

論文

決算発表に対する東証一部・東証二部・ 大阪・店頭市場の反応比較

太田 浩司

目次

- 1．はじめに
- 2．データ
- 3．検定方法
- 4．結果
 - 4.1 統計量 Z_T を用いた検証結果
 - 4.2 二項検定による検証結果
 - 4.3 市場間の反応差の検定
- 5．追加テスト
- 6．結論

1．はじめに

財務報告が、投資者の意思決定に有用な情報を提供しているか否かという、すなわち会計情報の有用性に関する実証的研究のひとつの流れとして、決算発表に対する日本の証券市場の反応に関する研究がある。研究初期の頃は、年次利益情報と週次の株価投資収益率との関係を調査したものであったが、その後、日次の投資収益率、そして前場・後場における投資収益率へと次第に精緻化されていった。そしてそれにともなって、調査される利益情報も、年次利益情報から中間利益情報へ、個別利益情報から連結利益情報へと拡大されていった。そしてそれらの結果は、おおむね会計

情報の有用性を支持するものであった¹⁾。

しかしながら、日本におけるこれらの研究の調査対象となっているのは、東証一部企業に限られており、それ以外の証券市場を対象とした研究は、筆者の知る限りなされていない²⁾。一方、米国においては、ニューヨーク証券取引所(NYSE)以外の、アメリカ株式取引所(ASE)や店頭市場(OTC)といった証券市場についての研究も早くからなされている³⁾。

May(1971)は、ASE企業の年次および四半期利益の発表に対する反応を、またHagermar(1973)では、OTCの銀行業の年次利益発表に対する反応を、それぞれ週次で調査し、発表週に有意に大きな反応があることを示した。Grant(1980)は、NYSE企業とOTC企業の年次利益発表に対する証券市場の反応を週次で調査し、OTC企業の発表週における反応はその他の週よりも有意に大きく、またOTC企業の方が、NYSE企業よりも発表週において顕著により大きな反応を示すことを観察した。そしてその理由を、NYSE企業とOTC企業の代替的情報源の多少による、利益発表以前の情報量差異によるものと解釈した。

一方、Morse(1981)は、NYSE企業とOTC企業の四半期利益発表に対する証券市場の反応を日次で調査し、NYSE企業、OTC企業ともに発表日に有意な反応はあるものの、NYSE企業とOTC企業の間には反応の差異は観察されないという結果を示した。しかしながら、Morse(1981)の研究は、日次データを用いたために、OTCのサンプル企業選択においてかなりのバイアスがかかっていたと考えられる。すなわち、OTCにおいて日次データが得られる企業とは、OTCの全企業の中でもかなり活発に取引されている企業、つまりOTCにおける大企業に限られる。そのため、Morse(1981)のサンプルは、OTC企業全体を、公平なるクロスセクションに代表していなかったと考えられるのである⁴⁾。

またAtias(1985)(1987)は、誤って価格づけされた証券を発見しようとする目的で行われる、利益発表前の私的に行なわれる情報分析の量は、企業規模の増加関数であると主張した。そしてNYSE・ASE企業を大企業と小企業に分け、またOTC企業は全て小企業としてサンプル企業を選択

し、利益発表週における反応を比較した。結果は、小企業の方が大企業よりも有意に大きな反応を示し（規模効果）、またそれと同時に、たとえ企業規模をコントロールした後でも、OTC企業の方がNYSE・ASE企業よりも利益発表週に有意に大きな反応を示すというものであった（取引市場効果）。

以上のように、決算発表が日本の証券市場に与える影響は、東証一部では検証されているが、他の市場においてははまだ検証されていない。そこでこの研究では、調査対象を東証一部から、東証二部、大阪、店頭市場へと拡大し、決算発表に対するこれらの市場における反応を調査する。そしてさらに、それらの反応を東証一部における反応と比較することによって、米国における先行研究と類似した結果が得られるかどうかを検証してみることとする。

2. データ

本研究における調査対象となるサンプル企業の選択は、以下の要件で行われた。

東京証券取引所第一部（東証一部）、東京証券取引所第二部（東証二部）、大阪証券取引所（大阪）、店頭市場（店頭）で上場もしくは登録されている⁵⁾。

3月決算企業であり、1997年および1998年の事業年度に変則決算を行っていない。

1995年1月から1998年12月の期間中、継続して同じ証券市場または店頭市場に上場もしくは登録されている。

1995年1月から1998年12月の期間中合併を行っていない、もしくはその予定がない。

市場モデル推定期間は100週間であり、その内少なくとも90週以上において、取引が成立し値がついている⁶⁾。

要件 に関して、複数の証券市場に同時に上場している企業の場合には、取引高からその主要取引市場を判断して、その企業の所属証券市場とした。このような複数の証券市場に上場しているというケースのほとんどは、東証一部と大証一部、東証二部と大証二部の両方に上場しているというものであり、どちらが主要取引所であるかは明確であった。しかしながら若干ではあるが、そのような判断がつかねる企業もあり、このような企業についてはサンプルから除外した。また要件 は、この研究の目的のひとつである、決算発表に対する市場間の反応の差異を明確にするためのものである。そして要件 は、後に説明する、市場モデルのパラメーター推定の信頼性を確保するためのものである⁷⁾。

決算発表の日時については、日本経済新聞から調査し、株価については、株価チャートCD-ROM(東洋経済新報社)からデータを入手した。

以上五つの要件を満たしたサンプル数が、表1で示されている

表1．四市場のサンプル数

市場	東証一部	東証二部	大 証	店 頭	計
1997年	999	250	226	204	1679
1998年	995	248	226	203	1672
計	1994	498	452	407	3351

3．検定方法

決算発表に対する証券市場の反応を調査するにあたって、本研究では、Beaver(1968)で使用された、残差分散による手法を用いることとする。また検定統計量に関しては、Patel(1976)に従った。

最初に、決算発表週を $T = 0$ として、推定期間(100週間)、予測期間(9週間)を以下のように設定する。

このとき、攪乱項 ϵ_{it} の分散 σ^2 の不偏推定量 s_i^2 は、残差 ϵ_{it} から

$$s_i^2 = \frac{\sum_{t=-5}^{-104} \epsilon_{it}^2}{100 - 2}$$

と表現される。

次に、 \hat{a} 、 \hat{b} を用いて予測期間 ($-4 \leq T \leq +4$) の予測誤差 u_{iT} を推定する。

$$u_{iT} = R_{iT} - (\hat{a} + \hat{b}R_{mT})$$

この予測誤差 u_{iT} とは、すなわち、投資収益率の通常の発生パターンから乖離する部分を測定したものであり、もし決算発表に対して証券市場が反応しているとすれば、それはこの予測誤差の中に現れると考えられる。

予測期間中の攪乱項にも、推定期間中の攪乱項 ϵ_{it} と同様の仮定が成り立つとすると、予測誤差 u_{iT} は以下の分布をする。

$$E(u_{iT}) = 0$$

$$\text{Cov}(u_{iT}, u_{iT'}) = \begin{cases} 0 & T \neq T' \\ C_T \sigma^2 & T = T' \end{cases}$$

u_{iT} は正規分布 $N(0, C_T \sigma^2)$ に従う。

$$C_T = 1 + \frac{1}{100} + \frac{(\sum_{t=-5}^{-104} (R_{mT} - \bar{R}_m)^2)}{(\sum_{t=-104}^{-5} (R_{mt} - \bar{R}_m)^2)} \quad \text{ただし} \quad \bar{R}_m = \frac{1}{100} \sum_{t=-104}^{-5} R_{mt}$$

つまり、推定期間外での予測によって、 u_{iT} の分散は ϵ_{it} の分散よりも C_T を掛けた分だけ増加しているのである。

u_{iT} は正規分布 $N(0, C_T \sigma^2)$ に従うので、標準化された $u_{iT} / \sqrt{C_T \sigma^2}$ は、自由度 1 の χ^2 分布に従う。また攪乱項 ϵ_{it} は正規分布 $N(0, \sigma^2)$ に従うので、標準化された ϵ_{it} / σ もまた χ^2 分布に従い、自由度は ϵ_{it} の制約によって 2 つ減って 98 である。

式より $\sum_{t=-5}^{-104} \epsilon_{it}^2 = 98s_i^2$ であるので、これを代入すると、

$$\frac{\frac{u_{iT}^2}{C_T i^2} / 1}{\frac{98s_i^2}{i^2} / 98} = \frac{u_{iT}^2}{C_{Tsi^2}} \text{ は、} F \text{ 分布で自由度 } (1, 98) \text{ に従う。}$$

そして F 分布の性質より、平均と分散は、

$$E \left[\frac{u_{iT}^2}{C_{Tsi^2}} \right] = \frac{98}{96}, \quad \text{Var} \left[\frac{u_{iT}^2}{C_{Tsi^2}} \right] = \frac{2 \times 98^2 \times 97}{96^2 \times 94}$$

で表される。

これを期待値が 1 になるように基準化したものを U_{iT} とすると、 U_{iT} の平均と分散は、

$$U_{iT} = \frac{u_{iT}^2}{C_{Tsi^2}} \times \frac{96}{98}$$

$$E[U_{iT}] = 1$$

$$\text{Var}[U_{iT}] = \left(\frac{96}{98} \right)^2 \times \frac{2 \times 98^2 \times 97}{96^2 \times 94} = \frac{97}{47}$$

となる。

このとき、 $\bar{U}_T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N U_{iT}$ とおき、 \bar{U}_T を標準化したものを Z_T とすると、 Z_T は、サンプル企業数 N が十分に大きいので、中心極限定理により標準正規分布に近似的に従う。

$$Z_T = \frac{\bar{U}_T - 1}{\sqrt{\frac{97}{47N}}} \sim N(0, 1) \quad \text{ただし } \bar{U}_T = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N U_{iT}$$

この統計量 Z_T を用いて以下の仮説についての検定を行う。

帰無仮説：決算発表は、証券市場における企業評価に影響を与えない。

$$T = 0 \text{ における } \bar{U}_0 = 1$$

対立仮説：決算発表は、証券市場における企業評価に影響を与える。

$$T = 0 \text{ における } \bar{U}_0 > 1$$

この仮説を、東証一部、東証二部、大阪市場、店頭市場の四つの証券市場において、先の統計量 Z_T を用いて統計的に有意かどうかを検証する。

4 . 結果

4 .1 統計量ZTを用いた検証結果

表2は、市場モデルのパラメーターの推定結果を各市場ごとに平均してみたものである。修正済み決定係数は、東証一部企業の平均が、0.265と最も高く、店頭登録企業の平均が、0.060と最も低い。

表2 . 市場モデルの推定結果

市場	a	t値(a)	b	t値(b)	Adj.R ²	個数
東証一部	-0.0019	(-0.38)	1.023	(5.99)	0.265	1994
東証二部	-0.0038	(-0.67)	0.821	(3.36)	0.116	498
大阪	-0.0027	(-0.46)	0.744	(3.27)	0.112	452
店頭	-0.0057	(-0.89)	0.575	(2.19)	0.060	407

注) 表中の値は、各市場における平均の値を示している。

グラフ1は、決算発表週およびその前後4週間 ($-4 \leq T \leq +4$) の \bar{U}_T を市場ごとに示したものである。もし決算発表が市場に何の影響も与えないならば、 $T=0$ のときに、 $\bar{U}_0 = 1$ となるはずであるが、全市場において、 $T=0$ のところで非常に大きな反応があるのが伺える。またグラフ1からは、決算発表週以前の週 ($T = -4, -3, -2, -1$) においても、 $\bar{U} = 1$ をかなり上回っている反応があることが観察される。しかしながら決算発表週以後 ($T = 1, 2, 3, 4$) においては、そのような反応は殆ど見られない。

グラフ 1 . 四市場の決算発表週およびその前後 4 週間における反応比較

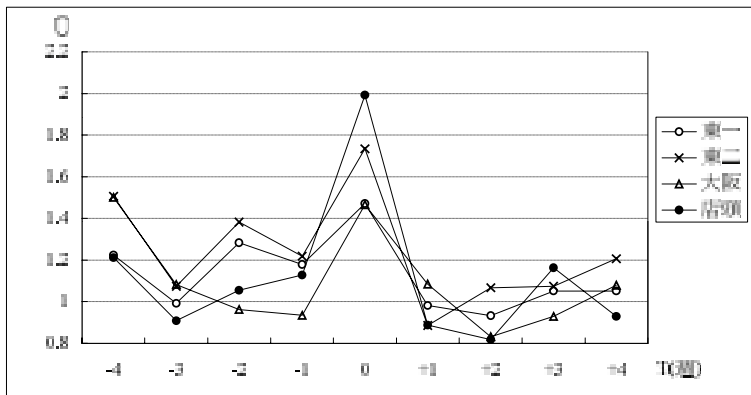


表 3 においては、 \bar{U}_T の統計的有意性を検証するための統計量 Z_T の値が示されている。それによると、東証一部、東証二部、大阪、店頭における決算発表週すなわち $T = 0$ における検定統計量 Z_T の値は、

$$\text{東証一部 } Z_0 = 14.7$$

$$\text{東証二部 } Z_0 = 11.4$$

$$\text{大阪 } Z_0 = 6.9$$

$$\text{店頭 } Z_0 = 13.9$$

である。また Z_T は、標準正規分布に従うので、右片側棄却限界値は 5%水準で 1.645、1%水準で 2.326 であり東証一部、東証二部、大阪、店頭市場の Z_T 値はいずれも 1%水準を上回っている。したがって、帰無仮説： $\bar{U}_0 = 1$ は棄却されることとなる。

表3. 四市場の決算発表週およびその前後4週間における反応比較

市場	観測 値数	決算発表週およびその前後4週間の反応								
		-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4
東一	1994	1.223 (6.93)**	0.991 (-0.27)	1.283 (8.79)**	1.178 (5.53)**	1.471 (14.7)**	0.981 (-0.60)	0.933 (-2.10)	1.051 (1.58)	1.050 (1.57)
東二	498	1.506 (7.86)**	1.074 (1.15)	1.382 (5.94)**	1.219 (3.41)**	1.735 (11.4)**	0.885 (-1.79)	1.066 (1.03)	1.074 (1.15)	1.206 (3.20)**
大阪	452	1.502 (7.42)**	1.083 (1.22)	0.962 (-0.56)	0.934 (-0.97)	1.466 (6.90)**	1.084 (1.25)	0.832 (-2.48)	0.928 (-1.06)	1.080 (1.18)
店頭	407	1.211 (2.96)**	0.909 (-1.28)	1.055 (0.78)	1.129 (1.81)*	1.992 (13.9)**	0.887 (-1.58)	0.818 (-2.56)	1.162 (2.27)	0.930 (-0.99)

注) 上段は \bar{U}_T 、下段括弧内はその検定統計量 Z_T を載せている。なお検定は全て片側検定で行っている。

** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

4.2 二項検定による検証結果

上記の統計量 Z_T による検定は、 u_{iT} は正規分布 $N(0, C_T i^2)$ に従うという仮定の下で、それを標準化して導かれた検定統計量であるので、 u_{iT} の一部の異常値によって検定結果は大きく左右されてしまうおそれがある。そこで u_{iT} の正規分布の仮定を必要としないノンパラメトリックな統計手法である二項検定を以下で実施する。

まず相対的に大きな株価反応があったかどうかの基準を $u_{iT} > 1$ と定め、検定期間中における東証一部、東証二部、大阪、店頭市場での該当サンプル数をそれぞれ調べる。そしてそのような大きな株価反応が生じたサンプル数の割合が検定期間全体の平均値と較べて統計的に有意なほど大きいかどうかを調べる。なお検定統計量としては、以下の Z_{BT} を用いることとする。

$$\text{検定統計量 } Z_{BT} = \frac{(K_T \pm 0.5) - np}{\sqrt{np(1-p)}}$$

$n = U_{iT} > 1$ のサンプル総数

$p = 1/9$ (検定期間の週数の逆数)

$K_T = T$ 週における $U_{iT} > 1$ のサンプル数

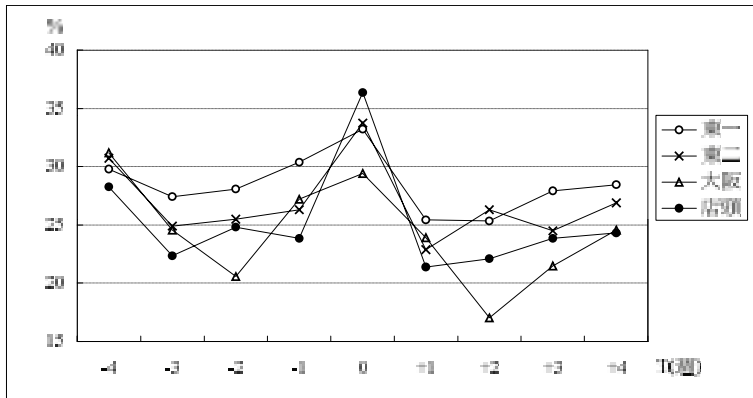
$K_T < np$ の時には $(K_T + 0.5)$ を用い、 $K_T > np$ の時には $(K_T - 0.5)$ を用

いる⁹⁾。

帰無仮説： $K_0/n = p$

対立仮説： $K_0/n > p$

グラフ 2 . 四市場の決算発表週およびその前後 4 週間に おける $U_{IT} > 1$ の 個数の比率



グラフ 2 は、東証一部・東証二部・大阪・店頭市場の決算発表週およびその前後 4 週間に おける $U_{IT} > 1$ の個数の比率を示している。全市場において決算発表週 ($T = 0$) において $U_{IT} > 1$ の個数が他の週と較べて相対的に多いことが伺える。

表4 . 二項検定による四市場の決算発表週およびその前後4週間における反応比較

市場	観測 値数	決算発表週およびその前後4週間の反応								
		-4	-3	-2	-1	0	+1	+2	+3	+4
東一	1994	594 (1.17)	547 (-0.92)	560 (-0.34)	606 (1.70)*	662 (4.20)**	507 (-2.70)	505 (-2.79)	557 (-0.48)	567 (-0.03)
東二	498	153 (1.72)*	124 (-0.94)	127 (-0.67)	131 (-0.30)	168 (3.09)**	114 (-1.86)	131 (-0.30)	122 (-1.13)	134 (-0.03)
大阪	452	141 (3.03)**	111 (0.01)	93 (-1.81)	123 (1.22)	133 (2.23)*	108 (-0.30)	77 (-3.43)	97 (-1.41)	111 (0.01)
店頭	407	115 (1.23)	91 (-1.28)	101 (-0.24)	97 (-0.66)	148 (4.68)**	87 (-1.70)	90 (-1.39)	97 (-0.66)	99 (-0.45)

注) 上段は $U_{IT} > 1$ の個数、下段括弧内は二項検定統計量 Z_{BT} を載せている。なお検定は全て片側検定で行っている。

** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

表4においては、その統計的有意性を検証するための統計量 Z_{BT} の値が示されている。それによると、東証一部、東証二部、大阪、店頭における決算発表週すなわち $T = 0$ における検定統計量 Z_{BT} の値は、

東証一部 $Z_{B0} = 4.20$

東証二部 $Z_{B0} = 3.09$

大阪 $Z_{B0} = 2.23$

店頭 $Z_{B0} = 4.68$

である。 Z_{BT} の右片側の棄却臨界値は5%水準で1.645、1%水準で2.326であり、東証一部、東証二部、店頭市場の Z_{BT} の値はいずれも1%水準を上回っており、大阪市場の Z_{BT} の値も5%水準では有意である。したがって、帰無仮説： $K_0/n = p$ は棄却されることとなる。また決算発表週以外の週では、 $T = -4$ 週を除くと、殆ど有意な反応は見られない。

4.3 市場間の反応差の検定

4.1、4.2では、全市場において決算発表週に有意に大きな反応があることが確認された。そしてその反応の大きさは、グラフ1からも分かるように、

店頭 > 東証二部 > 東証一部 ≈ 大証

である。そこで、 $T = 0$ における各市場の U_0 を用いて、一元配置の分散分

析を行った。

結果は、

$$F_0 = \frac{\text{市場間平均平方}}{\text{市場内平均平方}} = \frac{36.806}{12.991} = 2.833 \quad (p \text{ 値} = 0.037)$$

であり、有意水準 5 % で、各市場の U_0 の母平均は等しいという帰無仮説は棄却された。

そこで、東証一部を対象群として、Dunnett の検定による多重比較を行った¹⁰⁾。

結果は、

$$t_{\text{東一} \cdot \text{東二}} = -1.461 \quad (p \text{ 値} = 0.366)$$

$$t_{\text{東一} \cdot \text{大阪}} = 0.028 \quad (p \text{ 値} = 1.000)$$

$$t_{\text{東一} \cdot \text{店頭}} = -2.657 \quad (p \text{ 値} = 0.023)$$

であり、東証一部と店頭の間有意な差が観察された¹¹⁾。

5. 追加テスト

企業の決算発表に対する市場の反応の大きさは、決算発表前の情報量の差異につながる、何らかの企業固有の特性と関連していると考えられる。Grant(1980) は、そのような企業の固有の特性として、その企業の株式が取引されている取引市場があると考えた。すなわち、店頭市場企業の決算発表に対する反応は、ニューヨーク証券取引所企業の決算発表よりも大きいと考え、そしてそれを支持する証拠を提示した（取引市場効果）。

また Atias(1985) は、そのような特性のひとつとして、企業規模に着目し、決算発表前の情報量は、企業規模の増加関数であると考えた。すなわち、大企業は、決算発表前に市場に普及している情報量が多いので、決算発表に対する市場の反応は小さく、一方、小企業は、決算発表前に市場に普及している情報量が少ないので、決算発表に対する市場の反応は大きいと考えたのである。そしてそれを支持する証拠を提示した（規模効果）。

さらに、Atias(1987) では、この取引所効果と規模効果を同時に検証

し、互いに追加的説明能力があることを示した（規模・取引所効果）。

そこで本節においても、以下のモデルを用いて、日本の証券市場における、取引市場効果、規模効果、規模・取引所効果の存在を検証することとする。

(i) 取引所効果モデル：

$$U_0 = \alpha_0 + \alpha_1 \text{東二} + \alpha_2 \text{大阪} + \alpha_3 \text{店頭} +$$

(ii) 規模効果モデル：

$$U_0 = \alpha_0 + \alpha_4 \text{LnMVE}$$

(iii) 規模・取引所効果モデル：

$$U_0 = \alpha_0 + \alpha_1 \text{東二} + \alpha_2 \text{大阪} + \alpha_3 \text{店頭} + \alpha_4 \text{LnMVE} + \alpha_5 \text{東二} \cdot \text{LnMVE} + \alpha_6 \text{大阪} \cdot \text{LnMVE} + \alpha_7 \text{店頭} \cdot \text{LnMVE} +$$

LnMVE：期末時価総額（3月末株価×期末株式発行総数）を対数変換した値

東二：東証二部上場企業なら1、それ以外は0

大阪：大阪市場上場企業なら1、それ以外は0

店頭：店頭市場登録企業なら1、それ以外は0

表5．規模効果および取引市場効果の検証結果

モデル	0	1	2	3	4	5	6	7	Adj.R ²	観測数
(i)	1.47 (18.2)**	0.26 (1.46)	-0.01 (-0.03)	0.52 (2.66)**					0.003	3351
(ii)	1.80 (4.38)**				-0.02 (-0.56)				0.000	3351
(iii)	1.49 (2.28)*	-4.00 (-1.98)*	-2.62 (-1.74)	1.04 (0.58)	-0.002 (-0.03)	0.47 (2.15)*	0.28 (1.79)	-0.06 (-0.30)	0.003	3351

注)1．推定されたモデルは以下のようである。

(i) 取引所効果モデル： $U_0 = \alpha_0 + \alpha_1 \text{東二} + \alpha_2 \text{大阪} + \alpha_3 \text{店頭} +$

(ii) 規模効果モデル： $U_0 = \alpha_0 + \alpha_4 \text{LnMVE}$

(iii) 規模・取引所効果モデル： $U_0 = \alpha_0 + \alpha_1 \text{東二} + \alpha_2 \text{大阪} + \alpha_3 \text{店頭} + \alpha_4 \text{LnMVE} + \alpha_5 \text{東二} \cdot \text{LnMVE} + \alpha_6 \text{大阪} \cdot \text{LnMVE} + \alpha_7 \text{店頭} \cdot \text{LnMVE} +$

2．上段は、各モデルのパラメーター推定値、下段括弧内は、そのt値を載せている。なお検定は全て両側検定で行っている。

** 1%水準で有意 * 5%水準で有意。

表5では、その結果が示されている。(i)取引所効果モデルは、43の一元配置分散分析と同様のことを検証している。店頭市場の係数 β_3 は0.52と正の値を取っており、統計的にも1%水準で有意である。つまり、店頭市場の決算発表に対する反応は、東証一部の反応よりも大きいということが伺える。

一方、(ii)規模効果モデルの結果は、規模の係数である β_4 は、-0.02と予想通り負の値を取っているが、統計的には全く有意ではない。ちなみに、市場の反応度を示す U_0 と企業規模の相関係数は-0.01と極めて低く、両者の間にはほとんど相関が見られない。また、(iii)規模・取引所効果モデルの結果も、(ii)規模効果モデルの結果を受けて、ほとんど意味のある結果は得られていない。むしろ東証二部や大阪市場の規模効果を示す係数 β_{4+5} 、 β_{4+6} は、それぞれ0.468、0.278と、予想に反して正の値を取っている¹²⁾。

このように、日本の証券市場においても、米国の先行研究と同様に、取引所効果は観察された。しかしながら、規模効果、規模・取引所効果は、共に観察されなかった。そしてその理由としては、Shores(1990)の結果などが考えられる。

Shores(1990)では、OTC企業の年次利益発表に対する反応を週次で調査し、発表週における反応の大きさを、企業規模を含む7つの企業固有の変数（アナリスト数、中間ならびに四半期利益の新聞発表数、利益以外の新聞発表数、取引量、マーケット・メーカーの数）で説明しようとした。結果は、企業規模の係数の符号は、他の変数を加えると負から正になり、またその統計的有意性も得られなかった。そこでリサーチデザインを、発表週における反応の大きさではなく、発表週までの累積残差($t = -12 \sim 0$)と、発表週の前週までの累積残差($t = -12 \sim -1$)の比率を用いるという手法で、企業ごとの事前情報量の大きさを測定し、それを用いて規模効果を確認している¹³⁾。また、事前情報量の代理変数として企業規模のみを用いることは適切でないと結論付けている。

このように、決算発表週における反応の差異を調査するには、企業規模

以外の他の変数の追加が必要であると考えられる。また、事前情報量の大きさを調査するには、決算発表週における反応の大きさを測定するのではなく、決算発表週までの累積残差を測定するといったような、リサーチデザインの改良が必要であると考えられるのである。

6. 結論

本研究では、企業の年次決算発表に対する証券市場の反応を、従来の東証一部市場のみを対象とするものから、それを東証二部、大阪、店頭市場に拡大して検証した。結果は、東証一部市場に限らず、東証二部、大阪、店頭市場の全ての証券市場において、決算発表週に有意に大きな株価の反応があった。また店頭、東証二部市場の年次決算発表に対する反応は、東証一部、大阪市場の反応よりも大きいものであり、その差は、店頭市場と東証一部市場の間で、統計的にも有意であった。

そしてその理由としては、店頭や東証二部企業に関する決算発表以前の情報量が、東証一部企業などと較べて相対的に少なく、それゆえに、決算発表という新たな情報に対して、大きく反応しているということが考えられる。そこで、決算発表以前の情報量の差異と関連していると思われる、企業規模を説明変数として、企業間や市場間の、決算発表週における反応の差異を説明しようと試みたが、有意な結果は得られなかった。

以上のように、本研究では、東証一部、東証二部、大阪、店頭市場の全ての市場において、年次決算発表に対する反応があり、また店頭、東証二部市場ほどその反応が大きいということは確認できたが、その反応の差異については解明できなかった。今後の研究では、その要因の解明を行う必要があるであろう。

注

- 1) 日本における、決算発表に対する証券市場の反応に関する研究については、桜井（1991、214-221頁）後藤（1988）に詳しく述べられている。
- 2) 須田（1989、40頁）音川（2000a、94頁）にも同様の記述がある。なお業績予想修正に関する研究では、河（1998）音川（2000b）で、それぞれ東証二部、店頭市場を対象に含んだ研究を行っている。
- 3) 米国における研究については、初期の研究に関しては、桜井（1991、214-221頁）に、また最近の研究については、音川（1999、9-17頁）に詳しく述べられている。
- 4) 同様の理由によって、サンプル企業選択のバイアスを防ぐために、本研究においては調査を週次分析で行っている。
- 5) 厳密には大阪市場は、大証一部と大証二部に分かれているが、二つに細分化するとサンプル数が減少するので、本研究では同一の市場と見なした。
- 6) 取引が成立せず、値がついていない週の株価に関しては、直近の週の株価をその週の株価と見なした。
- 7) 市場モデルのパラメーター推定期間100週間の内、取引が成立し値がついている週が何週以上ある企業をサンプルに含めるべきかは、大きな問題である。そこでそれを80週以上、90週以上、95週以上、100週すべてと、それぞれサンプル数を変えて調査したが、得られた結果はほぼ同じであった。ただし要件を厳しくするほど、東証二部、大阪、店頭などの規模の小さい市場のサンプルは減少した。ちなみに、100週全てという要件を課したときのサンプル数は、東証一部、東証二部、大阪、店頭市場でそれぞれ、1923、246、238、108個であった。
- 8) 個々の銘柄の週次リターンの算定にあたって、予測期間中の配当落ちは修正されているが、パラメーター推定期間中の配当落ちは修正されていない。なお新株発行、株式分割による修正は全期間を通じて行われている。
- 9) 詳しくは、Siegel and Castellar(1988, p.43)を参照されたい。
- 10) Dunnettの検定については、永田・吉田（1997）を参照されたい。また全ての市場間の対比較として、Bonferroni検定による多重比較も行ったが、結果はDunnettの検定と同じで、東証一部と店頭の間のみ、有意な差が観察された。
- 11) 市場間の反応差のノンパラメトリックな検定として、Kruskal Wallisの順位による一元分散分析検定も行った。結果は、 $KW = 4.528 \sim \chi^2(3)$ (p 値 = 0.210)であり、決算発表週における市場の反応は互いに等しいという帰無仮説は、棄却されなかった。またKruskal Wallis検定については、Siegel and Castellar(1988, pp.206-212)を参照されたい。
- 12) ちなみに、企業規模(LnMVE)の平均(中央値)は、東証一部、東証二部、大阪、店頭市場で、それぞれ11.20(10.99)、9.10(9.09)、9.50(9.43)、8.97(8.84)であり、東証一部 > 大阪 > 東証二部 > 店頭市場の順である。
- 13) 日本においても、後藤（1992）で、小企業の残差は大企業よりも緩やかに累積され

るという結果が示されている。

引用文献

- 音川和久 [1999] 『会計方針と証券市場』 千倉書房
- 音川和久 [2000a] 「新興企業向け証券市場と会計学研究 (1)」 『企業会計』、第152巻第7号、94-96頁
- 音川和久 [2000b] 「店頭登録企業の業績予想修正に対する株価反応」 『財務公開制度論の新展開 第3章』 桜井久勝、加藤恭彦 編著、中央経済社、35-46頁
- 後藤雅敏 [1988] 「決算発表に対する市場反応時点の検出 (実証研究)」 『会計』、第133巻第5号、105-115頁
- 後藤雅敏 [1992] 「中間決算情報の公表に関する研究」 『税経通信』、第652号、pp.19-25
- 桜井久勝 [1991] 『会計利益情報の有用性』 千倉書房
- 須田一幸 [1989] 「日米証券市場における会計情報の有用性比較」 『商学論集』、第57巻第3号、23-45頁
- 永田 靖・吉田道弘 [1997] 『統計的多重比較法の基礎』 サイエンティスト社
- 河 榮徳 [1998] 「業績予想の修正と資本市場の反応」 『早稲田商学』、第377号、63-89頁
- Atiase, R. (1985). "Predisclosure information, firm capitalization, and security price behavior around earnings announcements." *Journal of Accounting Research*, 23, pp.21-36.
- Atiase, R. (1987). "Market implications of predisclosure information: Size and exchange effects." *Journal of Accounting Research*, 25, pp.168-176.
- Beaver, W. (1968). "The information content of annual earnings announcements." *Empirical Research in Accounting: Selected Studies 1968*. Supplement to *Journal of Accounting Research*, 6, pp.67-92.
- Grant, E. (1980). "Market implications of differential amounts of interim information." *Journal of Accounting Research*, 18, pp.255-268.
- Hagerman, R. (1973). "The efficiency of the market for bank stocks: An empirical test." *Journal of Money, Credit and Banking*, 5, pp.846-855.
- May, R. (1971). "The influence of quarterly earnings announcements on investor decisions as reflected in common stock price changes." *Empirical Research in Accounting: Selected Studies 1971*. Supplement to *Journal of Accounting Research*, 9, pp.119-163.
- Morse, D. (1981). "Price and trading volume reaction surrounding earnings announcements: A closer examination." *Journal of Accounting Research*, 19,

pp.374-383.

Patell, J. (1976). "Corporate forecasts of earnings per share and stock price behavior: Empirical tests." *Journal of Accounting Research*, 14, pp.246-276.

Shores, D. (1990). "The association between interim information and security returns surrounding earnings announcements." *Journal of Accounting Research*, 28, pp.164-181.

Siegel, S. and Castellan, J. (1988). "Nonparametric statistics for the behavioral sciences: Second editon." McGraw-Hill.