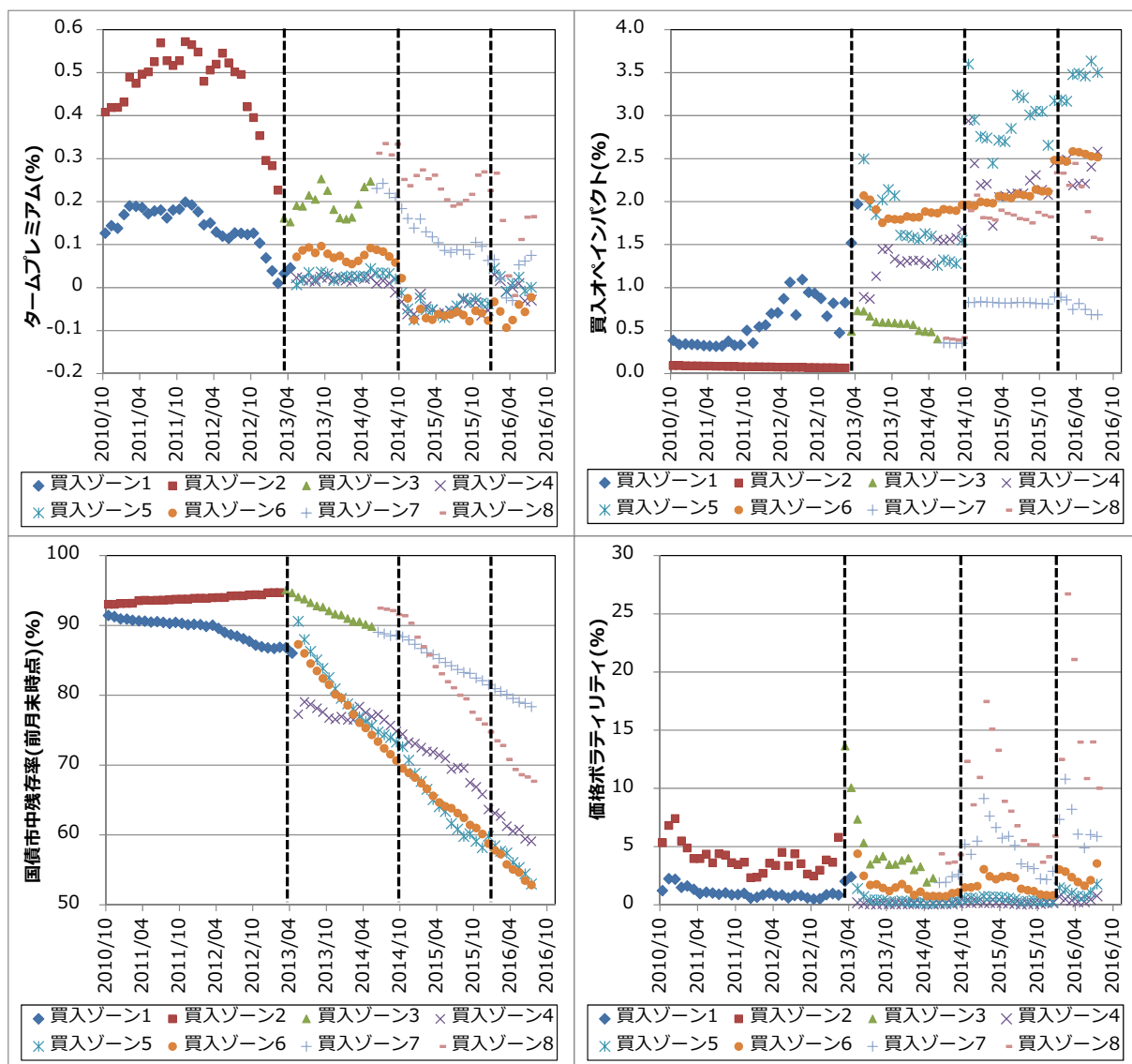
図表3右上は買入オパインパクトの時系列推移である。異次元緩和以降、買入ゾーン4(残存1年超3年以下)、買入ゾーン5(残存3年超5年以下)、買入ゾーン6(残存5年超10年以下)では、買入オパインパクトが上昇していた。一方で、一回当たりのオファー金額が減額されたことを反映し、買入ゾーン7(残存10年超25年以下)は2016年5月以降、買入ゾーン8(残存25年超)では2016年4月以降減少していた。

図表3左下は国債市中残存率の時系列推移である。異次元緩和以降、どの買入ゾーンも国債市中残存率の低下ペースが速まり、そのままのペースが維持されていた。2016年8月末時点の国債市中残存率は、最も買入れが進んでいる買入ゾーン5(残存3年超5年以下)で53.0%、買入ゾーン6(残存5年超10年以下)で52.8%であった。

3 説明変数間に強い相関関係がある場合、このことが原因となって係数の推定精度が悪くなる、もしくは不安定になる現象を多重共線性という。多重共線性の診断に使う指標の1つにVIF(Variance Inflation Factor)がある。絶対的な基準は無いものの、1つの目安としてVIFが10以上になる説明変数を同時にモデルに用いると、多重共線性を引き起している可能性が高い。

図表 3 右下は価格ボラティリティの時系列推移である。包括緩和、異次元緩和期間では緩和開始直後、追加緩和期間では 2015 年 2 月が最も高く、その後一旦落ち着いた。また、3 次元緩和開始後は、2016 年 3 月がピークであった。

図表 3 緩和期間ごとにみたタームプレミアム（左上）、買入オペインパクト（右上）、
国債市中残存率（左下）、価格ボラティリティ（右下）の時系列推移



注：図中の点線は、緩和期間の区分を表す。各買入ゾーンは、買入ゾーン1：残存1年超10年以下、2010年10月から2013年5月、買入ゾーン2：残存10年超30年以下、2010年10月から2013年3月、買入ゾーン3：残存10年超40年以下、2013年4月から2014年6月、買入ゾーン4：残存1年超3年以下、2013年6月以降、買入ゾーン5：残存3年超5年以下、2013年6月以降、買入ゾーン6：残存5年超10年以下、2013年6月以降、買入ゾーン7：残存10年超25年以下、2014年7月以降、買入ゾーン8：残存25年超、2014年7月以降を示す。

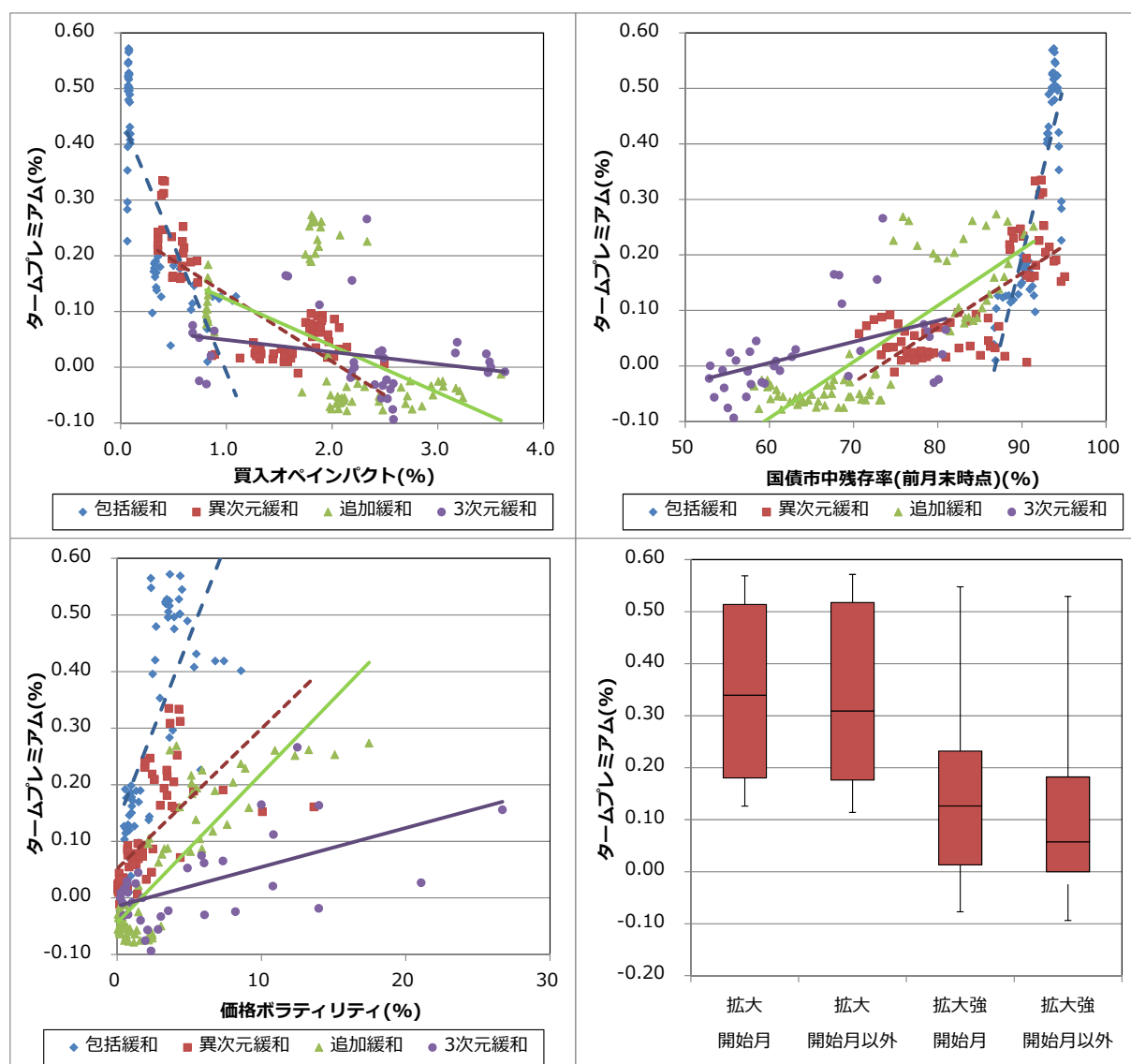
(出所) 日本銀行、Bloomberg 等のデータより日興リサーチセンター作成

3.2 緩和区分別のタームプレミアムと各説明変数の関係

図表 4 は、タームプレミアムと各説明変数との関係を緩和期間別に表している。図表 4 左上は、ター

ムプレミアムと買入オパインパクトの関係を示している。どの緩和期間においても、買入オパインパクトはタームプレミアムと負の関係が見られるものの、緩和が進むごとにその関係性は弱くなっていた。また、流動性プレミアムの指標とした前月末国債市中残存率が低下すると、タームプレミアムも縮小する関係にあり、緩和が進むにつれこの関係性が弱まる傾向であった(図表4右上)。金利リスクプレミアムの指標とした価格ボラティリティも、タームプレミアムと正の相関関係がみられたが、各緩和区分で傾きを比較すると、買入オパインパクト同様、包括緩和に比べ、異次元緩和、追加緩和の方が傾きは緩やかであった(図表4左下)。緩和スタンス(拡大、拡大強)とその時間的波及効果(開始月、開始月以外)に関しては、どちらの緩和スタンスとも開始月と開始月以外の間あまり差はなかった。しかしながら、緩和スタンス間では、拡大よりも拡大強の方がタームプレミアムは小さい傾向にあった(図表4右下)。

図表4 緩和期間別でみたタームプレミアムと各説明変数の関係



注：右下の箱ヒゲ図における横線は、下から最小値、第1四分位、中央値、第3四分位、最大値を示す。
(出所) 日本銀行、Bloomberg等のデータより日興リサーチセンター作成

3.3 統計的な検証

前節 3.2 では、緩和区分を考慮しタームプレミアムと各説明変数との関係をみた。それに対し、タームプレミアムと 4 変数（買入オペインパクト、前月末国債市中残存率、価格ボラティリティ、緩和スタンス）の関係を同時に考慮し解析した結果が図表 5 である。この結果をみると、買入オペインパクトは、包括緩和で-18.03(P<0.001)と強い負の関係性が認められたが、緩和が進むごとに負の関係性は弱くなり、異次元緩和で-2.4(P<0.05)、追加緩和では-1.0 であるものの 5%の有意水準で有意でなくなり、3次元緩和においては 2.58(P<0.05)と有意に正の関係へと逆転した。一方、前月末国債市中残存率の係数は 0.75 と、タームプレミアムと有意に正の関係であった。また、価格ボラティリティは、タームプレミアムと正の関係にあるものの、3次元緩和では有意な関係は見られなかった。さらに緩和スタンスの水準間（拡大、拡大強）には、0.11%の有意な差が検出された。

図表 5 一般線形モデルによる解析結果

モデル、固定効果の検証						
要因	自由度	平方和	F 値	Pr > F	決定係数	
Model	10	5.50	123.66	<.0001	0.841	
買入オペインパクト	4	0.27	15.38	<.0001		
前月末国債市中残存率	1	0.22	48.58	<.0001		
価格ボラティリティ	4	0.50	28.08	<.0001		
緩和スタンス	1	0.18	40.46	<.0001		
パラメーター推定						
要因	推定値	標準誤差	t値	p値	VIF	1σ当たり
切片	-0.51	0.09	-5.55	<.0001	1.90	.
買入オペインパクト (包括)	-18.03	2.83	-6.36	<.0001	1.83	-0.06
買入オペインパクト (異次元)	-2.43	1.11	-2.19	0.030	3.19	-0.01
買入オペインパクト (追加)	-1.08	1.10	-0.98	0.330	6.61	-0.01
買入オペインパクト (3次元)	2.58	1.28	2.01	0.045	6.48	0.02
前月末国債市中残存率	0.75	0.11	6.97	<.0001	8.93	0.09
価格ボラティリティ (包括)	0.049	0.005	9.96	<.0001	2.52	0.09
価格ボラティリティ (異次元)	0.007	0.004	1.83	0.069	1.82	0.02
価格ボラティリティ (追加)	0.010	0.002	4.28	<.0001	1.97	0.04
価格ボラティリティ (3次元)	0.001	0.002	0.30	0.767	1.42	0.00
緩和スタンス(拡大)	0.11	0.02	6.36	<.0001	1.83	.
緩和スタンス(拡大強)	0.00

注：図表右端の「1σ当たり」は、各説明変数が 1 標準偏差増加した時の、タームプレミアムの増減($\beta_i \times \sigma$)を表したものである。これは、各説明変数を 1 標準偏差という同じスケールで変動させることで、説明変数の原単位の影響を排除し、被説明変数への影響を示す。

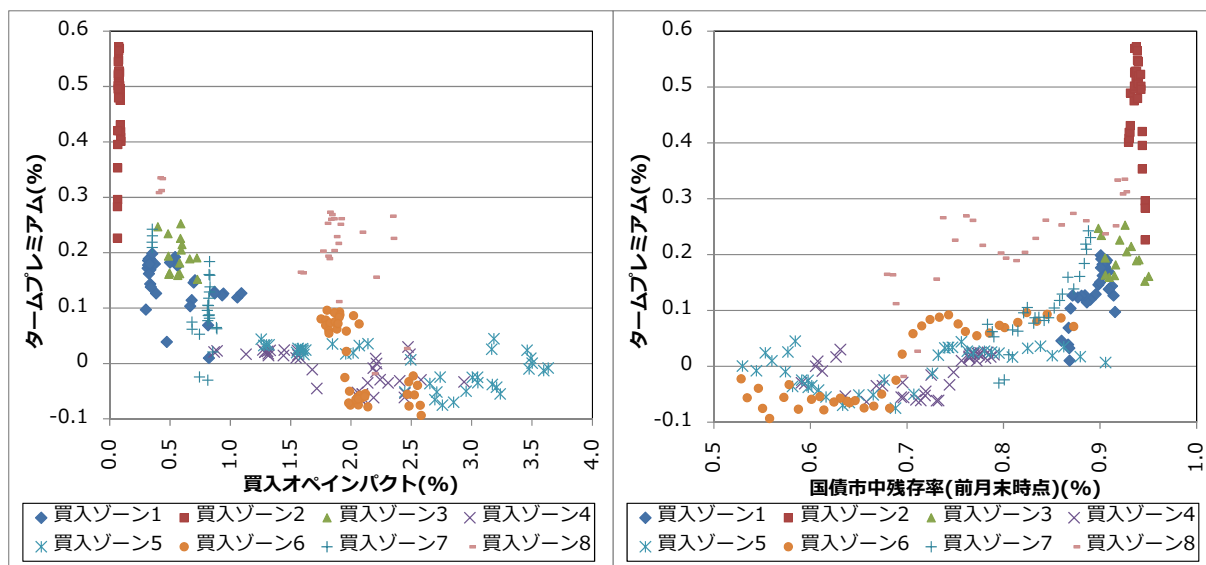
(出所) 日本銀行、Bloomberg 等のデータより日興リサーチセンター作成

4. 考察

本稿は田中[2015]の続編であり、2015年9月分から2016年8月分までの1年間分のデータを加えて再検証したものである。残存年限の最も長い買入ゾーン8のタームプレミアムは、3次元緩和の実施前まで0.25%程度の水準を推移していたが、3次元緩和以降は0.12%程度まで急速に縮小した(図表3左上)。この急速な縮小が、3次元緩和以降、超長期ゾーンを中心にブルフラット化させた要因の一つと考えられる。また、価格ボラティリティが上昇するとタームプレミアムは拡大するという正の関係が緩和期間を経るごとに弱まり、3次元緩和では有意な関係性が無くなった(図表5)。つまり、価格ボラティリティが高くても、感応度が鈍化したことで、タームプレミアムは拡大しにくくなっていた(図表4左下)。これらは、3次元緩和をきっかけとして、プラスの絶対利回りを求めた投資家が、唯一プレミアムの残っていた超長期ゾーンを買わざるを得ず、金利リスクに対して要求するプレミアムが縮小していったことを示唆しているのかもしれない。

国債市中残存率の推移をみると、田中[2015]と同程度の傾きを保ったまま単調に減少を続けていた(図表3左下)。最も買入れが進んでいる買入ゾーン5(残存3年超5年以下)で53.0%(昨年同月59.8%)、買入ゾーン6(残存5年超10年以下)で52.8%(同62.4%)であり、この1年でそれぞれ、約7%、10%減少している。このままの減少ペースで買入れが進むのであれば、今後半年もしないうちにこれらのゾーンの国債の半分以上を日銀が保有することになるだろう。日銀が月末に発表する「当面の長期国債買入の運営について」において、直近1年間の「最初のオファー額」は、それぞれ3,500-4,400億円、4,000-4,500億円で、その平均オファー額は他の買入ゾーンより多い。結果として他の買入ゾーンに比べ市中に残存する国債残高も少なくなる上、オファー額自体も多いため、買入オペインパクトは他のゾーンに比べて高くなる傾向にあった(図表3右上)。それにもかかわらず、買入ゾーン5、6のタームプレミアムは、買入ゾーン4も併せて、-0.1%程度の水準に下限を形成しており、3次元緩和以降もこの下限が破られることはなかった。そして、買入ゾーン4、5、6のタームプレミアムは2016年8月末で2016年1月末対比平均0.04%程度上昇した(図表3左上)。これらのことを、年限カテゴリ別のタームプレミアムと買入オペインパクト、国債市中残存率の関係としてみると、買入オペインパクトの増大や国債市中残存率の減少の効果は、直近の買入ゾーン4、5、6のタームプレミアムの上昇と相まって、僅かではあるがむしろプレミアムを増大させる効果をもたらしつつあるようにも見える(図表6)。

図表 6 年限カテゴリ別でみたタームプレミアムと各説明変数の関係



図表 4 の上部 2 のグラフを、年限カテゴリ別で表現したものである。
(出所) 日本銀行、Bloomberg 等のデータより日興リサーチセンター作成

このことは、4 変数を同時に考慮した統計的な検証の結果にも表れた。異次元緩和期間までは、買入オペインパクトとタームプレミアムとの間には、負の関係があったが、その関係性は緩和が進むごとに弱くなり、3 次元緩和においては一転して有意な正の関係となった(図表 5)。これは、3 次元緩和期間においては、買入オペインパクトが増加するとタームプレミアムは拡大することを示す。つまり、買入れオファーのアナウンスメントは、追加緩和までは徐々に弱くなったものの流動性プレミアムを縮小する効果があったが、3 次元緩和以降一転して流動性枯渇を引き起こすリスクとして認識されるようになったことを示唆している可能性がある。

本稿の解析モデルは、多重共線性の疑いから緩和期間ごとの国債市中残存率を組み込んでいない。しかしながら、国債市中残存率とタームプレミアムの関係は緩和期間を経るにつれ弱まる傾向にあった(図表 4 右上)。そのため、本モデルは国債市中残存率のタームプレミアムに対する感応度が緩和期間ごとに弱まる傾向を捉えられず、買入オペインパクトで帳尻をあわせたために、緩和期間が進むにつれて買入オペインパクトの感応度は負から正の値を取ったのかもしれない。このことを確かめるために、緩和区分別の国債市中残存率をモデルに導入し再度解析したところ、一部のパラメーターの VIF が非常に高いことは留意すべきであるが、買入オペインパクトの感応度の傾向は本稿の結果と変わらなかった(Appendix 1)。また、異次元緩和、追加緩和、3 次元緩和期間のみを対象に解析してもこの傾向は変わらなかった(Appendix 2)。よって、本モデルにおけるタームプレミアムと買入オペインパクトの負から正への関係の変化は、タームプレミアムと国債市中残存率の正の関係に対し、タームプレミアム減少の鈍化を、買入オペインパクトで調整していることに起因していると思われる。もしそうであるならば、短い年限の買入ゾーンのタームプレミアムが減少しない限り、現状の量的緩和の効果はさらに鈍化することになるかもしれない。

参考文献

翁邦雄[2013],「金融政策のフロンティア-国際的潮流と非伝統的政策-」,日本評論社,2013年1月20日発行

田中良典[2014],「異次元金融緩和環境下における長期国債の買入れ予測と投資に関する一考察」,NFI リサーチ・レビュー2014年7月号

田中良典[2015],「日銀の国債買入れが JGB のタームプレミアムに与える影響の基礎的な実証分析」,日興リサーチレビュー2015年9月号

Appendix1 緩和期間別の前月末国債市中残存率を導入した解析結果

モデル、固定効果の検証

要因	自由度	平方和	F 値	Pr > F	決定係数
Model	13	5.63	109.87	<.0001	0.861
買入額アナウンスインパクト	4	0.32	20.53	<.0001	
前月末国債市中残存率	4	0.35	21.94	<.0001	
価格ボラティリティ	4	0.27	17.17	<.0001	
緩和スタンス	1	0.11	28.51	<.0001	

パラメーター推定

要因	推定値	標準誤差	t値	p値	VIF	1σ当たりの変動
切片	-0.44	0.09	-5.00	<.0001	2.00	.
買入オペインパクト (包括)	-24.68	3.94	-6.27	<.0001	3.98	-0.08
買入オペインパクト (異次元)	-6.55	1.41	-4.64	<.0001	5.79	-0.04
買入オペインパクト (追加)	1.10	1.25	0.88	0.379	9.66	0.01
買入オペインパクト (3次元)	4.07	1.36	2.98	0.003	8.24	0.04
前月末国債市中残存率 (包括)	0.74	0.10	7.27	<.0001	98.90	0.02
前月末国債市中残存率 (異次元)	0.76	0.11	7.13	<.0001	103.10	0.05
前月末国債市中残存率 (追加)	0.56	0.11	5.18	<.0001	84.04	0.05
前月末国債市中残存率 (3次元)	0.55	0.12	4.71	<.0001	43.93	0.05
価格ボラティリティ (包括)	0.037	0.007	5.14	<.0001	6.04	0.07
価格ボラティリティ (異次元)	-0.001	0.004	-0.25	0.805	2.64	0.00
価格ボラティリティ (追加)	0.017	0.003	6.26	<.0001	2.91	0.06
価格ボラティリティ (3次元)	0.004	0.002	2.09	0.038	2.23	0.03
緩和スタンス(拡大 開始月)	0.09	0.02	5.34	<.0001	2.16	.
緩和スタンス(拡大 それ以降)	0.00

注：前月末国債市中残存率の VIF が高いことには留意が必要である。

(出所) 日本銀行、Bloomberg 等のデータより日興リサーチセンター作成

Appendix2 異次元緩和以降で前月末国債市中残存率を導入した解析結果

モデル、固定効果の検証

要因	自由度	平方和	F 値	Pr > F	決定係数
Model	9	1.57	61.18	<.0001	0.760
買入額アナウンスインパクト	3	0.15	17.33	<.0001	
前月末国債市中残存率	3	0.26	30.44	<.0001	
価格ボラティリティ	3	0.18	20.47	<.0001	

パラメーター推定

要因	推定値	標準誤差	t値	p値	VIF	1σ当たり
切片	-0.42	0.08	-5.45	<.0001	2.05	.
買入オペインパクト (異次元)	-6.53	1.22	-5.34	<.0001	5.21	-0.04
買入オペインパクト (追加)	0.85	1.07	0.79	0.429	8.59	0.01
買入オペインパクト (3次元)	3.78	1.17	3.24	0.001	7.97	0.03
前月末国債市中残存率 (異次元)	0.72	0.09	7.94	<.0001	89.02	0.05
前月末国債市中残存率 (追加)	0.53	0.09	5.68	<.0001	74.04	0.05
前月末国債市中残存率 (3次元)	0.52	0.10	5.15	<.0001	42.61	0.05
価格ボラティリティ (異次元)	0.000	0.004	-0.07	0.944	2.53	0.00
価格ボラティリティ (追加)	0.017	0.002	7.49	<.0001	2.79	0.07
価格ボラティリティ (3次元)	0.004	0.002	2.53	0.012	2.19	0.03

注：前月末国債市中残存率の VIF が高いことには留意が必要である。異次元緩和以降は全期間において緩和強のスタンスであるため、ここでは緩和スタンスは考慮していない。

(出所) 日本銀行、Bloomberg 等のデータより日興リサーチセンター作成