

学籍番号:CD151004

集約利益の情報内容に関する実証研究
—利益・リターン関係に焦点を当てて—

Empirical Research on the Information Content of Aggregate Earnings:
Evidence on the Earnings>Returns Relation

(要約版)

大学院商学研究科

博士後期課程 経営・マーケティング専攻

吉永 裕登

まえがき

振り返ること5年前。「研究とはどのようなものだと思いますか」という、大学院修士課程入学試験の口頭試問でかけられた質問を今でも覚えている。当時筆者は、「研究は新しいものを見つけるための活動だと思います」などと自信満々に答えたのだが、「では、君の定義だと、例えば勉強では新しいものは見つからないのですか」と返されたことで混乱し、結局続く言葉を見つけられなかった。その後のことは覚えていない。先の質問以外で記憶に残っているのは、口頭試問後に「失敗した、試験に落ちたかもしれない、今から始めても一般企業の就職活動に間に合うだろうか」などと心配し、同じ口頭試問を受けた調勇二くんに励まされていたことだけである。そんな筆者が本学位論文の執筆にまでこぎつけられたのは、ひとえに周囲の方々のご指導ご協力のおかげである。

誰よりもまず、指導教員の中野誠先生に感謝を申し上げたい。就職活動の開始を目前に控えた2012年11月。就活サイトでのプレエントリーに勤しむ筆者に対して、中野先生から送って頂いた「研究者を目指してはどうか」というFacebookでのメッセージが、筆者が研究者の道を志すきっかけであった。研究者の道に進むことを決めた後にも、中野先生には毎週のゼミで丹念に指導して頂いたほか、豊富な成長の機会も与えて頂いた。学部・修士5年一貫教育プログラムによる飛び級、海外での学会報告、日本銀行金融研究所での客員研究、『企業会計』での共著連載、グローバル・データを用いた研究。これらは全て中野先生から紹介・提供して頂いたものである。成長の機会は与えつつ、その活かし方については学生の自由に任せ、失敗しても“Don't mind.”という中野先生の大らかな指導方針のおかげで、大学院生活を有意義かつ伸び伸びと過ごすことができた。

中野先生がThe University of Sydneyでの在外研究に向かわれたときに指導教員になってくださり、その後論文指導教員として3年間ご指導頂いた蜂谷豊彦先生にも大いに感謝している。注意しないと見過ごしがちだが実は重要なポイントによく目を光らせる蜂谷先生には、具体的かつ有用なコメントを何度もして頂いた。研究上行き詰まった時や査読対応で困った時に蜂谷先生に相談すると、たとえ筆者が漠然とした不安しか表明できなくとも、活路を見い出せるように背後にある問題を推測し、的確な論点を提示してくださるため、非常に頼もしく感じたものである。多忙極まりない学部長を務めながらも議論が終わるまでゼミを延長し、研究を改善するための方針を一緒に考えてくださるなど、その親身な姿勢に研究面でも精神面でも大いに支えられた。

先見性や大局的な直感に優れ、豊富な成長機会を与える中野先生と、分析手法への理解や洞察力に秀で、問題解決に至る議論を進める蜂谷先生。異なる強みと指導方針を持つ2人の先生に師事したことは、大学院生活で筆者が得た幸運の最たるものである。中野ゼミで研究の方向性の確立と軌道修正を行い、蜂谷ゼミで具体的な問題の特定と解決方法を相談する。研究が進むとまた2つのゼミで報告し、異なる観点からコメントを頂いて改善する。改めて考えてみると、こうしたバランスの良い指導のおかげで、筆者が大学院在学中に経験した研究上の困難は、自ずと解決されていったように感じる。本論

文の執筆過程でも、両先生には年末年始にもかかわらず原稿に目を通して頂き、有益なコメントを送って頂いた。改めて感謝を申し上げる。

大学院では中野先生と蜂谷先生以外にも、伊藤邦雄先生、加賀谷哲之先生、加藤俊彦先生、高見澤秀幸先生、坪山雄樹先生、中東雅樹先生、藤原雅俊先生、福川裕徳先生、James Routledge 先生、Omrane Guedhami 先生という多くの先生方の講義を受講することで、研究者として必要な能力を養い、幅広い知識を吸収できた。中野先生や円谷昭一先生、野間幹晴先生の講義ではティーチング・アシスタントを努める中で、学術と教育の融合を図る姿や、工夫を凝らした講義の進め方を背中であげて頂いた。講義を通じて獲得した知識と経験が、少なくとも間接的に筆者の助けとなっていることは、大学院生活の中で折に触れて実感している。ご指導頂いた先生方に深く感謝を申し上げたい。

学会や研究会では、学外学内問わず多くの先生に暖かく迎えて頂き、研究へのコメントを頂いた。特に、浅野敬志先生（首都大学東京）、石川博行先生（大阪市立大学）、伊藤健頭先生（甲南大学）、内田交謹先生（九州大学）、大沼宏先生（東京理科大学）、奥田真也先生（名古屋市立大学）、小野慎一郎先生（大分大学）、大日方隆先生（東京大学）、金鉉玉先生（東京経済大学）、木村晃久先生（横浜国立大学）、河内山拓磨先生（一橋大学）、古賀裕也先生（東北学院大学）、島田佳憲先生（岩手大学）、首藤昭信先生（東京大学）、鈴木智大先生（亜細亜大学）、高橋由香里先生（首都大学東京）、田口聡志先生（同志社大学）、武田史子先生（東京大学）、角ヶ谷典幸先生（名古屋大学）、中村亮介先生（筑波大学）、広田真人先生（中央大学）、藤山敬史先生（神戸大学）、星野優太先生（椙山女学院大学）、村宮克彦先生（大阪大学）、森脇敏雄先生（広島経済大学）、八重倉孝先生（早稲田大学）、安田行宏先生（一橋大学）、柳瀬典由先生（東京理科大学）、吉田靖先生（東京経済大学）、若林公美先生（甲南大学）には、研究へのコメントや研究者としてのアドバイスなどを通じてお世話になった。記して感謝を申し上げたい。研究報告後にコメントやアドバイスをくださった先生や、司会となった先生の名前を報告論文の謝辞に記すよう習慣づけていると、論文を改訂する度に多くの方々のご協力で自身の研究活動が支えられていることを実感し、「研究を良いものにしなければ」と思いを新たにしたものである。今後も頂いたコメントやアドバイスを基に自身の研究活動を進め、研究の改善を目的としたコメントを行うことで、恩義に報いていきたい。

和やかな雰囲気の中で、互いの研究を改善しようとコメントを出し合う有意義な時間を共にしたゼミ仲間にも、記して感謝を申し上げたい。中野先生と蜂谷先生の大学院ゼミでは、高須悠介先生（横浜国立大学）、石田惣平先生（埼玉大学）、金鐘勲先生（一橋大学）、安元雅彦さん、調勇二くん、羽田徹也さん、小野祐樹さん、藤谷涼佑くんという優秀な仲間にも恵まれ、切磋琢磨し合うことができた。中野ゼミではとりわけ、兄弟子の高須先生、同期の調くん、弟弟子の藤谷くんの存在が大きい。中野先生の一番弟子である高須先生は院生時代に数々の研究業績を築き上げ、後に続く筆者らの要求水準を押し上げた。藤谷くんは、修士課程入学当初から会計研究や分析手法への高度な理解に加えて英会話能力まで兼ね備えた大型新人であり、先輩として立つ瀬が無くならないよう

努力する原動力を与えてくれた。学部3年時から筆者と同じ道を辿る調くんは、優秀な先輩と後輩に挟まれる大変さを理解してくれる良き友人であり、また研究上では競い合う好敵手でもあった。有能な方々に囲まれる院生生活ではプレッシャーを感じたこともままあったが、そのおかげで筆者が研究者として成長できたことは紛れも無い事実である。重ねて感謝を申し上げたい。大学院では菊池涼太くん、坂内慧くん、甚内俊人さん、積惟美くん、寺嶋康二くんを始めとする他ゼミの院生とも議論を交わし、良い刺激を受けた。今後も切磋琢磨できる良い関係を保ちたい。

半年間という短い間であったが、修士課程のときにお世話になった日本銀行金融研究所の方々、とりわけ大坪史尚氏、天白隼也氏、二重作直毅氏、古市峰子氏にも感謝している。集約利益を扱う本論文の研究テーマは、中野先生と同研究所で客員研究をしている中で定めたものであった。同研究所では有意義なコメントをしてくださったほか、研究者見習いの筆者に対しても優しく接してくださったことを覚えている。同研究所の方々のように紳士的な人間になれるよう、精神面の修養にも努めたい。

本研究は、日本学術振興会から「特別研究員奨励費（課題番号：15J00015）」を、一橋大学や一橋大学大学院商学研究科から大学院生に対する経済的支援を受けて行われた研究の一部である。また、本学マネジメント・イノベーション研究センターからは経済的支援のほか、本論文で使用したデータベース、S&P Capital IQの提供を受けている。研究活動に支援して頂いた各機関の方々に、記してお礼を申し上げる。

最後に家族に対して謝意を記したい。両親や祖父母たちは経済的事情や学位取得後の就職事情などを考慮した上で、「一風変わった人生を歩みたい」という筆者の意思を尊重し、陰ながら支えてくれた。上京して見た目は垢抜けても趣味趣向は殆ど変わらない弟には、顔を合わせる度に安心してた。一橋大学在学中で近くに住む妹とは常日頃から雑談しており、研究の合間に部屋を訪ねることが良い気分転換となっていた。変わりゆく状況の中で変わらない関係を続けてくれる家族は、筆者の精神的支柱である。

さて、論文執筆の最中、改めて冒頭の質問について考えたのだが、未だ明快な答えが浮かばない。経験上、勉強も研究も未解明の謎の解明に努める活動であり、勉強は誰かが既に解明したが当人は理解できていない謎を、研究は人類全体にとって依然十分に解明されていない謎を扱うように思われる。しかし、厳密に考えると、どこまで解き明かせば十分な解明と言えるのかわからない。解明と未解明の境界が曖昧ならば、勉強と研究の境界もぼやけてしまう。不甲斐ないことに両者を明快に分かつ答えは未だ提示できないが、本論文の研究対象への理解については、頭を抱えるばかりであった博士後期課程入学時に比べて存外深まったように思われる。石の上にも三年。続けることで具体的な研究対象への理解が深まるのなら、「研究とは何か」という概念的な問いへの答えも、そのうち見えてくるかもしれない。在学中に得られなかった答えをいつか手にすることを願いつつ、果てしなく続く研究者の道を気長に歩んでいきたい。

2018年1月吉日

吉永裕登

目次

第1章 研究の目的と背景	1
第1節 研究の目的	1
第2節 研究の背景	2
1. 実社会における集約会計情報の活用	2
2. 集約会計情報のマクロ経済研究	4
3. 集約会計情報の資本市場研究	5
第3節 研究の焦点	7
第4節 本論文の構成	8
第2章 集約レベルの利益・リターン関係に対する2つの仮説 (要約)	10
第3章 先行研究の実証的証拠と本論文の論点 (要約)	12
第1節 先行研究の類型化と対象領域	12
第2節 集約会計情報を用いる資本市場研究	13
1. 研究領域の特徴と目的	13
2. 集約レベルの利益・リターン関係のメカニズムに関する実証的証拠	15
3. 2つの仮説に関する実証的証拠に対する考察	23
4. 本論文で扱う論点の導出	27
第4章 日本における集約レベルの利益・リターン関係	31
第1節 はじめに	31
第2節 研究の背景と仮説	33
1. 研究の背景	33
2. 集約レベルの利益・リターン関係に対する仮説	35
第3節 利益・リターン関係の「ミクロ・マクロ・パズル」の実証分析	36
1. リサーチ・デザイン	36
2. データとサンプル	38
3. 分析結果	40
第4節 経営者予想利益を踏まえた利益・リターン関係の分析	40
1. リサーチ・デザイン	40
2. データとサンプル	43
3. 分析結果	44
第5節 集約する企業数と利益・リターン関係	48
第6節 おわりに	50
補論1 権利落ちと配当落ちを調整した株価の算出方法	51
補論2 四半期経営者予想利益の推定方法	52

第5章 日本における集約レベルの利益・リターン関係に 資本コストが及ぼす影響.....	55
第1節 はじめに.....	55
第2節 先行研究と本章の検証課題	57
1. 集約レベルの利益・リターン関係に対する Kothari et al. (2006)の仮説	57
2. 先行研究と実証的証拠	58
3. 研究の動機と検証課題	60
第3節 リサーチ・デザイン.....	61
1. 分析モデル.....	61
2. 変数の定義.....	62
第4節 データとサンプル	65
1. サンプル	65
2. 相関係数と記述統計量	66
第5節 分析結果.....	67
1. 主分析.....	67
2. 頑健性分析.....	69
3. Sadka and Sadka (2009)の仮説に関する議論	72
第6節 おわりに.....	73
補論1 集約利益サプライズの代理変数としての <i>SURq</i> の妥当性.....	75
補論2 資本コストの推定方法	76
第6章 世界各国における集約レベルの利益・リターン関係に 資本コストが及ぼす影響（要約）	79
第7章 集約利益の循環性とマーケット・リスクプレミアム （要約）	81
第1節 はじめに.....	81
第8章 結論と課題	82
第1節 はじめに.....	82
第2節 各章の要約	83
1. 第2章 集約レベルの利益・リターン関係に対する2つの仮説.....	83
2. 第3章 先行研究の実証的証拠と本論文の論点	84
3. 第4章 日本における集約レベルの利益・リターン関係	85
4. 第5章 日本における集約レベルの利益・リターン関係に資本コストが及ぼす 影響.....	86
5. 第6章 世界各国における集約レベルの利益・リターン関係に資本コストが及 ぼす影響	87

6. 第7章 集約利益の循環性とマーケット・リスクプレミアム	88
第3節 本論文の結論	89
1. 集約利益の情報内容の予測可能性	89
2. 集約レベルの利益・リターン関係を説明する仮説	90
3. 集約レベルの利益・リターン関係に影響する資本コストの構成要素	91
第4節 本論文の貢献	91
1. 企業レベルと異なる集約レベルの利益・リターン関係の国際的一般性	91
2. 集約レベルにおける利益・リターン関係のメカニズムの解明	92
3. 集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化の正の関係の検討	93
4. 各国の集約レベルの利益・リターンに世界の資本コストが及ぼす影響	93
第5節 本論文の限界と残された課題	94
参考文献	96

第1章 研究の目的と背景

第1節 研究の目的

2017年5月10日、トヨタ自動車は2017年度3月期の決算短信で、売上高2.8%減、純利益26.5%減という大幅な減収減益を報告し、翌年度もさらに減収減益が見込まれることを発表した。トヨタ自動車は売上高、時価総額の双方において二位に約2倍の差を付けて日本企業の頂点に立つ巨大企業である。経済的影響力の高い上場企業の中でも一際抜きん出た規模を誇るトヨタ自動車にはそれだけ多くの注目が向けられており、その業績の低迷は翌日の日本経済新聞の一面¹などで大きく報道された。797の関係会社²、約3万もの下請け企業³を有するトヨタの波及効果を考えれば、日本経済の先行きを心配した人も多いだろう。

しかし、わずか2日後の日本経済新聞朝刊の一面は、こうした懸念を払拭する明るい記事で飾られた⁴。一面に大きく『2期連続最高益へ』とタイトルが掲げられた記事では、2017年度における国内上場企業の業績がすこぶる好調であり、翌年度にかけて2期連続過去最高益を達成する見込みとまで記載されていたのである。幅広い業種で業績が改善したことでトヨタ減益の影響は打ち消され、純利益合計は前期比で21%も増加したのだった。6月には日本企業による輸出の伸びを加味して、経済協力開発機構（OECD: Organization for Economic Cooperation and Development）が日本の2017年度の実質国内総生産（GDP: Gross Domestic Product）成長率予想値を0.4%上方修正し、日経平均株価も2万円の大台を突破した。

トヨタ自動車は、間違いなく日本を代表する企業である。多くの関係会社を抱え、多くの取引先と繋がり、多くの従業員が働いている。知名度も高く、日本経済への影響も大きい。しかし、名実ともに大企業でも、一企業が一国の経済に及ぼす影響は限られている。逆に、もしトヨタ一社が低迷しても、その影響を帳消しにするほど他企業の業績が良好であれば、日本経済全体の見通しは改善され、株価も堅調に推移する。

こうした事例から、我々は分散投資の際に注目すべき情報を読み取れるだろう。複数の銘柄に分散投資を行う合理的な投資家の資産価値は、日経平均株価などの市場全体での株価の動きに連動する。そのため、彼らの資産価値に強く影響するのは、分散される企業固有の情報ではなく、分散されないシステマティックな市場全体の情報となる。彼らの投資意思決定には、個別企業の分析よりむしろ、様々な情報から市場動向を適切に

¹ 『トヨタ純利益18%減 今期、2期連続減 米販売減響く』、2017年5月11日付 日本経済新聞朝刊、1頁。

² 関係会社の数はトヨタ自動車の2017年3月期有価証券報告書、6頁を参照している。

³ 下請け企業の数は、帝国データバンクの『特別企画：第2回トヨタ自動車グループの下請企業実態調査』を参照している。

⁴ 『2期連続最高益へ 上場企業 電機・商社けん引』、2017年5月13日付 日本経済新聞朝刊、1頁。

第1章 研究の目的と背景

捉えることが求められるのである。分散投資を行いながら個別企業の分析のみに終始する投資家は、「木を見て森を見ず」という状況に陥っていると言えるだろう。

実務から研究に焦点を移すと、個別企業の会計情報という「木」に関する研究は古くから幅広く行われてきた。その一方で、生い茂る「木々」を「森」に見立てる研究、すなわち個別企業の会計情報を集約（aggregate）し、上場企業全体としての動向を読み取る研究は、会計研究領域で近年始められたばかりである（Ball and Sadka 2015）。そのため、この集約会計情報は分散投資家の投資意思決定に資する可能性があるものの、その情報内容や活用方法は現時点では明らかにされていない。そこで、本論文では集約会計情報の中で集約利益に注目し、集約利益には利益公表期の株価に影響する情報が含まれるのか、また、含まれるとすればどのような情報が含まれるのかを実証的に明らかにすることを目的としている。

なお、この研究領域では「集約」という言葉が、複数の経済主体の同じ期間ないし時点における特定の会計項目や株式リターンを、平均や合計などを通じてひとまとめにし、代表値を算出することを意味する言葉として使用されている。広く捉えれば、業種ごと、地域ごと、国ごとなど様々なレベルで集約することが可能だが、本論文では特に言及しない場合、国ごとにまとめる場合に集約という言葉を使用する。これは、先行研究で aggregate という言葉が使用された場合、国レベルで集約することが一般的だからである。続く第2節ではこの目的意識で研究を行う背景を深掘りする。第3節では、本論文の構成と各章の概要を説明することで、本論文の全体像を提示する。

第2節 研究の背景

本節では、本研究の背景を説明する。前節で軽く触れたが、実社会では個別企業の会計情報をそのまま利用するだけでなく、集約して活用することも広く行われている。まずは、その具体例を紹介することから話を始めよう。

1. 実社会における集約会計情報の活用

2017年現在、上場企業は経営成績と財政状態といった自らの財務会計情報を、企業外部の利害関係者に対して公表している。例えば日本では、四半期ごとに企業自身のウェブサイトや証券取引所のTDnet（Timely Disclosure network）、金融庁の運営するEDINET（Electronic Disclosure for Investors' NETwork）などで会計情報を掲載した決算短信と有価証券報告書が公表されており、事実上誰もが上場企業の会計情報を無料で閲覧できる状態にある。四半期ごとの財務会計情報の公表が企業に要するコストは大きいものの、適時的な財務報告が求められている背景には、財務会計情報が持つ重要な2つの機能がある。第1の機能は、投資家による当該企業の業績予測と価値評価に役立つための情報を提供するという「意思決定支援機能⁵」であり、企業会計基準審議会の『討議

⁵ 会計情報が意思決定支援機能を果たしていることについては、疑問視する研究者も存在する。

資料『財務会計の概念フレームワーク』によれば、この機能は財務報告の主たる目的とされている。

この概念フレームワークでは、会計情報の第2の機能として、財務会計情報を様々な契約に活用することで、企業関係者間の利害を調整する「利害調整機能」も提示されている。例えば、株主と経営者の間には情報の非対称性があるため、経営者は株主の富を毀損して私的便益を追求する懸念がある。こうした経営者による機会主義的行動を緩和するために、利益連動型の経営者報酬制度を組み込むことが考えられる。企業が獲得した純利益は株主資本に組み込まれ、将来の配当の原資となるため、純利益の増加は株主の富の増加につながる。利益連動型の経営者報酬制度は、株主と経営者の富を連動させるため、両者の間の利害対立を緩和できるのである⁶。

しかしながら、財務会計情報は公表企業への投資意思決定や企業関係者間の利害調整のみを目的として使用されるわけではない。実社会において、財務会計情報は本来目的とされる2つの機能以外にも様々な役割を果たしている。例えば、日本の代表的な経済紙である日本経済新聞では、上場企業全体や各業界の景況に関する記事の根拠として、公表された上場企業の財務会計情報を集約したデータが併記されることがある。次の記事を見てもらいたい。前者は、集計対象とした上場企業に占める増益企業の数と純利益の変化率を基に、上場企業の業績が全体として好調であると論じる記事である。後者の記事では、ゼネコン大手4社の営業利益合計が期初予想を大きく上回ったことから、建設業界が好況に沸いていると結論づけている。

——上場企業の業績が好調だ。2017年4～9月期は純利益が前年同期より増えた社数が全体の71%となり、最終増益の社数比率は13年4～9月期以来4年ぶりの高水準となった。

(中略)

31日までに決算を発表した501社(金融などを除く)を日本経済新聞社が集計。社数で3月期企業の32%、時価総額で40%に相当する。純利益は前年同期比49%増と2年ぶりの増益に転換。——⁷

Lev (1989)は、株式リターンを会計利益に回帰すれば両者の間には有意に正の関係が観察されるものの決定係数は非常に小さく、投資家にとっての会計利益の有用性は極めて限定的だと論じている。Ball (2013)は、企業の業績予測や価値評価に有用な情報が会計情報以外にも存在すること、通期利益の情報内容の多くが公表前に株価に反映されていること (Ball and Brown 1968)などを基に、会計情報が意思決定支援機能を果たすことに疑問を呈している。

⁶ 経済産業省によって2016年に実施されたアンケート調査(『コーポレート・ガバナンスに関する企業アンケート調査結果』)によれば、日本では売上規模の大きな上場企業を中心として、利益などの会計指標と連動する役員報酬が導入されている。日本の東証1部・2部上場企業を対象としたこのアンケート調査の結果には、連結売上高や経常利益などの会計項目や、ROE (Return On Equity) などの会計指標に連動する役員報酬を導入している企業が、回答企業の約81%に上ると記されている。

⁷ 『上場企業7割が最終増益、4～9月、4年ぶり高水準、外需好調。』, 2017年11月1日付,

——（ゼネコン大手）4社合計の営業利益は5587億円と期初予想を49%上回った。首都圏を中心とした旺盛な再開発やインフラ整備需要を背景に、ゼネコンの価格交渉力が強まっており、工事採算が総じて改善した。——⁸

こうした集約会計情報は政府機関でも活用されている。財務省は四半期ごとに資本金1,000万円以上の企業を対象として単体財務諸表の情報を集約する法人企業統計調査を実施しており、この調査結果はGDPの推計に活用されている。また、経済産業省は海外現地法人を有する日本国籍の事業会社を対象にした海外事業活動基本調査や海外現地法人四半期調査の中で、在外現地法人の財務会計情報を集約している。

日本取引所グループのウェブサイトでは、東京証券取引所に上場している企業を対象とした決算短信集計結果が公表されており、主要な会計項目の合計値を確認できる⁹。この日本取引所グループでは上場区分別に集約した結果も公表しているため、上場区分別の企業景況感の把握にも活用できる。例えば、最近日本企業の業績は好調であると報道されているが、マザーズでは医薬品業での赤字が大きく、同市場の製造企業は2006年度から一貫して赤字という厳しい経営状況にあることが読み取れる。このように、実社会では一国や業界の景況を判断する材料として、集約会計情報は広く活用されているのである。

2. 集約会計情報のマクロ経済研究

集約会計情報は官民の双方で活用されている一方で、本来の財務会計情報の機能から離れていることもあり、会計学研究者から注目されることは少なかった。しかし近年、集約会計情報の内容と有用性に関する先駆的な研究が始められている（Ball and Sadka 2015; Konchitchki 2016）。Konchitchki (2016)は、会計を活用してマクロレベルのトピックについて取り組む研究を広く Macro-Accounting と呼称しつつ、集約された会計情報の内容と有用性を追究する研究をこの領域内に位置づけている。

集約された会計情報に関する先行研究の方向性は、大きく分けて2つある（中野 2012, 2014）。第1に、集約会計情報をマクロ経済との関わりから研究する領域である。集約会計情報には様々なマクロ経済情報が含まれることが示されている。例えば、Shivakumar (2007)は基本的な単回帰分析を通じて、集約利益が様々なマクロ経済情報と関係していることを示している。ここから派生して、Konchitchki and Patatoukas (2014a)は集約利益を活用することで、マクロエコノミストによる将来GDP成長率予測を改善できる可能性を実証的に示しており、Konchitchki and Patatoukas (2014b)は代表的企業の

日本経済新聞朝刊, 1頁。筆者により一部修正。

⁸ 『ゼネコン4社、前期最高益、人手不足、価格交渉優位に、今期も上振れ余地（決算深読み）』, 2017年5月13日付, 日本経済新聞朝刊, 15頁。筆者により一部修正。

⁹ 日本取引所グループ 決算短信集計結果

(<http://www.jpx.co.jp/markets/statistics-equities/examination/>)

利益情報を集約するだけでも予測の改善は可能であることを示している。Galo et al. (2016)は集約利益はインフレ率と失業率という中央銀行が重視する2つのマクロ経済指標に強く関係することから、集約利益は中央銀行の金融政策の予測にも有用であると論じている。こうした先行研究では、集約会計情報に含まれるマクロ経済情報を明らかにした上で、この情報をマクロエコノミストや政府機関が活用する方法を提案することを目的としている。

従来、会計学は他の学問領域から理論や分析手法を取り入れるものの、逆に他の学問領域への影響力が乏しいことが憂慮されていた (e.g., Pieters and Baumgartner 2002; Bricker et al. 2003; Fellingham 2007; Basu 2012)。しかし、この研究領域にはマクロ経済に関する学術的貢献と実務的貢献を通じて、会計学の学際的重要性を主張できる可能性がある。特に、日本ではGDPの速報値と改定値に乖離が生じる原因として法人企業統計調査が挙げられている。法人企業統計調査は集計結果の公表までに約60日を要するが、四半期末から45日以内に公表される上場企業の会計情報を用いて法人企業統計調査に近い情報を作成できるならば、GDPの推計プロセスの改善に貢献できるかもしれない¹⁰。

3. 集約会計情報の資本市場研究

集約会計情報を用いたもう1つの研究領域は、集約会計情報と資本市場との関連性を追究するものである。この研究領域では、資本市場に関係する集約会計情報の内容と活用方法を明らかにすることで、投資家の意思決定に貢献することを目的としている。本論文ではこの研究領域に属する研究に着手しており、その理由には以下の3点がある。

第1の理由は、合理的な投資家の多くが複数の銘柄に投資する分散投資家であることと関係している。複数銘柄に分散投資することでシャープ・レシオを高められる（すなわち、期待リターンに対するリスクを抑えられる）ことが知られており (e.g., Brealey et al. 2014)、実務的にも分散投資は基本的な手法として活用されている。例えば、日本最大の機関投資家である年金積立金管理運用独立行政法人 (GPIF: Government Pension Investment Fund) は国内外の債権や株式に投資資金を分散させており、直近の2016年末時点では市場運用分のうち国内株式の90.62%、国外株式の86.45%をインデックスに連動するパッシブで運用している¹¹。こうした分散投資家にとっては、分散投資を通じて相殺される企業固有の情報よりも、市場全体に関わるシステムティックな情報の方が資産に強い影響を及ぼす。集約会計情報は多くの企業の会計情報を平均ないし合計して作成されるため、その作成過程において企業固有の情報が分散され、分散されないシステムティックな情報となっている。それゆえ、この情報内容を明らかにし、活用方法を

¹⁰ 例えば、中野・吉永 (2017a)は、経済危機時を除けば、上場企業の経常利益増減率を集約することで、法人企業統計調査の経常利益増減率の8割以上を説明できることを示している。

¹¹ 2016年末の運用比率については、『GPIF 平成28年度 業務概況書』, p.72を参照している。

模索することで、分散投資家に意義のある研究成果をもたらすことが期待できる。

第2に、投資意思決定に関わる集約会計情報の内容や活用方法は、まだ十分に解明されていないことである。先行研究では集約会計情報を用いて分析すると、個別企業の会計情報を用いた時と観察される結果が大きく異なることがしばしば報告されている。例えば、会計利益と利益公表期の株式リターンの間には正の関係が観察されてきた。会計利益に関するグッド・ニュース（バッド・ニュース）は利益公表期の投資家の将来キャッシュ・フローに関する期待を上方修正（下方修正）し、それに伴って株価が上昇（下落）するからである。しかしながら、米国では会計利益と株式リターンをそれぞれ集約すると、両者の間には有意に正の関係が観察されず、有意に負の関係すら観察されることが報告されている（e.g., Kothari et al. 2006; Sadka and Sadka 2009）。先行研究ではこの原因として、集約利益が市場リターンに及ぼす正の影響が別の情報の影響で打ち消されていると論じる仮説と（Kothari et al. 2006）、利益公表前に予測された集約利益が期待市場リターンに負の影響を及ぼすことを原因として論じる仮説が提示されている（Sadka and Sadka 2009）。2つの可能性のどちらが正しいのかについては現時点で結論が出ていないが、いずれにせよこの結果は集約利益の増減を基に、安易に投資意思決定を下すべきでないことを示している。集約利益を投資意思決定に活用するためには、その情報内容や経済的影響をさらに分析する必要がある。

第3に、集約会計情報の研究領域は近年始まったばかりであり、米国以外における分析結果の外的妥当性が十分に確認されていないことである（Shivakumar 2010）。経済的影響力と現象の普遍性は異なる。そのため、米国が世界最大のGDPや多数の有力企業を輩出する大国だからといって、米国の現象が市場環境の異なる別の国で観察されると結論づけることはできない。例えば、He and Hu (2014)は米国以外の28カ国の年次データを用いて集約利益と集約リターンの関係を分析すると、両者間に有意に正の関係が観察されることを報告している。彼らの分析結果は、先に言及した米国の研究結果と異なるものであり、その研究結果の外的妥当性が米国に限定されることを示唆している。

以上のように、集約会計情報には分散投資家に対する実務的貢献が期待できるにもかかわらず、その活用方法や分析結果の外的妥当性は明らかでないという限界がある。そこで、本論文では日本を始めとする世界各国の四半期データを用いた分析を通じて集約利益の情報内容について実証的に検討し、分析結果の国際的一般性を確認することで、集約利益を活用した将来の実務的研究への橋渡しとなることを目指している。

なお、本研究ではアーカイバルデータを用いた実証的アプローチをとるが、その理由は先行研究との比較可能性を確保するためである。集約会計情報に関する資本市場研究では、分析的アプローチをとるYan (2010)、サーベイ論文であるBall and Sadka (2015)を除く他の研究では全て、アーカイバルデータを用いた実証研究が行われている。それゆえ、本論文でも多くの先行研究と同様に、実証的アプローチをとることとする。

第3節 研究の焦点

資本市場に影響を及ぼす集約利益の情報内容を明らかにするために、本論文では集約利益の変化と市場リターンの関係に注目する。これは、両者の関係を分析することで、現実世界で集約利益が投資家の行動にどのような影響を及ぼしているのかを分析できるからである。

ただし、一口に利益・リターン関係と表現したとしても、先行研究では会計利益が3種類の期間の株式リターンと正の関係を有することが報告されている。第1に、会計利益と利益公表前の株式リターンの間にある正の関係である (e.g., Beaver et al. 1980; Collins et al. 1987)。株価が利益に先立って反応するメカニズムとしては、会計利益情報が多種多様なニュースを通じて公表前に予想され、株価に反映されることが考えられる。第2に、会計利益と利益公表期の株式リターンの間にも正の関係は観察されている (e.g., Kormendi and Lipe 1987; Collins and Kothari 1989)。第1の利益・リターン研究では利益情報が利益公表前に予想されることに言及したが、利益情報の中には公表前に予想できないものも存在するだろう。実際に先行研究では会計利益と利益公表期の株式リターンの間に有意に正の関係が観察されており、利益公表期に明らかとなった新情報を基に投資家が売買行動に移ることで、利益は利益公表期の株式リターンとの間にも正の関係が生まれていると考えられる。第3に、会計利益と利益公表後の株式リターンの正の関係である。公開情報が即座かつ完全に株価に反映されるセミストロングフォームの効率性が市場にあれば、利益公表直後に会計利益情報が株価に及ぼす影響は消えることになる。しかし、会計利益と公表後数ヶ月後までの株式リターンの間にも正の関係が観察されている (e.g., Bernard and Thomas 1989, 1990)。この第3の関係は利益公表後ドリフトと呼ばれており、市場の非効率性を示す証拠とされる。

このように、個別企業の会計利益は利益公表前、利益公表期、利益公表後という3つの期間の株式リターンと正の関係を持つことが示されている。そのため、語義を明らかにしないまま「利益・リターン関係」と表記すれば、どの期間の株式リターンとの関係を意味するのかと混乱を生む可能性がある。そこで、本論文では利益の変化と「利益公表期」の株式リターンとの関係に焦点を当て、これを「利益・リターン関係」と表記することをここで明示しておきたい。

本章で利益情報と利益公表期の株式リターンとの関係に注目するのは、Kothari et al. (2006)に始まる近年の集約レベルの利益・リターン関係に関する研究で主に焦点が当てられているのがこの関係だからである。彼らの分析結果では、個別企業の利益の変化とその情報が公表された期間の株式リターンの間には有意に正の関係が観察される一方で、それぞれを集約して両者の関係を調べると有意に正の関係が観察されないことが報告されている¹²。このメカニズムとしては先に言及したように2つの対立する仮説が提

¹² 利益の変化と利益公表期の株式リターンの間には、企業レベル(マイクロレベル)では有意に正の関係が観察される一方で、集約レベル(マクロレベル)では有意に正の関係が観察されない現

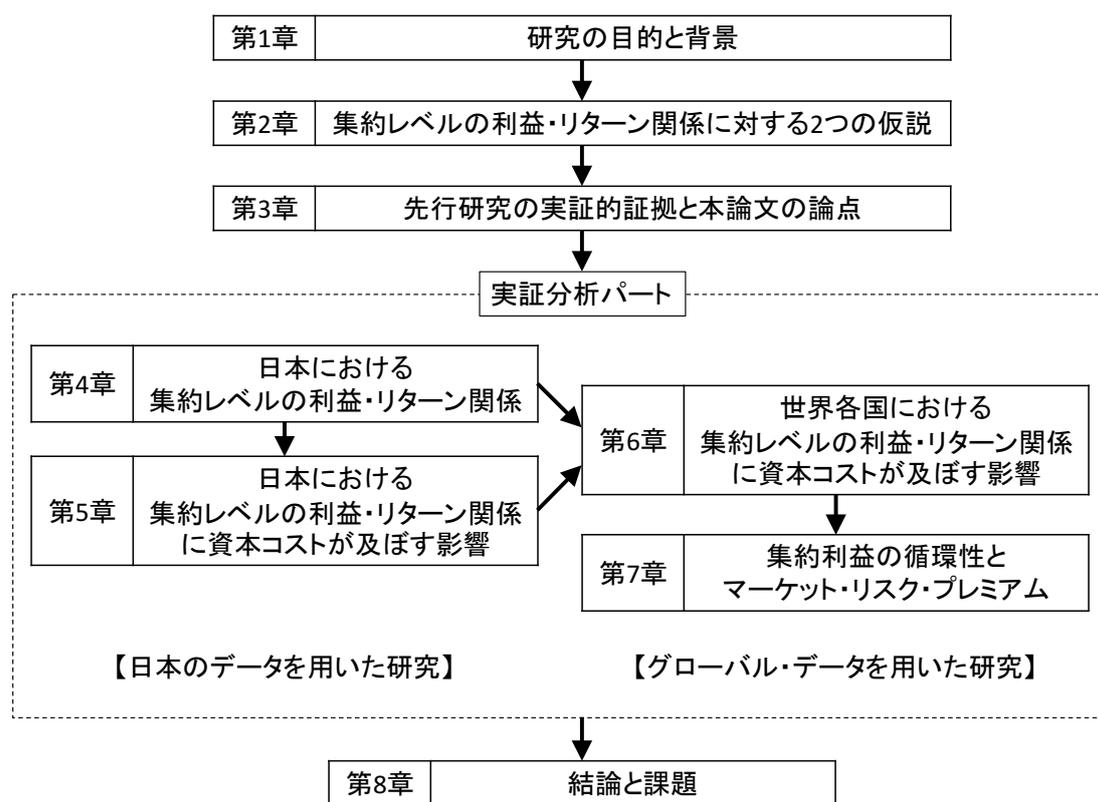


図 1-1 本論文の構成

示されており、どちらの仮説が正しいのかについて議論が続いている。本論文では、利益の変化と利益公表期の株式リターンの関係を「利益・リターン関係」と表記し、この関係を分析する。

第4節 本論文の構成

図 1-1 には、次章以降における本論文の構成を示している。次の第2章では、企業レベルと異なる利益・リターン関係が集約レベルで観察されるメカニズムを論じた2つの仮説と、その背後にある Campbell (1991)による実現リターンの要因分解式を紹介する。第3章では、集約レベルの利益・リターン関係に関する先行研究の実証的証拠を整理・考察し、本論文で分析する4つの論点を提示する。第4章から第7章は、集約レベルの利益・リターン関係に関する実証分析を行う。第4章では、そもそも日本でも米国と同様の利益・リターン関係が観察されるのかを確認する。ここでは、日本の財務報告制度の特徴を分析に組み込むことで、日本でも集約レベルで企業レベルと異なる利益・リターン関係が観察されるかどうかを明らかにする。第5章では第4章で日本でも企業レベルと異なる利益・リターン関係が集約レベルで観察されることを確認した上で、集約レ

象は、日本では利益・リターン関係の「マイクロ・マクロ・パズル」と言われている（中野 2012, 2014）

ベルの利益・リターン関係に資本コストが影響を及ぼすという Kothari et al. (2006)の仮説を日本のデータを用いて検証する。第6章ではグローバル・データを用いて、第4章及び第5章の分析結果が国際的に観察されるかどうかを確認するとともに、世界全体の資本コストが各国における集約レベルの利益・リターン関係に影響するかどうかにも検討する。詳細は後述するが、第5章及び第6章の分析を通じて、集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化の間には有意に正の関係が観察されることが判明する。第7章ではこの正の関係の背後にあるメカニズムを明らかにするために、集約利益の循環性に基づく新たな仮説を提示し、その検証を行う。第8章では各章の内容を要約して総括し、本論文の貢献と課題に言及する。

第2章 集約レベルの利益・リターン関係に対する2つの仮説 (要約)¹³

Ball and Brown (1968)や Beaver(1968)に始まる実証的会計研究領域では、個別企業の利益と利益公表期の株式リターンの間に有意に正の関係があることが報告されてきた。すなわち、先行研究では利益が増加(減少)しているほど、利益公表期の株式リターンが高い(小さい)ことが報告されている¹⁴ (Ball and Sadka 2015)。純利益は配当の原資となるため、増益(減益)は株主に帰属する資本の増加(減少)を意味する。この情報が完全に株価に反映されていなければ、実績利益の増加(減少)は投資家にとってのグッド・ニュース(バッド・ニュース)となり、正の利益・リターン関係が観察される。

しかし、個別企業の利益の変化と利益公表期の株式リターンのそれぞれを集約すると、利益・リターン間に有意に正の関係が観察されないことが米国の先行研究で報告されている (e.g., Kothari et al. 2006; Anilowski et al. 2007; Bali et al. 2008; Hirshleifer et al. 2009; Sadka and Sadka 2009; Patatoukas 2014; Gallo et al. 2016)。この分析結果を説明するために、Kothari et al. (2006)と Sadka and Sadka (2009)は Campbell (1991)による実現リターンの要因分解式に基づいて、それぞれ仮説を提示している。本章では先行研究の実証的証拠や本論文の実証分析への理解を深めるために、Campbell (1991)の要因分解式を説明した上で、2つの仮説を紹介している。

Campbell (1991)に基づけば、実現リターンは期首時点における期待リターン、期中に発生したキャッシュ・フロー情報に基づく期待外リターン、期中に発生した割引率情報に基づく期待外リターンの3つの要素で構成される。また、期待キャッシュ・フローの上方修正(下方修正)と資本コストの下方修正(上方修正)は、それぞれ正(負)の期待外リターンを導く。

Kothari et al. (2006)はまず、集約利益の変化には期中の期待キャッシュ・フローの修正を引き起こす情報が備わっていると想定している。この上で、彼らは集約利益の変化は利益公表期の資本コストの変化と正に関係していると想定し、これが集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されない原因であるとしている。すなわち、Kothari et al. (2006)の仮説は、集約利益の変化が市場リターンに及ぼす正の影響が、期中における資本コストの変化が市場リターンに及ぼす負の影響で打ち消されていると論じるものである。これに対して、Sadka and Sadka (2009)は集約利益の情報は容易に予測できるものであり、期首時点で情報内容のほぼ全てが株価に反映されることを想定している。この想定の下では、集約利益の変化は期中に期待キャッシュ・フローや資本コストを修正

¹³ 本章は、株式会社中央経済社から電子公開を除く所収の許可を得た上で、『マクロとミクロの実証会計』に所収された筆者の単著論文(吉永 2017a)を加筆修正し、博士論文に所収したものである。著作権の都合上、電子公開されるこの資料では要約に代えている。

¹⁴ 企業レベルでは正の利益・リターン関係がクロスセクション分析でも (e.g., Collins and Kothari 1989; Kothari et al. 2006)、時系列分析でも (Teets and Wasley 1996; Sadka and Sadka 2009) 観察されている。

する新情報を持たない。集約利益は将来における国内経済の情報を持つことが示されており (e.g., Konchitchki and Patatoukas 2014a, b), 好況時 (不況時) に投資家はリスク選好的 (回避的) になる傾向にある。そのため, 集約利益の増加 (減少) が市場で予想されている時期には, 投資家のリスクプレミアムは低い (高い) 水準にあると考えられる。リスクプレミアムは資本コストの構成要素であり, 期待リターンと資本コストは同じ値に収束する。そのため, 集約レベルで増益 (減益) が見込まれるとき, 期首における期待市場リターンは小さい (大きい) と考えられる。Sadka and Sadka (2009)は, この期首における期待市場リターンと集約利益の変化の負の関係が, 集約レベルにおける負の利益・リターン関係の原因としている。

このように, 集約レベルの利益・リターン関係に対して Kothari et al. (2006)と Sadka and Sadka (2009)は異なるメカニズムを想定して仮説を構築している。そのため, 続く第3章ではこれら2つの仮説に関する先行研究の実証的証拠を整理した上で, いずれの仮説が正しいのかについて考察する。また, 第3章で先行研究から導いた結論の真偽を, 第4章以降で日本のデータやグローバル・データを用いた分析を通じて実証的に確認する。

第3章 先行研究の実証的証拠と本論文の論点（要約）

第1節 先行研究の類型化と対象領域

第1章では「木を見て森を見ず」という先人の言葉を用いて、分散投資家は個別企業という「木」に注目するだけでなく、市場全体という「森」を俯瞰する視点を持つ必要があると論じた。このようなマクロの視点を取り入れる会計研究を Konchitchki (2016) は Macro-Accounting と呼んでおり、図 3-1 のように研究の方向性を“Macro-to-Micro”と“Micro-to-Macro”の2つに大きく区分している¹⁵。

第1の領域，“Macro-to-Micro”では、企業を取り巻くマクロ環境がミクロである個別企業に及ぼす影響を分析することで、個別企業の将来業績予測や企業価値評価を改善できる可能性が模索されている。例えば、Konchitchki (2011, 2013)はインフレ調整後の会計数値を用いることで、個別企業の将来キャッシュ・フロー予測や企業価値評価をより正確に行えることを示している。Li et al. (2014)は進出先の国の GDP 成長率予想と地域セグメント情報を考慮することで、多国籍企業の業績予想精度を向上できることを示している。Williams (2015)は、直近のマクロ経済の不確実性が高いとき、投資家はグッド・ニュースよりバッド・ニュースに強く反応することを示している。他にも、主たる関心が個別企業の会計情報にあったとしても、頑健性分析として主分析の分析結果が経済危機時かどうかで異なるかどうかなどを分析していれば、広い意味では“Macro-to-Micro”に関する研究と考えられるため、この研究領域は従来から広く行われている研究領域と言える。

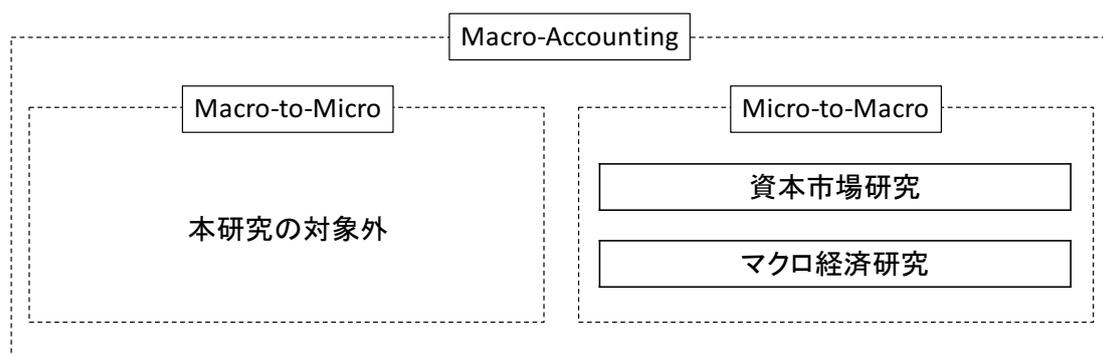


図 3-1 Macro-Accounting 研究の全体像

¹⁵ 一般に、「マクロ会計」という言葉は会計領域のうち GDP などの国民経済計算を扱う領域を指すものとされているが、Konchitchki (2016)は Macro-Accounting をこうしたマクロ会計とは異なる研究領域として定義している。Konchitchki (2016)は Macro-Accounting について、以下のように説明している。“This new research area focuses on addressing real-life world problems using the value added that accounting can bring to various macro-level topics that are at the forefront of the academic and professional discussions.”

もう一方の領域, “Micro-to-Macro”は, 本論文の属する研究領域である¹⁶. この領域では, ミクロである個別企業の会計情報を集約することでマクロの情報を反映する集約会計情報を分析し, 個別企業の会計情報を用いた先行研究の発見事項を用いて国内経済全体や市場全体などのマクロレベルの研究課題に取り組む研究領域である. この領域は研究の内容や目的によって, 「マクロ経済研究」と「資本市場研究」の2つに細分化できる. 前者は集約会計情報や会計学の発見事項を基にマクロ経済の現状把握や将来予測に活用しようとする研究領域であり, 主に中央銀行などの政府機関やマクロエコノミストに対する貢献を目的としている. 後者は分散投資家に対する貢献を主たる目的としており, 資本市場に影響を及ぼす集約会計情報の情報内容の解明が試みられている.

本論文では分散投資家への貢献を念頭に置いた上で, 集約レベルの利益・リターン関係のメカニズムに焦点を当てている. それゆえ, 本論文は後者の集約会計情報を用いた資本市場研究に属するものである. そこで, 本章ではまず, 資本市場研究に属する研究の中で, 集約レベルの利益・リターン関係のメカニズムに関する先行研究の実証的証拠を整理する. 次に, 整理した実証的証拠を基に考察し, 次章以降の実証分析で扱う論点を導出する.

第2節 集約会計情報を用いる資本市場研究

1. 研究領域の特徴と目的

Ball and Brown (1968)に始まるアーカイバルデータを用いた実証的会計研究では, 個別企業の利益の変化と当該企業の株式リターンの間には正の関係が観察されてきた. 純利益は将来投資家に還元される配当の原資となるため, 純利益の増加(減少)は株価を高める(低める)キャッシュ・フロー情報である. 純利益の情報の一部は公表前に投資家から予測されて株価に反映されるものの, 全てが予測されるわけではない. そのため, 利益の変化は利益公表期の株式リターンと正の関係を有することが報告されている.

ここで, ミクロである個別企業からマクロである企業全体に視点を移してみたい. 利益の変化と利益公表期の株式リターンの間にある正の関係の論理は, 企業全体についても成立するはずである. 上場企業が総じて増益(減益)の時期には正(負)のキャッシュ・フロー情報が市場で優勢となるため, 株価は全体として上昇(下落)すると考えられるからである. しかしながら, 2006年に *Journal of Financial Economics* に掲載された Kothari et al. (2006, Table 4)は, こうした予想を裏切る結果を報告した. 個別企業の利益の変化と当該企業の利益公表前, 公表時, 公表後の株式リターンの間にはそれぞれ有意に正の関係が観察される一方で, 集約利益の変化はどの期間の市場リターンとも有意に

¹⁶ 集約利益に関するレビュー論文には Ball and Sadka (2015)がある. 本章では資本市場研究とマクロ経済研究に焦点を当て, 彼らが整理した論文に加えて最新の論文も整理対象に含めて詳細にレビューすることで, 彼らの論文と差別化している.

表 3-1 2つの仮説で想定されている各項の符号

	Kothari et al. (2006)	Sadka and Sadka (2009)
$cov(E_{t-1}[r_t], E_{t-1}[\Delta earn_t])$	≈ 0	≤ 0
$cov(N_{CF,t}, UE_{t-1}[\Delta earn_t])$	≥ 0	≈ 0
$cov(N_{DR,t}, UE_{t-1}[\Delta earn_t])$	≥ 0	≈ 0

正の関係が観察されなかったのである¹⁷。集約利益の変化と利益公表期の市場リターンの間には、有意に負の関係すら検出されていた¹⁸。

企業レベルで観察される関係が集約レベルでは観察されないという研究結果は他にも確認されている。例えば、企業レベルでは経営者予想利益が公表企業の株式リターンに強い影響を及ぼすことが報告されている一方で、集約レベルでは経営者予想利益が市場リターンに及ぼす影響は弱いことが報告されている (Anilowski et al. 2007, Table 4, 5, 6)。また、Hirshleifer et al. (2009)は集約利益をアクルーアルとキャッシュ・フローに分解し、それぞれが市場リターンに及ぼす影響を調べている。その結果、集約レベルでアクルーアルやキャッシュ・フローが将来の株式リターンに及ぼす影響は、企業レベルと逆であることが判明した。企業レベルでは将来の株式リターンに対してアクルーアルは負の、将来の市場リターンに対してキャッシュ・フローは正の関係を持つことが知られているが (Sloan 1996)、集約レベルでは逆にアクルーアルは正、キャッシュ・フローは負の影響を及ぼすことが観察されたのである。このように集約会計情報を用いた資本市場研究では、企業レベルで確認された関係が集約レベルでは観察されないことが報告されている。

しかしながら、その結果の背後にあるメカニズムは十分に解明されていない。集約利益の変化と利益公表期の市場リターンの関係については Kothari et al. (2006)と Sadka and Sadka (2009)がそれぞれ仮説を構築しており、アクルーアルとキャッシュ・フローに関しても Hirshleifer et al. (2009)が2つの仮説を提示しているが、結論は未だ出されていない。それゆえ、この研究領域ではこうした集約レベルでなぜ企業レベルと異なる分析結果が得られるのかについて、学術的関心が寄せられている。

もちろん、集約会計情報に関する資本市場研究に関心が寄せられているのは、学術的関心のためだけではない。この研究領域には分散投資家への実務的貢献も期待できるためでもある (Ball and Sadka 2015)。ポートフォリオのシャープ・レシオを高めるために

¹⁷ 集約レベルでは有意に正の利益・リターン関係が観察されないという分析結果は、米国の研究で広く観察されている (e.g., Kothari et al. 2006; Anilowski et al. 2007; Bali et al. 2008; Hirshleifer et al. 2009; Sadka and Sadka 2009; Patatoukas 2014; Gallo et al. 2016)。これに加えて、Chen et al. (2015)と Zolotoy et al. (2017)は、集約レベルにおける利益・リターン関係はサンプル期間によって変化しており、どの期間でも正の関係が観察されるわけではないことを示している。

¹⁸ Kothari et al. (2006)はクロスセクション分析で、Sadka and Sadka (2009)は企業ごとの時系列分析で、それぞれ企業レベルでは正の利益・リターン関係が観察されることを示している。その一方で、上記2つの研究は集約レベルでは負の利益・リターン関係が観察されることを報告している。

複数銘柄への分散投資を行うことは合理的な投資家が採用する基本戦略であり、十分に分散された彼らのポートフォリオの価値に影響するのは、市場全体に関わるシステムティックな情報である。個別企業の会計情報を平均・合計などして作成される集約会計情報は企業固有の情報内容が分散されたシステムティックな情報であるため、この情報内容を解明して活用方法を提示できれば、分散投資家の投資意思決定に貢献することが期待できるのである。このように、従来企業レベルで観察されてきた関係が集約レベルでは観察されないことに対する学術的関心と、分散投資家の投資意思決定に対する実務的貢献の2つを基に、集約会計情報に関する資本市場研究が行われている。

2. 集約レベルの利益・リターン関係のメカニズムに関する実証的証拠

米国では、集約レベルでは利益や利益の変化と利益公表期の株式リターンの間にある有意に正の関係が頑健に観察されないことを報告した Kothari et al. (2006)を発端として、この集約レベルの利益・リターン関係のメカニズムの解明を試みる実証研究が徐々に蓄積されてきた。ここでは、集約レベルにおける利益と利益公表期の株式リターンの関係、すなわち集約レベルにおける利益・リターン関係のメカニズムに関する先行研究の実証的証拠を整理する。

集約レベルの利益・リターン関係のメカニズムに関しては、第2章で紹介したように、Kothari et al. (2006)と Sadka and Sadka (2009)によってそれぞれ別の仮説が提示されている。Kothari et al. (2006)は、集約利益の変化が利益公表期の市場リターンに及ぼす影響

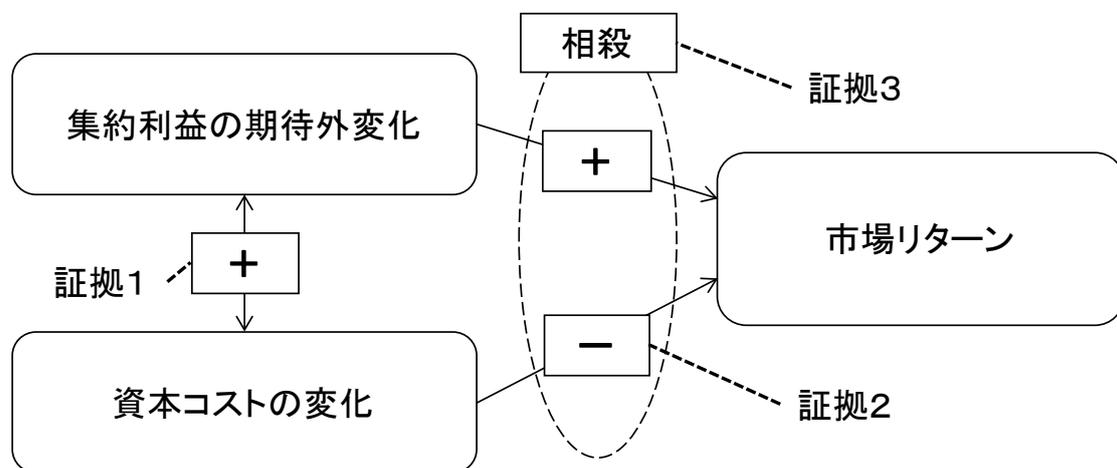


図 3-2 Kothari et al. (2006)の仮説を支持する3つの証拠

表 3-2 Kothari et al. (2006)の仮説を支持する先行研究の実証的証拠

証拠 1 は、集約利益の変化が利益公表期の資本コストの変化と正に関係することを示すものである。証拠 2 は、注目する資本コストの変化が同時期の株式リターンに負の影響を及ぼすことを示すものである。証拠 3 は、資本コストの変化の影響で集約利益の変化と市場リターンの関係が負にバイアスが掛けられていることを示すものである。○は証拠を直接的に示していることを表している。△は証拠を間接的に示しているか、直接検証したものの頑健な結果を得られていないことを表している。—は該当の証拠に関する検証を行っていないことを表している。

	証拠 1	証拠 2	証拠 3	Sadka and Sadka (2009)の仮説への対処
Kothari et al. (2006)	○	—	△	・集約利益の期待外変化を推定した上で集約レベルにおける正の利益・リターン関係が観察されないことを実証。
Cready and Gurun (2010)	○	△	△	・過去の集約利益をコントロールした上で、集約利益は市場リターンに対して負のアナウンスメント効果があることを実証。
Patatoukas (2014)	○	○	○	・過去の市場リターンと集約利益の変化が有意に関係していないことを実証。
Chen et al. (2015)	○	○	○	・集約利益の期待外変化を推定した上で、集約利益の変化を使用したときと同様の分析結果が観察されることを実証。 ・集約利益の変化が期待市場リターンと正に関係することを実証。
Gallo et al. (2016)	○	○	○	・政策金利の期待外変化を分析で使用。

が、利益公表期の資本コストの変化が市場リターンに及ぼす負の影響で相殺されていると想定している。一方、Sadka and Sadka (2009)は集約利益の変化が期首時点の期待市場リターンと負の関係を持つことが、集約レベルで観察される負の利益・リターン関係の原因と考えている。これら2つの仮説のどちらが正しいのかを判断するために、以下では表 3-1 に示した2つの仮説の想定に関する先行研究の実証的証拠を確認し、整理する。

2.1. Kothari et al. (2006)の仮説を支持する実証的証拠

Kothari et al. (2006)の仮説を支持する先行研究では、その実証的証拠を大きく3種類に分けることができ、対立するSadka and Sadka (2009)の仮説を棄却するための対処も取られている。まずは、こうしたKothari et al. (2006)の仮説を支持する5つの先行研究の実証的証拠を整理する。Kothari et al. (2006)の仮説を支持する証拠は、図 3-2 に示した3種類がある。表 3-2 には、この3種類の証拠に関する5つの先行研究の実証的証拠を要約している。

Kothari et al. (2006)の仮説を支持する第1の証拠は、集約利益の変化が利益公表期の資本コストの変化と正に関係することを示すものである。Kothari et al. (2006, Table 8)は、

資本コストの構成要素である短期国債金利の変化と集約利益の変化とが有意に正に関係していることを報告している。Cready and Gurun (2010, Table 6)はブレイク・イーブン・インフレ率の変化¹⁹、国債金利の変化、長短金利差²⁰の変化に対して集約利益が正のアナウンスメント効果を持つことを発見している。Patatoukas (2014, Table 2)は米国株式に対して平均的に要求される資本コストを推定し、この資本コストの変化と集約利益の変化の間に有意に正の関係が観察されることを報告している。加えて、資本コストを実質リスクフリーレート、期待インフレ率、マーケット・リスクプレミアムの3つに分解したところ、集約利益の変化がその全てと有意に正の関係にあることも確認している。Chen et al. (2015, Figure 1, Table 3, 4)は、集約利益の変化と期中の資本コスト修正に基づく期待外リターンとの間にはほぼ全てサンプル期間²¹で有意に負の関係があることを報告している²²。これは、集約利益の変化は利益公表期の資本コストの変化と正に関係することを示す証拠である。Gallo et al. (2016, Figure 1, Table 4, 7)は四半期データを用いて、集約利益の変化が将来の政策金利の変化と正の関係を持つことを示している。政策金利は国債金利への影響を通じて資本コストに影響する。そのため、彼らの分析結果は集約利益と資本コストの構成要素の間に正の関係があることを支持する結果である。

Kothari et al. (2006)の仮説を支持する第2の実証的証拠は、注目する資本コストの変化が同時期の株式リターンに負の影響を及ぼすことを示すものである。概念的には資本コストの変化は市場リターンに負の影響を及ぼすが、扱う資本コストの代理変数が真の資本コストを表しているか、注目する資本コストの構成要素が市場リターンに影響するほど資本コストに強い影響を及ぼすものであるかについては、実証的に確認しなければ判断がつかない問題である。例えば、Cready and Gurun (2010, Table 4, 5)の分析結果では、国債金利が市場リターンに及ぼす負の影響は観察されているものの、その影響は頑健なものではないことが示されている。これに対して、Patatoukas (2014, Table 4)は資本コス

¹⁹ ブレイク・イーブン・インフレ率は、名目金利国債と同年限のインフレ連動債の利回りの差であり、これは期待インフレ率に近いものと見なされている。

²⁰ 近い将来に金利が上昇（低下）するという予想が支配的な状況下では、満期の短い（長い）債権が選好され、長短金利差は拡大（縮小）する。そのため、長短金利差が大きい（小さい）ほど、将来にリスクフリーレートが上昇（低下）するという予想が支配的だと解釈できる。

²¹ Chen et al. (2015, Table 3)のサンプル期間は1871年1-3月期から2011年9-12月期であるが、2001年1-3月期から2011年9-12月期までをサンプル期間とした場合、集約利益の変化と資本コスト修正に基づく期待外リターンとの間に有意に正の関係が観察されないことを報告している。Chen et al. (2015)はこの原因について、レギュレーションFDやサーベンス・オクスリー法の施行による会計の質の向上によって集約利益の情報の予測可能性が高まり、含まれる期待外情報が減少したためだと説明している。

²² Chen et al. (2015)はCampbell (1991)の実現リターンの要因分解式、 $r_t \approx E_{t-1}[r_t] + N_{CF,t} - N_{DR,t}$ に基づいて市場リターンを分解した上で、集約利益の変化と $E_{t-1}[r_t]$ 、 $N_{CF,t}$ 、 $N_{DR,t}$ の関係を分析し、 $N_{DR,t}$ の符号が正であることを報告している (Table 3, 4)。ただし、実現リターンの要因分解式に記しているように、期中のDR情報に基づく期待外リターン $N_{DR,t}$ にはマイナス符号が付与されている。そのため、本論文では集約利益の変化と期中のDR情報に基づく期待外リターンの間に負の関係があると記している。

トやその構成要素の変化が、いずれも市場リターンに負の影響を及ぼすことを確認している。Gallo et al. (2016, Table 2, 5, 6, 7)も、政策金利の変化が市場リターンに及ぼす負の影響を及ぼすことを実証的に確認している。Chen et al. (2015)はCampbell (1991)に基づいて実現市場リターンを期待市場リターン、将来キャッシュ・フローの期待修正に基づく期待外市場リターン、資本コストの修正に基づく期待外市場リターンに分解している。彼らのリサーチ・デザインでは、資本コストの修正が市場リターンに負の影響を及ぼすことを分析の前提としている。

第3の証拠は、資本コストの変化の影響で集約利益の変化と市場リターンの関係が負の方向にバイアスが掛けられていることを示すものである。これは、間接的証拠と直接的証拠の2種類が提示されている。間接的証拠は、集約利益の期待外変化と利益公表期の市場リターンとの負の関係を示すものである。集約利益の期待外変化を $UE_{t-1}[\Delta earn_t]$ とすると、集約利益の期待外変化と市場リターンの間の関係 $cov(r_t, UE_{t-1}[\Delta earn_t])$ はCampbell (1991)に基づく実現リターンの要因分解式(第2章, 式(2-3)を参照)と、 $cov(E_{t-1}[r_t], UE_{t-1}[\Delta earn_t]) \approx 0$ より、

$$cov(r_t, UE_{t-1}[\Delta earn_t]) = cov(N_{CF,t}, UE_{t-1}[\Delta earn_t]) - cov(N_{DR,t}, UE_{t-1}[\Delta earn_t]) \quad (3-1)$$

となる。増益(減益)が投資家の期待する将来キャッシュ・フローを下方修正(上方修正)するとは考えにくい²³、 $cov(N_{CF,t}, UE_{t-1}[\Delta earn_t]) \geq 0$ である。ここで、集約利益の期待外変化と市場リターンの間に有意に正の関係が観察されないという結果が得られれば($cov(r_t, UE_{t-1}[\Delta earn_t]) \leq 0$)、式(3-1)より $cov(N_{DR,t}, UE_{t-1}[\Delta earn_t]) \geq 0$ となる。これは、集約利益の増加(減少)には、期中の資本コストを上方修正(下方修正)する割引率情報が含まれることを意味する。Kothari et al. (2006)はこうした間接的証拠を示しており、集約利益の変化から期首以前に株価に反映される情報を除外して集約利益の期待外変化を推定し、これと利益公表期の市場リターンの間に負の関係が観察されることを示している(Kothari et al. 2006, Table 4, 5, 6)。Cready and Gurun (2010, Table 4, 5,

²³ Patatoukas (2014, Figure 2)は、利益公表期におけるアナリスト予想修正の集約値と集約利益の変化との間に有意に正の関係があることを確認している。Chen et al. (2015, Figure 1, Table 3)は、ほぼ全ての期間で集約利益の変化が期待キャッシュ・フローの予想修正に起因する期待外リターンと有意に正の関係を有することを報告している。これらは、集約利益の(期待外)変化が正のCF情報を持つことを裏付ける証拠である。その一方でChen et al. (2015)とは逆に、Zolotoy et al. (2017, Table 4)は集約利益の期待外変化は期待キャッシュ・フローの予想修正に起因する期待外リターンと有意な関係が観察されないことを報告している。こうした分析結果の差異は、2つの先行研究のサンプル期間の差異に起因すると考えられる。Chen et al. (2015)のサンプル期間は1871年1-3月期から2011年9-12月期であるが、サンプル期間を1970年1-3月期から2000年9-12月期としたときのみ、集約利益の変化と期待キャッシュ・フローの予想修正に起因する期待外リターンの間に有意な関係が観察されないことを報告している。Zolotoy et al. (2017)のサンプル期間は1970年1-3月期から2011年9-12月期であり、Chen et al. (2015)が有意な関係を観察できないことを報告した期間がサンプル期間の半分以上を占めている。

7,8)もまた、間接的証拠を示している。彼らは投資家の期待修正を引き起こす情報が集約利益に含まれるかどうかを分析するために、イベント日前後1営業日中に公表された四半期利益のみを集約し、イベント日の市場リターンに有意に負の影響を及ぼすことを示している。

第3の証拠を示す直接的証拠は、資本コストの変化の影響をコントロールすることで、集約レベルの利益・リターン関係が正に近づくことである。初期の研究である Kothari et al. (2006, Table 9,10)や Cready and Gurun (2010, Table 4, 5)は、全ての資本コストの構成要素を考慮していないこともあり、こうした直接的証拠は得られなかった。しかし、近年の研究では資本コストやその構成要素の変化をコントロールすると、集約レベルの利益・リターン関係が正に近づくことが確認されている。Patatoukas (2014, Table 4)は市場リターンに対して負の影響を及ぼす資本コストの変化をコントロールすると、集約レベルの利益・リターン関係が有意に正に転じることを示している。Gallo et al. (2016, Table 2, 6)は、政策金利の影響をコントロールすると、有意に負の利益・リターン関係が有意でなくなることを報告している。Patatoukas (2014)と異なり、彼らが有意に正の利益・リターン関係を確認できていないのは、政策金利というリスクフリーレートに関する資本コストの構成要素のみに注目し、他の資本コストの構成要素をコントロールしていないからだと考えられる。Chen et al. (2015, Table 3, 4)は、多くの時期で集約利益の変化と期中の期待キャッシュ・フロー修正に基づく期待外市場リターンとの関係は有意に正である一方で、集約利益の変化と期中の資本コスト修正に基づく期待外市場リターンとの関係は有意に負であることを報告している。これは、集約利益の変化が正のキャッシュ・フロー情報と正の割引率情報の両方を有することを示す結果である。

上記の先行研究ではこれら3種類の実証的証拠を示すことで、Kothari et al. (2006)の仮説の妥当性が実証的に確認されてきた。こうした研究では、Kothari et al. (2006)と対立する Sadka and Sadka (2009)の仮説を棄却する証拠を提示することで、Kothari et al. (2006)の仮説を間接的に支持している。Sadka and Sadka (2009)の仮説を棄却する方法として最も一般的に使用されている方法は、公表前に予測可能な集約利益の情報内容を除外して分析することである。Kothari et al. (2006)は、集約利益の変化から期首以前に株価に反映される情報を除外するために期待外変化を推定している。Cready and Gurun (2010)は、過去の集約利益をコントロールしつつ、集約利益が日次市場リターンに及ぼすアナウンスメント効果を調べることで、利益公表前に予測される集約利益の影響を除外している。Chen et al. (2015)は Kothari et al. (2006)と同様に、集約利益の期待外変化を推定して同様の結果が得られるかどうかを確認している。また、彼らは集約利益の変化と期待市場リターンの間に負の関係を想定する Sadka and Sadka (2009)の仮説と異なり、ほぼ全ての分析で両者の間に正の関係を検出している。Chen et al. (2015)はこうした分析を通じて、集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されないメカニズムを Sadka and Sadka

(2009)の仮説で説明できないことを示している²⁴。Gallo et al. (2016)は、集約利益の変化自体から期待外情報を抽出していない。その代わりに、彼らは注目する資本コストの構成要素である政策金利の変化から、公表前に予測される情報を除外して分析している。政策金利の期待外変化は期首時点で予測される集約利益の情報内容と概念的に関係せず、集約利益の期待外変化のみと関係する。そのため、政策金利の期待外変化をコントロールすることで集約レベルの利益・リターン関係が正に近づくのであれば、その原因は集約利益の期待外変化に含まれる割引率情報にあると結論付けられるのである。Patatoukas (2014, Table 3)は四半期データを用いると、過去4四半期の市場リターンと集約利益の変化の間には有意な関係が観察されないことを報告している。この結果は、集約利益の変化が公表前に予測されると論じている Sadka and Sadka (2009)の仮説に反する証拠である。

2.2. Sadka and Sadka (2009)の仮説を支持する実証的証拠

先に言及したように、Kothari et al. (2006)は集約レベルにおける利益・リターン関係のメカニズムについて仮説を構築したものの、その仮説を支持する直接的証拠は示せていない (Kothari et al. 2006 は、表 3-2 の「証拠 3」を直接的には示していない)。彼らの分析では、資本コストの構成要素の変化をコントロールしても、集約レベルの利益・リターン関係が正の方向に変化するという結果は得られなかったのである。この原因としては、Kothari et al. (2006)の仮説が理論的には正しいものの実証的問題で検出できていない可能性と、そもそも Kothari et al. (2006)の仮説が誤っている可能性の2つが考えられる。Sadka and Sadka (2009)は後者の可能性を追求し、Kothari et al. (2006)とは別の仮説を構築している。彼らは、期首時点で予測された集約利益の変化が期首時点の期待市場リターンと負に関係することを、集約レベルで観察される負の利益・リターン関係の原因であると論じている。

表 3-3 に示しているように、彼らの仮説を支持する実証的証拠は3種類存在する。第1の証拠は、個別企業の利益の変化に比べて集約利益の変化の方が容易に予測できることを示すものである。この証拠は、集約利益の変化が利益公表前に予測されるという、Sadka and Sadka (2009)の仮説の妥当性を高めるものである。Sadka and Sadka (2009)は集約レベルでは企業レベルと比べて、利益の変化が過去の株式リターンと強い関係を持つことを示している。彼らは年次データを用いて、集約利益の変化を過去の市場リターンに回帰する時系列分析を行い、両者の間に有意に正の関係が観察されることを報告して

²⁴ Chen et al. (2015)は、集約利益の変化と期待市場リターンの間に観察される有意に正の関係によって集約レベルの利益・リターン関係の一部を説明できることから、自身の分析結果は Sadka and Sadka (2009)の仮説を支持する結果であると解釈している。しかし、Sadka and Sadka (2009)は集約レベルで有意に正の利益リターン関係が観察されない原因として、集約利益の変化と期待リターンの負の関係を想定している。そのため、本論文では Chen et al. (2015)の分析結果は Sadka and Sadka (2009)の仮説を支持していないと見なしている。

表 3-3 Sadka and Sadka (2009)の仮説を支持する先行研究の実証的証拠

証拠1は、個別企業の利益の変化に比べて集約利益の変化の方が容易に予測できることを示すものである。証拠2は、利益情報の予測可能性が高く（低く）なるほど、利益と利益公表期の株式リターンとの関係が負（正）に近づくことを示すものである。証拠3は、予測された集約利益と期待市場リターンの間に負の関係があることを示すものである。○は証拠を直接的に示していることを表している。△は証拠を間接的に示しているか、直接検証したものの頑健な結果を得られていないことを表している。—は該当の証拠に関する検証を行っていないことを表している。

	証拠1	証拠2	証拠3	Kothari et al. (2006)の仮説への対処
Sadka and Sadka (2009)	○	○	○	・実績市場リターンを期待市場リターンの代理変数とし、これと集約利益の変化が有意に正に関係しないことを実証。
Ball et al. (2009)	○	—	—	・特になし。
He and Hu (2014)	—	○	—	・短期金利やインフレ率が集約レベルの利益・リターン関係に殆ど影響しないことを実証。
Choi et al. (2016)	○	○	○	・アナリストの利益予想修正を集約利益の期待外情報とし、これが市場リターンと有意に正の関係を持つことを報告。 ・将来の実績市場リターンを期待市場リターンの代理変数とし、これと集約利益の変化が有意に正に関係しないことを実証。 ・アナリストの利益予想修正が将来のマクロの不確実性と負に関係することを実証。

いる (Sadka and Sadka 2009, Table 2)。この回帰分析の係数やt値、決定係数は、企業ごとに同様のモデルを用いた時系列分析で平均的に観察されるものと比べて大きいことから、彼らは企業レベルより集約レベルの利益情報は予測されやすいと論じている (Sadka and Sadka 2009, Figure 2, 3)。また、四半期データを用いた分析では、企業レベルでは利益公表期に近づくほど株式リターンと利益の変化の正の関係が強まる一方で、集約レベルでは逆に負の関係が強まることを確認している (Sadka and Sadka 2009, Figure 6)。Ball et al. (2009, Table 3)は年次データを用いて、個別企業の利益率と過去の株式リターンのそれぞれの第1主成分をとると、両者の間には正の相関が観察されることを報告している。利益率の第1主成分は集約利益率と、株式リターンの第1主成分は市場リターンとそれぞれ0.9以上の相関を持つため (Ball et al. 2009, Table 2)、先の証拠は集約利益の情報内容が過去の株価に反映されやすいことを示すものとしても解釈できる。Choi et al. (2016, Figure 4)は個別企業のアナリスト利益予想値の修正率よりも、それを集約した値の方が過去のデータを用いて予測しやすいことを報告している。こうした分析結果は全て、企業レベルと比べて集約レベルの利益情報の方が容易に予測できることを示す証拠である。

第2に、利益情報の予測可能性が高く（低く）なるほど、利益と利益公表期の株式リターンとの関係が負（正）に近づくことである。利益の予測可能性が向上（低下）するほど、期首に予測されている集約利益の情報量は大きく（小さく）なる。Sadka and Sadka (2009)の仮説では、期首時点で予測される集約利益の変化が期待市場リターンと負の関係にあることを想定するため、予測される集約利益の情報が多い（小さい）ほど期首の期待市場リターンへの影響が大きく（小さく）なり、集約レベルの利益・リターン関係が負（正）に近づくと考えられるのである。Sadka and Sadka (2009, Figure 4, 5, Table 3, 4)は、集約する企業が多いほど、集約利益の変化と利益公表前の集約株式リターンとの関係は正に大きく、また集約利益の変化と利益公表期の集約株式リターンとの関係は負に大きくなることを示している。これは、集約する企業が多いほど集約利益が公表前の株価に反映されやすくなり、利益公表期の株価に及ぼす影響が弱まることを示す証拠として解釈できる。He and Hu (2014)は、米国以外の28カ国の年次データを用いて、財務報告の透明性が集約レベルの利益・リターン関係に及ぼす影響を分析している。財務報告の透明性が高いほど利益情報の予測可能性が高まると考えられる²⁵。予測された集約利益の変化が期待市場リターンと負に関係するならば、公表前に予測される集約利益の変化の情報が多いほど、集約レベルの利益・リターン関係は負に近づくことになる。分析の結果、彼らは財務報告の透明性が高い（低い）国ほど、集約レベルの利益・リターン関係が負（正）に近づくことを示している（He and Hu 2014, Table 7）。Choi et al. (2016, Figure 6)は規模や業種ごとにサブサンプルを作成し、サブサンプルごとに利益情報や株式リターンを集約して利益・リターン関係を分析している。その結果、集約利益の予測可能性が高い（低い）サブサンプルでは、集約レベルの利益・リターン関係が負（正）に近づく傾向が示されている。

第3の実証的証拠は最も直接的な証拠であり予測された集約利益と期待市場リターンの間に負の関係があることを示すものである。Sadka and Sadka (2009)は、配当利回りと消費資産比率（consumption to wealth ratio）を集約利益の変化と市場リターン双方の予測変数として用いて、予測された集約利益の変化と市場リターンの間に負の関係があることを示している（Sadka and Sadka 2009, Table 9）。Choi et al. (2016, Table 8, 9)はやや間接的な証拠であるが、集約されたアナリスト予想修正率や過去の情報で予測できないアナリスト予想誤差といった期待外の利益情報が、市場リターンと有意に正の関係を持つことを報告している。米国では集約利益の変化と市場リターンの間に有意に正の関係が観察されないことが報告されている。そのため、彼らの使用した変数が集約利益の期待外変化を代理していれば、集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されない原因は、消去法により期首時点で予想された集約利益の変化と期待市場リターンの負の関係にあることになる。また、Choi et al. (2016, Table 10)は直接的な証拠として、過去の

²⁵ 彼らは表掲示なしの分析で透明性が高い（低い）国の方が集約利益を過去の市場リターンや集約利益で説明できる程度が高い（低い）ことを確認している（He and Hu 2014, p. 896）。

アナリスト予想利益を用いて予測できる集約利益の変化が市場リターンと有意に負の関係を持つことも報告している。

Sadka and Sadka (2009)の仮説を支持する先行研究では、Kothari et al. (2006)の仮説では集約レベルの利益・リターン関係を十分に説明できない実証的証拠を示すことで、主張の妥当性を高めている。Sadka and Sadka (2009, Table 8)は、集約利益の変化が将来の市場リターンと関係するかどうかを分析している。Kothari et al. (2006)の仮説では集約利益の変化が資本コストの変化と正に関係することを想定しており、期待リターンは資本コストと同じ値に収束する。Campbell (1991)に基づく実現リターンの要因分解式から、集約利益の変化に正の割引率情報が含まれているならば、集約利益の変化は期待市場リターンとの正の関係を通じて将来の実現市場リターンと正に関係することになる。分析の結果、集約利益の変化と将来の実現市場リターンとの間に有意な関係は検出されなかった。He and Hu (2014, Table 6)は、短期金利の変化やインフレ率といった資本コストの構成要素と集約利益の変化が正に関係するものの、これらの影響をコントロールしたとしても集約レベルの利益・リターン関係が変化しないことを報告している。Choi et al. (2016, Table 8, 9)は前述した通り、アナリストの利益予想修正を集約利益の期待外情報とし、これが市場リターンと有意に正の関係をを持つことを報告している。これは、集約利益の期待外変化が利益公表期の資本コストの変化と正に関係するために集約レベルでは正の利益・リターン関係が観察されないというKothari et al. (2006)の仮説では説明できない結果と言える。また、Choi et al. (2016, Table 11)はSadka and Sadka (2009, Table 8)と同様に、集約されたアナリストの利益予想修正が将来の実現リターンと正に関係しないことを示している。これに加えて、Choi et al. (2016, Table 12)は、集約されたアナリストの利益予想修正が将来のGDP予想のばらつきと負に関係することも示している。GDP予想のばらつきはマクロの不確実性などのシステムティック・リスクを代理すると考えられる。そのため、彼らの証拠はシステムティック・リスクを反映する資本コストの変化と集約利益の変化とが正に関係することを想定するKothari et al. (2006)の仮説とは整合しない結果である。

3. 2つの仮説に関する実証的証拠に対する考察

このように、Kothari et al. (2006)の仮説とSadka and Sadka (2009)の仮説は共に実証的証拠で支持されており、どちらの仮説の信頼性が高いのかを判断するためには証拠を批判的に検討する必要がある。そこで、ここでは集約レベルの利益・リターン関係に関する先の実証的証拠を検討し、先行研究から考えられる集約レベルの利益・リターン関係に関するメカニズムを考察する。

まず、集約利益の変化は資本コストの変化とどのような関係にあるのかを考察したい。Kothari et al. (2006)を支持する仮説では集約利益の変化は資本コストの変化と正の関係にあると想定されており、Sadka and Sadka (2009)の仮説では逆に負の関係にあると想定

されていた。第2章で確認したように、集約レベルの利益・リターン関係に関係する資本コストの構成要素は、リスクフリーレート、期待インフレ率、マーケット・リスクプレミアムである。まず、Kothari et al. (2006)の仮説を支持する先行研究では、これらの変化全てに対して集約利益の変化が正の関係を持つことが示されている(表3-2の証拠1)。Sadka and Sadka (2009)の仮説を支持するHe and Hu (2014)も、集約利益の変化はリスクフリーレートや期待インフレ率の変化と有意に正の関係を持つことを報告している。その一方で、Sadka and Sadka (2009)とChoi et al. (2016)は、こうしたKothari et al. (2006)の仮説に反する証拠が観察されると報告している。もしKothari et al. (2006)の仮説で想定されるように集約利益の変化が資本コストの変化と正に関係するならば、集約利益の増加(減少)を認識した投資家は資本コストを上昇(低下)させ、実現市場リターンの構成要素である期待市場リターンも上昇(低下)する。そのため、集約利益の変化と将来の実現市場リターンの間には正の関係が観察されることが推測できる。しかし、Sadka and Sadka (2009)やChoi et al. (2016)による分析では両者の間に有意に正の関係が確認できなかったため、Kothari et al. (2006)の仮説で想定されているように集約利益の変化は資本コストの変化と正に関係していないと論じている。ただし、Sadka and Sadka (2009)とChoi et al. (2016)の分析では、実現リターンに含まれる期待外リターンの影響が考慮されていないという問題がある。実現リターンが期待リターンに近似するためには期待外リターンが平均的にゼロになることを仮定する必要があるが、この仮定の妥当性には疑問が提示されている²⁶。それゆえ、集約利益の変化と資本コストの変化の関係については、正の関係を想定するKothari et al. (2006)の仮説の方が信頼性が高いと考えられる。

次に、集約利益の予測可能性について整理したい。Kothari et al. (2006)は集約利益の変化に含まれる情報内容は利益公表前に完全に予測されるわけではないと想定する一方で、Sadka and Sadka (2009)はほぼ完全に予測されていると論じていた。Sadka and Sadka (2009)の仮説を支持する表3-3の証拠1では、集約レベルでは企業レベルよりも容易に利益情報を予測可能であることが示されている。ただし、この証拠は集約利益の情報内容が比較的容易に予測されることを示すものではあるが、集約利益の情報内容が「ほぼ完全に」予測可能であることを示す証拠とは言えない。実際に、Kothari et al. (2006)を支持する先行研究では集約利益の期待外変化を推定して分析することで、集約利益の変化には期中に投資家の期待修正を促す新情報が含まれる証拠が提示されている。また、Sadka and Sadka (2009)の仮説を支持しているChoi et al. (2016)も、集約利益がほぼ完全に予測可能であることについては婉曲的に否定している²⁷。こうした実証的証拠を踏まえ

²⁶ 期待外リターンが実現リターンに及ぼす影響は平均的にゼロではなく(Elton 1999)、期待外リターンが実現リターンに及ぼす影響は大きいことが示されている(Vuolteenaho 2002)。こうした結果から、Botosan et al. (2011)は実現リターンを期待リターンの代理変数とすることに警鐘を鳴らしている。

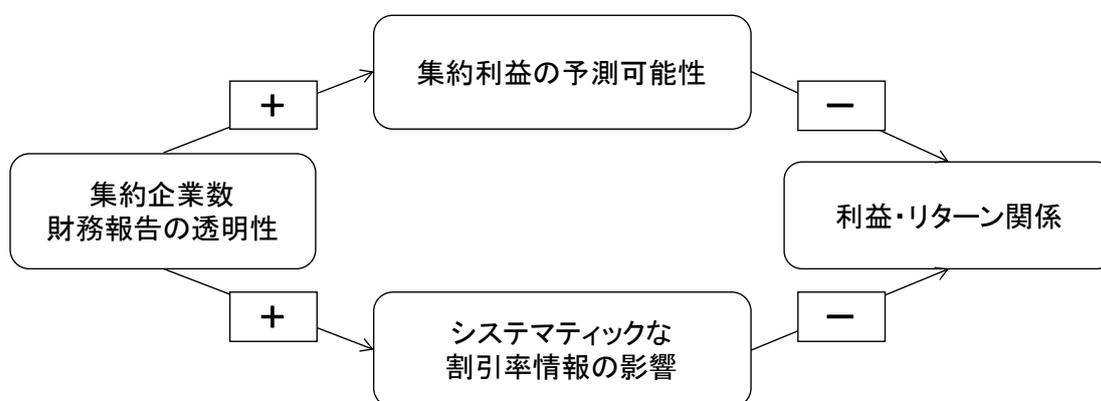
²⁷ Choi et al. (2016)は、アナリスト利益予想修正を集約利益に含まれる期待外情報と想定している。

ると、集約利益の変化には予測可能な情報が含まれるものの、利益公表前には予測できない期待外情報も有している、と考える Kothari et al. (2006)の仮説の想定の方が自然であろう。

以上の考察を踏まえると、集約利益の変化には利益公表期に投資家の期待を修正する新情報が含まれており、この集約利益の期待外変化は利益公表期の資本コストの変化と有意に正に関係する、という Kothari et al. (2006)の仮説を支持する結論が導かれる。ただし、Kothari et al. (2006)の仮説が正しいならば、Sadka and Sadka (2009)の仮説を支持する実証的証拠について考察を加える必要がある。表 3-3 の証拠 1 については既に言及したため、以下では表 3-3 の証拠 2 と証拠 3 について考察する。

まず、利益の予測可能性が利益・リターン関係に及ぼす影響を示す表 3-3 の証拠 2 については、図 3-3 に示すような Kothari et al. (2006)を支持する別の解釈も可能であることを論じたい。Sadka and Sadka (2009)や Choi et al. (2016)は、集約する企業の数が増えるほど、利益・リターン関係が正から負に転じる傾向が観察されると報告している。彼らは、この結果が観察されるメカニズムとして、集約企業数が増えるほど集約される利益の予測可能性が高まるためであると論じ、Sadka and Sadka (2009)の仮説を支持する証拠と見なしている。しかし、集約企業数が増えるほど高まるのは、集約利益の予測可能性だけではない。集約企業数の増加と共に集約利益からはより多くの企業固有の情報が分散され、集約利益はシステムティックな情報を強く反映するようになる。また、集約レベルではキャッシュ・フロー情報ではなく割引率情報の影響が支配的である (e.g., Vuolteenaho 2002)。そのため、集約企業数が増えるほど集約された利益の変化が有する割引率情報の影響は強まり、利益・リターン関係が正から負に転じる結果が観察されたとも考えられる。Sadka and Sadka (2009)や Choi et al. (2016)の分析結果は、集約利益の予測可能性に依るものではなく、集約利益の変化に含まれるシステムティックな割引率情

Sadka and Sadka (2009)の仮説と整合的な解釈



Kothari et al. (2006)の仮説と整合的な解釈

図 3-3 表 3-3 の証拠 2 に対する 2 つの解釈方法

報の影響に依るものと捉えることでKothari et al. (2006)と整合的な解釈も可能と言える。

He and Hu (2014)の分析結果も同様である。彼らは、財務報告の透明性が高い(低い)国ほど集約レベルの利益・リターン関係が負(正)に近づくことを報告しており、この原因として財務報告の透明性が集約利益の予測可能性の向上に貢献するためだと解釈している。しかし、財務報告の透明性は価値関連性や利益反応係数を始めとする利益の質とも関係する概念でもある。そのため、財務報告の透明性が高い(低い)ほど、投資家の期待修正に対する利益情報の影響力が向上(低下)するとも考えられる。集約レベルではキャッシュ・フロー情報よりも割引率情報の影響が強いため、He and Hu (2014)の分析結果は、財務報告の透明性が高い(低い)国ほど集約利益が及ぼす割引率情報の影響が強い(弱い)ために、負(正)に近い集約レベルの利益・リターン関係が観察されているとも解釈できる。このように、表3-3の証拠2は、Sadka and Sadka (2009)の仮説だけでなく、Kothari et al. (2006)の仮説と整合的な解釈が可能である。

予測された集約利益の情報と期待市場リターンの負の関係を示す表3-3の証拠3については、分析結果の妥当性がやや疑わしいと考えられる。Sadka and Sadka (2009, p.103)が自身で指摘しているように、彼らの証拠3に関する分析結果は予測モデルに依存するものである。Sadka and Sadka (2009)は配当利回りと消費資産比率は共に、将来の集約利益の変化と将来の実現市場リターンのそれぞれと逆の関係を持つことに基づいて、予測された集約利益の変化と期待市場リターンの間には負の関係があると論じている。この分析結果は配当利回りと消費資産比率が期待集約利益と期待市場リターンの主な決定要因であることを仮定するものだが、この仮定が正しいかどうかは明らかではない。例えば、Bali et al. (2008)は配当利回りが将来の市場リターンの予測変数として機能する結果が得られるのは、特定のサンプル期間のみであることを報告している。

Choi et al. (2016)は集約利益の変化の予測変数としてアナリスト予想を用いて予測された集約利益の変化を推定し、これが実現市場リターンと負に関係することを報告している。この分析は期待外リターンの影響が平均的にゼロになることを仮定するものであり、先に言及したようにこの仮定の妥当性は疑問視されている。また、表3-3の証拠3は、集約利益の変化と資本コストの変化の間に負の関係を想定するものであるが、先行研究では集約利益の変化がリスクフリーレートや期待インフレ率、マーケット・リスクプレミアムと正に関係していることが示されている(表3-2の証拠1)。これに加えて、Chen et al. (2015)は集約利益の変化と期待市場リターンの間に有意に負の関係を観察できないことを報告している。以上の証拠を総合すると、Sadka and Sadka (2009)の仮説を支持する表3-3の証拠3の信頼性はやや疑わしいように思われる。

ちなみに、Choi et al. (2016)はアナリスト予想修正を集約利益に含まれる期待外情報としているが、アナリスト予想利益には会計情報以外の広範な情報の影響が反映される。彼らの分析でアナリスト予想修正と市場リターンとの間に正の関係が観察されていることを踏まえれば、彼らを使用している期待外利益情報は集約利益以外の情報も含む市場レベルのキャッシュ・フロー情報と考えるのが適切であり、集約利益に含まれる期待

外情報とはやや異なるものと考えられる。

こうした考察を踏まえ、本論文では集約レベルの利益・リターン関係のメカニズムに対して Kothari et al. (2006)の仮説を支持する次の結論を導いている。集約利益の変化には公表前に予測可能な情報が含まれるものの、利益公表期に投資家の期待修正を引き起こす新情報も含まれている。集約利益の変化は利益公表期における将来キャッシュ・フローの期待修正と正に関係するとともに、資本コストの期待修正とも正に関係している。資本コストの期待修正は市場リターンに負の影響を及ぼすため、集約利益の変化が将来キャッシュ・フローの期待修正を通じて市場リターンに及ぼす正の影響が打ち消されてしまい、集約レベルでは有意に正の利益・リターン関係が観察されない。

4. 本論文で扱う論点の導出

集約レベルの利益・リターン関係に関する実証的証拠の考察を通じて、最終的に Kothari et al. (2006)の仮説を支持する結論が導かれた。ただし、集約レベルの利益・リターン関係には十分に検証されていない以下4つの論点がある。

- 論点1：集約レベルで正の利益・リターン関係が観察されない現象の外的妥当性
- 論点2：資本コストの変化の影響が集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されない原因であることの外的妥当性
- 論点3：世界全体での資本コストの変化が各国の集約レベルの利益・リターン関係に及ぼす影響
- 論点4：集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化の間にある正の関係のメカニズム

第1に、集約レベルで正の利益・リターン関係が観察されないという現象の外的妥当性である。集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されないことが報告されているのは米国のみであり、米国以外の28カ国の年次データを用いた He and Hu (2014)は、集約レベルでも有意に正の利益・リターン関係が観察されることを報告している。He and Hu (2014)の検証結果を踏まえれば、集約レベルにおける負の利益・リターン関係は米国特有の現象と言える。しかし、彼らは主として米国以外の株式市場で平均的に観察される集約レベルの利益・リターン関係に注目しているため、個々の国の財務報告制度を十分に組み込んだ分析は行っていない。また、集約レベルの利益・リターン関係に関する研究では主として四半期データが使用されているが、He and Hu (2014)が使用したのは年次データである。そのため、1カ国当たりのサンプルサイズが20前後と少なく、利益公表前の期間を多分に含む年次リターンを使用しているために利益公表期の株価反応だけでなく利益公表前の株価反応が分析結果に表れている可能性もある。こうした点を踏まえると、集約レベルで正の利益・リターン関係が観察されないという現象が米国以外でも観察されるものであるかどうかは、米国以外の四半期データを用いて改

めて検証すべき論点と言える。

論点1と関係するが、集約レベルの利益・リターン関係に資本コストの変化が影響していることの外的妥当性も確認すべき論点であり、これを本論文で検討する第2の論点である。先に提示した Kothari et al. (2006), Cready and Gurun (2010), Patatoukas (2014), Gallo et al. (2016) という Kothari et al. (2006) の仮説を支持する実証的証拠に基づけば、資本コストの構成要素の中で、リスクフリーレートやインフレ率が集約レベルの利益・リターン関係に及ぼす影響は限定的であり、この関係に最も強い影響を及ぼすのはマーケット・リスクプレミアムであると推測できる。しかしながら、米国以外ではマーケット・リスクプレミアムの影響を考慮した上で、集約レベルの利益・リターン関係に資本コストの変化が影響しているかどうかを検証した研究は存在しない。米国以外の年次データを用いた He and Hu (2014) は国債金利やインフレ率の変化が集約レベルの利益・リターン関係に影響しないことを報告しているが、彼らの分析ではマーケット・リスクプレミアムは考慮されていない。それゆえ、マーケット・リスクプレミアムの影響も考慮した分析モデルを用いて、米国以外でも資本コストの変化が集約レベルの利益・リターン関係に影響するかどうかを検証することは、実証的に確認すべき論点である。

第3の論点は、世界各国の上場企業に平均的に課せられる資本コスト（世界の資本コスト：global cost of capital）が各国の集約レベルの利益・リターン関係に及ぼす影響である。先行研究では主に米国のデータを用いて、各国の集約レベルの利益・リターン関係にその国の資本コストの変化が及ぼす影響は分析されている。その一方で、世界の資本コストの変化が各国の集約レベルの利益・リターン関係に及ぼす影響は分析されていない。グローバル化が進展した現代の投資家は、自国の上場企業だけでなく世界各国の上場企業を投資対象としている。例えば、日本取引所グループのウェブサイトでは、2007年から2016年の過去10年間の殆どの期間で、東証一部上場企業の株取引の半分以上が海外投資家によって行われている²⁸。2009年のみ株数ベースでの海外投資家の売買比率は50%を下回ったが、翌年には回復し、直近の2016年では東証一部株式の売買のうち、株数ベースで68.6%、金額ベースで73.8%が海外投資家によるものである。また、世界最大の年金基金である GPIF の資産構成のうち外国債券及び外国株式が占める割合は、目標とする資産構成（基本ポートフォリオ）を変更する度に増加している。2014年10月に変更された最新の基本ポートフォリオでは、運用資産の約4割を外国債券及び外国株式で運用することとしている²⁹。このように、世界各国の上場企業を投資対象とする投資家の動向を踏まえれば、自国の上場企業だけでなく、世界全体の上場企業に課される資本コストも彼らの投資意思決定に影響していると考えられる。そこで、本論文

²⁸ 日本取引所グループのウェブサイトで公表されている、『投資部門別 株式売買状況 東証第一部』を参照している (<http://www.jpx.co.jp/markets/statistics-equities/investor-type/00-02.html>)。

²⁹ 年金積立金管理運用独立行政法人のウェブサイトに記載されている、『基本ポートフォリオの考え方』を参照している (<http://www.gpif.go.jp/operation/foundation/portfolio.html>)。

では論点3として、世界の資本コストの変化が各国の集約レベルにおける利益・リターン関係に影響するかどうかを検証する。

第4の論点は、集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化の間にある正の関係のメカニズムである。第2章で確認したように、Kothari et al. (2006)は集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化の間に正の関係が存在する論理として、景気と投資家の消費選好度の関係を基に説明している。すなわち彼らは、集約利益が増加（減少）している好況期（不況期）には、投資家の消費選好度が上昇（低下）して投資選好度が低下（上昇）し、マーケット・リスクプレミアムが低下（上昇）すると説明している。しかし、この説明に反する証拠が近年の先行研究で提示されてきている。Shivakumar (2007)は集約利益が将来の雇用者所得と正に関係していないことを報告しており、Shivakumar and Urcan (2017)は集約利益の変化が家計の賃金や実質消費に有意な影響を与えないことを報告している。こうした先行研究は、集約利益の変化によって投資家の消費選好度が変化しないことを示しており、Kothari et al. (2006)によるメカニズムの説明とは整合しないものである。Patatoukas (2014)は集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化の間に正の関係が観察されることを報告しているが、このメカニズムは触れられていない。そのため、実証的に観察されてきたこの正の関係がなぜ観察されるのかを検討することもまた、考察すべき論点と言える。

こうした4つの論点を検証するために、第4章から第7章では実証分析を行う。第4章では論点1に注目し、米国と同じく四半期報告が制度化されている日本のデータを用いて、集約レベルで企業レベルと異なる利益・リターン関係が観察されるかどうかを検証する。第5章は論点2を検討するものであり、ここでは日本のデータを用いて資本コストの変化が集約レベルの利益・リターン関係に影響するかどうかを調べる。この章では資本コストの構成要素の全てを考慮するPatatoukas (2014)の研究・デザインを用いることで、マーケット・リスクプレミアムの影響を考慮していないHe and Hu (2014)の限界を克服する。第6章ではグローバル・データを用いた検証を通じて論点1及び論点2に着手し、論点3にも着手する。最後に、第7章ではグローバル・データを用いて論点4に取り組むこととする。

なお、本論文では、第4章及び第5章では日本のデータのみを用いて、第6章ではグローバル・データを用いて、論点1と論点2に着手する。本来、米国以外での外的妥当性を確認するためには、国際的一般性の高い分析結果が得られるグローバル・データを用いた分析のみで十分である。こうしたなか、本論文で日本のデータのみを用いた分析も行うのは、日本のデータとグローバル・データのそれぞれが有する短所を互いに補完できるためである。

本論文の分析で使用する世界各国の上場企業のデータは、S&P Capital IQから取得している。このデータベースを用いて国・四半期ごとに上場企業の利益情報や株式リターンを集約してプーリングすれば、1カ国のデータのみを用いて分析した場合と比べてサンプルサイズが大きくなり、その分検出力も高まる。また、複数の国のデータをプーリ

ングしたアンバランスド・パネルデータを用いることで、期間固定効果をコントロールする頑健な分析も可能となる。

その一方で、S&P Capital IQ では、四半期決算が行われていない場合には半期利益を2で割った値や通期利益を4で割った値が四半期利益として収録されており、純粋な四半期利益と算出された四半期利益とを区別できないという問題がある。算出された四半期利益の影響を極力除外するために、グローバル・データを用いる第6章及び第7章では、四半期決算月末から3ヶ月以内に公表された情報から四半期利益を取得するデータ要件を課している。この要件により、年次決算のみを実施する企業については通期利益から算出される第1四半期から第3四半期の四半期利益が全て除外され、半期決算と年次決算のみを実施する企業については半期利益や通期利益から計算された第1四半期と第3四半期の四半期利益が除外されることになる。しかし、こうしたデータ要件を課したとしても、決算期末から3ヶ月以内に半期決算及び通期決算を行っていれば、前者の企業については通期利益から算出された第4四半期の四半期利益が、後者の企業については半期利益や通期利益から算出された第2四半期と第4四半期の四半期利益がサンプルに含まれてしまう。また、S&P Capital IQ を始めとする筆者の利用可能なデータベースでは、期待インフレ率は収録されていなかった。そこで、本論文では次善の方法として、第6章の分析ではインフレ率の実績値を期待インフレ率の代理変数として使用している。

これに対して、日本のデータベースを用いれば、上記のグローバル・データの2つの限界を克服可能である。本論文で用いる日本のデータベースである日経 NEEDS Financial Quest 2.0 では、決算年度の始めからの累積利益を四半期ごとに取得できる。そこで、第1四半期についてはデータベースに収録されている累積四半期利益をそのまま使用し、第2四半期から第4四半期については累積四半期利益の前四半期との差額をとって使用すれば、四半期決算実施企業の純粋な四半期利益のみを利用可能となる。また、日本ではウェブ上で公開されている ESP フォークキャスト調査の結果から、民間のエコノミストによる期待インフレ率のコンセンサス予想値を取得可能である。こうした日本のデータの長所は、グローバル・データの短所を補うものとなっている。

なお、日本のデータのみを用いて集約レベルの利益・リターン関係を分析する場合には、グローバル・データを用いた場合に比べてサンプルサイズが小さくなるという短所がある。また、1カ国のデータのみで分析する場合にはデータが時系列データとなるため、期間固定効果をコントロールする頑健な分析は不可能である。ただし、先に言及したように、日本のデータが持つこれらの短所はグローバル・データを用いた分析では克服できる。

このようにグローバル・データと日本のデータにはそれぞれ一長一短があり、それぞれの長所が互いの短所を補える関係にある。そこで、頑健性の高い結果を得るために、本論文では日本のデータのみを用いた分析とグローバル・データを用いた分析の両方を行っている。

第4章 日本における集約レベルの利益・リターン関係³⁰

第1節 はじめに

第3章では論点1として、集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されない現象の米国外での外的妥当性を挙げていた。そこで、本章では日本の四半期データを用いた分析を通じて、この現象の日本における外的妥当性を確認する。

Ball and Brown (1968)を嚆矢とする会計・ファイナンスの複合研究領域では、個別企業が公表する実績利益の変化とその企業の利益公表期における株式リターンとの間に正の関係が観察されてきた。実績利益の公表に伴って正（負）の期待外利益が認識されれば、その企業の株式に投資家が期待するキャッシュ・フローは上方修正（下方修正）され、株価に上昇（下落）圧力がかかる。実績利益の変化と利益公表期の株式リターンとの間に有意に正の関係が観察されることは、実績利益の変化が期待外利益と正の関係にあることを示している。

ここで、個別企業に着目する「ミクロ」の視座から、国内上場企業の代表的な状況に焦点を当てる「マクロ」の視座へと議論を展開したい。個別企業の実績利益の変化や株式リターンのそれぞれを上場企業の代表的な状況を表すように「集約」したとき、両者の間には如何なる関係が観察されるだろうか。公表された増益幅（減益幅）が全体として大きい時期ほど、認識される期待外利益（期待外損失）は全体として大きく、株価は全体的に上昇（下落）することが予想される。しかし近年、米国では集約レベルで実績利益の変化と利益公表期の株式リターンとの間に有意に正の関係が観察されず、逆に有意に負の関係すら観察されることが報告されている³¹（e.g., Kothari et al. 2006; Sadka and Sadka 2009）。

ただし、集約レベルにおける負の利益・リターン関係は米国でのみ観察される現象であり、日本などの他の国では観察されないと論じる先行研究もある。He and Hu (2014)は米国以外の28カ国全ての年次データを用いれば、集約レベルでも有意に正の利益・リターン関係が観察され、日本のみの年次データを用いた場合には集約レベルにおいて10%水準で有意に正の利益・リターン関係も観察されることを報告している。彼らの分析結果を踏まえると、日本では米国と異なり、集約レベルでも正の利益・リターン関係が観察されることになる。

しかしながら、He and Hu (2014)は主として米国以外の株式市場で平均的に観察される集約レベルの利益・リターン関係に注目しているため、個々の国の財務報告制度を十

³⁰ 本章は、一橋商学論叢副編集長から所収の許可を得た上で、『一橋商学論叢』に掲載された筆者の単著論文（吉永裕登 2017b）を加筆修正したものである。

³¹ 企業レベル（ミクロ）で広く観察される正の利益・リターン関係が集約レベル（マクロ）では観察されないこの現象は、日本では利益・リターン関係の「ミクロ・マクロ・パズル」と呼ばれており（中野 2012, 2014）、米国を中心にその研究が進められている。

分に組み込んだ分析は行っていない。また、集約レベルの利益・リターン関係に関する米国の研究では主として四半期データを用いて分析されているが、He and Hu (2014)では年次データが使用されており、1カ国当たりのサンプルサイズが20前後と少ない。これに加えて、米国では四半期リターンが使用される一方で、He and Hu (2014)は利益公表前の期間を多く含む年次リターンを使用しているため、利益公表に伴う株価反応を観察できていない可能性もある。そのため、日本でも企業レベルと異なる利益・リターン関係が集約レベルで観察されるかどうかについては、さらなる検証が必要といえる。こうした問題意識に基づき、本章では日本の財務報告制度における2つの特徴を踏まえた上で、集約レベルの利益・リターン関係について分析する。

本章で注目する第1の特徴は四半期報告制度である。先行研究では、第1四半期から第3四半期よりも決算年度末である第4四半期の方が四半期利益に対する株価反応が弱いことが報告されているため (Salamon and Stober 1994; 中川 2009)、通期利益よりも四半期利益の方が公表時に株価に及ぼす影響は強いと考えられる³²。そのため、四半期財務報告が制度化されている日本で、公表された利益が株価に及ぼす影響を分析するためには、より多くの新情報を含む第1四半期から第3四半期の四半期利益も用いて分析することが望ましい。また、2003年以降、東京証券取引所の上場企業は四半期財務報告を行うことが求められているため、四半期利益を用いることで通期利益を用いたHe and Hu (2014)と比べて2倍以上のサンプルサイズを確保できるメリットもある。これに加えて、四半期データを使う場合にリターンの測定期間も短くすれば、企業レベルと集約レベルとで利益公表期の株価反応が異なるかどうかをより精緻に分析することもできるだろう。こうしたなか、四半期利益を用いて集約レベルの利益・リターン関係を分析した日本の研究は、筆者の知る限り存在しない。米国では四半期利益を用いて集約レベルの利益・リターン関係を分析した研究は存在するものの、日米間には四半期財務報告に関する差異が存在するために³³、米国の研究結果を日本に適用できるかどうかは明らかではない。

注目する第2の制度的特徴は、東京証券取引所からの要請により (東京証券取引所 2012)、ほぼ全ての上場企業が「次期の業績予想」としての予想利益、いわゆる経営者予想利益を自発的に開示していることである (太田 2008; 円谷 2008)。この経営者予想

³² 先行研究では、四半期利益は通期利益の予測に活用できることや (Hopwood et al. 1982)、四半期財務報告を導入した企業は導入していない企業と比べて通期財務報告に対する株価反応が弱いことが報告されている (McNichols and Manegold 1983)。こうした先行研究に基づけば、通期利益の情報内容が第1四半期から第3四半期の四半期利益を用いて公表前に予測されていることが、通期利益ないし第4四半期利益の公表が株価に及ぼす影響が弱い原因であると考えられる。

³³ 加賀谷 (2011, 2013)は四半期財務報告に関する日米間の差異について次の2点を挙げている。第1に、米国は年次決算と四半期決算とで異なる会計処理がある程度許容される「予測主義」に基づく一方で、日本では基本的に「実績主義」に基づく四半期財務諸表の作成が求められる点である。第2に、米国より日本の方が四半期決算に対するレビューが厳格な点である。

利益は投資家から有用な情報として広く利用されており（日本証券経済研究所 2011）、投資家の期待利益の代理変数として用いられるアナリスト予想利益にも大きな影響を与えていることが報告されている（太田 2007; 野間 2008）。そのため、経営者予想利益は四半期利益の期待形成に活用されている可能性があり、日本では米国の先行研究のように（e.g., Kothari et al. 2006; Sadka and Sadka 2009）、前年度の実績利益を当期の実績利益のベンチマークとするのは適切ではないかもしれない。また、先行研究では実績利益と同時期に公表される経営者予想利益の影響をコントロールすれば、その実績利益の価値関連性は失われることが報告されている（Ota 2010）。そのため、実績利益と同時期に公表される経営者予想利益の影響をコントロールしなければ、分析結果に脱落変数バイアスがかかる可能性もある。

以上を踏まえ、本章では経営者予想利益の影響を考慮し、かつ四半期データを用いて分析することで、日本でも米国と同様に企業レベルと異なる利益・リターン関係が集約レベルで観察されるかどうかを明らかにする。続く第2節では、企業レベルと集約レベルとで異なる利益・リターン関係が観察されうることを示した上で、この現象に関する先行研究の仮説に言及する。第3節では、企業レベルと集約レベルとで異なる利益・リターン関係が観察されるかどうかを Kothari et al. (2006)のモデルを用いて検証する。第4節では、経営者予想利益の影響を考慮した場合にも第3節と同様の結果が得られるかどうかを確認する。第5節では追加分析として、集約する企業数が増えるにつれて時系列回帰で推定される利益・リターン関係がどのように変化するかを調べる。最終節に当たる第6節では、分析結果を総括した上で本章の貢献や今後の検証課題に言及し、これを結びとする。

第2節 研究の背景と仮説

1. 研究の背景

Kothari et al. (2006)は、Fama-Macbeth 回帰を通じて企業レベルで観察される利益・リターン関係と、時系列回帰を通じて集約レベルで観察される利益・リターン関係とが異なることを報告している。以下では研究の背景として、こうした異なる利益・リターン関係が実証的に観察されうる現象であることを Ball and Sadka (2015)を参考に説明する。

集約レベルの利益・リターン関係を分析する先行研究では、同時期における企業レベルの変数を平均・合計などして、集約レベルの変数を作成している。t 期における企業 i の実績利益の変化と株式リターンをそれぞれ $\Delta EARN_{i,t}^{firm}$, $R_{i,t}^{firm}$ とし、t 期における集約レベルの実績利益の変化と株式リターンをそれぞれ、 $\Delta EARN_t^{agg}$, R_t^{agg} と表すことにする。また、各企業の企業レベルの変数から同時期における集約レベルの変数を差し引いた値を、企業固有の要素 $\Delta EARN_{i,t}^{idio}$, $R_{i,t}^{idio}$ とする。すなわち、次の式(4-1), (4-2)のように企業レベルの各変数は企業間の共通要素 ($\Delta EARN_t^{agg}$, R_t^{agg}) と企業固有の要素 ($\Delta EARN_{i,t}^{idio}$, $R_{i,t}^{idio}$) によって構成されると考える。

$$\Delta EARN_{i,t}^{firm} = \Delta EARN_t^{agg} + \Delta EARN_{i,t}^{idio} \quad (4-1)$$

$$R_{i,t}^{firm} = R_t^{agg} + R_{i,t}^{idio} \quad (4-2)$$

さて、Kothari et al. (2006)は次の式(4-3)を用いた Fama-Macbeth 回帰で企業レベルの利益・リターン関係を推定している。

$$R_{i,t}^{firm} = \gamma_0^{firm} + \gamma_1^{firm} \Delta EARN_{i,t}^{firm} + \epsilon_{i,t}^{firm} \quad (4-3)$$

ここで、 $\Delta EARN_{i,t}^{firm}$ や $R_{i,t}^{firm}$ の代わりに、式(4-3)に $\Delta EARN_{i,t}^{idio}$ や $R_{i,t}^{idio}$ を組み込んだものを式(4-4)、 $\Delta EARN_t^{agg}$ や R_t^{agg} を組み込んだものを式(4-5)とする。Kothari et al. (2006)は式(4-5)を用いて集約レベルの利益・リターン関係を調べている。

$$R_{i,t}^{idio} = \gamma_0^{idio} + \gamma_1^{idio} \Delta EARN_{i,t}^{idio} + \epsilon_{i,t}^{idio} \quad (4-4)$$

$$R_t^{agg} = \gamma_0^{agg} + \gamma_1^{agg} \Delta EARN_t^{agg} + \epsilon_t^{agg} \quad (4-5)$$

Fama-Macbeth 回帰では、期間ごとのクロスセクション回帰で推定される係数の単純平均値を求める(太田 2012)。そこで、 X と Y の共分散を $cov(X, Y)$ 、 X の分散を $Var(X)$ とすると、 γ_1^{firm} は式(4-1)、(4-2)より、以下のようなになる。

$$\begin{aligned} \gamma_1^{firm} &= \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n [cov(\Delta EARN_{i,t}^{firm}, R_{i,t}^{firm}) / Var(\Delta EARN_{i,t}^{firm})] \\ &= \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n [\{cov(\Delta EARN_t^{agg}, R_t^{agg}) + cov(\Delta EARN_t^{agg}, R_{i,t}^{idio}) \\ &\quad + cov(\Delta EARN_{i,t}^{idio}, R_t^{agg}) + cov(\Delta EARN_{i,t}^{idio}, R_{i,t}^{idio})\} \\ &\quad / \{Var(\Delta EARN_t^{agg}) + Var(\Delta EARN_{i,t}^{idio})\}] \end{aligned}$$

Fama-Macbeth 回帰では $\Delta EARN_t^{agg}$ 及び R_t^{agg} は定数と見なせるので、その分散はゼロである。よって、

$$\gamma_1^{firm} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n [cov(\Delta EARN_{i,t}^{idio}, R_{i,t}^{idio}) / Var(\Delta EARN_{i,t}^{idio})] = \gamma_1^{idio} \quad (4-6)$$

となる。また、 γ_1^{agg} は定義上、次のように表される。

$$\gamma_1^{agg} = cov(\Delta EARN_t^{agg}, R_t^{agg}) / Var(\Delta EARN_t^{agg}) \quad (4-7)$$

式(4-6)、(4-7)より γ_1^{firm} は $\Delta EARN_t^{agg}$ 及び R_t^{agg} の値に関係なく $\Delta EARN_{i,t}^{idio}$ 及び $R_{i,t}^{idio}$ によ

って定まる一方で³⁴、 γ_1^{agg} は $\Delta EARN_{i,t}^{idio}$ 及び $R_{i,t}^{idio}$ の値や分布に関係なく $\Delta EARN_t^{agg}$ 及び R_t^{agg} によって規定される。これは、 γ_1^{firm} と γ_1^{agg} が独立に決まることを意味しており、Kothari et al. (2006) が観察したように企業レベルと集約レベルとで観察される利益・リターン関係が異なりうることを意味している。

2. 集約レベルの利益・リターン関係に対する仮説

式(4-6)、(4-7)から企業レベルと集約レベルとで異なる利益・リターン関係が観察されうることは示されたものの、なぜ集約レベルで正の利益・リターン関係が観察されないのか、という疑問が生じる。第2章で紹介したように、この疑問に対しては、Kothari et al. (2006)とSadka and Sadka (2009)がそれぞれ仮説を構築している。ここでは簡潔に、集約レベルで正の利益・リターン関係が観察されない現象に対するこれら2つの仮説に言及する。

彼らの仮説は共に、Campbell (1991)の期待外リターンの要因分解式を基に構築されている。Campbell (1991)に基づけば、株式リターン (R_t^{agg}) は式(4-8)のように期首における期待リターン ($E_{t-1}[R_t^{agg}]$)、将来キャッシュ・フローに関する期中の期待修正が引き起こす期待外リターン ($N_{CF,t}^{agg}$)、資本コストに関する期中の期待修正が引き起こす期待外リターン ($-N_{DR,t}^{agg}$) の3つに分解できる。

$$R_t^{agg} = E_{t-1}[R_t^{agg}] + N_{CF,t}^{agg} - N_{DR,t}^{agg} \quad (4-8)$$

集約利益の変化を、期首時点で予測されている部分 ($E_{t-1}[\Delta EARN_t^{agg}]$) と予測されていない部分 ($UE_{t-1}[\Delta EARN_t^{agg}]$) とに分解すると、 $cov(\Delta EARN_t^{agg}, R_t^{agg})$ は式(4-8)より、次の式(4-9)のように表せる。

$$\begin{aligned} cov(\Delta EARN_t^{agg}, R_t^{agg}) \\ = cov(E_{t-1}[\Delta EARN_t^{agg}], E_{t-1}[R_t^{agg}]) + cov(UE_{t-1}[\Delta EARN_t^{agg}], N_{CF,t}^{agg}) \\ - cov(UE_{t-1}[\Delta EARN_t^{agg}], N_{DR,t}^{agg}) \end{aligned} \quad (4-9)$$

このとき、式(4-7)と $Var(\Delta EARN_t^{agg}) > 0$ から、係数 γ_1^{agg} の符号は $cov(\Delta EARN_t^{agg}, R_t^{agg})$ の符号に等しくなる。そのため、係数 γ_1^{agg} の符号に影響を及ぼす要素は、式(4-9)の右辺にある3つの項で表されることになる。

Kothari et al. (2006)は、集約レベルで負の利益・リターン関係が観察される原因は式(4-9)の右辺第3項にあると論じている。彼らは集約利益の変化には期中における新情報が十分に含まれることを前提とした上で、集約利益の変化は利益公表期における資本コス

³⁴ 式(4-1)、(4-2)より $\Delta EARN_t^{agg}$ 及び R_t^{agg} は同時期における $\Delta EARN_{i,t}^{firm}$ 及び $R_{i,t}^{firm}$ の値を一律に同じ値だけ変化させるため、これらの値が式(4-3)を用いたFama-Macbeth回帰の推定結果に及ぼす影響は定数項 γ_0^{firm} に限られる。

トの変化と正の関係にあることを想定している ($cov(UE_{t-1}[\Delta EARN_t^{agg}], N_{DR,t}^{agg}) \geq 0$)。資本コストの変化が株式リターンに及ぼす負の影響が十分に強ければ、集約利益の変化がキャッシュ・フローの期待修正を通じて株式リターンに及ぼす正の影響が ($cov(UE_{t-1}[\Delta EARN_t^{agg}], N_{CF,t}^{agg}) \geq 0$)、資本コストが及ぼす負の影響で打ち消されてしまう。その結果、集約レベルで負の利益・リターン関係が観察されることになる。

これに対して、Sadka and Sadka (2009)は集約レベルの利益の変化には期中における新情報がほとんど存在しないと論じた上で ($cov(UE_{t-1}[\Delta EARN_t^{agg}], N_{CF,t}^{agg}) \approx 0$, $cov(UE_{t-1}[\Delta EARN_t^{agg}], N_{DR,t}^{agg}) \approx 0$)、式(4-9)の右辺第1項が集約レベルで利益・リターン間に負の関係が観察される原因であると論じている。集約利益の変化は将来における国内経済の先行指標となりうることが示されている (e.g., Konchitchki and Patatoukas 2014a, b)。好況時(不況時)に投資家はリスク選好的(回避的)になると想定すれば、集約レベルで増益(減益)が予測された時点で資本コストの一要素であるリスクプレミアムは低下(上昇)する。これに伴って期首以前の資本コストが減少(増加)すれば、期首における期待リターンは減少(増加)し ($cov(E_{t-1}[R_t], E_{t-1}[\Delta X_t]) \leq 0$)、集約レベルで負の利益・リターン関係が観察されることになる。

第3節 利益・リターン関係の「マイクロ・マクロ・パズル」の実証分析

1. リサーチ・デザイン

このように米国では集約レベルで正の利益・リターン関係が観察されない理由について、Kothari et al. (2006)と Sadka and Sadka (2009)によって2つの仮説が構築されているが、そもそも日本でも米国と同様の集約レベルの利益・リターン関係が観察されるかどうかは明らかではない。そこで、日本でも集約レベルで企業レベルと異なる利益・リターン関係が観察されるかどうかについて、Kothari et al. (2006)が用いたモデルをベースに、異なる時期に公表される実績利益の変化をコントロール変数として組み込む式(4-10)及び式(4-11)を用いて分析する。式(4-10)は企業レベル、式(4-11)は集約レベルの分析で用いる分析モデルである。

$$R_{i,q}^{firm} = \alpha + \sum_{k=0}^4 \beta_k \Delta EARN_{i,q-k}^{firm} + \varepsilon_{i,q} \quad (4-10)$$

$$R_q^{agg} = \alpha + \sum_{k=0}^4 \beta_k \Delta EARN_{q-k}^{agg} + \varepsilon_q \quad (4-11)$$

$R_{i,q}^{firm}$ は企業*i*の*q*期における期首期末間の3ヶ月バイ・アンド・ホールド・リターン、 $\Delta EARN_{i,q}^{firm}$ は企業*i*の*q*期に獲得した実績利益の前年同四半期比での変化を表す。 $\Delta EARN_{i,q}^{firm}$ は、前年同四半期からの四半期実績利益の変化 ($EARN_{i,q}^{firm} - EARN_{i,q-4}^{firm}$) を

前年同四半期の自己資本 ($BV_{i,q-4}^{firm}$) で基準化した値とする³⁵ ($\Delta EARN_{i,q}^{firm} = (EARN_{i,q}^{firm} - EARN_{i,q-4}^{firm})/BV_{i,q-4}^{firm}$)。なお、使用する利益は当期純利益であり、第1四半期では当期純利益の実額を、第2四半期以降は前四半期の当期純利益との差額を、当該四半期に獲得した実績利益 ($EARN_{i,q}$) とする。これら企業レベルの変数 ($R_{i,q}^{firm}$, $\Delta EARN_{i,q}^{firm}$) の時価総額加重平均値を集約レベルの変数とする³⁶ (R_q^{agg} , $\Delta EARN_q^{agg}$)。

日本では金融商品取引法第二十四条の四の七第一項により、上場企業には「四半期報告書を、当該各期間経過後四十五日以内の政令で定める期間内」に提出することが義務付けられており、またこれに先立って主たる財務情報が決算短信を通じて公表されている。そのため、 $q-1$ 期に獲得した四半期利益が公表されるのは q 期であり、 $\Delta EARN_{i,q-1}^{firm}$ の係数には公表された個別企業の実績利益の変化に対する当該企業の平均的な株価反応が反映される。決算短信公表時の実績利益に将来キャッシュ・フローの期待修正を投資家に促す情報が含まれており、その影響が十分大きければ、 $\Delta EARN_{i,q-1}^{firm}$ の係数は有意に正の値をとる。Kothari et al. (2006)は企業レベルの Fama-Macbeth 回帰で $\Delta EARN_{i,q-1}^{firm}$ の係数が有意に正の値をとることを報告しており、He and Hu (2014)は通期利益を用いた分析を通じて、この分析結果は米国以外でも広く観察されると報告している。

その一方で、Kothari et al. (2006)は集約レベルの時系列回帰では $\Delta EARN_{q-1}^{agg}$ の係数が有意に負となることを報告しており、他の米国の研究でも集約レベルで実績利益の変化と利益公表期の株式リターンとの間には有意に正の関係が観察されていない (e.g., Sadka and Sadka 2009; Gallo et al. 2016)。すなわち、集約利益の変化と利益公表期の市場リターンとの間には有意に正の関係が観察されないことが報告されている。ただし、こうした分析結果は米国特有ではないかという疑念も提示されており (He and Hu 2014)、日本における集約レベルの利益・リターン関係は明らかではない。そこで本章でも $\Delta EARN_{q-1}^{agg}$ の係数が負の値をとるかどうかを検証する。

企業レベルでは実績利益の少なくとも一部の情報内容は公表前に株価に反映されていることが知られている (e.g., Ball and Brown 1968; Sadka and Sadka 2009)。その一方で、

³⁵ Kothari et al. (2006)は時価総額 (株価) でも基準化しているが、株式リターンを被説明変数とする分析モデルでは、変数の定義上の相関が分析結果にバイアスをかける可能性があるため、本章では自己資本で基準化している。また、自己資本で基準化すると、負債中心の資本構成を持つ企業のデータから規模の影響を十分に除外しきれず、分析結果にバイアスが掛かる可能性もある。そこで、総資産で基準化した場合にも係数の符号と有意水準が大きく変わらないことを確認している (表提示なし)。

³⁶ Kothari et al. (2006)は、株式リターンの集約方法として単純平均と時価総額加重平均の2通り、実績利益情報の集約方法としては単純平均と時価総額加重平均値に加え、前年同四半期からの四半期実績利益の変化の合計値を前年同四半期の自己資本の四半期ごとの合計値で除すという3通りの方法を採用し、計6通りの組み合わせで分析している。本章の分析ではいずれの変数も時価総額加重平均値を用いて集約しているが、他の5通りの組み合わせで分析を行ったとしても係数の符号が変わらないことを確認している (表提示なし)。

集約レベルの実績利益が公表前の株価に反映されているかどうかは米国でも一貫した証拠が示されていない³⁷。そこで、本章では企業レベル及び集約レベルの実績利益が利益公表前に反映されているかどうかを $\Delta EARN_{i,q}^{firm}$ 及び $\Delta EARN_q^{agg}$ の係数を用いて検証する。実績利益に含まれる期待キャッシュ・フローに関する情報が利益公表前に十分に株価に反映されていれば、これらの係数は有意に正となる。

半強度の効率的証券市場が成立していれば、実績利益の情報内容は利益公表後即座かつ完全に株価に反映されることになる。しかし、企業レベルの実績利益情報はむしろ公表後緩やかに株価に反映されることが知られている (e.g., Bernard and Thomas 1990; Kothari et al. 2006)。 $\Delta EARN_{i,q-k}^{firm}$ 及び $\Delta EARN_{q-k}^{agg}$ の係数 ($k = 2, 3, 4$) には、こうした利益公表後ドリフトの影響が表れる。これらの係数が有意に正の値を取れば、企業レベル及び集約レベルの実績利益情報は決算発表時点で即時に株価に反映されていないことを意味する。

2. データとサンプル

本章では日経 NEEDS Financial Quest 2.0 から分析に必要なデータを収集している。株式リターンの計算に際しては、権利落ちと配当落ちとを調整した株価を使用する (補論1を参照)。データ取得期間は2003年4-6月期から2015年1-3月期までの48四半期である³⁸。この期間の中で、本章では以下のデータ要件を満たす企業・四半期を抽出している。

- I. $R_{i,q}^{firm}$, $\Delta EARN_{i,q}^{firm}$ の算出に必要なデータが欠損していない。
- II. 銀行・証券・保険, その他金融業を除く一般事業会社である。
- III. 変数作成時に用いる自己資本及び時価総額が共に正の値を取る。
- IV. 期首の株価が100円以上である。
- V. 決算月が3, 6, 9, 12月である。
- VI. 四半期終了後60日以内に決算公表日を迎えている。

データ要件Iはデータに欠損のある観測値を除外するために設定している³⁹。データ

³⁷ Sadka and Sadka (2009)は集約レベルでも実績利益の変化が利益公表前の株式リターンと有意に正の関係を持つことを示しているが、Patatoukas (2014)はこの関係が有意でないことを報告している。

³⁸ 日経 NEEDS Financial Quest 2.0 による四半期決算短信データの収録は2002年6月第1四半期に開始されているが、データ要件を満たす観測数が500企業・四半期に満たない2003年1-3月期以前の期間はデータ取得期間から除外している。

³⁹ 集約レベルの分析では式(4-11)で組み込む説明変数のうち、 $\Delta EARN_{i,q-k}^{firm}$ ($k = 1, 2, 3, 4$) の算出に必要なデータが欠損している観測値も、集約レベルの株式リターンを算出で用いている。これは、式(4-11)の説明変数の全てを算出するのに必要な企業・四半期のみを用いると、少なくとも過去2年間継続的に決算短信を公表してきた企業のみが分析対象となり、生存バイアスがかかる可能性があるからである。ただし、このデータ要件では集約レベルにおいてq期の株式リター

表 4-1 説明変数の自己相関係数と各変数の記述統計量

$R_{i,q}^{firm}$ は企業*i*の*q*期における株式リターンである。 $\Delta EARN_{i,q}^{firm}$ は企業*i*の*q*期における実績利益の前年同四半期からの変化である。 R_q^{agg} は*q*期における集約レベルの株式リターンである。 $\Delta EARN_q^{agg}$ は*q*期における集約レベルの実績利益の前年同四半期からの変化である。パネル A はピアソンの積率相関係数とスピアマンの順位相関係数（丸括弧内）を示している。パネル A に示した $\Delta EARN_{i,q}^{firm}$ の自己相関係数や、パネル B に示した記述統計量は、四半期ごとに取得した自己相関係数や記述統計量の単純平均値である。

パネル A 説明変数の自己相関係数								
	1次自己相関	2次自己相関	3次自己相関	4次自己相関				
$\Delta EARN_{i,q}^{firm}$	0.169 (0.204)	0.105 (0.134)	0.029 (0.046)	-0.295 (-0.276)				
$\Delta EARN_q^{agg}$	0.651 (0.538)	0.271 (0.307)	-0.046 (0.045)	-0.402 (-0.268)				
パネル B 記述統計量（企業レベル）								
	平均値	標準偏差	最小値	25%点	中央値	75%点	最大値	観測数
$R_{i,q}^{firm}$	0.026	0.209	-0.593	-0.074	0.005	0.093	3.721	2,410
$\Delta EARN_{i,q}^{firm}$	0.002	0.042	-0.202	-0.010	0.001	0.013	0.262	2,410
パネル C 記述統計量（集約レベル）								
	平均値	標準偏差	最小値	25%点	中央値	75%点	最大値	観測数
R_q^{agg}	0.018	0.097	-0.191	-0.054	0.027	0.076	0.209	44
$\Delta EARN_q^{agg}$	0.004	0.012	-0.034	0.000	0.004	0.009	0.043	44

要件 II は会計項目などが一般事業会社と異なる金融業を除外するための要件である。データ要件 III は、基準化する際や加重平均値を計算する際に分母が 0 以下の値を取らないように設定している。データ要件 IV は Kothari et al. (2006) や Sadka and Sadka (2009) などの先行研究に倣って設定した要件である。株価が最小通貨単位に近いほど、小さな値動きが異常な株式リターンをもたらす可能性が高いため、本章では株式リターンの異常値処理も兼ねてこのデータ要件を課している。データ要件 V は日本では上場企業の多くが 3 月決算を採用しているためであり、分析結果の一般性を高めるべく 6, 9, 12 月決算企業も加えている⁴⁰。データ要件 VI は *q*-1 期の実績利益の変化が利益公表期である *q* 期のうちに株価に反映されるように設定したものである。

以上のデータ要件を課した上で異常値が分析結果にもたらす影響を緩和するために、各四半期で $\Delta EARN_{i,q}^{firm}$ が上下 1%をとる企業・四半期を除外している。最終的なサンプルサイズは 2004 年 4-6 月期から 2015 年 1-3 月期までの 44 四半期に渡る 106,040 企業・四半期である。表 4-1 は、説明変数の相関係数と各変数の記述統計量である。企業レベルでは Fama-Macbeth 回帰を行うことを踏まえ、企業レベルの変数については四半期ご

の算出に使用されるサンプルと *q*-1 期以前の実績利益の変化の算出に使用されるサンプルとの間に差異が生じてしまう。そこで、式(4-11)の説明変数全てを算出するのに必要なサンプル (85,858 企業・四半期)に限った場合の分析も行い、係数の符号と有意水準に差異がないことを確認している（表提示なし）。

⁴⁰ 第 6 章補論 1 のデータに基づけば、日本の上場企業の約 7 割が 3 月を決算月としており、6, 9, 12 月決算企業も含めると、全体の 85%に上る。

とに相関係数や記述統計量を取り、その単純平均値を記している。表 4-1 パネル A では、特に集約レベルの実績利益の変化に強い正の自己相関が認められる。そこで、分析の中では推定される係数の符号が単回帰分析で観察される符号と同様かどうかを確認する。なお、式(4-11)の説明変数の分散拡大係数（VIF: Variance Inflation Factor）は最大で 3.810 であり、多重共線性の懸念は小さい。

3. 分析結果

表 4-2 は企業レベル、集約レベルそれぞれの利益・リターン関係に関する分析結果である。表 4-2 では、 $\Delta EARN_{i,q-1}^{firm}$ の係数 β_1^{firm} は有意に正となる一方で、 $\Delta EARN_{q-1}^{agg}$ の係数 β_1^{agg} は負の値をとることが示されている。これは、日本でも企業レベルと異なる利益・リターン関係が集約レベルで観察されることを意味する。

企業レベルの重回帰分析では $\Delta EARN_{i,q}^{firm}$ 及び $\Delta EARN_{i,q-1}^{firm}$ の係数は有意に正の値をとる一方で、 $\Delta EARN_{i,q-2}^{firm}$ 、 $\Delta EARN_{i,q-3}^{firm}$ 及び $\Delta EARN_{i,q-4}^{firm}$ の係数は有意な値をとらない。これは、個別企業の実績利益の情報内容はその一部が利益公表前の株価に、残りのほぼ全てが利益公表期の株価に反映されていることを示している。また、集約レベルで $\Delta EARN_q^{agg}$ が有意に正の値をとることは、Sadka and Sadka (2009) の仮説で言及されているように、集約レベルでは実績利益の情報内容が利益公表前に株価に反映されていることを示唆している。

本章では集約レベルの先行研究（e.g., Konchitchki and Patatoukas 2014a; 中野・吉永 2017b）や実務上の慣習（太田 2012）に従い、系列相関と不均一分散に頑健な Newey-West の修正標準誤差を算出する際に用いる最大ラグの次数をサンプルサイズの 0.25 乗の整数部分である 2 と設定して分析している。ただし、この設定は慣習に基づくものにすぎず、系列相関の影響を十分に緩和できていない可能性がある。そこで、系列相関や不均一分散に対する頑健性を検証すべく、次の 2 つの頑健性分析を行っている。第 1 に、Newey-West の修正標準誤差を計算する際に使用するラグの次数を 0 から 4 に変更し、同様の分析を行うものである。第 2 に、一般化最小二乗法（Prais-Winsten 法）を使用して系列相関に対応し、White の不均一分散に頑健な修正標準誤差を用いるものである。前者の場合には推定された係数の有意水準は変化せず、後者の場合には係数の符号と有意水準に大きな差異がないことを確認している（表提示なし）。

第4節 経営者予想利益を踏まえた利益・リターン関係の分析

1. リサーチ・デザイン

本節では経営者予想利益の影響に対する前節の推定結果の頑健性を確認する。決算短信などを通じて日本の上場企業は売上高や各種利益の予想値を公表しており、これは投

表 4-2 利益・リターン関係の分析結果

表は $R_{i,q}^{firm} = \alpha + \sum_{k=0}^4 \beta_k \Delta EARN_{i,q-k}^{firm} + \varepsilon_{i,q}$ (式 4-10), $R_q^{agg} = \alpha + \sum_{k=0}^4 \beta_k \Delta EARN_{q-k}^{agg} + \varepsilon_q$ (式 4-11) を用いた分析結果である。パネル A は Fama-Macbeth 回帰に基づく企業レベルの推定結果である。パネル B は集約レベルの推定結果であり、角括弧内には Newey-West の系列相関と不均一分散に頑健な修正標準誤差を使用した t 値を提示している。***, **, *はそれぞれ、両側検定で 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示している。

パネル A 企業レベル						
<i>Intercept</i>	0.024 [1.646]	0.023 [1.551]	0.026* [1.688]	0.026 [1.670]	0.024 [1.494]	0.021 [1.459]
$\Delta EARN_{i,q}^{firm}$	0.564*** [9.582]					0.599*** [8.392]
$\Delta EARN_{i,q-1}^{firm}$		0.637*** [8.506]				0.628*** [8.959]
$\Delta EARN_{i,q-2}^{firm}$			0.147** [2.441]			0.016 [0.318]
$\Delta EARN_{i,q-3}^{firm}$				0.039 [0.863]		-0.017 [-0.494]
$\Delta EARN_{i,q-4}^{firm}$					-0.097** [-2.043]	0.032 [0.597]
<i>Avr. R²</i>	0.014	0.017	0.004	0.002	0.002	0.037
<i>N</i>	106,040	99,865	96,277	92,910	89,960	85,858
パネル B 集約レベル						
<i>Intercept</i>	0.009 [0.534]	0.021 [1.131]	0.021 [1.148]	0.016 [0.939]	0.017 [1.041]	0.005 [0.309]
$\Delta EARN_q^{agg}$	2.467* [1.800]					6.717*** [4.568]
$\Delta EARN_{q-1}^{agg}$		-0.861 [-0.745]				-5.061*** [-3.304]
$\Delta EARN_{q-2}^{agg}$			-0.747 [-0.805]			-1.014 [-0.511]
$\Delta EARN_{q-3}^{agg}$				0.552 [0.912]		1.780 [0.899]
$\Delta EARN_{q-4}^{agg}$					0.163 [0.253]	1.599 [1.105]
<i>Adj. R²</i>	0.092	0.011	0.008	0.005	0.000	0.344
<i>N</i>	44	44	44	44	44	44

資家から有用な情報として広く利用されている⁴¹。また、投資家の期待利益の代理変数として用いられるアナリスト予想利益も、日本では経営者予想利益の影響を多分に受けている⁴²。そのため、投資家は前年同四半期の実績利益ではなく、直前に公表された経営者予想利益を元に四半期利益を予想している可能性がある。

先行研究では、経営者予想利益は実績利益と異なる追加情報を投資家に提供していることが報告されている一方で (Kato et al. 2009), 経営者予想利益の影響をコントロールすれば同時公表される実績利益の価値関連性が失われることも報告されている (Ota 2010)。経営者予想利益が実績利益と同質の情報を持ち、かつ経営者予想利益の株価への影響が実績利益より大きければ、実績利益と同時期に公表される経営者予想利益に帰属すべき影響が、公表された実績利益の影響として観察される可能性がある。前節の分析結果には以上2つの懸念があるため、本節では公表済みの経営者予想利益、実績利益と同時期に公表される経営者予想利益の両方の影響を加味した上で、集約レベルで企業レベルと異なる利益・リターン関係が観察されるかどうかを再度検証する。

四半期利益を用いる本章の検証では四半期経営者予想利益が必要になるが、日本では四半期経営者予想利益が公表される企業は極めて少ない。そこで、本章では通期経営者予想利益から四半期経営者予想利益を推定して分析で用いる。具体的な推定方法は補論2に記している。q期末までに公表された最新の経営者予想に基づくq期の実績四半期利益を $MF_{i,q}[EARN_{i,q}]$ とし、これを用いて算出した変数 ($E_MF_{i,q}^{firm}$, $MF_{i,q}^{firm}$) を次の式 (4-12), (4-13)に組み込み、これらを企業レベル、集約レベルの分析モデルとする。

$$R_{i,q}^{firm} = \alpha + \beta_0 E_MF_{i,q}^{firm} + \beta_1 E_MF_{i,q-1}^{firm} + \beta_2 MF_{i,q}^{firm} + \varepsilon_{i,q} \quad (4-12)$$

$$R_q^{agg} = \alpha + \beta_0 E_MF_q^{agg} + \beta_1 E_MF_{q-1}^{agg} + \beta_2 MF_q^{agg} + \varepsilon_q \quad (4-13)$$

$E_MF_{i,q-1}^{firm}$ はq期に公表されるq-1期の四半期実績利益 ($EARN_{i,q-1}^{firm}$) と、q-1期末時点におけるその経営者予想値 ($MF_{i,q-1}^{firm}[EARN_{i,q-1}^{firm}]$) との差額を、前年同四半期の自己資本 ($BV_{i,q-5}^{firm}$) で基準化した値である⁴³ ($E_MF_{i,q-1}^{firm} = (EARN_{i,q-1}^{firm} - MF_{i,q-1}^{firm}[EARN_{i,q-1}^{firm}]) / BV_{i,q-5}^{firm}$)。 $E_MF_{i,q-1}^{firm}$ を分析で用いることで、実績利益の変化から

⁴¹ 日本証券経済研究所 (2011)は2006年3月に東京証券取引所が公表した「決算短信に関する機関投資家へのヒアリング調査結果」を基に、経営者予想は投資家に有用な情報として広く利用されていると結論づけている。

⁴² 太田 (2007)は、本決算及び中間決算時に公表される経営者予想利益と、その直後のアナリスト予想利益とが同一の値を取る観測数が、サンプル全体の8割以上に上ることを報告している。また、野間 (2008)は経営者予想利益が修正されると、アナリスト利益は修正された経営者予想利益に近づくように修正されることを示している。これらの証拠は、日本のアナリストが経営者予想利益を参考に利益を予想していることを示している。

⁴³ 前節と同様に、自己資本ではなく総資産で基準化して分析した場合に、係数の符号と有意水準が大きく変わらないことを確認している (表掲示なし)。

公表済みの経営者予想利益 ($MF_{i,q-1}^{firm}[EARN_{i,q-1}^{firm}]$) の影響を除外する。 $MF_{i,q}^{firm}$ は q 期末時点における q 期の実績利益の経営者予想値 ($MF_{i,q}[EARN_{i,q}]$) と前年同四半期における四半期実績利益 ($EARN_{i,q-4}^{firm}$) との差額を前年同四半期の自己資本 ($BV_{i,q-4}^{firm}$) で標準化した値である⁴⁴ ($MF_{i,q}^{firm} = (MF_{i,q}^{firm}[EARN_{i,q}^{firm}] - EARN_{i,q-4}^{firm})/BV_{i,q-4}^{firm}$)。この変数をモデルに組み込むことで、q-1 期の実績利益と同時期に公表される経営者予想利益の影響をコントロールする。また、第3節では企業レベルでも集約レベルでも、実績利益の情報内容が利益公表前の株価に反映されていることが示唆されている。そこで、公表前の実績利益の情報内容が株価に及ぼす影響をコントロールするために、 $E_MF_{i,q}^{firm}$ を説明変数に加える。式(4-13)では式(4-12)で企業レベルの変数の代わりに集約レベルの変数を組み込んでいる。前節と同様に、各四半期における企業レベルの変数の時価総額加重平均値を集約レベルの変数として用いる⁴⁵。関心を寄せるのは $E_MF_{i,q-1}^{firm}$ 及び $E_MF_{q-1}^{agg}$ の係数であり、前節の結果が頑健であれば、 $E_MF_{i,q-1}^{firm}$ の係数は正、 $E_MF_{q-1}^{agg}$ の係数は負となる。

2. データとサンプル

分析で用いるデータソースやサンプル期間、データ要件は前節と同様である。ただし、データ要件 I は「I. $R_{i,q}^{firm}$, $E_MF_{i,q-1}^{firm}$, $E_MF_{i,q-1}^{agg}$, $MF_{i,q}^{firm}$ の算出に必要なデータが欠損していない。」に置き換える。データ要件を課した後、四半期ごとに $E_MF_{i,q}^{firm}$, $MF_{i,q}^{firm}$ が上下 1% をとる企業・四半期を除外する異常値処理を行っており、最終的なサンプルサイズは 43 四半期に渡る 83,571 企業・四半期となる。

表 4-3 は説明変数の相関係数と各変数の記述統計量である。企業レベルの分析では Fama-Macbeth 回帰を行うことを踏まえて、表 4-3 パネル A, C では各四半期における相関係数や記述統計量の単純平均値を記している。第3節と同様に集約レベルの説明変数間には強い相関が観察されるため、次項では単回帰分析の推定結果も併記した上で、重回帰分析での係数の一貫性を確認する。なお、式(4-13)の説明変数の最大 VIF は 1.817 であり、多重共線性の懸念は小さい。

⁴⁴ 経営者予想利益の修正幅を変数として用いる先行研究もある中で (太田 2007 など)、修正幅ではなく $MF_{i,q}^{firm}$ を用いるのは、翌会計年度の経営者予想利益が初めて公表される第 4 四半期には修正幅を計算できずに全て欠損値となり、サンプルに偏りができるためである。

⁴⁵ 前節と同様に、6 通りの集約方法の組み合わせを用いて分析したとき、係数の符号と有意水準が大きく変わらないことを確認している (表掲示なし)。

表 4-3 経営者予想利益に関する各変数の相関係数と記述統計量

$R_{i,q}^{firm}$ は企業*i*の*q*期における株式リターンである。 $E_MF_{i,q}^{firm}$ は企業*i*の*q*期における実績利益の経営者予想値からの変化である。 $MF_{i,q}^{firm}$ は企業*i*の*q*期における四半期経営者予想利益の前年同四半期の実績利益との差額である。 R_q^{agg} は*q*期における集約レベルの株式リターンである。 $E_MF_q^{agg}$ は*q*期における集約レベルの実績利益の経営者予想値からの変化である。 MF_q^{agg} は*q*期における集約レベルの四半期経営者予想利益の前年同四半期の実績利益との差額である。パネル A, C では、期間ごとに取得した各変数の相関係数及び記述統計量の単純平均値を提示している。パネル A, B の左下(右上)三角行列はピアソンの積率相関係数(スピアマンの順位相関係数)を表している。

パネル A 説明変数間の相関係数 (企業レベル)				パネル B 説明変数間の相関係数 (集約レベル)			
	$E_MF_{i,q}^{firm}$	$E_MF_{i,q-1}^{firm}$	$MF_{i,q}^{firm}$		$E_MF_q^{agg}$	$E_MF_{q-1}^{agg}$	MF_q^{agg}
$E_MF_{i,q}^{firm}$		0.065	-0.117	$E_MF_q^{agg}$		0.443	0.363
$E_MF_{i,q-1}^{firm}$	0.050		0.166	$E_MF_{q-1}^{agg}$	0.512		0.580
$MF_{i,q}^{firm}$	-0.105	0.130		MF_q^{agg}	0.461	0.620	

パネル C 記述統計量 (企業レベル)								
	平均値	標準偏差	最小値	25%点	中央値	75%点	最大値	観測数
$R_{i,q}^{firm}$	0.025	0.186	-0.518	-0.069	0.007	0.092	3.025	1,944
$E_MF_{i,q}^{firm}$	0.003	0.024	-0.093	-0.006	0.001	0.009	0.190	1,944
$MF_{i,q}^{firm}$	-0.002	0.022	-0.147	-0.008	0.000	0.007	0.096	1,944

パネル D 記述統計量 (集約レベル)								
	平均値	標準偏差	最小値	25%点	中央値	75%点	最大値	観測数
R_q^{agg}	0.019	0.099	-0.196	-0.057	0.030	0.080	0.210	43
$E_MF_q^{agg}$	0.000	0.006	-0.021	-0.002	0.002	0.003	0.007	43
MF_q^{agg}	0.003	0.007	-0.014	-0.001	0.002	0.005	0.036	43

3. 分析結果

表 4-4 パネル A はフルサンプルを用いて経営者予想利益の影響を考慮した分析結果である⁴⁶。表 4-4 パネル A の偶数列から、単回帰式でも重回帰式でも $E_MF_{i,q-1}^{firm}$ の係数は有意に正となる一方で、 $E_MF_{q-1}^{agg}$ の係数は負の値をとることが読み取れる。これは、経営者予想利益の影響を考慮した分析を行ったとしても、企業レベルで観察される有意に正の利益・リターン関係が集約レベルでは観察されないことを示している。 $E_MF_{i,q}^{firm}$ 及び $E_MF_q^{agg}$ の係数が有意に正の値をとることは、公表された経営者予想利益や実績利益以外の情報を通じて、実績利益の変化が公表前の株価に反映されることを示唆している。

本節ではこの分析結果が第4四半期の影響に依るものでないかどうかを検証するた

⁴⁶ なお、表 4-4 では表 4-2 と同様に Newey-West の修正標準誤差を算出する際に用いる最大ラグの次数を 2 と設定している。第 3 節と同様に、Newey-West の修正標準誤差を計算する際に使用するラグの次数を 0 から 4 に変更した場合、一般化最小二乗法 (Prais-Winsten 法) を使用して系列相関に対応し、White の不均一分散に頑健な修正標準誤差を用いた場合の分析結果を確認しているが、係数の符号と有意水準に大きな差異は観察されていない (表提示なし)。

表 4-4 経営者予想の影響を踏まえた利益・リターン関係の分析結果

表は $R_{i,q}^{firm} = \alpha + \beta_0 E_{MF_{i,q}}^{firm} + \beta_1 E_{MF_{i,q-1}}^{firm} + \beta_2 MF_{i,q}^{firm} + \varepsilon_{i,q}$ (式 4-12), $R_q^{agg} = \alpha + \beta_0 E_{MF_q}^{agg} + \beta_1 E_{MF_{q-1}}^{agg} + \beta_2 MF_q^{agg} + \varepsilon_q$ (式 4-13) を用いた分析結果である。第 1-4 列は式(4-12)を用いた Fama-Macbeth 回帰に基づく企業レベルの分析結果, 第 5-8 列は式(4-13)を用いた集約レベルの分析結果である。パネル A (パネル B) 第 5-8 列の角括弧内には Newey-West の系列相関と不均一分散 (White の不均一分散) に頑健な修正標準誤差を使用した t 値を提示している。***, **, * はそれぞれ, 両側検定で 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示している。

パネル A フルサンプルでの分析結果								
列番号	企業レベル				集約レベル			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Intercept</i>	0.026*	0.027*	0.023	0.025*	0.020	0.020	0.017	0.021
	[1.822]	[1.807]	[1.584]	[1.778]	[1.429]	[1.120]	[0.861]	[1.568]
<i>E_MF_q</i>	0.640***			0.673***	8.473***			12.431***
	[7.074]			[7.723]	[4.273]			[5.531]
<i>E_MF_{q-1}</i>		1.457***		1.330***		-1.626		-8.607***
		[13.607]		[12.754]		[-0.715]		[-3.793]
<i>MF_q</i>			0.747***	0.692***			1.019	0.662
			[6.285]	[5.951]			[0.563]	[0.547]
<i>Avr. R²</i>	0.012	0.032	0.010	0.049				
<i>Adj. R²</i>					0.247	0.009	0.006	0.413
<i>N</i>	83,571	83,571	83,571	83,571	43	43	43	43
パネル B <i>E_MF_{q-1}</i> が第 4 四半期の利益を表す観測値を除外した分析結果								
列番号	企業レベル				集約レベル			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Intercept</i>	0.026	0.027	0.025	0.026	0.023	0.016	0.009	0.028*
	[1.609]	[1.602]	[1.482]	[1.638]	[1.643]	[0.813]	[0.453]	[1.826]
<i>E_MF_q</i>	0.839***			0.838***	8.842***			11.161***
	[8.567]			[9.627]	[4.809]			[4.218]
<i>E_MF_{q-1}</i>		1.732***		1.610***		3.647		-6.921**
		[16.326]		[15.885]		[1.303]		[-2.070]
<i>MF_q</i>			0.607***	0.587***			3.594*	1.312
			[4.799]	[4.958]			[1.972]	[1.002]
<i>Avr. R²</i>	0.015	0.037	0.008	0.055				
<i>Adj. R²</i>					0.350	0.031	0.084	0.414
<i>N</i>	53,182	53,182	53,182	53,182	33	33	33	33

めに、頑健性分析を行っている。Salamon and Stober (1994)や中川 (2009)は、第1四半期から第3四半期に比べて第4四半期の実績利益に対する正の株価反応が弱いことを企業レベルの分析を通じて示しており、本章のサンプルにも同様の傾向があることを確認している⁴⁷ (表掲示なし)。そのため、企業レベルで第4四半期の利益に対する正の株価反応が弱いことが、集約レベルで負の利益・リターン関係が観察される原因かもしれない。そこで、 $E_MF_{q-1}^{firm}$ 及び $E_MF_{q-1}^{agg}$ が第4四半期の利益の変化を表す観測値をサンプルから除外して再度分析することで、分析結果の頑健性を確認している。表4-4 パネルBは、第4四半期特有の株価反応を除いた上での分析結果である⁴⁸。パネルBでは、 $E_MF_{q-1}^{agg}$ の係数は単回帰分析では正であるものの有意ではなく (列(6))、重回帰分析を行うと有意に負となることが示されている (列(8))。そのため、本章で観察した利益・リターン関係に、第4四半期の利益に対する特有の株価反応は大きな影響を及ぼしていないと言える。

表4-4 では $E_MF_{i,q-1}^{firm}$ の係数は正の値をとることが示されている。これは、経営者予想利益の影響を考慮した上でも、個別企業の実績利益は利益公表期に投資家の期待修正を促す情報を有することを示すものである。企業レベルでは $MF_{i,q}^{firm}$ の係数も有意に正の値をとるため、実績利益と同時期に公表される経営者予想利益は、その実績利益と異なる追加的な情報内容を有することを示している。本章では四半期データを用いて分析しているが、企業レベルの分析結果は年次データを用いて分析した Kato et al. (2009) と同様である⁴⁹。

⁴⁷ 本章ではまず、3月決算企業に分析対象を絞った上で、第1、第2、第3、第4四半期と4つのサブサンプルに分け、式(4-12)の重回帰式を用いた Fama-Macbeth 回帰で $E_MF_{i,q-1}^{firm}$ の係数を推定している。その結果、 $E_MF_{i,q-1}^{firm}$ が第1、第2、第3、第4四半期の利益の変化を表すサブサンプルで推定された $E_MF_{i,q-1}^{firm}$ の係数と t 値はそれぞれ、1.685[6.948], 1.494[11.428], 1.651[11.491], 0.387[2.829] となった。Clogg et al. (1995, p.1276) の z 値を用いてこれらの係数間に有意差があるかどうかを検定した結果、 $E_MF_{i,q-1}^{firm}$ が第4四半期の利益の変化を表すサブサンプルで推定された $E_MF_{i,q-1}^{firm}$ の係数は、他のサブサンプルで推定された係数よりも有意に小さいという結果が得られている。なお、他の相異なる2つのサブサンプル間では、推定された $E_MF_{i,q-1}^{firm}$ の係数の間に有意な差は観察されていない。

⁴⁸ 表4-4 パネルBの追加分析ではサンプル期間が連続していないため、Whiteの修正標準誤差を用いて t 値を計算している。

⁴⁹ Bartov et al. (2005) はドイツ企業を対象として、適用する会計基準が異なれば、公表された利益に対する株価の感応度を表す利益反応係数の値も有意に異なることを示している。日本でも日本会計基準から国際会計基準に移行することで、純利益が見かけ上押し上げられることが報告されており (井上 2016)、また純利益を始めとする業績のボラティリティが大きくなることが懸念されている (加賀谷 2010)。こうした先行研究を踏まえると、2つのレベルの利益・リターン関係に注目する本章の分析結果には、会計基準の差異や変更に起因する何らかのバイアスがかかっている可能性がある。そこで、本章では会計基準の差異や変更の影響に対して分析結果が頑健であることを確かめるために、「サンプル期間を通じて日本会計基準を適用している企業」というデータ要件を追加した上で、式(4-12)及び式(4-13)を用いた分析を行っている。重回帰分析の結果、企業レベルでは $R_{i,q}^{firm} = 0.025[1.768] + 0.664[7.858] \times E_MF_{i,q}^{firm} + 1.345[12.861] \times$

4. He and Hu (2014)の分析結果との整合性

本章のこれまでの分析を通じて、日本でも四半期データを用いて分析すると、集約レベルで負の利益・リターン関係が観察されることが示された。この分析結果は、日本の年次データを用いて集約レベルで有意に正の利益・リターン関係を示した He and Hu (2014)の分析結果と異なる結果である。そこで、以下では本章の分析結果を先行研究と整合的に解釈するために、異なる結果が得られた原因について考察する。

第1に、本章と He and Hu (2014)が用いた変数の測定期間の差異を指摘したい。図4-1は、本章の分析と He and Hu (2014)で用いた実績利益と株式リターンの測定期間をまとめたものである。 $\Delta EARN_q^{agg}$ と R_q^{agg} はそれぞれ、本章第3節の分析で使用した、q 期における実績利益の変化と株式リターンを表している。 $\Delta EARN_t^{agg}$ 及び R_t^{agg} はそれぞれ、He and Hu (2014)の分析で使用された、t 年度における通期利益の変化と年次リターンを表している。 He and Hu (2014)は t 年度の通期利益 ($\Delta EARN_t^{agg}$) が、t 年度の4ヶ月目を始点とする年次リターン (R_t^{agg}) に及ぼす影響を分析している。図4-1で示しているように、この年次リターンの測定期間には t 年度の通期利益公表前の9ヶ月間と、t 年度の通期利益が公表される3ヶ月間が含まれる。

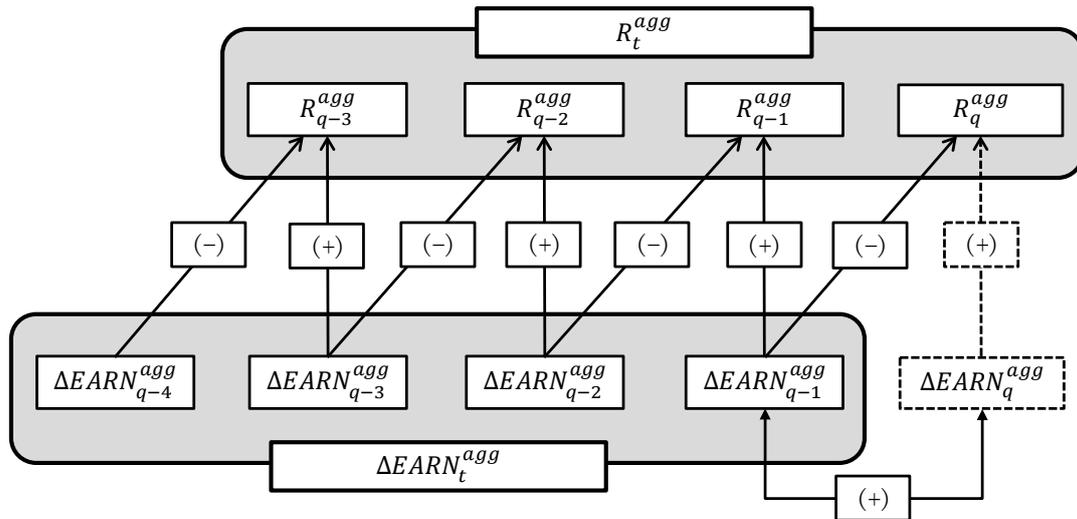


図4-1 本章と He and Hu (2014)の変数の測定期間

図は、四半期データを用いる本章の分析と年次データを用いる He and Hu (2014)の変数の測定期間をまとめたものである。 $\Delta EARN_q^{agg}$ と R_q^{agg} はそれぞれ、本章の分析で使用した、q 四半期に獲得した実績利益の変化、q 四半期の期首期末間の株式リターンを表している。 $\Delta EARN_t^{agg}$ 及び R_t^{agg} はそれぞれ、He and Hu (2014)の分析で使用された、t 年度における通期利益の変化と年次リターンを表している。

$E_MF_{i,q-1}^{firm} + 0.687[5.971] \times MF_{i,q}^{firm}$, $Avr. R^2 = 0.049, N = 80,174$, 集約レベルでは $R_q^{agg} = 0.029[1.961] + 13.050[5.551] \times E_MF_q^{agg} - 5.853[-2.258] \times E_MF_{q-1}^{agg} - 1.912[-0.845] \times MF_q^{agg}$, $Adj. R^2 = 0.371, N = 43$ となっており、表4-4の分析結果と比べて係数の値や有意水準は大きく変化していない。そのため、会計基準の差異や変更は分析結果に大きな影響を及ぼしていないと結論付けられる。

こうした変数の測定期間を考慮すると、本章と He and Hu (2014)の分析結果が異なることには、2つの原因が考えられる。第1に、He and Hu (2014)が使用するリターンの測定期間は、利益公表前の期間を多く含むことである。先に言及したように、彼らの年次リターンの測定期間には、通期利益が公表される期間だけでなく、利益公表前の期間も含まれている。そのため、第1四半期から第3四半期の利益 ($\Delta EARN_{q-4}^{agg}$, $\Delta EARN_{q-3}^{agg}$, $\Delta EARN_{q-2}^{agg}$) がそれぞれの利益公表前のリターン (R_{q-3}^{agg} , R_{q-2}^{agg} , R_{q-1}^{agg}) に及ぼす正の影響が、 $\Delta EARN_t^{agg}$ と R_t^{agg} の関係に反映されることになる。

第2に、He and Hu (2014)は通期利益公表期の株式リターンに反映されている翌第1四半期利益 ($\Delta EARN_q^{agg}$) の影響をコントロールしていないことがある。集約レベルの四半期利益の変化には有意に正の自己相関があるため (Kothari et al. 2006), $\Delta EARN_q^{agg}$ が R_q^{agg} にもたらす正の影響が $\Delta EARN_{q-1}^{agg}$ の影響として観察される可能性がある。

こうした2つの原因から、He and Hu (2014)が観察した集約レベルの利益・リターン関係には集約レベルの四半期利益が利益公表前の市場リターンに及ぼす正の影響と、利益公表期の市場リターンに及ぼす負の影響が混在しており、その中で正の影響が色濃く現れたと考えられる。本章の分析では $q-1$ 期の実績利益 ($\Delta EARN_{q-1}^{agg}$) が利益公表期の株式リターン (R_q^{agg}) に及ぼす影響を観察する際に、利益公表前の実績利益 ($\Delta EARN_q^{agg}$) をコントロールし、3ヶ月リターンを用いることによって、 $\Delta EARN_{q-1}^{agg}$ と R_q^{agg} の間に観察される集約レベルにおける負の利益・リターン関係を析出できたのであろう。

第5節 集約する企業数と利益・リターン関係

1. リサーチ・デザイン

本節では、集約された利益・リターン間に負の関係が観察されるためには、どの程度の企業数を集約対象とする必要があるのかについて分析する。前節までの分析を通じて、日本でも集約レベルで負の利益・リターン関係が観察されることが明らかとなった。しかし、こうした負の利益・リターン関係はサンプル内の全上場企業を集約対象としなくとも観察されることが報告されている。Sadka and Sadka (2009)は年次データを用いて、期間ごとに観測値をランダムに企業群に分類した後、企業群ごとに実績利益の変化と株式リターンのそれぞれを集約し、両者の関係を表す係数を時系列回帰で推定している。分類する企業群の数が少ないほど企業群1つあたりに含まれる観測数は増えるため、企業群ごとに集約された変数の値は集約レベルの変数に収束してゆく。彼らの分析結果を確認すると、分類する企業群の数が少なくなるにつれて、実績利益の変化と利益公表期の株式リターンとの正の関係は弱まり、20以下の企業群に分類した時には負の利益・リターン関係が観察されている。

ただし、各期間の観測数は異なるため、彼らの方法では何社程度を集約対象とすれば、時系列回帰で推定される利益・リターン関係が負に転じるのかは明らかではない。そこ

で、本節では集約する企業数を増やすにつれて、利益・リターン関係がどのように変化してゆくかについてシミュレーションを行う。本節ではまず、四半期ごとに $n(=1-500)$ 社ずつランダムに抽出した観測値を用いて、実績利益の変化や経営者予想利益、株式リターンそれぞれの時価総額加重平均値を計算する。その後、この変数を式(4-13)に組み込み、時系列回帰で係数を推定する。この手続きを 1,000 回繰り返し、得られた係数の中央値を取得する。この分析で用いるサンプルは第4節と同一である。

2. 分析結果

図 4-2 は、 EMF_{q-1}^{agg} の係数 β_1^{agg} の中央値を、集約する企業数ごとにプロットしたものである。集約する企業の数が多いほど、各変数は集約レベルの変数に近づいてゆく。図 4-2 では集約する企業数が増えるにつれて係数の値は低下し、その低下幅は逓減するという Sadka and Sadka (2009) と同様の結果が見て取れる。また、図 4-2 によれば β_1^{agg} の中

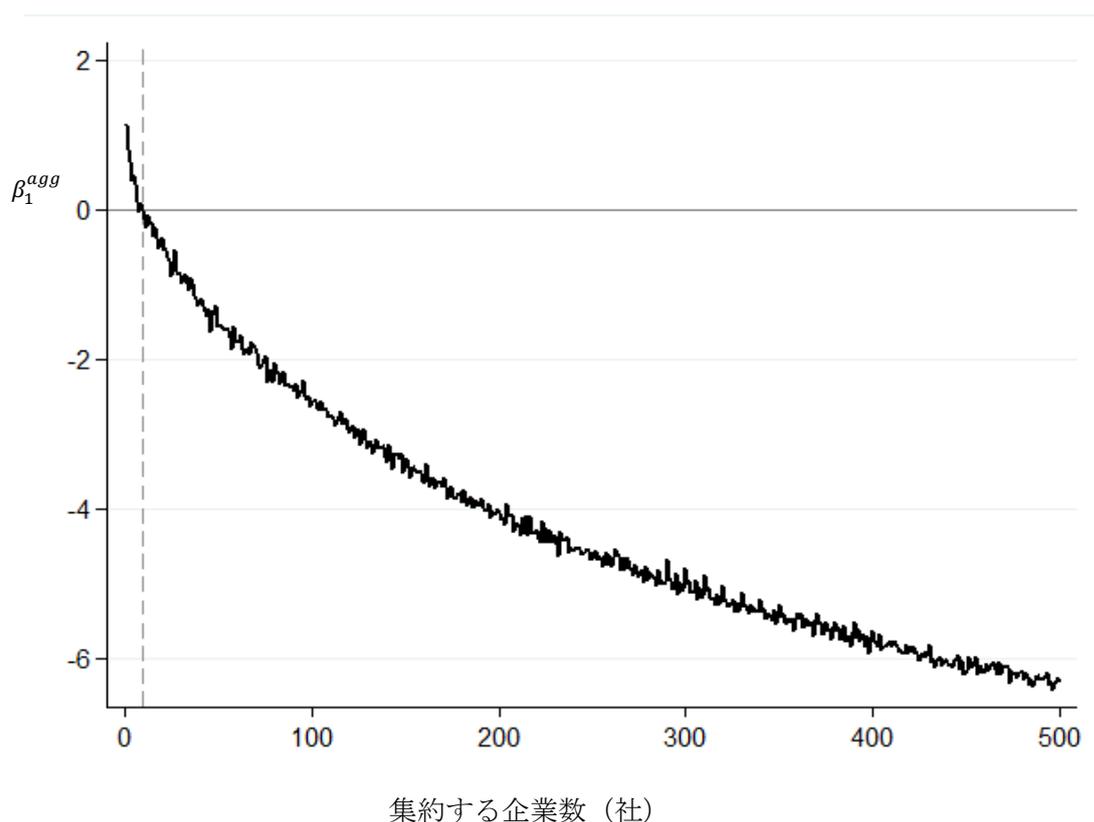


図 4-2 集約対象の企業数と利益・リターン関係

図は、四半期ごとにランダムに抽出した企業の各変数を集約し、 $R_q^{agg} = \alpha + \beta_0 E_MF_q^{agg} + \beta_1 E_MF_{q-1}^{agg} + \beta_2 MF_q^{agg} + \varepsilon_q$ (式 4-13) に組み込んで 1,000 回推定した係数 β_1 の中央値をプロットしたものである。横軸は四半期ごとに抽出する企業数を、縦軸は推定された係数 β_1 の単純平均値を表している。破線は集約する企業数が 10 社の箇所を示している。

中央値が初めて負に転じるのは10社より多くの企業を集約した時点である⁵⁰。各四半期の平均観測数は1,944社であるため、ほんの0.5% (=10/1,944)の企業を集約対象とした場合でも平均的には負の利益・リターン関係が観察されることになる。

第6節 おわりに

本章では、日本でも集約レベルで企業レベルと異なる利益・リターン関係が観察されるかどうかを分析した。分析の結果、企業レベルでは実績利益の変化と利益公表期の株式リターンとの間に有意に正の関係が観察される一方で、集約レベルでは有意に負の関係が観察され、この結果は経営者予想利益を考慮しても頑健であることが示された⁵¹。

これは本章の第1の貢献であり、筆者の知る限り初めて、日本でも集約レベルで企業レベルと異なる利益・リターン関係が観察されることを発見している。これは、従来米国で観察されてきた集約レベルにおける負の利益・リターン関係という現象の外的妥当性を高めるものである。

また本章では、集約する企業数を増やす(減らす)につれて利益公表期の株式リターンとの関係は弱まり(強まり)、日本では10社より多くの企業を集約すると平均的に利益・リターン関係は負に転じるという証拠を示している。これが第2の貢献であり、本章では時系列回帰で推定される負の利益・リターン関係が平均的に負に転じるために必要な企業数を特定し、これが極めて少ないことを示している。

ただし、本章は日本で集約レベルの時系列回帰で負の利益・リターン関係が観察されることを示したものの、この関係がなぜ観察されるのかは分析の対象外としている。この論点については、第5章で検討することとする。

⁵⁰ 図4-2には示していないが β_1^{agg} の平均値は中央値とほぼ同じ値をとり、10社より多くの企業を集約した時点で初めて負の値に転じている。

⁵¹ 本章の分析結果から、経営者予想利益が集約レベルの利益・リターン関係に及ぼす影響は軽微であることが判明したため、第5章以降では経営者予想利益を分析モデルに組み込んでいない。

補論1 権利落ちと配当落ちを調整した株価の算出方法

筆者が本論文で使用しているデータベース「日経 NEEDS Financial Quest 2.0」には権利落ちと配当落ちを調整した株価を収録した項目が存在するが、この項目にはデータ取得時点で上場していない企業の調整済み株価は収録されていない。こうした企業もサンプルに含めるためには、「累積調整係数 B」と「最終約定値 B」から算出する必要がある。企業 i の d 日における累積調整係数 B と最終約定値 B をそれぞれ $AdjFactorB_{i,d}$ 、 $LastPriceB_{i,d}$ とし、企業 i の最新の累積調整係数 B を $LastAdjFactorB_i$ とすると、権利落ちと配当落ちを調整した企業 i の d 日における調整済み株価 $AdjPrice_{i,d}$ は次の式(4-14)で算出できる。

$$AdjPrice_{i,d} = \frac{LastPriceB_{i,d} \times AdjFactorB_{i,d}}{LastAdjFactorB_i} \quad (4-14)$$

本論文では、この調整済み株価を用いて分析しているため、データ取得時点で上場されていない企業についても分析対象に含めている。

補論2 四半期経営者予想利益の推定方法

四半期利益を用いる本章の検証では四半期経営者予想利益が必要になるが、日本では四半期経営者予想利益が公表される企業は極めて少ない。そこで、本章では通期利益の経営者予想値から四半期経営者予想利益を推定した上で、第4節の分析で用いる変数を作成している。具体的には表4-5 パネルAに示しているように、各企業の通期利益に占める四半期利益の割合（純利益の季節性）を算出した上で、これをq期末時点で最新の通期利益の経営者予想値に掛けて推定している。なお、経営者予想利益を適切に算出するには、対応する実績利益に占める四半期実績利益の割合が正である必要があるため、通期純損失を計上した年度ないし第1四半期から第4四半期実績利益の少なくとも1つが負である年度は実績利益の季節性を測定する際には除外している。

本章の分析では全サンプル期間のデータを用いて季節性を求めているが、この方法には前年度に実績利益が異常な値をとった時にその影響を緩和できるメリットがある一方で、サンプル期間中に事業構造が急変して季節性が大きく変化してしまうと、信頼できる四半期経営者予想利益を推定できないという問題がある。こうした懸念に対処するために、前年度の通期利益に占める四半期利益の割合を季節性として使用しても分析結果が変わらないかどうかを確認することが求められる。

また、第4節では通期利益を用いて四半期経営者予想利益を推定しているが、より目の先の予想値である半期利益の経営者予想値を用いた方が正確な予想利益を推定できるかもしれない。四半期経営者予想値の推定方法としては、次の3つの方法が考えられる。第1に企業ごとに、同じ四半期の実績利益がその四半期を含む会計年度の通期（半期）利益に占める割合を計算し、これをq期の最後に公表された通期（半期）経営者予想利益に掛けるものである。第2に、企業ごとに、同じ四半期の実績利益がその四半期を含む会計年度の上（下）半期実績利益に占める割合を計算し、これをq期の最後に公表された上（下）半期経営者予想利益に掛けるものである。なお、下半期実績利益は通期実績利益と同会計年度の半期実績利益の差額とし、下半期経営者予想利益は同会計年度の通期経営者予想利益と上半期実績利益の差額とする。第3に、第1四半期及び第3四半期の四半期経営者予想利益は第2の方法で算出するが、第2四半期及び第4四半期は上半期（通期）経営者予想利益と第1（3）四半期までの累計実績利益の差額を四半期経営者予想利益とする方法である。

上の3通りの四半期経営者予想値の推定方法と全サンプル期間の実績利益を用いる方法、前年度の純利益のみを用いる方法でそれぞれ算出される2種類の季節性とを組み合わせることで、6通りの方法で四半期経営者予想利益を推定できることになる。この具体的な計算方法は、表4-5に記している。第4節で使用した表4-5 パネルA以外の5通りの方法で四半期経営者予想利益を推定して再度分析したところ、式(4-13)の重回帰

表 4-5 四半期経営者予想利益の推定方法

表は、q 期が k 年度の第 1 四半期から第 4 四半期のいずれかであり、企業 i の通期利益が m 年度から n 年度まで取得可能である場合について、q 期末時点で公表されている経営者予想利益に基づく q 期の四半期経営者予想利益 ($MF_{i,q}[EARN_{i,q}]$) の推定式を四半期ごとに示している。 $EARN_{i,k}$, $HEARN_{i,k}$ はそれぞれ k 年度の実績通期利益、実績 (上) 半期利益である。 $EARN_{i,q}^{1Q}$, $EARN_{i,q}^{2Q}$, $EARN_{i,q}^{3Q}$, $EARN_{i,q}^{4Q}$ はそれぞれ、k 年度第 1 四半期、第 2 四半期、第 3 四半期、第 4 四半期の実績四半期利益である。 $MF_{i,q}[EARN_{i,k}]$, $MF_{i,q}[HEARN_{i,k}]$ はそれぞれ、q 期末時点で入手可能な最新の k 年度の通期利益と k 年度の (上) 半期利益に対する経営者予想値である。

パネル A 全サンプル期間・通期利益予想

q 期	k 年度における四半期経営者予想値の計算式
第 1 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = \sum_{t=m}^n \frac{EARN_{i,t}^{1Q}}{EARN_{i,t}} \times MF_{i,q}[EARN_{i,k}]$
第 2 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = \sum_{t=m}^n \frac{EARN_{i,t}^{2Q}}{EARN_{i,t}} \times MF_{i,q}[EARN_{i,k}]$
第 3 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = \sum_{t=m}^n \frac{EARN_{i,t}^{3Q}}{EARN_{i,t}} \times MF_{i,q}[EARN_{i,k}]$
第 4 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = \sum_{t=m}^n \frac{EARN_{i,t}^{4Q}}{EARN_{i,t}} \times MF_{i,q}[EARN_{i,k}]$

パネル B 前年度・通期利益予想

q 期	k 年度における四半期経営者予想値の計算式
第 1 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = \frac{EARN_{i,k-1}^{1Q}}{EARN_{i,k-1}} \times MF_{i,q}[EARN_{i,k}]$
第 2 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = \frac{EARN_{i,k-1}^{2Q}}{EARN_{i,k-1}} \times MF_{i,q}[EARN_{i,k}]$
第 3 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = \frac{EARN_{i,k-1}^{3Q}}{EARN_{i,k-1}} \times MF_{i,q}[EARN_{i,k}]$
第 4 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = \frac{EARN_{i,k-1}^{4Q}}{EARN_{i,k-1}} \times MF_{i,q}[EARN_{i,k}]$

パネル C 全サンプル期間・半期利益予想

q 期	k 年度における四半期経営者予想値の計算式
第 1 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = \sum_{t=m}^n \frac{EARN_{i,t}^{1Q}}{HEARN_{i,t}} \times MF_{i,q}[HEARN_{i,k}]$
第 2 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = \sum_{t=m}^n \frac{EARN_{i,t}^{2Q}}{HEARN_{i,t}} \times MF_{i,q}[HEARN_{i,k}]$
第 3 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = \sum_{t=m}^n \frac{EARN_{i,t}^{3Q}}{EARN_{i,t} - HEARN_{i,t}} \times (MF_{i,q}[EARN_{i,k}] - HEARN_{i,k})$
第 4 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = \sum_{t=m}^n \frac{EARN_{i,t}^{4Q}}{EARN_{i,t} - HEARN_{i,t}} \times (MF_{i,q}[EARN_{i,k}] - HEARN_{i,k})$

表 4-5 四半期経営者予想利益の推定方法（続き）

パネル D 前年度・半期利益予想	
q 期	k 年度における四半期経営者予想値の計算式
第 1 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = \frac{EARN_{i,k-1}^{1Q}}{HEARN_{i,k-1}} \times MF_{i,q}[HEARN_{i,k}]$
第 2 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = \frac{EARN_{i,k-1}^{2Q}}{HEARN_{i,k-1}} \times MF_{i,q}[HEARN_{i,k}]$
第 3 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = \frac{EARN_{i,k-1}^{3Q}}{EARN_{i,k-1} - HEARN_{i,k-1}} \times (MF_{i,q}[EARN_{i,k}] - HEARN_{i,k})$
第 4 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = \frac{EARN_{i,k-1}^{4Q}}{EARN_{i,k-1} - HEARN_{i,k-1}} \times (MF_{i,q}[EARN_{i,k}] - HEARN_{i,k})$
パネル E 全サンプル期間・半期利益予想及び累計実績利益との差額	
q 期	k 年度における四半期経営者予想値の計算式
第 1 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = \sum_{t=m}^n \frac{EARN_{i,t}^{1Q}}{HEARN_{i,t}} \times MF_{i,q}[HEARN_{i,k}]$
第 2 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = MF_{i,q}[HEARN_{i,k}] - EARN_{i,k}^{1Q}$
第 3 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = \sum_{t=m}^n \frac{EARN_{i,t}^{3Q}}{EARN_{i,t} - HEARN_{i,t}} \times (MF_{i,q}[EARN_{i,k}] - HEARN_{i,k})$
第 4 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = MF_{i,q}[EARN_{i,k}] - EARN_{i,k}^{3Q}$
パネル F 前年度・半期利益予想及び累計実績利益との差額	
q 期	k 年度における四半期経営者予想値の計算式
第 1 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = \frac{EARN_{i,k-1}^{1Q}}{HEARN_{i,k-1}} \times MF_{i,q}[HEARN_{i,k}]$
第 2 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = MF_{i,q}[HEARN_{i,k}] - EARN_{i,k}^{1Q}$
第 3 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = \frac{EARN_{i,k-1}^{3Q}}{EARN_{i,k-1} - HEARN_{i,k-1}} \times (MF_{i,q}[EARN_{i,k}] - HEARN_{i,k})$
第 4 四半期	$MF_{i,q}[EARN_{i,q}] = MF_{i,q}[EARN_{i,k}] - EARN_{i,k}^{3Q}$

分析では関心変数の係数の符号と有意水準は変わらなかった（表提示なし）。これは、第4節の分析結果の頑健性を示すものである。

第5章 日本における集約レベルの利益・リターン関係に 資本コストが及ぼす影響⁵²

第1節 はじめに

第3章では本章で検討する論点2として、マーケット・リスクプレミアムを含む資本コストの構成要素全てを考慮した上で、米国以外でも資本コストの変化が集約レベルの利益・リターン関係に影響するかどうかを検証することを提示していた。第4章で日本でも米国と同様の集約レベルの利益・リターン関係が観察されたことを踏まえて、本章では日本のデータを用いてこの第2の論点に取り組むこととする。

伝統的な会計・ファイナンス研究では、Ball and Brown (1968)を嚆矢として多くの研究者によって会計利益と株式リターンとの関係が分析されてきた。この一連の研究では、企業レベルにおける実績利益の変化と利益公表期の株式リターンの間に頑健な正の関係が観察されている (Ball and Sadka 2015)。実績利益の変化はしばしば期待外利益とみなされる⁵³。正(負)の期待外利益は期待より報告利益が大きい(小さい)ことを意味しており、利益は株主に対するペイアウトの原資である。それゆえ、実績利益の増加(減少)を認識した投資家は当該企業の株式から得られる期待キャッシュ・フローを上方修正(下方修正)し、修正した期待に基づいて株式の売買行動に移る。この結果、企業レベルでは正の利益・リターン関係が観察されることになる。

ここで、個別企業の実績利益の変化と株式リターンのそれぞれをクロスセクションで集約すれば、両者の間にはどのような関係が観察されるだろうか。集約レベルの変数には上場企業の一般的傾向が表れるため、集約利益の増加(減少)が観察される時期には、上場企業は一般的に業績が改善(悪化)していることになる。すると、この時期には市場で正(負)の期待外利益が優勢となっており、多くの銘柄で株価の上昇(下落)が観察されることが予想される。この論理に基づけば、集約レベルでも正の利益・リターン関係が観察されることになる。

しかしながら、近年の米国ではこの予想に反する証拠が多く、先行研究で報告されている。単回帰分析や単相間を確認すると、集約利益の変化と利益公表期の市場リターンの間には有意に正の関係が観察されないのである⁵⁴ (e.g., Anilowski et al. 2007; Bali et al. 2008; Hirshleifer et al. 2009; Sadka and Sadka 2009; Patatoukas 2014; Gallo et al. 2016)。こう

⁵² 本章は、*The Japanese Accounting Review* 編集事務局から所収の許可を得た上で、*The Japanese Accounting Review* に掲載された筆者の単著論文 (Yoshinaga 2016) を邦訳及び加筆修正したものである。

⁵³ $t-1$ 期の実績利益を t 期の利益の期待値とすると ($E_{t-1}[earn_t] = earn_{t-1}$)、 t 期の実績利益公表に伴う利益サプライズは実績利益の変化に等しくなる ($UE_{t-1}[earn_t] = \Delta earn_t \div UE_{t-1}[earn_t] = earn_t - E_{t-1}[earn_t]$, $\Delta earn_t = earn_t - earn_{t-1}$)。

⁵⁴ 前章や本章の表 5-3 では、日本でも集約レベルの利益・リターン関係が有意に正にならないことが観察されている。

した予想に反する集約レベルの利益・リターン関係に対しては、Kothari et al. (2006)とSadka and Sadka (2009)によってそれぞれ異なる仮説が提示されている。Kothari et al. (2006)は、集約利益の変化が市場リターンに及ぼす正の影響が、利益公表期の資本コストの変化が及ぼす負の影響で打ち消されると想定している。一方、Sadka and Sadka (2009)は、集約利益の変化が期首時点で予測されており、これが期首時点の期待市場リターンと負の関係を持つために集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されないと論じている。こうした2つの仮説のどちらが正しいのかについて、先行研究では議論が交わされている（第3章を参照）。

第3章では実証的証拠を整理した上で集約レベルの利益・リターン関係のメカニズムを考察し、Kothari et al. (2006)の仮説を支持する結論を導いた。しかしながら、Kothari et al. (2006)の仮説は米国以外で十分な検証が行われておらず、米国以外で彼らの仮説が集約レベルの利益・リターン関係を説明するかどうかは明らかではない。米国外における集約レベルの利益・リターン関係に資本コストが及ぼす影響を分析した唯一の研究であるHe and Hu (2014)は米国外では金利や物価の変化をコントロールしても、集約レベルの利益・リターン関係に変化が見られないことを報告している。この分析結果に基づけば、米国以外ではKothari et al. (2006)の仮説は集約レベルの利益・リターン関係を説明しないことになる。

しかし、3つの理由から、He and Hu (2014)の分析は米国外でのKothari et al. (2006)の妥当性を十分に検証しているものとは言い難い。第1に、He and Hu (2014)はマーケット・リスクプレミアムの影響を分析上考慮していない。言い換えれば、彼らはKothari et al. (2006)の仮説を検証するために組み込むべき全ての変数を分析モデルに加えていないため、彼らの分析結果に脱落変数バイアスがかかっている可能性がある。第2に、米国における集約レベルの利益・リターン関係の研究では一般に四半期データが使用されるが、He and Hu (2014)は年次データのみを使用している。通期利益は四半期利益に比べて公表時の影響が弱く、また年次リターンには利益測定前の情報の影響が多分に含まれてしまう（第4章を参照）。第3に、年次データのみを使用しているために、彼らのサンプルに含まれる観測値は国ごとに20ほどと少ない。このために、個々の国における集約レベルの利益・リターン関係に資本コストの変化が及ぼす影響を十分に検出できていない可能性がある。

前章では、日本でも米国と同様の集約レベルの利益・リターン関係が観察されるといふ結果を得ている。この結果を踏まえて、本章では資本コストの全ての構成要素を考慮するPatatoukas (2014)の研究・デザインに基づき、日本の四半期データを用いて資本コストの変化が集約レベルの利益・リターン関係に及ぼす影響について分析する。これに加えて、先行研究では集約レベルの利益・リターン関係に影響する主要な資本コストの構成要素が特定されていないため、本章ではこの点についても明らかにする。

次の第2節ではKothari et al. (2006)の仮説を簡潔に説明し、この仮説を検証するために分析で注目する3つの要件を提示する。第3節ではリサーチ・デザインを説明する。

第4節ではサンプルと相関係数、記述統計量に言及する。第5節では、主分析の実証結果とその解釈を記述する。最終節の第6節では本章の分析結果を総括して結びとする。

第2節 先行研究と本章の検証課題

1. 集約レベルの利益・リターン関係に対する Kothari et al. (2006)の仮説

米国では企業レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察される一方で、集約レベルでは利益・リターン間に有意に正の関係が観察されず、時には有意に負の関係すら観察されることも報告されている (Kothari et al. 2006, Sadka and Sadka 2009)。前章の分析では、日本でも四半期データを用いると、米国と同様の分析結果が得られることを明らかにしている。

こうした利益・リターン関係がなぜ観察されるのかを説明するために、Kothari et al. (2006)は脱落変数バイアスに基づく仮説を構築している。第2章で説明したように、この仮説は Campbell (1991)に依拠している。Hecht and Vuolteenaho (2006)は Campbell (1991)を基に次の式(5-1)を提示し、実現リターンを3つの要素に分解している。

$$r_t \approx E_{t-1}[r_t] + (E_t - E_{t-1}) \left[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta d_{t+i} \right] - (E_t - E_{t-1}) \left[\sum_{j=1}^{\infty} \rho^j r_{t+j} \right] \quad (5-1)$$

r_t はt期の実現リターン、 $E_{t-1}[r_t]$ はt-1期末時点におけるt期の期待リターンであり、両者の差である $r_t - E_{t-1}[r_t]$ は、t期の期中に発生した期待外リターンを表す。 Δd_t はt期における配当成長率を意味しており、 ρ は配当利回りに1を加えた値の逆数である ($\rho < 1$)。 $(E_t - E_{t-1})[X]$ はt期に公表された情報に基づくXの期待修正を表し、 $(E_t - E_{t-1})[\sum_{i=0}^{\infty} \rho^i \Delta d_{t+i}]$ は将来の期待配当の修正、 $(E_t - E_{t-1})[\sum_{j=1}^{\infty} \rho^j r_{t+j}]$ は資本コストの修正を意味する。

右辺第2項は投資家が獲得するキャッシュ・フローに関する期待修正、右辺第3項は将来キャッシュ・フローを現在価値に割引く時に用いる割引率の修正を意味する。そこで、右辺第2項及び第3項を $N_{CF,t}$ 及び $N_{DR,t}$ と表記すれば、式(5-1)は式(5-2)へと修正できる。

$$r_t \approx E_{t-1}[r_t] + N_{CF,t} - N_{DR,t} \quad (5-2)$$

ここで、次の式(5-3)のように、実績利益の変化を期首時点で予測されている期待内変化 ($E_{t-1}[\Delta earn_t]$) と予測されていない期待外変化 ($UE_{t-1}[\Delta earn_t]$) に分解する。

$$\Delta earn_t = E_{t-1}[\Delta earn_t] + UE_{t-1}[\Delta earn_t] \quad (5-3)$$

式(5-2)及び(5-3)を基に、利益・リターン関係を表す $cov(r_t, \Delta earn_t)$ を変形し、概念上無相関である項を削除すると、次の式(5-4)が導かれる。

$$\begin{aligned} cov(r_t, \Delta earn_t) = & cov(E_{t-1}[r_t], E_{t-1}[\Delta earn_t]) \\ & + cov(N_{CF,t}, UE_{t-1}[\Delta earn_t]) - cov(N_{DR,t}, UE_{t-1}[\Delta earn_t]) \end{aligned} \quad (5-4)$$

式(5-4)に基づけば、利益・リターン関係は3つの要素で規定されることになる。期首における期待リターンと期首時点で予測されている実績利益の変化の関係 ($cov(E_{t-1}[r_t], E_{t-1}[\Delta earn_t])$)、期中に生じた将来キャッシュ・フローの修正と実績利益の期待外変化の関係 ($cov(N_{CF,t}, UE_{t-1}[\Delta earn_t])$)、期中に生じた資本コストの修正と実績利益の期待外変化の関係 ($cov(N_{DR,t}, UE_{t-1}[\Delta earn_t])$) である。この式を用いて、Kothari et al. (2006)は仮説を構築している。

Kothari et al. (2006)の仮説では、集約利益の変化には利益公表期の期首時点で予測されていない期待外情報があり、これが集約レベルの利益・リターン関係に影響する主たる要因であると想定されている。集約利益が予想以上に増加（減少）する好況（不況）期には、市場で期待外利益増加（減少）の影響が優勢となり、これは上場企業全体の将来キャッシュ・フローの上方修正（下方修正）を導くだろう。例えば、Patatoukas (2014)は、集約利益の変化と同時期のアナリスト予想の利益修正の集約値との間に有意に正の関係を観察している。それゆえ、集約利益の期待外変化は将来キャッシュ・フローと正の関係にあると考えられる ($cov(N_{CF,t}, UE_{t-1}[\Delta earn_t]) > 0$)。しかし、もし集約利益の期待外変化が利益公表期における資本コストの変化とも正に関係していれば、どうなるだろうか ($cov(N_{DR,t}, UE_{t-1}[\Delta earn_t]) > 0$)。資本コストの変化は株価の変化と負に関係する。これに加えて、キャッシュ・フロー情報は企業固有の情報で多くが占められている一方で、割引率情報は企業間に共通の情報で多くが占められている (Vuolteenaho 2002; Kothari et al. 2006)。それゆえ、集約して企業固有の情報が分散すれば、キャッシュ・フロー情報よりも割引率情報の影響が集約レベルの利益・リターン関係に強く見られると予想できる ($cov(N_{CF,t}, UE_{t-1}[\Delta earn_t]) \leq cov(N_{DR,t}, UE_{t-1}[\Delta earn_t])$)。Kothari et al. (2006)の仮説では、集約レベルで利益・リターン間に有意に正の関係が観察されないメカニズムについてこのように想定されている。

2. 先行研究と実証的証拠

第3章で説明したように、Kothari et al. (2006)の仮説が支持されるためには、次の3つの要件が満たされる必要がある。

- 要件1 (1') : 集約利益の変化が利益公表期の資本コスト（やその構成要素）の変化と有意に正の関係を持つ。
- 要件2 (2') : 利益公表期の資本コスト（やその構成要素）の変化が利益公表期の市場リターンと有意に負の関係を持つ。
- 要件3 (3') : 利益公表期の資本コスト（やその構成要素）の変化をコントロールすると、集約レベルの利益・リターン関係が有意に正に転じる。

図 5-1 は Kothari et al. (2006)の仮説とその要件を提示したものである。米国の先行研究では、主に2種類の回帰分析を行うことで、これらの要件を満たすかどうかについて分析されてきた。第1の回帰分析では集約利益の変化と利益公表期の資本コスト（の構成要素）の変化との関係に焦点を当て、要件1(1′)を検証する。第2の回帰分析では、第1の回帰分析で使用した資本コスト（の構成要素）の変化が利益公表期の市場リターンに負の影響を与えるものかどうかを検証し、要件2(2′)を検証する。この回帰分析では、資本コストの変化をコントロールすることで、集約利益の変化の係数がどのように変化するかを観察することで、要件3(3′)が満たされるかどうかを検証される。

第3章で紹介した先行研究では、こうした分析を通じて米国では図 5-1 の3つの要件が満たされることが実証的に示されている (Kothari et al. 2006; Cready and Gurun 2010; Patatoukas 2014; Gallo et al. 2016)。その一方で、米国以外では集約利益の変化は金利やインフレ率と正に関係するものの、これらをコントロールしても集約レベルの利益・リターン関係が変化しないことを He and Hu (2014)は報告している。それゆえ、Kothari et al. (2006)の仮説は米国では実証的に支持されているものの、米国以外で集約レベルの利益・リターン関係を説明できるかどうかは十分に検証されていない。そこで、本章では日本のデータを用いた分析を通じて、Kothari et al. (2006)の仮説の日本における妥当性を検証する。

なお、Sadka and Sadka (2009)は集約レベルの利益・リターン関係に関して Kothari et al. (2006)とは別の仮説を構築している。彼らの仮説は集約利益の予測可能性に関する想定と投資家のリスク回避度に関する想定で構成されている。彼らは、集約利益の変化は利益公表期の期首時点ではほぼ全ての情報内容が予測されて株価に反映されているため、利益公表期に投資家の期待を修正しないと想定している ($cov(N_{CF,t}, UE_{t-1}[\Delta earn_t]) \approx 0, cov(N_{DR,t}, UE_{t-1}[\Delta earn_t]) \approx 0 \because UE_{t-1}[\Delta earn_t] \approx 0$)。これに加えて、Sadka and Sadka (2009)は集約利益の変化が期首の期待市場リターンと負の関係にあると想定している

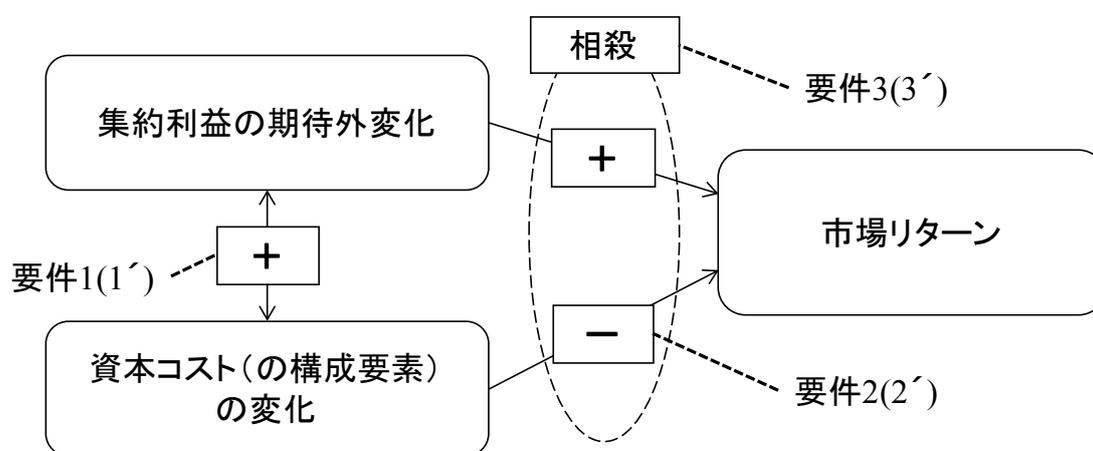


図 5-1 Kothari et al. (2006)の仮説を支持するための3つの要件

$(cov(E_{t-1}[r_t], E_{t-1}[\Delta earn_t]) \leq 0)$. これは、集約利益が増加（減少）することを予測したとき、投資家のリスク回避度が低下（上昇）し、これがマーケット・リスクプレミアムの減少（増加）を導くと考えられるためである。こうした Sadka and Sadka (2009)の仮説を支持する実証的証拠として、先行研究では集約利益の変化の情報内容が利益公表前に予測されているという実証的証拠が積み重ねられている (Sadka and Sadka 2009; Ball et al. 2009; He and Hu 2014; Choi et al. 2016). そこで、Sadka and Sadka (2009)の仮説では集約レベルの利益・リターン関係が説明できないことを示すために、本章の分析では集約利益の変化だけでなく、集約利益の期待外変化も使用する。

3. 研究の動機と検証課題

第3章では主に米国での実証的証拠を検討し、Kothari et al. (2006)の仮説を支持する結論を導いたが、この仮説が米国以外の集約レベルの利益・リターン関係を説明するかどうかは明らかではない。He and Hu (2014)は資本コストの構成要素が集約レベルの利益・リターン関係に影響するかどうかについて、米国以外のデータを用いて分析した唯一の研究である。He and Hu (2014)は、米国外では金利や物価の変化をコントロールしても、集約レベルの利益・リターン関係は変化しないことを発見している。彼らの結果を踏まえれば、資本コストの変化が及ぼす影響が原因で集約レベルでは有意に正の利益・リターン関係が観察されないと論じる Kothari et al. (2006)の仮説は、米国以外では成立しないことになる。

しかしながら、3つの理由から、He and Hu (2014)の分析では米国外における Kothari et al. (2006)の仮説の妥当性が十分に検証されているとは言い難い。第1に、He and Hu (2014)はマーケット・リスクプレミアムの影響を考慮していないことである。Patatoukas (2014)は、市場全体の資本コストの構成要素を実質リスクフリーレート、期待インフレ率、マーケット・リスクプレミアムに分解している。このうち、He and Hu (2014)は期待インフレ率とリスクフリーレートの影響しか分析モデルに反映させておらず、マーケット・リスクプレミアムの影響は考慮していない。米国ではリスクフリーレートやインフレ率の変化をコントロールしても、有意に正の利益・リターン関係が観察されないことが報告されている (Kothari et al. 2006; Cready and Gurun 2010; Gallo et al. 2016). その一方で、Patatoukas (2014)は資本コストの変化をコントロールしたとき、集約利益の変化と市場リターンの関係が有意に正に転じることを報告している。こうした分析結果を踏まえれば、集約レベルの利益・リターン関係に最も影響する資本コストの構成要素はマーケット・リスクプレミアムであると推測できる。それゆえ、米国以外でも Kothari et al. (2006)の仮説で集約レベルの利益・リターン関係を説明できるかどうかを分析するためには、マーケット・リスクプレミアムの影響を考慮する必要がある。

第2に、米国における集約レベルの利益・リターン関係の研究では一般に四半期データが使用されるが、He and Hu (2014)は年次データのみを使用しているため、両者の分

析結果を比較検討するのが難しいことである。適時的な四半期報告が制度化されている国であれば、通期利益の75%は通期利益公表前に投資家に認識されることもあり、通期利益公表時の株価反応は、第1四半期から第3四半期の四半期利益公表時の株価反応と比べて弱いことが実証的に示されている (Salamon and Stober 1994; 中川 2009)。また、He and Hu (2014)は利益公表前の情報の影響が多分に含まれる年次リターンを使用しているため、分析結果の解釈が難しいという問題がある (第4章を参照)。以上を踏まえると、四半期財務報告が制度化されている米国以外の国で利益公表期の株価反応を分析するには、四半期利益と利益公表期のみのリターンを用いる四半期データで検証するのが望ましいと言える。

第3に、He and Hu (2014)の主たる関心は米国以外の平均的市場における集約レベルの利益・リターン関係であるため、サンプルに含まれる個々の国における Kothari et al. (2006)の仮説の妥当性は検証していない。また、彼らは年次データのみを使用しているため、国ごとのサンプルサイズが20ほどと少ない。それゆえ、彼らの分析結果からサンプルに含まれる個々の国で Kothari et al. (2006)の仮説が妥当性を持つと判断することは難しい。

これら3つの理由から、米国外における Kothari et al. (2006)の仮説の妥当性は依然として明らかではない。そこで、本章では資本コストの全ての構成要素を考慮する Patatoukas (2014)の研究・デザインを採用し、日本の四半期データを用いて Kothari et al. (2006)の仮説の妥当性を検証する。

第3節 リサーチ・デザイン

1. 分析モデル

本章では2種類の分析を通じて、資本コストの変化が日本における集約レベルの利益・リターン関係に影響すると論じる Kothari et al. (2006)の仮説を検証する。第1の主分析では、要件1と要件1'を検証する。これらの要件を検証する際には、次の式(5-5)から式(5-7)を分析モデルとして用いる。

$$E_q^{agg} = \alpha + \beta_1 \Delta ICC_{q+1} + \varepsilon \quad (5-5)$$

$$E_q^{agg} = \alpha + \beta_1 \Delta IRP_{q+1} + \beta_2 \Delta RF_{q+1} + \varepsilon \quad (5-6)$$

$$E_q^{agg} = \alpha + \beta_1 \Delta IRP_{q+1} + \beta_2 \Delta RRF_{q+1} + \beta_3 \Delta INF_{q+1} + \varepsilon \quad (5-7)$$

E_q^{agg} は、 $q+1$ 期に公表される q 期の集約利益情報である。 ΔICC_{q+1} は $q+1$ 期における資本コストの変化である。 ΔIRP_{q+1} は $q+1$ 期におけるマーケット・リスクプレミアムの変化である。 ΔRF_{q+1} は $q+1$ 期における名目リスクフリーレートの変化である。 ΔRRF_{q+1}

は $q+1$ 期における実質リスクフリーレートの変化である。 ΔINF_{q+1} は $q+1$ 期における期待インフレ率の変化である。式(5-5)では、集約利益の変化と利益公表期における資本コストの変化との関係进行分析する。Kothari et al. (2006)の仮説の要件1が日本でも成立するならば、 ΔICC_{q+1} の係数は有意に正となるはずである。

式(5-6)と式(5-7)は資本コストの構成要素のどれが要件1'を満たすのかを分析するために使用する。式(5-6)では ΔICC_{q+1} を ΔIRP_{q+1} と ΔRF_{q+1} に分解し、式(5-7)ではさらに ΔRF_{q+1} を ΔRRF_{q+1} と ΔINF_{q+1} に分解する。もしこれらの構成要素が集約レベルの利益・リターン関係に影響しているならば、その係数は有意に正となるはずである。

第2の分析では、要件2及び要件3（要件2'及び要件3'）に焦点を当てる。本章では次の式(5-8)から式(5-11)を分析モデルとして用いる。

$$R_{q+1}^{agg} = \alpha + \beta_1 E_q^{agg} + \varepsilon \quad (5-8)$$

$$R_{q+1}^{agg} = \alpha + \beta_1 E_q^{agg} + \beta_2 \Delta ICC_{q+1} + \varepsilon \quad (5-9)$$

$$R_{q+1}^{agg} = \alpha + \beta_1 E_q^{agg} + \beta_2 \Delta IRP_{q+1} + \beta_3 \Delta RF_{q+1} + \varepsilon \quad (5-10)$$

$$R_{q+1}^{agg} = \alpha + \beta_1 E_q^{agg} + \beta_2 \Delta IRP_{q+1} + \beta_3 \Delta RRF_{q+1} + \beta_4 \Delta INF_{q+1} + \varepsilon \quad (5-11)$$

R_{q+1}^{agg} は利益公表期における市場リターンを表す。先行研究や前章では、集約レベルで利益・リターン関係が有意に正にならないことが観察されており (e.g., Kothari et al. 2006; Sadka and Sadka 2009; Patatoukas 2014), 式(5-8)における E_q^{agg} の係数は有意に正にはならないと予想される。Kothari et al. (2006)は、集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されない原因は、集約利益の変化が市場リターンに及ぼす正の影響が利益公表期の資本コストの変化の及ぼす負の影響で相殺されるためだと論じている。式(5-9)ではこの仮説の真偽を検証する。Kothari et al. (2006)の仮説が正しければ、 ΔICC_{q+1} の係数は有意に負となり（要件2）、 E_q^{agg} の係数は有意に正となるだろう（要件3）。

式(5-10)及び(5-11)では、 ΔICC_{q+1} をその構成要素に分解し、どの構成要素が要件2'及び要件3'を満たすのかを分析する。2つの要件を共に満たす構成要素の係数は有意に負となり（要件2'）、その構成要素のみをコントロールしたときに E_q^{agg} の係数は有意に正となるはずである（要件3'）。

2. 変数の定義

他の章と同様に、本章でも四半期データを使用する。市場リターンの代理変数として、本章では企業ごとに算出した q 期の期首期末間バイ・アンド・ホールドリターンの単純平均値を計算し、これを使用する (R_q^{agg})。前章と同様に、個別企業のリターンは権利落ちと配当落ちを調整した株価を用いて計算している（第4章補論1を参照）。

日本の上場企業は一般的に獲得した四半期利益を翌四半期に公表するため、第4章と同様に q 四半期に獲得した企業 i の純利益を企業レベルの四半期利益と定義する ($EARN_{i,q}^{firm}$)。第1四半期の純利益については公表された純利益を、第2四半期から第4四半期の純利益については前四半期の純利益との差額を $EARN_{i,q}^{firm}$ とする。本章の分析では、先に提示した分析モデルに組み込む集約利益情報の代理変数 (E_q^{agg}) として、2つの変数を使用する。1つは、集約利益の前年同期比での変化 ($\Delta EARN_q^{agg}$) である。これは、企業ごとに自己資本で基準化した純利益の変化 ($\Delta EARN_{i,q}^{firm} = (EARN_{i,q}^{firm} - EARN_{i,q-4}^{firm})/BV_{i,q-4}^{firm}$) について、単純平均値をとったものである⁵⁵。

第3章で確認したように、Sadka and Sadka (2009)の仮説を支持する実証的証拠では、集約利益の変化は少なくとも一部が期首以前に予測されて株価に反映されていることが示されている。それゆえ、集約利益の変化には期中に投資家の期待を修正する情報が含まれることを想定する Kothari et al. (2006)の仮説を検証するためには、集約利益の変化から利益公表前に予測可能な情報を除外すべきである。そこで、もう1つの集約利益の変数として、集約利益の変化から期首以前に予測可能な情報を除いた集約利益サプライズを用いる (SUR_q)。具体的には、次の式(5-12)で推定される残差を SUR_q^{agg} とする⁵⁶。

$$\Delta EARN_q^{agg} = \alpha + \beta_1 \Delta EARN_{q-1}^{agg} + \beta_2 R_q^{agg} + \varepsilon \quad (5-12)$$

Newey and West (1987)による系列相関と不均一分散を調整した標準誤差を用いて分析したところ、 β_1 と β_2 は共に有意に正となり ($\hat{\beta}_1 = 0.655[t = 7.031]$, $\hat{\beta}_2 = 0.028[t = 2.673]$)、自由度調整済み決定係数は0.464であった。なお、本章の補論1では、 SUR_q^{agg} が利益公表前の市場リターンと有意な関係を持たないことを確認している。

ΔICC_{q+1} は $q+1$ 期における市場全体の資本コストの変化である ($\Delta ICC_{q+1} = ICC_{q+1} - ICC_q$)。本章では、Easton and Sommers (2007)の推定方法を四半期データに応用して市場全体のインプライド資本コストを推定している。この変数の推定方法は補論2に記している。 ΔRF_{q+1} は名目リスクフリーレートの変化を表しており、前期末から当期末における10年物国債利回りの変化を使用している ($\Delta RF_{q+1} = RF_{q+1} - RF_q$)。 ΔIRP_{q+1} はマーケット・リスクプレミアムの変化を表し、Patatoukas (2014)に従って ΔICC_{q+1} と ΔRF_{q+1} の差と定義する ($\Delta IRP_{q+1} = \Delta ICC_{q+1} - \Delta RF_{q+1}$)。 ΔINF_{q+1} は期待インフレ率の前四半期か

⁵⁵ 自己資本ではなく総資産で基準化した場合にも、主分析の係数の符号と有意水準が大きく変わらないことを確認している (表掲示なし)。また、後述の頑健性分析では、前章と同様の加重平均値を用いた場合にも結果が大きく変わらないことを確認している。

⁵⁶ 前章の分析を通じて、日本では集約利益の変化が利益公表前の市場リターンと有意に正に関係していることが示されている。また、Kothari et al. (2006)は集約利益の変化には正の自己相関があることを報告しており、本章で用いる集約利益の変化にも1次の自己相関があることを確認している。そこで、本章では利益公表前の市場リターンと1期前の集約利益の変化で説明できない集約利益の変化を集約利益サプライズとして使用する。

らの変化を表している ($\Delta INF_{q+1} = INF_{q+1} - INF_q$). 本章では四半期の最後に公表された ESP フォーキャスト調査⁵⁷を参照し, コア CPI の 1 年後までの平均予想成長率を期待

インフレ率として使用している⁵⁸. Patatoukas (2014) に従い, ΔRRF_{q+1} は ΔRF_{q+1} と ΔINF_{q+1} の差である ($\Delta RRF_{q+1} = \Delta RF_{q+1} - \Delta INF_{q+1}$). 図 5-2 は本章で用いる変数のタイムラインを示している.

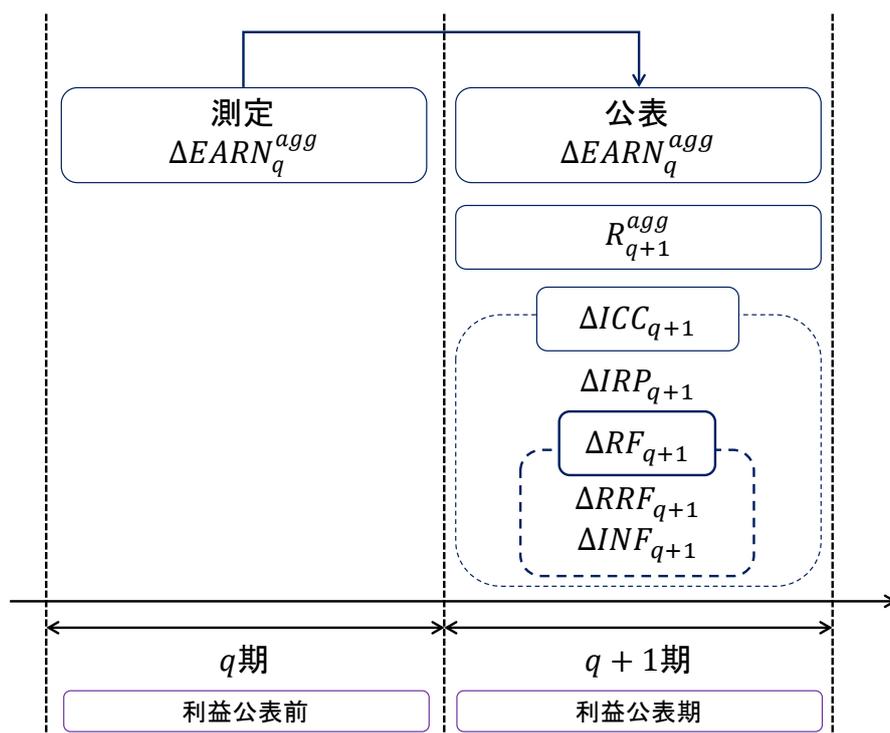


図 5-2 変数のタイムライン

$\Delta EARN_q^{agg}$ は集約利益の変化であり, 利益公表期に公表される q 期の四半期利益から作成される. R_{q+1}^{agg} は利益公表期における市場リターンである. ΔICC_{q+1} は利益公表期における資本コストの変化である. ΔIRP_{q+1} は利益公表期におけるマーケット・リスクプレミアムである. ΔRF_{q+1} は利益公表期における名目リスクフリーレートの変化である. ΔRRF_{q+1} は利益公表期における実質リスクフリーレートの変化である. ΔINF_{q+1} は利益公表期における期待インフレ率の変化である.

⁵⁷ ESP フォーキャストとは, 経済企画協会 (2012 年 4 月以降は日本経済研究センターが実施) が実施している調査である. これは, 今後の経済動向や景気の持続性についてのコンセンサスを明らかにするために, 民間エコノミスト約 40 名に対する日本経済の将来予測に関するアンケートを集計するものである.

⁵⁸ 2014 年 4 月に日本での消費税率は 5% から 8% に引き上げられ, これに伴って期待インフレ率は上昇している. 本章では消費税増税の影響を除外するために, 2013 年 4-6 月期以降の期待インフレ率を算出する際には, 消費税増税の影響を除いたコア CPI を使用している. ただし, 2013 年 4-6 月期及び 7-9 月期には, ESP フォーキャスト調査は消費税の影響を除いたコア CPI を公表していない. 日本銀行(2013)では 2014 年の CPI に消費税増税が及ぼす影響が 2.0% と見積もられていることを踏まえて, これら 2 期間のコア CPI 成長率から 0.02 を差し引くことで消費税増税の影響を緩和している.

第4節 データとサンプル

1. サンプル

本章で使用するデータは期待インフレ率を除いて全て日経 NEEDS Financial Quest 2.0 から取得している。期待インフレ率のデータは、ESP フォーキャスト調査のウェブサイトから収集している。データ取得期間は、2003年1-3月期から2015年1-3月期である⁵⁹。この期間の財務データ及び株価データを取得して企業レベルの変数を作成した後、本章では企業・四半期観測値に対して次の6つのデータ要件を課している。

- I. 使用する変数の算出に必要なデータに欠損がない。
- II. 銀行・証券・保険、その他金融業を除く一般事業会社である。
- III. 変数作成時に用いる自己資本が正の値を取る。
- IV. 期首の株価が100円以上である。
- V. 決算月が3, 6, 9, 12月である。
- VI. 四半期終了後60日以内に決算公表日を迎えている。

データ要件 I はデータの欠損により、集約レベルの変数の作成時に使用できない企業・四半期観測値を除外するために設定している。データ要件 II は会計項目などが一般事業会社と異なる金融業を除外するための要件である。データ要件 III は、基準化する際に分母が0以下の値を取らないように設定している。株価が最小通貨単位に近いほど、小さな値動きで異常な株式リターンになってしまう可能性が高い。そこで、データ要件 IV として、前章と同様に株式リターンの異常値を除外するためにこのデータ要件を課している。データ要件 V は日本では上場企業の多くが3月決算を採用しているためであり、分析結果の一般性を高めるべく6, 9, 12月決算企業も加えている（第6章補論1を参照）。データ要件 VI は $q-1$ 期の実績利益の変化が利益公表期である q 期のうちに株価に反映されるように設定したものである。

こうしたデータ要件を課した後で、本章では四半期ごとに企業レベルの変数 $\Delta EARN_{i,q}^{firm}$, $(MV_{i,q}^{firm} - BV_{i,q-1}^{firm})/BV_{i,q-5}^{firm}$, $SUMEARN_{i,q-1}^{firm}/BV_{i,q-5}^{firm}$ のいずれかが上下1%に含まれる企業・四半期観測値を異常値として、本章のサンプルから除外している⁶⁰。以上の要件を課した上で残る2004年4-6月期から2015年1-3月期における104,971企業・四半期を用いて集約レベルの変数を作成し、全ての集約レベルの変数が取得できる2004年7-9月期から2015年1-3月期の43四半期を最終サンプルとしている。

⁵⁹ 日経 NEEDS Financial Quest 2.0 が収録している四半期決算短信のデータは2002年4-6月期からである。しかしながら、2003年1-3月期以前の企業・四半期観測値は500に満たないため、サンプルから除外している。

⁶⁰ 補論2に記しているが、 $(MV_{i,q}^{firm} - BV_{i,q-1}^{firm})/BV_{i,q-5}^{firm}$, $SUMEARN_{i,q-1}^{firm}/BV_{i,q-5}^{firm}$ はインプライド資本コストを推定するために使用している。

2. 相関係数と記述統計量

表 5-1 には相関係数と記述統計量を示している。 ΔICC_{q+1} と ΔIRP_{q+1} の相関が 1 に近いのは、サンプル期間における日本の国債利回りや期待インフレ率が殆ど変化していないためである。この予想と整合して、 ΔRF_{q+1} と ΔINF_{q+1} の標準偏差は ΔIRP_{q+1} の標準偏差の 3 分の 1 にも満たない。また、説明変数の中には相関が強いものも存在するため、本章では分析結果が多重共線性によってバイアスがかかっていないことを確認するために、各変数の VIF が 10 を下回ることを確認している。本章ではこの VIF を基に、多重共線性に基づく統計的問題は分析結果に深刻な問題を与えていないと結論づけている。

本章では表 5-1 に示した全ての変数に対して、Phillips and Perron (1988) に基づく単位根検定を行っている。これは、単位根を持つ変数同士で時系列回帰を行うと、全く合理

表 5-1 相関マトリクスと記述統計量

R_{q+1}^{agg} は利益公表期の市場リターンである。 $\Delta EARN_q^{agg}$ は集約利益の変化である。 SUR_q^{agg} は集約利益サプライズである。 ΔICC_q は資本コストの変化である。 ΔIRP_q はマーケット・リスクプレミアムの変化である。 ΔRF_q は名目リスクフリーレートの変化である。 ΔRRF_q は実質リスクフリーレートの変化である。 ΔINF_q は期待インフレ率の変化である。パネル A ではピアソンの積率相関係数（スピアマンの順位相関係数）は左下（右上）三角行列に示している。

パネル A 相関マトリクス

	R_{q+1}^{agg}	$\Delta EARN_q^{agg}$	SUR_q^{agg}	ΔICC_{q+1}	ΔIRP_{q+1}	ΔRF_{q+1}	ΔRRF_{q+1}	ΔINF_{q+1}
R_{q+1}^{agg}		0.082	-0.169	-0.341	-0.360	0.369	0.041	0.225
$\Delta EARN_q^{agg}$	-0.057		0.575	0.792	0.760	-0.168	-0.283	0.227
SUR_q^{agg}	-0.021	0.714		0.656	0.683	-0.415	-0.082	-0.167
ΔICC_{q+1}	-0.348	0.889	0.664		0.977	-0.357	-0.322	0.105
ΔIRP_{q+1}	-0.370	0.866	0.670	0.988		-0.517	-0.399	0.066
ΔRF_{q+1}	0.290	-0.232	-0.317	-0.368	-0.508		0.572	0.146
ΔRRF_{q+1}	-0.081	-0.487	-0.296	-0.396	-0.436	0.410		-0.594
ΔINF_{q+1}	0.276	0.368	0.113	0.186	0.137	0.210	-0.806	

パネル B 記述統計量

	平均値	標準偏差	最小値	25%点	中央値	75%点	最大値	観測数
R_q^{agg}	0.023	0.101	-0.169	-0.049	0.012	0.085	0.266	43
$\Delta EARN_q^{agg}$	0.002	0.010	-0.027	-0.002	0.002	0.007	0.035	43
SUR_q^{agg}	0.000	0.007	-0.019	-0.003	0.000	0.003	0.025	43
ΔICC_q	0.000	0.010	-0.024	-0.006	0.000	0.007	0.028	43
ΔIRP_q	0.001	0.010	-0.024	-0.005	0.001	0.008	0.031	43
ΔRF_q	0.000	0.002	-0.003	-0.002	0.000	0.001	0.003	43
ΔRRF_q	-0.001	0.003	-0.008	-0.002	-0.001	0.001	0.009	43
ΔINF_q	0.000	0.003	-0.012	0.000	0.001	0.001	0.005	43

的な関係がない変数同士にも有意な関係が出てしまう可能性があるからである（沖本2010）。そこで単位根検定を行ったところ、全ての変数に対して1%水準で単位根を持つという帰無仮説が棄却されている（表掲示なし）。それゆえ、次節の回帰分析は「見せかけの回帰（“spurious regressions”: Granger and Newbold 1974）」ではないと考えられる。

第5節 分析結果

1. 主分析

表5-2には第1主分析の結果を、表5-3には第2主分析の結果を提示している。まず、2つの表に示された分析結果から、要件1, 2, 3が満たされているかどうか注目する。

表5-2 集約利益の変化と資本コストやその構成要素の変化との関係

表は、 $E_q^{agg} = \alpha + \beta_1 \Delta ICC_{q+1} + \varepsilon$ (式5-5), $E_q^{agg} = \alpha + \beta_1 \Delta IRP_{q+1} + \beta_2 \Delta RF_{q+1} + \varepsilon$ (式5-6), $E_q^{agg} = \alpha + \beta_1 \Delta IRP_{q+1} + \beta_2 \Delta RRF_{q+1} + \beta_3 \Delta INF_{q+1} + \varepsilon$ (式5-7)を用いた分析結果である。 E_q^{agg} には $\Delta EARN_q^{agg}$ ないし SUR_q^{agg} が組み込まれる。 $\Delta EARN_q^{agg}$ は集約利益の変化である。 SUR_q^{agg} は集約利益サプライズである。 ΔICC_q は資本コストの変化である。 ΔIRP_q はマーケット・リスクプレミアムの変化である。 ΔRF_q は名目リスクフリーレートの変化である。 ΔRRF_q は実質リスクフリーレートの変化である。 ΔINF_q は期待インフレ率の変化である。左3列は $\Delta EARN_q^{agg}$ を被説明変数にした分析結果であり、右3列は SUR_q^{agg} を被説明変数にした分析結果である。角括弧内にはNewey-Westの系列相関と不均一分散に頑健な修正標準誤差を使用したt値を提示している。***, **, *はそれぞれ、両側検定で1%, 5%, 10%水準で有意であることを示している。

	$\Delta EARN_q^{agg}$			SUR_q^{agg}		
<i>Intercept</i>	0.002** [2.250]	0.002** [2.707]	0.002** [2.654]	0.000 [0.095]	0.000 [-0.030]	0.000 [-0.054]
ΔICC_{q+1}	0.888*** [8.207]			0.472*** [4.627]		
ΔIRP_{q+1}		0.920*** [8.177]	0.858*** [10.465]		0.448*** [3.687]	0.443*** [3.485]
ΔRF_{q+1}		1.432*** [3.157]			0.054 [0.083]	
ΔRRF_{q+1}			0.980** [2.557]			0.019 [0.026]
ΔINF_{q+1}			1.714*** [4.828]			0.076 [0.120]
<i>Adj. R²</i>	0.785	0.787	0.821	0.426	0.420	0.405
<i>D. W. stats</i>	1.607	1.739	1.923	2.174	2.136	2.145
<i>max VIF</i>	1.000	1.314	4.200	1.000	1.314	4.200
<i>N</i>	42	42	42	42	42	42

表 5-2 では ΔICC_{q+1} の係数は有意に正の値を取っており、これは集約利益の変化が利益公表期の資本コストの変化と有意に正の関係にあるという要件 1 が満たされることを意味する。表 5-3 では ΔICC_{q+1} の係数が有意に負であることから、資本コストの変化が市場リターンに負の影響を及ぼすという要件 2 を満たす結果が観察されている。表 5-3 の単回帰分析の結果を見ると、 $\Delta EARN_q^{agg}$ と SUR_q^{agg} の係数は共に有意ではなく、負の値をとっている。これは前章と同様に、単回帰分析では日本でも集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されないことを意味している。その一方で、 ΔICC_{q+1} をコントロールすると、 $\Delta EARN_q^{agg}$ と SUR_q^{agg} の係数は有意に正に転じている。こうした結果は、要件 3 が日本でも満たされていることを意味する。以上から、要件 1、要件 2、要件 3 の全てが満たされているため、日本でも Kothari et al. (2006)の仮説で集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されないメカニズムを説明できると結論付けられる。すなわち、資本コストの変化が市場リターンに及ぼす負の影響によって、集約利益の変化が市場リターンに及ぼす正の影響が打ち消されてしまうために、集約レベルでは有意に正の利益・リターン関係が観察されないのである。

次に、資本コストのどの構成要素が集約レベルの利益・リターンにバイアスを掛けているのかに注目したい。まず、各分析モデルにおける ΔIRP_{q+1} の係数の符号と有意水準は、 ΔICC_{q+1} と同様であることが読み取れる。表 5-2 では ΔIRP_{q+1} の係数は有意に正であり、これは集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化が有意に正の関係にあることを意味している（要件 1'）。表 5-3 では、 ΔIRP_{q+1} の係数は有意に負である（要件 2'）。表に示していないが、 ΔIRP_{q+1} のみをコントロールしたとしても、 $\Delta EARN_q^{agg}$ と SUR_q^{agg} の係数は有意に正に転じることを確認している（要件 3'）。こうした結果は、マーケット・リスクプレミアムの変化が要件 1'、要件 2'、要件 3'の全てを満たすことを示している。これに対して、表 5-2 では ΔRF_{q+1} 、 ΔRRF_{q+1} 、 ΔINF_{q+1} の係数は有意に正になることもあるが、表 5-3 におけるこれらの係数は有意に負ではない。また、式(5-10)や(5-11)の分析モデルから ΔIRP_{q+1} を除いて係数を推定したところ、 $\Delta EARN_q^{agg}$ と SUR_q^{agg} の係数は有意に正に転じることはなく、 ΔRF_{q+1} 、 ΔRRF_{q+1} 、 ΔINF_{q+1} の係数も有意に負ではないことを確認している（表掲示なし）。こうした結果は、リスクフリーレートや期待インフレ率が少なくとも要件 2'と要件 3'を満たさないことを意味している。

以上の分析結果から得られる発見事項は 2 つある。第 1 に、Kothari et al. (2006)の仮説の日本における外的妥当性である。すなわち、本章の分析は、日本でも資本コストの変化が引き起こす脱落変数バイアスが原因で、単回帰分析では集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されないことを明らかにしている。第 2 に、日本では資本コストの構成要素の中でマーケット・リスクプレミアムのみが上記のバイアスを引き起こしていることである。

表 5-3 資本コストの変化が集約レベルの利益・リターン関係に及ぼす影響

表は、 $R_{q+1}^{agg} = \alpha + \gamma_1 E_q^{agg} + \varepsilon$ (式 5-8) , $R_{q+1}^{agg} = \alpha + \gamma_1 E_q^{agg} + \gamma_2 \Delta ICC_{q+1} + \varepsilon$ (式 5-9) , $R_{q+1}^{agg} = \alpha + \gamma_1 E_q^{agg} + \gamma_2 \Delta IRP_{q+1} + \gamma_3 \Delta RF_{q+1} + \varepsilon$ (式 5-10) , $R_{q+1}^{agg} = \alpha + \gamma_1 E_q^{agg} + \gamma_2 \Delta IRP_{q+1} + \gamma_3 \Delta RRF_{q+1} + \gamma_4 \Delta INF_{q+1} + \varepsilon$ (式 5-11) を用いた分析結果である。 R_{q+1}^{agg} は利益公表期の市場リターンである。 E_q^{agg} には $\Delta EARN_q^{agg}$ ないし SUR_q^{agg} が組み込まれる。 $\Delta EARN_q^{agg}$ は集約利益の変化である。 SUR_q^{agg} は集約利益サプライズである。 ΔICC_q は資本コストの変化である。 ΔIRP_q はマーケット・リスクプレミアムの変化である。 ΔRF_q は名目リスクフリーレートの変化である。 ΔRRF_q は実質リスクフリーレートの変化である。 ΔINF_q は期待インフレ率の変化である。 角括弧内には Newey-West の系列相関と不均一分散に頑健な修正標準誤差を使用した t 値を提示している。 ***, **, * はそれぞれ、 両側検定で 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示している。

<i>Intercept</i>	0.026 [1.400]	0.002 [0.184]	0.004 [0.285]	0.005 [0.320]	0.025 [1.444]	0.024 [1.340]	0.027 [1.627]	0.023 [1.470]
$\Delta EARN_q^{agg}$	-0.586 [-0.392]	11.903*** [4.241]	11.647*** [3.808]	10.437*** [2.994]				
SUR_q^{agg}					-0.307 [-0.202]	5.229** [2.636]	5.682** [2.536]	5.511*** [3.009]
ΔICC_{q+1}		-14.039*** [-4.795]				-5.935*** [-3.279]		
ΔIRP_{q+1}			-13.574*** [-3.840]	-12.871*** [-3.625]			-5.409** [-2.652]	-6.358*** [-3.012]
ΔRF_{q+1}			-9.679 [-0.784]				6.689 [0.688]	
ΔRRF_{q+1}				-10.963 [-0.851]				-0.839 [-0.083]
ΔINF_{q+1}				-6.062 [-0.502]				11.406 [1.510]
<i>Adj. R²</i>	-0.022	0.359	0.346	0.343	-0.025	0.143	0.160	0.243
<i>D.W. stats</i>	1.606	2.185	2.191	2.197	1.636	1.248	1.314	1.430
<i>max VIF</i>	1.000	4.764	6.127	6.553	1.000	1.787	2.142	4.200
<i>N</i>	42	42	42	42	42	42	42	42

2. 頑健性分析

2.1. 系列相関と不均一分散に関する頑健性分析

本章では不均一分散と系列相関に頑健な Newey-West 修正標準誤差を主分析で使用しており、修正標準誤差を計算する際に考慮する最大ラグの次数は 2 としている⁶¹。ただ

⁶¹ 本章の主分析で行った回帰分析で Durbin-Watson 統計量を推計し、Stanford 大学で公開されて

し、この最大ラグの次数は学術的及び実務的慣習のみに基づいて決定しているため、主分析で使用した修正標準誤差では系列相関の影響を十分に緩和できていない可能性がある。そこで、2つの方法で頑健性を確かめている。第1に、最大ラグの次数を0から4までに変化させても分析結果が変わらないかどうかを確認する。第2に、不均一分散に頑健な White 修正標準誤差を使用した上で、Prais and Winsten (1954)の提示した一般化最小二乗法を採用して再度分析する。これらの頑健性分析の結果、主分析の結果と同様の結果が得られている（表掲示なし）。

2.2. 集約方法として加重平均を用いた頑健性分析

集約レベルの利益・リターン関係を分析する先行研究では、単純平均に加えて加重平均も集約方法として広く使われている。それゆえ、主分析では時価総額をウェイトとして加重平均値を計算し、再度主分析を行っている（表掲示なし）。この頑健性分析では資本コストにも規模の影響を反映させるために、業種ごとに資本コストを推定した上で、業種内企業の時価総額合計値をウェイトとして市場全体の資本コストを計算している。分析の結果、ほぼ全ての変数の係数の符号と有意水準は主分析の結果と同様であった。結果が異なるのは、資本コストの変化をコントロールした上での SUR_q^{agg} と R_{q+1}^{agg} の関係である。式(5-9)、(5-10)、(5-11)で資本コストやその構成要素の変化をコントロールして分析したところ、 SUR_q^{agg} の係数は有意ではなかった。ただし、White 修正標準偏差と Prais and Winsten (1954)の一般化最小二乗法を用いて分析したところ、 SUR_q^{agg} の係数は主分析の結果と同様に有意に正であった。それゆえ、総合的に考えて、加重平均値を用いたとしても、集約利益サプライズが市場リターンに及ぼす正の影響は存在するが、幾らか弱いと考えられる⁶²。

いる Savin and White (1977)の手法に基づいた Durbin-Watson 統計量の棄却域（参考：<http://web.stanford.edu/~clint/bench/dwcrit.htm>）を用いて系列相関が分析結果に及ぼす影響を確認したところ、系列相関が本章の分析結果にバイアスを掛けている可能性があることが判明している。そこで、本章では、不均一分散と系列相関の両方を調整する Newey and West (1987)の修正標準誤差を用いて t 値を推定している。なお、Newey and West (1987)の方法で標準誤差を修正する際には、考慮する最大ラグの長さを指定する必要がある。本章の主分析では Macro-Accounting の先行研究 (e.g., Konchitchki and Patatoukas 2014a; 中野・吉永 2017b) や実務的慣習 (太田 2012) に基づいて、前章と同様にサンプルサイズの 0.25 乗である 2 を考慮する最大ラグの長さとして使用している。

⁶² 加重平均値を用いた分析結果が単純平均値を用いた結果よりも弱い理由の 1 つは、加重平均には利益情報を事前に予測しやすい大企業の影響が多く含まれるために、集約利益の変化が利益公表期の投資家に及ぼす影響が弱まるだけと考えられる。Collins et al. (1987)が示しているように、大企業ほど利益の変化の情報内容は容易に予測可能である。例えば、式(5-12)を用いて利益公表前の市場リターンや集約利益の変化に反映される情報の量を調べると、単純平均値を用いた場合の自由度調整済み決定係数は 0.464 である一方で、加重平均値を用いた場合には 0.568 であった。この差異は、加重平均値の方が単純平均値に比べて予測可能性が高いことを示唆している。

2.3. サンプル期間に関する頑健性分析

本章のサンプルはデータ制約のために、企業・四半期観測値は2005年4-6月期以降では2,000以上が含まれる一方で、2005年1-3月期以前では1,000程度に留まっている。少数の企業を集約したとしても、企業固有の情報は十分に分散しないため、サンプル期間を2005年4-6月期以降に限定した上で、再度主分析を行っている。その結果、主分析の結果と係数の符号と統計的有意性は殆ど変わらないことを確認している（表掲示なし）。

また、本章のサンプル期間には日本経済に打撃を与えた世界金融危機が発生しており、この影響のために危機時の観測値は異常値となっている可能性がある。そこで、世界金融危機が分析結果に及ぼす影響を緩和するために、2008年7-9月期（世界金融危機の発端となったリーマン・ブラザーズ倒産の時期）から2010年1-3月期（内閣府の公表情報に基づく世界金融危機後初の景気の谷）を除外して再度分析を行っている。White修正標準誤差とPrais and Winsten (1954)に基づく一般化最小二乗法を行って主分析と同じ回帰分析を行ったところ、主分析と大きく異なる結果が2点観察された（表掲示なし）。

1つは、式(5-6)を用いて $\Delta EARN_q^{agg}$ を ΔIRP_{q+1} と ΔRF_{q+1} に回帰した場合、あるいは式(5-7)を用いて $\Delta EARN_q^{agg}$ を ΔIRP_{q+1} , ΔRRF_{q+1} , ΔINF_{q+1} に回帰した場合に、 ΔRF_{q+1} , ΔRRF_{q+1} , ΔINF_{q+1} の係数が有意にならないことである。この結果は、リスクフリーレートと期待インフレ率が要件1'を満たさないことを意味している。こうした結果は、リスクフリーレートや期待インフレ率が要件1'から3'の全ての要件を満たしていないという主分析の結論を支持するものである。

もう1つは、 R_{q+1}^{agg} を $\Delta EARN_q^{agg}$, ΔIRP_{q+1} と ΔRF_{q+1} に回帰する式(5-10)や、 $\Delta EARN_q^{agg}$, ΔIRP_{q+1} , ΔRRF_{q+1} , ΔINF_{q+1} に回帰する式(5-11)では、 ΔRF_{q+1} , ΔRRF_{q+1} , ΔINF_{q+1} の係数が有意に負となることである。この時の $\Delta EARN_q^{agg}$ の係数は有意に正の値をとっていたため、こうした分析結果はリスクフリーレートや期待インフレ率が要件2'や要件3'を満たすことを示唆しているのかもしれない。しかし、いずれにしてもリスクフリーレートや期待インフレ率は、要件1'から要件3'の全てを満たさないことが他3つの分析結果によって示されている。第1に、前段落で言及したように、リスクフリーレートは要件1'を満たさない。第2に、式(5-10)や式(5-11)で ΔIRP_{q+1} をコントロールしなければ、説明変数の係数は有意にならなかった。これは、リスクフリーレートや期待インフレ率が要件2'や要件3'を満たさないことと整合的である。第3に、式(5-10)や式(5-11)で $\Delta EARN_q^{agg}$ の代わりに SUR_q^{agg} を用いたとき、 ΔRF_{q+1} , ΔRRF_{q+1} , ΔINF_{q+1} の係数は有意にならなかった。この結果は、リスクフリーレートや期待インフレ率が要件2'を満たさないことを意味している。それゆえ、リスクフリーレートや期待インフレ率は要件1'から3'までの全てを満たすわけではないと結論付けられる。以上の分析結果を踏まえる

と、本章の分析結果は、世界金融危機の影響に対しても頑健であると言えるだろう。

3. Sadka and Sadka (2009)の仮説に関する議論

第2節で言及したように、Sadka and Sadka (2009)は集約レベルの利益・リターン関係に対して別の仮説を提示している。そこで、本章の分析結果が彼らの仮説とどのように関係しているのかに焦点を当て、また、日本におけるSadka and Sadka (2009)の仮説の妥当性も追加的に分析する。

Sadka and Sadka (2009)の仮説は2つの主張で構成される。1つは集約利益の高い予測可能性に関する主張であり、もう1つは投資家のリスク回避度に関する主張である。彼らは集約利益の変化はほぼ完全に予測可能であり、将来の集約利益の増加(減少)を予測した投資家はリスク回避度を低める(高める)と主張している。

まず初めに、本章の分析結果は集約利益の予測可能性に関するSadka and Sadka (2009)の主張に反するものである。本章では利益公表前に予測されていない集約利益サプライズ(SUR_q^{agg})を用いて分析すると、資本コストの変化をコントロールすれば SUR_q^{agg} と利益公表期の市場リターンの間に有意に正の関係が観察されることを示している(表5-3)。この結果は、利益公表期に将来キャッシュ・フローの期待修正を引き起こす情報が集約利益の変化に含まれることを意味している。これに加えて、集約利益サプライズは資本コストの変化(ΔICC_{q+1})と有意に正に関係する結果が得られており(表5-2)、これは利益公表期の資本コストを修正する情報が集約利益の変化に含まれることを意味している。これらの結果は、集約利益の変化の情報内容は利益公表前にほぼ完全に予測されており、利益公表期の投資家の期待修正を引き起こさないと想定するSadka and Sadka (2009)の仮説を棄却する結果である。

その一方で、本章ではSadka and Sadka (2009)の仮説で論じられているリスク回避度に関する主張と直接関係する分析は行っていない。そこで、予測された集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化の関係を分析することで、この後者の主張を検証する。 SUR_q^{agg} を式(5-12)で推定する際に、集約利益の変化は1期前の集約利益の変化や利益公表前の市場リターンと有意に正に関係することを確認している。そこで、この式(5-12)の理論値を利益公表前に予測されている集約利益の変化($E_q[\Delta EARN_q^{agg}]$)とし、利益公表前のマーケット・リスクプレミアムの変化との間にどのような関係が観察されるのかを分析する。具体的には、 ΔIRP_{q+1} を $E_q[\Delta EARN_q^{agg}]$ に回帰する単回帰分析を行う。また、式(5-12)では十分に予測された情報を抽出できていない可能性があるため、補足的に ΔIRP_{q+1} を $\Delta EARN_q^{agg}$ に回帰した結果も確認する。

Newey-West 修正標準誤差を使用した分析の結果、 $E_q[\Delta EARN_q^{agg}]$ 及び $\Delta EARN_q^{agg}$ の係数は共に有意に正であった(1.029[t = 5.153]及び0.459[t = 3.176])。これに加えて、先に提示した頑健性分析を行ったとしても、Sadka and Sadka (2009)が論じるような有意に負の関係は観察できなかった。この分析結果は、集約利益の増加(減少)を予測した投

資家は、リスク選好的（回避的）になるわけではないことを示唆している。これはコントロール変数を加えない単純な分析ではあるものの、Sadka and Sadka (2009)の仮説の主張が日本では成立しないことを支持する実証的証拠である。以上のように、本章ではSadka and Sadka (2009)の2つの主張の両方を棄却する実証的証拠が得られている。このように、本章ではKothari et al. (2006)と対立する仮説であるSadka and Sadka (2009)の仮説を棄却する結果が得られており、これはKothari et al. (2006)の仮説の日本における外的妥当性を間接的に支持するものである。

第6節 おわりに

先行研究では、企業レベルで観察されてきた有意に正の利益・リターン関係が、集約レベルでは観察されないことが報告されている。Kothari et al. (2006)はこの集約レベルの利益・リターン関係のメカニズムとして、集約利益の変化が市場リターンに及ぼす正の影響が利益公表期の資本コストの変化が及ぼす負の影響によって打ち消されているという仮説を提唱した。Kothari et al. (2006)に続く米国の先行研究では、米国市場における彼らの仮説の妥当性を支持する実証的証拠が提示されているが、米国外における彼らの仮説の妥当性は十分に検証されていなかった。そこで、本章では日本の四半期データを用いてKothari et al. (2006)の仮説の妥当性を検証した。

本章の主分析では日本でもKothari et al. (2006)の仮説で集約レベルの利益・リターン関係を説明可能であることを示す3つの結果を得ている。第1に、集約利益の変化が利益公表期の資本コストの変化と有意に正の関係を持つことである。第2に、この資本コストの変化は利益公表期の市場リターンと有意に負の関係を有することである。第3に、集約レベルにおける有意に正の利益・リターン関係は、利益公表期における資本コストの変化をコントロールしたときのみ観察されることである。こうした結果は、資本コストの変化が市場リターンに及ぼす負の影響が集約レベルで正の利益・リターン関係が観察されない原因であるというKothari et al. (2006)の仮説が日本でも成立することを示している。これに加えて、本章では資本コストを構成要素に分解したとき、マーケット・リスクプレミアムの変化のみが利益・リターン関係に影響していることを発見している。本章ではまた、Kothari et al. (2006)の仮説と競合するSadka and Sadka (2009)の仮説では日本の集約レベルにおける利益・リターン関係を十分に説明できない証拠も提示しており、これは日本におけるKothari et al. (2006)の仮説の妥当性を間接的に高めるものである。

本章の分析は集約レベルの利益・リターン関係に関する研究領域に2つの貢献がある。1つは、従来米国でしか確認されていなかったKothari et al. (2006)の仮説の外的妥当性が日本にも拡張できることを示したことである。米国ではKothari et al. (2006)の仮説を支持する実証的証拠が複数の先行研究から提示されているが、米国以外のデータを用いたHe and Hu (2014)は彼らの仮説に反する実証的証拠を提示している。本章ではHe

and Hu (2014)が分析上考慮していないマーケット・リスクプレミアムの影響を考慮し、四半期データを用いて分析することで、日本でも Kothari et al. (2006)の仮説で集約レベルの利益・リターン関係を説明できることを示している。もう1つの貢献は、資本コストのどの構成要素が集約レベルの利益・リターン関係に影響を及ぼしているのかを特定したことである。Patatoukas (2014)を始めとする先行研究では、市場全体の資本コストの影響は集約レベルの正の利益・リターン関係を打ち消すほどに強いことは示していたが、資本コストの構成要素が集約レベルの利益・リターン関係に強い影響を及ぼすのかは明らかにしていなかった。本章では、マーケット・リスクプレミアムがこうした資本コストの影響の主たる要因であることを明らかにすることで、資本コストが市場リターンに及ぼす影響への理解を深めている。

これに加えて、本章の分析結果はグローバル・データを用いた研究に対しても示唆を与えるものである。He and Hu (2014)はグローバル・データを用いて、リスクフリーレートや期待インフレ率が集約レベルの利益・リターン関係に影響しないことを報告しているが、本章では資本コストの構成要素の中ではマーケット・リスクプレミアムのみが集約レベルの利益・リターン関係に影響を及ぼすことを発見している。この発見事項が日本以外の各国でも成立する一般性の高い結果であれば、複数の国のデータを用いた場合に本章と同様の結論が導かれることになる。そこで、第6章ではグローバル・データを用いて、本章の分析結果の国際的一般性を確認する。

補論1 集約利益サプライズの代理変数としての SUR_q の妥当性

本章では式(5-12)を用いて集約利益の変化から期首以前に投資家によって予測されていない情報内容、集約利益サプライズ (SUR_q^{agg}) を抽出している。この変数の妥当性を確認するために、期首以前の期待修正に影響する情報を有していないかどうかを次の式(5-13)を用いて検証する。

$$SUR_q^{agg} = \alpha + \sum_{k=0}^3 \beta_k R_{q-k}^{agg} + \varepsilon \quad (5-13)$$

式(5-13)では、集約利益サプライズを利益公表前の市場リターンに回帰する。もし市場リターンの係数が有意になれば、 SUR_q^{agg} には利益公表前に株価に反映される情報が十分に残ってしまっていることを意味する。この場合、 SUR_q^{agg} が集約利益サプライズの代理変数として適切でないことになる。

表 5-4 は式(5-13)の分析結果である。分析結果を確認すると、利益公表前の市場リターンの係数は有意ではない。それゆえ、 SUR_q^{agg} には利益公表前に株価に反映される情報は含まれておらず、集約利益サプライズの代理変数として適切であると考えられる。

表 5-4 集約利益サプライズと過去の市場リターンとの関係

表は、 $SUR_q^{agg} = \alpha + \sum_{k=0}^3 \beta_k R_{q-k}^{agg} + \varepsilon$ (式 5-13) の分析結果を表している。 R_q^{agg} は市場リターンである。 SUR_q^{agg} は集約利益サプライズである。括弧内には White の不均一分散に頑健な修正標準誤差を使用した t 値を提示している。***, **, *はそれぞれ、両側検定で 1%, 5%, 10%水準で有意であることを示している。

<i>Intercept</i>	0.000 [-0.000]	0.000 [-0.068]	-0.001 [-0.537]	0.000 [-0.225]	-0.001 [-0.582]
R_q^{agg}	0.000 [0.000]				0.000 [-0.007]
R_{q-1}^{agg}		0.004 [0.349]			0.002 [0.165]
R_{q-2}^{agg}			0.023* [1.782]		0.020 [1.127]
R_{q-3}^{agg}				0.018 [1.534]	0.015 [1.053]
<i>Adj. R²</i>	-0.024	-0.022	0.093	0.048	0.059
<i>D.W. stats</i>	1.863	1.897	2.031	1.859	1.887
<i>max VIF</i>	1.000	1.000	1.000	1.000	1.124
<i>N</i>	43	42	41	40	40

補論2 資本コストの推定方法

本章では市場全体の資本コスト (ICC_q) を推定する際に、クロスセクション回帰でポートフォリオ構成銘柄に平均的に要求されているインプライド資本コストを推定する Easton and Sommers (2007) の手法を応用している。具体的には、上場企業全てを組み込むポートフォリオに要求される資本コストを四半期ごとに推定し、これを ICC_q としている。ここでは、本章の資本コストの推定方法を記述する。

Easton and Sommers (2007) の推定手法は次の式(5-14)で表される残余利益モデルに基づいている。

$$v_{i,t} = bps_{i,t} + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{eps_{i,t+\tau} - icc_{i,t} \times bps_{i,t+\tau-1}}{(1 + icc_{i,t})^{\tau}} \quad (5-14)$$

$v_{i,t}$ は企業 i の t 期における 1 株あたり本源的価値、 $bps_{i,t}$ は企業 i の t 期における 1 株あたり自己資本、 $eps_{i,t}$ は企業 i の t 期における 1 株あたり純利益、 $icc_{i,t}$ は企業 i の t 期における資本コストである。ここで、(1) $t+1$ 期以降の残余利益の期待成長率 $g_{i,t+1}$ が一定であり、(2) 1 株あたり本源的価値は株価に等しい ($v_{i,t} = p_{i,t}$)、(3) 企業 i の t 期における自己資本は正である ($bps_{i,t} > 0$) という 3 つの仮定を置くと、下記の式(5-15)へと変形できる。

$$p_{i,t} = bps_{i,t} + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{(eps_{i,t+\tau} - icc_{i,t} \times bps_{i,t})(1 + g_{i,t+1})^{\tau-1}}{(1 + icc_{i,t})^{\tau}}$$

$$p_{i,t} = bps_{i,t} + \frac{eps_{i,t+1} - icc_{i,t} \times bps_{i,t}}{(icc_{i,t} - g_{i,t+1})}$$

$$\frac{eps_{i,t+1}}{bps_{i,t}} = g_{i,t+1} + (icc_{i,t} - g_{i,t+1}) \times \frac{p_{i,t}}{bps_{i,t}} \quad (5-15)$$

投資家は t 期の時点では $t+1$ 期の 1 株あたり純利益を認識していないため、 $eps_{i,t+1}$ は $t+1$ 期の 1 株あたり純利益の t 期における期待値 ($E_t[eps_{i,t+1}]$) と見なすべきである。すると、次の式(5-16)が導かれる。

$$\frac{E_t[eps_{i,t+1}]}{bps_{i,t}} = g_{i,t+1} + (icc_{i,t} - g_{i,t+1}) \times \frac{p_{i,t}}{bps_{i,t}} \quad (5-16)$$

ここで、市場参加者の利益予想値の平均値をアナリストによる利益予想値で代理できると仮定すれば、式(5-16)において $g_{i,t+1}$ と $(icc_{i,t} - g_{i,t+1})$ 以外の文字式に具体的な定数を代入することが可能となる。加えて、式(5-16)で不定である 2 変数をそれぞれ定数項と係数とみなし ($\alpha_t = g_{i,t+1}$, $\beta_t = (icc_{i,t} - g_{i,t+1})$)、誤差項を加えれば、クロスセクシ

オン回帰で推定に用いる企業の各年度における資本コストと永久成長率, それぞれの平均値を同時に推定できる ($\overline{icc}_{i,t} = \widehat{\alpha}_t + \widehat{\beta}_t$, $\overline{g}_{i,t+1} = \widehat{\alpha}_t$). この手法はポートフォリオレベルの資本コスト推定でしばしば用いられる手法である (Easton et al. 2002)

ただし, アナリストは利益予想値を楽観的に提示するために式(5-16)で推定されたインプライド資本コストには上方にバイアスが掛かってしまうことが知られている (Easton and Sommers 2007). この上方バイアスに対処するために, Easton and Sommers (2007)は予想利益の代わりに直近の実績利益を用いてインプライド資本コストを推定する手法を提示している. (1) t 期以降の残余利益の期待成長率 $g'_{i,t}$ が一定であり, (2) 1 株あたり本源的価値は株価に等しく ($v_{i,t} = p_{i,t}$), (3) 企業 i の t-1 期における自己資本は正である ($bps_{i,t-1} > 0$) という 3 つの仮定を置くと, 式(5-14)は式(5-17)へと変形でき, さらに式(5-18)へと変形できる.

$$p_{i,t} = bps_{i,t} + \sum_{\tau=1}^{\infty} \frac{(eps_{i,t} - icc_{i,t} \times bps_{i,t-1})(1 + g'_{i,t})^{\tau}}{(1 + icc_{i,t})^{\tau}}$$

$$p_{i,t} = bps_{i,t} + \frac{(eps_{i,t} - icc_{i,t} \times bps_{i,t-1})(1 + g'_{i,t})}{(icc_{i,t} - g'_{i,t})} \quad (5-17)$$

$$\frac{eps_{i,t}}{bps_{i,t-1}} = icc_{i,t} + \frac{icc_{i,t} - g'_{i,t}}{1 + g'_{i,t}} \times \frac{p_{i,t} - bps_{i,t}}{bps_{i,t-1}} \quad (5-18)$$

式(5-18)で $icc_{i,t}$ と $(icc_{i,t} - g'_{i,t})/(1 + g'_{i,t})$ を定数項と係数にそれぞれ置き換えて誤差項を加えれば ($\alpha_t = icc_{i,t}$, $\beta_t = (icc_{i,t} - g'_{i,t})/(1 + g'_{i,t})$), 分析対象企業の資本コストと永久成長率の平均値を推定できる ($\overline{icc}_{i,t} = \widehat{\alpha}_t$, $\overline{g'_{i,t}} = (\widehat{\alpha}_t - \widehat{\beta}_t)/(1 + \widehat{\beta}_t)$). これが, Easton and Sommers (2007)による実績利益を用いたインプライド資本コストの推定手法である.

さて, Easton and Sommers (2007)は通期利益を用いてインプライド資本コストを年度ごとに推定しているが, 四半期データを用いる本章では四半期ごとに資本コストを推定する必要がある. そこで本章では, 直近 4 四半期の四半期利益を合計し, 各四半期末を会計年度末とする通期利益と見なすことで, 四半期ごとのインプライド資本コストを推定している. 四半期利益の公表時期を考慮して, 全ての 1 株あたり項目に発行済株式総数を掛け合わせると, 式(5-17), (5-18)はそれぞれ, 以下の式(5-19), (5-20)へと修正できる.

$$MV_{i,q}^{firm} = BV_{i,q-1}^{firm} + \frac{(SUMEARN_{i,q-1}^{firm} - ICC_{i,q} \times BV_{i,q-5}^{firm})(1 + G'_{i,q})}{(ICC_{i,q} - G'_{i,q})} \quad (5-19)$$

$$\frac{SUMEARN_{i,q-1}^{firm}}{BV_{i,q-5}^{firm}} = ICC_{i,q} + \frac{ICC_{i,q} - G'_{i,q}}{1 + G'_{i,q}} \times \frac{MV_{i,q}^{firm} - BV_{i,q-1}^{firm}}{BV_{i,q-5}^{firm}} \quad (5-20)$$

$MV_{i,q}^{firm}$ は企業*i*の*q*期末における時価総額、 $BV_{i,q-1}^{firm}$ は(*q*期の期中に公表される)企業*i*の*q-1*期末時点の自己資本簿価、 $SUMEARN_{i,q-1}^{firm}$ は企業*i*の*q-1*から*q-4*四半期における四半期純利益の合計値、 $ICC_{i,q}$ は*q*期末における企業*i*のインプライド資本コスト、 $G'_{i,q}$ は企業*i*の*q*期以降の通期の残余利益の期待成長率である。

式(5-20)で $ICC_{i,q}$ と $(ICC_{i,q} - G'_{i,q})/(1 + G'_{i,q})$ をそれぞれ定数項と係数に置き換え、誤差項を加えれば ($\alpha_q = ICC_{i,q}$, $\beta_q = (ICC_{i,q} - G'_{i,q})/(1 + G'_{i,q})$)、式(5-21)が導かれる。

$$\frac{SUMEARN_{i,q-1}^{firm}}{BV_{i,q-5}^{firm}} = \alpha_q + \beta_q \times \frac{MV_{i,q}^{firm} - BV_{i,q-1}^{firm}}{BV_{i,q-5}^{firm}} + \varepsilon \quad (5-21)$$

本章では式(5-21)を用いて四半期ごとにクロスセクション回帰を行い、マーケットポートフォリオのインプライド資本コストを推定している。 $(ICC_q = \overline{ICC_{i,q}} = \hat{\alpha}_t)$ 。こうして推定された ICC_q を、本章では資本コストの代理変数として使用している。

第6章 世界各国における集約レベルの利益・リターン関係に 資本コストが及ぼす影響（要約）

米国の先行研究では、主として四半期データを用いて集約レベルの利益・リターン間に有意に正の関係が観察されない現象が報告されている一方で、米国以外の年次データを用いた He and Hu (2014)は集約レベルでも有意に正の利益・リターン関係が観察されると報告している。主に四半期データを用いた米国の研究と年次データを用いた He and Hu (2014)の研究を単純に比較することはできないため、本章では複数国の四半期データを用いた分析を行うことで論点1に着手し、世界各国の集約レベルの利益・リターン関係について改めて分析した。その結果、国ごとに分析すると、ほぼ全ての国で集約レベルでは有意に正の利益・リターン関係が観察されない一方で、各国のデータをプーリングして四半期固定効果をコントロールすると、集約レベルでも有意に正の利益・リターン関係が観察されることが判明した。これは、集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されなかった原因の1つが、各四半期に固有の脱落変数の影響に起因することを意味している。

次に、各四半期に固有の脱落変数がどのような情報であるかについて分析した。Kothari et al. (2006)の仮説では、集約レベルの利益・リターン関係に影響する脱落変数が、資本コストの変化であると論じられている。そこで、本章では各国の集約レベルの利益・リターン関係に共通に影響する各四半期固有の脱落変数が、世界全体の資本コストの変化であるかどうかを分析し、論点3に着手している。四半期固定効果の代わりに世界の資本コストの変化をコントロールすると、集約レベルでも有意に正の利益・リターン関係が観察されている。これに加えて、各国の集約利益の変化や集約利益サプライズは世界の資本コストの変化と有意に正に関係し、世界の資本コストの変化は各国の市場リターンに負の影響を及ぼすことも観察されている。そのため、世界の資本コストの変化は各国の集約レベルの利益・リターン関係に負のバイアスを引き起こす各四半期に固有の脱落変数であると推察される。

論点2に着手した第5章では、各国の資本コストの変化をコントロールしないことで発生する負の脱落変数バイアスのために、有意に正の集約レベルの利益・リターン関係が観察できないことが示されている。そこで、本章では各国の資本コストやその構成要素の変化をコントロールすれば、集約レベルでも有意に正の利益・リターン関係が観察されるかどうかを分析した。その結果、先行研究と同様に、世界の資本コストの変化をコントロールしなくとも、各国の資本コストの変化をコントロールすることで、集約レベルでも有意に正の利益・リターン関係が観察されることが示されている。また、第5章と同様に、各国の資本コストの中ではマーケット・リスクプレミアムの変化のみが、集約レベルの利益・リターン関係に影響する構成要素であることが示されている。

追加分析では、各国の資本コストの変化がその国の集約レベルの利益・リターン関係

に及ぼす影響が、世界の資本コストの変化を介したものであるかを分析した。分析の結果、世界の資本コストの変化と関係しない各国固有の資本コストの変化はその国の市場リターンに負の影響を及ぼすことが観察されている。その一方で、各国固有の資本コストの変化のみをコントロールしたとしても、集約レベルの利益・リターン関係は正の方向に近づくが、有意に正には転じていない。主分析の結果と合わせると、各国の資本コストの変化が集約レベルの利益・リターン関係に及ぼす影響は主として世界の資本コストに依ると結論づけられる。

ただし、本章では十分に解明されていない点も存在する。各国の集約利益と世界の資本コストの間に統計的に有意に正の関係を観察されているが、この関係を説明するメカニズムが十分に解明されていないことである。各国の集約利益とその国の上場企業に課せられる資本コストの間関係であれば、第3章で言及した論理で説明可能である。しかしながら、1カ国の上場企業の業績が世界全体の資本コストに影響するとは考えにくい。本章で観察された各国の集約利益と世界の資本コストの関係が、本章のサンプル期間に特有の現象であったのか、あるいは何らかのメカニズムが存在するものなのかについては、今後の検証課題としたい。

第7章 集約利益の循環性とマーケット・リスクプレミアム (要約) ⁶³

第1節 はじめに

Kothari et al. (2006)の仮説を支持する先行研究では、集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化の間に有意に正の関係を示す実証的証拠が提示されている。しかし、こうした先行研究では両者の間に正の関係が存在する理由は十分に明らかにされておらず、それゆえその正の関係が一般的に観察される現象であるかどうかは不明瞭であった。そこで、本章では論点4に着手し、集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化の間に正の関係が観察されるメカニズムについて新たに仮説を構築し、検証している。

11カ国の四半期データを用いた分析では3つの発見事項を得ている。第1に、集約利益は循環性を持つことである。一国の上場企業全体が著しい業績好調や業績不振を経験したとしても、それらは長続きするものではない。集約利益がトレンドに比べて高い(低い)ほど、向こう1年にかけて集約利益は減少(増加)し、トレンド方向にリバーサルするのである。第2に、集約利益のサイクル要素とマーケット・リスクプレミアムの間には正の関係があることである。これは、集約利益のサイクル要素に含まれる将来利益に関する情報が、投資家のリスク回避度の修正を通じて、マーケット・リスクプレミアムに反映されていることを意味している。第3に、マーケット・リスクプレミアムの変化に対して、集約利益のトレンド要素の変化は有意な影響を与えない一方で、サイクル要素の変化は有意に正の関係を与えることである。こうした結果から、本章では集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化の間の正の関係は、集約利益のサイクル要素の変化に含まれる情報によって引き起こされていると考えられる。

ただし、投資家センチメントを用いた追加分析では主分析の結果を支持する結果が得られておらず、これは今後改善すべき本章の限界である。集約利益のサイクル要素が有する情報を基に投資家のリスク回避度が修正されていれば、それに伴って投資家センチメントも変化すると考えられる。しかしながら、この予想に反して、追加分析では集約利益のサイクル要素が投資家センチメントに有意な影響を及ぼすことは確認できていない。この原因として、投資家センチメントが正しく推定されていない可能性があるため、投資家センチメントの推定方法を改良することを今後の研究課題としたい。

⁶³ 本章は、SSRN (Social Science Research Network)で公開中の筆者の単著論文 (Yoshinaga 2017)を邦訳及び加筆修正したものである。

第 8 章 結論と課題

第 1 節 はじめに

本論文の目的は、同時期における個別企業の利益情報を国単位で一まとめにした集約利益には資本市場に影響する情報内容が含まれているのか、含まれていればどのような情報が含まれているのかを実証的に明らかにすることである。この目的意識で研究を行う理由には、以下の 3 つがあった。

第 1 の理由は、集約利益の情報内容を明らかにすることで、合理的な投資家である分散投資家に貢献する研究成果を将来的に期待できることである。理論上でも実務上でも、複数銘柄への分散投資は基本的な手法として確立されている。こうした分散投資を行う投資家の資産には、分散される企業固有の情報よりも、分散されない市場全体のシステムティックな情報が重要な影響を与える。集約利益は算出過程で企業固有の情報が分散され、システムティックな情報が含まれるようになるため、この情報内容や活用方法を明らかにすることで、分散投資家の投資意思決定に資する研究成果を期待できる。

第 2 に、こうした分散投資家の投資意思決定への貢献を期待できるにも関わらず、資本市場における集約利益の情報内容や活用方法が、現時点では十分に解明されていないことである。集約会計情報を用いた分析結果は、個別企業の会計情報を用いて従来観察されてきた分析結果としばしば異なることが報告されている。例えば、個別企業の利益情報と利益公表期の株式リターンの間には有意に正の関係が観察されているが、米国では集約利益と利益公表期の市場リターンの間には有意に正の関係が観察されないと報告されている (e.g., Kothari et al. 2006; Sadka and Sadka 2009)。この結果の解釈としては、集約利益には市場リターンに相反する影響を及ぼす 2 つの情報が含まれるという Kothari et al. (2006) の仮説と、集約利益には利益公表期の投資家の期待を修正する情報が含まれていないとする Sadka and Sadka (2009) の仮説がある。2 つの仮説のどちらが支持されるのかを解明しなければ、集約利益が利益公表期に投資家の期待修正を引き起こす情報を有するかどうかを判断できず、投資意思決定への活用方法を考案することも難しいであろう。

第 3 に、集約利益に関する資本市場研究は近年始まったばかりであり、米国以外における分析結果の外的妥当性が十分に確認されていないことである。例えば、米国では集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されないことが広く報告されているが、米国以外の 28 カ国の年次データを用いた He and Hu (2014) は集約レベルでも有意に正の利益・リターン関係が観察されることを報告している。その一方で、He and Hu (2014) は米国の先行研究で主に使用される四半期データではなく年次データを使用しているため、四半期データを用いた場合に米国以外では集約レベルでどのような利益・リターン関係が観察されるのかについては明らかではない。先行研究では、米国での分析結果に米国外での外的妥当性があるかどうかは、十分に検証されていなかったのである。

このように、集約会計情報には分散投資家に対する実務的貢献が期待できるにもかかわらず、その活用方法や分析結果の外的妥当性は十分に明らかにされていないという限界がある。そこで、本論文では日本を始めとする世界各国の四半期データを用いた分析を通じて集約利益の情報内容について実証的に検討することで、集約利益を活用した将来の実務的研究への橋渡しとなることを目指していた。続く第2節では各章の議論や分析結果を要約し、第3節では本論文の結論に言及する。第4節では本論文の貢献、第5節で今後の研究課題を記すことで、本論文の結びとする。

第2節 各章の要約

1. 第2章 集約レベルの利益・リターン関係に対する2つの仮説

第2章では、集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されず、時には有意に負の関係すら観察されてしまうメカニズムを説明する2つの異なる仮説を紹介した。第2章ではまず、理解を深めるために Campbell (1991) に基づく実現リターンの要因分解式を説明した。その上で、この要因分解式に基いて、集約レベルの利益・リターン関係に関する Kothari et al. (2006) の仮説と Sadka and Sadka (2009) の仮説を提示した。また、これら2つの仮説は集約利益の変化と資本コストの変化の関係について異なる想定を行っていることを指摘し、いずれの仮説で想定される関係も論理的には起こりうることを論じた。

Campbell (1991) では実現リターンの決定要因を期首時点の期待リターン、期中に発生したキャッシュ・フロー情報及び割引率情報によって引き起こされる期待外リターンとしている。キャッシュ・フロー情報とは将来投資家が獲得するキャッシュ・フローに関する情報であり、割引率情報は投資家が将来獲得するキャッシュ・フローを現在価値に割り引く際に用いる割引率を修正する情報である。キャッシュ・フローの上方修正（下方修正）は正（負）の期待外リターンを導くが、割引率ないし資本コストの上方修正（下方修正）は負（正）の期待外リターンを導く。このメカニズムに対する理解を深めるために、第2章ではまずキャッシュ・フロー情報と割引率情報の2つが発生したときの期待リターンと資本コストの一時的な乖離とそれに伴う証券価格の変化について考察した。

次に、この Campbell (1991) に基づく実現リターンの要因分解式を基に、Kothari et al. (2006) の仮説と Sadka and Sadka (2009) の仮説を説明した。Kothari et al. (2006) の仮説では、集約利益の変化には正のキャッシュ・フロー情報に加えて、正の割引率情報が含まれると想定されている。この仮説では、集約利益の変化が市場リターンに及ぼす正の影響が、資本コストの変化が市場リターンに及ぼす負の影響によって打ち消されていると論じられている。これに対して、Sadka and Sadka (2009) の仮説では、集約利益の情報は予測しやすく、期首時点でほぼ全て株価に反映されていると想定している。彼らは、集約レベルで増益（減益）を予想した投資家はリスク選好的（回避的）になっており、要求す

るマーケット・リスクプレミアムは低い（高い）状態にあるために、期待市場リターンも低い（高い）状態にあると論じている。

2. 第3章 先行研究の実証的証拠と本論文の論点

第3章ではまず、第2章で提示した Kothari et al. (2006)の仮説と Sadka and Sadka (2009)の仮説のそれぞれに関する先行研究の実証的証拠を整理して考察し、Kothari et al. (2006)の仮説を支持する結論を導いた。この結論は、次のようなものである。

集約利益の変化には利益公表前に予測不能な新情報が含まれており、この新情報のために集約利益の変化は利益公表期における将来キャッシュ・フローの期待修正、利益公表期における資本コストの期待修正の双方と正に関係している。すると、資本コストの期待修正が市場リターンに及ぼす負の影響によって、集約利益の変化に基づく将来キャッシュ・フローの期待修正が市場リターンに及ぼす正の影響が打ち消されてしまい、集約レベルでは有意に正の利益・リターン関係が観察されない。

こうした Kothari et al. (2006)の仮説を支持する結論を導いた上で、第3章では先行研究で十分に検証されていない以下4つの論点を導出している。

論点1：集約レベルで正の利益・リターン関係が観察されない現象の外的妥当性

論点2：資本コストの変化の影響が集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されない原因であることの外的妥当性

論点3：世界全体での資本コストの変化が各国の集約レベルの利益・リターン関係に及ぼす影響

論点4：集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化の間にある正の関係のメカニズム

論点1は、米国と米国以外とで集約レベルで観察される利益・リターン関係について異なる結果が報告されていること、米国以外の年次データを用いて分析した He and Hu (2014)では、四半期データを主に用いる米国の先行研究と比較できる証拠が十分に提示されていないことを踏まえて導いた論点である。この論点については、第4章及び第6章の中で、日本のデータやグローバル・データを用いた実証分析を通じて追究した。

論点2は、論点1のような使用したデータの違いに加えて、He and Hu (2014)が資本コストの構成要素の全てを考慮せずに Kothari et al. (2006)の仮説を検証していたために提示した論点である。米国ではマーケット・リスクプレミアムの変化をコントロールしなければ集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されないことが報告されているため (Kothari et al. 2006; Cready and Gurun 2010; Patatoukas 2014; Gallo et al. 2016), 集約レベルの利益・リターン関係に最も影響する資本コストの構成要素はマーケット・リスクプレミアムであると推測できる。He and Hu (2014)は米国以外の28カ国の年次デ

ータを用いて、国債金利やインフレ率の変化が集約レベルの利益・リターン関係に影響しないことを報告している一方で、マーケット・リスクプレミアムの影響は考慮していない。そのため、彼らの分析では十分に資本コストの変化が集約レベルの利益・リターン関係に影響するかどうかは検証されていないと言える。そこで、マーケット・リスクプレミアムの影響も分析で考慮した上で、米国以外でも資本コストの変化が集約レベルの利益・リターン関係に影響するかどうかを検証することを本論文で扱う第2の論点とし、第5章及び第6章で検証した。

第3の論点は、各国の資本コストの変化ではなく、世界全体での資本コストの変化が各国の集約レベルの利益・リターン関係に及ぼす影響である。先行研究では、各国の集約レベルの利益・リターン関係にその国の資本コストの変化が及ぼす影響は分析されているが、世界の資本コストの変化が及ぼす影響は分析されていない。しかし、世界各国の上場企業を投資対象とする現代の投資家は、自国市場に課す資本コストだけでなく、世界各国の上場企業に課せられる資本コストも考慮して投資意思決定を下しているはずである。そのため、自国の上場企業に対する資本コストだけでなく、世界の上場企業全てに対して課せられる資本コストの動きもまた、各国の集約レベルにおける利益・リターン関係に影響すると考えられる。そこで、本論文では世界の資本コストの変化が各国の集約レベルの利益・リターン関係にどのような影響を及ぼしているのかを論点3とし、第6章で検証した。

第4の論点は、集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化が正に関係するメカニズムである。Kothari et al. (2006)は、集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化の間に正の関係が存在する論理として、景気によって投資家の消費選好度が増加することを基に説明している (Kothari et al. 2006)。しかし、先行研究では集約利益の変化と消費の間には有意な関係が見られないという実証的証拠が提示されている (Shivakumar 2007; Shivakumar and Urcan 2017)。そこで、集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化の間に観察される正の関係のメカニズムについて、消費選好度以外の観点から検討することを、本論文で取り組む第4の論点とし、第7章で検討した。

3. 第4章 日本における集約レベルの利益・リターン関係

第4章では日本の四半期データを用いて、先の論点1に取り組んでいる。具体的には、「次期の業績予想」としての予想利益、いわゆる経営者予想利益の影響を考慮し、かつ四半期データを用いて分析することで、日本でも企業レベルと異なる利益・リターン関係が集約レベルで観察されることを明らかにしている。

まず、企業レベルと集約レベルとで、利益の変化と利益公表期の株式リターンの関係を分析したところ、企業レベルで観察される有意に正の利益・リターン関係が、集約レベルでは観察されないことが判明した。また、利益の変化を計算するときのベンチマー

クを前年同四半期の実績利益ではなく、経営者予想利益とし、同時期に公表される経営者予想利益を集約したとしても、集約レベルでは有意に正の利益・リターン関係が観察されないことが示された。これは、日本でも米国と同様に、集約レベルでは企業レベルと異なる利益・リターン関係が観察されることを意味している。最後に、何社程度を集約すれば、負の利益・リターン関係が観察されるのかについて、シミュレーションを行っている。この結果、10社以上集約すると、平均的に負の利益・リターン関係が観察されることが明らかとなった。

こうした分析結果から、日本でも米国と同様に、企業レベルと異なる利益・リターン関係が集約レベルで観察されることが判明した。これは、集約レベルでは有意に正の利益・リターン関係が観察できないという現象の日本における外的妥当性を示す証拠である。

4. 第5章 日本における集約レベルの利益・リターン関係に資本コストが及ぼす影響

第5章では論点2に着手した。この章では、日本の四半期データを用いて資本コストの変化が集約レベルの利益・リターン関係に及ぼす影響を分析することで、第4章で観察された集約レベルの利益・リターン関係のメカニズムを明らかにすることを目的としている。分析を通じて、Kothari et al. (2006)の仮説の日本における外的妥当性を支持する結果を得ている。

第5章では、資本コストの変化が市場リターンに及ぼす負の影響が、集約利益の変化が市場リターンに及ぼす正の影響を打ち消しているかどうかを分析し、これを支持する3つの実証的証拠を得ている。第1に、集約利益の変化は利益公表期の資本コストの変化と有意に正に関係している。第2に、この資本コストの変化は利益公表期の市場リターンと有意に負に関係している。第3に、資本コストの変化をコントロールすることで、集約利益の変化と市場リターンとの関係は有意に正に転じる。第5章ではまた、集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されない原因となる要件を全て満たす資本コストの構成要素は、マーケット・リスクプレミアムのみであることを示している。

第5章では、Kothari et al. (2006)と対立するSadka and Sadka (2009)の仮説では日本の集約レベルの利益・リターン関係を説明できないことを示すために、2つの処置を行っている。第1に、集約利益の変化から利益公表前に予測可能な情報を除外した集約利益サプライズを使用して、同様の分析結果が得られることを確認することである。第2に、予測された集約利益の変化が利益公表前のマーケット・リスクプレミアムと有意に負の関係にないことを示すことである。これらは共に、集約利益の変化の情報内容が利益公表前にほぼ完全に予測されており、予測された集約利益の変化と期待市場リターンの間には負の関係があると論じるSadka and Sadka (2009)の仮説と整合しない分析結果である。

以上の分析結果をまとめると、日本において集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されないのは、利益公表期における資本コストやマーケット・リスクプレミアムの変化が市場リターンに及ぼす負の影響にあると結論付けられる。これは、Kothari et al. (2006)の仮説の日本における外的妥当性を支持する結果である。

5. 第6章 世界各国における集約レベルの利益・リターン関係に資本コストが及ぼす影響

第4章と第5章では日本に分析対象を限定していたが、第6章ではグローバル・データを用いて、世界各国における集約レベルの利益・リターン関係や Kothari et al. (2006)の仮説の外的妥当性を検証することで、論点1及び論点2に着手している。これに加えて、第6章では論点3にも取り組んでおり、世界の資本コストが各国の集約レベルの利益・リターン関係に及ぼす影響も分析している。

世界17カ国の四半期データを用いて分析した結果、第4章と同様にサンプルに含まれるほぼ全ての国で、企業レベルと集約レベルとで異なる利益・リターン関係が観察されることが判明した。企業レベルでは有意に正の利益・リターン関係が観察される一方で、集約レベルでは有意に正の利益・リターン関係が観察されないのである。これに加えて、各国の国・四半期観測値をプーリングしたアンバランスド・パネルデータを用いた分析を通じて、四半期固定効果をコントロールすれば集約レベルでも有意に正の利益・リターン関係が観察されることを報告している。この結果は、各四半期固有の何らかの影響が、集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されない一因となっていることを意味している。

Kothari et al. (2006)の仮説に基づけば、集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されないのは資本コストの変化が引き起こす脱落変数バイアスのためである。そこで、この四半期固有の要因が世界の資本コストの変化であると推測し、続く分析では四半期固定効果の代わりに世界の資本コストの変化をコントロールしたときに、有意に正の利益・リターン関係が観察されるかどうかを検証している。分析の結果、世界の資本コストの変化をコントロールすれば、集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されるという結果が得られた。この結果は、先の分析で集約レベルの利益・リターン関係に強い影響を及ぼしていた四半期固有の影響は世界の資本コストの変化が及ぼしたものであり、世界の資本コストの変化は各国における集約レベルの利益・リターン関係に影響することを示している。

また、世界の資本コストの変化だけでなく各国の資本コストの変化も、その国における集約レベルの利益・リターン関係に負のバイアスをかけていることが示されており、各国の資本コストの構成要素の中では、マーケット・リスクプレミアムのみが集約レベルの利益・リターン関係に影響することも確認している。これは第5章で日本のデータを用いて得られた分析結果が国際的一般性を持つことを支持する結果である。

以上の分析結果から、本章で注目した3つの論点について、次のように結論付けられる。論点1については、単回帰分析では集約レベルで有意に正の利益・リターン関係を得ることができないことは四半期データを十分に取得できる17カ国の殆どで観察される一般的な現象である。論点2については、グローバル・データを用いた分析を通じてKothari et al. (2006)の仮説を支持する結果が得られており、彼らの仮説は集約レベルの利益・リターン関係を説明できる国際的一般性の高い仮説である。論点3については、世界の資本コストの変化も各国の集約レベルにおける利益・リターン関係に影響しており、集約レベルで有意に正の利益・リターン関係を観察できない一因である。

6. 第7章 集約利益の循環性とマーケット・リスクプレミアム

第5章及び第6章では、集約レベルの利益・リターン関係に最も強い影響を及ぼす資本コストの構成要素はマーケット・リスクプレミアムであると示されている。しかし、論点4として提示したように、集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化の間に正の関係があるメカニズムは十分に解明されていない。そこで、第7章では十分にデータを取得可能な11カ国のグローバル・データを用いて、この正の関係の背後にあるメカニズムについて検討した。

まず、集約利益が他のマクロ経済指標と同様に循環性を持つことを確認している。分析の結果、集約利益のサイクル要素は将来の集約利益の変化と負に関係することが示されており、これは集約利益がトレンドから大きく乖離しているほど、将来に集約利益はトレンド方向に反転する、すなわち集約利益が循環性を有することを意味する。

集約利益に循環性が確認できれば、集約利益のサイクル要素は将来の上場企業全体の業績に関する情報を含むことになる。集約利益のサイクル要素が大きい(小さい)ほど将来の集約利益は減少(増加)し、これは上場企業全体の業績の悪化(改善)を意味するからである。ここで、投資家が集約利益のサイクル要素に含まれる将来の上場企業全体の業績に関する情報を認識していれば、将来の上場企業の業績の改善(悪化)を予想した投資家は、将来におけるデフォルトリスクの低下(上昇)も予想してリスク回避度を低め(高め)ることで、リスク資産に小さな(大きな)マーケット・リスクプレミアムを要求すると予想される。分析の結果、集約利益のサイクル要素はマーケット・リスクプレミアムと正に関係する、というこの予想を支持する結果が得られている。

投資家が集約利益のサイクル要素を基にリスク回避度を修正しているのであれば、集約利益のサイクル要素の変化はマーケット・リスクプレミアムの変化に対して有意に負の影響を及ぼすはずである。その一方で、集約利益のトレンド要素は短期的には大きく変化しないのでサイクル要素よりも容易に予測可能であり、新情報を有していないと考えられる。こうした予想が正しければ、集約利益のトレンド要素の変化はマーケット・リスクプレミアムの変化に対して有意な影響を及ぼさないことが観察されるであろう。第7章では、これら2つの予想を共に支持する分析結果が得られている。

こうした分析結果から、集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化の正の関係は、投資家が集約利益のサイクル要素から将来の上場企業全体の業績に関する情報を予想して、リスク回避度を変化させることが原因だと考えられる。ただし、第7章の投資家センチメントを用いた追加分析では、この解釈支持する分析結果が得られておらず、これが第7章の限界である。

第3節 本論文の結論

本論文の目的は、集約レベルの利益・リターン関係に注目することで、資本市場における集約利益の情報内容を明らかにすることであった。本論文では第2章から第7章までの議論と分析を通じて、集約利益が利益公表期の投資家の期待を修正する情報を有しているか、集約利益にはどのような情報内容が含まれているかについて、3つの結論を導いている。これらの結論は米国や日本のみならず、世界各国のデータを用いた分析結果に基づいて導いている。それゆえ、四半期財務報告を行っている国に対して広く適用できる国際的一般性の高い結論である。

1. 集約利益の情報内容の予測可能性

集約利益の情報内容の予測可能性については、集約レベルの利益・リターン関係に関する仮説を提示した2つの研究、Kothari et al. (2006)とSadka and Sadka (2009)の中で異なる想定が行われている。Kothari et al. (2006)は、集約利益には利益公表期の投資家の期待を修正する情報があると想定するが、Sadka and Sadka (2009)は、集約利益の情報内容が利益公表期に入る前にほぼ完全に予測されていると想定している。本論文では実証的証拠を踏まえて、集約利益の変化は利益公表前に完全に予測されるわけではなく、利益公表期に投資家の期待修正を引き起こす情報を有していると結論づけている。

この結論の根拠は、集約利益の期待外変化が利益公表期の資本コストの変化や市場リターンと有意に関係していることにある。本論文の分析結果では、集約利益の変化から利益公表前に予測可能な情報を除外した集約利益サプライズには、利益公表期に投資家の期待を修正する情報が含まれることが示されている。具体的には、集約利益サプライズは利益公表期における資本コストの変化と正に関係しており、資本コストの変化の影響をコントロールすれば、集約利益サプライズが市場リターンに及ぼす正の影響が観察されている。こうした実証的証拠は、集約利益に利益公表期の投資家の期待を修正する情報が含まれることを示すものである。

確かに、先行研究では集約利益の情報内容が個別企業の利益情報と比べて容易に予測できることが示されている (Sadka and Sadka 2009; Choi et al. 2016)。しかし、こうした実証的証拠は、集約利益の変化に含まれる情報内容が利益公表前に完全に予測されることを示すものではない。それゆえ、集約利益の変化が有する情報内容は利益公表前に部分的には予測可能であるものの、利益公表期に投資家の期待を修正する情報も有してい

ると結論づけられる。これが、本論文の第1の結論である。

2. 集約レベルの利益・リターン関係を説明する仮説

Kothari et al. (2006)の仮説では、集約利益の変化に含まれるキャッシュ・フロー情報が市場リターンに及ぼす正の影響が、同時期の割引率情報が市場リターンに及ぼす負の影響で打ち消されるために、集約レベルでは有意に正の利益・リターン関係が観察されないと想定されている。これに対して、Sadka and Sadka (2009)の仮説では、利益公表前に集約利益の変化の情報内容はほぼ完全に予測されており、予測された集約利益の変化が期待市場リターンと負に関係しているために、集約レベルでは有意に正の利益・リターン関係が観察されないと想定している。本論文では先行研究と本論文の実証的証拠から、集約レベルの利益・リターン関係のメカニズムを説明しているのは、Kothari et al. (2006)の仮説であると結論付けている。Kothari et al. (2006)の仮説が支持されるためには、図8-1に示されている次の3つの要件1、要件2、要件3の全てが満たされる必要がある。

要件1 (1') : 集約利益の変化が利益公表期の資本コスト (やその構成要素) の変化と有意に正の関係を持つ。

要件2 (2') : 利益公表期の資本コスト (やその構成要素) の変化が利益公表期の市場リターンと有意に負の関係を持つ。

要件3 (3') : 利益公表期の資本コスト (やその構成要素) の変化をコントロールすると、集約レベルの利益・リターン関係が有意に正に転じる。

本論文の第5章及び第6章では、3つの要件の全てが日本でも世界各国でも満たされることが確認された。これに加えて、本論文では集約利益の変化から集約利益サプライズを抽出して同様の分析を行ったとしても、分析結果が変わらないことを確認している。これは、集約利益の変化の情報内容は利益公表前に予測されていると論じる Sadka and Sadka (2009)の仮説を棄却する結果である。また、Sadka and Sadka (2009)の仮説では、利

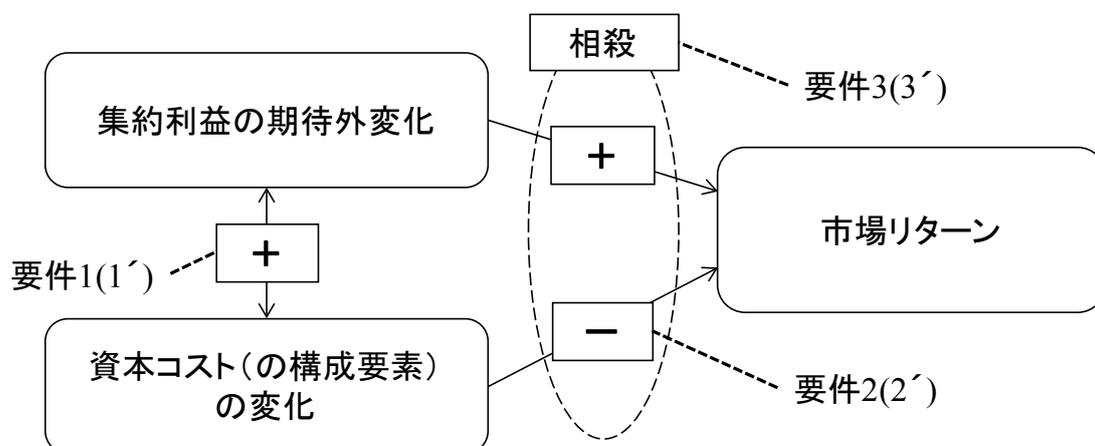


図8-1 Kothari et al. (2006)の仮説を支持するための3つの要件 (図5-1を再掲)

益公表前に予測された集約利益の変化は、マーケット・リスクプレミアムへの負の影響を通じて期待市場リターンに負の影響を及ぼすと想定している。しかし、第5章では集約利益の変化は利益公表前のマーケット・リスクプレミアムの変化と負に関係する証拠は得られていない。こうした本論文の実証的証拠を踏まえると、Kothari et al. (2006)の仮説は、世界各国における集約レベルの利益・リターン関係を説明するものであると結論付けられる。

3. 集約レベルの利益・リターン関係に影響する資本コストの構成要素

本論文では集約レベルの利益・リターン関係に影響する資本コストの構成要素を特定し、この構成要素が集約レベルの利益・リターン関係に影響するメカニズムを提示している。すなわち、本論文の第5章及び第6章では、図8-1に示した要件1'、要件2'、要件3'の全てを満たす資本コストの構成要素がマーケット・リスクプレミアムのみであることを示すことで、集約レベルの利益・リターン関係に影響する資本コストの構成要素がマーケット・リスクプレミアムのみであると特定している。

また、先行研究ではマーケット・リスクプレミアムの変化が集約レベルの利益・リターン関係に影響するという実証的証拠は得られていたが、集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化の間に有意に正の関係が観察されるメカニズムについては十分に解明されていなかった。そこで、本論文の第7章では新たなメカニズムを検討し、実証分析を通じてこれを支持する結果を得ている。

第7章で提示した仮説は、集約利益のサイクル要素の変化にマーケット・リスクプレミアムの修正を引き起こす情報が含まれる、というものである。集約利益には循環性があるために、サイクル要素が大きい（小さい）ほど将来の集約利益は減少（増加）する傾向がある。そのため、集約利益のサイクル要素が大きい（小さい）時期に将来の上場企業全体の業績悪化（改善）に伴うデフォルトリスクの上昇（低下）も予想してリスク回避度を高める（低める）ため、マーケット・リスクプレミアムは増加（減少）する。それゆえ、集約利益の変化はマーケット・リスクプレミアムの変化と有意に正の関係を持つと考えられる。

第4節 本論文の貢献

1. 企業レベルと異なる集約レベルの利益・リターン関係の国際的一般性

本論文が有する第1の貢献は、企業レベルと異なる利益・リターン関係が集約レベルで観察される現象が、日本を始めとする世界各国で観察されることを初めて示したことである。Kothari et al. (2006)やSadka and Sadka (2009)などの近年の米国の研究では、企業レベルでは有意に正の利益・リターン関係が観察される一方で、集約レベルでは有意に正の利益・リターン関係が観察されないことが報告されている。その一方で、He and Hu (2014)は米国以外の28カ国の年次データを用いて、集約レベルでも企業レベルと同様

に有意に正の利益・リターン関係が観察されることを報告している。He and Hu (2014)は、自身の分析結果を基に、集約レベルで企業レベルと異なる利益・リターン関係が観察されるのは米国特有の現象ではないかと疑問を呈していた。

しかしながら、He and Hu (2014)の使用したのは、Kothari et al. (2006)や Sadka and Sadka (2009)を始めとする米国の先行研究で一般に使用される四半期データではない。このために彼らの分析には、(1)国ごとのサンプルサイズが20程度と少ない、(2)使用しているのが年次リターンであるために、リターンに利益公表前の情報の影響が多分に含まれてしまう、(3)四半期利益より情報量が少ない通期利益に注目している、という3つの問題があった。

そこで、本論文では日本や世界各国の四半期データを用いて、米国以外でも集約レベルで企業レベルと異なる利益・リターン関係が観察されるかどうかを検証した。第4章では日本の四半期データを用いて、集約レベルでは企業レベルと異なり、有意に正の利益・リターン関係が観察されないこと、この結果は経営者予想利益の影響を加味しても頑健に観察されることを確認している。また、第6章では17カ国の四半期データを用いて企業レベルと集約レベルの利益・リターン関係を分析し、17カ国のほぼ全てにおいて、企業レベルでは有意に正の利益・リターン関係が観察されるものの、集約レベルでは有意に正の利益・リターン関係が観察されないことを発見している。こうした分析結果を基に、企業レベルと異なる利益・リターン関係が集約レベルで観察されることは世界的に広く観察される一般的な現象である、と示したことが本論文の貢献の1つである。

2. 集約レベルにおける利益・リターン関係のメカニズムの解明

第2の貢献は、世界各国の集約レベルにおける利益・リターン関係のメカニズムを解明したことである。米国では、集約レベルで有意に正の利益・リターン関係が観察されないメカニズムについて、Kothari et al. (2006)と Sadka and Sadka (2009)がそれぞれ仮説を構築しており、これらの仮説に基づく実証研究が行われてきた。しかしながら、これらの仮説のどちらが正しいのかについては先行研究で結論が出されておらず、米国以外の世界各国でこれらの仮説が成立するのかについても明らかではなかった。

そこで、第5章から第7章における実証分析を通じて、Sadka and Sadka (2009)の仮説を棄却し、Kothari et al. (2006)の仮説を支持する結果を提示している。すなわち、本論文では集約利益の変化が利益公表期の市場リターンに及ぼす正の影響が、資本コストの変化が及ぼす負の影響によって打ち消されていることを実証的に示している。

また、資本コストの構成要素にはリスクフリーレート、期待インフレ率、マーケット・リスクプレミアムの3つがあるが、先行研究は資本コストの構成要素のどれが集約レベルの利益・リターン関係に影響しているのかについて、明らかにしていなかった。こうしたなか、本論文では集約レベルの利益・リターン関係に影響する資本コストの構成要

素が、マーケット・リスクプレミアムのみであることを特定している。

このように、本論文では集約レベルの利益・リターン関係のメカニズムに関する2つの仮説のうち、実際にメカニズムを説明する仮説がどちらであることを示すことで先行研究の議論に一応の決着を付けている。これに加えて、集約レベルの利益・リターン関係に影響する資本コストの構成要素がマーケット・リスクプレミアムのみであると特定することで、このメカニズムに対する理解を深めている。これが、本論文が研究領域に対して有する第2の貢献である。

3. 集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化の正の関係の検討

第3の貢献は、集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化の間に正の関係が観察されるメカニズムを新たに提示し、これを支持する実証的証拠を提示したことである。Kothari et al. (2006)は、集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化の間に正の関係が存在する理由として、景気に応じた投資家の消費選好度の変化に基づいて説明している。すなわち、彼らは集約利益が増加（減少）する好況期（不況期）には、投資家の消費選好度が高まる（低まる）ために、マーケット・リスクプレミアムが上がる（下がる）と論じている。しかしながら、Kothari et al. (2006)はこの論理に基づく実証的証拠を提示しておらず、Shivakumar (2007)や Shivakumar and Urcan (2017)からは集約利益の変化と実質消費の間には有意な関係が見られないことが報告されていた。

そこで、本論文では Kothari et al. (2006)の論理とは別のメカニズムを提案し、実証分析を行うことで、この未解明の関係の説明を試みた。第7章で提示したメカニズムは、集約利益のサイクル要素の増加（減少）から将来の集約利益の減少（増加）を予想した投資家は将来のデフォルトリスクの上昇（低下）も予想してリスク回避度を高め（低め）るため、マーケット・リスクプレミアムが増加（減少）するというものである。第7章ではこの仮説を検証し、この仮説を支持する実証的証拠を得ている。このように、先行研究で未解明であった集約利益の変化とマーケット・リスクプレミアムの変化の間の正の関係のメカニズムについて、新たな視点から仮説を構築し、これを支持する実証的証拠を発見したことが本論文の3つ目の貢献である。

4. 各国の集約レベルの利益・リターンに世界の資本コストが及ぼす影響

第4の貢献は、各国の市場リターンには各国の資本コストの変化に加えて、世界の上場企業に要求される資本コストの変化も影響していることを示すことで、本研究領域で考慮すべき視野を広げたことである。集約利益に関する米国の資本市場研究では、米国1カ国の時系列データを用いて実証分析が行われている。しかし、この分析で扱えるデータは時系列データであるため、分析結果の外的妥当性がその国のみに限られるだけでなく、各期間に固有の影響（期間固定効果など）をコントロールできないという限界があった。

こうしたなか、本論文では複数の国の時系列データをプーリングして国・四半期のアンバランスド・パネルデータを作成して分析を行うことで、上記の限界を克服している。また、こうしたグローバル・データの長所を活かした分析を通じて、世界の資本コストの変化が各国における集約レベルの利益・リターン関係に影響することを発見している。この分析結果は、1カ国の時系列データのみを用いた分析が一般的な研究領域に対して、複数の国の時系列データを用いた分析を行うことの重要性を示唆するものと言える。

第5節 本論文の限界と残された課題

本論文の限界は4つある。第1に、本論文の実証分析にはデータの制約や特徴に伴う限界である。本論文ではグローバル・データを用いた分析の中で、期待インフレ率の代理変数としてインフレ率の実績値を使用しているが、期待値と実績値が一致するかどうかは疑問が残るところである。また、使用したグローバル・データのデータベースである S&P Capital IQ では、四半期利益が算出できない場合に半期利益や通期利益から擬似的に算出された四半期利益が収録されており、四半期決算時に報告された純粋な四半期利益と通期利益などから算出された四半期利益とを区別できない。本論文では参照するデータの公表日を指定するなどの対処を行うことで、算出された四半期利益の影響を極力除外するようにしているが（第3章第4節を参考）、算出された四半期利益の影響は完全には除外しきれていない。こうしたデータ上の問題が本論文の第1の限界である。

第2の限界は、変数の推定に関するものである。本論文の実証分析では、インプライド資本コストや集約利益のトレンド要素やサイクル要素、投資家センチメントなど、本来観察することが困難な概念を利用可能なデータから推定し、変数として使用している。そのため、推定された変数とその変数が代理すべき真の概念を捉えていない可能性がある。これは実証分析を研究手法として採用する以上、拭いきることができない限界であるが、分析結果を解釈する際に留意すべき点である。

第3の限界は、リサーチ・デザインの問題である。本論文ではリターンの測定期間を利益公表期の3ヶ月にしており、日次データを用いたアナウンスメント効果を測定しているわけではない。そのため、集約利益を情報源として投資家が期待を修正しているのか、修正しているとすればいつ修正しているのかが十分には解明されていない。これは、上場企業の利益公表日にはばらつきがあることから、同時期の四半期利益を全て集約するために先行研究に倣ってリターンの測定期間に幅を持たせたことに起因している。この限界を克服するために、決算日ごとに利益情報を集約する Cready and Gurun (2010) の手法を用いるなどして、集約利益に含まれる情報がいつどのように市場に影響を及ぼしているのかを究明することを今後の研究課題の1つとしたい。

第4に、集約利益の情報内容を解明する中で得られた知見をどのように株式投資家の投資戦略に活かしてゆくべきかまでは明示できなかったことである。研究成果の応用を実現するためには、信頼できる証拠に基づく理解が必要である。そこで、本論文では集

約利益の実務的活用への橋渡しとなるために、資本市場に影響する集約利益の情報内容の解明を目的とした。本研究を通じて得られた成果を実務的貢献の高いものに昇華させるために、集約利益を用いてどのような投資戦略を構築すればよいかを考案することを、今後筆者が行うべきもう1つの研究課題としたい。

参考文献

- Anilowski, C., Feng, M., and Skinner, D. J. (2007). "Does earnings guidance affect market returns? The nature and information content of aggregate earnings guidance.", *Journal of Accounting and Economics*, Vol.44, No.1, pp.36–63.
- Bali, T. G., Demirtas, K. O., and Tehranian, H. (2008). "Aggregate earnings, firm-level earnings, and expected stock returns.", *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, Vol.43, No.03, pp.657–684.
- Ball, R. (2013). "Accounting informs investors and earnings management is rife: Two questionable beliefs." *Accounting Horizons*, Vol.27, No.4, pp.847–853.
- Ball, R., and Brown, P. (1968). "An empirical evaluation of accounting income numbers." *Journal of Accounting Research*, Vol.6, No.2, pp.159–178.
- Ball, R., and Sadka, G. (2015). "Aggregate earnings and why they matter." *Journal of Accounting Literature*, Vol.34, pp.39–57.
- Ball, R., Sadka, G., and Sadka, R. (2009). "Aggregate earnings and asset prices." *Journal of Accounting Research*, Vol.47, No.5, pp.1097–1133.
- Bartov, E., Goldberg, S. R., and Kim, M. (2005). "Comparative value relevance among German, US, and international accounting standards: A German stock market perspective." *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, Vol.20, No.2, pp.95–119.
- Basu, S. (2012). "How can accounting researchers become more innovative?" *Accounting Horizons*, Vol.26, No.4, pp.851–870.
- Beaver, W. H. (1968). "The information content of annual earnings announcements." *Journal of Accounting Research*, Vol.6, Empirical Research in Accounting: Selected studies, pp.67–92.
- Beaver, W., Lambert, R., and Morse, D. (1980). "The information content of security prices." *Journal of Accounting and Economics*, Vol.2, No.1, pp.3–28.
- Bernard, V. L., and Thomas, J. K. (1989). "Post-earnings-announcement drift: delayed price response or risk premium?." *Journal of Accounting Research*, Vol.27, Current Studies on The Information Content of Accounting Earnings, pp.1–36.
- Bernard, V. L., and Thomas, J. K. (1990). "Evidence that stock prices do not fully reflect the implications of current earnings for future earnings." *Journal of Accounting and Economics*, Vol.13, No.4, pp.305–340.
- Botosan, C. A., Plumlee, M. A., and Wen, H. (2011). "The relation between expected returns, realized returns, and firm risk characteristics." *Contemporary Accounting Research*, Vol.28, No.4, pp.1085–1122.
- Brealey, R., Myers, S. and Allen, F. (2014). *Principles of Corporate Finance. 11th Global Edition*. Mcgraw-Hill/Irwin.
- Bricker, R., Borokhovich, K., and Simkins, B. (2003). "The impact of accounting research on finance." *Critical Perspectives on Accounting*, Vol.14, No.4, pp.417–438.
- Campbell, J. Y. (1991). "A variance decomposition for stock returns", *Economic Journal*, Vol.101, No.405, pp.157–179.

- Chen, Y., Jiang, X., and Lee, B. S. (2015). "Long-Term Evidence on the Effect of Aggregate Earnings on Prices." *Financial Management*, Vol.44, No.2, pp.323–351.
- Choi, J. H., Kalay, A., and Sadka, G. (2016). "Earnings news, expected earnings, and aggregate stock returns." *Journal of Financial Markets*, Vol.29, pp.110–143.
- Clogg, C. C., Petkova, E., and Haritou, A. (1995). "Statistical methods for comparing regression coefficients between models." *American Journal of Sociology*, Vol.100, No.5, pp.1261–1293.
- Collins, D. W., and Kothari, S. P. (1989). "An analysis of intertemporal and cross-sectional determinants of earnings response coefficients." *Journal of Accounting and Economics*, Vol.11, No.2–3, pp.143–181.
- Collins, D. W., Kothari, S. P., and Rayburn, J. D. (1987). "Firm size and the information content of prices with respect to earnings." *Journal of Accounting and Economics*, Vol.9, No.2, pp.111–138.
- Cready, W. M., and Gurn, U. G. (2010). "Aggregate market reaction to earnings announcements." *Journal of Accounting Research*, Vol.48, No.2, pp.289–334.
- Easton, P., Taylor, G., Shroff, P., and Sougiannis, T. (2002). "Using forecasts of earnings to simultaneously estimate growth and the rate of return on equity investment." *Journal of Accounting Research*, Vol.40, No.3, pp.657–676.
- Easton, P. D., and Sommers, G. A. (2007). "Effect of analysts' optimism on estimates of the expected rate of return implied by earnings forecasts." *Journal of Accounting Research* Vol.45, No.5, pp.983–1015.
- Elton, J. (1999). "Expected return, realized return, and asset pricing tests." *The Journal of Finance*, Vol.54, No.4, pp.1199–1220.
- Fellingham, J. C. (2007). "Is accounting an academic discipline?" *Accounting Horizons*, Vol.21, No.2, pp.159–163.
- Gallo, L. A., Hann, R. N., and Li, C. (2016). "Aggregate earnings surprises, monetary policy, and stock returns." *Journal of Accounting and Economics*, Vol.62, No.1, pp.103–120.
- Granger, C. W., and Newbold, P. (1974). "Spurious regressions in econometrics." *Journal of Econometrics*, Vol.2, No.2, pp.111–120.
- He, W., and Hu, M. R. (2014). "Aggregate earnings and market returns: International evidence." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* Vol. 49, No.04, pp.879–901.
- Hecht, P., and Vuolteenaho, T. (2006). "Explaining returns with cash-flow proxies." *The Review of Financial Studies*, Vol.19, No.1, pp.159–194.
- Hirshleifer, D., Hou, K., and Teoh, S. H. (2009). "Accruals, cash flows, and aggregate stock returns." *Journal of Financial Economics*, Vol.91, No.3, pp.389–406.
- Hopwood, W. S., McKeown, J. C., and Newbold, P. (1982). "The additional information content of quarterly earnings reports: intertemporal disaggregation." *Journal of Accounting Research*, Vol.20, No.2, pp.343–349.
- Kato, K., Skinner, D. J., and Kunimura, M. (2009). "Management forecasts in Japan: An empirical study of forecasts that are effectively mandated." *The Accounting Review*, Vol.84, No.5, pp.1575–1606.

- Konchitchki, Y. (2011). "Inflation and nominal financial reporting: implications for performance and stock prices." *The Accounting Review*, Vol.86, No.3, pp.1045–1085.
- Konchitchki, Y. (2013). "Accounting and the macroeconomy: The case of aggregate price-level effects on individual stocks." *Financial Analysts Journal* Vol.69, No.6, pp.40–54.
- Konchitchki, Y. (2016). "Accounting Valuation and Cost of Capital Dynamics: Theoretical and Empirical Macroeconomic Aspects. Discussion of Callen." *Abacus* Vol.52, No.1, pp.26–34.
- Konchitchki, Y., and Patatoukas, P. N. (2014a). "Accounting earnings and gross domestic product." *Journal of Accounting and Economics* Vol.57, No.1, pp.76–88.
- Konchitchki, Y., and Patatoukas, P. N. (2014b). "Taking the pulse of the real economy using financial statement analysis: Implications for macro forecasting and stock valuation." *The Accounting Review* Vol.89, No.2, pp.669–694.
- Kormendi, R., and Lipe, R. (1987). "Earnings innovations, earnings persistence, and stock returns." *Journal of Business*, Vol.60, No.3, pp.323–345.
- Kothari, S. P. (2001). "Capital markets research in accounting." *Journal of Accounting and Economics*, Vol.31, No.1, pp.105–231.
- Kothari, S. P., Lewellen, J., and Warner, J. B. (2006). "Stock returns, aggregate earnings surprises, and behavioral finance." *Journal of Financial Economics* Vol.79, No.3, pp.537–568.
- Lev, B. (1989). "On the usefulness of earnings and earnings research: Lessons and directions from two decades of empirical research." *Journal of Accounting Research*, Vol.27, Current Studies on The Information Content of Accounting Earnings, pp.153–192.
- Li, N., Richardson, S., and Tuna, İ. (2014). "Macro to micro: Country exposures, firm fundamentals and stock returns." *Journal of Accounting and Economics*, Vol.58, No.1, pp.1–20.
- McNichols, M., and Manegold, J. G. (1983). "The effect of the information environment on the relationship between financial disclosure and security price variability." *Journal of Accounting and Economics*, Vol.5, pp.49–74.
- Newey, W. K., and West, K. D. (1987). "A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix." *Econometrica*, Vol.55, No.3, pp.703–708.
- Ota, K. (2010). "The value relevance of management forecasts and their impact on analysts' forecasts: Empirical evidence from Japan." *Abacus*, Vol.46, No.1, pp.28–59.
- Patatoukas, P. N. (2014). "Detecting news in aggregate accounting earnings: implications for stock market valuation." *Review of Accounting Studies* Vol.19, No.1, pp.134–160.
- Phillips, P. C., and Perron, P. (1988). "Testing for a unit root in time series regression." *Biometrika*, Vol.75, No.2, pp.335–346.
- Pieters, R., and Baumgartner, H. (2002). "Who Talks to Whom? Intra-and Interdisciplinary Communication of Economics Journals." *Journal of Economic Literature*, Vol.40, No.2, pp.483–509.
- Prais, S. J., and Winsten, C. B. (1954). "Trend estimators and serial correlation." *Cowles Commission Discussion Paper Statistics* No.383.
- Sadka, G., and Sadka, R. (2009). "Predictability and the earnings–returns relation." *Journal of Financial Economics* Vol.94, No.1, pp.87–106.

- Salamon, G. L., and Stober, T. L. (1994). "Cross-Quarter Differences in Stock Price Responses to Earnings Announcements: Fourth-Quarter and Seasonality Influences." *Contemporary Accounting Research*, Vol.11, No.1, pp.297–330.
- Savin, N. E., and White, K. J. (1977). "The Durbin-Watson test for serial correlation with extreme sample sizes or many regressors." *Econometrica*, Vol.45, No.8, pp.1989–1996.
- Shivakumar, L. (2007). "Aggregate earnings, stock market returns and macroeconomic activity: A discussion of 'Does earnings guidance affect market returns? The nature and information content of aggregate earnings guidance'." *Journal of Accounting and Economics* Vol.44, No.1, pp.64–73.
- Shivakumar, L. (2010). "Discussion of aggregate market reaction to earnings announcements." *Journal of Accounting Research*, Vol.48, No.2, pp.335–342.
- Shivakumar, L., and Urcan, O. (2017). "Why does aggregate earnings growth reflect information about future inflation?." *The Accounting Review*, Vol.92, No.6, pp.247–276
- Sloan, R. G. (1996). "Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?." *The Accounting Review*, Vol.71, No.3, pp.289–315.
- Teets, W. R., and Wasley, C. E. (1996). "Estimating earnings response coefficients: Pooled versus firm-specific models." *Journal of Accounting and Economics*, Vol.21, No.3, pp.279–295.
- Vuolteenaho, T. (2002). "What Drives Firm-Level Stock Returns?." *The Journal of Finance*, Vol.57, No.1, pp.233–264.
- White, H. (1980). "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity." *Econometrica*, Vol.48, No.4, pp.817–838.
- Williams, C. D. (2015). "Asymmetric responses to earnings news: A case for ambiguity." *The Accounting Review*, Vol.90, No.2, pp.785–817.
- Yan, H. (2011). "The behavior of individual and aggregate stock prices." *Mathematics and Financial Economics*, Vol.4, No.2, pp.135–159.
- Yoshinaga, Y. (2016). "Market-Wide Cost of Capital Impacts on the Aggregate Earnings>Returns Relation: Evidence from Japan." *The Japanese Accounting Review*, Vol.6, pp.95–122.
- Yoshinaga, Y. (2017). "Cyclicality in Aggregate Earnings and the Market Risk Premium" (November 24, 2017), *Working Paper*, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2977997>
- Zolotoy, L., Frederickson, J. R., and Lyon, J. D. (2017). "Aggregate earnings and stock market returns: The good, the bad, and the state-dependent." *Journal of Banking & Finance*, Vol.77, pp.157–175.
- 井上謙仁 (2016) 「IFRS 適用のアナウンスメントが日本市場に与える影響」, 『経営研究』, Vol.67, No.1, pp.137–155.
- 太田浩司 (2007) 「業績予想における経営者予想とアナリスト予想の役割」, 『証券アナリストジャーナル』, Vol.45, No.8, pp.54–66.
- 太田浩司 (2008) 「利益予想情報の有用性と特性」, 『企業会計』, Vol.60, No.7, pp.55–63.

参考文献

- 太田浩司 (2012) 「White, Newey-West, Cluster-robust, Fama-MacBeth の標準誤差の理論と応用」, 日本会計研究学会第 71 回大会報告論文.
- 沖本竜義 (2010) 『経済・ファイナンスデータの計量時系列分析』, 朝倉書店.
- 加賀谷哲之 (2010) 「IFRS 導入が日本企業に与える経済的影響」, 『国際会計研究学会年報』, 臨時増刊号, pp.5-22.
- 加賀谷哲之 (2011) 「四半期情報開示の実態と利益管理」, 古賀智敏 (編) 『IFRS 時代の最適開示制度』, 千倉書房, pp.339-358.
- 加賀谷哲之 (2013) 「四半期開示の課題と展望」, 伊藤邦雄 (編) 『別冊企業会計 企業会計制度の再構築』, 中央経済社, pp.139-145.
- 円谷昭一 (2008) 「経営者業績予想の駆け込み修正の研究—その実態と実証会計学への影響—」, 『証券アナリストジャーナル』, Vol.46, No.5, pp.70-81.
- 東京証券取引所 (2012) 「業績予想開示に関する実務上の取扱いについて」.
- 中川達裕 (2009) 「日本株式市場における四半期業績開示の影響—Earnings Surprise, Revision から見る投資家の集中—」, 『証券アナリストジャーナル』, Vol.47, No.7, pp.79-92.
- 中野誠 (2012) 「マクロ実証会計研究への挑戦」, 『会計』, Vol.182, No.1, pp.28-38.
- 中野誠 (2014) 「会計研究のイノベーション」, 『会計』, Vol.185, No.3, pp.334-344.
- 中野誠・吉永裕登 (2017a) 「集約レベルの会計情報とマクロ経済」, 中野誠 (編) 『マクロとミクロの実証会計』, pp.13-24.
- 中野誠・吉永裕登 (2017b) 「GDP 成長率の将来予測における会計利益情報の有用性」, 中野誠 (編) 『マクロとミクロの実証会計』, pp.25-46.
- 日本銀行 (2013) 「経済・物価情勢の展望 (2013 年 4 月)」.
- 日本証券経済研究所 (2011) 「上場会社における業績予想開示の在り方に関する研究会報告書」.
- 野間幹晴 (2008) 「経営者予想とアナリスト予想—期待マネジメントとハーディング」, 『企業会計』, Vol.60, No.5, pp.756-762.
- 吉永裕登 (2017a) 「集約レベルの利益・リターン関係に関する一考察」, 中野誠 (編) 『マクロとミクロの実証会計』, pp.57-74.
- 吉永裕登 (2017b) 「日本における利益・リターン関係の『ミクロ・マクロ・パズル』」, 『一橋商学論叢』, Vol.12, No.1, pp.12-27.