

《研究ノート》

決算発表の充実と市場の反応

中 川 豊 隆

I. 序

本稿では、Ball and Brown [1968] と Beaver [1968] を嚆矢とする決算発表の情報内容に関する研究のうち、Beaver [1968] の流れを汲む研究、即ち、決算発表に対する出来高や株価の反応に焦点を当てた研究を取り上げる。つまり、本稿の目的は、決算発表に対する市場の反応に関する近年の研究について説明し、検討を加えることで、これらの研究の意義について考察することである。その際、特に決算発表の際に投資家に提供される情報の増加(決算発表の充実)と市場の反応の關係に焦点を当てる。次節以降で述べる通り、決算発表に対する市場の反応に関する研究では、分析対象年度によって異なる結果が得られる傾向があるため、本稿では、1980年代と1990年代を対象としたFrancis et al. [2002a]、2000年代のデータを含めて分析したBeaver et al. [2018]、2010年代中頃までのデータを含むBeaver et al. [2020] を順に検討することで、決算発表に対する市場の反応に関する研究の流れを明らかにする。

周知の通り、Beaver [1968] は決算発表週における出来高や残差リターンに基づく指標の算出を通じて決算発表週の情報量が他の期間と異なっていることを証拠づけた研究であるが、決算発表の際に開示される情報は会計利益に限定されないため、利益を含む財務情報の開示状況やGAAPに準拠した財務情報以外の情報の開示状況の影響を受けると考えられる。実際、本稿で取り上げた研究は、利益以外の財務情報やアナリストカバレッジや経営者ガイダンス等の影響を分析の対象としている。また、それらの研究では、決算発表週における出来高や残差リターンに基づく指標ではなく、決算発表日や決算発表日を含む3日間における出来高や残差リターンに基づく指標が利用されているという違いもある。

本稿では、上記の点を踏まえ、近年における決算発表に対する市場の反応に関する研究がどのように展開しているかを整理して、検討を加える。決算発表に対する市場の反応が年々増加していることを表す証拠が頻繁に示されているが、その要因は何かということが重要な関心事である。Beaver [1968] が分析対象とした時期(1961年から1965年)とは会計や市場の環境が大きく異なっている点を踏まえ、本稿では近年における決算発表に対する市場の反応にどのような特徴があるのかを明らかにしたい。

II. 1980年代と1990年代のデータを利用した研究

ここでは、1980年代と1990年代のデータを利用したFrancis et al. [2002a] の内容を説明し、検討を加える。

Francisらは、426社の1980年から1999年までの四半期決算発表を対象として、(1) 期待外利益の情報量の経時的増加、(2) 期待外利益情報に対する投資家の反応の経時的増加、(3) 決算発表に係るプレスリリースで開示された利益以外の情報量の経時的増加について検証し¹、決算発表に対する市場の反応の増

1 これらが区別されているのは、3つの説明方法が異なる意義を持つためである。(1)は、利益が投資家に対する投資情報になっているかどうかを表している。(2)は、投資家が与えられた利益情報に対してより反応するようになっているかどうかを表しており、利益の特性や経済的要因や投資家心理から生じうるものである。(3)は、GAAPで規制された財務報告ではなく自発の開示情報について検証するものである。(Francis et al. [2002a], p.516)

加²が決算発表に係るプレスリリースで開示された利益以外の情報量の経時的増加に起因することを明らかにした³。

決算発表に係るプレスリリースで開示された利益以外の情報量の経時的増加について、426社の中から30社を無作為抽出し、決算発表に係るプレスリリースが収集されている。このサブサンプルを対象として、平均単語数、非経常項目（廃止事業、資産の減損、構造改革費用等）の平均、当期の営業データ項目（出荷高、研究開発費、利益率等）の平均、予想営業データ項目の平均、損益計算書、貸借対照表、キャッシュフロー計算書、役員のコメント（当期・翌期以降に関するもの）が集計されている（Francis et al. [2002a], table6）。それによると、単語数や各種項目数や財務諸表の開示率が1980年から1999年にかけて増加していることが確認できる。特に、損益計算書の開示率は1980年の8.5%から1999年の77.8%へと大幅に増加している。また、貸借対照表とキャッシュフロー計算書については、1980年の開示は0であったが、1999年には貸借対照表が25.9%、キャッシュフロー計算書が7.4%へとそれぞれ増加している。

また、決算発表に係るプレスリリースに対する異常リターンの絶対値を被説明変数、期待外利益と同時開示情報を説明変数とした回帰分析が行われている（Francis et al. [2002a], table7）。同時開示情報に係る説明変数は、期待外売上高、損益計算書、貸借対照表、キャッシュフロー計算書、非経常項目、役員のコメント（当期・好材料）、役員のコメント（当期・悪材料）、役員のコメント（翌期以降・好材料）、役員のコメント（翌期以降・悪材料）である。単回帰分析の結果を見ると、説明変数の係数のうち、期待外利益、損益計算書、貸借対照表、キャッシュフロー計算書、役員のコメント（当期・好材料）、役員のコメント（当期・悪材料）、役員のコメント（翌期以降・好材料）、役員のコメント（翌期以降・悪材料）が有意に正となっている（ $p < 0.01$ ）。一方、多変量回帰分析の結果を見ると、説明変数の係数のうち、期待外利益、損益計算書、キャッシュフロー計算書、役員のコメント（翌期以降・好材料）、役員のコメント（翌期以降・悪材料）が有意に正となっている（ $p < 0.01$ ）。さらに、損益計算書を含む場合と含まない場合とで決算発表に係るプレスリリースに対する異常リターンの絶対値との関連性が比較されており、損益計算書を含むプレスリリースについて、損益計算書を含まないプレスリリースの場合に比べて、平均異常リターンが有意に大きい（3.5% vs 2.9%）ことが示されている（Francis et al. [2002a], pp.542-543）。

上記の証拠を踏まえ、Francisらは、決算発表に対する市場の反応の増加要因は、期待外利益の情報量の経時的増加や期待外利益情報に対する投資家の反応の経時的増加ではなく、決算発表に係るプレスリリースで開示された利益以外の情報量の経時的増加であるとしている。また、特に損益計算書が最も重要な同時開示情報であるとしている。ただし、Collins et al. [2009] による分析で、ストリート利益（street earnings）をコントロールした場合、貸借対照表とキャッシュフロー計算書による同時開示情報が損益計算書のそれよりも優っていることが示されているため、GAAPに準拠した財務諸表の中で損益計算書が最も重要な同時開示情報であるかどうかについてはさらなる検討を要するかもしれない。

このように、Francis et al. [2002a] は、決算発表に対する市場の反応の増加⁴がプレスリリースで開示された利益以外の情報量の経時的増加に起因することを明らかにしており、業績の集計値としての利益以外の情報を同時により多く開示することを通じて決算発表の充実を図る必要性を示唆するものであると言

2 Freeman and Tse [1992] を踏まえた利益反応係数（ERC）に関する分析も行われているが、ERCの経時的増加を示す証拠は観察されていない。

3 Francis and Schipper [1999], Collins et al. [1997] は、1980年代から1990年代にかけて利益の価値関連性が減少していることを証拠づけた。ただし、Francis et al. [2002b] は、「決算発表に対する市場の反応の経時的増加を示す証拠は利益の価値関連性の経時的減少と必ずしも矛盾しない」（Francis et al. [2002b], p.340）と述べている。なお、価値関連性という用語の意味については、拙著 [2020] の第1章を参照されたい。

4 Landsman and Maydew [2002] は、1972年から1998年までを対象として異常出来高及び異常リターンボラティリティを利用した分析を行い、四半期決算発表の情報価値が経時的に増加していることを示した。

える。また、Francis et al. [2002b] で決算発表とアナリストレポートが相互補完的關係にあることが証拠づけられている点を踏まえれば、決算発表以外の時期に開示される決算関連情報の増加が決算発表の充実を阻害する要因になるとは考えにくいことになる⁵。

Ⅲ. 2000年代のデータを含む研究

Beaver et al. [2018] は1971年から2011年までの四半期決算発表における情報量の変化を二変量と多変量で解析している。いずれの場合も、決算発表における情報量としてTCU (cumulative U-Statistic) が用いられているが、これは、3日間の決算発表期間における平均残差リターン二乗を分散で除したものである⁶。なお、3日間の決算発表期間とは決算発表日の前日と翌日を含む3日間のことである。また、Beaverらは、帰無仮説における標本分布を生成するために、決算発表期間以外の日に同じ方法によりTCUを計算している⁷。決算発表期間におけるTCUの平均値と中央値の推移は表1の通りであり、平均値は2011年に最大値を取り、中央値は2006年に最大値を取っている。また、2001年以降に増加傾向にあることが確認できる。

TCUとの関連性が検証される変数は、T (トレンド変数)、POST2000 (2001年以降の企業四半期であるか否かを表す指標変数)、TPOST2000、LOSS (異常項目・税金費用・非支配株主利益控除前純利益の正負を表す指標変数)、LCV (四半期末の普通株式時価総額の自然対数)、NUMESTQ (翌四半期利益の予想を行っているアナリスト数)、NUMn (アナリストによるカバーの有無を表す指標変数)、FIN (SICコードが6000～6999であるか否かを表す指標変数)、LAG (四半期末後の日数)、NONDEC31 (年度の期末が12月31日であるか否かを表す指標変数)、ABSFE_STREET (一株当たり実現利益とコンセンサスの中央値との差の絶対値)⁸である。

二変量解析ではTCUと各変数の関連性が分析されており、(1) 異常項目・税金費用・非支配株主利益控除前純利益が赤字の企業四半期は黒字の企業四半期よりも決算発表期間の情報量が少ないこと⁹、(2) 時価総額と四半期決算発表の情報量との間に正の関連性があること、(3) アナリストのフォローと四半期決算発表の情報量との間に正の関連性があることが明らかにされている。これらの分析結果に基づけば、アナリストにフォローされている時価総額の大きな黒字企業は、四半期決算発表期間における情報量が多いと考えられる。

多変量解析では、(1) 2001年以降に決算発表の情報量が増加していること、(2) 2001年以降における決算発表の情報内容の変動率は2000年以前と同じではないこと、(3) 黒字の企業四半期と赤字の企業四半期では四半期決算発表の情報内容が異なること、(4) 時価総額とTCUとの関連性は主にアナリストカバレッジによるものであることが明らかにされている。また、アナリストカバレッジの変数に離散変数と指標変数を用いて分析することで、時間トレンド (T) がアナリスト数を反映しているという分析結果が示されている。さらに、利益サプライズが決算発表期間のリターンのボラティリティのわずかな部分しか説明していないという分析結果も示されている。

5 Frankel et al. [2006] でも、アナリストリサーチの情報価値と財務諸表の情報価値が相互補完的關係にあることが示されている。

6 社四半期のTCUは、 $TCU_i = \frac{\mu_{3day}^2}{Var_{3day}\mu_i}$ で表現される (Beaver et al. [2018], Appendix 1)。

7 このノンパラメトリックな手法は、Beaver [1968] の手法における潜在的な欠陥を改善している (Beaver et al. [2018], p.104)。

8 四半期末の株価で基準化されている。この点についての詳細は、Collins et al. [2009] を参照されたい。

9 Beaver et al. [2012] は、赤字額の裁量的認識や持続性の低さを根拠として、「赤字企業はより情報価値の低い財務比率を有する」(Beaver et al. [2012], p.976) と述べている。

アナリストに重視されている時価総額の大きな黒字企業は決算発表期間における情報量が充実していることになるが、このうち、アナリストに重視されているという点や黒字企業であるという点は、Francis et al. [2002b], Frankel et al. [2006], Beaver et al. [2012] の分析結果と整合的である。

表1 TCUの平均値と中央値の推移

	1971	1972	1973	1974	1975	1976	1977	1978	1979
平均値	2.34	2.04	1.90	1.74	1.91	2.28	1.89	1.88	<i>1.64</i>
中央値	0.55	0.57	0.50	0.44	0.47	0.55	0.54	0.53	0.42
	1980	1981	1982	1983	1984	1985	1986	1987	1988
平均値	1.83	1.88	1.95	2.30	2.05	2.06	1.98	2.56	1.75
中央値	0.47	0.46	0.51	0.50	0.49	0.49	0.49	0.52	<i>0.40</i>
	1989	1990	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997
平均値	2.01	2.11	2.43	2.30	2.25	2.09	2.30	2.17	2.19
中央値	0.47	0.51	0.55	0.56	0.59	0.57	0.55	0.56	0.55
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
平均値	2.22	2.27	2.05	2.09	2.71	2.95	3.42	3.74	4.28
中央値	0.49	0.44	0.48	0.48	0.56	0.63	0.79	0.89	<i>1.00</i>
	2007	2008	2009	2010	2011				
平均値	3.66	3.26	3.27	3.69	<i>4.15</i>				
中央値	0.84	0.75	0.80	0.91	0.98				

出典：Beaver et al. [2018], table1より抜粋。

(注) それぞれの最小値と最大値をイタリック体で表示している。

IV. 2010年代のデータを含む研究

Beaver et al. [2020] は、1999年から2016年にかけてAVOL¹⁰とUSTAT¹¹が増加傾向にある（表2）ことを確認した上で、その要因の解明を試みている。具体的には、四半期決算発表と同じ日に提供される情報（経営者ガイダンス、アナリスト予想、財務諸表項目）の増加¹²がAVOLやUSTATの増加に寄与しているかどうかを検証している。また、四半期決算発表とは別の日に提供される経営者ガイダンスやアナリスト予想に対する市場の反応が高まっているかどうかについても検証している。このように、決算発表と同日に提供される情報を分析対象としている点がBeaver et al. [2018] との主な相違点である。

10 AVOL(異常出来高, abnormal trading volume)の分子は、決算発表日の出来高(時価総額)と決算発表日以外の期間の出来高(平均時価総額)との差であり、分母は決算発表日以外の期間の出来高(時価総額)の標準偏差である。決算発表に増分情報がなければ、AVOLはゼロとなる。(Beaver et al. [2020], pp.5-6)。

11 1日間のUSTAT (U-statistic) は、決算発表日の残差リターンの二乗を残差リターンの分散で除したものであり、 $USTAT_{it} = \frac{\mu_{it}^2}{VAR\mu_i}$ で表現される。また、市場モデルの切片と傾きを推定するための期間は、決算発表前の130日から10日及び決算発表後の10日から130日である。決算発表が取引時間後に行われた場合には翌取引日を決算発表日として扱う (Beaver et al. [2020], p.5)。なお、残差リターンが二乗されているため、株価変動の方向性については分析対象外である (Beaver [1998], 『訳書』[2010], 143頁)。

12 1999年から2016年にかけて、経営者ガイダンスの同日発表の割合は3%から36%に増加し、アナリスト予想については33%から70%に増加し、財務諸表項目については23%から57%に増加している (Beaver et al. [2020], Fig.5, Fig.6, Fig.7)。

表2 AVOLとUSTATの推移

	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
AVOL	0.88	0.80	0.85	1.06	1.35	1.62	1.75	1.89	1.79
USTAT	3.33	3.47	3.42	4.86	5.89	7.20	8.73	9.29	7.89
ADJR ²	4.30	4.58	4.57	7.97	8.26	12.01	15.08	13.81	15.63
	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
AVOL	1.46	1.48	1.71	1.80	1.79	1.86	1.89	1.87	1.94
USTAT	6.41	6.47	7.96	9.40	10.00	10.28	10.29	10.85	11.70
ADJR ²	8.33	7.52	12.06	12.45	13.92	14.79	14.13	13.29	13.01

出典：Beaver et al. [2020], table2より抜粋。

(注) それぞれの最小値と最大値をイタリック体で表示している。

Berverらは、暦年四半期のリターンと決算発表日のリターンとの回帰分析における自由度修正決定係数 (ADJR²) も示しており、すべての分析年度で基準値である1.67% (100%/60取引日) との間に明らかな差があることが示されている (表2)。1999年から2007年にかけてADJR²は増加したが金融危機の影響で2008年と2009年にADJR²が大幅に下落した後、2010年から2016年にかけて12%以上の値に回復している。

四半期決算発表と同じ日に提供される情報 (経営者ガイダンス, アナリスト予想, 財務諸表項目) の増加がAVOLやUSTATの増加に寄与しているかどうかについては、それらの同日発表情報や追加的な説明変数とUSTAT又はAVOLとの多変量回帰分析を用いた検証が行われている。即ち、分析モデルにおける被説明変数はUSTATの分子 (USTAT_NM), AVOL, AVOLの分子 (AVOL_NM) であり、説明変数は、T, GUIDANCE, AF, FS, IS, BS, SCF, LCV, NUMESTQ, LOSS, FIN, LAG, NONDEC31, ABSFE_ST, 1000*USTAT_DN, AVOL_DNである。このうち、Tはトレンド変数であり、GUIDANCE (経営者ガイダンス), AF (アナリスト予想), FS (財務諸表項目), IS (損益計算書項目), BS (貸借対照表項目), SCF (キャッシュフロー計算書項目) は四半期決算発表と同じ日に提供される情報に係る変数である。残りのLCV (時価総額の自然対数), NUMESTQ (アナリスト予想四半期利益の数), LOSS (特別項目前税引前利益が赤字か否かを表す指標変数), FIN (SICコードが6000～6999であるか否かを表す指標変数), LAG (四半期末後の日数), NONDEC31 (年度の期末が12月31日であるかどうかを表す指標変数), ABSFE_ST (実現利益とアナリスト予想利益の中央値との差の絶対値) は、コントロール変数である。また、1000*USTAT_DN (USTATの分母), AVOL_DN (AVOLの分母) との関連性についても分析されている。

表3はBerverらの多変量回帰分析の結果のポイントを整理したものである。これを見ると、3つの被説明変数について、①Tの係数が一貫して有意に正であること、②コントロール変数 (LCV, NUMESTQ, LOSS, FIN, LAG, NONDEC31, ABSFE_ST) を含めてもTの係数は大きく減少しないこと、③同日発表情報 (GUIDANCE, AF, FS¹³) を含めるとTの係数が大きく減少する点で共通している。そして、USTAT_NMは決算発表日における残差リターンの二乗なので、決算発表日における株価反応は増加傾向にあるが、その増加は同日発表情報 (経営者ガイダンス, アナリスト予想, 財務諸表項目) の影響による部分が大きいと解釈される。また、AVOL_NMは決算発表日における異常出来高を表すので、決算発表日における出来高反応は増加傾向にあるが、その増加は同日発表情報 (経営者ガイダンス, アナリスト予想, 財務諸表項目) の影響による部分が大きいと解釈される。このような分析結果に基づき、Beaverらは、「これらの同日発表情報 (経営者ガイダンス, アナリスト予想, 財務諸表項目) は決算発表の情報内容の経時的増加と関連性を有している」 (Beaver et al. [2020], p.20) と結論付けている。

13 FSをIS, BS, SCFに分解した分析も行われているが、分析結果に大きな違いはない (Beaver et al. [2020], table5, table6)。

表3 多変量回帰分析の結果

被説明変数	説明変数	主な分析結果
USTAT_NM	T, USTAT_DN	T, USTAT_DNの係数は有意に正である (Tの係数は0.164)。
USTAT_NM	T, USTAT_DN, LCV, NUMESTQ, LOSS, FIN, LAG, NONDEC31, ABSFE_ST	コントロール変数を含めた場合も, T, USTAT_DNの係数は有意に正である。Tの係数は減少しない (0.164→0.178)。
USTAT_NM	T, USTAT_DN, GUIDANCE, AF, FS, LCV, NUMESTQ, LOSS, FIN, LAG, NONDEC31, ABSFE_ST	同日発表情報(経営者ガイダンス, アナリスト予想, 財務諸表項目)を含めると, Tの係数は大きく減少する (0.164→0.040)。USTAT_DN, GUIDANCE, AF, FSの係数はすべて有意に正である。
AVOL	T	Tの係数は有意に正である (0.077)。
AVOL	T, LCV, NUMESTQ, LOSS, FIN, LAG, NONDEC31, ABSFE_ST	コントロール変数を含めた場合も, T, USTAT_DNの係数は有意に正である。Tの係数は大きくは減少しない (0.077→0.068)。
AVOL	T, GUIDANCE, AF, FS, LCV, NUMESTQ, LOSS, FIN, LAG, NONDEC31, ABSFE_ST	同日発表情報(経営者ガイダンス, アナリスト予想, 財務諸表項目)を含めると, Tの係数は大きく減少する (0.077→0.027)。GUIDANCE, AF, FSの係数はすべて有意に正である。
AVOL_NM	T, AVOL_DN	T, AVOL_DNの係数は有意に正である (Tの係数は0.539)。
AVOL_NM	T, AVOL_DN, LCV, NUMESTQ, LOSS, FIN, LAG, NONDEC31, ABSFE_ST	コントロール変数を含めた場合も, T, AVOL_DNの係数は有意に正である。Tの係数は大きく減少しない (0.539→0.479)。
AVOL_NM	T, AVOL_DN, GUIDANCE, AF, FS, LCV, NUMESTQ, LOSS, FIN, LAG, NONDEC31, ABSFE_ST	同日発表情報(経営者ガイダンス, アナリスト予想, 財務諸表項目)を含めると, Tの係数は大きく減少する (0.539→0.131)。GUIDANCE, AF, FSの係数はすべて有意に正である。

出典: Beaver et al. [2020], table5, table6より作成。

V. 考察

ここで、以上の内容に基づき、考察を行う。

第一に、Francis et al. [2002a] やBeaver et al. [2020] の分析結果を踏まえれば、決算発表の充実は決算発表における市場の反応を高めるものであると言える。特に、いずれの研究でも財務諸表項目の開示が市場の反応の向上に寄与しており、(四半期)決算発表の際に質の高い財務情報を積極的に開示することが望ましいと言える。

第二に、Beaver et al. [2020] は、「これらの同日発表情報(経営者ガイダンス, アナリスト予想, 財務諸表項目)は決算発表の情報内容の経時的増加と関連性を有している」(Beaver et al. [2020], p.20) と述べているが、これに基づけば、決算発表の際に情報収集がより容易な方法で経営者やアナリスト等による情報発信が拡充されるのが望ましく、決算発表以外のタイミングで提供されるアナリスト情報(Beaver et al. [2018])と比較して、決算発表の際に諸情報をまとめて分析できた方が有効で効率的であると考えられる。この考えは、GAAPに準拠した財務情報とそれ以外の情報が競合関係にあるとは捉えないということを前提としている。また、それは投資家が業績の集計値だけを確認するような情報環境にはいないということと整合している。

第三に、Francis et al. [2002b] が「決算発表に対する市場の反応の経時的増加を示す証拠は利益の価値

関連性の経時的減少と必ずしも矛盾しない」(Francis et al. [2002b], p.340)と述べているように、利益と株価(リターン)の相関関係の低下は決算発表の充実化の阻害要因にはならないと考えられる。つまり、業績の集計値としての利益の価値関連性の低下と決算発表の充実は区別して考える必要があると言える。

VI. 結び

本稿では、近年における決算発表に対する市場の反応に関する研究がどのように展開しているかを整理して、検討を加えた。特に、決算発表に対する市場の反応が年々増加している要因は何かという視点に基づき、アナリストカバレッジや財務情報の開示の拡充が決算発表の充実に寄与している証拠が示されていることを確認した。

最後に、今後の研究課題について述べる。本稿で説明した諸研究は米国企業を対象としたものであり、日本における情報開示の仕組みは米国における情報開示の仕組みとは同じではないため、日本企業による決算発表に対する市場の反応が近年変動しているかどうかについて検証する必要がある。また、本稿で確認した研究は2016年までのデータを利用したものであるが、米国企業を対象とした分析の結果が経年変化している点を踏まえれば、より近年のデータを利用して分析を行う必要があると考えられる。

参 考 文 献

- Ball, R. and P. Brown. [1968], "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers," *Journal of Accounting Research*, pp.159-178.
- Beaver, W. [1968], "The Information Content of Annual Earnings Announcements," *Journal of Accounting Research*, pp.67-92.
- Beaver, W. [1998], *Financial Reporting: An Accounting Revolution*, Third Edition, Prentice-Hall Inc. (伊藤邦雄訳『財務報告革命【第3版】』白桃書房, 2010年。)
- Beaver, W., M. Corriea. and M. McNichols. [2012], "Do Differences in Financial Reporting Attributes Impair the Predictive Ability of Financial Ratios for Bankruptcy?," *Review of Accounting Studies*, pp.969-1010.
- Beaver, W., M. McNichols. and Z. Wang. [2018], "The Information Content of Earnings Announcements: New Insights from Intertemporal and Cross-sectional Behavior," *Review of Accounting Studies*, pp.95-135.
- Beaver, W., M. McNichols. and Z. Wang. [2020], "Increased Market Response to Earnings Announcements in the 21st Century: An Empirical Investigation," *Journal of Accounting and Economics*, 69, pp.1-21.
- Collins, D., E. Maydew. and I. Weiss. [1997], "Changes in the Value-relevance of Earnings and Book Values over the Past Forty Years," *Journal of Accounting and Economics*, pp.39-67.
- Collins, D., O. Li. and H. Xie. [2009], "What Drives the Increased Informativeness of Earnings Announcements over Time?," *Review of Accounting Studies*, pp.1-30.
- Francis, J. and K. Schipper. [1999], "Have Financial Statements Lost Their Relevance?," *Journal of Accounting Research*, pp.319-352.
- Francis, J., K. Schipper. and L. Vincent. [2002a], "Expanded Disclosures and the Increased Usefulness of Earnings Announcements," *The Accounting Review*, pp.515-546.
- Francis, J., K. Schipper. and L. Vincent. [2002b], "Earnings Announcements and Competing Information," *Journal of Accounting and Economics*, pp.313-342.
- Frankel, R., S. Kothari. and J. Weber. [2006], "Determinants of the Informativeness of Analyst Research," *Journal of Accounting and Economics*, pp.29-54.
- Freeman, R. and S. Tse. [1992], "A Nonlinear Model of Security Price Responses to Unexpected Earnings," *Journal of Accounting Research*, pp.185-209.
- Landsman, W. and E. Maydew. [2002], "Has the Information Content of Quarterly Earnings Announcements Declined in the Past Three Decades?," *Journal of Accounting Research*, pp.797-808.
- 中川豊隆『会計アノマリーの研究』御茶の水書房, 2020年。