

기업의 위치와 음의 이익예측오차 회피 성향 사이의 관계*

남혜정(주저자)
동국대학교 경영대학 회계학과 조교수
(namhj@dongguk.edu)
최종학(교신저자)
서울대학교 경영학과 부교수
(acchoi@snu.ac.kr)

.....

최근의 재무관리 분야에서는 기업의 위치가 기업 또는 투자자의 활동에 미치는 영향에 대한 연구가 활발하게 진행되고 있다. 본 연구는 이러한 연구방법론을 회계학 연구에 적용하여, 기업의 위치와 음의 이익예측오차 회피현상 사이의 관계를 경험적으로 분석하였다. 구체적으로, 기업이 인구가 밀집하고 소득수준이 높은 도시지역에 위치하느냐, 아니면 도시지역 이외의 다른 지역에 위치하느냐에 따라 경영자의 이익조정 또는 시장의 기대수준조정의 유인이 달라지는지 검증하였다. 도시지역에 위치한 기업들은 주변에 위치한 많은 투자자들이 다양한 정보를 가지고 밀접하게 감독(monitring)할 수 있기 때문에 이익이나 시장의 기대를 조정을 할 유인이 감소할 수 있다. 그러나 반대로 도시지역에 위치한 기업일수록 주변에서 관심을 가지고 지켜보는 투자자나 다른 이해관계자들이 많기 때문에, 이들을 만족시키기 위하여 더욱 이익이나 시장의 기대를 조정할 가능성도 있다.

본 연구에서는 이러한 대립적 가설을 경험적으로 분석하였다. 분석에는 2000년부터 2004년까지의 총 1,792개 기업-연도의 이용가능한 모든 자료가 사용되었다. 기업의 위치는 기업 본사의 주소지에 따라 구분하였으며, 기업의 입지 차이와 음의 이익예측오차 회피정도, 즉 기업이 발표한 실제이익이 재무분석가의 예측이익과 같거나 초과하는 정도(meet or beat, 즉 재무분석가의 이익예측오차의 부호가 음이 아닌 정도)에 영향을 미치는지를 분석하였다. 분석 결과에 의하면, 서울/경기 지역에 위치한 기업일수록 발표한 이익수치가 재무분석가의 실제이익과 같거나 초과하는 정도가 낮았으며, 이는 시장의 감독이 기업의 이익이나 시장의 기대조정을 감소시킨다는 가설을 지지하는 것이다. 이러한 결과는 여러 추가적인 분석에서도 강건성을 가지고 있었다.

주제어: 기업의 위치, 이익조정, 시장의 감독과 관심, 재무분석가의 이익예측오차

.....

1. 서론

피성향(negative earnings surprise avoidance) 사이의 관계를 경험적(empirical)으로 분석하였다.¹⁾

최근 재무관리 분야에서는 기업이 입지하고 있는 위치와 기업의 활동 또는 투자자의 활동에 대한 다

논문접수일: 2008. 6 게재확정일: 2009. 3

* 본 연구의 계획과 실행 단계에서 여러 유익한 조언을 해주신 권혜진, 이병희, 이우중, 이정훈, 최선화 님과 논문의 심사과정에서 유익한 제언을 해 주신 익명의 세 심사자분들께 깊은 감사를 드린다. 본 연구는 2009년 동국대학교 논문게재장려금 지원으로 수행되었다.

1) 본 연구의 대상은 음의 이익예측오차 회피현상에 대한 것으로서, 이 현상은 이익조정과 관련되기는 하지만, 반드시 이익조정 때문에 일어나는 것은 아니다. 경영자가 재무분석가의 예측치와 동일하거나 높은 이익을 보고하기 위해서는 두 가지 방법이 있다. 첫 째는 재무분석가의 사전 기대수준(ex ante expectation)을 조정하는 것이다 (expectation management). 즉 경영자는 이익공시시점에 재무분석가의 예측치와 동일하거나 높은 이익을 보고하기 위해 의도적으로 재무분석가의 사전(ex ante) 기대를 낮추려고 할 수 있다 (Richardson et al., 2004). Graham et al.(2005)에 의하면, 설문에 응한 CFO의 80.7%가 재무분석가의 기대(expectation)를 조정하려고 한다고 응답했다. 국내의 이은철과 손성규(2007)의 연구의 경우, 적자회피 이익조정을 하는 가능성에 대해 조사해 보았지만, 제량적 발생액으로 측정된 이익조정 수준에 차이를 발견할 수 없었다. 즉 기업들이 이익조정 보다는 시장의 기대를 조정하여 적자회피 이익조정을 할 가능성이 높다는 것을 나타내는 것이다. 둘째, 경영자는 이익조정을 통해 보고이익을 증가시킴으로써 재무분석가의 예측치와 동일하거나 높은 이익을 보고 할 수 있다(Burgstahler and Dichev, 1997; Teoh et al., 1998). 이외에도

양한 연구가 진행되고 있다. 예를 들면, Coval and Moskowitz(1999), Loughran and Schultz(2004), Ivkovic and Weisbenner(2005) 등은 개인투자자들이나 펀드매니저들(이하에서는 투자자로 축약하여 표현함)이 지리적으로 인근에 위치하고 있는 기업에 투자하려는 경향이 높다는 것을 보고하였다. 대부분의 투자자들은 대도시 지역에 거주하고 있으며(Loughran and Schultz, 2005), 기업들 역시 대도시 지역에 집중되어 있기 때문에, 이러한 지리적 근접성은 기업의 경영활동에 영향을 미치고 있다.

우선 대도시에 위치한 기업들은 주변에 위치한 투자자나 다른 이해관계자들의 주요관심 대상이 되며(Loughran and Schultz, 2004), 투자자나 재무분석가들은 인근에 위치하고 있는 기업에 대해 상대적으로 손쉽게 여러 정보를 획득할 수 있다. 예를 들면, 재무분석가는 상대적으로 적은 비용으로 인근에 위치한 기업을 방문하거나 기업의 직원들과 만나서 사적인 대화를 나누면서 기업의 현재 상황에 대한 이해도를 높일 수 있다. 이런 과정을 통하여, 만약 기업의 경영자가 이익조정이나 시장의 기대수준을 조정하려고 한다면 투자자는 용이하게 이를 탐지하여, 경영자의 의도를 저지하거나 그 정도를 약화시킬 수 있을 것이다. 따라서 이익을 조정하거나 의도적으로 시장의 기대에 영향을 미치려는 경영자의 유인은 줄어들 것이다. 이러한 주장과 일치하게, Keida and Rajgopal(2006)은 규제기관에서 멀리 떨어진 곳에 위치한 기업일수록 회계부정을 일으킬 가능성이 높다고 보고한 바 있

다. 즉 멀리 떨어진 곳에 위치한 기업에 대해서는 감독기관이 적합한 감독을 수행하기가 어렵다는 것을 나타낸다. 본 논문에서는 이러한 견해를 지리적 근접성의 '감독용이적 측면(monitoring perspective)'이라 칭한다.

이러한 견해와는 반대로 대도시 지역에 위치한 기업들의 경영자들일수록 이익이나 시장의 기대를 조정할 유인이 높을 수도 있다. 예를 들어, Graham et al.(2005)은 특정 기업에 대한 이익예측치를 발표하는 재무분석가의 숫자가 많을수록, 기업의 경영자는 더 부담을 느끼고 예측치를 달성하려고 한다고 보고하였다. 일반적으로 대도시에 위치한 기업들은 주변지역에 거주하고 있는 투자자들의 많은 관심을 받게 되므로, 이러한 관심이 목표를 달성하라는 압력으로 경영자들에게 작용하여, 경영자들이 음의 이익예측오차를 회피하려는, 즉 재무분석가의 이익예측치를 초과하는 실제이익수치를 발표하기 위해서(meet or beat 하려는, 이하 MBE를 하려는 이라고 요약함) 이익이나 시장의 기대를 조정하려는 유인을 가질 수 있다. 이러한 견해를 본 논문에서는 지리적 근접성의 '시장압력적 측면(market pressure perspective)'이라고 칭한다.

본 연구에서는 이러한 두 가지 경쟁가설(competing hypotheses)을 바탕으로, 국내의 자료를 이용하여 어떤 가설이 성립하는지 검증하였다. Graham et al.(2005)의 설문조사결과에 의하면, 경영자들은 기업에 대한 이익예측치를 발표하는 재무분석가의 수가 많을수록 더 큰 부담을 느끼며, 발표된 이익예측치를 달성하기 위해 노력한다고 보고하고 있

Doyle et al.(2004)는 경영자가 이익을 기회주의적으로 정의하여, 즉 non-GAAP 이익이나 street 이익을 발표함으로써 재무분석가의 예측치와 동일하거나 높은 이익을 보고할 수 있다고 주장하였다. 그러나 본 연구는 경영자가 어떤 수단을 통해 재무분석가의 예측치와 동일하거나 높은 이익을 보고하는가에 대한 연구가 아니므로, 이에 대한 분석은 본 연구의 범위를 벗어난다고 판단하였다. 본 연구의 관심은 경영자가 시장의 기대를 만족시키기 위해 음의 이익예측오차를 회피하려는 경향이 있는가에 있다.

다. 본 연구는 이러한 결과를 바탕으로, 기업들이 발표하는 실제이익수치가 재무분석가의 이익예측치를 달성하는 빈도가 높은지를 경험적으로 분석하였다. 이익예측치를 달성하는 빈도가 높다는 것은, 재무분석가의 이익예측오차(analysts' earnings forecasts error, 기업의 실제 이익발표치 - 재무분석가의 이익예측치)가 음(-)인 경우를 회피하는 경향이 높음을 의미한다. Burgsthaler and Dichev (1997), Burgsthaler and Eames(2003), Degeorge et al.(1999)등의 연구 이후, 회계학 분야에서는 적자 회피(loss avoidance), 이익감소 회피(earnings decrease avoidance), 또는 음의 이익예측오차 회피(negative earnings surprise avoidance)등의 세 가지 이익 기준점(benchmark) 목표를 달성하기 위해서 이익조정을 하거나 시장의 기대를 조정하는 경우가 널리 보고되었다. 국내에서도 송인만 등(2004)이 한국의 자료를 사용하여 이러한 현상이 국내에서도 존재한다는 것을 보고하였으며, 이은철과 손성규(2007), 최종서와 문승엽(2005), 주인기 등(2005) 등도 동일한 방법론을 이용하여 연구를 수행하였다.²⁾ 이들 이익기준점을 달성하지 못한 경우, 거래비용이 증가하여 자본시장에서의 주가하락, 외부자본 조달비용의 증가, 유동성의 하락 등의 기업에 불리한 여러 현상들이 발생하게 된다.

본 연구에서는 서울 및 경기지역을 도시 지역으로 분류하고, 기타의 지역을 비도시 지역으로 구분하였다. 서울 및 경기지역은 우리나라 국토의 15% 정도만을 차지하고 있지만 우리나라 총인구의 약 50%가 거주하고 있는 인구 밀집지역이다. 또한 이 지역 인구의 소득수준은 국가 전체를 100으로

보았을 때 약 120으로서(한국은행 통계 2004), 이 지역 거주자는 다른 지역 거주자들 보다 월등히 높은 소득 및 소비수준을 가지고 있다. 따라서 서울 및 경기지역 거주자들은 다른 지역의 거주자들과 비교할 때, 상대적으로 여유자금을 이용하여 적극적으로 투자를 할 것으로 예측된다. 즉 상대적으로 기업들에 대한 관심이 높을 것으로 예측할 수 있다. 또한 대부분의 언론기관이나 규제기관들도 서울 및 인근 경기지역에 위치하고 있다. 표본의 대상이 된 기업들도 서울(55%) 또는 경기(25%)에 위치하고 있는 경향이 월등히 높았으며, 이들 기업들과 투자자들은 서로 밀접한 상호작용을 할 것으로 예측된다. 즉 서울 및 경기지역에서는 투자자와 기업간의 지리적 근접성에 의해 상대적으로 기업에 대한 감독이 용이하며(즉 감독용이적 측면 유인이 존재한다), 또한 동시에 이러한 지리적 근접성으로 인한 많은 투자자들의 기업에 대한 높은 관심 때문에 기업들이 압력을 느낄(즉 시장압력적 측면 유인이 존재한다) 가능성도 높다.

연구에 사용된 자료는 2000년부터 2004년까지의 기간 중 자료가 이용 가능한 총 1,792개 기업-연도이다. 로짓분석을 이용한 연구 결과에 의하면, 지방에 본사가 위치한 기업들이 서울 및 경기지역에 본사가 위치한 기업들과 비교할 때 상대적으로 음의 이익예측오차 회피현상이 더욱 유의하게 관찰되었다. 서울과 경기지역에 위치한 기업들 사이에서는 유의적인 차이가 발견되지 않았으며, 경기 이외의 기타 광역시(부산, 인천, 광주, 대전, 울산)들과 다른 비도시 지방 지역들에 위치한 기업들 사이에서도 유의적인 차이가 발견되지 않았다. 즉 서울

2) 연구의 대상을 세 가지 이익기준점 중 음의 이익예측오차 회피로 본 연구의 대상을 한정한 이유는, 본 연구의 바탕이 된 Graham et al.(2005)의 설문조사 결과가 재무분석가의 이익예측치를 달성하기 위하여 이익조정을 한다는 명확한 예측을 하고 있기 때문이다. 다른 두 가지 이익기준점에 대해서도 추가로 분석하여 보았으나 아무런 유의적인 발견을 할 수 없었다.

과 경기지역에 위치한 기업들은 지리적으로 인접한 곳에서 살고 있거나 위치하고 있는 많은 투자자들과 펀드, 재무분석가, 규제기관, 미디어 등이 주시를 하고 있으므로 상대적으로 이익조정을 하거나 시장의 기대를 조절할 유인이 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 지리적 근접성의 감독용이적 측면 가설을 지지하는 것으로, 기업의 입지선정의 내생성(endogeneity) 문제를 통제한 후에도 강건성을 가지고 있었다. 그러나 본 연구의 결과가 인과관계(causality)가 아닌 상관관계(association)을 보여주는 것인 만큼, 결과를 해석하는데 주의가 필요할 것이다. 이러한 결과는 본 연구나 선행 연구에서 전혀 다루어지지 않은 상관된 생략변수(correlated omitted variable) 때문에 발생한 것일 수도 있다.

기업의 지리적 입지가 기업의 이익조정 수준에 영향을 미친다는 본 연구의 결과는 회계유관기관 및 규제기관에 흥미로운 시사점을 제시하고 있다. 학계의 입장에서 보면, 앞으로 기업의 입지가 기업들의 기타 다른 경영활동에 미치는 영향 등에 대한 연구분야로 회계학이나 경영학 분야의 연구의 대상을 확대할 수 있는 단초를 제공하는 선구자적인 역할을 본 연구가 수행하고 있다고 할 수 있다. 특히 한국의 경우 국토가 좁아 상대적으로 기업의 입지가 기업의 행동에 영향을 미칠 가능성이 외국의 경우보다 적을 수 있다는 제약점에도 불구하고, 본 연구의 결과가 매우 유의하게 나타난 것은 기업의 입지가 기업의 행동에 상당히 큰 영향을 미친다는 것을 나타낸다. 공인회계사측 입장에서는, 본 연구의 결과는 기업들을 감사하는 경우 동일한 방법이 아니라 입지에 따라 감사계획이나 절차 등을 다르게 해야 감사품질을 유지할 수 있다는 것을 제시해 주고 있다. 재무분석가들 입장에서 볼 때 본 연구

는 재무분석가의 이익예측치의 정확성을 높이기 위해서는 이익예측치 발표시 기업의 입지를 고려해야 한다는 것을 보여주고 있다. 재무분석가들의 이익예측치는 투자 의사결정에 빈번하게 사용되므로, 이러한 예측치의 정확성을 높이는 것은 의사결정의 효율성을 높이는데 기여할 수 있다. 또한 규제기관의 측면에서 볼 때, 본 연구는 규제기관은 상대적으로 시장의 관심과 감독을 덜 받고 있는 서울 및 경기 이외의 지역에 위치한 기업들을 더 적극적으로 주시해야 한다는 것을 제시해 주고 있다. 따라서 본 연구는 보다 효율적이고 효과적인 감독 기능을 규제기관이 수행할 수 있는 방안을 제시해 준다는 점에서 앞에서 언급한 공인회계사의 감사품질 향상을 통한 분식회계를 억제시키는 측면과 함께 회계정보의 신뢰성을 높이는 데도 공헌할 수 있으리라 판단된다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제 II장에서는 이론을 전개하고 가설을 설정한다. 제 III장은 분석모형과 자료에 대한 설명이며, 제 IV장에서는 경험적 분석 결과를 보고한다. 마지막 제 V장은 본 연구의 결론 부분이다.

II. 이론의 전개 및 가설의 설정

2.1 지리적 근접성의 영향

최근 재무관리 분야에서는 지리적 입지의 영향에 대한 연구가 활발히 전개되고 있다. Coval and Moskowitz(1999)는 펀드회사들이 주식을 보유하고 있는 회사들 중에서 인접한 곳에 위치하고 있는 회사들의 비율이 매우 높다는 것을 발견하였다.

Ivkovic and Weisbenner(2005)는 개별 투자자들도 인접한 곳에 위치하고 있는 회사들에 투자하는 비율이 매우 높다는 것을 발견하였다.³⁾ 또한 펀드나 투자자들도 인접한 곳에 위치하고 있는 기업들의 주식을 거래하는 경향이 매우 높았다(Loughran and Schultz, 2004).

선행연구들의 연구결과에 따르면, 펀드나 투자자들은 인접한 곳에 위치한 기업에 투자한 경우 유의적으로 높은 수준의 수익률을 올리고 있다. 그러한 이유는 인접한 곳에 위치한 기업들일수록 펀드나 투자자들이 기업에 대한 자세한 정보를 이미 알고 있거나, 또는 새로운 정보를 수집하기가 용이하기 때문에 이러한 우수한 투자성과를 올릴 수 있기 때문이다(Coval and Moskowitz, 2001, Bodnaruk, 2003, Loughran and Schultz, 2005, Ivkovic and Weisbenner, 2005). 예를 들어, 투자자나 펀드 운영자들은 인접한 지역에 위치한 기업의 경영자, 종업원, 또는 기타 관련된 사람들을 손쉽게 자연스럽게 만나서 각종 내부 정보를 얻을 가능성이 높다. 그러나 지리적으로 멀리 떨어져 있는 기업에 투자하는 경우에는 이러한 내부 정보를 획득할 수 있는 가능성이 상대적으로 줄어들게 된다.

이러한 지리적 근접성에 따른 정보수집 용이성의 영향은 투자자나 펀드의 투자성과에만 나타나는 것은 아니다. 최근 Malloy(2005)의 연구는 재무분석가와 기업의 위치가 가까우면 가까울수록 재무분석가가 해당기업에 대해 발표하는 이익예측치가 정확하다고 보고하였다. Choi et al.(2006)은 지리적으로 인접한 곳에 위치하고 있는 감사인들을 고용한 기업의 감사품질이 더 높다는 것을 보고하였다. 즉 지리적 근접성에서 오는 정보획득의 용이성 때문에 해당 기업에 대해 보다 정확한 정보를 수집할 수 있어서, 재무분석가나 감사인이 제공하는 서비스의 품질이 향상된다는 발견이다.⁴⁾

국내의 경우를 살펴보면, 서울과 경기 지역에는 국내 총 인구의 약 50% 정도가 살고 있으며, 국내 기업들의 본사 중 약 80%가 이 지역에 입지하고 있다. 2004년 한국은행 통계에 따르면, 서울 및 경기지역의 소비수준은 국내 다른 지역보다 약 25%, 소득수준은 약 15% 정도 높다. 따라서 이 지역에 거주하는 투자자들은 보다 많은 여유자금을 이용하여 활발히 투자활동을 수행할 것이며, 그에 따라 기업에 대한 정보를 요구하는 수요 또한 클 것이라고 예측된다.⁵⁾ 이러한 투자자들의 활동은 기업의 행동에 영향을 미칠 수 있다.⁶⁾

3) 구체적으로 Ivkovic and Weisbenner(2005)의 연구결과를 살펴보면, 대략 31%의 투자자들은 인접한 곳에 위치한 기업들에 투자하는 성향이 보고되었다. 투자형태에 미치는 영향들을 고려할 때, 이러한 성향이 없었다면 투자자들이 해당 기업에 투자하는 비율은 13%에 불과하다. 따라서 투자자들이 인접한 곳에 위치한 기업들에게 투자하는 경향은 통계적 의미에서 뿐만 아니라 경제적인 의미에서도 매우 유의적이라고 할 수 있다.

4) Hilrary and Lennox(2005)는 감사인들의 상호감리(peer review) 품질의 경우도 지리적으로 인접해 있는 감사인들끼리 감리를 실시했을 경우 품질이 더 높다는 것을 보고하였다. 즉 지리적 근접성이 정보획득을 용이하게 도와주어 감리품질이 높아진다는 발견이다.

5) 최근 우리나라도 지방분권화의 일환으로 지역발전정책을 수립·추진하고 있으며, 교통의 발달 및 정보화의 발전으로 지역간 근접성이 높아지고 있다. 따라서 서울 및 경기지역 이외의 기타 대도시 지역에서도 서울 및 경기지역과 유사한 현상이 발견될 가능성도 있다. 그러나 Beaverstock et al.(1999)과 이재하(2003)에 의하면, 우리나라의 도시 중 서울만 세계적 경쟁력을 지닌 세계도시로 발전하였으며, 비수도권의 거대도시들은 그 규모에도 불구하고 아직까지 122개의 세계도시 명부에도 오르지 못하고 있다. 또한 수도권의 인구집중도(48.3%)는 OECD국가 중에서 수도권 집중도가 높다고 알려진 일본(31.9%), 프랑스(18.5%), 영국(11.8%)에 비해서도 훨씬 높은 수준이다. 이외에도 전체고용 인구의 46.8%가 수도권에 몰려있으며, 500대기업 본사의 80%가 수도권에 분포하고 이들 기업매출액의 90% 이상이 수도권에 집중되어 있는 것으로 나타났다(산업자원부 2003. 11.). 이렇듯 우리나라는 수도권과 비수도권 간의 지역격차가 큰 나라이며, 이러한 지역별 차이가 지리적 근접성의 영향을 연구하기에 적합한 상황을 제공하고 있다. 따라서 본

2.2 기업의 입지와 이익 또는 시장의 기대 조정 사이의 관계

Hong et al.(2004)의 연구결과에 따르면, 투자행태에 영향을 미치는 富의 수준 등 다른 요인들을 통제한 후에도 도시지역 거주자들은 기타지역 거주자들에 비하여 주식시장에 투자하는 확률이 약 5% 높다. 국내의 경우 서울 및 경기지역에 총 인구의 50%가 거주하며, 이 거주자들이 부유하다는 점과, Hong et al.의 연구결과 처럼 도시지역 거주자들이 주식투자를 활발히 한다는 점을 고려할 때 국내의 주식시장에 대한 투자자들은 서울 및 경기지역에 거주할 확률이 매우 높다고 할 수 있다. 선행연구에서 보고된 바 처럼, 이들 투자자들은 주로 인접한 서울 및 경기지역에 위치하고 있는 기업들에게 투자할 가능성이 높으며, 적극적으로 기업에 대한 정보를 수집할 유인을 가지고 있다. 따라서 이들에게 정보를 제공하는 재무분석가들도 서울 및 경기지역에 입지하고 있는 회사를 더욱 적극적으로 분석하여 정보를 제공할 가능성이 높다. 개인투자자나 펀드회사, 재무분석가처럼 자본시장의 참가자들 이외에도, 각종 언론기관들도 주변에 입지하고 있는 기업들에 대해 더 큰 관심을 가지고 적극적으로 보도를 할 수 있다. 또한 금융감독원이나 재경원, 검찰청 등의 규제기관들도 대부분 서울에 위치하고 있으므로,⁷⁾ 이들 기관들

이 가지고 있는 정보들도 상대적으로 서울 및 경기지역에 위치한 기업들에 대한 것이 많을 가능성이 있다.⁸⁾

지리적 근접성의 감독용이적 측면에서 보면, 이러한 투자자 및 기타 기관들의 적극적인 관심과 정보획득의 용이성은 기업이 이익조정을 하려는 유인을 감소시키는 역할을 할 수 있다. 기업의 주변에 위치하고 있는 투자자들이나 기관들은 다른 지역의 투자자들이나 기관들보다 상대적으로 기업경영자의 이익조정행위를 발견할 가능성이 높으며, 이를 무효화(nullify)하거나 이익조정 자체를 사전 단계부터 억제시킬 수 있다. 또한 규제기관이나 언론기관에서 이익조정을 발견하여 제재를 가하거나 언론에 보도될 위험도 크게 된다. 따라서 도시지역에 위치한 기업의 경영자일수록 이익조정을 수행할 유인이 감소할 수 있다. 마찬가지로, 경영자가 시장의 기대에 의도적으로 영향을 미치려는 행위도 시장에서 파악하여 이를 무효화 할 가능성이 높다.

그러나 지리적 근접성의 시장압력적 측면에서 볼 때, 도시 지역에 입지한 기업들이 이익조정을 더 빈번하게 할 가능성도 존재한다. Barth et al.(2001)은 특정 기업에 대한 투자자의 정보수요(demand for information)가 증가할수록 그 기업에 대해 이익예측치를 발표하는 재무분석가의 숫자가 증가한다고 보고하였다. Payne and Robb(2000) 등은 특정 기업에 대해 이익예측치를 발표

연구에서는 서울 및 경기의 수도권 지역과 비수도권 지역의 격차가 매우 크기 때문에, 수도권 및 비수도권 지역을 구분하여 주 분석을 실시하였으며, 기타 지역에 대한 분석은 추가분석으로 이후에 다루었다.

6) 기업의 입지가 기업의 행동에 미치는 선행연구들은 대부분 미국 등의 국도가 넓은 국가들을 대상으로 수행된 것이다. 그러나 한국의 경우는 상대적으로 국도가 좁기 때문에, 기업의 입지 자체가 기업의 행동에 미치는 영향이 크지 않을 수 있다. 즉 한국의 이러한 특수한 상황은 본 연구의 귀무가설을 기각하기 어렵게 작용할 수 있다.

7) 중앙행정기관의 83.6%, 정부투자출자기관의 73.9%가 수도권에 집중되어 있다.

8) 예를 들어, Keida and Rajgopal(2006)은 규제기관이 위치하고 있지 않은 곳에서 회계부정 사건이 더 자주 발생한다는 것을 보고하였다. 즉 근접한 곳에 입지한 규제기관의 보다 철저한 감독수행 때문에, 규제기관의 주변에 입지한 기업들에서는 회계부정 사건이 발생하는 빈도가 낮다는 발견이다.

하는 재무분석가의 숫자가 증가할수록, 기업들이 이익조정을 하여 재무분석가의 이익예측치와 동일하거나 높은 수준의 이익을 보고하는 경향이 높다는 것을 보고하였다. 이는 해당 기업에 대한 시장의 관심이 높을수록, 기업이 이익조정 또는 시장의 기대 조정을 통하여 시장의 기대를 충족시키려고 하는 유인이 강해진다는 것을 나타낸다. 400명 이상의 기업의 최고경영자들에 대한 인터뷰를 통해 자료를 수집한 Graham et al.(2005)의 연구에서도 이러한 결과를 지지하고 있다. Carter et al.(2005)과 Kimbrough and Louis(2004)의 연구도 시장의 관심이 클수록 기업경영자가 이익조정을 할 가능성이 높다는 것을 보고하였다. 이러한 결과를 종합하면, 서울과 경기지역처럼 대도시 지역에 위치한 기업들의 경우 시장의 관심이 상대적으로 더 높기 때문에, 기업의 경영자가 이익조정을 할 가능성이 더 높다고 예측할 수 있다. 이러한 예측과 일치하게, Choi et al.(2007)의 연구는 소규모 기업들의 경우 대도시에 위치한 기업들이 비도시 기업들에 비해 재량적 발생을 이용한 이익조정을 더 많이 한다는 것을 보고한 바 있다.⁹⁾

이러한 선행연구 결과들은 대도시 지역에 위치한 기업들과 기타지역의 기업들 사이에 음(-)의 이익예측오차 회피정도의 차이가 나타날 수 있음을 제시하고 있다. 만약 지리적 근접성의 감독용이적(시장압력적) 측면이 우세한 영향을 미친다면, 대도시 지역에 위치한 기업들은 유의적으로 낮은(높은) 수

준의 음의 이익예측오차 보고 현상을 보일 것이다. 하지만 감독용이적 측면과 시장압력적 측면의 유인이 유사한 크기로 작용한다면, 서로의 효과가 상쇄(cancel out)되어 전체적으로 아무런 효과가 발생하지 않을 수도 있다. 따라서 구체적으로 한쪽 방향으로 가설을 예측할 수 없기 때문에, 다음과 같이 귀무가설 형태로 연구가설을 설정하였다.¹⁰⁾

가설: 기업의 서울 또는 경기지역 입지 여부와 기업의 음의 이익예측오차 회피정도 사이에는 유의적인 관련성이 존재하지 않는다.

본 연구에서 음의 이익예측오차 회피정도는 기업의 실제 발표이익이 재무분석가가 사전(ex ante)에 발표한 이익예측치와 동일하거나 초과하게(meet or beat, MBE) 나타나는 정도로 측정하였다. 이익기준점(적자회피, 이익감소회피, 음의 이익예측오차 회피)에 대한 선행연구들은 경영자가 이익기준점을 달성하지 못할 경우, 기업이 추가로 부담하게 되는 비용이 증가하는 효용보다 클 것이므로 이익기준점을 달성하려는 유인이 존재함을 보여주고 있다. 이는 전망이론(prospect theory)에 근거하고 있으며, 기준점에 미달한 기업의 경우, 추가하락, 외부자본 조달비용의 증가, 도산가능성의 증가로 인한 물품조달 비용의 증가 등의 거래비용이 증가한다고 보고하고 있다(Brown and Caylor, 2005; Kasznik and McNichols, 2002; Skinner and

9) 그러나 재량적 발생액이 더 크다고 해서 반드시 음의 이익예측오차 회피성향이 더 크다고 볼 수도 없으며, Choi et al.(2007)의 연구는 소규모 기업이 아닌 다른 기업들에 대해서는 유의적인 발견을 하지 못한 바 있으므로, 명확한 결론을 내리기가 곤란하다고 할 수 있다. 특히 본 연구에 사용된 표본은 재무분석가의 이익예측치가 이용 가능한 기업이기 때문에, 대규모 기업들로 구성되어 있다. 따라서 대규모 기업의 경우는 도시지역과 기타지역에 위치한 기업들 사이에 재량적 발생액의 차이가 없다고 할 수 있다. 그러나 이 은철과 손성규(2007)의 연구에서 볼 수 있듯이 재량적 발생액에 차이가 없어도 시장의 기대를 조정하여 음의 이익예측오차를 회피할 수 있다.

10) 또한 실제로 기업의 입지와 기업의 이익조정 사이에 아무런 관계가 없기 때문에 비유의적인 관계가 발견될 수도 있다.

Sloan, 2002).¹¹⁾ Kasznik and McNichols(2002)의 연구에 의하면, 음의 이익예측오차를 회피한(MBE) 기업일수록 비정상수익률이 유의하게 높으며, 기업의 근본적인 가치(fundamental value)를 통제한 후에도 이러한 기업에 대해 시장이 높은 가치를 부여함을 보여주고 있다. Matsumoto(2002)는 기업이 시장의 기대에 부응하기 위해 이익을 상향조정하거나 분석가의 기대치를 하향조정함을 제시하였다.

이익조정을 측정하는 매개체로 가장 널리 사용되는 재량적 발생을 이용하지 않은 이유는, 앞서 설명한 Graham et al.(2005)의 연구에서 정보에 대한 수요가 많을수록 기업의 경영자들이 시장의 기대를 만족시키려는 활동을 할 가능성이 높다고 구체적으로 예측하였기 때문이다. 시장의 기대치인 재무분석가의 이익예측치와 동일한 이익을 보고하거나, 이익예측치보다 더 높은 이익을 보고하면 시장의 기대를 충족시키는 것이지만, 이보다 낮은 이익을 보고하면 시장의 기대를 만족시키지 못하는 것이다. 본 연구는 Graham et al.(2005)의 조사 결과를 바탕으로 실제 경영자들이 정보에 대한 수요가 많을수록, 즉 서울 및 경기지역에 위치할수록, 시장의 기대를 만족시키기 위해 재무분석가의 이익예측치와 동일하거나 더 높은 이익을 보고하는지 경험적 자료를 이용하여 검증하고자 한다. 그러나 재량적 발생을 이용하여 연구하는 것은, 첫째,

재량적 발생이 이익을 증가시키려는 목적이나 감소시키려는 목적으로도 다 이용될 수 있으므로 본 연구와 같은 방향성을 가진 이익조정 예측치와는 다른 측면을 측정하는 매개체이며, 둘째, 재량적 발생을 이용하면 시장의 구체적인 기대치가 무엇인지를 판별하여 기대치를 충족시키는지의 여부를 알 수 없다는 문제점을 가지고 있다. 셋째, 재량적 발생은 광범위한 표본들이 이익조정을 하는 경우에 사용되는 변수인데 반해, 본 연구에서 사용된 MBE의 경우는 이익기준점에 약간 미달한 몇몇 기업들만 이익조정을 할 수 있는 것이므로, 선행연구들 또한 MBE를 한다고 해도 재량적 발생액이 변동한다는 것을 발견하지 못하였다(Burgstahler and Dichev, 1997). 또한 전술한 것처럼 이익조정을 전혀 하지 않더라도 시장의 기대를 조정하여 경영자가 음의 이익예측오차를 회피할 수 있기 때문이다. 따라서 이 분야의 선행연구들도 재량적 발생액을 통제변수로도 사용하지 않고 있다.

재무분석가의 이익예측치의 오차의 크기에 영향을 미치는 요인들에 대한 연구는 국내에서도 다양한 주제로 수행되었다.¹²⁾ 그러나 이익예측치의 오차의 부호를 이용한 음의 이익예측오차 회피현상에 대한 연구는 전혀 수행된 바가 없다.¹³⁾ 따라서 본 연구는 재무분석가의 이익예측치에 대한 연구 분야에도 공헌할 수 있을 것이다.

11) MBE에 대한 구체적인 이론이나 선행연구의 정리는 Habib(2007)의 review 논문을 참조하기 바란다. 이익기준점을 달성한 경우의 효과에 대한 예를 들어보면, 경향신문(2008년 5월 7일자)은 “지난달 25일 실적발표 이후 삼성전자의 주가는 이날까지 6일간 하루를 빼놓고 상승을 거듭하고 있다. 삼성전자의 주가 강세는 무엇보다 시장의 기대를 뛰어넘는 1.4분기 깜짝 실적 때문이다.” 라고 보도하고 있다. 이는 이익기준점을 달성한 경우의 시장반응을 설명하는 좋은 예라고 할 수 있다.

12) 예를 들어, 이 분야의 선행연구로는 안윤영 등(2005), 전규안 등(2007), 정석우(2003), 정석우와 임태균(2005)의 연구가 있다.

13) 송인만 등(2004)과 최종서와 문승엽(2005)의 선행연구는 Burgstahler and Dichev(1997), Burgstahler and Eames(2003), Degeorge et al.(1999)등의 연구에서 논의된 3가지의 이익기준점 중 적자 회피(loss avoidance), 이익감소 회피(earnings decrease avoidance)의 두 가지에 대해서만 연구를 수행하였다. 이은철과 손성규(2007) 그리고 주인기 등(2005)은 적자회피 이익조정에 대해서만 연구하였다.

III. 연구설계

3.1 연구모형

지금까지 기업의 지리적 위치에 대한 국내연구는 매우 미미한 편이다. 외국의 선행연구에 의하면, 기업의 본사가 위치한 지역을 기준으로 도시와 비도시 지역으로 구분하고 있다. 우리나라는 서울 및 경기지역에 국내 총 인구의 약 50% 정도가 거주하고 있으며, 국내 기업들의 본사 중 약 80%가 이 지역에 입지하고 있다. 또한 주요 금융기관과 기관투자자들의 본사도 서울 경기지역에 위치하고 있기 때문에, 본 연구는 서울 및 경기지역을 도시 지역으로 설정하였다. 도시에 위치한 기업일수록 투자자와 기관투자자들의 많은 관심을 받게 되고, 이러한 시장의 관심이 경영자로 하여금 이익조정유인이나 시장의 기대 조정유인을 증가시키려는 유인으로 작용할 수도 있다. 즉 기업의 본사위치가 도시에 위치할수록 재무분석가의 이익예측치와 동일하거나 더 높은 이익을 보고하는 정도는 양의 관계를 가질 것이다. 반대로 시장의 관심이 감시자로서의 역할을 수행한다면 경영자는 이익을 조정할 유인이 감소할 것이다. 만약 이러한 예측이 맞다면 기업의 본사위치가 도시에 위치할수록 재무분석가의 이익예측치와 동일하거나 더 높은 이익을 보고하는 정도와 음의 관계를 가질 것이다. 본 연구는 이러한 기업의 위치와 경영자의 이익조정 유인간의 관계를 알아보기 위해서 다음의 식 (1)의 로짓분석 모형을 사용하였다.

$$\text{Pro}(MBE) = a_0 + b_1URBAN_t + b_2SIZE_t + b_3BIG5_t + b_4GROWTH_t + b_5NANA_t$$

$$+ b_6DISP_t + b_7SHR_t + b_8NOA_{t-1} + b_9EC_t + b_{10}Year\ Dummy + e \quad \text{식 (1)}$$

여기에서,

- MBE* : 기업의 실제이익과 재무분석가의 이익예측치와의 차이(실제이익 - 이익예측치)가 0보다 크면 1, 아니면 0
- URBAN* : t기의 기업의 본사가 서울 및 경기지역에 위치하고 있으면 1, 아니면 0
- SIZE* : t기의 총자산의 자연로그
- BIG5* : t기의 Big 5 감사법인의 제휴법인에 속하는 감사법인이면 1, 아니면 0
- GROWTH* : t기의 총자산의 성장률;
- NANA* : t기의 비정상 재무분석가 수(실제 재무분석가 수 - 기대 수)
- DISP* : t기의 재무분석가의 예측치의 분산을 추가로 표준화함
- SHR* : t기의 비정상 발행주식수(실제 발행주식수 - 기대 주식수)
- NOA* : t-1기의 순 영업자산을 전기의 매출액으로 표준화함
- EC* : t기의 이익변동($eps_t - eps_{t-1}$)을 추가로 표준화함
- Year Dummy* : 년도별 더미변수
- e* : 잔차항.

식(1)은 각 개별기업의 현재 본사위치가 도시에 있을수록 재무분석가의 이익예측치와 동일하거나 초과하여 이익을 보고하는지 알아보기 위한 모형식이다. 식 (1)에서 종속변수는 기업의 실제보고이익과 재무분석가의 이익예측치간의 차이가 0보다 크면 1, 아니면 0으로 하였다. 본 연구는 재무분석가의 이익예측치를 이용할 때 12월말 예측 주당순이

익 자료를 이용하여 분석하였다. 일반적으로 주식 시장의 투자자들은 기업의 연말 보고이익에 관심을 많이 가지고 있으며, 경영자도 기말 보고이익을 높이기 위해 노력한다. 따라서 본 연구는 기말 보고이익과 재무분석가의 이익예측치의 차이를 경영자의 이익조정 대용치로 사용하였다. 예측 주당순이익은 Fn-DataGuidePro 데이터베이스에 보고된 합의치(consensus, 예측치의 평균값)를 이용하였다.

본 연구에서 주된 관심변수는 기업의 본사위치로, 이 변수는 Kis-Value II의 본사주소를 이용하였다. 일반적으로 특별시와 광역시를 대도시로 구분하고 있으나, 본 연구에서는 기업의 본사위치를 서울 및 경기지역을 기준으로 두 가지 변수를 사용하였다. 첫 번째 변수(URBAN1)는 기업의 본사가 서울 및 경기도에 위치하고 있으면 1, 아니면 0으로 하였으며, 두 번째 변수(URBAN2)는 기업의 본사가 서울에 위치하고 있으면 1, 아니면 0으로 하였다. 또한 선행연구에서 기업의 지리적 위치에 대한 합의된 측정치가 없으므로, 추가분석에서 다양한 조합의 대용치를 사용하여 측정하였다. 본 연구에서 사용한 기업의 위치변수에 대한 다양한 정의는 부록으로 첨부하였다.

경영자의 이익조정에 영향을 미치는 요인으로 선정된 통제변수는 관련 연구에서 사용된 변수를 중심으로 선정하였다(Barton and Simko, 2002; Das et al., 1998; Matsumoto, 2002; Bartov and Cohen, 2006). 통제변수로는 기업의 규모

(SIZE), 대형 감사인 여부(BIG5), 성장률(GROWTH), 비정상 재무분석가의 수(NANA), 재무분석가 예측치의 분산(DISP), 기업의 비정상 발행주식수(SHR), 영업자산(NOA), 이익변동(EC) 및 연도별 차이를 통제하기 위하여 연도별 더미(Year Dummy)를 포함하였다. 통제변수의 정의는 식(1)의 하단 부분에 표시하였다. 선행연구에 의하면, 기업의 이해관계자가 많을수록 경영자는 재무분석가의 이익예측치와 동일하거나 높은 이익을 발표하려는 유인이 높을 것이다(Barton and Simko, 2002; Matsumoto, 2002). 즉, 기업의 규모가 클수록, 많은 수의 재무분석가가 따를수록, 주식수가 많을수록 이러한 유인은 높을 것이다.¹⁴⁾ 그러나 기업규모의 경우 Cheng and Warfield(2005)는 그 반대로 기업규모가 작은 기업들이 벤치마크와 관련된 이익조정을 덜 할 것이라고 설명하고 있다. 이렇게 선행연구의 주장이 상반되기 때문에 SIZE 변수는 명확한 예측 부호를 가지고 있지 않다. 성장하는 기업일수록 음의 이익예측오차 보고를 회피하려는 경향이 강하다는 Skinner and Sloan(2002)의 연구결과에 따라 총자산성장율을 식(1)에 포함시켰다. 또한 재무분석가의 이익예측치의 분산이 작을수록 MBE를 하려는 경향이 감소하므로(Payne and Robb, 2000) DISP를 포함하였고, 전기의 영업자산이 많을수록 당기의 이익조정을 통해 0 또는 양의 이익예측오차를 보고할 여지가 줄어든다는 Barton and Simko(2002)의 연구에 따라 NOA를 포함하였다. 이익의 흐름이 안정적인 기업일수록 MBE현상이

14) 기업규모와 재무분석가의 숫자 (양 변수 모두 로그값으로 환산됨) 사이에는 매우 높은 상관관계가 있기 때문에, 이 상관관계를 통제하기 위해서 실제 분석시에는 양 변수사이의 정상적인 관계를 고려하여 실제 재무분석가 숫자에서 계산된 정상 재무분석가의 숫자를 뺀 값을 사용하였다. 즉 $NANA = \ln(\text{재무분석가의 숫자}) - (5.613818 + 0.3373894 * SIZE)$ 이다. 또한 동일한 이유에서 SHR 변수도 비정상 주식수를 계산하여 사용하였다. 이 계산에 사용된 식은, $SHR = \ln(\text{발행주식수}) - (0.4267215 + 0.4692253 * SIZE)$ 이다. 재무분석가의 수 및 주식수 자체는 종속변수 MBE와 양의 관련성을 가지고 있다고 예측되지만, 이러한 조정을 수행하였으므로 실제 분석에서 이 두 변수들이 가지는 계수값의 예측부호는 명확하지 않다.

많을 것으로 예측되고, 대형감사인이 감사한 기업일수록 이익조정 경향이 낮을 것으로 보아 *EC*와 *BIG5* 변수가 모형식에 포함되었다.

3.2 표본

본 연구는 2000년부터 2004년까지 유가증권시장에 상장되어 있는 기업 중 다음의 제 조건을 만족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 비금융업에 속하는 기업
- (2) 한국신용평가(주)의 Kis-Value II에서 필요한 재무자료가 입수 가능한 기업
- (3) Fn-DataGuidePro로부터 이익예측치 및 종가자료가 수집 가능한 기업

금융업은 재무제표의 양식, 계정과목의 성격 등이 일반 제조업과 상이하므로 다른 업종의 기업들과 비교가 어렵기 때문에 조건 (1)을 도입하였으며, 조건 (2)와 (3)은 본 연구의 모형식에 이용될 재무분석가의 이익예측치 정보를 Fn-DataGuidePro 데이터베이스로부터 추출하여 이용하였고, 재무제표는 한국신용평가(주)의 Kis-value II에서 추출하였기 때문에 포함되었다. 이익 예측치 정보의 경우 Fn-DataGuidePro 데이터베이스로부터 12월 말 시점(12월 31일)을 기준으로 이익예측치를 추출하였다. 연구기간이 2000년부터 시작하는 이유는 우리나라가 1997년 외환위기 동안 많은 기업들이 부도 및 경영악화로 비정상적인 영업형태를 보였으며(Choi et al., 2006), 이러한 영향이 연구 결과에 미칠 수 있는 가능성을 최소화하기 위하여 외환위기를 벗어난 1999년 이후 표본을 사용하였다. 또한 식(1)의 모형식에 따라 종속변수가 재무분석가의 이익예측치와 기업의 실제이익과의 차이

가 studentized residual ± 2 를 벗어나는 관찰치를 극단치로 보아 이들을 표본에서 제외한 후 분석하였다. 이러한 과정을 통해 본 연구에 사용된 최종 표본은 총 1,792개 기업-년도이다.

IV. 실증적 분석결과

4.1 기술통계 및 상관관계분석

본 절에서는 분석에 사용된 변수들에 대한 기술통계량과 상관관계를 제시하였다. 우선 <표 1>은 기술통계량을 보고하였다. <표 1>을 보면, 식 (1)의 종속변수인 *MBE*는 평균이 0.364 으로서, 이는 표본기업의 36%가 재무분석가의 이익예측치보다 높게 이익을 발표하는 것을 (즉 *MBE*를 하는 것을) 의미한다. 미국의 경우, 표본의 65%가 재무분석가의 이익예측치와 같거나 높게 이익을 발표한다는 Matsumoto(2002)의 결과와 비교하면, 이러한 수치는 매우 낮은 편이다. 즉, 우리나라는 아직까지 시장의 압력이 그리 높지 않으며, 기업들도 재무분석가의 이익예측치를 맞추려는 유인이 상대적으로 적은 것으로 보인다. 관심변수인 기업의 위치변수를 살펴보면, *URBAN2*의 평균은 0.554이며, 이는 표본의 55%이상이 기업의 본사가 서울에 위치하고 있음을 나타낸다. *URBAN1*의 평균은 0.804로써, 기업의 본사가 서울 및 경기지역에 위치하는 표본이 전체 표본의 80%를 넘는 것으로 나타났다. 이는 서울 및 경기지역이 우리나라의 경제활동의 중심임을 나타내고 있다.

본 연구에서 통제변수로 이용된 *SIZE*는 평균과 중위수가 각각 19.373과 19.107로 평균과 중위

〈표 1〉 기술통계량

변수	최소값	Q1	평균	중위수	Q3	최대값	표준편차
<i>MBE</i>	0	0	0.364	0	1	1	0.481
<i>URBAN1</i>	0	1	0.804	1	1	1	0.396
<i>URBAN2</i>	0	0	0.554	1	1	1	0.497
<i>SIZE</i>	16.508	18.086	19.373	19.107	20.426	23.724	1.662
<i>GROWTH</i>	-0.618	-0.011	0.194	0.106	0.267	2.253	0.521
<i>BIG5</i>	0	0	0.642	1	1	1	0.479
<i>NANA</i>	-1.302	-0.262	0.439	0.451	1.111	2.236	0.870
<i>DISP</i>	0	0	0.037	0.012	0.031	0.486	0.138
<i>SHR</i>	-2.908	-0.725	-0.017	0.158	0.689	2.020	1.008
<i>NOA</i>	-0.322	0.395	0.919	0.654	1.048	4.095	3.127
<i>EC</i>	-2.414	-0.071	0.088	0.002	0.076	2.670	6.667

주 1) 변수의 정의: *MBE* = 기업의 실제이익과 재무분석가의 이익예측치와의 차이가 0보다 크면 1, 아니면 0; *URBAN1* = 기업의 본사가 서울 및 경기도에 위치하고 있으면 1, 아니면 0; *URBAN2* = 기업의 본사가 서울에 위치하고 있으면 1, 아니면 0; *SIZE* = 총자산의 자연로그; *GROWTH* = 총자산의 성장률; *BIG5* = Big 5 감사인의 제후법인에 속하는 감사인이면 1, 아니면 0; *NANA* = 비정상 재무분석가 수; *DISP* = 재무분석가의 예측치의 분산을 추가로 표준화함; *SHR* = 비정상 발행주식수; *NOA* = 전기의 순 영업자산을 매출액으로 표준화함; *EC* = 이익변동($eps_t - eps_{t-1}$)을 추가로 표준화함.

주 2) Studentized Residual의 ± 2 를 벗어나는 극단치 값을 분석시에 제외함.

수간에 큰 차이를 보이지 않는다. 이는 총자산에 자연로그를 취했기 때문으로 보인다. *GROWTH*의 평균과 중위수는 각각 0.194와 0.106으로 평균적으로 기업의 자산이 19% 증가하고 있음을 알 수 있다. *BIG5*는 평균이 0.642로 나타나 본 연구의 표본 중 64% 정도가 Big 5 감사인에게 외부감사를 받는 것으로 나타났다. 이는 다른 국내연구와 비슷한 결과이다. *NANA*와 *SHR*은 비정상 수치로 계산한 것이므로, 평균이나 중위수 값이 0과 매우 유사하다. *DISP*는 평균과 중위수가 각각 0.037, 0.012로 평균적으로 재무분석가의 이익예측치간의 분산이 그리 크지 않은 것으로 나타났다. *NOA*의 값은 평균적으로 순영업자산은 매출액의 91% 정

도라는 것을 보여주며, *EC*는 이익이 변화분이 약 8.8% 정도라는 것을 말한다.

〈표 2〉는 주요변수간의 피어슨 상관관계를 보여준다. 관심변수인 기업의 위치변수 *URBAN*은 *MBE*와 음의 관계를 보이고 있으나, 유의성은 낮다. 기타 *MBE*에 영향을 미치는 변수로는 *SIZE*, *SHR*로 나타났다. 즉 기업의 규모가 클수록, 비정상 발행주식수가 적을수록 재무분석가의 이익예측치와 같거나 높게 이익을 보고하는 경향이 있는 것으로 나타났다. 통제변수들 사이의 상관관계 중에는 *BIG5*와 *SIZE* 사이의 상관관계가 0.301로 가장 높았다. 그러나 상관관계가 0.4보다 높은 경우가 없기 때문에 다중공선성이 본 연

〈표 2〉 주요변수간 상관관계분석

변수	MBE	URBAN1	URBAN2	SIZE	BIG5	GROWTH	NANA	DISP	SHR	NOA
MBE	1.000									
URBAN1	-0.035 (0.128)	1.000								
URBAN2	-0.055 (0.0194)	0.550 (<0.001)	1.000							
SIZE	0.147 (<0.001)	0.155 (<0.001)	0.045 (0.052)	1.000						
BIG5	0.036 (0.126)	0.040 (0.088)	-0.022 (0.348)	0.301 (<0.001)	1.000					
GROWTH	0.015 (0.514)	-0.022 (0.334)	0.016 (0.498)	-0.095 (<0.001)	-0.017 (0.467)	1.000				
NANA	0.003 (0.894)	0.023 (0.330)	0.069 (0.003)	0.013 (0.582)	0.082 (<0.001)	0.109 (<0.001)	1.000			
DISP	-0.039 (0.094)	0.029 (0.210)	0.022 (0.337)	0.179 (<0.001)	0.025 (0.275)	-0.052 (0.027)	-0.028 (0.220)	1.000		
SHR	-0.135 (<0.001)	-0.103 (<0.001)	-0.026 (0.257)	0.012 (0.607)	0.052 (0.025)	0.084 (<0.001)	0.160 (<0.001)	0.017 (0.471)	1.000	
NOA	-0.049 (0.037)	0.047 (0.045)	0.029 (0.213)	0.086 (<0.001)	0.045 (0.056)	0.232 (<0.001)	0.009 (0.692)	0.021 (0.373)	0.073 (0.001)	1.000
EC	-0.043 (0.068)	-0.014 (0.548)	-0.004 (0.846)	0.005 (0.805)	0.001 (0.979)	-0.0149 (0.529)	0.016 (0.479)	0.047 (0.046)	-0.007 (0.766)	0.001 (0.942)

주1) 상관계수는 피어슨 상관계수이고, 괄호안의 수치는 p값임 (양측검증).

주2) 각 변수의 정의는 〈표 1〉의 각주와 동일함.

구의 로짓분석 결과에 영향을 미칠 것으로는 판단되지 않았다.¹⁵⁾

4.2 단일변량분석

본 연구는 기업의 서울 또는 경기지역 입지 여부와 기업의 이익조정간에 유의적인 관련성이 존재하

는지 검증하기 위해, 일차적으로 기업의 위치에 따른 집단간의 MBE 정도에 차이가 있는지를 비교하였다. 통계적 비교를 위해서는 관심변수인 MBE가 범주형 변수(indicator variables)이므로 Chi-Square 검증을 실시하여, 그 결과를 〈표 3〉에 보고하였다. 별도의 표로 보고하지는 않았지만, t 검증이나 Wilcoxon 검증을 실시한 결과도 질적으로 동일하였다.

15) 〈표 2〉에서 SIZE와 NANA, 그리고 SIZE와 SHR 사이에는 유의적인 관련성이 존재하지 않는다. 이는 앞에서 설명한 바와 같이, 양 변수사이의 관련성을 제거한 비기대 값을 계산하여 NANA와 SHR 변수를 변환시켜 사용했기 때문이다.

〈표 3〉 도시기업(URBAN)과 비도시기업(RURAL)의 MBE 차이분석

표본	위치	평균값	Chi-square (χ^2) 검증
URBAN1	URBAN	0.351	5.354
	RURAL	0.418	
URBAN2	URBAN	0.349	2.462
	RURAL	0.384	

〈표 3〉에 따르면, 기업의 본사위치가 서울인 기업과 아닌 기업간(URBAN2)의 MBE의 평균은 각각 0.349와 0.384로 유의한 차이를 보이지 않았다. 그러나 기업의 본사위치가 서울 및 경기인 기업과 그 외 지역에 위치한 기업간(URBAN1)의 MBE 평균의 차이는 5% 수준에서 유의하게 나타났다($\chi^2=5.354$). 즉 기업의 본사위치가 서울 및 경기 지역에 위치한 기업일수록 음의 이익예측오차를 회피하여 재무분석가의 이익예측치와 동일하거나 높은 이익을 보고하려는 경향이 적다는 것을 알 수 있다.¹⁶⁾ 그러나, 이러한 결과는 MBE에 영향을 미칠 수 있는 여러 변수들이 통제되지 않은 결과이므로 조심스럽게 해석해야 할 것이다.

4.3 로짓분석

본 연구에서 제시된 가설검증과 관련하여, 식(1)의 모형식에 의한 로짓분석 결과는 〈표 4〉부터 〈표 6〉까지 나타나있다. 로짓분석결과의 통계적 유의성

은 이분산성(heteroskedasticity)을 통제한 로보스트(robust) 표준오차(z-value)를 사용하였으며, 동일한 기업이 서로 다른 연도별 표본에 포함되어 있으므로 이로 인해 초래될 수 있는 serial correlation 문제를 통제하기 위한 기업별 clustering 기법도 사용하였다. 각 표에는 모형의 적합도를 나타내는 Wald χ^2 값과 로짓모형에서 설명력을 나타내는 Pseudo R² 값을 보고하였다.¹⁷⁾

〈표 4〉는 기업의 본사위치에 따른 변수 URBAN1과 URBAN2를 이용하여 재무분석가의 이익예측치와의 차이(MBE)에 대해 분석한 결과이다. URBAN1을 사용한 경우를 살펴보면, URBAN1의 계수값이 -0.348 ($z=2.46$)로 유의하게 음(-)의 값을 나타내고 있다. 이는 기업의 본사가 서울 및 경기지역에 위치할수록 재무분석가의 이익예측치와 동일하거나 높게 이익을 보고하려는 경향이 낮다는 것을 의미한다. 즉 서울/경기지역에 위치한 기업들은 지리적으로 인접한 곳에 살고 있거나 위치하고 있는 많은 투자자들과 펀드, 재무분석가, 규제기관, 미

16) 구체적으로 서울(n=993), 경기(n=448), 기타(n=351)로 분류해서 MBE의 평균값을 비교하여 보면, 각각 0.349, 0.357, 0.418로서, 서울이 가장 낮고 서울에 인접할수록 낮아지는 것으로 나타났다.

17) 또한 Variance Inflation Factor 값을 추정해 본 결과도, URBAN1을 종속변수로 사용한 경우 최고값이 1.66에 불과하여 다중공선성의 문제가 심각하지 않았으며, Ramsey (1969) 검정을 해 본 결과 F 값이 5.13 ($p = 0.0016$)으로서 생략된 변수(omitted variables)가 없는 것으로 나타났다. 모형의 적합성(goods-of-fit)을 알아보기 위한 분석결과는 Pearson χ^2 값이 1785.76 ($p=0.4439$)이며, Hosmer and Lemeshow (1989) χ^2 값이 1.23 ($p=0.7451$)로서 잔차가 균형있게 분포하고 있는 것으로 나타났다. 이러한 분석 결과는 본 연구에 사용된 분석모형이 매우 강건하다는(robust) 것을 보여주고 있다. 본 연구에 사용된 분석모형에 대한 강건성 결과는 이후 보고하는 분석들에 동일하게 나타나고 있어, 이하에서는 추가적으로 이에 대한 설명을 하지 않았다.

〈표 4〉 도시기업과 비도시기업에 대한 로짓분석 결과

변수	예상부호	URBAN1	URBAN2
		계수값 (z-value)	계수값 (z-value)
URBAN	?	-0.348 (-2.46)***	-0.321 (-2.68)***
SIZE	?	0.265 (6.61)***	0.276 (6.90)***
BIG5	-	-0.039 (-0.32)	-0.286 (-0.23)
GROWTH	+	0.294 (2.68)***	0.286 (2.60)***
NANA	?	-0.050 (-0.74)	-0.055 (-0.81)
DISP	-	-2.061 (-2.09)**	-2.046 (-2.05)**
SHR	?	-0.304 (-4.98)***	-0.319 (-5.17)***
NOA	-	-0.368 (-4.76)***	-0.365 (-4.73)***
EC	+	0.062 (0.78)	0.065 (0.78)
Year dummy		포함	포함
Pseudo R ²		0.068	0.069
Wald Chi 값		119.67	119.71
표본의 수		1,792	1,792

주1) 각 변수의 정의는 〈표 1〉의 각주와 동일함.

주2) Pseudo R²는 모형의 설명력을, Wald Chi값은 모형의 적합성을 나타냄.

주3) ***, **, *는 1, 5, 10% 수준에서 유의함을 말함 (양측검정).

디어 등이 주시하고 있으므로 상대적으로 이익조정을 하거나 시장의 기대를 조절하려는 유인이 줄어든 것으로 보인다. 이는 앞서 설명한 감독용이적측

면 가설을 지지하는 결과이다. 본사 위치가 서울 지역인 경우와 아닌 경우의 변수(URBAN2)를 이용했을 때도 동일한 결과가 나타난다.^{18), 19)}

18) 〈표 4〉에 보고된 내용의 강건성을 확인하기 위한 5개년도의 연도별 분석에서 URBAN 변수는 항상 음(-)의 부호를 가지고 있었으며, 이중 3개 연도가 유의적이었다. 연도별 표본의 크기가 최소 354개에서 최대 380개에 불과하여 통계적 검정력(statistical power)이 약한데도 불구하고, 발견이 매우 일관적이라고 할 수 있어 일반화 가능성과 외적 타당성이 높다고 할 수 있다. Fama-MacBeth 분석을 실시한 경우, URBAN1의 계수값이 -0.3396 (z=-2.21)로서 역시 일관적이었다.

기타 통제변수의 경우, 기업의 규모(*SIZE*)가 클수록, 성장하는 기업(*GROWTH*)일수록, 재무분석가의 이익예측치의 분산(*DISP*)이 적을수록, 기업의 비정상발행주식수(*SHR*)가 적을수록, 그리고 기업의 순 영업자산(*NOA*)이 적을수록 재무분석가의 이익예측치와 동일하거나 높게 이익을 보고하려는 경향이 있는 것으로 나타났다. 반면에 *BIG5*와 *NANA*는 음의 부호를 가지고 있지만 유의하지 않았고, *EC*는 예상대로 양의 부호를 가지고 있었지만 유의적이지 않았다.

본 연구에서는 추가적으로 서울 대 경기지역에 위치한 기업, 경기 대 서울 및 경기를 제외한 기타 지역에 위치한 기업으로 나누어서 분석을 행하였다. 예를 들어 *URBAN3*를 서울에 위치한 기업이면 1, 경기도에 위치한 기업이면 0으로 정의하고 분석한 결과($n=1,441$), *URBAN3*의 계수값은 -0.266 ($z=-1.92$)로서 10% 수준에서 유의적이었다. 즉 경기도 보다는 서울에 위치한 기업들 보다 음의 이익예측오차를 회피하는 현상이 한계적으로 적다는 발견이다. 또한 *URBAN4*를 경기도에 위치한 기업이면 1, 서울과 경기도를 제외한 기타지역에 위치한 기업이면 0으로 정의하고 분석한 결과($n=799$), *URBAN4*의 계수값은 -0.194 ($z=-1.21$)로서 부호는 예측방향과 일치하였지만 유의적이지는 않았다. 이러한 발견은 모두 <표 4>의 발견과 일관되는 것으로서, 서울 지역에 위치한 기업들 보

다는 경기지역에 위치한 기업들이 유의적으로 더, 경기지역에 위치한 기업들 보다는 기타의 지역에 위치한 기업들이 비유의적이지만 약간 더 음의 이익예측오차를 회피하는 현상이 나타난다는 것을 보여준다.

<표 5>는 *MBE*의 수준에 따른 추가분석 결과를 보고하였다. 관심변수는 *URBAN2*를 사용하였으며,²⁰⁾ *MBE*를 차이금액에 따라 세 가지로 구분하였다. 재무분석가의 이익예측치와 기업이 실제 보고이익간의 차이가 50원(*MBE*₩50), 75원(*MBE*₩75), 그리고 100원(*MBE*₩100)인 경우를 각각 나누어서, 정도의 차이가 결과에 영향을 미치는지를 살펴본 것이다. 기업의 실제 보고이익이 재무분석가의 이익예측치를 초과하는 정도가 매우 작다면, 이는 음의 이익예측오차를 회피하기 위해 기업이 이익조정 하거나 시장의 기대를 조절했을 가능성이 높은 것이다. 그러나 실제 보고이익이 이익예측치를 초과하는 정도가 크다면, 이는 이익조정이나 시장의 기대조정을 통해 이익예측치를 월등히 초과하는 이익을 보고하기가 매우 어렵다는 점을 고려할 때 이익조정이나 시장의 기대조정 때문이 아니라 경영성과가 실제로 시장의 기대보다 매우 우수해서 그런 결과가 나타났을 가능성이 높다. 따라서 전체적인 *MBE* 정도 보다는 이러한 추가분석의 결과가 더 이익조정 또는 시장의 기대조정 여부의 탐지에 효과적일 수 있다.²¹⁾ 이와 유사한 분석

19) 본 연구에서는 선행연구들에 따라 재량적 발생액을 연구모형에 포함시키지 않았다. 이는 음의 이익예측오차 회피현상이 재량적 발생액과 별다른 관계가 없기 때문이다. 그러나 Kasznik(1999)의 방법론에 따라 계산한 재량적 발생액을 독립변수로 추가하여 분석한 경우도 결과는 질적으로 동일하였다. 예를 들어 이 경우 *URBAN1*의 계수값은 -0.346 ($z=-2.44$)이며, 재량적 발생액의 계수값은 -0.6930 ($z=-1.09$)이었다. 재량적 발생액의 절대값을 독립변수로 추가한 경우에도 결과는 질적으로 동일하다.

20) *URBAN1*을 관심변수로 이용하여 분석하였을 경우도 유사한 결과를 얻었다.

21) 현실적으로 이익조정이나 시장의 기대수준 조정을 통해 시장의 기대수준 보다 매우 높은 이익을 발표한다는 것은 거의 불가능하다. 따라서 기업들은 이익이나 시장의 기대수준을 약간만 조정하여, 시장의 기대수준과 동일하거나 약간 높은 정도(예를 들면 시장의 기대수준보다 30-50원 높은 정도)의 주당순이익을 보고하려고 할 가능성이 높다. 즉 보고이익이 시장의 이익예측치보다 월등히 높다면, 이는 이익조정이나 시장의 기대수준 조정을 통해 이루어진 것이 아니라 실제 기업의 업적이 탁월하기 때문일 가능성이 대부분인

〈표 5〉 MBE수준에 따른 로짓분석 결과

변수	예상부호	MBE₩50	MBE₩75	MBE₩100
		계수값 (z-value)	계수값 (z-value)	계수값 (z-value)
URBAN2	?	-0.413 (-2.22)**	-0.338 (-2.06)**	-0.274 (-1.79)*
SIZE	?	-0.115 (-1.76)*	-0.111 (-2.06)**	-0.105 (-2.09)**
BIG5	-	-0.204 (-1.01)	-0.044 (-0.25)	-0.092 (-0.55)
GROWTH	+	0.150 (1.28)	0.160 (1.40)	0.150 (1.37)
NANA	?	0.014 (0.15)	-0.051 (-0.58)	-0.105 (-1.24)
DISP	-	-7.493 (-1.94)*	-7.940 (-2.52)**	-7.120 (-2.58)***
SHR	?	0.632 (5.71)***	0.530 (5.49)***	0.512 (5.73)***
NOA	-	-0.237 (-2.23)**	-0.236 (-3.07)***	-0.239 (-3.08)***
EC	+	-0.002 (-0.87)	-0.002 (-1.17)	-0.002 (-0.84)
Year dummy		포함	포함	포함
Pseudo R ²		0.090	0.077	0.073
Wald Chi 값		69.24	72.44	71.30
표본의 수		1,792	1,792	1,792

주1) MBE₩50: MBE가 0~50원 사이이면 1, 아니면 0. MBE₩75: MBE가 0~75원 사이이면 1, 아니면

0. MBE₩100: MBE가 0~100원 사이이면 1, 아니면 0

주2) 기타 각 변수의 정의는 〈표 1〉의 각주와 동일함.

주3) Pseudo R²는 모형의 설명력을, Wald Chi값은 모형의 적합성을 나타냄.

주4) ***, **, *는 1, 5, 10% 수준에서 유의함을 말함 (양측검정).

은 Matsumoto(2002), Cheng and Warfield (2005) 등도 수행한 바 있다.

〈표 5〉를 살펴보면, MBE의 수준에 상관없이 기업의 본사가 서울 및 경기지역에 위치한 기업들일

것이다. 이러한 문제 때문에, 여러 선행연구들도 본 연구에서처럼 약간 정도만 MBE를 하는지의 여부를 더 확실한 이익조정/시장의 기대조정의 증거로 사용하고 있다.

수록 재무분석가의 이익예측치보다 높은 이익을 보고 하려는 경향이 낮은 것으로 나타났다. 계수값을 살펴보면, *URBAN2*의 계수값이 관심변수가 *MBE* $\#50$, *MBE* $\#75$, 그리고 *MBE* $\#100$ 일 때 각각 -0.413 , -0.333 , 그리고 -0.274 로서, 점차 음의 계수값의 크기가 감소하는 경향을 보이고 있다. 즉 재무분석가의 이익예측치와 보고이익간의 차이가 작을수록 음의 관계가 더 강하게 나타나고 있다. z 값도 동일하게 음의 값의 크기가 감소하는 추세를 보이고 있다. 즉 이러한 추세는 *URBAN2*의 계수값이 음(-)인 이유가 이익조정이나 시장의 기대조정 때문이라는 것을 잘 나타내 주고 있다.²²⁾

기타 통제변수의 경우, *SIZE*가 유의하게 음의 값을 보이고 있다. 이는 <표 4>의 결과와 상반되는 것으로, 기업의 규모가 클수록 재무분석가의 이익예측치와 동일하거나 높게 보고하려는 경향이 적음을 나타내고 있다.²³⁾ *SIZE*의 다른 통제변수는 <표 4>의 결과와 유사하게 나타났다. 즉 재무분석가의 이익예측치의 분산(*DISP*)이 적을수록, 기업의 비정상발행주식수(*SHR*)가 많을수록, 순 영업자산(*NOA*)이 적을수록 기업은 재무분석가의 이익예측치보다 높게 이익을 보고하려는 경향을 보인다.

<표 6>은 기업의 본사위치에 따른 구분을 세분화하여 추가분석한 결과를 나타내고 있다. <표 6>에서 *CITY* 변수는 기업의 본사위치를 서울/경기(2), 경기 이외의 지역에 위치한 광역시(1), 그리

고 기타 지역(0)으로 구분한 변수이다. 그리고 광역시에 위치한 기업을 제외하고, 서울/경기(1)와 기타 지역(0)으로 구분하여 *CITY1*으로 코딩하였다. 또한 서울/경기지역에 위치한 표본을 제외하고 본사위치가 광역시이면 1, 그 외 지역이면 0으로 코딩한 변수가 *CITY2*, 기업의 본사위치가 서울/경기(1)과 기타 광역시(0)에 위치한 기업만을 대상으로 한 *CITY3*을 추가로 사용하였다. 이렇게 다양한 기업위치변수를 설정한 이유는 아직까지 국내에 기업위치에 대한 선행연구가 미미하고, 외국 연구에서도 기업의 위치에 대한 합의된 측정치가 없는 상황이기 때문이다. 나아가 기업의 위치에 대한 다양한 측정치사용을 통해 관심변수의 측정오차에 따른 결과의 강건성을 확보하기 위함이다. 특히 국내의 경우, 서울과 경기지역 사이에도 생활과 소득수준 등에 차이가 있으며, 지방에 위치한 광역시들은 광역시라고 하더라도 서울이나 경기지역과 다양한 차이가 존재할 수 있다. 따라서 이런 차이들이 분석결과에 나타나는지를 살펴본 것이다. <표 6>의 종속변수는 *MBE*의 더미변수를 사용하였으며, 각각의 기업위치 변수들을 관심변수로 포함하였다.

<표 6>에서 관심변수의 계수값을 살펴보면, *CITY*, *CITY1*, 그리고 *CITY3*는 각각 -0.144 , -0.306 , 그리고 -0.437 로 유의적인 음의 값을 나타내고 있다. 서울/경기를 제외한 광역시와 비도시지역에 위

22) 서울 대 경기지역에 위치한 기업들을 구분하여, 전술한 *URBAN3* 변수를 관심변수로 사용하고 *MBE* $\#50$ 을 종속변수로 하여 분석하면, *URBAN3*의 계수값은 -0.223 ($z=-0.99$)로서 유의적이지 않다. 그러나 경기 대 서울을 제외한 기타지역을 구분한 *URBAN4*를 사용하여 분석하면, *URBAN4*의 계수값은 -0.487 ($z=-1.89$)로서 유의적이다. 이러한 발견은 서울, 경기, 기타 지역 사이에 일정한 추세가 나타난다는 <표 4>의 발견과 질적으로 유사하다.

23) 실제로 *SIZE* 변수의 경우 Matsumoto(2002)의 연구에서는 유의한 양(+의 계수값을 가지고 있지만, Cheng and Warfield(2005)의 연구에서는 음(-)의 계수값을 가지고 있다. <표 4>와 <표 5>의 결과의 차이는 어떤 경우에 이러한 차이가 나타나는지를 명확하게 보여주고 있다. 즉 전체적인 *MBE*에 대해 분석한 <표 4>의 경우 *SIZE*의 계수값이 유의한 양(+이지만, *MBE*를 하기 위해 이익조정을 하거나 시장의 기대조정을 했을 것으로 예상되는 표본들에 대하여 분석한 <표 5>의 경우는 *SIZE*의 계수값이 음(-)이다. 이는 규모가 큰 기업일수록 이익조정이나 시장의 기대조정을 통해 *MBE*를 할 가능성이 낮다는 것을 나타낸다.

〈표 6〉 지역구분에 따른 로짓분석결과

변수	예상부호	CITY	CITY1	CITY2	CITY3
		계수값 (z-value)	계수값 (z-value)	계수값 (z-value)	계수값 (z-value)
URBAN	?	-0.144 (-2.28)**	-0.306 (-2.36)**	0.200 (1.07)	-0.437 (-2.40)**
SIZE	?	0.274 (6.86)***	0.287 (6.64)***	0.239 (4.19)***	0.273 (5.34)***
BIG5	-	-0.027 (-0.22)	-0.087 (-0.66)	0.208 (1.19)	-0.096 (-0.61)
GROWTH	+	0.282 (2.57)***	0.240 (2.24)**	0.216 (1.53)	0.496 (2.70)***
NANA	?	-0.058 (-0.85)	-0.084 (-1.16)	-0.024 (-0.25)	-0.020 (-0.23)
DISP	-	-2.043 (-2.06)**	-1.785 (-1.82)*	-2.848 (-2.12)**	-2.306 (-1.76)**
SHR	?	-0.316 (-5.12)***	-0.398 (-5.94)***	-0.265 (-2.97)***	-0.242 (-3.11)***
NOA	-	-0.369 (-4.75)***	-0.357 (-4.60)***	-0.444 (-2.90)***	-0.355 (-3.87)***
EC	+	-0.066 (-0.78)	-0.058 (-0.75)	-0.019 (-1.29)	-0.313 (-2.43)**
Year dummy		포함	포함	포함	포함
Pseudo R ²		0.068	0.079	0.057	0.083
Wald Chi 값		118.50	120.01	51.11	90.17
표본의 수		1,792	1,792	799	1,201

- 주1) CITY: 기업의 본사위치가 서울/경기이면 2, 광역시이면 1, 그 외 지역이면 0;
 CITY1: 기업의 본사위치가 서울/경기이면 1, 그 외 지역이면 0 (광역시 제외);
 CITY2: 기업의 본사위치가 광역시이며 1, 그 외 지역이면 0 (서울/경기 제외);
 CITY3: 기업의 본사위치가 서울/경기이면 1, 광역시이면 0(기타지역 제외).
 주2) 기타 각 변수의 정의는 〈표1〉의 각주와 동일함.
 주3) Pseudo R²는 모형의 설명력을, Wald Chi값은 모형의 적합성을 나타냄.
 주4) ***, **, *는 1, 5, 10% 수준에서 유의함을 말함 (양측검정).

치한 기업들만을 대상으로 하여 기업의 본사위치가 광역시이면 1로, 아니면 0으로 코딩한 CITY2만이 비유의적인 결과를 보이고 있어, 광역시나 비도시

지역 사이에 별다른 유의적인 차이가 없다. 이는 또한 앞의 〈표 3〉과 〈표 4〉에 보고된 연구결과가 서울/경기에 위치한 기업들 때문임을 나타내고 있

다. 특히 CITY3도 유의적인 음의 계수값을 보이고 있어, 서울지역의 영향력이 큼을 확인할 수 있다. 이는 대부분의 투자자들과 펀드, 금융기관 및 규제기관이 서울지역에 위치하고 있으며, 이들의 지속적인 감시가 서울지역에 위치한 기업들의 이익조정 유인이나 시장의 기대조정 유인을 감소시킨다는 것을 나타낸다.

4.4 기업위치 선택의 내생성

지금까지의 분석은 기업의 입지선택에 대한 내생성을 통제하지 않은 것이었다. 그러나 기업들의 입장에서, 기업들이 보유하고 있는 고유의 특징이 기업의 입지에 영향을 미칠 수 있다. 또한 이러한 특징이 동시에 기업의 적자회피 이익조정 정도에도 영향을 미칠 수 있다. 이러한 내생성 문제를 통제하기 위하여, 기업의 위치선택 모형에 대한 프로빗(probit) 분석을 통하여 inverse Mills ratio를 계산하였다(Heckman, 1976). 분석에 사용된 모형과 분석결과는 식(2)와 같다.

$$\begin{aligned} \text{Pro}(\text{URBAN}_t) = & -2.2776 + 0.1945 \text{ SIZE}_t \\ & (-6.08^{***}) \quad (9.60^{***}) \\ & -0.0798 \text{ LEV}_t + 0.0404 \text{ LOSS}_t \\ & (-0.61) \quad (0.47) \quad \text{식 (2)} \\ & -0.0018 \text{ ISSUE}_t + 0.8484 \text{ INTAN}_t \\ & (-2.22^{**}) \quad (1.36) \\ & -0.8621 \text{ TANG}_t + \text{industry dummies.} \\ & (-4.84^{***}) \end{aligned}$$

식 (2)에 사용된 독립변수들은, 수도권 및 기타 지역에 입지한 기업들의 여러 특성변수들을 추출하여 비교한 결과 기업들 사이에 유의적인 차이가 있는 변수들을 선택하였다. 기업의 입지선택과 관련된 변수들을 파악하기 위해, 관련된 선행연구들을 검토하였으나 본 연구에 적절한 선행연구는 없었으며, 또한 입지선택에 대한 특별한 이론이 없으므로 현재의 현상을 분석해서 양 집단간에 유의적인 차이가 있는 변수들을 선정하였다(Burttton et al., 1995; Leitham et al., 2000). 선정된 변수는 총자산의 자연로그 값으로 계산된 기업규모(SIZE), 총부채를 총자산으로 나누어 계산한 부채비율(LEV), 손실발생 더미(LOSS), 신주발행 더미(ISSUE),²⁴⁾ 무형자산을 총자산으로 나누어 계산한 무형자산의 비중(INTAN), 그리고 유형자산을 총자산으로 나누어 계산한 유형자산의 비중(TANG)이다.

식 (2)를 이용한 분석결과의 설명력(Pseudo R²)은 0.1453 이다. 이 모형을 사용하여 계산한 inverse Mills ratio를 식 (1)에 추가하여 2단계 회귀분석을 실시하였으나 결과는 전과 동일하였다. 예를 들어, <표 4>와 같은 분석을 실시하였을 때 URBAN1의 계수값은 -0.2523 (p=0.053) 으로서 <표 4>의 결과와 질적으로 동일하였다.²⁵⁾ 즉 기업의 입지선택에 대한 내생성을 통제해도 본 연구의 결과는 변하지 않았다.

4.5 적자회피 및 이익감소 회피 이익조정

본 연구에서는 음의 이익예측오차 회피 이익조정

24) ISSUE 변수는 전년도 대비 10% 이상의 자본금이 변동이 증가하면 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수 이다. 이는 박종일 등(2003)이 사용한 방법과 동일한 것이다.

25) 보다 구체적으로 분석결과를 설명하면, 통제변수의 경우는 <표 4>에서 유의적인 (유의적이지 않은) 변수들은 모두 계속해서 추가분석에서도 유의적인 (유의적이지 않은) 결과를 보였다. 모형의 설명력은 <표 4>의 0.068에서 0.073으로 소폭 증가하였으며, inverse Mills ratio 변수는 1% 수준에서 유의적인 계수값을 가지고 있었다.

이외에도 다른 두 가지의 이익기준점, 즉 적자회피 이익조정 및 이익감소 회피 이익조정에 대해서도 추가분석을 실시하였다.²⁶⁾ 그러나 이러한 추가분석에서는 아무런 일관적인 발견을 할 수 없었다. 즉 적자회피 이익조정이나 이익감소 회피 이익조정과 감독용이적 측면이나 시장압력적 측면의 요인은 아무런 연관성이 없다는 것이다. 이러한 발견은, Graham et al.(2005)의 연구발견과 같이 투자자의 관심이 높아질 경우 재무분석가의 이익예측치를 충족시키기 위해서 경영자들이 음의 이익예측오차를 회피하려고 할 것이라는 구체적인 예측과 일치하는 것이다.

4.6 이익분포도

본 연구의 결과는 기업의 본사위치가 서울 및 경기지역에 위치할수록 기업의 경영자는 재무분석가의 이익예측치와 동일하거나 높은 이익을 보고하려는 경향이 낮다는 것을 제시하고 있다. 그러나 실제이익과 재무분석가의 이익예측치의 차이가 있다고 경영자가 음의 이익예측오차를 회피하려고 했는지는 확신하기 어렵다. 비록 많은 선행연구들이 이익기준점과의 차이를 이익조정 증거로 제시하고 있지만, 본 연구에서는 추가적으로 기업의 본사위치에 따라 실제이익과 이익예측치의 차이의 분포가 달라지는지 살펴보았다.

〈그림 1〉의 Panel A는 기업의 본사위치가 서울/경기지역($URBAN = 1$)인 기업들의 실제이익과 이익예측치 차이의 분포도이며, Panel B는 기업의 본사위치가 서울/경기이외의 지역($URBAN = 0$)인 기업들의 실제이익과 이익예측치의 차이를 보

여주고 있다. 그림에서, 수평선은 이익 서프라이즈(Earnings Surprise, ES , 실제이익 - 재무분석가의 이익예측치)를 나타내며, 수직선은 해당 범주에 속하는 기업들의 표본 수를 나타낸다. 그림에서 실선은 실제이익과 재무분석가의 이익예측치가 정확히 일치하는(즉 이익 서프라이즈가 0인) 경우를 의미한다.

우선 Panel A를 살펴보면, 기업의 본사가 서울/경기지역에 위치한 기업들의 경우는 실제이익과 재무분석가의 이익예측치의 차이가 0인 선(실선)을 기준으로 $-50 < ES < 50$ 구간에 속한 기업들의 비율이 16.2%로 가장 많으며, 대략 정규분포를 보여주고 있음을 알 수 있다.²⁷⁾ 차이가 이보다 약간 적은 경우($-75 < ES < -50$)를 보고한 기업들의 비율은 4.8%이며, 차이가 이보다 약간 높은 경우($50 < ES < 75$)를 보고한 기업들의 비율은 2.7%이다. 또한 0을 약간 상회하는 경우($0 < ES < 50$)를 보고한 기업들의 비율도 7.4%로 다른 구간과 비교하여 큰 차이가 없었다. 즉 Panel A를 살펴보면 기업의 본사가 서울/경기 지역에 위치한 기업들이 재무분석가의 이익예측치를 초과한 실제이익을 보고하기 위해 이익조정 또는 시장의 기대조정을 했다고 판단되지 않는다.

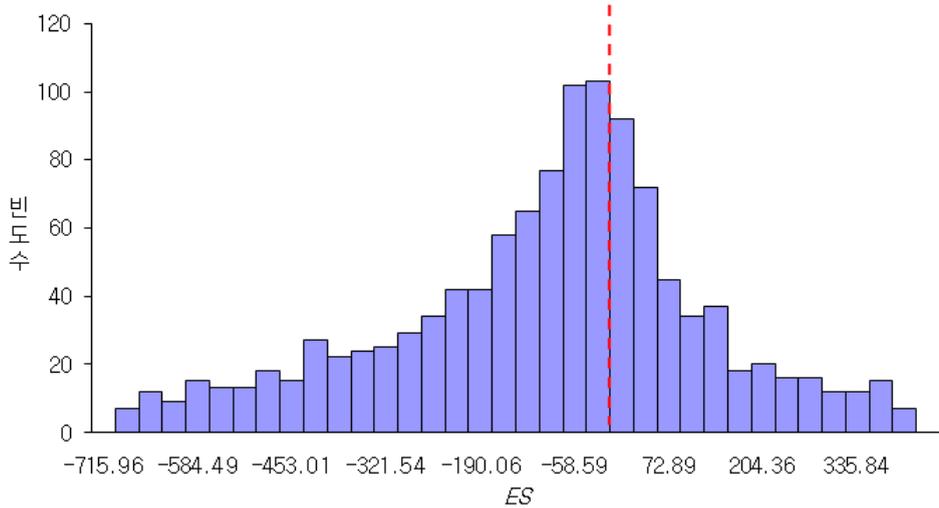
그러나 Panel B에 보고된 기타지역에 위치한 기업들의 분포를 살펴보면 다른 추세가 발견된다. ES 가 0인 경우(실선)를 기준으로 오른편과 왼편이 상당한 분포의 차이를 보이고 있다. 0의 오른편에 위치한, 재무분석가의 이익예측치를 약간 초과한 이익수준을 발표한 기업들의 비율은 15.9%인데 반해, 0의 바로 왼편에 있는 재무분석가의 이익예측

26) 추가분석은 재무분석가의 이익예측치가 이용가능한 표본만으로 분석대상을 한정할 것이 아니라 동기간 동안 표본이 이용가능한 모든 표본을 대상으로 해서 실시되었다. 즉 연구결과의 일반화가능성을 높이기 위해 노력한 것이다.

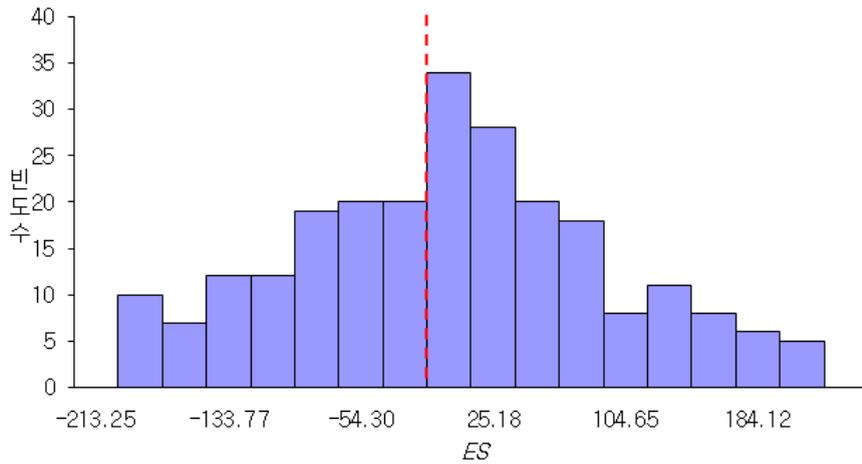
27) $URBAN=1$ 과 $URBAN=0$ 의 표본수가 다르므로 구간별 비율의 차이를 제시하였다.

<그림 1> 기업의 위치에 따른 이익 서프라이즈(Earnings Surprise, ES)의 분포도

Panel A: 기업의 본사가 서울/경기 지역인 기업들의 ES 분포도



Panel B: 기업의 본사위치가 서울/경기 이외의 지역인 기업들의 ES 분포도



주1) ES = 기업의 실제이익과 재무분석가의 이익예측치와의 차이 (단위: 원)

치에 약간 미달하는 이익을 발표한 기업들의 비율은 11.8%이다. *ES*가 0을 약간 초과하는 경우가 월등히 많다는 것이 바로 *ES*가 0에 약간 미달한 경우 기업들이 이익을 조정하거나 시장의 기대를 조정해서 *ES*를 0 또는 0 약간 이상인 방향으로 움직였다는 증거이다. 즉 <그림 1>의 결과는 본 연구의 가설을 뒷받침하고 있다.

V. 결론

본 연구는 기업의 위치와 기업이 음의 이익예측오차를 회피하려는 성향사이의 관계에 대해 두 가지 경쟁가설에 입각하여 국내자료를 이용하여 검증하였다. '감독용이적측면'은 시장의 관심이 경영자로 하여금 이익조정을 할 유인을 줄어줄게 한다는 관점이다. 반면에 기업의 위치가 도시에 위치할수록 기업의 이익조정/시장의 기대조정 유인이 증가한다는 '시장압력적 측면'은 시장의 관심이 압력으로 작용하여, 경영자들이 재무분석가의 이익예측치를 초과하는 이익수치를 발표하려는 유인이 있다는 것이다.

2000년부터 2004년까지 1,792개의 기업-년도 표본을 대상으로 위의 두 가지 경쟁가설에 대해 검증한 결과, 기업의 본사위치가 서울 및 경기지역에 위치할수록 기업의 경영자는 재무분석가의 이익예측치와 동일하거나 높은 이익을 보고하려는 경향이 낮은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 감독용이적측면의 가설을 지지하는 것으로, 많은 투자자들과 금융기관, 감독기관 및 미디어의 관심이 증가할수록 이들의 모니터링 역할이 경영자의 행동에 영향을 미치고 있음을 보여주고 있다.

이러한 발견은 최근의 Choi et al.(2007)의 결과와 대조적이다. Choi et al.(2007)은 재량적 발생을 이용하여 분석한 결과, 대규모 기업들은 기업의 위치에 따른 재량적 발생의 차이가 없지만 소규모 기업들의 경우는 도시지역에 위치한 기업들의 이익조정 수준이 더 높다고 보고한 바 있다. 본 연구에 포함된 기업들은 재무분석가의 예측치가 이용 가능한 기업들이므로 대기업 집단에 포함된다 할 수 있다. 따라서 대기업들의 경우 재량적 발생을 통한 이익조정 수준은 평균적으로 비도시지역 기업들의 수준과 다르지 않다고 하더라도 시장의 기대수준 조정 등의 다른 방법을 이용한 음의 이익예측오차 회피 현상은 상대적으로 도시지역 기업들이 덜 수행한다는 발견이다. 이러한 이유는 상대적으로 도시지역 대기업들이 정부나 규제기관, 투자자들의 관심 등에 대해 더 민감하게 반응하기 때문이라고 보인다.

그러나 본 연구의 발견이 인과관계가 아니라 상관관계만을 보여주는데 그치고 있는 만큼, 본 연구나 관련된 선행연구에서 전혀 알려지지 않은 다른 요인이 본 연구의 발견에 영향을 미쳤을 가능성도 있기 때문에 본 연구의 발견에 대한 해석에는 주의를 기울여야 할 것이다.

참고문헌

- 박종일 · 전규안 · 최종학, 2003, "비감사서비스와 감사인의 독립성에 관한 연구," **회계학연구**, 제28권 제4호, 141-176.
- 안윤영 · 신현한 · 장진호(2005), "연구개발비가 재무분석가 예측정확성 및 재무분석수요에 미치는 영향," **회계학연구**, 제 30권 제2호, 1-23.

- 이은철 · 손성규(2007), "재량적발생액을 이용한 횡단면적 분포도상의 적자회피 이익조정에 대한 재조명," **회계학연구**, 제 32권 제2호, 61-87.
- 이재하(2003), "세계도시지역론과 그 지역정책적 함의," **대한지리학회지**, 제39권 제4호, 562-574.
- 송인만 · 백원선 · 박현섭(2004), "적자보고를 회피하기 위한 이익조정," **회계저널**, 제13권 제2호, 29-51.
- 전규안 · 최종학 · 박종일 · 이병희(2007), "기타포괄손익과 재무분석가의 이익예측오차 사이의 관련성에 관한 연구," **회계학연구**, 제32권 제1호, 141-171.
- 주인기 · 최원욱 · 염지인(2005), "이익조정 행위의 측정치로서 회계이익과 과세소득 차이의 유용성에 관한 연구," **회계학연구**, 제 30권 제2호, 237-275.
- 정석우(2003), "재무분석가의 분석기업 결정과 예측특성에 영향을 미치는 요인," **회계학연구**, 제28권 제4호, 61-84.
- 정석우 · 임태균(2005), "회계이익의 지속성이 재무분석가의 이익예측오차와 이익예측 정확성에 미치는 영향," **회계학연구**, 제30권 제2호, 209-235.
- 최중서 · 문승엽(2005), "이연법인세 정보를 이용한 이익 조정의 탐지," **회계학연구**, 제 30권 (특별호), 93-132.
- Barth, M. E., R. Kasznik, and M. F. McNichols (2001), "Analyst coverage and intangible assets," *Journal of Accounting Research*, 39, 1-34.
- Barton, J., and P. J. Simko(2002), "The balance sheet as an earnings management constraint," *The Accounting Review*, 77 (Supplement), 1-27.
- Bartov, E., and D. A. Cohen(2006), "Mechanism to meet/beat analyst earnings expectations in the pre and post Sarbanes-Oxley Eras," *Working Paper*, New York University.
- Beaverstock, J. V., R. G. Smith, and P. J. Taylor (1999), "A roster of world cities," *Cities*, 16(6), 445-458.
- Bodnaruk, A.(2003), "Proximity always matters: Evidence from Swedish data," *Working Paper*, Stockholm School of Economics.
- Brown, L., and M. Caylor(2005), "A temporal analysis of quarterly earnings thresholds: Propensities and valuation consequences," *The Accounting Review*, 80, 2, 423-440.
- Burgstahler, D. and I. Dichev(1997), "Earnings management to avoid earnings decreases and losses," *Journal of Accounting and Economics*, 24, 99-126.
- Burgstahler, D., and M. Eames(2003), "Earnings management to avoid losses and earnings decreases: Are analysts fooled?" *Contemporary Accounting Research*, 20, 253-294.
- Burtton, K., S. Leitham., R. McQuaid., and J. Nelson(1995), "Transport and industrial and commercial location," *The Annals of Regional Science*, 29, 189-206.
- Carter, E., L. Lynch, and I. Tuna(2005), "The role of accounting and incentives in the design of executive compensation packages," *Working Paper*, University of Pennsylvania.
- Cheng, Q., and T. D. Warfield(2005), "Equity incentives and earnings management," *The Accounting Review*, 80, 2, 441-476.
- Choi, J. -H., J. -B. Kim, and J. Lee(2006), "Asian financial crisis and value relevance of accounting accruals," *Working Paper*, Seoul National University.
- Choi, J. -H., J. Compri., H. J. Kwon., and H. J. Nam(2007), "Urban versus rural firms and opportunistic earnings management: Korean evidence," *Working Paper*, Seoul National University.
- Coval, J., and T. Moskowitz(1999), "Home bias at home: Local equity preference in domestic

- portfolios," *Journal of Finance*, 54, 2045-2073.
- Coval, J., and T. Moskowitz(2001), "The geography of investment: informed trading and asset prices," *Journal of Political Economy*, 109, 811-841.
- Das, S., C. B., Levine, and K. Sivaramakrishnan (1998), "Earnings predictability and bias in analysts' earnings forecasts," *The Accounting Review*, 73, 277-294.
- Degeorge, F., J. Patel, and R. Zeckhauser(1999), "Earnings management to exceed thresholds," *Journal of Business*, 72 (1), 1-33.
- Doyle, J., M. McNichols, and M. Soliman(2004), "Do managers define 'street' earnings to meet or beat analyst forecast?" *Working Paper*, University of Utah and Stanford University.
- Graham, J. R., C. R. Harvey, and S. Rajgopal (2005), "The economic implications of corporate financial reporting," *Journal of Accounting and Economics*, 40, 3-73.
- Habib, A.(2007), "Benchmark beating as evidence of earnings management: Review of the literature," *Working Paper*, Lincoln University.
- Heckman, J. J.(1976), "The Common Structure of Statistical Models of Truncation, Sample Selection, and Limited Dependent Variables and a Simple Estimator for Such Models," *Annals of Economic and Social Measurement*, 5, 475 - 492.
- Hilary, G., and C. Lennox(2005), "The credibility of self-regulation: Evidence from the accounting profession's peer review program," *Journal of Accounting and Economics*, 40, 211-229.
- Hong, H., J. Kubik, and J. Stein(2004), "Social interaction and stock market participation," *Journal of Finance*, 59, 137-163.
- Hosmer, D. W., Jr. and S. Lemeshow(1989), *Applied Logistics Regression*. New York: John Wiley & Sons.
- Kasznik, R., and M. McNichols(2002), "Does meeting earning expectation matter? Evidence from analyst forecast revisions and share prices." *Journal of Accounting Research*, 40, 3, 727-759.
- Leitham, S., R. McQuaid, and J. Nelson(2000), "The influence of transport on industrial location choice: a stated preference experiment," *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 34, 7, 515-535.
- Ivkovic, Z., and S. Weisbenner(2005), "Local does as local is: information content of the geography of individual investors' common stock investments," *Journal of Finance*, 60, 267-306.
- Kasznik, R.(1999), "On the association between voluntary disclosure and earnings management," *Journal of Accounting Research*, 37, 1, 57-81.
- Kedia, S., and S. Rajgopal(2006), "Geography and the Incidence of Financial Reporting," *Working Paper*, University of Washington.
- Kimbrough, M., and H. Louis(2004), "Financial reporting incentives, managerial influence, and the trade-off among alternative forms of executive compensation," *Working Paper*, Harvard University.
- Loughran, T., and P. Schultz(2004), "Weather, stock returns, and the impact of localized trading behavior," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39, 343 - 364.
- Loughran, T., and P. Schultz(2005), "Liquidity: Urban versus rural firms," *Journal of Finan-*

- cial Economics*, 78, 341-374.
- Malloy, C.(2005), "The geography of equity analysts," *Journal of Finance*, 60, 719-755.
- Matsumoto, D.(2002), "Management's incentives to avoid negative earnings surprise," *The Accounting Review*, 77, 483-514.
- Payn, J. and S. Robb(2000), "Earnings management: The effect of Ex Ante earnings expectations," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 15, 4, 371-392.
- Ramsey, K. B.(1969), "Tests for specification errors in classical linear least square regression analysis," *Journal of the Royal Statistical Society, Series B31*, 350-371.
- Richardson, S., S. H. Teoh, and P. Wysocki(2004), "The walk-down to beatable analyst forecasts: The role of equity issuance and insider trading incentives," *Contemporary Accounting Research*, 21, 4, 885-924.
- Skinner, D. J., and G. Sloan(2002), "Earnings surprises, growth expectations, and stock returns or don't let an earnings torpedo sink your portfolio," *Review of Accounting Studies*, 7, 2-3, 289-312.
- Teoh, S. H., I. Welch., and T. J. Wong(1998), "Earnings management and the long-run market performance of initial public offerings," *Journal of Finance*, 53, 6, 1935-1974.

〈부록〉 기업의 위치변수의 정의

변수명	변수 정의
<i>URBAN1</i>	= 기업의 본사가 서울 및 경기지역에 위치하고 있으면 1, 아니면 0;
<i>URBAN2</i>	= 기업의 본사가 서울에 위치하고 있으면 1, 아니면 0;
<i>URBAN3</i>	= 기업의 본사가 서울에 위치하고 있으면 1, 경기지역이면 0 (기타지역 제외);
<i>URBAN4</i>	= 기업의 본사가 경기도에 위치하고 있으면 1, 기타 지역이면 0 (서울제외);
<i>CITY</i>	= 기업의 본사위치가 서울 및 경기지역이면 2, 광역시이면 1, 그 외 지역이면 0;
<i>CITY1</i>	= 기업의 본사위치가 서울 및 경기지역이면 1, 그 외 지역이면 0 (광역시 제외);
<i>CITY2</i>	= 기업의 본사위치가 광역시이면 1, 그 외 지역이면 0 (서울, 경기지역 제외);
<i>CITY3</i>	= 기업의 본사위치가 서울 및 경기지역이면 1, 광역시이면 0 (기타지역 제외).

The Association between Firm Location and the Tendency to Meet or Beat Analysts' Earnings Forecasts

Hye-Jeong Nam* · Jong-Hag Choi**

Abstract

This study investigates the association between firm location and the firm's tendency to meet or beat analysts' consensus earnings forecasts. Recently, finance literature on the effect of a firm location has received greater attention. Related prior studies find the evidence that firm location affects managers' as well as other market participants' decision-makings. By linking managers' tendencies to manage their earnings with firm location, we examine whether the firms located in urban areas are more or less likely to manage their earnings or the market's level of expectation.

We develop our hypotheses based on the competing theory. First, the firms located in urban areas are less likely to manage their earnings or market's expectation than firms in rural areas because of close monitoring from market participants who live in nearby urban areas and have a lot of information about the firms. Close monitoring can mitigate or even nullify the earnings management by firms which in turn decrease the firm's incentives to manage earnings. We call it monitoring perspective.

In contrast, the market pressure perspective predicts that urban firms are more likely to manage their earnings or the market's level of expectation than rural firms are because of high market pressure from the market participants who live in nearby urban areas. Studies report that firms receive more attention from media or investor community tend to manage earnings more to satisfy the expectation or demand of the market participants.

This paper empirically explores these predictions with 1,792 firm-year observations from listed firms in Korean Stock Exchange for the period of year 2000 to 2004. We classify a

* Assistant Professor, College of Business Administration, Dongguk University. The First Author

** Associate Professor, College of Business Administration, Seoul National University. Corresponding Author

firm's location based on the address where a firm's headquarter is located. That is, if a firm's headquarter is located in Seoul or Kyunggi area, (the metropolitan area which surrounds the city of Seoul) then we code the firm as an urban firm and otherwise a rural firm. The use of Korean data for this research purpose is particularly important because there is a clear distinction between Seoul and surrounding metropolitan area and other rural areas. In contrast, it may be difficult to differentiate urban versus rural areas in other countries. In the empirical analyses, we measure the tendency of avoiding a negative earnings surprise as proxy for the degree of earnings management or market's expectation management.

Consistent with the monitoring perspective, we find that the firms located in Seoul or Kyunggi are less likely to meet or beat analysts' consensus forecasts. In addition, they are also less likely to meet or just beat (i.e., beat the forecast by only a small margin) the forecasts, compared with rural firms. These imply that monitoring of the market plays an important role in reducing a firms' incentives to meet the market's expectation. As a result, firms are less likely to engage in earnings management or expectation management to meet the expectation. In the sense that this study identifies a new incentive, i.e. firm location, to manipulate earnings or market's expectation, this study contributes to regulators, academics, as well as practitioners.

In contrast to the findings of this study, Choi et al.(2006) document that firms located in Seoul are more likely to adopt greater magnitude of discretionary accruals (both income-increasing and income-decreasing accruals) than firms located in rural areas. The findings in this study suggest that even urban firms may engage in more discretionary accounting choices, they are less likely to try to meet the demand of investors. Further study should consider the effect of firm location choice on firm's various behaviors not investigated in this study.

Key words: Firm location, Earnings Management, Negative Earnings Surprise Avoidance, Analysts' Earnings Forecasts.