



BOJ *Reports & Research Papers*

2011年11月
(2014年3月更新)

リスク管理と金融機関経営に関する調査論文

コア預金モデルの特徴と留意点

—— 金利リスク管理そしてALMの高度化に向けて ——

日本銀行金融機構局

本稿の内容について、商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行金融機構局までご相談ください。

転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

目 次

1. はじめに.....	1
2. 金融機関のバランスシートの変化と金利リスク管理の現状.....	2
(1) 金融機関のバランスシートの変化.....	2
(2) 金利リスク管理の現状.....	2
(3) コア預金残高の違いが金利リスクに与える影響.....	3
3. コア預金モデルの概要.....	6
(1) コア預金モデルと金利リスク量の計測手順.....	6
(2) コア預金モデルのタイプ別の特徴点.....	9
4. コア預金モデルを用いた金利リスク管理における留意点.....	13
(1) コア預金モデルに関する留意点.....	13
(2) 金利リスク計測に関する留意点.....	17
5. ALMの高度化に向けた論点.....	19
6. おわりに.....	22
補論 1. アウトライヤー基準とコア預金の定義.....	23
補論 2. アウトライヤー比率の算出.....	25
補論 3. 間接推計型のコア預金モデル.....	28
補論 4. イールドカーブ参照型のコア預金モデル.....	31
【参考文献】	34

本稿の作成に当たっては、枇々木規雄教授（慶應義塾大学）から有益なコメントを頂戴した。また、コア預金モデルの現状の把握にあたって、金融機関に内部モデルを提供している外部ベンダー各社から情報を提供して頂いた。記して感謝したい。

(本件に関する照会先)

金融機構局・金融高度化センター

電話：03-3277-1476

E-mail：caft@boj.or.jp

1. はじめに

金融機関の ALM は、オフバランス取引を含む資産・負債が、金利の変動などによりどの程度リスクを負っているかを把握し、調達コストの削減や運用の効率化を図り、収益の極大化のために資産と負債の最適な組み合わせを総合的に管理していく手法である。とりわけ、資産・負債構造のミスマッチによって生じる金利リスク¹を管理していくことは、金融機関にとって収益獲得の源泉でもあるため、ALM の最も重要な目的の一つとされている。

そうした中で、ALM における流動性預金の取り扱いが長年の課題となっている。流動性預金は、満期が明確に定められておらず、預金者の裁量で随時引き出すことが可能であるが、現実には、流動性預金の中に長期間滞留する部分（以下、「コア預金」とする）が存在することが知られている。こうした状況に対して、近年、大手金融機関に加えて、地域金融機関においても、流動性預金の実質的な満期を把握し金利リスク量を計測するコア預金モデルを導入する動きが広がっている。

金融機関の実務で用いられている金利リスク管理上のコア預金は、金利上昇局面を勘案したものになっている。わが国の場合、過去十数年間、金利上昇局面がほとんどみられなかったこともあって、様々な考え方でコア預金のモデル化が行われている。モデルの種類も増えてきているが、現時点では、コア預金モデルの標準的な手法は必ずしも確立していない。流動性預金の残高は大きく、増加傾向にある中で、コア預金モデルを採用するか否か、またどのようなモデルを採用するかによって、金利リスクの量は大きく変わりうるほか、金利上昇が金融機関収益に与える影響の方向性さえも変わりうる。こうした中で、金利リスク管理を適切に行っていくには、経営陣や企画・リスク管理部署がコア預金モデルの特徴や留意点を十分に理解するとともに、モデルの妥当性を不断に検証していくことが重要である。

コア預金モデルは、将来のバランスシート全体の収益・費用分析や預金セグメントの収益性分析など ALM 全般での利用が考えられ、既にそうした取り組みを始めている金融機関もみられる。もっとも、そうした分析に際しては、詳細なデータの蓄積など取り組むべき課題も多い。今後、金利リスク管理と ALM の高度化に向けて議論が深まることが期待される。

¹ 本稿で扱う金利リスクは、銀行勘定で保有する債券・預貸金ポートフォリオの金利ショックに対する時価変動を指す。

2. 金融機関のバランスシートの変化と金利リスク管理の現状

(1) 金融機関のバランスシートの変化

金融機関のバランスシートについて、2000年度末と2012年度末を比較すると、資産負債の構成に大きな変化がみられる（図表 1）。資産サイドでは、運用期間の比較的短い法人向け貸出が 346 兆円から 274 兆円に減少している一方で、運用期間の比較的長い住宅ローンと国債を含む債券運用が、それぞれ 70 兆円から 110 兆円へ、103 兆円から 212 兆円へと増加している。一方、負債サイドでは、2002 年のペイオフ解禁や、その後の低金利の継続により、定期預金は 301 兆円から 277 兆円に減少しているが、流動性預金は 182 兆円から 356 兆円へと大幅に増加している。こうした変化は、ALM 運営上、流動性預金の中で長期間滞留するコア預金の実質的な残高や満期を適切に把握することが一段と重要になってきていることを意味している。

図表 1 国内銀行のバランスシートの変化

2000年度末				2012年度末			
貸出金 457兆円	法人向け 346兆円	流動性 預金 182兆円	普通預金 126兆円	貸出金 441兆円	法人向け 274兆円	流動性 預金 356兆円	普通預金 299兆円
		定期性預金等 301兆円				住宅ローン 110兆円	
債券 103兆円	国債 73兆円	その他の負債 263兆円		債券 212兆円	国債 167兆円	その他の負債 223兆円	
その他の資産 223兆円				その他の資産 248兆円			
純資産 37兆円				純資産 45兆円			
合計 783兆円				合計 901兆円			

（出所）日本銀行「民間金融機関の資産・負債」、「預金・貸出関連統計」

(2) 金利リスク管理の現状

近年、大手金融機関に加えて、地域金融機関においても、ALM の高度化の一環として、コア預金モデルの導入を進める動きが広がっている。日本銀行が実施した調査によれば、地方銀行でコア預金モデルを導入した先は、2006 年度に

3行、2007年度に2行であったが、その後増加し、2012年度末時点では、地方銀行の81%がコア預金モデルを導入済みである。また、第二地方銀行や信用金庫でもコア預金モデルを導入する先が増加している（図表2）。

図表2 コア預金モデルの導入状況

	2008 年度末	2009 年度末	2010 年度末	2011 年度末	2012 年度末
地銀 〈64〉	20 (32%)	29 (46%)	46 (73%)	51 (80%)	52 (81%)
地銀Ⅱ 〈41〉	2 (5%)	6 (14%)	19 (45%)	21 (50%)	22 (54%)
信金 〈261〉	3 (1%)	5 (2%)	8 (3%)	77 (29%)	96 (38%)

(注) 〈 〉 内は2012年度末での集計対象先数、() 内は各年度末での採用割合。

(出所) 日本銀行調べ

(3) コア預金残高の違いが金利リスクに与える影響

地域金融機関の間にコア預金モデルを導入する動きが広がった背景には、ALMの高度化の流れがあるが、こうした中で、金融庁の監督指針で求められるアウトライヤー基準との関係も指摘されている（アウトライヤー基準とコア預金の定義については補論1を参照）。金融庁の監督指針では、コア預金は「明確な金利改定間隔がなく、預金者の要求によって随時払い出される預金のうち、引き出されることなく長期間銀行に滞留する預金」と定義され、「金利ショックの下での状況が想定されている」ことが求められている²。流動性預金残高は金利上昇時には、定期性預金など他の金融商品に流出することによって減少すると考えられる。そのため、アウトライヤー比率の算出の際に利用されるコア預金は、金利上昇局面においても高い確率で残存する流動性預金残高であると理解できる。

わが国の場合、過去十数年間は金利上昇局面がほとんどみられなかったため、金利上昇局面でのコア預金残高を推計することは容易ではない。金融庁の標準的手法を用いた場合、流動性預金のデュレーションは最大1.25年である³。コア預金モデルを用いた推計では、流動性預金のデュレーションは標準的手法よりも長期になることが多いが、金利上昇局面をどのように捉えるかでコア預金モデルの計測結果に大きなばらつきがみられる。

² 金融庁 [2006]、伊藤・木島 [2007]の(注3)を参照。

³ 標準的手法では、当初時点で流動性預金残高の半分を控除したコア預金残高が最大となるため（補論1の図表A-2を参照）、コア預金残高のデュレーションは最大2.5年であるが、流動性預金のデュレーションは最大1.25年となる。デュレーションの定義は3(1)を参照。

ここで、「コア預金残高の計測結果によってアウトライヤー比率がどの程度変わるか」について、簡単な試算を行う。まず、2011年3月末の地域銀行の平均的なマチュリティ・ラダーを参考に図表3のようなモデルケースを想定する。資本（TierI+TierII）は1,700億円、流動性預金残高は12,000億円とする。

図表3 マチュリティ・ラダー表（モデルケース）

(億円)

		残高計	3M内	3M超 6M内	6M超 1Y内	1Y超 3Y内	3Y超 5Y内	5Y超 7Y内	7Y超 10Y内	10Y 超
運用	貸出	18,000	9,000	2,000	1,000	2,500	1,500	800	1,000	200
	債券	7,000	800	700	400	1,500	1,500	600	1,300	200
調達	流動性預金以外	13,000	3,000	2,500	4,500	2,500	500	0	0	0

コア預金残高の計測結果として、①標準的手法と同様、5年後にコア預金が0になるケース、②10年後にコア預金が0になるケース、③10年後にコア預金が半分になるケース、④最初の5年間はコア預金が減少せず、その後、10年経過時点でコア預金が半分になるケース、の4つのパターンを設定する（図表4）⁴。

試算結果をみると⁵、4つのパターンでのアウトライヤー比率は、①+30.7%、②+14.9%、③▲2.9%、④▲10.8%（▲は金利が低下したときに債券・預貸金ポートフォリオの時価が下落することを示す）となり、コア預金残高の計測結果によって金利リスク量はかなり異なる。

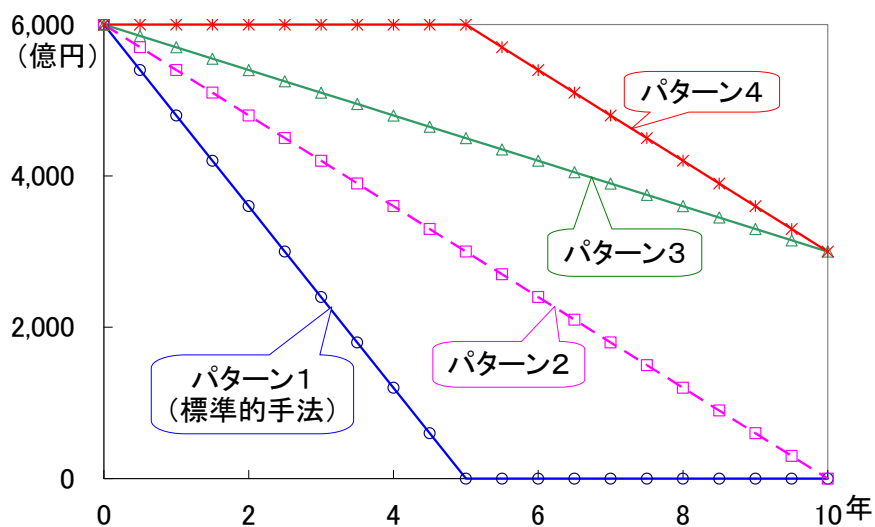
このことから、金利リスクを適切に把握・管理していくためには、コア預金モデルの特徴や留意点について、経営陣や企画・リスク管理部署が十分理解しておくことが重要であることがわかる。

⁴ 図表4では、比較を容易にするため、他の手法についても標準的手法の代表的な場合と同様に流動性預金残高の半分を控除した上でコア預金残高の算定を行う。当初時点で流動性預金残高のどれだけを控除して金利エクスポージャーを算定するかは流動性預金金利の市場金利追随率と密接に関係している。この点は3（1）で議論する。

⁵ マチュリティ・ラダーを用いた金利リスク量の算出方法と標準的金利ショックは、補論2（1）、（2）のように与えられる。

図表 4 コア預金残高の推移とアウトライヤー比率

(a) コア預金残高の推移



(b) アウトライヤー比率とデュレーション

	パターン 1	パターン 2	パターン 3	パターン 4
アウトライヤー比率	30.7%	14.9%	▲2.9%	▲10.8%
運用のデュレーション	2.24 年			
調達のデュレーション	1.07 年	1.67 年	2.27 年	2.57 年
うちコア預金のデュレーション	2.5 年	5.0 年	7.5 年	8.75 年

3. コア預金モデルの概要

本節では、まず、コア預金モデルを用いた金利リスク量の計測手順を整理し、次に、各種コア預金モデルについて類型化を行い、各タイプのモデルの特徴を整理する。

(1) コア預金モデルと金利リスク量の計測手順

コア預金モデルを用いて流動性預金の金利リスク量を計測する手順は、①流動性預金残高の計測、②コア預金残高の計測、③マチュリティ・ラダーの算出、④市場金利追随率の計測、⑤金利リスク量の計測、の5つのステップに分けることができる。

① 流動性預金残高の計測

多くのコア預金モデルでは、将来の流動性預金残高を様々な説明変数で計測する推計式を求める。推計式に含まれる説明変数はモデルによって区々であるが、現時点の流動性預金残高のほか、過去の流動性預金残高（自己ラグ）、景気指標、金利指標などが用いられる場合が多い。なお、通常は、預金者別（個人、法人、公金）に推計を行い、必要に応じて金額階層別、預金種類別などの細かな内訳毎に推計を行う。

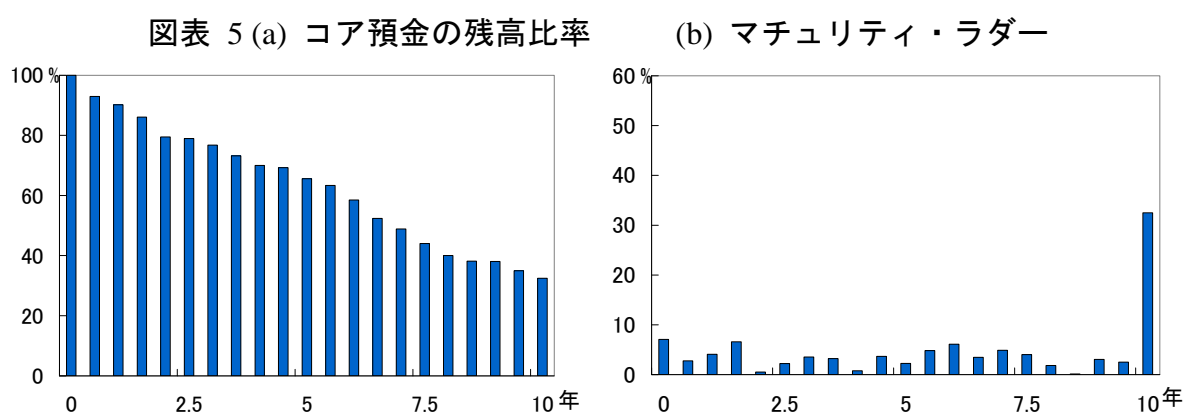
② コア預金残高の計測

①で求めた推計式を基に、金利上昇局面において残存する流動性預金残高を計測する。わが国の場合、過去十数年間は金利上昇局面が少ないために、金利上昇局面をモデルの中でどのように表現するかについては、各モデルによって様々な考え方が取り入れられている。なお、金利上昇局面においても残存する可能性が高い流動性預金残高を推計するため、将来の各時点で信頼水準99%でも残存する流動性預金残高を各時点での「コア預金残高」とみなすことが多い⁶。

⁶ こうしたリスク把握は、リスク管理の Value at Risk になぞらえて、Volume at Risk と呼ばれる。4（1）③で後述するように、コア預金モデルとその計測対象によっては、信頼水準99%で残存する流動性預金残高（流動性預金残高の99パーセンタイル値）が、現在の流動性預金残高や過去の流動性預金残高の99パーセンタイル値を上回る場合もある。そこで、より厳密には、将来のコア預金残高を「当初時点からのコア預金残高の最小値」として定義する。

③ マチュリティ・ラダーの算出

手順③以下は、金利リスク量を算出するための手順であり、各コア預金モデルに共通する。残存期間別にいくつかのラダーを作成した上で、手順②で推計したコア預金残高のうち各ラダーの期間で減少する分を当該ラダーに振り分ける。図表 5 は、半年毎のラダーを設定した例である。実務においては、マチュリティ・ラダーの算出にあたって、コア預金の残存期間に一定の上限（10 年など）を設けることが多い⁷。



④ 市場金利追随率の計測

金利リスク量の計測に用いられる金利ショックは、市場金利ショックである。そこで、流動性預金の金利リスクを計算する上では、流動性預金金利の市場金利に対する追随率が必要となる。追随率は、被説明変数を種類別の流動性預金（普通預金、貯蓄預金など）金利、説明変数を短期市場金利とした回帰分析により計測されることが多い⁸。

⑤ 金利リスク量の計測

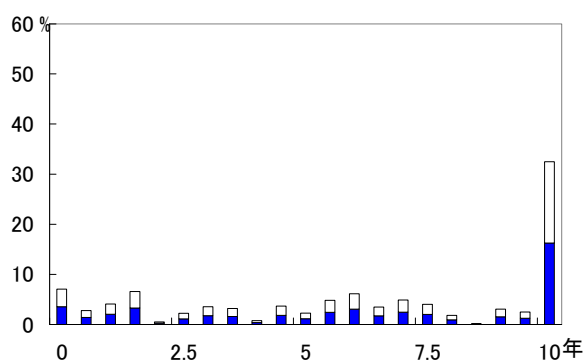
コア預金残高のうち預金金利が市場金利に追随しない部分を金利エクスポージャー（金利変動リスクに晒されているエクスポージャー）とみなすことがで

⁷ 図表 5 の(b)のようにマチュリティ・ラダーを展開すると残存期間の上限（最大満期）で現実以上に大きな流出を想定してしまうことになるため、最大満期で残存したコア預金残高を他のラダーに均して配分するといった工夫がなされていることもある（日本銀行金融高度化センター [2013]）。

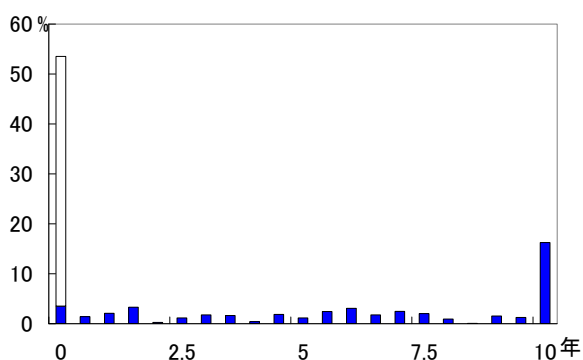
⁸ 当座預金金利は、市場金利に連動しないため、通常、追随率は 0% として計算される。本稿では追随率の計測は行わず、追随率は先験的にすべての流動性預金金利に対して 50% と仮定している。

きる。図表 6 の(a)は、図表 5 の(b)で得られたマチュリティ・ラダーのうち、市場金利追随部分を白抜きで表示したものである。図表 6 の(b)は(a)の白抜き部分を最短期のラダーに振り分けたものであり、流動性預金の金利エクスポージャーとなる。これを調達のマチュリティ・ラダーに振り分け直し、グリッド毎にコア預金残高を他の資産・負債と合算して金融機関のバランスシート全体の金利リスク量を算出することになる。

図表 6 (a) 追随率を加味した
マチュリティ・ラダー



(b) 流動性預金の
金利エクスポージャー



図表 5 (b)のラダーで期間をウェイト付けして求めたデュレーションを「コア預金のデュレーション」と呼ぶ。一方、図表 6 (b)の金利エクスポージャーで期間をウェイト付けして求めたデュレーションを「流動性預金のデュレーション」と呼ぶ。市場金利に追随する部分のデュレーションはゼロとなるため、これらの間には近似的に以下の関係式が成立する⁹。

$$\text{流動性預金のデュレーション} = \text{コア預金のデュレーション} \times (1 - \text{追随率})$$

このことから、追随率が高まるほど流動性預金のデュレーションは短くなることがわかる。

なお、コア預金の定義に関しては、高い信頼水準で残存する流動性預金残高ではなく、市場金利に追随しない擬似的な残高（図表 6 (b)の着色部分）を指す考え方もある（例えば、伊藤・木島[2007]）。2（3）の標準的手法として取り上げたコア預金は、そうした考え方に基づいて、市場金利への追随率を 50%と考へ、追随部分を流動性預金から除く一方で、非追随部分をあたかも定期性預金のように金利リスクを把握できるコア預金とみなしていると考えられる。これに対し本稿では、高い信頼水準で残存する追随率勘案前の流動性預金残高の

⁹ 詳細は補論 2（3）を参照。こうした近似的な関係式を利用せずに、流動性預金のデュレーションを追随率の非線形な関数として算出するモデルもある。

モデル化に注目するため、以下、その流動性預金残高をコア預金残高（3（1）②）と定義して進める。

（2） コア預金モデルのタイプ別の特徴点

実務で利用されているコア預金モデルには¹⁰、金利上昇局面の想定方法の観点から¹¹、①間接推計型、②ヒストリカル推計型、③イールドカーブ参照型の3タイプがある¹²。

① 間接推計型

前述のとおり、わが国の場合、預金金利完全自由化以降の過去データの中には、金利上昇局面がほとんど含まれていない。そこで、間接推計型のモデル¹³では、金利上昇局面での流動性預金残高の変化率の趨勢を示すドリフトを、過去の残高上昇局面（金利低下局面）と残高安定局面（金利安定局面）を利用し、「金利安定局面」を中心として「金利低下局面」と対称的になるように間接的に推計する。このように金利上昇局面での流動性預金残高のドリフトを定める一方、ランダムな変動を確率項によって表現し（次式）、予想される流動性預金残高の分布の99パーセンタイル値をコア預金残高とする（図表7）。

$$\text{流動性預金残高の変化率} = \text{ドリフト} + \text{ボラティリティ} \times \text{確率項}$$

流動性預金残高の変化率について正規分布を仮定した場合、ドリフト（期待値）とボラティリティ（標準偏差）が決まれば将来の残高分布を特定でき、シミュレーションを行わずに解析的に流動性預金残高の99パーセンタイル値を計算できる。本稿では、同様のモデルを補論3のように構築している¹⁴。

¹⁰ 現在、本邦金融機関の実務で用いられているモデルは、本節で説明するように流動性預金残高の統計的な変動に注目したものが多い。これに対し、例えば、上武・枇々木 [2011] では、銀行預金全体の残高変化をモデル化するとともに、その中の流動性預金と定期性預金の資金振替をモデル化している。こうした資金振替や流動性預金の入出金構造に注目したモデルを各金融機関のデータに応用する試みがみられ始めている（日本銀行金融高度化センター [2013]）。

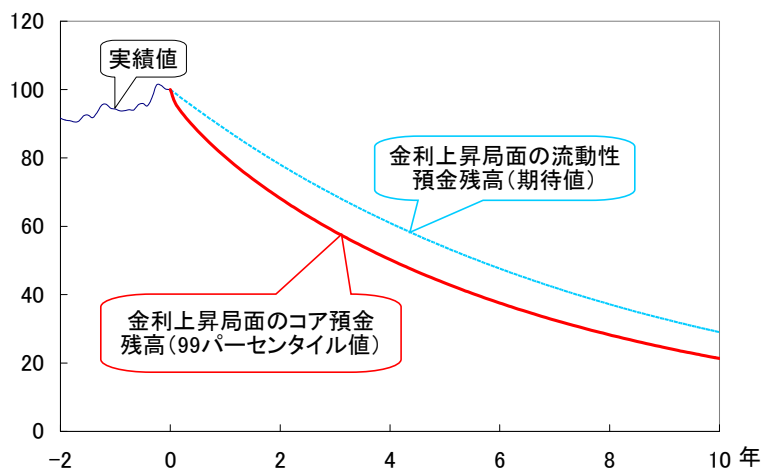
¹¹ モデルの分類については、例えば、説明変数の種類や数から分類するなど様々な捉え方がある。

¹² 本稿で具体的に取り上げるモデルは、将来の流動性預金残高の伸び率が正規分布に従うようなモデルであるが、その伸び率が非正規分布に従うモデルもある。

¹³ 間接推計型のモデルについては、伊藤・木島 [2007]を参照。

¹⁴ 図表7は、1995年度下半期～2010年度下半期の要求払預金残高全体のデータを用いてパラメータ推定した結果であり、コア預金のデュレーションは最大満期を10年として4.81年

図表 7 間接推計型によるコア預金残高のイメージ



② ヒストリカル推計型

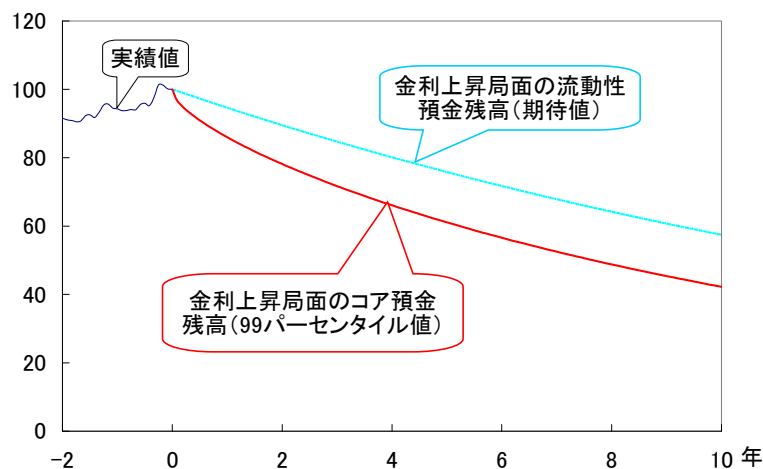
ヒストリカル推計型のモデルは、流動性預金残高の変化率やそれを説明する景気等のヒストリカル・データを用いて、金利上昇局面に対応する流動性預金残高の減少率を推計するモデルである。預金金利完全自由化以前に遡れば、金利上昇局面に対応して流動性預金残高が減少した局面が存在する。ヒストリカル推計型のモデルは、こうした過去の流動性預金残高減少局面の減少率を用いて将来の流動性預金残高の平均減少率（ドリフト）を直接的に推計するモデルである。

流動性預金残高のボラティリティについては、過去一定の観測期間での流動性預金残高の変化率の標準偏差やその変化率を景気変数で回帰させたときの残差の標準偏差などが利用されている。このようにして算出したボラティリティから、金利上昇局面での流動性預金残高の99パーセンタイル値をコア預金として求める（図表 8）¹⁵。なお、一定の観測期間での流動性預金残高変化率の99パーセンタイル値をドリフトに設定し、ボラティリティを勘案しない単純なモデルもある。

である。

¹⁵ 図表 8 は、要求払預金残高全体の1991年9月～1992年9月の残高減少率をドリフトとし、図表 7 のボラティリティを用いて描いた図であり、コア預金のデュレーションは最大満期を10年として6.35年である。

図表 8 ヒストリカル推計型によるコア預金残高のイメージ



③ イールドカーブ参照型

イールドカーブ参照型のモデルでは、流動性預金残高の変化率について金利等を説明変数に用いた回帰式でモデル化を行う。説明変数のうち金利の先行きについては、現在のイールドカーブの形状から将来の値を合理的かつ確率的に予想したものをを用いる点に特徴がある¹⁶。金利以外の説明変数の先行きについては¹⁷、現在の実績値をそのまま用いることが多い。

$$\text{流動性預金残高の変化率} = \beta_0 + \beta_1 \times \text{金利変数} + \beta_2 \times \text{他の変数} \cdots + \text{撓乱項}$$

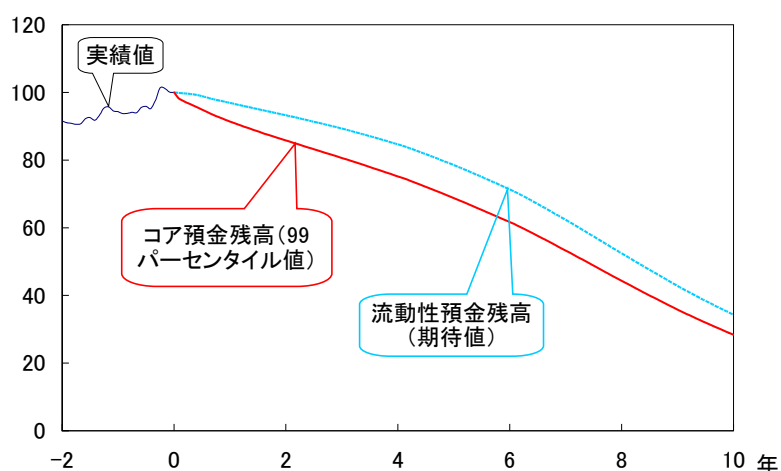
流動性預金残高の分布は、上記回帰式の金利変数の先行き予想値の分布と撓乱項の分布から得られる。金利上昇局面は、現在のイールドカーブが順イールドで先行きの金利（インプライド・フォワードレート）が上昇していることによって捉えられている。コア預金残高は、そうした局面での流動性預金残高の99パーセンタイル値として求められる（図表 9、単純なモデルの例は補論 4を参照）¹⁸。

¹⁶ 市場金利を説明変数に用いることは、Jarrow and van Deventer [1998]など海外での先行研究でも行われている（青野 [2006]、上武・枇々木 [2011]を参照）。

¹⁷ 金利以外の説明変数としては、各種の景気指標が採用されている。また、説明変数を市場金利と自己ラグ（過去の流動性預金残高ないしその変化率）だけに限定しているモデルもある。

¹⁸ 補論 4で示すような正規分布に従う金利変数を用いた単純なモデルでは、シミュレーションを行わずに99%タイル値を算出できる。

図表 9 イールドカーブ参照型によるコア預金残高のイメージ



現在のイールドカーブ以外の要因での流動性預金残高の変動は、過去 10 年程度のデータに基づいて推定されたパラメータによって捉えられる。こうしたデータは、①流動性預金残高が増加トレンドにあり、②低金利状態の持続を背景に金利のボラティリティが低く、③低金利下での金利変動に対する流動性預金残高の感応度は高くはないといった特徴がある。このため、コア預金は減少しにくい傾向を持ちやすい。この点に対する対処法としては、過去の様々なイールドカーブから得られるコア預金残高の推移のうち、最小のコア預金残高の推移を計測結果とするといった工夫が行われている。また、将来の流動性預金残高が増加してしまうような場合には、イールドカーブに追加的な金利上昇ショックを加えるなど、様々なストレスシナリオでも残存する流動性預金残高をコア預金として計測していくことが考えられる¹⁹。

¹⁹ 図表 9 は、残高変化率の回帰式で増加トレンドに相当する定数項のパラメータ β_0 をゼロにして金利以外の要因で流動性預金残高が上昇する部分を控除して得た結果であり（詳細は補論 4 を参照）、コア預金のデュレーションは最大満期を 10 年として 6.57 年である。

4. コア預金モデルを用いた金利リスク管理における留意点

本節では、コア預金モデルを用いた金利リスク管理について、経営陣や企画・リスク管理部署などが認識を深め共有しておくべき留意点を整理する。

(1) コア預金モデルに関する留意点

コア預金モデルで算出されたコア預金残高については、以下の3点に留意する必要がある。

① モデルの考え方の違い

わが国においては、過去十数年間、金利上昇局面がほとんどみられなかったことを背景に、前述のように様々な考え方でモデル化が行われている。

例えば、間接推計型では、流動性預金残高の上昇率を逆向きに利用して残高が減少する局面（金利上昇局面）を想定するため、過去の残高上昇率が大きい場合には、コア預金のデュレーションは短く推定される。ヒストリカル推計型では、過去、残高が大きく減少した局面が存在しない場合には、コア預金のデュレーションは比較的長く推定される傾向が生じる。イールドカーブ参照型では、これまでの残高変化から金利上昇に対して残存する流動性預金残高を求めようとすると、③で後述のとおり、当初時点から暫くの間は流動性預金残高が増加傾向を辿ることがあり、コア預金のデュレーションは長く推定される傾向が生じやすい。

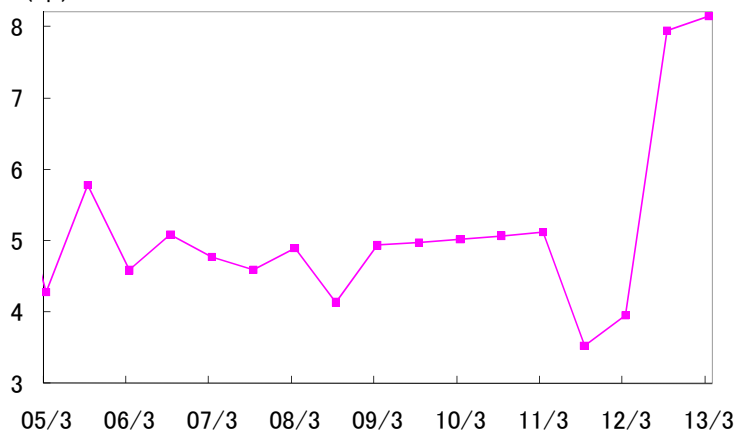
コア預金モデルを利用する場合は、まず、金利リスク管理という利用目的に照らして妥当性を持ったモデルの考え方になっているかを検証する必要がある。また、目的に合った適切なパラメータ設定が行われているかを確認する必要がある。その上で、得られたコア預金残高の推移について経営陣などの経験に照らして妥当か否かを検討する必要がある。使用しているモデルの妥当性に疑問がある場合には、他の手法との比較などによる複眼的なリスク把握に努めていくことが求められる。

② 計測結果の安定性

コア預金モデルの計測結果は安定しないことがあり、コア預金モデルを利用している金融機関にとって重要な関心事項の1つとなっている。

ここで、観測時点を変更しながらデュレーションを算出すると、図表 10 のようにデュレーションが大きく変化することがある²⁰。こうした背景には、そもそも、わが国の過去データにおいて金利低下局面が多いことや、流動性預金残高が趨勢的に増加しているためコア預金残高の推計が難しいといったデータ上の問題と、モデルの特性、データの扱いなど様々な要素が絡んでいる。このように、観測期間の取り方によって計測結果は安定せず、その要因を特定することは必ずしも容易ではないことがある。こうした計測値の不安定性に対しては、直近の観測期間だけで計測を行うのではなく、過去のいくつかの観測期間で得られた計測結果の平均的な値を用いるなどの工夫がなされていることもある²¹。

図表 10 観測時点の違いによるコア預金のデュレーション
(年)



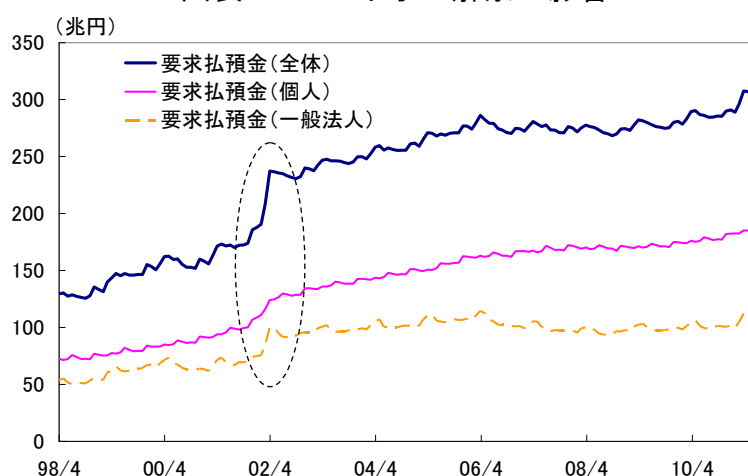
リスク計量モデルを利用する際には、過去データの観測期間の変化によって構築したモデルのパラメータが変化することは避けられない。したがって、各金融機関においては、内部で使用しているコア預金モデルの特徴を十分に理解し、状況によっては、一定期間パラメータを固定するなどの対応策を講じることも考えられる。なお、わが国の場合は、2002年4月の定期性預金のペイオフ解禁を背景に流動性預金残高が急増した。このように金利変動とは別の要因による流動性預金残高の増減について、モデル上除去して対応するのか、そうした要因も考慮に入れて対応するのかなど、処理方法とその考え方を整理してお

²⁰ 図表 10 の横軸は観測期間の終期を示しており、各観測期間は 10 年間としている。計算に用いた間接推計型のモデルおよびデータの詳細については補論 3 を参照。この場合、2002 年 4 月での流動性預金残高の上昇が 2012 年度下期以降は勘案されなくなり、コア預金のデュレーションは長期化することになる。この点については、10 年を超える観測期間の設定を含め、各金融機関で様々な対応がなされている（日本銀行金融高度化センター [2013]）。なお、補論 4 のようなイールドカーブ参照型のモデルでもイールドカーブの変化に伴い計測結果が安定しないことがある。

²¹ その他、過去のある特定の時期のデータのみを固定的に将来のコア預金残高のドリフトとして用いるという工夫もある。

く必要がある²²（図表 11）。

図表 11 ペイオフ解禁の影響



（出所）日本銀行「預金貸出関連統計」

また、モデルのバックテストでは、コア預金残高が、想定した信頼水準内では実際の流動性預金残高を下回っていることなどを随時確認し、モデルの頑健性を検証していく必要がある。

さらに、金利リスク量を算出する上では、コア預金残高の推計だけでなく、金利の予測モデルや、市場金利追随率の計測についても、過去データの変化による影響に留意する必要がある。アウト・オブ・サンプル予測²³などによって、モデルの説明力（推計精度）や妥当性（パラメータの符号条件など）を検証しておく必要がある。

③ 流動性預金の流入が継続するとの前提

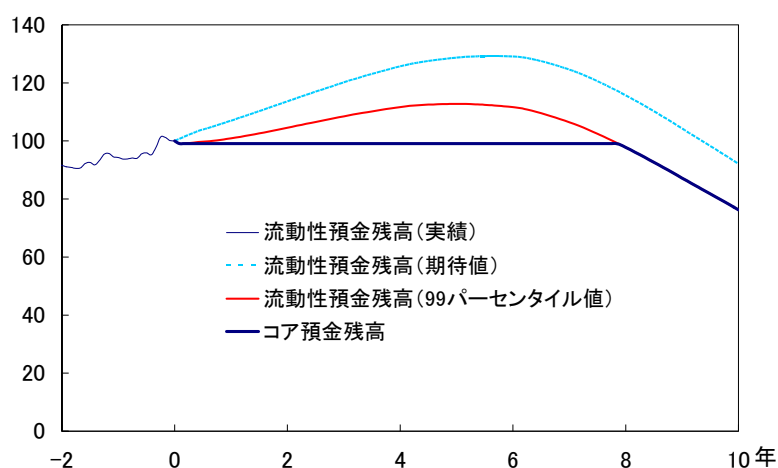
わが国の家計の預金残高は、これまで趨勢的に増加してきている。その背景としては、人口年齢構成の変化、金融資産間の選択、金融機関の預金者サービスなど、様々な要因が考えられる。いずれにしても、過去の流動性預金残高が趨勢的に増加してきたことから、モデルや観測期間によっては、99 パーセンタ

²² リーマンショックや東日本大震災等のショックの処理方法とその考え方の整理も必要である。このほか、実績データに含まれる季節性要素についても、事前にデータ処理を施す必要がある。

²³ 例えば、得られている過去データを(1)古い時期のデータ、(2)新しい時期のデータに分け、(1)のデータセットをサンプルとして推計したモデルで(2)の時期（アウト・オブ・サンプル）のコア預金残高を推定し、(2)の時期の流動性預金残高の実現値と比較して、モデルのパフォーマンスをチェックする。

イル値を想定しても、流動性預金残高が増加傾向を辿るような推計結果が得られる場合がある（図表 12）。

図表 12 流動性預金残高の増加



コア預金は当初時点の流動性預金残高を上限に考えるため、こうした場合にはかなりの期間、コア預金残高が減らないという結果が得られる。コア預金に上限を設けない場合にはコア預金が増加することを意味するが、その原因は預金の流入を織り込んでコア預金の推計を行っている点にある。

将来も預金の流入が続くと考えて金利リスク管理を行っていくことは不自然なことではない。しかし、現状の ALM では、金利リスク量を計測する際に、流動性預金以外の資産負債残高については、当初時点以降は資金流入がないことを前提にする場合が多い。したがって、他の資産・負債については残高の増加を考慮せずに、流動性預金についてのみ残高の増加を考慮すると、金利リスク評価はバランスを欠いたものになる可能性がある。こうした留意点への対応として、第 1 に、預金の流入を控除してバランスをとる方法が考えられる²⁴。対応の第 2 は、全ての資産負債について将来の資金流入、プリペイメント、ロールオーバーを考慮する ALM である。もっともこれは、今後の ALM の大きな課題であり、コア預金モデルの高度化はこうした課題に取り組む第一歩であるといえる（5（1）で後述）。

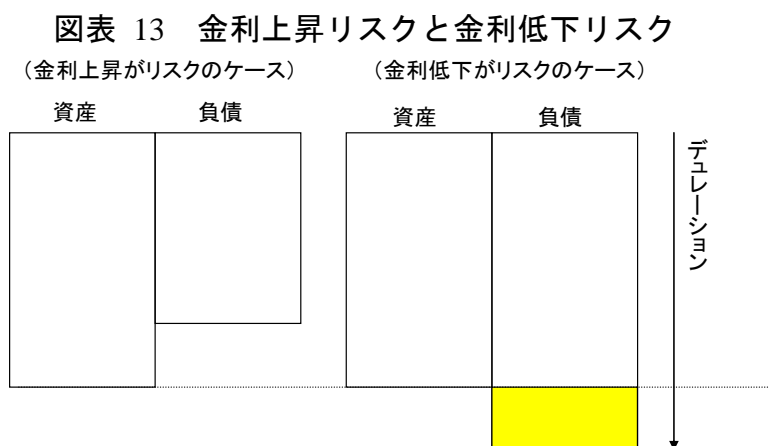
²⁴ 強いストレス下でも残存する流動性預金をコア預金として計測するなどイールドカーブ参照型での対応法については 3（2）③を参照。特に、預金の流入を控除する 1 つの方法としては、脚注 19 を参照。

(2) 金利リスク計測に関する留意点

コア預金モデルで算出されたマチュリティ・ラダーから金利リスクを計測する際には、以下の3点に留意する必要がある。

①金利リスクの方向性

コア預金モデルを用いた金利リスク管理では、通常、金利上昇に伴う金利リスクを想定することが多い。しかし、金融機関の中には、金利上昇リスクよりも金利低下リスクの方を ALM 上の収益悪化要因として認識している先も散見されている。2 (3) でも考察したように、コア預金モデルによって推計されるコア預金のデュレーションが長くなるにつれて、金融機関の資産負債全体の金利上昇リスク量は減少する。コア預金のデュレーションがさらに長くなると、金利低下の場合に、金融機関のバランスシート価値が下落する状況が生じる(図表 13)。



このように、金利低下がリスクとなる場合は、4 (1) ③で取り上げたような流動性預金残高の増加傾向がその背景にあることが多いため、金利リスクの把握方法の面でも前述の留意点について検討する必要がある。その際、過去のデータにコア預金モデルで想定すべき金利上昇局面があまり含まれないことなどを踏まえると、過去データに囚われないストレステストを十分に行う必要がある²⁵。このような分析の結果、金利低下リスクが確認された場合には、金利低下リスクに対するヘッジ・オペレーションを検討する先もある。もともとその際には、例えば、期間損益への影響を管理する観点等も考慮して²⁶、銀行勘定全

²⁵ 過去の金利上昇局面をストレスシナリオとして利用するだけでは不十分になる可能性がある。具体的な手法については、日本銀行金融機構局 [2011]を参照。

²⁶ 預貸金の時価は財務会計上の損益には計上されない一方で、債券や金利スワップの時価

体の金利リスク枠に加え、債券投資や金利スワップに対するリスク枠の設定やその大きさに関する検討を行うことが求められる。

② 追従率の変化

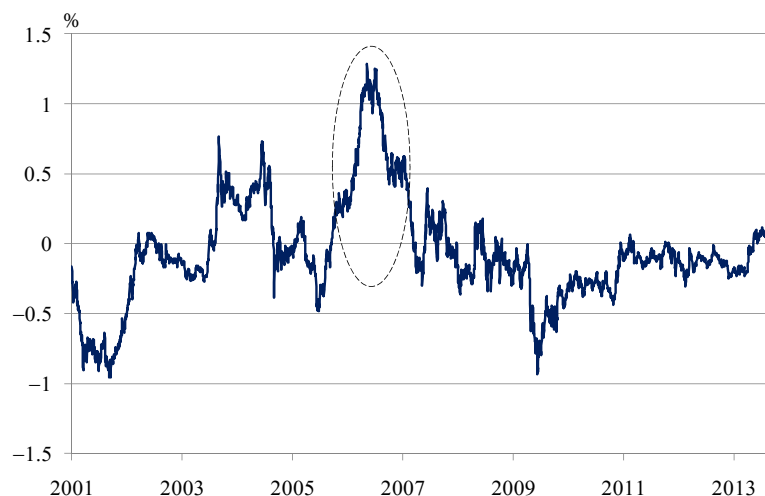
本稿では、モデル毎のコア預金満期構成の違いに注目しており、流動性預金金利の市場金利への追従率は 50%に固定している。しかし、金利リスクは、この追従率にも大きく依存するため、金利リスク管理上は将来の追従率の変化も勘案しながら金利リスクを判断していく必要がある。例えば、追従率が 100%に近づくと、流動性預金の金利エクスポージャーのほとんどはゼロ時点に集中することになり、流動性預金のデュレーションは短くなる。すなわち、追従率 50%では①のように金利低下がリスクと判断される場合でも、追従率がより高まれば金利上昇がリスクになっていく。したがって、前項でも取り上げたストレステストなどを通じて、追従率の変動性も加味したリスク判断が求められる。

③ 金利変動の観測期間

アウトライヤー比率の算出で用いる金利ショックの 1 つでもある 1-99 パーセンタイル幅や VaR の算出は、過去の金利変動幅を用いるため、観測期間によって変動幅も異なる。例えば、わが国では、2006 年頃には、ゼロ金利解除の観測等から金利変動幅が大きかった。そうしたデータが観測期間に含まれない場合には、1-99 パーセンタイル幅の金利ショックが小さくなり、計測される金利リスク量も小さくなる（図表 14）。金利リスクの把握に際しては、5 年以上前と同様のショックも生じうるという認識に立ち、1 つの観測期間に囚われずに金利リスクを把握していくことが求められる。

は財務会計上の損益に直接影響を及ぼすことを考慮する必要がある。

図表 14 市場金利の前年差の推移



(注) 4年物ゼロクーポンレートの前年差

5. ALMの高度化に向けた論点

コア預金モデルは、金利リスク管理だけではなく、ALM全般での利用が考えられ、既にそうした取り組みを始めている金融機関もみられる。

流動性預金残高が変動する要因は、金利変化だけではない。景気変動に伴う取引需要の変化、金融危機などへの備えとしての手元流動性資金の確保、さらには金融機関自体の信用度の変化によっても流動性預金残高は変動する。

本節では、こうした流動性預金の変動要因を踏まえながら、ALMの高度化の方向性として、(1) 将来のバランスシート全体の収益・費用分析、(2) 預金セグメントの収益性分析、(3) 流動性リスク管理、について考察する。

(1) 将来のバランスシート全体の収益・費用分析

金融機関では、現状、ALMの一環として、バランスシート残高や金利の水準などから将来の収益・費用を予測している。そこでは、経営計画等に基づいて、資産・負債の追加・削減やロールオーバーの見通しを立てている。

その際、流動性預金については、金融機関にとっては制御が難しいため、経営計画の中では概算の予想値が用いられることが少なくない。3 (1) ①で扱ったコア預金モデルにおける流動性預金残高の計測方法を利用すれば、将来の流動性預金残高をより客観的な方法で予想できる可能性がある。また、その際

には経営計画で見通しを立てている景気等の変数をモデルの説明変数として取り込むことも考えられる。

なお、こうした問題意識に立って、将来のバランスシート全体の収益・費用を分析していく際には、流動性預金残高の予測の際に考慮されたロールオーバー、期限前償還といった変動事由を、定期性預金、法人向け貸出、住宅ローンなど、他の資産・負債についても勘案していく必要がある。

(2) 預金セグメントの収益性分析

普通預金などの流動性預金は、金融機関にとっては比較的低利な資金調達手段である。もし流動性預金が金融機関内に長期間滞留するのであれば、金融機関の収益拡大に寄与することになる。

こうした観点から、流動性預金を、預金種類別、預金者属性別などで分析していくことが期待される。例えば、預金者属性としては、個人預金であれば、金額階層、取引年数、職業、年齢、性別、家族構成、住宅ローン・給与・年金振込、インターネットバンキングの有無といった区分、法人預金であれば、業種・業態、貸出を含めたリレーションシップといった区分が考えられる²⁷。また、地域金融機関にとっては、その地域の人口動態の変化などの属性も勘案することが考えられる。どのようなセグメントで流動性預金が長期化するか、どのような理由によって流動性預金残高が変化するかをこうした分析で解明し、コア預金として長期間の滞留傾向があるセグメントに対する営業戦略を強化すれば、金融機関の収益力を向上させていくことにつながる。これらの分析を行う観点からも、今後とも流動性預金に関する必要十分なデータの蓄積を進めていくことが求められる。

(3) 流動性リスク管理

金融機関の信用度が低下した場合、預金者が敏感に反応し、流動性預金を引き出すことが予想される²⁸。そうした資金流動性に関するストレスシナリオを想定した流動性リスク管理は、既に多くの金融機関で取り組まれている。金融機関の信用状況を加味した流動性預金残高の推計ができれば、信用不安の際の流

²⁷ より具体的には、個人預金については属性として年齢の影響が大きく、法人預金については取引年数の影響が大きいとの議論がある。また、地域金融機関では明細別の詳細な分析についても取り組みがなされていることがある（日本銀行金融高度化センター [2013]）。

²⁸ 無利息、要求払い、決済サービスの3要件を満たす決済用預金は全額保護される。

動性対策をより適切に講じることが可能になる²⁹。

本稿で扱ったコア預金モデルの考え方を流動性リスク管理に活かしていくことが考えられる。実際、伊藤・木島 [2007]では、金融機関の信用力の変化に応じて流動性預金残高が急減するファクターを信用リスク・ファクターとして捉え、モデル化を行っている。この信用リスク・ファクターは、格付けや社債価格など預金者が日常観察できるようなものであり、これらの過去データの変動でモデル化できることが想定されている。一方で、公表されている信用リスク・ファクターの過去データからは想定しえないような突発的な信用力の変化のほか、市場や決済システムの大規模な混乱については、シナリオに基づくストレステストで対応していくことが考えられる。

²⁹ 例えば、1997～99年の本邦の金融危機時における本邦個別行や2010～12年のユーロ危機時のギリシャ個別行の流動性預金の流出率をストレスシナリオとして勘案する取組みもある（日本銀行金融高度化センター [2013]）。

6. おわりに

本稿では、大手金融機関のほか地域金融機関においても導入の動きが広がっている、各種のコア預金モデルについて、その特徴や留意点などを説明した。その上で、将来のバランスシート全体の収益・費用分析や預金セグメントの収益性分析などでの ALM の高度化に向けた論点を取り上げた。

もっとも、わが国の場合、過去十数年間、金利上昇局面がほとんどみられなかったことなどデータ面の制約が大きい。そうしたこともあって、コア預金モデルの標準的な手法が必ずしも確立されておらず、モデルの頑健性も十分には確認されているわけではない。今後、コア預金モデルを利用した金利リスク管理の改善や ALM の一層の高度化に向け、さらなる調査・研究の進展が期待される。日本銀行としても、本稿を一つの材料としながら、考査・モニタリングや金融高度化センターの活動などを通じて、金融機関との対話を一層深めていくことができれば幸いである。

以 上

補論 1. アウトライヤー基準とコア預金の定義

バーゼルⅡ第2の柱（金融機関の自己管理と監督上の検証）、および、金融庁の監督指針（金融庁 [2011a, b]）は、銀行勘定の金利リスクが高い金融機関を特定する手段として、アウトライヤー基準を設けている（図表 A-1）。アウトライヤー基準は、基準化された金利ショックによる銀行勘定の金利リスク量と自己資本との比率（アウトライヤー比率）が 20%を超えるものとして定義され、該当する場合は、原因及び改善策等について、監督当局から深度あるヒアリングがなされ、必要な場合には報告が求められ、着実な改善を促される可能性がある。

図表 A-1 アウトライヤー基準

アウトライヤー基準	銀行勘定の金利リスク量が基本的項目（Tier I）と補完的項目（Tier II）の合計額の 20%を超えるもの
銀行勘定の金利リスク量	①上下 200 ベーシス・ポイントの平行移動による金利ショック 又は ②保有期間 1 年、最低 5 年の観測期間で計測される金利変動の 1 パーセント値と 99 パーセント値による金利ショック によって計算される経済価値の低下額

（出所）金融庁 [2011a, b]

アウトライヤー比率を算出する際の銀行勘定の金利リスク量の計測において、流動性預金のうち引き出されることなく長期間金融機関に滞留する預金をコア預金として捉えることを認めている。図表 A-2 で示されるように、コア預金の残高や満期の計測においては、監督指針の定める具体的な計測方法（標準的手法）か、金融機関が内部管理上使用するモデル（コア預金モデル）による方法（内部モデル法）を選択できる。

標準的手法において、コア預金として振り分けられる額は 3 つに分かれているが、過去 5 年で 5 割以上流出したことなどは少ないと考えられ、実質的には、現残高の 50%相当額をコア預金として振り分けることが多いようである。

一方、コア預金モデル（内部モデル法）については、「合理的に預金者行動をモデル化し、コア預金額の認定と期日への振分けを適切に実施している」こととされており、加えて、図表 A-2 の留意点が示されている。ただし、監督指針に対する金融庁の考え方（金融庁 [2006]）で「金利ショックの下での状況が想定されている必要がある」と説明されていることを受けて、多くのコア預金モデルでは、多様な観点で金利上昇局面での流動性預金残高のモデル化がなされている。

図表 A-2 コア預金の定義とモデルの使用

コア預金の概念	明確な金利改定間隔がなく、預金者の要求によって随時払い出される預金のうち、引き出されることなく長期間銀行に滞留する預金
コア預金の定義	標準的手法 a. ①過去5年の最低残高、②過去5年の最大年間流出量を現残高から差し引いた残高、又は③現残高の50%相当額のうち、最小の額を上限とし、満期は5年以内（平均2.5年以内）として銀行が独自に定める。
	内部モデル法 b. 銀行の内部管理上、合理的に預金者行動をモデル化し、コア預金額の認定と期日への振分けを適切に実施している場合は、その定義に従う。
留意点	<ul style="list-style-type: none"> ✓ コア預金の定義によって、計算されるリスク量が大きく変動することを理解し、コア預金の内部定義を適切に行い、バックテスト等による検証を行っているか。 ✓ 一度選択したコア預金の定義は合理的な理由がない限り継続して使用しなければならない。 ✓ 金利リスク量の算出に当たって、内部管理で使用しているモデルに基づく高度なリスク計算方法は、その合理性を当局に説明できる場合には使用することができることとする。

(出所) 金融庁 [2011a, b]

補論 2. アウトライヤー比率の算出

(1) グリッド別の金利変化に伴うリスク

あるグリッド g に記載されているボリューム（元本）を A_g 、平均マチュリティを T_g とする³⁰。また、平均マチュリティ T_g に対応するゼロクーポンレート（連続複利表示）を r_g とする。このとき、当該グリッドが資産項目（貸出、債券）であれば、当該グリッドに含まれる資産は、平均マチュリティ T_g で $A_g e^{r_g T_g}$ のキャッシュフローを得る資産で近似することができ、現在価値は A_g となる。

ここで、当該グリッド g に Δr_g の金利変化が生じたとすると、割引率が $e^{-r_g T_g}$ から $e^{-(r_g + \Delta r_g) T_g}$ に変更されることになるため、現在価値の変化は

$$\Delta PV_g = A_g e^{r_g T_g} (e^{-(r_g + \Delta r_g) T_g} - e^{-r_g T_g}) = A_g (e^{-(\Delta r_g) T_g} - 1) \cong -A_g T_g \Delta r_g \quad (\text{A-1})$$

と表せる。これは金利上昇変化 $\Delta r_g > 0$ の場合は負でその絶対値が評価損、金利低下変化 $\Delta r_g < 0$ の場合は正で評価益ということになる。

グリッドが負債項目（調達）であれば、平均マチュリティ T_g でのキャッシュフローは $-A_g e^{r_g T_g}$ となるので、現在価値の変化は

$$\Delta PV_g = -A_g e^{r_g T_g} (e^{-(r_g + \Delta r_g) T_g} - e^{-r_g T_g}) = A_g (1 - e^{-(\Delta r_g) T_g}) \cong A_g T_g \Delta r_g \quad (\text{A-2})$$

と表せる。これは金利上昇変化 $\Delta r_g > 0$ の場合は正で評価益、金利低下変化 $\Delta r_g < 0$ の場合は負でその絶対値が評価損ということになる。

金利低下 $\Delta r_g < 0$ のショックの場合、そのショックが当該グリッドの金利水準 r_g よりも（絶対値で）大きなショックであると、ショックの結果で負の金利が生じてしまう。このようなことがないように資産項目の(A-1)式については

$$\Delta PV_g = A_g (e^{-\max(\Delta r_g, -r_g) T_g} - 1) \cong -A_g T_g \max(\Delta r_g, -r_g) \quad (\text{A-3})$$

という金利の非負制約を課す。負債項目の(A-2)式についても同様に

$$\Delta PV_g = A_g (1 - e^{-\max(\Delta r_g, -r_g) T_g}) \cong A_g T_g \max(\Delta r_g, -r_g) \quad (\text{A-4})$$

という金利の非負制約を課す。

(2) 標準的金利ショックの算出

佐藤 [2007] の 203～207 頁では、バーゼル銀行監督委員会 [2004] の付属文書 3

³⁰ 本稿では 10 年超のラダーの平均マチュリティは 12 年として計算している。

に沿って、標準的金利ショックの 1-99 パーセンタイル幅のショックを以下のように詳しく記述している。まず、(i)残存期間毎に、1 年前の営業日との金利の差³¹を最低 5 年分、延べ 1200 営業日分のデータとして集め、(ii)そのデータを値の小さい順に並べ替え、(iii)下から 1%目の数値を 1 パーセンタイル値、99%目の数値を 99 パーセンタイル値として採用する。

具体的に 2011 年 3 月末を現時点として、過去 6 年間分の LIBOR、スワップ金利のデータ（金利差は 5 年間分）を用いて、ゼロクーポンレートを算出し、各グリッドのパーセンタイル値を求めた結果は、図表 A-3 のように与えられる。金利低下のショック（1 パーセンタイル値）は現在のイールドカーブから得られる各グリッドの金利水準より大きくすることはできないため、金利低下のショックについては「 Δr_{down} 修正」というショックを与えることになる。

図表 A-3 標準的金利ショック

グリッド	1.5M	4.5M	9M	2Y	4Y	6Y	8.5Y	10Y
Δr_{up}	0.64%	0.61%	0.58%	1.00%	1.18%	1.18%	1.03%	0.92%
Δr_{down}	-0.79%	-0.64%	-0.54%	-0.76%	-0.77%	-0.71%	-0.63%	-0.61%
Δr_{down} 修正	-0.16%	-0.28%	-0.35%	-0.49%	-0.58%	-0.71%	-0.63%	-0.61%
金利水準	0.16%	0.28%	0.35%	0.49%	0.58%	0.80%	1.17%	1.38%

(3) 追随率の算出とコア預金を考慮した金利リスク量

流動性預金金利が短期市場金利に追随している割合を追随率と呼び、これをコア預金の将来残高とは別に、回帰分析などで推定する。追随率の推定に用いる市場金利は O/N レートや 1 ヶ月 LIBOR など短期市場金利 $r(t)$ が用いられる。追随率が β とは、流動性預金金利 $r_L(t)$ が短期市場金利 $r(t)$ を用いて

$$r_L(t) = \beta r(t) + \alpha \quad (\text{A-5})$$

と表せることを指す。本稿では追随率の推定は行わず、50%と先験的に仮定している。

流動性預金残高を L とし、 $t = T_g$ 時点で全額が引き出されると仮定する。このとき、現時点での流動性預金（負債）の価値は

$$PV = -LE \left[e^{\int_0^{T_g} r_L(t) dt} e^{-\int_0^{T_g} r(t) dt} \right] = -Le^{\alpha T_g} E \left[e^{-(1-\beta) \int_0^{T_g} r(t) dt} \right] \quad (\text{A-6})$$

³¹ 例えば、エクセルなどの表計算ソフトを用いる場合には、1 年前の営業日が何営業日前になるかを観測期間について予め計算しておくといよい。

と表せる。ここで、 $r_g \rightarrow r_g + \Delta r_g$ という金利ショックが生じたとする、

$$e^{-(r_g + \Delta r_g)T_g} = E[e^{-\int_0^{T_g} (r(t) + \Delta r(t)) dt}] \quad (\text{A-7})$$

となり³²、流動性預金の価値は

$$PV' = -Le^{\alpha T_g} E[e^{-(1-\beta)\int_0^{T_g} (r(t) + \Delta r(t)) dt}] \quad (\text{A-8})$$

となる。したがって、価値変化は³³

$$\begin{aligned} \Delta PV &= PV' - PV = -Le^{\alpha T_g} \{ E[e^{-(1-\beta)\int_0^{T_g} (r(t) + \Delta r(t)) dt}] - E[e^{-(1-\beta)\int_0^{T_g} r(t) dt}] \} \\ &\cong -L \{ e^{\{\alpha - (1-\beta)(r_g + \Delta r_g)\}T_g} - e^{\{\alpha - (1-\beta)r_g\}T_g} \} \cong (1-\beta)LT_g \Delta r_g \end{aligned} \quad (\text{A-9})$$

となる。(A-2)式と比較すると、このPV変化は、平均マチュリティ T_g に対応するグリッドの調達に $L_g = (1-\beta)L$ のキャッシュフローを置いた上で、金利リスク量を算出することに相当することがわかる。

本文図表4の(b)は、流動性預金残高の非追随部分(50%)を(a)の各パターンに従って各グリッドの調達に振り分けてアウトライヤー比率を算出したものである。

³² 金利ショックは各グリッドのゼロクーポンレートに対して様々なショックを考えている。リスク中立下での将来の短期市場金利に $r(t) + \Delta r(t)$ という金利ショックが生じた場合、 $g = 1, \dots, m$ について、各グリッドの金利は、

$$(r(t) + \Delta r(t))(T_g - T_{g-1}) = (r_g + \Delta r_g)T_g - (r_{g-1} + \Delta r_{g-1})T_{g-1}, \text{ただし、} T_0 = 0$$

を満たしてそのショック Δr_g が出現すると仮定する。(A-7)式の期待値は金利ショックを与える前の $r(t)$ の確率変動に関するリスク調整後の期待値である。

³³ (A-9)式の近似は、 $e^{-(1-\beta)(r_g + \Delta r_g)T_g} \cong E[e^{-(1-\beta)\int_0^{T_g} (r(t) + \Delta r(t)) dt}]$ が成立するという仮定と、 x が小さいときに $e^x \cong 1+x$ という近似が成立することを利用している。前者の仮定は、脚注32の条件を満たす金利ショックのみが想定する金利変動である場合には、等号で成立する。

補論 3. 間接推計型のコア預金モデル

本補論では、間接推計型のコア預金モデルの一例として伊藤・木島 [2007]と同様のモデルを構築する³⁴。

(1) 過去データに基づく推定方法

半期毎に観測される流動性預金残高データを $\{v_1, \dots, v_N\}$ とし、前年同期の伸び率 $y_n = \log(v_n / v_{n-2})$ について³⁵、

$$y_n = (\mu_{s_n} - \sigma^2 / 2) + \sigma \varepsilon_n, \quad \varepsilon_n \sim N(0,1) \quad (\text{A-10})$$

というレジームシフト・モデルを考える³⁶。金利自由化以降の 1995 年 3 月以降は、残高が大きく減少した局面がないため、こうした過去データを用いたパラメータ推定では、残高増加レジーム（金利低下レジーム）と残高安定レジーム（金利安定レジーム）の 2 つのレジーム（2 局面モデル）ないし残高増加レジーム（金利低下レジーム）の 1 つのレジームのみ（1 局面モデル）を考える。すなわち、(A-10) 式のレジーム $\{s_3, \dots, s_N\}$ は 1 か 2 の値をとる。2 局面と 1 局面のいずれを選択するかは AIC（赤池情報量規準）や BIC（ベイズ情報量規準）などの情報量規準に基づくこととする。レジーム間の遷移は $\Pr(s_{t+1} = j | s_t = i) = p_{ij}$ という斉時的な推移確率行列で表され、 p_{11} 、 p_{22} をパラメータとする³⁷。また、レジームの初期分布は ρ ($= \Pr(s_1 = 1)$) で与えられるものとする³⁸。

推定すべきパラメータ λ は、2 局面では $\lambda \equiv \{\mu_1, \mu_2, \sigma, p_{11}, p_{22}, \rho\}$ の 6 パラメータ、1 局面では $\lambda \equiv \{\mu_1, \sigma\}$ の 2 パラメータである。いずれも最尤法によって推定を行う。2 局面での最尤推定量を解析的に表現することは難しいため、伊藤・木島 [2007]と同様、Hamilton [1990, 1994]の EM アルゴリズムを実装して数値的な収束

³⁴ ただし、伊藤・木島 [2007]の 3.3 節で記述されている信用リスク・ファクターの考慮は行わない。

³⁵ 伊藤・木島 [2007]では、金額階層別にコア預金が大きく異なることに注目する一方で、公表データの制約から半期調査の末残データを用いている。ここでも、預金者別の半期データを用いているが、利用可能であれば金額階層別の月次平残データ等でサンプルサイズを増やして検討する方が望ましい。

³⁶ (A-10)式は流動性預金残高 v_t を連続時間で捉えたときに $dv_t = \mu_{s_t} v_t dt + \sigma v_t dW_t$ という確率微分方程式が成立していることを意味しており、各時点での流動性預金残高のドリフトは μ_{s_t} で与えられる。

³⁷ 必要なパラメータは p_{11} 、 p_{12} 、 p_{21} 、 p_{22} の 4 つであるが、確率の定義より $p_{11} + p_{12} = 1$ 、 $p_{21} + p_{22} = 1$ という制約があるため、 p_{11} 、 p_{22} の 2 つをパラメータとする。

³⁸ $\Pr(s_1 = 2) = 1 - \rho$ と表されるため、 $\Pr(s_1 = 2)$ のパラメータは不要。

により推定を行う³⁹。各局面での対数尤度から AIC と BIC を求め⁴⁰、AIC や BIC が小さい局面のモデルのパラメータを採用する。モデル選択後に必要なパラメータは、残高増加レジームでのドリフト μ_1 、残高安定レジームのドリフト μ_2 と両局面で共通のボラティリティ σ である。1 局面モデルが選択された場合は、 $\mu_2 = 0$ とみなす。

(2) コア預金残高の計測方法

コア預金残高算定に必要なパラメータは、残高下落（金利上昇）期のドリフト μ_3 とボラティリティ σ である。残高下落期のドリフト μ_3 は、推定された μ_1 、 μ_2 を用いて

$$\mu_3 = 2\mu_2 - \mu_1 \quad (\text{A-11})$$

として与える⁴¹。

残高下落期での t 年後の流動性預金残高の期待値 \bar{L}_t は、

$$\bar{L}_t = L_0 \exp(\mu_3 t) \quad (\text{A-12})$$

で与えられ、 t 年後の 99% 信頼水準のコア預金残高 L_t^C は

$$L_t^C = L_0 \exp((\mu_3 - \sigma^2/2)t - \Phi^{-1}(0.99)\sigma\sqrt{t}) \quad (\text{A-13})$$

で与えられる。ただし、 $\Phi(\cdot)$ は標準正規分布の分布関数であり、 $\Phi^{-1}(\cdot)$ はその逆関数である ($\Phi^{-1}(0.99) \cong 2.33$)。最大満期を T と置いている場合のコア預金のデューレーションは、

$$Dur = \frac{1}{a} [1 - e^{-aT - b\sqrt{T}} - \sqrt{2\pi}\gamma e^{\gamma^2/2} \{\Phi(\sqrt{2aT} + \gamma) - \Phi(\gamma)\}] \quad (\text{A-14})$$

ただし、

$$a = -\mu_3 + \sigma^2/2 > 0, \quad b = \Phi^{-1}(0.99)\sigma, \quad \gamma = \frac{b}{\sqrt{2a}} \quad (\text{A-15})$$

³⁹ EM アルゴリズムは、E (Expectation) ステップと M (Maximization) ステップを反復することで最適解を求めるアルゴリズムである。E ステップでは、所与のパラメータ λ_t を基に対数尤度 $L(\lambda)$ を計算し、M ステップで $L(\lambda)$ を最大化するようなパラメータセット λ_{t+1} に平滑化確率を用いて更新していく収束アルゴリズムである。本稿では、 $|\lambda_{t+1} - \lambda_t| < 10^{-8}$ で収束したとみなし、 $t=5,000$ 回でも収束しない場合には、その値を収束値としている。なお、初期値は ρ については定常確率で、その他は 1 つのパターンのみで計算を行った。

⁴⁰ 2 局面、1 局面で求めた最尤推定量 $\hat{\lambda}^{(2)}$ 、 $\hat{\lambda}^{(1)}$ に対して、その対数尤度とパラメータ数で AIC、観測データ数も含めて BIC を算出する。

⁴¹ 実用に際しては、このように間接推計された μ_3 を自動的に用いるのではなく、推計値の背景を十分に検討して妥当性のある推計値を用いることが求められる。

と解析的に評価できる。

(3) コア預金残高の計測結果

流動性残高として、①要求払預金残高全体、②個人からの要求払預金残高、③法人・公金からの要求払預金残高のそれぞれを採用した場合について、それぞれ、1995年度下半期～2010年度下半期のデータを用いてパラメータ推定した結果は、図表 A-4 のとおりとなる。2局面と1局面の判定はBICで行い、採用された局面のパラメータを網掛けで表示している。採用されたパラメータについて、(A-14)式で求めた各要求払預金残高から求められるコア預金のデュレーションも付記している。

図表 A-4 パラメータ推定結果 (1995年度下半期～2010年度下半期)

	2局面			1局面		μ_3	σ	デュレーション
	μ_1	μ_2	σ	μ_1	σ			
全体	0.213	0.045	0.041	0.067	0.069	-0.124	0.041	4.81年
個人	0.228	0.067	0.040	0.090	0.069	-0.095	0.040	5.40年
法人・公金	0.264	0.017	0.049	0.047	0.090	-0.227	0.049	3.28年

本文図表 7 は、図表 A-4 の要求払預金全体のパラメータ $\mu_3 = -0.124$ 、 $\sigma = 0.041$ を用いてプロットした図である。

本文図表 10 は、個人からの要求払預金残高のデータを用いて、横軸を観測期間の終期とした過去 10 年間の残高伸び率をサブサンプリングし、 μ_3 、 σ を求め、コア預金のデュレーションをプロットした図である。

補論 4. イールドカーブ参照型のコア預金モデル

本補論では、大久保ら [2010]の考え方を参考にイールドカーブ参照型のコア預金モデルの一例として、流動性預金残高変化率を短期市場金利のみで回帰させた単純なモデルを構築し、最近 12 年程度の月次データを用いて計測を行う。

(1) 市場金利での回帰分析

過去の月次の流動性預金残高の伸び率 $y_t = \ln(v_{t+1}/v_t)$ を、短期市場金利 r_t を説明変数として

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 r_t + u_t \quad (\text{A-16})$$

という回帰分析を行う⁴²。 u_t は平均 0、標準偏差 s の誤差で独立に正規分布に従うとする。1998 年 4 月～2011 年 7 月の月次平残データを用いて⁴³、過去の月次の流動性預金残高について予め X12-ARIMA で季節調整を行った上で回帰分析を行うと、流動性残高として、①要求払預金残高全体、②個人からの要求払預金残高、③法人・公金からの要求払預金残高のそれぞれを採用した場合に、以下のような結果が得られる。

図表 A-5 回帰分析結果 (1998 年 4 月～2011 年 7 月)

	パラメータ	推定値	標準誤差	t 値	回帰誤差	修正 R ²
全体	$\hat{\beta}_0$	0.00774	0.00124	6.263***	0.0111	0.033
	$\hat{\beta}_1$	-0.00858	0.00341	-2.517**		
個人	$\hat{\beta}_0$	0.00824	0.00078	10.504***	0.0070	0.087
	$\hat{\beta}_1$	-0.00864	0.00216	-3.996***		
法人・公金	$\hat{\beta}_0$	0.00705	0.00209	3.376***	0.0188	0.008
	$\hat{\beta}_1$	-0.00877	0.00576	-1.521		

(注) t 値の***、**はそれぞれ 1%、5%で有意であることを示す。

(2) 金利変動パラメータの推定

一方、1 ヶ月物ゼロクーポン市場レートの変化を月次で離散化した拡張バシチエク・モデル⁴⁴

⁴² 短期市場金利 r_t としては LIBOR1M から導かれる 1 ヶ月物ゼロクーポンレートを用いており、(A-16)、(A-17)式の r_t は%表示でパラメータ推計を行っている。

⁴³ 伸び率は 1998 年 4 月～2011 年 6 月。実際の計測では、1 つの観測期間で得た回帰分析結果だけを利用するのではなく、様々な観測期間で得た結果を比較考慮してコア預金残高の推計に用いることが望ましい。

⁴⁴ Hull and White [1990]を参照。イールドカーブから求められるパラメータ θ_t と過去データ

$$\Delta r_t = r_{t+1} - r_t = \alpha(\theta_t - r_t) + \sigma \varepsilon_t \quad (\text{A-17})$$

で捉える⁴⁵。 θ_t は t 時点のイールドカーブから求められる $t+1$ 時点（1 カ月後）スタートの 1 カ月物インプライド・フォワードレートとする。推定の際には θ_t を t 時点の LIBOR1M、LIBOR2M から求める。1998 年 4 月～2011 年 7 月の観測期間で最尤推定を行うと推定量は図表 A-6 のようになる。

図表 A-6 金利パラメータの最尤推定量（1998 年 4 月～2011 年 7 月）

パラメータ	値
$\hat{\alpha}$	0.4017
$\hat{\sigma}$	0.0930

現時点のイールドカーブを用いて(A-17)式の θ_n を n カ月後スタートの 1 カ月物インプライド・フォワードレートで設定し直してコア預金残高の計測を行う。このとき、 n カ月後（ $n=1,2,\dots$ ）の短期市場金利 r_n は、

$$E[r_n] = (1-\hat{\alpha})^n r_0 + \hat{\alpha}\{(1-\hat{\alpha})^{n-1}\theta_0 + \dots + (1-\hat{\alpha})\theta_{n-2} + \theta_{n-1}\} \quad (\text{A-18})$$

$$V[r_n] = \frac{\hat{\sigma}^2 \{1 - (1-\hat{\alpha})^{2n}\}}{1 - (1-\hat{\alpha})^2} \quad (\text{A-19})$$

の平均・分散を持つ正規分布に従うことがわかる。

（3） コア預金残高の計測方法

m カ月後のコア預金残高 L_m^C は、当初流動性預金残高を L_0 として

$$L_m^C = \min_{n \leq m} L_n^R, \text{ ただし、 } L_0^R = L_0 \quad (\text{A-20})$$

と表せる。ここで、 L_n^R は n カ月後の流動性預金残高の 99 パーセンタイル値で

$$\ln L_n^R = E[\ln L_n] - \Phi^{-1}(0.99)\sqrt{\text{var}[\ln L_n]} \quad (\text{A-21})$$

で与えられる。流動性預金残高の対数值 $\ln L_n$ は正規分布に従い⁴⁶、その平均値・分散は、以下のように与えられる。

から求められるパラメータ θ_t とはリスクの市場価格に応じたずれ（リスクプレミアム）が生じるはずでありその推定も本来は必要であるが、本稿ではその差を無視し、リスク調整後の期待値で短期金利が上昇していくことを利用している。

⁴⁵ 実務で用いられるコア預金モデルでの市場金利変動には、拡張バシチェック・モデルのほか、CIR モデル（Cox, Ingersoll, and Ross [1985]）、拡張 CIR モデル（Hull and White [1990]）、対数正規モデル（Black and Karasinski [1991]）などが利用されていることがある。

⁴⁶ n カ月後の流動性預金残高の期待値は $\bar{L}_n = L_0 \exp(E[\ln L_n] + \text{var}[\ln L_n]/2)$ で与えられる。

$$\begin{aligned}
E[\ln L_n] &= E[\ln L_{n-1}] + \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 r_0 (1 - \hat{\alpha})^{n-1} + \hat{\beta}_1 \hat{\alpha} \sum_{i=0}^{n-2} \theta_i (1 - \hat{\alpha})^{n-2-i} \\
&= E[\ln L_{n-1}] + \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 E[r_{n-1}]
\end{aligned}
\tag{A-22}$$

$$\text{var}[\ln L_n] = \text{var}[\ln L_{n-1}] + s^2 + \frac{\hat{\beta}_1^2 \hat{\sigma}^2}{\hat{\alpha}^2} \{1 - (1 - \hat{\alpha})^{n-1}\}^2
\tag{A-23}$$

金利が上昇した際に流動性預金残高が減少しているか、金利が低下した際に流動性預金が増加していれば、 $\beta_1 < 0$ となる。パラメータ β_1 が負であれば、金利の上昇局面で流動性預金残高が減少する現象を捉えることができる。

コア預金のデュレーション（年）は、最大満期を M カ月として、

$$Dur = \sum_{m=1}^M \left\{ \frac{m}{12} \frac{L_{m-1}^C - L_m^C}{L_0} \right\} + \frac{M}{12} \frac{L_M^C}{L_0} = \frac{1}{12} \sum_{m=1}^M \frac{L_{m-1}^C}{L_0}
\tag{A-24}$$

と表せて、(A-24)式に(A-20)～(A-23)式を代入することで逐次計算によりデュレーションを算出できる。

(4) コア預金残高の計測結果

個人からの要求払預金を流動性預金残高データとし、2011年8月1日を現時点としてLIBOR、スワップ金利から導かれるイールドカーブを用いて、将来予想される m カ月後の平均的な流動性預金残高、流動性預金残高の99パーセンタイル値 L_m^R 、コア預金残高 L_m^C を当初残高 $L_0 = 100$ としてプロットすると、本文図表12のようになる。

同様に、要求払預金全体、法人・個人からの要求払預金についてもコア預金残高 L_m^C を求め、(A-24)式で算出されるコア預金のデュレーションを算出すると、図表A-7のようになる。

図表 A-7 コア預金のデュレーション（2011年8月初）

要求払預金	デュレーション
全体	9.18年
個人	9.66年
法人・公金	7.89年

本文図表9は、個人からの要求払預金残高データから得られた $\hat{\beta}_1$ を用いて、 $\hat{\beta}_0 = 0$ と置き、コア預金（流動性預金残高の99パーセンタイル値）と流動性預金残高（期待値）をプロットしたものである。

【参考文献】

- 青野 和彦、「銀行における流動性預金の現在価値と金利リスクの計測：先行研究のサーベイと実際のデータを用いた分析」、『金融研究』、第 25 巻別冊第 2 号、75～104 頁、2006 年
- 伊藤 優・木島 正明、「銀行勘定金利リスク管理のための内部モデル (AA-Kijima Model) について」、『証券アナリストジャーナル』、第 45 巻第 4 号、79～92 頁、2007 年
- 大久保 豊・森本 祐司・栗谷 修輔・野口 雅之・松本 崇、『【全体最適】の銀行 ALM』、金融財政事情研究会、2010 年
- 上武 治紀・枇々木 規雄、「銀行の流動性預金残高と満期の推定モデル」、日本金融・証券計量・工学学会 編、『バリュエーション (ジャフィー・ジャーナル「金融工学と市場計量分析」)』、朝倉書店、196～223 頁、2011 年
- 金融庁、「『主要行向けの総合的な監督指針』、『中小・地域金融機関向けの総合的な監督指針』、『保険会社向けの総合的な監督指針』の一部改正に対する主なコメント及びそれに対する金融庁の考え方」、2006 年
- 、「主要行向けの総合的な監督指針」、2011 年 a
- 、「中小・地域金融機関向けの総合的な監督指針」、2011 年 b
- 佐藤 隆文 (編著)、『バーゼルⅡと銀行監督：新しい自己資本比率規制』、東洋経済新報社、2007 年
- 日本銀行金融機構局、「国際金融危機の教訓を踏まえたリスク把握のあり方」、BOJ Reports & Research Papers 『リスク管理と金融機関経営に関する調査論文』、2011 年 3 月
- 日本銀行金融高度化センター、「ワークショップ『銀行勘定における金利リスク管理 — 預貸金のデュレーションの把握 —』を開催」掲載資料、2013 年 11 月 18 日
- http://www.boj.or.jp/announcements/release_2013/re1131118a.htm
- バーゼル銀行監督委員会 (日本銀行仮訳)、「金利リスクの管理と監督のための諸原則 (Principles for the Management and Supervision of Interest Rate Risk)」、2004 年 7 月
- Black, Fischer, and Piotr Karasinski, “Bond and Option Pricing When Short Rates are Lognormal,” *Financial Analysts Journal*, 47(4), pp.52–59, 1991.
- Cox, John C., Jonathan E. Ingersoll Jr., and Stephen A. Ross, “A Theory of the Term

- Structure of Interest Rates,” *Econometrica*, **53**(2), pp.385–407, 1985.
- Hamilton, James D., “Analysis of Time Series Subject to Changes in Regime,” *Journal of Econometrics*, **45**(1–2), pp.39–70, 1990.
- , *Times Series Analysis*, Princeton University Press, 1994.
- Hull, John and Alan White, “Pricing Interest-Rate-Derivative Securities,” *Review of Financial Studies*, **3**(4), pp.573–592, 1990.
- Jarrow, Robert A. and Donald R. van Deventer, “The arbitrage-free valuation and hedging of demand deposits and credit card loans,” *Journal of Banking & Finance*, **22**(3), pp.249–272, 1998.