

# 地域銀行の気候変動リスクに関する分析

## ファイナンスプログラム 2023 年度研究発表会

---

石井 一成

2024 年 3 月 9 日

東京都立大学 大学院経営学研究科

本研究の概要

先行研究

分析方法とデータ

分析結果

まとめ

## 本研究の概要

---

# 地域銀行の気候変動リスク

気候変動リスクは物理的リスクと移行リスクに大別されるが、地域銀行の場合、物理的リスクには営業基盤とする地域の地理的要因が、移行リスクには投融資先の産業構成の違いが影響すると考えられ、**地域銀行によって気候変動リスクの高低が存在する**ことが予想される。

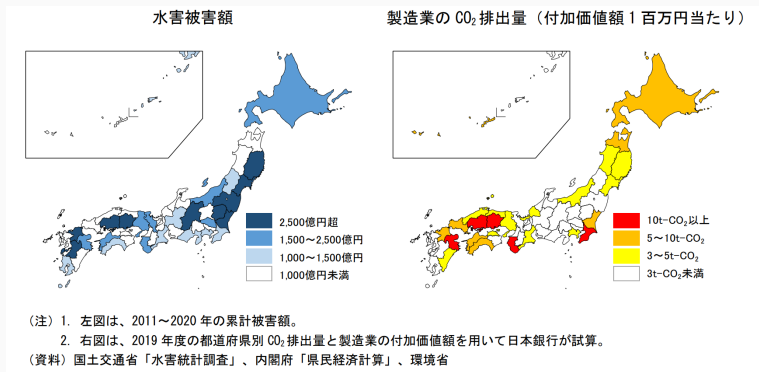


Figure 1: 都道府県別の水害被害額と製造業のCO<sub>2</sub>排出量 (日本銀行, 2023)

## 地域銀行の気候関連情報開示

2021年6月に改訂されたコーポレートガバナンス・コードでは、企業の気候変動関連の機会とリスクを投資家が把握できるように、東京プライム市場の上場企業に対して気候関連情報開示を義務付けている。2017年6月に最終化された気候関連財務情報開示タスクフォース（以下TCFD）で示された開示の枠組みがデファクト・スタンダードになっており、2021年から地域銀行によるTCFD賛同数が急増している。

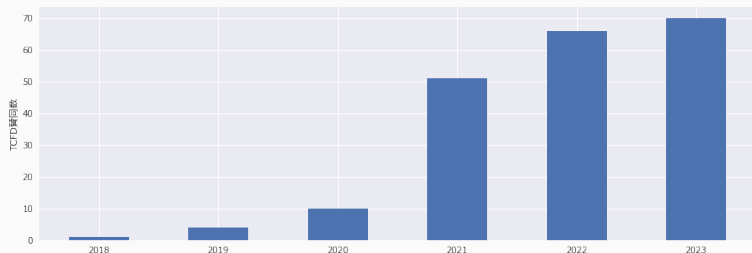


Figure 2: 地域銀行のTCFD賛同数

## 本研究の目的

金融庁 (2022) は、金融機関自らのビジネス特性を考慮しつつ、気候変動に関連する機会及びリスクの重要性を少なくとも定性的に評価することが重要であるとし、将来的にはシナリオ分析を活用した波及経路の認識やリスク量の計測等の定量化が望ましいとしている。

本研究では、Jung, Engle and Berner (2023) が提案する気候変動リスク指標 CRISK を用いたトップダウンアプローチによって地域銀行の気候変動リスク、特に移行リスクを定量的に分析する。

特に、営業基盤とする地域の産業構成を反映した融資ポートフォリオや気候関連情報開示対応が、地域銀行の移行リスクに与える影響を明らかにする。

トップダウンアプローチによって公開データのみから日本の地域銀行の気候変動リスクを定量化し、クロスセクションで比較した分析は、筆者の知る限り本研究が国内で初めてである。

## 先行研究

---

銀行の気候変動リスクに関しては、**投融資先への貸出等の粒度の高い明細データ**を利用した**ボトムアップアプローチ**の分析が多くみられる。

- 自然災害が銀行の健全性を悪化させる (Koetter/Noth/Rehbein, 2020; Noth/Schüwer, 2018; Klomp, 2014).
- 自然災害によって債務者の信用リスクが高まる (Issler et al., 2020; Gallagher/Hartley, 2017).
- 自然災害時には債務者の資金需要が高まる一方、銀行の資金供給は制約を受ける (Brown/Gustafson/Ivanov, 2021; Koetter/Noth/Rehbein, 2020; Collier et al., 2019; Uesugi et al., 2018; Berg/Schrader, 2012).
- カーボンニュートラルを公約とする銀行は、Scope 1 排出量の多い企業への融資を減少させる (Kacperczyk/Peydró, 2021).



複数の金融機関をクロスセクションで分析する場合、中央銀行や金融監督機関を除いて金融機関の明細データを取得することは難しい。また、気候変動リスクを体系的に評価するための信頼できるデータソースが少なく、気候変動に関して企業による自主的な情報開示は存在するものの、開示内容が不完全で品質に一貫性がないことも多い。

そこで、近年では公開データのみを用いたトップダウンアプローチによる気候変動リスクの定量化手法が提案されており、Dietz *et al.* (2016) が提案する Climate Value at Risk<sup>1</sup> や、Jung, Engle and Berner (2023) が提案する CRISK が代表的な手法として挙げられる。

CRISK は、気候変動リスクが資産価格に与える影響を通じて金融安定性を与える影響を推定することに焦点を当てた、市場ベースの気候変動ストレステスト手法であり、金融機関の株価や財務諸表の他、株価指数等の公開データのみで推定することができる。

---

<sup>1</sup>企業の資本価値が GDP 成長率と同じ速度で成長すると仮定し、金融市場で将来の気候変動の影響が織り込まれている場合と織り込まれていない場合との現在価値の差を定義した指標。

企業の財務やコーポレート・ガバナンス、環境パフォーマンスの他、所在国の政策や制度等が企業の気候関連情報開示に影響を与えることが報告されている。

- 財務に関しては、規模が大きく、収益性が高く、レバレッジが低く、市場価値が高い企業ほど、積極的に気候関連情報を開示している (Akbaş/Canikli, 2019; Faisal et al., 2018; Ben-Amar/Chang/McIlkenny, 2017; Tauringana/Chithambo, 2015; Prado-Lorenzo et al., 2009; Freedman/Jaggi, 2005)。
- コーポレート・ガバナンスに関して、女性取締役の割合が高い企業ほど気候関連情報開示に積極的で開示内容のレベルが高いことが報告されているが (Ben-Amar/Chang/McIlkenny, 2017; Liao/Luo/Tang, 2015; Amran/Periasamy/Zulkafli, 2014; Prado-Lorenzo/Garcia-Sanchez, 2010)、取締役会の規模についてはプラスとマイナスの影響で議論が分かれている (He et al., 2019; Tauringana/Chithambo, 2015; Prado-Lorenzo/Garcia-Sanchez, 2010)。

企業の財務やコーポレート・ガバナンス、環境パフォーマンスの他、所在国の政策や制度等が企業の気候関連情報開示に影響を与えることが報告されている。

- 環境パフォーマンスについては、GHG 排出量が多い企業ほど気候関連情報の開示を求める投資家の要求に応える可能性が高いと論じている先行研究がある一方 (Ben-Amar/Chang/McIlkenny, 2017), GHG 排出量が少ない企業ほど積極的に環境パフォーマンスが良好であることを対外的に開示する可能性が高いと指摘している研究がある等 (Tauringana/Chithambo, 2015), 議論が分かれている。これらに加えて、環境パフォーマンスと気候関連情報開示との間には関係がないとする研究もある (Freedman/Jaggi, 2011; Stanny/Ely, 2008)。
- 所在国の政策や制度については、先進国や政府からの規制が強く圧力を受けやすい国の企業の方が気候関連情報開示を積極的に行うことが指摘されている (Amran/Periasamy/Zulkafli, 2014; Tauringana/Chithambo, 2015; Freedman/Jaggi, 2011; He et al., 2019)。

# 株価リターンと GHG 排出量に関する研究

株価リターンと GHG 排出量との関係性を分析した研究が多くみられるが、分析対象とする国や企業、観測期間等の違いもあり、必ずしも実証的なコンセンサスは得られてない。

- Bolton/Kacperczyk (2023, 2021) は、世界または米国の企業の株式を対象として、統計的に有意な正のカーボン・プレミアム、すなわち GHG 排出量が多い企業ほど高リターンであることを報告している。
- Aswani/Raghunandan/Rajgopal (2024) は、同じく米国企業を対象として、データベンダーが推定した GHG 排出量については株価リターンと相関があるものの、企業が開示する GHG 排出量とは無相関であることを示している。
- 伊藤 (2023) や五島/八木 (2021) 等は、国内の株価リターンを対象に分析して、負のカーボン・プレミアムを検出している。
- 久保/小田 (2023) は、気候関連要因の株価への織り込みについて、サンプル期間や推計手法、推計に用いられる気候関連要因の代理指標の違い等によって、区々の結果が得られたとしている。

## 分析方法とデータ

---

# 1. 気候変動リスク指標 CRISK の推定

Jung, Engle and Berner (2023) が提案する気候関連リスク指標 CRISK は、気候変動リスクが資産価格に与える影響を通じて金融安定性に与える影響を推定することに焦点を当てた、市場ベースの気候変動ストレステスト手法である。

ファクターモデルアプローチに従い、分析対象の企業の株価リターンを、市場リターンと移行リスク等を反映した指標である気候リスクファクターで回帰し、気候リスクファクターの回帰係数である気候ベータと負債の簿価、株式の時価等から CRISK を推定する。

具体的には次の 3 ステップから CRISK を推定する。

1. 気候リスクファクターの推定
2. 気候ベータの推定
3. CRISK の推定

## 1-1. 気候リスクファクターの推定

本研究では、グリーン産業とブラウン産業への影響が混在したシナリオを検討するため、**グリーン産業とブラウン産業のそれぞれの時価総額のリターンの差を気候リスクファクターとした。**

しかし、東証 33 業種の 1 つである電気・ガス業を例に考えても、ブラウン産業である火力発電とグリーン産業である太陽光発電が混在しており、電気・ガス業を一概にグリーン産業またはブラウン産業に分類することは難しい。

Table 1: 東証 33 業種

水産・農林業	鉱業	建設業	食料品	繊維製品
パルプ・紙	化学	医薬品	石油・石炭製品	ゴム製品
ガラス・土石製品	鉄鋼	非鉄金属	金属製品	機械
電気機器	輸送用機器	精密機器	その他製品	電気・ガス業
陸運業	海運業	空運業	倉庫・運輸関連業	情報・通信業
卸売業	小売業	銀行業	証券、商品先物業	保険業
その他金融業	不動産業	サービス業		

## 1-1. 気候リスクファクターの推定

そこで、グリーン産業とブラウン産業を分類する際に、早稲田大学・スマート社会技術融合研究機構・次世代科学技術経済分析研究所の2015年次世代エネルギーシステム分析用産業連関表<sup>2</sup>（以下拡張産業連関表）を利用する。

拡張産業連関表は、総務省が公表する産業連関表に基づく、再生可能エネルギー関連部門（電力設備・施設建設部門，発電部門，その他の関連部門）を明示した取引額表と，国立環境研究所による3EIDに基づいて計算したエネルギー起源GHG排出係数表から成り，東証33業種をより細かな153業種に分類している。

本研究では，梶田他（2022）に倣い，GHG排出量原単位（t-CO<sub>2</sub>/百万円）が1.0以下である産業をグリーン産業，1.0を超える産業をブラウン産業と定義し（ブラウン産業は153業種中29業種），取引額表の国内生産額の加重平均値から，東証33業種別にグリーン産業とブラウン産業の割合を推定した。

<sup>2</sup><http://www.f.waseda.jp/washizu/index.html>



## 1-1. 気候リスクファクターの推定

時刻  $t$  における業種  $j$  の時価総額  $MV_{jt}$  に、東証 33 業種別のブラウン産業割合  $w_j$  を乗じて合計したブラウン産業の時価総額  $MV_t^{Brown}$  を求め、その対数変化率  $BI_t$  を求める。

$$MV_t^{Brown} = \sum_{j=1}^{33} w_j MV_{jt}, \quad BI_t = \ln \left( \frac{MV_t^{Brown}}{MV_{t-1}^{Brown}} \right) \quad (1)$$

同様にして、 $MV_{jt}$  にグリーン産業割合  $(1 - w_j)$  を乗じて合計したグリーン産業の時価総額  $MV_t^{Green}$  を求め、その対数変化率  $GI_t$  を求める。

$$MV_t^{Green} = \sum_{j=1}^{33} (1 - w_j) MV_{jt}, \quad GI_t = \ln \left( \frac{MV_t^{Green}}{MV_{t-1}^{Green}} \right) \quad (2)$$

このように推定した  $BI_t$  と  $GI_t$  との差を気候リスクファクター  $CF_t$  と定義する。

$$CF_t = BI_t - GI_t \quad (3)$$

## 1-2. 気候ベータの推定

標準的なファクターモデルアプローチに従って、時刻  $t$  における地域銀行  $i$  の時価総額の日次リターン  $r_{it}$  を、東証株価指数の日次リターン  $TPX_t$  と気候リスクファクター  $CF_t$ 、それに定数項  $\alpha_i$  と誤差項  $\epsilon_{it}$  を加えたモデル式で回帰する。

$$r_{it} = \alpha_i + \beta_i^{TPX} TPX_t + \beta_i^{Climate} CF_t + \epsilon_{it} \quad (4)$$

市場要因を含めることで、新型コロナウイルスの影響や総需要ショックによる市場全体の下落等の交絡因子をコントロールしている。このとき、**ブ**ラウン産業へ多く融資する地域銀行等は気候変動リスクへの感応度が高く、**気**候ベータが**プ**ラスになると予想される。

また、気候ベータ  $\beta_i^{Climate}$  の時系列推移を観察するため、上記のモデル式に基づいて観測期間1年（252日）のローリング・ウィンドウで回帰し、時刻  $t$  の直近1年のデータから推定した気候ベータを  $\beta_{it}^{Climate}$  と表す。

### 1-3. CRISK の推定

推定した気候ベータや金融機関の負債，時価総額，気候ストレスレベルから CRISK を計算する．CRISK は，システミックリスク指標 SRISK と同様の手法で気候ファクターを考慮したリスク指標であり，次式から推定される．

$$CRISK_{it} = k \cdot D_{it} - (1 - k) \cdot W_{it} \cdot (1 - LRMES_{it}) \quad (5)$$

$$LRMES_{it} = 1 - \exp(\beta_{it}^{Climate} \log(1 - \theta)) \quad (6)$$

ここで， $D_{it}$  は負債の簿価を， $W_{it}$  は株式の時価を， $k$  は国際的に活動する金融機関に対する規制上の自己資本比率 8%を， $\theta$  は気候変動のストレスレベルを表す．また， $LRMES_{it}$  は気候リスクシナリオ時の時価総額の下落係数である．

したがって，金融機関  $i$  の規模が大きく，レバレッジが高く，気候ベータが高くなるほど，CRISK は高まる．なお，CRISK は予想資本不足額を表していることから，CRISK がマイナスとなる場合は資産が余剰であることを表している．

### 1-3. CRISK の推定

また、時刻  $t$  と  $t'$  ( $t' > t$ ) における CRISK の変化を、 $dCRISK$  として次式で定義する。

$$dCRISK_{it \rightarrow t'} = dDEBT_{it \rightarrow t'} + dEQUITY_{it \rightarrow t'} + dRISK_{it \rightarrow t'} \quad (7)$$

$$dDEBT_{it \rightarrow t'} = k(D_{it'} - D_{it}) \quad (8)$$

$$dEQUITY_{it \rightarrow t'} = -(1 - k)(1 - \overline{LRMES})(W_{it'} - W_{it}) \quad (9)$$

$$dRISK_{it \rightarrow t'} = (1 - k) \cdot \overline{W} \cdot (LRMES_{it'} - LRMES_{it}) \quad (10)$$

ここで、 $\overline{LRMES}$  と  $\overline{W}$  は、それぞれ時刻  $t, t'$  における  $LRMES_{it}$  と  $W_{it}$  の平均を表す。

定義からわかるように、 $dDEBT$  は負債が CRISK に与える影響を、 $dEQUITY$  は株式時価が CRISK に与える影響を、 $dRISK$  は気候ベータによる CRISK への影響を表している。

## 2. 固定効果モデルによるパネル回帰

地域銀行の融資ポートフォリオと気候関連情報開示への対応が移行リスクに影響を与えることを明らかにするため、固定効果モデルによるパネル回帰を行う。

着目する変数ベクトル  $\mathbf{X}_{it}$ ，コントロール変数ベクトル  $\mathbf{Ctrl}_{it}$ ，地域銀行  $i$  の銀行固定効果  $Bank_i$ ，時刻  $t$  の時間固定効果  $Time_t$  を説明変数として，CRISK または気候ベータを次式で回帰する。

$$Y_{it} = \mathbf{a}^\top \mathbf{X}_{it} + \mathbf{b}^\top \mathbf{Ctrl}_{it} + Bank_i + Time_t + \epsilon_{it} \quad (11)$$

なお， $Y_{it}$  は  $CRISK_{it}$  または  $\beta_{it}^{Climate}$  を， $\mathbf{a}$  と  $\mathbf{b}$  は  $\mathbf{X}_{it}$  と  $\mathbf{Ctrl}_{it}$  の回帰係数ベクトルを表しており，誤差項  $\epsilon_{it}$  は全ての時刻  $t$  における説明変数と無相関である強外生を仮定する。

コントロールすべき交絡因子の候補は無数に存在するものの，特定のコントロール変数を選択的に採用する他，銀行固定効果と時間固定効果を採用することで，可能な限り欠落変数バイアスに対処する。

## 2-1. TCFD ダミー変数

地域銀行の TCFD 開示対応が地域銀行の気候変動リスクに与える影響を検証するため、**着目変数として TCFD ダミー変数  $TCFD_{it}$  を採用する。**  $TCFD_{it}$  とは、時刻  $t$  において金融機関  $i$  が TCFD に賛同している場合は 1、賛同していない場合は 0 となるダミー変数である。

$$TCFD_{it} = \begin{cases} 1 & \text{(時刻 } t \text{ で金融機関 } i \text{ が TCFD に賛同している)} \\ 0 & \text{(時刻 } t \text{ で金融機関 } i \text{ が TCFD に賛同していない)} \end{cases} \quad (12)$$

TCFD 開示対応による影響を適切に推定するためには、欠落変数バイアスが生じないように、地域銀行の気候関連情報開示に影響を与える交絡因子を適切にコントロールする必要がある。

先行研究では、企業の気候関連情報開示に影響を与える要因として、**当該企業の環境パフォーマンスやコーポレート・ガバナンス、財務の他、所在国の政策や制度等が指摘されている。**

## 2-2. 環境パフォーマンスに関する変数

環境パフォーマンスが気候関連情報開示に与える影響についてはいくつかの議論があり、コンセンサスは得られていない。

環境パフォーマンスを測る変数としては、GHG 排出量が採用されることが多いが、銀行は直接または間接排出量 (Scope 1, 2) の割合が極めて小さい一方、サプライチェーン排出量 (Scope 3)、その中でもファイナンスド・エミッションと呼ばれる投融資先による排出量の割合が非常に大きいことが知られている。

しかし、ファイナンスド・エミッションは投融資先の GHG 排出量を測定しなければならないため、正確に把握することが難しく、現時点で公表している地域銀行は多くない。

そこで、本研究では時刻  $t$  における金融機関  $i$  の融資ポートフォリオ気候ベータ  $LPCB_{it}$  を環境パフォーマンス変数として採用する。 $LPCB_{it}$  は、業種別の気候ベータを、銀行の投融資ポートフォリオにおける業種別融資残高で加重平均したものである。

## 2-2. 環境パフォーマンスに関する変数

(4) 式の地域銀行  $i$  の気候ベータと同様に,  $r_{jt}$  を東証 33 業種別の時価総額の日次リターンとして, 産業  $j$  の気候ベータ  $\beta_j^{Climate}$  を推定する.

$$r_{jt} = \alpha_j + \beta_j^{TPX} TPX_t + \beta_j^{Climate} CF_t + \epsilon_{jt} \quad (13)$$

このとき, 時刻  $t$  において直近 1 年のデータから推定した気候ベータを  $\beta_{jt}^{Climate}$  とし, それらを時刻  $t$  における金融機関  $i$  の産業  $j$  への融資残高ウェイト  $w_{ijt}$  で加重平均したものを  $LPCB_{it}$  と定義する.

$$LPCB_{it} = \sum_{j \in J} w_{ijt} \beta_{jt}^{Climate} \quad (14)$$

なお,  $J$  は東証 33 業種全体を表しており, 融資残高ウェイト  $w_{ijt}$  は次式を満たす.

$$\sum_{j \in J} w_{ijt} = 1 \quad (15)$$



## 2-3. その他のコントロール変数

コーポレート・ガバナンスに関しては、女性取締役や社外取締役，サステナブル委員会の設置に関してはプラスの影響を与えるとする研究が多く，取締役会の多様性が気候関連情報開示の推進や，内容の充実に寄与するとされている．本研究では，**女性取締役の割合**（FtoD）と**取締役の数**（NofD）をコントロール変数として採用する．

財務に関しては，企業規模やレバレッジ，収益性，市場価値等が，気候関連情報開示に影響を与えることが知られている．そこで，本研究では**総資産の対数変換**（Log Assets），**レバレッジ**（Leverage），**ROA**，**時価総額に対する純資産の割合**（BtoM）に加えて，**総資産に対する貸出金の割合**（LtoA），**総資産に対する預金の割合**（DtoA），**貸出金に対する貸倒引当金の割合**（LLRtoL），**経常収益に対する非資金運用収益の割合**（NIItoOR），**マーケットベータ**を採用する．

なお，本研究が対象とする地域銀行は全て国内を営業基盤としているため，**国内の政策・制度の影響**は全て時間固定効果に含まれる．

### 3. 分析に用いたデータ

本研究では、2023年12月時点で上場している地域銀行（またはその持ち株会社）73行を分析対象とし、2015年3月から2023年12月までを対象期間とする。近年の日本の地域銀行は再編の動きが活発であり、統廃合によって連続した財務情報等が取得できない場合には、統廃合前の銀行の合計値で置き換える等して、連続したパネルデータを構築する。

Table 2: 基本統計量

変数名	サイズ	平均値	標準偏差	最小値	25%点	50%点	75%点	最大値
CRISK	2,536	0.311	0.287	-0.325	0.124	0.231	0.406	1.967
$\beta^{Climate}$	2,609	0.208	0.443	-1.443	-0.102	0.169	0.511	1.872
TCFD	2,628	0.253	0.435	0.000	0.000	0.000	1.000	1.000
FtoD	640	0.051	0.041	0.000	0.025	0.045	0.070	0.167
NofD	640	23.633	7.877	11.000	19.000	23.000	27.000	59.000
LPCB	2,529	0.076	0.135	-0.361	0.000	0.083	0.163	0.545
Log Assets	2,548	15.146	0.934	12.915	14.680	15.211	15.813	17.289
Leverage	2,548	19.547	4.703	9.587	16.449	19.111	21.969	46.837
ROA	2,478	0.001	0.002	-0.028	0.001	0.001	0.002	0.013
LtoA	2,548	0.623	0.069	0.425	0.575	0.628	0.673	0.853
DtoA	2,548	0.839	0.062	0.591	0.804	0.847	0.881	0.964
BtoM	2,544	3.448	1.556	0.442	2.340	3.153	4.216	11.900
LLRtoL	2,548	0.008	0.007	0.002	0.005	0.007	0.009	0.082
NiltoOR	2,548	0.389	0.088	0.110	0.332	0.398	0.448	0.687
$\beta^{TPX}$	2,609	0.972	0.304	-0.249	0.822	1.009	1.166	1.793

### 3. 分析に用いたデータ

分析に用いたデータの取得元と留意点は以下の通り。

- 個別の地域銀行に関する財務情報は NEEDS 株式日次収益率データ及び NEEDS Financial QUEST を、コーポレート・ガバナンスに関する情報は東洋経済 CSR データを利用する。
- 気候リスクファクターと LPCB の推定には、拡張産業連関表<sup>3</sup>（5 年毎）と東証業種別時価総額<sup>4</sup>（月次）、県民経済計算<sup>5</sup>（年次）を利用する。
- なお、産業連関表の 153 業種に対して、業種別融資残高の 12 業種、東証 33 業種、県民経済計算の 36 業種をマッピングした。業種別融資残高の「個人その他」は、東証 33 業種へのマッピングができないため集計対象外とした。また、各データの業種分類の粒度から、東証 33 業種のうち、「銀行業」「証券、商品先物業」「保険業」「その他金融業」は「金融保険業」に、「卸売業」「小売業」は「卸売業」に集約した。

---

<sup>3</sup>2015 年の拡張産業連関表が最新であることから、本研究では東証 33 業種別のグリーン産業とブラウン産業の割合は時間変化せず一定であると仮定する。

<sup>4</sup>日本取引所グループから取得した月次データに対して、NEEDS Financial QUEST から取得した東証業種別株価指数の日次データを利用し、前月末の時価総額に前月末と月中との業種別株価指数の変動率を乗じて、日次の時価総額を推定する。

<sup>5</sup>都道府県別の県内総生産については、2019 年度までの数値しか把握できないため、2020 年度以降は 2019 年度の数値を横置きする。

## 分析結果

---

# 1-1. 気候リスクファクターの推定

気候リスクファクターの推定にあたって、東証 33 業種別にグリーン産業とブラウン産業の割合を推定した。

鉄鋼、ガラス・土石製品、鉱業、空運業、海運業の 5 業種はその全てがブラウン産業であり、陸運業、電気・ガス業、石油・石炭製品、水産・農林業、パルプ・紙、化学、繊維製品、倉庫・運輸関連業、その他製品の 9 業種はグリーン産業とブラウン産業が混在している。

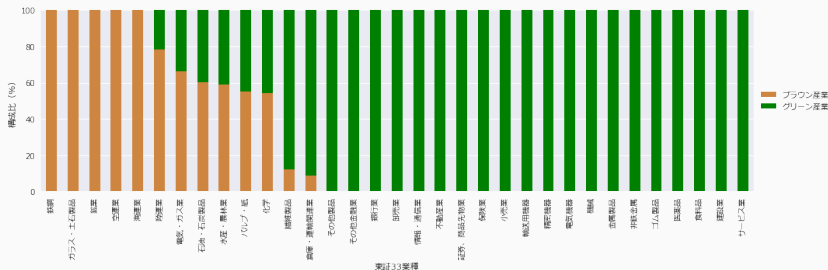


Figure 3: 東証 33 業種別のグリーン産業とブラウン産業の割合

## 1-1. 気候リスクファクターの推定

東証 33 業種別のブラウン産業とグリーン産業の割合を用いて、(1) 式および (2) 式からブラウン産業とグリーン産業の時価総額の日次リターン  $BI_t$  と  $GI_t$  を推定する。

推定した  $BI_t$  と  $GI_t$  の 6 ヶ月リターンの時系列推移をみると、2018 年までは  $GI_t$  と  $BI_t$  が比較的連動して推移していたものの、2019 年から  $BI_t$  がアンダーパフォームする傾向にある。

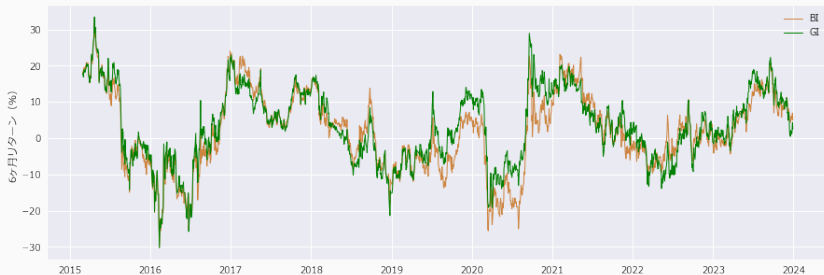


Figure 4:  $GI_t$  と  $BI_t$  の時系列推移

## 1-1. 気候リスクファクターの推定

$GI_t$  と  $BI_t$  がグリーン産業とブラウン産業の市場価値を適切に捕捉できていることを確認するため、日経平均気候変動 1.5°C 目標指数<sup>6</sup> のリターンとの相関を確認すると、 $GI_t$  との相関は 0.9518、 $BI_t$  との相関は 0.8417 であり、いずれも統計的に有意であった。また、これらの相関係数の差についても有意な差であることが確認できた。

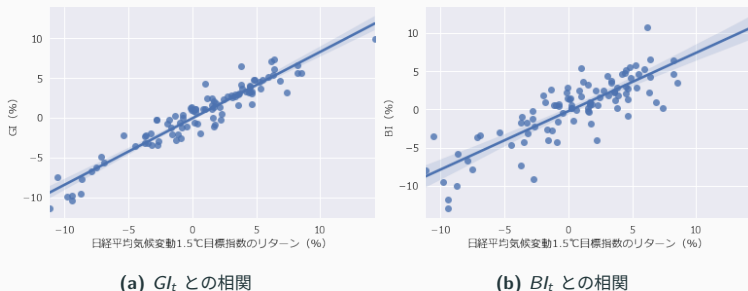


Figure 5: 日経平均気候変動 1.5°C 目標指数のリターンとの相関

<sup>6</sup><https://indexes.nikkei.co.jp/climate/>

## 1-1. 気候リスクファクターの推定

$BI_t$  と  $GI_t$  の差として定義した気候リスクファクター  $CF_t$  は、2019 年からマイナスで推移している。



Figure 6: 気候リスクファクターの時系列推移



## 1-1. 気候リスクファクターの推定

推定した気候リスクファクターが気候変動に関連する代表的なイベントを適切に反映していることを確認する。

Jung, Engle and Berner (2023) や Barnett (2023) 等からリストアップした気候イベントについて、気候イベントの前後 4 日間の累積超過収益率 (CAR) を推定するため、気候イベントの影響を受けない場合の予測収益率を計算する。観測期間を 6 ヶ月 (126 営業日) として、TOPIX の日次対数変化率  $TPX_t$  を用いてマーケット・モデルから予測収益率を推定する。

$$CF_t = \alpha + \beta TPX_t + \epsilon_t \quad (16)$$

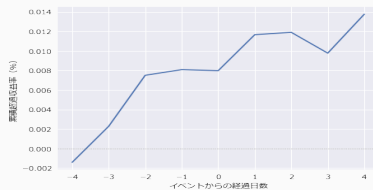
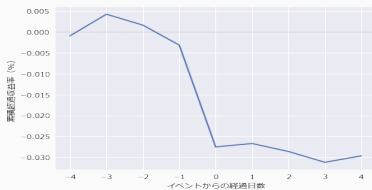
推定したパラメータ  $\alpha$  と  $\beta$  から超過収益率 (AR) を推定し、気候イベントの前後 4 日間の累積超過収益率 CAR を計算する。

$$AR_t = CF_t - (\alpha + \beta TPX_t) \quad (17)$$

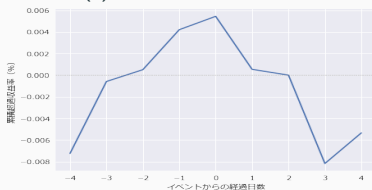
$$CAR_t = \sum_t AR_t \quad (18)$$

## 1-1. 気候リスクファクターの推定

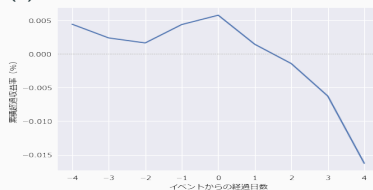
代表的な気候イベントの前後 4 日間の CAR をみると、気候イベント以降で気候リスクファクターの CAR がショックに応じた変化をしている。



(a) 仏パリで COP21 開催



(b) 米大統領選でドナルド・トランプ氏が当選



(c) 菅首相のカーボンニュートラル宣言

(d) 英グラスゴーで COP26 開催

Figure 7: 気候イベント前後 4 日間の累積超過収益率

## 1-1. 気候リスクファクターの推定

気候リスクファクターを被説明変数、気候イベントから  $\eta$  日間 ( $0 \leq \eta \leq 4$ ) までのショック  $shock_{t-\eta}$  を説明変数とする回帰分析を行い、その回帰係数  $\gamma_\eta$  が負になることを確認する。

$$CF_t = \alpha + \beta TPX_t + \sum_{\eta=0}^4 \gamma_\eta shock_{t-\eta} + \epsilon_t \quad (19)$$

ここで、 $shock_{t-\eta}$  はグリーンイベントの場合は 1 を、ブラウンイベントの場合は -1 を表す変数である。

回帰結果をみると、 $shock_{t-4}$  を除き回帰係数が負であり、 $shock_{t-1}$  と  $shock_{t-2}$  については有意な結果が得られている。

**Table 3:** 気候イベントのショックによる気候リスクファクター  $CF_t$  の回帰

$TPX_t$	-0.0504*** (0.0080)
$shock_t$	-0.0006 (0.0010)
$shock_{t-1}$	-0.0014** (0.0010)
$shock_{t-2}$	-0.0012** (0.0010)
$shock_{t-3}$	-0.0010 (0.0010)
$shock_{t-4}$	0.0001 (0.0010)
定数項	0.0000 (0.0001)
決定係数	0.022
サンプルサイズ	2,425

\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ 1%, 5%, 10% の有意水準で有意であることを示す。推定値の下のカッコ内に Newey-West の標準誤差を記載している。

## 1-2. 気候ベータの推定

(4) 式より地域銀行の気候ベータを推定すると、2017年から気候ベータが増加傾向にあり、**地域銀行の株価の気候変動リスクファクターへの感応度が高まっていたことがわかる**。また、TCFD 賛同数が増加し始めた2020年以降では推定結果の有意性も確認できることから、**TCFD 開示対応を通してステークホルダーが地域銀行の気候変動リスクを認識し、地域銀行の株価に気候変動リスクが織り込まれ始めていることが示唆される**。

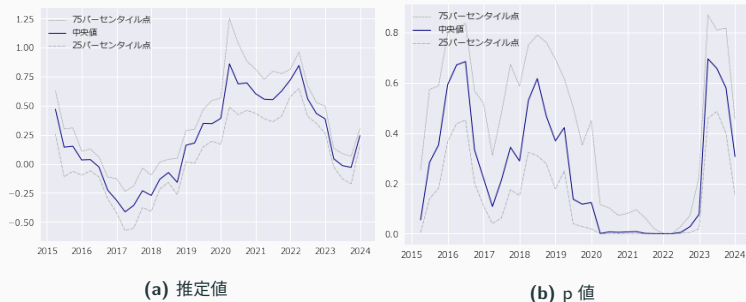


Figure 8: 地域銀行の気候ベータ

## 1-2. 気候ベータの推定

都市銀行3行を対象に気候ベータを推定すると、地域銀行と同様、2017年から気候ベータが増加傾向にあり、2022年前後をピークに減少傾向に転じている。都市銀行と地域銀行のいずれも、2017年前後は気候ベータが負で推移しているが、2022年前後は正のカーボン・プレミアムが観察され、有意性も確認できる。

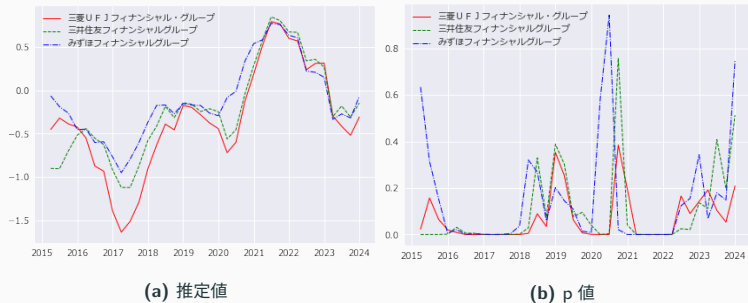


Figure 9: 都市銀行の気候ベータ

## 1-3. CRISK の推定

推定した気候ベータと負債の簿価  $D_{it}$ ，株式の時価  $W_{it}$  から，(6) 式より CRISK を推定する<sup>7</sup>。地域銀行と都市銀行について推定した CRISK の時系列推移をみると，**地域銀行と都市銀行のいずれの CRISK も 2017 年から増加傾向にあるものの，2023 年末にかけて減少傾向に転じている。**

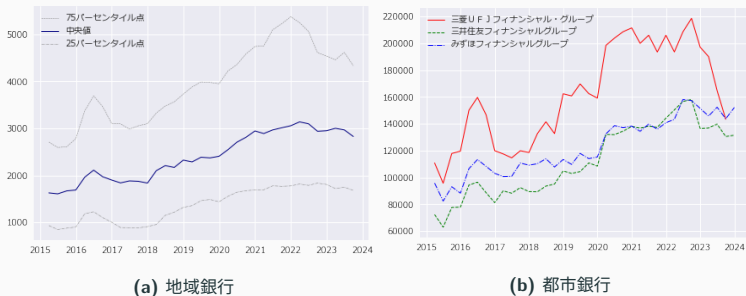


Figure 10: 地域銀行と都市銀行の CRISK (単位：億円)

<sup>7</sup>気候変動のストレスレベルを表す  $\theta$  は，観測期間における気候リスクファクターの 6 ヶ月リターンの 1 パーセンタイル点  $-10.16\%$  に基づいて 0.1 とした。

## 1-3. CRISK の推定

(7) 式から (10) 式より，地域銀行全体と都市銀行 3 行の dCRISK を推定して比較する。

2016 年末から 2022 年末にかけて地域銀行全体の CRISK は約 10 兆円増加しており，そのうち気候ベータによる寄与を表す dRISK はその 7.6%を占めている。一方，都市銀行 3 行の CRISK は約 18 兆円増加し，dRISK はその 17.5%を占めていることから，**地方銀行よりも都市銀行の方が dRISK の割合が大きい。**

Table 4: dCRISK の要素分解（単位：兆円）

対象期間	地域銀行				都市銀行			
	dCRISK	dDEBT	dEQUITY	dRISK	dCRISK	dDEBT	dEQUITY	dRISK
2017 年	0.169	0.413	-0.309	0.065	1.297	2.153	-1.889	1.034
2018 年	4.690	0.473	3.652	0.562	6.343	-1.313	6.574	1.079
2019 年	1.166	0.957	0.196	0.013	0.223	1.552	-1.006	-0.322
2020 年	4.918	3.591	0.976	0.350	10.491	5.771	3.718	0.999
2021 年	2.823	3.164	-0.341	0.000	0.324	2.950	-3.108	0.483
2022 年	-3.095	-1.490	-1.371	-0.233	-0.576	5.370	-5.259	-0.686
全期間	10.284	6.829	2.667	0.786	18.102	16.481	-1.543	3.169
割合	100.0%	66.4%	25.9%	7.6%	100.0%	91.0%	-8.5%	17.5%

対象期間の前年末から当該年末までの dCRISK を表す。なお，全期間は 2016 年末から 2022 年末までの変化を表す。

## 2. 気候ベータの変動要因

営業基盤とする地域の産業構成を反映した融資ポートフォリオが地域銀行の気候ベータに与える影響を確認する。

気候ベータの有意性が確認され始めた2020年9月以降を分析対象期間として、財務に関する変数をコントロール変数として追加した第4列をみると、回帰係数は1.318であり、1%水準で有意である。

2020年以降にTCFD賛同数が増加し、市場参加者が地域銀行の融資ポートフォリオにおける取引先の産業構成を株価に織り込む傾向が強まっていることが示唆される。

Table 5: 気候ベータ  $\beta^{Climate}$  のパネル回帰

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
分析対象期間	2015年3月以降			2020年9月以降	
TCFD					0.060* (0.035)
LPCB	0.406** (0.206)	0.357 (0.236)	1.355*** (0.471)	1.318*** (0.409)	1.312*** (0.415)
Log Assets		0.194 (0.311)		-1.355 (0.983)	-1.344 (0.964)
Leverage		-0.002 (0.006)		0.018** (0.008)	0.017** (0.008)
ROA		-15.400** (6.203)		5.111 (8.019)	4.063 (8.592)
LtoA		-0.266 (0.332)		-0.431 (0.711)	-0.438 (0.706)
DtoA		0.328 (0.520)		-0.738 (0.951)	-0.757 (0.937)
BtoM		-0.027 (0.027)		0.079** (0.037)	0.080** (0.037)
LLRtoL		1.986 (1.938)		-7.993 (8.462)	-8.302 (8.344)
NiltoOR		-0.059 (0.153)		-0.487** (0.244)	-0.512** (0.238)
$\beta^{TPX}$		0.041 (0.107)		0.309*** (0.111)	0.305*** (0.112)
銀行固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時間固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
決定係数	0.004	0.019	0.033	0.156	0.163
サンプルサイズ	2,517	2,448	942	916	916
銀行数	73	73	73	73	73
期間数	35	35	13	13	13

\*\*\*, \*\*, \*はそれぞれ1%, 5%, 10%の有意水準で有意であることを示す。推定値の下の括弧内に銀行と時間の両方のクラスター構造に頑健なホワイトの標準誤差を記載している。決定係数は固定効果を除く説明変数に基づいて計算したものの。



## 2. CRISK の変動要因

CRISK を被説明変数として固定効果モデルによるパネル回帰を実施し、その因果関係を分析する。

第5列は、全てのコントロール変数を追加した場合のパネル回帰の結果であり、TCFD ダミー変数の回帰係数は0.054と推定され、1%水準で有意である。したがって、TCFDに賛同することで、CRISKが約540億円増加することがわかる。

これらの結果から、**地域銀行が気候関連情報開示へ対応することによって、市場参加者の間で地域銀行の移行リスクが認識されることが示唆される。**

Table 6: CRISK のパネル回帰

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
TCFD	0.125*** (0.023)	0.127*** (0.023)	0.078*** (0.021)	0.077*** (0.018)	0.054*** (0.016)
LPCB		-0.058 (0.145)			0.258 (0.163)
FtoD			0.323 (0.283)		0.449** (0.183)
NofD			-0.002 (0.005)		-0.002 (0.004)
Log Assets				0.656*** (0.138)	0.570*** (0.201)
Leverage				-0.002 (0.002)	-0.003 (0.008)
ROA				-3.051* (1.612)	-3.228*** (0.985)
LtoA				-0.244 (0.178)	-0.514** (0.256)
DtoA				-0.095 (0.260)	-0.234 (0.309)
BtoM				-0.004 (0.005)	-0.005 (0.007)
LLRtoL				7.149*** (0.801)	5.371*** (1.148)
NiltoOR				-0.028 (0.111)	-0.130 (0.089)
$\beta^{TPX}$				-0.062** (0.025)	-0.027 (0.040)
銀行固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
時間固定効果	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
決定係数	0.110	0.113	0.107	0.382	0.463
サンプルサイズ	2,536	2,517	640	2,466	627
銀行数	73	73	68	73	68
期間数	35	35	30	35	30

分析対象期間は2015年3月から2023年12月まで。\*\*\*、\*\*、\*はそれぞれ1%、5%、10%の有意水準で有意であることを示す。推定値の下の括弧内に銀行と時間の両方のクラスター構造に頑健なホワイトの標準誤差を記載している。決定係数は固定効果を除く説明変数に基づいて計算したものの。

まとめ

---

## 本研究の結論

本研究では、Jung, Engle and Berner (2023) が提案する気候変動リスク指標 CRISK を用いて、日本の地域銀行の気候変動リスクをクロスセクションで推定し、地域銀行の融資ポートフォリオと気候関連情報開示対応が気候変動リスクに与える影響を分析した。

その結果、気候ベータが 2017 年から増加傾向にあり、特に地域銀行による TCFD 賛同数が増加し始めた 2020 年度以降では気候ベータの推定値について有意性が確認されていることから、**気候関連情報開示の広がりによって地域銀行の株価に気候変動リスクが織り込まれ始めたことが示唆された。**

また、地域銀行の融資ポートフォリオには営業基盤とする地域特性が反映されるが、**気候リスクファクターへの感応度が高い産業への融資割合が大きくなるほど、地域銀行の気候ベータが高まることを示した。**さらに、**地域銀行がこうした気候関連情報を開示することによって、市場参加者が地域銀行の気候変動リスクを認識することが明らかになった。**

本研究では (4) 式に基づいてローリング・ウィンドウで気候ベータを推定しているが、Jung, Engle and Berner (2023) ではそれに加えて Dynamic Conditional Beta モデル (以下 DCB モデル) によって推定している。

Jung, Engle and Berner (2023) の分析結果をみると、DCB モデルとローリング・ウィンドウとで気候ベータの推定結果に大きな違いは見られないが、本研究においても **DCB モデルによる推定を検討**する余地がある。

また、本研究では移行リスクを中心に分析したが、日本銀行 (2023) が指摘するように地域銀行の物理的リスクには営業基盤とする地域の地理的要因が影響することが考えられる。

日本の気候変動リスクを対象とする研究には、水害による物理的リスクの影響を分析した研究が多くみられることから (山本/仲, 2021; 樋口/水門/中川, 2022; 橋本/須藤, 2022; 芦沢/須藤/山本, 2022; 小出/西崎/須藤, 2022), **地域銀行の物理的リスクの定量化も重要な課題**である。

# References

---

芦沢拓郎，須藤直，山本弘樹 [2022]，「水害が实体经济に与える影響に関する定量分析」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.22-J-11，日本銀行。

伊藤敬介 [2023]，「カーボンニュートラルと株式投資」証券アナリストジャーナル 61(1)，89–100。

梶田脩斗，間場紗壽，埋橋尚吾，手塚昂嗣 (2022) 「脱炭素目標の達成，CO2 回収技術への投融資がカギ」，2021 年度金融研究班報告 4，日本経済研究センター。

金融庁 (2022) 「金融機関における気候変動への対応についての基本的な考え方」。

久保太基，小田剛正 [2023]，「本邦株式市場における気候関連要因の反映状況 個別銘柄株価にもとづく定量分析」日銀レビュー 2023-J-4，日本銀行 金融市場局。

小出桂靖，西崎健司，須藤直 [2022]，「水害リスクが地価に及ぼす影響」  
日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.22-J-10，日本銀行。

五島圭一，八木厚樹 [2021]，「東京株式市場におけるカーボンプレミアム」2021 年度日本ファイナンス学会第 3 回秋季研究大会，日本ファイナンス学会。

日本銀行 (2023) 「地域金融機関の気候変動対応の現状」，金融システムレポート別冊シリーズ。

橋本龍一郎，須藤直 [2022]，「水害被害の実体経済・金融仲介部門への波及：DSGE モデルを用いたシミュレーション分析」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.22-J-6，日本銀行。

樋口智英，水門善之，中川秀俊 [2022]，「気候変動シナリオデータを利用した水害損失リスクの計量モデル」2022 年 JAFEE 夏季大会，日本金融・証券計量・工学学会。

山本弘樹，仲智美 [2021]，「水害が企業財務に与える影響に関する定量分析」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ No.21-J-3，日本銀行。

- Akbaş, H. E., and S. Canikli [2019], “Determinants of Voluntary Greenhouse Gas Emission Disclosure: An Empirical Investigation on Turkish Firms,” *Sustainability* 11(1).
- Amran, A., V. Periasamy, and A. H. Zulkafli [2014], “Determinants of Climate Change Disclosure by Developed and Emerging Countries in Asia Pacific,” *Sustainable Development* 22(3), 188–204.
- Aswani, J., A. Raghunandan, and S. Rajgopal [2024], “Are carbon emissions associated with stock returns?” *Review of Finance* 28(1), 75–106.
- Barnett, M. (2023) “A Run on Oil? Climate Policy and Stranded Assets Risk,” *SSRN*.
- Ben-Amar, W., M. Chang, and P. McIlkenny [2017], “Board Gender Diversity and Corporate Response to Sustainability Initiatives: Evidence from the Carbon Disclosure Project,” *Journal of Business Ethics* 142(2), 369–383.

- Berg, G., and J. Schrader [2012], "Access to Credit, Natural Disasters, and Relationship Lending," *Journal of Financial Intermediation* 4(21), 549–568.
- Bolton, P., and M. Kacperczyk [2021], "Do investors care about carbon risk?" *Journal of financial economics* 142(2), 517–549.
- Bolton, P., and M. Kacperczyk [2023], "Global pricing of carbon-transition risk," *The Journal of Finance* 78(6), 3677–3754.
- Brown, J. R., M. Gustafson, and I. Ivanov [2021], "Weathering Cash Flow Shocks," *The Journal of Finance* 76(4), 1731–1772.
- Collier, B. L., A. F. Haughout, H. C. Kunreuther, and E. O. Michel-Kerjan [2019], "Firms' Management of Infrequent Shocks," *Journal of Money, Credit and Banking* 52(6), 1329–1359.
- Dietz, S., Bowen, A., Dixon, C., and Gradwell, P. (2016) "Climate value at risk of global financial assets," *Nature Climate Change*, **6**(7), 676–679.



- Faisal, F., E. D. Andiningtyas, T. Achmad, H. Haryanto, and W. Meiranto [2018], "The content and determinants of greenhouse gas emission disclosure: Evidence from Indonesian companies," *Corporate Social Responsibility and Environmental Management* 25(6), 1397–1406.
- Freedman, M., and B. Jaggi [2005], "Global warming, commitment to the Kyoto protocol, and accounting disclosures by the largest global public firms from polluting industries," *The International Journal of Accounting* 40(3), 215–232.
- Freedman, M., and B. Jaggi [2011], "Global warming disclosures: impact of Kyoto protocol across countries," *Journal of International Financial Management and Accounting* 22(1), 46–90.
- Gallagher, J., and D. Hartley [2017], "Household Finance after a Natural Disaster: The Case of Hurricane Katrina," *American Economic Journal: Economic Policy* 9(3), 199–228.

- He, P., H. Shen, Y. Zhang, and J. Ren [2019], "External Pressure, Corporate Governance, and Voluntary Carbon Disclosure: Evidence from China," *Sustainability* 11(10), 1–20.
- Issler, P., R. H. Stanton, C. Vergara-Alert, and N. E. Wallace [2020], "Mortgage Markets with Climate-Change Risk: Evidence from Wildfires in California," Working Paper 3511843, SSRN.
- Jung, H., Engle, R. F., and Berner, R. (2023) "CRISK: Measuring the Climate Risk Exposure of the Financial System," *Federal Reserve Bank of New York Staff Report*(977).
- Kacperczyk, M. T., and J.-L. Peydró [2021], "Carbon emissions and the bank-lending channel," *CEPR Discussion Paper*.
- Klomp, J. [2014], "Financial Fragility and Natural Disasters: An Empirical Analysis," *Journal of Financial Stability* 13, 180–192.
- Koetter, M., F. Noth, and O. Rehbein [2020], "Borrowers under water! Rare disasters, regional banks, and recovery lending," *Journal of Financial Intermediation* 43, 100811.

- Liao, L., L. Luo, and Q. Tang [2015], "Gender diversity, board independence, environmental committee and greenhouse gas disclosure," *The British Accounting Review* 47(4), 409–424.
- Noth, F., and U. Schüwer [2018], "Natural Disaster and Bank Stability: Evidence from the U.S. Financial System," Working Paper 2921000, SSRN.
- Prado-Lorenzo, J.-M., and I.-M. Garcia-Sanchez [2010], "The Role of the Board of Directors in Disseminating Relevant Information on Greenhouse Gases," *Journal of Business Ethics* 97(3), 391–424.
- Prado-Lorenzo, J.-M., L. Rodríguez-Domínguez, I. Gallego-Álvarez, and I.-M. García-Sánchez [2009], "Factors influencing the disclosure of greenhouse gas emissions in companies world-wide," *Management Decision* 47(7), 1133–1157.
- Stanny, E., and K. Ely [2008], "Corporate environmental disclosures about the effects of climate change," *Corporate Social Responsibility and Environmental Management* 15(6), 338–348.

Tauringana, V., and L. Chithambo [2015], “The effect of DEFRA guidance on greenhouse gas disclosure,” *The British Accounting Review* 47(4), 425–444.

Uesugi, I., D. Miyakawa, K. Hosono, A. Ono, and H. Uchida [2018], “The Collateral Channel versus the Bank Lending Channel: Evidence from a Massive Earthquake,” HIT-REFINED Working Paper Series No. 79, Institute of Economic Research, Hitotsubashi University.