

## 국제회계기준 도입이 재무분석가의 부담과 노력에 미치는 영향\*

김수인(주저자)

연세대학교 경영연구소  
(sooin.kim1@gmail.com)

고재민(교신저자)

인하대학교 경영대학 교수  
(jaimin@inha.ac.kr)

박주형(공저자)

연세대학교 경영연구소  
(mysung15@yonsei.ac.kr)

본 연구는 국제회계기준(International Financial Accounting Standards, IFRS) 도입이 재무분석가의 정보환경에 미친 영향을 재무분석가 노력의 측면에서 살펴보고, IFRS 하에서의 이익예측 경험이 다년간 쌓이면서 IFRS 도입의 충격이 점차 완화되는지 분석한다. IFRS는 원칙 중심 회계기준으로 회계 선택에 경영자 재량이 확대, 공정가치 평가가 강화되었고, 연결재무제표가 주재무제표가 되는 특성을 가지며, 이러한 특성은 재무분석가의 이익예측 활동을 어렵게 한다. 분석 결과, IFRS 도입 후 예측치 발표 대상 기업에 대한 재무분석가 노력은 증가하였다. 특히, IFRS 도입 후 재무분석가 노력이 증가한 결과는 연결자회사 수가 증가할수록 더욱 강화되었다. 또한, IFRS 도입이 재무분석가 노력에 미친 이러한 충격은 IFRS 도입 직후에 집중되었고, 정착기에는 이 충격이 유의하게 완화되었다. 본 연구의 결과는 IFRS 도입 후 회계정보가 연결재무제표 중심으로 변화함에 따라 이익예측을 위한 재무분석가의 노력이 증가하였고, 이것은 선행 연구에서 밝혀진 현상인 IFRS 도입 후 기업별 재무분석가 수의 감소에 대한 배경이 될을 시사한다. 더하여, IFRS 도입 전후 재무분석가 활동을 단순 비교하였던 선행연구와는 달리, 재무분석가의 IFRS 학습효과에 대한 증거를 제시하였다는 데 의의가 있다.

주제어: 국제회계기준(IFRS), 한국채택국제회계기준(K-IFRS), 연결재무제표, 재무분석가 노력

### 1. 서론

본 연구는 IFRS 도입이 재무분석가의 정보환경에 미친 영향을 알아본다. 구체적으로는 이익예측을 위한 재무분석가 노력이 어떻게 변화하였는지, 그리고, 재무분석가 노력의 결정요인으로서 IFRS 도입을 통해 주재무제표가 별도재무제표에서 연결재무제표로 전환된 것이 어떠한 영향을 미쳤는지 분석한다.

우리나라는 2011년 상장기업을 대상으로 IFRS를 의무 도입하였다.<sup>1)</sup> IFRS는 세 가지 특징을 가지고 있는데, 첫째, 주재무제표가 별도재무제표에서 연결재무제표로 바뀌었고, 둘째, 공정가치 평가가 확대되었으며, 셋째, 규칙 중심(rule-based)에서 원칙 중심(principle-based) 회계로 전환된 것이다(오현민 등 2018; 이우재 등 2014). 이로 인해 선행연구들은 재무제표의 주된 이용자 중 하나인 재무분석가들도 큰 영향을 받았다는 사실을 보여주고 있

최초투고일: 2020. 1. 9      수정일: (1차: 2020. 3. 11)      게재확정일: 2020. 3. 25

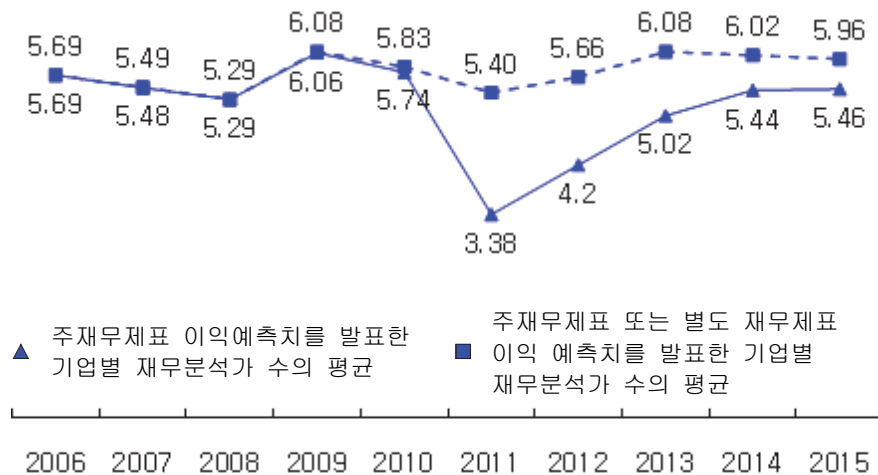
\* 본 연구는 인하대학교의 지원에 의하여 수행되었음.

1) 국내에서 주권상장법인은 2011년 1월 1일 이후 시작하는 사업연도부터 IFRS를 의무 적용하였으나, 기업의 선택에 따라 조기도입이 가능하였으므로 IFRS 도입 시기는 개별 기업별로 다르다. 본 연구는 IFRS 의무도입 전후의 재무분석가 수와 노력의 변화를 살펴보고 있으므로, 특별한 언급이 없는 한 본 연구의 'IFRS 도입'은 의무도입을 지칭한다.

다(백혜원 2016; 오현민 등 2018; 윤나영과 모경원 2016; 이의섭과 박창균 2019; Byard et al. 2011; Cotter et al. 2012; Horton et al. 2013; Tan et al. 2011). 우선, IFRS 도입 이후 주재무제표가 별도재무제표에서 연결재무제표로 바뀌어, 재무분석가들이 예측치를 계산하기 위해서는 자회사까지 분석 범위에 포함해야 하므로 재무분석가들이 재무제표를 이해하는 데 드는 시간과 비용이 IFRS 도입 이전에 비해 상대적으로 커졌을 것이다. 또한, 공정가치 평가는 회계 이익의 변동성을 증가시켜 이익예측이 어려워지는 환경을 조성하며, 원칙 중심의 회계처리 역시 동일한 경제적 사건에 대해 경영자의 재량을 확대해 재무분석가들이 회계정보를 해석하는데 큰 어려움을 느끼게 할 것이다(Ahmed et al. 2013; Ball 2006). 반면, IFRS는 범세계적인 단일 기준이므로 일치화(harmonization) 효과에 따라 비교가능성이 향상되고 주식 정보량이 증가하여 재무분석가들의 이익예측 활동에 긍정적인 영향도 미친다(Horton et al. 2013). 이와 같은 관점에서

남혜정(2015)은 IFRS 도입 이후 이익예측이 어려워져 전반적으로 재무분석가 수는 감소하였지만, 다양한 정보를 활용하여 이익예측 품질은 향상됨을 보여주었다.

본 연구의 예비분석으로 먼저 2006년부터 2015년까지 한 번이라도 재무분석가 예측치가 발표되었던 기업을 대상으로 하여 기업별 재무분석가 수의 연도 별 추이를 살펴보고, 이에 재무분석가 이익예측치가 발표되지 않은 기업-연도의 재무분석가 수는 0으로 처리하였다. <그림 1>의 실선은 주재무제표(2010년 이전은 별도재무제표, 2011년도 이후는 연결재무제표)의 이익 예측치를 발표한 연도별 재무분석가 수를 나타내고, 점선은 연결과 별도 이익예측 모두를 포함하여 연도별 재무분석가 수를 나타낸다. 두 경우를 비교하면 연결 이익을 예측하는 재무분석가 수는 IFRS 도입 직후 급격히 감소하였다가 점차 IFRS 도입 이전 수준에 근접하게 회복하는 반면, 연결과 별도 이익예측을 모두 포함하여 측정한 재무분석가 수는 IFRS 도입 전에 비해 큰 차이가



<그림 1> 기업별 재무분석가 수의 추이

보이지 않는다.<sup>2)</sup> 이는 재무분석가들이 정보 수집과 해석의 전문가들임에도 불구하고 IFRS 도입 초기에는 아직 이익예측 기준을 연결이익으로 전환하지 못하였음을 보여준다.

〈그림 2〉는 재무분석가 이익예측치가 발표된 기업-연도만을 대상으로 하여 기업별 재무분석가 수의 평균값을 나타내는데, 이는 2010년 9.80명에서 2012년에는 12.32명으로 IFRS 도입 전후 많게는 약 25.7% 가량 증가하였으며, 점차 IFRS 도입 전 수준으로 감소하고 있다. 〈그림 1〉과 〈그림 2〉의 차이를 미루어보면, IFRS 도입 직후 일부 기업에 대해서는 더 많은 재무분석가가 이익 예측 활동을 하였지만, 군소 기업은 모든 재무분석가의 커버리지에서 제외되었을 가능성을 제기한다.

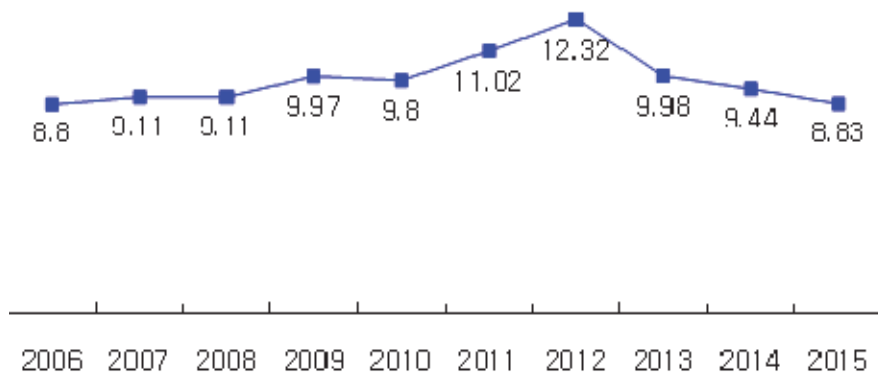
이러한 가능성은 그림 3과 같이 시장 내 재무분석가의 이익예측치가 발표되는 기업 수를 연도별로 살펴보면 더욱 명확해지는데, 2010년에 269개에서 2011년에 137개로 급격하게 감소하였다가 점차 그 수가 증가하고 있다. 종합하면, IFRS 도입 직후 시

장 내 주요 기업에 대해서는 더 많은 재무분석가들이 이익예측치를 발표하는 대신, 군소 기업에 대해서는 이익 예측치 발표를 중단한 것으로 추론된다.

이렇게 IFRS 도입 후 주요 기업을 중심으로 이익예측치가 발표되는 현상은 재무분석가들이 새로운 회계기준하에서 연결 이익예측을 해야하는 부담이 증가하여 소수의 기업에 그 노력을 집중하였기 때문이라 유추된다. IFRS 의무도입 당시 재무분석가들이 이익 예측치 발표에 대해 느꼈던 부담은 다음의 기사에서도 나타난다.

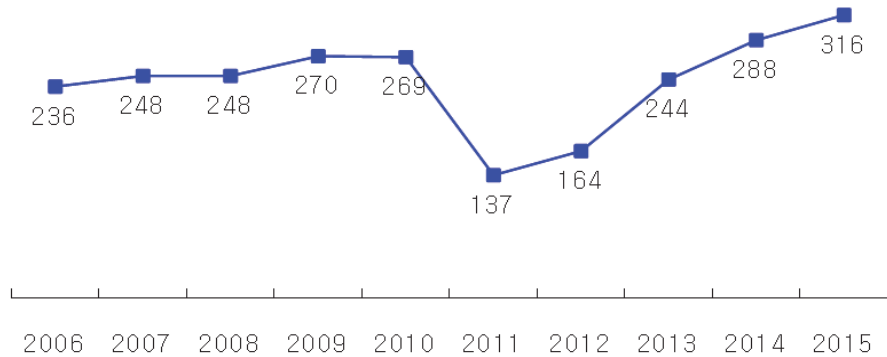
*“여의도 증권가 최고의 ‘두뇌 집단’으로 꼽히는 애널리스트들이 국제회계기준(IFRS) 때문에 골머리를 앓고 있다. ... 중략 ... 실적 전망이 쉽지 않은 이유는 기업이 보유한 투자 부동산, 금융상품 등에 대한 자산 평가방법이 달라지기 때문이다. IFRS는 또 개별재무제표가 아닌 연결재무제표를 공시해야 되기 때문에 자산 규모 100억원 이하 소규모 자회사의 실적까지 모두 포함해야 한다.”*

*「잠 못드는 증권가, 국제회계기준(IFRS) 도입에 실적 전망 어려워져 골머리」 조선일보 2011. 4. 15.*



〈그림 2〉 주재무제표 이익예측치가 한 건 이상 발표된 기업만을 대상으로 한 기업별 재무분석가 수의 추이

2) 두 가지 이익예측 기준별 연도별 재무분석가 수의 차이는 paired t-test 결과 통계적으로 유의하였다.



〈그림 3〉 주재무제표 이익예측치가 발표된 기업 수의 추이

이렇게 IFRS 도입이 재무분석가의 이익 예측 부담을 증가시켰던 것으로 보여지는 바, 본 연구는 Barth et al.(2001)을 참고하여 재무분석가 노력을 측정하고, IFRS 도입 이후에 재무분석가 노력이 증가하였는지를 살펴보고자 한다. 더하여, IFRS 도입에 따라 연결 이익 예측치 발표 부담이 커질수록 재무분석가 노력 또한 더 크게 증가하는지 확인하고자 한다.

구체적으로는 IFRS 도입 후 재무분석가가 주재무제표의 이익 예측치를 발표하기 위해 하나의 기업에 들이는 노력이 증가하였고, 재무분석가 노력은, 특히, 연결 복잡성이 증가하는 기업에 집중되었을 것이라는 추론을 검증한다. 이에, IFRS 도입 초기(2011~2012년)와 정착기(2013~2015년)를 나누어 재무분석가 노력의 크기 및 연결 복잡성과 재무분석가 노력의 관계를 비교하여, IFRS 도입 초기에 재무분석가 노력이 크게 증가하였다가 IFRS 정착기에는 이러한 변화의 폭이 줄어들는지를 살펴본다. 따라서, 본 연구의 남혜정(2015)이 발견한 기업별 재무분석가 수 감소 현상이 이익 예측을 위한 재무분석가 노력의 증가와 함께 나타나는 현상임을 제시함으로써 선행 연구의 결과를 보완한다는 의의를

가진다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서 재무분석가 활동과 IFRS 도입 효과에 관한 선행연구를 요약하고, 연구 가설을 설정한다. 3장에서는 표본 구성과 연구 모형을 기술하며, 4장에서 분석 결과를 제시하고, 5장은 결론을 요약한다.

## II. 선행연구 및 가설 설정

### 2.1 재무분석가 노력

개별 재무분석가가 투입할 수 있는 노력의 크기는 한정적이므로 담당하는 기업이 많아질수록 그 노력이 분산된다는 전제에서 진행되고 있다(Barth et al. 2001; Corwin and Coughenour 2008; Wang et al. 2017). 이러한 전체의 타당성은 개별 재무분석가가 많은 기업을 담당할수록 전반적 예측정확성이 떨어진다는 연구 결과를 통해 일부 확인된다(Clement 1999). 개별 재무분석가는 자신의 포트폴리오 중 시가총액이나 주식 거래량이 많고, 기관

투자자 지분율이 높은 기업에 자신의 노력을 집중한다는 최근의 연구 결과를 보면 재무분석가가 자신의 포트폴리오 내에서 선택과 집중을 함을 알 수 있다(Wang et al. 2017). 기업 수준의 재무분석가 노력의 결정요인에 관한 연구로는 Barth et al.(2001)이 무형자산 규모가 큰 기업은 이익 예측이 어려워 재무분석가가 더 큰 노력을 들인다는 점을 보였고, Lehavy et al.(2011)은 미국 내에서 10-K의 가독성이 낮을수록 재무분석가 노력이 증가함을 발견하였다. 이렇게 기업의 정보환경이 재무분석가 노력에 영향을 미치는 이유는 정보환경이 좋지 않은 경우 재무분석가 이익예측이 어려워지기 때문이다. 선행 연구들에 따르면, 재무분석가는 기업의 회계정보를 기초로 각종 다른 정보를 수집해 이익을 예측하기 때문에, 기업이 고품질의 정보를 충분히 공시할수록 이익예측이 쉬워진다(Lang and Lundholm 1996). 일례로, 회계정보의 비교가능성이나 사업보고서의 가독성은 재무분석가의 이익예측을 쉽게 한다(강민정 등 2013; Lehavy et al. 2011). 반대로, 실물 이익조정은 발견되기 어렵고 실물 이익조정으로 인한 미래 성과의 불확실성이 장기적으로 지속하기 때문에 재무분석가가 이익예측을 어렵게 하며, 연구개발비 및 무형자산의 규모는 재무분석가가 미래 성과를 예측하기 어렵게 한다(김지홍 등 2014; 안윤영 등 2005; Barth et al. 2001).

요약하면, 선행연구의 흐름을 통해 재무분석가 노력의 결정요인으로서 기업 고유의 정보환경은 이익 예측의 비용을 결정하는 중요한 역할을 한다는 점을 알 수 있다. 그러나 IFRS 도입과 같은 시장 내 정보 불확실성을 높이는 공통적 충격이 재무분석가 노력에 미친 영향을 살펴본 연구는 아직 드물다.

## 2.2 IFRS 도입이 재무분석가 노력에 미치는 영향

IFRS는 원칙 중심의 회계기준으로서 회계 정보가 거래의 형식보다는 경제적 실질을 충실히 반영할 것을 요구한다. 따라서 자연스럽게 공정가치 평가를 강조하여 재무제표에는 여러 가정을 기초로 한 추정치들이 다수 반영되고 이익 변동성이 증가한다(Ball 2006). 또한, 거래의 실질과 공정가치 평가에 대한 경영자의 판단이 필요하고, 이는 회계 선택에 대한 경영자 재량의 범위를 넓힌다(Ahmed et al. 2013; Horton et al. 2013).

IFRS 도입이 재무분석가의 활동에 미치는 영향에 대해서는 주로 IFRS가 재무분석가의 정보환경을 어떻게 변화시켰는지에 초점을 두고 연구가 이루어지고 있다. Byard et al.(2011)은 EU 국가 간 비교를 통해 IFRS 의무도입이 평균적으로는 재무분석가 예측 오차 및 분산에 유의한 영향을 주지 않았지만, 법규 준수의 안정성과 GAAP과 IFRS의 차이 정도에 따라 IFRS 도입 이후 재무분석가의 예측 품질이 달라진다는 사실을 관찰하였다. 이는 원칙 중심의 회계기준인 IFRS가 회계 정보의 투명성이 강조되는 환경일수록 재무분석가의 정보환경을 큰 폭으로 개선한다는 사실을 뜻한다. Kim and Shi(2012)는 EU의 IFRS 의무도입 이전 시기에 IFRS를 자발적으로 도입한 기업들을 대상으로 재무분석가 수와 예측 정확성에 대해 분석하였다. 이들은 IFRS 도입 이후 재무분석가 수와 예측 정확성이 증가한다는 사실을 발견하고, IFRS로 인해 공시 정보량이 증가하여 재무분석가의 이익예측 환경이 개선되었다고 해석하였다. Horton et al.(2013)은 IFRS 도입 이후 재무분석가의 예측 품질이 향상되는 배경은 기업 간 비교가능성과 회계 품질 자체가 향상된 데 있다고 주장한다. 또 다른 관점으로 Tan et al.(2011)은

IFRS가 국제적으로 통일된 기준이라는 점에서 IFRS 도입 이후 비슷한 시기에 IFRS를 도입한 다른 나라의 재무분석가 수가 증가한다는 사실을 보고하였다. 이들은 IFRS가 해외 재무분석가의 예측 품질을 향상시킨다는 사실을 통해 IFRS의 '기준 일치화 효과'를 주장하였다.

국내에서 IFRS가 재무분석가의 활동에 미치는 영향을 분석한 연구는 아직 소수에 그치고 있다. 남혜정(2015)은 IFRS 도입 후 재무분석가 수는 감소하였지만, 예측 품질은 향상되는 현상을 밝혔고, 백혜원(2016)은 IFRS가 도입된 뒤 재무분석가들이 고유 정보를 더 많이 사용하여 예측치를 발표함으로써 그들의 예측 정확성을 높인다는 사실을 보여주었다. 이를 통해 IFRS 도입 이후 재무분석가들은 커버리지를 줄이고, 고유 정보를 사용하여 예측 정확성을 높이는 것이라 추론할 수 있다. 반면, 윤나영과 모경원(2016) 및 이의섭과 박창균(2019)의 연구 결과, IFRS 도입 이후 재무분석가들의 투자 의견 및 이익 예측치에 낙관적 편이가 증가하였으며, 이는 IFRS 도입 이후 재무분석가의 기업 내부정보에 대한 수요가 커졌기 때문에 낙관적 예측을 통해 기업과의 관계를 개선하려는 동기가 IFRS 이후 더욱 커진 것으로 해석된다.

종합하면 국내외의 관련된 연구 흐름은 IFRS가 재무분석가의 정보환경에 미친 영향을 재무분석가 수 및 이익예측 활동의 결과인 예측치 특성을 중심으로 IFRS 도입 직후의 단기적 변화에 집중하여 진행 중이다. 그러나 IFRS 전후 재무분석가 노력의 크기와 이를 결정하는 IFRS의 특성에 관한 연구는 아직 드물며, IFRS 도입의 효과를 장기적 관점에서 분석한 연구 또한 아직 부족한 상태이다. 그러므로 본 연구는 국내 환경에서 IFRS가 재무분석가 노력에 미치는 영향을 알아보고, 재무분석가 노력을 변

화시키는 IFRS의 속성을 장기적 관점에서 분석함으로써 선행연구와 차별화된다.

IFRS로의 전환에 따라 연결이익을 예측해야 하고, 공정가치 평가에 따른 이익 변동성을 고려해야 하며, 경영자의 재량적 회계처리를 이해해야 하는 등 재무분석가가 이익예측에 더 큰 노력을 들여야 할 가능성은 충분하다. 그러나 재무분석가들의 노력은 IFRS 도입 초기에는 급격히 증가하지만, 증가한 노력은 해가 지남에 따라 다시 감소할 것으로 예상된다. 회계기준의 변화에 따라 재무분석가들은 이익예측치 산출 시 과거 기업회계기준과 IFRS의 차이를 확인하여 조정해야 하고, 특히 기존에는 별도재무제표 기준으로 이익을 예측하던 것에 비해 IFRS 하에서는 자회사 손익과 연결조정 항목까지 모두 반영한 연결재무제표 기준으로 이익을 예측해야 하므로 IFRS 도입 초기에는 재무분석가의 노력이 급증했을 가능성이 있다. 반면, 재무분석가들이 IFRS 전환조정 사항을 충분히 숙지하고 연결이익 예측치 산출 방식에 익숙해진 뒤에는 IFRS 도입 직후 급증했던 재무분석가 노력은 다소 줄어들 것이다. 이러한 추론을 바탕으로 본 연구의 첫째 가설은 다음과 같이 설정한다.

가설 1a: IFRS 도입 이전 대비 IFRS 도입 이후 재무분석가 노력은 증가한다.

가설 1b: IFRS 도입 이전 대비 IFRS 적용 정찰기의 재무분석가 노력의 증가 폭은 IFRS 도입 초기보다 작다.

### 2.3 연결재무제표 작성이 재무분석가 노력에 미치는 영향

다음은 국내에서 IFRS 도입에 따른 가장 큰 변화인 주재무제표가 연결재무제표로 변경된 사실이 IFRS

도입 후 재무분석가의 노력을 증가시키는 배경이 되었는지 알아보고자 한다. 앞에서 언급하였듯이 IFRS의 특징은 경제적 실질을 중시하는 원칙 중심의 회계기준이라는 점과 공정가치 평가의 확대, 연결재무제표 중심의 재무보고이다. IFRS가 재무분석가의 정보환경에 미치는 영향은 주로 재무분석가 이익 예측 특성을 중심으로 평가되는데, 선행연구들은 IFRS와 과거 기업회계기준의 차이가 큰 국가에서 이익예측치의 품질이 개선된 사실을 보고하였다(Ashbaugh and Pincus 2001; Bae et al. 2008; Byard et al. 2011). 국내에서 종전 기업회계기준도 공정가치 평가 원칙을 따르고 있었던 점을 감안하면 IFRS의 도입으로 인해 재무분석가의 활동에 미치는 결정적인 변화는 주재무제표가 별도재무제표에서 연결재무제표로 전환된 것이라 볼 수 있겠다. 물론 IFRS 도입 후에도 별도재무제표가 계속 공시되나, 연결재무제표가 연결 실체 내의 경제적 실질을 더욱 잘 표현한다는 점을 고려하면 주재무제표의 변경은 연결이익에 대한 투자자의 관심을 더욱 증가시켰을 것이다. 이를 재무분석가 예측정보의 수요 측면에서 바라보면, 기존에 별도이익만을 예측하던 재무분석가들도 연결이익 예측치를 새롭게 발표하게 되었을 것이다. 그러나 연결이익을 예측하기 위해서는 모회사 및 자회사들의 별도이익을 모두 예측하고, 연결 실체 내 내부거래를 조정해야 하는 등 복잡한 과정을 거쳐야 하며, 이러한 연결이익 예측의 복잡성은 연결자회사 수가 증가할수록 더욱 커지게 된다. 그러므로 개별 재무분석가는 IFRS 도입 후 이익예측치를 발표한 기업 중 연결 복잡성이 높은 기업에 자신의 노력을 크게 배분했을 것이다. 즉, IFRS 도입 후 재무분석가 노력은 연결 복잡성이 높아지는 기업에서 더욱 증가할 것으로 예상하고, 이를 검증하기 위해 다음의 가설을 설정한다.

가설 2a: IFRS 도입 이후 재무분석가 노력의 증가 폭은 연결재무제표 작성의 복잡성이 증가할수록 더 커진다.

가설 2b: IFRS 도입 초기에 비해 IFRS 적용 정착기에는 연결재무제표 작성의 복잡성이 재무분석가 노력에 미치는 영향이 감소한다.

### III. 분석자료 및 변수

#### 3.1 분석자료

상기 세 가지 가설을 검증하기 위한 표본 선정 기준은 다음과 같다. 첫째, 표본 기간은 IFRS 의무도입 시기 전후 5년간인 2006년부터 2015년까지로 한다. 둘째, 표본 기간 중 각 연도 말 유가증권시장 상장사 중 비금융 기업을 대상으로 하며, 재무분석가의 주당순이익(EPS) 예측치가 한 개 이상 발표된 기업을 표본으로 한다. 재무분석가는 연결모회사에 대하여는 모회사 별도와 연결 이익예측치를 모두 발표하기도 하는데, 이 경우 주재무제표 이익예측치가 발표된 기업만을 포함하며, 예측치 당 예측 오차가 300%를 초과하는 경우 이상치로 간주하여 분석에서 제외한다(김지홍 등 2014; Eddy and Seifert 1992).

재무분석가 이익예측치 및 소속 증권사, 표본 기업의 IFRS 도입 연도, 재무변수는 DataguidePro에서 추출하였다. 이때, 재무분석가 코드나 IFRS 도입 연도가 누락된 경우 및 통제변수로 사용된 각종 재무변수의 결측치가 있는 경우 최종 분석 표본에서 제외하였다. 또한, 재무분석가 노력은 재무분석가가

이익예측 활동을 하는 기업에 대해서만 유효한 개념  
이므로, 재무분석가 예측치가 발표된 기업-연도만을  
대상으로 하여 총 2,418개의 기업-연도의 표본을  
사용한다.

### 3.2 변수 설정

본 연구의 주요 변수는 IFRS 도입, 기업별 재무  
분석가 수, 재무분석가 노력, 그리고 연결 복잡성의  
네 가지이다. 첫째, IFRS 도입 변수는 3가지로 구  
분하였다. 우선 IFRS 도입 이후와 이전을 구분한  
지시변수 *IFRS*와, 이를 다시 도입 초기와 정착기로  
세분하여 2011년부터 2012년까지를 *IFRS<sup>Early</sup>*,  
2013년부터 2015년까지를 *IFRS<sup>Late</sup>*로 정의한다.

둘째, 기업별 재무분석가 수는 하나의 기업에 대  
해 이익 예측치를 발표한 재무분석가의 수이다. *t*기  
의 이익공시일 이전 1년간 해당 기업의 주재무제표  
이익 예측치를 한 번 이상 발표한 재무분석가 인원

수를 *t*기의 재무분석가 수(*Fol*)로 정의한다.

셋째, 재무분석가 노력(*Eff*)은 Barth et al.  
(2001)을 활용하여 관심 기업에 대해 이익 예측치  
를 발표하는 여러 재무분석가 개인별 노력의 평균치  
를 사용한다. Barth et al.(2001)은 무형자산이  
많아 정보 비대칭이 큰 기업은 시장에서 정보 수요  
가 크기 때문에 재무분석가들의 노력도 증가함을 보  
여주었는데, 이들은 재무분석가 한 명이 담당하는  
기업의 수를 기초로 재무분석가 노력을 측정하였다.  
개별 재무분석가가 예측치를 발표하는 기업이 많을  
수록 재무분석가의 노력이 분산되어 한 기업에 드는  
노력은 적어질 것이므로, 관심 기업에 대한 재무분  
석가 개인의 노력은 재무분석가가 예측치를 발표한  
기업 수의 역수로 나타낼 수 있다.

〈표 1〉은 재무분석가 노력과 수의 측정 예시이다.  
각 셀 안의 값은 재무분석가 1~3이 기업 A부터 E  
에 대하여 투입하는 노력을 Barth et al.(2001)과  
동일하게 측정한 값이다. 예시 A와 같이 3인의 재무

〈표 1〉 재무분석가 노력 측정 예시

예시 A.						
	기업 A	기업 B	기업 C	기업 D	기업 E	평균
재무분석가 1	0.250	0.250	0.250	0.250		
재무분석가 2	0.330	0.330			0.330	
재무분석가 3	0.500				0.500	
<i>Fol</i>	3	2	1	1	2	1.800
<i>Eff</i>	0.361	0.292	0.250	0.250	0.417	0.314
예시 B.						
	기업 A	기업 B	기업 C	기업 D	기업 E	평균
재무분석가 1	0.200	0.200	0.200	0.200	0.200	
재무분석가 2	0.500	0.500				
재무분석가 3	1.000					
<i>Fol</i>	3	2	1	1	1	1.600
<i>Eff</i>	0.567	0.350	0.200	0.200	0.200	0.303



분석가가 시장 내 5개 기업에 대해 각각 4개, 3개, 2개 기업에 대해 예측치를 발표하는 경우, 기업 A의 재무분석가 수는 3, 재무분석가 노력은 1÷4, 1÷3, 1÷2를 평균한 0.361이 된다. 그리고 기업 A부터 E를 모두 포함한 시장 내 재무분석가 수의 평균은 1.800, 재무분석가 노력의 평균은 0.314가 된다. 여기서 예시 B와 같이 기업 E에 대해 재무분석가 1이 새롭게 예측치를 발표하고 2와 3은 예측치 발표를 중단하면, 기업 A부터 D의 재무분석가 수는 불변이나 기업 E는 2에서 1로 감소하게 된다. 반면, 재무분석가 노력은 기업 A부터 D에서는 증가하거나 감소하고, 기업 E에서는 감소한다. 그리고 이 경우 재무분석가 수와 노력의 시장 평균은 모두 감소하게 된다. 이처럼 개별 재무분석가의 특정 기업에 대한 노력은 재무분석가 개인이 예측치를 발표하는 기업 수에 따라 측정하지만, 기업 단위에서 측정된 재무분석가 수와 노력 사이에 단순한 역의 관계가 성립하는 것은 아니다.

마지막으로, 연결 복잡성은 한 개 이상의 연결자 회사를 가진 기업인지 여부를 구분하는 지시변수 (*Dcon*)와 연결자회사 수의 증감 ( $\Delta \ln(Con)$ )으로 측정한다. 연결모회사들의 경우 IFRS 도입 후 이익 예측 기준이 연결 이익으로 바뀌게 되고, 이에 대한 투자자의 관심 또한 커지게 되어, 한 개 이상의 연결자 회사를 가진 기업은 이익예측의 복잡성이 증가하게 된다. 또한, 연결재무제표는 먼저 연결 실체 내 모든 회사의 재무제표를 합산한 후 투자·자본, 매출·매입 등 내부거래를 제거하는 방식으로 생성되기 때문에, 연결자회사 수( $n$ )가 많아질수록  $n \times n$  쌍의 내부 거래가 존재하여 연결 복잡성이 증가하게 된다(권수영과 기은선 2011).

### 3.3 연구모형

IFRS 도입 후 재무분석가의 노력이 증가하였을 것이라는 가설 1의 검증 모형은 Barth et al.(2011)의 모형을 기초로 식 (1)과 같이 설정하였다. 종속 변수는 재무분석가 노력(*Eff*)으로 0부터 1의 값을 가지며, 이 값이 클수록 재무분석가 노력도 커지는 것을 나타낸다. 가설 1a의 예상대로 IFRS 도입 이후 재무분석가 노력이 증가한다면 식 (1)의  $\beta_1$ 은 유의한 양(+)의 값을 보일 것이다. 그리고 가설 1b의 예상대로 IFRS 도입 직후에는 이익예측을 위한 재무분석가 노력이 큰 폭으로 증가하고, IFRS 적용 정착기에 재무분석가 노력의 증가 폭이 줄어들다면, 식 (2)의  $\beta_1$ 과  $\beta_2$ 는 모두 유의한 양(+)의 값을 보이지만  $\beta_2$ 는  $\beta_1$ 보다 그 절댓값이 작을 것이다.

$$\begin{aligned}
 Eff_{i,t} = & \alpha_0 + \beta_1 IFRS_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} \\
 & + \beta_4 GRW_{i,t} + \beta_5 RND_{i,t} + \beta_6 ADV_{i,t} \\
 & + \beta_7 DPC_{i,t} + \beta_8 Int_{i,t} + \beta_9 indRND_{i,t} \\
 & + \beta_{10} indADV_{i,t} + \beta_{11} indDPC_{i,t} \\
 & + \beta_{12} indInt_{i,t} + \beta_{13} \sigma(ROA)_{i,t} \\
 & + \beta_{14} Broker_{i,t} + \beta_{15} \#Firms_{i,t} + \sum \beta_j IND_{i,t} \\
 & + \sum \beta_k YR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad \text{식 (1)}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 Eff_{i,t} = & \alpha_0 + \beta_1 IFRS_{i,t}^{Early} + \beta_2 IFRS_{i,t}^{Late} + \beta_3 Size_{i,t} \\
 & + \beta_4 LEV_{i,t} + \beta_5 GRW_{i,t} + \beta_6 RND_{i,t} \\
 & + \beta_7 ADV_{i,t} + \beta_8 DPC_{i,t} + \beta_9 Int_{i,t} \\
 & + \beta_{10} indRND_{i,t} + \beta_{11} indADV_{i,t} \\
 & + \beta_{12} indDPC_{i,t} + \beta_{13} indInt_{i,t} \\
 & + \beta_{14} \sigma(ROA)_{i,t} + \beta_{15} Broker_{i,t} \\
 & + \beta_{16} \#Firms_{i,t} + \sum \beta_j IND_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad \text{식 (2)}
 \end{aligned}$$

$Fol$  = 해당 기업에 대해 예측치를 발표한 재무분석가 수;  
 $Eff = \left( \sum \frac{1}{\text{재무분석가 1인의 담당 기업 수}} \right) \div \text{재무분석가 수};$   
 $IFRS = 2011년 \text{ 및 } 2011년 \text{ 이후이면 } 1, \text{ 아니면 } 0;$   
 $IFRS^{Early} = 2011년 \text{에서 } 2012년 \text{ 사이에 속하면 } 1, \text{ 아니면 } 0;$   
 $IFRS^{Late} = 2013년 \text{에서 } 2015년 \text{ 사이에 속하면 } 1, \text{ 아니면 } 0;$   
 $Size = \ln(\text{기말 시가총액});$   
 $LEV = \frac{\text{부채총계}}{\text{자본총계}};$   
 $GRW = \frac{\text{매출액}_t}{\text{매출액}_{t-1}};$   
 $indRND(ADV, DPC) = \frac{\text{산업-연도별 연구개발비(광고선전비, 감가/무형자산상각비)의 합계}}{\text{산업-연도별 영업비용의 합계}};$   
 $indInt = \text{산업-연도별} \left( \frac{\text{무형자산}}{\text{자산총계}} \right) \text{의 중위수};$   
 $RND(ADV, DPC) = \left( \frac{\text{연구개발비(광고선전비, 감가/무형자산상각비)}}{\text{영업비용}} \right) - indRND(ADV, DPC);$   
 $Int = \left( \frac{\text{무형자산}}{\text{자산총계}} \right) - indInt;$   
 $\sigma(ROA) = t - 4\text{년부터 } t\text{년까지의} \left( \frac{\text{당기순이익}}{\text{자산총계}} \right) \text{표준편차};$   
 $DIssue = \text{유상증자 혹은 회사채를 발행했으면 } 1, \text{ 아니면 } 0;$   
 $TRVol = \frac{52\text{주 주식 거래금액}}{\text{기말 시가총액}};$   
 $\#Firms = \text{산업-연도 내 기업 수};$   
 $Broker = \frac{\sum \text{개별 재무분석가의 소속 증권사에서 이익 예측치를 발표하는 재무분석가 수}}{\text{재무분석가 수}};$

다음 식 (3)은 IFRS 도입 후 재무분석가 노력은 연결 복잡성이 커지는 기업에 대해 집중적으로 증가할 것이라는 가설 2a를 검증하기 위한 연구모형이다. 먼저 연결자회사가 없어 IFRS 도입 후에도 여전히 개별재무제표가 주재무제표인 기업과 연결재무제표를 보고하는 연결회사의 경우 이익예측을 위한 재무분석가 노력 차이가 존재할 것이므로 연결재무제표 작성 여부를 나타내는 지시변수  $DCon$ 과  $IFRS \times DCon$ 을 포함한다. 만약, 연결이익예측 자체로도 IFRS 도입 후 재무분석가의 더 큰 노력이 필

요하게 되었다면, 식 (3)에서  $\beta_4$ 는 유의한 (+)의 값을 가질 것이다. 이에 더하여, 연결자회사 수가 증가할수록 내부거래 제거 등 연결 조정사항이 많아지고, 개별 회사들의 미래 전망을 함께 예측해야 하므로 연결이익예측의 복잡성은 증가한다(권수영과 기은선 2011). 연결자회사 수가 더 많이 증가할수록 IFRS 도입 후 재무분석가 노력이 증가하는 관계가 강해지는지 확인하기 위해 연결자회사 수의 증감을 나타내는 변수  $\Delta \ln(Con)$ 과  $IFRS \times \Delta \ln(Con)$ 를 추가한다. 변수 정의상  $\Delta \ln(Con)$ 은 개별재무제표가 주재무제표인 기업-연도( $DCon=0$ )에는 항상 0이고, 연결재무제표가 주재무제표인 기업-연도( $DCon=1$ )에만 0 또는 0이 아닌 값을 가진다. 그러므로, 식 (3)에서  $IFRS \times \Delta \ln(Con)$ 의 회귀계수  $\beta_5$ 는 IFRS 도입 후 연결 이익을 예측하기 위해 재무분석가 노력이 커지는 관계에 대해 연결자회사 수의 증가가 미치는 일종의 증분효과를 나타낸다. 그러므로 IFRS 도입 후 연결 복잡성이 증가할수록 재무분석가 노력이 더 크게 필요하다면, 식 (3)에서  $\beta_5$ 는 유의한 양(+ )의 값을 가질 것이다. 그리고 가설 2b의 예상대로 IFRS 적용 정착기에 연결이익예측에 대한 학습효과가 재무분석가 노력의 증가를 완하시킨다면, 식 (4)에서  $\beta_6(\beta_8)$ 는 양(+ )의 값을 가지더라도  $\beta_5(\beta_7)$ 보다는 그 크기가 유의하게 작을 것이다.

$$Eff_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 IFRS_{i,t} + \beta_2 DCon_{i,t} + \beta_3 \Delta \ln(Con)_{i,t} + \beta_4 IFRS_{i,t} \times DCon_{i,t} + \beta_5 IFRS \times \Delta \ln(Con)_{i,t} + \sum \beta_w Controls_{i,t} + \sum \beta_j IND_{i,t} + \sum \beta_k YR_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad \text{식 (3)}$$

$$Eff_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 IFRS_{i,t}^{Early} + \beta_2 IFRS_{i,t}^{Late} + \beta_3 DCon_{i,t} + \beta_4 \Delta \ln(Con)_{i,t} + \beta_5 IFRS^{Early} \times DCon_{i,t}$$

$$\begin{aligned}
 & + \beta_6 IFRS^{Late} \times DCon_{i,t} \\
 & + \beta_7 IFRS \times \Delta \ln(Con)_{i,t} \\
 & + \beta_8 IFRS^{Late} \times \Delta \ln(Con)_{i,t} \\
 & + \sum \beta_w Controls_{i,t} + \sum \beta_j IND_{i,t} \\
 & + \epsilon_{i,t}
 \end{aligned}
 \tag{4}$$

$DCon$  = 연결 자회사가 있으면 1, 아니면 0;

$\Delta \ln(Con) = \ln(\text{연결 자회사 수}_t) - \ln(\text{연결 자회사 수}_{t-1})$ .

기업 규모( $Size$ )가 클수록 많은 이해관계자가 재무분석가 이익예측치에 대한 정보 수요가 많아지고, 성장성( $GRW$ )이 큰 기업은 재무분석가의 미래 성과 예측을 어렵게 하여 이익예측치 발표를 꺼리게 만든다(Bhushan 1989; 김경순 2012). 또한, 연구개발비( $RND$ ), 광고선전비( $ADV$ ), 유무형자산 상각비( $DPC$ ) 및 무형자산( $Int$ ) 규모가 클수록 기업과 투자자 간의 정보 비대칭이 증가하여 재무분석가의 이익예측치에 대한 정보 수요가 증가하지만 그만큼 분석이 까다롭고, 예측치 부담이 커지는 등 재무분석가의 이익예측 비용 또한 증가하게 된다(안윤영 등 2005; Barth et al. 2001). 그리하여 정보 수요와 분석 비용의 상대적 크기에 따라 이들 변수와 재무분석가 노력 간에는 양(+ )의 관계가 예상된다.

기업이 외부 자금조달을 하는 때( $DIssue$ )에는 투자자 관심이 증가하여 전망에 대한 정보 수요가 증가하며, 주식 거래량( $TRVol$ )이 많은 것은 증권사의 수익 창출 동기와 연관되어 재무분석가 수와 양(+ )의 관계를 갖는다(Alford and Berger 1999). 이익 변동성( $\sigma(ROA)$ )이 큰 기업의 미래 이익 전망을 어려워하여 재무분석가 노력과 양(+ )의 관계가 예상된다(Bhushan 1989). 또한, 재무분석가 소속 증권사 규모( $Broker$ )가 클수록 인력, 시스템 등 사내 인프라가 좋아 1인당 담당 기업 수는 증가할 수

있으므로 재무분석가 노력( $Eff$ ) 측정 시 이를 통제한다(Barth et al. 2001). 마지막으로 산업 내 기업 수( $\#Firms$ )가 많을수록 산업 정보를 여러 기업에 동시 활용이 가능하므로 재무분석가의 부담이 감소하여 재무분석가 노력( $Eff$ )과 음(-)의 관계가 예상된다.

## IV. 실증분석 결과

### 4.1 기술통계량

〈표 2〉는 분석에 사용된 변수의 기초통계량이다. 이익예측치가 발표된 기업-연도만을 대상으로 하는 본 연구의 표본에서 재무분석가 노력( $Eff$ )의 평균값은 0.186인데 이는 한 기업을 맡은 재무분석가들은 평균적으로 5~6개 기업을 동시에 커버하는 것을 보여준다. 즉, 평균적으로 재무분석가들은 하나의 기업에 대해 이익예측 활동에 쓰는 자신의 총 노력 중 약 18.6%씩을 사용하며, 재무분석가 노력은 최소 4.3%부터 최대 100%에 이른다. IFRS 도입 이후 시기를 나타내는 지시변수  $IFRS$ 의 평균은 0.474로 표본 중 47.4%의 기업-연도가 IFRS 의무도입 연도인 2011년 및 그 이후 기간에 분포한다는 것을 보여준다. 평균적으로 표본 기업의 규모( $Size$ )는 시가총액 6,210억 원의 자연로그 값인 20.247이며, 자기자본 대비 약 1.25배의 부채( $LEV$ )를 사용하는 것으로 나타난다. 표본 기업의 매출액 성장률은 약 13.9% 가량을 보이며, 기업 내 재무분석가들이 소속된 증권사에서는 평균 20~21명( $Broker$ )의 재무분석가가 유가증권시장 상장사의 이익예측치를 발표하고 있다.

〈표 2〉 기술통계량

변수	N	평균	표준편차	최소값	중간값	최대값
<i>Eff</i>	2,418	0.186	0.150	0.043	0.141	1.000
<i>IFRS</i>	2,418	0.474	0.499	0.000	0.000	1.000
<i>DCon</i>	2,418	0.858	0.349	0.000	1.000	1.000
$\Delta \ln(\text{Con})$	2,418	0.065	0.402	-1.386	0.000	1.609
<i>Size</i>	2,418	20.247	1.666	17.181	19.987	24.192
<i>LEV</i>	2,418	1.248	1.182	0.105	0.927	7.498
<i>GRW</i>	2,418	1.139	0.357	0.514	1.072	3.333
<i>RND</i>	2,418	-0.001	0.025	-0.079	-0.001	0.115
<i>ADV</i>	2,418	0.000	0.019	-0.029	-0.002	0.111
<i>DPC</i>	2,418	0.000	0.030	-0.082	-0.002	0.143
<i>Int</i>	2,418	0.017	0.047	-0.043	0.001	0.307
<i>indRND</i>	2,418	0.019	0.028	0.000	0.009	0.197
<i>indADV</i>	2,418	0.011	0.012	0.000	0.007	0.067
<i>indDPC</i>	2,418	0.041	0.027	0.005	0.035	0.153
<i>indInt</i>	2,418	0.013	0.017	0.000	0.009	0.108
$\sigma(\text{ROA})$	2,418	0.037	0.032	0.004	0.028	0.185
<i>DIssue</i>	2,418	0.461	0.499	0.000	0.000	1.000
<i>TRVol</i>	2,418	0.008	0.008	0.001	0.005	0.049
<i>Broker</i>	2,418	20.894	4.386	6.000	21.000	31.485
<i>#Firms</i>	2,418	33.972	20.926	1.000	35.000	68.000

\* 모든 연속변수는 1%, 99% 수준에서 winsorization 방식으로 극단치를 조정하였음.

#### 4.2 단변량 분석

〈표 3〉의 Panel A는 IFRS 도입 전후의 평균 및 중위수의 차이 분석 결과이다. 재무분석가 노력(*Eff*)의 평균은 IFRS 도입 이전에 약 17%이었던 반면, IFRS 도입 이후 약 20%로 3%가량 증가하였고, 이 차이 또한, 1% 수준에서 유의하다. IFRS 도입 이후 연결재무제표를 작성하는 연결모회사 비중은 약 15.0%가량 증가하였으나, 연결자회사 수의 증가율에는 IFRS 도입 전후 유의한 차이가 없다.

Panel B는 IFRS 도입 초기와 정착기의 재무분석가 활동과 기업 및 산업 특성의 차이를 보여준다. 먼

저, IFRS 도입 초기 대비 정착기에 *Eff*는 약 6.6% 가량 감소하였으며, 이 차이는 유의하다. 표본 중 연결재무제표를 작성하는 기업(*DCon*)의 비중은 IFRS 도입기에 비해 정착기에 다소 감소하였으며, 연결자회사 수 증가율( $\Delta \ln(\text{Con})$ )은 IFRS 도입기에는 0.010에 불과했던 반면, IFRS 정착기에는 0.067로 유의하게 증가하였다. 요약하면, IFRS 도입 직후에는 재무분석가 노력이 크게 증가하였다가 IFRS 정착기에는 그 변동이 다소 둔화된 것으로 보인다.

기간 별 차이 분석에서 개략적으로 IFRS 도입 이전과 이후의 재무분석가 노력의 차이를 살펴보고, 〈표 4〉에서는 분석에 사용된 모든 변수의 상관관계

〈표 3〉 IFRS 도입 전후 및 IFRS 도입 초기와 정착기의 평균 차이 분석

Panel A. IFRS 도입 전후 비교												
변수	IFRS 도입 전 ( <i>IFRS</i> =0)					IFRS 도입 후 ( <i>IFRS</i> =1)					평균 차이 (C-A)	중간값 차이 (D-B)
	N	평균(A)	최소값	중간값(B)	최대값	N	평균(C)	최소값	중간값(D)	최대값		
<i>Eff</i>	1,271	0.173	0.043	0.130	1.000	1,147	0.200	0.043	0.150	1.000	0.026***	0.020***
<i>DCbn</i>	1,271	0.787	0.000	1.000	1.000	1,147	0.937	0.000	1.000	1.000	0.150***	0.000***
$\Delta n(\text{Con})$	1,271	0.076	-1.386	0.000	1.609	1,147	0.052	-1.386	0.000	1.609	-0.024	0.000
<i>Size</i>	1,271	19.925	17.181	19.580	24.192	1,147	20.603	17.524	20.437	24.192	0.678***	0.856***
<i>LEV</i>	1,271	1.117	0.105	0.853	7.498	1,147	1.393	0.105	1.052	7.498	0.275***	0.199***
<i>GRW</i>	1,271	1.203	0.514	1.106	3.333	1,147	1.068	0.514	1.040	3.333	-0.136***	-0.066***
<i>RND</i>	1,271	-0.001	-0.079	-0.002	0.115	1,147	-0.002	-0.079	-0.001	0.115	-0.002	0.001
<i>ADV</i>	1,271	0.000	-0.029	-0.002	0.111	1,147	0.000	-0.029	-0.001	0.111	0.000	0.000
<i>DPC</i>	1,271	0.000	-0.082	-0.002	0.143	1,147	0.001	-0.082	-0.001	0.143	0.001	0.001
<i>Int</i>	1,271	0.010	-0.043	0.000	0.307	1,147	0.024	-0.043	0.005	0.307	0.014***	0.005***
<i>indRND</i>	1,271	0.019	0.000	0.010	0.197	1,147	0.018	0.000	0.007	0.197	-0.001	-0.003***
<i>indADV</i>	1,271	0.011	0.000	0.007	0.067	1,147	0.012	0.000	0.008	0.067	0.001**	0.001*
<i>indDPC</i>	1,271	0.041	0.005	0.035	0.153	1,147	0.042	0.005	0.034	0.153	0.001	-0.001
<i>indInt</i>	1,271	0.007	0.000	0.002	0.108	1,147	0.020	0.001	0.014	0.108	0.013***	0.011***
$\sigma(\text{ROA})$	1,271	0.037	0.004	0.028	0.185	1,147	0.038	0.004	0.029	0.185	0.000	0.001
<i>DIssue</i>	1,271	0.454	0.000	0.000	1.000	1,147	0.469	0.000	0.000	1.000	0.015	0.000
<i>TRVol</i>	1,271	0.008	0.001	0.005	0.049	1,147	0.007	0.001	0.005	0.049	-0.001***	-0.001***
<i>Broker</i>	1,271	21.817	6.000	22.072	31.485	1,147	19.871	6.000	20.102	31.485	-1.946***	-1.970***
<i>#Firms</i>	1,271	34.168	1.000	35.000	67.000	1,147	33.755	1.000	33.000	68.000	-0.413	-2.000

Panel B. IFRS 도입 초기와 IFRS 정착기												
변수	IFRS 도입 초기 ( <i>IFRS<sup>Early</sup></i> = 1)					IFRS 정착기 ( <i>IFRS<sup>Late</sup></i> = 1)					평균 차이 (C-A)	중간값 차이 (D-B)
	N	평균(A)	최소값	중간값(B)	최대값	N	평균(C)	최소값	중간값(D)	최대값		
<i>Eff</i>	301	0.248	0.043	0.188	1.000	846	0.182	0.043	0.131	1.000	-0.066***	-0.056**
<i>DCbn</i>	301	0.957	0.000	1.000	1.000	846	0.930	0.000	1.000	1.000	-0.027**	0.000***
$\Delta n(\text{Con})$	301	0.010	-1.386	0.000	1.609	846	0.067	-1.386	0.000	1.609	0.058**	0.000*
<i>Size</i>	301	21.081	17.642	21.260	24.192	846	20.433	17.524	20.265	24.192	-0.648***	-0.995
<i>LEV</i>	301	1.532	0.151	1.298	7.498	846	1.343	0.105	0.991	7.498	-0.189**	-0.307***
<i>GRW</i>	301	1.133	0.514	1.086	3.333	846	1.044	0.514	1.026	3.333	-0.089***	-0.060***
<i>RND</i>	301	-0.001	-0.079	-0.001	0.115	846	-0.003	-0.079	-0.001	0.115	-0.002	-0.001***
<i>ADV</i>	301	0.000	-0.023	-0.001	0.111	846	0.000	-0.029	-0.001	0.111	0.000	0.000
<i>DPC</i>	301	0.003	-0.082	0.000	0.143	846	0.000	-0.082	-0.002	0.143	-0.004*	-0.002
<i>Int</i>	301	0.024	-0.043	0.006	0.307	846	0.024	-0.043	0.005	0.307	-0.001	-0.001
<i>indRND</i>	301	0.014	0.000	0.007	0.197	846	0.020	0.000	0.007	0.197	0.005***	0.000**
<i>indADV</i>	301	0.011	0.000	0.007	0.067	846	0.012	0.000	0.008	0.067	0.001	0.001
<i>indDPC</i>	301	0.038	0.005	0.032	0.153	846	0.043	0.006	0.036	0.153	0.005**	0.005***
<i>indInt</i>	301	0.019	0.001	0.014	0.108	846	0.020	0.001	0.014	0.108	0.001	0.000
$\sigma(\text{ROA})$	301	0.041	0.004	0.031	0.185	846	0.036	0.004	0.028	0.185	-0.004**	-0.003**
<i>DIssue</i>	301	0.515	0.000	1.000	1.000	846	0.453	0.000	0.000	1.000	-0.062*	-1.000*
<i>TRVol</i>	301	0.008	0.001	0.006	0.049	846	0.007	0.001	0.004	0.049	-0.001*	-0.001***
<i>Broker</i>	301	21.029	8.000	21.100	31.485	846	19.459	6.000	19.660	31.485	-1.569***	-1.440***
<i>#Firms</i>	301	35.076	1.000	38.000	66.000	846	33.285	1.000	33.000	68.000	-1.792	-5.000

1) 모든 연속변수는 1%, 99% 수준에서 winsorization 방식으로 극단치를 조정하였음.

2) \*, \*\*, 와 \*\*\* 는 각각 유의도 1%, 5%, 10%를 가리킴.

〈표 4〉 피어슨 상관관계표

변수	<i>Eff</i>	<i>DCon</i>	$\Delta \ln(\text{Con})$	<i>Size</i>	<i>LEV</i>	<i>GRW</i>	<i>RND</i>	<i>ADV</i>	<i>DPC</i>	<i>Int</i>	<i>indRND</i>	<i>indADV</i>	<i>indDPC</i>	<i>indInt</i>	$\sigma(\text{ROA})$	<i>DIssue</i>	<i>TRVol</i>	<i>Broker</i>	<i>#Firms</i>
<i>IFRS</i>	0.088 ***	0.215 ***	-0.029	0.203 ***	0.116 ***	-0.190 ***	-0.031 ***	-0.001	0.021	0.144 ***	-0.013	0.040 **	0.020	0.380 ***	0.003	0.015	-0.065 ***	-0.222 ***	-0.010
<i>Eff</i>	1.000	0.025	0.006	-0.139 ***	-0.079 ***	0.043 **	-0.017 ***	-0.082 ***	-0.003	-0.013	0.143 ***	0.049 **	0.087 ***	0.123 ***	0.114 ***	-0.021	0.140 ***	0.012	-0.069 ***
<i>DCon</i>		1.000	0.110 ***	0.284 ***	0.114 ***	0.021	0.081 ***	-0.039 *	0.008	0.039 *	-0.079 ***	-0.090 ***	0.005	0.102 ***	-0.052 **	0.105 ***	-0.032	0.018	0.075 ***
$\Delta \ln(\text{Con})$			1.000	0.023	0.026	0.100 ***	0.016	-0.010	-0.002	0.045 **	-0.035 *	-0.053 ***	-0.035 *	0.010	0.002	0.051 **	-0.002	0.043 **	0.006
<i>Size</i>				1.000	0.074 ***	0.029	0.188 ***	0.125 ***	0.144 ***	0.157 ***	-0.042 **	0.031	0.106 ***	0.150 ***	-0.034 *	0.227 ***	-0.208 ***	0.100 ***	-0.005
<i>LEV</i>					1.000	0.059 ***	0.008	-0.044 **	-0.022	0.117 ***	-0.148 ***	-0.212 ***	-0.104 ***	-0.001	0.050 **	0.220 ***	0.179 ***	-0.006	-0.093 ***
<i>GRW</i>						1.000	-0.006	0.006	-0.041 **	0.154 ***	-0.037 *	-0.019	-0.053 ***	0.046 **	0.109 ***	0.063 ***	0.012	0.072 ***	0.069 ***
<i>RND</i>							1.000	0.172 ***	0.296 ***	0.079 ***	-0.196 ***	-0.044 **	-0.197 ***	0.018	-0.016	0.117 ***	-0.044 **	0.063 ***	0.046 **
<i>ADV</i>								1.000	0.165 ***	0.128 ***	-0.156 ***	-0.085 ***	-0.133 ***	0.022	-0.057 ***	0.001	-0.104 ***	0.021	0.046 **
<i>DPC</i>									1.000	0.096 ***	-0.093 ***	0.003	-0.187 ***	0.017	0.091 ***	0.040 *	0.007	-0.008	0.054 ***
<i>Int</i>										1.000	-0.025	0.011	-0.001	0.055 ***	0.058 ***	0.171 ***	-0.032	0.010	0.086 ***
<i>indRND</i>											1.000	0.529 ***	0.294 ***	0.181 ***	0.108 ***	-0.013	0.070 ***	-0.046 **	-0.074 ***
<i>indADV</i>												1.000	0.249 ***	0.213 ***	-0.010	-0.016	-0.038 *	-0.036 *	-0.133 ***
<i>indDPC</i>													1.000	0.241 ***	0.075 ***	-0.015	-0.016	0.021	-0.164 ***
<i>indInt</i>														1.000	0.031	0.010	-0.047 **	-0.079 ***	-0.259 ***
$\sigma(\text{ROA})$															1.000	0.062 ***	0.179 ***	-0.047 **	0.004
<i>DIssue</i>																1.000	0.081 ***	0.035 *	0.011
<i>TRVol</i>																	1.000	-0.023	0.013
<i>Broker</i>																		1.000	0.012

1) 모든 연속변수는 1%, 99% 수준에서 winsorization 방식으로 극단치를 조정하였음.

2) \*, \*\*, 와 \*\*\* 는 각각 유의도 1%, 5%, 10%를 가리킴.

를 확인한다. 먼저 재무분석가 노력(*Eff*)은 기업 규모(*Size*), 산업 내 기업 수(*#Firms*)처럼 시장 내 다른 정보의 양을 나타내는 변수와는 음(-)의 상관관계를 가지며, 산업 내 연구개발비 규모(*indRND*)와 같이 재무분석가의 이익예측에 따르는 부담을 나타내는 변수와는 양(+ )의 상관관계를 갖는다. 반면, 재무분석가 노력(*Eff*)과 연결모회사(*Dcon*) 및 연결자회사 수 증가율( $\Delta \ln(Con)$ )과의 상관관계는 비유의하다. 다만, <표 4>는 산업 및 기업 특성을 통제하지 않은 단변량 상관관계이므로 IFRS 도입 후 재무분석가 수(*Fol*)와 노력(*Eff*)의 변화를 알아보기 위해서는 이들의 결정요인으로 밝혀진 변수들의 영향을 통제한 다변량 분석이 필요하다.

### 4.3 다변량 분석

#### 4.3.1 IFRS 도입이 재무분석가 노력에 미치는 영향

먼저 IFRS 도입 이후 이익예측에 대한 재무분석가의 노력이 증가하는가를 검증하고(가설 1a), IFRS 도입 이후의 재무분석가 노력의 증가 정도가 IFRS 도입기와 IFRS 정착기에 달라지는가(가설 1b)를 검증하는 것이다. 분석 결과는 <표 5>에 기술하였다. <표 5>의 (1)은 가설 1a의 검증 결과로 IFRS 도입과 재무분석가 노력의 관계를 나타낸다. *IFRS*의 회귀계수( $\beta_1$ )는 0.026(t-stat.=2.07)으로 5% 수준에서 유의하여 IFRS 도입 후의 재무분석가 노력이 증가한 것을 보여준다. 재무분석가는 미래 이익을 추정하는데 시장 전망, 경쟁 상황 및 담당 기업의 경쟁력 등 정성적 요소를 토대로 기업의 성장성을 판단하고, 해당 기업의 과거 회계 실적과 종합하여 이익 예측치를 산출한다. 종전 기업회계기준에

따라 작성된 실적 재무제표만을 이용할 수 있는 상황에서 미래 이익을 새로운 회계기준인 IFRS에 맞추어 추정하는 데는 재무분석가의 추가적 노력이 요구된다. 가령, 종전 기업회계기준과 IFRS의 차이를 조정하고, 미래 성과에 영향을 미칠 사건 중 IFRS에 따라 회계이익에 반영되어야 할 사건의 효과를 이익 예측치에 반영하는 과정이 그 예가 된다. 또한, 종전 기업회계기준에 비해 IFRS는 회계 실적에 경영자 재량이 더 많이 포함되어 재무분석가가 기업 고유의 회계 관행을 이해하는 것이 중요해졌고, 연결재무제표가 주 재무제표가 됨으로써 연결 이익 예측치의 중요성이 커졌다는 점은 IFRS 도입 후 재무분석가가 선택과 집중을 통해 이익 예측치 발표 대상 기업에 자신의 역량을 집중하도록 하는 배경으로 이해될 수 있다.

IFRS 도입 후 재무분석가 노력의 증가 정도를 IFRS 도입기와 정착기로 구분할 때, IFRS 정착기에는 IFRS 도입기에 비해 재무분석가 노력의 증가 정도가 더 작을 것이라는 가설 1b는 <표 5>의 (2)를 통해 검증한다. *IFRS<sup>Early</sup>*의 회귀계수( $\beta_1$ )는 0.100인 반면, *IFRS<sup>Late</sup>*의 회귀계수( $\beta_2$ )는 0.027이며, 두 계수 모두 1% 수준에서 유의하다. 이는 IFRS 도입 전에 비해 IFRS 도입기에는 한 기업에 대한 재무분석가의 노력이 10% 가량 증가하였지만, IFRS 정착기에는 재무분석가 노력의 증가 정도가 감소하여 약 2.7% 가량만이 증가된 것을 보여준다. 다시 말하면, IFRS 도입 전에는 재무분석가 1인이 약 5~6개의 기업을 맡아 한 기업에 평균적으로 자신의 노력 중 17.3%를 사용하였다면, IFRS 도입기에는 자신의 노력 중 27.3%를 사용하며, 이는 3~4개의 기업에 대해서만 이익 예측 활동을 하는 것을 의미한다. 반면, IFRS 정착기에는 자신의 노력 중 약 20.0%씩을 담당 기업의 이익 예측에 사용하여 약

〈표 5〉 IFRS 도입이 재무분석가 노력에 미친 영향

$$(1) \text{ Eff}_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{IFRS}_{i,t} + \beta_2 \text{Size}_{i,t} + \beta_3 \text{LEV}_{i,t} + \beta_4 \text{GRW}_{i,t} + \beta_5 \text{RND}_{i,t} + \beta_6 \text{ADV}_{i,t} + \beta_7 \text{DPC}_{i,t} \\ + \beta_8 \text{Int}_{i,t} + \beta_9 \text{indRND}_{i,t} + \beta_{10} \text{indADV}_{i,t} + \beta_{11} \text{indDPC}_{i,t} + \beta_{12} \text{indInt}_{i,t} \\ + \beta_{13} \sigma(\text{ROA})_{i,t} + \beta_{14} \text{Broker}_{i,t} + \beta_{15} \# \text{Firms}_{i,t} + \sum \beta_j \text{IND}_{i,t} + \sum \beta_k \text{YR}_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

$$(2) \text{ Eff}_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{IFRS}_{i,t}^{\text{Early}} + \beta_2 \text{IFRS}_{i,t}^{\text{Late}} + \beta_3 \text{Size}_{i,t} + \beta_4 \text{LEV}_{i,t} + \beta_5 \text{GRW}_{i,t} + \beta_6 \text{RND}_{i,t} \\ + \beta_7 \text{ADV}_{i,t} + \beta_8 \text{DPC}_{i,t} + \beta_9 \text{Int}_{i,t} + \beta_{10} \text{indRND}_{i,t} + \beta_{11} \text{indADV}_{i,t} + \beta_{12} \text{indDPC}_{i,t} \\ + \beta_{13} \text{indInt}_{i,t} + \beta_{14} \sigma(\text{ROA})_{i,t} + \beta_{15} \text{Broker}_{i,t} + \beta_{16} \# \text{Firms}_{i,t} + \sum \beta_j \text{IND}_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

변수	(1)		(2)	
	Estimate	t-stat.	Estimate	t-stat.
Intercept	0.462	7.89***	0.469	8.02***
<i>IFRS</i>	0.026	2.07**		
<i>IFRS<sup>Early</sup></i>			0.100	9.03***
<i>IFRS<sup>Late</sup></i>			0.027	3.08***
<i>Size</i>	-0.019	-7.16***	-0.019	-7.09***
<i>LEV</i>	-0.011	-3.84***	-0.010	-3.77***
<i>GRW</i>	0.024	2.67***	0.028	3.27***
<i>RND</i>	0.388	2.89***	0.402	2.96***
<i>ADV</i>	-0.221	-1.43	-0.252	-1.62
<i>DPC</i>	0.134	1.07	0.148	1.19
<i>Int</i>	-0.014	-0.24	-0.024	-0.41
<i>indRND</i>	0.467	2.69***	0.460	2.63***
<i>indADV</i>	-0.456	-1.04	-0.508	-1.17
<i>indDPC</i>	0.359	2.31**	0.309	2.00**
<i>indInt</i>	0.318	1.02	0.403	1.34
$\sigma(\text{ROA})$	0.251	2.02**	0.269	2.16**
<i>Broker</i>	0.002	1.85*	0.002	2.20**
<i>#Firms</i>	-0.001	-2.87***	-0.001	-2.78***
Fixed effect	Industry, year		Industry	
No. of obs.	2,418		2,418	
Adj-R <sup>2</sup>	0.13		0.13	
f-stat.	9.48***		9.98***	

1) 모든 연속변수는 1%, 99% 수준에서 winsorization 방식으로 극단치를 조정하였음.  
 2) \*, \*\*, 와 \*\*\* 는 각각 유의도 1%, 5%, 10%를 가리킴.  
 3) t값은 기업 수준에서 클러스터링된 표준오차를 기초로 추정하였음 (Petersen 2009).

4~5개의 기업을 동시에 커버한다고 볼 수 있다. 즉, IFRS 도입 후에는 전반적으로 재무분석가 노력이 증가하나, 증가 정도는 IFRS 정착기에 비해 도입기에 더 크다. *IFRS<sup>Early</sup>*에 비해 *IFRS<sup>Late</sup>*의 회귀

계수는 0.073만큼 작고, f검정 결과 1% 수준에서 유의하다. 이를 통해, 재무분석가의 노력이 IFRS 도입기에 일시적으로 크게 증가하였다가 IFRS 정착기에는 일부 감소하여 IFRS 도입 전 수준에 가까



위점을 알 수 있다.

#### 4.3.2 IFRS 도입 이후 연결 복잡성이 재무분석가 노력에 미치는 영향

앞서 가설 1의 검증 결과와 같이 IFRS로의 전환은 재무분석가의 이익예측을 어렵게 하여, 재무분석가들은 이익예측을 위한 노력을 증가시키고 있다. 이에 대해 재무분석가 노력이 어떤 기업에 주로 집중되는지를 알아보기 위해 본 연구의 가설 2는 연결 복잡성이 IFRS 도입 후 재무분석가 노력의 변화에 미치는 증분적 영향을 검증하며, 분석 결과는 <표 6>에 보고하였다.

<표 6>의 (1)은 IFRS의 의무 도입과 재무분석가 노력 간의 관계에 연결자회사 수의 증가가 미치는 영향을 나타낸다.  $\Delta \ln(Con)$ 의 회귀계수( $\beta_3$ )는 비유의하여, IFRS 도입 전에는 연결자회사 수가 더 많이 증가한다고 하여 재무분석가 노력이 증가하지는 않았다.<sup>3)</sup> 그러나  $IFRS \times \Delta \ln(Con)$ 의 회귀계수( $\beta_5$ )는 0.030(t-stat.=2.18)으로 5% 수준에서 유의하여, 연결자회사 수가 더 크게 증가할수록 IFRS 도입 후의 재무분석가 노력이 증가하는 관계가 강해지고 있음을 나타낸다. IFRS 하에서는 연결재무제표가 주재무제표로서 연결이익 예측이 거의 필수적이므로, 이를 위해서 기존의 연결모회사에 대한 별도이익 예측뿐만 아니라 개별 연결자회사들의 실적 및 내부거래를 종합적으로 고려해야 하는 등 이익예측의 어려움이 커지기 때문으로 해석할 수 있겠다.

<표 6>의 (2)는 연결자회사 존재 여부와 연결자회사 수의 증감이 재무분석가 노력에 미치는 영향을

IFRS 도입기와 정착기에 어떻게 달라지는지 구분하여 분석한 결과이다. 먼저 연결자회사 존재 여부를 나타내는  $IFRS^{Early} \times DCon$ 는 양(+ )의 유의한 회귀계수( $\beta_5=0.062$ , t-stat.=2.80)를 보이지만,  $IFRS^{Late} \times DCon$ 의 회귀계수( $\beta_6$ )는 유의하지 않게 나타났다. 이는 IFRS 도입 초기에는 연결모회사(DCon)에 대한 재무분석가 노력이 유의하게 증가하였지만, 정착기에는 증가하지 않는다는 사실을 보여준다. 그러나 연결자회사 수의 증감은 이와는 반대의 결과를 보인다.  $IFRS^{Early} \times \Delta \ln(Con)$ 와  $IFRS^{Late} \times \Delta \ln(Con)$ 의 회귀계수는 모두 양수지만,  $IFRS^{Late} \times \Delta \ln(Con)$ 의 회귀계수만이 10% 수준에서 유의하다. 이는 IFRS 도입 초기에는 IFRS 도입 전에 비해 재무분석가 노력이 증가하는데 연결자회사 수의 증가가 추가적 영향을 미치지 않으나, 오히려 IFRS 정착기에는 연결자회사 수가 더 크게 증가한 기업에 재무분석가 노력이 집중되고 있음을 의미한다.

두 가지 변수의 분석 결과를 종합하면, IFRS 도입 초기에는 연결모회사(DCon)에 대한 재무분석가 노력이 유의하게 증가하였고 연결자회사 수의 증감( $\Delta \ln(Con)$ )이 추가적 영향을 미치지 않는 것이다. 그러나 IFRS 정착기에는 반대의 현상이 관찰되었다. 이를 통해 IFRS가 전면 도입된 2011년 이후 재무분석가들도 이익예측치의 기준을 연결 이익으로 전환함에 따라서 IFRS 도입 초기에는 연결 복잡성과는 무관하게 연결 이익예측 자체가 재무분석가의 부담을 증가시켰으나, IFRS 하에서 연결 이익예측의 경험이 쌓인 후에는 연결 복잡성이 증가하는 기업에 재무분석가의 노력이 더 크게 투입된다는 것을 알 수 있다. 이 결과는 IFRS 하에서 주재무제표가 연결재

3) <표 6>의 (1)에서 연결모회사 여부를 나타내는 DCon의 회귀계수는 양(+ )의 방향으로 5% 수준에서 유의하나,  $IFRS \times DCon$ 의 회귀계수는 비유의하다. 즉, IFRS 도입 전 연결모회사의 이익예측을 위해 재무분석가는 더 큰 노력을 들고 있으나, IFRS 도입이 연결모회사의 재무분석가 노력에 미치는 추가적 영향은 발견되지 않았다.

〈표 6〉 IFRS 도입 후 재무분석가 노력의 증가에 대한 연결 복잡성의 증분 효과

$$(1) \text{ Eff}_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{IFRS}_{i,t} + \beta_2 \text{DCon}_{i,t} + \beta_3 \Delta \ln(\text{Con})_{i,t} + \beta_4 \text{IFRS}_{i,t} \times \text{DCon}_{i,t} + \beta_5 \text{IFRS} \times \Delta \ln(\text{Con})_{i,t} + \sum \beta_w \text{Controls}_{i,t} + \sum \beta_j \text{IND}_{i,t} + \sum \beta_k \text{YR}_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

$$(2) \text{ Eff}_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{IFRS}_{i,t}^{\text{Early}} + \beta_2 \text{IFRS}_{i,t}^{\text{Late}} + \beta_3 \text{DCon}_{i,t} + \beta_4 \Delta \ln(\text{Con})_{i,t} + \beta_5 \text{IFRS}_{i,t}^{\text{Early}} \times \text{DCon}_{i,t} + \beta_6 \text{IFRS}_{i,t}^{\text{Late}} \times \text{DCon}_{i,t} + \beta_7 \text{IFRS}_{i,t}^{\text{Early}} \times \Delta \ln(\text{Con})_{i,t} + \beta_8 \text{IFRS}_{i,t}^{\text{Late}} \times \Delta \ln(\text{Con})_{i,t} + \sum \beta_w \text{Controls}_{i,t} + \sum \beta_j \text{IND}_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

변수	(1)		(2)	
	Estimate	t-stat.	Estimate	t-stat.
Intercept	0.474	8.02***	0.481	8.16***
IFRS	0.020	0.80		
IFRS <sup>Early</sup>			0.038	2.05**
IFRS <sup>Late</sup>			0.029	1.04
DCon	0.027	2.18**	0.027	2.15**
Δln(Con)	-0.008	-0.92	-0.006	-0.67
IFRS×DCon	0.003	0.10		
IFRS <sup>Early</sup> ×DCon			0.062	2.80***
IFRS <sup>Late</sup> ×DCon			-0.007	-0.26
IFRS×Δln(Con)	0.030	2.18**		
IFRS <sup>Early</sup> ×Δln(Con)			0.021	1.28
IFRS <sup>Late</sup> ×Δln(Con)			0.032	1.72*
Size	-0.021	-7.44***	-0.021	-7.36***
LEV	-0.011	-3.98***	0.028	3.16***
GRW	0.023	2.51**	-0.011	-3.92***
RND	0.359	2.56**	0.375	2.65***
ADV	-0.174	-1.18	-0.201	-1.36
DPC	0.148	1.19	0.163	1.32
Int	-0.010	-0.17	-0.022	-0.38
indRND	0.457	2.63***	0.450	2.57**
indADV	-0.330	-0.77	-0.393	-0.93
indDPC	0.360	2.30**	0.315	2.03**
indInt	0.290	0.93	0.378	1.26
σ(ROA)	0.274	2.22**	0.300	2.41**
Broker	0.002	1.80*	0.002	2.14**
#Firms	-0.001	-3.10***	-0.001	-2.99***
Fixed effect	Industry, year		Industry	
No. of obs.		2,418		2,418
Adj-R <sup>2</sup>		0.13		0.13
f-stat.		9.08***		8.72***

1) 모든 연속변수는 1%, 99% 수준에서 winsorization 방식으로 극단치를 조정하였음.  
 2) \*, \*\*, 와 \*\*\* 는 각각 유의도 1%, 5%, 10%를 가리킴.  
 3) t값은 기업 수준에서 클러스터링된 표준오차를 기초로 추정하였음 (Petersen 2009).

무제표로 변경된 것이 재무분석가 노력을 증가시키는 배경이 된다는 점을 시사하며, 연결 복잡성은 IFRS 정착기에도 여전히 재무분석가의 더 큰 노력을 필요로 하는 요소임을 보여주는 것이라 할 수 있다.

#### 4.4 추가분석

##### 4.4.1 시장 내 전체 재무분석가 수의 변화 통제

앞의 가설 검증에서는 국내에서 IFRS 의무도입 시기인 2011년을 전환점으로 재무분석가의 노력이 증가하였음을 확인하였다. 그러나, 시장 내 활동하는 전체 재무분석가 수의 증감 또한 기업별 재무분석가 노력에 영향을 미칠 수 있다. 예를 들어, 시장 내 전체 재무분석가 수가 감소하면, 재무분석가 개

인의 한정된 업무 역량이 여러 기업에 분산되어야 하므로 기업 단위에서 재무분석가 노력은 감소할 가능성이 있다. 반대로 이러한 상황은 시장 내 전반적 정보량이 적어져 기업 분석을 위한 재무분석가 개인의 더 큰 노력을 요구할 가능성도 있다. 실제로 국내 금융투자협회에 등록된 재무분석가 총 인원 수는 2006년 이후 지속적으로 증가하여 2010년 최고점을 기록하고, 2011년부터 2015년까지는 감소세를 이어왔다. 이렇게 IFRS 도입 전후 시장 내 전체 재무분석가 수의 추세적 변동은 IFRS 도입 전후 재무분석가 노력이 증가하였음을 제시한 본 연구 결과에 다른 해석의 여지를 남긴다. 물론, 가설 1a와 가설 2a 검증 시 회귀식에 연도 더미를 포함하였으나, 시장 내 전체 재무분석가 수의 변화 추세를 더욱 정확히 통제하기 위해서 추가분석에서는 연도 더미 대신

〈표 7〉 IFRS 도입이 재무분석가 노력에 미친 영향: 시장 내 전체 재무분석가 수의 변화 통제

$$(1) \text{ Eff}_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{IFRS}_{i,t} + \beta_2 \# \text{Analyst}_{i,t} + \beta_w \sum \text{Controls}_{i,t} + \sum \beta_j \text{IND}_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

$$(2) \text{ Eff}_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{IFRS}_{i,t}^{\text{Early}} + \beta_2 \text{IFRS}_{i,t}^{\text{Late}} + \beta_3 \# \text{Analyst}_{i,t} + \beta_w \sum \text{Controls}_{i,t} + \sum \beta_j \text{IND}_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

변수	(1)		(2)	
	Estimate	t-stat.	Estimate	t-stat.
Intercept	-0.193	-1.42	0.073	0.51
<i>IFRS</i>	0.061	7.21***		
<i>IFRS<sup>Early</sup></i>			0.103	9.26***
<i>IFRS<sup>Late</sup></i>			0.037	3.97***
<i>#Analyst</i>	0.091	5.17***	0.057	3.14***
Other controls		Included		Included
Fixed effect		Industry		Industry
No. of obs.		2,418		2,418
Adj-R <sup>2</sup>		0.11		0.13
f-stat.		8.96***		9.83***

- 1) *#Analyst*: 금융투자협회 등록 재무분석가 인원 수.
- 2) 모든 연속변수는 1%, 99% 수준에서 winsorization 방식으로 극단치를 조정하였음.
- 3) \*, \*\*, 와 \*\*\* 는 각각 유의도 1%, 5%, 10%를 가리킴.
- 4) t값은 기업 수준에서 클러스터링된 표준오차를 기초로 추정하였음 (Petersen 2009).

연도 별 금융투자협회의 재무분석가 등록 인원수 (#Analyst)를 회귀식에 포함하여 가설을 재검증하였다.

〈표 7〉을 보면 모형 (1)과 (2)에서 각각 #Analyst 변수를 통제하고도 IFRS 및 IFRS<sup>Early</sup>, IFRS<sup>Late</sup>의 회귀계수는 유의한 양수를 보인다. 즉, 앞선 가설 검증 결과는 시장 내 전체 재무분석가 수와 무관하게

유지되고 있다.

또한, 〈표 8〉은 가설 2a와 2b를 재검증한 결과로서, 시장 내 전체 재무분석가 수를 통제한 후에도 IFRS 도입 후 재무분석가 노력이 증가하는 현상은 연결 복잡성이 높은 기업에서 더욱 명확히 나타난다는 결과가 유지되고 있다. 이는 IFRS 도입 후 재무분석가 노력이 증가한 현상이 시장 내 전체 재무분석

〈표 8〉 연결 복잡성의 증분 효과: 시장 내 전체 재무분석가 수의 변화 통제

$$(1) \text{ Eff}_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{IFRS}_{i,t} + \beta_2 \text{DCon}_{i,t} + \beta_3 \Delta \ln(\text{Con})_{i,t} + \beta_4 \text{IFRS}_{i,t} \times \text{DCon}_{i,t} + \beta_5 \text{IFRS} \times \Delta \ln(\text{Con})_{i,t} + \beta_6 \# \text{Analyst}_{i,t} + \sum \beta_w \text{Controls}_{i,t} + \sum \beta_j \text{IND}_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

$$(2) \text{ Eff}_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{IFRS}_{i,t}^{\text{Early}} + \beta_2 \text{IFRS}_{i,t}^{\text{Late}} + \beta_3 \text{DCon}_{i,t} + \beta_4 \Delta \ln(\text{Con})_{i,t} + \beta_5 \text{IFRS}^{\text{Early}} \times \text{DCon}_{i,t} + \beta_6 \text{IFRS}^{\text{Late}} \times \text{DCon}_{i,t} + \beta_7 \text{IFRS}^{\text{Early}} \times \Delta \ln(\text{Con})_{i,t} + \beta_8 \text{IFRS}^{\text{Late}} \times \Delta \ln(\text{Con})_{i,t} + \beta_9 \# \text{Analyst}_{i,t} + \sum \beta_w \text{Controls}_{i,t} + \sum \beta_j \text{IND}_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

변수	(1)		(2)	
	Estimate	t-stat.	Estimate	t-stat.
Intercept	-0.195	-1.45	0.076	0.54
IFRS	0.046	1.96*		
IFRS <sup>Early</sup>			0.040	2.15**
IFRS <sup>Late</sup>			0.039	1.46
DCon	0.025	1.98**	0.027	2.16**
Δln(Con)	-0.009	-1.08	-0.008	-0.89
IFRS × DCon	0.012	0.49		
IFRS <sup>Early</sup> × DCon			0.062	2.76***
IFRS <sup>Late</sup> × DCon			-0.008	-0.28
IFRS × Δln(Con)	0.024	1.75*		
IFRS <sup>Early</sup> × Δln(Con)			0.023	1.41
IFRS <sup>Late</sup> × Δln(Con)			0.034	1.86*
#Analyst	0.093	5.32***	0.059	3.24***
Other controls		Included		Included
Fixed effect		Industry		Industry
No. of obs.		2,418		2,418
Adj-R <sup>2</sup>		0.14		0.13
f-stat.		9.38***		8.56***

1) 모든 연속변수는 1%, 99% 수준에서 winsorization 방식으로 극단치를 조정하였음.

2) \*, \*\*, 와 \*\*\* 는 각각 유의도 1%, 5%, 10%를 가리킴.

3) t값은 기업 수준에서 클러스터링된 표준오차를 기초로 추정하였음 (Petersen 2009).

가 수의 변동과 무관하며, IFRS 도입으로 인해 이익 예측이 어려워진 정보 환경에서 재무분석가들은 더 많은 노력을 들여 이익 예측치를 발표하고 있음을 보여주는 결과이다.

4.4.2 분반기 연결재무제표 공시가 미치는 영향

IFRS 도입 시 연결 재무제표 작성에 대한 기업의 부담을 줄여주고자 자산 규모 2조 미만 기업의 분반기 연결 재무제표 공시 의무는 2013년 이후로 유예되었다. 분반기 재무제표는 연간 이익 예측에도 중

요한 정보 원천이 되므로, 특히 IFRS 도입 후 연결 이익을 예측해야 하는 상황에서 2011년부터 즉시 분반기 연결 재무제표가 공시되는 자산 2조 이상의 대기업은 상대적으로 재무분석가 노력이 덜 증가하였을 가능성이 있다. 이를 확인하기 위해 자산 규모 2조 이상인 기업을 나타내는 지시변수(*Large*)를 이용하여 IFRS 도입의 효과가 다르게 나타나는지를 검증하였다.

〈표 9〉의 모형 (1)에서 자산 규모 2조 미만 기업에서의 IFRS 도입 효과를 나타내는 *IFRS*의 회귀계수는 유의한 양수임에 반해, 자산 규모 2조 이상 대

〈표 9〉 IFRS 도입이 재무분석가 노력에 미친 영향: 자산 규모 별 차이

$$(1) \text{ Eff}_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{IFRS}_{i,t} + \beta_2 \text{Large}_{i,t} + \beta_3 \text{IFRS} \times \text{Large}_{i,t} + \sum \beta_w \text{Controls}_{i,t} + \sum \beta_j \text{IND}_{i,t} + \sum \beta_k \text{YR}_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

$$(2) \text{ Eff}_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{IFRS}^{\text{Early}}_{i,t} + \beta_2 \text{IFRS}^{\text{Late}}_{i,t} + \beta_3 \text{Large}_{i,t} + \beta_4 \text{IFRS}^{\text{Early}} \times \text{Large}_{i,t} + \beta_5 \text{IFRS}^{\text{Late}} \times \text{Large}_{i,t} + \sum \beta_w \text{Controls}_{i,t} + \sum \beta_j \text{IND}_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

변수	(1)		(2)	
	Estimate	t-stat.	Estimate	t-stat.
Intercept	0.447	6.27***	0.460	6.47***
<i>IFRS</i>	0.043	3.14***		
<i>IFRS</i> <sup>Early</sup>			0.139	6.79***
<i>IFRS</i> <sup>Late</sup>			0.042	3.78***
<i>Large</i>	0.023	2.15**	0.025	2.31**
<i>IFRS</i> × <i>Large</i>	-0.057	-5.13***		
<i>IFRS</i> <sup>Early</sup> × <i>Large</i>			-0.079	-3.60***
<i>IFRS</i> <sup>Late</sup> × <i>Large</i>			-0.048	-4.32***
Controls	Included		Included	
Fixed effect	Industry, year		Industry	
No. of obs.	2,418		2,418	
Adj-R <sup>2</sup>	0.138		0.134	
f-stat.	9.1***		10.74***	

1) *Large*: 기말 자산 총액 2조 이상이면 1, 아니면 0.  
 2) 모든 연속변수는 1%, 99% 수준에서 winsorization 방식으로 극단치를 조정하였음.  
 3) \*, \*\*, 와 \*\*\* 는 각각 유의도 1%, 5%, 10%를 가리킴.  
 4) t값은 기업 수준에서 클러스터링된 표준오차를 기초로 추정하였음 (Petersen 2009).

기업에서의 증분 효과를 나타내는  $IFRS \times Large$ 의 회귀계수는 유의한 음수를 보인다. 이는 재무분석가들이 IFRS 도입 직후부터 자산 2조 이상 기업이 공시하는 분반기 연결 재무제표를 이용하여 IFRS 기준 하의 연간 연결 이익 예측이 가능하므로 자산 2조 미만 기업에 비해 재무분석가 노력이 덜 증가한다고 해석할 수 있다. 모형 (2) 역시  $IFRS^{Early}$ 와  $IFRS^{Late}$ 의 회귀계수는 모두 유의한 양수이나,  $IFRS^{Early} \times Large$ 와  $IFRS^{Late} \times Large$ 의 회귀계수는 모두 유의한 음수로서, IFRS 도입 초기 및 정착기 모두에서 자산 2조 이상 대기업의 재무분석가 노력은 소규모 기업에 비해 상대적으로 덜 증가한 것을 보여준다.

〈표 10〉에서는 연결 복잡성이 IFRS 도입 후 재무분석가 노력 증가에 미치는 영향이 자산 규모 2조 이상의 대기업에서는 약해지는지를 확인할 수 있다. 모형 (1)에서  $IFRS \times \Delta \ln(Con)$ 의 회귀계수는 유의한 양수인 반면,  $IFRS \times \Delta \ln(Con) \times Large$ 는 유의한 음(-)의 회귀계수를 가지므로, 대규모 기업에서는 IFRS 도입 후 연결 복잡성이 증가함에 따라 재무분석가 노력이 더욱 크게 증가하는 관계가 약해진다. 대기업은 IFRS 도입 직후부터 분반기 연결 재무제표를 공시하므로, 재무분석가들은 이를 이용할 수 있어 소규모 기업에 비해 재무분석가가 더 적은 노력을 들여 연결 이익 예측을 할 수 있었다고 보여진다. 또한, 모형 (2)의 추정 결과도 IFRS 도입기와 정착기에 모두 대기업에서는 재무분석가 노력 증가에 대한 연결 복잡성의 증분 효과가 약해진다. 이를 〈표 6〉의 모형 (2) 결과와 비교하면, IFRS 도입 초기에는 소규모 기업에서만 연결 복잡성이 높을수록 재무분석가 노력이 증가하는 현상이 나타난다. 이는 소규모 기업은 IFRS 도입 초기에 분반기 연결 재무제표를 공시하지 않았기 때문에, 재무분석가들이 기업들의 연간 연결 이익을 예측하는데 더욱 어려움

을 느끼고 노력을 집중하였음을 의미한다.

#### 4.4.3 재무분석가 노력의 대체적 측정치

본 추가분석은 가설 검증 시 재무분석가 노력(*Eff*)의 측정 방식이 결과를 도출하였을 가능성을 배제하고 가설 검증 결과의 강건성을 확인하기 위해 Leheavy et al.(2010)이 제시한 재무분석가 이익예측 반응 시간(Analyst forecast response time)을 재무분석가 노력의 대체적 측정치로 사용하여 가설을 재검증한다. Leheavy et al.(2010)은 미국 내 10/K의 가독성이 재무분석가의 이익예측 활동에 미치는 영향을 연구하였는데, 10/K 공시 후 재무분석가의 첫 번째 이익예측치 발표일까지의 기간이 길수록 재무분석가가 더 큰 노력을 투입하는 것으로 보고 이를 재무분석가 노력의 대용치로 사용하였다. 이는 연차 보고서가 공시되면 재무분석가는 이를 읽고, 이해하여 이익예측치를 산출, 발표하는데, 이 시간이 길다는 것은 이러한 작업에 재무분석가의 더 많은 노력이 필요한 것이라는 논리에 기초한다.

본 연구에서도 Leheavy et al.(2010)의 측정 방식을 따라  $t$ 기 중 한 번 이상 이익 예측치를 발표한 재무분석가가  $t$ 기 결산 이익 공시 후 90일 이내에  $t+1$ 기 이후의 이익 예측치를 발표한 첫 번째 날짜까지의 기간을 *Duration*으로 정의하였다. 지속적으로 해당 기업을 커버하는 재무분석가만 추려내기 위해  $t$ 기 중 한 번 이상 이익 예측치를 발표한 재무분석가로 한정하였고,  $t+1$ 기의 1분기 이익 공시 등 재무분석가 활동에 영향을 줄 수 있는 다른 사건을 배제하기 위해  $t$ 기 결산 이익 공시 후 90일 내의 이익 예측치 발표에 한정하였다.

〈표 11〉의 Panel A는 가설 1a와 1b를 재검증한 결과이다. 모형 (1)에서  $IFRS$ 의 회귀계수는 3.182

〈표 10〉 연결 복잡성의 증분 효과: 자산 규모 별 차이

$$(1) \text{ Eff}_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{IFRS}_{i,t} + \beta_2 \text{DCon}_{i,t} + \beta_3 \Delta \ln(\text{Con})_{i,t} + \beta_4 \text{IFRS}_{i,t} \times \text{DCon}_{i,t} + \beta_5 \text{IFRS} \times \Delta \ln(\text{Con})_{i,t} + \beta_6 \text{Large}_{i,t} + \beta_7 \text{IFRS} \times \text{Large}_{i,t} + \beta_8 \text{DCon} \times \text{Large}_{i,t} + \beta_9 \Delta \ln(\text{Con}) \times \text{Large}_{i,t} + \beta_{10} \text{IFRS} \times \text{Dcon} \times \text{Large}_{i,t} + \beta_{11} \text{IFRS} \times \Delta \ln(\text{Con}) \times \text{Large}_{i,t} + \sum \beta_w \text{Controls}_{i,t} + \sum \beta_j \text{IND}_{i,t} + \sum \beta_k \text{YR}_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

$$(2) \text{ Eff}_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 \text{IFRS}_{i,t}^{\text{Early}} + \beta_2 \text{IFRS}_{i,t}^{\text{Late}} + \beta_3 \text{DCon}_{i,t} + \beta_4 \Delta \ln(\text{Con})_{i,t} + \beta_5 \text{IFRS}^{\text{Early}} \times \text{DCon}_{i,t} + \beta_6 \text{IFRS}^{\text{Late}} \times \text{DCon}_{i,t} + \beta_7 \text{IFRS}^{\text{Early}} \times \Delta \ln(\text{Con})_{i,t} + \beta_8 \text{IFRS}^{\text{Late}} \times \Delta \ln(\text{Con})_{i,t} + \beta_9 \text{Large}_{i,t} + \beta_{10} \text{IFRS}^{\text{Early}} \times \text{Large}_{i,t} + \beta_{11} \text{IFRS}^{\text{Late}} \times \text{Large}_{i,t} + \beta_{12} \text{DCon} \times \text{Large}_{i,t} + \beta_{13} \Delta \ln(\text{Con}) \times \text{Large}_{i,t} + \beta_{14} \text{IFRS}^{\text{Early}} \times \text{DCon} \times \text{Large}_{i,t} + \beta_{15} \text{IFRS}^{\text{Late}} \times \text{DCon} \times \text{Large}_{i,t} + \beta_{16} \text{IFRS}^{\text{Early}} \times \Delta \ln(\text{Con}) \times \text{Large}_{i,t} + \beta_{17} \text{IFRS}^{\text{Late}} \times \Delta \ln(\text{Con}) \times \text{Large}_{i,t} + \sum \beta_w \text{Controls}_{i,t} + \sum \beta_j \text{IND}_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

변수	(1)		(2)	
	Estimate	t-stat.	Estimate	t-stat.
Intercept	0.446	6.24***	0.459	6.46***
IFRS	0.025	0.89		
IFRS <sup>Early</sup>			0.043	2.12**
IFRS <sup>Late</sup>			0.037	1.21
DCon	0.020	1.51	0.019	1.43
Δln(Con)	-0.010	-0.91	-0.007	-0.65
IFRS × DCon	0.016	0.53		
IFRS <sup>Early</sup> × DCon			0.104	3.32***
IFRS <sup>Late</sup> × DCon			-0.002	-0.05
IFRS × Δln(Con)	0.058	2.53**		
IFRS <sup>Early</sup> × Δln(Con)			0.063	1.65*
IFRS <sup>Late</sup> × Δln(Con)			0.054	1.87*
Large	0.040	0.89	0.038	0.74
IFRS × Large	-0.087	-1.68*		
IFRS <sup>Early</sup> × Large			-0.048	-0.87
IFRS <sup>Late</sup> × Large			-0.099	-1.63
DCon × Large	-0.022	-0.49	-0.018	-0.35
Δln(Con) × Large	0.018	1.38	0.015	1.13
IFRS × DCon × Large	0.035	0.65		
IFRS <sup>Early</sup> × DCon × Large			-0.038	-0.63
IFRS <sup>Late</sup> × DCon × Large			0.059	0.93
IFRS × Δln(Con) × Large	-0.064	-2.42**		
IFRS <sup>Early</sup> × Δln(Con) × Large			-0.071	-1.74*
IFRS <sup>Late</sup> × Δln(Con) × Large			-0.062	-1.83*
Controls		Included		Included
Fixed effect		Industry, year		Industry
No. of obs.		2,418		2,418
Adj-R <sup>2</sup>		0.141		0.138
f-stat.		8.61***		10.92***

1) 모든 연속변수는 1%, 99% 수준에서 winsorization 방식으로 극단치를 조정하였음.  
 2) \*, \*\*, 와 \*\*\* 는 각각 유의도 1%, 5%, 10%를 가리킴.  
 3) t값은 기업 수준에서 클러스터링된 표준오차를 기초로 추정하였음 (Petersen 2009).

〈표 11〉 재무분석가 노력의 대체적 측정치 사용: 재무분석가의 이익 예측 반응 시간

Panel A. 가설 1a, 1b 재검증

(1)  $Duration_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 IFRS_{i,t} + \sum \beta_w Controls_{i,t} + \sum \beta_j IND_{i,t} + \sum \beta_k YR_{i,t} + \epsilon_{i,t}$

(2)  $Duration_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 IFRS_{i,t}^{Early} + \beta_2 IFRS_{i,t}^{Late} + \sum \beta_w Controls_{i,t} + \sum \beta_j IND_{i,t} + \epsilon_{i,t}$

변수	(1)		(2)	
	Estimate	t-stat.	Estimate	t-stat.
Intercept	36.571	6.11***	39.600	6.98***
<i>IFRS</i>	3.182	2.43**		
<i>IFRS<sup>Early</sup></i>			1.790	1.89*
<i>IFRS<sup>Late</sup></i>			1.127	1.27
Controls	Included		Included	
Fixed effect	Industry, year		Industry, year	
No. of obs.		1,373		1,373
Adj-R <sup>2</sup>		0.02		0.01
f-stat.		3.82***		2.58***

Panel B. 가설 2a, 2b 재검증

(1)  $Duration_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 IFRS_{i,t} + \beta_2 DCon_{i,t} + \beta_3 \Delta \ln(Con)_{i,t} + \beta_4 IFRS_{i,t} \times DCon_{i,t} + \beta_5 IFRS \times \Delta \ln(Con)_{i,t} + \sum \beta_w Controls_{i,t} + \sum \beta_j IND_{i,t} + \sum \beta_k YR_{i,t} + \epsilon_{i,t}$

(2)  $Duration_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 IFRS_{i,t}^{Early} + \beta_2 IFRS_{i,t}^{Late} + \beta_3 DCon_{i,t} + \beta_4 \Delta \ln(Con)_{i,t} + \beta_5 IFRS^{Early} \times DCon_{i,t} + \beta_6 IFRS^{Late} \times DCon_{i,t} + \beta_7 IFRS^{Early} \times \Delta \ln(Con)_{i,t} + \beta_8 IFRS^{Late} \times \Delta \ln(Con)_{i,t} + \sum \beta_w Controls_{i,t} + \sum \beta_j IND_{i,t} + \epsilon_{i,t}$

변수	(1)		(2)	
	Estimate	t-stat.	Estimate	t-stat.
Intercept	37.440	6.28***	40.593	7.17
<i>IFRS</i>	-1.757	-0.53		
<i>IFRS<sup>Early</sup></i>			-2.376	-0.92
<i>IFRS<sup>Late</sup></i>			-4.223	-1.23
<i>DCon</i>	-1.881	-1.27	-1.892	-1.28
$\Delta \ln(Con)$	0.188	0.21	0.223	0.25
<i>IFRS</i> × <i>DCon</i>	5.325	1.71*		
<i>IFRS<sup>Early</sup></i> × <i>DCon</i>			4.518	1.67*
<i>IFRS<sup>Late</sup></i> × <i>DCon</i>			5.806	1.62
<i>IFRS</i> × $\Delta \ln(Con)$	-0.748	-0.45		
<i>IFRS<sup>Early</sup></i> × $\Delta \ln(Con)$			-0.441	-0.28
<i>IFRS<sup>Late</sup></i> × $\Delta \ln(Con)$			-0.484	-0.23
Controls	Included		Included	
Fixed effect	Industry, year		Industry, year	
No. of obs.		1,373		1,373
Adj-R <sup>2</sup>		0.03		0.03
f-stat.		3.39***		3.42***

1) *Duration*: 이익공시일부터 재무분석가 별 첫 번째 예측치 발표일까지 기간의 평균값.  
 2) 모든 연속변수는 1%, 99% 수준에서 winsorization 방식으로 극단치를 조정하였음.  
 3) \*, \*\*, 와 \*\*\* 는 각각 유의도 1%, 5%, 10%를 가리킴.  
 4) t값은 기업 수준에서 클러스터링된 표준오차를 기초로 추정하였음 (Petersen 2009).



로 양수이며 5% 수준에서 유의하다. 이는 IFRS 도입 후 재무분석가가 이익 예측치를 발표하는데 더 많은 시간이 필요했음을 의미하며, 재무분석가의 노력이 증가한 것을 나타낸다. 모형 (2)에서  $IFRS^{Early}$ 의 회귀계수만이 유의한 양수인 것을 볼 때, IFRS 도입 직후 재무분석가 노력이 증가하였으며, 정착기의 재무분석가 노력은 IFRS 도입 전 수준과 다르지 않다고 해석된다. Panel B는 가설 2a와 2b를 재검증한 결과이다. 모형 (1)에서  $IFRS \times DCon$ 의 회귀계수는 5.352로 양수이며 10% 수준에서는 유의하나,  $IFRS \times \Delta \ln(Con)$ 의 회귀계수는 비유의하다. 이는 한 개 이상의 연결자회사를 가진 연결모회사에 대해서 이익 예측치를 발표하는데 드는 시간, 즉, 재무분석가 노력이 IFRS 도입 후 더욱 증가하였으나, 여기에 대해 연결 복잡성의 증가가 증분적 영향을 미치지 않는 것을 의미한다. 그리고, 모형 (2)에서  $IFRS^{Early} \times DCon$ 의 회귀계수만이 4.518로 10% 수준에서 유의하여 상기 결과가 IFRS 도입 직후에만 유의하다는 것을 확인할 수 있다. <표 6>에서 확인한 가설 2a와 2b의 분석 결과는 연결자회사 보유 여부( $DCon$ )는 IFRS 도입 후 재무분석가 노력을 유의하게 증가시키지 않으나, 연결 복잡성이 더 크게 증가할수록 재무분석가 노력이 증가하였다. 종합하면, IFRS 도입 후 연결이익 예측으로 전환하는 것이 부담이 되어 재무분석가의 노력이 증가하였을 것이라는 가설은 본 추가분석을 통해서도 전반적으로 지지된다.

## V. 결론

본 연구에서는 우리나라의 IFRS 도입이 재무분석

가의 정보환경에 미친 영향을 알아보았다. IFRS 도입 후 재무분석가의 이익예측 노력이 어떻게 변화하였는지, 그리고, IFRS 도입 이후 기간을 도입 초기와 정착기로 구분하여 IFRS 도입의 충격이 완화되는지 분석하였다. 또한, IFRS 도입으로 인해 연결 재무제표 기준의 재무보고가 재무분석가의 이익예측 활동에 부담이 되었는지를 살펴보았다.

재무분석가는 이익예측치에 대한 투자자의 정보 수요와 예측치 발표 비용을 함께 고려하여 예측치 발표 여부를 결정하는 것으로 알려져 있다. 회계기준이 전면 변경되는 것은 재무분석가들에게도 새로운 회계기준 하의 이익 예측치를 산출해야 한다는 점에서 이익예측의 어려움을 가중시키는 사건이다. 게다가 IFRS는 원칙 중심의 회계기준으로서 회계 선택에 대한 경영자 재량 범위의 증가, 공정가치 평가의 확대 등 회계 정보의 불확실성을 더 많이 내포하고 있다. 특히, 국내에서 IFRS로의 전환은 주재무제표가 연결재무제표로 바뀌어 예측 대상 이익도 연결재무제표 기준으로 변경됨에 따라서 IFRS 도입은 재무분석가의 이익예측 어려움을 크게 증가시켰다.

본 연구의 분석 결과, IFRS 도입 후 재무분석가들의 이익 예측의 어려움은 예측 노력의 증가로 나타났다. 그리고 IFRS 도입 후 재무분석가의 노력이 증가하는 현상은 연결재무제표 작성의 복잡성이 증가하는 기업에서 더욱 강하게 나타났다. 이를 통해 IFRS는 재무분석가의 정보 환경에도 부정적 영향을 미쳤다는 것을 알 수 있다. 그러나, IFRS 도입의 충격은 IFRS 도입 초기에 집중되고, IFRS가 정착된 후에는 유의하게 완화된다는 사실 또한 관찰하였다.

본 연구는 IFRS 도입이 정보 환경에 미친 영향을 전문가 집단인 재무분석가의 노력 측면에서 바라보았고, 연결재무제표 작성이 재무분석가 노력을 증가시키는 원인이 되었다는 점을 밝혔다는데 의의가 있다.

즉, IFRS 도입 이후 주재무제표가 개별재무제표에서 연결재무제표로 바뀐에 따라 재무분석가들 역시 연결재무제표 기준의 이익 예측치를 발표하는 데 어려움을 느끼는 것이 주된 원인이 되어, 재무분석가들이 기업을 분석하는 데 필요한 시간과 비용이 증가했다는 사실을 보여주었다. IFRS 도입 후 기업별 재무분석가 수가 감소하였다는 사실을 제시한 선행 연구는 단지 IFRS 도입이 재무분석가의 이익 예측을 어렵게 하는 특성을 가지고 있다는 점을 근거로 들고 있다. 이와 비교하여 본 연구는 IFRS 도입에 대한 재무분석가들의 대응과 그 원인을 보다 구체적으로 제시하였다는 공헌점이 있다. 그리고 재무분석가들이 연결재무제표 작성으로 겪는 어려움 역시 IFRS 도입 초기와 정착기로 구분하여 분석하였다는 것도 공헌점이라 할 수 있다.

본 연구의 결과는 제도 변화에 대한 정책적 제안 측면에서도 시사점을 지닌다. 우리나라에서 IFRS를 도입하기 위한 논의는 IFRS를 의무 도입하기로 한 2011년 한참 이전부터 진행됐다. 그러나 그 논의는 주로 도입 여부나 IFRS를 어떻게 규정화해야 하는지에 그쳤던 것이 사실이다. 자본시장 참여자 중에서도 재무제표를 직접 작성해야 하는 기업이나 경영자, 이를 감사해야 하는 감사인들에게만 초점이 맞추어졌을 뿐, 정보 이용자들이 IFRS를 어떻게 해석하고 활용해야 할 것인지에 대해서는 상대적으로 소홀하였다. 본 연구는 자본시장 내 회계 정보 이용자 중에서 정교한 투자자(sophisticated investor)로 알려진 재무분석가들조차도 IFRS에 쉽게 적응하지 못한 채 혼란기를 겪는 현상을 보여주었다. 따라서, 향후 새로운 회계기준 도입과 같은 제도 변경 시점에서 금융감독원 등 정책 당국은 재무분석가 등 자본시장 참여자들의 실질적인 요구를 사전적으로 파악하고 제도 변화가 자본시장에 줄 수 있는 충격

을 최소화할 수 있도록 체계적인 과정을 수립하여 정보 이용자들의 혼란을 막아야 한다는 시사점을 제공한다.

본 연구는 여러 후속 연구들로 이어질 수 있는 가능성이 높아 보인다. 본 연구에서 발견한 IFRS 도입 이후 재무제표에 대해 재무분석가들이 경험하는 변화는 연결재무제표 작성의 복잡성 관점에서만 조명되었을 뿐이다. 그러나 IFRS 도입 이후 자본시장의 여러 구성원들이 재무제표를 해석하는 데 겪는 변화는 단지 연결재무제표에만 그치지 않을 것이다. 예를 들어, 연결재무제표 작성과는 달리 공정가치 적용 확대와 주식 정보량의 증대와 같은 정보환경 변화는 재무분석가의 활동에 또 다른 영향을 미쳤을 수도 있다. 또한, 이익 예측치를 발표하는 재무분석가 수 외에 IFRS의 도입이 재무분석가의 예측치 특성에 영향을 준 원인을 파악할 필요도 있다. 남혜정(2015)은 IFRS 도입 이후 재무분석가의 이익 예측 정확성은 증가하였고 이익예측 분산은 감소하였다는 연구 결과를 제시하였는데, 이 역시 IFRS 도입 초기와 정착기에는 그 현상이 변화되었을 가능성이 있고 그 원인 또한 무엇인지 규명할 필요가 있을 것이다.

## 참고문헌

- 강민정, 이명건, 이호영(2013), “회계정보의 비교가능성이 재무분석가 이익예측 및 회계정보 가치관련성에 미치는 영향에 대한 연구,” **회계학연구**, 38(1), pp. 281-320.
- 권수영, 기은선(2011), “발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구,” **회계학연구**, 36(4), pp.95-137.

- 김경순(2012), “애널리스트의 정보공급활동에 대한 결정요인과 자본시장에서의 역할,” **회계학연구**, 37(4), pp.37-82.
- 김지홍, 유정민, 고재민(2014), “상이한 이익조정 수단이 재무분석가 예측의 불확실성과 재무분석가 수에 미치는 영향,” **회계학연구**, 39(4), pp.213-249.
- 남혜정(2015), “한국채택국제회계기준의 도입과 재무분석가의 이익예측치 특성,” **경영학연구**, 44(3), pp. 933-956.
- 백혜원(2016), “국제회계기준 의무도입 이후 개별 재무분석가의 정보환경이 이익예측 정확도에 미치는 영향,” **경영학연구**, 45(5), pp.1671-1695.
- 안윤영, 신현한, 장진호(2005), “연구개발비가 재무분석가 예측정확성 및 재무분석수요에 미치는 영향,” **회계학연구**, 30(2), pp.1-23.
- 오현민, 박삼복, 전홍주(2018), “K-IFRS 도입이 재무분석가의 이익예측 활동과 보수주의의 관계에 미치는 영향,” **회계·세무와 감사 연구**, 74, pp.171-216.
- 유윤정, “잠 못드는 증권가, 국제회계기준(IFRS) 도입에 실적 전망 어려워져 골머리,” **조선일보**, 2011.4.15., Available at [http://biz.chosun.com/site/data/html\\_dir/2011/04/14/2011041402299.html](http://biz.chosun.com/site/data/html_dir/2011/04/14/2011041402299.html).
- 윤나영, 모경원(2016), “IFRS 도입이 애널리스트 투자의견 낙관주의에 미치는 영향에 관한 연구,” **회계학연구**, 41(4), pp.83-112.
- 이우재, 정석우, 최승욱(2014), “감사인의 국제회계기준 도입 자문서비스와 재무분석가의 예측정확성 및 수요: K-IFRS 연결재무제표를 중심으로,” **회계학연구**, 39(3), pp.249-290.
- 이의섭, 박창균(2019), “K-IFRS 도입과 애널리스트 이익 추정치의 낙관 편이 증가,” **재무관리연구**, 36(1), pp.179-205.
- Ahmed, A. S., M. Neel, and D. Wang(2013), “Does mandatory adoption of IFRS improve accounting quality? Preliminary evidence,” *Contemporary Accounting Research*, 30(4), pp.1344-1372.
- Alford, W. A., and P. G. Berger(1999), “A simultaneous equations analysis of forecast accuracy, analyst following, and trading volume,” *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 14(3), pp.219-240.
- Ashbaugh, H., and M. Pincus(2001), “Domestic accounting standards, International Accounting Standards, and the predictability of earnings,” *Journal of Accounting Research*, 39(3), pp. 417-434.
- Barth, M. E., R. Kasznik, and M. F. McNichols(2001), “Analyst coverage and intangible assets,” *Journal of Accounting Research*, 39(1), pp. 1-34.
- Bae, K., H. Tan, and M. Welker(2008), “International GAAP Differences: The impact on foreign analyst,” *The Accounting Review*, 83(3), pp.593-628.
- Ball, R(2006), “International Financial Reporting Standards (IFRS): pros and cons for investors,” *Accounting and Business Research*, 36(sup1), pp.5-27.
- Bhushan, R(1989), “Firm characteristics and analyst following,” *Journal of Accounting and Economics*, 11(2), pp.255-274.
- Byard, D., Y. Li, and Y. Yu(2011), “The effect of mandatory IFRS adoption on financial analyst information environment,” *Journal of Accounting Research*, 49(1), pp.69-96.
- Clement, M. B(1999), “Analyst forecast accuracy: Do ability, resources, and portfolio complexity matter?,” *Journal of Accounting and Economics*, 27(3), pp.285-303.
- Corwin, S., and J. Coughenour(2008), “Limited attention and the allocation of effort in securities trading,” *Journal of Finance*, 63(6), pp.3031-3067.

- Cotter, J., A. Tarca, and M. Wee(2012), "IFRS adoption and analyst' earnings forecasts: Australian evidence," *Accounting & Finance*, 52(2), pp.395-419.
- Eddy, A., and B. Seifert(1992), "An examination of hypotheses concerning earnings forecast errors," *Quarterly Journal of Business and Economics*, 31(2), pp.22-37.
- Horton, J., G. Serafeim, and I. Serafeim(2013), "Does mandatory IFRS adoption improve the information environment?," *Contemporary Accounting Research*, 30(1), pp.388-423.
- Kim, J. B., and H. Shi(2012), "Voluntary IFRS adoption, analyst coverage, and information quality: International evidence," *Journal of International Accounting Research*, 11(1), pp.45-76.
- Lang, M. H., and R. J., Lundholm(1996), "Corporate disclosure policy and analyst behavior," *The Accounting Review*, 71(4), pp.467-492.
- Lehavy, R., F. Li, and K. Merkley(2011), "The effect of annual report readability on analyst following and the properties of their earnings forecasts," *The Accounting Review*, 86(3), pp.1087-1115.
- Petersen, M. A(2009), "Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches," *Review of Financial Studies*, 22(1), pp.435-480.
- Tan, H., S. Wang, and M. Welker(2011), "Analyst following and forecast accuracy after mandated IFRS adoptions," *Journal of Accounting Research*, 49(5), pp.1307-1357.
- Wang, R., J. Harford, F. Jiang, and F. Xie(2017), "Analyst effort allocation and firms' information environment," *Research Collection Lee Kong Chian School of Business*.

## The Impact of IFRS Adoption on Analyst Effort\*

Soojin Kim\*\* · Jaimin Goh\*\*\* · Ju Hyoung Park\*\*\*\*

### Abstract

ABSTRACT: We investigate the impact of International Financial Reporting Standards (IFRS) on financial analyst effort as well as the incremental effect of consolidation complexity on the changes of analyst effort after IFRS adoption. Further, we confirm the magnitude of impact from IFRS adoption decreases as the financial market has adapted to IFRS over years. First, we find that analyst effort in post-IFRS period is larger than in pre-IFRS. Further, the increase of analyst effort in post-IFRS period is strengthened as the number of consolidated subsidiaries more increases. Our findings imply that financial analysts concentrate their effort on forecasting consolidated earnings in post-IFRS period. Second, the increase of analyst effort is significantly larger in early times of IFRS than in more recent times, indicating financial analysts' learning IFRS has improved. Overall, our results shed light on the negative influence from IFRS on information environment to which financial analysts face for earnings forecasts, but the negative impact has declined over years.

Keywords: Analyst effort, consolidation complexity, IFRS, K-IFRS

\* This work was supported by INHA UNIVERSITY Research Grant.

\*\* Yonsei Business Research Institute, First Author

\*\*\* Inha University, Corresponding Author

\*\*\*\* Yonsei Business Research Institute., Co-Author

- 저자 김수진은 현재 연세대학교 경영연구소 전문연구원이다. 공인회계사로서 삼일회계법인과 국내 대기업 내부감사부서에서 근무하였고, 연세대학교에서 경영학박사 학위를 취득하였다. 경영자 성과관리, 보상체계, 기업공시, 회계제도 등에 관심을 가지고 있다.
- 저자 고재민은 현재 인하대학교 경영학과 교수이다. LG경제연구원에서 경영컨설턴트로 근무하였고, 연세대학교 대학원 경영학과에서 경영학박사를 취득하였다. 자본시장에서 벌어지는 현상에 대해 시장 참여자들이 어떻게 반응하는지에 관심을 가지고 있다.
- 박주형은 현재 연세대학교 경영연구소 전문연구원 및 강사로 재직중이다. 연세대학교에서 박사학위를 취득하였으며, 경영자보상에 사용되는 회계성과측정치와 관련된 주제로 학위논문을 작성하였다. 주요연구분야는 소셜네트워크, 기업지배구조, 주가표류 및 비교가능성, 경영자보상 등이다.