

IMES DISCUSSION PAPER SERIES

会計利益の属性はマクロ経済予測を改善させるか：
条件付保守主義に着目して

すずきゆうじろう さわいこうき
鈴木雄士郎・澤井康毅

Discussion Paper No. 2026-J-3

IMES

INSTITUTE FOR MONETARY AND ECONOMIC STUDIES

BANK OF JAPAN

日本銀行金融研究所

〒103-8660 東京都中央区日本橋本石町 2-1-1

日本銀行金融研究所が刊行している論文等はホームページからダウンロードできます。

<https://www.imes.boj.or.jp>

無断での転載・複製はご遠慮下さい。

備考：日本銀行金融研究所ディスカッション・ペーパー・シリーズは、金融研究所スタッフおよび外部研究者による研究成果をとりまとめたもので、学界、研究機関等、関連する方々から幅広くコメントを頂戴することを意図している。ただし、ディスカッション・ペーパーの内容や意見は、執筆者個人に属し、日本銀行あるいは金融研究所の公式見解を示すものではない。

会計利益の属性はマクロ経済予測を改善させるか： 条件付保守主義に着目して

すずきゆうじろう さわいこうき
鈴木雄士郎*・澤井康毅**

要 旨

本稿の目的は、本邦の集約利益情報を用いたマクロ経済指標予測において、条件付保守主義を考慮することが予測精度を高めるかを検証することにある。条件付保守主義とは、会計利益において当該企業に対するグッド・ニュース（経済的利益をもたらすニュース）よりもバッド・ニュース（経済的損失をもたらすニュース）を適時に反映する非対称な適時性を指す。将来の GDP 成長率予測における集約利益情報の有用性については先行研究の蓄積がある一方、条件付保守主義を考慮することが予測に与える影響は明らかではない。本稿では、まず、条件付保守主義そのものの定量化を試みた。次に、GDP の自己回帰モデルをベンチマークとし、説明変数に集約利益変化を加えたモデルと集約利益のマイナス変化も追加したモデルの予測力比較を試みた。集約利益のマイナス変化を追加することにより予測誤差が縮小し、条件付保守主義を考慮することが予測精度を高める可能性が示唆された。また、景気後退期には特別損失が情報を適時に反映している可能性も示唆された。

キーワード：マクロ実証会計、会計の利益属性、条件付保守主義

JEL classification: M41

* 日本銀行金融機構局企画役（E-mail: yuujiro.suzuki@boj.or.jp）

** 埼玉大学大学院人文社会科学部研究科准教授（E-mail: sawaik@mail.saitama-u.ac.jp）

本稿の執筆に当たっては、高田知実教授（神戸大学）、中野誠教授（一橋大学）、山下知晃准教授（福井県立大学）、吉永裕登准教授（東北大学）、ならびに日本銀行スタッフから有益なコメントを頂戴した。ここに記して感謝したい。本稿に示されている意見は、筆者たち個人に属し、日本銀行の公式見解を示すものではない。また、ありうべき誤りはすべて筆者たち個人に属する。

1. はじめに

本稿では、企業レベルの会計利益を集約した「集約利益 (aggregate earnings)」の情報をを用いたマクロ経済指標予測において、会計上の保守主義をコントロールすることが、予測の精度を高める可能性について検証する。集約利益情報を用いて GDP 成長率などのマクロ経済指標の予測を試みる研究は「マクロ実証会計」とも呼ばれ、Konchitchki and Patatoukas [2014a] を皮切りに直近 10 年余りで大きく進展した研究分野であり、集約利益情報の有用性が実証的に支持されている。また、主要先進国を対象とした経済調査などの実務においても、個別企業情報を集約して経済予測を行ったり景気判断に活用したりすることは、官民間問わず行われている。

もともと、会計学の観点からは、利益属性 (earnings attributes) に関する論点、すなわち、マクロ実証会計における入力データである個社の利益情報や集約利益が、属性によって別の情報を持つのか、属性は一定であるといえるのか、属性を考慮することがマクロ経済指標予測の精度に影響を与えうるのかとの論点が考えられる。

利益属性を測る代表的な指標として、キャッシュ・フローとの乖離度合いを表す会計発生高の大きさ (accruals)、持続性 (persistence)、予測可能性 (predictability)、平準化 (smoothness)、価値関連性 (value relevance)、適時性 (timeliness)、保守主義 (conservatism) が挙げられる (Francis et al. [2004])。その中でも今回は保守主義に着目する¹。

日本の企業会計原則では、7つの一般原則(真実性の原則、正規の簿記の原則、資本取引・損益取引区分の原則、明瞭性の原則、継続性の原則、保守主義の原則、単一性の原則)が掲げられているが、その中でも「保守主義の原則」は存在意義を増しており、現在においても重要な原則といえる。背景として、最近では将来予測に基づく数値の算出を必要とする会計基準が少なくなき(減損会計における将来キャッシュ・フローの見積り、税効果会計における繰延税金資産の将来回収見込みなど)、これらの計算は、慎重(=保守的)に行う必要があることが指摘されている(弥永・安藤 [2023])。

¹ 保守主義をはじめとする各属性は、「利益の質 (earnings quality)」の文脈で語られることが多い。投資家の企業価値評価に有用な利益の質は高いとされるが、本稿では、保守主義が利益の質を高めるか(ないし低下させるか)については論じない。本稿の関心は、あくまで保守主義という利益属性が、マクロ経済予測を行ううえで集約利益情報に対し増分的情報を有するか、有するとすればどの程度影響を及ぼすか、にある。

また、会計原則（国外では概念フレームワーク）に「保守主義」の文言が残っているのは日本固有といえる²。国際会計基準審議会（International Accounting Standards Board: IASB）、米国財務会計基準審議会（Financial Accounting Standards Board: FASB）は、共同開発した概念フレームワーク（IASB [2010]; FASB [2010]）内で、財務報告の主要目的を「投資家等の意思決定に有用な財務情報を提供すること（意思決定支援機能）」とし、財務情報が備えるべき質的特性の1つに「中立性（neutrality）」を求めている。そのうえで、IASB および FASB は、「中立性」に抵触するとして、財務情報に下方バイアスをかける可能性がある保守主義や類似概念である「慎重性」を、質的特性から排除した。

わが国の「保守主義の原則」は、「企業の財政に不利な影響を及ぼす可能性がある場合には、これに備えて適当に健全な会計処理をしなければならない」と規定されている。また、同原則の注解4では、「企業会計は、予測される将来の危険に備えて慎重な判断にもとづく会計処理を行わなければならないが、過度に保守的な会計処理を行うことにより、企業の財政状態及び経営成績の真実な報告をゆがめてはならない」とも規定され、過度に保守的な会計処理を戒めている。

国外の概念フレームワークやわが国の企業会計原則および注解は、企業の会計処理における保守主義の位置づけをそれぞれ示しているが、会計処理がどの程度保守的であるべきかについては一定の解釈の余地が残されている。特に、わが国は過度に保守的な会計処理には否定的であるものの、国外と比較すれば、「中立性」を強調しておらず、財務情報に下方バイアス^mのかかる余地があるように思われる。

こうした会計上の保守主義に関する研究は歴史が長く、特に Basu [1997] が保守主義の程度を定量化するモデルを発表し、Ball, Kothari and Nikolaev [2013] によって Basu モデルの改善手法が示されたことで Basu モデルを基礎とする定量化手法が確立されると、米国を中心に急速に保守主義研究が進んだ。高田 [2021] などの先行研究によれば、わが国においてもこうした定量化手法で計測することで保守主義の存在が確認されるとともに、特に 1990 年代後半以降その程度は高まっているとされる。

わが国において保守主義が存在するとすれば、それをマクロ経済指標予測において積極的に利用することは可能だろうか。本稿では、本邦の集約利益情報を

² ただし、近年の、概念フレームワークから保守主義を排除する国外会計基準設定主体（IASB、FASB）の動きは、国際的な会計基準のコンバージェンスを通じ、わが国の会計基準設定主体（企業会計基準委員会）にも影響を与えている。企業会計基準委員会が 2006 年に公表した「討議資料 財務会計の概念フレームワーク」（企業会計基準委員会 [2006]）をみると、財務情報が備えるべき質的特性のなかに「保守主義」や「慎重性（prudence）」が含まれていない。

用いたマクロ経済指標予測において、保守主義を考慮することが予測精度を高めるかを検証することを目的とする。

本稿の構成は次のとおりである。2節では、マクロ実証会計や保守主義をテーマにした先行研究について整理する。3節では検証仮説を構築し、4節にてリサーチデザインを示す。5節はサンプルおよび変数についての整理、6節で分析結果と考察、7節で結論を述べる。

2. 先行研究

(1) マクロ実証会計

会計研究の一分野であるマクロ実証会計は、企業の財務データを集約して分析し、経済全体の動向や政策、投資行動、金融市場に与える影響を明らかにする研究分野を指し、会計情報が企業レベルを超えて、広範な経済的現象にどのように結びついているかを探求するものである。

イ. 米国の財務データを用いたマクロ実証会計

マクロ実証会計研究、特に集約利益を用いた研究の基礎を固めたとされる Konchitchki and Patatoukas [2014a] は、米国の全上場企業合計の集約利益が GDP 成長率の変動を有意に説明するかという問いを立てた。GDP は経済全体の付加価値の合計を示す指標であり、また、企業活動は経済動向を反映することから、企業利益が適時に企業活動を反映しているならば、GDP の変動を先取りする可能性があると考えた³。分析の結果、集約利益は特に翌期の GDP 成長率といった短期的な予測において予測精度を向上させることを示した。また、他の先行指標（米短期国債 1 年物イールド、米国債 10 年金利と 1 年金利のスプレッド、CRSP 米国総合指数⁴に基づく米国株式市場全体の株式リターン等）や当期の GDP 成長率をコントロールしても予測精度の向上が確認されたことから、集約利益は他の指標にはない追加的な情報を有していると結論付けた。

³ 米国企業の財務データを用いた集約利益が将来の GDP 成長率をどの程度説明できるか (Model 1)、また、当期の GDP 成長率をコントロールしたうえで、集約利益が追加的な情報をどの程度有するかを検証した (Model 2)。サンプル期間は、1988 年第 1 四半期～2011 年第 2 四半期までの 93 四半期。

$$\text{Model 1 : } \Delta \ln Y_{t+k} = \alpha_k + \beta_k \Delta NI_t + \varepsilon_{t+k}$$

$$\text{Model 2 : } \Delta \ln Y_{t+k} = \alpha_k + \beta_k \Delta NI_t + \gamma_k \Delta \ln Y_t + \varepsilon_{t+k}$$

$\Delta \ln Y_t$: t 期の実質 GDP の前期比成長率

$\Delta \ln Y_{t+k}$: t 期から見た k 期先の実質 GDP 成長率 (k=1,2,3,4)

ΔNI_t : t 期の集約利益売上高比率の前期差

⁴ シカゴ大学証券価格調査センター (Center for Research in Security Prices: CRSP) が提供する株価指数であり、米国株式市場の時価総額加重平均。全米上場企業の時価総額の 99% をカバーしている。

Konchitchki and Patatoukas [2014b] では、上記の分析を拡張し、集約ベースの純事業資産利益率 (return on net operating assets: RNOA) の将来の GDP 成長率予測における有用性を確認したうえで、RNOA を総資産回転率 (asset turnover rate: ATO) と売上高経常利益率 (profit margin: PM) に分解し、どちらがより将来の GDP 成長率予測の精度向上に寄与しているかを分析した。著者らは、分析の結果、PMの方が将来 GDP 成長率の予測における有用性が高いと結論付けている⁵。またこの分析では、全上場企業を対象とした Konchitchki and Patatoukas [2014a] と異なり、サンプルを上場企業の時価総額上位 100 社に絞っており、特定の企業属性にサンプルを限定しても集約利益情報が十分な説明力を有していることを示したといえる⁶。

Shivakumar and Urcan [2017] は、米国における集約利益の変化と将来の物価変動の関係について分析を行った⁷。集約利益の増加は、企業の在庫やオペレーション拡大に必要な財・サービスへの投資需要拡大を通じて短期的に生産者物価を上昇させる可能性 (投資需要仮説) と、投資家や従業員の消費拡大を通じて短期的に消費者物価を上昇させる可能性 (消費者需要仮説) があると仮定した。集約利益と各物価指数の関係を分析した結果、投資需要仮説が支持され、消費者需要仮説は棄却された。この背景として著者らは、投資や在庫の水準は企業業績に応じて機動的に変更されるため、企業業績が生産財価格に影響を与える反面、個人消費に影響を与える給料や配当は、企業業績に応じて短期的には変更されず、企業業績は消費財価格に影響を与えない可能性を指摘した。

⁵ 集約ベースの RNOA は以下のように分解できる。

$$RNOA = \frac{Sales}{Net\ Operating\ Assets} \times \frac{Operating\ Income\ After\ Depreciation}{Sales}$$

分析に当たっては、以下のモデルを考慮している。集約ベースの RNOA が将来の GDP 成長率予測に有用であることを示したのち (Model 1)、分解したベースでも分析したところ (Model 2)、PM は有意であった一方、ATO は有意でなかった。

$$\text{Model 1 : } \Delta \ln Y_{t+1} = \alpha + \beta_1 \Delta RNOA_t + \varepsilon_{t+1}$$

$$\text{Model 2 : } \Delta \ln Y_{t+1} = \alpha + \beta_1 \Delta ATO_t + \beta_2 \Delta PM_t + \varepsilon_{t+1}$$

$\Delta \ln Y_t$: t期の実質GDPの前期比成長率

$\Delta RNOA_t$: t期の純事業資産利益率の前期差

ΔATO_t : t期の総資産回転率の前期差

ΔPM_t : t期の売上高経常利益率の前期差

⁶ Konchitchki and Patatoukas [2014b] のサンプルは、1981年第3四半期～2011年第3四半期までの120四半期、四半期末時点から1か月以内に決算を公表している上場企業の時価総額上位100社の、延べ12,000四半期・企業としている。

⁷ ベクトル自己回帰 (VAR) モデルを用いて推計しており、ラグ次数は1。ベクトルには民間企業投資関連指標、個人消費関連指標、集約利益変化率、コントロール変数が含まれる。データの頻度は四半期、サンプル期間は1980年第2四半期～2013年第2四半期の133四半期。

Dichev and Zhao [2021] は、米国 GDP の構成要素である、国民所得・生産物勘定 (National Income and Product Account: NIPA) における企業利益 (以下、NIPA 利益) と上場企業の GAAP (Generally Accepted Accounting Principles) 利益の関係を 1950 年～2016 年まで追跡した。両者は、1950 年代以降高い相関関係を保っていたが、1980 年代以降は GAAP 利益のボラティリティが 10 倍に拡大したことで、相関関係が崩れていることが明らかとなった。この背景として著者らは、GAAP 利益の急激な減少、とりわけ景気後退期の多額な特別損失項目に原因があるとの分析結果を示している。

ロ. 日本などの財務データを用いたマクロ実証会計

日本の集約利益データを用いた会計研究は、中野・吉永 [2016] が最初である。中野・吉永 [2016] では、GDP 成長率予測における、①上場企業ベースの集約利益の有用性の検証、②上場企業ベースと法人企業統計ベースの集約利益に係る有用性の比較検証を試みている⁸。分析の結果、わが国においても上場企業ベースの集約利益情報は GDP 成長率予測に有用であること、予測誤差の大きさを基準とすると、上場企業ベースの集約利益は法人企業統計ベースのものと同等の予測能力を有することが示唆されている⁹。

中野・吉永 [2018] では、Shivakumar and Urcan [2017] に倣い、集約利益の変化が GDP のどのコンポーネントを通じて GDP 成長率に正の影響を与えるのかについて、日本のデータを用いて分析している。分析の結果、集約利益の変化が家計消費に与える影響は有意でないが、企業投資に有意な正の影響を、政府支出に有意な負の影響を及ぼすことが観察された¹⁰。家計消費に有意な影響を与えないという結果は、Shivakumar and Urcan [2017] と同様の結果といえる。

⁸ 定式化は Konchitchki and Patatoukas [2014a] に倣っている。サンプル期間は 2003 年第 2 四半期～2013 年第 4 四半期までの 43 四半期。

⁹ わが国の場合、上場企業ベースよりも法人企業統計の方がカバーする企業が広範である。しかし、金融商品取引法の改正 (金融商品取引法 24 条の 4 の 7) に伴い、2008 年 4 月以降、わが国の上場企業は提出期限を延期する明確な理由がなければ、四半期終了後 45 日以内に四半期の業績を財務諸表にまとめ、内閣総理大臣に提出する義務を負う (四半期報告制度 <2024 年 4 月 1 日以降、四半期決算短信に一本化>)。上場企業ベースの四半期利益は、四半期末日から 45 日ですら出そうだが、法人企業統計はおよそ 60 日経たなければ公表されない。それぞれ一長一短があるもとの、速報性に優れる上場企業ベースの集約利益が法人企業統計ベースのものと同等以上の予測能力を有しているとするれば、GDP 成長率予測において、法人企業統計ベース指標の代替としての意義が認められることになる。

¹⁰ サンプル期間は 1996 年第 4 四半期～2017 年第 3 四半期までの 84 四半期。追加検証として、分析データから金融危機時に該当する 2008 年第 3 四半期～2010 年第 1 四半期の期間を除いた場合の分析も行っている。分析の結果、集約利益の変化と GDP 成長率との正の相関が観察されなくなり、政府支出への負の影響も観察されなくなる結果となった。他方、企業投資への正の影響は有意であるものの、金融危機時のデータを含む分析に比べて弱いものであった。

Yoshinaga and Nakano [2023] では、Konchitchki and Patatoukas [2014b] をはじめとするマクロ実証会計研究の課題として、米国以外の国のデータを用いた検証の積み重ねが不十分であること、集約利益が将来 GDP 成長率に与える影響は金融・経済危機時と平時では異なると考えられるものの、金融・経済危機の影響を考慮して集約利益の GDP 成長率に対する予測力を評価していないこと、を挙げている。同論文では、日本や米国を含む 21 か国のデータを用い、1995 年第 2 四半期～2020 年第 1 四半期のサンプル期間において、集約レベルの収益性指標が将来の GDP 成長率予測に有用かを検証した。また、金融・経済危機の影響を考慮するために、サンプル期間中に生じたドットコムバブル崩壊（2001 年）、世界金融危機（2007 年～2009 年）、コロナ禍（2020 年）に 1 をとるダミー変数と、集約レベルの収益性指標との交差項を組み込んだ実証分析も実施している。分析の結果、第 1 に、集約レベルの収益性指標の GDP 成長率予測における有用性は、米国以外のデータでも確認されること、第 2 に、金融・経済危機の影響をコントロールすると、モデルの説明力（自由度調整済決定係数）が有意に高まり、GDP 成長率の予測精度が向上することなどが示唆された。

(2) 利益の保守性とマクロ実証会計

イ. 会計上の 2 つの保守主義

保守主義に関する研究は、マクロ実証会計研究に比べて歴史も長く、研究も相当地に蓄積がある。学術上、会計上の保守主義は、条件付保守主義（conditional conservatism）と無条件保守主義（unconditional conservatism）に大別される。

条件付保守主義は、経済的ニュースが生起した場合の収益・利得と費用・損失の認識に関する異質な検証可能性（differential verifiability）として定義できる（Watts [2003]）。すなわち、グッド・ニュース（経済的利益をもたらすニュース）を会計上の収益・利得として認識する際に求められる検証可能性は、バッド・ニュース（経済的損失をもたらすニュース）を会計上の費用・損失として認識する際に求められる検証可能性よりも厳格であることを意味する。結果、条件付保守主義のもとでは、会計利益が、グッド・ニュースよりもバッド・ニュースを適時に反映する非対称な適時性（asymmetric timeliness）を有する可能性がある¹¹。

他方、無条件保守主義は、事前的または経済的ニュースに依存しない保守主義（ex-ante or news independent conservatism）と定義することができる（Beaver and Ryan [2005]）。すなわち、資産価値の減価といったバッド・ニュースに応じて会

¹¹ 条件付保守主義の具体例として、棚卸資産評価に際しての低価法適用や有形固定資産・のれんの減損処理などが挙げられる（Ryan [2006]）。

計上の費用・損失を計上する条件付保守主義とは異なり、経済的ニュースとは独立に会計上の費用を計上する保守主義と整理することができる¹²。

ロ. 条件付保守主義の定量分析

保守主義に関する定量分析については、2つの保守主義のうち、条件付保守主義をテーマにした研究が大半を占めている。Basu [1997] は、1963年～1990年の米国上場企業をサンプルとして条件付保守主義の存在を実証している¹³。具体的には、前期の時価総額で除した当期純利益を、ニュースの代理変数である当期の市場調整済株式リターン（期待外リターン）、期待外リターンが負であるときに1をとるダミー変数、および両者の交差項に回帰したとき、交差項の係数が有意に正であることをもって、条件付保守主義の存在が確かめられるとした（以下、Basu モデル。定式化は後述 4 (1) イ. 参照）。しかし、Basu モデルの妥当性については議論もある。例えば、Patatoukas and Thomas [2011] は、当期純利益、時価総額、期待外リターンの間にある相関関係により、条件付保守主義が存在しないときにも非対称な適時性が検出される可能性を指摘した¹⁴。この指摘に対し、Ball, Kothari and Nikolaev [2013] は、利益やリターンに対する市場の期待を適切にコントロールすることで推定量のバイアスを改善できることを示した（後述 4 (1) ロ. 参照）。

このほか、Collins, Hribar and Tian [2014] は、株式リターンと営業キャッシュ・フロー（CFO）の相関関係が株式リターンの符号によって変化することに起因して、条件付保守主義と関係なく非対称な適時性が検出される可能性を示し¹⁵、このバイアスを除去するために当期純利益から CFO を控除した会計発生高を被説

¹² 具体的には、純資産簿価を市場価値よりも過小にする会計処理であり、無形資産（R&D 投資など）の即時費用処理や有形固定資産・のれんについての経済的減価以上の減価償却（加速償却）などが挙げられる。また、経済的利得の実現を待って収益を認識する取得原価主義会計の適用も、無条件保守主義と解釈することができる。

¹³ なお、企業の会計処理にみられる条件付保守主義の増加の背景には、条件付保守主義を体現した会計基準の増加がある。金森 [2009] によれば、1973年～2002年の間に公表された米国会計基準書について、公正価値評価を推進する FASB の基準設定方針に伴い、無条件保守主義の縮減と条件付保守主義の増加が確認されている。

¹⁴ Patatoukas and Thomas [2011] によれば、時価総額 $MV_{i,t-1}$ で除した利益 $Net\ Income_{i,t}$ は、 $MV_{i,t-1}$ と正の相関を持ち、 $MV_{i,t-1}$ は t 期の期待外リターン $AR_{i,t}$ の絶対値と負の相関を持つ。これらの相関関係によって、 $Net\ Income_{i,t}/MV_{i,t-1}$ を $AR_{i,t}$ に回帰すると、 $AR_{i,t}$ が負の領域で回帰係数が大きくなる。

¹⁵ グッド・ニュースが生じ、株式リターンが正となる環境であっても、成長企業は投資を行っているために、企業利益を構成する CFO と株式リターンの相関は弱くなる一方、バッド・ニュースが生じ株式リターンが負となる環境においては、CFO と株式リターンの間に強い相関があるとした。この条件付保守主義とは関係のないバイアスにより、バッド・ニュースに対する会計利益の感応度は高まる可能性がある。

明変数とするモデルを提案した。Banker et al. [2016] は、コストには下方硬直性があるため、売上高が減少しているときに利益と株式リターンの相関が強くなり、やはり条件付保守主義と関係なく非対称な適時性が検出される可能性を示した。実際、Basu モデルに売上高変化率を加えてコストの下方硬直性をコントロールした結果、条件付保守主義を表す推定量は、Basu モデルに比べ 3 割弱低下した¹⁶。

他方、わが国では、薄井 [2015] が、1971 年～2012 年の年次データを用い、Basu モデルに係る各年のクロスセクション推計の結果を示している。そこでは、期待利益と期待リターンをコントロールせずに、当期純利益および株式リターンを使用しているが、サンプル期間全体で条件付保守主義を表す推定量は有意となっている。高田 [2021] も同様に、1978 年～2016 年をサンプル期間とし、当期純利益および株式リターンの年次データを用いた Basu モデルのクロスセクション推計を行い、条件付保守主義の程度を時系列でプロットすることを試みた。その結果、分析期間の前半は相対的に条件付保守主義の程度が低い一方、1990 年代後半～2010 年頃をピークに条件付保守主義の程度が高まってきていることを示した。山下 [2023] は、わが国においても Patatoukas and Thomas [2011] が報告したバイアスが存在し、Ball, Kothari and Nikolaev [2013] の手法を用いることで、これらのバイアスを緩和できることを確認した。

なお、わが国において条件付保守主義が存在し、その程度が高まっているという説に反する検証結果も存在する。Yamashita [2025] は、会計発生高を被説明変数とする Collins, Hribar and Tian [2014] のモデルを用いて CFO に係るバイアスを除去すると、景気後退期を除き、わが国で 1990 年代後半以降、条件付保守主義の程度の高まりは観察できないことを報告している。また、増岡、屋嘉比 [2025] は、1990 年～2020 年のわが国上場企業を対象に、Banker et al. [2016] と同様の手法によりコストの下方硬直性をコントロールした結果、条件付保守主義の程度を表す推定量は、Basu モデルに比べ 2 割強低下したことを報告している。

¹⁶ 経営者は、売上高が増加した場合、需要の増加に対応して資源を追加投入するため、費用が増加する一方、売上高が減少した場合には、一部の余剰資源を維持することで、資源の削減に係る費用ならびに売上高回復時の資源再取得に係る費用を避けようとする。このように、費用が下方硬直性を持つと、利益は、売上高の増加より売上高の減少に対して敏感となる。売上高変化率は、利益および株式リターンと正の相関をもつため、モデルから省かれた場合、Basu モデルの推定において交絡バイアスを生じさせる欠落変数になり、条件付保守主義の程度を過大推定しうる。そこで、Banker et al. [2016] は、1987 年～2007 年の米国上場企業を対象として、Basu モデルに売上高変化率、売上高変化率が減少したときに 1 をとるダミー変数、および両者の交差項を加えたモデルを推計した。

ハ. 条件付保守主義に着目したマクロ実証会計

利益属性を考慮したうえで、集約利益と GDP 成長率予測との関係を探る研究は連綿と続いており、とりわけ条件付保守主義の文脈が多い¹⁷。

Crawley [2015] は、1929 年～2008 年における米国のデータを用い、NIPA 利益および NIPA 利益を用いて作られる GDP 成長率に、条件付保守主義の影響がみられると主張した。同論文では、Basu モデルを基に、集約利益である NIPA 利益を、推定した集約的なニュース指標¹⁸へ回帰し、NIPA 利益が集約されたバッド・ニュースを適時に反映していることを示した。これに対し、Laurion and Patatoukas [2016] は、NIPA 利益には、資産や負債の再評価が反映されていないため、棚卸資産の低価法や減損といった条件付保守主義の影響は排除されているはずと論じた¹⁹。商務省経済分析局 (Bureau of Economic Analysis: BEA) スタッフへのインタビューを含む NIPA Handbook の詳細な分析を通じ、BEA は NIPA 指標を作成する際に条件付保守主義の影響を排除することに成功していると結論付けた。

Gaertner, Kausar and Steele [2020] は、Konchitchki and Patatoukas [2014a] のサンプル期間と GDP 成長率予測モデルをベースとしつつ、米国を対象に、集約利益の変化率がプラスの場合とマイナスの場合、それぞれの GDP 成長率の予測力の計測を試みている。結果として、集約利益のマイナスの変化は GDP 成長率への予測力があるのに対し、集約利益のプラスの変化には予測力があるとはいえない

¹⁷ 利益の保守性以外に着目した研究として、例えば Ball, Gallo and Ghysels [2019] は、米国企業の利益平準化という企業レベルの属性が、個社利益を積み上げた集約利益レベルでも顕著に確認される (集約レベルでも特性が相殺されない) こと、またこうした属性の存在が集約利益の GDP 成長率に対する予測力を高めていることを示した。この背景として著者らは、利益平準化によって、集約された利益が集約対象企業群のより持続的な業績推移を表すため、マクロ経済成長のトレンドに関する情報を多く有する可能性を指摘している。なお、利益平準化の定量化は、会計発生高を利用して、どれだけ利益を滑らかにしているかを指標としている。著者らは、ある企業の t 期の平準化指標について、直前 20 四半期の観測値を用い、純利益の四半期成長率に係る標準偏差を、営業キャッシュ・フローの四半期成長率に係る標準偏差で割った値にマイナス 1 を乗じて算出。この値が大きいほど、利益平準化の程度が高いとみる。

¹⁸ Crawley [2015] は、株式超過リターン (CRSP 月次リターンと無リスク金利の差)、社債スプレッド (BAA 格と AAA 格の差)、S&P500 の配当利回り、小型バリュー株と小型グロース株の簿価時価比率の差の 4 変数について VAR モデルを推定し、その結果得られる株式超過リターン方程式の残差を、市場が織り込んでいなかった集約的なニュースの代理変数 (正ならグッド・ニュース、負ならバッド・ニュース) として利用している。

¹⁹ Laurion and Patatoukas [2016] は、1929 年～2012 年をサンプル期間とし、プラセボテストと称した分析を実施し、被説明変数に課税所得 (tax corporate profits)、国内総所得から NIPA 利益を控除した値 (GDI-NIPA profits)、就業率 (U.S. labor force employment rate) など、算出の定義上、条件付保守主義会計の入る余地のないマクロ経済変数を用いても非対称な適時性が観察されてしまうことを示し、Crawley [2015] の分析だけでは NIPA 利益や GDI に条件付保守主義の影響がみられるとはいえないと指摘した。

かった。さらに、集約利益を集約コア利益と集約特別損益に分解したうえで同様の分析を行ったところ、集約利益のマイナスの変化のうち特に集約特別損失が GDP 成長率への予測力を持つことが示された。Ball and Shivakumar [2005] や Dutta and Patatoukas [2017] で指摘されるように、特別損失項目は企業レベルの保守的な会計発生高を捉えているといえる。本研究から、エコノミストが集約利益を用いて GDP 成長率を予測する場合、集約利益のマイナス変化によりウェイトを置くことで、予測を改善できる可能性が示唆される²⁰。

Lalwani and Chakraborty [2020] は、複数の国（オーストラリア、カナダ、中国、インド、日本、韓国、英国、米国の 8 カ国）について、1992 年～2016 年をサンプル期間として、会計上の集約利益の変化が GDP 成長率を予測できることを示した研究である。追加検証では Gaertner, Kausar and Steele [2020] のモデルを用いて、マイナスの集約利益変化がプラスの集約利益変化よりも GDP 成長率への予測力を持つという仮説を検証した。検証の結果、これを支持する証拠は、集約利益変化の代理変数として、利子および税引前利益（EBIT）ベースの集約利益変化を用いた場合に限られた²¹。

やはり、米国以外の主要経済圏で検証した研究として、Fullana, Nave and Ruiz [2023] がある。著者らは、集約利益—特に条件付保守主義の代理変数としての集約特別損益—が将来 GDP 成長率予測に有用であるかを、2005 年第 1 四半期～2019 年第 4 四半期までの 60 四半期をサンプル期間として、ユーロ圏のデータを用いて検証している。検証の結果、ユーロ圏でも、米国を題材とする研究と同様の証拠が得られ、集約利益が将来 GDP 成長率への説明力を有すること、特に適時の損失が反映されている集約特別損益の説明力が高いことを示し、条件付保守主義を考慮することの有用性を論じた。

また、Kausar and Park [2024] は、IFRS を強制適用した主要 32 か国（米国・日本は含まれない）について、1991 年～2017 年をサンプル期間として、経済的ニュースをより適時に反映するとされる IFRS の採用が、集約利益による翌期の GDP 成長率予測を改善したのかを検証した。分析では、集約利益変化率を集約

²⁰ 裏返しとして、集約利益のプラスの変化にも「適時性」を付加できるような会計原則（公正価値会計など）を設定することで、集約利益の GDP 成長率に対する予測力が高まるとの推論がなされている。この点、Demers et al. [2024] は、Gaertner, Kausar and Steele [2020] のモデルに、上場企業全体で集約された四半期利益発表のテキストのトーンを加え、1 四半期先の GDP 成長率予測が改善するかを検証した。その結果、集約トーンのポジティブな変化は、集約利益の変化が正である場合に、GDP 成長率予測および予測誤差と有意に関連していることがわかった。Demers et al. [2024] は、利益発表に係る定性的な情報が、GAAP 利益の持つ情報を補充しているとの解釈を示した。

²¹ 具体的には、EBIT の変化の総和を期首時点の時価総額の総和で割った値。その他にも純利益ベースの集約利益変化についての検証を行っている。

コア利益と集約特別損益の変化率に、さらにはそれぞれを正負の変化率に分解し²²、集約特別損益のマイナスの変化率に係る予測力が、IFRS 強制適用後に高まっていることを示した。

3. 検証仮説の構築

わが国の会計基準は、研究開発費の即時費用計上やのれんの規則的償却を例として、無条件保守主義の程度は比較的高いと思われる。ただし、支出額を即時費用計上するなど、無条件保守主義に該当する会計処理は、日本基準を採用する企業に画一的に適用されるものであり、財務諸表項目に係る認識時点や測定上の見積りについて、条件付保守主義ほど企業に裁量の余地はないと考えられる。Beaver and Ryan [2000] は、期末時点の時価総額に対する株主資本簿価の比率 (Book to Market Ratio) を過去の株式リターンにパネル回帰したとき、企業固定効果が無条件保守主義の程度を表すとしており²³、無条件保守主義の程度は、その国の会計基準そのものに依存し、年度ごとに大きく変化することはないと考えられている。保守主義の時系列変化と GDP 成長率の関係性を検証する本稿では、無条件保守主義ではなく、条件付保守主義に主眼を置くこととする。

条件付保守主義は、支出面の GDP を構成する企業投資を通じて、あるいは分配面の GDP を構成する営業余剰等を通じて、GDP 成長率に影響を及ぼすと考えられる。すなわち、企業利益に係る条件付保守主義を考慮することで、GDP 成長率の予測精度が高まる可能性がある。

Ball and Shivakumar [2005] は、損失の適時認識には、経営者と投資家間のエージェント問題緩和する効果があるとした。経済的損失の認識は、経営者の報酬を低下させるため、正味現在価値が負になる投資を事前に抑制し、また事後的には、収益性の低下した投資の清算を促す。Francis and Martin [2010] は、適時な損失認識が、特に企業規模 (資産規模、売上規模) の拡大のみを企図し、株主

²² IFRS では、特別損益項目が区分表示されないが、著者らは、棚卸資産評価損と戻入、リストラックチャリング費用、および長期性資産の減損を特別損益項目として抽出した。これらの項目に係る認識・測定ルールは、IFRS 導入により変更されている。

²³ 企業 i の t 期末時点の時価総額に対する株主資本簿価比率 ($BTM_{i,t}$) がばらつく背景として、経済的ニュースが株主資本簿価に遅延して反映される「ラグ要素」と、恒常的に株主資本簿価を過小に評価する「バイアス要素」があると指摘。このバイアス要素こそが無条件保守主義の程度を表し、回帰式では企業固定効果 α_i に反映されると考えた。企業固定効果 α_i の値が小さい企業は、時価総額に対して株主資本簿価が小さくなるため、無条件保守主義の程度が高いとみるのである。

$$\text{Model : } BTM_{i,t} = \alpha_t + \alpha_i + \sum_{j=0}^6 \beta_j R_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}$$

$BTM_{i,t}$: 企業 i の t 期末の株主資本簿価/ t 期末の時価総額
 $R_{i,t-j}$: 企業 i の $t-j$ 期の株式リターン (ラグ要素)
 α_t : 企業に共通する時間効果
 α_i : 無条件保守主義の程度を表す企業固定効果 (バイアス要素)

価値を毀損するような帝国主義的 (empire-building) な買収を抑制する効果を検証した。具体的には、バッド・ニュースに対する利益の感応度が高いほど、買収発表の前後 3 日間の市場調整済累積株式リターンで測った買収の収益性が高いことを示した。適時な損失認識が過剰投資を抑制するという見方に加え、Roychowdhury [2010] は、条件付保守主義が、正味現在価値が正の投資を過小にするとした。リスク回避的な経営者は、投資の正味現在価値が正であっても、会計上は経済的利益の認識が先延ばしにされるために、高リスクの投資を敬遠する可能性がある。Chang et al. [2015] も、経営者の報酬が会計利益に敏感である場合、近視眼的な意思決定がなされることで、企業のイノベーションが抑制されるとした。

他方、Lara, Osma and Penalva [2016] によれば、条件付保守主義は、投資余力の高い企業について過剰投資を抑制する反面、資金制約のある企業の過小投資問題を解決するという。保守的な財務報告は、経営者と債権者の間のエージェンシー問題を緩和し、資金制約のある企業の資金調達を容易にするためである。Laux and Ray [2020] は、経営者の報酬契約を最適に調整することで、条件付保守主義が過小投資をもたらすことはなく、むしろイノベーションを促進することを理論的に説明した。

このように条件付保守主義は企業の投資に正負両方の影響を与えうるが、中野・大坪・高須 [2017] は、1990 年～2013 年までの本邦上場企業について、Khan and Watts [2009] のモデル²⁴で測った条件付保守主義が純投資 (固定資産純投資 + M&A 関連投資 + R&D 支出額) を抑制することを示した。このような投資活動の抑制が上場企業全体でも確認されれば、民間設備投資、ひいては GDP 全体が押し下げられる可能性がある。

この点、Gaertner, Kausar and Steele [2020] は、条件付保守主義によりバッド・ニュースが企業利益に適時に反映されるが、個社の利益を集約する過程において、企業に固有なバッド・ニュースが企業利益にもたらす負の影響は分散されるのに対し、業種全体やマクロ経済に係るシステムティックなバッド・ニュースの影響は分散されないと指摘する²⁵。したがって、集約レベルの利益においても条件付保守主義は観察されるはずであり、集約利益のマイナス変化はプラス変化よりも適時性の高い情報を有することから、将来の GDP 成長率予測において増

²⁴ Basu モデルにおいて条件付保守主義の指標となる交差項の係数 (負のリターンに対する利益の感応度) を企業特性の関数としてモデル化することで、企業・年ごとの保守主義の程度の測定を可能としたモデル。

²⁵ 会計利益が持つ属性の変化は、集約レベルでは減衰される可能性があるとの先行研究がある一方、企業間で同時期に共通して確認される利益属性の変化については集約レベルにも反映されることがある (Ball, Gallo and Ghysels [2019])。

分的な情報を有すると考えられる。そのため、条件付保守主義を考慮することは将来の GDP 成長率予測に有益であるという。

以上の議論を踏まえると、条件付保守主義は、損失の適時認識を通じて企業の投資に正負いずれかの影響を与える可能性があり、特にシステムティックなバッド・ニュースに起因する損失の適時認識および投資への影響については、集約しても消失しないと考えられる。このため、条件付保守主義は将来の GDP 成長率を予測するにあたり集約利益に対して増分的な情報を有していると考えられ、本稿では以下の検証仮説を設定する。

仮説. 集約利益を用いた GDP 予測において、条件付保守主義を考慮した場合、しない場合と比べて予測誤差は小さくなる。

4. リサーチデザイン

本稿では、GDP 成長率予測にあたり、GDP の情報のみを用いた自己回帰 (Auto-Regressive: AR) モデルをベンチマークモデルとし、企業利益に係る条件付保守主義を考慮することで、予測精度が高まるか否かを検証する。予測の改善・悪化の判断は、モデル毎に推計された GDP 成長率の予測値と実績値との間の平均二乗予測誤差 (Mean Squared Forecast Error: MSFE)²⁶を、ベンチマークモデルの MSFE で除した「相対 MSFE」が 1 を下回るかどうかをもって行う。なお、予測については数四半期先までを予測期間に含めることも考えられるが、多くの先行研究では集約利益は翌四半期の GDP 成長率に対して最も予測力を有することが示されている (Konchitchki and Patatoukas [2014a]; 中野・吉永 [2016]) ことから、本稿でも 1 四半期先を予測する。ベンチマークとなる AR モデルのラグ次数は、赤池情報量基準に基づきラグ次数 1 を選択している。

集約利益が GDP 成長率予測において増分的な情報を有することは、前述のとおり、Konchitchki and Patatoukas [2014a] や中野・吉永 [2016] 等で示されている。これらの論文で用いられている「集約利益モデル」は、式 (1) のとおり、GDP 成長率の AR モデルに集約利益の変化の項を加えた形をとる。

$$\Delta \ln Y_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Y_t + \beta_2 \Delta NI_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1)$$

$\Delta \ln Y_t$: t 期の実質GDPの前期比成長率

ΔNI_t : t 期の集約利益売上高比率の前期差

²⁶ 平均二乗予測誤差 (MSFE) とは、それぞれのデータに対して、予測値と実績値の差の 2 乗を計算し、その総和をとり、データの総数で割った値である。MSFE の値が小さいほど誤差の小さいモデルといえる。

条件付保守主義の程度が、追加的な情報を有し、モデルの予測改善に資するかどうかを検証するにあたっては、条件付保守主義そのものを定量化するアプローチと、予測モデル内の集約利益を分解して条件付保守主義を捉えるアプローチの大きく2つがある。

(1) 条件付保守主義を定量化するアプローチ

1つ目のアプローチは、条件付保守主義の程度そのものを定量化し、集約利益モデルの説明変数に加えるものである。モデルは式(2)のとおりとなる。

$$\Delta \ln Y_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Y_t + \beta_2 \Delta NI_t + \beta_3 \Delta Cnsv_t + \varepsilon_{t+1} \quad (2)$$

$\Delta \ln Y_t$: t 期の実質GDPの前期比成長率

ΔNI_t : t 期の集約利益売上高比率の前期差

$\Delta Cnsv_t$: 定量化した t 期の保守主義指標の変化

本稿では、条件付保守主義の定量化にあたり、先行研究において最も引用されている Basu モデルと、Ball, Kothari and Nikolaev [2013] で提示された Basu モデルの改良型モデル（以下、BKN モデル）を用いる²⁷。

イ. Basu モデル

Basu モデルは以下の式(3)で表され、被説明変数は企業の利益情報であり、説明変数には企業の株式情報が含まれる。

$$\frac{Net\ Income_{i,t}}{MV_{i,t-1}} = \beta_0 + \beta_1 D(AR_{i,t} < 0) + \beta_2 AR_{i,t} + \beta_3 AR_{i,t} * D(AR_{i,t} < 0) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

$Net\ Income_{i,t}$: 企業 i の t 期の当期純利益

$MV_{i,t-1}$: 企業 i の $t-1$ 期の時価総額

$AR_{i,t}$: 企業 i の t 期の市場調整済株式リターン（期待外リターン）

$D(AR_{i,t} < 0)$: $AR_{i,t}$ が負なら1、そうでなければ0を取るダミー変数

Basu モデルでは、企業に対するグッド・ニュースとバッド・ニュースの代理変数として市場調整済株式リターンを用いており²⁸、株式情報には会計利益情報

²⁷ 条件付保守主義の定量化モデルについては、先行研究による多くのモデルが存在する。本稿で Basu モデルと BKN モデルを選択した理由は、モデルがシンプルで推計が容易な点とデータの入手が容易（欠損値が比較的少ない等）な点にある。

²⁸ Basu [1997] は、市場調整済株式リターンとして、企業 i の t 期の株式リターンから、CRSP 米国総合指数に基づく米国株式市場全体の t 期の株式リターンを除いたものを用いている。

を含む公に利用可能なすべての情報が含まれるとの仮定がある。 β_2 はグッド・ニュースに対する会計利益の感応度（会計利益が経済的利益をどれだけ適時に織り込んでいるか）を、 $\beta_2 + \beta_3$ はバッド・ニュースに対する会計利益の感応度（損失認識の適時性）を表し、 β_3 は条件付保守主義の程度を表すと解釈される。モデル式を各時点でクロスセクション推計することにより β_3 の時系列データを構築できる。

ロ. BKN モデル

Ball, Kothari and Nikolaev [2013] は、利益や株式リターンには、過去の経営実績等に基づく予測などの「期待された」構成要素と、企業や投資家にとってサプライズである「期待外」の構成要素があるところ、Basu モデルが本質的に捉えようとしている条件付保守主義とは、両者の「期待外」の構成要素の関係であることを改めて指摘した。そして、条件付保守主義の存在に関係なく β_3 が有意に正の値をとりうるという Patatoukas and Thomas [2011] が報告したバイアスは、利益と株式リターンのうち「期待された」構成要素をコントロールすることで消失するとした。具体的には、「期待された」構成要素をコントロールする手法として、以下の3つを提案している。第1の手法は、Basu モデルに、期待利益や期待リターンおよびその決定に影響を与えるコントロール変数を加えるものである。Ball, Kothari and Nikolaev [2013] ではコントロール変数として、前期末株価の自然対数値、前期末時価総額の自然対数値、前期末簿価時価比率、前期末負債比率、日次リターンのボラティリティ等を加えている。第2の手法は、モデルにより推計した期待外利益と企業規模・簿価時価比率調整後リターンを利用するものである。具体的に期待外利益は、当期利益を前期利益に回帰した残差としている。第3の手法は、期待外リターンを第2の手法により算出する一方、利益に対する期待は企業ごとに異なるが時系列では安定しているという前提のもと、企業利益の平均を当該企業の期待利益とみなして控除し、期待利益をコントロールするものである。Ball, Kothari and Nikolaev [2013] では、第3の手法が、推定量のバイアスを除去するにあたり、最も効果が高いことを示した。後の研究でも、当該手法は、期待利益や期待リターンを市場モデル等で推計する手法と比較して非常に簡便であるとともに、期待部分のコントロール方法としても効果が高いとされている²⁹。そのため、本稿も第3の手法に倣い、(4)式のモデルを用いる。

²⁹ なお、Collins Hribar and Tian [2014] は、第3の手法を用いることで、CFOに係るバイアスも緩和できることを示している。

$$\frac{Net\ Income_{i,t}}{MV_{i,t-1}} - \eta_i = \beta_0 + \beta_1 D(AR_{i,t} < 0) + \beta_2 AR_{i,t} + \beta_3 AR_{i,t} * D(AR_{i,t} < 0) + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

$Net\ Income_{i,t}$: 企業*i*の*t*期の当期純利益

$MV_{i,t-1}$: 企業*i*の*t* - 1 期の時価総額

η_i : 企業*i*の (*t*期当期純利益/*t* - 1 期時価総額) の平均値

$AR_{i,t}$: 企業*i*の*t*期の市場調整済株式リターン (期待外リターン)

$D(AR_{i,t} < 0)$: $AR_{i,t}$ が負なら1、そうでなければ0を取るダミー変数

本モデルは Basu モデルと比較したとき、被説明変数を「期待外」利益としている点が特徴である。具体的には、Basu モデルの被説明変数 (当期純利益/前期末時価総額) から各企業の被説明変数の平均値を控除することで「期待された」利益部分をコントロールしている³⁰。説明変数の株式リターンは、オリジナルの Basu モデル同様、期待外リターンとダミー変数、およびその交差項で構成される。

(2) 予測モデル内の集約利益を分解するアプローチ

2 つ目のアプローチは、2 節 (2) ハ. で述べた Gaertner, Kausar and Steele [2020] に倣い、集約利益モデルの説明変数に、ダミー変数を用いて集約利益のマイナスの変化を追加する (以下、GKS モデル)。モデル式は (5) 式のとおりとなる。

$$\Delta \ln Y_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Y_t + \beta_2 \Delta NI_t + \beta_3 D(\Delta NI_t < 0) + \beta_4 \Delta NI_t * D(\Delta NI_t < 0) + \varepsilon_{t+1} \quad (5)$$

$\Delta \ln Y_t$: *t*期の実質GDPの前期比成長率

ΔNI_t : *t*期の集約利益売上高比率の前期差

$D(\Delta NI_t < 0)$: ΔNI_t が負なら1、そうでなければ0を取るダミー変数

著者らはこのモデルを推計し、マイナスの集約利益変化が、将来の GDP 成長率に対して非対称な影響を持つことを示した (β_4 が有意に正)。この結果は、企業のバッド・ニュースは適時に反映される一方、企業のグッド・ニュースの反映には相対的に時間がかかることを示唆しており、非対称な適時性、すなわち条件付保守主義が観察されていると解釈することも可能である。本稿では、このモデルについても検証を行う。なお、検証に際しては被説明変数に季節調整済実質

³⁰ BKN モデルでは各企業の平均値をサンプル期間全体から算出し、本稿もそれに倣っているが、本稿の最終的な分析目的であるマクロ経済予測への利用に照らすと、各時点において利用可能なサンプルに限定して推計することが望ましいと考えられる。そのため、追加的に過去 4 四半期や 12 四半期の平均値を控除したモデルも併せて検証する (検証結果は脚注 39 参照)。

GDP 前期比成長率を、説明変数に季節調整済の集約利益売上高比率の前期差を用いる。また、GDP 成長率の予測力向上という観点からは、有意でない変数を除いた方が予測誤差を小さくすることができる可能性がある。そこで、本稿では、マイナスの利益変化のみを用いたモデル（以下、変形 GKS モデル）も推計する。モデル式は（6）式のとおりで、（5）式から $\beta_2\Delta NI_t$ の項を落とす。

$$\Delta \ln Y_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Y_t + \beta_3 D(\Delta NI_t < 0) + \beta_4 \Delta NI_t * D(\Delta NI_t < 0) + \varepsilon_{t+1} \quad (6)$$

$\Delta \ln Y_t$: t期の実質GDPの前期比成長率

ΔNI_t : t期の集約利益売上高率の前期差

$D(\Delta NI_t < 0)$: ΔNI_t が負なら1、そうでなければ0を取るダミー変数

GKS モデル・変形 GKS モデルの推計においては、利益の種類によって予測精度が異なるか検証するため、集約利益として当期純利益、経常利益、営業利益をそれぞれ用いる。

(3) 各予測モデルの比較

モデルの推計および予測値の算出にあたっては、過去 10 年 40 四半期を固定サンプルとしたローリング推計³¹を行い、サンプル期間外予測を算出する³²。中野・吉永 [2016] では過去 5 年 20 四半期を推計期間、北村・小池 [2002] では過去 10 年 40 四半期を推計期間としている。中野・吉永 [2016] は、サンプル期間が 51 四半期と短いため、推計期間を短くしつつも景気循環をちょうど 1 循環含むように設定している。本稿のサンプル期間は 81 四半期であり、推計期間を過去 10 年 40 四半期に設定した場合でも、サンプル期間外予測を約 10 年 40 四半期分算出できる。そこで、予測モデルの推計自体に十分なサンプルサイズを与えつつ、サンプル期間外予測の誤差測定にも十分なデータ数を確保する観点から、本稿では過去 10 年 40 四半期を推計期間に設定した。

31 ローリング推計とは、サンプル期間の長さを一定としつつ、推計期間を少しずつずらして係数を推計する手法である。

32 予測モデルの推計に用いたサンプル期間を 0 期～T 期とすると、「サンプル期間内予測」とは、0 期～T 期までの予測値を指す。これに対し、本稿で検討の対象とする「サンプル期間外予測」は、T+1 期以降の予測値である。サンプル期間外予測は、予測時点で利用可能な情報のみで算出された予測値であり、予測モデルの優劣の評価には、サンプル期間外予測を用いる方が適切であると考えられる。サンプル期間内予測のパフォーマンスは、変数の追加によって確実に改善されるが、本稿で着目するサンプル期間外予測については、変数を追加することで予測モデルのパフォーマンスが必ず改善するとは限らない。

5. データ

(1) 企業レベル変数

企業の財務データおよび株式データは、日経 NEEDS-FinancialQUEST (FQ) より入手した。収集対象は、東京証券取引所に上場する一般事業会社（除く金融・保険業）の四半期の連結財務情報で、売上高、営業利益、経常利益、当期純利益、株価終値、時価総額など上述のモデルの推計に使用する変数である。FQ では2003年以降、企業の四半期データが格納されているが、十分なサンプルサイズが確保できる期間³³として、2004年第2四半期～2024年第2四半期の81四半期を本稿の分析対象期間とした。決算期については、3、6、9、12月を決算期とする企業に限定した³⁴。また、本稿の分析ではサンプル期間の81四半期すべてにデータが格納されているコンスタント・サンプル分析を行う。サンプル社数は使用するモデルや手法ごとに異なるが、概ね1,000～1,300社をサンプルに含めている。これは時価総額ベースでみると、3,700社余りある東証上場企業の7割以上をカバーする計算であり、十分なサンプルサイズと考えられる（図表1）。

なお、財務データについて、FQから取得できる利益等のフローのデータは四半期の累計データのみ格納されているため、企業の決算期末（3月本決算や12月本決算など）も考慮しつつ、第1四半期については格納データを、第2～第4四半期については格納データから前四半期値を控除することで、四半期ごとのデータに変換し、季節調整をかけている。株価終値は株式リターンの計算に、時価総額は条件付保守主義の定量化モデル（Basuモデル、BKNモデル）推計時の各企業の利益情報の基準化にそれぞれ用いている。また、株式分割および株式併合による変化率計算への影響を排除するため、権利落ち調整後の株価データを用いている。

(2) マクロ変数

マクロ変数のデータは政府公表統計より入手可能な、GDP（一次速報値、季節調整値）のほか、コントロール変数としてTOPIX、景気動向指数、為替レートをを用い、モデル推計時にはいずれも対数階差（前期比変化率）をとる。

³³ 四半期報告は1999年に東証マザーズ市場で、2003年以降は東証のその他の市場において段階的に義務付けが進んだが、最も大きな転機は2006年の金融商品取引法制定であり、これにより四半期報告が法制化された（2008年施行）。

³⁴ 先行研究（Basu, Hwang and Jan [2002]）では、各企業が開示する四半期利益のうち、当該企業にとっての本決算期に特に条件付保守主義の程度が高まる点を指摘している。もっとも、本稿のBasuモデルおよびBKNモデル推計に用いる984社のうち太宗（932社）が3月末本決算企業であるほか、季節調整済の利益変数を用いるため、本決算期による分類は実施しない。

図表 1 各モデルで使用する変数およびサンプルサイズ

	条件付保守主義 (Basu、BKN)	GKS/変形 GKS モデル		
		利益変数①	利益変数②	利益変数③
使用する変数	当期純利益 時価総額 株式終値 TOPIX	売上高 当期純利益	売上高 経常利益	売上高 営業利益
		実質 GDP、TOPIX、 景気動向指数（先行）、ドル円為替レート		
サンプル社数	984 社	1,324 社	1,375 社	1,340 社
対東証時価総額比率	72.3%	74.3%	74.7%	67.0%
サンプルサイズ (企業 * 四半期)	79,704	107,244	111,375	108,540

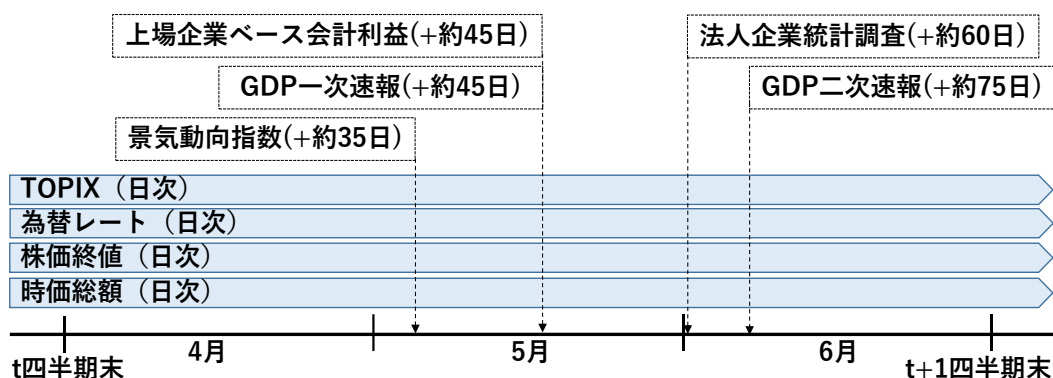
注) 各推計モデル（列毎）に、使用する変数がサンプル期間（2004 年第 2 四半期～2024 年第 2 四半期）のすべてで取得できる企業のみを選定。サンプル社数の東証上場企業の時価総額に占める比率は 2024 年第 2 四半期末時点。

(3) 予測におけるタイムライン

予測におけるタイムラインのイメージは次のとおりである（図表 2）。本稿では、 t 期の上場企業の会計情報およびマクロ経済情報を用いて、 $t+1$ 期の GDP 成長率を予測する。 t 期の会計情報および GDP の一次速報値は、 $t+1$ 期入り後 45 日程度で利用が可能となる。また、景気動向指数は月次で公表されており、通常調査月の翌々月初（つまり、対象月末+35 日程度）に利用可能となる。各企業の株価終値および時価総額、TOPIX と為替レートは日次で取得可能である。以上をまとめると、今回の各モデルによる t 期のデータを用いた $t+1$ 期の GDP 成長率の予測は、 $t+1$ 期入り後約 45 日後に可能となる。上場企業データを用いた予測は、四半期別法人企業統計調査（四半期終了後約 60 日後に公表）と比較しても速報性を有するといったメリットがある。

図表 2 予測におけるタイムライン：

1-3 月期のデータをもとに 4-6 月期の GDP 成長率を予測するケース



6. 検証結果

(1) 条件付保守主義を定量化するアプローチ

Basu モデルおよび BKN モデルの推計では前述のとおり、被説明変数に前期末時価総額で基準化した季節調整済当期純利益 ($Net\ Income_{i,t}/MV_{i,t-1}$)、同変数から各企業平均を控除した期待外当期純利益 ($Net\ Income_{i,t}/MV_{i,t-1} - \eta_i$) をそれぞれ用い、説明変数として市場調整済株式リターン ($AR_{i,t}$) とダミー変数 ($D(AR_{i,t} < 0)$) を用いる。データ内の異常値対応として、四半期ごとに上下 1 パーセントを超える企業のデータを上下 1 パーセント値に置換する処理を施している。

Basu モデルおよび BKN モデルについて、まず全サンプル期間での回帰 (Fama-MacBeth 回帰) を行う。具体的には、各時点のクロスセクション回帰により $\beta_0 \sim \beta_3$ の時系列データを推計し、各 β の時系列方向の平均値がそれぞれ有意にゼロと異なるかの検定を行った (図表 3)³⁵。結果をみると、Basu モデルについては条件付保守主義の程度を表す β_3 は、5%水準で有意に正の値となっている ($\beta_3 = 0.0092$ 、p 値 = 0.0102)。この結果は、Basu モデルを年次データで推計した高田 [2021] や薄井 [2015] などの先行研究と整合的な結果であるといえ、サンプル期間の 2004 年第 2 四半期～2024 年第 2 四半期において、全体として条件付保守主義の存在が示唆される。

他方で、BKN モデルで推計された β_3 の係数は有意でないとの結果 ($\beta_3 = 0.0048$ 、p 値 = 0.1860) となり、条件付保守主義が存在するとはいえないことが示唆された。この結果は、本稿で用いた BKN モデルと同様のモデルを年次データで検証した山下 [2023] とは異なる結果である。ただし、山下 [2023] においても、BKN モデルの β_3 は 10%有意であり、必ずしも条件付保守主義の存在を強く示すものではなかった。その意味では、両者の結果は大きく異ならないともいえる。

なお、年次データを用いた先行研究と比べ、両モデルとも決定係数が小さく当てはまりが悪いことが伺える。これは、サンプル期間の相違や、本稿での推計が年次データよりも振れの大きい四半期データを用いていることなどが影響している可能性がある。また、Basu モデル、BKN モデルとも、 β_2 は有意ではなく、グッド・ニュースは適時に会計利益に反映されていないことが伺える。四半期という期間は、グッド・ニュースが反映されるには短いという解釈ができる。

³⁵ この手法は条件付保守主義の分析で一般的に用いられる手法であるが、厳密な意味での Fama-MacBeth 回帰とは異なる。時系列方向の回帰を先に行う本来の Fama-MacBeth 回帰とアプローチが類似しているため、広義の意味での「Fama-MacBeth 的な手法」と理解される。

図表 3 Basu モデルおよび BKN モデルの回帰結果

	Basu モデル	BKN モデル
$\beta_0 : c$	0.014*** (13.0573)	0.0016 (1.4803)
$\beta_1 : D(AR_{i,t} < 0)$	-0.0008 (-1.4620)	-0.0012** (-2.3102)
$\beta_2 : AR_{i,t}$	-0.0035 (-1.4043)	-0.0033 (-1.3430)
$\beta_3 : AR_{i,t} * D(AR_{i,t} < 0)$	0.0092** (2.6331)	0.0048 (1.3340)
average adj. R2	0.0005	0.0004
obs.	79,704	79,704

注) 表内の太字の数値が回帰係数、細字の括弧書きの数値が Fama-MacBeth 回帰における t 値を表す。*、**、***はそれぞれ 10%、5%、1%の有意水準を表す。

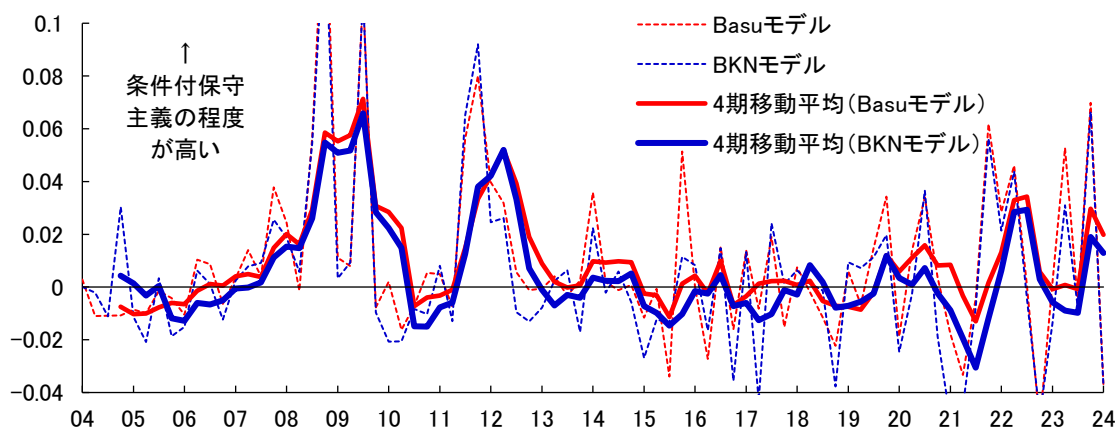
推計された β_3 を時系列で見ると、大きなマクロ経済的なショック（リーマンショック、東日本大震災、コロナ禍³⁶など）の際に条件付保守主義の程度が高まっている（図表4）。 β_3 が統計的に有意となるのは、Basuモデルでは2009年、2011年、2014年、2015年、2023年、BKNモデルでは2009年、2011年、2017年、2021年のうちの、それぞれ1～2四半期である。このうち、両モデルに共通して有意に正の β_3 が確認できるのは、リーマンショック後の2009年第1四半期と第4四半期、東日本大震災発生時の2011年第4四半期である。経済の負のショックがグローバルあるいは全国的な場合、バッド・ニュースに直面する企業の数が増え、減損や引当金が費用計上されるケースも増加し、条件付保守主義が有意になっているとみられる³⁷。本稿と同様、薄井 [2015] の結果もまた、全体として β_3 は有意である一方、年毎の推計結果を個別にみると、 β_3 が統計的に有意でない年が少なくない³⁸。

³⁶ 2021 年後半にかけて条件付保守主義の程度が高まる背景としてコロナ禍が挙げられ、わが国では 2020 年は 4-5 月に全国一斉に第 1 回緊急事態宣言（期間 1 月程度）が発出されるにとどまった一方、2021 年入り後は、第 2 回（1-3 月、最大 11 都道府県）、第 3 回（4-9 月、最大 21 都道府県）の緊急事態宣言に加え、まん延防止重点措置（4-9 月、最大 33 都道府県）も宣言されたことで、特に保守的になった可能性が考えられる。

³⁷ 引当金や減損は、費用・損失の発生可能性が特定の閾値を超えたときに認識されるため、大きなマクロ経済ショックの際に各社のバッド・ニュースに対する感応度が高まっている可能性も考えられる。

³⁸ 各時点での係数が有意でなくても、時系列方向に平均化された結果が有意になることは、統計的に矛盾してはいない。①標準誤差の性質の違い、②ノイズのキャンセルアウト、③長期的な効果などが背景としてあげられる。①は、個別の係数の推定誤差（各時点でのクロスセクション回帰の標準誤差は、サンプルサイズが小さいと大きくなる傾向がある）や、平均係

図表 4 Basu モデルおよび BKN モデルの β_3 の時系列推移



注)表内の折れ線グラフは、点線が Basu モデルおよび BKN モデルで推計された β_3 の推移(2004 第 2 四半期～2024 第 2 四半期)、実線が β_3 の 4 四半期後方移動平均 (2005 第 1 四半期～2024 第 2 四半期)を示している。

本稿の分析では、BKNモデルで、平均的にみて条件付保守主義の存在を確認できなかったことから³⁹、条件付保守主義の程度そのものを推計してマクロ予測モデルの説明変数に用いるアプローチは諦めることとする。以下では、第2のアプローチにより、条件付保守主義の存在をモデルの予測力改善に繋がられるか検討することとする。

(2) 予測モデル内の集約利益を分解するアプローチ

GDP成長率予測モデルに含まれる集約利益を分解したGKSモデルおよび変形GKSモデルを日本のデータで推計する。5節(1)のとおり、ここでは利益変数として営業利益、経常利益、当期純利益を用いる⁴⁰。

次に、各モデルを全サンプル期間で推計する。推計するモデルは、① Konchitchki and Patatoukas [2014a] や中野・吉永 [2016] で使われた集約利益の変

数の標準誤差(平均化により、時系列方向でのサンプルサイズが増加し、標準誤差が縮小する)が要因として挙げられる。②については、時点ごとに係数が大きくばらついていた場合でも、ノイズが独立していれば平均化により相殺され、その結果、平均値がゼロから統計的に有意に異なることがある。最後に、③については、各時点では短期的な変動要因が支配的である場合でも、長期的にみた場合に一貫した傾向がある場合がある。

³⁹ BKN モデルにおいて、当期純利益の時価総額比から期待された部分を除くための同変数の平均値として、直近1年(過去4四半期)や直近3年(過去12四半期)の平均値を用いると、直近1年平均値の場合はいずれの係数も有意とならず、直近3年平均値の場合に β_3 が10%有意となるにとどまった。また、各四半期時点のクロスセクションの推計結果も同様に、各 β_3 のほとんどが有意でないとの結果となっている。

⁴⁰ 経常利益や営業利益のデータは、一部IFRS採用企業について日本基準と厳密には異なる定義の値が格納されているケースが混在するが、本稿では、サンプル全体におけるIFRS適用企業の割合が小さいことから、この点に関するデータの仕分けは行っていない。

化と当期のGDP成長率を説明変数とする集約利益モデル、②集約利益の変化に加えマイナスの変化も変数とするGKSモデル、③GKSモデルにコントロール変数を加えたモデル、④変形GKSモデルにコントロール変数を加えたモデルの4種である。コントロール変数には、Gaertner, Kausar and Steele [2020] で用いられた変数から景気動向指数（先行）、TOPIX、ドル円為替レートを選択し、それぞれ対数階差（前期比変化率）をとった。内閣府が公表する景気動向指数のうち先行指数を含めるのは、翌期のGDP成長率を予測するうえで、集約利益が増分的情報を有しているか確認するためである。TOPIXの株式リターンを含めたのは、株式情報には会計利益情報を含む公に利用可能なすべての情報が含まれるとの前提のもと、バッド・ニュースを受けた集約利益のマイナス変化が追加的な情報を持つか確認するためである。為替レートを含めるのは、3節のとおり、条件付保守主義が企業損益を通じて実体経済に影響を与え、その主たる経路が企業の投資行動である場合、為替変動による短期的な業績変化は影響しない可能性があるためである。

図表 5 GKS モデルの推計結果

A. 当期純利益

		①	②	③	④	
(1)	β_0	c	0.001 (0.501)	0.003 (0.820)	0.003 (1.105)	0.003 (1.335)
(2)	β_1	$\Delta \ln Y_t$	-0.398*** (-3.847)	-0.510*** (-5.557)	-0.427*** (-3.347)	-0.428*** (-3.420)
(3)	β_2	ΔNI_t	0.591*** (6.730)	0.381** (2.136)	-0.049 (-0.188)	
(4)	β_3	$D(\Delta NI_t < 0)$		0.002 (0.461)	0.001 (0.236)	0.002 (0.386)
(5)	β_4	$\Delta NI_t * D(\Delta NI_t < 0)$		0.701*** (3.419)	0.502** (2.198)	0.485** (2.149)
(6)	β_5	$\Delta \ln Topix_t$			-0.022 (-0.9093)	-0.022 (-0.907)
(7)	β_6	$\Delta \ln Econindex_t$			0.225*** (3.380)	0.218*** (4.216)
(8)	β_7	$\Delta \ln Exrate_t$			-0.011 (-0.292)	-0.011 (-0.304)
(9)		<i>adj. R2</i>	0.222	0.274	0.381	0.389
(10)		<i>obs.</i>	80	80	80	80

注) 回帰式は「 $\Delta \ln Y_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Y_t + \beta_2 \Delta NI_t + \beta_3 D(\Delta NI_t < 0) + \beta_4 \Delta NI_t * D(\Delta NI_t < 0) + \sum_{i=5}^7 \beta_{it} control_{i,t} + \varepsilon_{t+1}$ 」。 $\Delta \ln Y_t$ は実質GDPの対数階差、 ΔNI_t は当期純利益の売上高比率の前期差、 $D(\Delta NI_t < 0)$ は ΔNI_t が負の時1を取るダミー変数、 $\Delta \ln Topix_t$ はTOPIX指数の対数階差、 $\Delta \ln Econindex_t$ は景気動向指数（先行）の対数階差、 $\Delta \ln Exrate_t$ は為替レートの対数階差。推定は最尤法による。括弧内の数値はt値を表し、*、**、***はそれぞれ10%、5%、1%の有意水準を表す。

B. 経常利益

		①	②	③	④	
(1)	β_0	c	0.000 (0.417)	0.004 (1.129)	0.006 (1.640)	0.006** (2.255)
(2)	β_1	$\Delta \ln Y_t$	-0.391*** (-3.240)	-0.466*** (-4.743)	-0.404*** (-2.953)	-0.402*** (-3.265)
(3)	β_2	ΔOrdI_t	0.670*** (9.936)	0.400*** (2.701)	0.069 (0.223)	
(4)	β_3	$D(\Delta \text{OrdI}_t < 0)$		-0.002 (-0.415)	-0.005 (-0.991)	-0.005 (-1.396)
(5)	β_4	$\Delta \text{OrdI}_t * D(\Delta \text{OrdI}_t < 0)$		0.519*** (3.280)	0.477*** (2.630)	0.495*** (3.203)
(6)	β_5	$\Delta \ln \text{Topix}_t$			-0.032 (-1.331)	-0.033 (-1.443)
(7)	β_6	$\Delta \ln \text{Econindex}_t$			0.168* (1.900)	0.183*** (3.708)
(8)	β_7	$\Delta \ln \text{Exrate}_t$			0.015 (-0.487)	-0.013 (-0.441)
(9)	<i>adj. R2</i>		0.357	0.397	0.452	0.459
(10)	<i>obs.</i>		80	80	80	80

注) 回帰式は「 $\Delta \ln Y_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Y_t + \beta_2 \Delta \text{OrdI}_t + \beta_3 D(\Delta \text{OrdI}_t < 0) + \beta_4 \Delta \text{OrdI}_t * D(\Delta \text{OrdI}_t < 0) + \sum_{i=5}^7 \beta_{it} \text{control}_{i,t} + \varepsilon_{t+1}$ 」。 $\Delta \ln Y_t$ は実質 GDP の対数階差、 ΔOrdI_t は経常利益の売上高比率の前期差、 $D(\Delta \text{OrdI}_t < 0)$ は ΔOrdI_t が負の時1を取るダミー変数、 $\Delta \ln \text{Topix}_t$ は TOPIX 指数の対数階差、 $\Delta \ln \text{Econindex}_t$ は景気動向指数（先行）の対数階差、 $\Delta \ln \text{Exrate}_t$ は為替レートの対数階差。推定は最尤法による。括弧内の数値は t 値を表し、*、**、***はそれぞれ 10%、5%、1%の有意水準を表す。

C. 営業利益

		①	②	③	④	
(1)	β_0	c	0.000 (0.278)	0.001 (0.688)	0.002 (1.011)	0.006*** (4.044)
(2)	β_1	$\Delta \ln Y_t$	-0.164 (-1.042)	-0.194 (-1.531)	-0.192 (-1.398)	-0.346*** (-4.621)
(3)	β_2	ΔOpel_t	1.201*** (14.293)	0.885*** (6.702)	0.880*** (4.278)	
(4)	β_3	$D(\Delta \text{Opel}_t < 0)$		0.005* (1.827)	0.003 (1.167)	-0.002 (-0.831)
(5)	β_4	$\Delta \text{Opel}_t * D(\Delta \text{Opel}_t < 0)$		0.937*** (6.248)	0.943*** (5.598)	1.285*** (9.190)
(6)	β_5	$\Delta \ln \text{Topix}_t$			-0.015 (-1.002)	-0.025 (-1.262)
(7)	β_6	$\Delta \ln \text{Econindex}_t$			0.008 (0.193)	0.144*** (4.825)
(8)	β_7	$\Delta \ln \text{Exrate}_t$			-0.004 (-1.398)	-0.023 (-0.812)
(9)	<i>adj. R2</i>		0.639	0.711	0.708	0.665
(10)	<i>obs.</i>		80	80	80	80

注) 回帰式は「 $\Delta \ln Y_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 \Delta \ln Y_t + \beta_2 \Delta \text{Opel}_t + \beta_3 D(\Delta \text{Opel}_t < 0) + \beta_4 \Delta \text{Opel}_t * D(\Delta \text{Opel}_t < 0) + \sum_{i=5}^7 \beta_{it} \text{control}_{i,t} + \varepsilon_{t+1}$ 」。 $\Delta \ln Y_t$ は実質 GDP の対数階差、 ΔOpel_t は営業利益の売上高比率の前期差、 $D(\Delta \text{Opel}_t < 0)$ は ΔOpel_t が負の時1を取るダミー変数、 $\Delta \ln \text{Topix}_t$ は TOPIX 指数の対数階差、 $\Delta \ln \text{Econindex}_t$ は景気動向指数（先行）の対数階差、 $\Delta \ln \text{Exrate}_t$ は為替レートの対数階差。推定は最尤法による。括弧内の数値は t 値を表し、*、**、***はそれぞれ 10%、5%、1%の有意水準を表す。

推計結果をみると（図表5）、まず①列で、Gaertner, Kausar and Steele [2020] や Konchitchki and Patatoukas [2014a]、中野・吉永 [2016] 等の先行研究同様、集約利益情報が翌期のGDP成長率を説明するにあたり増分的な情報を有することが確認できる（ β_2 の係数が有意に正）。これは利益変数として、当期純利益、経常利益、営業利益のいずれを用いた場合でも確認される。

次に、ダミー変数を用いて集約利益のマイナス変化を変数に追加した②列のGKSモデルでは、利益変化の影響（ β_2 ）とマイナスの利益変化の増分的影響（ β_4 ）の双方が有意に正の係数となった。これは、プラスの利益変化よりもマイナスの利益変化の影響の方が大きいことを意味している。Gaertner, Kausar and Steele [2020] でも、前述のとおり、集約利益のマイナス変化を加えた定式化で β_4 が有意となり、プラスとマイナスの利益変化に有意な差がある結果となっている。

③列のGKSモデルにコントロール変数（TOPIX、景気動向指数、為替レート）を加えた結果をみると、説明変数にいずれの利益変数を用いても、マイナスの利益変化の増分的影響を示すパラメーター（ β_4 ）は引き続き有意に正となっており、プラスとマイナスの利益変化の非対称性の存在が示唆される。また、当期純利益と経常利益を用いたモデルでは、 β_2 が有意ではなくなっており、集約利益のプラスの変化が有する情報はコントロール変数と同様の情報を持つ部分があると示唆される。さらに、④列のコントロール変数を加えた変形GKSモデルの結果をみると、説明変数にいずれの利益変数を用いた場合でも、 β_4 （ここではマイナスの利益変化の影響を示すパラメーター）は有意に正の値が推計されている。

ここまでの結果を整理すると、GKSモデルにより、プラスの利益変化が翌期のGDPに対し説明力を必ずしも持たないこと、プラスとマイナスの利益変化の説明力には非対称性があること、マイナスの利益変化が翌期のGDPに対し説明力を持つことが示され、条件付保守主義が存在し、マイナスの利益変化を考慮することがGDP成長率の予測精度向上に繋がる可能性が示唆される⁴¹。

⁴¹ なお、条件付保守主義の影響が金額的に大きくなるであろう減損損失は、特別損益項目に反映される。その点、経常利益や営業利益を説明変数とした場合にも β_4 が有意に正であるのは、条件付保守主義以外の要因が影響している可能性がある。そのような要因として、前述したCFOに係るバイアスやコストの下方硬直性がありうる。Gaertner, Kausar and Steele [2020] は、当期純利益を説明変数として CFO に係るバイアスおよびコストの下方硬直性をコントロールした追加分析を行っているが、主たる分析結果に変化はない。CFOに係るバイアスについては、集約利益の変化を CFO の変化と会計発生高の変化に分解し、CFO 変化がマイナスのときに GDP 成長率に対する追加的な予測力を持たないことが確認されている。また、コストの下方硬直性については、集約当期純利益の変化の項とは別に、売上高の変化とその符号がマイナスのときに 1 を取るダミー変数との交差項を含めて推計し、当該交差項が GDP 成長率に対する追加的な予測力を持たないことが確認されている。

(3) 予測モデルの推計

イ. サンプル期間全体における相対予測誤差

ここでは各モデルを用いてGDP成長率を予測し、MSFEの相対比較によってモデル予測力の比較を行う。各予測モデルのパフォーマンスは以下のとおりである（図表6）。

図表 6 各予測モデルの予測パフォーマンス

利益変数	推計モデル	相対 MSFE (コントロール無)	相対 MSFE (コントロール有)
当期純利益	集約利益モデル	0.817	0.795
	GKS モデル	1.035	0.867
	変形 GKS モデル	0.986	0.771
経常利益	集約利益モデル	0.880	0.893
	GKS モデル	0.907	0.858
	変形 GKS モデル	0.912	0.827
営業利益	集約利益モデル	1.362	1.444
	GKS モデル	1.738	1.794
	変形 GKS モデル	1.782	1.741

注) サンプル期間を 10 年 40 四半期に固定した翌期の静的予測。各モデルの推計は最尤法による。表中の太字表記は相対 MSFE が 1 を下回っており、ベンチマークモデルである AR モデルと比較して予測誤差が縮小していることを示す。

まず、利益変数による違いであるが、営業利益を利益変数とするモデルではいずれも相対MSFEが1を上回っており、ARモデルに比べて予測誤差が大きくなっている。他方、経常利益と当期純利益についてはすべてないしほとんどのモデルで相対MSFEが1を下回っており、ARモデルに比べ予測誤差が縮小する結果となった。経常利益や当期純利益を用いた集約利益モデルで精度が向上するという結果は、Konchitchki and Patatoukas [2014a]、中野・吉永 [2016] 等で示された実証結果と整合的であり、特に後者で示された本邦における集約利益情報の有用性は、サンプル期間が変わっても引き続きGDP成長率予測に対し有効であることを示している。各モデルにおけるコントロール変数の有無で比較すると、利益変数が当期純利益の場合はすべてのモデルで、経常利益の場合は集約利益モデルを除く2モデルで、コントロール変数を含む方が相対MSFEが小さくなる結果となり、予測精度が高まることが示された。

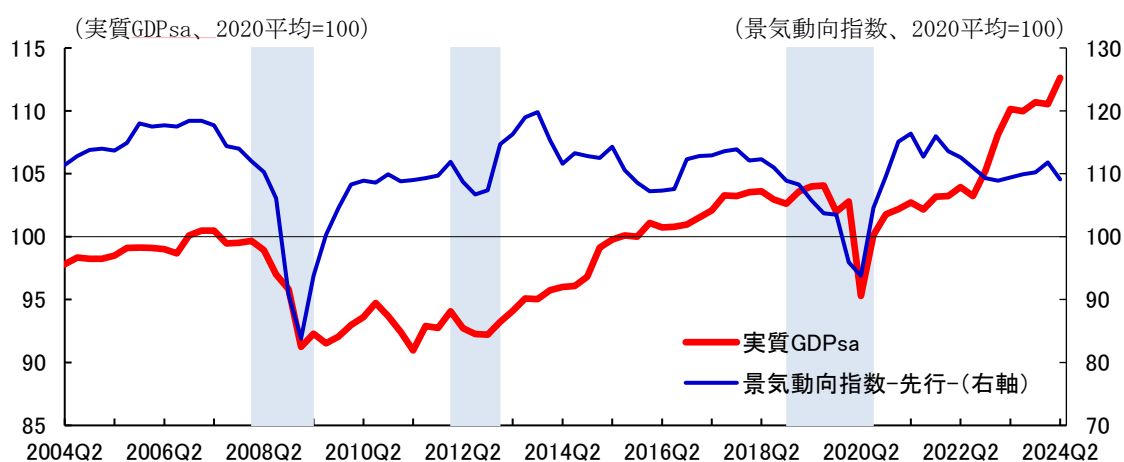
コントロール変数ありの各モデルの予測精度をやや仔細に比較すると、まず、経常利益を利益変数とする場合は、変形GKSモデルで予測誤差が最も小さく、GKSモデル、集約利益モデルと続く。当期純利益を用いた場合、GKSモデルの予測誤差は集約利益モデル対比で大きかったものの、変形GKSモデルで予測誤差が最も小さいという結果は変わらない。変形GKSモデルでの比較では、当期純利

益を用いたモデルの方が予測誤差が小さい。なお、マイナスの利益変化のみ考慮する変形GKSモデルの方がGKSモデルよりも予測精度が高まるという結果は、フルサンプル推計で集約利益の変化自体のパラメーターは有意でないことから示唆されていたともいえる。

ロ. 追加検証：景気拡大期・後退期の相対予測誤差

こうした相対予測誤差の縮小は、特定の時期に集中しているのだろうか。先行研究ではマクロ経済の不況時と好況時で条件付保守主義の程度には違いがあるとされている（Jenkins, Kane and Velury [2009]）⁴²。この点について、内閣府の経済社会総合研究所が公表する「景気基準日付」を用いて検証を試みる。景気基準日付は、景気の山と谷を年月日で特定して公表しているが、参考として併せて「四半期基準日付」も公表している。本稿のサンプル期間（2004年第2四半期～2024年第2四半期）における景気後退期は、①2008年第1四半期～2009年第1四半期、②2012年第1四半期～2012年第4四半期、③2018年第4四半期～2020年第2四半期の計3回である（図表7）。

図表 7 実質 GDP の推移と景気動向指数および四半期景気基準日付



注) 実質 GDPsa は、季節調整済実質 GDP を 2020 年平均=100 として指数化したもの。図中のシャドー部分は四半期基準日付で定義される景気後退期。

⁴² Jenkins, Kane and Velury [2009] によると、景気後退期の企業は、例えば株価急落に起因する訴訟リスクを低下させるため、保守的な会計数値を報告するという。また、景気後退期の企業は、正味現在価値が負となる投資プロジェクトの存在を適時に報告することや、財務制限条項への早期抵触を通じたデフォルト・リスクのシグナリングにより、経営者と債権者の間の情報非対称性を緩和し負債調達コストを低下させるため、保守的な会計処理を行う可能性がある（Zhang [2008]）。

本稿で実施したローリング推計の推計期間は10年40四半期で、モデルによるサンプル期間外予測のスタートは2014年第2四半期からであることから、景気拡大期（2014年第2四半期～2018年第3四半期および2020年第3四半期～2024年第2四半期）と景気後退期（2018年第4四半期～2020年第2四半期）について検証が可能となる。景気拡大期と後退期において各モデルの予測誤差を集計し、それぞれに相対MSFEを算出することで比較を試みた結果は次のとおりである（図表8）。

図表 8 景気拡大期・後退期別の相対予測誤差

利益変数	推計モデル	相対 MSFE (コントロール無)		相対 MSFE (コントロール有)	
		拡大期	後退期	拡大期	後退期
当期純利益	集約利益モデル	0.835	0.801	0.776	0.811
	GKS モデル	1.398	0.716	0.999	0.752
	変形 GKS モデル	1.292	0.717	0.798	0.747
経常利益	集約利益モデル	0.895	0.866	0.850	0.931
	GKS モデル	0.892	0.920	0.744	0.958
	変形 GKS モデル	0.906	0.917	0.727	0.915
営業利益	集約利益モデル	1.836	0.947	1.992	0.963
	GKS モデル	2.528	1.045	2.637	1.054
	変形 GKS モデル	2.576	1.084	2.579	1.005

注) サンプル期間を 10 年 40 四半期に固定した翌期の静的予測。各モデルの推計は最尤法による。表中の太字表記は相対 MSFE が 1 を下回っており、ベンチマークモデルである AR モデルと比較して予測誤差が縮小していることを示す。

ここで注目すべきは、利益変数に当期純利益を用いた場合と経常利益を用いた場合で結果が異なることである。集約利益モデルと GKS・変形 GKS モデルを比べると、当期純利益を用いた場合、コントロール変数の有無にかかわらず、景気後退期に GKS モデルや変形 GKS モデルの方がパフォーマンスがよい一方、経常利益を用いた場合は必ずしもそうになっていない。当期純利益は経常利益に特別利益（例：固定資産売却益）を加え特別損失（例：減損損失、災害損失など）を引いたものであることから、条件付保守主義の存在を背景に、特別損失により適時な情報が含まれている可能性が考えられる。こうした解釈は、GKS・変形 GKS モデルの結果を景気後退期と拡大期で比較した場合、当期純利益を用いた場合は景気後退期の予測力が高い一方、経常利益を用いた場合は拡大期の予測力の方が高いという結果とも整合的である⁴³。

⁴³ Gaertner, Kausar and Steele [2020] などの先行研究では、利益変数に特別損益を用いることでより直接的に経常利益と当期純利益の持つ情報の差を確認している。本稿でも、特別損益を利

7. おわりに

本稿では、集約利益情報を用いたマクロ経済指標予測において、会計上の保守主義の程度をコントロールすることが、わが国の実質 GDP 成長率の予測の精度を高める可能性についての検証を試みた。本稿では2つのアプローチを考えた。すなわち、①条件付保守主義の程度そのものを定量化し予測モデルの説明変数とする方法と、②集約利益の変化だけでなくマイナスの変化も説明変数とする方法である。①については、そもそも条件付保守主義がサンプル期間平均でみて有意とならなかった。この結果は、四半期データを用いた場合、先行研究の「1990年代後半以降、日本においても条件付保守主義の程度が高まっている」という結果が必ずしも成立しないことを示唆している。②については、マイナスの利益変化が翌期の実質 GDP 成長率に対して説明力を有し、損益認識の適時性の非対称性、すなわち条件付保守主義の存在を考慮することが予測精度を高める可能性が示唆された。そこで、ローリング推計を行い、ベンチマークモデルである GDP 成長率の AR モデルと比較して、集約利益変化を変数としたモデル、マイナスの利益変化を変数に追加した GKS モデル、およびマイナスの利益変化のみを考慮した変形 GKS モデルの予測誤差が縮小するかを確認した。その結果、変形 GKS モデルで、当期純利益、経常利益いずれを用いた場合でも、最も予測誤差が縮小し、条件付保守主義の存在を考慮することが予測精度を高める可能性が示唆された。また、GKS モデルや変形 GKS モデルでは、当期純利益を使用した場合、景気後退期に集約利益モデル対比予測力が高まるという結果が得られた。これは当期純利益に含まれる特別利益と特別損失の情報のうち、条件付保守主義の

益変数とした集約利益モデル、GKS モデル、変形 GKS モデルの全サンプル期間での推計を試みたが、いずれのモデルでも特別損益の変化が翌期の GDP 成長率に対し説明力を持たないとの結果となった。

その主たる要因として挙げられるのがサンプルサイズの問題であり、特別損益を含む必要変数がサンプル期間にわたってコンスタントに取得できる企業を抽出した場合、サンプル社数は1,114社となる。これは社数としては少なくないものの、上場企業に占める時価総額比率は32.1%まで低下し(本稿の当期純利益ベースの分析サンプルサイズは前述のとおり1,324社<時価総額比率74.3%>)、本邦上場企業を代表するには不十分である可能性が考えられる。この背景には、本邦における適用会計基準の差、すなわち上場企業によるIFRS適用があると考えられる。IFRSでは特別損益の小計区分の開示が求められておらず、FQをはじめとするデータベースからIFRS適用企業の連結財務諸表上の特別損益が取得できない。足許のIFRS適用企業数は272社、時価総額比率46.3%(2024年6月時点)であり、おおよそ2つのサンプルの差分に相当する。

こうした適用する会計基準の差の問題は、売上高(トップライン)や当期純利益(ボトムライン)を用いた分析の際には大きくはないが、その間の小計項目である営業利益や経常利益、特別損益を用いて分析する際には、基準毎に各小計項目に何が含まれているのかを確認する必要がある。本稿でも、営業利益や経常利益を用いた分析を行っており、IFRS適用企業が増加したのが分析サンプル期間のごく一部であることからその影響は無視しているが、より精緻な分析を行うためには、IFRSの適用状況も考慮する必要があるだろう。

存在を背景に、特別損失により適時な情報が含まれている可能性を示唆している。したがって、そうした利益情報を景気後退期の GDP 成長率予測に用いることは有用な可能性がある。

企業が公表する財務情報は、投資家の意思決定有用性に資することに主眼が置かれているが、本稿は、財務情報は、集計することでマクロ経済動向の考察の一助となる可能性を改めて示すとともに、利益属性の変化を考慮することも有用である可能性を示したといえる。今後については、経常利益などの小計項目を用いる際に企業ごとの適用会計基準の違いを考慮することで有用性が高まるのかといった研究の方向が考えられよう。

参考文献

- 薄井彰、『会計制度の経済分析』、中央経済社、2015年
- 金森絵里、「会計保守主義の二分化と排除不可能性」、『立命館経営学』第47巻第5号、2009年、177～192頁
- 企業会計基準委員会、「討議資料 財務会計の概念フレームワーク」、企業会計基準委員会、2006年
- 北村富行・小池良司、「多くの情報変数を用いた予測方法の有用性について」、『金融研究』第21巻第3号、日本銀行金融研究所、2002年、101～141頁
- 高田知実、『保守主義会計—実態と経済的機能の実証分析—』、中央経済社、2021年
- 増岡慶次・屋嘉比潔、「保守主義推定におけるコスト下方硬直性の交絡効果—Banker et al. (2016) の追試—」、『管理会計学』第33巻第1号、日本管理会計学会、2025年、3～24頁
- 弥永真生・安藤英義、「対談 時を超える「企業会計原則」—70年の歩みを振り返って—」、『企業会計』第75巻第1号、中央経済社、2023年、14～35頁
- 山下知晃、「日本企業に関する条件付保守主義の計測：Basuモデルの問題点とその修正アプローチに関する検討」、『福井県立大学経済経営研究』第46号、福井県立大学、2023年、25～51頁
- 中野誠・大坪史尚・高須悠介、「会計上の保守主義が企業の投資水準・リスクテイク・株主価値に及ぼす影響」、中野誠編『マクロとミクロの実証会計』、中央経済社、2017年
- 中野誠・吉永裕登、「GDP成長率の将来予測における会計利益情報の有用性」、『金融研究』第35巻第1号、日本銀行金融研究所、2016年、1～30頁
- ・———、「マクロ利益とマクロ成長—消費経路か投資経路か—」、『証券アナリストジャーナル』第56巻第6号、日本証券アナリスト協会、2018年、40～48頁
- Ball, Ray, and Lakshmanan Shivakumar, “Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness,” *Journal of Accounting and Economics*, 39, 2005, pp. 83-128.
- , S. P. Kothari, and Valeri V. Nikolaev, “On estimating conditional conservatism,” *The Accounting Review*, 88(3), 2013, pp. 755-787.
- , Lindsey Gallo, and Eric Ghysels, “Tilting the evidence: the role of firm-level earnings attributes in the relation between aggregated earnings and gross domestic product,” *Review of Accounting Studies*, 24, 2019, pp. 570-592.
- Banker, Rajiv D., Sudipta Basu, Dmitri Byzalov, and Janice Y.S. Chen, “The confounding effect of cost stickiness on conservatism estimates,” *Journal of Accounting and Economics*, 61(1), 2016, pp. 203-220.
- Basu, Sudipta, “The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings,” *Journal of Accounting and Economics*, 24(1), 1997, pp. 3-37.
- Basu, Sudipta, Lee-Seok Hwang, and Ching-Lih Jan, “Auditor conservatism and quarterly earnings,” *Working Paper*, Temple University, 2002.
- Beaver, William H., and Stephen G. Ryan, “Biases and Lags in Book Value and Their Effects on the Ability of the Book-to-Market Ratio to Predict Book Return on Equity,” *Journal of Accounting Research*, 38(1), 2000, pp. 127-148.

- , and ———, “Conditional and Unconditional Conservatism: Concepts and Modeling,” *Review of Accounting Studies*, 10(2–3), 2005, pp. 269-309.
- Chang, Xin, Gilles Hilary, Jun-koo Kang, and Wenrui Zhang, “Innovation, Managerial Myopia, and Financial Reporting,” *INSEAD Working Paper*, 2015, pp. 1-56.
- Collins, Daniel W., Paul Hribar, and Xiaoli S. Tian, “Cash flow asymmetry: Causes and implications for conditional conservatism research,” *Journal of Accounting and Economics*, 58, 2014, pp. 173-200.
- Crawley, Michael J., “Macroeconomic Consequences of Accounting: The Effect of Accounting Conservatism on Macroeconomic Indicators and the Money Supply,” *The Accounting Review*, 90(3), 2015, pp. 987-1011.
- Demers, Elizabeth, Fabio B. Gaertner, Asad Kausar, Heather Li, and Logan B. Steele, “Aggregate tone and gross domestic product,” *Contemporary Accounting Research*, 41, 2024, pp. 2574-2599.
- Dichev, Ilija D., and Jingran Zhao, “Comparing GAAP With NIPA Earnings,” *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 36(3), 2021, pp. 517-539.
- Dutta, Sunil, and Panos N. Patatoukas, “Identifying Conditional Conservatism in Financial Accounting Data,” *The Accounting Review*, 92(4), 2017, pp. 191-216.
- Financial Accounting Standards Board (FASB), Statement of Financial Accounting Concepts No. 8, Conceptual Framework for Financial Reporting Chapter 3: Qualitative Characteristics of Useful Financial Information, FASB, 2010.
- Francis, Jennifer, and Ryan LaFond, Per M. Olsson, and Katherine Schipper, “Costs of Equity and Earnings Attributes,” *The Accounting Review*, 79(4), 2004, pp. 967-1010.
- Francis, Jere R., and Xiumin Martin, “Acquisition profitability and timely loss recognition,” *Journal of Accounting and Economics*, 49, 2010, pp. 161-178.
- Fullana, Olga, Juan M. Nave, and Javier Ruiz, “Eurozone GDP Forecasting with Microdata: The Role of Conditional Conservatism,” *Working Paper*, 2022, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=4653822>. or DOI: <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.4653822>.
- Gaertner, Fabio B., Asad Kausar, and Logan B. Steele, “Negative accounting earnings and gross domestic product,” *Review of Accounting Studies*, 25, 2020, pp. 1382-1409.
- International Accounting Standards Board (IASB), Conceptual Framework for Financial Reporting, IASB, 2010.
- Jenkins, David S., Gregory D. Kane, and Uma Velury, “Earnings Conservatism and Value Relevance Across the Business Cycle,” *Journal of Business Finance & Accounting*, 36(9) & (10), 2009, pp. 1041-1058.
- Kausar, Asad, and You-il C. Park, “International Financial Reporting Standards and the Macroeconomy,” *The Accounting Review*, 99(1), 2024, pp. 315-336.
- Khan, Mozaffar, and Watts, Ross L., “Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism,” *Journal of Accounting and Economics*, 48(2) & (3), 2009, pp. 132–150.
- Konchitchki, Yaniv, and Panos N. Patatoukas, “Accounting Earnings and Gross Domestic Product,” *Journal of Accounting and Economics*, 57(1), 2014a, pp. 76–88.

- , and ———, “Taking the Pulse of the Real Economy Using Financial Statement Analysis: Implications for Macro Forecasting and Stock Valuation,” *The Accounting Review*, 89(2), 2014b, pp. 669-694.
- Lalwani, Vaibhav, and Madhumita Chakraborty, “Aggregate earnings and gross domestic product: International evidence,” *Applied Economics*, 52(1), 2020, pp. 68-84.
- Lara, Juan Manuel García, Beatriz García Osma, and Fernando Penalva, “Accounting conservatism and firm investment efficiency,” *Journal of Accounting and Economics*, 61, 2016, pp. 221-238.
- Laurion, Henry, and Panos N. Patatoukas, “From Micro to Macro: Does Conditional Conservatism Aggregate Up in the National Income and Product Accounts?” *Journal of Financial Reporting*, 1(2), 2016, pp. 21-45.
- Laux, Volker, and Korok Ray, “Effects of accounting conservatism on investment efficiency and innovation,” *Journal of Accounting and Economics*, 70, 2020, pp. 1-23.
- Patatoukas, Panos N., and Jacob K. Thomas, “More evidence of bias in the differential timeliness measure of conditional conservatism,” *The Accounting Review*, 86(5), 2011, pp. 1765-1793.
- Roychowdhury, Sugata, “Discussion of: “Acquisition profitability and timely loss recognition” by J. Francis and X. Martin,” *Journal of Accounting and Economics*, 49, 2010, pp. 179-183.
- Ryan, Stephen G., “Identifying Conditional Conservatism,” *European Accounting Review*, 15(4), 2006, pp. 511-525.
- Shivakumar, Lakshmanan, and Oktay Urcan, “Why Does Aggregate Earnings Growth Reflect Information about Future Inflation?” *The Accounting Review*, 92(6), 2017, pp. 247-276.
- Watts, Ross L., “Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications,” *Accounting Horizons*, 17(3), 2003, pp. 207-221.
- Yamashita, Tomoaki, “Has Japan Moved Beyond Being a Low-Conservative Country? Reexamining the Evolution of Conditional Conservatism in Japan,” *SSRN Working Paper*, 2025, pp. 1-48.
- Yoshinaga, Yuto, and Makoto Nakano, “Aggregate earnings informativeness and economic shocks: international evidence Asia,” *Asia-Pacific Journal of Accounting & Economics*, 30(1), 2023, pp. 196-211.
- Zhang, Jieying, “The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers,” *Journal of Accounting and Economics*, 45, 2008, pp. 27-54.