

日本における投資のダイナミクスと 保守主義会計：構造推定からのアプローチ

今仁裕輔 藤谷涼佑 安田行宏

要旨

本稿では、将来収益性に関する不確実性下における投資の調整コストを伴う投資関数の動学モデルに基づいて作成したシミュレーションデータにおいて、保守主義会計 (conservative accounting) から示唆される「凹型の利益-リターン関係 (concave earnings-return relation)」が確認できるかを構造推定に基づき分析する。検証の結果、保守主義を想定せず、また、収益性の分布が左右対称であったとしても、「凹型の利益-リターン関係」が、一定の条件の下で日本でも成立することを確認した。

キーワード：投資の調整コスト，投資関数，保守主義会計，Basu モデル，構造推定

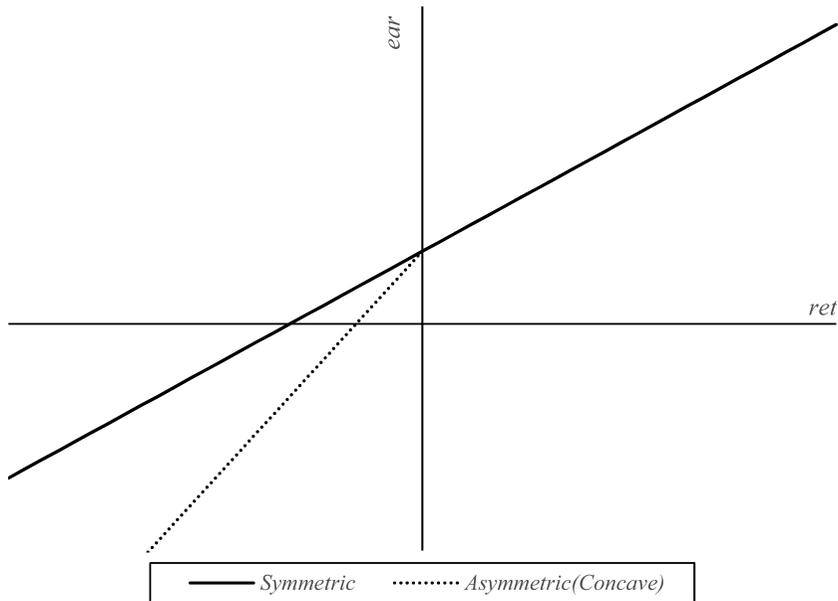
謝辞：中村亮介先生（筑波大学）より有益なコメントを頂いた。記して感謝申し上げたい。本稿は JSPS 科研費 JP21H04394 および東京経済大学個人研究助成費 22-19 の成果の一部である。

1. はじめに

本稿の目的は、将来収益性の不確実性下における企業の投資の調整コストを伴う動学モデルに基づいたシミュレーションデータを作成し、保守主義会計から示唆される「凹型の利益-リターン関係 (concave earnings-return relation)」が確認できるのかを構造推定 (Structural estimation) に基づき分析することである¹⁾。

保守主義会計 (conservative accounting) とは、損失が適時的に認識され、収益の認識が遅れるような会計処理における慣行を指す。この実務慣行がどのような機能を果たしているのかが重要な研究課題として認識され、多くの研究者がその検証を試みてきた (e.g., Dechow et al., 2010; Givoly et al., 2007; Ryan 2006; Watts 2003a; 2003b; 高田, 2021; 西谷, 2016)。

図1 「凹型の利益-リターン関係」:



保守主義会計の程度を実データから測定する方法が実証上問題となる。保守主義会計を特定する方法として、Basu (1997) が提示したモデル (以下、Basu モデル) が最も利用される代表的なものであり、そのモデルに修正が加えられながら今なお多くの会計分野の実証研究で応用されている。Basu モデルの枠組みでは、株式リターンによって代理された経済的ニュースと会計利益の関係に注目する。この Basu モデルにおいて想定されている利益と株式リターンの関係 (利益-リターン関係) を図示しているのが図1であり、横軸が株式リターン (ret) を、縦軸が会計利益 (ear) を示している。もし会計利益が経営者の有するニュースの内容に条件付けられずに決定するのであれば、株式リターンと会計利益の関係は対称になるはずである (実線)。これに対して、もし保守主義会計が適用され、会計利益が経済的な bad news に対してより感応度が高くなっていると、企業が bad news を有していると考えられるリターンが負である状況では、会計利益の株式リターンに対する感応度が高くなるはずである (破線)。これが「凹型の利益-リターン関係」と呼ばれているものである。

これに対して、Breuer and Windisch (2019) は、企業の投資の調整コストを伴う動学最適化モデルのパラメータを米国のデータを用いて推定し、そのパラメータの下で作成したシミュレーションデータから、たとえ保守主義会計が存在しない状況であっても、保守主義会計から示唆される「凹型の利益-リターン関係」が存在しうることを示している。

本稿では、Breuer and Windisch (2019) が示した結果が日本においても成立するのかを検証する。具体的には、Breuer and Windisch (2019) と同様のモデルのパラメータを、日

本のデータを用いて推定する。そのパラメータの下で作成したシミュレーションデータにおいて、保守主義会計が示唆する「凹型の利益-リターン関係」が成立するの否かを分析する。本稿の一つの特徴として、日本のデータと整合的となるように、SMM (simulated method of moments) でパラメータを推定している点が挙げられる。SMM は推定したいパラメータについて解析的に解けない (closed form でない) 場合でも用いることが可能であり、近年の金融や会計の分野で広く用いられている推定方法の 1 つである。

本稿の検証の結果、日本においても Breuer and Windisch (2019) と同様の結果が確認された。すなわち、保守主義を想定せず、また、収益性の分布がたとえ左右対称であったとしても、「凹型の利益-リターン関係」が、一定の条件の下で、日本のデータに基づくシミュレーションにおいても確認できた。その背景には、凸型の調整コストを伴う投資関数から生成されたシミュレーションデータにおいて、 t 期の収益と t 期のニュース (本モデルでは収益性) の間の凹関係 (earnings-news concavity) と、 t 期の株式リターンと t 期のニュースの間の凸関係 (return-news convexity) がシステマティックに成り立つことが挙げられる。例えば、収益性が正に大きいほど、前者の関係から利益の増加分は小さくなり、それと同時に、後者の関係から株式リターンの増加幅は大きくなっていく。これにより、「凹型の利益-リターン関係」は生じることになる。

本稿は Basu モデルの妥当性を検討する研究群と関連している。前述のように、Basu モデルは多くの研究で応用されている一方で、その妥当性を検討する試みがなされている。その検討の多くは Basu モデルにおける計量経済学的な問題に注目している (e.g., Ball et al., 2013a; 2013b; Banker et al., 2016; Dietrich et al., 2007; 2022; Dutta and Patatoukas, 2017; Patatoukas and Thomas, 2011)。これに対して本稿は、Breuer and Windisch (2019) の検証方法を援用し、日本のデータと整合的になるような形で推定を行っている。これにより、Basu モデルで推計される「凹型の利益-リターン関係」が必ずしも保守主義会計だけで説明できるわけではないことを明らかにしている。

本稿の構成は以下の通りである。次節では、本稿の議論と関連する保守主義会計と投資の動学モデルに関する研究をレビューする。第 3 節では、本稿で扱う企業の投資行動のモデルを説明する。第 4 節では、第 3 節で提示したモデルのパラメータの推定方法を説明する。第 5 節では、パラメータ推定の結果と、そのパラメータを用いて作成したシミュレーションデータから確認された検証結果を報告する。第 6 節では、第 5 節で確認された結果がどのチャネルによってもたらされたかを整理する。最後に、第 7 節で本稿のまとめと今後の課題について述べる。

2. 先行研究のレビュー

2.1 保守主義会計

保守主義会計は、「損失は予想すれども、利益は予想すべからず (Anticipate no profits, but anticipate all losses)」という、会計の根底にある考えを指す (e.g., Bliss, 1924)²⁾。この考えの下では、損失が適時的に損益計算書上で認識され、収益の認識が遅れるような会計処理が行われることになる。保守主義会計は数世紀の歴史を持つ実務的な慣行であることが知られ、現代においても引き続き重要な会計実務として採用されている (e.g., 西谷 2016)。そのため、現在の会計利益の役割を理解する上でも、保守主義の機能やその決定要因を分析することは引き続き重要な研究課題として認識されている (e.g., Watts 2003a; 高田, 2021)。

保守主義会計には2つの形式が存在する (Basu, 2001)。条件付き保守主義 (conditional conservatism) と無条件保守主義 (unconditional conservatism) である。ここで条件付き保守主義とは、特定の経済的ニュースが生じた場合における、認識についての検証可能性が収益・利得と費用・損失とで異なることを指す。より具体的には、会計利益に good news を反映する際に求められる検証可能性が、会計利益に bad news を反映する際に求められる検証可能性よりも厳格であることである。例えば、有形固定資産や無形資産における減損損失の認識がこれにあたる。

これに対して、無条件保守主義とは、特定の経済的ニュースの生起に依らずに会計上の費用・損失を計上する会計処理のことである。これには、有形固定資産や無形資産についての経済的減耗・減価よりも速く減価償却や減損を行うことなどが含まれる。本稿でその妥当性を検討する Basu モデルは、以上のうち条件付き保守主義を測定する方法として提示された。以下、特に断りがない場合には、「保守主義会計」や「保守主義」と述べる場合には条件付き保守主義を指すこととする。

保守主義会計を実証的に検証する際には、それを実データから特定する方法が問題になる。保守主義の程度を推計する方法として最も利用されているのが、Basu (1997) によって提言されたモデルである。このモデルでは利益の非対称な適時性 (Asymmetric Timeliness Measure, 以下, ATM) を推計することで、保守主義の特定を試みている。保守主義会計の下では、その定義から、経済的損失がより適時的に、反対に、経済的利益がより遅く認識される。ここで問題となるのは、これらの経済的ニュースをどのように代理するのかである。Basu モデルでは株式リターンを用いてこれを代理している。株価には会計利益よりも先に経済的ニュースが織り込まれていると想定するのである。そうであれば、経済的損失を含意する負の株式リターンを経験した企業は、経済的利益を含意する正の株式リターンを経験した企業よりも、その利益の株式リターンに対する感応度 (利益-リターン関係) が強くなると考えられる。

Basu (1997) では、この利益-リターン関係の非対称性を次のモデルから推計している：

$$ear_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 ret_{it} + \alpha_2 1(ret_{it} < 0) + \alpha_3 ret_{it} \times 1(ret_{it} < 0) + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

ここで、 ear_{it} は企業 i の t 期における会計利益、 ret_{it} は企業 i の t 期における株式リターン、 $1(ret_{it} < 0)$ は ret_{it} が負である場合に 1 をとるダミー変数である。係数 α_1 が、リターンが正である企業における利益-リターン関係を捉えている。先行研究から、good news がより多い企業では会計利益もより大きくなることが予想されるため、この係数は正であることが予想される (e.g., Ball and Brown, 1968)。続いて、係数 α_3 が、リターンが負である企業における利益-リターン関係の、リターンが正である企業の利益-リターン関係 α_1 からの限界的な差を捉えている。すなわち、リターンが負である企業における利益-リターン関係は $\alpha_1 + \alpha_3$ によって捉えられる。もし bad news がより適時的に利益に反映されるのであれば、リターンが負である企業での利益-リターン関係は、リターンが正である企業のそれよりも強くなると予想される。つまり、 $\alpha_1 + \alpha_3 > \alpha_1$ である。すなわち、 α_3 が正に有意であることをもって、保守主義会計が行われていることと整合的な結果が得られたことになる。Basu (1997) ではこの係数 α_3 の大きさが ATM になると議論している。そして、その後の多くの先行研究がこの方法に倣い、保守主義の分析を行っている (e.g., LaFond and Watts, 2008; Ryan, 2006)³⁾。

Basu モデルはそれが多く応用されている反面、このモデルが保守主義を捉えているのかどうか、その妥当性が長らく議論されてきた (Dietrich et al., 2022; Dutta and Patatoukas, 2017; Ryan, 2006)。これらの多くは、Basu モデルにおいて計量経済学的な問題が生じることから、適切な対処が必要になることを議論している。Givoly et al. (2007) や Dietrich et al. (2007) が Basu モデルから得られる ATM にバイアスが生じること、またそのバイアスが生じない条件が現実には生じにくいことを指摘したことを契機に、その妥当性を検討する試みがなされてきた。例えば、変数のスケールリングの問題 (Patatoukas and Thomas, 2011)、株式リターンの代理変数としての妥当性 (Ball et al., 2013a)、欠落変数の問題 (Ball et al., 2013b) などが指摘されてきた。

これらの批判に加えて、Basu モデルから得られる ATM が、保守主義会計とは異なる経済現象を捉えている可能性があることが指摘されている。本稿において最も重要な先行研究である Breuer and Windisch (2019) は、Basu モデルにおいて推計される ATM が、保守主義が存在しない経済状況においても正になることを示した。彼らが示したのは、企業の投資に調整コストが生じうる状況では、負の経済的ニュースに対する利益の感応度が高くなることを明らかにしている。本稿は、彼らのモデル及び推定手法に則り、同様の議論が日本においても成り立ちうるのかを検証しているという位置づけになる。

なお、類似する研究として Banker et al. (2016) がある。彼らは、Basu モデルから得ら

れる ATM がコストの下方硬直性 (cost-stickiness) に起因する交絡によって生じている可能性を議論している。コストの下方硬直性とは、売上高の変化に対するコストの感応度が、売上が減少している状況では鈍くなるという現象を指す。これは、コストには即時に変更することが難しい要素が含まれており、売上の減少に対してコストを柔軟に減少させることに制約が存在することから生じる。結果として売上高の減少が会計利益に与える影響は、売上高が減少する局面においてより強くなることが知られている (e.g., Anderson et al., 2003)。この場合、保守主義が示唆する「凹型の利益-リターン関係」が、コストの下方硬直性によって生じている可能性があるのである。本稿は Breuer and Windisch (2019) と同様、Banker et al. (2016) の証拠に対する補完的な証拠を提示する位置づけにある。すなわち、コストの下方硬直性ではなく、経営者の最適な投資の意思決定が原因となって Basu モデルの識別が日本においても成り立ちうることを実証的に明らかにしている。

2.2 投資の動学モデル

企業の投資の動学モデルは企業金融及び会計の分野において幅広く応用されている。特に企業金融の分野では、既存の投資の動学モデルに、銀行借入や株式発行といった資金調達要素や現金保有の意思決定を組み入れたものが多く用いられている。Cooper and Haltiwanger (2006) では、企業の投資の動学モデルからシミュレーションデータを生成するに際して、どのような費用関数の定式化を行うべきかを検討している。

Hennessy and Whited (2007) では、既存の投資の動学モデルに資金調達要素を組み入れたモデルを基に、株式発行にかかるコストを定量的に示している。DeAngelo et al. (2011) では、企業のターゲット・レバレッジへの調整行動のモチベーションを、既存の静学トレード・オフモデルから離れ、資金調達要素を組み入れた投資の動学モデルを用いて説明している。

Nikolov and Whited (2014) では、各期に発生した収益を企業内部に現金として保有できるように投資の動学モデルを拡張した上で、企業-経営者間のエージェンシー問題が企業の現金保有の意思決定にどのような影響を与えるかを分析している。Gao et al. (2021) では、Nikolov and Whited (2014) 同様に投資の動学モデルに現金保有の意思決定を組み入れ、金利がどのような経路を通じて企業の現金保有政策に影響を与えるかを分析している。Fakos et al. (2022) では担保制約・収益制約 (Earnings-based constraint) 付きの銀行借入要素を組み入れた投資の動学モデルを用いて、ギリシャ危機時におけるギリシャ国内の投資の落ち込みの原因を実物要因・金融要因でどの程度説明できるかを検証している。

会計分野においても、同様のモデルを用いた分析が行われるようになってきている。前述した Breuer and Windisch (2019) は Basu (1997) 等で観察されてきた「凹型の利益-リターン関係」が、発生主義会計の要素 (すなわち保守主義会計) を排除した投資の動学モデルから

生成されたシミュレーションデータにおいても観察されることを確認した。本稿ではこの Breuer and Windisch (2019) で確認された結果が日本においても観察されるかを検証する。

3. モデル

本稿で用いるモデルについて説明する。Breuer and Windisch (2019) に従い, Strebulaev and Whited (2012) をベースとして, 離散時間の部分均衡モデルを想定する。

株主のために行動するリスク中立的な経営者を想定する。すなわち, 現時点を t として, 企業の将来キャッシュ・フローの現在価値 (V_t) が最大化されるように, 現時点からすべての将来期間 ($t+j$ for $\forall j=0, 1, \dots, \infty$) にわたって最適な資本ストック (k_{t+j}) ($t+j$ for $\forall j=1, \dots, \infty$) を選択する:

$$V_t = \max_{k_{t+j}} E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j e(k_{t+j}, I_{t+j}, z_{t+j}) \right] \quad (2)$$

t 期の利潤 $e(k_t, I_t, z_t)$ は次式で決定される⁴⁾:

$$e(k_t, I_t, z_t) = \pi(k_t, z_t) - C(k_t, I_t)$$

第 1 項は生産活動からの収益 (payoff) であり, 次のように定義される:

$$\pi(k_t, z_t) = z_t k_t^\theta$$

ここで, 生産活動は資本ストック k_t のみに依存し, θ は利潤関数の曲率を決めている⁵⁾。 z_t は企業の収益性を表す。 z_t は経営者にとって外生的であり, マルコフ過程に従うと仮定し, 具体的には一次の自己回帰過程 (AR(1)) を想定する:

$$z_t = (1-\rho)\bar{z} + \rho z_{t-1} + \varepsilon_t$$

なお, Strebulaev and Whited (2012) は z_t の自然対数値が AR(1) 仮定に従うと想定しているのとは異なる点に注意が必要である。また, Breuer and Windisch (2019) は, Strebulaev and Whited (2012) が生産性に対するショック (shock) と見做すのに対して, z_t を収益性 (profitability) と解釈している点に注意が必要である。このように解釈すると, \bar{z} は収益性の期待値を表し, ρ が収益性の持続性を表すパラメータとなる。 ε_t は今期の収益性に対するショックを表す。このショックには, 需要ショック, 供給ショックのいずれもあり得るが, 平均ゼロ, 分散 σ^2 の同一かつ独立の正規分布を仮定する。すなわち, $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ である。これにより, 収益性の分布は対称となり, また, 収益性が負になる値も生じることとなる。つまり, 収益性の分布の定義により機械的に分布が歪んだり, ゼロで切断 (truncated) されたりしないことが保証されている。

第2項はいわゆる投資の調整コスト $C(k_t, I_t)$ であり、先行研究に従い次のように定義される：

$$C(k_t, I_t) = \phi(k_t, I_t) + I_t$$

ここで調整コストの部分については先行研究と同様に二次関数を想定する：

$$\phi(k_t, I_t) = \psi \frac{I_t^2}{2k_t}$$

これにより、調整コストは投資 I_t に関して凸関数であり、投資が増えると、通増的に調整コストが生じる一方、既存の資本ストック k_t に関しては減少することを含意している。資本ストックは、投資水準 I_t と減価償却率 δ によって定まる：

$$k_{t+1} = (1-\delta)k_t + I_t \quad (3)$$

以上の設定の下、経営者の最適な投資決定問題は、第(3)式の制約の下で第(2)式を最大化するように投資 I_t を選択する。したがって、次のラグランジュ関数を定義する：

$$\max_{I_t(t=1, \dots, \infty)} E_t \left[\sum_{j=0}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^j (e(k_t, I_t, z_t) - \lambda_t (k_{t+1} - (1-\delta)k_t - I_t)) \right] \quad (4)$$

これを投資 I_t に関して微分をすれば、次の一階の条件が求まる：

$$1 + \phi_I(k_t, I_t) = \lambda_t \quad (5)$$

最適値においては、資本のシャドープライス λ_t が、資本の限界費用と等しいことを含意している⁶⁾。資本の限界費用は、資本の価格と調整コストから構成されている。

資本のシャドープライスについては、直感的な解釈が可能な表現を導くことができる。具体的には、第(4)式を資本 k_{t+1} に関して微分をすると、

$$\lambda_t = E_t \left[\frac{1}{1+r} (\pi_k(k_{t+1}, z_{t+1}) - k_{t+1} - \phi_k(k_{t+1}, I_{t+1}) + (1-\delta)\lambda_{t+1}) \right] \quad (6)$$

となる。この(6)式に(5)式を代入することで、

$$1 + \phi_I(k_t, I_t) = E_t \left[\frac{1}{1+r} (\pi_k(k_{t+1}, z_{t+1}) - k_{t+1} - \phi_k(k_{t+1}, I_{t+1}) + (1-\delta)(1 + \phi_I(k_{t+1}, I_{t+1}))) \right]$$

を得ることができる。これは今期 t に投資をすることの限界費用が、来期 $t+1$ まで待つて投資をすることの限界費用と等しくなると、投資は最適な決定となることを含意している。右辺の式より、投資を来期まで延期した場合の費用には、第2項の調整コストのみならず、投資を1期待つことのお機会費用を表す第1項が含まれることになる。なお、いずれも現在価値に割り引かれている。

経営者の最適な投資の意思決定は以上のように特徴づけられるが、解析的に解ける

(closed form) わけではないので、以下では Breuer and Windisch (2019) に従って数値計算によって解を求める。具体的には、動的計画法におけるベルマン方程式は次のように表現できる。

$$V(k, z) = \max_{k'} \left\{ \pi(k_t, z_t) - \phi(k' - (1-\delta)k, k) - (k' - (1-\delta)k) + \frac{1}{1+r} V(k', z') dg(z'|z) \right\}$$

ここで (k', z') はそれぞれ、来期の資本ストックと収益性を表す。したがって最終項は、今期の利益 z の条件付き期待値となっている。 z_t を所与として、 z_{t+1} へ移行するマルコフ遷移となり、その条件付き遷移密度関数を $g(z'|z)$ とする。

この価値関数 $V(k, z)$ について、現在の状態変数を所与として、価値関数反復 (Value Function Iteration) によって求める。まず、資本ストックに対して、今期と来期の資本の組み合わせについて、Breuer and Windisch (2019) に従って 600×600 のグリッドに離散化する一方、利益に対しては、前述のように AR(1) 過程に従うと仮定したので、Tauchen (1986) の方法を使って 100×100 の遷移行列を計算する。これらにより、現在の状態空間 (k, z) の 600×100 の組み合わせに対して、価値関数 (value function) と方策関数 (policy function) を計算で求めることができる。この方策関数によって各状態 (k, z) の組み合わせに対する最適な資本ストックが表現できる。これらによって求められた解に基づき、シミュレーションを遂行することができる。

シミュレーションデータの作成にあたっては、企業 4000 社のデータを 25 年分作成する。状態変数の初期値の影響を避けるため、最初の 1000 観測点 (burn-in period) と最後の 1 年をサンプルから取り除いている。

4. 推定方法

4.1 SMM による推定手順

前節で提示したモデルのパラメータを推定するために、本稿で SMM (simulated method of moments) を用いる。SMM は推定したいパラメータを含む式が解析的に解けない (closed form で解を求められない) 場合でも用いることが可能であり、近年の経済学分野で広く用いられている推定方法の 1 つである (e.g. Hennessy and Whited, 2007; Breuer and Windisch, 2019; Choi, 2021)。

SMM の基本的な考え方は、モデルから生成されたシミュレーションデータのモーメントと、現実のデータのモーメント (以下、実データモーメント) ができるだけ近くなるように、パラメータを generalized method of moments (以下、GMM) で推定するというものである。SMM の推定手順は具体的には以下の通りとなる⁷⁾。

- (1) 両データの間でどのモーメントの値を近づけるかを選択する。ただし、モーメントの数は、推定したいパラメータ数と同数以上でなければならない。
- (2) 実データのモーメントの値を計算する。ここで、このモーメントからなるベクトルを $M(x)$ とする。ただし、 x はモーメント生成元となったデータサンプルを表す。また、 $M(x)$ は行がモーメントの数に等しい行数、列が1列となる行列である。
- (3) モーメントの分散共分散行列を計算し、その逆行列を取る⁸⁾。これを GMM 推定の際に用いるウエイト行列 W とする。
- (4) シミュレーションデータを作成する際の初期パラメータ β_0 を設定する。
- (5) 初期パラメータ β_0 の下で価値関数と方策関数を数値計算で求め、シミュレーションデータを作成する。その後、そのシミュレーションデータのモーメント $m(y, \beta)$ を計算する。ただし、 y はモーメント生成元となったシミュレーションデータ、 β はパラメータである。また、 $m(y, \beta)$ は行がモーメントの数に等しい行数、列が1列となる行列である。
- (6) 実際のデータのモーメント $M(x)$ とシミュレーションデータのモーメント $m(y, \beta)$ の差を取って、SMM モーメントベクトルを作成する。
- (7) 上記で作成した SMM モーメントベクトルとウエイト行列を用いて、以下の SMM 目的関数 $Q(x, y, \beta)$ を設定する：

$$Q(x, y, \beta) \equiv (M(x) - m(y, \beta))' W (M(x) - m(y, \beta)) \quad (7)$$

- (8) SMM 目的関数 $Q(x, y, \beta)$ を最小化するようなパラメータ $\hat{\beta}$ を求める。
- (9) 推定したパラメータの標準誤差を求める。ただし、標準誤差は以下の行列の対角要素の平方根である。ここで J はシミュレーションデータにおけるサンプルサイズと実データのサンプルサイズの比とする。

$$\left(1 + \frac{1}{J}\right) \left(\left(\frac{\partial m(y, \beta)}{\partial \beta} \right)' W \left(\frac{\partial m(y, \beta)}{\partial \beta} \right) \right)^{-1}$$

- (10) モデルの定式化が正しいかどうかを、過剰識別制約検定を用いて確認する。ここで、検定統計量は以下の通りで、カイ二乗分布に従う：

$$\left(\frac{NJ}{1+J} \right) Q(x, y, \beta)$$

本稿で推定するパラメータは $(\bar{z}, \rho, \sigma, \delta, \psi)$ とする。計算の負担を軽減するために、パラメータ (θ, r) については、それぞれ (0.7, 0.1) にセットした上でモデルを解くこととする⁹⁾。また SMM 目的関数はパラメータについて非線形となっているため、SMM 目的関数を最小化するようなパラメータ $\hat{\beta}$ を探索する際には、大域的最適化アルゴリズムを用いるのが一般的である (Strebulaev and Whited, 2012)。本稿では Breuer and Windisch (2019) に倣い、

大域的最適化アルゴリズムに遺伝的アルゴリズムを用いて大域的な最小解を求める¹⁰⁾。

4.2 推定に用いるモーメント

パラメータの推定を SMM で行うにあたり、モーメントの選択はパラメータの識別において非常に重要な役割を負っている。SMM 推定でモーメントに求められる条件として、あるモーメントが変化したときに、推定したいパラメータが大きく変動している必要がある。なお、理想としては 1 つのモーメントの変化に対し、1 つのパラメータのみが変動していることが望ましいが、この条件は基本的に満たされず、また必ずしも満たされる必要はない (Strebulaev and Whited, 2012)。

本稿で推定に用いるモーメントは、Breuer and Windisch (2019) と Fakos et al. (2022) に倣い、以下の 8 つとしている。以下で述べる、シミュレーションデータ及び実データそれぞれにおけるモーメントの定義については、表 1 にまとめている。1 つ目のモーメントは、時価簿価比率の平均 ($=\text{mean}\left(\frac{V_t}{k_t}\right)$) である。シミュレーションデータにおける本モーメントの定義は $\text{mean}\left(\frac{V_t}{k_t}\right)$ とする。実データにおける本モーメントの定義は、「普通株ベースの期末時価総額」の「資本金 + 資本剰余金 + 利益剰余金 - 自己株式」に対する比率である。企業の収益性の期待値パラメータ \bar{z} が変動することで、当期の利潤 $e(k_t, I_t, z_t)$ を通じて企業価値 V_t に影響を与えることから、本モーメントはパラメータ \bar{z} の識別に資することが期待される。

2 つ目のモーメントは、営業キャッシュ・フロー (CFO_t) の自己相関 ($=AR1Corr(CFO_t)$) である。シミュレーションデータにおける本モーメントの定義は、営業キャッシュ・フローに関する 1 次自己回帰式 ($CFO_{t+1} = a_0 + \beta CFO_t + \varepsilon_t$) の係数 β とする。実データにおける本モーメントの定義は、「 $t+1$ 年の営業キャッシュ・フロー (CFO_{t+1})」を「 t 年の営業キャッシュ・フロー (CFO_t)」に自己回帰した際の係数である。 z_t が実データでは営業キャッシュ・フローで適切に表せるとの前提の下、営業キャッシュ・フロー自己回帰の係数は ρ に相当することから、本モーメントは ρ の識別に資することが期待される。

3 つ目のモーメントは、営業キャッシュ・フローと資本ストックの比の標準偏差 ($=sd\left(\frac{CFO_t}{k_t}\right)$) である。シミュレーションデータにおける本モーメントの定義は、 $sd\left(z_t k_t^\theta - \frac{\phi I_t^2}{2k_t}\right)$ とする。実データにおける本モーメントの定義は営業キャッシュ・フローと総資産の比の標準偏差である。収益性 z_t の分散パラメータ σ^2 が変動することで、 z_t を含んでいるシミュレーションデータ上のモーメント $z_t k_t^\theta - \frac{\phi I_t^2}{2k_t}$ の標準偏差も変動すると考えられることから、本モーメントはパラメータ σ^2 の推定に資すると考えられる。

4 つ目のモーメントは投資と資本ストックの比の平均 ($=\text{mean}\left(\frac{I_t}{k_t}\right)$) を取ったものであ

表1 モーメントの定義

モーメント	モデルでの定義	実データでの定義	モデル上のモーメント値	実データ上のモーメント値
$\text{mean} \left(\frac{V_t}{k_t} \right)$	$\text{mean} \left(\frac{V_t}{k_t} \right)$	mean (期末時価総額/(資本金+資本剰余金+利益剰余金-自己株式))	1.674	1.844
$\text{sd} \left(\frac{CFO_t}{k_t} \right)$	$\text{sd} \left(z_t k_t^\theta - \frac{\phi I_t^2}{2k_t} \right)$	sd (営業キャッシュ・フロー/総資産)	0.840	0.118
ARICorr (CFO _t)	cfo_{t+1} を cfo_t に回帰した際の係数	次年度の「営業キャッシュ・フロー」を今年度の「営業キャッシュ・フロー」に回帰した際の係数	0.619	0.430
$\text{mean} \left(\frac{I_t}{k_t} \right)$	$\text{mean} \left(\frac{I_t}{k_t} \right)$	mean ((期末有形固定資産-期首有形固定資産)/総資産)	0.136	0.035
$\text{sd} \left(\frac{I_t}{k_t} \right)$	$\text{sd} \left(\frac{I_t}{k_t} \right)$	sd (期末有形固定資産-期首有形固定資産)/総資産)	0.487	0.037
ARICorr (I _t)	I_{t+1} を I_t に回帰した際の係数	次年度の「期末有形固定資産-期首有形固定資産」を今年度の「期末有形固定資産-期首有形固定資産」に回帰した際の係数	0.151	0.336
Prob (CFO _t <0)	$\text{Prob} \left(z_t k_t^\theta - \frac{\phi I_t^2}{2k_t} < 0 \right)$	Prob (営業キャッシュ・フロー<0)	0.075	0.091
Prob (I _t <0)	Prob (I _t <0)	Prob (期末有形固定資産-期首有形固定資産<0)	0.127	0.144

る。シミュレーションデータにおける本モーメントの定義は $mean\left(\frac{I_t}{k_t}\right)$ とする。実データにおける本モーメントの定義は、「 t 年から $t+1$ 年にかけての有形固定資産の差分」と「 t 年の総資産」の比の平均とする。第(3)式から、 δ の変動は投資と資本ストックの比に影響を与えることから、本モーメントは δ の推定に資すると考えられる。またパラメータ ϕ が増加することで、投資額が抑えられることも予想される。以上から、本モーメントは ϕ の推定にも資すると考えられる。

5つ目のモーメントは投資と資本ストックの比の標準偏差 ($=sd\left(\frac{I_t}{k_t}\right)$) である。シミュレーションデータにおける本モーメントの定義は $sd\left(\frac{I_t}{k_t}\right)$ とする。実データにおける本モーメントの定義は、「 t 年から $t+1$ 年にかけての有形固定資産の差分」と「 t 年の総資産」の比の標準偏差とする。費用関数の定式化において凸型調整コストパラメータ ϕ が存在することで、収益性ショックに対する投資の急激な反応が抑えられることが知られている (Cooper and Haltiwanger, 2006)。ここから、本モーメントはパラメータ ϕ の推定に資することが期待される。

6つ目のモーメントは投資の自己相関 ($=AR1Corr(I_t)$) である。シミュレーションデータにおける本モーメントの定義は、投資に関する1次自己回帰式 ($I_{t+1}=a_0+\beta I_t+\varepsilon_t$) の係数 β とする。実データにおける本モーメントは、「 $t+1$ 年から $t+2$ 年にかけての有形固定資産の差分」を「 t 年から $t+1$ 年にかけての有形固定資産の差分」に自己回帰した際の係数と定義する。

7つ目のモーメントは営業キャッシュ・フロー CFO_t の値が負の企業の比率 ($=Prob(CFO_t < 0)$) である。シミュレーションデータにおける本モーメントは、 $z_t k_t^\theta - \frac{\phi I_t^2}{2k_t}$ の値が負となる企業の比率 ($=Prob\left(z_t k_t^\theta - \frac{\phi I_t^2}{2k_t} < 0\right)$) と定義する。実データにおける本モーメントの定義は、営業キャッシュ・フローが負となる企業の比率とする。収益性の分散パラメータ σ が大きくなると、生産関数からの収益 $z_t k_t^\theta - \frac{\phi I_t^2}{2k_t}$ の分散の増加に伴い、営業キャッシュ・フローが負の値を取る企業の比率が増えるものと考えられる。以上から、本モーメントはパラメータ σ の推定に資することが期待される。

8つ目のモーメントはデータにおける投資の値が負の企業の比率 ($=Prob(I_t < 0)$) である。シミュレーションデータにおける本モーメントの定義は、投資 I_t の値が負となる企業の比率 ($Prob(I_t < 0)$) とする。実データにおける本モーメントの定義は、「 t 年から $t+1$ 年にかけての有形固定資産の差分」が負となる企業の比率とする。前述のとおり、凸型調整コストのパラメータ ϕ の大小は投資の急激な変化 (investment spike) に影響を与えることが知られている。パラメータ ϕ の値が小さく、投資の急激な変化の発生頻度が高ければ高いほど、投資 I_t の値が負となる企業の比率 ($Prob(I_t < 0)$) は増えることが予想される。以上から、本モーメントはパラメータ ϕ の推定に資することが期待される。

4.3 推定に用いるデータ

本稿で実データのモーメントの計算に用いるデータの条件は、(1) 東京証券取引所の市場第1部と第2部の上場企業であること、(2) 2001年度から2019年度の間で、10年以上上場していること¹¹⁾、(3) 前節で述べた8つのモーメント全てを計算可能であることとする。本条件の下、モーメントの計算に用いるサンプルサイズは33,843企業-年となった。分析に使用したデータは全てNikkei NEEDS Financial QUEST 2.0から取得した。なお、金融業は除いている。

5. 推定結果

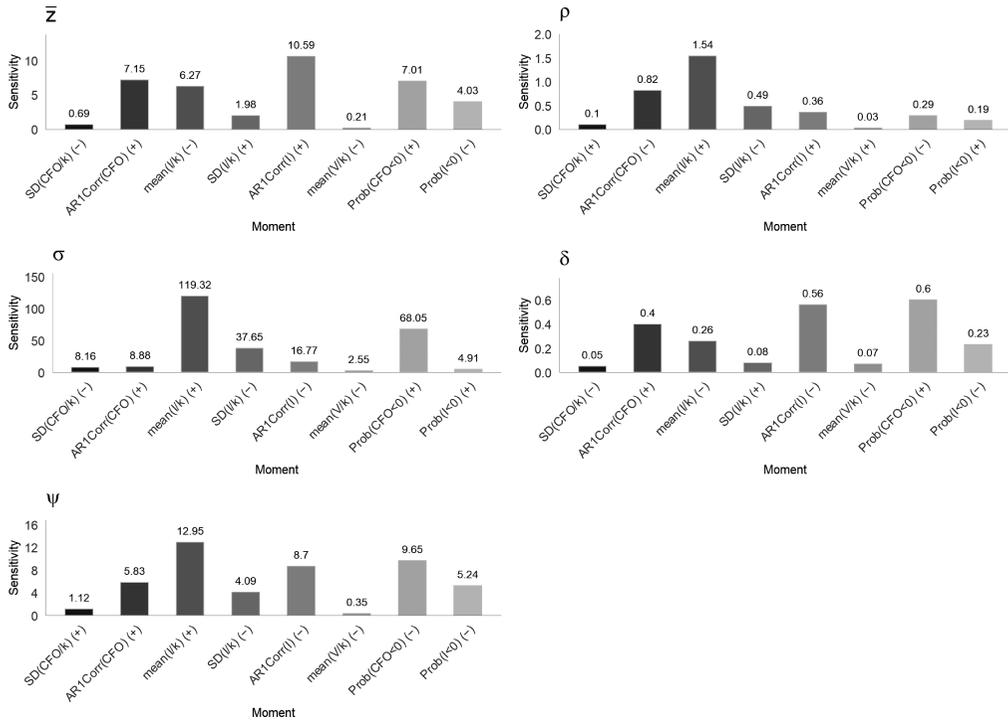
5.1 パラメータの推定結果及びモーメントについて

SMMでのパラメータの推定結果を表2パネルAに示している。推定パラメータ $(\bar{z}, \rho, \sigma_\varepsilon, \delta, \phi)$ の値はそれぞれ(2.98, 0.50, 1.58, 0.03, 1.65)であり、標準誤差はそれぞれ(0.34, 0.21, 0.90, 0.01, 0.28)である。いずれのパラメータも、10%水準で統計的に有意に0と異なっている。また上記のパラメータから生成したシミュレーションデータのモーメントを

表2 パラメータの推定結果及びシミュレーションデータにおける変数の定義

パネル A			
パラメータ	推定値/設定値	標準誤差	推定方法/参照先
z	2.981	0.344	SMM
ρ	0.508	0.212	SMM
σ	1.589	0.9	SMM
r	0.1	/	Breuer and Windisch (2019)
θ	0.7	/	Breuer and Windisch (2019)
δ	0.035	0.001	SMM
φ	1.658	0.289	SMM
パネル B		モデルでの定義	
変数			
I_t	$k_{t+1} - (1 - \delta)k_t$		
CFO_t	$z_t k_t^\theta - \frac{\phi I_t^2}{2k_t}$		
ear_t	$z_t k_t^\theta - \frac{\phi I_t^2}{2k_t} - \delta k_t$		
p_t	V_t		
ret_t	$\frac{V_t}{V_{t-1} - (cfo_{t-1} - I_{t-1})} - (1+r)$		
k_t	k_t		

図 2 パラメータ-モーメント間の感応度：



Andrews et al. (2017) が提案したパラメータ-モーメント間の感応度を示している。各モーメントが 1 変動することで、パラメータがどの程度変動するかを表している。

表 1 に示している。モーメント $AR1Corr(CFO_t)$, $mean\left(\frac{V_t}{k_t}\right)$, $Prob(CFO_t < 0)$, $Prob(I_t < 0)$ については、実データと概ね近い値を取っている。一方で、 $sd\left(\frac{CFO_t}{k_t}\right)$, $mean\left(\frac{I_t}{k_t}\right)$, $sd\left(\frac{I_t}{k_t}\right)$ については実データと一定程度の差異が観察される。

4.2 節で述べた通り、SMM 推定でモーメントに求められる条件として、あるモーメントが変化したときに、推定したいパラメータが変動している必要がある。言い換えれば、パラメータ-モーメント間の感応度 (the sensitivity of parameter estimates to estimation moments) が高くなければならない。Andrews et al. (2017) は、SMM におけるパラメータ-モーメント間の感応度を測定する方法として、次のような指標 Λ を提示している：

$$\Lambda = -(S'WS)^{-1}S'W \quad (8)$$

なお、 S はシミュレーションデータから算出したモーメント $s(\theta)$ をパラメータ推定値 θ_0 周りで評価したヤコビ行列であり¹²⁾、 W は推定に用いたウエイト行列である。

図 2 は第 (8) 式から計算したパラメータ-モーメント間感応度を示している。収益性の期待値パラメータ \bar{z} の特定においては、 $mean(V_t/k_t)$ が寄与するものと想定していたが、感応度は 0.21 であり、他のモーメントと比較して必ずしも高くない。最も推定に寄与してい

図3 方策関数：

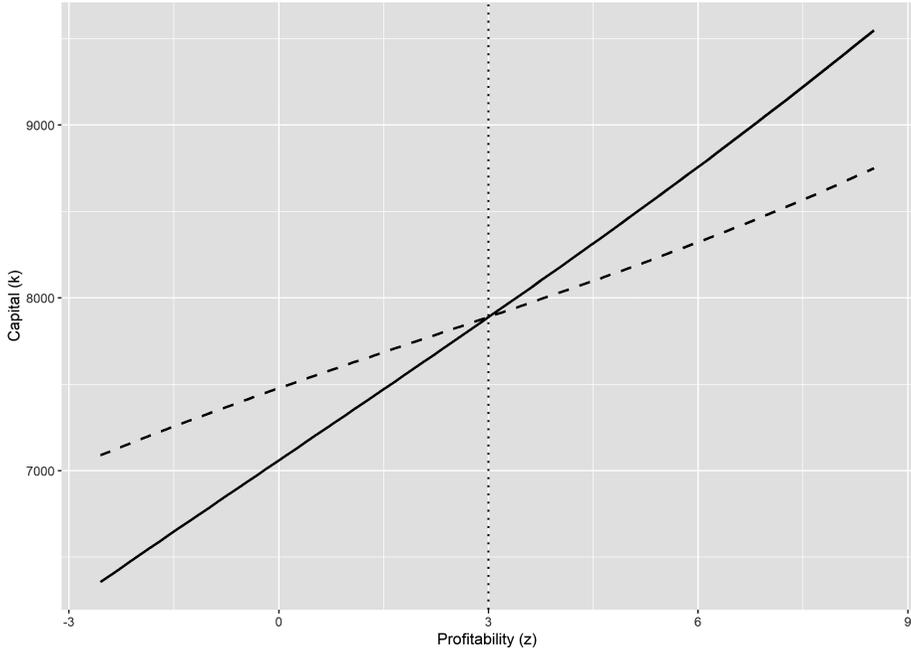


表2パネルAに記載のパラメータから生成されたシミュレーションデータの収益性 z_t と資本ストック k_t のプロットとなっている。破線は z_t と k_t 、実線は z_t と k_{t+1} のプロットとなっている。

るのは $AR1Corr(I_t)$ であり、感応度は 10.59 である。収益性の持続性パラメータ ρ においては $AR1Corr(CFO)$ に対する感応度は 0.82 であり、他のモーメントと比較して高いという想定と整合的である。収益性の分散パラメータ σ においては、 $Prob(CFO_t < 0)$ に対する感応度が 68.05 であり、比較的高いという点で想定された通りである。資本減耗パラメータ δ においては、 $AR1Corr(I_t)$ の感応度が他のモーメントと比べて高く、0.56 である。凸型調整コストパラメータ ψ については、 $mean\left(\frac{I_t}{k_t}\right)$ の感応度が 12.95 と比較的高く想定されていた通りである。以上は総じて、本稿で設定したモーメントが、概ね想定していた通りにパラメータの推定に寄与していることを含意している。

5.2 方策関数について

推定されたシミュレーションデータとそれに基づいて定義される変数を観察する前に、モデルにおける経営者による投資行動を概観する。図3は横軸が収益性 z_t であり、縦軸が資本ストック量 k である。また実線は k_{t+1} 、破線は k_t をプロットしている。また、縦に引かれている点線は、収益性 z_t の期待値 \bar{z} を示している。

この図から、経営者は次のような投資行動をとることが分かる。まず、収益性がその期待値よりも大きい領域 ($z_t > \bar{z}$) では、来期の資本ストックはその前期の水準よりも大きくな

る ($k_{t+1} > k_t$) ことが分かる。すなわち、今期の収益性 z_t がその期待値 \bar{z} よりも高い場合には、投資が行われることを含意している。このような投資行動が行われる背景には、収益性 z の持続性パラメータ ρ が一定程度高い場合には、今期の収益性と来期以降の収益性の相関が高くなる。今期の収益性が高いときには、次期以降の収益性が高いことが予想されるため、これに備えて今期に投資額 I_t を増やすことが、経営者にとって企業価値 V_t を最大化するような行動であることが含意されている。

その一方で、収益性がその期待値よりも小さい領域 ($z_t < \bar{z}$) では、来期の資本ストックはその前期の水準よりも小さくなる ($k_{t+1} < k_t$) ことが分かる。すなわち、今期の収益性が期待値よりも低い場合には、資本ストックを減少させるような行動がとられていることを示している。この結果は、今期の収益性が低いことは次期以降の収益性も低いことが予想されるため、これに備えて今期に投資額 I_t を減少させることが、経営者にとって企業価値 V_t を最大化するような行動であることが含意されている。

5.3 シミュレーションデータにおける変数の定義と分布

シミュレーションデータにおける各種変数の定義は、表 2 パネル B に記載されている。それぞれ I_t は $k_{t+1} - (1 - \delta)k_t$ 、 CFO_t は $z_t k_t^q - \frac{\phi I_t^2}{2k_t}$ 、 ear_t は $z_t k_t^q - \frac{\phi I_t^2}{2k_t} - \delta k_t$ 、 p_t は V_t 、 ret_t は $\frac{V_t}{V_{t-1} - (cfo_{t-1} - I_{t-1})} - (1 + r)$ として定義される。

続いてシミュレーションデータ上の利益変数及び株価変数の分布が、Breuer and Windisch (2019) と類似しているのかを確認する。重要な点は、(1) 収益性 z_t が正規分布に従っているのか否か、(2) 利益 ear_t 及び株価 p_t は右裾が長い分布に従っているのか否か、(3) $\frac{ear_t}{p_t}$ は左裾が長い分布に従っているのか否か、の 3 点である。図 4 は以上 4 つの変数の分布をプロットしている。4 つの変数はいずれも上記の 3 点を満たし、Breuer and Windisch (2019) と整合する分布に従っていることが確認された。

5.4 分析結果

本稿の主検証である Basu モデルの推計の前に、シミュレーションから得られた会計利益の特性を観察する。これは、シミュレーションデータの特性を捉えることが第 1 の目的であり、また Basu (1997) の予想の一部を再検証することが第 2 の目的である。Basu (1997) は、保守主義会計が用いられていると、経済的ニュースに条件づけられて利益の持続性が変化しようと議論している。適時的にレリバント (relevant) な情報が利益に織り込まれる場合、それ以降の利益はレリバントな情報を織り込まなくなり、このような企業の利益の持続性は低くなることが予想される。逆に、ある情報が適時的にはなく時間を経て会計利益に反映される場合、利益の持続性は高くなる半面、その適時性は低くなる。もし保守主義会計によって会計利益が bad news を good news よりも適時的に反映しているのであれば、bad

図4 シミュレーションデータの分布：

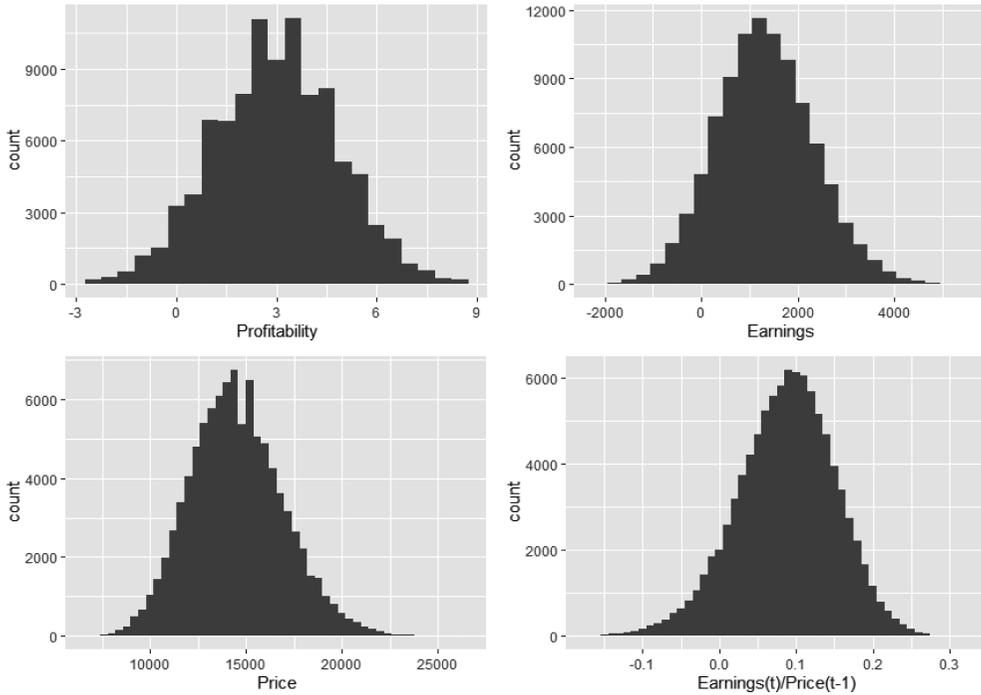


表2パネルAに記載のパラメータから生成されたシミュレーションデータにおける各変数のヒストグラムを示している。左上は収益性変数 z_t 、右上は利益変数 ear_t 、左下は株価変数 p_t 、右下は $\frac{ear_t}{p_t}$ のヒストグラムをそれぞれ示している。

news を有する企業の利益の持続性は good news を有する企業の持続性よりも低くなると予想される。本稿でも同様の検証を行うために次のようなモデルを、最小二乗法 (OLS) にて推計する：

$$Y_{it} = \beta_1 Y_{it-1} + \beta_2 1(Y_{it-1} < 0) + \beta_3 Y_{it-1} \times 1(Y_{it-1} < 0) + fe + e_{it}, \quad (9)$$

ここで、被説明変数の Y_{it} は i 企業 t 期の会計利益の変数であり、モデルの特定化によっていくつかの利益の変数を用いる。説明変数 Y_{it-1} は同 i 企業の前年 ($t-1$) の会計利益の変数であり、 $1(Y_{it-1} < 0)$ は Y_{it-1} が負である場合に1をとるダミー変数である。また、時間不変の企業固有の要因をコントロールするために、企業固定効果のベクトル (fe) をモデルに加える。係数 β_1 が前年の利益数値が正であった企業の利益の持続性を捉えている。利益には持続性が存在することが知られているため、この係数は正であると予想される。これに対して、係数 β_3 は、前年の利益数値が負であった企業における利益の持続性の、利益数値が正であった企業の利益の持続性からの限界的な差を捉えている。

Basu (1997) や Ball and Shivakumar (2005) とは異なり、本稿のシミュレーションデー

表 3 利益の持続性

Y =	Basu (1997) Ball and Shivaku- mar (2005)			
	ear_t (1)	Δear_t (2)	$\Delta ear_t/p_{t-1}$ (3)	$\Delta ear_t/k_t$ (4)
Y_{it-1}	0.7079*** (0.0037)	-0.1434*** (0.0090)	0.0479*** (0.0062)	0.0290*** (0.0071)
$1(Y_{it-1} < 0)$	1.5572*** (0.5040)	-0.7071 (0.4827)	-0.0055*** (0.0007)	-0.0035*** (0.0012)
$Y_{it-1} \times 1(Y_{it-1} < 0)$	-0.2075*** (0.0151)	0.0188 (0.0133)	-0.5676*** (0.0137)	-0.3972*** (0.0126)
Observations	92,000	88,000	88,000	88,000
FE	firm	firm	firm	firm
clustered by	firm	firm	firm	firm
Adj. R ²	0.63	-0.02	0.01	0.00

括弧内は、企業レベルでクラスタリングされた標準誤差を報告している。*、**、*** はそれぞれ 10%、5%、1% 水準で統計的に有意であることを示している。

タでは保守主義会計が存在しないことを想定している。利益の持続性が経済的ニュースに条件付けられて変化する要因が保守主義会計であるのなら、本稿のデータでは同様の現象が観察されないはずである。具体的には、経済的ニュースの条件による持続性の限界的な変化を捉える β_3 が統計的に有意になると、以上の議論で保守主義会計を特定することができるという議論と矛盾することとなる。

表 3 がモデル (9) の推計結果を報告している。第 1 列が利益の水準 ear_t の持続性を推計しているモデルである。前年の利益に係る係数は正に有意であり、good news を有する企業の利益の持続性が正であることを示唆している。これに対して bad news を有する企業の利益の持続性は有意に低いことが、交差項の係数から分かる。第 2 列は利益の変化 Δear_t の持続性を推計している。交差項の係数に注目すると、利益の変化については経済的ニュースによって持続性が変化しないことが分かる。利益の変化を株価および資本ストックで割った値 $\left(\frac{\Delta ear_t}{p_{t-1}}, \frac{\Delta ear_t}{k_t}\right)$ を変数に用いた結果が、第 3 列および第 4 列に報告されている。これらの分析は、それぞれ Basu (1997) および Ball and Shivakumar (2005) の特定化と対応している。前年の利益の変化に係る係数が正に有意であることから、good news を有する企業では前年の利益の変化が持続することが分かる。また、係数が 1 よりも小さいことから、利益の平均回帰的な傾向を捉えていると考えられる。これに対して、交差項の係数が負に有意であり、bad news を有する企業では利益の変化の持続性が小さいことが分かる。さらに、係数の合計 $\beta_1 + \beta_3$ が負である (第 3; 4 列でそれぞれ -0.5197 ; -0.3682) ことから、bad news を有する場合には利益の変化が反転する傾向にあることが分かる。これらの結果は、Basu

(1997) や Ball and Shivakumar (2005) の解釈とは矛盾し、保守主義会計が存在しなかったとしても利益の持続性が経営者の有する経済的ニュースによって条件付けられて変化することが明らかになった。これらの発見は Breuer and Windisch (2019) の結果と整合的である。

続いて、同じシミュレーションデータを用いて、Basu モデルを推計する。Basu モデルは第 (1) 式で既に示しているが、本稿では具体的に次のモデルを OLS で推計する：

$$ear_{it}/p_{it-1} = \gamma_1 ret_{it} + \gamma_2 1(ret_{it} < 0) + \gamma_3 ret_{it} \times 1(ret_{it} < 0) + fe + \varepsilon_{it}, \quad (10)$$

ここで、 ear_{it} は企業 i の t 期における会計利益、分母の p_{it-1} は t 期首における企業 i の株価、 ret_{it} は企業 i の t 期における株式リターンと無リスクリターンの差であり、 $1(ret_{it} < 0)$ は ret_{it} が負である場合に 1 をとるダミー変数である。係数 γ_1 が、リターンが正である企業における利益-リターン関係を捉えている。係数 γ_3 が、リターンが負であった企業における利益-リターン関係の、リターンが負であった企業の利益-リターン関係 γ_1 からの限界的な差を捉えている。すなわち、リターンが負である企業における利益-リターン関係は $\gamma_1 + \gamma_3$ によって捉えられる。

ここで検証する仮説は、次の帰無仮説 H_0 である：

H_0 ：利益-リターン関係がリターンの正負によって変化しない。

Basu (1997) では係数 γ_3 が統計的に正に有意であったことからこの仮説が棄却され、保守主義会計が存在することが実証的に示された。これに対して、本稿のシミュレーションデータの推定の際には、保守主義会計が存在しないことが仮定されていた。もし Basu モデルが保守主義会計のみを捉えているのであれば、帰無仮説 H_0 は棄却されないはずである。

利益-リターン関係を視覚的に捉えるために、図 5 では横軸がリターン ret_{it} 、縦軸が利益 ear_{it} もしくは $\frac{ear_{it}}{p_{it}}$ を示した図を描画している。いずれの図でもリターン変数と利益変数の間に凹型の関係が観察される。この結果から、第 (10) 式の交差項の係数 β_3 が正の値を取ることが期待される。

表 4 がこのモデルの推計結果である。第 1 列が単純な利益-リターン関係のモデルの推計結果である。株式リターンに係る係数は正に有意である。これは good news (bad news) を有する企業ほど会計利益の値が大きく (小さく) なることを示しており、会計利益が経済的ニュースを反映しているという多くの先行研究の発見と整合的である (e.g., Ball and Brown, 1968)。第 2 列が Basu モデルの推計結果である。株式リターンに係る係数は、依然として正に有意である。これに対して、株式リターンとそれが負の値を取るダミー変数との交差項に係る係数は正に有意である。つまり、負の経済的ニュースを有する企業が報告する会計利益が、正の経済的ニュースを有する企業の報告する会計利益よりも経済的ニュースに

図 5 シミュレーションデータにおける利益-リターン関係：

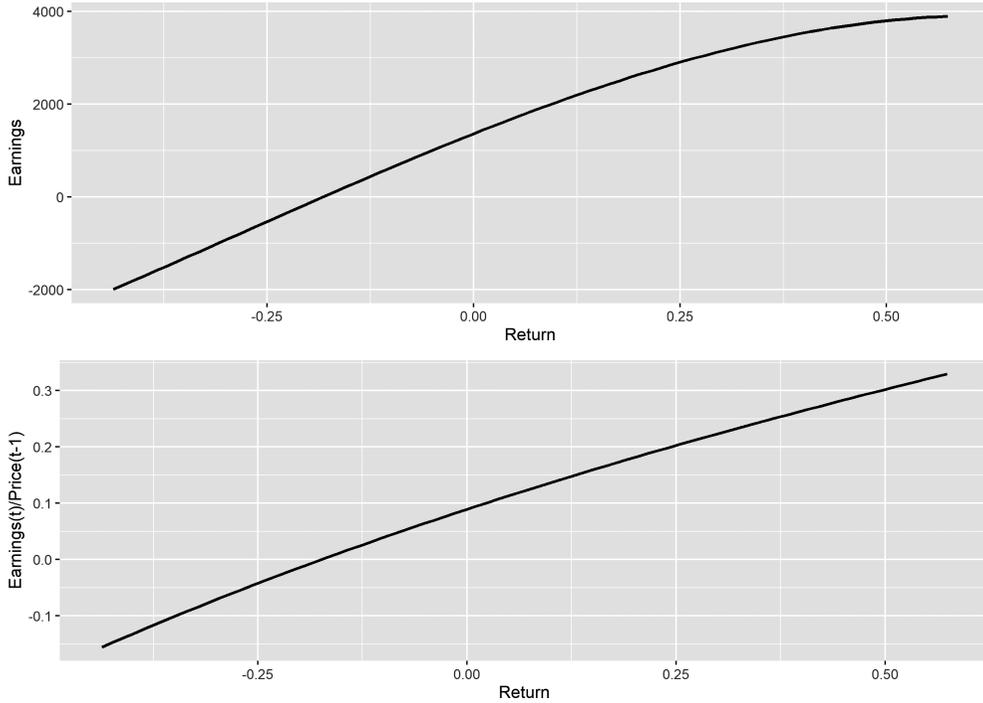


表 2 パネル A に記載のパラメータから生成されたシミュレーションデータにおけるリターン変数 ret_t と利益変数のプロットを示している。上図は利益変数に ear_t ，下図は利益変数に $\frac{ear_t}{p_t}$ を用いている。

表 4 Basu モデル

	ear_t/p_{t-1}			
	(1)	(2)	(3)	(4)
ret_t	0.3316*** (0.0011)	0.2352*** (0.0017)	0.2306*** (0.0016)	0.2306*** (0.0016)
$1(ret_t < 0)$		0.0029*** (0.0005)	0.0022*** (0.0005)	0.0022*** (0.0005)
$ret_t \times 1(ret_t < 0)$		0.2130*** (0.0033)	0.1734*** (0.0030)	0.1734*** (0.0030)
Observations	92,000	92,000	92,000	92,000
FE	no	no	firm	firm + year
clustered by	firm	firm	firm	firm
Adj. R ²	0.61	0.63	0.69	0.69

括弧内は、企業レベルでクラスタリングされた標準誤差を報告している。*，**，*** はそれぞれ 10%，5%，1% 水準で統計的に有意であることを示している。

対する感応度が高いことを含意しており、上記の帰無仮説 H_0 を棄却している。既に議論したように、このシミュレーションデータでは保守主義会計が存在しないことが想定されている。この結果は、保守主義会計が存在しなかったとしても、Basu モデルから得られる ATM が正に有意であることを示唆している。第 3 列が Basu モデルに企業固定効果を追加したモデル、第 4 列が第 3 列に年の固定効果を追加したモデルの推計結果を報告している。これらのモデルでも交差項の係数は依然として正に有意である。これらの結果は、時間不変の企業要因、企業間で一定の期間の要因をコントロールしたとしても、帰無仮説 H_0 が棄却されることを示している。以上の結果はいずれも Breuer and Windisch (2019) の結果と整合的であり、彼らと同様の結果が日本のデータを用いたとしても確認されたことを意味する。

5.5 比較静学分析

前節で観察された結果が、シミュレーションデータ作成の際に用いた各種パラメータの値を変化させた場合にも同様に観察されるかを検討する。図 6 は、各パラメータ (σ, ψ, ρ, r) の値を変化させたときに、第 (10) 式で推計される Basu モデルの ATM (γ_3) がどのように変化するかを示している。収益性分散パラメータ σ 、収益性持続力パラメータ ρ 、金利 r については値が大きくなるほど、凸型調整コストパラメータ ψ については値が小さくなるほど、ATM の推計値が大きくなることが確認できる。

以上の結果は、次の 2 つのことを含意している。第 1 に、前節の結果が SMM で推定したパラメータ下で生成されたシミュレーションデータに特有のものではなく、本稿で設定したモデル下では比較的広い範囲で成り立つ可能性が高いという点である。ただし、パラメータ ρ の値が ATM に与える影響については注意が必要となる。 ρ が比較的小さいパラメータのときには、ATM の値は 0 に近い値を取っていることが分かる。また ρ の値が 1 のときには、ATM は 0 となる。この結果は、将来の収益性の持続性が低いとき、もしくは収益性の持続力が非常に高いケースにおいては、Breuer and Windisch (2019) で想定しているチャンネルは生じないことを示している。第 2 に、これらの要因の強さによって ATM の推定量が変化するということは、実データを用いて ATM を推定する際に、これらの要因によって欠落変数バイアスが生じている可能性を考慮する必要があるという点である。

6. 議論

本稿のモデルにおいて、つまり保守主義会計が存在しない状況において、なぜ「凹型の利益-リターン」が観察されるのだろうか。Breuer and Windisch (2019) では、利益と経済ニュースとの間の凹関係 (earnings-news concavity) と、株式リターンと経済的ニュースとの間の凸関係 (return-news convexity) の 2 つの関係から説明している。

図 6 比較静学：

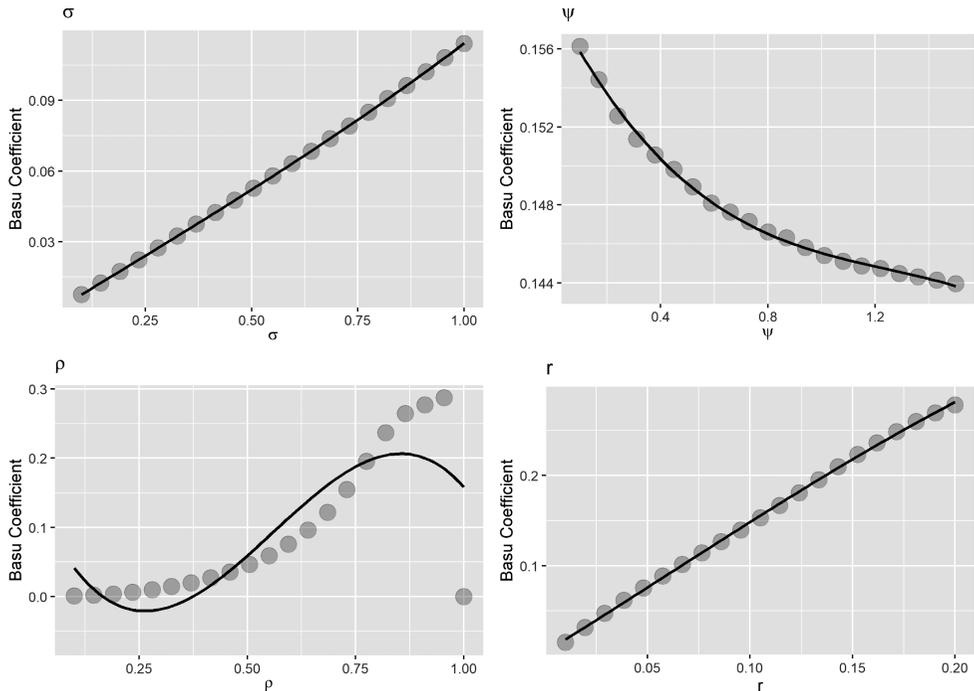


表 2 パネル A に記載のパラメータから特定のパラメータを微小に変化させることで、生成したシミュレーションデータの ATM がどのように変化するかを示している。左上図は収益性の分散パラメータ σ 、右上図は投資調整コストパラメータ ψ 、左下図は収益性の持続性パラメータ ρ 、右下図は金利パラメータ r を微小に変化させた場合の ATM の変化をそれぞれ示している。

まず、利益と経済ニュースとの間の凹関係とは、 t 期の収益と t 期のニュース（本モデルでは収益性）の間に凹関係が成立していることを指す。この関係が成り立つ理由として、投資の調整コストの存在が挙げられている。本稿のモデルでは、企業が投資を行う際に、投資額 I_t が正負いずれであろうとも調整コストが生じている。この設定の下では、正の収益性 z_t の値が大きいほど企業は正の投資を行う¹³⁾ が、凸型の調整コストの存在により、その関係は弱まることとなる。この正の投資の減少に伴い、次期の利益も減少することとなり、結果として正の収益性と利益の間の正の関係は弱まることになる。

続いて、株式リターンと経済的ニュースとの間の凸関係とは、 t 期のリターンと t 期のニュースの間に凸関係が成立していることを指す。この関係が成り立つ理由として、収益性の持続による長期的な効果を見越したうえで、企業が投資を行うことが挙げられている。正の収益性 z_t の実現値が高い場合には、その正の収益性が続くことを見越して、企業は投資額を増やす。その結果、増やした投資によって次期以降の利益が増える。一方で収益性 z_t が大きく負の値を取った場合、その負の収益性が続くことを見越して、企業は投資額を減少させる。その結果、投資の維持にかかる費用は減少し、次期以降の利益は収益性の変化率と比

べて大きくは減少しない。

上記2種類の関係から、利益-リターンの凹型の関係は生じることになる。例えば収益性 z_t の実現値が大きいほど、前者の関係から利益の増加分は小さくなり、それと同時に、後者の関係からリターンの増加幅は大きくなっていく。ここから、利益とリターンの関係は凹型の関係は生じることになる。

7. おわりに

本稿では、将来収益性の不確実性下における投資の調整コストを伴う投資関数の動学モデルに基づき、日本企業の実データと整合するようにSMMにて推定を行った。分析の結果、保守主義会計から示唆されるいわゆる「凹型の利益-リターン関係」が一定の条件の下で日本でも確認された。

本稿にはいくつか残された課題もある。第1に、収益性の持続性パラメータ ρ の値がATMの大きさになぜ影響を与えるか判明していない点である。図6で確認した通り、パラメータ ρ の値が非常に低いケースや、1の値を取るケースでは、ATMは0に近くなる。この結果は、本稿で観察された「凹型の利益-リターン関係」は常に観察されるわけではなく、一定の収益性の持続性が存在するという条件が必要となることを示している。収益性の持続性とATMの関係を明らかにすることは、誘導型において「凹型の利益-リターン関係」を検証する際に留意すべき点を明らかにするという点で、今後の研究に資するものと考えられる。

第2に、投資の調整コストが、投資の正負に関わらず同程度だと仮定している点である。実際には、設備を拡張した際にかかる調整コストと、設備を売却した際にかかる調整コストには差異があると考えられる。どちらの要素が本稿で観察された「凹型の利益-リターン関係」を生み出しているのか、また、実データでの「凹型の利益-リターン関係」の推定に際してもこの2つの要素がバイアスを引き起こしているのかについては、誘導型における「凹型の利益-リターン関係」の適切な測定という観点からも重要と考えられる。以上の点については筆者らの今後の課題としたい。

注

- 1) 構造推定については、例えば、Adda and Cooper (2003), Miao (2020), 日本語では楠田 (2019)などを参照のこと。
- 2) 保守主義会計は一意に定義できるわけではなく、記述的に定義されることが多い。保守主義会計の多様な定義については、高田 (2021), 西谷 (2016)などを参照のこと。
- 3) Basu モデルを修正する試みもなされている。例えば、Kahn and Watts (2009)のモデルが挙

げられる。Basu モデルの欠点の一つが、企業-年レベルでの保守主義の程度を測定することが困難であるという点である (LaFond and Watts, 2008; Roychowdhury and Watts 2007)。そこで Kahn and Watts (2009) は、Basu モデルの ATM が企業属性によって内生的に定まることを想定した修正モデルを開発している。このモデルの修正によって、企業-年レベルでの ATM が測定可能になり、様々な研究課題に応用されている (e.g., Garcia Lara et al., 2016; Wittenberg-Moerman, R., 2008)。

- 4) 利潤最大化問題においては、 $e(k_t, I_t, z_t) = \pi(k_t, z_t) - r_k k$ が伝統的な資本需要の表現である。このとき、 r_k はいわゆる資本のユーザーコストとなるが、これが具体的に推計できるのかが問題となる。これに対しては、資本の単位価格を $p_{k,t}$ とし、 $e(k_t, I_t, z_t) = \pi(k_t, z_t) - p_{k,t} I_t$ とすると、後の (2) 式と制約の下で (1) 式を連続時間モデルの下で解くと、 $r_k = (r + \delta - p_{k,t}/p_{k,t}) p_{k,t}$ となり、資本のユーザーコストは、安全利子率と減価償却率の増加関数、資本ストックの価格の減少関数であることが分かる。資本のユーザーコストのモデルは、税制に関する分析などにおいて有用である一方、資本ストックの決定モデルのために、資本のストックがジャンプする場合には、無限の投資率が必要となるため、経済環境などの変化に対して、調整が遅くなる定式化が望まれる。その意味で以下の調整コストモデルはその一つの解決案であると言える。
- 5) 資本の単位価格は 1 円に基準化され、労働などの他の生産要素は最適化された水準が投入されることが収益 π に反映されていると解釈される (Strebulaev and Whited, 2012)。
- 6) 資本のシャドープライスは、追加的な投資による限界的な期待収益の割引現在価値となっており、いわゆるトービンの限界 q である (e.g., Hayashi, 1982)。
- 7) 本節の SMM の説明は Strebulaev and Whited (2012) に大きく依拠している。
- 8) モーメントの分散共分散行列の計算は実データの使用が推奨されているが、シミュレーションデータのモーメントを用いることもできる (Strebulaev and Whited, 2012)。また逆行列が取れないときには、例えば Breuer and Windisch (2019) は、モーメントの逆行列が取れるようになるまで、パラメータに微小な変化を加えて再度シミュレーションデータのモーメントを計算するという方法を取っている。
- 9) どのパラメータを事前に設定するか、またどの値で設定するかについては Breuer and Windisch (2019) に倣っている。なお、Breuer and Windisch (2019) の本文における分析は全てのパラメータを事前に特定の値に設定した上でシミュレーションデータを作成している。SMM でのパラメータ推定は Online appendix で行っており、本稿の推定パラメータの選択はこちらに倣っている。また設定したパラメータの値によってどのように分析結果が変わるかについては、5.4 節で確認している。
- 10) なお、金融分野の構造推定での大域的最適化アルゴリズムには焼きなまし法 (simulated annealing) が用いられることが多い (e.g. Hennessy and Whited, 2007; Strebulaev and Whited, 2012; Tayler, 2010)。
- 11) この条件を課す理由として、投資の自己相関のモーメントを作成する際に、企業ごとに一定程度の時系列の長さが必要となる点が挙げられる。サンプルの条件を 15 年以上とした場合でも、モーメントの値にはほぼ影響がないことを確認している。
- 12) ヤコビ行列の要素 (i, j) は、表 2 に記載のパラメータ j の微小な変化に対する、モーメント i の変化分としている。本稿ではパラメータの変化分を 0.01 としている。

13) 図1 参照

参 考 文 献

- Adda, C & Cooper, R. W. (2003). *Dynamic Economics: Quantitative Methods and Applications*. The MIT press.
- Anderson, M. C., Banker, R. D., & Janakiraman, S. N. (2003). Are selling, general, and administrative costs “sticky”? *Journal of Accounting Research*, 41 (1), 47-63.
- Andrews, I., Gentzkow, M., & Shapiro, J. M. (2017). Measuring the sensitivity of parameter estimates to estimation moments. *Quarterly Journal of Economics*, 132 (4), 1553-1592.
- Ball, R., & Brown, P. (1968). An empirical evaluation of accounting income numbers. *Journal of Accounting Research*, 6 (2), 159-178.
- Ball, R., Kothari, S. P., & Nikolaev, V. V. (2013a). Econometrics of the Basu asymmetric timeliness coefficient and accounting conservatism. *Journal of Accounting Research*, 51 (5), 1071-1097.
- Ball, R., Kothari, S. P., & Nikolaev, V. V. (2013b). On estimating conditional conservatism. *Accounting Review*, 88 (3), 755-787.
- Ball, R., & Shivakumar, L. (2005). Earnings quality in UK private firms: comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics*, 39 (1), 83-128.
- Banker, R. D., Basu, S., Byzalov, D., & Chen, J. Y. (2016). The confounding effect of cost stickiness on conservatism estimates. *Journal of Accounting and Economics*, 61 (1), 203-220.
- Basu, S. (1997). The conservatism principle and the asymmetric timeliness of earnings. *Journal of Accounting and Economics*, 24 (1), 3-37.
- Basu, S. (2001). Discussion of On the Asymmetric Recognition of Good and Bad News in France, Germany and the United Kingdom. *Journal of Business Finance & Accounting*, 28 (9-10), 1333-1349.
- Bliss, J. H. (1924). *Management through accounts*. Ronald Press Company.
- Breuer, M., & Windisch, D. (2019). Investment Dynamics and Earnings-Return Properties: A Structural Approach. *Journal of Accounting Research*, 57 (3), 639-674.
- Choi, J. H. (2021). Accrual accounting and resource allocation: A general equilibrium analysis. *Journal of Accounting Research*, 59 (4), 1179-1219.
- Cooper, R. W., & Haltiwanger, J. C. (2006). On the nature of capital adjustment costs. *Review of Economic Studies*, 73 (3), 611-633.
- DeAngelo, H., DeAngelo, L., & Whited, T. M. (2011). Capital structure dynamics and transitory debt. *Journal of Financial Economics*, 99 (2), 235-261.
- Dechow, P., Ge, W., & Schrand, C. (2010). Understanding earnings quality: A review of the proxies, their determinants and their consequences. *Journal of Accounting and Economics*, 50 (2-3), 344-401.
- Dietrich, J. R., Muller, K. A., & Riedl, E. J. (2007). Asymmetric timeliness tests of accounting conservatism. *Review of Accounting Studies*, 12 (1), 95-124.
- Dietrich, J. R., Muller, K. A., & Riedl, E. J. (2022). On the validity of asymmetric timeliness measures

- of accounting conservatism. *Review of Accounting Studies*, in Press.
- Dutta, S., & Patatoukas, P. N. (2017). Identifying conditional conservatism in financial accounting data: Theory and evidence. *Accounting Review*, *92* (4), 191-216.
- Fakos, A., Sakellaris, P., & Tavares, T. (2022). Investment slumps during financial crises: The real effects of credit supply. *Journal of Financial Economics*, *145* (1), 29-44.
- Gao, X., Whited, T. M., & Zhang, N. (2021). Corporate money demand. *Review of Financial Studies*, *34* (4), 1834-1866.
- Garcia Lara, J. M., Garcia Osma, B., & Penalva, F. (2016). Accounting conservatism and firm investment efficiency. *Journal of Accounting and Economics*, *61* (1), 221-238.
- Givoly, D., Hayn, C. K., & Natarajan, A. (2007). Measuring reporting conservatism. *Accounting Review*, *82* (1), 65-106.
- Hayashi, F. (1982). Tobin's marginal q and average q: A neoclassical interpretation. *Econometrica*, *50* (1), 213-224.
- Hennessy, C. A., & Whited, T. M. (2007). How costly is external financing? Evidence from a structural estimation. *Journal of Finance*, *62* (4), 1705-1745.
- Khan, M., & Watts, R. L. (2009). Estimation and empirical properties of a firm-year measure of accounting conservatism. *Journal of Accounting and Economics*, *48* (2-3), 132-150.
- LaFond, R., & Watts, R. L. (2008). The information role of conservatism. *Accounting Review*, *83* (2), 447-478.
- Miao, J. (2020). *Economic Dynamics in Discrete Time, second edition*. The MIT press.
- Nikolov, B., & Whited, T. M. (2014). Agency conflicts and cash: Estimates from a dynamic model. *Journal of Finance*, *69* (5), 1883-1921.
- Patatoukas, P. N., & Thomas, J. K. (2011). More evidence of bias in the differential timeliness measure of conditional conservatism. *Accounting Review*, *86* (5), 1765-1793.
- Roychowdhury, S., & Watts, R. L. (2007). Asymmetric timeliness of earnings, market-to-book and conservatism in financial reporting. *Journal of Accounting and Economics*, *44* (1-2), 2-31.
- Ryan, S. G. (2006). Identifying conditional conservatism. *European Accounting Review*, *15* (4), 511-525.
- Strebulaev, I. A., & Whited, T. M. (2012). Dynamic models and structural estimation in corporate finance. *Foundations and Trends® in Finance*, *6* (1-2), 1-163.
- Taylor, L. A. (2010). Why are CEOs rarely fired? Evidence from structural estimation. *Journal of Finance*, *65* (6), 2051-2087.
- Tauchen, G. (1986). Finite state markov-chain approximations to univariate and vector autoregressions. *Economics letters*, *20* (2), 177-181.
- Watts, R. L. (2003a). Conservatism in accounting part I: Explanations and implications. *Accounting Horizons*, *17* (3), 207-221.
- Watts, R. L. (2003b). Conservatism in accounting-part II: evidence and research opportunities. *Accounting Horizons*, *17* (4), 287-301.
- Wittenberg-Moerman, R. (2008). The role of information asymmetry and financial reporting quality in debt trading: Evidence from the secondary loan market. *Journal of Accounting and*

日本における投資のダイナミクスと保守主義会計

Economics, 46 (2-3), 240-260.

楠田康之 (2019) 『経済分析のための構造推定アルゴリズム』 三恵社

高田知美 (2021) 『保守主義会計：実態と経済的機能の実証分析』 中央経済社.

西谷順平 (2016) 『保守主義のジレンマ：会計基礎概念の内部化』 中央経済社.