시장질서교란행위 규제가 애널리스트 정보 생성에 미치는 영향*

조 수 지 (단국대학교)

양 철 원 (단국대학교)**

〈요약〉

본 연구는 2015년 7월부터 시행된 자본시장법 상 시장질서교란행위에 대한 규제가 애널리스트의 정보생성활동에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 신설된 시장질서교란행위는 기존의 내부자 거래 금지조항에 비해 내부자의 범위 및 정보의 성격과 범위가 획기적으로 확장되었다. 애널리스트는 자본 시장에서 정보생성에 가장 주도적인 역할을 하는 주체로서 시장질서교란행위 규제에 가장 민감한 시장참여자일 것이다. 실증분석 결과, 시장질서교란행위 규제 시행 이후 애널리스트의 기업에 대한 EPS(earnings per share) 예측오차가 유의적으로 증가하였음을 발견하였다. 이러한 변화는 애널리스트의 수, 주가 변동성, 거래량 등을 통제한 후에도 유의미하였다. 이러한 현상은 주로 소규모 및 중규모의 기업들과 제도시행 전 예측정확도가 높았던 기업들에서 집중적으로 발견되었다. 또한 2016년 후반 한미약품 미공개 정보이용 사건에 대해 신설된 규제로 대대적 법 집행을 한 이후 애널리스트의 예측오차가 유의미하게 증가하였음을 발견하였다. 본 연구의 결과는 제도변화가 자본시장의 정보생성활동에 중요한 영향을 미침을 시사한다.

핵심 단어 : 시장질서교란행위, 내부자 거래, 애널리스트, 정보생성, 예측오차

JEL 분류기호: G14, G23, G28

* 본 논문에 대해 유익한 조언을 해 주신 동의대 박광수 교수님, 김동양, 신민석 애널리스트, 2017년 한국증권학회 제1차 정기학술발표회 참석자, 그리고 익명의 심사자들에게 감사드립니다.

** 연락담당 저자. 주소: 경기도 용인시 수지구 죽전로 152 단국대학교, 16890; E-mail: yang@dankook.ac.kr; Tel: 031-8005-3437; Fax: 031-8021-7208.

투고일 2017-10-27; 수정일 1차 2018-02-05, 2차 2018-03-08; 게재확정일 2018-03-28

1. 서론

시장에서 정보의 생성과 획득 활동은 어느 정도까지 규제되어야 하는가? 이는 시장이 어느 정도 효율적인가? 하는 질문과도 연관되어 있다. 효율적 시장가설을 주창한 Fama 이후 많은 연구들은 공적 정보(publicly available information)까지는 시장가격에 반영되는, 이른바 준강형 효율성(semi-strong-form efficiency)에 대해 어느 정도 합의한 것처럼 보인다(Fama, 1970, 1991). 이는 사적 정보(private information)가 주가에 즉각 반영된다는 강형시장에 대해서는 인정하지 않는 것이기도 하다. 강형 효율성(strong-form efficiency)에 대한 대표적인 검증이라 할 수 있는 내부자 거래(inside tradings)에 대한 연구들은 전반적으로 기업의 내부정보(inside information)를 이용하여 거래하면 유의미한 이익을 얻는 것으로 결론내리고 있다(Jaffe, 1974; Givoly and Palmon, 1985; Seyhun, 1986, 1992; Lin and Howe, 1990).

이는 결과적으로 내부자 거래를 금지하는 정책과도 연관되어 있다. 미국을 비롯한 세계 대부분의 나라에서 내부자 거래는 법적으로 금지되어 있다. 하지만 그 정도에 있어서는 나라마다 차이를 보이고 있다(Bhattacharya and Daouk, 2002). 내부자 거래 규제의 정도에 있어서 최적 안이 무엇인지에 대한 연구들도 존재한다(Shin, 1996; DeMarzo, Fishman, and Hagerty, 1998). 모든 규제에는 이에 따르는 비용이 발생하기 마련이므로, 규제가 주는 이득과 비용을 적절히 조화시키는 것이 중요하다 하겠다.

한국에서도 내부자 거래는 자본시장법을 통해 금지되어 있다. 하지만 2014년 12월에 신설되어 2015년 7월부터 시행된 시장질서교란행위 금지 조항은 내부자 거래 규제에 질적인 변화를 가져올 법 개정으로 평가받고 있다. 신설된 시장질서교란행위는 기존의 내부자 거래 금지조항이 요구하였던 내부자의 신분성, 정보의 업무관련성, 정보취득 시 직무관련성 등의 구성요건을 필요로 하지 않는다. 즉, 내부자의 범위 및 정보의 성격과 범위가 획기적으로 확대되었다. 구체적으로 새로운 규제는 금융투자 상품의 매매 등에 중대한 영향을 줄 가능성이 있는 미공개 정보를 생산하거나 알게 된 자 모두를 규제의 대상으로 한다. 이에 따라 투자판단에 중요한 미공개 정보이면 규제대상 정보가 되며, 정보를 알게 된 자는 모두 규제대상자에 포함된다.

본 연구는 새롭게 도입된 시장질서교란행위 규제가 애널리스트의 정보생성 활동에 미치는 영향에 대해 연구하였다. 자본시장에서 정보생성에 가장 주도적인 역할을 하는 주체가 애널리스트이다. 이 때문에 애널리스트가 시장질서교란행위 규제라는 제도에 가장 민감한 시장참여자일 것이라 생각된다. 본 연구는 이들의 활동 변화를 통해 규제 강화의 영향력을 평가해 보고자 한다. 또한 애널리스트들의 예측 정보는 시장에서 정기적으로 생성되는 자료이기 때문에 제도 도입의 효과를 살펴보기에 적합하다.

법조계에서는 시장질서교란행위의 규제의 도입을 자본시장의 불공정거래 규제체계에 지각 변동의 시작이라고 평가하기도 한다. 즉, 시장질서교란행위에 대한 규제가 우리나라 불공정 거래 규제 역사에서 시장의 질적인 변화를 가져오게 될 큰 입법조치 중 하나가 될 것으로 예측한다. 1991년에 증권거래법에 도입된 상장법인 내부자의 미공개 중요 정보이용 금지(내부자 거래 금지)와 2009년 자본시장법 제정 시 도입된 포괄적 반사기 조항인 부정거래 등과 버금가는

질적인 변화에 해당한다는 것이다(성희활, 2015; 이정수, 2015).

실무자들도 이 규제에 대해 민감하게 반응하는 것 같다. 황영기 금융투자협회장은 2015년 7월 21일 서울 여의도 금융투자협회 볼스홀에서 열린, 한경비즈니스 선정하는 2015년 상반기 베스트 증권사·애널리스트 시상식에 참석해 “지난 1일부터 시행된 시장질서 교란행위 규제는 잘못된 제도”라고 비판했다.¹⁾ 그의 논리는 새로 도입된 시장질서교란행위 규제는 해당 정보를 이용할 목적이 없더라도 처벌 대상이 될 수 있기 때문에 증권사 애널리스트의 기업탐방 활동이 대폭 위축될 수 있으며, 이는 결과적으로 “시장의 활력과 정보생산의 인센티브를 줄이는 문제”를 야기할 것이라고 주장하였다. 당사자인 애널리스트들도 시장질서교란행위에 대한 처벌이 강화되면서 기업정보를 얻을 수 있는 창구는 기업의 IR(investor relations) 부서로 사실상 제한되는 등 활동에 많은 제약을 받고 있다고 하소연하기도 한다.²⁾

본 연구는 이러한 시장질서교란행위 규제의 영향에 대한 논란을 실제 애널리스트 자료를 이용한 실증분석을 통해 살펴보고자 한다. 이를 위해 본 연구는 시장질서교란행위 규제가 도입되기 전·후의 애널리스트들의 정보생성 활동을 비교하는데 초점을 두었다. 분석 기간은 2013년 3분기부터 2017년 2분기까지 제도 시행 전·후 각각 2년, 총 4년 동안으로 설정하였으며, 자료는 FnGuide에서 제공하는 KOSPI200 상장기업의 주식 종목정보와 국내 증권사 애널리스트 분석보고서를 사용하였다.

규제가 미치는 영향을 파악하기 위해서는 애널리스트들의 정보생성 활동을 어떻게 측정할지가 중요한 문제이다. 본 연구에서는 양적 측정치와 질적 측정치 두 가지를 사용하였다. 양적 측정치로는 애널리스트의 기업에 대한 EPS 추정수와 추천 의견수 등의 간단한 수량 자료를 사용하였다. 질적 측정치로는 애널리스트의 EPS에 대한 예측오차를 계산하여 사용하였다. 만약 시장질서교란행위 규제에 대한 도입이 애널리스트들의 정보생성활동을 위축시켰다면, 규제 시행 이후에 EPS 추정수와 추천 의견수는 유의미하게 감소할 것이며 반대로 예측오차는 증가할 것이다.

실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 시장질서교란행위 규제 시행 이후 애널리스트의 EPS 추정수는 감소하였으며 EPS 예측오차는 유의적으로 증가하였다. 월콕슨 부호순위검정이나 회귀분석 모두를 통해 그 유의성이 확인되었다. 이는 시장질서교란행위 규제에 의해 애널리스트들의 활동이 위축되고 이익예측의 정확성이 하락하였음을 의미한다.

둘째, 애널리스트 예측 정확성의 하락은 주로 소규모 및 중규모의 기업들과 시행 이전 예측 정확도가 높았던 기업들에서 발생하였다. 이는 애널리스트 산업의 저변을 위협할 수 있는 결과들이다. 규모가 큰 기업은 많은 투자자들이 관심을 갖기 때문에 애널리스트가 아니더라도 정보의 생성과 유통이 원활할 수 있지만, 그 이하의 기업들에 대해서는 애널리스트의 정보 공급에 대한 의존도가 높다. 이런 기업들에 대한 애널리스트의 활동이 위축되는 것은 시장 효율성에 큰 타격을 줄 수 있다. 또한 예측정확도가 가장 높았던 기업들에서 정확도의 저하

1) 한국경제, 2015년 7월 22일, 황영기, “시장교란행위 과도한 규제에 애널리스트 위축”.

2) 동아일보, 2016년 4월 16일, ‘주식시장의 꽃’ 애널리스트 왜 찬밥신세가 됐을까?.

현상이 두드러지는 것은 애널리스트의 신뢰성에 큰 손상을 줄 수 있는 결과들이다.

셋째, 2016년 후반기의 한미약품 미공개 정보 사건을 사용하여 시장질서교란행위에 대한 실제적인 법 집행이 애널리스트 정보생성 활동에 미치는 영향을 분석하였다. 한미약품 사건에 대한 대대적인 규제 집행 이후 애널리스트의 예측오차가 통계적으로 유의하게 증가하였음을 발견하였다. 이는 법의 도입뿐만 아니라 실제적인 집행도 시장참여자에 유의미한 영향을 줄 수 있음을 보여준다.

시장질서교란행위 금지 조항은 미공개 정보이용에 대한 규제가 강화된 것으로 이와 유사한 제도로 선별적인 정보제공을 금지하는 공정공시(Regulation Fair Disclosure)제도를 들 수 있다. 미국에서 공정공시 제도는 2000년에 시행되었으며, 한국도 2002년에 이를 도입하였다. 이 제도의 도입이 애널리스트들에게 미친 영향에 대해서도 많은 연구들이 진행되었다. Heflin, Subramanyam, and Zhang(2003)은 미국 공정공시 도입 전후 3분기의 자료를 이용하여 제도 시행 이후 애널리스트의 예측정확성이 하락함을 발견하였지만 통계적 유의성이 약하였다. 하지만 Agrawal, Chadha, and Chen(2006)은 더 많은 기업들을 포함한 애널리스트 이익예측 자료를 분석하였을 때, 공정공시 시행 이후 예측정확성이 유의미하게 하락함을 보고하였는데, 이는 새롭게 포함된 소규모 기업들에게서 강하게 발견되었다. Mohanram and Sunder(2006)도 공정공시 시행 이전에 우월한 예측정확성을 보이던 대규모의 증권회사들에 속한 애널리스트들의 예측정확성이 제도 시행 이후에 사라졌음을 보여주었다. Bailey, Li, Mao, and Zhong(2003)은 공정공시 시행 후 정보의 양은 증가하였지만 애널리스트 예측의 분산성은 증가하는 등 애널리스트가 일하는 환경 자체는 어려워졌음을 보여주었다. 이러한 결과들은 본 연구에서 보여주는 시장질서교란행위 규제 도입의 효과와 비슷하다.

오원정, 손성규(2006)는 미국과 반대로 한국 시장에서는 공정공시제도 시행 후에 애널리스트들의 이익예측 오차 및 분산이 오히려 감소하여 시장의 정보 형성에 긍정적인 영향을 주었음을 주장하였다. 하지만 공정공시 제도가 기존의 선별적 정보제공의 혜택을 누리고 있던 일부 애널리스트들에게 주된 영향을 주었던 것과 달리 시장질서교란행위에 대한 규제는 모든 애널리스트들에게 영향을 준 수 있다는 점에서 차이가 있다. 이리 점이 기존 연구와 차이를 가져오는 원인이라고 사료된다.

요컨대 본 연구는 제도변화가 자본시장의 정보생성 활동에 유의적인 영향을 미칠 수 있음을 시사한다. 분석결과 미공개 정보에 대한 규제의 강화가 시장에서 생성되는 애널리스트 예측의 정확성을 하락시킴을 보여주고 있다. 하지만 이를 규제강화로 애널리스트가 제공하는 정보의 질이 저하되었다고 부정적으로만 해석할 필요는 없다. 단기적으로는 애널리스트의 정보생산 활동이 위축될 수도 있다. 하지만, 장기적으로 볼 때 이 제도의 도입이 이전의 애널리스트와 기업의 유착관계, 애널리스트들의 허딩 등과 같은 취약점들이 개선하고, 더 양질의 정보를 제공할 수 있는 토대를 마련해 줄 수도 있는 것이다. 이를 위해서는 애널리스트들과 투자자들의 애널리스트 산업에 대한 인식변화와 함께 금융감독기관의 제도 운영이 중요하다고 생각된다.

본 논문은 다음과 같이 구성된다. 제2장에서는 신설된 자본시장법 상의 시장질서교란행위에 대한 규제를 설명하고, 연구에 필요한 가설을 설정한다. 제3장에서는 실증분석에 필요한 자료를

설명하며, 제 4장에서는 시장질서교란행위 규제가 애널리스트의 정보생성 활동에 미친 영향에 대한 실증분석 결과를 제시하고 결과를 해석한다. 마지막 제 5장에서는 논문을 마무리 한다.

2. 제도 및 가설설정

2.1 시장질서교란행위에 대한 규제

‘시장질서교란행위’ 규제 항목은 자본시장법 개정을 통해 2014년 12월 30일 신설되었으며 2015년 7월부터 시행되었다. 시장질서교란행위는 미공개 정보이용 금지와 시세조종 영역으로 구분할 수 있는데, 구체적 내용은 다음과 같다.

먼저 신설된 시장질서교란행위 상의 미공개 정보이용 금지는 기존에 있던 ‘범죄로서의 미공개 정보이용 금지’와 큰 차이가 있다. 기존의 미공개 정보 조항은 내부자 신분을 갖춘 자가 상장법인의 업무 관련 정보를 직무와 관련하여 취득하여 이용하는 것을 금지한다. 이는 무엇보다 범죄 구성요건이 까다로워 다음과 같은 취약점이 존재하였다. 첫째, 내부자의 신분에 대해 임직원 등 회사내부자와 회사와 법령상·계약상 관계가 있는 준내부자, 그리고 회사내부자와 준내부자로부터 정보를 받은 1차 정보수령자의 지위에 있는 사람으로 규정하고 있다. 이런 자세한 규정이 실제로는 많은 미공개 정보이용자들이 범망을 빠져나가는 사각지대를 초래하고 있다. 둘째, 정보의 경우도 회사 업무와 관련성을 충족시켜야 한다. 이 때문에 기관투자자의 주문정보나 애널리스트의 조사분석 보고서, 언론기사 등 ‘시장정보’는 내부자 거래 규제범위 밖에 있다. ‘정책정보’라 할 수 있는 정부나 국회의 각종 정책 관련 정보, 환율이나 금리결정에 관한 정보 등도 규제대상에서 벗어난다. 셋째, 내부자의 신분과 미공개 정보의 요건을 갖춘다 해도, 내부자가 이러한 정보를 직무와 관련하여 취득해야 범죄 구성요건이 충족된다.

신설된 시장질서교란행위는 이러한 범죄로서의 미공개 정보 이용행위의 규제 공백을 보완하고자 한 것이다. 여기에는 내부자의 범위가 상장법인과의 관련성이 없어도 정보를 알고 있는 모든 자로 확대되며, 정보의 성격과 범위가 크게 확대되었다. 이로써 내부자의 신분성, 정보의 업무관련성, 정보취득 시 직무관련성 등 까다로운 구성 요건이 불필요하게 되었다. 이제는 상장법인의 업무관련성과 무관하게 금융투자상품의 매매 등에 있어서 중대한 영향을 줄 수 있는 대부분의 정보가 규제대상이 되는 것이다. 또한 이 정보를 아는 사람이면 누구나 규제의 대상이 될 수 있다. 그래서 이번 시장질서교란 행위 규제 도입을 기존 규제에 대한 보완이 아니라 규제의 패러다임을 전환한 것이라고 보기도 한다(성희환, 2015).

자본시장법 제178조의2 제1항 제2호는 규제대상 정보를, “그 정보가 지정 금융투자상품의 매매 등 여부 또는 매매 등의 조건에 중대한 영향을 줄 가능성이 있을 것과 그 정보가 투자자들이 알지 못하는 사실에 관한 정보로서 불특정 다수인이 알 수 있도록 공개되기 전일 것”으로 하고 있다. 정보에 관해서 기존 내부자 거래 규제에서의 상장법인 업무관련성을 요구하지 않으며, 정보의 범위 또한 크게 확대되었다. 즉, 정보의 출처나 성격에 관계없이 증권 등 금융투자상품의 거래에 있어서 투자자의 투자판단에 중대한 영향을 미칠 수 있는 미공개 정보는 모두 규제되는 것이다. 이에 따라 기존에 규제되지 않았던 시장정보도 명백하게 규제대상에 포함되게 되었다.

규제대상자는 다음과 같은 4가지 유형으로 내부자를 분류하고 있다. 제 1유형은 법 제174조 각 항 각 호의 어느 하나에 해당하는 자(회사내부자, 준내부자, 1차 수령자를 말한다)로부터 나온 미공개 중요정보 또는 미공개 정보인 점을 알면서 이를 받거나 전득(轉得)한 자이다. 따라서 기존의 1차 수령자를 넘어서서 정보 수령의 차수에 관계없이 2차 수령자는 물론이고 3차, 4차 등 다차 수령자도 내부자에 포함되게 되었다.

제 2유형은 자신의 직무와 관련하여 앞에서 설명한 ‘규제대상정보’를 생산하거나 알게 된 자이다. 이에 따라 투자판단에 중요한 미공개 정보이면 규제대상정보가 되며, 정보를 알게 된 자는 모두 규제대상자에 포함된다. 따라서 시장정보를 알게 되거나 생산한 사람들, 예를 들면 투자자 주문을 받은 금융기관 직원, 조사분석 보고서를 작성한 애널리스트 등도 규제대상이 된다. 또한 언론 기사도 금융투자상품의 매매 등에 중대한 영향을 줄 수 있다면 시장정보로 규제되므로 언론사 내부자들도 규제대상이 될 수 있다. 더 나아가 정부의 경제정책 입안과 결정에 관여하거나, 환율이나 금리정책, 기타 각종 산업정책에 관여한 자 등 정책정보를 생산하거나 알게 된 자도 규제대상에 포함된다. 국회나 법원에서의 결정 등이 금융투자상품의 매매 등 여부나 매매 등의 조건에 중대한 영향을 줄 수 있다면 이 정보를 이용하는 입법부와 사법부 내부자들도 다 규제대상이 된다.

제 3유형은 해킹, 절취, 기망, 협박, 그 밖의 부정한 방법으로 정보를 알게 된 자이다. 기존 내부자 거래는 정보를 생산하거나 직무와 관련한 경우만 규제되어, 해킹이나 절도 등 불법적인 방법으로 정보를 취득한 경우는 내부자 거래 규제대상이 아니어서 정보통신망보호법에 의한 처벌만 가능하였다. 이제는 시장질서교란행위로서 규제가 가능하게 되었다.

제 4유형은 제 2유형이나 제 3유형에 해당하는 자로부터 나온 정보인 점을 알면서 이를 받거나 전득한 자이다. 제 1유형이 기존 내부자 거래에서 규정하는 1차 수령자를 넘어서서 다차 수령자를 포함하였기 때문에, 제 2, 3유형의 정보를 이용한 내부자 거래도 다차 수령자를 포함한다는 의미이다.

또한 시장질서교란행위에 대한 규제는 시세조종행위 관련된 부분도 포함하고 있다. 자본시장법 제178조의2 제2항은 시세조종성 시장질서교란행위를 다음과 같이 열거하고 있다.

1. 거래 성립 가능성이 희박한 호가를 대량으로 제출하거나 호가를 제출한 후 해당 호가를 반복적으로 정정·취소하여 시세에 부당한 영향을 주거나 줄 우려가 있는 행위(허수호가 유형)
2. 권리의 이전을 목적으로 하지 아니함에도 불구하고 거짓으로 꾸민 매매를 하여 시세에 부당한 영향을 주거나 줄 우려가 있는 행위(가장매매 유형)
3. 손익이전 또는 조세회피 목적으로 자기가 매매하는 것과 같은 시기에 그와 같은 가격 또는 약정수치로 타인이 그 상장증권 또는 장내파생상품을 매수 할 것을 사전에 그 자와 서로 짝 후 매매를 하여 시세에 부당한 영향을 주거나 영향을 줄 우려가 있는 행위(통정매매 유형)
4. 풍문을 유포하거나 거짓으로 계책을 꾸미는 등으로 상장증권 또는 장내파생상품의 수요·공급 상황이나 그 가격에 대하여 타인에게 잘못된 판단이나 오해를 유발하거나 상장증권 또는 장내파생상품의 가격을 왜곡할 우려가 있는 행위(풍문유포 및 거짓 계책 유형).

기존의 자본시장법상 시세조종행위와 새로 도입된 위의 규정의 가장 큰 차이점은 목적 요건의 유무이다. 자본시장법은 시세조종의 요건으로 “매매 등에서 부당한 이익을 얻거나 제삼자에게 부당한 이익을 얻게 할 목적” 등을 요구하고 있다. 하지만, 새롭게 도입된 시장질서교란행위 규제는 목적성 여부에 관계없이 시장의 건전한 거래질서를 저해하는 행위를 하였다고 판단하면 상응하는 제재를 가할 수 있다.

시장질서교란행위는 행정기관의 행정처분의 대상이 되는 것으로 검찰과 법원의 형사제재와 차별화된다. 이 규제의 취지는 형사적 처벌이 가능한 불공정거래 범죄로 보기는 어렵지만 건전한 시장 질서를 저해하는 행위들에 대해 금융당국이 과징금을 부과할 수 있게 함으로써 신속한 제재를 가능케 하는 것이다. 또한 행정처분을 통한 과징금 징수가 부당이익의 환수라는 관점에서도 가장 효과적인 수단될 수 있다는 공감대가 이 규제에 반영되었다 할 수 있다.

시장질서교란행위에 대한 과징금의 크기는 자본시장법 제429조의2에서 5억 원 이하로 명시하고 있다. 다만 그 위반행위와 관련된 거래로 얻은 이익(미실현이익 포함) 또는 이로 인하여 회피한 손실액에 1.5배에 해당하는 금액이 5억 원을 초과하는 경우에는 그 이익 또는 회피한 손실액의 1.5배에 상당하는 금액 이하의 과징금을 부과할 수 있다. 즉 부당이익액이 약 3억 4천만 원 이상부터는 그 부당이익액의 1.5배까지 과징금을 부과할 수 있다.

2.2 선행연구

본 연구는 ‘시장질서교란행위’ 규제 항목 중 첫 번째인 미공개 정보이용과 관련이 있다. 앞에서 언급했듯이 신설된 시장질서교란행위는 기존의 내부자 거래 금지 조항이 요구하였던 내부자의 신분성, 정보의 업무관련성, 정보취득 시 직무관련성 등의 구성요건이 불필요하게 되었다. 내부자의 범위, 정보의 성격과 범위가 획기적으로 확대되었다. 그렇다면 이러한 규제 강화가 누구에게 가장 큰 영향을 미칠까? 아마도 시장정보를 최전방에서 생산한 사람들, 즉 애널리스트들일 것이다.

여기서는 검증가능한 가설을 도출하기 전에 애널리스트의 이익예측 행태에 대한 기존 연구들을 먼저 살펴보고자 한다. 재무 분야에서 애널리스트 연구의 주된 관심사는 애널리스트 의견에 대한 시장반응이었다. 즉, 애널리스트 의견이 가지는 정보력에 대한 연구들이다(Womack, 1996; Barber, Lehavy, McNichols, and Trueman, 2001; 이원흠, 최수미, 2003; 변진호, 김근수, 2005). 반면 애널리스트의 이익예측 자체에 대한 연구는 주로 회계분야에서 다루어져 왔다. Clement(1999)는 애널리스트의 특성이 예측정확성의 차이를 설명하는데 유용함을 보여주었다. 이익예측의 정확성은 애널리스트의 경험과 증권사의 규모와 양(+)의 관계를 지니면, 반대로 애널리스트가 관여하는 기업이나 산업의 수와는 음(-)의 관계가 존재함을 발견하였다. Hope(2003)는 22개국의 자료를 사용하여 애널리스트 예측정확성과 회계투명성, 그리고 회계기준의 강제성과의 관계를 연구하였다. 기업의 회계투명성이 높을수록, 그리고 강제성이 강할수록 애널리스트의 예측정확성은 증가하였다. 안윤영 외 4인(2006)은 개인특성 변수를 중심으로 한국 애널리스트들의 이익예측정확성의 결정요인을 분석하였다. 이들은 담당하는 기업의 수가 많을수록 예측오차는 높아지며, 특정산업에 대한 분석만을 실행하는 애널리스트일수록 예측

오차가 낮아짐을 발견하였다. 기업특성 요인을 분석한 결과 예측기간, 주가수익률 변동성, ROA, 부채비율 등이 높은 기업에서 이익예측오차가 높았으며, 재벌계열사에 소속된 기업에서 이익예측 오차가 낮았다. 정석우, 임태균(2005)은 기업의 회계이익지속성과 초과이익지속성이 높은 경우 유의미하게 이익예측정확성도 높음을 발견하였다. 이는 애널리스트가 이익예측을 함에 있어 해당 기업의 이익지속성을 고려한다는 것을 의미한다.

한편 애널리스트 이익예측 정확성과 추천의견 수익성 간의 관계에 대한 연구들이 존재한다. Loh and Mian(2006)은 미국시장에서 애널리스트의 이익예측의 정확성이 높아질수록 추천의견의 수익성도 높아짐을 발견하여 애널리스트의 이익예측에 대한 정보가 추천의견에 잘 반영되고 있다고 주장하였다. 하지만 애널리스트와 분석 기업 간의 이해상충의 문제가 존재하기도 한다. 즉, 애널리스트는 분석과 지속적인 사업관계를 유지하기 위해 낙관적인 추천의견을 제시해야 하는 압박을 받기도 한다. 이럴 경우 애널리스트의 이익예측이 정확하더라도 추천의견은 낙관적인 방향으로 편향되어 둘의 상관관계가 떨어질 수도 있다(Dugar and Nathan, 1995). 고봉찬, 김진우(2007)의 연구는 이러한 애널리스트의 이해상충의 문제가 한국에서 심각함을 보여주고 있다. 매도의견은 향후 6개월까지 음(-)의 누적초과수익률을 보인 반면, 매수의견은 유의한 음(-)으로 반전되어 부실한 매수추천 의견이 많음을 보여주었다. 회귀분석에서도 이익 예측성과 매수추천종목의 수익성은 음(-)의 상관관계를 보여 한국에서 애널리스트의 이해상충 문제가 존재함을 확인하였다.

애널리스트 예측의 가장 큰 특징 중의 하나는 군집현상, 즉 허딩(herding)이다. 애널리스트들이 허딩을 하는 주된 이유는 그 결과로 명성을 잃게 될 확률이 감소하기 때문이다. 이익예측이 정확한 애널리스트는 컨센서스 정보에 의존하기 보다는 자신의 사적정보에 의존하여 예측활동을 하며 그 결과 허딩 가능성이 낮아진다. 반대로 예측정확성이 낮은 재무분석가는 퇴출확률을 낮추고 명성을 유지하기 위해 컨센서스 정보에 의존할 확률이 높아진다. Trueman(1994)은 애널리스트들이 자신들이 보유한 정보가 보여주는 적정 수준보다 이전 예측치에 근접한 또는 다른 동료가 발표한 예측치에 근접한 예측치를 보고할 가능성이 존재함을 모형을 통해 보여주었다. Welch(2000)는 애널리스트의 매수(매도) 추천이 다음에 발표하는 애널리스트들의 추천과 유의한 상관관계가 존재함을 보여주고 있다. 이런 허딩은 시장상황이 좋을 때 더 강하였다. 또한 컨센서스가 주가를 정확하게 예측할 시기에는 허딩이 강하지 않음을 발견하였는데 이는 허딩이 정보에 근거한 것이 아님을 의미한다. 또한 Clement and Tse(2005)은 애널리스트들의 이익예측을 허딩과 소신(bold)로 구분하였을 때 소신있는 의견이 더 정확하게 이익을 예측함을 보여주었다. 안윤영 외 3인(2006)은 한국 애널리스트들의 이익예측에서 허딩이 존재함을 보여주었다. 애널리스트의 분석기업 수가 많고 이익예측정확성이 높을수록 허딩확률이 높음을 발견하였다. 또한 애널리스트가 규모가 작은 증권회사에 소속되었거나 기관투자자 지분율이 높은 기업에 대한 분석을 담당할수록 허딩확률이 높았다. 고유경 외 4인(2010)은 애널리스트의 신규 분석 보고서와 계속 분석보고서를 비교한 결과, 신규 분석 기업에 대한 예측이 기존 기업에 대한 분석보다 정확하며 덜 낙관적임을 발견하였다. 이는 애널리스트가 신규 분석에 더 많은 시간과 노력을 투입하고 있음을 보여준다.

2.3 가설설정

시장질서교란행위 규제의 시행은 애널리스트들의 이익예측 정확성에 어떤 영향을 줄 것인가? 지금부터는 규제가 애널리스트들의 정보생산활동에 미칠 영향들을 위의 문헌들에서 살펴본 행태들을 기반으로 논의하고 가설을 설정하고자 한다. 규제의 영향에 대해 직관적으로 예상되는 것은 규제가 애널리스트들의 정보생산활동을 촉진시키기 보다는 위축시키는 방향으로 작용하리라는 것이다. 이는 결과적으로 애널리스트의 이익예측정확성의 하락을 의미한다.

구체적으로 몇 가지의 이유를 생각할 수 있다. 첫째, 애널리스트가 정보를 수집할 수 있는 환경에 더 많은 제약이 존재하게 된다. 새로운 규제 하에서는 이전과 달리 정보 취득시 직무 관련성이 없어도 금융투자상품의 매매 등에 중대한 영향을 줄 수 있는 미공개 정보이면 규제 대상이 된다. 이런 정보의 범위의 확대는 분석을 위해 회사가 애널리스트에게 제공하는 기본적인 정보의 폭을 축소시킬 수 있다. 또한 정보를 수집하는 애널리스트들의 활동도 이전에 비해 위축될 것이다.

둘째, 한국의 애널리스트들은 자신이 분석하는 기업과 특수한 이해상충의 관계에 구속되어 있는 경우가 많다(고봉찬, 김진우, 2007). 애널리스트들이 기업으로부터 정보를 제공받는 대가로 우호적인 의견을 제시하는 관계가 존재하는 것이다. 이런 지속적인 유착관계는 새로운 규제 하에서 큰 제약에 직면하게 된다. 한국에도 공정공시 제도가 존재하지만, 애널리스트들이 기업 탐방 등을 통해 해당 기업의 정보를 미리 입수하고 이를 기관투자자나 펀드매니저 등에게 먼저 알려주는 일은 증권업계에서 공공연한 비밀로 여겨졌다. 증권사의 한 애널리스트는 “탐방기업의 미공개 정보를 회사 내에 공유하는 것은 너무 오래된 관행”이라고 한다.³⁾ 그러나 이제 이런 행위는 명백한 자본시장법 위반이 되는 것이다.

마지막으로 애널리스트 허딩 측면에 미칠 영향에 대해 생각할 수 있다. 안윤영 외 3인(2006)은 한국에서도 이익예측 시 애널리스트 허딩이 존재하며, 애널리스트의 분석기업 수가 많고 이익예측 정확성이 높을수록 허딩 가능성이 높음을 발견하였다. 시장질서교란행위 규제는 애널리스트 간의 정보공유나 교류에도 위축을 가져올 수 있기 때문에 이전보다 허딩 현상은 줄어들 것이다. 이는 결과적으로 예측정확성으로 하락으로 나타날 수 있다. 이런 여러 가지 이유들로 인해 시장질서교란행위 규제의 강화는 애널리스트들의 정보활동을 약화시킬 수 있으며, 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 1: 시장질서교란행위 규제의 도입으로 애널리스트의 이익예측 정확성은 하락할 것이다.
즉, 애널리스트 예측오차는 증가할 것이다.

시장질서교란행위 규제는 애널리스트 이익예측의 편차에도 영향을 미칠 수 있다. 앞에서 한국에서도 애널리스트들의 이익예측에 허딩 현상이 있음을 확인하였다(안윤영 외 3인, 2006). 이렇게 허딩이 존재하는 상황에서는 선구자(pioneer) 애널리스트가 내는 의견을 다른 애널리스트들이 따라가기 때문에 애널리스트들의 이익예측의 편차는 작아진다. 하지만 시장질서교란 행위

3) 파이낸셜 뉴스, 2014월 2월 23일, ‘금융당국, 기업-증권사-기관 ‘검은 유착’에 칼 뚫다.’

규제로 인해서 허딩 현상이 약해진다면 애널리스트들의 예측의 편차는 반대로 증가하게 될 것이다.

가설 2: 시장질서교란행위 규제의 도입으로 애널리스트 예측오차의 편차는 증가할 것이다.

이런 애널리스트 활동의 위축이 모든 기업에 대해 일어날 수도 있겠지만, 어떤 특정 기업들에서 더 강하게 나타날 수 있다. 미국의 공정공시 제도 도입이 애널리스트 예측 정확성에 미친 영향에 대한 연구들도 제도의 영향력이 특정 그룹의 애널리스트들에게 집중되어 있을 보여준다. Agrawal, Chadha, and Chen(2006)은 예측 정확성이 하락함이 소규모 기업들에게서 강함을 발견하였다. 한국의 경우 애널리스트와 기업의 이해상충 관계가 심한 편이다(고봉찬, 김진우, 2007). 대기업의 경우는 그 기업을 자체적으로 분석하고 있는 많은 애널리스트들이 이미 존재하고 있으며, 일반투자자들의 관심도 많기 때문에 기업과 특정 애널리스트와 독점적인 유착관계가 형성될 가능성이 적다. 하지만 소규모 기업의 경우는 그 기업을 분석하는 애널리스트의 수가 작으며, 정보에 대한 유착관계가 형성되어 있을 가능성이 더 높다. 이런 이유들 때문에 대기업 보다는 소규모 기업들에서 제도 도입의 영향이 더 클 것으로 예상된다. 이와 관련하여 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 3: 시장질서교란행위 규제 도입으로 인한 애널리스트의 이익예측 정확성의 하락은 규모가 작은 기업들에서 더 강하게 나타날 것이다.

3. 자료

본 연구에서는 시장질서교란행위에 대한 규제 전후 애널리스트 정보활동을 분석하기 위해서 2013년 3분기부터 2017년 2분기까지 FnGuide database에서 제공하는 KOSPI200 상장기업의 주식 종목정보와 국내 증권사 애널리스트 분석보고서 자료를 사용하였다. KOSPI200 기업의 종목정보는 분기를 기준으로 총 16개 분기의 자료를 수집하였다. 표본기간을 선택한 기준은 시장질서교란행위에 대한 규제가 시행된 2015년 7월을 기준으로 분석 가능한 최대 기간인 2년간을 비교하였다. 애널리스트 정보활동 측정을 위해 수집한 분석보고서는 각 분기를 기준으로 KOSPI200 기업에 대하여 투자 의견을 제시한 전체 보고서를 사용하였다. KOSPI200 소속 종목은 2017년 9월 말 기준으로 설정하였다.

본 연구에서는 애널리스트 정보활동을 양적변수와 질적변수로 나누어 측정하였다. 양적 측정변수로는 애널리스트 보고서에서 제시하는 EPS 추정치 개수, 전체 추천의견 개수를 선정하였다. 질적 측정변수로는 애널리스트들이 제시한 EPS 추정치에 대하여 예측오차를 실제 주가로 나누어(Absolute Forecast Error to Price; AFETOPRC)계산한 값을 사용하였다. 이 변수는 애널리스트 이익예측의 정확성도 측정하기 위해 많은 국내외 연구들에서 사용되었다(Bailey, Li, Mao, and Zhong, 2003; Heflin, Subramanyam, and Zhang, 2003, Agrawal, Chadha, and Chen, 2006; Mohanram and Sunder, 2006; 정석우, 임태균, 2005; 안윤영 외 4인, 2006;

고봉찬, 김진우, 2007). 이를 나타내면 다음 식과 같다.

$$AFE\ to\ PRC_{i,j,t} = \frac{|Actual\ EPS_{i,t} - Forecast\ EPS_{i,j,t}|}{Price_{i,t}} \quad (1)$$

여기서 $AFE_{i,j,t}$ 는 기업 i의 t분기 실제 EPS에 대하여 애널리스트 j가 t분기(3개월 이내)에 발표한 이익예측오차의 절대값이다. 이를 분모 $Price_{i,t}$, 즉 기업 i의 t분기 종가 평균으로 나눔으로써 예측오차의 기업별 또는 시점별 이분산성을 표준화하였다.

<표 1>은 표본기업에 대한 요약통계량을 나타내고 있으며, 자료의 시점은 2016년 12월 말을 기준으로 하였다. 분석에 사용된 기업의 시가총액 평균은 5조 8,072억 원으로 표본기업의 규모가 크지만, 표준편차(17조 1,334억 원)를 고려하면 기업 간 편차가 상당함을 알 수 있다. 표본기업의 장부가대시장이 평균은 약 2.03배, 순이익 평균은 1,294억 원이다. 특히 순이익의 경우 평균이 3사분위수 883억 원을 상회하는 것으로 나타나 표본기업의 순이익이 상위 기업들에 집중되어 있음을 확인하였다. 주당순이익(EPS) 평균은 2,070원이며, 중간값은 790원이다.

<표 1> 표본기업의 요약통계량

본 표는 KOSPI200에 포함된 기업을 대상으로 한 표본기업의 규모, 장부가대시장이, 기업연수, 부채비율, 거래량, 변동성, 순이익, 주당이익(EPS) 요약통계량을 보여주고 있다. 2017년 9월 기준으로 KOSPI200에 포함된 200개 기업을 분석에 사용하였다. 제시한 요약통계량의 수치는 모두 2016년 자료이다.

구 분	기업 수	평균	표준편차	1사분위	중간값	3사분위
기업규모(백만 원)	200	5,807,202	17,133,398	1,050,380	2,079,668	5,397,610
장부가대시장이(배)	200	2.03	2.45	0.74	1.17	2.14
기업연수(연)	200	41.24	22.51	20.00	45.00	57.00
부채비율(%)	200	192.05	288.09	49.68	97.93	166.42
거래량(주)	200	413,668	861,913	67,995	157,918	397,250
변동성	200	0.022	0.006	0.018	0.021	0.025
순이익(백만 원)	200	129,414	456,577	10,156	27,243	88,387
EPS(원)	200	2,070	4,184	244	790	1,926

<표 2>는 KOSPI200 표본기업을 대상으로 한 애널리스트 정보활동 변수의 요약통계량과 분기별 시계열 추이를 나타내고 있다. 패널 A를 보면, 애널리스트 정보활동의 양적 측정치로서 EPS 추정 수와 애널리스트 추천의견 수는 전체 표본기간동안 각각 10,218건, 33,284건이 관측되었으며, 평균값은 4건, 10건이었다. 애널리스트 정보활동의 질적 측정치로서 증가대비 예측오차의 평균은 0.014이다.

패널 B는 증가대비 예측오차의 분기별 변화를 보고함으로써 시장교란행위 규제 도입 전후의 애널리스트 정보활동 추이를 살펴보고자 하였다. 예측오차의 평균을 살펴보면, 2014년 1분기 예측오차가 0.007로 가장 작게 나타났으며 2015년 7월 시장교란행위 규제의 도입 직후인 2015년 3, 4분기 예측오차가 각각 0.024, 0.026으로 표본기간 중 가장 큰 예측오차를 나타내었다. 즉, 규제 도입 이후 기간의 애널리스트의 이익예측 정확도가 상대적으로 낮은 경향이 있음을 발견하였다.

시장질서교란행위 규제가 애널리스트 정보 생성에 미치는 영향

〈표 2〉 애널리스트 정보활동 변수의 요약통계량

본 표는 KOSPI200 종목에 해당하는 상장기업을 대상으로 시장질서교란행위 규제 시행(2015년 7월) 전후 2년간인 2013년 3분기부터 2017년 2분기까지(총 4년, 16분기)의 애널리스트 정보활동 변수의 분기별 횡단면 분포를 나타내고 있다. 패널 A는 애널리스트 정보활동을 측정하는 양적변수로서 EPS 추정 보고서 수와 추천의견 제시 보고서 수를, 질적변수로서 이익예측오차를 제시하고 있다. 예측오차의 경우 이익예측오차의 절대값을 해당 분기의 주가로 나누어 표준화하였다. 패널 B는 2015년 7월 시장질서교란행위에 대한 규제 시행 전후 애널리스트 예측오차의 분기별 시계열 추이를 나타내고 있다.

패널 A: 애널리스트 정보활동 변수

	관측수	평균	표준편차	1사분위	중간값	3사분위
EPS추정 수	10,218	4.00	3.06	1.00	3.00	6.00
추천의견 수	33,284	10.40	7.78	3.00	10.00	17.00
예측오차	2,419	0.014	0.041	0.002	0.005	0.013

패널 B: 애널리스트 예측오차의 시계열 추이

		관측수	평균	표준편차	1사분위	중간값	3사분위
규제 시행 전	2013년 3분기	137	0.010	0.022	0.002	0.004	0.009
	2013년 4분기	137	0.017	0.031	0.003	0.009	0.018
	2014년 1분기	139	0.007	0.010	0.001	0.004	0.008
	2014년 2분기	142	0.012	0.026	0.001	0.005	0.010
	2014년 3분기	136	0.016	0.047	0.002	0.004	0.010
	2014년 4분기	150	0.020	0.032	0.002	0.010	0.021
	2015년 1분기	141	0.009	0.023	0.002	0.004	0.010
	2015년 2분기	155	0.012	0.031	0.001	0.004	0.012
규제 시행 후	2015년 3분기	153	0.024	0.095	0.002	0.005	0.014
	2015년 4분기	162	0.026	0.073	0.003	0.009	0.022
	2016년 1분기	157	0.010	0.016	0.002	0.004	0.010
	2016년 2분기	167	0.010	0.019	0.002	0.004	0.009
	2016년 3분기	165	0.009	0.019	0.002	0.004	0.010
	2016년 4분기	161	0.023	0.046	0.004	0.010	0.022
	2017년 1분기	158	0.011	0.022	0.002	0.005	0.013
	2017년 2분기	159	0.011	0.023	0.002	0.005	0.011

흥미 있는 점은 중간값의 변화를 살펴보면 2015년 3, 4분기 값이 각각 0.005, 0.009로써 시장질서교란행위 제도 도입 이전과 크게 다르지 않다는 것이다. 하지만, 표준편차와 3사분위는 크게 증가한 것을 확인할 수 있다. 특히 표준편차 즉, 애널리스트 예측오차의 편차가 현저히 증가하였다. 제도 도입 이전 분기에 0.02~0.03 수준에 머무르던 표준편차가 이후에 0.095, 0.073으로 급격히 증가하였다.

이는 <그림 1>를 통해서도 확인할 수 있다. <그림 1>은 기업에 대한 애널리스트 예측오차의 시계열 평균값의 시계열을 보여주고 있으며, 평균값과 함께 상하로 기업들의 예측오차의 표준편차를 보여주고 있다. 예측오차의 평균값이 0.01 근처에서 형성되다가 2015년 3분기와 4분기에는 0.02 이상으로 높아지는 것을 볼 수 있다. 이는 예측오차의 크기가 2배 정도 상승하는 큰 변화이다. 또한 예측오차의 표준편차가 2015년 3분기와 4분기에 유난히 큰 것을 확인할

수 있다. 애널리스트 예측의 불확실성이 시장질서교란행위 규제 도입 이후에 크게 증가한 것이다. 이는 규제 도입으로 인해서 애널리스트들이 기업을 평가하고 예측하는데 있어서 상당한 혼란과 어려움을 겪었음을 유추하게 한다.

〈그림 1〉 애널리스트 예측오차의 시계열 추이

본 그래프는 2015년 7월 시장질서교란행위에 대한 규제 도입 전후 KOSPI200 기업을 대상으로 측정한 애널리스트 이익예측오차의 시계열 추이를 나타내고 있다. 표본기간은 2013년 3분기부터 2017년 2분기까지로(총 4년, 16분기) 설정하였다. 이익의 예측오차는 애널리스트 예측치와 실제 EPS 차이의 절대값을 해당 분기의 주가로 나누어 계산하였다. 실선은 해당분기 KOSPI200 기업을 대상으로 발표한 애널리스트의 예측오차 평균치이며, 점선은 애널리스트 예측오차의 표준편차를 나타내고 있다.

또한 위의 결과들은 시장질서교란행위 규제의 도입으로 인해 시장 모든 기업의 예측오차가 증가했다기보다는 특정 기업들에서 증가 현상이 집중적으로 발생했음을 암시한다. 즉, 시장질서교란행위로 인해 영향을 받은 특정한 특성을 가진 기업들이 존재한다는 점이다. 이에 대해서는 뒤에서 더 자세히 살펴보도록 하겠다.

4. 실증분석 결과

4.1 제도 시행 전·후 기간에 대한 비교

먼저 시장질서교란행위 규제의 도입이 애널리스트의 정보생성활동을 위축시켰는지를 검증하기 위하여 규제 시행 전후의 애널리스트 정보활동의 차이를 비교하였다. 제도 시행 전은 2013년 3분기에서 2015년 2분기까지의 8개 분기이며, 제도 시행 후는 2015년 3분기에서 2017년 2분기까지의 8개 분기로 동일한 기간을 설정하였다. 분석 대상은 KOSPI200 지수에 포함된 주식에 대한 애널리스트 보고서이다. 애널리스트 정보활동의 양적 측정변수로 EPS 추정 수와 추천의견 수를, 질적 측정변수로 이익예측오차를 사용하였다. 가장 기본적인 분석으로 시장질서교란행위

시행 전후의 이들 수치를 비교하였다.

<표 3>은 시장질서교란행위 시행(2015년 7월) 전후의 애널리스트 활동 변수에 대한 월콕슨 부호순위검정에 대한 Z-통계량을 보고하고 있다. EPS 추정 수와 추천의견 수는 애널리스트들의 1분기동안 발행한 숫자의 평균값을 사용하였다. EPS 추정 수의 변화를 살펴보면, 제도 시행 전에는 애널리스트들이 1개 기업에 대해서 1분기에 평균 4.5개에 대한 의견을 제시하였는데, 제도 시행 후에는 3.9개로 감소하였다. 추천의견 수는 12.67에서 12.66개로 감소하였다. 이 중 EPS 추정 수의 감소가 통계적으로 유의미하며, 추천의견 수의 감소는 통계적으로 유의미하지 않다.

예측오차를 살펴보면, 시장질서교란행위 시행 전에 0.012이었던 것이 시행 후에 0.016로 증가하였으며, 그 차이도 통계적으로 유의미하다. 이는 시장질서교란행위에 대한 규제의 시행 이후 애널리스트들의 예측오차가 유의적으로 증가하였음을 의미한다. 결과적으로 시장질서교란행위에 대한 규제가 애널리스트들의 정보생성활동을 위축시켰으며 그 결과로 예측의 정확성을 하락시켰음을 보여준다.

<표 3> 시장질서교란행위 규제 시행 전후의 애널리스트 정보활동

본 표는 시장질서교란행위 규제의 도입이 애널리스트 정보생성활동을 위축시켰는지 검증하기 위하여 규제 시행 전후의 애널리스트 정보활동 차이 분석결과를 보고하고 있다. 표본기간은 규제 시행(2015년 7월) 전후 2년간인 2013년 3분기부터 2017년 2분기까지(총 4년, 16분기)이다. KOSPI200 종목의 상장기업들을 대상으로 발행된 애널리스트 보고서를 표본으로 선정하였다. 애널리스트 정보활동의 양적 측정변수로 EPS 추정 수, 추천의견 수를, 질적 측정변수로 이익예측오차를 사용하였다. 이익예측오차는 애널리스트의 예측오차의 절대값을 해당 분기의 주가로 나누어 표준화하였다. 괄호 안은 표준편차를 보고하고 있으며, 각 수치의 차이값은 시행 후를 기준으로 제시하였다. 검정통계량은 월콕슨 부호순위검정의 Z통계량을 이용하였다. ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

	시행 전 8분기 (2013Q3~2015Q2)	시행 후 8분기 (2015Q3~2017Q2)	차이(후-전)	Z-값
EPS 추정 수	4.50(2.99)	3.91(2.36)	-0.59	-4.35***
추천의견 수	12.67(7.29)	12.66(6.17)	-0.01	-0.81
예측오차	0.012(0.016)	0.016(0.025)	0.004	3.05***

다음은 어떤 특성을 가진 기업들에서 애널리스트 예측 정확성의 저하 현상이 두드러지는지를 확인하고자 한다. 이를 위해서 기업들을 특성변수로 구분하여서 제도 시행 전·후의 애널리스트 활동 변수에 대한 월콕슨 부호순위검정을 실시하였다. 분석은 앞에서 유의성을 보인 애널리스트 예측오차에 대해서만 실시하였다. 이를 통해 어떤 특성을 지닌 기업들에서 애널리스트 예측 정확성의 저하가 두드러지는지 확인하고자 하였다. 분석을 위한 기업 특성변수로는 기업규모, 애널리스트 수, 제도 시행 전 기간의 이익예측정확도를 선정하고, 이에 따라서 기업을 5개 그룹으로 나누어 하위표본을 구성하였다.

<표 4>는 규제 시행 전후의 애널리스트 예측오차의 차이를 하위표본별로 보고하고 있다. 패널 A는 기업규모에 따라 구분한 결과이다. 제도 시행 이후에 애널리스트의 예측오차가 유의하게 증가한 그룹은 주로 소규모와 중규모의 기업(그룹 1-3)들이다. 패널 B의 애널리스트 수에 따라

구분한 결과를 보면, 애널리스트의 예측오차가 유의하게 증가한 그룹은 중간그룹(그룹 4)이다. 일반적으로 대규모 기업이 애널리스트 수도 많은 것을 생각하면 두 결과는 일관성을 보이는 것으로 생각할 수 있다. 분석 결과는 시장질서교란행위에 대한 규제가 대규모 기업의 애널리스트들의 예측 정확성에는 크게 영향을 주지 않은 반면, 소규모와 중간 규모의 기업들에 대한 애널리스트들의 보고서의 예측 정확성을 저하시켰음을 의미한다. 대기업은 관여하는 애널리스트들의 수도 많고 투자자들의 많은 관심을 받기 때문에 규제 시행 이전에도 이미 정보비대칭이 적은 시장을 형성하고 있어서 규제 도입의 영향이 약할 수 있다. 반면 정보비대칭이 큰 소규모 기업들에서 규제의 영향을 더 강하게 받은 것으로 해석할 수 있다.

〈표 4〉 시장교란행위 도입 전후의 애널리스트 정보활동: 하위표본 분석

본 표는 제도 시행 전후의 애널리스트의 예측오차의 변화를 하위표본별로 분석한 결과를 보고하고 있다. 표본기간은 규제 시행(2015년 7월) 전후 2년간인 2013년 3분기부터 2017년 2분기(4년, 총 16개 분기)까지이다. KOSPI200 종목을 상장기업을 대상으로 발행된 애널리스트 보고서를 표본으로 선정하였다. KOSPI200 종목을 기업규모(패널 A), 애널리스트 수(패널 B), 이익예측정확도(패널 C)를 기준으로 정렬하여 5개 그룹으로 하위표본을 구성하였다. 이익예측오차는 애널리스트의 예측오차의 절대값을 해당 분기의 주가로 나누어 표준화하였다. 괄호 안은 해당 기업들의 이익예측오차의 표준편차를 나타낸다. 각 수치의 차이값은 시행 후를 기준으로 나타내었다. 검정통계량은 월콕슨 부호순위검정의 Z통계량을 이용하였으며, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

패널 A: 기업규모에 따라 구분한 예측오차의 변화

	시행 전	시행 후	차이(후-전)	Z-값
1(소기업)	0.017(0.026)	0.023(0.039)	0.006	2.207**
2	0.009(0.008)	0.012(0.011)	0.003	2.068**
3	0.014(0.018)	0.024(0.036)	0.010	2.180**
4	0.013(0.014)	0.013(0.016)	0.000	-0.558
5(대기업)	0.008(0.007)	0.010(0.012)	0.003	1.682*

패널 B: 애널리스트 수에 따라 구분한 예측오차의 변화

	시행 전	시행 후	차이(후-전)	Z-값
1(애널 수 작음)	0.008(0.014)	0.009(0.007)	0.001	1.007
2	0.009(0.008)	0.012(0.011)	0.003	0.711
3	0.012(0.019)	0.016(0.030)	0.004	1.523
4	0.014(0.019)	0.023(0.035)	0.010	2.212**
5(애널 수 많음)	0.012(0.013)	0.013(0.014)	0.001	1.172

패널 C: 예측의 정확도에 따라 구분한 예측오차의 변화

	시행 전	시행 후	차이(후-전)	Z-값
1(정확도 낮음)	0.032(0.021)	0.038(0.042)	0.006	-0.043
2	0.010(0.003)	0.016(0.013)	0.006	2.152**
3	0.006(0.001)	0.008(0.005)	0.002	1.516
4	0.002(0.001)	0.006(0.007)	0.004	4.117***
5(정확도 높음)	0.001(0.000)	0.002(0.002)	0.002	2.366**

패널 C의 제도 시행 이전의 예측의 정확도에 따라 구분한 결과를 보여주고 있다. 제도 시행으로 인해 애널리스트의 예측오차가 두드러지게 증가한 그룹은 예측의 정확도가 제일 높았던 두 그룹(그룹 4, 5)이다. 즉, 시장질서교란 행위에 대한 규제의 시행이 애널리스트 정보가 가장 정확했던 그룹들에서 그 영향력이 유의미하였다.

4.2 회귀분석

여기서는 위의 결과를 회귀분석을 통해서 다시 확인해 보고자 한다. 즉, 시장질서교란행위 규제 도입이 애널리스트 정보생성활동을 위축시키는지 분석한다. 이를 위해 다음과 같은 회귀분석을 실시하였다.

$$AFE\ to\ PRC_{i,t} = \alpha_i + \beta_i POST_t + \theta_i \ln MV_{i,t} + \rho_i \ln BM_{i,t} + \gamma_i VOLA_{i,t} + \delta_i \ln VOL_{i,t} + \zeta_i \ln ANAL_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

회귀분석을 위한 종속변수로는 특정기업에 대한 애널리스트 보고서의 예측오차를($AFE\ to\ PRC_{i,t}$) 사용하였다. 독립변수로는 시장질서교란행위의 도입 효과를 보기 위해 시점 더미변수 $POST_t$ 를 도입하였다. $POST_t$ 는 2015년 7월 시장질서교란행위 규제 도입 이후(또는 이전) 표본기업에 대해 t분기에 발행된 애널리스트 보고서의 경우 1(또는 0)의 값을 갖도록 설정되었다. 통제변수로는 기업의 분기별 시가총액에 로그를 취한 값($\ln MV_{i,t}$), 그리고 기업의 장부가 대비 시장가 비율에 로그를 취한 값($\ln BM_{i,t}$), 과거 60영업일 동안의 수익률 표준편차를 사용하여 구한 기업의 분기 변동성($VOLA_{i,t}$), 기업의 분기 거래량에 로그를 취한 값($\ln VOL_{i,t}$), 기업에 대해 분기에 발행된 애널리스트 보고서의 전체 추천의견 수($\ln ANAL_{i,t}$)를 사용하였다.

기업규모나 장부가 대비 시장가 비율은 널리 사용되는 기업특성변수이며, 거래량은 거래활동을 통제하기 위해 도입하였다. 다른 통제변수들은 다음과 같은 이유에서 선정되었다. 2015년 3분기 이후에 애널리스트들의 예측오차가 증가했다는 사실이 시장질서교란행위에 대한 규제 때문일 수도 있지만, 몇 가지의 다른 설명도 가능하다. 첫째, 한국의 증권시장이 불황을 겪으면서 시장에서 활동하는 애널리스트 수가 점점 줄어들고 있다. 이런 애널리스트 수의 감소 자체로 인해서 그들이 생성하는 예측의 정확성이 저하될 수 있다. 둘째, 시장의 변동성이 증가하면 예측오차 자체도 증가할 수 있다. 즉, 애널리스트들의 예측 능력은 동일하더라도 시장의 변동성이 클수록 정확한 예측은 더 어려워지기 마련인 것이다. 이런 요소들을 고려하기 회귀분석에서 애널리스트 수나 변동성을 통제변수로 사용하였다.

가설 3에서는 시장질서교란행위 규제 도입으로 인한 애널리스트의 이익예측 정확성의 하락은 규모가 작은 기업들에서 더 강할 것으로 예측하고 있다. 이를 검증하기 위해 다음과 같은 $POST$ 변수와 기업규모 변수의 교차항을 추가하였다. 예측이 맞다면 교차항은 유의미한 음(-)의 값을 가질 것이다.

$$AFE\ to\ PRC_{i,t} = \alpha_i + \beta_i POST_t + \beta'_i POST_t \times \ln MV_{i,t} + \theta_i \ln MV_{i,t} + \rho_i \ln BM_{i,t} + \gamma_i VOLA_{i,t} + \delta_i \ln VOL_{i,t} + \zeta_i \ln ANAL_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (3)$$

<표 5>는 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 2013년 3분기부터 2017년 2분기(총 16개 분기)동안 KOSPI200 종목의 상장기업 종목정보 및 해당 기업을 대상으로 발행된 애널리스트 보고서를 대상으로 분석하였다. 모형 1은 POST만을 변수로 사용하였으며, 회귀계수가 0.288(t 값 = 16.7)로 통계적으로 유의하다. POST가 양(+)의 값으로 유의미하기 때문에, 시장질서교란행위 제도 시행 이후에 애널리스트들의 예측오차가 증가하였음을 의미한다. 모형 2에서 기업의 규모와 장부가 대비 시장가 비율을 포함시켰을 때도 POST 변수는 여전히 유의한 양(+)의 값을 가진다. 모형 3에서는 추가로 변동성과 거래량을 통제변수로 추가하였을 때, POST 변수의 유의성은 사라진다. 하지만 마지막으로 모형 4에서 애널리스트 수 변수를 추가하였을 때, POST 변수의 회귀계수는 0.117로 여전히 통계적으로 유의미하였다(t 값 = 2.19).

〈표 5〉 회귀분석 결과

본 표는 시장질서교란행위 규제 도입이 애널리스트 이익예측오차에 미치는 영향에 대한 회귀분석 결과를 보여주고 있다. 종속변수로는 기업 i 에 대한 t 분기 애널리스트 보고서의 예측오차 절대값을 해당 분기의 주가로 표준화한 값($AFE_{oPRC_{i,t}}$)을 사용하였다. 독립변수 $POST_t$ 는 시점 더미변수로 2015년 7월 시장질서교란행위 규제 도입 이후(또는 이전) 분기의 경우 1(또는 0)의 값을 갖도록 설정되었다. 통제변수로는 기업 i 의 t 분기 시가총액에 로그를 취한 값($\ln MV_{i,t}$), 장부가대시장가비율(book-to-market ratio)에 로그를 취한 값($\ln BM_{i,t}$), 분기 변동성($VOLA_{i,t}$), 분기 거래량에 로그를 취한 값($\ln VOL_{i,t}$), 애널리스트 추천의견수에 로그를 취한 값($\ln ANAL_{i,t}$)을 포함하고 있다. 규제 시행(2015년 7월) 전후 2년간인 2013년 3분기부터 2017년 2분기(4년, 총 16개 분기)까지를 표본기간으로 하여 KOSPI200 종목의 상장기업을 대상으로 발행된 애널리스트 보고서를 표본으로 선정하였다. 괄호 안은 t -값을 보고하였으며, ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

모형	1	2	3	4	5	6
	회귀계수	회귀계수	회귀계수	회귀계수	회귀계수	회귀계수
POST	0.288 (16.70)***	0.138 (2.59)***	0.088 (1.64)	0.117 (2.19)**	0.873 (3.28)***	0.247 (2.32)**
POST×LnMV					-0.776 (-2.90)***	
POST×LnANAL						-0.151 (-1.41)
LnMV		0.210 (3.90)***	-0.581 (-4.45)***	-0.830 (-6.14)***	-0.771 (-5.64)***	-0.939 (-6.03)***
LnBM		-0.152 (-8.36)***	-0.171 (-8.97)***	-0.176 (-9.30)***	-0.171 (-9.00)***	-0.177 (-9.35)***
VOLA			0.192 (3.60)***	0.279 (5.12)***	0.253 (4.57)***	0.278 (5.09)***
LnVOL			0.674 (4.97)***	0.584 (4.32)***	0.504 (3.66)***	0.566 (4.16)***
LnANAL				0.257 (6.47)***	0.328 (7.04)***	0.407 (3.58)***
adj.R ²	0.083	0.105	0.122	0.134	0.136	0.134
F	278.98***	121.41***	87.10***	80.52***	70.39***	69.33***

모형 5에서 POST 변수와 기업규모 변수의 교차항은 통계적으로 유의미한 음(-)의 값을 갖고 있다. 이는 규제 도입 이후 애널리스트의 예측오차의 증가가 규모가 작은 기업들에서 더 강함을 의미하며, 가설 3의 예측과 일치한다. 모형 6에서 POST 변수와 애널리스트 수와의 교차항을 추가하였을 때, 교차항 변수는 음(-)의 값으로서 애널리스트 수가 작을수록 예측오차의 증가가 더 강함을 보여준다. 지금까지의 회귀분석 결과들은 일관되게 시장질서교란행위 규제 시행 이후의 애널리스트들의 예측오차가 유의미하게 증가하며, 이런 현상이 규모가 작은 기업에서 강함을 보여주고 있다.

4.3 강건성 분석

앞의 분석 결과들은 시장질서교란행위 규제 시행 전후 2년의 기간을 통해서 일관되게 애널리스트의 예측오차가 증가하였음을 보여주고 있다. 2년의 기간은 2017년 10월 현재 분석 가능한 최장의 기간에 해당한다. 이 장에서는 좀 더 짧은 기간을 사용하여서도 위의 결과가 유지되는지 확인하기 위한 강건성 분석(robustness check)을 시행하였다. 저자들은 제도 시행 전후의 2분기, 4분기(1년), 6분기에 대해서도 앞에서와 동일한 분석을 실시하였다. 그 중에서 가장 짧은 2분기에 대한 결과를 <표 6>에 보고하였다.

<표 6>의 패널 A는 애널리스트 활동 변수에 대한 윌콕슨 부호순위검정 결과를 보여주고 있다. EPS 추정 수와 추천의견 수는 크게 변화되지 않았다. 단기적으로 애널리스트들의 활동 자체가 시장질서교란행위 규제의 도입으로 인해서 위축되었다고 보기는 어렵다. 하지만 예측 오차를 살펴보면, 애널리스트 예측의 정확성은 크게 하락하였다. 시장질서교란행위 시행 전에 0.010이었던 예측오차의 평균이 시행 후에 0.026로 2배 이상 증가하였으며, 그 차이도 통계적으로 유의미하다.

패널 B의 회귀분석 결과를 살펴보면, POST만을 변수로 사용한 모형 1에서 회귀계수가 0.292(t 값 = 7.54)로 통계적으로 유의미하다. 기업의 규모와 장부가 대비 시장가 비율, 변동성, 거래량, 애널리스트 수를 통제변수로 추가한 다른 모형에서도 POST 변수의 유의성은 일관되게 유지되고 있다. 이는 시장질서교란행위에 대한 규제의 시행으로 애널리스트들의 예측오차가 유의적으로 증가하였음을 의미한다. 결과적으로 시장질서교란 행위에 대한 규제가 애널리스트들의 정보생성활동을 위축시켰으며 그 결과로 예측의 정확성을 하락시켰음을 보여준다.

패널 C~패널 E는 애널리스트 예측오차의 차이를 하위표본별로 보고하고 있다. 기업규모, 애널리스트 수, 예측의 정확도에 따라 5개의 포트폴리오로 기업들을 구분하였다. 앞의 2년 동안의 기간을 사용한 분석들에서 특정 그룹에서 통계적 유의성이 존재했던 것과 달리 거의 모든 기업 그룹에서 통계적 유의성이 존재하고 있다. 시장질서교란행위 규제의 도입으로 단기적으로 거의 모든 기업들에서 애널리스트들의 예측 정확성의 하락을 경험하였음을 보여준다. 정확성의 하락의 정도에 있어서는 이전 분석과 비슷한 형태를 보여주고 있다. 예를 들면, 패널 C의 기업규모 포트폴리오 중에서 예측오차의 증가는 중규모, 소규모 기업들에서 더 현저하게 발견되며, 패널 D에서도 애널리스트의 수가 중간인 그룹 4에서 예측오차의 증가가 가장 크다.

여기에 보고하지는 않았지만, 시장질서교란행위 규제 도입 4분기와 6분기 전후의 기간을

사용한 분석에서도 비슷한 결과를 보여주었다. 6분기를 사용한 월콕슨 부호순위검정 결과, EPS 추정 수가 시행 전 4.25에서 시행 후 3.99로 유의적으로 하락하였으며, 예측오차는 0.013에서 0.018로 유의미하게 증가하였다. 그 차이가 8분기 기간을 사용할 때와 크게 다른지 않다. 하위표본별로 살펴보았을 때, 예측오차의 증가가 소규모 및 중규모 기업(그룹 1-3)에서, 애널리스트 수도 중간 기업(그룹 3, 4), 예측의 정확도에서는 정확도가 높은 기업(그룹 2-5)에서 유의하였다.

〈표 6〉 강건성 분석: 단기 효과 분석

본 표는 시장질서교란행위 규제의 도입이 애널리스트의 이익예측오차에 미치는 단기적인 효과를 검증하기 위하여 규제 시행 2분기 전후 애널리스트 정보활동 차이 분석결과(패널 A)와 회귀분석 결과(패널 B)를 보고하고 있다. 제도 시행 전 기간으로 2015년 1분기부터 2분기까지를, 제도 시행 이후 기간으로 2015년 3분기부터 2015년 4분기까지를 사용하였으며, KOSPI200 종목의 상장기업을 대상으로 발행된 애널리스트 보고서를 표본으로 선정하였다. 애널리스트 정보활동의 양적 측정변수로 EPS 추정 수, 추천의견 수를, 질적 측정변수로 이익예측오차를 사용하였다. 이익예측오차는 예측오차의 절대값을 해당 분기의 주가로 나누어 표준화하여 계산하였다. 패널 A에서의 검정통계량은 월콕슨 부호순위검정의 Z통계량을 이용하였으며, 괄호 안은 표준편차를 보여주고 있다. 패널 B의 회귀분석에서 종속변수로는 기업 i 에 대한 t 분기 애널리스트의 예측오차를 사용하였다. 독립변수 $POST_t$ 는 시점 더미변수로 2015년 7월 시장질서교란행위 규제 도입 이후(또는 이전) 분기의 경우 1(또는 0)의 값을 갖도록 설정되었다. 통제변수로는 기업 i 의 t 분기 시가총액에 로그를 취한 값($\ln MV_{i,t}$), 장부가대시장가비율(book-to-market ratio)에 로그를 취한 값($\ln BM_{i,t}$), 분기 변동성($VOLA_{i,t}$), 분기 거래량에 로그를 취한 값($\ln VOL_{i,t}$), 애널리스트 추천의견 수에 로그를 취한 값($\ln ANAL_{i,t}$)을 포함하고 있다. 괄호 안은 t -값을 보고하였다. 표에서 ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

패널 A: 제도 시행 전후에 대한 비교: 2개월 전후 비교

	시행 전 2분기 (2015Q1~2015Q2)	시행 후 2분기 (2015Q3~2015Q4)	차이(후-전)	Z-값
EPS 추정 수	4.35(2.42)	4.54(2.77)	0.19	1.83*
추천의견 수	11.75(7.03)	11.78(6.66)	0.03	0.21
예측오차	0.010(0.021)	0.026(0.064)	0.015	5.89***

패널 B: 회귀분석

모형	1	2	3	4
	회귀계수	회귀계수	회귀계수	회귀계수
POST	0.292(7.54)***	0.402(3.38)***	0.338(2.81)***	0.340(2.81)***
LnMV		-0.055(-0.46)	-1.141(-3.19)***	-1.160(-3.10)***
LnBM		-0.163(-3.93)***	-0.162(-3.41)***	-0.161(-3.39)***
VOLA			0.283(2.06)**	0.288(2.06)**
LnVOL			0.884(2.44)**	0.872(2.36)**
LnANAL				0.025(0.17)
adj.R ²	0.084	0.105	0.126	0.125
F	56.88***	24.96***	18.63***	15.51***

패널 C: 기업규모에 따라 구분한 예측오차의 변화

	시행 전	시행 후	차이(후-전)	Z-값
1(소기업)	0.010(0.020)	0.031(0.007)	0.021	2.972***
2	0.007(0.007)	0.017(0.026)	0.009	2.099**
3	0.013(0.020)	0.049(0.113)	0.036	2.915***
4	0.011(0.026)	0.017(0.034)	0.006	2.531**
5(대기업)	0.006(0.006)	0.017(0.030)	0.010	2.436**

패널 D: 애널리스트 수에 따라 구분한 예측오차의 변화

	시행 전	시행 후	차이(후-전)	Z-값
1(애널 수 작음)	0.018(0.044)	0.011(0.013)	-0.007	1.007
2	0.007(0.007)	0.018(0.025)	0.011	2.973***
3	0.011(0.022)	0.027(0.058)	0.016	3.243***
4	0.010(0.011)	0.047(0.111)	0.037	2.792***
5(애널 수 많음)	0.011(0.026)	0.014(0.015)	0.022	2.958***

패널 E: 예측의 정확도에 따라 구분한 예측오차의 변화

	시행 전	시행 후	차이(후-전)	Z-값
1(정확도 낮음)	0.028(0.038)	0.069(0.121)	0.041	2.419**
2	0.010(0.009)	0.027(0.036)	0.016	2.639***
3	0.005(0.003)	0.010(0.009)	0.004	2.391**
4	0.002(0.001)	0.007(0.011)	0.005	4.368***
5(정확도 높음)	0.000(0.000)	0.002(0.002)	0.002	1.859*

4분기를 사용한 월콕슨 부호순위검정 결과에서도 제도 시행 후 추정 수는 감소하고 예측오차는 증가하였지만, 통계적 유의성을 가지고 있지는 않았다. 하지만 하위표본별로 살펴보았을 때, 통계적 유의성은 이전과 동일한 하위 그룹에서 유의미하게 발견되었다. 즉, 애널리스트 수 중간 기업(그룹 3), 예측정확도가 높은 기업(그룹 4, 5)에서 예측오차가 유의미하게 증가하였다. 지금까지의 결과들은 일관되게 시장질서교란행위 규제 도입 이후 애널리스트의 예측 정확성이 하락하였음을 보여준다.

4.4 해석

규제 도입 이후 애널리스트 예측오차의 유의미한 증가를 어떻게 해석할 것인가? 가장 일차적인 해석은 규제의 충격으로 애널리스트 정보생산활동이 위축되었으며 그 결과 이익예측의 정확성이 하락했다는 것이다. 부정적인 관점에서 보면 이는 애널리스트가 제공하는 정보의 질이 저하되었음을 의미한다.

하지만 이를 반드시 시장에 대한 부정적인 영향으로만 해석할 필요는 없다. 규제자의 입장에서 생각한다면 이런 효과를 긍정적으로 해석할 수도 있다. 즉, 기존의 한국 애널리스트들 예측의 정확성이 정상적인 분석능력에 의한 것보다는 기업과의 사적 유대관계에 의한 비정상적인 통로,

즉 내부정보의 획득에서 기인하는 것이라고 생각해보자. 이런 경우라면 본 연구의 분석에서 보여주는 예측정확성의 하락은 기존의 비정상적인 통로가 사라지고 정상적인 상태로 회귀하는 긍정적인 과정의 하나가 될 것이다.

좀 더 자세한 논의를 위해 애널리스트가 정보를 생성하는 방법 몇 가지를 생각해 보자. 첫째는 애널리스트들은 자신들이 개발한 분석기법을 통해서 특정 증권에 대해서 가치평가(valuation)를 시행한다. 둘째는 기업과의 좋은 관계를 유지함을 통해 정보 획득의 우월성을 확보할 수 있다 (고봉찬, 김진우, 2007). 셋째는 다른 우수한 애널리스트에 따라가는 허딩에 의존하는 것이다 (안윤영 외 3인, 2006). 첫 번째는 애널리스트 자신의 노력과 소신에 의한 것이라면, 후자의 두 경우는 그렇지 않다. 가설에서 논의하였듯이 시장질서교란행위에 대한 규제의 도입은 후자의 두 경우들에 대한 제약을 강화시킬 것으로 예상된다. 이는 결과적으로 애널리스트 자체적인 기업 분석능력이 더 중요시 되는 시장 환경으로 이끌 가능성이 크다.

따라서 시장질서교란행위 규제로 예측오차가 커지는 것에 대해 무조건 나쁘다고 보기 보다는 애널리스트들과 기업의 부적절한 유착관계가 단절되고 애널리스트들의 허딩이 약화되는 과정에서 발생하는 성장통으로 이해할 수도 있다. 단기적으로는 예측정확성의 하락이란 부작용이 있더라도 장기적으로 이를 극복할 수 있다면 더 건전하고 건강한 애널리스트 산업을 만들 수 있으리라 생각된다. 이를 위해서는 시장질서교란행위 도입의 취지를 살릴 수 있는 정책적 운영이 중요하다고 생각된다. 이에 대한 제안은 다음 장에서 사례를 살펴본 후에 구체적으로 논의하고자 한다.

5. 사례 및 추가분석

본 장에서는 최근 한국 주식시장에서 미공개 정보이용과 관련하여 가장 큰 영향을 준 사건 2개에 대해서 다루고자 한다. 하나는 2013년 발생한 CJ E&M 사건이며, 나머지는 2016년 발생한 한미약품 사건이다. 둘 다 기업공시와 관련하여 발생한 사건이다. 특히 두 번째 사건은 시장질서교란행위 규제가 대대적으로 적용된 첫 사례로서 법의 실제적 집행이 시장에 어떤 영향을 주는지 살펴볼 수 있는 좋은 기회가 될 것이다.

5.1 규제 이전 내부자거래 관련 사례: CJ E&M 사건

이 사건을 다루는 이유는 본 논문의 주된 연구대상인 애널리스트들이 대규모로 연루되었기 때문이다. 또한 이 사건으로 인한 반작용으로 시장질서교란행위에 대한 규제 입법이 신속하게 진행되었으며, 그 결과 2014년 12월 30일 자본시장법에 시장질서교란행위 규제 항목이 신설되었다.

구체적인 사건 내역은 다음과 같다.⁴⁾ CJ E&M의 IR팀은 2013년 10월 16일 자사 회계팀으로부터 3분기 실적 가마감 결과를 받아본 결과, 방송 부문 등의 적자로 가마감 영업이익이 70억 원에 불과함을 알게 되었다. 당시 애널리스트들의 CJ E&M에 대한 영업실적 전망치는 200억 원을

4) 금융위원회 보도자료, 2014년 3월 12일, ‘자본시장 불공정거래에 대한 조사결과 조치’.

상회하였다. CJ E&M의 IR팀은 2013년 3분기 실적을 공시하기 전에 애널리스트들에게 ‘영업 이익이 100억 원 미만’이라는 정보를 전달하였다.

정보를 전달받은 애널리스트들 대부분은 이를 펀드매니저들에게 전달하지 않았지만, 4개 증권사 소속 애널리스트들은 이 정보를 11개사 자산운용사 펀드매니저들에게 알려주었다. 정보를 전달받은 펀드매니저들은 주식을 대량 매도하였다. 그 결과 주가는 하락하였다. 10월 16일 당일 기관투자자들이 CJ E&M 주식 약 406억 원을 매도하였으며 주가는 9.45% 하락하였다. 다음 날도 기관투자자는 약 82억 원을 매도하였으며 주가는 1.22% 떨어졌다. CJ E&M의 2013년 3분기 실적은 약 한 달이 지나서야 발표되었으며, 최종 영업이익은 85억 원이었다. 정보를 전달받은 11개 자산운용사 펀드매니저들의 총 매도금액은 356억 5,500만 원에 달하였다. 이들 중에는 보유 주식 매도를 통해 손실을 회피한 경우 외에도 공매도를 통해 부당이익을 얻은 경우도 있었다.

금융위원회 산하 자본시장조사단은 이 사건을 조사하였으며, 증권선물위원회는 2014년 3월 12일 미공개 중요정보이용금지를 위반한 CJ E&M IR팀장과 법인, 애널리스트 3명과 소속 증권사 법인 등 총 8인을 검찰에 고발하고, CJ E&M IR팀원 2인과 애널리스트 1인, 소속 증권사 법인 등 총 4인을 검찰에 통보하였다.⁵⁾ 아울러 4개 증권회사에는 관리·감독 소홀에 대해 기관경고 및 기관주의 조치와 함께 애널리스트 4인에 대한 정직 등 중징계를 요구하였다. 사건을 넘겨받은 서울남부지검 증권범죄합동수사단은 CJ E&M 직원 2명과 애널리스트 1명 등 총 3명에 대해 구속영장을 청구하였으나, 구속영장은 기각돼 불구속 처분된 상태에서 재판을 받게 되었다. 이러한 조치는 그 동안 증권업계에서 이루어지고 있던 기업 IR팀·애널리스트·펀드매니저 간의 암묵적인 관행을 불공정 행위로 규정하고 규제하였다는 점에서 업계에 큰 영향을 주었다.

또한 이 사건은 자본시장법 상의 미공개 정보이용 규제의 한계점을 여실히 보여주었다. 자본시장법 상의 제재 대상은 미공개 정보의 1차 수령자만을 규제 가능하기 때문에, 처벌은 실적 정보를 펀드매니저에게 최초로 유포한 애널리스트들로 한정되었다. 반면 매도나 공매도를 통해서 실제 이익을 본 펀드매니저들은 1차 정보수령자가 아니기 때문에 대상에서 제외되었다. 이런 연유로 인해서 2, 3차 정보수령자도 규제할 수 있어야 한다는 공감대가 형성되었으며, 그 이후 시장질서교란행위 규제에 대한 입법으로 진행되었다.

2016년 1월 7일 서울남부지법 형사 11부는 기소된 CJ E&M 기업설명팀 직원 3명과 애널리스트 2명에 대해 무죄를 선고하였으며, 애널리스트 1명에 대해서만 유죄를 인정하였다.⁶⁾ 재판부는 이 애널리스트에게는 “특정 펀드매니저에게만 주요 정보를 알려 손실 회피를 도왔다는 사실이 인정된다”며 벌금 1천만 원을 선고하였다. 무죄가 선고된 애널리스트 2명에 대해서는 해당 정보를 회사 안이나 고객 등 수천여명에게 알리고 이를 통해 기사까지 송고되었기 때문에 “개인투자자까지도 이 정보를 이용할 수 있게 돼 특정 애널리스트들에게 전달했다는 공소사실을

5) 자본시장조사단은 박근혜 대통령이 당선 후 열린 첫 국무회의(2013년 3월)에서 추가조작 엄단을 지시한 이후 금융위원회, 법무부, 금융감독원, 한국거래소 등의 인력 18명으로 구성되어 당해 9월에 출범한 태스크포스팀이다.

6) 2016월 1월 7일 서울남부지방법원 판결(2014고합480).

인정할 증거가 없다”고 판시하였다. 반면 IR팀원에 대해서는 “CJ E&M 직원들이 회사의 주식을 서서히 떨어뜨리려 범행을 했다고 검찰은 주장하지만 이를 통해 회사나 직원들이 어떤 이득을 거둘 수 있을지 입증이 부족하다”며, 또한 “미공개 중요 정보를 전달한 것도 주식을 직접 거래할 수 없는 애널리스트에게만 국한됐다”고 무죄 이유를 밝혔다.

앞의 분석에서 시장질서교란행위 규제 시행 전 시기로 설정한 2년의 기간 중, 2014년 1분기 이후 기간은 이 사건의 영향을 받았을 것으로 생각할 수도 있다. 따라서 2014년 이전 기간을 제도 시행 전 기간으로 설정하여 실증분석을 다시 실시하였다. 물론 2014년에 CJ E&M 사건이 진행되면서 애널리스트들의 활동이 상당히 위축되었을 것이다.⁷⁾ 따라서 본 논문의 지금까지의 실증분석 결과, 즉 2015년 7월 시장질서교란행위 규제의 시행으로 애널리스트의 정보생성 활동이 위축되었다는 사실은 제도 도입의 영향력을 더 강하게 지지하는 강한 결과이다. 왜냐하면 2013년 하반기 CJ E&M 사건으로 위축되었던 애널리스트들의 활동이 2015년 제도를 시행을 계기로 더 위축되었음을 의미하기 때문이다. 하지만 CJ E&M 사건의 영향을 받은 기간을 제외한 이전 기간을 사용해서도 동일한 결과를 얻을 수 있다면 본 연구의 결과를 더 강하게 지지할 수 있을 것이다.

<표 7>은 제도 시행 전 기간으로 2013년 1분기부터 4분기까지 4분기 기간을 사용하였다. 시행 이후 기간은 2015년 3분기 이후 4분기를 설정하였다. 패널 A는 시장질서교란행위 시행

<표 7> 규제 도입의 효과: CJ E&M 사례 이전 기간과의 비교

본 표는 시장질서교란행위 규제의 도입이 애널리스트의 이익예측오차에 미치는 영향을 검증하기 위해 규제 시행 전후의 애널리스트 정보활동 차이 분석결과(패널 A)와 회귀분석 결과(패널 B)를 보고하고 있다. 제도 시행 전 기간으로 2013년 1분기부터 4분기까지를, 제도 시행 이후 기간으로 2015년 3분기부터 2016년 2분기까지를 사용하였다. KOSPI200 종목의 상장기업에 대상으로 발행된 애널리스트 보고서를 표본으로 선정하였다. 애널리스트 정보활동의 양적 측정변수로 EPS 추정 수, 추천의견 수를, 질적 측정변수로 이익예측오차를 사용하였다. 이익예측오차는 예측오차의 절대값을 해당 분기의 주가로 나누어 표준화하였다. 패널 A에서의 검정통계량은 윌콕슨 부호순위검정의 Z통계량을 이용하였으며, 괄호 안은 표준편차를 보여주고 있다. 패널 B의 회귀분석에서 종속변수는 기업 i 에 대한 t 분기 애널리스트의 이익예측오차를 사용하였다. 독립변수 $POST_t$ 는 시점 더미변수로 2015년 7월 시장질서교란행위 규제 도입 이후(또는 이전) 분기의 경우 1(또는 0)의 값을 갖도록 설정되었다. 통제변수로는 기업 i 의 t 분기 시가총액에 로그를 취한 값($\ln MV_{i,t}$), 장부가대시장가비율(book-to-market ratio)에 로그를 취한 값($\ln BM_{i,t}$), 분기 변동성($VOL_{i,t}$), 분기 거래량에 로그를 취한 값($\ln VOL_{i,t}$), 애널리스트 추천의견 수에 로그를 취한 값($\ln ANAL_{i,t}$)을 포함하고 있다. 괄호 안은 t -값을 보고하였다. 표에서 ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

패널 A: 제도 시행 전후에 대한 비교

	시행 전 (2013Q1~2013Q4)	시행 후 (2015Q3~2016Q2)	차이(후-전)	Z-값
EPS 추정 수	5.63(3.75)	4.30(2.58)	-1.33	-5.408***
추천의견 수	14.22(7.84)	13.14(6.06)	-1.08	-3.136***
예측오차(CP)	0.013(0.017)	0.019(0.036)	0.006	1.818*

7) 조선일보, 2014년 11월 21일, ‘CJ E&M 사태 1년…손발 묶인 애널리스트들’.

패널 B: 회귀분석

모형	1	2	3	4
	회귀계수	회귀계수	회귀계수	회귀계수
POST	0.299(10.64)***	0.230(2.61)***	0.004(0.04)	0.015(0.15)
LnMV		0.128(1.45)	-0.846(-3.35)***	-0.910(-3.46)***
LnBM		-0.154(-5.19)***	-0.153(-4.85)***	-0.155(-4.89)***
VOLA			0.407(4.18)***	0.427(4.27)***
LnVOL			0.812(3.16)***	0.758(2.86)***
LnANAL				0.093(0.87)
adj.R ²	0.089	0.108	0.139	0.139
F	113.11***	47.77***	38.17***	31.93***

전후의 애널리스트 활동 변수에 대한 월콕슨 부호순위검정 결과를 보여주고 있다. EPS 추정수를 살펴보면, 제도 시행 전에는 애널리스트들이 1분기에 평균 5.63개에 대한 의견을 제시하였는데, 제도 시행 후에는 4.3개로 감소하였다. 추천의견 수 역시 14.22개에서 13.14개로 감소하였다. 두 변수 모두 차이가 1% 유의수준 하에서 유의미하다. 이는 애널리스트 정보활동이 양적 측면에서 위축되었음을 보여준다. 예측오차를 살펴보면, 시장질서교란행위 시행 전에 0.013이었던 것이 시행 후에 0.019로 증가하였으며, 그 차이도 통계적으로 유의미하다. 이는 시장질서교란행위에 대한 규제의 시행으로 애널리스트들의 예측오차가 유의적으로 증가하였음을 의미한다.

패널 B의 회귀분석에서 POST 변수는 2015년 7월 시장질서교란행위 규제 도입 이후에 발행된 애널리스트 보고서의 경우 1을 부여하고, 규제 도입이전(여기서는 2013년 1분기-4분기)에는 0의 값을 부여하였다. POST만을 변수로 사용한 모형 1에서 회귀계수가 0.299(t값 = 10.64)로 통계적으로 유의하며, 모형 2에서도 역시 유의미하다. 모형 3, 모형 4에서 통계적 유의성이 없어지지만, 양(+)의 회귀계수는 동일하게 유지된다. CJ E&M 사례를 고려하여 분석했을 때도 시장질서 교란행위 규제의 도입 이후 애널리스트들의 활동이 위축되고 예측의 정확성이 하락하였다는 이전의 결과를 재확인하였다.

5.2 규제 집행의 효과: 한미약품 사건

규제가 입법되더라도 사문화된다면 아무런 의미가 없을 것이다. 이런 점에서 도입된 규제가 실제로 집행(enforcement)된 효과에 대해 분석하는 것이 의미가 있다. 2016년 발생한 한미약품 사건은 시장질서교란행위에 대한 규제가 대대적으로 집행된 첫 사례로서 분석할 가치가 있다.

구체적인 사건의 개요는 다음과 같다. 2016년 9월 29일 오후 4시 33분 정도에 한미약품은 로슈의 자회사인 제넨텍과 1조 원 규모의 표적 항암제 기술수출 계약을 했다고 호재성 공시를 발표하였다. 하지만 당일 오후 7시 6분 다른 악재성 사건이 발생했다. 당시 한미약품은 독일 제약회사 베링거인겔하임과 폐암신약인 올부티닙에 대한 기술계약을 체결하고 있었는데, 베링거인겔하임이 기술개발 권한을 반환하고 관련한 기술수출 계약을 파기한다고 통보하였다.

문제는 한미약품이 이 악재성 정보를 곧바로 공시한 것이 아니라, 다음 날인 30일 주식시장이 개장한지 상당히 지난 오전 9시 29분 경 공시한 것이다. 개장과 함께 전날의 호재성 정보로

인해 한미약품 주가는 5% 넘게 올랐다. 약재성 정보는 공시가 아직 되지 않았기 때문에 투자자들은 전날의 호재성 정보만을 인지하고 있었던 것이다. 하지만 9시 29분 경 한미약품은 독일 베링거 인겔하임과의 기술수출 계약이 해지됐다고 약재성 공시를 발표하였으며, 이 후 한미약품 주가는 18% 이상 급락하였다.

이 사건은 여러 면에서 사회적 논쟁을 유발하였다. 첫째, 한국기업의 취약한 내부통제시스템이다. 한미약품은 약재성 공시를 받은 29일 밤에 공시할 수 있었음에도 다음 날 개장 후 30분이 지나서야 공시하였던 것이다. 둘째, 약재성 정보의 공시 전에 상당한 규모의 공매도 거래가 이미 이루어졌다는 것이다. 한미약품이 약재성 공시를 내기 직전인 9월 30일 오전 9시~9시28분 사이 공매도 거래규모는 5만 471주로 약 320억 원에 이르렀다. 이날 한미약품 전체 공매도 거래(10만 4,327주)의 절반이 약재성 공시 전에 시행되었다. 또한 한미약품의 하루 평균 공매도량이 4,850주인 것을 생각하면, 30분간의 공매도 물량은 정말 특이하게 큰 물량이라고 생각할 수밖에 없다. 즉, 일반 투자자들이 29일 장 마감 후 나온 기술수출 성사라는 호재성 정보만을 인식하고 있었음을 생각할 때, 30일 개장 직후 대규모 공매도 물량이 쏟아졌다는 것은 정말 특이한 일인 것이다. 이는 기술계약 파기라는 약재성 정보가 내부자 등을 통해 유출되었음을 의심할 만하다. 또한 과연 공매도를 한 이들은 누구인지에 대해서도 의문이 든다.

금융위원회 자본시장조사단과 금융감독원, 한국거래소는 한미약품 주식의 불공정 거래 여부에 대한 합동조사를 실시하였다. 2016년 10월 4일 금융위원회 자본시장조사단이 조사에 착수하였으며, 13일 증권선물위원회는 긴급조치(fast track)로 사건을 검찰에 통보하였다.

검찰은 10월 17일 서울 방이동에 소재한 한미약품 본사를 압수수색하였으며, 특히 주식을 매도한 내부 직원이나 외부 투자자를 조사하였다. 한미약품이 주요 정보 공개시점을 의도적으로 조절했는지도 조사하였다. 또한 검찰은 19일에는 검사와 수사관 60여 명을 동원해 서울 여의도 NH투자증권과 신한금융투자 등 증권사 13곳을 압수수색하였다. 증권사나 운용사들이 한미약품의 약재성 공시가 나오기 전 이 정보를 취득하고 있었는지 등을 확인하기 위해서다. 이들은 기술수출이 해지됐다는 한미약품의 공시가 나오기 전 공매도를 취한 한 곳들이었다.

서울남부지검 증권범죄합동수사단은 수사 후 2016년 12월 자본시장법 위반 혐의로 총 45명의 혐의자를 적발하였으며, 이들 중 한미사이언스 인사팀 상무와 법무팀 직원 등 4명을 구속 기소하였다. 같은 혐의로 사전구속영장이 청구된 보령제약 법무팀 이사 등 2명을 불구속 기소하고 11명을 약식 기소하였다. 2차 정보수령자 25명은 금융위원회에 과징금 부과 대상으로 통보하였는데, 이들이 시장질서교란행위 규제의 집행 대상이 된 것이다.

한미사이언스 인사팀 상무는 보령제약 이사 등 지인들에게 한미약품 호재와 약재정보를 알려줘 한미약품 주식을 매매하게 해 4억 9,000여만 원의 손실을 회피하게 한 혐의를 받았다. 한미사이언스 직원들은 9월 29일의 한미약품의 계약파기에 관한 미공개 정보를 동료직원과 지인 등에게 전달한 혐의를 받았다. 특히 법무팀 등 업무담당자들이 자신의 보유주식을 매도하고 이 정보를 동료 및 지인에게 전파하였다. 그러던 와중 법무팀 직원으로부터 미공개 정보를 수령한 5차 정보수령자가 인터넷 포털 주식커뮤니티에 ‘내일 계약파기 예정’ 취지의 글을 게시하였으며, 이 정보가 카카오톡 메신저 등을 통해 널리 전파되었다. 검찰 조사 결과 내부정보 이용자로 확인된

이는 45명에 이르렀으며, 이들이 얻은 총 부당이득액은 약 33억 원에 이르렀다.

검찰은 한미약품이 9월 30일 오전 9시 이전 한국거래소 공시담당자와 협의를 마쳤음에도 장 개시 후인 오전 9시 29분에 계약파기 공시를 했다는 점에 대해서도 수사하였다. 한미약품 측은 검찰조사에서 “작년 신약수출 계약체결 공시내용이 변동되면서 불성실공시법인 지정 문제가 언급됐고 대응책을 논의하면서 지연됐다”고 소명하였으며, 검찰은 이에 대해 고의성이 없다고 판단하였다. 검찰은 한미약품 오너 일가와 공시담당 임직원 등에 대해서도 수사를 진행했으나 혐의점을 찾지는 못하였다. 당시 한국거래소의 공시 규정에 따르면 ‘기술도입·이전·제휴 등과 관련한 사항’은 자율 공시 대상이므로 다음날 오후 6시까지만 공시하면 되고, 이 내용을 정정공시 할 때도 다음날까지만 공시하면 되는 상황이었다. 이에 근거하면 한미약품의 기술계약 파기 건은 자율 공시 대상에 해당하며, 따라서 한미약품이 이를 다음날 공시한 것은 법적인 하자가 없다.

서울남부지방법원은 2017년 4월 6일 자본시장법 위반 혐의로 기소된 한미약품 법무팀 직원 2명에게 각각 징역 10월 및 벌금 4,500만 원에 추징금 약 4,200만 원, 징역 8월 및 벌금 1,000만 원에 추징금 약 700만 원을 선고하였으며, 모두 2년간 집행을 유예하였다.⁸⁾ 2017년 5월 17일에는 한미약품 인사기획팀 소속 직원에게 징역 10월에 집행유예 2년을 선고하고 벌금 2,500만 원, 추징금 2,100만 원을 명령했다. 피의자는 한미약품의 기술수출 계약 해지에 대한 미공개 정보를 법무팀 직원으로부터 접한 뒤 본인 소유 주식을 팔아 2,100만 원 상당의 손실을 회피하였다. 이 직원은 또한 지인 5명에게 정보를 알려줘 1억 8,000여만 원의 손실 회피를 도와준 혐의도 있다.

2017년 5월 31일 또 다른 1심 결과가 나왔다. 서울남부지법 형사 6단독 재판부는 한미사이언스 인사팀 상무에게 징역 1년에 집행유예 2년, 벌금 5,000만 원을 선고하였다.⁹⁾ 피의자는 회사의 임원으로서 주요 회의에 참석하여 한미약품의 수출 계약에 대한 호재성·악재성 정보를 취득하였으며, 정보가 공시되기 전 이를 보령제약 법무팀 이사 등에게 전달해 4억 9,000여만 원의 손실을 피하게 한 혐의가 인정되었다. 본인도 이 정보를 이용해 3,500여만 원의 부당이득을 취득하였다. 보령제약 법무팀 이사는 징역 6년에 집행유예 2년, 벌금 4억, 추징금 3억 6,331만 원을 선고받았다.

한편 금융위원회 증권선물위원회는 2017년 5월 24일 한미약품의 기술 계약 해지 관련 미공개 정보를 유출한 한미약품 직원과 개인투자자 등 14명에게 ‘시장질서교란행위’ 위반에 대한 제재를 결정하였다. 금융위원회는 이들에게 총 24억 원의 과징금 부과 조치하였고, 손실회피 금액이 소액인 11인에 대하여는 엄중경고 등의 조치 후 과징금 부과를 면제하였다. 이는 시장질서 교란행위 규제 시행 이후 사실상 대규모로 과징금이 부과되는 첫 사례이다. 하지만 공매도를 단행한 증권회사들은 한 곳도 처벌을 받지 않았다는 점에서 여전히 논쟁의 여지를 남겼다. 검찰은 공매도를 시행한 증권사와 자산운용사를 대상으로 압수수색을 시행하기는 하였으나 불공정 거래에 대한 증거를 확보하지는 못하였으며, 결국 증권회사에 대해 무혐의 처리하였던 것이다.

여기서는 한미약품 사건이 발생한 후 금융감독기관이 이에 대해 조사한 2016년 10월을 규제가 실제 실행된 이벤트로 설정하여 분석을 실시하였다. 자료가 획득 가능한 2016년 4분기부터 2017년

8) 2017. 4. 6. 서울남부지방법원 선고(2016고단5961).

9) 2017. 5. 31. 서울남부지방법원 선고(2016고단5963).

2분기까지 3분기를 규제 실행이 효과를 미친 구간으로 설정하였다. 그 이전의 3분기를 규제 실행 이전 기간으로 설정하여 이 두 기간을 비교하였다. 분석방법은 앞과 동일하게 월코스 부호순위검정과 회귀분석을 사용하였다. <표 8>의 패널 A의 월코스 부호순위검증 결과를 보면, 한미약품 사건 후에 EPS 추정 수가 3.86개에서 3.69개로 감소하였으며 통계적으로 유의하다. 추천의견 수에서는 유의적인 변화가 발견되지 않는다. 애널리스트의 예측오차는 한미약품 사건 전에 0.010이었던 것이 시행 후에 0.015로 증가하였으며, 그 차이도 유의수준 1%에서 유의미하다.

패널 B의 회귀분석에서 POST 변수는 한미약품 사건 이후 발행된 애널리스트 보고서의 경우 1을 부여하고, 이전 기간에는 0의 값을 부여하였다. POST만을 변수로 사용한 모형 1에서 회귀계수가 0.421(t -값 = 14.42)로 통계적으로 유의하다. 통제변수를 추가한 모형 2~모형4 역시 POST 변수의 통계적 유의성이 유지되고 있다.

<표 8> 규제 집행의 효과: 한미약품 사건

본 표는 시장질서교란행위 규제의 실제 집행이 애널리스트의 이익예측오차에 미치는 영향을 검증하기 위해 규제 집행 전후의 애널리스트 정보활동 차이 분석결과(패널 A)와 회귀분석 결과(패널 B)를 보고하고 있다. KOSPI200 종목의 상장기업을 대상으로 발행된 애널리스트 보고서를 표본으로 선정하였다. 애널리스트 정보활동의 양적 측정변수로 EPS 추정 수, 추천의견 수를, 질적 측정변수로 이익예측오차를 사용하였다. 이익예측오차는 예측오차의 절대값을 해당 분기의 주가로 나누어 표준화하였다. 패널 A에서의 검정통계량은 월코스 부호순위검정의 Z통계량을 이용하였으며, 괄호 안은 표준편차를 보여주고 있다. 패널 B의 회귀분석에서 종속변수는 기업 i 에 대한 t 분기 애널리스트의 이익예측오차를 사용하였다. 독립변수 $POST_t$ 는 시점 더미변수로 2016년 9월 한미약품 사건 이후(또는 이전) 분기의 경우 1(또는 0)의 값을 갖도록 설정되었다. 통제변수로는 기업 i 의 t 분기 시가총액에 로그를 취한 값($\ln MV_{i,t}$), 장부가대시장가비율(book-to-market ratio)에 로그를 취한 값($\ln BM_{i,t}$), 분기 변동성($VOLA_{i,t}$), 분기 거래량에 로그를 취한 값($\ln VOL_{i,t}$), 애널리스트 추천의견 수에 로그를 취한 값($\ln ANAL_{i,t}$)을 포함하고 있다. 괄호 안은 t -값을 보고하였다. 표에서 ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준 하에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

패널 A: 제도 집행 전후에 대한 비교

	집행 전 3분기 (2016Q1~2016Q3)	집행 후 3분기 (2016Q4~2017Q2)	차이(후-전)	Z-값
EPS 추정 수	3.86(2.29)	3.69(2.27)	-0.17	-1.876*
추천의견 수	12.51(6.16)	12.57(6.23)	0.06	0.364
예측오차	0.010(0.015)	0.015(0.025)	0.005	5.568***

패널 B: 회귀분석

모형	1	2	3	4
	회귀계수	회귀계수	회귀계수	회귀계수
POST	0.421(14.42)***	0.352(3.97)***	0.385(4.44)***	0.384(4.41)***
LnMV		0.129(1.44)	-1.265(-5.02)***	-1.244(-4.62)***
LnBM		-0.182(-6.01)***	-0.203(-6.44)***	-0.202(-6.42)***
VOLA			0.580(5.49)***	0.575(5.36)***
LnVOL			0.821(3.10)***	0.827(3.11)***
LnANAL				-0.023(-0.23)
adj.R ²	0.177	0.205	0.254	0.253
F	208.00***	84.05***	66.67***	55.51***

위의 결과들은 한미약품 사건으로 인한 시장질서교란행위 규제의 집행 이후 애널리스트의 활동이 위축되고 예측정확성이 하락하였음을 보여준다. 이는 제도의 도입뿐만 아니라 실제적인 집행도 시장참가자들에게 유의미한 영향을 줄 수 있음을 시사한다. 전반적으로 본 논문의 연구결과들은 시장질서교란행위에 대한 규제가 그 도입이나 실제적인 집행 모두에 있어서 애널리스트의 활동에 유의미한 영향을 주었음을 지지한다.

5.3 개선방안 및 제언

여기서는 시장질서교란행위 규제가 올바르게 정착하기 위한 개선방안을 제언을 하고 논문을 마무리하고자 한다. 본 연구에서는 규제강화로 인해 애널리스트 이익예측의 정확성이 하락하였음을 보여주고 있다. 이런 단기적인 충격을 극복하고 제도가 목표하는 긍정적인 효과를 얻기 위해서는 무엇이 필요한가?

금융시장 정책이 목표하는 바는 공정하게 생성된 정보가 효율적으로 가격에 반영되는 시장을 만드는 것이다. 이를 위해 정보의 공급자인 애널리스트, 소비자인 투자자, 그리고 규제자인 감독당국 3측면에서 논의를 진행해 보고자 한다.

첫째, 애널리스트는 정보 공급자로서 시장에서 우월한 위치를 차지하고 있다. 이런 지위를 올바르게 유지하기 위해서 애널리스트들은 양질의 정보를 지속적으로 제공할 수 있어야 한다. 이를 위해 애널리스트들은 기업과의 유착관계를 사용하여 우월한 정보를 획득한다든지, 다른 애널리스트들에 편승하는 식의 정보를 제공하는 것이 아니라 자신만의 기업분석 기법과 노하우를 쌓는데 집중해야 한다. 장기적으로 한국의 애널리스트 산업이 이런 방향으로 나갈 때에 소비자의 신뢰를 받을 수 있으면 금융시장에서도 정보생성의 우월성을 유지할 수 있으리라 생각된다.

둘째, 투자자들은 애널리스트의 노력이나 소신에 대해 합당한 대가를 지불해야 한다. 한국 투자자들은 애널리스트 보고서는 공짜라는 인식이 강하다. 하지만 외국에서는 명성 있고 우수한 애널리스트의 보고서일수록 높은 값에 판매가 된다. 일반 투자자들이 외면할수록 애널리스트들은 회사에 종속되고 다른 기관투자자들에 연결될 수밖에 없다. 결국 애널리스트 산업에서도 시장의 원리가 작동할 수 있도록 애널리스트 보고서에 대해 효율적인 가격이 매겨져야 할 것이다.

셋째, 금융당국은 새로운 규제로 시장참여자들을 위협을 가하는 것이 아니라 결과적으로 양질의 정보가 생산되고 거래되는 시장을 조성하는 뒷받침을 해 주어야 한다. 새로운 규제는 일단 시장참여자들에게 위협으로 다가온다. 예를 들면, 시장질서교란행위 규제도 감독당국에 처벌범위의 확대, 입증책임의 경감, 처벌절차의 신속함이라는 무기를 안겨준 것이다. 또한 새로운 규정은 해석의 여지가 다양하다보니 시장참여자들은 감독당국이 이를 어느 정도의 수준으로 해석하여 적용할지 알 수 없으며 자신이 받을 처벌을 걱정하지 않을 수 없다. 금융감독당국에서 다양한 설명회, 공청회를 개최하고 관련 책자들 배포하는 등 다양한 방법으로 시장과 소통하려는 노력이 필요하다. 이를 통해 금융감독당국이 새로운 규제의 해석과 적용에 대해 명확한 가이드라인을 제공할 필요가 있으며 운용에 있어서도 안정적인 신호를 줄 필요가 있다. 그럴 때 애널리스트의 정상적인 정보생산활동이 위축되지 않으며 자본시장이 더 긍정적인 방향으로 발전할 수 있을 것이다.

6. 결론

본 연구는 2015년 7월부터 시행된 시장질서교란행위에 대한 규제가 애널리스트의 정보생성 활동에 미치는 영향에 대해 연구하였다. 자본시장법에 신설된 시장질서교란행위에 대한 규제는 미공개 중요정보이용 범위를 확대함으로써 2차, 3차 등 다차정보수령자의 이용 행위를 포함하였다. 본 연구는 증권시장에서 정보생성에 가장 주도적인 역할을 하고 있는 애널리스트를 대상으로 제도 도입의 효과를 분석하였다.

실증분석 결과, 시장질서교란행위 규제 시행 후 애널리스트의 기업에 EPS 예측오차가 유의적으로 증가하였음을 발견하였다. 유의성은 월콕슨 부호순위검정이나 회귀분석 모두를 통해 동일하게 나타났다. 이는 규제로 인해 애널리스트들이 생성하는 예측의 정확성이 하락하였음을 의미한다. 그리고 이러한 예측정확성의 하락은 주로 소규모 및 중규모의 기업들에서 발견되었다.

본 논문의 분석 결과가 주는 정책, 제도 및 실무적 시사점은 다음과 같다.

- 2015년 7월 시장질서교란행위에 대한 규제 도입 이후 애널리스트 예측오차가 유의미하게 증가하였다. 일차적인 규제의 충격으로 애널리스트 정보생산활동이 위축되었으며 그 결과 이익예측의 정확성이 하락했음을 의미한다. 새로운 규제의 도입은 일차적으로 시장에 부정적인 영향을 가져옴을 볼 수 있다.
- 규제의 도입이 성공하기 위해서는 이런 단기적 충격을 극복하고 본래의 도입 취지를 성취할 수 있어야 한다. 시장질서교란행위 규제의 목표는 더 건전하고 효율적인 정보를 생성하는 자본시장을 만드는 것이다. 시장질서교란행위 규제를 통해 애널리스트들이 부정적인 방법으로 정보를 획득하고 유통하는 통로를 막는 것 이상으로 애널리스트들이 정상적인 분석활동을 잘 할 수 있는 환경을 만들어 주는 것도 중요하다. 결국 애널리스트들이 더 수준 높게 정보를 생성하고 적절하게 제공할 수 있는 건전한 애널리스트 산업을 육성하는 정책적 운영이 중요하다.
- 2016년 후반기의 한미약품 미공개 정보 사건을 통해 시장질서교란행위에 대한 실제적인 법 집행이 애널리스트 정보생성 활동에 미치는 영향을 분석하였을 때, 규제 집행 이후 애널리스트의 예측오차가 유의하게 증가하였음을 발견하였다. 이는 법의 도입뿐만 아니라 실제적인 집행도 시장참여자에 유의미한 영향을 줄 수 있음을 보여준다.
- 본 연구는 제도변화가 자본시장의 정보생성활동에 유의적인 영향을 미침을 보여준다. 이는 자본시장의 제도 변화에 대한 의사결정이 신중하게 이루어져야 함을 의미한다.

본 연구는 여러 한계점도 지니고 있다. 시장질서교란행위 규제가 애널리스트의 정보생성활동에 미치는 영향에 대해 보여주고 있지만, 본 규제가 변동성, 유동성 등과 같은 시장의 질(quality)이나 투자자 반응에 미친 영향에 대해서는 다루고 있지 않다. 이에 대해서는 향후에 더 연구되어야 할 것이다.

참 고 문 헌

- 고봉찬, 김진우, “애널리스트 이익예측의 정확성과 추천종목의 수익성”, 증권학회지, 제36권 6호(2007), pp. 1009-1047.
- 고유경, 오광욱, 유승원, 이동현, 정석우, “신규 분석기업에 대한 재무분석가의 이익예측특성”, 한국증권학회지, 제39권 3호(2010), pp. 419-447.
- 변진호, 김근수, “증권사 추천종목의 정보가치와 시장 효율성”, 증권학회지, 제34권 4호(2005), pp. 29-67.
- 성희활, “2014년 개정 자본시장법상 시장질서교란행위 규제 도입의 함의와 전망”, 증권법연구, 제16권 제1호(2015), pp. 135-174.
- 안운영, 유영태, 조영준, 신현한, 장진호, “재무분석가의 특성이 이익예측정확성에 미치는 영향”, 회계학연구, 제31권 제4호(2006), pp. 1-24.
- 안운영, 장진호, 신현한, 유영태, “재무분석가의 이익예측 허딩 및 허딩 결정요인”, 경영학연구, 제35권 제4호(2006), pp. 1241-1260.
- 오원정, 손성규, “공정공시제도의 시행효과 및 공정공시제도를 통한 정보 제공 여부와 관련된 기업특성에 관한 연구”, 경영학연구, 제35권 제5호(2006), pp. 1449-1478.
- 이원흠, 최수미, “증권사 애널리스트의 투자등급 변경이 주가수익률 및 거래량에 미치는 영향에 관한 연구”, 증권학회지, 제32권 3호(2003), pp. 1-44.
- 이정수, “시장질서교란행위 도입과 관련한 몇 가지 쟁점들”, 증권법연구, 제16권 제2호(2015), pp. 1-24.
- 정석우, 임태균, “회계이익의 지속성이 재무분석가의 이익예측오차와 이익예측정확성에 미치는 영향”, 회계학연구, 제30권 제2호(2005), pp. 209-235.
- Agrawal, A., S. Chadha, and M. Chen, 2006, Who is afraid of Reg FD? The behavior and performance of sell-side analysts following the SEC's Fair Disclosure rules, *Journal of Business* 79 (6), pp. 2811-2834.
- Bailey, W., H. Li, C. X. Mao, and R. Zhong, 2003, Regulation fair disclosure and earnings information: Market, analyst, and corporate responses, *Journal of Finance* 58 (6), pp. 2487-2514.
- Barber, B., R. Lehavy, M. McNichols, and B. Trueman, 2001, Can investors profit from the prophets? Security analyst recommendations and stock returns, *Journal of Finance* 56 (2), pp. 531-563.
- Bhattacharya, U. and H. Daouk, 2002, The world price of insider trading, *Journal of Finance* 57 (1), pp. 75-108.
- Clement, M. B. and S. Y. Tse, 2005, Financial analyst characteristics and herding behavior in forecasting, *Journal of Finance* 60 (1), pp. 307-341.
- Clement, M. B., 1999, Analyst forecast accuracy: Do ability, resources, and portfolio complexity

- matter?, *Journal of Accounting and Economics* 27 (3), pp. 285-303.
- DeMarzo, P. M., M. J. Fishman, and K. M. Hagerty, 1998, The optimal enforcement of insider trading regulations, *Journal of Political Economy* 106 (3), pp. 602-632.
- Dugar, A. and S. Nathan, 1995, The effect of investment banking relationships on financial analysts' earnings forecasts and investment recommendations, *Contemporary Accounting Research* 12 (1), pp. 131-160.
- Fama, E. F., 1970, Efficient capital markets: A review of theory and empirical work, *Journal of Finance* 25 (2), pp. 383-417.
- Fama, E. F., 1991, Efficient capital markets: II, *Journal of Finance* 46 (5), pp. 1575-1617.
- Givoly, D. and D. Palmon, 1985, Insider trading and the exploitation of inside information: Some empirical evidence, *Journal of Business* 58 (1), pp. 69-87.
- Heflin, F., K. R. Subramanyam, and Y. Zhang, 2003, Regulation FD and the financial information environment: Early evidence, *Accounting Review* 78 (1), pp. 1-37.
- Hope, O. K., 2003, Disclosure practices, enforcement of accounting standards, and analysts' forecast accuracy: An international study, *Journal of Accounting Research* 41 (2), pp. 235-272.
- Jaffe, J. F., 1974, Special information and insider trading, *Journal of Business* 47 (3), pp. 410-428.
- Lin, J. C. and J. S. Howe, 1990, Insider trading in the OTC market, *Journal of Finance* 45 (4), pp. 1273-1284.
- Loh, R. K. and G. M. Mian, 2006, Do accurate earnings forecasts facilitate superior investment recommendations?, *Journal of Financial Economics* 80 (2), pp. 455-483.
- Mohanram, P. S. and S. V. Sunder, 2006, How has regulation FD affected the operations of financial analysts?, *Contemporary Accounting Research* 23 (2), pp. 491-525.
- Seyhun, H. N., 1986, Insiders' profits, costs of trading, and market efficiency, *Journal of Financial Economics* 16 (2), pp. 189-212.
- Seyhun, H. N., 1992, Why does aggregate insider trading predict future stock returns?, *Quarterly Journal of Economics* 107 (4), pp. 1303-1331.
- Shin, J., 1996, The optimal regulation of insider trading, *Journal of Financial Intermediation* 5 (1), pp. 49-73.
- Trueman, B., 1994, Analyst forecasts and herding behavior, *Review of Financial Studies* 7 (1), pp. 97-124.
- Welch, I., 2000, Herding among security analysts, *Journal of Financial Economics* 58 (3), pp. 369-396.
- Womack, K. L., 1996, Do brokerage analysts' recommendations have investment value?, *Journal of Finance* 51, pp. 137-167.

The Effect of Market Abuse Regulation on Analysts' Information Production Activities^{*}

Suji Cho^{}**

Dankook University

Cheol-Won Yang

Dankook University

Abstract

This study examines the effects of the regulation on market abuse on analysts' information generation activities under the Capital Market Act of July 2015. The new market abuse act has drastically expanded the extent and scope of insider information and the scope of insider trading prohibition provisions. In addition, analysts may be the most sensitive market participants in the regulation of market abuse as the most dominant actor in information generation in capital markets. As a result of the empirical analysis, we find that EPS (earnings per share) forecast errors increase significantly after the regulation. These changes are significant even after controlling the number of analysts, stock price volatility, and trading volume. This phenomenon is mainly found in firms with small and medium size and companies with high prediction accuracy before implementation. We also find that analysts' forecast errors significantly increase after the law enforcement on Hanmi's case in late 2016. The results of this study suggest that institutional change has a significant effect on the information production activities of capital markets.

Keywords: Market Abuse; Insider Trading; Analyst; Information Generation; Forecast Error

JEL Classification: G14, G23, G28

^{*} We are grateful to Kwang-Soo Park, Dong-Yang Kim, Min-Seok Shin, participants at conference of the Korean Security Association (Feb. 2017), and anonymous referees for their helpful comments.

^{**} Corresponding Author. Address: School of Business Administration, Dankook University, 152 Jukjeon-ro, Suji-gu, Yongin-si, Gyeonggi-do, Korea, 16890; E-mail: yang@dankook.ac.kr; Tel: +82-31-8005-3437; Fax: +82-31-8021-7208.