

한국채택국제회계기준의 도입과 재무분석가의 이익예측치 특성*

남혜정(주저자)
 동국대학교(서울캠퍼스) 경영대학 부교수
 (namhj@dongguk.edu)

본 연구는 K-IFRS의 도입으로 회계정보의 질적 특성이 변화됨에 따라 이를 이용하는 재무분석가의 이익예측치 특성이 어떻게 달라졌는지 검증하였다. 대부분의 연구들이 K-IFRS의 도입효과로 회계정보의 가치관련성이나 질적 특성에 초점을 맞추고 있으나, 회계기준의 변화는 회계정보를 생산하는 기업뿐만 아니라 이를 이용하는 정보이용자들에게도 영향을 미칠 것으로 예상된다. 특히 K-IFRS의 도입으로 회계정보를 생산하는 기업의 재무적 판단여지가 높아짐에 따라 회계정보의 생산자인 기업과 이용자인 투자자들간에 정보비대칭을 완화시키고, 의사소통을 원활하게 해주는 정보중개자로서의 재무분석가들의 역할이 어느 때보다 중요해지고 있다. 그러나 K-IFRS도입과 관련된 대부분의 연구들은 회계정보의 질적 특성에 초점을 맞추고 있으며, 정보이용자의 관점에서 분석한 연구는 미미한 편이다. 우리나라의 경우, K-IFRS의 도입으로 주재무제표가 개별재무제표에서 연결재무제표로 변화되면서, 재무제표를 이용하여 이익예측치를 산출하는 재무분석가에게는 재무제표를 이해하는데 드는 비용이 상대적으로 높아졌을 것이다. 반면에 공정가치적용의 확대 및 주식정보량의 증대와 같은 환경변화는 재무분석가에게 좀 더 다양한 정보를 제공한다는 점에서 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다. 따라서 K-IFRS 도입 전과 후에 재무분석가의 이익예측치 특성이 어떻게 달라졌는지를 살펴보는 것은 K-IFRS로 산출된 회계정보의 유용성측면에서 의미있는 주제이며, 검증가능한 이슈가 될 것이다.

본 연구는 2007년부터 2012년까지 K-IFRS를 도입한 기업들을 대상으로 K-IFRS도입 이후, 재무분석가의 이익예측정확성, 이익예측분산, 재무분석가의 수가 어떻게 달라졌는지 분석하였다. 분석결과, K-IFRS 도입 이후 재무분석가의 이익예측정확성은 증가하였으며, 이익예측분산도 감소한 것으로 나타났다. 반면에 재무분석가의 수는 K-IFRS도입 이후 유의적으로 감소한 것으로 나타나, K-IFRS의 도입이 재무분석가의 의사결정에 영향을 미치고 있음을 발견하였다. 이러한 결과는 자발적 도입기업보다 의무 도입기업일수록 더욱 유의적으로 나타났으며, 추가적인 강건성분석에서도 일관된 결과를 보이고 있다. 본 연구의 결과는 K-IFRS도입과 관련하여 대부분의 선행연구들이 회계정보의 질에 초점을 두고 분석되었던 것과는 달리, K-IFRS의 도입효과를 재무분석가의 관점에서 연구하였다는 점에서 차별성이 있다.

주제어: K-IFRS, 이익예측정확성, 이익예측분산, 재무분석가수, K-IFRS 의무도입

1. 서론

우리나라는 세계 10위권의 경제규모를 가지고 있음에도 불구하고 국가신인도가 낮게 평가되어 왔으며, 특히 회계투명성에 대한 대외적 신인도는 매우 낮은 편이었다. 회계투명성과 국제적 신인도 제고를 위하여 2007년 국제회계기준의 도입이 논의되었으

며, 2011년부터 자산 2조 이상의 상장기업들은 한국채택 국제회계기준(Korea adopted International Financial Reporting Standards, 이하, K-IFRS)하에 재무제표를 작성하여 시장에 공시하고 있다. 이에 따라 K-IFRS하에 작성된 재무제표의 유용성에 대한 관심이 어느 때보다 높은 상황이다. 국제회계기준(International Financial Reporting Standards, 이하 IFRS)도입과 관련된 대부분의

선행연구들은 2005년 IFRS를 도입한 유럽 국가들을 중심으로 조기도입기업의 특성, 회계정보의 가치관련성, 도입효과에 영향을 미치는 변수들에 대하여 활발하게 진행되었다. 반면에 우리나라는 K-IFRS 도입 후 시간이 짧고, 유럽기업들의 특성과 다르기 때문에 이를 비교하는 특정기업이나 특정산업에 대한 사례연구가 대부분이다. 최근에는 K-IFRS와 관련된 실증적 연구들이 활발하게 진행되고 있으나, 대부분의 실증 연구들은 K-IFRS의 도입으로 인한 회계정보의 질적 변화에 초점을 맞추고 있으며, 실증결과도 혼재되어 있다(정태범, 2013: 이유식·홍정화, 2013: 오문성 외 2인, 2014 등). 그러나 회계기준의 변화는 이를 사용하는 생산자뿐만 아니라 이용하는 재무분석가와 투자자들의 의사결정에도 큰 영향을 미칠 수 있다. 특히 K-IFRS의 도입으로 회계정보를 생산하는 기업의 재량적 판단여지가 높아짐에 따라 회계정보의 생산자인 기업과 이용자인 투자자들간에 정보비대칭을 완화시키고, 의사소통을 원활하게 해주는 정보중개자로서의 재무분석가들의 역할이 어느 때보다 중요해지고 있다. 더욱이 K-IFRS의 도입으로 연결재무제표의 작성 및 공정가치 평가가 확대되면서 기업들이 공시하는 회계정보를 분석하고 평가하여 시장에게 제공하는 재무분석가들의 역할은 더욱 중요해 질 것으로 예상된다.

IFRS도입과 재무분석가의 이익예측치에 대한 해외 선행연구들은 IFRS도입 후 재무분석가의 이익예측정확성이 높아졌으며, 재무분석가의 수도 증가하였다고 보고하고 있다(Ashbaugh and Pincus, 2001: Guan et al., 2006: Bae et al., 2008:

Wang et al., 2008). 또한 Horton et al.(2013)은 IFRS 도입 후 재무분석가의 이익예측정확성은 높아졌으며, 이러한 향상은 IFRS와 기존 회계기준과의 차이가 클수록 유의적임을 제시하였다. 이처럼 관련 선행연구들의 결과는 회계정보의 특성과 회계기준의 변화는 재무분석가의 이익예측치 특성에 영향을 미친다고 보고하고 있다. 그러나 일반적으로 재무분석가가 K-IFRS에 대한 충분한 이해를 바탕으로 정교한 분석방법과 전문적인 지식을 활용하여 이익예측치를 제공할 것이라는 기대와 달리, 재무분석가들 역시 K-IFRS하에 작성된 재무제표를 이해하는데 어려움이 있음이 나타나고 있다.¹⁾ 특히 우리나라의 경우에는 K-IFRS의 도입으로 주재무제표가 개별재무제표에서 연결재무제표로 변화되었기 때문에, 재무제표를 이용하여 이익예측치를 산출하는 재무분석가에게는 재무제표를 이해하는데 드는 비용이 상대적으로 높을 것으로 예상된다. Ball(2006)은 IFRS 도입이 기업간 비교가능성을 높힐 수는 있지만, 재무분석가에게는 새로운 회계기준을 이해하는데 드는 비용이 수반되기 때문에, IFRS 도입이 재무분석가의 이익예측치에 항상 긍정적이지 않을 수 있다고 지적하였다. 따라서 K-IFRS 도입 전과 후에 재무분석가의 이익예측치 특성이 어떻게 달라졌는지를 살펴보는 것은 검증가능한 주제이며, K-IFRS로 산출된 회계정보의 유용성을 정보이용자관점에서 살펴본다는 점에서 의미있는 연구가 될 것이다.

이를 위하여, 본 연구는 2007년부터 2012년까지 1,977 기업-년 자료를 이용하여 K-IFRS의 도입 전과 후에 재무분석가의 이익예측치 특성인 이익예

1) 금융감독원(2011)에서 주최한 '재무공시 개선방안 세미나'에서 K-IFRS하에 재무제표를 작성한 상장기업들의 주석내용이 충실하고 방대하나, 투자자들이 필요한 정보를 찾고, 내용을 이해하기는 어렵다는 점을 언급하고 있다. 흥미로운 것은 회계정보에 대한 이해가 일반적으로 높다고 여겨지는 재무분석가, 재무제표 작성자, 외부감사인을 대상으로 한 설문조사에서도 손익계산서 관련 항목의 주석이 불충분하며, 주석내용을 이해하기 어렵다고 응답하였다.

측정확성²⁾(accuracy), 이익예측분산(dispersion), 그리고 재무분석가의 수(following)가 어떻게 달라졌는지 살펴보았다. 먼저, 재무분석가의 이익예측정확성측면에서 보면, K-IFRS도입 전보다 도입 후의 재무분석가의 이익예측정확성이 더욱 높게 나타났다. 또한 이익예측분산은 K-IFRS도입 후 유의적으로 감소하였으며, 재무분석가의 수는 K-IFRS도입 이후에 오히려 유의적으로 감소하였다. 이러한 결과는 K-IFRS의 도입 이후, 기업을 평가하는 재무분석가의 수는 감소하고 있으나, 이들이 제공하는 이익예측치의 질은 높아지고 있음을 보여준다. K-IFRS도입과 의무도입여부간의 관계를 분석한 결과는 의무도입한 기업일수록 K-IFRS도입 이후에 유의적으로 이익예측정확성이 높아지고, 이익예측분산은 낮아졌으며, 재무분석가의 수는 감소하였다. 이는 전체표본의 결과와 일관된 것으로, K-IFRS도입의 영향이 의무도입 기업들에 의하여 나타난 것임을 보여준다. 또한 표본의 시계열 및 횡단면적 상관성을 최소화하기 위한 GMM과 CL-2방법을 적용하여 분석하였으며, 일관된 결과를 발견하였다. 다만, CL-2 분석에서 예측정확성의 통계적 유의성이 낮게 나타나, 예측정확성의 결과가 다소 제한적임을 알 수 있다. 추가분석으로 K-IFRS 도입 전과 후에 모두 존재하는 기업을 대상으로, 의무도입 기업만을 대상으로, 그리고 금융위기시기인 2008년을 제외한 표본을 대상으로 분석하였으며, 분석결과는 일관되게 나타났다. 본 연구의 결과는 K-IFRS도입과 관련하여 대부분의 선행연구들이 회계정보의 질에 초점을 두고 분석되었던 것과는 달리, K-IFRS의 도입효과를 재무분석가의 관점에서 연구하였다는 점에서 차별성

이 있다.

본 연구의 결과는 다음과 같은 공헌점을 제공할 것으로 기대된다. 첫째, K-IFRS의 도입효과를 살펴보기 위한 회계정보의 가치관련성에 대한 연구도 중요하지만, 회계정보를 이용하여 시장에 유용한 정보를 제공하는 정보매개체로서 역할을 하는 재무분석가의 이익예측치 특성에 대한 연구도 매우 의미있는 작업이 될 것이다. 왜냐하면, K-IFRS의 도입은 회계정보를 생산하는 기업뿐만 아니라, 이를 이용하는 투자자와 더불어 정보매개체 역할을 하고 있는 재무분석가의 이익예측치에도 영향을 미치기 때문이다. 따라서 K-IFRS도입 이후 재무분석가의 이익예측치의 질이 향상되었다는 본 연구의 결과는 K-IFRS도입의 긍정적인 효과를 정보이용자인 재무분석가의 관점에서 보여주는 의미있는 증거라고 판단된다. 본 연구결과는 K-IFRS도입과 관련된 대부분의 국내 선행연구들이 회계정보의 질적특성에 초점을 맞추고 있는 상황에서, 처음으로 재무분석가의 관점에서 K-IFRS의 도입효과를 검증하였다는 점에서 의의가 있다. 이러한 연구결과는 K-IFRS의 도입효과를 다양한 관점에서 제시할 수 있으리라 기대한다.

둘째, 대부분의 해외연구들은 IFRS 도입 후 재무분석가의 이익예측치의 질이 높아졌다는 결과를 보고하고 있다. 그러나, IFRS를 도입한 대부분의 나라들은 주재무제표의 양식이 크게 달라지지 않은 반면에, 우리나라는 주재무제표가 개별재무제표에서 연결재무제표로 변화되면서 이를 이용하는 재무분석가의 이익예측치에 미치는 영향도 달라질 것으로 예상된다. K-IFRS의 도입으로 기업들은 많은 양의 주석정보를 공시하기 때문에 시장에 제공되는 정보

2) 관련선행연구들이 이익예측정확성(accuracy)와 예측오차(errors)를 혼용하여 사용하고 있으며, 본 연구는 이익예측정확성으로 사용하고자 한다. 변수측정방법에 있어서는 예측정확성과 예측오차가 동일하다. 즉, 재무분석가의 이익예측치와 실제치간의 차이가 적을수록 예측정확성은 높게 나타나며, 예측오차는 낮게 나타난다.

의 양이 늘어날 수 있지만, 더불어 연결재무제표와 공정가치의 평가로 인하여 재무제표의 이해가능성은 더욱 낮아질 수도 있다. 이러한 상황은 K-IFRS의 도입이 재무분석가의 이익예측치 특성에 미치는 영향을 한 방향으로 예측하기 어렵게 하고 있다. 따라서 본 연구의 결과는 우리나라의 특수한 상황에 대한 의문점에 대하여 중요한 시사점을 제공할 수 있으리라 기대한다.

셋째, 재무분석가의 이익예측치가 투자자들의 의사 결정에 미치는 영향을 고려할 때, 재무분석가의 정확한 이익예측과 정보제공은 기업의 가치를 평가하는 투자자들에게 중요한 정보를 제공할 수 있다. 특히, K-IFRS도입 이후, 변화된 회계기준과 늘어난 공시량으로 투자자들의 혼란이 높아진 상황에서 재무분석가의 이익예측치 특성에 대한 이해는 투자자들에게 도움을 제공할 수 있을 것이다. 따라서 K-IFRS도입 이후 재무분석가의 이익예측치 특성이 향상되었다는 본 연구의 결과는 투자자들이 재무분석가의 이익예측치특성을 이해하고 판단하는데 있어 유용한 정보를 제공할 수 있으리라 기대한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 국제회계기준의 도입과 관련한 선행연구를 살펴보고 이를 바탕으로 본 연구의 가설을 도출한다. III장에서는 가설 검증을 위한 연구모형을 제시하고 표본 선정에 대해 기술한다. IV장에서는 실증분석 결과를 제시하고, V장에서 본 연구의 결론과 한계점을 기술한다.

II. 선행연구 및 가설설정

2.1 선행연구검토

2.1.1 IFRS 도입효과

IFRS 도입효과에 대한 대부분의 연구들은 2005년부터 IFRS를 적용하여 연결재무제표의 작성을 의무화하고 있는 유럽기업들을 중심으로 진행되었다. 초기의 연구들은 IFRS 조기도입 기업들의 특성들을 파악하였으며, 분석결과, 기업규모가 크거나, 외국거래소에 기업의 주식이 상장되어 있고, 소유자분의 분산이 작으며, 신규상장기업일수록 IFRS를 자발적으로 도입할 가능성이 높은 것으로 나타났다 (Gassen and Sellhom, 2006). IFRS의 도입 후 회계정보의 특성에 대하여 분석한 연구들은 IFRS와 자국회계기준간의 회계이익의 질을 이익조정수준, 손실에 대한 적시성, 이익의 지속성, 가치관련성 등 회계정보의 유용성측면에서 분석하였다. Claskson et al.(2010)은 common law 국가들은 IFRS도입 이후 EPS의 가치관련성이 증가하고, BPS의 가치관련성은 감소하지만, code law국가들은 회계정보의 가치관련성 결과가 일관성 없이 나타난다고 보고하였다. 반면에 IFRS의 도입이후 기존회계기준간 유의한 차이가 없거나 회계의 질이 낮아진다는 결과를 보고한 연구들도 나타났다. Capkun et al.(2008)은 유럽의 IFRS 도입기업을 대상으로 분석한 결과 자국회계기준에서 ROA가 낮은 기업일수록 IFRS로 전환시 ROA가 높게 나타나 IFRS순이익에 대한 이익조정 가능성을 제기하였다. Jarva and Lantto (2010)은 핀란드 기업을 대상으로 분석한 결과 회계정보의 보수성과 적시성이 두 회계기준간 유의한

차이가 없었으며, 가치관련성에도 유의적인 차이가 발견되지 않았다. 이처럼 현재까지의 국외연구들은 회계정보의 가치관련성에 초점을 맞추어 진행되었으며, 연구결과들은 여전히 혼재되어 있다(Barth et al., 2008; Capkun et al., 2008; Balsari et al., 2010; Tendeloo and Vanstraelen, 2005; Ahmed et al., 2012).

한편 국내연구를 살펴보면, 이우재 외 2인(2011)은 2007년부터 2009년까지 상장기업 중 국제회계기준 도입준비 비용을 보고한 152개 기업을 대상으로 기업특성을 분석하였다. 분석결과 부채비율이 높은 기업일수록, 자금조달의 수요가 많은 기업일수록, 시가총액이 큰 기업일수록 국제회계기준 도입비용이 높게 나타났다. 이는 국제회계기준의 도입으로 혜택을 많이 입는 기업일수록 국제회계기준 도입을 위한 시스템 구축에 더 적극적으로 투자하여 재무보고의 투명성을 개선하고자 노력하고 있음을 의미한다. 백혜원과 김지홍(2011)은 국제회계기준 도입 이후 경영자들의 이익조정이 감소하는지 살펴보고, 이익조정 의심 기업을 대상으로 이익조정과 예측치조정 방법에 변화가 있는지를 검증하였다. 1996년부터 2007년까지 20개 국가를 대상으로 검증한 결과, 국제회계기준 도입 이후 재량적 발생액을 사용한 이익조정은 감소하였다. 또한 시장기대치를 초과하여 달성한 기업들에 대한 추가 보상은 감소하는 것으로 나타났다. 이외에도 K-IFRS 도입 이후 회계정보의 질적 특성에 대한 몇 편의 실증연구들이 진행되었으나, 결과는 여전히 혼재되어 있다(이유식·홍정화, 2013; 오문성외 2인, 2014 등). 또한 대부분의 국내연구들은 특정기업과 산업의 사례연구에 집중되어 있으며, 최근에 진행된 K-IFRS의 도입효과에 대한 경험적 연구들도 회계정보의 가치관련성에 초점을 맞추고 있다. K-IFRS의 도입효과를 회

계정보의 유용성 관점에서 본다면, 이를 이용하는 회계정보이용자가 K-IFRS로 산출된 회계정보를 어떻게 이용하고 있는지 살펴보는 것도 의미있는 작업이 될 것이다. 그러나 지금까지 국내 연구들은 K-IFRS와 회계정보의 질적 특성에 초점을 맞추고 있으며, 재무분석가의 이익예측치 특성에 대한 연구는 미흡한 실정이다.

2.1.2 IFRS 도입과 재무분석가의 이익예측치

국제회계기준의 도입과 관련된 연구들은 현재 진행 중에 있으며, 대부분의 연구들이 회계정보의 유용성이 높아졌는가에 집중되어 있다. 반면에 IFRS의 도입으로 인한 재무분석가의 이익예측치특성에 대한 연구는 미미한 실정이다. 재무분석가에 대한 일반적인 선행연구들은 공시투명성이 높아지면 재무분석가의 수가 많아지고(Bushman et al., 2004; Lang et al., 2003, 2004), 자발적으로 IFRS를 도입한 기업일수록 재무분석가의 예측정확성이 높아짐을 보고하고 있다(Ashbaugh and Pincus, 2001; Guan et al., 2006). 또한 Bae et al.(2008)은 회계기준의 차이는 외국 재무분석가들의 참여를 저해하고, 그들의 이익예측정확성에 영향을 미침을 발견하였다. 이외에도 최근 연구로는 Horton et al.(2013)은 유럽국가들을 대상으로 IFRS의 의무 도입기업들의 정보환경을 분석한 결과, IFRS 의무 도입 후 재무분석가의 이익예측치 오차가 감소하였으며, 자발적 도입기업에 있어서는 이러한 효과가 작거나 강건하지 않았다. 또한 이익예측오차의 감소 정도는 기업특성과 관련되어 있음을 제시하였다. Wang et al.(2008)은 17개 유럽 국가들을 대상으로 분석한 결과, IFRS 의무도입 후, 재무분석가의 예측오차와 이익예측치의 분산이 감소함을 발견하였다. Byard

et al.(2011)은 재무분석가의 이익예측치오차는 자
국회계기준과 IFRS와의 차이가 클수록, 법적규제
가 강한 나라일수록 낮아진다고 주장하고 있다. 이
러한 선행연구들의 결과는 회계기준의 변화가 재무
분석가의 이익예측치 특성에 영향을 미치고 있음을
보여준다.

K-IFRS도입과 관련하여 재무분석가의 이익예측
치 특성을 분석한 국내연구들을 살펴보면, 몇 편의
연구들이 진행되었으나 대부분 특정상황에 한정하여
분석하였다. 이우재외 2인(2014)은 감사인의 K-IFRS
관련 비감사서비스를 제공받은 기업을 대상으로 재
무보고품질의 향상이 재무분석가의 이익예측능력에
영향을 미치는지 검증하였다. 분석결과, K-IFRS
도입관련 자문서비스를 받은 기업들에 대한 재무 분
석가 예측정확성이 증가하였으며, 이익예측표준편차
가 감소하고 재무분석가의 수는 증가하였다. 배성호
외 2인(2012)은 K-IFRS를 적용한 재무정보의 공
시품질이 재무분석가의 이익예측특성과 관련이 있는
지를 분석하였으며, 분석결과 공시미비사항이 많아
서 공시품질이 상대적으로 좋지 않은 기업인 경우 재
무분석가의 이익예측분산이 재무공시일 이후에 감소함
을 확인하였다. 최국현과 손여진(2011)은 K-IFRS
도입과 관련하여 자산재평가를 실시한 기업들을 대
상으로 기업가치과 재무분석가의 이익예측치특성에
미치는 영향을 분석하였으며, K-IFRS에 따라 유형
자산 재평가를 실시한 기업이 유형자산 재평가를 실
시하지 않은 기업에 비하여 재무분석가의 이익예측
정확도(이익예측오차)가 증가(감소)하는 결과를 발
견하였다. 그러나 이러한 선행연구들은 K-IFRS 도
입전 또는 도입후의 표본만을 대상으로 하거나, 특
정상황에서의 재무분석가의 이익예측치특성을 분석

한 것이다. 따라서 K-IFRS의 도입이 회계정보의
가치관련성에 미치는 국내연구들은 활발한 반면에,
K-IFRS도입과 관련하여 재무분석가의 이익예측치
특성이 어떻게 변화되었는가에 대한 국내연구는 미
미한 실정이다.

2.2 연구가설

IFRS도입의 긍정적인 효과를 주장하는 연구들은
재무제표의 비교가능성이 높아져 재무분석가의 정보
취득 및 처리비용이 낮아지고, 기업들이 공시하는
정보량이 증가함에 따라 재무분석가의 이익예측치
특성이 향상된다고 주장하고 있다. Ashbaugh and
Pincus(2001)와 Bae et al.(2008)은 기업의 일
관된 회계선택이 재무분석가의 이익예측오차를 낮추
고, IAS(International Accounting Standards)
채택 후 재무분석가 이익예측 정확성이 향상됨을 주
장하였다. 또한 Tan et al.(2011)은 IFRS도입 이
후 재무분석가가 활용하는 회계정보의 불확실성과
복잡성이 감소하여 재무분석가의 예측정확도가 증가
하고, 의견불일치가 감소하여 재무분석가의 수가 증
가함을 보여주었다.

우리나라의 경우, K-IFRS의 도입은 공정가치의
평가로 인하여 재무제표에 기업가치를 시장가치(fair
value)에 근접하게 좀 더 정확하게 반영할 수 있으
며, 기업들로 하여금 많은 양의 정보를 공시하고 주
석에 기재하도록 요구하고 있기 때문에 시장에 제공
되는 정보의 양이 늘어나고 있다.³⁾ 금융감독원의 조
사에 의하면, K-IFRS도입 후 상장사의 평균 주석
페이지 수가 27.8에서 64.1로 급격하게 늘어났음을
알 수 있다. 이러한 정보량의 증가는 재무분석가들

3) 해외의 경우에도 Ernst and Young(2007)의 조사에 의하면, IFRS하에 작성된 유럽기업들의 재무제표의 내용이 평균적으로 20-30%
정도 증가하였다고 나타났다.

에게 다양한 정보를 제공한다는 측면에서 이익예측치에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다. 즉, K-IFRS도입으로 재무분석가들이 도입이전보다 더 많은 정보를 이용하게 되고, 시장가치에 근접한 기업가치관련 정보들을 활용함으로써 이익예측치의 정확성이 높아질 것으로 예상된다. 더불어 재무분석가들간의 정보불균형으로 인한 의견불일치를 나타내는 이익예측분산은 감소할 것으로 예상된다.⁴⁾ 재무분석가의 수는 시장의 정보수요에 반응하는 변수이지만, 이와 함께 재무분석가의 정보수집비용에도 영향을 받는다(Bhushan, 1989). 따라서 K-IFRS도입이전과 비교하여 재무분석가들이 상대적으로 정보수집비용이 낮아졌다면, 재무분석가의 수는 증가할 것으로 예상된다.

반면에 원칙중심의 IFRS는 대체적 회계처리방법의 허용이 많고 표시방법이 규정되어 있지 않아 회계정보의 비교가능성이 저하될 우려가 있다. 따라서 IFRS의 실무 적용시 회계 실무자간에 이견이 있을 경우 명확한 해석을 하기 어려운 문제점이 있으며, 주식공시의 양이 증가하여 투자자들의 혼란이 발생할 수 있다. Daske(2005)는 IAS를 도입한 독일기업들을 대상으로 분석한 결과 재무분석가의 이익예측오차는 낮아졌으나, 예측분산은 높아짐을 발견하였다. 국내연구로 송인만 외 2인(2010)은 K-IFRS의 도입과 관련하여 적절하지 않은 가정과 평가방법을 사용할 경우, 오히려 이익의 변동을 더 왜곡할 위험성이 있음을 지적하고 있다. 이는 K-IFRS의 도입으로 회계추정의 주관성이 높아지면 재무보고의

투명성과 비교가능성이 낮아지고, 나아가 재무분석가의 이익예측치에도 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다. 또한 주재무제표가 연결재무제표로 변화되면서, 재무분석가들이 재무제표를 이해하는데 드는 비용이 상대적으로 증가하였을 것이다. 실제로 금융감독원의 조사에 의하면, 2010년 연결재무제표 작성기업의 비중이 45.6%에서 2012년 73.4%로 증가하였으며, 종속기업의 수도 증가하였다. 따라서, K-IFRS의 도입으로 재무분석가들의 이익예측에 어려움이 증대되었다면, 이익예측정확성은 낮아지고, 재무분석가들간의 이익예측치분산도 커질 것으로 예상된다. 더불어, 이익예측에 대한 비용이 높아짐에 따라 재무분석가들이 기업들에 대한 이익예측치를 제시하지 않는다면 재무분석가의 수도 감소할 것으로 예상된다.⁵⁾

이처럼 K-IFRS의 도입이 재무분석가의 이익예측치 특성에 미치는 영향에 대한 논의는 상반된 입장이 나타날 수 있으며, 회계기준과 재무분석가의 이익예측치 특성을 연구한 선행연구들은 이러한 결과의 상이함은 IFRS를 도입한 국가의 회계환경에 따라 영향을 받는다고 주장하고 있다. Horton et al. (2013)은 IFRS 도입으로 인한 회계정보의 비교가능성 증대와 회계정보 품질 향상으로 인해 재무분석가의 정보환경이 향상되는 경향이 있으나, IFRS 도입 국가의 특성에 따라 이러한 IFRS 도입 효과에 유의한 차이가 있음을 제시하고 있다. 따라서 IFRS의 도입이 재무분석가의 정보환경에 미치는 영향이 나라마다 상이할 수 있음을 고려한다면, K-IFRS의

4) 선행연구에 의하면, 재무분석가의 이익예측정확성과 이익예측분산은 비슷한 속성을 가지는 것으로 나타나고 있다. 즉, 재무분석가 간의 의견불일치가 클수록 이익예측정확도가 감소하는 경향이 있다(Brown et al. 2002).

5) 2008년 금융위기가 재무분석가의 이익예측성향에 미치는 영향을 분석한 송민섭·변상혁(2013)의 연구는 금융위기임에도 불구하고 재무분석가들의 이익예측치특성에는 큰 변화가 없음을 발견하였다. 또한 금융위기시기에는 재무분석가들의 낙관적예측성향이 강화되면서 이전의 예측치를 단순반복하여 발표하는 경향이 있음을 발견하였다. 이는 우리나라 재무분석가들이 금융위기와 같은 불확실성이 높아지는 상황에서는 적극적인 예측정보 활동을 하지 않음을 보여준다.

도입이 우리나라 재무분석가의 이익예측치특성이 어떻게 달라졌는가는 검증가능한 주제가 될 것이다. 본 연구는 이를 검증하기 위하여 가설 1을 다음과 같이 설정하고자 한다.

가설 1: K-IFRS 도입은 재무분석가의 이익예측치 특성에 영향을 미칠 것이다.

IFRS와 관련된 연구들은 자발적 도입기업과 의무 도입기업간에 회계정보의 가치관련성이 차이가 있으며, 기업특성에도 차이가 있음을 제시하고 있다. Christensen et al.(2008)은 기존 연구들이 IFRS 도입 후 회계정보의 질이 높아졌다는 선행연구들의 결과에 대하여 이러한 결과는 자발적 도입기업에만 유의적임을 발견하였다. 이는 이익의 질을 결정하는 데에는 회계기준의 차이보다는 기업의 유인이 더욱 중요함을 보여준 것이다. 또한 Gassen and Selhorn (2006)도 독일의 자발적 도입기업을 대상으로 분석한 결과, IFRS도입 기업들의 이익지속성이 높고, 예측가능성이 낮으며, 보수성이 높음을 발견하였다. 더불어 IFRS도입 기업들은 bid-ask spread로 측정된 정보비대칭이 감소하였으며, 이는 높은 품질의 보고이익이 경영자와 외부투자자간의 정보비대칭을 감소시켰음을 보여주었다. 반면에 IFRS도입 후 회계정보의 품질 향상이 의무도입기업들에게만 나타난다는 연구결과들도 있다. Ismail et al.(2010)은 말레이시아의 IFRS 의무도입 기업을 대상으로 분석한 결과 이익의 질이 더 높아졌음을 발견하였다. Ahmed et al.(2012)은 IFRS를 의무 도입한 20여개의 국가에 대한 회계이익의 질을 분석한 결과, 이익의 유연화와 발생액의 질이 증가하였다고 주장하였다. 이러한 연구결과들은 기업들의 도입유인에 따라 회계정보의 질적특성에 미치는 영향이 상이함

을 제시하고 있다.

더불어, IFRS도입이 재무분석가의 이익예측치 특성에 미치는 영향이 기업들의 도입유인에 따라 달라질 수 있다는 선행연구들도 있다. 일부연구들은 자발적으로 국제적으로 인정된 회계기준을 도입한 기업일수록 재무분석가의 예측정확성이 높아짐을 보고하고 있다(Ashbaugh and Pincus, 2001; Guan et al., 2006). 반면에 Horton et al.(2013)과 Wang et al.(2008)은 IFRS를 의무적으로 도입한 기업일수록, 재무분석가의 예측오차와 예측치분산이 감소함을 발견하였다. 또한 Byard et al.(2011)은 EU기업의 경우 평균적으로는 IFRS 의무적 채택이 재무분석가 정보환경에 유의한 영향을 미치지 않았으나, IFRS 시행강제력 수준이 높고 자국 회계기준과 IFRS가 크게 차이 나는 경우에 한해 재무분석가의 정보환경이 향상됨을 발견하였다.

이처럼 자발적 도입기업과 의무도입기업간에는 도입 유인이 다르기 때문에, 상이한 재무보고유인은 재무제표 보고의 질에도 영향을 미칠 것이며, 나아가 재무분석가의 이익예측치에도 다르게 영향을 미칠 것으로 예상된다. 그러나 우리나라의 경우, 자발적 도입기업의 특성에 대한 연구결과가 혼재되어 있으며(김용식·강선아, 2010; 최성호, 2011; 김병태, 2011; 강민정 외 2인, 2012 등), 기존회계기준과 K-IFRS의 차이가 크기 때문에 자발적 도입기업의 회계정보가 의무도입기업의 회계정보보다 우수하다고 판단하기는 어렵다. 따라서 본 연구는 이를 검증하기 위하여 다음과 같은 가설 2를 설정하였다.

가설 2: K-IFRS 도입과 재무분석가의 이익예측치 특성간의 관계는 K-IFRS 의무도입 여부에 따라 차이가 있을 것이다.

III. 연구설계

3.1 연구모형

본 연구는 K-IFRS의 도입으로 재무분석가의 이익예측치특성이 어떻게 달라지는지 분석하기 위하여, K-IFRS를 도입한 상장기업들을 대상으로 재무분석가의 이익예측정확성, 이익예측분산, 그리고 재무분석가의 수를 중심으로 검증하였다.⁶⁾ 이를 위하여, 12월말 결산법인인 유가증권상장기업들을 대상으로 재무분석가가 발표하는 이익예측치와 재무분석가의 수를 이용하여 이익예측정확성(*AFE*), 이익예측분산(*DISP*), 그리고 재무분석가의 수(*COV*)변수를 측정하였다. 그러나 상장기업들이 K-IFRS를 도입하면서 주재무제표가 개별재무제표에서 연결재무제표로 변경되었기 때문에, 2011년 의무도입기업의 경우, 재무분석가들이 발표하는 이익예측치정보도 이에 따라 2007년부터 2010년까지는 K-GAAP 개별재무제표를 바탕으로 제시되고 있으며, 2011년부터 2012년까지는 K-IFRS연결재무제표를 바탕으로 하고 있다. 따라서 본 연구는 주재무제표인 K-GAAP개별과 K-IFRS연결을 대상으로 재무분석가의 이익예측치 특성이 K-IFRS도입 전과 후에 어떻게 달라졌는지 단순차이분석을 실시하고, 이익예측치에 영향을 미치는 통제변수들을 포함한 다변량

회귀분석을 시행하였다.⁷⁾ 추가분석에서는 표본의 변화가 재무분석가의 이익예측치 특성에 미치는 영향을 최소화하기 위하여, K-IFRS도입 전과 후에 최소한 한번이라도 존재하였던 기업들만을 대상으로 재분석하였다. 이러한 표본구성은 특정기간에만 존재하는 재무분석가의 특성이 결과에 미치는 영향을 통제할 수 있다는 장점이 있기 때문에 좀 더 강건한 결과를 제시할 수 있을 것이다.

모형(1)과 (2)는 K-IFRS의 도입이 재무분석가의 이익예측치 특성에 영향을 미치는지 알아보기 위한 회귀모형이다. 종속변수는 이익예측치 특성변수들이며, *AFE*는 이익예측정확성의 대용치로 재무분석가들의 예측치평균값과 실제이익간의 차이로 측정하였다. 구체적으로, 실제 주당순이익 발표일 이전의 결산일로부터 가장 가까운 시점에 최종적으로 예측된 주당이익예측치의 평균과 실제주당순이익(*EPS*)의 차이를 기업 간 비교를 원활히 하기 위해 주식이격으로 나눈 값의 절대치이다. 즉, 재무분석가들의 결산 3개월전 추정치의 평균을 예측치로 사용하였으며, 주식이격 역시 기말 3개월전 주가를 사용하였다. 또한 재무분석가의 이익예측치가 산정되는 재무제표가 년도에 따라 달라질 수 있기 때문에 실제이익도 이에 맞추어서 산정하였다. 즉, 이익예측치가 연결재무제표를 바탕으로 하고 있다면, 실제이익도 연결재무제표상의 이익이 매칭되도록 하였다. 이익예측정확성⁸⁾을 계산하는 수식은 다음과 같다.

6) 본 연구에서 재무분석가의 이익예측치 특성으로 예측정확성, 예측분산, 재무분석가의 수를 선정한 이유는 관련 선행연구들이 검증한 재무분석가의 이익예측치 특성변수들을 최대한 반영하기 위함이다. IFRS도입과 재무분석가의 이익예측치 특성에 대한 대표적인 국외 연구들은 재무분석가의 이익예측치 특성으로 예측정확성(Daske, 2005; Wang et al., 2008; Byard et al., 2011; Tan et al., 2011; Horton et al., 2013), 예측분산(Daske, 2005; Wang et al., 2008), 재무분석가의 수(Tan et al., 2011)를 검증하였다.

7) 본 연구에 사용된 재무분석가의 이익예측치 자료는 FnGuide의 자료를 이용하였으며, K-GAAP연결, K-GAAP개별, K-IFRS연결, 그리고 K-IFRS개별에 따라 재무분석가의 이익예측치를 모두 추출하여 검토하였다. 그러나, 시기별로 주재무제표가 아닌 K-GAAP연결과 K-IFRS개별에 따른 이익예측치 자료는 표본수가 너무 작아서 분석에 사용하기에는 어려움이 있었다. 따라서 본 연구에서는 주재무제표인 K-GAAP개별과 K-IFRS연결에 대한 이익예측치를 대상으로 분석하였다.

8) 본 연구에서는 재무분석가의 이익예측치와 실제치간의 차이에서 절대값을 사용하였다. 즉, 본 연구는 재무분석가가 K-IFRS도입 이후 예측정확성이 높아졌는지 검증하는 것이 목적이기 때문에, 재무분석가의 낙관적 예측편의는 분석에서 제외하였다.

$$AFE \text{ (이익예측정확성)} = (|(주당이익예측치-실제주당순이익)/주식가격|)$$

K-IFRS도입 이후 재무분석가의 이익예측정확성이 높아졌다면, AFE의 값은 작아질 것이며, K-IFRS도입더미변수인 IFRS와 음의 관계를 보일 것이다. DISP는 이익예측분산 변수로 FnGuide에서 제공하는 주당이익예측치의 표준편차를 이용하였다. DISP 역시 기업간 비교를 용이하게 하기 위하여 주가가격으로 나눈 값을 이용하였다. 따라서 K-IFRS도입 이후, 재무분석가들간에 이익예측치에 대한 의견차이가 감소하였다면 DISP와 IFRS는 음의 관계를 나타낼 것으로 예상된다. 마지막으로 COV는 FnGuide에서 제공하는 재무분석가의 이익예측치 수를 사용하였다. 독립변수는 K-IFRS의 도입여부(IFRS)와 K-IFRS도입 및 의무도입 기업여부(IFRS*IFRS_M)의 교차항을 나타내는 더미변수(IFRSMAN)를 사용하였다.

통제변수로는 재무분석가의 이익예측치특성과 관련된 선행연구들에서 제시된 기업규모(SIZE), 성장성(GROWTH), 부채비율(LEV), 성과조정 재량적 발생액(PADAC), 손실기업여부(LOSS), 이익수준(EARN), 무형자산(INTAN)을 포함하였다. 먼저, 기업규모가 클수록 기업에 대한 정보가 시장에 많이 나와 있으며, 많은 사람들이 관심을 가지고 있기 때문에 재무분석가의 이익예측치의 정확성도 높을 것으로 예상된다. 반면에 성장성이 낮은 기업일수록 경영자의 이익조정 유인이 강하게 작용하므로 재무분석가가 이익예측을 하기가 힘든 것으로 알려져 있다(Burgstahler and Dichev, 1997). 부채비율은

결산일 현재 부채총계를 자산총계로 나눈 값으로 정의하였다. 일반적으로 부채비율은 경영자의 이익조정행위에 영향을 미치는 것으로 알려져 있으므로, 이로 인하여 재무분석가의 이익예측정확성은 감소할 것으로 예상된다. 재량적발생액과 손실기업여부, 무형자산변수들은 재무분석가의 이익예측치에 부정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있기 때문에 포함하였다. 재량적 발생액의 경우, Kothari et al.(2004)의 연구결과에 따라 성과조정재량적 발생액을 계산하였다. 이외에도 산업별 효과가 결과에 미치는 영향을 통제하기 위하여 산업더미를 추가하였다.⁹⁾ 가설 1을 위하여 모형(1)을, 가설 2를 위하여 모형(2)를 사용하였다.¹⁰⁾

$$AFE(DISP, COV) = a + b_1 IFRS + b_2 SIZE + b_3 GROWTH + b_4 LEV + b_5 PADAC + b_6 LOSS + b_7 EARN + b_8 INTAN + Industry dummy + e \quad \text{모형 (1)}$$

$$AFE(DISP, COV) = a + b_1 IFRSMAN + b_2 SIZE + b_3 GROWTH + b_4 LEV + b_5 PADAC + b_6 LOSS + b_7 EARN + b_8 INTAN + Industry dummy + e \quad \text{모형 (2)}$$

여기서,

AFE = 재무분석가의 이익예측정확성(재무분석가의 이익예측치평균과 실제이익간의 차이를 주가가격으로 나눈 값),

DISP = 재무분석가의 이익예측분산(재무분석가

9) 본 연구의 주요변수인 이익예측치 특성변수들(이익예측정확성, 이익예측분산, 재무분석가의 수)의 측정방법을 살펴보면, 연도별로 독립적으로 측정될 수 있는 변수들이기 때문에 기간별 재무제표의 변화가 주요변수의 측정에 미치는 영향은 없을 것으로 예상된다.

10) 관련연구들도 재무분석가의 이익예측치 특성을 검증하는데 있어, 동일한 통제변수들을 사용하고 있었다(Cotter et al., 2010)

의 이익예측치분산을 주석가격으로 나눈 값),
COV = 재무분석가수,
IFRS = K-IFRS 도입 기업이면 1, 아니면 0,
IFRSMAN = $IFRS * IFRS_M$. 여기서 *IFRS_M*은 K-IFRS 의무도입 기업이면 1, 아니면 0,
SIZE = 기업규모 (총자산의 자연로그),
GROWTH = 매출액 성장률,
LEV = 부채비율(총부채/총자산),
PADAC = Kothari et al.(2004)의 방법에 따른 성과조정 재량적 발생액,
LOSS = 손실을 보고한 기업이면 1, 아니면 0,
EARN = 이익수준(순이익/총자산),
INTAN = 무형자산(무형자산/총자산),
Industry = 산업더미,
e = 잔차항.

3.2 표본

본 연구는 K-IFRS를 도입한 기업 중 다음의 요건을 만족하는 기업을 대상으로 분석하였다. 분석기간은 재무분석가의 이익예측치특성의 변화를 파악할 수 있도록 K-IFRS 도입 전과 후의 기간으로 하였으며, 2007년부터 2012년까지 유가증권시장에 상장되어 있는 기업으로 한정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 기업
- (2) 12월 결산법인
- (3) 자본잠식이 되지 않은 기업
- (4) 한국신용평가정보(주)의 KIS-Value에서 필요한 재무자료를 입수할 수 있는 기업
- (5) Fn-Guide데이터베이스로부터 재무분석가의 이익예측치자료가 수집가능한 기업

조건(1)과 (2)는 재무제표의 비교가능성을 제고하기 위하여, 조건(3)은 주가가 미치는 영향이 일반적인 기업과 상이하기 때문에 포함시켰다. 또한 조건(5)에 따라 재무분석가의 이익예측치자료가 있는 기업들로 한정하였다. 이러한 선정과정을 통하여 2,178개의 표본이 선정되었으며, 주요변수에 대하여 1% truncation을 통하여 최종표본으로 1,977개 표본이 분석에 사용되었다.

IV. 분석결과

4.1 기술통계량

〈표 1〉은 주요변수들의 기술통계량을 보여주고 있다.¹¹⁾ 먼저, 패널A를 살펴보면, 재무분석가의 이익예측정확성(*AFE*)은 평균값이 3.423이며, 중간값은 1.440이다. 또한 최소값과 최대값의 차이가 크게 나타나고 있어 이익예측정확성의 표준편차도 변수들 중에 가장 높게 나타나고 있다. 재무분석가의 이익예측치의 분산을 나타내는 *DISP*는 평균이 0.640으로 나타났으며, 재무분석가 수를 나타내는 *COV*변수는 평균값이 4.516으로, 표본의 기업들을 분석하는 재무분석가의 수는 평균적으로 약 4명인 것으로 파악된다. 주요 변수외에 통제변수들을 살펴보면, 표본기업들의 규모는 큰 편이며, 매출증가율로 측정된 *GROWTH*변수의 평균값이 0.210으로 나타나 안정적인 기업임을 알 수 있다. 또한 성과조정 발생액인 *PADAC*변수는 평균값과 중간값이 모두 0.003과 0.001로 나타나고 있어 선행연구결과와 일관된

11) 본 연구는 각 분석에서는 *AFE*와 *DISP*변수값에 100을 곱하여 사용하였다.

〈표 1〉 기술통계량

패널 A: 기술통계량					
변수	최소값	평균값	중간값	최대값	표준편차
<i>AFE</i>	0.022	3.423	1.440	62.777	6.141
<i>DISP</i>	0.000	0.640	0.111	32.879	1.584
<i>COV</i>	1.000	4.516	2.000	30.000	5.757
<i>SIZE</i>	16.957	19.636	19.298	24.714	1.659
<i>GROWTH</i>	-0.707	0.210	0.146	2.402	0.384
<i>LEV</i>	0.064	0.442	0.450	0.877	0.191
<i>PADAC</i>	-0.125	0.003	0.001	0.154	0.038
<i>LOSS</i>	0.000	0.111	0.000	1.000	0.314
<i>EARN</i>	-0.199	0.058	0.054	0.242	0.063
<i>INTAN</i>	-0.095	0.038	0.014	0.657	0.065

패널 B: 주요변수의 연도별 평균값			
연도/변수	<i>AFE</i>	<i>DISP</i>	<i>COV</i>
2007	1.990	0.504	4.436
2008	6.812	1.223	4.998
2009	3.064	0.568	4.511
2010	2.627	0.462	4.372
2011	2.009	0.249	3.356
2012	2.197	0.155	4.016

1) 변수정의:

AFE = 재무분석가의 이익예측정확성(재무분석가의 이익예측치평균과 실제이익간의 차이를 주식가격으로 나눈 값); *DISP* = 재무분석가의 이익예측분산(재무분석가의 이익예측치분산을 주식가격으로 나눈 값); *COV* = 재무분석가수; *SIZE* = 기업규모(총자산의 자연로그); *GROWTH* = 매출액 성장률[=(매출액_t-매출액_{t-1})/총자산]; *LEV* = 부채비율(총부채/총자산); *PADAC* = Kothari et al.(2004)의 방법에 따른 성과조정 재량적 발생액; *LOSS* = 손실을 보고한 기업이면 1, 아니면 0; *EARN* = 이익수준(순이익/총자산); *INTAN* = 무형자산(무형자산/총자산).

2) 2007년부터 2012년까지 1,977 기업-연 표본이 사용됨

분포를 나타내고 있다. 당해 손실을 보고한 기업은 (*LOSS*) 전체표본의 약 11%로 나타났다.

패널 B는 재무분석가의 이익예측치 특성변수들의 연도별 추이를 보여주고 있다. *AFE*와 *DISP*변수는 2008년을 제외하고 고르게 나타나고 있다. 반면에 *COV*는 표본기간동안 다소 감소하는 경향을 보이고 있다. 따라서 본 연구는 추가분석에서 금융위기의 영향을 통제하기 위하여 2008년을 제외하고 재분석하였다.

〈표 2〉는 주요 변수들간의 피어슨 상관관계를 보여주고 있다. 관심변수인 *IFRS*와 *AFE*간의 상관관계는 음의 관계를 나타내고 있으나 유의하지는 않다. 그러나 *IFRS*와 *DISP*는 유의한 음의 관계를 나타내고 있어, K-IFRS를 도입한 기업들은 도입 이후 재무분석가의 이익예측분산이 낮아짐을 알 수 있다. 또한 *IFRS*와 *COV*역시 음의 관계를 보이고 있으나 유의적이지는 않다. 그러나 이러한 변수들간의 관계는 두 변수간의 단순상관관계이므로, 통제변수

〈표 2〉 상관관계표

	IFRS	AFE	DISP	COV	SIZE	GROWTH	LEV	PADAC	LOSS	EARN	INTAN
IFRS	1.00										
AFE	-0.05 0.03	1.00									
DISP	-0.07 0.00	0.20 <.0001	1.00								
COV	-0.04 0.10	-0.15 <.0001	0.17 <.0001	1.00							
SIZE	0.01 0.66	-0.04 0.09	0.21 <.0001	0.68 <.0001	1.00						
GROWTH	-0.05 0.05	-0.08 0.00	0.02 0.49	-0.01 0.67	-0.06 0.01	1.00					
LEV	-0.04 0.08	0.19 <.0001	0.17 <.0001	0.17 <.0001	0.46 <.0001	0.08 0.00	1.00				
PADAC	0.00 0.97	-0.01 0.74	-0.02 0.38	-0.06 0.03	-0.05 0.04	0.11 <.0001	-0.07 0.01	1.00			
LOSS	-0.01 0.64	0.42 <.0001	0.15 <.0001	-0.07 0.00	-0.04 0.11	-0.18 <.0001	0.18 <.0001	-0.03 0.19	1.00		
EARN	0.06 0.01	-0.38 <.0001	-0.15 <.0001	0.07 0.00	-0.14 <.0001	0.24 <.0001	-0.43 <.0001	0.04 0.15	-0.61 <.0001	1.00	
INTAN	0.02 0.36	0.00 0.84	0.02 0.46	0.01 0.80	-0.08 0.00	0.05 0.04	-0.04 0.11	0.08 0.00	0.09 0.00	-0.08 0.00	1.00

1) 변수정의는 〈표 1〉을 참조.

들이 고려된 다변량분석을 통하여 결과를 검증해야 할 것이다.

〈표 3〉은 주요변수들의 평균값에 대한 단순차이분석 결과를 보여주고 있다. 먼저, 패널A의 K-IFRS 도입 전과 후의 AFE, DISP, 그리고 COV의 평균값의 차이를 살펴보면, 도입 전에는 AFE는 3.497였으나, 도입 후에는 2.196으로 나타나, K-IFRS 도입 이후 재무분석가의 이익예측정확성이 증가하였음을 알 수 있다. 또한 t 값이 4.45로 나타나 이러한 차이는 통계적으로 유의적이었다. DISP와 COV 변수 역시, K-IFRS도입 전보다 도입 후에 감소하

였으며, 이러한 차이는 통계적으로 유의적으로 나타났다. 즉, DISP변수는 K-IFRS도입 이후에 유의적으로 감소하여, 이익예측분산이 감소하였음을 보여주었다. COV변수는 K-IFRS도입 이후 3.646로 나타나, 오히려 재무분석가의 수가 감소함을 알 수 있다. 이러한 결과는 Wilcoxon Test에서도 일관되게 나타났다. 패널B에서는 의무도입기업과 자발적도입기업간의 주요변수들의 평균값을 살펴보았다. 의무도입기업과 자발적도입기업 모두 K-IFRS도입 전보다는 도입 후에 이익예측정확성이 높아지고, 예측분산은 감소하였으며, 재무분석가의 수도 감소하였다.

〈표 3〉 단순차이분석

패널 A: 주요변수들의 차이분석(K-IFRS 도입 전 vs. K-IFRS 도입 후)						
변수	K-IFRS 도입 전	K-IFRS 도입 후	T-test (t value)	Wilcoxon (Z value)		
<i>AFE</i>	3.498 ¹²⁾	2.196	1.302 (4.45) ^{***}	(1.955)*		
<i>DISP</i>	0.668	0.187	0.481 (9.02) ^{***}	(5.247) ^{***}		
<i>COV</i>	4.569	3.646	0.923 (1.69)	(3.543) ^{***}		
패널 B: 주요변수들의 차이분석(의무도입 vs. 자발적도입)						
변수	K-IFRS 의무도입			K-IFRS 자발적도입		
	K-IFRS 도입 전	K-IFRS 도입 후	T-test	K-IFRS 도입 전	K-IFRS 도입 후	T-test
<i>AFE</i>	3.525	2.210	1.315 (4.30) ^{***}	2.875	2.099	0.775 (0.74)
<i>DISP</i>	0.663	0.174	0.488 (8.93) ^{***}	0.786	0.277	0.509 (2.31) ^{***}
<i>COV</i>	4.396	3.667	0.729 (1.21)	8.526	3.500	5.025 (3.56) ^{***}

- 1) 변수정의는 〈표1〉을 참고.
 2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 나타냄.

특히, 자발적 도입기업의 경우에는 재무분석가의 수 (*COV*)가 급격하게 낮아짐을 알 수 있다.

4.2 회귀분석결과

K-IFRS의 도입으로 재무분석가의 이익예측치 특성이 어떻게 달라졌는지 살펴보기 위하여, 모형(1)

을 이용하여 회귀분석을 실시하였다. 〈표 4〉는 가설 1에 대한 분석결과를 제시하고 있다. 종속변수가 *AFE*, *DISP*, 그리고 *COV*의 회귀분석결과를 패널A에, 그리고 GMM(Generalized Method of Moments)과 CL-2(Two-way robust standard errors clustered by firm and time)¹³⁾의 결과를 패널B에 보고하였다. 본 연구는 표본이 가질 수 있

12) 표본에서 2008년도를 제외하면, *AFE*는 도입 전과 후에 각각 2.575과 2.196으로 나타났다. 또한 t-test결과는 0.379(1.37)로 나타나 유의성이 약하게 나타났다.
 13) 본 연구에 사용된 표본을 이용하여 회귀분석(OLS)하였을 때, 다중공선성과 이분산성을 검증한 결과, 다중공선성을 검증하는 VIF는 모든 변수들에서 1-2사이에 있었다. 그러나 이분산성의 경우, White test에서 이분산성이 없음을 기각하지 못하였다(White test = 178.0 (Pr) ChiSq = < .0001), Breusch-Pagan = 121.8(Pr) ChiSq = < .0001)). 따라서 이를 해결하기 위한 방법으로 이분산성의 형태에 대한 가정이 필요없는 GMM 방법을 시행하였다(일반적으로 이분산성을 해결하기 위한 Weighted OLS방법이 제안되고 있지만, 가중치부여에 임의성이 개입되기 때문에 GMM을 선택하였다) 또한, Gow et al.(2010)에서는 시계열 및 횡단면적 상관성문제를 최소화할 수 있는 방법들을 비교분석하였으며, 분석결과 CL-2(Two-way robust standard errors clustered by firm and time)가 가장 우수함을 제시하였다. 구체적으로 Gow et al.(2010)은 회계학관련 연구들이 사용하였던 OLS, White test, Newey-West, FM(Fama-MacBeth), FM-NW(Fama-MacBeth with Newey-West), Z2, CL-2에 대해 비교분석하였으며, 이 중에서 CL-2가 가장 우수하게 나타났다. 본 연구는 cluster로 기업(firm)과 연도(year)를 사용하였다.

는 시계열 또는 횡단면적 상관성을 최소화하기 위하여, 회귀분석과 함께 GMM 및 CL-2분석을 추가적으로 시행하였으며 지면상 GMM과 CL-2의 결과는 관심변수값만 보고하였다. 분석결과를 살펴보면, 종속변수가 AFE인 경우, IFRS의 계수값이 -1.017 (t 값 = -1.82)로 나타나 K-IFRS의 도입 이후, 재무분석가의 이익예측정확성이 유의적으로 증가하였음을 알 수 있다.¹⁴⁾ 또한 모형의 설명력을 나타내는 Adj. R²의 값도 0.247로 나타나고 있어 관련선행연구들의 결과와 유사하게 나타났다. 통제변수들의 결과를 살펴보면, 기업규모가 클수록, 이익수준이 높을수록, 무형자산의 비중이 높을수록 재무분석가의 이익예측정확성은 높아지는 것으로 나타났다. 또한 부채비율이 높을수록 성과조정 재량적 발생액이 높을수록, 손실기업일수록 재무분석가의 이익예측정확성은 감소하는 것을 알 수 있다.

DISP의 결과를 살펴보면, IFRS의 계수값이 -0.471 (t 값 = -3.04)로 K-IFRS의 도입 이후, 재무분석가의 이익예측분산이 유의적으로 감소하였음을 알 수 있다. 이는 K-IFRS의 도입으로 재무분석가들간의 이익예측치 불일치가 감소하였음을 보여준다. 이러한 결과는 공정가치의 도입으로 기업들이 제공하는 회계정보가 기업가치를 판단하는데 있어, 유용한 정보를 제공하며 나아가 재무분석가들의 주관적인 판단이 미치는 영향이 감소됨으로써 이익예측분산이 감소한 것으로 해석된다.¹⁵⁾ 이와 함께, COV의 결과는 IFRS의 계수값은 -1.715(t 값=-4.19)로 나

타나, 유의적인 음의 값을 나타내고 있다. 이는 상대적으로 회계적 지식이 있는 재무분석가들도 기업들의 성과를 평가하는데 어려움이 있으며, 나아가 K-IFRS도입 이후, 이익예측치를 발표하는 재무분석가의 수가 감소함을 보여준다.¹⁶⁾

패널 B의 결과를 살펴보면, GMM의 경우 AFE와 DISP의 통계적 유의성이 높게 나타난 반면에 CL-2의 결과에서는 AFE의 경우, 유의성이 낮아졌다. 즉, 시계열 및 횡단면적 상관성을 통제한 후의 결과는 K-IFRS도입 이후 재무분석가의 예측정확성은 높아졌으나 유의하지 않음을 알 수 있다. 그러나 DISP와 COV는 여전히 유의적으로 나타나고 있어, K-IFRS도입 이후 재무분석가의 예측불일치가 감소하고, 재무분석가의 수도 감소함을 보여준다.

이상의 결과를 종합하면, K-IFRS의 도입이후, 재무분석가의 수는 감소하였지만, 재무분석가가 제공하는 이익예측치의 예측정확성은 높아졌으며, 예측분산은 감소하였음을 알 수 있다.

가설 2를 검증한 결과는 <표 5>에 보고하였으며, <표 5>의 보고양식은 <표 4>와 동일하다. 먼저, 종속변수가 AFE인 경우, 관심변수인 IFRSMAN의 계수값은 -1.068(t 값 = 1.89)로 의무도입 기업일수록 K-IFRS도입 후 이익예측정확성이 유의하게 감소하였다. 또한 이익예측 분산은 유의적으로 감소하였고, 재무분석가의 수도 감소한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 가설 1의 결과와 일관된 것으로, K-IFRS도입으로 재무분석가의 이익예측치 특성변화

14) 본 연구는 재무분석가의 이익예측정확성을 측정하는데 있어, 재무분석가의 이익예측치 평균이 아닌 중간값을 이용하여 재분석하였다. 분석결과는 IFRS의 계수값이 -1.033(t값: -1.84)으로 나타났으며, 이는 주요 분석과 일관된 결과이다.

15) 이러한 결과에 대하여, K-IFRS도입 이후에 정보불확실성이 높아져, 재무분석가들이 이익예측치를 제시하는 것을 꺼려하거나, 예측치 동조화현상으로 예측분산이 낮게 나타났다는 해석도 제시될 수 있다.

16) 이러한 결과는 해외 재무분석가의 수를 고려하지 않았기 때문에, 해석에 유의할 필요가 있을 것이다. K-IFRS도입으로 기대되는 효과 중에 하나는 해외 투자자뿐만 아니라 해외 재무분석가의 수가 증가할 것이라는 것이다. 따라서 본 연구의 결과는 국내 재무분석가의 수는 유의적으로 감소하였음을 보여주고 있으나, 자료의 한계로 해외 재무분석가의 수에 대해서는 고려하지 못하였다는 한계점이 있다.

〈표 4〉 가설 1에 대한 분석결과

$$AFE(DISP, COV) = a + b_1 IFRS + b_2 SIZE + b_3 GROWTH + b_4 LEV + b_5 PADAC + b_6 LOSS + b_7 EARN + b_8 INTAN + Industry\ dummy + e$$

패널 A : 회귀분석결과

변수	AFE		DISP		COV	
	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value
<i>intercept</i>	10.446***	4.77	-4.231**	-6.97	-54.206***	-33.81
<i>IFRS</i>	-1.017*	-1.82	-0.471***	-3.04	-1.715***	-4.19
<i>SIZE</i>	-0.416***	-3.72	0.239***	7.70	3.017***	36.86
<i>GROW</i>	-0.076	-0.18	0.148	1.27	0.097	0.31
<i>LEV</i>	3.182***	3.14	0.202	0.72	-3.144***	-4.24
<i>PADAC</i>	4.280	1.08	0.396	0.36	-4.968	-1.71
<i>LOSS</i>	6.045***	10.02	0.869***	5.20	1.682***	3.81
<i>EARN</i>	-19.654***	-5.88	-0.708	-0.76	16.797***	6.86
<i>INTAN</i>	-5.014*	-2.08	-0.328	-0.49	3.529*	2.00
ΣIND	포함		포함		포함	
<i>Adj. R²</i>	0.247		0.093		0.547	

패널 B : GMM과 CL-2 분석결과

변수	GMM			CL-2		
	AFE	DISP	COV	AFE	DISP	COV
<i>IFRS</i>	-1.017*** (-3.34)	-0.471*** (-6.22)	-1.715*** (-3.31)	-1.017 (-1.38)	-0.471*** (-2.98)	-1.715*** (-3.26)
<i>control variables</i>	포함	포함	포함	포함	포함	포함
ΣIND	포함	포함	포함	포함	포함	포함
<i>Adj. R²</i>	0.247	0.093	0.547	0.260	0.108	0.555

1) 변수정의: *IFRS* = K-IFRS 도입 기업이면 1, 아니면 0. 다른 변수 정의는 〈표1〉을 참고.

2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 나타냄.

에 의무도입 기업들의 영향이 중요함을 보여준다.¹⁷⁾ 이와 함께 이분산성을 고려한 GMM 및 CL-2의 결과를 패널 B에 보고하였다. 분석결과, 대부분 분석

에서 관심변수인 *IFRSMAN*의 결과가 회귀분석의 결과와 유사하게 나타나고 있기 때문에, 지면상 변수들의 결과에 대한 설명은 생략하고자 한다.

17) 가설 2를 검증하기 위하여, *IFRS*와 *IFRS_M*, 그리고 *IFRS*IFRS_M*을 모두 포함한 모형식이 이론적으로 적합할 것이다. 그러나 본 연구에서는 *IFRS*가 *IFRS_M*을 포함하는 변수이기 때문에 세 변수를 모두 포함하여 회귀분석을 시행하면, full rank가 되지 않아 분석이 되지 않는다. 따라서 관심변수인 교차항만을 포함하여 분석함으로써, 나머지 집단에 대한 결과는 상수항에 나타날 것으로 보았다.

〈표 5〉 가설 2에 대한 분석결과

$$AFE(DISP, COV) = a + b_1 IFRSMAN + b_2 SIZE + b_3 GROWTH + b_4 LEV + b_5 PADAC + b_6 LOSS + b_7 EARN + b_8 INTAN + Industry\ dummy + e \quad \text{모형 (2)}$$

패널 A : 회귀분석결과

변수	AFE		DISP		COV	
	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value	Coeff.	t-value
<i>intercept</i>	10.423***	4.76	-4.238***	-6.98	-54.235***	-33.82
<i>IFRSMAN</i>	-1.068*	-1.89	-0.468***	-2.98	-1.727***	-4.17
<i>SIZE</i>	-0.415***	-3.71	0.239***	7.71	3.018***	36.87
<i>GROW</i>	-0.073	-0.17	0.151	1.29	0.106	0.34
<i>LEV</i>	3.170***	3.13	0.197	0.70	-3.164***	-4.26
<i>PADAC</i>	4.280	1.08	0.395	0.36	-4.972	-1.71
<i>LOSS</i>	6.053***	10.03	0.872***	5.22	1.694***	3.84
<i>EARN</i>	-19.621***	-5.87	-0.703	-0.76	16.822***	6.87
<i>INTAN</i>	-4.992*	-2.07	-0.321	-0.48	3.558*	2.01
ΣIND	포함		포함		포함	
<i>Adj. R²</i>	0.247		0.092		0.547	

패널 B : GMM과 CL-2 분석결과

변수	GMM			CL-2		
	AFE	DISP	COV	AFE	DISP	COV
<i>IFRSMAN</i>	-1.068*** (-3.63)	-0.468*** (-6.02)	-1.727*** (-3.24)	-1.068 (-1.55)	-0.468*** (-2.86)	-1.727*** (-3.26)
<i>control variables</i>	포함	포함	포함	포함	포함	포함
ΣIND	포함	포함	포함	포함	포함	포함
<i>Adj. R²</i>	0.247	0.092	0.547	0.260	0.108	0.555

1) 변수정의: $IFRSMAN = IFRS * IFRS_M$ 의 교차항, 여기서 $IFRS_M$ 은 K-IFRS를 의무 도입한 기업이면 1, 아니면 0. 다른 변수 정의는 〈표 1〉을 참고.

2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 나타냄.

4.3 추가분석결과

4.3.1 K-IFRS도입 전과 후에 모두 있는 기업

본 연구의 주요 변수인 재무분석가의 이익예측치는 재무분석가의 특성에 따라서 달라질 수 있다. 만약 K-IFRS도입 전 또는 후에만 이익예측치가 있는 기업의 경우에는, K-IFRS의 도입으로 변화된 것이

아니라 재무분석가의 특성이 다르기 때문에 나타난 결과일 수 있다. 즉, 표본구성에 따라 K-IFRS도입 전과 후에 재무분석가의 특성이 달라졌다면, 이는 이익예측치 특성에도 영향을 미쳤을 것이다. 본 연구는 이러한 영향을 최소화하기 위하여, K-IFRS도입 전에 최소 일년 정도 존재하였으며, 도입 이후에도 계속 존재하는 기업들로 한정하여 추가분석을 시행하였다. 이러한 제약조건을 통하여, K-IFRS도입

전과 후의 재무분석가의 이익예측치 특성변화가 표본의 변화로 인하여 영향 받지 않도록 하였다. 분석 결과는 <표 6>에 보고하였으며, 지면상 관심변수의 회귀분석의 결과를 중심으로 요약하여 보고하였다. <표 6>의 결과를 보면, 이익예측치 특성의 변화는 K-IFRS도입 후에 예측정확성은 높아지고, 예측치 분산은 낮아지고, 재무분석가의 수는 오히려 감소한 것으로 나타났다. 또한 가설 1의 결과와 비교하면, *AEF*, *DISP*, 그리고 *COV*의 계수값이 모두 더욱 크게 나타나고 있다. 이러한 결과는 앞서의 결과들보다 더욱 강건하게 나타난 것으로, 본 연구의 결과가 표본특성에 의해 영향받지 않음을 보여주고 있다.

4.3.2 의무도입기업만을 대상으로¹⁸⁾

본 연구의 표본은 K-IFRS를 도입한 기업들을 대상으로 재무분석가의 이익예측치 특성이 어떻게 달라졌는지 분석하기 위하여, 조기도입여부에 상관없이 K-IFRS를 도입한 기업들을 모두 사용하였다. 즉, 재무분석가의 이익예측에 바탕이 되는 재무제표의 변화에 따라 재무분석가의 이익예측치가 어떻게 달라졌는지 분석하고자 하였다. 이와 함께, 자발적

조기도입기업과 의무도입기업들간의 재무보고유인이 다르기 때문에 회계정보의 질적 특성에도 차이가 나타날 수 있다는 선행연구들의 결과에 따라 의무도입여부의 영향을 검증하였다. 그러나 K-IFRS를 자발적으로 도입한 기업의 표본수가 적기 때문에, 결과의 유의성에 영향을 미칠 수 있을 것이다. 따라서 본 연구의 추가분석으로 의무도입기업들만 대상으로 분석을 재시행하였으며, 회귀분석 결과는 다음과 같다. 의무도입기업만을 대상으로 K-IFRS 도입 전과 후의 재무분석가의 이익예측치 특성을 살펴보면, 이익예측정확성은 높아졌으며, 이익예측분산은 감소하였다. 또한 재무분석가의 수는 유의적으로 감소하였음을 보여주고 있다.

4.3.3 금융위기 영향을 통제한 분석(2008년을 제외한 표본)

본 연구는 K-IFRS도입 전과 후의 재무분석가의 이익예측치특성이 어떻게 변화되었는지 검증하기 위하여, 2007년부터 2012년까지의 데이터를 이용하였다. 그러나, 분석기간중에 2008년 서브프라임위기가 발생하였으며, 금융위기 이후 재무분석가들의

<표 6> K-IFRS 도입전과 후 모두 최소한 한번이라도 존재하는 표본을 대상으로(N=244)

변수	AFE		DISP		COV	
	Coeff.	t value	Coeff.	t value	Coeff.	t value
<i>IFRS</i>	-2.038**	-2.11	-1.195**	-2.11	-2.006***	-3.56
<i>Adj.R²</i>	0.384		0.135		0.549	

1) 변수정의: *IFRS* = K-IFRS 도입 기업이면 1, 아니면 0. 다른 변수 정의는 <표 1>을 참고.

2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 나타냄.

18) 본문에는 보고하지 않았지만, 조기도입기업들만을 대상으로 분석한 결과에서는 K-IFRS도입이후 재무분석가의 수만 유의적으로 감소한 것으로 나타났다(*IFRS*계수값 -3.71(t 값=-2.10)). 그러나, 재무분석가의 이익예측정확성과 이익예측분산은 유의적인 결과를 발견할 수 없었다.

〈표 7〉 K-IFRS 의무도입기업만을 대상으로(N=1,885)

변수	AFE		DISP		COV	
	Coeff.	t value	Coeff.	t value	Coeff.	t value
<i>IFRS</i>	-1.097*	-1.87	-0.509***	-3.08	-1.681***	-3.96
<i>Adj. R²</i>	0.245		0.093		0.529	

- 1) 변수정의: *IFRS* = K-IFRS 도입 기업이면 1, 아니면 0. 다른 변수 정의는 〈표1〉을 참고.
 2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 나타냄.

〈표 8〉 2008년도를 제외한 표본을 대상으로(N=1,571)

변수	AFE		DISP		COV	
	Coeff.	t value	Coeff.	t value	Coeff.	t value
<i>IFRS</i>	-0.259	-0.71	-0.313***	-3.25	-1.491***	-3.60
<i>Adj. R²</i>	0.243		0.101		0.538	

- 1) 변수정의: *IFRS* = K-IFRS 도입 기업이면 1, 아니면 0. 다른 변수 정의는 〈표1〉을 참고.
 2) ***, **, *은 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 나타냄.

낙관적 예측성향이 더욱 강화되었다는 연구결과도 제시되고 있다.¹⁹⁾ 따라서 본 연구는 이러한 특이상황에 대한 영향을 최소화하기 위하여, 2008년을 분석표본에서 제외하여 재분석을 시행하였다.

2008년 표본을 제외한 분석결과를 살펴보면, *AFE*의 경우 음의 값을 보이고 있으나, 통계적 유의성이 약해졌음을 알 수 있다. 즉, K-IFRS도입 이후, 재무분석가의 이익예측정확성은 증가하였으나, 통계적으로는 유의하지 않았다. 그러나, *DISP*와 *COV*는 여전히 유의적인 음의 값을 나타내고 있어, K-IFRS도입 이후 재무분석가들의 예측분산은 낮아지고 기업의 EPS를 예측하는 재무분석가의 수는 감소

하였음을 알 수 있다.

V. 결론

본 연구는 K-IFRS의 도입으로 기업들이 생산하는 재무제표의 양식과 내용이 변화되면서 이를 이용하여 이익예측치를 제공하는 재무분석가의 이익예측치 특성이 어떻게 달라졌는지 검증하였다. K-IFRS와 관련된 대부분의 연구들은 K-IFRS가 적용되어 산출된 회계정보의 질적 특성에 집중되어 있으며,

29) 2008년 금융위기 이후, 재무분석가의 이익예측치에 대한 비판에 대하여 다음의 기사들을 참고하길 바란다.

- 국내 증권사 애널리스트들이 2008년 이후 내놓은 보고서의 평균 적중률이 71.2%로 나타났다. 100점 만점을 기준으로 평균점수가 70점으로 사실상 낙제점에 머물렀다는 뜻이다. (머니투데이, 2014년 1월 27일자 기사 일부발췌)
- 최근 한국투자증권이 2011년부터 2013년까지 3년간 코스피200 기업의 실제 순이익과 실적 전망치(컨센서스)를 분석한 결과, 1년 전 실적 전망치는 실제 순이익에 비해 평균 32.9% 과대 추정된 것으로 분석됐다. 특히 실적을 과대 추정하는 경향은 2011년 이후 해마다 더 뚜렷해지고 있는 것으로 나타났다. (일부생략) 2005년부터 2010년(글로벌 금융위기 변수가 있었던 2008년과 2009년 제외)까지 평균 과대추정률이 7.3%였던 것과 비교해 보면 이 같은 현상은 갈수록 더 두드러지고 있다. (문화일보, 2014년 10월 23일자 기사 일부발췌)

이를 이용하는 재무분석가나 이용자관점에서의 연구는 아직 미미한 편이다. 특히 우리나라는 K-IFRS의 도입으로 주재무제표가 개별재무제표에서 연결재무제표로 변화되었기 때문에 이를 활용하는 이해관계자들의 의사결정에도 큰 영향을 미칠 것으로 예상되지만, 이에 대한 연구는 활발하지 못하다. 본 연구는 K-IFRS의 도입이 재무분석가의 이익예측치 특성에 어떠한 영향을 미치는지 살펴봄으로써, K-IFRS의 도입효과를 재무분석가의 관점에서 검증하였다는 점에서 의의가 있다.

2007년부터 2012년까지 1,977개의 표본을 대상으로 K-IFRS의 도입이 재무분석가의 이익예측치 특성에 미친 영향을 분석한 결과, K-IFRS도입 이후에 재무분석가의 이익예측정확성은 높아지고, 예측치의 분산은 적어졌으나, 재무분석가의 수는 감소한 것으로 나타났다. 또한 K-IFRS를 의무도입한 기업들에게 이러한 결과는 더욱 유의적으로 나타나고 있음을 발견하였다. 이러한 결과는 다양한 추가 분석에서도 일관되게 나타나고 있으나, 예측정확성의 경우에는 분석방법에 따라 예측정확성이 높아졌으나, 통계적 유의성은 다르게 나타났다. 흥미로운 것은 의무도입 기업들의 경우에 K-IFRS도입 후 재무분석가의 이익예측치 특성이 향상되었다는 발견이다. 이는 해외선행연구들의 결과와는 상반된 것으로 대부분의 연구들은 자발적 도입기업의 경우에만 IFRS 도입 후 재무분석가의 이익예측치 특성이 향상되는 것을 발견하였으나, 우리나라의 경우에는 자발적 도입기업의 경우 이러한 현상을 발견할 수 없었다.

K-IFRS도입 이후 재무분석가의 이익예측정확성은 높아지고, 이익예측 분산은 낮아졌으며, 기업의 이익을 예측하는 재무분석가의 수는 감소하였다는 본 연구의 결과는 시장참여자들의 중요한 의사결정에 유용한 정보를 제공할 것으로 기대된다. 더불어

회계관련 정책유관기관들과 학계의 연구자들에게도 K-IFRS도입 이후 재무분석가의 이익예측치에 대한 새로운 증거를 제공함으로써, 향후 관련제도와 연구에 의미있는 시사점을 제공할 것이다. 본 연구의 이러한 공헌점에도 불구하고, 재무분석가의 이익예측치정보가 시장전체의 기업들을 모두 포함하지 있지 않기 때문에 표본의 한계점은 여전히 남아있을 것이다. 그러나 본 연구는 K-IFRS의 도입 전과 후를 비교하는 분석이기 때문에 다소 이러한 문제점에서 자유로운 편이라고 판단된다. 더불어 K-IFRS의 도입 효과로 기대되는 해외 재무분석가들의 참여 및 투자자들의 비용관점에서의 분석이 자료의 한계로 이루어지지 못한 점은 아쉬운 부분이다. 향후에는 본 연구의 결과를 토대로 재무분석가관련 연구들이 좀 더 다양한 관점에서 이루어질 것으로 기대해 본다.

참고문헌

- 강민정 · 이호영 · 이경화(2012), 국제회계기준이 보수주의 회계에 미친 영향에 대한 연구 -조기도입기업을 대상으로-, **회계학연구**, 37(2), 237-278.
- 김병태(2011), 한국채택 국제회계기준 도입이 이익조정에 미치는 영향, 한성대학교 대학원 **박사학위 논문**.
- 김용식 · 강선아(2010), K-IFRS 조기도입 유인과 성과 분석, **회계저널**, 19(2), 89-115.
- 배성호 · 정석우 · 오광욱(2012), K-IFRS 공시품질과 재무분석가 이익예측분산도, **경영학연구**, 41(4), 837-866.
- 백혜원 · 김지홍(2011), 국제회계기준 도입 이후 시장가치 달성을 위한 경영자의 행태변화, **회계학연구**, 36(3), 217-250.
- 이우재 · 오광욱 · 정석우(2011), 국제회계기준 도입비용과 기업특성, **회계저널**, 20(3), 297-327.

- 이우재 · 정석우 · 최승욱(2014), 감사인의 국제회계기준 도입 자문서비스와 재무분석가의 예측정확성 및 수요: K-IFRS 연결재무제표를 중심으로, **회계학연구**, 39(3), 249-290.
- 이유식 · 홍정화(2013), 한국채택국제회계기준의 도입에 따른 자본시장반응 연구, **세무와 회계저널**, 14(3), 189-216.
- 오문성 · 김성환 · 박진모(2010), K-IFRS 적용이 재무제표의 유용성에 미치는 영향에 관한 연구, **세무와 회계저널**, 11(4), 359-384.
- 송민섭 · 변상혁(2014), 2008년 금융위기와 애널리스트의 예측 성향의 변화, **경영학연구**, 42(5), 1187-1218.
- 송인만 · 양동훈 · 김인숙(2010), IFRS 조기도입의 주요 특징 및 재무제표 영향, **회계저널**, 19(2), 345-370.
- 정태범(2013), 국제회계기준의 도입과 이익조정, **회계저널**, 22(1), 327-348.
- 최국현 · 손여진(2011), K-IFRS의 자산재평가가 기업가치와 재무분석가의 이익예측 정확도에 미치는 영향, **회계저널**, 20(4), 57-90.
- 최성호(2011), K-IFRS 조기도입기업의 이익특성과 회계정보의 가치관련성, **회계학연구**, 36(2), 1-30.
- 금융감독원, 2010, 재무공시 개선방안 세미나.
- 금융감독원, 2013, K-IFRS 도입효과 평가 기사검색.
- 머니투데이, 2014, 1월 27일자 기사.
- 문화일보, 2014, 10월 23일자 기사.
- Ahmed, A. S., Neel, M., and Wang, D.(2012), Does Mandatory Adoption of IFRS Improve Accounting Quality? *Working paper*.
- Ashbaugh, H., and M. Pincus(2001), Domestic Accounting Standards, International Accounting Standards, and the Predictability of Earnings. *Journal of Accounting Research* 39, 417-434.
- Bae, K-H. H. Tan, and M. Welker(2008), International GAAP Differences: The Impact on Foreign Analysts, *The Accounting Review* 83, 593-628.
- Ball, R.(2006), International Financial Reporting Standards(IFRS): Pros and Cons for Investors. *Accounting and Business Research*, Special 36, 5-27.
- Balsari, C. K. S. Ozkan, and M. G. Durak(2010), Earnings Conservatism in the Pre and Post IFRS Adoption Periods in Turkey: Panel Data Evidence on the Firm Specific Factors, *Working paper*.
- Barth, M. W. Landsman, and M. Lang(2008), International Accounting Standards and Accounting Quality, *Journal of Accounting Research* 46, 467-498.
- Bhushan, R(1989), Firm Characteristics and Analyst Following, *Journal of Accounting and Economics* 11, 255-274.
- Brown, P., A. Clarke, J. How, and K. Lim(2002), Analysts' Dividend Forecasts, *Pacific-Basin Finance Journal* 10, 371-392.
- Burgstahler, D., and Dichev, L(1997), Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses, *Journal of Accounting and Economics* 24(1), 99-126.
- Bushman, R., Chen, Q., Ellen, E., and Smith, A (2004), Financial Accounting Information, Organizational Complexity and Corporate Governance Systems, *Journal of Accounting and Economics* 37, 167-201.
- Byard, D., Y. Li, and Y. Yu(2011), The Effect of Mandatory IFRS Adoption on Financial Analysts' Information Environment, *Journal of Accounting Research* 49, 69-96.
- Capkun, V. Cazavan-Jenya, A. Thomas, J. and Weiss, L(2008), Earnings Management and Value Relevance During the Mandatory Transition from Local GAAP to IFRS in Europe, *Working paper*.

- Christensen, Lee, and Walker(2008), Do IFRS Reconciliation Convey Information? The Effect of Debt Contracting, *Journal of Accounting and Research*.
- Claskson, Hanna, Richardson, and Thompson(2010), The Impact of IFRS Adoption on the Value Relevance of Book Value and Earnings, *Working paper*.
- Cotter, J., Tarca, A., and Wee, M.(2010), IFRS Adoption and Analysts' Earnings Forecasts: Australian Evidence, *Working paper*.
- Daske, H., and G. Gebhardt(2005), International Financial Reporting Standards and Experts' Perceptions of Disclosure Quality. *Abacus* 42(3/4), 461-498.
- Gassen, J., and T. Sellhorn(2006), Applying IFRS in Germany- Determinants and Consequence, *Working paper*.
- Gow, Ormazabal, Taylor(2010), Correcting for Cross-Sectional and Time-Series Dependence in Accounting Research, *The Accounting Review* 85(2), 483-512.
- Guan, Y. O-K. Hope, and T. Kang(2006), Does Similarity of Local GAAP to U.S. GAAP Explain Analysts' Forecast Accuracy? *Journal of Contemporary Accounting and Economics* 2, 151-169.
- Horton, J., G. Serafeim, and I. Serafeim(2013), Does Mandatory IFRS Adoption Improve the Information Environment? *Contemporary Accounting Research* 30 (1), 388-423.
- Ismail, W. A. W. K. Dunstan, and T. V. Zijl(2010), Earnings Quality and the Adoption of IFRS-based Accounting Standards: Evidence from an Emerging Market, *Working paper*.
- Jarva, H., and A-M. Lantto(2010), The Information Content of IFRS Versus Domestic Accounting Standards: Evidence from Finland, *Working paper*.
- Kothari, S., Leone, A., Wasley, C.(2004), Performance Matched Discretionary Accrual Measures, *Journal of Accounting & Economics* 39, 163-197.
- Lang, M. H. K. V. Lins, and D. P. Miller(2003), ADRs, Analysts, and Accuracy: Does Cross Listing in the U.S. Improve a Firm's Information Environment and Increase Market Value? *Journal of Accounting Research* 41, 317-345.
- Lang, M. H. K. V. Lins, and D. P. Miller(2004), Concentrated Control, Analyst Following, and Valuation: Do Analysts Matter Most When Investors Are Protected Least? *Journal of Accounting Research* 42, 589-623.
- 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.
- Tendeloo, B. V., and A. Vanstraelen(2005), Earnings Management under German GAAP versus IFRS, *European Accounting Reivew* 14(1), 155-180.
- Wang, X., D. Young, and Z. Zhuan(2008), The Effects of Mandatory Adoption of International Financial Reporting Standards on Information Environments, The Chinese University of Hong Kong, *Working Paper*.
- Ernst and Young(2007), "IFRS: Observations on the Implementation of IFRS." London: *EYGM Limited*.

K-IFRS Adoption and Financial Analyst's Forecasts

Hye-Jeong Nam*

Abstract

This study examines the effect of K-IFRS adoption in terms of financial analysts' forecast characteristics. Since K-IFRS was adopted in 2011 as a mandatory, many researchers have investigated a change in accounting information qualities and value relevance. However, K-IFRS adoption influences not only producers of accounting information but also users of accounting information. Moreover, increased a level of discretionary decision when a firm applies K-IFRS in financial statements may affect the decision of investors and financial analysts' forecast as well. Because of that, the role of financial analysts as a information intermediary becomes important. There are controversial evidences about the effect of K-IFRS on financial analysts' forecast. On the one hand, a change in main financial statements from individual statements to consolidated statements may affect a cost of financial analyst' forecast in a negative way. Moreover, increased discretionary decision of management on financial statement may hamper financial analysts's forecasts. On the other hand, increased amounts of disclosure and applied fair value concepts in account components may positively affect a financial analyst's forecast. Some prior studies found the evidences that financial analysts' accuracy increased and dispersion of forecasts decreased after IFRS adoption (Wang et al.2008; Tan et al. 2011; Horton et al. 2013). However, Horton et al. (2013) suggests that qualities of financial analyst's forecast may vary depending on characteristics of countries IFRS adopted. Therefore, the effect of K-IFRS on financial analysts' forecast is worthwhile to test. It is purely an empirical question.

To do this, this paper uses 1,977 observations from 2007 to 2012. Specifically, this paper examines financial analysts' forecast characteristics such as forecast accuracy, forecast dispersion, financial analysts following before and after K-IFRS adoption. To see a change in forecast characteristics during the period, this paper use firms with financial analysts' forecasts regardless of voluntary or mandatory adoption in main test. Even though incentives to adopt K-IFRS may vary depending on voluntary versus mandatory, characteristics of financial analysts' forecast do

* Dongguk University-Seoul, College of Business administration, Associate Professor.

not affected by the time of adoption. This paper further examines whether the effect of K-IFRS adoption on financial analysts' forecasts is more pronounced in mandatory firms. Because related prior studies suggest that qualities of accounting information that applied IFRS are affected by incentives of firms. This difference may influence qualities of financial analysts' forecast.

The results of this paper are following. First, forecast accuracy is improved after K-IFRS adoption and forecast dispersion has also decreased. This result suggests that qualities of financial analysts' forecasts improve after K-IFRS adoption. However, analysts following has decreased after K-IFRS adoption. It means that financial analysts would not like to follow a firm anymore because they need to put more efforts to provide forecasts after K-IFRS adoption. These findings are identical in several robustness tests. Second, the effect of K-IFRS on financial analysts' forecasts is more pronounced in mandatory firms. This is very interesting finding because most studies identify that accounting qualities of voluntary firms improve after IFRS adoption compared to that of mandatory firms in Europe. This means that K-IFRS adoption influences most companies, not only voluntary firms who have some incentives. This paper performs several robustness tests to address some statistical problems and to alleviate the impact of financial crisis in 2008. I found identical results from GMM and CL-2 tests except for forecast accuracy. When i applies CL-2, forecast accuracy has increased, but statistical significance decreased. This suggests that the result of forecast accuracy is limited.

The findings in this study have various implications. The results of this paper suggest that K-IFRS adoption affects financial analysts' forecasts. Specifically, this paper found that forecast accuracy and dispersion of financial analysts' forecast improved after K-IFRS. This result implies that K-IFRS adoption positively affects financial analysts' forecasts. Another result of this paper is that financial analysts following decreased after K-IFRS. This result implies that financial analysts do not follow many firms anymore. There are some reasons. One of the reasons is that cost of forecast increases since K-IFRS and this leads financial analysts would not like to evaluate many firms.

In sum, these findings are very useful in understanding the effect of K-IFRS on financial analysts' perspectives and provide a lot of important implications to companies, regulators, investors who are interested in financial analysts' forecast characteristics. Researchers who are interested in this area can also apply the discussion in this paper for the related studies.

Key words: K-IFRS adoption, Forecast error, Forecast dispersion, Analyst following, Mandatory K-IFRS adoption