

経済政策の不確実性と銀行のターゲット・ 資本バッファに関する検証

ライ カレン カイ リン
(一橋大学大学院)

要 旨

本稿では、経済政策の不確実性が日本の銀行のターゲット・資本バッファに対して与える影響について分析する。分析結果として、経済政策の不確実性が高まると、銀行のターゲット・資本バッファが増加することが分かった。さらに、経済政策の不確実性が高まると、銀行のターゲットに向けた資本バッファの調整速度が速くなることが分かった。

キーワード：経済政策の不確実性, ターゲット・資本バッファ, 調整速度

1 はじめに

経済政策の不確実性 (EPU; Economic Policy Uncertainty, 以下, EPU と略記する) が, 近年注目を浴びている (Bloom, 2009; Bloom et al., 2018)。Baker et al. (2016) は, 主要新聞紙の政策関連の用語を含む記事に対してテキストマイニングを行い, EPU の指数を作成した。この EPU の客観的な指標ができたことで, EPU が実体経済に対してどのような影響を与えるのかについての実証研究が進展している (e.g., Berger et al., 2020; Gulen and Ion, 2016)。

本稿の目的は, 2002 年から 2012 年までの日本の銀行を対象に, 銀行業にとって重要と考えられる EPU が銀行のターゲット・資本バッファに与える影響と, EPU が銀行の資本バッファの調整速度に与える影響について実証的に分析することである。ここでいう調整速度とは, 銀行にとってターゲットとなる資本バッファの水準 (以下, ターゲット・資本バッファ) と実際のそれとの差異が, 一定期間においてどの程度解消するかのスピードを指す。一般に, ターゲットと実際の資本バッファの差の解消には調整費用が存在するため, 調整費用が高いほど調整速度は遅くなると考えられる。このように自己資本比率の調整は動学的であるため, 本稿では部分調整モデル (Partial adjustment model) に基づいて自己資本比率の調整速度を推計する。

先行研究により, 景気循環などのマクロ要因が銀行のキャピタル・マネジメント (capital management) に影響を与えることが明らかとなっている (Lai, 2020; Valencia and Bolanos, 2018)。一方で, EPU が銀行のキャピタル・マネジメントに与える影響に関する研究は Tran, Nguyen, and Hoang (2021) を除きほとんど見当たらない。しかし, 銀行業は規制産業であり, 例えば, 2000 年代初頭の金融再生プログラム, あるいは世界金融危機時における中小企業金融円滑化法など, 経済政策の変更

の影響を直接的に受ける業種である。実際、EPUは銀行にとって政策に起因する将来の見通しの不確実さを意味し、その見通しに応じてターゲット・資本バッファーを変化させる可能性があり、EPUに対して銀行がどのように対応するのかといった研究は非常に重要であると思われる。

世界金融危機において相当数の銀行破綻が世界的に発生したことにより、一層、自己資本比率の維持が非常に重要になっている (Caruana, 2012; Bui et al., 2017)。また、銀行のポートフォリオのリスクを減少させるため、例えば株主資本、内部留保で構成されるより質の高い資本バッファーを積むことが重視されるようになってきている。マクロ経済の観点からは、十分な水準の資本バッファーは銀行の健全性を維持し、金融システム全体を安定化させる役割がある。このように、銀行において自己資本比率の役割は非常に重要であると言える。以上の点を踏まえると、EPUが銀行の資本バッファーに影響を与えることは十分に予想され、EPUが銀行の健全性を維持するために必要なターゲット・資本バッファーと、その調整速度に与える影響を分析することは十分に意義があるものと考えられる。

本稿の主要な結果をあらかじめまとめると以下の通りである。第一に、EPUと銀行のターゲット・資本バッファーには正の相関関係が認められる。このことは、EPUが高くなると、銀行のターゲット・資本バッファーが増加することを含意している。経済政策の不確実性が高まると、予備的動機 (precautionary motive) から、銀行が自分自身の健全性を高める必要があると判断し、ターゲット・資本バッファーを増加させると考えられる。

第二に、EPUの内容に基づき検証すると、財政政策、通商政策及び為替政策の不確実性は銀行のターゲット・資本バッファーと正の相関関係が認められる一方で、金融政策の不確実性については統計的に有意な関係が得られなかった。これにより、財政政策、通商政策と為替政策の不確実性の高まりが銀行の資本バッファーを積む具体的要因 (driving forces) であることが分かった。例えば、景気対策に伴う財政悪化に起因する財政政策の不確実性の高まりや、TPP協定の交渉における先行きの不透明感の高まりに起因する通商政策の不確実性が増加に対し、銀行は資本バッファーを増加させると解釈できる (Baker, Bloom, and Davis, 2019)¹⁾。そして第三に、EPUが高まると、ターゲットに向けた資本バッファーの調整速度が速まる影響が認められた。銀行が直面する潜在的な金融規制による介入コストを軽減するため、ターゲットに向けて資本バッファーを早めに調整することで銀行は自身の健全性を維持していると解釈できる。

本稿の特徴は、EPUがターゲット・資本バッファーにどのような影響を与えるのかという観点から検証する点にある。Estrella (2004) は、プロシクリカリティ (procyclicality) の問題に着目し、スペインの銀行を対象に、1986年から2000年までの間において、資本バッファーが景気循環と負の相関関係を持つことを実証的に明らかにしている。GDP成長率が1%増加すると、資本バッファーが17%減少することを示している。Estrella (2004) に続くように、近年特にプロシクリカリティの観点からの研究が数多く行われている (Lai, 2020; Valencia and Bolanos, 2018)²⁾。しかし、EPUに着目した資本バッファーに関する研究は十分に行われていない。

本研究に密接に関する先行研究として、Berger et al. (2020) は、EPUの高まりに対して、銀行は流動性の高い資産をより多く持つことを報告している。Bordo et al. (2016) は、EPUの高まりに対して、銀行がリスク・エクスポージャーを削減することを通じて、EPUが米国の貸出に対して全体的に負の影響を与えることを報告している。Hu and Gong (2019) は、19カ国にある銀行を対象とし、EPUと銀行貸出の間に負の相関関係があることを実証的に報告している。Lee et al. (2017) は、銀行がEPUの高まりに対して敏感であり、経済状況によってレバレッジを調整することを示している。Chi and Li (2017) は、中国にある銀行を対象に分析を行い、EPUが貸出の信用リスク (credit risk) を増加させ、

銀行の資産（貸出）サイズに負の影響を与えることを報告している。Ng et al. (2020) は米国の銀行を対象とし、EPUの高まりに対して銀行が貸倒引当金を増加させることを報告している。

これらの先行研究に対する本稿の貢献として、第一に、金融システムの安定に大きな役割を果たす資本バッファに対してEPUが影響を与えることを実証的に示した点にある。関連する先行研究としてValencia (2016) は、EPUではなく一般の不確実性に対して、銀行がより高い自己資本比率を維持することを報告している。Li and Qiu (2021) は、銀行ではなく一般企業に対して、EPUが企業のターゲット・レバレッジに負の影響を与える（すなわち、負債比率が低下する）ことを報告している。Matousek et al. (2020) は深刻な市場衰退（severe market decline）の場合に限定して、EPUが高まると、将来の時点にて金融会社の資本不足をもたらすことを報告している。本稿では、一般の不確実性の指標と企業ではなく、EPUが銀行の資本バッファに与える影響を実証的に示し、深刻な市場衰退の場合のみではなく、より幅が広い市況も考慮した点に特長がある。第二に、EPUが銀行の自己資本の調整速度に与える影響を検証している点にある。前述のように、銀行の自己資本の調整速度に与える影響についての分析はプロシクリカリティに着目した研究が多く、プロシクリカリティに関わる経済の問題に対して政策立案者や金融当局に新たな知見をもたらすと考えられる。さらに言えば、本稿では、可変的な調整速度（EPU varied）の可能性を考慮しており、可変的な調整速度に関する先行研究はDe Young et al. (2018) と Öztekin and Flannery (2012) に限られている。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では、日本におけるEPU指標の概観し、先行研究を踏まえながら仮説を導出する。第3節では、実証方法とデータについて説明する。第4節では、実証結果を説明する。第5節では内生性問題の対策を説明する。第6節では、本稿の結論を要約し、研究の発展可能性を論じて結びとする。

2 EPU 指標と仮説の構築

2.1 日本における EPU 指標

EPU 指標は、主要新聞紙の政策関連の用語を含む記事に対してテキストマイニングを行い作成されたものである。こうして算出されたEPU指標は、経済全体に対する総合的な政策の不確実性の大小を表す。Baker et al. (2016) は三つのカテゴリーの用語（E用語（Economy）、P用語（Policy）、U用語（Uncertainty））に基づき、1985年1月以降の米国の主要10社の新聞報道を利用し、新聞紙に掲載された記事の中から、前述の三つのカテゴリーの用語を少なくとも一つ含む記事の数をカウントしている。この記事の件数が多い（低い）ほど、EPU指数も高く（低く）なるが、各紙の相対的な記事数の標準偏差が1となるように基準化し、そのボリュームに応じて加重平均することで、平均が100となるように調整が施されている³⁾。

Arbatli et al. (2019) は、Baker et al. (2016) と同様の方法を用いながらも、彼らが作成した日本のEPU指標に対してさらなる改良を行っている。Baker et al. (2016) は日本のEPU指標について、二社の新聞（朝日新聞、読売新聞）のみに基づき作成しているが、Arbatli et al. (2019) は記事を収集する新聞をいわゆる日本の四大紙（朝日新聞、日本経済新聞、毎日新聞、読売新聞）に増やしている。さらに、Arbatli et al. (2019) はE用語、U用語については各紙に掲載された記事とそれが英文に翻訳された記事を照合し、利用頻度が高い用語を選び出している。P用語については、米国の指数を作る過程でP用語の候補に挙げられた15個の用語を参考に選出されている。

具体的に Arbatli et al. (2019) が作成した日本の EPU 指数を見てみると 6・7 頁の、図 1 から分かるように、2000 年以降、日本における重要な政治および経済に関連するイベントが生じているタイミングで高い水準となっている。銀行にとって重要なイベントを見てみると、例えば、不良債権処理を加速させるため、2002 年 10 月に成立した金融再生プログラム（竹中プラン）の時期や世界金融危機に伴う経済不況の時期に高い値を示していることが分かる。

2.2 先行研究と仮説

2.2.1 EPU と銀行のターゲット・資本バッファー

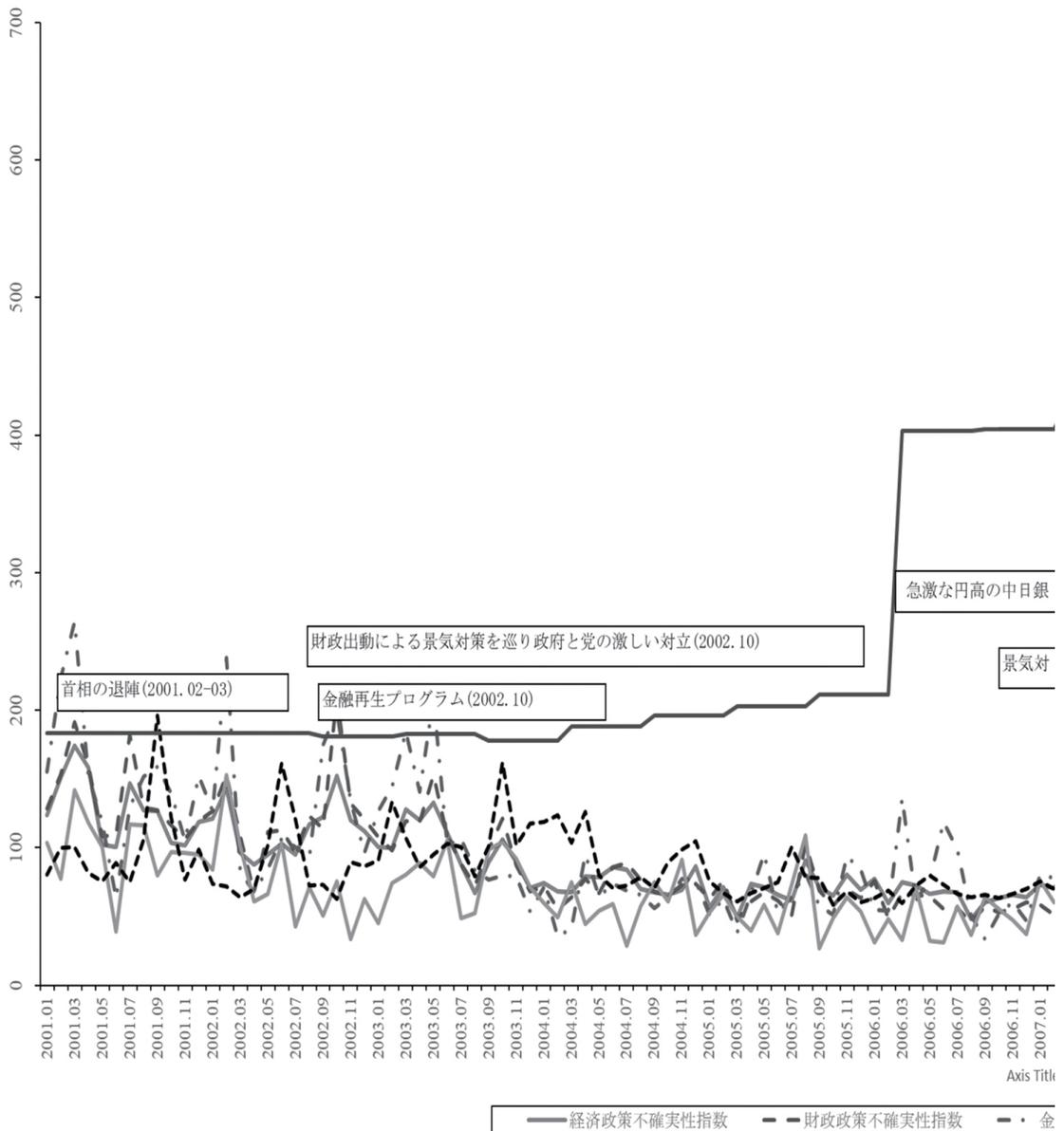
Baker et al. (2016) の EPU 指標を用いた数多くの先行研究が蓄積されている。Gulen and Ion (2016) は、投資と雇用に対して大きな負の影響（投資の延期あるいは中止）を与えたことを報告している。Bloom et al. (2018) は、米国において EPU が国内総生産の低成長をもたらすなど、实体经济に抑制的な影響を与えることを報告している。

EPU は銀行の行動に対しても影響を与えることが報告されている。Berger et al. (2020) は、EPU の高まりに対処するため、銀行は流動性の高い資産をより多く持つことを報告している。その上で、流動性の低い銀行ほど、また EPU に対するエクスポージャーが高い銀行ほど、より多くの流動資産を保有することを報告している。Hu and Gong (2019) は、19 カ国の銀行を対象に分析し、EPU の高まりが銀行の貸出供給を減少させることを示している。EPU が銀行の融資成長率に負の影響を与える効果が銀行属性（規模、流動性の違い、ポートフォリオの相違）により異なることも実証的に確認している。このように EPU は銀行行動に影響を及ぼすことから、銀行のキャピタル・マネジメントに対しても影響を与えることが予想される。実際、世界金融危機以降、銀行の貸出ポートフォリオのリスクを抑制するため、より多くの質の高い Tier 1 自己資本の維持が求められるようになっている。

一般に、自己資本比率は銀行の健全性を示す指標であり、予測できないイベントから生じる負のインパクトに対する耐久性を表す。Heid (2007) は、リスク・ウェイトの計測方法の変更などの自己資本比率規制の変更に対して、ターゲット・資本バッファーが重要な役割を担っていることを報告している。Thakor (2014) は、高水準の自己資本を維持する銀行ほど、金融危機における存続確率が高いことを示している。Cohen and Scatigna (2016) は、先進国と発展途上国にある銀行を対象に、自己資本比率もしくは収益性が高い銀行ほど、金融危機時においても貸出を拡大したと報告している。Valencia (2016) は銀行が不確実性の高い場合に、より高い自己資本比率を保有することを実証的に示している。不確実性に銀行が直面する場合、フォワードルッキング（forward looking）の銀行が自身の健全性を強化するため、予備的動機からターゲットとなる自己資本のポジションを高めると考えられる。

Chi and Li (2017) は、中国の銀行を分析対象とし、EPU が貸出の信用リスク（credit risk）を増加させる一方、銀行の資産（貸出）サイズに負の影響を与えることを示している。EPU の高まりによって貸出の信用リスクが増加すると予想されるため、銀行は将来時点において不良債権が増加するという見通しを立てる。その結果、資産サイドにある貸出を前もって減少させるか、あるいはリスク・ウェイトがより低い国債などの安全資産に保有資産をシフトさせる可能性が考えられる。また、EPU が高まると、前述のように、企業のプロジェクトの延期や中止に伴い資金需要が減少するため、銀行からの貸出の減少も考えられる。貸出の減少による資産サイズの減少の結果、銀行の資本バッファーが

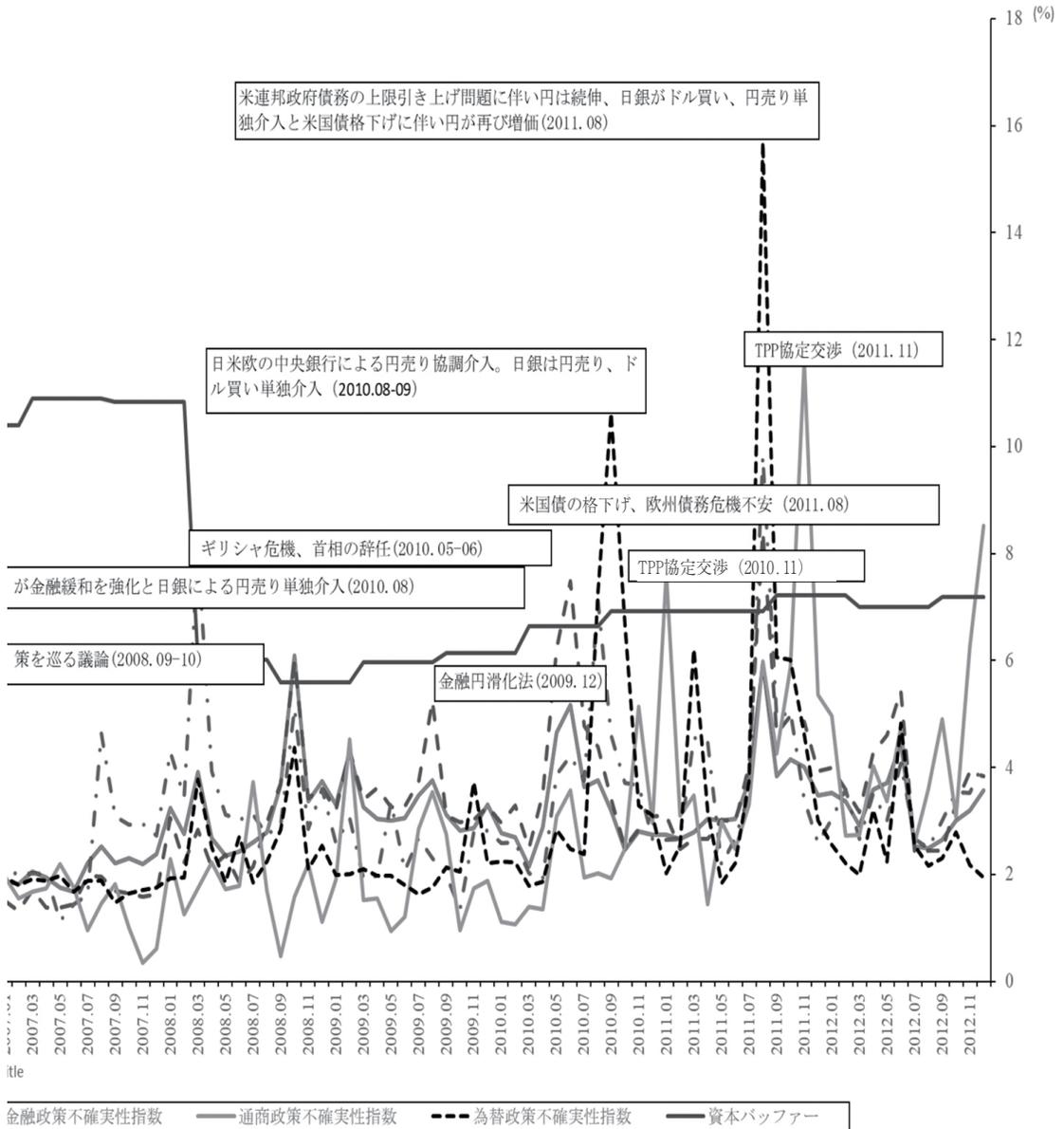
図1 個別の経済政策の不確実性の推移と主な



増加することが考えられる。Berger et al. (2020) は、EPU が銀行の貸出に負の影響を与えることを示している⁴⁾。さらに、Ng et al. (2020) は米国の銀行を対象に、EPU の高まりによって銀行が貸倒引当金を増加させることを報告している。貸倒引当金の増加は分子の Tier 2 に反映されるため、資本バッファ水準が高まることになる。

以上の調整行動は、銀行のターゲット・資本バッファの水準に影響を与えられとされる。以上の点を踏まえ、銀行の資本バッファに関する以下の仮説を構築する。

イベント事例（月次、2001年1月2012年12月）



仮説1：EPUが高くなると、銀行のターゲット・資本バッファーは厚くなる。

2.2.2 EPUと銀行のターゲット・資本バッファーの調整速度

世界金融危機後において、銀行の自己資本をより強化することが求められるようになってきている。実際、バーゼルⅢの導入に伴い、より厳しい自己資本の定義に基づき、銀行がより高い水準の自己資本

比率で金融規制を遵守しなければならなくなっている。そのため、EPUが高まると、銀行の金融規制による潜在的な政府の介入リスクは高まると考えられる。銀行はターゲット・資本バッファの調整を早急に行う方が銀行の健全性を維持できるとともに、景気循環やEPUの影響を軽減できると考えられる。

Cohen and Scatigna (2016) は、クロスカントリーのデータを用いて先進国と発展途上国にある 101 行の大規模銀行を対象に分析を行い、銀行は資産サイドを調整するよりも、内部留保の増減を通じて自己資本比率の調整を行うことを報告している。自己資本比率を調整するチャンネルとして、内部留保は銀行にとって最も直接的な手段であり、内部留保を通じた調整は、自己資本比率の調整速度も引き上げると考えられる⁵⁾。Shimizu (2015) は、日本にある銀行を対象に、バーセルⅡが導入された期間における自己資本比率の調整について実証的に分析している。Shimizu (2015) は、日本の銀行がターゲットとする自己資本比率の水準を達成するためには、分母のリスク・ウェイト・アセットを調整するよりも、分子の自己資本を調整する方がより早く達成することが可能であることを報告している。

以上の点を踏まえると、EPUが銀行の資本バッファの調整速度に与える影響について以下の仮説を構築する。

仮説2：EPUが高いほど、銀行はターゲット・資本バッファの調整速度を引き上げる。

3 実証方法とデータ

3.1 部分調整モデル

本稿では、ターゲット・資本バッファの分析に対して部分調整モデルを用いる (Ayuso et al., 2004; Estrella, 2004; Jokipii and Milne, 2008; Francis and Osborne, 2010; Valencia and Bolanos, 2018)。EPUがターゲット・資本バッファの調整速度に影響を与えることを考慮するために、先行研究に基づき以下のように定式化する：

$$BUF_{it} - BUF_{it-1} = \alpha(BUF_{it}^* - BUF_{it-1}) + u_{it} \quad (1)$$

ただし、 i は銀行、 t は時間を示している。 BUF_{it} は銀行 i の t 期末における資本バッファ、 BUF_{it}^* は銀行 i の t 期末におけるターゲット・資本バッファ（最適な資本バッファ）、 BUF_{it-1} は銀行 i の $t-1$ 期末における資本バッファをそれぞれ表す。 u_{it} は誤差項であり、独立で同一の分布に従い、平均はゼロとする。ここで α ($0 < \alpha < 1$) は、ターゲットである BUF_{it}^* へ向けて $t-1$ から t 時点に部分的に調整することを表し、実際の資本バッファからターゲット・資本バッファへの調整速度を測るものである。具体的に、 $\phi \equiv 1 - \alpha$ とすると、 ϕ が大きいほど調整速度は遅く、調整費用が高いことを含意している。

直接にはターゲット・資本バッファを観測できないため、本稿では BUF_{it}^* について以下の関係を仮定する (Jokipii and Milne, 2008; Stolz and Wedow, 2011)：

$$BUF_{it}^* = \kappa X_{it-1} + \theta EPU_{t-1} \quad (2)$$

ただし、 X_{it-1} は銀行 i の $t-1$ 期末における銀行の属性とマクロ要因を表す説明変数のベクトルである。第2項はEPUがターゲット・資本バッファに影響を与える可能性を考慮している。 EPU_{t-1} は

$t-1$ 期末における EPU である (なお、後に説明するように、月次データを半期データに変換したものを用いる)。仮説 1 に基づくと、 $\theta > 0$ と期待される。

式(2)を式(1)に代入して整理すると次式となる：

$$BUF_{i,t} = (\alpha\kappa)X_{i,t-1} + (\alpha\theta)EPU_{t-1} + (1-\alpha)BUF_{i,t-1} + u_{i,t} \quad (3)$$

式(3)を推計することで、推計値として $(\widehat{\alpha\kappa}, \widehat{\alpha\theta})$ 、 $1-\hat{\alpha}$ を求めることができる。それぞれの $(\widehat{\alpha\kappa}$ と $\widehat{\alpha\theta})$ を $\hat{\alpha}$ で割ることで $\hat{\kappa}$ と $\hat{\theta}$ を求め、これらの値に基づき可変的な $BUF_{i,t}^*$ を計算することができる。

ところで、 $\hat{\alpha}$ は銀行属性と外部環境の状況によって異なる調整速度で調整されるかもしれない。そこで、De Young et al. (2018) と Öztekin and Flannery (2012) に従い、 α を可変的 (bank specific, time-varying) な調整速度として以下のように定義する：

$$\alpha_{i,t} = \Lambda Z_{i,t-1} \quad (4)$$

ここで、 $\alpha_{i,t} = \Lambda Z_{i,t-1} = \Lambda^X X_{i,t-1} + \Lambda^{EPU} EPU_{t-1}$ である。 $X_{i,t-1}$ は銀行の属性とマクロ要因からの変数で構成される。 EPU_{t-1} は $t-1$ 期末における EPU である。 Λ^X 、 Λ^{EPU} は係数ベクトルである。これを使って式(1)を再定義すると、以下の式(5)となる：

$$BUF_{i,t} - BUF_{i,t-1} = \Lambda \cdot Z_{i,t-1} (BUF_{i,t}^* - BUF_{i,t-1}) + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

さらに、被説明変数を $\Delta BUF_{i,t} \equiv BUF_{i,t} - BUF_{i,t-1}$ 、 $DEV_{i,t} \equiv BUF_{i,t}^* - BUF_{i,t-1}$ として式(5)を整理すると次式となる：

$$\Delta BUF_{i,t} = \Lambda \cdot Z_{i,t-1} (DEV_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

ところで、式(3)の右辺にはラグ付きの被説明変数が推計式に入っており、この被説明変数が誤差項と相関する可能性があるため、内生性の問題が生じると懸念される。この内生性の問題を考慮するため、本稿では Blundell and Bond (1998) が開発した two-step システム GMM を利用した。Two-step システム GMM は攪乱項の分布に特定の制約を置かない推計手法である。また、two-step 推定では過小バイアスがあることが指摘されているため、Windmeijer (2005) による小標本修正 (corrected standard error) を適用した two-step システム GMM を用いて推計する。式(5)は Ordinary Least Square で推計している。いずれの推定においても、年次と銀行の固定効果を追加している。以上より、表 3 (13 頁) に対応する計量モデルは式(3)で表す「ベースライン・モデル」であり、表 4 (15 頁) に対応する計量モデルは式(5)で表す「可変的調整速度モデル」となる。

3.2 説明変数

Estrella (2004) や Ayuso et al. (2004) によると、銀行はターゲット・資本バッファへの調整コストに直面している。この調整コストを分析するため、 $BUF(-1)$ 、すなわち、ラグ付き資本バッファを調整コストの代理変数として用いる。もし調整コストが生じるならば、資本バッファとラグ付き資本バッファの間に統計的に有意かつ正の相関関係が期待される。次に、EPU 指標については、Arbatli et al. (2019) が作成した EPU 指標の月次データを半期データに変換した値の自然対数値を用いる。具体的に、決算期が 3 月であれば前年度の 10 月から 3 月までの月次データの平均をとり、決算期が 9 月であれば同年度の 4 月から 9 月の月次データの平均をとっている。

Arbatli et al. (2019) は、日本の EPU 指数の作成に利用した記事に基づき、前述の個別の政策に関する用語リストを作成し、それに関する用語が一つでもあればカウントし個別の政策指数を作成している⁶⁾。そこで、サブカテゴリーである財政政策の不確実性 (EPU_FISCAL)、金融政策の不確実性 (EPU_MONETARY)、通商政策の不確実性 (EPU_TRADE)、そして為替政策の不確実性 (EPU_EXCHANGE) のそれぞれの自然対数を取った値についても推計する。

Ayuso et al. (2004)、Jokipii and Milne (2008) などを参考に、ROE、すなわち自己資本利益率 (税引き後純利益対自己資本の比率) を、自己資本を持つことによる機会費用の代理変数として用いる。自己資本を調達するためのコストは高いため、自己資本利益率と (ターゲット・) 資本バッファの間に負の関係が予想される。

Keeley (1990) や Estrella (2004) は、自己資本が財務的困難に伴うコストの発生確率を減少させると報告している。本稿では Francis and Osborne (2010) に倣い、潜在的な内生性の問題を考慮してラグ付きのリスク・ウェイト・アセットの対総資産の比率である RISK を用いる。銀行が倒産を回避しようとしている場合、RISK の増加に伴い、(ターゲット・) 資本バッファを積むこと (正の相関関係) が期待される。一方、銀行によるモラルハザードが発生している場合には、RISK の増加に伴い、(ターゲット・) 資本バッファが減少すること (負の相関関係) も予想される。本稿では、LLP (貸倒引当金対総資産の比率) を銀行の内部リスク評価の代理変数として用いる。銀行が期待倒産コストを低下させる場合には、LLP の増加に伴って (ターゲット・) 資本バッファを積むこと (正の相関関係) が期待される。逆に、モラルハザードが発生している場合には、ターゲット・資本バッファを減少させること (負の相関関係) も考えられる。

一般的に、大規模な銀行は小規模な銀行よりもポートフォリオの多角化に関しては相対的に優位であると考えられる。多角化によるリスク分散によって資産全体のリスクが低減するため、必要な自己資本が相対的に少なく済み、自己資本の調達コストを抑えることができる。そこで銀行の規模の変数として、SIZE (総資産の自然対数) を用いる。Too Big to Fail 仮説によれば、規模の大きな銀行ほど相対的により低い自己資本でも経営が維持されるため、予想される係数の符号は負となる。自己資本の質も銀行の損失吸収力に影響を与えると考えられる。Francis and Osborne (2010) は、銀行の自己資本の質を表す代理変数として Tier 1 の対自己資本比率を用いる。本稿でも、TIER 1 (Tier 1 の対自己資本比率) を銀行の自己資本の質を表す代理変数として用いる。TIER 1 が高ければ高いほど、銀行の健全性が高いことを意味する。高い水準の TIER 1 を維持する銀行は、より低い (ターゲット・) 資本バッファを維持する傾向にあると考えられるため、予想される係数の符号は負である。

銀行の自己資本に関する情報は市場においても観察されており、金融当局以外からの圧力も受けていると考えられる。言い換えると、市場規律と信用格付機関による圧力は、銀行の自己資本の調整に影響を与えることが予想される。本稿では、市場規律の影響をコントロールするため、Nier and Baumann (2006) や Haq et. al. (2014) に従い、NCD (譲渡性預金の対預金の比率) を市場規律の代理変数として用いる。譲渡性預金は預金保険制度の対象外の項目であるため、市場規律からの圧力を反映していると考えられる。市場規律が強い場合には、銀行が (ターゲット・) 資本バッファを積む (正の相関関係) ことが期待される。

Schaeck and Cihák (2012) は市場競争が自己資本の保持に対して高いインセンティブを与えていることを報告している。Valencia and Bolanos (2018) は市場の競争と景気循環が自己資本に与える影響を検証する上で、貸出の市場集中度を市場の競争を表す変数として用いる。本稿では、貸出の市場集中度を測る指数として CONC ((各銀行の貸出の額対総貸出) の二乗) を市場競争の代理変数として用い

る。競争の激しい環境におかれる銀行ほど、(ターゲット・)資本バッファを積むこと(正の相関関係)が期待される。

銀行の自己資本マネジメントに関する先行研究は多数ある(Ayuso et al., 2004; Jokipii and Milne, 2008)。Jokipii and Milne (2008)に倣い、GDP(国内総生産の前期比増加率)を、景気循環を表す代理変数として用いる。好景気のときに銀行が(ターゲット・)資本バッファを積む場合(正の相関関係)はフォワードルッキングであると言える⁷⁾。反対に、好景気のときに銀行が(ターゲット・)資本バッファを減少させる場合(負の相関関係)は近視眼的(myopic)と言える⁸⁾。Cook and Tang, (2010)は景気変動が資本構成の調整速度に影響を与え、好景気において企業の資本の調整速度は不景気よりも速いことを報告している。Cook and Tang, (2010)に倣い、日本のボラティリティ指数, VIJを用い、景気変動のコントロール変数として用いる。以上の変数の定義については表1にまとめている。

3.3 データ

本稿では、日本における各銀行の2002年度から2012年度までの11年間の半期データを用いる。自己資本比率規制に関して、バーゼルⅠ(～2006年)、バーゼルⅡ(2007年～)が導入された期間をカバーしている。バーゼルⅢの自己資本比率規制は大きな制度的な変更を伴うとともに、バーゼル

表1 変数の定義

説明変数(代理変数)	定義	出所
被説明変数		
BUF (%)	資本バッファ 自己資本比率から自己資本比率規制の最低基準を引いたもの	Nikkei Needs Financial Quest
$\Delta BUF_{it} \equiv BUF_{it} - BUF_{it-1}$	資本バッファとラグ付き資本バッファの差	Nikkei Needs Financial Quest
説明変数		
政策の不確実性指数	月次データを半期データに変換したものの自然対数値	http://www.policyuncertainty.com/japan_monthly.html
EPU	経済政策の不確実性	Arbatli et al. (2019) に基づく。
EPU_US	アメリカの経済政策の不確実性	Arbatli et al. (2019) に基づく。
OPP	野党支持率の自然対数	伊藤 (2016)
EPU_FISCAL	財政政策の不確実性	Arbatli et al. (2019) に基づく。
EPU_MONETARY	金融政策の不確実性	Arbatli et al. (2019) に基づく。
EPU_TRADE	通商政策の不確実性	Arbatli et al. (2019) に基づく。
EPU_EXCHANGE	為替政策の不確実性	Arbatli et al. (2019) に基づく。
$DEV_{it} \equiv BUF_{it} - BUF_{it-1}$	ターゲット・資本バッファとラグ付き資本バッファの差	Nikkei Needs Financial Quest
操作変数		
PEPU_RESID	式(6)に基づき経済政策の不確実性の誤差項	http://www.policyuncertainty.com/japan_monthly.html
PEPU_OPP	式(7)に基づき野党支持率の予測値の自然対数	伊藤 (2016)
EPU_HIGH	第4四分位EPUのダミーとEPUの交差項	Arbatli et al. (2019) に基づく。
コントロール変数		
SIZE	総資産の自然対数	Nikkei Needs Financial Quest
LLP (%)	一貸倒引当金 / 総資産	Nikkei Needs Financial Quest
RISK (%)	リスク資産 / 総資産	Nikkei Needs Financial Quest
NCD (%)	譲渡性預金 / 総預金	Nikkei Needs Financial Quest
CORE (%)	TIER 1 自己資本 / リスク資産	Nikkei Needs Financial Quest
ROE (%)	税引き後純利益 / 株主資本(自己資本)	Nikkei Needs Financial Quest
CONC (%)	各銀行の貸出の額 / 総貸出の二乗	Nikkei Needs Financial Quest
GDP (%)	国内総生産の増加率	内閣府
VIJ	月次データを半期データに変換したものの自然対数値	http://www.mmds.sigmath.es.osaka-u.ac.jp/structure/activity/vxj_method.php?id=1
DOM	国内行ダミー	Nikkei Needs Financial Quest

Ⅲの段階的な導入に伴う規制変更の影響によって、実証結果の解釈に誤りを招く可能性が懸念される。このためサンプル期間を2002年度から2012年度とした。本稿では上場と非上場銀行の単独ベースの財務データを用いる。都市銀行、地方銀行及び第二地方銀行を分析対象とするが、サンプル期間中に公的資金を受け入れた銀行、また期間内に観測数が5以下の銀行はサンプルから除外した。合併した銀行は、それによるデータの飛躍を回避するために新たな銀行として取り扱っている⁹⁾。本稿の分析に用いる銀行の財務データは、日経NEEDS-Financial QUESTにより入手している。マクロ要因の変数である国内総生産は国民経済計算より入手し、EPU指標とVIJはWebページから入手した¹⁰⁾。VIJは月次データを用い、EPUと同様に半期データに変換した。なお、TIER1は上下各1%でwinsorizeして異常値処理を行っているが、他の説明変数については異常値処理の必要がないと判断した。

4 実証結果

4.1 EPUと銀行のターゲット・資本バッファ

表2は主要な説明変数の記述統計量を示している。資本バッファの平均値は6.86%であるが、国際行(6.00%)の方が国内行(7.01%)よりも低いことが分かる。国際行の方が規制により高い自己資

表2 記述統計量

	観測数	平均値	標準偏差	25th (Pctl)	中央値	75th (Pctl)	最小値	最大値
BUF (%)	1778	6.860	2.651	5.000	6.340	8.640	1.110	18.790
BUF (国際行)	261	6.000	3.774	3.180	4.630	7.500	1.110	15.050
BUF (国内行)	1517	7.008	2.376	5.270	6.530	8.690	1.580	18.790
$\Delta BUF_{i,t} \equiv BUF_{i,t} - BUF_{i,t-1}$	1552	0.102	1.805	-0.165	0.080	0.370	-8.970	11.310
説明変数								
EPU	22	4.602	0.277	4.350	4.653	4.836	4.159	5.048
EPU_US	22	4.702	0.329	4.367	4.774	5.024	4.078	5.227
OPP	22	4.656	0.215	4.513	4.676	4.782	4.243	5.065
EPU_FISCAL	22	4.617	0.382	4.235	4.618	4.967	4.066	5.321
EPU_MONETARY	22	4.624	0.347	4.303	4.613	4.868	4.019	5.228
EPU_TRADE	22	4.328	0.440	3.997	4.179	4.522	3.759	5.395
EPU_EXCHANGE	22	4.574	0.311	4.356	4.513	4.730	4.170	5.363
$DEV_{i,t} \equiv BUF'_{i,t} - BUF_{i,t-1}$	1552	-0.089	2.664	-1.885	0.521	1.614	-13.794	5.824
操作変数								
PEPU_RESID	1778	-0.001	0.060	-0.044	0.006	0.031	-0.105	0.114
PEPU_OPP	1778	4.662	0.017	4.650	4.662	4.674	4.627	4.694
EPU_HIGH	1778	1.418	2.237	0.000	0.000	4.836	0.000	5.048
コントロール変数								
SIZE	1778	14.550	1.034	13.819	14.597	15.181	12.086	18.886
LLP (%)	1778	1.098	0.482	0.723	0.989	1.359	0.415	2.606
RISK (%)	1778	52.323	7.382	47.123	52.511	57.376	27.196	90.429
NCD (%)	1778	2.007	3.113	0.000	0.897	3.051	0.000	42.972
TIER 1 (%)	1778	90.497	11.457	84.415	90.238	96.455	49.877	189.541
ROE (%)	1778	2.283	3.623	1.510	2.524	4.027	-19.207	8.854
CONC (%)	1778	0.422	1.179	0.097	0.203	0.356	0.000	12.957
GDP (%)	22	0.435	1.981	-0.200	0.902	1.898	-6.894	2.919
VIJ	22	3.201	0.283	3.074	3.160	3.372	2.652	4.108

本比率の水準を要求されているが、ターゲット・資本バッファ自体は国内行よりも若干低い水準であることが分かる¹¹⁾。そうした差異はあるが、両基準行とも相当高い水準のターゲット・資本バッファを維持していると言える。観測数は1778であるが、第4.2節においては、式(6)に基づき可変的な調整速度 (EPU varied adjustment speed) を測定するため、観測数は1552となる。

表3は、部分調整モデルの式(3)に基づく推計結果である。第1列目ではEPUのみ、第2列目ではEPUと他の説明変数をそれぞれ用いた結果である。第1行目のラグ付き資本バッファであるBUF (-1)の係数を見ると、1列目と2列目とも符号は正であり統計的に有意である。これはEstrella (2004)やAyuso et al. (2004)と整合的な結果であり、ターゲット・資本バッファに向けての調整コストが生じていることを含意している。第2列目の第1行目を見ると、調整速度 (constant adjustment speed) 一定の下では65.50% ($\phi \equiv 1 - \alpha$, $\alpha = 1 - 0.345 = 0.655$)でターゲット・資本バッファに向

表3 実証結果：EPUと銀行の資本バッファ

	期待符号	(1)	(2)
BUF (-1)	+	0.391*** (0.046)	0.345*** (0.046)
EPU	+	0.614** (0.243)	1.149*** (0.315)
SIZE	-		0.226** (0.090)
LLP	+ / -		-0.156 (0.139)
RISK	-		-0.027 (0.029)
NCD	+		0.066** (0.032)
TIER1	-		0.016*** (0.005)
ROE	-		0.013 (0.009)
CONC	+ / -		-0.062 (0.068)
GDP	+ / -		-0.008 (0.014)
VIJ	-		-0.678*** (0.176)
観測値		1778	1778
AR (1)		0.000	0.000
AR (2)		0.236	0.176
Hansen テスト		0.158	0.169
年度ダミー		Yes	Yes

***, **, * は各々 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示す。括弧内は不均一分散に対して頑健な標準誤差である。Hansen テストは過剰識別のテストである。AR (1)と AR (2)はそれぞれ第一段階と第二段階の自己相関を示す。被説明変数は資本バッファ、BUFである。説明変数は次の通りである。BUFは資本バッファである。EPUは経済政策の不確実性である。SIZEは総資産の自然対数である。LLPは貸倒引当金対総資産の比率である。RISKはリスク資産対総資産の比率である。NCDは譲渡性預金対総預金の比率である。TIER1はTIER1自己資本対リスク資産の比率である。ROEは税引き純利益対株主資本（自己資本）の比率である。CONCは各銀行の貸出の額対総貸出の比率の2乗である。GDPは国内総生産の増加率である。VIJは日本におけるボラティリティ指数である。以上の説明変数は1期ラグを取って推計している。BUFとRISKの2期前から1期（つまり3期前）のラグ項と、前述の説明変数全てを操作変数として用いて推計している。なお、BUF (-1)のみ、被説明変数がBUFのため1期ラグを明記している。

けて調整している。

表3で最も注目しているEPUの係数について、第2列目の第2行目を見ると、EPUの係数は1.149であり、正かつ統計的に有意であった。ここでこの係数は(3)式の $\alpha\theta$ に対応しているが、ターゲット・資本バッファに対するEPUの感応度(sensitivity)は θ であるから、 $\theta = 1.754$ ($\frac{\alpha\theta}{\alpha} = \frac{1.149}{0.655} = 1.754$)となることが分かる。ターゲット・資本バッファの平均値である6.860%で評価すると、EPUが2倍になると、8.34%ターゲット・資本バッファが引き上げることを含意している¹²⁾。EPUが高くなると、銀行が不確実性リスク(uncertainty risk)に直面し、潜在的な金融規制介入コスト(regulatory cost)の軽減ため、銀行自身が自己資本比率を健全性強化の観点から増加させると解釈できる。以上の結果より仮説1が支持されると考えられる¹³⁾。

次に、第3行目以降はコントロール変数の結果である。第3行目を見ると、銀行の規模を表わすSIZEの係数は統計的に有意で正であり、規模の大きい銀行はより高い水準の資本バッファを維持していることを含意しているが、これは先行研究の結果と一致していない。規模の大きい銀行は関わっている事業範囲をより広く、銀行自身の健全性を確保するために、より高い自己資本バッファを必要とすると考えられる。国際行は国際業務に関わっているため、国際行の規模は一般的に大きい。結果として、規模の大きい国際行がより高い水準の自己資本バッファを維持していると考えられる。

第6行目を見ると、NCDの係数は正で統計的に有意である。これは市場規律の強化に対して銀行が資本バッファを積むことを含意している(Nier and Baumann, 2006, p.345)。第7行目のTIER1の係数の符号は正であり、統計的にも有意である。この結果は先行研究と同じであり、銀行が損失吸収力を強化するため、質の高い自己資本を積むことを含意している(Francis and Osborne, 2010, p.509)。最後に、第11行目のVIJの係数は負で統計的に有意にある。ボラティリティが高い時には、ターゲット・資本バッファに負の影響を与えることを含意している。この結果は先行研究(Ayuso et al., 2004; Jokipii and Milne, 2008)と関連して、銀行が資本バッファを調整する際に、例えば、経済成長率や景気循環などを考慮することを示唆している。なお、AR1とAR2はそれぞれ第一段階と第二段階の自己相関のテストである。表3により、AR(1)はすべての分析結果が棄却され、AR(2)には棄却されない。第二段階の自己相関がないことが示される。Hansenテストは過剰識別のテストであり、Hansenテストによる分析結果がすべて棄却されないため、過剰識別のテストをパスし、有効な操作変数であると判断できる。

4.2 EPUとターゲット・資本バッファの調整速度(可変的な調整速度)

4.1節では、表3に基づき、一定の調整速度を前提に推定した。この節では、より精緻な分析手法である可変的な調整速度(EPU varied adjustment speed)の推定結果を示す。可変的な調整速度を測定するため、ターゲット・資本バッファはラグ付き資本の差、 $DEV_{it} \equiv BUF_{it}^* - BUF_{it-1}$ を測定しなければならない。式(2)に従って BUF_{it}^* の測定することによって、DEVを計算した。表4は、式(6)に基づき、ターゲット・資本バッファに向けた可変的な調整速度の推定結果を示している。

表4の第1行目を見ると、1列目と2列目とも、交差項である(DEV*EPU)の係数は正であり、統計的に有意である。EPUがターゲット・資本バッファの調整速度を引き上げることが分かった。DEV*EPUの係数は0.338となっている。この数値に基づき、EPUが2倍になると、調整速度が23.42%引き上がることを含意している¹⁴⁾。この結果から、仮説2は支持された。EPUが高まると、ターゲット・資本バッファに向けて早めに調整することで銀行は自身の健全性を維持していると考えら

表4 実証結果：EPUと銀行のターゲット・資本バッファーの調整速度

	(1)	(2)
DEV*EPU	0.147*** (0.004)	0.338 *** (0.067)
DEV*SIZE		0.063 *** (0.011)
DEV*LLP		0.027 (0.024)
DEV*RISK		0.008*** (0.001)
DEV*NCD		-0.016*** (0.004)
DEV*TIER 1		0.001 (0.001)
DEV*ROE		-0.001 (0.003)
DEV*CONC		-0.030*** (0.010)
DEV*GDP		-0.040*** (0.009)
DEV*VIJ		-0.716*** (0.088)
観測数	1552	1552
固定効果	Yes	Yes
年度ダミー	Yes	Yes
R-squared	0.719	0.748

***, **, * は各々 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示す。括弧内は標準誤差である。被説明変数は自己資本バッファーとラグ付き自己資本バッファーの差、△ BUF である。DEV はターゲット自己資本バッファーとラグ付き自己資本バッファーの差である。全ての説明変数は一期ラグ付きである。DEV*SIZE は DEV と総資産の自然対数の交差項である。DEV*LLP は DEV と貸倒引当金対総資産の比率の交差項である。DEV*RISK は DEV とリスク資産対総資産の比率の交差項である。DEV*NCD は DEV と譲渡性預金対総預金の比率の交差項である。DEV*TIER1 は DEV と TIER1 自己資本対リスク資産の比率の交差項である。DEV*ROE は DEV と税引き純利益対株主資本（自己資本）の交差項である。DEV*CONC は DEV と各銀行の貸出の額対総貸出の比率の 2 乗の交差項である。DEV*GDP は DEV と国内総生産の増加率の交差項である。DEV*VIJ は DEV と日本におけるボラティリティ指数の交差項である。

れる¹⁵⁾。

4.3 EPU のサブカテゴリーと資本バッファー

表 5 は EPU のサブカテゴリー別の実証結果である。第 1 列目では EPU_FISCAL, 第 2 列目では EPU_MONETARY, 第 3 列目では EPU_TRADE, 第 4 列目では EPU_EXCHANGE を EPU の指標として用いている。まず第 1 列を見ると, EPU_FISCAL の係数は正であり, 統計的に有意である。この結果は財政政策の不確実性が高いほど, 銀行の資本バッファーが増加することを含意している。銀行も EPU の高まりによって流動性や健全性の観点から, 貸出などの危険資産から安全資産へポートフォリオの中身をシフトさせると考えられる (Berger et al., 2020)。安全資産である国債などのリスク・ウェイトは 0% であり, 結果として銀行のリスク・ウェイト・アセットの総量が減少する。このことは分母の値の減少となるため, ターゲット・資本バッファーの比率が結果として上昇していると考えられる。

表5 実証結果：各々のEPUと銀行のターゲット・資本バッファ

	(1)	(2)	(3)	(4)
BUF (-1)	0.345*** (0.044)	0.327*** (0.047)	0.331*** (0.044)	0.336*** (0.043)
EPU_FISCAL	0.836*** (0.188)			
EPU_MONETARY		0.255 (0.159)		
EPU_TRADE			0.518*** (0.136)	
EPU_EXCHANGE				1.038*** (0.215)
SIZE	0.215** (0.094)	0.249*** (0.092)	0.217** (0.099)	0.239*** (0.088)
LLP	-0.147 (0.138)	-0.166 (0.136)	-0.133 (0.136)	-0.177 (0.136)
RISK	-0.027 (0.027)	-0.030 (0.030)	-0.032 (0.028)	-0.028 (0.027)
NCD	0.070** (0.031)	0.065** (0.033)	0.068** (0.028)	0.069** (0.032)
TIER 1	0.017*** (0.005)	0.016*** (0.005)	0.016*** (0.005)	0.015*** (0.005)
ROE	0.014 (0.010)	0.010 (0.009)	0.010 (0.009)	0.010 (0.009)
CONC	-0.061 (0.071)	-0.069 (0.068)	-0.054 (0.071)	-0.056 (0.069)
GDP	-0.009 (0.015)	0.014 (0.013)	0.074*** (0.025)	-0.013 (0.016)
VIJ	-0.622*** (0.162)	-0.161 (0.124)	0.202 (0.176)	-0.259 (0.157)
観測数	1778	1778	1778	1778
AR (1)	0.000	0.000	0.000	0.000
AR (2)	0.175	0.112	0.071	0.133
Hansen テスト	0.132	0.309	0.256	0.268
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes

***, **, *は各々1%, 5%, 10%水準で有意であることを示す。括弧内は不均一分散に対して頑健な標準誤差である。Hansen テストは過剰認別のテストである。AR (1)とAR (2)はそれぞれ第一段階と第二段階の自己相関を示す。被説明変数は資本バッファ、BUFである。説明変数は次の通りである。BUFは資本バッファである。EPU_FISCALは財政政策の不確実性である。EPU_MONETARYは金融政策の不確実性である。EPU_TRADEは通商政策の不確実性である。EPU_EXCHANGEは為替政策の不確実性である。SIZEは総資産の自然対数である。LLPは貸倒引当金対総資産の比率である。RISKはリスク資産対総資産の比率である。NCDは譲渡性預金対総預金の比率である。TIER 1はTIER 1自己資本対リスク資産の比率である。ROEは税引き純利益対株主資本（自己資本）の比率である。CONCは各銀行の貸出の額対総貸出の比率の2乗である。GDPは国内総生産の増加率である。VIJは日本におけるボラティリティ指数である。以上の説明変数は1期ラグを取って推計している。BUFとRISKの2期前から1期（つまり3期前）のラグ項と、前述の説明変数全てを操作変数として用いて推計している。なお、BUF (-1)のみ、被説明変数がBUFのため1期ラグを明記している。

第2列を見ると、EPU_MONETARYの係数は正であるが、統計的には有意ではなかった。これは金融政策に関する政策不確実性が高まっても銀行の資本バッファには影響を与えないことを含意している。Ng et al. (2020)は、EPUの高まりに対して、銀行がより高いレベルの引当金を積むと考えられるものの、金融政策に関する不確実性の高まりに対して、それを示唆する結果が得られなかったと報告している。Ng et al. (2020)は好景気と不景気のサンプルを分析し、EPU_MONETARYと貸倒引当金の間に正の統計的に有意な相関関係を得ている。本稿の結果は、Ng et al. (2020)の分析結果と一致

することが分かった。この結果は、例えばマイナス金利政策、ゼロ金利政策、低金利政策によって金利変動の大きさはレベル的に非常に小さく (too marginal)、資本バッファーの増減のインパクトを与えるほどではないことを示唆している。第3列を見ると、EPU_TRADE の係数の符号は正で統計的に有意である。この結果は、通商政策に関する不確実性の高まりによって、銀行の資本バッファーが増加することを含意している。通商政策の不確実性に企業が直面すると、銀行の健全性に影響を与える波及効果が生じるため、銀行は自己資本のポジションを強化すると考えられる。実際、Caldara et al. (2020) は、通商政策に関する不確実性が高まると、企業の経済活動と投資活動が減少することを報告している。また、Crowley, Meng, and Song (2018) は通商政策に関する不確実性の高まりは新市場の参入が減少していることを報告している。

第4列を見ると、EPU_EXCHANGE の係数は正で統計的に有意である。為替に関する政策不確実性の変動は極めて大きく、また頻繁であることから、それに対する銀行の対応がある意味で不可避免的にアドホック (場当たりの) になるのかもしれない。実際、図1によれば、2011年8月頃に為替に関する政策不確実性の指数は600の水準に達し、過去十年で最大値を記録している。そのため、為替に関する政策の不確実性に対して、自己資本のポジションを強化することは銀行の健全性の維持の対策の一つと考えられる。

以上より、財政、通商政策、為替政策に関する不確実性の高まりが銀行の資本バッファーを積む具体的要因 (driving forces) であることが認められた。なお、AR1 と AR2 はそれぞれ第一段階と第二段階の自己相関のテストである。表5では、AR (1)は棄却される一方で、AR (2)は棄却されず、第二段階の自己相関がないことが分かる。過剰識別のテストである Hansen テストはすべて棄却されないため有効な操作変数であると判断する。

5 頑健性のチェック

5.1 内生性の問題

以下では、いくつかの代案によって内生性問題を軽減することを試みる。

5.1.1 アメリカの経済政策の不確実性指数

本稿の実証分析において生じうる内生性に関する問題を解決するため、いくつかの代替策によって内生性問題の軽減を試みる。まず、EPU ではない不確実性を EPU が捉えてしまっている可能性があり、その結果として測定誤差のバイアスが生じている懸念がある。Gulen and Ion (2016) では、EPU ではない不確実性を EPU が捉えてしまっている可能性 (測定誤差) を除去するために、米国の EPU をカナダの EPU に回帰を行い、その残差を用いることで対応していた。Gulen and Ion (2016) に基づいて測定誤差による推測バイアスを軽減するためには、日本の経済とアメリカの経済の類似点を熟慮する必要がある。

日本とアメリカは広大な貿易活動により、この両国間の経済は深くつながっている。アメリカの EPU は日本の銀行のターゲット・資本バッファーに与える影響は小さいにも関わらず、日本経済にはショックを与え得ると考えられる。したがって、日本の EPU 指数をアメリカの EPU に回帰し、その残差をとることで日本の EPU の内生性部分を除去することを試みる。具体的には、月々の日本とアメリカのそれぞれの EPU 指数を用いて、次式を推計する：

$$EPU(JAPAN)_t = \gamma + \beta_1 EPU(US)_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

ここで、 $EPU(JAPAN)_t$ 及び $EPU(US)_t$ は Baker et. al. (2016) による新聞報道、新聞記事にの EPU 指数である。 ε_t は日本とアメリカに共通する不確実性によるショックを排除した残差である。この回

表6 実証結果：頑健性チェック

	(1)	(2)	(3)	(4)
BUF (-1)	0.366*** (0.044)	0.217*** (0.035)	0.290*** (0.048)	0.330*** (0.044)
PEPU_RESID	3.172*** (0.632)			
PEPU_OPP		12.910*** (2.904)		
EPU			1.016*** (0.296)	
DOM			1.334*** (0.263)	
EPU_HIGH				0.064** (0.025)
SIZE	0.218** (0.084)	0.354*** (0.111)	0.397*** (0.099)	0.247** (0.096)
LLP	-0.157 (0.127)	-0.209 (0.149)	-0.109 (0.137)	-0.169 (0.134)
RISK	-0.024 (0.027)	-0.009 (0.023)	-0.034 (0.027)	-0.029 (0.028)
NCD	0.068** (0.032)	0.067* (0.035)	0.082*** (0.029)	0.065* (0.033)
TIER 1	0.014*** (0.004)	0.014*** (0.005)	0.008 (0.005)	0.017*** (0.005)
ROE	0.010 (0.009)	0.012 (0.009)	0.015 (0.009)	0.009 (0.010)
CONC	-0.038 (0.063)	-0.141 (0.078)	-0.009 (0.071)	-0.060 (0.074)
GDP	0.115*** (0.029)	-0.009 (0.015)	-0.013 (0.013)	0.061** (0.025)
VIJ	0.489** (0.191)	-0.158 (0.143)	-0.562*** (0.178)	0.192 (0.196)
観測値	1778	1778	1778	1778
AR (1)	0.000	0.000	0.000	0.000
AR (2)	0.336	0.233	0.193	0.208
Hansen テスト	0.241	0.043	0.162	0.236
年度ダミー	Yes	Yes	Yes	Yes

***, **, * は各々 1%, 5%, 10% 水準で有意であることを示す。括弧内は不均一分散に対して頑健な標準誤差である。Hansen テストは過剰識別のテストである。AR1 と AR2 はそれぞれ第一段階と第二段階の自己相関を示す。被説明変数は資本バッファ、BUF である。説明変数は次の通りである。BUF は資本バッファである。PEPU_RESID は式(7)に基づき経済政策の不確実性の誤差項である。PEPU_OPP は式(8)に基づき野党支持率の予測値の自然対数である。EPU は経済政策の不確実性である。DOM は国内行ダミーである。EPU_HIGH は第4四分位の EPU のダミーと EPU の交差項である。SIZE は総資産の自然対数である。LLP は貸倒引当金対総資産の比率である。RISK はリスク資産対総資産の比率である。NCD は譲渡性預金対総預金の比率である。TIER1 は TIER1 自己資本対リスク資産の比率である。ROE は税引き純利益対株主資本（自己資本）の比率である。CONC は各銀行の貸出の額対総貸出の比率の2乗である。GDP は国内総生産の増加率である。VIJ は日本におけるボラティリティ指数である。以上の説明変数は1期ラグを取って推計している。BUF と RISK の2期前から1期(つまり3期前)のラグ項と、前述の説明変数全てを操作変数として用いて推計している。なお、BUF (-1) のみ、被説明変数が BUF のため1期ラグを明記している。

帰によって、日本とアメリカの EPU の指数にある区別できない部分 (confounding forces) の効果を除くことを試みる。式(7)の回帰式により、残差を ε_t の推計値として計算できる。月々の ε_t を用いて半期単位で平均し、この $PEPU_RESID_t$ を外生的な EPU 指数として用いて分析を行う。

表 6 の第 1 列の第 2 行目より、 $PEPU_RESID$ の係数は正で統計的に有意である。この結果は、表 3 の第 2 列のベースライン推定と同じである。したがって、EPU が銀行のターゲット・資本バッファーに正の影響を与えると解釈できる¹⁶⁾。

5.1.2 操作変数

次に、EPU 指数による生じる内生性の問題を軽減するためには、操作変数を利用することが一般的である。推測バイアスを軽減するため、EPU 以外の経路を通じて銀行のターゲット・資本バッファーに影響を与えない有効な操作変数を利用する¹⁷⁾。本稿では、伊藤 (2016) が作成した OPP_t (野党支持率) を操作変数として利用した。野党支持率の変動は EPU に大きな影響を与える、言い換えると、野党支持率の変更に伴い EPU も高まると考えられる。したがって、操作変数として日本の野党支持率を用いて以下の式を推計する：

$$EPU(JAPAN)_t = \gamma + \beta_2 OPP_t + \varepsilon_t \quad (8)$$

OPP の期待値は(8)の回帰式に基づき計算する。その月々の期待値に基づいて、半期データになるように EPU 指標と同様に平均をとっている。こうして算出した $PEPU_OPP_t$ 、すなわち予測された EPU 指数を日本の EPU 指数として用いて頑健性をチェックした。

表 6 の第 2 列の第 3 行目より、 $PEPU_OPP$ の係数は正であり、統計的に有意である。この結果は、表 3 の第 2 列のベースライン推定と同様である。日本では国内基準行と国際基準行とでは課される自己資本比率規制が異なり、規制の圧力も異なるため、頑健性のチェックとして国内行ダミー DOM を含めた分析を行った。表 6 の第 3 列の第 4 行目より EPU の係数は正であり、表 3 の第 2 列のベースライン推定と同様の結果であった。また、第 5 行目より DOM の係数も正で統計的に有意であり、国内行の方がむしろ資本バッファーが高いことが分かる。また、EPU が高い時点においても、銀行がターゲット・資本バッファーを増加させるか確認することも重要であると考えられる。頑健性チェックとして EPU が高い時点に対応するダミー、第 4 四分位 EPU のダミーと EPU の交差項 EPU_HIGH を用いて析を行った。第 4 列の第 6 行目より、 EPU_HIGH の係数は正であり、統計的に有意である。表 3 の第 2 列のベースライン推定と同様の結果であった。

6 おわりに

本稿では、経済政策の不確実性が銀行のターゲット・資本バッファーに与える影響に関して部分調整モデルを用いて検証した。本稿の主な検証結果を改めてまとめると、以下の通りである。第一に、経済政策の不確実性が銀行のターゲット・資本バッファーに正の影響を与えることが分かった。中でも、財政政策の不確実性、あるいは通商政策の不確実性が具体的要因であるが認められた。このことから、経済政策の不確実性の内容によって銀行のターゲット・資本バッファーに与える影響が異なることが示唆される。第二に、経済政策の不確実性が銀行のターゲット・資本バッファーの調整速度を引き上げることが認められた。

ところで、本稿にもいくつかの分析上の課題がある。第一に、本稿で考慮した間接的なチャネル以外にも、経済政策の不確実性が銀行のキャピタル・マネジメントに影響を与える間接的なチャネルが存在している可能性が考えられる点である。第二に、経済政策の不確実性は銀行のキャピタル・マネジメントに影響を与えると考えられるが、経済政策の不確実性が高いことが銀行にとって有利となるものもあれば、不利になるものもあると考える方がむしろ自然であり、その識別が残念ながらできていない。第三に、推定方法を改善するために、より優れた操作変数を模索する余地がある点である。最後に、他の不確実性、例えば、Rossi and Sekhposyan (2015) のマクロ経済不確実性 (macroeconomic uncertainty) の方が、政策の不確実性よりも銀行資本に影響を与えている可能性があると考えられる。これらの課題については、筆者の将来の研究課題として取り組んでいきたい。

【付記】

本研究は、小西大教授と安田行宏教授には、温かいご指導ご鞭撻を賜りました。また、前編集委員長である内田交謹先生および2人の匿名レフェリーから大変有益なコメントを頂いた。記して感謝申し上げます。

【注】

- 1) https://www.wita.org/wp-content/uploads/2019/09/The-extraordinary-rise-in-trade-policy-uncertainty_-_VOX-CEPR-Policy-Portal.pdf
- 2) プロシクリカリティとは、景気循環を増幅することである。銀行行動は景気循環を増幅する傾向がある。
- 3) E用語とU用語と関連する記事が無作為抽出し、記事を再精読し、P用語が見当たれば、政策の用語を漏れなく書き留め、出現頻度が高い15個の用語をP用語の候補として特定している。P用語セットの妥当性を確認するため、人間による分類、電子計算機による分類で二つ指数を作って比較した。両者が最も相関 (相関関係=0.86) が高いP用語セットを用いた米国のEPU指数の構築方法については (<https://www.rieti.go.jp/jp/publications/summary/16030010.html>) を参照。
- 4) Berger et al. (2020) に倣い、日本のデータを用い、日本におけるEPUが実際どちらのチャネル (銀行行動) に影響を与える分析を実施した。分析結果は依頼に応じて提供する。
- 5) 市場の摩擦要因、例えば、調達コストや金融仲介コストの増加などによって、企業が一時的にターゲット・レバレッジ (target leverage) から外れる可能性が考えられる。実際、大きな調整コストがかかる場合、一般企業のターゲット・レバレッジへの調整速度が低下する (Lemmon et al., 2008; Flannery and Rangan, 2006)。企業の資本構成に対するEPUの影響に関連する先行研究を敷衍すると、EPUが銀行の資本バッファの調整速度に負の影響を与えることも考えられる。この観点からも仮説2は実証的課題と言える。
- 6) 個別の政策の用語リストについては (<https://www.rieti.go.jp/jp/publications/rd/116.html>) を参照。
- 7) 好景気には貸出の信用リスクが低下し、資本の調達コストも安くなり、銀行は収益を拡大するために貸出を行うが、資産ポートフォリオ (portfolio) の拡大に対して、十分なターゲット・自己資本比率を備えることを意味する。このような行動はフォワードルッキングであると見做される。
- 8) 好景気には貸出の信用リスクが低下し、銀行は収益を拡大するために貸出を行うが、資産ポートフォリオの拡大に対して、十分なターゲット・自己資本比率を備えないことを意味する。不景気には、自己資本を市場から調達することが困難であり、かつ不良債権の償却も急増するため、非常に危機的な状況に陥ってしまう。このような行動は近視眼的であると見做される。Lai (2020) は、日本の銀行を対象に、国際行のみターゲット・自己資本比率が景気循環と正の相関関係を持つことを報告している。
- 9) 合併したりリストは日本経営財務研究学会Web-siteに公開される補論 (Web補論) の第A節を参照のこと。
- 10) EPUは (http://www.policyuncertainty.com/japan_monthly.html) よりVIJは、 (http://www-mmds.sigmath.es.osaka-u.ac.jp/structure/activity/vxj_method.php?id=1) より入手している。
- 11) Bui et al. (2017) は、景気後退の時点を考慮した上でターゲット・自己資本比率が穏やかな増加率にあれば、金融システムの健全性が維持するのに十分であることを報告している。また、銀行の自己資本レベルが高すぎると、

貸出供給が阻まれる可能性が存在することを報告している。

- 12) EPUの感応度 $\times \ln 2 = 1.754 \times 0.693 = 1.216$ による。De Young et. al. (2018)を参照。その上に、6.860(資本バッファーの平均値) $\times 1.216 = 8.342\%$ による。EPUの標準偏差は0.277であるので、1標準偏差のEPUの上昇が起きると、 $1.149 \times 0.277 = 0.318\%$ ポイントのターゲット・資本バッファーが引き上げることを含意している。
- 13) Öztekin and Flannery (2012)に基づき、直接効果(direct effect)のみならず、間接効果(indirect effect)を合わせた合計の効果で評価している。具体的には、EPUが各々の説明変数(例えば、銀行の属性など)を経由し、ターゲット・資本バッファーに間接的な影響を計測するため、各々の説明変数 $X_{i,t-1}$ を $EPU_{i,t}$ に回帰し、求めた各々の係数を表3の第2列目で推定した係数である α_{KF} に乘じ、 $\sum \alpha_{KF} \left(\frac{\partial X_{i,t-1}}{\partial EPU_{i,t}} \right)$ を求める。この計算により、EPUがターゲット・資本バッファーに与える間接効果は -0.7037 ($p=0.3392$)であり、直接効果 1.149 ($p=0.000$)と合わせると、EPUがターゲット・資本バッファーに与える合計の効果は 0.4454 ($p=0.000$)であることが分かった。ターゲット・資本バッファーに対するEPUの感応度は θ であるから、 $\theta = \left(\frac{\partial \theta}{\partial \alpha} = \frac{0.445}{0.655} = 0.680 \right)$ となる。
- 14) EPU *DEVの係数 $\times \ln 2 = 0.338 \times 0.693 = 0.234 = 23.42\%$ による。注13と同様に計算すると、直接効果 0.338 ($p=0.000$)、間接効果 -0.754 ($p=0.000$)であり、合計の効果は -0.417 ($p=0.000$)であることが分かる。
- 15) 自己資本比率の調整するチャネルとして、内部留保の増減を通じて自己資本比率を調整することが考えられる(Cohen and Scatigna, 2016)。銀行にとって内部留保は自己資本比率の調整のための直接的な手段である。貸出利子率の増加や他のビジネスラインにアドバイザーサービスの提供によって収益が増加すれば、内部留保を増加することができる。あるいは営業経費を減少することで、内部留保を増加させることも可能である。Cohen and Scatigna (2016)は貸出の増加や資産の成長によって自己資本比率を調整するのではなく、内部留保によって自己資本比率の調整を行うことが多いという結果を得ているEPUが高まると、充足な内部留保に通じて、ターゲットに向けて資本バッファーを早急に調整により、銀行は健全性が維持できると考えられる。
- 16) PEPU_RESIDは外生的なEPU指数と見做され、測定誤差による問題を軽減すると考えられる。しかし、それでもなお欠落変数(omitted variables)の問題も存在すると考えられる。
- 17) 野党支持率の係数は正であり、統計的に有意である。弱操作変数問題(weak instrument problem)を検定する第一段階目のF値は閾値であると考えられている15.0(Stock and Yogo, 2005)を超えているため、有効な操作変数であると確認できた。

【参考文献】

- Arbatli, E.C., Davis, S.J., Ito, A., Miake, N., 2019. Policy Uncertainty in Japan. Working paper.
- Ayuso, J., Pérez, D., Jesús, S., 2004. Are capital buffers pro-cyclical? Evidence from Spanish panel data. *Journal of Financial Intermediation* 13, 249-264.
- Baker, S., Bloom, N., Davis, S., 2016. Measuring economic policy uncertainty. *Quarterly Journal of Economics* 131, 1593-1636.
- Barth, J.R., Caprio Jr., G., Levine, R., 2006. Rethinking bank regulation-till angels govern. Cambridge: University Press.
- Berger, A.N., De Young, R., Flannery, M.J., 2008. How do large banking organizations manage their capital ratios? *Journal of Financial Service Research* 34, 123-149
- Berger, A. N., Guedhami, O., Kim, H. H., Li, X., 2020. Economic policy uncertainty and bank liquidity hoarding. https://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=3030489
- Bloom, N., 2009. The impact of uncertainty shocks. *Econometrica* 77, 623-685.
- Bloom, N., Floetotto, M., Jaimovich, N., Saporta-Eksten, I., Terry, S. J., 2018. Really uncertain business cycles. *Econometrica*, 86(3), 1031-1065.
- Blundell, R., Bond, S., 1998. GMM estimation with persistent panel data: An application to production functions. *Econometric Reviews* 19, 321-340.
- Bordo, M. D., Duca, J. V., Koch, C., 2016. Economic policy uncertainty and the credit channel: Aggregate and bank level US evidence over several decades. *Journal of Financial Stability*, 26, 90-106.
- Bui, C., Scheule, H., Wu, E., 2017. The value of bank capital buffers in maintaining financial system resilience. *Journal of Financial Stability* 33, 23-40.
- Caldara, D., Iacoviello, M., Molligo, P., Prestipino, A., Raffo, A., 2020. The economic effects of trade policy uncertainty. *Journal of*

- Monetary Economics 109, 38-59.
- Caruana, J., 2012. Building a Resilient Financial System. Bank of International Settlements, Keynote Speech at the 2012 ADB Financial Sector Forum on Enhancing Financial Stability-issues and Challenges in Manila, 7 February 2012.
- Chi, Q., Li, W., 2017. Economic policy uncertainty, credit risks and banks' lending decisions: Evidence from Chinese commercial banks. *China Journal of Accounting Research*, 10 (1), 33–50.
- Cohen, B.H., Scatigna, M., 2016. Banks and capital requirements: Channels of adjustment. *Journal of Banking & Finance* 69, 56-66
- Çolak, G., Gungoraydinoglu, A., Öztekin, Ö., 2018. Global leverage adjustments, uncertainty, and country institutional strength. *Journal of Financial Intermediation* 35, 41-56
- Cook, D.O., Tang, T., 2010. Macroeconomic conditions and capital structure adjustment speed. *Journal of Corporate Finance* 16 (1), 73–87.
- Crowley, M., Meng, N., Song, H., 2018. Tariff scares: Trade policy uncertainty and foreign market entry by Chinese firms. *Journal of International Economics* 114, 96-115.
- De Young, R., Distinguin, I., Tarazi, A., 2018. The joint regulation of bank liquidity and bank capital. *Journal of Financial Intermediation* 34, 32-46.
- Durnev, A., 2011. The Real Effects of Political Uncertainty: Elections and investment Sensitivity to Stock Prices. University of Iowa Working paper.
- Estrella, A., 2004. The cyclical behavior of optimal bank capital. *Journal of Banking & Finance*, 28, 1469-1498.
- Flannery, M., Rangan, K., 2006. Partial adjustment toward target capital structures. *Journal of Financial Economics* 79, 469–506.
- Francis, W., Osborne, M., 2010. On the behavior and determinants of risk-based capital ratios: revisiting the evidence from UK banking institutions. *International Review of Finance* 10, 485-518.
- Gulen, H., Ion, M., 2016. Policy uncertainty and corporate investment. *Review of Financial Studies*, 29 (3), 523–564.
- Gungoraydinoglu, A., Çolak, G., Öztekin, Ö., 2017. Political environment, financial intermediation costs, and financing patterns. *Journal of Corporate Finance*. 44, 167–192.
- Haq, M., Faff, R., Seth, R., Mohanty, S., 2014. Disciplinary tools and bank risk exposure. *Pacific-Basin Finance Journal* 26, 37-64.
- Heid, F., 2007. The cyclical effects of the Basel II capital requirements. *Journal of Banking & Finance* 31, 3885-3900.
- Hu, S., Gong, D., 2019. Economic policy uncertainty, prudential regulation and bank lending. *Finance Research Letters*, 29, 373-378
- Jokipii, T., Milne, A., 2008. The cyclical behavior of European bank capital buffers. *Journal of Banking & Finance* 32, 1440-1451.
- Keeley, M. C., 1990. Deposit insurance, risk, and market power in banking. *American Economic Review* 5, 1183-1200.
- Lai K.K., 2020. The cyclical patterns of capital buffers: Evidence from Japanese Banks. *Hitotsubashi Journal of Commerce and Management* 53, 49-68
- Lee, C-C., Lee, C-C., Zeng, J.H., Hsu, Y.L., 2017. Peer bank behavior, economic policy uncertainty, and leverage decision of financial institutions. *Journal of Financial Stability* 30, 79-91.
- Lemmon, M., Roberts, M., Zender, J., 2008. Back to the beginning: Persistence and the cross section of corporate capital structure. *Journal of Finance* 63, 1575–1608.
- Li, X-M., Qiu, M., 2021. The joint effects of economic policy uncertainty and firm characteristics on capital structure: Evidence from US firms. *Journal of International Money and Finance* 110, 102279.
- Matousek, R., Panopoulou, E., Papachristopoulou, A., 2020. Policy uncertainty and capital shortfall of global financial firms. *Journal of Corporate Finance* 62, 101558.
- Ng, J., Saffar, W., Zhang, J.J., 2020. Policy uncertainty and loan loss provisions in the banking industry. *Review of Accounting Studies*, 25, 726–777
- Nier, E., Baumann, U., 2006. Market discipline, disclosure and moral hazard in banking. *Journal of Financial Intermediation* 15, 332-361.
- Öztekin, Ö., Flannery, M., 2012. Institutional determinants of capital structure adjustment speeds. *Journal of Financial Economics* 103, 88-112.
- Pastor, L., Veronesi, P., 2012. Uncertainty about government policy and stock prices. *Journal of Finance* 64, 1219–1264.
- Pastor, L., Veronesi, P., 2013. Political uncertainty and risk premia. *Journal of Financial Economics* 110, 520–545.

- Rossi, B., Sekhposyan, T., 2015. Macroeconomic uncertainty indices based on nowcast and forecast error distributions. *American Economic Review* 105, 650-655.
- Schaeck, K., Cihák, M., 2012. Banking competition and capital ratios. *European Financial Management* 18, 836-866.
- Shimizu, K., 2015. Adjusting denominators of capital ratios: Evidence from Japanese banks. *Journal of Financial Stability* 19, 60-68.
- Stock, J.H., Yogo, M., 2005. Testing for weak instruments in linear IV regression, In: Andrews D.W.K. (Ed) *Identification and Inference for Econometric Models*. New York: Cambridge University Press, 80-108.
- Stolz, S., Wedow, M., 2011. Banks' regulatory capital buffer and the business cycle: Evidence for Germany, *Journal of Financial Stability* 7, 98-110.
- Thakor, A.V., 2014. Bank capital and financial stability: An economic trade-off or a Faustian bargain? *Annual Review of Financial Economics*, 185-223.
- Tran, D., Nguyen, C., Hoang, H.V., 2021. How do banks manage their capital during uncertainty? *Applied Economics Letters*.
<https://doi.org/10.1080/13504851.2021.1980488>.
- Valencia, F., 2016. Bank capital and uncertainty. *Journal of Banking & Finance*, S1-S9.
- Valencia, O. C., Bolanos, A. O., 2018. Bank capital buffers around the world: Cyclical patterns and the effect of market power. *Journal of Financial Stability* 603, 119-131.
- Windmeijer, F., 2005. A finite sample correction for the variance of linear efficient two-step GMM estimators. *Journal of Econometrics* 126, 25-51.
- Wooldridge, J. M., 2002. *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*. MIT Press, Cambridge.
- 伊藤新 (2016) 「政府の政策に関する不確実性と経済活動」, 『独立行政法人経済産業研究所ポリシー・ディスカッション・ペーパー16-J-016』, <https://www.rieti.go.jp/jp/publications/dp/16j016.pdf>