



日本銀行ワーキングペーパーシリーズ

銀行手数料ビジネスの動向と経営安定性

稲葉圭一郎*

keiichirou.inaba@boj.or.jp

服部正純**

masazumi.hattori@boj.or.jp

No.06-J-22
2006年12月

日本銀行
〒103-8660 日本橋郵便局私書箱 30号

* 金融機構局 大手銀行担当

** 金融機構局 経営分析担当

日本銀行ワーキングペーパーシリーズは、日本銀行員および外部研究者の研究成果をとりまとめたもので、内外の研究機関、研究者等の有識者から幅広くコメントを頂戴することを意図しています。ただし、論文の中で示された内容や意見は、日本銀行の公式見解を示すものではありません。

なお、ワーキングペーパーシリーズに対するご意見・ご質問や、掲載ファイルに関するお問い合わせは、執筆者までお寄せ下さい。

商用目的で転載・複製を行う場合は、予め日本銀行情報サービス局までご相談ください。転載・複製を行う場合は、出所を明記してください。

銀行手数料ビジネスの動向と経営安定性*

稲葉圭一郎[†]・服部正純^{††}

2006年12月

【要 旨】

本稿では、わが国商業銀行の手数料ビジネスの拡大が収益変動性と経営安定性に及ぼす影響を、パネルデータを使った分析によって検証する。米銀を対象とした先行研究では、手数料ビジネスの拡大が、収益の変動性を高め、それが経営安定性の低下につながったことが指摘されている。わが国商業銀行を対象とした本稿の分析結果によれば、1990年代後半までは、先行研究と同様に手数料ビジネス利益と資金利益の順相関関係が確認される。しかし、2001年度から2005年度にかけては、両者の間に有意な順相関が観察されず、手数料ビジネスの拡大が収益の変動性を高めるのではなく、収益増加を通じて経営安定性の向上に寄与している。その背景としては、2001年度以降においては、①企業の過剰債務削減の動きや極めて緩和的な金融環境のもとで、資金利益と景気変動との相関が弱まっていたこと、②規制緩和等により手数料ビジネスが急激に拡大していたこと、等を指摘できる。今後、金融環境の変化等により、手数料ビジネス利益と資金利益の順相関関係が復活すれば、収益の変動性が上昇し、そのこと自体は経営安定性の低下要因として作用し得る。もっとも、経営安定性は、収益の変動性のみならず、収益性や自己資本の充実度にも大きく影響される。よって、今後、金融システムの構造変化や銀行業務の多様化がさらに進むと予想される中、手数料ビジネスの拡大が収益の変動性を過度に高めることなく、収益性を押し上げ、資本の増強を容易にすることを通じて、銀行の経営安定性に資する要因となっていくかどうか注目される。

* 本稿の作成にあたっては、市村英彦氏（東京大学）、北村行伸氏（一橋大学）、関根敏隆氏（BIS）、「金融マクロ経済学の現在」コンファレンス（現代経済学研究会＜東北大学＞・マクロ経済学研究会＜大阪大学、京都大学＞共催）の参加者、および日本銀行金融機構局スタッフから詳細なコメントをいただいた。また、同局経営分析担当スタッフの山縣良行氏（現、日興シティ証券）と片桐満氏の両氏からは分析に利用するデータの収集に協力を得た。ここに記して感謝したい。ただし、本稿で示されている意見は日本銀行あるいは金融機構局の公式見解を示すものではない。また、あり得る誤りは全て筆者に属する。

† 日本銀行金融機構局大手銀行担当 (Email: keiichirou.inaba@boj.or.jp)。

†† 日本銀行金融機構局経営分析担当 (Email: masazumi.hattori@boj.or.jp)。

1. はじめに

本稿では、わが国商業銀行の近年の手数料ビジネスの拡大が、資金利益との相関関係を通じて収益変動性と経営安定性に及ぼす影響を、パネルデータを使った分析によって検証する¹。

近年、わが国の商業銀行は手数料ビジネスを拡大している。全国銀行ベースでみて、役務純利益（役務取引等収益－同費用、単体ベース）の名目実額は、1991～1995年度平均：1.67兆円、1996～2000年度平均：1.98兆円、2001～05年度平均：2.14兆円、と増加傾向にある²。特に2005年度において、同利益は2.68兆円と過去最高水準のものとなった。

こうした動きは、金融サービス利用者である企業や家計からみれば、多様なニーズに金融機関が応える動きの1つと考えることができる。また、金融機関経営の視点からは、新たな収益源を得ることで、収益の増加につながった可能性がある³。そして、手数料ビジネスの拡大による収益の増加が、邦銀にとって長らく最重要の経営課題であった不良債権の処理にも寄与してきた可能性がある。

こうした中、手数料ビジネスについては、その変動は景気動向と密接に関連しているとの見方がある一方で、安定した収益源として、収益全体の変動を緩和する役割を期待する見方もある。こうした手数料ビジネスに対する評価は、銀行収益を「リスク－リターン」の関係が異なる複数のビジネスラインの合成物とみなす観点に立っている。その上で、後者の見方は、手数料ビジネス利益が他の収益源からの収益と比較して安定的であるばかりでなく、他の収益源から生まれる収益との相関が低い（もしくは逆相関）ことを暗黙裡に仮定している。

しかしながら、手数料ビジネスの拡大によって、銀行の経営安定性が向上す

¹ 本稿では、後述のとおり、分析の対象範囲を都市銀行と地方銀行に限定し、これを「商業銀行」と呼ぶことにする。

² この時期のインフレ率（CPI総合＜除く生鮮＞）は、1991～95年度：1.01%、1996～2000年度：0.23%、2001～05年度：-0.42%（いずれも期間平均）。

³ 資産利用の効率性を表すROA（return on asset）を収益性の参照基準とすれば、資産の造成をほとんど伴わない手数料ビジネスからの利益の増加は、定義上、ROAを引き上げる効果を持つ。もちろん、手数料ビジネスを行うに当たっても、担当スタッフを配置したり、業務スペースを確保するといったコストは必要となる。こうしたコストを差し引いた後の手数料ビジネスから計上される利益が正である限り、資産の造成をほとんど必要としない手数料ビジネスはROAを向上させる。

るかどうかは、手数料ビジネス拡大による ROA 向上や自己資本増強の効果と、収益の変動性増大の効果のいずれが大きいか依存している。仮に手数料ビジネス利益と資金利益との間に順相関がある場合には、銀行による手数料ビジネスの拡大が銀行収益全体の変動性を増大させる。同時に、銀行経営の安定性に及ぼす影響は、銀行の自己資本が手数料ビジネスで得た利益によって十分増加するならば、必ずしも低下するとは限らない。

この点、米国の商業銀行を対象とした De Young and Roland (1999)や Stiroh (2004)といった先行研究をみると、①手数料ビジネス利益は資金利益と順相関関係にある、②手数料ビジネスの拡大は銀行収益の変動性を高める、③手数料ビジネスの拡大による銀行収益の変動性の高まりは銀行の倒産確率の上昇につながる、との結果が示されている。De Young and Roland (1999)は、1988～95年の米国商業銀行のデータを使い、手数料ビジネスの規模が大きくなるほど、銀行の収益や純利益の変動性が上昇することを見出している。また、Stiroh (2004)は、1978～2000年の米国商業銀行のデータによって、手数料ビジネス利益と資金利益は、概して順相関の関係にあることを報告している。その上で、①手数料収入の中でも、信託ビジネスの拡大は純利益増加率の変動性を低下させるものの、「その他手数料ビジネス」(信託、トレーディング、銀行口座管理に関連するビジネスを除く非金利ビジネス)の拡大は、純利益増加率の変動性を上昇させる、②信託ビジネスは銀行の倒産確率の低下に寄与するものの、「その他手数料ビジネス」は銀行の倒産確率を上昇させる方向に作用する、との結果を報告している⁴。

こうした米国における実証分析の結果がわが国の銀行業にも当てはまるか否かを明らかにしている文献は、筆者達の知る限り、これまでのところ存在しないように思われる。本稿では、手数料ビジネスの拡大と経営安定性について、

⁴ 米国商業銀行を対象にした先行研究について、Graham and Hewitt (1993)は、①既に取り扱いを認められている手数料ビジネスの影響を分析したもの、②取り扱いが認められていない金融ビジネスを商業銀行に開放した場合の潜在的な影響を分析したもの、の2つに大別している。前者の流れの研究として、De Young and Roland (1999)、Stiroh (2004)のほか、Boyd and Graham (1986)は、1971～1983年にかけての米国の銀行持株会社を対象に、資産ポートフォリオにおける非バンキング資産のシェアと倒産確率が無相関であることを報告している。また、Wall (1987)は、米国の金融持株会社の決算データ(1976～1984年)を分析し、傘下ノンバンク金融機関の連結収益への寄与度の高まりに伴って、持株会社全体の倒産確率が、不変、ないしは、わずかに低下するに過ぎないことを報告している。後者の流れの研究としては、Kwan and Laderman (1999)が、銀行産業の収益性と様々な金融産業の収益性との間の相関関係を整理し、銀行は他の金融サービスを兼業することにより、より好ましい「リスクリターン」関係を達成できると主張している。

わが国商業銀行を対象にした実証分析を行い、米銀についての実証結果との異同を明らかにする。その際、分析手法に関連して、銀行毎の異質性をコントロールするため、個別行のデータを使ってパネルデータ分析を行う。これまでの先行研究は概して銀行の集計値に依拠した分析をしているが、本稿ではパネルデータ分析によって、より頑健性の高い実証分析結果を得ることができる。また、手数料ビジネス利益と資金利益の相関関係の順・逆の原因についても考察を与える。

本稿の構成は、以下のとおりである。第 2 章では、実証分析の方法論を説明するとともに、分析に利用するデータについて解説する。第 3 章では、予備的考察を行い、手数料ビジネスの拡大を概観するとともに、手数料ビジネス利益と資金利益の相関の順・逆について考察する。第 4 章では、その相関の順・逆の変化について、最近のわが国の景気動向や金融環境に基づいた考察を与える。第 5 章では、パネルデータ分析を行い、手数料ビジネスの拡大が銀行経営に与えてきた影響を検証する。第 6 章では、一連の実証分析結果から引き出せるインプリケーションを論じるとともに、本稿を要約する。

実証分析結果の要点やそこから引き出せるインプリケーションを予め紹介すると、以下のとおりである。

- (1) 邦銀の手数料ビジネスは、1990 年代後半から拡大し始め、そのテンポは 2001 年度以降、加速している。
- (2) 1990 年代後半においては、手数料ビジネス利益の伸びと資金利益の伸びの間には順相関関係が存在していた。この順相関をもたらす主要因は、景気変動と考えられる。すなわち、好景気は両利益を同時に押し上げ、不景気はそれらを同時に押し下げる。
- (3) しかし、2001 年度を境に、そうした順相関関係は弱まった。手数料ビジネス利益が大幅なプラスの増加率を記録する一方で、資金利益は小幅なマイナスの増加率を記録することが多くなった。この変化の背景としては、まず、手数料ビジネスについては、規制緩和が進展したほか、景気回復局面では市況の好転を受けて投信等の販売が伸びたことが指摘できる。一方、資金利益については、ここ数年の景気回復局面においても、ゼロ金利政策や量的緩和政策のもとで金利水準が低位安定し、貸出利鞘が縮小傾向をたどってきたこと、企業が財務体質強化を図るために有利子債務の圧縮を進め、貸出量が減少傾向をたどったこと等の影響が大きいと考えられる。
- (4) 1990 年代後半においては、手数料ビジネス利益と資金利益の間の順相関関係

は銀行収益の変動性を増大させた。しかし、手数料ビジネス利益の増加が ROA を引き上げたため、銀行の経営安定性は、手数料ビジネスの拡大を受けて悪化したとは必ずしも言えない。

- (5) 2001 年度以降は上記の順相関関係が弱まったことから、それに起因する収益変動性の増大は生じていない。一方で、手数料ビジネスの急拡大を映じた収益の増大は、不良債権処理が加速した下でも、収益の落ち込みを抑制するとともに、自己資本の増強を助けることを通じて、経営安定性の向上に寄与した可能性がある。
- (6) ただし、今後は、銀行貸出と手数料ビジネスの収益の間に、順相関関係が復活する可能性があり、収益の変動性の増大につながりやすい状況になりつつある。すなわち、銀行貸出は長年にわたり減少を続けてきたが、銀行の不良債権問題と企業の過剰債務問題がほぼ解消されていることを踏まえると、今後は、景気循環とともに変動するようになると考えられる。また、銀行の手数料ビジネスも、規制緩和による一過性の急拡大が終息すれば、景気循環の影響を強く受けるようになる可能性が考えられる。
- (7) もっとも、わが国においては、金融システムの構造変化や銀行業務の多様化に伴って、手数料ビジネスの拡大がある程度長期にわたって銀行の収益水準を押し上げ、資本の増強を容易にする効果をもつ可能性がある。今後とも、そうした手数料ビジネスの多様化の動きや、その銀行経営の安定性に与える影響が注目される。

2. 実証分析の枠組みとデータ

2. 1 実証分析の枠組み

本稿の実証分析は、次の 3 つのステップを踏んで進めることとする。第 1 ステップでは、予備的な考察を行う。まず、わが国商業銀行による手数料ビジネスの拡大を量的に把握するために、手数料ビジネス利益の銀行粗利益に占めるシェアの変化をみる。次に、手数料ビジネス利益と資金利益との間の相関関係の「順」・「逆」を精査する。その際、両利益の実質増加率の相関係数に注目する。この相関関係が「順」相関であれば、役務純利益の増加は、利益全体の変動性を「増大」させる可能性がある。

第 2 ステップは、相関係数の順・逆の原因を、近年の日本経済の景気や金融

政策と関連付けながら考察する。

第 3 ステップは、パネルデータ分析の手法を用いて、手数料ビジネスの拡大が、粗利や収益性の変動、さらには経営安定性に与えている影響を実証的に検討する。前述のとおり、手数料ビジネスの拡大の影響は、ROA の水準を押し上げる効果と ROA の変動性を上昇させる効果を比較考量し、評価していく必要がある。

2. 2 データ

第 1 および第 3 ステップにおいて利用するデータは、単体・全店ベースの銀行財務指標であり、その出所は各銀行が公表した財務諸表や決算短信である。第 2 ステップでは、こうした財務指標に加えて、マクロ経済データや、アンケート調査から入手したデータを利用する。

標本は、都市銀行 6 行、全国地方銀行協会加盟銀行（以下、地方銀行）64 行の計 70 行であり、第二地方銀行協会加盟銀行（以下、地方銀行 II）および信託銀行は含まない⁵。また、データの期種は、半期および年度のいずれかであり、分析目的に照らして最も適当な期種のデータを使用する。

なお、このデータは、合併について、現存の銀行を過去に遡ることで調整を行っている（合併調整済みデータ）。つまり、複数の銀行が合併し 1 つとなった場合、合併前のデータは合併参加行のデータを合算することによって、データの一貫性を確保している。例えば、2005 年度に誕生した三菱東京 UFJ 銀行は、現在から過去にわたって 1 つの銀行として見なしている。また、複数の銀行が経営統合した後にも複数の銀行となった場合については、統合前のデータは合併参加行のデータを合算し、統合後の計数は複数の新銀行の計数を合算している。例えば、2002 年度に、第一勧業銀行、富士銀行、および日本興業銀行は経営統合し、みずほ銀行とみずほコーポレート銀行が誕生した。この統合を受けて、統合前は旧 3 行の合算値、統合後は新 2 行の合算値を利用している。なお、集計値に基づく考察においては、1997 年 11 月に経営破綻した北海道拓殖銀行もサンプルに含めている。

⁵ 地方銀行 II は標本に含まれていないが、わが国の商業銀行が行っている手数料ビジネスにおける地方銀行 II のプレゼンスは小さい。例えば、信託銀行を除く全国銀行ベースの役務純利益の総額に占める地方銀行 II の 2005 年度におけるシェアは 5.1%にとどまっている。

3. 予備的考察

3. 1 手数料ビジネスの拡大

手数料ビジネスの拡大をみるにあたり、銀行の収益源は、金利ビジネス（資金利益）、手数料ビジネス（役務純利益）、および市場投資活動（市場投資利益）に帰することができると思う。この前提に基づくと、銀行収益は下式で表現される粗利として理解される。

$$\text{粗利} = \text{資金利益} + \text{役務純利益} + \text{市場投資利益}$$

ここで、

$$\text{資金利益} = \text{資金収益}^6 - \text{資金調達費用、}$$

$$\text{役務純利益} = \text{役務取引等収益} - \text{役務取引等費用、}$$

$$\begin{aligned} \text{市場投資利益} = & (\text{特定取引収益} - \text{特定取引費用}) + (\text{その他業務収益} \\ & - \text{その他業務費用}) + \text{株式 3 勘定戻、} \end{aligned}$$

である。

このように、本稿における粗利の定義は、銀行収益の代表的な指標である「業務粗利益」に、株式 3 勘定戻を加え、金銭の信託運用見合費用を控除したものと等しくなる。

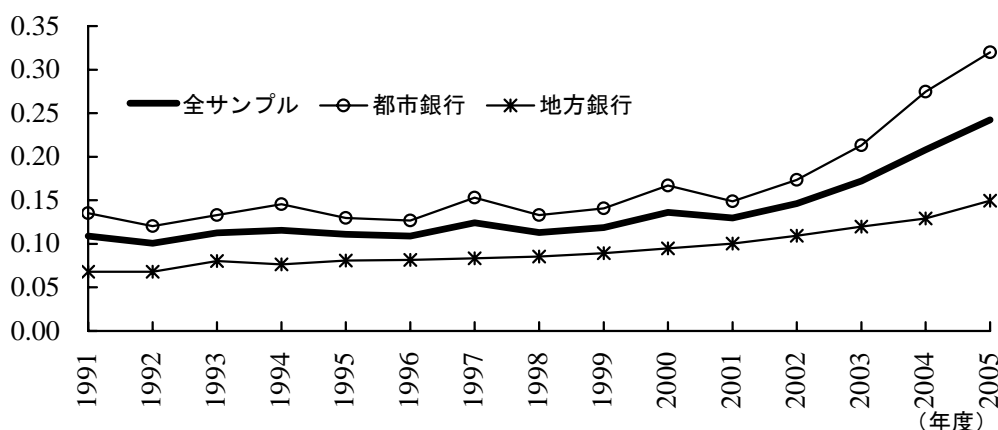
各銀行にとっての手数料ビジネスの規模は、役務純利益が「粗利」に占めるシェアにより代理され则认为（以下、T）。振れの大きい市場投資利益の影響を排除するため、Tを資金利益が「粗利」に占めるシェア（以下、S）で除した比率（以下、T/S レシオ）に注目する。

年度データを使って、全サンプル、都市銀行サンプル、および地方銀行サンプル毎に、T/S レシオを算出した図表 1 をみると、全サンプル行ベースの T/S レシオは、1990 年代前半において 0.10 強の水準で推移した後、同年代後半になると上昇傾向に転じた。そして、この傾向は 2001 年度以降に一段とはっきりしている。業態別にみると、都市銀行ベースの T/S レシオは、全サンプルベース

⁶ 資金収益には、証券投資におけるキャピタルゲインは含まれないものの、インカムゲインが含まれる。

の同レシオを常に上回って推移し、かつ2001年以降の伸びも急である。これとは対照的に、地方銀行ベースのT/Sレシオは、全サンプルベースの同レシオを常に下回って推移し、かつ2001年度以降の伸びも緩やかである。

図表1 T/Sレシオの推移



(注) 1991～97年度においては、全サンプルおよび都市銀行に北海道拓殖銀行を含む。

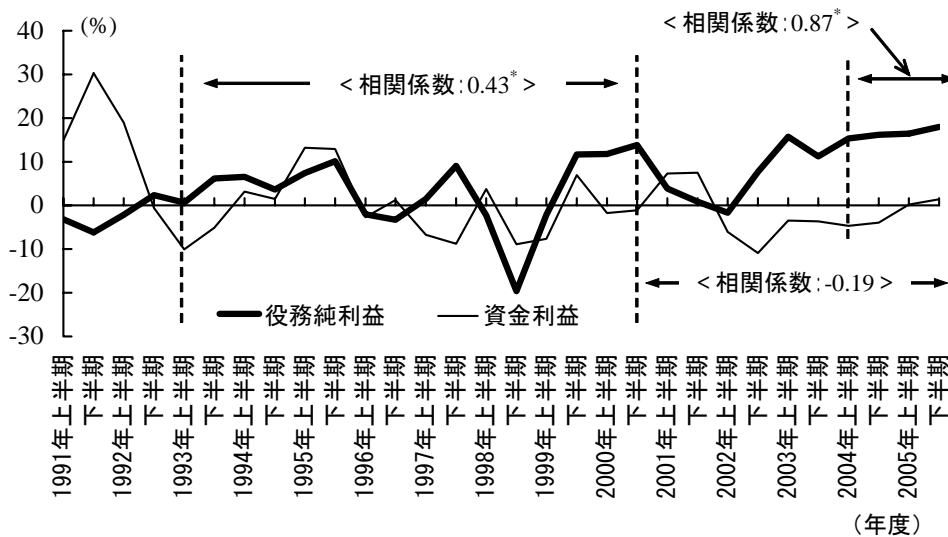
以上より、わが国商業銀行による手数料ビジネスは、1990年代後半頃から拡大し始め、その拡大テンポは、都市銀行に牽引される形で、2001年度以降、加速していると言える。

3. 2 手数料ビジネス利益と資金利益の相関

次に、手数料ビジネス利益が資金利益とどのように相関しているかを把握する。図表2は、半期データを使って、全サンプル行の集計値から、役務純利益および資金利益の前年同期比での実質増加率を算出している。同図表によると、定期預金金利が自由化された1993年度以降の1990年代において、両者の間に順相関関係がある程度認められる。しかし、2001年度以降、こうした関係は特に2003年度までの期間において、弱まったことが分かる⁷。

⁷ なお、1990年代における相関関係も、信託銀行を含めた場合、有意でなくなる。これは、信託銀行の役務利益の中で大きなシェアを占める信託報酬については、景気循環との連動性が低く、時系列的な変動が小さいことが影響していると推測される。この点は、米銀について、信託ビジネスが純利益の増加率の変動性を低下させているとのStiroh (2004)の実証結果とも整合的である。従って、わが国でも、信託ビジネスの拡大は、収益の変動性を低下させる可能性が考えられる。

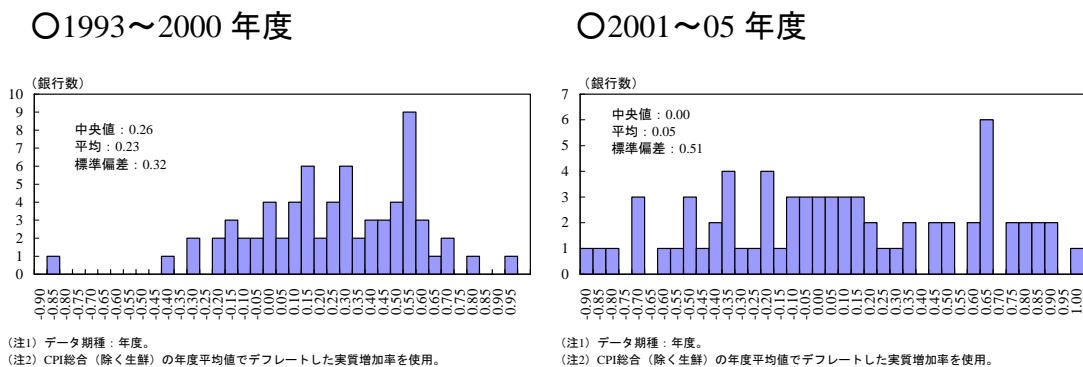
図表2 役務純利益と資金利益の前年同期比実質増加率の推移



(注1) 資金・役務純利益ともに、CPI総合（除く生鮮）の半期平均値でデフレートした実質増加率。
 (注2) *は有意水準10%でゼロと異なることを示す。
 (出所) 各行財務諸表、総務省「消費者物価指数」。

この集計値に基づく単純な相関係数の算出においては、サンプル期間にわたって存在する各サンプル特有の異質性（以下、個別効果）や、各時点でサンプル行全てに共通に与えられたショック（以下、時間効果）を考慮していない。そこで、まずは個別効果を考慮するため、サンプル行毎に、役務純利益と資金利益のそれぞれの実質増加率の時系列データを作成し、その相関係数を算出する。以下、これを時系列相関係数と呼ぶ。増加率を使うことにより、銀行間の規模の違いを制御することができる。相関係数は標本の個体数と同数存在し、図表3のようにヒストグラムを作成できる。サンプル期間前半（1993～2000年度）では分布は正方向に偏っているが、サンプル期間後半（2001～05年度）では、偏りのない分布となっている。つまり、1993年度以降の1990年代においては、役務純利益と資金利益の間に順相関関係があった銀行の数が比較的多かったが、2001年度以降では、そうした傾向は観察されない。

図表3 各行毎の相関係数（時系列相関係数）のヒストグラム



次に、時間効果を考慮するため、1991～2005 年度の年度データを利用し、各時点において、サンプル行の役務純利益と資金利益のそれぞれの実質増加率をプールした上で、その相関係数を算出する。以下、この相関係数をクロスセクショナル相関係数と呼び、クロスセクショナル相関係数は時点数だけ存在する。そこで、1990 年代前半、同年代後半、および 2001 年度以降の 3 期間において、期間平均値を算出することができる。算出結果を纏めた図表 4 をみると、1990 年代後半にほぼゼロから 0.31 に変化した後、2001 年度以降の期間では再びほぼゼロに戻っている。

図表4 期間別・業態別クロスセクショナル相関係数

	(期間平均値)		
	1991-1995	1996-2000	2001-2005
全サンプル (70行)	0.03	0.31**	0.02
都市銀行 (6行)	-0.05	0.39	0.16
地方銀行 (64行)	-0.05	0.18	0.10

(注1) データ期間：1991～2005年度、データ期種：年度。
(注2) CPI総合（除く生鮮）の年度平均値でデフレートした実質増加率を使用。
(注3) **は有意水準5%でゼロと異なることを示す。

以上より、集計値ベースでみると、役務純利益と資金利益のそれぞれの実質増加率の間には、1990 年代後半には順相関関係が成立していたが、2001 年度以降はそうした順相関関係は弱まったと言える。もっとも、個別効果を考慮すると、両利益の増加率の間の相関関係は区々であり、全ての銀行について、両者が無相関になったとは言えない。業態別にみると、1990 年代後半には、都市銀行を中心に両利益の間に順相関関係が形成されていたと考えられる。

3. 3 第3章のまとめ

1990年代後半より、都市銀行を中心にして、手数料ビジネスは拡大を始めた。また、同時期から、手数料ビジネス利益は、都市銀行に主導されながら、資金利益と順相関関係を形成したように見受けられる。しかし、この順相関関係は2001年度以降弱まっている。こうした検証結果から、以下2つの解明すべき点が指摘できる。

第1は、近年の銀行手数料ビジネスの拡大が銀行収益の変動性を高めている可能性である。特に、手数料ビジネス利益の伸びと資金利益の伸びとの間に明瞭な順相関関係が観察された1990年代後半については、手数料ビジネスの拡大が収益の変動性を高めていた可能性が高い。第5章では、パネルデータ分析を通じて、この可能性を検証する。

第2に、2001年度前後で観察された順相関関係の弱まりをもたらしている要因である。第4章では、この点につき、極めて緩和的な金融環境の長期化やそのもとでの景気の変動等、わが国の経済環境の変化と関連付けながら、2つの利益の間の相関関係の変化を考察する。

4. 手数料ビジネス利益と資金利益の相関関係

4. 1 接近方法

図表2でみたとおり、集計値でみた役務純利益と資金利益の実質増加率は、1990年代は順相関関係にあったが、この関係は、2001年度以降は弱まっている。本章では、この変化に注目し、相関関係の原因を考察する。具体的には、役務純利益、資金利益の順に、それらの動向と景気や金利環境との関連を考察する。なお、本章の議論は全標本70行の集計値に依拠している。

4. 2 役務純利益の動向

図表5は2001～05年度における役務純利益の実質増加率を纏めている。同図表をみると、役務純利益が2003年度以降に急速に増加していることが分かる。さらに、役務純利益を、「為替業務における純手数料収入」と「その他の役務純利益」に2分割すると、役務純利益全体の急成長の大半は「その他の役務純利益」の急成長によって説明されることが分かる。

図表 5 役務純利益の実質増加率（前年同期比）

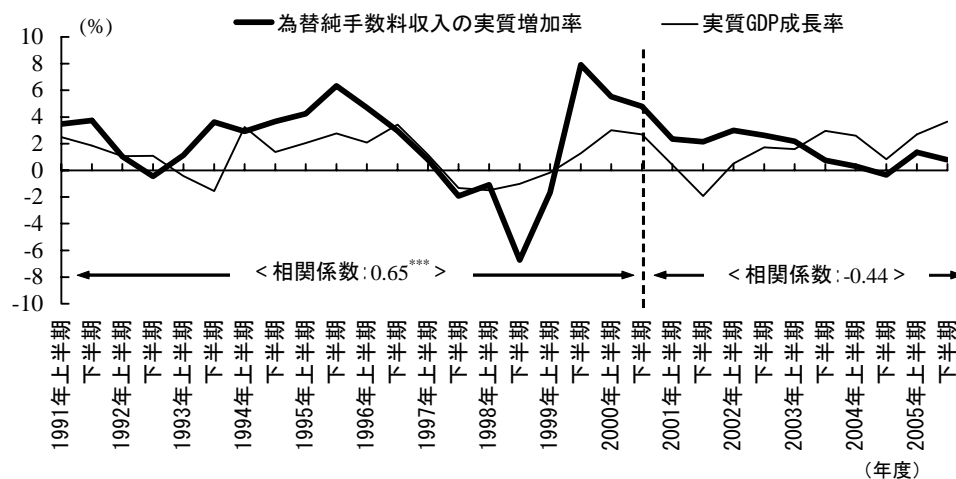
	(%)				
年度	2001	2002	2003	2004	2005
役務純利益	2.2	3.3	13.3	16.0	17.2
為替純手数料収入	2.1	3.0	1.4	0.2	1.0
その他の役務純利益	2.3	3.6	24.8	28.4	27.2

(注) CPI総合（除く生鮮）でデフレートした実質増加率。

(出所) 各行財務諸表。

「為替業務における純手数料収入」については、その実質増加率と実質 GDP 成長率をプロットした図表 6 をみると、2000 年度までは、実質 GDP 成長率と同方向に動く傾向が見出せる。実際、両者間の相関係数を算出すると 0.65 となり、これは有意水準 1% でゼロと異なる水準である。後でみるように好景気が資金決済の活発化を伴うことを踏まえれば、この順相関関係は妥当なものと言える。もっとも、同相関係数は、2001～05 年度においては、-0.44 である。そして、この負値は有意水準 10% でもゼロと異なる水準である。よって、「為替業務における純手数料収入」は、1991～2000 年度においては景気と同じ方向に動いていたが、2001 年度以降、両者は明確な相関を失ったと考えられる。

図表 6 為替純手数料収入の実質増加率と実質 GDP 成長率



(注1) 為替純手数料収入の実質増加率は、CPI総合（除く生鮮）の半期平均値でデフレート。

(注2) 実質GDP成長率は、1991～94年度：93SNA（固定基準年方式）、1994～2005年度：93SNA（連鎖方式）。

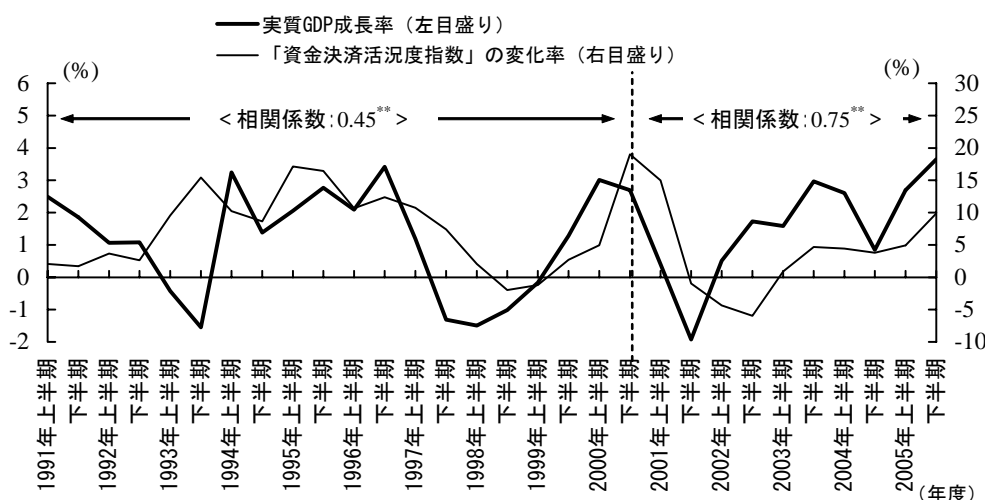
(注3) ***は有意水準1%でゼロと異なることを示す。

(出所) 各行財務諸表、内閣府「国民経済計算」、総務省「消費者物価指数」。

この変化について若干の考察を与えるため、図表 7 では、資金決済の活況度を代理する指標の変化率と実質 GDP 成長率がプロットされている。ここで利用する代理変数は、日本の内国為替決済システム（全銀システム）における実

質決済額（名目決済額をCPI総合<除く生鮮>で実質化）および決済件数それぞれの年度半期中累計値を指数化した上で掛け合わせたものである（以下、資金決済活況度指数）⁸。図表7より、今期の景気は、翌期の資金決済の活況度と同じ方向で推移していることが見て取れる。実際、ある期の実質GDP成長率と1期後の資金決済の活況度との間で時差相関係数を算出すると、1991～2005年度全体において、統計的にゼロと有意に異なる「正」の値が得られる⁹。

図表7 景気と資金決済の活況度



- (注1) 「資金決済活況度指数」とは、全銀システムの決済件数および決済金額夫々の期間中累計値を1990年度上半期を1に指数化したものを掛け合わせたもの（決済額については実質化）。
- (注2) 実質GDP成長率は、1991～94年度：93SNA（固定基準年方式）、1994～2005年度：93SNA（連鎖方式）。
- (注3) 相関係数は、実質GDP成長率を1期先行させた時差相関係数。
- (注4) **は有意水準5%でゼロと異なることを示す。
- (出所) 全国銀行協会「全銀システム取扱高」、内閣府「国民経済計算」。

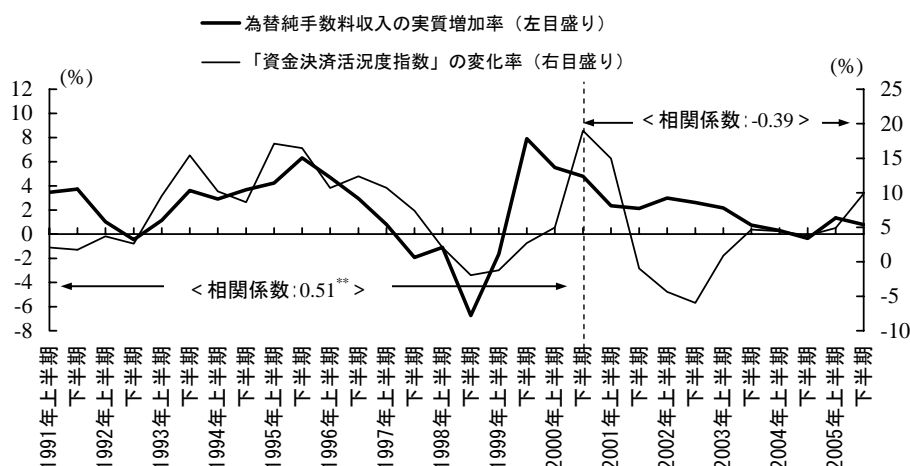
さらに、資金決済活況度指数の変化率と「為替業務における純手数料収入」の実質増加率をプロットすると、両者の間には、1991～2000年度においては順相関関係が見出されるが、2001～05年度には相関関係は見出されない(図表8)。この期間について、さらに仔細にみると、2003～05年度において、資金決済の活況度が高まる中でも、「為替業務における純手数料収入」が弱含みで推移して

⁸ 小口決済ばかりが増えることで決済件数が増加したとしても、決済総額が増大するとは限らない。また、大口決済が増えることにより、決済総額が増えても、決済件数が増えるとは限らない。資金決済活況度指数は、件数・金額両方の要因を考慮している。

⁹ 同様に、為替純収入の実質変化率と実質GDP成長率との時差相関を計算すると、1991年度から2000年度の期間では0.42（有意水準10%でゼロと異なる）であり、2001年度から2005年度の期間では-0.84（同1%でゼロと異なる）である。このことから、為替純収入は、資金決済の活況度と同様に、サンプル期間の前半では、景気動向と同方向に動いていたが、サンプル期間後半には、そうした順相関が崩れたことが分かる。

いることが見て取れる。

図表 8 為替純手数料収入の実質増加率と資金決済の活況度の変化



(注1) 「資金決済活況度指数」とは、全銀システムの決済件数および決済金額夫々の期間中累計値を1990年度上半期を1に指数化したものを掛け合わせたもの(決済額については実質化)。
 (注2) **は有意水準5%でゼロと異なることを示す。
 (出所) 全国銀行協会「全銀システム取扱高」、各行財務諸表、総務省「消費者物価指数」。

これらのことから、2001～05年度において、①資金決済は、従前通り、景気の変化に沿って増減しているにもかかわらず、②為替純手数料収入は2002年度以降の景気回復・拡大期に伸び悩んでいることがわかる。こうした状況は、資金の決済件数や決済金額に課せられる平均的な手数料率が低下しなければ生じ得ない。実際、ここ数年、多くの銀行が預金残高の多寡やメンバーシップの有無によって、預金者に振込み手数料を割り引くといった特典を供与している¹⁰。

もっとも、こうした振込み手数料の引下げの動きが一巡し、資金の決済件数や決済金額に課せられる平均的な手数料率が安定的なものになれば、「為替業務における純手数料収入」の増加率もまた景気の変化と同方向に動くようになると推測される。

他方、「その他の役務純利益」については、上で指摘したとおり、2003年度以降、実質GDP成長率の小幅な変動とは無関係に急増している。図表9は、投資

¹⁰ この背景には、銀行間競争が激しくなる中で、ローン・ビジネスを展開するための元手となる預金をより多く獲得するといった従来からある動機のみならず、その他の手数料ビジネス(後述の投資信託や保険の販売)の買い手を獲得するために預金者を繋留するといった狙いや、より多くの預金者に普通預金を安定的に預けてもらうことを通じて流動性リスク管理を容易化しようといった狙いがある可能性がある。いずれの背景がより重要かを検証することは本稿の目的から外れるため立ち入らない。

信託（以下、投信）および保険の販売手数料が役務取引等収益に占めるシェアを纏めている。2005年度におけるシェアは、投信販売手数料で13.7%、保険販売手数料で8.8%となっている。また、これら2つが、2005年度の「その他の役務純利益」の33.4%を占めている¹¹。さらに、同図表からは、2001年度から2005年度にかけて、投信販売手数料で10.6%ポイント、保険販売手数料で8.3%ポイントのシェア拡大が見て取れる。増加率でも、投信販売手数料と保険販売手数料の急拡大を確認することができる（図表10）。

図表9 投資信託・保険の販売手数料のシェア

	(%、%pt)					
	2001年度	2002年度	2003年度	2004年度	2005年度	2001→05年度
投資信託販売	3.1	5.0	7.4	9.5	13.7	+10.6
保険販売	0.5	2.2	5.8	8.7	8.8	+8.3

(注) 都市銀行および地方銀行の合計。

(出所) 日本銀行

図表10 投資信託・保険の販売手数料額および増加率

(百万円)				
年度	投資信託		保険	
2001	33,872	NA	5,195	NA
2002	56,270	(66.1%)	25,047	(382.1%)
2003	94,547	(68.0%)	74,131	(196.0%)
2004	140,188	(48.3%)	128,561	(73.4%)
2005	237,139	(69.2%)	152,630	(18.7%)

(注1) 都市銀行および地方銀行の合計。

(注2) 括弧内は前年度比変化率。

(出所) 日本銀行

「その他の役務純利益」の約1/3を占める投信・保険販売手数料が、極めて高い率で増加しており、これら2つの手数料の増加が「その他の役務純利益」の急増の主要因となっていることがわかる。これら2つの金融商品の性質を踏まえると、規制緩和の効果のみならず、長期にわたる景気低迷の後に訪れた景気回復局面で、先行きの個人所得に底堅さが見られ初めたことや、過去数年は株価が上昇してきたこと等が、これら金融商品の販売増加に寄与している可能性

¹¹ なお、投資信託や保険の販売にかかる費用は入手不可能である。このため、投資信託および保険の「純」販売手数料収入は計算できない。従って、シェアの数値は、実勢よりもやや高めになっている。

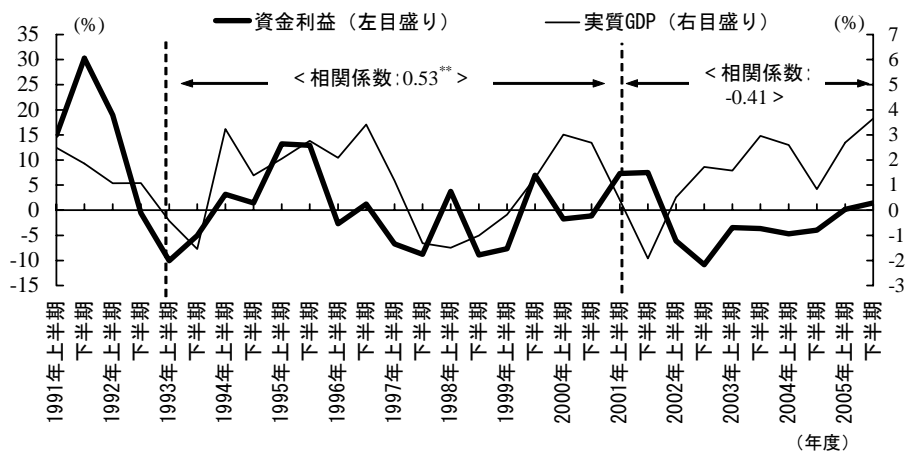
も考えられる¹²。

このように、景気が回復し始めた2002年度以降、為替業務関連の手数料収入は伸び悩んだが、非為替業務関連の手数料収入の増加は著しく、役務純利益全体の推移は景気動向と順相関の関係にあった（半期データを使って、2001～05年度における同利益の実質増加率と実質GDP成長率の相関係数を算出すると、0.74となる¹³）。

4. 3 資金利益の動向

すでに指摘したように、資金利益の実質増加率は、2001年度以降、役務純利益の実質増加率との順相関関係を弱めている。他方、役務純利益の実質増加率は、2001年度以降も、実質GDP成長率と引き続き順相関の関係にある。従って、2001年度以降に資金利益と役務純利益の順相関関係が弱くなった背景としては、資金利益の実質増加率と実質GDP成長率の間の順相関関係が弱まっていることが考えられる。実際、両者をプロットした図表11は、この推測を裏付けるものとなっている。すなわち、資金利益の実質増加率と実質GDP成長率の相関係数は、1993～2000年度の期間では0.53であったが、2001年度以降には、-0.41となっている¹⁴。

図表11 資金利益の実質増加率と実質GDP成長率の推移



(注1) 資金利益の実質増加率は、CPI総合（除く生鮮）の半期平均値でデフレートしたもの。
(注2) 実質GDP成長率は、1991～94年度：93SNA（固定基準年方式）、1994～2005年度：93SNA（連鎖方式）。
(注3) **は有意水準5%でゼロと異なることを示す。
(出所) 各行財務諸表、内閣府「国民経済計算」、総務省「消費者物価指数」。

¹² 銀行が窓口で販売している保険は貯蓄性のものが多く、それらの保険金支払額等は市況の影響を受ける。

¹³ これは有意水準5%でゼロと異なると言える水準である。

¹⁴ 相関係数算出のために利用したデータ期間を踏まえると、0.53は有意水準5%で統計的にゼロと異なる一方で、-0.41については同10%でもゼロと異なる。

このように資金利益の実質増加率と実質 GDP 成長率の間の順相関関係が弱まっている背景として、金融環境の大きな変化を指摘できる。すなわち、ここ数年の景気回復局面においても、ゼロ金利政策や量的緩和政策のもとで金利水準が低位安定し、貸出利鞘が縮小傾向をたどってきた。また、企業が財務体質強化を図るために有利子債務を圧縮させる動きを進めてきた結果、2002 年初をボトムに景気が回復し始めた後も、貸出量は長らく減少傾向をたどった。

もっとも、銀行の不良債権問題と企業の過剰債務問題はほぼ解消されており、今後、長年にわたり減少を続けてきた銀行貸出が景気循環とともに変動する可能性は高まっていると言える。このため、資金利益の実質増加率と実質 GDP 成長率の間の順相関関係が再び強まる可能性も高いと考えられる¹⁵。

4. 4 第 4 章のまとめ

定期預金金利が自由化された 1993 年度以降の 1990 年代において、役務純利益の増加率と資金利益の増加率の間には、順相関関係が観察された。この期間では、両者の増加率とも、実質 GDP 成長率と順相関していることから、景気の好転（悪化）が、役務純利益と資金利益両方を増加（減少）させたと考えられる。

しかし、2001 年度以降は、役務純利益が、非為替業務からの手数料収入を中心に、景気回復や規制緩和を追い風に増加した一方で、資金利益は、超緩和的な金融環境の継続や企業の有利子負債圧縮の動きを反映して、景気変動との連関性を失った。この結果、2001 年度以降、役務純利益の増加率と資金利益の増加率の間の順相関関係が弱まったと考えられる。

¹⁵ 実際、図表 11 をみると、資金利益の増加率と実質 GDP の増加率は、2005 年度以降、同じ方向に動いている。もっとも、この復活した順相関関係が今後も安定的であるとは、以下の理由から、断定できない。まず、貸出利鞘の決定に強い影響を与えていると考えられる銀行間競争の今後のあり方に関する確定的な展望は持ちにくい。また、わが国の銀行業務においては、融資を実行し、貸出債権を保有し続ける伝統的な貸出業務のみならず、貸出債権を市場で売却・購入することも徐々に一般的になりつつある。こうした変化が景気変動の中で、銀行収益の項目毎の動向や ROA の推移にどのような影響を与えるかは必ずしも明らかではない。

5. パネルデータ分析

5. 1 基本情報

本章ではパネルデータを使った回帰分析によって、以下2つの問いに答える。

- (1) 手数料ビジネスの拡大は銀行収益の変動性を高めているか？
- (2) 手数料ビジネスの拡大は銀行の経営安定性に影響を与えているか？

利用するデータは、個体数70（全サンプル行）、データ期間は1996～2005年度のパネルデータである。データの期種は年度となっている。このデータ期間は、銀行手数料ビジネスが1990年代後半から拡大し始めたという、第3章での検証結果を反映したものである。さらに、このデータ期間を、「1996～2000年度」および「2001～05年度」に2分割する。前章で詳しく論じたように、1990年代後半、集計値ベースでは、手数料ビジネス利益の増加率と資金利益の増加率の間には順相関関係が存在したが、2001年度以降はそうした相関関係が弱まった。サンプル期間の分割は、こうした検証結果を反映したものである。

パネルデータを利用して回帰分析を行う場合、推定モデルの選択には2つの論点がある。1つ目の論点は、個別効果ダミーや時間効果ダミーを説明変数に加えるかどうかである。ここで個別効果ダミーとは、データ期間を通じた各行毎の異質性を制御するものである。例えば、サンプル行の本店所在地の違いが、データ期間を通じて被説明変数に一定の影響を及ぼしている場合、そうした影響は個別効果ダミーによって制御される。他方、時間ダミーとは、ある年度において、サンプル行全てに生じたショックを制御するものである。そうしたショックとしては、マクロ経済ショックや政策ショックが想起できる。両ダミーを説明変数としないモデル（以下、プーリングモデル）、個別効果ダミーのみを説明変数に加えたモデル（以下、1元配置モデル）、および両ダミーを説明変数に加えたモデル（以下、2元配置モデル）の中から、最も適当なモデルを選択する必要がある。

もう1つの論点は、個別効果ダミーと説明変数の間に相関を認めるか否かである。相関が存在することを認めるモデル（固定効果モデル）と認めないモデル（ランダム効果モデル）のいずれかを選択する必要がある。

結局、以上の2つの論点に応じて、プーリングモデル、1元配置固定効果モデル、1元配置ランダム効果モデル、2元配置固定効果モデル、および2元配置ランダム効果モデルの5つのモデルが考えられるため、その中から望ましいモデ

ルを選択する必要がある。

モデル選択は以下の手順で行う。まず、1元配置固定効果モデルがプーリングモデルよりも望ましいと言えるかを検証する（テスト I）。すなわち、帰無仮説：プーリングモデル、対立仮説：1元配置固定効果モデル、とする F テストを実施する。もし F 値が大きいならば、帰無仮説は棄却されるので、1元配置固定効果モデルが選択される。

次に、1元配置固定効果モデルが2元配置固定効果モデルよりも望ましいと言えるかを検証する（テスト II）。すなわち、帰無仮説：1元配置固定効果モデル、対立仮説：2元配置固定効果モデル、とする F テストを実施する。もし F 値が大きいならば、帰無仮説は棄却されるので、2元配置固定効果モデルが選択される。

最後に、1元配置（または2元配置）固定効果モデルが選ばれている場合、それが1元配置（または2元配置）ランダム効果モデルよりも望ましいと言えるかを検証する必要がある（テスト III）。この必要に応えるため、帰無仮説：1元配置（または2元配置）ランダム効果モデル、対立仮説：1元配置（または2元配置）固定効果モデル、とするハウスマンテストを実施する。ハウスマン検定量が小さいと、帰無仮説は棄却されないため、1元配置（又は2元配置）ランダム効果モデルが選択される。

5. 2 手数料ビジネスの拡大と銀行収益の変動性

5. 2. 1 分析の手順

まず、上述した最初の問い「手数料ビジネスの拡大は銀行収益の変動性を高めているか？」に答えるために、以下2つの手順に沿って、分析を進める。第1に、資金利益の伸びと役務利益の伸びの間の順相関関係が、粗利全体の変動性をどの程度説明するか考察する。第2に、粗利の変動性と収益性の変動性の関係を計量経済学的に検証する。

5. 2. 2 共分散効果の試算

粗利は、役務純利益、資金利益、および市場投資利益の合計値である。粗利の変化率の分散は、定義上、①上記3種類の収入が粗利に占めるシェア、②各収入の変化率の分散、③各収入の間の相関係数の大きさ、によって決定される。そこで、①については各年度の値を利用し、②と③については2つのデータ期間毎に算出される分散や相関係数を利用することで、各データ期間の粗利変化

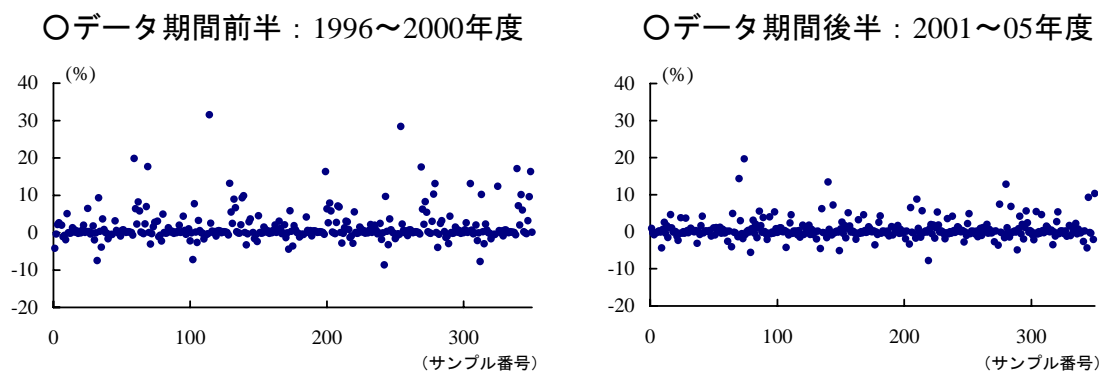
率の分散を算出できる（以下、(1)式参照）。

$$\begin{aligned}
 VAR_GARARI_{i,\tau} = & (T_{i,t})^2 \times (VAR_GEKIMU_{i,\tau}) \\
 & + (S_{i,t})^2 \times (VAR_GSHIKIN_{i,\tau}) \\
 & + (M_{i,t})^2 \times (VAR_GMARKET_{i,\tau}) \\
 & + 2T_{i,t}S_{i,t} \times \sqrt{VAR_GEKIMU_{i,\tau}} \times \sqrt{VAR_GSHIKIN_{i,\tau}} \times \rho[GEKIMU, GSHIKIN]_{i,\tau} \\
 & + 2S_{i,t}M_{i,t} \times \sqrt{VAR_GSHIKIN_{i,\tau}} \times \sqrt{VAR_GMARKET_{i,\tau}} \times \rho[GSHIKIN, GMARKET]_{i,\tau} \\
 & + 2M_{i,t}T_{i,t} \times \sqrt{VAR_GMARKET_{i,\tau}} \times \sqrt{VAR_GEKIMU_{i,\tau}} \times \rho[GMARKET, GEKIMU]_{i,\tau} \\
 & \dots \quad (1)
 \end{aligned}$$

ここで、VAR_X (X=GARARI,...,GMARKET)は、変数 X の分散であることを示す。また、 $\rho[\cdot]$ は括弧内の2変数の相関係数である。添字の i は個別行を意味する。添字の τ はデータ期間の前・後を区別するためのものであり、添字の t はデータ期間における各年度を意味する。GARARI、GEKIMU、GSHIKIN、およびGMARKETは、それぞれ、粗利益、役務純利益、資金利益、および市場投資利益の前年度比変化率である。いずれも、CPI総合（除く生鮮）によって実質化されている。T、S、およびMは、それぞれ、役務純利益、資金利益、および市場投資利益が粗利全体に占めるシェアである。

上記(1)式の右辺第4項を左辺で除すと、役務純利益の伸びと資金利益の伸びとの間の順相関関係が、どの程度粗利全体の変動性を説明するかを把握できる。図表12には、このシェア（以下、「役務・資金」共分散効果）について、データ期間の前半・後半別に、各サンプル行の年度毎計数がプロットされている。

図表12 役務純利益と資金利益の共分散効果



図表12からは、「役務・資金」共分散効果が両利益間の順相関を反映して正

になり得ることを確認できる。また、同効果が負となっているサンプル数は、データ期間前半よりも後半の方が多い（350 サンプル中、前半：125 サンプル、後半：176 サンプル）。このことは、集計値に依拠して、役務純利益の伸びと資金利益の伸びの間の相関関係を予備的に考察した第3章の結果と整合的である。さらに、両期間とも、「役務・資金」共分散効果は、サンプル毎にかなり大きなバラツキがある。このため、サンプル毎の個別性を考慮した計量分析を行う必要性が高いと考えられる。

このように、役務純利益の増加率と資金利益の増加率との間に順相関関係が成立している場合、粗利の変動性はより大きなものになると言える。次節では、粗利の変動性の上昇が収益性の変動性を高めているかを、サンプル間の異質性を制御するパネルデータ計量分析手法を使って検証する。

5. 2. 3 ROA 変動モデル：モデルの説明

純利益は、粗利から費用を引いたものとして定義される。そして、この純利益を総資産残高で除して得られる総資産利益率（ROA）は、資産利用の効率性を表す代表的な収益性指標である。ROA の変動性は、その計算式を反映して、粗利、費用、および総資産残高の変動性に左右される。手数料ビジネスの動向が粗利の変動性に与える影響は、すでに、上記(1)式に基づく試算によって検証している。従って、粗利変動性と ROA 変動性の関係を検証すれば、手数料ビジネスの動向が ROA 変動性に与える影響を把握することができる。こうした考え方に沿って、粗利変動性と ROA 変動性の関係を以下の回帰式(2)によって推計する。

$$\begin{aligned}
 VOLA_ROA_{i,t} = & c + \eta_i + D_t + \beta_{GARARI_t} VOLA_GARARI_{i,t} \\
 & + \beta_{GCC_t} VOLA_GCC_{i,t} \\
 & + \beta_{KEIHI_t} VOLA_GKEIHI_{i,t} \quad \dots \quad (2) \\
 & + \beta_{GA_t} VOLA_GASSET_{i,t} \\
 & + u_{i,t}
 \end{aligned}$$

添え字 i ($=1, 2, 3 \dots 70$) はサンプル行を表し、添え字 t ($=1996, \dots, 2000$ 、又は $2001, \dots, 2005$) は年度を表す。 c は定数項、 η_i は個別サンプル行に関する個別効果、そして、 D_t は時間ダミーである。 β_k は、それぞれの説明変数の回帰係数である ($k = GARARI_t, \dots, GASSET_t$)。 $u_{i,t}$ は標準的な仮定に従う誤差項である。なお、前述のとおり、 η_i や D_t が説明変数として採用されるかどうかは、モデル

選択テストの結果に依存する。VOLTA は、その後について表記される変数の標準偏差であることを意味する。標準偏差は、当該年度および過去 4 年度間の合計 5 個のデータから算出されている。

個別の変数とそれらの作用を説明すると、まず、ROA は、税引前当期純利益を総資産平残で除した総資産利益率である¹⁶。GARARI は、粗利益の前年度比実質変化率である¹⁷。GCC は与信関連費用の前年度比実質変化率である。GKEIHI は経費の前年度比実質変化率である。これら 3 つの変数により、ROA 算出式の分子である純利益が制御されることになる。他方、ROA 算出式の分母である総資産残高については、GASSET により制御されている。これは総資産平残の前年度比実質変化率である。このような線形回帰モデルによって GARARI に掛かる回帰係数である β_{GARARI} の値を推計することにより、粗利の変動性の 1% の上昇が ROA の変動性をどの程度引き上げるかを把握することができる。

c_i や D_i や関するモデル選択結果を纏めている図表 13 をみると、データ期間前半においては 2 元配置ランダム効果モデルが、同後半においては 1 元配置ランダム効果モデルがそれぞれ選択される結果となっている。

図表 13 モデル選択テストの結果 I

▽データ期間前半（1996～2000年度）

	帰無仮説	対立仮説	検定量	p値
テストI	プーリングモデル	1元配置固定効果モデル	F(4, 279) : 126.06	***
テストII	1元配置固定効果モデル	2元配置固定効果モデル	F(4, 275) : 35.46	***
テストIII	2元配置ランダム効果モデル	2元配置固定効果モデル	ハウスマン : 1.37	

▽データ期間後半（2001～05年度）

	帰無仮説	対立仮説	検定量	p値
テストI	プーリングモデル	1元配置固定効果モデル	F(4, 279) : 196.08	***
テストII	1元配置固定効果モデル	2元配置固定効果モデル	F(4, 275) : 0.95	
テストIII	1元配置ランダム効果モデル	1元配置固定効果モデル	ハウスマン : 2.87	

(注) *、**、***は、それぞれ、p値5%以上10%未満、p値1%以上5%未満、p値0%以上1%未満。

¹⁶ 本章で言及される各種指標の定義および記号は、別添図表 1 に纏められている。また、同図表では、回帰分析に利用される変数の基本統計量も要約されている。

¹⁷ 「実質」と言う場合、CPI 総合（除く生鮮）でデフレートされていることを意味する。また、標準偏差は、当該年度および過去 4 年度間の合計 5 個のデータから算出されている。

5. 2. 4 推定結果：ROA 変動モデル

図表 14 は推定結果を纏めている。最も興味のある粗利変化の変動性 (*VOLA_GARARI*) の回帰係数をみると、データ期間前半においては統計的に有意な正值となっている一方で、同後半においてはゼロと有意に異ならないとの結果になった。

図表 14 推定結果 I

被説明変数： <i>VOLA_ROA</i>						
	データ期間：1996～2000年度 2元配置ランダム効果モデル (N：70、T：5) 自由度修正済決定係数：0.103			データ期間：2001～05年度 1元配置ランダム効果モデル (N：70、T：5) 自由度修正済決定係数：0.346		
	回帰係数	t値	p値	回帰係数	t値	p値
<i>VOLA_GARARI</i>	0.009	9.404	***	0.000	0.804	
<i>VOLA_GCC</i>	0.000	1.803	*	0.003	15.786	***
<i>VOLA_GKEIHI</i>	-0.018	-1.927	*	0.006	-0.558	
<i>VOLA_GASSET</i>	0.014	1.411		-0.007	-0.654	
有意な時間ダミー						
D ₁₉₉₆	-0.003	-10.391	***			
D ₁₉₉₇	-0.002	-8.198	***			
D ₁₉₉₈	-0.001	-3.061	***			
D ₁₉₉₉	-0.001	-3.056	***			
D ₂₀₀₀	0.019	8.884	***			

(注) *、**、***は、それぞれ、p値5%以上10%未満、p値1%以上5%未満、p値0%以上1%未満。

他の説明変数の回帰係数についてみると、データ期間前半においては、経費変化の変動性 (*VOLA_GKEIHI*) や全ての年度の時間ダミーの回帰係数が統計的に有意となっている。データ期間後半においては、与信関連費用変化の変動性 (*VOLA_GCC*) の回帰係数が統計的に有意に正值となっている。

以上の推計結果を踏まえると、手数料ビジネスの拡大が収益変動性に及ぼす影響は、1990年代後半と2001年度以降と異なると考えられる。つまり、1990年代後半においては、各行の役務純利益の伸びと資金利益の伸びの間に、順相関関係が成立するケースが多く、これが粗利益変化の変動性を高めることにつながっていた。そして、この効果は、サンプル行全体について平均的にみれば、ROAの変動性の増大をもたらしていた。この意味で、1990年代後半においては、手数料ビジネスの拡大は、収益変動性を押し上げていたと言える。ところが、2001年度以降は2つの利益の間の順相関関係が弱まり、ほぼ無相関となったため、手数料ビジネスの拡大が、収益変動性を押し上げていたとは言えなくなっている。むしろ、同期間において収益変動性を押し上げたものは、不良債権処理の推進によって急増した与信関連費用であった。

5. 3 手数料ビジネスの拡大と経営安定性

5. 3. 1 モデル

次に、もう 1 つの問いである「手数料ビジネスの拡大は銀行の経営安定性に影響を与えているか？」に答える。ここまでの分析によって、役務純利益の増加は、データ期間前半においては収益変動性の上昇につながっていたが、同後半においてはそうした関係は成立していなかったことが示されている。また、手数料ビジネスは資産の造成をほとんど伴わないことから、役務純利益の増加は、資産利用の効率性を示す ROA を押し上げる効果を持つ。こうした事実関係を踏まえた上で、手数料ビジネスの拡大が経営安定性をどのような影響を与えてきたかを把握するために、次の回帰式による推定を行う。

$$\begin{aligned} Z_{i,t} = & c + \eta_i + D_t + \beta_{GARARI_t} VOLA_GARARI_{i,t} + \beta_{GCC_t} VOLA_GCC_{i,t} \\ & + \beta_{KEIHI_t} VOLA_GKEIHI_{i,t} + \beta_{GA_t} VOLA_GASSET_{i,t} \quad \dots \quad (3) \\ & + \beta_{AROA_t} AROA_{i,t} + \beta_{ACOA_t} ACOA_{i,t} + u_{i,t} \end{aligned}$$

添え字 i はサンプル行を表し、添え字 t ($=1996, \dots, 2000$ 、又は $2001, \dots, 2005$) は年度を表す。 c は定数項、 η_i は個別サンプル行に関する個別効果、そして、 D_t は時間ダミーである。 β_k は、それぞれの説明変数の回帰係数である ($k = GARARI, \dots, ACOA$)。 $u_{i,t}$ は標準的な仮定に従う誤差項である。 η_i や D_t が挿入されるかどうかは、モデル選択の結果に依存する。

Z は、経営安定性の代理変数である Z スコアであり、

$$\frac{AROA + ACOA}{VOLA_ROA}$$

という式によって算出される経営指標である。ここで、 $AROA$ と $ACOA$ は、それぞれ、当該年度および過去 4 年度分のデータを使って算出される ROA および COA (自己資本比率) の期間平均値である。 $VOLA_ROA$ は、当該年度および過去 4 年度分のデータを使って算出される ROA の標準偏差である。 Z スコアは、期待される収益や自己資本を払底させ、企業を倒産に至らしめる損失の規模を利益の標準偏差で計測したものであり、 Z スコアの値が大きいということは、経営安定性が高いことを意味する (Lown, Osler, Strahan, and Sufi 2000)。本稿のテーマに関連する先行研究の中にも、この指標を利用しているものが存在している (Stiroh 2004 等)。

Zスコアは、*AROA*、*ACOA*、および *VOLA_ROA* で構成される指標である。このことは、手数料ビジネスの拡大が経営安定性に与える影響を評価するに当たっては、それが収益変動性に与える影響のみならず、収益性および自己資本に与える影響をも考慮して評価することを意味している。

Zスコアの定義を受けて、Zを *AROA*、*ACOA*、および *VOLA_ROA* の3変数に回帰することができる。さらに、上記回帰式(2)の考え方に基づいて、*VOLA_ROA* の代わりに、*VOLA_GARARI*、*VOLA_GCC*、*VOLA_GKEIHI*、および *VOLA_GASSET* を説明変数とすることができる。

式における *VOLA_GARARI* の回帰係数の符号と統計的有意性は、このモデル分析において最も重要な意味をもつ。これが仮にゼロと有意に異なる負値ならば、粗利変動性の高まりが、経営安定性を低下させていたと言える。そして、既述のとおり、粗利の変動性は役務純利益と資金利益の共分散効果の影響を受けることから、*VOLA_GARARI* の回帰係数が統計的に有意に負値であるならば、同共分散効果が粗利の変動性の上昇を通じて経営安定性に負の影響を与えたと考えることが可能となる。

また、役務純利益の増加は、ROAを改善させる効果を持つため、*AROA* の回帰係数がゼロと有意に異なる正値であれば、手数料ビジネスの拡大が経営安定性の向上に寄与していると判断できる。最後に、*ACOA* の回帰係数はより大きい正値となるほど、自己資本比率の向上が経営安定性の改善にとって重要度が高いことになる。

5. 3. 2 推定結果

まず、推計に当たって、説明変数間の多重共線性の影響を検討しておく。すなわち、*VOLA_ROA* を代理する4つの説明変数、*VOLA_GARARI*、*VOLA_GCC*、*VOLA_GKEIHI*、および *VOLA_GASSET* は、*AROA* や *ACOA* と強い相関を持つ可能性がある。強い相関がある場合、説明変数間に多重共線性が生じ、推定された回帰係数の信頼性は低下する。そこで、Snee and Marquardt (1984)に従い、これら4変数と *AROA* および *ACOA* との間の分散拡大因子（以下、VIF）¹⁸を算出し、多重共線性の可能性を確認する。結果を纏めた別添図表2によると、データ期間前半においては27行、同後半においては31行について、8種類のVIFのいずれかが、目安となる10を超えている。こうした銀行については、説明変

¹⁸ 変数 x と y の $VIF_{x,y}$ は、 $1 / \{1 - (\rho_{xy})^2\}$ 、で求まる。ここで、 ρ_{xy} は x と y の相関係数である。

数間に多重共線性が存在している疑いが強いいため、分析対象から除外することにする。この結果、サンプル銀行数は、データ期間前半は43、同後半は39となる。

図表15はモデル選択の結果を纏めている。データ期間前半・後半ともに2元配置固定効果モデルが選択されている。

図表15 モデル選択テストの結果II

▽データ期間前半（1996～2000年度）

	帰無仮説	対立仮説	検定量	p値
テストI	プーリングモデル	1元配置固定効果モデル	F(4, 171) : 5.75	***
テストII	1元配置固定効果モデル	2元配置固定効果モデル	F(4, 167) : 4.68	***
テストIII	2元配置ランダム効果モデル	2元配置固定効果モデル	ハウスマン : 11.84	**

▽データ期間後半（2001～05年度）

	帰無仮説	対立仮説	検定量	p値
テストI	プーリングモデル	1元配置固定効果モデル	F(4, 155) : 6.34	***
テストII	1元配置固定効果モデル	2元配置固定効果モデル	F(4, 151) : 2.72	**
テストIII	2元配置ランダム効果モデル	2元配置固定効果モデル	ハウスマン : 11.15	***

(注) *、**、***は、それぞれ、p値5%以上10%未満、p値1%以上5%未満、p値0%以上1%未満。

推定結果を纏めた図表16をみると、*VOLA_GARARI*の回帰係数は、両期間ともゼロと有意に異ならない。このことから、1996年度から足許まで、全銀行について平均的にみれば、収益変動性の増大は経営の不安定化にとって重要な要因ではなかったことが示唆される。従って、役務純利益の拡大が粗利の変動性を高めることは、経営不安定化につながっていたとは言えない。

図表16 推定結果II

被説明変数：Z

	データ期間：1996～2000年度			データ期間：2001～05年度		
	回帰係数	t値	p値	回帰係数	t値	p値
	2元配置固定効果モデル (N : 43, T : 5)			2元配置固定効果モデル (N : 39, T : 5)		
	自由度修正済決定係数 : 0.353, DW : 1.856			自由度修正済決定係数 : 0.131, DW : 1.876		
<i>VOLA_GARARI</i>	-11.813	-1.315		-9.204	-1.575	
<i>VOLA_GCC</i>	-0.028	-0.379		2.499	1.325	
<i>VOLA_GKEIHI</i>	179.102	1.575		202.540	1.895	*
<i>VOLA_GASSET</i>	-177.133	-1.555		-106.500	-1.536	
<i>AROA</i>	2669.450	1.381		4189.440	4.208	***
<i>ACOA</i>	-1099.870	-0.852		343.670	0.987	
有意な時間ダミー						
<i>D₁₉₉₆/D₂₀₀₁</i>	29.017	1.785	*	18.715	1.961	*
<i>D₁₉₉₇/D₂₀₀₂</i>	-9.200	-2.314	***	10.537	1.965	*
<i>D₁₉₉₈</i>	-5.790	-2.425	***			

(注1) いずれの期間も、Baltagi and Li (1991)に従って、PW変換を行っている。

(注2) *、**、***は、それぞれ、p値5%以上10%未満、p値1%以上5%未満、p値0%以上1%未満。

AROA の回帰係数は、両期間とも正值であり、特に後半においては、ゼロと有意に異なる。この結果からは、データ期間前半よりも後半において、収益性の向上がより大きな経営安定化効果を有していたことが示唆される。また、ACOA の回帰係数は、両データ期間ともゼロと有意に異なるとは言えない。

最後に、時間効果については、1997 年度および 1998 年度の時間ダミーが、経営安定性を押し下げる効果を有している可能性がある。金融危機が発生した時期であることを踏まえると妥当な結果と言える。

5. 4 第 5 章のまとめ

役務純利益と資金利益が同じ方向に増減すると、粗利全体の変動性が高くなる。この場合、手数料ビジネスの拡大は、収益変動性を押し上げる効果を持ち得る。わが国では、こうした役務純利益と資金利益の順相関関係から発生する収益変動性の上昇が、1990 年代後半には発生していたと考えられる。この結果は米銀に関する先行研究と同様のものである。しかし、その収益変動性の増大は、経営安定性に影響を与える要因とはなっていなかった。この点では、米銀に関する先行研究の結果とは異なっている。また、2001 年度以降、わが国では、上記の経路での収益変動性の増大はほとんど観察されていない。これは、資金利益の増減が景気変動との連関性を失った結果として、役務純利益と資金利益の順相関関係が弱まったことが主な原因と考えられる。

経営安定性との関係では、手数料ビジネス拡大が銀行の経営安定性に与える影響は、収益変動性の変化のみならず、手数料ビジネスの拡大が持つ収益性改善効果、および、それが自己資本比率に与える影響にも依存する。分析対象とした手数料ビジネスの拡大期には、特に、役務純利益が急増した 2001 年度以降に、ROA の上昇が経営安定性の向上に寄与していた。また、収益性の向上は自己資本の増強を容易にするが、2001 年度以降は自己資本比率の改善が経営安定性の向上につながっていたとは明確には言えない。もっとも、同期間に積極的に行われた不良債権処理が与信関連費用を高めていた中であって、拡大した手数料ビジネスによる収益の増大が、全体の収益の減少を抑制していた可能性がある。こうした意味では、手数料ビジネスの拡大は、経営安定性を下支えする重要な役割を果たしていたと言える。

6. 結び

わが国では、1990年代後半より、都市銀行を中心に手数料ビジネスが拡大を始めた。同時期から、手数料ビジネス利益の増加率は、資金利益の増加率と順相関関係を形成したが、2001年度以降はその順相関関係が弱まっている。

この変化の一因としては、景気回復、企業の有利子負債圧縮の動きを受けた貸出額の減少、そして、極めて緩和的な金融環境の併存を指摘できる。役務純利益と資金利益それぞれの増加率を景気動向と比較すると、両利益の増加率に順相関が見出された1990年代において、それらは実質GDPと同じ方向に動いていることが分かった。このことは、景気の好転（悪化）が、役務純利益と資金利益両方を増加（減少）させやすいことを示している。しかし、2001年度以降、役務純利益が規制緩和や景気回復を反映して、投信・保険販売手数料等、伝統的な為替業務に関連しない手数料収入を中心に急増した一方で、資金利益は、超緩和的な金融環境が持続する中で、企業の有利子負債圧縮の動きもあって、景気変動との連関性を低下させた。

手数料ビジネス利益の増加率と資金利益の増加率の間に順相関関係が存在すると、両利益の合算額の変動性は、それぞれの利益の変動性を合算したものよりも大きくなると推測できる。この推測を、パネルデータを使って検証すると、1990年代後半においては、手数料ビジネスの拡大が粗利全体の変動性を高めていたことが分かった。もっとも、粗利の変動性の上昇は、収益性の変動を大きくはしたものの、経営安定性を低下させるほど強いものではなかったことも検証できた。

他方、2001年度以降、ROAの向上は経営安定性の向上にとって重要な要因であった。手数料ビジネスの拡大は、銀行の収益性を引き上げる効果を持ち、経営安定性の向上に寄与してきたと考えられる。また、手数料ビジネスからの収益の増加は、不良債権処理損が膨らむ中であって、収益を下支えし、自己資本の低下を防ぐことを通じて、銀行の経営安定性に寄与してきた可能性がある。

手数料ビジネスの拡大が銀行の利益の変動性に与える影響は、手数料ビジネス利益と資金利益の相関関係がどのようなものになるかに依存している。そして、今後の両者の相関関係は、①為替関連手数料収入と景気動向の関係、②規制緩和の効果が一巡した後での非為替関連手数料収入と景気動向の関係、③資金利益と景気動向の関係、によって決定されると考えられる。

上記①については、資金決済の活況度と景気動向との間に、1990年代におい

ては安定的な順相関関係が成立していたことがまず想起されるべきである。この事実に基づけば、振込み手数料等の引き下げ競争が一巡すれば、為替純手数料収入と景気動向との間には順相関関係が復活すると考えられる。上記②については、非為替関連手数料収入の動向も、規制緩和の効果が出尽くした後は、景気変動、金融商品市況と順相関関係となる可能性がある。また、上記③については、企業の過剰債務の調整が一巡しつつある中で、超緩和的な金融政策の終結（あるいは、その見込みの強まり）に伴い、2005年度下半期には、金利が景気拡大に沿って上昇し、資金利益は増加に転じた。この間、役務純利益も引き続き増加している。すなわち、両者の間に順相関関係が復活しており、この事実は、両者の順相関関係が銀行収益の変動性の増大につながりやすい状況になっていることを意味している。

もっとも、わが国の銀行手数料ビジネスは解禁されてからさほど時間が経過しておらず、同ビジネスにおける銀行間競争が十分に激しくなっているとは言えないため、同ビジネスのROA引き上げ効果は大きいと推察される。このことは、経営安定性に強い影響を与える自己資本の増強を容易にすることも意味している。この推察に基づく、資金利益と手数料ビジネス利益との順相関関係が復活したことで収益変動性が増大したとしても、経営安定性が低下するとは限らないと言える。

また、わが国においては、金融システムの構造変化や銀行業務の多様化に伴って、手数料ビジネスの拡大がある程度長期にわたって銀行の収益性を向上させ、経営の安定性に貢献する可能性も考えられる。米銀では、手数料ビジネスとして、クレジット・カードや預金関連サービス、企業向け資産管理サービス等、大手行から中小行まで、それぞれの営業基盤の特性に応じた業務を展開している。わが国の銀行でも、最近、急速に拡大している投信・保険販売手数料以外の分野において、手数料ビジネスを拡大させていくことは十分可能であると考えられる。もちろん、今後、時間の経過とともに手数料ビジネスを巡る銀行間競争が激しくなると、同ビジネスのROA引き上げ効果は小さくなっていく可能性も考えられる。こうした要因も含めて、手数料ビジネスの拡大が収益の変動性を過度に高めることなく、収益性を押し上げ、資本の増強を容易にすることを通じて、銀行の経営安定性に資する要因となっていくかどうか注目される¹⁹。

¹⁹ 最近復活した資金利益と役務純利益の順相関関係が継続し、手数料ビジネスの拡大がROA変動性の増大を通じて経営安定性を低下させる効果を持つならば、経営安定性を向上させるためには、自己資本比率を高める必要がある。このことは、各行の資本政策において、自らの収益構造の正確な理解が重要であることを示している。

最後に、今後なされるべき研究の方向性について付言する。先行研究と本稿は、手数料ビジネス利益の増加率と資金利益の増加率に順相関関係が生まれやすいことや、それが銀行の収益の変動性を高めていることの実証的な証拠を提示している。今後は、その順相関関係の原因のより詳細な特定化が重要な研究テーマとなり得る。本稿は、実質 GDP の動向、あるいは、これをもう少し広く捉えた景気の変動が、手数料ビジネス利益と資金利益を同じ方向に動かす可能性を指摘している。そして、手数料ビジネス利益と景気変動の順相関関係の発生については、好況（不況）期において資金決済サービス、および金融商品への「需要」が増加（減少）しやすいことを推論の根拠としている。これは妥当な推論であると考えられるものの、「供給」面、例えば、銀行間の競争の程度やそれに影響を与える規制のあり方の効果等をより詳細に考察していく必要があると考えられる。また、今後、わが国でも、銀行の手数料ビジネスの多様化が進む場合には、多様化後の手数料ビジネス利益と資金利益との相関を改めて検証する必要が出てくるかもしれない。これらの諸点は銀行の収益構造に関する今後の研究テーマとなり得よう²⁰。

²⁰ 手数料ビジネスの拡大が銀行経営に与える影響については、本稿や本稿で紹介した先行研究のように、収益構造に注目する視点のほかに、手数料ビジネスに伴う事務リスクやコンプライアンス・リスクに注目する視点もあり得る。本稿はそうした視点からの考察は行っていない。

参考文献

(日本語文献)

金融ジャーナル編集部(2005)「全国銀行の役務取引等収益比率(2004年9月期)」、『金融ジャーナル』、2005年8月号。

S&P(2005a)「邦銀の信用リスク分析(2005年版)」。

S&P(2005b)「インダストリー・アップデート: 日本のお手銀行—2005年度第1四半期決算」。

日本銀行(2003a)「金融経済月報」(2003年1月)。

日本銀行(2003b)「金融経済月報」(2003年9月)。

日本銀行(2005)「金融システムレポート・金融システムの現状と評価 —銀行セクターを中心に—」。

(英語文献)

Baltagi, B.H., and Li, Q. 1991. "A Transformation that will Circumvent the Problem of Autocorrelation in an Error Component Model." *Journal of Econometrics* **48**: 385-393.

Belsley, D.A. 1984. "Demeaning Conditioning Diagnostic through Centering." *The American Statistics* **38**: 73-77.

Boyd, J.H., and Graham, S.L. 1986. "Risk, Regulation, and Bank Holding Company Expansion into Nonbanking." *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review* 10 Spring: 2-17.

De Young, R., and Roland, K.P. 1999. "Product Mix and Earnings Volatility at Commercial Banks: Evidence from a Degree of Leverage Model." *Journal of Financial Intermediation* **10**: 54-84.

Graham, S.L., and Hewitt, R.S. 1993. "Bank Holding Company Mergers with Nonbank Financial Firms." *Journal of Banking and Finance* **17**: 43-63.

Greene, W.H. 1997. *Econometric Analysis (Third Edition)*. Prentice Hall.

Kwan, S.H., and Laderman, E.S. 1999. "On the Portfolio Effects of Financial Convergence – A Review of the Literature." *Federal Reserve Bank of San*

- Francisco Economic Review* 1999 Number 2: 19-31.
- Laeven, L., and Majnoni, G. 2003. "Loan Loss Provisioning and Economic Slow Down: Too Much, Too Late?" *Journal of Financial Intermediation* **12**: 178-197.
- Lown, C.S., Osler, C.L., Strahan, P.E., and Sufi, A. 2000. "The Changing Landscape of the Financial Services Industry: What Lies Ahead?" *Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review* 2000 October: 39-55.
- Okina, K., and Shiratsuka, S. 2004. "Policy Commitment and Expectation Formation: Japan's Experience under Zero Interest Rates." *The North American Journal of Economics and Finance* **15**: 75-100.
- Smith, R., Staikouras, C., and Wood, G. 2003. "Non-Interest Income and Total Stability." Bank of England Working Paper No.198.
- Snee, R.D., and Marquardt, D.W. 1984. "Collinearity Diagnostics Depend on the Domain of Prediction, the Model, and the Data." *The American Statistician* **38**: 83-87.
- Stewart, G.W. 1987. "Colinearity and Least Squares Regression." *Statistical Science* **2**: 68-100.
- Stiroh, K.J. 2004. "Diversification in Banking: Is Noninterest Income the Answer?" *Journal of Money, Credit, and Banking* **36**: 853-882.
- Wall, L.D. 1987. "Has Bank Holding Companies' Diversification Affected Their Risk of Failure?" *Journal of Economics and Business* **39**: 313-326.
- Wall, L.D., Reichert, A.K., and Mohanty, S. 1993. "Deregulation and the Opportunities for Commercial Bank Diversification." *Federal Reserve Bank of Atlanta, Economic Review* September/October: 1-25.

▼ 各種指標の定義

財務・経営指標	定義式	記号
収益性	税引前当期純利益 / 総資産平残	ROA
収益変動性	ROAの標準偏差	VOLA_ROA
収益性平均	ROAの期間平均値	AROA
粗利の伸び	粗利の前年度比変化率(CPI総合<除く生鮮>で実質化)	GARARI
役務純利益の伸び	役務純利益の前年度比変化率(CPI総合<除く生鮮>で実質化)	GEKIMU
資金利益の伸び	資金利益の前年度比変化率(CPI総合<除く生鮮>で実質化)	GSHIKIN
市場投資利益の伸び	市場投資利益の前年度比変化率(CPI総合<除く生鮮>で実質化)	GMARKET
経費の伸び	経費の前年度比変化率(CPI総合<除く生鮮>で実質化)	GKEIHI
与信関連費用の伸び	与信関連費用の前年度比変化率(CPI総合<除く生鮮>で実質化)	GCC
自己資本比率	総資本末残 / 総資産末残	COA
自己資本比率平均	COAの期間平均値	ACOA
Zスコア	(AROA + ACOA) / VOLA_ROA	Z
資産の伸び	総資産平残の前年度比変化率(CPI総合<除く生鮮>で実質化)	GASSET

▼ 回帰分析に利用された変数の基本統計量

変数	平均	標準偏差	メディアン	最大値	最小値
VOLA_ROA	0.50%	0.58%	0.35%	6.84%	0.02%
VOLA_GARARI	616.65%	7441.70%	14.10%	93640.62%	1.23%
VOLA_GCC	178.20%	408.19%	110.45%	7721.95%	7.57%
VOLA_GKEIHI	3.94%	6.24%	3.00%	71.80%	0.52%
VOLA_GASSET	3.13%	6.27%	1.83%	66.19%	0.49%
Z	25.48	28.07	13.65	226.24	-1.20
AROA	0.01%	0.45%	0.14%	1.03%	-3.25%
ACOA	4.30%	1.22%	4.25%	10.60%	-6.27%

(注) 各変数ともに70行×10年度のデータ。

▼ 回帰式 (3)に関する VIF チェック：データ期間前半

	VIF _{ACOA, VOLA, GARARI}	VIF _{ACOA, VOLA, GCC}	VIF _{ACOA, VOLA, GREIHI}	VIF _{ACOA, VOLA, GASSETI}	VIF _{AROA, VOLA, GARARI}	VIF _{AROA, VOLA, GCC}	VIF _{AROA, VOLA, GREIHI}	VIF _{AROA, VOLA, GASSETI}
みずほ+みずほコーポ	2.4	1.1	6.33	4.8	1.0	1.1	1.5	1.0
三菱東京UFJ	3.0	1.2	1.8	7.0	1.1	1.0	5.5	1.0
三井住友	2.2	1.0	2.0	13.5	1.3	2.1	1.3	1.0
りそな+埼玉りそな	2.3	2.3	2.5	2.3	2.0	5.1	2.5	2.1
新生	1.8	1.2	1.5	1.7	2.1	1.5	1.8	2.3
あおぞら	1.1	1.7	1.0	1.2	1.5	5.6	1.1	1.7
北海道	1.5	5.3	9.3	5.6	1.9	3.0	67.6	4.7
青森	1.0	9.1	15.0	1.4	1.1	5.2	3.0	1.0
みちのく	1.1	2.3	2.7	1.0	1.5	1.1	4.7	2.7
秋田	6.3	2.9	3.9	1.3	11.7	1.5	3.5	1.0
北都	1.9	1.0	2.5	2.6	2.1	1.0	2.3	2.5
荘内	1.8	1.3	1.1	1.2	1.0	1.0	1.0	1.3
山形	2.5	10.3	1.2	7.8	2.6	1.1	1.0	1.6
岩手	2.9	3.6	1.1	2.7	1.0	1.0	3.9	1.6
東北	2.1	2.5	2.0	6.6	2.0	3.2	1.8	10.4
七十七	5.1	3.5	1.5	1.9	3.5	2.4	1.3	1.6
東邦	1.1	2.0	3.9	1.5	1.6	2.1	1.7	2.8
群馬	3.7	5.3	1.4	1.3	1.3	13.7	1.0	1.0
足利	1.9	1.8	1.9	2.1	3.0	1.4	2.5	2.3
常陸	1.4	1.0	3.0	5.1	1.1	1.4	7.9	5.5
関東つくば	2.7	5.4	9.8	4.6	1.2	1.9	9.2	2.0
武蔵野	1.0	3.3	1.4	2.0	1.9	1.9	2.6	1.7
千葉	1.1	3.6	1.6	2.0	1.2	6.0	1.7	2.1
千葉興業	1.6	1.4	4.4	3.2	1.5	1.6	4.4	3.7
東京都民	2.2	1.4	1.3	1.0	1.3	1.8	1.2	1.2
横浜	1.7	1.6	2.0	1.0	2.4	1.1	2.0	2.0
第四	1.2	1.8	1.2	15.4	1.6	3.3	1.1	80.9
北越	1.5	2.2	2.9	2.5	1.8	16.9	5.9	1.2
山梨中央	1.3	10.3	1.0	1.0	6.2	2.3	1.7	1.5
八十二	4.1	1.3	2.4	2.3	42.1	2.1	11.0	5.9
北陸	2.2	2.2	1.4	1.5	2.8	3.5	21.2	8.4
富山	5.9	1.8	1.9	1.6	8.8	1.6	1.6	2.2
北國	5.5	4.2	1.3	3.8	3.9	6.7	1.3	1.9
福井	3.3	1.2	1.0	1.8	1.0	29.4	2.3	1.0
静岡	3.1	2.3	1.5	4.5	3.9	2.4	1.5	3.3
スルガ	4.1	1.2	14.1	1.8	1.6	2.1	1.7	1.0
清水	3.1	2.2	3.8	1.5	3.2	2.0	4.1	1.6
大塚共立	1.4	1.1	1.1	1.4	1.6	1.9	6.1	2.4
十六	1.6	9.1	1.1	15.4	2.3	9.2	1.1	5.0
三重	2.9	3.9	5.0	6.5	2.5	4.6	3.0	7.1
百五	2.5	2.8	6.0	1.6	1.4	1.9	70.8	3.3
滋賀	14.0	8.6	6.3	2.5	9.6	3.6	5.0	3.9
京都	11.1	2.3	1.6	1.2	1.3	23.8	1.5	1.0
近畿大阪	2.8	5.1	1.5	1.4	2.4	7.6	1.4	1.3
泉州	8.6	9.7	1.2	1.4	14.7	3.0	1.8	1.2
池田	1.1	1.3	1.5	4.9	1.1	9.8	1.6	1.6
南都	2.0	1.1	1.0	1.1	2.0	31.3	1.1	4.0
紀陽	2.3	3.3	1.4	16.8	4.9	3.0	2.1	4.7
但馬	5.8	1.1	1.0	1.6	36.3	1.0	1.2	1.9
鳥取	2.6	1.2	44.1	1.0	1.1	1.0	2.1	2.0
山陰合同	1.0	1.3	4.1	1.7	1.0	1.0	3.9	1.2
中国	7.1	2.7	2.4	7.4	5.0	2.6	2.1	5.4
広島	1.1	3.5	1.1	1.0	1.4	1.7	1.4	1.0
山口	5.0	5.4	1.1	3.8	2.1	2.4	1.3	6.3
阿波	1.1	2.2	1.1	1.1	1.6	1.3	1.0	1.7
百十四	2.4	3.3	3.5	7.4	4.6	1.7	1.8	2.8
伊予	1.1	2.4	1.4	1.3	1.0	1.4	1.1	1.2
四国	7.5	10.1	2.0	1.7	5.6	12.7	2.8	1.6
福岡	1.7	3.8	1.1	1.2	1.3	48.9	1.0	1.1
筑邦	1.2	1.6	2.1	6.8	1.1	2.6	3.7	11.2
佐賀	3.1	4.2	3.4	1.6	3.8	4.9	3.5	1.5
十八	1.3	3.9	2.5	20.2	1.6	2.3	2.7	13.2
親和	1.0	1.0	1.0	2.6	1.0	2.0	1.2	3.5
肥後	5.1	4.4	1.7	1.1	3.8	2.2	1.3	1.2
大分	1.9	5.4	1.1	1.5	2.7	3.3	1.1	1.4
宮崎	1.5	1.7	1.1	1.5	1.2	1.4	1.1	1.2
鹿児島	1.8	5.4	5.7	1.5	2.1	1.8	15.7	1.8
琉球	1.0	2.4	5.6	1.2	1.1	4.0	9.6	2.1
沖縄	1.0	3.3	2.2	2.5	1.4	30.3	66.7	2.1
西日本シティ	1.2	1.7	1.0	2.0	1.7	1.1	1.8	1.1

▼ 回帰式 (3)に関する VIF チェック：データ期間後半

	VIF _{ACOA, VOLA, GARARI}	VIF _{ACOA, VOLA, GCC}	VIF _{ACOA, VOLA, GREHI}	VIF _{ACOA, VOLA, GASSETI}	VIF _{AROA, VOLA, GARARI}	VIF _{AROA, VOLA, GCC}	VIF _{AROA, VOLA, GREHI}	VIF _{AROA, VOLA, GASSETI}
みずほ+みずほコーポ	1.5	2.5	3.4	1.1	3.5	2.9	3.0	1.0
三菱東京UFJ	1.3	1.0	1.4	1.9	2.0	1.0	6.3	2.4
三井住友	116.0	1.2	18.6	10.2	11.0	1.3	6.4	2.5
りそな+埼玉りそな	2.1	35.5	6.9	2.9	1.9	1.5	1.1	2.5
新生	8.2	1.8	6.1	2.3	1.9	2.3	2.6	1.4
あおぞら	6.4	3.4	1.8	1.0	1.3	8.1	1.5	1.0
北海道	1.6	3.4	1.3	1.1	46.9	1.7	2.1	1.2
青森	1.1	1.6	1.2	1.5	1.6	3.2	1.1	6.2
みちのく	2.0	1.1	1.1	3.1	3.9	1.1	1.2	4.0
秋田	5.3	4.0	4.8	3.2	21.8	1.8	1.8	1.5
北都	1.5	6.7	2.8	2.0	2.4	6.1	6.1	2.0
荘内	1.6	5.4	6.5	3.1	27.4	15.7	1.9	2.9
山形	1.2	4.1	1.1	1.6	1.0	1.1	1.2	1.2
岩手	3.2	3.9	6.2	10.1	1.5	1.4	1.3	1.1
東北	1.2	1.1	2.3	1.0	1.1	90.0	1.4	1.3
七十七	5.0	1.1	1.2	5.7	1.0	1.0	1.5	1.9
東邦	1.7	5.5	1.3	1.1	1.0	5.6	1.1	1.0
群馬	1.7	2.3	1.0	3.0	2.2	1.3	1.2	1.5
足利	3.3	1.8	1.9	6.0	1.5	3.3	3.0	1.0
常陸	1.2	1.9	2.2	3.7	13.4	2.0	2.7	3.9
関東つくば	2.7	1.0	1.0	1.0	2.1	1.9	6.3	5.2
武蔵野	5.2	3.4	2.9	1.6	1.6	4.8	2.9	2.0
千葉	1.9	1.6	2.5	1.9	3.7	2.7	7.5	2.0
千葉興業	1.4	2.1	1.1	1.1	5.0	2.0	1.1	1.1
東京都民	8.0	4.0	1.1	2.1	1.2	15.2	1.3	1.5
横浜	2.3	9.5	1.2	2.3	6.6	5.8	1.0	2.4
第四	1.3	2.0	1.0	10.8	3.3	2.4	1.1	93.2
北越	1.3	1.6	7.6	3.9	2.8	78.8	2.7	1.8
山梨中央	2.7	1.4	2.1	13.2	3.0	1.0	113.2	1.5
八十二	18.3	2.0	4.6	6.7	1.8	1.9	3.5	7.4
北陸	1.0	1.2	1.1	1.8	2.3	2.0	8.7	1.9
富山	3.4	14.7	4.4	1.1	1.0	1.0	1.0	2.4
北國	1.9	1.6	1.7	2.4	1.2	2.8	2.5	7.9
福井	2.9	1.4	1.5	57.2	1.0	28.0	18.1	1.3
静岡	2.7	1.0	1.2	63.3	1.0	1.7	1.1	3.3
スルガ	3.4	3.1	3.2	3.5	2.8	2.4	1.2	1.9
清水	1.8	1.0	1.1	2.9	1.0	8.6	1.2	1.0
大塚共立	1.0	4.0	1.1	3.2	1.1	1.4	1.0	1.1
十六	1.8	1.9	2.2	3.3	1.1	1.6	1.7	1.1
三重	5.1	2.7	2.2	5.4	1.1	1.2	1.3	5.2
百五	1.2	1.0	1.2	2.1	1.0	1.3	1.0	5.8
滋賀	3.0	1.0	13.2	3.3	1.0	1.3	1.8	36.9
京都	1.1	1.0	16.3	4.6	2.1	1.1	5.4	5.1
近畿大阪	11.4	1.6	3.2	4.0	1.0	1.1	1.2	1.1
泉州	14.5	5.0	4.1	10.2	10.2	3.3	2.0	30.9
池田	1.4	1.8	1.0	1.3	1.5	2.9	1.0	15.0
南都	2.3	2.2	3.5	1.1	1.2	17.7	5.5	1.1
紀陽	1.0	5.2	5.9	1.5	4.1	1.8	2.9	13.7
但馬	3.3	3.5	3.1	7.5	1.3	1.4	1.0	1.3
鳥取	16.5	1.2	1.1	1.4	2.2	1.3	2.0	1.7
山陰合同	1.2	3.4	1.7	2.7	1.3	1.5	1.1	1.7
中国	5.7	2.0	1.0	3.5	1.8	1.4	1.0	2.3
広島	3.2	13.1	2.9	4.0	1.2	31.5	2.1	3.1
山口	1.6	4.6	1.6	1.0	1.7	1.5	1.4	1.1
阿波	1.1	1.5	1.1	1.1	2.5	1.0	3.8	1.6
百十四	33.7	1.6	1.4	1.3	1.2	1.0	1.1	1.0
伊予	1.4	1.9	1.1	1.3	1.0	3.5	1.0	1.0
四国	1.4	1.0	1.3	1.5	1.7	1.0	1.0	1.2
福岡	2.6	2.4	1.9	1.0	1.2	9.1	3.2	1.4
筑邦	1.0	5.6	16.5	9.3	1.1	1.4	3.2	3.2
佐賀	4.2	5.2	3.3	1.7	1.0	1.0	1.8	1.6
十八	1.3	4.9	1.1	5.1	2.1	1.0	1.2	1.0
親和	1.0	1.4	1.1	1.0	1.1	1.5	1.1	1.1
肥後	2.7	1.1	6.0	1.0	2.9	1.1	1.0	1.0
大分	1.5	3.2	10.1	1.4	3.6	1.0	1.0	1.7
宮崎	17.9	12.1	1.3	1.7	1.2	1.0	5.7	1.6
鹿児島	1.6	2.3	14.3	3.0	3.5	1.9	2.2	10.5
琉球	1.3	2.3	2.0	3.7	2.9	2.2	1.9	3.1
沖縄	1.3	1.4	1.1	3.0	4.8	2.5	1.0	1.5
西日本シティ	4.7	1.0	2.2	1.9	5.8	3.5	12.7	7.7