

국제다각화가 재무분석가의 이익예측활동에 미치는 영향*

김명인(제1저자)
인하대학교 경영대학 경영학부 조교수
(mikum21@inha.ac.kr)
배성미(교신저자)
인하대학교 회계학과 박사과정
(cyber2042@hanmail.net)
윤금상(공동저자)
인하대학교 경영대학 경영학부 교수
(ksy@inha.ac.kr)

.....

본 연구에서는 기업과 회계정보이용자들 사이에서 정보중개자 역할을 수행하는 재무분석가에 초점을 두고, 한국 기업의 국제다각화 수준이 재무분석가의 이익예측속성인 이익예측 정확성(accuracy) 및 낙관성(optimism), 이익예측치 분산(dispersion)에 미치는 영향을 분석하고자 한다. 해외시장의 정치·경제·문화 등의 차이가 국제다각화 기업과 재무분석가들 사이에 정보불균형을 증가시켜 재무분석가들의 이익예측 처리 과정을 더욱 복잡하게 하고, 이익예측활동을 어렵게 할 것으로 예상된다. 따라서, 본 연구에서는 기업의 국제다각화 수준이 증가할수록 재무분석가들의 이익예측 정확성은 낮아지고, 이익예측 낙관성과 재무분석가들 사이의 의견불일치는 증가한다는 가설을 설정하고 실증분석을 수행하였다.

본 연구에서는 가설을 검증하기 위해 한국의 유가증권 및 코스닥시장에 상장된 기업들 중 2000년부터 2010년까지 재무분석가 이익예측치를 이용할 수 있는 총 2,371개 기업-연도 표본을 대상으로 실증분석하였다. 이익공시일을 기준으로 역산하여 12개월 동안의 재무분석가 이익예측치를 분석에 사용한 경우, 국제다각화 수준이 증가할수록 이익예측 정확성은 유의하게 감소하였으며, 이익예측 낙관성과 이익예측치의 분산은 유의하게 증가하는 것으로 나타나 본 연구의 가설을 지지하고 있다. 이는 한국 기업의 국제다각화가 재무분석가들의 이익예측활동의 복잡성과 어려움을 증가시키는 결정요인이라는 증거를 제시하고 있다. 이익공시일을 기준으로 역산하여 1개월 내의 재무분석가 이익예측치를 사용한 분석에서는 12개월 동안의 이익예측치를 사용하여 나타난 예측품질 감소효과가 유의하게 감소하는 것으로 나타났다. 이는 재무분석가들이 이익발표일에 가까워질수록 처음의 낙관적인 이익예측치의 수준을 “walk down”하며 예측오차가 감소한다는 해외 연구와 일관되는 결과이다.

본 연구는 한국 기업의 국제다각화가 재무분석가의 이익예측활동에 미치는 영향을 검증하여 의미있는 결과를 도출하였다는 데 의의가 있으며 다음과 같은 시사점을 제공한다. 첫째, 투자자 등 회계정보이용자들이 국제다각화 기업들의 가치평가를 위한 대응책으로 재무분석가의 이익예측치를 이용하고자 할 때, 낙관적으로 편이되었거나 정확성이 결여된 예측치의 영향도 함께 고려해야 한다는 의미있는 결과를 제시하고 있다. 둘째, 현행의 ‘사업 부문별 정보 등의 공시’ 제도에 추가적으로 지리적 혹은 나라별 공시제도 의무화의 필요성을 제시한다. 이러한 공시제도의 개선은 국제다각화 기업들에 대한 재무분석가들의 이익예측속성을 개선시키고, 투자자들에게는 제공받는 정보의 유용성을 향상시킬 것이며, 또한 연구자들에게는 다양하고 심도 있는 후속 연구를 가능하게 하여, 궁극적으로는 국제다각화 기업의 회계투명성 증대에 기여할 것이다.

주제어: 국제다각화, 재무분석가, 이익예측의 정확성, 이익예측의 낙관성, 이익예측치의 분산

.....

논문접수일: 2012. 2 게재확정일: 2012. 6

* 본 연구에 여러 유익한 조언을 해주신 익명의 두 분 심사위원님께 감사의 말씀 드립니다. 본 논문은 2010년도 정부재원(교육과학기술부 인문사회연구역량강화사업비)으로 한국연구재단의 지원을 받았으며(NRF-2010-330-B00122), 일부는 인하대학교의 지원을 받았습니니다.

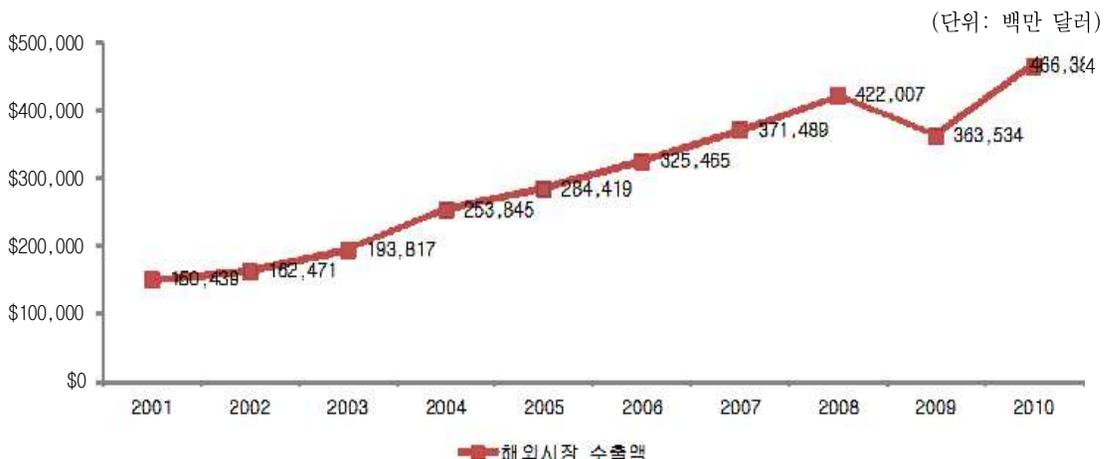
1. 서론

지난 10년 동안 한국 기업들은 지속적으로 영업활동 무대를 해외시장으로 확장해왔다. 통계청(http://kostat.go.kr) 자료에 의하면, 우리나라 기업들의 해외시장 수출액은 2001년 1,500억 달러에서 2010년 약 4,660억 달러로 거의 3배 이상 성장한 것으로 나타나고 있다. 또한, 국가통계포털(KOSIS) 자료에 의하면 우리나라의 해외 직접투자금액이 2001년 약 24억 달러에서 2008년에는 130억 달러로 약 500% 이상 성장한 것으로 나타나고 있다. 2001년부터 2010년까지 우리나라의 해외시장 수출액 추이는 <그림 1>과 같다.

한국 기업들의 해외수출시장에서의 괄목할만한 성장은 한국 기업의 국제다각화(international diversification)에 대한 보다 다양하고도 심도 깊은 연구의 필요성을 인식시킨다. 이미 해외에서는 국제다각화가 기업가치에 어떠한 영향을 미치는가를 검증하는 등 다양한 연구가 수행되어 왔으나, 한국

기업들의 경우 국제다각화 수준이 꾸준히 증가하고 있음에도 불구하고 이에 대한 연구가 거의 전무한 실정이다.

해외 선행연구에서는 다국적기업들의 해외시장으로의 영업확대를 다양한 이해관계자 입장에서 연구를 수행해 왔다. Bodnar and Weintrop(1997), Thomas(1999), Callen et al. (2005) 등의 연구에서는 투자자의 입장에서 국제다각화가 갖는 의미를 분석하였고, Kim and Mauborgne(1995), Birkinshaw et al. (2001) 등의 연구에서는 경영자의 입장에서, 그리고 Duru and Reeb(2002)와 Khurana et al. (2003) 등의 연구에서는 재무분석가의 관점에서 국제다각화의 영향을 분석하였다. 이러한 많은 연구들은 해외의 다국적기업들의 전략적 의사결정에 유용한 정보를 제공해왔다. 한국의 국제다각화 기업들을 대상으로 한 최근 연구로는 차승민 외(2010) 연구로, 한국 기업의 국제다각화 수준이 높아질수록 오히려 자기자본비용을 증가시킨다는 실증결과를 제시하고 있다. 반면에, 김명인 외(2012)의 연구에서는 국제다각화 수준이 높아질수



<그림 1> 연도별 해외시장 수출액 추이

록 이익의 가치관련성이 증가한다는 결과를 제시함으로써 투자자들이 한국 기업의 국제다각화를 긍정적으로 평가한다는 해석을 가능하게 한다. 무엇보다도 국제다각화 수준이 높아질수록 이익의 가치관련성이 증가한다는 결과가 감사품질이 높은 대형 감사법인이 감사한 기업에 한해서 유의하게 나타난다는 의미있는 결과를 제시하고 있다.

본 연구는 그동안의 미비하고도 상반된 한국의 선행 연구를 토대로 국제다각화와 재무분석가들의 이익예측속성에 연구 초점을 맞추고자 한다. 일반 투자자들과 달리 재무분석가들은 지식수준이 높은 (sophisticated) 대표적 재무정보 이용자이며, 투자자들의 투자의사결정을 위해 기업의 재무정보를 바탕으로 미래이익 전망에 대한 이해를 도와주는 정보중개자(information intermediaries) 역할을 하고 있다(Schipper 1991). 국제다각화를 통해 기업들은 영업활동으로 인한 성장기회(growth opportunity) 증대와 더불어 그에 수반되는 위험(risk)을 분산하고자 사업부문 및 지역부문을 다양화하여 시장을 확대해 나가고 있다. 이에 재무분석가들은 국제적으로 다각화된 기업들의 다양한 경영환경에 수반되는 성장기회와 위험 등을 보다 합리적으로 평가하여 투자자들에게 유용한 정보를 제공하는 중요한 역할을 수행해야 한다. 따라서 재무분석가들이 국제다각화 기업들에 대한 이익예측 시 국제다각화라는 요인으로 인해 발생할 수 있는 특정 편이가 존재한다면, 이를 발견하는 것은 투자자 등 정보이용자에게 매우 의미 있는 일일 것이다. 만일 투자자들이 국제다각화 기업에 대한 재무분석가의 이익예측속성을 충분히 포착해내지 못한다면 투자에 따른 손실을 감수해야 할 가능성이 존재한다(Abarbanell and Bernard 1992; Rajan and Servaes 1997; Thomas 1999; Dechow et al. 2000; Khurana et al. 2003; Bradshaw

et al. 2006; Herrmann et al. 2007).

미국의 다국적기업을 대상으로 한 연구에서는 지리적·부문별 정보의 공시가 재무분석가들의 이익예측의 정확성을 개선시키는 데 도움을 주고 있다는 실증결과를 보여주고 있다(Kinney 1971; Collins 1976; Baldwin 1984). 그러나, 조중석(2009)의 연구에서는 1997년 개정된 미국의 SFAS No. 131 하에서의 분기별 사업부문 정보 공시가 자본시장에 미치는 영향을 분석한 결과, 새로운 분기별 사업부문 정보 공시 기준이 재무분석가의 속성(이익예측오차, 이익예측분산)을 향상시키지는 못하고 있다고 보고하고 있다. 조중석과 조문희(2008) 연구를 보면, 기업의 사업부문형태(단일 혹은 다중사업부문)와 재무분석가의 이익예측 정확성과 예측오차 사이의 관련성을 분석하였다. 연구 결과, 다중사업부문을 갖고 있는 기업들에 대한 재무분석가의 이익예측 정확성은 낮아지고 예측오차는 커지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 다중사업부문 기업들이 다양한 시장 환경에서 영업활동을 영위하고 있기 때문에 재무분석가들이 이들 기업에 대한 이익예측에 어려움이 수반되어 이익예측의 정확성이 떨어지는 것으로 해석된다.

본 연구에서는 우리나라의 기업들을 대상으로 국제다각화가 재무분석가의 이익예측의 정확성(accuracy) 및 낙관성(optimism), 이익예측치의 분산(dispersion)에 어떠한 영향을 미치는가를 연구하고자 한다. 해외시장의 정치·경제·문화 등의 차이가 국제다각화 수준이 높은 기업들에 대한 재무분석가들의 이익예측 처리 과정을 더욱 복잡하게 하고, 정확한 이익예측을 어렵게 하여 해당 기업들에 대한 재무분석가의 이익예측치의 정확성을 감소시킬 것이다(Brown et al. 1987; Bhushan 1989; Haw et al. 1994; Lang and Lundholm 1996; Clement 1999).

따라서, 본 연구는 한국 기업의 국제다각화 수준이 증가할수록 재무분석가들의 이익예측 업무의 복잡성과 어려움을 증가시켜 이익예측 정확성(accuracy)이 낮아질 것으로 가설을 설정하고 실증분석 한다.

미국 기업을 대상으로 한 Lim(2001)의 연구에서는, 이익을 예측하기 어려운 기업들에서 재무분석가들의 이익예측치가 훨씬 낙관적으로 편향(bias)되어 있다는 이론과 증거를 제시하고 있다. Das et al. (1998)의 연구에서도 낙관적인 편향(optimistic bias)과 재무분석가 이익예측 어려움 사이에 양(+)의 상관관계가 존재함을 보고하고 있다. 따라서 본 연구는 기업의 국제다각화 수준이 증가할수록 해당 기업들이 직면하고 있는 여러 가지 환경적 제약요인들로 인해 재무분석가들이 이익을 예측함에 있어서 보다 낙관적으로 예측할 것으로 가설을 설정하고 실증분석 한다.

Barron and Stuerke(1998)의 연구에서는 재무분석가의 이익예측치 분산이 기업의 미래 이익에 대한 불확실성을 반영하고 있다는 결과를 제시하고 있다. Brown et al. (2002)에서는 재무분석가들 간의 의견불일치(analyst disagree)가 클수록 재무분석가의 이익예측의 정확도가 감소하고 있음을 보고하고 있다. 재무분석가들은 해외시장의 변동 상황 및 추이를 정확히 예측하지 못함으로 인해 국제다각화 기업의 미래 이익에 대해 확신을 갖지 못하여, 재무분석가들 사이에서도 합의된 이익예측치를 발표하지 못하는 것으로 나타난다. 따라서, 본 연구에서는 국제다각화 기업의 불확실성이 재무분석가들 사이의 의견불일치를 초래할 것이라는 가설을 설정하고 실증분석 한다.

본 연구의 가설을 검증하기 위해 한국의 유가증권 및 코스닥시장에 상장된 기업들 중 2000년부터 2010년까지 총 2,371개 기업-연도 표본을 대상으

로 실증분석을 수행하였다. 연구에 사용된 재무분석가의 이익예측치 및 재무자료는 Fn-Data Guide Pro 3.0 데이터베이스와 Kis-Value III에서 각각 추출하였다. 재무분석가의 이익예측치는 이익공시일을 기준으로 역산하여 1개월과 12개월의 측정기간 내에서 개별 재무분석가들이 발표한 여러 개의 예측치 가운데 최종 이익예측치를 분석에 사용하였다. 실증 분석 결과, 이익공시일을 기준으로 1년 내의 재무분석가들의 예측 주당순이익(EPS : Earnings Per Share) 평균(consensus)과 실제 EPS의 차이로 측정된 재무분석가들의 이익예측 정확성(accuracy)은 국제다각화 수준이 증가할수록 유의하게 감소하였으며, 이익예측 낙관성(optimism)은 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 또한 재무분석가들 사이의 의견불일치를 나타내는 재무분석가의 이익예측치 분산(dispersion)도 유의하게 증가하였다. 이는 미국의 다국적기업을 대상으로 한 연구결과와 일관되는 것으로, 우리나라에서도 기업의 국제다각화가 재무분석가들의 이익예측활동을 복잡하고 어렵게 함으로써 이익예측의 정확성을 감소시키고, 낙관적인 편향과 재무분석가들 간 의견불일치를 증가시키고 있다는 의미 있는 결과를 제시하고 있다. 그러나, 이익공시일에 근접하여 발표된 1개월 내의 재무분석가들의 이익예측치로 측정된 이익예측 정확성과 낙관성의 경우 예측한대로 국제다각화 수준과 각각 음(-)과 양(+)의 방향성을 나타내기는 하였으나 유의하지 않았으며, 재무분석가들의 이익예측치 분산도 작아지는 것으로 나타났다. 이는 해외연구에서 제시하고 있는 “walk down”과 일관된 것으로(Richardson et al. 2004), 재무분석가들이 이익공시일에 가까워질수록 국제다각화 기업들의 이익예측치를 비교적 정확하고 편향되지 않게 수정 예측함으로써 인해 국제다각화 수준이 재무분석가의 이익

예측속성에 미치는 부정적인 효과가 감소하고 있음을 보여주고 있다.

본 연구의 결과는 재무분석가, 투자자, 연구자 및 규제기관 모두에게 다음과 같은 시사점을 제공하고 있다. 첫째, 본 연구에서는 한국의 기업을 대상으로 국제다각화가 재무분석가의 이익예측활동에 미치는 영향을 검증하여 의미있는 결과를 도출하였다는 데 의의가 있다. 한국 기업의 국제다각화가 재무분석가의 이익예측활동에 부정적인 영향을 미친다는 증거를 제시함으로써 재무분석가들의 이익예측활동 수행 시 국제다각화가 갖는 의미를 예측치에 반영하여 이익예측의 질을 향상시킬 수 있을 것으로 기대한다. 둘째, 투자자 등 회계정보이용자들이 국제다각화 기업들의 가치평가를 위한 대응치로 재무분석가의 이익예측치를 이용하고자 할 때, 낙관적으로 편이 되었거나 정확성이 결여된 예측치들의 영향도 함께 고려해야 한다는 의미있는 결과를 제시하고 있다. 특히, 국제다각화 수준이 자기자본비용을 증가시킨다는 차승민 외(2010)의 연구결과가 재무분석가의 낙관적인 이익예측의 속성에 기인한 결과일수도 있다는 의미있는 해석을 가능하게 한다. 셋째, 본 연구의 결과는 현행의 '사업부문별 정보 등의 공시' 제도에 추가적으로 지리적 혹은 나라별 해외이익 및 해외자산 등의 세부 공시를 의무화하는 공시제도의 필요성을 제시한다. 기업들의 해외시장 진출로 인해 영업활동이 다양하고 복잡해졌음에도 불구하고, 현행의 공시제도 하에서는 국제다각화 기업들의 나라별·부문별 재무정보를 정확하게 파악하기가 어렵다. 이로 인해, 기업과 재무분석가들 사이에 정보 불균형이 형성되어 재무분석가 이익예측치의 오차와 편의를 유발한다. 따라서, 공시제도의 개선이 국제다각화 기업들에 대한 재무분석가들의 이익예측속성을 개선시키고, 투자자들에게 제공되는 정보의

유용성을 향상시킬 것으로 기대된다. 또한, 연구자들로 하여금 좀 더 다양하고 심도 있는 후속 연구를 가능하게 할 것이다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 선행연구를 검토한 후 그에 따른 연구가설을 설정하고, 제Ⅲ장에서는 실증연구에 사용된 변수의 정의 및 연구모형과 자료 수집 방법을 제시하였다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 기술하였으며, 제Ⅴ장과 제Ⅵ장에서는 각각 추가분석 결과와 본 연구의 결론을 제시하였다.

II. 선행연구의 요약과 가설의 설정

2.1 국제다각화에 대한 선행연구의 요약

해외의 다국적기업들과 관련된 기존 연구들은 국제다각화가 해당 기업의 가치에 어떠한 영향을 미치는가에 관해 많은 연구를 수행하여 왔다. Boatsman et al. (1993) 연구에서는 미국의 다국적기업들이 제공하는 지리적 부문별 공시가 기업 가치평가에 유용한가를 검증하였다. 실증분석 결과 부문별 비기대이익이 클 경우 지리적 공시 내용을 유용하게 사용하지만, 대부분의 경우 가치평가에 영향을 미치지 않는 것으로 보고하고 있다. Christophe and Pfeiffer (2002)은 1990년부터 1994년 동안의 미국의 다국적기업을 대상으로 이들이 보유하고 있는 해외사업장이 기업의 가치평가와 어떠한 관련성이 있는가를 검증하였다. 검증 결과 투자자들은 국내 사업장만큼 해외사업장을 중요하게 여기지 않는다고 보고하고 있으며, 또한 유럽, 아프리카, 아시아 등 세분화된 지리적 정보 공시는 기업가치 평가에 유의

한 관련성이 없다고 보고하고 있다. Denis and Yost(2002) 연구에서는 국제다각화와 산업다각화가 기업가치에 미치는 영향을 연구한 결과, 국제다각화의 감소가 오히려 기업가치를 증가시킨다는 결과를 도출하여 국제다각화로 인한 효익이 비용을 증가하지 못하는 것으로 주장하고 있다. 반면에, Bodnar and Weintrop(1997)의 연구는 회계이익을 중심으로 검증한 논문이며 또한 국제다각화에 관한 긍정적인 실증결과를 제시한 대표적인 연구이기도 하다. 이들은 미국의 다국적기업이 보고한 국내이익과 해외이익의 가치관련성(value relevance)을 검증하여 국내이익과 해외이익의 이익반응계수(Earnings Response Coefficients)를 도출하였으며, 그 결과 해외이익의 ERC가 국내이익의 ERC보다 크다는 것을 실증하고 있다. 그리고 이러한 연구결과는 이미 성숙한 국내시장에 비해 해외시장의 성장가능성이 더 크기 때문에 투자자들은 국내이익보다는 해외이익을 더 중요하게 평가한다고 설명하고 있다. 이후 Bodnar, Hwang and Weintrop(2003)의 연구에서는 연구표본을 오스트레일리아, 캐나다, 영국의 다국적기업으로 확대하여 가치관련성을 분석한 결과 미국의 다국적기업의 연구결과와 동일한 결과를 보고하고 있다. 또한 Hines(1996) 연구에서는 배당금의 결정요소로 국내이익에 비해 해외이익이 세 배 이상 더 중요하다는 연구결과를 보여줌으로써 해외이익의 중요성을 강조하고 있다. Christophe(2002)는 Bodnar and Weintrop(1997)에서 연구한 이익반응계수를 재검증하여 의미 있는 연구결과를 제시한 논문이다. Christophe(2002)는 국내이익과 해외이익의 변화분을 양(+)의 변화분과 음(-)의 변화분으로 각각 구분하여 회귀분석을 실행하였다. 검증결과 국내이익보다 해외이익의 ERC가 더 높은 이유는 해외이익의 음의

변화분의 ERC가 더 높기 때문이며 해외이익의 양의 변화분은 의미있는 차이를 도출하지 못한다고 보고하고 있다. 한편, Thomas(1999)의 연구에서는 이익의 또 다른 속성 중 하나인 이익의 지속성(persistence)을 검증하였다. 국내이익과 해외이익의 지속성을 검증한 결과 국내이익보다 해외이익의 지속성이 두 배 이상 더 크다는 것을 보고하고 있다. 또한 Mishikin(1973) 테스트를 이용하여 시장의 mispricing을 검증한 결과 투자자들은 해외이익의 지속성을 저평가하고 있다고 주장하였으며 이는 해외사업장에 대한 정보 공시의 양(quantity)과 질(quality)이 국내사업장에 비해 낮기 때문에 해외이익의 저평가가 초래되는 것으로 설명하고 있다. Callen et al. (2005)의 연구는 해외이익의 지속성이 저평가된다는 Thomas(1999)의 연구결과와 유사한 연구결과를 도출하고 있다. 이들은 국내이익과 해외이익의 가치관련성을 재검증한 연구로서 국내이익이 해외이익에 비해 변동성이 두 배 이상이며 국내이익의 주식수익률 변동성 설명력도 해외이익에 비해 크다는 연구결과를 보고하고 있다. Chin et al. (2009)에서는 대만의 상장기업을 대상으로 국제다각화가 이익조정에 미치는 영향을 분석한 결과, 국제다각화 수준이 클수록 이익조정을 많이 하고 있음을 보고하고 있다. 그러나 기업소유구조의 개선 및 투자자 보호제도와 회계정보의 투명성이 보다 우수한 관습법 국가에 투자를 하는 것이 이들의 부정적인 영향을 감소시키고 있다는 연구결과를 제시하고 있다.

2.2 국제다각화와 재무분석가의 이익예측 정확성

재무분석가의 이익예측 정확성(accuracy)과 관련된 연구들은 주로 이러한 예측 속성에 영향을 주는

결정요인이 무엇인지를 검증해왔다(Kross et al. 1990; Haw et al. 1994; Lang and Lundholm 1996; Clement 1999). 이익예측의 정확성은 재무분석가들이 수행하는 이익예측 업무의 어려움(difficulty)과 복잡성(complexity)에 좌우된다(Brown 1993). 해외 영업활동에 대한 이익예측도 이 두 가지 요소를 모두 포함하고 있다.

해외 영업활동에 대한 예측을 어렵게 하는 원인은 국내이익에 비해 해외이익의 변동성이 더 크기 때문이다. Shapiro(1978)는 국제다각화로 인한 포트폴리오 효과(portfolio effect)가 이익의 변동성을 감소시킨다는 결과를 보여주고 있으나, 지리적다각화로 인해 기업들이 환율 위험(currency risk) 및 정치적 위험(political risk), 규제(regulatory intervention)에 더 많이 노출되어 오히려 이익의 변동성이 증가한다는 선행연구도 있다(Goldberg and Heflin 1995; Reeb et al. 1998). 해외시장의 지리적 제약 및 법체계·문화 등의 차이로 인해 재무분석가들은 국제다각화 기업들을 분석하고 이해하는 데 필요한 전문지식 및 정보가 부족하다는 점을 이익예측을 어렵게 하는 또 다른 원인으로 제시하고 있다(Ashbaugh and Pincus 2001). Bodnar et al. (1999)의 연구에 따르면, 지리적으로 다양한 지역에서 영업활동을 하는 것이 경영자들로 하여금 일시적인 차익거래(arbitrage) 및 국제 조세 차이(international tax difference)를 이용해 기업 내 이익이나 손실을 이전하도록 하는 재량권을 부여한다고 보고하고 있다. 이에, 재무분석가들은 국제다각화 기업의 경영자들이 어느 정도의 재량권을 행사하고 있는지를 정확하게 파악할 수 없기 때문에 이들 기업들의 이익을 예측하는 데 어려움을 겪게 되어 이익예측 정확성이 감소될 것으로 예상된다.

본 가설에서는 한국 기업의 국제다각화 수준이 재무분석가의 이익예측의 정확성에 부정적인 영향을 미칠 것으로 예측하고, 다음과 같은 [가설 1]을 설정하였다.

가설 1: 기업의 국제다각화 수준이 증가할수록 재무분석가의 이익예측 정확성은 낮아진다.

2.3 국제다각화와 재무분석가의 이익예측 낙관성

재무분석가들의 이익예측이 낙관적인 편(optimistic bias)을 나타내는 원인을 살펴보면 다음과 같다. 첫째, 재무분석가들은 경영자들과 우호적인 관계를 유지하면서 해당 기업의 사적 정보를 얻기 위하여 낙관적인 이익예측치를 발표한다. Lim(2001)은 재무분석가들이 이익예측이 어려운 기업들의 이익예측치의 정확성을 높이기 위해 해당 기업의 경영자들과 좋은 관계를 유지하며 보다 낙관적인 예측치를 발표한다고 가정하는 예측 편의 모형을 제시하였다. Das et al. (1998)에서도 이익예측이 어려운 기업들에 대한 재무분석가 이익예측치가 보다 낙관적으로 편이 되어 있다는 실증 증거를 제시하고 있다. 또한, 재무분석가들은 경영자의 비위를 맞추기 위해 처음에 낙관적인 이익예측치를 발표한 후, 실제 이익발표 직전에 비관적인(pessimistic) 예측치로 낮추는 “walk down”을 하고 있다는 의미있는 결과를 제시하고 있다(Richardson et al. 2004). Ke and Yu(2006)와 Libby et al. (2007)의 연구에서도 재무분석가들이 경영자와 좋은 관계를 유지하여 자신들의 이익예측치의 정확도를 높이고자 하는 유인을 갖고 있을 때 낙관적인 편이 유의하게 강하게 나타나고 있음을 보고하고 있다.

둘째, 재무분석가들은 이익예측 과정에서 해당 기

업에 대해 이용 가능한 모든 정보를 이익예측치에 반영하지 않고 있다. Ali et al. (1992)의 연구에 따르면, 재무분석가들은 차기 회계연도의 연간 EPS를 보다 낙관적으로 예측하고 있었으며, 이러한 이익예측오차가 유의한 양(+)의 시계열 상관관계를 나타내고 있다고 보고하고 있다. 이는 재무분석가들이 미래의 이익을 예측할 때 이익의 시계열 속성을 충분히 인식하지 못하고 있음을 제시한다. Khurana et al. (2003)에서는 재무분석가들이 국제다각화 기업의 이익예측치에 해외 및 국내이익의 시계열 속성을 반영하고 있는지를 연구하였다. 실증분석 결과, 재무분석가들이 국제다각화 기업들의 해외 및 국내이익을 구분하여 이익예측을 수행하고 있기는 하지만 해외이익의 높은 지속성을 예측치에 충분히 반영하지는 못하고 있음을 보여주고 있다.

재무분석가들은 국제다각화 기업들이 해외시장에서 직면하고 있는 다양한 영업활동 환경에 대한 정보 부족으로 인해 해외이익을 즉각적으로 이익예측에 반영하지 못할 가능성이 높다. 따라서, 재무분석가들은 이러한 국제다각화 기업들에 대한 이익예측의 어려움을 낙관적인 이익예측치를 발표함으로써 경영자와의 사적 관계의 개선을 통해 극복하고자 하는 유인이 클 것으로 예상된다. 이에 본 연구에서는 재무분석가들의 이익예측의 낙관적인 편이 유인이 국제다각화 수준이 높을수록 강하게 나타날 것으로 예상된다.

본 가설에서는 한국 기업의 국제다각화 수준이 재무분석가의 이익예측의 낙관성을 강화시킬 것이라 예측하고, 다음과 같은 [가설 2]를 설정하였다.

가설 2: 기업의 국제다각화 수준이 증가할수록 재무분석가의 이익예측 낙관성은 높아진다.

2.4 국제다각화와 재무분석가의 이익예측치 분산

선행 연구에서는 재무분석가의 이익예측치 분산 (forecast dispersion)이 기업의 불확실성(uncertainty)과 미래 사건에 대한 재무분석가들 사이의 의견일치 (consensus)의 부족을 반영하고 있음을 제시하고 있다(Barry and Jennings 1992; Barron et al. 1998). 재무분석가의 이익예측치 분산이 크다는 것은 기업과 재무분석가 간 정보불균형으로 인해 재무분석가들 사이에 의견불일치도가 크다는 것을 의미한다. Barron and Stuerke(1998) 연구에서는 재무분석가의 이익예측치 분산이 기업의 미래 경제적 성과에 대한 불확실성을 반영하고 있는지를 검증하였다. 실증분석 결과, 이익발표 이후의 이익예측치의 분산과 투자자들의 정보 요구 사이에 양(+)의 상관관계가 있으며, 이익예측치의 분산과 주가 반응 사이에 양(+)의 관계가 있음을 발견하였다. 또한, 기업의 부문별 정보의 공시 등 재무제표 공시 품질에 대한 평가가 낮은 기업들에서 재무분석가의 이익예측치 분산이 크게 나타난다는 결과를 제시하는 연구들도 있다(Swaminathan 1991; Lang and Lundholm 1996). 재무분석가의 이익예측치의 분산 수준은 투자자들에게 기업의 미래 경제적 성과의 불확실성 수준에 대한 가치 있는 정보로 인식되고 있다(Givoly and Lakonishok 1984). Brown et al. (2002)에서는 재무분석가들 간 의견불일치 (analyst disagree)가 클수록 재무분석가의 이익예측의 정확도가 감소하고 있음을 보고하고 있다.

국제다각화 기업들이 직면하고 있는 해외시장의 불확실성(uncertainty)으로 인해 해당 기업과 재무분석가 사이에 형성된 정보불균형이 개별 재무분석가들 사이의 이익예측치 분산을 커지게 할 것으로 예상된다. 따라서, 본 가설에서는 국제다각화 수준

이 증가할수록 재무분석가들 간 이익예측치에 대한 의견불일치가 심화될 것으로 예측하고, 다음과 같은 [가설 3]을 설정하였다.

가설 3: 기업의 국제다각화 수준이 증가할수록 재무분석가들 사이의 이익예측치 분산은 커진다.

III. 연구모형

3.1 국제다각화(International Diversification) 수준의 측정

본 연구는 한국 기업의 국제다각화 수준과 재무분석가의 이익예측의 정확성(forecast accuracy) 및 낙관성(forecast optimism), 이익예측치 분산(forecast dispersion) 사이의 관계에 대한 연구이다. 기업의 국제다각화가 증가한다는 것은 해당 기업들이 국내 시장과는 다른 경제적·지리적·문화적 제약이 존재하는 다양한 시장 환경에 직면하게 됨을 의미한다. 이로 인해 국제다각화 수준이 높은 기업들의 이익을 예측하는 재무분석가들은 다양해진 시장 환경에 대한 더 많은 정보를 필요로 하게 될 것이며, 이를 처리하는 과정에서 초래되는 예측 업무의 복잡성과 어려움이 재무분석가의 이익예측 정확성을 감소시키고, 보다 낙관적인 이익예측을 수행하며, 재무분석가 간의 의견불일치를 증가시킬 것으로 예상된다.

국제다각화 수준에 대한 측정치로는 해외매출액 비

중(foreign sales ratio), 해외자산 비중(foreign asset ratio), 해외 사업부문의 수(number of geographic segments) 등이 있다. 이 중 해외매출액 비중이 선행연구에서 가장 흔히 사용하는 국제다각화 수준에 대한 측정치이다(Sullivan 1994; Duru and Reeb 2002; Herrmann et al. 2008; etc.). 따라서, 본 연구에서도 선행연구와 일관되게 국제다각화(International Diversification) 수준 대용치(proxy)로 해외매출액 비중(foreign sales ratio)을 사용하였다. 해외매출액 비중은 식(1)에서 보는 바와 같이 기업의 총매출액에서 해외매출액이 차지하는 비중으로 계산하였다.

$$INTDIV(\text{International Diversification}) = \frac{\text{해외매출액}}{\text{총매출액 (국내매출액 + 해외매출액)}} \quad \text{식(1)}$$

3.2 재무분석가의 이익예측의 속성 측정

본 연구에서 사용된 재무분석가의 이익예측 정확성(ACCURACY: analyst forecast accuracy)은 식(2)와 같이 12월말 결산법인의 각종 재무제표 의무공시기한인 익년 3월 31일을 기준으로 역산하여 1년 내에 개별 재무분석가들이 발표한 t년도 최종 예측 주당순이익(EPS)의 평균(consensus)에서 t년도 실제 주당순이익(EPS)을 차감한 값의 절대값에 기초해 기업-연도별로 측정하였다. 또한, 표준화를 위해 t년도 기초주가¹⁾로 나누어 주었다. 그리고, 예측치와 실제치의 차이인 예측오차(forecast error)의 절대값에 (-)를 곱하여 측정치의 부호와 직관적 해석 사이의 이해를 돕고자 하였다. 즉, 이 측정치가 커질수록 이익예측 정확도 또한 높아지게 된다. 따

1) 재무분석가 이익예측속성을 나타내는 변수들의 표준화를 위해 이용된 기초주가는 개별기업들의 각 회계연도 초의 주가이다.

라서, 국제다각화 수준이 ACCURACY 와 음(-)의 관계를 보인다면 국제다각화가 재무분석가의 이익예측 정확성을 감소시키는 요인임을 나타내는 것이다.

$$ACCURACY_{i,t} = (-1) \times \frac{|재무분석가들의 최종 EPS예측치 평균_{i,t} - 실제 EPS_{i,t}|}{기초주가_{i,t-1}} \quad \text{식(2)}$$

선행연구와 마찬가지로, 이익예측 낙관성(BIAS : analyst forecast bias)은 방향성이 있는 이익예측 오차(signed forecast error)로 측정하였다. 이는 재무분석가들이 t년도에 발표한 최종 예측 주당순이익(EPS)의 평균(consensus)에서 t년도 실제 주당순이익(EPS)을 차감한 값으로 계산하였으며, 표준화를 위해 t년도 기초주가로 나누어 주었다. BIAS 값이 커질수록 이익예측 낙관성(forecast optimism)이 높아지게 되는 것이다. 따라서, 국제다각화 수준이 BIAS 와 양(+)의 관련성을 보인다면 이는 재무분석가들이 해당 기업들에 대해 보다 더 낙관적인 예측치를 발표하고 있음을 보여주는 것이다.

$$BIAS_{i,t} (OPTIMISM_{i,t}) = \frac{재무분석가들의 최종 EPS 예측치 평균_{i,t} - 실제 EPS_{i,t}}{기초주가_{i,t-1}} \quad \text{식(3)}$$

본 연구에서는 재무분석가의 이익예측 정확성 및 낙관성 이외에 재무분석가들 사이의 의견불일치를 나타내는 이익예측치 분산(DISP: analyst forecast dispersion)을 분석하였다. 이익예측치 분산은 재무분석가들 사이의 예측오차가 수렴 혹은 분산되는지를 살피기 위한 것으로 기업의 불확실성 및 미래 사건에 관한 재무분석가들 간 의견일치(consensus)

부족에 대한 대응치이다. 이익예측치 분산은 기업-연도별로 개별 재무분석가들의 최종 EPS 예측치의 표준편차를 t년도 기초주가로 나누어 측정하였다. 따라서 DISP 값이 크게 나타난다는 것은 국제다각화 수준에 따른 재무분석가들 사이의 의견불일치가 커지고 있음을 의미한다.

$$DISP_{i,t} = \frac{\sigma(\text{개별 재무분석가들의 최종 EPS 예측치}_{i,t})}{기초주가_{i,t-1}} \quad \text{식(4)}$$

3.3 가설 검증을 위한 연구모형

본 연구의 목적은 국제다각화 수준의 증가가 재무분석가 이익예측 업무의 복잡성을 초래하여 이익예측 정확성을 감소시키고, 낙관적 이익예측 및 이익예측치의 분산을 증가시키는지를 실증적으로 분석하고자 하는 데 있다. 앞 절에서 제시한 재무분석가의 이익예측 정확성 및 낙관성, 이익예측치 분산 측정치를 종속변수로 하고, 국제다각화 수준을 독립변수로 하여 다음의 모형을 도출하였다. 종속변수인 ACCURACY는 해석의 편의를 위하여 재무분석가의 이익예측치 평균(consensus)에서 실제치를 차감한 절대값에 (-1)을 곱하였다. 즉 이 측정치가 커질수록 이익예측 정확성 또한 높아지게 된다. 국제다각화 수준이 커질수록 재무분석가 이익예측 정확성은 감소한다는 가설을 검증하기 위해서는 식(5)의 INTDIV 계수(β_1)가 음(-)의 값을 가져야만 하고, 낙관적 이익예측 성향이 증가한다는 가설을 검증하기 위해서는 식(6)의 INTDIV 계수(β_1)가 양(+)의 값을 가져야만 한다. 재무분석가들 사이의 의견 불일치 정도를 나타내는 식(7)의 INTDIV 계수(β_1)

또한 양(+)¹⁾의 값을 가질 것으로 예상된다.

Richardson et al. (2004)에서는 재무분석가들이 처음에 낙관적인 이익예측치를 발표한 후, 실제 이익발표 직전에 비관적인(pessimistic) 예측치로 낮추는 “walk down”의 증거를 제시하고 있다. 우리나라의 재무분석가들도 이익발표일에 가까워질수록 비교적 정확하고 편의되지 않은 이익예측치를 발표할 것으로 예상된다. 따라서, 본 연구에서는 이익공시일을 기준으로 역산하여 12개월 내의 개별 재무분석가들이 발표한 최종 이익예측치 뿐만 아니라 1개월 내의 개별 재무분석가들의 최종 이익예측치 모두를 이용한 실증분석을 하였다.

$$\begin{aligned}
 ACCURACY_{it} = & \alpha + \beta_1 INTDIV_{it} + \beta_2 SIZE_{it} \\
 & + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 EVOLAT_{it-1} \\
 & + \beta_6 FOLLOW_{it} + \beta_7 RETVOL_{it} + \beta_8 DATE_{it} \\
 & + \sum Year Dummy + \epsilon_{it} \quad \text{식(5)}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 BIAS_{it} = & \alpha + \beta_1 INTDIV_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 ROA_{it} \\
 & + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 EVOLAT_{it-1} + \beta_6 FOLLOW_{it} \\
 & + \beta_7 RETVOL_{it} + \beta_8 DATE_{it} \\
 & + \sum Year Dummy + \epsilon'_{it} \quad \text{식(6)}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 DISP_{it} = & \alpha + \beta_1 INTDIV_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 ROA_{it} \\
 & + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 EVOLAT_{it-1} + \beta_6 FOLLOW_{it} \\
 & + \beta_7 RETVOL_{it} + \beta_8 DATE_{it} \\
 & + \sum Year Dummy + \epsilon''_{it} \quad \text{식(7)}
 \end{aligned}$$

주1) 개별기업 i와 연도 t에 대해

$$ACCURACY = (-1) \times \frac{|\text{개별 재무분석가들의 최종 EPS 예측치 평균} - \text{실제 EPS}|}{\text{기초주가}}$$

$$BIAS = \frac{\text{개별 재무분석가들의 최종 EPS 예측치 평균} - \text{실제 EPS}}{\text{기초주가}}$$

$$DISP = \frac{\sigma(\text{개별 재무분석가들의 최종 EPS 예측치})}{\text{기초주가}}$$

$$INTDIV = \frac{\text{해외매출액}}{\text{총매출액(국내매출액 + 해외매출액)}}$$

$$SIZE = \ln(\text{기말 자산총계})$$

$$ROA = \text{총자산이익률} \left(\frac{\text{당기순이익}}{\text{기말 자산총계}} \right)$$

$$LEV = \text{부채비율} \left(\frac{\text{기말 부채총계}}{\text{기말 자산총계}} \right)$$

$$EVOLAT = \text{과거 5년 동안의 ROA 표준편차}$$

$$FOLLOW = \text{해당 기업에 대하여 이익 예측치를 발표한 개별 재무분석가 수}$$

$$RETVOL = \text{연간 일별 주가수익률의 표준편차}$$

$$DATE = \ln \left(\frac{\text{개별 재무분석가들의 최종 EPS 예측치의 중위수에 해당하는 예측일로부터 이익공시일까지의 일수}}{\text{해당하는 예측일로부터 이익공시일까지의 일수}} \right)$$

재무분석가의 이익예측속성에 영향을 미칠 수 있는 통제변수로는 기업 규모(SIZE), 총자산이익률(ROA), 부채비율(LEV), 이익변동성(EVOLAT), 재무분석가 수(FOLLOW), 주가수익률변동성(RETVOL), 그리고 예측기간(DATE)을 포함하였다. 기업 규모가 재무분석가 이익예측에 미치는 영향에 관해서는 두 가지 주장이 존재한다. 기업 규모가 클수록 재무분석가의 업무 복잡성을 증가시켜 예측오차를 크게 할 가능성이 있다는 견해와 규모가 큰 기업들이 보다 많은 이익예측공시를 하기 때문에 예측오차가 작아질 것이라는 주장이다(Bhushan 1989; O'Brien and Bhushan 1990). 따라서, 본 연구에서는 기업규모(SIZE)의 부호(β_2)를 예측하지 않고자 한다. 재무분석가들은 투자자들의 관심이 집중되는 영업성과가 좋은 기업들의 이익예측에 보다 많은 시간과 노력을 기울일 것이므로, 성과가 높은 기업일수록 이익예측정확성이 높아질 것으로 예상된다. 따라서 총자산이익률(ROA)의 부호(β_3)는 양(+)²⁾의 값을 예상할 수 있다. 일반적으로 기업의 부채비율이 경영자의 이익조정 행위에 영향을 미치는 것으로 알려

저 있다. 이로 인해 부채비율이 높은 기업일수록 재무분석가의 이익예측 정확성이 감소한다는 결과가 보고되고 있다(Eddy and Seifert 1992; 안윤영 등 2005). 따라서 LEV의 부호(β_4)는 음(-)의 값을 예상할 수 있다. 선행연구에서는 장기(long-term) 이익변동성이 재무분석가의 이익예측 정확성을 떨어뜨리고 낙관적인 이익예측과 관련 있음을 보고하고 있다(Kross et al. 1990; Lim 2001). 본 연구에서도 과거 5년 동안의 ROA 표준편차로 측정된 이익변동성 측정치를 통제변수로 포함시켰다. 따라서 EVOLAT 부호(β_5)는 음(-)의 값을 예상할 수 있다. Lang and Lundholm(1996)는 해당기업에 대해 이익예측을 수행하는 재무분석가 수가 많을수록 재무분석가가 이용할 수 있는 정보의 양이 많아지기 때문에 이익예측 정확도가 높아진다고 보았으며, Lys and Soo(1995)는 개별기업이 갖고 있는 이익예측의 어려움을 통제된 후에도 재무분석가 수에 따라 이익예측 정확성이 높아진다는 결과를 발견하였다. 따라서, FOLLOW의 부호(β_6)는 양(+)의 값을 예상할 수 있다. 주가수익률변동성은 기업의 내재적인 불확실성을 나타내는 변수로써 일별 주가수익률 표준편차가 큰 기업일수록 재무분석가들이 이익을 예측하기 어려워지기 때문에 재무분석가의 이익예측 정확도는 감소하게 된다(정석우 2003). 따라서 RETVOL의 부호(β_7)는 음(-)의 값을 예상할 수 있다. Lys and Soo (1995)에서는 이익예측 기간이 길어질수록 이익예측의 정확성이 낮아진다는 결과를 제시하고 있다. 따라서 DATE의 부호(β_8)는 음(-)의 값을 예상할 수 있다.

3.4 표본의 선정

본 연구의 실증분석을 위해 사용된 표본은 2000

년부터 2010년 사이에 한국증권거래소에 상장되어 있는 기업을 대상으로 다음의 제 조건을 만족하는 기업을 선정하였다.

- ① 한국신용평가정보(주)의 KIS-Value III 에서 재무제표 자료를 구할 수 있는 기업
- ② FN Data Guide Pro 3.0에서 재무분석가 이익 예측치 및 추가자료를 구할 수 있는 기업
- ③ 금융업에 속하지 않는 기업
- ④ 12월말 결산법인
- ⑤ 장부가치가 음(-)이 아닌 기업
- ⑥ 회계연도별로 FN Data Guide Pro 3.0에 재무분석가 예측치가 3건 이상 수록된 기업

본 연구에서는 KIS-Value III와 FN Data Guide Pro 3.0에서 분석에 필요한 재무자료 및 EPS 예측치, 추가자료의 입수가 가능한 기업을 기본 대상으로 하고 있다. 금융업의 경우 재무제표의 양식, 계정 과목의 성격 등이 일반 제조업과 상이하여 비교·분석이 용이하지 않기 때문에 제외하였다. 그리고 결산월 차이에 의한 영향을 통제하기 위하여 12월 결산법인으로 한정하였다. 자본잠식 기업의 경우 재무분석가 이익예측치에 편의가 발생할 가능성이 있어 표본의 동질성을 확보하기 위해 제거하였다. 분석 대상 기간은 FN Data Guide Pro 3.0에서 제공하는 재무분석가의 이익예측치를 이용할 수 있는 2000년부터 2010 회계연도로 하였다. 해당 기간에 이용 가능한 FN Data Guide Pro 3.0의 모든 예측치 자료 중 본 연구에서는 12월 결산법인들의 재무제표 의무공시기한인 익년 3월31일을 기준으로 12개월 내의 예측치를 대상으로 하였다. 이 중 재무분석가의 예측치 분산을 구하기 위해 기업-연도별로 재무분석가 예측치가 3건 이상인 기업으로 표본을 한정하였다. 마지막으로 이상치(outlier)가 회귀분

석에 미치는 영향을 제거하기 위하여 분석 모형에 포함된 모든 회귀변수들은 해당 변수 분포의 상위 1%와 하위 1% 수준에서 제거되었다. 이와 같은 기준을 통해 분석에 사용된 최종 표본의 수는 2,371개이다.

IV. 실증분석 결과

4.1 변수의 기술통계 및 상관관계 분석

〈표 1〉에서는 2000년부터 2010년 기간 동안의 연도별 기업 및 재무분석가 예측치 수를 보여주고 있다. 본 연구의 조건을 만족한 최종 표본 기업 수는 2,371개이며, 재무분석가의 이익예측치는 30,985건이다.

〈표 2〉에는 실증분석 모형인 식(5), (6), (7)에 사용된 주요 변수들에 대한 기술통계량을 제시하였다. 기술통계치는 평균, 표준편차, 최소값, 25%, 중위수, 75%, 최대값을 보고하였다.

재무분석가의 이익예측 정확성(ACCURACY)의 평균은 -0.0397, 최소값 -0.5975, 최대값 -0.0002이며, 이익예측 낙관성(BIAS)의 평균은 0.0192, 표준편차는 0.0685, 최대값이 0.05975의 값을 보여주고 있다. 재무분석가들 간 의견불일치(DISP)의 평균은 0.0338이며, 표준편차와 최대값은 각각 0.0356, 0.2533 이다. 국제다각화 수준(INTDIV)

의 경우 평균값이 0.3389, 중위수값이 0.2653으로 중위수값이 평균값보다 낮아 비대칭적인 분포를 보여주고 있다. 〈표 2〉에 보고하지는 않았지만 자연로그를 취하기 전의 재무분석가 수(FOLLOW)는 평균이 11.0456, 표준편차가 7.7298, 최소값 3.0, 최대값 31.0 으로 나타나 개별 기업 당 약 11명의 재무분석가들이 예측치를 발표하고 있었다.

〈표 3〉에서는 본 연구의 가설 검증을 위한 식(5), (6), (7)에 사용된 변수들에 대한 피어슨(Pearson) 상관계수를 보고하고 있다. ACCURACY와 BIAS의 상관계수는 -0.684, DISP와는 -0.671로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 보여주고 있다. 이는 재무분석가의 이익예측 정확성이 높아질수록 낙관적인 예측이나 의견불일치 정도가 작아지고 있음을 보여주는 것이다. ACCURACY와 주요 관심변수인 INTDIV의 상관계수는 -0.060 으로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 보이고 있으며, BIAS 및 DISP와는 0.067, 0.100 으로 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계를 나타내고 있다. 즉, 국제다각화 수준이 커질수록 재무분석가의 이익예측 정확성은 감소되고, 이익예측 낙관성 및 의견불일치 정도는 커지고 있다. 재무분석가 이익예측 특성과 통제변수 간의 상관관계는 선행연구와 일관되게 나타나고 있다. LEV, EVOLAT, RETVOL 모두 ACCURACY와 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 보여주고 있으며, BIAS 및 DISP와는 유의한 양(+)의 상관관계를 보이고 있다. 이는 기업의 재무상태가 악화되고, 이익변동성

〈표 1〉 연도별 기업 수 및 재무분석가의 이익예측치 분포

	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	계
기업 수	147	184	190	180	199	257	267	264	189	237	257	2,371
예측치 수	1,607	3,093	3,098	3,213	3,267	2,934	2,569	2,684	2,351	2,996	3,173	30,985

〈표 2〉 변수의 기술통계량

	N	Mean	Std. Dev.	Min	1Q	Median	3Q	Max
<i>ACCURACY</i>	2,371	-0.0397	0.0590	-0.5975	-0.0455	-0.0182	-0.0068	-0.0002
<i>BIAS</i>	2,371	0.0192	0.0685	-0.2316	-0.0072	0.0066	0.0313	0.5975
<i>DISP</i>	2,371	0.0338	0.0356	0.0016	0.0113	0.0220	0.0419	0.2533
<i>INTDIV</i>	2,371	0.3389	0.3209	0.0000	0.0172	0.2653	0.6042	0.9988
<i>SIZE</i>	2,371	19.8755	1.5217	17.2067	18.6933	19.5938	20.9468	24.0867
<i>ROA</i>	2,371	0.0585	0.0618	-0.2387	0.0244	0.0572	0.0944	0.2373
<i>LEV</i>	2,371	0.4292	0.1772	0.0668	0.2919	0.4396	0.5721	0.8131
<i>EVOLAT</i>	2,371	0.0484	0.0452	0.0036	0.0197	0.0342	0.0600	0.3092
<i>FOLLOW</i>	2,371	2.1449	0.7325	1.0986	1.3863	2.0794	2.8332	3.4340
<i>RETVOL</i>	2,371	0.0267	0.0079	0.0112	0.0209	0.0259	0.0314	0.0520
<i>DATE</i>	2,371	4.4880	0.8972	1.9459	3.8067	4.6444	5.2040	5.8833

- 주1) *ACCURACY* = (-)개별 재무분석가들의 최종 EPS 예측치 평균 - 실제 EPS/P_{t-1}
BIAS = (개별 재무분석가들의 최종 EPS 예측치 평균 - 실제 EPS/P_{t-1})
DISP = σ (개별 재무분석가들의 최종 EPS 예측치)/ P_{t-1}
INTDIV = 해외매출액/총매출액 (= 국내매출액 + 해외매출액)
SIZE = \ln (기말 자산총계)
ROA = 당기순이익/기말 자산총계
LEV = 기말 부채총계/기말 자산총계
EVOLAT = 과거 5년 동안의 ROA 표준편차
FOLLOW = 해당 기업에 대하여 EPS 예측치를 발표한 개별 재무분석가 수
RETVOL = 연간 일별 주가수익률의 표준편차
DATE = \ln (개별 재무분석가들의 최종 EPS 예측치의 중위수에 해당하는 예측일로부터 이익공시일까지의 일수)

및 추가변동성이 클수록 이익예측이 어려워지고, 이익예측이 어려운 환경에서의 재무분석가들은 보다 낙관적이고 이질성(heterogeneity)이 커지는 예측을 하고 있음을 보여주고 있다. ACCURACY와 ROA, FOLLOW는 예측한대로 모두 1% 수준에서 양(+)의 상관관계를 보여주고 있으며, DATE는 유의한 음(-)의 상관관계를 나타내고 있다. BIAS 및 DISP와 기타 통제변수 간 상관관계는 ACCURACY와

상반되는 방향을 보여주고 있다.

4.2 이익예측 정확성에 대한 분석결과

〈표 4〉는 국제다각화 수준이 이익예측의 정확성에 미치는 영향을 살펴보기 위한 식(5)의 회귀분석 결과이다. 〈표 4〉 ~ 〈표 9〉에 보고된 회귀계수는 기업별 클러스터링 방식²⁾(robust standard errors

2) 클러스터링 기법이란 샘플의 동질성, 유사성 등의 개념을 바탕으로 집단을 구분하여 분석하는 기법으로써, 샘플이 가지는 횡단면(cross-sectional dependence) 및 시계열(time-series dependence) 상관 문제를 감안한 표준편차를 계산하여 결과를 도출하기 때문에 회귀분석 결과의 유효한 해석을 위하여 필요한 분석방법이다. 본 연구에서는 Petersen(2009)이 제시한 기업별 클러스터링 기법에 연도더미를 추가하는 방법을 사용하였다.

〈표 3〉 상관관계

Variables	ACCURACY	BIAS	DISP	INTDIV	SIZE	ROA	LEV	EVOLAT	FOLLOW	RETVOL	DATE
ACCURACY	1										
BIAS	-0.684 [†]	1									
DISP	-0.671 [†]	0.395 [†]	1								
INTDIV	-0.060 [†]	0.067 [†]	0.100 [†]	1							
SIZE	0.103 [†]	-0.144 [†]	-0.028	0.029	1						
ROA	0.374 [†]	-0.454 [†]	-0.291 [†]	-0.009	-0.107 [†]	1					
LEV	-0.189 [†]	0.132 [†]	0.239 [†]	0.037	0.373 [†]	-0.376 [†]	1				
EVOLAT	-0.095 [†]	0.114 [†]	0.054 [†]	0.078 [†]	-0.267 [†]	0.002	-0.093 [†]	1			
FOLLOW	0.241 [†]	-0.179 [†]	-0.182 [†]	0.045 [†]	0.558 [†]	0.144 [†]	0.060 [†]	-0.097 [†]	1		
RETVOL	-0.168 [†]	0.174 [†]	0.170 [†]	0.096 [†]	-0.231 [†]	-0.203 [†]	0.166 [†]	0.196 [†]	-0.165 [†]	1	
DATE	-0.219 [†]	0.218 [†]	0.130 [†]	-0.022	-0.232 [†]	-0.106 [†]	-0.061 [†]	0.019	-0.279 [†]	-0.038	1

주1) 변수에 대한 정의는 〈표 2〉의 주석 참조.

주2) [†]는 1%와 5% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

clustered by firm)으로 추정된 계수값을 제시하였다. 본 연구에서는 12월 말 결산법인들을 연구대상으로 한정하고, 해당 기업들의 재무제표 정보의 의무공시기한인 익년 3월 31일을 이익발표일로 선택하였다. Section A는 이익발표일을 기준으로 역산하여 12개월 내에 해당하는 개별 재무분석가들이 발표한 모든 예측치들 중 최종 이익예측치를 이용하여 측정된 분석결과이며, Section B는 이익발표일로부터 역산하여 1개월 내의 최종 이익예측치를 대상으로 한 분석결과를 나타낸다. 회귀모형의 F-Value가 1% 수준에서 유의한 결과를 보이고 있으므로 모형의 설명력은 높은 것으로 판단된다. 국제다각화 수준을 나타내는 변수인 INTDIV의 계수값(β_1)은 12-Months에서 $-0.0121(t = -2.99)$ 로 ACCURACY와 1% 수준에서 유의한 음(-)의 관련성을 나타내고 있다. 이는 기업의 국제다각화 수준이 증가할수록

재무분석가의 이익예측 정확성은 감소할 것이라는 본 연구의 [가설 1]을 지지하는 결과라 할 수 있다. 이는 해외의 연구결과와도 일치하는 것으로, 한국 기업의 국제다각화 수준이 재무분석가의 이익예측 업무를 복잡하게 하여 정확성을 감소시키는 결정요인이 되고 있음을 의미한다. 미국의 다국적기업을 대상으로 한 Duru and Reeb(2002)³⁾의 연구에서는 국제다각화의 수준을 나타내는 변수(ID)의 계수값이 $-0.01(t = -5.52)$ 로 이익예측의 정확성과 1% 수준에서 유의한 음(-)의 관련성을 보여주고 있다. 연구대상 및 기간의 차이를 배제한다면, 미국과 한국의 국제다각화 기업들이 재무분석가의 이익예측 정확성에 미치는 영향이 유사한 것으로 해석할 수 있다. 1-Month에서 INTDIV의 계수값(β_1)은 -0.0034 로 ACCURACY와 예상된 음(-)의 방향성을 나타내고 있기는 하나 유의하지는 않다. 이는 Richardson

3) Duru and Reeb (2002)의 연구에서는 재무분석가의 이익예측치 측정기간을 (t-1)기에서 t기를 예측한 자료를 이용하여 분석한 결과를 보고하고 있다. 본 연구의 결과를 이들의 연구와 비교할 때 이에 대한 차이를 감안하여야 한다.

et al. (2004)의 연구에서 제시하고 있는 “walk down”과 일관되는 것으로, 이익공시일에 가까워질 수록 국제다각화 수준 증가에 따른 재무분석가의 이익예측 정확성의 감소 효과가 작아지고 있음을 보여 주고 있다. 통제변수들을 살펴보면, SIZE를 제외한 모든 변수들이 예상된 방향을 보여주고 있다. 수익성(ROA), 재무분석가 수(FOLLOW)는 1% 수준에서 양(+)의 관련성을 보이고 있으며, 부채비율(LEV), 장기 이익의 변동성(EVOLAT), 예측기간(DATE) 모두 1% 수준에서 음(-)의 관련성을 나타내고 있다. 추가수익률 변동성(RETVOL)은 5% 수준에서 음(-)의 관련성을 보여주고 있다.

4.3 이익예측 낙관성에 대한 분석결과

〈표 5〉에서는 국제다각화 수준이 재무분석가의 이익예측오차의 방향(optimistic vs. pessimistic)에 미치는 영향을 분석한 회귀분석 결과를 보고한다. 이익예측오차가 양(+)의 방향을 보이면 재무분석가들의 예측 성향이 낙관적인 것이고, 음(-)의 방향을 나타내면 비관적인 예측을 하는 것이다. 주요 관심 변수인 국제다각화 수준의 계수값(β_1)은 Section A에서 0.0128($t=2.85$)로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 방향을 보이고 있다. 이는 재무분석가들이 이익예측이 어려운 환경에 직면했을 때 보다 낙관적

〈표 4〉 국제다각화 수준과 재무분석가의 이익예측 정확성 회귀분석 결과

$$ACCURACY_{it} = \alpha + \beta_1 INTDIV_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 EVOLAT_{it-1} + \beta_6 FOLLOW_{it} + \beta_7 RETVOL_{it} + \beta_8 DATE_{it} + \sum Year Dummy + \epsilon_{it}$$

Variables	Predicted sign	Section A: 12-Months		Section B: 1-Month	
		Estimates	t-value	Estimates	t-value
<i>Intercept</i>	?	0.0103	0.47	0.0303	2.49**
<i>INTDIV</i>	-	-0.0121	-2.99***	-0.0034	-1.38
<i>SIZE</i>	?	-0.0005	-0.53	-0.0014	-2.63***
<i>ROA</i>	+	0.2612	8.56***	0.0163	1.02
<i>LEV</i>	-	-0.0309	-3.56***	-0.0166	-3.29***
<i>EVOLAT</i>	-	-0.1084	-3.36***	-0.0145	-0.77
<i>FOLLOW</i>	+	0.0154	7.74***	0.0048	3.51***
<i>RETVOL</i>	-	-0.4494	-2.44**	-0.1096	-0.94
<i>DATE</i>	-	-0.0097	-7.61***	-0.0014	-1.21
$\sum YR$		Included		Included	
R^2		0.2657		0.1484	
F-Value		18.59***		6.59***	
N		2,371(664)		976(327)	

- 주1) 변수에 대한 정의는 〈표 2〉의 주석 참조.
- 주2) 연도별 더미변수의 계수 추정값 보고는 생략함.
- 주3) 괄호 안 표본 수는 클러스터링 기업 수에 해당함.
- 주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

인 예측치를 발표한다는 주장과 일관되는 것으로, 국제다각화 수준이 증가할수록 재무분석가들이 낙관적인 이익예측을 할 것이라는 본 연구의 [가설 2]를 지지하는 결과이다. Duru and Reeb (2002)의 연구에서는 국제다각화 수준을 나타내는 변수(ID)의 계수값이 0.01($t=6.41$)로 이익예측의 낙관성과 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관련성을 나타내고 있다. 앞서서도 언급하였듯이, 두 연구의 표본과 연구기간의 차이를 배제한다면 한국과 미국의 국제다각화 수준이 재무분석가의 이익예측 낙관성에 미치는 영향은 유사한 것으로 보여진다. 이익공시일 기준으로 1개월 내의 재무분석가의 이익예측치를 이용

하여 분석한 Section B에서는 국제다각화 수준의 계수값이 0.0041($t=1.46$)로 예상된 양(+)의 방향을 보여주고 있기는 하나 유의하지는 않게 나타나고 있어 이익공시일에 가까워질수록 국제다각화 수준 증가에 따른 재무분석가의 이익예측 낙관성의 증가 효과가 작아지고 있음을 보여주고 있다. 통제변수들을 살펴보면, SIZE의 경우 이익예측의 정확성과는 유의적인 관계를 보이지 않았으나, 이익예측의 낙관성(BIAS)과는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 관련성을 보이고 있다. 수익성(ROA)이 높은 기업일수록 재무분석가들의 낙관적인 이익예측 성향이 낮게 나타나고 있는 반면, 재무분석가 수(FOLLOW)와

〈표 5〉 국제다각화 수준과 재무분석가의 이익예측 낙관성 회귀분석 결과

$$BIAS_{it} = \alpha + \beta_1 INTDIV_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 EVOLAT_{it-1} + \beta_6 FOLLOW_{it} + \beta_7 RETVOL_{it} + \beta_8 DATE_{it} + \sum Year Dummy + \epsilon'_{it}$$

Variables	Predicted sign	Section A: 12-Months		Section B: 1-Month	
		Estimates	t-value	Estimates	t-value
<i>Intercept</i>	?	0.1105	4.22***	0.0234	1.63
<i>INTDIV</i>	+	0.0128	2.85***	0.0041	1.46
<i>SIZE</i>	?	-0.0070	-5.58***	-0.0007	-1.23
<i>ROA</i>	-	-0.4871	-13.7***	-0.1194	-5.99***
<i>LEV</i>	+	0.0114	1.13	-0.0071	-1.23
<i>EVOLAT</i>	+	0.0974	2.44**	0.0961	4.34***
<i>FOLLOW</i>	-	0.0018	0.77	-0.0004	-0.27
<i>RETVOL</i>	+	0.3079	1.39	-0.1775	-1.24
<i>DATE</i>	+	0.0113	7.54***	0.0006	0.42
$\sum YR$		Included		Included	
R^2		0.2799		0.0920	
F-Value		18.28***		4.83***	
N		2,371(664)		976(327)	

- 주1) 변수에 대한 정의는 〈표 2〉의 주석 참조.
- 주2) 연도별 더미변수의 계수 추정값 보고는 생략함.
- 주3) 괄호 안 표본 수는 클러스터링 기업 수에 해당함.
- 주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

는 유의하지 않다. 이익의 변동성이 크고, 예측기간이 길어질수록 낙관적인 예측을 할 것이라는 예상과 일관되게 EVOLAT와 DATE는 각각 5%와 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관련성을 보이고 있다. 부채비율(LEV) 및 추가변동성(RETVOL)과 BIAS와의 상관관계는 유의하지 않게 나타나고 있다.

4.4 재무분석가들의 이익예측치 분산에 대한 분석결과

〈표 6〉은 국제다각화 수준이 재무분석가들의 이익예측치 분산(의견불일치 정도)에 미치는 영향을 살펴보기 위한 식(7)의 회귀분석 결과이다. 재무분석

가들 간 이익예측치 분산을 측정하기 위해 이익예측치를 발표한 개별 재무분석가가 3명 이상인 기업-연도별 자료만을 분석에 사용하였다. 이익예측치 분산은 재무분석가들 사이의 예측오차(forecast error)가 수렴 혹은 분산되는지를 살피기 위한 것으로, 기업의 불확실성 및 미래 사건에 관한 재무분석가들 간 의견일치(consensus) 부족에 대한 대응치이다.

실증분석 결과, 예측한대로 국제다각화 수준을 나타내는 INTDIV의 계수값(β_1)이 12-Months에서 0.0119($t=4.90$), 1-Month에서는 0.0032($t=1.73$)으로 DISP와 각각 1%와 10% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계를 보이고 있다. 국제다각화 수준과

〈표 6〉 국제다각화 수준과 재무분석가들의 이익예측치 분산 회귀분석 결과

$$DISP_{it} = \alpha + \beta_1 INTDIV_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 EVOLAT_{it-1} + \beta_6 FOLLOW_{it} + \beta_7 RETVOL_{it} + \beta_8 DATE_{it} + \sum Year Dummy + \epsilon'_{it}$$

Variables	Predicted sign	Section A: 12-Months		Section B: 1-Month	
		Estimates	t-value	Estimates	t-value
Intercept	?	-0.0284	-1.76*	-0.0212	-1.73*
INTDIV	+	0.0119	4.90***	0.0032	1.73*
SIZE	?	0.0018	2.37**	0.0008	1.80*
ROA	-	-0.0880	-6.30***	-0.0129	-1.00
LEV	+	0.0312	6.28***	0.0150	3.42***
EVOLAT	+	0.0518	2.93***	-0.0118	-0.70
FOLLOW	-	-0.0104	-7.68***	-0.0019	-1.54
RETVOL	+	0.3355	2.56**	0.2856	2.03**
DATE	+	0.0036	4.73***	0.0000	0.04
$\sum YR$		Included		Included	
R^2		0.2520		0.1441	
F-Value		27.44***		5.77***	
N		2,371(664)		976(327)	

주1) 변수에 대한 정의는 〈표 2〉의 주석 참조.
 주2) 연도별 더미변수의 계수 추정값 보고는 생략함.
 주3) 괄호 안 표본 수는 클러스터링 기업 수에 해당함.
 주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

재무분석가들의 이익예측치 분산의 상관관계에 차이가 있기는 하나, 이익공시일을 기준으로 역산한 12개월과 1개월 모두에서 재무분석가들 사이에 의견불일치 정도가 심화되고 있음을 확인할 수 있다. 이는 국제다각화 기업의 이익예측 업무를 담당하는 재무분석가들의 경우 해당 기업에 대한 동질적 믿음이 상이한 것으로 보여진다. 기업규모(SIZE)의 계수값(β_2)은 0.0018($t=2.37$)으로 규모가 큰 기업일수록 재무분석가 이익예측치 분산이 크게 나타나고 있다. 나머지 통제변수들은 모두 예측한 방향을 보여주고 있다. ROA, FOLLOW의 계수값은 -0.0880, -0.0104로 수익성이 좋고, 이익예측치를 발표하는 재무분석가 수가 많을수록 재무분석가들 사이의 의견불일치 정도가 낮아지고 있다. 그러나, 재무건전성(LEV)이 약하고 이익변동성(EVOLAT) 및 추가변동성(RETVOL)이 큰 기업에서는 재무분석가 이익예측치 분산이 크게 나타나고 있다. 또한, 예측기간(DATE)이 길어질수록 재무분석가들 간 이익예측의 이질성이 심화되고 있음을 알 수 있다.

V. 추가분석

5.1 재무분석가의 이익예측치 측정 기준일을 변경하여 실시한 분석

본 연구에서는 재무분석가의 이익예측치 측정 기준일을 변경하여 식(5), 식(6), 식(7)을 재분석하였으며, 결과는 <표 7>에 보고하였다. 기업과 투자자 등 회계정보이용자 사이에서 정보중개자 역할을 수행하는 재무분석가의 경우 기업의 영업실적 등이 잠정적으로 확정되는 회계연도 말이 되면 다양한 경

로를 통해 수집한 정보를 바탕으로 이익예측치를 발표할 것으로 생각된다. 투자자들도 이 시기에 발표되는 재무분석가의 이익예측치에 많은 관심을 갖고 있을 것이므로 재무제표 의무공시기한을 이익발표일로 한 경우와는 또 다른 이익예측치의 속성을 관측할 수 있을 것으로 예상된다. 본 절에서는 연구대상 기업들의 결산 시점인 12월 31일을 이익발표일로 정하고, 12월말로부터 역산하여 3개월과 12개월 내에 해당기업에 대해 예측 주당순이익을 발표한 개별 재무분석가들의 모든 예측치 중 최종 이익예측치 자료를 이용하여 실증분석을 실시하였다.

<표 7>의 Panel A는 국제다각화 수준이 재무분석가의 이익예측의 정확성에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 국제다각화 수준을 나타내는 INTDIV의 계수값(β_1)은 Section A에서 -0.0188($t=-3.70$)로 ACCURACY와 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 보이고 있다. Section B에서는 -0.0031($t=-0.77$)으로 예상한 음(-)의 방향성을 보이고 있기는 하나 유의하지 않다. 측정기준일의 변경으로 인해 분석에 이용한 재무분석가의 이익예측치에 변화가 있음에도 불구하고, 국제다각화 수준이 증가할수록 재무분석가들의 이익예측의 정확성은 유의하게 감소하고 있음을 보여준다. Panel B에서는 국제다각화 수준이 재무분석가의 이익예측의 낙관성에 미치는 영향을 분석한 결과를 보고한다. 국제다각화 수준의 계수값(β_1)은 12-Months에서 0.0180($t=3.11$)로 BIAS와 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관성을 나타내고 있는 반면, 1-Month에서는 0.0002($t=0.06$)로 양(+)의 방향을 보이고 있기는 하나 유의하지 않다. 이는 <표 5>의 결과를 지지하는 것으로 국제다각화 수준이 증가할수록 재무분석가들은 낙관적인 이익예측을 하고 있음을 보여주는 결과이다. Panel C는 국제다각화 수준이 재무분석

〈표 7〉 재무분석가의 이익예측치의 측정 기준일을 변경하여 실시한 분석

[Panle A] 국제다각화 수준과 재무분석가의 이익예측 정확성 회귀분석 결과

$$ACCURACY_{it} = \alpha + \beta_1 INTDIV_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 EVOLAT_{it-1} + \beta_6 FOLLOW_{it} + \beta_7 RETVOL_{it} + \beta_8 DATE_{it} + \sum Year Dummy + \epsilon_{it}$$

Variables	Predicted sign	Section A: 12-Months		Section B: 1-Month	
		Estimates	t-value	Estimates	t-value
<i>Intercept</i>	?	-0.0567	-1.85*	0.0453	2.14**
<i>INTDIV</i>	-	-0.0188	-3.70***	-0.0031	-0.77
<i>SIZE</i>	?	0.0007	0.49	-0.0030	-3.18***
<i>ROA</i>	+	0.4791	10.55***	0.1253	4.29***
<i>LEV</i>	-	-0.0340	-2.92***	-0.0285	-3.33***
<i>EVOLAT</i>	-	-0.1158	-2.84***	-0.0463	-1.55
<i>FOLLOW</i>	+	0.0165	6.09***	0.0127	6.10***
<i>RETVOL</i>	-	-0.6866	-2.68***	-0.9014	-3.88***
<i>DATE</i>	-	-0.0056	-5.58***	0.0021	1.23
$\sum YR$		Included		Included	
R^2		0.3235		0.1894	
F-Value		21.54***		9.21***	
N		2,443(676)		1,405(387)	

[Panel B] 국제다각화 수준과 재무분석가의 이익예측 낙관성 회귀분석 결과

$$BIAS_{it} = \alpha + \beta_1 INTDIV_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 EVOLAT_{it-1} + \beta_6 FOLLOW_{it} + \beta_7 RETVOL_{it} + \beta_8 DATE_{it} + \sum Year Dummy + \epsilon'_{it}$$

Variables	Predicted sign	Section A: 12-Months		Section B: 1-Month	
		Estimates	t-value	Estimates	t-value
<i>Intercept</i>	?	0.2432	7.76***	0.0898	3.63***
<i>INTDIV</i>	+	0.0180	3.11***	0.0002	0.06
<i>SIZE</i>	?	-0.0104	-6.45***	-0.0034	-3.00***
<i>ROA</i>	-	-0.7394	-15.34***	-0.3190	-9.23***
<i>LEV</i>	+	0.0128	0.97	0.0129	1.31
<i>EVOLAT</i>	+	0.1065	2.27**	0.0906	2.22**
<i>FOLLOW</i>	-	0.0001	0.04	0.0006	0.25
<i>RETVOL</i>	+	0.2031	0.75	0.4633	1.63
<i>DATE</i>	+	0.0044	3.73***	-0.0021	-1.06
$\sum YR$		Included		Included	
R^2		0.3519		0.1728	
F-Value		21.32***		6.80***	
N		2,443(676)		1,405(387)	

〈표 7〉 재무분석가의 이익예측치의 측정 기준일을 변경하여 실시한 분석 (계속)

[Panel C] 국제다각화 수준과 재무분석가들의 이익예측치 분산 회귀분석 결과

$$DISP_{it} = \alpha + \beta_1 INTDIV_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 EVOLAT_{it-1} + \beta_6 FOLLOW_{it} + \beta_7 RETVOL_{it} + \beta_8 DATE_{it} + \sum Year Dummy + \epsilon'_{it}$$

Variables	Predicted sign	Section A: 12-Months		Section B: 1-Month	
		Estimates	t-value	Estimates	t-value
<i>Intercept</i>	?	-0.0137	-0.82	-0.0291	-2.20**
<i>INTDIV</i>	+	0.0145	6.08***	0.0028	1.43
<i>SIZE</i>	?	0.0017	2.18**	0.0017	2.99***
<i>ROA</i>	-	-0.0818	-5.60***	-0.0380	-2.74***
<i>LEV</i>	+	0.0271	5.70***	0.0165	3.90***
<i>EVOLAT</i>	+	0.0410	2.21**	0.0118	0.89
<i>FOLLOW</i>	-	-0.0110	-7.57***	-0.0055	-4.36***
<i>RETVOL</i>	+	0.4499	3.30***	0.4769	4.19***
<i>DATE</i>	+	0.0009	1.78*	-0.0008	-0.91
$\sum YR$		Included		Included	
R^2		0.2351		0.2117	
F-Value		27.64***		10.46***	
N		2,443(676)		1,405(387)	

- 주1) 변수에 대한 정의는 〈표 2〉의 주식 참조.
- 주2) 연도별 더미변수의 계수 추정값 보고는 생략함.
- 주3) 괄호 안 표본 수는 클러스터링 기업 수에 해당함.
- 주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

가들 사이의 의견불일치 정도에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 실증분석 결과, 국제다각화 수준의 계수값(β_1)은 12-Months에서 0.0145($t=6.08$)로 DISP와 각각 1% 수준에서 유의한 양(+)¹⁾의 상관성을 보이고 있다. 이익공시일을 기준으로 1개월 내의 재무분석가 이익예측치를 이용한 Section B에서는 0.0028($t=1.43$)으로 예측한 양(+)²⁾의 방향성을 보이고 있기는 하나 유의하지 않다. 이는 〈표 6〉의 분석결과와 유사한 것으로 국제다각화 수준이 증가할수록 재무분석가들 사이의 의견불일치 정도가 심화되고 있음을 보여주고 있다.

본 분석결과, 재무분석가의 이익예측치의 측정 기

준일을 다르게 하여 분석을 실시하더라도 국제다각화 수준이 재무분석가의 이익예측속성에 미치는 영향은 〈표 4〉~〈표 6〉의 결과와 일관성 있는 것으로 나타나 본 연구의 결과를 강건하게 지지해주고 있다.

5.2 K-IFRS의 자발적 채택 효과를 통제한 분석

자본시장의 세계화 추세에 따라 국가 간의 회계기준을 통일시킬 필요성이 대두됨에 따라 우리나라는 2009년부터 상장기업들이 한국채택국제회계기준(K-IFRS: Korean International Financial Reporting Standards)을 자발적으로 조기 적용하

〈표 8〉 K-IFRS를 자발적으로 채택한 기업들을 제외하고 실시한 분석

[Panel A] 국제다각화 수준과 재무분석가의 이익예측 정확성 회귀분석 결과

$$ACCURACY_{it} = \alpha + \beta_1 INTDIV_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 EVOLAT_{it-1} + \beta_6 FOLLOW_{it} + \beta_7 RETVOL_{it} + \beta_8 DATE_{it} + \sum Year Dummy + \epsilon_{it}$$

Variables	Predicted sign	Section A: 12-Months		Section B: 1-Month	
		Estimates	t-value	Estimates	t-value
<i>Intercept</i>	?	0.0270	0.92	0.0442	2.98***
<i>INTDIV</i>	-	-0.0084	-1.85*	-0.0052	-1.63
<i>SIZE</i>	?	-0.0016	-1.22	-0.0019	-2.94***
<i>ROA</i>	+	0.3259	6.97***	0.0363	1.71*
<i>LEV</i>	-	-0.0275	-2.70***	-0.0248	-3.60***
<i>EVOLAT</i>	-	-0.0862	-2.37**	-0.0136	-0.67
<i>FOLLOW</i>	+	0.0164	6.54***	0.0058	2.95***
<i>RETVOL</i>	-	-0.5329	-2.27**	-0.0172	-0.13
<i>DATE</i>	-	-0.0081	-4.31***	-0.0017	-1.06
$\sum YR$		Included		Included	
R^2		0.2664		0.1658	
F-Value		19.26***		6.49***	
N		1,887(552)		750(271)	

[Panel B] 국제다각화 수준과 재무분석가의 이익예측 낙관성 회귀분석 결과

$$BIAS_{it} = \alpha + \beta_1 INTDIV_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 EVOLAT_{it-1} + \beta_6 FOLLOW_{it} + \beta_7 RETVOL_{it} + \beta_8 DATE_{it} + \sum Year Dummy + \epsilon'_{it}$$

Variables	Predicted sign	Section A: 12-Months		Section B: 1-Month	
		Estimates	t-value	Estimates	t-value
<i>Intercept</i>	?	0.1106	3.36***	0.0455	2.46**
<i>INTDIV</i>	+	0.0116	2.24**	0.0085	2.36**
<i>SIZE</i>	?	-0.0064	-4.39***	-0.0010	-1.31
<i>ROA</i>	-	-0.5311	-10.64***	-0.1504	-5.65***
<i>LEV</i>	+	0.0127	1.08	-0.0045	-0.59
<i>EVOLAT</i>	+	0.0907	1.97**	0.1027	4.10***
<i>FOLLOW</i>	-	0.0001	0.02	-0.0014	-0.64
<i>RETVOL</i>	+	0.4333	1.60	-0.4096	-2.40**
<i>DATE</i>	+	0.0087	4.19***	-0.0024	-1.10
$\sum YR$		Included		Included	
R^2		0.2830		0.1142	
F-Value		15.43***		4.50***	
N		1,887(552)		750(271)	

〈표 8〉 K-IFRS를 자발적으로 채택한 기업들을 제외하고 실시한 분석 (계속)

[Panel C] 국제다각화 수준과 재무분석가들의 이익예측치 분산 회귀분석 결과

$$DISP_{it} = \alpha + \beta_1 INTDIV_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 EVOLAT_{it-1} + \beta_6 FOLLOW_{it} + \beta_7 RETVOL_{it} + \beta_8 DATE_{it} + \sum Year Dummy + \epsilon'_{it}$$

Variables	Predicted sign	Section A: 12-Months		Section B: 1-Month	
		Estimates	t-value	Estimates	t-value
<i>Intercept</i>	?	-0.0533	-2.55**	-0.0369	-2.48**
<i>INTDIV</i>	+	0.0108	4.08***	0.0072	2.79***
<i>SIZE</i>	?	0.0029	3.08***	0.0013	2.32**
<i>ROA</i>	-	-0.0991	-6.05***	-0.0245	-1.52
<i>LEV</i>	+	0.0318	5.95***	0.0218	3.52***
<i>EVOLAT</i>	+	0.0594	3.10***	-0.0041	-0.22
<i>FOLLOW</i>	-	-0.0117	-7.33***	-0.0017	-1.09
<i>RETVOL</i>	+	0.3163	2.09**	0.1079	0.65
<i>DATE</i>	+	0.0040	4.47***	0.0006	0.46
$\sum YR$		Included		Included	
R^2		0.2544		0.1567	
F-Value		26.17***		5.97***	
N		1,887(552)		750(271)	

- 주1) 변수에 대한 정의는 〈표 2〉의 주석 참조.
- 주2) 연도별 더미변수의 계수 추정값 보고는 생략함.
- 주3) 괄호 안 표본 수는 클러스터링 기업 수에 해당함.
- 주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

는 것을 허용하였다. K-IFRS의 공정가치평가 및 연결중심공시체계가 회계정보이용자들로 하여금 기업의 실체를 정확하게 파악하는 데 도움을 주는 정보를 제공할 뿐만 아니라 새로운 회계제도 채택으로 인해 변화된 정보환경이 재무분석가의 이익예측활동에도 영향을 미칠 것으로 예상된다. K-IFRS를 자발적으로 조기 채택한 기업 표본이 본 연구의 주요 결과에 미치는 영향을 통제하기 위해 K-IFRS의 조기 적용을 허용한 2009년-2010년에 해당하는 표본을 분석에서 제외한 후 [가설1] ~ [가설3]을 재검증하였으며, 결과는 〈표 8〉에 보고하였다.

〈표 8〉의 Panel A는 국제다각화 수준이 재무분석

가의 이익예측의 정확성에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 국제다각화 수준을 나타내는 INTDIV의 계수값(β_1)은 Section A에서 $-0.0084(t = -1.85)$ 로 ACCURACY와 10% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계를 보이고 있다. 그러나, Section B에서는 $-0.0052(t = -1.63)$ 로 음(-)의 방향을 나타내고 있기는 하나 유의하지 않다. Panel B에서는 국제다각화 수준과 재무분석가의 이익예측의 낙관성에 미치는 영향을 분석한 결과를 보고한다. 국제다각화 수준의 계수값(β_1)은 12-Months에서 $0.0116(t = 2.24)$, 1-Month에서는 $0.0085(t = 2.36)$ 로 BIAS와 모두 5% 수준에서 유의한 양(+)의 상관

〈표 9〉 외화자산비중을 국제다각화 수준의 대응치로 사용한 분석

[Panel A] 국제다각화 수준과 재무분석가의 이익예측 정확성 회귀분석 결과

$$ACCURACY_{it} = \alpha + \beta_1 INTDIV_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 EVOLAT_{it-1} + \beta_6 FOLLOW_{it} + \beta_7 RETVOL_{it} + \beta_8 DATE_{it} + \sum Year Dummy + \epsilon_{it}$$

Variables	Predicted sign	Section A: 12-Months		Section B: 1-Month	
		Estimates	t-value	Estimates	t-value
<i>Intercept</i>	?	0.0107	0.50	0.0429	2.77***
<i>INTDIV</i>	-	-0.0529	-2.64***	0.0009	0.10
<i>SIZE</i>	?	-0.0005	-0.53	-0.0015	-2.40**
<i>ROA</i>	+	0.2342	7.84***	-0.0143	-0.85
<i>LEV</i>	-	-0.0316	-3.89***	-0.0217	-3.91***
<i>EVOLAT</i>	-	-0.1021	-3.47***	-0.0341	-1.52
<i>FOLLOW</i>	+	0.0133	6.33***	0.0056	3.78***
<i>RETVOL</i>	-	-0.4666	-2.33**	-0.3568	-2.40**
<i>DATE</i>	-	-0.0086	-7.20***	-0.0013	-1.01
$\sum YR$		Included		Included	
R^2		0.2580		0.1449	
F-Value		16.72***		5.87***	
N		1,973(543)		852(278)	

[Panel B] 국제다각화 수준과 재무분석가의 이익예측 낙관성 회귀분석 결과

$$BIAS_{it} = \alpha + \beta_1 INTDIV_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 EVOLAT_{it-1} + \beta_6 FOLLOW_{it} + \beta_7 RETVOL_{it} + \beta_8 DATE_{it} + \sum Year Dummy + \epsilon'_{it}$$

Variables	Predicted sign	Section A: 12-Months		Section B: 1-Month	
		Estimates	t-value	Estimates	t-value
<i>Intercept</i>	?	0.1108	4.44***	0.0321	1.98**
<i>INTDIV</i>	+	0.0427	2.02**	-0.0194	-1.55
<i>SIZE</i>	?	-0.0070	-5.79***	-0.0009	-1.36
<i>ROA</i>	-	-0.4699	-13.69***	-0.0946	-4.45***
<i>LEV</i>	+	0.0075	0.75	-0.0044	-0.65
<i>EVOLAT</i>	+	0.0742	1.87*	0.0608	2.24**
<i>FOLLOW</i>	-	0.0029	1.18	-0.0015	-0.84
<i>RETVOL</i>	+	0.1762	0.73	-0.0366	-0.22
<i>DATE</i>	+	0.0121	8.59***	-0.0007	-0.46
$\sum YR$		Included		Included	
R^2		0.2823		0.0610	
F-Value		19.88***		4.37***	
N		1,973(543)		852(278)	

〈표 9〉 외화자산비중을 국제다각화 수준의 대용치로 사용한 분석 (계속)

[Panel C] 국제다각화 수준과 재무분석가들의 이익예측치 분산 회귀분석 결과

$$DISP_{it} = \alpha + \beta_1 INTDIV_{it} + \beta_2 SIZE_{it} + \beta_3 ROA_{it} + \beta_4 LEV_{it} + \beta_5 EVOLAT_{it-1} + \beta_6 FOLLOW_{it} + \beta_7 RETVOL_{it} + \beta_8 DATE_{it} + \sum Year Dummy + \epsilon'_{it}$$

Variables	Predicted sign	Section A: 12-Months		Section B: 1-Month	
		Estimates	t-value	Estimates	t-value
<i>Intercept</i>	?	-0.0439	-2.42**	-0.0261	-2.03**
<i>INTDIV</i>	+	0.0341	3.05***	0.0071	0.81
<i>SIZE</i>	?	0.0026	3.31***	0.0008	1.72*
<i>ROA</i>	-	-0.0909	-5.90***	-0.0128	-0.76
<i>LEV</i>	+	0.0272	5.05***	0.0197	3.60***
<i>EVOLAT</i>	+	0.0576	3.08***	0.0121	0.56
<i>FOLLOW</i>	-	-0.0105	-7.04***	-0.0019	-1.38
<i>RETVOL</i>	+	0.4623	2.85***	0.3877	2.26**
<i>DATE</i>	+	0.0033	4.01***	0.0000	0.00
$\sum YR$		Included		Included	
R^2		0.2412		0.1407	
F-Value		25.92***		4.55***	
N		1,973(543)		852(278)	

- 주1) 변수에 대한 정의는 〈표 2〉의 주석 참조.
- 주2) 연도별 더미변수의 계수 추정값 보고는 생략함.
- 주3) 괄호 안 표본 수는 클러스터링 기업 수에 해당함.
- 주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

관계를 나타내고 있다. Panel C는 국제다각화 수준이 재무분석가들 사이의 의견불일치 정도에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 실증분석 결과, 국제다각화 수준의 계수값(β_1)이 이익공시일을 기준으로 역산한 12-Months에서 0.0108, 1-Month에서는 0.0072로 DISP와 모두 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계를 보이고 있다.

K-IFRS의 자발적 조기 적용을 허용한 2009년~2010년을 통제하고 분석한 결과, 국제다각화 수준이 재무분석가의 이익예측속성에 미치는 영향은 〈표 4〉~〈표 6〉과 일관성 있는 것으로 나타나 본 연구의 가설을 지지해주고 있다.

5.3 국제다각화의 새로운 대용치를 이용한 분석

본 연구는 개별기업들의 국제다각화 측정치 자료 수집의 어려움으로 인해 해외매출비중만을 실증분석에 사용하였다. 해외연구에서는 국제다각화 대용치로 해외매출비중, 해외자산비중, 해외 사업부문의 수 등을 사용하여 모두 일관성 있는 결과를 도출해내고 있어, 이들 측정치들 사이의 상관성이 높음을 알 수 있다. 본 절에서는 해외자산에 대한 대용치로 이용하기에 측정오차의 문제가 있을 수 있으나 Kis-ValueIII Database에서 제공하고 있는 외화자산을 또 다른 해외자산의 측정 자료로 사용하고자

한다. 개별기업의 총자산에서 외화자산이 차지하는 비중을 해외자산비중의 대용치로 사용하여 식(5), 식(6), 식(7)를 재분석하였으며, 결과는 <표 9>에 보고하였다.

<표 9>의 Panel A는 국제다각화 수준이 재무분석가의 이익예측의 정확성에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 국제다각화 수준을 나타내는 INTDIV의 계수값(β_1)은 12-Months에서 $-0.0529(t=-2.64)$ 으로 ACCURACY와 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관성을 보이고 있다. 1-Month에서는 $0.0009(t=0.10)$ 로 예측과 반대로 양(+)의 방향을 보이고 있기는 하나 유의하지 않다. Panel B에서는 국제다각화 수준이 재무분석가의 이익예측의 낙관성에 미치는 영향을 분석한 결과를 보고한다. 국제다각화 수준의 계수값(β_1)은 Section A에서 $0.0427(t=2.02)$ 로 BIAS와 5% 수준에서 유의한 양(+)의 상관성을 나타내고 있다. Section B에서는 $-0.0194(t=-1.55)$ 로 예측과 반대로 음(-)의 방향을 보이고 있기는 하나 유의하지 않다. Panel C는 국제다각화 수준이 재무분석가들 사이의 의견불일치 정도에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 실증분석 결과, 국제다각화 수준의 계수값(β_1)이 12-Months에서 $0.0341(t=3.05)$ 로 DISP와 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관성을 보이고 있는 반면, 1-Month에서는 $0.0071(t=0.81)$ 로 양(+)의 방향을 보이고 있기는 하나 유의하지 않다.

국제다각화의 새로운 대용치로 외화자산을 이용한 본 분석결과가 해외매출비중을 대용치로 사용한 결과와 질적으로 차이가 없는 것으로 나타나 본 연구를 강건하게 지지해주고 있다.

VI. 결 론

기업들이 영업활동 영역을 해외시장으로 확장해 나간다는 것은 성장이 제한된 국내시장을 넘어 해외 신규시장에서 잠재적 성장 동력을 모색한다는 것이다. 국제다각화는 성장기회 증대라는 긍정적인 측면과 해당 국가들의 정치·경제·사회 상황의 불확실성으로 인한 위험(risk)을 감수해야 한다는 부정적 측면을 모두 가지고 있다. 기업의 미래 이익 및 가치를 정확하게 전망하여 투자자들에게 유용한 정보를 제공해야 하는 재무분석가에게는 국제다각화 요인이 이익예측활동에 중요한 영향을 미칠 것으로 예상된다. 해외에서는 다국적기업을 대상으로 국제다각화가 기업가치 및 회계정보에 미치는 영향을 연구해왔으며, 이는 다국적기업들의 전략적 행보에 유용한 정보를 제공하고 있는 것으로 나타나고 있다. 한국 기업들의 주목할 만한 해외시장 성장에 따라 국제다각화 기업들과 관련하여 다양한 연구의 필요성이 대두되고 있으나, 지금까지의 연구 실적은 매우 미비한 실정이다. 따라서, 본 연구에서는 국제다각화가 재무분석가의 이익예측 정확성 및 낙관성, 재무분석가들 사이의 의견불일치에 미치는 영향에 대해 분석하였다. 이익공시일을 기준으로 1년 내의 재무분석가의 이익예측치를 이용한 실증분석 결과에서는 우리나라 기업들의 국제다각화 수준이 증가할수록 재무분석가의 이익예측 정확성은 유의하게 감소한 반면, 이익예측오차의 낙관적인 편향 및 재무분석가들의 의견불일치도는 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 즉, 우리나라 기업들이 보다 다양한 국가로 다각화를 추진할수록 재무분석가의 이익예측 업무를 복잡하게 하여 정확한 이익예측을 어렵게 하고, 보다 낙관적인 예측을 유발하며, 재무분석가들 간 이

질적인 예측을 심화시킨다는 결론을 도출하고 있다. 이는 해외 다국적기업의 경우와 일관되는 결과로써 본 연구에서도 한국 기업의 국제다각화가 재무분석가의 이익예측속성에 영향을 미치는 의미 있는 결정요인(determinants)이라는 증거를 제시하고 있다. 무엇보다도 국제다각화 기업들에 대한 재무분석가의 이익예측치를 정보 대응치로 활용하고자 하는 투자자들은, 이들이 제공하는 예측치의 정확성 결여 및 낙관적 편위의 영향을 고려해야 한다는 점을 시사하고 있음에 주의를 기울일 필요가 있다. 그러나, 이익공시일을 기준으로 1개월 내의 재무분석가의 이익예측치를 이용한 분석에서는 이러한 효과가 감소하는 것으로 나타났다. 이는 해외연구에서 설명하고 있는 “walk down”과 일관되는 것으로, 우리나라의 재무분석가들도 이익공시일에 가까워질수록 비교적 정확하고 편위되지 않은 이익예측치를 발표하고 있음을 보여주고 있다.

본 연구의 실증분석은 개별기업들의 지리적·부문별 정보 공시 부족으로 인해 해외매출비중을 국제다각화 측정치로 사용했다는 한계점이 있다. 이로 인하여 개별기업들이 추구하는 다양한 국제다각화 전략이 재무분석가의 이익예측에 미치는 영향을 보다 다양하게 분석할 수 없었다. 재무분석가들은 투자자들의 잠재적 투자 의사결정에 도움을 줄 수 있는 유용한 정보를 제공하는 정보중개자 역할을 수행한다. 이들의 역할이 투자자 등 회계정보이용자들로 하여금 신뢰성을 확보하기 위해서는 편위되지 않은 정확한 정보를 제공해야 함에도 불구하고, 현재의 공시제도 하에서는 국제다각화 기업들의 나라별·부문별 재무정보를 정확하게 파악하지 못하여 예측정보의 질을 보장하기 어렵다. 그러므로, 현행의 ‘사업부문별 정보 등의 공시’ 제도에 추가적으로 지리적 혹은 나라별 해외이익 및 해외자산 등의 세부 공시를 의

무화하는 공시제도의 필요성이 요구된다. 이러한 공시제도의 개선은 국제다각화 기업들에 대한 재무분석가들의 이익예측속성을 개선시키고, 투자자들에게는 제공받는 정보의 유용성을 향상시킬 것으로 기대되며, 또한 연구자들에게는 다양하고 심도있는 후속 연구를 가능하게 할 것이다.

참고문헌

- 김명인, 안형태, 김종대 (2012), “국제다각화 수준에 따른 이익의 가치관련성 차이에 관한 연구,” **회계학연구**, Forthcoming.
- 안윤영, 신현한, 장진호 (2005), “외국인 투자자와 정보비대칭 관계,” **회계학연구**, 30(4), 109-131.
- 정석우 (2003), “재무분석가의 분석기업 결정과 예측특성에 영향을 미치는 요인,” **회계학연구**, 28(4), 61-84.
- 조중석, 조문희 (2008), “기업의 부문구조와 재무분석가 이익예측의 관련성,” **국제회계연구**, 24, 249-268.
- 조중석 (2009), “SFAS No. 131하에서의 분기별 사업부문정보공시와 재무분석가의 이익예측 오차,” **국제회계연구**, 28, 119-138.
- 차승민, 정재호, 유용근 (2010), “개별기업의 국제다각화가 자기자본비용에 미치는 영향: 한국기업을 중심으로,” **경영학연구**, 39(1), 157-175.
- Abarbanell, J. (1991), “Do analysts’ earnings forecasts incorporate information in prior stock price change?,” *Journal of Accounting and Economics*, 14(2), 147-165.
- Abarbanell, J. and V. Bernard (1992), “Tests of analysts’ overreaction/underreaction to earnings information as an explanation for anomalous stock price behavior,” *The Journal of Finance*, 47, 1181-1207.

- Ali, A., A. Klein, and J. Rosenfeld (1992), "Analysts' use of information about permanent and transitory earnings components in forecasting annual EPS," *The Accounting Review*, 67 (1), 183-198.
- Ashbaugh, H., and M. Pincus (2001), "Domestic accounting standards, international accounting standards, and the predictability of earnings," *Journal of Accounting Research*, 39, 417-434.
- Baldwin, B. (1984), "Segment earnings disclosure and ability of security analysts to forecast earnings per share," *The Accounting Review*, 59(July), 376-389.
- Barron, O., O. Kim, S. Lim, and D. Stevens (1998), "Using analysts' forecasts to measure properties of analysts' information environment," *The Accounting Review*, 73(4), 421-433.
- Barron, O., and P. Stuerke (1998), "Dispersion in Analysts' Earnings Forecasts as a Measure of Uncertainty," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 13(Summer), 245-270.
- Barry, C., and R. Jennings (1992), "Information and Diversity of Analyst Opinion," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 27, 169-183.
- Bhushan, R. (1989), "Firm characteristics and analyst following," *Journal of Accounting and Economics*, 11(July), 255-274.
- Birkinshaw, J., O. Toulan, and D. Arnold (2001), "Global account management in multinational corporations: Theory and evidence," *Journal of International Business Studies*, 32(2), 231-238.
- Boatsman, J.R., B.K. Behn, and D.H. Patz (1993), "A Test of the Use of Geographical Segment Disclosure," *Journal of Accounting Research*, 31, 46-73.
- Bodnar, G. M., and J. Weintrop (1997), "The valuation of the foreign income of US multinational firms: a growth opportunities perspective," *Journal of Accounting and Economics*, 24(1), 69-97.
- Bodnar, G., C. Tang, and J. Weintrop (1999), "Both sides of corporate diversification: The value impacts of geographic and industrial diversification," *Working paper*, Johns Hopkins University, Pace University, and Baruch College.
- Bodnar, G. M., L.-S. Hwang, and J. Weintrop (2003), "The Value Relevance of Foreign Income: an Australian, Canadian, and British Comparison," *Journal of International Financial Management & Accounting*, 14 (3), 171-193.
- Bradshaw, M. T., S. A. Richardson, and R. G. Sloan (2006), "The relation between corporate financing activities, analysts' forecasts and stock returns," *Journal of Accounting and Economics*, 42(1-2), 53-85.
- Brown, L. D. (1993), "Earnings forecasting research: Its implications for capital market research," *International Journal of Forecasting*, 9(November), 295-320.
- Brown, L. D., G. Richardson, and S. Schwager (1987), "An information interpretation of financial analyst superiority in forecasting earnings," *Journal of Accounting Research*, 25(Spring), 49-67.
- Brown, P., A. Clarke, J. C.-Y. How, and K. J.-P. Lim (2002), "Analysts' dividend forecasts," *Pacific-Basin Finance Journal*, 10, 371-391.
- Callen, J. L., O.-K. Hope, and D. Segal (2005), "Domestic and Foreign Earnings, Stock

- Return Variability, and the Impact of Investor Sophistication," *Journal of Accounting Research*, 43(3), 377-412.
- Chin, C.-L., Y. J. Chen, T.-J.Hsieh (2009), "International Diversification, Ownership Structure, Legal Origin, and Earnings Management: Evidence from Taiwan," *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 24(2), 233-262.
- Christophe, S. E. (2002), "The Value of U.S. MNC Earnings Changes from Foreign and Domestic Operations," *Journal of Business*, 75(1), 67-93.
- Christophe, S. E., and R. J. Pfeiffer Jr.(2002), "The Valuation of MNC International Operations During the 1990s," *Review of Quantitative Finance & Accounting*, 18(2), 119.
- Clement, M. (1999), "Analyst forecast accuracy: Do ability, resources, and portfolio complexity matter?," *Journal of Accounting and Economics*, 21(June), 285-303.
- Collins, D. (1976), "Predicting earnings with sustainability data: Some further evidence," *Journal of Accounting Research*, 14(Spring), 163-177.
- Das, S., C. Levine, and K. Sivaramakrishnan (1998), "Earnings predictability and bias in analysts' earnings forecasts," *The Accounting Review*, 73(April), 277-294.
- Dechow, P. M., A. P. Hutton, and R. G. Sloan (2000), "The relation between analysts' forecasts of long-term earnings growth and stock price performance following equity offerings," *Contemporary Accounting Research*, 17(1-3), 1-32.
- Denis, D. J., D. K. Denis, and K. Yost (2002), "Global Diversification, Industrial Diversification, and Firm Value," *Journal of Finance*, 57(5), 1951-1979.
- Duru, A., and D. M. Reeb (2002), "International Diversification and Analysts' Forecast Accuracy and Bias," *The Accounting Review*, 77(April), 415-433.
- Eames, M., S. Glover, and J. Kennedy (2002), "The association between trading recommendations and broker-analysts' earnings forecasts," *Journal of Accounting Research*, 40, 85-103.
- Eddy, A. and B. Seifert (1992), "An examination of hypotheses concerning earnings forecast errors," *Quarterly Journal of Business and Economics*, 31(2), 22-37.
- Francis, J. and D. Philbrick (1993), "Analysts' decision as products of a multi-task environment," *Journal of Accounting Research*, 31, 216-230.
- Givoly, D., and J. Lakonishok (1984), "Properties of Analysts' Forecasts of Earnings: A Review and Analysis of the Research," *Journal of Accounting Literature*, 3, 117-152.
- Goldberg, S., and F. Heflin (1995), "The association between the level of international diversification and risk," *Journal of International Financial Management and Accounting*, 6(Spring), 1-25.
- Haw, I., K. Jung, and W. Ruland (1994), "The accuracy of financial analysts forecasts after mergers," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 9(Summer), 465-486.
- Herrmann, D., T. Inoue, and W. B. Thomas (2007), "Financial analysts and the subsidiary earnings anomaly," *Journal of Accounting and Public Policy*, 26(January/February), 39-61.
- Herrmann, D., O.-K. Hope, and W. B. Thomas (2008), "International Diversification and

- Forecast Optimism: The Effects of Reg FD," *Accounting Horizons*, 22(2), 179-197.
- Hines, J. R. H. (1996), "Dividends and Profits: Some Unsubtle Foreign Influences," *Journal of Finance*, 51(2), 661-689.
- Irani, A. J., and I. Karamanou (2003), "Regulation Fair Disclosure, Analyst Following and Analyst Forecast Dispersion," *Accounting Horizons*, 17(1), 15-29.
- Ke, B., and Y. Yu (2006), "The effect of issuing biased earnings forecasts on analysts' access to management and survival," *Journal of Accounting Research*, 44(5), 965-999.
- Khurana, I. K., R. Pereira, and K. K. Raman (2003), "Does analyst behavior explain market mispricing of foreign earnings for U.S. multinational firms?," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 18(4), 453-478.
- Kim, W. C., and R. A. Mauborgne (1995), "A procedural justice model of strategic decision making: Strategy content implication in the multinational," *Organization Science*, 6(1), 44-61.
- Kinney, W. (1971), "Predicting earnings: Entity vs. sub-entity data," *Journal of Accounting Research*, 9(Spring), 127-142.
- Kinney, W. (1972), "Covariability of segment earning and multisegment company return," *The Accounting Review*, 47, 339-345.
- Kross, W., B. T. Ro, and D. Schroeder (1990), "Earnings expectations: The analysts' information advantage," *The Accounting Review*, 65(April), 461-476.
- Lang, M., and R. Lundholm (1996), "Corporate disclosure policy and analyst behavior," *The Accounting Review*, 71(October), 467-492.
- Libby, R., J. E. Huntor, H-T. Tan, and N. Seybert (2007), "Relationship incentives and the optimistic/pessimistic pattern in analysts' forecasts," *Working paper*, Cornell University, Bentley College, and Nanyang Technological University.
- Lim, T. (2001), "Rationality and analysts' bias," *The Journal of Finance*, 56(February), 369-385.
- Lys, T., and L. Soo (1995), "Analysts' forecast precision as a response to competition," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 10 (Fall), 751-763.
- O'Brien, P. C., and R. Bhushan (1990), "Analyst following and institutional ownership," *Journal of Accounting Research*, 28(Supplement), 55-76.
- Penman, S. H. (1991), "An evaluation of accounting rates of return," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 6(Spring), 233-255.
- Petersen, M. A. (2009), "Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches," *Review of Financial Studies*, 22(1), 435-480.
- Rajan, R., and H. Servaes (1997), "Analyst following of initial public offering," *The Journal of Finance*, 52(2), 507-529.
- Reeb, D., C. Kwok, and Y. Baek (1998), "Systematic risk in the multinational corporation," *Journal of International Business Studies*, 29(2), 263-279.
- Richardson, S., S. Teoh, and P. Wysocki (2004), "The Walk-down to Beatable Analysts' Forecasts: The Role of Equity Issuance and Insider Trading Incentives," *Contemporary Accounting Research*, 21(4), 885-924.
- Schipper, K. (1991), "Commentary on analysts' fore-

- casts," *Accounting Horizons*, 5(4), 105-121.
- Shapiro, A. (1978), "Financial structure and the cost of capital in the multinational corporation," *Journal of Financial Quantitative Analysis*, 13(June), 211-266.
- Sullivan, D. (1994), "Measuring the degree of internationalization of a firm," *Journal of International Business Studies*, 25, 325-334.
- Swaminathan, S. (1991), "The Impact of SEC Mandated Segment Data on Price Variability and Divergence of Beliefs," *The Accounting Review*, 66(January), 23-41.
- Thomas, W. B. (1999), "A test of the market's mispricing of domestic and foreign earnings," *Journal of Accounting & Economics*, 28(3), 243-267.

The Impact of International Diversification on Analysts' Forecasting Activities

Myung-In Kim* · Seong-Mi Bae** · Kum-Sang Yoon***

Abstract

This study investigates the effect of international diversification of Korean corporations on analysts' forecasting activities, specifically focusing on earnings forecast accuracy, optimism and dispersion. Prior research indicates that analysts suffer from the complexity and difficulty in forecasting earnings of internationally diversified firms due to differences in political, economic, and cultural environment. It also reports that analysts' forecast for firms with high uncertainty tends to be optimistically biased. Thus, this study tests the hypothesis that analysts' forecast becomes less accurate, and optimism and dispersion among analysts increase with the degree of diversification. The sample for the empirical test includes 2,371 firm-years for firms listed in the Korean Stock Exchange or KOSDAQ for the period of 2000-2010 and the analysts' earnings forecast data provided by FN Data Guide Pro database.

When we use the analysts' forecast of annual earnings-per-share (EPS) within the twelve month period up to the earnings announcement (i.e., from the end of March in the current year to the end of March in the following year), the empirical results show that, consistent with the expectation, analysts' forecast accuracy decreases significantly while optimism and dispersion among analysts increase significantly with the degree of diversification. The result represents that international diversification of Korean firms increases the complexity and difficulties of analysts' forecasting activities, suggesting that international diversification should be considered as one of the significant factors determining analysts' forecasting activities. On the other hand, when the data within one month up to the earnings announcement is used,

* Assistant Professor, School of Business, Inha University

** Doctoral Student, School of Business, Inha University

*** Professor, School of Business, Inha University

we find that the above mentioned effects decreased significantly. Consistent with Richardson et al. (2004), this evidence suggests that financial analysts “walk down” their earnings forecasts, issuing initial optimistic forecasts, followed by more pessimistic forecasts immediately before the earnings announcement. This allows prediction error to be reduced.

This study documents the effect of international diversification of Korean corporations on analysts’ forecasting activities. The findings in this study provide several valuable implications to regulators, researchers and investors. First, when investors or users of accounting information use analysts’ earnings forecasts as a proxy for the valuation of internationally diversified firms, they should consider the analysts’ earnings forecasts may be less accurate and more optimistically biased. Second, Regulators need to mandate “Geographic or Country Business Segment Report” with the current “Business Segment Report” disclosure practice. We expect that this disclosure practices will improve analyst’ earnings forecasting attributes for the internationally diversified firms. Also, it will provide useful information for investors when they invest in those firms. The improved disclosure practice will enable researchers to study the effect of international diversification of Korean corporations in more detail, and ultimately will contribute to increase transparency in accounting for such firms.

Key words: International diversification, Analysts, Forecasts accuracy, Forecast optimism, Forecast dispersion