

《論 説》

会計発生高と経営者予想利益の修正に関する分析

中 川 豊 隆・山 西 佑 季¹

1. 序

本稿の主な目的は、会計発生高や経営者予想利益の修正と当期及び翌期のリターンとの関係を分析することである。このうち、経営者予想利益の修正とリターンとの関係については、中川・山西 (2014) で分析を行っている。したがって、会計発生高を含めた分析を行う点が本稿の主な意義である。なお、会計発生高を分析対象とした理由は会計発生高アノマリーが会計アノマリーとして良く知られており、またBarth and Hutton (2004) で会計発生高アノマリーと予想利益修正を用いた分析が行われているという点を考慮したためである。さらに、比較のため裁量的会計発生高や営業活動によるキャッシュフロー (CFO) とリターンとの関係も分析した。その結果、①経営者予想利益の修正にもとづく投資戦略は大きな当期のヘッジ・リターンを生み出すこと、②会計発生高にもとづく投資戦略よりも裁量的会計発生高にもとづく投資戦略を用いた方が翌期のヘッジ・リターンが大きくなる傾向があること、③一貫的な投資戦略によって当期のヘッジ・リターンが増加すること、④CFOにもとづく投資戦略は翌期のヘッジ・リターンを生み出すことを示す証拠が得られた。

本稿の構成は以下の通りである。第2節では会計発生高アノマリーと予想利益修正アノマリーに関する先行研究を取り上げる。第3節では本稿の分析におけるサンプルの基本統計量とリサーチ・デザインを示す。第4節では分析結果とその解釈を示し、第5節で結びとする。

2. 先行研究

ここでは会計発生高アノマリーと予想利益修正アノマリーに関する先行研究について説明する。

Sloan (1996) は会計発生高アノマリーに関する先駆的研究である。その研究は会計発生高とキャッシュフローの持続性の違いに着目した。即ち、会計発生高はキャッシュフローよりも持続性が低く、会計発生高をより多く含む利益の持続性は相対的に低い点に注目した。そして、当初はこの持続性の違いが株価に十分に反映されていないが、将来的には持続性の違いを反映するように株価が調整されることになると考えて、会計発生高にもとづく投資戦略によって異常リターンが獲得できるかどうかを分析した。その分析結果は、会計発生高が上位10%の銘柄をショートポジション、下位10%の銘柄をロングポジションとする投資戦略をとることで年率10.4%の異常リターンが生じるというもので

1 熊本県立大学総合管理学部准教授

あった²。

一方、予想利益修正アノマリーとは予想利益修正情報の公表に対する株価反応の遅れである。例えば、アナリスト予想利益の修正に関するアノマリーを扱った研究にStickel (1991) がある。Stickel (1991) は、アナリスト予想利益の修正は即時的には株価に反映されず、予想利益の修正後にその修正と同一の方向へ株価のドリフトが生じることを示した。即ち、アナリスト予想利益の修正は株価に影響を及ぼすが、市場はその情報を瞬時には消化していないことを明らかにした。このように、Stickel (1991) では、予想利益と異常リターンとの関係が分析され、予想利益の修正が株価に影響を与えていることや、その情報はゆっくりと消化されていることが示されている。このように予想利益の修正後に株価がそれと同じ方向にドリフトし続けるということが発見されたのであるが³、本稿では経営者予想利益を用いてこの点を分析した。

このように、会計発生高や予想利益の修正にもとづく投資戦略によって異常リターンが獲得できることを示唆する研究がなされてきた。それでは、これら二つのアノマリーを同時に利用した場合のリターンは、それぞれを単独で用いた場合のリターンより増加するのであろうか。このような視点から行われたのがBarth and Hutton (2004) である。

まず考えなければならないのは、Barth and Hutton (2004) が会計発生高とアナリスト予想利益の修正を同時に取り上げたのはなぜかという点であろう。その研究では会計情報が持つ企業評価上のインプリケーションに関する投資家の理解をアナリストが促進しようと考えている。即ち、実績利益の構成要素である会計発生高から読み取ることができる利益の持続性をアナリスト予想利益の修正からも読み取ることができるのではないかと考えているのである。しかしながら、投資家はこれらの持続性に関する情報を即時には株価に十分に反映させていないために、会計発生高だけではなくアナリスト予想利益の修正についても将来の異常リターンとの間に関連性が生じる可能性があると考えられるのである。

Barth and Hutton (2004) はこのような考え方にもとづいて分析を行い、主に以下の分析結果を得ている。第一に、アナリスト予想利益の修正は当期の会計発生高をコントロールしても将来の利益変動と有意な正の関連性を持つというものである。これはアナリスト予想利益の修正が企業評価上のインプリケーションを持つということと一致する。つまり、実績利益情報が提供していない企業評価上のインプリケーションをアナリスト予想利益の修正が提供していると考えられる。

第二に、アナリスト予想利益の修正は会計発生高にもとづく投資戦略を洗練するために利用できるというものである。即ち、予想利益を上方修正した銘柄については最小の会計発生高を持つ銘柄をロングポジションとすることで正の将来リターンが生じ、予想利益を下方修正した銘柄については最大の会計発生高を持つ銘柄をショートポジションとすることで負の将来リターンが生じる。

Barth and Hutton (2004) によれば、予想利益を上方修正した銘柄について最小の会計発生高をロン

2 その後、Sloan (1996) の研究に関して多くの研究が行われたが、Richardson et al. (2010) はSloan (1996) 以降に行われた会計発生高アノマリーに関する研究に関する包括的なレビューを行っている。その具体的内容については山西・中川 (2015) を参照されたい。

3 その分析結果は、ベータ・リスクの変化や予想利益の修正と利益発表後ドリフト (PEAD: post-earnings-announcement drift) との関連性では説明できないという。

グポジションとすることで生じる1期先リターンは12.9%、予想利益を下方修正した銘柄について最大の会計発生高をショートポジションとすることで生じる1期先リターンは-15.6%となっている。これは、会計発生高にもとづく投資戦略をとる際に予想利益の修正を加味することでより多くのリターンを獲得することができることを示唆する。実際、会計発生高のみにもとづく投資戦略をとる場合には、最小の会計発生高をロングポジションとすることで生じる1期先リターンは4.1%、最大の会計発生高をショートポジションとすることで生じる1期先リターンは-11.4%となっている。

第三に、二つのアノマリーを同時に利用した複合的投資戦略をとることで、会計発生高やアナリスト予想利益の修正をそれぞれ単独で用いた場合に比べてより多くのヘッジ・リターンを獲得することができるというものである。即ち、複合的投資戦略にもとづくリターンは、会計発生高にもとづく投資戦略のみによって獲得されるリターンとアナリスト予想利益の修正にもとづく投資戦略のみによって獲得されるリターンの合計を上回るということである。これは、会計発生高に含まれる情報とアナリスト予想利益の修正に含まれる情報は、独立的なものではなく相互関係を持つことを表す。

このように、Barth and Hutton (2004) は、①会計発生高の大きさとアナリスト予想利益の修正は将来の利益の持続性に関するインプリケーションを持つこと、②アナリスト予想利益の修正は会計発生高にもとづく投資戦略を洗練するために利用できること、③複合的投資戦略をとることで会計発生高やアナリスト予想利益の修正をそれぞれ単独で用いた場合に比べてより多くのヘッジ・リターンを獲得することができることを証拠づけている。

以上の諸研究を踏まえて、本稿では会計発生高アノマリーと予想利益の修正に関する分析を行う。ただし、本稿の分析では翌期のリターンだけではなく当期のリターンに関する分析も行っている点やアナリスト予想利益ではなく経営者予想利益を利用している点及びCFOも分析対象としている点で上記の先行研究における分析とは異なる。

3. サンプルとリサーチ・デザイン

本分析で用いたサンプル及びリサーチ・デザインは以下の通りである。

3.1 サンプルと基本統計量

本稿の分析サンプルは、日経NEEDS Financial Questからデータが入手可能な東京証券取引所第一部上場の3月末決算企業である。なお、金融業（銀行、証券、保険、その他金融）に属する企業、米国会計基準もしくは国際財務報告基準を適用している企業年度、経営者予想利益が発表されていない企業年度及びそれが年度に1度しか発表されていない企業年度をサンプルから除外している。

分析対象期間は、2002年3月期から2013年3月期の12年間であり、四半期財務諸表の開示が義務付けられた2009年3月期からの5年間でそれ以前の7年間でサブサンプルとする。会計データについては、期首（前期末）時点の各企業の総資産でデフレートしたものを変数として用いている。分析に必要な所定の条件を満たし、かつ欠損値等を除外した後のサンプル数は10,988企業年度である。

表1 基本統計量

変数	観測数	平均値	標準偏差	中央値	Q1	Q3
CAR	11982	-0.009	0.230	-0.018	-0.154	0.123
CFO	10988	0.061	0.046	0.060	0.033	0.088
TA	10988	-0.028	0.038	-0.029	-0.052	-0.007
NDA	10988	-0.028	0.021	-0.025	-0.040	-0.013
DA	10988	-0.001	0.033	-0.001	-0.020	0.018

表2 相関行列

	CAR _t	CAR _{t+1}	CFO	TA	NDA	DA
CAR _t		0.008	0.032**	-0.033**	-0.012	-0.030**
CAR _{t+1}	0.018		-0.115**	-0.013	0.029**	-0.034**
CFO	0.029**	-0.116**		-0.714**	-0.376**	-0.579**
TA	-0.027**	-0.002	-0.704**		0.501**	0.828**
NDA	0.003	0.041**	-0.374**	0.500**		-0.071**
DA	-0.034**	-0.028**	-0.554**	0.791**	-0.060**	

(注) 右上三角行列の数値はPearsonの積率相関係数、左下三角行列の数値はSpearmanの順位相関係数を示す。*は5%、**は1%水準で有意(両側検定)であることを示す。

変数の基本統計量は表1、相関行列は表2の通りである⁴。ここで示した変数は、累積異常リターン(CAR)、営業活動によるキャッシュフロー(CFO)、会計発生高(TA)、裁量的会計発生高(DA)、非裁量的会計発生高(NDA)である。また、相関行列におけるCAR_tは当期のリターン、CAR_{t+1}は翌期のリターンを表す。なお、裁量的会計発生高の推定については、Dechow et al. (1995)の修正Jonesモデルをクロスセクションで用いている。

3.2 リサーチ・デザイン

上記のサンプルを用いて、会計発生高、裁量的会計発生高、CFO、経営者予想利益の修正にもとづく投資戦略に対して生じる当期のリターンと翌期のリターンを算定することで、これらの情報に係る価値関連性ないシアノマリーを検証する。ここで、経営者予想利益の修正は、最終予想と期初予想との差とし、前者が後者を上回る場合をプラス修正、下回る場合をマイナス修正とする。リターンの算定期間は図1の通りである。この図で示しているように、リターンの算定期間は当期及び翌期について7月からの1年間である。当期のリターンは決算日後の7月から翌年の6月末までのリターンである。一方、翌期のリターンは当期のリターンの1年後のリターンである。

ポートフォリオの形成については、会計発生高及び裁量的会計発生高の上位10%をショートポジションとし下位10%をロングポジションとすることで会計発生高アノマリーを検証する。なお、翌期のリターンとの比較を行う観点から当期のリターンについても同じポジションをとることとする。CFOについても比較可能性を確保するため、会計発生高と同じポジションをとる。経営者予想利益の

4 各変数について、上下1%を外れ値として除外した。

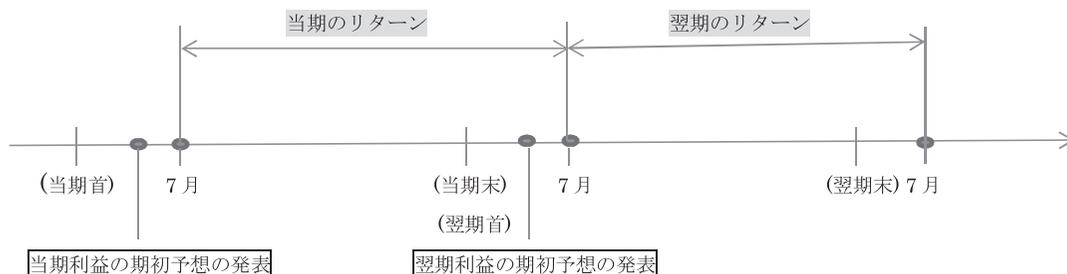


図1 当期のリターンと翌期のリターン

修正については、プラス修正をロングポジション、マイナス修正をショートポジションとする。さらに、会計発生高が上位10%かつマイナス修正の銘柄をショートポジション、会計発生高が下位10%かつプラス修正の銘柄をロングポジションとした場合のヘッジ・リターンも算定する。

CARの計算については、Fama and French (1992, 1993) に従い、企業規模（株式時価総額）と簿価時価比率を用いて構築したレファレンス・ポートフォリオをベンチマークとしてリスク調整を行った累積異常リターンを計算した [浅野 (2009), 221頁]。これは、與三野・島田 (2008) において示されているCARの算定方法である。具体的な計算方法は以下のとおりである。

- ① 決算日から3ヶ月後の企業規模（株式時価総額）を基準として、5分位に振り分ける。
- ② 各分位ごとに、決算日から3ヶ月後の簿価時価比率を基準として、さらに5分位に分割する。
- ③ 企業規模と簿価時価比率を基準とした5×5の25個の月次ポートフォリオを作成する。
- ④ 以下の算定方法を用いて各企業のCARを算定する。

$$CAR_{it} = \sum_{m=l}^n abR_{itm} \tag{1}$$

$$abR_{itm} = R_{itm} - R_{ptm} \tag{2}$$

CAR_{it} : i社t年度の累積異常リターン

abR_{itm} : i社t年度m月の月次異常リターン

R_{itm} : i社t年度m月の月次リターン

R_{ptm} : ポートフォリオpにおけるm月の月次リターン

l : t期の決算月の9ヶ月前

n : t期の決算月の3ヶ月後

4. 分析結果と解釈

4.1 ヘッジ・リターン

表3は、2002年3月期から2013年3月期までの期間における会計発生高、裁量的会計発生高、CFO、経営者予想利益修正の符号にもとづく投資戦略により獲得されるヘッジ・リターンを示している。また、四半期会計基準の導入が経営者予想利益開示の充実度に影響を及ぼすと考えて、対象年度を前半7年間（2002年から2008年）と後半5年間（2009年から2013年）に分けた分析も行った。なお、経営者予想利益について、例えば2013年の予想利益とは2013年3月期の業績を対象とした予想利益を意味している。

パネルAは、2002年から2013年までのリターンを示している。ヘッジ・リターンが最も高いのは、経営者予想利益修正の符号に対する当期のリターンである（13.0%）。一方、経営者予想利益修正の符号に対する翌期のヘッジ・リターンは負の値となっている（-2.0%）。この結果は、期初予想と最終予想との差は当期の株価に反映されることを表しており、公表後1年間に渡ってそれをういたヘッジ・リターンを獲得することは困難であることを意味する。このことは、最終予想の数値の確認よりもそれ以前の期間における経営者予想利益の変化を予測する方が相対的に重要であることを示唆する。即ち、経営者予想利益の修正の可能性を予測するための情報が重要であると考えられるのである。

一方、実績財務数値については、会計発生高とは異なり、裁量的会計発生高の場合には当期のヘッジ・リターン（2.4%）よりも翌期のヘッジ・リターン（2.8%）の方が高くなっている⁵。さらに、キャッシュフローについては、当期のヘッジ・リターンが負の値（-2.4%）となっているのとは対照的に、翌期のヘッジ・リターンは9.8%となっている。

パネルBは2002年から2008年におけるヘッジ・リターンを示している。全体的傾向に変わりはないが、パネルAの結果と比較すれば、裁量的会計発生高とキャッシュフローにおける翌期のヘッジ・リターンがより大きく、予想利益修正に対する当期のヘッジ・リターンがより小さいことが確認できる。

パネルCは、2009年から2013年におけるヘッジ・リターンを示している。翌期のリターンについて、パネルBの結果と比較すれば、会計発生高に係るリターンが1.5%から2.5%へと増加、裁量的会計発生高に係るリターンが3.8%から2.6%へと減少、CFOに係るリターンが11.0%から7.9%へと減少していることが確認できる。また、予想利益修正に係る当期のリターンについては、11.8%から14.6%へと増加している。これらの結果のうち、予想利益の修正については四半期会計基準の強制適用が影響しているかもしれない。

表4は、（裁量的）会計発生高と経営者予想利益修正の符号を同時に利用した投資戦略により獲得されるヘッジ・リターンを示している。即ち、会計発生高が上位10%かつマイナス修正の銘柄をショートポジションとし会計発生高が下位10%かつプラス修正の銘柄をロングポジションとした場合のヘッジ・リターンを表している。表4ではこのようなポジション形成を一貫的（consistent）と表現している。

まず会計発生高を用いた場合の当期のヘッジ・リターンを見ると、一貫的サンプルにおける当期のヘッジ・リターンが16.6%に達しており、非一貫的（inconsistent）サンプルにおける当期のヘッジ・

5 これは、Xie (2001) と整合的な分析結果であると言える。

リターン (-7.7%) よりも大幅に高くなっている。これは、会計発生高情報の価値関連性と予想利益修正情報の価値関連性とが合成されているためであると考えられる。また、裁量的会計発生高を用いた場合の当期のヘッジ・リターンを見ると、このような傾向がさらに顕著になっていることが分かる。具体的に言えば、一貫的サンプルにおける当期のヘッジ・リターンが17.6%に達しており、これは会計発生高を用いた場合のヘッジ・リターンよりも1%高い。これに対して、非一貫的サンプルにおける当期のヘッジ・リターンはほとんど同じである (-7.5%)。

これに対して、会計発生高を用いた場合の翌期のヘッジ・リターンと裁量的会計発生高を用いた場合の翌期のヘッジ・リターンについては、一貫的サンプルにおけるヘッジ・リターンが非一貫的サンプルにおけるヘッジ・リターンよりも高いという結果は得られなかった。このことは、表3で予想利

表3 会計発生高, キャッシュフロー, 経営者予想利益修正におけるヘッジ・リターン

パネルA 2002年から2013年までのリターン

		会計発生高		裁量的発生高		キャッシュフロー				予想利益修正	
ポートフォリオ	n	CAR _t	CAR _{t+1}	CAR _t	CAR _{t+1}	CAR _t	CAR _{t+1}	sign	n	CAR _t	CAR _{t+1}
Low	1098	0.018	-0.003	0.010	0.010	-0.019	0.037				
2	1099	0.000	-0.004	-0.004	0.000	-0.013	0.009				
3	1099	-0.002	-0.007	-0.002	-0.008	-0.020	0.011				
4	1099	-0.017	-0.019	0.000	-0.010	-0.010	0.016	プラス	3837	0.073	-0.016
5	1099	-0.008	-0.014	-0.001	0.000	0.007	-0.010	修正なし	1878	-0.024	-0.027
6	1099	-0.009	0.007	-0.005	-0.009	-0.005	-0.019	マイナス	5273	-0.057	0.004
7	1099	-0.006	-0.004	-0.016	-0.015	0.000	-0.007				
8	1099	-0.014	-0.004	-0.019	-0.010	-0.004	-0.013				
9	1099	-0.003	-0.017	-0.009	-0.024	-0.001	-0.047				
High	1098	-0.018	-0.019	-0.014	-0.018	0.005	-0.061				
ヘッジ・リターン		0.036	0.016	0.024	0.028	-0.024	0.098			0.130	-0.020

(注) CAR_tは当期の累積異常リターン, CAR_{t+1}は翌期の累積異常リターンを表す。(以下同じ)

パネルB 2002年から2008年までのリターン

		会計発生高		裁量的発生高		キャッシュフロー				予想利益修正	
ポートフォリオ	n	CAR _t	CAR _{t+1}	CAR _t	CAR _{t+1}	CAR _t	CAR _{t+1}	sign	n	CAR _t	CAR _{t+1}
Low	611	0.018	0.002	0.017	0.021	-0.007	0.056				
2	611	-0.001	0.012	-0.012	0.013	0.010	0.008				
3	612	0.008	0.005	0.021	0.010	-0.021	0.023				
4	612	-0.005	-0.006	-0.002	-0.005	-0.004	0.029	プラス	2286	0.071	-0.010
5	612	-0.003	0.010	0.010	0.014	0.013	-0.008	修正なし	1011	-0.024	-0.024
6	612	-0.002	0.015	-0.005	0.002	0.014	-0.005	マイナス	2819	-0.047	0.017
7	612	-0.007	0.001	-0.005	-0.007	0.011	-0.002				
8	612	-0.009	-0.006	-0.013	-0.003	0.001	0.000				
9	611	0.014	-0.015	0.005	-0.025	-0.005	-0.045				
High	611	-0.005	-0.013	-0.009	-0.017	-0.003	-0.054				
ヘッジ・リターン		0.023	0.015	0.026	0.038	-0.004	0.110			0.118	-0.027

パネルC 2009年から2013年までのリターン

ポートフォリオ	n	会計発生高		裁量的発生高		キャッシュフロー		sign	n	予想利益修正	
		CAR _t	CAR _{t+1}	CAR _t	CAR _{t+1}	CAR _t	CAR _{t+1}			CAR _t	CAR _{t+1}
Low	487	0.027	-0.004	0.008	0.007	-0.036	0.013	プラス 修正なし マイナス	1551 867 2454	0.076 -0.023 -0.069	-0.026 -0.031 -0.011
2	487	-0.002	-0.011	-0.007	-0.018	-0.036	0.008				
3	487	-0.010	-0.024	-0.021	-0.027	-0.027	-0.001				
4	487	-0.028	-0.036	0.000	-0.018	-0.017	-0.002				
5	488	-0.024	-0.027	-0.009	-0.023	-0.010	-0.018				
6	488	-0.008	-0.029	-0.015	-0.030	-0.019	-0.033				
7	487	-0.014	-0.008	-0.030	-0.025	-0.013	-0.016				
8	487	-0.028	-0.009	-0.029	-0.017	-0.009	-0.028				
9	487	-0.028	-0.016	-0.023	-0.025	0.005	-0.052				
High	487	-0.033	-0.028	-0.022	-0.018	0.014	-0.065				
ヘッジ・リターン		0.060	0.025	0.030	0.026	-0.050	0.079			0.146	-0.014

表4 複合的投資戦略によるヘッジ・リターン

パネルA 会計発生高を用いた場合のヘッジ・リターン

一貫的				非一貫的		
n	CAR _t	CAR _{t+1}	年度	n	CAR _t	CAR _{t+1}
175	0.140	-0.053	2002	604	-0.001	0.137
286	0.035	-0.034	2003	511	0.020	-0.049
381	0.051	0.032	2004	467	-0.293	0.090
418	0.210	0.093	2005	465	-0.064	-0.010
397	0.207	0.032	2006	521	-0.107	0.062
388	0.250	-0.052	2007	537	-0.060	0.081
316	0.179	-0.084	2008	650	-0.098	0.064
216	0.117	-0.119	2009	738	0.044	0.138
426	0.231	0.024	2010	523	0.014	-0.036
421	0.176	-0.058	2011	560	-0.143	-0.015
372	0.223	0.065	2012	622	-0.081	0.007
289	0.177	-0.047	2013	705	-0.159	-0.051
	0.166	-0.017	平均値		-0.077	0.035

益の修正にもとづく投資戦略によるヘッジ・リターンが負の値となっていたことと整合する。

このように、1年間という期間で分析を行った場合、実績財務情報及び経営者予想利益の修正情報は価値関連性を有する一方で、経営者予想利益の修正に関するアノマリーは観察されなかった。また、(裁量的) 会計発生高と経営者予想利益の修正を同時に利用することでより多くのヘッジ・リターンが生み出されるのは当期のリターンのケースであった。このように、本稿における分析結果は、(裁量的) 会計発生高と経営者予想利益の修正は(増分) 価値関連性を持つことを示している。

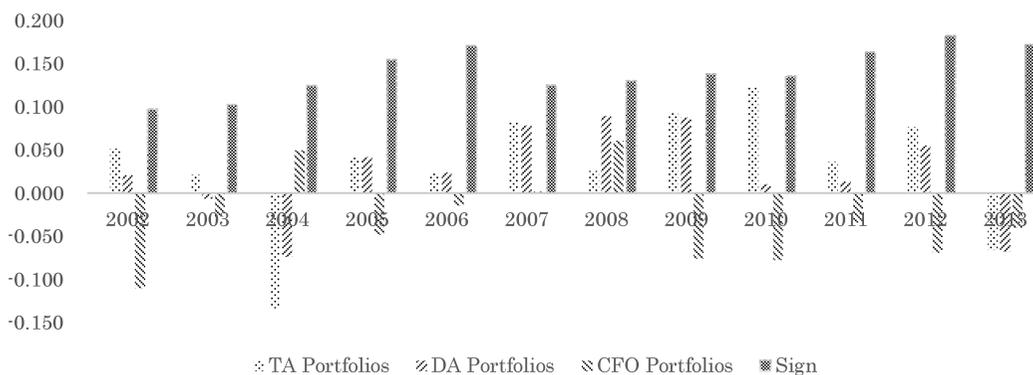
パネルB 裁量的会計発生高を用いた場合のヘッジ・リターン

一貫的			年 度	非一貫的		
n	CAR _t	CAR _{t+1}		n	CAR _t	CAR _{t+1}
342	0.067	-0.079	2002	437	0.008	0.131
374	0.103	0.005	2003	423	-0.047	-0.018
359	0.137	-0.003	2004	489	-0.234	0.058
363	0.230	0.150	2005	520	-0.098	-0.060
365	0.121	-0.014	2006	553	-0.100	0.067
389	0.234	-0.047	2007	536	-0.024	0.079
384	0.251	-0.078	2008	582	0.010	0.085
443	0.179	-0.123	2009	511	0.032	0.132
421	0.154	-0.066	2010	528	-0.080	-0.018
411	0.191	-0.013	2011	570	-0.123	0.116
385	0.249	0.110	2012	609	-0.066	0.024
354	0.196	-0.003	2013	640	-0.179	0.012
	0.176	-0.013	平均値		-0.075	0.051

4.2 ヘッジ・リターンの経年変化

図2は、ヘッジ・リターンの年度別推移である。まず、当期のヘッジ・リターン（図2のa）について見ると、会計発生高（TA）のヘッジ・リターンの最小値は-13.2%，最大値は12.2%であり、12の年度のうちの10の年度で正の値をとっている。また、裁量的会計発生高（DA）のヘッジ・リターンの最小値は-7.3%，最大値は9.0%であり、12の年度のうちの9つの年度で正の値をとる。さらに、CFOのヘッジ・リターンの最小値は-10.9%，最大値は6.1%であり、12の年度のうちの3つの年度で正の値をとる。最後に、予想利益修正（sign）のヘッジ・リターンの最小値は9.8%，最大値は18.3%であり、12の年度すべてで正の値をとり、かつ2005年と2006年及び2011年以降の3年間で15%を超えている。

(a) 当期のリターン



(b) 翌期のリターン

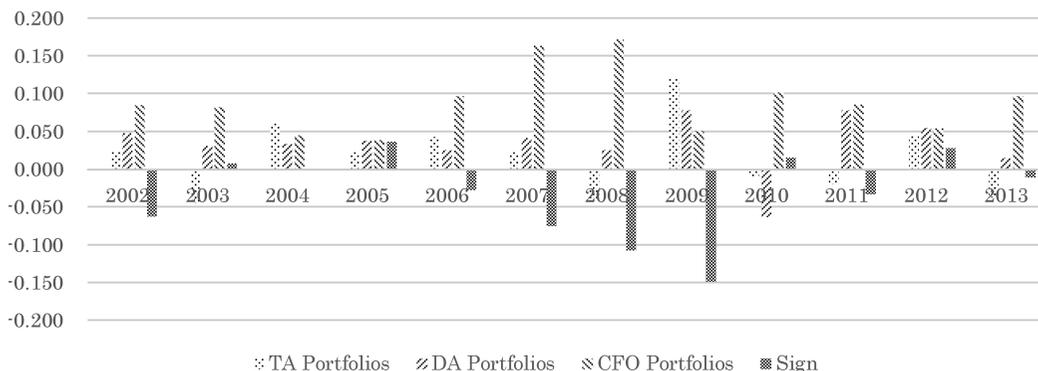


図2 ヘッジ・リターンの経年変化

次に、翌期のヘッジ・リターン（図2のb）を見ると、会計発生高のヘッジ・リターンの最小値は-4.4%，最大値は12.2%であり、12の年度のうちの7つの年度で正の値をとっている。また、裁量的会計発生高のヘッジ・リターンの最小値は-6.2%，最大値は7.9%であり、12の年度のうちの11の年度で正の値をとる。さらに、CFOのヘッジ・リターンの最小値は4.0%，最大値は17.2%であり、12の年度すべてで正の値をとる。予想利益修正のヘッジ・リターンの最小値は-14.2%，最大値は3.7%であり、12の年度のうちの5つの年度で正の値をとる。このように、翌期のヘッジ・リターンに関してはCFOにもとづく投資戦略によるヘッジ・リターンが高い年度が多くなる傾向がある。

5. 結び

本稿では、会計発生高、裁量的会計発生高、CFO、経営者予想利益の修正とヘッジ・リターンとの関係に関する分析を行った。その結果、①経営者予想利益の修正にもとづく投資戦略は大きな当期のヘッジ・リターンを生み出すこと、②会計発生高にもとづく投資戦略よりも裁量的会計発生高にもとづく投資戦略を用いた方が翌期のヘッジ・リターンが大きくなる傾向があること、③一貫的な投資戦略によって当期のヘッジ・リターンが増加すること、④CFOにもとづく投資戦略は翌期のヘッジ・リターンを生み出すことを示す証拠が得られた。このように、本稿は実績財務情報や予想利益情報の価値関連性やアノマリーに関する追加的な学術的証拠を提供している。

今後の課題としては、少なくとも次の二点が挙げられる。第一に、本稿で先行研究として取り上げたBarth and Hutton (2004) は、経営者予想利益ではなくアナリスト予想利益を用いた研究である。よって、アナリスト予想利益を用いた場合に本稿の分析結果がどのように変化するかを検証する必要があるだろう。

第二に、裁量的会計発生高の推定に関して、本稿ではDechow et al. (1995) による修正Jonesモデルをクロスセクションで用いているが、それ以外にも様々なモデルが存在しており、それらのモデルに

もとづく分析を行う必要があるだろう。

最後に、当期のリターンについては経営者予想利益修正の符号に関するものが高く翌期のリターンについてはキャッシュフローに関するものが高いという点に着目するならば、期初予想発表以降に経営者予想利益の修正の方向性を予測する方法を検討したりキャッシュフローに関する追加的分析を行ったりすることで研究の深化を図ることができるかもしれない。

参 考 文 献

- Barth, M. E. and A. P. Hutton, 2004, "Analyst Earnings Forecast Revisions and the Pricing of Accruals," *Review of Accounting Studies*, 9, 59-96.
- Dechow, P. R. Sloan and A. Sweeney, 1995, "Detecting Earnings Management," *The Accounting Review*, 70 (2), 193-225.
- Fama, E. F., and K. R. French, 1992, "The Cross-Section of Expected Stock Returns", *The Journal of Finance*, 47 (2), 427-465.
- Fama, E. F., and K. R. French, 1993, "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds", *Journal of Financial Economics*, 33 (1), 3-56.
- Sloan, R. G., 1996, "Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?," *The Accounting Review*, 71 (3), 289-315.
- Stickel, S. E., 1991, "Common Stock Returns Surrounding Earnings Forecast Revisions: More Puzzling Evidence," *The Accounting Review*, 66 (2), 402-416.
- Richardson, S., I. Tuna and P. Wysocki, 2010, "Accounting Anomalies and Fundamental Analysis: A Review of Recent Research Advances," *Journal of Accounting and Economics*, 50 (2/3), 410-454.
- Xie, H., 2001, "The Mispricing of Abnormal Accruals," *The Accounting Review*, 76 (3), 357-373.
- 浅野敬志「経営者の業績予想と市場の評価」(黒川行治編著『日本の会計社会－市場の質と利益の質－』2009年, 第7章), 211頁-243頁。
- 中川豊隆, 山西佑季「経営者予想利益の修正とリターンの関係」『岡山大学経済学会雑誌』第46巻第2号, 2014年12月, 119頁-131頁。
- 山西佑季, 中川豊隆「会計発生高アノマリーと予想利益修正アノマリー」『アドミニストレーション』第22巻第1号, 2015年11月, 154頁-163頁。
- 與三野禎倫, 島田佳憲「会計基準のコンバージェンスと日本のM&A市場－のれんの認識・測定上の差異が資本市場へ与える影響分析－」『神戸大学大学院経営学研究科Discussion Paper Series』2008年, 1頁-23頁。

An Analysis of Accruals and Management Earnings Forecast Revisions

Toyotaka Nakagawa (Okayama University)

Yuuki Yamanishi (Prefectural University of Kumamoto)

Abstract

The main purpose of this paper is to investigate the relation between accruals (anomaly) and management earnings forecast revisions. Barth and Hutton (2004) finds that the accounting accrual trading strategy and analyst earnings forecast trading strategy generate significant positive hedge returns and that the combined strategy generates larger hedge returns than when two strategies are implemented independently. In this paper, we calculate the accruals portfolio hedge returns, the discretionary accruals portfolio hedge returns, the CFO portfolio hedge returns, the management earnings forecast revisions portfolio hedge returns, and the combined portfolio hedge returns. We find that the combined strategy generates a larger hedge return in the current year, and CFO strategy generates a large positive hedge return in the following year. However, we do not find the evidence that the combined strategy generates a larger one-year-ahead hedge return.