

企業の社会・環境パフォーマンスが信用格付け 予測に与える影響。北米と欧州の比較

Gregor Dorfleitner^{*,a}, Johannes Grebler^a, Sebastian Utz^b

^aレーゲンスブルク大学ファイナンス学科

^bザンクトガレン大学ファイナンス学部

概要

我々は、確立された信用リスクモデルに企業の社会的パフォーマンス（CSP）の尺度を組み込むことによって、信用格付けの予測品質がどの程度改善されるかを定量的に示している。我々は、北米と欧州の企業の信用格付けを予測する際に、企業の社会的パフォーマンスを考慮することの比較情動的優位性について包括的な証拠を提供する。北米のサンプルでは、環境パフォーマンスと社会的パフォーマンスの両方が説明的な影響を持つ。サンプル外の予測品質が0.8%以上向上した。一方、欧州のサンプルでは、社会的パフォーマンスのみが説明力を増大させ、環境パフォーマンスは説明力を増大させない。全体として、我々はCSPが信用格付けの予測に関連する変数であることを示している。一般に、本研究の結果は、リスク軽減の観点からの CSP を支持するものであり、CSP が高い企業はリスクが低く、したがって信用格付けも高いということを示している。しかし、この関係の質は、社会経済的な要因に依存することが明らかである。北米と欧州で結果が異なることからわかるように、文化的な環境も重要である。

キーワード信用リスク、信用格付け予測、企業の社会的パフォーマンス、リスク軽減

1. はじめに

ハイライト

*特派員、gregor.dorfleitner@ur.de

2019-04-17

- 企業の社会的責任への取り組みが、信用格付けの事前予測品質を向上させる
- 企業の社会的責任が高い企業は、信用度が高い。
- 格付けへの影響は欧州より北米の方が大きい

本稿では、企業の社会的パフォーマンスを予測モデルに組み込むことで、企業の信用格付けの予測品質が向上するかどうか、どのように、そしてどの程度まで向上するかを分析したものである。地域差を捉えるため、北米と欧州の2つの企業レベルのデータを分析した。北米についてはJirapornら（2014）、欧州についてはStellnerら（2015）の研究を統合し、確立された信用リスクモデルにおいて2つの地域の結果を有効に比較できるフレームワークを提供することで、この研究を行う。我々は、グローバルに利用可能なAsset4フレームワークのCSP指標を使用し、これらのCSP指標の影響を調査する。

は、信用格付けの説明と予測の両方について、その効果を検証している。我々は、北米と欧州を別々に、また統合したデータセットについてモデルを推定することで、地域特有の差異を捉えた。特に、第一段階ではCSP変数を含む信用リスクモデルの推定を行い、第二段階ではCSP変数の推定値を用いてサンプル外分析を行うという二段階のアプローチを適用している。

の段階で、第二段階での信用格付けを予測する。最後に、予測された信用格付と実際の信用格付を比較することで、予測の質を測定する。北米では、環境的および社会的CSPが信用格付けに説明的な影響を与えるが、欧州では社会的CSPのみが関連性を持つことが分かった。さらに、北米のサンプルでは、CSPスコアを用いた信用リスクモデルの予測力が向上していることが分かったが、欧州のサンプルでは、そのような向上は見られなかった。

理論的には、企業の社会的責任は、より狭いが測定可能なCSPという概念を通じて常に扱われ、影響を示す証拠があれば、信用格付けの向上と悪化の両方と共存することが可能である。Goss and Roberts（2011）によれば、CSPの影響については、リスク軽減の視点と過剰投資の視点という相反する2つの見解がある。リスク軽減の視点によれば、他のすべての側面が同等であれば、CSPが高い企業は、低い企業よりもリスクが低いということになる。は、法的リスク、評判リスク、規制リスクから企業を守り（Bauer and Hann, 2010）、より良い人材を採用することを可能にする（Bauer and Hann, 2010）。

の資格を持つ従業員 (Turban and Greening, 1997)、エージェンシーリスクを低下させる (Oikonomou et al.) 反対に、過剰投資観は、CSPへの投資を希少資源の浪費と見なす。持続可能なCSPへの投資に関連する固定費の増加は、収益のボラティリティを高め、ひいてはデフォルト・リスクを高める (Frooman et al.) 欧州の環境スコアを除いて、信用格付けはCSPスコアと有意な正の相関があり、したがって我々の知見はリスク軽減の観点と整合的である。

CSPが信用格付けの説明に情報力を加えるかどうかは、北米を分析したJirapornら (2014)、欧州を分析したStellnerら (2015) の2つの最近の研究の主題である。これらの

これは、方法論の設計が異なるか、サンプルの地域的な焦点が異なるためである可能性がある。より正確には、Stellnerら (2015) は、CSPが以下の点に影響を与えないことを示している。

Jiraporn et al. (2014) は、CSPが実際に北米の信用格付けに影響を及ぼすと結論付けている。それにもかかわらず

しかし、両研究ともモデルの仕様やCSPを測定するための概念が異なるため、地域差があると結論づけるには不適切である (データ提供者: Asset4, Kinder Lydenberg Domini (KLD))。特に、Asset4とKLDのCSPデータは、異なるCSPの定義で調整した後でも、大きな差異がある (Chatterji et al. 2016; Dorfleitnerら、2015)。Asset4 は、以下の点に基づくスコアの包括的な計算を提供する。

は 750 以上の指標を用い、KLD と比較して序数的または計量的であり、米国企業の CSP の強みと懸念を反映した二元評価システムのみを用いている (Humphrey et al.) 我々は、北米と欧州で確立された信用リスクモデルを一貫して推定することができるグローバルなカバレッジを持つAsset4のCSP指標を使用しています。このようなCSPと信用格付けに関する既存研究の主な限界は、信用格付けとラグドCSPの相関を測定することによるレトロスペクティブな考察であり、サンプル外の予測に欠けることである。本研究では、ある時点で入手可能なすべての情報に基づいて、次の期間の信用格付けを予測する。最後に、予測の質は、実際の信用格付けと予測された信用格付けを比較することによって決定される。

このデータセットには、S&P のカウンターパーティの格付けが含まれており、これを Asset4 のCSPスコアおよび一連のコントロール変数とマッチングさせた。我々は、格付けの移行を扱うことができる、確立された順序付きプロビット信用リスク・モデルのいくつかのバージョンを推定した。具体的には、CSP 因子を含まないベースライン・モデルを1つ、CSP モデルを各サンプル (すなわち、北アメリカの

その結果、合計 12 のモデル仕様が作成された。3つのCSPモデル仕様は、1つの集約されたCSP指標（ES）モデル、CSPの環境側面のスコアを含むモデル仕様、CSPの社会側面のスコアを含むモデル仕様で構成されています。このうち

モデルの係数を決定するためのサンプル期間では、2003 年から 2013 年までの信用格付の範囲を設定した。その後、信用格付を予測するのはこのデータセットで、2014年から2017年までをカバーしています。この2段階プロセスにより、利用可能なレベルの情報のみが次の期間の信用格付けを予測するために使用されることが保証されます。

信用リスクモデルにCSPの尺度を組み込むことで、北米のサンプルでは説明力が向上することが分かった。また、サンプル外の信用格付けの予測精度は0.8%向上した。欧州の企業では、高い社会的パフォーマンスのみがより良い信用格付けと相関している。予測品質には改善が見られない。北米と欧州で異なる結果が得られたのは、両地域の地理的、社会的、政治的環境によるものであり、それはAsset4 スコアに反映されている。北米企業の CSP スコアの平均値は欧州企業よりも低く、分散も大きい。このことは、北米では、説明変数がある種の脱力感を示すため、CSP スコアが信用格付けの予測において高い説明力を持つ一つの理由であると考えられる。

を示した。一言で言えば、CSPは両地域において、程度は異なるものの、信用格付に影響を及ぼしている。北米については、我々の知見はJirapornら（2014）の知見と一致するが、Stellnerら（2015）の知見とは対照的な示唆を与えている。

本研究で得られた知見は、研究者、債務者、債権発行会社にとって貴重な洞察をもたらすものである。信用リスクモデルにCSPを組み込むという我々のアプローチによれば、債務者が信用リスクモデルに説明変数としてCSP要因を組み込んだ場合、その信用格付けの予測精度はより高くなることが判明した。高い予測力により、彼らは誤判断を防ぐことで二重の利益を得ることができる。リスクを過大評価した場合、過剰な価格設定によりビジネスを失う可能性がある。リスクを過大評価した場合、過剰な価格設定によりビジネスを失う可能性がある。リスクを過小評価した場合、適用された価格設定は予想されたリスクをカバーできない。これは、リスク調整後のパフォーマンス測定において直ちに損失が発生し、リスクが切迫した場合には重大な損失をもたらす。最後に、債券発行者は、CSPを増加させることにより、信用格付けの予測、ひいては負債コストを改善することができます。例えば、BBB格の北米企業では、ESスコアを1標準偏差増加させると、平均で14.5ベースポイントの節約になります。

本稿の残りの部分は以下のように構成されている。セクション 2 では、関連文献をレビューし、理論的な概念について議論する。第 3 節ではデータセットについて、第 4 節では採用した方法論について紹介する。セクション 5 では実証結果を示し、セクション 6 では所見に関する議論、セクション 7 では頑健性の検証を行う。最後に、第 8 節で結論を述べる。

2. 理論的考察

本研究は、2つの文献の流れに基づくものである。第一に、CSP が信用格付けに与える影響に関するもの、第二に、CSP に対する企業の態度に関する地域差に関するものである。

2.1. CSPが格付けに与える影響

理論的な観点からは、資金調達コストと企業の財務パフォーマンス (CFP) の文脈で、CSPと信用格付けの間に間接的な関連性が存在する。は、財務コストと企業の財務パフォーマンス (CFP) との関連で、CSP と信用格付との間に間接的な連関が存在する。CSP が高い企業は、株式コストと負債コストの両面で財務コストが低いことを示唆する証拠がある (Goss and Roberts, 2011; Dhaliwal et al. また、信用力は負債金利と負の相関があることから (Kisgen, 2006)、この点を考慮すると、CSPと信用格付の間に正の関係が観察されると予想される。このような観点から、CSP は資金調達コストと格付けの双方に影響を与える基礎的な要素であると考えることができる。また、単一の CSP の柱については、環境パフォーマンス (Schneider, 2011; Sharfman and Fernando, 2008) 及び社会的パフォーマンス (Chen et al.) CFP を資金調達コストと対比して考える場合にも、同様の論証経路が成り立つ。CSPは、持続可能な将来キャッシュフローという意味で、CFPと正の関係にある (Kangら、2016 ; Dorfleitnerら、2018 ; Von Arx and Ziegler、2014) 。さらに、CFP は信用度と正の関係がある (Standard&Poor's, 2013) 。最後に、CSPが高い企業は、リスク軽減のため、特発性リスクが低い傾向にある。の効果は、資金調達コストの低下と CFP の上昇に対応するものである (Orlitzky, 2008) 。従って、CSP と信用度の間には正の関係があると考えられる。また、CSP の各柱を再吟味することで、そのメカニズムが明らかになる。の水準が低い企業は、信用力が低い。は、法的リスク、評判リスク、規制リスクに直面している (Bauer and Hann, 2010) 。さらに、優れた社会的パフォーマンスを実現することで、企業は、そのために必要な人材を採用するこ

そのため、より優秀な従業員を確保することは、将来の成功のための重要な要因となる (Tur-ban and Greening, 1997)。ただし、これとは対照的に、過剰投資論という考え方も存在し、コストが追加的な正のリターンを上回った場合、CSP は CFP を低下させるとする (Brammer and Millington, 2008; Cornell and Shapiro, 1987; Aupperle et al.) しかし、この考え方を支持する証拠はあまりない。

実証的な観点から、順序応答型信用リスクモデルにアプローチして CSP の信用格付への影響を検証し、CSP が (良好な) 信用格付と正の関係にあることを示す研究がいくつかある。Stellner ら (2015) は、Asset4 均等加重格付けスコアに基づくユーロ圏の CSP と信用格付けの間に有意な関係はないとしている。しかし、CSP が高い (低い) 場合、その国の持続可能性が高ければ、信用格付けは良くなる。

のパフォーマンスが高い (低い) ことがわかる。Jiraporn ら (2014) は KLD 合成スコアを用いて、同じ 3 桁の郵便番号地域にある場合、米国企業の CSP 政策は他の企業の政策に影響される⁴ということを発見した。また、CSP が高い企業は信用度も高い。をより深く観察することができる。

KLD データを活用した CSP では、環境・社会パフォーマンスが高い米国企業は信用度が高いことが示されている (Oikonomou et al, 2014; Attig et al, 2013; Bauer and Hann, 2010; Bauer et al, 2009)。

一般的な CSP と信用格付けの関連性についての経験則は存在するものの、CSP が予測の質に影響を与えるかどうかはまだ明らかではありません。さらに、CSP が信用格付に与える影響が地域差に依存するかどうかという問題についても、一貫した証拠はありません (次の小節で扱います)。

2.2. 北米・欧州における CSP

一般に、欧州は北米 (またはその代表である米国) と比較して、CSP が高い。それぞれの説明には、法的起源 (コモンローとシビルロー)、制度的・政治的設定の相違、経済発展のレベル、自由民主主義への歴史的傾向、ステークホルダーの認識などが含まれる (Liang and Renneboog, 2017; Doh and Guay, 2006; Cai et al., 2016; Welford, 2005; Maignan, 2001) がある。特に、ステークホルダーの認識は、Lodge (1990) が定義したイデオロギーの相違⁴と連動している。欧州諸国は共同体主義的イデオロギー (長期的な共通善の目標追求) と密接な関係があり、米国は個人主義的イデオロギー (個人の短所・長所を追求する) に属している。期的な改善)。企業が社会的責任を果たすために行動する動機は

は、企業規模や財務実績に応じて、この2つの地域間で異なる (Sotorrio and S´anchez, 2008)。

米国のCSPは社会に根付いているのに対し、欧州のCSPはより国家志向である。しかし、歴史的に見ると、CSPは企業の具体的な政策やプログラムによって推進され、社会的な関心事に貢献してきた。

米国と欧州を比較すると、欧州におけるCSPの増加は、欧州連合が提供する企業の取り組みに対するインセンティブによるものである (Matten and Moon, 2008)。

経験則によれば、北米のCSPが欧州を上回るのは、ビジネスコミュニケーションのような稀な側面だけである (Maignan and Ralston, 2002)。ほとんどの側面や測定概念については、欧州の方がCSPは高い。本研究では、このような地域的な差異が信用格付けとその予測に影響を及ぼすと予想する。

3. データ

の信用格付けと、Thomson Reuters Datastreamが提供する持続可能性格付け機関Asset4の格付けユニバースとをマッチングさせた。さらに、DatastreamとWorldscopeから得た企業年の財務・会計データを用いて、信用リスクに対する十分に文書化された影響因子をコントロールする。金融カウンターパーティは、トムソン・ロイターのビジネス分類の経済セクターレベルに基づいて除外されている。最終的なデータセットは、北米企業724社 (5,393企業年観測) と欧州企業218社 (1,712企業年観測) を含むパネルから構成されている。北米のパネルと欧州のパネルは、Fama and French (2012)の地域分類に従っている。¹

3.1. S&Pの信用格付けとAsset4のCSPスコア

独立変数として、長期的な時間軸 (1年以上) での債務者の信用力を反映したS&P 長期債務者信用格付を用いる。S&Pの発行体格付は、1年以上の長期にわたる信用力を反映していると定義される。

¹北米パネルには米国とカナダを、欧州パネルにはオーストリア、ベルギー、チェコ共和国、デンマーク、フィンランド、フランス、ドイツ、ギリシャ、ハンガリー、イタリア、オランダ、ノルウェー、ポルトガル、スペイン、スウェーデン、スイス、英国 (FTSE国別分類に基づく) を含んでいます。

格付けは、債務者の債務を履行するための総合的な財務能力、すなわち信用力に対する現在の評価です。格付けは、AAA、AA、A、BBB、BB、B、CCC、CC、Dからなり、Dは利払いまたは資本金の支払いのいずれかを延滞している債務者に割り当てられる。BBB以上の信用格付は「投資適格」と呼ばれることが多く、これ以下の信用格付は「非投資適格」または「投機適格」と呼ばれることが多い。Standard&Poor's (2017) には、格付け手法の詳細が記載されている。

このため、3つの方法（等加重ESスコアとAsset4データベースの2つのピラスコア）を用いて、企業のCSPを推計した。

は、環境スコア（ENV）と社会スコア（SOC）である。Asset4 ES スコアは、ある年の企業の総合スコアを反映している。これは、2つの柱のスコアを集計することで導き出されます。Asset4 は、持続可能なビジネスモデルの外部指標として機能するスコアを公表している (Ioannou and Serafeim, 2012; Chatterji et al., 2016; Humphrey et al., 2012)。これらのスコアは、ウェブサイト、10-K、DEF 14A、10-QなどのSECファイリング、サステナビリティレポート、メディアソース、NGOレポートなど、一般に入手可能で追跡可能な情報に基づいている。データの完全性を保証するために、すべての項目は、少なくとも1名の追加アナリストによってクロスチェックされ、さらに統計ツールによる分析が行われます。したがって、Asset4 のスコアを利用することで、KLD、FTSE4Good、Dow Jones の格付けアプローチに見られる透明性の欠如といった弱点を可能な限り排除することができる (Chatterji and Levine, 2006)。これは、Asset4が750以上の個々のデータポイント进行评估していることに起因する。すべてのデータポイントは、経済、環境、社会、ガバナンスの各分野における特定項目の充足度に関する1つの質問と一致している。回答によって集められた情報は、いくつかの段階で指標に集約され、さらに柱に集約され、最終的に平均的なCSP評価になります。スコアは毎年更新され、0から100の範囲で、スコアが高いほど、より高いレベルのCSPであることを示す。Asset4は、倒産、合併、その他の上場廃止の原因も含めて評価する。したがって、このデータセットには生存者バイアス (survivorship bias) がない。

3.2. 制御変数

信用格付けの予測に伴う文書化された効果を捕捉するため、いくつかの変数でコントロールした。これらすべての変数の詳細な説明は表A.7に記載されている。

Standard&Poor's (2013); Merton (1974) に従い、営業利益率、長期負債、総負債、インタレスト・カバレッジ・レシオの3年平均を掲載した。インタレスト・カバレッジ・レシオは、次のように変換される。

Blume et al. (1998)が示唆するとおりである。負の値は、利払いが少ない場合と負の利益が多い場合の両方が考えられるため、インタレスト・カバレッジの負の値の大きさは意味がないため、これらの値はゼロに設定されている。インタレスト・カバレッジ・レシオの分布は大きく歪んでおり、インタレスト・カバレッジがゼロの場合は、変化の限界効果が小さい可能性がある。

はすでに高い水準にあります。従って、3年平均を100とした。 i 社の年

におけるインタレスト・カバレッジ C_{it} の非線形な形状を捉えるために、 t 、4つの部分変数 c^A, c^B, c^C, c^D に分解を適用し、以下のように定義する。

に
よ
る
も
の
で
す
。

$$C_{it} = c^A + c^B + c^C + c^D$$

$$c^A = \begin{cases} 0 & \text{if } C_{it} \in [0, 5] \\ 2 & \text{if } C_{it} \in (5, 10] \\ 5 & \text{if } C_{it} \in (10, 20] \\ 10 & \text{if } C_{it} \in (20, 100] \\ 5 & \text{if } C_{it} \in (100, 200] \\ 0 & \text{if } C_{it} > 200 \end{cases}$$

$$c^B = \begin{cases} 0 & \text{if } C_{it} \in [0, 5] \\ 0 & \text{if } C_{it} \in (5, 10] \\ 0 & \text{if } C_{it} \in (10, 20] \\ 0 & \text{if } C_{it} \in (20, 100] \\ 0 & \text{if } C_{it} \in (100, 200] \\ 0 & \text{if } C_{it} > 200 \end{cases}$$

$$c^C = \begin{cases} 0 & \text{if } C_{it} \in [0, 5] \\ 0 & \text{if } C_{it} \in (5, 10] \\ 0 & \text{if } C_{it} \in (10, 20] \\ 0 & \text{if } C_{it} \in (20, 100] \\ 0 & \text{if } C_{it} \in (100, 200] \\ 0 & \text{if } C_{it} > 200 \end{cases}$$

$$c^D = \begin{cases} 0 & \text{if } C_{it} \in [0, 5] \\ 0 & \text{if } C_{it} \in (5, 10] \\ 0 & \text{if } C_{it} \in (10, 20] \\ 0 & \text{if } C_{it} \in (20, 100] \\ 0 & \text{if } C_{it} \in (100, 200] \\ 0 & \text{if } C_{it} > 200 \end{cases}$$

さらに、大企業は信用格付けが高い傾向があり (Altman et al., 1977)、Asset4スコアが時価総額依存性を示すことから、時価総額も含めている。さらに、すべての資産に対する債権は、単位リスクあたり同じ報酬を得る必要があるため (Merton, 1974; Campbell et al., 2008; Friewald et al., 2014)、系統リスク (市場モデルベータ) と特異リスクもコントロールしている。さらに、企業の配当政策も信用リスクに影響を与える (Hoberg and Prabhala, 2009)。収益性の高い企業はデフォルトしにくいいため、時価純資産比率と信用格付の間に正の相関があると予想され、時価純資産比率を含めることにした (And Pietro, 2003)。DeAngelo et al. (2006)に従い、内部留保は企業のライフサイクルの段階の代理として使用することができる。成熟し、安定した企業は、一般的に良い評価を受ける (Fons, 1994)。したがって、我々は利益剰余金もコントロールとして含める。また、Tang (2009)は、格上げされた企業は格下げされた企業よりも設備投資が多いことを明らかにしている。したがって、設備投資と格付けの間には正の相関があると考えられる。さらに、信用リスクプロファイルが低い企業は予防的な貯蓄を持つ傾向があるため (Acharya et al., 2012)、現金残高もコントロールとして用いる。先行研究 (Rampini and Viswanathan, 2013)では、接收性が信用リスクに影響を与えることが報告されている。さらに、Bangia

ら (2002) は、S&P の信用格付けがプロシクリカル に変化する証拠を示している。そこで、国内総生産成長率で示される景気循環の影響につい

てコントロールする。さらに、年ダミーを使って残りのシステムティックな効果をコントロールする（Eltonら、2001）。についてはDimitrovら(2015)に従う。

表1: この表は、北米と欧州のサンプルについて、格上げと格下げの部分量を含む格付けクラスごとの企業数および観測値の合計を報告するものである。両パネルとも、係数推定では2003年から2013年まで、サンプル外予測では2014年から2017年までの信用格付を対象としている。独立変数は、信用格付と比較して1年ラグをとっている。S&Pロング-を使用する。

長期的な時間軸（1年以上）での債務者の信用力を反映した、期間限定の債務者信用格付。

		北アメリカ			ヨーロッパ		
		合計	アップ グレー ドする 。	Downgr.	合計	アップ グレー ドする 。	ダウング レート
AAA	2003-2013	49	4	0	6	1	0
	2014-2017	7	3	0	0	0	0
たんじゅん	2003-2013	109	12	0	92	12	0
	2014-2017	32	2	0	9	3	0
A	2003-2013	906	61	6	443	45	1
	2014-2017	265	28	2	123	13	0
BBB	2003-2013	1600	62	46	535	35	18
	2014-2017	599	33	11	204	6	5
ビービー	2003-2013	850	54	63	142	8	16
	2014-2017	462	34	17	73	6	5
B	2003-2013	257	5	48	35	1	8
	2014-2017	208	11	31	38	1	3
C	2003-2013	14	0	5	5	0	2
	2014-2017	35	0	8	7	0	1
合計	2003-2013	3785	198	168	1258	102	45
	2014-2017	1608	111	69	454	29	14
# ファーム		724			218		

文献上の標準的なモデルが、我々の主要なモデルにおいて産業固定効果なしで来ていることに関連している。この考え方の根底には、これまで他のコントロールで考慮されてきた産業特有の影響要因が想定されている。しかし、我々は第7節のロバストネス・チェックで産業別効果を考慮する。

3.3. 記述統計

信用格付と比較すると、ES 変数およびコントロールは1期分のラグがある。推定セットには、2003年から2013年までの信用格付と2002年から2012年までの独立変数が含まれている。2014年から2017年までの期間における信用格付けの標本外予測は、2013年から2016年までの独立変数に基づくものである。表1は、信用格付変数の記述統計量を、地域別（北米対欧州）および小期間別（2003～2013年対2014～2017年）に分類したものである。格付けクラスBBBは、両地域で最も多くの観測値を示している。

ESスコア、ENVスコア、SOCスコアともに、平均値、中央値ともに北米の方が欧州より低く、全体的に弱くなっていることがわかります。

CSPEs、ENV、SOC の得点の標準偏差は、欧州よりも北米の方が高い。このように、CSP は欧州よりも北米の方が高い変動性を示している。また、各指標の分布は、左側に偏っている。この現象は、CSPが弱い企業は、ESの評価を得るために必要なデータを提供する可能性が低いことに起因していると思われる。そのため、データベースに登録されている企業のうち、業績の弱い企業の割合が基本母集団よりも少なく、このような歪みが生じている。

記述統計によると、最も有意な地域差は、ヨーロッパのサンプルの平均企業規模が、ヨーロッパのサンプルよりも大きいということである。北米。これは、北米では中小企業の信用格付けがより広範に利用可能であることから説明できる。さらに、GDP成長率で測ったマクロ経済の状況も、高い乖離を示している。推定期間とサンプル外期間のGDP成長率は、北米がそれぞれ1.6%、2.2%であるのに対し、欧州はそれぞれ0.4%、0.8%と低い水準にある。

4. メソドロジー

KaplanとUrwitz（1979）のアプローチ、Blumeら（1998）によるその継続、および多くの研究での応用（例えば、Dimitrovら、2015；Baghaiら、2014；Alp、2013；Jiangら、2012；BeckerとMilbourn、2011）に基づいて、未観測リンク変数に基づいて閾値モデルを推定します。

y_{it}^* 、これは企業 i の信用度を表すもので、 t 年

$$y_{it}^* = x_{it-1}^0 (\beta + \gamma_{it}) \quad (1)$$

ここで、 x_{it-1} は、企業 i の観測された説明変数のベクトルを表す。

は $t - 1$ 年目、 (β) は傾き係数のベクトルである。変数 R_{it} は

企業 i の格付区分と年 t のリンク変数 y_{it}^* は連続

であり、その範囲は実数の集合で構成される。本研究では

7段階の信用格付け（すなわち、AAA、AA、A、BBB、BB、B、C）である。変数 R_{it} は、 t 年目に企業 i が AAA、AA、A、4、BBB、3、B、1 の格付けを受けた場合に 7 に代入される。

表2：本表は、2002年から2012年の推定期間と2013年から2016年のサンプル外予測期間を対象とした、北米と欧州のサンプルにおけるAsset4スコアとコントロール変数の説明変数の記述統計量を報告したものである。

		北アメリカ						ヨーロッパ				
		期間	平均 値	25% 中央値	75% 中央値	Std.Dev.		平均 値	25% 中央値	75% 中央値	Std.Dev.	
Asset4 変数	ESスコア(%)	2002-2012	51.516	24.120	48.850	80.090	28.093	81.668	75.840	88.440	92.979	15.778
		2013-2016	57.699	32.270	60.333	84.480	27.458	85.885	84.907	91.410	93.653	13.237
	ENVスコア(%)	2002-2012	50.538	18.820	48.070	82.850	31.098	81.390	76.817	89.805	93.287	17.912
		2013-2016	56.660	26.307	61.740	87.862	30.464	85.989	84.867	91.965	93.990	14.280
制御変数	SOCスコア(%)	2002-2012	52.437	25.210	51.790	80.820	28.726	82.024	74.972	89.075	94.648	17.024
		2013-2016	58.673	34.505	63.615	84.347	27.642	85.722	85.177	91.155	94.138	14.363
	インタレスト・カバレッジ(%)	2002-2012	11.108	2.640	5.510	12.080	16.972	8.668	2.870	4.920	8.588	13.388
		2013-2016	8.648	1.800	4.290	9.592	14.894	8.160	1.820	4.285	8.325	14.108
	営業利益率(%)	2002-2012	13.805	7.410	12.320	19.010	8.518	11.924	5.332	10.490	16.398	8.055
		2013-2016	13.259	6.397	11.870	18.605	8.801	10.830	4.500	8.550	15.428	8.154
	長期借入金(%)	2002-2012	39.532	24.970	37.430	51.680	19.200	39.736	26.797	38.610	51.028	16.842
		2013-2016	46.004	31.887	44.665	57.555	19.497	41.544	28.895	38.995	53.940	16.364
	負債合計(%)	2002-2012	42.702	28.110	40.720	55.230	19.013	45.764	33.315	44.535	57.545	16.103
		2013-2016	48.518	33.778	47.400	60.540	19.518	46.829	33.733	44.515	59.460	15.818
	規模（百万米ドル）	2002-2012	18.141	3.407	6.993	16.525	36.779	26.484	5.466	11.166	28.862	39.369
		2013-2016	21.981	2.924	7.774	20.054	45.205	27.660	5.379	13.592	31.325	38.744
	ベータ版	2002-2012	1.057	0.732	1.011	1.320	0.412	0.936	0.689	0.904	1.161	0.330
		2013-2016	1.143	0.850	1.089	1.394	0.412	0.978	0.784	0.966	1.145	0.284
	特異リスク(%)	2002-2012	1.677	1.116	1.500	2.038	0.743	1.477	1.063	1.325	1.758	0.564
		2013-2016	1.632	1.031	1.373	1.980	0.807	1.376	0.947	1.175	1.611	0.575
	配当金支払者(%)	2002-2012	0.755	1.000	1.000	1.000	0.430	0.910	1.000	1.000	1.000	0.286
		2013-2016	0.727	0.000	1.000	1.000	0.446	0.833	1.000	1.000	1.000	0.374
	市場/本(%)	2002-2012	2.768	1.430	2.180	3.450	1.961	2.342	1.260	1.960	3.050	1.425
		2013-2016	2.867	1.330	2.170	3.572	2.260	2.113	1.040	1.655	2.820	1.436
	利益剰余金(%)	2002-2012	0.259	0.094	0.258	0.425	0.256	0.163	0.046	0.143	0.275	0.165
		2013-2016	0.207	0.009	0.195	0.405	0.293	0.206	0.076	0.198	0.348	0.180
	資本的支出(%)	2002-2012	5.136	2.510	4.550	7.630	3.058	5.076	2.910	4.680	6.928	2.673
		2013-2016	5.105	2.290	4.400	7.940	3.145	4.342	2.433	3.725	5.860	2.473
	現金保有比率(%)	2002-2012	0.090	0.023	0.063	0.137	0.081	0.093	0.046	0.078	0.124	0.060
		2013-2016	0.086	0.024	0.064	0.132	0.076	0.106	0.063	0.097	0.137	0.059
	タンギング率(%)	2002-2012	0.358	0.143	0.296	0.557	0.247	0.326	0.164	0.312	0.470	0.194
		2013-2016	0.386	0.129	0.319	0.651	0.280	0.309	0.144	0.272	0.479	0.196
	GDP成長率(%)	2002-2012	0.016	0.016	0.023	0.029	0.018	0.012	0.002	0.017	0.026	0.022
		2013-2016	0.022	0.018	0.022	0.025	0.005	0.014	0.008	0.014	0.022	0.011
# オブザーベーション		2002-2012	3785					1258				
		2013-2016	1608					454				

連動変数 y^* を以下のとおりとします。

$$R_{it} = \begin{cases} 8 & \text{もし } y^* \geq \mu_7 \\ 7 & \text{もし } y^* \geq \mu_6 \\ 6 & \text{もし } y^* \geq \mu_5 \\ 5 & \text{もし } y^* \geq \mu_4 \\ 4 & \text{もし } y^* \geq \mu_3 \\ 3 & \text{もし } y^* \geq \mu_2 \\ 2 & \text{もし } y^* \geq \mu_1 \\ 1 & \text{もし } y^* < \mu_1 \end{cases} \quad (2)$$

ここで、 μ_j は時刻 t に依存しない分割点である。閾値は前もって与えられるのではなく、統計的手順で推定する際に決定される。
のモデルです。

ε_{it} は平均0、分散1で正規かつ独立に分布するという仮定に従えば、推定手順で確保される、各格付けクラスの確率（与えられた x_{t-1} ）に従って計算することができる。

$$P(R_{it} = j | x_{i,t-1}) = \frac{f(\mu_j - \varepsilon_{i,t-1})}{\sum_{j=1}^7 f(\mu_j - \varepsilon_{i,t-1})}, j = 1, \dots, 7, \quad (3)$$

を、 $\mu_0 = -1$ および $\mu_7 = 1$ とする。

モデル推定には、データのパネル構造を利用する。いずれもある格付け（すなわち、 R_{it} の実現値）と入力変数の実現値が、観測期間中の各企業と各年に割り当てられる。

期間を設定する。また、翌期の予測値を算出する際の情報の状態を表すために、すべての影響因子には1期分の遅れを与えている。表 3 は、推定されたモデルの入力要因、境界、および出力の概要を示している。我々は、北米とヨーロッパのサンプル、および、それらの統合されたデータセットについてモデルを推定する。我々は次の3つに着目している。

CSP モデルの異なる仕様、すなわち ES モデル、ENV モデル、SOC モデルがある。各バリエーションには、対応する Asset4

を、その名前で示されるスコアとコントロール変数に加えた。また、地域ダミーと地域と CSP の交互作用項も考慮した。推定は、順序付きプロビットモデル（Venables and Ripley, 2002; McKelvey and Zavoina, 1975）を参照した最尤法によって行われる。パネル構造を考慮し、観測値をプールし、標準誤差を企業レベルでクラスタリングしている。

これは、短いパネルに適したものである。Wald p -value は以下のように計算される。

表3：推定されたモデルの仕様の概要を示す表である。北米と欧州を分離して推計した CSP モデルは、Asset4 とコントロール変数を含み、ベースモデルはコントロールのみを独立変数として含む。線形予測変数によって格付けクラスを割り当てるために必要な境界線は、回帰の出力である。Asset4 のスコアは、等加重の ES 評価、環境、社会的スコアのいずれかを表す。

変数区分	バリエアブル	地域別モデル		統合された	
		ベースモデル	CSPモデル	CSPモデル	
CSP 変数	Asset4 スコア		x_0	x_0	
地域変数	インタラクション・ノースアメリカ & アセット4 スコア			x_1	
制御変数	北米ダミー			x_2	
	インタレスト・カバレッジA	x_1	x_1	x_3	
	インタレスト・カバレッジB	x_2	x_2	x_4	
	インタレスト・カバレッジC	x_3	x_3	x_5	
	インタレスト・カバレッジD	x_4	x_4	x_6	
	営業利益率	x_5	x_5	x_7	
	長期借入金合計	x_6	x_6	x_8	
	時価総額	x_7	x_7	x_9	
	ベータ	x_8	x_8	x_{10}	
	特異リスク	x_9	x_9	x_{11}	
	配当支払者ダミー	x_{10}	x_{10}	x_{12}	
	市場/帳簿	x_{11}	x_{11}	x_{13}	
	利益剰余金	x_{12}	x_{12}	x_{14}	
	資本的支出	x_{13}	x_{13}	x_{15}	
	キャッシュ・フロー	x_{14}	x_{14}	x_{16}	
	バランスタンジブル	x_{15}	x_{15}	x_{17}	
	国内総生産成長率ダミー（1年目）	x_{16}	x_{16}	x_{18}	
	(次年度アナログ)		x_{17}	x_{17}	x_{19}
			x_{18}	x_{18}	x_{20}
			x_{19}	x_{19}	x_{21}
			x_{20}	x_{20}	x_{22}
		x_{21}	x_{21}	x_{23}	
		x_{22}	x_{22}	x_{24}	
		x_{23}	x_{23}	x_{25}	
		x_{24}	x_{24}	x_{26}	
バウンダリー	格付けの下限值 AAA	μ_6	μ_6	μ_6	
	格付けの下限值 AA	μ_5	μ_5	μ_5	
	格付けの下限值 A	μ_4	μ_4	μ_4	
	格付けの下限值 BBB	μ	μ	μ	
	格付けの下限值 BB	μ	μ	μ	
	レーティングBの下限值	μ_{32}	μ_{32}	μ_{32}	
出力	線形予測器	y^+	y^+	y^+	
	レーティングクラス	R	R	R	

Huber (1967)のアプローチにより、係数の有意性を明らかにした。さらに、様々な評価レベルの推定閾値と適合度統計量McFadden R^2 を含む。順序付きプロビットにおけるリンク関数として、Mod は、推定された係数の解釈を制限することになるため、この計算も行っている。²は、ESスコアの限界的な変化が信用格付け予測に与えるセータリス・パリバスの影響を捉えるため、平均値で限界効果 μ を算出。計算方法は、すべての独立変数とその平均値で固定されていることに基づく。限界効用を計算で導き出すには、Greene (2011)に従う。²クレジット・ポートフォリオ・モデルの目的の一つは、将来の信用格付けを適切に予測することである。このモデルによる信用格付けの予測の質を判断するために、モデル間の相関を表す指標としてサマーズD値を計算した。

²独立変数の行列を \mathbf{x} とする。そして、限界効用は、式 (3) の確率の一階微分をもとに、ある企業がある格付けクラスに分類される確率がどの程度変化するかを示すものである。

$$\begin{aligned} \frac{\partial P(R_{it} = 1 | \mathbf{x}_{i,t-1})}{\partial \mathbf{x}_{i,t-1}} &= - \frac{cp}{\mu} \frac{-\mathbf{x}_{i,t-1}^0}{(3)} \frac{(3)}{i} \\ \frac{\partial P(R_{it} = j | \mathbf{x}_{i,t-1})}{\partial \mathbf{x}_{i,t-1}} &= \frac{1}{\mu} \frac{h_{cp}}{\mu} \frac{-\mathbf{x}_{i,t-1}^0}{(3)} - \frac{cp(\mu)}{\mu} \frac{-\mathbf{x}_{i,t-1}^0}{(3)} \frac{(3)}{j} \quad j \in \{2, 3, 4, 5, 6\} \end{aligned}$$

実際の視聴率と予測視聴率。³

5. 実証実験

地域別モデルと統合モデルの結果は表4に報告されている。これらすべてのプロビットモデルにおける信用格付の推定ウィンドウは、2003年から2013年までである。北米のサンプルでは、3つのCSP指標はそれぞれ有意に正の係数を持っている。このように、他の条件がすべて同じであれば、有意な仕様において、CSPが高い企業は、より高い確率で信用格付けを持つことになる。

は、CSPが低い企業よりも良い信用格付けを得ることができる。欧州のサンプルでは、ESとSOCのスコアを用いた2つのモデルのみが、それぞれのCSP指標の有意性を1%の水準で示している。また、ENVの柱は、北米と異なり、欧州では有意な説明効果を示さなかった。コントロール変数が

の符号は、3.2節で示した文献の知見と整合的であった。また、地域によって異なるCSPと信用格付けの関係を排除するために、北米と欧州のサンプルを統合し、地域とCSPの間の交互作用項を加えたモデルも用意した。この交互作用の解釈は、地域が異なるため、より困難である。

限界効果⁴逆符号になることさえある (Karaca-Mandic et al; Ai and Norton, 2003)。我々の統合された推定結果は、以下のように整合的である。

³Somers (1962) によれば、Somers' D は序数的な関連性を表す尺度である。Newson (2001)は、実際の視聴率Zと予測される視聴率Yに対して、Somers' Dを以下のように定義している。

$$DY_Z = \frac{\sum(Z, Y)}{\sum(Z, Z)} \quad (4)$$

をケンドール順位相関係数 τ で表す。

$$\tau = \frac{N_C - N_D}{n(n-1)/2} \quad (5)$$

Kendallの τ は c 、標本サイズ n と同様に、一致するペアの数 N_C と不一致するペアの数 N_D の差分を取って算出されます。2つのペア (z_i, y_i) と (z_j, y_j) は、 $z_i > z_j$ and $y_i > y_j$ のように両要素のランクが一致する場合、あるいは $z_i < z_j$ and $y_i < y_j$ のようにランクが一致する場合は **concordant** と呼ばれます。これに対して、 $z_i > z_j$ and $y_i < y_j$ または $z_i < z_j$ and $y_i > y_j$ の場合、2つのペアは不一致と判定される。SomersのDは、以下の値をとることができる。

-1 (不一致のペアのみ) ~ +1 (一致のペアのみ)。予測された信用格付けと実際の信用格付けがどのように関連しているかを測定するこの文脈では、サマーズのD値+1は、すべての予測が実際に確認された最適なケースを表現しています。

表 4: 2003 年から 2013 年までの北米と欧州のデータセットにおける順序付きプロビットモデルの推計結果である。推定は、順序付きプロビットモデルを参照した最尤法によって行われた。すべての変数の係数は、星印で示された有意水準も含めて表示されている。p 値が 1%(***)、5%(**)、10%(*)以下の場合、有意であるとみなす。また、第4項による評価区分の下限值も表示されている。

	北アメリカ				欧州				合併		
	ベース	胚性幹細胞	エンベロープ	SOC	ベース	胚性幹細胞	エンベロープ	SOC	胚性幹細胞	エンベロープ	SOC
係数											
アセット4 変数		0.014***	0.011***	0.012***		0.015***	0.006	0.018***	0.010***	0.005**	0.012***
アセット4 * ノース・アメリカ									0.003	0.006**	0.001
ノース・アムダミー	0.209***	0.212***	0.213***	0.210***	0.286***	0.294***	0.289***	0.296***	-0.632*** 0.239***	-	-0.460*** 0.236***
インタレスト・カバレッジA										0.879*** 0.239***	
インタレスト・カバレッジB	0.045	0.053**	0.051**	0.053**	0.065	0.061	0.061	0.068	0.052**	0.050***	0.054**
インタレスト・カバレッジC	0.078***	0.084***	0.082***	0.083***	0.103***	0.109***	0.105***	0.111***	0.088***	0.086***	0.088***
インタレスト・カバレッジD	0.005	0.005	0.005	0.005	-0.012	-0.013**	-0.012**	-0.013**	0.002	0.002	0.002
営業利益率	0.000	0.008	0.007	0.006	0.031***	0.035***	0.033***	0.034***	0.014***	0.013***	0.012***
長期借入金	-	-	-	-	0.000	0.002	0.001	0.001	-0.024***	-	-
負債合計	0.050***	0.044***	0.045***	0.045***	-0.017	-0.019	-0.018	-0.018	0.005	0.024***	0.025***
サイズ	0.030**	0.024**	0.024**	0.025**	-0.017	-0.019	-0.018	-0.018	0.005	0.005	0.006
ベータ版	0.074***	0.060***	0.063***	0.061***	0.079***	0.070***	0.075***	0.069***	0.059***	0.062***	0.059***
特発性リスク	-0.179	-0.189*	-0.201*	-0.173	-1.518***	-	-	-	-0.473***	-	-
						1.524***	1.510***	1.561***	-	0.483***	0.467***
	-	-	-	-	-1.499***	-	-	-	-1.578***	-	-
	1.646***	1.631***	1.619***	1.647***	1.080***	1.515***	1.509***	1.502***	1.568***	1.587***	1.587***
配当金支払者	1.080***	0.998***	1.006***	1.017***	1.204***	1.176***	1.190***	1.168***	0.989***	0.996***	1.007***
市場/書籍	0.090***	0.081***	0.084***	0.081***	0.089**	0.090**	0.091**	0.082	0.082***	0.085***	0.081***
利益剰余金	1.493***	1.481***	1.506***	1.456***	1.675***	1.572***	1.614***	1.606***	1.479***	1.511***	1.462***
資本的支出	-0.016	-0.010	-0.010	-0.013	-0.002	0.001	-0.001	0.003	-0.016	-0.016	-0.019
キャッシュ・フロー	-0.345	-0.866	-0.862	-0.703	1.182	0.934	1.100	0.834	-0.378	-0.353	-0.267
タンジブル	0.337	0.182	0.155	0.264	1.463***	1.315***	1.397***	1.296***	0.560***	0.547***	0.637***
GDP成長率	5.681***	0.841***	1.036***	2.186***	19.238***	20.911***	19.851***	21.326***	8.534***	7.733***	8.760***
タイムダミー	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
下部バウンダリー											
AAA-AA	12.488	12.208	12.284	12.212	14.388	14.854	14.541	15.045	11.988	11.805	12.110
AA-A	10.957	10.638	10.721	10.647	10.861	11.313	11.012	11.490	10.014	9.837	10.141
エービービー	7.584	7.171	7.261	7.203	7.502	7.935	7.649	8.095	6.658	6.489	6.797
BBB-BB	3.924	3.435	3.539	3.476	3.640	4.047	3.781	4.187	2.960	2.802	3.105
ビービー	0.431	-0.058	0.052	-0.025	0.323	0.727	0.464	0.860	-0.505	-0.654	-0.369
ビーシー	-4.065	-4.490	-4.401	-4.453	-2.714	-2.277	-2.557	-2.156	-4.655	-4.825	-4.516

適合性											
マクファーデンR ²	0.367	0.375	0.374	0.373	0.334	0.337	0.335	0.340	0.362	0.361	0.361
# オブザベーション	3785	3785	3785	3785	1258	1258	1258	1258	5043	5043	5043

を地域別に推計したものである。ES と SOC スコアは、CSP スコアの係数が有意で、北米と CSP スコアの交互作用項が有意でないことから、両地域で同程度の関連性があると考えられる。一方、環境スコアは、北米でのみ有効であり、環境スコアの係数は有意ではなかったが、北米と環境スコアの交互作用項は有意であった。

北米ダミーとENVスコアの項

係数の解釈はその大きさの点で限界があるため、CSP スコアの変化が信用格付け予測に与える限界効果⁴を推定し、その結果を表5に示す。北米については、3つのCSP スコアすべてにおいて有意な限界効果が観察された。表 5 の各スコアの下側および上側の三角行列は、明確なパターンを示している。

は、CSP スコアが高いほど、より高い格付けがなされる確率が有意に高くなり、格付けが引き下げられる確率が低くなることを示している。特に、限界効果 (marginal effects) は、平均 CSP スコアが1%上昇した場合の各格付けクラスでの予測確率の差分を示している。

対角線の詳細に見ると、現在AAA、AA、A格の企業は、再びA格に分類される確率が有意に高く、BBB格以下の企業は、それぞれのスコアを上げるとA格に留まる確率が低くなることが分かる。例えば、ESの場合、北米のA格の企業がA格に留まる確率は、コントロール変数の水準が同じ企業と比べて、ESスコアが1%高い企業では0.277%高くなることが予測された。BBB格の企業が格上げされる確率は、ESスコアが1%上がるごとに0.330% (AAA、AA、A格の取得確率の合計に等しい) 増加する。絶対値としては、ESスコアの1標準偏差の変化に基づき、名目1,000米ドルあたりのバーゼルIII経済資本に関して、平均約1.45米ドルの節約となる (すなわち、14.5ベースポイントの節約) ことが示されている。⁴ 欧州のサンプルの場合。

⁴バーゼル銀行監督委員会 (2017) に記載された一般事業会社の内部格付けに基づくアプローチを時間軸1年で計算したものです。LGD (Loss given default) 率は、基礎的アプローチを参照した無担保法人向けエクスポージャーの監督上のLGDと類似の40%と仮定しています。デフォルトの必要確率は、Standard&Poor's (2017)による米国の歴史的な1年間の企業格付け推移率 (1981-2016) の平均値によって提供される。

表5：この表は、2003年から2013年までの北米と欧州のパネルにおける推定に基づく平均値での限界効果である。限界効果は1ミル単位で表示され、ESスコアが1%ポイント上昇すると、様々な格付けクラスの予測発生確率にどのような影響を及ぼすかを示している。行これは、すべてのレーティング・クラスにおける予測確率の合計が1になり、確率の変化が0になるためである。

けいさ んづく														
北アメリカ							ヨーロッ パ							
	AAA	たんじゅん	A	BBB	ビービー	B	C	AAA	たんじゅん	A	BBB	ビービー	B	C
ES														
AAA	1.321 ^{***}	1.840 ^{***}		-2.517 ^{***} -	-	-	0.000 ^{***}	1.785 ^{**}	0.080	-	-0.085 ^{***}	-0.002 ^{**}	0.000	0.000
				0.627 ^{***}	0.016 ^{***}	0.001 ^{***}				1.778 ^{***}				
たんじゅん	0.691 ^{***}	1.595 ^{***}		-1.044 ^{***} -	-	-	0.000 ^{***}	0.145 ^{**}	2.668 ^{***}	-	-	-	-	0.000
				1.205 ^{***}	0.035 ^{***}	0.001 ^{***}				1.621 ^{***}	1.163 ^{***}	0.028 ^{***}	0.001 ^{***}	
A	0.118 ^{***}	0.413 ^{***}	2.771 ^{***}	-3.074 ^{***}	-	-	0.000 ^{***}	0.026 ^{**}	0.775 ^{***}	2.568 ^{***}	-	-	-	0.000
					0.221 ^{***}	0.007 ^{***}					3.206 ^{***}	0.157 ^{***}	0.006 ^{***}	
BBB	0.016 ^{***}	0.062 ^{***}	1.718 ^{***}	-0.440 ^{***}	-	-	-	0.004 ^{**}	0.141 ^{***}	2.439 ^{***}	-	-	-	-0.002
					1.304 ^{***}	0.051 ^{***}	0.001 ^{***}				1.693 ^{***}	0.854 ^{***}	0.035 ^{***}	
ビービー	0.001 ^{***}	0.004 ^{***}	0.137 ^{***}	2.749 ^{***}	-	-	-	0.000 ^{***}	0.010 ^{**}	0.274 ^{***}	3.385 ^{***}	-	-	-
B	0.000 ^{***}	0.000 ^{***}	0.013 ^{***}	0.501 ^{***}	2.085 ^{***}	0.795 ^{***}	0.011 ^{***}	0.000 ^{***}	0.001 ^{**}	0.019 ^{**}	0.846 ^{**}	3.168 ^{***}	0.475 ^{***}	0.027 ^{**}
					2.791 ^{***}	-	-					2.473 ^{***}	-	-
C	0.001 ^{***}	0.002 ^{***}	0.074 ^{***}	2.038 ^{***}	-	-	-	0.000 ^{***}	0.005 ^{**}	0.149 ^{***}	3.157 ^{***}	-	-	-
					0.766 ^{***}	1.328 ^{***}	0.020 ^{***}					2.425 ^{***}	0.837 ^{***}	0.050 ^{**}
エンペロ ープ	1.035 ^{***}	1.474 ^{***}		-1.973 ^{***} -	-	0.000 ^{***}	0.000 ^{***}	0.663	0.094	-0.720	-0.036	-0.001	0.000	0.000
				0.522 ^{***}	0.014 ^{***}									
AAA	0.552 ^{***}	1.269 ^{***}		-0.812 ^{***} -	-	-	0.000 ^{***}	0.057	1.028	-0.616	-0.457	-0.011	0.000	0.000
たんじゅん				0.979 ^{***}	0.029 ^{***}	0.001 ^{***}								
A	0.096 ^{***}	0.334 ^{***}	2.214 ^{***}	-2.459 ^{***}	-	-	0.000 ^{***}	0.010	0.300	0.997	-1.243	-0.063	-0.002	0.000
					0.179 ^{***}	0.006 ^{***}								
BBB	0.013 ^{***}	0.050 ^{***}	1.374 ^{***}	-0.336 ^{***}	-	-	0.000 ^{***}	0.002	0.056	0.948	-0.658	-0.333	-0.014	-0.001
					1.058 ^{***}	0.042 ^{**}								
ビービー	0.001 ^{***}	0.003 ^{***}	0.113 ^{***}	2.213 ^{***}	-	-	-	0.000	0.004	0.110	1.305	-1.229	-0.181	-0.010
					1.689 ^{***}	0.632 ^{**}	0.008 ^{***}							
B	0.000 ^{***}	0.000 ^{***}	0.010 ^{***}	0.399 ^{***}	2.243 ^{***}	-	-	0.000	0.000	0.008	0.323	0.968	-1.155	-0.144
						2.561 ^{***}	0.093 ^{***}							
C	0.000 ^{***}	0.002 ^{***}	0.061 ^{***}	1.642 ^{***}	-	-	-	0.000	0.002	0.059	1.224	-0.946	-0.321	-0.019
					0.628 ^{***}	1.061 ^{***}	0.016 ^{***}							
SOC														
AAA	1.178 ^{***}	1.625 ^{***}		-2.222 ^{***} -	-	0.000 ^{***}	0.000 ^{***}	2.228 ^{***}	-0.009	-	-0.098 ^{***}	-0.002 ^{**}	0.000	0.000
				0.566 ^{***}	0.015 ^{***}					2.119 ^{***}				
たん	0.607 ^{***}	1.401 ^{***}		-0.874 ^{***} -	-	-	0.000 ^{***}	0.176 ^{**}	3.274 ^{***}	-	-	-	-	0.000

じゅん				1.100	0.033	0.001					2.014	1.401	0.033	0.001	
A	0.107	0.370	2.454	-2.725	-	-	0.000	0.031	0.944	3.136	-	-	-	-	0.000
					0.199	0.006					3.918	0.187	0.007	-	
BBB	0.015	0.056	1.531	-0.400	-	-	-	0.005	0.168	2.979	-	-	-	-	
					1.157	0.045	0.001				2.074	1.034	0.042	0.002	
ビー	0.001	0.003	0.122	2.434	-	-	-	0.000	0.011	0.325	4.157	-	-	-	
ビー					1.850	0.701	0.010					3.873	0.588	0.033	
B	0.000	0.000	0.012	0.445	2.469	-	-	0.000	0.001	0.023	1.006	3.092	-	-	
					2.823	0.103							3.660	0.462	
C	0.000	0.002	0.066	1.805	-	-	-	0.000	0.006	0.176	3.849	-	-	-	
					0.684	1.171	0.018					2.934	1.036	0.061	

1%水準で有意 * 5%水準で有意 ** 10%水準で有意

の結果は、ESスコアが高い企業ほど、現在の格付けクラスに留まる確率が高いこと（現在の格付けがAAA、AA、Aの企業）、あるいはより良い格付けクラスに移行する確率が高いこと（すべての現在の格付けクラスの企業）を明らかにしている。現在の信用格付けがBBB、BB、B、Cの欧州企業は、現在の信用格付けクラスに留まる可能性が低い。例えば、現在の信用格付けがBBBの企業は、信用格付けBBBに留まる確率が0.169%減少し、非投資適格への1ノッチの格下げを経験する確率は0.085%減少し、レベルAへの格上げを経験する確率は0.244%増加する。

表6：この表は、2014年から2017年までの期間における予測について、北米と欧州のパネルについてサマーズD値を報告したものである。Somers' Dは、予測された視聴率と実際の視聴率の相関を測定するために使用される。この値は-1 から+1 まで、後者はすべての予測が実際に確認される最適なケースである。CSPによる改善を示すために、ESモデルのSomers' Dとベースモデルのそれとの差を表示します。Wilcoxon-Mann-Whitney検定(WMW)は、予測の正しさがCSPモデルの方がベンチマークモデルより有意に高いかどうかを評価するためのp値である。

	北アメリカ			ヨーロッパ		
	WMW p値	Somers' D	デルタ	WMW p値	Somers' D	デルタ
ベースモデル		0.5968			0.5695	
ESモデル	0.0001	0.6050	0.0082	0.9778	0.5705	0.0010
ENVモデル	0.0005	0.6048	0.0080	0.9530	0.5705	0.0009
SOCモデル	0.0001	0.6027	0.0059	0.9396	0.5703	0.0008
# オブザベーション	1608			454		

表 6 は、予測品質の分析結果を示している。表6のデルタの列が正の値であることは、ベースラインモデルにそれぞれのCSPスコアを組み込むことで予測品質が向上することを示す。例えば、ESスコアを信用リスクモデルに組み込むと、北米のサンプルのSomers' Dは0.82%増加する。を適用した。

実際の信用格付けが予測される確率についてWilcoxon-Mann-Whitney (WMW) 検定を行い、p値0.01%を求め、イン

はゼロと異なる。2本の柱のスコアについて、以下のことがわかった。特にENVスコアでは、Somers' Dの増加が合理的である。

は、SOC モデル（0.59%）と比較して、0.80%の Somers' D の増加を示しています。欧州のサンプルでは、どのCSPモデルもベースモデルと比べてSomers' Dに関連する改善を示していない。続き

北米ではESとSOCの予測品質が向上し、両地域で両指標の係数が有意であったことから、欧州でも同様の結果が得られると予想されるが、結果は低いものであった。これは、両地域の企業間のCSP分布が異なることに起因していると考えられる。表 3 によれば、ES スコアの平均値は、北米で51.5%と低い。

は81.7%で、欧州のサンプルよりも高い。標準偏差は28.1%で、欧州の15.8%より高い。中央値は88.4%で平均値より低く、欧州のES分布が左に傾いていることがわかる。SOCの分布も同様である。予測性能の地域差を説明するためには、単一のCSP次元のばらつきについてさらに検討する必要がある、次のセクションで説明します。

6. ディスカッション

ES スコアは、環境と社会的側面を集計したものであるため、次に、この2つの側面の影響をより詳細に見てみることにする。

6.1. 環境規制と信用格付け

環境パフォーマンスの信用格付けに対する説明力は、北米で明確に示されている。環境パフォーマンスが良い企業は、より良い信用格付けで報われる可能性が高い（表4～表5）。また、予測の質も0.8%向上している（表6）。一方、欧州では、環境パフォーマンスの関連性は観察できない（表4～表5）。

6).このような違いを説明するために、環境スコアの構造を考えてみよう。ENV スコアは、資源削減、排出削減、環境保全の3つのカテゴリから構成されている。

削減、製品イノベーションに貢献します。資源や排出物の削減に対する意識は、地質学的な条件にも影響される可能性があります。北米には豊富な天然資源があります。一方、ヨーロッパでは、このような商品の多様性に欠ける。その結果、再資源を経済的に利用する必要性はヨーロッパでより高い。さらに、以下のような違いもあります。

を、両地域の法規制の中で環境規制は弱体化

は、デンマークやスウェーデンといった多くの欧州諸国よりも、米国の方が高い（Johnstone et al.）拘束力のある環境保護協定を受け入れようとする意欲は、1997年の京都議定書を考えるとよくわかる。この議定書は、温室効果ガスの削減目標を、ヨーロッパ共同体では8%、米国では7%と定めているが、批准していない（京都議定書、1998年）。ドーハ改正議定書

京都議定書に米国が未加盟であること。北米と欧州の地理的・政治的状況の違いは、ENVスコアの平均値のレベルの違いに反映されている。Dorfleitnerら（2018）は、米国の場合、高いENVスコアはプレ

このことは、北米で見られた信用度に対するプラスの効果を部分的に説明することができる。北米の企業は、ヨーロッパと比較して、環境問題に関して同業他社と差別化するための自由度が高く、その結果、説明力および予測力が向上している。

の改良は北米のみ。

6.2. ソーシャルポリティクスの特長

信用格付けの回帰分析（表4）では、北米と欧州の両地域において、社会的パフォーマンスに関する係数が1%水準で有意であることが示された。さらに、限界効果分析では、両地域が現在の格付けを維持する確率、あるいは格付けの高い地域に移行する確率が明らかに増加することが明らかになった。

の方が格付けが高い（表5）。企業は高い社会的パフォーマンスを得ることで、より優秀な従業員を雇用することができるため（Turban and Greening, 1997）、このことは北米と欧州の両方で直感的に理解できると思われる。北米では、説明力が向上したことに加え、社会的パフォーマンスの高さによって、信用格付けの予測精度が大幅に向上した。予測品質の向上は、北米では0.6%であるのに対し、欧州では0.1%に過ぎない（表6）。予測品質が向上するのは北米のみであるが、欧州のサンプルでは社会的パフォーマンスの影響が確認された。

係数推定と限界効果に基づく。SOCスコアの予測品質関連性が北米と欧州で異なっていること。

欧州と北米のSOCスコアの差は、両地域間のスコアレベルの差に起因している。サンプルの記述統計によると、北米のSOCスコアは欧州より明らかに低く（58.7対85.7）、ばらつきは大きい（標準偏差27.6対14.4）。これまでの文献では

これまで、SOCスコアの多くの側面、例えば雇用の質、安全衛生、研修や教育などに関して、両地域間で差異があることが確認されています。

開発、多様性と機会、地域社会、そして製品責任。重要な指標は、その国の社会的費用である。2014年のGDPに占める社会支出の割合は、米国が19.2%、カナダが17.0%であった。フランスやドイツなどのヨーロッパ諸国は、より高いレベルの支出（31.9% resp.25.8%）に向かう傾向があります（OECD, 2016）。北米、それぞれ米国は、欧州とは対照的に包括的な労働市場政策が欠如している（Mat-

ten and Moon, 2008) のほか、交渉力の強い労働組合 (Du Caju et al., 2009) 、良好な雇用保護、健康保護の義務化 (Pfeffer, 2010) などが挙げられます。さらに、世界経済フォーラム WEF (2017) のジェンダー・ギャップ報告書では、経済参加と機会に関する女性と男性の解放、教育エンタテインメント、健康・生存、政治的エンパワーメントを示すものである。米国は49位 (世界) 、ベルギー (12位) など多くのヨーロッパ諸国はもっと良い順位にある。人権保護のための戦略は、北米よりもヨーロッパでより一般的である (Welford, 2005) 。北米の企業は、社会問題に関して同業他社と差別化するために、より高い自由度を持っている。さらに、多様化した欧州企業の社会性スコアは、サンプル期間内とサンプル期間外で低下している (標準偏差 17.0 対 14.4) 。欧州では、社会性スコアの基本水準が高く、ばらつきが少ないため、企業間の類似性が高く、説明力が高まったにもかかわらず、予測モデルの結果が重要でないことが説明された。

7. ロバストネスチェック

このセクションでは、我々の結果が我々の方法論の枠組み、サンプル選択、欠損データバイアス、地域バイアス、時間帯バイアスに左右される可能性を排除するために、いくつかの頑健性チェックを含んでいる。

企業の一般的なリスクレベルがCSPの格付けに影響を与えるかどうかを分析し、企業を投資適格グループと非投資適格 (投機的) グループに分類した。表5の限界効果は、CSPが信用格付けの予測に与える影響が格付けクラスによって異なることを示している。表5は、CSPが格付け予測に与える影響が格付けクラスによって異なることを示している。

ESスコアの上昇が信用格付けの改善を予測する条件付き確率 (格付けクラスCを除く)。単一の柱 (ENVとSOC) の結果は、ESの結果と同様のパターンを示している。欧州では、SOCの柱についても北米と同様のエビデンスが得られている。

のみが有意であると考えられる。また、先行研究では、CSPが投資適格格付けのクラスターに与える影響と、投資適格格付けのクラスターに与える影響との間に差があることが示されている。

を投資適格でない格付けに変更した。米国では、特定のCSP要因 (コーポレート・ガバナンスにおける独立取締役の割合など) については、サンプルを投資適格債のみに限定すると、格付けへの影響の重要性が低下する (Ashbaugh-Skaife et al.参照) 。

2006).そこで、投資適格サブサンプルに基づくモデルを再推定した。その結果は付録の表B.9-B.10に含まれている。投資適格サブセットにおける有意水準は、確かにオブザベーションの数が少ないため、ある程度低下する。我々は、全サンプルと比較して、北米における予測品質の向上が見られないことを記録している（表B.10、パネルA）、一方で全サンプルからの向上は0.82%である（表6参照）。

また、ES 評価が内生的である場合、逆因果の問題が生じる可能性があるため、企業の ES 評価を産業別の ES 評価ランクに置き換え、分析をやり直した。産業分類の概要については、表 B.8 を参照されたい。また、CSP の活動の絶対的な範囲は、産業によって異なる可能性がある。を試行する。産業間の系統的な差異 μ に対応するため、Utz（2018）に従い、Asset4 の CSP 格付けを修正する。まず、各業界の企業は、Asset4 スコアでランク付けされている。次に、各企業に業界内のパーセンタイルスコアを割り当てる。したがって、各業界で最も優れた業績を上げている企業は 1、最も低い業績を上げている企業は 0 となる。全体として、説明変数の有意性という点では信用格付けの説明の質は変わらず（表 B.9）、したがって我々の主要な結果と整合的な意味合いを持っている。Somers' D の改善幅は小さくなっている（表 B.10）。しかし、ユーティリティを除外した場合のESでは、通常のケースと比較して0.13%の減少に留まる。

は、この産業分類のすべての関連する効果を捉えていない。その結果、情報の損失（企業間距離に関する本来の

は、予測品質の向上が低いという結果になりました。

さらに、文献上の標準モデルは産業固定 μ を含んでいない（Dimitrov et al, 2015）。メインモデルに産業固定 μ を追加した後も、北米と欧州の係数の有意水準は変化しない。ソマーズの D 値は一見減少しているが、依然として

は、公共事業を除くと再び同程度になる（表B.10参照）。

我々は、コントロール変数のデータ不足による排除されたオブザベーションの結果への可能な効果を捕捉する。これらのオブザベーションを廃棄する代わりに、平均帰属に従って、欠損値を平均で置き換える。

法(Schafer, 1997)を用いている。回帰分析の結果、Asset4 スコアの有意性は同じであり（表 B.9）、Somers' D の改善度はさらに高い（表 B.10）ことがわかった。

さらに、我々は、信用格付け予測の根底にあるドライバーがより均質であるという仮定に関して、北米のサンプル（5,393オブザベーション）を米国のサンプル（4,849オブザベーション）に制限しています。

は、地域と比較して国内市場の方が大きい。ここでも、CSP スコアの有意性に変化は見られない（表 B.9）。また、信用格付けの予測品質に対する CSP の影響は、ENV で 1.0%、SOC で 0.7% にまで高まっている（表 B.10）。

最後に、パラメータ推定パネルと予測データセットについて、観測期間の変更に応じた結果の頑健性を確認する。主な結果は、2003 年から 2013 年までのオブザベーションをカバーする期間に基づいており、予測データセットは 2014 年から 2017 年までのオブザベーションを含んでいる。予測データセットのオブザベーションの数を増やすために、予測データセットよりも推定データセットの考慮年数を減らしている。我々は、推定データセットが持続することを選択します

は 2011 年と 2012 年までであり、予測データセットはそれぞれ 2012 年と 2013 年に開始される。全体として、スコアの有意性（表B.9）、およびCSPを考慮することによる信用格付け予測の質の向上（表B.10）に関して大きな違いはない。

8. 結論

ファイナンスの文献における中心的な問題の一つは、信用格付けの予測品質を扱っています（Blumeら、1998；Kisgen、2006）。CSPは、Kimら（2014）；Utz（2018）などいくつかの研究で示されているように、企業リスクを低減する要因のadditional informational proxyである。そこで、信用格付け予測にCSP指標を組み込むことで、その質が向上するかどうか、どのように、どの程度向上するかを調査する。CSPと信用格付けの関係は、北米で有意に正の増加、すなわち、高いCSP性能はより良い信用格付けと一緒にいく。また、サンプル外予測も0.8%改善された。欧州では、社会的スコアは基本的な予測モデルに情報力を付加し、環境的スコアは基本的な予測モデルに情報力を付加する。

環境パフォーマンス一般に、環境パフォーマンスの地域差は、既存の法律や文化の枠組みが強いなど、両経済圏の地域差に起因するものと思われる。には

今回の結果を理論的な枠組みに当てはめると、高CSPのリスク軽減の見方を支持する結果が得られた。

我々は、北米と欧州からなる国際的なサンプルで比較可能な知見を得ることで、先行研究の相反する結果を解決した。この結果は、両地域のCSPの次元の説明力と予測品質の定量化の一貫した同定に基づいている。特に、本研究は、北米と欧州の両地域で、単

次元の環境、社会的パフォーマンスとその集約をStellnerら（2015）の知見と比較する。Stellnerら（2015）は、（集計された）CSPが欧州企業の信用格付けに影響を与えないことを示しているが、我々は社会的パフォーマンスが信用格付けの有意な説明要因であることを確認した。また、Jiraporn et al. (2014)が示した、社会的パフォーマンスが高い北米企業は格付けが高いという知見を確認したが、我々の研究は、より洗練された手法であるAsset4スコア（cf. Humphrey et al.）我々は、予測品質の向上、すなわち、特に北米で0.8%ポイントの向上を定量化することで、この研究を補完しており、これは、必要な経済資本が少ないことに関して経済的に有意である。全体として、我々は、北米と欧州において、信用格付けに対するCSP性能の影響は、持続能力格付け機関から独立していることを裏付ける証拠を見出した。

CSPと信用度の関係ではCSPの国レベルが重要であるため（Stellner et al., 2015）、今後の研究では、我々の研究をディフレントな地域に拡張する可能性がある。特に、Utz (2018)は、-我々の結果と一致する-リスク軽減の見方が北米とヨーロッパで成立しているという事実の衝突リスクの証拠を発見しているので、これは興味深いことである。

しかし、アジア太平洋地域では、過剰投資仮説が適用される。本研究は、信用リスク・モデルの技術的効果に焦点を当てているため、観測された効果が因果関係を持つ経済的なチャンネルをさらに深く掘り下げることが可能であろう。

参考文献

アチャリア, V., ダビデンコ, S.A., ストレブラエフ, I.A., 2012.現金保有と信用リスク。このような場合、「金融研究」（Review of Financial Studies）25, 3572-3609.

Ai, C., Norton, E.C., 2003.ロジットモデルとプロビットモデルにおける交互作用項。
Economics Letters 80, 123-129.

アルプ, A., 2013.信用格付基準の構造的シフト。ジャーナル・オブ・ファイナンス 68, 2435-2470.

Altman, E.I., Haldeman, R.G., Narayanan, P., 1977.ゼータ分析。企業の倒産リスクを特定するための新しいモデル。このような場合、「邦銀は、邦銀の経営にどのような影響を及ぼすのか？

アシュボー＝スカイフ、コリンズ、D.W.、ラフオンド、R., 2006.このような場合、企業統治が企業の信用格付けに与える影響について検討する必要がある。このような場合、「企業統治が企業の信用格付けに与える影響」を検討する必要がある。

アティグ、N.、エル・グール、S.、グエダミ、O.、スー、J.、2013年。
企業の社会的責任と信用格付。企業倫理ジャーナル 117, 679-694.

Aupperle, K., Carroll, A., Hatfield, J.D., 1985.企業の社会的責任と収益性の関係に関する実証的検討。アカデミー・オブ・マネジメント・ジャーナル 28, 446-463.

バハイ、R.P.、サーヴェス、H.、タマヨ、A., 2014. 格付け機関はより保守的になったか？資本構造と負債価格へのインプリケーション。ジャーナル・オブ・ファイナンス 69, 1961-2005.

このような場合、「格付け」は、「格付け」された「格付け」された「格付け」された「格付け」された「格付け」された「格付け」された「格付け」された「格付け」された「格付け」された「格付け」された「格付け」された「格付け」を意味します。格付けの移行と景気循環、クレジットポートフォリオのストレステストへの適用。このような場合、「邦銀は、邦銀の信用格付をどのように評価しているのか？

バーゼル銀行監督委員会, 2017.バーゼルIII：危機後の改革を最終化する。
国際決済銀行、バーゼル、スイス。

Bauer, R., Derwall, J., Hann, D., 2009.従業員との関係と信用リスク.ワーキングペーパー。Maastricht University, European Centre for Corporate Engagement (ECCE).

Bauer, R., Hann, D., 2010.企業の環境経営と信用リスク.ワーキングペーパー。Maastricht University, European Centre for Corporate Engagement (ECCE).

ベッカー、B.、ミルボーン、T., 2011.競争の激化は信用格付にどのような影響を与えたか？金融経済学ジャーナル101, 493-514.

Blume, M.E., Lim, F., MacKinlay, A.C., 1998.米国企業債の信用力の低下。
神話か現実か？という疑問がある。

Brammer, S., Millington, A., 2008.をすることは得か？企業の社会的パフォーマンスと財務的パフォーマンスの関係に関する分析。戦略的マネジメント・ジャーナル 29, 1325-1343.

Cai, Y., Pan, C.H., Statman, M., 2016.企業の社会的パフォーマンスにおいて、なぜ国はそれほど重要なのか？ジャーナル・オブ・コーポレート・ファイナンス 41, 591-609.

- Campbell, J.Y., Hilscher, J., Szilagyi, J., 2008. 遭難リスクを求めて。
Journal of Finance 63, 2899-2939.
- Chatterji, A., Levine, D., 2006. コードの壁を打ち破れ。非財務的パフォーマンス測定の評価。カリフォルニア・マネジメント・レビュー 48, 29-51.
- Chatterji, A.K., Durand, R., Levine, D.I., Touboul, S., 2016. 企業の格付けは収束するか？経営者、投資家、戦略再探索者へのインプリケーション。戦略経営ジャーナル 37, 1597-1614.
- を、「リスク性負債の価格設定に影響を与えるか？このような場合、「偶発的」である可能性が高い。組合員からの証拠。このような場合、「金融の世界」はどのように変化するのだろうか。
- コーネル、B.、シャピロ、A.C.、1987。企業ステークホルダーとコーポレート・ファイナンス。ファイナンシャル・マネジメント, 5-14.
- ディアンジェロ、H.、ディアンジェロ、L.、Stulz, R.M., 2006. 配当政策と獲得資本／貢献資本のミックス。を、そのような「恣意性」を排除するために、「恣意的」であるとしている。このような場合、「租税特別措置法」が適用される。
- Dhaliwal, D.S., Li, O.Z., Tsang, A., Yang, Y.G., 2011. 非財務情報の自主的開示と株式資本コスト。は、企業の社会的責任報告の始まりである。会計学評論 86, 59-100.
- ディミトロフ、V.、パリア、D.、タン、L.、2015年。ドッド・フランク法が信用格付に与える影響。ジャーナル・オブ・フィナンシャル・エコノミクス 115, 505-520.
- Doh, J.P., Guay, T.R., 2006. 欧州と米国における企業の社会的責任、公共政策、NGO活動: 制度とステークホルダーの視点. 経営学研究』 43, 47-73.
- ドーフライトナー, G., ハルブリッター, G., グエン, M., 2015. 企業の責任のレベルとリスクを測定する-多様なESG格付けアプローチの実証的比較。ジャーナル・オブ・アセット・マネジメント 16, 450-466.
- Dorfleitner, G., Utz, S., Wimmer, M., 2018. Patience pays off 企業の社会的責任と長期的な株式リターン。ジャーナル・オブ・サステナブル・ファイナンス&インベストメント 8, 132-157.

欧州23カ国、米国、日本における賃金交渉の制度的特徴, in:European Central Bank Working Paper Series.欧州中央銀行ワーキングペーパーシリーズ, フランクフルト・アム・マイン, ドイツ.974.

を、「企業の社会的責任は資本コストに影響を与えるか？企業の社会的責任は資本コストに影響を与えるか？」という疑問がある。

エルトン, E.J., グルーバー, M.J., アグラワル, D., マン, C., 2001.社債の金利スプレッドを説明する。このような場合、「金融商品取引法」の適用を受ける。

Fama, E.F., French, K.R., 2012.国際的な株式リターンにおけるサイズ、バリュー、モメンタム。

Fons, J.S., 1994.信用リスクの期間構造をモデル化するためにデフォルト率を使用する。Financial Analysts Journal 50, 25-32.

Friewald, N., Wagner, C., Zechner, J., 2014.信用リスクプレミアと株式リターンのクロスセクション。ジャーナル・オブ・ファイナンス 69, 2419-2469.

Frooman, J., Zietsma, C., McKnight, B., 2008.優秀でない理由はない。ASAC2008, ハリファックス、ノバスコシア州。

ゴス, A., ロバーツ, G.S., 2011年。企業の社会的責任が銀行融資のコストに与える影響。を、「企業の社会的責任」が銀行融資のコストに与える影響について分析した。

Greene, W.H., 2011.計量経済学的分析。Pearson Higher Education, Essex, UK.

Hoberg, G., Prabhala, N.R., 2009.配当の消滅、ケータリング、リスク。このような場合、「金融研究」(Review of Financial Studies) 22, 79-116.

Huber, P.J., 1967.非標準的な条件下での最尤推定値の振る舞い, in:The behavior of maximum likelihood estimates under nonstandard conditions, in:このような場合、「尤もらしいこと」、「尤もらしいこと」、「尤もらしいこと」、「尤もらしいこと」、「尤もらしいこと」、「尤もらしいこと」、「尤もらしいこと」、「尤もらしいこと」。

Humphrey, J.E., Lee, D.D., Shen, Y., 2012.サステナブルであるためにはコストがかかるのか？
Journal of Corporate Finance 18, 626-639.

Ioannou, I., Serafeim, G., 2012. What drives corporate social performance? 国家レベルの制度の役割. 国際ビジネス研究誌 43, 834-864.

Jiang, J.X., Stanford, M.H., Xie, Y., 2012. 債券の格付けに誰が支払うかは重要か? 歴史的な証拠。このような場合、「租税特別措置法」が適用される。

ジラポーン、P.、ジラポーン、N.、ボープラサート、A.、チャン、K.、2014年。企業の社会的責任（CSR）は信用格付けを向上させるか? 地理的特定からのエビデンス。ファイナンシャル・マネジメント 43, 505-531.

Johnstone, N., Hařs'ci'c, I., Poirier, J., Hemar, M., Michel, C., 2012. 環境政策の厳しさと技術革新。を、調査データおよび特許件数から検証した。応用経済学 44, 2157-2170.

Kang, C., Germann, F., Grewal, R., 2016. 罪を洗い流す? 企業の社会的責任、企業の社会的無責任、および企業のパフォーマンス. ジャーナル・オブ・マーケティング 80, 59-79.

Kaplan, R.S., Urwitz, G., 1979. 債券格付けの統計モデル。方法論的な検討。ジャーナル・オブ・ビジネス 52, 231-261.

Karaca-Mandic, P., Norton, E.C., Dowd, B., 2012. 非線形モデルにおける相互作用項。医療サービス研究 47, 255-274.

キム・Y.・リ・H.・リ・S.・2014. 企業の社会的責任と株価の暴落リスク。ジャーナル・オブ・バンキング&ファイナンス 43, 1-13.

Kisgen, D.J., 2006. 信用格付けと資本構造。ファイナンスのジャーナル 61, 1035-1072.

京都議定書、1998年気候変動に関する国際連合枠組条約。日本、京都。

Liang, H., Renneboog, L., 2017. 企業の社会的責任の基礎について。ジャーナル・オブ・ファイナンス 72, 853-910.

ロッジ, G.C., 1990. 比較企業-政府関係。Prentice Hall, Englewood Cliffs, NJ, USA.

- Maignan, I., 2001.企業の社会的責任に対する消費者の認識。異文化間の比較。企業倫理ジャーナル 30, 57-72.
- Maignan, I., Ralston, D.A., 2002.欧州と米国における企業の社会的責任 (Corporate Social Responsibility in Europe and the US):欧州と米国における企業の社会的責任：企業の自己呈示からの洞察.このような状況下において、企業における社会的責任とは何か？
- マッテン, D., ムーン, J., 2008.暗黙的」なCSRと「明示的」なCSR。企業の社会的責任に関する比較理解のための概念的枠組み。アカデミー・オブ・マネジメント・レビュー 33, 404-424.
- McKelvey, R.D., Zavoina, W., 1975.序数レベルの従属変数の解析のための統計モデル.数理社会学研究 4, 103-120.
- マートン, R.C., 1974.企業債の価格決定について。金利のリスク構造。金融ジャーナル 29, 449-470.
- Newson, R., 2001.ノンパラメトリック」統計の背後にあるパラメータ。Kendall's tau, Somers' D and median di. Stata Journal 1, 1-20.
- OECD, 2016.OECDファクトブック 2015-2016. 経済・環境・社会統計 .OECD、経済協力開発機構.
- オイコノム, I., ブルックス, C., パベリン, S., 2014.企業の社会的パフォーマンスの企業債務コストと信用格付けへの影響. フィナンシャル・レビュー 49, 49-75.
- オルリツキー, M., 2008. 企業の社会的パフォーマンスと財務パフォーマンス。A research synthesis, in:このような状況下において、企業の社会的パフォーマンスと財務的パフォーマンスはどのような関係にあるのでしょうか。オックスフォード大学出版局、113-134頁。
- パストル L、ピエトロ、V., 2003年。株式評価と収益性に関する学習。Journal of Finance 58, 1749-1789.
- Pfeffer, J., 2010.持続可能な組織の構築: ヒューマンファクター。アカデミー・オブ・マネジメント・パースペクティブズ 24, 34-45.
- Rampini, A.A., Viswanathan, S., 2013. 担保と資本構造。Journal of Financial Economics 109, 466-492.

Schafer, J.L., 1997.不完了体多変量データの解析。CRC press, Boca Raton, FL, USA.

シュナイダー, T.E., 2011. 環境性能は債券価格の決定要因か? 米国紙パルプ産業と化学産業からのエビデンス。現代会計研究 28, 1537-1561.

Sharfman, M.P., Fernando, C.S., 2008.環境リスクマネジメントと資本コスト.戦略的マネジメント・ジャーナル 29, 569-592.

Somers, R.H., 1962.順序変数に対する新しい非対称型関連尺度。アメリカ社会学評論 27, 799-811.

Sotomayor, L.L., & J.L.F., 2008.最も評判の高いヨーロッパと北アメリカの企業の社会的責任。企業倫理ジャーナル 82, 379-390.

Standard&Poor's, 2013.企業基準。比率と調整値。

Standard&Poor's, 2017.2016 Annual global corporate default study and rating transitions.

Stellner, C., Klein, C., Zwergel, B., 2015.企業の社会的責任とユーロ圏の社債。カンントリー・サステナビリティのモデレーティング・ロール。ジャーナル・オブ・バンキング&ファイナンス 59, 538-549.

Tang, T.T., 2009.情報の非対称性と企業の信用市場へのアクセス。情報の非対称性と企業の信用市場へのアクセス：ムーディーズの信用格付けフォーマットの改良による証拠。このような場合、「情報非対称性」と「企業の信用市場アクセス」については、ムーディーズの信用格付けフォーマットの改良から得られる証拠となります。

ターバン, D.B., グリーニング, D.W., 1997.企業の社会的パフォーマンスと将来の従業員に対する組織の魅力(Corporate Social Performance and organizational attractiveness to prospective employees).アカデミー・オブ・マンション・ジャーナル 40, 658-672.

ウッツ, S., 2018.Over-investment or risk mitigation? corporate social responsibility in Asia-Pacific, Europe, Japan, and the United States.Review Financial Economics 36, 167-193.

ベナブルズ, W.N., リプリー, B.D., 2002. Modern Applied Statistics with S. Fourth ed., Springer, New York, USA.

フォン・アルクス、U.、ジューグラー、A.、2014。企業の社会的責任の株式パフォーマンスに対する効果⁴。米国と欧州の新しい証拠。
Quantitative Finance 14, 977-991.

Welford, R., 2005.欧州、北米、アジアにおける企業の社会的責任：2004年調査結果。Journal of Corporate Citizenship Spring 2005, 33-52.

世界経済フォーラム WEF, 2017.グローバル・ジェンダー・ギャップ・レポート 2017.

付録A.入力変数に関する情報

表A.7：コントロール変数の説明。出所ワールドスコープ、トムソン・ロイター・データストリーム

変数	定義
インタレスト・カバレッジ	税引前利益÷支払利息を負債に計上します。この比率の負の値はゼロで床に置かれます。3年間の平均値が100を超える場合は、100を上限とする。このモデルにおけるインタレスト・カバレッジの非線形形式は、比率を、副変数Aの（0-5）、副変数Bの（5-10）、副変数Cの（10-20）、副変数Dの（20-100）の区間に従って分類することによって考慮される。
営業利益率	営業利益を売上高で割った値の3年平均、または収益
合計レバレッジ3年平均	長期借入金レバレッジ3年の長期借入金÷総資本負債
時価総額	紹介企業の時価総額のパーセンタイルです。ニューヨーク証券取引所上場企業のうち
特異リスク（Idiosyncratic Risk）	企業業績の回帰によるルート平均2乗誤差。ベンチマークとして、株式リターンを現地市場の指数リターンと比較した。各企業の1年後の回帰は、日次の株式リターン、指数リターンに基づいている。この計算には、少なくとも年間50件の観測値が必要である。
ベータ・システマティック・リスク	上記の市場モデルによるベータ値リグレッションで特有リスク算出
配当金支払者ダミー変数	（正の配当金を持つ企業を1とする）。参照年度の1株当たり配当金を0とし、それ以外は0とする。
Market-to-Book	普通株式÷貸借対照表価額普通株
利益剰余金	利益剰余金を総資産で割ったもの。利益剰余金は、株主への配当や準備金勘定への配分を行わなかった、企業の累積税引後利益を反映しています。
設備投資額	設備投資額÷前年度総資産額

現金および短期投資の合計を総資産で除したもの。
セツ

有形固定資産(グロス)

を総資産で除したものです。

付録B.追加表

表B.8：この表は産業クラスについて報告している。Dimitrov et al. (2015)に従って明示的な産業効果を省略しているが、この話題は議論セクションで取り上げる。我々は2つのそれぞれのモデルを実行する。最初のモデルは各産業内のAsset4スコアのランク・パーセンタイルを含み、2番目のモデルは産業固定効果_21B5を含む。

	北アメリカ		ヨーロッパ	
	2003-2013	2014-2017	2003-2013	2014-2017
基礎素材	271	163	152	67
消費財	520	234	112	56
コンシューマーサービス	680	256	184	53
ヘルスケア	317	103	57	16
石油・ガス	478	272	58	36
技術紹介	279	99	35	9
ユーティリティ	330	128	208	66
電気通信事業	109	33	100	34
産業分野	801	320	352	117
合計	3785	1608	1258	454

表 B.9：この表は、北米と欧州のパネルについて、考察の項で述べた順序付きプロビットモデルの推計結果を示したものである。推定は、順序付きプロビットモデルを参照し、最尤法を用いて行っている。すべての変数の係数は、星印で示された有意水準も含めて表示されている。係数は、p 値がこれらのレベルより低い場合、1%、5%、10%のレベルで有意であるとみなされる。モデルの適合度を評価するために、Hosmer-Lemeshow 検定と MacFadden R² が計算される。高い p-値は、モデルの適合を示す帰無仮説が棄却されないので、十分な適合を示します。MacFadden R² は、0と1の間の値を取ることができ、後者は完全なモデル適合を示します。

モデル	係数	ベース	ES	ENV	SOC
パネルA：投資適格のみを含むモデル					
パネル 北米	Asset4 係数		0.001	0.002	-0.001
パネルヨーロッパ	Asset4 係数		0.011	0.004	0.012*
マージされた推定値	Asset4 係数		0.007	0.004	0.006
	アセット4 * 北米		-0.005	-0.002	-0.006
	北アメリカ		-0.214	-0.485	-0.183
	# オブザベーション	3726			
パネルB：Asset4 の業種別パーセントイルモデル					
パネル 北米	Asset4 係数		0.027***	0.017***	0.038***
パネルヨーロッパ	Asset4 係数		0.021***	0.011***	0.036***
マージされた推定値	Asset4 係数		-0.003	-0.016**	-
	アセット4 * 北米		0.018***	0.013***	0.018***
	北アメリカ		-1.848***	-1.888***	-1.433***
	# 観測	5043			
パネルC：資産4業種（利用を除く）のパーセントイルを用いたモデル					
パネル 北米	Asset4 係数		0.031***	0.024***	0.030***
パネルヨーロッパ	Asset4 係数		0.016	0.003	0.025**
マージされた推定値	Asset4 係数		-0.018**	-0.022***	-0.009
	アセット4 * 北米		0.020***	0.018***	0.016***
	北アメリカ		-1.824***	-1.719***	-1.513***
	# オブザベーション	4505			
パネルD：産業固定効果付きモデル 21B5					
パネル 北米	Asset4 係数		0.013***	0.010***	0.011***
パネルヨーロッパ	Asset4 係数		0.013***	0.007	0.011***
マージされた推定値	Asset4 係数		0.007**	0.003	0.008**
	アセット4 * 北米		0.007*	0.007**	0.005
	北アメリカ		-0.767***	-0.900***	-0.631**
	# オブザベーション	5043			
パネルE：産業固定効果モデル（公益事業を除く）					
パネル 北米	Asset4 係数		0.015***	0.011***	0.013***
パネルヨーロッパ	Asset4 係数		0.007	0.000	0.012**
マージされた推定値	Asset4 係数		0.003	0.001	0.004
	アセット4 * 北米		0.012***	0.011***	0.010***
	北アメリカ		-0.965***	-0.984***	-0.836***
	# オブザベーション	4505			
パネルF：コントロールをインプットしたモデル					
パネル 北米	Asset4 係数		0.014***	0.012***	0.012***
パネルヨーロッパ	Asset4 係数		0.013***	0.004	0.017***
マージされた推定値	Asset4 係数		0.010***	0.004*	0.011***
	アセット4 * 北米		0.004	0.007***	0.001
	北アメリカ		-0.659***	-0.704***	-0.474*
	# 観察記録	5409			
パネルG：北米の観測値を米国に限定したモデル。					
パネル 北米	Asset4 係数		0.013***	0.010***	0.012***
マージされた推定値	Asset4 係数		0.010***	0.004	0.011***
	アセット4 * 北米		0.004	0.007**	0.002
	北アメリカ		-0.667***	-0.709**	-0.524*
	# 観測	4701			
パネルH：推定期間2002-2012を短くし、予測期間を2013-2016に長くしたモデル。					
パネル 北米	Asset4 係数		0.014***	0.011***	0.012***
パネルヨーロッパ	Asset4 係数		0.013***	0.005	0.013***
マージされた推定値	Asset4 係数		0.011***	0.000**	0.011***
	アセット4 * 北米		0.003	0.005*	0.001
	北アメリカ		-0.633***	-0.784***	-0.452
	# オブザベーション	4501			
パネルI：推定期間 2002-2011 を短く、予測期間 2012-2016 を長くしたモデル					
パネル 北米	Asset4 係数		0.014***	0.012***	0.012***
パネルヨーロッパ	Asset4 係数		0.012**	0.005	0.014***
マージされた推定値	Asset4 係数		0.011***	0.007**	0.011***
	アセット4 * 北米		0.002	0.004	0.000
	北米		-0.480	-0.707***	-0.370
	# 観察記録	3958			

1%水準で有意、*5%水準で有意、**10%水準で有意。

表B.10: この表は、2014年から2017年までの北米と欧州のパネルについて、予測視聴率と実際の視聴率の相関を測る指標として、サマーズD値を報告している（特に明記されていない場合）。Somers' Dは、予測された視聴率と実際の視聴率の相関を測定するために使用される。これは-1から+1までの値をとり、後者はすべての予測が実際に確認された最適なケースである。ESモデルのSomers' DとベースモデルのSomers' Dの差異を表示する。

CSPの改善効果を発揮するためのモデルです。

	北アメリカ			ヨーロッパ		
	WMW p-Value	Somers'D	Delta Somers'D	WMW p-Value	サマーズDデルタ	サマーズD
パネルA: 投資資格のみを含むモデル						
ベースモデル		0.3715			0.4180	
ESモデル	0.4415	0.3714	-0.0001	1.0000	0.4133	-0.0048
ENVモデル	0.2200	0.3716	0.0002	1.0000	0.4168	-0.0012
SOCモデル	0.2158	0.3716	0.0001	0.9999	0.4118	-0.0062
# オブザベーション	888			335		
パネルB: Asset4 の業種別パーセンタイルモデル						
ベースモデル		0.5968			0.5695	
ESモデル	0.0005	0.6008	0.0040	0.9981	0.5691	-0.0005
ENVモデル	0.0165	0.6002	0.0034	0.9950	0.5698	0.0003
SOCモデル	0.0000	0.6002	0.0034	0.9877	0.5683	-0.0012
# オブザベーション	1608			454		
パネルC: 電力会社を除く資産4業種のパーセンタイルを用いたモデル						
ベースモデル		0.6267			0.6278	
ESモデル	0.0001	0.6336	0.0069	1.0000	0.6273	-0.0005
ENVモデル	0.0048	0.6328	0.0061	0.9996	0.6278	0.0001
SOCモデル	0.0000	0.6325	0.0058	0.9997	0.6264	-0.0014
# オブザベーション	1480			388		
パネルD: 産業固定効果付きモデル_21B5						
ベースモデル		0.6157			0.5935	
ESモデル	0.0002	0.6221	0.0064	1.0000	0.5922	-0.0013
ENVモデル	0.0053	0.6214	0.0057	0.9999	0.5935	0.0001
SOCモデル	0.0001	0.6208	0.0051	0.9997	0.5916	-0.0019
# オブザベーション	1608			454		
パネルE: 産業固定効果モデル（公益事業を除く）						
ベースモデル		0.6339			0.6379	
ESモデル	0.0001	0.6425	0.0086	1.0000	0.6374	-0.0004
ENVモデル	0.0038	0.6416	0.0077	0.9978	0.6379	0.0000
SOCモデル	0.0000	0.6408	0.0069	0.9998	0.6365	-0.0014
# オブザベーション	1480			388		
パネルF: モデルを含む インプットされたコントロール						
ベースモデル		0.5903			0.5672	
ESモデル	0.0000	0.5995	0.0092	0.9983	0.5672	-0.0001
ENVモデル	0.0001	0.5999	0.0095	0.9876	0.5676	0.0003
SOCモデル	0.0000	0.5965	0.0062	0.9871	0.5669	-0.0004
# オブザベーション	1698			485		
パネルG: 北米の観測値を米国に限定したモデル。						
ベースモデル		0.5590				
ESモデル	0.0000	0.5687	0.0097			
ENVモデル	0.0000	0.5693	0.0103			
SOCモデル	0.0003	0.5661	0.0071			
# オブザベーション	1406					
パネルH: 推定期間2002-2012を短くし、予測期間を2013-2016に長くしたモデル。						
ベースモデル		0.5938			0.5759	
ESモデル	0.0000	0.6019	0.0081	0.1640	0.5757	-0.0001
ENVモデル	0.0000	0.6018	0.0080	0.4880	0.5760	0.0002
SOCモデル	0.0000	0.5995	0.0057	0.0175	0.5761	0.0002
# オブザベーション	2024			580		
パネルI: 推定期間 2002-2011 を短く、予測期間 2012-2016 を長くしたモデル						
ベースモデル		0.5915			0.5591	
ESモデル	0.0007	0.5998	0.0082	0.7589	0.5579	-0.0012
ENVモデル	0.0041	0.5998	0.0083	0.9585	0.5587	-0.0004
SOCモデル	0.0003	0.5973	0.0057	0.1433	0.5584	-0.0007
# オブザベーション	2441			706		