

中小企業の信用リスク計量における 共通要因の推計

尾木 研三*

要旨

与信ポートフォリオの信用リスクのうち、企業の固有要因によるリスクは分散化することによって消去できるが、景気変動や自然災害など、すべての企業に影響を与える共通要因によるリスクを排除することは難しい。したがって、VaR (Value at Risk) の計測やストレステストなど、与信ポートフォリオの信用リスク評価や分析をする場合に、共通要因が具体的にどのような指標で説明できるのかを知ることは実務的に非常に重要である。

共通要因の主な要素は景気変動と考えられるため、与信ポートフォリオのデフォルト率を目的変数、マクロ経済指標を説明変数として回帰分析した先行研究は数多くある。ただ、デフォルト率の変動要因には企業の固有要因が含まれており、デフォルト率の値をそのまま目的変数に用いることには問題がある。また、企業の大宗を占める中小企業の場合、急激な景気変動や自然災害などが生じると、さまざまな経済対策が実施されてデフォルト率に影響を与えるため、これらも共通要因に加味する必要がある。

そこで、本研究ではマートンの1ファクターモデルを用いて中小企業の実績デフォルト率から共通要因の値を抽出し、その値を目的変数としてマクロ経済指標や経済対策ダミーとの回帰分析を行った。分析の結果、中小企業の与信ポートフォリオの信用リスクの共通要因は、銀行の貸出残高、長期金利、短期金利、株価インデックスといった経済指標と COVID-19関連の経済対策ダミーが有意になった。さらに、この回帰モデルを用い

て COVID-19関連の経済対策がなかったケースの共通要因の値を推計した結果、共通要因の値が大きく低下することがわかった。経済対策によって企業価値が高まり、デフォルト率が抑制されている効果を確認することができた。

1 はじめに

中小企業のデフォルト確率を推計するモデルには、個別企業のデフォルト確率を推計するモデルと与信ポートフォリオのデフォルト確率を推計するモデルがある。前者は個別企業の財務指標や属性情報などから統計手法を用いて推計する信用スコアリングモデルが代表例であり、主に企業の信用格付けに用いられる。後者は与信ポートフォリオ全体のデフォルト率とマクロ経済指標との相関関係から推計するファクターモデルであり、主に金融機関の信用リスク量の計測やストレステストなどに用いられる。本研究は、後者を分析対象にする。

ともすると、二つのモデルは別々に議論されるが、密接に関連している。たとえば、信用スコアリングモデルの主流であるロジスティック回帰モデル¹⁾を考えてみる。デフォルトは企業の固有要因だけではなく、すべての企業に影響する共通要因の影響も受ける。実際に、デフォルト数は景気が悪い時には増加し、良い時には減少する。

柳澤ら(2007)は、2000年度から2006年度の RDB

*専修大学商学部准教授

(株)日本リスク・データバンク)が保有する中小企業の財務データを用いて信用リスクモデル(ロジスティック回帰モデル)を構築し、AR値²⁾がマクロ経済因子の影響を受けて低下する可能性を指摘している。具体的には、景気が回復基調のときは、中小企業の財務状態が底上げされて信用スコアが上昇することや、高スコアの企業より低スコアの企業に対して、マクロ経済因子の影響が大きいことを述べている。

このような共通要因の影響を個別企業のデフォルト確率を推計するモデルで表現するためには、全企業のデフォルト率に影響を与える共通要因の要素をモデルの説明変数として用いる必要がある。その変数は、与信ポートフォリオのデフォルト率を説明するファクターモデルの変数と一致していることが望ましい。

まず、個別企業のデフォルト確率を推計するモデルの説明変数として具体的にどのような指標が有効なのかを分析した先行研究を確認する。森平・岡崎(2009)は、2000年から2008年までの上場企業の年次決算書データと複数のマクロ経済データを用いてロジスティック回帰モデルを構築した。その結果、共通要因として、景気動向指数、日経平均株価変化率、日経平均株価変化率のボラティリティ、原油価格といったマクロ経済指標が有意になり、これらをモデルに加えると精度が向上し、信用VaRの損失分布の過小評価が修正されることを明らかにした。

枇々木ら(2012)は、ロジスティック回帰モデルとマートンの1ファクターモデルとの共通要因の変数の整合性について理論的な背景まで明らかにしているものの、実証分析の結果、共通要因の具体的な変数として、マクロ経済指標よりも与信ポートフォリオの前月デフォルト率が有効であるとしている。菅野(2014)は、2001年4月から2012年3月までのわが国の上場企業の財務データとマクロ経済指標、業種ファクターを用いて信用リスクモデルを構築した結果、マクロ経済指標として、CPI変化率、完全失業率、コールレート、10年物国債利回りが有意であったことを述べている。ただ、上場企業に対する分析であることからデフォルト

ト数が少なく、分析精度に課題がある点が指摘されている。大石・田中(2019)は、ランダムフォレストを用いて中小企業のデフォルト確率モデルを構築し、金利、株価、為替レートといった33のマクロ経済指標を採用したモデルが、採用しないモデルよりも精度が高いことを明らかにした。

国外では、Shen et al.(2013)が1992年から2010年までの10,349社の台湾企業のデータを用いてロジスティック回帰モデルを構築し、マクロ経済変数として1年物金利、株価指数、実質GDPが有意になったことを明らかにした。Karas, M.(2022)は、2014年から2019年のEU加盟国の202,209社の中小企業のデータを用いて分析し、雇用率、人件費および金利が有意であることを述べている。

次に、与信ポートフォリオのデフォルト率とマクロ経済指標との相関関係から推計するファクターモデルにおいて、どのようなマクロ経済指標が有効かを示した先行研究を確認する。この分野の研究は数多く存在し、古くはAltman(1983)がデフォルト率とマクロ経済指標との関係について回帰分析を行っている。また、Figlewski et al.(2006)は、Moody'sの社債データから誘導型モデルを用いて格付遷移とマクロ経済指標との関係を分析し、遷移のパターンによってGDP成長率や失業率など、有効なマクロ経済指標が異なることを述べている。

Sommar and Shahnazarian(2009)は、Moody'sのデータから構造モデルを用いて算出したデフォルト確率と物価指数、工業生産指数、短期金利の三つの変数との関係をベクトル・エラー・コレクションモデル(VECM)によって分析した結果、短期金利のインパクトが最も強いことを示した。Simons and Rolwes(2009)は、ロジスティック回帰モデルを用いて分析を行い、オランダ企業のデフォルト率は、GDP成長率との間に負の相関、金利、為替レート、原油価格との間に正の相関がある一方、株式の収益率やボラティリティは相関がないことを述べている。

国内では、中小企業庁(2002)が重回帰分析を行

1) 株式を上場しておらず、社債も発行していない企業の場合は、構造モデルや誘導型モデルを使用することが難しく、統計モデルが一般的である。各モデルの詳細については、森平(2009)、枇々木ら(2010)を参照されたい。

2) AR値はクレジットリスクモデルの序列性を示す指標。詳細は山下・三浦(2011)を参照されたい。

い、倒産件数と実質 GDP 成長率との間に有意に負の相関があることを述べている。白田 (2003) は、企業倒産率と株価、為替相場、金利水準、地価の四つの経済指標との関係について、交差相関分析を行い、金利、地価との間に負の相関があることを示している。大橋 (2003) は、企業倒産との関係について重回帰分析を行い、倒産率が新設住宅着工件数、マネーサプライ、政府支出、公的需要の四つの変数で説明されることを示した。

先行研究の多くは、目的変数に与信ポートフォリオのデフォルト率を用いているが、デフォルト率の値をそのまま回帰分析の目的変数として用いることには問題がある。デフォルト率は景気変動などの共通要因だけではなく、個別企業の固有要因によっても変動するからである。したがって、マクロ経済指標との関係を示すには、デフォルト率から個々の企業の固有要因を取り除く必要がある。

中小企業庁 (2002) は、この点を課題として認識し、東京商工リサーチが保有する原因別倒産件数のうち、個別事情 (放漫経営等) を極力排除したと考えられる「不況型倒産」の件数を目的変数に用いて分析を行い、マクロ経済指標との説明力が高くなったことを述べている。固有要因が除去し切れているとまではいえないまでも、白書のように問題意識をもって対策を講じている先行研究は少ない。

また、森平 (1996) は、デフォルト率とマクロ経済指標との回帰分析に線形モデルを用いる場合には、推計値が0と1の間にある保証がなく、誤差項の分散も不均一になるといった統計上の問題点も指摘している。

本研究ではこれらの問題に対処するためにマートンの1ファクターモデルを用いる。その有用性は主に三つある。一つ目は、デフォルト率から固有要因を取り除くことができるという点である。固有要因を取り除いた共通要因の値を目的変数に用いることで、固有要因を含んだデフォルト率の値を用いる場合に比べて分析精度の向上が期待できる。

二つ目は、共通要因の値は負値も1以上の値も取るので、線形回帰モデルを利用することができるという点である³⁾。これによって、森平 (1996) が指摘した統計上の問題をクリアできる。

三つ目は、個別企業のデフォルト確率を推計する信用スコアリングモデルとの整合性を確保することができるという点である。前述のようにデフォルト確率を推計するモデルには、個別企業のデフォルト確率を推計するモデルとローンポートフォリオのデフォルト確率を推計するファクターモデルの二つがあるが、二つは密接に関連しており、算出ロジックは理論的に整合していることが望ましい。その点、1ファクターモデルを用いて算出した共通要因は、信用スコアリングモデルの主流であるロジスティック回帰モデルの共通要因の変数の係数として表現できるので、二つのモデルに接点を与える。

マートンの1ファクターモデルを用いて共通要因を抽出して分析した研究として、Bluhm et al. (2002) は、Moody's の社債データを用いて共通要因の推計値を算出してデフォルト率との比較を行い、共通要因の下降局面ではデフォルト率が上昇することを示している。

国内では、橋本 (2008) が、わが国の企業を業種、企業規模、信用度、地域によりグループ分けし、実際のデフォルトの時系列データに基づき、マートンモデルにより共通要因の係数の二乗である資産相関を推計し、比較・検討を行った。その結果、資産相関は、業種、企業規模、信用度、地域の各グループのなかで、ばらつきがみられ、企業規模別にみると、資産相関は規模の大きい企業で大きく、規模の小さい企業では小さい傾向があることや、信用度別にみると、信用度の高位の企業と低位の企業で大きく、信用度が中位の企業で小さい傾向があることを示した。

また、佐藤 (2008) は、CRD 協会が保有する2001年から2005年までの約500万件的決算書データを用いて、マートンの1ファクターモデルの共通要因の感応

3) デフォルト確率は0~1の間の値しか取らないため、目的変数として用いる場合には非線形回帰モデルを考える必要がある。Wilson (1997a, 1997b) は Credit Portfolio View において非線形回帰による定式化を試みている。一方で、デフォルト率は高くてもせいぜい10%程度あることを考えると、ロジスティック分布関数の一部しか使用しておらず、線形回帰でも十分に近似できると考えられる。

度を業種別に推計し、最小値の0.073（卸売業）から最大値の0.106（小売業）の範囲の水準となり、各業種とも共通要因からの影響度合いは概ね10%弱であり、固有要因の影響が9割強であることを示した。ただ、いずれの研究においても共通要因が具体的にどのような指標で説明できるのかは分析していない。

Otani et al. (2009) は、帝国データバンクのデータを用いて、Wei (2003) のモデルを修正したモデルから算出した共通要因と GDP 成長率、有利子負債比率との回帰分析を債務者区分（正常先、要注意先、要管理先、破綻懸念先）ごとに行い、GDP 成長率は要管理先、要注意先、正常先の順に感应度が高くなることを示している。尾木・森平 (2013) は、マートンの1ファクターモデルを用いて中小企業のデフォルト率から共通要因の値を抽出し、その値を目的変数としてマクロ経済指標との回帰を行い、中小企業のデフォルト率に影響を与える共通要因は、短期金利、長期金利、為替レート、銀行の貸出残高、株価インデックスで説明できることを示した。

菅沼・山田 (2016) は、RDB、東京商工リサーチ、Bloomberg のデータからマートンモデルを用いて月次の共通要因（クレジットサイクル）を推計し、この指標とマクロ変数との関連性を VAR (Vector Auto Regression) を用いて分析した。その結果、CPI の影響はさほど見られず、景気や金利の影響が大きいことを述べている。

これらの研究では、共通要因が具体的な経済指標で説明できることを示しているが、中小企業の信用リスクは自然災害やパンデミックの影響も受ける。この点について Nehrebecka (2021) は、マートンモデルをベースに COVID-19 がポーランドの企業（金融を除く）のデフォルト確率に与える影響を調査し、現在のデフォルト率（2019年12月末で2.4%）が、6%（2020年6月）に上昇することを述べている。

ただ、自然災害やパンデミックが起きると、さまざまな経済対策が発動され、デフォルト率が抑制される傾向にある。したがって、これも共通要因の要素として考慮する必要がある。とりわけ、近年の COVID-19 に関連した経済対策は、多くの中小企業の信用リスクにプラスの影響を与えていると思われる。Siuda

(2022) は、チェコ共和国の企業データを用いて信用リスクのストレステストを行い、2020年4月から2021年11月の間に、COVID-19 関連の政府の経済支援および規制介入の規模が企業の信用リスクに大きな影響を与えていることを明らかにした。

そこで、本研究では、共通要因の要素としてマクロ経済指標だけではなく、リーマンショック後の経済危機関連の対策や COVID-19 関連の対策といった経済対策のダミー変数を説明変数に加えて分析を行い、経済対策ファクターの有意性についても確認する。

分析の結果、尾木・森平 (2013) が示したマクロ経済指標のうち、為替レートが非有意となったが、それ以外の変数は今回も有意となった。また、経済対策として、COVID-19 関連の経済対策のダミー変数が有意になった。さらに、このモデルを用いて COVID-19 関連の経済対策がなかった場合の共通要因の値を推計した結果、経済対策があった場合に比べて水準が大きく低下することを確認し、経済対策によって企業価値が高まっていたことがわかった。

本論文の構成は以下のとおりである。第2章では個別企業のデフォルト確率を推計するモデルの共通要因の係数が1ファクターモデルの資産相関で表現できることの理論的な説明を行う。第3章ではマートンの1ファクターモデルによる共通要因の推計方法を説明する。第4章では、実データを用いて分析を行い、共通要因を説明する具体的な経済指標と経済対策を特定するとともに経済対策の効果を確認する。第5章ではまとめとして結論と今後の課題を述べる。

2 個別企業のデフォルト確率を推計する統計モデルの共通要因の係数と1ファクターモデルの資産相関との関係

本研究では市場性の低い中小企業向けの債権を対象にしている。個別企業の信用リスクを評価する信用スコアリングモデルにはいくつかのタイプがあるが、中小企業の多くは株価や社債のデータがないため、主に財務指標からデフォルト確率を推計する統計モデルが一般的である。とりわけ、金融機関の間ではロジスティック回帰モデルが広く普及している。そこで、マートンの1ファクターモデルとロジスティック回帰

モデルとの整合性を明らかにするため、ロジスティック回帰モデルの共通要因の係数と1ファクターモデルの資産相関との関係についての理論的な説明を行う。

本章では、枇々木ら（2012）に従って、2.1節で統計モデルが構造モデルの一種であることを説明し、2.2節で1ファクターモデルの資産相関が統計モデルの共通要因の係数となることを証明する。

2.1 統計モデルと構造モデルの関係

個別企業の信用リスクを評価するモデルは、主に財務指標とデフォルトとの相関関係を利用して個別企業のデフォルト確率を推計する統計型モデルが一般的である。なかでも、式（2.1）のようなロジスティック回帰モデルが主流になっている。

$$p_i = \frac{1}{1 + e^{Z_i}}, Z_i = \ln\left(\frac{1 - p_i}{p_i}\right) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^J \alpha_j f_{i,j} \quad (2.1)$$

$f_{i,j} (i = 1, \dots, n; j = 1, \dots, J)$ は、企業 i の決算書1期分の J 個の財務指標、 n は企業数、 p_i はデフォルト確率を表す。企業 i の信用度を表す Z_i が大きければ大きいほどデフォルト確率が低くなる。ここで、説明をわかりやすくするために、リンク関数として標準正規分布を用いるプロビットモデルに置き換える⁴⁾。式（2.2）に標準正規分布に従う誤差項 $\tilde{\varepsilon}_i$ を含めて表記した回帰式を示す。

$$\tilde{Z}_i = \alpha_0 + \sum_{j=1}^J \alpha_j f_{i,j} + \tilde{\varepsilon}_i \quad (2.2)$$

次に、財務指標から推計した企業 i のデフォルト確率 p_i は式（2.3）に示すとおり、企業の信用度を示す \tilde{Z}_i がデフォルト境界値 Q を下回った場合にデフォルトが生じると考える。

$$p_i = Pr(\tilde{Z}_i \leq Q) \quad (2.3)$$

式（2.2）を式（2.3）に代入すると、

$$p_i = Pr\left(\alpha_0 + \sum_{j=1}^J \alpha_j f_{i,j} + \tilde{\varepsilon}_i \leq Q\right) \quad (2.4)$$

となり、

$$p_i = Pr\left(\tilde{\varepsilon}_i \leq Q - \alpha_0 - \sum_{j=1}^J \alpha_j f_{i,j}\right) \quad (2.5)$$

となる。

ここで、 $\alpha'_0 = \alpha_0 - Q$ とすると、式（2.5）は式（2.6）に書き直すことができる。

$$p_i = Pr\left[\tilde{\varepsilon}_i \leq -\left(\alpha'_0 + \sum_{j=1}^J \alpha_j f_{i,j}\right)\right] \quad (2.6)$$

式（2.6）の誤差項 $\tilde{\varepsilon}_i$ は企業 i の資産価値変動の代理変数と考えられ、

$$Q'_i = -\left(\alpha'_0 + \sum_{j=1}^J \alpha_j f_{i,j}\right) \quad (2.7)$$

とすると、式（2.7）は個別企業の資産価値の変動 $\tilde{\varepsilon}_{i,t}$ が企業固有のデフォルト境界値 Q'_i を下回った場合にデフォルトが発生すると考えることができる。デフォルト境界値 Q'_i を負債価値と考えれば、企業の資産価値が負債価値を下回る確率を推計するオプションアプローチ（構造モデル）と同じである。したがって、統計モデルは構造モデルの一種と考えることができる。

2.2 1ファクター・マートン型モデルから共通要因を推計する方法

本節では、統計型信用スコアリングモデルの共通要因の係数を1ファクター・マートン型モデルから算出する方法を説明する。まず、1ファクターモデルの考

4) マダラ（1996）は、標本が大きい場合、ロジスティック回帰モデルとプロビットモデルとでは、推計結果に差異がないことを示している。

え方を整理する。デフォルトは、景気が悪い時や自然災害が発生した時などは業種を問わず増加し、景気が良い時や経済対策が講じられた時などは減少する。

つまり、デフォルトは個々の企業で独立に発生する要因だけではなく、景気変動や自然災害、経済対策など、すべての企業に影響を与える要因によっても生じる。このような現象をモデルで表現するためには共通要因を考える必要がある。

1ファクター・マートン型モデルは、すべての企業に影響する共通要因を表す確率変数と、企業の固有要因を表す確率変数の和で企業価値を表現する。具体的には、全企業のデフォルトに影響を与える共通要因を表す確率変数を \tilde{X} 、企業の固有要因を表す確率変数を $\tilde{\xi}$ とし、それぞれの要因の強さを表す係数を b, a とすると、次のように表現できる。

$$\tilde{\varepsilon} = b\tilde{X} + a\tilde{\xi} \quad (2.8)$$

ここで、 \tilde{X} と $\tilde{\xi}$ は互いに独立な平均0、分散1の正規分布に従う。また、共通要因は時間の関数 $\tilde{X}(t)$ とも考えられるが、ここでは、*i.i.d* を仮定し、 \tilde{X} とする。 b は景気変動や自然災害など、すべての企業のデフォルトに影響する共通要因 \tilde{X} の感応度である。正規分布の再生性を利用して、 $\tilde{\varepsilon}$ を平均0、分散1になるように調整すると、 a は以下のように表せる。

$$a = \sqrt{1-b^2} \quad (2.9)$$

したがって、以下のように書き換えられる。

$$\tilde{\varepsilon} = b\tilde{X} + \sqrt{1-b^2}\tilde{\xi} \quad (2.10)$$

以上を踏まえて、 \tilde{X} を企業のデフォルト率に影響を与える共通要因を表す確率変数、 $\tilde{\xi}_i$ を企業 i の固有要因を表す確率変数とすると、企業 i の信用度の変動、すなわち、企業 i の資産価値の変動 $\tilde{\varepsilon}_i$ は以下のようになる。

$$\tilde{\varepsilon}_i = b\tilde{X} + \sqrt{1-b^2}\tilde{\xi}_i \quad (2.11)$$

式 (2.6) に、式 (2.7) と式 (2.11) を代入すると、デフォルト確率 p_i は、

$$\begin{aligned} p_i &= Pr\left(b\tilde{X} + \sqrt{1-b^2}\tilde{\xi}_i \leq Q'_i\right) \\ &= Pr\left(\tilde{\xi}_i \leq \frac{Q'_i}{\sqrt{1-b^2}} - \frac{b}{\sqrt{1-b^2}}\tilde{X}\right) \\ &= \Phi\left(\frac{Q'_i}{\sqrt{1-b^2}} - \frac{b}{\sqrt{1-b^2}}\tilde{X}\right) \end{aligned} \quad (2.12)$$

となる。ここで、 $\Phi(\cdot)$ は正規分布の累積分布関数を表す。したがって、共通要因 \tilde{X} が特定の値 x をとったときの条件付きデフォルト確率 $p_i(t | \tilde{X} = x)$ は式 (2.13) で表される。

$$\begin{aligned} p_i(t | \tilde{X} = x) &= Pr\left(\tilde{\xi}_i \leq \frac{Q'_i}{\sqrt{1-b^2}} - \frac{b}{\sqrt{1-b^2}}x\right) \\ &= \Phi\left(\frac{Q'_i}{\sqrt{1-b^2}} - \frac{b}{\sqrt{1-b^2}}x\right) \end{aligned} \quad (2.13)$$

この式は Gordy (2002), Gordy and Heitfield (2002) がその枠組みを拡張させ、BIS II 規制のリスクウェイト関数の理論的な背景にもなっている。

マートンモデルでは、 b は共通要因に対する感応度、 b^2 は企業間の資産相関を表す重要なパラメータである。式 (2.11) を式 (2.2) に代入し、個別企業の信用度 \tilde{Z}_i を基準化すると式 (2.14) のようになる。

$$\tilde{Z}'_i = \frac{\alpha_0}{\sqrt{1-b^2}} + \sum_{j=1}^J \frac{\alpha_j}{\sqrt{1-b^2}} f_{i,j} + \frac{b}{\sqrt{1-b^2}}\tilde{X} + \tilde{\xi}_i \quad (2.14)$$

すると、統計型信用スコアモデルにおける共通要因の回帰係数は、式 (2.15) のように1ファクター・マートン型モデルの資産相関 b^2 で表現できる。

$$\text{共通要因の回帰係数} = \frac{b}{\sqrt{1-b^2}} \quad (2.15)$$

説明をわかりやすくするためにプロビットモデルで示したが、ロジスティック回帰モデルを用いても同じ

である。標準正規分布の分散は1、ロジスティック分布の分散は $3/\pi^2$ である。したがって、ロジスティック回帰モデルを用いた場合は、回帰係数を $\sqrt{3}/\pi$ 倍した標準化回帰係数にする必要があるものの、説明変数に共通要因を追加することによって、1ファクター・マートン型モデルにおける資産相関 b^2 を推計することができる。逆に、1ファクター・マートン型モデルの資産相関 b^2 からロジスティック回帰モデルの共通要因の回帰係数を推計することもできる。

3 共通要因 X の推計方法

資産相関 b^2 が推計できれば、その値を用いて共通要因 X の値を推計できる。資産相関 b^2 の推計方法にはモーメント法と最尤法の二つがある。先行研究をみると、橋本（2008）はシミュレーションによってモーメント法と最尤法の推計値を比較し、マルチファクターモデルの場合は最尤法の近似が良いことを述べているが、実務では、差が僅少であることに加えて、手間とコストの観点からモーメント法を用いることが多いといわれている。尾木・森平（2013）も分析の結果、差が僅少であることを述べている。

したがって、本研究ではモーメント法を採用する。森平（2009）に従ってデフォルト境界値 Q を用いたモーメント法による推計方法を説明する。

まず、デフォルト境界値 $Q_i = p_i$ とすると、式(2.12)から、

$$Q_i = \Phi\left(\frac{Q'_i - b\tilde{X}}{\sqrt{1-b^2}}\right) \quad (3.3)$$

となる。さらに、デフォルト確率の推計値 $PD_i = \Phi(Q'_i)$ とおくと、

$$Q_i = \frac{\Phi^{-1}(PD_i)}{\sqrt{1-b^2}} - \left(\frac{b}{\sqrt{1-b^2}}\right)\tilde{X} \quad (3.4)$$

となる。

この式から感応度 b とデフォルト確率の推計値 PD_i を得るには、両辺の期待値 μ_Q と分散 σ_Q^2 を、 $E[\tilde{X}] = 0$ 、 $Var[\tilde{X}] = 1$ であることに注意して計算すると、

$$\begin{aligned} \mu_Q \equiv E[Q_i] &= \frac{\Phi^{-1}(PD_i)}{\sqrt{1-b^2}} - \left(\frac{b}{\sqrt{1-b^2}}\right)E[\tilde{X}] \\ &= \frac{\Phi^{-1}(PD_i)}{\sqrt{1-b^2}} \end{aligned} \quad (3.5)$$

$$\sigma_Q^2 \equiv Var[Q_i] = \left(\frac{b}{\sqrt{1-b^2}}\right)^2 Var[\tilde{X}] = \frac{b^2}{1-b^2} \quad (3.6)$$

となる。式(3.6)を b^2 について解くと、

$$R_{asset} = b^2 = \frac{\sigma_Q^2}{1 + \sigma_Q^2} \quad (3.7)$$

を得る⁵⁾。また、

$$PD = \Phi\left(\mu_Q \sqrt{1-b^2}\right) \quad (3.8)$$

を代入することにより、デフォルト確率の推計値を得る⁶⁾。以下に具体的な計算方法を示す。実際の計算では、個別企業 i のデフォルト率は観測できないので、与信ポートフォリオのデフォルト率を使用する。したがって、添え字の i が取れることに注意してほしい。パラメータは n 個の時系列データを用いて推定する。具体的には、 t 期の実績デフォルト率 DR_t は t 期の共通要因の実現値 x_t に対応して決まると考え、 $PD_t(\tilde{X})$ の平均や分散が実績デフォルト率 DR_t の平均や分散と等しくなるようにモデルのパラメータの Q_i と b を求める。

手順1：与信ポートフォリオの t 期の実績デフォルト率の時系列データ DR_t をデフォルト確率 p_t の推計値

5) b^2 が資産相関 R_{asset} となることの証明は、森平（2009）が詳しい。

6) 詳しい導出過程は Case（2003）を参照されたい。

として、 $Q_t \equiv \Phi^{-1}(p_t)$ を用いてデフォルト境界値 Q_t の推計値 \hat{Q}_t を算出する。

手順2：デフォルト境界値 Q_t の時系列データの平均値 μ_Q と分散 σ_Q^2 を推計値 \hat{Q}_t から計算する。

手順3：分散 σ_Q^2 から式 (3.7) によって資産相関 b の推計値 \hat{b} を求め、 \hat{b} と平均値 μ_Q を式 (3.8) に代入することによってデフォルト確率の推計値 \hat{PD}_t を得る。

手順4： Q_t と b , PD_t のそれぞれの推計値 \hat{Q}_t と \hat{b} , \hat{PD}_t , さらに、式 (3.4) を用いて式 (3.9) のとおり、共通要因 X の推計値 \hat{X} を得る。

$$\hat{X} = \left(\frac{\Phi^{-1}(\hat{PD}_t)}{\sqrt{1-\hat{b}^2}} - \hat{Q}_t \right) / \frac{\hat{b}}{\sqrt{1-\hat{b}^2}} \quad (3.9)$$

4 共通要因 X の推計値 \hat{X} の算出と経済指標および政策ダミー変数との回帰分析

本章では、マートンの1ファクターモデルを用いて共通要因 X の推計値 \hat{X} を算出し、 \hat{X} を目的変数、マクロ経済指標と経済対策ダミーを説明変数とする回帰分析を行い、共通要因 X が具体的にどのような経済指標と経済対策ダミーで説明できるのかを分析する。共通要因 X の推計方法は3章で述べたとおり、デフォルト境界値 Q を用いたモーメント法を使って推計する。

4.1 使用データ

本分析では月次のデータを用いる。年ベースではデータ数が不足するうえ、長期間のデータを用いると構造変化の影響を受けるため、回帰分析の精度が低下する可能性が高い。この点を考慮して、季節性に十分注意しながら、月次ベースのデフォルト率を用いることにした。

具体的には、東京商工リサーチが発表している月次の倒産件数（2001年1月から2022年12月の252か月）を、法人企業統計の前年の法人企業数で除して求めた値をデフォルト率（月次）とする⁷⁾。つまり、 t 年に生存していた企業が $t+1$ 年の m 月にデフォルトした割合を算出する。

説明変数となる経済指標も月次ベースの指標を用いる。先行研究をみると、GDP成長率は有力な変数と考えられるが、月次のデータは存在しない。代わりに景気動向指数や鉱工業生産指数などの景気指標を用いる。

その他のデータは尾木・森平（2013）が用いた64指標をベースに先行研究で有意とされたいくつかの変数を追加した。経済対策ダミーは、リーマンショック後の経済危機、円高、デフレ対策ダミーとCOVID-19関連経済対策ダミーを使用した。分析にあたっては、gretl（2022c）を用いた。

4.2 共通要因 X の推計値 \hat{X} の算出

本節では、3.1の手順に従って、実際のデータから月次の実績デフォルト率を求め、共通要因 X の推計値 \hat{X} を算出する。

4.2.1 デフォルト境界値 Q_t の算出

与信ポートフォリオの期間1か月の実績デフォルト率をデフォルト確率の推計値として、デフォルト境界値 $Q_t = \Phi^{-1}(DR_t)$ を算出する。

図1に実績デフォルト率とデフォルト境界値 Q_t の推移を時系列で示す。当然の結果であるが、 Q_t は実績デフォルト率をプロビット変換した値なので、グラフ形状はほぼ同じであるが、森平（2009）が指摘しているように、デフォルト率に比べてデフォルト境界値 Q_t は、上下動が小さくなっている。変動係数は、実績デフォルト率が0.357であるのに対し、デフォルト境界値は-0.047となった。

7) わが国の中小企業のデフォルト率を示すデータとしておそらく唯一のものは、日本リスクデータバンクが月次で提供しているRDB企業デフォルト率であろう。しかしながら、a. 同社の会員である金融機関のデータであり、偏りがある可能性があること、b. 算出方法の特徴からデフォルト率がスムージングされている可能性があることから、時系列データを用いた回帰分析を行うと強い系列相関が生じる懸念があるため、本分析では使用しないこととした。

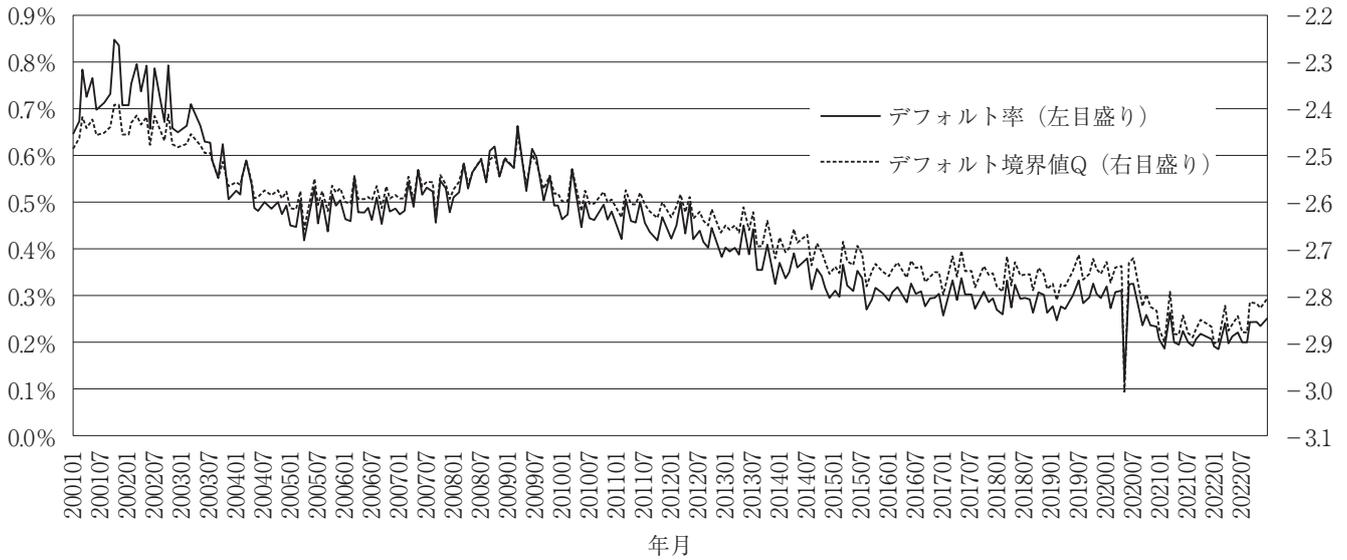


図1 実績デフォルト率（月次）とデフォルト境界値 Q の推移

4.2.2 デフォルト境界値 Q_t の時系列データの平均値 μ_Q と分散 σ_Q^2 の算出

次に、デフォルト境界値 Q_t の時系列データの平均値 μ_Q と分散 σ_Q^2 を算出する。算出にあたって過去何か月分の時系列データを用いるかは、恣意性を伴うことになるが、Bluhm et al. (2002) は年次で30年分、森平 (2009) は年次で15年分、北野 (2008) は月次で120か月分のデータを用いている。

今回の分析では、共通要因や共通要因の感応度の変化を時系列で分析する点と、尾木・森平 (2013) の分析と比較する点を考慮し、当該年月から過去36か月の平均と分散を使用した。

4.2.3 デフォルト確率の推計値 \widehat{PD}_t の算出

分散 σ_Q^2 から3.1節の式 (3.5) によって資産相関 b の推計値 \hat{b} を求め、この推計値 \hat{b} と平均値 μ_Q を式 (3.6) に代入することによってデフォルト確率 PD_t の推計値 \widehat{PD}_t を得る。

4.2.4 共通要因 X の推計値 \tilde{X} の算出

b と PD_t のそれぞれの推計値 \hat{b} と \widehat{PD}_t 、さらに、式 (3.7) を用いて、共通要因 X の推計値 \tilde{X} を得る。算出結果をデフォルト率と合わせて図2に示す。共通要因とデフォルト率が負の相関関係（相関係数 -0.38 ）にあることがわかる。

たとえば、リーマンショックのような景気後退は、デフォルト率に大きなマイナスの影響を与える一方で、大規模な経済対策はデフォルト率にプラスの影響を与える。Bluhm et al. (2002) の分析においても、共通要因 X と実績デフォルト率とは負の相関が確認でき、先行研究とも整合的な結果となった。

4.3 共通要因 X とマクロ経済指標および経済対策ダミーとの回帰分析

本研究では、共通要因の主要素が経済サイクルと経済対策であると仮定し、 \tilde{X} を用いて共通要因 X が具体的にどのようなマクロ経済指標および経済対策ダミーで説明できるのかを分析する。

まず、注意すべき点は符号条件である。式 (2.11) を再掲すると、 \tilde{X} が増加すれば、個別企業の資産価値の変動 ε_i が増加する。資産価値が増加すると、デフォルト確率が低下することになる。したがって、共通要因 X は企業の資産価値と正の関係にあり、デフォルト率と負の関係にあることが望ましい変数であることがわかる。

$$\varepsilon_i = b\tilde{X} + \sqrt{1 - b^2}\zeta_i \tag{2.11}$$

\tilde{X} を用いて回帰分析を行う際は、符号条件に十分注意する必要がある。

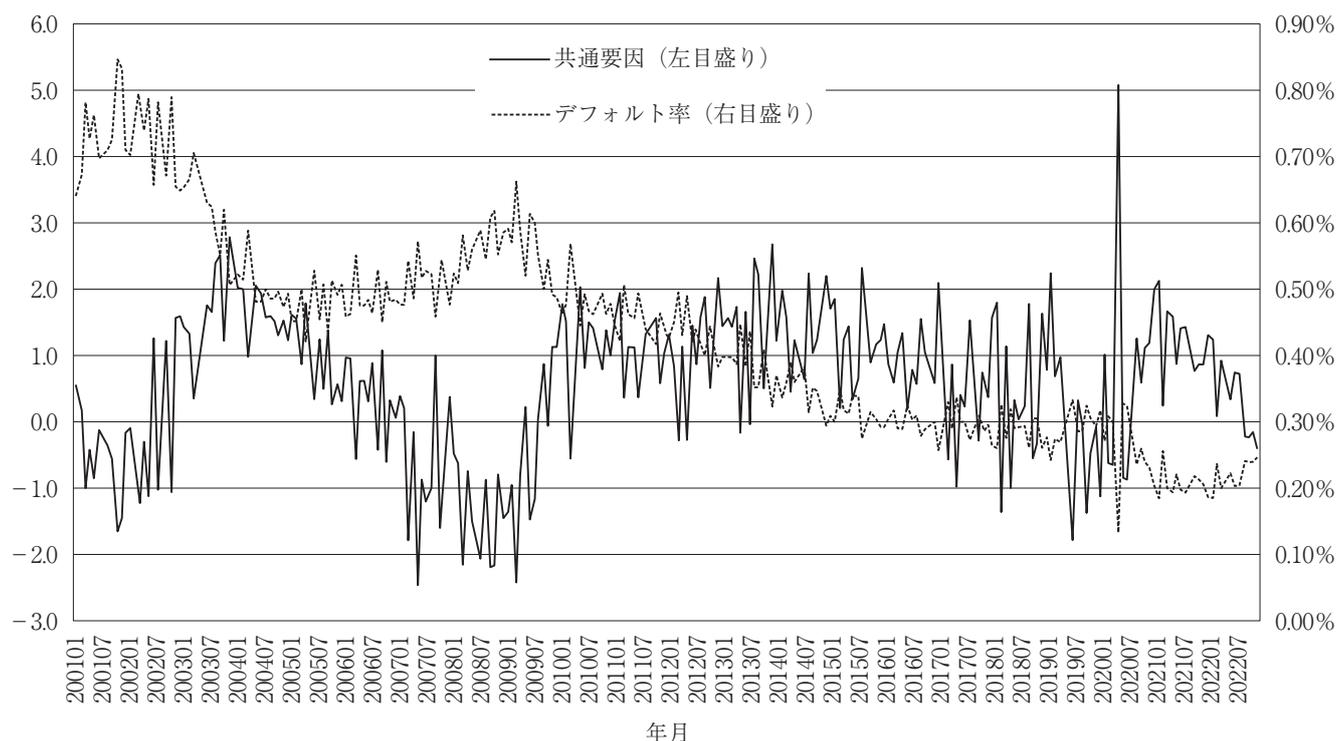


図2 共通要因とデフォルト率の推移

次に、マートンの1ファクター・モデルでは、債務者である企業の資産価値は、共通要因と各企業の固有要因の加重和として表現される。したがって、共通要因の推計値 \tilde{X} の感応度 b の推計値 \hat{b} （以下、 b と表記する。）が高くなれば、固有要因の感応度 $\sqrt{1-b^2}$ は低くなるという関係にある。

そこで、図3に共通要因 X の推計値 \tilde{X} （以下、 X と表記する。）と共通要因の感応度 b の推移および景気の山谷（経済サイクル）と大型の経済対策の時期を示す。ちなみに、2001年から2022年末までの大型の経済対策は、主に二つある。一つは、リーマンショックを契機とした経済危機対策関連で、その後の円高・デフレ対策と合わせて予算規模は約134兆円であった。もう一つは、COVID-19関連で、予算規模は約308兆円となっている。

図3をみると、共通要因の感応度 b の水準は、最小値0.020、最大値0.072となっており、佐藤（2008）の分析（最小値0.073、最大値0.106）に比べて、やや水準が低くなっている。

感応度 b の平均値（0.038）と共通要因 X の「0」の線を太線で示した。この図からわかることは主に3つ

ある。一つ目は、共通要因の値と感応度 b はおおむね同じような動きをしているという点である。つまり、共通要因 X が大きくなると感応度 b も大きくなり、共通要因 X が小さくなると感応度 b も小さくなる。二つ目は、景気拡大期に共通要因 X の値と感応度 b が大きくなり、景気後退期は両方とも小さくなる傾向がある。理由として景気が良くなれば企業価値が増加し、悪くなれば減少するためと考えられる。三つ目は、経済対策が行われた時期に共通要因 X の値と感応度 b が大きくなる傾向がある。経済対策で実施される補助金や税制優遇、低利融資などが企業価値を押し上げている可能性がある。以上の点も踏まえながら、回帰分析の変数選択を行う。

説明変数は先行研究をもとに64の月次指標を使用した。ただ、 X も含めて経済指標は非定常となっている可能性が高いため、Prais-Winsten法によって推計した。また、貸出残高は、Topixや長期プライムレートと相関が高いため、VIFも算出した。結果を表1に示す。

VIFはいずれも10以下となっており、多重共線性の可能性は大きくはないと思われる。次に、説明変数の

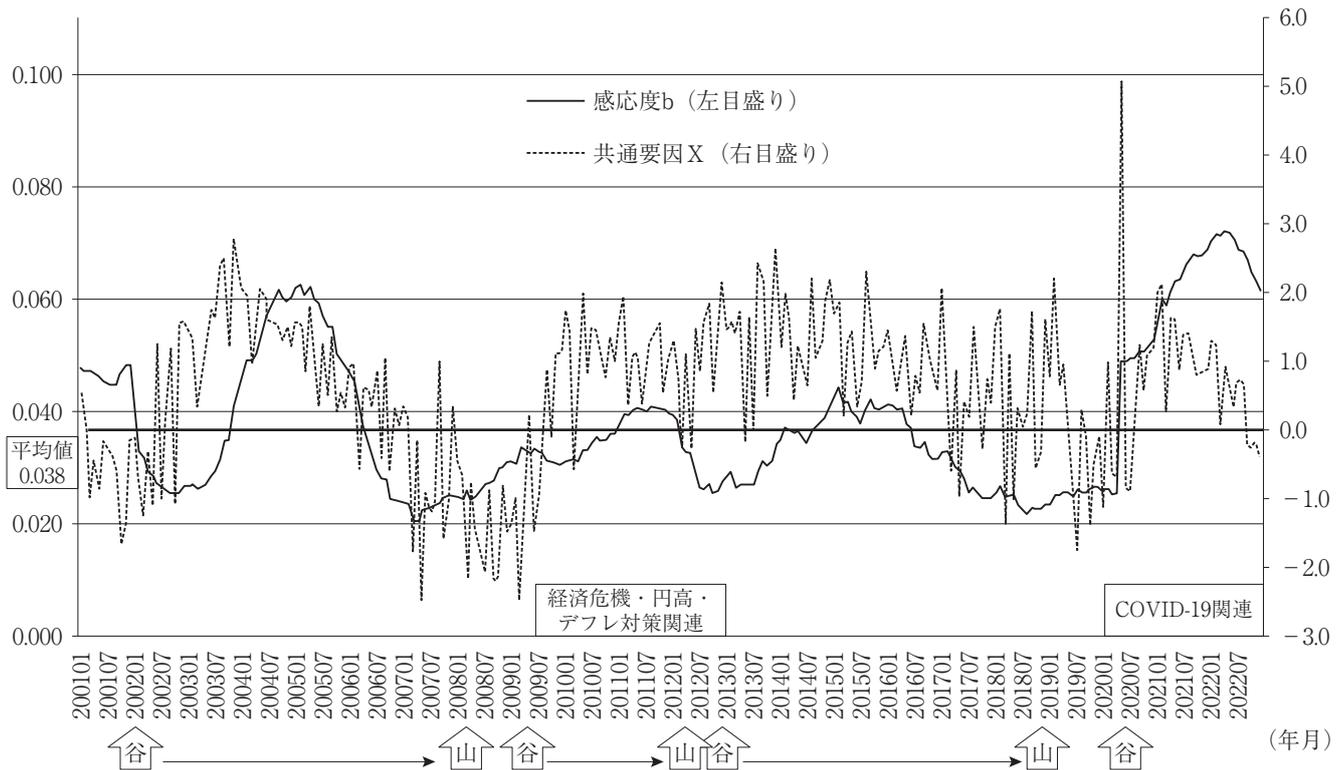


図3 共通要因 X と感応度 b の推移

表1 共通要因 X とマクロ経済指標、経済対策ダミーとの回帰分析結果

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.	VIF
LN 貸出残高 (地方銀行 法人)	-8.86	0.00	-6.67	0.00	7.63
長期プライムレート	-1.39	0.34	-4.06	0.00	7.56
短期プライムレート	-3.19	0.65	-4.88	0.00	1.86
為替レート (銀行間中心)	-0.00	0.01	-0.78	0.44	3.09
東証株価指数 (Topix)	0.00	0.00	3.20	0.00	4.14
経済危機関連対策ダミー	0.26	0.30	0.86	0.39	3.56
COVID-19関連対策ダミー	1.51	0.33	4.63	0.00	3.29
定数項	12.96	1.42	9.12	0.00	-
R-squared	0.43	Durbin-Watson stat	2.01		
Adjusted R-squared	0.42	Prob (F-statistic)	0.00		

※ Prais-Winsten 法

t 値を確認する。t 値は、地方銀行の法人向け貸出残高、長期プライムレート、短期プライムレート、東証株価指数、COVID-19関連対策ダミーが有意になった。経済危機関連対策ダミーと為替レートは有意にならなかった。

次に、符号条件を確認する。符号条件についての議論の過程は付録を参照してほしい。ここでは、結論を

示す。X は企業の資産価値の変動を表している。銀行の貸出残高の増加は、企業の負債の増加となり、資産価値が下がるため、マイナスを期待する。

金利と資産価値との関係については、金利負担の増加に加えて、割引率の上昇によって時価ベースでの資産価値が下がる。符号条件はマイナスを期待する。株価インデックスは、株価が上昇すると企業の資産価値

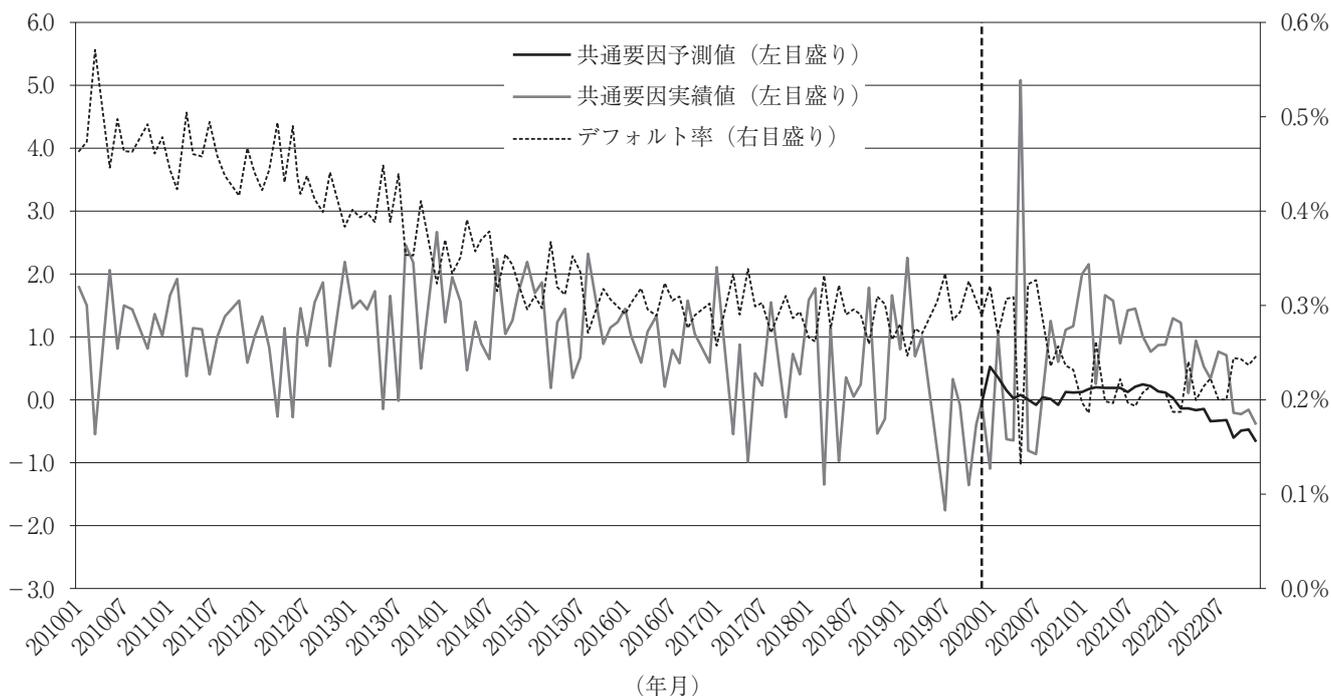


図4 共通要因 X の実績値と予測値

が上昇するのでプラスを期待する。

最後に、経済対策ダミー変数については、経済対策が実施されれば、その分企業価値は高まると考えられるのでプラスになるはずである。以上のように、符号条件の解釈は難しいが、結果をみると、違和感の少ない結果となった。

4.4 COVID-19関連経済対策の効果

本節では、表1のモデルから経済対策ダミーの変数を外して共通要因 X の値を算出し、2020年以降のCOVID-19関連の経済対策の効果を確認する。結果を図4に示す。グレーの実線が実績値、黒の実線が経済対策ダミーを除いた2020年以降の共通要因の予測値の推移である。経済対策ダミーを除いた予測値をみると、2020年以降の共通要因 X の値が小さくなっており、実績値に比べて企業価値はもっと低下していた可能性がうかがえる。企業価値の低下はデフォルト率を上昇させる逆相関の関係にあるが、図4をみると、2019年12月までは逆相関（相関係数 -0.41 ）の関係がみられる一方で、2022年1月以降は逆相関がみられなくなっている（相関係数 0.14 ）。さらに、図3を合わせてみると、2020年以降は感応度が大きくなっている。

共通要因 X の増加と感応度 b の増加により、企業価値が押し上げられている。

つまり、COVID-19に伴う営業自粛やさまざまな規制の影響によって企業価値が低下するなかで、経済対策によって共通要因の上昇によって企業価値が維持され、デフォルト率が抑えられたと考えられる。経済対策ダミーを含めた実績値は予測値に比べて1.5倍程度高くなっており、企業価値を高める方向に押し上げている。休業支援金や雇用調整助成金、無利子融資など、経済対策の効果が考えられる。

Nehrebecka (2021) は COVID-19の影響により、ポーランド企業のデフォルト率が、2.4%から6%に上昇する可能性を示したが、本研究においても、経済対策がなければ、企業価値の低下を通じてデフォルト率は相応に上昇していた可能性がある。

5 まとめと今後の課題

本研究の貢献は主に4点ある。1点目は、中小企業との信用ポートフォリオの信用リスク計量においてマーティンの1ファクターモデルを用いることの有用性について、主に二つの視点から理論的な根拠を示した。一つ

は、中小企業のデフォルト率に影響を与える要因のうち、9割程度のウェイトを占める企業の固有要因を取り除くことができるという点である。

もう一つは、個々の中小企業の財務指標から個別企業のデフォルト確率を推計する信用スコアリングモデル（統計モデル）との整合性があるという点である。つまり、中小企業の固有要因からデフォルト確率を推計するロジスティック回帰モデルの説明変数であるマクロ経済変数の係数が、マートンの1ファクターモデルの資産相関から推計できることを示したことにより、中小企業の固有要因からデフォルト確率を推計する信用スコアリングモデルと、与信ポートフォリオの共通要因からデフォルト確率を推計するファクターモデルとの整合性を図ることができるという点である。

とりわけ二つ目については、信用スコアリングモデルに用いるマクロ経済指標と与信ローンポートフォリオのストレステストに用いるマクロ経済指標に同じ指標を用いることができるため、実務的には重要な視点である。

2点目は、共通要因 X を算出する方法を二つ提案し、そのうちの一つの方法を用いて実証分析した結果、共通要因 X と共通要因の感応度 b の特徴を明らかにできたことである。

具体的には、共通要因 X は、デフォルト率と負の関係にあり、 X が上昇するとデフォルト率が低下することがわかった。また、感応度 b の水準は、最小値0.020、最大値0.072であり、企業価値の変動に占める共通要因のウェイトは高くても1割に満たないことや、共通要因の値と感応度はおおむね同じような動きをすることがわかった。

3点目は、共通要因の具体的な内容について、 X を用いた回帰分析を行い、東証株価指数、地方銀行の法人向け貸出残高、長期プライムレート、短期プライムレート、COVID-19関連の経済対策ダミーが有意になり、マクロ経済指標だけではなく、経済対策の有無や規模が中小企業の与信ポートフォリオの信用リスクに影響を与えていることがわかった。

4点目は、このモデルでCOVID-19関連の経済対策がなかった場合の共通要因の値を推計した結果、経済対策が企業価値を大きく高める効果があることを確認

できたことである。

本研究では、1ファクターモデルの有用性を示したが、業種や規模、地域などの特性を考慮した方法を考えることもできる。つまり、本研究では、国や業種などによって異なる可能性があるリスクは考慮していない。この点について、北野（2007）は、規模を勘案した2ファクターモデルを用いた分析を行っている。橋本（2008）は、1ファクターモデルの共通要因を業種、地域、信用度、規模ごとに勘案するマルチ・インデックス・モデルを提案している。

また、川口（2016）は、1ファクターモデルをVineコピュラで拡張した信用ストレステストを行うモデルを提案し、1ファクターモデルとの比較を行った結果、分布の裾の相関構造をうまく捉えられるため、信用リスクの過小評価を修正できると述べている。

一方、家田・丸茂（2002）は、1ファクターモデルは、計算が容易になる点に加え、特定の国や業種に絞る場合、すなわち、国際業務を展開していない金融機関であれば、実務的に無理がないことを述べている。たしかに、2ファクターモデルやマルチ・インデックス・モデル、コピュラを用いたモデルは構造が複雑になるため、実務で使用するにはややハードルが高い点は否めない。

ただ、いずれの研究も具体的な経済指標の特定や経済対策ファクターの有意性については分析していない。こうした点を踏まえたマルチファクターモデルの有用性や1ファクターモデルとの差異、Vineコピュラを使った拡張などについては今後の課題としたい。

付録

A. 回帰分析に用いた変数と分析方法

回帰分析に用いた変数の詳細と分析方法を解説する。表2に主な変数候補を示す。

経済関連指標は相互に相関が強く多重共線性が発生する可能性が高いことが知られている。マダラ（1996）は、有用な解決法として、階差をとる方法が説明変数間の相関を減少させることにつながることやデータ数を年次から月次にしてデータ数を増やす方法を提案している。

そこで、本研究では、年次を月次にしてデータ数を増やし、必要に応じて階差をとることで多重共線性に対処しつつ、VIFを用いて確認しながら分析する。具体的には、まず、表2のとおり、月次でデータが提供されている経済関連指標のなかから、デフォルトと相関が高いと考えられる22個の指標を使用して有効な指標を抽出した。

表2 主な変数候補

1	短期プライムレート	月末
2	長期プライムレート	月中平均
3	貸出約定平均金利	新規 短期 国内銀行
4	貸出約定平均金利	新規 長期 国内銀行
5	地方銀行	貸出残高 法人 中小企業
6	地方銀行Ⅱ	貸出残高 法人 中小企業
7	信用金庫	貸出残高 法人
8	日経平均株価225種	月中平均
9	日経500種平均株価	
10	東証株価指数 (Topix)	
11	住着 築主	住宅着工戸数 新設住宅
12	住着 築主	住宅着工床面積 新設住宅
13	為替レート	銀行間中心 月中平均
14	石油需給	輸入価格 (円) 原油
15	NY WTI	原油先物価格・期近
16	国内企業物価指数	総平均
17	国内企業物価指数	(消費税を除く) 総平均
18	全国 CPI	総合
19	景気動向 CI	(先行, 一致, 遅行)
20	鉱工業指数 IIP	生産 鉱工業
21	労働力調査	完全失業率
22	賃金指数	名目賃金指数 総額 調査産業計 (5人以上)
23	経済危機関連経済対策ダミー	(2010年1月~2013年3月)
24	COVID-19関連経済対策ダミー	(2020年1月~2022年12月)

次に、表2の1から22のデータについて、原数値のほか、適宜、対数、階差、季節階差などに変数変換したデータを作成する。

さらに、類似の指標を4つのカテゴリーにまとめたうえで、相関と符号条件を勘案して各カテゴリーから代表的な指標を選択する。カテゴリーは、先行研究を参考にして、企業の資産価値に影響を与える主な経済指標を考えた。すなわち、金融（金利および貸出残高）、資産価格、物価、景気指標である。それぞれの要因を代表する具体的な月次ベースの経済指標を、デ

フォルト率との相関関係などから絞り込んだ。

最後に、これらの経済関連指標に加えて、表2の23と24のとおり、企業価値に大きな影響を与えたと思われる二つの経済対策ダミーを用いることにした。

経済時系列は系列相関を持つことが多いため、分析は、Prais-Winsten法を用いた。

(1) 金融

金融については、金利と貸出量の二つの視点から選択した。

① 金利

金利が上昇すれば金利負担が増えて収益率が低下する。また、割引率の上昇により、資産の現在価値が下落する。金利が有意であるとする先行研究は多い。本研究では主に以下の指標を候補にした。

- ・貸出約定平均金利（新規，短期，国内銀行）
- ・貸出約定平均金利（新規，長期，国内銀行）
- ・短期プライムレート
- ・長期プライムレート ほか

② 貸出量

銀行の貸出量の増加は、企業側からみると負債の増加となることから企業の資産価値は下落すると考えられる。一方で、設備投資により収益性が向上するため、価値が上昇するという見方もあるが、設備投資が低迷している現状では、負債の増加は補てん資金やつなぎ資金である可能性が高い。したがって、符号条件はマイナスを期待する。主な指標としては、以下を検討した。

- ・国内銀行 貸出残高 法人
- ・地方銀行 貸出残高 法人
- ・地方銀行Ⅱ 貸出残高 法人 ほか

(2) 資産価格

株価や地価が上がれば資産効果によって企業の資産価値は上昇する。先行研究でも株価の有意性が示されている。金融資産だけではなく、不動産も重要と考えられるが、地価は月次データがない。そこで、地価が上昇するときは住宅着工や建設着工も増える傾向にあると考えて、先行研究でも有意性が示されている「住宅着工戸数」を候補にした。

- ・東証株価指数 (Topix)
- ・日経平均株価225種 (月中平均)
- ・住宅着工戸数 新設住宅 ほか

(3) 物価

物価が上昇すれば、企業の収益力が低下することから企業価値は下落する。物価の代表的な指標として、以下の指標を検討する。

- ・NY WTI 原油先物価格・期近
- ・為替レート (銀行間中心, 月中平均)
- ・企業物価指数
- ・消費者物価指数 ほか

(4) 景気指標

資産価値に影響を与える因子として、景気動向が考えられる。多くの先行研究で有意性が示されているGDPは月次のデータがないので、これに代わる指標として以下を選択した。

- ・IIP 鉱工業生産指数 (原系列)
- ・CI 景気動向指数 (先行, 一致, 遅行)
- ・完全失業率 ほか

(5) 経済対策ダミー

経済対策ダミーについては、内閣府 HP「経済対策等」を参考にして、事業規模の大きな以下の一連の対策を選択した。①は2010年1月～2013年3月、②は2020年1月～2022年12月の期間を設定した。

参考文献

家田明・丸茂幸平 (2002) 「単一ファクター・モデルによる信用リスク計量化について」公益社団法人日本証券アナリスト協会『証券アナリストジャーナル』40巻4号, pp.76-93.

大石敬昌・田中利幸 (2019) 「財務指標とマクロ経済インデックスに基づく中小企業のデフォルト予測」人工知能学会第二種研究会資料, pp.92-99.

大橋亨 (2003) 「企業倒産とマクロ経済要因—企業倒産についての重回帰モデルの構築—」新潟大学大学院現代社会文化研究科『現代社会文化研究』No.28, pp.47-64.

尾木研三・森平爽一郎 (2013) 「中小企業のデフォルト率に影響を与えるマクロ経済要因—1ファクターモデルを用いたアプローチ—」日本政策金融公庫論集, No. 20, pp. 71-89.

表3 経済対策ダミーの概要

(単位: 億円)

①経済危機, 円高, デフレ対策関連	事業規模
円高への総合的対応策～リスクに強靱な社会の構築を目指して～ (平成23年10月21日)	23
円高・デフレ対応のための緊急総合経済対策～新成長戦略実現に向けたステップ2～ (平成22年10月8日)	21
新成長戦略実現に向けた3段階の経済対策～円高, デフレへの緊急対応～ (平成22年9月10日)	9.8
明日の安心と成長のための緊急経済対策 (平成21年12月8日)	24
経済危機対策 (平成21年4月10日)	56.8
合計	134.6

(単位: 億円)

② COVID-19対策関連	事業規模
コロナ禍における「原油価格・物価高騰等総合緊急対策」(令和4年4月26日)	13.2
コロナ克服・新時代開拓のための経済対策(令和3年11月19日)	78.9
国民の命と暮らしを守る安心と希望のための総合経済対策 (令和2年12月8日)	73.6
新型コロナウイルス感染症緊急経済対策～国民の命と生活を守り抜き, 経済再生へ～ (令和2年4月7日, 令和2年4月20日変更)	117.1
安心と成長の未来を拓く総合経済対策 (令和元年12月4日)	26
合計	308.8

川口宗紀 (2016) 「Vine コピュラを用いた与信ポートフォリオの信用ストレステストモデル」日本統計学会誌, 第45巻, 第2号, pp.307-328.

菅野正泰 (2014) 「マクロストレスシナリオをリスクパラメーターに変換するための信用リスクモデル」金融庁金融研究センター, FSA リサーチレビュー, 第8号.

北野利幸 (2007) 「デフォルト実績データによるデフォルト依存関係の推計—2ファクターモデルによるアセット相関の最尤推計」日本オペレーションズ・リサーチ学会和文論文誌, vol.50, pp.42-67.

佐藤隆行 (2008) 「信用リスク計量化に関する業種デフォルト相関の推計」CRD 研究所ワーキングペーパー.

- 白田佳子 (2003) 『企業倒産予知モデル』中央経済社.
- 菅沼健司・山田哲也 (2016) 「月次クレジットサイクルの推計：日本経済とイールドカーブへの応用」数理解析研究所講究録, 第1983巻, pp.112-128.
- 中小企業庁 (2002) 『2002年版中小企業白書』ぎょうせい.
- 内閣府 (2023) 「経済対策等」内閣府 HP (<https://www5.cao.go.jp/keizai1/keizaitaisaku/keizaitaisaku.html>).
- 橋本崇 (2008) 「与信ポートフォリオの信用リスク計量における資産相関について—本邦のデフォルト実績データを用いた実証分析—」日本銀行ワーキングペーパーシリーズ, No.08-J-10.
- 枇々木規雄・尾木研三・戸城正浩 (2012) 「信用スコアリングモデルにおけるマクロファクターの導入と推計デフォルト確率の一致精度改善効果」日本オペレーションズ・リサーチ学会和文論文誌, vol.55, pp.42-65.
- G.S. マダラ著・和合肇訳著 (1996) 『計量経済分析の方法』シーエーピー出版.
- 森平爽一郎 (2009) 『信用リスクモデリング—測定と管理—』朝倉書店.
- 森平爽一郎・岡崎貫治 (2009) 「マクロファクターを考慮したデフォルト確率の期間構造推計」, 早稲田大学ファイナンス総合研究所ワーキングペーパーシリーズ, WIF-09-004.
- 森平爽一郎・瀬尾純一郎・佐藤隆行 (2008) 「わが国初のデフォルト相関・共倒れリスクの推計—集中投資, 与信リスクを管理し, バーゼルⅡを満たすリスクを計測」, 週刊金融財政事情, 2008.7.21号.
- 柳澤健太郎, 下田啓, 岡田絵理, 清水信宏, 野口雅之 (2007) 「RDB データベースにおける信用リスクモデルの説明力の年度間推移に関する分析」日本金融・証券計量・工学学会2007年夏季大会予稿集, pp.249-263.
- 山下智志・三浦翔 (2011) 『信用リスクモデルの予測精度—AR値と評価指標—』朝倉書店.
- Ali, A. and Daly, K. (2010), "Macroeconomic determinants of credit risk: Recent evidence from a cross country study", *International Review of Financial Analysis*, Vol.19, No.3, pp. 165-171.
- Altman, E. I. (1983), "Why Business Fail", *The Journal of Business Strategy*, 3, pp.15-21.
- Bluhm, C., Overbeck, L. and Wagner, C. (2002), "An Introduction to CREDIT RISK MODELING", Chapman & HALL/CRC.
- Case, B. (2003), "Loss characteristics of commercial real estate loan portfolios", *A White Paper by the staff of the Board of Governors of the Federal Reserve System*.
- Figlewski, S., Halina, F. and Liang, W. (2006), "Modeling the Effect of Macroeconomic Factors on Corporate Default and Credit Rating Transitions", *NYU Stern Finance Working Paper*, No.FIN-06-007.
- Gordy, M. (2002), "A comparative anatomy of credit risk models", *Journal of Banking and Finance*, 24 (1-2), pp.119-149.
- Gordy, M. and Heitfield, E. (2002), "Estimating Default Correlations from Short Panels of Credit Rating Performance Data", *Working Paper, Federal Reserve Board*.
- Hamerle, A. and Roesch, D. (2006), "Parameterizing Credit Risk Models", *The Journal of Credit Risk*, 2 (4), pp.101-122.
- Hamerle, A., Dartsch, A., Jobst, R. and Plank, K. (2011), "Integrating Macroeconomic Risk Factors into Credit Portfolio Models", *The Journal of Risk Model Validation*, 5 (2), pp.3-24.
- Karas, M. (2022), "The Hazard Model for European SMEs: Combining Accounting and Macroeconomic Variables.", *Journal of Competitiveness*, 14 (3), pp.76-92.
- Kwiatkowski, D., Phillips, Peter C.B., Schmidt, P. and Shin, Y. (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root", *Journal of Econometrics*, 54, pp.159-178.
- Otani, A., Shiratsuka, S., Tsurui, R. and Yamada, T. (2009), "Macro Stress-Testing on the Loan Portfolio of Japanese Banks", *Bank of Japan Working Paper Series*, No.09-E-1.
- Nehrebecka, M. (2021), "COVID-19: stress-testing non-financial companies: a macroprudential perspective", *The experience of Poland, Eurasian Economic Review*, Vol.11, pp.283-319.
- Shen, S-W., Nguyen, T-D. and Ojiako, U. (2013), "Modelling the predictive performance of credit scoring", *Acta Commercii*, Vol.13, No.1, a189.
- Simons, D. and Rolwes, F. (2009), "Macroeconomic Default Modeling and Stress Testing", *International Journal of Central Banking*, 5 (3), pp.177-204.
- Sommar, A. P. and Shahnazarian, H. (2009), "Interdependencies between Expected Default Frequency and the Macro Economy", *International Journal of Central Banking*, 5 (3), pp.83-110.
- Siuda, V. (2022), "Stress Testing of Non-Financial Corporate Sector: A Top-Down Input-Output Framework", *Politická ekonomie*, 70 (2), pp.158-192.

- Wei, Z. J. (2003), "A Multi-Factor, Credit Migration Model for Sovereign and Corporate Debts", *Journal of International Money and Finance*, 22, pp.709-735.
- Wilson, C.T. (1997a), "Portfolio Credit Risk (I)", *Risk*, 10 (9), pp.111-117.
- Wilson, C.T. (1997b), "Portfolio Credit Risk (II)", *Risk*, 10 (10), pp.56-61.