

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
2015年9月

投資工学研究所

田中 良典

要 約

日銀による巨額の国債買入れについて黒田総裁は、「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」としている。タームプレミアムは、流動性プレミアムと金利リスクプレミアムで構成され、長期国債の巨額の買入れは、直接的にこれらのプレミアムを縮小させることを意図していると思われるが、国債買入れとタームプレミアムの関係を調べた例は少ない。そこで本研究では、JGB と OIS(Overnight Index Swap) のスポットレートカーブの差分をタームプレミアムカーブとし、流動性プレミアムの指標として国債市中残存率を、金利リスクプレミアムの指標として価格ヒストリカルボラティリティを用い、国債買入れがタームプレミアムカーブに与える影響の基礎的な実証分析を行った。その際、緩和期間の別（包括緩和、異次元緩和、追加緩和）とアナウンスメント効果として金融政策運営方針と買いオペのオファーも考慮した。

その結果、国債買入れが流動性プレミアムや、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。そして、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唆された。

今後さらに追加の緩和があるとすれば、より強いコミットメントが必要となるが、それは市中に残存する国債残高のより急激な減少と隣り合わせであり、結果として量的緩和の実施可能期間を短くすることになるだろう。

1. はじめに
2. 方法
 - 2.1 JGB スポットレートカーブの推定
 - 2.2 OIS スポットレートカーブの推定
 - 2.3 タームプレミアムと買入ゾーン
 - 2.4 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
 - 2.5 金融政策運営方針の公表によるアナウンスメント効果
 - 2.6 統計解析
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 統計解析
4. 考察
5. 今後の課題

1. はじめに

日本銀行は、黒田総裁就任後、量的・質的金融緩和を実施し、巨額の長期国債を買入れることで、市中に残存する国債の年限別ポートフォリオの構成比に影響を与えている（田中[2014]）。巨額の国債買入れについて黒田総裁は、「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」（例えば「総裁記者会見要旨」2013年10月7日）としている。

順イールドの金利期間構造を説明する仮説の1つである流動性プレミアム仮説において、タームプレミアムとは、流動性を犠牲にすることと、それに伴う金利変化の不確実性に対する代償として、予想される短期金利の平均に、年限の長さに応じて上乗せされるプレミアムのことである。つまり、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]）。

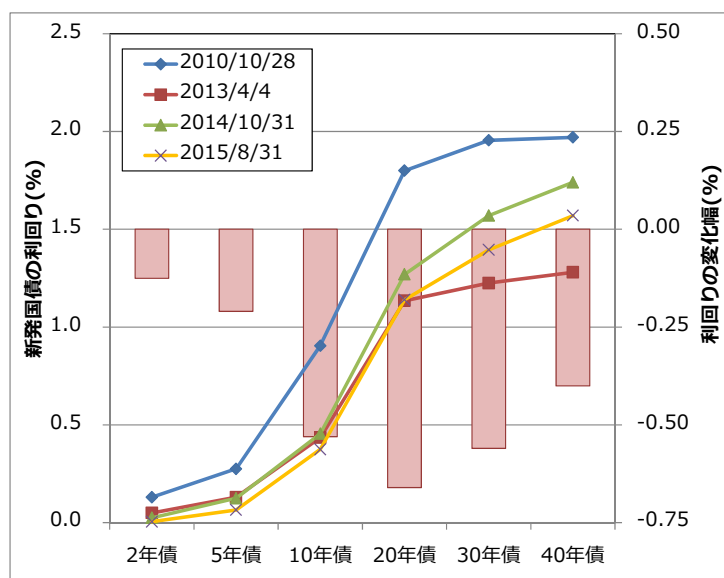
この考えにもとづけば、巨額の国債買入れによるタームプレミアムの押し下げとは、長期国債を巨額に買入れることで、直接的に流動性プレミアムと金利リスクプレミアムを縮小させ、イールドカーブ全体を押し下げるということになる。そのため、国債買入れがタームプレミアムに与える影響を知ることが、国債買入れがJGBの金利期間構造に与える影響を知る上でも非常に重要である。しかしながら、タームプレミアムに関する研究例としては、タームプレミアムを推定する研究やタームプレミアムの時系列推移、ある特定の年限におけるタームプレミアムとマクロ経済指標の関係を調べた論文はあるが、日銀の国債買入れとタームプレミアムの関係を直接的、実証的に調べた研究はほとんどない。さらに、「QQEではマチュリティが40年までの長期国債を幅広く大量に購入しており、過去の金融緩和政策とは一線を画していることを強調」（白井[2014]）しているにもかかわらず、イールドカーブ全体を考慮したタームプレミアムに対する国債買入れの効果を直接的に検証した例はほぼ皆無だと思われる。

そこで本研究では、OIS（Overnight Index Swap：以下、2.2に詳述）のスポットレートカーブを予想短期金利平均カーブとし、長期国債のスポットレートカーブとの差分をタームプレミアムカーブとすることで、国債買入れがタームプレミアムカーブに与える影響の実証分析を行った。その際、流動性プレミアムの指標として国債市中残存率を、金利リスクプレミアムの指標として、価格ヒストリカルボラティリティを用いた。

ところで、国債買入れの平均残存期間が、包括緩和では3年弱、異次元緩和では7年程度、追加緩和では7年から10年程度であるにもかかわらず、包括緩和開始から直近までの国債の金利変化をみると、イールドカーブは残存10年超のゾーンを中心に大きくブルフラット化している(図表1)。このことは、買入平均年限より長いゾーンのタームプレミアムを、買入額に見合った効果以上に縮小させているようにも見える。つまり、買入れによって直接的にタームプレミアムを縮小させる効果以外に、10年超のゾーンも含め、将来もこのペースで買入れが続くという予測に基づく、ある種のアナウンスメント効果が働いていることが考えられる。そこで、本稿では、日本銀行から発表される国債買入れに関するアナウンスとして、金融緩和のスタンスを発表する金融政策運営方針と買入れ実施額を発表するオペレーションのオファーの2つの要素も解析対象とし、タームプレミアムとの関係について以下の点を調べた。

- 買入オペゾーンごとのタームプレミアムは包括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は縮小する関係にあったか？
- 価格ボラティリティが上昇するとタームプレミアムは拡大する関係にあったか？
- 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(2010.10~2013.03)、異次元緩和(2013.04~2014.09)、追加緩和(2014.10~)でこれらファクターの値に違いはあったか？

図表 1 新発国債イールドカーブの推移



注：図中の棒グラフは変化幅を表し、2010/10/28-2015/8/31の差分を示す。スケールは右軸を参照。
(出所) 各種データより日興リサーチセンター作成

2. 方法

2.1 JGB スポットレートカーブの推定

イールドカーブ推定において、債券価格を柔軟にとらえる自由度と、1銘柄の価格変化に伴う推定カーブの形状変化の度合いを表す局所性をカーブフィッティングの判断基準とする。この時、債券のキャッシュフローが発生する時点全ての割引率をパラメーターとし、特定の関数形を持たないノンパラメトリック法が自由度、局所性ともに高い(菊池、新谷[2012])。そこで、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もとにJGB スポットレートカーブを推定した。まず、0年から40年までをキャッシュフロー発生タイミングである3ヶ月(0.25年)毎に160グリッドを設定し、各点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、残存年数によって存在する国債の銘柄数が異なるため、銘柄数による重み付けを行った。さらに、スポットレートカーブ、瞬間フォワードレートカーブの過度の凹凸を抑えるため、瞬間フォワードレートの曲率に対する罰則項を加えた。その際、より長い年限が強く罰則を受けるように、スポットレートの修正デュレーションで重み付けを行った。これらを簡潔に式で表すと以下ようになる¹。

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

残存する国債全銘柄を採用し平滑化を行ったが、残存 20 年超のゾーンにおいては、元利金払いのスケジュールの関係から 0.25 年ごとにキャッシュフローが存在しないグリッドが存在する。そのため、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 グリッド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。データは日次ベースで算出した。

2.2 OIS スポットレートカーブの推定

Overnight Index Swap (以下 OIS) は、一定期間の翌日物レート (複利運用) と固定金利を交換する金利スワップである。日本においては、日本銀行が公表している無担保オーバーナイトコールレートの期間加重平均値を取引対象とするデリバティブ取引である。このため、OIS レートには、翌日物レートを操作目標とする枠組みの下で、将来の金融政策に対する市場の見方が反映されるとともに、金利変動に対するよりきめ細やかなリスク管理を可能とする (大岡他[2006])。また、日本証券クリアリング機構 (JSCC) における金利スワップの清算対象取引に対して、変動証拠金の授受に係る時価の算定においては 1 日から 40 年までのグリッドポイントを用いた OIS ディスカウント・カーブが用いられている (「金利スワップ取引の清算業務に係る制度要綱」)。一方で、OIS の市場は、一部の外資系金融機関に取引参加業者が限られており、ターム別取引では 1 年未満の取引が大半を占めている (日本銀行金融市場局[2007])。また、取引残高は 2006 年の量的緩和政策解除前後には、短期金利上昇の思惑によって急増したが、リーマンショック以降は大幅に減少し 2014 年 8 月時点では 100 兆円に満たない水準に留まっている (日本銀行金融市場局[2014])。そのため、OIS レートは、年限が長く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は留意が必要である。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 でブルームバーグより取得した。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 グリッドのディスカウントファ

¹ 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

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。

2.3 タームプレミアムと買入ゾーン

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入オペと、金融政策運営方針も説明変数に加えた。これら説明変数の詳細は以下で述べる。また、国債買入オペは、1年超3年以下などゾーンごとに行われているため、解析に用いるデータは、各買入ゾーンの月次の平均値や合計値とした。一方で、従属変数である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、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、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。

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た。その際、買入ゾーンが重複する場合は、より広い年限ゾーンにまとめた。例えば、2013年4月は異次元緩和開始の月であるが、買入ゾーンは、残存1年超3年以下、残存1年超5年以下、残存3年超5年以下、残存5年超10年以下、残存1年超10年以下と、かなり重複しており、これらを残存1年超10年以下の買入ゾーンとしてまとめた。結果として、以下の8つの買入ゾーンを設定した。

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

包括緩和期間(2010.10~2013.03)における輪番オペは、本研究の対象とした。一方で、残存1年以下のゾーンのタームプレミアムは、担保としてのニーズなど、緩和の効果以外の要因で縮小している影響が大きいと思われるため、当該ゾーンは本研究の対象外とした。また、2010年10月から2013年3月までの30年超のゾーンに関して、買入オペの対象外であった為、本研究の対象外とした。

2.4 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

買入オペインパクトは、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と定義した。これは、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である。買入額や買入ゾーンの情報、日本銀行が公表している“オペレーション”を用いた。包括緩和下の買入額は、資産買入等の基金と輪番オペを対象とした。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、日本銀行より公表されている月末時点の“日本銀行が保有する国債の銘柄別残高”を用いた。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。時価は日興時価を用いた。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。

2.5 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、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とした。

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

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入オペ(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。

(出所)日本銀行のデータより日興リサーチセンター作成

2.6 統計解析

以上のデータと仮説から、下記モデル式に基づく一般線形モデルの解析(Nested-ANCOVA)を行った。

タームプレミアム

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

緩和期間は、包括緩和(2010.10~2013.03)、異次元緩和(2013.04~2014.09)、追加緩和(2014.10~)の区分であり、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導入したカテゴリカル変数である。なお、前月末時点の国債市中残存率については緩和期間を導入していない。これは、導入すると多重共線性²を無視できなかつたためである(Appendix1)。観察期間は、2010年10月1日から2015年8月31日までであり、解析に使用した月次データ数は184であった。

3. 結果

3.1 緩和期間別の各変数の時系列推移

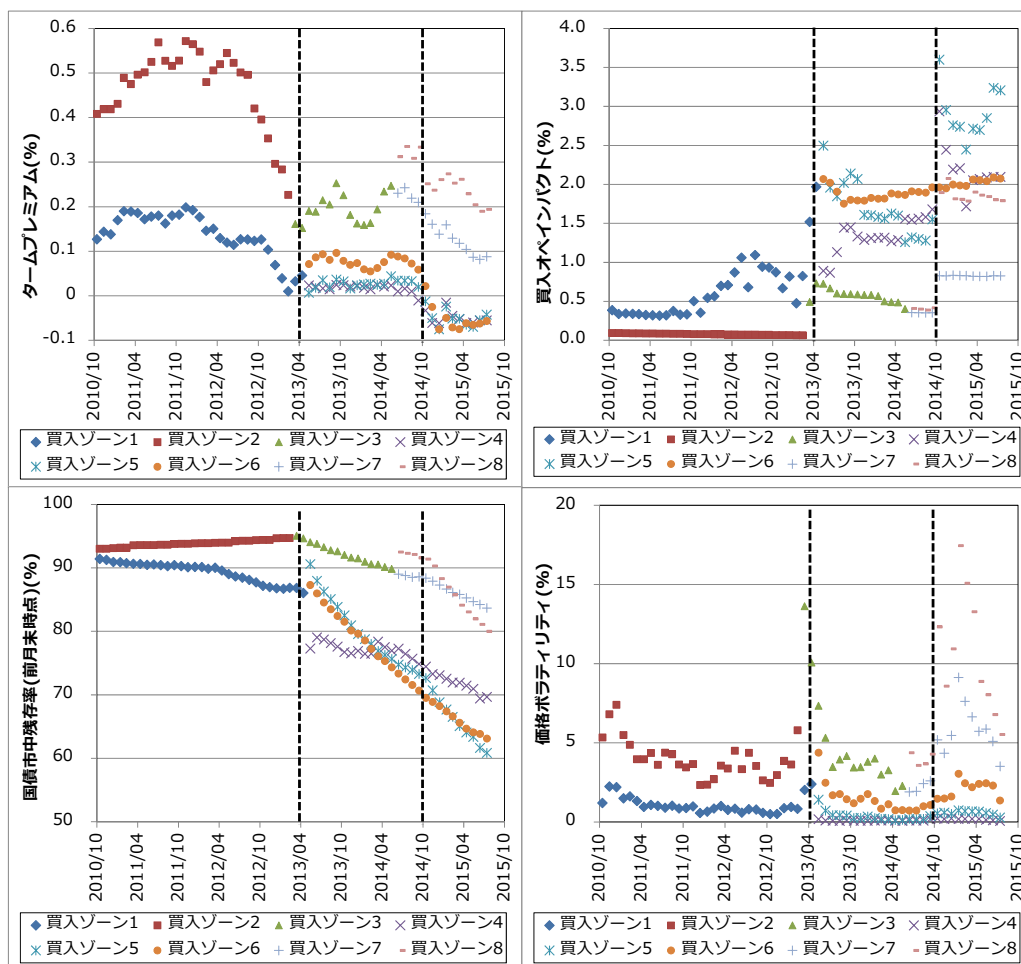
図表3左上は、タームプレミアムの時系列推移である。2012年2月のいわゆるバレンタイン緩和から縮小傾向となり、2012年9月以降、緩和拡大のペースが速まった頃から、異次元緩和開始直前の2013年3月までタームプレミアムは急激に縮小した。しかしながら、異次元緩和開始後はむしろ横ばいで推移しており、追加緩和開始後の2014年11月から再び縮小する傾向にあった。また、買入ゾーン4(残存1年超3年以下)、買入ゾーン5(残存3年超5年以下)、買入ゾーン6(残存5年超10年以下)のタームプレミアムは、2014年10月から12月にかけて、順にマイナス値まで縮小し、その後は3つのゾーンともに-0.07%から-0.05%程度のレンジで推移していた。また、買入ゾーン7(残存10年超25年以下)、買入ゾーン8(残存25年超)も直近3ヶ月は横ばいで推移していた。

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、追加緩和と緩和が進むにつれ買入オパインパクトが上昇している様子がわかる。買入ゾーン2(残存10年超30年以下)の横並びの点は、輪番オペによる買入れを反映している。また、異次元緩和以降は、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)の買入オパインパクトが高い傾向にあった。一方、国債市中残存率は、包括緩和期間において買入ゾーン2(残存10年超30年以下)は上昇しているが、買入ゾーン1(残存1年超10年以下)は緩やかに低下傾向にあった。ところが、異次元緩和以降は、どの買入ゾーンも国債市中残存率が急激に低下していた(図表3左下)。因みに、2015年8月末時点の各ゾーンの国債市中残存率は、買入ゾーン4(残存1年超3年以下)で69.5%、買入ゾーン5(残存3年超5年以下)で59.8%、買入ゾーン6(残存5年超10年以下)で62.4%、買入ゾーン7(残存10年超25年以下)で83.2%、買入ゾーン8(残存25年超)で79.5%であった。また、価格ボラティリティは、包括緩和、異次元緩和期

² 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。

間では緩和開始直後が高く、それから徐々に低下していく傾向が見られた。一方で追加緩和期間では、2015年2月に最も高く、その後落ち着く傾向にあった(図表3右下)。

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



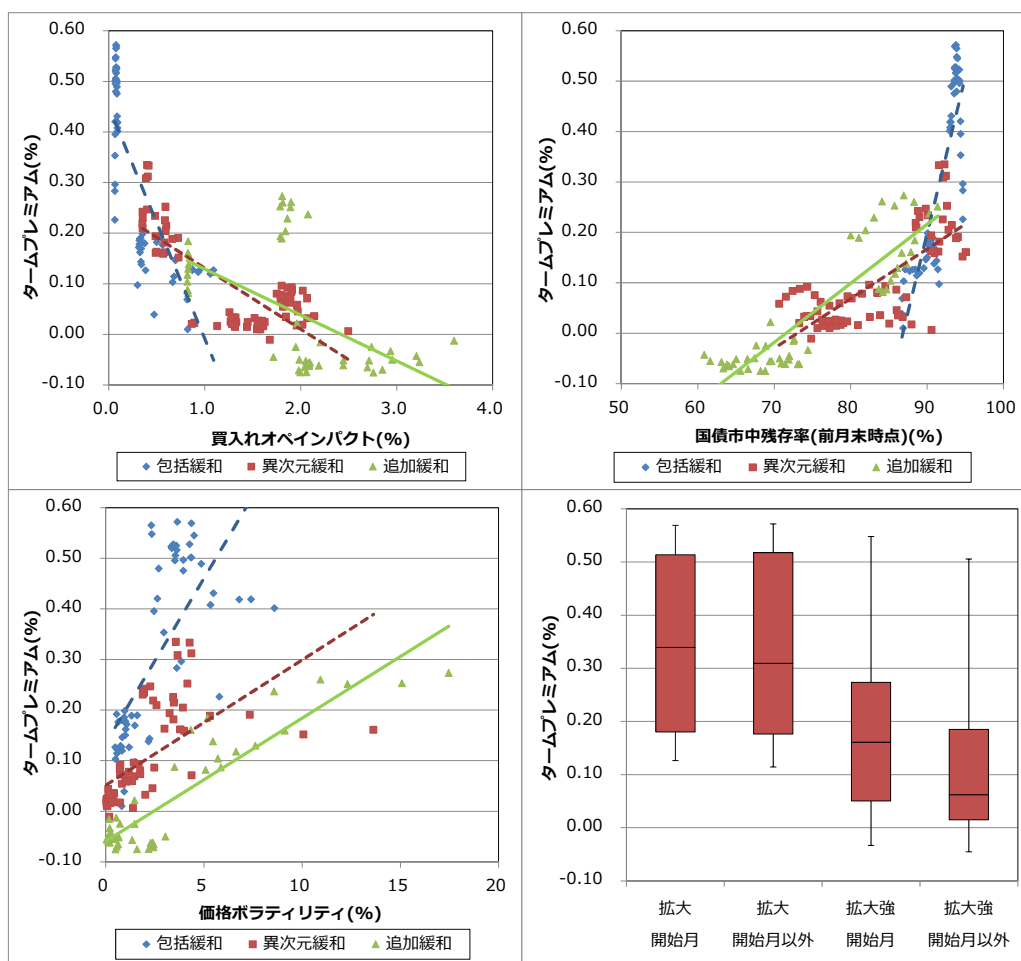
注：図中の点線は、緩和期間の区分を表す。各買入ゾーンは、買入ゾーン1：残存1年超10年以下、2010年10月から2013年5月、買入ゾーン2：残存10年超30年以下、2010年10月から2013年3月、買入ゾーン3：残存10年超40年以下、2013年4月から2014年6月、買入ゾーン4：残存1年超3年以下、2013年6月以降、買入ゾーン5：残存3年超5年以下、2013年6月以降、買入ゾーン6：残存5年超10年以下、2013年6月以降、買入ゾーン7：残存10年超25年以下、2014年7月以降、買入ゾーン8：残存25年超、2014年7月以降を示す。
(出所) 各種データより日興リサーチセンター作成

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区分別に表している。図表4左上は、タームプレミアムと買入オペ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、買入オペインパクトはタームプレミアムと負の関係があった。しかしながら、包括緩和、異次元緩和、追加緩和と緩和が進むごとに、その傾きは緩やかになっていた。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、買入オペインパクト同様、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に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 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) 各種データより日興リサーチセンター作成

3.3 統計解析

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、リスクプレミアムと 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)の関係を同時に解析した結果が、図表 5 である。5%有意水準でみると、買入オペインパクトは全ての緩和区分において、リスクプレミアムと負の関係があった。しかしながら、その傾きは、-21.8 と包括緩和が最も急であったが、異次元緩和で-4.0、追加緩和で-3.3 と緩和が進むごとに緩やかであっ

た。一方、前月末国債市中残存率の係数は 0.75 と、リスク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、包括緩和、追加緩和において、リスクプレミアムと有意に正の関係にあり、異次元緩和では有意な関係は見られなかった。その傾きは、包括緩和では 0.043 であったが、追加緩和では 0.009 と統計的有意性はあるものの、ほぼ 0 に近かった。また、緩和スタンスの 4 つの水準間に有意差があるかを調べるため、Scheffe の多重比較検定を行った。緩和スタンス間（拡大、拡大強）には、有意な差が検出されたが、時間的波及効果（開始月、それ以降）間では、有意な差は検出されなかった。

図表 5 の右端にある 1 σ 当たりの変動の項は、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変動($\beta_i \times \sigma$)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している。例えば、包括緩和時の買入オペインパクト+1 σ の増加で、タームプレミアムは 7bp 減少している。それに対し、異次元緩和時、追加緩和時では、買入オペインパクト+1 σ の増加で、タームプレミアムは 2bp しか減少していない。同様に、前月末国債市中残存率+1 σ の減少で、タームプレミアムは 7bp 減少し、これは包括緩和時の買入オペインパクトと同程度の効果であった。また、価格ボラティリティ+1 σ の増加は、包括緩和時で、タームプレミアム 8bp の増加をもたらすが、追加緩和時はその半分の 4bp の増加であった。

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	4.67	113.65	<.0001	0.868	
買入オペインパクト	3	0.23	18.67	<.0001		
前月末国債市中残存率	1	0.15	36.29	<.0001		
価格ボラティリティ	3	0.36	29.09	<.0001		
緩和スタンス（開始月/それ以降）	3	0.16	12.80	<.0001		
パラメーター推定						
要因	推定値	標準誤差	t値	p値	VIF	1 σ 当たりの変動
切片	-0.48	0.11	-4.48	<.0001	2.82	.
買入オペインパクト（包括）	-21.84	2.92	-7.47	<.0001	2.01	-0.07
買入オペインパクト（異次元）	-4.04	1.24	-3.27	0.001	3.77	-0.02
買入オペインパクト（追加）	-3.32	1.25	-2.66	0.009	6.23	-0.02
前月末国債市中残存率	0.75	0.12	6.02	<.0001	5.98	0.07
価格ボラティリティ（包括）	0.043	0.005	8.37	<.0001	2.71	0.08
価格ボラティリティ（異次元）	0.003	0.004	0.85	0.399	1.96	0.01
価格ボラティリティ（追加）	0.009	0.002	3.72	0.000	1.99	0.04
緩和スタンス(拡大 開始月)	0.11	0.02	4.38	<.0001	1.35	.
緩和スタンス(拡大 それ以降)	0.10	0.02	5.66	<.0001	1.71	.
緩和スタンス(拡大強 開始月)	0.02	0.02	1.14	0.257	1.20	.
緩和スタンス(拡大強 それ以降)	0.00

Scheffeの多重比較検定

要因	推定値	i/j	P1	P2	P3	P4
緩和スタンス(拡大 開始月)	0.181	P1	—	1.000	0.024	0.000
緩和スタンス(拡大 それ以降)	0.179	P2	1.000	—	0.004	<.0001
緩和スタンス(拡大強 開始月)	0.096	P3	0.024	0.004	—	0.731
緩和スタンス(拡大強 それ以降)	0.075	P4	0.000	<.0001	0.731	—

注：Scheffeの多重比較検定におけるP1からP4は有意確率を表す。
(出所)各種データより日興リサーチセンター作成

4. 考察

タームプレミアムは、残存年限の長い買入ゾーンの方が大きい傾向にあった(図表3左上)。右肩上がりの金利期間構造を説明する仮説として、流動性プレミアム仮説が支持されることが多いが(例えば山田[2000])、本研究においても、流動性プレミアム仮説を支持する結果となった。

2015年8月末時点において、タームプレミアムは残存10年以下の3つの買入ゾーンが既にマイナス値まで縮小していたものの、3つのゾーンともに-0.05%前後から縮小しておらず、買入ゾーンの垣根を越えた下限を形成していた。また、10年超の買入ゾーンを見ると、タームプレミアムは残存10年超25年以下では0.1%を、残存25年超は0.2%を切っており、-0.05%をとりあえずの下限とするならば、縮小余地は既にそれぞれ0.15%、0.25%程度しか残されていない。国債市中残存率の推移をみると、残存10年までのゾーンは65%程度、残存10年超のゾーンは80%程度であり、一定の傾きを保ったまま減少を続けている(図表3左下)。そのため、買入れのペースが不変でも、市中に残存する国債残高が減少するため、買入オパインパクトは徐々に上昇していきだろう。しかしながら、タームプレミアムは下限を形成しており、この下限が破られない限りは、今後のタームプレミアムと買入オパインパクトの関係は非線形モデルの方がよりフィットするのかもしれない(図表4左上)。

このことは、4変数を同時に考慮した統計解析の結果にも表れている。買入オパインパクトとタームプレミアムとの間には、買入オパインパクトが上がると、タームプレミアムが縮小する関係があったが、その感応度は、緩和が進むごとに低下していた(図表5)。つまり、買入オパインパクトを増加させてもタームプレミアムは縮小しにくくなっていることを示唆している。

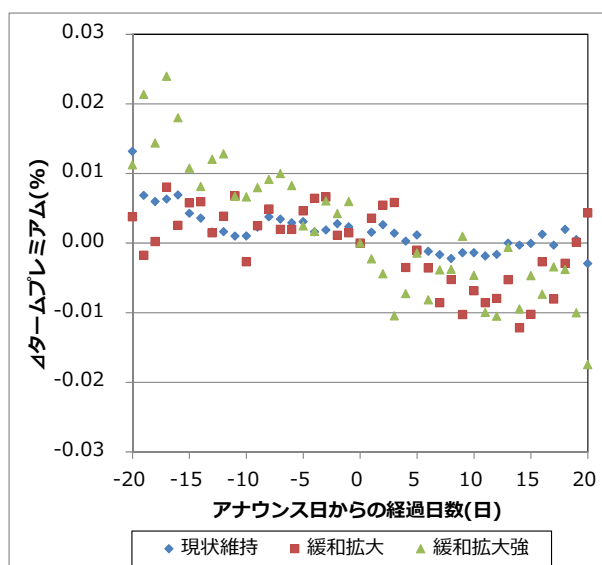
一方で、価格ボラティリティは追加緩和期間においては2015年2月が最も高かった(図表3右下)。これは、欧州金利主導の金利急低下に対し、日銀金融緩和期待が不発だったことに起因する金利急上昇を表していると思われる。また、価格ボラティリティが上昇するとタームプレミアムは拡大する関係にあったが、感応度は包括緩和時に比べ、異次元緩和、追加緩和時の方が低かった(図表5)。結果として、価格ボラティリティが高くても、感応度が鈍化したことで、タームプレミアムは拡大しにくくなっていた(図表4左下)。これは、買い手のラストリゾートとして日銀が存在する安心感から、投資家の金利リスクに対して要求するプレミアムが縮小していることを示唆しているのかもしれない。

国債市中残存率とタームプレミアムの間にも正の関係があり、市中に残存する国債残高が減少するとタームプレミアムは縮小する傾向にあった(図表4右上)。このことは、日銀が買入れを行い保有し続け

ることが、直接的に流動性プレミアムを縮小させ、結果的にタームプレミアムを縮小させていたことを示唆している。しかしながら、8月18日に日本銀行金融市場局から発表された“国債市場の流動性指標”をみると、SCレポレート of 平均値が低下傾向にあり、SCレポレートがマイナスとなった銘柄数が急増する頻度が高くなっている。買いオペを実施しても札割れが起こるまで買入れが進めば、市中に残存する国債残高を減少させることによる直接的なタームプレミアムの縮小は見込めなくなるだろう。さらに、流動性の枯渇がリスクとして意識されるようになれば、国債市中残存率の低下が、タームプレミアムの拡大を促す局面がやってくるかもしれない。

緩和スタンスの違いによるタームプレミアムの平均値は、拡大と拡大強の間で有意な差があった(図表5)。しかしながら、時間的波及効果は、開始月とそれ以降の月の間に差は検出されなかった(図表4右下)。これは、アナウンスメント効果が発表後すぐに織り込まれるために、月次ベースでは差が検出できなかったのかもしれない。このことを確かめるため、アナウンス日を基準として、前後20営業日のタームプレミアムの日次推移を調べた(図表6)。“当面の政策運営について”のタイトルでアナウンスされた金融政策運営方針を現状維持とすると、アナウンス日前後で大きな変化は見られなかった。一方、緩和拡大の時はアナウンス日から10営業日ほどタームプレミアムは縮小し、その後15営業日目から20営業日目にかけてアナウンス日のタームプレミアムに戻る傾向にあった。それに対し、緩和拡大強の時は、アナウンス日から15営業日程度単調に縮小し、その後は戻ることなく推移する傾向にあった。つまり、強いコミットメントを提示した時にのみ、タームプレミアムは低位で安定する可能性がある。解析で検出された緩和スタンス間の差は、このことに起因しているのかもしれない。

図表6 アナウンス日を基準としたタームプレミアムの日次推移



注：Δタームプレミアムは、日次タームプレミアムからアナウンス日の日次タームプレミアムを引いた値。ここで、日次タームプレミアムは、緩和スタンス、アナウンス日からの営業日ベースの経過日数ごとに、各買入ゾーンのタームプレミアムを当月の市中残存額で加重平均した値。

(出所) 各種データより日興リサーチセンター作成

本稿では、国債買入れが直接的に流動性プレミアムを縮小させ、間接的に金利リスクプレミアムの拡大を抑制していたこと、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実証的に示唆された。そして、これらのファクターの感応度は買入れが進むにつれて鈍化していることも示唆された。今後、追加の金融緩和を行うことがあっても、ファクターの感応度は鈍化しているため、タームプレミアムは縮小しにくいだろう。その上、タームプレミアムがマイナス圏で下限を形成している中、その下限を押し下げるほどの買入れ増額による強いコミットメントを示すことは、それだけ国債市中残存率の更なる急低下を促すことになり、結果として量的緩和の実施可能期間を短くすることになる。このバランスを見極めることは、決して容易ではないだろう。

5. 今後の課題

本稿では、OIS レートを予想短期金利平均として扱っている。OIS レートは、年限が長くなると流動性リスクやカウンターパーティーリスクが含まれるため、特に長期、超長期ゾーンの予想短期金利平均を過大評価していると思われる。裏を返せば、年限の長いゾーンほどタームプレミアムを、流動性リスクやカウンターパーティーリスクの分だけ過小評価していることになるため、本稿の結果はそのことを踏まえ、幅を持って解釈する必要がある。例えば、短期金利の低位安定による OIS 取引残高の減少に伴い、長期、超長期ゾーンを中心に、流動性リスクが年を追うごとに増加していたとするならば、異次元緩和、追加緩和時における、より長い買入ゾーンのタームプレミアムは本稿のタームプレミアムよりも大きくなる。これにより異次元緩和、追加緩和時の買入オペインパクト等の傾きは、本稿の結果よりも傾きの大きな値となりえるため、各感応度の鈍化の程度はそれほど進んでいないのかもしれない。

また、本稿では、買入ゾーンにおいて市中に残存する残高が多ければ、売買高も多いという仮定のもと、国債市中残存率を流動性プレミアムのファクターとした。しかしながら、国債市中残存率が低いと、価格ボラティリティもまた低いという傾向がある。これは、日銀が年限の短い（価格ボラティリティの低い）国債をこれまで多く買入れてきたことによるものであり、本研究における多重共線性の主因であると思われる。そのため、本稿では多重共線性の指標である VIF も掲載したが、もしも個別銘柄ごとの売買高のようなデータが取得可能であれば、流動性プレミアムに関しても、緩和期間別のファクターが導入出来るようになり、より説明力の高い解析が出来るのかもしれない。因みに、緩和区分別の国債市中残存率をモデルに導入すると、VIF は非常に高いものの、タームプレミアムと正の関係があり、包括緩和、異次元緩和に対して、追加緩和の感応度が低下していた。また、その他ファクターの傾向は、本稿の結果と変わらなかった(Appendix 1)。

本稿では JGB と OIS のスポットレートのスプレッドカーブをタームプレミアムカーブとすることでカーブを意識した解析を行った。その際、買いオペのアナウンスメント効果を検証するため、買入オペに準じた年限ゾーンを設定したが、観察期間において年限ゾーンは不均一であり、データをかなり集約せざるを得なかった。そのため、カーブを意識した解析として、買入ゾーン別の解析も試みたものの、

データ数の不足や多重共線性により安定した結果が得られなかった。不均一な年限ゾーンを解消する方法として、個別銘柄ベースで日銀の買入額の増加が分かる“日本銀行が保有する国債の銘柄別残高”を利用し、観察期間を通じて同一の年限ゾーンを設定することが考えられる。買入オペに準じたゾーン設定ではないため、本稿の様に買入オペのアナウンスメント効果を検証することは出来ないものの、“日本銀行が保有する国債の銘柄別残高”は、買入オペアナウンスメントの結果を反映した情報であり、この結果を受けてタームプレミアムが調整されることも十分考えられる。今後のテーマとして、この買入オペの結果というもう一つの側面から、国債買入れがタームプレミアムに与える効果の検証を試みたい。

本稿の作成にあたり、イールドカーブ推定をはじめ、本稿全般について SMBC日興証券調査業務室、山田 聡氏と SMBC日興証券第二金融市場トレーディング部、吉谷 耕一郎氏に多大なるご助言を頂いた。心から謝意を表したい。なお、本稿の内容・意見は全て筆者に属する。

参考文献

- 大岡英興・長野哲平・馬場直彦[2006],「わが国 OIS(Overnight Index Swap) 市場の現状」,日銀レビュー,2006年8月,2006-J-15,日本銀行金融市場局
- 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
- 菊池健太郎・新谷幸平[2012],「本邦国債価格データを用いたゼロ・クーポン・イールド・カーブ推定手法の比較分析」,金融研究 2012.7,日本銀行金融研究所
- 白井さゆり[2014],「量的・質的金融緩和政策とポートフォリオ・リバランス」,月刊資本市場 2014年10月号
- 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
- 日本銀行金融市場局[2007],「OIS市場調査の結果(07/5月実施)」,2007年7月,日本銀行金融市場局
- 日本銀行金融市場局[2014],「わが国短期金融市場の動向 -東京短期金融市場サーベイ(14/8月)の結果-」,2014年10月,日本銀行金融市場局
- 山田聡[2000],「日本国債のリスク・プレミアムと投資戦略への応用」,証券アナリストジャーナル 38(12), 32-62, 2000-12,日本証券アナリスト協会

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	12	4.74	106.59	<.0001	0.882
買入額アナウンスインパクト	3	0.23	21.10	<.0001	
前月末国債市中残存率	3	0.23	20.26	<.0001	
価格ボラティリティ	3	0.24	21.16	<.0001	
緩和スタンス（開始月/それ以降）	3	0.12	10.62	<.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	-0.45	0.10	-4.32	<.0001	2.89	.
買入オペインパクト（包括）	-24.45	3.85	-6.35	<.0001	3.85	-0.07
買入オペインパクト（異次元）	-6.65	1.42	-4.69	<.0001	5.52	-0.04
買入オペインパクト（追加）	0.49	1.45	0.34	0.737	9.36	0.00
前月末国債市中残存率（包括）	0.74	0.12	6.18	<.0001	127.72	0.02
前月末国債市中残存率（異次元）	0.76	0.12	6.25	<.0001	123.99	0.05
前月末国債市中残存率（追加）	0.55	0.13	4.30	<.0001	92.11	0.05
価格ボラティリティ（包括）	0.038	0.007	5.37	<.0001	5.81	0.07
価格ボラティリティ（異次元）	-0.002	0.004	-0.48	0.632	2.70	0.00
価格ボラティリティ（追加）	0.017	0.003	5.82	<.0001	3.28	0.07
緩和スタンス(拡大 開始月)	0.10	0.02	4.27	<.0001	1.46	.
緩和スタンス(拡大 それ以降)	0.10	0.02	5.12	<.0001	2.07	.
緩和スタンス(拡大強 開始月)	0.02	0.02	1.26	0.209	1.28	.
緩和スタンス(拡大強 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)各種データより日興リサーチセンター作成