

小企業向け信用スコアリングモデルにおける業歴関数の頑健性と 経営者の個人資産額との関係性

尾木 研三*
日本政策金融公庫/慶應義塾大学

戸城 正浩
日本政策金融公庫

枇々木 規雄
慶應義塾大学

(受理 2014 年 11 月 13 日; 再受理 2016 年 4 月 26 日)

和文概要 小企業向けの信用スコアリングモデルは、財務指標とデフォルトとの相関関係を利用したロジットモデルが主流である。ただ、小企業は大企業や中堅企業に比べて財務指標とデフォルトとの相関が低いため、モデルの精度も低くなるという問題がある。そこで、枇々木・尾木・戸城 (2010) は、財務指標以外のファクターとして業歴に着目し、2004 年度から 2007 年度の 4 年間に公庫が融資した約 48 万件的小規模な法人企業のデータを用いて業歴とデフォルトとの関係を分析した。その結果、業歴別のデフォルト率を 3 次関数で定式化した業歴関数をモデルの説明変数に追加すると、AR 値が改善することを明らかにした。しかし、枇々木ら (2010) は、業歴別デフォルト率が何を表しているのかについては明らかにしていない。さらに、データ数が不十分で観測期間が短かったため、業歴関数の統計的な有意性や時系列での頑健性が確認されていないという問題点がある。そこで、本研究はこれらの問題点を解決するため、観測期間を 8 年に伸ばしたうえ、約 100 万件的法人企業のデータに加えて約 32 万件的個人企業のデータを使用して分析を行った。膨大なデータをさまざまな角度から分析した結果、業歴別デフォルト率は経営者の個人資産額と関連があり、その代理変数として利用可能であることを明らかにした。さらに、業歴関数の統計的な有意性と時系列での頑健性を確認し、枇々木ら (2010) の分析に比べて実務での汎用性を高めることができた。

キーワード: 金融, データ解析, 統計, リスク管理

1. はじめに

日本政策金融公庫国民生活事業本部 (以下、公庫という) は、主に従業者数が 20 人未満の小企業に対する融資を行っている¹。民間金融機関と同様、公庫でも個別企業の信用リスクを定量的に把握するため、デフォルト確率 (Probability of Default: PD) を推定する信用スコアリングモデルを独自に開発して運用している。信用スコアリングモデルにはさまざまなタイプがあるが、株式を上場しておらず、社債も発行していない中小企業の場合には、財務指標とデフォルトとの相関関係を利用して推計する統計モデルが一般的で、その主流はロジスティック回帰モデル (ロジットモデル) となっている。

ただ、小企業向けのモデルは、大企業や中堅企業向けに比べて精度が低いという課題がある。山下・三浦 [16] によれば、スコアリングモデルの判別力を示す代表的な指標である AR 値 (accuracy ratio) は、60%~80%の値をとるモデルが多いことを示しているが、小企業を対象にした公庫のモデルは、40%~50%程度にとどまる。精度が低い最大の理由は、大企業や中堅企業に比べて財務指標とデフォルトとの相関が低いことにある。

実際に小企業の多くが赤字もしくは債務超過の状況で事業を継続している。その理由の一つは、大企業や中堅企業に比べて経営者の個人資産額やノウハウなど財務指標に表れない

* 本稿の内容は筆者たちに属し、日本政策金融公庫としての見解をいかなる意味でも表さない。

¹ 公庫は、個人企業 (自営業者) にも融資しているが、本研究の対象である小企業とは法人企業である。

ファクターが寄与していることが考えられる。金融庁 [7] の金融検査マニュアル別冊 (中小企業融資編) にも例示されているように「代表者の個人資産額が会社の債務超過額を大きく上回る」ケースや「赤字を計上して、債務超過に陥っているが、代表者からの借入金によって負債の返済が行われている」ケースは珍しくない。また、借入金額が少額で毎月の返済額も小さいので、事業が不振なときは、経営者やその家族がパートをして返済したり、同業者から一時的に資金繰りの支援を受けたりすることもある。小企業の場合は財務指標の悪化が直接デフォルトに結びつくとは限らないのである。

このような小企業の現状を踏まえると、精度向上の解決策として、財務指標に加えて経営者の個人資産額やノウハウといった財務指標以外のファクターを変数に用いることが考えられる。ただ、個人資産額を別途調査するのは容易ではなく、情報収集の手間とコストがかかる。また、同業者との関係や技能といったノウハウを客観的に把握するのは難しい。結果的に、小企業向けモデルの説明変数も財務指標に頼らざるを得ないのが現状である。

そこで、枇々木・尾木・戸城 [5] は業歴という変数に着目した。主な理由は2点ある。一つ目は、財務内容が同じでも業歴の長い企業の方がデフォルトしにくいという融資審査の現場の経験則である。現場では、一定の業歴があれば、経営者の個人資産額がある程度蓄積されているうえ、マネジメント経験、取引先や同業者とのネットワークといったノウハウなどもあると考えて評価してきた。人的審査では、暗黙のうちに経営者の個人資産額やノウハウなどの代理変数として業歴を用いてきた可能性がある。

二つ目は、業歴という指標は、客観性が高い指標であるという点である。財務指標や他の属性情報に比べて、操作 (粉飾) や恣意性の介入の余地が少ない指標であり、入手するのに時間もコストもかからない。

以上の観点から枇々木ら [5] は、公庫が保有する 2004 年度から 2007 年度に融資した約 48 万件の小企業のデータセットを用いて業歴とデフォルト率との関係を分析した。その結果、業歴別デフォルト率を 3 次関数で定式化した業歴関数を説明変数に追加するとモデルの AR 値が 7.6%ポイント改善することがわかった。

しかし、AR 値が改善する理由や業歴別デフォルト率が何を表しているのかについては明らかにしてない。ここで、業歴と企業のパフォーマンスとの関係を分析した先行研究をみると²、Loderer and Waelchli [9] は、米国の上場企業のデータを用いて分析を行い、業歴が長くなるほど組織の硬直化や研究開発活動の低下といった老化が進むため、ROA (総資産利益率) や Tobin の q のパフォーマンスが悪くなるという結果を得ている³。一方、Cabral and Mata [1] は、ポルトガルの製造業は、業歴が長くなるにつれて企業の規模が大きくなり、その分布は左右対称に近づくことを明らかにした。Sakai, Uesugi and Watanabe [12] は、CRD 協会が保有する 1997 年から 2002 年の 20 万社以上の中小企業のパネルデータを使用して、中小企業の業歴と借入コストとの関係を分析し、業歴が長くなるほど企業のパフォーマンスが上がるため、借入コストが下がることを示した。尾木・戸城・枇々木 [11] は、無担保無保証債権の回収率モデルの変数として業歴が有意であり、業歴が長いほど回収率が高くなることを示した。先行研究をみると、業歴が長いほど企業のパフォーマンスが上がるという研究が多いものの、業歴とパフォーマンスの関係性に焦点をあて、業歴が何を表しているのかにつ

²企業が生まれてからの年数については、文献によって「企業年齢 (firm age)」の表現が使われているものもあるが、ここでは「業歴」で統一している。

³Tobin の q とは、米国の経済学者ジェームス・トービンが提唱した指標で、企業の評価額 (負債の時価総額 + 株式時価総額) を資産の時価総額で除したものである。企業が事業活動により生み出している価値が、保有資産の時価総額より大きいかどうかを測る指標である。

いて詳しく分析している研究は、筆者たちの知る限り存在しない。

また、枇々木ら [5] の分析は、データ数が不十分であったため、格付別や業種別の切り口で分析すると、3次関数の係数の p 値が一部で5%以上となるなど、業歴とデフォルト率との関係が3次関数で示せるという統計的な有意性が十分に確認されていないという問題点がある。さらに、データの観測期間が短かったため、時系列での頑健性は検証していない。ここで、業歴とデフォルトとの関係を分析した先行研究をみると⁴、Evans[4] は米国の中小企業は、業歴が長いほど、デフォルトが減ることを示した一方、中小企業庁の中小企業白書 [2] は、東京商工リサーチのデータを用いて業歴とデフォルトとの関係についてプロビット分析し、業歴はデフォルトを説明する有意な変数にはならないことを示している。このように、業歴とデフォルトとの間に相関がないとする研究もあることから、業歴関数の統計的な有意性と時系列での頑健性を確認しておくことは重要である。

そこで、本研究では、以下の3点について検証する。

- (1) データ数を約 48 万件から約 100 万件に増やし、格付別や規模別など、さまざまな切り口で業歴関数の統計的な有意性を確認する。
- (2) 観測期間を 4 年から 8 年に延ばし、時系列における業歴関数の頑健性を検証する。
- (3) 約 32 万件の個人企業のデータを加えて、業歴別デフォルト率が経営者の個人資産額と関連があるかどうかを分析する。

分析の結果、以下の3点が明らかになった。

- (1) 業種別の分析で製造業の 2 乗と 3 乗の p 値が 5%以上となった以外はすべての切り口で 3次関数の統計的な有意性を確認することができた。
- (2) 時系列で分析すると、3次関数は他の次数の関数や指数関数に比べて AR 値や自由度修正済み決定係数 (以下、修正 R^2 という。) の変動が少なく安定しており、3次関数で定式化した業歴関数は、経年劣化や景気変動の影響を受けにくいという時系列に対する頑健性が明らかになった。
- (3) 個人企業のデータを用いて分析した結果、業歴が長くなるほど経営者の資産保有額が多くなり、業歴別デフォルト率と資産保有額との相関も -0.8 と高いことが確認できた。

以上の分析によって、業歴別デフォルト率は経営者の個人資産額と関連があり、代理変数として利用可能であることが明らかになった。さらに、統計的な有意性や時系列での頑健性を確認したことによって、回収率を推計するスコアリングモデルや EL(Expected Loss: 予想損失額) を推計するモデルへの応用など、業歴関数の利用可能性を広げることができた。この点は本研究の大きな貢献といえる。さらに、本分析で使用したデータはすべて公庫から融資を受けている企業のものであり、サンプルバイアスが生じている可能性については注意が必要であるが、業歴の浅い創業企業や小零細企業に対する融資を積極化している他の金融機関に多くの示唆を与えるものと思われる。

本論文の構成は以下の通りである。2節では、信用スコアリングモデルの概要とモデルの頑健性を検証する、3節では、業歴別デフォルト率が経営者の個人資産額の代理変数として利用可能かどうかを検証する。4節では結論と今後の課題を述べる。

⁴先行研究は、いずれも業歴と倒産との関係を分析している。明確な定義はないが、一般的に倒産は事業を継続できない状態にあることを指し、デフォルトとは3カ月以上債務の弁済が滞っている状態を指す。ここでは、読者の混乱を避けるために倒産をデフォルトと言い換えている。

2. 業歴モデルの頑健性の検証

本節では統計モデルの主流となっているロジットモデルの概要を示すとともに、3次式で定式化した業歴関数を含めたモデル(以下、業歴モデルという。)の概要とパフォーマンスについて分析する。

2.1. 業歴モデルの概要

信用スコアリングモデルにはさまざまな統計モデルがある。なかでもロジットモデルは、最も一般的に用いられており、CRD協会やRDB(日本リスク・データ・バンク(株))といった代表的な小企業向けモデルでも採用されている。ロジットモデルには、複数の格付を直接推定する順序ロジットモデルと、デフォルトの有無を被説明変数としてデフォルト確率を推定する二項ロジットモデルとがある。公庫は二項ロジットモデルを採用しており、算出されたデフォルト確率を概ね0~100点までのスコアに変換して、このスコアを元に格付を行う。具体的には以下の手順で信用スコアを算出する。

- (1) 企業*i*の決算書1期分の*J*個の財務指標を用いた変数 f_{ij} ($i = 1, \dots, N; j = 1, \dots, J$) を使用して、ロジットモデルを構築し、最尤法によってパラメータ α_0, α_j ($j = 1, \dots, J$) を推定する。ここで、 p_i は*t*年に融資した企業が*t*+1年にデフォルトする確率、*N*は企業数を表す。 z_i が大きいほどデフォルト確率は低くなる。

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

- (2) 推定されたパラメータを用いて計算された z_i^* から企業*i*の信用スコア CS_i を計算する。

$$CS_i = \eta_0 + (\eta_1 - \eta_0) \left(\frac{z_i^* - Z(1\%)}{Z(99\%) - Z(1\%)} \right) \quad (2.2)$$

ここで、 $Z(1\%), Z(99\%)$ はモデル構築時のインサンプルデータにおける z_i^* の1パーセント点、99パーセント点を表す。これは信用スコアが $z_i^* = Z(1\%)$ ならば η_0 点、 $z_i^* = Z(99\%)$ ならば η_1 点となるように基準化している。本研究では、 $\eta_0 = 10, \eta_1 = 90$ としている。 z_i^* を直接用いても結果に影響を与えない。

業歴モデルは、上述した2項ロジットモデルをベースに、貸付時点における小企業のデータを説明変数として貸付後1年以内にデフォルトする確率を推定する1期間モデルを構築している。財務指標に加えて業歴関数を説明変数に用いている点に特徴がある⁵。

業歴関数 $\sum_{k=1}^3 \beta_k (g_i)^k$ ($i = 1, \dots, N$) を加えた業歴モデルを(2.3)式で示す。ここで g_i は企業*i*の業歴(61年以上は61年)である。

$$p_i = \frac{1}{1 + e^{z_i}}, \quad z_i = \ln \left(\frac{1 - p_i}{p_i} \right) = \alpha_0 + \sum_{j=1}^J \alpha_j f_{ij} + \sum_{k=1}^3 \beta_k (g_i)^k \quad (i = 1, \dots, N) \quad (2.3)$$

⁵財務指標の変数は全業種共通変数と業種固有の変数が含まれる。業種を考慮して厳密に(2.3)式を記述するならば、以下のように記述する必要がある。

$$z_i = \ln \left(\frac{1 - p_i}{p_i} \right) = \alpha_0 + \sum_{j \in V} \alpha_j f_{ij} + \sum_{s \in S} \sum_{j \in V_s} \mathbf{1}_i^s \alpha_j f_{ij} + \sum_{k=1}^3 \beta_k (g_i)^k \quad (i = 1, \dots, N)$$

ここで、*V* は全業種共通変数の集合、*V_s* は業種*s*の固有の変数の集合(これらの変数集合の数の合計は*J*である)、*S* は業種*s*の集合を表す。また、 $\mathbf{1}_i^s$ は企業*i*が業種*s*に含まれていれば1、含まれていなければ0となる指示関数である。複雑さを避けるためにモデル上は財務変数を分けずに記述する。

右辺第3項の業歴関数について、枇々木ら [5] は、小企業の業歴別デフォルト率は3次関数で表すことができることを示した。しかし、格付別や業種別など複数の切り口で3次関数の p 値が5%以上となるなど、指数関数に対する優位性も含めて、3次関数の頑健性を十分に確認していない。そこで、次節以降、枇々木ら [5] と同様の分析方法を用いて、この点を中心に検証する。

2.2. 使用データの概要

表1にデータの概要を示す。枇々木ら [5] と比較して、観測期間と件数を約2倍に増やしたうえ、件数の単位が債権単位のデータを会社単位に名寄して精緻化を図っている。

表 1: 使用データの概要

	枇々木ら [5]	本分析
観測期間	2004～2007年度 (4年間)	2004～2011年度 (8年間)
件数の単位	債権単位	会社単位
件数	約48万件	約100万社

公庫が2004年度～2011年度の8年間に融資した法人企業、延べ1,089,362社の年度別データ数を表2に示す⁶。年度ごとの企業数は重複を許している。たとえば、業歴 g 年の企業が x 年度と $x+3$ 年度に1回ずつ合計2回の融資を受けた場合、 x 年度は業歴 g 年の企業、 $x+3$ 年度は業歴 $g+3$ 年の企業としてカウントされている。ちなみに、名寄せした企業数は540,573社である⁷。延べサンプルを使用している主な理由は以下の2点である。

- (1) 名寄せすると、 t 年度の業歴別デフォルト率の平均値と t 年度のデフォルト率が一致しなくなる。
- (2) 同一の企業であっても、時点が異なれば、企業の財務内容、経営者の資質や個人資産額などが異なる。

表 2: 年度別データ数

年度	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	合計
企業数	133,643	127,496	123,174	130,821	140,181	162,616	147,718	123,713	1,089,362

業歴別企業数を図1に示す。本研究では開業後経過年数 $g-1$ 年以上 g 年未満の企業の業歴を g 年と定義する。1年目を除いて、業歴47年まで各年1万社以上、60年でも約8千社のデータがある⁸。格付別や業種別などの分析でも高い精度が得られる可能性がある。

2.3. 業歴別デフォルト率

2004年度から2011年度までのサンプルをプールした状態で業歴別のデフォルト率を計算する。したがって、この値は年度ごとに業歴別デフォルト率を計算し、それを時系列方向に加重平均した値に等しくなる。結果を図2に示す。デフォルト率の傾向を示すために、前後

⁶日本政策金融公庫国民生活事業本部は従業員数20人(商業・サービス業は5人)未満の小企業への融資が約8割を占める。融資先の業種や地域構成比はわが国の事業所の構成比と比べて大差ない。公庫の融資ポートフォリオと事業所・企業統計調査との比較については、枇々木ら [5] および公庫のHPを参照されたい。

⁷2015年版中小企業白書によると、中小企業の会社数は約167万社、小規模企業の会社数は約127万社であり、中小企業ベースでは約32%、小規模企業ベースでは約42%のデータを使用していることになる。

⁸業歴1年の企業は第1期の決算を終えていない企業が大半であり、財務データがなくデータ数が少ない。

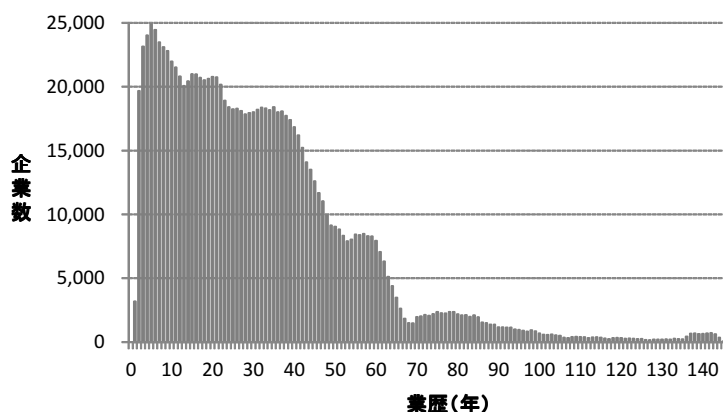


図 1: 業歴別企業数

2年を含む5年間(-2, -1, 0, +1, +2年)のデフォルト率を平均した移動平均(太線)も示す⁹。 $\sigma (= 0.56\%)$ はデフォルト率の標準偏差を表す。平均および標準偏差は業歴60年までの延べ988,500社のデータから算出している。デフォルトの定義は破綻懸念先以下へのランクダウンとし、デフォルト率は、融資した t 年度末に生存していた企業数を分母、 $t+1$ 年度中にデフォルトした企業数を分子としている¹⁰。したがって、融資時点からデフォルトまでの期間は最大2年、決算時点からデフォルトまでの期間は最大3年となる。業歴は融資時点の値を用いているため、デフォルト時の業歴は最大でプラス2年の誤差が生じる可能性がある点に留意してほしい。

枇々木ら[5]に比べると、リーマンショック後の不況の影響で全体的にデフォルト率が上昇していること(平均1.54%→2.3%)や、データ数が増えて線が滑らかになっていることを除けば、業歴とデフォルト率との関係はほぼ同じである¹¹。具体的には、業歴5年未満の企業のデフォルト率は高く、業歴15年ではほぼ平均まで低下、その後も低下を続けて業歴25年から40年ぐらいまではおおむね横ばいとなる。40年を過ぎると徐々に上昇をはじめ、50年を過ぎると低下する。このパターンが現場感覚や中小企業研究における指摘などと整合的かという視点を交えながら、業歴区間ごとの特性を詳しくみてみよう。

(1) 業歴5年未満

デフォルト率は平均から $+2\sigma$ 近辺の水準にある。そのなかでも、業歴1年のデフォルト率が非常に高くなっているが、データ数が少ないため年度のデフォルト率は1.92%から8.51%とバラツキが大きいことに注意が必要である。いずれにしても開業後5年を過ぎるまではデフォルト率が「平均 $+2\sigma$ 」を上回っており、信用リスクの高い時期がしばらく続くことがわかる。安田ら[14]によれば、開業前は経営者としての資質が十分に判明しないことから、開業した経営者の中には資質に欠く者が多少なりとも含まれており、開業後間もない時期にこうした起業家が自然淘汰されるため退出率が高くなるとしている。

(2) 業歴5年以上15年未満

⁹データ数で加重平均しているため、5年間のデフォルト率と等しい。ただし、業歴1年は3年間(1~3年)、業歴2年は4年間(1~4年)のデフォルト率を計算している。

¹⁰デフォルト率に統一的な定義はなく、金融機関やモデルによってデフォルトの定義や算出方法が異なるので、比較には注意が必要である。たとえば、RDBは過去12カ月以内に、3カ月以上延滞先もしくは破綻懸念先以下の債務者区分に初めて該当した債務者をデフォルトと定義している。また、CRD協会は①3カ月以上延滞先、②実質破綻先、③破綻先、④信用保証協会による代位弁済先と定義している。

¹¹RDB企業デフォルト率は、2.13%から2.42%に上昇している。

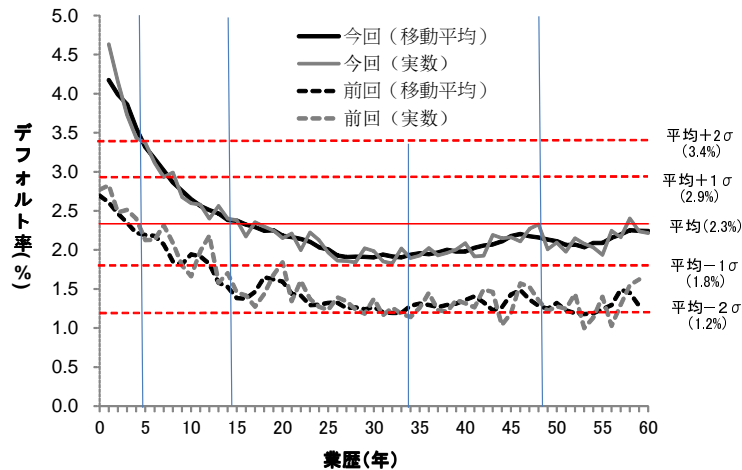


図 2: 業歴別デフォルト率

徐々にデフォルト率が低下していくが、業歴8年未満ではデフォルト率が「平均+1 σ 」を上回る。徐々に自然淘汰が進むと同時に、生き残った企業の経営者は経営経験を積むことによって経営ノウハウを身につけるため、8年を過ぎるとデフォルト率が徐々に平均に近づき、15年ではほぼ平均の水準になる。中小企業白書 [2] では、誕生期の危機を乗り越えた開業者は、十数年で既存事業者との差がさほど見られなくなるという分析があり、こうした分析とも整合的な結果となっている。

(3) 業歴 15 年以上 35 年未満

デフォルト率が平均を下回り、低位で安定している。事業が軌道に乗り、安定する時期と重なる。

(4) 業歴 35 年以上 50 年未満

業歴 35 年を過ぎたころから 50 年にかけて企業数が、18,384 社から 9,024 社へと急激に減少する。デフォルト率も少しずつ上昇し始め、47~48 年ごろにピークを迎え、その後、また下降する。この理由については二つの仮説が考えられる。その一つは事業承継の失敗による廃業や倒産の増加である。国民生活金融公庫総合研究所 [8] (現・日本政策金融公庫総合研究所) によると、開業年齢のボリュームゾーンは 30 歳代の 39.5% である。そのため、この業歴区間は経営者の年齢が 70~80 歳になる時期で、事業承継の時期と重なる。小企業は構造的に後継者難という問題を抱えており、後継者不足による廃業や倒産などによってデフォルト率が上昇している可能性がある。

もう一つは経営革新の失敗による倒産の増加である。中小企業庁 [2] では、業歴が長くなると成長性が低くなり、企業の「老化」を防ぐための経営革新に積極的になる企業が増えるが、失敗する企業も少なくないと分析している。経営革新の失敗による倒産が増えてデフォルト率が上昇している可能性もある。

(5) 業歴 50 年以上

業歴 46~47 年ごろをピークに再びデフォルト率が低下に転じたあと、55 年ごろをボトムに再び上昇する。事業承継期を乗り切れなかった企業が退出し、乗り切った企業が生き残るというセレクト効果によって一旦はデフォルト率が低下するものの、事業を承継した経営者の資質の欠陥が顕在化したり、事業承継を契機とした第二の創業が失敗したりするなど、事業承継によって経営者が変わると、創業時と同様の課題が生じて再びデフォルト率が上昇している可能性がある。ただ、図 1 でも分かるように業歴が 60 年を過ぎたころから

データ数が急減するため、業歴 60 年以降の動きについては評価が難しい。

2.4. 業歴別デフォルト率の定式化

デフォルト率の形状と業歴区間ごとの特性から、多項式関数 (n 次関数) を業歴関数として定式化を試みる。ただし、業歴が長くなるにつれて、デフォルト率が下がる傾向があるという大きな特徴もあるので、多項式関数に加えて指数関数についても検討する。

(1) 多項式関数

(2.4) 式の 1~8 次関数のパラメータを最小二乗法により推定する。パラメータの推定は EViews7.2 と SAS/STAT を用いる。

$$p_g = \beta_0 + \sum_{k=1}^n \beta_k g^k \quad (g = 1, \dots, G) \quad (2.4)$$

ここで、 g は t 年度に融資を受けた企業の t 年度時点の業歴、 p_g は業歴 g 年の $t+1$ 年度時点のデフォルト率、 β_k は業歴の k 乗に対する回帰係数、 β_0 は定数項を表す。回帰係数 ($\beta_0 \sim \beta_8$)、 p 値、修正 R^2 および (2.3) 式で示した業歴モデルの右辺第 3 項の業歴関数の次数 n を 1~8 まで試したときの業歴モデルの AR 値を表 3 に示す¹²。ここでカッコ内は p 値を表す。

表 3: 多項式関数のモデル化

	$n = 1$	$n = 2$	$n = 3$	$n = 4$	$n = 5$	$n = 6$	$n = 7$	$n = 8$
β_0	0.029 (<0.001)	0.038 (<0.001)	0.043 (<0.001)	0.046 (<0.001)	0.047 (0.010)	0.051 (<0.001)	0.052 (<0.001)	0.051 (<0.001)
β_1 ($\times 10^{-3}$)	-0.200 (<0.001)	-1.048 (<0.001)	-2.004 (<0.001)	-2.759 (<0.001)	-3.547 (<0.001)	-5.639 (<0.001)	-6.053 (<0.001)	-5.162 (<0.001)
β_2 ($\times 10^{-5}$)		1.390 (<0.001)	5.273 (<0.001)	10.737 (<0.001)	19.483 (<0.001)	52.105 (<0.001)	60.628 (<0.001)	37.345 (0.166)
β_3 ($\times 10^{-6}$)			-0.424 (<0.001)	-1.810 (<0.001)	-5.585 (<0.001)	-26.520 (<0.001)	-34.036 (0.004)	-7.268 (0.800)
β_4 ($\times 10^{-8}$)				1.136 (<0.001)	8.068 (0.003)	71.800 (<0.001)	105.143 (0.036)	-55.545 (0.737)
β_5 ($\times 10^{-9}$)					-0.455 (0.010)	-9.616 (<0.001)	-17.426 (0.126)	36.659 (0.500)
β_6 ($\times 10^{-10}$)						0.501 (<0.001)	1.423 (0.283)	-8.853 (0.385)
β_7 ($\times 10^{-12}$)							-0.432 (0.484)	9.854 (0.332)
β_8 ($\times 10^{-14}$)								-4.215 (0.310)
AR 値	39.7%	42.0%	42.7%	42.8%	42.9%	43.0%	43.0%	43.0%
修正 R^2	0.379	0.833	0.932	0.948	0.971	0.970	0.969	0.969
枇々木ら [5]	0.513	0.818	0.850	0.850	0.851	0.860	0.866	0.864

修正 R^2 は、枇々木ら [5] に比べて 3 次以上で 0.082~0.120 程度上昇している。次数が上がると修正 R^2 は上昇するものの、7 次関数は 5 乗以上、8 次関数は 2 乗以上の p 値が 5% を超えている。6 次関数までは全ての p 値が 1% 以下であるが、モデルの序列性を示す AR 値は 3 次関数以上ではほとんど上昇しない。

¹²業歴以外に、財務指標 15 変数 (全業種共通 9 変数、業種別 6 変数) を使用している。モデルの概要は枇々木ら [5] も参照されたい。

次に、年度の違いによる影響をみるために、年度ごとの業歴別デフォルト率を用いて、3次～6次関数の回帰係数の t 値を5%基準で検証した。

結果を表4に示す。3次関数のみがリーマンショックの影響があった2008年度を除く年度ですべての回帰係数が有意になっている。他の関数はほとんどの年度で一つ以上の回帰係数が有意にならなかった。3次関数は時系列でも頑健であることがわかる。

表4: 多項式関数の回帰係数の年度別有意性

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
3次関数	○	○	○	○	×	○	○	○
4次関数	×	×	×	×	×	○	○	○
5次関数	×	×	×	×	×	○	○	○
6次関数	×	×	×	○	×	○	○	×

(注) 5%基準ですべての回帰係数が有意になる場合を○としている

ところで、図2のように、年度によって切片が大きく異なる可能性があるため、年次ダミーを用いて推計することも考えられる。ただし、本論文では枇々木ら[5]と比較するために、2004年度から2011年度のデータをプールした状態で推計していることに注意してほしい。

(2) 指数関数

最小二乗法を用いてパラメータを推定すると(2.5)式が得られる。

$$p_g = 0.028e^{-0.159g} + 0.021 \quad (g = 1, \dots, G) \quad (2.5)$$

修正 R^2 は0.944と3次関数の0.932を0.012上回った。業歴35年以上の上昇や下降をデータがばらついていてだけと捉えれば、統計的には指数関数でもよい可能性がある。

(3) 関数の比較

表5の年度別修正 R^2 、図3の近似曲線を使って3次関数と指数関数のパフォーマンスを比較してみよう。修正 R^2 の平均値、近似曲線とも、3次関数と指数関数のどちらでも遜色ない。ただ、表5を詳しくみてみると、3次関数は0.482～0.768の間で変動している一方で、指数関数は0.352～0.845と変動幅が大きく、やや年度によるバラツキがある。とりわけ、リーマンショックがあった2008年度の値は3次関数が0.482であるのに対して指数関数は0.352となっており、大きな景気変動があったときの数値の低下幅が大きい。時系列での頑健性という観点からは3次関数がやや優位といえる。

図3をみると、指数関数は、業歴が長くなるにつれて、デフォルト率が下がる傾向を捉えている。3次関数は、業歴15年未満までのデフォルト率低下時期、15年以上35年未満までの安定期、35年以上50年未満の緩やかな上昇期、50年以上の緩やかな再低下期が表現されている。大きな違いは業歴1年の当てはまり度合いで、指数関数の方がうまくあてはまっている。ただ、業歴1年はサンプル数が年300件程度なのでデフォルト率の変動幅が大きい。そこで業歴1年を除いて、修正 R^2 を算出すると、指数関数が0.921、3次関数が0.936と3次関数が0.014上回る結果となった。

どちらの関数も修正 R^2 は遜色ないが、時系列での頑健性に加えて、「老舗企業の倒産の増加」や「後継者問題」といった現場感覚、中小企業研究における指摘などを踏まえると業歴とともにデフォルト率が低下し続ける指数関数は選択しにくい。総合的に判断すると、業歴関数は3次関数がベストな選択といえる。

表 5: 修正 R^2 の年度別比較

	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	平均	標準偏差
3次関数	0.491	0.587	0.668	0.710	0.482	0.768	0.632	0.632	0.620	0.100
指数関数	0.491	0.603	0.635	0.687	0.352	0.845	0.766	0.651	0.630	0.150

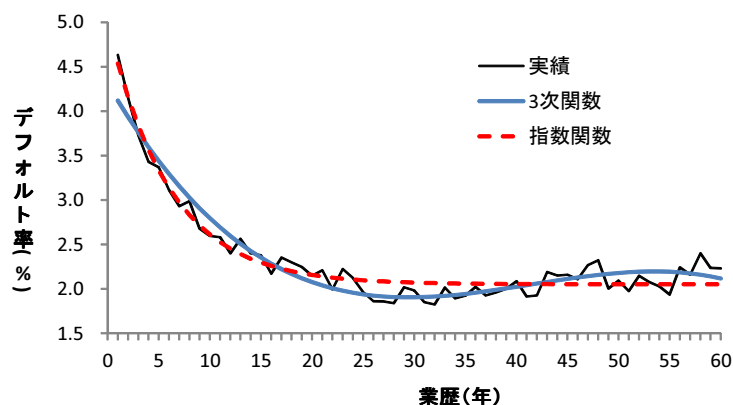


図 3: 業歴別デフォルト率の近似関数：3次関数と指数関数の比較

2.5. 3次関数の頑健性

関数の形状は、業種、規模、格付などのカテゴリーごとに異なる可能性がある。そこで、さまざまな切り口で業歴別デフォルト率を算出して、3次関数の頑健性を確認する。枇々木ら [5] の分析では、符号条件の安定性は確認できたものの、統計的な有意性は十分に確認されていない。本節では統計的な有意性を中心に評価を行う。

2.5.1. 格付別業歴別デフォルト率

図 4 に信用スコアによって 8 つに分けた格付のうち 1~7 格の格付別デフォルト率を示す¹³。高い格付ほどデフォルト率は低くなっており、序列性は保たれている。ただ、業歴 50 年以降に注目すると 1~4 格はデフォルト率が低下している。一方で 5~6 格はほぼ横ばい、7 格はやや上昇しており、信用力の低い企業ほどデフォルト率が高くなる傾向にある。理由としては、業歴 50 年となって経営者が高齢化している企業において、信用力が低い企業ほど、①後継者がいないために事業が承継できない、②債務超過であるため会社精算(廃業)できないためにデフォルトする企業が多くなっている可能性が考えられる。

表 6 に回帰係数および p 値を示す。枇々木ら [5] に比べて、修正 R^2 は 0.092~0.314 程度上昇しているうえ、有意にならなかった p 値(表 6 の網掛け部分)もすべて 5% 未満となっており、統計的に 3 次関数を支持できる結果となっている。7 格の 3 乗の p 値が 2.4% とやや高くなっているのは、業歴 50 年以上の 7 格のデフォルト率の上昇傾向を反映した結果と思われる。

2.5.2. 年商規模別業歴別デフォルト率

図 5 に年商 1 億円以上と 1 億円未満に分けて計算した年商規模別の業歴別デフォルト率、表 7 に回帰係数を示す。 p 値はいずれも 1% 未満で、修正 R^2 も枇々木ら [5] に比べて 1 億円以上が 0.130 上昇して 0.887 に、1 億円未満が 0.149 上昇して 0.924 となり、いずれも高い値を示している。

¹³8 格は信用スコアの下限がなく、人的審査によって受理された企業が含まれるため、除外している。

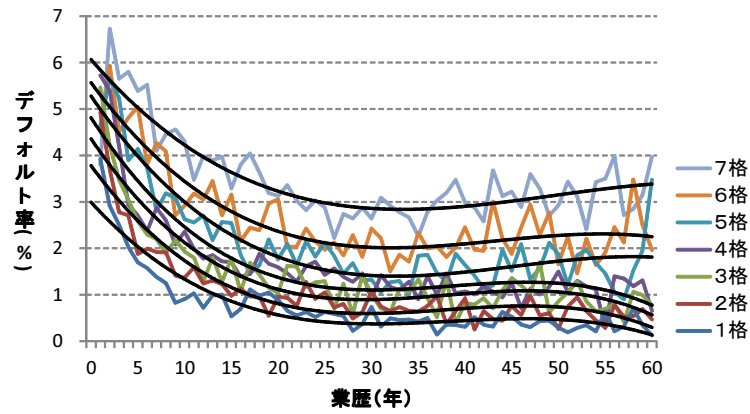


図 4: 格付別業歴別デフォルト率

表 6: 格付別業歴別デフォルト率の回帰係数 (カッコ内は p 値)

	1 格	2 格	3 格	4 格	5 格	6 格	7 格
切片	0.030 (<0.001)	0.038 (<0.001)	0.044 (<0.001)	0.048 (<0.001)	0.053 (<0.001)	0.056 (<0.001)	0.061 (<0.001)
業歴 1 乗 ($\times 10^{-3}$)	-2.204 (<0.001)	-2.732 (<0.001)	-2.996 (<0.001)	-3.129 (<0.001)	-2.930 (<0.001)	-2.753 (<0.001)	-2.330 (<0.001)
業歴 2 乗 ($\times 10^{-5}$)	5.995 (<0.001)	7.558 (<0.001)	8.339 (<0.001)	8.528 (<0.001)	7.028 (<0.001)	6.804 (<0.001)	5.274 (<0.001)
業歴 3 乗 ($\times 10^{-7}$)	-5.190 (<0.001)	-6.620 (<0.001)	-7.330 (<0.001)	-7.390 (<0.001)	-5.180 (<0.001)	-5.230 (<0.001)	-3.560 (0.024)
修正 R^2	0.839	0.848	0.826	0.836	0.817	0.790	0.726
枇々木ら [5]	0.707	0.738	0.734	0.656	0.682	0.476	0.417

(注) 網掛けは枇々木ら [5] において 5%水準で有意にならなかった部分

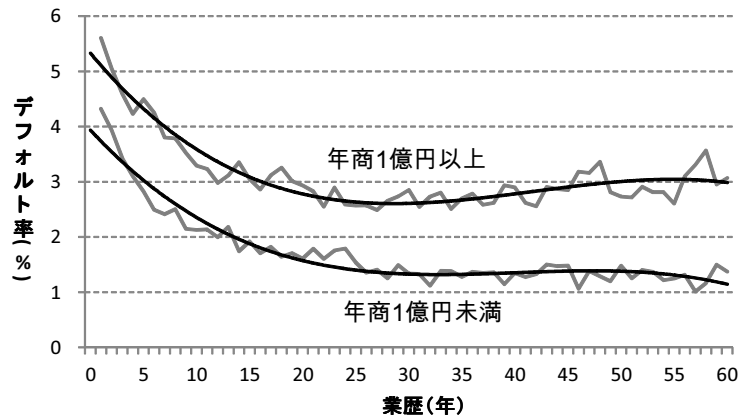


図 5: 年商規模別業歴別デフォルト率

表 7: 回帰係数 (カッコ内は p 値)

	年商 1 億円以上	年商 1 億円未満
切片	0.053 (<0.001)	0.039 (<0.001)
業歴 1 乗 ($\times 10^{-3}$)	-2.302 (<0.001)	-2.073 (<0.001)
業歴 2 乗 ($\times 10^{-5}$)	6.116 (<0.001)	5.341 (<0.001)
業歴 3 乗 ($\times 10^{-7}$)	-4.880 (<0.001)	-4.440 (<0.001)
修正 R^2	0.887	0.924
枇々木ら [5]	0.757	0.775

2.5.3. 業種別業歴別デフォルト率

図 6 に業種別デフォルト率を示す。左図は卸・小売業，飲食店・宿泊業，サービス業，右図は建設業と製造業の業種ごとの業歴別デフォルト率である。左図の卸・小売業，飲食店・宿泊業，サービス業の近似曲線を見ると，50 年以降にデフォルト率が低下しており，3 次関数になっている様子が見えてくる。一方，右図の製造業，建設業は 50 年以降にデフォルト率が上昇している。これらの業種は 3K 職種が多く，事業承継が難しいうえ，空洞化や公共工事の抑制などで経営環境が厳しいために会社清算（廃業）もできずにデフォルトする企業が多くなっている可能性がある。

表 8 に回帰係数および p 値を示す。枇々木ら [5] では，半数の回帰係数の p 値が 5% 以上であったが（表 8 の網掛け部分），今回は製造業以外の全ての業種の次数で 5% 未満となった。 R^2 も 0.077~0.380 上昇し，0.622~0.893 となっている。特にサービス業は 0.491 から 0.808，飲食・宿泊業は 0.242 から 0.622 と大幅な上昇となっている。

製造業は 2 乗，3 乗の p 値が 5% 以上となったうえ，3 乗の符号条件がプラスになっている。そこで，2 次関数で検証したところ，有意な結果が得られた。50 年以降のデフォルト率の上昇が，統計的にも裏付けられる結果となった。小規模な製造業は，後継者難や産業の空洞化などにより構造的に厳しい経営環境にあることがうかがえる。ただ，1 乗と 2 乗の係数をみると，3 次関数に近い値となっており，修正 R^2 は改善しない。

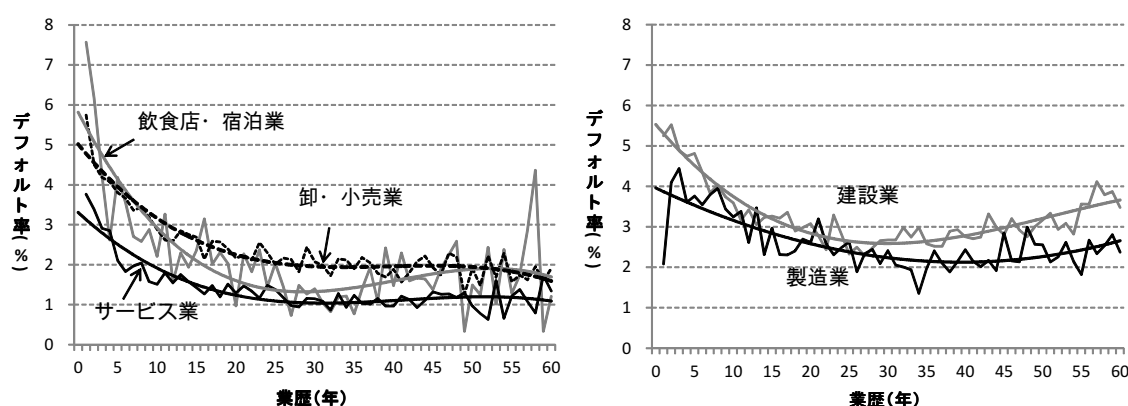


図 6: 業種別業歴別デフォルト率

2.6. 業歴モデルのパフォーマンス

本節では，(2.3) 式に示した業歴モデルのパフォーマンスについて，(2.3) 式から第 3 項の業歴関数を除いた財務指標のみで構築した財務モデルと比較することによって検証する。

表 8: 業種別業歴別デフォルト率の回帰係数 (カッコ内は p 値)

	建設	製造	製造(2次)	卸小売	サービス	飲食宿泊
切片	0.055 (<0.001)	0.040 (<0.001)	0.040 (<0.001)	0.050 (<0.001)	0.033 (<0.001)	0.058 (<0.001)
業歴1乗 ($\times 10^{-3}$)	-2.280 (<0.001)	-0.908 (0.007)	-0.937 (<0.001)	-2.427 (<0.001)	-1.821 (<0.001)	-3.842 (<0.001)
業歴2乗 ($\times 10^{-5}$)	5.385 (<0.001)	1.072 (0.388)	1.192 (<0.001)	6.288 (<0.001)	4.681 (<0.001)	10.388 (<0.001)
業歴3乗 ($\times 10^{-7}$)	-3.500 (<0.001)	0.131 (0.922)	- -	-5.320 (<0.001)	-3.770 (<0.001)	-8.550 (0.001)
修正 R^2	0.881	0.589	0.589	0.893	0.808	0.622
枇々木ら [5]	0.676	0.613		0.816	0.491	0.242

(注) 網掛けは枇々木ら [5] において5%水準で有意にならなかった部分

2.6.1. 年商規模別・業種別 AR 値

図7に規模別・業種別のAR値を示す。棒グラフの濃い網掛けは財務モデルのAR値、薄い網掛けは全体のAR値から財務モデルのAR値を引いた業歴効果を示すAR値である。枇々木ら [5] と比較すると、全体のAR値はほぼ同じである。規模別では、年商2億円以上の層の財務モデルのAR値が約7%ポイント上昇している。一方、業種別では、年商2億円超の構成比が低いサービス業のAR値が約6%ポイント、その他業種のAR値が約4%ポイント低下した。年商2億円超の精度が増した結果、その構成比が低い業種の精度が低下したと考えられる。

図7の左図で財務モデルの年商規模別AR値をみると、規模が大きくなるほどAR値が高くなっている。規模が大きくなるほど財務の信頼性が増し、財務指標とデフォルトとの相関が高くなっていると思われる。業歴モデルをみると、どの規模でもAR値が上昇していることがわかるが、規模が小さくなるほどAR値の上昇幅が大きくなっており、その結果、規模間のAR値の差が、19.4%から13.5%に約6%ポイント縮まっている。業歴が経営者の個人資産額の代理変数であると仮定すれば、規模の小さな企業ほど経営者の個人資産額が経営に与える影響が大きいと考えると、業歴モデルのAR値の改善幅が規模の小さな企業ほど大きい点は納得感がある。右図の業種別AR値をみると、どの業種でも上昇しているが、ここでも比較的規模の小さな企業の比率が高い「飲食店・宿泊業」と「サービス業」の改善幅が顕著で、業種別にみてもAR値の差が22.5%から14.7%と7.8%ポイント縮小している。また、3次関数が有意にならなかった製造業の改善幅は3.0%ポイントと最も小さく、次いで建設業の4.5%ポイントとなった。

2.6.2. 業歴関数の時系列分析

枇々木ら [5] の分析では、2004年度～2007年度の4年分のデータしか得られなかったため、業歴関数の時系列に対する頑健性を検証することができなかった。森平 [10] は、デフォルト確率はマクロ経済や地域経済の動向が影響を与えることを述べている。枇々木ら [6] は、小企業のデフォルト率は、景気変動の影響を受けることを示している。本研究では、2004年度～2011年度の8年間のデータを用いて業歴関数の時系列的な頑健性について財務変数と比較しながら検証する。まず、業歴関数から計算したスコアと財務変数のみで計算したスコアを用いた場合のAR値をそれぞれ計算する。(2.6)式のとおり、業歴関数から企業*i*の業歴

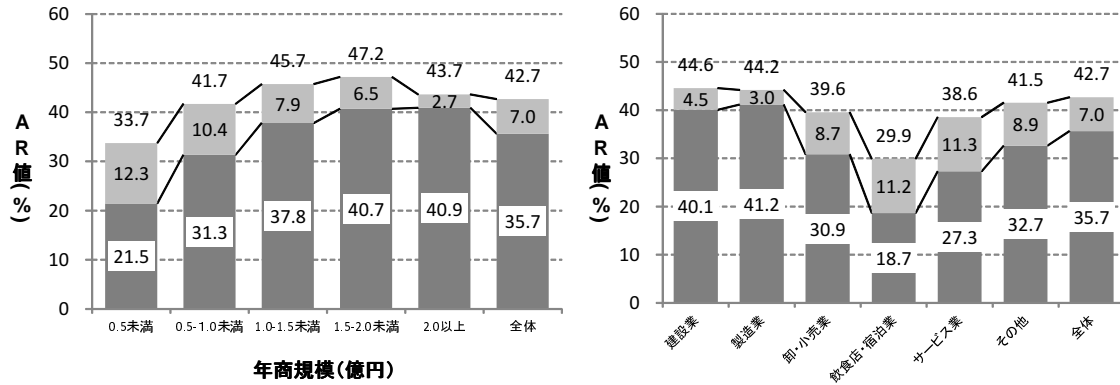


図 7: 規模別・業種別 AR 値

スコア HI_i を算出する.

$$HI_i = \beta_1 g_i + \beta_2 g_i^2 + \beta_3 g_i^3 \quad (2.6)$$

次に, (2.3) 式の財務変数のみを用いたモデルから企業 i の財務スコア CS_i^N を (2.7) 式のとおり算出する.

$$CS_i^N = \sum_{j=1}^J \alpha_j f_{ij} \quad (i = 1, \dots, N) \quad (2.7)$$

年度ごとに AR 値を計算した結果を図 8 に示す. 財務スコアの AR 値は徐々に低下している. とりわけ, 2008 年度のリーマンショックを境に大きな低下がみられる. マクロ経済環境の変化などが影響していると考えられる. 一方で, 業歴スコアの AR 値はマクロ経済環境の変化などの影響は確認できず, 時系列に対する頑健性が確認できる.

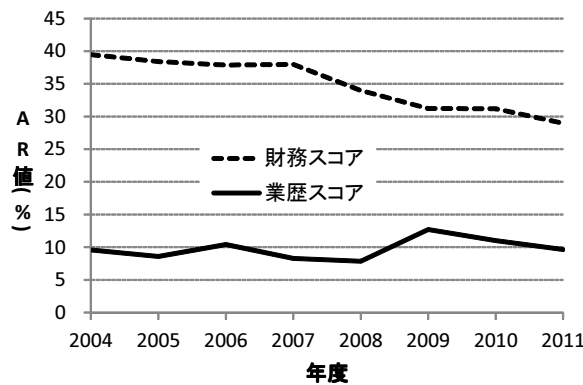


図 8: 業歴スコアと財務スコアの AR 値の推移

2.6.3. 年商規模別 AR 値の時系列分析

年商規模別に財務スコアと業歴スコアの AR 値を時系列で算出したものを図 9 に示す. 左図の財務スコアの AR 値は規模が大きな企業ほど高くなる一方で, 右図の業歴スコアの AR 値は規模が小さい企業ほど高くなる. 規模が小さな企業ほど, 会社の財務よりも経営者の個人資産額がデフォルトに与える影響が大きくなることを示唆している. また, 時系列でみると, 規模別の切り口でも財務スコアの AR 値は年度に対して右肩下がりのトレンドにあるが, 業歴スコアの AR 値はトレンドを確認できない.

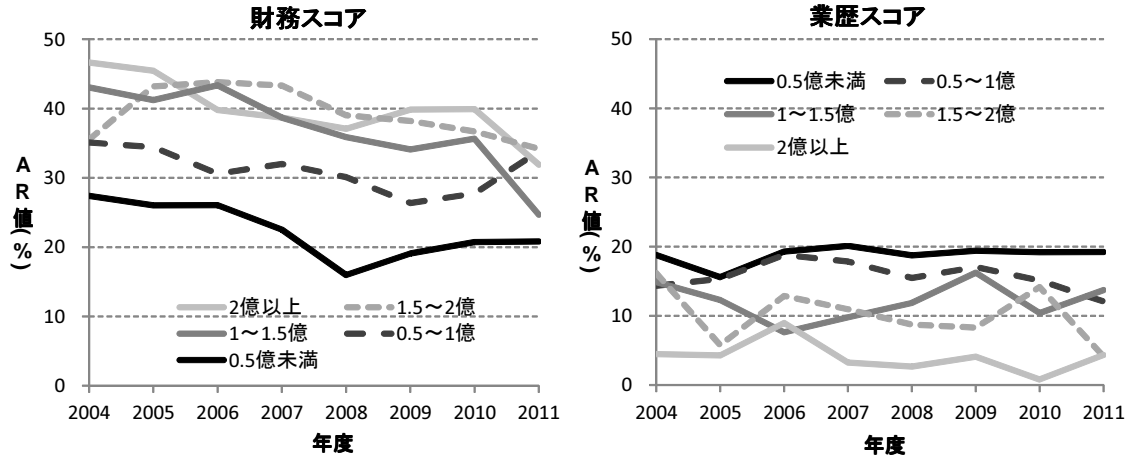


図 9: 年商規模別業歴関数の AR 値の推移

2.6.4. 業歴スコア HI_i と財務指標との相関

企業 i の業歴スコア HI_i と財務モデルに使用した個別の財務指標 (財務指標 1~15) との相関係数を算出したものを表 9 に示す¹⁴。すべての相関係数の絶対値が 0.3 以下であり、各企業の業歴スコア HI_i と個別の財務指標との相関は低いことが確認できる。したがって、財務指標に業歴を変数として追加すると、AR 値が向上すると考えられる。

表 9: 業歴スコア HI_i と財務指標との相関係数

貸付年度	全業種共通							業種 1 業種 2 業種 3 業種 4 業種 5 業種 6							
	指標 1	指標 2	指標 3	指標 4	指標 5	指標 6	指標 7	指標 8	指標 9	指標 10	指標 11	指標 12	指標 13	指標 14	指標 15
2004 年度	-0.14	0.08	0.05	0.07	0.24	0.23	0.03	-0.03	0.12	0.02	0.03	0.04	-0.04	-0.06	-0.02
2005 年度	-0.15	0.08	0.06	0.05	0.24	0.24	0.04	-0.03	0.13	0.03	0.03	0.05	-0.03	-0.06	-0.01
2006 年度	-0.16	0.08	0.06	0.03	0.25	0.24	0.05	-0.03	0.13	0.03	0.04	0.05	-0.04	-0.07	-0.02
2007 年度	-0.16	0.09	0.07	0.02	0.25	0.25	0.05	-0.04	0.14	0.04	0.05	0.05	-0.05	-0.08	-0.02
2008 年度	-0.16	0.09	0.09	0.02	0.26	0.26	0.04	-0.04	0.12	0.04	0.05	0.05	-0.05	-0.08	-0.02
2009 年度	-0.17	0.08	0.09	0.03	0.24	0.25	0.02	-0.05	0.10	0.06	0.07	0.04	-0.05	-0.08	-0.02
2010 年度	-0.17	0.08	0.08	0.02	0.25	0.26	0.02	-0.05	0.09	0.06	0.07	0.04	-0.05	-0.08	-0.03
2011 年度	-0.18	0.08	0.08	0.00	0.27	0.26	0.04	-0.03	0.10	0.06	0.07	0.05	-0.06	-0.08	-0.03
8 年間合計	-0.18	0.08	0.08	0.00	0.27	0.26	0.04	-0.03	0.10	0.06	0.07	0.05	-0.06	-0.08	-0.03

3. 業歴別デフォルト率は何を表しているのか

これまでの分析で、小企業向けの信用スコアリングモデルの説明変数として、業歴別のデフォルト率を 3 次式で定式化した業歴関数を加えると AR 値が上昇することを確認した。上昇幅は年商規模の小さな企業ほど大きくなっており、業歴関数の効果は小さな企業ほど高くなることがわかった。小企業の信用リスク評価において、財務指標と並んで経営者の個人資産額は有力な変数であると考えられている。個人資産額の影響は年商規模の小さな企業ほど大きくなると想定されることから、業歴別デフォルト率は個人資産額と関連がある可能性が高い。山本 [15] は、技術進歩の影響など、ある変数の効果が明らかに認められるにもかかわらず、その変数自体が観測困難である場合は、その変数と同じような動きをする変数によ

¹⁴本モデルは実務で利用しており、説明変数を明示できないことをご理解いただきたい。

て代用する方法があることを述べている。この変数は代理変数と呼ばれている。業歴別デフォルト率は個人資産額の代理変数として利用できる可能性がある。

実務において法人企業の経営者の個人資産額を正確に観測することは難しい。したがって、業歴別デフォルト率が代理変数として利用可能であることがわかれば、リスク評価の精度を手間とコストをかけずに精緻化することができる。さらに、スコアリングモデルにとどまらず、回収率モデルやELの推計など、さまざまなモデルの精度向上に寄与することも期待できる。このような実務での汎用性を高めるには、業歴別デフォルト率が経営者の個人資産額の代理変数として利用可能であることを明らかにすることが必要である。ただし、枇々木ら [5] は、この点について確認していない。そこで、本節では、業歴別デフォルト率が経営者の個人資産額の代理変数として利用できるかどうかを検証する。もっとも、上述のとおり、個人資産額を正確に観測することは困難であるため、次の三つの手順で検証を行う。

- (1) 業歴別デフォルト率が財務指標以外のファクターの代理変数となりうるかを調べるため、デフォルト率の低下が財務指標の影響で生じているわけではないことを確認する。
- (2) 財務指標以外のファクターに経営者の個人資産額が含まれるかどうかを探るため、業歴別デフォルト率と個人資産額との相関が高いかどうかについて、個人企業(自営業者)のデータを使用して検証する。個人企業は、個人資産と事業用資産が明確に分離されていないため、事業用の資産額と経営者の個人資産額は比例していると考えられる。
- (3) 個人企業の分析結果が法人企業にも適用可能であることを確認するため、法人企業と個人企業の業歴別デフォルト率の相関を分析する。

分析の結果は次のとおりである。

- (1) 業歴別デフォルト率が低下するのは、財務指標の影響ではなく、業歴が長くなるほど財務指標以外のファクターのプラス効果が強くなることが主因であることがわかった。
- (2) 個人企業のデータで分析した結果、業歴別デフォルト率と個人資産額(現金保有額および不動産保有額)との相関は、いずれも -0.80 と高い負の相関が確認できた。
- (3) 法人企業と個人企業の業歴別デフォルト率の相関は 0.92 と高く、個人企業の分析結果は法人企業でも適用可能であることがわかった。

以上の結果から、業歴別デフォルト率は経営者の個人資産額の代理変数として利用できることを明らかにした。分析の詳細について、次節以降みていくことにする。

3.1. 業歴別デフォルト率が財務指標以外のファクターの代理変数となりうるかの検証

本節では、業歴別デフォルト率が財務指標以外のファクターの代理変数となりうるかを検証するため、業歴が長くなるほどデフォルト率が下がる要因が、財務指標の影響ではなく、財務指標以外のファクターのプラス効果によるものかどうかを確認する。業歴別デフォルト率の低下要因としては以下の三つが考えられる。

(要因1) 業歴が長くなるほど個々の企業の財務指標が良くなる。

(要因2) 財務指標の悪い企業がデフォルトして、業歴が長くなるほど財務指標の良い企業の構成比が高くなる。

(要因3) 業歴が長くなるほど財務指標以外のファクターのプラス効果が強くなる。

三つの要因が重複して影響を与えていると思われるが、本節では、どの要因の影響が強いのかを確認する。まず、財務指標の影響がどの程度あるのかを確認するため、業歴ごとの財務スコアを平均した業歴別財務スコアを算出する。財務指標の影響、すなわち、要因1もし

くは要因2の影響でデフォルト率が低下しているとすれば、業歴が長くなるほど平均財務スコアは高くなっているはずである。結果を図10に示す。業歴別財務スコアは業歴が長くなるほど低下しており、財務指標の影響よりも要因3の財務指標以外のファクターのプラス効果が強いことがわかった。

ただ、一般に財務スコアが低下すれば、デフォルト率は上昇すると考えられることから、財務スコアが低下しているにもかかわらず、デフォルト率が低下するのは、業歴が長くなるほど財務モデルが機能しなくなっているのではないかという疑問を生む。そこで、財務スコアの低下要因を分析して、モデルが機能しているかどうかを確認する。財務スコアの低下要因は、①業歴が長くなるほど財務モデルが機能しなくなるため、財務スコアの低い企業がデフォルトしている、②財務指標以外のファクターのプラス効果が強くなるためデフォルト率が低下し、財務スコアの低い企業の割合が高くなる、の二つが考えられる。コーホート分析の手法を用いて、詳細に分析した結果、財務モデルは正常に機能しており、業歴別財務スコアが低下する理由は、②であることが確認できた。分析方法と結果は付録Aを参照していただきたい。

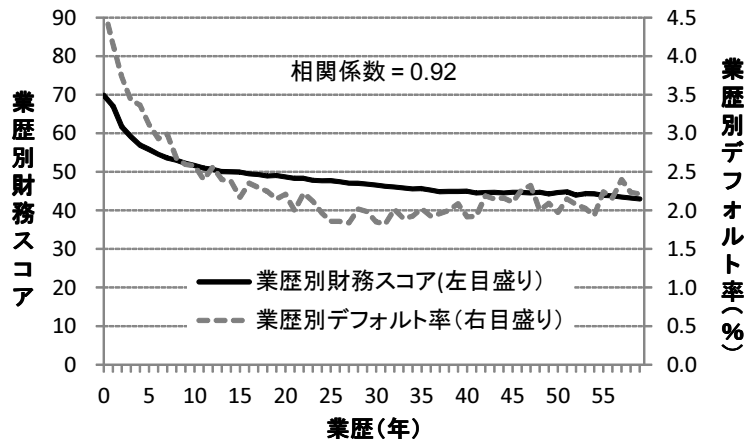


図10: 業歴別デフォルト率と業歴別財務スコア

以上の結果を踏まえて、業歴別デフォルト率が低下している理由について整理する。(2.1)式のようなロジットモデルを想定し、 t 期のデフォルト率 DR_t を t 期の財務要因 FI_t だけではなく、非財務要因 NFI_t も含めた(3.1)式のような一般化線形モデルで定式化しよう。

$$f(DR_t) = \ln \left(\frac{1 - DR_t}{DR_t} \right) = g_1(FI_t) + g_2(NFI_t) \quad (3.1)$$

ここで、 $f(DR_t)$ はデフォルト率 DR_t の単調減少関数である。財務要因 $g_1(FI)$ は付録Aでの分析によって財務モデルが正しく機能していることがわかっており、 FI_t (たとえば、財務指標)が大きくなるほどデフォルト率が低下する場合、単調増加関数を仮定できる。また、非財務要因 $g_2(NFI)$ も NFI_t (たとえば、個人資産額)が大きくなるほどデフォルト率が低下する場合、単調増加関数を想定できる。

次に、 t 期から $t+1$ 期の変化幅は、(3.2)式のように表せる。

$$f(DR_t) - f(DR_{t+1}) = g_1(FI_t) - g_1(FI_{t+1}) + g_2(NFI_t) - g_2(NFI_{t+1}) \quad (3.2)$$

図10より、 FI に相当する業歴別財務スコアは業歴が長いほど低くなるので、 FI_{t+1} は FI_t よりも小さくなり、 $g_1(FI_{t+1})$ の値は $g_1(FI_t)$ の値よりも小さくなる。したがって、(3.2)

式の右辺第1項と第2項の差はプラスになる。一方、業歴が長くなればデフォルト率が下がる、つまり $DR_t > DR_{t+1}$ ならば、 $f(DR_t) < f(DR_{t+1})$ となり、左辺はマイナスとなる。左辺がマイナス(業歴別デフォルト率が低下)で右辺第1項と第2項の差がプラス(財務スコアが低下)ならば、右辺第3項と第4項の差は必然的にマイナスとなる。非財務要因 $g_2(NFI)$ も単調増加関数なので、非財務要因は業歴が長くなるほど値が大きくなる。このように、業歴別デフォルト率の低下は、非財務要因、つまり、財務指標以外のファクターのプラス効果によってもたらされていることがわかる。

3.2. 業歴別デフォルト率と経営者の個人資産額との相関

本節では、業歴とともに経営者の個人資産額が増えることを検証する。最善の方法は、業歴と経営者の個人資産額との相関関係を分析することである。しかし、法人企業の場合、経営者の個人資産額を調べるのは簡単ではない。決算書などの公開情報からは経営者の個人資産額は入手できないからである。小企業の場合は、工場や店舗が自宅と兼用になっているケースがほとんどである。所有不動産の名義は大半が経営者となっているため、不動産の価格や住宅ローンの残高は、決算書には掲載されていない。決算書の資産額と経営者の個人資産額は比例しないため、別途把握して評価する必要がある。

そこで、個人企業、いわゆる自営業者のデータに着目する。法人形態をとらない個人企業の場合、工場や店舗が自宅と兼用になっているケースでは、事業用に使用している部分の不動産価格やローン残高は申告書の貸借対照表に計上されているケースが多い。預貯金の名義も個人名義となっているため、法人企業ほど明確に個人用と事業用が分離されているわけではない。したがって、個人企業の事業用資産額と経営者の個人資産額は多くが重複しており、比例関係にあると考えられる。

分析は次の手順で行う。まず、個人企業において、業歴別デフォルト率と資産額との間に相関があるかどうかを確認する。次に、法人企業と個人企業の業歴別デフォルト率の相関を検証し、個人企業の分析結果が法人企業にも適用可能であることを明らかにする。

3.2.1. 個人企業における業歴別デフォルト率と資産保有額との関係

個人企業における業歴と資産保有額との関係を図11の左図に示す。この図は公庫が2007年度から2010年度に個人企業に融資した債権データの業歴別の資産保有額(現金保有額および不動産保有額)に対して、業歴2年の保有額を100として指数化したものである¹⁵。棒グラフは融資件数である。これをみると、業歴20年ぐらいまで、預金額は約2倍、不動産保有額は約3倍になっている。一定の資産規模になると法人化するため、それ以降は緩やかな増加となり、業歴50年を過ぎると横ばいとなっている。

次に、個人企業の業歴別デフォルト率と業歴別現金保有額指数および不動産保有額指数との相関関係を図11の右図に示す。現金保有額および不動産保有額との相関はいずれも-0.80となっており、経営者の個人資産保有額とデフォルト率が負の相関関係になっている。

さらに、図12に現金保有額指数と業歴別デフォルト率、不動産保有額指数と業歴別デフォルト率の散布図と回帰分析の結果を示す。 R^2 は0.64、0.65と比較的高い値を示している。業歴別デフォルト率は、経営者の資産だけではなく、経営者以外の家族の資産や経営ノウハウといった財務指標に表れない小企業のパフォーマンスを表していると考えられるが、相関係数の高さをみると、経営者の個人資産額がその一つであることは間違いなさそうである。

¹⁵ 現預金や不動産を担保にした負債額を控除した純資産額ではない。また、業歴1年の融資件数はサンプル数が4,710件と少ないため、業歴2年(10,204件)を基準にした。

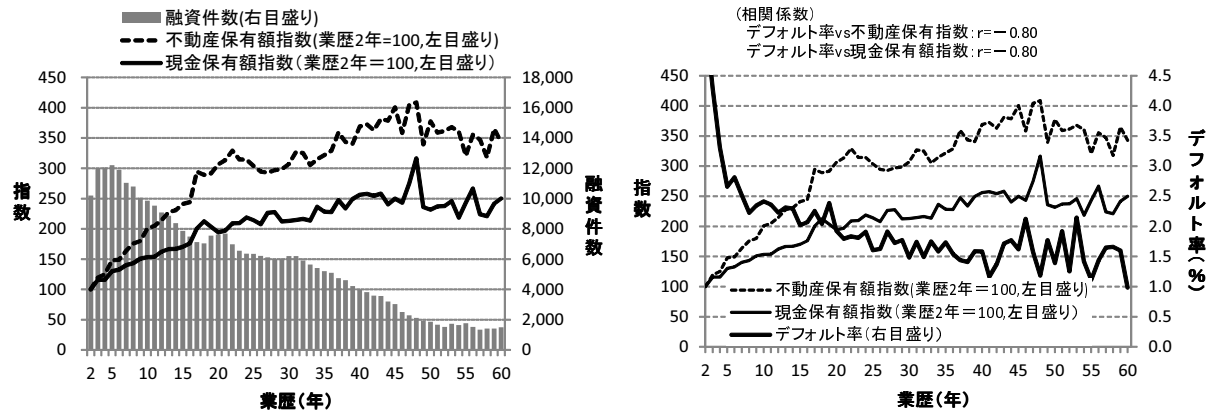


図 11: 資産保有額指数と業歴別融資件数(左), 業歴別デフォルト率(右)の関係

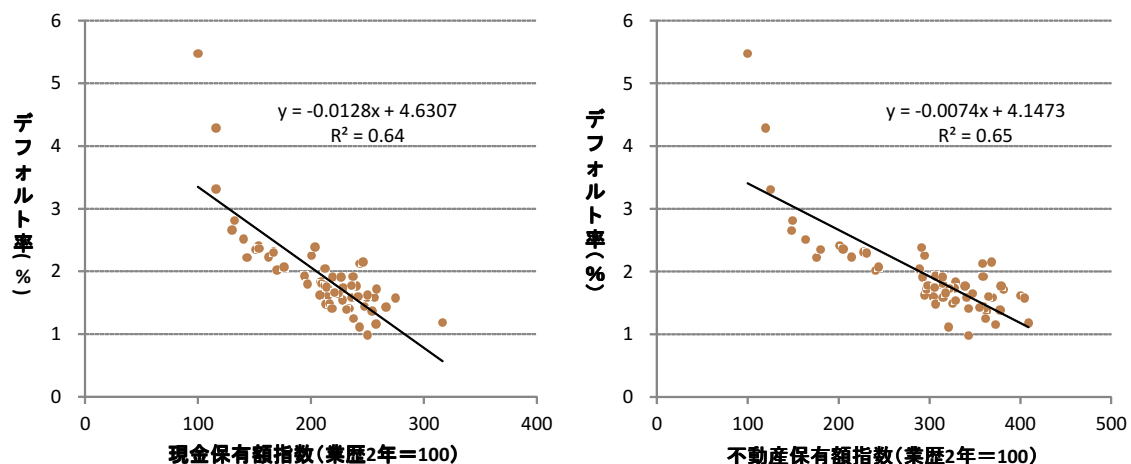


図 12: 業歴別デフォルト率と現金保有額指数(左)および不動産保有額指数(右)

3.2.2. 個人企業と法人企業の業歴別デフォルト率

図 13 に個人企業と法人企業の業歴別デフォルト率を示す。個人企業は業歴 40 年を超えると件数が減るため変動が大きくなるが、相関係数は $0.91 (R^2 = 0.83)$ と高い。したがって、個人企業の分析結果は法人企業にも適用可能であるといえる。

本節の分析結果をまとめると以下のとおりである。

- (1) 業歴が長くなるほど財務指標以外のファクターの影響が強くなるため、業歴別デフォルト率が低下して、業歴別財務スコアが下がることがわかった。
- (2) 個人企業において、経営者の資産額が増えるほど業歴別デフォルト率が低下するという負の相関が高いことがわかった。経営者の個人資産額は、財務指標以外のファクターの一つである可能性が高い。
- (3) 法人企業と個人企業の業歴別デフォルト率は相関が高く、個人企業の結果は法人企業でも適用可能であることが明らかになった。

以上の分析結果から、法人企業においても業歴が長くなるほど経営者の個人資産額が増えるため、デフォルトしにくくなっていると考えられる。尾木ら [11] は、無担保無保証債権の回収率を推定するモデルの変数として業歴関数が有意であり、業歴の長い企業ほど資産の蓄積が大きくなっている可能性を示している。先行研究の結果も併せて考えると、業歴別デ

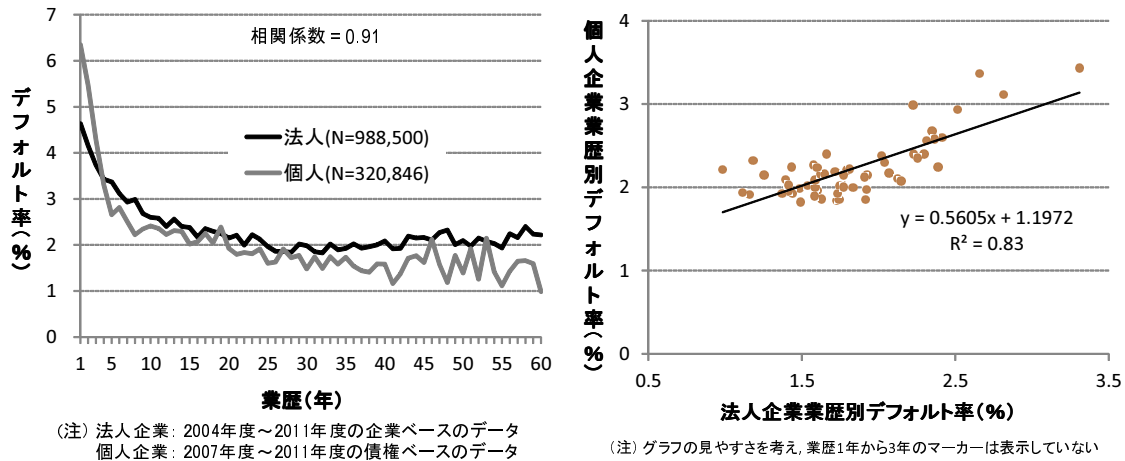


図 13: 個人企業と法人企業の業歴別デフォルト率

フォルト率は経営者の個人資産額の代理変数として利用可能であるといえる。

4. まとめと本研究の貢献

枇々木ら [5] は、公庫が保有する 2004 年度から 2007 年度の約 48 万件のデータを用いて分析を行い、業歴とデフォルト率との関係を 3 次関数で定式化した業歴関数を信用スコアリングモデルの変数として用いると AR 値が向上することを明らかにした。しかし、業歴の 3 次関数として定式化が可能な業歴別デフォルト率が何を表しているのかを確認していなかった。さらに、頑健性の検証も不十分であったため、信用スコアリングモデル以外の分野での利用や他の金融機関での使用など、業歴関数の汎用性に課題があった。

本研究では、業歴関数の汎用性を高めるために、データの観測期間を 2004 年度から 2011 年度の 8 年間に拡大し、約 100 万件のデータを用いて分析した。さらに約 32 万件の個人企業のデータを加えて、膨大なデータを分析した結果、以下の 3 点が明らかになった。

- ① データ数を約 2 倍に増やした結果、格付けや業種といったさまざまな切り口で 3 次関数の統計的な有意性を確認することができた。
- ② 時系列で分析した結果、業歴関数の AR 値は安定しており、経年劣化や景気変動の影響を受けにくいという時系列に対する頑健性が確認できた。
- ③ 業歴別デフォルト率は、経営者の個人資産額の代理変数として利用可能であることがわかった。

本研究の成果において、実務上の観点からは③の貢献が大きい。小企業の信用リスク評価において、経営者の個人資産額が重要なファクターであることは分かっているが、これらを観測することは手間とコストの観点から難しいため、モデルの精度向上を阻む大きな要因となっている。

しかし、本研究によって業歴別デフォルト率が経営者の個人資産額の代理変数として利用可能であることがわかり、信用スコアリングモデルの精度を手間とコストをかけずに高めることが可能になった。さらに、業歴関数の頑健性が確認できた結果、回収率モデルや EL を推計するモデルといった他のモデルへの応用など、他の分野への利用可能性を高めることができた。ただ、他の金融機関に対する利用可能性については、本分析で使用したデータは公庫が融資した企業のみであり、サンプルバイアスを持つ可能性があることには注意が必要で

ある。本論文の結果の他の金融機関での利用可能性や一般性については、今後の研究課題と認識している。

現在、民間金融機関は取引先拡大のために、業歴の浅い創業企業や小零細企業などへの融資を積極化しており、これらのデータを含む本論文の結果は、リスクテイクを積極化する民間金融機関に多くの示唆を与えるものと信じている。本研究の成果が小企業向けの融資を行っている他の金融機関における信用リスク管理の高度化に貢献することを願ってやまない。

参考文献

- [1] L.M.B. Cabral and J. Mata: On the evolution of the firm size distribution: facts and theory. *American Economic Review*, **93-4** (2003), 1075–1090.
- [2] 中小企業庁: 中小企業白書 2002年版.
- [3] 中小企業庁: 中小企業白書・小規模企業白書 2015年版.
- [4] D.S. Evans: The relationship between firm growth, size, and age: estimates for 100 manufacturing industries. *Journal of Industrial Economics*, **35** (1986), 567–581.
- [5] 枇々木規雄, 尾木研三, 戸城正浩: 小企業向けスコアリングモデルにおける業歴の有効性. 津田博史, 中妻照雄, 山田雄二編: ジャフイー・ジャーナル「金融工学と市場計量分析」(朝倉書店, 2010), 83–116.
- [6] 枇々木規雄, 尾木研三, 戸城正浩: 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定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・リサーチ学会論文誌, **55** (2012), 42–65.
- [7] 金融庁: 金融検査マニュアル別冊, 中小企業融資編(2008).
- [8] 国民生活金融公庫総合研究所: 2007年度新規開業実態調査(2007).
- [9] C.F. Loderer and U. Waelchli: Firm age and performance. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1342248> (2010).
- [10] 森平爽一郎: 信用リスクモデリング - 測定と管理 - (朝倉書店, 2009).
- [11] 尾木研三, 戸城正浩, 枇々木規雄: 小企業向け保全別回収率モデルの構築と実証分析. 中妻照雄, 今井潤一, 山田雄二編: ジャフイー・ジャーナル「金融工学と市場計量分析」(朝倉書店, 2015), 168–201.
- [12] K. Sakai, I. Uesugi and T. Watanabe: Firm age and the evolution of borrowing costs: evidence from Japanese small firms. *Journal of Banking and Finance*, **34-8** (2010), 1970–1981.
- [13] 矢嶋康次: 貯蓄における年齢・時代・世代効果. ニッセイ基礎研究所, Monthly Report 2001年1月号(2001), 3–4.
- [14] 安田武彦, 高橋德行, 忽那憲治, 本庄裕司: テキスト ライフサイクルからみた中小企業論(同友館, 2007).
- [15] 山本拓: 計量経済学(新世社, 1995).
- [16] 山下智志, 三浦翔: 信用リスクモデルの予測精度 - AR 値と評価指標 - (朝倉書店, 2011).

付録

A. 業歴別財務スコアの低下要因

財務指標からスコアリングモデルによって計算される財務スコアが低ければ、デフォルト率は高くなると考えるのが一般的である。なぜ、業歴の増加とともにデフォルト率が低下しているにもかかわらず、財務スコアも低下するのであろうか。その理由として考えられるケースは以下の二つである。わかりやすく示すために、図 14 の模式図を見ながら説明する。白色部分はデフォルト企業、灰色部分は非デフォルト企業を表す。

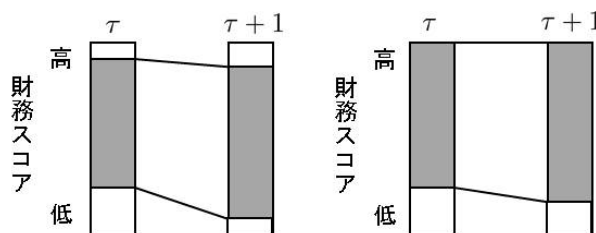


図 14: 業歴別財務スコアの低下要因の模式図

一つは図 14 の左図のように、モデルがうまく機能しないため、業歴の長い企業ほど (業歴 $\tau+1$ の企業の方が) デフォルト企業 (白色部分) に占める財務スコアの低い企業の割合が増えてしまい、業歴が長くなるほどスコアの平均値が下がるケースである。

もう一つは右図のように、モデルはうまく機能しているが、業歴が長くなるほど (業歴 $\tau+1$ の企業の方が) 財務指標以外のファクターのプラス効果が強くなることによってデフォルト率 (白色部分の割合) が低下し、業歴が長くなるほどデフォルトせずに生き残った財務スコアの低い企業 (非デフォルト企業 : 灰色部分) の割合が高くなった結果、財務スコアの平均値が下がるケースである。いずれの場合も τ より $\tau+1$ の方が生存企業 (灰色部分) の割合が増えており、デフォルト率が低下していることにも注意してほしい。

したがって、財務スコアの低下要因が主に右図であることを示すことができれば、業歴別デフォルト率が財務指標以外のファクターの代理変数となりうる可能性を高めることができる。そこで、財務スコアの低下要因を調べるため、財務スコアの変動を左図と右図の二つに分解することによってどちらのケースが主因となるかを検証する。ただ、財務スコアは景気変動などの影響も受ける。そこで、コーホート分析の手法を用いて、これらの影響を除去したうえで分析する。分析は Sakai, Uesugi and Watanabe[12] を参考にして行う。

A.1. 分析手法の概要

x 年に創業した企業 i の t 年時点の財務スコア $s_i(t, x)$ は、(A.1) 式のとおり、 t 年の時代効果 $\alpha(t)$ 、創業した x 年の世代効果 $\beta(x)$ 、業歴効果 (加齢効果) $\gamma(t-x)$ の三つの要素で表すことができる。と想定しよう。

$$s_i(t, x) = \alpha(t) + \beta(x) + \gamma(t-x) \tag{A.1}$$

ここで業歴は $t-x$ であり、誤差項は省略する。時代効果とは時代とともに変化するもので、景気が良くなることによって財務スコアが良くなるマクロ経済効果などが考えられる。また、世代効果とは創業したときの環境によって影響を受けるもので、創業した年が不況で創業のハードルが高い時代だと、財務スコアの低い企業が多いという効果などが考えられる。

業歴効果だけを抽出するために、時代効果 $\alpha(t)$ と世代効果 $\beta(x)$ を順に取り除いていく。時代効果は主にマクロ経済変動による財務スコアの変動と考えられる。そこで、 t 年の財務スコアの平均値 $\bar{S}(t)$ と 8 年間の財務スコアの平均値 \bar{S} の差を時代効果 $\alpha(t)$ を表すマクロ経済効果と考え、それを取り除いたあとの財務スコア $S_i(t, x)$ を (A.2) 式に示す。ここで、 S が大文字になっている点に留意してほしい。

$$S_i(t, x) = s_i(t, x) - \{\bar{S}(t) - \bar{S}\} = \beta(x) + \gamma(t - x) \quad (\text{A.2})$$

次に、世代効果 $\beta(x)$ を取り除く。(3.2) 式より、企業 i の 1 年後 ($t+1$ 年) の財務スコアは、(A.3) 式で表すことができる。

$$S_i(t+1, x) = \beta(x) + \gamma(t+1 - x) \quad (\text{A.3})$$

時代効果控除済みの財務スコアから世代効果 $\beta(x)$ を取り除くために、(A.3) 式から (A.2) 式を引き (A.4) 式が得られる。

$$S_i(t+1, x) - S_i(t, x) = \gamma(t+1 - x) - \gamma(t - x) \quad (\text{A.4})$$

企業 i の t 年から $t+1$ 年にかけての 1 年間の時代効果控除済みの財務スコアの変動を、業歴効果の変動として示すことができる。以降、時代効果控除済みの財務スコアを単に財務スコアと呼ぶことにする。

次に、(A.4) 式の左辺をもとにして、1 年間の財務スコアの平均的な変動を① t 期における非デフォルト企業とデフォルト企業の財務スコアの差、② 非デフォルト企業の 1 年間の財務スコアの変動、の二つの要因に分解し、業歴別財務スコアの低下要因を探る。

業歴 τ 年の t 期における財務スコアの平均値 $\bar{S}_{A(t, \tau)}$ は、

$$\bar{S}_{A(t, \tau)} = \frac{1}{n_{A(t, \tau)}} \sum_{i=1}^{n_{A(t, \tau)}} S_i(t, \tau) \quad (\text{A.5})$$

となる。ここで、 $S_i(t, \tau)$ は、業歴 τ 年の企業 i の t 期における財務スコア、 $n_{A(t, \tau)}$ は t 期における業歴 τ 年の企業数である。

また、財務スコアの平均値 $\bar{S}_{A(t, \tau)}$ は、 t 期中にデフォルトした業歴 τ 年の企業の財務スコアの平均値 $\bar{S}_{D(t, \tau)}$ と、デフォルトしなかった企業の財務スコアの平均値 $\bar{S}_{ND(t, \tau)}$ を企業数で加重平均した、

$$\bar{S}_{A(t, \tau)} = \frac{n_{D(t, \tau)}}{n_{A(t, \tau)}} \cdot \bar{S}_{D(t, \tau)} + \frac{n_{ND(t, \tau)}}{n_{A(t, \tau)}} \cdot \bar{S}_{ND(t, \tau)} \quad (\text{A.6})$$

としても表せる。ここで、 $n_{D(t, \tau)}$ は t 期中における業歴 τ 年のデフォルト企業数、 $n_{ND(t, \tau)}$ は非デフォルト企業数である。さらに、業歴 τ 年の企業の t 期のデフォルト率 $DR_{(t, \tau)}$ は $n_{D(t, \tau)}/n_{A(t, \tau)}$ であるので、(A.6) 式は (A.7) 式のように書ける。

$$\bar{S}_{A(t, \tau)} = DR_{(t, \tau)} \bar{S}_{D(t, \tau)} + (1 - DR_{(t, \tau)}) \bar{S}_{ND(t, \tau)} \quad (\text{A.7})$$

したがって、財務スコアの平均値の変動幅は (A.8) 式のとおり、二つの要因に分解できる。

$$\begin{aligned} \bar{S}_{A(t+1, \tau)} - \bar{S}_{A(t, \tau)} &= \bar{S}_{A(t+1, \tau)} - \{DR_{(t, \tau)} \bar{S}_{D(t, \tau)} + (1 - DR_{(t, \tau)}) \bar{S}_{ND(t, \tau)}\} \\ &= DR_{(t, \tau)} (\bar{S}_{ND(t, \tau)} - \bar{S}_{D(t, \tau)}) + (\bar{S}_{A(t+1, \tau)} - \bar{S}_{ND(t, \tau)}) \end{aligned} \quad (\text{A.8})$$

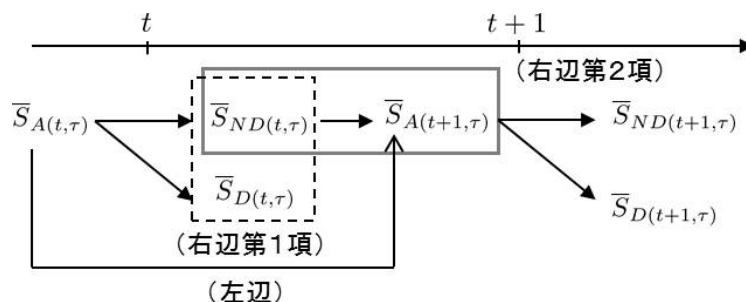


図 15: (A.8) 式の模式図

(A.8) 式を図解するために図 15 に模式図を示す。簡単化のために、(A.8) 式の右辺第 1 項のデフォルト率 $DR_{(t,\tau)}$ を省略していることに注意してほしい。

図 15 をみると、(A.8) 式の第 1 項は非デフォルト企業の財務スコアの平均値と、デフォルト企業の財務スコアの平均値との差が全体の財務スコアの変動に与える効果を表していることがわかる。モデルがうまく機能していれば、非デフォルト企業のスコア $\bar{S}_{ND(t,\tau)}$ はデフォルト企業のスコア $\bar{S}_{D(t,\tau)}$ よりも高くなるため、第 1 項はプラスになる。一方、図 14 の左図のように、モデルがうまく機能せずにスコアの高い企業がデフォルトして全体のスコアが低下してしまう場合、デフォルト企業のスコアが非デフォルト企業のスコアよりも高くなるので、第 1 項はマイナスになる。

第 2 項は、非デフォルト企業の財務スコアの平均値の t 期から $t+1$ 期の変動幅を示している。ここで、業歴 τ 年の $t+1$ 期の全企業は業歴 τ 年の t 期の非デフォルト企業と同じ企業であるので、業歴 τ 年の $t+1$ 期の全企業の財務スコアの平均値 $\bar{S}_{A(t+1,\tau)}$ とは、業歴 τ 年の t 期の非デフォルト企業の $t+1$ 期の財務スコアの平均値にほかならない。つまり、第 2 項は業歴 τ 年の非デフォルト企業の財務スコアの t 期から $t+1$ 期にかけての変動を表している。したがって、プラスならば財務スコアの平均値が高くなっていることを示し、マイナスならば低下していることを示す。図 14 の右図の灰色部分のように、低スコア企業の割合が高まることによって全体のスコアが低下しているとすれば、第 2 項はマイナスになる。

A.2. 分析データおよび結果

分析データは、2004 年度から 2011 年度までに公庫が融資した企業のうち、十分な企業数が確保できる業歴 60 年以下の企業の財務スコアを使用する。業歴 τ 年の企業の t 期のデフォルト率は、各年度に融資した企業のうち、翌年度中にデフォルトした企業の割合を用いている。また、データの制約から業歴 τ 年の企業群の $t+1$ 期の財務スコアの平均値として、 $t+1$ 期の業歴 $\tau+1$ 年の企業群の平均値を用いるため、 t 期と $t+1$ 期の企業群が異なることに注意してほしい。本来は同一企業群の t 期と $t+1$ 期の財務スコアの平均値を比較すべきであるが、業歴 2 年以上の業歴ごとの企業数は 8 千社以上あることから、大数効果により大きな問題は生じないと仮定する。

年度別業歴別に第 1 項と第 2 項の数値を算出した。表 10 は (A.8) 式の左辺および右辺第 1 項と第 2 項の符号の数を示す。右辺第 1 項のマイナスはほぼすべての年度で生じなかった。これは非デフォルト企業の財務スコアがデフォルト企業の財務スコアより高いことを示しており、モデルが機能していることがわかる。左辺がマイナスで右辺第 1 項がプラスであれば、右辺第 2 項は必ずマイナスになる。

実際に、第 2 項の符号をみると、全ての年度でマイナスのケースが多くなっており、財務

スコアの平均値が低下している効果が高いことがわかる。プラスのケースは左辺がプラスとなっているケースである。また、第2項がマイナスで左辺がプラスのケースは、右辺第1項のプラスの値よりも第2項のマイナスの値が小さいことを示している。とりわけ、2008年度の左辺がプラスになることが多いのは、リーマンショックによって急激に悪化した業績からの回復によって財務スコアが改善したことが理由と考えられる。景気変動などの時代効果は(A.2)式によって除去したが、リーマンショックのインパクトは想定以上に大きかったことがわかる。

以上の分析結果から、モデルは正常に機能しており、業歴別財務スコアが低下するのは図14の右図のとおり、業歴が長くなるほどデフォルト率が低下するため、財務スコアの低い企業の割合が高くなることが理由であることがわかった。

表 10: (A.8) 式の左辺および右辺第1項と第2項の符号の数

左辺	右辺第1項	右辺第2項	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
-	+	-	45	45	43	40	24	41	52
+	+	-	9	7	10	14	18	11	2
+	+	+	6	7	7	6	17	8	6
	-		0	1	0	0	1	0	0

尾木 研三

(株) 日本政策金融公庫 国民生活事業本部

〒100-0004 東京都千代田区大手町1-9-4

大手町フィナンシャルシティ ノースタワー

E-mail: ogi-k@jfc.go.jp

