

投資家の歪度への選好が 倒産リスクアノマリーに与える影響

柳樂 明伸
(一橋大学)

要 旨

本稿では、倒産リスクアノマリーが投資家の株式リターンの歪度への選好と関係することを示す。歪度と倒産リスクの間にはU字型の関係があり、倒産リスクが高い企業には歪度が高い企業と低い企業が混在している。正の歪度のグループでは倒産リスクとリターンの間には負の関係があり、その関係は歪度によって約7%説明が可能である。このことは投資家には歪度への選好が存在し、倒産リスクが歪度の源泉となっている可能性を示している。

キーワード：倒産リスク、アノマリー、歪度

1 はじめに

投資家が株式リターンの歪度に対して選好をもつとき、リターンの歪度はリスクプレミアムに影響を与えることが理論的に示されている。Mitton and Vorkink (2007) は三次の選好を持つ投資家が存在するとき歪度とリターンの間には負の関係があることを示している。したがって、投資家がリターンの歪度への選好を持っているのであれば、CAPMなどの通常のリスクとリターンの関係ではとらえられないリターンの変動が生じる可能性がある。

投資家がリスク回避的であるならば、高いリスクの株式は高いリスクプレミアムが要求される。企業に倒産リスクが存在し、そのリスクが既存のファクターでは捉えられていないのであれば、倒産リスクとリターンの間には正の関係があるはずである。Fama and French (1995) は、簿価時価比率が高い企業は低い企業に比べて収益性が低く財務的困窮度が高いこと、また、企業規模が小さい企業はレバレッジが高く、収益の不確実性が高いことから、バリュー効果やサイズ効果は財務的に困窮している企業に対するリスクプレミアムであるとしている。したがって、倒産リスクとリターンの関係には正の関係があるとしている。

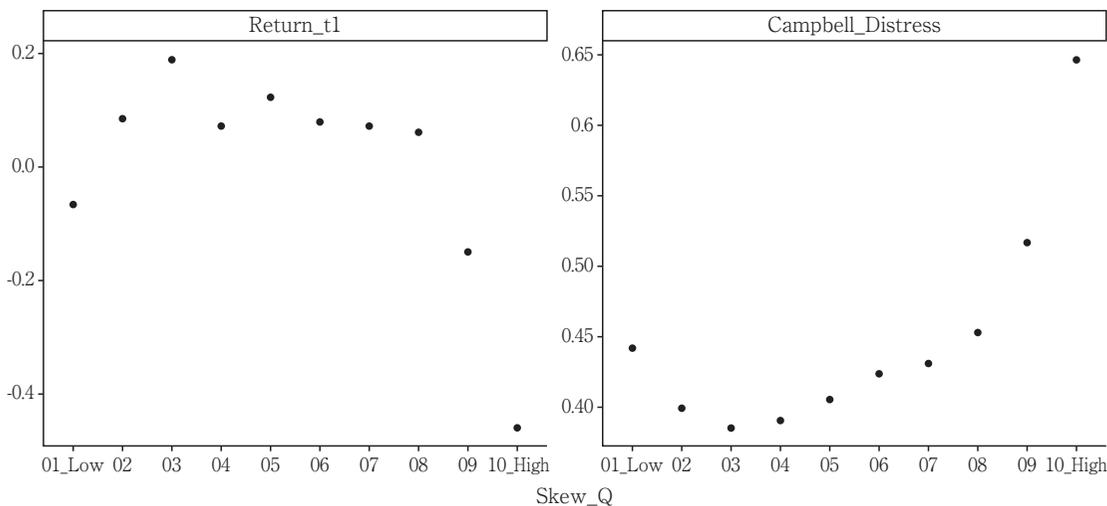
これに対して、Campbell *et al.* (2008) では、これに反する実証結果が示されている。彼らは倒産リスクとリターンの間には負の関係があることを示しており、この関係は倒産リスクアノマリーと呼ばれている。Campbell *et al.* (2008) は、利益情報やマーケットの情報から倒産リスクの尺度を作成し、倒産リスクと株式リターンには負の関係があることを示している。彼らは、Fama-French 3 ファクター

モデルや Carhart の 4 ファクターモデルではこの関係を説明できないことを明らかにしている。このような倒産リスクアノマリーの発生要因として、情報の非対称性や裁定の限界によるミsprayシングの影響やシステムティックなリスクによる説明が既存の研究ではなされている。

本稿では、2002 年 1 月から 2018 年 12 月の日本市場に上場している企業について、Campbell *et al.* (2008) の倒産リスクの指標を用いて、米国と同様に倒産リスクアノマリーが観測されるかを検証する。それに加えて、その関係は裁定の限界やリスクによる説明とは異なり、投資家のリターンの三次のモーメントへの選好の影響を受けるのかを検証する。倒産リスクが高い企業には、歪度が正負の両面で高くなるという特性を持つ企業が混在している可能性がある。すなわち、将来企業業績が回復することを期待する Lottery-like な特性を有する企業と、実際の倒産や悪い業績が続くことで大きなロスが生じる企業の 2 つのタイプである。倒産リスクの高い企業には歪度の絶対値が大きい企業が存在することと投資家の歪度への選好が存在することが、倒産リスクアノマリーを引き起こす要因となりうるのかを検証することが本稿の目的である。

歪度と倒産リスクの関係は Schneider *et al.* (2020) のモデルにおいて示されている。彼らは、歪度と倒産リスクの関係は U 字型となっており、歪度の絶対値が大きい企業は信用リスクが高いことを示している。このような歪度と倒産リスクの関係は実際のデータでも観測されている。図 1 は過去 1 か月間の日次リターンの歪度の大きさを 10 分位のポートフォリオを作成したときの、将来リターンと倒産リスクの関係を示している。ただし、ポートフォリオは毎月末に歪度の大きさによってリバランスしている。図 1 の左図は毎月末に歪度で 10 分位したときのポートフォリオの翌月の等加重リターンを示している。この図から歪度とリターンの間には負の関係があることが見て取れる。これは先行研究が示す理論的な結果とも合致している。図 1 の右図は歪度で 10 分位したポートフォリオの倒産リスクの指標の平均値をプロットしている。図をみると、Schneider *et al.* (2020) のモデルが示すように倒産リスクと歪度には U 字型の関係があることがわかる。すなわち、倒産リスクが高い企業には歪度が正で高い企業と負で高い企業が混在しており、歪度と倒産リスクアノマリーに関係がある可能性を示唆している。

図 1 歪度とリターン・倒産リスクの関係



実証分析の結果、日本市場においても倒産リスクアノマリーが存在するのは、歪度が正の企業の間であることを確認した。他方で歪度が負である場合、倒産リスクアノマリーは存在せず、倒産リスクとリターンには正の関係があることが明らかになった。また、歪度が正のグループでは、歪度をコントロールすると、リターンと倒産リスクの関係は低下することが明らかになり、倒産リスクとリターンには有意な関係はなくなることが明らかになった。さらに Hou and Loh (2016) の手法を用いて、歪度がどの程度倒産リスクアノマリーに対して説明力があるかを検証した結果、歪度が正のグループでは倒産アノマリーの発生を歪度によって約 7% 説明できることが明らかになった。これは流動性や過去のリターンの影響よりも大きな影響を持つことが示されている。

図 1 で示した通り、倒産リスクが高い企業には歪度が正で高い企業と負で高い企業が混在している。したがって、倒産リスクが高い企業に歪度への選好を持つ投資家が多く投資を行っている可能性がある。Schneider *et al.* (2020) は投資家が本来歪度への選好を持つ場合に CAPM でリターンを説明しようとするとき異常リターンが観測されることを示している。こうした影響により、歪度への選好を強く受ける倒産リスクが高い企業においては通常よりもリターンのボラティリティや固有ボラティリティ（リスクファクターでは説明できないリターンの標準偏差）が高くなることが予想される。Ang *et al.* (2006) は、ボラティリティが高くなるほど低いリターンとなることを示しており、これらは低リスクアノマリーや固有ボラティリティアノマリーなどと呼ばれている。本稿では高リスク・低リターンの関係が倒産リスクをつうじた歪度への選好によって引き起こされているかを検証する。検証の結果、低リスクアノマリーが発生するのは倒産リスクが高いグループにおいてであり、これは倒産リスクをつうじた歪度への選好からボラティリティが上昇することによって低リスクアノマリーの発生を引き起こしている可能性を示唆している。

2 先行研究

倒産リスクとリターンの関係はさまざまな研究がなされている。Dichev (1998) は Altman (1968) の Z スコアと Ohlson (1980) の O スコアを倒産リスクの指標として用い、倒産リスクはサイズ効果やバリュー効果を説明できないことや倒産リスクと期待リターンの間には負の関係があることを示している。彼らは倒産リスクを簿価時価比率や企業規模に追加した Fama-MacBeth 回帰 (Fama and MacBeth, 1973) を行い、Z スコアを用いた場合は NASDAQ の企業で、O スコアを用いた場合は NYSE と AMEX の企業、NASDAQ 企業の両方で倒産リスクと将来のリターンの間に負の関係があることを示している。また、簿価時価比率と倒産リスクの間には正の関係がないことを分位ポートフォリオの比較によって示しており、Fama and French (1995) によるサイズ効果やバリュー効果の倒産リスクによる説明とは異なる結果を示している。

Campbell *et al.* (2008) も同様に、利益情報やマーケットの情報から倒産リスクの尺度を作成し、倒産リスクと株式リターンには負の関係があり、この関係は Fama-French の 3 ファクターモデル (Fama and French 1993) や Carhart の 4 ファクターモデル (Carhart 1997) では説明できないことを明らかにしている。また、倒産リスクの高い企業は、低いリターンであると同時に、リターンの標準偏差やベータ、リスクファクターのローディングが高いことを示している。彼らは、情報の非対称性が大きいときや裁定のしにくい企業において、倒産リスクとリターンの負の関係がより強くなることを示しており、ミスプライシングによる倒産リスクアノマリーの説明をしている。このほかにも倒産リスクアノマリーの説明として、George and Hwang (2010) は倒産に関するコストが存在することによって、期待

リターンとレバレッジの間に負の関係が生じるというシステムティックなリスクに基づいた説明をしている。

これに対して倒産リスクとリターンの間には正の関係があるとする研究も存在する。Vassalou and Xing (2004) は Merton (1974) のモデルから求めた信用スプレッドを用いた場合、簿価時価比率と倒産リスクの間には正の関係があり、Fama-French の 3 ファクターモデルには倒産のリスクの情報が含まれているとしている。Chava and Purnanandam (2010) はインプライド資本コストを用いた事前の期待リターンとデフォルトリスクの間には正の関係があることを示している。したがって、合理的な投資家が現在得られる情報から期待するリターンとリスクの間には正の関係があり、その予測にはノイズがあることから事後的には負の関係がみられることを示し、倒産リスクとリターンの負の関係はアノマリーではないとしている。

こうした論文に対して、Da and Gao (2010) は短期のリバーサルを考慮した場合、Vassalou and Xing (2004) の信用リスクとリターンの関係は負となることを示している。こうした短期のリバーサルは顧客の変化による流動性ショックに起因していることを示している。

日本市場においては、北島 (2014) が倒産リスクと株式リターンの関係を、オプションアプローチによる倒産確率を用いて検証を行っており、市場全体の倒産リスクが高いときには倒産リスクとリターンの関係は負であることを示している。北島 (2014) ではこの関係を機関投資家のリスク回避的な行動によって生じているとしているが、本稿では投資家の歪度への選好が影響していると考え、検証を行う。また、アノマリーと倒産リスクの関係に関する研究では、須田・竹原 (2013) が会計発生高アノマリーの一部を倒産リスクによって説明しているが、日本市場において倒産リスクとリターンの負の関係を歪度によって説明する論文は少ない。

リターンと歪度の間に関係があるかは、理論的・実証的な面で検証が行われ、多くの研究で負の関係があることが示されている。理論的には Mitton and Vorkink (2007) や Barberis and Huang (2008) が歪度とリターンの負の関係を示している。Mitton and Vorkink (2007) は異質な投資家が存在するとき、固有歪度がリターンに影響をもたらすモデルを提示している。二次の効用関数を持つ投資家 (Traditional investor) と二次のモーメントに加えて歪度についても選好をもつ投資家 (Lotto) が存在する場合、Traditional investor は平均と分散に基づいて分散投資を行うのに対して、Lotto は個々の資産の固有歪度が増加すると分散化を行わず、歪度の高い資産へと投資することを示している。歪度の選好をもつ投資家が存在し、十分な分散化が行われないことから、歪度への選好がリターンに対して負の影響をもつようになる。同様の研究として、Barberis and Huang (2008) はプロスペクト理論に基づいて歪度とリターンの関係を示している。彼らは、投資家が低確率の事象をオーバーウェイトするときには、歪度の高い株式をより保有するようになるため、歪度の高い株式は過大評価されることを理論的に示している。Boyer *et al.* (2010) はこの関係を実証分析によって示しており、固有歪度をモデルによって予測し、条件付きの固有歪度がリターンと負の関係にあることを示している。Conrad *et al.* (2013) はオプションから求めたインプライド歪度を用いてリターンと歪度の間には負の関係があることを実証的に示している。日本においても歪度への選好を示す研究はあり、内山・岩澤 (2012) は日本市場においても正の歪度の株式リターンは低くなることを示している。また、歪度とアノマリーの関係性を示す研究として、内山・岩澤 (2013) では日本市場におけるボラティリティアノマリーの発生が歪度への選好によって引き起こされていることを示しているが、倒産リスクアノマリーと歪度の選好の関係を示す研究はなされていない。

Schneider *et al.* (2020) は、負の歪度に対してリスクプレミアムを求める投資家が存在するときの価

格モデルを示している。彼らのシミュレーションの結果によれば、歪度と倒産リスクの間にはU字型の関係があることを示している。この関係から、倒産リスクの高く歪度が高い企業は、負の異常リターンを発生することから倒産リスクアノマリーを説明できるかもしれないとしている。

3 仮説

本稿では、倒産リスクアノマリーが歪度への選好によって引き起こされているかを検証する。Mitton and Vorkink (2007) は、三次の選好をもつ投資家が存在しているときには、歪度が高い株式は過大評価され、低い異常リターンを生むことを理論的に示している。Schneider *et al.* (2020) のモデルで示されているように、倒産リスクが高い企業は歪度の絶対値が高くなる。また実際にこの関係は図1でも示されている。これらの関係から倒産リスクが高い企業には歪度の大きな企業と小さな企業が存在し、歪度の高い企業に対しては3次のモーメントに選好を持つ投資家は、歪度の高い企業に対しては、低確率でも将来の大きな利益が得られると期待し低いリターンであってもよいと考えることから、倒産リスクと将来の異常リターンの間に負の関係が生まれることが期待される。したがって、歪度の正負によって、倒産リスクとリターンの関係は異なり、歪度をコントロールすることによって、倒産リスクアノマリーが低下することが期待される。つまり、以下の仮説を検証する。

仮説：歪度が正の株式において、倒産リスクアノマリーが発生する。

4 データ

本稿で行う分析は、日本の上場全企業（金融業を含む）を分析対象としており、リターンに関する分析期間は、2002年1月から2018年12月までである。分析期間が2002年からなのは、倒産リスクの尺度を求めるときに上場廃止した企業数が推定に用いるのに十分な企業数を確保するには2001年までのデータが必要なためである。株式データと財務データは日経 Quick Astra Manager から入手している。財務データは、データの利用可能性を考慮して、6か月間のラグをとっている。また、回帰に用いるすべての変数は上下1%でWinsorizeしている。データの基本統計量は表1の通りである。

表1 変数の基本統計量

	平均値	標準偏差	最小値	25%	中央値	75%	最大値	観測数
Campbell_Distress (%)	0.38	0.87	0.00	0.08	0.19	0.41	37.56	596586
DGTW リターン (%)	0.01	8.78	-36.45	-4.84	-0.63	3.86	61.31	596585
Skew_lm	0.18	0.91	-3.55	-0.32	0.16	0.66	3.56	596586
Amihud	1.16	1.97	0.00	0.04	0.26	1.27	10.00	596586
LagReturn (%)	1.10	13.40	-26.63	-4.65	0.09	5.31	42.34	596586
Beta	0.91	0.62	-0.61	0.47	0.82	1.25	4.09	596586
IVol	8.52	6.17	0.68	4.61	6.79	10.29	58.61	596586

4.1 倒産リスクの推定

倒産リスクの大きさは、Campbell *et al.* (2008) の倒産リスクの尺度を参考に、その時点で利用可能なデータを用いて逐次的に推定することで求めている。具体的には、倒産リスクは以下の2つのステッ

で算出する。第一に、分析期間において、破産法や民事再生法、会社更生法の適用により上場を廃止した企業とその企業と同一の決算期・東証業種分類・上場市場である企業を対象に毎年12月末に以下のロジスティック回帰分析を推定する。

$$P_{i,t-1}(Y_{i,t}) = \frac{1}{1 + \exp(-X_{i,t-1})} \quad (1)$$

$Y_{i,t}$ は上場廃止したときに1をとり、それ以外は0となるダミー変数である。 $X_{i,t-1}$ は説明変数のベクトルで、推定にはNITMA, TLMTA, EXRETAVE, SIGMA, RSIZE, CASHMTA, MB, PRICEの8つの変数を用いる。NITMAは当期純利益を時価ベースの総資産(負債+時価総額)で除した値である。先行研究では四半期決算のデータを用いた過去加重平均した利益を用いているが、本稿では年度ごとのデータを用いているため、一期前の利益率を用いている。TLMTAは総負債を時価ベースの総資産で割った値、EXRETAVEは過去12か月の加重平均超過リターンであり、 $\phi=2^{-1/3}$ 、EXRETを個別証券の時価加重ウェイトポートフォリオに対する超過対数リターンとしたときに以下の式で求められる。

$$EXRETAVE_{i,t-1} = \frac{1-\phi}{1-\phi^{12}} \sum_{j=1}^{12} \phi^{j-1} EXRET_{i,t-1} \quad (2)$$

SIGMAは過去3か月の日次リターンの標準偏差である。RSIZEは時価総額(株価×発行済み株式数)の対数値とマーケット全体の時価総額の対数値の比である。CASHMTAは現金を時価の時価ベースの総資産で割ったもの、MBは簿価時価比率の逆数、PRICEは名目株価(分割を調整しない株価)である。推定結果は次頁の表2の通りである。推定結果は有意な結果が得られたものはCampbell *et al.* (2008)と同一の符号であり、この推計値を用いて倒産リスクを算出する。

第二にロジスティック回帰から得られた推定値と翌年1月から12月までの説明変数のデータを用いて、全ての企業について、(1)式に当てはめ、それぞれの企業の倒産確率($Campbell_Distress_{i,t}$)を推定する。この値がそれぞれの企業の財務変数と市場の情報を用いて推定される倒産リスクの大きさであり、この値が大きいほど倒産確率が高くなる。

4.2 倒産リスクアノマリーを説明する変数

本稿では、リターンの歪度への選好が倒産リスクアノマリーを説明するかを検証する。代表的投資家が歪度への選好を持つとき、リターンに影響をもたらすのは共歪度であるが、Mitton and Vorkink (2007)が示しているように、投資家が異質的であり、二次のモーメントまでの選好をもつ投資家と三次のモーメントまでの選好をもつ投資家の2タイプが存在するときには、その株式のリターンの歪度そのものがリターンに影響を与える。市場にはパッシブ運用を行う投資家も存在することから、三次のモーメントへの選好があるとき、リターンに影響を与えるのは共歪度ではなく歪度あると考え、検証を行う。歪度(Skew)は過去1か月の日次リターンの歪度によって計測する¹⁾。また、Da and Gao (2010)やCampbell *et al.* (2008)で指摘されているように、流動性や短期のリバーサルも倒産リスクアノマリーを説明しうる。そのため、流動性の指標としてAmihud (2002)の非流動性指標と短期のリバーサルとして過去1か月のリターン(Return_lag)も分析に用いる。Amihud (2002)は各月の日次リターンの絶対値を売買代金で除した値を合計し、その月の取引日数で割った値である²⁾。この値が

表2 倒産確率のロジスティック回帰の結果

年	Constant	NIMTA	TLMTA	EXRETAVE	SIGMA	RSIZE	CASHMTA	MB	PRICE	上場廃止 企業数
2001	6.8 [0.98]	-6.26** [-2.35]	1.07 [0.29]	0.24 [0.11]	-9.99 [-1.14]	-0.13 [-0.05]	1.34 [1.18]	-0.12 [-0.13]	-1.30*** [-4.53]	43
2002	11.94* [1.80]	-4.18** [-2.22]	-0.23 [-0.05]	-0.12 [-0.06]	-19.81*** [-2.87]	3.35 [1.20]	1.23 [0.91]	-0.085 [-0.18]	-0.90*** [-4.59]	67
2003	11.33* [1.75]	-4.19** [-2.36]	0.26 [0.06]	0.14 [0.07]	-18.86*** [-2.88]	2.69 [1.00]	1.27 [0.95]	-0.051 [-0.13]	-1.00*** [-5.39]	75
2004	7.67 [1.17]	-0.62 [-0.74]	0.29 [0.06]	-1.83 [-0.98]	-13.39** [-2.38]	4.58 [1.42]	0.97 [0.67]	-0.033 [-0.09]	-0.92*** [-5.23]	84
2005	9.75** [1.98]	-0.63 [-1.04]	-1.72 [-0.56]	-4.58** [-2.41]	-17.00*** [-3.24]	11.96*** [3.08]	0.56 [0.56]	-0.042 [-0.15]	-0.43** [-2.55]	92
2006	7.39* [1.71]	-0.68 [-1.19]	-0.75 [-0.31]	-5.16*** [-2.79]	-15.23*** [-3.02]	13.06*** [3.45]	0.98 [1.53]	-0.005 [-0.02]	-0.40** [-2.51]	94
2007	5.71 [1.54]	-0.55 [-0.99]	-1.20 [-0.60]	-7.11*** [-4.16]	-12.90*** [-2.97]	16.20*** [4.81]	0.62 [1.21]	-0.016 [-0.06]	-0.29*** [-2.72]	102
2008	7.88** [2.46]	-0.36 [-0.77]	-2.42 [-1.58]	-5.47*** [-3.78]	-14.14*** [-3.74]	15.28*** [5.30]	0.22 [0.59]	-0.046 [-0.19]	-0.30*** [-3.70]	122
2009	8.13*** [2.64]	-0.44 [-1.00]	-2.62* [-1.74]	-5.40*** [-3.89]	-14.61*** [-4.11]	16.76*** [5.91]	0.085 [0.24]	-0.032 [-0.16]	-0.28*** [-4.01]	139
2010	8.03*** [2.68]	-0.38 [-0.91]	-2.71* [-1.85]	-5.54*** [-4.01]	-14.34*** [-4.14]	17.07*** [6.04]	0.036 [0.11]	-0.036 [-0.18]	-0.29*** [-4.13]	144
2011	8.35*** [2.79]	-0.50 [-1.35]	-2.63* [-1.79]	-5.36*** [-3.88]	-14.91*** [-4.32]	17.10*** [6.03]	0.013 [0.04]	-0.047 [-0.24]	-0.29*** [-4.14]	147
2012	7.47** [2.51]	-0.54 [-1.42]	-1.54 [-1.07]	-5.72*** [-4.24]	-15.18*** [-4.43]	16.55*** [6.03]	0.12 [0.42]	-0.013 [-0.06]	-0.29*** [-4.22]	152
2013	7.78*** [2.61]	-0.55 [-1.43]	-1.53 [-1.06]	-5.62*** [-4.170]	-15.67*** [-4.59]	16.57*** [6.04]	0.11 [0.36]	-0.013 [-0.06]	-0.28*** [-4.17]	153
2014	7.07** [2.41]	-0.62* [-1.65]	-1.26 [-0.88]	-5.81*** [-4.31]	-15.15*** [-4.47]	17.15*** [6.27]	0.14 [0.51]	-0.015 [-0.07]	-0.28*** [-4.10]	154
2015	7.11** [2.42]	-0.62* [-1.65]	-1.26 [-0.88]	-5.86*** [-4.36]	-15.18*** [-4.47]	17.04*** [6.24]	0.15 [0.53]	-0.015 [-0.07]	-0.28*** [-4.19]	155
2016	6.97** [2.38]	-0.64* [-1.68]	-1.21 [-0.84]	-5.98*** [-4.45]	-15.08*** [-4.44]	17.22*** [6.31]	0.13 [0.45]	-0.016 [-0.07]	-0.28*** [-4.16]	156
2017	6.59** [2.26]	-0.65* [-1.72]	-1.15 [-0.80]	-6.11*** [-4.54]	-14.68*** [-4.36]	17.65*** [6.53]	0.13 [0.45]	-0.015 [-0.07]	-0.28*** [-4.12]	158

* p<0.1; ** p<0.05; ***p<0.01, [] 内は z 値を表している。

高いほどマーケットインパクトが大きくなるため、流動性は低いといえる。

4.3 リターンの変数

超過リターンは Daniel *et al.* (1997) の DGTW リターンに対する超過リターン ($R_{i,t+1}$) を用いる。DGTW リターンを用いることによって、リターンに影響を与えると考えられる変数(規模、時価簿価比率、モメンタム)の影響を除去できる。DGTW リターンは毎年 8 月末に時価総額で 5 分位にしたポートフォリオをその中でさらに簿価時価比率で 5 分位に分け、それをさらに過去 12 か月前から直近 1 か月前までのリターンで 5 分位に分けた合計 125 個のポートフォリオの等ウェイトポートフォリオのリターンである。各企業の異常リターンはその月のリターンから 125 個の分類のうちその企業が属しているポートフォリオの月次リターンを引いた値を用いている。これにより、同じ企業規模と簿価時価比率、モメンタムの分類に属するポートフォリオのリターンに比べてどれだけリターンを獲得

しているかを表すことができる³⁾。DGTW リターンを用いる理由は以下の2点である。第一に Daniel *et al.* (2001) は、日本市場においてファクターと財務特性のどちらがリターンの説明力を持つかを検証し、財務特性のほうが日本市場では説明力があると結論付けていることから、ファクターではなく財務特性の影響を除去した DGTW リターンを用いている。第二に、財務特性の影響を除去することによって、倒産リスクアノマリーの発生に歪度が与える影響を特定しやすくなるためである。

5 実証分析

5.1 シングルソートポートフォリオ

倒産リスクとリターンの関係を検証するため、倒産リスクの変数でソートしたポートフォリオを作成し、ポートフォリオ間でリターンの差があるかを検証する。

表3は倒産リスクの大きさを毎月末に10分位したときの各ポートフォリオの翌月の超過リターンと最上位と最下位のポートフォリオの翌月の超過リターンの差を示している。ただし、分位に用いるときは上場市場の影響を考慮するために、東証1部に上場している企業を対象に分位点を作成し、その分位点をもとにすべての企業をポートフォリオに割り振っている。また、ポートフォリオは毎月末リバランスしている。表3の1列目(EW, All)はすべてのサンプルを対象に、ポートフォリオ間の単純平均リターン(EW)の大きさと最上位のポートフォリオと最下位のポートフォリオの差を検証した結果である。最上位のポートフォリオと最下位のポートフォリオのリターンの差(Q10-Q1)

表3 倒産リスクで分位したポートフォリオリターン

	All				Positive Skew				Negative Skew			
	Excess Return		FF3 alpha		Excess Return		FF3 alpha		Excess Return		FF3 alpha	
	EW	VW	EW	VW	EW	VW	EW	VW	EW	VW	EW	VW
Q1	0.0952	-0.0555	0.0511	-0.0502	0.147	-0.0443	0.0836	-0.0656	0.0398	-0.0279	0.0192	0.0176
(Lowest)	[1.090]	[-0.728]	[0.558]	[-0.625]	[1.382]	[-0.456]	[0.7580]	[-0.6411]	[0.432]	[-0.268]	[0.198]	[0.165]
Q2	0.0448	0.0405	0.0491	0.0538	0.0888	0.0374	0.0715	0.0323	-0.0123	0.00831	0.00066	0.0478
	[0.755]	[0.777]	[0.787]	[0.984]	[1.193]	[0.504]	[0.908]	[0.4119]	[-0.158]	[0.0914]	[0.008]	[0.501]
Q3	0.174***	0.271***	0.161***	0.301***	0.111	0.102	0.0823	0.12	0.190***	0.368***	0.233***	0.437***
	[3.297]	[4.594]	[2.884]	[4.846]	[1.593]	[1.234]	[1.119]	[1.367]	[2.623]	[3.980]	[3.109]	[4.558]
Q4	0.0588	0.190***	0.067	0.206***	0.1	0.157*	0.102	0.166*	-0.00965	0.184**	-0.0163	0.179**
	[1.248]	[3.165]	[1.361]	[3.277]	[1.642]	[1.875]	[1.619]	[1.898]	[-0.141]	[2.178]	[-0.225]	[2.022]
Q5	0.0622	0.135**	0.0975*	0.173**	0.146**	0.194**	0.180***	0.237***	0.06	0.359***	0.118	0.390***
	[1.187]	[2.057]	[1.776]	[2.503]	[2.414]	[2.418]	[2.876]	[2.803]	[0.815]	[3.521]	[1.553]	[3.6499]
Q6	0.0444	0.273***	0.0624	0.256***	-0.0155	0.166*	-0.0315	0.141	-0.0161	0.0255	0.0467	0.0716
	[0.914]	[4.307]	[1.218]	[3.837]	[-0.260]	[1.890]	[-0.503]	[1.530]	[-0.199]	[0.270]	[0.567]	[0.731]
Q7	0.0384	0.141**	0.0559	0.159**	0.0655	0.0867	0.058	0.0493	-0.0311	0.215**	0.0182	0.268***
	[0.838]	[2.118]	[1.172]	[2.257]	[1.301]	[1.044]	[1.0876]	[0.564]	[-0.416]	[2.463]	[0.241]	[3.037]
Q8	0.00035	0.0954	0.0318	0.0842	0.007	0.101	0.0392	0.0973	0.00246	0.101	0.046	0.122
	[0.0074]	[1.422]	[0.653]	[1.187]	[0.131]	[1.075]	[0.700]	[0.9788]	[0.0333]	[1.064]	[0.611]	[1.219]
Q9	-0.0721	0.0653	-0.026	0.0797	-0.106*	0.0777	-0.0827	0.07388	-0.0433	-0.0376	0.00928	-0.0312
	[-1.507]	[0.809]	[-0.533]	[0.9345]	[-1.895]	[0.785]	[-1.411]	[0.7041]	[-0.563]	[-0.379]	[0.117]	[-0.298]
Q10	-0.0513	-0.205*	-0.101	-0.247**	-0.263***	-0.392***	-0.337***	-0.447***	0.213***	0.0378	0.196***	0.0405
(Highest)	[-0.717]	[-1.887]	[-1.350]	[-2.165]	[-2.768]	[-2.860]	[-3.407]	[-3.112]	[3.603]	[0.416]	[3.153]	[0.424]
Q10-Q1	-0.146	-0.15	-0.152	-0.1971	-0.410**	-0.348*	-0.421**	-0.382**	0.174	0.0657	0.177	0.0229
	[-1.113]	[-0.989]	[-1.092]	[-1.2413]	[-2.600]	[-1.903]	[-2.519]	[-1.981]	[1.452]	[0.451]	[1.3965]	[0.150]

* p<0.1; ** p<0.05; ***p<0.01, [] 内は t 値を表している。

はいずれも有意な結果は得られていない。これは、2~4 列目の時価加重平均リターン (VW) や Fama-French の 3 ファクターモデルのアルファであっても同様である。したがって、全体のサンプルでみると倒産リスクによってリターンの差はみられていないことがわかる。

しかし、歪度の正負を分けることで異なる結果が得られている。表 3 の 5 ~ 8 列目は全体のサンプルを過去 1 か月のリターンの歪度が正であるサンプルに分けたとき、9~12 列目は歪度が負であるサンプルに分けたときの結果を示している。この結果を見ると、倒産リスクがリターンに与える影響は歪度の大きさによって非対称な結果を示すことがわかる。すなわち、歪度が正のサンプルにおいては Q10-Q1 の値は負で有意となっており、倒産リスクが高いとリターンが低くなるという倒産リスクアノマリーが観測されていることがわかる。これは、EW と VW のいずれの場合でも、最上位のポートフォリオと最下位のポートフォリオで有意な差が負で観測され、Fama-French の 3 ファクターモデルを用いたアルファも負で有意な値となっている。他方で歪度が負のサンプルではリターンの差が非有意であるが正となり、倒産リスクとリターンの負の関係が見られなくなることがわかる。

この結果は図 1 で示したものと整合的であり、倒産リスクが高い企業の中には歪度が正で高い企業と負で高い企業が混在していることから正の歪度を持つ倒産リスクのある企業は将来業績が回復することを期待され、歪度への選好のある投資家がこの株式を購入することで、現在の価格が上昇し、将来の負のリターンにつながっている可能性を示している。また Campbell *et al.* (2008) では倒産リスクが高い企業は高いボラティリティとなっていることを示しているが、それは、歪度の高い企業と低い企業が混在し、高いリターンと低いリターンの企業が多くなっていることが影響している可能性がある。

5.2 ダブルソートポートフォリオ

次に表 4 では、歪度の大きさを 5 分位に分けたポートフォリオに対して、各ポートフォリオを倒産リスクによって 5 分位に分けたポートフォリオを作成し、計 25 個のポートフォリオのリターンを算出している。このときも同様に歪度が高いときに倒産リスクアノマリーが発生し、歪度が低いとその関係が逆転することがわかる。また、リターンに有意な差が出ているのは、最も歪度が高いときの

表 4 歪度と倒産リスクで分位したときのポートフォリオのリターン

		Campbell_Distress					
		Q1 (Lowest)	Q2	Q3	Q4	Q5 (Highest)	Q5-Q1
Skew	Q1 (Lowest)	-0.0511 [-0.594]	-0.00677 [-0.0999]	-0.0029 [-0.0379]	-0.111 [-1.338]	0.127** [2.026]	0.178 [1.608]
	Q2	0.0406 [0.595]	0.173** [2.555]	0.0644 [0.915]	0.0777 [1.126]	0.135** [2.057]	0.0941 [0.882]
	Q3	0.109 [1.385]	0.125* [1.871]	0.0162 [0.278]	0.215*** [3.267]	0.120* [1.663]	0.0115 [0.0965]
	Q4	0.223** [2.277]	0.108* [1.667]	0.0712 [1.068]	0.172*** [2.736]	-0.007 [-0.0886]	-0.230* [-1.669]
	Q5 (Highest)	0.0869 [0.765]	0.211** [2.587]	-0.0271 [-0.366]	-0.157** [-2.337]	-0.498*** [-5.901]	-0.585*** [-3.801]

* p<0.1; ** p<0.05; ***p<0.01, [] 内は t 値を表している。

結果であり、この結果は歪度が正で高いものが特にリターンに影響をもたらしていることを示している。

5.3 Fama-MacBeth 回帰

ソーティングによる検証では異常リターンの算出に用いた変数以外の要因の影響を考慮できていないため、次に Fama-MacBeth 回帰によって、流動性や短期のリバーサルが倒産リスクとリターンの関係に与える影響をコントロールした場合であっても同様の結果が得られるかを検証する。すなわち、毎月以下の回帰式をクロスセクションで推定し、推定した係数値が時系列でゼロと有意に異なるかを検証する。

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_{1,t} Campbell_Distress_{i,t-1} + \beta_{2,t} Skew_{i,t-1} + \beta_{3,t} Amihud_{i,t-1} + \beta_{4,t} Return_lag_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

なお、回帰結果の標準誤差は Newey and West (1987) の標準誤差を用いている。

表 5 は Fama-MacBeth 回帰の結果を示している。倒産リスクが高い企業には、歪度が正で高い企業と負で高い企業が混在しており、歪度の影響によって、倒産リスクとリターンの関係が変化していることが考えられる。したがって、前節と同様に全サンプルを用いた場合と歪度の正負によって 2 つに分けたサンプルの計 3 つの場合を考え、検証を行っている。

倒産リスクのみを説明変数に入れた場合、全サンプルにおいては倒産リスクとリターンの関係は見られない。歪度の変数 (Skew) を加えた場合、サンプル全体では歪度の係数は負で有意な値となっており、Mitton and Vorkink (2007) の理論と同様に、リターンと歪度の間に負の関係がある。正の歪度のサンプル (Positive Skew) では、倒産リスクのみで Fama-MacBeth 回帰を行った結果、係数は有意水準 1% で有意に負となっている。これはソーティングポートフォリオの結果と同様である。これに歪度を追加すると、歪度が負で有意であり、かつ、倒産リスクの負の有意性が低下していることがわかる。これは他の変数を加えた場合でも同様である。すべての変数を追加したとき倒産リスクとリターンの関係は依然として負で有意となっているが、その有意性は有意水準 10% まで低下していることがわかる。他方で歪度が負のサンプルでは歪度の倒産リスクと歪度の係数はともに正となっており、倒産リスクの有意性は歪度を追加することでは変化せず、歪度が負のときには倒産リスクに対する影

表 5 Fama-MacBeth回帰

Variable	All			Positive Skew			Negative Skew		
	[1]	[2]	[3]	[1]	[2]	[3]	[1]	[2]	[3]
(Intercept)	0.0915*** [2.615]	0.103*** [2.794]	0.0372 [0.976]	0.101*** [2.749]	0.303*** [8.883]	0.239*** [6.651]	0.0273 [0.495]	0.148*** [4.028]	0.026 [0.578]
Campbell_Distress	-0.223 [-1.554]	-0.216 [-1.504]	-0.247 [-1.391]	-0.410*** [-2.666]	-0.378** [-2.461]	-0.378* [-1.923]	0.176 [1.199]	0.177 [1.173]	0.0912 [0.580]
Skew		-0.122*** [-3.847]	-0.0615** [-2.261]		-0.298*** [-6.704]	-0.200*** [-5.335]		0.191** [2.571]	0.212*** [2.970]
Amihud			0.0334** [2.134]			0.0268 [1.618]			0.0388** [2.335]
Return_lag			-1.828*** [-4.204]			-2.117*** [-4.815]			-0.603 [-0.935]

* p<0.1; ** p<0.05; ***p<0.01, [] 内は t 値を表している。

響は見られていない。これは歪度が負である企業、すなわち、将来大きなバッドニュースがあると考えられる企業については歪度への選好とは異なる要因が影響していることを示している。

以上の結果をまとめると、歪度はサンプル全体ではリターンに負の影響をもたらしており、歪度が正であるサンプルでは、倒産リスクアノマリーが発生するが、歪度をコントロールすることによって、倒産リスクアノマリーが低下することから、歪度が正であるときには倒産リスクアノマリーを説明しうることがわかった。

5.4 Fama-MacBeth 回帰の分解

上記の Fama-MacBeth 回帰の結果、歪度が正のサンプルにおいて、歪度をコントロールすることによって、倒産リスクと将来リターンの関係の有意性が低下することが明らかになっている。本節では、Hou and Loh (2016) の手法を用いて、歪度が倒産リスクをどの程度説明するのかを明らかにする。Hou and Loh (2016) はリターンのアノマリーを説明する要因として、Fama-MacBeth のクロスセクション回帰の係数が、アノマリーを説明する変数の影響をどの程度受けているかを示すことで、説明変数のアノマリーに与える影響を測定している。具体的には、以下の3つのステップによって係数への影響度を計測している。初めに、DGTW の超過リターンに対する倒産リスクの関係を以下の Fama-MacBeth クロスセクション回帰によって、每期推定する。

$$R_{it} = \alpha_i + \gamma_i \text{Campbell_Distress}_{i,t-1} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

このときの γ_i は t 期における倒産リスクがリターンに与える影響である。

次に、倒産リスクを説明しうる候補変数を $\text{Candidate}_{i,t-1}$ として、倒産リスクの変数との関係を以下のクロスセクション回帰によって每期推定する。

$$\text{Campbell_Distress}_{i,t-1} = \alpha_{i-1} + \delta_{i-1} \text{Candidate}_{i,t-1} + \mu_{i,t-1}$$

これらの関係から、倒産リスクとリターンの間の回帰係数 γ_i は以下のように分解することができる。

$$\begin{aligned} \gamma_i &= \frac{\text{Cov}(R_{i,t}, \text{Campbell_Distress}_{i,t-1})}{\text{Var}(\text{Campbell_Distress}_{i,t-1})} \\ &= \frac{\text{Cov}(R_{i,t}, \alpha_{i-1} + \delta_{i-1} \text{Candidate}_{i,t-1} + \mu_{i,t-1})}{\text{Var}(\text{Campbell_Distress}_{i,t-1})} \\ &= \frac{\text{Cov}(R_{i,t}, \delta_{i-1} \text{Candidate}_{i,t-1})}{\text{Var}(\text{Campbell_Distress}_{i,t-1})} + \frac{\text{Cov}(R_{i,t}, \alpha_{i-1} + \mu_{i,t-1})}{\text{Var}(\text{Campbell_Distress}_{i,t-1})} \\ &= \gamma_i^C + \gamma_i^R \end{aligned} \quad (6)$$

ただし、 $\gamma_i^C = \frac{\text{Cov}(R_{i,t}, \delta_{i-1} \text{Candidate}_{i,t-1})}{\text{Var}(\text{Campbell_Distress}_{i,t-1})}$ 、 $\gamma_i^R = \frac{\text{Cov}(R_{i,t}, \alpha_{i-1} + \mu_{i,t-1})}{\text{Var}(\text{Campbell_Distress}_{i,t-1})}$ であり、 γ_i^C は倒産リスクがリターンに与える影響のうちの候補変数によって説明される部分であり、この割合 (γ_i^C / γ_i) が高くなるとアノマリーが候補変数によって大きく説明されていることとなる。反対に、残差による説明割合 (γ_i^R / γ_i) が高いと、アノマリーが候補変数以外の要因によって引き起こされていることを示している。

表 6 は Fama-MacBeth 回帰の分解によって、倒産リスクがリターンに与える影響を各候補変数 (歪度、ラグリターン、流動性) がどの程度説明できるかを示している。S1 の行は γ_i を推定し、リターンと倒産リスクの関係を計算した結果である。S2 は、候補変数を追加したときの Fama-MacBeth 回帰の

表6 Hou and Loh (2016) のFama-MacBeth回帰の分解

		All		Positive Skew		Negative Skew	
S1	(Intercept)	0.0893**	[2.547]	0.101***	[2.749]	0.0273	[0.495]
	Campbell_Distress	-0.222	[-1.554]	-0.410***	[-2.666]	0.176	[1.199]
S2	(Intercept)	0.0372	[0.976]	0.239***	[6.651]	0.026	[0.578]
	Campbell_Distress	-0.247	[-1.391]	-0.378*	[-1.923]	0.0912	[0.580]
	Skew	-0.0615**	[-2.261]	-0.200***	[-5.335]	0.212***	[2.970]
	Return_lag	0.0334**	[2.134]	0.0268	[1.618]	0.0388**	[2.335]
S3	Amihud	-1.828**	[-4.204]	-2.117***	[-4.815]	-0.603	[-0.935]
	(Intercept)	0.335***	[10.228]	0.308***	[12.758]	0.298***	[12.742]
	Skew	0.040***	[6.658]	0.0389***	[6.145]	0.0398***	[6.840]
	Return_lag	0.0162	[0.288]	0.160**	[2.232]	-0.467***	[-7.641]
S4	Amihud	0.0639***	[7.693]	0.0992***	[8.905]	0.0123***	[2.742]
	Skew	-0.012	5.20%	-0.029	7.1%	0.01	5.7%
	Return_lag	-0.002	0.70%	-0.016	4.0%	-0.005	-2.7%
	Amihud	0.015	-6.60%	-0.022	5.3%	0.108	61.3%
Residuals		-0.224	100.70%	-0.343	83.6%	0.063	35.7%

* p<0.1; ** p<0.05; ***p<0.01, [] 内は t 値を表している。

結果である。これらの結果は前節と同じである。S3 は、倒産リスクを被説明変数とし、候補変数のクロスセクション回帰を行ったときの係数 $\delta_{i,t}$ の平均値である。各候補変数は有意な影響をもたらしていることがわかる。S4 が Fama-MacBeth 回帰係数 γ_i をそれぞれの候補変数が説明できる部分を示している。1 列目が γ_i^C の値 2 列目がその割合 (γ_i^C/γ_i) を示している。検証の結果、倒産リスクアノマリーが発生しており、歪度によって説明可能であるのは、歪度が正のサンプルについてであり、その説明力は 7.1% であることがわかる。これは流動性の 5.3% や過去 1 か月のリターンの 4.0% よりも大きくなっている。したがって、投資家の歪度への選好はある程度存在し、アノマリー発生に寄与していることを示している。また、それは流動性や短期のリバーサルよりも影響が大きいことがわかる。

5.5 倒産リスクと低リスクアノマリー

図 1 や Fama-MacBeth 回帰での分析結果でみたようにサンプル全体では歪度とリターンの間には負の関係があり、倒産リスクが高い企業の中には歪度が高い企業と低い企業が混在している。この 2 つの関係から倒産リスクが高い企業の中には歪度の選好をもつ投資家が多く投資している可能性がある。このとき、歪度への選好があることによって、倒産リスクが高い企業は通常のリスクファクターではとらえられないリターンの変動が生じていることが予想される。Schneider *et al.* (2020) は投資家が本来歪度への選好を持つ場合に CAPM でリターンを説明しようとするとき異常リターンが観測されることを示している。こうした影響により、歪度への選好の影響を強く受ける倒産リスクが高い企業においては通常よりもリターンのボラティリティや固有ボラティリティが高くなることが予想される。本節ではそれを検証するために、倒産リスクが高い企業において、低リスクアノマリーが発生するかを検証する。検証に用いる低リスクアノマリーはトータルボラティリティである過去 3 か月のリターンの標準偏差 (Sigma) とリスクファクターではとらえられないリターンの変動を表す固有ボラティリティ (IVol) を用いる。ただし、固有ボラティリティの算出は Ang *et al.* (2006) と同様に前月の日次リターンを Fama-French 3 ファクターモデルで回帰したときの残差の標準偏差を用いる。

表 7 と表 8 は倒産リスクで 5 分位したポートフォリオをさらにそれぞれのボラティリティの変数

表7 倒産リスクとトータルボラティリティでソートしたポートフォリオのリターン

		Sigma (3month)					
		Q1 (Lowest)	Q2	Q3	Q4	Q5 (Highest)	Q5-Q1
Campbell_ Distress	Q1 (Lowest)	0.0667 [0.450]	-0.147 [-1.492]	-0.0874 [-1.212]	-0.0948 [-1.352]	0.0004 [0.000]	-0.0667 [-0.244]
	Q2	-0.0129 [-0.105]	0.07 [0.837]	0.0139 [0.206]	0.145* [1.794]	-0.0971 [-0.701]	-0.0842 [-0.360]
	Q3	-0.168 [-1.261]	0.0134 [0.171]	0.0755 [1.075]	0.0599 [0.822]	-0.163 [-1.210]	0.00483 [0.0201]
	Q4	-0.232* [-1.771]	0.0282 [0.339]	0.0681 [0.841]	0.0801 [1.079]	-0.217* [-1.756]	0.0148 [0.0631]
	Q5 (Highest)	-0.0931 [-0.842]	0.0249 [0.337]	0.197** [2.523]	0.172* [1.679]	-0.823*** [-5.614]	-0.730*** [-3.069]

* p<0.1; ** p<0.05; ***p<0.01, [] 内は t 値を表している。

表8 倒産リスクと固有ボラティリティでソートしたポートフォリオのリターン

		IVol					
		Q1 (Lowest)	Q2	Q3	Q4	Q5 (Highest)	Q5-Q1
Campbell_ Distress	Q1 (Lowest)	-0.0623 [-0.592]	-0.0248 [-0.308]	-0.0285 [-0.395]	-0.140* [-1.948]	-0.0133 [-0.0859]	0.049 [0.238]
	Q2	-0.0663 [-0.645]	0.0957 [1.447]	0.0669 [1.052]	0.142* [1.920]	-0.151 [-1.374]	-0.0848 [-0.474]
	Q3	-0.179 [-1.526]	0.0329 [0.465]	0.0342 [0.489]	0.0226 [0.344]	-0.131 [-1.200]	0.0484 [0.250]
	Q4	-0.159 [-1.327]	-0.0335 [-0.426]	-0.0327 [-0.545]	0.0484 [0.763]	-0.186** [-2.033]	-0.0272 [-0.148]
	Q5 (Highest)	-0.129 [-1.249]	0.139* [1.853]	0.131* [1.800]	0.102 [1.234]	-0.743*** [-6.398]	-0.615*** [-3.099]

* p<0.1; ** p<0.05; ***p<0.01, [] 内は t 値を表している。

で分位したときのポートフォリオの平均リターンを示している。表7はトータルボラティリティで分位したときの結果であり、倒産リスクが最も高くなっている中でボラティリティによって分位したポートフォリオのリターンの差が負で有意となっていることがわかる。これは倒産リスクが最も高い企業でリスクとリターンの関係は負の関係となっており、低リスクアノマリーが発生していることを示している。表8は固有ボラティリティで分位したときの結果であり、トータルボラティリティの結果と同様に倒産リスクが高い分位で固有ボラティリアノマリーが発生していることがわかる。このことは、倒産リスクをつうじて歪度の選好を持つ投資家が資産を過大評価または過小評価をすることから、リスクファクターでは説明できないボラティリティの上昇につながりうることを示している。

6 結 論

本稿では、投資家の歪度への選好が倒産リスクアノマリーの発生に与える影響を検証した。検証の結果、倒産リスクが高い企業には歪度が高い企業と低い企業の両方が存在し、歪度と倒産リスクにはU字型の関係があることがわかった。また歪度とリターンには負の関係があることから倒産の危機

に瀕している企業の中には、将来の業績回復による大きなリターンを期待する投資家にとっては魅力的である企業が存在する一方で、実際に倒産してしまい大きな負のリターンを発生させ、3次の選好を持つ投資家にとっては魅力的ではない企業も存在することが示唆される。こうした倒産リスクと歪度への選好によって、倒産リスクとリターンの間に負の関係が生じるというアノマリーが引き起こされていることが実証的に示された。具体的には歪度が正のサンプルにおいては倒産リスクとリターンの間には負の関係があり、倒産リスクアノマリーが発生していることがわかった。倒産リスクアノマリーの発生のうち、約7%は歪度によって説明することができ、流動性や短期のリバーサル以上の影響が歪度への選好にあることが明らかになった。

また、倒産リスクが高い企業に歪度が高い企業と低い企業があることはボラティリティの増加につながっており、低リスクアノマリーのような他のアノマリーを引き起こしている可能性を示す結果が得られている。

【付記】

本稿の作成にあたり、本誌前編集者の内田交謹先生（九州大学）と匿名のレフェリーから有益なコメントを頂いた。また、日本ファイナンス学会第1回秋季研究大会ジュニアセッションにおいて太田亘先生（大阪大学）から、日本ファイナンス学会第28回大会において岡田克彦先生（関西学院大学）から南山大学ファイナンスワークショップにおいて竹澤直哉先生（南山大学）から多くの貴重なコメントを頂いた。三隅隆司先生（一橋大学）と安田行宏先生（一橋大学）からも多岐にわたる貴重なコメントを頂いた。ここに謝意を申し上げます。なお本稿は、みずほ証券の研究助成の成果の一部である。

【注】

- 1) 共歪度で同様の検証を行った結果では、本稿と同様の結果は得られていない。
- 2) 係数の大きさを考慮するため、求めた値に 10^6 乗じた値を用いている。
- 3) DGTWリターンに対する超過リターンはWinsorizeしたことにより、全体の平均値がゼロとは異なる値となるため、用いるサンプルの値は平均値分(-0.109%)だけ引いた値を用いている。本稿で注目する値は、ポートフォリオ間の差のリターンや回帰係数の値であるため、この調整による結果への影響はない。

【参考文献】

- Altman, E.I., 1968. Financial ratios, discriminant analysis and the prediction of corporate bankruptcy. *Journal of Finance* 23, 589-609.
- Amihud, Y., 2002. Illiquidity and stock returns: cross-section and time-series effects. *Journal of Financial Markets* 5, 31-56.
- Ang, A., Hodrick, R.J., Xing, Y., Zhang, X., 2006. The cross-section of volatility and expected returns. *Journal of Finance* 61, 259-299.
- Barberis, N., Huang, M., 2008. Stocks as lotteries: the implications of probability weighting for security prices. *American Economic Review* 98, 2066-2100.
- Boyer, B., Mitton, T., Vorkink, K., 2010. Expected idiosyncratic skewness. *Review of Financial Studies* 23, 169-202.
- Campbell, J.Y., Hilscher, J., Szilagyi, J., 2008. In search of distress risk. *Journal of Finance* 63, 2899-2939.
- Carhart, M.M., 1997. On persistence in mutual fund performance. *Journal of Finance* 52, 57-82.
- Chava, S., Purnanandam, A., 2010. Is default risk negatively related to stock returns? *Review of Financial Studies* 23, 2523-2559.
- Conrad, J., Dittmar, R.F., Ghysels, E., 2013. Ex ante skewness and expected stock returns. *Journal of Finance* 68, 85-124.
- Da, Z., Gao, P., 2010. Clientele change, liquidity shock, and the return on financially distressed stocks. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27-48.
- Daniel, K., Grinblatt, M., Titman, S., Wermers, R., 1997. Measuring mutual fund performance with characteristic - based benchmarks. *Journal of Finance* 52, 1035-1058.

- Daniel, K., Titman, S., Wei, K.J., 2001. Explaining the cross-section of stock returns in Japan: factors or characteristics? *Journal of Finance* 56, 743-766.
- Dichev, I.D., 1998. Is the risk of bankruptcy a systematic risk? *Journal of Finance* 53, 1131-1147.
- Fama, E.F., French, K.R., 1993. Common risk factors in the returns on stocks and bonds. *Journal of Financial Economics* 33, 3-56.
- Fama, E.F., French, K.R., 1995. Size and book-to-market factors in earnings and returns. *Journal of Finance* 50, 131-155.
- Fama, E.F., MacBeth, J.D., 1973. Risk, return, and equilibrium: Empirical tests. *Journal of Political Economy* 81, 607-636.
- George, T.J., Hwang, C.-Y., 2010. A resolution of the distress risk and leverage puzzles in the cross section of stock returns. *Journal of Financial Economics* 96, 56-79.
- Hou, K., Loh, R.K., 2016. Have we solved the idiosyncratic volatility puzzle? *Journal of Financial Economics* 121, 167-194.
- Merton, R.C., 1974. On the pricing of corporate debt: the risk structure of interest rates. *Journal of finance* 29, 449-470.
- Mitton, T., Vorkink, K., 2007. Equilibrium underdiversification and the preference for skewness. *Review of Financial Studies* 20, 1255-1288.
- Newey, W.K., West, K.D., 1987. A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation. *Econometrica* 55, 703-708.
- Ohlson, J.A., 1980. Financial ratios and the probabilistic prediction of bankruptcy. *Journal of Accounting Research*, 109-131.
- Schneider, P., Wagner, C., Zechner, J., 2020. Low-risk anomalies? *Journal of Finance* 75, 2673-2718.
- Vassalou, M., Xing, Y., 2004. Default risk in equity returns. *Journal of Finance* 59, 831-868.
- 内山朋規・岩澤誠一郎, 2012, 「投資家の「ギャンブル志向」は日本の株価に影響を与えているか：歪度と期待リターン」, 『現代ファイナンス』, 31巻, 61-86頁。
- 内山 朋規・岩澤 誠一郎, 2013, 「「ボラティリティ・アノマリー」の行動経済学的探求」, 『フィナンシャルレビュー』, 第114号, 5-34頁。
- 北島 孝博, 2014, 「日本株式市場における倒産リスクと株式リターンの関係性」, 『日本経営財務研究会第38回全国大会予稿集』, 1-25頁。
- 須田 一幸・竹原 均, 2013, 「会計発生高アノマリーと債務不履行リスク」, 『現代ディスクロージャー研究』, No.13, 15-30頁。