Kobe University Repository : Kernel

PDF issue: 2025-05-18

業種分類と業種内における決算発表の情報波及効果 (<特集>これからの会計研究)

北川, 教央

(Citation)
國民經濟雜誌,218(1):15-32

(Issue Date)
2018-07-10

(Resource Type)
departmental bulletin paper

(Version)
Version of Record

(JaLCDOI)
https://doi.org/10.24546/E0041546

(URL)
https://hdl.handle.net/20.500.14094/E0041546

業種分類と業種内における決算発表の情報波及効果

北　　川　　教　　央

国民経済雑誌　第 218 巻　第 1 号　抜刷
平 成 30 年 7 月

業種分類と業種内における決算発表の情報波及効果

北　川　教　央

本稿の目的は，業種分類の選択が，業種内における決算発表の情報波及効果に関する分析結果に及ぼす影響について検証することである。本稿では主として以下の2つの分析を行った。第1に，日経業種分類中分類を用いた場合と東証業種分類中分類を用いた場合とで，情報波及効果に関する分析から同じ結論が得られるかについて検証した。その結果，いずれの業種分類を採用した場合にも，情報波及効果は観察されないことが確認された。第2に，より細かい業種分類を用いた場合に，より顕著な情報波及効果が観察されるかについて検証した。その結果，本稿が分析対象としたなかで最も細かい業種分類である日経業種分類小分類を採用した場合のみ，正の情報波及効果が観察されることが確認された。

キーワード　　業種分類，決算発表，情報波及効果

1　は　じ　め　に

ある企業の決算発表が，いまだ決算発表を行っていない同業他社の株価に影響を及ぼす現象を，業種内における決算発表の情報波及効果（intra-industry information transfers）という（Firth, 1976; Foster, 1981 など）。本稿の目的は，業種分類の選択が，業種内における決算発表の情報波及効果に関する分析結果に及ぼす影響について分析することである。

財務会計分野の資本市場研究（capital market research）では，会計情報の情報内容（information content）に関する検証が繰り返し行われてきた。それらの研究では，決算短信で開示される実績利益（桜井，1991など）や経営者予想利益（後藤，1997など）が決算発表日や新聞報道日周辺における出来高や株価の変化と有意に関係していることが発見され，これらが情報価値を有することが確認されている。近年の研究では，ティック・データを用いた時間単位の分析により，決算発表時刻の周辺で大きな出来高反応や株価反応が生じることが明らかとなっている（音川・森脇，2014；2017 など）。

こうした研究の特徴は，決算短信に含まれる情報が，決算発表日や新聞報道日に市場に伝達されることを想定している点にある。しかし，決算発表や新聞報道よりも早期に，決算情

報を先取りできるような情報開示があった場合には，決算短信に含まれる情報の一部がそうした情報開示イベントを通じて市場に伝達される可能性がある。

上記のような情報開示イベントの1つとして考えられるのが，同業他社の決算発表である。同一業種に属する企業は，原材料価格や消費者需要の変化といった共通の外生的要因の影響を受けるため，決算発表で開示される会計情報にも共通情報が含まれることが期待される。そこで，同一業種内で先行して行われた決算開示は，業種共通の情報を先取りして市場に伝達することで，同業他社の株価に影響を及ぼすことが期待されるのである（Foster, 1981 など）。このような情報波及効果の研究は，会計情報が有する情報価値の全貌を解明する意味で，これまでの研究を補完する重要な役割を担っているが，実証的な蓄積が相対的に少なく，将来の研究課題となっている（Leuz and Wysocki, 2016 など）。

業種内における情報波及効果を分析する際にとくに問題となるのが，業種分類の定義である。財務会計の実証研究では日経業種分類や東証業種分類が採用されることが多いが，必ずしも一義的に定まっているわけではない。業種分類が異なれば，情報波及元の企業や波及先の同業他社の組み合わせが異なるため，異なる分析結果が得られる可能性もある。そこで本稿では，採用する業種分類によって業種内における情報波及効果の分析結果がどのように異なるかについて分析を行い，今後に情報波及効果の研究を行う際の基礎資料を提供したい。

本稿の構成は以下のとおりである。続く第2節では，先行研究のレビューとリサーチ・クエスチョンについて述べる。第3節ではリサーチ・デザインについて説明する。第4節ではサンプルの選択基準について述べる。第5節では分析結果を概観し，第6節では追加分析を実施する。最後に第7節において，本稿の発見事項と結論を要約する。

2　先行研究とリサーチ・クエスチョン

2.1　業種内における決算発表の情報波及効果に関する先行研究

業種内における決算発表の情報波及効果については，Firth（1976）や Foster（1981）を嚆矢として，こんにちに至るまで数多くの研究が行われている[1)]。これらの研究では，同一業種内で先行して行われた決算開示が，業種共通の情報を伝達することで，同業他社の株価に影響を与えることを示唆する証拠が得られている。

たとえば，Freeman and Tse（1992）は，1979年から1988年における米国の10,277企業・四半期をサンプルとし，同一業種内で1番目から5番目に行われた企業の利益発表が，同業他社の株価に及ぼす影響について検証を行った。その結果，当該企業が開示した四半期利益情報が好材料（悪材料）であるほど，利益発表日周辺における同業他社の株価が正（負）の反応を示すことが明らかとなった。また，このような情報波及効果は，同一業種内で1番目に行われた企業の利益発表についてのみ観察されることが示された。この結果は，企業の好材

料（悪材料）が同業他社にとっても好材料（悪材料）であり，とくに代替情報が少ない早期の決算発表の方が情報価値は高いことを示唆している。さらに Freeman and Tse（1992）では，利益の連動性が高い業種ほど情報波及効果は顕著に観察されることが確認された。このことは，情報波及効果が共通情報の伝達によって生じるという説明と整合的である。

このほか，Asthana and Mishra（2001）は，1984年から1993年における米国の9,645企業・四半期を対象とし，大規模企業による利益発表ほど，同業他社への情報波及効果がより顕著に生じることを示した。このことは，業界大手の企業ほど，その業績が業種動向を反映する傾向にあることと整合的である。Wang（2014）は2001年から2008年における米国以外の上場企業を対象とし，企業の決算発表による情報波及効果は，海外の同業他社にも及んでいることを指摘した。そして，その効果は国際会計基準（International Financial Reporting Standards: IFRS）を適用している企業間でとくに顕著に観察されることを明らかにした。奥村（2014）は2004年から2009年までの日本企業を対象とし，決算短信で開示された利益の訂正情報が同業他社に情報波及効果をもたらすことを例証している。

2.2　業種分類が情報波及効果の分析結果に与える影響に関する先行研究

財務会計やファイナンスの実証研究では，類似企業の選択や業種効果のコントロールなど，様々な目的で業種分類が用いられる。米国の研究では，標準産業分類（Standard Industrial Classification: SIC），世界産業分類基準（Global Industry Classification Standard: GICS），北米産業分類システム（North American Industry Classification System: NAICS）などの業種分類が一般に用いられるが，いずれを用いるかは研究者の判断に委ねられている。そこで，先行研究では，業種分類の信頼性に関する比較分析や業種分類の選択が実証結果に及ぼす影響に関する分析が行われてきた（Clarke, 1989; Amit and Livnat, 1990; Bhojraj et al., 2003; Chan et al., 2007; Kile and Phillips, 2009; Hrazdil et al., 2013 など）。それらのなかには，採用する業種分類によって，刊行論文の実証結果とは異なる結果が得られることを指摘する研究もある[2)]。

情報波及効果についても，業種分類の選択が検証結果に与える影響が分析されている（Guenther and Rosman, 1994; Krishnan and Press, 2003）。Guenther and Rosman（1994）では，1982年から1990年における米国の上場企業を対象とし，COMPUSTAT に収録された SIC コードと CRSP に収録された SIC コードの 2 種類を用いて Freeman and Tse（1992）の追試検証を行っている[3)]。その結果，COMPUSTAT の SIC コードを用いた場合には Freeman and Tse（1992）と整合的な結果が得られる一方で，CRSP の SIC コードを用いた場合には，企業の好材料（悪材料）がむしろ悪材料（好材料）として同業他社に波及することを示唆する結果が得られることがわかった。一方，Krishnan and Press（2003）は，SIC と NAICS の

いずれを採用するかによって，Freeman and Tse（1992）と類似の先行研究である Lang and Lundholm（1996）の分析結果が異なるかを分析している。その結果，SIC と NAICS のいずれを用いた場合にも結論は異ならないが，SIC よりも NAICS を採用した場合の方が，係数推定値の分散が小さくなることを発見している。いずれの研究も，業種分類の選択によって，情報波及効果の分析結果が異なりうることを示唆している。

2.3　リサーチ・クエスチョン

業種分類が業種内における情報波及効果の分析結果に影響を及ぼしうる理由の 1 つとして，業種分類の選択によってグルーピングされる同一業種企業の同質性が異なることが挙げられる。先行研究の指摘どおり，決算情報に含まれる業種共通の情報が業種内に情報波及効果を生じさせる原因であるとするならば，より同質的な企業をグルーピングしている業種分類を採用した方が，情報波及効果はより顕著に観察されることが期待される。

日本では日経業種分類や東証業種分類が用いられることが多いが，業種分類の同質性について比較分析を行った研究は米国ほど多くない。数少ない先行研究として，木村（2009）および新谷（2010）がある。木村（2009）は，2004年 4 月から2005年 3 月の連結決算のうち，所定の要件を満たす1,985企業をサンプルとし，日経業種分類，東証業種分類，および GICS のうち，いずれの業種分類がより同質性の高い企業群をグルーピングできているかについて分析している。具体的には，収益性，安全性，成長性といった企業の諸特性を表す18の財務指標を選択し，これらの財務指標について業種分類ごとに計算した合成分散値（composite variance）を比較した。その結果，日経業種分類中分類と東証業種分類中分類は，GICS よりも同一業種企業の同質性は高いこと，日経業種分類中分類と東証業種分類中分類の同一業種企業の同質性に差があるとは言えないことが示された。さらに，業種分類をより細かく区切ることによって[4)]，同一業種企業の同質性は高くなることが明らかとなった。

新谷（2010）も木村（2009）と同様，2007年 4 月から2008年 3 月の連結決算のうち，事業別セグメント情報を開示した企業を対象とし，東証業種分類中分類と GICS の信頼性比較の分析を行った。新谷（2010）では，木村（2009）が行った合成分散値による分析に加え，同一業種間と異業種間における財務指標等の相関の差を比較した。その結果，東証業種分類中分類の方が GICS 業種分類よりも同一業種企業の同質性は高いことが示された。

上記の研究を踏まえると，業種分類が情報波及効果に及ぼす影響について以下の 2 つの予想が成り立つ。第 1 に，日経業種分類中分類と東証業種分類中分類のいずれを用いた場合にも，業種内における情報波及効果に関する分析結果からは同じ結論が得られる。第 2 に，業種分類を細かく区切るほど，業種内における情報波及効果はより顕著に観察される。

ただし，情報波及効果について検討する場合には，同一業種に属する企業の同質性だけで

なく，情報開示のタイミングについても考慮する必要があるかもしれない。先に述べたとおり，Freeman and Tse（1992）は，業種内における決算発表の情報波及効果が，業種内で最初に行われた決算発表についてのみ観察されることを示し，代替情報が少ない早期に決算発表を行うほど，同業他社にとっての情報価値は高くなることを指摘している。日経業種分類と東証業種分類とでは，業種内で最も早い決算発表のタイミングは異なるかもしれない。また定義上，業種分類を細かく区切るほど，業種内で最も早い決算発表日は遅くなる可能性が生じる。そのため，業種の同質性に関する先行研究から導かれた上記2つの予想が当然に成り立つかは不明である。そこで，本稿では以下の2つのリサーチ・クエスチョン（RQ）について分析を行うこととする。

RQ1：日経業種分類中分類と東証業種分類中分類のいずれを用いた場合にも，業種内における決算発表の情報波及効果に関する分析結果から同じ結論が導かれるか。

RQ2：より細かい業種分類を用いることによって，業種内における決算発表の情報波及効果はより顕著に観察されるか。

3　リサーチ・デザイン

3.1　波及元企業と波及情報

業種内における情報波及効果を検証する際は，波及元企業と波及情報を定義する必要がある。まず波及元企業について，本稿では同一業種のなかで最も早く決算発表を行った企業と定義する。これは，情報波及効果の大部分が業種内で最も早い決算開示から生じていることを示した先行研究に依拠している（Foster, 1981; Freeman and Tse, 1992 など）。

また，波及元企業の決算発表に含まれる波及情報としては，予想イノベーション（forecast innovations）と利益サプライズ（earnings surprise）の2つに着目する。前者は，経営者による次期の増減益予想を意味している。後者は，実績利益による直近の経営者予想の達成度である。日本の決算短信制度のもとでは，当期の実績利益と同時に経営者による次期の業績予想が開示されることが一般的であり，上記の2つは高い情報内容を有することが先行研究で指摘されている（Kato et al., 2009; Iwasaki et al., 2016）。そこで本稿では，これらが同業他社にとっても情報内容を有すると予想する。なお，波及企業の予想イノベーション（*FI1*）と利益サプライズ（*ES1*）は以下のように測定される[5)]。

FI1＝波及元企業の予想イノベーション（＝[t 期の純利益とともに開示された $t+1$ 期の純利益予想－t 期の純利益]÷t 期末の株式時価総額）

ES1＝波及元企業の利益サプライズ（＝[t 期の純利益－直近に開示された t 期の純利

益予想］÷t期末の株式時価総額）

3.2　分析モデル

RQ1およびRQ2を検証するために以下の（１）式を推定する。（１）式は業種内における情報波及効果を検証するために一般的に利用される回帰モデルであり（Wang, 2014; Koo et al., 2017），本稿では業種分類の選択によって推定結果が異なるかに注目する。

$$CAR2=\alpha_0+\beta_1 FI1+\beta_2 ES1+\beta_3 DS1+\beta_4 SIZE1+\beta_5 ANNLAG1+\beta_6 SIZE2+\beta_7 BTM2+\beta_8 LEV2+\beta_9 STDRET2+\beta_{10} STDINDRET+Year\ Dummy+\varepsilon_t \quad (1)$$

ここで，

CAR2＝波及元企業の決算発表日およびその翌営業日における波及先企業の累積異常リターン（詳しい推計方法は後述）

FI1＝波及元企業の予想イノベーション（3.1節を参照）

ES1＝波及元企業の利益サプライズ（3.1節を参照）

DS1＝波及元企業の配当サプライズ（＝［t期の1株当たり配当－t期における直近の1株当たり配当予想］÷t期末の株価[6]）

SIZE1（*2*）＝波及元企業（波及先企業）の企業規模（＝t期末の株式時価総額の自然対数）

ANNLAG1＝波及元企業の決算日から決算発表日までの経過日数

BTM2＝波及先企業の簿価時価比率（＝t期末の自己資本÷t期末の株式時価総額[7]）

LEV2＝波及先企業のレバレッジ（＝t期末の負債合計÷t期末の資産合計）

STDRET2＝決算月から過去12か月間における波及先企業の株式リターンの標準偏差

STDINDRET＝決算月から過去12か月間における業種平均リターンの標準偏差

Year Dummy＝年度ダミー

（１）式の従属変数は，波及元企業の決算発表日と翌営業日の２日間における波及先企業の累積異常リターン（*CAR2*）である。異常リターンは各銘柄の配当込み株式リターンから市場モデル（market model）によって推計された期待リターンを差し引くことで計算される。市場モデルは以下の（２）式で表される。

$$R_{i,t}=\alpha_0+\beta_1 R_{m,t}+\varepsilon \quad (2)$$

（２）式の従属変数である$R_{i,t}$は銘柄iのt日における配当込み株式リターン，独立変数の$R_{m,t}$は市場ポートフォリオ・リターンをそれぞれ表している[8]。推計ウィンドウは，前期における決算日の3か月後から当期における決算日までの期間とした[9]。上記（２）式で推計され

た係数推定値と検証期間（波及元企業の決算発表日および翌営業日）における $R_{i,t}$ と $R_{m,t}$ を用いて，以下の(3)式のように異常リターン（AR）を推計する。これを検証期間にわたって累積したものが，(1)式の従属変数たる累積異常リターンである。

$$AR_{i,t}=R_{i,t}-(\hat{\alpha}_0+\hat{\beta}_1 R_{m,t}) \quad (3)$$

一方，(1)式の独立変数で注目するのは，3.1節で説明した波及元企業の予想イノベーション（*FI1*）と利益サプライズ（*ES1*）である。もしもこれらの情報に関して情報波及効果が生じているならば，β_1 および β_2 が有意に正の値となることが予想される。そこで本稿では，業種分類の選択によって，β_1 および β_2 の符号や有意水準が異なるかどうかに着目する。

このほか，本稿では先行研究に従い3種類のコントロール変数を含める（Wang, 2014; Koo et al., 2017など）。第1に，波及元企業の他の決算情報や諸特性に関するコントロール変数として，波及元企業の配当サプライズ（*DS1*），企業規模（*SIZE1*），および決算日から決算発表日までの経過日数（*ANNLAG1*）を含める。第2に，波及先企業の諸特性に関するコントロール変数として，波及先企業の企業規模（*SIZE2*），簿価時価比率（*BTM2*），レバレッジ（*LEV2*），および株式リターンの変動性（*STDRET2*）を含める。第3に，業種レベルの不確実性をコントロールするために業種平均リターンの変動性（*STDINDRET*）を含めている。最後に，年度ダミー（*Year Dummy*）を含めて年度効果をコントロールする。先行研究によれば，*DS1* および *BTM2* の符号は正，それ以外の変数の符号は負になると期待される[10)]。

4　サンプル選択

本稿では，以下の条件を満たした企業を波及先企業と定義し，波及元企業の決算開示が波及先企業の株価に与える影響を分析する。

(1) 2004年から2015年までの金融業を除く上場企業であること。2003年10月に東証業種分類の改定があったため，この影響を除くために分析対象を2004年からとした[11)]。

(2) 3月決算企業であること。すべての決算期を分析対象に含めた場合には，波及元企業の特定が困難となることから，3月決算の企業に分析対象を限定した。

(3) 日本基準の適用企業であること。会計基準の相違が情報波及効果に影響を及ぼすことが先行研究で示されているため（Wang, 2014など），日本基準の適用企業以外はサンプルから除外した[12)]。

(4) 決算月数が12か月であること。この要件により，決算期の変更企業と変則決算企業がサンプルから除外される。

(5) 波及元企業ではないこと。上述のとおり，本稿では各業種区分において最初に決算発表

を行った企業を波及元企業と定義する。

(6) 波及元企業との決算発表日が3日以上乖離していること。これは，従属変数の累積異常リターンのなかに，波及先企業自身の決算発表の影響が混入することを避けるために課された要件である。

(7) データ・ベースに収録されている決算期の年と決算発表年とが一致していること。本稿で利用したデータ・ベースのなかには，両者が一致しないケースが散見された。これらはサンプルから除外している。

(8) 分析に必要なデータがすべて入手可能であること。連結財務諸表，経営者による業績予想，連結決算発表日[13]，および業種分類に関するデータは，日本経済新聞デジタルメディアの『NEEDS-Financial QUEST』より入手した。株価に関するデータは，金融データソリューションズの『日本上場株式 日次リターンデータ』より入手している。なお，本稿では後知恵バイアス（hindsight bias）の問題を緩和するため，有価証券報告書ではなく決算短信の連結財務諸表数値を用いている[14]。

以上の要件を，RQ1 と RQ2（日経業種分類），RQ2（東証業種分類）ごとに課した。その結果，最終サンプルはそれぞれ24,662企業・年，22,771企業・年，および25,056企業・年となった。観測値数の減少過程は，表1に要約したとおりである。

表1　サンプル選択

	RQ1	RQ2（日経業種分類）	RQ2（東証業種分類）
2004年から2015年までの金融業を除く上場企業	43,831	43,881	44,602
減算：			
決算期が3月ではない	(13,806)	(13,833)	(14,515)
決算月数が12か月ではない	(108)	(108)	(155)
米国基準・国際会計基準の適用企業	(489)	(489)	(489)
波及元企業	(688)	(2,071)	(596)
決算発表日が波及元企業のそれと3日以上離れていない	(1,209)	(2,084)	(1,159)
決算期と決算発表日の年データが異なる	(336)	(338)	(333)
分析に必要なデータが入手できない	(2,533)	(2,187)	(2,299)
最終サンプル	24,662	22,771	25,056

5　分　析　結　果

5.1　サンプルにみる日経業種分類と東証業種分類の特徴

はじめに予備的な分析として，日経業種分類と東証業種分類のデータの特徴について確認をする。表2は，RQ1 のサンプルを用いて，日経業種分類中分類の各業種区分に属する観測値数と，それらの企業が属する東証業種分類中分類を示したものである。水産や食品など，所属企業が完全に一致する業種がある一方で，所属企業が大きく異なる業種も存在する。造

表 2　日経業種分類と東証業種分類の観測値数（RQ1）

日経業種分類中分類	観測値数	東証業種分類中分類（観測値数）
水産	49	水産・農林業（49）
鉱業	47	鉱業（37），非鉄金属（10）
建設	1,823	建設業（1,791），その他製品（1），不動産業（24），サービス業（7）
食品	895	食料品（895）
繊維	502	繊維製品（441），化学（13），卸売業（48）
パルプ・紙	224	パルプ・紙（212），その他製品（12）
化学	1,783	化学（1,773），その他製品（10）
医薬品	444	食料品（4），化学（17），医薬品（423）
石油	61	石油・石炭製品（61）
ゴム	175	ゴム製品（154），輸送用機器（21）
窯業	586	ガラス・土石製品（582），金属製品（4）
鉄鋼	569	鉄鋼（569）
非鉄金属製品	1,136	石油・石炭製品（2），非鉄金属（348），金属製品（730），機械（12），電気機器（8），その他製品（24），卸売業（12）
機械	2,218	建設業（24），金属製品（12），機械（2,140），輸送用機器（39），情報・通信業（1），サービス業（2）
電気機器	1,874	化学（5），機械（18），電気機器（1,836），輸送用機器（13），情報・通信業（2）
造船	49	輸送用機器（49）
自動車	634	金属製品（31），機械（6），電気機器（10），輸送用機器（587）
輸送用機器	110	鉄鋼（8），輸送用機器（102）
精密機器	246	機械（14），電気機器（8），精密機器（224）
その他製造	739	パルプ・紙（8），化学（52），金属製品（19），電気機器（7），輸送用機器（9），精密機器（6），その他製品（618），情報・通信業（20）
商社	3,009	繊維製品（84），化学（10），医薬品（4），石油・石炭製品（1），その他製品（3），情報・通信業（14），卸売業（2,796），小売業（97）
小売業	1,207	卸売業（12），小売業（1,195）
不動産	672	建設業（7），不動産業（665）
鉄道・バス	243	陸運業（243）
陸運	334	陸運業（332），倉庫・運輸関連業（2）
海運	97	海運業（97）
空運	34	空運業（34）
倉庫	359	陸運業（11），倉庫・運輸関連業（348）
通信	226	情報・通信業（226）
電力	34	電気機器（2），電気・ガス業（32）
ガス	35	電気・ガス業（35）
サービス	4,248	医薬品（8），機械（4），その他製品（11），情報・通信業（2,216），卸売業（45），小売業（429），不動産業（2），サービス業（1,533）
合計	24,662	

船や自動車，商社のように，東証業種分類中分類には存在しない日経業種分類中分類もある。両業種分類に存在するもののうち，最も乖離が大きいのがサービス業であり，日経業種分類中分類でサービス業に分類される企業のうち，東証業種分類中分類でもサービス業に分類さ

れるのは36.1％にとどまっている。

また表 3 は，RQ2 のサンプルを用いて，日経業種分類中分類の各業種区分に属する観測値数と，それらの企業が属する小分類を示したものである。中分類を採用した場合の業種当たりの観測値数は，平均値（中央値）が711.6企業・年（355企業・年）である。これに対し，小分類を採用した場合の観測値数の平均値（中央値）は173.8企業・年（55企業・年）であった。小分類を採用することで，グルーピングが大きく細分化されることがわかる。ただし，その他サービス業など一部の業種については，小分類を採用した場合にも観測値数は依然として大きいままである。[15)]

一方，図 1 は RQ1（パネル A）と RQ2（パネル B と C）のサンプルを対象に，波及元企業と波及先企業の決算発表日の日数差を示したものである。日数差が大きいほど，波及先企業と比較して波及元企業の決算発表が早いことを意味する。パネル A をみると，日経業種分類中分類を採用した場合と東証業種分類中分類を採用した場合とで，日数差に視覚的な差はない。平均値（中央値）でみると，前者は14.7日（13日），後者は13.3日（13日）である。また，パネル B および C からは，日経業種分類と東証業種分類のいずれについても，業種分類を細かく区分するほど，日数差は小さくなる，すなわち波及元企業の決算発表は相対的に遅くなることがわかる。日経業種分類の大分類，および小分類を採用した場合の日数差の平均値（中央値）は，それぞれ22.6日（23日）および12.1日（10日）であり，10.5日（13日）の差がある。また，東証業種分類の大分類を採用した場合の日数差の平均値（中央値）は18.7日（19日）である。

5.2　RQ1 の分析結果

表 4 は RQ1 の分析結果を要約したものである。表に示した *t* 値は，Petersen（2009）の方法に従い，企業・年に基づきクラスター補正した標準誤差によって算定している（以下の表も同じ）。表からは，日経業種分類中分類と東証業種分類中分類のいずれを採用した場合にも，*FII* と *ESI* にかかる偏回帰係数の推定値は有意でないことがわかる。したがって，いずれの業種分類を採用した場合にも，業種内における情報波及効果が生じているという結論は得られないことになる。どちらの業種分類を採用しても同じ結論が得られることは，日経業種分類中分類と東証業種分類中分類の同質性が異ならないことを示した木村（2009）や，両業種分類における波及元企業の決算発表のタイミングが大きくは異ならないことを示した 5.1 節の結果と整合的である。

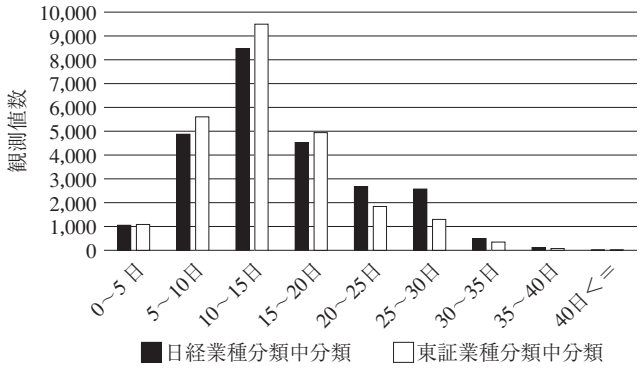
また，いずれの業種分類を採用した場合にも情報波及効果が観察されないことは，業種分類の信頼性に関する木村（2009）や新谷（2010）の分析結果と整合しているといえるかもしれない。これらの先行研究では，ROE，ROE や ROA の変化額といったいくつかの収益性指

表 3　日経業種分類中分類と小分類の観測値数（RQ2）

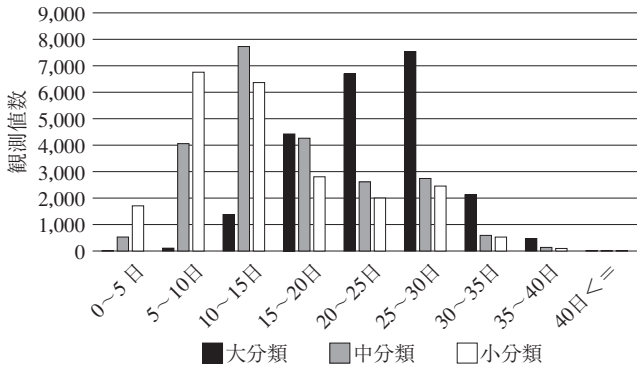
日経業種分類中分類	観測値数	日経業種分類小分類（観測値数）
水産	49	水産（49）
鉱業	28	石炭鉱業（5），その他鉱業（23）
建設	1,657	大手建設（7），中堅建設（442），土木・道路・浚渫（250），電設工事（407），住宅（154），その他建設（397）
食品	697	飼料（26），砂糖（54），製粉（38），食油（23），酒類（6），製菓・パン（97），ハム（26），調味料（113），乳製品（7），その他食品（307）
繊維	385	化合繊（13），綿紡績（91），絹紡績（5），毛紡績（22），繊維二次加工（70），その他繊維（184）
パルプ・紙	196	大手製紙（5），その他パルプ・紙（191）
化学	1,494	大手化学（41），肥料（18），塩素・ソーダ（37），石油化学（7）合成樹脂（275），酸素（10），油脂・洗剤（74），化粧品・歯磨（59），塗料・インキ（172），農薬・殺虫剤（11），その他化学（790）
医薬品	392	大手医薬品（20），医家向医薬品（293），大衆向医薬品（79）
石油	38	石油精製及び販売（28），石炭石油製品（10）
ゴム	114	タイヤ（7），その他ゴム製品（107）
窯業	416	ガラス（49），セメント一次（7），セメント二次（185），陶器（60），耐火煉瓦（20），カーボン・その他（95）
鉄鋼	359	銑鋼一貫（34），平電炉・単圧（140），特殊鋼（22），合金鉄（10），鋳鍛鋼（120），ステンレス（17），その他鉄鋼（16）
非鉄金属製品	1,058	大手製錬（40），その他精錬（38），アルミ（含ダイカスト）（83），電線・ケーブル（128），鉄骨・鉄塔・橋梁（55），その他金属製品（714）
機械	1,979	工作機械（251），プレス機械（5），繊維機械（69），運搬機・建設機械・内燃機（252），農業機械（16），化工機械（336），ミシン・編機（16），軸受（99），事務機（46），その他機械（889）
電気機器	1,623	総合電機（2），重電（111），家庭電器（含音響機器）（147），通信機（含通信機部品）（322），電子部品（439），制御機器（188），電池（11），自動車関連（18），その他電気機器（385）
造船	53	造船（53）
自動車	668	自動車（54），自動車部品（583），車体・その他（31）
輸送用機器	108	車両（16），自転車（0），その他輸送用機器（92）
精密機器	159	時計（12），カメラ（16），計器・その他（131）
その他製造	718	印刷（185），楽器（18），建材（80），事務用品（3），その他製造業（432）
商社	2,704	総合商社（8），自動車販売（41），食品商社（277），繊維商社（170），機械金属商社（515），化学商社（231），建材商社（132），電機関連商社（572），その他商社（758）
小売業	1,139	百貨店（4），スーパー（83），月販店（0），その他小売業（1,052）
不動産	653	賃貸（187），分譲（466）
鉄道・バス	231	大手私鉄（106），中小私鉄（77），バス・その他（48）
陸運	335	陸運（335）
海運	68	大手海運（2），内航（17），外航・その他（49）
空運	34	空運（34）
倉庫	352	倉庫（122），輸送関連（230）
通信	226	通信（226）
電力	37	電力（37）
ガス	39	ガス（39）
サービス	4,762	映画（42），娯楽施設（148），ホテル（28），その他サービス業（4,544）
合計	22,771	

図１　波及元企業と波及先企業の決算発表日の日数差

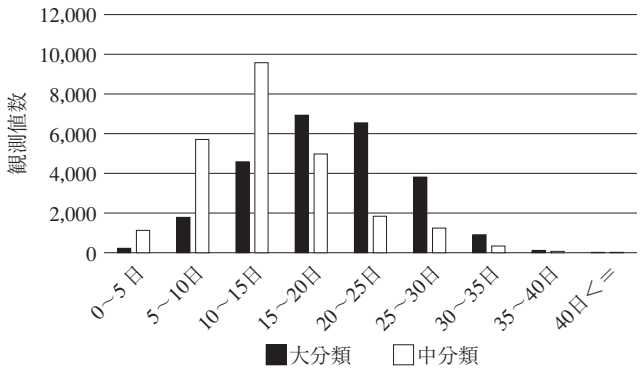
パネル A：日経業種分類（中分類）・東証業種分類（中分類）（RQ1）



パネル B：日経業種分類（大分類・中分類・小分類）（RQ2）



パネル C：東証業種分類（大分類・中分類）（RQ2）



標は，大分類や中分類に分類してもグループ内の同質性が高まるとはいえないことを示している。この結果を踏まえると，中分類の同業他社が開示する利益情報に含まれる業種共通の情報は，波及効果を生じさせるほど重要ではない可能性がある。

表 4　RQ1 の分析結果

		日経業種分類（中分類：36業種）		東証業種分類（中分類：33業種）	
	Exp. sign	Coeff.	(*t*-stat.)	Coeff.	(*t*-stat.)
Intercept	?	-0.009*	(-1.666)	0.005	(0.782)
FI1	+	0.003	(0.477)	0.003	(0.589)
ES1	+	0.020	(0.518)	0.024	(0.676)
DS1	+	-0.033***	(-9.204)	-0.051***	(-5.838)
SIZE1	−	-0.000	(-0.027)	-0.000	(-0.017)
ANNLAG1	−	0.002**	(2.321)	0.002***	(2.789)
SIZE2	−	-0.000*	(-1.648)	-0.001**	(-2.382)
BTM2	+	0.002**	(2.441)	0.001**	(1.908)
LEV2	−	-0.003	(-0.907)	-0.004	(-1.590)
STDRET2	−	-0.000	(-0.017)	0.002	(0.230)
STDINDRET	−	0.057***	(2.920)	0.016	(0.506)
Year Dummy		Yes		Yes	
Adj. R^2		0.038		0.026	
N		24,662		24,662	

注）***，**，* はそれぞれ 1 %，5 %，10%水準で統計的に有意であることを示す（両側検定）。

5.3　RQ2 の分析結果

表 5 は RQ2 の結果を要約したものである。パネル A では，日経業種分類の大分類，中分類，および小分類を採用した場合の情報波及効果の分析結果，パネル B では東証業種分類の大分類および中分類を採用した場合の情報波及効果の分析結果を，それぞれ比較している。パネル A をみると，大分類および中分類を採用した場合には，*FI1* および *ES1* にかかる係数推定値が有意な値とはなっていない。このことは，パネル B の大分類および中分類を用いた結果でも同じである。これに対し，小分類を用いた場合には，いずれの推定値も 1 %水準で有意に正となっている。以上のことから，細かい業種分類においてのみ，正の情報波及効果が観察されることがわかる。上述のとおり，細かい業種分類を採用することにより，波及元企業の決算発表のタイミングは相対的に遅くなるが，同一業種に属する企業の同質性が高まるため，小分類では正の情報波及効果が観察されたと解釈できる。

6　追　加　分　析

本節では 3 つの追加分析を実施する。1 つ目は，株価データ・ベースの業種分類データを用いた分析である。本稿が用いた『NEEDS-Financial QUEST』のなかには，2 種類の業種分類のデータが収録されている。1 つは，会社属性データ・ベースに収録された業種分類，いま 1 つは株式データ・ベースの銘柄属性データに収録されている業種分類である。前節までの分析には前者を用いたが，これは直近の業種分類に関するデータであり，過去の業種変更は考慮されていない。これに対し，後者は，業種分類が時系列データで収録されているた

表５　RQ2 の分析結果

パネル A：日経業種分類を用いた分析結果

		日経業種分類（大分類：２業種）		日経業種分類（中分類：36業種）		日経業種分類（小分類：139業種）	
	Exp. sign	Coeff.	(*t*-stat.)	Coeff.	(*t*-stat.)	Coeff.	(*t*-stat.)
Intercept	?	−0.029	(−1.612)	−0.003	(−0.432)	−0.002	(−0.519)
FI1	＋	−0.180	(−1.213)	0.002	(0.230)	0.002***	(3.463)
ES1	＋	−0.220	(−1.431)	0.013	(0.279)	0.013***	(4.728)
DS1	＋	−0.031	(−0.542)	−0.034***	(−9.473)	−0.037**	(−2.474)
SIZE1	−	0.002	(0.924)	−0.000	(−0.118)	−0.000	(−0.001)
ANNLAG1	−	0.001	(0.980)	0.003**	(2.530)	0.002*	(1.766)
SIZE2	−	−0.001	(−1.274)	−0.001*	(−1.879)	−0.000*	(−1.866)
BTM2	＋	0.002*	(1.954)	0.002**	(2.235)	0.002*	(1.774)
LEV2	−	0.001	(0.274)	−0.003	(−0.856)	−0.004	(−1.382)
STDRET2	−	0.004	(0.314)	0.001	(0.043)	−0.009	(−0.827)
STDINDRET	−	0.126***	(3.929)	0.072***	(3.361)	0.064**	(2.382)
Year Dummy		Yes		Yes		Yes	
Adj. R^2		0.043		0.041		0.035	
N		22,771		22,771		22,771	

パネル B：東証業種分類を用いた分析結果

		東証業種分類（大分類：10業種）		東証業種分類（中分類：33業種）	
	Exp. sign	Coeff.	(*t*-stat.)	Coeff.	(*t*-stat.)
Intercept	?	−0.020	(−1.080)	0.005	(0.771)
FI1	＋	0.004	(0.180)	0.003	(0.563)
ES1	＋	0.023	(0.159)	0.023	(0.646)
DS1	＋	−0.050**	(−2.321)	−0.051***	(−5.645)
SIZE1	−	0.001	(0.970)	−0.000	(−0.011)
ANNLAG1	−	0.003**	(2.464)	0.002***	(2.823)
SIZE2	−	−0.001*	(−1.895)	−0.001***	(−2.394)
BTM2	＋	0.001	(1.021)	0.001*	(1.851)
LEV2	−	−0.001	(−0.280)	−0.004	(−1.589)
STDRET2	−	0.012	(1.109)	0.002	(0.283)
STDINDRET	−	0.037	(0.917)	0.016	(0.494)
Year Dummy		Yes		Yes	
Adj. R^2		0.036		0.026	
N		25,056		25,056	

注）***，**，* はそれぞれ１％，５％，10％水準で統計的に有意であることを示す（両側検定）。

め，業種変更の事実がデータに反映されているという違いがある。このことを踏まえ，株式データ・ベースの業種分類データを用いて再検証を行った。結果は，前節のそれと大きくは異ならないものであった。本稿の分析期間において業種分類の変更があった企業数は110社，金融業を除く３月決算企業に限定するとわずか74社である。このため，業種分類の変更が分析結果に及ぼす影響は限定的であったと解される。

第２に，日本標準産業分類を用いた追加分析を行った。『NEEDS-Financial QUEST』の会社属性データ・ベースのなかには，企業ごとの日本標準産業分類コードが収録されている。これは，日本経済新聞によって各企業に割り振られた業種コードであり，１社につき最大３

つが付与されている。本稿では，このうち1番目に割り振られた各社の日本標準産業分類（平成25年版）の大分類，中分類，および小分類を用いて，情報波及効果の分析結果を比較した。日本標準産業分類（平成25年版）が適用されて以降の期間を分析対象としたため，サンプルはメイン分析よりも大きく限定されるが，中分類および小分類を採用した場合に，*FI1* および *ES1* の係数が1％水準で有意に正となることが確認された。

第3に，経営者予想の駆け込み修正の影響について検証した。円谷（2008）は，決算発表の直前に経営者予想の修正を行う企業が存在しており，このような企業では，決算発表直前の業績修正の開示が利益発表を代替している可能性があることを指摘している。そこで追加分析として，経営者予想の駆け込み修正を行った企業をサンプルから除外して再分析を実施した。分析の結果，メイン分析の結論は変わらないことが確認された。

7　要約と結論

本稿では，業種分類の選択が，業種内における決算発表の情報波及効果に関する分析結果に及ぼす影響について検証した。本稿の主要な分析と結果は以下のように要約される。

第1に，日経業種分類中分類を用いた場合と東証業種分類中分類を用いた場合とで，情報波及効果に関する分析から同じ結論が得られるかを検証した。その結果，いずれの業種分類を採用した場合にも，情報波及効果は観察されないことが確認された。第2に，より細かい業種分類を用いた場合に，より顕著な情報波及効果が観察されるかについて検証した。その結果，本稿が分析対象としたなかで最も細かい業種分類である日経業種分類小分類を採用した場合のみ，正の情報波及効果が観察されることが確認された。

以上の発見事項は，今後の情報波及効果に関する分析に対していくつかの示唆を提供していると思われる。第1に，業種内における決算発表の情報波及効果は，同質性が高い限られた企業間で観察される現象であることが推察される。波及先企業の選択に際しては，この点に留意する必要があるかもしれない。第2に，小分類の業種区分内における決算発表の情報波及効果を分析する際には，たとえ中分類や大分類の業種区分内における波及元企業が先行して決算発表を行っていたとしても，その影響を考慮する必要性は低いと考えられる。

注

本稿は，科学研究費補助金・基盤研究（C）（課題番号18K01910）の助成を受けた研究成果の一部である。

1）情報波及効果に関する先行研究のより包括的なレビューについては，Brown（1994），山口（2011），北川（2017）などを参照のこと。

2）たとえば，Kahle and Walkling（1996）は，COMPUSTAT と CRSP に収録されている SIC コードのいずれを用いるかによってマッチング企業の選択に大きな影響が生じることを示し，前者の

方が検出力は高いことを例証した。Hrazdil and Zhang（2012）は，SIC よりも GICS を用いた方が産業集中度を適切に評価できることを指摘した。Hrazdil and Scott（2013）は，GICS を用いて裁量的発生高（discretionary accruals）を推計した場合には，株式の新規公開後に観察される裁量的発生高に関するアノマリーが観察されなくなることを示している。

3）COMPUSTAT と CRSP のいずれにも SIC コードが収録されているが，各企業への割り当て方法が異なっている。詳細については Guenther and Rosman（1994）を参照のこと。

4）ただし，木村（2009）が対象としている業種は，日経業種分類の大分類と中分類，および東証業種分類の大分類と中分類であり，日経業種分類の小分類については分析されていない。また，GICS については，細かい業種分類を用いても信頼性は改善しないことが確認されている。

5）本節以降で記載する変数の末尾に記載された「1」は波及元企業の変数，「2」は波及先企業の変数であることをそれぞれ意味する。なお，波及元企業の変数に関して，波及元企業が複数存在する場合には，期末の株式時価総額による加重平均値を計算する。頑健性チェックのために単純平均を用いた分析も実施したが，結論は変わらなかった。

6）１株当たり配当には個別財務諸表のデータを用いる。

7）自己資本は純資産から新株予約権および非支配株主持分を差し引いたものとして定義する。ただし，2006年４月期までは［自己資本＝資本金＋新株式申込証拠金＋資本剰余金＋利益剰余金＋土地再評価差額金＋その他有価証券評価差額金＋為替換算調整勘定－自己株式］として定義する。これらの定義は日本経済新聞デジタルメディアの『NEEDS-Financial QUEST』に従っている。

8）市場ポートフォリオ・リターンには，１取引日前の株式時価総額で全上場銘柄の株式リターンを加重平均した値を用いる。ただし，日経業種分類または東証業種分類で金融業に分類される銘柄，優先出資証券，J-REIT（不動産投資信託），および特殊投資法人は計算から除いている。

9）決算日から３か月間は，同業他社の決算発表や自社の利益訂正などがありうるため，推計期間から除外することとした。

10）なお，本稿では異常値処理のため，すべての連続変数の各年度における１パーセンタイル以下（99パーセンタイル以上）の値を，１パーセンタイル（99パーセンタイル）の値に置換する処理を行っている。

11）ただし，東証業種分類の改定を考慮しない場合にも，直近の経営者予想のデータが入手可能となるのが2003年からであるため，期間は１年しか延長できない。頑健性チェックのため2003年を対象に含めた分析も実施したが結論が変わることはなかった。

12）頑健性チェックとして，国際会計基準または米国会計基準の適用企業をサンプルに含めた追加分析も実施したが，結論は変わらなかった。

13）連結決算発表日と個別決算発表日とが一致しておらず，かつ個別決算発表が連結決算発表に先行する場合には，連結決算発表日に期待された情報波及効果が観察されない可能性もある。そこで本稿では，個別決算発表日が連結決算発表日よりも早い波及元企業を除いた分析も行った。しかし主要な分析から得られる結論は変わらなかった。

14）個別財務諸表のみを開示している企業については，連結財務諸表に代えて個別財務諸表の数値を用いている。

15）このような傾向が分析結果に影響を与える可能性を考慮し，本稿ではサービス業を除いた分析も実施した。しかし，メインの分析から得られる結論は変わらなかった。

引 用 文 献

Amit, R., & Livnat, J. 1990. "Grouping of conglomerates by their segments' economic attributes: Towards a more meaningful ratio analysis." *Journal of Business Finance & Accounting* 17(1): 85-100.

Asthana, S. C., & Mishra, B. K. 2001. "The differential information hypothesis, firm size, and earnings information transfer: An empirical investigation." *Journal of Business Research* 53(1): 37-47.

Bhojraj, S., Lee, C., & Oler, D. K. 2003. "What's my line? A comparison of industry classification schemes for capital market research." *Journal of Accounting Research* 41(5): 745-774.

Brown, P. 1994. *Capital markets-based research in accounting: An introduction.* Coopers & Lybrand, and Accounting Association of Australia and New Zealand. 山地秀俊・音川和久（共訳）. 1999.『資本市場理論に基づく会計学入門』勁草書房.

Chan, L. K., Lakonishok, J., & Swaminathan, B. 2007. "Industry classifications and return comovement." *Financial Analysts Journal* 63(6): 56-70.

Clarke, R. N. 1989. "SICs as delineators of economic markets." *Journal of Business* 62(1): 17-31.

Firth, M. 1976. "The Impact of earnings announcements on the share price behavior of similar type firms." *The Economic Journal* 86(342): 296-306.

Foster, G. 1981. "Intra-industry information transfers associated with earnings releases." *Journal of Accounting and Economics* 3(3): 201-232.

Freeman, R., & Tse, S. 1992. "An earnings prediction approach to examining intercompany information transfers." *Journal of Accounting and Economics* 15(4): 509-523.

Guenther, D. A., & Rosman, A. J. 1994. "Differences between COMPUSTAT and CRSP SIC codes and related effects on research." *Journal of Accounting and Economics* 18(1): 115-128.

Hrazdil, K., & Scott, T. 2013. "The role of industry classification in estimating discretionary accruals." *Review of Quantitative Finance and Accounting* 40(1): 15-39.

Hrazdil, K., Trottier, K., & Zhang, R. 2013. "A comparison of industry classification schemes: A large sample study." *Economics Letters* 118(1): 77-80.

Hrazdil, K., & Zhang, R. 2012. "The importance of industry classification in estimating concentration ratios." *Economics Letters* 114(2): 224-227.

Iwasaki, T., Kitagawa, N., & Shuto, A. 2016. "Managerial discretion over initial earnings forecasts." CARF Working Paper CARF-F-369.

Kahle, K. M., & Walkling, R. A. 1996. "The impact of industry classifications on financial research." *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31(3): 309-335.

Kato, K., Skinner, D. J., & Kunimura, M. 2009. "Management forecasts in Japan: An empirical study of forecasts that are effectively mandated." *The Accounting Review* 84(5): 1575-1606.

Kile, C. O., & Phillips, M. E. 2009. "Using industry classification codes to sample high-technology firms: Analysis and recommendations." *Journal of Accounting, Auditing & Finance* 24(1): 35-58.

Koo, D. S., Wu, J. J., & Yeung, P. E. 2017. "Earnings attribution and information transfers." *Contemporary Accounting Research* 34(3): 1547-1579.

Krishnan, J., & Press, E. 2003. "The North American industry classification system and its implications for accounting research." *Contemporary Accounting Research* 20(4): 685-717.

Lang, M., & Lundholm, R. 1996. “The relation between security returns, firm earnings, and industry earnings.” *Contemporary Accounting Research* 13(2): 607-629.

Leuz, C., & Wysocki, P. D. 2016. “The economics of disclosure and financial reporting regulation: Evidence and suggestions for future research.” *Journal of Accounting Research* 54(2): 525-622.

Petersen, M. A. 2009. “Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches.” *Review of Financial Studies* 22(1): 435-480.

Wang, C. 2014. “Accounting standards harmonization and financial statement comparability: Evidence from transnational information transfer.” *Journal of Accounting Research* 52(4): 955-992.

奥村雅史. 2014.『利益情報の訂正と株式市場』中央経済社.

音川和久・森脇敏雄. 2014.「決算発表に対する出来高反応：日中取引データを用いた実証分析」『會計』186(3): 348-360.

音川和久・森脇敏雄. 2017.「決算発表時刻と株価反応：日中取引データを用いた実証分析」日本証券業協会キャピタルマーケットフォーラム（http://www.jsda.or.jp/katsudou/otokawaronbun.pdf）

北川教央. 2017.「企業のディスクロージャーが他企業に及ぼす波及効果」『国民経済雑誌』215(4): 51-72.

木村史彦. 2009.「業種分類の信頼性比較－日経業種分類，東証業種分類，および GICS 業種分類の比較分析」『現代ディスクロージャー研究』9: 33-42.

後藤雅敏. 1997.『会計と予測情報』中央経済社.

桜井久勝. 1991.『会計利益情報の有用性』千倉書房.

新谷理. 2010.「業種区分に関する検証－東証33業種区分と GICS 業種区分の信頼性の比較」『証券アナリストジャーナル』48(4): 77-88.

円谷昭一. 2008.「経営者業績予想の駆け込み修正の研究」『証券アナリストジャーナル』46(5): 70-81.

山口貴文. 2011.「資本市場における会計報告書の情報波及効果」『大阪大学経済学』61(1): 106-119.