

ゆうちょ資産研究

—研究助成論文集—

第18巻

平成23年9月

〔研究論文〕

- ◇ 欧州金融市場での金融危機と実体経済への影響…………… 1
関西大学 商学部 教授 高屋 定美
- ◇ 東京証券取引所の改革と証券市場の透明性…………… 17
名古屋私立大学大学院 経済学研究科 講師 坂和 秀晃
釧路公立大学 経済学部 講師 生方 雅人
- ◇ 金融機関のリスク資本の評価・管理…………… 37
神奈川大学 経営学部 准教授 菅野 正泰
- ◇ アメリカのコミュニティ投資と個人金融…………… 71
ソーシャル・ファイナンス研究所 代表 唐木 宏一
- ◇ LIBOR-OISスプレッドを利用した世界金融危機における
資金調達の変遷分析…………… 95
新潟大学 経済学部 教授 伊藤 隆康
- ◇ 「貯蓄銀行法」施行以前の地方預貯金市場の一考察…………… 119
愛知大学 経済学部 助教 早川 大介
- ◇ 企業が証券会社に求める保険的役割に関する研究…………… 135
佐賀大学 経済学部 准教授 三好 祐輔
- ◇ 現代女性のライフコースと金融行動…………… 153
リコー経済研究所 栗林 敦子
ニッセイ基礎研究所 井上 智紀

〔参 考〕

- ◇ 平成 22 年度 研究助成募集のお知らせ…………… 185
- ◇ ゆうちょ財団の研究助成について…………… 187

欧州金融市場での金融危機と 实体经济への影響

関西大学 商学部 教授 高屋 定美

欧州金融市場での金融危機と実体経済への影響

レジュメ

関西大学商学部教授

高屋定美

2007 年夏に、ドイツの IKB 産業銀行、ザクセン州立銀行の証券化商品による巨額の損失を発表したことからはじまる信用問題は、即座にフランスの BNP パリバ銀行傘下の投資信託が顧客からの解約に応じられないとの宣言に波及して、欧州の金融危機が突如、勃発した。その発端は米国でのサブプライムと呼ばれる住宅ローンの債務不履行問題であったが、そのローカルな金融問題が世界的に波及したことが、今回の金融市場のショックを大きくすることとなった。さらに、2007 年 9 月にはイギリスでは住宅ローン分野では第 5 位のノーザンロック銀行の信用不安が起こり、戦後初の取り付け騒ぎが英国では行った。この一連の金融危機をサブプライムショックと呼び、その危機は、欧州諸国へも波及することとなった。

米国のローカルな問題であるサブプライム問題は欧州やアジア諸国にも深刻な影響を与えており、それが金融のグローバル化の現状である。この金融グローバル化の実体経済面に着目し、米国発のサブプライム問題の欧州への波及経路を実証的に検討するのが本稿の目的である。

本稿では、まず欧州の経済格差に着目して、この格差が今回の経済危機の根底にあると考える。それを明らかにするために、テイラー・ルールをユーロ圏に当てはめて、ユーロ圏加盟各国にとって適切な金利水準を導き出した。そして、それを用いて、どれだけ欧州中央銀行による政策金利と乖離があるのかを検証した。その結果、スペイン、ポルトガル、ギリシャでは低めに金利が推移し、ドイツ、フランスなどでは金利が高めに推移したことが判明した。これは、前者にとっては ECB の共通金融政策が緩和的に作用したのに対し、後者の諸国にとっては引き締めの作用し、それが経済格差をさらに深刻にさせた。特に、前者の諸国にとって金融緩和は資産バブルを生み出すきっかけを作り、そのため土地バブルを生み出すことになった。そして、そのバブルが破裂した結果、実体経済に負の影響を与えることとなった。

さらに、金融面の連動性が EU 経済にどのように影響を与えたのかを構造 VAR モデルを用いて検証する。具体的には、実質 GDP 成長率、インフレ率、そして銀行の貸出残高成長率によって構造 VAR モデルを構成し、外的ショックを識別する。さらに、識別されたショックと、為替レート変動率と株価収益率を回帰し、それぞれのショックが、二つの金融変数

の変化率に影響を受けたのかどうかを検証する。この構造 VAR モデルを用いて、インパルス応答を用いてショックからそれぞれの変数への波及効果を検証した。その結果、EU 経済でのこれらの効果から成長率は供給ショック、需要ショック、そして銀行貸出ショックによって影響を受けることがわかる。EU のインフレ率は、主に供給ショックと需要ショックに、そしてわずかではあるが銀行貸出ショックに影響を受けることがわかる。銀行貸出伸び率は、需要ショックと銀行貸出ショックに影響を受けるものの、供給ショックには全く反応しないことがわかった。

また、われわれの関心は、実体経済と金融変数である為替レートと株価との間の関係である。そのため、株価収益率とユーロドルレートの変化率と、これらの三つのショックを回帰し、その関係を明らかにした。これによれば、供給ショックは有意に株価と為替レートの変化率の影響を受け手いることがわかった。これは為替レートの増価によって、輸入がしやすくなり、それが生産に有意に正の影響を与えることを示唆している。また株価下落によって、企業は将来の景気への不安が高まり、生産を抑制することを示唆している。銀行貸出ショックは有意に株価インデックスに影響を受けている。しかし為替レートの影響は有意ではない。したがって、為替レートの増価によって銀行貸出は影響がないものの、株価の下落は銀行貸出を減ずる効果を持つことがわかる。これは、株価下落によって銀行資産の毀損が起こり、それによって銀行は貸出を抑制することを示している。表5の需要ショックは、有意に二つの金融変数の影響を受けることがわかる。株価の下落は、投資や消費に対して負の影響を与え、それにより総需要を抑制することを示唆している。また円ドルレートの増価は輸出を抑制し、それによっても総需要を抑えることを示唆している。

以上の推定から、2007 年夏以降のサブプライムショックは株価の下落と為替レートの増価によって EU 経済に負のショックを与えたことを検証した。米国での株価の下落が EU の株価や、ユーロドルレートに影響を与え、それらを通じて EU 経済に影響を与えてきた。すなわち、米国株価が EU の金融変数だけでなく実物変数にも影響を与え、それが現在のグローバル化した経済の姿であるといえる。

欧州金融市場での金融危機と実体経済への影響

関西大学商学部教授

高屋定美

1. はじめに

2007年から始まる、米国でのいわゆる「サブプライム危機」は、世界的な金融・経済危機をもたらした。金融のグローバリゼーションにより、一国の金融危機が世界的に波及することが実証された歴史的なイベントであるといえる。この背景には、金融の自由化により、米国を中心として金融派生商品、証券化商品などの新しい金融技術を用いた金融商品が数多く販売されたことがあげられる。証券化商品などの金融商品の本来の目的は、金融リスクをできるだけ分散し、金融資産保有者のリスク負担を抑えることにあった。しかし、それは逆にレバレッジを高める取引を促し、かえってリスク負担を高めることにつながった。また、金融のグローバリゼーションは、このような金融商品への投資を世界的に広げることにつながった。金融のグローバリゼーションもまた、世界的に金融リスクを分散することが期待されていたが、世界的な投機を呼び起こし、世界的な金融リスクを高めてしまったといえる。国際的な金融取引は、近年だけの状況ではなく、19世紀にもおこなわれていたが、近年の新たな状況は、高いレバレッジ取引を用いたため国際的な投機マネーが膨大になり、しかも瞬時に取引が行われ、各国ならびに国際金融システムに多大な影響を与える可能性を持つに至ったことである。しかも、金融システムの不安定化が実体経済に影響を与えることも明らかとなり、現行の金融規制・監督の枠組みを再考させる契機になっている。

今回の金融・経済危機の特徴をもっとも如実に示したのが欧州経済であろう。米国でのサブプライム危機が、金融・経済危機としてまず表面化したのが欧州であり、その影響は金融市場だけにとどまらず、実体経済にも衝撃を与える結果となった。まさに金融規制の

緩和とグローバリゼーションを、欧州経済が利用した結果、今回の金融・経済危機に直面することとなった。しかし、ここで明らかにしておきたいことは、1) 欧州が金融危機に陥った構造的な要因は何であるのか、2) 従来、間接金融が主体であったはずの欧州の金融機関が、なぜ金融派生商品をはじめとする証券化商品の購入に傾斜していったのか、そして3) 現在の金融・経済危機対応のEUでの経済政策は適切であるのか、ということである。特に、1) はEUがグローバル化に対応するために行ってきた資本移動の自由化とユーロ導入の実現、そして2) は世界的な ICT 化に対応するために行ってきた金融サービス市場の統合戦略とも関連があり、さら1) と2) はEUの中東欧への第5次拡大によってさらにそれらの効果に拍車がかかったといえる。したがって、EUの経済統合戦略全体に、今回の金融危機の原因があると考えられる。次節以降、それらの原因についてまず論述し、最後に今回の危機対応の経済政策の現段階での評価を行いたい。

さらに、金融面の連動性がEU経済にどのように影響を与えたのかを構造 VAR モデルを用いて検証する。具体的には、実質 GDP 成長率、インフレ率、そして銀行の貸出残高成長率によって構造 VAR モデルを構成し、外的ショックを識別する。さらに、識別されたショックと、ユーロレートの対ドル変動率と株価収益率を回帰し、それぞれのショックが、二つの金融変数の変化率に影響を受けたのかどうかを検証する。

以下、第2節ではEUでの金融・経済危機の構造的原因を検討している。第3節では構造 VAR によるEU経済のマクロモデルを構成している。第4節では金融変数と構造ショックの関連を実証している。第5節は結論である。

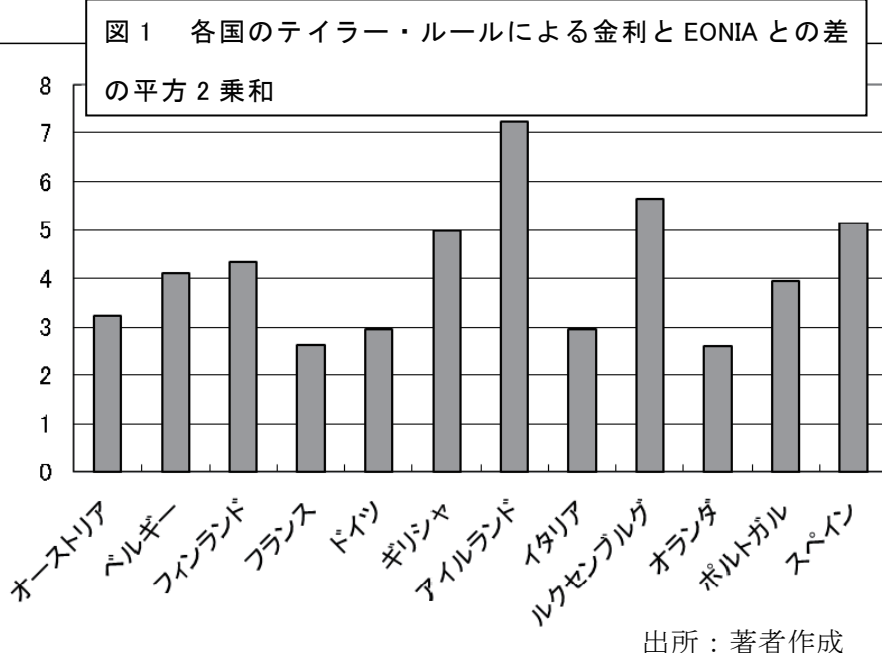
2. EUでの金融・経済危機の構造的原因

EUでの経済統合は、1999年のユーロ導入により制度上、完成した。無論、加盟国間での消費財の価格の収斂や、リテール金融での金利および取引手数料の収斂は不完全であり、欧州委員会ならびに欧州中央銀行（以下、ECB）もその推移を注視しているものの、卸売レベルでの価格、金利、手数料の収斂はかなりの程度、進展してきた。EUでの経済統合が進展した経済分野のうち、マクロ金融の分野では、ユーロ導入によって各国の金融政策の独立性は喪失し、ECBによる共通金融政策が実施されることとなった。EU加盟国のうちユーロを利用する諸国（ユーロ圏）の間で単一通貨を利用することとなり、ユーロ圏で共通した金融政策が実行されるのは当然である。しかも、ユーロ導入に先駆けて1990年来のEU

域内での資本移動自由化（第4次資本移動自由化指令）が実現し、さらにはマーストリヒト条約での収斂基準により、金利の収斂が顕著にみられた後に、共通金融政策を実行されたので、当然、各国の名目金利水準は収斂することとなった¹。

ここでの浮かび上がる疑問は、はたして収斂した金利水準が各国の経済状況に適したものだったのかどうかである。ユーロ導入以前、ユーロ圏と想定された諸国が最適通貨圏であるかどうかは議論の焦点となっていたが、当時の議論ではユーロ圏は必ずしも最適通貨圏ではないとの結論があった²。ただし、各国政府は収斂基準を満たすための政策対応をした結果、金利、財政収支、インフレ率などの経済変数は収斂することとなった。しかし、それらの収斂がユーロ圏各国の経済構造を収斂させたかどうか、また、本来の経済状況を収斂させたのかどうかは明らかではない³。そこで、本稿では金利水準に着目をし、ユーロ圏各国にとって望ましい最適金利水準と、ECBによる政策金利とのギャップを求めることとした。ただし、最適金利水準として、テイラー・ルールによって各国別の最適金利を導出し、ECBの政策金利としてEONIA（ユーロ・オーバーナイト銀行間金利）を用いた

⁴．これにより、各国別の最適金利とECBによる政策金利との差を示したのが図1である。ただし、政策金利との乖離の大きさを示すために、図



¹ 金融政策で決定できるのは名目金利である。また、市場金利の収斂はほぼ達成されたものの、リテール金融での金利の収斂は、未だ十分ではない。この点については高屋（2009c）を参照のこと。

² たとえば高屋（2009b）参照。

³ 最適通貨圏の議論に関しても、内生的最適通貨圏という考え方もある。これは当初は最適通貨圏の基準を満たしていなくとも、単一通貨を導入した後に、経済構造が変化し、最適通貨圏の基準を満たす可能性があるというものである。高屋（2009b）参照。

⁴ 詳しくは、補論を参照のこと。

1 では各国のテイラー・ルールによる金利と EONIA との差の平方 2 乗和としている。

この図 1 より、フランス、ドイツ、イタリアというユーロ圏 3 カ国は、EONIA との乖離が小さいことがわかる。これは 3 カ国の経済規模がユーロ圏では大きく、それが ECB の金融政策に影響を与えていることを示唆している。一方、もっとも大きく乖離しているのは、アイルランドであり、その次がポルトガルとなる。また経済規模の大きいスペインもフランスの 2 倍の乖離があり、ユーロ圏内での潜在的な金融政策格差を示している。

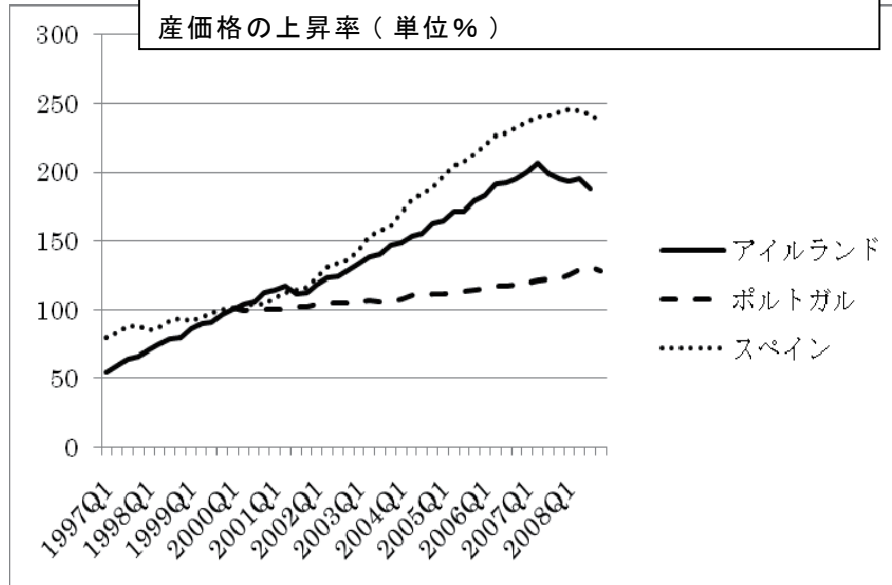
テイラー・ルールによってもわかるように、ユーロ圏各国での潜在的金利には格差が残存していることがわかる。名目金利が ECB によって設定されたものの、第 2 節でみたようにインフレ格差が大きく残っており、そのため、各国の実質金利の格差はインフレ格差と同じ程度、存在することとなる。これはどのような影響をユーロ圏各国に与えたと推察できるのであろうか。それを端的に示すのが、いくつかのユーロ圏加盟国に見られた不動産価格の上昇であろう。それをここでは「ユーロバブル」と呼んでおこう。この不動産価格の上昇、すなわちユーロバブルが生じた大きな要因に一元的な金融政策による実質金利の格差があると考えられる。

そこで、名目金利は収斂したものの、前節までで述べたようなインフレ格差が残るとすれば、実質金利の格差の残存ということとなり、それが実体経済の差を生み出す原因になることを示唆する。通常、実質金利は名目金利から期待インフレ率を引いたもので定義されるが、期待インフレに関して現在のインフレ率が将来も続くと考える静学的期待を仮定すれば、実質金利は名目金利から現在のインフレ率を差し引いたものとなる。たとえば、インフレ率がユーロ平均に近いフランスと、ユーロ圏平均よりもかなり高いインフレ率のアイルランドを例にしよう。また同じ金利水準で借入ができると仮定する。そうすると、フランスよりもアイルランドの方が、同じユーロ圏であっても実質金利は低くなる。そうなれば、実質金利の低いアイルランドでの投資が進展することが予想される。この投資とは、実物投資をさすが、企業による実物投資が進めば投資効率も高まり、それは土地利用の需要も高め不動産価格を上昇させる契機となる。さらには、不動産価格の上昇を予想させるような状況になれば、不動産投機を喚起し、さらなる投資が不動産を中心として行われるであろう。その結果、アイルランドでの不動産価格の上昇をもたらしたと考えられる。図 2 にはアイルランド、ポルトガル、スペインでの不動産価格の上昇率を示しているが、1999 年以降、一貫して正の大きな値をとっていることがわかる。当時、これらの上昇率が

バブルであるのかどうか、一部では議論されたこともあったが⁵，バブルの中にあっても、それがバブルであると判断

するのは難しく、バブルの破裂を待つしかない⁶。したがって、構造的なインフレ格差の残るもとで、金融統合によって金利が収斂した結果、一部地域でのバブルを生み出したといえる。

図2 アイルランド、ポルトガル、スペインでの不動産価格の上昇率（単位％）



注：前期比の不動産価格上昇率を示す。

出所：データは、アイルランド；Residential property prices, new houses, DOEI。スペイン；Average price for open-market appraised housing Banco de España。ポルトガル；New Housing Construction Cost Index, Instituto Nacional de Estatística de Portugal (INE)。著者作成。

3. EU経済に対する金融変数の影響：株価と為替レート

この節では、EU経済の簡単なマクロモデルをベクトル自己回帰モデル（VARモデル）により構成し、外的ショックを識別した上で、そのショックが実体経済にどのような影響を与えたのかを検証する。ここで用いるVARモデルは構造VARと呼ばれる制約のないVARモデルに制約をおいたモデルを用いる。制約のないVARモデルは次のような形式で内生変数の動的な動きを説明する。

⁵ 例えばECB（2006）で、ユーロ圏の一部地域の住宅価格の上昇について分析を行っているものの、バブルとは分析していない。

⁶ この点は、近年のマクロ・プルーデンスを実行する上でもっとも難しい問題の一つである。

$$x_t = k + B(L)x_{t-1} + u_t, \quad (1)$$

ここで x_t は内生変数のベクトルを、 k は定数項を、 B は係数行列を、 u_t は残差項を、そして L はラグ・オペレータを、それぞれ示す。SVARは外生ショックを識別するためにVARモデルに制約を置く。この制約によって、SVARはVARモデルに経済構造を反映させる。SVARは次のように表現される。

$$A_0 x_t = c + A(L)x_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim i.i.d.(0, D) \quad (2)$$

A_0 は経済構造をあらわす同時点の係数行列である。ここで、内生変数はお互いに決定される。

われわれは次のような銀行貸出を含む総需要－総供給モデルを構築する。

$$y_t = y(p_t) + \varepsilon'_{s,t} \quad \Leftrightarrow \quad p_t = p(y_t) + \varepsilon_{s,t}, \quad y'_p > 0 \quad (3)$$

$$y_t = y(B_t) + \varepsilon_{d,t}, \quad y'_B > 0 \quad (4)$$

$$B_t = B(y_t, p_t) + \varepsilon_{B,t}, \quad B'_y > 0, B'_p > 0 \quad (5)$$

ここで y は実質 GDP を、 p は消費者物価を、 $\varepsilon'_{s,t}$ は供給ショックを、 B は実質銀行貸出、 ε_d は需要ショックを、そして ε_L は貸付ショックをそれぞれ示す。(3) 式は総供給関数を、(4) 式は総需要関数を示す。通常、総需要関数は、設備投資を通じて実質金利に依存するものの、(4) 式は投資が銀行貸出にも依存するものと仮定し、総需要が銀行貸出に直接、正に依存するものと仮定する。(5) 式は実質 GDP と消費者物価指数に正に依存するものと仮定された銀行貸出関数である。

われわれは、上のモデルのショックを識別するために構造 VAR による推定を用いる。SVARによる推定の主な目的はインパルス応答分析のための誤差の非再帰的な直交を得るためである。誤差項の構造要素を識別するための適切な制約を課すために、再帰的なコレスキー直交に変わるものが求められる。

SVARモデルを構成し、制約なしの動学部分を加えるために、われわれは同時点の係数行列 A_0 を総需要－総供給モデルに反映させる。(3)–(5) 式によって示される経済システムは次のように表現される。

$$\begin{pmatrix} 1 & 0 & -y_L \\ -p_y & 1 & 0 \\ -L_y & -L_p & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_t \\ p_t \\ B_t \end{pmatrix} = c + A(L) \begin{pmatrix} y_t \\ p_t \\ L_t \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{d,t} \\ \varepsilon_{s,t} \\ \varepsilon_{L,t} \end{pmatrix} . \quad (6)$$

(6) 式は、行列 A_0 が二つのゼロ制約を持つことを示す。しかし、ショックの識別のためには、三つのゼロ制約が求められる。したがって、もし投資が銀行貸出に同時期に反応しないと仮定するなら ($y_L = 0$)、行列 A_0 は下三角行列となる。この仮定によって、われわれはこの推定に対してコレスキー分解を適用することができる。

SVARモデルの推定のために、データを次のように入手した。 y は鉱工業生産指数の成長率とし、 B は民間部門に対する銀行貸出の成長率とし、欧州中央銀行 (ECB) のHPでのデータバンクから入手した。また p はHICPもとにしたインフレ率とした。データはECB から入手した。

表1 構造 VAR 推定による係数行列

制 約	タイプ	短 期 的 制 約
0.011**	0.000	0.000
0.0045	0.008**	0.000
0.025*	-0367*	0.003**

注1) **は 1% 水準で有意であることを示す。

* は 5% 水準で有意であることを示す。

注2) 表中の値は 3×3 の係数行列の値を示している。

SVARモデルでの制約の置き方にはいくつかの種類があるが、ここでは短期制約を書けることとした。表1は係数条件が満たされることを示す短期制約をおいた時の推定をした係数行列である。したがって、(6) 式は適切に識別される。

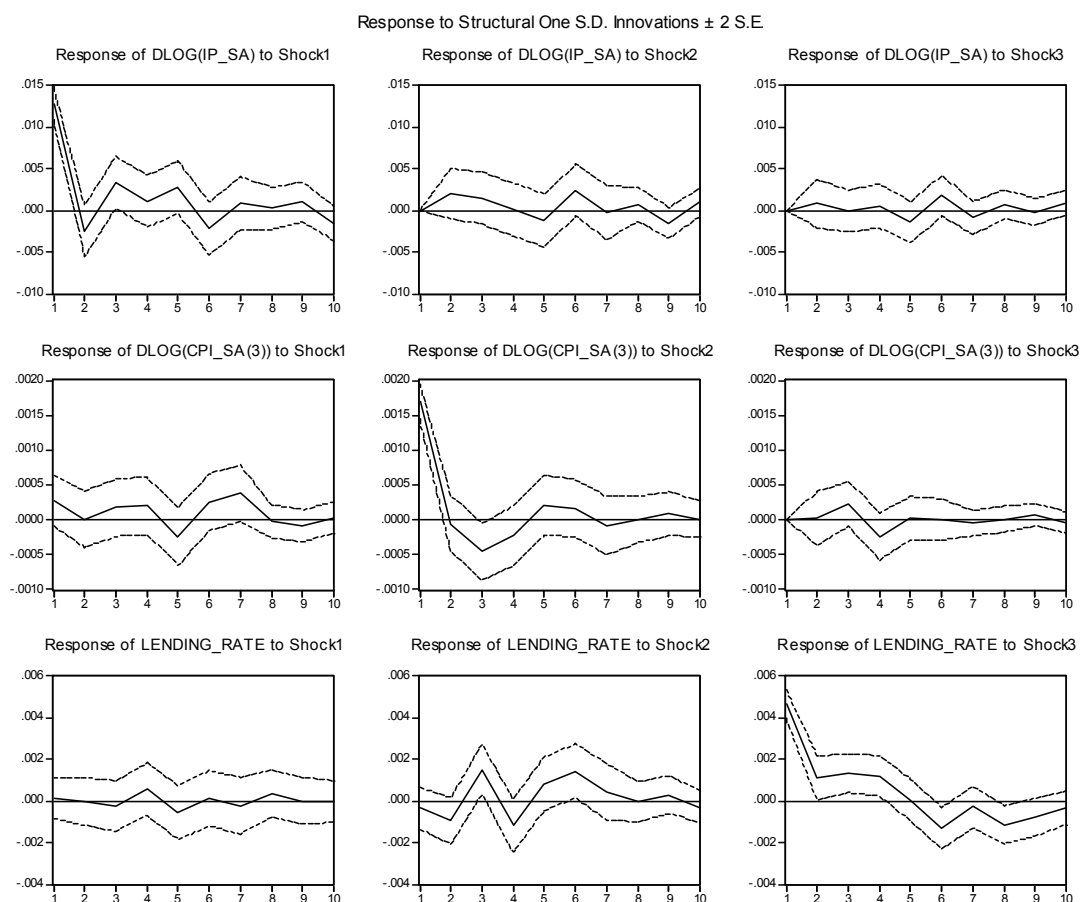
成長率と銀行貸出伸び率、インフレーションに対する外生ショックのインパルス応答を実行する。これらの結果が図3で示される。図3は構造ショックに対するインパルス応答である。図3で示されるように、供給ショック (supply shock) は成長率とインフレ率に正の効果を与えるものの、銀行貸出伸び率には影響を与えない。需要ショックは銀行貸出

伸び率と、成長率、そしてインフレ率に正の影響を与える。銀行貸出ショックは成長率とインフレ率に影響を与えるものの、その大きさはそれほど大きくはない。

EU経済でのこれらの効果から成長率は供給ショック、需要ショック、そして銀行貸出ショックによって影響を受けることがわかる。EUのインフレ率は、主に供給ショックと需要ショックに、そしてわずかではあるが銀行貸出ショックに影響を受けることがわかる。銀行貸出伸び率は、需要ショックと銀行貸出ショックに影響を受けるものの、供給ショックには全く反応しない。

EU経済が、われわれの推定によって示されたショックの構造を持っている可能性はある。しかし、われわれの関心は、実体経済と金融変数である為替レートと株価との間の関係である。したがって、次の節では、株価収益率とユーロドルレートの変化率と、これらの三つのショックを回帰し、その関係を明らかにする。

図3 インパルス反応



4. 金融変数の動きと構造ショックとの関係

この節では、EU経済が世界的な株式市場の混乱によって影響を受ける状況を検証するために、前節で識別した三つの構造ショックと株価収益率、為替レート変動率とを推定する。すなわち、供給ショック、需要ショック、銀行貸出ショックを、それぞれDOW JONES EURO STOXX 50 PRICE INDEXとユーロドルレート変動率で回帰する。データはECBのデータベースからダウンロードしたものを用いる。ただし、それぞれのデータに関して年率換算した月次データを用いた。推定式は次のものである。

$$\varepsilon_{i,t} = c_0 + a_1 \sigma_{S,t} + a_2 \sigma_{D,t} + u_t, \quad i = S, B, D \quad (7)$$

ここで ε_i は前節の構造ショックを示しており、 ε_S は供給ショックを、 ε_B は銀行貸出ショックを、 ε_D は需要ショックをそれぞれ示す。 C は定数項をあらわし、 σ_S はDOW JONES EURO STOXX 50 PRICE INDEXの変化率、 σ_D はユーロドルレートの変化率を、 u は誤差項を示す。われわれは、(7)式を最小二乗法(OLS)で推定した。その結果が、表2に掲げられている。

まず表2より、全ての構造ショックに関して、定数項は有意ではないことがわかる。さらに、表3の供給ショック ε_S は、DOW JONES EURO STOXX 50 PRICE INDEXとユー

表2 識別されたショックと株価収益率、為替レート変動率との回帰の結果

Dependent Variable: ε_s				
変数	係数	標準誤差	t値	p値
C	0.070	0.087	0.805	0.855
σ_s	5.983	2.095	2.856	0.011
σ_D	-7.564	3.885	-1.947	0.024
自由度修正済み決定係数	0.091	ダービンワトソン比		1.965
誤差累積二乗和	63.103	F値		5.633
対数尤度	-113.927			
Dependent Variable: ε_B				
変数	係数	標準誤差	t値	p値
C	1.254	0.945	1.326	0.180
σ_s	7.838	3.141	2.496	0.014
σ_D	-1.401	1.910	-0.734	0.465
自由度修正済み決定係数	0.154	ダービンワトソン比		2.071
誤差累積二乗和	68.495	F値		2.043
対数尤度	-117.740			
Dependent Variable: ε_D				
変数	係数	標準誤差	t値	p値
C	-0.010	0.090	0.122	0.467
σ_s	2.585	1.890	0.731	0.045
σ_D	5.353	2.637	2.030	0.000
自由度修正済み決定係数	0.231	ダービンワトソン比		1.921
誤差累積二乗和	67.565	F値		2.379
対数尤度	-117.104			

ロドルレートの変化率の供給ショックに対する結果を示している。これによれば、供給ショックは有意に株価と為替レートの変化率の影響を受けていることがわかる。株価インデックスの下落と為替レートの増価は供給ショックに対して負の影響を有意に与えるものといえる。これは為替レートの増価によって、輸入がしやすくなり、それが生産に有意に正の影響を与えることを示唆している。また株価下落によって、企業は将来の景気への不安が高まり、生産を抑制することを示唆している。

表3の銀行貸出ショック ε_B は有意に株価インデックスに影響を受けている。しかし為替レートの影響は有意ではない。したがって、為替レートの増価によって銀行貸出は影響がないものの、株価の下落は銀行貸出を減ずる効果を持つことがわかる。これは、株価下落によって銀行資産の毀損が起これ、それによって銀行は貸出を抑制することを示している。

表2の需要ショック σ_D は、有意に二つの金融変数の影響を受けることがわかる。株価の下落は、投資や消費に対して負の影響を与え、それにより総需要を抑制することを示唆している。またユーロドルレートの増価は輸出を抑制し、それによっても総需要を抑えることを示唆している。

このように DOW JONES EURO STOXX 50 PRICE INDEX の下落は供給ショック、銀行貸出ショック、そして需要ショックに負の影響を有意に与える。もしショックの大きさが十分に大きいのであれば、EUに深刻な影響を与えることになるといえる。したがって、株価の景気への影響を軽視すべきではなく、政策運営にも株価の動向を配慮する必要がある。さらに、ユーロドルレートもEU経済によって重要な金融変数であることを確認した。2007年夏以降のユーロドルレートの増価は、原油などの企業コストに直接関わる輸入にとっては有利な働きをもつものの、輸出を通じた総需要の減退をもたらしているといえる。1970年代の石油危機以来、EU経済は高度の環境技術によって資源やエネルギー消費の抑制に取り組んできた。その結果、為替レートの増価による需要ショックのEU経済に対する負の影響のほうが、供給ショックによる正の効果を上回るものと推察される。したがって、サブプライム問題発生後のユーロドルレートの増価は深刻な影響を与えてきたものと考えられる。

5. 結論

本稿では、EU経済に対するサブプライム危機の効果を検証した。まず、われわれは今回の金融危機がどのような構造要因があるかを、テイラー・ルールを用いて実証的に検証した。金融連関があることが、EUの実体経済にどのような影響を与えるのかを実証するために、われわれは構造VARモデルを用いて、供給、銀行貸出、需要の三つの構造ショックを識別し、それらのショックがEU経済に影響を与えることを確認した。さらに、EUの株価指標であるとユーロドルレートをこれらの構造ショックと回帰し、株価の下落とユーロドルレートの増価がこれらの構造ショックに影響を与えることを実証した。

それらの推定から、2007年夏以降のサブプライムショックは株価の下落と為替レートの増価によってEU経済に負のショックを与えたことを示唆している。米国での株価の下落がEUの株価や、ユーロドルレートに影響を与え、それらを通じてEU経済に影響を与えてきた。すなわち、米国株価がEUの金融変数だけでなく実物変数にも影響を与え、それが現在のグローバル化した経済の姿であるといえる。

また、このようにグローバル化した経済ではEU域外の株価への配慮が欠かせない。これは外国株式に投資している機関投資家のみならず、国内の投資家も外国の株価変動の影響を免れないため、一般投資家もEU域外の株式市場の動向に注視しなければならない。それが金融変数だけでなく、実物変数にも影響を受けるためでもあり、資産運用を行う投資家は、EU域外の情報収集をより一層行わねばならない。

本稿では、EUの金融変数と実物変数間の関連に分析の焦点を当てた。EUの輸出に対する米国の需要減退の効果を、より精緻に分析するためには米EUの二地域間での分析が重要となる。そこで、高屋（2009b）で構築した二国SVARモデルへの拡張が考えられるが、それは今後の課題としたい。

参考文献

- 高屋定美（2009a）『EU通貨統合とマクロ経済政策』ミネルヴァ書房.
- 高屋定美（2009b）『ユーロと国際金融の経済分析』関西大学出版部.
- 高屋定美（2009c）「欧州金融統合と地域金融市場の変貌」岩佐代市編著『地域金融システムの分析』中央経済社, pp. 179-197.
- 高屋定美（2009d）「欧州金融統合の進展—リテール市場の実際と統合の実証—」岩佐代市編著『地域金融システムの分析』中央経済社, pp. 199-215.
- 高屋定美（2010）「EU財政と安定化政策」高屋定美編著『EU経済』ミネルヴァ書房所収.
- Andersen, T.G., Bollerslev, T., Diebold, F.X., Labys, P., 2001. The distribution of realized exchange rate volatility. *Journal of the American Statistical Association* 96, 42-55.
- Bai, J., 2003. Inferential theory for factor models of large dimensions. *Econometrica* 71 (1), 135-171.
- Bai, J., 2004. Estimating cross-section common stochastic trends in nonstationary panel data. *Journal of Econometrics* 122, 137-138.
- Barndorff-Nielsen, O., Shephard, N., 2002. Econometric analysis of realized volatility and its use in estimating stochastic volatility models. *Journal of the Royal Statistical Society Series B* 64, 253-280.
- Beltratti, A., Morana, C., 2006. Breaks and persistency: macroeconomic causes of stock market volatility. *Journal of Econometrics* 131, 151-177.
- Blanchard, O. and Quah, D., 1989. The dynamic effects of aggregate demand and aggregate supply shocks. *American Economic Review* 79, 655-673.
- Engle, R.F., Susmel, R., 1993. Common volatility in international equity markets. *Journal of Business and Economic Statistics* 11 (2), 167-176.
- Forbes, K., Rigobon, R., 1999. No contagion, only interdependence: measuring stock markets comovements. *NBER Working Paper*, No. 7267.
- Groenen, P.J.F., Franses, P.H., 2000. Visualizing time-varying correlations across stock markets. *Journal of Empirical Finance* 7, 155-172.
- King, M., Sentana, E., Wadhwani, S., 1994. Volatility and links between national stock markets. *Econometrica* 62, 901-934.

- Kose, M.A., Otrok, C., Whiteman, C.H., 2003. International business cycles: world, regions and country-specific factors. *American Economic Review* 93 (4) 1216–1239.
- Longin, F., Solnik, B., 1995. Is the correlation in international equity returns constant: 1960–1990? *Journal of International Money and Finance* 14 (1), 3–26.
- Merton, R.C., 1973. An intertemporal capital asset pricing model. *Econometrica* 41, 867–887.
- Morana, C., 2005. The Japanese deflation: has it had real effects? Could it have been avoided? *Applied Economics* 37, 1337–1352.
- Morana, C., Beltratti, A., 2002. The effects of the introduction of the euro on the volatility of European stock markets. *Journal of Banking and Finance* 26 (10), 2047–2064.
- Nelson, D.B., 1991. Conditional heteroskedasticity in asset returns: a new approach. *Econometrica* 59, 347–370.
- Phylaktis, K., Ravazzolo, F., 2002. Measuring financial and economic integration with equity prices in emerging countries. *Journal of International Money and Finance* 21, 879–904.
- Ramchand, L., Susmel, R., 1998. Volatility and cross correlation across major stock markets. *Journal of Empirical Finance* 5 (4), 397–416.

東京証券取引所の改革と 証券市場の透明性

名古屋私立大学大学院 経済学研究科 講師 坂和 秀晃
釧路公立大学 経済学部 講師 生方 雅人

東京証券取引所の改革と証券市場の透明性*

坂和 秀晃[†]

生方 雅人[‡]

* 本稿の作成にあたり、筒井義郎先生(大阪大学)・大屋幸輔先生(大阪大学)に大変お世話になった。また、本研究は、平成 21 年度うちょう財団研究助成及び科学研究費補助金の支援を受けている。記して、感謝の念を表したい。もちろん、本稿に含まれる誤りは全て筆者達の責である。

† 名古屋市立大学大学院経済学研究科講師。〒467-8501 愛知県名古屋市瑞穂区瑞穂町山の畑 1 番地 Email: sakawa@econ.nagoya-cu.ac.jp

‡ 釧路公立大学経済学部講師。〒085-8585 北海道釧路市芦野 4-1-1
Email: ubukata@kushiro-pu.ac.jp

証券市場の透明性と東京証券取引所の改革

要旨

本稿では、東証の透明性向上に関する改革について実証的な検証を行う。具体的には、2003 年の東証の透明性を向上させる改革が、証券市場の流動性を高め、市場における投資家間の非対称情報を緩和したかどうかを検証する分析を行う。日経 225 構成銘柄について、流動性の代理変数であるデプス以外の変数に関しては、流動性を高め投資家間の非対称情報の程度を緩和するという実証結果が得られた。この結果は、東証の改革には一定の効果があったことを示している。

JEL Classifications: G14・G15・G18

キーワード: 東証・透明性・流動性・非対称情報

1. はじめに

近年、証券市場の透明性に関する注目が集まっている。特に、世界的な証券市場合併の動きがある昨今、少しでも証券市場の流動性を高めることが証券市場生き残りの改革の一つとして見なされるようになったといっても過言ではない。その中でも、証券市場における取引に関する透明性を高めることは、重要なテーマであるといえる。証券市場を利用する投資家間の非対称情報の問題を緩和して、市場の流動性を高めるためには、証券市場の透明性を高める意義は大きいと考えられている。このような考え方から、証券市場の透明性を高めようという動きが増えている。その中でも、日中取引に関する気配情報の公開を進める動きは全世界の証券取引所において多く取り組まれている。このような証券市場改革の潮流の中、日本においても、2000年に気配情報の公開幅が、最良気配から上下3本気配へと拡充され、更に2003年には、上下5本気配までが公開されるようになってきている。

本稿では、このように様々な改革が成されている証券市場の透明性向上の影響について、東京証券取引所(東証)の改革に注目して検証を行うことである。具体的には、2003年の東証の透明性を高める改革が実効性を持っていたのかどうかを検証するために「流動性」・「市場における投資家間の非対称情報の程度」の2点に注目して実証分析を行う。

証券市場の透明性を高めようとする改革は、世界中の取引所で取り組まれている。まず、1990年のカナダのトロント証券取引所では、電子取引ベースの取引システムにおいて、投資家に公開する情報を最良気配価格・数量から上下5本気配価格・数量へと増やすことで、証券市場の透明性を向上させている。ニューヨーク証券取引所でも、2002年に透明性を向上させる取り組みを行っている。板の気配価格・取引数量情報を10秒間隔で投資家に公開するようにしている。同様に、米国のナスダック証券取引所では、2002年にSuper Montage Systemを導入して、上下5本気配の価格・数量を投資家に公開するようになっている。更に、韓国証券取引所においても、2000年に気配情

報の公開幅を最良気配から上下 5 本気配へと拡充し、2002 年には上下 10 本気配へと拡充している。2000 年以降には東証においても、他の証券市場の改革に対応するため、いくつかの改革が実行された。気配情報の公開幅を拡充する改革を取られただけでなく、2002 年にアクションプログラムの一環として、上場企業に対して四半期情報の自主的な開示を行うなどの改革が行われた。

このように、世界の多くの取引所において、証券市場の透明性を向上させる取り組みが行われている。透明性を向上させる効果に関しての理論の先行研究は以下のよう
にまとめられる。Baruch (2005) は、スプレッドを減少させることで、市場の流動性
や投資家間の非対称情報の程度を減少させるという意味で市場の質を向上させること
を示している。また、Madhavan(1995)/Naik et al. (1999) では、売買注文が市場に
おいて執行された後の取引事後の透明性 (Post-trade transparency) についての理
論分析を行っている¹。取引事後の透明性 (Post-trade transparency) については、
Gemmill (1996) のロンドン証券取引所に関する実証研究において、透明性を向上させ
てもスプレッドには影響を与えないことを示している。透明性の向上に関しては、フ
ァイナンス実験を用いたアプローチからの研究も行われている。Bloomfield and
O'Hara (1999) では、透明性の向上により情報効率性とスプレッド幅が拡大する効果
があることを示している。一方、Flood et al. (1999) では、透明性の向上により、
デプスと取引量が増加することを示している。

理論的な研究に対して、その効果についての実証分析は十分とはいえず、一意の結
論が得られたとは言いがたい状況にある。Madhavan et al. (2005) では、1990 年に
行われたカナダのトロント証券取引所での透明性向上のイベントの効果を調べている。

¹ 東証は、2000 年 12 月に証券市場の透明性向上の改革を同様に行っており、この時には「気
配情報の開示幅を最良気配のみから上下 3 本気配に拡大」している。この効果については、
Sakawa and Ubukata (2009)において検証されており、証券市場の流動性を高め、投資家間の
非対称情報を緩和する効果を有していたことが示されている。ただし、透明性向上の効果につ
いては、Eom et al. (2007) が指摘するようにその時の証券取引所の透明性の程度によって変
わる可能性がある。したがって、本稿では 2000 年の改革によって一定限透明性の程度が高ま
った後の 2003 年の東証の改革に注目した実証分析を行っている。

その結果、透明性の向上によって、逆に市場の投資家間の非対称情報の程度が大きくなっていることを示している。また、流動性の指標であるビッド・アスクスプレッドに関しても、イベント前の方が小さく流動性が高くなっているという結果が得られている。すなわち、透明性を向上させるイベントには、流動性を高める効果、投資家間の非対称情報の問題を緩和する効果がないという実証結果になっている。一方で、Bohmer et al. (2005)では、ニューヨーク証券取引所の板情報公開後に流動性指標であるスプレッドの幅が狭くなり、流動性が高まるという実証結果を報告しており、Madhavan et al. (2005)とは相反する実証結果を得ている。また、Hendershott and Jones (2005)においても、注文駆動型の取引システムを運用するアイルランドの電子通信ネットワーク (Ireland Electronic Communication Network)において売買の活発な 3 銘柄の板の公開を止めたところ、情報効率性が下がるという実証結果を得ている。

欧米諸国の証券取引所に関する分析が大部分であるものの、アジアの証券取引所についても先行研究が存在する。Eom et al. (2007)の研究では、韓国証券取引所の 2000 年と 2003 年の 2 回の透明性向上のイベントに注目した実証分析を行って、透明性を高める効果が逡減する可能性を示している。Eom et al. (2007)では、KOSPI200 に含まれる銘柄に関して、2000 年の公開情報を 3 本気配から 5 本気配に増やすイベントと 2003 年の 5 本気配から 10 本気配に増やすイベントの両方に注目して分析を行っている。そして、2000 年のイベント後には、流動性が高まり投資家間の非対称情報の程度が緩和するのに対して、2003 年のイベント後にはその効果は必ずしも全ての変数で有意に得られず効果自体も小さいことを示している。

東証の改革に関する実証的な分析は、少なからず存在している。例えば、2002 年の東証のアクションプログラムの一環として行われた、四半期情報の自主公開についての分析を行った生方・坂和 (2007)がある。生方・坂和 (2007)では、透明性を向上させる四半期情報公開によるディスクロージャー効果により、投資家間の非対称情報の程度が緩和されたことを示している。東証の透明性向上の改革に関しては、Sakawa and Ubukata (2009)において、2000 年に行われた「公開気配幅を最良気配から上下 3 本気

配に拡充させる」改革によって、市場の流動性を高めトレーダー間の情報の非対称性の程度を緩和することが明らかになっている。

本稿では、証券市場の透明性向上の影響について、2003年6月30日に行った東証の改革に注目して検証を行うことである。本稿では、同改革の効果として「市場の流動性が高まり投資家間の情報の非対称性の程度が緩和された」という仮説を立てて実証分析を行う¹。本改革に際しては取引情報の匿名性を確保し投資家間の公平性を担保するという観点から、「証券会社に対する手口情報の開示の取りやめ」が同時に着手されている。その意味では、匿名性の確保によって透明性の程度が減少している効果もある²。本稿では、2003年の東証の改革が透明性を高める意味での実効性を持っていたのかどうかを検証するために「流動性」・「市場における投資家間の非対称情報の程度」の2点に注目して実証分析を行う。

本稿で得られた結果は以下の3点にまとめられる。第一に、市場の流動性に関する指標の一つである相対スプレッドに関しては、有意に幅が狭まるという結果が得られた。すなわち、相対スプレッドで測定した市場における流動性が東証の改革によって高まったことを意味していると解釈できる。第二に、市場の厚みを計る流動性の指標であるデプスは、増加傾向を示すものの、有意な結果を得ることはできなかった。東証の改革の効果が市場の厚みを増し流動性を高めたかどうかに関しては明らかでない。第三に、投資家間の情報の非対称性を表す Transient Volatility と MRR モデルの逆選択コストについては、改革後にそれぞれの指標が有意に減少するという効果を得ることができた。したがって、東証の透明性を高める改革によって投資家間の情報の非対称性の程度は緩和されたと結論づけることができる。これらの結果をまとめると、東証の透明性を高める改革の効果は有効であると解釈可能であると考え

本稿は以下のように構成される。第2節において、データと記述統計量についての説明を行う。次に、3節では実証仮説の導出と推定方法の紹介を行う。第4節において

² この点に関して、Foucault et al. (2007) では、匿名性の確保の効果に関する注文駆動型市場の理論モデルを構築して、匿名性の確保された市場においてはボラティリティーが減少することを示している。

は、推定結果を導出し解釈を行う。最後に、第 5 節において本稿の結論付けを行う。

2. データと記述統計量

データとしては、日経 Needs 個別銘柄ティックデータベースの最良気配版を利用して
いる。同データベースでは、個別銘柄の日中取引を取引価格・数量についての 1 分間
隔のデータに整理している。東証の取引は、連続型のオークション方式で行われる前
場(9 時から 11 時)と後場(12 時半から 15 時)までのザラバの期間と、コールオークシ
ョン方式で価格が決定されるオープニング・クロージングの板寄せ期間に分かれる。
本研究では、連続型のオークション方式で価格が決定されるザラバ期間のスプレッド
の要因分解を行うので、板寄せ期間は除いて考える。また、TOSTNET を用いて行われ
る時間外取引も除いて考える。

本研究のサンプル期間は、2003 年 6 月 30 日の「3 本気配から 5 本気配公開に気配情
報が拡充されたイベント日」の前後 50 営業日を取り、前半期間・後半期間に分けて分
析を行う。先行研究の Madhavan et al. (2005)/Eom et al. (2007) は、証券市場の取
引参加者の売買行動に影響が現れるのにはある程度の時間がかかることを想定してこ
のように広めのサンプル期間を採用している。本研究でも、先行研究に倣い、50 営業
日という広めのサンプル期間をとる。

本研究で用いるサンプル銘柄は、東証上場銘柄の内、日経 225 を構成する個別銘柄
のデータである³。日経 225 採用銘柄の内、(1)サンプル期間に平均して 5 分に 1 回以
上の取引回数がある銘柄・(2)新株発行・株式分割がサンプル期間にない企業・(3)テ
ィックサイズの変更がない企業といった基準を満たす銘柄は 176 銘柄であった³。

³ Ahn et al. (2002) の注文駆動型市場としての東証に関するスプレッド要因分析の研究にお
いても、日経 225 採択銘柄の内、一定の基準を満たす銘柄を東証の代表的銘柄として採用し
ている。Lin et al. (1995) も、同様の基準を用いて銘柄選択を行い、スプレッドの要因分解
を行っている。本研究でも、先行研究に倣った基準を採用して実証研究を行っている。

記述統計量については、表 1 にまとめられている。本研究では記述統計量として、1 日平均売買金額、1 日平均取引株式数、1 日平均取引回数、終値の平均を報告している。それぞれの統計量について、全銘柄及び 1 日平均売買金額による三分位グループについての計算を行っている。下位三分の一のグループをグループ A、中位三分の一のグループをグループ B、上位三分の一のグループをグループ C とおく。

表 1：1 日平均売買金額でグループ分けした場合の記述統計量

	企業 数	平均売 買金額 (1 億円 単位)	1 日平均 取引量 (1000 株単位)	平均取引 回数 (1 日平均)	終値平均 (円)
2003 年			前期 後期	前期 後期	前期 後期
ALL	176	20.870	3397.1 4381.8	430.1 537.8	761.5 901.3
グループ A	58	4.051	1309.5 1463.9	224.6 265.2	384 428.8
グループ B	59	11.996	3129.2 4105.6	390.7 490.2	480.2 560.9
グループ C	59	46.279	5717.1 7526.6	671.6 853.4	1413.9 1706.1

(注)：1 日平均売買金額の平均にしたがって、下位 3 分の 1 をグループ A、中位 3 分の 1 をグループ B、上位 3 分の 1 をグループ C としている。

表 1 より、1 日平均取引量、1 日平均取引回数についてはグループ A、B、C の順番に大きくなっている。1 日平均売買金額については、グループ B はグループ A の約 3 倍、グループ C はグループ B の約 4 倍の大きさになっている。したがって、グループ C の銘柄は出来高ベース、売買金額ベース双方で計って最も大きい銘柄群である。次に、公開気配情報拡充のイベント前後の変化を見ると、1 日平均取引量、1 日平均取引回数のどちらで計ってもイベント後の出来高が増えていることが明らかになる。1 日平均終値に関しても、上昇傾向にある。これらの傾向は、3 グループ全てについて共通している。したがって、イベント後に取引量が増えていることと、特に買い注文の回数が増えていることを示唆している。

3. 実証仮説と推定方法

本節では、東証で 2003 年 6 月 30 日に行われたイベントの効果を検証するための実証仮説の導出を行う。3.1 節では、流動性に関する実証仮説を構築する。次に、3.2 節において、投資家間の非対称情報の程度に関する仮説を導出する。最後に、3.3 節において仮説で検証する変数の推定方法について説明を行う。

3.1. 流動性に関する実証仮説

本節では、東証の Nikkei 225 に属する銘柄の流動性が、2003 年のイベント後に高まったのか否かを検証するために、ビッド・アスクスプレッドをスプレッドの中値で割り引いた相対スプレッドとデプスの両変数の変化が有意かどうかを検証する。それぞれの変数について、以下の 2 仮説を立てることができる。

相対スプレッドを流動性の代理変数として扱う仮説は以下のようなになる。流動性を供給する指値注文が増えるほど、流動性も高まり、ビッド・アスクスプレッドの幅が狭くなるという関係が予想される。したがって、帰無仮説は以下のようなになる。

仮説 1： イベント後に、相対スプレッドの水準は有意に変化しない。

デプス (Depth) としては、Madhavan et al. (2005) で扱われるように最良気配のビッド・アスク価格の取引数量の合計量を用いる。板における最良気配での取引数量であるデプスが大きいほど、即時執行できる注文数が多いことを意味するので、市場の流動性が高いと考えられる。したがって、帰無仮説は以下のようなになる。

仮説 2： イベント後に、デプスの水準は有意に変化しない。

3.2. 投資家間の非対称情報の程度に関する実証仮説

本節では、イベント後に投資家間の情報の非対称性の程度が緩和されたのかどうかを検証するために、ボラティリティーと逆選択コストの両変数の変化が有意であるかどうかを検証する。それぞれの変数について、以下の仮説 3・4 を立てる。

株価収益率のボラティリティーは、市場の情報の非対称性の代理変数となっている。しかしながら、透明性の向上によって、ボラティリティーがどのように変動するかについては、相反する先行研究がある。理論の先行研究である Madhavan (1996) は、市場が十分に大きくないという条件の下で、透明性はボラティリティーを減少させる効果を持つことを示している。他方、Madhavan et al. (2005) では、トロント証券取引所では、透明性向上によってボラティリティーが増加したと相反する結果を得ている。したがって、透明性とボラティリティーの関係性について先験的に予想することはできないので、以下の仮説 3 を立てる。

仮説 3: イベント後のボラティリティー (Transient Volatility) の水準は有意に変化しない。

次に、投資家間の非対称情報の程度を示す指標である逆選択コストと透明性の関係を考える。透明性向上による逆選択コストの変化に関しても、先行研究では相反する結果が得られている。Madhavan et al. (2005) では、透明性向上後に逆選択コストが有意に増加するという結論が得られている。他方、Eom et al. (2007) では、逆選択コストはむしろ有意に減少するという結果を得ている。したがって、逆選択コストと透明性向上の関係についても先験的に予想することはできず、以下の仮説 4 を立てる。

仮説 4: イベント後に、逆選択コストの水準は有意に変化しない。

3.3. 推定方法

前節までの仮説 3・4 を検定する際に必要な 2 変数の推定方法について、以下で説明する。

3.3.1 節では、Transient Volatility の推定法について説明する。次に、3.3.2 節において Madhavan et al. (1997) の逆選択コストを推定するモデル(以下、MRR モデル)の推定について述べる。

3.3.1 Transient Volatility の推定

本稿では、仮説 3 を検証するボラティリティの変数として、Ranaldo (2004) が採用する Transient Volatility を用いる。Transient Volatility は、取引の順番による時間間隔に準拠したボラティリティの計算方法であり、1 分間隔の Tick Data を用いている都合上、正確な秒単位の時間間隔に基づいたボラティリティを計算できない東証の Tick Data を扱う上では適していると考えられる⁴。

Transient Volatility は以下のように求められる。まず、日中のある t 時点において過去 $t-19$ 時点までの 20 回の取引について、取引価格の 19 回の収益率を計算する。次に、その 19 個の収益率の標準偏差を計算する。最後に、日中の取引について逐次計算された標準偏差の平均を計算すると、それが日中取引の Transient Volatility になる。

3.3.2. MRR モデルの推定

本節では、仮説 4 で用いる逆選択コストの推定方法について説明する。本稿では、Madhavan et al. (2005)/ Eom et al. (2007) 等の先行研究で用いられている MRR モ

⁴特に、東証の日中取引については、オープニングとクロージング、昼休みの前後に取引量が増える W 字型の特徴を示すことが知られており、時間帯によって取引数量のパターンがある。また、Hasbrouck (1993) は、取引の順番による時間間隔に準拠したボラティリティを用いることで、株価収益率の不均一分散の問題を小さくすることができることを示している。

デルを採用する⁵。

MRRモデルは、構造系のモデルをスプレッドの要因分解の誘導系のモデルに書き直したモデルであり、スプレッドを逆選択コスト要因と注文執行コスト要因の2要因に分解することを可能にする。 t 時点の取引価格を P_t 、取引が買い注文で執行されたとき+1、売り注文で執行された時、-1をとる指示関数を Q_t とする。この時、MRRモデルは以下の推定式(1)で表せる。

$$\Delta P_t = \alpha(Q_t - \rho Q_{t-1}) + \beta(Q_t - Q_{t-1}) + u_t$$

(1)

本稿では、Ahn et al. (2002)/生方・坂和 (2007) と同様に (1)式の3パラメータ(α 、 β 、 ρ)をGMM推定する。この時、スプレッドの逆選択コスト要因が α 、注文執行コスト要因が β 、注文の1階の自己相関が ρ と推定される。ただし、モーメント条件の2項目の u_0 は誤差項の平均であり、ドリフト項になる。

$$E[f(\Delta P_t, Q_t, Q_{t-1}, \alpha, \beta, \rho)] = 0,$$

$$f(\Delta P_t, Q_t, Q_{t-1}, \alpha, \beta, \rho) = \begin{pmatrix} Q_t Q_{t-1} - \rho Q_{t-1}^2 \\ u_t - u_0 \\ (u_t - u_0) Q_t \\ (u_t - u_0) Q_{t-1} \end{pmatrix}.$$

(2)

4. 推定結果とその解釈

本節では、前節で推定方法を紹介したそれぞれの推定量についてのイベント前後の推定結果について、ウィルコクソンの符号順位検定を行う。同検定結果によって、イ

⁵同モデルの注文駆動型市場である東証での推定方法については、Ahn et al. (2002)/生方・坂和 (2007)等で詳しく紹介されている。

イベントの効果を、4 仮説についてそれぞれ検証を行う。まず、4.1 節において、流動性に関する推定結果を検証し、解釈を行う。次に、4.2 節において、投資家間の非対称情報に関する推定結果の検証を行い、推定結果の解釈を行う。

4.1. 流動性に関する推定結果について

表 2 では、イベント前後の相対スプレッド・デプス・Transient Volatility のイベント前後の 50 営業日に関する変化が示されている。まず、相対スプレッドについては全サンプルにおいて、イベント後に有意に減少している。また、1 日平均売買金額の大きさを分割した 3 グループ全てにおいて、有意に減少している。この結果は、仮説 1 を負に棄却し、仮説 1 の対立仮説を採択すること、つまり相対スプレッドが減少することを意味する。このことは、透明性の向上により市場の流動性が高まったと解釈できる。

表 2：イベント前後の相対スプレッド・デプス・ボラティリティーの変化

2003 年	前期	後期	変化率 (%)	ウィルコクソンの 符号順位検定 (p 値)
全サンプル				
相対 スプレッド	0.384	0.321	-0.063	0.000
デプス	146732.498	165278.538	0.126	0.956
σ	0.230	0.200	-0.129	0.000
グループ A				
相対 スプレッド	0.515	0.432	-0.083	0.000
デプス	35783.271	30910.117	-0.136	0.149
σ	0.301	0.261	-0.131	0.000
グループ B				
相対 スプレッド	0.373	0.313	-0.060	0.000

デプス	89905.331	89277.334	-0.007	0.952
σ	0.223	0.195	-0.124	0.000
グループ C				
相対 スプレッド	0.266	0.219	-0.047	0.000
デプス	312628.397	373370.731	0.194	0.473
σ	0.167	0.145	-0.133	0.000

(注)：全サンプルと1日平均売買金額の大きさ順に分けたグループA・B・Cについてそれぞれ、相対スプレッド・デプス・ σ (Transient Volatility) の数値を報告している。なお、前期と後期の差が有意かどうかを検定するために、ウィルコクソンの符号順位検定を用いており、そのp値を報告している。

次にデプスについては、全サンプルについてイベント後に増加しているものの、その効果は有意ではない。また、全ての3グループについても同様に、イベント後のデプスの増加は有意ではなかった。この結果は、仮説2を棄却できないことを意味している。すなわち、デプスという指標で流動性を計測した場合、透明性の向上により、市場の流動性が高まるとは言えないことを意味している。この点に関して、Eom et al. (2007)では最良気配より大口の注文が入った場合、最良気配の数量でデプスを測定するとデプスを過小に見積もってしまう問題があることを指摘している。この点を考慮して、彼らの研究では最良気配の数量のみではなく、5本気配にかかる取引量の総和を使いデプスを測定している。本稿では、Madhavan et al. (2005)等の先行研究と同様に最良気配のデプスのみを測定しているので、東証の改革後のデプスを過小に推定した可能性もある⁶。

⁶本分析以前の期間には、5本気配の情報は開示されていなかったため、この期間のTickデータはNikkei Needs Historical Tick Dataにおいても最良気配版のみしか存在していない。したがって、デプスの指標としてはMadhavan et al. (2005)を初めとする従来の研究で用いられている最良気配の数量を用いることになる。

4.2. 投資家間の非対称情報に関する推定結果について

表 2 より、Transient Volatility については、全サンプルについて 12.9%程度有意に減少していることが示されている。同様に、3 グループに関する推定結果を参照しても、イベント後に有意に減少するという結果が示される。この結果は、仮説 3 が負に棄却されることを意味しており、透明性の向上により、市場の非対称情報の程度が緩和していることを意味していると解釈できる。

表 3：イベント前後の MRR モデルのスプレッド要因の変化

	前期	後期	変化率 (%)	ウィルコクソンの 符号順位検定 (p 値)
全サンプル				
α	0.129	0.096	-0.254	0.000
β	0.041	0.041	0.023	0.088
IS	0.170	0.138	-0.188	0.000
グループ A				
α	0.168	0.122	-0.277	0.000
β	0.057	0.057	0.005	0.662
IS	0.226	0.179	-0.205	0.000
グループ B				
α	0.119	0.093	-0.222	0.000
β	0.039	0.040	0.025	0.221
IS	0.159	0.133	-0.161	0.000
グループ C				
α	0.100	0.075	-0.256	0.000
β	0.025	0.027	0.062	0.003
IS	0.126	0.101	-0.192	0.000

(注)：全サンプルと 1 日平均売買金額の大きさ順に分けたグループ A・B・C についてそれぞれ、逆選択コスト要因 (α)・注文執行コスト要因 (β)・IS (Implied Spread) の数値を報告している。なお、前期と後期の差が有意かどうかを検定するために、ウィルコクソンの符号順位検定を用いており、その p 値を報告している。

最後に、MRR モデルの推定結果については、表 3 で示されている。逆選択コストに関しては、全サンプルについてイベント後に 25.4%分有意に減少するという結果が得られている。また、3 グループについても逆選択コストの減少は有意であり、A グループで 27.7%・B グループ 22.2%・C グループ 25.6%とその減少幅も大きい。

この結果は、Transient Volatility の結果と同様に東証の改革による透明性の向上は、市場の非対称情報の程度を緩和させる効果を持つことを意味していると解釈可能である⁷。注文執行コストの変動は時価総額の大きいグループ C においてのみ有意に増加しているものの、両要因の効果を足し合わせたトータルのスプレッドである Implied Spread は全グループ・3 グループともに有意に減少している。

5. 結論

本稿では、東証の取引に関する透明性を向上させる改革の有効性について実証研究の観点から検証を行った。2003 年 6 月に実行された東証の改革の効果を「流動性」・「市場における投資家間の非対称情報の程度」の 2 点から検証する実証分析を行った結果、以下の 3 点が明らかになった。

第一に、市場の流動性に関する指標として選択した相対スプレッドに関しては、改革後に全サンプルと時価総額の大きさに応じて分けた 3 グループの双方において、有意に幅が狭まるという結果が得られた。すなわち、仮説 1 は負の意味で有意に棄却される。この結果は、市場における流動性が東証の改革によって高まったことを意味し

⁷ Foucault et al. (2007) の帰結によれば、匿名性の確保による効果が出た可能性がある。また、本稿では、MRR モデルの逆選択コストに関しても同様の結果が得られている。2000 年の東証の改革と比較すると、Sakawa and Ubukata (2009) において、2000 年度の改革による逆選択コストの逆選択コストの減少幅を約 5%としているのに対し、本稿の分析では、2003 年度の逆選択コストの逆選択コストの減少幅を約 25%とかなり大きなものとなる。この点を考慮すれば、2003 年度の東証の改革は、「市場の非対称情報の程度を緩和」する効果を持っていたと結論付けることが可能だと考えられる。

ていると解釈できる。

第二に、市場の厚みを計る流動性のもう一つの指標として選択したデプスに関しては、増加傾向を示しているものの、統計的に有意な結果を得ることはできなかった。したがって、仮説 2 を棄却することはできない。すなわち、東証の改革の効果が市場の厚みを増し流動性を高めたかどうかに関しては明らかでない。

第三に、投資家間の情報の非対称性を表す指標として選択した Transient Volatility については、改革後にボラティリティーが有意に減少するという効果が全サンプル並びに 3 グループ全てについて得ることができた。すなわち、仮説 3 は負の意味で棄却された。また、投資家間の情報の非対称性を表すもう一つの指標である MRR モデルの逆選択コストについても同様に、改革後に有意に減少するという効果が全サンプル並びに 3 グループ全てについて得ることができた。仮説 3 と同様に仮説 4 も負の意味で棄却された。したがって、東証の透明性を高める改革によって投資家間の情報の非対称性の程度は緩和されたと結論づけることができる。

最後に、4 つの指標を用いた結果をまとめると、市場の厚みの指標であるデプスに関しては流動性を有意に増すという結果は得られなかった。一方で、他の 3 指標に関しては、「流動性を高め市場内のトレーダ間の情報の非対称性の程度を緩和する」という結論を得られている。したがって、東証の透明性を高める改革の効果は有効であると解釈可能であると考ええる。

本稿の結論を踏まえて、今後の研究の方向性としては以下のようなことが挙げられる。本稿では、「上下 3 本気配から 5 本気配までの公開幅の拡充」によって、同様に市場の流動性を高めトレーダ間の情報の非対称性の程度を減じる効果があることを明らかにしている。Eom et al. (2007) 等の先行研究で指摘されているように、透明性を一定以上高めるとその効果は低減し、却って流動性を減じる場合や、トレーダ間の非対称情報を拡大する可能性もある。したがって、更に公開幅を増している近年の東証の改革についての分析により、このような効果を再検証することが求められる可能性もある。今後の課題としたい。

[参考文献]

- 生方雅人, 坂和秀晃 (2007), 「注文駆動型市場における IR 活動のスプレッド要因への影響」『現代ファイナンス』 22, 97-113.
- Ahn, H. J., Cai, J., Hamao, Y., Ho, Y. K., (2002), “The components of the bid-ask spread in a limit order market: evidence from the Tokyo Stock Exchange,” *Journal of Empirical finance* 9(4), 399-430.
- Baurch, S., (2005), “Who benefits from an open limit-order book?,” *Journal of Business* 78, 1267-1306.
- Bloomfield, R., O’ Hara, M., (1999), “Market transparency: who wins and who loses?,” *Review of Financial Studies* 12, 5-35.
- Boehmer, E., Saar, G., Yu, L., (2005), “Lifting the veil: an analysis of pre-trade transparency at the NYSE,” *Journal of Finance* 60, 783-815.
- Eom, K. S., Ok, J., Park, J-H., (2007), “Pre-trade transparency and market quality,” *Journal of Financial Markets* 10, 319-341.
- Flood, M. D., Huisman, R., Koedijk, K. G., Mahieu, R. J., (1999), “Quote disclosure and price discovery in multiple-dealer financial markets,” *Review of Financial Studies* 12, 37-59.
- Foucault, T., (1999), “Order flow composition and trading costs in a dynamic limit order market,” *Journal of Financial Markets* 2, 99-134.
- Foucault, T., S. Moinas., E. Theissen (2007), “Does anonymity matter in electronic limit order market?,” *Review of Financial Studies* 20, 1707-1747.
- Gemmell, G., (1994), “Transparency and liquidity: a study of block trades on the London Stock Exchange under different publication rules,” *Journal of Finance* 51, 1765-1790.
- Hasbrouck, J., (1993), “Assessing the quality of a security market: a new approach to transaction-cost measurement,” *Review of Financial Studies* 6,

191-212.

- Hendershott, T., Jones, C.M., (2005), "Island goes dark: transparency, fragmentation, and regulation," *Review of Financial Studies* 18, 743-793.
- Lin, J.C., Sanger, G., Booth, G., (1995), "Trade size and components of the bid-ask spread," *Review of Financial Studies* 8, 1153-1183.
- Madhavan, A., (1995), "Consolidation, fragmentation, and the disclosure of trading information," *Review of Financial Studies* 8, 579-603.
- Madhavan, A., (1996), "Security price and market transparency," *Journal of Financial Intermediation* 5, 255-283.
- Madhavan, A., Richardson, M., Roomans, M., (1997), "Why do security prices change? A transaction level analysis of NYSE stocks," *Review of Financial Studies* 10, 1035-1064.
- Madhavan, A., Porter, D.C., Weaver, D.G., (2005), "Should securities markets be transparent?, " *Journal of Financial Markets* 8, 265-287.
- Naik, N.Y., Neuerberger, A., Viswanathan, S., (1999), "Trade disclosure regulation in markets with negotiated trades," *Review of Financial Studies* 12, 873-900.
- O'Hara, M., (1995), "Market microstructure theory," Basil Blackwell, Cambridge, MA.
- Rinaldo, A., (2004), "Order aggressiveness in limit order book markets," *Journal of Financial Markets* 7, 53-74.
- Sakawa, H. and Ubukata, M., (2009), "Does Pre-trade Transparency Affect Market Quality in the Tokyo Stock Exchange?," Discussion Papers in Economics and Business, 09-34, Osaka University.

金融機関のリスク資本の評価・管理

神奈川大学 経営学部 准教授 菅野 正泰

金融機関のリスク資本の評価・管理

神奈川大学経営学部

菅野 正泰*

要旨

最初に、リスク資本を計算する上で重要な、劣加法性などリスク尺度の望ましい特性とリスク分散効果の関係を調べる。次に、リスク資本管理の方法について整理する。そして、各種リスク合算モデルの数理的特徴を整理の上、幾つかの計算例でリスク資本の比較を行う。周辺分布が全て単峰形の典型的な計算例では、 t_5 -コピュラモデルで計算されるリスク資本が保守的で、最も総和法の計算値に近くなるという結果を得る。また、信用損失分布が双峰形を示す場合に、統合リスク資本を計算する際の注意点を示す。更に、リスク間の相関が増加しても、必ずしもリスク資本の増加に至らない例を示す。

キーワード：リスク資本，統合リスク，リスク合算，コピュラ関数，リスク尺度，劣加法性，双峰分布

1 はじめに

金融機関は、信用リスク、市場リスク、オペレーショナル・リスク、あるいは流動性リスクなど様々な金融リスクを抱えている。金融機関の内部リスク管理上は、一般的には、リスク分布を損失分布あるいはリターン分布として、当該分布における最大損失を VaR と定義する。また、信用リスクなどリスク分布の平均が有意にゼロではないリスクの場合、分布の平均を予想損失 (EL) として、VaR から EL を控除した非予想損失 (UL) に対して、バッファとして自己資本を積む方法がとられる (図 1 参照)。金融機関も企業である以上、コーポレート・ファイナンスの観点からすると、借入による投資もあるが、自己資本による投資活動は、たとえ投資の失敗により、リスクが顕現化するような事態に陥っても、リスクの評価が妥当であれば、自己資本の毀損に留まる。ここで、自己資本には、幾つかの種類がある。まず、一般的によく知られている自己資本は会計上の自己資本であり、どの勘定科目を考慮するかによっても定義が複数存在するが、バランスシート上

* 照会先は、e-mail: mkanno@kanagawa-u.ac.jp 本研究は、財団法人ゆうちょ財団より研究助成を受けて実施したものです。ここに、記して心より御礼申し上げます。なお、研究成果の一部は、書籍『入門 金融リスク資本と統合リスク管理』(社団法人 金融財政事情研究会)として刊行しており、本稿と併せて講読頂ければ幸いです。

の「株主資本の部」あるいは「純資産の部」の計数が該当する。

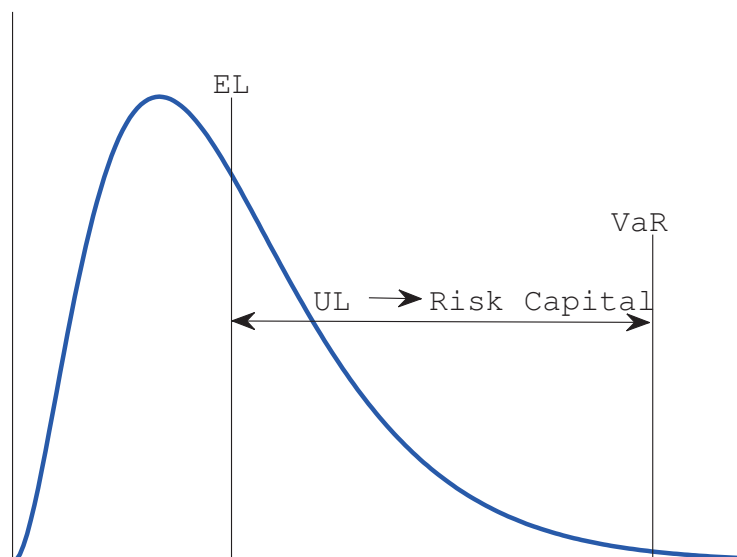


図 1: 損失分布の例：信用リスク分布

これに対して、銀行の自己資本比率規制（バーゼル 2）上の自己資本を「規制資本」と呼ぶ。この規制資本の計算のガイダンスは、金融庁告示 2007 年第 14 号に示されている。しかしながら、今次金融危機を契機として資本の質が問われており、わが国では 2007 年 3 月基準で適用されたばかりで日が浅いが、早くも 2009 年 12 月にバーゼル銀行監督委員会が公表した市中協議文書 (BCBS(2009)) により、資本項目の見直し作業が開始された。

規制資本に対して、銀行の内部リスク管理上の資本を「経済資本」あるいは「リスク資本」という。リスク資本は、市場リスクや信用リスクなどの個々のリスクに対するバッファとしての意味もあるが、金融機関の経営戦略上は、個々のリスクを合算して、金融機関全体に対して算定される統合リスクのバッファとして重要な役割を果たす。ここで、個々のリスクを合算する方法を「リスク合算（リスク・アグリゲーション）」といい、幾つかの方法が考えられるが、図 2 の例のように、個々のリスク分布を周辺分布として同時分布を求め、あらかじめ決めた信頼水準に対するパーセンタイル値として統合 VaR などの統合リスク量^{*1}を求める。

リスク合算を行う上で考慮しなければならない点の 1 つとして、リスクの分散効果が挙げられる。菅野 (2010) によると、わが国の銀行の多くは、実務上、個々のリスクを単純に足し上げる方法（これを総和法という。）を採用しているが、この方法の最大の欠点は分散効果を全く考慮することができないという点である。金融機関も一企業である以上、様々な投資活動の原資となる自己

^{*1} 統合 VaR 以外には、統合 ES（期待ショートフォール）などが挙げられる。

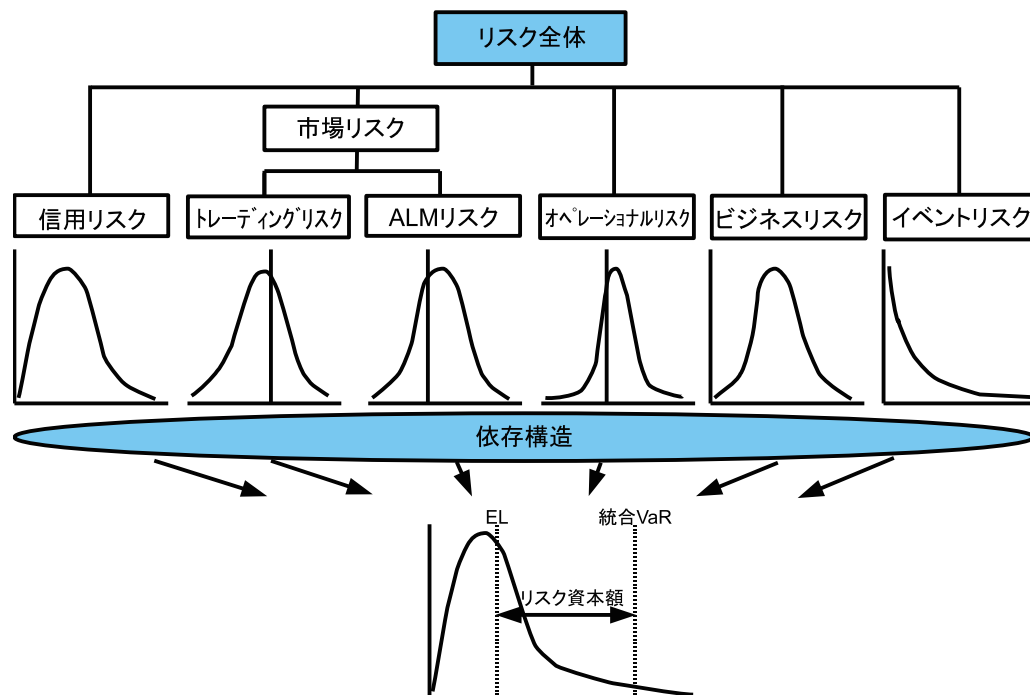


図 2: リスク合算の例

資本を有効活用することは、コーポレートファイナンス上、重要な視点であり、分散効果を考慮することにより余剰資本を別の投資に再配分することが可能となる。

これに対して、分散効果を考慮する方法として幾つか知られており、最も簡単な方法は、市場 VaR や信用 VaR など個々のリスク量を確率変数として、ハリー・マルコビッツの平均分散アプローチを応用した分散共分散法により求めるアプローチである。分散共分散法は、個々のリスク量を計算する際には、良く知られた解析的な方法であり、例えば、市場 VaR を算定する際に、金利リスク VaR、為替リスク VaR、株式リスク VaR など市場リスク内の相関を考慮して計算される。これに対して、金融機関全体のポートフォリオの統合リスク量を計算する場合は、市場 VaR や信用 VaR など個々のリスク間の相関を考慮しなければならない点が、市場 VaR など個々のリスク量を計算する場合と異なる点である。

分散共分散法を使用した学術論文の例として、Ward and Lee(2002) が挙げられる。彼らは、損害保険業務と生命保険業務を行う仮定の保険会社を考え、まず、保険引受リスク、ALM リスク、信用リスク、市場リスク、オペレーショナル・リスクなどのリスクを抱えると想定して、分散共分散法により、統合リスク量全体を計算した。次に、実際のリスク分布に対する特定の信頼水準のリスク量と、実際のリスク分布と平均と標準偏差が等しい正規分布に置き換えた場合の同一の信頼水準に対するリスク量との差分を、分布の歪みに起因するアドオンのリスク量として求めている。

この他、個々のリスクの多変量同時分布を表現する方法として、コピュラ関数による方法が知ら

れている。コピュラ関数法は、Sklar の定理（1959 年）の結果として、コピュラ関数によって、1 変量の周辺分布関数のモデル化と依存構造のモデル化を別々に行うことができる。本稿では、5 節の数値分析で、コピュラ関数法におけるコピュラ関数として、ガウシアンコピュラと t -コピュラを取り扱う。

本稿の構成は次のとおりである。2 節では、リスク合算上重要であるリスク分散効果について、リスク尺度の性質と関連付けて調べる。3 節では、リスク資本の管理に関して、合算単位の選択、サイロアプローチについて解説する。4 節では、各種リスク合算モデルの数理的な特徴を整理する。5 節では、リスク合算モデルとリスク分布（周辺分布、多変量同時分布）との関係を幾つかの観点から数値分析する。最後に 6 節で本研究を総括する。

2 リスク分散効果

2.1 総論

リスク合算を行う主たる目的の一つにリスク分散がある。リスク合算によるリスク分散効果は、主には次の 3 つの要素によって決まる。

1. エクスポージャー（ポジション）の数
2. エクスポージャー（ポジション）の集中度、あるいはポートフォリオの相対ウェイト
3. エクスポージャー（ポジション）間の相関

一般には、分散効果はエクスポージャーの数が増えると増加し、集中度が大きくなると減少し、また、相関が大きくなると減少する。1 と 3 の性質は、現代ポートフォリオ理論で特徴づけられる事項であり、また、2 の性質については、リスクの集中度を表す指標として、HHI(Herfindahl-Hirschman-Index) が知られており、この指標は信用集中リスク管理におけるリスク集中度を測る簡易な指標としても活用されている。

なお、1 と 3 の性質について、簡単に図 3 で示すことができる。分散効果を考慮する前のポートフォリオ内のエクスポージャー（ポジション）を X_i ($i = 1, \dots, N$)、分散効果を考慮後の合算エクスポージャー（ポジション）を X_T ^{*2}、また、ポートフォリオ内のペア間相関係数を ρ （一定）とすると、分散化率 DR は次式で定義することができる。

$$DR = \frac{X_T}{\sum_{k=1}^N X_k} \quad (2.1)$$

ここで、 $DR = 1$ は全く分散化されていない状態で、分散化が進むと、下限 $\sqrt{\rho}$ の一定値に漸近する。また、現代ポートフォリオ理論では、ポートフォリオのリスクは、システムティック・リスク（一般市場リスクとも言う。）とエクスポージャー（ポジション）の固有リスクの 2 つのリスクから構成されるが、分散化が進むと、後者のリスクは減少し、漸近的には 0 となり、前者のリスクのみが残ることになる。

^{*2} 実際の合算方法は、後述の分散共分散法 (4.12) 式による。

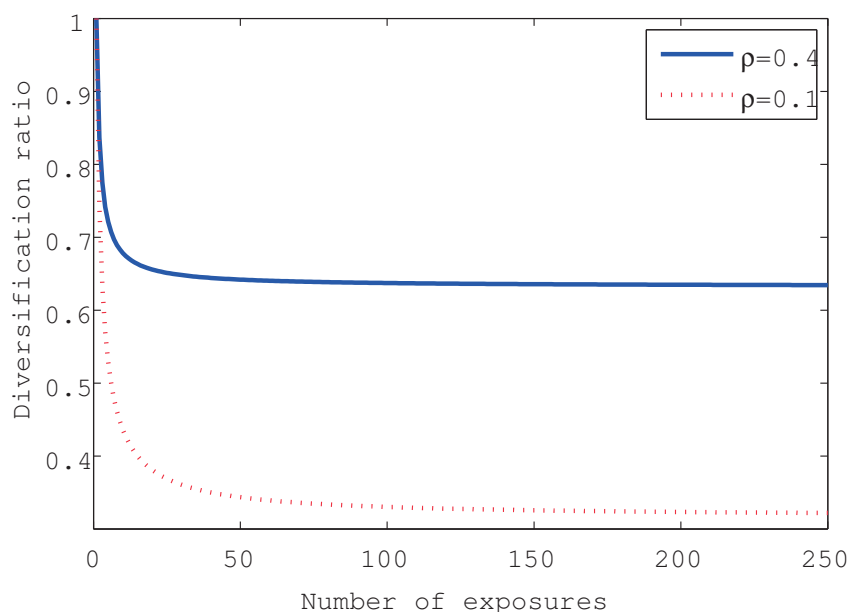


図 3: 分散化率

これを数式を使って説明してみる。例えば、リスク尺度として損失率 L の分散を考えると、期待値を $E[\cdot]$ 、分散を $V[\cdot]$ として、次式が恒等的に成立する。

$$V[L] = V[E[L|X]] + E[V[L|X]] \quad (2.2)$$

ここで、 X はシステマティック・リスクファクターである。このとき、右辺の第 1 項はシステマティック・リスクに係る部分で、 $E[L|X]$ は X と共に変動し、この分散 $V[E[L|X]]$ はポートフォリオ内のエクスポージャー数が増加しても消えない。これに対して、右辺の第 2 項は固有リスクに係る部分を表すが、エクスポージャーの数が増えると減少し、漸近的にはゼロになる。しかしながら、十分に分散されないポートフォリオでは、固有リスクの残差が生じる。

図 3 は、2 つの相関係数を設定した場合の等価ウェイトの資産・負債のポートフォリオに対する分散効果を示したものである。相関係数を所与として、エクスポージャーの数が増えると、分散効果は大きくなり、分散化率は減少する。相関係数が $\rho = 0.4$ では、均一なサイズのエクスポージャーの数が約 30 程度で、ほぼ限界に近い分散効果を得ることが可能である。また、相関係数が $\rho = 0.1$ では、同様に約 70 程度で、ほぼ限界に近い分散効果を得ることが可能である。

今度は、相関係数による大小を見ると、リスク間相関係数として標準的な数値である $\rho = 0.4$ では、分散化効果は約 3 分の 1 であるが、一方、それよりも小さい相関係数 $\rho = 0.1$ では、分散化効果は大きく、約 3 分の 2 になる。

なお、銀行全体で見た場合のリスク分散効果は、市場リスク、信用リスク、およびオペレーショナル・リスクを主要なリスクとする典型的な銀行に対して、15% から 28%^{*3}と推定されている。

2.2 リスク分散効果と劣加法性

リスク合算を行う際に合算単位の1つとして、業務部門単位を挙げることができるが（後述の3節で議論）、本節では、業務部門単位でリスク合算する際のリスク尺度の満たすべき条件について検討する。

P を実確率測度として、ある確率空間 $(\Omega, \mathcal{F}, P)$ 上で定義される実数値をとる確率変数の集合 Γ を考える。確率変数 $X_1, X_2 \in \Gamma$ に対して、 $X_1 + X_2 \in \Gamma$ が成立し、また、任意の実数 $a \in \mathbb{R}$ に対して $aX_1 \in \Gamma$ と任意の実数 $b \in \mathbb{R}$ に対して $X_1 + b \in \Gamma$ が成立すると仮定する。このとき、 Γ の任意の元に実数値を割り当てる任意の関数 $\rho: \Gamma \rightarrow \mathbb{R}$ をリスク尺度と呼ぶ。

それぞれの損失が同じ分布に従う確率変数 X_1 と X_2 であるような2つの業務部門を考える。VaRなどで定義されるリスク量をカバーするために、リスク量と等しいリスク資本を使用するものとする。ここで、2つの業務部門のリスク資本は、リスク尺度 ρ によって、それぞれ、 $\rho[X_1]$ と $\rho[X_2]$ で表されるものとする。

このとき、リスク管理の原則に照らして、 $X_i > \rho[X_i]$, ($i = 1, 2$) というイベントが生起しないような $\rho[X]$ が選択され、次の不等式が確率1で成立^{*4}する。

$$(X_1 + X_2 - \sum_{j=1}^2 \rho[X_j])_+ \leq \sum_{j=1}^2 (X_j - \rho[X_j])_+ \quad (2.4)$$

この式が意味するところは、2つの業務部門の合算リスク資本でカバーされない業務部門合算の資本不足（以下、ショートフォール^{*5}という。）は、各業務部門単体のショートフォールの合計値以下になる点である。資本の効率的運用という観点からは、一方のショートフォールを他方の資本でカバーすることが可能な場合があるので、業務部門間のリスクを統合する方が効果的である。また、規制当局の観点からは、金融機関の合併を促す理由づけにもなる。

なお、リスク尺度の特性として、Artzner 他 (1999) や Szegö(2004) では、以下の特性を挙げている。

1. 単調性：任意の $X_1, X_2 \in \Gamma$ に対して、 $X_1 \leq X_2$ ならば $\rho[X_1] \leq \rho[X_2]$ である。

^{*3} Dikamos and Aas(2002):28%, Ward and Lee(2002):22%, KSW(2001):15% である。

^{*4} [証明] $d_j = \rho[X_j]$ ($j = 1, 2$), $d = d_1 + d_2$ として、

$$\begin{aligned} (X_1 + X_2 - d)_+ &= ((X_1 - d_1) + (X_2 - d_2))_+ \\ &\leq ((X_1 - d_1)_+ + (X_2 - d_2)_+)_+ \\ &= (X_1 - d_1)_+ + (X_2 - d_2)_+ \end{aligned} \quad (2.3)$$

^{*5} 損失 X からリスク資本 $\rho[X]$ を控除した量のゼロ以上の部分、すなわち、

$$\max(X - \rho[X], 0) = (X - \rho[X])_+$$

をショートフォールという。

2. 正の同時性：任意の $X \in \Gamma, a > 0$ に対して, $\rho[aX] = a\rho[X]$ である。
3. 変換不変性：任意の $X \in \Gamma, b \in \mathbb{R}$ に対して, $\rho[X + b] = \rho[X] + b$ である。
4. 劣加法性：任意の $X_1, X_2 \in \Gamma$ に対して, $\rho[X_1 + X_2] \leq \rho[X_1] + \rho[X_2]$ である。
5. 凸性：任意の $X \in \Gamma, \lambda \in [0, 1]$ に対して, $\rho[\lambda X_1 + (1 - \lambda)X_2] \leq \lambda\rho[X_1] + (1 - \lambda)\rho[X_2]$ である。
6. 共単調リスクの加法性：共単調な任意の $X_1, X_2 \in \Gamma$ に対して, $\rho[X_1 + X_2] = \rho[X_1] + \rho[X_2]$ である。

リスク尺度の望ましい性質としてコヒレント性が挙げられるが、この性質は上記 1 から 4 を全て満たす場合に限り満たされる。ただし、Dhaene 他 (2008) によると、リスク尺度がコヒレント性を有しても、2 つの業務部門のリスク合算によるショートフォールは、むしろ増加することが指摘されている。

そこで、リスク尺度がコヒレント性を有する場合にリスク尺度の満たすべき条件について考える。まず、リスク尺度 ρ がコヒレントなリスク尺度である場合、次式で表される劣加法性を有する。

$$\rho[X_1 + X_2] \leq \rho[X_1] + \rho[X_2] \quad (2.5)$$

このとき、合算エクスポージャー（ポジション）の損失 $X_1 + X_2$ に対して配賦されるリスク資本 $\rho[X_1 + X_2]$ は、2 つの業務部門のリスク資本の単純和 $\rho[X_1] + \rho[X_2]$ 以下に選ぶことが可能であり、劣加法性により、リスク分散効果が得られると考えることができる。

同時に、2 つの業務部門合算のリスク資本 $\rho[X_1 + X_2]$ でカバーされない損失に対するショートフォールは、2 つの業務部門のリスク資本の単純和 $\rho[X_1] + \rho[X_2]$ でカバーされない損失に対するショートフォールの合計値以上になることがわかる。すなわち、(2.5) 式の劣加法性が満たされる場合、

$$(X_1 + X_2 - \sum_{j=1}^2 \rho[X_j])_+ \leq (X_1 + X_2 - \rho[X_1 + X_2])_+ \quad (2.6)$$

が成立する。

したがって、リスクの業務部門合算を行う際に、ショートフォール・リスクを減少させるためには、2 業務部門合算で配賦されるリスク資本 $\rho[X_1 + X_2]$ でカバーされないショートフォールが、業務部門別に配賦される各資本 $\rho[X_1], \rho[X_2]$ によりカバーされないショートフォールの合計より小さくなるような制約を課す必要がある。事実、Danielsson 他 (2005) によれば、ポートフォリオを統合すると、連鎖破綻リスクが増嵩するという指摘もされている。

このため、劣加法性を有するリスク尺度をリスク資本として使用する場合、追加の要件として次の条件を課す。

$$(X_1 + X_2 - \rho[X_1 + X_2])_+ \leq \sum_{j=1}^2 (X_j - \rho[X_j])_+ \quad (2.7)$$

このとき、(2.6) 式と (2.7) 式より、業務部門のリスク合算によりショートフォール・リスクが増加しないための条件として、次の命題 2.1 を得る^{*6}。

命題 2.1 (リスク尺度が劣加法性を有する場合のリスク尺度の満たすべき条件). 2 つの業務部門のショートフォールが同時に発生する確率が正であると仮定する。すなわち、

$$P[X_1 > \rho[X_1], X_2 > \rho[X_2]] > 0 \quad (2.8)$$

を満たす確率変数の組み合わせ (X_1, X_2) を考えると、(2.6) 式と (2.7) 式が同時に成立するためには、リスク尺度 ρ は次式の加法性を満たさなければならない。

$$\rho[X_1 + X_2] = \rho[X_1] + \rho[X_2] \quad (2.9)$$

次に、損失が正規分布に従う確率変数である場合、2 つの業務部門合算によるショートフォールの期待値^{*7}が満たすべき条件を命題 2.2 で得る。

命題 2.2 (損失が正規分布に従う場合のリスク尺度の満たすべき条件). 「変換不変性」と「正の同時性」という 2 つのリスク尺度の特性を満たす任意の正のリスク尺度 ρ と、2 変量正規分布に従う、損失を表す任意の確率変数のペア (X_1, X_2) に対して、(2.7) 式の両辺の期待値をとった次の不等式が成立し、業務部門合算によりショートフォールの期待値は常に減少する。^{*8}

$$E[(X_1 + X_2 - \rho[X_1 + X_2])_+] \leq \sum_{j=1}^2 E[(X_j - \rho[X_j])_+] \quad (2.13)$$

この命題は、確率変数 X が正規分布に従う場合、リスク尺度が「変換不変性」と「正の同時性」を持てば、2 つの業務部門を合算したショートフォールを考える際、ショートフォールの期待値に関して劣加法的となることを示している。特に、リスク尺度が VaR の場合、一般には劣加法性を満たさないのが有効である。

^{*6} 証明は Dhaene 他 (2008) を参照されたい。

^{*7} 保険リスクの文献 (例えば, Dhaene 他 (2008)) では、いわゆる「期待ショートフォール」と呼ばれる場合がある。

^{*8} [証明] (X_1, X_2) を、 $V[X_j] = \sigma_j^2$, $V[X_1 + X_2] = \sigma^2$ であるような 2 変量正規分布に従う確率変数の組と仮定する。また、 Z を標準正規分布に従う確率変数とする。このとき、 $X_j = \sigma_j Z$ であるから、

$$E[(X_j - \rho[X_j])_+] = \sigma_j E[(Z - \rho[Z])_+] \quad (2.10)$$

$$E[(X_1 + X_2 - \rho[X_1 + X_2])_+] = \sigma E[(Z - \rho[Z])_+] \quad (2.11)$$

が成立する。ここで、仮定より、

$$\sigma^2 = V[X_1 + X_2] = V[X_1] + V[X_2] + 2\text{corr}[X_1, X_2]V[X_1]V[X_2] \leq (\sigma_1 + \sigma_2)^2 \quad (\because \text{corr} \leq 1)$$

$$\therefore \sigma \leq \sigma_1 + \sigma_2 \quad (2.12)$$

が成立するので、(2.10)、(2.11)、(2.12) 式から、(2.13) 式が成立することを示せる。

3 リスク資本管理

リスク資本を計算する場合、通常、最初に個々のリスク要素の評価を行い、その後、金融機関グループ全体で、これらリスク要素を合算する。このリスク合算プロセスは、個々の「リスクタイプ」の特定と、その「リスク合算手法」が特徴的である。以下では、リスク合算のフレームワークのうち、合算単位を選択と合算手順に関するサイロ・アプローチの概要について説明する。^{*9}

リスク合算を行うためには、まず、リスクの分類を行う必要がある。典型的には、この分類は2つの次元によって行われる。1つの次元は、「リスクタイプ」、言い換えると、リスクの経済的性質である。銀行の場合、市場リスク、信用リスク、流動性リスクといった主要なリスクの他、オペレーショナル・リスクやビジネスリスクなどが該当する。また、保険会社や保険業務を行う金融コングロマリットの場合、保険引受リスクが主要なリスクとして加わる。リスクタイプは、更に、「リスクカテゴリー」に細分化することが可能である。もう1つの次元は「業務部門単位」であり、親会社内の様々な「業務部門」、ないしは親会社、子会社、あるいは関連会社などの「法人」が該当する。

後者の分類に比べて、前者の分類では、金融機関によりリスクの定義が異なる可能性があり、あるいは、1つの金融機関でも保有するポートフォリオによって異なる可能性がある。こうした差異が生じる理由は、金融機関によって業務内容やリスク評価の水準が異なるためである。ここで、リスクタイプとリスクカテゴリーの対応例を表1に示す。また、世界の大手金融機関17行を対象に、主要業務部門別リスク資本の配賦割合について調査した結果がIFRI/CRO(2007)に示されており、表2の通りである。

菅野(2010)によると、多くの金融機関では、最初にポートフォリオレベルで、リスクタイプ毎にリスク量を評価した後、それらを金融機関グループ全体のポートフォリオとして合算する「リスクタイプのサイロ」を合算するアプローチを採るが、最初に、業務部門単位で、市場リスク計測や信用リスク計測などの個別リスク計測を統合することで、統合リスク量を評価する「業務部門単位のサイロ」を合算するアプローチを採用する金融機関もある、としている。あるいは、双方のアプローチを折衷したような「ハイブリッド・アプローチ」を採用する金融機関もあるが、このようなケースは、特定の業務部門単位あるいはエクスポージャーの何れかが小さ過ぎて、別々に計測する重要性が低いときに見られるとしている。これら何れの方法でも、表1、表2に見られるようなリスクタイプ、業務部門を単位をとしてリスク合算が行われる。

金融機関の統合リスク管理上は、銀行の直面するリスクに関して、バーゼル2第1の柱の自己資本比率算定に含まれないリスク（与信集中リスク、銀行勘定の金利リスク等）も含めて、リスクタイプ（信用リスク、市場リスク、オペレーショナル・リスク等）毎にVaR等の「統一的なリスク尺度」で測り、各種リスクを合算して、金融機関の経営体力、すなわち自己資本と対比することによって管理する。

^{*9} 各サイロ・アプローチの利点および欠点とリスク合算上の論点の詳細は、菅野(2010)を参照されたい。

表 1: リスクタイプとリスクカテゴリーの対応例

リスクタイプ	リスクカテゴリー
市場リスク	バンキング勘定 トレーディング勘定 内包型金利リスク
信用リスク	バンキング勘定 トレーディング勘定 証券化 プライベートエクイティ投資
オペレーショナル・リスク	リーガルリスク含む。
ビジネスリスク	戦略リスク 税務リスク 評判リスク サステナビリティ
流動性リスク	資金繰りリスク 市場流動性リスク
年金リスク	年金基金
保険リスク	保険業務

(出典) 菅野 (2010) 180 頁 図表 8-2。

表 2: 主要業務部門別リスク資本の配賦割合 (%)

業務部門	信用リスク	市場リスク	オペレーシ ョナル・リ スク	ビジネスリ スク
コマーシャルバンキング	79	7	10	4
リテールバンキング	72	9	11	8
コーポレートファイナンス	63	8	20	9
アセットマネジメント	10	28	32	30
トレーディング・セールス	40	6	18	36
カストディ・代理業務	22	39	36	4

(出典) IFRI/CRO(2007) 19 頁 図 17。(注) カストディ・代理業務については、出典の通りの数字であるものの、合計が 100 にならず、101 となっている。

表1に掲載したリスクタイプのうち、国際統一基準行を始めとして典型的な金融機関は、貸出等の信用リスク関連の業務が主要業務であり、市場業務を相当程度行っている金融機関は、信用リスクに加えて、市場リスクを多く抱える。また、オペレーショナル・リスクは金融機関共通に様々な業務から派生するリスクである。

IFRI/CRO フォーラムの調査(2007)(表3参照。)によれば、調査参加金融機関のリスクタイプ別のリスク資本の平均は、信用リスク：61%、市場リスク：10%、オペレーショナル・リスクとビジネスリスク：29%という結果になっている。また、若干データは古いが、Oliver, Wyman & Co.(OWC)が2000年に実施した調査(調査結果はKSW(2001)に掲載されている。表3参照。)によれば、欧米の国際的に活動する9つの大銀行に対して調査した結果、信用リスク：53%、市場リスク：21%、およびオペレーショナル・リスクとその他リスク：26%という結果になっている。また、Capital Market Risk Advisors(CMRA(2001))の調査(表3参照。)によれば、38銀行(うち6行はグローバルに展開する大規模の銀行)に対して調査し、CMRA(2001)と類似の結果となっている。3つの調査結果の数値を単純平均すると、信用リスク：55%、市場リスク：17%、およびオペレーショナル・リスクとその他リスク：28%となり、これを各リスクエクスポージャーのウェイト(合計100%)とし、5節で行う数値分析で適用し、リスク合算を行う。

表3: リスクタイプ別リスク資本配賦の調査結果(単位：%)

リスクタイプ	IFRI/CRO	OWC	CMRA	平均
信用リスク	61	55	48	55
市場リスク	10	20	21	17
オペレーショナル・リスク、その他リスク	29	25	31	28

(出典) IFRI/CRO(2007),KSW(2001),および CMRA(2001)

4 リスク合算モデル

金融機関(銀行、保険、証券など)全体のリスク資本は、リスクタイプ毎、業務部門毎にリスク資本を合算して計算される。リスクタイプ $i(i = 1, \dots, l)$ 、業務部門 $j(j = 1, \dots, m)$ の損失 X_{ij} ($i = 1, \dots, l; j = 1, \dots, m$) は、通し番号を $k(k = 1, \dots, n)$ ($n = l \times m$) とし、各リスクタイプ・業務部門の資産額に対するウェイトベクトルを $\alpha = (\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n)^T$ (ただし、 $\sum_{k=1}^n \alpha_k = 1$ である。)、損失(負のリターン)を表す確率ベクトル $\mathbf{Y} = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)^T$ とすると、 $\alpha_k Y_k$ ($k = 1, \dots, n$) と置き換えることができる。

このとき、金融機関全体で合算した損失 Z は、

$$Z = \sum_{i=1}^l \sum_{j=1}^m X_{ij} = \sum_{k=1}^n \alpha_k Y_k \quad (n = l \times m) \quad (4.1)$$

となり, Y_k ($k = 1, \dots, n$) の平均と標準偏差, および Y_i と Y_j ($i, j = 1, \dots, n$) との間の線形相関係数は以下のように表される。

$$\mu_k = E[Y_k], \sigma_k = \sqrt{Var[Y_k]}, r_{i,j} = r[Y_i, Y_j] = \frac{Cov[Y_i, Y_j]}{\sigma_i \sigma_j} \quad (4.2)$$

したがって, 合算損失 Z の平均 μ_Z と標準偏差 σ_Z は, 分散共分散行列を $\mathbf{A} = \{Cov[Y_i, Y_j]\}_{i=1, \dots, n}^{j=1, \dots, n}$ とすると, それぞれ次式で表される。

$$\begin{aligned} \mu_Z &= E\left[\sum_{k=1}^n \alpha_k Y_k\right] = \sum_{k=1}^n \alpha_k \mu_k \\ \sigma_Z &= \sqrt{Var\left[\sum_{k=1}^n \alpha_k Y_k\right]} = \sqrt{\boldsymbol{\alpha}^T \cdot \mathbf{A} \cdot \boldsymbol{\alpha}} = \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_i \alpha_j r_{i,j} \sigma_i \sigma_j} \end{aligned} \quad (4.3)$$

ここで, Y_k の分布関数を F_{Y_k} とすると, 信頼水準 $100(1-p)\%$ (*e.g.* $p = 0.05\%$) のリスク資本 RC_k は, $(1-p)$ -パーセンタイル値から予想損失 $E[X_k]$ を控除して, 次式のように表せる。

$$RC_k = F_{Y_k}^{-1}(1-p) - E[Y_k] \quad (4.4)$$

となる。

リマーク 4.1 (周辺分布が正規分布である場合のリスク資本). 実際の分布に対して計算されるリスク資本 RC_k を, 個々の損失 Y_k が正規分布 $N(\mu_k, \sigma_k^2)$ に従う場合のリスク資本 RC_k^{norm} で近似することを考える。このとき, 個々の損失 Y_k の分布関数の逆関数 $F_{Y_k}^{-1}$ は, 標準正規分布関数 $\Phi(\cdot)$ の逆関数 $\Phi^{-1}(\cdot)$ によって,

$$F_{Y_k}^{-1}(1-p) = \mu_k + \Phi_k^{-1}(1-p)\sigma_k \quad (4.5)$$

と表せるので, 正規分布に近似した資本 RC_k^{norm} は,

$$RC_k^{norm} = \Phi_k^{-1}(1-p)\sigma_k \quad (4.6)$$

となる。ここで, 分布の歪度 (Skewness) に起因するリスク資本の増分を $SkewRC_k$ とすると,

$$SkewRC_k = RC_k - RC_k^{norm} \quad (4.7)$$

と定義することができる。この量は, 実際の歪んで非対称な分布を, 左右対称のテイル依存性が無い正規分布で近似した場合に不足する量を表す。

4.1 総和法

合算リスク資本の計算で最も簡単な方法は, 各リスクタイプ・業務部門のリスク資本 RC_k ($k = 1, \dots, n$) の (加重) 総和を求める方法であり, これを総和法という。総和法による合算リスク資本

を RC_Z^{sum} とすると,

$$RC_Z^{sum} = \sum_{k=1}^n \alpha_k RC_k \quad (4.8)$$

となる。この方法は最も簡易で、わが国の金融機関で最も多く採用されている方法であるが、VaR など劣加法性を満たさないリスク尺度を使用する場合、一般にリスク資本の過大評価になる。ただし、リスクが多変量正規分布に従うとき、加法性が成り立つ。

4.2 分散共分散法

リスクタイプ毎、業務部門毎の個々の損失間の分散を考慮する分散共分散法について説明する。

まず、合算損失 $Z = \sum_{k=1}^n \alpha_k Y_k$ の合算リスク資本は次式となる。

$$RC_Z = \sigma_Z G_Z^{-1}(1-p) \quad (4.9)$$

ここで、 $G_Z^{-1}(1-p)$ は、標準化した合算損失 $(Z - \mu_Z)/\sigma_Z$ の確率分布 G_Z における $(1-p)$ -パーセンタイル値で、ゼロからのリスクを標準偏差によって計測する関数であり、負の値^{*10}をとる。

次に、(4.3) 式の σ_Z を (4.9) 式に代入すると、統合リスク資本は、 $G_Z^{-1}(1-p)$ の符号がマイナスであることに注意して、

$$RC_Z = -\sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_i \alpha_j r_{i,j} \sigma_i \sigma_j [G_Z^{-1}(1-p)]^2} \quad (4.10)$$

となる。また、統合 VaR は次式で表される。

$$VaR_Z = \mu_Z - \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_i \alpha_j r_{i,j} \sigma_i \sigma_j [G_Z^{-1}(1-p)]^2} \quad (4.11)$$

ここで、次の仮定を置く。

仮定 4.1. 各リスクタイプ・業務部門の標準化した損失 $(Y_i - u_i)/\sigma_i$ のパーセンタイル値 $G_{Y_i}^{-1}(1-p)$ が、標準化した合算損失 $(Z - u_Z)/\sigma_Z$ のパーセンタイル値 $G_Z^{-1}(1-p)$ と等しい。

この仮定が成立するのは、例えば、多変量正規分布の場合である。このとき、 $RC_i = \sigma_i G_{Y_i}^{-1}(1-p)$

^{*10} e.g. 標準正規分布の場合、 $1-p = 99.9\%$ タイルに対して-3.09 となる。

であるので、統合リスク資本は次式となる。

$$\begin{aligned}
RC_Z &= -\sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_i \alpha_j r_{i,j} \sigma_i \sigma_j [G_Z^{-1}(1-p)]^2} \\
&= -\sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_i \alpha_j r_{i,j} [\sigma_i G_{Y_i}^{-1}(1-p)] \cdot [\sigma_j G_{Y_j}^{-1}(1-p)]} \\
&= -\sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_i \alpha_j r_{i,j} RC_i RC_j}
\end{aligned} \tag{4.12}$$

また、統合 VaR は次式となる。

$$VaR_Z = \mu_Z - RC_Z = \mu_Z - \sqrt{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n \alpha_i \alpha_j r_{i,j} (VaR_i - \mu_i)(VaR_j - \mu_j)} \tag{4.13}$$

リマーク 4.2 (実際の周辺分布が全て同一でない場合). 標準化した周辺分布 G_{Y_i} の中で、合算損失分布 G_Z や他の周辺分布と異なる分布が存在する場合を考える。

分散共分散法では、仮定 4.1 で、パーセンタイル値が全て等しい、すなわち、

$$G_Z^{-1}(1-p) = \dots = G_{Y_i}^{-1}(1-p) = G_{Y_j}^{-1}(1-p) \tag{4.14}$$

と仮定しているが、通常、実際のデータの周辺分布のパーセンタイル値は異なる。このため、分散共分散法で計算されるリスク資本を実際のデータから計算されるリスク資本と比べた場合、 $RC_i(1-p) = \sigma_i G_{Y_i}^{-1}(1-p)$ の式をみると、係数の $G_{Y_i}^{-1}(1-p)$ は同じ値が固定されているため、結果的にボラティリティが真の VaR に比べて過大推定あるいは過小推定となる。つまり、正味の効果は周辺分布のパーセンタイル、ボラティリティあるいはポートフォリオのパーセンタイルに依存する。実際の個々のリスク分布（周辺分布）を考えると、信用リスクやオペレーショナル・リスクの分布などは正規分布に従っていないので、まさにこうした状況が起こり得る。

リマーク 4.3 (共単調性が成立する場合). 「共単調性」とは極端な正の依存構造を指し、個々の損失 Y_i の 1 つが増加すると、他の損失も全て増加することを示し、Dhaene 他 (2002a/2002b) で提示された。

Dhaene 他 (2002a/2002b) によると、個々の損失 Y_i 全てが共単調である場合、総和法による合算リスク資本 RC_Z^{sum} ((4.8) 式) は、合算損失 Z ((4.1) 式) から、その平均 μ_Z ((4.3) 式) を控除した $(Z - \mu_Z)$ の分布における $100(1-p)$ -パーセンタイル値になる。

また、確率ベクトル $\mathbf{Y} = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ が多変量正規分布に従い、任意の k, l ($k = 1, \dots, n; l = 1, \dots, n$) に対する相関係数 $r_{k,l}$ が 1 (完全相関) である特別な場合、 $\mathbf{Y}$ は共単調となることが知られており、このとき、分散共分散法による合算リスク資本 RC_Z ((4.12) 式) は総和法による合算リスク資本 RC_Z^{sum} ((4.8) 式) に一致する。

共単調性を仮定した方法は、実際のリスク間の依存構造を極端な正の依存構造に置き換えているため、非常に保守的な方法である。このような方法はリスク分散効果を考慮しないため、一般には、合算リスク資本を過大推定することになる。

4.3 コピュラ関数法

一般に、個々の損失 Y_i は共単調ではなく、分散効果が存在する。このため、合算リスク資本の信頼水準を個々の資本の総和に対して設定する信頼水準 $100(1-p)\%$ よりも低く設定することが可能である。

また、異なるリスクタイプ間の依存構造を表現する場合、ピアソンの線形相関係数を取り上げる場合が多いが、この相関係数が有効であるのは、損失（リスク）の分布が多変量正規分布など楕円分布族の場合に限られる。

したがって、含まれるリスクが全て多変量正規分布に従う場合には、ピアソンの線形相関係数を使用する方法（分散共分散法という。）が正当化されるが、一般には、信用リスクやオペレーショナルリスクなどの損失分布は、正規分布に従わないことが知られており、依存構造を的確に記述する方法としてコピュラ関数が有効である。

コピュラは、標準一様分布を有する n 次元の累積分布関数 C として定義可能であり、ここで、 C は $[0,1]^n \rightarrow [0,1]$ へのマッピングである。 $C(u_1, \dots, u_n)$ と表記する場合、 u_i は $[0,1]$ 間の累積周辺分布の確率を表し、次の3つの特性を持つ。

1. $C(u_1, \dots, u_n)$ は、各要素 u_i に関して増加関数である。
2. $C(1, \dots, u_i, 1, \dots, 1) = u_i$ は、任意の要素 $u_i \in [0,1]$ に関して C_i の周辺分布関数である。
3. C は常に非負である。

合算損失 S の $100(1-p)$ -パーセンタイルをコピュラ関数 C と個々の損失 Y_i の周辺分布関数 $F_i(y_i)$ を使って求める。このとき、確率ベクトル $\mathbf{Y} = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ の多変量同時分布関数 F は、Sklar の定理 (1959) により次式で与えられる。

$$F_{Y_1, Y_2, \dots, Y_n}(y_1, y_2, \dots, y_n) = C(F_1(y_1), F_2(y_2), \dots, F_n(y_n)) \quad (4.15)$$

今度は、周辺分布関数の一意性より、次の表現を得る。

$$C(u_1, u_2, \dots, u_n) = F(F_1^{-1}(u_1), F_2^{-1}(u_2), \dots, F_n^{-1}(u_n)) \quad (4.16)$$

この表現はよく知られた多変量分布関数によるコピュラ関数の表現であり、多変量正規分布関数は、コピュラがガウシアンで、周辺分布関数が1変量正規分布関数の組み合わせによって、また、多変量 t -分布関数は、コピュラが t -コピュラで、周辺分布関数が1変量 t -分布関数の組み合わせによって表現される。すなわち、

$$C_\rho^{Ga}(u_1, u_2, \dots, u_n) = \Phi_\rho(\Phi^{-1}(u_1), \dots, \Phi^{-1}(u_n)) \quad (4.17)$$

$$C_{\nu, \rho}^t(u_1, u_2, \dots, u_n) = t_{\nu, \rho}(t_\nu^{-1}(u_1), \dots, t_\nu^{-1}(u_n)) \quad (4.18)$$

となる。ここで、 Φ_ρ , $t_{\nu,\rho}$ は、それぞれ線形相関係数が ρ の多変量正規分布関数と、線形相関係数が ρ で自由度 ν の多変量 t -分布関数である。また、 Φ_ρ^{-1} , $t_{\nu,\rho}^{-1}$ は、それぞれ Φ_ρ , $t_{\nu,\rho}$ の逆関数である。

この表現の応用として、楕円分布族のコピュラと、それとは異なる任意の周辺分布関数 F_i を組み合わせて、非楕円分布族のモデルを構築することができる。コピュラがガウシアン・コピュラの場合をメタ-ガウシアンモデル、 t -コピュラの場合をメタ- t モデルといい、それぞれ以下の式で表される。

$$C_\rho^{Ga}(u_1, u_2, \dots, u_n) = \Phi_\rho(F_1^{-1}(u_1), \dots, F_n^{-1}(u_n)) \quad (4.19)$$

$$C_{\nu,\rho}^t(u_1, u_2, \dots, u_n) = t_{\nu,\rho}(F_1^{-1}(u_1), \dots, F_n^{-1}(u_n)) \quad (4.20)$$

■共単調コピュラ コピュラ関数には Fréchet の境界が存在する。

定理 4.1 (Fréchet の境界不等式). 任意のコピュラ $C(u_1, \dots, u_n)$ に対して、次の境界が存在する。

$$\max \left\{ \sum_{j=1}^n u_j + 1 - n, 0 \right\} \leq C(u_1, u_2, \dots, u_n) \leq \min\{u_1, \dots, u_n\} \quad (4.21)$$

確率ベクトル $\mathbf{Y} = (Y_1, Y_2, \dots, Y_n)$ は、そのコピュラが Fréchet の上限をとる場合を共単調であるといい、また、そのコピュラを共単調コピュラといい、 C^{up} で表す。

$$C^{up}(u_1, u_2, \dots, u_n) = \min\{u_1, \dots, u_n\} \quad (4.22)$$

■統合損失分布のシミュレーション ガウシアン・コピュラを使って統合損失分布を計算する場合の計算方法（ガウシアンモデル、メタ-ガウシアンモデル）は次のとおりである。

簡単のため、2 変量ガウシアンコピュラと周辺分布 F_x と F_y （パラメトリックでもノンパラメトリックでも可、ガウシアンモデルの場合は、標準正規分布。）を使用して、同時分布から確率変数 A と B をシミュレーションする方法を説明する。

独立標準正規ベクトルと相関係数行列をコレスキー分解して得た下三角行列から求めた相関標準正規ベクトル X と Y は、相関係数 ρ の 2 変量正規分布に従う、すなわち、 $X, Y \sim \Phi(x, y; \rho)$ である。この X と Y を 1 変量標準正規累積分布関数 Φ を使って、ガウシアンコピュラからの実現値に変換すると、 $U = \Phi(X), V = \Phi(Y)$ は、 $U, V \sim \Phi(\Phi^{-1}(u), \Phi^{-1}(v), \rho)$ となる。最終的に U, V を逆変換して、周辺分布 $A = F_x^{-1}(U), B = F_y^{-1}(V)$ を得る。

■パラメーターの特定 コピュラ関数の実務上の適用で課題となるのは、パラメーターのキャリブレーションである。一般には、異なるリスク間の依存構造に関する実績データで容易に利用可能なものは存在しないため、コピュラをモデル化するのは非常に難しいものとなる。

楕円分布族の場合、依存構造を特定するための基本的なものとして順位相関係数が挙げられる。この係数は、周辺分布には依存せず、多変量分布を規定するコピュラ関数のみに依存するものである。順位相関係数がわかれば、実証データにコピュラ関数をキャリブレーションすることができる。

順位相関係数として、ケンドールのタウを考える。2つの独立した確率ベクトル $\mathbf{X} = (X_1, X_2)$ と $\mathbf{Y} = (Y_1, Y_2)$ が同じ分布から生成されると仮定する。このとき、ケンドールのタウ τ は、2つのベクトルの調和の確率から非調和の確率を控除したものとして、次のように定義することができる。

$$\tau(\mathbf{X}, \mathbf{Y}) = P[(X_1 - Y_1)(X_2 - Y_2) > 0] - P[(X_1 - Y_1)(X_2 - Y_2) < 0] \quad (4.23)$$

ここで、 τ の標準推定量は、モーメント法により、次式により計算することが可能である。

$$\tau(\mathbf{X}, \mathbf{Y}) = \left(\frac{n}{2} \right)^{-1} \sum_{t=1}^n \sum_{s=t+1}^n \text{sgn}((X_t - X_s)(Y_t - Y_s)) \quad (4.24)$$

ここで、 sgn は括弧内の2つの数値の積の符号、すなわち +1 あるいは -1 を表す。

実証データが分かれば、今度は次式のケンドールのタウとピアソンの線形相関係数 r との関係により、楕円分布型コピュラ（ガウシアンコピュラ、 t -コピュラなど）の場合、 r を次式により計算することができる。

$$\tau[\mathbf{X}, \mathbf{Y}] = \frac{2}{\pi} \arcsin(r[\mathbf{X}, \mathbf{Y}]) \quad (4.25)$$

この式により、2つの時系列の分散と共分散を推定しなくても、 τ の値がわかれば、(4.25) 式を逆変換すれば、 r を推定することができる。また、時系列分布の歪度が高い場合やファットテイルがある場合でも、順位相関係数のケンドールのタウは、線形相関係数 r よりも良い推定量となる。

5 数値分析

市場リスク、信用リスク、およびオペレーショナル・リスクを対象としてリスク合算を行い、各リスク合算手法の特徴を調べる。各リスクの分布は、わが国金融機関が保有する一般的なポートフォリオのリスク分布に近い形で表現する。何れもパラメトリックな分布として、市場リスクには t -分布、信用リスクにはガンマ分布、オペレーショナル・リスクには、頻度分布としてベルヌーイ分布、強度分布として指数分布を採用し、損失分布として両者の複合分布を計算する。

ここで、各リスクのエクスポージャーとウェイトを設定する。各リスクのエクスポージャーは、市場リスクについては、トレーディング資産などの市場リスク資産額、信用リスクについては、貸出資産などの信用リスク資産額、そしてオペレーショナル・リスクについては、金融機関の業務全体に関わるので、オペレーショナル・リスク資産額を市場リスク資産額と信用リスク資産額の合計とする。金融機関全体のエクスポージャーは、3つのリスク資産額の合計とし、また、各リスクのウェイトは金融機関全体のエクスポージャーに対する当該リスクのエクスポージャーの割合と定義し、便宜上、3節で調査した数値、すなわち、市場リスク：17%、信用リスク：55%、オペレーショナル・リスク：28% を使用する。

分析内容としては、まず、5.1 節で、各リスクの周辺分布が滑らかな単峰分布である典型的な計算例を取り上げ、数値分析する。次に、5.2 節で、信用損失分布を単峰分布ではなく双峰分布とし

た場合の統合リスク資本計算上の注意点について検討する。更に、5.3 節と 5.4 節で、2.1 節で取り上げたリスク分散の決定要素のうち、リスク間の相関係数に対する統合リスク資本の影響については 5.3 節で、また、各リスクポートフォリオの相対ウェイトに対する影響については 5.4 節で検討する。

なお、リスク量 (VaR) は損失を表すので負の値をとり、それに対応するリスク資本も負の値をとるが、以下では、VaR およびリスク資本の計算値は絶対値 (正の値) として掲載するので注意されたい。

5.1 各リスク分布が単峰形の典型的な分析

典型的な計算例として、各リスクの周辺分布が滑らかな単峰分布である場合を考える。リスク資本を計算するためのタイムホライズンは 1 年とし、以下で計算する数値は全て年率である。

■市場リスク 市場ポートフォリオの収益率の分布を、自由度 $\nu = 5$ 、位置パラメータ $\mu = 0$ 、尺度パラメータ $\sigma = 1\%$ の t -分布として設定する^{*11}。標準化 ($\mu = 0, \sigma = 1$) した t -分布の累積分布関数を $T(x)$ とすると、信頼水準 $100(1-p)\%$ に対する市場 VaR および市場リスク資本は、 $VaR_{1-p}^{Market}(X) = RC_{1-p}^{Market}(X) = \sigma T^{-1}(1-p)$ となる。

■信用リスク 信用ポートフォリオの損失率の分布を、形状パラメータ $a = 3$ 、尺度パラメータ $b = 0.01$ のガンマ分布 $\Gamma(x, a, b)$ として設定する。この密度関数 $f(x)$ は、 $f(x) = \frac{1}{b^a \Gamma(a)} x^{a-1} e^{-x/b}$ ($x \geq 0$) となる。したがって、信頼水準 $100(1-p)\%$ に対する信用 VaR は、 $VaR_{1-p}^{Credit}(X) = -\Gamma^{-1}(1-p)$ と表され、期待信用損失を、 $EL^{Credit}(X) := -E(X) = -ab = -3\%$ とすると、信用リスク資本は、 $RC_{1-p}^{Credit}(X) = VaR_{1-p}^{Credit}(X) - E(X) = \Gamma^{-1}(1-p) - ab$ となる。

■オペレーショナル・リスク De Fountnouvelle 他 (2003) の論文を参考に、金融機関全体のオペレーショナル損失率の分布を損失分布手法 (LDA) によりモデル化する。確率変数 X をオペレーショナル損失の実現値とし、リスク管理上、オペレーショナル損失として報告する上での閾値を $\bar{X}$ とする。 $\bar{X}$ を 1 (億円) とすると、これを超える損失の対数 $x = \log(X - \bar{X})$ が、平均パラメータ $b = 0.65$ (億円) の指数分布に従う確率密度関数 $f(x) = (1/b)e^{-x/b}$ を持つような強度分布を想定する。また、頻度分布として、1 年 365 日のうち平均 65 日オペレーショナル損失が発生することを受けて^{*12}、パラメータ p が $p = 65/365$ のベルヌーイ分布を想定する。

この 2 つの分布 (強度分布、頻度分布) の複合分布により、年間のオペレーショナル損失額を計算する。最終的に、リスクホライズン 1 年に対するオペレーショナル・リスク資本は、複合分布の $100(1-p)$ -パーセンタイル値から、期待オペレーショナル損失を控除して計算される。

^{*11} t -分布にはテイルが厚くなるというテイル依存の性質がある。テイルの厚みは自由度によって調整され、自由度を無限大にすると正規分布になる。近年、ポートフォリオの VaR 計測で t -分布が使用されており、例えば、Glasserman 他 (2002) は、テイルの厚いポートフォリオの VaR を計算するために、自由度を 3~7 に設定している。これを参考に、本稿では市場リスク分布のテイルの厚みを表現するため、自由度を 5 とした。

^{*12} Fountnouvelle 他 (2003) によると、典型的な国際的に活動する銀行の 1 年間の 100 万ドル超の損失額の平均である。

何れの周辺リスク分布も、100 万回^{*13}のシミュレーションで作成した。各リスク資産 1 単位当たりの基本統計量は表 4^{*14}のとおりである。リスク間相関係数は、表 5 の上段のデータを使用した。コピュラ関数法に関しては、(4.25) 式より推計される相関係数を使用する方法も併せて実施する。^{*15}

表 4: 周辺分布の基本統計量

	市場リスク	信用リスク	オペレーショナル・リスク
平均 (%)	-0.00	-3.00	-0.26
標準偏差 (%)	1.29	1.73	0.22
歪度	-0.0	-1.2	-150.8
尖度	7.7	5.0	45,566.4

表 5: リスク間の線形相関係数

	市場リスク	信用リスク	オペレーショナル・リスク
市場リスク		0.30	0.20
	1.00	0.30	0.13
		0.80	0.40
信用リスク	0.30		0.20
	0.30	1.00	0.44
	0.80		0.40
オペレーショナル・リスク	0.20	0.20	
	0.13	0.44	1.00
	0.40	0.40	

^{*13} 分布のテイルのパーセンタイル値として定義される VaR などのリスク量を計算する場合、テイルの安定性について問題となる場合があるが、本計算では、PC のスペック (CPU: Core i5/2.4GHz, Memory: 4GB) を考慮して、シミュレーション回数を決定した。

^{*14} 市場リスクについてはリターン分布、信用リスクとオペレーショナル・リスクについては、損失率分布であるので、リターン分布として見るために平均と歪度の符号を反転させた。

^{*15} 上段の数値の出典は Dimakos and Aas(2002) で、生命保険子会社を保有するノルウェイ銀行に対するものである。中段の数値の出典は Ward and Lee(2002) で、生命保険業務と損害保険業務を兼営する保険会社に対するものである。下段の数値の出典は KSW(2001) で、インタビューときにオランダや他国の金融コングロメリットが内部リスク資本モデルで使用している数値である。

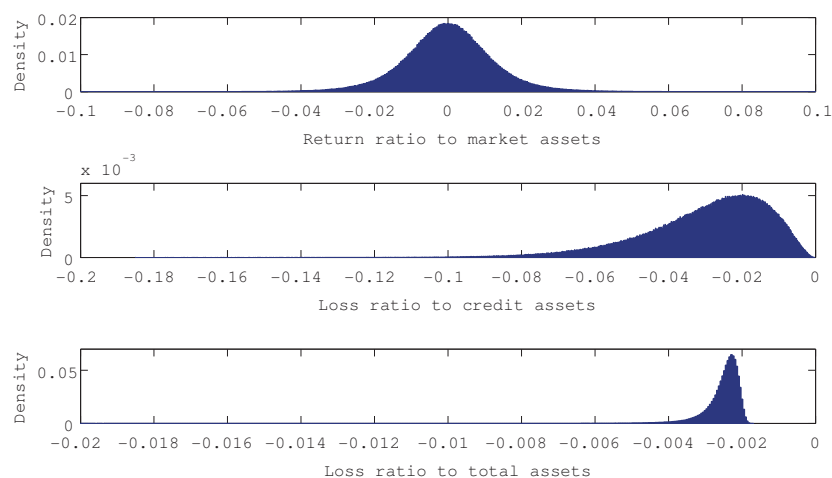


図 4: 周辺リスク分布 (オリジナル) (上段 : 市場リスク (t_5 -分布), 中段 : 信用リスク (ガンマ分布), 下段 : オペレーショナル・リスク (複合分布))

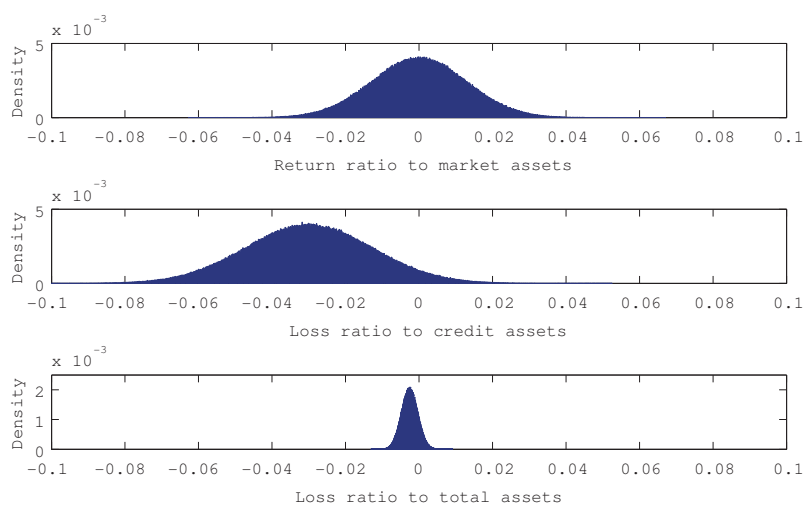


図 5: 周辺リスク分布 (ガウシアン・コピュラモデル) (図 4 の周辺分布を全て, 平均と分散が等価な正規分布に近似)

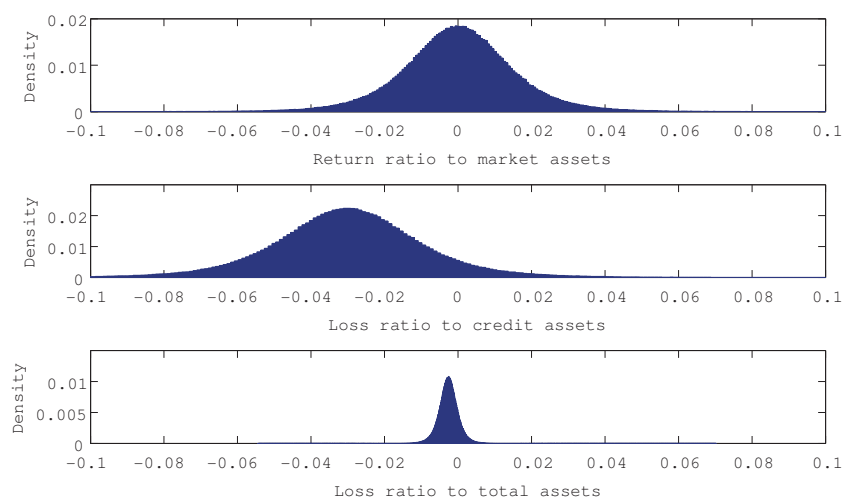


図 6: 周辺リスク分布 (t_5 -コピュラモデル) (図 4 の周辺分布を全て、平均と分散が等価な t_5 -分布に近似)

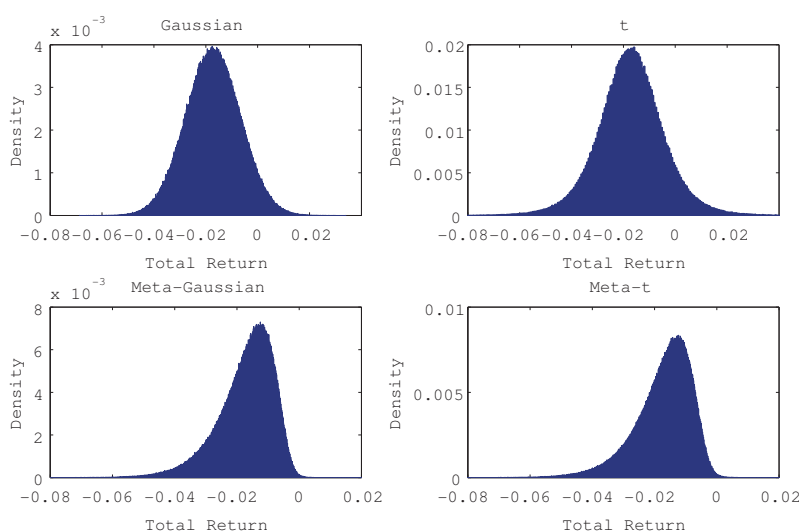


図 7: 統合リスク分布

図 4 に描かれる 3 つの周辺分布を所与として、総和法、分散共分散法、およびコピュラ関数法により、4 つの信頼水準 (90%, 99%, 99.9%, 99.98%) に対する統合 VaR から期待統合損失額を控除して、統合リスク資本を計算した。なお、99.9% は、バーゼル 2 (第 1 の柱) で最低所要自己資本額算定のために設定された数値である。そして、99.98% は、菅野 (2010) によれば、2008 年時点で、リスク資本の計算で銀行が設定している中で現在世界最高水準であり、ドイツ銀行が設定

している。

コピュラ関数法に関しては、コピュラとして、ガウシアン・コピュラ、あるいは t_5 -コピュラを使用し、周辺リスク分布として、1 変量正規分布（図 5 の分布）、1 変量 t_5 -分布（図 6 の分布）、あるいは 1 変量シミュレーション分布（図 4 の分布）の何れかを使用した。なお、メタ-ガウシアン・コピュラモデルあるいはメタ- t_5 -コピュラモデルは、周辺リスク分布がシミュレーションによるオリジナルの確率分布で、コピュラがガウシアン・コピュラあるいは t_5 -コピュラである。

表 6: 信頼水準別リスク資本（単位：％）

信頼水準 $100(1 - p)(\%)$		90	99	99.9	99.98
個々のリスク資本 $RC_k(1 - p)$					
市場リスク		1.48	3.36	5.94	8.58
信用リスク		2.33	5.41	8.22	10.27
オペレーショナル・リスク		0.05	0.31	1.40	4.27
統合リスク資本 $RC(1 - p)$					
総和法		1.55	3.63	5.92	8.30
分散共分散法		1.38	3.21	5.02	6.62
		(10.7)	(11.5)	(15.2)	(20.3)
コピュラ関数法	ガウシアンコピュラ（表 5）	1.35	2.46	3.29	3.78
		(12.5)	(32.2)	(44.5)	(54.5)
	ガウシアンコピュラ（(4.25) 式）	1.35	2.46	3.28	3.77
		(12.7)	(32.3)	(44.6)	(54.6)
	メタ-ガウシアン（表 5）	1.20	2.81	4.29	5.30
		(22.1)	(22.7)	(27.6)	(36.1)
	メタ-ガウシアン（(4.25) 式）	1.21	2.81	4.31	5.31
		(22.0)	(22.5)	(27.3)	(36.0)
	t_5 -コピュラ（表 5）	1.58	3.47	5.87	8.27
		(-1.8)	(4.5)	(0.9)	(0.4)
	メタ- t_5 -コピュラ（表 5）	1.21	2.87	4.40	5.47
		(21.8)	(21.0)	(25.8)	(34.1)

（注）統合リスク資本の下段の括弧内の数字は、総和法に対する乖離率，すなわち分散効果を示す。また、コピュラ関数法の各コピュラ名の後の括弧内は相関係数のソースを表す。なお、網掛け部分は、総和法の数値との絶対乖離率が最も小さいことを示す。

以上の計算結果を表 6 に示す。表 6 を見ると、ガウシアン・コピュラの場合、図 4 で見られる市場リスク、信用リスク、およびオペレーショナル・リスクの各周辺分布を 1 変量正規分布で近似することでテイル依存を表現できないため、総和法よりも絶対乖離率で約 13%（信頼水準 99% の場

合) から約 55% (信頼水準 99.98% の場合) ほど小さく、分散効果を考慮した推定となった。また、メタ-ガウシアン・コピュラの場合、周辺分布としてオリジナルの分布を使用しているため、信頼水準 90% の場合を除いて、周辺分布を 1 変量正規分布で近似することによる過小推定は、改善されている。

また、 t_5 -コピュラの場合、周辺分布を全て 1 変量 t_5 -分布に近似するが、信用リスクやオペレーショナル・リスクの分布も、それぞれテイルの厚いガンマ分布や複合分布であるため、相関を考慮した手法の中では、4 つの信頼水準何れにおいても最も総和法に近い数値^{*16}である。また、メタ- t_5 -コピュラの場合、4 つの信頼水準の何れでもメタ-ガウシアンの数値に近く、かつ t_5 -コピュラの場合より小さい数値となっており、依存構造の違いによる大きな差は見られなかった。

また、相関係数を表 5 の線形相関係数を所与とした場合と、(4.25) 式を使い順位相関係数より線形相関係数を逆算した場合は、ほぼ一致することが確認された。なお、実務で実際に計算する場合、コピュラのパラメータの推定 (キャリブレーション) が問題となるが、その際、周辺分布のデータから推定しなければならないので、(4.25) 式を使い推定することが有効であると考えられる。

5.2 信用リスク分布が双峰形をとる場合の分析

一般に、金融機関が保有するリスクの大宗を占める信用リスクの分布を正確に近似することが、統合リスク量の計算上極めて重要である。今次金融危機により、「景気循環増幅効果 (プロシクリカリティ)」^{*17}が注目されているが、従来より信用サイクルは景気に連動しているという「シクリカリティ」の存在が指摘されている。このシクリカリティにより、信用損失分布は単峰形ではなく、むしろ双峰形に近いと言われている。

実証上は、Chourdakis(2009) が米国企業の月次デフォルト率^{*18}のデータベースを使い、レジーム・スイッチング・モデル^{*19}を用いて、大規模な均一ポートフォリオの損失分布を双峰分布を表す混合正規分布にフィッティングした。

一方、わが国企業に関しては、サブプライムローン問題から今次金融危機が顕現化した時期は、デフォルト率の上昇が建設、不動産といった内需型産業に特に顕著であることが、日本リスク・データ・バンクの公表情報 (日本 RDB(2010)) などから確認することができる。また、従来より、回収率が双峰分布に従うことが実証的に確認されており、信用損失分布が双峰分布に従うケースは往々にして多いと考えられる。

そこで、次の計算例では、実際の信用損失分布が双峰形を示すときに単峰形とみなして計算した場合のそれぞれのモデルによる近似精度を調べることにする。なお、信用損失分布は、図 8 の通りである。

^{*16} 90% タイル値については、総和法の値より大きな値となっているが、前述のリマーク 4.2 および 4.3 でも記したように、総和法では多変量正規性を暗に仮定している。他方、 t -コピュラモデルでは、個々のリスク間の依存構造をテイル依存のある多変量 t -分布で表現しているため、このケースでは総和法の値を超えた。

^{*17} 詳細な解説には、菅野 (2010) を参照されたい。

^{*18} マートンモデルを拡張したバリア型の信用リスクモデルにより株価から逆算した数値をいう。

^{*19} Hamilton(1994) が参考になる。

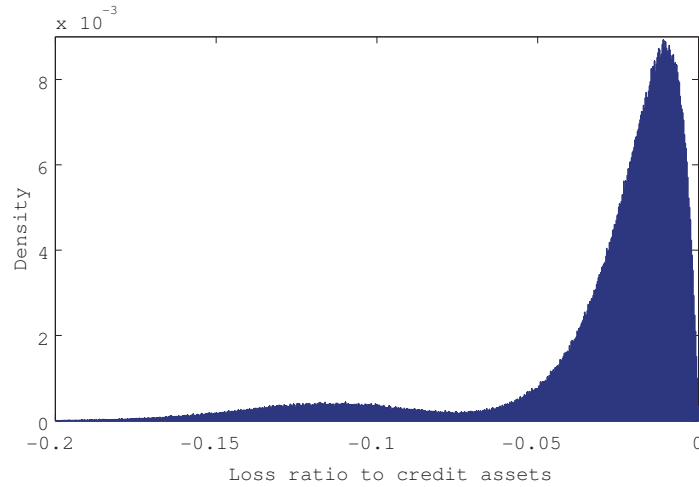


図 8: 双峰形の信用損失分布

信用損失分布の設定は、次の通りである。独立同一分布に従う混合ガンマ分布^{*20}を用いて、5.1 節の計算例のガンマ分布と平均を合わせる。レジームを 2 つ想定し、2 つのガンマ分布のパラメータを、(形状パラメータ, 尺度パラメータ)=(2,0.01), (20,0.006) とし、レジーム 1 を取る確率を 0.9 (レジーム 2 を取る確率は 0.1) と設定^{*21}する。同時分布関数から逆変換して周辺分布に従う乱数を求めるため、カーネル密度推定^{*22}を行った。

各モデルによる統合リスク分布は、図 9 の通りである。また、計算結果は、表 7 の通りである。

ここで、同じ相関係数を使用した 4 つのコピュラモデル（ガウシアン、メタ-ガウシアン、 t_5 、およびメタ- t_5 ）の特徴を整理する。まず、(1) 信用損失の双峰分布を単峰分布に置き換えているという点で、メタ-ガウシアンコピュラモデルのパーセンタイル値は、ガウシアンコピュラモデルのパーセンタイル値より大きくなることが考えられる。また、(2) 信用損失の双峰分布だけではなく、他の周辺分布を全て t_5 -分布に置き換えている t_5 -コピュラモデルの方が、周辺分布を他の分布に置き換えないメタ- t_5 -コピュラモデルより大きなパーセンタイル値が得られると考えられる。

表 7 により確認すると、(1) の場合については、90% 信頼水準以外では予想通りであるが、90% 信頼水準では両モデルのパーセンタイル値が逆転している。なぜなら、信用損失分布において確率 0.9 でレジーム・スイッチしていることで、正規分布における 90% タイル値の方が混合ガンマ分布（双峰分布）における当該パーセンタイル値よりも大きくなり、その影響が統合損失分布に反映されたためである。(2) の場合については、4 つの信頼水準の全てにおいて予想通りであることが確認

^{*20} 2 つのガンマ分布を $\Gamma(a_1, b_1), \Gamma(a_2, b_2)$ とし、レジーム 1 を取る確率を p_1 とすると、混合分布の密度関数 $f(x)$ は次式となる。

$$f(x) = p_1 \frac{1}{b_1^{a_1} \Gamma(a_1)} x^{a_1-1} e^{-\frac{x}{b_1}} + (1-p_1) \frac{1}{b_2^{a_2} \Gamma(a_2)} x^{a_2-1} e^{-\frac{x}{b_2}}$$

^{*21} このとき、分布の平均は、 $2 \times 0.01 \times 0.9 + 20 \times 0.006 \times 0.1 = 0.03$ で、計算例 1 の平均 0.03 に一致する。

^{*22} 数値解析ソフトウェア Matlab の関数 `ksdensity` を使用し、kernel を `epanechnikov` に、function を `icdf` に設定。

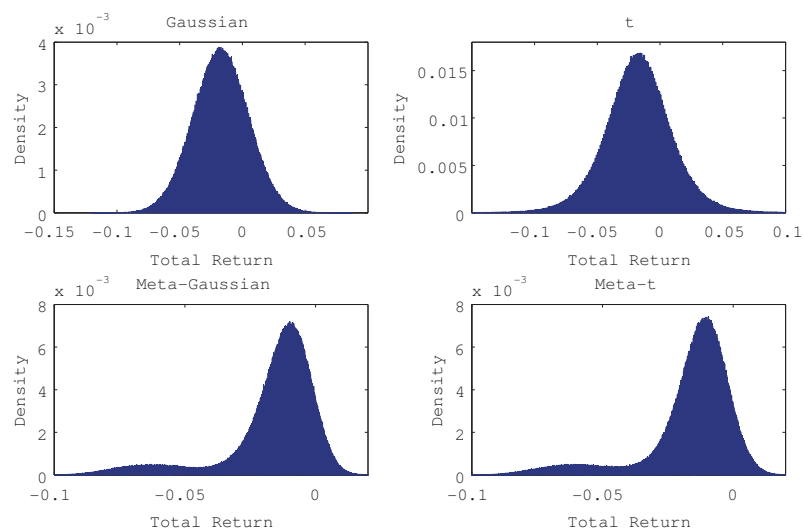


図 9: 統合リスク分布

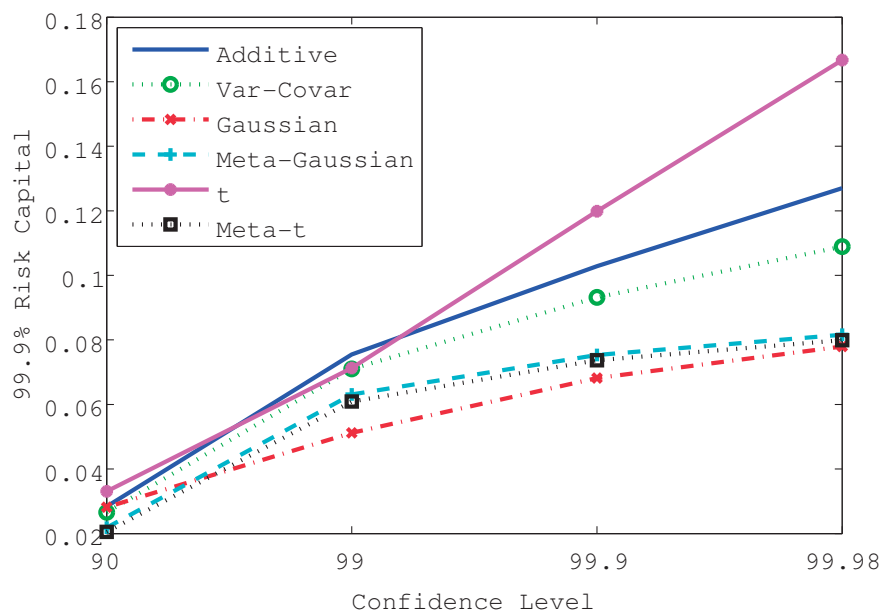


図 10: 信頼水準別の統合リスク資本

表 7: 信用損失分布が双峰形の場合の信頼水準別リスク資本（単位：％）

信頼水準 100(1 − p)(%)	90	99	99.9	99.98	
個々のリスク資本 RC _k (1 − p)					
市場リスク	1.48	3.36	5.95	8.27	
信用リスク	4.67	12.52	16.13	18.26	
オペレーショナル・リスク	0.05	0.32	1.45	4.47	
統合リスク資本 RC(1 − p)					
総和法	2.84	7.55	10.28	12.70	
分散共分散法	2.66 (6.2)	7.10 (5.9)	9.32 (9.4)	10.89 (14.3)	
コピュラ関数法 ガウシアンコピュラ	2.82 (0.7)	5.12 (32.2)	6.82 (33.7)	7.79 (38.6)	
	メタ-ガウシアン	2.18 (23.1)	6.31 (16.4)	7.53 (26.8)	8.16 (35.8)
	t ₅ -コピュラ	3.31 (-16.7)	7.13 (5.5)	11.99 (-16.5)	16.67 (-31.3)
	メタ-t ₅ -コピュラ	2.05 (27.7)	6.09 (19.3)	7.37 (28.4)	7.99 (37.1)

（注）統合リスク資本の下段の括弧内の数字は、総和法に対する乖離率，すなわち分散効果を示す。また、コピュラ関数法では、全て表 5 の上段の相関係数を用いている。なお、網掛け部分は、総和法の数値との絶対乖離率が最も小さいことを示す。

できる。

また、表 7 を見ると、総和法の数値との絶対乖離率が最も小さい手法は、信頼水準により異なり、90% ではガウシアンコピュラモデル、99% では t_5 -コピュラモデル、99.9% と 99.98% では分散共分散法となった。他方、保守的な観点では、テイル依存を表現できる t_5 -コピュラモデルから、全ての信頼水準において最も大きいリスク資本値が得られた。

更に、 t_5 -コピュラモデルでは、99% 信頼水準以外では、総和法との乖離率が負の値となり、総和法の数値より約 17% から約 37% 大きい値となっているが、同時分布の依存構造をテイル依存の大きい多変量 t_5 -分布で表現したためであると考えられる。

5.3 リスク間相関係数に対する統合リスク資本の分析

今度は、リスク間相関係数に対する統合リスク資本の変化を見ることにする。5.1 節の計算例で採り上げた市場リスク、信用リスク、およびオペレーショナル・リスクの 3 つのリスクのうち、ベ

ア間の相関係数は3通り（市場リスクと信用リスク，市場リスクとオペレーショナル・リスク，および信用リスクとオペレーショナル・リスクの各ペア間の相関係数）存在するので，2ないしは1通りのリスク間相関係数を固定して，残りの相関係数の変化に対する片側信頼水準 99.9% の統合リスク資本を計算することにより，リスク間相関係数による各手法の違いを調べる。

菅野 (2010)185 頁によると，わが国の金融機関では，片側 99.9% が信用リスクおよびオペレーショナル・リスクの規制資本を計算する上での信頼水準となっており，また，この数値は，大手行を中心に近年，リスク資本の計算に使用され始めた信頼水準であるので，この信頼水準に基づく統合リスク資本のリスク間相関係数による変化を調べることにする。

例 5.1 (相関係数 [オペリスク, 市場リスク] = 相関係数 [オペリスク, 信用リスク] = 20% の場合). オペレーショナル・リスクと市場リスク，および信用リスクの各リスク間の相関係数を 20% に固定した時の市場リスクと信用リスク間の相関係数の変化に対する 99.9% 統合リスク資本の変化を見る（図 11 の上図参照）。

総和法は相関を考慮しないので，相関係数の変化に関わらず，ほぼ一定であるのは予想通りである。これに対して，分散共分散法，ガウシアンコピュラモデル，および t_5 -コピュラモデルの場合，何れのモデルにおいても，相関係数の増加に伴い統合リスク資本も増加するという正の依存関係が見られ，逆にメタ-ガウシアンモデルとメタ- t_5 -コピュラモデルの場合，何れも相関係数の増加に伴い統合リスク資本は減少するという負の依存関係が見られる。

ポートフォリオ理論に従って考えると，リスクタイプ間の依存度が大きくなれば，ポートフォリオ・リスクが増大するので，統合リスク資本も大きくなると想定される。前者の場合，まさにこの理論通りの結果となった。それでは，後者の場合，どのような理由で統合リスク資本が減少するのか調べることにする。そこで，各リスク合算手法による統合分布のボラティリティを計算し，図 11 の下図に示した。この図を見ると，後者の場合，何れも相関係数の増加に伴い，ボラティリティが減少しているのがわかる。つまり，市場リスクと信用リスク間の相関が大きくなると，テイルの厚みが増加するが，同時に，統合リスクのボラティリティが減少しており，テイルの厚みが増加する速度より，ボラティリティの減少する速度の方が速いため，統合リスク資本のカーブが減少したことがわかる。

また， t_5 -コピュラモデルの場合，リスク間相関係数が 0.3 あたりから徐々に分散共分散法のパーセンタイル値を超えてきており，同時分布を多変量 t -分布で表現したことで，テイルの厚みが増した結果と考えられる。

例 5.2 (相関係数 [市場リスク, 信用リスク]=30% の場合). 市場リスクと信用リスク間の相関係数を 30% で固定した時のオペレーショナル・リスクと市場リスク間の相関係数，およびオペレーショナル・リスクと信用リスク間の相関係数の変化に対する 99.9% 統合リスク資本の変化を見る（図 12 の上図参照）。

何れのモデルによっても，リスクタイプ間の相関係数の変化に対する統合リスク資本の増加ないしは減少が，ほとんど見られない。事実，図 12 の下図を見ても，ボラティリティの変化も大きく

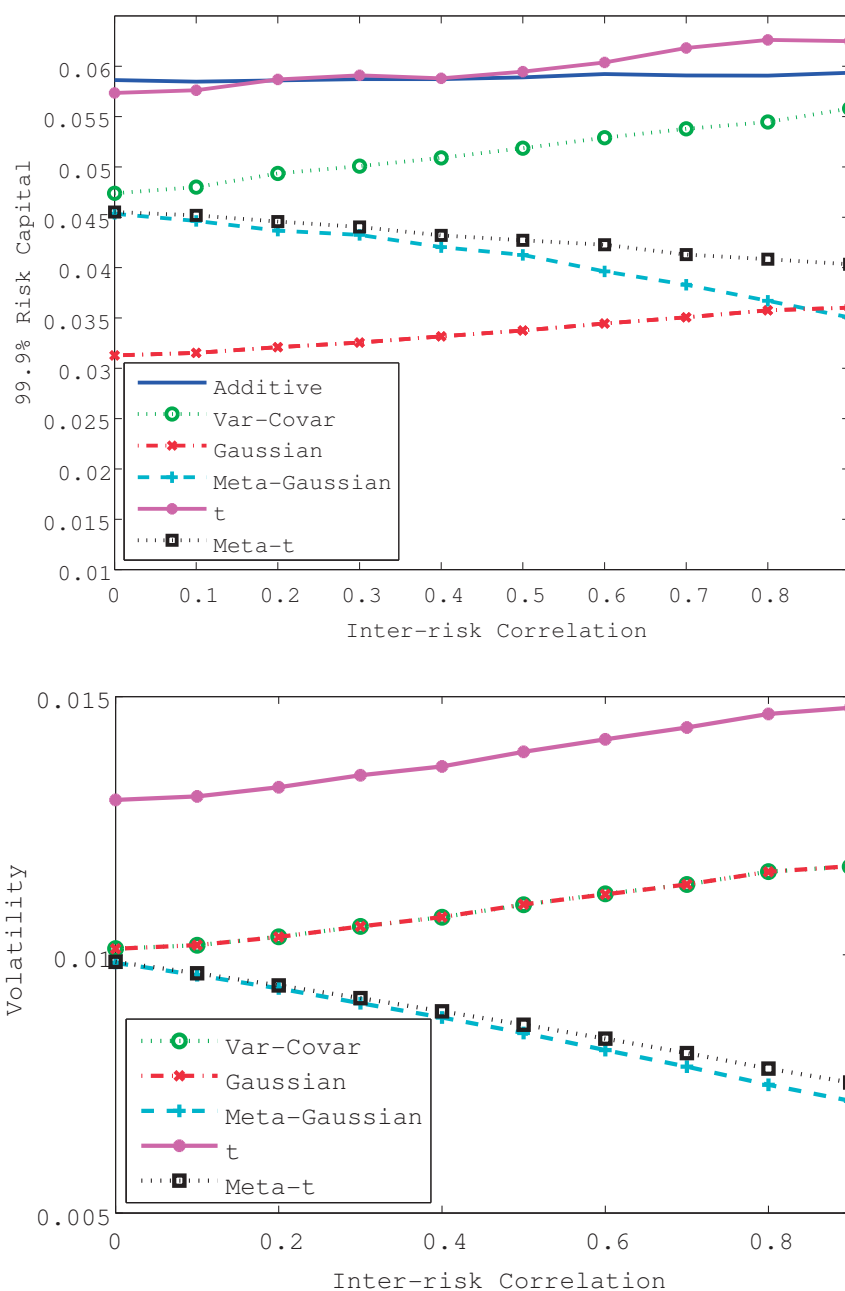


図 11: リスク間相関係数に対する 99.9% 統合リスク資本とボラティリティの変化

上図：オペレーショナル・リスクと市場リスクおよび信用リスクの各リスク間の相関係数を 20% に固定した時の市場リスクと信用リスク間の相関係数 (Inter-risk Correlation) の変化に対する 99.9% 統合リスク資本の変化 (上図) とボラティリティの変化 (下図) を表す。なお、図中の凡例は次の通りである。Additive: 総和法, Var-Covar: 分散共分散法, Gaussian: ガウシアンコピュラ (表 5 の相関係数), Meta-Gaussian: メタ-ガウシアンコピュラ (表 5 の相関係数), t: t_5 -コピュラ (表 5 の相関係数), Meta-t: メタ- t_5 コピュラ (表 5 の相関係数)。

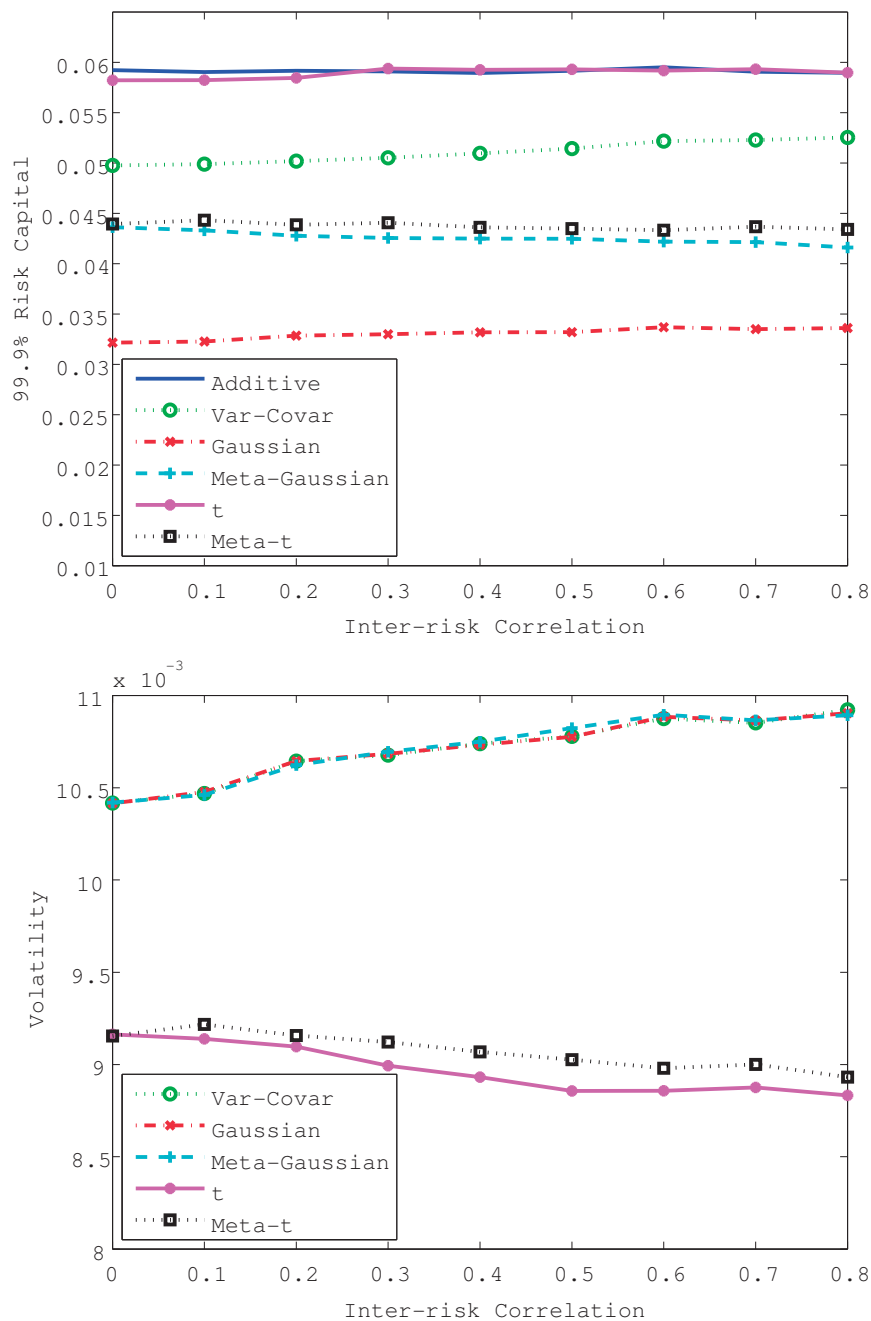


図 12: リスク間相関係数に対する 99.9% 統合リスク資本とボラティリティの変化

市場リスクと信用リスク間の相関係数を 30% で固定した時のオペレーショナル・リスクと市場リスクおよび信用リスク間の相関係数の変化に対する 99.9% 統合リスク資本の変化（上図）とボラティリティの変化（下図）を表す。ただし、相関係数が 0.9, 1.0 の場合、相関係数行列が正定値行列にならず、コレスキー分解できないので、0.8 までしか変化を表していない。

ない。また、オペレーショナル・リスク損失の分布が極値イベントの発生を想定しているものの、ボラティリティ（表4の標準偏差）が0.22%とそれほど小さく、リスク資産構成に占めるウェイトも28%とそれほど大きくないことが影響していると考えられる。

5.4 リスク資産のウェイトに対する統合リスク資本の分析

次に、3つのリスク資産（市場リスク資産、信用リスク資産、およびその合計としてのオペレーショナル・リスク資産）のウェイトのうち、オペレーショナル・リスクのウェイトを5.1節の典型的な計算例で設定した28%に固定して、市場リスクウェイトに対する信用リスクウェイトの割合を0から10%刻みで100%まで変化させる。その他のパラメーターの設定は、5.1節の典型的な計算例と同じである。このとき、計算結果は表8となった。また、ウェイトの割合の変化の様子を図13（上図：ウェイトの割合の変化、下図：ボラティリティ）に示す。

図13の上図を見ると、市場リスクウェイトに対する信用リスクウェイトの増加に伴い、総和法のパーセンタイル値は、ほぼ線形に増加していることがわかる。総和法では、統合リスク資本は個々のリスクのリスク資本の線形の加重平均となっているためである。これに対して、相関を考慮したモデル、すなわち分散共分散法とコピュラモデルの何れでも極小値が存在し、10%間隔で見ると、 t_5 -コピュラモデルとメタ- t_5 -コピュラモデルでは50%で極小となり、分散共分散法、ガウシアンモデルおよびメタ-ガウシアンモデルでは30%で極小となった。

ここで、表4から周辺分布のボラティリティとして、信用リスクの1.73%に対して、市場リスクが1.29%であるため、信用リスクのボラティリティの方が市場リスクのボラティリティより大きく、信用リスクのウェイトを上げていくと、単調増加していくようにも見える。一方、図13の下図を見ると、ボラティリティカーブの形状がリスク資本カーブの形状と極小値の位置も含めて同じであることから、リスク資本カーブが下に凸の形状となったのは、信用リスクのウェイトを上げていく途中までは、統合分布のテイルの厚みの増す速さよりもボラティリティの減少する速度の方

表8: リスク資産のウェイトに対する統合リスク資本の変化（単位：％）

ウェイトの割合	0	10	20	30	40	50	60	70	80	90	100
総和法	4.63	4.80	4.96	5.10	5.26	5.49	5.66	5.80	5.97	6.16	6.36
分散共分散法	4.37	4.13	4.03	3.97	4.06	4.25	4.49	4.78	5.14	5.60	6.04
ガウシアン	2.90	2.78	2.69	2.66	2.70	2.77	2.97	3.20	3.46	3.66	3.97
メタ-ガウシアン	2.89	2.77	2.69	2.67	2.70	2.76	2.97	3.21	3.47	3.66	3.98
t_5	5.43	4.91	4.25	3.67	3.16	3.00	3.34	3.87	4.53	5.16	5.84
メタ- t_5	5.43	4.91	4.25	3.66	3.17	3.03	3.33	3.87	4.52	5.16	5.84

（注）例えば、ウェイトの割合が20%である場合、市場リスクと信用リスクの各ウェイトの合計は、オペレーショナル・リスクのウェイト28%（固定値）を100%から引いた72%であるので、市場リスクのウェイト:14.4%、信用リスクのウェイト:57.6%となる。なお、網掛け部分が各モデルにおける極小値である。

が早く、途中からは2つの速度が逆転したためであると考えられる。

なお、金融機関の効率的なリスク資本経営の観点から見ても、この極小化問題は最適資本配賦問題においても検討の俎上に上る点であろう。

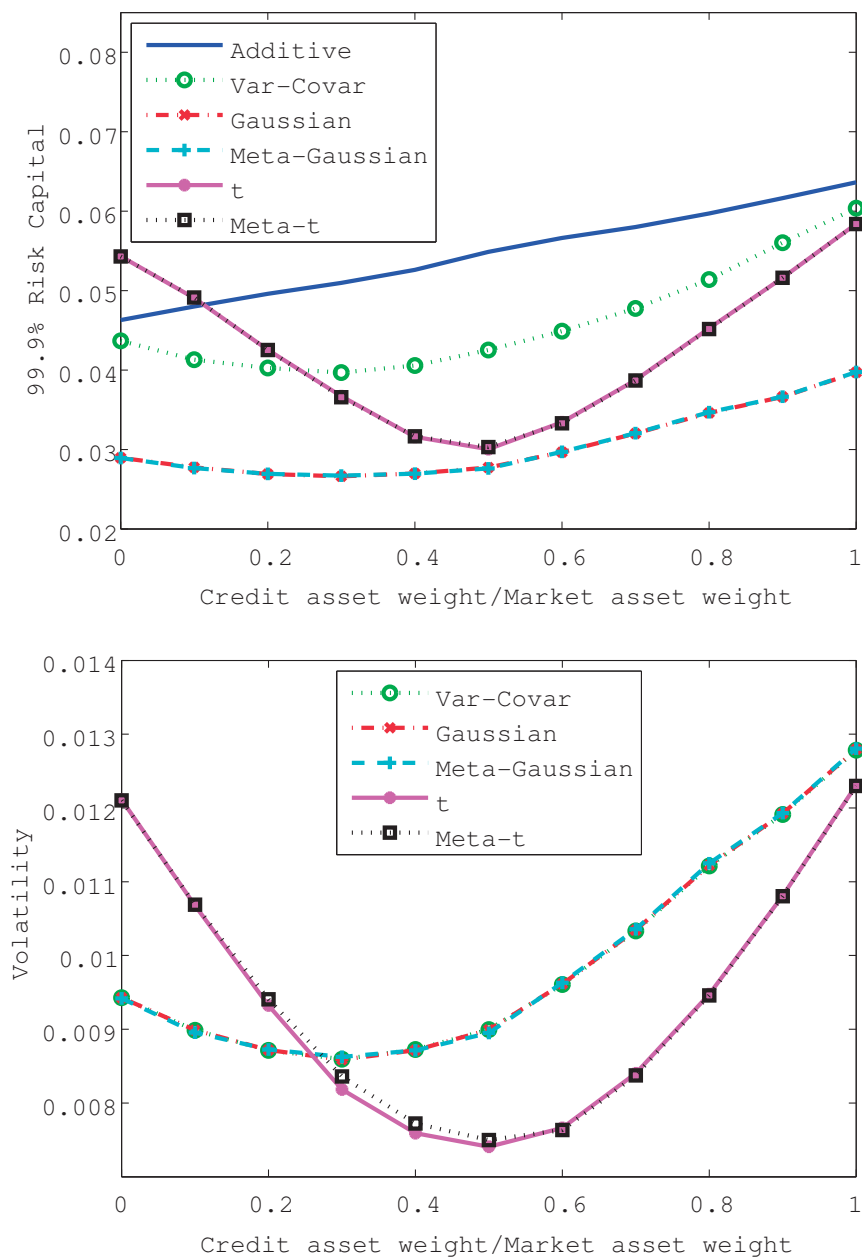


図 13: リスク資産のウェイトに対する 99.9% 統合リスク資本とボラティリティの変化

上図：99.9% 統合リスク資本の変化，下図：ボラティリティの変化を表す。

6 おわりに

本研究では、金融機関が抱えるさまざまな金融リスクを、リスク資本により統合管理する手法について研究した。定量面では、わが国の金融機関の多くが抱えるリスクプロファイル共通のものとして、信用リスクのウェイトを重視し、それに市場リスクとオペレーショナル・リスクのあるポートフォリオに対して、各種リスク合算手法の特徴を調べた。

最初に、典型的な計算例から分かったことは、 t_5 -コピュラを使用したコピュラ関数法が、高い信頼水準で最も総和法に近い数値になった点であり、周辺分布をテイル依存性のある1変量 t -分布で近似した結果である。

次に、信用損失分布が双峰形である場合の分析で分かったこととして、メタ-ガウシアンコピュラモデルのパーセンタイル値は、ガウシアンコピュラモデルのそれより大きくなるが、レジームスイッチしている近傍の信頼水準では、両モデルのパーセンタイル値の大小が逆転することがある点、また、本稿で提示したモデルの中では、周辺分布を全て t -分布に置き換えている t_5 -コピュラモデルの方が、周辺分布を他の分布に置き換えないメタ- t_5 -コピュラモデルより大きな数値が計算される点である。

更に、リスク間相関係数に関する分析でわかったことは、リスク間相関係数の増加が必ずしも統合リスク資本の増加に至らないという点である。分散共分散法など幾つかのモデルでは、相関係数の増加に伴い統合リスク資本も増加したが、他方、メタ-ガウシアンモデルなどのモデルでは、逆に統合リスク資本が減少する現象が起きており、統合リスク管理上、まさに起こり得る状況として認識しておく必要がある。

最後に、リスク資産のウェイトに関する分析からわかったことは、相関を考慮したモデルでは、ウェイトの変化に対する統合リスク資本の極小値が存在し、最適資本配賦の手法を考える上での参考になり得る点である。

上記の分析を含め、本稿で明らかにした事項については、わが国の金融機関が、今後さまざまな手法でリスク資本を評価・管理していく上で直面する主要な検討点であると考えられる。ただし、コピュラモデルの選択、パーセンタイル値の安定化技術など、技術的検討課題は残されており、今後の課題としたい。

参考文献

- [1] 菅野正泰 (2009),『信用リスク評価の実務』, 中央経済社
- [2] 菅野正泰 (2010),『入門 金融リスク資本と統合リスク管理』, (社) 金融財政事情研究会
- [3] 金融庁 (2007),「銀行法第十四条の二の規定に基づき, 銀行がその保有する資産等に照らし自己資本の充実の状況が適当であるかどうかを判断するための基準」
- [4] 日本リスク・データ・バンク (日本 RDB)(2010),「RDB企業デフォルト率【2010 年 (平成 22 年)3 月期】」
- [5] Artzner, P., F. Delbaen, J.-M. Eber and D. Heath (1999),“Coherent Measures of Risk,” *Mathematical Finance*, Vol.9, No.3, pp.203-228.
- [6] BCBS (2006), “Basel II: International Convergence of Capital Measurement and Capital Standards: A Revised Framework - Comprehensive Versio.”
- [7] BCBS (2009), “Strengthening the resilience of the banking sector,” Consultative Document.
- [8] Capital Markets Risk Advisors(2001),“Economic Capital Survey Overview.”
- [9] Chourdakis, K.(2009),“The Recovery Behavior of Default and Recovery Rates,” *Working Paper*, RitchSolutions and CCFEA, Essex University.
- [10] Danielsson,J., Bjorn N. Jorgensen, M. Sarma and Casper G. de Vries (2005), “Sub-additivity re-examined: the case for Value-at-Risk,” *Working Paper*, Eurandom.
- [11] De Fontnouvelle, P., V. DeJesus-Rueff, J. Jordan and E. Rosengren (2003), “Using Loss Data to Quantify Operational Risk,” *Working Paper*, Federal Reserve Bank of Boston.
- [12] Dhaene, J., M. Denuit, M.J. Goovaerts, R. Kaas and D. Vyncke(2002a), “The concept of comonotonicity in actuarial science and finance: theory,” *Insurance: Mathematics and Economics*, Volume.31, **1**, 20, pp.3-33.
- [13] Dhaene, J., M. Denuit, M.J. Goovaerts, R. Kaas and D. Vyncke(2002b), “The concept of comonotonicity in actuarial science and finance: applications,” *Insurance: Mathematics and Economics*, Volume 31, **2**, pp.133-161.
- [14] Dhaene, J, M.J. Goovaerts and R. Kaas (2003), “Economic Capital Allocation Derived from Risk Measures,” *North American Actuarial Journal*, **7(2)**: pp.44-59.
- [15] Dhaene, J., R.J.A. Laeven, S. Vanduffel, G. Darkiewicz and M.J. Goovaerts (2008), “Can a Coherent Risk Measure be Too Subadditive?,” *Journal of Risk and Insurance*, Vol.75, **2**, pp.365-386.
- [16] Dhaene, J., S. Vanduffel, Q. Tang, M.J. Goovaerts, R. Kaas and D. Vyncke (2004), “Capital requirements, risk measures and comonotonicity,” *Belgian Actuarial Bulletin*, **4**, pp.53-61.
- [17] Dimakos, Xeni K. and Kjersti Aas (2004), “Integrated risk modelling,” *Statistical Mod-*

- elling, 4, pp.265-277.
- [18] Glasserman, P., P. Heidelberger and P. Shahabuddin (2002), "Portfolio Value-at-Risk with Heavy-tailed Risk Factors," *Mathematical Finance*, Vol.12, No.3, pp.239-269.
 - [19] Goovaerts, M.J., Eddy Van den Borre and Roger J. A. Laeven (2005), "Managing Economic and Virtual Economic Capital within Financial Conglomerates," *North American Actuarial Journal*, **9(3)**: pp.77-89.
 - [20] Hamilton, J.D.(1994), *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
 - [21] IFRI/CRO Forum (2007), "Insights from the joint IFRI/CRO Forum survey on Economic Capital practice and applications."
 - [22] Kuritzkes,A., T. Schuermann and Scott M. Weiner (2001), "Study on the Risk Profile and Capital Adequacy of Financial Conglomerates," *A Study Commissioned by: De Nederlandsche Bank, Oliver Wyman & Co.*
 - [23] Kuritzkes,A., T. Schuermann and Scott M. Weiner (2003), "Risk Measurement, Risk Management, and Capital Adequacy in Financial Conglomerates," *Brookings-Wharton Papers on Financial Services*, pp.141-194.
 - [24] Morone, M., A. Cornaglia and G. Mignola (2007),"Economic Capital Assessment via Copulas: Aggregation and Allocation of Different Risk Types," *Working Paper.*, Intesa-Sanpaolo.
 - [25] Nelsen, R.B. (1998), *An Introduction to Copulas*, Springer-Verlag New York, Inc.
 - [26] Rosenberg, J.V. and T. Schuermann (2006), "A general approach to integrated risk management with skewed, fat-tailed risks," *Journal of Financial Economics*, **79**, pp.569-614.
 - [27] Szegö, G. (2004), *Risk Measures for the 21st Century*, Wiley Finance Series.
 - [28] Ward, L.S. and D.H. Lee (2002), "Practical Application of the Risk-Adjusted Return on Capital Framework," *CAS Forum Summer 2002, Dynamic Financial Analysis Discussion Papers*, available at <http://www.casact.org/pubs/forum/02sforum/02sf079.pdf>

アメリカのコミュニティ投資と 個人金融

ソーシャル・ファイナンス研究所 代表 唐木 宏一

『アメリカのコミュニティ投資と個人金融—新たな「金融論」の構想』

唐木宏一（ソーシャル・ファイナンス研究所）

第1章 新たな「金融論」

1.金融論の射程と「周縁」-オルタナティブなファイナンス論の必要性

金融論という学問領域の確立の背景に、その中心的テーマとしての「金融理論」の深化と展開があることは、議論を俟たないと考えられる。今日みられる数多くの『金融論』のテキストの目次において「金融理論」が占めるものからも、それは明らかといえよう。

金融理論は、経済学という大きなくりの中における「理論経済学」に譬えることができるのではないか。摩擦によるロス（取引コスト）が発生せず情報伝達やその判断の不完全性も想定しない、いわば真空状態中でのそれ自体質量をもたない点のような主体による金融行動の分析と検討。それを起点として発展を遂げてきたものが金融理論そして金融論であるとの指摘には、一定の同意を得られるものと考ええる。

もちろん経済学の発展と同様に、今日の金融論は進化を続けており、「真空中」ではない現実世界の実態に即した分析も視座に組み込まれている。金融工学における金融デリバティブ等の考え方は、不完全合理性や情報コスト等の存在を前提とした、現実の市場を分析しそれに対応するためのツールといえる。それらの展開は、現実の金融活動の現場、現実の金融サービス供給主体（金融機関）からの実用的要請に応えるべくなされてきた「進化」と考えられるのではないか。

ところで今日、金融工学のような金融そのものにかかる手法ではないような種類の、現場からの要請が高まってきている。現実の金融機関は、社会において実体として活動をおこなうゆえ、それをとりまく様々なステイクホルダーの、暗黙のもの、現実化が想定されるものも含めた要請に応じること、いわゆる社会的責任が強く求められはじめている。例えば世界銀行グループの国際金融公社が、自身の持続可能性基準（sustainability standards）の強化に、今日取り組んでいる¹。世銀、IFCのように、影響力を有する特定のステイクホルダーからそれを求められたことを起点とはせず、自発的能動的に持続可能な社会の形成に取り組もうとするならば、行動にあたっての指針が求められる。

金融機関のそのような行動の視座として、「金融 CSR」や「CSR 金融」という論点が近年提起されている²。それらの緒に就いたばかりの研究領域は、金融論という括りの中では

¹ 国際金融公社のウェブサイト” Review and Update of IFC Sustainability Framework”の頁を参照。 <http://www.ifc.org/policyreview>

² 『季刊個人金融』2008年秋号では、特集「金融 CSR と CSR 金融」が組まれた。なお同特集で、川村(2008)は金融 CSR を「一企業として金融業務のプロセスにおける自社の CSR 経営の確立」、CSR 金融を「金融機能を通じた社会的課題の解決に向けた取り組み」と定義

現時点ではあくまで周縁的なものでしかないかもしれない。しかし金融という事業活動自体に、他の経済活動を円滑化するという独特の機能がある以上、括りの中の一領域としてその深化を図ることは、金融論にとって必要な進化の一つと言えないだろうか。

そこで展開されるべき論においては、なんらかの事例や現象から着想されたものや、社会学等他の学問領域の知見の導入はありうるべきと考えられる。とはいえ、括りに属する以上は、論じる対象が恣意的であるとの批判を避けるためにも、金融論的／経済学的社会観・理論体系と齟齬のないこと、語られるべき必然性の論旨が明確であることが求められるであろう。

2.ステイクホルダーからの要請 オルタナティブな金融論と個人金融の可能性

次にその新たな要請に関して、金融機関の行動に影響を与え、それによって金融論に影響を与えるところの、金融機関の利用者顧客の近年の動きと、その背景となる指向の変化について、概観しておこう。金融機関の「顧客」には、資金の預託を得る調達先顧客と、投融资の対象となる運用先顧客の2種類があるが、調達先顧客からみていこう。

調達先顧客にとって、金融機関への資金の預託はリターンを求めての「投資」である。このリターンについて、出捐金額を上回る金額の回収を期するファイナンシャルなリターンとするのが、金融論の基本的な考え方であった。ところが、投資のもたらす成果が回収金額に反映されることを必ずしも目的とせず、投資という行為に伴う影響力の行使と、それによる人々や社会の変化を目的とする、オーソドックスな金融論の視点からは投資と呼びがたいような行動が、豊かな社会の到来と価値観の多様化に伴い脚光を浴びはじめた。いわゆる社会的責任投資 SRI (socially responsible investment) である³。そのような「投資」行動は、近年では「インパクト投資 (impact investment)」とも称されている。

それが社会運動の一つの方法に止まるものであったなら、投資の周縁的な一手法として片づけることができたであろう。しかし、2000年頃より金融界としてその一部をとりいれる動きがみられはじめた。年金基金に対して、「社会性や環境性、倫理性」を運用にあたっての基準としてとりいれるならそれを明示すべしとする、2000年7月に発効したイギリスの年金基金法の改訂や、環境性や社会性を運用基準に入れることは、必ずしも金融機関の受託者責任 (fiduciary duty) に反するものではないとする見解が、アメリカでみられはじめたこと⁴などである。さらに、“ESG (environment, social & governance)”が企業経営

している。

³ 経済性だけでなく社会性も考慮した投資。従来の投資において外部効果とされ必ずしも考慮されていなかった、投資に伴って投資関係者に及ぼす影響力が積極的に用いられ、企業に環境や人権等について配慮を求めることなど、経済的価値に換算が困難なリターンや投資家自身以外の者にとってのリターン (社会的リターン) も目的とされる。「スクリーニング」、「エンゲージメント」、「コミュニティ投資」の3つの手法がある。

⁴ 例えば、反 SRI の論客教授が、2004年に American Enterprise Institute の会議で消極的なながら部分的承認に転じた報道 (Baue(2004)) を参照。

において、「マテリアル」な課題であるとする認識の広まりから、投資における ESG の重視を謳う国際連合の責任投資原則 PRI(Principles of Responsible Investment)に、今日多くのメインストリームの機関投資家が調印しているという状況に至っている⁵。投資において環境や社会といった要素を考慮することは、それがファイナンシャルなリターンへつながることへの期待を内包する形で、「メインストリーム化」が進んできたと考えられる。

金融機関の調達側顧客が、インパクト投資であれ ESG 重視の投資であれ、直接的かつ短期の金銭的リターンよりも社会性等を優先させる動きは、もはや周縁的と看過することができないということである。そして、そのような動きは、アーリーテイカーとしての個別投資家による行動から始まっていることも、注目すべきであろう。

1986 年に設けられたアメリカの中低所得者層向け住宅建設に対して投入した資金に関する税額控除制度 LIHTC (Low-Income Housing Tax Credit) について、これへの資金投入の実績にかかる報告書が 2009 年に発表された (Ernst & Young (2009))。同報告書では、制度を利用した投資家等について開示されており、当初は”individual”の資金が多くを占めていたものの、次第に”institutional”の資金の比率が増えていったこと、過半を占めるものの交代が 1993-4 年に起きたことが、表わされている⁶。中低所得者層向け住宅建設への投資は、まさしく SRI の 3 分野の一つであるコミュニティ投資に該当する。個別投資家が SRI のアーリーテイカーとなっている実例といえよう。当該調査ではこの個別投資家の内訳は明らかとされていないが、80 年代以前の社会運動的性格が強い SRI⁷において、運動の趣旨に賛同する個人投資家の行動が、そのコアを形成していたことと符合するものと考えられる。

次にもう一方の、運用先顧客についてみていこう。こちらについても、近年新たな論点が提起され始めている。次章にて詳述するが、金融機関はその資金の運用にあたり、資金の真の拠出者の代理人として受託者責任を負うものであり、これに加えて市場における情報の非対称性と取引コストの存在から、一部の顧客層がその運用対象から審査以前に除外されるという現象がおこる。それら除外されてきた顧客層の中に、社会性を重視する事業者である社会的企業が存在する。ところが、今日先進国途上国を問わず社会的企業の活用が叫ばれており、それへの金融支援が取り組むべきテーマとなりつつある⁸。我が国におい

⁵ PRI の 2009 年度のアニュアルレポート (Principles for Responsible Investment (2009)) によると、2009 年の 5 月時点で PRI の調印者は 36 カ国の 538 社にのぼり、その運用資産は 18 兆ドルを超えている。

⁶ Ernst & Young (2009) pp5-6. なお同レポートでは、機関投資家の投入増の要因を制度の恒久化とデータの蓄積による環境の整備に求めている。これも Fiduciary Duty と関連付けて理解できよう。

⁷ アパルトヘイト政策を続けていた南アフリカで事業を継続する企業に対するアンチ・キャンペーンや、株主になることで企業に意見を聞かせる行動などを想起されたい。

⁸ たとえばイギリスでは、2010 年の政権交代後も、内閣府が社会的企業への金融支援の取り組みへの支援をおこなっている。Funding Central ウェブサイトを参照。

<http://www.fundingcentral.org.uk/Default.aspx>

でも「新しい公共」の議論の中で、その担い手への金融支援が重要なテーマとされている⁹。ここでも「CSR 金融」への社会からの要請が、強まっているといえよう。

さらに、それら新興の社会性を有する事業者の多くは、個人事業者や小規模事業者であると考えられる¹⁰。すなわち、運用先顧客の面においても個人金融は、求められる新しい金融論に密接にかかわるテーマとなっている。

以上を踏まえ、本論文では金融論の進化に組み込まれるべき、新しい金融論の領域にかかる構想を「責任ある」金融のあり方を核として、個人金融という主題とからめながら、考察をおこなう。なお、本論文での「個人金融」概念は、野澤(2009)を参考に、「個人（消費および生業）と小規模事業者（法人格を有するものを含む）に関わる金融」と定義する。

第2章 ソーシャル・ファイナンス論とは

1. オースドックスなファイナンス論の限界とその超克

第1章で述べてきたように、金融のあり方に対して今日寄せられる要請は、金融工学等のこれまでの金融論の進化とは異なり、いわば金融の部外者であるサービスの利用者から生じたものである。要請が強まってきた背景には、価値観の多様化だけではなく、オースドックスで純粋な理論が捨象してきた部分の社会に与える影響が大きくなり、社会の関心が高まることで、もはやそれらの看過が困難になったという面もあると考えられる。そして、そのような捨象されてきたものとその影響は、オースドックスな金融理論では分析ができない。それらが存在しないことを前提として、理論展開がなされているからである。

では、そのようなものを分析する視点はどうすれば得られるか。金融サービス供給の現場において実際に具現化している社会課題を媒介とし、その背景となるロジックやそれらを取り巻く構造等を考えることで、金融論の進化形としての十分条件を満たすものを得られるとはいえないが、金融論の進化に必要とされる要素（必要条件）を求められるのではないか。このようなロジックで、次節で詳しくみていく「ソーシャル・ファイナンス（受容的で責任ある金融）論」を意義づけることができるのではないか。「ソーシャル・ファイナンス論」は、具体的な社会的課題として金融排除現象に着目し、それをめぐる構造や背景を分析することで、金融機関が現実に対峙するときに求められる視点を提示するものであり、それゆえに金融論の「進化」に貢献できるものとする。

2. 金融排除現象から考えるオルタナティブ

市場の失敗の具現化としての社会的課題である金融排除現象について考えていこう。具体的現象としてのそれは、アメリカにおけるレッドライニング問題や、イギリスにおける

⁹ 内閣府「新しい公共」円卓会議の議事録資料等参照。 <http://www5.cao.go.jp/entaku/> それに先立つものとして経済産業省(2008)「ソーシャルビジネス研究会」報告書も参照。

¹⁰ これもまた、後述するように審査対象からの事前除外の一要因であった。

ファイナンシャル・エクスクルージョン問題などが有名である。いずれも、ある特性を有する主体に対して、金融サービスの供給対象から事前に排除をおこなう現象といえる。それぞれについての詳しい説明は本論文の趣旨から離れるので割愛するが、それが社会に対してもたらしうる悪影響（金銭という資源にアクセスする権原¹¹を剥奪することにより、その対象を社会的排除のメカニズムにより貧困へのスパイラルに陥れる）ゆえ、それが取り組まれるべき社会的課題となっていることを、指摘しておく。

金融排除のメカニズムをそもそもの金融取引の定義に遡り、みていこう。その定義には、「資金の余剰者から資金の不足者への資金貸借に関する活動」¹²、「現在時点と将来時点の間で資金の交換を行う取引」¹³や「現在のお金と『将来時点でお金を提供するという約束』の交換」¹⁴などがあるが、取引がおこなわれる時点では物的には交換（当事者間の資源の行き来）は終了していないことが、その取引の重要な特徴になっているといえる。すなわち、将来時点での資源の移動（の約束）の履行について、それを確実にするための付帯条件を付与することを含めた検討と取引可否の判断、すなわち先に資金を提供する側による与信判断が、先立っておこなわれる必要がある。

その際、情報の非対称性とエージェンシーコストの存在より、回収が可能にもかかわらず、出捐がおこなわれないことがあることが指摘されたのは、決して新しい話ではない¹⁵。しかるに、リレーショナルシップ貸出等、それらをどう補うかの議論こそみられるものの、それが関係者に及ぼす影響については、金融論周辺においてはなされてこなかった。

与信判断について、さらに詳しくみていこう。情報の非対称性ゆえに、完全な与信判断をおこなうことはそもそも不可能であるし、一方、判断の精度を上げるために可能な情報を集めようとすればするほど、それに要するコストは増える¹⁶。つまり与信判断をおこなわないことが、収益性の観点からは合理的である場合が考えられる。酒井・前多(2004)の指摘したリレーショナルシップ取引¹⁷の対象からの事前の排除がおこることで、一部の主体はそもそも金融市場に入れないといった事態が発生する。

具体的には、①返済の履行がなされない場合の代替回収手段としての担保の提供が困難そうなもの、②取引金額規模が小さく固定的与信判断コストのカバーが困難と想定されるもの、③類似取引の蓄積がないため既往の判断補助材料が使えないもの、④返済の意思にかかる推定の困難が予想されるもの、⑤返済能力の推定の困難が予想されるもの、などの属性をもつものは、与信判断がコスト高となることが想定されるため、判断対象から事前

¹¹ センのいう「エンタイトルメント」(Sen (1981) 参照) の意で用いている。

¹² 石川、花輪(1985)。

¹³ 酒井、前多(2003) p2。

¹⁴ 池尾和人(2010) p12

¹⁵ Stigritz and Weiss(1981)。

¹⁶ 判断の不備を契約で補おうとするとこれもコスト増につながり、かつ、契約不履行発生の際のサンクションも実効性をもつか不確実である。

¹⁷ 酒井、前多(2004) 第1章と第4章参照。金融市場のもう一つの取引形態である市場取引は「取引の対象が規格化された金融商品」(p78) であるため。

に外される可能性を有する¹⁸。カロミリスらの指摘した同一性の欠如という要因は、この③④⑤に該当するといえよう¹⁹

アメリカのレッドライニングは、インナーシティ住民の多くがマイノリティ層を多く含む貧困層であるという統計的推定²⁰に従い、①から⑤のすべてをもつ可能性ゆえの事前排除行動と考えられよう。イギリスの例も、被排除者層の属性分析²¹を勘案すると同様の構造によるものと考えられる。

我が国のソーシャルビジネス／コミュニティビジネス（SB/CB）など、「新しい公共」を担うべき主体となる企業や NPO 法人の金融調達の困難性も、上記で説明ができる部分が多い。それらの多くが小規模事業ゆえ①②で撥ねられることがあろう。NPO 法人は 10 年前の新設法人制度であり、積極的な取引が行なわれてきていないため③でも撥ねられうる。またわが国では公益的事業の担い手が、主に行政と公益法人等に委ねられるような社会分業が長く続いてきたため、それら以外が公益的事業に取り組んだデータの蓄積がない。ゆえにそもそもソーシャルビジネスは③に該当しがちとなる。金銭的リターンの追及を目的としないことを公言する主体²²は③から⑤に該当する。現状多くの SB/CB の担い手が、事業体のマネジメントよりもミッションの追及（社会的課題の解決）を重視しがちであることは、④⑤に抵触する。

金融排除が社会的課題となるのは先に述べたように、その対象となった者が金融市場に入れず、資金の運用調達に関して著しい劣後状態におかれることである。それは公平・不公平の問題を超え、社会にとっての不安定要因となるのはもちろん²³、そもそも市場メカニズムを利用したくても利用できない者が発生するという意味で、市場メカニズムの汎用の否定につながりかねないことに留意すべきである。

企業の社会的責任をめぐる議論のように、金銭的リターン追及視点のみからの合理性が今日問われていることを忘れてはならない。金融排除行動が問題視されていることの背景を考える必要がある。そのためには、そもそもの金融（機関）の機能、役割から考える必要がある。

¹⁸ この④と⑤の要因は、山岸(1998)の、「相手の意図に対する期待」と「能力に対する期待」を下敷きとしている。

¹⁹ Calomiris, Kahn & Longhofer (1994)

²⁰ もちろんアローの「統計的差別」(Arrow (1973)) を念頭におくものであるが、ここではその「深層」部分の検討をおこなっている。

²¹ Kempson & Whyley(1999) によると、排除の対象には①通常現金しか使わない年配者（70 歳超）、②若年であるために未取引となっている若年家計保持者、③安定した仕事に就く前にシングルマザーとなった者、④安定した仕事につけないパート等の周縁的労働者、⑤言葉や文化でハンディを持つ民族的マイノリティの 5 グループがあるとされる。

²² ソーシャルビジネスの定義に確定的なものはないが、2006 年にノーベル平和賞を受賞したグラミンバンク創始者ムハマド・ユヌスによる定義では、利潤の最大化、利益の外部流出を是としていない。ユヌス(2008) pp54-5 参照。

²³ 金融排除ではないが、EU がその上位概念たる社会的排除に対して積極的に取り組む理由は、それが EU 社会の統合を妨げる不安定要因につながるからである。

それにもかかわらず、金融の機能と役割、そこから導き出されるはずの金融の公益性という主題は、金融論のテキストで手薄な部分であった。金融取引の有する機能、そもそもそのような活動がなぜおこなわれるのか、その社会にもたらすものについて掘り下げる分析は、藪下(1995)²⁴などの数少ない例外をのぞき、ほとんど見られなかった。また「金融機関の公益性」は、現実の社会においてしばしば聞かれる言葉であるが、なぜ金融を円滑におこなうことが公益性を有するのかについても、その説明もほとんど見られなかった。そのことが、規範論的に自明のこととしてそれが唱道される、今日の状況につながっている感がある。

資源のやり取りを「交換」メカニズムを利用しておこなう場合、藪下の指摘するように、金融取引によって配分の効率化が可能となり、それによって経済全体の生産性や厚生を高めることにつながる。これが、金融取引の機能であり、公益性の根拠といえよう。金融機関が支持を広く得て、持続可能に事業を遂行するためには、そのステイクホルダーからの要請に応じ期待される役割を果たす必要がある。ゆえに、そのサービスのユニバーサルな供給、排除をおこなわないことこそ、要請を満たす方法の重要な一つといえる。そして、それにかかる検討をすることが、今日金融論に求められる要素といえるのではないか。そのような「レスポンスブル（要請に応える）」で「インクルーシブ（受容的）」な金融のあり方、そのロジックを筆者はソーシャル・ファイナンス論と称している²⁵。

金融の社会的なあり方、インクルーシブな金融への支持は、それに積極的に取り組むヨーロッパのソーシャルバンクへの預金の流入²⁶や、マイクロクレジット機関に投入される資金の増加²⁷などに、明確にあらわれているといえる。

3.オルタナティブな金融論

現状の「金融論」に対して、金融のあり方を問い直したりオルタナティブを提唱したりする動きが、これまでになかったわけではない。それらの中でも、今日相当の存在感を有するものに「イスラム金融」がある²⁸。イスラム教の戒律に適合した金融のあり方であり、利子の取得の禁止や現物取引前提といった特徴を有するものであるが、日本の企業がそれ

²⁴ 藪下は金融の機能について、「こうした金融取引によって、取引当事者は両者とも自らの資源配分をより効率的にすることができ、また経済全体の生産性や厚生を高めることになる」と指摘している。藪下(1995)を参照。

²⁵ ソーシャル・ファイナンスの定義として、「金銭的なリターンと同様に社会的なリターンもしくは社会的配当を追求する機関によって供給される金融」(TSA Consultancy (2003))とするものがあるが、「社会的リターン」「社会的配当」のような、従来の経済理論外の新たな概念を積み重ねる必要があることから、広く訴求しうる概念とはなりづらいと筆者は考える。

²⁶ 唐木(2008)を参照。

²⁷ Gonzalez (2009)によると、マイクロクレジット機関に対して投入される自発的預金の年間増加率の、2003-8年の平均は24.5%にのぼる。

²⁸ 近年それに対する関心の高まりから関連書籍の刊行も少なくない。イスラム金融検討会(2008)、北村、吉田(2008)など参照。

に適合する債券を発行する事例等も今日少なくない²⁹。しかし、資本出資やリース契約といった形態をとるなど、直接戒律に抵触しない工夫が開発されており、今日広まりつつあるそれは、従来の金融のあり方をイスラム教の戒律にあった社会観のもとに組みなおしたものととも理解ができる。すなわち、従来のあり方を問い直す視点を提示するものとは事実上されていないといえるだろう³⁰。

規模感では相当に異なるが、地域社会の活性化と金融の視点で議論がなされている「地域通貨」にかかる議論において、「価値の低減する貨幣」というユニークな考え方がその理論的バックボーンとして語られる例が日本で見られる。シルビオ・ゲゼルの自由貨幣の議論を元に、通貨を退蔵させずに流通させる仕組みを組み込んだ地域通貨を利用することで、地域社会における経済活動の活性化を目論むものである³¹。しかし時間の経過に伴う「価値の低減」とは、すなわちマイナスの利子率を意味する。思考実験あるいは限定された地域内での試行としては大変興味深いが、現在の市場社会の大勢に受け入れられたり、従来の金融のあり方を見直す起点となるべき考え方とはいえない。

従来とは異なる金融のあり方として近年提唱されているものに、「非営利金融」、「金融 NPO」がある。藤井(2007)では、前者を「金融機能を活用して、非営利な活動や一部の公益的な事業を支援する取り組みを非営利金融と位置付ける」(pp12-3)、後者を「自分たちの力で、自分たちの意志で、必要な資金を集め、必要なところに回そうではないかという市民の活動」(「はしがき」)と定義している。前者は、前節で述べたように従来の金融機関が取り組めてこなかった部分の指摘であり、それらに取り組むオルタナティブとして登場してきたものが後者であると位置付けられよう。金融に関するトピックのこれまで必ずしも可視化されてこなかった部分を摘出し、社会的関心を喚起した点は評価されるべきと考えるが、肯定的に評価しづらい部分もあると考える。

オルタナティブを「非営利／NPO」と称するところまでは仮に譲るとしても、「既存金融機関」と「金融 NPO」を、それぞれ「営利金融市場」と「非営利金融」に棲み分けるものとしたうえで、それらをつなぐものが求められるとの指摘は、わかりにくいのではないかと。藤井が例示する「金融 NPO」には、アメリカのショアバンク³²など、既存の金融機関と同

²⁹ 直近では、2010 年 7 月 6 日に野村ホールディングスがマレーシアでの約 1 億米ドルの調達を発表している。

<http://www.nomuraholdings.com/jp/news/nr/holdings/20100706/20100706.html>

³⁰ イスラム的市場を交換と贈与が混交した市場ととらえる見方もある。桜井(2008)参照。

³¹ 例えば泉(2001)。このあたりは、ゲゼル研究会のウェブサイトも詳しい。

<http://grsj.org/local-currency/>

³² 筆者も 2001 年 6 月 11 日に同行の訪問調査を実施している。その際の Business Banking 担当 Vice President の Leon Smith 氏のインタビューでの「競合金融機関が増え利幅が以前ほどとれなくなった」との発言からは、「非営利性」は感じられなかった。また参加を許された business banking loan committee meeting での融資案件審査では、キャッシュフローを重視したオーソドックスな案件審査がおこなわれていた。筆者の「差別をおこなわないことが、最小限かつ否定されづらい“ソーシャル”」という考え方は、それらの経験を起点としている。なお同行はサブプライム危機後、預金保険公社による資産劣化懸念の警告を

じ制度的ステイタスで事業をおこなうものが挙げられているし（すなわち制度的には「既存金融機関」が「非営利金融」に取り組むことは可能ということになる）、クレジットユニオン／信用金庫・信用組合がどちらにカテゴライズされるのかも不明瞭である。また、資金の受託者としての「金融 NPO」の運用（与信判断・管理・回収）能力への疑問をもつことなく³³、「既存金融機関」の役割を、直接運用の対象は「営利金融市場」に限定し、「金融 NPO」に資金をつなぐべき存在にとどめる位置づけにも、疑問が残る。

アカデミックに地道な検討がなされているものがないわけではない。由里(2009)は、金融と地域社会との関係の考察を深めるうちに、従来の金融論の領域を超える領域に踏み込んでいる。由里は同書の主題を「地域社会の「ソーシャル・キャピタル」（相互信頼に根ざした社会的ネットワーク）、コミュニティ・バンクおよび地域 NPO・地域財団・NPO バンクといった地域内の資金仲介・協働のための諸組織、そしてそれらが連携しあった「地域の協働のネットワーク」の意義を、地域金融機関のリレーションシップ・バンキングの推進と関連づけて論じることにある」（p19）と掲げ、アメリカのコミュニティ・バンクにおいては、リレーションシップ・バンキングの遂行と地域の協働ネットワークとが相乗効果を挙げていることをいくつかの事例から引き出し述べている。そして、彼地でしばしば聞かれる概念“social fabric”を「協働とまとまりのある地域社会」と訳し、それは決して「与件」ではなく積極的な維持と増強が必要であること、地域金融機関は事業を通じてその維持と増強に取り組むことで、一方その果実を得ることができると述べている。

同論考は第一に、リレーションシップの相手を個別顧客から、その営業基盤たる地域社会全体に広げている面がユニークであると考えられよう。健全な金融機関の運営のための直接的な金融収益獲得のため以外の活動も、事業運営上重要となりうることを指摘しているとみることもできる。金融機関のマネジメント視点を起点としても、金融 CSR／CSR 金融には到達可能であることが示されている、とみることもできよう。とはいえ、アウトリーチの具体的対象の明確化やそのロジックといった、何がなぜ求められるのかという必要条件部分までは踏み込めていない感があり、配慮の必要性までしか主張できない。そのた

受け、2010 年 5 月、多くの主流的金融機関からの出資を受け入れると同時に、大手銀行 Bank One の前副会長を創業者会長に代わる新会長として受け入れることが公表された。

³³ 運用能力への信頼なくして、資金の受託者たる「既存金融機関」は「金融 NPO」に資金をつなぐことはできない。運用対象（NPO バンク）の持続可能な運用能力は、看過できない前提要件である。藤井の指摘する欧米でのそれを支える仕組みの代表例たるアメリカの地域再投資法でも、その条文（12 USC Chap.30, Sec.2901(b)）に金融機関としての安全性と健全性との調和が前提であることが明記されている。しかるに、日本の現状の「NPO バンク」の場合、最も大きいところでも資金量が 2 億円規模程度である。それが市中金融機関より低金利で貸出をおこなうことで、得られる金利収入＝運転資金の規模は知れよう。貸出審査では近隣金融機関等から無償の協力を得られても、貸出実行後のきめこまかい管理は困難であること（それが規模の拡大ができない理由の一つになっていること）を、中小企業基盤整備機構経営支援情報センターの平成 20 年度ナレッジ調査事業「事業型 NPO 法人・支援型 NPO 法人の現状と課題」に関与の際に実施した複数の NPO バンクとその関係者に対するインタビュー調査で、筆者は再確認した。

め、個人金融的視点には届いていない。さらに、課題解決的視点で述べるならば、コミュニティ・バンクの中には、その現在有している”social fabric”を護持するために、それに従うことができないものを排除してしまうものが現れる可能性も指摘できる。

4. ソーシャル・ファイナンス論と個人金融

本論文では、ソーシャル・ファイナンスの具現化事例としてのアメリカのコミュニティ投資に注目し、個人金融をキーワードとして、それが実態的に受容的であることをその運用先との取引状況をみることで確認する。それが受容的であるならば、運用先顧客の属性において、伝統的金融機関が得手としない先柄が少なからず存在することが想定されよう。

また一方、コミュニティ投資を支えるものであるその調達先についても、同じく個人金融をキーワードとして、その実態の調査検討をおこなう。コミュニティ投資における出捐者の求める「リターン」は、本章 2 節でみたコストの存在から、必ずしも金銭的リターンの最大化ではなく、投入元本を上回る程度の金銭の回収とその投資が社会にもたらすインパクトであることが想定される。インパクトの追及は、純粋な市場の主体で資金の媒介者（受託者義務を負うもの）の行動として全面的に妥当とは言い難いこと、受託者としてではなく自らの可処分資源の運用（投資というより消費的性格ももつもの）としておこなわれるべきと考えられるからである。すなわちその出捐者としては、コミュニティ投資の受益者である個人金融主体と同一ではないことが想定されるが、やはり個人金融主体であることが想定されよう。

第3章 コミュニティ投資

1. コミュニティ投資とそれをめぐる構造

コミュニティ投資は、第1章でも触れたように SRI の一領域とされるものであるが、必ずしも明確な定義のうえで論じられているわけではない。SRI 推進団体ソーシャルインベストメントフォーラムと、環境面でより持続可能な社会を目指す市民団体グリーンアメリカによって運営され、その推進に取り組むコミュニティインベストメントセンターのウェブサイトにおいても、それに含まれる機関等について混乱が見られる³⁴。それを定義することは本論文の目的ではないので、ここでは同センターの説明の趣旨を踏まえ、(1) それを事業目的とするコミュニティ開発金融機関 CDFI (community development financial institutions) や、(2) 行政による地域開発促進制度を利用して、”under-served”な（劣後

³⁴ Community Investment Center のウェブサイト参照。 ”What is Community Investing” のページではその担い手を CDFI とする一方、 ”Community Investing Industry Structure” のページでは、地域住民の事業を支援する中間支援的社会的企業も含めている。そのような事業者も、後述の CDFI 基金が認証する地域投資機関 CII s (community investment institutions) にあたるためと考えられる。この後者が「行政による制度」に該当する。
<http://www.communityinvest.org/index.cfm>

した状況に置かれている）地域に対して、寄付ではなく資金回収も見込みながら資金を投入することとし、論を進めたい。

とはいえ、コミュニティ投資という言葉自体、金融論の文脈においては必ずしも広く知られている概念ではないと思われるため、検討に先立ち、簡潔に概観しておこう。

アメリカにおいて、「偉大な社会」政策による繁栄と富裕化の一方で、都市中心部（inner city）や農村部などの「衰退するコミュニティ」が、1970年代頃より取り組むべき社会的課題と広く認識されてきた。これに対する行政や開発事業者等の主導による施策が十分な成果を上げられない一方で、80年代以降、地域住民自身による自立的で自律的な経済開発（community economic development）が一定の成果をあげる例がみられはじめ³⁵、それに対して支援をおこなう開発手法が脚光を浴びはじめた。90年代、CDFIに当時の大統領クリントンは注目し³⁶、1994年に財務省の外郭にCDFI基金（次節で詳述）を設けたり、地域再投資法の改訂³⁷をおこなうなど、行政による制度的支援の取り組みが積極的になされた。それらの地合いを受けつつ、SRIに対する関心の広まりや推進団体によるキャンペーン³⁸等もあり、「地域への投資」に流入する資金は次節で示すように、増加を続けてきた。

2.具体的な「投資」のあり方

では、コミュニティへの資金供給がどのようにおこなわれるか、前節の（1）CDFIと（2）行政による地域開発促進制度について、詳しくみていこう。なお後段でみるように（2）を背景として（1）へと流入する資金もあるため、両者には重複する部分がある。

（1）CDFI

CDFIは、まさに伝統的金融機関から排除されがちであった地域住民による事業活動に、さまざまな金融サービスを提供する金融機関である。その業態によって以下の4つに分類され、それぞれ形態に応じた機能を果たしている。なお、調達と運用の状況については次章以降でも別途論じる。

①コミュニティ開発銀行（CDB）

営利企業（商業銀行および貯蓄貸付機関等）の形態で社会的な総合金融サービスの提供を行う。預金保険の対象となる預金（それゆえ預金保険機関等の金融当局の監督下におかれ、当局の求めるアカウンタビリティを要する）を広く一般市民、企業から集め、主に企業や不動産開発業者、個人の住宅資金等に対して貸出の形態で資金の供給を行う。

³⁵ 例えば、日本青年奉仕協会、明治生命共編（1999）など。

³⁶ クリントンは大統領就任前のアーカンソー州知事時代に、域内活性化のためのコミュニティ開発銀行サザン・バンコプの立ち上げに関与し、その有効性を認識していた。

³⁷ 地域再投資法の1995年の改訂で、CDFIに対する預金や貸出等の出捐を含む「適格投資（qualified investment）」を評価する「投資テスト（Investment Test）」が、新たに加えられた。

³⁸ 上述のコミュニティ・インベストメント・センター主導の”1% or More in Community Campaign”は、文字通り運用資産の1%以上を地域への投資に振り向けることを呼びかけるもので、「寄付」に勝る「投資」のメリット（資金の反復利用が可能）が主張された。

②コミュニティ開発クレジットユニオン（CDCU）

単一の「コモン・ボンド（共有されたつながり）」を持つ者の集まりを基盤とするクレジットユニオン。預金保険の対象となる預金を、組合員となる個人や広く一般市民や団体等から集め、組合員である主として個人事業者に対して貸出の形態で資金の供給を行う。

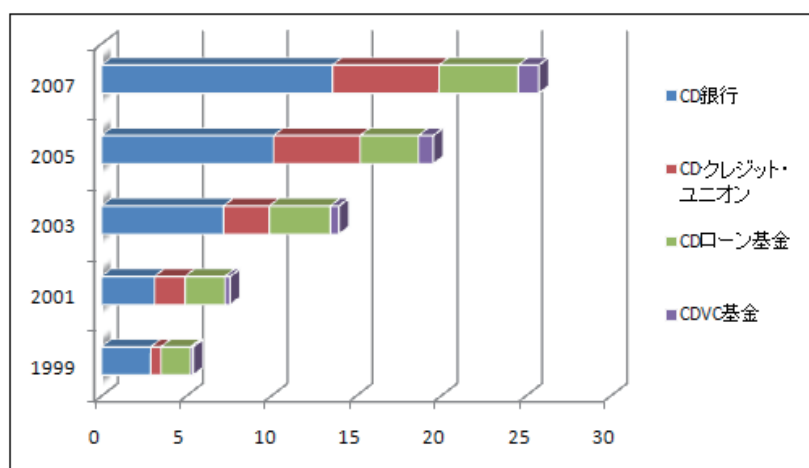
③コミュニティ開発ローン・ファンド（CDLF）

主に融資関係に機能を限定し、コミュニティ開発他の社会的事業を支援する。預金保険対象の金融機関には対応が困難な、より多様なニーズに対応が可能。債券発行や借入等で財団や基金、機関投資家等から資金を調達し、NPO や小規模・個人事業者・不動産開発プロジェクト等に対して貸出の形態で資金の供給を行う。

④コミュニティ開発ベンチャー・キャピタル・ファンド（CDVCF）

債券発行や借入等で財団や基金、機関投資家等から資金を調達し、雇用の創造等で地域に貢献しうる企業に対して主に出資の形態で資金の供給を行う。一般的な融資よりも期限等の設定を緩やかにすることが可能である。

図表 1：アメリカ CDFI の資産規模推移 （単位：10 億ドル）



出典：Social Investment Forum のトレンド・レポート 1999 から 2007 年版より筆者作成

CDFI への資金流入は、SRI の他の 2 つの領域への資金の急速な流入が止まった 2003 年以降も、増加を続けてきた（図表 1 参照）。

（2）行政による地域開発促進制度

アメリカの連邦や州政府による地域開発促進のための制度は、第 1 章でふれた LIHTC など多種多様に亘っているが、ここではまさにコミュニティ投資の活発化支援を目的に設置された、前節で紹介した CDFI 基金³⁹による取り組みについてみていこう。

CDFI 基金の事業は、当初、①CDFI を支援したり直接コミュニティ経済開発に関わる一般金融機関を表彰する「バンク・エンタープライズ・アワード・プログラム」と、②CDFI

³⁹ 詳しくは CDFI 基金ウェブサイトを参照。 <http://www.cdfifund.gov/index.asp>

に対する金融・技術支援等を行う「CDFI プログラム」、③ネイティブ・アメリカンの事業活動に金融面の支援を行う「ネイティブ・イニシアティブズ」から始まり、のちに 2000 年に④地域開発に携わる主体に対する投資に対して課税上の特典を与える「NMTC (New Market Tax Credit) プログラム」、さらにサブプライム問題に発する金融危機を経て、2010 年に⑤住居の購入者に金融教育をおこなう優れた団体を表彰する「金融教育とカウンセリング・プログラム」と、⑥居住用不動産の開発や管理に携わる団体を助成する「CMF (Capital Magnet Fund) プログラム」が加えられた。また②と④に関する付帯事業として、それぞれの対象としての適格性を認証する事業もおこなっている。本論文ではそれらの中でも、一般投資家によるコミュニティ投資に対して直接的な恩典を与える NMTC プログラムについて、詳しくみていく。

NMTC プログラムは、CDFI 基金が認証したコミュニティ開発主体 CDE (Community Development Entities) に対して投資を行った場合に、一定金額の税額控除を認める制度である。控除額は 1 年目から 3 年目までが投資金額の 5%、4 年目から 7 年目が 6% で、7 年間合計で 39% の金額が税額控除となる。CDE には CDFI だけではなく、地域住民の事業を支援する中間支援的社会的企業も認証される。この仕組みは、政府が事前にその大枠を決めるものの、具体的な公共的な事業に対する投資の資金を直接的には政府が負担しない、ユニークなモデルといえよう。このプログラムを通じて地域社会に投入された資金は、投資約束 (コミットメント) 分を含めると設置以来の 9 年間で、約 170 億ドル近くにのぼる。ただし、2008 年秋のサブプライム危機の影響か、2008 年以降の失速感是否めない (図表 2 参照)。

図表 2 : NMTC 適格投資の投入額推移 (単位 : 100 万ドル)

年次	認証募集額	投資実施額	投資約束額	残枠
Round1(2001-02)	2,491	2,486	5	0
Round2(2003-04)	3,500	3,493	0	7
Round3(2005)	2,000	1,871	25	104
Round4(2006)	4,100	3,716	87	297
Round5(2007)	3,909	2,731	88	1,090
Round6(2008)	5,000	2,035	98	2,867
Round7(2009)	5,000	316	0	4,684
合計	26,000	16,648	302	9,050

出典 : CDFI 基金の *NMTC Qualified Equity Investment Report* より翻訳転載

第 4 章 コミュニティ投資の運用先と個人金融

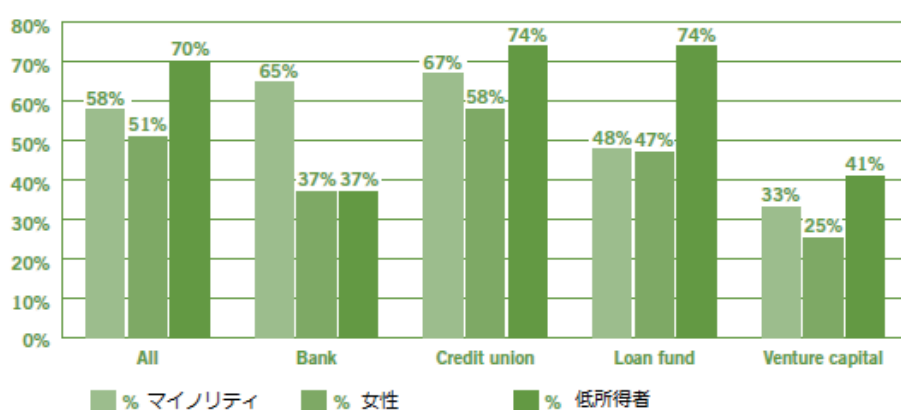
1. CDFI の運用先

CDFI に関する諸計数については、CDFI の業界団体である CDFI コアリションやオポテ

ユニティ・ファイナンス・ネットワーク OFN をはじめ、CDCU や CDVCF など業態ごとの業界団体やシンクタンク（アスペン・インスティテュート）などが協働し、CDFI データ・プロジェクトとしてデータを収集し、2001 年度より公表している。調査参加金融機関は例年 500 団体位であり、アメリカ国内で事業実施中の CDFI 約 1200 位の半数弱の計数を含むものとなっている⁴⁰。以下 CDFI のデータについては、このプロジェクトの 2006 年度報告書からみていくこととする。

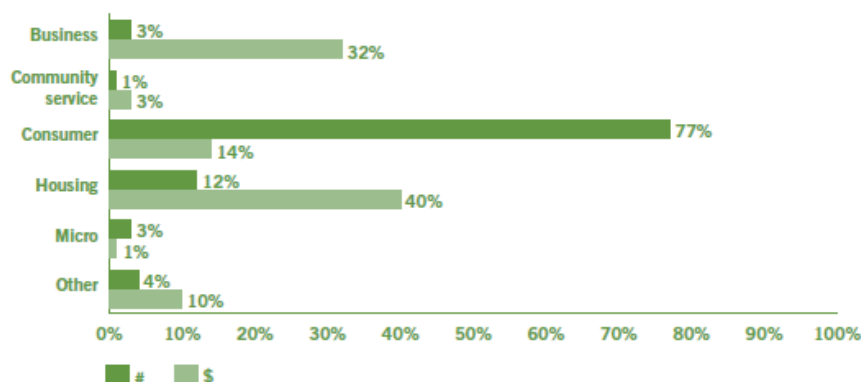
CDFI の顧客は、その成り立ち上、伝統的金融機関から相手にされない層が主体となると考えられるが、マイノリティや女性、貧困者層等の顧客比率が相当程度を占めるデータは、それを裏付けるものと考えられる（図表 3 参照）。また、貸出実行対象の内容は、件数的には消費資金が多いが、金額規模では住宅開発や事業資金が主体となっている（図表 4）。

図表 3：CDFI 顧客に占めるマイノリティ等の比率



出典：CDFI Data Project (2008), p9

図表 4：貸出実行の内容



出典：CDFI Data Project (2008), p9

⁴⁰ データ・プロジェクトの最新版 CDFI Data Project (2008) より。

中小規模ならびにごく小規模の事業者に対する 2006 年度中の貸出実行は、債務者数で 8,185 件、金額規模で 43 億ドルにのぼり、それらの事業によって 35,000 人以上の雇用が生まれた⁴¹。住宅開発は主に中小低所得者層向け住宅の開発・建設等にかかるもので、同年度中の貸出により、収入の 30%以下を家賃の水準とする住宅が約 7 万軒供給された。また消費資金貸出は、病院費用や教育や転居、高利金融業者からの借り換えや統合に用いられ、利用者の支払金利の低減に役立っているほか、貯蓄の奨励や金融リテラシー教育を実施する事業も取り組まれている。データ・プロジェクト開始以来の実行内容比率の推移は図表 5 のとおり、多少の振れはあるものの例年概ね類似した比率を保っているといえよう⁴²。

図表 5：貸出実行対象の比率の推移

項目	2002 年度	2003 年度	2004 年度	2005 年度	2006 年度
事業資金	18%	19%	17%	13%	32%
地域サービス	6%	8%	8%	9%	3%
消費資金	12%	23%	15%	24%	14%
住宅開発	60%	44%	56%	48%	40%
ごく小規模	2%	1%	2%	2%	1%
その他	1%	5%	3%	5%	4%

出典：CDFI Data Project の各年度のレポートより⁴³

なお、貸出・投資先の属性にかかるデータについては、これ以上詳しいものは得られなかった。しかし業態ごとの貸金の 2006 年の中間値（CDB：9 万ドル、CDCU：6 千ドル、CDLF：5 万ドル、CDVCF：39 万ドル）や、貸出実行対象ごとの同年の中間値（事業資金：9 万 3 千ドル、住宅開発：5 万 4 千ドル、地域サービス：12 万 7 千ドル。以外は 1 万ドル以下）⁴⁴を勘案すると、CDFI の運用にあたっての主たる対象は、規模感的には「個人（消費および生業）と小規模事業者（法人格を有するものを含む）に関わる金融」に該当するといえそうである。また、OFN によるコミュニティ投資の概説書⁴⁵での紹介事例からも、CDFI の運用先顧客の多くが「自己雇用 self-employment」として、事業をおこなうもので

⁴¹ コミュニティ投資においては、その衰退状態からの改善を測る具体的な指標として、雇用者数を用いる例が、CDVCF の効果測定ツール Measuring Impacts Toolkit などしばしばみられる。

⁴² 2007 年度以降のデータについて、CDFI コアリションや OFN に対して、数次にわたり e メールやファクスで問い合わせたが、回答を得られなかった。

⁴³ 2001 年度の数値は明らかな異常値がみられるため（クレジットユニオンがその貸出の約 80%を「その他」としたため、全体でも「その他」が約 60%を占めた）、表から除外した。

⁴⁴ CDFI Data Project (2008) p12 より。

⁴⁵ Opportunity Finance Network (2008)。

あることがみてとれる。自己雇用がなんらかの差別と関連づけられうることから⁴⁶、衰退する地域においては自己雇用者層のプレゼンスが高くなり、CDFI の融資先の多くが個人金融主体となるとの説明も可能であろう。

2.CDFI 基金 NMTC を利用した投資の対象先

CDFI 基金では、NMTC 事業開始来それを利用した投資の 2006 年までの累積実績について、2008 年に報告書として公開した⁴⁷。同制度を利用した投資の諸データについては同報告書の計数を引用する。

同報告書によると 2006 年までに実行された投資件数と金額は、1543 件で 55 億 6 千万ドル。そのうち、他の CDE からローンを購入したものが 68 件 1 億 1 千万ドル。したがって、1475 件 54 億 5 千万ドルが「真水」となる。これのうち、753 件 37 億 2 千万ドルが直接的な不動産購入の資金であり、残りの 722 件 17 億 3 千万ドルがそれ以外の資金であった。さらに 722 件の内訳であるが、不動産事業者に対するものが 204 件 5 億 9 千万ドル、最後に残った 518 件 11 億 4 千万ドルが、その他事業者に対する運転資金ということになる。

すなわち「真水」のうち、件数では 64.9%、金額では 79.1%が、不動産事業者ないし不動産の取得にかかる資金ということになる。NMTC における不動産事業（者）は、中低所得者層向け住宅の開発等にかかわるもので、すべて CDE として認証を受けたものであり、日本の不動産開発事業のイメージで考えるのは妥当というべきではないだろうが、それでも不動産関連への傾斜感是否めないといえよう。それでも、資金投入の使途は、被排除層（中低所得者層）への資源（住居）の供給により地域の状況を改善する地域の事業者への金融であり、まぎれもなくコミュニティ投資である。NMTC 認定投資の資金の受け皿である CDE について、前出の NMTC Qualified Equity Investment Report にて具体例をみていくと、CDB が LLC を作り不動産開発資金を調達している例⁴⁸や、大手銀行が同様に LLC を用い不動産開発資金を集める例⁴⁹、有力 CDLF が事業者向け融資の資金を集める例⁵⁰などが含まれていることがわかる。

ただし、NMTC による資金の供給対象が個人金融的事業主体に流れているかどうかは、制度の利用で資金を得た CDLF による融資の対象がそれらであろうことは推測されるが、CDFI 基金が公開している入手可能な資料では不詳である。

⁴⁶ 例えば Moore R.L.(1983)など。

⁴⁷ Community Development Financial Institutions Fund (2008)

⁴⁸ 2008 年度のウェインライト銀行（ボストンに立地する有力 CDB（ただし 2010 年 6 月に近隣のコミュニティ・バンクと統合を発表））による AI Wainwright LLC など。

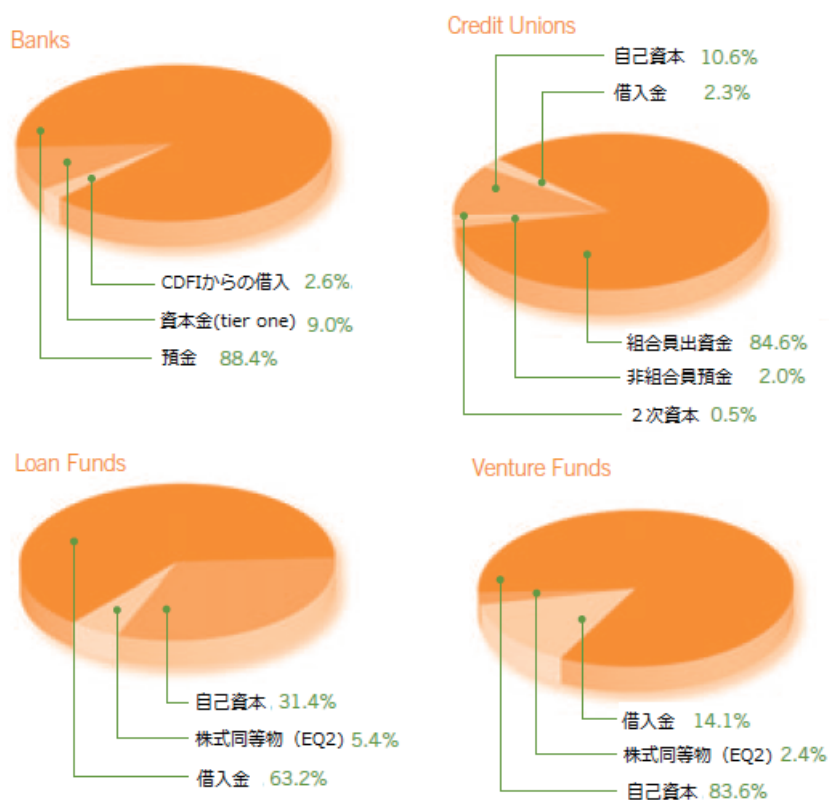
⁴⁹ 2003、06、07、08、09 年のバンク・オブ・アメリカの Bank of America CDE, LLC など。

⁵⁰ 2003、06、08,09 年のボストン・コミュニティ・キャピタルなど。

第5章 コミュニティ投資の調達先と個人金融、考察

1.CDFI の調達先について

図表 6 : CDFI 業態ごとの調達構造



出典：CDFI Data Project FY2006, p7

CDFI がどのような資金を得ているかについて、詳細にかかる公的な資料は今日存在していない。前章で利用した CDFI データ・プロジェクトでは、4 業態の資金調達構造を円グラフで示している（図表 6）。それぞれ第3章での業態説明と整合した調達構造と考えられる。ただし、預金や資本金等の出自については、データの開示はない。預金保険の対象となる CDB は、その監督機関に対して届け出た財務諸表をインターネットで閲覧可能であるが、預金や資本の出自は開示されていない。

そこで、前章第1節のように調達においても「個人金融」との関係性を調べるべく、ワシントン DC とそれに隣接する州に立地し、CDFI 基金の認証を取得している 38 団体の CDFI に対して資金調達にかかる調査を試みたが、不調に終わった⁵¹。そこで、マイクロクレジット機関への投資も含めたコミュニティ投資の金融商品である「カルバートコミュニ

⁵¹ 2010/03/20 より 5 月末まで、e メールないし Fax による質問票調査を実施した。しかし、回答の回収は不調で、わずか 3 件に止まり、しかも計数の入った回答は皆無であった。

ティ投資ノート」⁵²を募集している、象徴的な CDFI であるカルバート財団（正式には Calvert Social Investment Foundation）⁵³に対象を絞り、粘り強いアプローチの結果、電話での取材調査協力を得た⁵⁴。以下の3点は、そこから得られた同財団の「ノート」購入者募集におけるポイントである。

- ・「ノート」募集のみを目的とする予算は確保されていない。
- ・「ノート」の募集のために積極的に情報を提供するターゲットグループは、地域再投資法を意識する一般金融機関、プログラム関連投資（program related investment）を運営する慈善財団、法個人に対して資産運用等の助言をおこなう金融アドバイザーの3つ。個人投資家層へのアプローチは金融アドバイザー経由であり⁵⁵、直接のアウトリーチはしていない。
- ・しかし、長期的視点に立つならば個人顧客の確保は重要と考える。

また、当初の質問票調査が不調だった背景についても意見を得られた。金融事業者の預貯金の調達先について、その法個人を分別管理することを求める法規制が存在せず、分別計数管理がされていないのがアメリカでは通常であるため、通常業務外かつ相当の作業を必要とする要請と受け取られ、協力が得られなかったのではないかというものである⁵⁶。日本においても分別管理を求める法規制は無いものの、筆者がかつて在職していた都市銀行では調達における個人預金の計数を分別管理していた。日米の違いは、個人金融主体に対するアウトリーチのあり方の違い（日本では個人金融主体をマーケティング対象として明確に位置付け、マス・マーケティング手段を積極活用するか、既存優良顧客からのリレーション・マーケティングを重視する（金融アドバイザーの不在）のに対し、アメリカでは対象として明確な位置づけをしておらず、むしろコストのロジックから、資金運用ニーズを有する顧客をもつ金融アドバイザーをむしろ訴求の対象としている（自己判断する個人は、訴求の対象としては劣後する））可能性を指摘できるのではないか。

CDFI の資金調達をめぐる先行研究に、Smith(2008)がある。同論文はタイトルに CDFI の資金の出自と利用（"The Sources and Uses of Funds for CDFI"）とあるものの、CDFI

⁵² カルバート財団が投資家から期間3か月から10年の期間で資金を預かり、低中所得者向け住宅の開発やマイクロファイナンス等の事業者への投融資のほか、CDFI に対する資金預託等の運用をおこなうもの。投資家の利回りは0から3%の間で、0.5%刻みで投資家側が指定できる。金額は小口の場合20ドル以上、通常は1千ドル以上。小口については、オンライン投資窓口である MicroPlace (<https://www.microplace.com/>) を利用し、オンラインでの取引も可能。

⁵³ Calvert Foundation ウェブサイト参照。 <http://www.calvertfoundation.org/>

⁵⁴ 2010/07/16 の16時（日本時間2010/07/17の6時）より、約半時間、コミュニティ投資アソシエイトのパトリック・デイビス氏に電話インタビュー調査を実施。

⁵⁵ 提携金融アドバイザーの組織化を実施している。

⁵⁶ これが、第1章で紹介した LIHTC の資金の出自調査で、機関投資家に相対する個別投資家についてのより踏み込んだデータがないことの背景にある可能性を、指摘できよう。

とステイクホルダーとの間の関係性（監督と報告、連絡関係）の分析に重点が置かれ⁵⁷、資金にかかる分析はおこなわれていない。しかし、CDFI にかかる水平的／垂直的ネットワークの関係性分析という視点は、今回の調査を経てみると、実際に資金の流れを分析する際にも示唆的でありうる可能性を感じる。

2.CDFI 基金 NMTC 制度を利用した投資の資金の出自について

CDFI Fund(2008)によると、NMTC を利用した投資の、資金の出自である投資家の属性とそれぞれの金額は、図表 7 の通りである。

図表 7：NMTC 利用投資の投資家とその金額内訳（当初から 2007 年末まで累積）

Investor Type	Number of Investors	Percent of Investors	\$ Amount of QEIs Issued (Finalized)	Percentage of QEIs Issued (Finalized)	Average QEI
Bank or Other Regulated Financial Institution	639	24.58%	\$2,900,771,873	32.14%	\$4,539,549
Foundation or Other Philanthropic Organization	1	0.04%	\$1,212	0.00%	\$1,212
Individual Investor	25	0.96%	\$53,546,613	0.59%	\$2,141,865
Insurance Company	12	0.46%	\$16,618,445	0.18%	\$1,384,870
Investment Bank	548	21.08%	\$582,387,250	6.45%	\$1,062,750
Leveraged Fund	1,047	40.27%	\$4,215,929,599	46.71%	\$4,026,676
Other Type of Investor	188	7.23%	\$720,400,197	7.98%	\$3,831,916
Pension Fund	6	0.23%	\$800,000	0.01%	\$133,333
Real Estate Developer or Investment Company	123	4.73%	\$533,582,050	5.91%	\$4,338,065
Utility Company	10	0.38%	\$2,075,787	0.02%	\$207,579
Venture Fund	1	0.04%	\$250,000	0.00%	\$250,000
Total	2,600	100.00%	\$9,026,363,026	100.00%	\$3,471,678

出典：CDFI Fund(2008)p16 より

図表 7 を詳しくみると、一投資家当たりの投資額が小さくないこと、投資家はレバレッジド・ファンドの占める割合が多いこと等から、現状の NMTC はその調達面においても、「個人金融」と親和的とはなっていないと考えられよう。

運用先については、対象事業者とその要資事情を勘案するならば個人金融主体と直接つながらないことは、妥当性をもつものと考えられる。運用先対象事業者が最終資金需要者である個人金融主体と、投資家を結び付ける仲介者となっていると理解できるからである。しかし調達先については、個人金融主体と親和的ではないことを確定させるべきロジックがない。個人金融主体にとっても、税額控除の恩典に魅力がないとは考えづらいからである。

それにかかる答えを出すにはそのための調査が必要であろうが、考えられる理由を一つ

⁵⁷ Smith(2008)p33 の CDFI とステイクホルダーの関係図を参照。

挙げておこう。CDE は、ある程度大口の出資見込み先を想定したうえで NMTC 認定に応募しており、NMTC 適格の出資の募集をオープンに実施していない可能性があるのではないか。たしかに、サブプライム問題に端を発する金融危機以降、市場における投資環境は決して良くはない。しかし、図表 2 にみられた NMTC 適格投資の残枠が多額となっていることの背景には、CDE の資金募集の方法に工夫の余地がある可能性を指摘しうるのではないかと考える。

第 6 章 むすび：個人金融とソーシャル・ファイナンス

1. 調査検討結果と今後の可能性

CDFI の運用サイドについては、第 4 章での検討から、CDFI による投融資の対象においては個人金融主体が相当のプレゼンスをもっており、かつそれらは伝統的金融機関の取引対象から排除されがちな属性をもつものであることが確認された。NMTC 利用の投資については、地域の改善に資する不動産関連投資に使われるものが多いが、一部は CDFI に流れ、そこ経由で地域の儒資者に流れていると推測されるものであった。

一方、調達サイドについては第 5 章で検討をおこなったものの、CDFI に関しても NMTC に関しても、個人金融主体との関係性は明確なものとはならなかった。むしろ、それらに関する計数等の包括的な資料が存在しない可能性が高いことが判明したといえる。調査者（強い影響力をもたないステイクホルダー）という立場から、その数値の計測を当事者に依頼委嘱することは現実的ではないこともあるため、別ルートを考える必要があるとも考えられる。

しかるに、このアメリカのコミュニティ投資のエッセンスを他国に移植しようとするならば、コミュニティ投資へ流入する資金がどこからどれだけ、どのようなロジックで出ているかを事前に知っておく必要がある。それがわからなければ、導入してもその運用が機能する保証は得られないからである⁵⁸。

その状況を打開する一つの可能性として、受容的な金融の一つの代表たるマイクロファイナンスにおいて、その資金の出自を調べる動きが 2010 年春にあらわれた。Gonzalez (2010)は、経歴が浅く小規模なマイクロファイナンス機関がいかに資金を得るかに着眼し、調査をおこなった。アメリカにおいてもサブプライム危機以降、CDFI をめぐる状況は大きく変化している。注 35 で述べたように CDB のシンボリック存在が、その会長を大手の伝統的金融機関から受け入れざるをえなくなったり、注 52 で触れたように近隣のコミュニティ・バンクとの統合を余儀なくされる CDB の事例もあらわれている。アメリカの CDFI 自体がその調達に注意を払うべき状況となりつつあるといえる。マイクロファイナンスと同様の問題意識が広まれば、他国の金融機関や研究者が CDFI の調達にかかる情報を得やす

⁵⁸ CDFI を社会的企業への金融のツールとして導入したイギリスにおいて、アメリカほどプレゼンスが上がってこないことの背景には、これがあるかもしれないといえよう。

くなる可能性があるのではないか。

また、マクロをとらえるのではなく、ミクロの事例から演繹していく手法では、第 5 章で触れた Smith(2008)の関係性分析を、資金により焦点を当て分析をおこなう方法が考えられよう。この方法は CDFI だけでなく NMTC の資金募集团体にも適用できるであろう。

2. 日本へのインプリケーション

冒頭の第 1 章で述べたように「新しい公共」を担う主体に対する金融支援が、取り組むべきテーマとなりつつある。しかし、既存の金融機関の多くは、NPO 法人への融資の取り組み状況にみられるように、それらへの取り組みに積極的にかかわる体制にないものが多数を占めているといわざるをえない。一方の「金融 NPO」も、第 2 章の注 33 で指摘したように広く資金を受け入れて運用を増やすべきモデルとはなっていない。資金の流れを改めてデザインすることが求められる状況にあるといえる。

コスト負担の妥当性を考えるならば、行政が主導して新たな制度や主体を導入し活用する方法が好ましいとは、筆者は考えない。既存の金融機関のうち地域に立脚するものが、アメリカのコミュニティ投資等からの示唆を得て、取り組むべきと考える。しかし、資金流入のロジックが不明では、「可能性のあるモデル」に止まり、「成功モデル」の導入たりえない。

一方で、現状ではまだ極めて小規模ではあるが、「金融 NPO」に流入する資金にみられるように、金銭的リターンのみを重視するのではない、個人の「志」ある資金の流れは顕在化をはじめている。今回論文では十分な説明はできなかったが、個人金融とソーシャル・ファイナンスとの親和性は決して低くないと考える。「志」ある資金の流れを太く強くしていくために、ソーシャル・ファイナンス研究の深化が求められると考えられる。

3. 残された課題

繰り返しになるが、コミュニティ投資の調達サイドと個人金融の関係性の説明は必須である。その核となる部分の分析には、本章第 1 節で言及したマイクロファイナンスのルートを辿る方法もありえよう。

関係性を説明するための必要条件として、投資家のリスク選好、アーリーテイク行動や、それらの背景にあるロジックの説明も必要といえる。

さらにそもそも、数値をもって語ることができるために、計測の利用がしやすくなることを念頭に置いた個人金融概念の精緻化も求められる。

【参考文献】

- Arrow, K. J. (1973) "The Theory of Discrimination", in Ashenfelter, O. & A. Rees (ed) *Discrimination in Labor Market*, pp.3-33
- Baue, W. (2004) "Fiduciary Duty, Undivided Loyalty, and Socially Responsible Investment Performance", *Socialfunds.com News Letter*, October 01, 2004
- Calomiris, C. W., C. M. Kahn & S. D. Longhofer (1994) "Housing-Finance Intervention and Private Incentives: Helping Minorities and the Poor", *Journal of Money, Credit and Banking*, vol.26, no.3, pp634-674
- CDFI Data Project (2008) *Providing Capital, Building Communities, Creating Impact: FY2006 Report*, http://cdfi.org/uploads/other/CDP_fy_2006.pdf
- 中小企業基盤整備機構経営支援情報センター(2009)『事業型 NPO 法人・支援型 NPO 法人の現状と課題』中小機構調査研究報告書第 1 巻第 2 号
- Community Development Financial Institutions Fund (2008) *Promoting Investment in Distressed Communities: The New Market Tax Credit program*, US Department of the Treasury
- Ernst & Young (2009) *Low-Income Housing Tax Credit Investment Survey*
- 藤井良広(2007)『金融 NPO－新しいお金の流れをつくる』岩波新書
- Gonzalez, A. (2010) "Microfinance Funders Profiles", *MIX Data Brief No.6*, Microfinance Information eXchange
- Gonzalez, A. (2009) "Microfinance at a Glance – 2008," Microfinance Information Exchange, <http://www.themix.org/publications/microfinance-glance>.
- 池尾和人(2010)『現代の金融入門【新版】』ちくま新書
- 石川常雄、花輪俊哉編著(1985)『金融概論』有斐閣
- イスラム金融検討会(2008)『イスラム金融-仕組みと動向』日本経済新聞社
- 泉留維(2001)「地域通貨の役割と日本における進展」『ノンプロフィットレビュー』Vol.1 No.2 pp151-62
- 唐木宏一 (2008)「CSR 金融とソーシャルバンク」『季刊個人金融』Vol3, No.3 pp37-47
- 唐木宏一 (2007)「アメリカのコミュニティ開発金融機関」谷本編著 (2007) の第 9 章 I
- 唐木宏一 (2006)「ソーシャル・ファイナンスの開発」谷本編著(2006)の第 5 章
- 唐木宏一 (2005)「金融のオルタナティブー『企業と社会』、排除と受容の視点から」一橋大学大学院商学研究科博士学位論文
- 川村雅彦(2008)「日本の CSR の系譜と金融機関の 2 つの CSR」『季刊個人金融』Vol3, No.3 pp2-14
- Kempson, E. & C. Whyley(1999) *Kept out or opted out? : Understanding and combating financial exclusion*, The Policy Press
- 北村歳治、吉田悦章(2008)『現代のイスラム金融』日経 BP 社

- Moore R. L. (1983) "EMPLOYER DISCRIMINATION: EVIDENCE FROM SELF-EMPLOYED WORKERS", *The Review of Economics and Statistics*, vol. 65, issue 3, pp496-501
- 日本青年奉仕協会、明治生命共編(1999)『NPO は地域を変えるーニューヨーク・ブルックスの奇跡を中心にー』はる書房
- 野澤隆(2009)「個人金融とは何か」『個人金融』Vol4, No.1
- Opportunity Finance Network (2008) *The Next American Opportunity – Good Policy for A Great America*, Opportunity Finance Network
- Principles for Responsible Investment (2009) *Annual Report of the PRI Initiative, 2009*, UNEP Finance Initiative
- 酒井良清・前多康男(2004)『金融システムの経済学』東洋経済新報社
- 酒井良清・前多康男(2003)『新しい金融理論』有斐閣
- 桜井秀子(2008)『イスラーム金融ー贈与と交換、その共存のシステムを解く』新評論
- Sen, A. (1981) *Poverty and Famines: An Essay on Entitlement and Deprivation*, Claredon Press (黒崎卓 山崎幸治訳『貧困と飢饉』岩波書店、2000 年)
- Smith, B. C. (2008) "The Sources and Uses of Funds for Community Development Financial Institutions: The Role of the Nonprofit Intermediary", *Nonprofit and Voluntary Sector Quarterly*, vol.37, no1, pp19-38
- Stigritz, J and A. Weiss (1981) "Credit rationing in markets with imperfect information", *The American economic review*, vol.71, issue 3, pp393-410
- 谷本寛治(2006)『CSR-企業と社会を考える』NTT 出版
- 谷本寛治編著(2006)『ソーシャル・エンタープライズ-社会的企業の台頭』中央経済社
- 谷本寛治編著(2007)『SRI と新しい企業・金融』東洋経済新報社
- TSA Consultancy (2003) *Social Finance in Ireland*, Dublin Employment Pact
- 藪下史郎(1995)『金融システムと情報の理論』東京大学出版会
- 山岸俊男 (1998) 『信頼の構造：こころと社会の進化ゲーム』東京大学出版会
- ユヌス, ムハマド(2008)『貧困のない世界を創る』早川書房
- 由里宗之(2009)『地域社会と協働するコミュニティ・バンカー米国のコミュニティ銀行・クレジットユニオンと NPO』ミネルヴァ書房

LIBOR-OIS スプレッドを利用した
世界金融危機における
資金調達の逼迫度分析

新潟大学 経済学部 教授 伊藤 隆康

LIBOR－OIS スプレッドを利用した世界金融危機における 資金調達の逼迫度分析

伊藤 隆康*

1. 本研究の目的と特徴

本調査研究では、LIBOR(London InterBank Offered Rate－OIS(Overnight Indexed Swap)スプレッドを用いて、世界金融危機時の米国、ユーロ圏、英国、日本における短期金融市場の資金調達の逼迫度を連動性とトランスミッションの観点から検証した。先行研究に対する本稿の特徴は2点ある。まず、世界金融危機を二分割することで、金融危機の程度差が LIBOR－OIS スプレッドに与えた影響の相違を検証した。2008 年 9 月 14 日のリーマン・ブラザーズの経営破たんを契機に、LIBOR－OIS スプレッドが急拡大したことなどから判断して、資金調達度の逼迫度は厳しさを増した。次に、計量的な面での貢献があげられる。本稿では非定常なデータをそのまま用いて共和分検定や Toda and Yamamoto (1995)にある方法で、Granger 因果性の検定を行った。こうしたことで、原データに含まれる情報を捨てずに分析が可能となった。

2. 分析に利用するデータ

分析のために4つの通貨(米ドル、ユーロ、英ポンド、日本円)建ての LIBOR－OIS スプレッドの日次データを用いた。LIBOR－OIS スプレッドは、それぞれの通貨につき、3カ月物 LIBOR から3カ月物 OIS を引いて計算される。

前半(標本 A)は2007 年 8 月 9 日から2008 年 9 月 12 日である。後半(標本 B)は2008 年 9 月 15 日から2009 年 5 月 20 日である。標本 A では、証券化市場の混乱から証券化関連商品を公正な価格で売却できないことを理由に、BNP パリバ証券の資産

* 新潟大学経済学部教授 〒950-2181 新潟市西区五十嵐2の町80 50
e-mail : tito@econ.niigata-u.ac.jp

運用子会社が 2007 年 8 月 9 日に資産の解約を凍結した。標本 B では 2008 年 9 月 14 日のリーマン・ブラザーズの経営破たんを契機に、金融危機が一気に強まった。

3. 分析の枠組みと結果

3.1 単位根検定

このための検定方法として ADF (Augmented Dickey Fuller) 検定と KPSS (Kwiatowski, Phillips, Schmidt and Shin) 検定を利用した。さらに分析対象のデータが $I(1)$ であることを確認するために、原系列から差分を取ったデータにつき、単位根検定を行った。分析対象のデータはすべて、 $I(1)$ であると判断して差し支えないと考えられる。

3.2 共和分検定

Johansen と Engle and Granger という 2 種類の共和分検定を用いて、資金調達の逼迫度の連動性を検証した。

(1)Johansen の共和分検定

4 通貨（米ドル、ユーロ、英ポンド、日本円）建ての LIBOR-OIS スプレッドの連動性を Johansen の共和分検定で検証した。標本 A においては、最大固有値検定とトレース検定の両方で、2 つの共和分関係が確認できた。言い換えれば、4 通貨（米ドル、ユーロ、英ポンド、日本円）建ての LIBOR-OIS スプレッドは相互にかい離することなく推移し、短期金融市場における資金調達の逼迫度は連動していたといえる。一方、標本 B においては、最大固有値検定とトレース検定の両方で、共和分の関係は見いだされなかった。言い換えれば、2008 年 9 月のリーマンショック後には、資金調達の逼迫度は連動していなかったと考えられる。

(2)Engle and Granger の共和分検定

4 通貨（米ドル、ユーロ、英ポンド、日本円）建ての LIBOR-OIS スプレッドの中から 2 通貨を選択して、それぞれのペアの LIBOR-OIS スプレッドに関して、Engle and Granger の共和分検定で検証した。標本 A において、6 つの組み合わせのうち 4 つにつき、共和分の関係が確認できた。具体的には、米国はユーロ圏、英国、日本と連動していた。また、ユーロ圏は英国と連動していた。一方、標本 B においては、ユーロ圏と英国との間における連動性が確認できたにとどまる。

3.3 Granger 因果性の検定

4 通貨（米ドル、ユーロ、英ポンド、日本円）建ての LIBOR-OIS スプレッドにおけるトランシミッションを、Toda and Yamamoto（1995）による Granger 因果性の検定方法で検証した。標本 A において、米ドルからユーロ、米ドルから日本円、ユーロから日本円を除くすべての例で、Granger 因果性が確認できた。一方、標本 B において、日本円から米ドル、英ポンドからユーロに対してのみ、Granger 因果性が確認できた。

4. まとめ

リーマン・ショック前の標本 A においては、世界的なトランスミッションプロセスを通じて、米国、ユーロ圏、英国、日本における資金調達の逼迫度は連動していた。一方、リーマン・ブラザーズの経営破たんで一気に金融危機が強まった標本 B においては、世界的なトランスミッションプロセスは機能せず、資金調達の逼迫度は連動していなかった。連動性は英国とユーロ圏で確認されたに過ぎなかった。

金融危機は世界的な現象として捉えられてきた。リーマン・ブラザーズの経営破たん前には、世界的な現象として短期金融市場における資金調達の逼迫度は米国、ユーロ圏、英国、日本において連動していた。言い換えれば、世界の主要な短期金融市場における流動性リスクや倒産リスクが相互に影響しあい、資金調達の逼迫度が連動していたとの解釈も可能である。

しかし、2009 年 9 月 14 日のリーマン・ブラザーズの経営破たんを契機に、短期金融市場における資金調達の逼迫度は、世界的な現象というよりはむしろ地域的な側面が増していったと考えられる。市場では米国における金融機関よりも英国やユーロ圏における銀行危機がより深刻であるとの思惑を背景に、欧州における資金調達の逼迫度が連動して推移したと推測される。

以 上

調査研究報告書

LIBOR－OIS スプレッドを利用した世界金融危機における 資金調達の逼迫度分析[☆]

伊藤 隆康^{*}

要 旨

本稿では、LIBOR－OIS スプレッドを用いて、世界金融危機における資金調達の逼迫度の連動性とトランスミッションを検証した。米国、ユーロ圏、英国、日本の短期金融市場に焦点を当て、標本期間全体をリーマン・ブラザーズ破たんの時点で分割した。前半は2007年8月9日から2008年9月12日で、標本Aとした。後半は2008年9月15日から2009年5月20日で、標本Bとした。標本Aでは、4つの市場間においてトランスミッションが働き、米国、ユーロ圏、英国、日本の短期金融市場における逼迫度は連動していた。一方、標本Bでは4つの市場における逼迫度の連動性はなく、英国とユーロ圏においてのみ、逼迫度が連動していた。

JEL Code : E43, F39

キーワード: LIBOR－OIS スプレッド、資金調達の逼迫度、世界金融危機

短期金融市場

1. はじめに

[☆] 本稿はゆうちょ財団による2010年度の研究助成を受けた研究成果である。また、栗原裕教授（愛知大学）から論文を改善するうえで有益なコメントを賜った。記して謝辞を述べたい。

^{*} 新潟大学経済学部教授 〒950-2181 新潟市西区五十嵐2の町8050
e-mail : tito@econ.niigata-u.ac.jp

本稿では、LIBOR(London InterBank Offered Rate－OIS(Overnight Indexed Swap)スプレッドを用いて、世界金融危機における米国、ユーロ圏、英国、日本における短期金融市場の資金調達の逼迫度を連動性とトランスミッションの観点から検証する。金融危機の期間において、逼迫度が世界の主要な短期金融市場に広がり、その結果、倒産リスクやシステミックリスクが拡大した。このメカニズムは、世界の金融市場が連動していることを背景に働いた。

米国のサブプライム関連金融商品の評価が困難として、BNP パリバ証券の資産運用子会社が 2007 年 8 月 9 日に資産の解約を凍結した後に、金融市場における倒産リスクや流動性リスクが高まった。世界の主要国では資金調達の逼迫度が強まり、その結果、LIBOR－OIS スプレッドが拡大した。2008 年 9 月 14 日のリーマン・ブラザーズの経営破たんを契機に、短期金融市場ではさらに緊張感が強まり、LIBOR－OIS スプレッドは一層拡大した。

2008 年 9 月 14 日のリーマン・ブラザーズの経営破たんを契機に金融危機の程度が異なっているため、その時点で、標本を二分割して検証する。このため、それぞれの期間における金融危機が LIBOR－OIS スプレッドに与えた影響を検証することが可能となる。また、BNP パリバ証券の資産運用子会社が資産の解約を凍結した 2007 年 8 月 9 日を金融危機の開始時とみなす。

LIBOR は銀行が他の銀行に資金を貸す時の提示レートである。英国銀行協会(BBA: British Bankers' Association)が公表している¹。一方、OIS は金融政策によって翌日物金利がどの水準に誘導されるのかを予想して取引される。OIS は翌日物金利を原資産とするデリバティブ取引であるため、元本の交換はなく、満期日に金利の部分に関して差金決済される。このため元本の部分のキャッシュフローが取引される LIBOR に比べると、OIS は信用リスクがほとんどない。Sengupta and Tam(2008)が指摘するように、LIBOR－OIS スプレッドは 2007 年以降の金融危機で、短期金融市場における資金

¹ LIBOR (London Interbank Offered Rate) は、英国銀行協会(BBA: British Bankers' Association)が発表するロンドン時間の午前 11 時の銀行間取引金利である。計算方法は情報提供機関 16 社からのレートから最も高い金利 4 個と最も低い金利 4 個のレートを省いて、残りの 8 社のレートを平均して算出される。なお、2011 年 6 月現在、実際の計算はトムソンロイターが行っている。日本円のレート提供金融機関に関しては、LIBOR の提供が始まった当初は邦銀 8 行、外銀 8 行だったが、2011 年 6 月現在、邦銀 4 行、外銀 12 行である。詳細は <http://www.bbalibor.com> を参照。LIBOR の提供金融機関に関して、米ドルとユーロを別表 1 に、英ポンドと日本円を別表 2 にそれぞれ記載した。

調達の逼迫度を示すバロメーターとして、中央銀行や国際機関によって用いられている。

短期金融市場における、資金調達の逼迫の原因が倒産リスクであるのか、あるいは、流動性リスクなのかについては先行研究によって意見が分かれている。Thorton(2009)によれば、LIBOR-OIS スプレッドは倒産リスクを反映させた銀行業界の健全性を示す指標である。Taylor(2009)は、LIBOR-OIS スプレッドと CDS(Credit Default Swap)や LIBOR-TIBOR スプレッド、LIBOR-REPO スプレッドの関係を分析し、カウンターパーティーリスクが LIBOR-OIS スプレッド拡大の主な原因であると結論つける。

Nathaniel and Hesse (2009)によれば、中央銀行の流動性供給が 2007 年 7 月から顕在化したサブプライム危機における無担保市場のストレスを減少させる役割を果たした。また、彼らは LIBOR-OIS スプレッドの分散分解をして、金融危機の程度が強まるにつれて、信用リスクプレミアムが増加したと分析する。Bank of England (2007)は、2007 年 10 月以来の信用リスク増大が LIBOR-OIS スプレッド拡大の主な原因と指摘する。

Imakubo et al(2008)は、CDS から算出されたリスクプレミアムと LIBOR-OIS スプレッドとの関連性は弱いと分析する。また、彼らは LIBOR-OIS スプレッドは流動性リスクを表す部分が大きいと指摘する。Michaud and Upper(2008)も LIBOR-OIS スプレッド拡大が信用リスクで説明される部分は少ないと結論つける。Schwarz (2009)も流動性リスクの増大が LIBOR-OIS スプレッド拡大の主な原因であるとし、ユーロ圏においては LIBOR-OIS スプレッド拡大の 3 分の 2 以上の原因が流動性リスクであると結論つける。

LIBOR-OIS スプレッドの国際間での連動性を分析した先行研究は、Imakubo et al(2008)と Jin and In (2010)に限定される。Imakubo et al(2008)は、VAR (多変量自己回帰) モデルを用いて、2007 年 8 月以降では国際間 (日、米、ユーロ圏) において、LIBOR-OIS スプレッドの連動性が強まったと分析している。Jin and In (2010)によれば、世界金融危機に入ってから国際間 (日、米、ユーロ圏、英、豪) における LIBOR-OIS スプレッドの連動性が強まった。米ドル市場における調達の逼迫度は世界的には効率的に吸収されていない。一方、日本市場は他の国における調達の逼迫度を和らげる役割を果たした。

この 2 つの先行研究から、本稿の貢献について 2 点を指摘することができる。まず、

本稿は世界金融危機を二分割することで、金融危機の程度差が LIBOR-OIS スプレッドに与えた影響の相違を検証している。2008 年 9 月 14 日のリーマン・ブラザーズの経営破たんを契機に、LIBOR-OIS スプレッドが急拡大したことなどから判断して金融危機は厳しさを増したことは明らかである。こうした点を考慮して、資金調達の逼迫度の連動性やトランスミッションを分析することは意義深い。

次に、計量的な面での貢献があげられる。Imakubo et al(2008)は非定常なデータを定常化して VAR を用いているが、本稿では非定常なデータをそのまま用いて共和分検定や Toda and Yamamoto (1995)にある方法で、Granger 因果性の検定を行っている。こうしたことで、原データに含まれる情報を捨てずに分析が可能となる。

2. 分析に利用するデータ

本稿の分析のために 4 つの通貨（米ドル、ユーロ、英ポンド、日本円）建ての LIBOR-OIS スプレッドの日次データを用いる。LIBOR-OIS スプレッドは、それぞれの通貨につき、3 カ月物 LIBOR から 3 カ月物 OIS を引いて計算される。LIBOR は英国銀行協会（BBA : British Bankers' Association）、米ドル、ユーロ、英ポンド建ての OIS は ICAP、日本円建ての OIS は東短キャピタルにより、それぞれ提供されている。LIBOR-OIS スプレッドの記述統計が、表 1 に示されている。また、LIBOR-OIS スプレッドの動きが図 1 に表示されている。

表1 LIBOR－OIS スプレッドの記述統計

変数	平均	標準偏差	最小値	最大値	中央値
標本A					
USD	0.692	0.145	0.247	1.074	0.713
EUR	0.629	0.139	0.187	0.927	0.636
GBP	0.713	0.200	0.253	1.137	0.743
JPY	0.413	0.043	0.181	0.521	0.404
標本B					
USD	1.430	0.720	0.517	3.645	1.066
EUR	1.118	0.400	0.453	1.941	0.991
GBP	1.578	0.436	0.844	2.982	1.511
JPY	0.561	0.099	0.381	0.805	0.543

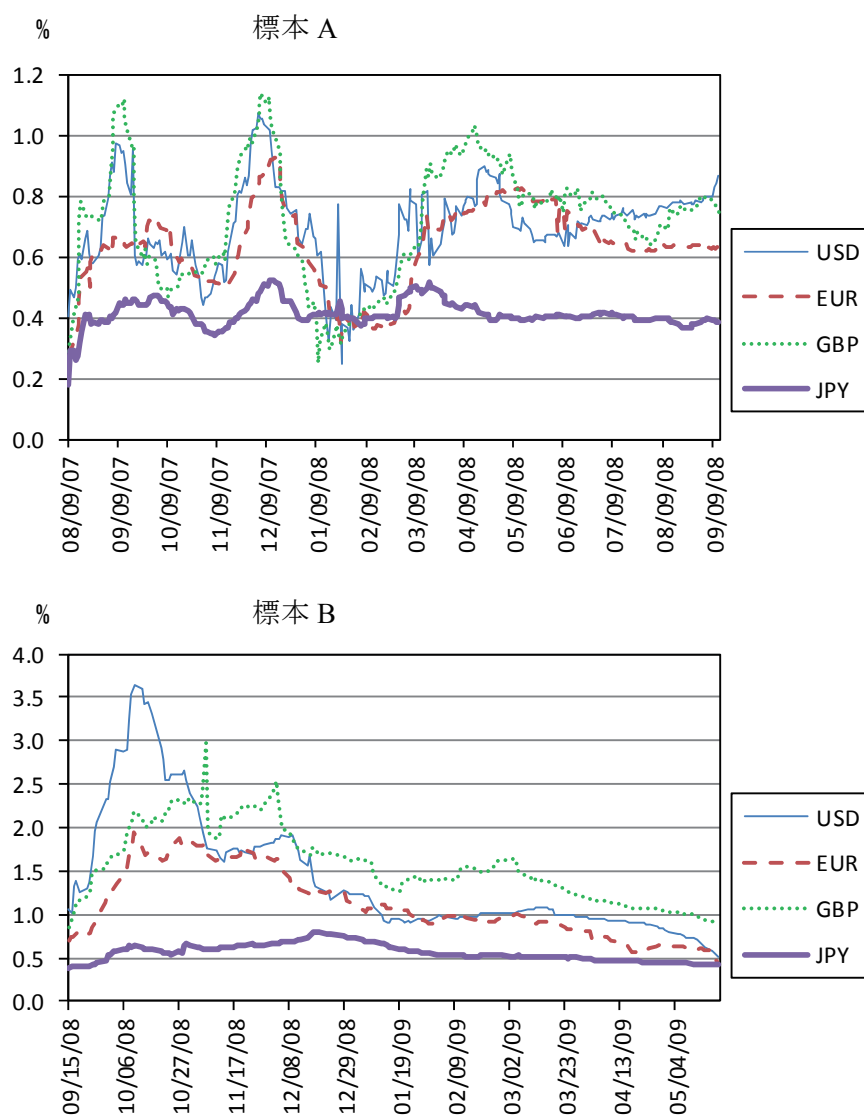
標本 A =2007年8月9日から2008年9月12日

標本 B = 2008年9月15日から2009年5月12日

前半（標本 A）は 2007 年 8 月 9 日から 2008 年 9 月 12 日である。後半（標本 B）は 2008 年 9 月 15 日から 2009 年 5 月 20 日である。標本 A では、証券化市場の混乱から証券化関連商品を公正な価格で売却できないことを理由に、BNP パリバ証券の資産運用子会社が 2007 年 8 月 9 日に資産の解約を凍結した。また、2007 年 3 月 16 日、JP モルガン・チェースがベアー・スターンズを買収することとなった。これは JP モルガン・チェースによるベアー・スターンズの救済合併であった。

標本 B では 2008 年 9 月 14 日のリーマン・ブラザーズの経営破たんを契機に、金融危機が一気に強まった。そのことは、表 1 に示されている各通貨建ての標準偏差や最大値、中央値をみるだけでも確認が可能である。両方の期間を通じて、日本は今回の金融危機の影響が他の先進主要国に比べて軽微であったことを反映して、日本円建ての LIBOR－OIS スプレッドは、米ドルやユーロ、英ポンドに比べて、水準が低く、また、変動性も緩やかであった。

図1 LIBOR - OIS スプレッド



米ドル(USD)、ユーロ(EURO)、GBP(英ポンド)、JPY(日本円)

標本 A = 2007年8月9日から2008年9月12日

標本 B = 2008年9月15日から2009年5月12日

3. 分析の枠組み

3.1 単位根検定

Nelson and Plosser (1982)などの、1980年代前半から1990年代中半までの実証分析によれば、金利、為替、株はランダムウォークのような非定常プロセスである可能性が示唆されている。こうしたことから実証分析の前段階として、分析に利用するデータが非定常な単位根を含むか否かを検証する必要がある。

本稿では、このための検定方法として ADF (Augmented Dickey Fuller) 検定と KPSS (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin) 検定を利用する²。ADF 検定は帰無仮説を「単位根が存在する」、対立仮説を「単位根が存在せず定常である」としている。一方、KPSS 検定は ADF 検定と逆に、帰無仮説を「単位根が存在せず定常である」、対立仮説を「単位根が存在する」としている。さらに分析対象のデータが I(1)であることを確認するために、原系列から差分を取ったデータにつき、単位根検定を行う。

3.2 共和分検定

一般に、変数間に存在する関係を分析するには変数相互の回帰分析が利用される。しかし、非定常な確率変数が含まれている場合には、決定係数や t 値等の統計量が単純な分布に従わなくなるため、通常の検定は誤った結果を導く可能性がある。Granger and Newbold (1974) は、これを「見せかけの回帰」(Spurious Regression)の問題と呼んだ。さらに、Phillips (1986) は非定常なデータ分析に関して(1)決定係数が変数間の関係を示す目安とはならないことがある、(2)ダービン・ワトソン比の低い推計式は見せかけの関係の可能性がある--の 2 つの問題点を指摘している。

非定常時系列モデルを用いることで、上記の問題が解消される。本稿ではまず、共和分検定を用いて LIBOR-OIS スプレッドの国際間での連動性を検証する。共和分検定には Engle and Granger(1987)と Johansen(1988)の 2 種類がある³。3 変数以上の分析では、Johansen の方法では共和分の数か 1 つなのか、2 つなのかを決めることができるが、Engle and Granger の方法では共和分の数を決めることはできない。

本稿ではこうした共和分の検定方法の特質を考慮し、かつ、分析対象のデータが I(1)であることを確認して、以下に述べる方法で資金調達逼迫度の連動性を検証する。

(1)4 通貨（米ドル、ユーロ、英ポンド、日本円）建ての LIBOR-OIS スプレッドを用いて、Johansen の共和分検定で検証する。

(2)上記にあげた 4 通貨の中から 2 通貨を選択して、それぞれのペアの LIBOR-OIS ス

² Dickey and Fuller(1979)、Dickey and Fuller(1981)、Kwiatkowski et al (1992) を参照。

³ Engle and Granger (1987)と Johansen(1988)、川崎(1992)を参照。

ブレッドに関して、Engle and Granger の共和分検定で検証する。

Johansen の方法では、(1)式にあるように、 k 次の VAR モデルを用いる。ここで X_t は p 変量の確率ベクトルであり、誤差項 u_t は平均 0、分散 $\Lambda(p \times p)$ の独立同一正規分布に従うとする。また、 X_t の各要素は $I(1)$ であると考えられる。

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + u_t \quad (1)$$

この方法で、4 通貨（米ドル、ユーロ、英ポンド、日本円）建ての LIBOR-OIS スプレッドの連動性を検証する。また、検定には最大固有値検定とトレース検定の両方を用いる。ここで共和分の関係が見つければ、4 通貨（米ドル、ユーロ、英ポンド、日本円）建ての LIBOR-OIS スプレッドは中長期的にはかい離せずに連動していたことになる。言い換えれば、資金調達の逼迫度は、米国、ユーロ圏、英国、日本の短期金融市場では連動していたことになる。

他方、Engle and Granger の方法では、(2)式を用いて残差に単位根があるか否かを検証する。この例では、米ドル建てとユーロ建ての LIBOR-OIS スプレッドを用いて、連動性を検証している。

$$y_t = \alpha + \beta x_t + u_t \quad (2)$$

y_t = 米ドル建ての LIBOR-OIS スプレッド

x_t = ユーロ建ての LIBOR-OIS スプレッド

米ドル建ての LIBOR-OIS スプレッドとユーロ建ての LIBOR-OIS スプレッドが共和分関係にあると判断されれば、米国とユーロ圏では資金調達の逼迫度が連動していたといえる。

3.3 Granger 因果性の検定

最後に、Granger 因果性の検定により、分析対象の LIBOR-OIS スプレッドが相互に影響し合っているのか否かを検証する。時系列分析では、非定常性の問題を回避する

ために、変化率に変換したデータを用いて Granger 因果性の検定が行われる。しかし、非定常な単位根を有するデータの差分や変化率として定常化することで、原データに含まれる情報が捨てられてしまうとの批判がある。そこで Toda and Yamamoto (1995) は、分析対象のデータが単位根を持つ場合の多変量自己回帰モデル (VAR: Vector Auto Regression) における Granger 因果性の検定方法を開発した。本稿では Toda and Yamamoto (1995) に従い分析対象のデータをそのまま用いて、本来のラグ期 p にもう 1 つのラグ項を加えた $p + 1$ を取りトレンド項 t を加えて、(3)式から(6)式の形式で検定する。本来のラグ期の推計には BIC 基準を用いる。

$$USD_t = \kappa_0 + \lambda t + \sum_{i=1}^{p+1} \alpha_i EUR_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \beta_i GBP_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \chi_i JPY_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \delta_i USD_{t-i} + u_t \quad (3)$$

$$EUR_t = \kappa_0 + \lambda t + \sum_{i=1}^{p+1} \alpha_i USD_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \beta_i GBP_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \chi_i JPY_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \delta_i EUR_{t-i} + u_t \quad (4)$$

$$GBP_t = \kappa_0 + \lambda t + \sum_{i=1}^{p+1} \alpha_i USD_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \beta_i EUR_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \chi_i JPY_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \delta_i GBP_{t-i} + u_t \quad (5)$$

$$JPY_t = \kappa_0 + \lambda t + \sum_{i=1}^{p+1} \alpha_i USD_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \beta_i EUR_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \chi_i GBP_{t-i} + \sum_{i=1}^{p+1} \delta_i JPY_{t-i} + u_t \quad (6)$$

4. 分析の結果

4.1 単位根検定

トレンドありとトレンドなしの両方に関して ADF 検定を実施した。また、トレンド定常性とレベル定常性の両方に関して KPSS 検定を実施した。ADF 検定のラグ次数決定には BIC 基準を用いた。結果は表 2 と表 3 に示されている。ADF 検定による検定結果のいくつかは、「単位根を有する」という帰無仮説を棄却できた。一方、ラグ期間 2 の KPSS 検定では、トレンド定常性とレベル定常性の両方で、「単位根が存在せず定常である」との帰無仮説を棄却できる。こうしたことから分析対象のすべてのデータにつき、単位根を有するとの疑いを否定できない。

続いて、原系列から一次差分をとったデータにつき単位根検定を実施した。具体的には、トレンドありとトレンドなしの両方に関して ADF 検定を実施した。結果は表 4 と

表 5 に示されている。また、トレンド定常性とレベル定常性の両方に関して KPSS 検定を実施した。ADF 検定に関しては、すべての変数に関して、「単位根を有する」との帰無仮説を 5%水準で棄却できた。一方、KPSS 検定では、一部の検定で「単位根が存在せず定常である」との帰無仮説が 5%水準で棄却できたが、1%水準の検定では棄却できなかった。こうしたことから分析対象のデータはすべて、I(1)であると判断して差し支えないと考えられる。

表2 ADF 検定の結果 — 原系列

変数	トレンドなし	トレンドあり
標本A		
USD	-3.703*	-3.476*
EUR	-2.509	-2.062
GBP	-3.243*	-2.994
JPY	-3.183*	-2.920
標本B		
USD	-1.057	-1.950
EUR	-0.296	-4.340*
GBP	-1.723	-4.229*
JPY	-1.549	-3.208

* は5%水準で有意であることを示す。

5%棄却値 = -2.88 (トレンドなし), -3.43 (トレンド付き)

標本 A = 2007年8月9日から2008年9月12日

標本 B = 2008年9月15日から2009年5月12日

表3 KPSS検定の結果 - 原系列

Variable	Lag=2		Lag=9	
	η_{μ}	η_{τ}	η_{μ}	η_{τ}
Sample A				
USD	0.735*	0.224*	0.261	0.071
EUR	0.988*	0.371*	0.324	0.098
GBP	0.713*	0.321*	0.239	0.108
JPY	0.544*	0.462*	0.201	0.171*
Sample B				
USD	3.818*	0.374*	1.219*	0.136
EUR	3.829*	0.463*	1.215*	0.165*
GBP	3.328*	0.491*	1.083*	0.179*
JPY	2.131*	0.978*	0.695*	0.331*

* は5%水準で有意であることを示す。

5%棄却値は0.463(レベル定常性)、0.146(トレンド定常性)。

η_{μ} レベル定常性を示す。

η_{τ} はトレンド定常性を示す。

標本 A =2007年8月9日から2008年9月12日

標本 B =2008年9月15日から2009年5月12日

表4 ADF 検定の結果 — 一次差分

変数	トレンドなし	トレンドあり
標本A		
USD	-19.119*	-18.819*
EUR	-7.170*	-6.903*
GBP	-11.659*	-11.336*
JPY	-16.512*	-13.380*
標本B		
USD	-7.998*	-8.455*
EUR	-6.403*	-7.170*
GBP	-5.003*	-15.073*
JPY	-6.121*	-6.278*

* は5%水準で有意であることを示す。

5%棄却値 = -2.88(トレンドなし), -3.43(トレンドあり)

標本 A =2007年8月9日から2008年9月12日

標本 B =2008年9月15日から2009年5月12日

表5 KPSS 検定の結果 - 一次差分

Variable	Lag=2		Lag=9	
	$\eta\mu$	$\eta\tau$	$\eta\mu$	$\eta\tau$
Sample A				
USD	0.046	0.044	0.050	0.047
EUR	0.363	0.175	0.187	0.091
GBP	0.150	0.115	0.089	0.059
JPY	0.434	0.138	0.297	0.097
Sample B				
USD	0.332	0.190*	0.170	0.118
EUR	0.684*	0.209*	0.452	0.175*
GBP	0.436*	0.136	0.474*	0.173*
JPY	0.730*	0.154*	0.470	0.114

* は5%水準で有意であることを示す。

5%棄却値は0.463(レベル定常性)、0.146(トレンド定常性)。

1%棄却値は0.739(レベル定常性)、0.216(トレンド定常性)。

$\eta\mu$ レベル定常性を示す。

$\eta\tau$ はトレンド定常性を示す。

5%棄却値で有意であるものは、1%水準で有意性が無くなる。

標本 A =2007年8月9日から2008年9月12日

標本 B =2008年9月15日から2009年5月12日

4.2 共和分検定

(1)Johansen の共和分検定

4 通貨（米ドル、ユーロ、英ポンド、日本円）建ての LIBOR-OIS スプレッドの連動性を Johansen の共和分検定で検証した。結果は表 6 に示されている。標本 A においては、最大固有値検定とトレース検定の両方で、2 つの共和分関係が確認できた。言い換えれば、4 通貨（米ドル、ユーロ、英ポンド、日本円）建ての LIBOR-OIS スプレッドは相互にかい離することなく推移し、短期金融市場における資金調達の逼迫度は連動していたといえる。

一方、標本 B においては、最大固有値検定とトレース検定の両方で、共和分関係は見いだされなかった。言い換えれば、2008 年 9 月 14 日のリーマン・ブラザーズの経営破たん後には、資金調達の逼迫度は連動していなかったと考えられる。

表 6 Johansen の 共和分検定の結果

帰無仮説	対立仮説	検定統計量	5% 棄却値	検定統計量	5% 棄却値
最大固有値検定			トレース検定		
標本A					
$r = 0$	$r = 1$	27.972*	24.159	53.987*	40.175
$r \leq 1$	$r = 2$	21.349*	17.797	26.013*	24.276
$r \leq 2$	$r = 3$	4.639	11.225	4.667	12.321
$r \leq 3$	$r = 4$	0.027	4.130	0.027	4.130
標本B					
$r = 0$	$r = 1$	20.864	24.159	39.828	40.175
$r \leq 1$	$r = 2$	11.597	17.797	18.964	24.276
$r \leq 2$	$r = 3$	7.036	11.225	7.367	12.321
$r \leq 3$	$r = 4$	0.331	4.130	0.331	4.130

* は5% 水準で有意であることを示す。

棄却値はOsterwald-Lenum(1992)から引用した。

標本 A =2007年8月9日から2008年9月12日

標本 B =2008年9月15日から2009年5月12日

(2)Engle and Granger の共和分検定

4 通貨（米ドル、ユーロ、英ポンド、日本円）建ての LIBOR－OIS スプレッドの中から 2 通貨を選択して、それぞれのペアの LIBOR－OIS スプレッドに関して、Engle and Granger の共和分検定で検証した。結果は表 7 に示されている。標本 A において、6 つの組み合わせのうち 4 つにつき、共和分の関係が確認できた。具体的には、米国はユーロ圏、英国、日本と連動していた。また、ユーロ圏は英国と連動していた。一方、標本 B においては、ユーロ圏と英国との間における連動性が確認できたにとどまる。

表7 Engle and Granger の共和分検定の結果

変数	検定統計量
標本A	
USD－EUR	-4.690*
USD－GBP	-6.138*
USD－JPY	-3.636*
EUR－GBP	-3.115**
EUR－JPY	-1.892
GBP－JPY	-2.120
標本B	
USD－EUR	-1.665
USD－GBP	-2.172
USD－JPY	-1.011
EUR－GBP	-5.730*
EUR－JPY	-1.168
GBP－JPY	-2.308

* は5%水準で有意であることを示す。

5%棄却値はMacKinnon (1991)から-3.3377である。

10%棄却値はMacKinnon (1991)から-3.0462である。

標本A = 2007年8月9日から2008年9月12日

標本B = 2008年9月15日から2009年5月12日

4.3 Granger 因果性の検定

4 通貨（米ドル、ユーロ、英ポンド、日本円）建ての LIBOR－OIS スプレッドにおける相互の因果性を Toda and Yamamoto (1995) の方法で検証した。結果は表 8 に示されている。標本 A において、米ドルからユーロ、米ドルから日本円、ユーロから日本円を除くすべての例で、Granger 因果性が確認できた。一方、標本 B において、日本円から米ドル、英ポンドからユーロに対してのみ、Granger 因果性が確認できた。

表8 Granger 因果性検定の結果

変数	検定統計量	変数	検定統計量
標本 A			
USD→EUR	0.705	EUR→USD	4.399*
USD→GBP	5.412*	EUR→GBP	10.207*
USD→JPY	1.174	EUR→JPY	1.341
GBP→USD	3.412*	JPY→USD	5.563*
GBP→EUR	3.373*	JPY→EUR	5.174*
GBP→JPY	2.153**	JPY→GBP	3.834*
標本 B			
USD→EUR	1.245	EUR→USD	1.077
USD→GBP	0.530	EUR→GBP	1.104
USD→JPY	0.697	EUR→JPY	1.084
GBP→USD	0.296	JPY→USD	2.664*
GBP→EUR	3.254*	JPY→EUR	1.238
GBP→JPY	0.795	JPY→GBP	2.108

*,** はそれぞれ 5 % 水準と 10 % 水準で有意であることを示す。

ラグ数に関しては、BICで選択したものに1を足した。

標本 A = 2007年8月9日から2008年9月12日

標本 B = 2008年9月15日から2009年5月12日

5. まとめ

本稿の目的は、LIBOR(London InterBank Offered Rate)－OIS(Overnight Indexed Swap)スプレッドを用いて、世界金融危機における米国、ユーロ圏、英国、日本における短期金融市場の資金調達の逼迫度を連動性とトランスミッションの観点から検証することであった。金融危機の期間において、流動性リスクや倒産リスクを背景に逼迫度が世界の主要な短期金融市場に広がり、システミックリスクの拡大につながった。

2008年9月14日のリーマン・ブラザーズ破たんを契機に金融危機の程度が異なっているため、その時点で、標本を二分割して検証した。BNP パリバ証券の資産運用子会社が資産の解約を凍結した 2007年8月9日を金融危機の始まりとみなした。前半（標本 A）は 2007年8月9日から 2008年9月12日である。後半（標本 B）は 2008年9月15日から 2009年5月20日である。

標本 A では、BNP パリバ証券の資産運用子会社が 2007年8月9日に資産の解約を

凍結した。また、2007年3月16日、JP モルガン・チェースによるベアー・スターンズ買収が決まった。標本 B では2008年9月14日のリーマン・ブラザーズの経営破たんを契機に、金融危機が一気に強まった。こうした方法で、それぞれの期間における金融危機が LIBOR-OIS スプレッドに与えた影響を検証することが可能となった。

リーマン・ショック前の標本 A においては、世界的なトランスミッションプロセスを通じて、米国、ユーロ圏、英国、日本における資金調達の逼迫度は連動していた。一方、リーマン・ブラザーズの経営破たんで一気に金融危機が強まった標本 B においては、世界的なトランスミッションプロセスは機能せず、資金調達の逼迫度は連動していなかった。連動性は英国とユーロ圏で確認されたに過ぎなかった。

金融危機は世界的な現象として捉えられてきた。リーマン・ブラザーズの経営破たん前には、世界的な現象として短期金融市場における資金調達の逼迫度は米国、ユーロ圏、英国、日本において連動していた。言い換えれば、世界の主要な短期金融市場における流動性リスクや倒産リスクが相互に影響しあい、資金調達の逼迫度が連動していたとの解釈も可能である。

しかし、2009年9月14日のリーマン・ブラザーズの経営破たんを契機に、短期金融市場における資金調達の逼迫度は、世界的な現象というよりはむしろ地域的な側面が増していったと考えられる。市場では米国における金融機関よりも英国やユーロ圏における銀行危機がより深刻であるとの思惑を背景に、欧州における資金調達の逼迫度が連動して推移したと推測される。

参考文献

- 川崎 能典(1992),「Johansen の共和分検定について」『金融研究』, 第 11 卷 第 2 号, 97-129
- Bank of England, 2007. Markets and operations,” *Bank of England Quarterly Bulletin* - Q4 47, No. 4.
- Dickey,D.A and Fuller,W.A., 1979.Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association* 74, 427-431.
- Dickey,D.A and Fuller,W.A., 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica* 49, 107-1072.
- Frank,N. and Hesse, H., 2009. The Effectiveness of central bank interventions during the first phase of the subprime crisis. *IMF Working Paper* WP/09/206.
- Fuller,W.A.,1976. *Introduction to Statistical Time Series*. John Wiley & Sons,Inc.
- Engle,R.F. and C.W.J. Granger.,1987.Co-integration and Error Correction: Representation, and Testing. *Econometrica*,55,251-276.
- Granger,C.W. J and Newbold,P. 1974. Spurious regressions in econometrics. *Journal of Econometrics* 2,111-120.
- Imakubo, K., Kimura, T., Nagano, T., 2008. Cross-currency transmission of money market tensions. *Bank of Japan Review* E-2.
- Ji,P.I and Francis.In 2010. The impact of the global financial crisis on the cross-currency linkage of LIBOR–OIS spreads. *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money* 2,575-589.
- Johansen,S., 1988. Statistical analysis of cointegrated vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control* 12,231-254.
- Kwiatkowski,D., Phillips,P.C.B., Schmidt,P. and Shin,Y., 1992. Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root. *Journal of Econometrics* 54, 159-178.
- MacKinnon,J.,1991.Critical values for cointegration tests, Engle,R.F and Granger,C.W.J. ed, *Long-run economic relationships: readings in cointegration*.Oxford University Press,267-276.

- Markwa,T. , Kole,E. and van Dijk .D., 2009. Contagion as a domino effect in global stock markets .*Journal of Banking & Finance*33, 1996–2012
- Michaud,F. and Upper, C., 2008., What drives interbank rates? evidence from the LIBOR panel. *Bank for International Settlements Quarterly Review* March, 47–57.
- Nelson,C.R and Plosser,C.I.,1982. Trends and random walks in macroeconomic time series. *Journal of Monetary Economics* 10,139-162.
- Phillips,P.C.B.,1986. Understanding Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics*,Vol.33,pp.311-340.
- Sengupta,R. and Tam,Y.M., 2008. The LIBOR-OIS spread as a summary indicator. *Economic SYNOPSES*.No.25.
- Taylor, J.,2009. *Getting Off Tracks*, Hoover Press.
- Thornton, D. L., 2009. What the Libor-OIS spread says. *Economic SYNOPSES*.No.24.

別表1 LIBOR提供行（米ドルとユーロ）

米ドル	ユーロ
20行	16行
Bank of America	Abbey National plc
Bank of Nova Scotia	Bank of Tokyo-Mitsubishi UFJ Ltd
Bank of Tokyo-Mitsubishi UFJ Ltd	Barclays Bank plc
Barclays Bank plc	Citibank NA
BNP Paribas	Credit Suisse
Citibank NA	Deutsche Bank AG
Credit Agricole CIB	HSBC
Credit Suisse	JP Morgan Chase
Deutsche Bank AG	Lloyds Banking Group
HSBC	Mizuho Corporate Bank
JP Morgan Chase	Rabobank
Lloyds Banking Group	Royal Bank of Canada
Rabobank	Societe Generale
Royal Bank of Canada	The Royal Bank of Scotland Group
Societe Generale	UBS AG
Sumitomo Mitsui Banking Corporation	West LB AG
The Norinchukin Bank	
The Royal Bank of Scotland Group	
UBS AG	
West LB AG	

情報ソース BBA、2010年11月現在

別表2 LIBOR提供行（英ポンドと日本円）

英ポンド	日本円
16行	16行
Abbey National plc	Bank of Tokyo-Mitsubishi UFJ Ltd
Bank of Tokyo-Mitsubishi UFJ Ltd	Barclays Bank plc
Barclays Bank plc	Citibank NA
BNP Paribas	Credit Agricole CIB
Citibank NA	Deutsche Bank AG
Credit Agricole CIB	HSBC
Deutsche Bank AG	JP Morgan Chase
HSBC	Lloyds Banking Group
JP Morgan Chase	Mizuho Corporate Bank
Lloyds Banking Group	Rabobank
Mizuho Corporate Bank	Societe Generale
Rabobank	Sumitomo Mitsui Banking Corporation
Royal Bank of Canada	The Norinchukin Bank
The Royal Bank of Scotland Group	The Royal Bank of Scotland Group
Societe Generale	UBS AG
UBS AG	West LB AG

情報ソース BBA、2010年11月現在

「貯蓄銀行法」施行以前の 地方預貯金市場の一考察

愛知大学 経済学部 助教 早川 大介

「貯蓄銀行法」施行以前の地方預貯金市場の一考察

－新潟県を事例に－

早川大介（愛知大学経済学部助教）

はじめに

1 郵便貯金・貯蓄預金の趨勢

(1) 全国的趨勢

(2) 道府県別の趨勢

2 新潟県における郵便貯金・貯蓄預金の展開

(1) 数量的概観

(2) 郵便局・貯蓄銀行の店舗展開

(3) 預貯金者の職業別・地域別構成

おわりに

はじめに

本稿の課題は、1922 年の「貯蓄銀行法」施行以前の地方預貯金市場の構造について検討することである。本稿で対象とする「預貯金」は、郵便貯金（取扱機関＝郵便局）と貯蓄預金（取扱機関＝貯蓄銀行）である。郵便貯金は、1875 年に創設された小口の個人貯蓄を目的とする国営貯金事業である。一方、貯蓄預金は「貯蓄銀行条例」に基づいて設立された貯蓄銀行が取り扱う零細な貯蓄性預金であり、この郵便貯金と貯蓄預金は、戦前日本における大衆貯蓄預金の主要な存在形態であった¹。戦前期の大衆貯蓄の吸収をめぐる郵便貯金と貯蓄預金の量的な関係は、日露戦争を挟んだ 1898 年から 1909 年までの約 10 年を除いて、郵便貯金が一貫して優勢であったことが知られている²。

日露戦後の郵便貯金の発展要因についてはすでに幾つかの研究が存在している。迎由理男は、郵便貯金と貯蓄預金が預貯金市場で競合していたという前提の上で、郵便貯金が農民の零細な貯金を集中できた理由として、①都市有力銀行の零細預金吸収の消極性と貯蓄銀行や中小銀行の脆弱性、②特定 3 等郵

便局制度を活用した貯蓄吸収のための店舗網の構築に代表される積極的な奨励政策の 2 つを挙げ、その基盤のうえで貯蓄奨励運動が展開されたことが日露戦後の郵便貯金の発展につながったとした³。また杉浦勢之は、日露戦後の郵便貯金の発展は戦争の論功行賞に対して支払われる賜金公債とその売却代金が郵便貯金に振り替えられたものとし、むしろ預貯金市場の分断面を強調する見解を提出した⁴。このように大衆貯蓄をめぐる預貯金市場の構造については明治後期を中心に研究が蓄積されてきたが、以下の点が必要しも十分に検討されていないと思われる。

第一に、対象時期が日露戦後から第一次大戦前までに限定されていたことである。1910 年代前半に郵便貯金が一時停滞することが知られているが、その後郵便貯金と貯蓄預金どのように展開するか把握する必要がある。そして第二に、分析視角がマクロ的であり、預貯金市場の地域性が考慮されていない点である。郵便貯金と貯蓄預金の量的関係は趨勢としては上述の通りであるが、道府県別にみれば両者の関係は均一ではなかったし、同一府県内部でも市部と郡部では差があったと考えられる。郵便貯金の利率は全国一律であったが、貯蓄預金の利率は都市と地方でかなり差があったし、店舗網についても郵便局が稠密な店舗網を張り巡らした一方で、貯蓄銀行の店舗は郵便局に比べればずっと少なく、市街地に集中する傾向があった。こうした条件の違いが郵便貯金と貯蓄預金の展開にどのような差をもたらしたかを視野に入れる必要がある。第三に、貯蓄銀行側からの分析が十分に行われてこなかった点である。上述の先行研究においても貯蓄銀行との比較は行われているが、「貯蓄銀行法」施行以前の個別貯蓄銀行の実態については資料的な制約もあって必ずしも十分に検討されていない。そのため郵便貯金と貯蓄銀行の利用層の比較や、貯蓄銀行同士の比較についてはブラックボックスに入れられたままであった。

以上の点を踏まえて本稿では新潟県を事例に検討する。対象地域である新潟県については、別稿において貯蓄銀行群の形成と再編過程について検討しており、その成果を用いることにしたい⁵。また、対象時期は「貯蓄銀行法」施行以前の 1921 年までとし、施行後の新潟貯蓄銀行、新潟興業貯蓄銀行、長岡貯蓄銀行の貯蓄銀行 3 行体制下の貯蓄預金と郵便貯金との比較については今後の課題としたい。以下では、まず第 1 節で郵便貯金と貯蓄預金の全国および府県別の趨勢を確認する。そして第 2 節では、新潟県下における郵便貯金と貯蓄預金について店舗の展開や預貯金者の階層差などに着目しながら多面的に考察を行う。

1 郵便貯金・貯蓄預金の趨勢

(1) 全国的趨勢

まず大衆貯蓄預金における郵便貯金と貯蓄預金の全国的趨勢を確認しておこう。浅井良夫は、戦前期の大衆貯蓄について以下のように整理している⁶。戦前日本の大衆貯蓄預金としては、郵便貯金、貯蓄預金、特別当座預金、産業組合貯金の4つが挙げられ

る。やや時期は下るが、(第1表)によれば、1925年度末の1口あたりの金額は特別当座預金220円、産業組合貯金(定期貯金以外)70円に対して郵便貯金は36円、貯蓄預金のうち普通貯金は44円であり、両者は大衆貯蓄預金のなかでも圧倒的に小口の預貯金であった。

つぎに郵便貯金と貯蓄預金の金額の推移をみよう(第2表)。「貯蓄銀行条例」が施行された1893年時点では郵便貯金が圧倒的に優勢であったが、1895年の条例改正とともに貯蓄銀行の設立が相次ぎ、それに伴って貯蓄預金が躍進し、1898年には

(第1表) 各種預貯金一口あたり金額 (1925年度末)

金融機関名	預貯金種類	1口あたり残高
信託会社	金銭信託	10,723
普通銀行	官公金預金	4,386
	定期預金	1,224
	当座預金	1,572
	特別当座預金	220
貯蓄銀行	普通貯金	44
	据置貯金	507
	定期積金	211
郵便貯金	郵便貯金	36
産業組合	定期貯金	238
	その他貯金	70
市街地信用組合	貯金	206
営業無尽	受入済掛金	276

(出所) 浅井「貯蓄銀行法の成立と独占的貯蓄銀行の形成(上)」第1表。

(第2表) 大衆貯蓄預金の構成

(単位: 100万円)

年度末	特別当座預金	貯蓄銀行貯金	郵便貯金	産業組合貯金	合計
1893年	...	6	24	0	...
1894年	...	6	24	0	...
1895年	...	12	27	0	...
1896年	...	18	28	0	...
1897年	...	25	26	0	...
1898年	...	30	22	0	...
1899年	...	44	23	0	...
1900年	85	49	24	0	158
1901年	92	44	27	0	163
1902年	113	51	28	0	192
1903年	117	60	31	0	208
1904年	...	66	38	0	...
1905年	...	84	52	0	...
1906年	...	106	72	0	...
1907年	210	117	91	1	419
1908年	213	116	105	2	436
1909年	238	135	123	4	500
1910年	268	147	161	7	583
1911年	287	163	183	...	...
1912年	302	166	197	18	683
1913年	295	166	195	22	678
1914年	286	165	195	24	670
1915年	362	193	221	29	805
1916年	613	253	298	43	1,207
1917年	843	334	416	73	1,666
1918年	1,129	423	562	121	2,245
1919年	1,467	542	698	186	2,893
1920年	1,670	564	847	224	3,305
1921年	2,029	570	906	284	3,789
1922年	2,081	549	976	337	3,943
1923年	1,972	594	1,102	414	4,082
1924年	1,950	688	1,100	525	4,263
1925年	1,975	782	1,136	654	4,547
1926年	1,942	963	1,156	781	4,842
1927年	2,023	1,016	1,523	885	5,447
1928年	2,083	1,160	1,742	1,011	5,996
1929年	2,112	1,318	2,051	1,108	6,587
1930年	1,955	1,488	2,337	1,102	6,882
1931年	1,803	1,509	2,609	1,070	7,091
1932年	1,884	1,676	2,704	1,063	7,327
1933年	1,953	1,812	2,801	1,179	7,745
1934年	1,999	1,861	3,064	1,268	8,192
1935年	2,079	2,019	3,232	1,378	8,708
1936年	2,300	1,822	3,482	1,514	9,118
1937年	2,636	2,098	3,891	1,747	10,370
1938年	3,206	2,553	4,738	2,208	12,705
1939年	4,475	3,344	6,153	3,059	17,031
1940年	5,579	4,436	7,915	4,170	22,100

(出所) 浅井「貯蓄銀行法の成立と独占的貯蓄銀行の形成(上)」第5表。

郵便貯金を凌駕している。その後、日露戦争前後の時期には貯蓄預金は停滞し、冒頭で述べたように郵便貯金の躍進が見られ、1910 年には郵便貯金が貯蓄預金を凌駕した。そして第一次大戦時の好況期には各種預貯金とともに郵便貯金・貯蓄預金は増大した。大戦後の 1920 年代前半には貯蓄預金は所得税制改革を受けて増加し、郵便貯金は停滞した。その後、1927 年の金融恐慌から 1930 年代前半にかけて普通銀行の動揺を受けて普通銀行預金が大量に流入したことにより郵便貯金は著増した。貯蓄預金も 1922 年の「貯蓄銀行法」の施行により貯蓄銀行が 1 県 1 行から数行程度に整理されていたこともあって相対的に安定しており、金融システムが動揺する中でゆるやかに増加していった。

郵便貯金と貯蓄預金が大衆貯蓄預金に占める割合は、1900 年時点ではそれぞれ 15.2%、31.0%であったが、日露戦後の郵便貯金の躍進により両者の構成は逆転し 1910 年時点では 27.5%、25.2%となった。そして 1920 年時点では 25.2%、17.1%、1930 年時点は 34.0%、21.6%、1940 年時点は 35.8%、20.1%と推移し、両者はほぼ一貫して大衆貯蓄預金の 40%から 50%強を占め、年を追うごとに郵便貯金の比率が高まっている⁷。

（2）道府県別の趨勢

続いて道府県ごとの郵便貯金と貯蓄預金の趨勢を確認しよう。ここでは通信省『貯金局統計年報』（詳細は脚注 8 を参照）を用いるが、二点注記しておきたい。第一に統計の性質についてである。郵便貯金を管轄する通信省貯金局の統計表には、震災による中断があるものの、各年末時点の道府県別の郵便貯金額と貯蓄預金額の比較表が掲載されている。この統計の貯蓄預金残高は大蔵省銀行局の数値と一致しており、同じ時点で比較可能である⁸。第二に貯蓄預金のカバリッジについてである。貯蓄銀行の取り扱う貯蓄預金は、1915 年までは「貯蓄預金」という区分で括られているが、1916 年の「貯蓄銀行条例」改正により据置貯金、定期積金が貯蓄銀行の固有の業務として認められた。据置貯金、定期積金は前掲（第 1 表）に示したように 1 口あたりの金額は普通貯金よりも大きい⁹が、1916 年以降はこれも含む数値であることに注意したい⁹。

（第 3 表）は、1899 年、1909 年、1919 年の 10 年毎 3 時点の道府県別の郵便貯金に対する貯蓄預金比率（＝貯蓄預金/郵便貯金）を示したものである。郵便貯金に比べて貯蓄預金が大きければ 1.0 以上の値をとり、小さければ 1.0 未満の値をとる。表の下層の府県ほど郵便貯金が優勢であり、上層の府県ほど

(第3表) 道府県別郵便貯金対銀行貯金比率

1899年末	道府県名（貯蓄預金/郵便貯金）			
5.0～	大分 (6.3)	大阪 (10.7)		
3.0～	岡山(3.5)	京都(3.7)	熊本(3.9)	山梨(4.9)
	宮城(3.1)	兵庫(3.3)		
2.0～	佐賀(2.1)	福岡(2.5)	神奈川(2.6)	愛知(2.6)
1.8～	山形(1.9)	岐阜(1.9)	全国(1.9)	
1.6～	高知(1.6)	愛媛(1.6)	静岡(1.7)	新潟(1.7)
	東京(1.6)			
1.4～	滋賀(1.5)			
1.2～	徳島(1.2)	和歌山(1.3)	長崎(1.3)	群馬(1.3)
	福井(1.2)			
1.0～	富山(1.0)	青森(1.1)	広島(1.1)	香川(1.1)
	長野(1.0)			
0.8～	埼玉(0.8)	茨城(0.8)	北海道(0.8)	
0.6～	奈良(0.6)	岩手(0.6)	福島(0.7)	石川(0.7)
0.4～	千葉(0.4)	鹿児島(0.5)	島根(0.5)	栃木(0.5)
0.2～	秋田(0.2)	鳥取(0.3)	山口(0.3)	

※三重・宮崎・沖縄はデータ欠。

1909年末	道府県名（貯蓄預金/郵便貯金）			
3.0～	新潟(3.0)	山梨(4.5)	大阪(4.9)	
2.0～	山形(2.2)	神奈川(2.7)	大分(2.8)	
1.8～	京都(1.8)	高知(1.8)		
1.6～	東京(1.6)	愛知(1.7)		
1.2～	岡山(1.2)	香川(1.2)	広島(1.2)	長崎(1.3)
1.0～	静岡(1.0)	埼玉(1.1)	富山(1.1)	全国(1.1)
0.8～	秋田(0.9)	群馬(0.9)	兵庫(0.9)	栃木(0.9)
	青森(0.8)	佐賀(0.8)	岐阜(0.8)	
0.6～	福島(0.6)	徳島(0.6)	鳥取(0.6)	長野(0.7)
	和歌山(0.6)			
0.4～	愛媛(0.5)	島根(0.5)	宮城(0.5)	滋賀(0.5)
	鹿児島(0.4)	千葉(0.4)	三重(0.4)	岩手(0.5)
	石川(0.4)	福井(0.4)	茨城(0.4)	
0.2～	北海道(0.2)	福岡(0.2)	山口(0.2)	
0.0～	熊本(0.04)	奈良(0.1)		

※宮崎、沖縄はデータ欠。

1919年末	道府県名（貯蓄預金/郵便貯金）			
3.0～	山梨(3.6)			
2.0～	新潟(2.0)	大分(2.9)		
1.6～	佐賀(1.6)	高知(1.7)	大阪(1.7)	山形(1.7)
	富山(1.6)			
1.2～	東京(1.2)	長崎(1.3)	京都(1.3)	
1.0～	愛媛(1.0)	岡山(1.1)	神奈川(1.1)	愛知(1.1)
	静岡(1.0)			
0.8～	全国(0.8)	栃木(0.9)		
0.6～	秋田(0.7)	和歌山(0.7)	群馬(0.7)	香川(0.7)
	石川(0.6)	埼玉(0.7)		
0.4～	岐阜(0.5)	徳島(0.5)	宮城(0.5)	滋賀(0.5)
	沖縄(0.4)	長野(0.5)	鳥取(0.5)	青森(0.5)
	鹿児島(0.4)	福井(0.4)	千葉(0.4)	島根(0.4)
	岩手(0.4)	広島(0.4)	兵庫(0.4)	福岡(0.4)
	宮崎(0.4)	北海道(0.4)		
0.2～	茨城(0.2)	福島(0.3)	奈良(0.3)	三重(0.3)
0.0～	山口(0.04)	熊本(0.1)		

（出所）通信省『貯金局統計年報』各年版。

貯蓄預金が優勢となる。冒頭で指摘したように、1898年～1909年は貯蓄預金が郵便貯金を上回っているため全国値は1.0以上であり、それ以後は1.0未満の値をとっている。

比率の推移を追うと、地域ごとによりかなり差があることが確認できる。1899年において1.0以上の府県は30であったが、日露戦後の郵便貯金の躍進によって多くの府県で郵便貯金が優勢となり、1909年には17府県に減少し、第一次大戦後の1919年には16府県となっている。時点ごとに見れば府県の入替わりがあるが、一貫して1.0以上、つまり貯蓄預金が優勢であった府県もあった。

東京、大阪、愛知、京都の大都市部を含む4府県、そして本稿で検討する新潟および静岡、山梨の3県を加えた計7府県である。こうした貯蓄預金優勢の構造はどのような条件によりもたらされたのだろうか。この要因を考えるためには、貯蓄預金を取り扱う貯蓄銀行の展開と郵便貯金の地域的な展開について比較検討しなければならない。次節では、新潟県における郵便貯金と貯蓄預金の展開についてみていこう。

2 新潟県における郵便貯金と貯蓄預金の展開

(1) 数量的概観

新潟県の郵便貯金と貯蓄預金の趨勢を確認しておこう（第4表）。郵便貯金は日清戦争にかけて増加し

（第4表）新潟県下の郵便貯金・貯蓄預金の推移

単位：千円

年末	郵便貯金	貯蓄預金			
		普通貯金	据置貯金	定期積金	合計
1892年	639	…	…	…	0
1893年	…	…	…	…	0
1894年	824	…	…	…	0
1895年	950	…	…	…	0
1896年	551	…	…	…	0
1897年	543	…	…	…	323
1898年	…	…	…	…	560
1899年	625	…	…	…	1,076
1900年	602	…	…	…	1,439
1901年	588	…	…	…	1,693
1902年	608	…	…	…	2,282
1903年	614	…	…	…	2,369
1904年	653	…	…	…	2,636
1905年	…	…	…	…	2,838
1906年	…	…	…	…	3,636
1907年	1,366	…	…	…	4,335
1908年	1,540	…	…	…	4,805
1909年	1,764	…	…	…	5,320
1910年	2,209	…	…	…	6,541
1911年	2,533	…	…	…	7,071
1912年	2,718	…	…	…	7,526
1913年	2,655	…	…	…	7,174
1914年	2,899	…	…	…	6,708
1915年	3,118	…	…	…	7,526
1916年	3,942	8,360	260	959	9,580
1917年	5,479	10,983	260	1,086	12,330
1918年	8,399	17,003	323	1,351	18,679
1919年	11,937	21,332	490	1,583	23,406
※1920年	14,367	22,201	557	2,456	25,215
※1921年	15,819	15,109	662	3,249	19,020
※1922年	16,302	13,088	7	3,170	16,266
1923年	18,230	14,009	149	4,169	18,328
1924年	18,978	14,400	2,311	4,447	21,160
1925年	19,324	15,105	6,257	4,757	26,120
1926年	19,638	15,652	9,164	5,630	30,447

（注）1920 - 22年（※）の郵便貯金は『新潟県統計書（大正12年）』第3編（産業）掲載の年度末数値を掲載した。

（出所）逓信省『貯金局統計年報』、大蔵省『銀行局年報』各年版。

たが、日清戦後から 1900 年代前半にかけては 60

万円台でほぼ横ばいであった。新潟県における最初

の貯蓄銀行は 1895 年 9 月に設立され、10 月より開

業した新潟貯蓄銀行であった。表には 1897 年以前

（第5表）新潟県下郵便貯金・貯蓄預金金利

	貯蓄預金		郵便貯金 (通常貯金) ③	③-②
	最高①	最低②		
1897年	6.0	5.8	4.2	▲ 1.6
1898年	7.0	5.0	4.8	▲ 0.2
1899年	7.0	5.4	4.8	▲ 0.6
1900年	7.2	5.5	4.8	▲ 0.7
1901年	7.5	6.0	4.8	▲ 1.2
1902年	7.3	5.9	4.8	▲ 1.1
1903年	7.5	4.8	4.8	0.0
1904年	7.5	4.8	5.04	0.2
1905年	7.5	5.1	5.04	▲ 0.1
1906年	7.5	3.7	5.04	1.3
1907年	7.5	3.7	5.04	1.3
1908年	7.5	4.4	5.04	0.6
1909年	7.5	3.7	5.04	1.3
1910年	6.6	2.9	4.2	1.3
1911年	7.5	3.6	4.2	0.6
1912年	6.0	3.2	4.2	1.0
1913年	6.6	3.6	4.2	0.6
1914年	6.6	4.1	4.2	0.1
1915年	6.6	4.7	4.8	0.1
1916年	6.0	4.3	4.8	0.5
1917年	5.4	4.1	4.8	0.7
1918年	5.5	4.2	4.8	0.6
1919年	6.0	4.7	4.8	0.1
1920年	6.0	4.8	4.8	0.0
1921年	6.0	5.0	4.8	▲ 0.2
1922年	6.0	3.7	5.04	1.4
1923年	6.0	3.6	5.04	1.4
1924年	6.0	5.0	5.04	0.0
1925年	6.5	5.0	5.04	0.0
1926年	5.8	5.3	5.04	▲ 0.2

（出所）『銀行局年報』、『日本帝国統計年鑑』各年版。

の数値が記載されていないが、後述するように貯蓄銀行の相次ぐ設立に伴って順調に増加し、日露戦争期までに 200 万円台に達した。**(第 5 表)** に示したように基本的に郵便貯金利率は貯蓄預金利率よりも低く、景気に対して硬直的であったが、1897 年～1902 年は県内の貯蓄銀行の最低金利よりも郵便貯金の金利は低位にあり、金利面では明らかに劣位にあった。その後、1904 年に金利を引き上げたことにより県内の貯蓄預金利率の変域に入るようになり、貯蓄奨励運動や後述する郵便局の増加もあって急増し、日露戦後には 100 万円台となり、1910 年には 200 万円を超えた。それでも同時期の貯蓄預金に比べると 3 分の 1 以下の規模であり、1910 年代に入ると再び停滞した。第一次大戦時のブーム期には両者はともに急激に増加したが、1914 年と 1919 年の 2 時点の増加率は郵便貯金 4.1 倍、貯蓄預金 3.4 倍であり、郵便貯金の増加が顕著であった。金利面では、郵便貯金利率は 1910 年に 4.2%に下げた後、1915 年に 4.8%に引き上げられ、基本的に貯蓄預金利率の変域には入っていた。

(2) 郵便局・貯蓄銀行の店舗の展開

(第6表) 新潟県下郡市別郵便局数 (年度末)

	1890年	1895年	1904年	1909年	1914年	1919年
新潟市	3	3	10	10	11	12
長岡市	—	—	—	5	5	5
高田市	—	—	—	—	4	4
市部	3	3	10	15	20	21
北蒲原郡	14	14	21	23	23	25
中蒲原郡	9	10	10	17	16	17
西蒲原郡	10	10	16	22	22	23
南蒲原郡	6	6	11	12	14	15
東蒲原郡	2	2	8	8	8	7
三島郡	7	7	11	14	14	17
古志郡	3	3	12	9	9	10
北魚沼郡	5	5	7	8	9	9
南魚沼郡	6	6	9	10	10	10
中魚沼郡	6	6	10	12	11	14
刈羽郡	8	8	17	21	21	24
東頸城郡	3	3	9	10	10	10
中頸城郡	14	13	24	30	27	28
西頸城郡	5	6	11	11	12	12
岩船郡	7	7	15	16	17	19
佐渡郡	11	11	22	27	28	31
郡部	116	117	213	250	251	271
総計	119	120	226	265	271	292

(注) 1896年以前の佐渡郡は羽茂郡・雑太郡・加茂郡の合計。
長岡、高田はそれぞれ1906年、1911年に市制施行し古志郡、中頸城郡を離脱。

(出所) 『新潟県統計書』各年版。

次に郵便貯金を取り扱う郵便局と貯蓄預金を取り扱う貯蓄銀行の店舗の展開についてみよう。**(第 6 表)** は、1890 年からほぼ 5 年ごとの新潟県の地域別の郵便局数を示したものである。新潟県で最初の郵便局は、1872 年に設立された新潟郵便役所であり、1875 年に新潟郵便局となった¹⁰。すでに 1890 年時点で 119 店舗あり、すべての市部・郡部に店舗が開設されている。その後、1900 年代前半にかけて 3 等郵便局が増設され、1904 年には 226 ヶ所に達し、その後も漸増した¹¹。

次に貯蓄銀行についてみよう。前述のように 1895 年に新潟市に新潟貯蓄銀行が設立された後、**(第 7 表)** に示したように 1896 年には直江津貯蓄銀行、三条貯金銀行の 2 行が、1897 年には新潟貯蔵銀行

(第7表) 貯蓄銀行数の推移 (新潟県)

年末	普通銀行 ①	兼営貯蓄 ②	専業貯蓄 ③	貯蓄 銀行 ②+③	合計 ①+③	参入銀行	退出銀行
1895年	38	0	1	1	39	新潟貯蓄 (9月)	
1896年	46	0	3	3	49	直江津貯蓄 (10月)・三条貯金 (10月)	
1897年	59	2	9	11	68	新潟貯蔵 (3月)・村上貯蓄 (5月)・大和川貯蓄 (7月)・長岡貯蓄 (7月)・新発田貯蓄 (9月)・加茂貯蓄 (9月)・直江津積塵・見附	
1898年	64	7	11	18	75	柏崎貯金 (6月)・北越貯蓄 (10月)・吉田貯蓄 (12月)・長岡・六十九・与板・沼垂・栃尾	長岡貯蓄 (7月任意解散)
1899年	68	10	11	21	79	中条共立・佐渡・相川	
1900年	75	16	13	29	88	小須戸貯蓄 (6月)・中越貯金 (9月)・葛塚貯蓄 (11月)・高田貯蓄 (12月)・村松・小千谷・寺泊・新発田・白根・加茂	加茂貯蓄 (普銀転換)
1901年	77	18	14	32	90	六日町・十日町	
1902年	75	18	14	32	89		北越貯蓄 (任意解散)・直江津貯蓄 (普銀転換)
1903年	77	20	12	32	89	燕・直江津商業	
1904年	76	21	12	33	89	新潟商業	
1905年	77	21	12	33	89		
1906年	77	23	12	35	89	西頸城 (1907年越後と改称)・小出	
1907年	78	23	12	35	90	巻	直江津商業 (貯蓄業務廃止)
1908年	78	23	12	35	90		
1909年	79	23	12	35	91		
1910年	79	23	12	35	91	柏崎	相川 (貯蓄業務廃止)
1911年	79	23	12	35	91		
1912年	77	22	12	34	89		中条共立 (第四と合併)
1913年	75	22	11	33	86		中越貯金 (解散)
1914年	74	22	11	33	85		
1915年	71	22	11	33	82	村上	直江津 (解散)
1916年	71	23	11	34	82	神谷	
1917年	70	23	11	34	81		
1918年	70	23	12	35	81	長岡貯蓄 (3月)	
1919年	70	25	12	37	82	地藏堂・塩沢	
1920年	66	25	12	37	78		
1921年	75	0	4	4	79	新潟合同貯蓄 (10月)・新潟興業貯蓄 (10月)・長岡貯蓄 (12月)	新発田 (10月第四と合併)・小須戸貯蓄 (10月第四と合併)・長岡貯蓄 (11月普銀転換)
1922年	72	0	3	3	75		三条貯金・新潟貯蔵・新潟貯金・大和川貯蓄・吉田貯蓄・高田貯蓄・柏崎貯金・村上貯蓄 (1月普銀転換)・新潟合同貯蓄 (11月新潟貯蓄と合併)
1923年	67	0	3	3	70		
1924年	60	0	3	3	63		
1925年	58	0	3	3	61		
1926年	52	0	3	3	55		

(注) 太字は専業貯蓄銀行、細字は兼営貯蓄銀行。

(出所) 前掲早川「貯蓄銀行立法と地方貯蓄銀行群の形成・再編」第1表。

(第8表) 新潟県下郡市別貯蓄銀行数 (年末)

	1899年			1904年			1909年			1914年			1919年		
	本店	支店	計	本店	支店	計	本店	支店	計	本店	支店	計	本店	支店	計
新潟市	2	0	2	3	5	8	3	5	8	4	4	8	4	11	15
長岡市	2	0	2	3	1	4	3	1	4	2	3	5	3	4	7
高田市	—	—	—	—	—	—	—	—	—	1	3	4	1	2	3
市部	4	0	4	6	6	12	6	6	12	7	10	17	8	17	25
北蒲原郡	2	1	3	4	2	6	4	3	7	3	3	6	3	6	9
中蒲原郡	1	0	1	4	4	8	4	4	8	3	5	8	3	8	11
西蒲原郡	1	0	1	2	0	2	3	0	3	3	0	3	4	2	6
南蒲原郡	3	0	3	3	0	3	4	0	4	3	0	3	3	0	3
東蒲原郡	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
三島郡	2	0	2	2	2	4	2	1	3	2	2	4	3	2	5
古志郡	1	0	1	1	0	1	1	1	2	1	1	2	1	1	2
北魚沼郡	0	0	0	1	1	2	2	1	3	2	1	3	2	3	5
南魚沼郡	0	0	0	1	1	2	0	1	1	1	1	2	2	2	4
中魚沼郡	0	0	0	1	0	1	1	1	2	1	1	2	1	3	4
刈羽郡	1	0	1	1	1	2	1	2	3	2	1	3	2	1	3
東頸城郡	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	1	0	1	1
中頸城郡	2	1	3	3	7	10	2	6	8	1	6	7	0	4	4
西頸城郡	1	0	1	1	0	1	2	0	2	2	2	4	2	3	5
岩船郡	1	0	1	1	0	1	1	0	1	1	1	2	2	1	3
佐渡郡	2	4	6	2	7	9	2	7	9	1	6	7	1	5	6
郡部	17	6	23	27	25	52	29	27	56	26	31	57	29	42	71
合計	21	6	27	33	31	64	35	33	68	33	41	74	37	59	96

(注) 中頸城郡高田町は1911年に市制施行。

(出所) 大蔵省『銀行総覧』各年版。

をはじめ6行が設立され、1900年までに

専業貯蓄銀行は13行となった。また、「貯

蓄銀行条例」においては、「銀行ニシテ貯

蓄銀行ノ業務ノ事業ヲ営マントスルトキ

ハ地方長官ヲ經由シテ大蔵大臣ノ認可ヲ

受クヘシ」(第8条)という規定があり、

「銀行条例」に基づく普通銀行の貯蓄銀

行業務の兼営が可能であった。この規定

に従って1897年の直江津積塵銀行、見附

銀行をはじめ普通銀行の貯蓄銀行業務へ

の参入が相次ぎ、1906年には23行に達

し、専業・兼営併せて貯蓄銀行は35行と

なった。(第8表)に示したように貯蓄銀行の増加とともに店舗も増加し、1899年には本支店あわせて27店舗だったのが、1909年にはほぼ倍の68店舗となり、その後も順調に増加していった。

(第6表)・(第8表)の2表から貯蓄銀行の店舗配置の特徴が明らかになる。第一に郵便局の網羅性である。郵便局は1890年時点ですべての郡市に開設されていたが、貯蓄銀行は1919年時点でも全郡市

を網羅しておらず、福島県

と接した東蒲原郡には本

支店ともに1店舗も開設

されなかった。そして第二

に市部における貯蓄銀行

店舗の優位性である。貯蓄

銀行は市部に重点的に店

舗を開設したため、1919

年では新潟市においては

貯蓄銀行15店舗に対し、

郵便局は12店舗であり、

長岡市においても貯蓄銀

行店舗の方が数の上では

優位であった。このように

郵便局と貯蓄銀行では店

舗網は初発の段階から大

きな違いが存在した。郵便

貯金・貯蓄預金は日常的に

預入れたり、引き出したり

する性質のものである、店

舗網は両者の利用のあり

方を大きく規定すると考

(第9表) 新潟県下の郵便貯金・貯蓄預金の職業別構成

(単位：円)									
1897年		郵便貯金				貯蓄預金			
		人数	金額		1口あたり	人数	金額		1口あたり
職業	農業	15,578	215,653	27.0%	13.8	5,821	65,921	20.0%	11.3
	商業	7,067	135,022	16.9%	19.1	12,331	116,930	35.5%	9.5
	工業	3,677	71,670	9.0%	19.5	4,289	30,058	9.1%	7.0
	その他	20,768	377,714	47.2%	18.2	14,498	116,250	35.3%	8.0
合計		47,090	800,059	100.0%	17.0	36,939	329,159	100.0%	8.9

1902年		郵便貯金				貯蓄預金			
		人数	金額		1口あたり	人数	金額		1口あたり
職業	農業	20,622	178,465	28.1%	8.7	56,906	786,678	34.5%	13.8
	商業	6,683	82,748	13.0%	12.4	51,199	600,434	26.3%	11.7
	工業	3,601	41,620	6.6%	11.6	24,933	236,537	10.4%	9.5
	その他	39,821	331,424	52.3%	8.3	58,112	658,755	28.9%	11.3
合計		70,727	634,257	100.0%	9.0	191,150	2,282,404	100.0%	11.9

1907年		郵便貯金				貯蓄預金			
		人数	金額		1口あたり	人数	金額		1口あたり
職業	農業	56,607	355,335	29.8%	6.3	97,554	1,550,788	35.8%	15.9
	商業	12,379	146,431	12.3%	11.8	77,285	1,136,661	26.2%	14.7
	工業	7,927	72,943	6.1%	9.2	36,585	464,390	10.7%	12.7
	その他	96,155	618,263	51.8%	6.4	92,282	1,183,623	27.3%	12.8
合計		173,068	1,192,972	100.0%	6.9	303,706	4,335,462	100.0%	14.3

1912年		郵便貯金				貯蓄預金			
		人数	金額		1口あたり	人数	金額		1口あたり
職業	農業	101,550	1,002,002	35.1%	9.9	146,478	2,620,458	34.8%	17.9
	商業	18,159	345,702	12.1%	19.0	101,353	1,840,030	24.4%	18.2
	工業	12,188	188,509	6.6%	15.5	51,396	794,525	10.6%	15.5
	その他	136,372	1,316,078	46.1%	9.7	134,341	2,271,649	30.2%	16.9
合計		268,269	2,852,291	100.0%	10.6	433,568	7,526,662	100.0%	17.4

1918年		郵便貯金				貯蓄預金			
		人数	金額		1口あたり	人数	金額		1口あたり
職業	農業	172,066	4,134,537	44.0%	24.0	189,491	6,192,800	35.7%	32.7
	商業	26,331	926,034	9.8%	35.2	120,715	4,294,870	24.8%	35.6
	工業	15,402	502,990	5.3%	32.7	66,896	1,774,450	10.2%	26.5
	その他	169,047	3,842,865	40.9%	22.7	166,118	5,065,649	29.2%	30.5
合計		382,846	9,406,426	100.0%	24.6	543,220	17,327,769	100.0%	31.9

(注) 郵便貯金は年度(3月)末、貯蓄預金は暦年(12月)末。

(出所) 『貯金局統計年報』各年版、『銀行局年報』各年版。

えられる。

(3) 預貯金者の職業別・地域別構成

次に郵便貯金と貯蓄預金の預貯金者の属性と地域別構成をみよう。(第9表)に示したのは、郵便貯金と貯蓄預金の職業構成である。ほぼ通説通りであるが、一貫して郵便貯金が農業者および官吏などを含む「その他」の比率が高く、貯蓄預金は相対的に商工業者の比率が高いことが確認できる¹²。また1人当たりの金額は、1897年時点のみ郵便貯金の方が大きい、以後は一貫して貯蓄預金の方が大きい。第一次大戦期の好景気を受けて、郵便貯金・貯蓄預金は急増し、1口当たりの金額も大きくなった。特に1916年以降定期積金と積立貯金が貯蓄銀行の固有業務となったこともあり貯蓄預金の1口当たり金額の増加が顕著である。

続いて県内の郡市別の預貯金額をみよう。(第10表)は、1909年からほぼ5年ごとの郡市別の郵便貯金額を示したものである。

(第10表) 郡市別郵便貯金額 (年度末)

(単位: 円)

	1909年			1914年			1919年		
	金額	人数	1口あたり	金額	人数	1口あたり	金額	人数	1口あたり
新潟市	116,994	7,495	16	166,448	9,742	17	516,514	18,489	28
長岡市	69,181	6,939	10	95,474	6,951	14	193,421	8,254	23
高田市	—	—	—	201,839	11,125	18	619,544	21,244	29
市部小計	186,175	14,434	13	463,761	27,818	17	709,935	26,743	27
北蒲原郡	95,614	13,932	7	147,835	16,260	9	473,061	23,800	20
中蒲原郡	108,878	12,369	9	176,295	15,155	12	663,447	25,877	26
西蒲原郡	116,034	14,575	8	146,905	14,980	10	458,501	19,311	24
南蒲原郡	91,362	15,643	6	140,038	17,313	8	462,902	24,130	19
東蒲原郡	71,888	4,482	16	88,847	4,934	18	255,325	6,794	38
三島郡	161,419	12,151	13	207,972	14,007	15	479,307	18,794	26
古志郡	18,694	6,159	3	24,954	5,971	4	63,299	7,549	8
北魚沼郡	62,567	10,845	6	75,332	11,497	7	157,364	13,072	12
南魚沼郡	28,606	7,508	4	38,155	6,587	6	118,443	7,802	15
中魚沼郡	64,853	14,262	5	97,462	17,937	5	278,252	22,723	12
刈羽郡	139,358	18,112	8	308,668	22,981	13	770,450	32,597	24
東頸城郡	25,400	6,402	4	45,417	8,542	5	210,479	11,588	18
中頸城郡	225,968	28,579	8	383,206	29,868	13	1,661,758	45,669	36
西頸城郡	55,866	7,168	8	88,368	9,331	9	605,946	17,309	35
岩船郡	33,175	6,982	5	42,924	7,644	6	136,142	11,010	12
佐渡郡	194,599	13,684	14	231,753	19,241	12	793,082	30,165	26
郡部小計	1,494,281	192,853	8	2,244,131	222,248	10	7,587,758	318,190	24
総計	1,680,456	207,287	8	2,707,892	250,066	11	8,297,693	344,933	24

(注) 高田市は1911年に市制を施行し中頸城郡より離脱。
(出所) 『新潟県統計書』、逓信省『貯金局統計年報』。

面積・人口の違いがあるの
で単純に金額の比較はでき
ないが、1口当たり金額で
は、市部が郡部に比べて大
きいことが指摘できる。ま
た、東蒲原郡の1口当たり
金額が他の郡に比べて大き
いことが確認できる。前掲
の(第8表)によれば東蒲
原郡には貯蓄銀行の店舗は
存在していなかった。その
ため大衆貯蓄預金のほぼす
べてが郵便貯金となったも
のと考えられる。

(第11表) 貯蓄銀行預金者内訳・金利 (1904年末)

	新潟貯蓄銀行			新潟貯蔵銀行			新潟商業銀行			中越貯金銀行新潟支店		
	金額	人員	1人あたり	金額	人員	1人あたり	金額	人員	1人あたり	金額	人員	1人あたり
農	124,996	7,167	17	55,587	3,148	18	5,177	265	20	3,983	512	8
商	161,555	9,002	18	70,581	5,730	12	21,850	1,120	20	1,924	451	4
工	23,247	2,173	11	15,569	2,742	6	1,120	105	11	4,100	688	6
雑	114,637	15,373	7	51,462	7,605	7	7,130	602	12	3,039	709	4
合計	524,435	33,715	16	193,199	19,225	10	35,277	2,094	17	13,046	2,360	6
金利	5.52%			5.52～6.0%			5.52%			5.52%		

	六十九銀行			長岡銀行			中越貯金銀行本店		
	金額	人員	1人あたり	金額	人員	1人あたり	金額	人員	1人あたり
農	74,020	3,203	23	93,350	8,873	11	4,847	987	5
商	54,740	2,713	20	102,631	8,010	13	6,124	828	7
工	14,850	1,803	8	39,825	4,013	10	2,540	293	9
雑	41,434	1,774	23	43,021	5,881	7	9,437	920	10
合計	195,046	9,493	21	278,834	27,347	10	22,949	3,028	8
金利	6.00%			—			6.10%		

(出所) 「新潟市統計一斑(第二回)」(国立国会図書館近代デジタルライブラリー)、中越貯金銀行『第9期営業報告書』1904年下期、六十九銀行『第14期営業報告書』1904年下期、長岡銀行『第17期営業報告書』1904年下期(以上、北越銀行資料室所蔵)。

次に個別の貯蓄銀行についてみよう。(第11表)・(第12表)は、1904年、1919年の2時点の貯蓄銀行の預金者内訳を示したものである。資料的制約から1904年は新潟(4行)と長岡(3行)、1919年は新潟(2行)と柏崎(2行)と一貫したデータがとれないが、時点ごとの同一地域内の貯蓄銀行の職業別構成や1口あたりの金額に差があることが確認できよう。

(第11表)によれば、新潟市所在の4行は商工業者の預金の比率が大きい点は共通するが、1口あたりの金額は大きく異なり、新潟貯蓄銀行、新潟商業銀行が大きく、新潟貯蔵銀行、中越貯金銀行支店では小さい。新潟貯蓄銀行、新潟商業銀行は1904年時点では県内でそれぞれ3位、6位の預金残高を誇る有力銀行であり、貯蓄預金の吸収面では新潟貯蓄銀行が県内で圧倒的位置にあった。そのため新潟貯蔵銀行や中越貯金銀行支店と預金者や取引先の階層には差があったことが予想される。また金利面では新潟貯蔵銀行は幅があり貯蓄預金を吸収するために他業よりも高い金利を付ける場合もあったと考えられる¹³。

次に長岡の3行についてみよう。兼営貯蓄銀行の六十九銀行、長岡銀行はそれぞれ預金残高2位、4位の県内有力行であったが預金者構成には明瞭な差が見られた。六十九銀行は、農業者の比率が大きく、1口当たりの預金額が21円と他の2行と比べて群を抜いて大きかった。そして長岡銀行は、商工業者が中

(第12表) 貯蓄銀行預金者内訳・金利 (1919年末)

	新潟貯蓄銀行			新潟貯蔵銀行		
	普通貯金			普通貯金		
	金額	人数	1口あたり	金額	人数	1口あたり
農	1,604,778	41,346	39	91,976	6,312	15
商	1,418,957	26,810	53	51,531	3,905	13
工	380,547	14,239	27	16,341	1,434	11
雑	1,850,890	68,661	27	57,802	5,314	11
合計	5,255,173	151,057	35	217,652	16,965	13
金利(年利)	5.28～5.52%			5.28～5.52%		
	据置貯金			定期積金		
	金額	人数	1口あたり	金額	人数	1口あたり
農	56,866	963	59	55,543	718	77
商	124,594	1,493	83	78,289	821	95
工	25,969	581	45	8,741	242	36
雑	157,524	2,162	73	50,733	937	54
合計	364,955	5,199	70	193,308	2,718	71

	柏崎貯金銀行			柏崎銀行		
	普通貯金			普通貯金		
	金額	人数	1口あたり	金額	人数	1口あたり
農	195,154	6,583	30	138,164	2,477	56
商	109,716	4,109	27	64,893	1,096	59
工	66,311	1,295	51	6,352	291	22
雑	112,775	4,673	24	134,036	1,870	72
合計	483,957	17,660	27	343,446	5,734	60
金利(年利)	4.8～5.28%			4.8～5.28%		
	定期積金			定期積金		
	金額	人数	1口あたり	金額	人数	1口あたり
農	4,130	66	63	1,551	28	55
商	3,815	62	62	15,546	123	126
工	2,107	40	53	18	2	9
雑	1,228	10	123	7,947	162	49
合計	11,282	178	63	25,064	315	80

(注) 据置貯金業務は新潟貯蓄銀行のみ(定期積金は実施せず)。

(出所) 新潟貯蓄銀行『第49期営業報告書』1919年下期、柏崎銀行『第75期営業報告書』1919年下期(以上「営業報告書集成」)、新潟貯蔵銀行『第46期営業報告書』1919年下期、柏崎貯金銀行『第43期営業報告書』1919年下期(以上北越銀行資料室所蔵)。

心であり、六十九銀行よりも小口の預金を広く吸収した。この2行の預金吸収のありかたの違いは何に起因するのだろうか。六十九銀行は、1905年に新潟支店を開設するまで長岡の本店のみで営業を行っていた。一方、長岡銀行は、1904年までに長岡周辺の神田、片貝、小千谷に支店を開設しその後も栃尾、高田、柏崎など上越地方にまで広範に支店を開設した。こうした店舗戦略の違いが貯蓄預金の吸収面で差になったと考えられる¹⁴。そして長岡で唯一の専門貯蓄銀行であった中越貯金銀行は、他の2行と比べると「雑」の比率が大きく、農業者・商工業者以外の給与生活者などから多くの預金を吸収していたと考えられる。また同行では、「年期貯金」の名称で、一般の貯蓄預金よりも高い金利で預金吸収も行っていた¹⁵。

続いて第一次大戦後の1919年の(第12表)をみよう。新潟の2行は、1904年と同様に1口当たりの金額で明瞭に差があり新

潟貯蓄銀行が圧倒的に大口である。また預金者の職業構成で農業者の比率が上昇している。前述のとおり1916年の「貯蓄銀行条例」の改正により定期積金と据置貯金が貯蓄銀行の固有業務となったが、新潟貯蔵銀行では普通貯金に匹敵する額の定期積金の取扱を行っている。

次に郡部の柏崎の2行についてみよう。資料的制約から前の時期との比較ができないが、両行ともに農業者の比率が大きい。また、貯蓄預金額は専門の柏崎貯金銀行の方が多いが、1口当たりの金額は柏崎

(第13表) 有力貯蓄銀行貯蓄預金額

(単位：千円・%)

	1904年		1909年		1914年		1919年		1921年6月	
新潟貯蓄銀行	524	19.9%	839	15.8%	1,280	19.1%	6,180	26.4%	7,369	28.6%
長岡銀行	278	10.5%	710	13.3%	1,166	17.4%	4,358	18.6%	4,472	17.4%
六十九銀行	195	7.4%	512	9.6%	801	11.9%	2,671	11.4%	2,645	10.3%
3行計	997	37.8%	2,061	38.7%	3,247	48.4%	13,209	56.4%	14,486	56.2%
貯蓄預金合計	2,636	100.0%	5,320	100.0%	6,708	100.0%	23,406	100.0%	25,764	100.0%

(注) 1921年6月の数値は「県下貯金前年との比較」(「新潟新聞」1921年8月31日)。

(出所) 新潟貯蓄銀行「営業報告書」、「決算公告」、北越銀行『創業百年史』、大蔵省『銀行局年報』。

銀行の方が大きく、

両行の利用者層の違

いがうかがえる。

以上のように、資

料的制約から 2 時点

ではあるが貯蓄銀行

ごとに貯蓄預金の吸収のありかたや利用層が異なることが確認できた。最後に新潟県内の貯蓄銀行中の有力 3 行の貯蓄預金に占めるシェアの推移を確認しよう¹⁶。(第 13 表) は、1904 年からほぼ 5 年ごとの新潟県の貯蓄銀行上位 3 行の貯蓄預金に占めるシェアの推移である。1904 年時点では 3 行の合計は、全貯蓄預金の 4 割弱であったが、第一次大戦期には貯蓄預金の過半を占めるに至った。前掲(第 10 表)の郵便貯金の数値と比較すれば、1919 年の郵便貯金は県全体で 830 万円余り、うち新潟市は 51 万円余りであった。同じく 1919 年の上位 3 行の合計は 1320 万円であり、市外の支店があることにも注意が必要であるが、この 3 行で新潟県全体の郵便貯金額を大きく上回る。3 行は、新潟市・長岡市を中心に活動していたので、両市域においては貯蓄預金が圧倒的優位にあったと考えられる。

一方、郡部の例をみれば、西頸城郡の郵便貯金額は 60 万円余りであったのに対し、同郡大和川町に本店を置く大和川貯蓄銀行の貯蓄預金額は 4 万円余りであり圧倒的に郵便貯金が優勢であった。別稿で「貯蓄銀行法」施行以前の 13 行の専門貯蓄銀行を「貯蓄預金依存度の高いタイプ」と「貯蓄預金依存度の低いタイプ」の二つに分類した¹⁷。大和川貯金銀行は新発田貯蓄銀行(北蒲原郡新発田町)、葛塚貯蓄銀行(葛塚町)などとともに後者のタイプに分類されるが、貯蓄預金の吸収がうまく進展しなかった背景には、こうした郡部における郵便貯金の圧倒的優位の状況があったと考えられる。

おわりに

以上、新潟県下の郵便貯金・貯蓄預金の展開について多面的に検討した。両者は、店舗網などの条件に規定されながら郡部の郵便貯金優位、市部の貯蓄預金優位という対照的な展開をみせた。こうした構図は、ほかの府県についてもある程度言えると考えられるが、新潟県においては新潟貯蓄銀行・長岡銀行・六十九銀行など有力な貯蓄銀行(普通銀行の貯蓄部)が市域を中心に大衆貯蓄の吸収を行った結果、

本稿で検討した 1921 年までは貯蓄預金の優位という状態が継続したと考えられる。

その後、1922 年 1 月より「貯蓄銀行法」が施行され、既に別稿で指摘したように、最終的に新潟県下の貯蓄銀行は新潟市に本店を置く新潟貯蓄銀行、新潟興業貯蓄銀行、長岡市に本店を置く長岡貯蓄銀行の 3 行に統合された¹⁸。1922 年以降、新潟県においても郵便貯金が優勢に転じるが、この点については他府県のより立ち入った分析と併せて今後の課題としたい。

謝辞

本研究は、平成 22 年度財団法人ゆうちょ財団研究助成（研究テーマ「戦前日本の地方預貯金市場の実証的研究-新潟県を事例に-」）を受けた。なお、本稿作成にあたって株式会社北越銀行資料室、新潟県立文書館のお世話になった。末筆ながら感謝の意を表したい。

-
- 1 郵便貯金の制度とその趨勢については、郵政省編『郵政百年史』財団法人通信協会、1971 年、加藤俊彦「郵便貯金の発展」専修大学商学研究所『商学研究所年報』第 10 号（1985 年）などを参照。貯蓄銀行の制度とその趨勢については、協和銀行行史編集室編『本邦貯蓄銀行史』協和銀行、1969 年および進藤寛「明治時代の貯蓄銀行」（金融経済研究所編『日本の金融制度確立史』東洋経済新報社、1968 年）、同「地方貯蓄銀行の再編成——県一行主義と分業主義による——」（朝倉孝吉編『両大戦間における金融構造』御茶の水書房、1980 年）などを参照。
 - 2 郵政省『郵政百年史』279、359 ページ。
 - 3 迎由理男『郵便貯金の発展とその諸要因』国連大学、1981 年。
 - 4 杉浦勢之「大衆的零細貯蓄機関としての郵便貯金の成立」『社会経済史学』第 52 巻第 4 号（1986 年 10 月）、同「日露戦後の郵便貯金の展開と貯蓄奨励運動」『社会経済史学』第 56 巻第 1（1990 年 4 月）、同「日露戦後の預貯金市場」名古屋大学『経済科学』第 38 巻第 1 号（1990 年 11 月）。なお、石井寛治は「貯金者の階層によっては競合面もあるはずであり、物価上昇の影響にも階層差があるのではなかろうか。さらに立ち入った実証が望まれるところである」と指摘している（石井寛治「日本郵政史研究の現状と課題」『郵政資料館研究紀要』創刊号（2010 年 3 月））。
 - 5 早川大介「貯蓄銀行立法と地方貯蓄銀行群の形成・再編—新潟県を事例に—」『地方金融史研究』第 41 号（2010 年 5 月）。なお、新潟県内の貯蓄銀行に関して特に注記がない場合は本稿からの引用であることを予め明記しておきたい。
 - 6 浅井良夫「貯蓄銀行法の成立と独占的貯蓄銀行の形成（上）」成城大学『経済研究』第 64 号（1982 年 2 月）を参照。

-
- 7 浅井「貯蓄銀行法の成立と独占的貯蓄銀行の形成（上）」。
- 8 郵便貯金に関する全国及び道府県別統計は、逓信省作成の統計書に掲載されている。同書は、1891 年度から 1939 年度まで計 47 回刊行されており、関東大震災の影響で 1920 年度から 1922 年度の 3 か年分の合冊となった第 30 回を除いて毎年度刊行された。逓信省における郵便貯金行政は、郵便為替貯金管理所、郵便貯金局、為替貯金局、貯金局という変遷を辿り、統計書名も『郵便為替貯金事業概要』（第 1～19 回）、『郵便貯金局統計年報』（第 21～22 回）、『為替貯金局統計年報』（第 22～28 回）、『貯金局統計年報』（第 29～47 回）と名称が変更された。また、貯蓄銀行の貯蓄預金に関する全国及び道府県別統計は、大蔵省作成統計書に掲載されており、銀行行政担当部署の変遷を受けて、『銀行営業報告』、『銀行及担保付社債事業報告』、『銀行局年報』と名称が変更された。煩雑さを避けるため、本稿では『貯金局統計年報』、『銀行局年報』で統一することにした。
- 9 1916 年の「貯蓄銀行条例」改正とその意義については、粕谷誠「金融制度の形成と銀行条例・貯蓄銀行条例」（伊藤正直・靄見誠良・浅井良夫『金融危機と革新』日本経済評論社、2000 年）を参照。
- 10 山口修『全国郵便局沿革録 明治編』日本郵趣出版、1980 年。
- 11 郵政省『郵政百年史』275、333-336 ページ。
- 12 郵政省『郵政百年史』279-280、361-362 ページ。
- 13 こうした銀行の階層性については伊牟田敏充「日本金融構造の再編成と地方銀行」（前掲朝倉編『両大戦間における金融構造』）を参照。
- 14 北越銀行『創業百年史』1002-1006 ページ。
- 15 中越貯金銀行「営業報告書」各年版（北越銀行資料室所蔵）。
- 16 専業貯蓄銀行については、早川「貯蓄銀行立法と地方貯蓄銀行群の形成・再編」の作成に際して「決算公告」等から作成した数値を利用。
- 17 貯蓄銀行における預金構成中の貯蓄預金の低下（いわゆる「普通銀行化」）については、杉山和雄「貯蓄銀行の普通銀行化傾向」『地方金融史研究』創刊号（1968 年 7 月）および高嶋雅明「貯蓄銀行の諸類型」和歌山大学『経済理論』第 127-131 合併号（1972 年 11 月）を参照。
- 18 早川「貯蓄銀行立法と地方貯蓄銀行群の形成・再編」。

企業が証券会社に求める 保険的役割に関する研究

佐賀大学 経済学部 准教授 三好 祐輔

企業が証券会社に求める保険的役割に関する研究

三好祐輔

都築治彦

要約

現在の株価収益率が国債保有による収益率を十分に下回る状況では、個人投資家を証券市場に参加させることは困難である。そこで、損失補てんが行なわれたことにより、投資家を株式市場に呼び込む役割を担えたのか、証券会社が法人投資家を対象とした損失補てんが適正な水準を越えて過剰に行われたものであったのか、仮説を検証した。

分析の結果、証券会社の情報は何もしなければ、法人投資家にも個人投資家にも信用されることはないが、法人投資家に損失補てんを行うことによって、その情報をある程度個人投資家に信じさせ、株式投資を呼び込むことができることになる。また、損失補てんが行われていた時期は、株式保有による損失の補てん率は 20%程度で済んでおり、1989 年 1 月から 1991 年 12 月までの期間においては、適正な損失補てんが行われていたといえるため、投資家から十分な資金が株式市場に投資されていたことが伺える(380 文字)。

1. はじめに

1.1 問題意識とその背景

リーマンショック以降、株式市場における需給の不均衡などから株価は低迷しており、これが景気の先行きや金融システムの安定に悪影響を世界の株式市場は冷え込み、個人の金融資産が、現金や預貯金といった安全資産へシフトする傾向を強めている。では、どうすれば安定的に株式市場へ資産を誘導できるのだろうか。たとえば、銀行や郵便局の預貯金や国債に流れていた資金を株式市場に導くのも有効な方法の一つである。株式が活発に売買されれば、市場が活況を呈し、株価が上がれば、株式時価総額も高い数値を維持できる。

しかし、株式保有による収益率が、国債保有による収益率を下回る状況がここ数十年間続いている。この株価低調の状況下では、安全資産である国債を購入することはあっても、株式投資をすることは少ない。少なくとも、安全資産の収益率より危険資産で保有することの収益率が高くなるような取引環境を作り出さない限り、投資家を呼び込むことはできない。その意味で、危険資産を保有することの最低利回り保証を付けてやるという契約は、証券市場に投資家を呼び込むという意味で、有効に機能する可能性がある。たとえば、損失補てんをすることの経済学的意義として、次のようなことが考えられる。損失補てんをすることは、潜在的投資家の投資意欲を高め、投資家を証券市場に引寄せ「呼び水的」役割を担い、その結果、株式市場の流動性が増加するといった望ましい側面をもつ可能性がある¹。

損失補てんとは、証券取引によって顧客に生じた損失の全部または一部を負担する、あるいは、証券取引による顧客の利益が一定の水準に達しなかった場合、追加的に利益を証券会社が提供することをいう²。実際、損失補てんを明文で禁止する立法は諸外国ではほとんど例がないが、損失補てんが日本の特別な取引慣行であったわけでもない³。当時、公正取引委員会は四大証券会社の損失補てん行為は独占禁止法上の「不公正な取引」に該当するとみなし、独占禁止法 19 条、2 条 9 号に違反とし、平成 3 年 11 月 20 日に措置勧告を行ったに過ぎない⁴。

しかし、わが国の商法の専門家である上村[1991]は、一般投資家に不公平感を与え、証券投資に対する不信感を生むため、「投資家保護」という公平性の観点に立ち、損失補てんを

¹Chordia[1996]は、割り戻された手数料の使途は、証券会社への再投資であったというアンケート調査を報告しており、米国においては損失補てんが原因で、市場に参加する投資家が減少するといった取引環境の阻害は認められていない。

²これは、返品制度の持つ、製品の材料および状態に瑕疵がないことを保証するといった機能を持つ。

³事実、90 年代に入るまで、主務官庁であった旧大蔵省と証券会社が長年の癒着関係にあった経緯もあり、日本の証券業界では損失補てんが広く蔓延していたが、黙認されてきた。

⁴1992 年 10 月、日本証券業協会は、総合証券会社 47 社を対象とし、これまで明らかになっていなかった損失補てんの有無を自主調査した結果、18 社が損失補てんしていたことが明らかになっている。本研究は 18 社から損失補てんを受けた企業を対象としている。

証券会社の中立性・公平性を損なう行為である可能性があると指摘する。一方、黒沼[2002]は事後的に証券会社と顧客の間で資金を移動する損失補てんが、証券市場の価格形成機能を通じた資源配分を歪曲することはあり得ないため、損失補てんを禁じる必要性はそれほどない。ただし、履行の見込みもないのに損失保証をすると偽って不当勧誘として行う損失補てんは、詐欺的行為として証券取引法に違反するとの見解を述べている⁵。

実際、損失補てんに関して争われた裁判をみると、東京地裁 1993 年 9 月 16 日判決の野村証券会社の取締役に対して企業への損害賠償を求めた株主代表訴訟について、取締役の損失補てん行為は、「経営判断として許される裁量を逸脱したものとはいえない。むしろ損失補てんによって、証券会社の大口顧客との取引関係が維持され、企業は相当額の利益獲得したという因果関係が認められること」を理由に、取締役への損害賠償請求を退けている(判例時報 1469 号[1993])⁶。

当時のデータを参考に、損失補てんが行われていた時期に、株価が買超額(購入額－売却額)にどの程度差があるか、主体別買超比率で確認すると、たとえば、個人投資家は平均で買超額が 49582(百万円)に対し、事業法人は 12674(百万円)。主体別買超比率を見る限り、損失補てんが行われた時期に、個人投資家が大きく買い支えている(表 1 を参照)。これは、損失補てん契約を通じて、事業法人が買いをすることで、小口投資家が証券市場に引寄せられ、危険資産である株式市場に参加する投資家が増加する可能性を示唆したものである。

したがって、証券会社が適正な水準で損失補てんを行えば、株式市場で資金運用が期待できるのではないだろうか。これまで日本の証券会社が行ってきた損失補てんに関する研究は、経済学的観点から考察した先行研究は極めて少なく、十分には蓄積されていない。そこで、損失補てんをする証券会社のインセンティブが、法人投資家や個人投資家の投資行動に与える影響について把握するため、モデルにより導かれた以下の仮説を検証する。

仮説：損失補てんをすることは、リスクを負いたくない投資家を証券市場に引寄せる「呼び水的」役割を担い、安全資産よりも危険資産である株式市場に投資を始める投資家が増加する。その結果、株式市場の流動性が増加するため望ましい。

⁵たとえば、不当な利益による顧客誘引について、公正取引委員会が禁止している理由は、まず、経済的利益による勧誘行為が、顧客獲得努力をしているのにも関わらず、嘘をついて顧客を誘引すると、適切な商品選択ないし意思決定を歪めることになる。さらに、消費者が事業者比べて十分に情報を持っていないため、消費者を誤認させて取引をしても救済がなされない場合である。

⁶注目すべき点は、社会的に非難されるべき行為であると断定しながらも、そして取締役が任務違背行為によって証券会社に損害を与えたとしても、それが会社のために行われる場合は違法にならないとみなしたことである。また、株主総会の円滑な運営に協力してもらう謝礼について、企業の規模、経営実績その他社会的経済地位及び資金提供先の相手方の諸事情を考慮して合理的範囲であれば、企業の発展を図るうえに相当の効果を認めうることから、企業への便宜を期待した支出であれば、取締役がなした行為がたとえ賄賂性を持って、会社に対する関係ではその責任を問われることはないと判事されている(最高裁判所民事判例集 24 巻 6 号)

2. モデルの説明

一般投資家は、法人投資家と個人投資家の 2 種類あり、法人投資家のみが損失補てんの対象となるものと仮定する。一般投資家にとって、投資判断の際、国債などの利子率、そして投資家の株価収益率に関する信念（確率分布）、株式からの配当利回り、投資家のリスクプレミアム、そして配当利回りが重要になる。

法人投資家が資金 w 、個人投資家が kw ($k > 1$, k は十分大なる値) を投資する⁷。投資先は安全資産である国債と、危険資産である株式の 2 つである。

個人投資家は、証券会社の提供する投資情報を知り、法人投資家の投資行動を見てから、自らの投資行動を決定する。ただし、法人投資家も個人投資家もリスク回避的で、リスク回避的な効用関数 u を持ち、共に相対的リスク回避度は一定 (ρ) である⁸。

当初の法人投資家および個人投資家の株式からの 1 期当たり期待収益率に関する信念は正規分布である (その平均を μ 、分散を σ^2 とする) とし、株価収益率 x の密度関数は次の式で示される。

$$(2-1) f(x) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(x-\mu)^2}{2\sigma^2}}$$

投資家が資金 w を株式に投資する場合、1 期後 (ここでは一ヶ月単位で考える) の資産は、1 期当たり株価収益率が x 、1 期当たり配当利回りが d とすると、 $(1+x+d)w$ となる。 x の確率密度は (2-1) で表されるので、この投資家の抱く 1 期後の資産の期待値は、

$$(2-2) E(1+x+d)w = (1+d+\mu)w$$

投資家の利益はこの (2-2) 式の値から証券会社に対する手数料を引いたものである。株式を購入する際の 1 期当たり手数料率を α (α は十分小さな正の値)⁹ とすると、投資家の利益は、

$$(1+d+\mu-\alpha)w。よって、投資家の期待効用は、Eu = \int_{-\infty}^{\infty} u((1+d+x-\alpha)w) f(x) dx。こ$$

の期待効用に対する等価確実価値は、 $(1+d+\mu-\alpha)w - \frac{1}{2(1+d+\mu-\alpha)} w \rho \sigma^2$ と近似でき

⁷たとえば、株価収益率が異常値をとった 4 月 9 日から 13 日にかけて、事業法人の投資額は約 160 億円であるのに対し、個人投資家の投資額は約 1700 億円であった。

⁸簡単のため、個人投資家と法人投資家の効用関数を同一とし、相対的リスク回避度も同じとしているが、異なるとしても全く議論に影響を与えるものではない。

⁹投資家が一度購入した株式を長期にわたり保有し続けることで、最初に支払った手数料率は短期で見た場合非常に小さなものとなる。

る¹⁰。

一方、国債利回りを r ($0 < r < 1$) とすると、投資家の利益は、 $(1+r-\alpha)w$ となる。投資家が株式購入でなく国債購入を選ぶ場合、事前の投資家の株価収益率に関する信念の正規分布の平均 μ は $\mu + d < r$ である(仮定 1)ならば、 $d + \mu - \frac{1}{2(1+d+\mu-\alpha)}\rho\sigma^2$ は r より小である。ここでは、国債購入にも株式購入と同様の手数料がかかるとする。ただし、その手数料は証券会社には入らないものとする(国債を銀行で購入することを想定する)。

証券会社は、上昇する株価についての情報を独自に入手し、株価収益率が $\mu'(\mu' + d > r > \mu + d)$ となることを知り、法人投資家および個人投資家に株式の購入を促すため、その情報を提供する。その情報を信じるならば、投資家の期待収益率に関する信念は、平均を μ' 、分散を σ^2 とする正規分布となる($\mu' + d$ は r を十分に上回る)。ただし、単に情報を提供されたのみでは法人投資家、個人投資家ともその情報を信用せず、事前の信念を変更することはない(即ち、 $N(\mu, \sigma^2)$ に従う)。

そこで、証券会社は、株式を購入しない法人投資家に対し、損失補てんを持ちかけるとする。その場合、株価収益率と配当の合計が国債利回りを下回った場合、一定割合を限度として損失補てんを行う(仮定 2)¹¹。

証券会社はリスク中立的で、その利益は、法人および個人投資家からの手数料収入であるとする(一期当たり手数料率は α であるとする)¹²。そして、証券会社には、その活動に際して一切費用がかからないものとする。また、証券会社の投資家からの手数料収入以外から得られる留保利得を λ_{sec} とする。

以上のような設定の下で証券会社の情報提供、損失補てん、そして、法人投資家、個人投資家の投資決定の流れを次に示す。

(1) 自然が株価収益率を μ' か μ の何れかに決定する。

(2) 証券会社は独自に入手した情報により、株価収益率の平均が $\mu'(\mu' + d > r > \mu + d)$ となる

¹⁰相対的危険回避度一定の場合、等価確実所得 = 期待所得 - 危険プレミアム $\hat{Q} =$

$$\bar{Q} - \frac{1}{2} \frac{\rho(\bar{Q})}{\bar{Q}} VAR(Q) \text{ となる。}$$

¹¹証券会社は事前に損失補てんをするという約束をしながら、実際に損失が出たとしても、約束を破棄し、損失補てんを行わない、とすることも考えられるが、その場合、法人投資家はすぐに株式を売却して、以後株式購入はせず、国債を購入することになるだけである。証券会社にとって、約束を破るインセンティブはないので、約束すれば必ず損失補てんは行われるものとする。

¹²証券会社はリスク中立的なので、手数料収入から得られる利益を危険プレミアムを差し引くことなく期待利得で評価する。

可能性を知り、株価収益率の平均が μ' であるとする情報を法人投資家と個人投資家に提供する。

(3) 法人投資家が株式に投資するか、投資しないかを決める。

法人投資家が株式に投資する場合、(6)に進む。

法人投資家が株式に投資しない場合、(4)に進む。

(4) 証券会社は、法人投資家に対し、損失補てん(株価収益率と配当割合の合計が国債利回りを下回った場合にその部分を補てん)を行うと約束するか、または、損失補てんをしないか決定する。なお、損失補てん率は c ($0 \leq c \leq h$) と表す。証券会社が損失補てんを行う場合、そして証券会社が損失補てんを行わない場合、ともに(5)に進む。

(5) 法人投資家は、株式に投資するか、国債に投資するかを決める。そして(6)に進む。

(6) 個人投資家は、法人投資家が株式に投資したか、国債に投資したかを見て、株式に投資するか、国債に投資するかを決める。

ここでは、証券会社は独自に得た情報により、株価収益率(μ' か μ のどちらであるか)についての信念を形成するものとする(μ' である確率を $0 < \delta_{sec} < 1$ とする)。そして、証券会社は、投資家の株価収益率に関する信念が $N(\mu', \sigma^2)$ に従うような情報を提供する。そして、法人投資家にのみ損失補てんを行う。また、個人投資家は、法人投資家が損失補てん契約を行ったかどうかを知らず、法人投資家の投資行動を見た後に、投資行動を決定する。このゲームを後ろ向き帰納法で解く。

まず(6)の分析から始める。ここでは、個人投資家が、法人投資家が株式に投資したかどうかを見て株式に投資するか、国債に投資するかを決定する。個人投資家は、株価収益率の分布について、証券会社の提供した情報による $N(\mu', \sigma^2)$ に従うものであるか、従来の認識である $N(\mu, \sigma^2)$ に従うものであるかについての信念を形成し、株式投資をするかどうかを判断する。ここで、法人投資家が株式に投資した場合と、法人投資家が株式に投資しなかった場合について場合分けをする。さらに正確に言うと、この時点での個人投資家の情報集合は2つに分けられる。それぞれについて最適な個人投資家の投資行動を考える。

(A) 法人投資家が株式に投資した場合、(a1)～(a6)の場合の個人投資家の置かれた立場は、6つのケースに分けられる。

(a1) 真の株価収益率が μ' であり、かつ(3)で法人投資家が投資した場合、

(a2) 真の株価収益率が μ' であり、かつ(4)で証券会社が損失補てんを行い、(5)で法人投資家が投資した場合、

(a3) 真の株価収益率が μ' であり、かつ(4)で証券会社が損失補てんをせず、(5)で法人投資家が投資した場合、

(a4) 真の株価収益率が μ であり、かつ(3)で法人投資家が投資した場合、

(a5) 真の株価収益率が μ であり、かつ(4)で証券会社が損失補てんを行い、(5)で法人投資家

が投資した場合、

(a6) 真の株価収益率が μ であり、かつ(4)で証券会社が損失補てんをせず、(5)で法人投資家が投資した場合

しかし、個人投資家は、この(a1)から(a6)の状態を判別することができないため、個人投資家は、その信念として、(a1)から(a6)までの状態に確率分布を割り当て、期待効用によって合理的選択を行う。ただし、完全ベイズ均衡では、(a1)、(a3)、(a4)、(a6)は起こりえず¹³、その確率は0である。起こり得る状態は(a2)と(a5)で、法人投資家が損失補てんを約束された上で株式投資をした場合である。そして、

$$(2-3)Es - \frac{1}{2} \frac{\rho VARs}{Es} \geq 1+r$$

であるならば、個人投資家は株式投資を行う…(i)¹⁴

(B) 法人投資家が株式に投資しない場合(b1)～(b4)の場合、4つのケースがある。

(b1) 真の株価収益率が μ' であり、かつ(4)で証券会社が損失補てんを行い、(5)で法人投資家が投資しなかった場合、

(b2) 真の株価収益率が μ' であり、かつ(4)で証券会社が損失補てんを行わず、(5)で法人投資家が投資しなかった場合、

(b3) 真の株価収益率が μ であり、かつ(4)で証券会社が損失補てんを行い、(5)で法人投資家が投資しなかった場合、

(b4) 真の株価収益率が μ であり、かつ(4)で証券会社が損失補てんを行わず、(5)で法人投資家が投資しなかった場合、

しかし、この(b1)から(b4)の状態を個人投資家は区別できない。もっとも、完全ベイズ均衡では、信念の整合性から、(b1)と(b3)は起こりえず、その確率は0である¹⁵。そのため、起こりうる状態は(b2)と(b4)である。さらに、(b2)である確率、すなわち、真の株価収益率が μ' である確率は、証券会社が損失補てんをしていないことから、個人投資家の初期信念が修正される必然性がなく、十分に小であると考えられる。したがって、真の株価収益率が μ の可能性が高いと考えられる。 $r > \mu + d \cdots$ (仮定 1)から、個人投資家は株式投資を行わず、国債に投資することになる。

以上、(6)の分析から言えることは、(B) 法人投資家が株式投資を行わない場合、個人投資家は必ず、株式投資をしない。(A) 法人投資家が株式投資を行う場合、(2-3)を満たしていれば、個人投資家は株式投資を行う。

¹³(3)の分析から(a1)と(a4)、(5)の分析から、(a3)と(a6)の可能性が排除される(pp.6を参照)。

¹⁴導出の詳細は付属資料(i)を参照。

¹⁵これは、証券会社が損失補てんを行ってくれば、法人投資家は必ず株式に投資するからである。

次に、(5)の分析を行う。ここでは、法人投資家は(4)で証券会社が損失補てんを行う場合としなかった場合(情報集合が2つ(c と d))に分けられる。

(c1)真の株価収益率が μ' であり、かつ(4)で証券会社が損失補てんを行った場合、

(c2)真の株価収益率が μ であり、かつ(4)で証券会社が損失補てんを行った場合が1つの情報集合、

(d1)真の株価収益率が μ' であり、かつ(4)で証券会社が損失補てんを行わない場合、

(d2)真の株価収益率が μ であり、かつ(4)で証券会社が損失補てんを行わない場合が別のもう1つの情報集合である。

まず、損失を行ななかった場合(d1)、(d2)の情報集合にて、法人投資家がどのような行動をとるかを考える。後の分析により、(d1)である確率、すなわち、真の株価収益率が μ' である確率は、証券会社が損失補てんを行わないため、信念が修正される必然性がなく、非常に低いと考えられる。

一方、(d2)の場合について考える。法人投資家が w を投資した時の期待利得に対応する等価確実所得は、法人投資家は株価収益率が $N(\mu, \sigma^2)$ に従うと考えるならば、国債購入の時の利得が、株式購入における期待効用に対する等価確実価値を必ず上回るため、法人投資家は、株式を購入せず、国債を購入する。

以上より、証券会社が損失補てんを行わない(d1)、(d2)の情報集合において、法人投資家は株式購入より国債購入を選択する。したがって、(a3)と(a6)は起こりえず、その確率は0。

次に、証券会社が損失補てんを行う(c1)、(c2)の情報集合にて、法人投資家の行動を考える。株価収益率が $N(\mu', \sigma^2)$ に従うなら、 $\mu' + d > r$ の仮定の下では、法人投資家の期待利得に対応する確実等価価値は国債に投資したときの利得を十分に上回り、国債よりも株式投資を選択する。

一方、株価収益率が $N(\mu, \sigma^2)$ に従うならば、法人投資家の期待利得に対応する確実等価

価値は、 $(1+d+\mu-\alpha)w - \frac{1}{2(1+d+\mu-\alpha)}w\rho\sigma^2$ となり、国債に投資したときの利得

$(1+r-\alpha)w$ を下回るが、証券会社により、仮定2より、下回った分の損失補てんが行なわれるので(もっとも、結果的には h の上限はあるが)、事前の期待効用に対する等価確実価値は $(1+r-\alpha)w$ と同等となる。

以上より、証券会社が損失補てんを行う(c1)、(c2)の情報集合にて、法人投資家は必ず株式投資を行う。

以上、(5)の分析から言えることは、証券会社が損失補てんを行わない場合、法人投資家は株式購入より国債購入を選ぶ。しかし、証券会社が損失補てんを行う場合、法人投資家は必ず株式投資を行う。

次に、(4)の分析から言えることは、証券会社は、次の状況下に置かれている。

(f1) 真の株価収益率が μ' である場合、

(f2) 真の株価収益率が μ である場合、

(f1) 真の株価収益率が μ' である場合、証券会社は、損失補てんの約束をしたとしても、結果として株価収益率と配当の和が国債利回りを下回ることはないので、補てんをする必要はない。また、(5)の分析より、損失補てんの約束をすれば、法人投資家は必ず株式投資を行ってくれる。さらに、(2-3)の条件の下で、個人投資家の投資を呼び込むことができる。よって、 $\alpha(1+k)w$ の利得を得られる。

(f2) 真の株価収益率が μ である場合、法人投資家に損失補てんを行わなければならない。その際の補てん率を $c(0 \leq c \leq h)$ とすると、 c は以下の式で表される。

$$c = r - \left\{ d + \mu - \frac{1}{2(1+d+\mu-\alpha)} \rho \sigma^2 \right\}$$

よって、証券会社の利得は、 $(\alpha(1+k)-c)w$ となる¹⁶。

以上より、証券会社の利得は、真の株価収益率が μ' である確率を δ_{sec} とすると、 $\delta_{sec} \alpha(1+k)w + (1-\delta_{sec})(\alpha(1+k)-c)w = \alpha(1+k)w - (1-\delta_{sec})cw$

$$(2-4) \quad \alpha(1+k)w - (1-\delta_{sec})cw \geq \lambda_{sec}$$

ただし、 w …法人の投資額、 kw …個人の投資額、証券会社の留保利得 λ_{sec}

(2-4)が満たされるならば、証券会社は損失補てんを行う。つまり、 k が十分大(個人投資家が投資してくれる金額が大)で、 δ_{sec} の値が高ければ(証券会社の情報が正しい可能性が高ければ)、この式は満足される¹⁸。逆に非常に小さい時に、満足されないこともある。

以上、(4)の分析から言えることは、真の株価収益率が μ' である場合、証券会社は $\alpha(1+k)w$ の利得を得られる。真の株価収益率が μ である場合、損失補てんの約束をすれば、証券会社の利得は、 $(\alpha(1+k)-c)w$ となるため、証券会社は、(2-4)を満足する場合、損失補てんを行う。ただし、最大損失補てん率 h は小さいほうが良い(これは次節で後述する)。以上より、証券会社は、(2-4)を満足する場合に損失補てんを行い、満足しない場合、損失補てんをしない。

次に、(3)の分析を行う。ここでは法人投資家は、真の株価収益率が μ' か μ かは分からない

¹⁶証券会社は、株式を購入しない法人投資家に対して、損失補てんを持ちかけるとする。その場合、株価収益率と配当の合計が国債利回りを下回った場合に、一定割合を限度として損失補てんを行うとする。

¹⁷ μ' である確率を $0 < \delta_{sec} < 1$ とする。ここでは、証券会社は μ' である可能性が高いと考えているとし、 $\delta_{sec} > 1/2$ とするの仮定があるから。

¹⁸株価がアゲアゲの可能性が大と証券会社が判断する時、損失補てんをしたらいいという解釈になる。

い。しかし、明らかに、ここでは投資を見送り、証券会社からの損失補てんを待つのが有利である。したがって、投資を行わない。したがって、(a1)と(a4)は起こりえず、その確率は0である。

以上、(3)の分析から言えることは、法人投資家は、証券会社からの情報を提供されただけでは、すぐに株式に投資をしない。

最後に、(2)で、証券会社は、真の株価収益率が μ' か μ かどちらであろうとも、 μ' であるとする情報を送ることが望ましい。 μ であれば、個人投資家も法人投資家も初めから投資することはなく、法人投資家に損失補てんをしても個人投資家を呼び込むことはできないから。

以上、(2)の分析から言えることは、証券会社は、真の株価収益率が μ' か μ かどちらであろうとも、 μ' であるとする情報を送る。ただし、チープ・トークの可能性はある¹⁹。

これより、証券会社は、株価収益率が μ' であるという情報を流し、法人投資家はすぐに株式投資を行わず、証券会社は(2-4)を満足する場合に法人投資家に損失補てんを行って、法人投資家は株式投資を行い、それを見て、(2-3)が満たされる限り、個人投資家が株式投資を行う、という完全ベイズ均衡が導かれる²⁰。

つまり、証券会社の情報は何もしなければ、法人投資家にも個人投資家にも信用されることはないが、法人投資家に損失補てんを行うことによって、その情報（株価収益率が高い μ' であるという情報）をある程度個人投資家に信じさせ、株式投資を呼び込むことが可能となり、株式市場の活況に繋がる可能性を示唆したものである。よって、上記の仮説が支持することができたことになる。

3. 適正な損失補てんの水準の導出

先に述べたように、投資家が w を株式に投資する場合の期待効用と同じ価値を持つ等価確実所得は、以下の近似で与えられる。

$$(1+d+\mu-\alpha)w - \frac{1}{2(1+d+\mu-\alpha)}w\rho\sigma^2$$

¹⁹ハーディング（herding、他の投資家と同じ行動をとり、群れる現象）的な投資が見られることで、株価の変動を増幅する危険性が内在しているため、株価が本来あるべき位置から外れてしまうという意味での弊害は起こりうる。

²⁰このゲームには、 δ_{sec} が小さく、証券会社が損失補てんをせず、法人投資家も個人投資家も株式投資をせず国債を購入するという均衡(b4)も存在する。

投資家が w を国債に投資する場合、1 期後（ここでは 1 月単位で考える）の資産は、1 期当たり国債利回りを r とすると、 $(1+r-\alpha)w$ となる。これらのことから、投資家が w を株式に投資するための必要条件は、

$$(1+d+\mu-\alpha)w - \frac{1}{2(1+d+\mu-\alpha)}w\rho\sigma^2 \geq (1+r-\alpha)w$$

即ち、

$$(2\cdot5) \quad d + \mu - \frac{1}{2(1+d+\mu-\alpha)}\rho\sigma^2 \geq r$$

となる²¹。

仮定 1 が満たされている時、平均株価収益率と有配会社平均利回りの和が負となり、国債利回りを明らかに下回る。これでは、投資家は資金を株式投資で運用することはない。

例えば、吉川[2003]などの先行研究によって、 $\rho=1$ とし、1989 年 1 月から 1991 年 12 月までの月ごとの Topix のデータにより、平均株価収益率 $\mu=-0.00598$ 、標準偏差 $\sigma=0.07733$ 、この期間の有配会社平均利回り(月ごと)0.00049、この期間における 10 年国債の平均の月ごと利回り 0.00049 であったことを考慮に入れると、実際に(仮定 1) $\mu+d < r$ が成立している。

単純化のために $\alpha=0$ とすると、(2-5)式の左辺の値 $d + \mu - \frac{1}{2(1+d+\mu-\alpha)}\rho\sigma^2$ は r より小となる²²。よって、1989 年から 1991 年の時期に、このままでは、投資家は資金を株式投資で運用することはない。投資資金は全て国債購入に当てられることになる。

そこで、投資家に株式投資を行わせるため、証券会社は、株価収益率と配当利回りの合計が国債利回りを下回った場合、ある限度まで補てんを行うものとする（最大補てん率を $h(0 < h < 1)$ ）。

投資家は、この場合、自らの株価収益率について、次のような信念（確率分布）を持つことになる。 $F(x)$ は分布関数である。

$$(2\cdot6) \quad F(x) = \int_{-\infty}^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(t-\mu-h)^2}{2\sigma^2}} dt \quad (x < r-d)$$

$$\int_{-\infty}^{r-d} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(t-\mu-h)^2}{2\sigma^2}} dt + 1 - \left(\int_{-\infty}^{r-d} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(t-\mu-h)^2}{2\sigma^2}} dt + \int_{r-d}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{-\frac{(t-\mu)^2}{2\sigma^2}} dt \right) \quad (x = r-d)$$

²¹ここでは、株式購入手数料と国債購入手数料は同額としている。

²² $d + \mu - \frac{1}{2(1+d+\mu-\alpha)}\rho\sigma^2$ の値は負となる。

$$\int_{-\infty}^{r-d} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{\frac{(t-\mu-h)^2}{-2\sigma^2}} dt + 1 - \left(\int_{-\infty}^{r-d} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{\frac{(t-\mu-h)^2}{-2\sigma^2}} dt + \int_{r-d}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{\frac{(t-\mu)^2}{-2\sigma^2}} dt \right) +$$

$$\int_r^x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{\frac{(t-\mu)^2}{-2\sigma^2}} dt \quad (x > r-d)$$

この分布関数のもとで、株価収益率 x の期待値を求めると、

$Ex =$

$$\int_{-\infty}^{r-d} x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{\frac{(x-\mu-h)^2}{-2\sigma^2}} dx + (r-d) \left\{ 1 - \left(\int_{-\infty}^{r-d} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{\frac{(x-\mu-h)^2}{-2\sigma^2}} dx + \int_{r-d}^{\infty} \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{\frac{(x-\mu)^2}{-2\sigma^2}} dx \right) \right\} +$$

$$\int_{r-d}^{\infty} x \frac{1}{\sqrt{2\pi}\sigma} e^{\frac{(x-\mu)^2}{-2\sigma^2}} dx$$

次に、この損失補てんによって投資家が株式投資を行うため、 Ex を損失補てん後における投資家の直面する株価収益率、 $VARx (= Ex^2 - (Ex)^2)$ を損失補てん後における株価収益率の分散とすると、

$$(1+d+Ex-\alpha)w - \frac{1}{2(1+d+Ex-\alpha)} w \rho VARx \geq (1+r-\alpha)w$$

即ち、

$$(2\cdot7) \quad d+Ex - \frac{1}{2(1+d+Ex-\alpha)} \rho VARx \geq r$$

を満たす必要がある。

先の 1989 年 1 月から 1991 年 12 月までの月ごとのデータ（平均株価収益率 $\mu = -0.00598$ 、標準偏差 $\sigma = 0.07733$ 、有配会社平均利回り（月ごと） 0.00049 、10 年国債の平均の月ごと利回り 0.00049 ）を用いて、(2-7) を満たす、即ち、投資家が国債を購入せず、株式を購入するため、最も小さい最大補てん利率 h を求めると、月ごとの補てん率で、 $h = 0.0173419$ 、1 年間では、 0.208103 、即ち、最大で 20.8% の損失補てんが必要となる。

しかし、この時期の法人に対する損失補てん率を見ると、概ねこの値を下回る値となっている（表 2 を参照）。1989 年 1 月から 1991 年 12 月までの期間においては、適正な損失補てんが行われていたのではないかと想定できる。したがって、仮説で提示した、損失補てんをすることは、個人投資家を証券市場に引寄せ「呼び水的」役割を担い、株式市場の流動性が増加する機能を有すると言える。

ところで、1992年に証券取引法の改正がおこなわれ、損失補てんを明文で禁止する立法がなされたので、現在では損失補てんは行うことができなくなった。しかし、仮に損失補てんが可能となる法改正がなされた場合、上で見た最大補てん利率はどのようになるか、2008年と2008年の株式市場、および月次データをもとに考察してみる。 $\rho = 1$ とし、2008年1月から2008年12月までの月ごとの平均株価収益率 $\mu = -0.01519$ 、標準偏差 $\sigma = 0.07113$ 、有配会社平均利回り(月ごと)0.00176、10年国債の平均の月ごと利回り0.00012として、(2・9)を満たす最も小さい最大補てん利率 h を求めると、月ごとの補てん率で、 $h = 0.03062$ 、1年間では、0.36754、即ち、最大で36.75%の損失補てんが必要になる(先も述べたように、国債利回りを下回る割合がこれより小さければ、これほど補てんする必要はない)²³。

損失補てんが行われていた時期は、証券会社は投資家に対して、株式保有による損失の補てん率は20%程度でよかった。だが、法令により禁止されてからは、補てん率が36%までしなければ、株式投資を行わなくなったのは驚くべき結果である。つまり、損失補てんをしてくれるという投資家側の期待があったため、法人投資家や個人投資家が株式市場から退出せず、それほど株価の下落率が現在よりも低い水準で留まっていたのである。損失補てんが禁じられてから約20年が経とうとしているが、証券会社にとって以前よりも大きな代償を払わされた結果になっている。1992年から損失補てんが廃止されたため、その後、株式市場への資金の流れが滞って株価が低迷していることなどが原因だと考えられる。

4. おわりに

1992年に証券取引法の改正がおこなわれ、損失補てんを明文で禁止する立法が施行されたが、損失補てんをすることは、リスクを負いたくない投資家を証券市場に引寄せる「呼び水的」役割を担い、株式市場の流動性が増加するため望ましいか、さらに、証券会社が法人投資家を対象とした損失補てんが適正な水準を越えて過剰に行われたものであったのかに焦点をあてた仮説検証をした。

分析の結果、証券会社の情報は何もしなければ、法人投資家にも個人投資家にも信用されることはないが、法人投資家に損失補てんを行うことによって、その情報がある程度個人投資家に信じさせ、株式投資を呼び込むことができることになる。また、損失補てんが行なわれていたが、当局がそれを黙認していた時期、証券会社は投資家に対し、株式等の投資有価証券の保有による損失の補てん率は20%程度で済んでいた。さらに、この時期の法人に対する損失補てん率を見ると、概ねこの値を下回る値となっており、過剰に損失補て

²³1989年から1991年までと比較して、この値は極めて大きい値となっている。これは、1992年から損失補てんが廃止されたため、その後、株式市場への資金の流れが滞って株価が低迷し、1989年から1991年までの2年間で、株価収益率が-35%となっているためであると考えられる。

んをしているとは言えない。つまり、適正な損失補てんが行われていたといえるため、投資家から十分な資金が株式市場に投資されていたことが伺える。

だが、損失補てんが禁止されて以降、損失の補てん率が 36%までしなければ、投資家は株式投資を行わなくなることが本研究のシュミレーションの結果から判明した。すなわち、法の改正により損失補てんが禁止されたため、投資家が株式市場で資金を運用することは難しく、その後、株式市場への資金の流れが滞って株価が低迷していることに繋がると考えられる。

欧米などでは、証券会社が、投資家の資産運用を行う見返りに、手数料の一部を割り戻すコミッション・リキャプチャーという取引慣行がある。日本で、このコミッション・リキャプチャーを行うことは、証券取引法の損失補てんにあたるかどうか、議論が分かれているが、もし、コミッション・リキャプチャーが証券取引法に抵触しないのであれば、これを行うことによって、国債など安全資産に向かっている投資家の株価収益率に対する信念（確率分布）を変更し、株式市場に向けさせることができる。先の結果である、投資額の 36%をいきなり補てんするような効果は期待できないが、これを毎年続けていくことによって、少しずつ投資家の信念を修正していくことが可能である。コミッション・リキャプチャーについては、証券取引法に抵触しないという前提条件がつくものの、証券市場の活性化に十分に役立つものであると言える。

なお、今回のモデルで、損失補てんを受けるのは法人投資家のみで、個人投資家は補てんを受けないとしているが、その意図は、法人を優遇し、個人を冷遇すべきであるというものではない。損失補てんを受けるのは法人投資家のみであるとする必然性はない。たとえば、補てんを受けるのが長期の取引先ということでも良い。重要なことは、多くの投資家のうち、一部の投資家のみに補てんするということで、他の多くの投資家の投資を誘発させることができる、ということなのである。

本研究では扱えなかった損失補てんに関する分析には、幾つかの技術的限界が存在するので、それらについて最後に述べ、この論文の結びにしたい。本研究とは別のモデルに基づいてリスク・シェアリングの分析をすることも可能である。だが、投資家と証券会社との危険回避度を推定すること、投資家の財務状況や経済全体の効用レベルの決定をはじめとして、観察者からは伺い知ることができない要素が多い。また、証券会社による損失補てんは、投資家に自己責任の原則のもとでの投資判断を行なくさせ、市場の価格形成機能を歪めたかどうかについて、本研究の理論モデルから説明するまでに至っていないので、事例研究として今後の課題としたい。

参考文献

上村達男(1991)「損失保証・損失補てんの法律問題」商事法務一二五七号九頁-十二頁
河本一郎、龍田節、若杉敬明、上村達男(1991)「座談会・損失補てんに関する法的諸問題」

商事法務一二六三号四頁・六頁

河本一郎、神崎克郎、根岸哲、森本滋(1991)「座談会・損失補てんの経済的・法的位置づけをめぐって」資本市場七五号五頁・二八頁

神崎克郎、江頭謙治郎、芝原邦、竹居照芳(1991)「座談会・損失補てん問題と証券取引法」ジュリスト九八九号十四頁

金融経済統計月報[1989-2009], 日本銀行調査統計局

黒沼悦郎(1988)「証券市場における情報開示に基づく民事責任(一)」法学協会雑誌一〇五巻十二号一六一七頁

「証券会社の損失補てんに対する証取法上の対応」インベストメント四四巻六号六〇頁・六三頁

証券取引法研究会(1992)「平成三年証取法改正に関する具体的な諸問題について(下)」インベストメント四五巻六号三五頁・五二頁

『損失補てん』の概要について(1991)日本証券業協会

『損失補てん規制 Q&A』(1992)財經詳報社 10 頁

東証統計月報[1989-2008], 東京証券取引所

野村證券損失補てん株主代表訴訟第一審判決(東京地裁、1993 年 9 月 16 日、「判例時報」第 1469 号、1993 年 11 月 21 日、p.30)

野村證券損失補てん株主代表訴訟第一審判決(東京地裁、1998 年 5 月 14 日、「判例時報」第 1650 号、1998 年 11 月 11 日、p.153)

野村證券損失補てん株主代表訴訟上告審判決(最高裁、2000 年 7 月 7 日判決、「商事法務」No.1573、2000 年 10 月 5 日、p.45)

みずほ総合研究所[2008], 「相対的リスク回避度の適合性判定への応用」, 『みずほ政策インサイト』.

森平 爽一郎、神谷 信一[2005], 「日本の家計はバブル崩壊以降危険回避的であったのか?」, 慶応大学『総合政策学ワーキングペーパー』, No.70.

吉川卓也[2003], 『日本における家計の相対的危険回避度の推移: 1970 年~2002 年』, 経済研究 163, pp.73-87

付属資料

条件(i)が起こり得る状態は(a2)と(a5)であるならば、(2-3)を満たす場合に個人投資家は株式投資を行うことの証明。

(a2)と(a5)はどちらも法人投資家が損失補てんを約束された上で株式投資をした場合である。そこで、(a2)の状態に対する確率を δ_s 、(a5)の状態の確率は $1-\delta_s$ とする。個人投資家が kw を株式投資する場合、得られる期待効用は、 $\delta_s Eu(kw(1+d+x'-\alpha)) + (1-\delta_s) Eu(kw(1+d+x-\alpha))$ ただし、 $x' \sim N(\mu', \sigma^2)$ 、 $x \sim N(\mu, \sigma^2)$ 。 α は証券会社に支払う手数料

料率。

$$Eu(kw(1+d+x'-\alpha)) \text{ の等価確実価値は、 } kw(1+d+\mu'-\alpha) - \frac{kw\rho\sigma^2}{2(1+d+\mu'-\alpha)}$$

$$Eu(kw(1+d+x-\alpha)) \text{ の等価確実価値は、 } kw(1+d+\mu-\alpha) - \frac{kw\rho\sigma^2}{2(1+d+\mu-\alpha)}$$

これより、個人投資家が kw を株式投資する場合、得られる期待効用 $\delta_s Eu(kw(1+d+x'-\alpha)) + (1-\delta_s) Eu(kw(1+d+x-\alpha)) =$

$$\delta_s u(kw(1+d+\mu'-\alpha) - \frac{kw\rho\sigma^2}{2(1+d+\mu'-\alpha)}) + (1-\delta_s) u(kw(1+d+\mu-\alpha) - \frac{kw\rho\sigma^2}{2(1+d+\mu-\alpha)})$$

共通項 kw に着目し、

$$Es = 1+d+\delta_s\mu'+(1-\delta_s)\mu-\alpha - \frac{1}{2} \left(\frac{\delta_s}{2(1+d+\mu'-\alpha)} + \frac{1-\delta_s}{2(1+d+\mu-\alpha)} \right) \rho\sigma^2$$

$$VARs = \delta_s(1-\delta_s)(\mu'-\mu)^2 \left(1 + \frac{\rho\sigma^2}{2(1+d+\mu'-\alpha)(1+d+\mu-\alpha)} \right)^2$$

とおくと、

$$\text{先の期待効用に対する確実等価価値は、 } kwEs - \frac{1}{2} \frac{kw\rho VARs}{Es}$$

と表される。したがって、

$$(2-3) \quad Es - \frac{1}{2} \frac{\rho VARs}{Es} \geq 1+r$$

であるならば、個人投資家は株式投資を行う。この条件が満たされない場合、株式投資を行わない。つまり、 δ_s が十分大きければ(真の株価収益率が μ' という確率が高いという信念を持っているならば)、(2-3)式が成立する…個人投資家に株式収益率が十分に高いという予測を持たせられるならば、個人投資家は株式投資を行う可能性が高い。

表1:1990年3月～10月 買超額(百万円)

期間始	期間終	証券会社(自己)	個人	外国人	生・損保	銀行	その他の金融	投資信託	事業法人	合計
3.5	3.9	33166	295483	-420007	14553	-112458	-1177	25331	58384	-106725
3.12	3.16	18108	292037	-201088	-8135	-195266	-6720	-11426	57562	-54928
3.19	3.23	15361	73921	-27815	-70851	-119595	-68272	21210	16734	-159307
3.26	3.30	3778	266028	-149667	10643	-132410	-10463	-11499	6153	-17437
4.2	4.6	-34294	-127857	71430	21362	3180	-6222	27169	30839	-14393
4.9	4.13	3537	169293	-57221	22060	-137564	-5831	-27135	15933	-16928
4.16	4.2	2296	-29446	25100	28233	-44148	-12542	-24276	-14660	-69443
4.23	4.27	657	-1027	-53493	5277	-13009	-8611	-6140	24195	-52151
5.1	5.2	2822	2940	6644	-327	-12478	-1369	-1329	-4727	-7824
5.7	5.11	10559	43732	7337	11857	-191243	-10436	61259	-10508	-77443
5.14	5.18	17224	127655	-43788	33622	-134791	-12520	12161	8716	8279
5.21	5.25	-6485	-82160	-2010	9624	11423	-3933	-17400	-25158	-116099
5.28	6.1	9079	73851	-5505	8931	-62815	-7545	-75618	28468	-31154
6.4	6.8	21366	33043	-41500	13330	6496	-3733	-43437	17111	2676
6.11	6.15	-2099	7784	-56008	14094	49952	4331	-43705	21365	-4286
6.18	6.22	1272	-14772	-14753	19382	39507	3719	-23626	1858	12587
6.25	6.29	-1855	-40590	-33536	-6616	34037	-1261	22073	-21845	-49593
7.2	7.6	-5704	-52543	34287	3643	-13623	-3011	-6785	-5175	-48911
7.9	7.13	-3372	-30562	70576	20355	-38326	2041	-80632	6173	-53747
7.16	7.20	-370	28646	55893	17424	-39255	-9264	-86486	12113	-21299
7.23	7.27	14480	76110	-63346	15515	-19136	2031	-12772	30811	43693
7.30	8.3	13601	55874	-66066	6280	-18306	5356	-16643	17277	-2627
8.6	8.10	6332	103290	-91958	12586	18444	608	-40118	47395	56579
8.13	8.17	-3141	44578	-46269	16149	11219	3105	-7101	14498	33038
8.20	8.24	-18229	-40579	-1619	21101	54582	6389	-42494	29216	8367
8.27	8.31	-1054	43771	-42246	6205	8917	-4147	-20399	5667	-3286
9.3	9.7	-6793	46775	-9631	1273	46602	4499	-17754	16679	81650
9.10	9.14	-4792	94516	-165012	-52944	-22282	-8976	98430	5058	-56002
9.17	9.21	9961	85984	-9872	-97070	-56427	-16153	12214	17922	-53441
9.25	9.28	-12241	-132109	-5398	13072	82724	-1423	18318	43179	6122
10.1	10.5	14974	1893	18474	5281	-39691	-11754	-202	19043	8018
10.8	10.12	-7624	21171	-10117	10374	-4068	-8923	-16251	-15334	-30772
10.15	10.19	13195	39409	-70699	10157	-55310	-40412	-18744	-32551	-154955
10.22	10.26	20532	165233	-73852	-35896	-57573	-29729	-70670	3441	-78514
10.29	11.2	-2988	93996	-95130	3688	-12863	-6849	-17302	17756	-19692
平均		3464.5	49581.9	-44796.1	2978.1	-33301.5	-7691.3	-12622.3	12673.9	-29712.8

表2

証券コード	企業名	投資有価証券(百万単位)	損失補てん合計(百万単位)	損失補てん率
6591	西芝電機	118	298	2.52542
6480	日本トムソン	977	968	0.99079
4546	北陸製薬	1114	822	0.73788
6814	古野電気	1988	1187	0.59708
7946	光陽社	806	372	0.46154
4516	日本新薬	2552	1171	0.45886
3583	石橋産業	568	220	0.38732
9132	第一中央汽船	10045	2500	0.24888
9470	学習研究社	17518	3993	0.22794
4229	群栄化学工業	204	31	0.15196
8160	木曽路	878	132	0.15034
6101	ツガミ	2873	353	0.12287
6947	図研	335	40	0.11940
8007	高島	885	85	0.09605
7733	オリンパス光学工業	12336	1172	0.09501
9856	ケーユー	1017	95	0.09341
4540	ツムラ	24730	2201	0.08900
9930	北沢産業	1116	95	0.08513
1942	関電工	11247	848	0.07540
8206	エルメ	112	8	0.07143
8112	東京スタイル	9576	625	0.06527
9748	NJK	1066	69	0.06473
8173	上新電機	10475	662	0.06320
8253	セゾン	11085	683	0.06161
7972	イトーキ	1566	96	0.06130
3580	小松精練	846	51	0.06028
8022	ミズノ	11210	663	0.05914
4088	エア・ウォーター	7625	438	0.05744
4022	ラサ工業	2115	117	0.05532
6134	富士機械製造	1477	77	0.05213
4184	三菱油化	28302	1409	0.04978
8586	日立リース(キャピタル)	4098	196	0.04783
9401	東京放送	9044	422	0.04666
1922	大成ユーレック	4944	206	0.04167
5213	東芝セラミックス	5668	221	0.03899
5001	日石三菱	101993	3950	0.03873
6641	日新電機	3971	151	0.03803
8078	阪和興業	146999	5255	0.03575
8084	菱電商事	2845	101	0.03550
1821	三井建設	4946	160	0.03235
6988	日東電工	37631	1199	0.03186
6791	日本コロムビア	6471	165	0.02550
9048	名古屋鉄道	62995	1531	0.02430
9760	進学会	2342	56	0.02391
1879	新日本建設	671	16	0.02385
5476	日本高周波鋼業	3619	85	0.02349
7241	フタバ産業	4936	113	0.02289
6301	コマツ	122054	2748	0.02251
6325	タカキタ	687	15	0.02183
8085	樽崎産業	875	19	0.02171
1332	日本水産	45075	975	0.02163
7969	タカラ	2201	45	0.02045
8016	オンワード樫山	37525	721	0.01921
5403	川崎製鉄	186516	3554	0.01905
4044	セントラル硝子	13676	260	0.01901
5012	東燃ゼネラル石油	15627	293	0.01875
7238	曙ブレーキ工業	5772	105	0.01819
9104	大阪商船三井船舶	130851	2349	0.01795
7236	東洋ラジエーター	6828	118	0.01728
5233	小野田(太平洋)セメント	43548	718	0.01649
4112	保土谷化学工業	4018	66	0.01643
5387	千代田建材	1595	26	0.01630
6923	スタンレー電機	22437	351	0.01564
8134	TOKAI	6642	100	0.01506
8012	長瀬産業	50391	754	0.01496
4204	積水化学工業	150644	2185	0.01450
8176	西洋フードシステム	10786	152	0.01409
5959	岡部	8669	119	0.01373
7276	小糸製作所	13930	190	0.01364
1881	日本舗道	9251	126	0.01362
9897	ユニダックス	515	7	0.01359
5805	昭和電線	4675	60	0.01283
8002	丸紅	449087	5420	0.01207

現代女性のライフコースと金融行動

リコー経済研究所 栗林 敦子
ニッセイ基礎研究所 井上 智紀

「現代女性のライフコースと金融行動」

リコー経済社会研究所 栗林敦子

ニッセイ基礎研究所 井上智紀

少子化による人口減少や高齢化に伴う人口構造の変化、その背景としての晩婚化、非婚化、あるいは離婚・再婚の増加による家族の変容、拡大し固定化の様相を見せる経済格差の問題、またその原因でもある多様化し非正規化する雇用等々、社会の変動や家族の変容は市場の構造や消費の動向に大きな影響を与えつつある。人口減少により市場規模が縮小し、経済格差の拡大や価値観の多様化によりマス市場が解体される中で、個人が一生の間にたどる人生の道筋である「ライフコース」概念は、中長期的な消費や貯蓄といった行動を分析するセグメントとして大きな意味を持つ。

本研究は、「消費を控え貯蓄を心がける」ように変わりつつある現代女性の金融行動を、ライフコースという視点で分析し、ライフコースの中に潜む、様々な生活リスクを紐解きながら、その生活リスクへの対処手段としての金融ニーズを展望することを目的としている。

これまで、個人の金融行動は、年齢、性別、職業、ストック・フローなどのデモグラフィック変数や、ライフサイクルに基づき説明されることが多く、市場の多様化にあわせ、個人の価値観やライフスタイルといった概念をさらに導入したとしても、金融行動については説明力が不足しがちであった。フィナンシャル・プランニングを含む生活設計には、「個々人がどのように生き方を選択するか、してきたか」が深く関わっており、家族が大きく変容しつつある現在、あらためて「生き方」すなわちライフコースを視野に入れた研究が求められている。

また、ライフコースの研究は、ライフイベントの選択の系列や、人間としての役割取得のパターンに着目して個人の多様な生き方を分析することに主眼が置かれ、その適用研究は、女性のキャリアデザイン、女性の消費・購買行動などの領域では散見されるが、男女ともに金融行動への適用はまだ見られない。

ライフコースの多様化は男性より女性に顕著であり、また、家族の変容による経済生活のリスクは女性により大きな影響をもたらすと考えられる。したがって、本研究では、対象を女性に限定して進めた。

ライフコースにより、生活リスクをどのように認知しているのか、またそれらに対してどのような対応をしているのか、インターネットを利用して、全国の20代から40代にかけての女性に対してアンケートを実施した。

この結果、ライフコースの特徴からは、継続就業層と復職層で就業目的に差があることがうかがえた。また、ライフコースと生活リスクの関係は、就業継続層では就業リスク、

離職層、復職層では経済リスクをそれぞれ高く認知され、子どもあり層では子どもリスクも高いことがわかった。

ライフコースに応じた生活リスクを軽減する手段として生活設計をみると、未婚、DINKSではキャリアを見据えた自己投資や、将来の結婚・出産などのライフイベントに関する領域を中心に生活設計を検討している様子がうかがえた。また、子育て中に離職層では人間関係や趣味等の生きがいに関する領域についても生活設計を検討しているようである。

ライフコース別生活リスクへの対応としての金融行動は、就業継続層では就業リスクへの備えとしてキャリア形成のための自己投資と結婚や住宅取得、老後といったライフイベントに向けた資産形成、離職層では、経済的リスクへの対処として支出の圧縮による貯蓄の積み増し、復職層では、経済的リスクへの対処として所得の増加による貯蓄の積み増しなどを行っていることが明らかになった。

ライフコース別の金融リテラシーは、就業継続層は全般に積極性、判断力とも高く、出産・子育て離職層や復職層は積極性が高いものの判断力が低く、金融取引を巡るトラブルが生じる危険性が考えられる。

金融資産の保有は、総じて不安が高いほど金融商品も分散させる傾向がうかがえ、ただし、就業継続層では、不安の程度ではなく結婚や出産などによるライフステージの上昇に伴い資産形成も進むことで保有商品種類の多様化が進展する可能性もあるようだ。

資産保有の状況は、就業継続（既婚子あり）は金融資産、実物資産とも最も多様な資産構成であった。子育て中に退職後復職は、リスク性資産が多く、これは、資産形成に積極的ではあるが、判断力に乏しいため、トラブルが生じる危険性を孕むと考えられる。

今後、ライフコースを視野に入れた金融サービスの提供には、それぞれの経済力と金融リテラシーの双方からリスク性金融資産の許容度を考え、生活設計を含めた情報提供、コンサルティングが必要になるものと思われる。

調査研究報告書

現代女性のライフコースと金融行動

—生活経済リスクとしての非婚・晩婚・離婚に女性はどう対応するか—

2011年7月

リコー経済社会研究所 栗林敦子

ニッセイ基礎研究所 井上智紀

はじめに

少子化による人口減少や高齢化に伴う人口構造の変化、その背景としての晩婚化、非婚化、あるいは離婚・再婚の増加による家族の変容、拡大し固定化の様相を見せる経済格差の問題、またその原因でもある多様化し非正規化する雇用等々、社会の変動や家族の変容は市場の構造や消費の動向に大きな影響を与えつつある。

人口減少により市場規模が縮小し、経済格差の拡大や価値観の多様化によりマス市場が解体される中で、個人が一生の間にたどる人生の道筋である「ライフコース」概念は、中長期的な消費や貯蓄といった行動を分析するセグメントとして大きな意味を持つと思われる。

本研究は、「消費を控え貯蓄を心がける」ように変わりつつある現代女性の金融行動を、ライフコースという視点で分析し、今後の金融ニーズを展望することを目的としている。

1. 研究の概要

1. 1 研究の視点

これまで、個人の金融行動は、年齢、性別、職業、ストック・フローなどのデモグラフィック変数や、ライフサイクルに基づき説明されることが多く、市場の多様化にあわせ、個人の価値観やライフスタイルといった概念をさらに導入したとしても、金融行動については説明力が不足しがちであった。フィナンシャル・プランニングを含む生活設計には、「個々人がどのように生き方を選択するか、してきたか」が深く関わっており、家族が大きく変容しつつある現在、あらためて「生き方」すなわちライフコースを視野に入れた研究が求められている。

また、ライフコースの研究は、ライフイベントの選択の系列や、人間としての役割取得のパターンに着目して個人の多様な生き方を分析することに主眼が置かれ、その適用研究は、女性のキャリアデザイン、女性の消費・購買行動などの領域では散見されるが、男女ともに金融行動への適用はまだ見られない。

ライフコースの多様化は男性より女性に顕著であり、また、家族の変容による経済生活のリスクは女性により大きな影響をもたらすと考えられる。したがって、本研究では、対象を女性に限定して進めた。

1. 2 データ

ライフコースにより、生活リスクをどのように認知しているのか、またそれらに対してどのような対応をしているのか、インターネットを利用して次のようなアンケートを実施して情報の収集・分析を行った。

- 調査内容：就業、家族、金融等に関する意識・行動
- 調査対象：調査会社(goo リサーチ)のパネルに登録した全国の 30 歳～49 歳の女性（学生を除く）。
- サンプルング：都道府県別に年齢階層別人口を割り付けて調査を依頼し、計画した有効回答数が確保できるまで調査を継続。
- 調査期間：2011 年 2 月 25 日～2011 年 2 月 28 日
- 有効回答数：1063

＜回答者概要＞

	実数	%
全体	1063	100.0
20～29歳	215	20.2
30～39歳	472	44.4
40～49歳	376	35.4

- 調査方法：web 調査
- 調査機関：NTT レゾナント株式会社

2. 研究結果

2. 1 女性のライフコースとその要因

(1) 女性のライフコース

ライフコースとは、個人が生まれてから死ぬまでの間にたどる人生の道筋のことを指す。人は一生のうちに、就学、就職、転勤、結婚、出産など、さまざまな出来事、すなわちライフイベントに遭遇するが、過去にどのようなライフイベントを経験し、その時どのような選択をしたか、その選択の組み合わせの仕方によってライフコースが分類される。

多くの人にとって生活の中で、家庭と職業のバランスをとり双方ともに充実させていくことは、大きな課題であるが、女性は、男性に比べ、出産や育児による生活の制約が多いため、学校を卒業したあと、就業、結婚、出産、育児などの様々な選択一すなわちライフコースの選択は、より大きな課題となっている。

近年、女性の意識や生活行動がライフコースによって大きな違いがあることが様々な調査研究より明らかになっている。特に、消費者行動の分析においては、生活者視点に立って、より具体的な生活シーンを描き出せる手法として注目されている。

そこで、女性のライフコースを、就職・退職・再就職(復職)の観点と、結婚、出産経験の有無から整理してみると、次表のようになる。

ライフコースの類型		本研究での表現
●継続就業型 結婚しないで働き続けている ／結婚や出産をしても仕事を やめなくて働き続けている	卒業 → 就職	継続就業（未婚子なし）
	卒業 → 就職 → 結婚	継続就業（既婚子なし）
	卒業 → 就職 → 結婚 → 出産	継続就業（既婚子あり）
●離職型 結婚や出産を期に仕事を辞め、 その後は働いていない	卒業 → 就職 → 結婚退職	結婚契機で離職
	卒業 → 就職 → 結婚退職 → 出産	
	卒業 → 就職 → 結婚 → 出産退職	出産契機で離職
	卒業 → 就職 → 結婚 → 出産 → 退職	子育て中に離職
●再就職（復職）型 結婚や出産を期に仕事を辞め、 その後再び働いている	卒業 → 就職 → 結婚退職 → 再就職	結婚契機で退職後復職
	卒業 → 就職 → 結婚退職 → 出産 → 再就職	
	卒業 → 就職 → 結婚 → 出産退職 → 再就職	出産契機で退職後復職
	卒業 → 就職 → 結婚 → 出産 → 退職 → 再就職	子育て中に退職後復職
●就業経験なし	卒業	就業経験なし
	卒業 → 結婚	
	卒業 → 結婚 → 出産	
●その他		その他

平成18年版「国民生活白書」では、独身女性の理想とするライフコースとして1992年には35%と最も多かった「離職層」が年々減少し2002年には20%に至り、同じ10年で「復職層」が32%から39%に、「継続就業層」が21%から30%に増加していることが示されている。この理想は必ずしも実現している訳ではないと思われるが、専業主婦志向の女性が減少している傾向がある。

また、学習院大学の女性ライフコース研究では、同じ女性の調査対象者を2005年から2009年までに5回継続して調査を行うパネル調査を実施している。初回調査の継続就業未婚層の67%はライフコース類型に変化がなく、結婚・出産に向かわない働く未婚女性が多いことが明らかになっている。また、初回調査で、学校卒業後就職をしてその後退職し、当時働いていない層の56%はライフコース類型に変化はなかったが、44%が再就職（復職）していることがわかった。したがって、未婚層はライフコース類型が比較的固定的であるが、既婚離職層は復職層へとライフコース類型がシフトしている様子が明らかになっている。

②ライフコースの特徴

今回の調査でも、ライフコースを、就業経験、就業の状況（継続、離職、退職後復職）と就業を継続している人に対しては婚姻状況、子どもの有無、離職、退職後復職した人に対しては離職のタイミングを用いて更に分類し、計11の分類として分析を進めた。分類ごとの構成比をみると、継続就業層の割合は、前述の国民生活白書に示されていた独身女性の理想を大きく超え、復職層は大きく下回っている。

以下に、本調査における各ライフコース類型の特徴をまとめる（図表1）。

年代でみると、就業経験がない層や未婚で仕事を継続している層は平均年齢が30歳代前半と若く、20歳代後半が最も多い。一方、一度退職して復職した層は平均年齢も40歳代前半と高く、分布も40歳代が最も多い。結婚や既婚で就業を継続している層、あるいは離職した層は平均年齢が30歳代後半で、30歳代後半から40歳代後半にかけて分布し、未婚層や復職層の中間の年代にあたる人が多い。離職層が復職層より年代が低いということからは、離職層には今後復職を考える層も含まれる可能性が示唆される。

学歴では、大学・大学院卒の割合は、未婚と既婚で子どものいない継続就業層で4割以上と高く、復職層で3割以下と低くなっている。個人年収が300万円以上の割合は継続就業層で3割以上と相対的にみて高く、世帯年収700万円以上は既婚で継続就業の層で3割を超え、結婚を期に退職した層、子育て中に退職して復職した層も25%を超えている。

図表1 ライフコース類型の特徴

		n=	構成比	年代						平均年齢 (歳)
				20～24 歳	25～29 歳	30～34 歳	35～39 歳	40～44 歳	45～49 歳	
継続	継続就業（未婚子なし）	256	24.1%	2.8%	5.8%	4.6%	4.6%	4.2%	2.0%	33.6
	継続就業（既婚子なし）	113	10.6%	0.3%	1.5%	3.2%	2.9%	1.7%	1.0%	35.6
	継続就業（既婚子あり）	93	8.7%	0.1%	0.7%	2.3%	3.0%	1.9%	0.8%	36.8
離職	結婚契機で離職	205	19.3%	0.3%	3.1%	4.4%	4.6%	3.8%	3.1%	36.7
	出産契機で離職	154	14.5%	0.3%	2.4%	3.4%	3.9%	2.9%	1.7%	36.1
	子育て中に離職	29	2.7%	0.0%	0.0%	0.6%	0.5%	1.3%	0.4%	39.4
復職	結婚契機で退職後復職	41	3.9%	0.0%	0.1%	0.6%	0.5%	1.5%	1.2%	41.5
	出産契機で退職後復職	54	5.1%	0.0%	0.5%	0.5%	0.6%	1.6%	2.0%	41.1
	子育て中に退職後復職	35	3.3%	0.0%	0.2%	0.4%	1.0%	0.8%	0.9%	40.3
就業経験なし		25	2.4%	0.3%	1.0%	0.5%	0.4%	0.0%	0.2%	30.9
その他		58	5.5%	0.3%	0.7%	1.0%	1.1%	1.6%	0.8%	37.0
全体		1,063	100.0%	4.3%	15.9%	21.4%	23.0%	21.3%	14.1%	36.2

		n=	大学・大学 院卒の割合	個人年収 300万円以 上	世帯年収 700万円以 上割合
継続	継続就業（未婚子なし）	256	46.9%	36.7%	21.1%
	継続就業（既婚子なし）	113	46.9%	35.4%	30.1%
	継続就業（既婚子あり）	93	31.2%	31.2%	36.9%
離職	結婚契機で離職	205	38.0%	3.9%	25.8%
	出産契機で離職	154	33.8%	3.9%	13.7%
	子育て中に離職	29	20.7%	3.4%	18.5%
復職	結婚契機で退職後復職	41	17.1%	7.3%	16.2%
	出産契機で退職後復職	54	27.8%	5.6%	14.0%
	子育て中に退職後復職	35	22.9%	14.3%	26.7%
就業経験なし		25	28.0%	0.0%	15.0%
その他		58	29.3%	13.8%	18.8%
全体		1,063	36.9%	18.5%	22.6%

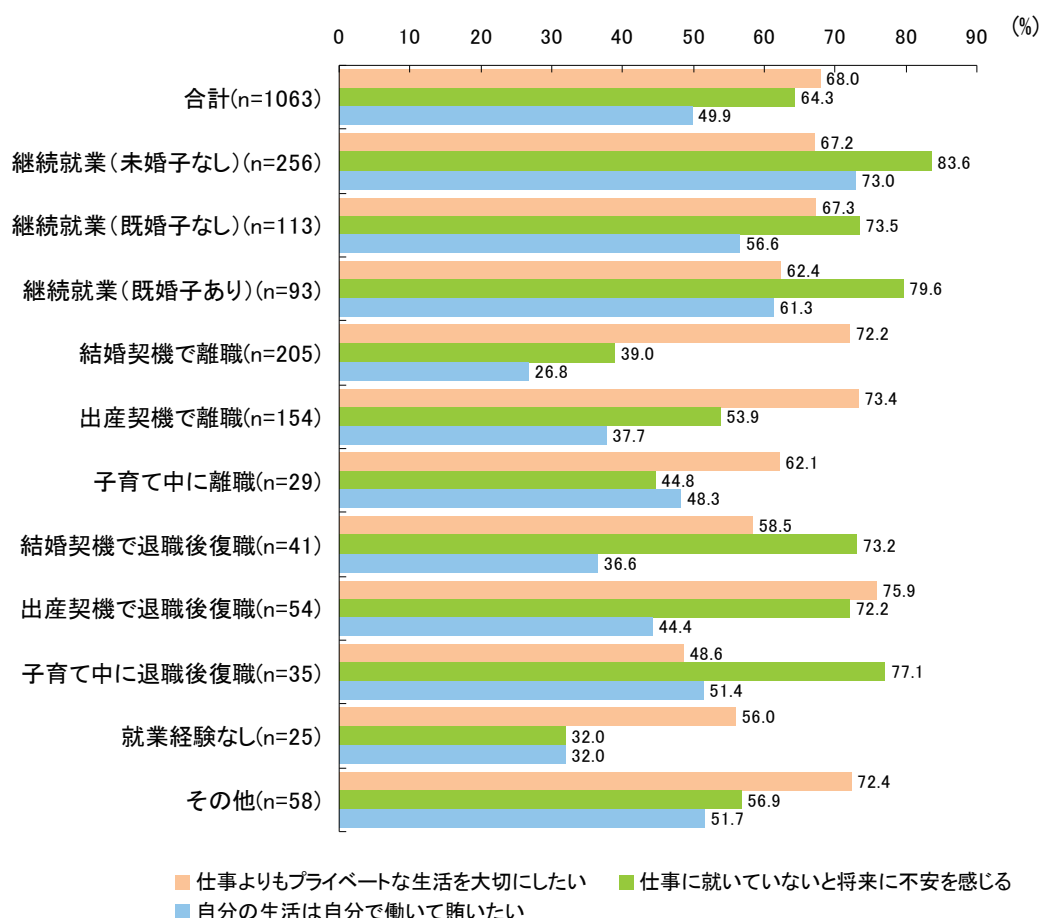
(2) 女性のライフコースの要因

ライフコースを選択する要因としては、仕事や家庭生活についての考え方・価値観があると考えられる。

図表2で、仕事と家庭に関する考え方をみると、全体では「仕事よりプライベートな生活を優先」が約7割、「仕事に就いていないと将来に不安」が約6割、「自分の生活は自分で働いて賄う」が約5割と、概して「プライベートな生活は優先したいが、働かないことは不安である」という様子がうかがえる。これをライフコース別にみると、就業継続層や復職層は「仕事に就いていないと将来に不安」という意識が強く、「自分の生活は自分で働いて賄う」という意識は就業継続層に強い。「仕事よりプライベートな生活を優先」という意識は、結婚や出産で離職した層と出産で退職し復職した層がやや強いものの、就業継続層と大きな違いはない。

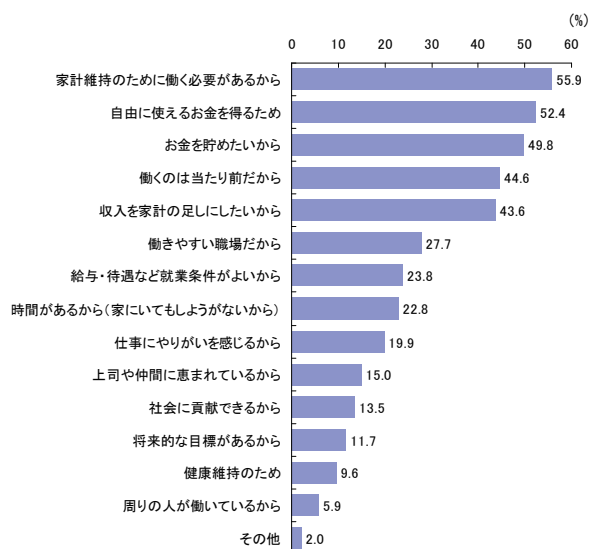
これらより、就業継続層は自立のための仕事をプライベートな生活と両立させようという意識が強く、離職層は将来にあまり不安を考えずプライベートを重視しようという意識があり、復職層はプライベートを重視しつつ将来のために仕事をしようという意識が強いことが示唆される。

図表2 ライフコース別仕事と生活についての考え方

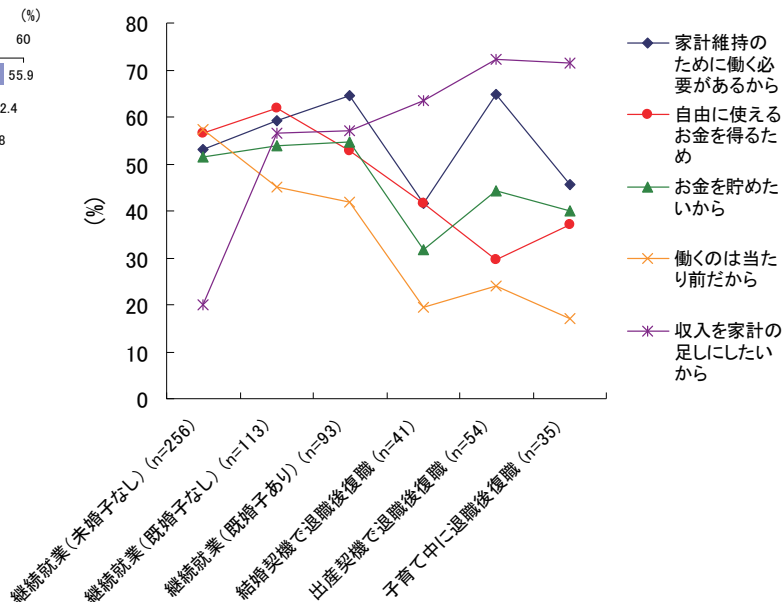


次に、現在働いている人の就業目的をみると、全体では、「家計維持」「自由に使えるお金を得る」「貯金」「働くのは当たり前」「家計補助」の順に多いが（図表3）、ライフコース別にみると（図表4）、「働くのは当たり前」の割合は未婚層が6割弱と最も高く、既婚の継続就業層が約4割、復職層は2割前後となっており、ここからもライフコースにより就業観が大きく異なることがうかがえる。また、「自由に使えるお金を得る」も同様の傾向を示している。一方、「家計補助」は復職層全体での割合が高い。「家計維持」や「貯蓄」目的の就業の割合は、継続就業層、出産退職後の復職層で高いが、結婚が契機に退職して復職した層は低くなっている。

図表3 就業目的（複数回答）
（全体、n=592）



図表4 ライフコース別就業目的
（複数回答、ただし上位5項目）



2. 2 ライフコース別生活リスクの把握

では、女性はライフコースによって認知するリスクにどのような違いがあるのだろうか。

図表5に、様々な生活リスクを「不安である」から「不安ではない」までの5段階尺度で尋ねた結果を示す。

全体では、「所得の減少・伸び悩み」「日常生活費の不足」「生活習慣病の罹患」「老後生活費の不足」「病気・ケガなどによる障害」が上位5位まででいずれも7割以上となっている。続く項目をみても、家庭経済や健康に関する不安が高いことがうかがえる。

これをライフコース別に比較すると、結婚や出産で退職し復職した層は多くの項目において相対的に不安を持つ割合が高い。未婚層は健康に関する不安が相対的に低く、仕事や子供をもてないことなどへの不安を持つものが多い。また、子どもを持つ層は就業の状況にかかわらず教育費の負担を不安に思っているようである。

図表5 ライフコース別生活リスクの認知状況（「不安である」と「やや不安である」の計）

	所得が減少する、もしくは伸び悩む	日常的な生活費が不足する	がん・心疾患・脳血管疾患など重度の生活習慣病にかかる	十分な老後生活費が確保できない	病気・ケガによって障害がこる	長期の入院・通院を要する病気に罹ったケガをする	税・社会保障料負担が増加し、可処分所得が減少する	十分な医療・介護サービスが受けられない	子どもの教育費が負担になる	過労で心身の健康を損なう
継続就業(未婚子なし)	72.3%	71.5%	65.6%	68.8%	65.6%	64.8%	61.3%	62.1%	38.7%	60.2%
継続就業(既婚子なし)	71.7%	71.7%	74.3%	69.9%	71.7%	66.4%	66.4%	64.6%	38.9%	53.1%
継続就業(既婚子あり)	69.9%	64.5%	71.0%	68.8%	68.8%	65.6%	62.4%	63.4%	67.7%	52.7%
結婚契機で離職	69.8%	72.2%	76.1%	71.2%	73.2%	72.2%	64.4%	63.4%	63.4%	58.5%
出産契機で離職	74.0%	71.4%	70.8%	72.1%	70.1%	70.1%	70.8%	64.9%	73.4%	54.5%
子育て中に離職	75.9%	79.3%	82.8%	72.4%	82.8%	79.3%	69.0%	72.4%	79.3%	55.2%
結婚契機で退職後復職	82.9%	85.4%	75.6%	75.6%	78.0%	75.6%	70.7%	70.7%	78.0%	63.4%
出産契機で退職後復職	88.9%	83.3%	75.9%	75.9%	70.4%	72.2%	63.0%	59.3%	77.8%	61.1%
子育て中に退職後復職	68.6%	74.3%	77.1%	74.3%	77.1%	71.4%	68.6%	74.3%	77.1%	60.0%
就業経験なし	76.0%	88.0%	84.0%	80.0%	92.0%	88.0%	64.0%	76.0%	64.0%	72.0%
その他	69.0%	67.2%	69.0%	72.4%	69.0%	70.7%	63.8%	55.2%	43.1%	44.8%
全体	72.9%	72.6%	72.2%	71.2%	71.0%	69.5%	65.0%	64.0%	57.8%	57.1%

	家族を遺して死亡する	思うような住宅に住み続けられない	条件の合う就職・転職先がみつからない	友人や知人など頼れる人がいなくなり孤独になる	失業する	家族との関係が悪くなる	債務（ローン）返済が負担になる	子育てがうまくいかない	子どもを持てない	投資に失敗し、資産が減少する
継続就業(未婚子なし)	34.8%	51.2%	62.1%	55.5%	64.1%	40.2%	39.1%	43.0%	50.8%	34.8%
継続就業(既婚子なし)	49.6%	49.6%	48.7%	46.0%	52.2%	49.6%	39.8%	35.4%	50.4%	27.4%
継続就業(既婚子あり)	58.1%	49.5%	41.9%	49.5%	54.8%	44.1%	52.7%	48.4%	28.0%	35.5%
結婚契機で離職	57.1%	52.7%	41.5%	46.8%	34.6%	49.3%	43.4%	42.9%	31.2%	29.3%
出産契機で離職	60.4%	52.6%	53.9%	51.3%	39.6%	50.0%	57.8%	48.1%	20.1%	31.8%
子育て中に離職	69.0%	48.3%	41.4%	48.3%	44.8%	44.8%	55.2%	34.5%	24.1%	37.9%
結婚契機で退職後復職	63.4%	53.7%	46.3%	41.5%	51.2%	58.5%	61.0%	41.5%	26.8%	34.1%
出産契機で退職後復職	55.6%	51.9%	50.0%	44.4%	53.7%	51.9%	44.4%	44.4%	18.5%	25.9%
子育て中に退職後復職	62.9%	57.1%	54.3%	40.0%	62.9%	54.3%	51.4%	48.6%	37.1%	34.3%
就業経験なし	60.0%	72.0%	48.0%	76.0%	48.0%	64.0%	60.0%	64.0%	48.0%	56.0%
その他	58.6%	39.7%	43.1%	44.8%	43.1%	46.6%	32.8%	31.0%	31.0%	27.6%
全体	52.3%	51.5%	50.3%	49.8%	49.7%	47.5%	46.0%	43.2%	35.7%	32.3%

この設問への回答結果に対して因子分析（主因子法）を適用したところ、図表6に示すように、健康リスク因子、経済リスク因子、子どもリスク因子、就業リスク因子の4つの生活リスク因子が抽出された。

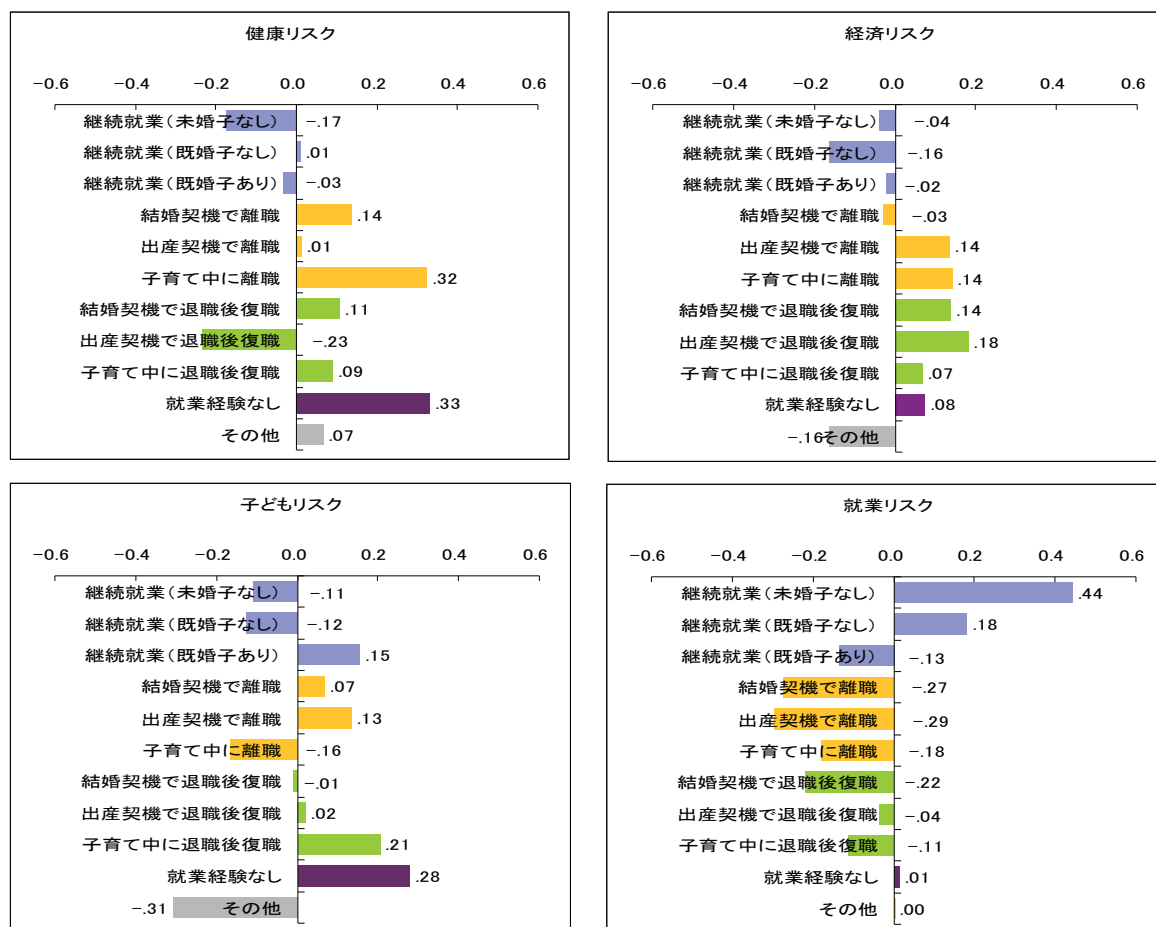
「健康リスク因子」は、病気やケガで障害がのこる、長く入院・通院を要する病気にかかる、重度の生活習慣病にかかるなど、健康や医療についての不安を中心とした因子である。「経済リスク因子」は、老後あるいは日常の生活費が不足する、所得が減少したり伸び悩むなど、家庭の経済に関わる不安を中心とした因子である。「子どもリスク因子」は、子どもを持つ、育てる、教育するといった子どもに関わる不安を中心とした因子である。「就業リスク因子」は、失業や転職といった仕事に関わる不安を中心とした因子である。

図表6 生活リスク因子の抽出

	因子			
	医療・障害リスク因子	家計・所得リスク因子	教育・子育てリスク因子	就職・失業リスク因子
病気・ケガによって障害がのこる	.851	.314	.090	.152
長期の入院・通院を要する病気にかかったりケガをする	.849	.255	.106	.157
がん・心疾患・脳血管疾患など重度の生活習慣病にかかる	.847	.312	.102	.121
十分な医療・介護サービスが受けられない	.648	.437	.128	.215
家族を遺して死亡する	.616	.165	.397	.020
友人や知人など頼れる人がいなくなり孤独になる	.407	.297	.346	.284
十分な老後生活費が確保できない	.317	.746	.116	.239
税・社会保険料負担が増加し、可処分所得が減少する	.321	.715	.126	.172
所得が減少する、もしくは伸び悩む	.228	.712	.110	.231
日常的な生活費が不足する	.404	.658	.108	.268
債務（ローン）返済が負担になる	.232	.543	.357	.106
子どもの教育費が負担になる	.129	.540	.499	-.037
思うような住宅に住み続けられない	.272	.535	.324	.198
子育てがうまくいかない	.045	.189	.665	.197
家族との関係が悪くなる	.428	.230	.480	.299
子どもを持たない	.071	-.009	.449	.308
投資に失敗し、資産が減少する	.277	.233	.441	.208
失業する	.180	.254	.220	.798
条件の合う就職・転職先が見つからない	.081	.306	.282	.571
過労で心身の健康を損なう	.409	.222	.316	.524
固有値	9.301	1.796	1.411	1.079
累積寄与率	20.823	39.810	50.578	60.365

これらの生活リスク因子をライフコース別にみると（図表7）、就業リスクは未婚と既婚子どもなしの就業継続層のみが強く、それ以外のリスクはいずれも、離職層や復職層で強く認知される傾向がある。また、経済リスクに注目すると、離職層、復職層の6類型の中で結婚契機で離職した層のみが認知度合いが低くなっている。

図表7 ライフコース別生活リスク因子スコア



2. 3 生活リスク（ライフコース・リスク）低減のための生活資源の充足状況

人々は、不確実な未来に対して、「不安」という感情を抱き、生活リスクを認知しているが、ライフコースの選択に伴うリスクであれば、生き方をあらかじめよく考えておき、途中で遭遇するかもしれないリスクを想定し、その対応法について準備しておくことで、リスク全体を軽減することができると考えられる。

ライフコース選択に伴うリスクを低減するために活用しうる個人レベルの生活資源は、

- ①リスク低減の意欲・意思（生活設計意識や人生の計画性）
- ②リスク対応のための能力（学歴、資格など）
- ③リスク対応の機会（ネットワーク、人脈）
- ④リスク情報（情報取得、情報へのアクセス能力、知識）、
- ⑤リスク対応資金（収入、貯蓄）

などがあると考えられる。

ここでは、①から③について、ライフコース別にそれらの資源がどの程度充足されているかをみる。④、⑤については、2. 4において、金融意識・行動との関連でまとめる。

（1）生活リスク低減の意欲・意思

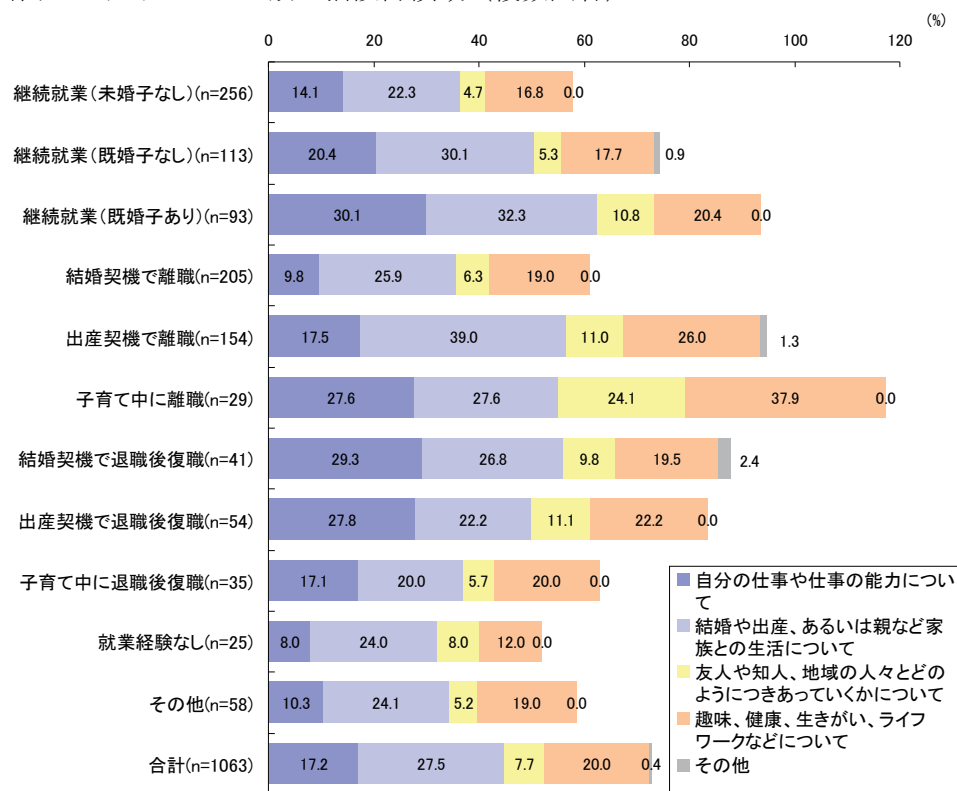
「何歳までに何をやる」といったように、具体的に生活設計をたてているものを聞いた結果を図表8に示す。

全体では、「結婚や出産、あるいは親など家族との生活」をあげたものが3割弱、「趣味、健康、生きがい、ライフワークなど」は約2割となっており、「仕事やその能力」が2割弱、「人々とのつきあい」が1割弱である。

ライフコース別にみると、出産契機で離職した層が「結婚や出産、あるいは親など家族との生活」、出産契機や子育て中に離職した層が「趣味、健康、生きがい、ライフワークなど」、既婚で子どものいる継続就業層、子育て中に離職した層、結婚・出産契機で退職し復職した層は、「仕事やその能力」などの領域での生活設計をする傾向が多いなどの特徴がある。

次に、生活設計の実現に向けて何か行っているかを尋ねたところ、どのライフコースでも約8割の人が「行っていることがある」と回答しており、ライフコースによる差はみられない(図表略)。その内容は、どのライフコースにおいても貯蓄が主であり、未婚層はキャリアや結婚を考えた自己投資を、現在の離職層も復職のための資格取得などを行っていることが特徴となっている(図表略)。貯蓄内容の詳細は後述する。

図表 8 ライフコース別生活設計領域（複数回答）



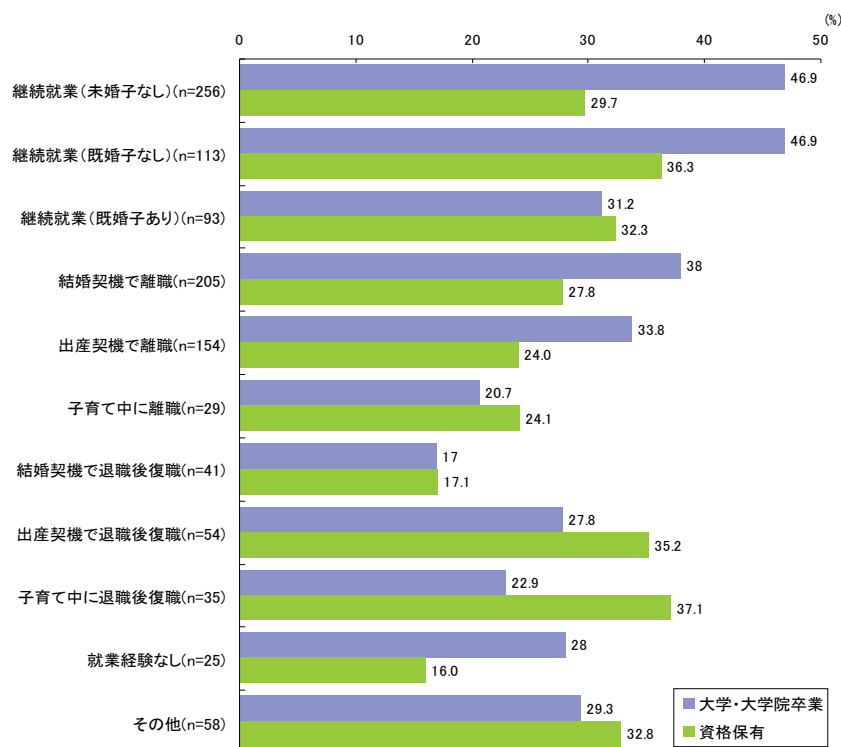
（２）リスク対応のための能力・資格

リスク対応のための能力として学歴と資格をとりあげる。大学・大学院卒業の割合と、いざというときの収入につながる資格の有無を図表 9 に示す。

学歴では、大学・大学院卒の割合は、未婚と既婚で子どものいない継続就業層で 4 割以上と高く、復職層で 3 割以下と低くなっている。資格の保有率は、継続就業層や復職層で高く、中でも子どものいない継続就業層、出産や子育てで退職し復職した層が目立つ。資格の保有率が最も低いのは結婚を契機に退職後復職した層で出産契機の離職層、子育て中の離職層も低い。

保有する資格について、自由回答欄に記入してもらったものをライフコース別にまとめて示す（図表 10）。未婚や子どものいない継続就業層には専門的高等教育が必要な資格や語学が目立ち、離職層や復職層では茶道・華道・音楽など趣味の師範、ホームヘルパーなどの介護系が目立つ。

図表 9 学歴と資格



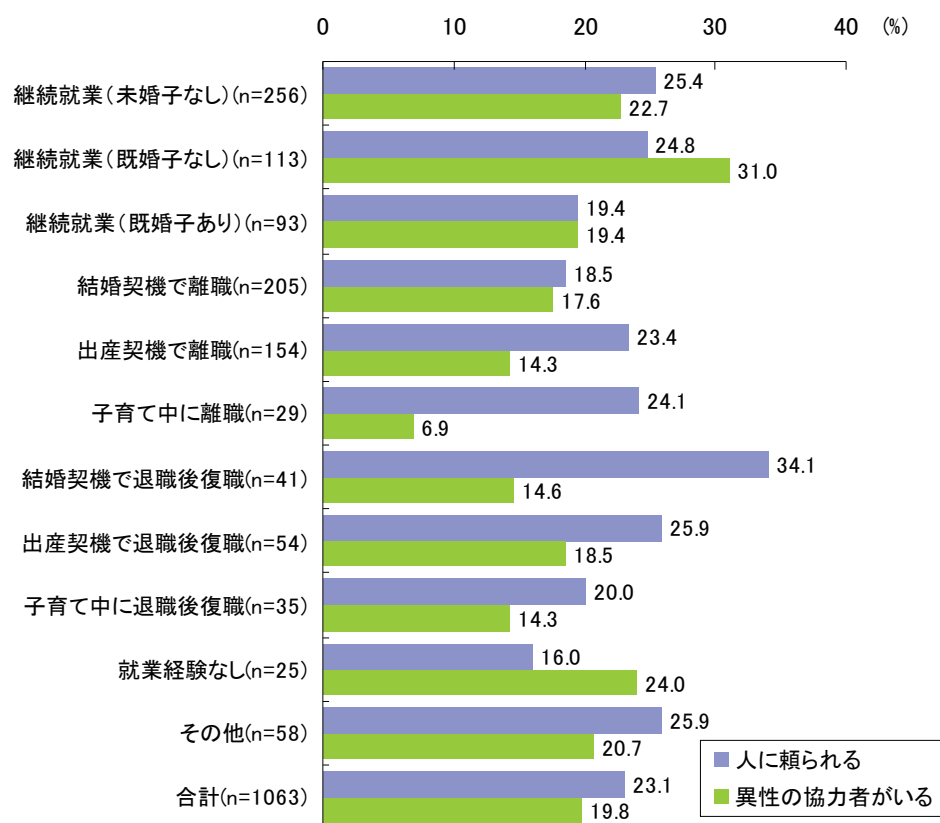
図表 10 いざというときの仕事や収入につながる資格の種類（自由回答）

ライフコース類型	資格種類例
継続就業（未婚子なし）	語学、理学療法士、医師、薬剤師、臨床検査技師、看護師、機能訓練士、歯科衛生士、教員、簿記、秘書、医療事務、社労士、F P
継続就業（既婚子なし）	語学、証券外務員、ケアマネジャー、歯科衛生士、ソフトウェア開発者、医療事務、書道師範、フラワーアレンジメント、看護師、公認会計士、作業療法士、司書、歯科医師、歯科衛生士、歯科助手、簿記、秘書、シスアド、学芸員、損保募集人、宅建、ピアノ、美容師、保育士、薬剤師、教員
継続就業（既婚子あり）	語学、音楽、看護師、臨床心理士、ホームヘルパー、建築士、行政書士、F P、社会福祉士、宅建、美容師、保育士、茶道師範、情報処理技術者、保険募集人、簿記、秘書、理学療法士
結婚契機で離職	語学、簿記、カラーコーディネーター、キャリアコンサルタント、情報処理技術者、F P、ベジタブルフleurツマイスター、ヘルパー、医療事務、秘書、介護福祉士、看護師、管理栄養士、教員免許、簿記、証券外務員、簿記、保育士、美容師、調理師、不動産鑑定士、測量士
出産契機で離職	語学、ピアノ、フラワーデザイン、ヘルパー、教員、測量士補、社会福祉主事、医療事務、電卓検定、秘書、介護福祉士、保険外務員、看護師、管理栄養士、歯科医師、図書館司書、宅建、美容師、簿記、保育士
子育て中に離職	バレエ、ピアノ、教員、介護士、歯科衛生士、図書館司書、簿記
結婚契機で退職後復職	ホームヘルパー、教員、歯科衛生士、助産士、看護師、簿記、保育士
出産契機で退職後復職	インテリアコーディネーター、ソムリエ、調理師、ヘルパー、医療事務、看護師、管理栄養士、教員、華道、宅建、美容師、医療事務、保育士、図書館司書
子育て中に退職後復職	ケアマネ、ネイリスト、医療事務、看護師、歯科衛生士、損保募集人、情報処理技術者、図書館司書、宅建、簿記

(3) リスク対応の機会（ネットワーク、人脈）

さらに、ネットワーク、人脈をみると「友達・仲間が多い」は既婚で子どものいる継続就業層、出産契機で退職後の復職層で高い。おそらく、子ども関係のつながりが多いためであると考えられる。「人に頼られる」は結婚契機で退職後の復職層が突出している。また「異性の協力者がいる」は既婚で子どものいない継続就業層が突出している。

図表 1 1 ネットワーク力



2. 4 生活リスクへの対応としての金融行動の現状とそのニーズ

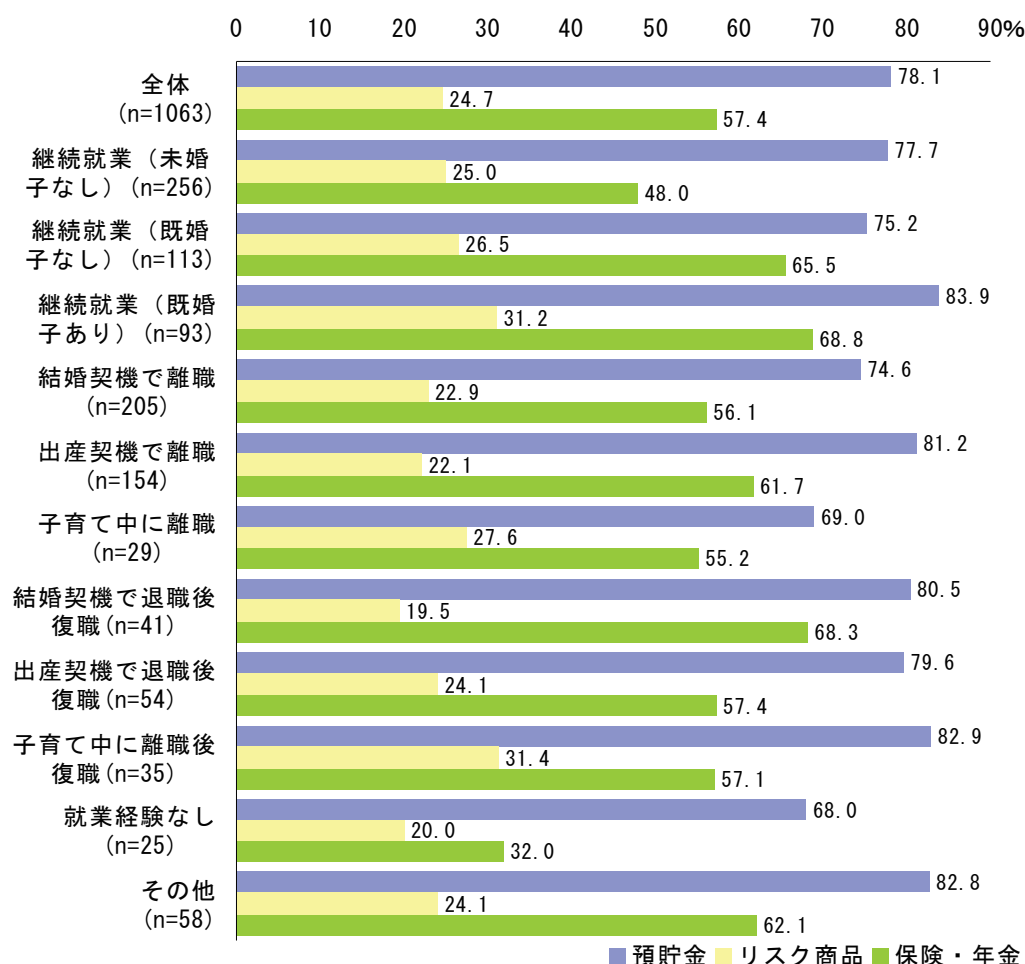
(1) 金融行動の現状

①保有している金融商品

保有している金融商品の種類をみると、全体では「預貯金」¹が 78.1%で最も多く、「保険・年金」² (57.4%)、「リスク商品」³ (24.7%) の順となっている（図表 1 2）。

ライフコース別にみると、「預貯金」は、子育て中に離職した層と就業経験なし層で全体に比べ低くなっている。また、「リスク商品」は、継続就業（既婚子あり）と子育て中に退職後復職層で高く、結婚契機で退職後復職層で低くなっている。「保険・年金」は、既婚の継続就業層、結婚契機で退職後復職した層で高く、未婚の継続就業層、就業経験なし層で低くなっている。

図表 1 2 保有している金融商品（ライフコース別）



¹ 「預貯金」：定期預金、定期貯金、定額預金

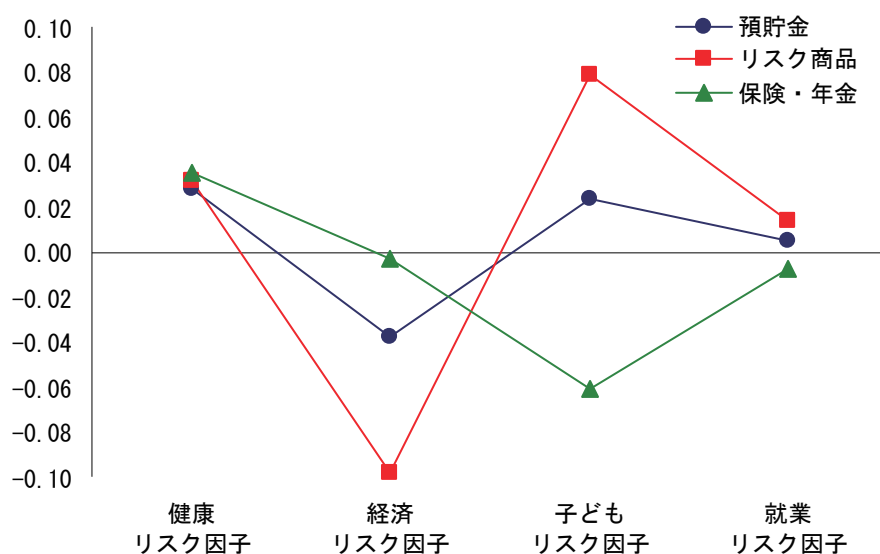
² 「保険・年金」：生命保険、医療保険・ガン保険、個人年保険

³ 「リスク性商品」：外貨預金、株式、投資信託、F X

②保有している金融商品と生活リスクの関係

保有している金融商品の種類別に4つの生活リスクとの関係をみると、預貯金の保有層およびリスク商品の保有層では「子どもリスク」が高く、「経済リスク」が低くなっている。リスク商品の保有層は、「経済リスク」が最も低く、「子どもリスク」が最も高い。一方、保険・年金の保有層では「子どもリスク」が低くなっている（図表13）。

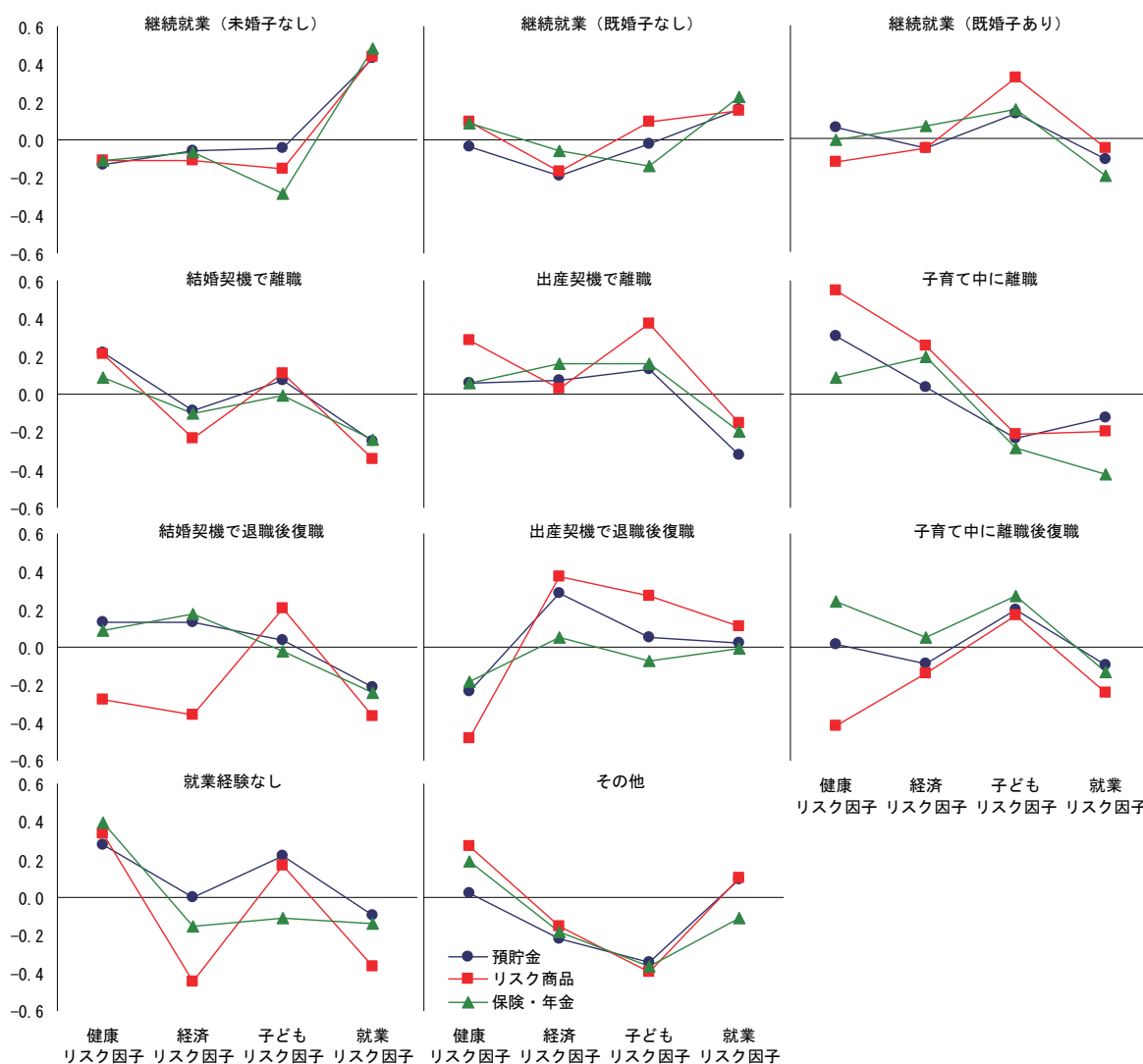
図表13 金融商品保有と生活リスク



これをライフコース別にみたものを図表14に示す。

リスクの認知量は、総じて保有している金融商品の種類よりもライフコースによる影響が大きいようであるが、リスク商品の保有者のうち、復職層では「健康リスク」が低い。同様に、リスク商品の保有者のうち結婚契機で退職後復職層、就業経験なし層では、「経済リスク」も低くなっている。

図表14 金融商品保有と生活リスク（ライフコース別）

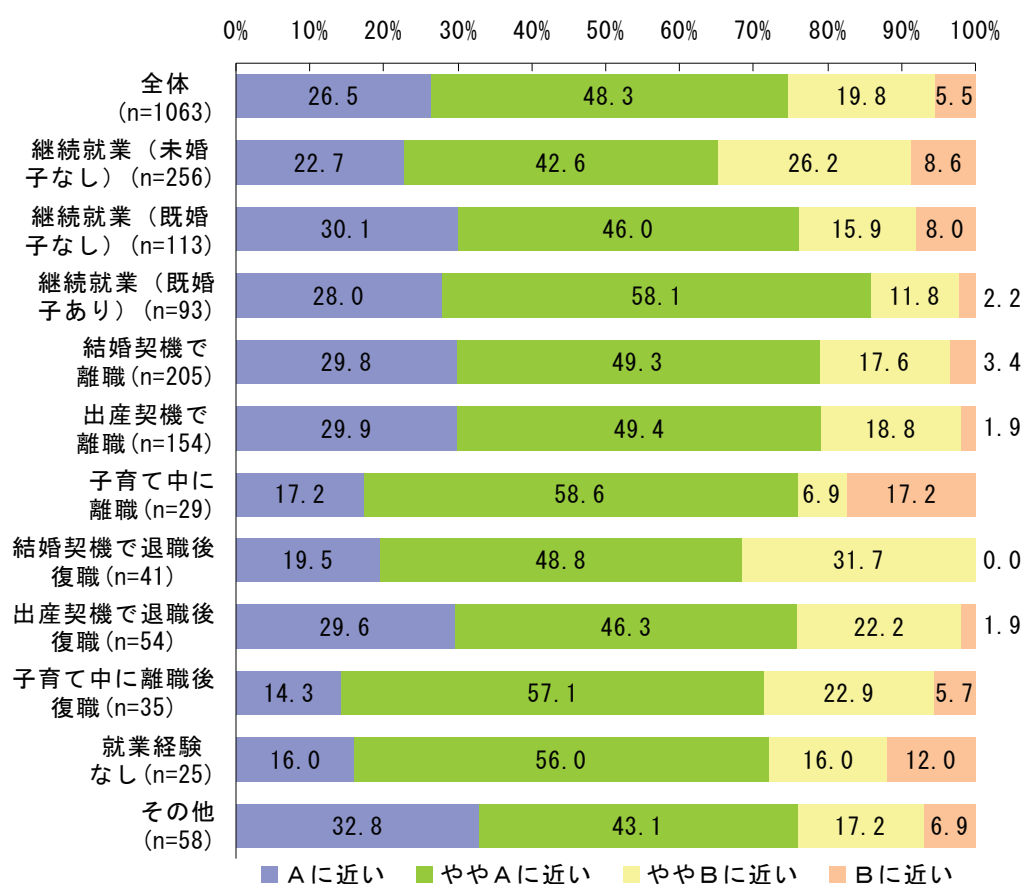


（２）貯蓄・消費意識

将来に備えて、貯蓄をするタイプ（Ａ：以下、「貯蓄派」）か、将来に備えるよりも今をエンjoyするタイプ（Ｂ：以下、「消費派」）かを尋ねた結果をみると、全体では「貯蓄派」が 74.8%で「消費派」（25.2%）を大幅に上回っている（図表 1 5）。

ライフコース別にみると、未婚の継続就業層では「消費派」が 34.8%と全体に比べ 10 ポイント近く高くなっている。一方、子どもがいる既婚の継続就業層では「貯蓄派」が 86.0%と全体に比べ 10 ポイント以上高くなっている。

図表 1 5 貯蓄か消費か



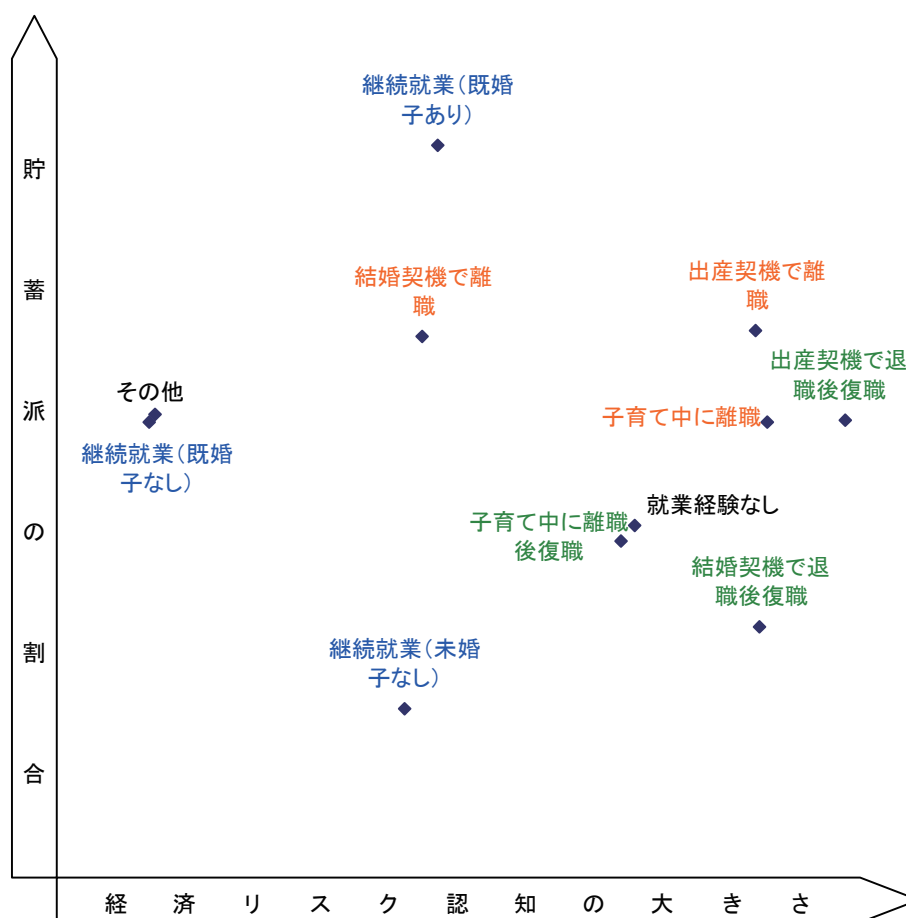
「貯蓄派」の割合と経済リスクについて、ライフコース別にプロットした図を図表16に示す。

継続就業層では、経済リスクの認知は結婚や子どもを持つことを契機にして上昇するが、貯蓄派の割合は一貫して上昇している。

結婚を期に離職した層と結婚を期に退職し復職した層を比べると、復職層のほうがリスク認知が高く、離職層のほうが貯蓄派の割合が高い。教育費負担などの支出により貯蓄余力が下がったり日常の消費が活発だったりする分、家計へのリスク認知が高まり、復職を選択したものと思われる。出産を期に離職した層と出産を期に退職し復職した層とを比較しても同様である。

子育て中に離職した層では、復職によりリスク認知・貯蓄派の割合ともに下がっている。この層では、復職による収入の獲得がリスクの低減につながっていることを示しているものと考えられる。

図表16 経済リスクと貯蓄行動



(3) 生活リスクへの対応と金融ニーズ

①金融・消費態度と生活リスク

金融・消費に関する態度と生活リスクとの関係を図表17に示す。

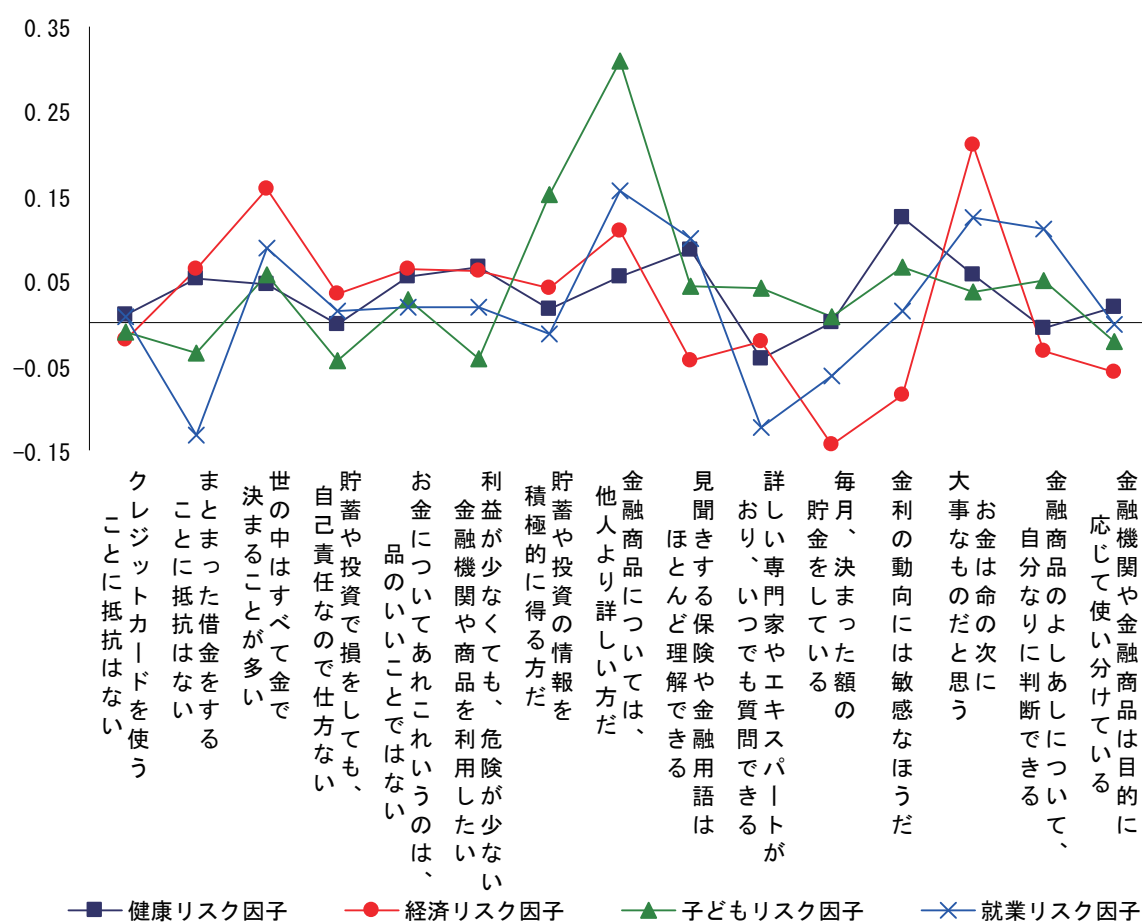
健康リスクについてみると、「金利の動向には敏感なほうだ」、「見聞きする保険や金融用語はほとんど理解できる」、「利益が少なくても、危険が少ない金融機関や商品を利用したい」で高くなっている。

経済リスクについてみると、「お金は命の次に大事なものだと思う」、「世の中はすべて金で決まることが多い」、「金融商品については、他人より詳しい方だ」で高くなっている。

子どもリスクについてみると、「金融商品については、他人より詳しい方だ」、「貯蓄や投資の情報を積極的に得る方だ」、「金利の動向には敏感なほうだ」で高くなっている。

就業リスクについてみると、「金融商品については、他人より詳しい方だ」、「お金は命の次に大事なものだと思う」、「金融商品のよしあしについて、自分なりに判断できる」で高くなっている。

図表17 金融・消費意識と生活リスク



また、金融・消費態度にかかわる内容 15 項目についてライフコース別にみると、“継続就業（既婚子あり）”は、15 項目の中でも金融に関する 7 項目で全体に比べ高く、特徴的である（図表 18）。

個々の項目に着目すると、「貯蓄や投資で損をしても自己責任なので仕方ないと思う」は、既婚子なしの継続就業層、出産契機で離職した層で高くなっている。また、「クレジットカードを使うことに抵抗はない」は子なしの継続就業層で、「利益が少なくても、危険が少ない金融機関や金融商品を利用したい」は、子育て中に離職した層や結婚・出産を契機に退職後復職した層で、それぞれ高い。

図表 18 金融・消費態度（ライフコース別）

	貯蓄や投資で損をしても、自己責任なので仕方ないと思う	クレジットカードを使うことに抵抗はない	利益が少なくても、危険が少ない金融機関や金融商品を利用したい	世の中はすべて金で決まることが多い	毎月、決まった額の貯金をしている	お金についてあれこれいうのは、品のいいことではないと思う	金融機関や金融商品は目的に応じて使い分けしている	お金は命の次に大事なものだと思う
全体 (n=1063)	75.1	65.5	60.5	51.6	43.7	41.3	27.5	23.6
継続就業（未婚子なし）(n=256)	78.1	73.0	57.8	60.9	41.8	39.8	24.2	27.7
継続就業（既婚子なし）(n=113)	80.5	71.7	59.3	52.2	47.8	37.2	31.9	22.1
継続就業（既婚子あり）(n=93)	59.1	66.7	60.2	43.0	48.4	37.6	33.3	22.6
結婚契機で離職(n=205)	69.3	61.5	59.0	50.7	49.8	42.4	26.8	20.0
出産契機で離職(n=154)	83.1	64.9	61.7	51.3	40.3	48.1	29.9	22.7
子育て中に離職(n=29)	75.9	51.7	65.5	44.8	37.9	55.2	34.5	34.5
結婚契機で退職後復職(n=41)	78.0	61.0	68.3	41.5	43.9	39.0	29.3	26.8
出産契機で退職後復職(n=54)	74.1	55.6	68.5	44.4	29.6	31.5	35.2	14.8
子育て中に退職後復職(n=35)	74.3	60.0	57.1	45.7	57.1	25.7	17.1	22.9
就業経験なし(n=25)	72.0	36.0	56.0	56.0	20.0	60.0	8.0	28.0
その他(n=58)	75.9	69.0	65.5	46.6	41.4	44.8	22.4	24.1

	貯蓄や投資の情報を積極的に得る方だ	金利の動向には敏感なほうだ	金融商品のよしあしについて、自分なりに判断できる	詳しい専門家やエキスパートがおり、いつでも質問できる	見聞きする保険や金融用語はほとんど理解できる	まとまった借金をすることに抵抗はない	金融商品については、他人より詳しい方だ
全体 (n=1063)	19.8	16.9	14.2	9.0	8.9	8.7	8.7
継続就業（未婚子なし）(n=256)	19.1	16.8	16.0	8.6	8.6	8.6	8.2
継続就業（既婚子なし）(n=113)	21.2	20.4	18.6	7.1	11.5	11.5	8.8
継続就業（既婚子あり）(n=93)	24.7	24.7	19.4	14.0	18.3	14.0	16.1
結婚契機で離職(n=205)	15.1	9.8	12.2	6.8	6.3	5.4	5.9
出産契機で離職(n=154)	21.4	16.9	11.0	11.7	7.1	9.1	6.5
子育て中に離職(n=29)	20.7	17.2	10.3	3.4	3.4	10.3	13.8
結婚契機で退職後復職(n=41)	26.8	24.4	12.2	12.2	12.2	7.3	14.6
出産契機で退職後復職(n=54)	22.2	16.7	16.7	7.4	9.3	9.3	7.4
子育て中に退職後復職(n=35)	28.6	20.0	8.6	8.6	8.6	8.6	14.3
就業経験なし(n=25)	8.0	12.0	0.0	4.0	0.0	16.0	0.0
その他(n=58)	17.2	19.0	15.5	12.1	8.6	1.7	8.6

③ライフコースと生活設計準備における金融行動

生活設計準備における貯蓄・投資といった金融行動について、自由記述で尋ねた結果をライフコース別にみると、それぞれ以下ようになる。

「継続就業（未婚子なし）」では、結婚・住宅取得等のため月々定額で貯蓄したり、リスク商品について勉強するなどの行動がみられた。主要な発言は以下のようなものであった。

- ・ 近いうちに結婚を考えているので、貯金は毎月一定額している。できるだけ使わないようにして、余るようにしている。
- ・ 結婚・住宅取得に向けての貯金
- ・ FX を勉強中
- ・ 預貯金はなるべく増やしながら保持することで、将来ほしいもの（マンション等）に備えている。
- ・ 老後の費用に積立貯金を始めた。

「継続就業（既婚子なし）」では、住宅取得に加えて出産・育児や老後を視野に入れた貯蓄を始めたり、FPを利用するなどの行動がみられた。主要な発言は以下のようなものであった。

- ・ ファイナンシャルプランナーを入れて生活設計をしている。保険を利用した資金計画や財形をしている
- ・ とりあえず貯金をしている／毎月可能な範囲で貯金している
- ・ 積立貯金をする／定額貯金をしている
- ・ 転勤族で持ち家が持てないので、将来地元に戻った時に、暮らせる家を買うための貯蓄。出産、育児に必要な貯蓄。
- ・ 老後（仕事をリタイアしたとき）の生活のための資金の準備

「継続就業（既婚子あり）」では、住宅取得や教育費、老後、自立を視野に入れた貯蓄などの行動がみられた。主要な発言は以下のようなものであった。

- ・ 月々の貯金／毎月決まった額の貯蓄。保険の見直し。
- ・ 子どもが巣立ち、熟年離婚となっても暮らしていけるように、お金をためている。
- ・ 家族に頼らず、自分の貯蓄や年金で生活して行きたいので、積立貯金しています。
- ・ 現在賃貸住宅なので家を建てるために貯金している。
- ・ 老後は不安なので個人年金に入っています

「結婚契機で離職」では、住宅取得や教育費といった明確な目的に向けて貯蓄する層と具体的な目的はなくとりあえず貯蓄するなどの行動がみられた。主要な発言は以下のようなものであった。

- ・ 株式についてみています。
- ・ とりあえず、毎月貯蓄をしている。
- ・ 家購入に向けて貯蓄
- ・ まずは子供の大学の費用をコツコツ準備中です

- ・ 小額ではあるが、貯金をする／年収の二割を毎年貯金する。

「出産契機で離職」では、住宅取得や教育費といった明確な目的に向けた貯蓄や保険を活用する行動がみられた。主要な発言は以下のようなものであった。

- ・ わずかな貯蓄／毎月こつこつ貯金
- ・ 適度な投資。
- ・ 毎月出来る限り貯蓄する／余裕のある時に貯金する
- ・ 住宅展示場へ出向き、資金繰りの方法や借入の方法などを聞き込んでいます。
- ・ 子供の学資保険の積み立て、両親の介護の為の貯金、住宅ローン繰り上げ返済の為の貯金

「子育て中に離職」では、教育費や老後を視野に入れた貯蓄、収支を管理しようとする行動がみられた。主要な発言は以下のようなものであった。

- ・ 貯蓄
- ・ 月々の生活費をきっちり家計簿につけて管理し、子供がある程度自立してきたら、パート収入を得るように計画している
- ・ 保険の見直し、個人年金の検討
- ・ 子供の学資保険

「結婚・出産・子育てで退職後復職」では、住宅取得や教育費といった明確な目的に向けた貯蓄を行う中で、個人年金や保険を利用するなどの行動がみられた。主要な発言は以下のようなものであった。

- ・ 時々貯金する／毎月の貯蓄
- ・ 貯蓄と土地探し
- ・ 生保の年金保険に入っている
- ・ 学資保険で教育資金をためている
- ・ 住宅ローンを完済して、学費にシフトすること。勉強中

「就業経験なし」では、住宅取得や教育費といった明確な目的に向けた貯蓄のほか老後・離婚等を視野に入れた貯蓄として個人年金や保険を利用するなどの行動がみられた。主要な発言は以下のようなものであった。

- ・ 貯金
- ・ 貯金をしたり、年金型保険に入ったりしている

このように、実際に行っている金融行動には定期的な貯蓄であったり、株式やFXなどのリスク商品や保険の活用などが共通してあげられているものの、その目的はライフコースにより様々である。また、同じようなライフコースであっても、明確な目的を定めて貯蓄している者と、予備的な動機に基づく者などが混在しているケースも散見されている。

女性をターゲットとしてマーケティング戦略を検討する場合には、従来活用してきた年齢やライフスタイル等のマーケティング変数だけではなく、ライフコースや生活目標などもあわせて考える必要があるだろう。

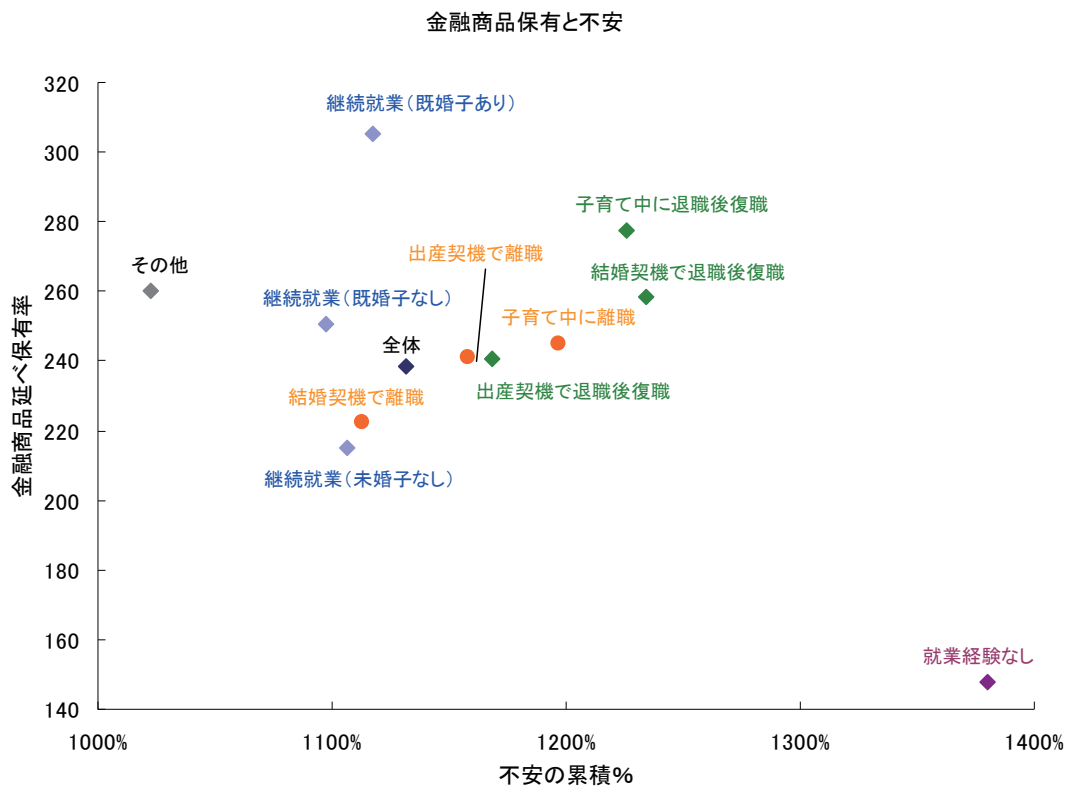
次節では、ライフコース別の金融マーケティングの可能性について検討していく。

2. 5 ライフコース別金融マーケティングの可能性

各々のライフコースについて不安の程度と金融商品の保有状況についてみると、総じて、復職層ほど不安感が高く、離職層、継続就業層の順で続いている（図表19）。離職層と復職層それぞれの離職の契機が同じ層に着目してみると、結婚および子育て中に離職した層は、復職すると、不安感の高まり同時に金融商品の保有率が上がっている。不安への対処としてまずは就業により所得を得て、金融商品を保有する様になっているものと考えられる。換言すれば、離職層および復職層については、金融商品へのニーズを高める手段として不安感の訴求の有効性が示されているとも考えられよう。

一方で、継続就業層では、不安の程度は全体に低いまま、結婚や出産といったライフイベントを経験するとともに金融商品の保有率があがっていることから、この層については、離職層や復職層と同様の手法では効果を見込むことは難しいだろう。しかし、離職層、復職層に比べて個人年収も世帯年収も高いことを含めて考えると、貯蓄余力は大きい。消費意欲の高い未婚層や既婚で子どものいない継続就業層には計画的貯蓄の手ほどき、貯蓄意欲があり金融に関心がある子どもがいる継続就業層には資産運用方法など、関心に沿ったコミュニケーションが有効であると考えられる。

図表19 ライフコース別の不安と金融商品の保有率



また、ライフコースごとのリスクを視野に入れたマーケティングを考えると、金融商品で対応しうるリスクは経済リスクと健康リスク、子どもリスクといえるが、子どもリスクへの金融商品による対応は「教育費負担」が全てであり、子どもを持つ層はすでにリスクを認知しているため、まだリスクを感じていない、子なし段階のライフコースの人に対して、「気づき」を与えるという意味で貯蓄を勧めることが有効かもしれない。

一方で、健康リスクについては、貯蓄で対処しようと思うと、経済リスクや子どもリスク（教育費負担）への対処と使途が競合することになるので、必要に応じて「保険」を活用する必要があるといえよう。

経済リスクについては、教育費や医療、住宅ローン、所得など個々に要因が絡み合っているため、一概には言えない。ライフコースと個々の家計の状況によって、金融商品としては貯蓄や保険、リスク商品の活用を勧めるなどがあるだろう。図表20にライフコースの類型ごとの金融マーケティングに活用しうる特徴をまとめる。このような情報を基礎として、フィナンシャルプランナーなどが、金融に関するライフコース・マーケティングを実践することが望まれる。

図表 20 金融マーケティングに係るライフコースの特徴

	経済状況		生活リスク因子				リスク内容	対処			金融	
	個人年 収 300万 円以上	世帯年 収 700万 円以上	健康 リス ク	経済 リス ク	子 ど も リス ク	就業 リス ク		生活設計の領域	学歴と資格	ネットワーク	保有種類	意識
継続就業 (未婚子なし)	36.7%	21.1%	－		－	＋	案件の合う就職・転職先 頼れる人がいなくなる 失業 子どもを持ってない	家族との生活	高学歴 専門的高等教育 が必要な資格や 語学		預貯金	消費派 クレジット カード抵抗 なし
継続就業 (既婚子なし)	35.4%	30.1%		－	－	＋	子どもを持ってない	仕事やその能力 家族との生活	高学歴 専門的高等教育 が必要な資格や	異性の協力者が いる	預貯金 保険・年金	クレジット カード抵抗 なし
継続就業 (既婚子あり)	31.2%	36.9%			＋	－	教育費の負担 失業 ローン返済負担	仕事やその能力 家族との生活 趣味、健康、生 きがい		友達・仲間が多 い	預貯金 リスク商品 保険・年金	貯蓄派 金融知識あ り
結婚契機で 離職	3.9%	25.8%	＋		＋	－	教育費の負担	家族との生活			預貯金	
出産契機で 離職	3.9%	13.7%		＋	＋	－	教育費の負担 家族を道して死亡 ローン返済負担	家族との生活 趣味、健康、生 きがい			預貯金	
子育て中に 離職	3.4%	18.5%	＋	＋	－	－	日常生活費の不足 生活習慣病の罹患 病気・ケガなどによる障害 長期の入院を要する病気 十分な医療・介護が受けられない 教育費の負担 家族を道して死亡 ローン返済負担 投資の失敗	仕事やその能力 家族との生活 友人等とのつき あい 趣味、健康、生 きがい				安全志向
結婚契機で 退職後復職	7.3%	16.2%	＋	＋		－	所得の減少・伸び悩み 日常生活費の不足 病気・ケガなどによる障害 長期の入院を要する病気 十分な医療・介護が受けられない 教育費の負担 メンタル系の疾患 家族を道して死亡 家族との関係悪化 ローン返済負担	仕事やその能力 家族との生活	低学歴	人に頼られる	預貯金 保険・年金	安全志向
出産契機で 退職後復職	5.6%	14.0%	－	＋			所得の減少・伸び悩み 日常生活費の不足 教育費の負担	仕事やその能力 家族との生活 趣味、健康、生 きがい	低学歴 介護系	友達・仲間が多 い	預貯金	安全志向
子育て中に 退職後復職	14.3%	26.7%		＋	＋	－	病気・ケガなどによる障害 十分な医療・介護が受けられない 教育費の負担 家族を道して死亡 失業 家族との関係悪化 ローン返済負担 子育てがうまくいかない	家族との生活 趣味、健康、生 きがい	低学歴 介護系		預貯金 リスク商品	
就業経験な し	0.0%	15.0%	＋	＋	＋		日常生活費の不足 生活習慣病の罹患 老後生活費の不足 病気・ケガなどによる障害 長期の入院を要する病気 十分な医療・介護が受けられない 教育費の負担 メンタル系の疾患 家族を道して死亡 住宅 頼れる人がいなくなる 家族との関係悪化 ローン返済負担 子育てがうまくいかない 投資の失敗	家族との生活				

3 考察とまとめ

ライフコースの特徴からは、継続就業層と復職層で就業目的に差があることがうかがえた。また、ライフコースと生活リスクの関係は、就業継続層では就業リスク、離職層、復職層では経済リスクをそれぞれ高く認知され、子どもあり層では子どもリスクも高いことがわかった。

ライフコースに応じた生活リスクを軽減する手段として生活設計をみると、未婚、DINKSではキャリアを見据えた自己投資や、将来の結婚・出産などのライフイベントに関する領域を中心に生活設計を検討している様子がうかがえた。また、子育て中に離職層では人間関係や趣味等の生きがいに関する領域についても生活設計を検討しているようである。

ライフコース別生活リスクへの対応としての金融行動は、就業継続層では就業リスクへの備えとしてキャリア形成のための自己投資と結婚や住宅取得、老後といったライフイベントに向けた資産形成、離職層では、経済的リスクへの対処として支出の圧縮による貯蓄の積み増し、復職層では、経済的リスクへの対処として所得の増加による貯蓄の積み増しなどを行っていることが明らかになった。

ライフコース別の金融リテラシーは、就業継続層は全般に積極性、判断力とも高く、出産・子育て離職層や復職層は積極性が高いものの判断力が低く、金融取引を巡るトラブルが生じる危険性が考えられる。

金融資産の保有は、総じて不安が高いほど金融商品も分散させる傾向がうかがえ、ただし、就業継続層では、不安の程度ではなく結婚や出産などによるライフステージの上昇に伴い資産形成も進むことで保有商品種類の多様化が進展する可能性もあるようだ。

資産保有の状況は、就業継続（既婚子あり）は金融資産、実物資産とも最も多様な資産構成であった。子育て中に退職後復職は、リスク性資産が多く、これは、資産形成に積極的ではあるが、判断力に乏しいため、トラブルが生じる危険性を孕むと考えられる。

今後、ライフコースを視野に入れた金融サービスの提供には、それぞれの経済力と金融リテラシーの双方からリスク性金融資産の許容度を考え、生活設計を含めた情報提供、コンサルティングが必要になるものと思われる。

【参考資料・文献】

- 山田昌弘「家族というリスク」2001年、勁草書房
- 栗林敦子「消費者の成熟化と金融行動」ニッセイ基礎研所報、2001年 Vol.17)
- 栗林敦子「個人のリスクマネジメントとしての金融・保険行動の現代的考察」2004年、生活経済学会第20回大会
- 栗林敦子・井上智紀「中高年生活者のリスク性金融商品利用に関する一考察—金融行動の成熟度と投資余力による類型化をもとに一」2006年、生活経済学会第22回大会
- 井上智紀「消費者の金融商品選択行動に対する新たな視座」ニッセイ基礎研 REPORT、2006年2月号
- 「国民生活白書（平成18年）」内閣府
- 「結婚と出産に関する全国調査（第11回出生動向基本調査）」国立社会保障・人口問題研究所
- 岩上真珠「ライフコーストジェンダーで読む家族（改訂版）」2007年、有斐閣
- 内閣府男女共同参画局「女性のライフプランニング支援に関する調査報告書」2007年
- 嶋崎尚子「ライフコースの社会学」2008年、学文社
- 青木幸弘、女性のライフコース研究会編「ライフコース・マーケティング—結婚、出産、仕事の選択をたどって女性消費の深層を読み解く」2008年、日本経済新聞出版社
- 栗林敦子「家計リスク認知とその対応」ニッセイ基礎研 REPORT、2008年6月号)
- 栗林敦子「ライフスタイルからみた生活リスク格差—リスク・リテラシーの視点から一」2008年、生活経済学会第24回大会

参 考

平成22年度 研究助成募集のお知らせ

1.研究分野

研究分野は、「郵便貯金をはじめとする個人貯蓄並びに資産の運用及びその市場に関する調査・研究」とします。

上記の研究分野に関して研究を行う研究者または研究グループから募集します。

ただし、研究内容が他の機関から助成を受けているものは対象としません。

2.応募方法

研究助成を希望する方は、平成 22 年 6 月 30 日までに下記(5.問合せ先)宛てに所定の研究助成申請書(Word ファイル)を提出することとします。

なお、所定の研究助成申請書の用紙では記入しきれない場合は、適宜の様式としますが、用紙の寸法は A4 版縦(横書き)とします。

3.選考及び決定通知

研究助成対象の決定

助成対象とする研究は、平成 22 年 8 月中に決定します。決定の結果は書面で通知します。なお、採否の理由に関する問合せには応じられません。

研究助成授与式の実施

研究助成授与式を実施する予定です。授与式には研究助成を受けた本人が出席することとします。なお、交通費は実費額を支給します。

助成金額

総額 180 万円、3～5 件とします。

4.研究助成論文の提出等

中間報告の提出

決定通知から6ヵ月を経過した時点で、研究の進捗状況について中間報告を電子メール添付により提出することとします。

研究論文の提出

研究論文は、平成 23 年 7 月末までに提出することとします。

なお、期日までに提出がない場合には、原則として研究助成金を返還することとします。

研究助成論文報告会の実施

平成 24 年度中に研究論文の報告会を実施することとします。研究助成を受けた方は、報告会で論文の発表をすることとします。なお、交通費は実費額を支給します。

研究助成論文集への掲載

当財団が発行する研究助成論文集に、研究論文を無償で掲載し、配布することを承諾することとします。

ホームページへの掲載

当財団ホームページに、研究論文を掲載することを承諾することとします。

研究論文の他での発表

研究論文を他で発表する場合は、(財)ゆうちょ財団の研究助成を受けたものである旨を明らかにすることとします。

5. 問合せ先

〒101-0061

東京都千代田区三崎町 3-7-4 ゆうビル 2 階

(財)ゆうちょ財団 ゆうちょ資産研究センター

研究助成担当

Tel 03-5275-1814

Fax 03-5275-1805

郵貯資金研究協会の研究助成について

当協会では、平成3年度から金融論、財政論等郵便貯金の運用と直接的または間接的に関係のある分野の研究に対し、助成を始め、平成13年度までの助成件数は65件となっております。年度別助成件数等は次のとおりです。

年 度	応 募 件 数	助 成 件 数	研 究 テ ー マ	研 究 者
3	7	個人研究 1 共同研究 1	(1) 銀行信用重視のマクロ経済モデル (2) 金融恐慌と預金保険 (共同研究)	神戸大学 助教授 瀧 川 好 夫 東京都立大学 助教授 金 谷 貞 男 横浜市立大学 助教授 酒 井 良 清
4	6	個人研究 4	(1) アルゼンチンとブラジルにおける郵便貯金の比較研究 (2) 内外価格差のマクロ的分析 (3) 日英郵貯マーケティングの比較研究 (4) 地方拠点都市整備における財政投融资の役割に関する研究	東北学院大学 教授 上 田 良 光 京都学園大学 助教授 坂 本 信 雄 福岡大学 教授 山 中 豊 国 金沢大学 教授 佐 々 木 雅 幸
5	13	個人研究 4 共同研究 1	(1) 貯蓄と課税に関する理論的実証的研究 (2) 定額郵便貯金のオプション性評価（一般家計と機関投資家との比較） (3) 公的金融機関行動と地域金融サービス需給に関する研究 (4) 流動性制約に関する実証分析 (5) 短期金利の変動に関する理論的実証的研究 (共同研究)	東京大学 助教授 井 堀 利 宏 岡山大学 助教授 谷 川 寧 彦 長崎大学 教授 内 田 滋 慶応義塾大学 教授 牧 厚 志 横浜国立大学 助教授 森 田 洋 均 " 教授 笹 井 均
6	15	個人研究 6	(1) 家計の貯蓄性向の決定要因 (2) 安全第一基準に基づくポートフォリオ選択問題の理論的・実証的研究 (3) 地域金融の地域経済成長への影響についての実証分析 (4) 大都市圏における郵便貯金と銀行預金の競合・補完関係 (5) 郵便貯金事業創業・進展の役割と明治期金融財政に関する財政学的研究（明治財政と郵政事業活動展開の一つの理論的・実証的研究：序説） (6) 地方単独事業の拡大と地方債・地方交付税措置の財政効果（財政力指数の高い自治体と低い自治体の比較分析）	長崎大学 教授 松 浦 克 巳 広島大学 助手 土 肥 正 名古屋市立大学 教授 根 津 永 二 名古屋市立大学 助教授 福 重 元 嗣 神戸学院大学 教授 高 島 博 鹿児島経済大学 助教授 梅 原 英 治
7	12	個人研究 3 共同研究 3	(1) 明治期経済発展における郵便貯金・政策金融の役割 (2) 日本の財政投融资の経営的課題 (3) 今後の地方財政の役割と地方債資金を通じた財投資金の運用方法 (共同研究) (4) 「市場の失敗」と公的金融サービス－各国比較に基づく実証研究－ (共同研究) (5) 生活基盤社会資本整備における郵貯の役割 (6) 進展する情報化・国際化の下での社会構造の流動化と貯蓄行動の変化－消費行動との関連分析、日・米比較分析を含めて－ (共同研究)	小樽商科大学 教授 川 浦 昭 彦 千葉商科大学 教授 齊 藤 壽 彦 明海大学 教授 兼 村 高 文 明星大学 助教授 星 野 泉 広島大学 教授 小 村 衆 統 " 教授 北 岡 孝 義 " 専任講師 ジョセ・ミゲル・デュアルト・ライ 熊本学園大学 教授 高 瀬 泰 之 ト・ドス・サントス シンガポール国立大学大学院 学生 NG MIEN WOON Old Dominion University U.S.A 教授 C. P. RAD

8	15	個人研究 1 共同研究 5	(1) 社債市場における資金の運用と管理に関する先端的な方法の研究 (2) 公共投資の地域間配分と地域間格差 (共同研究) (3) 地域経済における郵貯資金の活用のあり方－高齢化先進地域への資金活用と地場産業の育成という視点から－ (共同研究) (4) 公的金融と準公共財供給の現状と課題・展望 (共同研究) (5) 電子マネーの決済システム、金融機関・郵貯、利用者に与える影響の研究 (共同研究) (6) マルチメディアのユニバーサル・サービスと郵貯資金 (共同研究)	大阪大学 教授 仁 科 一 彦 三重大学 教授 焼 田 党 四日市地域経済研究所 研究員 朝 日 幸 代 愛媛大学 教授 小 淵 港 " 助教授 松 本 朗 " 講師 丹 下 晴 貴 富山大学 教授 古 田 俊 吉 " 助教授 中 村 和 之 名古屋大学 教授 千 田 純 一 " 助手 西 垣 鳴 人 大阪大学大学院 教授 辻 正 次 名城大学 教授 手 嶋 正 章 帝塚山大学 教授 森 徹
9	8	個人研究 4 共同研究 2	(1) アメリカにおける住宅関連公的金融の保証、リファイナンス、民営化のコストに関する実証的研究－日米の比較の視点から－ (2) 日本の経済協力の現状と効率性 (3) 沖縄県経済における郵貯資金の役割に関する研究－地域振興の観点から－ (共同研究) (4) 最適な公的金融システムの設計についての一試論 (共同研究) (5) 地域金融機関の効率性の計測－確率的フロンティア生産関数－ (6) 社会資本整備の地域社会への経済的効果－生活関連、通信分野の社会資本整備の地域貢献－	中央大学 教授 井 村 進 哉 福岡大学 講師 高 瀬 浩 一 沖縄国際大学 教授 富 川 盛 武 " 助教授 広 瀬 牧 人 " 助教授 前 村 昌 健 " 講師 安 里 肇 " 講師 鶴 池 幸 雄 " 講師 大 井 肇 滋賀大学 助手 丸 茂 俊 彦 神戸大学 教授 滝 川 好 夫 新潟大学 教授 宮 越 龍 義 神奈川大学 講師 宮 原 勝 一
10	13	個人研究 7 共同研究 2	(1) 金融不安時における郵便貯金に対する女性の意識と実態 (2) 広域型トータルヘルスケア・システムへの郵貯資金活用の可能性に関する研究 (共同研究) (3) ベンチャー支援と郵貯資金の活用について (4) 郵貯資金の有価証券市場における関わりと役割 (5) 金融規制改革と地域における中小企業金融の変化 (6) 公的資金の市場運用と株主行動主義 (7) 日本の国債管理政策－近年における「満期構成の短期化」がマクロ経済に及ぼす影響について－ (8) 債券ポートフォリオの理論的実証的研究 (共同研究) (9) イールドカーブの形状に関するリスク分析	京都学園大学 専任講師 井 手 幸 恵 埼玉大学 教授 小笠原 浩 一 " 助教授 後 藤 和 子 埼玉県地方自治センター 主任 平 野 方 紹 埼玉県立衛生短期大学 助手 林 裕 栄 新潟大学大学院 野 澤 由 美 石巻専修大学 教授 木 伏 良 明 大阪府立大学 助教授 黒 木 祥 弘 青森公立大学 教授 今 喜 典 神戸大学 教授 榊 原 茂 樹 上智大学 助教授 竹 田 陽 介 一橋大学 教授 三 浦 良 造 " 専任講師 大 上 新 吾 横浜国立大学 助教授 森 田 洋

11	14	個人研究 5 共同研究 3	(1) 公的金融機関の貸出行動と企業の設備投資に与える効果の実証研究 (2) ATM相互接続におけるネットワーク外部性の分析 (3) 混合寡占的金融市場における公的金融の役割 (4) 情報・通信基盤等の社会資本整備が経済成長に与える影響に関する実証的研究 (5) 非対称情報下での社債発行の理論 (共同研究) (6) 郵貯資金運用手段の多様化と財政規律に関する研究 ―資産担保証券を中心に― (7) 地方自治体の公共サービス供給と郵便貯金の役割 (共同研究) (8) 1970年以降の日本における金融仲介 (共同研究)	横浜国立大学 助教授 井 上 徹 関西大学 専任講師 岡 村 秀 夫 新潟大学 助教授 芹 澤 伸 子 上智大学 専任講師 中 里 透 神戸大学 助教授 原 千 秋 一橋大学 助教授 大 橋 和 彦 長崎大学 教授 深 浦 厚 之 名古屋市立大学 教授 森 徹 四日市大学 教授 稲 垣 秀 夫 高千穂バンキング研究会 代表・高千穂商科大学 教授 宮 坂 恒 治 高千穂商科大学 教授 原 司 郎 ほか5名
12	9	個人研究 4 共同研究 3	(1) 国民の貯蓄行動・金融資産選択に対する郵便貯金事業のITの意義 (共同研究) (2) 郵政事業におけるマーケティング戦略 ―ポータル・マーケティング戦略の展望― (3) 地域金融におけるメインバンク機能 (共同研究) (4) 財投改革後の公的金融の課題 ―アカウンタビリティを中心として― (共同研究) (5) 金融システムの安定化策と公的資金の役割 ―「予算制約のソフト化」をいかに防ぐか― (共同研究) (6) 「証券トラブル」についての実態調査 (7) エクイティファイナンスと郵貯資金の活用	岐阜大学 助教授 大 藪 千 穂 " 教授 杉 原 利 治 日本福祉大学 助教授 小 木 紀 親 摂南大学 助教授 加 納 正 二 千葉商科大学 教授 齊 藤 壽 彦 " 講師 山 根 寛 隆 名古屋市立大学 助教授 櫻 川 昌 哉 " 助教授 細 野 薫 神戸大学大学院 教授 滝 川 好 夫 北海道大学 教授 濱 田 康 行
13	13	個人研究 4 共同研究 2	(1) 支出税としての401(K)年金プランと生涯税負担の水平的公平性 (2) 証券市場における銀行の役割に関する実証研究 (3) 経済発展における公的金融の役割と家計行動 ―東南アジア諸国と日本の比較考察― (共同研究) (4) スワップマーケット情報を用いた債券流通市場分析 (5) 日本における郵貯制度と消費者保護システム ―イギリス金融サービス機構(FSA)との比較を中心に― (6) 諸外国における公的金融サービスの再評価について (共同研究)	名城大学 助教授 鎌 田 繁 則 一橋大学大学院 助教授 小 西 大 名古屋文理大学 助教授 関 川 靖 中京学院大学 助教授 山 中 高 光 高千穂大学 教授 高 橋 豊 治 関西学院大学 教授 春 井 久 志 名古屋大学大学院 助教授 家 森 信 善 " 助教授 西 垣 鳴 人
14	2	個人研究 1 共同研究 1	(1) 遠隔医療、遠隔教育事業への郵貯資金活用の可能性と方法に関する研究 (2) 地域活性化政策に対する郵貯資金の活用に関する研究 (共同研究)	京都教育大学 教授 田 岡 文 夫 大阪大学大学院 教授 辻 正 次 " 助教授 今 川 拓 郎

15	11	個人研究 5 共同研究 1	(1) 金融機関の支援行動と公的資金注入の経済合理性 (2) 公表情報、私的情報と金融危機 (3) リスク・プレミアムとマクロ経済活動 (4) 金融業におけるユニバーサル・サービスと金融排除問題 (5) 公的企業のカバランス (6) 長期金融システム安定のための郵便貯金の役割 (共同研究)	神戸大学大学院 助教授 砂川 信幸 経営学研究科 横浜私立大学 助教授 武田 史子 商学部 経済学科 同志社大学 助教授 植田 宏文 商学部 関西学院大学 助教授 岡村 秀夫 商学部 新潟大学大学院 教授 芹澤 伸子 現代社会文化研究科 九州産業大学 教授 益村 眞知子 経済学部 長崎県立大学 助教授 矢野 生子 経済学部
16	15	個人研究 5 共同研究 1	(1) セクター・スプレッドを利用した債券理論時価の導出 (2) 財政運営の安定性と公的金融の役割についての実証的研究 (3) 日本の国債市場における郵便貯金資金 (4) わが国長期国債先物市場のマイクロストラクチャ (5) BIS規制の金融機関の行動への影響、金融機関の合併 (共同研究) (6) 家計の金融資産選択行動の長期的変化	東京国際大学 教授 渡辺 信一 上智大学 助教授 中里 透 駒澤大学 教授 代田 純 一橋大学大学院 教授 釜江 廣志 " 講師 山根 寛隆 東北大学 助教授 渡部 和孝 公正取引委員会経済取引局 荒井 弘毅 中村学園大学 助教授 吉川 卓也
17	11	個人研究 2 共同研究 3	(1) 日本郵政公社の企業価値推定に関する実証研究 (2) コーポレート・ガバナンス改革の要因・効果と郵便貯金 (3) クレジットカードの普及と決済口座利用動向に関する研究 (共同研究) (4) 移行経済諸国における貯蓄銀行の比較研究 (共同研究) (5) 郵便貯金資金及び財政投融资と奨学金制度・政策の関係についての研究 (共同研究)	佐賀大学 教授 大坪 稔 北九州市立大学 助教授 内田 交謹 長崎大学 教授 須齋 正幸 助教授 山下 耕治 助教授 春日 教測 一橋大学 専任講師 杉浦 史和 助教授 岩崎 一郎 早稲田大学大学 大学院生 白川 優治 同上 小島 佐恵子
18	7	個人研究 2 共同研究 2	(1) 地方における郵便局の配置と経済性 (共同研究) (2) 郵便貯金の市場運用への移行プロセスが資金循環に与える金融連関分析とシミュレーション (3) 金融システム安定化とシステムリスク波及の研究 (共同研究) (4) 郵便貯金銀行の外資への売却によって生じるマクロ経済構造の変化:ニュージーランドのケース	鹿児島大学 助教授 永田 邦和 鹿児島大学 教授 石塚 孔信 慶應義塾大学 玄 ソク 連携21COEプログラム研究員 長崎大学 助教授 阿萬 弘行 秋田経済法科大 講師 宮崎 浩伸 龍谷大学 助教授 鈴木 智也

19	4	個人研究 3	(1) 資本主義の精神と証券市場の役割 (2) 郵便貯金と地域金融市場 (3) 郵便貯金銀行は地域金融機関を混乱させるのか	埼玉大学 教授 相 沢 幸 悦 関東学院大学 准教授 黒 川 洋 行 神戸大学大学院 教授 滝 川 好 夫
20	8	個人研究 3	(1) 地域金融機関の貸出しにおける横並び行動 (2) 証券化市場の拡大とメインストリート金融 (3) 金融コングロマリットのリスクと資本規制	関西大学 准教授 中 川 竜 一 茨城大学 教授 内 田 聡 武蔵大学 非常勤講師 茶 野 努
21	9	個人研究 3 共同研究 1	(1) 欧州金融市場での金融危機と実体経済への影響 (2) 東京証券取引所の改革と証券市場の透明性 (共同研究) (3) 金融機関のリスク資本の評価・管理 (4) アメリカのコミュニティ投資と個人金融	関西大学 教授 高 屋 定 美 名古屋市立大学 講師 坂 和 秀 晃 大阪大学 助教 生 方 雅 人 神奈川大学 准教授 菅 野 正 泰 ソーシャル・ファイナンス代表 唐 木 宏 一
22	6	個人研究 3 共同研究 1	(1) 世界金融危機における資金調達の逼迫度に関する研 (2) 戦前日本の地方預貯金市場の実証的研究 - 新潟県を事例に - (3) 企業が証券会社及び銀行に求める保険的役割に 関する実証研究 (4) 現代女性のライフコースと金融行動 -生活経済リスク としての非婚・晩婚・離婚に女性はどう対応するか- (共同研究)	新潟大学 教授 伊 藤 隆 康 東京大学 博士課程 早 川 大 介 佐賀大学 准教授 三 好 祐 輔 ニッセイ基礎研 主任研究員 栗 林 敦 子 ニッセイ基礎研 研究員 井 上 智 紀

平成 23 年 9 月発行

〒101-0061 東京都千代田区三崎町 3 丁目 7 番 4 号

ゆうビル 2 階

財団法人 ゆうちょ財団 ゆうちょ資産研究センター

T E L 03-5275-1814 F A X 03-5275-1805