

IFRS 의무도입 후 이익 정보력이 재무분석가의 이익예측의 정확성에 미치는 영향*

박종일**

<요 약>

본 연구는 IFRS 의무도입 이후에 산출된 보고이익 정보력이 이전의 경우보다 재무분석가 측면에서 이익예측의 정확성을 더 향상시키는지를 규명하는데 있다. 또한 앞서의 관계가 감사인의 감사노력, 외부지배구조 및 재무보고의 질의 영향에 따라 차별적인지와 시장유형에 따라 다른지도 살펴보았다. 이를 위해 본 연구는 이익 수준과 IFRS 도입 전후기간의 교차항을 변수로 이용하여 재무분석가의 이익예측의 정확성, 편의 및 분산과의 관계를 알아보았다. 분석기간은 IFRS 의무도입 전후의 각 5년간(2006년부터 2015년까지)이고, 표본은 유가증권 및 코스닥기업을 대상으로 7,116개 기업/연 자료가 이용되었다.

실증결과는 첫째, IFRS 도입 이후에 산출된 보고이익을 이용한 재무분석가의 이익예측치의 정확성이 도입 이전과 비교할 때 더 증가되었고, 낙관적인 편의의 성향은 낮아졌으며, 이익예측의 분산은 줄어든 것으로 나타났다. 둘째, 감사인의 감사노력(비정상 감사시간), 외부지배구조(외국인투자지분율) 및 재무보고의 질(발생액의 질) 수준에 따라 표본을 나누어 분석하더라도 모두 IFRS 도입 이후가 이전보다 보고이익을 이용한 재무분석가들의 이익예측의 정확성이 더 높고, 낙관적인 편의의 성향은 낮아졌다. 마지막으로, 시장유형별로 표본을 나누어 분석하면 앞서의 결과들은 주로 코스닥기업보다는 유가증권기업일 때 더 뚜렷한 결과를 보였다.

이상을 종합하면, 본 연구는 IFRS 의무도입 이후가 이전과 비교해 재무분석가의 정보환경을 개선시켜 이익 정보력을 통한 재무분석가의 이익예측의 정확성이 증가되었음을 보여주었다는데 의미가 있다. 따라서 본 연구는 IFRS의 도입 효과를 분석한 관련연구에 새로운 증거를 제공하며, 또한 IFRS 도입의 효과성에 관심이 있는 실무계, 회계기준제정기관, 규제당국 및 정책입안자에게 시사점을 제공한다. 아울러 재무분석가의 이익예측 정보는 자본시장의 투자자의 의사결정에도 적지 않은 영향을 미친다는 점을 감안할 때 본 연구는 투자자들에게도 유용한 정보를 제공한다.

〈주제어〉 한국채택국제회계기준, 재무분석가의 이익예측의 정확성, 편의, 분산, 이익 정보력, 감사노력, 외국인투자자 지분율, 발생액의 질

* 이 논문은 2016년 대한민국 교육부와 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임
(NRF-2016S1A5A2A01024505)

** 충북대학교 경영대학 경영학부 교수, parkjil@chungbuk.ac.kr

논문접수일 2017년 12월 21일 1차수정일 2018년 4월 30일 게재확정일 2018년 5월 26일

I. 서 론

본 연구의 목적은 2011년도부터 모든 상장기업에 시행된 한국채택국제회계기준(International Financial Reporting Standards ; 이하 IFRS) 의무도입 효과와 관련하여 IFRS 도입 이후에 기업에서 산출한 보고이익에 기초한 이익 정보력이 도입 이전(K-GAAP 하에서의 보고체계)의 경우와 비교할 때 이를 이용하는 재무분석가들의 이익예측의 정확성(analyst' earnings forecast accuracy)을 보다 더 향상시켰는지를 규명하는데 있다. 나아가 본 연구는 앞서의 관계가 비정상 감사시간으로 측정되는 감사인의 감사노력 정도, 또는 외국인투자자의 지분율로 나타나는 외부 지배구조 정도에 따라서도 다른지와 더불어 발생액의 질로 측정되는 정보비대칭(information asymmetry) 정도에 따라 차별적인지를 살펴보았다. 그리고 시장유형별로도 차별적인 반응이 있는지를 알아보았다.

선행연구들은 IFRS 의무도입 이후가 이전기간과 비교할 때 재무분석가의 정보환경(information environment)을 개선시켜 이익예측의 정확성이 증가된다는 결과를 보고하였다(Houque et al. 2014 ; Miralles and Sanabria 2014 ; Horton et al. 2013 ; Cotter et al. 2012 ; Byard et al. 2011 ; Tan et al. 2011 ; 남혜정 2015). 따라서 앞서의 선행연구들은 재무분석가 측면에서 IFRS의 의무도입이 국가 간에 통일된 단일의 회계기준이 됨에 따라 회계정보는 재무제표의 비교가능성(comparability)이 제고되어 재무분석가의 정보취득 및 처리비용은 낮아질 수 있고, 또한 원칙중심의 회계처리에 따라 기업들이 공시하는 정보량이 종전 GAAP의 보고체계보다 더 증가하여 재무분석가의 이익예측력도 더 향상되었다고 주장한다(Horton et al. 2013 ; Byard et al. 2011 등).¹⁾ 즉 정보이용자 입장에서 IFRS 회계기준의 의무도입은 종전보다 주식정보량의 증대, 국제간 재무제표의 비교가능성의 증가 및 공정가치 적용의 확대, 그리고 높은 품질의 이익의 질의 제공과 같은 회계환경의 변화가 정보이용자들에게 보다 더 다양한 정보를 제공한다는 점에서 새로운 회계기준 체계는 긍정적인 영향을 미칠 것으로 보았다(Kim et al. 2012).²⁾ 이러한 맥락에서 이들 선행연구들은 IFRS 도입의

1) IFRS 도입효과를 재무분석가 측면에서 분석한 연구들은 IFRS 도입 이전보다 이후에 정보환경이 개선되어 재무분석가의 이익예측에 대한 정확성이 높아졌고, 이익예측의 분산은 감소되었음을 보고하였다(Horton et al. 2013 ; Cotter et al. 2012 ; Byard et al. 2011 등). 앞서의 연구들은 이러한 결과에 대해 IFRS 보고체계가 종전보다 재무제표의 주식 공시량이 증가되었고, 그로 인해 투자자의 정보비용이 낮아졌으며, IFRS는 국제간 재무제표의 비교가능성은 향상시키고, 회계정보의 질이 역시 높아져 정보비대칭이 더 감소되었다고 주장한다.

2) IFRS는 회계기준상에 다음과 같은 측면에서 종전 GAAP 기준과는 차이가 있다. IFRS와 GAAP 간의 회계처리에 있어 대표적인 주요 차이로는 첫째, GAAP이 규범중심(rule-based)의 회계기준인 반면, IFRS는 원칙중심(principle-based)의 회계기준이므로, 이는 구체적이고 상세한 회계처리 방법의 제시보다는 기업의 회계담당자가 경제적 실질에 따라 전문가적인 판단에 기초해서 회계처리를 하도록 하고 있다. 둘째, 국내의 경우 GAAP 하에서는 종전 개별재무제표 중심의 보고체계인 반면, IFRS는 연결재무제표 중심의 보고체계이다. 따라서 종속회사가 있는 기업은 연결재무제표를 주재무제표로 공시하여야

효과성과 재무분석가의 정보환경의 변화에 차이가 있는지를 살펴보기 위하여 IFRS 의무도입 전후 기간에 따라 재무분석가의 이익예측의 정확성 및 분산의 변화 측면에서 주로 살펴보았다.

본 연구는 다음과 같은 측면에서 선행연구와 차별성을 가진다. 앞서 선행연구들은 본 연구 주제와 달리, IFRS 의무도입에 따라 산출되는 재무제표에 기초한 정보(예로, 이익 정보)를 고려하기 보다는 단순히 IFRS 도입 전후에 따른 재무분석가의 이익예측오차에 변화가 있는가를 중심으로 살펴보았다. 이와는 달리, 본 연구는 재무분석가 측면에서 IFRS 의무도입 이후 이익의 정보력이 향상되었는지를 중심으로 살펴보기 위하여 이익 수준과 IFRS 전후기간 더미변수의 상호작용변수를 이용하여 IFRS 도입 이후 보고이익의 정보력 측면에서 재무분석가의 이익예측치의 정확성에 변화가 있는지를 분석했다는 점에서 관련연구들과는 차별성 있는 정보를 제공한다. 예를 들어, 선행연구들은 IFRS 회계기준의 의무도입의 효과성을 파악하기 위하여 종속변수로 재무분석가의 이익예측의 정확성과 분산을 이용하고, 관심변수로 IFRS 더미변수와와의 관계를 중심으로 살펴보았다. 따라서 분석결과에서 IFRS 변수가 음(-)의 값을 가지면 IFRS 도입 이후가 이전보다 재무분석가의 이익예측의 정확성이 증가하여 IFRS 이후 정보환경이 개선된 것으로 해석하였다. 그러나 이들 선행연구는 IFRS 이후 산출된 이익의 정보력(earnings informativeness) 관점에서 보고된 이익을 이용한 재무분석가의 이익예측의 정확성이 더 개선되었는지를 연계시켜 알아보지는 않았다. 그러나 IFRS 도입에 따른 효과성과 관련한 효익은 회계이익의 질이 종전보다 더 향상되었는지에 사회적 관심이 높고, 또한 이와 관련한 실증적 증거가 자본시장의 투자자, 채권자, 감사인, 신용평가기관, 재무분석가 등의 외부정보 이해관계자들 및 실무계의 회계기준 제정기관, 규제기관, 정책입안자들에게도 IFRS 도입의 사회적 비용을 고려할 때 더 중요할 수 있다. 따라서 본 연구는 IFRS 의무도입 이후에 산출된 이익의 정보력이 K-GAAP 보고체계에 산출된 이익의 정보력과 비교할 때 재무분석가의 이익예측의 정확성을 더 향상시켰는지를 보고이익과 IFRS 변수의 교차항을 이용하여 분석한다는 점에서 앞서 관련연구의 분석방법과는 차이가 있다. 다시 말해, 선행연구들은 IFRS 보고체계에 따라 변화된 회계정보를 이용하지 않은 분석인 반면, 본 연구는 이를 고려한 결과라는 점에서 차이가 있다. 따라서 본 연구는 두 회계기준의 보고체계로부터 산출된 각 회계정보 중 기업성과의 대표적인 요약측정치인 보고이익 정보력에 따라 기업평가에 전문성이 있는 재무분석가의 이익예측오차에 어떤 체계적인 영향을 미쳤는지를 중심으로 살펴본다. 이를 통해 IFRS 도입 전후에 따른 회계이익의 질의 변화가 재무분석가의 정보환경에 보다 긍정적인 영향을 제공했는지를 알아본 본 연구는 선행연구와는 다른 차별성 있는 정보를 제공한다. 특히 재무분석가들이 발표하는 이익예측치 정보는 자본시장에서 투자자의 의사결정에 중요한 영향을 미친다는 점을 감안할 때 본 연구의 실증적 증거는 자원의 효

하고, 사업보고서 등 모든 공시서류도 연결재무제표 기준으로 작성되기 때문에 종전 법적 실체보다는 연결실체의 중요성이 더 높아졌다. 셋째, 종전 GAAP과 달리, IFRS 하에서는 모든 자산과 부채를 공정가치로 평가하며, 또한 주식에 보고되는 공시량도 대폭 증가하였다. 이는 IFRS의 경우 주식시장의 투자자에게 기업의 재무상태와 내재가치에 대한 투자정보를 공정가치를 통해 제공하기 위함이다.

율적 배분과 관련한 시사점을 더불어 제공한다.

자본시장에서 회계의 기능은 투자자들의 경제적 의사결정에 대한 수익성과 위험에 관한 정보를 동시에 제공함으로써 한정된 자원을 효율적으로 배분하는데 기여한다. 회계정보 중 특히 기업성과를 나타내는 이익은 자본시장에서 정보가치(information content)를 내포하는 정보를 제공하며, 또한 계약의 집합체(nexus of contracts)로서 기업과 관련 있는 다양한 이해관계자들 간의 계약관계에도 유용한 정보로 활용된다(Watts and Zimmerman 1986). 따라서 경영자는 기업성과인 보고이익을 조정하려는 유인을 가질 수 있고, 만일 경영자가 기회주의적 동기에 따라 이익조정행위를 증가시키면 보고된 이익에서 이익의 질은 낮아질 수 있다(Dechow et al. 2010). 이러한 맥락에서 본 연구는 IFRS 의무도입 이전과 비교해 새로운 회계기준의 도입 이후 산출된 보고이익의 정보력이 종전보다 더 증가되었다면 재무분석가의 이익예측의 정확성도 같이 개선되는지를 주된 연구주제로 삼아 이와 관련된 실증적 의문에 대해 경험적 분석을 이용하여 살펴본다. 또한 이를 알아보는데 있어 본 연구의 추가분석에서는 앞서의 평균적인 관계에 따른 결과 외에도 회계정보의 질에 영향을 미칠 수 있는 외부지배구조의 하나로서 감사인의 감사노력 또는 외국인투자자의 지분을 정도에 따라 앞서의 관계가 차별적인지, 또한 발생액의 질로 측정된 기업의 정보비대칭 정도에 따라 차별적인 효과가 있는지를 같이 검증한다. 뿐만 아니라 앞서의 관계가 시장유형(KOSPI vs. KOSDAQ)에 따라 다른지에 대해서도 살펴본다.

한국회계기준원(KASB), 규제당국 및 정책입안자들이 2011년도부터 국내 모든 상장기업에 대하여 새로운 회계기준인 IFRS를 의무적으로 도입하도록 시행한 취지에는 정보이용자들에게 기업이 산출한 회계정보, 특히 기업성과인 회계이익 정보가 자본시장에서 종전 K-GAAP 회계기준의 경우보다 더 유용한 정보를 제공할 것으로 기대되었기 때문일 것이다. 외부 정보이용자 중 특히 재무분석가는 기업이 산출한 회계정보를 바탕으로 미래 이익예측치 정보를 발표하고, 이러한 재무분석가의 이익예측치 정보는 자본시장에서 투자자의 합리적인 의사결정에 중요한 영향을 미칠 수 있다. 따라서 재무분석가들이 정확한 이익예측치를 발표할수록 자본시장에서의 자원의 효율적 배분활동에 기여하게 된다.

그런데 만일 재무분석가들이 산출하는 이익예측치 정보가 정확하지 못한 경우는 이들이 자본시장에서 정보중개인의 역할을 담당하고 있기 때문에 이를 이용한 투자자들의 합리적인 의사결정을 어렵게 할 수도 있다. 이러한 맥락에서 볼 때 본 연구에서 나타난 실증적 증거는 학계뿐만 아니라 실무계인 투자자, 회계기준제정기관이나 자본시장을 규율하는 규제기관 및 정책입안자에게도 IFRS 도입 이후 보고이익이 나타내는 정보력이 향상되어 재무분석가 측면에서 이익예측의 정확성을 더 증가시켜 주었는지에 관한 유용한 시사점을 제공해 줄 것으로 기대된다. 분석을 위해 본 연구는 이익 정보력의 측정치로 보고된 이익 수준을, 또한 이익 수준과 IFRS 도입 전후의 더미변수의 교차항을 이용하여 재무분석가의 이익예측의 정확성, 편의 및 분산의 관계를 중심으로 살펴보았다. 분석기간은 유가증권 및 코스닥기업을 대상으로 IFRS 의무도입 전후의 각

5년간이다. 구체적으로, 본 연구는 재무분석가의 이익예측치의 특성상 시차모형을 이용하고, 종속변수(관심변수)를 기준으로 분석기간 2007년부터 2016년까지(2006년부터 2015년까지) 10년간 자료 중 분석에 이용가능 했던 최종표본 7,116개 기업/연 자료가 분석되었다.

본 연구에서 실증결과는 다음과 같다. 첫째, 재무분석가의 이익예측오차에 영향을 주는 일정 변수를 통제한 후에도 IFRS 도입 이후에 산출된 보고이익을 이용한 재무분석가의 이익예측치의 정확성이 종전 K-GAAP의 기간의 경우보다 유의하게 증가되었고, 또한 재무분석가의 낙관적인 편위의 성향은 감소되었으며, 이익예측의 분산 역시 줄어든 것으로 나타났다. 둘째, 추가분석 결과에 따르면 감사인의 비정상 감사시간, 외국인투자자 지분을 정도 및 발생액의 질 수준에 따라 전체표본을 나누어 분석하더라도 이들의 조건에 관계없이 각 집단 모두는 IFRS 도입 이후가 이전의 경우보다 이익 정보력이 향상되어 보고이익을 이용한 재무분석가들의 이익예측의 정확성이 더 높고, 낙관적인 편위의 성향이 낮아진 것으로 나타났다. 이는 앞서의 첫 번째 결과의 경우 IFRS 의무도입 이후 감사인의 추가노력 또는 외부지배구조의 영향 및 재무보고의 질 수준의 영향에 관계없이 IFRS 의무도입 이후 보고이익의 정보력이 더 향상된 효과에 기인한 결과임을 시사한다. 마지막으로, 시장유형에 따라 표본을 다시 나누어 분석하면 앞서 첫 번째 결과는 유가증권기업일 때 더 뚜렷한 결과로 나타났다. 이는 재무분석가 측면에서 IFRS 도입 이후 보고 이익 정보력의 향상은 시장유형에 따라 차별적인 반응이 있음을 시사한다.

본 연구는 관련연구에 다음과 같은 측면에서 추가적인 공헌을 할 것으로 예상된다. 첫째, 전술한 바와 같이 IFRS 의무도입의 효과성과 재무분석가의 이익예측오차와의 관계를 분석한 과거 연구들은 대부분 IFRS 의무도입 전후기간을 비교하여 재무분석가의 정확성 또는 분산의 변화 정도를 중심으로 살펴보았다(Houque et al. 2014 ; Miralles and Sanabria 2014 ; Horton et al. 2013 ; Cotter et al. 2012 ; Byard et al. 2011 ; Tan et al. 2011 ; 남혜정 2015). 이와 달리, 본 연구는 IFRS 의무도입의 효과를 알아보는 데 있어 IFRS 도입 이후 산출된 회계정보 중 보고이익 정보와 직접 연계시켜 IFRS 의무도입 전후기간에서의 이익 정보력의 차이가 재무분석가의 이익예측의 정확성, 편의 및 분산에 미치는 효과를 살펴보았다는 점에서 선행연구와는 차별화된 실증적 증거를 제공한다. 둘째, 선행연구들은 IFRS 의무도입의 효과와 재무분석가의 이익예측치의 정확성 및 분산 측면에서 주로 다루었다. 하지만 본 연구는 해당 주제를 다루는데 있어 재무분석가의 이익예측의 정확성과 분산뿐만 아니라 재무분석가의 특성 중 하나인 편의(bias)에 대해서도 살펴보았다. 또한 해당 주제인 IFRS 의무도입 전후기간에 따라 각 산출된 보고이익 정보력에 따른 변화가 재무분석가의 이익예측의 정확성, 편의 및 분산을 종전보다 개선시키는지 여부를 알아보는 데 있어 본 연구는 평균적인 결과 이외에도 전체표본을 나누어 감사인의 감사노력 정도, 외국인 투자자 지분을 정도, 발생액의 질 수준에 따라 다른지와, 또한 시장유형별로도 어떤 차이가 있는지를 동시에 살펴봄으로써 관련 주제를 분석할 때 보다 더 확장된(extended) 실증적 증거를 제공한다. 셋째, 연구결과 측면에서도 본 연구는 IFRS 도입 이후 산출된 보고이익 정보력이 이전의

K-GAAP 보고체계의 경우보다 재무분석가의 미래 이익예측치의 정확성을 높이고, 낙관적인 편협의 성향은 감소되며, 이익예측치 간의 분산 역시 줄어들어 IFRS 의무도입 이후 산출된 이익 정보력은 종전보다 이익예측력이 향상되어 이를 이용한 재무분석가의 정보환경을 보다 개선시키고 있음을 보여주었다.³⁾ 또한 앞서의 결과는 감사인의 감사노력의 정도, 외국인투자자 지분율의 정도 및 발생액의 질 수준과 관계없이 나타나 본 연구결과가 감사인의 특성, 외부지배구조의 영향이나 재무보고의 질 여하에 상관없이 IFRS 도입 이후 산출된 보고이익의 정보력 향상에 기인한 것임을 보여주었다. 아울러 앞서의 평균적인 결과는 시장유형에 따라 차별적인 것으로 나타나 IFRS 의무도입의 효과는 주로 유가증권기업일 때 더 뚜렷한 결과가 관찰됨을 제시하였다. 이러한 본 연구의 발견은 그동안의 관련연구들에서는 탐구되지 않았던 사항이라는 점에서 학계에는 잘 알려져 있지 않다. 따라서 본 연구는 관련연구에 새로운 증거(novel evidence)를 제공해 준다. 마지막으로, 본 연구는 앞서의 주제를 분석할 때 선행연구들보다 더 확장된 기간인 IFRS 의무도입 전후의 각 5년간 자료에 대한 실증적 결과를 제공한다. 이와 달리, 관련연구 중 남혜정(2015)은 분석기간 2007년부터 2012년까지 IFRS 도입의 효과성을 파악하고 있어 IFRS의 도입 이후기간의 경우 2년 자료만이 이용되었다.⁴⁾ Houque et al.(2014)은 IFRS 도입의 짧은 기간은 조금의 변화만 나타날 가능성이 있고, IFRS 도입이 장기로 갈수록 개선의 효과는 좀 더 커질 것으로 보았다. 왜냐하면 새로운 회계기준을 따르는 기업들에게는 종전 규범중심의 회계처리에서 원칙중심의 회계처리에 따른 변화에 대응하여 능숙한 적용을 위해서는 시간이 필요하기 때문이다. 또한 선행연구에 따라서는 IFRS 도입의 효익은 다소 시간이 지나야 실현된다고 본 연구가 있다 (Cuijpers and Buijink 2005). 그러한 점에서 본 연구는 선행연구보다 더 확장된 기간 자료(pre-IFRS ; 2006-2010 vs. post-IFRS ; 2011-2015)를 이용한 결과라는 점에서 IFRS 의무도입에 따른 전반적인 효과를 기업분석에 전문성이 있는 재무분석가 측면에서 살펴보았을 때 짧은 기

3) 본 연구는 IFRS 도입 이후 산출된 보고이익과 종전 K-GAAP 하에서 산출된 보고이익을 비교하여 재무분석가 측면에서 이익예측의 정확성이 높아졌는지를 중심으로 분석하였다. 따라서 IFRS 도입 이후 보고된 이익 정보력이 향상되었다는 것은 이익의 질과 밀접한 관련이 있다. 김문철과 최 관(1999)은 이익의 질을 이익지속성, 현금전환가능성, 보수주의, 이익의 변동성, 이익예측력 등으로 구분하기도 하였다. 그런데 이익이 내포하는 정보의 속성은 상호배타적이라기보다는 상호보완적 속성을 지닐 수 있다. 예를 들어, 이익지속성이 클수록 이익예측가능성이 높고 이익의 변동성은 작을 수 있다. 본 연구는 IFRS 도입 전후에 각 산출된 보고이익의 정보력 차이가 재무분석가의 이익예측치에 미치는 영향을 중심으로 살펴보고 있기 때문에 재무분석가 측면에서는 보고된 이익이 내포하는 정보력에 대해서는 이들은 미래 이익을 예측하는데 전문가라는 점에서 보면 이익 정보력 중 이익예측력에 더 관심을 가질 수 있다. 따라서 본 연구는 IFRS 도입 이후 이익 정보력이 증가된 경우를 다른 이익의 속성보다도 재무분석가와 관련해서는 이익예측력의 향상으로 간주하여 해당 주제와 관련한 논의를 다루었다.

4) 국외의 선행연구들도 남혜정(2015)의 경우와 크게 다르지 않다. 예를 들어, 재무분석가 측면에서 IFRS 의무도입의 효과성을 다룬 Horton et al.(2013), Cotter et al.(2012), Byard et al.(2011), Tan et al.(2011) 등 모두는 IFRS 의무도입 이후기간의 경우 2년간의 자료를, Houque et al.(2014)은 1년간 자료를, Miralles and Sanabria(2014)은 3년간 자료가 IFRS 의무도입 이후의 기간 자료로 분석에 포함되었다.

간의 분석보다 더 신뢰성 있는 증거를 제공한다. 이와 더불어 IFRS 의무도입 효과를 이익 정보와 연계시켜 분석한 본 연구방법은 후속연구에도 방법론상에 시사점도 제공할 것으로 예상된다.

이하 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에는 IFRS 의무도입의 효과를 재무분석가 측면에서 다룬 선행연구를 검토한 후 이를 기초로 하여 가설을 설정한다. 제Ⅲ장에는 연구방법으로 연구모형의 설정, 변수의 측정과 정의, 그리고 표본의 선정절차를 설명한다. 제Ⅳ장에는 가설에 대한 실증분석 결과를 보고한 후 이에 대해 논한다. 제Ⅴ장에는 본 연구결과를 요약하며, 또한 본 연구의 공헌과 시사점 및 분석상 한계를 설명한다.

Ⅱ. 선행연구의 검토 및 가설의 설정

1. 선행연구의 검토

IFRS 도입의 효과를 분석한 초반 연구들은 회계정보의 질의 변화를 이익의 질이나 정보이용자 중 투자자 측면에서의 가치관련성에 초점을 둔 분석이 그동안 많았다. 예를 들어, Barth et al.(2008)은 자발적(voluntary)으로 IFRS를 도입한 기업들을 대상으로 분석한 결과에서 IFRS 도입 전보다 후에 이익유연화가 낮고, 손실의 조기인식 정도가 높으며, 가치관련성이 증가되었음을 보고하였다. 이와 달리, Ahmed et al.(2013)은 의무적(mandatory)으로 IFRS를 도입한 기업들을 대상으로 Barth et al.(2008)의 연구방법을 적용하여 분석한 결과에서 IFRS 도입 이후 이익의 질이 개선되었다는 증거를 발견하지는 못하였다. 또한 IFRS 도입 효과를 분석한 초반의 연구들은 IFRS 도입과 회계의 질 변화 간의 관계는 IFRS 도입 자체(per se) 보다는 회계기준의 경우 문화적, 역사적, 경제적 및 제도적 요소들에 의한 복합적 상호작용(interaction)에 따른 영향이 클 수 있고(Papadaki 2005 ; Ball et al. 2000), 법적 시행강제력 수준이 높은 국가일수록 IFRS 도입에 따른 경제적 효과가 크다고 보았다(Horton et al. 2013 ; Daske et al. 2008). 이러한 측면에서 IFRS 도입의 효과를 분석한 후속연구들은 국제간 비교연구보다는 개별 자국기업 측면에서 IFRS 의무도입의 효과를 분석하는 경향이 학계에서는 점차 늘었다. 또한 IFRS의 의무도입의 효과성을 분석한 후속연구들은 여러 측면(예로, 가치관련성, 이익의 질, 유동성의 변화, 감사인의 감사보수, 비교가능성, 정보환경의 변화 등)의 다양한 연구가 진행되었다. 따라서 본 절의 선행연구 검토에서는 본 연구와 보다 더 밀접한 관계가 있는 주제를 다루었던 IFRS 의무도입 전후 기간에 따라 재무분석가 측면에서 정보환경의 변화를 이익예측치의 정확성 관점에서 분석한 선행연구들을 중심으로 살펴보고자 한다.

IFRS 의무도입에 따른 효과성이 있는지를 재무분석가들의 이익예측의 정확성 측면에서 분석한 선행연구들은 2005년 IFRS가 의무도입 된 EU 국가들을 대상으로 한 경우가 대부분이다. 이

들 연구들은 IFRS 도입에 따라 변화된 보고체계가 재무분석가의 이익예측의 정확성을 증가시키고, 이익예측치 간의 분산을 줄여 개선된 정보환경을 제공하는지에 관심을 가졌다. 즉 선행연구들은 종전 GAAP 보고체계와 비교해 IFRS 보고체계 이후 재무분석가들이 미래 이익예측을 하는데 있어 정보환경이 종전보다 향상되었는지에 초점을 두고 분석하였다(Houque et al. 2014 ; Miralles and Sanabria 2014 ; Horton et al. 2013 ; Cotter et al. 2012 ; Byard et al. 2011 ; Tan et al. 2011). 국내의 경우도 이와 유사한 분석을 수행한 연구로는 남혜정(2015)이 있다.

예를 들어, Tan et al.(2011)은 IFRS 의무도입 이후 회계정보의 불확실성과 복잡성이 감소하여 재무분석가의 이익예측의 정확성이 높고, 재무분석가의 수도 증가되었음을 보고하였다. 하지만, 이 연구는 자국 재무분석가의 경우보다는 외국계 재무분석가의 이익예측의 정확성이 더 개선된다는 결과를 보고하였다. Byard et al.(2011)은 IFRS 의무도입 이후가 이전과 비교하여 재무분석가의 이익예측의 정확성이 개선되었다는 평균적인 결과를 발견하지는 못하였다. 그러나 이 연구는 자국회계기준과 IFRS 기준 간의 차이가 클수록, 또한 법적규제가 강한 국가일수록 IFRS 도입 이후 재무분석가의 이익예측의 정확성이 증가된다는 결과를 제시하였다. Cotter et al.(2012)은 IFRS를 강제적으로 채택한 호주 기업을 분석한 결과에서 IFRS 도입 이후가 이전과 비교해 재무분석가의 이익예측의 정확성이 개선된 것으로 나타났으나, 이익예측치 간의 분산은 IFRS 도입 전후에 유의한 차이를 발견하지 못하였다. 또한 Horton et al.(2013)의 연구는 IFRS 도입 이후가 이전보다 정보환경을 개선시켜 재무분석가의 이익예측의 정확성이 증가되었다는 결과를 보고하였다. 그러나 이 연구는 앞서의 결과가 IFRS를 의무도입 한 기업에서 주로 나타났으며, 자발적으로 도입한 기업은 그 효과가 작거나 강건하지는 않았다. Houque et al.(2014)은 투자자 보호가 약한 국가인 프랑스, 독일, 스웨덴을 대상으로 IFRS 의무도입이 재무분석가의 이익예측의 정확성을 향상시켰는지를 이익예측의 정확성과 분산 측면에서 살펴보았다. 분석결과는 투자자 보호가 약한 국가인 프랑스, 독일, 스웨덴 모두 IFRS 도입 이후가 이전보다 재무분석가의 이익예측의 정확성은 증가하고 이익예측치 간의 분산은 감소된 것으로 나타났다. 따라서 이 연구는 앞서의 결과에 기초하여 투자자 보호가 약한 국가들에서 IFRS 회계기준의 강제적 채택은 정보의 질 개선에 긍정적인 효과를 가져왔다고 주장한다. 또한 Miralles and Sanabria(2014)은 스페인 국가를 대상으로 IFRS 의무도입에 따른 효과성이 있는지를 재무분석가의 이익예측의 정확성과 분산 측면에서 분석한 결과, IFRS 도입 이후 재무분석가의 이익예측의 정확성이 증가하고 이익예측치의 분산은 감소된 것으로 나타났다. 특히 이 연구는 앞서의 결과가 주로 감사품질이 높은 Big 4 회계법인이 감사한 경우일 때 더 뚜렷한 결과로 나타났다. 한편, 국내 연구로 남혜정(2015)은 IFRS 의무도입 전후에 재무분석가의 이익예측치 특성이 어떻게 변화되었는지를 이익예측의 정확성, 분산 및 재무분석가의 수를 중심으로 살펴보았다. 연구결과는 IFRS 도입 이후 재무분석가의 이익예측의 정확성이 증가하고 이익예측치 간의 분산은 감소한 반면, 재무분석가의 수는 오히려 감소된 것으로 나타났다.

이상의 선행연구 결과를 종합하면 재무분석가 측면에서 IFRS 도입의 효과성을 분석한 과거 연구들은 대부분 새로운 국제회계기준이 의무적으로 도입됨에 따라 재무분석가의 정보환경의 변화가 개선되었다는 주장과 실증적 증거를 보고하였다(Houque et al. 2014 ; Miralles and Sanabria 2014 ; Horton et al. 2013 ; Cotter et al. 2012 ; Byard et al. 2011 ; Tan et al. 2011 ; 남혜정 2015). 즉 앞서의 선행연구들은 대체로 IFRS 의무도입 이후가 이전의 경우보다 재무분석가의 이익예측의 정확성이 증가하고, 이익예측의 분산은 감소된 것으로 나타났다. 하지만 앞서 전술한 바와 같이 본 연구주제인 IFRS 의무도입의 효과성을 파악하는데 있어 IFRS 도입 전후기간에 따라 각 산출되는 회계정보의 요약측정치인 보고이익에 내포된 이익 정보력의 향상여부에 따라 재무분석가의 이익예측의 정확성이 종전보다 더 개선되었는지를 직접적으로 연계시켜 분석한 연구는 그동안 체계적으로 다루어지지 않았다. 따라서 본 연구는 IFRS 의무도입의 효과가 재무분석가들의 정보환경을 보다 더 개선시키는데 도움이 되었는지를 기업이 산출한 이익정보와 연계하여 살펴봄으로써 상대적으로 선행연구에서 분석이 부족했던 사항을 보완하여 관련연구에 추가적인 증거를 제공하고자 한다.

2. 가설의 설정

앞서 선행연구의 검토에서 살펴본 IFRS 의무도입의 효과성을 재무분석가 측면에서 분석한 연구들은 대체로 IFRS 의무도입 이후가 종전 GAAP 보고체계와 비교할 때 재무분석가의 정보환경을 개선시켜 재무분석가의 이익예측의 정확성을 증가시키고 이익예측치의 분산이 감소되었다는 실증적 결과를 보고하였다(Houque et al. 2014 ; Miralles and Sanabria 2014 ; Horton et al. 2013 ; Cotter et al. 2012 ; Byard et al. 2011 ; Tan et al. 2011). 국내 상장기업을 대상으로 분석한 경우에도 이와 유사한 증거가 나타났다(남혜정 2015). 이는 IFRS 의무도입 이후 새로운 회계기준에 따라 보고되는 회계정보는 재무분석가의 정보환경에도 긍정적인 효과를 제공해 준다는 결과이다.

한편, IFRS 의무도입 전후기간의 이익의 질을 비교하여 살펴본 연구들은 IFRS 의무도입 이후가 이전의 경우보다 이익지속성(earnings persistence)이 더 증가되었다는 결과를 보고한 연구들이 다수 존재한다(Samarasekera et al. 2012 ; Kang et al. 2012 ; 최성호 등 2016). 또한 국내 상장기업을 대상으로 IFRS 의무도입 전후기간에 대해 이익의 질(예로, 재량적 발생액 및 실제 이익조정)의 변화를 살펴본 선행연구들도 대체로 IFRS 의무도입 이후가 이전기간의 경우에 비해 재량적 발생액과 실제 이익조정이 모두 더 감소되었음을 보고한 실증적 증거가 많다(박종일 2015 ; 김경태 2014 ; 전규안 등 2014 ; 차승민 등 2014 ; 박현영 등 2012). 이러한 결과는 IFRS 의무도입 이후가 이전기간의 경우보다 보고된 이익의 질이 더 향상되었음을 시사해 주는 실증적 증거들이다.

앞서 선행연구들의 실증적 증거에서는 2011년도 IFRS 의무도입에 따라 채택된 국제회계기준이 적용된 이후가 이전 K-GAAP 보고체계의 경우보다 경영자의 기회주의적 이익조정행위는 더 감소되고, 이익지속성이 높아졌으며, 또한 재무분석가의 이익예측의 정보환경도 개선된 것으로 나타났다. 이러한 맥락에서 보면, IFRS 의무도입 전후기간에 따라 각 산출된 보고이익 간에도 이익의 정보력에 차이가 있을 수 있다. 특히 앞서의 선행연구에 기초할 때 IFRS 의무도입 이후에 산출된 보고이익이 과거 K-GAAP 보고체계에서 산출된 보고이익의 경우와 비교할 때 이익이 가지는 정보력이 더 향상되었다면 이는 자본시장에서 미래 이익을 예측하는 재무분석가의 정보환경을 개선시키는데도 긍정적인 효과를 초래할 수 있다. 즉 보고된 이익에서의 이익 정보력의 향상은 재무분석가의 이익예측력을 향상시킬 수 있다. 이러한 점을 고려할 때 IFRS 회계기준의 적용에 따라 산출된 보고이익의 정보력이 종전 K-GAAP 회계기준에 따라 산출된 이익의 경우보다 정보력이 더 향상되었다면 보고이익을 이용한 재무분석가의 이익예측의 정확성(accuracy)은 더 증가할 것으로 예상될 수 있다. 따라서 본 연구는 앞서와 같은 논의에 기초하여 가설(H)을 선택가설(alternative hypothesis)의 형태로 설정한 후, 실증적 의문을 경험적으로 알아보고자 한다.

가설 : 다른 조건이 일정할 때 IFRS 회계기준의 도입이 이익의 정보력을 향상시킨다면 IFRS 도입 이후 산출된 보고이익을 이용한 재무분석가의 이익예측의 정확성이 종전 K-GAAP의 경우보다 더 높을 것이다.

[보조가설]

H1-1 : IFRS 회계기준의 도입이 이익의 정보력을 향상시킨다면 IFRS 도입 이후 산출된 보고이익을 이용한 재무분석가의 이익예측치에서 낙관적인 편위의 성향은 종전 K-GAAP의 경우보다 더 낮을 것이다.

H1-2 : IFRS 회계기준의 도입이 이익의 정보력을 향상시킨다면 IFRS 이후 산출된 보고이익을 이용한 재무분석가들이 발표하는 이익예측치 간의 분산 정도는 종전 K-GAAP의 경우와 비교할 때 더 작을 것이다.

한편, 본 연구는 앞서의 가설을 중심으로 살펴보고, 또한 앞서의 가설(H)에 대한 보조가설로서 H1-1 및 H1-2를 추가로 설정한 후 이에 대해서도 살펴보고자 한다. 즉 IFRS 도입 이후가 종전 K-GAAP의 보고체계와 비교할 때 재무분석가의 정보환경을 개선시키고, 또한 IFRS에 따라 산출되는 보고이익의 정보력이 향상되어 이를 이용한 재무분석가들이 발표하는 이익예측의 정확성이 증가된다면 재무분석가의 특성을 다룬 연구들에서 논의되었던 기업의 이익예측이 어려울 때 나타나는 이익예측치의 낙관적인 편의(optimistic bias)⁵⁾ 성향 역시 감소될 것으로 예상

5) 재무분석가에 대한 이익예측의 특성을 다룬 과거 연구들은 재무분석가들의 경우 해당 분석기업의 이익

된다. 또한 선행연구들은 IFRS 도입 이후 재무분석가 측면에서 효과성을 파악할 때 재무분석가의 이익예측치의 분산(dispersion)을 이용하여 분석한 연구도 있다(Houque et al. 2014 ; Miralles and Sanabria 2014 ; 남혜정 2015). 그러한 점에서 본 연구는 앞서 가설에 대해 보완적인 측면에서 IFRS 도입 이후 산출된 보고이익의 정보력이 향상되었다면 보고이익을 이용한 재무분석가들 간의 이질적 예상 역시 감소하여 동질적 예상이 증가되는지를 알아보기 위하여 재무분석가들이 발표하는 이익예측치 간의 분산이 감소하는지에 대해서도 살펴보고자 한다. 이러한 맥락에서 본 연구는 보조가설 H1-1 및 H1-2를 앞서와 같이 선택가설의 형태로 설정한 후 이를 병행하여 분석한다.

III. 연구설계 및 표본의 선정

1. 연구모형의 설정

본 연구의 목적은 2011년도에 시행된 국내 상장기업들에서의 IFRS 의무도입에 따른 효과성을 분석하기 위하여 IFRS 도입 전(K-GAAP 하에서의 보고체계)의 경우와 비교해 도입 이후 기업이 보고한 이익 정보력이 향상되어 재무분석가 측면에서 이를 이용한 이익예측 시에 정확성이 더 증가했는지를 알아보는 데 있다. 이를 위해 본 연구는 다음의 식(1)과 식(2)의 모형을 통해 검증한다.

$$\begin{aligned} ACCR_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 IFRS_t + \beta_2 EL_t + \beta_3 IFRS_t * EL_t + \beta_4 DA_t + \beta_5 BIG4_t + \beta_6 AUDCH_t \\ & + \beta_7 SIZE_t + \beta_8 LEV_t + \beta_9 MTB_t + \beta_{10} FN_t + \beta_{11} BETA_t + \beta_{12} VOL_t \\ & + \beta_{13} FOR_t + \beta_{14} OWNER_t + \beta_{15} MKT_t + \Sigma IND + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} BIAS_{t+1} \text{ (or } DISP_{t+1}) = & \beta_0 + \beta_1 IFRS_t + \beta_2 EL_t + \beta_3 IFRS_t * EL_t + \beta_4 DA_t + \beta_5 BIG4_t + \beta_6 AUDCH_t \\ & + \beta_7 SIZE_t + \beta_8 LEV_t + \beta_9 MTB_t + \beta_{10} FN_t + \beta_{11} BETA_t + \beta_{12} VOL_t \\ & + \beta_{13} FOR_t + \beta_{14} OWNER_t + \beta_{15} MKT_t + \Sigma IND + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2)$$

여기서, 종속변수; 재무분석가의 이익예측오차

$$ACCR = t+1\text{년도 이익예측의 정확성} (= \text{이익예측오차의 절대값} (= | \text{주당이익예측치}_{t+1} - \text{실제주당순이익}_{t+1} | / P_t), P_t : t\text{년도 종가})$$

$$BIAS = t+1\text{년도 이익예측의 편의} (= \text{주당이익예측치}_{t+1} - \text{실제주당순이익}_{t+1} / P_t)$$

이 덜 예측가능 할 때 발표된 이익예측치에서 낙관적인 편이의 성향이 있음을 보고하였다(Easterwood and Nutt 1999 ; Das et al. 1998 등). 따라서 선행연구들은 재무분석가의 이익예측치에서 낙관적인 편이의 성향이 나타난다는 것을 이익예측에 대한 정확성이 낮기 때문에 발생하는 재무분석가의 특성 중 하나로 보았다(Duru and Reeb 2002 ; Eames et al. 2002 ; Lim 2001).

$DISP$ = t+1년도 이익예측의 분산(=주당이익예측치의 표준편차 $_{t+1}/P_t$)
 관심변수 ; IFRS와 EL 간의 상호작용변수(interactive term)
 $IFRS_t$ = t년도 IFRS 의무도입 이후기간이면 1, 이전기간이면 0인 더미변수
 EL = t년도 이익수준(=주당순손익/ P_t)
 $IFRS*EL$ = t년도 IFRS와 EL의 상호작용변수(interactive terms)
 통제변수
 DA = t년도 ROA 성과통제 재량적 발생액(Kothari et al. 2005)
 $BIG4$ = t년도 Big 4 감사인이면 1, 아니면 0
 $AUDCH$ = t년도 감사인 교체기업이면 1, 아니면 0
 $SIZE$ = t년도 총자산에 자연로그를 취한 값
 LEV = t년도 부채비율(=총부채/총자산)
 MTB = t년도 자기자본의 장부가치 대비 시장가치
 FN = t년도 주당이익예측치를 발표한 재무분석가의 수
 $BETA$ = t년도 1년간의 시장모형으로 추정된 체계적 위험
 VOL = t년도 주가변동성(=1년간의 일일주식수익률에 대한 분산)
 FOR = t년도 외국인투자자 지분을
 $OWNER$ = t년도 대주주 지분율(특수관계자 포함)
 MKT = t년도 코스닥기업이면 1, 유가증권기업이면 0
 ΣIND = 산업별 더미변수
 ε = 잔차항
 편의상 i기업의 표시는 생략함.

가설(H)을 검증하기 위한 모형은 식(1)이고, 보조가설 H1-1 및 H1-2를 검증하기 위한 모형은 식(2)이다. 식(1)에서 종속변수는 ACCR이며, 이 변수는 재무분석가의 이익예측의 정확성(forecast accuracy) 여부를 나타낸다. 식(2)에서 종속변수는 BIAS 또는 DISP이며, 이들 변수는 각각 이익예측의 편의(optimistic or pessimistic bias)와 재무분석가들 간의 이익예측의 분산(dispersion)을 나타낸다. 하지만 이들 변수 모두는 재무분석가들이 보고하는 이익예측오차(analyst' earnings forecast errors)와 관련이 있다.

먼저 식(1)에서 종속변수 ACCR(이익예측의 정확성)은 재무분석가의 주당이익 예측치에서 차기에 실제로 보고되는 주당순이익을 차감하고 이를 기초주가로 나눈 후 절대값(absolute value)을 취하여 측정된다(안윤영 등 2006 ; 선우혜정 등 2010 ; 남혜정 2015 등). 반면, 식(2)에서 종속변수 BIAS(이익예측의 편의)는 앞서와 달리 절대값을 취하지 않고, 재무분석가의 주당이익 예측치에서 차기에 실제 보고된 주당순이익을 차감한 값을 기초주가로 나눈 값이다(박종일 등 2016 ; 정석우 등 2012 ; 전규안 등 2007). 또한 식(2)에서 종속변수 DISP(이익예측의 분산)은 재무분석가들이 발표한 주당이익예측치에 대한 표준편차로서 앞서와 같이 기초주가로 나누어 측정된다(Balakrishnan et al. 2012 ; 박종일 등 2016 ; 남혜정 2015).⁶⁾ 여기서 실제 주당순이익은 t+1년도

6) 재무분석가의 이익예측오차로서 정확성과 편이의 외에도 분산이 있을 수 있다. 정확성과 편이의 달리, 분산의 경우는 실제 보고된 이익과 비교한 측정치는 아니다. 즉 분산은 재무분석가들의 이익예측치 간의

에 기업이 보고한 자료이고, 이 성과에 대해 재무분석가들은 t 시점에서 해당 기업의 주당이익예측치(forecast earnings per share)를 자본시장에 발표하고 있다. 본 연구는 Fn-Guide 데이터베이스에서 제공하는 재무분석가들이 t 시점에서 $t+1$ 시점에 대하여 예측한 연간(annual) 주당이익 자료를 이용하였다. 특히 본 연구는 재무분석가들이 회계연도 마지막에 이익을 예측한, 즉 재무제표의 실적치가 보고되기 전의 가장 최근에 발표된 이익예측치를 평균한 합의치(consensus)를 이용하였다(박종일 등 2016 ; 남혜정 2015 ; 선우혜정 등 2010).

한편, 상장기업들에서 2011년도 K-IFRS(한국채택국제회계기준)가 의무도입 되면서 주된 재무제표가 종속기업이 있는 지배기업은 종전 K-GAAP 보고체계의 개별재무제표에서 IFRS 도입 이후 연결재무제표로 변경되어 공시된다. 따라서 재무분석가들이 발표하는 이익예측치의 경우도 이에 맞추어 2011년도부터 종속기업이 있는 지배기업에 대해서는 연결재무제표의 이익예측치를 중심으로 정보를 제공하고 있다. 이러한 맥락에 따라 본 연구는 선행연구의 방법과 같이 해당 연도에 대해 주된 재무제표를 대상으로 분석을 수행하였다(남혜정 2015). 즉 2011년 이전 자료는 K-GAAP 개별재무제표가 주된 재무제표이고, 2011년 이후부터는 종속기업이 없는 경우는 개별재무제표가 주된 재무제표이며, 종속기업이 있는 경우는 연결재무제표가 주된 재무제표이므로, 이를 바탕으로 분석하였다.

식(1)과 식(2)에서 관심변수는 IFRS와 EL 변수에 대한 상호작용변수(interactive term)인 IFRS *EL이다. 이중 IFRS 변수는 IFRS 의무도입 이후기간이면 1, 이전기간이면 0인 더미변수이다. EL(이익수준)은 주당순이익을 기초주가로 나누어 측정한 값이다. 특히 본 연구는 이익 정보력의 측정치로 보고된 이익 수준을 이용하였다. 먼저 앞서 본 연구의 관심변수인 상호작용변수를 구성하는 IFRS 변수의 경우 선행연구들은 IFRS 의무도입 전후기간을 비교한 결과에서 IFRS 도입 이후가 이전의 경우보다 재무분석가의 정보환경이 개선되어 이익예측의 정확성은 증가하고, 이익예측치 간의 분산은 작아졌음을 보고한 바 있다(Houque et al. 2014 ; Miralles and Sanabria 2014 ; Horton et al. 2013 ; 남혜정 2015 등). 따라서 IFRS 변수는 재무분석가의 이익예측오차와 음(-)의 관계가 기대된다.⁷⁾ 다음으로, EL의 경우 수익성이 높은 기업일수록 미래 이익에 대한 기대수준이 높고 투자자들의 관심이 더 클 수 있다. 따라서 만일 수익성이 높은 기업에 대한 재무분석가의 예측오차가 클수록 재무분석가의 명성이 훼손될 가능성이 높으므로(정석우 등

차이로 측정된다. 또한 정확성과 편의의 표본과 비교할 때 분산은 한 기업에 대한 이익예측치를 여러 평가기관에서 산출할 경우만 측정이 가능하므로, 표본이 상대적으로 적다.

- 7) 본 연구의 종속변수는 ACCR, BIAS 및 DISP로 세 경우라서 기술의 편의상 통제변수와 이들 간의 관계를 재무분석가의 이익예측오차(earnings forecast errors) 측면에서 기술하였다. 재무분석가의 이익예측오차의 역수 또는 오차에 (-1)를 곱한 값이 재무분석가의 이익예측의 정확성(ACCR)을 나타내며, 또한 ACCR의 양쪽 극단에 있는 것이 이익예측의 편의(BIAS)이고, 이익예측의 분산(DISP)이 클수록 재무분석가들 사이에 서로 다른 이질적 믿음에 따라 이익예측치를 산출한다는 점에서 편차가 커진다는 것을 나타낸다(박종일 등 2016). 따라서 ACCR, BIAS, DISP 간에는 재무분석가의 이익예측오차와 서로 밀접한 관련이 있을 수 있다.

2012), 재무분석가는 수익성이 낮은 기업보다 높은 기업에 대한 예측의 정확성을 높이려는 유인이 존재한다. 이러한 맥락에서 선행연구들은 수익성이 높을수록 투자자들의 관심이 높기에 재무분석가 역시 덜 낙관적이고 보다 정확한 이익예측치를 산출할 것으로 보았다(Behn et al. 2008 ; 남혜정 2015 ; 정석우 등 2012 ; 정석우 2003). 즉 앞서 선행연구들은 EL과 재무분석가의 이익예측오차 간에는 음(-)의 관계가 예상된다.

한편, 재무분석가들이 해당 기업의 미래 이익예측치를 산출할 때 기업이 보고한 이익 정보는 중요한 지표로 활용될 수 있다. 만일 기업에서 생산한 보고이익의 정보력이 높다면 미래 이익예측 정보를 산출하는 재무분석가의 이익예측에서 정확성은 증가될 수 있다. 또한 새로운 회계기준은 종전과 비교해 이익 정보력에 영향을 미칠 수 있다(Gossner et al. 2015 ; Kang et al. 2012). 따라서 본 연구는 IFRS 도입 이후 보고이익의 정보력이 향상되어 재무분석가의 이익예측의 정확성이 향상되었는지를 EL 변수와 IFRS 변수 간을 연계시켜 살펴보는 데 있다. 즉 본 연구는 IFRS 도입 전후기간에 각각 산출된 보고된 이익이 내포하는 정보력에 차이가 있다면 재무분석가의 이익예측오차에도 영향을 미칠 것으로 보았다. 이는 각 회계기준에 따라 보고된 이익수준이 내포하는 정보력에 차이가 있는지를 재무분석가 측면에서 살펴본 것이다. 따라서 만일 종속변수가 ACCR의 경우 가설에 부합되게 IFRS 의무도입 이후 보고된 이익의 정보력이 이전의 경우와 비교할 때 이를 이용하는 재무분석가의 정보환경을 개선시키는데 있어 효과성이 있다면 보고이익을 활용하여 예측되는 재무분석가의 이익예측치의 정확성은 증가할 수 있으므로, 관심변수인 IFRS*EL은 회귀계수 값은 유의하게 작을 것으로 예상된다. 즉 식(1)의 관심변수 IFRS*EL은 종속변수 ACCR에 대해 유의적인 음(-)의 계수 값이 기대된다($\beta_1 < 0$). 또한 만일 보조가설 H1-1의 예상과 일치하는 결과를 보일 경우 IFRS 도입 효과에 따라 이익의 정보력이 이전의 경우보다 향상된다면 재무분석가의 이익예측의 특성 중 하나인 이익예측이 어려울 때 나타나는 이익예측치 정보에서의 낙관적인 편위의 성향은 감소될 것으로 예상된다. 따라서 식(2)의 관심변수 IFRS*EL은 종속변수 BIAS에 대해 유의적인 음(-)의 계수 값이 기대된다($\beta_1 < 0$). 그리고 만일 보조가설 H1-2의 예상과 일치하게 IFRS 도입 이후가 이전기간보다 이익의 정보력이 더 향상될 경우 재무분석가들이 산출하는 이익예측치 간의 편차는 줄어들 것으로 예상된다. 이런 경우 식(2)의 관심변수 IFRS*EL은 종속변수 DISP에 대해 유의적인 음(-)의 계수 값을 보일 것으로 기대된다($\beta_1 < 0$). 이상의 기대에 부합하는 결과가 나타난다면 IFRS 의무도입은 종전 K-GAAP의 보고체계와 비교할 때 새로운 회계기준에 따라 산출되는 보고이익의 정보력이 종전보다 향상된 결과로서 재무분석가들이 이를 활용하여 이익예측치를 발표할 때 이익예측의 정확성이 증가하고, 낙관적인 편위의 성향은 감소되며, 또한 이익예측치 간의 편차가 줄어들어 IFRS 도입 이후 재무분석가 측면에서 정보환경이 보다 개선되었음을 의미할 수 있다. 이러한 결과는 IFRS 의무도입에 따른 효과성이 있음을 시사해 주는 증거가 될 수 있다.

식(1)과 식(2)에서 공통된 통제변수는 재무분석가의 이익예측오차를 다룬 선행연구들에서 논의

된 변수를 모형에 고려하였다(Horton et al. 2013 ; Cotter et al. 2012 ; Byard et al. 2011 ; Tan et al. 2011 ; Behn et al. 2008 ; 박종일 등 2016 ; 남혜정 2015 ; 정현욱 등 2014 ; 김성혜 등 2012b ; 배성호 등 2012 ; 김지홍 등 2010 ; 선우혜정 등 2010 ; 박종일 등 2009 ; 안윤영 등 2006 ; 정석우와 임태균 2005 ; 정석우 2003). 구체적으로, 본 연구의 모형에 고려된 통제변수는 재량적 발생액(DA), 감사인 유형(BIG4), 감사인 교체여부(AUDCH), 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 성장성(MTB), 이익예측치를 발표한 재무분석가의 수(FN), 체계적 위험(BETA), 주가변동성(VOL), 외국인투자자 지분율(FOR), 대주주 지분율(OWNER), 시장유형(MKT) 등이다. 또한 산업별 차이에 기인한 고정효과(fixed effect)를 통제하기 위해 산업(Σ IND) 더미를 추가로 모형에 고려하였다.⁸⁾ 통제변수의 측정 또는 정의는 식(2)에서 하단 부분에 보고된 사항과 같다. 따라서 통제변수에 대한 선정 이유를 살펴본다.

기타 통제변수의 경우 DA는 이익의 질을 나타내는 대용치로서 재무분석가의 이익예측오차를 다룬 선행연구들은 이 변수를 모형에 통제변수로 고려한 바 있다(김성혜 등 2012b ; 남혜정 2015 ; 박종일 등 2016). 선행연구들은 DA 값이 클수록 경영자의 기회주의적인 이익조정행위가 증가하는 것으로 평가한다(Kothari et al. 2005). 본 연구는 DA의 추정을 선행연구들에서 보편적으로 이용되고 있는 Kothari et al.(2005)의 방법인 ROA 성과통제 재량적 발생액으로 측정하였다.⁹⁾ 따라서 앞서의 선행연구들은 DA 값이 높을수록 이익의 질은 낮으므로, 이들 기업에 대한 재무분석가의 이익예측오차는 증가할 것으로 예상하였다. BIG4 및 AUDCH는 감사인의 특성을 통제하기 위하여 고려된 변수들이다(Behn et al. 2008 ; 박종일 등 2009, 2016). 예를 들어, Behn et al.(2008)의 연구는 감사품질이 높은 Big 4 감사인에게 감사받은 기업이면 non-Big 4 감사인과 비교해 재무분석가의 이익예측의 정확성이 높고, 분산이 작음을 보고하였다. 따라서 BIG4는 이익예측오차와 음(-)의 관계가 기대된다. 또한 AUDCH는 선행연구들에서 감사인이 교체된 기업이면 그렇지 않은 경우보다 재량적 발생액을 이용한 경영자의 기회주의적인 이익조정행위가 증가됨을 보고한 바 있다(DeFond and Subramanyam 1998 ; 박종일과 곽수근 2007). 그러한 점에서 AUDCH는 이익예측오차와 양(+)의 관계가 기대된다(박종일 등 2009, 2016).

SIZE, LEV 및 MTB 변수는 기업특성을 통제하기 위하여 모형에 고려되었다. 기업규모가 클

8) 연도더미의 경우는 IFRS 변수가 모형에 고려되었기 때문에 이 변수와 상관성이 높으므로, 고려하지 않았다.

9) DA를 ROA 성과통제 재량적 발생액으로 추정하기 위한 Kothari et al.(2005)의 모형식은 식(3)과 같다. 아래의 모형을 이용하여 산업-연도별로 횡단면 분석을 통해 얻어진 개별기업에 대해 잔차항(ε) 값이 재량적 발생액이다. 본 연구는 DA를 추정할 때 각 산업-연도별로 20개 이상인 기업을 대상으로 하였다.

$$TA_t/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1(I/A_{t-1}) + \beta_2[(\Delta REV_t - \Delta REC_t)/A_{t-1}] + \beta_3(PPE_t/A_{t-1}) + \beta_4ROA_t + \varepsilon_t$$

TA_t =t년도 당기순이익-영업활동으로 인한 현금흐름 ; A_{t-1} =t년도 기초총자산 ; ΔREV_t =t년도 매출액의 변화 ; ΔREC_t =t년도 매출채권의 변화 ; PPE_t =t년도 토지와 건설중인 자산은 제외한 유형자산 ; ROA_t =t년도 당기순이익/기초총자산 ; ε_t =잔차항임.

수록 자본시장에 공시되는 정보가 많고, 재무분석가들의 관심이 높아 정보비대칭 수준은 상대적으로 낮을 수 있다. 이런 측면에서 SIZE는 이익예측오차와 음(-)의 관계가 예상된다(Cotter et al. 2012 ; Tan et al. 2011). 부채비율이 높을수록 기업은 부채차입에 따른 이익조정 유인 역시 높을 수 있어 선행연구들은 LEV와 이익예측오차 간에 양(+)의 관계를 예상한 바 있다(남혜정 2015 ; 김지홍 등 2010 ; 선우혜정 등 2010). 또한 MTB는 자기자본의 장부가치 대비 시장가치로서 기업의 성장기회를 나타낸다. 선행연구들은 MTB와 이익예측오차 간에 음(-)의 관계가 있음을 보고하였다(Tan et al. 2011 ; 박종일 등 2016 ; 배성호 등 2012). FN의 경우 재무분석가의 수가 많다는 것은 이들 기업에 대한 재무분석가들의 관심이 높으므로, 선행연구들은 FN과 이익예측오차 간에 음(-)의 관계를 예상하였다(Cotter et al. 2012 ; 박종일 등 2016 ; 김지홍 등 2010). BETA와 VOL는 기업위험을 통제하기 위하여 모형에 고려되었다. 선행연구들은 체계적 위험인 베타(BETA)나 주가변동성(VOL)이 클수록 재무분석가의 이익예측오차는 증가할 것으로 예상한 바 있다(Tan et al. 2011 ; 박종일 등 2016 ; 정석우와 임태균 2005).

FOR 및 OWNER는 기업의 소유구조의 영향을 통제하기 위하여 모형에 고려되었다. FOR의 경우 선행연구들은 외국인투자자 지분율이 높을수록 이들이 기업의 모니터링을 수행하여 기업 가치 뿐만 아니라 이익의 질은 제고될 것으로 기대하였다(김성혜 등 2012b ; 안윤영 등 2005 ; 전영순 2003). 따라서 FOR과 이익예측오차 간에 음(-)의 관계가 예상된다(박종일 등 2016 ; 정현욱 등 2014 ; 안윤영 등 2005). 또한 OWNER의 경우 선행연구에서는 대주주 지분율이 높을수록 대리비용이 증가하고, 지배주주의 사적편익활동을 수행하면 이익조정이 증가된다는 결과를 보고하였다(박종일 2003). 이런 측면에서 보면 OWNER와 이익예측오차 간에 양(+)의 관계가 예상된다(박종일 등 2009). 반면, 최근 연구에서는 OWNER와 이익예측오차 간에 음(-)의 관계를 예상한 연구(정현욱 등 2014)도 있어 OWNER과 이익예측오차 간의 관계는 일률적인 예상이 어려워 본 연구는 실증적 의문에 귀결될 것으로 보았다. 한편, MKT는 시장유형 간의 특성 차이를 통제하기 위하여 모형에 고려되었다. 선행연구는 코스닥기업들이 유가증권기업들보다 경영자의 이익조정행위가 더 높다는 결과를 보고하였다(윤순석 2001). 이는 유가증권기업과 비교할 때 코스닥기업의 이익의 질이 상대적으로 낮을 수 있으므로, MKT와 이익예측오차 간에 양(+)의 관계가 기대된다(박종일 등 2016 ; 배성호 등 2012).

2. 표본의 선정

본 연구는 한국거래소에 상장되어 있는 기업 중 아래의 조건을 만족하는 표본을 선정한다.

- (1) 금융업이 아닌 기업
- (2) 12월의 결산법인
- (3) Fn-Guide 데이터베이스에서 재무분석가의 이익예측치 자료가 수집 가능한 기업

- (4) NICE평가정보(주)의 KISVALUE에서 필요한 기본 재무자료와 주가 등이 입수 가능한 기업
- (5) 상장회사협의회(주)의 TS2000 데이터베이스에서 대주주 지분율 등 자료가 입수 가능한 기업
- (6) 조기도입 기업은 제외
- (7) 자본이 잠식된 기업은 제외
- (8) 감사의견이 적정의견이 아닌 기업은 제외

본 연구는 재무분석가의 이익예측치 자료가 이용 가능한 유가증권 및 코스닥기업을 대상으로 IFRS 의무도입 전후 각 5년간 자료를 분석하였다. 구체적으로, 본 연구의 분석기간은 재무분석가의 이익예측치의 특성상 시차(lag)가 고려된 모형으로 분석되기 때문에 종속변수(관심변수와 통제변수)를 기준으로 2007년부터 2016년까지(2006년부터 2015년까지) 10년간이다. 조건 (1)과 (2)는 일반 선행연구들의 조건과 같이 표본의 비교가능성을 제고하기 위한 사항이다. 조건 (3), (4) 및 (5)은 본 분석에 이용된 자료원에 관한 사항이다. 본 연구는 재무분석가의 이익예측치 자료를 Fn-Guide 데이터베이스를 통해 재무제표의 실적치가 보고되기 전의 마지막에 발표된 주당이익예측치를 평균한 합의치(consensus)를 이용하였다(선우혜정 등 2010 ; 남혜정 2015 ; 박종일 등 2016). 나머지 분석에 필요한 재무자료, 기타 시장관련 자료, 감사인 명단 및 외국인투자자 지분율에 대해서는 NICE평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스를 이용하였다. 다만, 조건 (5)에서 대주주 지분율 자료의 경우는 상장회사협의회(주)의 TS2000 데이터베이스로부터 추출하였고, 추가분석에 이용된 감사시간 자료 역시 이 자료원을 이용하였다. 또한 본 연구는 IFRS 의무도입 효과를 파악하는 것이므로, 유인이 다를 수 있는 조기도입 기업은 분석에서 제외하였다. 조건 (7) 및 (8)에서 자본이 잠식된 기업이나 감사의견이 적정의견이 아닌 기업은 일반기업과 비교할 때 재무제표에 대한 신뢰성이 낮으므로, 표본에서 제외하였다. 그리고 본 연구의 분석 시 변수에 대한 극단치(outlier)는 식(1) 및 식(2)의 모형에 고려된 변수 중 자연로그 값을 취한 경우와 더미변수 및 재무분석가의 수(FN)를 제외한 나머지 연속변수는 각 변수의 상하 1%에서 조정(winsorization)한 후 분석에 이용하였다. 이상의 조건을 만족하는 최종표본은 앞서의 분석 기간에 대해 ACCR 및 BIAS의 경우 7,116개 기업/연 자료이다.¹⁰⁾ 다만, 종속변수 중 DISP의 경우는 선행연구인 남혜정(2015)과 같이 재무분석가의 수가 3인 이상을 대상으로 계산된 값을 분석에 이용하였다. 따라서 종속변수 ACCR 및 BIAS와 달리, DISP의 분석에 이용된 표본은 2,420개 기업/연 자료이다.

<표 1>에는 표본의 분포 특성을 보여준다. Panel A에는 산업별 분포를, Panel B에는 IFRS 의무도입 전후기간에 따라, 또한 전체표본 이외에도 시장유형에 따라 나누어 보고하였다. Panel A

10) 예를 들어, IFRS 도입효과를 재무분석가의 이익예측의 정확성 측면에서 분석한 남혜정(2015)은 분석기간 2007년부터 2012년까지의 자료가 1,977개 기업/연 자료였다. 이와 비교하면 본 연구의 표본은 3.6배 (=7,116/1,977개) 정도 더 많아 검증결과 측면에서 일반화의 가능성이 높을 것으로 예상된다.

를 보면, 전체표본, KOSPI 및 KOSDAQ 표본의 경우 모두 제조업이 60% 이상으로 빈도수가 가장 많다(전체표본 : 64.1%, KOSPI : 59.8%, KOSDAQ : 67.8%).¹¹⁾ 서비스업이 다음으로 많은 빈도를 보이며, 표본의 20% 이상이다(전체표본 : 23.1%, KOSPI : 20.4%, KOSDAQ : 25.3%). 나머지 건설업, 도매 및 소매업, 기타의 경우 표본의 10% 이내였다. Panel B를 보면, 분석기간 중 Pre-IFRS(2006년~2010년) 기간의 표본이 48.5%이고, Post-IFRS(2011년~2015년) 기간의 표본은 51.5%이며, 이를 시장별로 나눈 KOSPI와 KOSDAQ의 경우도 대체로 유사한 구성이다.

〈표 1〉 표본의 산업별 및 IFRS 의무도입 전후기간의 분포

Panel A : 산업별 분포						
Industry	전체표본		KOSPI 표본		KOSDAQ 표본	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
제조업	4,564	64.1%	1,940	59.8%	2,624	67.8%
건설업	258	3.6%	187	5.8%	71	1.8%
도매 및 소매업	422	5.9%	243	7.5%	179	4.6%
서비스업	1,641	23.1%	662	20.4%	979	25.3%
기타	231	3.2%	211	6.5%	20	0.5%
합계	7,116	100.0%	3,243	100.0%	3,873	100.0%
Panel B : IFRS 의무도입 전후기간						
IFRS adoption	전체표본		KOSPI 표본		KOSDAQ 표본	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
Pre-IFRS	3,453	48.5%	1,585	48.9%	1,866	48.2%
Post-IFRS	3,663	51.5%	1,658	51.1%	2,007	51.8%
합계	7,116	100.0%	3,243	100.0%	3,873	100.0%

주1) 본 연구는 NICE평가정보(주)의 KISVALUE에 따라 산업을 대분류 기준에 따라 분류하여 보고함.

주2) 관심변수를 기준으로 Pre-IFRS는 2006년부터 2010년까지이고, Post-IFRS는 2011년부터 2015년까지임.

IV. 실증분석결과

1. 주요 변수의 기술통계

〈표 2〉에는 식(1) 및 식(2)의 모형에 이용된 주요 변수들에 대한 기술통계를 나타내었다.

- 11) 지면상 산업구분을 대분류로 보고하였으나, KISVALUE의 중분류 기준으로 제조업의 산업별 분포를 확인한 결과, 업종에 상관없이 고루 분포되어 있는 것으로 나타났다.

〈표 2〉 변수의 기술통계

Variable	N	평 균	중위수	표준편차	최소값	최대값
<i>ACCR</i>	7,116	0.090	0.026	0.180	0.000	1.244
<i>BIAS</i>	7,116	0.071	0.014	0.189	-0.211	1.244
<i>DISP</i>	2,420	0.011	0.006	0.015	0.000	0.097
<i>IFRS</i>	7,116	0.515	1	0.500	0	1
<i>EL</i>	7,116	0.053	0.066	0.174	-0.897	0.603
<i>DA</i>	7,116	-0.001	-0.002	0.088	-0.535	0.656
<i>BIG4</i>	7,116	0.658	1	0.474	0	1
<i>AUDCH</i>	7,116	0.164	0	0.370	0	1
<i>SIZE</i>	7,116	19.393	19.056	1.600	14.943	25.890
<i>LEV</i>	7,116	0.412	0.413	0.194	0.048	0.853
<i>MTB</i>	7,116	1.604	1.147	1.424	0.232	8.498
<i>FN</i>	7,116	3.399	1	4.981	1	31
<i>BETA</i>	7,116	0.926	0.922	0.424	0	1.942
<i>VOL</i>	7,116	0.516	0.480	0.226	0	1.622
<i>OWNER</i>	7,116	0.406	0.398	0.149	0.104	0.736
<i>FOR</i>	7,116	0.089	0.035	0.121	0	0.551
<i>MKT</i>	7,116	0.544	1	0.498	0	1

주1) 변수 정의 ; *ACCR*= $t+1$ 년도 이익예측의 정확성(=이익예측오차의 절대값 ($=|$ 주당이익예측치 $_{t+1}$ - 실제주당순이익 $_{t+1}|/P_t$), P_t : t 년도 종가) ; *BIAS*= $t+1$ 년도 이익예측의 편의($=$ 주당이익예측치 $_{t+1}$ - 실제주당순이익 $_{t+1})/P_t$) ; *DISP*= $t+1$ 년도 이익예측의 분산(=주당이익예측치의 표준편차 $_{t+1}/P_t$) ; *IFRS* _{t} = t 년도 IFRS 의무도입 이후기간이면 1, 이전기간이면 0인 더미변수 ; *EL*= t 년도 이익수준(=주당순손익/ P_t) ; *DA*= t 년도 ROA 성과통제 재량적 발생액(Kothari et al. 2005) ; *BIG4*= t 년도 Big 4 감사인이면 1, 아니면 0 ; *AUDCH*= t 년도 감사인 교체기업이면 1, 아니면 0 ; *SIZE*= t 년도 총자산에 자연로그를 취한 값 ; *LEV*= t 년도 부채비율(=총부채/총자산) ; *MTB*= t 년도 자기자본의 장부가치 대비 시장가치 ; *FN*= t 년도 주당이익예측치를 발표한 재무분석가의 수 ; *BETA*= t 년도 1년간의 시장모형으로 추정된 체계적 위험 ; *VOL*= t 년도 주가변동성(=1년간의 일일주식수익률에 대한 분산) ; *FOR*= t 년도 외국인투자자 지분율 ; *OWNER*= t 년도 대주주 지분율(특수관계자 포함) ; *MKT*= t 년도 코스닥기업이면 1, 유가증권기업이면 0임.

주2) 모형식에 고려된 재무분석가의 주당이익예측치는 재무제표의 실적치가 보고되기 전의 마지막에 발표된 이익예측치를 평균한 합의치를 이용함.

주3) 종속변수(관심변수)를 기준으로 분석기간 2007년부터 2016년까지(2006년부터 2015년까지)를 통합하여 보고함.

<표 2>를 보면, 본 연구의 종속변수 *ACCR*(이익예측의 정확성)의 평균(중위수)은 0.090(0.026)이고, *BIAS*(이익예측의 편의)의 경우는 0.071(0.014)이며, *DISP*(이익예측의 분산)는 0.011(0.006)로 모두 양(+)의 값이다. 특히 재무분석가의 이익예측오차 중에서 *BIAS*에 대한 평균과 중위수

값이 양(+)으로 나타나 국내 재무분석가들은 이익예측치를 발표할 때 비관적인 편익보다 낙관적인 편익의 성향이 높음을 볼 수 있다. IFRS의 평균은 0.515이고, EL의 평균(중위수)은 0.053(0.066)으로 양(+)의 수치이다.

기타 통제변수의 경우 DA(재량적 발생액)의 평균(중위수)은 $-0.001(-0.002)$ 로 거의 영(0)의 값에 근접한다. BIG4(감사인 유형)의 평균은 0.658로 나타나 재무분석가들이 이익예측치를 발표하는 기업은 주로 대형 회계법인으로부터 감사받은 경우가 더 많았다. AUDCH(감사인 교체)의 평균은 0.164이다. SIZE(기업규모)의 경우 평균(중위수)은 19.393(19.056)이며, 자연로그를 취하지 않은 값은 1,745,764(184,502)백만원이었다. LEV(부채비율)의 평균(중위수)은 0.412로 나타나 자기자본의 비중이 타인자본보다 높다. MTB(자기자본의 장부가치 대비 시장가치)의 평균(중위수)은 1.604(1.147)로 재무분석가들이 관심을 가지는 기업은 주로 자기자본의 시장가치가 큰 기업임을 알 수 있다. FN(재무분석가의 수)의 평균(중위수)은 3.399(1)로 이익예측치를 발표한 재무분석가는 한 기업당 평균 3~4개 기관이지만, 중위수는 1로 나타났다. BETA(체계적 위험)의 평균(중위수)은 0.926(0.922)으로 체계적인 위험이 1보다는 조금 낮고, VOL(주가변동성)의 평균(중위수)은 0.516(0.480)으로 표본에 이용된 기업들의 1년간 주식수익률의 변동성이 평균 52% 정도였다.

기업의 소유구조는 FOR(외국인투자자 지분율)의 평균과 중위수는 각각 0.089와 0.035로 나타나 평균과 중위수 간에 차이를 보인다. OWNER(대주주 지분율)의 평균과 중위수는 각각 0.406과 0.398로 나타나 국내 상장기업들에서 지배주주의 지분율이 높음을 알 수 있다. MKT(시장유형)의 평균은 0.544로 표본에서 코스닥기업이 유가증권기업보다 더 많다.

2. 상관관계 분석

<표 3>은 식(1) 및 식(2)의 모형에 이용된 주요 변수에 대한 피어슨 상관관계의 결과이다. <표 3>을 살펴보면, 종속변수인 ACCR, BIAS 및 DISP 간에는 모두 양(+)의 상관성이 나타났다. IFRS는 ACCR 및 DISP와 유의한 음(-)의 상관성이 나타나 선행연구와 일치하게 IFRS 의무도입 이후가 이전의 경우보다 재무분석가의 이익예측의 정확성이 향상된 결과를, 또한 재무분석가들 간의 이익예측치의 분산 값이 작아졌다(남혜정 2015). 반면, IFRS는 BIAS와 음(-)의 상관성을 보이거나, 통계적으로 유의한 수준은 아니다.

〈표 3〉 변수의 상관관계

Variable	ACCR	BIAS	DISP	IFRS	EL	DA	BIG4	AUDCH	SIZE	LEV	MTB	FN	BETA	VOL	FOR	OWNER	MKT
ACCR	1	0.947 (0.000)	0.456 (0.000)	-0.044 (0.000)	-0.243 (0.000)	0.046 (0.000)	-0.043 (0.000)	-0.004 (0.745)	-0.062 (0.000)	0.163 (0.000)	-0.169 (0.000)	-0.158 (0.000)	0.035 (0.003)	0.065 (0.000)	-0.142 (0.000)	-0.032 (0.007)	0.024 (0.045)
BIAS		1	0.319 (0.000)	-0.010 (0.417)	-0.233 (0.000)	0.049 (0.000)	-0.041 (0.001)	-0.022 (0.065)	-0.053 (0.000)	0.144 (0.000)	-0.129 (0.000)	-0.132 (0.000)	0.044 (0.000)	0.050 (0.000)	-0.128 (0.000)	-0.029 (0.014)	0.031 (0.010)
DISP			1	-0.147 (0.000)	-0.146 (0.000)	0.061 (0.003)	0.011 (0.589)	0.060 (0.003)	0.051 (0.013)	0.232 (0.000)	-0.267 (0.000)	-0.060 (0.000)	0.077 (0.000)	0.075 (0.000)	-0.137 (0.000)	-0.047 (0.020)	-0.041 (0.042)
IFRS				1	-0.079 (0.000)	0.004 (0.765)	0.031 (0.009)	-0.080 (0.000)	0.181 (0.000)	0.081 (0.000)	0.067 (0.000)	-0.014 (0.244)	-0.037 (0.002)	-0.192 (0.000)	0.004 (0.739)	0.018 (0.123)	0.008 (0.525)
EL					1	0.044 (0.000)	0.010 (0.417)	0.011 (0.351)	-0.018 (0.129)	-0.242 (0.000)	-0.100 (0.000)	0.020 (0.100)	-0.112 (0.000)	-0.093 (0.000)	0.050 (0.000)	0.109 (0.000)	-0.054 (0.000)
DA						1	-0.010 (0.388)	-0.012 (0.292)	0.009 (0.456)	0.103 (0.000)	-0.042 (0.000)	-0.057 (0.000)	0.045 (0.000)	0.054 (0.000)	-0.068 (0.000)	-0.018 (0.119)	-0.006 (0.604)
BIG4							1	-0.097 (0.000)	0.355 (0.000)	0.049 (0.000)	-0.043 (0.000)	0.249 (0.000)	-0.039 (0.001)	-0.098 (0.000)	0.234 (0.000)	0.075 (0.002)	-0.267 (0.000)
AUDCH								1	-0.059 (0.000)	-0.001 (0.902)	0.019 (0.118)	-0.018 (0.119)	0.020 (0.100)	0.090 (0.000)	-0.047 (0.429)	0.009 (0.000)	0.024 (0.047)
SIZE									1	0.382 (0.000)	-0.136 (0.000)	0.647 (0.000)	0.000 (0.992)	-0.283 (0.000)	0.488 (0.000)	0.058 (0.000)	-0.625 (0.000)
LEV										1	-0.002 (0.865)	0.124 (0.000)	0.084 (0.000)	0.026 (0.027)	-0.023 (0.049)	-0.075 (0.000)	-0.213 (0.000)
MTB											1	0.141 (0.000)	0.156 (0.000)	0.174 (0.000)	0.109 (0.000)	-0.164 (0.000)	0.157 (0.000)
FN												1	0.095 (0.000)	-0.131 (0.000)	0.510 (0.000)	-0.126 (0.000)	-0.314 (0.000)
BETA													1	0.436 (0.000)	-0.060 (0.000)	-0.249 (0.000)	0.198 (0.000)
VOL														1	-0.195 (0.000)	-0.101 (0.000)	0.233 (0.000)
FOR															1	-0.118 (0.000)	-0.324 (0.000)
OWNER																1	-0.155 (0.000)
MKT																	1

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단에 보고된 사항과 같음.

주2) 상관계수는 피어슨 상관계수임.

주3) 종속변수를 기준으로 분석기간 2007년부터 2016년까지 ACCR 및 BIAS는 7,116개 기업/연 자료이고, DISP는 2,420개 기업/연 자료의 결과임.

주4) 괄호 안은 p 값임(양측검증).

기타 통제변수는 종속변수(ACCR, BIAS, DISP)에 대해 EL, DA, BIG4, AUDCH, SIZE, LEV, MTB, FN, BETA, VOL, FOR, OWNER, MKT 등에서 대체로 유의한 상관성을 보인다. 다만, ACCR와 AUDCH, DISP와 BIG4 간에는 유의한 상관성이 나타나지 않았다. 구체적으로, EL, BIG4, SIZE, MTB, FN, FOR, OWNER은 종속변수에 대해 유의한 음(-)의 상관성을, DA, LEV, BETA, VOL, MKT는 종속변수에 대해 유의한 양(+)의 상관성이다. 즉 이익수준이 클수록, Big 4 감사인에게 감사받은 기업이면, 기업규모가 클수록, 자기자본의 장부가치 대비 시장가치가 클수록, 재무분석가의 수가 많을수록, 외국인투자자 지분율이 높을수록, 대주주 지분율이 높을수록 재무분석가의 이익예측의 정확성이 높고, 낙관적인 이익예측치를 보고하는 성향이 낮으며, 이익예측치 간의 분산이 작은 반면에, 재량적 발생액 수준이 클수록, 부채비율이 높을수록, 체계적 위험이 클수록, 주식수익률의 변동성이 클수록, 코스닥기업이면 재무분석가의 이익예측의 정확성이 낮고, 낙관적인 이익예측치를 보고하는 성향이 높으며, 이익예측치 간의 분산은 큰 것으로 나타났다. 다만, DISP는 BIG4와 SIZE에서 ACCR 및 BIAS의 경우와는 유의성에 차이를 보인다.

한편, 통제변수 중 SIZE는 FN, FOR, MKT와 각각 0.647, 0.488, -0.625로 다소 높은 상관성이 나타났다. 이는 일반적인 기대에 부합하는 결과로서 기업규모가 큰 기업일수록 재무분석가의 수가 많고, 외국인투자자 지분율이 높으며, 유가증권기업에 속한 경우와 밀접한 관계가 있음을 나타낸다. 또한 FN과 FOR 간에도 0.510으로 높은 상관성을 보이는데, 이는 외국인투자자 지분율이 높은 기업은 재무분석가의 수(analyst following)도 많다는 것을 의미한다. 따라서 다변량 회귀분석 시에 변수 간에 다중공선성(multicollinearity) 문제가 검증결과에 영향을 미치는지를 확인할 필요가 있다.

3. 가설에 대한 주된 회귀분석 결과

본 절에서는 가설(H)과 보조가설 H1-1 및 H1-2와 관련해서 이를 검증하기 위하여 식(1)과 식(2)을 이용한 다변량 회귀분석 결과를 <표 4>에 보고하였다. 가설(H) 및 보조가설 H1-1 및 H1-2에 해당하는 IFRS*EL 간의 상호작용변수의 분석결과는 모형 4부터 6까지에 순차적으로 보고하였다. 또한 주된 분석에 앞서 모형 1부터 3까지는 상호작용변수(interactive term)를 고려하지 않은 결과도 같이 보고하였다. 상호작용변수를 고려하지 않은 분석결과는 주로 과거 선행 연구들에서 관심을 가졌던 사항에 해당된다(Houque et al. 2014 ; Miralles and Sanabria 2014 ; Horton et al. 2013 ; Cotter et al. 2012 ; Byard et al. 2011 ; Tan et al. 2011 ; 남혜정 2015). 또한 모형 1과 4는 종속변수가 ACCR(재무분석가의 이익예측의 정확성)로 가설(H)의 주된 검증결과이고, 모형 2와 5는 종속변수가 BIAS(재무분석가의 이익예측의 편의)이며, 모형 3과 6은 종속변수가 DISP(이익예측치 간의 분산)로 보조가설(H1-1 및 H1-2)의 분석결과에 해당된다.

〈표 4〉 IFRS 의무도입 전후 재무분석가의 이익예측의 정확성에 대한 회귀분석 결과

$$ACCR_{t+1}(BIAS_{t+1} \text{ or } DISP_{t+1}) = \beta_0 + \beta_1 IFRS_t + \beta_2 EL_t + \beta_3 IFRS_t * EL_t + \beta_4 DA_t + \beta_5 BIG4_t + \beta_6 AUDCH_t + \beta_7 SIZE_t + \beta_8 LEV_t + \beta_9 MTB_t + \beta_{10} FN_t + \beta_{11} BETA_t + \beta_{12} VOL_t + \beta_{13} FOR_t + \beta_{14} OWNER_t + \beta_{15} MKT_t + \Sigma IND + \varepsilon_t \quad (1)-(2)$$

Variable	pred. sign	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
		종속변수 = ACCR	종속변수 = BIAS	종속변수 = DISP	종속변수 = ACCR	종속변수 = BIAS	종속변수 = DISP
Intercept	?	0.262 (5.19***)	0.225 (4.18***)	0.024 (3.36***)	0.255 (5.09***)	0.217 (4.08***)	0.023 (3.24***)
IFRS	—	-0.015 (-3.53***)	-0.005 (-1.01)	-0.005 (-6.15***)	-0.003 (-0.56)	0.009 (1.82*)	-0.004 (-5.39***)
EL	—	-0.230 (-19.19***)	-0.230 (-18.03***)	-0.014 (-6.15***)	-0.128 (-8.45***)	-0.124 (-7.68***)	-0.007 (-2.67**)
IFRS*EL	—	—	—	—	-0.248 (-10.70***)	-0.258 (-10.45***)	-0.016 (-3.62***)
DA	+	0.053 (2.34**)	0.073 (3.03**)	-0.001 (-0.18)	0.049 (2.18*)	0.069 (2.88**)	-0.001 (-0.21)
BIG4	—	-0.002 (-0.36)	-0.003 (-0.51)	0.001 (0.80)	-0.002 (-0.37)	-0.003 (-0.53)	0.001 (0.72)
AUDCH	+	-0.005 (-0.90)	-0.013 (-2.21*)	0.002 (2.20**)	-0.005 (-1.13)	-0.014 (-2.45**)	0.002 (2.23**)
SIZE	—	-0.008 (-3.23***)	-0.008 (-2.98***)	-0.000 (-0.52)	-0.008 (-3.26***)	-0.008 (-3.00***)	-0.000 (-0.48)
LEV	+	0.122 (9.89***)	0.104 (7.93***)	0.015 (8.04***)	0.120 (9.84***)	0.102 (7.87***)	0.015 (8.00***)
MTB	—	-0.024 (-15.11***)	-0.020 (-11.64***)	-0.002 (-12.05***)	-0.024 (-15.32***)	-0.020 (-11.82***)	-0.002 (-12.15***)
FN	—	-0.003 (-5.51***)	-0.003 (-4.01***)	-0.000 (-1.44)	-0.003 (-5.50***)	-0.003 (-3.98***)	-0.000 (-1.49)
BETA	+	0.007 (1.21)	0.013 (2.10**)	0.001 (0.72)	0.005 (0.82)	0.010 (1.72*)	0.001 (0.62)
VOL	+	0.015 (1.44)	0.002 (0.21)	0.002 (1.43)	0.020 (1.84)	0.007 (0.64)	0.003 (1.67*)
FOR	—	-0.052 (-2.47***)	-0.058 (-2.62***)	-0.007 (-2.70***)	-0.044 (-2.09**)	-0.050 (-2.26**)	-0.007 (-2.49***)
OWNER	-/+	-0.041 (-2.47***)	-0.029 (-1.89*)	-0.007 (-3.19***)	-0.042 (-2.91***)	-0.030 (-1.98**)	-0.007 (-3.14***)
MKT	+	-0.010 (-1.89*)	-0.008 (-1.31)	0.001 (0.61)	-0.008 (-1.48)	-0.005 (-0.90)	0.001 (0.68)
ΣIND		Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.141	0.110	0.176	0.155	0.124	0.180
F 값		66.014***	50.015***	29.649***	69.560***	53.857***	28.919***
N		7,116	7,116	2,420	7,116	7,116	2,420

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단에 보고된 사항과 같음.

주2) 괄호 안은 각 변수에 대한 회귀계수의 t 값을 나타냄임.

주3) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.1 수준에서 각각 유의함(양측검증).

한편, 회귀분석 시에 식(1)과 식(2)에 포함된 설명변수 모두가 고려된 회귀분석이 수행되었으나, 지면상 산업(ΣIND) 더미변수의 보고는 생략한다. 따라서 표에 보고된 회귀분석은 산업에 따른 고정효과가 통제된 후의 결과이다.

<표 4>의 결과를 보면, F 값의 경우 모형 1부터 6까지 모두 통계적으로 유의하게 나타나 본 연구에서 모형설정은 적합성이 있는 것으로 나타났다.¹²⁾ 모형의 설명력($Adj. R^2$)은 모형 1부터 3까지 0.110~0.176이고, 가설에 대한 관심변수로 상호작용변수가 고려된 모형 4부터 6까지는 0.124~0.180 사이로 나타났다. 대체로 종속변수가 BIAS일 때 설명력이 낮고, DISP일 때 설명력이 높게 나타났다.

먼저 상호작용변수가 고려되지 않은 모형 1부터 3까지에서 선행연구들이 관심을 가졌던 IFRS 변수에 대한 결과는 모형 1에서 종속변수 ACCR에 대해 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수 값이 나타났고, 모형 3에서 IFRS 변수는 종속변수 DISP에 대해 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수 값이 나타났다. 반면, 모형 2에서 IFRS 변수는 종속변수 BIAS에 대해 음(-)의 계수 값이나 통계적으로 유의한 수준은 아니다. 전반적으로 IFRS 도입 이후가 이전기간과 비교할 때 재무분석가의 이익예측의 정확성이 향상되고, 재무분석가 간의 이익예측치의 분산이 더 작아졌다. 이는 IFRS 도입 이후가 재무분석가 측면에서 정보환경의 개선으로 이익예측오차는 감소하고, 또한 재무분석가 간의 서로 다른 이질적인(heterogeneous) 관점이 줄어들어 이익예측치 간의 편차 역시 감소된 것으로 나타났다. 이 결과는 선행연구들과 일치한다(Houque et al. 2014 ; Miralles and Sanabria 2014 ; Horton et al. 2013 ; 남혜정 2015). 하지만 IFRS 도입 전후기간에서 낙관적인 편위의 성향은 차이를 보이지 않았다.¹³⁾ 또한 상호작용요인을 구성하는 EL 변수는 종속변수 ACCR, BIAS 및 DISP에 대해 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수 값으로 나타났다. EL과 ACCR 간에 음(-)의 관계는 선행연구와 일치한다(Behn et al. 2008 ; 정석우 등 2012 ; 남혜정 2015).

주된 가설(H)과 관련된 분석인 모형 4와, 또한 보조가설(H1-1 및 H1-2)의 결과인 모형 5와 6에서 관심변수인 상호작용변수의 결과는 다음과 같다. 관심변수인 IFRS*EL의 상호작용변수는 종속변수 ACCR에 대해 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수 값이 나타났다(모형 4). 이는 IFRS 의무도입 이후기간에 산출된 기업의 보고이익의 정보력이 이전기간의 경우보다 향상되어 보고이

12) 설명변수 간에 다중공선성 문제가 모형에서 중요한지를 분산팽창요인(variance influence factor ; VIF) 값을 이용하여 확인하였다. 통계적으로는 VIF 값이 10을 초과하면 다중공선성 문제가 모형에서 심각한 것으로 판단한다. <표 4>의 모형 1부터 3까지 SIZE 변수에서 VIF 값이 가장 높게 나타났으며, 그 값은 각각 4.369, 4.369, 5.320이었다. 또한 모형 4부터 6까지의 경우도 SIZE에서 VIF 값이 가장 높았으며, 그 값은 각각 4.369, 4.369, 5.320이었다. 그러나 VIF 값이 추정모형 모두 10 이하를 보이고 있어 본 연구결과에서 설명변수 간에 다중공선성 문제는 중요한 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

13) 선행연구들은 IFRS 도입의 효과성을 재무분석가 측면에서 살펴볼 때 주로 ACCR 또는 DISP를 중심으로 분석했기 때문에 BIAS 측면에 대해서는 알아보지 않았다. 모형 5의 경우 10% 수준에서 IFRS 변수는 양(+)의 값으로 나타났으나, 상호작용변수가 제외된 모형 2에서는 유의한 값이 나타나지 않아 일관된 설명은 어렵다.

익 정보를 이용한 재무분석가의 이익예측의 정확성이 더 높아졌음을 의미한다. 또한 보조가설(H1-1)과 관련하여 관심변수인 IFRS*EL의 상호작용변수는 종속변수 BIAS에 대해 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수 값이 나타났다(모형 5). 이는 IFRS 의무도입 이후가 이전기간의 경우보다 보고이익의 정보력이 향상되어 재무분석가의 낙관적인 편협의 성향도 더 낮아졌음을 나타낸다. 따라서 IFRS 의무도입은 보고이익의 정보력을 향상시켜 재무분석가들에게 이익예측의 정확성의 개선과 낙관적인 편협의 성향을 감소시키는 긍정적인 영향을 초래한 것으로 나타났다.

그리고 보조가설(H1-2)과 관련하여 관심변수인 IFRS*EL의 상호작용변수는 종속변수 DISP에 대해 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수 값으로 나타났다(모형 6). 이는 재무분석가들이 IFRS 도입 이후에 산출된 보고이익 정보력을 이용하여 미래 이익예측치를 산출할 때 이전기간의 경우보다 이익예측력의 향상으로 서로 다른 이질적인 관점은 감소되고, 즉 동질적인(homogeneous) 관점은 증가되어 재무분석가들이 발표하는 이익예측치 간의 편차 역시 줄어들었음을 나타낸다. 또한 이 결과는 앞서 모형 3에서 보고이익을 고려하지 않은 분석결과와도 유사하다.¹⁴⁾ 이상의 결과들은 전반적으로 IFRS 의무도입 이후에 산출된 보고이익이 이전기간의 경우와 비교할 때 이익의 정보력이 향상된 것에 기인하여 재무분석가 측면에서 이익예측력을 높여 이들이 발표하는 이익예측오차(forecast error)를 감소시켜 이익예측치의 정확성이 증가된 것으로 나타났다. 또한 재무분석가들이 발표하는 이익예측치 간의 분산(dispersion) 역시 줄어들어 전반적으로 IFRS 도입은 재무분석가 측면에서 정확한 이익예측을 하는데 있어 긍정적인 결과를 초래한 것으로 보인다. 따라서 모형 4부터 6까지의 결과는 재무분석가들이 IFRS 도입 이후 산출된 보고이익을 고려해서 미래 이익예측치를 발표할 때 종전 K-GAAP 기간의 경우보다 IFRS 도입 이후 이익 정보력이 향상됨에 따라 이익예측의 정확성이 더 개선되었음을 시사한다. 그러한 점에서 주된 가설의 기대

14) ACCR와 BIAS는 재무분석가의 이익예측오차를 측정할 때 비교대상인 미래 보고된 실제 이익과 재무분석가의 이익예측치 간의 차이로 계산된다. 이와 달리, DISP는 앞서와 같은 비교기준이 없이 재무분석가들이 발표한 이익예측치의 편차(예로, 표준편차)로 측정된다. 따라서 DISP 값이 클수록(작을수록) 재무분석가 간에 서로 다른 이질적인(동질적인) 관점이 높다는 것을 의미한다. Houque et al.(2014), Miralles and Sanabria(2014), Cotter et al.(2012) 및 남혜정(2015)의 연구는 IFRS 도입 전후에 재무분석가 측면에서 정보환경의 변화를 알아볼 때 이익예측의 정확성과 분산을 이용하여 살펴보았다. 이러한 측면에서 <표 4>의 모형 3과 6의 결과를 검토해 보면, IFRS 도입 이후가 이전기간보다 재무분석가들이 발표하는 이익예측치의 분산이 감소되고(모형 3), 보고이익을 이용한 재무분석가의 이익예측치의 분산 역시 감소되었다는 점은 종전 K-GAAP기간보다 IFRS 도입 이후가 재무분석가의 정보환경이 개선되고, 또한 IFRS 도입 이후에 산출된 보고이익의 정보력이 종전의 경우보다 향상되어 재무분석가들이 해당 이익 정보를 이용하여 미래 이익예측치를 산출할 때 애널리스트 간의 동질적인 관점이 더 높아졌음을 의미한다(모형 6). 따라서 이 결과는 재무분석가의 이익예측의 정확성 측면은 아니지만, IFRS 도입 이후 또는 IFRS 도입 후 산출된 보고이익 정보를 이용한 경우에서 종전보다 재무분석가들이 발표하는 이익예측치 간의 분산이 감소되었다는 점은 재무분석가의 이익예측의 정확성이 증가된 측면(모형 1과 4)과 유사하게 IFRS 도입 이후 정보환경의 개선뿐만 아니라 회계정보의 질에도 긍정적인 효과성이 있음을 나타내 주는 증거로 볼 수 있다.

와 일치하게 H의 경우 지지된 결과로 나타났고, 또한 보조가설로 살펴본 H1-1 및 H1-2의 경우도 예상과 일치된 결과를 보여 앞서의 H에 대한 가설을 뒷받침해 주고 있다. 이상의 <표 4>의 결과는 전반적으로 IFRS 도입 이후가 이전기간과 비교해 재무분석가의 정보환경이 개선된 경우(모형 1, 3)뿐만 아니라 IFRS 도입 이후에 산출된 기업의 보고이익의 경우 이익 정보력이 더 향상되었음을 재무분석가 측면의 분석을 통해 시사해 주고 있다(모형 4~6).

기타 통제변수의 결과는 BIG4, BETA, VOL 및 MKT를 제외하면 대체로 종속변수(ACCR, BIAS, DISP)에 대해 모형에 따라 다소 차이는 있으나 유의한 관련성이 있는 것으로 나타났다. 구체적으로, DA는 ACCR 및 BIAS에 대해 양(+)의 관계로 나타나 경영자의 재량적 발생액을 이용한 공격적인 이익조정행위가 증가할수록 재무분석가의 이익예측의 정확성이 떨어지고, 이익예측치에 낙관적인 편위의 성향을 보이고 있다. AUDCH는 종속변수 BIAS에 대해 음(-)의 관계를, DISP에 대해 양(+)의 관계로 나타나 종속변수가 DISP의 경우만 예상과 일치된 결과를 보였다. 또한 BETA는 종속변수가 BIAS일 때만 양(+)의 관계로 나타나 기대와 일치한다.

또한 통제변수 중 SIZE, MTB, FN, FOR 및 OWNER은 종속변수 ACCR, BIAS 및 DISP에 대해 대체로 유의한 음(-)의 관계를, LEV는 ACCR, BIAS 및 DISP에 대해 유의한 양(+)의 관계로 나타나 기대와 일치한다. 따라서 기업규모가 클수록, 부채비율이 낮을수록, 자기자본의 장부 가치 대비 시장가치가 클수록, 재무분석가의 수가 많을수록, 외국인투자자 지분율이 높을수록, 대주주 지분율이 높을수록 재무분석가의 이익예측의 정확성이 높고, 낙관적인 편위의 성향이 낮으며, 이익예측치 간의 분산이 작게 나타났다. 다만, FN은 ACCR, BIAS에 대한 경우와 달리, DISP에 대해 유의한 음(-)의 값이 관찰되지는 않았다.

4. 추가분석 결과

앞서 <표 4>의 결과는 전체표본을 대상으로 분석한 경우이다. 즉 IFRS의 의무도입의 효과성을 알아보는데 있어 평균적인 효과(average effect)를 중심으로 살펴보았다. 본 절에서는 앞서의 가설에 대한 추가분석(additional analysis)의 일환으로 세 가지 조건적 상황(conditional)에 따라 검증결과가 차별적인지에 대해 추가로 알아보려고 한다. 첫 번째 추가분석의 경우 본 연구는 앞서 <표 4>에 대한 주된 결과가 감사인의 감사노력(예로, 비정상 감사시간으로 측정) 정도에 따라 다른지를 실증적으로 알아보았다. 일반적으로 감사인의 감사노력이 증가할수록 보고이익의 질은 제고될 수 있다. 즉 선행연구들은 감사인의 비정상 감사시간이 높을수록 감사품질은 증가한다고 주장한다(Caramanis and Lennox 2008 ; 박종일과 전규안 2017 ; 박종일과 최 관 2009 등). 예를 들어, Caramanis and Lennox(2008)은 감사인의 감사노력이 높은 피감기업일 수록 경영자의 이익조정이 억제된다는 결과를 보고하였다. 또한 이명곤 등(2012)은 IFRS 도입 이후 감사인의 감사노력(예로, 감사시간)이 더 증가되었음을 보고하였다. 그리고 전규안 등(2014)의 연구는 IFRS 도입 이후가 이전과 비교해 재량적 발생액과 실제 이익조정 모두 유의하게 감소되었

음을 보고하였다. 특히 이 연구는 비정상 감사시간이 증가할 때 주로 실제 이익조정이 감소된다는 결과를 보고하였다. 하지만 이러한 경향은 IFRS 도입여부와 관계없이 나타났다. 이러한 맥락에서 보면, IFRS 도입 이후가 이전과 비교해 감사인의 감사노력이 보다 증가한 기업들은 이익의 질이 더 높을 수 있고, 이런 경우 재무분석가의 이익예측의 정확성과 양(+)의 관계는 더 뚜렷한 결과를 보일 수 있다. 따라서 앞서의 <표 4>의 결과가 IFRS 의무도입 자체의 효과성에 기인한 결과인지, 아니면 새로운 회계기준의 도입이 감사인의 추가적인 감사노력을 증가시켜서 발생한 결과인지를 첫 번째 추가분석을 통해 확인하고자 한다.

이를 위해 본 연구는 비정상 감사시간(abnormal audit hours)을 추정한 후, 전체표본을 다시 비정상 감사시간이 양(+)인 값과 음(-)인 값으로 표본을 나누어 살펴보았다. 비정상 감사시간을 추정하기 위해서는 감사시간의 결정모형을 이용해야 한다. 본 연구는 최근 선행연구인 박종일과 전규안(2017)의 모형을 준용하여 비정상 감사시간을 추정하였다. 분석에 이용된 표본은 감사시간 자료가 없는 기업은 분석에서 제외되었기 때문에 앞서 전체표본보다는 축소된 표본(reduced samples)이 이용되었다.¹⁵⁾ 앞서 <표 4>에 대한 비정상 감사시간이 양(+)인 표본과 음(-)인 표본으로 나누어 회귀분석을 수행한 결과는 <표 5>에 나타내었다. 지면관계 및 간결성을 위하여 주된 관심변수(IFRS*EL의 상호작용변수)를 중심으로 표를 요약하여 보고하였다. 표의 왼쪽은 비정상 감사시간이 양(+)인 표본의 결과이고, 표의 오른쪽은 비정상 감사시간이 음(-)인 표본의 결과이다. 가설(H) 및 보조가설 H1-1, H1-2와 관련해서 종속변수 ACCR는 모형 1과 4, BIAS는 모형 2와 4, DISP는 모형 3과 6에 각각 보고하였다.

<표 5>에서 관심변수를 중심으로 살펴보면, 비정상 감사시간이 양(+)인 표본의 경우 모형 1

- 15) 박종일과 전규안(2017)의 감사시간 결정모형은 다음의 식(3)과 같다. 비정상 감사시간의 추정은 식(4)의 모형에 대해 산업-연도별 횡단면 자료를 이용하여 OLS 회귀분석 후 얻어진 잔차항(ε) 값이다. 이 잔차항 값이 클수록(작을수록) 감사인이 정상수준보다 많은(적은) 감사시간을 투입한 것을 나타낸다. 전체표본에서 감사시간 등의 자료가 추가로 필요하므로, 분석에 이용가능 했던 표본은 6,919개 기업/연 자료이다.

$$\begin{aligned} LNAH_t = & \beta_0 + \beta_1 CONF_t + \beta_2 BIG4_t + \beta_3 AUDCH_t + \beta_4 OPN_t + \beta_5 SIZE_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 LIQ_t + \beta_8 GRW_t \\ & + \beta_9 ROA_t + \beta_{10} LOSSF_t + \beta_{11} EXPT_t + \beta_{12} INVREC_t + \beta_{13} ISSUE_t + \beta_{14} BOND_t + \beta_{15} FOR_t \\ & + \beta_{16} OWNER_t + \beta_{17} MKT_t + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4)$$

여기서, $LNAH_t$ =t년도 감사시간에 자연로그 값; $CONF_t$ =t년도 연결채무제표를 작성한 기업이면 1, 아니면 0; $BIG4_t$ =t년도 Big 4 제휴법인이면 1, 아니면 0; $AUDCH_t$ =t년도 초도감사기업이면 1, 아니면 0; OPN_t =t년도 적정 이외의 감사의견을 받은 기업이면 1, 아니면 0; $SIZE_t$ =t년도 총자산에 자연로그 값; LEV_t =t년도 부채비율(=총부채/총자산); LIQ_t =t년도 유동비율(=유동자산/유동부채); GRW_t =t년도 매출액의 성장성(=[매출액_t-매출액_{t-1}]/매출액_{t-1}); ROA_t =t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산); $LOSSF_t$ =t년도 과거 3년간 손실발생 빈도; $EXPT_t$ =t년도 수출비중(=해외매출액/총매출액); $INVREC_t$ =t년도 재고자산 및 매출채권 비율(=(재고자산+매출채권)/기초총자산); $ISSUE_t$ =t년도 유상증자를 실시한 기업이면 1, 아니면 0; $BOND_t$ =t년도 사채발행 기업이면 1, 아니면 0; FOR_t =t년도 외국인투자자 지분율; $OWNER_t$ =t년도 대주주 지분율(특수관계자 포함); MKT_t =t년도 코스닥상장기업이면 1, 유가증권상장기업이면 0; ε =잔차항임.

부터 3까지에서 관심변수 IFRS*EL의 상호작용변수는 일정 변수를 통제 한 후에도 종속변수 ACCR, BIAS 및 DISP에 대해 모두 1% 수준에서 여전히 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 또한 비정상 감사시간이 음(-)인 표본의 경우 모형 4와 5에서 IFRS*EL의 상호작용변수는 종속변수 ACCR 및 BIAS에 대해 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다.

〈표 5〉 추가분석 결과 1 : 비정상 감사시간이 양(+)인 표본 vs. 음(-)인 표본

$$ACCR_{i+1}(BIAS_{i+1} \text{ or } DISP_{i+1}) = \beta_0 + \beta_1 IFRS_i + \beta_2 EL_i + \beta_3 IFRS_i * EL_i + \beta_4 DA_i + \beta_5 BIG4_i + \beta_6 AUDCH_i + \beta_7 SIZE_i + \beta_8 LEV_i + \beta_9 MTB_i + \beta_{10} FN_i + \beta_{11} BETA_i + \beta_{12} VOL_i + \beta_{13} FOR_i + \beta_{14} OWNER_i + \beta_{15} MKT_i + \Sigma IND + \varepsilon_i \quad (1)-(2)$$

Variable	pred. sign	비정상 감사시간이 양(+)인 표본			비정상 감사시간이 음(-)인 표본		
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
		H	H1-1	H1-2	H	H1-1	H1-2
		ACCR	BIAS	DISP	ACCR	BIAS	DISP
IFRS	-	-0.009 (-1.36)	0.002 (0.34)	-0.003 (-3.21***)	-0.001 (-0.08)	0.012 (1.78*)	-0.004 (-4.76***)
EL	-	-0.180 (-7.87***)	-0.172 (-7.05***)	-0.006 (-1.50)	-0.089 (-4.21***)	-0.088 (-3.93***)	-0.009 (-2.50***)
IFRS*EL	-	-0.141 (-4.16***)	-0.145 (-4.01***)	-0.025 (-3.95***)	-0.348 (-10.39***)	-0.363 (-10.17***)	-0.004 (-0.71)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included	Included	Included
ΣIND		Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.147	0.114	0.176	0.165	0.133	0.192
F 값		32.073**	24.278**	14.663**	37.191**	29.195**	15.351**
N		3,435	3,435	1,213	3,484	3,484	1,149

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단에 보고된 사항과 같음.

주2) 괄호 안은 각 변수에 대한 회귀계수의 t 값을 나타냄임.

주3) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.1 수준에서 각각 유의함(양측검증).

그러나 모형 6의 경우 관심변수는 종속변수 DISP에 대해 음(-)의 값이나 통계적으로 유의한 수준은 아니다. 따라서 전반적으로 감사인의 추가적인 노력과 관계없이 앞서 주된 가설(H) 및 보조가설 H1-1의 경우 종속변수가 ACCR 및 BIAS의 경우 모두 앞서 <표 4>의 결과와 일치된 결과를 보이고 있고, 상대적으로 분석표본이 적은 종속변수 DISP일 때만 보조가설 H1-2의 경우 감사인의 감사노력 정도에 따라 차이를 보인다. 그러한 점에서 대체로 앞서 <표 4>의 결과는 IFRS 도입에 따라 감사인의 추가적인 감사노력의 증가에 기인한 결과라기보다는 IFRS 의무도입 자체에 기인한 것임을 알 수 있다.

본 절에서 두 번째 추가분석의 경우 앞서 <표 4>의 주된 결과가 외국인투자자 지분율로 측정

되는 외부지배구조의 영향에 따라 차별적인지를 살펴보았다. 앞서 <표 4>의 통제변수 중 FOR의 경우 종속변수(ACCR, BIAS, DISP)에 대해 모두 유의한 음(-)의 관계를 보였다. 이는 외국인투자자의 지분율이 높은 기업은 재무분석가의 이익예측치의 정확성이 높다는 결과이다. 한편으로, 이러한 결과는 선행연구들에서 주장하는 외국인투자자 지분율이 높은 기업의 경우 이들의 모니터링의 역할에 기인한 결과일 수 있다. 예를 들어, 전영순(2004)은 외국인투자자들은 회계이익의 질이 우수한 기업을 선호하며, 또한 외국인투자자 지분율이 높은 기업일수록 이익반응계수가 크고, 투자기업의 이익변동성이 감소하고 회계이익의 현금전환가능성은 증가한다는 결과를 보고하였다. 또한 김성혜 등(2012a)의 연구는 외국인투자자의 지분율이 높은 기업일수록 경영자의 실제 이익조정을 효과적으로 억제한다는 결과를 보고하였다. 이는 외국인투자자 지분율이 높을 때 이들 투자자들이 경영자의 기회주의적 이익조정활동에 대한 감시 및 통제의 역할을 수행하여 보고이익의 질이 개선될 수 있음을 의미한다. 따라서 추가분석의 두 번째의 경우 표본을 다시 FOR을 기준으로 중위수보다 높은 집단과 그렇지 않은 집단으로 나눈 후 <표 4>에 대해 분석하였다. 이와 관련한 분석결과는 <표 6>에 보고하였다. 지면상 앞서와 같이 주된 관심변수를 중심으로 보고하였다.

<표 6> 추가분석 결과 2 : 외국인투자자 지분율이 높은 표본 vs. 낮은 표본

$$ACCR_{t+1}(BIAS_{t+1} \text{ or } DISP_{t+1}) = \beta_0 + \beta_1 IFRS_t + \beta_2 EL_t + \beta_3 IFRS_t * EL_t + \beta_4 DA_t + \beta_5 BIG4_t + \beta_6 AUDCH_t + \beta_7 SIZE_t + \beta_8 LEV_t + \beta_9 MTB_t + \beta_{10} FN_t + \beta_{11} BETA_t + \beta_{12} VOL_t + \beta_{13} OWNER_t + \beta_{14} MKT_t + \Sigma IND + \varepsilon_t \quad (1)-(2)$$

Variable	pred. sign	외국인투자자 지분율이 중위수보다 높은 표본			외국인투자자 지분율이 중위수보다 낮은 표본		
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
		H	H1-1	H1-2	H	H1-1	H1-2
		ACCR	BIAS	DISP	ACCR	BIAS	DISP
IFRS	-	0.002 (0.29)	0.015 (2.36**)	-0.003 (-3.88***)	-0.006 (-0.87)	0.005 (0.66)	-0.005 (-3.27***)
EL	-	-0.085 (-3.83***)	-0.072 (-3.06***)	-0.002 (-0.51)	-0.150 (-7.23***)	-0.149 (-6.66***)	-0.016 (-3.06***)
IFRS*EL	-	-0.228 (-7.12***)	-0.263 (-7.84***)	-0.015 (-2.96***)	-0.266 (-7.23***)	-0.259 (-7.20***)	-0.018 (-2.13**)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included	Included	Included
ΣIND		Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.121	0.100	0.177	0.175	0.137	0.194
F 값		26.877**	21.807**	21.673**	40.674**	30.676**	8.507**
N		3,558	3,558	1,827	3,558	3,558	595

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단에 보고된 사항과 같음.

주2) 괄호 안은 각 변수에 대한 회귀계수의 t 값을 나타냄임.

주3) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.1 수준에서 각각 유의함(양측검증).

<표 6>에서 관심변수를 중심으로 살펴보면, 외국인투자자 지분율이 높은 표본의 경우 모형 1부터 3까지에서 IFRS*EL의 상호작용변수는 종속변수(ACCR, BIAS, DISP)에 대해 모두 1% 수준에서 여전히 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 또한 외국인투자자 지분율이 낮은 표본의 경우도 모형 4부터 6까지 IFRS*EL의 상호작용변수는 종속변수(ACCR, BIAS, DISP)에 대해 모두 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 이는 외국인투자자 지분율의 정도여부와 상관없이 <표 4>의 결과는 여전히 일치된 결과로 나타나고 있음을 보여준다. 따라서 앞서 <표 4>의 결과는 기업의 외부지배주주의 영향에 따른 것이라기보다는 주로 IFRS 의무도입에 따른 효과성에 기인한 것임을 알 수 있다.

마지막으로, 본 절의 세 번째 추가분석에서는 재무보고의 질에 따라 앞서 <표 4>의 결과가 차별적인지를 알아보았다. 선행연구들은 재무보고의 질의 대용치로 발생액의 질(accruals quality : 이하 AQ)을 이용한 연구들이 많다(Ramalingegowda et al. 2013 ; Kim and Qi 2010 ; Biddle et al. 2009 등). 또한 선행연구들은 발생액의 질이 낮은 기업일수록 정보위험 또는 정보비대칭 정도가 높아 기업이 보고하는 이익의 질은 낮다고 주장한다(Joos and Leung 2013 ; Chen et al. 2011 ; Francis et al. 2005). 그 외에도 국내 선행연구들은 발생액의 질이 높은 기업일수록 회계이익의 정보효과가 높다는 결과(손성규 등 2009 ; 이세용 2009)와 이익의 가치관련성이 증가된다는 결과를 보고하였다(이세용 2014). 따라서 본 절의 세 번째 추가분석에서는 전체표본을 다시 발생액의 질의 수준에 따라, 즉 AQ의 중위수를 기준으로 발생액의 질이 높은 표본(AQ 값이 낮은 기업)과 낮은 표본(AQ 값이 높은 기업)으로 나누어 앞서 <표 4>의 주된 결과가 다른지를 살펴보았다. AQ는 Francis et al.(2005)의 모형으로 추정된 후,¹⁶⁾ Dechow and Dichev(2002)의 방법과 같이 추정된 잔차(ε)에 절대값을 취해 분석하였다.¹⁷⁾ 이와 관련한 분석결과는 <표 7>에 보고하였다.

- 16) Francis et al.(2005)의 연구에서 AQ의 추정모형은 다음의 식(5)과 같다. 발생액의 질은 식(5)의 모형식에 대해 산업-연도별 횡단면 자료를 이용하여 OLS 회귀분석 후 추정된 잔차항(ε) 값이다. 즉 발생액의 질(AQ)은 유동발생액이 전기, 당기, 그리고 차기의 영업현금흐름으로 전환되어지는 실현가능성의 정도를 나타낸다. 따라서 추정된 잔차항 값이 클수록 발생액의 질은 상대적으로 낮으므로, 기업의 재무보고의 질은 낮다고 해석한다. AQ의 추정은 추가 자료가 필요하므로, 분석에 이용가능 했던 표본은 7,112개 기업/연 자료이다.

$$CA_t/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{t-1}/A_{t-1} + \beta_2 CFO_t/A_{t-1} + \beta_3 CFO_{t+1}/A_{t-1} + \beta_4 \Delta REV_t/A_{t-1} + \beta_5 PPE_t/A_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

CA_t =t년도 유동발생액; CFO_t =t-1년, t년, t+1년도 영업활동으로 인한 현금흐름; ΔREV_t =t년도 매출액의 변화; PPE_t =t년도 유형자산; A_{t-1} =t년도 기초총자산; ε =잔차항임. 여기서 유동발생액(CA)= Δ 유동자산- Δ 유동부채- Δ 현금및현금등가물- Δ 단기대여금+ Δ 단기차입금+ Δ 유동성장기부채를 기초총자산으로 나누어 측정함.

- 17) 발생액의 질을 측정하는 방법에는 두 가지가 있다. 하나는 AQ에 대해 과거 5년간의 표준편차로 측정하는 방법이고, 다른 하나는 당기의 AQ에 대해 절대값을 취하여 측정하는 방법이다(Dechow and Dichev 2002). Francis et al.(2005)은 후자의 방법보다 전자의 방법으로 측정하였다. 그런데 본 연구는 IFRS 의무도입의 전후기간에 따른 이익의 정보력이 재무분석가의 이익예측의 정확성을 향상시키는지 여부를 알아보는 데 있으므로, 만일 AQ를 과거 5년간의 표준편차로 측정할 경우 분석에 IFRS 도입 이후

<표 7>에서 관심변수를 중심으로 살펴보면, AQ 값이 중위수보다 낮은 기업(발생액의 질이 높은 표본)의 경우 모형 1과 2에서 IFRS*EL의 상호작용변수는 종속변수 ACCR 및 BIAS에 대해 1%에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다.

<표 7> 추가분석 결과 3 : 발생액의 질이 높은 표본 vs. 낮은 표본

$$ACCR_{t+1}(BIAS_{t+1} \text{ or } DISP_{t+1}) = \beta_0 + \beta_1 IFRS_t + \beta_2 EL_t + \beta_3 IFRS_t * EL_t + \beta_4 DA_t + \beta_5 BIG4_t + \beta_6 AUDCH_t + \beta_7 SIZE_t + \beta_8 LEV_t + \beta_9 MTB_t + \beta_{10} FN_t + \beta_{11} BETA_t + \beta_{12} VOL_t + \beta_{13} FOR_t + \beta_{14} OWNER_t + \beta_{15} MKT_t + \Sigma IND + \varepsilon_t \quad (1)-(2)$$

Variable	pred. sign	AQ의 값이 중위수보다 낮은 기업			AQ의 값이 중위수보다 높은 기업		
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
		H	H1-1	H1-2	H	H1-1	H1-2
		ACCR	BIAS	DISP	ACCR	BIAS	DISP
IFRS	-	-0.005 (-0.81)	0.007 (0.97)	-0.005 (-4.71 ^{***})	0.001 (0.16)	0.011 (1.74 [*])	-0.003 (-2.91 ^{***})
EL	-	-0.114 (-4.60 ^{***})	-0.111 (-4.23 ^{***})	-0.018 (-4.06 ^{***})	-0.138 (-7.17 ^{***})	-0.133 (-6.49 ^{***})	0.001 (0.17)
IFRS*EL	-	-0.292 (-8.43 ^{***})	-0.297 (-8.04 ^{***})	-0.004 (-0.54)	-0.202 (-6.33 ^{***})	-0.216 (-6.37 ^{***})	-0.024 (-4.15 ^{***})
Control variables	?	Included	Included	Included	Included	Included	Included
ΣIND		Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.163	0.131	0.192	0.148	0.116	0.177
F 값		37.536 ^{***}	29.276 ^{***}	16.786 ^{***}	33.499 ^{***}	25.584 ^{***}	13.994 ^{***}
N		3,556	3,556	1,267	3,556	3,556	1,150

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단에 보고된 사항과 같음.

주2) 괄호 안은 각 변수에 대한 회귀계수의 t 값을 나타냄임.

주3) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.1 수준에서 각각 유의함(양측검증).

그러나 종속변수가 DISP의 경우 관심변수는 유의한 음(-)의 값이 나타나지는 않았다. 또한 AQ 값이 중위수보다 높은 기업(발생액의 질이 낮은 표본)의 경우 모형 4부터 6까지에서 관심변수 IFRS*EL의 상호작용변수는 종속변수(ACCR, BIAS, DISP)에 대해 모두 1%에서 유의한 음(-)의 값을 보였다. 즉 발생액의 질이 높은 집단은 종속변수가 ACCR 및 BIAS에서 관심변수는

기간에 이용되는 연도별 자료는 종전 K-GAAP 자료가 같이 고려되는 문제가 있다. 따라서 본 절의 추가분석의 경우 앞서와 같은 측정상의 문제를 최소화하기 위하여 AQ에 절대값을 취하는 방법으로 분석하였다. 만일 Francis et al.(2005)의 연구에서 이용된 방법을 준용하여 AQ를 과거 3년간의 표준편 차로 측정한 후 분석한 경우에도 <표 7>의 결과는 질적으로 유사한 것으로 나타났다.

유의한 음(-)의 결과를, 또한 발생액의 질이 낮은 집단은 종속변수가 ACCR, BIAS 및 DISP 모두에 대해 관심변수는 유의한 음(-)의 결과이다. 이는 발생액의 질이 낮은 집단의 경우는 종속변수가 DISP의 경우도 추가로 유의한 음(-)의 값이 나타나 발생액이 질이 높은 기업들뿐만 아니라 발생액의 질이 낮은 기업들에서도 대체로 <표 4>의 주된 결과와 일관된 결과를 보였다. 따라서 IFRS 도입 이후가 이전기간보다 보고이익 정보를 이용한 재무분석가들의 미래이익 예측치의 정확성이 향상된 결과는 발생액의 질이 높은 집단뿐만 아니라 낮은 집단에서도 관찰된다는 점은 한편으로 재무분석가 측면에서 IFRS 도입에 따른 효과성이 재무보고의 질이 높은 기업뿐만 아니라 재무보고의 질이 낮은 기업들의 정보환경 역시 보다 개선시키고 있음을 <표 7>의 결과는 시사해 준다.

5. 민감도 분석결과

본 절은 민감도 분석(sensitivity analysis) 차원에서 다음과 같은 두 가지 측면을 살펴보았다. 첫째, 본 연구의 분석기간은 관심변수를 기준으로 2006년부터 2015년까지의 기간이다. 이 기간에는 금융위기가 있었던 2008년도도 포함되어 있다. 따라서 남혜정(2015)과 같은 방법으로 2008년 자료를 제외한 후 재분석을 별도로 수행해 보았다. 또한 2010년도의 경우는 재무분석가들이 2011년도 이익예측치를 산출할 때 IFRS 의무도입의 첫해연도의 이익예측치를 발표한 경우에 해당된다. 즉 이 연도는 종속기업이 있는 지배기업의 경우 주된 재무제표가 종전 K-GAAP 보고체제에서 연결재무제표로 변경되었으므로, 2010년도는 재무분석가들이 종전 K-GAAP 보고체제에서 IFRS 보고체제로 변경된 이익예측치를 처음으로 발표한 해였다. 이는 변경된 재무보고환경에 기인하여 재무분석가들이 처음으로 연결이익예측치의 산출에 어려움이 있을 수 있다. 따라서 관심변수를 기준으로 2010년도 자료, 즉 2010년도 시점에서 재무분석가들이 2011년도 이익예측치를 발표한 자료를 제외한 후 재분석을 수행해 보았다. 위의 두 경우에 대한 분석결과는 <표 8>에 보고하였다. 분석결과는 앞서와 같이 주된 관심변수를 중심으로 보고하였다.

<표 8>의 결과를 보면, 모형 1부터 3까지에서 관심변수 IFRS*EL의 상호작용변수는 2008년 금융위기 기간을 제외한 후에도 종속변수 ACCR, BIAS 및 DISP에 대해 모두 1% 수준에서 여전히 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 따라서 앞서 <표 4>의 주된 결과는 2008년에 발생된 서브프라임에 따른 금융위기의 영향에 민감하지 않음을 알 수 있다. 다음으로, 모형 4부터 6까지에서 재무분석가 측면에서 기업에 따라 이익예측치에 대한 산출방법이 변경되었던 2010년도를 제외한 후 분석한 경우 관심변수 IFRS*EL의 상호작용변수는 종속변수(ACCR, BIAS, DISP)에 대해 모두 1% 수준에서 여전히 유의한 음(-)의 계수 값이 나타났다. 즉 2010년도 자료를 제외한 후에도 IFRS 도입 이후가 이전의 경우보다 보고이익 정보를 이용한 재무분석가의 이익예측의 정확성이 증가하였고, 또한 낙관적인 편협의 성향이 감소되었으며, 재무분석가들 간의 이

이익예측의 분산 역시 줄어든 것으로 나타났다.

<표 8> 민감도 분석결과 1 : 2008년 금융위기 또는 IFRS 의무도입 전인 2010년을 제외한 경우

$$ACCR_{t+1}(BIAS_{t+1} \text{ or } DISP_{t+1}) = \beta_0 + \beta_1 IFRS_t + \beta_2 EL_t + \beta_3 IFRS_t * EL_t + \beta_4 DA_t \\ + \beta_5 BIG4_t + \beta_6 AUDCH_t + \beta_7 SIZE_t + \beta_8 LEV_t + \beta_9 MTB_t + \beta_{10} FN_t \\ + \beta_{11} BETA_t + \beta_{12} VOL_t + \beta_{13} FOR_t + \beta_{14} OWNER_t + \beta_{15} MKT_t + \Sigma IND + \varepsilon_t \quad (1)-(2)$$

Variable	pred. sign	2008년 금융위기 기간을 제외한 경우			IFRS 의무도입 전인 2010년을 제외한 경우		
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
		H	H1-1	H1-2	H	H1-1	H1-2
		ACCR	BIAS	DISP	ACCR	BIAS	DISP
IFRS	—	0.001 (0.32)	0.008 (1.72*)	-0.002 (-2.57***)	0.003 (0.55)	0.017 (3.26***)	-0.004 (-5.47***)
EL	—	-0.105 (-5.28***)	-0.108 (-5.15***)	0.008 (2.08**)	-0.104 (-6.37***)	-0.104 (-5.97***)	-0.007 (-2.53***)
IFRS*EL	—	-0.270 (-10.39***)	-0.273 (-9.95***)	-0.031 (-6.16***)	-0.272 (-11.35***)	-0.279 (-10.91***)	-0.016 (-3.55***)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included	Included	Included
ΣIND		Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.158	0.135	0.169	0.157	0.126	0.185
F 값		64.187***	53.529***	24.210***	63.504***	49.370***	28.178***
N		6,415	6,415	2,171	6,362	6,362	2,274

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단에 보고된 사항과 같음.

주2) 괄호 안은 각 변수에 대한 회귀계수의 t 값을 나타냄.

주3) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.1 수준에서 각각 유의함(양측검증).

두 번째 민감도 분석에서는 전체표본에 대해 시장유형(KOSPI vs. KOSDAQ)에 따라 이익의 질이 상이한 것으로 알려진 KOSPI에 속한 기업과 KOSDAQ에 속한 기업을 다시 나누어 살펴보았다. 예를 들어, 윤순석(2001)은 코스닥기업은 재량적 발생액을 이용한 이익조정행위가 유가증권기업보다 더 높다는 결과를 보고한 바 있다. 또한 코스닥기업을 분석한 선행연구들은 국내 코스닥시장의 경우 경영자의 공모횡령사건, 위장지분매각, 탈세, 주가조작 등과 같은 도덕적 해이 문제가 심각하여 빈번하게 신문지상에 거론될 뿐만 아니라 이러한 사유로 많은 코스닥기업들이 시장에서 퇴출된다는 주장이 있어 왔다(곽영민과 최중서 2011; 김종일과 권수영 2007). 따라서 시장유형에 따라 이익의 질이 다를 수 있으므로, 본 절의 두 번째 민감도 분석의 경우 전체표본을 다시 시장유형별로 나누어 살펴보고자 한다. 이에 대한 결과는 <표 9>에 보고하였다.

〈표 9〉 민감도 분석결과 2 : KOSPI 표본 vs. KOSDAQ 표본

$$ACCR_{t+1}(BIAS_{t+1} \text{ or } DISP_{t+1}) = \beta_0 + \beta_1 IFRS_t + \beta_2 EL_t + \beta_3 IFRS_t * EL_t + \beta_4 DA_t + \beta_5 BIG4_t + \beta_6 AUDCH_t + \beta_7 SIZE_t + \beta_8 LEV_t + \beta_9 MTB_t + \beta_{10} FN_t + \beta_{11} BETA_t + \beta_{12} VOL_t + \beta_{13} FOR_t + \beta_{14} OWNER_t + \Sigma IND + \varepsilon_t \quad (1)-(2)$$

Variable	pred. sign	KOSPI 표본			KOSDAQ 표본		
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
		H	H1-1	H1-2	H	H1-1	H1-2
		ACCR	BIAS	DISP	ACCR	BIAS	DISP
IFRS	—	0.006 (0.85)	0.019 (2.55***)	-0.003 (-3.78***)	-0.006 (-0.97)	0.003 (0.54)	-0.004 (-3.92***)
EL	—	0.010 (0.41)	0.018 (0.71)	-0.005 (-1.52)	-0.233 (-12.13***)	-0.231 (-11.20***)	-0.011 (-2.51***)
IFRS*EL	—	-0.450 (-13.12***)	-0.458 (-12.59***)	-0.022 (-4.25***)	-0.045 (-1.41)	-0.061 (-1.78*)	0.010 (1.23)
Control variables	?	Included	Included	Included	Included	Included	Included
ΣIND		Included	Included	Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.182	0.149	0.193	0.150	0.118	0.168
F 값		41.037***	32.524***	20.815***	38.872***	29.703***	11.413***
N		3,243	3,243	1,494	3,873	3,873	926

주1) 변수 정의는 <표 2>의 하단에 보고된 사항과 같음.

주2) 괄호 안은 각 변수에 대한 회귀계수의 t 값을 나타냄.

주3) ***, **, *는 0.01, 0.05, 0.1 수준에서 각각 유의함(양측검증).

<표 9>에서 KOSPI 표본의 결과를 먼저 살펴보면, 모형 1부터 3까지에서 관심변수 IFRS*EL의 상호작용변수는 종속변수(ACCR, BIAS, DISP)에 대해 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 반면, KOSDAQ 표본의 결과는 모형 4부터 6까지에서 관심변수 IFRS*EL의 상호작용변수는 종속변수 BIAS에 대해 10%에서 유의한 음(-)의 계수 값을 보일 뿐(모형 5), 나머지 종속변수 ACCR 및 DISP에 대해서는 통계적으로 유의한 값이 관찰되지 않았다(모형 4와 6). 특히 주된 가설과 관련된 종속변수가 ACCR의 경우 관심변수는 유의한 값을 보이지 않았다. 그러한 점에서 주된 가설뿐 아니라 보조가설 중 H1-2의 경우도 유의한 결과를 보이지 않고, H1-1만 한계적인(marginal) 수준에서 유의한 결과로 나타나 전반적으로 <표 4>의 주된 결과는 주로 유가증권기업에 기인된 것임을 알 수 있다. 이러한 측면을 고려해서 결과를 해석하면 IFRS 도입 이후 기업이 산출한 보고이익 정보를 이용한 재무분석가의 미래이익 예측치에 대한 정확성의 향상은 유가증권기업일 때 주로 발생된 것임을 알 수 있다. 따라서 이 결과는 코스닥기업의 경우 IFRS 의무도입 이후에도 이전기간과 비교해 여전히 이익의 예측력이 상대적으로 낮아 보고

이익 정보를 이용한 재무분석가들의 미래이익 예측의 정확성은 크게 개선되지 않았음을 <표 9>의 결과는 시사해 준다. 그러한 점에서 IFRS 의무도입의 효과성을 재무분석가의 이익예측의 정확성 측면에서 알아본 경우 상대적으로 종전 이익의 질이 낮은 코스닥기업들보다 이익의 질이 높은 유가증권기업일 때 IFRS 회계기준에 따른 효과성은 더 높음을 앞서의 민감도 결과는 사사해 주고 있다.

V. 결 론

본 연구는 국내 상장기업을 대상으로 IFRS 도입 이후에 산출된 보고이익의 정보력 측면에서 이전기간과 비교할 때 이익의 예측력을 보다 향상시켜 보고이익을 이용한 재무분석가의 이익예측치의 정확성을 더 증가시키는지를 실증적으로 분석하였다. 특히 본 연구는 재무분석가의 이익예측의 정확성, 편의 그리고 분산 측면에서 살펴보았다. 또한 추가분석에서는 앞서의 관계가 비정상 감사시간으로 측정된 감사인의 감사노력 정도, 외국인투자자 지분율로 살펴본 외부지배구조의 영향, 그리고 발생액의 질로 측정된 재무보고의 질 수준에 따라 차별적인지를 살펴보았다. 나아가 시장유형에 따라 다른지에 대해서도 알아보았다.

이전 연구들은 앞서의 본 연구주제와 달리, IFRS 의무도입 전후기간에 따른 재무분석가의 이익예측치의 정확성의 변화를 주로 분석하였다(Houque et al. 2014 ; Miralles and Sanabria 2014 ; Horton et al. 2013 ; Cotter et al. 2012 ; Byard et al. 2011 ; Tan et al. 2011 ; 남혜정 2015). IFRS의 의무도입은 기업, 감사인, 회계기준제정기관, 규제당국 및 정책입안자 및 정보이용자인 투자자들 모두 회계정보의 변화를 수반한다는 점에서 사회적 비용을 발생시킨다. 이러한 측면에서 IFRS의 의무도입의 효과성과 관련된 다양한 측면의 분석과 논의는 그 실효성 여부를 알아보는 데 있어 필요할 수 있다. 하지만 2011년도부터 모든 국내의 상장기업에 도입된 IFRS라는 새로운 회계기준이 종전 K-GAAP과 비교할 때 투자자들의 합리적인 의사결정에 중요한 영향을 미치는 재무분석가들의 정보환경을 보다 더 개선시키는데 도움이 되는지를 기업이 산출한 이익 정보력과 연계시켜 분석한 연구는 그동안 국내외로 거의 없었다. 따라서 본 논문은 재무분석가 측면에서 IFRS 도입에 따른 효과성을 파악하는데 있어 보고이익 정보와 직접 연계시켜 살펴본 처음의 연구라는 점에서 의의가 있다. 또한 이와 관련한 실증적 증거는 학계의 잘 알려져 있지 않으므로, 학계에는 IFRS의 의무도입 효과를 분석한 관련연구에 추가적이면서 보완적인 실증적 증거를 제공할 뿐 아니라 IFRS 의무도입의 실효성 여부에 관심이 있는 회계기준제정기관, 규제당국 및 정책입안자 및 재무분석가의 이익예측치를 이용하는 자본시장의 투자자 및 채권자에게도 의미 있는 유용한 정보를 더불어 제공해 줄 것으로 기대된다. 이를 위해 본 연구는 이전 연구들보다 확장된 분석기간인 IFRS 의무도입 전후 각 5년간을 분석하였다. 즉 분석기간의 경우 종

속변수(관심변수)를 기준으로 2007년부터 2016년까지(2006년부터 2015년까지)이고, 금융업이 아닌 12월의 결산법인 중 재무분석가의 이익예측치 자료가 이용가능 했던 유가증권 및 코스닥 기업을 대상으로 최종표본 7,116개 기업/연 자료가 이용되었다.

본 연구의 실증적 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 이익예측오차에 영향을 줄 수 있는 일정한 변수를 통제한 후에도 IFRS 도입 이후에 산출된 보고이익 정보가 종전 K-GAAP 기간의 경우보다 이익 정보력이 향상되어 이를 이용한 재무분석가의 미래이익 예측치의 정확성이 높고, 또한 이익예측치에서 낙관적인 편위의 성향은 낮아졌으며, 이익예측치 간의 분산 역시 줄어든 것으로 나타났다. 이러한 결과는 IFRS 의무도입 이후에 산출된 보고이익의 질이 종전보다 향상되어 재무분석가의 이익예측치의 정확성이 증가되었다는 것을 시사한다. 둘째, 추가분석 결과에 따르면 감사인의 비정상 감사시간으로 측정된 감사노력, 외국인투자자 지분율로 측정된 외부지배구조 및 발생액의 질로 측정된 재무보고의 질의 수준에 따라 전체표본을 다시 나누어 분석하더라도 감사인의 추가적인 감사노력이나 외국인투자자의 영향 정도 및 발생액의 질 수준과 관계없이 모두 IFRS 도입 이후가 이전의 경우보다 보고이익 정보를 이용한 재무분석가들의 이익예측치의 정확성이 증가하고, 낙관적인 편위의 성향은 감소된 것으로 나타났다. 이는 앞서의 첫 번째 결과가 IFRS 도입 이후 감사인의 추가노력이나 외부지배구조의 영향 및 발생액의 질 수준에 기인한 결과라기보다는 IFRS 의무도입 자체의 효과에 기인된 것임을 시사해 준다. 마지막으로, 시장의 유형별로 전체표본을 다시 나누어 분석하면 앞서 첫 번째 결과는 유가증권기업일 때 더 뚜렷한 결과를 보였다. 이 결과는 앞서의 관계가 시장유형별로 차별적인 반응이 있음을 시사한다. 특히 IFRS 의무도입의 효과성은 이익의 질이 상대적으로 낮은 코스닥기업보다 유가증권기업일 때 이익 정보력을 더 향상시켜 재무분석가의 정보환경을 더 개선하는데 실효성이 높은 것으로 나타났다.

이상을 종합하면, 본 연구는 IFRS 도입 이후가 이전과 비교해 보고이익 정보를 이용한 재무분석가들의 정보환경을 개선시켜 이익예측치의 정확성이 증가되고, 또한 낙관적인 편위의 성향은 감소되었으며, 이익예측치 간의 분산 역시 감소되었음을 보여주었다는데 의미가 있다. 이러한 본 연구의 발견은 IFRS 도입 이후 산출된 보고이익이 종전 K-GAAP 기간의 경우보다 이익 정보력을 향상시켜 재무분석가의 정보환경에 긍정적인 영향을 주어 이들이 발표하는 미래이익 예측치의 정확성이 더 높아졌음을 시사한다. 따라서 재무분석가의 이익예측치 정보가 투자자의 의사결정에 중요한 영향을 준다는 점을 감안할 때 IFRS 의무도입 이후 변화된 회계환경이 재무분석가의 이익예측치에 긍정적인 영향을 주면, 이를 이용하는 투자자들의 의사결정에도 전반적으로 효익을 제공한다는 측면에서 본다면, 본 연구결과는 재무분석가의 이익예측치를 활용하는 투자자들에게도 유용한 시사점을 줄 수 있다. 또한 본 연구는 IFRS의 의무도입 효과를 분석한 관련연구에 실증적인 새로운 증거를 제공할 것으로 기대된다. 뿐만 아니라 본 연구의 실증적 증거는 2011년부터 시행된 IFRS 도입에 따른 그 실효성 여부에 관심이 있는 회계기준제정기관,

규제당국 및 정책입안자들에게도 외부 정보이용자들의 정보환경 변화에 대한 유익한 시사점을 동시에 제공할 것으로 예상된다.

앞서와 같은 시사점의 제공에도 불구하고 본 연구의 경우 다음과 같은 분석상 한계는 있을 수 있다. 첫째, 본 연구모형인 식(1) 및 식(2)에서 고려되지 않은 생략변수(omitted variable) 문제는 남아 있다. 예를 들어, 종속변수로 이용되는 이익예측의 정확성, 편의 및 분산의 경우 재무분석가와 관련된 특성이 영향을 미칠 수 있으나, 이와 관련된 재무분석가의 이익예측과정에 대한 자료수집상 한계로 인해 본 연구는 기업특성 변수를 이용하여 주로 분석하였다. 둘째, 재무분석가들이 발표하는 이익예측치 정보는 모든 상장기업을 대상으로 산출되고 있지는 않으므로, 본 결과를 전체 상장기업으로 투영하는데 있어 제약은 있을 수 있다. 셋째, 본 연구의 추가분석에서 이용된 비정상 감사시간 및 발생액의 질 모두는 추정의 과정이 필요하므로, 측정오차 문제는 있을 수 있다. 따라서 이러한 사항은 결과해석상에 고려될 필요가 있다. 그러나 한편으로 앞서와 같은 분석상 한계는 본 연구뿐만 아니라 경험적 분석을 수행하는 연구들에서도 공통된 문제일 수 있다.

참고문헌

- 곽영민 · 최중서. 2011. “신규상장기업의 이익조정과 생존가능성의 관련성 : 코스닥 시장을 중심으로”. 회계저널 제20권 제3호 : 231-263.
- 김경태. 2014. “K-IFRS 제도 변경이 이익조정에 미치는 영향 : 감사법인 규모를 중심으로”. 회계 · 세무와 감사연구 제56권 제1호 : 117-142.
- 김문철 · 최 관. 1999. “이익의 질의 개념에 관한 연구”. 회계학연구 제8권 제1호 : 221-249.
- 김성혜 · 이아영 · 전성빈. 2012a. “외국인투자자의 특성과 실제이익조정 : 외국인대주주의 역할을 중심으로”. 회계학연구 제37권 제2호 : 129-165.
- 김성혜 · 전성빈 · 송민섭. 2012b. “재무분석가의 예측특성을 통해 살펴본 발생액의 질 측정치의 유용성에 관한 분석”. 회계연구 제17권 제2호 : 231-261.
- 김종일 · 권수영. 2007. “기업공개 결정요인에 대한 사후적 실증분석 : 코스닥시장 상장기업을 중심으로”. 회계학연구 제32권 제3호 : 89-121.
- 김지홍 · 백혜원 · 고재민. 2010. “발생액의 질과 재무분석가의 정보 환경이 이익예측 정확성에 미치는 영향”. 회계학연구 제35권 제3호 : 1-35.
- 남혜정. 2015. “한국채택국제회계기준의 도입과 재무분석가의 이익예측치 특성”. 경영학연구 제44권 제3호 : 933-950.
- 박종일. 2003. “기업지배구조와 이익조정 : 최대주주 지분율을 중심으로”. 회계학연구 제28권 제2호 : 135-172.
- 박종일. 2015. “IFRS 도입이 실제 이익조정에 미친 영향”. 세무와회계저널 제16권 제5호 : 65-110.
- 박종일 · 곽수근. 2007. “감사인 교체와 감사품질”. 회계와 감사연구 제46호 : 191-226.
- 박종일 · 전규안. 2017. “비정상 감사보수 및 감사시간과 감사품질 간의 관계 재분석”. 2017년도 한국회계학회 하계국제학술대회 발표논문.
- 박종일 · 전규안 · 노희천. 2009. “회계이익과 과세소득의 차이, 일시적 차이 및 순이연법인세변동 정보가 재무분석가의 이익예측치에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제10권 제2호 : 225-260.
- 박종일 · 지승민 · 신재은. 2016. “세무보고 공격성이 재무분석가의 이익예측오차에 미치는 영향”. 경영학연구 제45권 제6호 : 1763-1804.
- 박종일 · 최 관. 2009. “비정상적인 감사보수와 감사시간이 재량적 발생액에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제10권 제3호 : 257-293.
- 박현영 · 이호영 · 강민정. 2012. “국제회계기준 도입 전후 이익조정과 감사투입시간의 영향에 대한 연구”. 회계와감사연구 제54권 제2호 : 529-564.
- 배성호 · 정석우 · 오광욱. 2012. “K-IFRS 공시품질과 재무분석가 이익예측분산도”. 경영학연구 제41권 제4호 : 643-674.

- 선우혜정 · 최종학 · 이병희. 2010. “지분을 괴리도가 재무분석가의 이익예측치오차에 미치는 영향”. 회계학연구 제35권 제2호 : 1-34.
- 손성규 · 고재민 · 백혜원. 2009. “발생액의 질의 회계정보 유용성. 회계정보연구 제27권 제2호 : 273-304.
- 안윤영 · 신현한 · 장진호. 2005. “외국인투자자와 정보비대칭 간의 관계”. 회계학연구 제30권 제4호 : 109-131.
- 안윤영 · 유영태 · 조영준 · 신현한 · 장진호. 2006. “재무분석가의 특성이 이익예측정확성에 미치는 영향”. 회계학연구 제31권 제4호 : 1-24.
- 윤순석. 2001. “상장기업과 코스닥기업의 이익관리에 대한 비교 연구”. 경영학연구 제29권 제1호 : 57-85.
- 이명곤 · 장석진 · 조상민. 2012. “국제회계기준(IFRS)의 도입과 감사시간 및 감사보수”. 회계와 감사연구 제54권 제2호 : 473-504.
- 이세용. 2009. “발생액의 질과 회계이익의 정보효과”. 세무와회계저널 제10권 제4호 : 9-41.
- 이세용. 2014. “발생액의 질이 회계이익과 순자산의 가치관련성에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제15권 제1호 : 251-277.
- 전규안 · 유해석 · 이형배. 2014. “감사시간이 국제회계기준의 도입효과에 미치는 영향”. *Asia-Pacific Journal of Business & Commerce* 6 (1) : 1-29.
- 전규안 · 최종학 · 박종일 · 이병희. 2007. “기타포괄손익과 재무분석가의 이익예측오차 사이의 관련성에 관한 연구”. 회계학연구 제32권 제1호 : 141-171.
- 전영순. 2004. “외국인투자자 및 국내 기관투자자의 투자의사결정과 회계이익의 질(Quality)”. 경영학연구 제32권 제4호 : 1001-1032.
- 정석우. 2003. “재무분석가의 분석기업 결정과 예측특성에 영향을 미치는 요인”. 회계학연구 제28권 제4호 : 61-84.
- 정석우 · 배성호 · 임태균. 2012. “환위험 기업에 대한 재무분석가 이익예측 특성”. 회계학연구 제37권 제4호 : 1-35.
- 정석우 · 임태균. 2005. “회계이익의 지속성이 재무분석가의 이익예측오차와 이익예측정확성에 미치는 영향”. 회계학연구 제30권 제2호 : 209-235.
- 정현욱 · 이현주 · 이강일. 2014. “감사시간이 재무분석가의 이익예측편의에 미치는 영향”. 경영학연구 제43권 제4호 : 1079-1111.
- 차승민 · 문보영 · 전홍민. 2014. “한국채택국제회계기준(K-IFRS)의 도입이 경영자의 실물적 이익조정에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제15권 제6호 : 55-81.
- 최성호 · 박종일 · 남혜정. 2016. “K-IFRS 의무도입이 이익지속성에 미친 영향 : 연결, 별도 및 개별재무제표를 중심으로”. 세무와회계저널 제17권 제3호 : 89-126.
- Ahmed, A., M. Neel, and D. Wang. 2013. “The effects of mandatory adoption of International

- Financial Reporting Standards on smoothness, conservatism and timeliness of accounting earnings”. *Contemporary Accounting Research* 30 (4) : 1344–1372.
- Balakrishnan, K., J. Blouin, and W. Guay. 2012. “Does tax aggressiveness reduce financial reporting transparency?”. *Working paper*. University of Pennsylvania.
- Ball, R., S. P. Kothari, and A. Robin. 2000. “The effect of international institutional factors on properties of accounting earnings”. *Journal of Accounting and Economics* 29 : 1–52.
- Barth, M., W. Landsman, and M. Lang. 2008. “International accounting standards and accounting quality”. *Journal of Accounting Research* 46 (3) : 1–32.
- Behn, B. K., J–H. Choi, and T. Kang. 2008. “Audit quality and properties of analysis earnings forecasts”. *The Accounting Review* 83 (2) : 327–349.
- Biddle, G. C., G. Hilary, and R. S. Verdi. 2009. “How does financial reporting quality relate to investment efficiency?”. *Journal of Accounting and Economics* 48 : 112–131.
- Byard, D., Y. Li, and Y. Yu. 2011. “The effect of mandated IFRS adoption on analysts’ forecast errors”. *Journal of Accounting Research* 49 (1) : 69–96.
- Caramanis, C. and C. Lennox. 2008. “Audit effort and earnings management”. *Journal of Accounting and Economics* 45 (1) : 116–138.
- Chen, F., O. Hope, Q. Li, and X. Wang. 2011. “Financial reporting quality and investment efficiency of private firms in emerging markets”. *The Accounting Review* 86 : 1255–1288.
- Cotter, J., A. Tarca, and M. Wee. 2012. “IFRS adoption and analysts’ earnings forecasts : Australian evidence”. *Accounting and Finance* 52 (2) : 395–419.
- Cuijpers, R. and W. Buijink. 2005. “Voluntary adoption of non–local GAAP in the European Union : A study of determinants and consequences”. *European Accounting Review* 14 (3) : 487–524.
- Das, S., C. Levine, and K. Sivaramakrishnan. 1998. “Earnings predictability and bias in analysts’ earnings forecasts”. *The Accounting Review* 73 (2) : 277–294.
- Daske, H., L. Hail, C. Leuz, and R. Verdi, 2008. “Mandatory IFRS reporting around the world : Early evidence on the economic consequences”. *Journal of Accounting Research* 46 (5) : 1085–1142.
- Dechow, P. M. and I. D. Dichev. 2002. “The quality of accruals and earnings : The role of accrual estimation errors”. *The Accounting Review* 77 (4) : 35–60.
- Dechow, P., W. Ge, and C. Schrand. 2010. “Understanding earnings quality : A review of the proxies, their determinants and consequences”. *Journal of Accounting and Economics* 50 : 344–401.

- DeFond, M. and L. Subramanyam. 1998. "Auditor changes and discretionary accruals". *Journal of Accounting and Economics* 25 : 36–67.
- Duru, A., and D. Reeb. 2002. "International diversification and analysts' forecast accuracy and bias". *The Accounting Review* 77 (2) : 415–33.
- Eames, M., Glover, S., and J. Kennedy. 2002. "The association between trading recommendations and broker–analysts' earnings forecasts". *Journal of Accounting Research* 40 : 85–104.
- Easterwood, J. C. and S. R. Nutt. 1999. "Inefficiency in analyst forecasts : Systematic misreaction or systematic optimism?". *Journal of Finance* 54 : 1777–1797.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2005. "The market pricing of accruals quality". *Journal of Accounting & Economics* 39 (2) : 295–327.
- Gossner, S., T. Berndt, and M. Schmid. 2015. "The impact of the IFRS introduction on the predictive power of earnings : An empirical examination of public and private German firms". *Working paper*. University of St. Gallen.
- Horton, J., G. Serafeim, and I. Serafeim, 2013. "Does mandatory IFRS adoption improve the information environment?". *Contemporary Accounting Research* 30 (1) : 388–423.
- Houqe, M. N., S. Easton and T. van Zijl. 2014. "Does mandatory IFRS adoption improve information quality in low investor protection countries?". *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation* 23 (2) : 87–97.
- Joos, P. P. and E. Leung. 2013. "Investor perceptions of potential IFRS adoption in the United States". *The Accounting Review* 88 (2) : 577–609.
- Kang, T., G. V. Krishnan, M. C. Wolfe, and H. S. Yi. 2012. "The impact of eliminating the 20–F reconciliation requirement for IFRS filers on earnings persistence and information uncertainty". *Accounting Horizons* 26 (4) : 741–765.
- Kim, D. K. and Y. Qi. 2010. "Accruals quality, stock returns, and macroeconomic conditions". *The Accounting Review* 85 (3) : 937–978.
- Kim, J–B., and H. Shi. 2012. "Voluntary IFRS adoption, analyst coverage, and information quality : International evidence". *Journal of International Accounting Research* 11 (1) : 45–76.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. "Performance matched discretionary accrual measures". *Journal of Accounting and Economics* 39 : 163–197.
- Lim, T. 2001. "Rationality and analysts' bias". *Journal of Finance* 56 (1) : 369–385.
- Miralles, P. G. and S. Sanabria. 2014. "The impact of mandatory IFRS adoption on financial analysts' earnings forecasts in Spain". *Working paper*. University of Alicante.

- Papadaki, A., 2005. "Discussion of why do national GAAP differ from IAS? The role of culture". *International Journal of Accounting* 40 : 351–358.
- Ramalingegowda, S., C. S. Wang, and Y. Yu. 2013. "The role of financial reporting quality in mitigating the constraining effect of dividend policy on investment decisions". *The Accounting Review* 88 (3) : 1007–1039.
- Samarasekera, N., M. Chang, and A. Tarca. 2012. "IFRS and accounting quality : The impact of enforcement". *Working paper*. University of Western Australia.
- Tan, H., S. Wang, and M. Welker. 2011. "Analyst following and forecast accuracy after mandated IFRS adoptions". *Journal of Accounting Research* 49 (5) : 1307–1357.
- Watts, R., and J. Zimmerman. 1986. "Positive accounting theory". Prentice–Hall. Englewood Cliffs (NJ).

The Effect of the Information Content of Earnings after Mandatory IFRS Adoption on Financial Analysts' Earnings Forecast Accuracy

Jong-Il Park*

〈Abstract〉

This study empirically examines whether the effect of mandatory IFRS adoption, suggesting a association between the financial impact on earnings of the changes to IFRS from GAAP and financial analysts' earnings forecast accuracy. In other words, this paper predict that the predictability of earnings in the post-IFRS periods are more informative than those of earnings in the pre-IFRS periods are associated with lower forecast errors and dispersion in analyst forecasts. Because I expect that the accuracy of analyst forecasts is related to the accuracy of financial statement-based forecasts and, therefore, that the improvement in analysts' forecast accuracy around mandatory IFRS adoption is associated with the improvement in the accuracy of earnings on financial reports with firm-level. This relation reflects a fundamental mechanism that could explain the general change in analysts' earnings forecast around mandatory IFRS adoption. As the relationship, this study also examines whether the adoption effect likely varies with firm-level incentives for auditor effort, foreign investor ownership, and accruals quality. Furthermore, this study partition the sample into market type and test whether the relationship earlier is different for KOSPI versus KOSDAQ listed firms.

On the other hand, prior research examine the effects of mandatory IFRS adoption on the accuracy of analysts' earnings forecasts (e.g., Nam 2015 ; Houque et al. 2014 ; Miralles and Sanabria 2014 ; Horton et al. 2013 ; Cotter et al. 2012 ; Byard et al. 2011 ; Tan et al. 2011 etc.) Unlike previous studies, this paper differs in that I focus on the informational power of earnings related to analysts' earnings forecasts errors between the pre-IFRS and post-IFRS periods. For instance, financial analysts are among the major and most intensive users of firms' financial reports, as they are required to predict a firm's fundamental value. Furthermore, analysts use firms' previous financial reports, particularly earnings information, to predict future earnings. Therefore, intuitively, the accuracy of analysts' forecasts is directly correlated to the quality of financial reports and the information environment(Horton et al. 2013 ; Houque et al. 2014). Therefore, I test that the effects of changes in the informational power of earnings on the

* Professor, School of Business, Chungbuk National University, parkjil@chungbuk.ac.kr

accuracy of analysts' earnings forecasts after the mandatory IFRS adoption. Thus, this paper extend prior studies about properties of analyst forecasts in both the national GAAP and IFRS setting in the period before and after mandatory IFRS adoption.

To test the effect of mandatory IFRS adoption, test variable in model to estimate the incremental effect of the informational power of earnings in the post-IFRS period is an interaction of IFRS and earnings (i.e., earnings per share deflated by the price, hereafter EL), where IFRS is an indicator variable that equals one for the post-IFRS period (2011–2015) and zero for the pre-IFRS period (2006–2010). The dependent variable is analysts' earnings forecast accuracy, in particular, this study capture the properties of analysts' earnings forecast accuracy using absolute forecast errors, forecast errors (i.e., optimistic or pessimistic bias), and forecast dispersion, where smaller absolute forecast errors, smaller optimistic bias, and smaller forecast dispersion generally indicates a richer information environment. The sample covers KOSPI and KOSDAQ listed firms with available data in non-financial industries with fiscal year-end based on the dependent variable (test variable) from 2007 to 2016 (from 2006 to 2015). The final samples includes 7,116 firm-year observations with available data for analyst' earnings forecast.

The empirical findings of this study are following. First, after controlling for several factors that affect analyst' forecast errors, I find that the coefficient on interaction term between IFRS and EL (IFRS*EL) is significantly negative, when the dependent variable is absolute forecast errors, forecast errors, and forecast dispersion, respectively. Consistent with hypothesis, which indicating that analysts' forecast on earnings' informational power becomes more accurate analyst' earnings forecasts, less optimistically biased forecasts, and smaller forecast dispersion after mandatory IFRS adoption. Second, when I also divided the full samples into positive abnormal audit hours vs. negative abnormal audit hours subsamples, or high foreign investor ownership vs. low foreign investor ownership subsamples, and high accruals quality vs. low accruals quality subsamples according to the median level, I find that a negative and significant relation between an interaction of IFRS*EL and analysts' absolute forecast errors and forecast dispersion, regardless of high or low auditor effort samples, or high or low foreign investor ownership samples, and high or low accruals quality subsamples. Thus, the results of this study are not sensitive to auditor additional effort, external corporate governance, accruals quality conditioned on firm-level reporting incentives, I find similar results earlier. Therefore, this results suggest that the impact mandatory IFRS adoption itself rather than firm-level with stronger reporting incentives (i.e., higher-quality audit, a larger proportion of foreign investor ownership, and the level of higher financial reporting) is associated with a change in the quality of analysts' information environment. Finally, in the additional analysis when I classify sample into KOSPI versus KOSDAQ firms, this study find that a significantly negative relation between analyst' earnings forecast error and IFRS*EL is more pronounced among KOSPI samples, thus leading to a greater improvement in analysts' information environment for these firms.

Overall, the evidence from this study shows a significant reduction in analysts' earnings forecast errors and dispersion after mandatory IFRS adoption. Specifically, this study show that the improvement in analyst's earnings forecast accuracy is associated with the improvement in the Informational power of earnings with financial reports around IFRS adoption and that the

association between the improvement in analysts' forecast accuracy and the effect of mandatory IFRS adoption is more pronounced KOPSI samples. Meanwhile, this study is the first to provide direct evidence on the effect of mandatory IFRS adoption, suggesting a association between reported earnings-based measure of the changes to IFRS from GAAP and financial analysts' earnings forecast accuracy model. Therefore, the results of this study may be of interest to accounting standard setters, policy makers, regulators and practitioners in evaluating the costs and benefits of mandatory IFRS adoption and to financial statement users who wish to understand the effect of mandatory IFRS adoption. As well as, the findings of this study makes contributions to the existing literature on the impact of mandatory IFRS adoption on analysts' forecasts accuracy.

〈Key words〉 Mandatory IFRS adoption, Analysts' earnings forecast accuracy, Forecast bias, Forecast dispersion, Informational power of earnings, Audit effort, Foreign investor ownership, Accruals quality