

세무와회계저널
제16권 제5호 2015년 10월 pp.65~110
한국세무학회

IFRS 도입이 실제 이익조정에 미친 영향*

박종일**

<요 약>

본 연구는 이익조정 측정치 중 실제 이익조정에 초점을 두고, IFRS 의무도입이 실제 이익조정의 변화에 어떤 영향을 미쳤는지를 검증하였다. 선행연구들은 주로 IFRS 도입 전후 재량적 발생액의 변화를 중심으로 살펴보았으며, 국내 연구들은 IFRS 도입 후 재량적 발생액이 감소되었음을 보고하였다(박현영 등 2013 ; 김경태 2014 ; 정재율과 김현숙 2014). 그런데 일부 선행연구들은 새로운 회계기준인 IFRS 도입이 엄격할수록 기업의 재량적 발생액은 감소될 수 있지만, 여전히 이익조정 유인이 높은 기업경영자는 외부에서 잘 식별되지 않고 관찰가능성이 낮은, 또한 외부감사인이나 규제기관의 감시·감독이나 규제대상이 아닌 실제 이익조정 활동으로 전환될 것이라는 주장이 제기되어 왔다(Ipino and Parbonetti 2011 ; Doukakis 2014 ; 박상애 등 2011). 따라서 본 연구는 이와 관련해서 국내의 경우 IFRS 의무도입이 경영자의 실제 이익조정에는 어떤 영향을 미쳤는지와 관련한 실증적 의문을 중심으로 살펴보았다. 이를 위해 본 연구는 IFRS 도입 전후의 각 3년간(2008년부터 2013년까지) 자료를 이용하고, 금융업을 제외한 유가증권상장 및 코스닥상장기업을 대상으로 최종표본 6,759개 기업/연 자료를 분석하였다.

연구결과는 다음과 같다. 첫째, IFRS 도입 후에 실제 이익조정의 절대값은 도입 전과 비교하여 유의하게 감소된 결과로 나타났다. 또한 실제 이익조정이 양(+)과 음(-)인 표본으로 나누어 살펴본 결과 모두 IFRS 도입 전과 비교해 도입 후에는 실제 이익조정 수준이 유의하게 감소된 결과로 나타났다. 둘째, IFRS 도입 전과 비교하여 도입 후 재량적 발생액과 실제 이익조정 간에 대체관계가 나타나는지를 분석한 결과에 따르면, 선행연구들의 주장과 달리, 국내 상장기업들의 경우에는 두 변수 간에 대체관계를 보이지 않았다. 오히려 추가분석 결과에 따르면, 실제 이익조정의 결과와 마찬가지로 재량적 발생액의 절대값, 그리고 재량적 발생액이 양(+)과 음(-)인 표본 모두 IFRS 도입 전과 비교해 도입 후에 유의하게 감소된 결과로 나타났다. 마지막으로, 실제 이익조정의 유인이 강한 기업들(예로, 적자회피 구간, 유상증자, 장단기 차입금의 증가, 기업신용등급이 낮은 경우)은 그렇지 않은 경우와 비교할 때 IFRS 도입 후에 이러한 유인이 감소되는지를 살펴본 결과는 전반적으로 유의성 있는 결과가 관찰되지는 않았다.

* 본 연구는 이 논문은 2014년 정부(교육부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임 (NRF-2013S1A5A2A01015379).

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

논문접수일 2015년 3월 25일 1차수정일 2015년 8월 24일 게재확정일 2015년 9월 21일

이상의 결과를 종합하면, IFRS 도입 후가 도입 전과 비교해서 국내 상장기업들의 재량적 발생액 뿐만 아니라 실제 이익조정 모두 유의하게 감소되는 결과를 보여 IFRS 이후 이익의 질이 보다 개선된 것으로 나타났다. 특히, 본 연구결과는 양(+)과 음(-)의 실제 이익조정뿐 아니라 양(+)과 음(-)의 재량적 발생액 수준 모두 감소된 결과가 관찰되어 전반적으로 IFRS 의무도입은 국내의 상장기업들의 이익의 질 개선에 효과성이 있음을 보여주고 있다는데 의미가 있다. 한편, 이전 연구들은 실제 이익조정에 절대값을 취하거나 또는 양(+)과 음(-)의 실제 이익조정 변화, 그리고 부호가 있는 측정치 간의 비교에 대해서 구체적으로 다루지 않았고, 또한 연구결과도 혼재된(mixed) 증거를 보고하였다. 따라서 본 연구의 실증적 증거는 관련연구에 대하여 추가적인 정보를 제공할 것으로 기대된다. 아울러, 본 연구결과는 국내에서 IFRS 의무도입이 회계의 질 변화에 보다 긍정적인 효과성이 있는지에 관심을 가진 학계뿐 아니라 회계기준제정기관이나 규제당국에게도 종전 K-GAAP와 비교하여 2011년도 모든 상장기업에 적용된 K-IFRS 의무도입이 이익의 질 개선 측면에서 그 실효성이 발휘되고 있다는 실증적 증거를 보여주었다는 점에서 유익한 시사점을 제공할 것으로 예상된다.

〈주제어〉 한국채택국제회계기준, 실제 이익조정, 재량적 발생액, 대체관계, 실제 이익조정 원인

I. 서론

우리나라에서는 2011년도부터 모든 상장기업에 대해 한국채택국제회계기준(International Financial Reporting Standards ; 이하 IFRS)을 의무적으로 도입하는 정책을 시행한 바 있다. 이를 통해 정부는 회계기준의 국제적 정합성을 향상시키고, 자본시장에서 회계투명성 및 회계정보의 국가간 비교가능성을 제고시켜 해외 자본조달에 따른 국내 자본시장의 유동성 확보를 위한 취지에서 새로운 국제회계기준인 IFRS를 도입하였다. 이러한 측면에서 본다면, 학계와 실무계, 그리고 회계기준제정기관이나 규제기관 등에서는 우리나라에서 IFRS 의무도입이 불과 몇 년 되지는 않았지만, 그 제도적 정착여부와 관련해서 종전 기업회계기준(이하 K-GAAP)과 비교할 때 경영자의 기회주의적 이익조정 행위를 감소시키는데 있어 실효성이 있는지에 관한 사회적 관심을 가질 수밖에 없다.

한 국가에서 전반적인 회계정보의 질을 변화시키는데 있어 IFRS 도입은 국가마다 다른 효과를 보일 수 있다. 예를 들어, Ball et al.(2003)은 고품질의 회계기준의 도입이 고품질의 회계정보 생산의 필요조건이기는 하나, 충분조건은 아닐 수 있다고 주장한다. 또한 이 연구는 IFRS 도입으로 고품질의 회계정보를 생산하는데 있어 어느 정도의 효과는 있을 수 있겠지만, 회계기준 자체만으로는 한계가 있다고 주장한다. 이러한 맥락에서 Soderstrom and Sun(2007)은 IFRS 도입 전후의 회계정보의 질 변화는 각 국가별로 도입 전 회계기준의 품질 차이에 따라서도 영향을 받는다고 보았다. 그리고 최 관 등(2013)은 IFRS를 다룬 선행연구들의 문헌검토를 한 결과에서 회계의 질은 IFRS의 도입 자체 보다는 기업이 IFRS를 도입하려는 유인뿐만 아니라 도입 국가의

강제적 시행조치, 그리고 법적·제도적 환경에 따른 영향이 크게 작용한다는 것을 보고하였다. 이러한 측면에서 볼 때 경제적, 법적, 제도적 환경이 각기 다르다면 IFRS 도입에 따른 효과성 역시 국가마다 다르게 나타날 수 있고, 또한 종전 회계환경 하에서의 차이도 IFRS 도입 후 이익의 질 변화에 영향을 줄 수 있다. 따라서 해외 연구에서 나타난 IFRS에 따른 효과성여부의 결과보다 국내 자료 분석을 통한 IFRS 도입 전후의 회계의 질 변화가 어떠한지와 관련한 연구결과는 국내 정보이용자들에게는 보다 더 의미 있는 정보와 시사점을 제공해 줄 수 있다.

한편, 국내 선행연구들은 IFRS 도입 전후에서 이익의 질(earnings quality) 변화에 대하여 재량적 발생액(discretionary accruals ; 이하 DA)에 더 초점을 두고 분석이 주로 수행되었다. 이와 달리 실제 이익조정(real earnings management ; 이하 RM)에 대한 사항은 앞서 DA를 주로 분석할 때 부수적으로 살펴보고 논의하는 경향이 있었다. 이와 관련한 선행연구의 결과에 따르면, 김종일과 손호철(2013)을 제외하면 대체로 IFRS 도입 전과 비교하여 도입 후 DA가 감소된다는 결과를 보고한 연구가 많았다(박현영 등 2013 ; 김경태 2014 ; 정재율과 김현숙 2014 ; 전규안 등 2014). 반면, 부수적으로 살펴본 RM의 결과는 혼재된 증거들(mixed evidences)이 나타났다.¹⁾ 예를 들어, 김종일과 손호철(2013) 및 정재율과 김현숙(2014)은 IFRS 도입 전후기간에서 RM의 차이를 발견하지 못하였으며, 배동수와 최수미(2013)는 일부 제한된 결과에서 IFRS 도입 후 RM이 증가된다는 결과를 보고하였고, 전규안 등(2014) 및 차승민 등(2014)은 IFRS 도입 후 RM이 감소됨을 보고하였다. 이와 같이 국내 선행연구의 결과에서 이익의 질 중 재량적 발생액은 IFRS 도입 후 감소된 증거가 많은 반면, 실제 이익조정과 관련해서는 IFRS 도입 전후 이익조정의 변화가 있는지에 관한 증거는 연구마다 다른 증거를 제시하고 있어 아직까지 합의된 결론에는 도달하지 못한 것으로 보인다.

또한 IFRS 도입 전후에서 이익의 질 변화를 살펴본 연구들은 상대적으로 RM²⁾보다는 DA의

- 1) 이를 국내 선행연구들은 대체로 2011년부터 IFRS 도입 후 1년 또는 2년 자료를 이용해 분석된 결과들이다.
- 2) 경영자의 이익조정행위는 자본시장에서 매우 흔한 현상이다. 경영자는 보고이익을 두 가지 상이한 방법으로 관리가능하다. 하나는 경영자가 원하는 목표이익수준에 도달하기 위해 회계기준 내에서 허용되는 회계선택을 이용하여 발생액을 조정하는 방법이고, 다른 하나는 경영활동에 대한 의사결정 시기와 규모를 변화시킴으로써 실물거래 활동을 통해 이익조정을 수행하는 방법이다(Roychowdhury 2006). 최근 연구들에서는 후자를 실물활동을 통한 이익조정 또는 줄여 실제 이익조정(real activities management ; RM)이라고 부르며, 전자를 이에 대비시켜 발생액에 기초한 이익조정(accrual-based earnings management ; AM)이라고 부르는데, 주로 재량적 발생액(DA)을 지칭한다. RM은 DA에 비해 외부에서 더 관찰이 용이하지 않고 감사인이나 규제당국의 감시·감독의 대상도 아니기 때문에 경영자는 진실된 이익(보고전 이익)이 낮을 때 이익목표기준(earnings benchmarks)을 달성하기 위해 당기 보고이익을 증가시키는 방향으로 RM에 대한 이익조정 수단을 이용한다(Graham et al. 2005 ; Roychowdhury 2006). 그러나 DA와 RM 간의 관계를 분석한 과거 국내외 연구들은 DA와 비교해 RM의 경우가 장기간의 미래 기업성과(예로, 미래의 이익, 현금흐름 및 추가수익률)에 더 부정적인 영향을 초래시킬 수 있다는 실증적 증거를 다수 보고하였다(Leggett et al. 2009 ; Cohen and Zarowin 2010 ; 김지홍 등 2009 ; 김진배 등 2009 ; 이화득

변화에 더 초점을 둔 연구가 더 많았기 때문에 IFRS 도입과 RM 간의 관계와 관련한 논의와 이에 대한 실증적 증거는 상대적으로 부족한 실정이다(Ipino and Parbonetti 2011). 한편으로, 앞서 국내 선행연구들의 결과처럼 새로운 국제회계기준의 도입으로 DA가 전반적으로 감소되었다 하더라도, 만약에 IFRS 도입 후 상장기업의 경영자들이 이익조정 수단을 발생액을 통한 이익조정 대신 실제 이익조정 활동을 통해 보고이익을 여전히 상향조정하고 있다면, 이런 경우는 IFRS 도입 후에 전반적으로 이익의 질이 개선되었다고 결론내리기에는 한계가 있게 된다. 왜냐하면 새로운 회계기준의 도입으로 기업의 이익조정활동이 DA에서 RM으로 변경(switch)된 경우라면 DA가 감소되어도 RM의 증가로 전체 이익의 질의 개선 정도는 서로 상쇄될 수 있기 때문이다.³⁾

따라서 본 연구에서는 그동안 상대적으로 연구가 미미했던 IFRS 의무도입이 실제 이익조정 에 미치는 효과를 중심으로 검증하고자 한다. 특히, 본 연구는 이전 관련연구들에서 IFRS 도입과 DA 간의 관계를 논의하고 분석할 때 부수적으로 RM도 병행해 살펴보았던 방법과 달리, IFRS 도입 전후에 RM의 변화와 관련한 보다 확장된 범위의 다양한 분석과 이에 대한 실증적 증거를 제시함으로써 관련연구에 추가적인 공헌(additional contribution)을 제공하고자 한다. 보다 구체적으로는 본 연구에서는 IFRS 도입과 RM 활동의 이익조정 간의 관계를 살펴보는 데 있어 다음의 세 가지 측면을 중심으로 다루었다. 첫째, IFRS 도입 전후에 RM에 변화가 있는지를 먼저 살펴보았다. 이를 분석하는데 있어 본 연구는 IFRS 전후기간에서의 절대값을 취한 RM의 변화를 중심으로 살펴보았고⁴⁾, 이와 더불어 RM 수준이 양(+)인 표본과 음(-)의 표본으로 나

2010 등).

- 3) Gunny(2010)는 기업의 경영자가 DA보다 RM 활동을 보다 선호하는 이유를 다음과 같은 측면에서 찾았다. 첫째, 공격적인 발생액을 통한 이익조정은 차후 규제당국의 엄격한 정밀조사대상이 되거나 잠재적 소송을 유발시킬 수 있다. 둘째, 경영자는 보고이익을 조정하는데 있어 DA만으로는 제한된 유연성(limited flexibility)을 가질 수 있다. 셋째, 발생액을 통한 회계선택은 감사과정에서 외부감사인의 요구를 충족시켜야 할 대상인 반면, 실물거래 활동을 통한 이익조정은 경영자에 의해 관리될 수 있다. 따라서 DA와 달리 RM 활동은 규제당국이나 감사인의 주목을 덜 받기 때문에 경영자는 보고이익을 조정할 때 DA보다 RM을 더 선호하게 될 수 있다. 또한 Graham et al.(2005)은 설문조사를 실시한 결과에서 경영자는 당기 이익목표기준을 충족하기 위해 유지비나 광고비 지출을 지연하거나, 양(+)의 NPV(순현재가치)를 초래하는 프로젝트를 심지어 포기하고 RM 활동을 기꺼이 선택할 수 있다는 응답을 제시하였다. 이러한 점으로 볼 때 엄격한 회계기준의 도입이 경영자의 DA에 영향을 미칠 수 있겠지만, 그렇다고 해서 회계기준이 기업의 RM 활동까지 억제할 수는 없다(Ipino and Parbonetti 2011). 따라서 본 연구는 이러한 선행연구에서의 RM과 관련한 주장과 관점에 기초하고, 또한 그동안 체계적인 분석이 상대적으로 적었던 RM 측면에서 IFRS 도입 전후 이익조정 변화 정도를 RM과 관련한 여러 의문사항을 중심으로 살펴보고자 한다. 나아가 본 연구는 IFRS 도입에 따른 DA와 RM 간의 관계의 변화 및 RM 유인이 높은 기업들이 IFRS 도입으로 RM 수준이 변화되었는지, 그리고 RM뿐 아니라 DA의 변화 정도에 대해서도 살펴본다는 점에서 그동안 선행연구들에서 부수적으로 살펴본 증거와 비교하면 차별성 있는 연구범위의 확장과 더불어 이와 관련된 다양한 실증적 증거를 제공한다.
- 4) 기존 관련 선행연구와 달리, 본 연구에서 절대값을 취한 후 실제 이익조정 측정치를 이용해 IFRS 도입 전후의 효과를 살펴본 이유에 대해서는 「Ⅲ. 1. 연구모형의 설정」부분에서 보다 자세히 다룬다.

누어 살펴보았다. 또한 추가분석에서는 국내 선행연구들에서 주로 측정하는 방법이었던 RM 수준의 변화에 대해서도 분석한 후, 이를 RM에 절대값을 취한 결과와 어떤 차이가 있는지를 비교하여 살펴보았다. 이전 연구들은 IFRS 도입과 이익조정 측정치 간의 관계를 분석할 때 부호가 있는 측정치를 중심으로 살펴보는 경향이 있었기 때문에 절대값을 취한 경우와 부호가 있는 경우 간의 검증결과에 어떤 차이가 있는지와 관련한 논의와 실증적 증거를 비교해 주는 연구는 학계에 잘 알려져 있지 않다. 둘째, 선행연구의 주장처럼 새로운 회계기준의 도입으로 인해 DA와 RM 간에 대체관계가 나타나는지를 구체적으로 살펴보기 위하여 본 연구는 선행연구보다 구체적인 모형설정을 통해 분석을 수행하였다. 이전 국내 연구들에서는 IFRS 도입과 DA 간의 관계나, IFRS 도입과 RM 간의 관계를 각각 분석을 수행한 후 나타난 결과에서 두 변수 간에 대체성(substitution)여부를 논의하고 주장하였다. 이와 달리, 본 연구는 IFRS 도입 전후기간에 대해 DA와 RM 간의 관계를 모형식을 통해 동시에 고려한 후 살펴보았다. 이를 통해 IFRS 도입 후 DA의 감소가 RM의 증가를 수반할 수 있다는 이전 연구들에서의 대체성의 존재여부와 관련한 주장에 대한 실증적 의문사항을 검증하였다. 셋째, 앞서의 두 분석사항의 경우는 IFRS 도입 전후기간의 RM에 대한 총체적인 접근에 따른 분석결과이다. 이와 달리 세 번째 분석에서는 개별기업 수준(firm-level)의 RM 활동과 관련한 유인이 강한 기업들, 즉 RM의 이익조정이 의심되는 기업들(suspected firms)이 IFRS 도입 전후기간에서 RM 수준에는 어떤 변화가 있는지를 중심으로 분석하였다. 이를 통해 본 연구는 IFRS 도입에 따른 개별기업 수준의 RM 유인에 유의한 변화가 있는지를 살펴보았다. 또한 추가분석에서는 IFRS 도입에 의한 이익의 질 변화의 종합적 판단을 위하여 앞서 RM의 분석방법과 같은 방법으로 절대값을 취한 DA, 양(+)과 음(-)의 DA의 변화가 있는지에 대해서도 분석하였다. 이러한 사항은 기존 관련연구들에서 다루어지지 않았던 방법으로써 IFRS 도입 전후기간의 DA의 변화 정도에 대해서도 보다 구체적으로 살펴본 것이다.⁵⁾ 이를 위해 본 연구는 IFRS 도입 전후의 각 3년간인 2008년부터 2013년까지 금융업을 제외한 유가증권상장 및 코스닥상장기업을 대상으로 분석에 이용가능 했던 최종표본 6,759개 기업/연 자료를 분석하였다.

본 연구의 실증결과는 다음과 같다. 첫째, IFRS 도입 후에 RM의 절대값은 도입 전과 비교하여 유의하게 감소된 결과로 나타났다. 또한 RM 수준에 따라 양(+)과 음(-)인 표본으로 나누어 살펴본 결과에 의하면, 양(+)의 RM뿐 아니라 음(-)의 RM 표본 모두 IFRS 도입 전과 비교하면 도입 후 유의하게 감소된 결과로 나타났다. 둘째, DA와 RM 간에 관계에서 IFRS 도입 후 대

5) 국외 선행연구들은 IFRS 도입의 효과성과 관련해서 DA의 변화를 알아볼 때 주로 절대값을 취한 후 분석된 결과를 살펴보았다(Jeanjean and Stolowy 2008 ; Zéghal et al. 2011 ; Ipino and Parbonetti 2011 ; Doukakis 2014 등). 그러나 국내 선행연구들은 대체로 부호가 있는 DA를 중심으로 분석한 후 해당 주제와 관련한 결과를 살펴보는 경향이 더 많았다(김종일과 손호철 2013 ; 박현영 등 2013 ; 정재율과 김현숙 2014 ; 전규안 등 2014). 따라서 본 연구는 국내 관련연구에서 살펴보지 않은 국외 선행연구들의 방법에 따라 IFRS 도입에 따른 DA의 변화에 대해서도 추가로 살펴본다.

체관계가 나타날 것이라는 선행연구들의 주장과 달리, 본 분석결과에 의하면 IFRS 도입 후 두 변수 간의 대체관계는 관찰되지 않았다. 이는 앞서 첫 번째 결과와 같이 IFRS 도입 후 RM이 보다 감소된 결과에 따른 것으로 보인다. 셋째, RM 활동의 유인이 강한 기업들은 그렇지 않은 경우와 비교하여 IFRS 도입 후 이러한 유인이 감소되는지를 살펴본 결과에서는 전반적으로 유의한 관계를 발견할 수 없었다. 이러한 결과는 국외 선행연구인 Doukakis(2014)의 결과와는 일치한다. 마지막으로, 추가분석으로 국내 선행연구들에서 살펴보지 않았던 DA에 대해서도 RM과 같은 방법으로 절대값을 취한 후 분석한 결과에 따르면, IFRS 도입 전보다 도입 후 DA의 절대값은 유의하게 감소된 결과를 보였다. 또한 양(+)의 DA뿐 아니라 음(-)의 DA 표본으로 나누어 살펴본 결과, IFRS 도입 전과 비교하여 도입 후에 양(+)과 음(-)의 DA 표본 모두 유의하게 감소된 결과로 나타났다.

이상의 결과를 종합하면, IFRS 도입 이후 이익의 질의 개선이 재량적 발생액뿐만 아니라 실제 이익조정 모두 유의하게 감소된 결과가 나타나, 전반적으로 IFRS 의무도입은 국내 상장기업들의 이익의 질 개선에 효과성이 있음을 본 연구결과는 보여주었다는데 의미가 있다. 또한 이러한 본 연구의 실증적 증거는 국내의 경우 2011년부터 모든 상장기업들에서 K-IFRS를 의무도입한 것이 종전 K-GAAP과 비교하면 이익의 질 개선 측면에서 그 실효성이 발휘되고 있음을 제시해 주고 있어 상장기업에서의 IFRS 의무도입이 회계의 질 변화에 긍정적인 효과가 있는지에 관심을 가져왔던 학계, 실무계, 회계기준제정기관 및 규제당국에게는 유익한 시사점을 제공해 줄 것으로 기대된다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어, 제Ⅱ장에서는 IFRS 도입 전후 이익의 질을 살펴본 관련 선행연구들을 검토하고, 이를 바탕으로 연구가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 가설을 검증하기 위한 연구모형을 설계하고, 또한 변수의 정의와 측정 및 표본의 선정과정에 대하여 설명한다. 제Ⅳ장에서는 가설에 대한 실증분석 결과를 보고하고, 그 결과를 논의한다. 그리고 제Ⅴ장에서는 본 연구결과를 요약하고, 연구의 시사점과 분석상에 한계를 기술하였다.

Ⅱ. 선행연구의 검토와 가설의 설정

1. 선행연구의 검토

이전 연구들은 IFRS 도입이 이익의 질에 미친 효과와 관련하여 혼재된 증거(mixed evidence)를 제공하고 있다. 유럽(EU) 국가들은 2005년부터 모든 상장기업에서 IFRS 도입이 의무화(mandatory) 되면서, 학계는 유럽 상장기업들을 대상으로 IFRS 도입 후 회계정보의 질에 변화가 있는지를 활발히 연구하였다. 그러나 그 결과 측면에서는 일관된 실증적 증거를 보이고 있지 않

았다.⁶⁾ 예를 들어, Barth et al.(2008)은 IFRS 회계기준이 높은 이익의 질과 관련성이 있다는 아이디어의 관점에 따라 자발적으로 IFRS를 도입한 국가는 그렇지 않은 국가와 비교하여 분석한 결과에서 평균적으로 IFRS를 도입한 기업들은 IFRS를 도입하지 않은 기업들보다 이익의 질이 개선된다는 결과를 보고하였다. 이와 달리 Ahmed et al.(2013)은 IFRS 의무도입 전후의 이익의 질(예로, 이익유연화, 보수주의, 손실 및 이익의 적시성)을 21개국을 대상으로 분석한 결과에서 IFRS 도입 후 이익의 질이 오히려 낮아졌음을 보고하였다.

또한 IFRS 도입 전후 이익의 질을 DA 및 RM으로 측정하여 분석한 연구들의 경우도 이와 유사하게 혼재된 결과를 보고했다. 예를 들어, Jeanjean and Stolowy(2008)는 IFRS를 도입한 영국, 프랑스, 호주 국가를 대상으로 도입 전후의 DA의 변화를 살펴본 결과, IFRS 도입 후 3개국 모두 이익조정이 감소된 결과는 나타나지 않았으며, 영국은 오히려 이익조정이 증가되었음을 보고하였다. 이와 달리, Zéghal et al.(2011)은 프랑스 기업을 대상으로 IAS/IFRS 도입 이후 DA의 절대값이 감소되었는지를 분석한 결과, IAS/IFRS 의무도입은 DA를 감소시키는 것으로 나타났다. Marra et al.(2011)은 이사회 특성(이사회 독립성, 감사위원회가 존재)이 보다 효과적일수록 IFRS 도입 후 비정상 유동발생액의 절대값이 감소된다는 결과를 보고하였다. 또한 Ipino and Parbonetti(2011)는 37개 국가의 2000년-2008년 자료를 이용하여 IFRS 도입 전후 DA의 절대값과 RM 수준에 미친 효과를 분석한 결과, 단지 IFRS 채택시 엄격한 시행강제력이 수반된 국가에서만 IFRS 도입 후 DA의 절대값이 감소되었지만, RM 수준은 오히려 증가되었음을 보고했다. 한편, 이 연구는 기업성과가 크게 감소된 기업들이 발생액을 이용한 이익조정에서 실제 이익조정 활동으로 변경된다는 결과를 제시하였다. 이와 달리, Doukakis(2014)는 유럽의 22개국의 2000년-2010년 자료를 이용해 앞서의 Ipino and Parbonetti(2011)와 유사한 분석을 수행한 결과, IFRS 의무도입이 DA의 절대값 및 RM 수준에 유의한 영향을 미친다는 결과는 발견하지 못하였다. 또한 이 연구는 이익조정 유인이 강한 기업들을 대상으로 IFRS 전후기간을 살펴본 결과에서도 전반적으로 유의한 결과를 관찰하지 못하였다.

한편, 국내 연구들도 2011년도 IFRS 회계기준이 모든 상장기업들에게 의무도입 되면서부터 IFRS 도입 전후 이익의 질 변화를 DA 또는 RM 측면에서 분석하기 시작하였다(박현영 등 2012 ; 김종일과 손호철 2013 ; 배동수와 최수미 2013 ; 정재율과 김현숙 2014 ; 김경태 2014 ; 전규안 등 2014 ; 차승민 등 2014). 예를 들어, 박현영 등(2012)은 2010년-2011년도 자료를 이용하여 IFRS 도입 전후 DA와 감사투입시간에 미친 영향을 연구하였다. 연구결과, IFRS 도입 전보다 후

6) IFRS 도입의 효과를 분석한 초기 연구들은 IFRS를 자발적으로 도입한 기업들을 분석하였다(Barth et al. 2008 ; Hung and Subramanyam 2007 ; Tendeloo and Vanstraelen 2005 ; 최성호 등 2011). 선행연구들은 자발적으로 IFRS를 도입한 기업은 의무도입기업과 그 경제적 유인이 다르다는 주장이 있다(Ahmed et al. 2013 ; Daske et al. 2008 ; Soderstrom and Sun 2007 ; 최 관 등 2013). 또한 본 연구주제는 IFRS 의무도입 이후에 초점이 있으므로, 본 절의 선행연구 검토 부분에서는 IFRS 의무도입 이후 분석이 수행된 연구들을 중심으로 살펴본다.

에 DA 수준은 감소된 결과로 나타났다. 또한 비정상 감사시간이 증가할수록 이익을 증가시키는 방향의 이익조정은 억제되는 것으로 나타났다. 김경태(2014)는 2008년-2012년 자료를 이용하여 IFRS 도입 전후 DA의 절대값에 미치는 영향을 연구하였다. 연구결과는 IFRS 도입 전보다 후에 DA의 절대값이 감소된 것으로 나타났다. 또한 앞서의 효과는 Big 4 감사인보다 non-Big 4 감사인일 때 더 감소된다는 결과를 보고했다. 이와 달리, 김종일과 손호철(2013)은 2007년-2011년도 자료를 이용하여 IFRS 도입 전후 DA 및 RM의 변화를 분석한 결과, IFRS 도입 전보다 후에 DA는 오히려 증가된 결과로 나타났고, RM 수준은 도입 전후 변화가 없었다.

한편, 본 연구와 관련연구로 배동수와 최수미(2013)는 2010년과 2011년 자료를 이용하여 IFRS 도입 전후 RM 수준에 미친 영향을 연구하였다. 연구결과, Roychowdhury(2006)의 세 가지 RM을 합산한 변수는 IFRS 도입 전과 비교해 도입 후에 유의한 변화를 보이지 않았으나, 각 개별 측정치 중 비정상 현금흐름과 비정상 제조원가는 IFRS 도입 후 오히려 증가된 것으로 나타났다. 또한 적자회피 구간의 기업들은 세 가지 RM 중 비정상 제조원가만 IFRS 도입 후 증가된 결과로 나타났다. 하지만 나머지 RM에서는 유의한 결과가 나타나지 않았다. 정재율과 김현숙(2014)은 2008년-2012년 자료를 이용해 IFRS 도입과 적자회피 동기가 이익조정에 미치는 영향을 분석하였다. 이 연구는 DA와 RM의 수준변수를 이용하여 분석하였다. 분석결과, IFRS 도입 전보다 후에 DA는 감소된 결과를, RM은 변화가 없는 것으로 나타났다. 또한 적자회피 동기는 IFRS 도입 후 이익조정과 음(-)의 관계를 예상했으나, 연구결과는 DA 및 RM 모두 적자회피 구간과 유의한 관계를 관찰하지 못하였다. 즉 이 연구는 RM 결과의 경우 앞서 배동수와 최수미(2013)와 사뭇 다른 결과를 제시하고 있다. 또한 전규안 등(2014)은 2009년-2012년 자료를 이용하여 감사시간이 IFRS에 미치는 효과를 분석할 때 DA와 RM을 대상으로 하였다. 연구결과, IFRS 도입 전보다 후에 DA와 RM 수준 모두 감소되었음을 보고하였다. 그리고 차승민 등(2014)은 2009년-2012년 자료를 이용하고 세 가지 RM 측정치를 나누어 살펴본 결과에서 IFRS 도입 전보다 도입 후에 RM의 규모가 전반적으로 감소되었음을 보고했다. 이들 연구의 RM 결과는 앞서 두 선행연구의 결과와는 대조적이다.

앞서의 주제와 달리, 박상애 등(2011)은 국내 자료는 아니지만, 2001년-2008년의 이머징 마켓 자료를 이용해 IFRS 도입 후 경영자의 이익조정 수단이 DA에서 RM으로 변경되는지를 연구하였다. 그런데 이 연구는 두 이익조정 수단 간에 대체관계가 있는지를 살펴볼 때 RM의 경우 비정상 재량적 지출만을 살펴보았다. 분석결과, IFRS 도입 후에 비정상 재량적 지출과 DA의 절대값 간에 유의한 음(-)의 관계가 있음을 보고하였다. 즉 이 연구는 이러한 결과에 기초하여 이머징 마켓의 경우 IFRS의 도입 후 DA에서 RM으로 이익조정 수단이 대체된다는 주장을 하였다.⁷⁾

7) 하지만 박상애 등(2011)은 Roychowdhury(2006)의 나머지 두 가지 RM이나 세 가지 RM 변수를 합산한 결과에 대해서는 살펴보지 않고 있어 이들 경우에도 대체관계가 나타나는지는 알 수 없다.

이상의 IFRS 도입 전후 DA 및 RM의 이익조정에 미친 영향을 살펴본 국내 선행연구의 결과를 중심으로 종합하면, DA는 대체로 IFRS 도입 후에 감소된다는 일치된 결과를 보고한 연구들이 많았다(박현영 등 2013 ; 김경태 2014 ; 정재율과 김현숙 2014 ; 전규안 등 2014). 이와 달리 RM은 IFRS 도입 전후에 미친 효과에서 혼재된 증거들(mixed evidences)이 제시되고 있다. 즉 IFRS 도입 전과 비교해 도입 후에 RM 수준에 변화가 없다는 결과를 보고한 연구(김종일과 손호철 2013 ; 정재율과 김현숙 2014), RM이 오히려 증가했다는 결과를 보고한 연구(배동수와 최수미 2013), 그리고 RM이 감소되었다는 결과를 보고한 연구(전규안 등 2014 ; 차승민 등 2014) 등으로 연구마다 차이를 보이고 있어 아직까지 합의된 결론에는 도달하지 않았다. 그러한 데에는 대부분 선행연구들이 IFRS와 DA 간의 관계를 연구할 때 부수적으로 RM 간의 관계를 살펴보는 경향으로 인해 제한적 범위의 분석만을 살펴보았기 때문으로 보인다.

따라서 본 연구는 RM을 중심으로 IFRS 의무도입이 이익조정에 미친 영향을 살펴보는데 있어 기존 선행연구들보다 더 다양한 측면의 분석을 통해 연구가 부족했던 사항을 보완함으로써 관련연구에 공헌하고자 한다. 또한 추가분석으로, 본 연구는 선행연구에 비해 더 넓은 분석기간(2008년-2013년)을 조사함으로써, 그에 따른 더 큰 표본을 이용하여 IFRS의 도입 전후 전반적으로 RM 활동에 미친 영향과 관련한 실증적 증거를 제공하고자 한다.

2. 가설의 설정

이전 연구들은 IFRS 의무도입 전후에 재량적 발생액(DA)이 어떤 변화가 있는지를 중심으로 분석한 경우가 많았고, 실제 이익조정(RM)의 사항은 주로 DA를 분석하는 과정에서 추가로 살펴본 연구들이 있었다. 이러한 이유 중 하나는 학계의 통상적인 시각이 경영자의 발생액을 이용한 이익조정은 그동안 규제당국의 관리감독의 대상으로 여겨져 왔지만, 이와 달리 실물거래 활동을 이용한 이익조정행위에 대해서는 외부감사인 및 감독기관의 규제의 범위 또는 대상이 아닌 것으로 보는 관점이 지배적이었기 때문일 수 있다(Graham et al. 2005 ; Cohen et al. 2008 ; Gunny 2010). 그런 이유에서 IFRS 도입과 RM 간의 관계에 대한 논의는 IFRS 도입이 DA에 미친 효과처럼 직접적인 논의의 대상으로 간주하기보다 IFRS 도입이 DA에 미친 영향 측면에서 효과성이 있을 때 그 과정에서 파생되어 나타난 간접적인 효과로 보는 경향이 있어 왔다(Doukakis 2014). 즉 선행연구들은 Ewert and Wagenhofer(2005), Cohen et al.(2008) 및 Zang(2012)의 주장과 결과를 바탕으로 기업들이 엄격한 회계기준이나 발생액을 통한 이익조정이 제한될 때 이익조정의 유인이 높은 경영자는 실물거래활동을 통한 이익조정을 증가시킬 것으로 보는 관점을 취해 왔다.⁸⁾ 따라서 이전 연구들은 IFRS가 회계정보의 질을 개선시키는 효과성을

8) 이는 만일 기업의 경영자가 발생액에 기초한 이익조정에 제한이 없을 때는 RM 수단을 이용할 가능성이 상대적으로 높지 않을 수도 있음을 의미한다. 왜냐하면 앞서 전술한 것처럼 국내외 선행연구들에서는

가지고 있어 발생액을 통한 이익조정이 제한될 때 기업의 DA는 감소되겠지만, 여전히 이익조정
의 유인이 높은 기업은 이익조정 수단을 DA에서 RM 활동으로 변경할 것이라는 관점에 따라
IFRS 도입과 RM 간의 간접적 파급효과 측면의 논의가 이루어졌다. 이러한 측면 때문에 IFRS
도입이 기업의 발생액을 통한 이익조정에 영향을 미칠 수 있다는 논의와 관련해서는 보다 직접
적인 주장이 이루어졌지만,⁹⁾ IFRS 도입이 경영자의 실제 이익조정의 변화에 어떤 영향을 미칠
수 있는지에 관한 논의는 상대적으로 덜 명확하거나 제한된 설명으로 다루어졌고, 또한 이와 관
련한 실증적 증거 역시 부족한 편이었다(Ipino and Parbonetti 2011).

전술한 바와 같이 2005년 IFRS가 먼저 도입된 유럽 국가들을 대상으로 IFRS 도입과 DA와의
관계를 살펴본 연구들은 혼재된 증거들을 보고한 경우가 많았던 반면에, 국내 상장기업을 대상
으로 분석한 경우 대체로 IFRS 도입 후 DA가 감소된다는 결과를 보고한 연구들이 많았다(박현
영 등 2013 ; 김경태 2014 ; 정재율과 김현숙 2014 ; 전규안 등 2014). 이러한 사항은 국외보다
국내의 경우가 IFRS 도입과 DA 간에 음(-)의 관계로 나타난 것이 보다 명확하다는 측면에서
보면, Ewert and Wagenhofer(2005) 및 Cohen et al.(2008)과 같은 선행연구의 주장처럼 새로운
엄격한 회계기준의 도입은 DA와 RM 간에 대체성이 나타날 소지가 높은 회계환경에 속한다. 그
럼에도 불구하고 국내 선행연구들의 결과에서는 IFRS 도입 전후에 RM에 미친 효과의 경우 혼
재된 증거들이 보고되었다. 예를 들어, IFRS 도입 후 RM의 변화에 미치는 영향을 발견하지 못
한 연구(김종일과 손호철 2013 ; 정재율과 김현숙 2014), 또한 IFRS 도입 후 기업의 RM을 증가
시켰다는 결과를 보고한 연구(배동수와 최수미 2013), 그리고 IFRS 도입 후 DA 및 RM 모두 감
소된다는 결과를 보고한 연구(전규안 등 2014) 등이 있다. 즉 IFRS 도입 후 DA는 감소된다는
결과를 보고한 다수의 연구결과와 비교하면 RM의 경우는 매우 상반된 결과들이 제시되고 있음
을 알 수 있다. 그러한 점에서 IFRS 도입과 DA 간에 음(-)의 관계가 있다는 경우와 달리, IFRS
도입과 RM 간의 관계에 대한 결과는 연구마다 차이를 보여 아직까지 학계에 합의된 결론을 내
리기 어려운 것으로 보인다.

그런데 앞서의 선행연구들은 모두 IFRS 도입과 RM 간의 관계를 분석할 때 RM의 측정에 있
어 절대값을 취한 방법 대신 부호가 있는 측정치를 그대로 이용하여 분석된 결과들이다. 국외
연구들의 경우 DA의 변화에 대한 IFRS 전후효과를 살펴볼 때에는 부호가 있는 측정치 대신 절
대값을 취한 변수를 이용하여 분석하는 것이 일반적이다(Jeanjean and Stolowy 2008 ; Zéghal et
al. 2011 ; Ipino and Parbonetti 2011 ; Doukakis 2014 등). 그러한 이유로는 만일 IFRS 의무도입
의 효과성이 이익의 질에 긍정적(부정적)이라면 DA(또는 RM)의 음(-)에서 양(+) 간의 길이의

DA에 비해 RM 활동을 이용한 보고이익의 상향조정 행위는 장기적으로 미래 기업성과나 경영성과를
보다 더 악화시키는 결과를 초래한다는 결과를 보고한 바 있기 때문이다(Leggett et al. 2009 ; Cohen and
Zarowin 2010 ; 김지홍 등 2009 ; 김진배 등 2009 등).

9) IFRS 도입이 회계의 질을 향상시킬 수 있다는 주장과 저하시킬 수 있다는 주장에 대해 잘 정리된 논의
는 지면상 최 관 등(2013)을 참고하기 바란다.

크기(magnitude)인 변동폭이 IFRS 도입시점을 기준으로 도입 전과 비교해 도입 후에 평균적으로 더 감소(증가)했는지를 파악하기 위함이다. 하지만 부호가 있는 DA(또는 RM) 변수는 각 연도별 모두 추정치의 전체 평균이 영(0)에 수렴되는 값을 가지게 되므로, 앞서 절대값을 취한 변수와 달리, 부호(signed)가 있는 DA(또는 RM) 변수를 이용하면 각 IFRS 도입 전뿐만 아니라 도입 후 모두 DA(또는 RM)는 영(0)의 평균값이 서로 비교되어 이를 통한 유의한 차이(significant difference)가 있는지를 살펴보는 것은 한계가 있을 수 있다. 왜냐하면 RM과 DA는 추정과정이 수반되므로, 추정시에 OLS의 가정에 따라 비정상 측정치로 이용되는 잔차항(ϵ) 값의 전체 평균값은 각 연도별로 기계적으로 영(0)에 수렴하게 되고, 따라서 IFRS 도입 전의 RM 또는 DA의 평균값 모두 영(0)이고, IFRS 도입 후의 각 변수의 평균값도 영(0)이므로, 부호가 있는 RM이나 DA 측정방법으로 IFRS 전후로 비교하면 두 기간 간에 유의한 차이가 나타나지 않을 수 있기 때문이다.¹⁰⁾ 이러한 측면에도 불구하고 앞서의 국내 선행연구들에서는 이를 고려하기 보다는 부호가 있는 DA(또는 RM) 측정치를 이용한 경우를 주로 살펴보았다. 이러한 맥락에서 본다면, 절대값을 취한 RM의 크기가 IFRS 도입 전후기간에서 어떤 변화가 있는지에 관한 실증적 증거는 학계에 미약한 실정이다.

따라서 본 연구는 RM에 절대값을 취한 변수를 이용하여 IFRS 도입 전후기간에서 유의한 RM의 변화가 있었는지를 검증하고자 한다. 즉 본 연구에서 절대값을 취한 RM으로 분석하는 방법은 IFRS 도입효과를 살펴볼 때 절대값을 취한 DA에 대해 검증하는 것과 유사한 관점을 내포한다. 이를 알아보는데 있어 본 연구의 가설 1에서는 선행연구들과 같이¹¹⁾ 해당 가설을 다음의 귀무가설(null hypothesis)의 형태로 설정한 후 이를 살펴보려고 한다. 한편, 만약 절대값을 취한 RM 변수에서 IFRS 도입 전과 비교해 도입 후에 RM이 평균적으로 감소(또는 증가)되는 결과가 관찰된다면 이러한 결과가 RM이 양(+)과 음(-)의 집단 중 주로 어느 경우에서 나타난 것인지에 대한 사항은 절대값을 취한 변수만으로는 이를 파악하는데 한계가 있다. 이러한 점에서 본 연구는 절대값을 취한 RM이 IFRS 도입 전후기간에서 유의한 변화가 있다면 이러한 사항이 RM이 양(+)과 음(-)의 표본 중 주로 어떤 경우에서 발생되는지를 보다 구체적으로 알아보기 위해 다음의 두 가지 보조가설[H1-1, H1-2]을 설정한 후 이를 살펴보려고 한다.

가설 1 : IFRS 도입 전후 기업의 실제 이익조정은 변화가 없을 것이다.

[보조가설]

H1-1 : IFRS 도입 후 양(+)의 실제 이익조정 수준은 도입 전과 비교하여 차이가 없을 것

10) 이와 관련해서는 논문의 후반인 「IV. 실증분석결과」 중 <표 2> 및 <그림 1> 그리고 <표 4> 및 <표 6> 및 <표 9>를 통해서 보다 구체적으로 살펴보려고 한다.

11) 전술한 바와 같이 IFRS 도입과 RM 간의 관계는 DA와 달리, 두 변수 간의 직접적인 관계에 대한 명확한 이론적 논의가 부족하여 선행연구들도 귀무가설로 가설을 설정한 바 있다(Doukakakis 2014 ; 김종일과 손호철 2013 ; 배동수와 최수미 2013 ; 정재율과 김현숙 2014 ; 전규안 등 2014).

이다.

H1-2 : IFRS 도입 후 음(-)의 실제 이익조정 수준은 도입 전과 비교하여 차이가 없을 것이다.

다음으로, 가설 2에서는 IFRS 도입 후에 DA와 RM 간에 대체관계가 있는지를 살펴보고자 한다. 이전 연구인 박상애 등(2011)은 이머징 마켓 자료를 분석한 결과에서 IFRS 도입 전과 비교하여 도입 후에 DA와 RM 변수 중 하나인 비정상 재량적 지출 간에 대체관계가 있다는 결과를 보고했다. 또한 Ipino and Parbonetti(2011)는 37개 국가의 자료를 이용하여 분석한 결과에서 IFRS 도입 후 DA의 절대값은 감소되었지만, RM 수준은 오히려 증가되었다는 결과를 보고하였다. 이 연구는 이러한 결과에 대해 회계규제기관의 노력에도 불구하고 IFRS 도입 후 DA는 감소되어 이익의 질이 증가되었지만, RM의 증가로 나타나 IFRS 도입의 효과 측면에서 의도하지 않은 결과(unintended consequence)가 있음을 보고했다. 하지만, 국내 자료를 이용하여 IFRS 도입과 DA 또는 RM 간의 관계를 각각 분석한 연구들이 있지만, IFRS 도입 전후 DA와 RM 간에 대체관계가 있는지를 체계적으로 살펴본 연구는 그동안 없었다. 따라서 본 연구에서는 이러한 검증가능한 실증적 의문사항(empirical question)에 대해 국내 자료를 이용하여 알아보하고자 한다. 이를 위해 본 연구의 가설 2에서는 앞서의 국내 선행연구들에서 IFRS 도입 전보다 후에 DA가 감소된다는 결과를 바탕으로, IFRS 도입 후 DA와 RM 간에 대체관계가 있는지 여부를 다음의 대립가설(alternative hypothesis)로 설정한 후 이를 살펴본다.

가설 2 : IFRS 도입 이후 재량적 발생액과 실제 이익조정 간에 대체관계가 나타날 것이다.

마지막으로, 앞서 가설 1의 경우는 IFRS 도입 후 RM의 변화가 있는지에 대한 총체적인 관점에서 접근한 것이다. 그러나 기업에 따라 RM 활동을 수행할 유인이 강한 기업과 그렇지 않은 기업이 있을 수 있다. 따라서 본 연구의 다음 분석에서는 개별기업 수준에서의 RM 활동에 대한 유인을 고려한 후 검증하고자 한다. 즉 기업이 처한 상황에 따라 이익조정 유인이 높은 기업들이면 그렇지 않은 경우에 비해 당기 보고이익을 증가시킬 동기가 더 강하게 작용할 수 있다. 따라서 본 연구는 이러한 이익조정이 의심되는 기업을 모형식에 고려하기 위하여, 네 가지 경우의 변수를 살펴보고자 한다. 이들 변수의 경우는 모두 RM의 이익조정 유인이 높은 경우에 해당된다. 첫째, 이전 연구들에서 RM을 증가시킬 유인이 강한 기업으로 제시된 Burgstahler and Dichev(1997)에서 제안된 방법에 따라 이익수준 분포를 통해 파악되는 적자회피 구간에 놓여 있는 경우이다. Roychdhury(2006)는 적자회피 구간의 기업들은 그렇지 않은 구간의 경우보다 RM을 상향조정한다는 결과를 보고하였다. 둘째, 선행연구들은 유상증자를 실시하는 기업들이면 그렇지 않은 경우보다 RM을 상향조정한다는 실증적 증거를 보고하였다(Cohen and Zarowin 2010 ; 강선아와 전성빈 2010). 셋째, 선행연구에서는 차기 차입금비중이 높은 기업들이면 그렇

지 않은 경우보다 RM을 상향조정하는 것으로 나타났다(최종서과 곽영민 2010). 넷째, 선행연구에서는 기업의 신용등급이 낮은 기업이면 그렇지 않은 경우보다 RM 활동을 증가시키는 것으로 나타났다(박종일 등 2012). 따라서 본 연구는 이상의 적자회피 구간의 기업, 유상증자를 실시한 기업, 차기 차입금비중이 높은 기업, 그리고 기업신용등급이 낮은 기업을 이익조정이 의심되는 기업(suspected firms)으로 보고, 이를 이용하여 IFRS 도입 전과 비교하여 도입 후에 이들 RM에 대한 이익조정 유인이 높은 기업들이 그렇지 않은 경우보다 상대적으로 IFRS 도입으로 인해 RM에 어떤 변화가 있는지를 살펴보고자 한다. 이를 위해 본 연구는 가설 3에 대해 앞서 가설 1과 같이 다음의 귀무가설의 형태로 설정한 후 이를 살펴본다.

가설 3 : IFRS 도입 전후기간에서 이익조정 유인이 높은 기업과 그렇지 않은 경우 간에 실제 이익조정 행위에 차이가 없을 것이다.

III. 연구설계 및 표본의 선정

1. 연구모형의 설정

본 연구의 목적은 상장기업을 대상으로 IFRS 의무도입 후 경영자의 기회주의적 이익조정의 수단인 RM 활동에 어떤 변화가 있는지를 규명하는데 있다. 이를 위해 본 연구는 앞서의 가설별로 검증모형을 달리 설정한 후 분석한다. 구체적인 분석모형은 다음의 소절로 나누어 설명한다.

가. IFRS 도입 전후 실제 이익조정 변동 검증

가설 1에서는 IFRS 도입 전과 비교하여 도입 후 RM에 변동이 있는지를 검증한다. 이를 위하여 본 연구는 다음의 식(1)의 다변량 회귀분석모형을 이용하였다.

$$|RM|_t = \beta_0 + \beta_1 IFRS_t + \beta_2 |DA|_t + \beta_3 SIZE_{t-1} + \beta_4 MTB_{t-1} + \beta_5 NI_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 OWN_t + \beta_8 FOR_t + \beta_9 MKT_t + \sum IND + \varepsilon \quad (1)$$

여기서, $|RM|_t$ = t년도 실제 이익조정의 절대값(Roychowdhury(2006)로 추정함)

관심변수

$IFRS_t$ = t년도 IFRS 도입 이후기간이면 1, 도입 이전기간이면 0

통제변수

$|DA|_t$ = t년도 재량적 발생액의 절대값(Kothari et al.(2005)로 추정함)

$SIZE_{t-1}$ = t-1년도 총자산에 자연로그 값

MTB_{t-1} = t-1년도 자기자본의 장부가치 대비 시장가치 비율

NI_t = t년도 당기순이익/기초총자산

LEV_t = t년도 부채비율(=부채총액/총자산)
 OWN_t = t년도 대주주 지분율(특수관계자 포함)
 FOR_t = t년도 외국인투자자 지분율
 MKT_t = t년도 코스닥상장기업이면 1, 유가증권상장기업이면 0
 ΣIND = t년도 산업별 더미변수
 ε = 잔차항
 편의상 i 기업에 대한 아래첨자는 생략함

식(1)의 종속변수는 RM 측정치로 본 연구에서는 Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 측정하였다. Roychowdhury(2006)는 세 가지 RM 측정치로 비정상 영업현금흐름(이하 ACFO), 비정상 생산원가(APROD), 비정상 재량적 지출(ASGA) 변수를 제안했으며, 본 연구는 이들 세 가지 RM을 단순 합산한 종합적 측정치로 분석한다. 또한 앞서의 포괄적(comprehensive) RM 측정치 외에도 선행연구들과 같이 세 가지 개별적(individual) RM 측정치인 ACFO, APROD, ASGA에 대해서도 병행하여 살펴본다(Cohen et al. 2008 ; Ipinp and Parbonetti 2011 ; Doukakis 2014). 이와 같이 본 연구에서 IFRS 도입이 RM의 이익조정의 변화에 미치는 영향을 분석하는데 있어 포괄적인 RM 측정치의 변화를 포착하는 것 외에도 경영자에 따라서는 보다 선호하는 개별적인 RM 측정치가 있을 수 있으므로, 이와 관련한 개별적인 RM 측정치의 변화가 있는지도 같이 살펴보기 위함이다(Cohen et al. 2008).¹²⁾

한편, 전술한 바와 같이 가설 1은 IFRS 도입 전후 전반적인 RM 정도에 변화가 있는지를 살펴보는 데 목적이 있다. 이는 평균적으로 IFRS 의무도입이 이익의 질에 효과성이 있다면 도입 전보다 도입 후 RM의 크기가 IFRS 도입시점이라는 변곡점을 기준으로 전후기간 사이에 전반적으로 더 감소 혹은 증가되었는지를 통해 파악된다. 따라서 DA에 절대값(absolute value)을 취해 분석

12) Roychowdhury(2006)에서 제안된 세 가지 개별 RM 측정치는 각기 다른 방법의 실물거래활동을 포착하기 위하여 개발된 변수들이다. 예를 들어, 가격할인이나 신용정책의 완화를 통한 매출을 증가시키는 방법은 일시적으로 보고이익을 증가시키지만 현금흐름 수준은 낮아지는 결과를 초래한다. 또한 생산원가를 낮추기 위한 과잉생산을 하면, 매출이 일정하다고 가정할 때 당기 보고이익은 증가될 수 있지만 현금흐름은 낮아지는 결과를 초래한다. 그리고 재량적 지출을 감소시켜 당기 보고이익을 증가시키는 방법은 미래 현금흐름을 낮추는 위험은 있지만, 당기 현금흐름은 증가될 수 있다(Roychowdhury 2006). 따라서 RM을 다룬 연구들은 비정상적인 영업현금흐름의 감소(ACFO), 비정상적인 생산원가의 증가(APROD), 비정상적인 재량적 지출의 감소(ASGA) 등의 현상을 실물거래활동을 통한 경영자의 이익조정행위의 결과로 간주하고 있다. 또한 RM을 다룬 선행연구들의 결과로 볼 때 해당 주제는 다르지만, 검증결과 측면에서 포괄적인 RM 측정치와 개별적인 RM 측정치 간의 검증결과에서도 차이가 있는 결과를 보고한 경우도 있고(Ge and Kim 2014), 또한 개별적인 RM 측정치에서도 유의하게 나타난 변수 간에 차이가 있는 결과를 보고한 경우도 있다(Ipinp and Parbonetti 2011 ; 이명곤 등 2011 ; 전홍민과 차승민 2012 ; 신일항 등 2014). 따라서 본 연구는 선행연구의 방법과 같이 IFRS 도입에 따른 RM의 변화를 분석하는데 있어 포괄적인 RM 측정치 외에도 개별적인 RM의 변화에 대해서도 살펴보고자 하였다.

하는 이유와 같은 맥락에서 본 연구는 RM에 대해 절대값을 취한 후 분석한다.¹³⁾ 또한 RM 수준에 따라 양(+)인 표본과 음(-)인 표본으로 나누어도 각각 살펴본다. 이러한 두 가지 방법을 통해 국내 상장기업들에서 IFRS 의무도입 전의 RM의 전반적인 크기 수준이 도입 후에 감소 혹은 증가되었는지를 살펴보고자 하며, 또한 만일 IFRS 도입 효과로 인해 RM의 변화가 유의적인 차이를 보인다면 이러한 결과가 주로 양(+)의 RM에 따른 것인지, 아니면 음(-)의 RM에 따른 것인지, 그렇지 않고 양(+)과 음(-)의 RM 모두에 기인된 것인지를 보조가설을 통해 보다 구체적으로 살펴본다.¹⁴⁾ 이와 더불어 관련 선행연구들에서는 대체로 부호(signed)가 있는 RM의 측정치를 이용한 경우도 있으므로, 본 연구는 앞서 절대값을 취한 RM의 결과와 비교목적상 같이 살펴본다. 이러한 본 연구의 방법은 이전 연구들에서는 체계적으로 비교하여 분석하지 않았다. 만일 일정 통제변수뿐 아니라 DA까지 통제한 후에도 종속변수 RM에 대해 IFRS 변수가 유의한 음(양)의 값이 보인다면, IFRS 도입 전과 비교하여 도입 후 RM 활동이 감소(증가)된 것을 나타낸다. 그런 경우는 식(1)에서 관심변수(IFRS)의 회귀계수 값(β_1)은 음(양)으로 나타날 것이다. 또한 만일 IFRS 전후기간에서 RM의 변화가 없다면 IFRS 변수의 회귀계수 값(β_1)은 유의하지 않게 나타날 것이다.

식(1)에 고려된 통제변수의 선정은 선행연구의 방법을 따랐다(Roychowdhury 2006 ; 김지홍 등 2008). 먼저 Roychowdhury(2006) 및 김지홍 등(2008)과 같이 기업규모를 통제하기 위해 SIZE, 성장성을 나타내는 MTB, 기업성과를 통제하기 위해 NI 변수를 모형식에 고려하였다. 또한 본 연구는 앞서의 통제변수 외에도 추가로 재무건전성 정도를 나타내는 LEV(부채비율)와 기업의 소유구조를 통제하기 위해 OWN(대주주 지분율) 및 FOR(외국인투자자 지분율), 그리고 시장구분을 위해 MKT 더미변수를 모형식에 포함한 후 분석한다.¹⁵⁾ 그리고 산업간 차이를 통제하기 위하여 산업더미(ΣIND) 변수를 모형식에 고려하였다. 변수의 시점 표시와 구체적인 정의와 측정은 식(1)의 하단에 보고된 사항과 같다.

-
- 13) 본 연구의 가설 1에 대한 연구목적을 달성하기 위하여 RM에 절대값을 취한 후 IFRS 변수와의 관계를 살펴보는 것은 국외 선행연구들에서 DA에 절대값을 취한 후 IFRS 변수와의 관계를 분석하는 것과 같은 맥락이다.
- 14) 한편, 본 연구에서 RM에 대하여 양(+)의 RM과 음(-)의 RM으로 나누어 분석하는 방법은 DA에 절대값을 취한 후 분석한 연구들에서 양(+)의 DA와 음(-)의 DA를 추가로 살펴보는 방법과 같은 맥락이다(Cohen et al. 2008). 즉 RM에 절대값을 취한 후 분석하면 IFRS 도입 전후에서 RM의 변화가 증감되었는지를 알 수 있지만, 이러한 결과가 양(+)의 RM 변화에 따른 것인지, 음(-)의 RM 변화에 따른 것인지를 알 수 없기 때문에, 본 연구는 RM에 따라 양(+)의 RM과 음(-)의 RM 집단으로 나누어 살펴봄으로써 해당 결과를 보다 구체적으로 파악하기 위함이다.
- 15) 통상 논문들에서는 종속변수와 통제변수 간에 기대방향을 고려하여 설명하기도 하지만, 이런 경우는 종속변수로 부호가 있는 RM의 경우일 때 해당된다. 그렇지 않고 본 연구와 같이 절대값을 취한 RM과 설명변수 간의 관계는 기대방향을 예상하는 것이 어려울 수 있기 때문에 이와 관련한 논의는 생략한다. 즉 절대값을 취한 RM과 통제변수 간의 관계는 경험적인 의문사항이다.

나. IFRS 도입 전후 DA와 RM 간의 관계 검증

가설 2에서는 IFRS 도입 전과 비교해 도입 후에 들어 RM과 DA 간에 대체관계가 나타나는지를 검증하는데 있다. 즉 일부 연구들에서는 IFRS 도입 전후 DA 수준이 감소하면, 오히려 RM 활동은 더 증가할 것이라고 주장한다(Ipino and Parbonetti 2011 ; Doukakis 2014 ; 박상애 등 2011). 이러한 선행연구의 주장이 국내 상장기업들의 경우에서도 IFRS 도입 전후에서 실증적인 증거로 관찰되는 현상인지를 살펴보기 위하여 본 연구는 다음의 식(2)의 다변량 회귀분석모형을 이용해 분석한다.

$$\begin{aligned}
 RM_t(or \mid RM \mid)_t = & \beta_0 + \beta_1 IFRS_t + \beta_2 DA_t(or \mid DA \mid)_t + \beta_3 IFRS_t * DA_t(or \mid IFRS_t * \mid DA \mid)_t \\
 & + \beta_4 SIZE_{t-1} + \beta_5 MTB_{t-1} + \beta_6 NI_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 OWN_t + \beta_9 FOR_t \\
 & + \beta_{10} MKT_t + \sum IND + \epsilon
 \end{aligned} \quad (2)$$

여기서, RM_t = t년도 실제 이익조정(Roychowdhury(2006)로 추정함)

DA_t = t년도 재량적 발생액(Kothari et al.(2005)로 추정함)

관심변수

$IFRS_t * DA_t$ = t년도 두 변수의 상호작용효과

기타 변수의 정의는 식(1)과 같음.

식(2)를 이용하여 가설 2를 검증하기 위해서 본 연구는 식(1)의 모형식에 IFRS와 DA(또는 $\mid DA \mid$)의 교차항인 상호작용변수(interactive term)를 추가로 고려한 후 분석한다. 따라서 가설 2의 관심변수는 교차항의 회귀계수 값인 β_3 이다. 그 외 통제변수는 식(1)과 유사한 변수들을 고려하였다. 한편, 앞서와 같이 RM과 마찬가지로 DA의 경우도 비교목적상에 같은 측정방법인 절대값을 취하여 분석한다. 또한 추가분석으로 부호가 있는 RM으로 회귀분석하면 DA도 부호가 있는 변수로 측정하여 분석한다. 그리고 일부 선행연구들은 IFRS 도입 전후 DA와 RM 간에 대체관계가 있는지를 살펴볼 때 DA에 절대값을 취한 변수로, 그러나 RM에는 부호가 있는 변수로 검증한 경우도 있다(Ipino and Parbonetti 2011 ; Doukakis 2014 ; 박상애 등 2011). 따라서 본 연구는 검증결과에 대한 민감도 분석 차원에서 앞서의 경우 모두를 살펴본다. 만일 가설 2가 지지된다면, 즉 일정 통제변수를 통제한 후에도 IFRS 도입 후 $RM(\mid RM \mid)$ 과 $DA(\mid DA \mid)$ 간에 대체관계가 나타난다면 관심변수인 상호작용변수($IFRS * DA(\mid DA \mid)$)의 회귀계수(β_3)는 유의한 음(-)의 값을 가질 것으로 기대된다.

다. RM 이익조정 유인이 높은 기업의 IFRS 도입 전후의 관련성 변화여부 검증

가설 3은 개별기업 수준(firm-level)에서의 RM을 이용할 유인이 높은 기업들이 그렇지 않은 경우와 비교할 때 IFRS 도입 전후 RM에 변화가 있는지를 검증하는데 있다. 이를 위해 본 연구

는 앞서 식(2)의 모형식에 대하여 RM 활동의 이익조정을 이용할 유인(INCENTIVE)과 IFRS 간의 교차항 변수를 추가한 다음의 식(3)의 다변량 회귀분석식을 이용하여 분석한다.

$$\begin{aligned}
 RM_t = & \beta_0 + \beta_1 IFRS_t + \beta_2 DA_t + \beta_3 IFRS_t * DA_t + \beta_4 INCENTIVE_t + \beta_5 INCENTIVE_t * IFRS_t \\
 & + \beta_6 SIZE_{t-1} + \beta_7 MTB_{t-1} + \beta_8 NI_t + \beta_9 LEV_t + \beta_{10} OWN_t + \beta_{11} FOR_t + \beta_{12} MKT_t \\
 & + \sum IND + \varepsilon
 \end{aligned} \quad (3)$$

여기서, *INCENTIVE*

<i>LOSSA_t</i>	=t년도 적자회피 구간의 기업이면 1, 그렇지 않으면 0
<i>SEO_t</i>	=t년도 유상증자를 실시한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0
<i>LOAN_t</i>	=t년도 전기보다 장단기 차입금이 증가한 기업이면 1, 아니면 0
<i>RATING_t</i>	=t년도 기업신용등급이 낮은 등급이면 1, 아니면 0

관심변수

<i>INCENTIVE_t*IFRS_t</i>	=t년도 두 변수의 상호작용효과
<i>LOSSA_t*IFRS_t</i>	=t년도 상호작용변수
<i>SEO_t*IFRS_t</i>	=t년도 상호작용변수
<i>LOAN_t*IFRS_t</i>	=t년도 상호작용변수
<i>RATING_t*IFRS_t</i>	=t년도 상호작용변수
기타 변수의 정의는 식(2)와 같고, 통제변수는 식(1)와 같음.	

또한 식(3)은 앞서 식(1) 및 식(2)의 경우와 달리, RM 및 DA 모두 부호가 있는 변수로 모형식에 고려하였다. 그러한 이유에는 가설 3에 대한 연구목적이 RM을 이용할 유인이 높은 기업을 분석에 고려하기 위한 경우이기 때문이다. 즉 RM 활동의 유인이 높다는 것은 일반적으로 보고 이익의 하향조정보다 상향조정 유인이 더 높다는 것을 의미할 수 있다. 이러한 측면에서 IFRS 도입 전후에 RM 유인이 높은 기업들에서 RM에 변화가 있는지를 살펴보기 위해서는 RM 변수에 부호가 있는 방법이 고려될 필요가 있다.

식(3)의 경우 가설 3과 관련해서 관심변수는 상호작용변수인 *INCENTIVE*IFRS*이다. 여기서 *INCENTIVE*는 선행연구들의 결과에 기초해 RM을 상향조정할 유인이 높은 개별수준의 유인(firm-level incentives)을 고려한 변수이다. 즉 RM의 이익조정이 의심되는 기업(suspect firm)으로서 본 연구는 다음의 네 가지 경우의 변수를 고려하였다. 이를 상호작용변수와 결합하면 *LOSSA*IFRS*, *SEO*IFRS*, *LOAN*IFRS*, *RATING*IFRS* 등이다. 이들 교차항 변수는 선행연구에서 RM 활동을 이용할 유인이 높은 기업들에 해당되며, 이 변수를 이용해 본 연구는 IFRS 도입 전과 비교하여 도입 후 RM에 변화가 있는지를 살펴보고자 한다. 특히, 본 연구는 네 가지 경우의 변수에 대해 공통적으로 RM 활동의 유인이 높은 기업이면 1, 아니면 0인 지시변수(indicator variable)로 측정한 후 이를 모형식에 고려했다.¹⁶⁾ 만일 새로운 국제회계기준의 도입

16) 구체적으로는 첫째, 적자회피 유인이 있는 기업(*LOSSA*)의 경우 선행연구들은 적자회피 구간에 있는

효과가 개별기업 수준에서 RM 유인이 높은 기업들이 그렇지 않은 경우보다 IFRS 도입 후에도 RM을 이용하여 보고이익을 상향조정하는 경향이 높다면 관심변수인 상호작용변수(LOSSA*IFRS, SEO*IFRS, LOAN*IFRS, RATING*IFRS)의 계수값(β_{5-8})은 유의한 양(+)의 값이 나타날 것이다. 반면, RM 유인이 높은 기업들에서 IFRS 도입 전후기간에 RM에 변화가 없다면 관심변수는 유의한 값이 나타나지 않을 것이다. 그렇지 않고 만일 새로운 국제회계기준의 도입 효과가 개별기업 수준의 유인에 비해 전반적으로 크게 작용한다면 관심변수는 유의한 음(-)의 계수값을 보일 것이다. 한편, 이러한 식(3)을 통한 방법은 차이-차이 디자인(differences-in-differences design)이 분석상에 적용되었기 때문에 동시적 사건들에 대한 혼합효과를 통제하는데 있어 보다 효과적일 수 있다(Doukakis 2014).

라. RM 및 AM의 추정모형

본 연구는 식(1)부터 식(3)까지에서 이용된 종속변수인 실제 이익조정(real earnings management; RM)의 측정은 Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 다음과 같이 추정하였다.

$$CFO_t/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1(I/A_{t-1}) + \beta_2(S_t/A_{t-1}) + \beta_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4)$$

$$PROD_t/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2(S_t/A_{t-1}) + \beta_3(\Delta S_t/A_{t-1}) + \beta_4(\Delta S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$SGA_t/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2(S_{t-1}/A_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (6)$$

기업이 그렇지 않은 구간의 경우보다 RM 활동을 이용하여 보고이익을 상향조정한다는 것을 보고한 바 있다(Roychowdhury 2006; 김지홍 등 2008). 본 연구는 선행연구의 방법에 따라 적자회피 구간을 [0 이상~+0.001]로 설정하고 이 적자회피 구간에 속한 기업이면 1, 그렇지 않은 경우는 0인 더미변수로 측정하였다. 둘째, 유상증자를 실시한 기업(SEO)의 경우 선행연구는 유상증자를 실시한 기업들이 그렇지 않은 경우보다 RM 활동을 이용하여 이익을 상향조정할 유인이 높음을 보고하였다(Cohen and Zarowin 2010; 강선아와 전성빈 2010). 본 연구는 해당 연도에 유상증자를 실시한 여부로 SEO 변수를 측정하였다. 즉 SEO는 유상증자를 실시한 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수이다. 셋째, 차입금의 증가(LOAN)의 경우 선행연구에서는 차입금이 증가한 기업이면 RM을 이용하여 이익을 상향조정할 유인이 있음을 보고한 바 있다(최종서와 곽영민 2010). 본 연구는 앞서 선행연구와 같이 LOAN 변수를 전기보다 차입금(장·단기차입금)이 증가된 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수로 측정하였다. 넷째, 기업신용등급이 낮은 기업(RATING)의 경우 선행연구에서는 기업신용등급이 낮은 기업일수록 RM을 상향조정한다는 결과를 보고하였다(박종일 등 2012). 본 연구는 RATING 변수에 대해 전기 기업신용등급이 낮은 기업이면 1, 아니면 0인 더미변수로 측정하였다. 한편, RATING 자료는 선행연구와 같이 NICE신용평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스를 이용하였다(박종일 등 2012). 이 자료는 기업신용등급을 1-10 등급으로 평가하고 있으며, 낮은 등급의 값일수록 신용등급이 높은 특성이 있다. 여기서 신용등급이 낮은 경우는 선행연구와 같이 6점 이상인 기업으로 선정하였다(박종일 등 2012).

여기서, CFO = t년도 영업활동으로 인한 현금흐름
 $PROD$ = t년도 생산원가(=COGS[매출원가]+ $\Delta INV[\Delta$ 재고자산])
 SGA = t년도 재량적 지출, 여기서 SGA 는 김지홍 등(2008)의 측정방법에 따라 측정함¹⁷⁾
 A = t년도 기초총자산
 S = t년도 매출액
 ΔS = t년도 매출액의 변화분
 ε = 잔차항
 편의상 i 기업에 대한 표시를 생략함.

식(4)부터 식(6)까지의 추정절차는 산업-연도별로 구분한 후 횡단면 자료를 이용하여 추정하며,¹⁸⁾ 비정상 측정치는 각 식에서 추정된 개별기업에 대한 잔차항 값(ε_{it})이다. 본 연구는 선행연구와 같이 개별적 RM 측정치를 단순 종합한 RM를 이용해 분석하며(Cohen et al. 2008), 또한 개별적 RM 측정치인 비정상 영업현금흐름(ACFO), 비정상 생산원가(APROD), 비정상 재량적 지출(ASGA)도 병행하여 살펴본다. 그리고 종합적 RM의 경우는 선행연구의 방법과 같이 ACFO와 ASGA에 대해서는 (-1)의 값을 곱한 후 세 가지 변수를 합산하였다. 따라서 본 연구는 해석의 편의상 RM뿐 아니라, ACFO, APROD, ASGA 모두 양(음)의 값이 클수록 RM이 증가(감소)되는 것으로 해석될 수 있다.

또한 식(1)부터 식(3)까지에 포함된 재량적 발생액(discretionary accruals ; DA)의 측정은 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 다음과 같이 추정한다.

$$TA_t/A_{t-1} = \beta_0 + \beta_1(1/A_{t-1}) + \beta_2([\Delta REV_t - \Delta REC_t]/A_{t-1}) + \beta_3(PPE_t/A_{t-1}) + \beta_4ROA_t + \varepsilon_t \quad (7)$$

여기서, TA = t년도 NI(당기순이익)- CFO (영업활동으로 인한 현금흐름)
 A = t년도 기초총자산
 ΔREV = t년도 매출액의 변화분
 ΔREC = t년도 매출채권의 변화분
 PPE = t년도 유형자산(토지와 건설중인 자산은 제외)
 ε = 잔차항
 편의상 i 기업에 대한 표시를 생략함.

식(7)의 추정절차는 앞서 RM과 같은 방법에 따라 추정하며, DA는 식(7)로부터 추정된 개별기업에 대한 잔차항 값(ε_{it})이다.

17) 본 연구는 재량적 지출에 대해 김지홍 등(2008)의 방법에 따라 복리후생비+(일반관리비-세금과공과-감가상각비-임차료비용-보험료)+관관비+(연구비+경상연구개발비+경상개발비)로 판매비와 관리비 항목을 조정하여 측정하였다.

18) 본 연구는 횡단면 패널 자료에 대해서 연도별로 산업별 중분류 기준에 따라 표본이 10개 이상으로 추정하였고, 시장특성이 다른 KOSPI와 KOSDAQ 표본으로 나누어 각각 추정하였다.

2. 표본의 선정

본 연구는 2008년부터 2013년까지 한국거래소에 상장된 유가증권상장 및 코스닥상장기업 중 다음의 조건을 만족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 기업
- (2) 12월 결산기업
- (3) NICE신용평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스로부터 RM 및 DA의 추정에 필요한 자료 및 기타 분석에 필요한 자료가 입수가 가능한 기업
- (4) 상장회사협의회(주)의 TS2000 데이터베이스로부터 지분율 자료가 이용가능한 기업

본 연구는 IFRS 의무도입 전후 3년간(pre-IFRS vs post-IFRS) 유가증권상장 및 코스닥상장 기업 중 금융업을 제외한 전체기업을 대상으로 표본을 구성하였다. 즉 IFRS 도입 전 3년간은 2008년부터 2010년까지를, IFRS 도입 후 3년간은 2011년부터 2013년까지이다. 조건 (1)에서 금융업을 제외시킨 이유는 재무제표의 양식, 계정과목의 성격 등이 일반 제조업과 상이할 수 있으므로, 표본의 비교가능성을 높이기 위함이다. 조건 (2)는 표본의 동질성 측면에서 고려된 사항이고, 조건 (3)과 (4)는 자료원에 대한 사항이다. RM 및 DA의 추정에 이용된 자료 및 기타 재무자료, 그리고 외국인투자자 지분율 자료는 NICE신용평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스로부터 추출하여 분석에 이용하였고, 대주주 지분율 자료에 대해서는 상장회사협의회(주)의 TS2000 데이터베이스로부터 추출해 이용하였다.¹⁹⁾ 한편, 본 연구는 모형식에서 자연로그 값을 취한 변수와 더미변수를 제외한 나머지 연속변수들에 대해서는 각 변수의 상하 1% 내에서 조정(winsorization)한 후 분석하였다. 2008년부터 2013년까지 이상의 조건을 만족시키는 전체표본은 6,759개 기업/연 자료이다. 전체표본에서 KOSPI 표본은 3,040개 기업/연 자료이고, KOSDAQ 표본은 3,719개 기업/연 자료이다.

<표 1>에는 표본의 산업별 분포(Panel A) 및 연도별 분포(Panel B)를 시장별(KOSPI vs KOSDAQ)로 나누어 제시하였다. Panel A에서 산업 분류는 NICE신용평가정보(주)에서 제공되는 대분류 기준에 따라 보고했다. <표 1>의 Panel A를 보면, 표본에 수록된 업종이 다양한 산업에 걸쳐 고루 분포되어 있음을 볼 수 있다. 제조업이 대략 68% 정도로 가장 많고,²⁰⁾ 서비스업이

19) IFRS를 다룬 국내 선행연구들은 IFRS를 조기 도입한 기업을 표본에 포함하여 분석한 연구도 있고(박현영 등 2012 ; 김중일과 손호철 2013 ; 배동수와 최수미 2013 ; 정재율과 김현숙 2014 ; 김경태 2014), 제외한 후 분석한 연구도 있다(전규안 등 2014). 본 연구의 분석결과를 앞서 관련 선행연구의 두 방법에 대해 각각 살펴본 결과, IFRS를 조기 도입한 기업을 포함한 경우와 제외한 경우 간에 질적으로 중요한 차이를 보이지 않는 것으로 나타났다. 따라서 본 연구는 관련 선행연구들과 같이 조기도입기업을 포함한 결과를 중심으로 보고했다. 한편, IFRS의 조기도입기업을 더미변수로 고려한 후 분석된 경우도 본 논문에 보고된 가설과 관련한 주된 결과는 질적으로 유사한 것으로 나타났다.

20) 지면상 별도의 표로 제시하지는 않았지만, KISVALUE의 산업별 중분류 기준에 따라 제조업의 산업별

10% 이상으로 나타났으며, 나머지 산업은 10% 미만이다. Panel B의 연도별 분포의 경우 KOSPI 및 KOSDAQ 표본 모두 표본수가 최근 연도로 갈수록 많고, 또한 KOSPI보다 KOSDAQ의 기업 수가 조금 더 많다.

〈표 1〉 표본의 산업별 및 연도별 분포

Panel A : 표본의 산업별 분포

산 업	전체 표본		KOSPI 표본		KOSDAQ 표본	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
제조업	4,589	67.9%	1,923	67.6%	2,666	68.0%
건설업	240	3.6%	131	4.6%	109	2.8%
도매 및 소매업	528	7.8%	209	7.4%	319	8.1%
서비스업	1,182	17.5%	406	14.3%	776	19.8%
기타	220	3.3%	170	6.0%	50	1.3%
합계	6,759	100%	2,839	100%	3,920	100%

Panel B : IFRS 의무도입 전후기간에서 표본의 시장별 및 연도별 분포

구 분	Pre-IFRS (2008-2010)				Post-IFRS (2011-2013)			
	2008	2009	2010	합계	2011	2012	2013	합계
전체표본	922	684	1,105	3,040	1,195	1,244	1,280	3,719
KOSPI 표본	406	438	461	1,305	497	509	528	1,534
KOSDAQ 표본	516	246	644	1,735	698	735	752	2,185

주) 산업별 구분은 NICE신용평가정보(주)의 KISVALUE에 수록된 업종별 대분류 기준에 따라 분류함.

IV. 실증분석결과

1. 변수의 기술통계 및 IFRS 도입 전후기간에서 변수간 차이검증

<표 2>에는 식(1)부터 식(3)까지의 모형식에 사용된 변수들의 기술통계를 보고하였고, 또한 IFRS 도입 전후(Pre-IFRS vs Post-IFRS)의 변수 간의 평균에 대한 차이검증 결과를 나타내었다.

구성을 확인해 본 결과, 전 업종에 걸쳐 고루 분포된 것으로 나타났다. 이러한 측면에서 본다면, 본 연구의 검증결과는 일반화 가능성이 높을 것으로 예상된다.

〈표 2〉 주요 변수의 기술통계 및 차이검증

Variables	평균			중위수	표준편차	최소값	최대값	차이검증 t 검증
	Pre-IFRS	Post-IFRS	전체 표본					
<i>ACFO</i>	0.074	0.061	0.067	0.049	0.060	0	0.286	-8.491***
<i>APROD</i>	0.097	0.084	0.090	0.061	0.092	0	0.342	-5.377***
<i>ASGA</i>	0.072	0.067	0.069	0.043	0.082	0	0.370	-2.701***
<i>RM</i>	0.193	0.172	0.181	0.126	0.184	0	0.836	-4.694***
<i>DA</i>	0.069	0.055	0.061	0.043	0.058	0	0.270	-9.679***
<i>ACFO</i>	0.003	0.002	0.002	0.003	0.091	-0.256	0.286	0.015
<i>APROD</i>	0.002	0.004	0.004	0.011	0.128	-0.508	0.342	1.018
<i>ASGA</i>	0.005	0.004	0.006	0.020	0.150	-0.698	0.370	-0.359
<i>RM</i>	0.010	0.011	0.009	0.025	0.258	-1.280	0.836	0.651
<i>DA</i>	0.001	0.001	0.001	0.000	0.084	-0.249	0.270	-0.356
<i>SIZE</i> _{t-1}	25.578	25.781	25.690	25.385	1.416	22.211	32.398	5.880***
<i>MTB</i> _{t-1}	1.298	1.364	1.334	0.947	1.206	0.211	6.987	2.219**
<i>NI</i>	0.025	0.016	0.020	0.030	0.112	-0.421	0.411	-3.264***
<i>LEV</i>	0.413	0.410	0.411	0.410	0.203	0.036	0.910	-0.508
<i>OWN</i>	0.410	0.407	0.408	0.400	0.165	0.078	0.805	-0.647
<i>FOR</i>	0.058	0.060	0.059	0.010	0.105	0	0.516	1.015
<i>MKT</i>	0.571	0.588	0.580	1	0.494	0	1	1.391
<i>LOSSA</i>	0.072	0.081	0.077	0	0.267	0	1	1.401
<i>SEO</i>	0.230	0.229	0.229	0	0.421	0	1	-0.024
<i>LOAN</i>	0.401	0.376	0.387	0	0.487	0	1	-2.053
<i>RATING</i>	0.417	0.413	0.415	0	0.493	0	1	-0.389

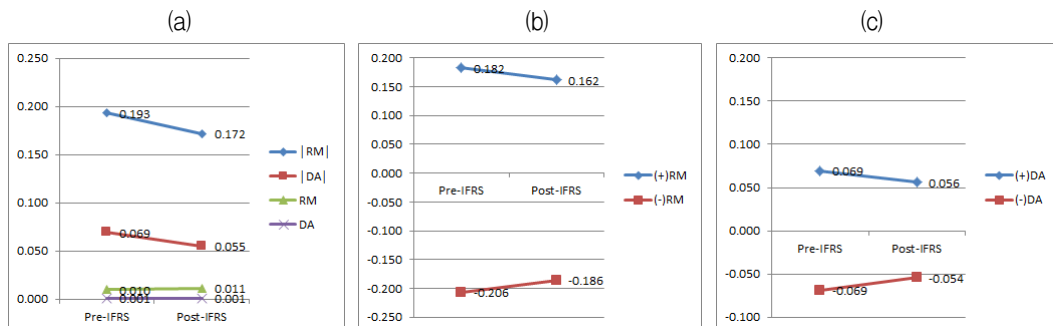
주1) 변수의 정의 : | *ACFO* | = t년도 비정상 영업현금흐름의 절대값 ; | *APROD* | = t년도 비정상 생산원가의 절대값 ; | *ASGA* | = t년도 비정상 재량적 지출의 절대값 ; | *RM* | = t년도 실제 이익조정(= | *ACFO* + *APROD* + *ASGA* |, Roychowdhury(2006)의 방법에 따라 추정함) ; | *DA* | = t년도 재량적 발생액의 절대값(Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 추정함) ; *ACFO* = t년도 비정상 영업현금흐름 ; *APROD* = t년도 비정상 생산원가 ; *ASGA* = t년도 비정상 재량적 지출 ; *RM* = t년도 실제 이익조정(= *ACFO* + *APROD* + *ASGA*) ; *DA* = t년도 재량적 발생액 ; *SIZE* = t년도 전기총자산에 자연로그 값 ; *MTB* = t년도 전기 자기자본의 장부가치 대비 시장가치 비율 ; *NI* = t년도 총자산이익률(= 당기순이익/기초총자산) ; *LEV* = t년도 부채비율(= 부채총액/총자산) ; *OWN* = t년도 대주주 지분율(특수관계자 포함) ; *FOR* = t년도 외국인투자자 지분율 ; *MKT* = t년도 코스닥상장기업이면 1, 유가증권상장기업이면 0 ; *LOSSA* = t년도 적자회피 구간의 기업이면 1, 그렇지 않은 구간이면 0 ; *SEO* = t년도 유상증자를 실시한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0 ; *LOAN* = t년도 전기보다 장단기 차입금이 증가한 기업이면 1, 아니면 0 ; *RATING* = t년도 기업신용등급이 낮은 등급이면 1, 아니면 0임.

주2) 분석기간 2008년도부터 2013년도까지 통합하여 보고함(N=6,759개 기업/연). 여기서 Pre-IFRS 기간은 2008년-2010년으로 표본은 3,040개 기업/연 자료이고, Post-IFRS 기간은 2011년-2013년으로 표본은 3,719개 기업/연 자료임.

<표 2>를 보면, 절대값을 취한 실제 이익조정($|RM|$)의 평균은 0.181이고, 재량적 발생액($|DA|$)의 평균은 0.061이다. 기술통계에 의하면, IFRS 도입 전(Pre-IFRS)의 $|RM|$ 의 평균(0.193)에 비해 도입 후(Post-IFRS)의 평균(0.172)이 1% 수준에서 유의하게 낮고, 또한 도입 전 $|DA|$ 의 평균(0.069)에 비해 도입 후 평균(0.055) 역시 1% 수준에서 유의하게 낮게 나타났다. 이는 IFRS 도입 전보다 도입 후에 와서 전반적으로 경영자의 공격적인 이익조정 수단인 실제 이익조정과 재량적 발생액 모두 감소되었음을 의미한다. 또한 $|RM|$ 의 세 가지 개별적 측정치($|ACFO|$, $|APROD|$, $|ASGA|$)의 경우 모두에서도 앞서와 일치된 결과로 나타났다.

이와 달리, 부호가 있는 RM 및 DA 모두는 IFRS 도입 전과 도입 후 간에 평균은 유의한 차이를 보이지 않았다. 또한 RM의 세 가지 개별적 측정치(ACFO, APROD, ASGA) 모두도 앞서의 경우와 별다른 차이가 없다. 즉 절대값을 취한 변수($|RM|$, $|DA|$)와 달리, 부호가 있는 변수(RM, DA)는 IFRS 도입 전후기간에서 중요한 차이를 보이지 않는 것은 RM과 DA는 추정과정에서 수반되므로, 추정시에 OLS의 가정과 관련이 있을 것으로 보인다. 왜냐하면 식(4)부터 식(7)까지의 추정모형을 이용하여 추정하면 모두 산업-연도별 횡단면적 분석을 통해 추정되기 때문에 비정상 측정치로 이용된 잔차항(ε) 값의 전체 평균이 각 연도별로 기계적으로 영(0)에 근접된 값을 갖게 되므로, IFRS 도입 전의 RM 또는 DA의 평균값이 영(0)이고, IFRS 도입 후의 평균값도 영(0)이므로 이 두 기간의 차이를 분석하면 유의한 차이가 나타나지 않을 수 있기 때문에 이에 따른 결과에 기인한 것으로 보인다. 하지만 앞서의 추정에서 얻어진 잔차항 값에 절대값을 취하면 상대적 크기의 차이는 앞서 부호의 경우와 달리 전체 평균이 영(0)이 아닐 수 있게 되므로, 각 연도별로 차이를 가질 수 있기 때문에 IFRS 도입 전후기간에서의 크기 간 평균 차이가 생길 수 있다. 그 차이는 전술한 바와 같이 RM 및 DA의 크기 모두는 IFRS 의무도입 후가 도입 전보다 평균적으로 유의하게 감소된 형태를 보인다. 이와 관련하여 보다 시각적으로 나타낸 것이 다음의 <그림 1>이다.

<그림 1> IFRS 도입 전후기간에서 RM 및 DA의 변화 추이



<그림 1>에서 (a)를 보면, 부호가 있는 RM 및 DA는 각 산업-연도별 횡단면 추정치의 잔차항 값(ε)의 평균이 이용되기 때문에 Pre-IFRS와 Post-IFRS 기간 모두 각 평균값은 영(0)에 근접된 것을 볼 수 있고, 따라서 IFRS 도입 전이나 후기간 간에 두 변수(RM 및 DA) 모두는 별다른 유의한 차이를 보이고 있지 않고 있다. 이는 부호가 있는 RM과 DA 변수는 IFRS 도입 전과 후에 대한 평균차이는 IFRS 도입 전이나 후 모두 평균이 영(0)의 값을 가지는 특성 때문에 이를 비교하면 그 결과에서 변화를 파악하기에 어려운 구성을 가질 수 있다. 즉 부호가 있는 측정방법으로 분석하면 그림상에서도 변화가 없기 때문에 IFRS 도입 전후기간에서 RM 또는 DA 모두 정비례 또는 반비례의 선형관계를 가지는지에 대해 살펴볼 때 한계가 있다.

이와 달리, 절대값을 취한 $|RM|$ 및 $|DA|$ 변수는 각각 잔차항 값에 절대값을 취했기 때문에 더 이상 영(0)에 근접된 수치 값을 보이지 않게 된다. 예를 들어, IFRS 도입 전후 두 기간 사이에 RM이나 DA에서 변화가 있는 경우라면 부호가 있는 측정방법은 앞서 그림에서 보았듯이 차이가 없게 나타날 가능성이 높지만, 절대값을 취한 측정방법은 Pre-IFRS와 Post-IFRS 기간간의 RM 또는 DA에 대한 이익조정의 크기를 비교하기 때문에 차이가 나타날 수 있다. 따라서 IFRS 도입에 따른 총계적인 관점에서 RM이나 DA의 변화를 살펴볼 때에는 부호가 있는 측정방법 보다는 절대값을 취한 경우가 보다 타당한 방법이 될 것으로 보인다. 왜냐하면 <그림 1>의 (a)에서 볼 수 있듯이, 부호가 있는 RM이나 DA는 IFRS 전후기간에 차이가 없지만, $|RM|$ 과 $|DA|$ 모두는 Pre-IFRS보다 Post-IFRS 기간에서 더 감소된 형태를 보이고 있기 때문이다.

하지만, 절대값을 취한 $|RM|$ 및 $|DA|$ 추정치는 양(+)과 음(-)의 RM(또는 DA) 중 어느 집단에서 더 감소가 된 것인지, 또는 모두 감소된 것인지에 관한 사항은 절대값을 취한 변수로는 알 수 없다. 따라서 이를 살펴보기 위해서는 RM(또는 DA)를 기준으로 양(+)과 음(-)의 표본으로 나누어 파악할 필요가 있다. 이에 대한 결과는 (b) 및 (c)와 같다. 먼저 (b)를 보면, Pre-IFRS 기간에서 양(+)의 RM의 평균(0.182)이 Post-IFRS의 평균(0.162)에 비해 감소했고, 또한 Pre-IFRS 기간에서 음(-)의 RM의 평균(-0.206)이 Post-IFRS의 평균(-0.186)에 비해 역시 음(-)의 값이 감소(즉 양(+))의 방향으로 증가)되었음을 볼 수 있다. 다음으로, (c)의 경우도 앞서 RM의 경우와 마찬가지로 양(+)의 DA 및 음(-)의 DA의 평균 모두가 Pre-IFRS에 비해 Post-IFRS 기간에서 더 감소된 결과를 보이고 있다. 이는 RM과 DA 모두는 IFRS 도입 전보다 도입 후에 들어 양(+)과 음(-)의 이익조정 정도 모두가 감소되었음을 의미한다. 따라서 IFRS 의무도입은 경영자의 기회주의적인 발생액을 통한 이익조정뿐만 아니라 실제 이익조정에 대해서도 이를 억제하는데 있어 전반적으로 효과성이 있음을 시사한다. 이러한 결과는 RM의 부호를 중심으로 살펴보았던 국내 선행연구들의 경우에서는 제공해 주지 못했던 사항이며, 또한 DA의 경우 역시 부호가 있는 변수로 분석된 과거 선행연구들에서도 보여주지 못했던 증거이다. 그러한 점에서 선행연구와 달리, 본 연구에서는 RM 변수를 절대값을 취해 살펴보는 방법과, 또한 RM 수준에 따라 양(+)과 음(-)의 RM으로 나누어 살펴보는 방법, 그리고 부호가 있는 추정치의 결과를 비교하여 검증결과 간의 차이를 보여주면 학계뿐 아니라 IFRS 도입을 추진한 정책당

국에게도 의미 있는 정보를 제공해 줄 것으로 기대된다.

한편, <표 2>에서 통제변수의 결과는 SIZE, MTB, NI 변수만 Pre-IFRS와 Post-IFRS의 두 기간간에 유의한 차이를 보이고 있다. 즉 총자산으로 측정된 기업규모와 자기자본의 장부가치 대비 시장가치는 IFRS 도입 전보다 도입 후에 증가되었지만, 총자산이익률은 반대로 감소된 결과를 보인다.

2. 상관관계 분석

<표 3>에는 주요 변수들의 상관관계 결과를 보고하였다. 지면상 식(1)에 사용된 변수들을 중심으로 나타내었고, 표에 보고된 값은 피어슨 상관관계수이다.

<표 3> 변수 간의 상관관계 결과

Variables	RM	IFRS	DA	SIZE	MTB	NI	LEV	OWN	FOR	MKT
RM	1	-0.057 (0.000)	0.279 (0.000)	0.017 (0.175)	-0.018 (0.139)	-0.002 (0.879)	-0.026 (0.020)	-0.048 (0.000)	-0.002 (0.897)	-0.045 (0.000)
IFRS		1	-0.119 (0.000)	0.071 (0.000)	0.027 (0.026)	-0.040 (0.001)	-0.006 (0.613)	-0.008 (0.517)	0.012 (0.312)	0.017 (0.164)
DA			1	0.009 (0.451)	-0.042 (0.001)	0.037 (0.003)	0.001 (0.944)	-0.100 (0.000)	0.024 (0.051)	-0.054 (0.000)
SIZE				1	-0.075 (0.000)	0.128 (0.000)	0.216 (0.000)	-0.065 (0.000)	0.480 (0.000)	-0.568 (0.000)
MTB					1	0.002 (0.843)	0.038 (0.002)	0.037 (0.002)	0.114 (0.000)	0.142 (0.000)
NI						1	-0.326 (0.000)	0.002 (0.892)	0.187 (0.000)	-0.056 (0.000)
LEV							1	-0.054 (0.000)	-0.086 (0.000)	-0.115 (0.000)
OWN								1	-0.007 (0.547)	0.083 (0.000)
FOR									1	-0.277 (0.000)
MKT										1

주1) 변수의 정의는 <표 2>를 참조. 단, $IFRS_t = t$ 년도 IFRS 도입 후(2011-2013)이면 1, 도입 전(2008-2010)이면 0임.

주2) 표에 보고된 사항은 피어슨 상관관계수임.

주3) 분석기간 2008년도부터 2013년도까지 통합하여 보고함(N=6,759개 기업/연).

주4) 괄호안의 수치는 p 값임(양측검증).

<표 3>을 보면, 관심변수 IFRS는 종속변수인 $|RM|$ 과 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관성을 보이며, $|DA|$ 와도 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관성을 보인다. 이는 IFRS 도입 전보다 도입 후에 실제 이익조정과 재량적 발생액 모두 평균적으로는 감소되었음을 의미한다. 또한 지면상 표에 보고하지는 않았지만, IFRS 변수는 절대값을 취한 $|ACFO|$, $|APROD|$, $|ASGA|$ 에 대해서도 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관성을 가지는 것으로 나타났다.²¹⁾ 이는 앞서 <표 2>의 결과와 일치한다.

$|RM|$ 과 $|DA|$ 간에는 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관성을 보이며, 또한 지면상 보고하지 않았지만 부호가 있는 RM과 DA 간에도 상관성이 0.394로 1% 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보였다. 종속변수와 통제변수 간에는 $|RM|$ 는 LEV, OWN, MKT와 유의한 음(-)의 상관성이 나타났다. 기타 SIZE, MTB, FOR은 종속변수와 유의한 상관성을 보이고 있지 않지만, 이들 변수의 효과는 일정 변수가 통제된 후인 다변량 회귀분석을 통해 확인될 필요가 있다. 통제변수 중 상관성이 높은 변수로는 SIZE와 MKT 간으로 나타나 회귀분석시 다중공선성 문제가 있는지를 살펴볼 필요가 있으며, 이를 제외하면 설명변수 간에 상관성이 높은 변수는 나타나지 않았다.

3. 가설 1 및 보조가설[H1-1, H1-2]에 대한 검증결과

가설 1 및 보조가설 [H1-1, H1-2]에서는 IFRS 도입이 RM의 변화에 영향을 주었는지를 검증하는데 있다. 이를 위하여 본 절에서는 전술한 바와 같이 종속변수에 절대값을 취한 RM(이하 $|RM|$) 및 이와 더불어 전체표본을 다시 양(+)의 RM과 음(-)의 RM으로 나누어 살펴본다. 또한 본 연구에서는 앞서의 분석방법에 따른 결과가 이전 선행연구에서의 방법인 부호가 있는 RM과도 검증결과 측면에서 어떤 차이가 있는지에 대하여 비교목적으로 살펴본다.

가설 1 및 보조가설 H1-1, H1-2를 검증하기 위하여 식(1)의 모형식을 이용한 다변량 회귀분석 결과는 <표 4>와 <표 5>에 각각 보고하였다. 모형 1은 종속변수가 $|RM|$ 인 결과를, 모형 2부터 4까지는 $|RM|$ 의 개별적 추정치에 대한 결과를 보고했다. 회귀분석시 식(1)에 포함된 변수 모두가 고려되었지만, 표의 간결화를 위하여 산업더미(ΣIND)는 보고를 생략한다. 따라서 본 연구결과는 산업별 차이가 통제된 후의 결과이다.

<표 4>의 결과를 먼저 살펴보면, 추정모형식 모두 F 값이 통계적으로 유의성이 나타나 모형설정은 적합성이 있다.²²⁾

21) 구체적으로 IFRS 변수는 $|ACFO|$, $|APROD|$, $|ASGA|$ 와 각각 -0.104, -0.066, -0.033으로 음(-)의 상관성이 나타났다. 반면, 지면상 표에 보고하지는 않았지만, IFRS 변수는 부호가 있는 RM 및 DA와는 각각 상관성(p 값)이 0.008(0.512)과 -0.004(0.717)로 나타나 모두 유의한 값이 관찰되지 않았다.

22) <표 4>에서 모형식에 고려된 설명변수 간에 다중공선성 문제가 있는지를 분산팽창요소(VIF) 값으로 검토해 보았다. 일반적으로 VIF 값이 10 이상이면 검증결과에서 다중공선성 문제가 심각한 것으로 판

〈표 4〉 가설 1에 대한 회귀분석 결과

$$|RM|_t = \alpha_0 + \beta_1 IFRS_t + \beta_2 |DA|_t + \beta_3 SIZE_{t-1} + \beta_4 MTB_{t-1} + \beta_5 NI_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 OWN_t + \beta_8 FOR_t + \beta_9 MKT_t + \sum IND + \varepsilon \quad (1)$$

Panel A : H1 : RM 의 결과					
Variables	Pred. sign	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		RM	ACFO	APROD	ASGA
		Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
Intercept	?	0.032 (0.547)	0.017 (1.145)	0.023 (0.780)	0.033 (0.211)
IFRS	+/-	-0.010 (-2.375**)	-0.003 (-2.798***)	-0.008 (-3.736***)	-0.004 (-2.094**)
DA	+	0.864 (23.090***)	0.706 (74.893***)	0.316 (16.639***)	0.124 (7.120***)
SIZE	-	0.004 (2.015**)	0.001 (0.971)	0.002 (2.028**)	0.001 (1.389)
MTB	-	0.001 (0.580)	-0.000 (-0.618)	0.000 (0.221)	0.001 (0.410)
NI	+	-0.053 (-2.543***)	-0.009 (-1.672*)	-0.020 (-1.846*)	-0.031 (-3.198***)
LEV	+	-0.045 (-3.673***)	-0.001 (-0.193)	-0.018 (-2.854**)	-0.013 (-2.293**)
OWN	+	-0.018 (-1.368)	-0.010 (-3.044***)	-0.016 (-2.323**)	-0.005 (-0.866)
FOR	-	-0.049 (-2.013*)	0.005 (0.815)	-0.023 (-1.809*)	-0.014 (-1.261)
MKT	+	-0.011 (-2.120**)	-0.005 (-3.629***)	-0.006 (-2.178**)	-0.001 (-0.368)
ΣIND	?	Included	Included	Included	Included
F 값		47.465***	460.660***	27.754***	7.184***
Adj. R ²		0.082	0.469	0.049	0.012
표본수		6,759	6,759	6,759	6,759

주1) 변수의 정의는 <표 2> 및 <표 3>의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

단한다. 모형 1의 경우 설명변수 중 VIF 값이 최대값을 보인 변수는 SIZE이고, 그 값은 2.010으로 나타났다. 모형 2부터 4까지 모두는 SIZE 변수에서 VIF 값이 최대값이 2.006으로 나타났다. 이러한 결과로 볼 때 본 검증결과에서 설명변수간의 다중공선성 문제는 심각하지 않은 것으로 판단된다.

또한 모형의 설명력($Adj. R^2$)은 모형 1($|RM|$)에서 8.2%, 모형 2($|ACFO|$)는 46.9%, 모형 3($|APROD|$)과 모형 4($|ASGA|$)는 이보다 낮은 각각 4.9%와 1.2%로 나타났다.

가설 1과 관련한 관심변수 IFRS는 일정 변수를 통제한 후에도 종속변수 $|RM|$ 에 대해 5% 수준에서 유의한 음(-)의 회귀계수 값으로 나타났다. 또한 RM의 세 가지 개별적 측정치로 분석한 경우도 모두 IFRS 변수는 유의한 음(-)의 계수값이 나타나 앞서 $|RM|$ 의 결과와 일치된 결과를 보인다. 이들 결과는 <표 2> 및 <표 3>의 단순 차이검증 및 두 변수 간의 단순 상관성의 결과와도 일치한다. 즉 IFRS 도입 전과 비교해 도입 후에 실제 이익조정의 크기(정도)가 유의하게 감소되었음을 나타낸다. 따라서 가설 1에서 IFRS 도입 전후 실제 이익조정에 차이가 없다는 귀무가설은 기각되었으며, 특히 IFRS 도입 후에 실제 이익조정의 크기는 평균적으로 K-GAAP 체계와 비교해 감소된 결과로 나타났다. 이러한 결과는 차승민 등(2014)의 결과와 대체로 일치한다.²³⁾

기타 통제변수 중 $|DA|$ 는 $|RM|$ 과 유의한 양(+)의 상관성이 나타나 <표 3>과 일치한다. 또한 SIZE는 $|RM|$ 에 대해 추정모형에 따라 차이는 있지만 대체로 양(+)의 관계를, 그리고 NI, LEV, OWN, MKT는 $|RM|$ 에 대해 대체로 음(-)의 관계를 보인다.

한편, 전술한 바와 같이 앞서의 절대값을 취한 분석만으로는 양(+)의 RM과 음(-)의 RM 중 어느 쪽이 감소된 것인지를 파악하기 어렵다. 따라서 본 연구는 전체표본을 부호가 있는 RM 수준을 기준으로 양(+)의 RM과 음(-)의 RM으로 나누어 살펴보았다.

보조가설[H1-1, H1-2]을 검증한 <표 5>의 결과를 보면, Panel A에서 모형 1부터 4까지 관심변수 IFRS는 종속변수(양(+)의 RM)에 대해 유의한 음(-)의 관계를, Panel B에서는 모형 4만 제외하고 모형 1부터 3까지 관심변수 IFRS는 종속변수(음(-)의 RM)에 대해 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 즉 양(+)의 RM과 음(-)의 RM 집단 모두 대체로 IFRS 도입 전과 비교하여 도입 후에 RM 수준의 정도가 더 감소되었음을 나타낸다. 여기서 IFRS 변수와 음(-)의 RM 표본 간에 유의한 양(+)의 관계를 가진다는 것은 선형의 정비례 관계를 가지는 형태를 보인다는 점에서, 앞서 <그림 2>의 (b)에서 살펴보았듯이 IFRS 도입 전보다 도입 후에 음(-)의 RM 수준이 유의하게 감소(즉 양(+)의 방향으로 증가)되었음을 의미한다.²⁴⁾ 따라서 보조가설 H1-1 및 H1-2 모두 기각되었으며, 특히 IFRS 도입 전과 비교해 도입 후에 실제 이익조정의 감소는 양(+)의 RM뿐만 아니라 음(-)의 RM 모두 감소된 결과로 나타났다.

23) 다만, 차승민 등(2014)은 IFRS 전후 2년간 자료를 분석한 결과에서 $|ASGA|$ 의 경우 DA를 통제하면 IFRS 변수는 음(-)의 값이었지만, 통계적으로 유의하지는 않았다. 반면, IFRS 전후 3년간 자료를 이용해 분석한 본 연구결과에서는 $|ASGA|$ 의 경우 DA를 통제한 후에도 IFRS 변수는 유의한 음(-)의 계수값으로 나타나 보다 뚜렷한 결과를 보이고 있다(모형 4). 또한 차승민 등(2014)에서는 종합적 RM의 결과를 살펴보는 않았다. 본 연구결과에 따르면 세 가지 개별 RM을 합산한 측정치 역시 IFRS 도입 전보다 후에 평균이 전반적으로 감소됨을 확인할 수 있다(모형 1).

24) 본 연구에서 음(-)의 RM의 결과는 부호가 있는 RM을 양(+)과 음(-)의 RM으로 나누어 분석했기 때문에 DA에 음(-)의 값이 고려된 경우이다.

〈표 5〉 보조가설 [H1-1, H1-2]의 회귀분석 결과

Panel A : H1-1 : (+) RM의 결과					
Variables	Pred. sign	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		(+)RM	(+)ACFO	(+)APROD	(+)ASGA
		Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
IFRS	+/-	-0.016 (-3.403^{***})	-0.008 (-4.500^{***})	-0.013 (-4.157^{***})	-0.007 (-2.772^{***})
통제변수	?	Included	Included	Included	Included
표본수		3,768	3,474	3,706	4,129
Panel B : H1-2 : (-) RM의 결과					
Variables	Pred. sign	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		(-)RM	(-)ACFO	(-)APROD	(-)ASGA
		Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
IFRS	+/-	0.019 (2.420^{**})	0.008 (5.031^{***})	0.013 (3.353^{***})	0.010 (1.606)
통제변수	?	Included	Included	Included	Included
표본수		2,991	3,285	3,053	2,630

주1) 변수의 정의는 <표 2> 및 <표 3>의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

다음으로, <표 6>에서는 앞서 종속변수에 절대값을 취한 검증결과와 비교목적상 기존 국내 연구들에서 주로 이용된 방법인 부호가 있는 RM 변수를 종속변수로 한 회귀분석 결과를 나타내었다. 표 보고방식은 앞서와 동일하며, 지면상 관심변수를 중심으로 제시했다.

<표 6>의 결과를 보면, 부호가 있는 RM 변수를 종속변수로 하여 회귀분석하면, 모형 1부터 4까지 모두 관심변수인 IFRS는 종속변수 RM에 대해 통계적으로 유의한 계수값이 나타나지 않았다. 이는 <그림 1>의 (a)에서 보았듯이, RM의 추정과정상의 특성에 따라 Pre-IFRS 기간의 전체 평균값과 Post-IFRS 기간의 전체 평균값이 모두 영(0)에 근접된 값을 서로 비교하는 방식이 되므로, 이러한 특성이 반영된 결과로 보인다. 한편으로, 이러한 결과는 부호가 있는 RM으로 분석된 선행연구들에서 김종일과 손호철(2013) 및 정재율과 김현숙(2014)의 결과와는 일치한다. 하지만, 부호가 있는 RM으로 분석되었지만 IFRS 도입 전보다 도입 후에 RM 수준이 오히려 더 증가되었음을 보고한 배동수와 최수미(2013)이나 RM 수준이 감소되었음을 보고한 전규안 등(2014)의 결과와는 상반된 결과이다.

〈표 6〉 가설 1의 추가분석 결과 : 부호가 있는 RM 변수

Variables	Pred. sign	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		<i>RM</i>	<i>ACFO</i>	<i>APROD</i>	<i>ASGA</i>
		Coef. (<i>t</i> -stat.)	Coef. (<i>t</i> -stat.)	Coef. (<i>t</i> -stat.)	Coef. (<i>t</i> -stat.)
<i>IFRS</i>	+/-	0.007 (1.196)	0.000 (0.192)	0.004 (1.434)	0.002 (0.867)
<i>DA</i>	+	1.208 (35.424 ^{***})	0.810 (94.981 ^{***})	0.349 (19.434 ^{***})	0.049 (3.195 ^{***})
통제변수	?	Included	Included	Included	Included
표본수		6,759	6,759	6,759	6,759

주1) 변수의 정의는 <표 2> 및 <표 3>의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 *t*-값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

이상의 회귀분석 결과에서 흥미로운 사실은 <표 4>부터 <표 6>까지 절대값을 취한 RM이나 양(+)의 RM과 음(-)의 RM 표본, 그리고 부호가 있는 RM의 결과들 모두는 <그림 1>의 (a) 및 (b)에서와 같이 Pre-IFRS와 Post-IFRS 기간의 'RM의 변화 추이패턴의 방향'과 일관성 있는 결과를 보이고 있다는 점이다. 또한 <그림 1>에서 (c)의 경우도 다변량 회귀분석 결과와 일관되는 결과가 나타남을 볼 수 있다.

4. 가설 2에 대한 검증결과

본 연구에서 가설 2는 IFRS 도입 전과 비교해 도입 후에 RM과 DA 간에 대체관계가 뚜렷하게 나타나는지를 검증하는데 있다. 선행연구들은 Ewert and Wagenhofer(2005) 및 Cohen et al.(2008)의 논의를 확장시켜 IFRS 도입으로 인해 DA를 이용한 이익조정이 억제될 때 RM 활동을 이용한 이익조정행위는 오히려 더 증가될 것으로 예상한다(Ipino and Parbonetti 2011 ; Doukakis 2014 ; 박상애 2011 ; 배동수와 최수미 2013 ; 정재율과 김현숙 2014). 본 절에서는 가설 2에서 이를 알아보기 위하여 상호작용변수(IFRS*DA)가 고려된 식(2)의 모형식을 이용하여 다변량 회귀분석을 통해 살펴보았다. 이에 대한 결과는 <표 7>에 보고했다. 모형 1은 RM과 DA 모두 절대값을 취한 결과를, 모형 2는 RM과 DA 모두 부호가 있는 변수로 측정된 결과이다. 또한 모형 3은 선행연구의 방법과 비교목적상 선행연구의 방법에 따라 RM은 부호가 있는 변수로, DA는 절대값을 취한 변수로 회귀분석한 결과이다(Cohen et al. 2008 ; Ipinp and Parbonetti 2011 ; Doukakis 2014).²⁵⁾

25) <표 7>의 경우 상호작용변수를 고려하였기 때문에 변수 간 다중공선성 문제가 있는지를 앞서와 같이

〈표 7〉 가설 2에 대한 회귀분석 결과

$$\begin{aligned}
 RM_t(or \mid RM \mid)_t = & \beta_0 + \beta_1 IFRS_t + \beta_2 DA_t(or \mid DA \mid)_t + \beta_3 IFRS_t * DA_t (or \mid IFRS_t * \mid DA \mid)_t \\
 & + \beta_4 SIZE_{t-1} + \beta_5 MTB_{t-1} + \beta_6 NI_t + \beta_7 LEV_t + \beta_8 OWN_t + \beta_9 FOR_t \\
 & + \beta_{10} MKT_t + \Sigma IND + \varepsilon
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

Variables	Pred. sign	모형 1	모형 2	모형 3
		$ RM , DA $	RM, DA	$RM, DA $
		Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
Intercept	?	0.035 (0.611)	0.236 (3.061 ^{***})	0.158 (1.876 [*])
IFRS	+/-	-0.020 (-3.189 ^{***})	0.007 (1.208)	0.014 (1.482)
$ DA $ (or DA)	+	0.789 (15.414 ^{***})	1.232 (28.955 ^{***})	0.218 (2.902 ^{***})
IFRS*DA	-	0.159 (2.140^{**})	-0.048 (-0.956)	-0.096 (-0.879)
SIZE	-	0.004 (2.043 ^{**})	-0.007 (-2.572 ^{***})	-0.005 (-1.622)
MTB	-	0.001 (0.576)	-0.004 (-1.757 [*])	-0.014 (-1.397)
NI	+	-0.054 (-2.561 ^{***})	0.078 (2.769 ^{***})	0.059 (1.926 ^{**})
LEV	+	-0.045 (-3.704 ^{***})	0.011 (0.670)	0.003 (0.153)
OWN	+	-0.017 (-1.323)	-0.025 (-1.432)	-0.014 (-0.745)
FOR	-	-0.050 (-2.028 ^{**})	0.090 (2.730 ^{***})	0.079 (2.215 ^{**})
MKT	+	-0.011 (-2.124 ^{**})	0.014 (1.937 ^{**})	0.014 (1.838 [*])
ΣIND	?	Included	Included	Included
F-value		44.425 ^{***}	92.185 ^{***}	2.864 ^{***}
Adj. R ²		0.083	0.159	0.004
표본수		6,759	6,759	6,759

주1) 변수의 정의는 <표 2> 및 <표 3>의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

VIF 값으로 살펴보았다. 모형 1의 경우 설명변수 중 VIF 값이 최대값을 보인 변수는 IFRS* $|DA|$ 이고, 그 값은 2.799에 불과하였다. 또한 모형 2와 3은 각각 SIZE(2.009)와 IFRS* $|DA|$ (2.799) 변수에서 VIF 값이 가장 높았지만 허용수준 이하로 나타났다. 따라서 <표 7>의 결과의 경우 변수간의 다중공선성 문제는 심각하지 않았다.

<표 7>의 결과를 보면, 먼저 종속변수가 $|RM|$ 이면 IFRS는 유의한 음(-)의 값을, 그러나 종속변수가 RM 이면 IFRS는 유의한 값이 나타나지 않았다. 이러한 결과는 앞서 살펴본 경우와 일치한다. 또한 종속변수가 $|RM|$ 또는 RM 인 경우와 상관없이, $|DA|$ 나 DA 변수는 모두 유의한 양(+)의 계수값으로 나타났다. 이는 평균적으로 RM 과 DA 간에 유의한 양(+)의 상관성이 있음을 의미한다.

관심변수인 $IFRS*DA$ 의 결과는 모형 1의 경우 유의한 양(+)의 계수값을, 그러나 모형 2와 3의 경우에는 음(-)의 값이지만 통계적으로 유의한 수준이 아닌 것으로 나타났다.

즉 상호작용변수($IFRS*DA$)에서 유의한 값을 보인 경우는 모형 1뿐이며, 그 결과 측면에서도 선행연구들(Ipino and Parbonetti 2011 ; Doukakis 2014 ; 박상애 2011 ; 배동수와 최수미 2013 ; 정재율과 김현숙 2014)의 기대와 달리 IFRS 도입 전보다 도입 후 DA 의 크기가 감소되더라도 RM 의 크기가 증가되지는 않는 것으로 나타났다.²⁶⁾ 따라서 IFRS 도입으로 인해 DA 와 RM 간에 대체성의 여부는 관찰되지 않았다.

이상의 연구결과로 볼 때, 국내 상장기업들의 경우는 여러 추정모형 모두 IFRS 도입 후 DA 가 감소한다고 해서 RM 의 증가를 수반한다는 결과는 관찰되지 않음을 알 수 있다. 따라서 가설 2의 경우 선행연구들의 주장처럼 IFRS 도입으로 인해 DA 가 감소될 때 RM 활동은 오히려 증가되는 현상인 두 이익조정 수단 간에 대체관계가 있을 것으로 예상하는 대립가설은 IFRS 전후에서 국내 상장기업들 자료를 이용한 결과에서는 채택되지 않았다.

한편, 이러한 결과는 국외 자료를 이용한 Ipino and Parbonetti(2011) 및 박상애 등(2011)의 연구와는 다른 결과이다. 하지만, 이러한 결과는 IFRS 도입 여부에 상관없이 평균적으로 DA 와 RM 간에는 체계적으로 유의한 양(+)의 상관성이 있음을 보여준다. 즉 DA 를 상향조정하는 기업은 RM 역시 상향조정할 가능성이 높고, 이러한 경우는 역도 성립함을 의미한다.

26) 관심변수와 종속변수 간의 관계를 구체적으로 설명하면 다음과 같다. 모형 1에서 $IFRS*|DA|$ 이 종속변수 $|RM|$ 에 대해 유의한 양(+)의 관계를 보인다는 것은 IFRS 도입 전보다 후에 DA 의 크기가 증가(감소)하면 RM 의 크기도 증가(감소)된다는 결과이다. 즉 앞서의 <표 4>의 모형 1에서 IFRS 변수는 종속변수 $|RM|$ 에 대해 유의한 음(-)의 값을 가진 것처럼 $|DA|$ 의 경우도 IFRS 이후에 절대값을 취한 크기는 같은 방향으로 변화될 가능성이 높음을 보여주는 결과이며, 이와 관련한 추가분석은 후반 <표 9>에서 확인할 수 있다. 하지만 앞서와 달리, 모형 2와 3의 경우는 종속변수에 절대값을 취하지 않은 RM 으로 분석하면 관심변수 $IFRS*DA$ 또는 $IFRS*|DA|$ 와 상관없이 유의한 계수값이 관찰되지 않았다. 이는 앞서 <표 5>에서 종속변수를 부호가 없는 RM 의 측정치로 분석한 결과와 대체로 유사한 특성이 있는 검증결과를 보인다. 즉 앞서 <그림 1>의 (a)에서 살펴본 특성과 관련이 있어 보인다. <그림 1>의 (a)의 경우에서 보았듯이, 절대값을 취해 크기로 측정한 경우와 달리, 부호가 있는 RM (또는 DA)은 IFRS 도입 전이나 후 모두 영(0)에 근접된 평균값이고, 이들 간의 차이는 두 기간에서 <표 2>의 차이검증 결과에서 유의한 차이를 보이지 않았다. 따라서 모형 2와 3에서 유의하지 않게 나타난 이유 중 하나로는 부호가 있는 RM 을 종속변수로 하면 이러한 종속변수가 가지는 분포상 특성 때문에(즉 IFRS 변수가 유의하지 않은 특성이 크게 작용하여) IFRS와 관련한 상호작용변수를 모형식에 고려하더라도 평균의 결과에서는 유의하지 않은 결과가 관찰된 것으로 보인다.

5. 가설 3에 대한 검증결과

앞서 가설 2의 경우는 국내 상장기업을 대상으로 분석하면 IFRS 도입 전후 RM과 DA 간에는 선행연구의 주장과 달리 두 이익조정 수단 간에 대체성 여부는 나타나지 않았다. 즉 이러한 결과는 엄격한 회계기준으로 인해 DA가 감소되더라도 RM으로 이익조정 수단이 변경되지는 않음을 시사한다. 한편, 앞서의 결과들은 IFRS 도입 전후기간에 대한 총체적인 관점의 결과였다. 하지만, 기업에 따라서는 RM 활동에 대한 이익조정 유인이 높은 기업도 있고, 낮은 기업도 있다. 그러나 앞서와 같은 총체적인 측면의 분석들은 이러한 개별수준에서의 사항이 분석상에 고려되지는 않았다. 따라서 가설 3은 이러한 측면을 고려하기 위해 개별기업 수준(firm-level)에서 RM의 유인이 높은 기업들이 그렇지 않은 경우와 비교하여 IFRS 도입 전후 RM에 변화가 있는지를 검증하는데 있다. 이를 위해 본 연구는 Doukakis(2014)의 연구와 유사한 방법을 이용하였다. 즉 식(3)의 모형식에 RM 유인이 높은지 여부를 고려한 INCENTIVE 변수를 포함하고, 이를 IFRS 변수와의 상호작용변수(INCENTIVE*IFRS)로 구성해 다변량 회귀분석을 실시하였다. 그에 대한 결과는 <표 8>과 같다.

〈표 8〉 가설 3에 대한 회귀분석 결과

$$RM_t = \beta_0 + \beta_1 IFRS_t + \beta_2 DA_t + \beta_3 IFRS_t * DA_t + \beta_4 INCENTIVE_t + \beta_5 INCENTIVE_t * IFRS_t + \beta_6 SIZE_{t-1} + \beta_7 MTB_{t-1} + \beta_8 NI_t + \beta_9 LEV_t + \beta_{10} OWN_t + \beta_{11} FOR_t + \beta_{12} MKT_t + \sum IND + \varepsilon \quad (3)$$

Variables	Pred. sign	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		RM	ACFO	APROD	ASGA
		Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
Intercept	?	0.238 (3.073***)	-0.003 (-0.139)	0.102 (2.507***)	0.138 (3.949***)
IFRS	+/-	0.007 (0.732)	0.000 (0.078)	0.006 (1.185)	0.001 (0.195)
DA	+	1.234 (28.978***)	0.841 (79.118***)	0.363 (16.177***)	0.030 (1.573)
IFRS*DA	+/-	-0.005 (-1.134)	-0.062 (-4.920***)	-0.026 (-0.985)	0.040 (1.752*)
LOSSA	+	-0.019 (-1.142)	-0.002 (-0.599)	-0.006 (-0.012)	-0.011 (-1.428)
SEO	+	0.000 (0.010)	-0.002 (-0.599)	-0.001 (-0.128)	0.002 (0.503)
LOAN	+	-0.010 (-1.086)	0.002 (0.914)	-0.003 (-0.539)	-0.009 (-2.278**)
RATING	+	-0.016 (-1.618)	-0.006 (-2.309***)	-0.007 (-1.418)	-0.003 (-0.650)

〈표 8〉 가설 3에 대한 회귀분석 결과 (계속)

Variables	Pred. sign	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		<i>RM</i>	<i>ACFO</i>	<i>APROD</i>	<i>ASGA</i>
		Coef. (<i>t</i> -stat.)	Coef. (<i>t</i> -stat.)	Coef. (<i>t</i> -stat.)	Coef. (<i>t</i> -stat.)
<i>IFRS*LOSSA</i>	+/-	0.014 (0.640)	0.002 (0.421)	0.004 (0.305)	0.008 (0.828)
<i>IFRS*SEO</i>	+/-	-0.004 (-0.272)	-0.000 (-0.075)	0.000 (0.047)	-0.004 (-0.613)
<i>IFRS*LOAN</i>	+/-	0.006 (0.529)	-0.004 (-1.295)	-0.001 (-0.131)	0.011 (2.036**)
<i>IFRS*RATING</i>	+/-	-0.006 (-0.479)	0.004 (1.236)	-0.003 (-0.504)	-0.006 (-1.154)
<i>SIZE</i>	-	-0.008 (-2.623***)	0.001 (1.102)	-0.003 (-2.181**)	-0.005 (-3.510***)
<i>MTB</i>	-	-0.004 (-1.743*)	0.001 (0.153)	-0.003 (-2.034**)	-0.002 (-1.568)
<i>NI</i>	+	0.062 (2.144**)	-0.005 (-0.648)	0.032 (2.075**)	0.035 (2.678**)
<i>LEV</i>	+	0.043 (2.139***)	-0.009 (-1.787*)	0.020 (1.891*)	0.032 (3.510***)
<i>OWN</i>	+	-0.024 (-1.366)	-0.034 (-7.746***)	-0.008 (-0.823)	0.018 (2.213**)
<i>FOR</i>	-	0.082 (2.139**)	-0.005 (-0.639)	0.036 (2.093**)	0.051 (3.398**)
<i>MKT</i>	+	0.014 (1.927**)	0.001 (0.587)	0.006 (1.480)	0.007 (2.211**)
<i>ΣIND</i>	?	Included	Included	Included	Included
<i>F-value</i>		59.118***	417.044***	18.969***	3.978***
<i>Adj. R²</i>		0.159	0.575	0.055	0.010
표본수		6,759	6,759	6,759	6,759

주1) 변수의 정의는 <표 2> 및 <표 3>의 하단과 같음. 단, *IFRS_t*=*t*년도 IFRS 도입 후(2011-2013)이면 1, 도입 전(2008-2010)이면 0; *LOSSA*=*t*년도 적자회피 구간의 기업이면 1, 그렇지 않으면 0; *SEO*=*t*년도 유상증자를 실시한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0; *LOAN*=*t*년도 전기보다 장단기 차입금이 증가한 기업이면 1, 아니면 0; *RATING*=*t*년도 기업신용등급이 낮은 등급이면 1, 아니면 0; *LOSSA*IFRS*=*t*년도 두 변수의 상호작용변수; *SEO*IFRS*=*t*년도 두 변수의 상호작용변수; *LOAN*IFRS*=*t*년도 두 변수의 상호작용변수; *RATING*IFRS*=*t*년도 두 변수의 상호작용변수임.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 *t*-값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

본 연구는 INCENTIVE 변수로 다음의 네 가지 경우를 고려하였다. 즉 적자회피 구간여부(LOSSA), 유상증자의 실시여부(SEO), 차기 차입금의 증가여부(LOAN) 및 기업신용등급이 낮은 지 여부(RATING) 등이다. 이들 각 INCENTIVE 변수는 선행연구들에서 개별기업 차원에서 RM 활동을 이용할 유인이 높은 기업들이며, 본 연구는 지시변수의 형태로 구성하기 위해 이를 1로, 그렇지 않은 경우는 0으로 측정하였다.²⁷⁾ 표 보고방식은 앞서 <표 4>와 동일하다.²⁸⁾

<표 8>의 결과를 보면, LOAN*IFRS를 제외하면 나머지 상호작용변수인 INCENTIVE*IFRS는 추정모형 모두 종속변수 RM에 대해 유의한 계수값이 나타나지 않았다. 이러한 결과는 RM의 유인이 높은 기업들의 경우 그렇지 않은 경우와 비교하여 IFRS 도입 전후에서 RM 수준이 감소 또는 증가되지 않았음을 의미한다. 그런데 이러한 상호작용변수들에서 유의성이 없다는 것은 IFRS 도입 후에 이익조정 유인이 강한 기업들과 그렇지 않은 기업들 간에 별다른 중요한 변화가 없다는 것을 의미하기도 하지만, 한편으로 이러한 유의성이 관찰되지 않은 결과는 RM 유인이 높은 기업에 따른 효과와 새로운 회계기준의 도입에 따른 효과 간에 어느 쪽에서 상대적으로 더 크게 작용했는지와 관련한 구분은 해석상에 어려움이 있을 수 있다. 또한 이익조정이 의심되는 기업과 관련된 변수인 LOSSA, SEO, LOAN, RATING 변수 역시 전반적으로 종속변수(RM)와는 유의한 관련성을 보이지 않았다. 다만, 모형 2에서 RATING과 모형 4에서 LOAN 변수만 기대와 달리 RM과 유의한 음(-)의 관계로 나타나 선행연구들과는 다른 결과를 보였다. 한편, 이러한 전반적인 유의성의 부족은 Doukakis(2014)의 연구결과와는 일치한다. 즉 Doukakis(2014)는 이러한 전반적인 유의성이 부족한 결과를 ‘다소 예비적인 증거(preliminary evidence)’라고 보았다. 따라서 가설 3에서의 귀무가설은 기각되지는 않았다. 그러한 점에서 가설 3에 대한 <표 8>의 결과는 상호작용변수뿐만 아니라, 이익조정이 의심되는 기업들과 RM 간에도 유의한 양(+)의 관련성이 관찰되지 않은 결과로 볼 때, IFRS 의무도입이 RM 유인이 높은 기업들에게 어떤 영향을 미쳤는지에 대해서는 추론이 어려워 보인다.²⁹⁾

27) <표 8>의 결과는 전술한 바와 같이 RM에 절대값을 취하지 않고 부호가 있는 변수로 분석한 결과이다. 한편, 네 가지 INCENTIVE(LOSSA, SEO, LOAN, RATING)*IFRS를 각각 회귀분석한 결과도 <표 8>의 검증결과 질적으로 유사한 차이가 관찰되었다. 또한 지면상 별도의 표로 보고하지 않았지만, Doukakis(2014)의 방법과 같이 RM 활동의 유인이 높은 기업만을 대상으로 분석한 결과도 <표 8>의 결과와 질적으로 유사한 것으로 나타났다.

28) <표 8>에서 변수 간 다중공선성 문제가 있는지를 살펴본 결과, 모형 1부터 4까지 IFRS*RATING 변수에서 VIF 값이 가장 높았으며, 그 값은 모두 3.135로 나타났다. 이러한 결과로 볼 때 <표 8>의 결과는 변수간의 다중공선성 문제가 심각하지 않음을 알 수 있다.

29) 한편으로, 이전 연구들의 결과와 달리, 본 연구결과에서는 RM 유인이 강한 변수들(LOSSA, SEO, LOAN, RATING)과 RM 간에 유의한 양(+)의 관계가 나타나지 않았다. 이는 선행연구들이 주로 분석기간을 Pre-IFRS 기간으로 분석한 반면에, 본 연구는 분석의 특성상 보다 최근연도의 Pre-IFRS 및 Post-IFRS 기간을 선택한 경우에서 두 변수들 간에 유의한 관계를 관찰할 수 없었다. 따라서 후속 연구에서는 선행연구의 분석기간보다 확장 또는 IFRS 이후에서 RM 유인이 높은 기업과 RM 간의 체

한편, <표 8>의 결과에서 가설 2와 관련된 IFRS*DA 변수의 경우 세 가지 RM 측정치를 나누어 살펴본 결과에서 모형 2(ACFO)는 유의한 음(-)의 계수값을, 모형 3(APROD)는 유의하지 않은 계수값을, 모형 4(ASGA)는 유의한 양(+)의 계수값이 나타났다. 앞서 <표 7>에서 모형 2의 경우는 종속변수 RM에 대해 IFRS*DA는 유의한 값이 나타나지는 않았다. 그런데, <표 8>의 경우 분석상에 IFRS*DA 이외에도 다수의 상호작용변수(IFRS*LOSSA, IFRS*SEO, IFRS*LOAN, IFRS*RATING)가 포함되어 있다. 상호작용변수는 변수간의 상관성을 높일 수 있기 때문에 추가로 가설 2와 관련한 이들 상호작용변수를 제외한 후 분석해 보았다. 그 결과에 따르면, 모형 2(ACFO)에서 IFRS*DA의 계수값(t 값)이 0.062(4.920)로 나타났고, 모형 3(APROD)과 모형 4(ASGA)에서는 IFRS*DA의 계수값(t 값)이 각각 -0.026(-0.993), 0.037(1.710)로 나타났다. 즉 모형 2의 경우 다른 상호작용변수를 제외하면 IFRS*DA는 오히려 유의한 양(+)의 결과로 나타났고, 모형 2와 3은 <표 8>의 경우와 대체로 일치된 결과였다. 이러한 결과로 볼 때 가설 2와 관련하여 개별 RM 측정치의 경우도 IFRS 전후기간에 대해 최소한 IFRS 도입 이후 DA가 감소될 때 RM이 증가된다는 결과는 발견되지 않았다.

6. 추가분석 결과

앞서 가설 1의 검증결과에서는 절대값을 취한 RM의 경우 IFRS 도입 전과 비교해 도입 후에 실제 이익조정 크기가 유의하게 감소되었고, 또한 이러한 결과는 양(+)의 RM과 음(-)의 RM 모두에서 감소된 경우에 기인한 것으로 나타났다. 그러나 부호가 있는 RM으로 분석한 결과는 IFRS 도입 전후기간에서 유의한 차이를 보이지 않았다. 그렇다면 IFRS 도입 후에 RM의 감소와 더불어 DA의 감소가 발생했는지를 RM에 절대값을 취한 경우에도 나타나는지를 살펴볼 필요가 있다. 왜냐하면 가설 2의 경우 IFRS 도입 효과를 분석했던 연구들의 일반적인 전제가 되는 사항이 IFRS 도입으로 DA가 감소될 때 RM 활동은 오히려 더 증가될 수 있다는 주장과 이에 대한 논의가 있어 왔기 때문이다(Ipino and Parbonetti 2011 ; Doukakis 2014 ; 박상애 등 2011 ; 김종일과 손호철 2013 ; 배동수와 최수미 2013 ; 정재율과 김현숙 2014 등). 또한 국내 이전 연구들은 국외 연구와 달리, 주로 DA 수준변수를 이용한 결과를 중심으로 살펴보았기 때문에 앞서 RM의 측정방법처럼 절대값을 취한 DA나 양(+)의 DA와 음(-)의 DA 표본으로 나누어 살펴본 실증적 증거는 부족해 보인다. 따라서 본 절에서는 앞서 IFRS 도입과 RM 간을 분석할 때 전제가 되었던 IFRS와 DA 간의 관계를 추가분석(additional analysis)의 일환으로 살펴보고자 한다. 즉 IFRS 도입 전후에 DA의 변화가 있는지를 살펴보고, 이를 분석하는데 있어 본 연구에서는 앞서의 RM에 적용했던 측정방법으로 살펴본다. 이를 위한 모형식은 다음의 식(8)과 같다.

계적인 관련성이 있는지에 대해서 검증해 볼 필요가 있어 보인다.

$$\begin{aligned}
|DA|_t = & \beta_0 + \beta_1 IFRS_t + \beta_2 |RM|_t + \beta_3 SIZE_{t-1} + \beta_4 MTB_{t-1} + \beta_5 CFO_t + \beta_6 LEV_t \\
& + \beta_7 AUD_t + \beta_8 ASW_t + \beta_9 lagTA_{t-1} + \beta_{10} OWN_t + \beta_{11} FOR_t + \beta_{12} MKT_t \\
& + \sum IND + \varepsilon
\end{aligned} \tag{8}$$

여기서, $|DA|_t$ = t년도 재량적 발생액의 절대값(Kothari et al.(2005로 추정함)
 $IFRS_t$ = t년도 IFRS 도입 이후기간이면 1, 도입 이전기간이면 0
 $|RM|_t$ = t년도 실제 이익조정의 절대값(Roychowdhury(2006)로 추정함)
 $SIZE_{t-1}$ = t-1년도 총자산에 자연로그 값
 MTB_{t-1} = t-1년도 자기자본의 장부가치 대비 시장가치 비율
 CFO_t = t년도 영업현금흐름/기초총자산
 AUD_t = t년도 Big 4 감사인이면 1, 아니면 0
 ASW_t = t년도 감사인 교체기업이면 1, 아니면 0
 $lagTA_{t-1}$ = t-1년도 총발생액/전기총자산으로 표준화
 기타 변수의 정의는 식(2)와 같고, 통제변수는 식(1)와 같음.

식(8)의 종속변수는 절대값을 취한 DA이고, 관심변수는 IFRS이다. 식(9)에서 통제변수의 선정은 DA를 종속변수로 분석한 박종일과 곽수근(2007), 박종일과 최 관(2009) 및 김선미와 유승원(2010) 등의 선행연구에 따라 AUD(Big 4 감사인여부), ASW(감사인 교체여부), lagTA(전기 총발생액) 변수를 추가로 포함하였고, 또한 NI 대신 CFO 변수를 모형식에 고려했다. 식(8)을 이용한 회귀분석 결과는 <표 9>에 나타내었다. 앞서의 방법과 같이 모형 1은 종속변수에 절대값을 취한 DA($|DA|$)를, 모형 2와 3은 각각 양(+)의 DA와 음(-)의 DA 표본의 결과를, 또한 국내 선행연구들에서 절대값을 취하지 않고 부호가 있는 DA 변수로 분석한 경우도 검증결과의 비교 목적상 같이 보고하였다.

<표 9>의 결과를 보면, 모형 1에서 관심변수 IFRS는 일정 변수를 통제한 후에도 종속변수 $|DA|$ 에 대해 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 또한 앞서의 절대값을 취한 DA의 결과에 대해서 양(+)과 음(-)의 DA 중 주로 어느 쪽 표본에서 IFRS 도입 후 재량적 발생액이 감소되었는지를 알아보기 위해 DA 수준에 따라 양(+)과 음(-)의 DA 표본으로 나누어 살펴본 결과에 따르면, 모형 2의 관심변수 IFRS는 종속변수인 양(+)의 DA에 대해 유의한 음(-)의 관계를, 모형 3의 관심변수 IFRS는 종속변수인 음(-)의 DA에 대해 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 이러한 결과는 양(+)의 DA와 음(-)의 DA 표본 모두 IFRS 도입 전과 비교할 때 도입 후에 DA 수준이 더 감소되었음을 의미한다. 여기서 IFRS 변수와 음(-)의 DA 표본 간에 유의한 양(+)의 관계를 보이는 것은 앞서 <그림 3>의 (c)에서 보았듯이 선행의 정비례 관계를 띄는 형태이므로, IFRS 도입 전보다 도입 후에 음(-)의 RM 수준이 유의하게 더 감소되었음을 의미한다. 즉 <표 9>의 결과에서 절대값을 취한 DA가 IFRS 도입 후에 감소된 것은 양(+)의 DA뿐 아니라 음(-)의 DA 모두에서 감소되었기 때문에 나타난 결과임을 알 수 있다.

〈표 9〉 추가분석 : IFRS 도입 전후 DA의 변화에 대한 회귀분석 결과

$$|DA|_t = \beta_0 + \beta_1 IFRS_t + \beta_2 |RM|_t + \beta_3 SIZE_{t-1} + \beta_4 MTB_{t-1} + \beta_5 CFO_t + \beta_6 LEV_t + \beta_7 AUD_t + \beta_8 ASW_t + \beta_9 lagTA_{t-1} + \beta_{10} OWN_t + \beta_{11} FOR_t + \beta_{12} MKT_t + \sum IND + \varepsilon \quad (8)$$

Variables	Pred. sign	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
		DA	(+)DA	(-)DA	DA
		Coef. (t-stat)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)	Coef. (t-stat.)
Intercept	?	0.104 (5.652***)	0.094 (3.505***)	-0.147 (-5.727***)	-0.070 (-2.721**)
IFRS	+/-	-0.011 (-8.272***)	-0.012 (-6.328***)	0.013 (6.768***)	-0.002 (-0.816)
/ RM /	+	0.085 (23.007***)	0.073 (17.642***)	0.047 (12.729***)	0.130 (35.321***)
SIZE	-	-0.001 (-2.692***)	-0.000 (-0.210)	0.003 (3.014***)	0.003 (2.576***)
MTB	-	-0.001 (-2.378**)	-0.001 (-0.904)	0.002 (2.313**)	0.001 (1.023)
CFO	+	0.009 (1.253)	-0.004 (-0.379)	-0.013 (-1.413)	-0.014 (-1.476)
LEV	+	0.002 (0.416)	-0.005 (-0.856)	-0.004 (-0.747)	-0.005 (-0.896)
AUD	-	-0.001 (-0.945)	-0.005 (-2.083**)	-0.001 (-0.429)	-0.003 (-1.289)
ASW	+	0.003 (1.838*)	0.001 (0.339)	-0.004 (-1.444)	-0.002 (-0.008)
lagTA	+	0.012 (0.719)	0.008 (0.947)	-0.000 (-0.048)	-0.006 (-0.661)
OWN	+	-0.030 (-7.285***)	-0.025 (-4.159***)	0.036 (6.378***)	0.007 (1.191)
FOR	-	0.021 (2.661***)	0.010 (0.874)	-0.032 (-2.890***)	-0.017 (-1.527)
MKT	+	-0.005 (-2.692***)	-0.007 (-2.965***)	0.004 (1.850*)	-0.002 (-1.040)
ΣIND	?	Included	Included	Included	Included
F-value.		47.426***	26.322***	18.773***	78.787***
Adj. R ²		0.099	0.107	0.078	0.156
표본수		6,737	3,385	3,352	6,737

주1) 변수의 정의는 <표 2> 및 <표 3>의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

따라서 이상의 결과로 볼 때 IFRS 도입 전보다 도입 후에 두 이익조정 수단인 실제 이익조정과 발생액을 통한 이익조정 모두는 총계적인 측면에서는 전반적으로 감소된 결과로 나타났다. 그러나 모형 4에서 부호가 있는 DA로 분석한 결과는 국내 선행연구들의 결과와 달리, IFRS 변수는 DA에 대해 통계적으로 유의한 계수값이 관찰되지 않았다.

여기서 한 가지 흥미로운 발견은 RM의 분석결과와 마찬가지로 DA의 경우도 분석상에 절대값을 취한 경우와 부호가 있는 측정치의 경우들에서 유사한 검증결과가 나타나고 있다는 점이다. 즉 절대값을 취한 후 분석된 RM이나 DA 모두는 IFRS 도입 전보다 후에 이익조정이 감소된 것으로 나타난 반면, 부호가 있는 RM이나 DA 모두는 검증결과 측면에서 앞서 절대값을 취해 분석된 경우와 달리 IFRS 도입 전과 후 기간을 비교하면 별다른 변화가 없는 것으로 나타났다는 점이다. 또한 이러한 다변량 회귀분석 결과는 <그림 1>의 (a), (b) 및 (c)에서 살펴보았던 Pre-IFRS와 Post-IFRS 전후기간에서의 'RM 및 DA의 변화 추이의 방향'과도 일관된 결과를 보이고 있다.

IFRS 도입 전후기간에서 RM이나 DA의 변화를 살펴볼 때 절대값을 취한 변수와 부호가 있는 변수 간의 검증결과상에 차이가 있는 원인 중 하나로는 다음의 사항을 고려해 볼 필요가 있다. 즉 앞서 전술한 바와 같이 부호가 있는 RM이나 DA의 결과는 OLS의 추정과정상 가정에 따른 특성이 반영되어 나타난 결과일 수 있다. 예를 들어, RM과 DA 모두 산업-연도별 횡단면 분석을 통해 추정된 잔차항(ε)의 값이 분석에 이용된다. 그런데 식(4)부터 식(7)까지의 OLS 회귀분석에서는 잔차항(ε)의 전체 기대값이 기계적으로 영(0)에 할당되는 과정을 따르게 되므로, 표본에서 각 연도별 전체 평균값은 영(0)에 수렴하게 된다. 이로 인해 추정에 사용된 표본의 평균값은 이후 연구자가 극단치 조정과정이나 또는 추정표본과 검증표본이 달라지는, 즉 분석표본의 선정 과정에서 누락된 변수들(omitted variables)에 기인하여 추가로 기업이 표본에서 제외되는 과정이 수반되지 않는다면 RM과 DA 모두는 각 연도별로 표본에서의 전체 평균값이 영(0)에 근접하게 된다. 따라서 이러한 OLS 회귀분석시 잔차항(ε)이 가지는 특성 때문에 절대값을 취한 경우가 아니면 부호가 있는 RM과 DA는 Pre-IFRS와 Post-IFRS 두 기간 모두는 평균값인 영(0)을 서로 비교하게 될 수 있다. 따라서 검증결과 측면에서는 유의한 차이가 나타나지 않을 가능성이 높다. 이와 달리 만약 IFRS 도입 전과 후 기간 사이에 RM이나 DA에 변화가 발생된 경우라면 절대값을 취한 변수는 부호로 측정된 변수와 달리, 이익조정의 크기(정도)를 나타내므로, IFRS 전후기간을 비교한 결과에서 RM이나 DA의 크기에 변화가 발생할 수 있다. 이러한 사항은 앞서 살펴본 <표 2>의 IFRS 도입 전과 후 기간에서의 각 RM이나 DA의 차이검증의 결과나 <그림 1>에서도 확인할 수 있다.

이러한 측면에서 본다면 IFRS 도입 전후기간에서 RM 또는 DA의 변화가 있는지를 분석할 경우에는 부호로 측정된 변수 보다는 절대값을 취한 변수로 분석하는 것이 해당 내용을 파악하는데 있어 보다 타당한 접근방법으로 보인다. 그런데 선행연구들은 IFRS 도입 전후에 이익의 질의

변화를 분석할 때 이익조정 측정치(DA 또는 RM)를 종속변수로 이용한 경우 연구들마다 종속변수의 측정방법을 달리하는 경향이 있어 왔다. 예를 들어, 같은 주제를 다룬 연구이지만 국내 연구의 경우 부호가 있는 변수로 분석한 연구(박현영 등 2012 ; 김종일과 손호철 2013 ; 배동수와 최수미 2013 ; 정재율과 김현숙 2014 ; 전규안 등 2014)가 있는가 하면, 절대값을 취한 후 분석한 연구(김경태 2014 ; 차승민 등 2014)도 있다. 또한 국외 연구들의 경우는 종속변수로 DA를 이용할 때 대체로 절대값을 취한 경우를, 종속변수로 RM을 이용할 때에는 부호가 있는 경우로 분석한 연구들이 있다(Ipinp and Parbonetti 2011 ; Doukakis 2014). 하지만 이러한 측정방법의 선택이 검증결과에 영향을 미칠 수 있고, 또한 더 나아가 결과해석상에도 다른 판단을 가져다줄 수 있음을 본 연구결과에서는 보여주고 있다. 따라서 이러한 논의의 사항은 후속연구들에게도 분석상에 유의한 시사점을 제공해 줄 것으로 보인다.

V. 결 론

선행연구들은 주로 IFRS 도입 전후 재량적 발생액(DA)의 변화를 중심으로 살펴보았으며, 국내 연구들의 경우는 대체로 IFRS 도입 후에 DA가 감소되었음을 보고하였다(박현영 등 2013 ; 김경태 2014 ; 정재율과 김현숙 2014 ; 전규안 등 2014). 그런데 일부 선행연구들은 새로운 회계기준인 IFRS 도입이 엄격할수록 기업의 DA는 감소될 수 있지만, 여전히 이익조정 유인이 있는 경영자는 외부에서 잘 식별되지 않고 관찰가능성이 낮은, 또한 감사인이나 규제기관에게 규제대상이 아닌 실제 이익조정(RM) 활동으로 전환될 것이라는 주장이 제기되어 왔다(Ipino and Parbonetti 2011 ; Doukakis 2014 ; 박상애 등 2011). 이런 경우라면 국내 상장기업들에서 IFRS 도입 후 DA가 감소되었더라도, 만일 RM 활동이 종전보다 증가되는 결과를 초래한다면 기업이 보고한 이익의 질 변화에는 별다른 차이를 가져오지 않을 수 있다.

따라서 본 연구에서는 IFRS 의무도입이 기업의 RM의 변화에 어떤 영향을 미쳤는지를 중심으로 분석하였다. 이를 분석하는데 있어, 본 연구는 세 가지 측면을 살펴보았다. 첫째, IFRS 도입 전후에 절대값을 취한 RM에 어떤 변화가 있는지를 살펴보았다. 또한 RM이 양(+)인 표본과 음(-)의 표본으로 나누어 각 변화를 살펴보았다. 둘째, IFRS 도입 후에 DA와 RM 간에 대체관계가 나타나는지를 모형설정을 통해 살펴보았다. 셋째, 앞서의 총계적인 접근의 분석방법과 달리, 개별기업 수준에서의 RM 유인이 강한 기업들이 IFRS 도입 후 이익조정 유인이 감소되었는지를 살펴보았다. 이를 위해 본 연구는 RM은 Roychowdhury(2006)의 방법에 따라, DA는 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 측정하였다. 분석기간은 IFRS 도입 전후의 각 3년간인 2008년부터 2013년까지 자료를 이용하였고, 금융업을 제외한 유가증권상장 및 코스닥상장기업을 대상으로 최종표본 6,759개 기업/연 자료가 분석에 이용되었다.

본 연구의 실증결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 절대값을 취한 RM 변수는 IFRS 도입 전과 비교해 도입 후에 유의하게 감소된 결과로 나타났다. 뿐만 아니라, 양(+)과 음(-)인 RM 표본 모두 IFRS 도입 후에 유의하게 감소된 결과로 나타났다. 둘째, 국내외 선행연구의 주장과 달리, 국내 상장기업을 대상으로 한 결과에서는 IFRS 도입 전후기간에서 두 이익조정 수단인 DA와 RM 간에 대체관계가 나타나지 않았다. 오히려 추가분석의 결과에 따르면, RM의 결과와 마찬가지로 DA의 결과에서도 절대값을 취한 DA, 또한 양(+)과 음(-)인 DA 표본 모두 IFRS 도입 전과 비교해 도입 후에 유의하게 감소된 것으로 나타났다. 하지만 부호가 있는 RM 및 DA 변수 모두는 IFRS 도입 전후에 변화가 없는 것으로 나타났다. 마지막으로, RM 유인이 강한 기업들(예로, 적자회피 구간의 기업, 유상증자를 실시한 기업, 장단기 차입금이 증가한 기업, 기업 신용등급이 낮은 기업)은 그렇지 않은 경우와 비교할 때 IFRS 도입 전후에 RM 유인에 변화가 있는지를 살펴본 결과에서는 전반적으로 유의한 결과를 관찰하지 못하였다.

이상의 본 연구결과를 종합하면, IFRS 도입 후 DA뿐만 아니라 RM 모두 유의하게 감소된 결과로 나타났다. 또한 이러한 결과는 양(+)과 음(-)의 DA 및 RM 모두에서 IFRS 도입 전보다 도입 후에 유의하게 감소된 결과가 나타나, 본 연구결과는 전반적으로 새로운 회계기준인 IFRS 의무도입은 국내 상장기업들에서의 이익의 질 개선에 실효성이 있음을 보여주었다는데 의미가 있다. 한편, 이전 연구들은 RM뿐 아니라 DA에 대해서도 절대값을 취하거나 또는 양(+)과 음(-) 집단으로 나누어 분석한 경우의 결과와 부호로 측정된 검증결과 간에 어떤 차이가 있는지에 대해 구체적으로 살펴보지 않았기 때문에 본 실증적 증거는 후속연구에도 추가적인 새로운 정보(novel evidence)를 제공해 줄 것으로 기대된다. 따라서 본 연구결과는 IFRS 의무도입이 회계의 질 변화에 긍정적인 효과가 있는지 여부에 관심을 보이고 있는 학계, 실무계, 회계기준제정기관 및 감독당국 등에게 2011년부터 모든 상장기업들에서 시행된 K-IFRS 의무도입이 종전 K-GAAP과 비교할 때 이익의 질에 관한 개선 측면에서 효과성이 있음을 제시해 주고 있다는 점에서 유익한 시사점을 제공할 것으로 예상된다.

이상의 유익한 시사점의 제공에도 불구하고, 본 연구는 다음과 측면에서 분석상에 한계가 있을 수 있다. 첫째, 식(1)부터 식(3)까지 분석을 위한 모형식에 고려되지 않은 생략된 변수(omitted variables)의 문제가 있을 수 있다. 둘째, 실제 이익조정과 재량적 발생액 모두는 식(4)부터 식(7)까지를 통해 추정과정이 필연적으로 수반된다는 점에서 추정오차 문제가 있을 수 있다. 따라서 이상의 두 가지 측면은 결과해석상에 고려될 필요가 있다. 그러나 이러한 분석상의 한계는 본 연구만의 문제라기보다 실증적 연구들에서 가질 수 있는 공통된 한계라고 할 수 있다.

참고문헌

- 강선아 · 전성빈. 2010. “Consequences of real activity based earnings management : Evidence of seasoned equity firms in Korea”. 경영학연구 제39권 제3호 : 595-632.
- 김경태. 2014. “K-IFRS 제도 변경이 이익조정에 미치는 영향 : 감사법인 규모를 중심으로”. 회계 · 세무와 감사연구 제56권 제1호 : 117-142.
- 김선미 · 유승원. 2010. “감사인 자율교체와 재량적 발생액 질의 변화”. 세무와회계저널 제11권 제3호 : 95-122.
- 김종일 · 손호철. 2013. “K-IFRS 적용 전·후의 이익조정에 관한 연구”. 국제회계연구 제48권 : 77-106.
- 김지홍 · 고재민 · 고윤성. 2008. “적자 회피 및 이익 평준화를 위한 실제 이익조정 활동”. 회계저널 제17권 제4호 : 31-63.
- _____. · 배지현 · 고재민. 2009. “실제 이익조정이 장기 경영성과에 미치는 영향”. 회계학연구 제34권 제4호 : 31-70
- 김진배 · 백상미 · 최정미. 2009. “실제 영업활동을 통한 이익조정과 시장반응”. 경영학연구 제38권 제5호 : 1185-1211.
- 박상애 · 이남령 · 박상범. 2011. “국제회계기준 도입 전후 이익의 질의 변화 : 이머징 마켓을 중심으로”. 산업경제연구 제24권 제1호 : 73-96.
- 박종일 · 곽수근. 2007. “감사인 교체와 감사품질”. 회계와 감사연구 제46호 : 191-226.
- _____. · 박경호 · 최성호. 2012. “실제 이익조정과 신용위험 간의 관계에 관한 연구 : 유가증권상장과 코스닥상장기업을 중심으로”. 2012년도 한국회계학회 동계학술대회 발표논문.
- _____. · 최 판. 2009. “비정상적인 감사보수와 감사시간이 재량적 발생액에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제10권 제3호 : 257-293.
- 박현영 · 이호영 · 강민정. 2012. “국제회계기준 도입 전후 이익조정과 감사투입시간의 영향에 대한 연구”. 회계와감사연구 제54권 제2호 : 529-564.
- 배동수 · 최수미. 2013. “K-IFRS 도입과 이익조정에 관한 연구”. 회계연구 제18권 제2호 : 117-145.
- 신일항 · 이명건 · 이은철. 2014. “산업 내 경쟁정도와 실제이익조정 : 기업지배구조와의 상호작용을 중심으로”. 회계학연구 제39권 제3호 : 57-90.
- 이명곤 · 장석진 · 이규진. 2011. “실제이익조정과 경영자 이익예측 정확성”. 회계저널 제20권 제1호 : 1-30.
- 이화득. 2010. “산업별 실제 이익조정 수단과 미래 경영성과의 관련성에 관한 연구”. 세무와회계저널 제11권 제3호 : 69-94.
- 전규안 · 유해석 · 이형배. 2014. “감사시간이 국제회계기준의 도입효과에 미치는 영향”. *Asia - Pacific Journal of Business & Commerce* 6(1) : 1-29.

- 전홍민 · 차승민. 2012. “실물적 이익조정이 자기자본비용에 미치는 영향 : 한국기업을 중심으로”. *세무와회계저널* 제13권 제1호 : 99-130.
- 정재을 · 김현숙. 2014. “K-IFRS도입과 적자회피동기가 이익조정에 미치는 영향”. *국제회계연구* 제54집 : 60-81.
- 차승민 · 문보영 · 전홍민. 2014. “한국채택국제회계기준(K-IFRS)의 도입이 경영자의 실물적 이익조정에 미치는 영향”. *세무와회계저널* 제15권 제6호 : 55-81.
- 최 관 · 박종일 · 최성호. 2013. “IFRS 도입이 회계의 질에 미친 영향과 경제적 효과 : 문헌검토와 미래연구에 대한 제안”. *회계학연구* 제38권 제2호 : 525-591.
- 최성호 · 김인숙 · 최 관. 2011. “K-IFRS 초기도입기업의 이익특성과 회계정보의 가치관련성”. *회계학연구* 제36권 제2호 : 1-30.
- 최종서 · 곽영민. 2010. “비상장중소기업의 발생액 및 실물조정활동을 통한 이익조정 실태”. *회계저널* 제19권 제1호 : 37-76.
- Ahmed, A., M. Neel, and D. Wang. 2013. “Does mandatory adoption of IFRS improve accounting quality? Preliminary evidence”. *Contemporary Accounting Research* 30(4) : 1344-1372.
- Barth, M., W. Landsman, and M. Lang. 2008. “International accounting standards and accounting quality”. *Journal of Accounting Research* 46(3) : 467-498.
- Burgstahler, D. and I. Dichev. 1997. “Earnings management to avoid earnings decreases and losses”. *Journal of Accounting and Economics* 24 : 99-126.
- Cohen, D. A., A. Dey, and T. Z. Lys. 2008. “Real and accrual based earnings management in the pre- and post-Sarbanes Oxley periods”. *The Accounting Review* 83 : 757-787.
- Cohen, D. and P. Zarowin. 2010. “Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings”. *Journal of Accounting and Economics* 50 : 2-19.
- Daske, H., L. Hail, C. Leuz, and R. Verdi, 2008. “Mandatory IFRS reporting around the world : Early evidence on the economic consequences”. *Journal of Accounting Research* 46 (5) : 1085-1142.
- Doukakis, L. C. 2014. “The effect of mandatory IFRS adoption on real and accrual-based earnings management activities”. *Journal of Accounting and Public Policy* 33 : 551-572.
- Ewert, R. and A. Wagenhofer. 2005. “Economic effects of tightening accounting standards to restrict earnings management”. *The Accounting Review* 80 : 1101-1124.
- Ge, W. and J. B. Kim. 2014. “Real earnings management and the cost of new corporate bonds”. *Journal of Business Research* 67 : 641-647.
- Graham, J., C. Harvey, and S. Rajgopal. 2005. “The economic implications of corporate

- financial reporting”. *Journal of Accounting and Economics* 40 : 3–73.
- Gunny, K. 2010. “The relation between earnings management using real activities manipulation and future performance : Evidence from meeting earnings benchmark”. *Contemporary Accounting Research* 27(3) : 855–888.
- Hung, M. and K. Subramanyam. 2007. “Financial statement effects of adopting International Accounting Standards : The case of Germany”. *Review of Accounting Studies* 12(4) : 623–657.
- Ipinp, E. and A. Parbonetti. 2011. “Mandatory IFRS adoption : the trade–off between accrual and real–based earnings management”. *Working paper*. Concordia University.
- Jeanjean, T. and H. Stolowy. 2008. “Do accounting standards matter? An exploratory analysis of earnings management before and after IFRS adoption”. *Journal of Accounting and Public Policy* 27 : 480–494.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. “Performance matched discretionary accrual measures”. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 163–197.
- Leggett, D., L. M. Parsons, and A. L. Reitenga. 2009. “Real earnings management and subsequent operating performance”. *Working paper*. University of Alabama.
- Marra, A., P. Mazzola, and A. Prencipe. 2011. “Board monitoring and earnings management pre– and post–IFRS”. *The International Journal of Accounting* 46 : 205–230.
- Roychowdhury, S. 2006. “Earnings management through real activities manipulation”. *Journal of Accounting and Economics* 42 : 335–370.
- Soderstrom, N., and K. Sun. 2007. “IFRS adoption and accounting quality : A review”. *European Accounting Review* 16 : 675–702.
- Tendeloo, B. V. and A. Vanstraelen. 2005. “Earnings management under German GAAP versus IFRS”. *European Accounting Review* 14(1) : 155–180.
- Zang, A. 2012. “Evidence on the trade–off between real activities manipulation and accrual–based earnings management”. *The Accounting Review* 87(2) : 675–703.
- Zéghal, D., S. Chtourou, and Y. M. Sellami. 2011. “An analysis of the effect of mandatory adoption of IAS/IFRS on earnings management”. *Journal of International Accounting, Auditing and Taxation* 20 : 61–72.

The Effect of IFRS Adoption on Real Earnings Management

Jong-Il Park*

〈Abstract〉

This paper examines the effect of mandatory adoption of International Financial Reporting Standards (IFRS) on the real earnings management. This paper also examines whether firms substitute accrual-based earnings management and real earnings management once after the IFRS adoption becomes mandatory. Furthermore, additional analysis of firms with relatively strong earnings management incentives supports a dominant role for firm-level reporting incentives over accounting standards in shaping financial reporting quality. Recent literature notes that to meet certain financial reporting goals, managers engage in real earnings management. While prior literature has mainly examined the effects of IFRS adoption on accrual-based earnings management, scarcely study to date has focused on the impact of IFRS adoption on real earnings management.

Regulators expect the IFRS to enhance the comparability of financial statements, improve accounting transparency, and raise the quality of financial reporting. Financial reporting quality should increase if the adoption of IFRS limits management's opportunistic discretion in determining accounting amounts. If so, IFRS which are of higher quality than Generally Accepted Accounting Principles (hereafter K-GAAP), would lead to a decrease in earnings management practices. These arguments suggest that the impact of mandatory IFRS adoption on earnings management is an open empirical issue that warrants further investigation. This study aims to fill the gap in the IFRS and earnings management literature by examining the impact of mandatory IFRS adoption on earnings management and, more precisely, on both real earnings management and accrual-based earnings management. In this respect, this study allows for a broader and more comprehensive understanding of the possible impact of IFRS adoption on real earnings management.

In the regard, this study selected total 6,759 firm-year from 2008 to 2013 (pre-IFRS in 2008–2010 and post-IFRS in 2011–2013) as the samples, targeting non-financial companies of December 31 fiscal year-end listed on the KOSPI and KOSDAQ market. As in Roychowdhury (2006), this study uses the abnormal levels of cash flow from operation (ACFO), the abnormal level of production costs (APROD) and the abnormal level of discretionary expenses (ASGA) to capture the effects of real earnings management through all these three activities in a

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

comprehensive measure, I construct an overall real earnings management proxy by summing ACFO, APROD, and ASGA. The empirical results are based on both the aggregate real earnings management measure and the individual real earnings management proxies. This study also uses the performance-adjusted model to calculate discretionary accruals (accrual-based earnings management) as described by Kothari et al. (2005).

The empirical results of this study are as follows. First, in comparisons between pre- and post-IFRS adoptions, the average absolute value of real earnings management were significantly decreased after the adoption of IFRS. Besides, the average absolute value of discretionary accruals were significantly decreased after the adoption of IFRS. This results imply that the adoption of IFRS decreases opportunistic earnings management, there is evidence of an increase in earnings quality. Consequently, the empirical findings have direct implications for standard-setters and policymakers in assessing whether mandatory IFRS adoption has accomplished its stated objective of improving accounting quality. Second, this paper do not find evidence that the switch from accrual-based to real earnings management activities. In other words, this paper find a decrease in real earnings management after the mandatory IFRS adoption, but rather a contemporaneous decrease in accrual-based earnings management. Finally, additional analysis on a range of suspect firm-years observations with relatively strong earnings management incentives confirms the lack of a significant impact on real earnings management and points to the important role that firm-level incentives play in shaping earnings management behavior.

This study contributes to the literature by investigating the impact of mandatory IFRS adoption on both real earnings management and accrual-based earnings management, allowing for a more thorough and comprehensive understanding on whether the mix of earnings management strategies has changed after the mandatory IFRS adoption. Therefore, empirical findings of this study may contribute to the extant literature by providing additional evidences that can be used for the understanding of the association between IFRS adoption and earnings quality. These practical implications may shed a light on the effect of change in accounting standard and accounting environment, which may benefit the standard-setters and policymakers for their decision on accounting standards. Thus, these findings are very useful and provide a lot of important implications to regulators, standard-setters and investors that are interested in earnings quality after the adoption of IFRS. Academics can also apply the discussion in this paper for related researches.

〈Key words〉 IFRS, Real earnings management, Accrual-based earnings management, Substitution effect, Incentive to increase reported earnings