

세무와회계저널
제15권 제3호 2014년 6월 pp.145~173
한국세무학회

내부자거래가 경영자의 자발적 공시에 미치는 영향

김문철* · 이정엽** · 우민철*** · 황문호****

<요 약>

내부자거래를 통해 사적이익을 얻으려는 경영자는 매도거래 전에 good news를 공시하여 추가상승을 유도하거나, 매수거래 전에 bad news를 공시하여 추가하락을 유도할 수 있다. 본 연구는 내부자거래에 의해 나타날 수 있는 경영자의 기회주의적 공시유인을 실증적으로 분석하였다.

2003년부터 2009년까지 내부자거래가 발생한 상장기업을 대상으로 분석한 결과는 다음과 같다. 첫째, 내부자 매수거래 전에 good news가 유의하게 감소하는 한편 매도거래 전에 good news가 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 이는 내부자거래이익을 얻기 위해 경영자가 자발적 공시를 기회주의적으로 활용하고 있음을 의미한다. 둘째, 내부자 매도거래 전에 증가하는 good news는 주로 정성적인 정보로 나타났다. 이는 good news 공시가 허위로 판명되는 경우에 발생할 수 있는 명성 훼손이나 소송위험을 회피하기 위해 상대적으로 검증가능성이 낮은 정성적 정보를 이용하는 것으로 해석된다. 마지막으로, 경영자의 기회주의적 공시행태는 유가증권 상장기업보다 코스닥 상장기업에서 활발한 것으로 나타났다. 이는 정보비대칭성이 높은 코스닥기업에서 경영자의 기회주의적 동기가 강하게 작용한 것으로 이해된다.

과거의 선행연구는 공정공시가 이루어진 후에 내부자가 거래시기를 유리하게 조정한다는 결과를 제시하고 있다. 이에 비해, 본 연구는 내부자거래에 유리한 환경을 조성하고자 경영자가 자발적 공시 자체를 활용하는지 여부를 분석한 차이점이 있다. 아울러 그 결과로서 밝히고 있는 경영자의 기회주의적 공시행태는 감독기관 및 시장참여자들에게 기업공시와 관련하여 유용한 시사점을 제공하는 것으로 판단된다.

<주제어> 내부자거래, 자발적 공시, 정량적 정보, 정성적 정보, 정보비대칭

* 경희대학교 경영대학 교수, kimc@khu.ac.kr, 02-961-0464, 제1저자

** 신구대학교 글로벌경영과 조교수, jylee@shingu.ac.kr, 031-740-1373, 교신저자

*** 한국거래소 시장감시부, wmc73@krx.co.kr, 02-3774-9106, 공동저자

**** 경희대학교 경영대학 조교수, mhhwang@khu.ac.kr, 02-961-9159, 공동저자

논문접수일 2014년 1월 21일 1차수정일 2014년 4월 7일 2차수정일 2014년 5월 7일 게재확정일 2014년 6월 9일

I. 서 론

본 연구는 경영자의 내부자거래(inside trading)가 자발적 공시(voluntary disclosure)에 미치는 영향을 분석한다. 구체적으로, 내부자거래를 예정하고 있는 경영자가 자신의 거래이익을 높이기 위해 자발적 공시의 성격과 빈도를 기회주의적으로 조정하는 지 여부를 살펴본다.

경영자가 본인의 계산으로 자기회사 주식을 매매하는 내부자거래는 사적(private)정보를 외부에 전달함으로써 정보비대칭을 완화시키는 긍정적인 역할이 있는 반면(Beneish and Vargus 2002 ; Gu and Li 2007), 경영자가 내부정보에 기초하여 사적이익을 취함으로써 자본시장의 건전성을 저해시키는 부정적인 측면도 존재한다(Seyhun 1986 ; 전성빈 · 최순재 1998). 내부자거래의 발생동기를 분석한 이정엽 외(2013)는 우리나라 기업의 내부자거래는 주로 정보전달 동기보다는 사적이익을 얻기 위해 발생하는 것으로 보고하고 있다. 또한 김문철 외(2010)는 경영자들이 내부자거래이익을 높이기 위해 기회주의적으로 이익을 조정하고 있음을 밝히고 있다. 즉 내부자 매도거래 전에 이익을 상향조정하며, 내부자 매수거래 전에 이익을 하향조정한다는 것이다.

한편 기업의 미래전망에 대해 경영자가 자발적으로 제공하는 공시정보 또한 투자자들의 정보획득비용을 감소시키고 시장의 정보비대칭을 완화시키는 긍정적인 역할을 수행한다(Ajinkya and Gift 1984 ; Lang and Lundholm 1993). 다만, 경영자가 직면하는 여러 경제적 유인에 의해 왜곡된(biased) 정보가 제공되거나 공시시기가 전략적으로 조정되기도 한다(Aboody and Kasznik 2000 ; Rogers and Stocken 2005). 따라서 내부자거래를 계획하는 경영자 입장에서는 거래이익을 높이기 위한 또 하나의 수단으로서 자발적 공시를 활용할 유인이 나타날 수 있다(Noe 1999 ; Cheng and Lo 2006 ; Rogers 2008). 다시 말해, 내부자 매수거래를 계획하는 경영자는 거래 전에 좋은 소식(이하 ‘good news’)을 감추거나 나쁜 소식(이하 ‘bad news’)을 적극 공시함으로써 주가를 낮출 유인이 있으며, 내부자 매도거래를 예정하는 경영자는 거래 전에 good news를 적극 공시하거나 bad news의 공시를 지연시킴으로써 주가를 높일 유인이 나타날 수 있다. 이에 본 연구는 내부자거래와 관련하여 경영자의 자발적 공시행위가 기회주의적으로 나타나고 있는지를 실증적으로 분석한다.¹⁾

경영자가 자발적으로 제공하는 공시정보는 그 속성에 따라 정량적(quantitative) 정보와 정성적(qualitative) 정보로 나눌 수 있다. 정량적 정보는 잠정영업실적이나 영업실적에 대한 전망과 같이 일정한 양식에 따라 수치로 표현되는 정보로서 투자자들이 이해하기 쉽고 사후적 검증도 용이하여 정보의 편의(bias) 여부를 쉽게 확인할 수 있다. 이에 비해, 정성적 정보는 장래 사업계

1) 이정엽 외(2013)는 공정공시와 연계된 내부자거래의 발생동기를 분석한 바 있다. 이에 비해, 본 연구는 내부자거래이익을 목적으로 한 경영자의 기회주의적 공시행태를 분석한다는 차이점이 있다. 한편 본 연구는 공정공시에 기인한 내부자거래의 발생가능성을 통제하기 위해 연립방정식 모형을 이용하였다.

획이나 중요한 계약체결 공시와 같이 수치보다는 서술적으로 표현되는 정보로서 특정 형식에 구애받지 않고 다양한 정보를 제공할 수 있지만 사후적으로 신뢰성을 검증하는 것은 쉽지 않다. 그런데 공시정보가 정량적이냐 정성적이냐에 따라 공시시점의 주가반응은 유의한 차이가 없는 것으로 보고된다(Pownall et al. 1993).²⁾ 따라서 경영자가 내부자거래와 관련하여 의도적인 good news를 제공하는 경우에는 정량적 정보보다 정성적 정보를 활용할 가능성이 높게 나타날 것이다. 왜냐하면 경영자의 good news 공시가 사후에 잘못된 것으로 판명되는 경우에는 허위·과장 공시에 따른 경영자의 명성이 훼손될 뿐만 아니라 주가하락 등의 사유로 투자손실을 경험한 투자자의 소송제기 위험이 높아질 수 있기 때문이다. 하지만 bad news가 사후에 잘못된 것으로 판명되는 경우에는 투자자들은 이로 인해 직접적인 투자손실이 아닌 기회손실을 경험하게 되므로 소송이 제기되거나 경영자의 명성이 크게 침해될 가능성은 낮다(Skinner 1984 ; Graham et al. 2005). 따라서 경영자가 공시정보의 성격에 따른 사후적인 위험차이를 고려한다면, 내부자 매도 거래를 위한 good news는 사후적으로 검증가능성이 낮은 정성적 정보를 보다 많이 활용할 것으로 예상된다.

또한 내부자거래와 관련된 경영자의 공시결정은 기업의 정보환경에 의해서도 유의한 영향을 받을 것으로 예상된다. 선행연구(Aboody and Lev 2000 ; Finkel and Li 2004)에 의하면 정보비대칭이 큰 경우에 내부자거래가 빈번히 이루어지며, 거래이익 또한 유의하게 높은 것으로 보고된다. 아울러 내부자거래를 위한 기회주의적 이익조정도 정보비대칭이 높은 기업에서 더 활발하게 나타나는 것으로 보고된다(Cheon et al. 2011 ; 김문철 외 2010). 이는 기업의 정보환경이 열악할수록 경영자의 기회주의적 행위가 외부에 발견되거나 제지당할 가능성이 낮기 때문으로 해석된다. 따라서 정보비대칭이 큰 기업일수록 내부자거래를 위한 기회주의적 공시유인이 강하게 나타날 것으로 예상된다(Rogers and Stocken 2005). 일반적으로 코스닥 상장기업은 유가증권 상장기업과 비교하여 기업규모가 작고, 성장성이 높으며, 기업을 분석하는 재무분석가의 수가 적은 특징을 지닌다. 이러한 특징은 코스닥 상장기업의 정보비대칭이 유가증권 상장기업에 비해 더 클 수 있음을 의미하는 것이다. 따라서 코스닥 상장기업의 경우 내부자거래를 위한 경영자의 기회주의적 공시행태가 유가증권 상장기업보다 강하게 나타날 것으로 예상된다.

본 연구는 2003년부터 2009년까지 유가증권 및 코스닥 상장기업 중에서 내부자거래실적이 있는 기업-분기를 대상으로 내부자거래와 자발적 공시행태의 관련성을 분석하였다. 이때 내부자거래는 해당 기업의 임원이 자신의 계산으로 매매한 거래주식 수(총발행주식 수로 표준화)로 측정하였으며, 자발적 공시는 금융감독원 전자공시시스템(DART)상의 공정공시(fair disclosure) 횟수(자산규모로 표준화)로 측정하였다. 또한 공시정보의 성격(good news 또는 bad news)은 공시

2) 반면 김성민·전상경(2005)은 증권시장이 공정공시를 통해 발표되는 전략적(정성적) 정보에 유의한 반응을 보이지 않는다는 결과를 제시하고 있다. 다만 동 연구는 공시정보의 성격(good/bad)을 구분하지 않음에 따라 결과해석에는 다소 제약이 따른다고 볼 수 있다.

일 전·후 3일간의 누적초과수익률을 이용하여 양(+)의 부호를 가지면 good news, 음(-)의 부호를 가지면 bad news로 구분하였다. 한편 공정공시는 경영자의 의사결정에 의해 공시 여부가 결정되므로 본 연구목적에 부합하는 대용변수가 된다. 하지만 공정공시 후에 나타나는 내부자거래는 다른 측면에서 설명이 가능하다. 즉 내부자거래와 무관하게 공정공시가 이루어지고 이로 인해 주가가 변화하면 그에 따라 내부자거래가 유발될 수 있다는 것이다(이정엽 외 2013). 이에 본 연구는 내부자거래변수가 가지는 내생성(endogeniety)을 통제하기 위해 연립방정식 모형을 이용하여 분석을 수행한다.

본 연구의 실증분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 내부자 매수거래 전에는 공정공시 빈도가 유의하게 감소하였으며, 특히 good news의 감소가 두드러지는 것으로 나타났다. 반면 내부자 매도거래 전에는 good news의 공시가 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 이는 경영자가 내부자거래이익을 얻기 위해 자발적 공시를 기회주의적으로 활용하고 있음을 의미한다. 다만 내부자거래와 bad news는 유의한 관련성이 없는 것으로 나타나 경영자들이 내부자거래를 위해 bad news를 활용하지는 않는 것으로 해석된다.

둘째, 내부자 매수거래와 정성적 정보 간에는 유의한 관련성이 없는 것으로 나타났으나, 내부자 매도거래 전에는 정성적 속성의 good news가 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 이는 주가를 높이기 위해 good news를 공시하는 경우에는 사후적 검증가능성이 낮은 정성적 정보를 활용함으로써 경영자 명성이 침해될 가능성을 낮추거나 잠재적인 소송위험을 회피하고자 하는 것으로 이해된다.

마지막으로, 내부자거래와 자발적 공시의 관련성은 유가증권(KOSPI)시장에 비해 코스닥(KOSDAQ)시장에서 보다 유의하게 나타났다. 이는 상대적으로 이해관계자가 적고 정보비대칭이 높은 코스닥기업에서 내부자거래를 위한 경영자의 기회주의적 공시행위가 활발하게 나타남을 의미하는 것으로서 김문철 외(2010)과 일관되는 결과이다.

그간 내부자거래와 관련하여 외국에서는 다양한 연구가 수행되어 왔으나, 국내에서는 관련 연구가 매우 미흡했던 것이 사실이다. 본 연구는 국내 기업을 대상으로 내부자거래와 자발적 공시의 관계를 분석함으로써 관련 연구의 외연을 확장하고 있다. 아울러 내부자거래를 앞둔 경영자의 기회주의적인 공시행태를 보여준 본 연구결과는 자본시장의 건전한 발전을 도모하는 감독기관과 시장참여자들에게 유용한 시사점을 제공해주는 것으로 판단된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ절에서는 본 연구와 관련된 선행연구를 검토하고 연구가설을 설정한다. 제Ⅲ절에서는 표본과 연구모형 등의 연구방법을 논의하며, 제Ⅳ절에는 실증분석 결과를 제시한다. 마지막으로 제Ⅴ절에서는 연구결과를 요약하고 결론을 맺는다.

II. 선행연구 검토 및 연구가설 설정

1. 선행연구 검토

내부자거래를 분석한 다수의 선행연구는 내부자가 우월한 사적정보를 이용함으로써 초과이익을 얻고 있다는 결과를 보고하고 있다(Jaffe 1974 ; Seyhun 1986 ; 전성빈 · 최순재 1998). 또한 경영자는 이러한 내부자 거래이익을 얻기 위하여 다양한 수단을 활용하고 있다는 연구 결과도 보고되고 있다. 먼저, 경영자는 내부자거래를 통한 사적이익을 높이기 위해 기회주의적인 이익조정을 수행하는 것으로 나타나고 있다(Park and Park 2004 ; 김문철 외 2010 ; 손성규 외 2011). 즉 매수거래 이전에 보다 낮은 가격에 주식을 매수하기 위해 이익을 하향조정하거나, 매도거래 이전에 보다 높은 가격에 처분하기 위해 이익을 상향조정한다는 것이다. 이익조정 측정치로서 재량적 발생액을 이용하여 분석한 Park and Park(2004)과 김문철 외(2010), 실물이익조정을 이용하여 분석한 손성규 외(2011)는 모두 이를 지지하는 실증결과를 보고하고 있다.

또한 경영자는 내부자 거래시기를 기회주의적으로 결정함으로써 거래이익을 높이는 것으로 나타난다. Noe(1999)와 이정엽 외(2013)에 따르면, 주가에 긍정적인 영향을 미치는 good news의 공시가 이루어진 후에 매도거래를 수행하거나, 이와 반대로 주가에 부정적인 영향을 미치는 bad news의 공시가 이루어진 후에 매수거래를 수행함으로써 내부자거래를 통한 사적이익을 얻는 것으로 나타난다. 뿐만 아니라, 본 연구와 직접 관련된 선행 연구는 경영자가 자발적 공시의 내용과 시기를 전략적으로 이용하여 내부자거래이익을 도모한다는 결과를 보고하고 있다(Rogers and Stocken 2005 ; Cheng and Lo 2006 ; Rogers 2008).

이를 좀 더 구체적으로 살펴보면, Cheng and Lo(2006)는 내부자거래와 경영자 예측정보의 관계를 분석한 결과에서 내부자 매수거래의 증가와 bad news의 증가가 유의하게 관련되어 있음을 밝히고 있다. 특히 이러한 관련성은 최고경영자(CEO)의 내부자거래에서 심화되는 것으로 나타났다. 저자들은 이에 대해 매수거래를 앞둔 경영자가 보다 낮은 가격에 주식을 매수하고자 bad news를 적극 공시하는 것으로 해석하고 있다. 다만 내부자 매도거래와 good news 사이에는 유의한 관계가 나타나지 않았는데 이는 잠재적 소송위험을 회피하기 위한 것으로 해석하고 있다.

한편 Ertimur et al.(2007)은 내부자 매도거래의 경우에도 전략적인 공시 의사결정이 이루어질 수 있다는 실증분석 결과를 제시하고 있다. 이들은 IPO기업의 lockup 기간이 만료되는 경우와 같이 상대적으로 소송위험이 높지 않고 매도거래의 유인이 강하게 작용하는 상황에서는 부정적인 이익예측치의 공시를 지연하고, 낙관적인 이익예측치를 적극적으로 공시한다고 주장하였다. 또한 Rogers and Stocken(2005)도 내부자 매도거래 전에는 낙관적인 이익예측치를 공시하고 내부자 매수거래 전에는 비관적인 이익예측치를 공시하는 행태를 제시하며 기회주의적 동기가 작용됨을 밝히고 있다. 다만 이러한 결과는 재무분석가 예측치의 표준편차가 크거나, 손실을 기록

한 기업 등과 같이 경영자 예측정보에 대한 신뢰성을 시장이 평가하기 어려운 경우에만 나타나는 결과로서 경영자의 기회주의적인 공시행위는 시장의 정보환경에 의해 영향을 받는다는 시사점을 제시하고 있다. 후속하여 Rogers(2008)는 소송위험에 따라 내부자거래와 공시품질의 관계가 다르다는 결과를 보여주고 있다. 즉 상대적으로 소송위험이 높은 경우에는 내부자 매도거래 전에 높은 품질의 정보를 공시함으로써 소송의 위험을 감소시키고, 소송위험이 높지 않은 경우에는 내부자 매수거래 전에 낮은 품질의 정보를 공시함으로써 거래이익의 극대화를 꾀한다는 것이다. 이는 Cheng and Lo(2006)의 연구와 마찬가지로 소송위험이 내부자거래 및 공시 의사결정에 유의한 영향을 미치고 있음을 보여주는 결과이다.

그 외, Cheng et al.(2012)은 내부자거래 이전에 공시되는 경영자 예측정보의 정확성이 매도거래 및 매수거래에 따라 다르게 나타난다는 실증분석 결과를 제시하고 있다. 연구결과에 의하면, 내부자 매도거래 전에는 긍정적인(부정적인) 예측정보일수록 보다 정확한(부정확한) 예측정보를 공시하며, 내부자 매수거래 전에는 이와 반대로 부정적인(긍정적인) 예측정보일수록 보다 정확한(부정확한) 예측정보를 공시하는 것으로 나타났다. 정확한 예측정보의 공시인 경우에는 주가반응이 보다 강하다는 선행연구의 결과를 감안할 때, 이들의 연구결과는 내부자거래를 통한 사적이익을 얻기 위하여 경영자가 공시되는 예측정보의 정확성을 전략적으로 이용하고 있음을 의미한다. 즉, 매도거래 전에는 주가를 부양하기 위하여 긍정적일수록 정확한 예측정보를 공시하고, 매수거래 전에는 낮은 가격에 주식을 매수하기 위하여 부정적일수록 정확한 예측정보를 공시한다는 것이다.

국내연구로서 이정엽 외(2013)는 내부자거래의 발생동기를 분석하기 위해 공정공시 후에 이루어진 내부자거래를 분석하였다. 즉 미래에 대한 낙관적 전망이 공시된 경우 경영자는 내부자 매수거래를 수행함으로써 긍정적 정보전달을 강화하는지, 그렇지 않고 주가상승 기회를 포착하여 내부자 매도거래를 수행하는지를 분석하였다. 분석결과 우리나라 경영자들의 내부자거래는 정보전달을 위한 동기보다는 주로 내부자거래이익을 실현하기 위한 기회주의적 동기에서 발생하는 것으로 나타났다. 다만 선행연구(이정엽 외 2013)는 분석을 수행함에 있어 경영자가 공정공시의 내용과 시기를 전략적으로 결정할 수 있는 가능성은 고려하지 않고 있다. 이에 본 연구는 내부자거래와 관련하여 경영자의 자발적 공시가 전략적으로 활용될 수 있음을 제시함으로써 선행연구를 확장하고자 한다. 아울러 해외 선행연구는 주로 경영자 예측치를 대상으로 분석을 수행하였음에 비해, 본 연구는 모든 공정공시 항목을 포함함으로써 선행연구에서 다루지 못한 분석내용과 함께 연구결과의 외적타당성(external validity)을 높이고자 한다.

2. 가설 설정

앞서 선행연구에서 살펴본 바와 같이, 우리나라 경영자들의 내부자거래가 주로 사적이익을 얻기 위한 목적에서 발생한다면 경영자는 거래이익을 높이기 위한 사전적 수단으로서 보고이익

을 조정할 뿐만 아니라(Park and Park 2004 ; 김문철 외 2010), 자발적 공시를 이용할 유인이 나타날 수 있다(Cheng and Lo 2006 ; Rogers 2008).

Healy and Palepu(2001)에 따르면, 경영자의 자발적 공시는 다양한 경제적 유인에 의해 유발된다.³⁾ 특히 경영자의 자발적 공시 후에는 유의한 주가반응이 수반되므로(권수영 외 2010), 주가조정의 유인이 있는 경우에는 자발적 공시가 유의하게 활용되는 것으로 보고된다(Noe 1999 ; Aboody and Kasznik 2000 ; 이화진 · 이계원 2012). 따라서 내부자거래를 예정하고 있는 경영자는 자발적 공시정보의 성격이나 시기를 조정함으로써 주가를 유리한 방향으로 유도할 수 있을 것이다. 구체적으로, 내부자 매수거래를 계획하고 있는 경영자는 낮은 가격에 주식을 취득하기 위해 good news의 공시를 지연시키거나 주가에 부정적인 영향을 미치는 bad news를 적극적으로 공시할 수 있으며, 반대로 내부자 매도거래를 계획하고 있는 경영자는 보다 높은 가격에 주식을 처분하기 위해 good news를 적극 공시하거나 bad news의 공시를 회피할 수 있을 것이다.

한편 이러한 견해와 달리, 사적이익을 얻기 위한 내부자거래는 자발적 공시가 이루어지기 전에도 수행될 가능성이 있다. 경영자는 내부정보에 우위를 점하고 있으므로 good news 공시가 예상되는 경우 사전에 미리 주식을 매수하거나, bad news 공시가 예상되는 경우 미리 주식을 매도함으로써 거래이익을 확보할 수 있기 때문이다. 하지만 이러한 매매전략은 미공개 내부정보를 활용한 경우로서 법에 의해 금지되는 행위이다.⁴⁾ 또한 선행연구(Sivakumar and Waymire 1994 ; Noe 1999 ; 이정엽 외 2013)에 따르면, 내부자거래는 자발적 공시 전보다 공시 후에 주로 발생하는 것으로 보고된다. 이에 본 연구는 자발적 공시 후의 내부자거래에 초점을 맞추어 다음과 같이 가설을 설정한다.⁵⁾

가설 1 : 내부자 매수거래(매도거래) 전에 bad news(good news) 공시는 증가하며, good news (bad news) 공시는 감소할 것이다.

경영자의 자발적 공시정보는 그 속성에 따라 정량적(quantitative) 정보와 정성적(qualitative) 정보로 구분할 수 있다. 정량적 정보는 매출액 또는 영업손익 예측, 잠정 영업실적 등과 같이 일정한 양식에 따라 구체적인 수치가 공시되는 정보로서 투자자들이 쉽게 이해할 수 있고 사후적으로 검증이 용이하다는 특징을 가진다. 이에 비해, 정성적 정보는 장래 사업/경영계획, 중요

3) Healy and Palepu(2001)는 경영자의 자발적 공시 유인을 6가지(자본시장거래가설, 경영권 경쟁가설, 주식보상가설, 소송비용가설, 경영자능력 신호가설, 전유정보 공시비용가설)로 정리하고 있다. 이 중 주식보상가설(stock compensation hypothesis)은 경영자가 내부자거래를 통해 사적이득을 얻으려는 유인과 일맥상통한다.

4) 자본시장과 금융투자업에 관한 법률 제174조

5) 일반적으로 내부자(insider)는 임원과 주요주주를 의미하는데, 이 중 기업의 공시 의사결정에 영향을 미칠 수 있는 내부자는 임원일 것이므로 본 연구에서 내부자거래는 임원의 내부자거래를 의미한다(구체적인 내용은 후술하는 '제III절의 2. 주요변수 측정'을 참조).

한 계약체결 등과 같이 특정한 양식에 구애받지 않고 다양한 정보를 제공할 수 있는 한편 사후적 신뢰성 검증은 용이하지 않다는 특징이 있다. 다만 이들 정보의 속성에 따른 투자자들의 시장반응은 유의한 차별성이 없는 것으로 보고된다(Pownall et al. 1993).

따라서 경영자가 내부자거래와 관련하여 의도적으로 good news를 제공하는 경우에는 정량적 정보보다는 상대적으로 검증가능성이 낮은 정성적 정보를 활용할 가능성이 높을 것이다. 경영자의 good news 공시가 사후에 잘못된 것으로 판명되는 경우 경영자는 허위·과장 공시에 따른 불명예를 얻을 뿐만 아니라 주가하락 등의 사유로 투자손실을 경험한 투자자들에 의해 피소될 위험이 존재한다(Cheng and Lo 2006 ; Rogers 2008). 하지만 bad news 공시는 사후에 잘못된 정보로 판명된다고 하더라도 주가에는 긍정적인 영향을 미칠 수 있으며 경영자의 명성이 크게 훼손되거나 소송이 제기될 위험은 높지 않다(Skinner 1984 ; Graham et al. 2005). 따라서 경영자가 내부자거래를 위한 자발적 공시를 활용함에 있어서 공시정보의 편향에 따른 잠재적 위험차이와 공시정보의 속성에 따른 사후적 검증가능성을 고려한다면, good news를 의도적으로 증가시키는 경우에는 정량적 정보보다는 정성적 정보를 활용할 가능성이 높게 예상된다. 이에 본 연구의 두 번째 가설은 다음과 같이 설정한다.

가설 2 : 내부자 매도거래 전에 증가하는 good news는 정성적(qualitative) 속성을 가질 것이다.

마지막으로, 내부자거래를 위한 경영자의 자발적 공시 의사결정은 기업의 정보환경에 의해서도 영향을 받을 것으로 예상된다. Frankel and Li(2004)와 Aboody and Lev(2000)은 기업의 정보비대칭이 클수록 내부자거래로 인한 초과수익이 높아짐을 보고하고 있다. 이는 정보비대칭이 큰 기업일수록 내부정보에 우위를 가진 경영자가 시세차익을 얻을 수 있는 기회가 많아짐을 의미하는 결과이다. 또한 Rogers and Stocken(2005)은 정보비대칭이 심해 공시정보의 신뢰성을 평가하기 어려운 경우에 경영자의 기회주의적 공시행태가 유의하게 나타남을 제시하고 있다. 따라서 내부자거래를 위한 경영자의 자발적 공시유인은 정보비대칭이 큰 기업에서 보다 강하게 나타날 것으로 예상된다. 일반적으로 코스닥 상장기업은 유가증권 상장기업에 비해 규모가 작고, 성장성이 높으며, 당해 기업을 분석하는 재무분석가의 수가 적은 특징을 가진다. 이는 코스닥 상장기업의 정보환경이 유가증권 상장기업에 비해 열악함을 시사하는 특징이다(Frankel and Li 2004). 따라서 내부자거래를 위한 경영자의 기회주의적 공시행태는 유가증권 상장기업에 비해 코스닥 상장기업에서 활발하게 나타날 것으로 예상된다. 유사한 연구로서 김문철 외(2010)는 내부자거래와 이익조정 관계를 분석하면서 정보비대칭이 큰 코스닥 기업에서 내부자거래를 위한 이익조정 행위가 유의하게 나타남을 보고하고 있다. 이에 본 연구는 선행연구를 확장하여 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 3 : 내부자거래를 위한 경영자의 기회주의적 공시행태는 코스닥시장에서 보다 유의하게 나타날 것이다.

III. 연구방법론

1. 연구모형

본 연구의 목적은 내부자거래를 계획하고 있는 경영자가 거래 전에 good news 또는 bad news 공시를 기회주의적으로 활용하고 있는지를 확인하는 것이다. 이에 연구모형은 내부자거래 전의 자발적 공시 성향을 종속변수로, 내부자거래를 독립변수로 하는 회귀모형을 이용한다. 그러나 경영자의 자발적 공시와 내부자거래의 관련성은 자발적 공시를 내부자거래를 위해 전략적으로 이용하지 않는 경우에도 나타날 수 있다. 즉 내부자거래와는 무관한 사유로 자발적 공시가 이루어진 후 해당 공시가 주가에 미치는 영향에 따라 내부자거래가 후속적으로 발생할 수 있다. 가령, good news가 공시된 후에 주가가 상승하게 되면 내부자 매도거래가 나타날 수 있고, 반대로 bad news가 공시된 후에 주가가 하락하면 내부자 매수거래가 나타날 수 있다(이정엽 외 2013). 이에 본 연구는 자발적 공시에 기인한 내부자거래의 발생가능성을 통제하기 위해 아래의 식 (1)과 식 (2)의 연립방정식 모형을 구성하여 분석을 수행한다.⁶⁾

$$\begin{aligned} INS(INS_Buy, INS_Sell)_{t+1} = & \alpha_0 + \alpha_1 FD(FD_Good, FD_Bad)_t + \alpha_2 SIZE_{t+1} + \alpha_3 MBR_{t+1} \\ & + \alpha_4 PRET_{t+1} + \alpha_5 FRET_{t+1} + \alpha_6 FROE_{t+1} + \alpha_7 LOSS_{t+1} \\ & + \alpha_8 RND_{t+1} + \alpha_9 PINS(PINS_Buy, PINS_Sell)_{t+1} \\ & + \Sigma_{\alpha} YRD + \epsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} FD(FD_Good, FD_Bad)_t = & \beta_0 + \beta_1 INS(INS_Buy, INS_Sell)_{t+1} + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 MBR_t \\ & + \beta_4 LEV_t + \beta_5 BIG_t + \beta_6 FATA_t + \beta_7 ODR_t + \beta_8 ROE_t \\ & + \beta_9 VOL_t + \beta_{10} FSEO_t + \Sigma_{\beta} YRD + \epsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

변수정의 :

INS_t = t분기의 순내부자거래 (= $INS_Buy_t - INS_Sell_t$)

INS_Buy_t = t분기의 내부자 매수거래 (= t분기의 내부자 매수주식수/총발행주식수)

INS_Sell_t = t분기의 내부자 매도거래 (= t분기의 내부자 매도주식수/총발행주식수)

FD_t = t분기의 공정공시 성향(= $FD_Good_t - FD_Bad_t$)

FD_Good_t = t분기의 good news 공시횟수를 SIZE로 나눈 값

FD_Bad_t = t분기의 bad news 공시횟수를 SIZE로 나눈 값

$SIZE_t$ = t분기초 자산총액에 자연로그를 취한 값

MBR_t = t분기초 자기자본 장부금액 대비 시가총액 비율

6) 내부자거래와 이익조정과의 관계를 분석한 Park and Park(2004)의 연구에서도 내부자거래변수의 내생성을 통제하기 위해 연립방정식 모형을 사용하고 있다.

$PRET_t$ = t-1(전)분기 주식수익률
 $FRET_t$ = t+1(차)분기 주식수익률
 $FROE_t$ = t+1(차)분기 자기자본순이익률
 $LOSS_t$ = t분기에 당기순손실을 보고한 경우 1을 부여한 더미변수
 RND_t = t분기초 개발비 금액을 자산총액으로 나눈 값
 $PINS_t$ = t-1기(전)분기의 순내부자거래
 LEV_t = t분기초 부채비율(=부채총액/자산총액)
 BIG_t = t분기가 속한 연도의 외부감사인인 대형회계법인인 경우 1을 부여한 더미변수
 $FATA_t$ = t분기초 유형자산 금액을 자산총액으로 나눈 값
 ODR_t = t분기초 사외이사비율
 ROE_t = t분기의 자기자본순이익률(=분기순이익/평균 자기자본)
 VOL_t = 분기이익의 변동성(= t분기 전 4개 분기의 순이익 표준편차)
 $FSEO_t$ = t+1(차)분기에 유상증자를 실시한 경우 1을 부여한 더미변수
 YRD = 연도별 더미변수

식 (1)은 경영자의 자발적 공시에 의해 유발되는 내부자거래를 통제하기 위한 모형으로서 내부자거래를 종속변수로, 내부자거래 전의 자발적 공시성향을 독립변수로 사용한다. 아울러 선행 연구를 통해 내부자거래에 영향을 미치는 것으로 알려진 변수를 통제변수로 고려한다. SIZE는 기업규모가 내부자거래에 미치는 영향을 통제하는 변수이며(Seyhun 1986 ; Lakonishok and Lee 2001), MBR은 고성장기업일수록 내부자 매도거래가 많이 나타난다는 선행연구(Rozeff and Zaman 1998)에 따라 기업의 성장성을 통제하기 위한 변수이다. 내부자거래는 거래 전·후의 주식수익률과 관련성이 나타날 수 있으므로 이를 통제하기 위하여 내부자거래 전분기의 주식수익률(PRET)과 차분기의 주식수익률(FRET)을 각각 포함한다(Ke et al. 2003). 또한 김문철(2006)에 의하면 내부자거래는 미래의 경영성과를 반영할 수 있으므로 이를 통제하고자 차분기의 경영성과(FROE)를 포함하며, 손실기업의 차별적 내부자거래행태를 통제하고자 LOSS를 포함한다(Aier 2013). RND는 개발비가 내부자거래에 미치는 영향을 통제하기 위한 변수이며(Aboody and Lev 2000), 직전 기간의 내부자거래 실적을 통제하기 위해 PINS를 포함한다(Cheng and Lo 2006). 마지막으로 YRD는 연도별 특성을 통제하기 위한 연도별 더미변수이다.

식 (2)는 본 연구의 가설을 검증하기 위한 모형으로서 내부자거래 전의 자발적 공시성향(FD)을 종속변수로, 내부자거래(INS)를 독립변수로 구성한다. 경영자의 순매수거래 전에 good news (bad news)의 공시가 감소(증가)할 것으로 예상되는 바, β_1 은 음(-)의 값이 나타날 것으로 예상된다.⁷⁾

한편 식 (2)의 주요 통제변수는 다음과 같다. 기업규모가 클수록 공시에 대한 시장의 요구가 높아지며 평균적인 공시비용은 감소되어 자발적 공시가 증가할 수 있으므로 이를 통제하기 위

7) FD와 FD_Good을 종속변수로 하는 경우에 INS와 INS_Buy의 회귀계수(β_1)는 음(-)의 값, INS_Sell의 회귀계수는 양(+)의 값이 예상된다. 반대로 FD_Bad를 종속변수로 하는 경우에 INS와 INS_Buy의 회귀계수(β_1)는 양(+)의 값, INS_Sell의 회귀계수는 음(-)의 값이 예상된다.

해 SIZE를 포함한다(오원정 · 손성규 2006). 성장성이 높은 기업은 시장의 호의적인 평가를 얻기 위해 적극적인 공시행태를 보인다는 선행연구(정우성 2000)에 따라 MBR을 포함하며, 재무적 곤경가능성이 높을수록 경영자가 대외적 공시를 꺼리게 된다는 선행연구(Healy and Palepu 2001) 및 이와 반대로 부채가 많을수록 감시비용의 절감과 채권자의 필요를 충족하기 위해 자발적 공시가 증가한다는 선행연구(이정이 외 2009)에 따라 부채비율인 LEV를 포함한다. 또한 감사품질이 경영자의 자발적 공시에 미치는 영향을 통제하기 위해 BIG을 포함하며(안태식 외 2011), 기업은 전유비용(proprietary cost)에 관한 정보를 공시를 하지 않으려는 유인이 있으므로 전유정보의 대용치로서 FATA를 포함한다(Clarkson et al. 1994). 사외이사의 비율이 높을수록 공시량이 많아진다는 선행연구(이정화 · 손성규 2005)에 따라 ODR을 포함하며, 경영성과가 좋을수록 자발적인 공시유인이 나타날 수 있으므로 수익성을 나타내는 ROE를 포함한다(Lang and Lundholm 1993). 정보의 불확실성이 공시에 미치는 영향을 통제하기 위하여 이익의 변동성을 나타내는 VOL을 포함하며(Baginski and Hassell 1997), 외부자금의 조달필요성이 높은 기업은 미래 전망에 대하여 더 많은 공시를 하고자 하는 유인이 있으므로 이를 통제하기 위하여 차기의 유상증자 여부인 SEO를 포함한다(Lang and Lundholm 1993). 마지막으로 연도별 특성을 통제하기 위하여 연도별 더미변수를 포함한다.

2. 주요변수 측정

본 연구의 주요변수인 내부자거래변수(INS, INS_Buy, INS_Sell)와 자발적 공시변수(FD, FD_Good, FD_Bad)는 다음과 같이 측정한다.

가. 내부자거래

자본시장법상 내부자는 해당 기업의 임원 및 10% 이상의 주식을 소유한 주요주주로 정의된다. 본 연구는 내부자거래를 계획하고 있는 경영자가 거래이익을 위해 공시 의사결정을 기회주의적으로 수행하는지 여부를 분석하고 있으므로, 공시 의사결정에 영향력을 미칠 수 있는 임원의 내부자거래만을 분석대상으로 한다. 또한 내부자거래는 장내·외 매수거래 및 장내·외 매도거래를 측정대상으로 한다.⁸⁾ 이에 내부자거래(INS) 변수는 해당 기업의 임원이 장내·외 매매를 통해 거래한 순매수량(매수량-매도량)을 총발행주식수로 표준화하여 측정하며, 매도거래와 매수거래의 차별적 영향관계를 분석하기 위해 매수량(INS_Buy)과 매도량(INS_Sell) 각각의 측정치를 함께 사용한다.

8) 내부자거래는 증여 및 상속, 주식배당, 전환사채의 전환 및 신주인수권의 행사 등 다양한 목적에서 이루어지고 있다. 이러한 내부자거래는 특정한 목적에서 이루어지는 내부자거래로서 거래이익을 얻기 위한 기회주의적 동기에서 이루어졌다고 보기는 어렵다. 이와 유사하게 선행연구(김문철 등 2010)에서도 장내·외 매수거래 및 장내·외 매도거래만을 분석대상으로 하고 있다.

나. 자발적 공시성향

경영자의 자발적 공시성향(FD)은 금융감독원 전자공시시스템에 등록된 공정공시(fair disclosure) 횟수에 기초하여 측정한다. 구체적으로 기업의 공시정보 각각을 good news와 bad news로 구분한 후, 각각의 횟수(FD_Good, FD_Bad)와 good news에서 bad news를 차감한 횟수(FD)를 SIZE로 표준화하여 측정한다(이정화·손성규 2005 ; 안태식 외 2011).⁹⁾ 이때, 공시정보의 성격(news)은 공시일 전·후 3일간의 누적초과수익률(CAR)로 판단한다.¹⁰⁾ 즉 3일간의 누적초과수익률이 양(+)의 값을 갖는 경우에는 good news로 구분하며, 음(-)의 값을 가지면 bad news로 구분한다.¹¹⁾ 다만 CAR 수치가 매우 미미한 경우에는 측정오차의 문제가 제기될 수 있으므로 CAR의 절댓값이 전체의 하위 10%에 해당하는 공정공시 표본은 분석 대상에서 제외한다.¹²⁾

한편 공정공시 항목 중에서 매출액, 영업손익 등 전망/예측과 매출액, 영업손익 등 영업실적에 해당하는 공시는 정량적인 정보로 구분하며, 장래 사업계획 및 경영계획과 기타 공정공시 항목은 정성적인 정보로 구분한다.

3. 표본 선정

본 연구의 가설을 검증하기 위한 표본은 2003년부터 2009년까지 유가증권 및 코스닥 상장기업으로서 다음의 제외요건에 해당하지 않는 기업—분기로 구성된다.

- ① 해당 분기에 임원의 내부자거래 실적이 없는 기업
- ② 금융업에 속하는 기업
- ③ 결산월이 12월이 아닌 기업

- 9) 자발적 공시성향(FD) 변수를 개별 공정공시 횟수에서 표본의 평균 공정공시 횟수를 차감한 후 이를 표준편차로 나눈 값(표준화 Z값)과, (1+공정공시 횟수)에 자연로그를 취한 값으로 측정하더라도 실증 분석결과는 질적으로 동일하게 나타난다.
- 10) 초과수익률은 개별 기업의 수익률에서 해당일의 시장수익률(코스피지수, 코스닥지수)을 차감하여 산정하였다. 한편 시장수익률의 대용치로서 동일가중평균수익률(EWI)을 사용하더라도 실증분석결과는 일관되게 나타남을 확인하였다.
- 11) 본 연구에 사용된 공정공시는 총 6,838건이며, 이에 대한 초과수익률(CAR)의 기술통계량을 good news와 bad news로 구분하면 다음과 같다. good news 공시에 따른 초과수익률 평균은 0.0682로서 bad news 공시에 따른 초과수익률 평균(절댓값) 0.0566보다 다소 큰 것으로 나타나고 있다.

	표본수	평 균	표준편차	최소값	중위수	최대값
CAR(+)	3,634	0.0682	0.0604	0.0068	0.0480	0.2813
CAR(-)	3,204	-0.0566	0.0495	-0.2416	-0.0418	-0.0061

- 12) 한편 본 연구에서 자발적 공시횟수가 0인 표본을 제외하고 분석을 수행하거나, good news와 bad news를 구분함에 있어 누적초과수익률(CAR)이 하위 10%에 해당하는 표본까지 모두 포함하여 분석을 수행하더라도 실증결과는 일관되게 나타난다.

- ④ 순자산이 음(-)이거나, 감사의견이 ‘적정’의견이 아닌 기업
- ⑤ 분석에 필요한 재무자료 등을 입수할 수 없는 기업

본 연구는 경영자의 내부자거래가 자발적 공시에 미치는 영향을 분석하고 있으므로 기본적으로 내부자거래 실적이 보고된 기업-분기를 대상으로 표본을 구성한다. 금융업에 속하는 기업은 재무제표의 구성이나 영업환경이 비금융업과 상이하므로 표본에서 제외하였으며, 분석기간의 일치성을 높이기 위해 12월 결산법인으로 한정하였다. 또한 자본잠식기업은 정상적인 영업활동을 수행하지 못할 가능성이 높고, 감사의견이 적정의견이 아닌 기업은 재무정보의 신뢰성이 낮으므로 표본에서 제외한다. 마지막으로 분석에 필요한 재무자료 등을 입수할 수 없는 기업은 표본에서 제외한다. 그 결과, 위 조건을 모두 만족하여 분석에 사용된 표본은 7,297 기업-분기이다.

실증분석에 필요한 내부자거래자료 및 공정공시정보는 금융감독원 전자공시시스템(<http://dart.fss.or.kr>)과 한국거래소의 상장공시시스템(<http://kind.krx.co.kr>)에서 추출하였다. 또한 분석에 필요한 재무자료 등은 한국신용평가정보(주)의 KIS-Value와 상장회사협의회 TS2000에서 추출하였다. 한편 극단치로 인한 결과의 왜곡을 방지하기 위하여 상·하위 1%에 해당하는 변수값은 각각 상·하위 1%에 해당하는 값으로 조정(winsorization)하여 사용하였다.

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계량

<표 1>은 본 연구의 가설검증을 위해 사용된 변수들의 기술통계량을 제시하고 있다. 종속변수인 FD의 평균은 0.0024이며, FD_Good과 FD_Bad의 평균은 각각 0.0191과 0.0167로 나타난다. 이는 경영자의 자발적 공시가 평균적으로 낙관적 성향이 있음을 의미한다.¹³⁾

13) 본 연구에서 FD 측정에 사용된 공정공시 건수는 총 6,838건(표본기업의 SIZE로 표준화하기 전의 값)이다. 이를 news 성격에 따라 구분하면 good news는 3,634건(53.1%), bad news는 3,204건(46.9%)으로 good news의 빈도가 약 6.2% 높은 모습이 나타나며, 공시정보의 속성에 따라 구분하면 정량적 정보 3,122건(45.6%), 정성적 정보 3,716건(54.3%)으로 정성적 정보가 정량적 정보보다 약 8.7% 많은 특징을 보인다. 한편 공시정보의 성향에 따라 정보속성이 편향되지는 않은 것으로 나타난다.

	Good news	Bad news	합 계
정량적 정보	1,642	1,480	3,122 (45.6%)
정성적 정보	1,992	1,724	3,716 (54.3%)
합 계	3,634 (53.1%)	3,204 (46.9%)	6,838 (100.0%)
카이제곱(p값)	0.6971(0.4037)		

〈표 1〉 기술통계량

변 수 ¹⁾	평 균	표준편차	최소값	중위수	최대값
FD	0.0024	0.0381	-0.1197	0.0000	0.1251
FD_Good	0.0191	0.0346	0.0000	0.0000	0.1670
FD_Bad	0.0167	0.0323	0.0000	0.0000	0.1637
INS	-0.0038	0.0368	-0.2213	0.0001	0.1036
INS_Buy	0.0067	0.0186	0.0000	0.0002	0.1254
INS_Sell	0.0105	0.0342	0.0000	0.0000	0.2303
SIZE	25.409	1.574	22.882	25.051	30.588
MBR	1.4873	1.4982	0.1528	1.0132	9.5333
LEV	0.4251	0.2035	0.0413	0.4264	0.9170
BIG	0.5778	0.4939	0.0000	1.0000	1.0000
FATA	0.5038	0.1867	0.1106	0.5019	0.9462
ODR	0.1762	0.1617	0.0000	0.2000	0.6250
ROE	-0.0180	0.1568	-1.0528	0.0144	0.2024
VOL	0.0312	0.0576	0.0011	0.0128	0.3818
FSEO	0.1128	0.3164	0.0000	0.0000	1.0000

1) 변수정의 : FD =해당분기의 공정공시 성향($=FD_Good - FD_Bad$) ; FD_Good =해당분기의 good news 공시횟수/ $SIZE$; FD_Bad =해당분기의 bad news 공시횟수/ $SIZE$; INS =해당분기의 순내부자거래($=INS_Buy - INS_Sell$) ; INS_Buy =해당분기 중 임원의 매수거래량/총발행주식수 ; INS_Sell =해당분기 중 임원의 매도거래량/총발행주식수 ; $SIZE$ =분기초 자산총액에 자연로그를 취한 값 ; MBR =분기초 자기 자본 장부금액 대비 시가총액 비율 ; LEV =분기초 부채비율($=부채총액/자산총액$) ; BIG =해당연도의 외부감사인인 대형회계법인인 경우 1을 부여한 더미변수 ; $FATA$ =분기초 유형자산 금액을 자산총액으로 나눈 값 ; ODR =분기초 사외이사비율 ; ROE =해당분기의 자기자본순이익률($=분기순이익/평균 자기자본$) ; VOL =이익의 변동성($=직전 4개 분기 순이익의 표준편차$) ; $FSEO$ =차분기에 유상증자를 실시한 경우 1을 부여한 더미변수.

또한 주요 관심변수인 INS 의 평균은 -0.0038로서 내부자 매수거래보다 내부자 매도거래가 많은 것으로 나타난다. 다만 중위수는 내부자 매수거래가 다소 높은 것으로 나타나고 있어 내부자 매수거래는 다수의 기업에서 비교적 소액의 거래가 이루어지고 있는 반면 내부자 매도거래는 소수의 기업에서 비교적 고액으로 이루어지고 있음을 시사하고 있다. 그 외, 표본기업의 성장성(MBR)은 평균 1.49의 값을 가지는 것으로 나타나며, 부채비율(LEV)은 평균 42.51%를 보이고 있다. 표본의 57.78%에 해당하는 기업은 BIG 4에서 감사를 받고 있으며, 사외이사비율(ODR)의 평균은 17.62%로 나타나고 있다.

<표 2>는 분석에 사용된 변수간의 상관관계를 나타낸다. 대각선 상단은 피어슨 상관관계수이며, 대각선 하단은 스피어만 상관관계수이다.

〈표 2〉 상관관계

변 수	FD	FD_ Good	FD_ Bad	INS	INS_ Buy	INS_ Sell	SIZE	MBR	LEV	BIG	FATA	ODR	ROE	VOL	FSEO
FD															
FD_Good	0.607 ^{***}														
FD_Bad	-0.533 ^{***}	0.251 ^{***}													
INS	-0.007	-0.082 ^{***}	-0.083 ^{***}												
INS_Buy	-0.006	-0.092 ^{***}	-0.090 ^{***}	0.866 ^{***}											
INS_Sell	0.008	0.064 ^{***}	0.062 ^{***}	-0.831 ^{***}	-0.635 ^{***}										
SIZE	-0.026 ^{***}	-0.067 ^{***}	-0.035 ^{***}	0.037 ^{***}	-0.110 ^{***}	-0.210 ^{***}									
MBR	-0.034 ^{***}	0.171 ^{***}	0.216 ^{***}	-0.124 ^{***}	-0.139 ^{***}	0.097 ^{***}	-0.132 ^{***}								
LEV	-0.009	-0.009	-0.002	0.050 ^{***}	0.042 ^{***}	-0.058 ^{***}	0.191 ^{***}	0.042 ^{***}							
BIG	-0.000	0.045 ^{***}	0.051 ^{***}	-0.019 [*]	-0.089 ^{***}	-0.058 ^{***}	0.322 ^{***}	0.004	0.019						
FATA	-0.011	-0.091 ^{***}	-0.080 ^{***}	0.058 ^{***}	0.010	-0.105 ^{***}	0.279 ^{***}	-0.067 ^{***}	0.083 ^{***}	0.065 ^{***}					
ODR	-0.010	-0.077 ^{***}	-0.066 ^{***}	0.053 ^{***}	-0.010 [*]	-0.135 ^{***}	0.432 ^{***}	-0.030 ^{***}	0.114 ^{***}	0.145 ^{***}	0.178 ^{***}				
ROE	0.051 ^{***}	0.112 ^{***}	0.045 ^{***}	-0.035 ^{***}	-0.106 ^{***}	-0.031 ^{***}	0.244 ^{***}	0.049 ^{***}	-0.032 ^{***}	0.117 ^{***}	-0.113 ^{***}	0.052 ^{***}			
VOL	-0.009	0.057 ^{***}	0.075 ^{***}	-0.027 ^{***}	0.036 ^{***}	0.105 ^{***}	-0.408 ^{***}	0.198 ^{***}	-0.015 ^{***}	-0.117 ^{***}	-0.052 ^{***}	-0.113 ^{***}	-0.232 ^{***}		
FSEO	-0.010	0.082 ^{***}	0.085 ^{***}	-0.073 ^{***}	-0.039 ^{***}	0.116 ^{***}	-0.146 ^{***}	0.182 ^{***}	0.075 ^{***}	-0.050 ^{***}	-0.024 ^{***}	-0.043 ^{***}	-0.104 ^{***}	0.164 ^{***}	

1) 변수정의는 <표 1> 참조

2) 대각선 상단은 피어슨 상관관계를, 대각선 하단은 스피어만 상관관계를 나타냄.

3) *, **, ***은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

주요 결과를 살펴보면 다음과 같다. 먼저, FD와 INS간에는 유의한 상관성이 없는 것으로 나타난다. INS_Buy는 FD_Good 및 FD_Bad와 유의한 음의 상관관계가 나타나며, INS_Sell은 FD_Good 및 FD_Bad와 스피어만 상관관계에서만 유의한 양의 값을 보여주고 있다. 이는 내부자 매수거래(매도거래) 전에 good news의 공시는 감소(증가)하고, bad news의 공시는 증가(감소)할 것이라는 본 연구가설과 부분적으로만 일치하는 결과이다. 다만 이러한 결과는 자발적 공시에 영향을 미치는 제 결정요인을 통제하지 않은 결과이므로 해석에 유의할 필요가 있다.

다음으로, FD와 SIZE, MBR 간의 음(-)의 상관계수는 기업규모가 작거나 성장성이 낮은 기업일수록 good news 공시가 빈번함을 시사하고 있으며, INS와 SIZE, ROE 간의 양(+)의 상관계수는 기업규모가 크거나 수익성이 좋은 기업일수록 내부자 순매수거래가 나타남을 시사하고 있다. 기타 통제변수 사이에서는 SIZE와 BIG, SIZE와 ODR간에 유의한 양(+)의 상관계수가 나타나고 있어 기업규모가 클수록 대형회계법인을 선임하는 경향이 높으며 사외이사의 비율이 높은 것으로 해석된다. 한편 전반적으로 설명변수들간의 상관계수가 크지 않아서 본 연구모형의 다중공선성 문제는 심각하지 않은 것으로 판단된다.

2. 차이분석

<표 3>은 회귀분석에 앞서 단변량 차이분석을 수행한 결과이다. INS의 부호에 따라 내부자 순매수그룹(n=4,037)과 내부자 순매도그룹(n=3,260)을 구분하였으며, 이들 간의 자발적 공시성향(FD)의 차이를 t-검정하였다.

<표 3> 단변량 차이분석결과

변 수	내부자 순매수 (n=4,037)	내부자 순매도 (n=3,260)	차이	t 값
FD	0.0018	0.0031	-0.0013	-1.35
FD_Good	0.0162	0.0225	-0.0063	-7.63***
FD_Bad	0.0145	0.0194	-0.0049	-6.40***
SIZE	25.449	25.358	0.0910	2.43**
MBR	1.3485	1.6593	-0.3108	-8.71***
LEV	0.4345	0.4135	0.0210	4.37***
BIG	0.5717	0.5853	-0.0136	-1.17
FATA	0.5141	0.4909	0.0232	5.29***
ODR	0.1835	0.1671	0.0164	4.29***
ROE	-0.0153	-0.0214	0.0061	1.64
VOL	0.0301	0.0325	-0.0024	-1.78*
FSEO	0.0862	0.1457	-0.0595	-7.83***

- 1) 변수정의는 <표 1> 참조
 2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

분석결과, FD의 평균차이는 -0.0013 으로서 내부자 순매도그룹의 자발적 공시가 내부자 순매수 그룹에 비해 낙관적인 성향을 보이고 있으나 통계적으로 유의하지는 않다. 또한 FD_Good은 내부자 순매수그룹에 비해 내부자 순매도그룹이 유의하게 높아 본 연구가설과 일치하는 결과를 보였으나, FD_Bad 또한 내부자 순매도그룹의 값이 높게 나타나 본 연구가설과는 일치하지 않는 모습을 보이고 있다. 즉, 내부자 순매수기업에 비해 내부자 순매도기업에서 경영자의 자발적 공시가 활발하게 나타나고 있으나 공시성향에 있어서는 유의한 차이가 없는 것으로 요약된다. 한편 통제변수들의 차이분석 결과에서는 BIG과 FROE를 제외한 모든 변수에서 유의한 차이가 나타났다. 이는 내부자 매수거래와 내부자 매도거래 간에 체계적인 특성차이가 있음을 시사하는 결과이다.

3. 회귀분석 결과

가. 가설 1의 검증결과

<표 4>는 가설 1을 검증하기 위한 연립방정식 모형의 분석결과를 제시하고 있다. 패널 A는 내부자거래(INS, INS_Buy, INS_Sell)을 종속변수로 하는 식 (1)의 분석결과이며, 패널 B는 자발적 공시성향(FD)을 종속변수로 하는 식 (2)의 분석결과이다. 각 패널에서 모형 1은 INS와 FD를 연립하여 분석한 결과이며, 모형 2는 INS_Buy와 FD, 모형 3은 INS_Sell과 FD를 각각 연립하여 분석한 결과이다. 즉 내부자의 순매매거래가 자발적 공시성향에 미치는 영향과 함께 내부자거래의 방향(buy 또는 sell)이 공시성향에 미치는 영향을 분석하였다.

먼저, 패널 A의 분석결과에서 FD의 추정계수는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이는 자발적 공시 후에 기회주의적인 성격의 내부자거래가 나타난다는 선행연구(이정엽 외 2013)와는 일치하지 않는 결과이다. 다음, 패널 B의 분석결과에서 INS는 유의한 음(-)의 추정계수(-0.3892)를 보이고 있으며, INS_Buy와 INS_Sell은 각각 유의한 음(-)의 추정계수(-0.5839)와 유의한 양(+)의 추정계수(0.3572)를 보이고 있다. 이는 자발적 공시에 의해 유발되는 내부자거래를 통제 한 후에도, 내부자 매수거래 전에는 good news(bad news)의 공시가 감소(증가)하는 한편 내부자 매도거래 전에는 good news(bad news)의 공시가 증가(감소)함을 나타내는 결과이다. 즉 내부자 거래를 앞둔 경영자가 자발적 공시를 기회주의적으로 활용하고 있음을 보여주는 것으로서 본 연구가설 1을 지지하는 결과이다.

〈표 4〉 가설 1의 회귀분석 결과

패널 A : 식 (1)의 회귀분석결과						
	모형 1-(1)		모형 2-(1)		모형 3-(1)	
	종속변수 : INS		종속변수 : INS_Buy		종속변수 : INS_Sell	
	추정계수	t값	추정계수	t값	추정계수	t값
상수	-0.0576	-2.73***	0.0418	5.34***	0.0945	7.19***
FD	1.7878	1.47	0.6461	1.35	-0.8822	-1.20
SIZE	0.0023	2.74***	-0.0014	-4.61***	-0.0035	-6.74***
MBR	0.0003	0.56	0.0002	0.64	-0.0001	-0.40
PRET	-0.0384	-1.85*	-0.0130	-1.61	0.0210	1.69*
FRET	0.0009	0.25	-0.0018	-1.28	-0.0034	-1.49
FROE	0.0221	3.23***	-0.0035	-1.37	-0.0241	-5.72***
LOSS	0.0011	0.36	0.0038	3.03***	0.0030	1.63
RND	-0.0763	-1.94*	-0.0376	-2.41***	0.0334	1.44
PINS(Buy, Sell)	0.0609	0.43	0.1254	1.79*	0.1675	3.16***
연도더미	포 함		포 함		포 함	
F값	4.03***		11.68***		20.20***	
adj. R ² (%)	0.62		2.15		3.80	
표본수	7,297		7,297		7,297	

패널 B : 식 (2)의 회귀분석결과						
	모형 1-(2)		모형 2-(2)		모형 3-(2)	
	종속변수 : FD		종속변수 : FD		종속변수 : FD	
	추정계수	t값	추정계수	t값	추정계수	t값
상수	0.0070	0.65	0.0505	3.59***	-0.0079	-0.63***
INS	-0.3892	-4.64***				
INS_Buy			-0.5839	-2.75***		
INS_Sell					0.3572	4.15***
SIZE	-0.0003	-0.89	-0.0019	-3.41***	0.0002	0.43
MBR	-0.0006	-1.77*	-0.0008	-2.42**	-0.0004	-1.13
LEV	0.0014	0.58	0.0033	1.31	-0.0003	-0.13
BIG	0.0017	1.63	0.0005	0.49	0.0020	1.91*
FATA	0.0021	0.77	-0.0001	-0.01	0.0015	0.53
ODR	0.0036	1.01	0.00490	1.36	0.0017	0.49
ROE	0.0098	2.88***	0.0023	0.71	0.0111	3.16***
VOL	0.0073	0.79	0.0267	2.11**	-0.0072	-0.76
FSEO	-0.0026	-1.63	0.0000	0.00	-0.0030	-1.84*
연도더미	포 함		포 함		포 함	
F값	3.14***		2.39***		2.93***	
adj. R ² (%)	0.47		0.30		0.42	
표본수	7,297		7,297		7,297	

1) 변수정의는 <표 1> 참조

2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

한편 경영자가 기회주의적인 공시를 수행함에 있어서 주로 good news를 활용하는지, bad news를 활용하는지, 그 활용수단 여부를 분석한 결과는 <표 5>에 제시되어 있다. <표 5>는 FD를 대신하여 FD_Good과 FD_Bad를 각각 내부자거래와 연립하여 분석한 결과이다. 먼저, 패널 A는 내부자거래(INS, INS_Buy, INS_Sell)가 FD_Good에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 앞서 제시된 <표 4>의 결과와 마찬가지로 INS와 INS_Buy는 유의한 음(-)의 추정계수가 나타나고 있으며, INS_Sell은 유의한 양(+)의 추정계수를 보이고 있다. 이는 내부자 매수거래 전에는 good news 공시가 유의하게 감소하는 한편 매도거래 전에는 good news 공시가 유의하게 증가함을 보여주는 결과이다. 이에 비해, FD_Bad를 종속변수로 분석한 패널 B의 결과에서는 INS와 INS_Sell은 유의하지 않고, INS_Buy는 예상과 달리 유의한 음(-)의 추정계수를 보이고 있다.¹⁴⁾ 이는 내부자거래와 bad news 간에는 체계적인 관련성이 없음을 보여주는 결과이자, 앞선 <표 4>의 결과는 내부자거래와 good news의 관련성에 의해 유도된 결과임을 시사하고 있다.

그 외, 통제변수에서 나타난 결과는 대체로 선행연구와 일관된 모습을 보이고 있다. 즉 기업 규모(SIZE)가 크고, 성장기회(MBR)와 불확실성(VOL)이 높으며, 외부조달의 필요성(FSEO)이 높고, 대형회계법인으로부터 감사를 받는 기업(BIG)일수록 공시량이 증가하는 것으로 나타난다. 또한 부채비율(LEV)이 높고, 전유비용(FATA)이 클수록 공시량은 감소하는 것으로 나타난다. 또한 기업의 수익성(ROE)은 FD_Good을 종속변수로 하는 경우에만 유의한 양의 값을 보여주고 있어, 기업의 수익성이 양호할수록 Good news의 공시량이 증가함을 보여주고 있다. 반면, 사외이사비율(ODR)은 선행연구 결과와 달리 유의한 음(-)의 회귀계수가 나타나고 있어 공시량을 감소시키는 영향을 미치는 것으로 나타나고 있다.¹⁵⁾

요약하면, 경영자는 내부자 거래이익을 얻기 위해 good news 공시를 기회주의적으로 활용하는 반면 bad news를 활용하는 정도는 매우 낮은 것으로 나타난다. 이러한 결과는 bad news가 내부자거래 이외의 다른 측면에서 기업에 부정적인 영향을 줄 수 있기 때문으로 이해된다. 예를 들면, bad news에 따른 추가하락은 경영자의 보상이나 명성에 부정적인 영향을 줄 수 있으므로 내부자 거래이익을 도모하고자 하는 기회주의적 동기를 약화시킬 수 있을 것으로 판단된다.

14) INS_Buy가 유의한 음(-)의 추정계수를 보이는 것은 <표 3>에서 나타난 바와 같이, 내부자 매수거래의 경우 news 성향에 관계없이 전반적으로 공시빈도가 낮은 모습에 기인한 결과로 이해된다.

15) 사외이사비율(ODR)이 선행연구와 달리 음(-)의 회귀계수가 나타난 이유는 본 연구표본의 특성에 기인한 것일 수 있다. 본 연구는 내부자거래를 앞둔 경영자의 기회주의적 공시성향을 분석하고 있는 바, 사외이사가 경영자의 기회주의적 공시행위를 효과적으로 견제·제지하는 경우에는 전반적으로 공시량이 감소하는 효과를 가져 올 수 있기 때문이다.

〈표 5〉 News 성향별 가설 1의 회귀분석 결과

패널 A : Good news(FD_Good)를 종속변수로 이용한 결과						
	종속변수 : FD_Good					
	추정계수	t값	추정계수	t값	추정계수	t값
상수	-0.0606	-6.11***	0.0015	0.11	-0.0737	-6.56***
INS	-0.4449	-5.82***				
INS_Buy			-0.9304	-4.71***		
INS_Sell					0.3631	4.74***
SIZE	0.0029	7.32***	0.0007	1.28	0.0034	7.91***
MBR	0.0031	9.89***	0.0026	7.87***	0.0034	11.08***
LEV	-0.0080	-3.50***	-0.0047	-1.94*	-0.0098	-4.47***
BIG	0.0033	3.49***	0.0017	1.81*	0.0035	3.78***
FATA	-0.0122	-4.80***	-0.0143	-5.82***	-0.0133	-5.47***
ODR	-0.0089	-2.74***	-0.0061	-1.81*	-0.0110	-3.55***
ROE	0.0081	2.59***	-0.0018	-0.57	0.0088	2.81***
VOL	0.0401	4.69***	0.0731	6.21***	0.0246	2.92***
FSEO	0.0046	3.07***	0.0079	5.48***	0.0044	3.02***
연도더미	포 함		포 함		포 함	
F값	31.16***		33.00***		34.93***	
adj. R ² (%)	6.58		6.56		6.93	
표본수	7,297		7,297		7,297	
패널 B : Bad news(FD_Bad)를 종속변수로 이용한 결과						
	종속변수 : FD_Bad					
	추정계수	t값	추정계수	t값	추정계수	t값
상수	-0.0666	-8.05***	-0.0486	-4.32***	-0.0633	-6.50***
INS	-0.0308	-0.48				
INS_Buy			-0.3592	-2.12**		
INS_Sell					-0.0230	-0.35
SIZE	0.0033	9.89***	0.0026	5.75***	0.0032	8.38***
MBR	0.0038	14.42***	0.0036	12.40***	0.0038	14.43***
LEV	-0.0101	-5.30***	-0.0086	-4.17***	-0.0100	-5.25***
BIG	0.0014	1.71*	0.0010	1.23	0.0012	1.53
FATA	-0.0143	-6.76***	-0.0141	-6.67***	-0.0147	-6.99***
ODR	-0.0126	-4.67***	-0.0109	-3.81***	-0.0128	-4.74***
ROE	-0.0017	-0.64	-0.0038	-1.44	-0.0024	-0.88
VOL	0.0332	4.66***	0.0478	4.74***	0.0335	4.58***
FSEO	0.0071	5.76***	0.0078	6.26***	0.0074	5.85***
연도더미	포 함		포 함		포 함	
F값	43.27***		42.15***		43.41***	
adj. R ² (%)	8.48		8.27		8.69	
표본수	7,297		7,297		7,297	

1) 변수정의는 <표 1> 참조

2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

나. 가설 2의 검증결과

본 연구는 내부자 매도거래 전에 정성적 속성의 good news가 증가할 것이라는 가설을 세우고 있다(가설 2). <표 6>은 이를 검증한 결과이다.

<표 6> 가설 2의 회귀분석 결과

패널 A : 내부자거래가 정성적(qualitative) 공시에 미치는 영향				
	종속변수 : FD		종속변수 : FD_Good	
	모형 1-(2)	모형 2-(2)	모형 3-(2)	모형 4-(2)
상수	0.0174 (1.85)*	-0.0103 (-1.17)	0.0100 (1.06)	-0.0293 (-3.17)**
INS_Buy	-0.0938 (-0.66)		-0.1511 (-1.06)	
INS_Sell		0.2682 (4.46)**		0.3701 (5.86)**
SIZE	-0.0005 (-1.57)	0.0003 (1.11)	-0.0001 (-0.34)	0.0012 (3.49)**
MBR	-0.0002 (-0.91)	-0.0001 (-0.32)	0.0015 (6.43)**	0.0017 (7.11)**
LEV	-0.0020 (-1.15)	-0.0033 (-1.91)*	-0.0062 (-3.62)**	-0.0082 (-4.51)**
BIG	0.0006 (0.99)	0.0015 (2.07)**	0.0008 (1.30)	0.0020 (2.69)**
FATA	-0.0019 (-1.12)	-0.0004 (-0.21)	-0.0076 (-4.31)**	-0.0055 (-2.75)**
ODR	0.0008 (0.34)	0.0002 (0.08)	-0.0060 (-2.48)**	-0.0069 (-2.73)**
ROE	-0.0019 (-0.87)	0.0028 (1.16)	-0.0094 (-4.17)**	-0.0026 (-1.05)
VOL	0.0068 (0.81)	-0.0042 (-0.65)	0.0438 (5.16)**	0.0276 (3.99)**
FSEO	-0.0008 (-0.84)	-0.0026 (-2.33)**	0.0056 (5.43)**	0.0031 (2.65)**
연도더미	포 함	포 함	포 함	포 함
F값	2.86**	3.77**	48.67**	41.84**
adj. R ² (%)	0.41	0.61	9.47	8.22
표본수	7,297	7,297	7,297	7,297
패널 B : 내부자거래가 정량적(quantitative) 공시에 미치는 영향				
	종속변수 : FD		종속변수 : FD_Good	
	모형 5-(2)	모형 6-(2)	모형 7-(2)	모형 8-(2)
INS_Buy	-0.4899 (-3.37)**		-0.7575 (-6.27)**	
INS_Sell		0.0932 (1.68)*		-0.0001 (-0.01)
F값	2.09**	1.70*	20.84**	27.79**
adj. R ² (%)	0.24	0.15	4.17	5.55
표본수	7,297	7,297	7,297	7,297

1) 변수정의는 <표 1> 참조

2) ()안의 값은 t값을 의미함.

3) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

즉, 종속변수인 FD와 FD_Good은 공정공시 중에서 정성적인(qualitative) 정보만을 이용하여 측정하였으며,¹⁶⁾ 내부자 매수거래와 매도거래가 이들 종속변수에 미치는 영향을 연립방정식을 통해 분석하였다. 패널 A는 연립방정식 모형의 식 (2)에 나타난 결과이며, 비교목적으로 정량적(quantitative) 공시를 종속변수로 분석한 결과는 패널 B에 요약하였다.

결과를 살펴보면, 패널 A에서 INS_Buy는 FD와 FD_Good에 유의하지 않은 결과가 나타난 반면 INS_Sell은 모두 유의한 양(+)의 추정계수(0.2682, 0.3701)가 나타나고 있다. 이는 내부자 매도거래 전에 경영자는 주가를 높이기 위해 정성적 속성의 good news를 증가시킨다는 의미로서 본 연구가설 2를 지지하는 결과이다. 이와 비교하여, 패널 B에서 INS_Buy는 FD와 FD_Good에 모두 유의한 음(-)의 추정계수(-0.4899, -0.7575)를 보이는 반면 INS_Sell은 유의성이 낮거나 유의하지 않은 모습이 나타난다. 이는 내부자 매수거래 전에 경영자는 주가를 낮추기 위해서 주로 정량적 속성의 good news 공시를 감소시키는 것으로 해석된다.

따라서 이상의 결과를 정리하면, 내부자거래를 앞둔 경영자가 매도거래를 위해 주가를 높이고자 할 경우에는 정성적 good news를 증가시키는 한편, 매수거래를 위해 주가를 낮추고자 할 경우에는 정량적 good news를 감소시키는 전략을 취하는 것으로 요약된다. 그리고 이러한 경영자의 비대칭적 공시전략은 공시정보의 속성에 따른 사후적 검증가능성과 잠재적 위험요인을 고려한 의사결정으로 이해된다.

다. 가설 3의 검증

본 연구는 내부자거래와 연계된 기회주의적 공시행태가 유가증권시장보다는 정보비대칭성이 높은 코스닥시장에서 활발하게 나타날 것이라는 가설을 세우고 있다(가설 3). 이에 먼저 유가증권 상장기업과 코스닥 상장기업의 자발적 공시성향 및 내부자거래와 주요 기업특성을 비교하였다. <표 7>은 차이분석 결과를 제시하고 있다.

결과를 살펴보면, FD는 유의한 차이가 없으나 FD_Good과 FD_Bad는 모두 코스닥기업이 유의하게 높은 모습을 보이고 있다. 이는 내부자거래를 앞둔 코스닥기업이 유가증권기업에 비해 활발한 공시를 수행하는 것으로 해석된다. 또한 내부자거래(INS_Buy, INS_Sell)도 코스닥기업이 빈번한 모습을 보이고 있다. 다만 순거래량(INS)은 유가증권기업이 평균적으로 매수성향을 보이는 반면 코스닥기업은 매도성향을 보이는 것으로 나타난다. 전체적으로 볼 때, 코스닥 상장기업일수록 내부자거래 및 자발적 공시가 빈번하게 나타나는 것으로 해석된다. 따라서 내부자거래이익을 위한 기회주의적 동기 또한 코스닥기업에서 보다 강하게 나타날 것으로 예상된다.

한편 통제변수에서는 모든 차이가 유의한 것으로 나타나고 있다. 즉, 코스닥 상장기업은 상대적으로 기업규모가 작고 성장성이 높으며, 사외이사비율이 낮고 이익변동성이 높은 특징을 보이

16) 공정공시 항목 중에서 매출액, 영업손익 등 전망/예측과 매출액, 영업손익 등 영업실적에 해당하는 공시는 정량적인 정보로 구분하며, 장래 사업계획 및 경영계획과 기타 공정공시 항목은 정성적인 정보로 구분하였다.

고 있다. 이러한 특성차이는 코스닥 상장기업일수록 정보비대칭이 크게 나타날 수 있음을 시사하는 결과이다.

〈표 7〉 유가증권 및 코스닥 기업의 주요 특성차이

변 수	유가증권 상장기업 (n=4,037)	코스닥 상장기업 (n=3,260)	차 이	t 값
FD	0.0021	0.0026	-0.0005	-0.48
FD_Good	0.0141	0.0224	-0.0083	-10.79***
FD_Bad	0.0120	0.0198	-0.0078	-10.99***
INS	0.0008	-0.0069	0.0077	9.63***
INS_Buy	0.0052	0.0078	-0.0026	-6.14***
INS_Sell	0.0044	0.0146	-0.0102	-14.04***
SIZE	26.589	24.616	1.973	59.34***
MBR	1.2440	1.6506	-0.4066	-11.97***
LEV	0.4601	0.4016	0.0585	12.41***
BIG	0.7058	0.4919	0.2139	18.90***
FATA	0.5552	0.4693	0.0859	19.92***
ODR	0.2546	0.1236	0.131	35.42***
ROE	0.0060	-0.0342	0.0402	11.88***
VOL	0.0190	0.0394	-0.0204	-16.77***
FSEO	0.0727	0.1397	-0.067	-9.42***

1) 변수정의는 <표 1> 참조

2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

<표 8>은 가설 3의 검증을 위하여 연구표본을 유가증권 상장기업과 코스닥 상장기업으로 구분한 후, 각각 연립방정식 모형을 분석한 결과이다. 종속변수는 자발적 공시성향을 나타내는 FD이며, 관심변수는 내부자거래(INS, INS_Buy, INS_Sell)이다.

유가증권 상장기업을 분석한 모형 1부터 모형 3에서 INS는 유의한 음(-)의 추정계수가 나타나며, INS_Sell은 유의한 양(+)의 추정계수가 나타난다. 이는 내부자 매도거래 전에 주가를 높이 고자 낙관적 성향의 자발적 공시가 이루어지고 있음을 의미한다. 다만 INS_Buy는 유의하지 않은 것으로 나타나, 내부자 매수거래 전에 주가를 낮추기 위한 기회주의적 공시는 활발하지 않은 것으로 해석된다. 이에 비해, 코스닥 상장기업을 분석한 모형 4부터 모형 6에서는 모든 내부자거래 변수가 예상한 방향으로 유의한 결과를 보이고 있다.

〈표 8〉 가설 3의 회귀분석 결과

	유가증권 상장기업(종속변수 : FD)			코스닥 상장기업(종속변수 : FD)		
	모형 1-(2)	모형 2-(2)	모형 3-(2)	모형 4-(2)	모형 5-(2)	모형 6-(2)
상수	0.0142 (1.11)	0.0174 (0.85)	-0.0070 (-0.47)	0.0369 (1.47)	0.1136 (3.89) ^{***}	0.0205 (0.76)
INS	-0.2562 (-2.24) ^{**}			-0.4652 (-3.92) ^{***}		
INS_Buy		-0.0511 (-0.18)			-0.6750 (-2.43) ^{**}	
INS_Sell			0.3822 (2.78) ^{***}			0.3577 (3.21) ^{***}
SIZE	-0.0004 (-0.71)	-0.0005 (-0.57)	0.0005 (0.79)	-0.0018 (-1.81) [*]	-0.0045 (-3.94) ^{***}	-0.0011 (-1.07)
MBR	0.0002 (0.29)	0.0002 (0.34)	0.0002 (0.34)	-0.0009 (-2.01) ^{**}	-0.0013 (-2.90) ^{***}	-0.0007 (-1.51)
LEV	0.0044 (1.24)	0.0048 (1.19)	0.0015 (0.40)	-0.0005 (-0.15)	0.0015 (0.46)	-0.0019 (-0.57)
BIG	0.0000 (0.00)	-0.0001 (-0.09)	0.0005 (0.36)	0.0027 (1.85) [*]	0.0009 (0.71)	0.0027 (1.93) [*]
FATA	-0.0060 (-1.57)	-0.0061 (-1.50)	-0.0076 (-1.98) ^{**}	0.0081 (2.02) ^{**}	0.0025 (0.71)	0.0073 (1.89) [*]
ODR	0.0018 (0.40)	0.0009 (0.20)	0.0004 (0.09)	0.0036 (0.66)	0.0057 (1.08)	0.0018 (0.36)
ROE	0.0177 (2.82) ^{***}	0.0165 (2.56) ^{**}	0.0196 (3.07) ^{***}	0.0089 (2.05) ^{**}	0.0001 (0.03)	0.0092 (2.12) ^{**}
VOL	-0.0088 (-0.45)	-0.0005 (-0.02)	-0.0173 (-0.85)	0.0112 (0.93)	0.0294 (1.78) [*]	-0.0067 (-0.60)
FSEO	-0.0004 (-0.14)	0.0005 (0.20)	-0.0004 (-0.15)	-0.00381 (-1.76) [*]	-0.0001 (-0.03)	-0.0042 (-2.00) ^{**}
연도더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
F값	1.70 ^{**}	1.43	1.83 ^{**}	2.78 ^{***}	2.42 ^{***}	2.64 ^{***}
adj. R ² (%)	0.38	0.24	0.45	0.65	0.52	0.60
표본수		2,930			4,367	

1) 변수정의는 <표 1> 참조

2) ()안의 값은 t값을 의미함.

3) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 의미함.

즉, 내부자 매수거래를 앞둔 경영자는 주가를 낮추기 위해 낙관적 성향의 자발적 공시를 축소하는 한편 매도거래를 앞둔 경영자는 주가를 높이기 위해 낙관적 성향의 자발적 공시를 확대하는 것으로 나타난다. 아울러 추정계수의 크기나 통계적 유의성도 코스닥 표본에서 보다 높은 것으로 나타나, 내부자거래를 위한 경영자의 기회주의적 공시행태는 유가증권시장보다 코스닥시장에서 활발히 나타남을 시사하고 있다.

요약하면, 내부자거래와 관련된 경영자의 기회주의적 공시행태는 유가증권시장이나 코스닥시장 모두에서 발견되고 있으나, 그 정도와 유의성은 코스닥시장에서 보다 크게 나타난다. 이러한 결과는 이해관계자가 적고 정보비대칭이 심한 코스닥 기업에서 기회주의적 동기가 강하게 작용할 것이라는 본 연구가설 3을 지지하는 결과이다.

V. 요약 및 결론

기업 경영자가 내부자거래를 통해 사적이익을 추구하고자 한다면, 매수거래 전에 비관적 성향의 자발적 공시를 통해 주가하락을 유도하고, 반대로 매도거래 전에 낙관적 성향의 공시를 통해 주가상승을 유도할 수 있을 것이다. 본 연구는 내부자거래와 관련하여 나타날 수 있는 경영자의 기회주의적 공시행태를 실증적으로 분석하였다.

2003년부터 2009년까지 내부자거래가 발생한 상장기업을 대상으로 수행한 분석결과는 다음과 같다. 첫째, 내부자 매수거래 전에 good news가 유의하게 감소하는 한편 내부자 매도거래 전에는 good news가 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 이는 내부자 거래이익을 얻기 위한 경영자의 자발적 공시가 기회주의적으로 이루어지고 있음을 의미한다. 다만, 내부자거래를 위해 bad news를 이용하지는 않는 것으로 나타났다.

둘째, 내부자 매도거래 전에 주가를 높이기 위한 good news는 주로 정성적 정보를 활용하는 것으로 나타났다. 이는 good news가 사후에 잘못된 정보로 판명될 경우 경영자의 명성하락이나 잠재적 소송위험이 높아질 수 있는 만큼 정량적 정보에 비해 상대적으로 검증가능성이 낮은 정성적 정보를 활용하는 것으로 해석된다.

마지막으로, 내부자거래와 관련된 경영자의 기회주의적 공시행태는 유가증권시장보다 코스닥시장에서 보다 활발한 것으로 나타났다. 이는 상대적으로 이해관계자가 적고 정보비대칭이 높은 코스닥기업에서 경영자의 기회주의적 동기가 강하게 작용한 것으로 이해된다.

내부자거래 분야에서 다양한 연구가 수행되어 왔던 외국과 달리 우리나라는 관련 연구가 매우 부족한 것이 사실이다. 본 연구는 국내 기업을 대상으로 내부자거래와 자발적 공시의 관계를 새롭게 분석하였으며, 그 결과로서 경영자의 기회주의적 공시행태를 밝히고 있다. 이러한 결과는 자본시장의 건전한 발전을 도모하는 감독기관과 시장참여자들에게 기업의 공시행태를 이해하는 데 유용한 시사점을 제공할 것으로 기대된다.

참고문헌

- 권수영 · 황문호 · 고영우. 2010. “경영자 이익예측정보의 시장반응과 그 결정요인”. 경영학연구 제39권 제4호 : 995-1021.
- 김문철. 2006. “내부자거래는 이익지속성 및 미래 이익에 대한 경영자의 정보를 반영하는가?” 세무와회계저널 제7권 제3호 : 141-167.
- 김문철 · 전영순 · 이정엽. 2010. “내부자거래와 이익조정”. 회계학연구 제35권 제4호 : 1-37.
- 김성민 · 전상경. 2005. “공정공시 제도 도입이후 기업의 공시행태 및 비기대실적치의 정보효과”. 증권학회지 제34권 제3호 : 71-100.
- 손성규 · 고재민 · 정기위. 2011. “내부자거래의 장단기 유형에 따른 이익조정 수단의 차별적 선택”. 한국증권학회지 제40권 제4호 : 579-607.
- 안태식 · 심호식 · 박진하. 2011. “노동조합이 기업의 공정공시에 미치는 영향에 대한 연구”. 회계학연구 제35권 제4호 : 55-94.
- 오원정 · 손성규. 2006. “공정공시제도의 시행효과 및 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부와 관련된 기업특성에 관한 연구”. 경영학연구 제35권 제5호 : 1449-1478.
- 이정엽 · 김문철 · 전영순. 2013. “공정공시와 관련된 내부자거래의 동기에 관한 연구”. 한국증권학회지 제42권 제2호 : 463-494.
- 이정이 · 김이배 · 김철환. 2009. “XBRL을 기반으로 자발적 공시를 행한 기업의 특성” 세무와회계저널 제10권 제1호 : 249-277.
- 이정화 · 손성규. 2005. “기업지배구조와 회계정보공시와의 관계에 대한 실증연구”. 회계학연구 제30권 제3호 : 33-69.
- 이화진 · 이계원. 2012. “경영자 이익 예측의 전략적 수정공시와 주식수익률”. 세무와회계저널 제13권 제2호 : 253-280.
- 전성빈 · 최순재. 1998. “내부자거래의 내부정보 이용에 관한 연구”. 증권학회지 제22권 : 1-29.
- 정우성. 2000. “경영자예측정보의 자발적 공시와 기업특성”. 대한경영학회지 제23권 : 113-142.
- Aboody, D., and R. Kasznik. 2000. CEO stock option awards and the timing of corporate voluntary disclosures. *Journal of Accounting and Economics* 29 (1) : 73-100.
- Aboody, D., and B. Lev. 2000. Information Asymmetry, R&D, and Insider Gains. *The Journal of Finance* 55(6) : 2747-2766.
- Aier, J. K. 2013. Insider Trading in Loss Firms. *Advances in Accounting* 29(1), 12-26.
- Ajinkya, B. B., and M. J. Gift. 1984. Corporate Managers' Earnings Forecasts and Symmetrical Adjustments of Market Expectations. *Journal of Accounting Research* 22(2) : 425-444.
- Baginski, S., and M. Hassell. 1997. Determinants of Management Forecast Precision. *The Accounting Review* 72(2) : 303-312.
- Beneish, M., and M. Vargus. 2002. Insider Trading, Earnings Quality, and Accrual Mispricing.

- The Accounting Review* 77(4) : 755–792.
- Cheon, Y. S., M. Kim, and M. Hwang. 2011. Post-Initial Public Offering Earnings Management Driven by Insider Selling Motives : Using KOSDAQ Initial Public Offerings. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies* 40 : 627–657.
- Cheng, Q., and K. Lo. 2006. Insider Trading and Voluntary Disclosures. *Journal of Accounting Research* 44(5) : 815–848.
- Cheng, Q., T. Luo, and H. Yue. 2012. Managerial Incentives and Management Forecast Precision. Working Paper.
- Clarkson, P. M., J. L. Kao, and G. D. Richardson. 1994. The Voluntary Inclusion of Forecasts in the MD&A Section of Annual Reports. *Contemporary Accounting Research* 11(Fall) : 423–450.
- Ertimur, Y., E. Sletten, and J. Sunder. 2007. Voluntary Disclosure Strategy around IPO Lockup Expirations. Working Paper.
- Frankel, R., and X. Li. 2004. Characteristics of a Firm's Information Environment and the Information Asymmetry between Insiders and Outsiders. *Journal of Accounting and Economics* 37(2) : 229–259.
- Graham, J., C. R. Harvey, and S. Rajgopal. 2005. The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of Accounting and Economics* 40 : 3–73.
- Gu, F., and J. Q. Li. 2007. The Credibility of Voluntary Disclosure and Insider Stock Transactions. *Journal of Accounting Research* 45(4) : 771–810.
- Healy, P., and K. Palepu. 2001. Information Asymmetry, Corporate Disclosure, and the Capital Markets : A Review of the Empirical Disclosure Literature. *Journal of Accounting and Economics* 31 : 405–440.
- Jaffe, J. 1974. Special Information and Insider Trading. *Journal of Business* 47(3) : 410–428.
- Ke, B., S. Huddart, and K. Petroni. 2003. What Insiders Know about Future Earnings and How They Use It : Evidence from Insider Trades. *Journal of Accounting & Economics* 35 : 315–346.
- Lang, M., and R. Lundholm. 1993. Cross-Sectional Determinants of Analysts Ratings of Corporate Disclosures. *Journal of Accounting Research* 31 : 246–271.
- Lakonishok, J., and I. Lee. 2001. Are Insider Trades Informative? *The Review of Financial Studies* 14(1) : 79–111.
- Noe, C. F. 1999 Voluntary Disclosures and Insider Transactions. *Journal of Accounting and Economics* 27 : 305–326.
- Park, M. S., and T. Park. 2004. Insider Sales and Earnings Management. *Journal of Accounting*

- and Public Policy* 23 : 381–411.
- Pownall, G., C. Wasley, and G. Waymire. 1993. The Stock Price Effects of Alternative Types of Management Earnings Forecasts. *The Accounting Review* 68(4) : 896–912.
- Rogers, J. L. 2008. Disclosure Quality and Management Trading Incentives. *Journal of Accounting Research* 46(5) : 1265–1296.
- Rogers, J. L., and P. C. Stocken. 2005. Credibility of Management Forecast. *Accounting Review* 80(4) : 1233–1260.
- Rozeff, M., and M. Zaman. 1998. Overreaction and Insider Trading : Evidence from Growth and Value Portfolios. *The Journal of Finance* 53(2) : 701–716.
- Seyhun, H. N. 1986. Insider Portfolio, Costs of Trading, and Market Efficiency. *Journal of Financial Economics* 16(2) : 189–212.
- Sivakumar, K., and G. Waymire. 1994. Insider Trading Following Material News Events : Evidence from Earnings. *Financial Management* 23 : 23–32.
- Skinner, D. 1994. Why firms voluntarily disclose bad news. *Journal of Accounting Research* 32 : 38–60.

The Effect of Insider Trading on Management Voluntary Disclosures

Moonchul Kim^{*} · Jungyoun Lee^{**} · Mincheol Woo^{***} · Mun Ho Hwang^{****}

〈Abstract〉

This study investigates whether insiders opportunistically choose disclosure policy before insider trading. If managers plan to sell (buy) shares in the future, they have incentives to increase the number of good (bad) news so that they can subsequently sell (buy) at higher (lower) price.

Using insider trading data from 2003 to 2009, we find the following results. First, the number of good news decreases significantly before insider buying transactions, and increases before insider selling transactions. These results suggest that managers exploit voluntary disclosures opportunistically in order to maximize trading profits. Second, the positive relation between the number of good news and insider selling transactions is mainly attributed to qualitative disclosures. This finding suggests that managers exploit qualitative disclosure to avoid litigation risk and reputation loss. Lastly, the association between voluntary disclosure frequency and insider trading is stronger in KOSDAQ firms than in KOSPI firms. This result implies managers' opportunistic disclosure strategy is more salient in KOSDAQ firms with high information asymmetry.

Prior research documents that insiders time their trades strategically after voluntary disclosures. In contrast, this study considers voluntary disclosures as a strategic choice variable that allows managers to trade at more favorable prices. Our results provide useful implications for regulators and market participants with respect to interpretations of voluntary disclosures in the presence of frequent insider trading.

〈Key words〉 insider trading, voluntary disclosures, quantitative disclosures, qualitative disclosures, information asymmetry

* Professor, School of Management, Kyung Hee University

** Assistant Professor, Department of Global Business Administration, Shingu College

*** Ph. D., Korea exchange

**** Assistant Professor, School of Management, Kyung Hee University