

# サプライヤー・カスタマーのつながり に基づく株価予測可能性

磯貝 明文\*, 川口 宗紀\*, 小林 寛司\*, 町田 亮介\*

## 概要

本論文では、サプライヤー・カスタマーのつながりに基づくクロスモメンタムの株価予測可能性について研究する。具体的には、日本企業における有価証券報告書からサプライヤー・カスタマー関係情報を独自に収集し、互いの企業ニュースが株価へ適切に反映されているかを調査する。結果は、カスタマー企業のニュースがサプライヤー企業の株価へ適切に反映されていない、すなわちカスタマー企業のニュースとサプライヤー企業の将来リターンには正の関係を有することを確認する。さらに、この株価予測可能性は、投資家の注意力・情報処理能力の限界が株価予測可能性をもたらすという仮説と総合的な結果を示す。

## 1 はじめに

サプライヤーとカスタマーのつながりは、経済活動のチャンネルであると同時に、情報を伝達するチャンネルとしての役割を有する。本論文では、日本企業における有価証券報告書から販売先情報を独自に抽出することで、サプライヤー・カスタマー関係データを構築し、サプライヤー・カスタマー関係に基づく株価の予測可能性について研究する。

サプライヤー・カスタマーの情報は、財務データと同様、いずれの投資家にとっても利用できる公開情報である。日本におけるサプライヤー・カスタマー情報は、有価証券報告書の「生産、受注および販売の状況」の項目の中で、主な販売実績の相手先として掲載されている。その企業の売上高のうち10%以上がある企業に集中している場合は、その旨の開示が「企業内容等の開示に関する内閣府令」により義務付けられている。また、米国においても同様に、売上高10%以上のカスタマー企業については Regulation SFAS No.131 で開示することが義務付けられている。

効率的な市場において、カスタマー（サプライヤー）企業にファンダメンタルズや株価の変化が生じたとき、市場がサプライヤー・カスタマー関係を適切に認識し、サプライヤー（カスタマー）企業間でリターン格差は生じないはずである。しかし、Cohen and Frazzini (2008) は米国企業のサプライヤー・カスタマーのつながりを使った株価予測可能性を調査し、1980年から2004年の期間においてカスタマー企業の株価変化が相対的に高かったサプライヤー企業群をロング、カスタマー企業の株価変化が相対的に低かったサプライヤー銘柄群をショートするようなカスタマーモメンタムに基づき、ロングショートポートフォリオを構築したとき、リスク調整後リターンが有意に観測されると報告している。そして、その背景に投資家の注意力の限界が関連しているとしている。

サプライヤー・カスタマーのつながりに基づくカスタマーモメンタムの株価予測可能性の研究として、Cohen and Frazzini (2008) が個別企業のカスタマーサプライヤー情報を収集し、カスタマーモメンタムの計測するのに対し、Menzly and Ozbas (2006) と Shahur et al. (2010) はそれぞれ、産業ベースでサプライヤーカスタマー関係を定義し、カスタマーモメンタムを計測している。Menzly and Ozbas (2006) は、1963年から2005年における米国市場で、Bureau of Economic Analysis の Benchmark Input-Output Surveys（以下、BEA Surveys）を活用し、産業ベースでサプライヤーカ

\* (株)三菱UFJトラスト投資工学研究所。本稿は、日本ファイナンス学会第24回大会で発表した「サプライヤー・カスタマー関係に基づく株価予測可能性」を修正・加筆したものである。本稿の内容は所属組織の意見を表明するものではない。

スタマー関係を定義, カスタマー産業リターンがサプライヤー産業リターンに先行する結果を得ている。また, Shahur et al. (2010) は, 米国の BEA Surveys をベースに作成されたサプライヤー・カスタマー産業分類を用い, 米国を除く先進国 22 カ国においても, 同様の結果を得ている。後者のスタンスは, 時間とともに適切な産業分類の設定が難しいこと, 同産業グループに属する企業が必ずしも同じサプライヤー・カスタマー関係を持つとは限らない問題があるため, 本研究では前者のスタンスで分析を行っている。

サプライヤー・カスタマー関係を特に前提としない, 規模や産業区分に基づくクロスモメンタムの株価予測可能性の研究は古くから議論されている。米国市場では, Lo and MacKinlay (1998) の研究以降多く議論されている。Ho (2007) の報告では, 大型ポートフォリオは小型ポートフォリオに先行し, また各産業グループ内でみる大型ポートフォリオと小型ポートフォリオでは, 多くが大型ポートフォリオが先行していると報告している。日本市場では, 祝迫 (2003) が規模ポートフォリオの株価予測可能性, 久保田・徳永・和田 (2014) が産業間の株価予測可能性を実証している。

投資家の注意力の限界に関わる研究として, 理論面では Merton (1987), Hong and Stein (1999), Hirshleifer and Teoh (2003), Peng and Xiong (2006) があり, それぞれのモデルからさまざまな示唆を得ている。例えば, Hong and Stein (1999) は, 2 タイプの部分合理的投資家を想定し, 「情報は公共の投資媒体を通じて徐々に伝播する」, 「投資家は市場価格からすべての公開情報を合理的に抽出できない」という前提を置くモデルから, モメンタムの株価予測可能性を示している。実証面では多くの研究が報告されている。Huberman and Regev (2001) は, 企業の主要なニュースに対する投資家の注意力を研究し, 科学雑誌ネイチャーに数ヶ月前発表されている情報が, ニューヨークタイムズの記事に発表されるときに企業の株価は上昇することを報告している。また, Hou, Peng, and Xiong (2006) では, 売買高をプロキシとした注意力の変化が, モメンタムや Post-Earnings Announcement-Drift (PEAD) のリターンに影響を及ぼすことを報告している。日本市場においては, 岡田・佐伯 (2014) がニュース記事数を注意力のプロキシとして, 注意力の限界と PEAD について研究し, プロ投資家の注意が向けられていない銘柄にはミスプライスが多く観測されることを報告している。

本論文の貢献は, 日本企業におけるサプライヤー・カスタマー情報を有価証券報告書から独自に収集し, カスタマーモメンタムと将来リターンの間に正の関係があることを確認したことにある。さらに, カスタマーモメンタムによるリターン格差が「投資家の注意力の限界」に関連するという仮説の下で, 投資家注意力の低い銘柄群のほうが相対的にリターンが高いという仮説を支持する結果を示したことにある。これらの結果は, Cohen and Frazzini (2008) による米国市場の実証結果と整合的である。日本市場における個別銘柄のクロスモメンタムの株価予測可能性に関する報告は, 著者の知る限り確認されない。

論文の構成は以下の通りである。第 2 節では, 利用するサプライヤー・カスタマー情報と分析ユニバースについて説明する。第 3 節では, 日本企業のカスタマー・サプライヤー情報を利用し, 2 つのクロスモメンタム (カスタマーモメンタム, サプライヤーモメンタム) のリターンを確認する。第 4 節では, 将来リターンに銘柄間格差が確認できるカスタマーモメンタムに基づくリターンに対し, リスクファクターや属性ファクターで調整した後もリターンが確認できるかを調査する。第 5 節では, カスタマーモメンタムによるリターン格差が「投資家の注意力の限界」に関連するという仮説の下, いくつかの投資家注意力の違いで予測可能性が異なるかを確認する。第 6 節では, 市場参加者のコンセンサス業績予想のプロキシとしてしばしば用いられるアナリストのコンセンサス業績予想について, クロスモメンタムとその後の業績予想修正の関係を確認する。第 7 節では, まとめと今後の課題を記す。

表 1: サプライヤー・カスタマー情報の基本統計 (年次 10 年間の集計)

(a) サプライヤーまたはカスタマー					
	最小	最大	平均	標準偏差	中央値
企業数	478	640	541.4	44.3	531
TOPIX 構成比 (企業数ベース)	28.8%	34.1%	31.5%	1.7%	31.7%
TOPIX 構成比 (時価総額ベース)	53.6%	67.1%	61.7%	4.4%	62.3%
(b) サプライヤー					
	最小	最大	平均	標準偏差	中央値
企業数	249	397	306.5	42.2	292
TOPIX 構成比 (企業数ベース)	15.2%	21.2%	17.8%	1.9%	17.5%
TOPIX 構成比 (時価総額ベース)	8.7%	12.4%	11.0%	1.3%	10.8%
(c) カスタマー					
	最小	最大	平均	標準偏差	中央値
企業数	268	314	291.1	12.8	293
TOPIX 構成比 (企業数ベース)	16.0%	17.9%	16.9%	0.6%	16.8%
TOPIX 構成比 (時価総額ベース)	49.1%	63.4%	57.9%	4.5%	58.3%
(d) サプライヤー・カスタマーのペア					
	最小	最大	平均	標準偏差	中央値
同業種内リンクの割合	20.4%	28.0%	23.3%	2.0%	23.1%

## 2 サプライヤー・カスタマー情報

本研究で用いたサプライヤー・カスタマー情報は、有価証券報告書の「生産、受注および販売の状況」の項目の中で、主な販売実績の相手先として掲載されている数値である。その企業の売上高のうち 10%以上がある企業に集中している場合は、その旨の開示が「企業内容等の開示に関する内閣府令」により義務付けられている。本研究では有価証券報告書から独自にテキスト抽出を行い、分析に用いた。有価証券報告書を作成した企業がサプライヤー、有価証券報告書に記載されている企業がカスタマーとなる。また時期の取り扱いについては、有価証券報告書が開示された月の月末から 1 年間でその情報の有効であるとして取り扱った。

本研究で用いたサプライヤー・カスタマー情報が十分であるかどうかについては、Cohen and Frazzini(2008) との比較により、十分な量のデータが確認できていることを確認した。<sup>1</sup>

表 1 は本論文で用いた 2005 年 3 月末～2015 年 3 月末におけるサプライヤー・カスタマー情報の企業数、TOPIX 構成比の企業数ベースと時価総額ベースの基本統計である。各年においてそれぞれの値を計算し、それらの最小値、最大値、平均、標準偏差、中央値を求めた。表 1(a) は、サプライヤーまたはカスタマーのいずれかに該当する企業数と TOPIX に占める構成比である。同様に、表 1(b) はサプライヤー、表 1(c) はカスタマーの値を示した。サプライヤーとカスタマーの数が一致しない理由は、例えば複数のサプライヤーが同じカスタマーと繋がっていたり、1 つのサプライヤーが複数のカスタマーと繋がっていたりすることがあるためである。表 1(a)～(c) では重複した企業は 1 社として数えた。

Cohen and Frazzini(2008) の Table1 Panel A では、サプライヤーまたはカスタマーの CRSP 構成

<sup>1</sup>FactSet 社から販売されている Reverse データベースはサプライヤー・カスタマー情報を収録しており、日本国内企業について 2013 年以降高カバー率で収録している。本研究で独自に情報抽出したサプライヤー・カスタマー情報は、2013 年以降、FactSet 社のそれと同程度のカバー率であることを確認している。

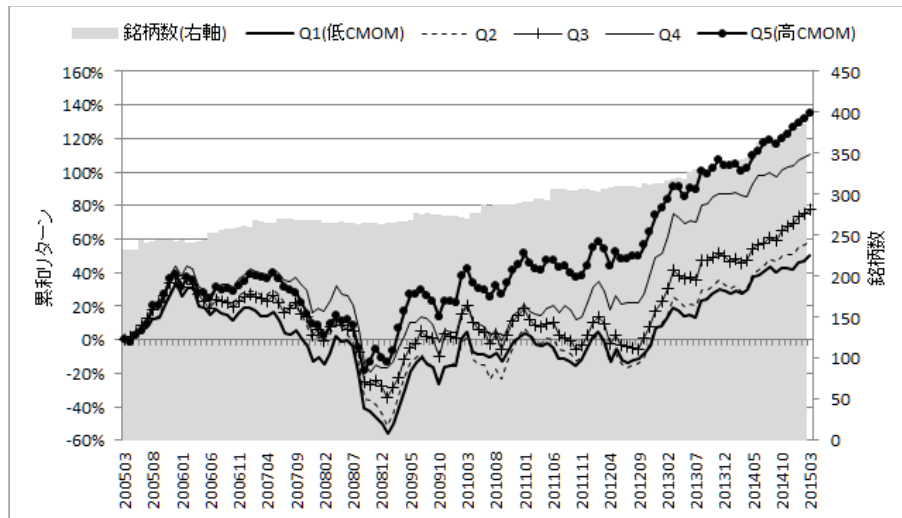


図 1: カスタマーモメンタムによる分位ポートフォリオリターン

比(企業ベース)の平均値が約 20%, CRSP 構成比(時価総額ベース)の平均値が約 50%であった。一方, 表 1 では前者が約 30%, 後者が約 60%と Cohen and Frazzini(2008) 企業数と同程度の水準である。また, サプライヤーとカスタマーはほぼ同数であるが, サプライヤーの時価総額構成比がカスタマーの時価総額構成比よりもずっと小さいことから, サプライヤー企業はカスタマー企業よりも企業規模が小さいことがわかる。表 1(d) は, 全てのサプライヤーとカスタマーのペアのうち, サプライヤーとカスタマーとが互いに同じ業種に属しているペアの割合を示している。ここでの業種分類は東証 3 業種分類を利用している。表 1(d) では平均値が 23.6%, Cohen and Frazzini(2008) では平均値が 23.0%とほぼ同じ水準であった。

図 1 の面グラフの推移は, 分析期間におけるサプライヤー企業数, より正確には有価証券報告書にカスタマー企業を記載している企業数の時系列推移を表している。分析開始時点である 2005 年 3 月では, 分析対象とするサプライヤー企業数は 250 程度(各分位ポートフォリオに含まれる企業数は 50 程度)。それ以降増加していき分析終了時点では 400 弱(各分位ポートフォリオに含まれる企業数は 80 弱)確保される。

表 2 は, 分析期間<sup>2</sup>における各月の東証一部企業群, 有価証券報告書で認識できるサプライヤー企業群, カスタマー企業群それぞれの月次リターン(配当込), マーケットベータ(12 か月), サイズ(対数時価総額), バリュースコア・グロス(BPR)のクロスセクショナル分布情報を時系列平均したものである。月次リターンは, カスタマー企業群のほうがサプライヤー企業群よりもリターンの水準が高く, また標準偏差が小さく 10%点と 90%点の幅も狭い。マーケットベータは, カスタマーの分布のほうがサプライヤー企業群よりも狭く, 高ベータ特性である。サイズの違いは特徴的で, サプライヤー企業群のほうがカスタマー企業群よりも小型特性であることを示している。バリュースコア・グロスについては, サプライヤー企業群が相対的にバリュー(高 BP)特性, カスタマー企業群がグロス(低 BP)特性をみられる。

表 3 は, 分析期間における各月の東証一部企業群, 有価証券報告書で認識できるサプライヤー企業群, カスタマー企業群それぞれの東証 3 業種の時価総額分布情報を時系列平均したものである。まず, 大まかには非製造業種はサプライヤー企業群, 製造業がカスタマー企業群と分けられよう。総合商社が含まれる卸売業は典型的なカスタマー業種である。また, 医薬品メーカーと医薬品卸売の関係を通じて, 医薬品は卸売業と強い関係を持っている。カスタマー企業とサプライヤー企業の両方を含む, すなわち業種間関係の強い代表業種としては, 輸送用機器で完成車メーカーと部品メーカーの関

<sup>2</sup>リターン計測期間は 2005 年 4 月から 2015 年 3 月までの 120 か月。

表 2: カスタマー, サプライヤーの銘柄特性 (120ヶ月平均)

(a) TOPIX				
	月次リターン	$\beta$	SIZE(基準化あり)	BPR
平均	0.75%	0.912	-0.000	1.139
標準偏差	9.37%	0.752	1.000	0.927
10%点	-8.55%	0.104	-1.186	0.428
25%点	-4.35%	0.438	-0.666	0.680
50%点	-0.01%	0.847	-0.046	1.024
75%点	4.83%	1.311	0.343	1.460
90%点	10.48%	1.808	1.365	1.960

(b) サプライヤー				
	月次リターン	$\beta$	SIZE(基準化あり)	BPR
平均	0.73%	0.940	-0.168	1.121
標準偏差	9.15%	0.741	0.915	0.627
10%点	-8.62%	0.137	-1.268	0.456
25%点	-4.55%	0.466	-0.809	0.682
50%点	-0.11%	0.878	-0.116	1.010
75%点	4.85%	1.338	0.152	1.455
90%点	10.55%	1.814	0.975	1.944

(c) カスタマー				
	月次リターン	$\beta$	SIZE(基準化あり)	BPR
平均	0.85%	0.970	1.321	0.937
標準偏差	7.80%	0.656	1.247	0.511
10%点	-7.86%	0.176	-0.353	0.451
25%点	-3.94%	0.529	0.350	0.626
50%点	0.43%	0.941	1.363	0.849
75%点	5.03%	1.375	2.315	1.160
90%点	9.94%	1.759	2.877	1.500

表 3: サプライヤー・カスタマー情報の時価総額構成比（120ヶ月の平均値）

	TOPIX	サプライヤー	カスタマー
水産・農林業	0.09%	0.02%	0.00%
鉱業	0.48%	0.66%	0.00%
建設業	2.24%	0.76%	0.73%
食料品	3.33%	5.70%	4.11%
繊維製品	0.92%	0.29%	0.88%
パルプ・紙	0.35%	1.42%	0.37%
化学	5.61%	3.78%	1.78%
医薬品	4.50%	33.81%	5.46%
石油・石炭製品	0.76%	0.42%	0.48%
ゴム製品	0.70%	0.01%	0.65%
ガラス・土石製品	1.13%	0.74%	0.29%
鉄鋼	2.35%	16.91%	4.13%
非鉄金属	1.18%	2.36%	0.19%
金属製品	0.66%	1.10%	0.25%
機械	4.69%	2.43%	2.07%
電気機器	13.42%	5.39%	15.76%
輸送用機器	10.23%	14.78%	20.22%
精密機器	1.38%	0.14%	0.65%
その他製品	1.93%	0.88%	2.20%
電気・ガス業	3.83%	0.00%	4.79%
陸運業	3.73%	0.37%	2.39%
海運業	0.55%	0.05%	0.78%
空運業	0.43%	0.00%	0.75%
倉庫・運輸関連業	0.24%	0.03%	0.00%
情報・通信業	6.10%	6.44%	9.99%
卸売業	4.78%	0.85%	9.06%
小売業	3.91%	0.01%	3.60%
銀行業	10.52%	0.00%	5.45%
証券、商品先物取引業	1.68%	0.00%	1.35%
保険業	2.44%	0.00%	0.19%
その他金融業	1.31%	0.01%	0.23%
不動産業	2.71%	0.28%	0.19%
サービス業	1.83%	0.38%	0.99%

係が挙げられる。

### 3 カスタマーモメンタムに基づくサプライヤーリターンの計測

「サプライヤー・カスタマーのつながり」というチャンネルを通じて、一方の企業ファンダメンタルズや株価の変化は、もう一方の企業のそれらに影響を及ぼすだろう。特に、サプライヤー企業のファンダメンタルズや株価の変化は、カスタマー企業のそれらに影響を受けるものと考えられる。そして、この情報は、財務データと同様、いずれの投資家にとっても利用できる公開情報であり、投資判断の一情報として投資家に認識されている。市場が効率的であれば、カスタマー企業にショックが生じたとき、市場がサプライヤー・カスタマー関係を適切に反映し、サプライヤーのリターン格差は生じないはずである。

しかし、Cohen and Frazzini (2008) は、米国においてカスタマー企業に重要な変化が生じたとき、サプライヤー・カスタマーのつながりが市場参加者に十分認識されず情報が適切に反映されないことを報告している。具体的には、カスタマー企業の1か月株価変化が相対的に高かったサプライヤー企業群をロング、カスタマー企業の1か月株価変化が相対的に低かったサプライヤー銘柄群をショートするようなロングショートポートフォリオ（以下、カスタマーサプライヤーモメンタム戦略）を構築したとき、リスク調整後リターンが有意に観測されると報告している。

カスタマー企業の重要な変化として、Cohen and Frazzini (2008) が採用する1か月株価変化に加え、本論文ではカスタマー企業のファンダメンタルズ変化とした場合も検討する。ファンダメンタルズ変化のプロキシとして、予想アナリストコンセンサスEPSの1ヶ月変化率  $\Delta EPS$  を

$$\Delta EPS_t^{FYX} = \frac{EPS_t^{FYX} - EPS_{t-1}^{FYX}}{(|EPS_t^{FYX}| + |EPS_{t-1}^{FYX}|)/2} \quad (X = 1, 2, 3), \quad (1)$$

と定義し、分析では  $\Delta EPS$  を12ヶ月先予想となるように按分したものをを用いる。<sup>3</sup>

サプライヤー企業につながるカスタマー企業の（売上加重平均された）株価変化もしくはファンダメンタルズ変化をカスタマーモメンタムと呼ぶ。サプライヤー  $i$  の時点  $t$  におけるカスタマーモメンタム ( $CMOM_{i,t}$ ) は、次の式で定義される。

$$CMOM_{i,t}^{price\ change} = \frac{\sum_{j \in C(i,t)} p_{i \rightarrow j,t} r_{j,t}}{\sum_{j \in C(i,t)} p_{i \rightarrow j,t}} \quad (2)$$

$$CMOM_{i,t}^{earning\ change} = \frac{\sum_{j \in C(i,t)} p_{i \rightarrow j,t} \Delta EPS_{j,t}}{\sum_{j \in C(i,t)} p_{i \rightarrow j,t}} \quad (3)$$

ここで、 $C(i,t)$  は時点  $t$  におけるサプライヤー  $i$  のカスタマーの集合、 $p_{i \rightarrow j,t}$  は時点  $t$  におけるサプライヤー  $i$  からカスタマー  $j$  の売上高構成比率、 $r_{j,t}$  は時点  $t-1$  から時点  $t$  におけるカスタマー  $j$  の株価リターンである。

さらに、サプライヤー企業群（正確には、カスタマー企業のつながりを持っている銘柄群）の中を、カスタマーモメンタムでランキングし、5分割に分位分けし、カスタマーモメンタムが低い順に Q1, Q2, Q3, Q4, Q5 とする。また、カスタマーモメンタムが高い分位 (Q5) の銘柄群をロングし、カスタマーモメンタムが低い分位 (Q1) の銘柄群をショートしたポートフォリオ (Q5-Q1) とする。ポートフォリオリターンは等ウェイトとしている。ポートフォリオリバランス間隔、すなわち分位分けを見直すタイミングは、1か月、2か月、3か月の3パターンを実施し、各ポートフォリオのパフォーマンスを計測する。パフォーマンス計測期間は、2005年3月から2015年3月(120ヶ月間)としている。

<sup>3</sup> 予想アナリストコンセンサスEPSは、IFIS社のコンセンサス予想に採用されているセルサイドアナリストと東洋経済の予想データを用いて作成した。EPSは負の値をとることがあるため、分母が正の値となるようにデフレートしたものを利用している。

表 4: カスタマーモメンタムによるサプライヤー企業の分位別 1 か月先りターン (単位年率)

(a) カスタマー企業の変化を株価変化とした場合						
	Q1(低 CMOM)	Q2	Q3	Q4	Q5(高 CMOM)	差 (Q5-Q1)
平均	4.32%	5.49%	7.04%	10.93%*	13.54%**	9.22%***
標準偏差	20.17%	19.32%	19.60%	19.84%	19.30%	9.02%
t 値	0.678	0.898	1.136	1.742	2.219	3.233
(b) カスタマー企業の変化を業績変化とした場合						
	Q1(低 CMOM)	Q2	Q3	Q4	Q5(高 CMOM)	差 (Q5-Q1)
平均	4.28%	9.53%	6.16%	6.76%	11.76%*	7.47%**
標準偏差	20.28%	19.12%	18.67%	19.30%	20.00%	9.96%
t 値	0.668	1.576	1.044	1.108	1.859	2.373

\*, \*\*, \*\*\* は、それぞれ有意水準 10%, 5%, 1%.

表 5: サプライヤーモメンタムによるカスタマー企業の分位別 1ヶ月先りターン (単位年率)

(a) サプライヤー企業の変化を株価変化とした場合						
	Q1(低 SMOM)	Q2	Q3	Q4	Q5(高 SMOM)	差 (Q5-Q1)
平均	6.81%	9.34%	10.97%*	10.63%*	8.81%	2.00%
標準偏差	20.25%	19.27%	18.13%	19.80%	20.63%	8.27%
t 値	1.06	1.53	1.91	1.70	1.35	0.76
(b) サプライヤー企業の変化を業績変化とした場合						
	Q1(低 SMOM)	Q2	Q3	Q4	Q5(高 SMOM)	差 (Q5-Q1)
平均	8.85%	9.30%	8.00%	10.87%*	6.93%	-1.92%
標準偏差	19.54%	18.15%	18.53%	19.11%	19.37%	8.48%
t 値	1.431	1.621	1.365	1.800	1.131	-0.715

\*, \*\*, \*\*\* は、それぞれ有意水準 10%, 5%, 1%.



図1は、リバランス間隔が1か月の場合の、カスタマーモメンタムの異なる5つの分位別ポートフォリオ Q1, Q2, Q3, Q4, Q5 のポートフォリオリターンの時系列推移を表している。カスタマーモメンタムが相対的に低い分位ポートフォリオは相対的にリターンが低く、カスタマーモメンタムが相対的に高い分位ポートフォリオは相対的にリターンが高い傾向がみてとれる。また、表4は、2つのカスタマーモメンタムの定義による分位別ポートフォリオ Q1, Q2, Q3, Q4, Q5 のポートフォリオリターン、及びカスタマーモメンタムに基づくロングショートポートフォリオ (Q5-Q1) の時系列集計値を表している。いずれのカスタマーモメンタムで捉えても、カスタマーモメンタムに基づくロングショートポートフォリオリターン (Q5-Q1) は、有意なパフォーマンスが確認される。カスタマー企業の業績変化がサプライヤー企業の株価に十分に反映していないことを示唆する。また、株価変化によるロングショートポートフォリオリターンのほうが高いことから、株価変化のほうが業績変化以外の情報を内包していることを示唆している。

それでは、カスタマー企業からサプライヤー企業への情報フローとは反対に、サプライヤー企業からカスタマー企業への情報フローを考えた場合、リターン格差が生じるだろうか。サプライヤー企業の株価変化、すなわちサプライヤーモメンタム (SMOM) が、サプライヤー・カスタマーのつながりを通じて、カスタマー企業の将来リターンに影響を与えるかを確認しておく。まず、カスタマーモメンタムと同様の考え方で、カスタマー企業とつながっているサプライヤー企業の平均株価変化 (売上高加重) を、カスタマー企業のサプライヤーモメンタムとして計算する。次に、カスタマー企業群に対し、サプライヤーモメンタムで5分割に分位分けし、サプライヤーモメンタムが低い順に Q1, Q2, Q3, Q4, Q5 としそれらの分位リターン (等ウェイト) を計測する。その結果が表5である。表4にあるカスタマーモメンタムの分位リターンの傾向とは異なり、高サプライヤーモメンタムのリターンが、相対的に低サプライヤーモメンタムのリターンよりも高い傾向とはならない。その傾向はサプライヤー企業の変化を業績変化とした場合においても見られる。この結果を踏まえると、双方向でサプライヤー・カスタマーのつながりに基づくクロスモメンタムの株価予測可能性は確認されず、カスタマー企業からサプライヤー企業という一方の情報フローに基づくクロスモメンタムのみが、その後のリターン格差に影響を与えている。以降では、紙面の都合上、株価変化によるカスタマーモメンタムのポートフォリオ特性についてのみ記載する。

表6は、カスタマーモメンタムに基づく分位ポートフォリオの基本属性、業種構成の時系列集約値 (120か月平均) を表している。表6の (a) は、各分位ポートフォリオのサイズ、BP 属性値 (等ウェイト平均) である。表示している値は、東証一部銘柄の時価加重平均値をベースに基準化した値を記している。サイズの特徴は、カスタマーモメンタムの最高分位 (Q5) と最低分位 (Q1) が相対的に小型特性を有している。また、BP に関する分位特性は、相対的にカスタマーモメンタムの低い分位では高BP、高い分位では低BPの特徴がみられる。表6の (b) は、各分位の東証3業種分類に基づく業種構成である。ここで、卸売業や銀行業などの残りの5業種がサプライヤー企業でないため、サプライヤー企業の28業種のみを記載する。各業種ごとに各分位の業種構成比をみると、特定の分位に構成比が偏ることなく一様に分布していることがわかる。また、カスタマーモメンタムのロングショートポートフォリオを構成している最高分位と最低分位に注目すると、医薬品、電機機器、輸送用機器などのウェイト割合が相対的に高い傾向がみられる。

表7は、リバランス間隔別に、2か月、3か月にした場合の5つのカスタマーモメンタム水準別分位ポートフォリオ、及びカスタマーモメンタムに基づくロングショートポートフォリオ (Q5-Q1) のパフォーマンスを表している。カスタマーモメンタムに基づくロングショートポートフォリオリターン (Q5-Q1) は、リバランス間隔が2, 3か月としても有意性を維持している。リバランス間隔が長くなると分位間のリターンの序列が乱れるが、カスタマーモメンタムの最上位分位 (Q5) は、他の分位に比べてリターン平均が高く、 $t$  値も高い。

このことから、Cohen and Frazzini (2008) の1981年から2004年における米国市場で確認されたカスタマーモメンタムによる株価予測可能性に関する検証と同様、2005年から2015年における日本市場でもカスタマーモメンタムは観測され、市場にはサプライヤー・カスタマーのつながりは十分反

表 6: 分位ポートフォリオの基本属性, 業種構成

(a) サイズ, BPR 属性 (120ヶ月間の平均)					
	Q1(低 CMOM)	Q2	Q3	Q4	Q5(高 CMOM)
SIZE(基準化)	-0.184	-0.092	-0.090	-0.065	-0.149
BPR(基準化)	0.003	-0.007	-0.030	-0.023	-0.029

(b) 業種構成 (120ヶ月間の平均)					
	Q1(低 CMOM)	Q2	Q3	Q4	Q5(高 CMOM)
水産・農林業	0.01%	0.02%	0.06%	0.01%	0.00%
鉱業	0.82%	0.77%	0.72%	0.72%	0.89%
建設業	2.16%	1.84%	1.83%	2.08%	2.10%
食料品	6.69%	7.87%	9.13%	7.99%	7.61%
繊維製品	2.12%	2.08%	1.88%	2.04%	2.16%
パルプ・紙	0.94%	1.43%	1.02%	1.58%	0.75%
化学	7.00%	7.63%	6.55%	6.27%	7.21%
医薬品	10.67%	8.50%	7.64%	8.72%	10.53%
石油・石炭製品	1.00%	0.66%	0.75%	0.83%	0.86%
ゴム製品	0.12%	0.10%	0.09%	0.05%	0.15%
ガラス・土石製品	3.53%	2.98%	3.23%	3.18%	3.51%
鉄鋼	5.35%	6.89%	7.94%	7.76%	6.05%
非鉄金属	2.40%	2.33%	2.62%	2.41%	2.63%
金属製品	3.77%	3.40%	3.95%	3.78%	3.31%
機械	6.78%	7.16%	6.57%	6.13%	6.91%
電気機器	10.71%	9.82%	10.12%	9.90%	10.18%
輸送用機器	9.07%	14.65%	15.28%	14.97%	10.07%
精密機器	1.41%	0.82%	0.69%	0.72%	0.98%
その他製品	2.49%	2.21%	2.13%	2.13%	2.66%
陸運業	0.76%	0.54%	0.50%	0.45%	0.80%
海運業	0.89%	0.55%	0.71%	0.58%	0.61%
倉庫・運輸関連業	0.49%	0.64%	0.74%	0.49%	0.70%
情報・通信業	11.29%	10.17%	9.54%	10.03%	10.86%
卸売業	5.43%	4.13%	3.83%	3.97%	4.81%
小売業	0.11%	0.05%	0.00%	0.03%	0.09%
その他金融業	0.37%	0.14%	0.13%	0.22%	0.31%
不動産業	1.02%	0.91%	0.64%	0.94%	0.97%
サービス業	2.62%	1.71%	1.71%	1.99%	2.28%

表 7: カスタマーモメンタムによる分位別 2 か月, 3 か月先リターン (単位年率)

(a) リバランス間隔 2ヶ月 (rolling)						
	Q1(低 CMOM)	Q2	Q3	Q4	Q5(高 CMOM)	差 (Q5-Q1)
平均	2.35%	5.65%	7.75%	8.77%*	13.44%**	11.09%***
標準偏差	21.94%	20.90%	21.02%	22.79%	23.26%	10.39%
t 値	0.477	1.205	1.642	1.714	2.574	4.753

(b) リバランス間隔 3ヶ月 (rolling)						
	Q1(低 CMOM)	Q2	Q3	Q4	Q5(高 CMOM)	差 (Q5-Q1)
平均	5.20%	8.08%*	5.80%	6.89%	11.67%***	6.46%***
標準偏差	22.86%	23.10%	23.28%	23.41%	23.95%	9.40%
t 値	1.236	1.900	1.352	1.599	2.646	3.736

\*, \*\*, \*\*\* は, それぞれ有意水準 10%, 5%, 1%.

映されていない可能性がある.

## 4 リスクファクター, 属性ファクターをコントロールしたときのカスタマーモメンタム

本節では, 前節で観測されたカスタマーモメンタムに基づくロングショートポートフォリオ (Q5-Q1) のアブノーマルリターンを確認するためにリスクモデルによる  $\alpha$  テストを実施する. また, Fama MacBeth 回帰分析, 及び 2 段階ソーティングポート分析を実施し, 銘柄間格差を説明する企業属性をコントロールした上でカスタマーモメンタムが銘柄間格差を説明できるかを確認する.

### 4.1 リスクモデルによる $\alpha$ テスト

リスクモデルは, Fama and French (1993) の 3 ファクターモデル (以下, FF3), 及び過去 12 か月リターンに基づくファクターを加えた Carhart (1997) の 4 ファクターモデル (以下, FF3+UMD) を採用する. なお, 過去 12 か月リターンに基づくファクターは, Carhart (1997) の過去 12 か月リターンのみの情報でファクター構築する方法を採用せずに, HML ファクターと類似したファクター構築方法である Kenneth French の UMD(Upward Minus Downward)<sup>4</sup> を採用している. リスクファクターの作成に用いる銘柄群は東証一部上場銘柄群とした.

カスタマーモメンタムに基づく 5 つの分位ポートフォリオ, 及びロングショートポートフォリオについて, FF3, FF3+UMD による  $\alpha$  テストを行う. その結果が表 8 の (a), (b) である. いずれのリスクモデルでも, ロングショートポートフォリオ (Q5-Q1) の  $\alpha$  が有意であることから, アブノーマルリターンが観測されることを示している.<sup>5</sup>

### 4.2 Fama MacBeth クロスセクション回帰分析

次に, 個別の 1 か月リターンを非説明変数, 説明変数をカスタマーリターンに加え, コントロール変数として規模, BPR, 過去 3 か月リターン, 過去 12 か月リターンとしたクロスセクション回帰を毎月

<sup>4</sup>[http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/Data\\_Library/det\\_mom\\_factor.html](http://mba.tuck.dartmouth.edu/pages/faculty/ken.french/Data_Library/det_mom_factor.html)

<sup>5</sup>ロングショート内の最上位と最下位分位ポートフォリオの  $\alpha$  をみると, 最上位ポートフォリオそのものも, ロングショートポートフォリオほどではないがリスクファクターでは説明できない要素が含まれていることがみてとれる.

表 8: リスクモデルによるカスタマーモメンタム戦略の  $\alpha$  テスト

		(a) FF3 ファクター					
		Q1(低 CMOM)	Q2	Q3	Q4	Q5(高 CMOM)	差 (Q5-Q1)
$\alpha$	係数	-0.360*	-0.300*	-0.054	0.254	0.385**	0.745***
	t 値	-1.935	-1.932	-0.335	1.607	2.292	3.099
	p 値	5.5%	5.6%	73.8%	11.1%	2.4%	0.2%
MKT	係数	0.994***	1.011***	1.020***	1.043***	0.983***	-0.011
	t 値	28.577	34.892	33.909	35.333	31.347	-0.244
	p 値	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%
SMB	係数	0.682***	0.696***	0.640***	0.686***	0.689***	0.007
	t 値	9.622	11.804	10.451	11.398	10.785	0.079
	p 値	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	93.7%
HML	係数	0.194***	0.203***	0.071	0.009*	0.145**	-0.049
	t 値	2.701	3.408	1.149	0.150	2.244	-0.525
	p 値	0.8%	0.1%	25.3%	88.1%	2.7%	60.0%
adjR2		88.2%	91.8%	91.1%	91.6%	89.9%	-2.2%

		(b) FF3+UMD ファクター					
		Q1(低 CMOM)	Q2	Q3	Q4	Q5(高 CMOM)	差 (Q5-Q1)
$\alpha$	係数	-0.266	-0.318*	-0.143	0.290	0.404**	0.670***
	t 値	-1.387	-1.966	-0.863	1.762	2.305	2.681
	p 値	16.8%	5.2%	39.0%	8.1%	2.3%	0.8%
MKT	係数	0.989***	1.012***	1.025***	1.041***	0.982***	-0.007
	t 値	28.620	34.689	34.378	35.101	31.100	-0.155
	p 値	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	87.7%
SMB	係数	0.705***	0.692***	0.619***	0.694***	0.694***	-0.011
	t 値	9.882	11.497	10.059	11.340	10.643	-0.120
	p 値	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	0.0%	90.4%
HML	係数	0.059	0.230***	0.197**	-0.042	0.118	0.059
	t 値	0.578	2.647	2.227	-0.475	1.258	0.438
	p 値	56.4%	0.9%	2.8%	63.5%	21.1%	66.2%
UMD	係数	-0.138*	0.027	0.130*	-0.052	-0.028	0.110
	t 値	-1.805	0.418	1.968	-0.800	-0.395	1.108
	p 値	7.4%	67.7%	5.1%	42.5%	69.3%	27.0%
adjR2		88.4%	91.7%	91.3%	91.6%	89.8%	-2.0%

\*, \*\*, \*\*\* は、それぞれ有意水準 10%, 5%, 1%.

表 9: Fama MacBeth クロスセクション回帰分析

	モデル				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
切片	0.000	0.003**	0.004*	0.002	0.002
t 値	0.862	2.234	1.991	0.840	0.897
CMOM	0.029***	0.027***	0.028***	0.023***	0.025***
t 値	3.684	3.509	3.795	3.119	3.397
SIZE		0.015	0.010	0.013	0.009
t 値		1.248	0.815	1.058	0.747
BPR		0.056***	0.052***	0.047***	0.048***
t 値		3.883	3.858	3.522	3.681
MOM3			-0.007		-0.013
t 値			-0.537		-0.993
MOM12				0.006	0.011
t 値				0.432	0.749
adjR2	0.5%	2.0%	3.5%	3.8%	5.0%

\*, \*\*, \*\*\* は、それぞれ有意水準 10%, 5%, 1%.

実施し、各月で推定された係数の時系列平均を評価する。クロスセクション回帰を行う際の対象企業は、カスタマー企業がリンクしている、サプライヤー企業群（図 1 の企業数）である。

表 9 で確認できるように、カスタマー企業がリンクしているサプライヤー企業群では BPR の回帰係数が正に有意となっている。このことから、このサプライヤー企業群における銘柄間格差はバリュー効果によって説明されることを示している。ただ、バリュー効果や他のコントロール変数を考慮したとしても、カスタマーモメンタムの回帰係数は有意であることからこれらのコントロール変数とは異なる銘柄間格差情報を有していることが確認される。

### 4.3 2 段階ソーティングポートフォリオ分析

Fama MacBeth クロスセクション回帰分析と同様に、2 段階ソーティングポートフォリオ分析の対象企業は、カスタマー企業がリンクしているサプライヤー企業群（図 1 の企業数）である。また、2 段階ソーティングは、コントロール変数で 3 分割、カスタマーモメンタムで 3 分割の順に計 9 分割する。分割は等企業数としている。

表 10 がその結果である。各コントロール変数の水準別にカスタマーモメンタムの銘柄間リターン格差をみると、大型、低 BPR、足元株価上昇銘柄群ではカスタマーモメンタムの銘柄間リターン格差の説明力が弱くなるが、それ以外で有意となっていることが確認できる。

クロスセクション回帰分析、ソーティングポートフォリオ分析の両結果から、カスタマーモメンタムの銘柄間格差は他の属性情報では説明できない情報である。

## 5 投資家注意力とカスタマーモメンタム

これまでの分析で、日本市場においてカスタマーモメンタムによるアブノーマルリターンが観測されることを確認した。本節では、投資家注意力の限界が株価予測可能性をもたらすという仮説の下、いくつかの観点から投資家注意力指標を定義し、投資家注意力の低い銘柄群のほうが相対的にカスタマーモメンタムの株価予測可能性が高いことを確認する。

表 10: 2 段階ソーティングポートフォリオ分析

		1 段階 のみ	2 段階 SIZE			2 段階 BPR		
			小	中	大	小	中	大
低 CMOM	平均	4.92%	4.40%	3.64%	5.89%	-4.40%	4.97%	12.52%*
	標準偏差	19.77%	21.81%	19.72%	19.72%	20.16%	19.57%	21.07%
	t 値	0.786	0.638	0.583	0.944	-0.690	0.804	1.879
中 CMOM	平均	7.20%	7.98%	7.26%	6.49%	5.28%	9.15%	9.92%
	標準偏差	19.03%	20.79%	20.35%	18.54%	19.60%	19.43%	21.69%
	t 値	1.197	1.214	1.128	1.106	0.852	1.490	1.446
高 CMOM	平均	12.10%**	20.02%***	9.39%	7.75%	6.62%	10.57%*	18.13%***
	標準偏差	19.15%	22.78%	19.32%	20.12%	20.47%	19.22%	20.73%
	t 値	1.997	2.778	1.536	1.219	1.023	1.739	2.765
差 (高-低)	平均	7.18%***	15.61%***	5.75%**	1.87%	11.02%***	5.60%*	5.61%*
	標準偏差	7.06%	11.17%	9.15%	11.73%	9.72%	9.66%	9.96%
	t 値	3.219	4.419	1.986	0.503	3.586	1.833	1.779

		2 段階 3ヶ月モメンタム			2 段階 12ヶ月モメンタム		
		低	中	高	低	中	高
低 CMOM	平均	3.60%	6.17%	3.28%	7.04%	6.19%	3.21%
	標準偏差	23.00%	18.74%	20.02%	24.20%	18.41%	20.18%
	t 値	0.495	1.041	0.518	0.919	1.063	0.503
中 CMOM	平均	9.01%	8.27%	6.11%	6.32%	8.05%	6.61%
	標準偏差	22.11%	18.37%	19.15%	21.15%	19.61%	20.74%
	t 値	1.288	1.424	1.009	0.944	1.298	1.007
高 CMOM	平均	17.73%**	11.34%**	7.07%	11.57%*	12.98%**	10.31%
	標準偏差	23.08%	17.86%	20.37%	21.98%	18.71%	20.18%
	t 値	2.429	2.008	1.098	1.664	2.195	1.616
差 (高-低)	平均	14.13%***	5.17%*	3.79%	4.53%	6.80%**	7.10%**
	標準偏差	10.45%	9.58%	10.10%	11.67%	8.35%	10.97%
	t 値	4.275	1.705	1.187	1.229	2.575	2.047

\*, \*\*, \*\*\* は、それぞれ有意水準 10%, 5%, 1%.

表 11: カスタマー企業規模の違いによるカスタマーモメンタムリターン (1 か月先)

(a) カスタマー企業平均規模 高						
	Q1(低 CMOM)	Q2	Q3	Q4	Q5(高 CMOM)	差 (Q5-Q1)
平均	3.50%	6.49%	5.62%	11.48%*	11.53%*	8.02%**
標準偏差	21.26%	22.45%	20.56%	21.55%	21.41%	10.63%
t 値	0.521	0.915	0.865	1.685	1.703	2.386
(b) カスタマー企業平均規模 低						
	Q1(低 CMOM)	Q2	Q3	Q4	Q5(高 CMOM)	差 (Q5-Q1)
平均	3.23%	4.60%	9.35%	9.25%	15.56%**	12.33%***
標準偏差	20.08%	17.84%	19.22%	18.44%	19.57%	12.06%
t 値	0.509	0.816	1.539	1.586	2.514	3.233

\*, \*\*, \*\*\* は、それぞれ有意水準 10%, 5%, 1%.

### 5.1 カスタマー企業規模でみる投資家注意力

まず、投資家注意力のプロキシとして、サプライヤー企業にリンクするカスタマー企業の規模を考える。投資家注意力の観点では、サプライヤー企業の中で、カスタマー企業の規模が低い銘柄は相対的に投資家注意力が低い。よって、規模が相対的に低いカスタマー企業とリンクするサプライヤー銘柄群のほうがリターン格差が大きいと考えられる。

表 11 は、カスタマー企業の平均規模が高いサプライヤー企業銘柄群とカスタマー企業の平均規模が低いサプライヤー企業群に 2 分割し、さらにそれぞれをカスタマーモメンタムで 5 分割したときの 1 か月先分位リターン、及び高カスタマーモメンタム分位 Q5 と低カスタマーモメンタム分位 Q1 の 1 か月先分位リターン格差 (Q5-Q1, ポートフォリオは等ウェイト加重) を計測したものである。結果は、リンクしているカスタマー企業の規模が平均的に低いサプライヤー企業群のほうが、相対的にリターン格差が大きいことを示している。

### 5.2 カスタマー数でみる投資家注意力

次に、サプライヤー企業にリンクするカスタマー企業の数に注目する。投資家の情報処理能力の限界の観点から、投資家はカスタマー企業数が多いと情報処理に要する負担が大きくなるため、カスタマー企業数が少ないサプライヤー企業を優先すると考えられる。ここでは、カスタマー企業数が 1 社のみの企業群とカスタマー企業数が 2 社以上の企業群に分割し、それぞれに対して、カスタマーモメンタムで 5 分割したときの 1 か月先分位リターン、及び高カスタマーモメンタム分位 Q5 と低カスタマーモメンタム分位 Q1 の 1 ヶ月先リターン格差を分析する。表 12 の結果は仮説どおり、カスタマー 1 社のみの企業群よりもカスタマー数が 2 社以上の企業群のほうがカスタマーモメンタムのリターン格差が大きいことが確認される。

### 5.3 ファンド保有割合でみるサプライヤー・カスタマー関係の投資家注意力

3 つ目の注意力の観点は Cohen and Frazzini (2008) で行われているもので、ファンド保有情報を利用したサプライヤー・カスタマー関係の投資家注意力から、カスタマーモメンタムのリターン予測可能性を考察する。

ファンドマネジャーは綿密な情報収集と適切な評価、反応、取引を行っているはずである。そして、そのようなファンドマネジャーがサプライヤー企業とカスタマー企業を両方保有している場合、ファ

表 12: カスタマー数の違いによるカスタマーモメンタムリターン (1 か月先)

(a) カスタマー数 1 社のみ						
	Q1(低 CMOM)	Q2	Q3	Q4	Q5(高 CMOM)	差 (Q5-Q1)
平均	4.92%	6.09%	7.50%	11.40%*	11.17%*	6.25%**
標準偏差	20.94%	20.38%	19.96%	20.68%	18.91%	8.54%
t 値	0.743	0.944	1.188	1.742	1.867	2.312
(b) カスタマー数 2 社以上						
	Q1(低 CMOM)	Q2	Q3	Q4	Q5(高 CMOM)	差 (Q5-Q1)
平均	4.97%	0.59%	8.17%	7.45%	18.51%**	13.54%**
標準偏差	20.40%	18.55%	20.36%	20.61%	23.07%	17.09%
t 値	0.771	0.101	1.268	1.143	2.538	2.506

\*, \*\*, \*\*\* は、それぞれ有意水準 10%, 5%, 1%.

ンドマネジャーはサプライヤー・カスタマー関係を認識し、カスタマー企業で生じる変化に注意を払っている。このようなファンドマネジャーが多く保有するサプライヤー企業群では、適正に情報が価格に反映され、株価予測可能性が難しいと考えられる。

サプライヤー・カスタマー関係とそれに関わる変化に注意を払っている投資家の割合を、サプライヤー・カスタマー関係の投資家注意力と呼ぶ。サプライヤー・カスタマー関係の投資家注意力  $A_{i,j,t}$  を次の式で定義する。

$$A_{i,j,t} = \frac{N_{i\&j,t}}{N_{i,t}} \quad (4)$$

ここで、対象とするファンドはミューチャルファンドで、 $N_{i\&j,t}$  は時点  $t$  でサプライヤー  $i$  の株式とカスタマー  $j$  の株式を両方保有するファンド数、 $N_{i,t}$  は時点  $t$  でサプライヤー  $i$  の株式を保有するファンド数である。<sup>6 7</sup> 定義からサプライヤー・カスタマー関係の投資家注意力  $A_{i,j,t}$  は  $[0, 1]$  の値となるが、この値が 1 に近いほど、サプライヤー・カスタマー関係に注意を払っているファンドマネジャーが多く、0 に近いほどサプライヤー・カスタマー関係に注意を払っているファンドマネジャーが少ないことを意味する。

検証は、投資家の注意力  $A_{i,j,t}$  に基づいて 2 つのグループに分け、それぞれのグループでさらにカスタマーモメンタムで 5 分割し、分位ポートフォリオと最上位と最下位のロングショートポートフォリオのリターンを計測した。ただし、5 つ以上のファンドが保有しているサプライヤー銘柄のみを分析対象としている。

この検証結果を表 13 に示す。サプライヤー・カスタマー関係の投資家注意力が高い・低いグループを分けた場合、注意力が低いグループのほうが概ねカスタマーモメンタムに基づくポートフォリオリターンが高い。つまり、サプライヤー・カスタマー関係の投資家注意力が高い (低い) 企業群は、カスタマーモメンタムに基づくポートフォリオリターンが低い (高い) 傾向にあることから、Cohen and Frazzini (2008) の仮説と整合的な結果であり、カスタマーモメンタムの株価予測可能性の背景には投資家の注意力の限界が関連していることを示唆する。

<sup>6</sup>ただし、ファンド報告書は毎月開示されているわけではないため、時点  $t$  以前で最も近いファンド報告書で開示された情報である。

<sup>7</sup>ここで、ミューチャルファンドの保有情報は、FactSet 社の Lion Share データベースを利用している。ミューチャルファンドのうちインデックスファンド除いている。さらに、Lion Share データベースのファンド属性区分の一つである回転率区分で High もしくは Very High に区分されているものを除いている。



表 13: 投資家注意力の違いによるカスタマーモメンタムリターン (1 か月先)

(a1) 投資家注意力 高						
	Q1(低 CMOM)	Q2	Q3	Q4	Q5(高 CMOM)	差 (Q5-Q1)
平均	6.31%	8.64%	5.68%	13.65%*	9.18%	2.87%
標準偏差	23.07%	24.94%	23.62%	24.54%	23.68%	16.69%
t 値	0.865	1.095	0.760	1.759	1.226	0.544

(b1) 投資家注意力 低						
	Q1(低 CMOM)	Q2	Q3	Q4	Q5(高 CMOM)	差 (Q5-Q1)
平均	2.79%	3.14%	8.39%	16.22%**	10.80%*	8.01%*
標準偏差	21.13%	19.51%	20.00%	20.54%	20.60%	15.13%
t 値	0.417	0.509	1.327	2.497	1.658	1.675

\*, \*\*, \*\*\* は, それぞれ有意水準 10%, 5%, 1%.

## 6 アナリスト業績修正に対するカスタマーモメンタムの予測可能性

ここまでの分析では, カスタマーモメンタムの株価予測可能性に関する検証を行ってきたが, 株価変化は市場の期待業績変化に関連しており, しばしば市場の期待業績としてアナリストのコンセンサス業績予想が用いられる. 本節では, カスタマーモメンタムが将来のアナリスト業績修正に対して予測可能性を持つのかを検証する.

表 14, 表 15 はそれぞれカスタマーモメンタム, サプライヤーモメンタム<sup>8</sup>による分位分けを行った場合の分位別の将来業績変化を計測したものである. 各分位の将来業績変化値は各分位の平均値から分析対象の企業の平均値<sup>9</sup>を引いたものである.

カスタマー (サプライヤー) モメンタムが相対的に低い分位のサプライヤー (カスタマー) 企業は将来の業績変化が平均的にマイナスとなり, 逆にカスタマー (サプライヤー) モメンタムが相対的に高い分位のサプライヤー (カスタマー) 企業は将来の業績変化が平均的にプラスとなっており, いずれのクロスモメンタムにおいても同様の傾向を示す. 注目すべきは双方の説明力の違いである. カスタマーモメンタムに対するサプライヤー企業の業績予想変化の格差のほうが, サプライヤーモメンタムに対するカスタマー企業の業績予想変化の格差よりも大きい. これはカスタマー企業からサプライヤー企業への情報フローに基づくクロスモメンタム, すなわちカスタマーモメンタムのほうが, 将来のリターン格差に影響を与えるという先の結果と整合的である.

## 7 まとめ

本論文では, サプライヤー・カスタマー関係に基づく株価リターンの予測可能性について調査した. 具体的には, 日本企業における有価証券報告書からサプライヤー・カスタマー関係情報を独自に収集し, Cohen and Frazzini (2008) が米国市場で確認したカスタマーモメンタムの株価予測可能性について調査した. 結果, 日本市場でもカスタマーモメンタムの予測可能性が確認された. すなわち, カスタマー企業に関する重要な情報変化は, サプライヤー企業の株価は適切に反映されていない. その傾向は, カスタマーモメンタムをアナリストの業績変化とした場合においても確認される. さらに, 投資家注意力の限界がその株価予測可能性をもたらすという仮説の下, いくつかの投資家注意力指標の

<sup>8</sup>いずれのクロスモメンタムの計測も, 株価変化と業績変化の両方で計測している.

<sup>9</sup>カスタマーモメンタムであればサプライヤー企業の平均値, サプライヤーモメンタムであればカスタマー企業の平均値である.

表 14: カスタマーモメンタムによるサプライヤー企業の分位別将来業績変化

(a1) カスタマーモメンタムを株価変化とした場合						
	Q1(低 CMOM)	Q2	Q3	Q4	Q5(高 CMOM)	差 (Q5-Q1)
平均	-0.72%*	0.18%	-0.39%	0.23%	0.70%**	1.41%**
標準偏差	4.21%	4.81%	4.08%	3.86%	3.32%	6.19%
t 値	-1.861	0.409	-1.052	0.652	2.300	2.499
(b1) カスタマーモメンタムを業績変化とした場合						
	Q1(低 CMOM)	Q2	Q3	Q4	Q5(高 CMOM)	差 (Q5-Q1)
平均	-2.01%***	-0.40%	0.49%	0.05%	1.87%***	3.88%***
標準偏差	6.54%	4.48%	4.40%	3.14%	4.79%	10.52%
t 値	-3.373	-0.977	1.231	0.177	4.268	4.042

\*, \*\*, \*\*\* は、それぞれ有意水準 10%, 5%, 1%.

表 15: サプライヤーモメンタムによるカスタマー企業の分位別将来業績変化

(a1) サプライヤーモメンタムを株価変化とした場合						
	Q1(低 SMOM)	Q2	Q3	Q4	Q5(高 SMOM)	差 (Q5-Q1)
平均	-0.54%	-0.97%**	0.21%	0.88%**	0.42%	0.96%
標準偏差	5.12%	5.32%	3.51%	3.81%	3.54%	7.48%
t 値	-1.157	-2.005	0.662	2.527	1.308	1.411
(b1) サプライヤーモメンタムを業績変化とした場合						
	Q1(低 SMOM)	Q2	Q3	Q4	Q5(高 SMOM)	差 (Q5-Q1)
平均	-0.82%**	-0.63%**	-0.08%	0.17%	1.36%***	2.19%***
標準偏差	4.23%	3.20%	2.20%	2.80%	3.59%	7.00%
t 値	-2.132	-2.155	-0.412	0.670	4.157	3.420

\*, \*\*, \*\*\* は、それぞれ有意水準 10%, 5%, 1%.

観点から、投資家注意力が低い銘柄群のほうが高い銘柄群よりもカスタマーモメンタムのリターン格差が大きいことを確認した。

## 参考文献

- [1] Carhart, M. M.(1997), "On Persistence in Mutual Fund Performance," *Journal of Finance*, **52**(1), 57-82.
- [2] Cohen, L., and A. Frazzini (2008), "Economic links and predictable returns," *Journal of Finance*, **63**(4), 1977-2011.
- [3] Fama, E. F. and K. R. French (1993), "Common risk factors in the returns on stocks and bonds," *Journal of Financial Economics*, **33**, 3-56.
- [4] Hirshleifer, D. and S. H. Teoh (2003), "Limited Attention, Information Disclosure, and Financial Reporting," *Journal of Accounting and Economics*, **36**(1), 337-386.
- [5] Hong, H. and J. C. Stein (1999), "A Unified Theory of Underreaction, Momentum Trading, and Overreaction in Asset Markets," *Journal of Finance*, **54**(6), 2143-2184.
- [6] Hou, K. (2007), "Industry Information Diffusion and the Lead-Lag Effect in Stock Returns," *Review of Financial Studies*, **20**(4), 1113-1138.
- [7] Hou, K., L. Peng and W. Xiong (2006), "A Tale of Two Anomalies: The Implication of Investor Attention for Price and Earnings Momentum," *Working Paper*, Ohio State University.
- [8] Huberman, G. and T. Regev (2001), "Contagious Speculation and a Cure for Cancer: A Non-Event that Made Stock Prices Soar," *Journal of Finance*, **56**(1), 387-396.
- [9] Lo, A. W. and A. C. MacKinlay (1990), "When are Contrarian Profits Due to Stock Market Overreaction?," *Review of Financial Studies*, **3**(2), 175-205.
- [10] Menzly, L. and O. Ozbas (2010), "Market Segmentation and Cross-predictability of Returns," *Journal of Finance*, **65**(4), 1555-1580.
- [11] Merton, R. C. (1987), "A Simple Model of Capital Market Equilibrium with Incomplete Information," *Journal of Finance*, **42**(3), 483-510.
- [12] Peng, L. and W. Xiong (2006), "Investor Attention, Overconfidence and Category Learning," *Journal of Financial Economics*, **80**(3), 563-602.
- [13] Shahur, H. and Y. L. Becker and D. Rosenfeld (2010), "Return Predictability along the Supply Chain: The International Evidence," *Financial Analysts Journal*, **66**(3), 60-77.
- [14] 祝迫得夫 (2003), 「ランダム・ウォーク仮説と規模別ポートフォリオの相互自己相関」, 現代ファイナンス, **13**, 29-45.
- [15] 岡田克彦・佐伯政男 (2014), 「注意力の限界と Post-Earnings-Announcement-Drift」, 証券アナリストジャーナル, **11**, 72-81.
- [16] 久保田敬一・徳永俊史・和田賢治 (2014), 「産業間の株価予測可能性の実証研究」, 日本ファイナンス学会予稿集.