



FSA Institute

Discussion Paper Series

銀行勘定の金利リスク管理モデル

—修正期間収益アプローチと経済価値アプローチの比較—

岩熊 淳太 枇々木 規雄

DP 2015-2

2015年7月

金融庁金融研究センター
Financial Research Center (FSA Institute)
Financial Services Agency
Government of Japan

金融庁金融研究センターが刊行している論文等はホームページからダウンロードできます。

<http://www.fsa.go.jp/frtc/index.html>

本ディスカッションペーパーの内容や意見は、全て執筆者の個人的見解であり、金融庁あるいは金融研究センターの公式見解を示すものではありません。

銀行勘定の金利リスク管理モデル

— 修正期間収益アプローチと経済価値アプローチの比較 —

岩熊 淳太* 枇々木 規雄†

概 要

預金を原資として貸出や有価証券で資金運用を行い収益を獲得している銀行にとって、銀行勘定の金利リスク管理は非常に重要な問題である。実務において、銀行勘定の金利リスク管理は大きく経済価値と期間収益の両面から捉えられ、議論がされてきた。しかし、経済価値と期間収益のどちらで捉えるべきかという点については未だ明確なコンセンサスが得られていない状況である。そこで、銀行勘定の金利リスクを管理するために、複雑な銀行勘定の特性や信用リスクなどとの依存関係も考慮した銀行勘定全体のモデルを構築する。そして、モンテカルロ・シミュレーションを用いた様々な感度分析を通して、期間収益アプローチと経済価値アプローチの関係について分析する。著者たちの知る限り、包括的な分析結果をもとに検討が行われた研究は存在しない。

分析の結果、銀行勘定のリスク管理において銀行勘定の特性を十分に反映させるためには、経済価値だけでなく期間収益も合わせて管理する必要があることを示す。

キーワード：銀行勘定, 金利リスク, 修正期間収益アプローチ, 経済価値アプローチ, コア預金

* 慶應義塾大学大学院理工学研究科（金融庁金融研究センター専門研究員）

† 慶應義塾大学理工学部教授（金融庁金融研究センター特別研究員）

本稿の執筆に当たっては、金融庁総務企画局総務課国際室の鳩間正也氏、田嶋一基氏に有益な御意見をいただいた。なお、本稿は、筆者両名の個人的な見解であり、金融庁および金融研究センターの公式見解ではない。

目次

1	はじめに	3
1.1	研究背景と目的	3
1.2	先行研究と本研究の位置づけ	4
1.3	本論文の構成	7
2	銀行勘定の金利リスク管理	7
2.1	銀行勘定の特性	7
2.2	経済価値アプローチと期間収益アプローチ	8
2.3	効率性指標	10
3	モデルの構築	10
3.1	モデル概要	10
3.2	市場金利モデル	11
3.3	信用リスクモデル	12
3.4	金利リスクと信用リスクの依存構造	13
3.5	預かり・貸出資産残高モデル	15
3.6	預金・貸出等に対する適用金利モデル	15
3.7	プリペイメントモデル	16
3.8	固定性預金比モデル	17
3.9	資産・負債価値評価	18
4	数値分析	19
4.1	モデル設定	19
4.2	各種パラメータの推定	22
4.3	数値分析の概要	28
4.4	分析(1) 基本分析	29
4.5	分析(2) 金利変動の影響	32
4.6	分析(3) 資産・負債特性の影響	38
4.7	分析(4) モデルリスクの検討	39
5	結論と今後の課題	44
6	補論	44
6.1	格付推移行列の算出方法	44
6.2	リスク・リターン指標	45

1 はじめに

1.1 研究背景と目的

銀行は集めた預金を原資として貸出や有価証券で資金運用を行う上で、金利リスクをはじめとした様々なリスクテイクによって収益を獲得している。そのため、銀行勘定の金利リスク管理の高度化は、健全な経営管理を行う上で非常に重要である。バーゼル銀行監督委員会 (Basel Committee on Banking Supervision, 以下バーゼル委・BCBS) でも国際的な銀行監督に関する重要な問題の一つとして、金利リスクの管理方法について長らく検討を行ってきた (BCBS(2004)[1] 参照)。ただし、現在においてトレーディング勘定の金利リスクは最低所要自己資本比率の計測を行う「第1の柱」で捕捉されるのに対して、銀行勘定の金利リスクに関しては最低所要自己資本の計測の定式化をせず、銀行の自己管理と監督上の検証による「第2の柱」で対応されている。銀行勘定の金利リスクが他の主要リスクと異なり「第2の柱」で捕捉されているのは、各国での金利水準の違いや銀行勘定の特性によるリスク捕捉の困難さが主な理由であり、各銀行が十分に検討すべきリスクであることには変わらない。金融危機を経てリスク管理のより一層の高度化が進められる中、金融庁 [23] によれば「現在、バーゼル委は、①トレーディング勘定が第1の柱 (資本賦課) の扱いであり、両勘定間での規制回避行為が問題とされていること、②世界的な低金利が続いており将来の金利上昇に対する備えが必要であること、などの理由から、銀行勘定の金利リスクの扱いについて、見直しを検討」するとしている。2015年6月にはバーゼル委による市中協議文書 [3] が公表され、銀行勘定の金利リスクの資本上の取扱いについて第1の柱化と第2の柱の深化の2種類の案を提示しており、今後さらなる議論を進めていく段階である¹⁾。このほかにも、銀行勘定の金利リスクを把握する手法についてこれまで様々な議論が行われているが、そもそも銀行勘定のリスクは、現時点のリスクに着目した経済価値と銀行のゴーイングコンサーンを重視した期間収益のどちらで捉えるべきか、という点については未だ明確なコンセンサスが得られていない状況である (吉藤 [38]、日本銀行 [29, 30] 参照)。

銀行勘定はトレーディング勘定と比べて、ポジション解消が一般に困難である上に、流動性預金のコア預金部分²⁾や、住宅ローン・定期預金等のプリペイメントのような顧客都合によるキャッシュフローの不確実性 (オプション性) が生じること、商品に適用される金利が市場金利に一部分しか連動しない金利に従う等の特徴を持つため、議論が複雑になっている。したがって、銀行勘定のリスク管理にはその特性を適切に反映したリスク管理手法が求められる。特に保有期間が長期にわたり、銀行のゴーイングコンサーンの視点から将来発生する取引を考慮するためには期間収益の概念が重要である。

¹⁾ 本研究の目的は、銀行勘定の金利リスク管理を第1の柱、第2の柱のどちらで捕捉すべきかということを議論しようとしているわけではない点に注意されたい。

²⁾ コア預金は金融庁監督指針 [22] では「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」と定義される。

また近年のリスク管理の高度化に伴い、銀行各行では統合リスク管理の導入³⁾が進んでいる。日本銀行 [27] では統合リスク管理を「様々なリスクを共通の見方で統合的に捉えた上で、(I) 経営体力に見合ったリスク制御による健全性の確保、(II) リスク調整後収益に基づいた経営管理（業績管理、資源配分等）による収益性や効率性の向上、を目指す体制」として定義している。銀行がリスクを統合的に管理することは、より効率的なリスク管理体制を築き経営の健全性だけでなく、収益性の向上にも貢献する。特に、銀行勘定は貸出資産や社債のように信用リスクも大きく抱えているため、金利リスクと信用リスクの依存構造を考慮したリスク管理を行うことが重要である。

そこで、本研究では銀行勘定の金利リスク管理における経済価値アプローチと時価評価を含めた期間収益アプローチの関係について、モンテカルロ・シミュレーションを用いた分析を行う。銀行勘定の幅広い資産を対象とし、コア預金や市場金利に部分的に連動する適用金利等の銀行勘定の特性や、金利期間構造と信用力の依存構造等に着眼したモデル化を行う。本研究の分析の結果、銀行勘定のリスク管理において銀行勘定の特性を十分に反映させるためには、経済価値だけでなく期間収益も合わせて管理する必要があることを示す。

1.2 先行研究と本研究の位置づけ

銀行勘定の金利リスクを対象とした研究には以下のようなものがある。木山ら [18] は、トレーディング勘定で導入が一般的になった現在価値の VaR(Value at Risk) によるリスク管理のフレームワークを、銀行勘定の金利リスク管理に対して導入した。狭義銀行勘定を想定した預金・貸出のみで構成される銀行バランスシートの想定のもと、市場金利に完全に連動しない制度金利（短期・長期プライムレート）やプリペイメントの影響を考慮して、銀行勘定の金利リスク⁴⁾を経済価値アプローチで定量化を行っている。その結果、制度金利を貸出に適用することは変動金利貸出であっても金利リスク量を増加させること、金利期間構造やプリペイメント等、銀行勘定の金利リスクは様々なファクターの影響を受けることを示している。

吉藤 [38] は銀行勘定の債券ポートフォリオの金利リスクに対して、原価法に則り実現収益のみで期間収益をとらえる EaR(Earning at Risk) モデルと時価評価の変動も期間収益として含めた拡張 VaR モデルの比較を行っている。実現収益だけに着目する場合は、数期間の収益の変動でしか投資行動が評価されず、リスク・リターンの評価ができないという問題を抱えていることを示し、短期的なシミュレーションによる意思決定は誤った判断を招く可能性があるとしている。

大久保ら [15] はシナリオ分析によって銀行のリスク評価に対するケーススタディを行い、銀行にとって期間損益と評価損益の合計の「総合損益」が重要であるとし、預貸取引の特性に合わせた ALM の重要性を述べている。現時点の VaR は将来取引の価値を 0 とみなしたリスク量であり、市場性資産のリスク量には適合するものの、取引の継続性や適用金利と市場金利にスプレッドがある銀行勘定の資産にはそのまま適用することはできないとしている。そのた

³⁾ 例えば、メガバンク 3 行のディスクロージャー誌 [34, 35, 36] 等を参照されたい。

⁴⁾ 保有期間の中で経済価値の最小値と初期時点の現在価値の差を金利リスクとしている

め、銀行は将来取引の予測を行い、将来時点のリスク量を含めたリスク・リターンの最適化を行うべきであり、また流動性預金の実質的満期を適切に見積もることで、実際のリスク量を増やすことなく収益を獲得することが可能になると述べている。

Memmel[10]はドイツのイールドカーブ変動のファクター分析と、銀行勘定を近似する簡単な債券投資戦略⁵⁾を用いて、その金利リスクを正味金利損益(期間収益)と現在価値の2つの視点から比較を行っている。その結果、正味金利損益と現在価値は高い相関を持つものの、金利期間構造変動に対する影響は互いに異なること等を示し、現在価値のみに着目したストレステストは銀行の金利リスクを適切に捉えてないと結論付けている。また、その影響はポートフォリオの満期構成に大きく影響を受けると述べている。

これらの研究は銀行勘定の一部分、または非常に簡単な形によって全体をモデル化しているが、銀行勘定のリスク管理についてより詳細に分析するためにはモデル化の範囲を広げることが必要である。特に、銀行勘定のリスク管理に大きな影響を持つであろうコア預金に関しては明示的に考慮する必要があると考えられる。

また、統合リスク管理におけるリスク合算の研究としては主に以下のようなものがある。Rosenberg and Schuermann [13]では市場・信用・オペレーショナルリスクに対して、コピュラを用いて合算リスクを計算し、各リスクを単純合算したときよりもリスク量が小さくなることを示している。また、吉羽 [37]では債券と株式の合算リスクをストレス時のデータから得られるパラメータを用いてストレス状況を考慮しながら、リスクの分散効果について分析を行っている。

三國・枇々木 [33]ではこれらリスク間の依存構造をコピュラを用いて考慮した統合リスク管理の枠組みで、状態に依存した意思決定によってリスク制御だけでなく収益性向上を目指す多期間最適化モデルを提案している。実現収益による期間収益と経済価値をそれぞれ最適化の目的関数に導入しており、ここでも実現収益のみによる最適化は潜在的なリスクを無視してしまうことが示されている。また、コア預金に関して上武・枇々木 [17]で提案された固定性預金比モデルを用いて固定性預金と流動性預金の振り替えを銀行勘定のモデル化に組み込んでいる。

本研究では、銀行勘定のリスク管理における経済価値アプローチと期間収益アプローチの特徴とその関係に着目し分析を行う。期間収益アプローチに関しては、吉藤 [38]の結果を受けて、実現損益だけでなく時価変動を含めたものを「期間収益」として扱う。したがって、本研究では経済価値の視点のみによるリスク管理で十分であるか、それとも期間収益も合わせてリスク管理する必要があるのかという点に着目して定量的な分析を行う。これまで、実現収益のみによるリスク管理は不十分であることは示されているものの、この観点の分析は著者たちの知る限り行われていない。

また、本研究のシミュレーションモデルはコア預金を含んだ幅広い銀行勘定や、金利リスクと信用リスクの依存構造を考慮する三國・枇々木 [33]の枠組みをもとに主に金利リスク部分を拡張し、より柔軟な金利期間構造の変動や依存構造の記述を可能にする。これらの枠組みで、ヒストリカルデータから推定されたパラメータによる分析の他に、様々な感度分析を通して、

⁵⁾ Memmel[9]でドイツの銀行勘定を国債投資によって複製する手法を提案している。

経済価値アプローチと期間収益アプローチの関係について分析を行う。

本研究の主な特徴と貢献は以下の通りである。

- 吉藤 [38] の結論を踏まえ、経済価値変動も含めた広い概念で捉えた期間収益アプローチと経済価値アプローチの関係を明らかにし、期間収益アプローチのみで把握できる部分は無視できない大きさを持つこと、特に銀行収益が大幅に低下するケースにおいて経済価値アプローチでは十分にリスクを認識できず、銀行が誤った判断をしてしまう可能性が高いことを示した。
- コピュラを用いて銀行勘定の金利リスクを信用リスクとの依存構造をモデル化することによって、より銀行全体のリスクを捉えた分析を行うことができた。
- 金利モデルとして Nelson-Siegel モデルを用いて、金利水準変動だけでなく、金利期間構造変化に対する柔軟な感度分析を行い、銀行の金利リスクの特性を明らかにした。
- 銀行勘定の資産・負債の特性である追随率やロールオーバーの影響を考慮した分析を行った。追随率は銀行収益の源泉であり、大きな影響を与えることを確認した。
- 上武・枇々木モデルを用いてコア預金の予想キャッシュ・フローを推計し、その影響が非常に大きいことを示した。標準的手法との比較を行い、コア預金の見積もりによって銀行の金利変動に対する影響が反転するほどの効果を持つことを示した。より精緻にコア預金を見積もるために、リスクモデルを高度化することが重要であるという示唆が得られた。

主な先行研究と本研究の位置づけを表 1 に示す。

表 1 先行研究と本研究の位置づけ

	木山ら [18]	吉藤 [38]	Memmel[10]	三國・枇々木 [33]	本研究
バランスシート構成					
貸出・預金	○	×	×	○	○
債券	×	○	○	○	○
経済価値	○	×	○	○	○
期間収益 (注 1)	×	○	△	△	○
コア預金	×	×	×	○	○
プリペイメントリスク	○	×	×	×	△ (注 2)
金利期間構造	○	○	○	×	○
信用リスクとの依存構造	×	×	×	○	○

(注 1) △: 実現損益のみ, ○: 時価変動含む

(注 2) 金利の関数でない簡単なモデル (PSJ モデル) を用いる。

1.3 本論文の構成

本論文の構成は以下の通りである。第2章で銀行勘定の特性やリスク管理に用いられるアプローチについて説明する。第3章では本研究で用いる統合リスク管理フレームワークで用いている各リスクモデルについて説明する。第4章で実データをもとにした仮想銀行の設定や必要なパラメータ推定を行い、感度分析を含めたシミュレーションによる数値実験を行う。第5章では結論や今後の課題についてまとめる。

2 銀行勘定の金利リスク管理

2.1 銀行勘定の特性

銀行勘定は預金・貸出・債券で大半が構成されているため、金利リスクと信用リスクが主なリスクである。木山ら [18] 等で論じられているように、銀行勘定はトレーディング資産とは大きく異なる特徴を有しており、様々な銀行勘定の特性を反映したリスク管理が求められる。そのため、本節では銀行のリスク管理モデルを作成するにあたって考慮すべき銀行勘定の特性をまとめておく。

銀行勘定は一般にトレーディング勘定のような流動性を持っていない。銀行から預金や貸出のポジションを解消することは困難であり、本来流動性の高い社債や国債においても銀行の様々な担保需要等から実質的な流動性はあまり高くない。そのため、常に売買が可能なトレーディング勘定よりも一般に保有期間は長期間になる。また、銀行勘定の商品には次のような2つのリスク管理上重要な特性がある。

- 将来キャッシュフローが不確実であり、その把握が難しい
- 一般に、市場金利に部分的に連動する金利が適用される

1点目に関しては、主にコア預金、プリペイメント、ロールオーバーが重要な要因である。流動性預金には満期の定めがないが、コア預金と呼ばれる実質的に滞留し続ける部分が相当量あると考えられており、その実質的な満期は長期にわたると見られている(日本銀行金融機構局 [28])。また、個人の住宅ローンを始めとする貸出ではプリペイメントが頻繁に行われる。預金の滞留やプリペイメント等によってキャッシュフローが不確実となり、実質的な満期が不確定となる。そのため、銀行勘定は資産・負債サイドともにデューレーションが変動し、金利リスクに大きな影響を与える。一方、これらの不確実性を適切に認識することはリスク管理だけでなく、銀行の効率的な収益の獲得要因としても利用することができる。ただし、両者ともオプション理論によって合理的な価値を考えて行動した場合には金利水準が主な発生要因になると考えられるものの、実際には顧客都合の行動による部分が大きくその把握は容易ではない。また、満期のある預金・貸出であっても満期を迎えると同時に再び借入や預金を行い、日常的にロールオーバーと呼ばれる実質的な満期の延長が行われることも銀行勘定の特性である。

2点目に関しては預金金利・貸出金利と市場金利のスプレッドによって発生するリスクを認

識し、考慮することが重要である。これらの適用金利は基本的には銀行が市場金利や競争環境を考慮しながら決定する金利であり、一般に市場金利に完全には連動せずにその追随率は商品によって水準が異なる。この不完全連動によって、変動金利商品であっても金利リスクを抱えていることになる反面、この追随率の水準が銀行勘定の収益の源泉⁶⁾となっていることを考慮する必要がある。

2.2 経済価値アプローチと期間収益アプローチ

経済価値アプローチと期間収益アプローチは、一般的に以下のように定義される。ただし、期間収益アプローチは収益の認識の違いにより、さらに2つに分けられる。

- 経済価値アプローチ
 - － 現時点で保有する資産・負債から生じる将来の全てのキャッシュフローを考慮し、その経済価値(現在価値)の変動を認識するアプローチ
- (実現収益のみの) 期間収益アプローチ
 - － 将来数期間の新規取引を含めた実現収益の変動を認識するアプローチ
- (時価変動を含む) 期間収益アプローチ
 - － 将来数期間の新規取引を含めた実現損益の変動に加え、それらの資産・負債から生じる全てのキャッシュフローの経済価値の変動を認識するアプローチ

実現収益のみの期間収益アプローチは、古くから銀行の会計上の利益を用いた経営管理という点で利用されてきた手法である。経済価値アプローチはアウトライヤー規制などで現在のバランスシートのリスク量を測定するために用いられている手法である。

キャッシュフローの認識期間という視点では、資産・負債から発生する全てのキャッシュフローを考慮する経済価値アプローチは長期的な視点であり、将来数期間の収益だけに着目する期間収益アプローチは相対的に短期的な視点である(BCBS[1]参照)。その結果、実現収益のみの期間収益アプローチによる経営戦略の決定は長期的な視点で見れば、最善でない行動をとってしまう可能性が懸念される。

一方、リスクの認識期間の視点では、経済価値アプローチが現時点のリスク量を把握する短期的な視点であるのに対し、期間収益アプローチの方が銀行のゴーイングコンサーンに着目して将来のバランスシート変動を捉え、長期的な視点でリスクを考慮している。特に、保有期間が長期間であり、将来の環境変化によって生じる銀行勘定の特性を考慮する場合には、現在価値だけでなく将来発生する取引によって実現する収益を把握するという観点から重要になると考えられる。

そこで、両者の特徴を合わせて考慮するために、吉藤[38]は期間収益の変動に実現収益だけでなく時価変動も含めるアプローチを用いた分析を行っている。時価変動を考慮することで、将来の実現損益を把握する計画期間で保有する資産・負債のそれ以降の全てのキャッシュフ

⁶⁾ 一般に預金金利は貸出金利より追随率が低く、金利上昇時に銀行は預金の金利スプレッドを拡大することが期待される。

ローを含めた手法となる。その結果、表2に示すように、現在のポートフォリオの将来キャッシュフローという時間軸と将来の資金流出入というリスクの認識という時間軸の両面で長期的な視点を持つ。

表2 各アプローチの視点

		リスクの認識	
		短期的視点	長期的視点
キャッシュ ・フロー	短期的視点		(実現収益のみの) 期間収益
	長期的視点	経済価値	(時価変動を含む) 期間収益

1.2節で述べた通り、この2つの期間収益を用いたリスク指標を比較した吉藤[38]でも、短期的な実現損益のみの意思決定は誤った判断をしてしまうことに繋がると結論付けている。そのため、本研究では前述の研究結果を踏まえ、経済価値アプローチと時価変動を考慮した期間収益アプローチの2つについて分析を行う。時価変動を含む期間収益は、実現収益のみの期間収益に経済価値変動を合算し修正した値であり、以降は簡潔に修正期間収益と呼ぶ⁷⁾。

本研究のシミュレーションでは経済価値アプローチと修正期間収益アプローチを次のように定義する。

● 経済価値アプローチ

- 現時点の銀行のB/Sの構成に変化がないと仮定し、10日間の金利変動で生じる価値変動を計測する。

$$\text{経済価値変動} = \text{現時点の保有量} \times 10 \text{ 日間の価格変動} \quad (1)$$

● 修正期間収益アプローチ

- 銀行の経営活動をモデル化し、銀行のB/Sは時間経過に伴い変化するという仮定のもとで、将来の3年間(6期間)のリスクファクターの変動が期間収益に与える影響を計測する。ただし、各期間(6か月間)の経済価値変動も合算する。

$$\begin{aligned} \text{修正期間収益} &= \text{実現キャッシュフロー (資金収益 + 償還損益 + 売買損益)} \\ &+ \text{各期間の経済価値変動} \end{aligned} \quad (2)$$

この2つのアプローチを用いて銀行勘定の持つリスクを分析する。本研究で用いるリスクファクターの変動は1か月毎に観測値が得られるため、経済価値アプローチではその1/3を10日間の価値変動として、修正期間収益アプローチでは6か月分の価値変動として、経済価値変動を推計する。

⁷⁾ 期間収益と呼ぶ場合も、基本的には実現収益のみではなく、時価変動を含む期間収益(修正期間収益)を表す。

2.3 効率性指標

リスク・リターンの効率性を示す指標として、調整 CVaR レシオを以下のように定義する。

$$\text{調整 CVaR レシオ} := \frac{E[R_T^{Net}] - R_T^f}{\text{CVaR}[R_T^{Net}] + E[R_T^{Net}]} \quad (3)$$

$E[x]$ は確率変数 x の期待値、 R_T^{Net} は T 時点のリターン（経済価値変動、修正期間収益）、 R_T^f は 0 時点から T 時点までの無リスク金利運用によるリターンである。経済価値アプローチの場合は $T = 10$ 日、修正期間収益アプローチの場合は $T = 3$ 年となる⁸⁾。

リスク・リターン効率を表す指標としてはシャープレシオが用いられることが多いが、本研究で扱う経済価値や修正期間収益の分布は大きく歪んでいるため、正規分布を仮定する標準偏差をリスク指標として用いるのは適切ではなく、分布の形状を仮定しない CVaR を用いる。ただし、CVaR は期待値を含んだリスク指標であり、標準偏差のようにリターンの変動の大きさを表すためには期待値を除く方が適切である⁹⁾。よって調整 CVaR レシオはリスク・リターンの比率を CVaR を用いて適切に表すために期待値を分母から控除して定義され、期待値を原点とした CVaR レシオと見なすことができる。また、前述の通り修正期間収益アプローチにおいてリスク・リターン効率を考える場合、各期間ごとではなく、期間全体のリスク・リターンの値のみ使用する。

3 モデルの構築

3.1 モデル概要

本研究では銀行勘定の代表的な資産・負債項目をモデル化し、信用リスクとの依存構造を考慮した銀行勘定の金利リスクを管理するモデルを構築する。資産・負債項目として、資産の部では国債・社債・貸出金・現金、負債の部では定期預金・普通預金を想定する。また、金融庁が定める「金融検査マニュアル（預金等受入金融機関に係る検査マニュアル）」[21] に沿って管理するリスクを以下のように定義する。

- 市場リスク: 金利水準の変動に起因して、経済価値または富・期間損益に損失が生じるリスク
- 信用リスク: 与信先の格付推移の不確実性に起因して、経済価値または富・期間損益に損失が生じるリスク

本研究では銀行勘定の金利リスクが市場リスクに相当し、プリペイメントやコア預金に関するリスクも含まれる。

⁸⁾ 本研究では調整 CVaR レシオは感度分析における各アプローチ内での効率性の変化を見るためにこのように定義する。

⁹⁾ CVaR レシオやシャープレシオとの比較は補論を参照されたい。

外部の経済環境シナリオのもとで、銀行勘定の資産・負債シナリオを生成し、将来キャッシュ・フローの推計およびリスク評価を行う。本研究で用いるモデル構造の概要を図1に示す。経済環境シナリオに関連するリスクファクターとして、金利リスク、信用リスク、預金・貸出残高リスクの3つを考慮する。金利の期間構造の変動は動的な Nelson-Siegel モデル(水準・傾き・曲率の3ファクターモデル)、与信グループごとの与信先の格付推移は Credit Metrics™ モデルを用いて記述し、これらのファクター間の依存構造はコピュラを用いて表現する。また、修正期間収益アプローチで重要となる将来の預金・貸出残高は幾何ブラウン運動(GBM)に従うと仮定して、モデルを記述する。次に、銀行勘定の資産・負債シナリオを生成するためのモデルを記述する。預金の不確実なキャッシュフロー変動は、上武・枇々木モデルを用いて流動性預金と固定性預金の振り替えで表現し、住宅ローンのプリペイメントは PSJ モデルを用いて簡易的に記述する。また、ロールオーバーに関するデータは入手が困難で、標準的なモデルも存在しないため、本研究では一定のロールオーバー率を用いる。これらを用いて将来のキャッシュフローを推計し、その経済価値や期間収益のリスク評価を行う。

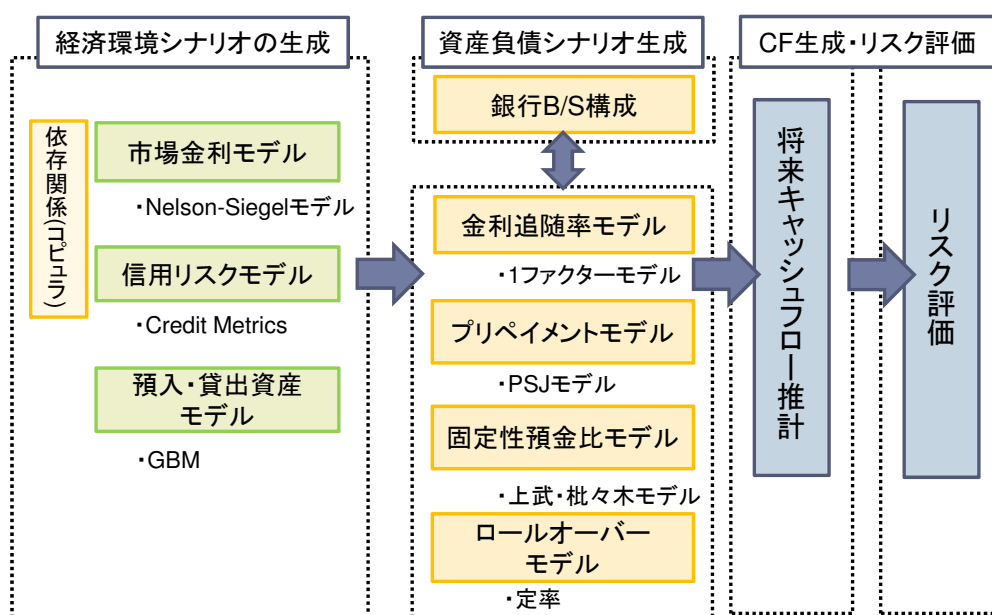


図1 モデル概要

3.2 市場金利モデル

イールドカーブの形状を水準・傾き・曲率の3ファクターで表現する Nelson-Siegel モデル [12] を市場金利モデルとして利用する¹⁰⁾。イールドカーブの形状はこの3ファクターでほとん

¹⁰⁾ 金利の期間構造を表現する代表的な市場金利モデルとして、Cox, Ingersoll and Ross モデル [4] や Heath, Jarrow and Morton モデル [7] などがあるが、これらは価格付けのために用いられることが多い。一方、本研究では、価格付けではなく将来の金利期間構造の変動を柔軟に表現することを重視するため、動的に変動させた Nelson-Siegel モデルを市場金利モデルとして採用する。

どを説明することができるといわれている¹¹⁾。τ 時点満期の瞬間フォワードレート $f(\tau)$ は (4) 式で表される。

$$f(\tau) = \beta_1 + \beta_2 e^{-\lambda\tau} + \beta_3 \tau \lambda e^{-\lambda\tau} \quad (4)$$

ここで、 β_1 は水準 (level)、 β_2 は傾き (slope)、 β_3 は曲率 (curvature) を表すファクター (パラメータ)¹²⁾であり、 λ は β_3 が最大になる満期を決定するパラメータである。Nelson-Siegel モデルではこれらのファクターの関係によって様々なイールドカーブの形状を柔軟に表現することが可能である。(4) 式の瞬間フォワードレートの下で、スポットレート $y(\tau)$ は (5) 式で表現される。

$$\begin{aligned} y(\tau) &= \frac{1}{\tau} \int_0^\tau f(u) du \\ &= \beta_1 + \beta_2 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} \right) + \beta_3 \left(\frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau} - e^{-\lambda\tau} \right) \end{aligned} \quad (5)$$

本研究では Diebold and Li[5] の手法と同様に、Nelson-Siegel モデルのファクターが (6) 式に示す AR(1) モデルに従うと仮定して将来の金利期間構造の変動を動的に表現する。

$$\beta_{k,t} = c_k + \varphi \beta_{k,t-1} + \epsilon_{k,t} \quad (k = 1, 2, 3) \quad (6)$$

また、 λ も同様に時間 t で動的に変化するが、パラメータの推定を容易にし、安定性を保つために、Diebold and Li[5] と同様に β_3 の係数が $\tau = 2.5$ (年) で最大になるように決定し、 λ を固定する ($\lambda = 0.7173$)。したがって、 t 時点の満期 τ のスポットレートは (7) 式で表される。

$$y_t(\tau) = \sum_{k=1}^3 \beta_{k,t} x_k(\tau), \quad \text{ただし、} x_1(\tau) = 1, x_2(\tau) = \frac{1 - e^{-\lambda\tau}}{\lambda\tau}, x_3(\tau) = x_2(\tau) - e^{-\lambda\tau} \quad (7)$$

各ファクター β_k ($k = 1, 2, 3$) の係数 $x_k(\tau)$ と満期 τ の関係を図 2 に示す。

(5) 式と図 2 から、水準パラメータ β_1 が大きくなるとイールドカーブ全体が上昇し、傾きパラメータ β_2 は小さくなるほどイールドカーブのスティープ化が生じる。曲率パラメータ β_3 が上昇すると、 λ の設定によって 2.5 年付近の金利が上昇する。

3.3 信用リスクモデル

格付の推移過程を表現するモデルとして、J.P.Morgan[8] の企業資産価値モデル (Credit Metrics™) を用いる。Merton[11] の構造型デフォルトモデルに基づいて、企業の格付推移と株式収益率の変動に確定的な関係があると仮定し、多変量標準正規分布に従う各業種の株式収益

¹¹⁾ Nelson-Siegel モデルを用いた分析以外にもイールドカーブの要因分析として、主成分分析を用いた実証分析等の先行研究が数多く存在する。Memmel[10] はドイツの 1980~2010 年の国債イールドカーブに対して、第 3 主成分までで 99.85% を説明できることを示している。本研究でも 2004 年 10 月~2014 年 9 月の LIBOR、スワップレートによる本邦イールドカーブに対して主成分分析を行った結果、第 3 主成分までで 99.3% が説明された。

¹²⁾ それぞれ長期の項、短期の項、中期の項とも呼ばれる。

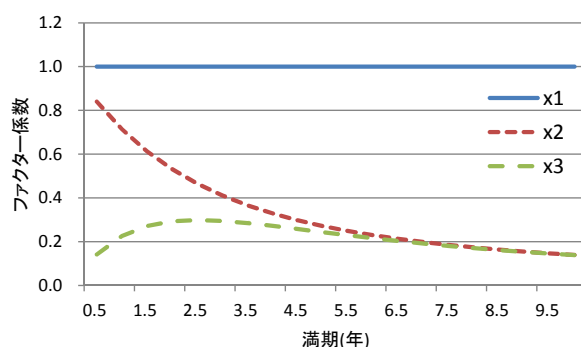


図2 各ファクターの係数

率がある閾値を超えると格付変動が起きると判断する。したがって、格付は段階的な推移だけでなく、急激な悪化を起こす可能性もありうる。

株式収益率に対する閾値は過去の格付推移行列データを用いて決定する。簡単な例(表3、図3)を用いて、閾値を決定する手順を説明する。格付はデフォルトを含め4段階(A,B,C,Default)とする。例えば、現在の格付がBの企業が1時点後にデフォルトするときの閾値 $Z_{Default}$ は、デフォルト確率が5%であることから、標準正規分布関数 Φ を用いて $\Phi^{-1}(0.05)$ で与えられる。格付推移の閾値も同様に、格付Cへの閾値は $\Phi^{-1}(0.15)$ 、格付Aへの閾値は $\Phi^{-1}(0.9)$ と決定される。初期格付がAやCの場合も、格付推移確率と標準正規分布関数を用いて同様に決定される。

表3 格付推移行列

		1時点後			
		A	B	C	Default
現 在	A	85%	10%	4%	1%
	B	10%	75%	10%	5%
	C	5%	15%	60%	20%
	Default				100%

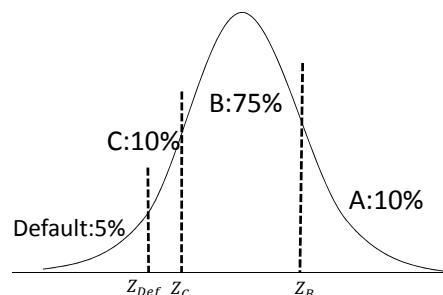


図3 閾値の決定(格付けBの場合)

3.4 金利リスクと信用リスクの依存構造

金利リスクと信用リスクの依存構造はコピュラ¹³⁾を用いて記述する。銀行は大きな2つのリスクとして金利リスクと信用リスクを抱えているが、それぞれのリスク量を単純合算することは、銀行のリスク量を過剰に見積もってしまう可能性がある。例えば金利上昇と株価が正の相関を持つのであれば、金利リスクと信用リスクは逆相関を持つために互いにリスクを分散化できると考えられる。また、依存構造は単純な線形相関ではなく、分布の中央値部分と裾部分では関係が変わることが想定されるため、依存構造を1つの数値ではなく関数で記述したコピュラ

¹³⁾ コピュラに関する詳細は戸坂・吉羽 [24] を参照。

ラと呼ばれる概念が広く用いられている。本研究では取扱いが容易で実務上よく利用される正規コピュラ、tコピュラに加え混合正規コピュラを用いる。

正規コピュラは多変量正規分布と同じ依存構造をもつコピュラであり、(8)式で表現される。 $u_i \in [0, 1] (i = 1, \dots, n)$ 、 Σ は相関係数行列である。

$$C_N(u_1, \dots, u_n) = \Phi(\Phi^{-1}(u_1), \dots, \Phi^{-1}(u_n) | \Sigma) \quad (8)$$

tコピュラは正規分布より裾が厚いt分布をもとにしたコピュラである。そのため、裾の依存性が正規コピュラよりも強くなるコピュラであり、(9)式で表現される。

$$C_t(u_1, \dots, u_n) = t_\nu(t_\nu^{-1}(u_1), \dots, t_\nu^{-1}(u_n) | \Sigma) \quad (9)$$

ここで、 t_ν は自由度 ν のt分布関数である。パラメータ $\nu (\nu \geq 3)$ は、その値が小さいほど裾依存性が強くなり、反対に大きくなると正規コピュラに近づくことが知られている¹⁴⁾。混合正規コピュラは混合正規分布をもとに2種類の依存関係、すなわち確率 p で相関係数行列 Σ_1 、確率 $1-p$ で相関係数行列 Σ_2 を想定するコピュラであり、(10)式で表現される。2種類の相関構造を考慮することで、状況によって相関の正負が変わるような状況を表現できる。

$$C_{MN}(u_1, \dots, u_n) = p\Phi(\Phi^{-1}(u_1), \dots, \Phi^{-1}(u_n) | \Sigma_1) + (1-p)\Phi(\Phi^{-1}(u_1), \dots, \Phi^{-1}(u_n) | \Sigma_2) \quad (10)$$

Nelson-Siegelモデルの水準、傾き、曲率を表現するファクターの変動が従うAR(1)モデルの誤差項とCredit MetricsTMのリスクファクターである株式収益率をコピュラで記述することによって、金利水準と株価の関係だけではなく、イールドカーブの形状と信用リスクの関係をより詳細にモデルに取り入れることが可能である。

また、本研究ではリスク指標として劣加法性をもつCVaR(Conditional Value at Risk)¹⁵⁾を用いているため、リスクの単純合算より統合後のリスクは減少することが保証される。ただし、BCBS[2]は統合リスク管理における分散効果の把握の問題点として、分散効果が機能するのは「互いに重ならないサブポートフォリオ」によって銀行全体のポートフォリオを構成している場合に限られ、「同一のポートフォリオ」から市場リスクと信用リスクのような異なったリスクが別々に計測された後に合算される場合には、整合的なリスク尺度を用いたとしても、分散効果が保証されないことを示している。この点には注意が必要であるが、本研究では金利リスクと信用リスクを別々に計測せずに、依存構造を持つリスクファクター(金利・格付変動)が銀行勘定を構成する資産・負債項目のそれぞれの価値や収益に与える影響を計測しているため、この問題点には抵触せずに分散効果が保証される。その一方、金利リスクと信用リスク両方を持つ資産等がある場合、合算されたリスクを金利リスクと信用リスクに分割することは困難である。

¹⁴⁾ 自由度 $\nu \rightarrow \infty$ のとき、t分布は正規分布になる。

¹⁵⁾ 期待ショートフォール(ES:Expected Shortfall)とも呼ばれる。

3.5 預かり・貸出資産残高モデル

本節では銀行の預かり資産残高と貸出残高のモデル化を行う。資産・負債の大半を占める預金や貸出金は顧客との相対取引である。預金金利や貸出金利の設定によって残高のコントロールを行うことは多少可能ではあるが、その設定金利は他行による設定金利との関係によって顧客の行動を含めたモデル化が必要である。また、貸出金に関しては経済環境による貸出需要も考慮しなくてはならない。したがって、本研究では預かり資産と貸出金の新規残高は確率的に変動し、外生的に与えられることを想定する。銀行の預かり資産は普通預金や定期預金で占められており、銀行の預かり資産残高 A_t は流動性預金残高 LD_t と固定性預金残高 TD_t の和として、(11) 式で表す¹⁶⁾。

$$A_t = LD_t + TD_t \quad (11)$$

預かり資産残高の変動率 $v_t^D = (\ln(A_{t+1}/A_t))$ は正規分布に従うと仮定し、以下の確率過程で表す。

$$dv_t^D = \mu^D dt + \sigma^D dz_D \quad (12)$$

μ^D 、 σ^D はそれぞれドリフト、ボラティリティを表すパラメータであり、 dz_D はウィーナー過程である。

次に貸出資産残高 L_t のモデル化を行う。貸出資産残高の変動率 v_t^L も預かり資産と同様に正規分布に従うと仮定し、以下の確率過程で表す。

$$dv_t^L = \mu^L dt + \sigma^L dz_L \quad (13)$$

ここで、銀行の預かり資産残高と貸出資産残高には相関関係があることを想定し、それぞれの変動率 dz_D 、 dz_L の間に相関係数を設定する。この他に、市場金利の水準によって預かり資産・貸出資産残高が変動することも考えられる。しかし、過去の金利上昇局面に限られており、相関関係を定量的に把握することが困難であるため、本研究では金利と預かり資産・貸出資産の相関構造は考慮しない。

3.6 預金・貸出等に対する適用金利モデル

預金や貸出等は、市場金利がそのまま適用金利として用いられるのではなく、市場金利に連動する預金金利・貸出金利が適用される。これらの適用金利は商品によって市場金利との連動度合いが異なる。これは追随率と呼ばれ、一般に預金は貸出に比べ追随率が低く、日本の追随率は他国に比べて全体的にその水準は低いという特徴がある。本研究では短期プライムレ

¹⁶⁾ 上武・枇々木 [17] に倣い、普通預金を流動性預金、定期預金を固定性預金として扱う。これらの用語は特に区別せずに用いる。

ト、定期預金金利、普通預金金利を市場金利による1ファクターモデルによって表現する¹⁷⁾。 t 時点で資産 X へ適用される金利 r_t^X は、その金利が参照する年限 τ^X の市場金利 $y_t(\tau^X)$ を用いて(14)式で表現する。

$$r_t^X = a^X + b^X \cdot y_t(\tau^X) + e_t^X \quad (14)$$

なお、 e_t^X は誤差項であり、回帰係数 b^X が追随率に相当する。長期貸出に適用される新長期プライムレート(以下、新長プラ)は短期プライムレートヘスプレッドを上乗せすることで決定する。また、計画期間中に追随率 b^X や切片項 a^X の水準は変化しないと仮定する。

3.7 プリペイメントモデル

本研究では貸出資産のうち住宅ローンに関するプリペイメント(期限前償還)を考慮する。プリペイメントは企業向けの貸出ではあまり多く発生しないものの、個人の住宅ローンでは頻繁に行われる。特に、固定金利住宅ローンでは市場金利の低下にともない、より借入金利の低いローンへ借換を目的とするプリペイメントが多く発生する。プリペイメントは一種のオプションとして捉えることが可能だが、必ずしも顧客は合理的な判断でオプションを行使するわけではない。そのため、Schwartz and Torous[14]のように、金利差を要因として含めた比例ハザードモデル等の統計的なモデル化が提案されている。金利差以外のプリペイメントの要因としては、時間経過によってプリペイメントが増加する「時間軸効果」、金利感応度の高い債務者は金利低下に反応するため、金利感応度の低い債務者がローンプールに残るようになり、金利が低下しても徐々にプリペイメントが発生しにくくなる「バーンアウト効果」等が一般に知られている。ただし、住宅ローンのプリペイメントのデータ¹⁸⁾は一般に入手が困難であることから、MBSの簡易的なプリペイメントの指標として、多くの市場参加者が容易に利用できるように作成された時間経過のみの関数モデルであるPSJモデル[32]を使用する¹⁹⁾。シーズニング月数を60か月、60か月経過時の期限前償還率を $x\%$ として、経過月数 m か月の年間期限前償還率 CPR_m を(15)式で表現する。

$$CPR_m(\%) = \min\left(\frac{x}{60} \times m, x\right) \quad (15)$$

¹⁷⁾ 適用金利の特徴として、市場金利の変動がある程度大きく動いてから改定されるため階段上の形状をとることや改定にタイムラグが生じることが挙げられる。ただし、過去のデータでは金利変動局面が少なく、この連動性を適切に推定することは困難である。本研究では、市場金利による1ファクターモデルでも十分に当てはまることが多いこと、市場金利への追随という意味での分かりやすさを重視してモデル化を行っている。

¹⁸⁾ 一般には、住宅金融支援機構の提供するMBSであるフラット35の償還履歴データのみが入手可能である。ただし、この住宅ローンは35年という超長期のローンであり通常銀行が多く抱える住宅ローンより非常に満期が長いこと、本研究でもこのデータを用いることはできなかった。

¹⁹⁾ 本研究で用いるPSJモデルは切片の値やシーズニング月数を変更しない標準的なPSJモデルである。自由に切片やシーズニング月数を変更できるモデルはカスタマイズPSJモデルと呼ばれる。

3.8 固定性預金比モデル

2.1 節で述べたように、銀行が多く抱える流動性預金は満期の定めがなくいつでも預金者は自由に引き出すことができるものの、実際には多くの部分が滞留し続けるため、コア預金と呼ばれる。そのため、実際の満期はかなり長いことが想定され、銀行は適切に預金残存部分を見積もることで、国債や貸出資産等の長期保有資産の金利リスクを相殺し、収益拡大のための源泉として利用することが可能になる。金融庁 [20] では、以下2つの方法によって銀行勘定の金利リスク（バーゼル規制の第2の柱）の算出にコア預金を参入することが認められている。

- (ア) 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）として金融機関が独自に定める
- (イ) 金融機関の内部管理上、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り分けを適切に実施している場合は、その定義に従う

※ 過去5年間で一度も預金の太宗において金利上昇が無かった場合は、過去5年を超える直近の金利上昇時の年間流出量

この(ア)で定められる手法が標準的手法と呼ばれている。

本研究では、標準的手法ではなく預金者行動をモデル化しコア預金を推定する内部モデルとして上武・枇々木 [17] によって提案された固定性預金比モデル（以下、上武・枇々木モデル）を利用する。流動性預金は常に決済のための需要が存在するが、その需要分を超えた預金は利回りの高い固定性預金等へ振り替えられることが期待される。そこで、上武・枇々木モデルは流動性預金残高だけでなく、預金者行動として流動性預金と固定性預金間の資金振り替えをモデル化するために、固定性預金残高を流動性預金残高で除した値として固定性預金比を(16)式で定義している。

$$\rho_t = \frac{TD_t}{LD_t} \quad (16)$$

流動性預金残高は固定性預金比と密接な関係が見られるため、固定性預金比の時系列変化をモデル化し、将来の流動性預金残高の推定を行っている。固定性預金比は市場金利と時間によって(17)式のようにモデル化している²⁰⁾。

$$\rho_t = (\alpha_1 \ln r_t - \alpha_2)t + \alpha_3 \ln r_t + \alpha_4 \quad (17)$$

ここで、 $\alpha_i (i = 1, 2, 3, 4)$ は定数、 r_t は時点 t における市場金利であり、本研究では6か月物金利を利用し、ラグは考慮しない。このモデルでは金融広報中央委員会 [19] の「家計の金融資産に関する世論調査」のアンケートにおいて、金融商品の選択の際に利回りを重視する割合が市場金利の自然対数の値に比例するという金利変動に対する預金者行動を表現するために、金利

²⁰⁾ 上武・枇々木 [17] では4つのモデルを提案しているが、(17)式のモデルは其中最も優れたモデル4を示している。

水準に関して対数をとっている。また、第1項目で時間経過とともにある金利水準を境に固定性預金比の増加・減少傾向が変動すること、第2項目で金利水準の変化とともに固定性預金比水準が変動することを表している。

(11)式、(16)式より流動性預金残高、固定性預金残高はそれぞれ(18)式、(19)式で記述できる。

$$LD_t = \frac{A_t}{1 + \rho_t} \quad (18)$$

$$TD_t = A_t - LD_t \quad (19)$$

ところで、(19)式で各時点の定期預金残高が算出されるが、それを年限ごとに振り分ける必要がある。そこで、三國・枇々木 [33] で用いられているアルゴリズムを用いる。定期預金の年限ごとの比率 ω は計画期間期初の比率から決定し、計画期間中は変動しないと仮定する。

【定期預金振り分けのアルゴリズム】

1. t 時点の定期預金残高 TD_t を各年限の定期預金に振り分ける。
2. $t-1$ 時点の残高を残存期間が2期間以上ある預金で引き継ぐ。もし、この時点で t 時点の振り分け分の合計を越えてしまう場合、残存期間が短いところから期限前償還されたと考える。
3. $t-1$ 時点で残存期間が1期間の残高からロールオーバー率 π の割合でロールオーバーが起きると想定する。振り分け分の合計を越えてしまう場合は合計分に達するまでロールオーバーが起きると想定する。
4. これまでのステップで振り分け分の合計を超えていない分を新規流入額と想定する。

3.9 資産・負債価値評価

本節ではこれまで説明してきたモデルによる金利・信用力等のリスクファクターやキャッシュフロー変動モデルをもとに、各資産・負債の価値を算出する方法を述べる。

■市場で売買される資産の価値評価 市場で取引される資産に関しては、信用リスクを考慮して算出した将来キャッシュフロー²¹⁾を無リスク金利による割引係数で割り引いた値を価値とする。 m^X を資産 X の満期、 $CF_t^{X(i)}$ を時点 t に資産 X から生じるキャッシュフローとすると、資産 X のパス i の時点 t における価値 θ_t^X は以下のように書くことができる。

$$\theta_t^{X(i)} = \sum_{t'=t+1}^{t+m^X} CF_{t'}^{X(i)} DF_{t,t'}^{(i)} \quad (20)$$

²¹⁾ デフォルト発生時には回収率分のキャッシュフローを加える。

ここで、 $DF_{t,t'}^{(i)}$ はパス i における時点 t' ($t' > t$) から時点 t までの割引係数であり、 t 時点から t' 時点までのスポットレート $y_t(t')$ を用いて以下のように記述できる。

$$DF_{t,t'}^{(i)} = \frac{1}{\left(1 + y_t^{(i)}(t')\right)^{t'-t}} \quad (21)$$

■市場で売買されない資産・負債の価値評価 市場で売買されない資産・負債の価値評価を行う。貸出は市場で取引されず、流動性がないため一般に満期まで保有する必要がある。本研究では、社債と同様に、将来キャッシュフローの信用リスクを考慮したうえで、さらに流動性リスクプレミアムを割引率に乗せて評価する。流動性リスクプレミアムの大きさも資産の信用力に対応すると考えられるため、格付けに応じて決定されると仮定する。したがって、貸出の経済価値 $\theta_t^{X(i)}$ はリスクプレミアム δ を考慮して以下のように書くことができる。

$$\theta_t^{X(i)} = \sum_{t'=t+1}^{t+m^X} \frac{CF_{t'}^{X(i)}}{\left(1 + y_t^{(i)}(t') + \delta_t^{X(i)}\right)^{t'-t}} \quad (22)$$

預金の価値評価も資産同様キャッシュフローを割り引いて算出される。ただし、預金のリスクプレミアムは考慮していない。また、本研究では普通預金は個別に預金開始時点等を区別せず、将来の銀行ポートフォリオの普通預金残高全体の推移 $LD_t^{(i)}$ をモデル化しているため、普通預金金利を $r_t^{LD(i)}$ とすると普通預金残高全体の価値 $\theta_t^{LD(i)}$ は以下のように記述できる。

$$\theta_t^{LD(i)} = \sum_{t'=t+1}^{t+m^{LD}} LD_{t'-1}^{(i)} r_{t'-1}^{LD} DF_{t,t'}^{(i)} + \sum_{t'=t+1}^{t+m^{LD}-1} \left\{ LD_{t'-1}^{(i)} - LD_{t'}^{(i)} \right\} DF_{t,t'}^{(i)} + LD_{m^{LD}-1}^{(i)} DF_{t,m^{LD}} \quad (23)$$

普通預金の最大満期 m^{LD} は 10 年と仮定し、各時点から 10 年後に残存する預金はその時点ですべて引き出されると想定する。(23) 式の第 1 項目は各時点における利息を、第 2 項、第 3 項はそれぞれ、各時点、最大満期時での預金の引出等の流出入によるキャッシュフローを表す。

4 数値分析

本章では、これまで説明してきたモデルを利用して、実際に仮想銀行に対する数値分析を行う。まずはじめに、4.1、4.2 節でモデルの設定、各種パラメータの推定を行う。そして、4.3 節で数値分析の概要を述べた後、4.4 節から銀行勘定のリスク評価のための様々な分析を行う。

4.1 モデル設定

本研究では、期間収益の計画期間を 3 年、バランスシートの変動を認識する 1 期間を 6 か月として、モンテカルロ・シミュレーションを行う。また、リスクファクターの変動は 1 か月ごとにシミュレーションを行う。CVaR の確率水準は 99%、シミュレーションパスは 10000 本とする。本研究で用いる時系列データは 2004 年 10 月から 2014 年 9 月の 10 年間の月次データを利用する。

次に、シミュレーションで用いる銀行のバランスシートや各種項目の設定を行う。全国銀行データ(日本銀行[31])とメガバンク3行の有価証券報告書をもとにして、一般的な銀行を想定したバランスシートを作成する。銀行バランスシートは以下の項目で構成されるとする。

- 資産の部：国債・社債・貸出(企業向け・住宅ローン)・現金(コールローン)
- 負債の部：預金(定期預金・普通預金)・現金(コールマネー)・その他負債²²⁾

各項目の年限の設定は三菱東京UFJ銀行、みずほ銀行、三井住友銀行(以下、メガバンク3行)の2013年度の有価証券報告書を参考に作成する²³⁾。国債は5年物・10年物、社債は3年物、企業向け貸出金は短期(6か月満期)・長期(5年満期)、住宅ローンは10年満期とする²⁴⁾。社債・企業向け貸出金は初期時点の格付によって高格付企業群と低格付企業群を想定する。定期預金は6か月満期と1年満期を想定し、預金項目は法人と個人の2属性とする。企業向け貸出金は固定・変動金利の両方を扱うが、住宅ローンや定期預金は固定金利とする。貸出金の固定・変動金利の振り分け、国債、貸出金、定期預金の年限の振り分けもメガバンク3行の有価証券報告書を参考に行う。定期預金の6か月物と1年物の振り分け比率は6か月物を30%、1年物を70%、貸出金の業種群への振り分けは50%ずつとする。

これらの条件をもとに2014年9月末時点の日本銀行時系列統計データ[31]を用いて仮想銀行のバランスシートを表4のように設定する。そして、各資産・負債項目の設定は表5の通りとする。バランスシートは以下の手順で設定する。

1. 負債の部において預金残高は国内銀行の銀行勘定の法人・個人別の預金残高データを用いて設定する。
2. 資産の部についても同様に、国内銀行の銀行勘定の国債・社債・貸出金残高データから設定する。
3. 現金項目は国内銀行の銀行勘定全体における現金・コールローンと有価証券全体の比率によって保有量を設定する。純資産の部に関しては資本金・資本剰余金・利益剰余金の合計を自己資本額とする。
4. バランスシートが釣り合うようにその他負債の額を設定する。

なお、コールマネーはシミュレーションでの現金調整項目として使用するため、初期時点の保有量は0とする。国債・社債は初期時点で新規発行債券を保有すると仮定し、貸出・定期預金の残存期間は半年ごとに保有残高を均等配分する。満期が到来した貸出・預金のロールオーバー率は100%と仮定する。また、利息収入等のキャッシュフローはコールローンで運用を行うとする。

²²⁾ 金利に影響を受けない負債を想定する。

²³⁾ 3行平均の国債保有の85%程度が5年以下であるため、5年と10年の国債保有比率はそれぞれ80%、20%とし、社債は最も保有残高が多い3年に設定する。貸出に関しては、住宅ローンが比較的長期になること、各期間で比較的均等に残存しているため、短期と長期にそれぞれ年限を設定し、その振り分けは貸出残高に対して1年以下の残高の比率から決定する。また、貸出額を残存期間内で均等に振り分けることで、様々な年限に残高があることに対応する。定期預金も保有額が多い6か月物と1年物とする。

²⁴⁾ 通常の銀行を想定したモデルケースとしてその年限を設定している。

表4 銀行のB/S設定(単位:兆円)

資産の部		負債の部	
国債10年	26.36	定期預金6か月法人	15.00
国債5年	105.44	定期預金6か月個人	58.11
社債3年高格付	15.63	定期預金1年法人	35.00
社債3年低格付	15.63	定期預金1年個人	136.58
固定貸出6か月高格付	61.57	普通預金法人	90.79
固定貸出6か月低格付	61.57	普通預金個人	216.96
固定貸出5年高格付	20.25	その他負債	83.50
固定貸出5年低格付	20.25		
変動貸出5年高格付	96.00		
変動貸出5年低格付	96.00	純資産の部	
固定住宅ローン10年	85.15		
現金	74.01	自己資本	42.92
合計	677.86	合計	677.86

表5 各資産・負債項目の設定

パラメータ	国債	社債	貸出金(短期)	貸出金(長期)	住宅ローン	定期預金
金利種別	固定	固定	固定	固定/変動	固定	固定
満期	5年/10年	3年	6か月	5年	10年	6か月/1年
信用力	-	高/低格付 ^(注1)	高/低格付	高/低格付	高格付 ^(注2)	-
回収率	-	40%	40%	40%	40%	-
ロールオーバー	-	-	100%	100%	100%	100% ^(注3)
プリペイメント	-	-	-	-	○	-

(注1) 社債・貸出における初期格付は高格付がA、低格付がBBとする。

(注2) 住宅ローンの信用力は変動せずに一定と仮定する。

(注3) 3.9節のアルゴリズムによって残高は算出されるため、ロールオーバー分が確保できない可能性がある。

次に、各種資産・負債に適用される金利は以下のように設定する。

- 国債：市場金利
- 社債：国債金利 + 信用スプレッド
- 短期貸出：短プラ + 信用スプレッド
- 長期貸出：新長プラ + 信用スプレッド
- 住宅ローン：新長プラ + 信用スプレッド
- 現金項目(コールローン・コールマネー)：市場金利

国債金利は金利モデルで発生させる5年・10年市場金利をそのまま使用する。現金項目の運

用・調達も6か月物金利が適用される。表6に年間の格付推移行列²⁵⁾、表7に金利に上乗せされる信用スプレッドとデフォルト確率を示す。格付推移行列とデフォルト確率は格付投資情報センター(以下R&I)[16]により2014年6月に公表されている平均格付推移行列(単年、1978年コホート~2013年コホート)²⁶⁾、信用スプレッドはQUICKの情報端末から取得できる2014年9月末のパーレート国債と社債の格付スプレッドをもとに決定する²⁷⁾。また、貸出プールごとに格付推移をモデル化している。各時点で格付に応じた割合でデフォルトが発生すると仮定し、プール全体がデフォルトすることを考えない。そのために格付推移行列のデフォルトへの推移に関する列を除き、格付CCCへの推移確率に加算する処理を行う。信用スプレッドは変動金利貸出でも貸出時点の格付に応じた信用スプレッドで満期まで固定されると仮定する。ロールオーバー時には新規貸出と同様その時点の格付、市場金利に応じて貸出金利が設定される。また、住宅ローンの期限前償還率(CPR)の長期的水準を6%と設定する。

表6 格付推移行列の設定

	AAA	AA	A	BBB	BB	B	CCC	サンプル数
AAA	91.0%	9.0%						764
AA	0.8%	93.9%	5.2%	0.1%				3,228
A		1.8%	94.3%	3.7%	0.1%		0.1%	7,503
BBB			3.8%	93.4%	2.7%		0.1%	7,274
BB			0.3%	7.9%	86.6%	2.6%	2.6%	798
B				0.8%	9.9%	77.0%	12.3%	131
CCC						4.5%	95.5%	44

4.2 各種パラメータの推定

4.2.1 市場金利モデルのパラメータ推定

Nelson-SiegelモデルのパラメータをLIBOR 6か月物、スワップレートの1年、1.5年、2~10年(1年刻み)、12年、15年、20年の金利データを用いて推定する。データ期間におけるイールドカーブは図4の通りである。3.2節で述べたように、Diebold and Li [5] に倣って、 λ を設定する($\lambda = 0.717$)。2004年10月から2014年9月の月次データに対して、 λ を固定し各時点ごとに最小二乗法で推定した β の推移を図5、p値と決定係数を図6に示す。各パラメータのp値は全て有意水準5%で棄却されており、決定係数の値も十分大きな水準である。

²⁵⁾ シミュレーションは月次で行うため、格付推移行列は月次の推移行列に変換する必要がある。変換方法については補論を参照されたい。

²⁶⁾ 格付CCCのヒストリカルデフォルト確率は6.8%と格付BBBの数値(11.5%)と逆転していたため、デフォルト確率を信用力と対応させるために、格付CCCの値を15.0%に変更した。これは低格付企業のサンプルが非常に少ないことが一つの理由だと考えられる。

²⁷⁾ 低格付の社債は市場での流通量が限られているため、入手可能な信用スプレッドのデータは格付AA~BBBの1年物以上のデータである。格付AA~BBBの6か月物スプレッドは1年~5年物のスプレッドを指数近似した関数を補外することによって設定した。また、最も格付の高いAAAにはスプレッドを要求しない。BB以下の格付に対してはスプレッドの算出をデータから推定することは困難であるため、デフォルト確率、期間の長さに対してスプレッドは大きくなることを参考にして設定した。

表7 信用スプレッド・デフォルト率の設定

格付	信用スプレッド			デフォルト率
	6か月	3年	5年	
AAA	0.00%	0.00%	0.00%	0%
AA	0.14%	0.20%	0.28%	0%
A	0.20%	0.28%	0.38%	0.1%
BBB	0.57%	0.70%	0.90%	0.1%
BB	1.00%	1.50%	2.00%	2.5%
B	3.00%	4.00%	5.00%	11.5%
CCC	6.00%	8.00%	10.00%	15.0%

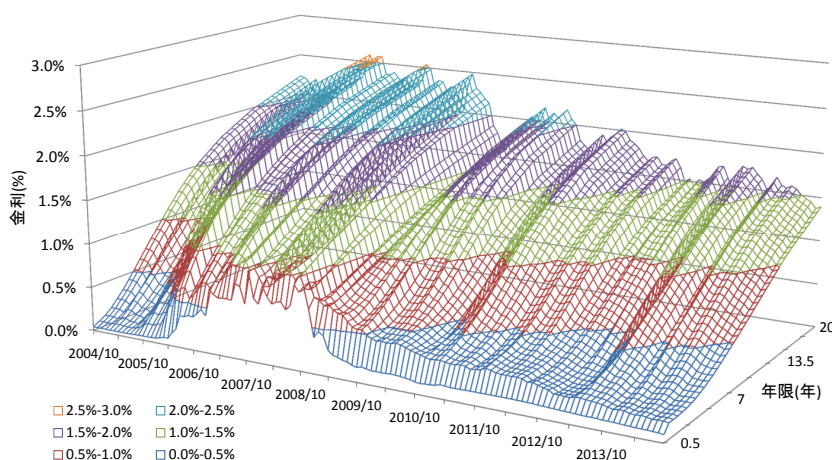


図4 イールドカーブの推移(2004年10月~2014年9月)

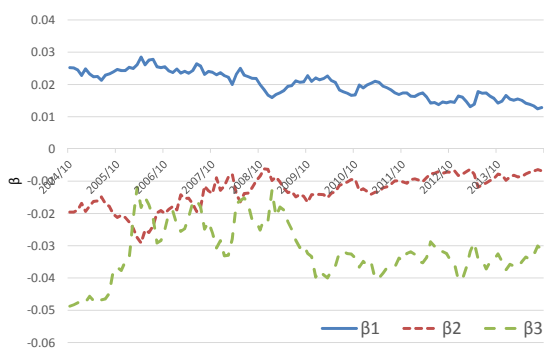


図5 パラメータ β の推移

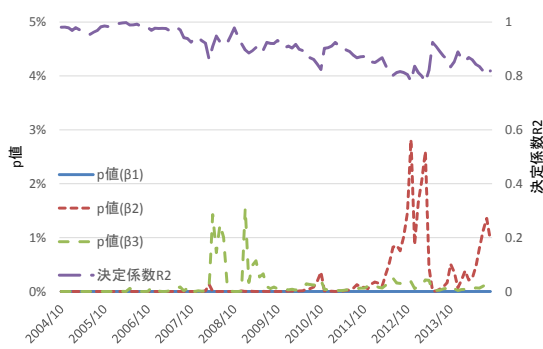


図6 p値と決定係数の推移

また、 β の推移の自己相関係数を図7、偏自己相関係数を図8に示す。各ファクターにおいてラグが大きくなるほど自己相関係数は小さくなっていること、ラグ1で偏自己相関係数が最も高くなることから、 β の将来変動をAR(1)モデルで表現する。

β の推移から推定したAR(1)パラメータを表8に示す。表8の c, φ はAR(1)モデルのパラメータ、 σ_ϵ は誤差項 ϵ の標準偏差を示している。

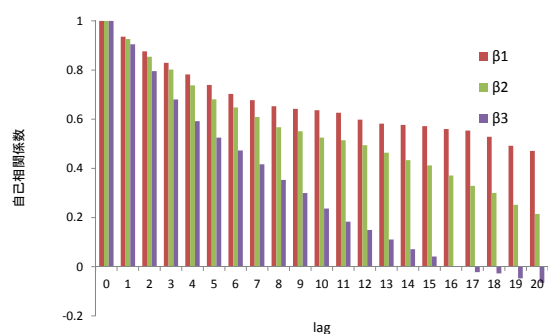


図7 β の自己相関係数

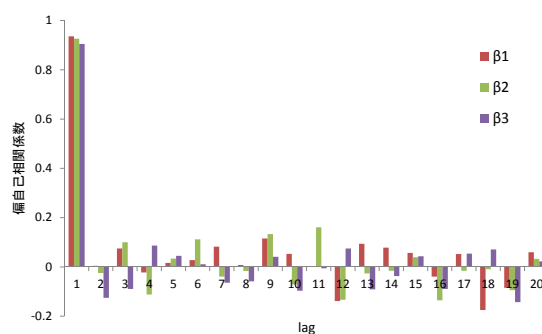


図8 β の偏自己相関係数

表8 AR(1) モデルのパラメータの推定値

	c	φ	σ_ϵ	R^2
β_1	0.069	0.960	0.121	0.911
β_2	-0.062	0.946	0.167	0.893
β_3	-0.238	0.918	0.329	0.871

この AR(1) モデルによって β の将来のシミュレーションパスを生成することで、(7) 式によって各時点で任意の年限の市場金利を算出することが可能である。推定されたパラメータから生成されるイールドカーブの中央値を図9に示す。

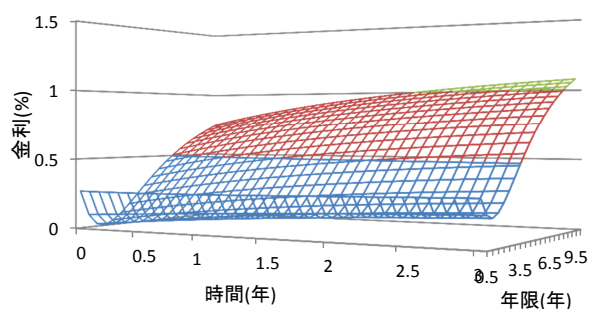


図9 推定パラメータによる金利パスの中央値

なお、本研究で扱う市場金利は負の金利が発生する可能性があるため、パラメータ推定に用いるヒストリカルデータにおける最小の金利を、将来シミュレーションパスの下限值として設定する。また、金利水準が低い預金金利は市場金利と同様に、ヒストリカルデータの中で金利の最小値を下限する。

4.2.2 コピュラパラメータの推定

金利期間構造を表現する Nelson-Siegel モデルの各ファクターと Credit MetricsTM モデルで格付変動を表現するファクターである株価収益率の依存構造をコピュラによって記述する。株価として、野村証券金融工学研究所のデータサイト [25] で入手できる Russell/Nomura 日本株インデックス (配当込・円ベース)²⁸⁾のデータを用いる。一般に、大型株・小型株がそれぞれ高格付・低格付に相当するとは限らないが、銀行は大企業に比べて財務力の低い中小企業にも融資することが多い。そこで、本研究では簡単のため、企業の大きさを格付と対応させて、高格付の企業群として大型企業群を表す Large 指数、低格付の企業群として小型企業群を表す Small 指数をパラメータ推定に用いる。

正規コピュラのパラメータの推定値を表9に示す。

表9 正規コピュラのパラメータ Σ の推定値

	水準 β_1	傾き β_2	曲率 β_3	株価 (大型)	株価 (小型)
水準 β_1	1				
傾き β_2	-0.86	1			
曲率 β_3	-0.24	-0.07	1		
株価 (大型)	0.43	-0.45	-0.03	1	
株価 (小型)	0.30	-0.34	-0.02	0.91	1

²⁸⁾ Russell/Nomura 日本株インデックスは JASDAQ を含む全上場銘柄から選択された、浮動株調整時価総額上位 98% の銘柄から構成されるインデックスである。詳細は Russell/Nomura 日本株インデックスハンドブック 2014 年度版 [26] 参照。

金利の水準ファクター β_1 と株価の間には正の相関が確認できる。また、金利の傾きファクター β_2 と株価に負の相関が見られるが、 β_2 は小さくなるほどイールドカーブのスティープ化が生じるファクターなので、イールドカーブのスティープ化と株価の上昇には正の相関がある。これらの相関関係は、景気回復時には金利が上昇しやすいことやその際に将来への期待が強まることで長期金利が特に上昇しやすいことを考えると自然な結果といえる。また、近年低金利状態が続き、スティープ化が起きるには金利水準が上昇する必要があるため、金利水準とその傾きには強い相関が確認できる。これらの結果から金利水準上昇、イールドカーブのスティープ化はデフォルト率を減少させ、金利リスクと信用リスクにはある程度の分散効果が生じる状態であることが分かる。

4.2.3 金利追随率の推定

各種適用金利の過去10年間の推移を図10に、回帰分析によって推定した市場金利の追随率を表10に示す。普通預金金利・定期預金金利²⁹⁾・短期プライムレートは日本銀行[31]のデータを用いる。

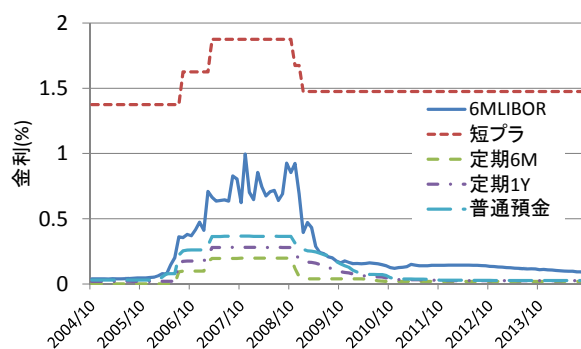


図10 金利水準の推移 (2004年10月～2014年9月)

表10 金利追随率の推定値

金利	参照年限	切片 a	追随率 b	標準偏差 σ_e	R^2
短プラ	6か月	1.365%	0.716	0.063%	0.855
定期6か月	6か月	-0.012%	0.445	0.027%	0.924
定期1年	1年	-0.012%	0.589	0.043%	0.895
普通預金	6か月	-0.017%	0.306	0.023%	0.891

どの金利も金利改定のタイミング等の影響で市場金利ほどの動きはないものの、 R^2 の値は大きく、市場金利によってその変動を十分に表現できている。また、預金金利の追随率は貸出金利よりも低く、特に満期のない普通預金ほどその傾向は顕著に見られる³⁰⁾。シミュレーション

²⁹⁾ 日本銀行[31]では年限別定期預金金利は預入金額ごとに3区分のデータがあるため、本研究ではそれぞれの平均値を預金金利とする。

³⁰⁾ 通常、定期預金金利は預入金額によって金利が異なるが、大口であるほど追随率は高くなる傾向にある。

ではこれらの回帰パラメータは時間に依存せず一定であると仮定し、市場金利への追随率には誤差項を考慮する。また、長期プライムレートの短期プライムレートに対する上乘せ分は過去10年のデータから0.3%とする。

4.2.4 預かり・貸出資産モデル、固定性預金比モデルのパラメータ推定

2004年10月から2014年9月の預金・貸出の残高推移を図11に、預かり・貸出資産モデルのパラメータの推定値を表11に示す。本研究では日本銀行[31]から得られる法人・個人それぞれ国内銀行の定期預金・普通預金残高データ、法人個人合計の国内銀行の貸出金残高データの値を季節調整して用いる³¹⁾。預かり資産は法人・個人それぞれモデル化し、貸出金は法人・個人の預金合計の変動率との相関を考慮する。

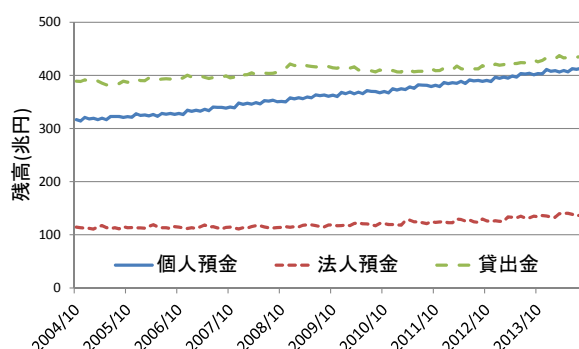


図11 預かり・貸出資産残高の推移

表11 預かり・貸出資産モデルのパラメータ推定値

	法人預金	個人預金	貸出合計
ドリフト μ	1.68×10^{-3}	2.20×10^{-3}	9.87×10^{-4}
ボラティリティ σ	1.16×10^{-2}	1.67×10^{-3}	3.30×10^{-3}
預金合計と貸出合計の相関係数			0.56

図11、表11から、預金に関しては、個人預金は安定的に大きく上昇していること、法人預金はドリフトに比べてボラティリティが大きいことが確認できる。また、貸出に関しては、預金との間に正の相関が確認できるものの、上昇傾向は預金より低く、近年の預金額増加に比べて貸出需要は多少伸び悩んでいる様子が確認できる。

次に上武・枇々木モデルの(17)式(固定性預金比モデル)のパラメータ $\alpha_1 \sim \alpha_4$ の推定値を表12に示す。

法人、個人ともに α_3 の値が負になっていることから、ある月数が経過するまでは金利上昇に対して固定性預金比が伸びず、普通預金の残高が増加する傾向を持つため比較的長い実質的

³¹⁾ 季節調整は統計ソフトウェアRのdecompose関数を用いて行っている。

表 12 上武・枇々木モデルのパラメータ推定値

パラメータ	法人	個人
α_1	1.90×10^{-3} ***	3.75×10^{-3} ***
α_2	-1.34×10^{-3} ***	-2.37×10^{-3} ***
α_3	-2.18×10^{-2} *	-1.17×10^{-1} ***
α_4	4.05×10^{-1} ***	3.78×10^{-1} ***

*...5% 有意、**...1% 有意、***...0.1% 有意

満期が測定される。 α_2 の値も法人、個人ともに負であるため、明確な預金者の投資行動の転換点は見られない。

4.3 数値分析の概要

数値分析では、以下の4つの分析を行う。

- 分析 (1) 基本分析
 想定した将来シナリオに対して、経済価値アプローチと修正期間収益アプローチの基本的な関係について分析する。
- 分析 (2) 金利変動の影響に関する分析
 金利変動が与える銀行勘定への影響を、金利水準の変動と期間構造の変動に着目して、以下の4ケースについて分析する。
 1. 金利水準の変動 (3年間金利水準が一定割合で上昇するケース)
 2. 金利ショック (1か月で金利が大きく変動するケース)
 3. 金利期間構造のステイプ化 (短期金利水準を固定した状態で長期金利が大きく上昇するケース)
 4. 金利期間構造のフラット化・逆イールド化 (長期金利を固定した状態で短期金利が大きく上昇するケース)
- 分析 (3) 資産・負債特性に関する分析
 銀行勘定の資産・負債の特性の違いは経済価値や期間収益に大きな影響を与える、追随率とロールオーバー率について分析を行う。
- 分析 (4) モデルの影響に関する分析
 リスク管理に使用するモデルによってどの程度結果に影響を与えるのかを調べる。実際に比較するモデルは、コア預金モデル (固定性預金比モデル)、金利モデル、コピュラの3種類を対象とする。

4.4 分析(1) 基本分析

本節では推定したパラメータを用いて基本分析を行い、経済価値アプローチと修正期間収益アプローチの関係を議論する。なお、金利変動と信用リスクの依存構造は正規コピュラを用いて記述する。

経済価値変動と修正期間収益の関係を示すために、同じシナリオのもとでの値をプロットした散布図を図12に示す。縦軸は10日間の経済価値変動の値、横軸は修正期間収益の値を示す。修正期間収益の対象期間の違いにより、3年間の期間全体と半年ごとの6期間に対する修正期間収益を算出し、7種類の散布図を作成する。そのため、横軸の修正期間収益はそれぞれ異なる値を示しているが、縦軸の経済価値の値は同じ値を利用している。また、グラフには線形近似式と R^2 の値を記載し、相関の大きさを確認する。スペースの都合上、記載を省略したが、散布図における単位は全て(兆円)である。

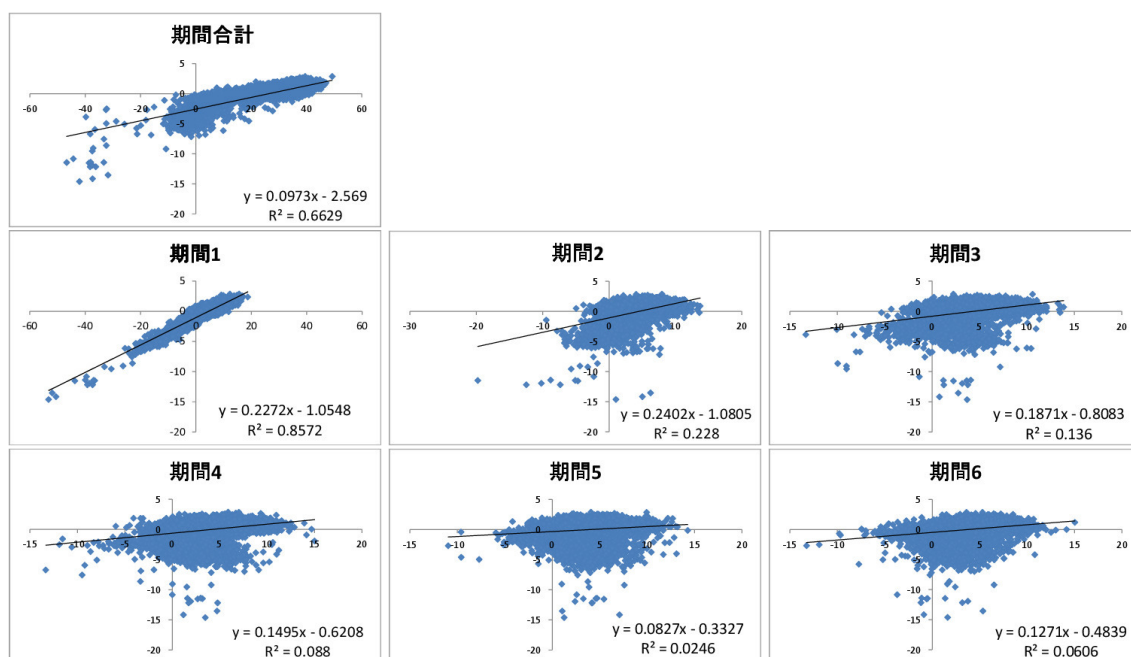


図12 基本分析：経済価値変動(縦軸)と修正期間収益(横軸)の関係

図12からは次のような点を読み取れる。

- 1期目の修正期間収益と経済価値変動は非常に相関が高く、両アプローチともにシナリオごとにほぼ同様の結果を得ている(現在B/Sに関する視点)。
- 2期目以降の修正期間収益と経済価値変動の相関は非常に小さく、両アプローチでの結果は大きく異なる(将来B/Sに関する視点)。

時価変動を考慮した期間収益(修正期間収益)アプローチは、2.2節で定義した通り、将来の視点を持つことによって経済価値よりも広い範囲のリスクを把握できる。また、修正期間収益合計と経済価値の変動は全体的には相関関係があるものの、修正期間収益アプローチのみで把握

される部分も確認できる。散布図をより詳細に見ていくと、特に修正期間収益が大きく悪化するシナリオでは、対応する経済価値変動は非常にばらつきが大きくなっている。そこで、図12に示した修正期間収益合計の下方1%シナリオ(100サンプル)を赤色に変えて区別した図13を再掲する。

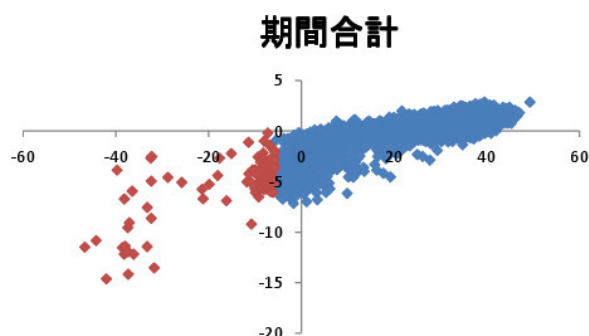


図13 基本分析：修正期間収益合計の下方1%シナリオ(赤色)の散布図

図13から修正期間収益(横軸)が悪化していても、経済価値(縦軸)がほとんど変動していないシナリオがしばしば発生していることが確認できる。この下方1%サンプルにおける R^2 は0.53まで低下する。これらの結果から、経済価値アプローチと時価変動を含んだ期間収益(修正期間収益)アプローチの関係をまとめると以下の2点に集約される。

- 修正期間収益アプローチは、経済価値アプローチによる現在の潜在的リスクに対して同一の視点を持つだけでなく、経済価値アプローチでは確認できない将来を含めた視点で銀行勘定への影響を見ることができる。
- 現在のB/Sの経済価値のみに着目した経済価値アプローチによるリスク管理は中長期的な視野による将来の銀行経営に関して誤った判断を招く可能性がある。

次に両アプローチの期待値とリスク指標(CVaR)に表れる特徴を確認する。表13に経済価値変動、修正期間収益それぞれの期待リターン・CVaR・調整CVaRレシオの値を示す。経済価値アプローチで確認できるのは銀行の現在B/Sに対する潜在的なリスクである。修正期間収益アプローチでも、1期間目の実現収益の大半は現時点で確定している金利収益であり、実現収益変動のリスクは少ないこと、またシミュレーション手法上、現在B/Sの将来キャッシュフローの不確実性は1期間目に集約されることから、主に現在B/Sの潜在的リスク部分が観測される。2期間目以降は、主に実現収益と新規流入分やロールオーバー分の潜在的なリスクが表現される。ここで、2期間目以降に示されるCVaRの値はとて小さいため、調整CVaRレシオは大きくなっているが、単純にこの期間のリスク・リターンの間にあるトレードオフ関係とみなすことはできない。したがって、修正期間収益の期待値とリスク指標の関係は各期間ごとに比較できるものではなく、期間全体または、現在時点からの累積の修正期間収益で見る必要がある。

そこで、横軸に各時点における現時点からの累積の修正期間収益、縦軸に経済価値変動を取った散布図を図14に示す。1期間目と期間合計の散布図は図12と同一である。図14から

表 13 基本分析：各アプローチによる期待値・CVaR・調整 CVaR レシオ

(単位: 兆円)

	経済価値 変動	修正期間収益						合計
		期間 1	期間 2	期間 3	期間 4	期間 5	期間 6	
期待値	0.03	4.78	4.63	4.49	4.36	4.41	4.05	26.72
99%CVaR	6.60	15.96	1.80	0.08	-0.53	-1.84	-0.30	15.16
調整 CVaR レシオ	0.0046	0.230	0.712	0.974	1.129	1.703	1.068	0.632

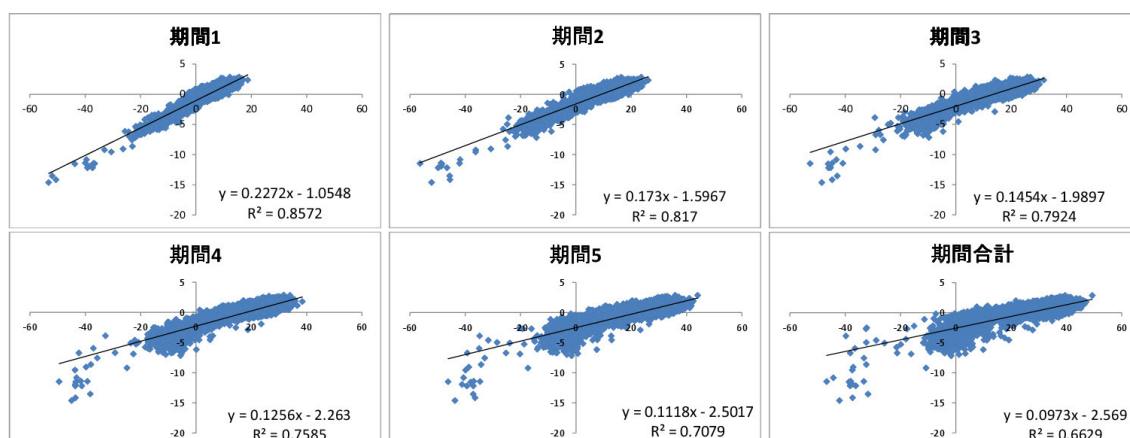


図 14 基本分析：経済価値変動(縦軸)と累積修正期間収益(横軸)の関係

は、修正期間収益アプローチにおいて将来の B/S 変動を考慮する期間を 1 期間ずつ長くしていくと、次第に R^2 が低くなり、経済価値アプローチの結果と異なっていく様子が確認できる。したがって、図 13 で示したように、経済価値アプローチによるリスク管理は中長期的な視野による将来の銀行経営に関して誤った判断を招く可能性があることが確認できる。両アプローチの期待値とリスク指標 (CVaR) に現れる特徴を再度、累積収益を用いて確認する。表 14 に経済価値変動、修正期間収益それぞれの期待リターン・CVaR・調整 CVaR レシオの値を示す。

表 14 基本分析：経済価値変動と累積修正期間収益の期待値・CVaR・調整 CVaR レシオ

(単位: 兆円)

	経済価値 変動	累積修正期間収益					合計(期間 6)
		期間 1	期間 2	期間 3	期間 4	期間 5	
期待値	0.03	4.78	9.41	13.90	18.26	22.67	26.72
99%CVaR	6.60	21.23	22.51	21.27	19.48	16.26	15.16
調整 CVaR レシオ	0.0046	0.183	0.293	0.392	0.480	0.578	0.632

このように、将来 B/S 変動を考慮した影響をより適切に表すのは累積修正期間収益を用いた図 14 である。今後の感度分析では、経済価値変動と累積修正期間収益の散布図を用いて両ア

プルーチの関係について分析する。

経済価値変動、修正期間収益(合計)の分布を図15、16に示す。経済価値、修正期間収益ともに信用リスクを考慮しているため、左裾の長い歪んだ分布となっている。そのため、最悪ケースでは非常に大きな損失が発生する可能性を持っている。

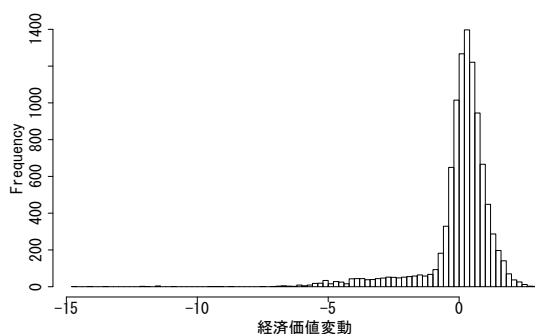


図15 経済価値変動のヒストグラム

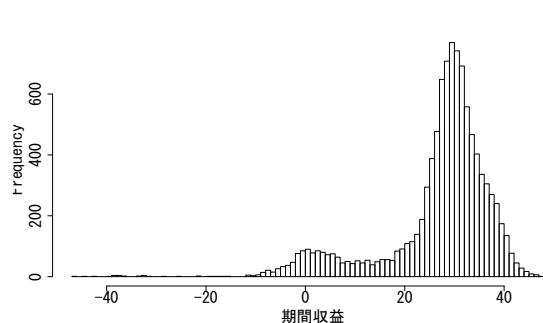


図16 修正期間収益(合計)のヒストグラム

4.5 分析(2) 金利変動の影響

本節では将来の金利変動が銀行に与える影響について感度分析を行う。

4.5.1 金利水準の一定割合での変動(パラレルシフト)の影響

計画期間の3年間、一定割合で金利水準が上昇するケースを想定する³²⁾。金利水準の変動ファクターである β_1 を1%上昇させると金利水準は1%上昇する。そこで、他のファクター β_2 、 β_3 は固定したまま、 β_1 を一定率で上昇させ、金利水準全体を上昇させる。年間の金利上昇率パラメータを κ_p とし、3年目までの具体的なパラメータを表15に示す、また、 $\kappa_p = 0.5$ のときのイールドカーブの中央値を図17に示す。3年以降は $\kappa_p = 0$ である。

表15 金利水準変動時のパラメータ

パラメータ	c	φ	σ_ϵ
β_1	$\frac{\kappa_p}{12}\%$	1	0.121%
β_2	0	1	0.167%
β_3	0	1	0.329%

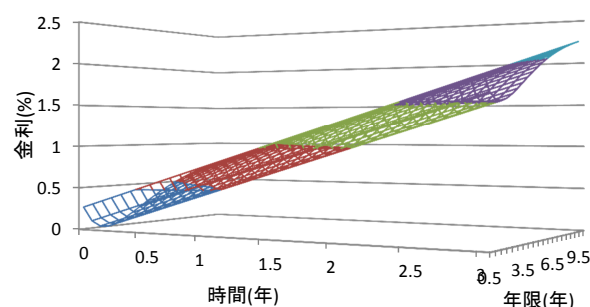


図17 水準上昇パラメータ $\kappa_p = 0.5$ のときのイールドカーブの中央値

³²⁾ 3年目以降の金利期間構造の平均水準は一定とする。

年間の金利上昇率 κ_p を 0%～0.5% まで 0.1% 刻みで変動させた調整 CVaR レシオを図 18 に示す。また、各期の期待修正期間収益の推移を図 19 に示す。

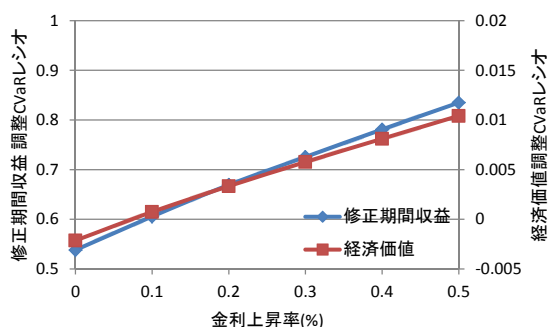


図 18 金利水準変動に対する調整 CVaR レシオの変化

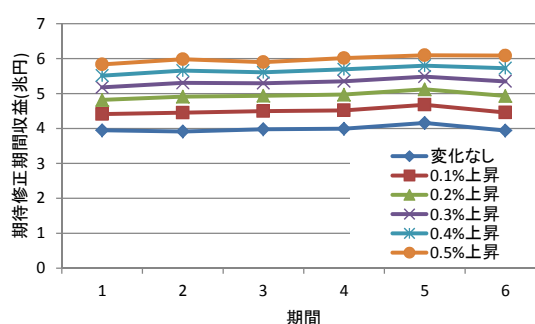


図 19 金利水準変動に対する期待修正期間収益の変化

図 19 を見ると、期待収益の値は金利水準が上昇するほど大きくなる。4.2.3 項で推定した金利追随率によると、銀行の貸出金利は預金金利よりも高い追随率で設定される。これは、金利水準上昇時には預貸の金利スプレッドが拡大し、ロールオーバーや新規流入時において調達コストに比べ運用利益が大きくなることが要因である。次にリスク・リターン効率では修正期間収益アプローチ・経済価値アプローチともに金利上昇に関して調整 CVaR レシオの値が大きくなり、プラスの影響が表れている。一般に、国債等を多く抱える銀行は金利上昇によって銀行の経済価値が低下すると考えられることが多い。もちろん、資産側の経済価値は金利上昇によって減少するものの、銀行全体の価値は資産・負債それぞれの価値のネットアウトによって算出されるため、負債の価値の低下分によっては金利変動に対する銀行全体の影響は逆転する場合もある。上武・枇々木モデルを用いた預金残高シナリオから流動性預金の満期を算出すると、基本分析と金利水準が 0.5% 上昇するケースではそれぞれ表 16 のようになる³³⁾。

表 16 流動性預金の満期

	基本分析		金利 0.5% 上昇	
	法人	個人	法人	個人
期待値	8.02 年	8.04 年	7.53 年	7.70 年
99% VaR	5.92 年	6.23 年	5.67 年	6.07 年

流動性預金の満期は基本分析のシナリオで、法人、個人ともに期待値が 8 年程度、99% Volume at Risk (VaR) が 6 年前後となっていて非常に長くなっている。金利水準上昇ケースでも、固定性預金への振り替え増加によって、満期は短縮されるものの、それでも長い満期を持っていることが分かる。さらに、流動性預金は変動金利ではあるものの金利追随率が低いため、金利水準が低い状態では実質的に固定金利に近い。したがって、これら 2 点の理由から負債側の金利

³³⁾ 流動性預金残高の満期 M_{LD} は t 時点の預金流出額を X_t を用いて、 $M_{LD} = \frac{\sum X_t}{LD_0}$ で算出する。

リスクの相殺効果が非常に大きく、本研究で用いるケースでは銀行 B/S の資産の大部分が 5 年以下の満期であることを考慮すると、金利水準の上昇に対して経済価値が上昇することも十分に考えられる。

ただし、この結果から得られる重要な示唆は「流動性預金の金利リスクの相殺効果は大きいいため、満期・追従率を適切に考慮することが銀行 ALM や期間収益管理上大きな影響を持つ」ことであり、「金利上昇が銀行にプラスの影響を及ぼした」点に関しては今回想定したケースのもとで得られた条件付きの結論であることを強調しておく。

金利水準上昇時の経済価値変動と累積修正期間収益の関係を確認するため、基本分析と同様にその散布図を図 20 に示す。また、基本分析と比較するために、その値も重ねて示す。

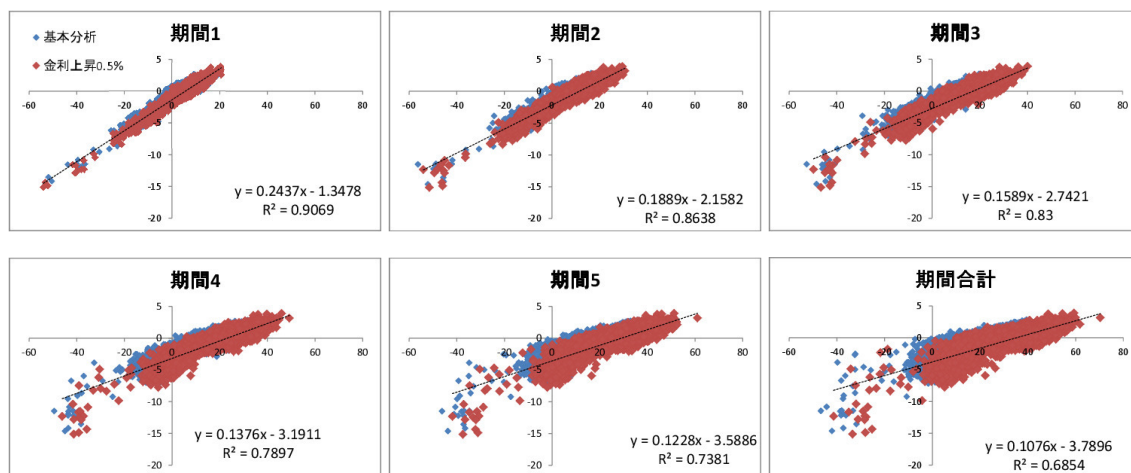


図 20 金利上昇時の経済価値変動(縦軸)と累積修正期間収益(横軸)の関係

金利上昇時には経済価値と累積修正期間収益は共に上昇するため、散布図はやや右上に位置するだけであり、図 14 で示した正の相関関係はほとんど変わらない。

4.5.2 金利水準の急激な変動(金利ショック)の影響

徐々に金利上昇が起きるケースではなく、急激な金利ショックが生じるケースについて分析を行う。ここでは直近の 1 か月の間に金利水準が $\kappa_p\%$ 上昇し、その後同水準で推移する場合を考える。直近の 1 か月に適用されるパラメータは表 17 の通りである。 $\kappa_p = 1$ のときのイールドカーブの中央値を図 21 に示す。2 か月目以降は $\kappa_p = 0$ である。

金利ショックの大きさを 0%、0.5%、1% と変動させた場合の調整 CVaR レシオを図 22 に、各期の期待修正期間収益の推移を図 23 に示す。金利ショックの場合も金利の継続的なパラレルシフトと同様に、修正期間収益・経済価値とともに上昇する結果となった。金利ショックの影響は経済価値に対して大きく影響するため、修正期間収益に関しては 1 期間目への影響が大きくなっている。

表 17 金利ショックケースのパラメータ

パラメータ	c	φ	σ_ϵ
β_1	$\kappa_p\%$	1	0.121%
β_2	0	1	0.167%
β_3	0	1	0.329%

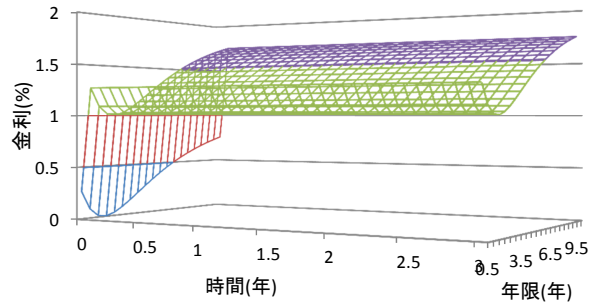


図 21 1% の金利ショックのときのイールドカーブの中央値

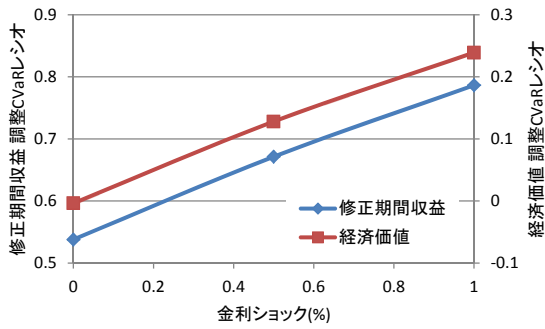


図 22 金利ショックに対する調整 CVaR レシオの変化

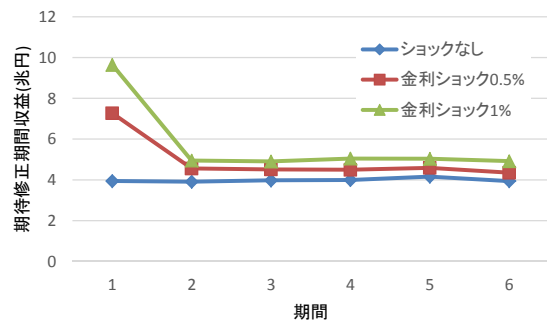


図 23 金利ショックに対する期待修正期間収益の変化

4.5.3 金利期間構造変動(スティープ化)の影響

短期金利の水準が変わらずに長期金利が上昇することによって期間構造がスティープ化(ベアスティープ化)するケースを考える。Nelson-Siegel モデルのファクター β_2 を変動させると、イールドカーブの傾きに影響が生じる。具体的なファクターの水準を表 18 に示す。3 年間一定割合で金利が変動し、その後平均値の水準が一定になるとする。ただし、 β_2 だけを変動させると金利水準まで変化することに注意しなければならない。そこで、ベアスティープ化の影響のみを見るため、スティープ化を強めるパラメータ κ_s に対して、6 か月物の金利の平均水準を固定するように η_s の値を設定する。6 か月物金利が変動しない条件は以下の通りである。

$$\eta_s = \kappa_s \left(\frac{1 - e^{-0.5\lambda}}{0.5\lambda} \right) \quad (24)$$

$\kappa_s = 0.06$ のときのイールドカーブの中央値を図 24 に示す。

このスティープ化のパラメータ κ_s を 0 から 0.06 まで変動させた場合の調整 CVaR レシオの変化を図 25 に、各期間の期待修正期間収益の推移を図 26 に示す。長期金利が上昇し、スティープ化が生じると長期資産の価値が短期資産に比べて大きく下落する。その結果、負債の満期が長く想定されている状況では、資産・負債の価値低下のネットアウトにより銀行の経済

価値を上昇させるため、両アプローチともにプラスの影響を与える。また、本研究では貸出金利は新長プラ連動であり、実質的に短期市場金利に連動するため、長期金利が上昇しても金利収益は影響を受けていない。一方、貸出金利が長期金利に影響を受ける場合には金利収益の面でもプラスの影響が出ると想定される。スティーブ化によって修正期間収益が拡大しているのはロールダウンによる影響である。長期金利が上昇してスティーブ化が起きる場合、満期の長い部分においてロールダウン効果が大きく減少する。負債側の満期が長いケースでは、相対的に資産側の価値下落が小さくなるため修正期間収益は拡大する。

表 18 スティーブ化ケースのパラメータ

パラメータ	c	φ	σ_ϵ
β_1	$\eta_s\%$	1	0.121%
β_2	$-\kappa_s\%$	1	0.167%
β_3	0	1	0.329%

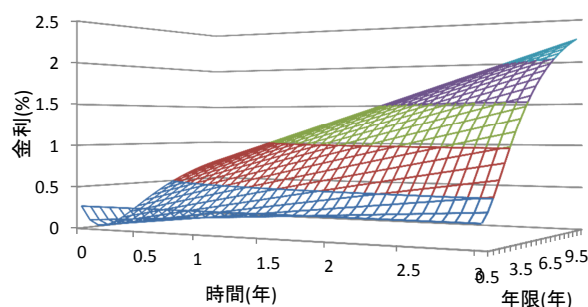


図 24 スティーブ化パラメータ $\kappa_s = 0.06$ のときのイールドカーブの中央値

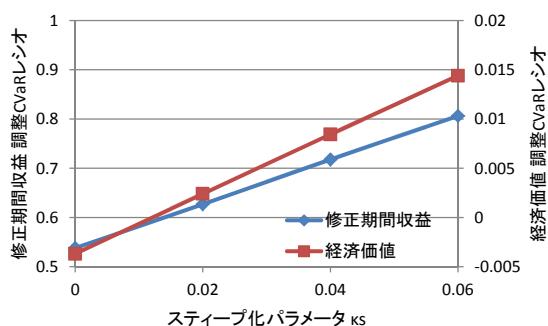


図 25 スティーブ化による調整 CVaR レシオの変化

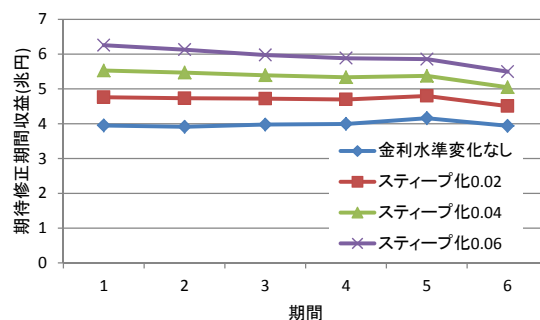


図 26 スティーブ化による期待修正期間収益の変化

4.5.4 金利期間構造変動(フラット化・逆イールド化)の影響

他の期間構造変化のパターンとして、長期金利の水準が保たれたまま短期金利が上昇してイールドカーブがフラット化したり、さらに短期金利が上昇して、逆イールド化する場合を考える。フラット化(逆イールド化)を強めるパラメータ κ_f を用いて、(25) 式のように η_f を設定し 10 年物長期金利を固定する。

$$\eta_f = -\kappa_f \left(\frac{1 - e^{-10\lambda}}{10\lambda} \right) \quad (25)$$

パラメータを表 19 に、 $\kappa_f = 0.06$ のときのイールドカーブの中央値を図 27 に示す。フラット化による調整 CVaR レシオを図 28 に、期待修正期間収益の変化を図 29 に示す。

表 19 フラット化ケースのパラメータ

パラメータ	c	φ	σ_ϵ
β_1	$\eta_f\%$	1	0.121%
β_2	$\kappa_f\%$	1	0.167%
β_3	0	1	0.329%

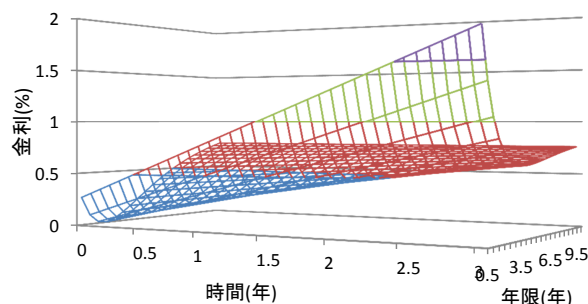


図 27 フラット化パラメータ $\kappa_f = 0.06$ のときのイールドカーブの中央値

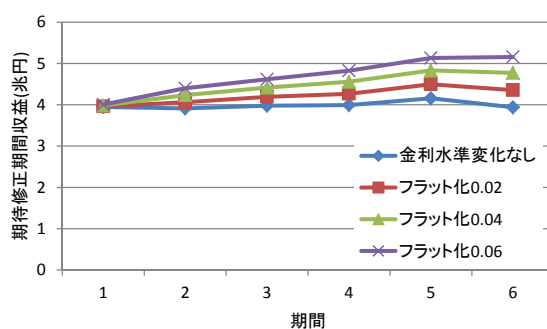
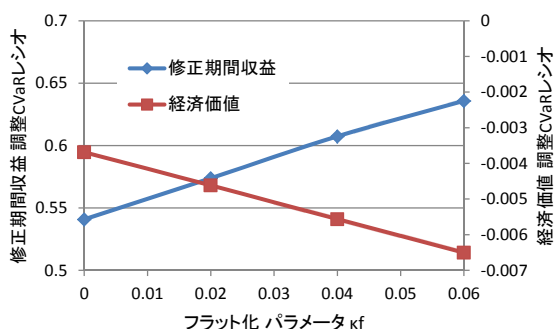


図 28 フラット化による調整 CVaR レシオの変化 図 29 フラット化による期待修正期間収益の変化

フラット化が生じるケースでは両アプローチで異なる結果が得られた。短期金利の上昇とともに、経済価値の調整 CVaR レシオは減少している。この結果はスティーブ化と反対の影響であり、負債と比較して短期の資産が多いため、資産側で経済価値の低下幅が大きくなったことが要因である。一方、修正期間収益はフラット化に伴って調整 CVaR レシオが上昇している。修正期間収益アプローチでも、時価変動による影響は経済価値アプローチと同様に、フラット化に伴って資産側の時価の方が大きく下落する。しかし、図 29 を見ると、フラット化が進むほど期間経過時の期待修正期間収益が伸びている。これは、短期金利の上昇によって、将来時点でロールオーバーや新規流入した預金・貸出に適用される金利のスプレッドが拡大し、実現収益が増加したためである。銀行の本質的な収益源は預貸金利のスプレッドであり、市場金利の上昇によってこの部分が強く表れた結果となっている。金利期間構造の変動は、金利水準の変動の中で特定の期間に対する影響が強調されるため、資産・負債の構成によって影響が異なる。バランスシートが複雑な銀行では金利水準の変化だけでなく、期間構造の変化にも着目する必要がある。

4.6 分析(3) 資産・負債特性の影響

4.6.1 金利追随率の影響

預金、貸出金利の市場金利への追随率は修正期間収益、経済価値両者に預貸金利スプレッドや資産・負債価値の金利感応度といった面から大きな影響を与える。普通預金・定期預金金利または短期プライムレートの追随率を0%、20%、40%、60%、80%、100%(基本ケース)の6パターンに対する結果を比較する。なお、追随率を変更する際に初期時点の金利が変動しないように定数項の値を調整する。また、追随率による結果の影響をわかりやすく示すために金利水準が年間0.5%上昇するケースにおいて分析を行う。預金金利、貸出金利それぞれの追随率の変化による期待修正期間収益の変動を図30、図31に示す。

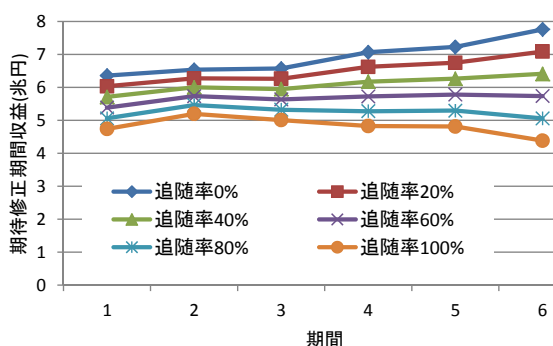


図30 預金追随率変化と期待修正期間収益

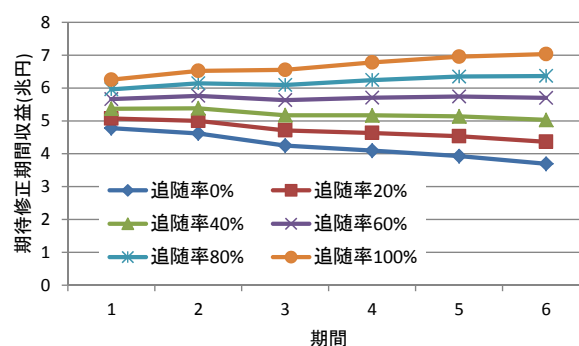


図31 貸出追随率変化と期待修正期間収益

預金金利追随率は低下するほど、貸出金利追随率は上昇するほど、金利上昇時に収益を拡大させることができる。また、時間の経過につれて、追随率の差による預貸金利のスプレッドがさらに拡大していく。様々な追随率に対する修正期間収益の調整 CVaR レシオの変化を図32に示す。

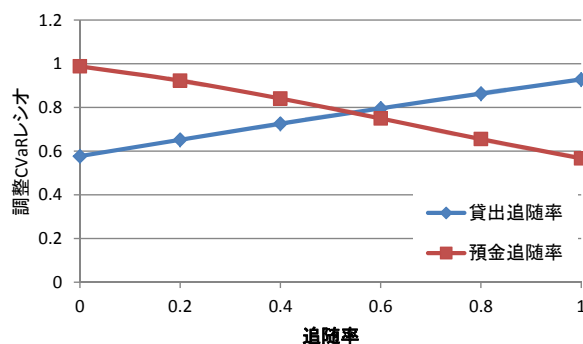


図32 追随率変化と調整 CVaR レシオ

低い預金金利追随率、高い貸出金利追随率は修正期間収益のリターンの値だけでなく修正期間収益の調整 CVaR レシオも上昇させることが分かる。これはリターンが上昇するだけでなく、資産側の金利リスクを減少させ、負債側の金利リスクを増加(銀行にとってプラス)させる

ことができるからである。貸出に対して預金の追随率を低く設定することは銀行の収益やリスク面でもプラスの影響を持つ。ただし、金利水準が高い状況では、低い追随率しか持たない預金は預金者から見て相対的に魅力的でなくなる可能性は高く、金利環境が変わったときに現在の追随率を維持できるかどうかは考慮すべき問題である。

4.6.2 ロールオーバー率の影響

様々な要因変化が期間収益に与える影響は、ロールオーバーや新規流入を通して拡大する。そこで、貸出金のロールオーバーの発生率が低下した場合の影響について感度分析を行う。ロールオーバー率の影響を見るため、貸出金の新規流入分³⁴⁾は基本分析と同じ値を用いる。貸出金・住宅ローンのロールオーバー率を0%、50%、100%(基本ケース)に変更した場合の結果を図33に示す。ロールオーバーされなかったキャッシュフローは国債5年物に再投資を行うか、無リスク金利で満期まで運用し、資産の新規流入額はロールオーバー量に関係なく一定と想定する。

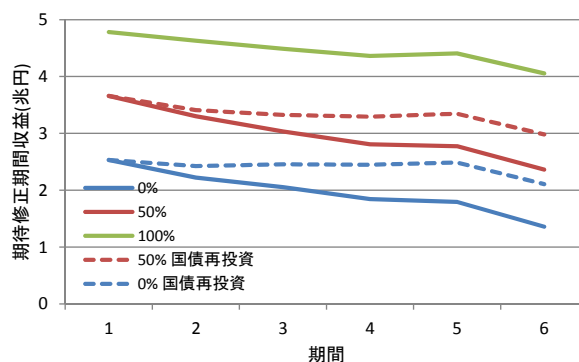


図33 資産ロールオーバー率と期待修正期間収益

ロールオーバー率が低下すると修正期間収益は大きく変化する。特に今回の設定では、貸出は国債投資やコールローン運用よりも収益率の高い資産であるため、貸出のロールオーバー率の低下は収益の減少につながっている。このように、ロールオーバー率の変動は銀行の資産構成の変動を通して修正期間収益アプローチにおいて結果に大きく影響することが確認できる。

4.7 分析(4) モデルリスクの検討

分析結果は、どのモデルを選択して利用するかに大きく依存する可能性がある。そこで、本節では以下に示すモデルを比較し、モデルリスクを検討する。

- コア預金モデル: 上武・枇々木モデル、標準的手法
- 金利モデル: Nelson-Siegel モデル、Hull-White モデル
- コピュラ: 正規コピュラ、tコピュラ、混合正規コピュラ

³⁴⁾ 貸出金残高からデフォルト・プリペイメント・ロールオーバー分を差し引いて算出する。

4.7.1 コア預金モデル

前節の分析結果で示したように、銀行勘定の金利リスク管理においては、普通預金の金利リスクの見積もりが非常に大きな影響を与える。一方、コア預金の実質的満期を測定するモデルとして、様々なモデルが提案されているため、預金の把握に用いるモデルを変えたときの影響を検討することは重要である。そこで、本研究で用いている上武・枇々木モデルと標準的手法を用いた分析結果を比較する。標準的手法はコア預金の見積もりに関して非常に保守的な(短い)満期が設定される手法であり、流動性預金の満期は最大1.25年である。縦軸に経済価値変動、横軸に各期までの累積修正期間収益を取った散布図を図34に示し、標準的手法を用いた場合の経済価値アプローチと修正期間収益アプローチの関係を検証する。上武・枇々木モデルでは固定性・流動性預金残高の決定も行っているため、標準的手法を使用する際も、預金の振り分けは上武・枇々木モデルを用いて同様に行い、価値評価に関してのみ標準的手法を採用する³⁵⁾。したがって、各シナリオで想定する預金残高は同一である。

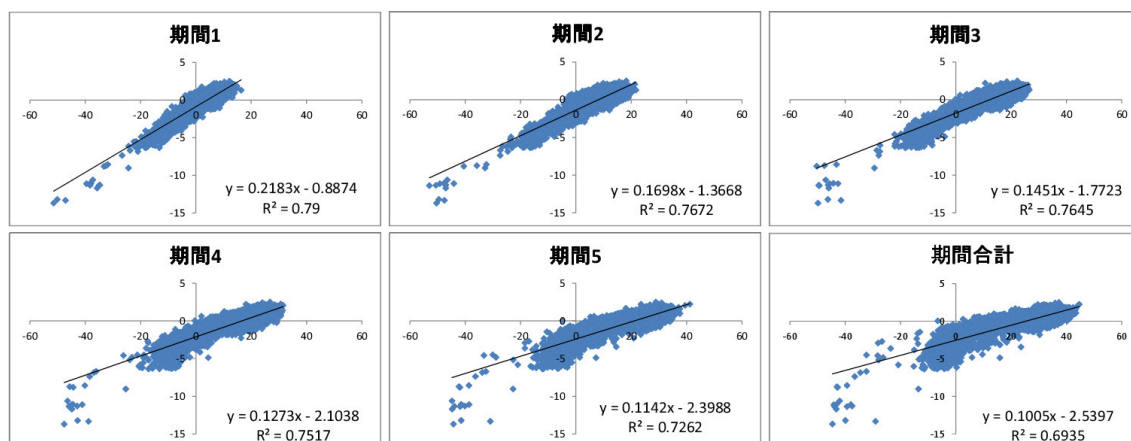


図34 標準的手法：経済価値変動(縦軸)と累積修正期間収益(横軸)の関係

普通預金の価値評価モデルを変更したことによって、経済価値変動と修正期間収益は大きく変化したが、それらの関係はコア預金モデルに関係なくほぼ同一の結果が得られた。したがって、これらの関係は資産・負債の評価方法に影響を受けにくく、安定的に維持されることが示唆される。一方、モデルの変更によって流動性預金の満期は大幅に短縮されるため、金利変動に関する影響は大きく変わることが予想される。そこで、金利水準変動(パラレルシフト)、金利期間構造変化(スティープ化・フラット化)による調整 CVaR レシオの変動をそれぞれ図35～37に示す。

上武・枇々木モデルを用いた基本分析の結果とは反対に、金利上昇は共に調整 CVaR レシオを減少させる。標準的手法を用いて普通預金のコア預金部分を保守的に見積もることで、満期が非常に短くなり負債側の金利リスクが小さくなる。したがって金利水準の上昇による資産側

³⁵⁾ 標準的手法においては、現残高の50%相当額の満期が5年以内(平均2.5年以内)になるように、5年間一定割合で満期を迎えると設定している。

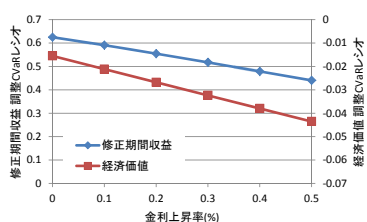


図 35 標準的手法：パラレルシフトによる調整 CVaR レシオの変化

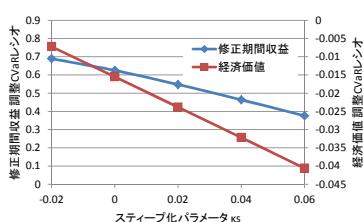


図 36 標準的手法：スティープ化による調整 CVaR レシオの変化

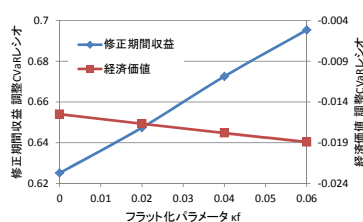


図 37 標準的手法：フラット化による調整 CVaR レシオの変化

の価値の低下を負債側では十分に相殺することができないため、銀行全体の経済価値にマイナスの影響を与えている。負債満期の短縮によって金利上昇は銀行の修正期間収益にもマイナスの影響を与える結果となる。

また、金利期間構造の変化も基本分析とは異なる結論を得る。経済価値アプローチでは、負債側の金利リスクが低く、スティープ化・フラット化どちらの場合においても資産価値の低下を相殺できないため、金利上昇に対してマイナスの影響が出ている。ただし、短期金利が上昇し、最も預貸スプレッドが拡大しやすいフラット化のケースでは修正期間収益のみプラスの影響が確認できる。

このように、モデルの変更によって想定される銀行のバランスシートの構造が大きく変化した場合、金利変動による影響は大きく異なることに注意が必要である。銀行にとっては資産・負債単独ではなく、ネットアウト後の影響がより重要であるため、過度に預金の満期を抑制する手法は必ずしも保守的なリスクの見積もりになるとは限らない。そこで、預金者行動や市場環境の影響を踏まえ、より現実的にコア預金を把握できるようにモデルを高度化することが重要である。

4.7.2 金利モデル

Nelson-Siegel モデルの代わりに、三國・枇々木 [33] でも用いられている Hull-White モデル [6] を利用した場合について検討を行う。Hull-White モデルは短期金利モデルの 1 つであり、時点 t における短期金利 r_t を (26) 式の確率微分方程式で表される。

$$dr_t = (\theta_t^{HW} - a^{HW} r_t) dt + \sigma^{HW} dz_t \quad (26)$$

ここで、 a^{HW} は平均回帰率、 θ_t^{HW} は初期時点の金利期間構造にフィットするように決定される時間の関数である。したがって、時点 t における短期金利 r_t は割合 a^{HW} で θ_t^{HW}/a へ平均回帰する。三國・枇々木 [33] と同様に、各パラメータは $a^{HW} = 0.0004$, $\sigma^{HW} = 0.00192$ と設定する。また、Hull-White モデルで生成される金利は短期金利だけなので、割引係数を計算するために、将来生成される短期金利をフォワードレートとして (21) 式を以下のように書き換える。

$$DF_{t,t'}^{(i)} = \prod_{k=t+1}^{t'} \frac{1}{1 + r_k^{(i)}} \quad (27)$$

金利モデルが異なると、厳密に同じシナリオを作成できないため、それぞれのモデルを利用した場合の修正期間収益合計の累積分布で比較を行う（図 38）。

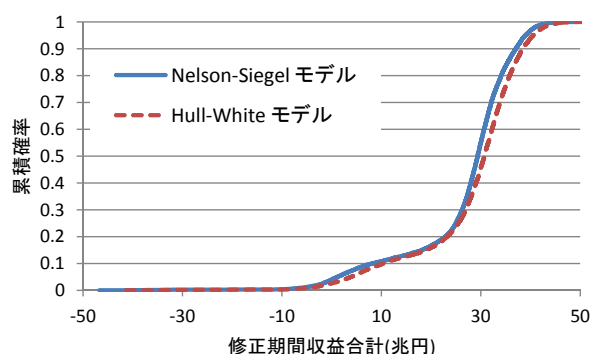


図 38 金利モデルによる修正期間収益合計の累積分布の違い

累積分布は金利モデルによって多少の差はあるものの、大まかな形状はほとんど変わっていないことが確認できる。次に、金利モデルに Nelson-Siegel モデルを用いた図 14 と同様に、Hull-White モデルを用いた場合の経済価値変動と修正期間収益の散布図を図 39 に示す。図 14 と比べて、経済価値変動と修正期間収益の相関は大きくなっている。

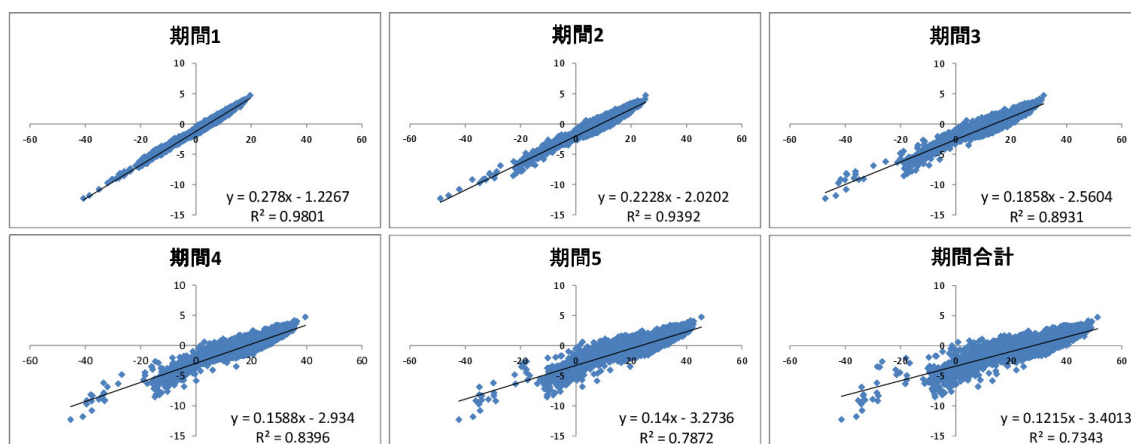


図 39 Hull-White モデル：経済価値変動（縦軸）と累積修正期間収益（横軸）の関係

特に 1 期間目の決定係数は 0.9801(相関係数は 0.99) であり、ほとんど全て同じ結果を示している。ただし、2 期間目以降の修正期間収益アプローチにおいては、現在 B/S の潜在的リスクを表す経済価値変動以外の効果が表れ、相関が低くなり、両アプローチの基本的な関係は変わっていない。モデルの変更によって両アプローチの結果が非常に近くなったことは、Hull-White モデルでは短期金利のサンプルしか生成されないために (27) 式によって割引係数を計算している価値評価の方法によるものである。

Nelson-Siegel モデルを用いる方が、金利期間構造の表現の柔軟性において優れており、様々なケースにおける分析が可能になる利点を持つが、Hull-White モデルを利用した場合でも経済価値アプローチと修正期間収益アプローチの間には同様の関係は確認できる。

4.7.3 コピュラの影響

本項では金利変動と格付変動の間の依存構造の記述をtコピュラや混合正規コピュラに変更した場合について分析する。tコピュラのパラメータは $\nu=4$ と設定し、正規コピュラとは異なる状態を想定し、相関係数行列 Σ を同様のヒストリカルデータから推定する。また、混合正規コピュラに関してはパラメータ Σ_1 に正規コピュラで用いた相関係数行列を設定し、ストレス状況として金利ファクター3つと株価ファクター2つ間の相関係数の符号を反転させた行列を Σ_2 とする。よって確率 $1-p$ でストレス状況が発生することをモデル化する。また、吉羽[37]で推定された値を用いて $p=0.165$ とする。tコピュラの Σ 、混合正規コピュラの Σ_2 を表20、表21に示す。

表20 tコピュラ($\nu=4$)のパラメータ Σ の推定

	水準	傾き	曲率	大型	小型
水準 β_1	1				
傾き β_2	-0.88	1			
曲率 β_3	-0.38	0.06	1		
株価(大型)	0.38	-0.40	-0.12	1	
株価(小型)	0.28	-0.31	-0.08	0.89	1

表21 混合正規コピュラのパラメータ Σ_2 の設定

	水準	傾き	曲率	大型	小型
水準 β_1	1				
傾き β_2	-0.86	1			
曲率 β_3	-0.24	-0.07	1		
株価(大型)	-0.43	0.45	0.03	1	
株価(小型)	-0.30	0.34	0.02	0.91	1

基本分析と同様の条件のもとでコピュラの変更によって生じる調整 CVaR レシオの変化を図40に示す。推定された相関係数行列 Σ は金利水準と株価が正の相関であり、金利リスクと信用リスクの分散効果を得やすい条件である。tコピュラの依存性は正規コピュラよりも強いいため、分散効果が強く働き、調整 CVaR レシオは上昇している。一方、混合正規コピュラでは確率 p で分散効果が得にくい状態になるため、調整 CVaR レシオは正規コピュラよりも小さくなる。

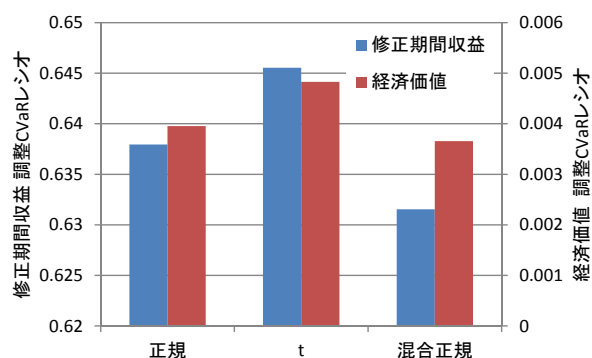


図40 コピュラと調整 CVaR レシオの関係

5 結論と今後の課題

本研究では、銀行勘定の金利リスクを管理する代表的なアプローチである経済価値アプローチと修正期間収益アプローチを比較するために、簡潔だが包括的にバランスシート上でのシミュレーションや、様々な感度分析を行った。

分析の結果、修正期間収益アプローチでは銀行収益の源泉となる預貸金利差に対する金利追従率による影響を適切に表現できるなど、経済価値アプローチだけでは管理できない部分を捉えることができることを示した。

今後の課題としては主に以下の点が考えられる。修正期間収益アプローチでは銀行の特性を考慮したリスク管理が可能になるものの、将来の経営方針のモデル化が結果に大きく影響する。そのため、将来シナリオをいかに適切に生成できるかという点で議論を深める必要がある。近年は、過去の金利上昇局面に限られているため、金利上昇局面で利用可能なパラメータをヒストリカルデータから推定するのが難しく、金利リスク管理を一層難しくしている。金利環境の変化に伴う預金者行動によって、銀行も経営方針を大きく変えざるを得ない状況が起きる可能性も否定できない。感度分析を通して様々なシナリオのもとで分析を行ったが、将来金利上昇局面に直面したあとで、起こるであろう現象を検証して、モデルの精緻化を図る必要がある。

6 補論

6.1 格付推移行列の算出方法

本研究で用いる Credit MetricsTM の閾値を月次ベースで算出するためには月次の格付推移行列が必要になる。しかし、通常格付推移行列の実データは1年間の値であることが多く、実際に用いるためには変換が必要となる。そこで、1年間の格付推移行列を Q_0 として、 $1/T$ 期間の格付推移行列 Q を推定する問題を考える。格付推移行列 Q がマルコフ連鎖に従うと仮定すると、 $Q^T = Q_0$ が成立するため Q は、行和が1、各成分が非負という制約のもとで $\|Q_0 - Q^T\|_F^2$ を最小化することで Q は推定できる。ここで、 $\|\cdot\|_F^2$ はフロベニウスノルム (行列の各成分の2乗和の平方根) を表す。

最小化問題としての定式化は以下の通りである。

$$\begin{aligned} & \text{minimize} && \|Q_0 - Q^T\|_F^2 \\ & \text{subject to} && \sum_{j \in R} q_{i,j} = 1 \quad (i \in R) \\ & && q_{i,j} \geq 0 \quad (i, j \in R) \end{aligned} \tag{28}$$

ここで、 R は格付を表す集合であり、 i, j は格付を表す添え字である。 $q_{i,j}$ は格付 i から j への推移を表す決定変数である。

6.2 リスク・リターン指標

本研究ではリスク・リターンの効率性を比較する指標として(3)式で定義した調整 CVaR レシオを用いたが、通常の CVaR レシオやシャープレシオとの特徴の違いについて比較する。4.5節の感度分析における金利水準変動の影響を調整 CVaR レシオ、CVaR レシオ、シャープレシオでそれぞれ比較したものを図 41～43 に示す。

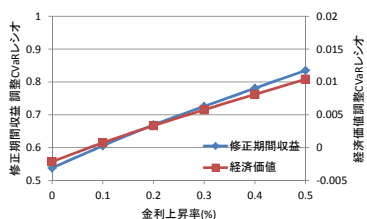


図 41 調整 CVaR レシオ

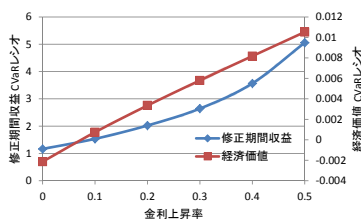


図 42 CVaR レシオ

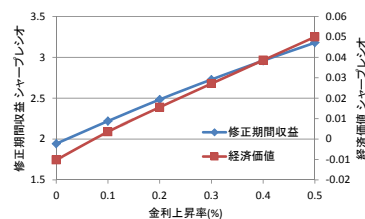


図 43 シャープレシオ

調整 CVaR レシオはリスク・リターンの効率性を測るため、リスクを下方リスクではなく「収益のブレ」として把握するために定義した指標である。経済価値や修正期間収益は前述の通り、大きく歪んだ分布になっているため、標準偏差を用いることは本来適切ではないが、図 41～43 を比べると、金利上昇に対して線形に変動しており、似た傾向を示している。

分母に期待値を含んだ指標である CVaR レシオは銀行の期待収益が大きくなるケース等では 0 に近くなり、CVaR レシオは急激に上昇してしまう。その場合、効率性を見るためにリスクを「収益のブレ」として捉えたい場合に判断が難しくなってしまう問題点がある。図 41～43 の中で図 42 の修正期間収益のみ金利上昇に対して非線形な増加を示していることが分かる。

今回のように歪んだ分布に対して、リスク・リターンを示したい場合の 1 つの方法として調整 CVaR レシオの利用は妥当であると考えられる。

参考文献

- [1] Basel Committee on Banking Supervision (2004) 「Principles for the Management and Supervision of Interest Rate Risk」 (<http://www.bis.org/publ/bcbs108.pdf>)
- [2] Basel Committee on Banking Supervision (2009) 「Findings on the interaction of market and credit risk」 (http://www.bis.org/publ/bcbs_wp16.pdf?noframes=1)
- [3] Basel Committee on Banking Supervision (2015) 「Interest rate risk in the banking book - Consultative Document」 (<http://www.bis.org/bcbs/publ/d319.pdf>)
- [4] Cox, J.C., J.E. Ingersoll, and S.A. Ross(1985), “A theory of the term structure of interest rates,” *Econometrica*, Vol.53, pp.385-407
- [5] Diebold, F.X. and C. Li (2006), “Forecasting the Term Structure of Government Bond Yields,” *Journal of Econometrics*, Vol.130, pp.337-364

- [6] Hull, J.C. and A. White (1990), "Pricing interest-rate-derivatice securities," *Review of Financial Studies*, Vol.3, pp.573-592
- [7] Heath, D., R. Jarrow and A. Morton(1992), "Bond Pricing and the Term Structure of Interest Rates: A New Methodology fo Contingent Claim Valuation," *Econometrica*, Vol.60, No.1, pp.77-105
- [8] J.P.Morgan (1997), 「Credit MetricsTM-Technical Document」 (<http://www.macs.hw.ac.uk/~mcneil/F79CR/CMTD1.pdf>)
- [9] Memmel, C.(2008), "Which interest rate scenario is the worst one for a bank? Evidence from a tracking bank approach for German saving and cooperative banks," *International Journal of Banking, Accounting and Finance*, Vol.1, Issue1, pp.85-104
- [10] Memmel,C.(2014), "Banks' interest rate risk: the net interest income perspective versus the market value perspective," *Quantitative Finance*, Vol.14, No.6, pp.1059-1068
- [11] Merton, R.C. (1974), "On the Pricing of Corporate Debt : The Risk Structure of Interest Rates," *Journal of Finance*, Vol.28, pp.449-470
- [12] Nelson, C.R. and A. Siegel (1987), "Parsimonious modeling of yield curves," *Journal of Business*, Vol.60, pp.473-489
- [13] Rosenberg, J.V. and T.Schuermann (2006), "A general approach to integrated risk management with skewed,fat-tailed risks," *Journal of Financial Economics*, Vol.79, pp.569-614
- [14] Schwartz, E.S and W.N.Torous (1989), "Prepayment and the Valuation of the Mortgage-Backed Securities," *Journal of Finance*, Vol.2, pp.375-392
- [15] 大久保 豊 (監修), 森本 祐司, 野口 雅之, 松本 崇, 栗谷 修輔 (2010) 『全体最適の銀行 ALM』, 金融財政事情研究会
- [16] 格付投資情報センター (2014) 「日本企業のデフォルト率・格付推移行列 (1978年度～2013年度)」 (https://www.r-i.co.jp/jpn/body/cfp/topics_data_risk_default-ratios/2014/06/topics_data_risk_default-ratios_20140630_852434171_01.pdf)
- [17] 上武治紀・枇々木規雄 (2011) 「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」)』, pp.196-223, 朝倉書店
- [18] 木山善直・山下司・吉田敏弘・吉羽要直 (1996), 「銀行勘定における金利リスク-VaR のフレームワークを用いた定量化-」, 『金融研究』 第 15 巻第 4 号, pp.23-59.
- [19] 金融広報中央委員会「家計の金融行動に関する世論調査」 (<http://www.shiruporuto.jp/finance/chosa/>)
- [20] 金融庁 (2005) 「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) の実施方針について」 (<http://www.fsa.go.jp/news/newsj/17/ginkou/f-20051122-1/01.pdf>)
- [21] 金融庁 (2014) 「金融検査マニュアル (預金等受入金融機関に係る検査マニュアル)」 (<http://www.FSA.go.jp/manual/manualj/yokin.pdf>)
- [22] 金融庁 (2014) 「主要行等向けの総合的な監督指針」 (<http://www.FSA.go.jp/common/>)

law/guide/city.pdf)

- [23] 金融庁 (2014) 「国際金融規制 (バーゼル規制)」 (http://www.mof.go.jp/about_mof/councils/gov_debt_management/proceedings/material/d20141015-2.pdf)
- [24] 戸坂凡展・吉羽要直 (2005) 「コピュラの金融実務での具体的な活用方法の解説」, 『金融研究』, 第24巻別冊第2号, pp.115-162
- [25] 野村証券金融工学研究センター Russell/Nomura 日本株インデックスデータダウンロードサービス (http://qr.nomura.co.jp/QR/FRCNRI/frnri_download_jn.html)
- [26] 野村証券金融工学研究センター (2014) 「Russell/Nomura 日本株インデックスハンドブック 2014年度版」 (http://qr.nomura.co.jp/jp/frcnri/docs/RNhandbook_201404.pdf)
- [27] 日本銀行金融機構局 (2005) 「統合リスク管理の高度化」, 『リスク管理高度化と金融機関経営に関するペーパーシリーズ』 (https://www.boj.or.jp/research/brp/ron_2005/fsk0507a3.pdf)
- [28] 日本銀行金融機構局 (2011) 「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-」, 『リスク管理と金融機関経営に関する調査論文 (2014年3月更新)』 (https://www.boj.or.jp/research/brp/ron_2011/data/ron111124a.pdf)
- [29] 日本銀行 (2013) 「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-」の模様」 (https://www.boj.or.jp/announcements/release_2013/data/rel131118a1.pdf)
- [30] 日本銀行 (2013) 「論点整理資料 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-」」 (https://www.boj.or.jp/announcements/release_2013/data/rel131118a2.pdf)
- [31] 日本銀行 時系列統計データ検索サイト (<http://www.stat-search.boj.or.jp/index.html>)
- [32] 日本証券業協会 (2006) 「PSJ モデルガイドブック」 (<http://www.jsda.or.jp/shiraberu/syoukenka/psj/files/guide.pdf>)
- [33] 三國怜・枇々木規雄 (2014) 「銀行経営のための統合リスク管理に対する多期間最適化モデル」, 日本オペレーションズ・リサーチ学会 2014年春季研究発表会アブストラクト集, pp. 34-35
- [34] みずほフィナンシャルグループ (2014) 「ディスクロージャー誌」 (<http://www.mizuho-fg.co.jp/investors/financial/disclosure/data14d/index.html>)
- [35] 三菱 UFJ フィナンシャルグループ (2014) 「ディスクロージャー誌」 (<http://www.mufg.jp/ir/disclosure/>)
- [36] 三井住友フィナンシャルグループ (2014) 「ディスクロージャー誌」 (<http://www.smfg.co.jp/investor/financial/disclosure.html>)
- [37] 吉羽要直 (2013) 「ストレス状況を勘案した関連構造とリスク合算」, 『日本銀行ワーキングペーパーシリーズ』, No.13-J-4
- [38] 吉藤茂 (1997) 「EaR モデルと拡張 VaR モデル -債券ポートフォリオを対象として-」, 『金

<金融庁金融研究センター ディスカッションペーパー **DP2015-2** (2015年7月)>

融研究』, 第16巻第3号, pp.61-80



金融庁金融研究センター

〒100-8967 東京都千代田区霞ヶ関 3-2-1
中央合同庁舎 7号館 金融庁 15階

TEL: 03-3506-6000(内線 3293)

FAX: 03-3506-6716

URL: <http://www.fsa.go.jp/frtc/index.html>