

세무학회지
제15권 제6호 2014년 12월 pp.55~81
한국세무학회

한국채택국제회계기준(K-IFRS)의 도입이 경영자의 실물적 이익조정에 미치는 영향

차승민* · 문보영** · 전홍민***

<요 약>

본 연구는 실물적 이익조정 규모를 통해 K-IFRS 도입이 국내 기업들의 회계정보 투명성에 미치는 영향을 분석하였다. 구체적으로 본 연구에서는 K-IFRS를 조기도입한 국내 기업들과 함께 K-IFRS를 의무도입한 국내 기업들의 최근 자료를 모두 포함하고, Difference-in-Difference 방법을 활용하여 K-IFRS 의무도입기업의 도입 이전 및 이후의 실물적 이익조정 규모의 변화를 K-IFRS 조기도입기업의 실물적 이익조정 규모 변화와 비교분석함으로써 단순한 연도별 효과가 아닌 K-IFRS 도입으로 인한 실물적 이익조정 규모의 변동을 보다 정교하게 분석하였다.

2009년도부터 2012년까지 우리나라의 유가증권시장 및 코스닥시장에 상장된 5,199 기업/연도를 대상으로 실증적으로 분석한 결과, K-IFRS 의무도입 시점 이후 K-IFRS 의무도입기업을 중심으로 대부분의 실물적 이익조정 규모의 대응치(비정상 영업현금흐름, 비정상 제조원가 및 비정상 재량적 비용)에서 유의하게 감소한 것으로 나타났다. 이러한 실증 결과는 K-IFRS 도입 후 확대된 제반 공시내용에 기반하여 투자자들이 기업의 장기경영성과 및 자기자본비용에 부정적인 영향을 미친다고 알려진 실물적 이익조정 여부를 보다 수월하게 파악할 수 있는 정보환경으로 전환되자 경영자들의 실물적 이익조정 수행 유인이 감소되어 나타난 것으로 해석가능하다. 이러한 실증결과로 감안해 볼 때 높은 품질의 국제적 정합성을 갖춘 것으로 알려진 IFRS를 우리나라 기업에 대해 전면적으로 도입한 금융당국의 기대대로 K-IFRS의 도입은 국내 기업들의 회계정보 투명성을 제고한 것으로 판단된다.

<주제어> 국제회계기준, 실물적 이익조정, 회계정보의 투명성

* 경기대학교 경상대학 회계세무학과 조교수, smcha@kgu.ac.kr, 031-249-9450, 제1저자

** 단국대학교 상경대학 경영학부 조교수, bymoon@dankook.ac.kr, 031-8005-3387, 교신저자

*** 충북대학교 경영대학 경영학부 조교수, hmchun@cbnu.ac.kr, 043-261-2349, 공동저자

논문접수일 2014년 3월 24일

1차수정일 2014년 7월 26일

2차수정일 2014년 11월 13일

3차수정일 2014년 12월 3일

게재확정일 2014년 12월 13일

I. 서 론

본 연구는 한국기업을 대상으로 한국채택국제회계기준(이하, K-IFRS)의 도입이 경영자의 실물적 이익조정 규모에 미치는 영향에 대하여 실증분석을 실시하였다. 보다 구체적으로 K-IFRS 조기도입기업과 의무도입기업을 대상으로 동 제도 도입 전과 후의 비정상 영업현금흐름, 비정상 제조원가 및 비정상 재량적 비용의 규모변동을 분석하여 K-IFRS 도입이 국내 기업들의 회계 정보 투명성에 미치는 효과를 실증적으로 분석하였다.

경영자의 이익조정 행위와 관련된 최근의 선행연구들은 해당 기업의 실물활동을 직접적으로 조정하여 보고이익을 조정하는 실물적 이익조정과 재량적 발생액 등을 활용한 회계장부상의 회계적 이익조정을 구분하고, 기업의 최적화된 실물활동을 저해함으로써 해당 기업의 장기 영업성과를 저하시키는 실물적 이익조정에 보다 많은 주의를 기울일 필요가 있다고 보고하고 있다(예 : Graham et al. 2005 ; Cohen and Zerowin 2010). 특히 Cohen et al.(2008) 및 Cohen and Zerowin(2010)은 Sarbanes Oxley Act(SOX)¹⁾의 도입 등 회계규제가 강화됨에 따라 경영자들이 법적 비용이 상대적으로 적을 수 있는 실물적 이익조정을 회계적 이익조정에 비해 보다 적극적으로 활용하고 있다고 주장한 바 있으며, 우리나라 기업을 대상으로 한 선행연구 역시 실물적 이익조정이 해당 기업의 장기영업성과 및 자기자본비용에 부정적인 영향을 미치고 있다고 보고하였다(김지홍 외 2009 ; 전홍민 · 차승민 2010). 우리나라의 경우에도 향후 회계투명성을 제고하기 위한 법적제도 및 회계규제가 보다 강화될 가능성이 크기 때문에 회계적 이익조정 뿐만 아니라 실물적 이익조정에 영향을 미칠 수 있는 제반 요소들에 대한 보다 세부적인 연구가 필요한 실정이다.

한편, K-IFRS는 기존의 K-GAAP에 비해 보다 시장 지향적인 공시를 요구하고 있어 K-IFRS 도입 이후 우리나라 기업의 양적/질적 공시수준이 크게 향상될 것으로 기대된다. 즉 K-IFRS은 동일한 경제적 사건에 대해 여러 가지 회계처리를 허용하는 대신 해당 회계처리의 판단 근거에 대하여 공시를 요구하고 있다. 이러한 공시의 증가로 인해 투자자들이 사업보고서를 분석함으로써 경영자의 실물적 이익조정 여부를 보다 수월하게 파악할 수 있을 경우, 경영자는 실물적 이익조정에 따른 편익에 비해 관련 비용이 증가함에 따라 해당 기업의 장기경영성과 및 자기자본비용에 부정적인 영향을 미칠 수 있는 실물적 이익조정 활동을 자제할 가능성이 높다. 그러나 다수의 선행연구에서 보고된 바와 같이 K-IFRS 도입으로 인해 경영자의 재량권이 증대된 반면 이에 따른 회계규제의 강화로 재량적 발생액 등을 활용한 회계적 이익조정 규모의 감축이 불가피할 경우, 이에 대한 대체수단으로서 실물적 이익조정 활동이 더욱 활발해질 가능성 또한 존재한다. 나아가 K-IFRS 도입에 따른 상기한 두 가지 상반된 효과가 혼재될 경우 K-IFRS

1) 미국에서 2002년 7월 30일에 통과된 법안으로 상장기업과 경영진에 대한 공시기준 강화, 내부자거래의 제한과 증권사기 방지 등을 주요 골자로 하는 법안이다.

도입과 실물적 이익조정 규모 사이에는 유의한 상관관계가 존재하지 않을 가능성 역시 상존한다. 따라서 국내 기업을 대상으로 최근 기간을 포함하여 K-IFRS 도입이 실물적 이익조정 규모에 미치는 영향에 대해 체계적인 실증분석을 수행한 선행연구가 미비한 만큼, 본 연구에서는 K-IFRS 도입에 따른 국내 기업의 실물적 이익조정 규모 변화에 대한 실증분석을 수행하였다.

본 연구에서는 2009년부터 2012년까지 우리나라 기업을 대상으로 K-IFRS 의무도입시기를 전후하여 Roychowdhury(2006)의 방법론을 활용하여 측정한 세가지 실물적 이익조정 규모의 대용치(비정상 영업현금흐름, 비정상 제조원가 및 비정상 재량적 비용)에 어떠한 변화가 있었는지 여부를 실증적으로 분석하였다.

실증분석 결과 K-IFRS 의무도입 시점 이후 K-IFRS 의무도입기업을 중심으로 대부분의 실물적 이익조정 규모의 대용치(비정상 영업현금흐름, 비정상 제조원가 및 비정상 재량적 비용)가 유의하게 감소한 것으로 나타났다. 나아가 실물적 이익조정 규모 대용치의 부호를 기준으로 상향적 또는 하향적인 실물적 이익조정을 수행한 것으로 추정되는 기업군을 선별해서 수행한 추가 실증분석에서도 K-IFRS 도입 이후 K-IFRS 의무도입기업을 중심으로 상향적 또는 하향적인 실물적 이익조정의 규모가 유의하게 감소한 것으로 나타났다. 이러한 실증 결과는 K-IFRS 도입으로 확대된 제반 공시내용에 기반하여 투자자들이 기업의 장기경영성과 및 자기자본비용에 부정적인 영향을 미친다고 알려진 실물적 이익조정 여부를 보다 수월하게 파악할 수 있는 정보환경으로 전환되자 경영자들의 실물적 이익조정 수행 유인이 감소되어 나타난 것으로 해석 가능하다. 그러나 K-IFRS 의무도입 시점 이전에는 조기도입기업과 의무도입기업 간 실물적 이익조정 규모에 유의한 차이가 없었으며 K-IFRS 의무도입 시점 전후에 조기도입기업의 일부 실물적 이익조정 규모의 대용치가 유의하게 감소한 것으로 나타난 만큼, 상기의 주요 실증결과가 K-IFRS 도입이 아닌 본 연구에서 고려하지 못한 별도의 연도별 효과에 기인했을 가능성을 완전히 배제하지 못한다는 한계점을 가지고 있다.

본 연구는 K-IFRS 도입이 재량적 발생액 등을 활용한 회계적 이익조정에 미치는 영향을 분석한 기존의 선행연구를 확장하여, 최근 들어 회계적 이익조정의 대체적 수단으로 부각되고 있는 실물적 이익조정에 미치는 영향을 체계적으로 분석하였다는 점에서 주된 공헌점이 있을 것으로 기대된다. 특히 원칙중심의 회계처리를 중시하는 K-IFRS 도입으로 인해 제반 공시의 질적/양적 수준이 향상됨에 따라 기업의 장기영업성과 및 자기자본비용에 부정적인 영향을 미칠 수 있는 실물적 이익조정 규모가 감축되었을 가능성을 제기함으로써, 제반 공시의 증가가 실물적 이익조정 규모를 감축시킬 수 있는 모니터링 기제로 활용될 수 있다는 가능성을 제기함으로써 금융당국에도 추가적인 시사점을 제공할 수 있을 것으로 기대된다.

제Ⅱ장에서는 K-IFRS 제도 도입배경과 선행연구들을 살펴보고 연구가설을 수립하였으며, 제Ⅲ장에서는 연구방법 및 연구자료에 대해서 기술하였다. 그리고 제Ⅳ장에서는 실증결과를 제시하였으며, 제Ⅴ장에서는 연구결과에 대한 결론 및 한계점을 서술하였다.

II. 제도적 배경 및 선행연구와 가설설정

1. 우리나라의 국제회계기준 도입 배경

국제회계기준위원회(IASB)는 자본시장의 국제화로 인하여 기업들의 재무제표 작성을 위한 동일한 회계기준 제정의 필요성이 강조됨에 따라 단일화된 국제회계기준으로서 IFRS를 제정하였다. 특히 2002년 미국의 엔론사를 비롯한 대규모 회계부정사건 이후 미국의 회계기준인 US-GAAP에 대한 신뢰가 약화되면서 이에 대한 대안으로 IFRS가 각광받게 되었다. 이에 따라 2005년 European Union(이하 EU) 국가들을 비롯하여 호주, 필리핀, 남아프리카 등 많은 국가들이 상장기업에 대해 IFRS를 의무적으로 도입하기 시작하였다.

한편, 우리나라는 1997년 외환위기를 겪으면서 국내 기업의 재무제표 투명성에 대한 국내의 인식을 개선할 필요가 있었다. 이에 따라 금융당국은 1999년에 회계기준 제정기구로서 민간단체인 회계기준원을 설립하였으며 2000년 회계기준원은 금융감독위원회(現 금융위원회)로부터 회계처리 기준에 대한 제반 제·개정 업무를 위탁받았다. 회계기준원은 1997년 외환위기를 겪으면서 International Monetary Fund(IMF)의 권고를 감안하여 International Accounting Standards(IAS) 또는 IFRS 내용을 반영한 회계기준으로서의 K-GAAP을 제정함으로써 보다 투명한 기업 회계를 위한 환경을 갖추하고자 하였다. IAS 또는 IFRS를 반영한 K-GAAP의 제정으로 2006년에는 K-GAAP과 IFRS 간 합치율이 90%에 이르는 것으로 평가되었으나, K-GAAP이 국내 자본시장의 상황을 감안하여 개별재무제표의 공시체제를 기반으로 제한적인 공정가치 평가만을 허용하는 등 IAS 또는 IFRS의 일부 규정을 수정하여 반영하고 있어 국내 기업의 회계투명성에 대한 국제적 신뢰도는 여전히 높지 않았다(KASB 2013).

이와 같이 우리나라 회계기준의 대외신뢰도 저하로 인해 발생할 수 있는 기업의 불이익을 제거하기 위하여 우리나라는 2007년 3월 IFRS 로드맵을 발표하였고, 이에 모든 상장기업과 금융회사는 2011년부터, 희망기업은 2009년부터 K-IFRS를 적용하게 되었다²⁾. 우리나라가 K-IFRS를 도입하게 된 가장 큰 이유는 국내 기업들이 제공하는 재무회계정보의 투명성 및 유용성을 제고함으로써 국내 회계기준에 대한 대외신뢰도를 높임으로써 보다 원활한 자금조달이 가능케 하는 것이었는데 이러한 내용은 K-IFRS 전문의 문단 12에 잘 나타나 있다.

“우리나라의 기업이 한국채택국제회계기준을 적용하게 되면, 전 세계적인 회계처리기준 단일화 추세에 적극 동참하게 되고 우리나라 기업의 재무제표와 외국기업의 재무제표간의 비교가능성이 제고되며 국제사회에서 우리나라 회계투명성에 대한 신뢰도가 향상될 것이다. 이로써, 국제자본시장에서 자본흐름의 장벽을 제거하고 국제자본시장 참여자의 기업에 대한 투자 및 신용

2) 금융회사도 K-IFRS를 의무 적용하였으나 비상장 금융회사는 금융권역별로 의무 적용 여부를 별도로 정하였으며, 금융회사 간 재무정보의 비교가능성을 위해 K-IFRS 조기적용은 허용하지 않았다.

에 대한 의사결정에 도움이 되는 양질의 정보를 제공할 수 있게 된다. 또한 우리나라 기업의 해외소재 사업장 또는 우리나라에서 영업하는 외국기업의 사업장에 대한 재무보고 비용을 감소시키게 될 것이다.”

이와 같이 K-IFRS 도입으로 인한 효과 및 경제적 영향에 있어 사전적으로 가장 기대되는 사항은 우리나라 기업이 제공하는 재무회계정보의 투명성이 높아질 것이라는 점이다. 따라서 K-IFRS가 전면적으로 도입된 지 3년이 지난 현재의 시점이 이러한 기대효과 및 경제적 영향이 실제로 발현되고 있는지 여부에 대한 포괄적인 실증분석이 필요한 시기로 판단된다. 이에 따라 본 연구에서는 회계투명성을 결정하는 주요 변수 중 하나인 실물적 이익조정 규모가 K-IFRS 도입에 따라 어떠한 영향을 받았는지 여부를 실증적으로 분석하였다.

K-IFRS는 K-GAAP에 비해 재무제표항목에 대한 주식공시를 강조하고 있다. K-IFRS는 하나의 경제적 사건에 대하여 여러 가지 회계처리를 허용하고 있는 대신 해당 회계처리의 판단 근거에 대한 광범위한 의무적 공시를 요구하고 있다. 예를 들어, IAS 40 ‘투자부동산(Investment Property)’에 따르면 기업은 투자부동산에 대해 공정가치 또는 원가모형 중 하나를 선택할 수 있으며, 공정가치모형을 적용한 기업은 총 15가지, 원가모형을 적용한 기업은 총 17가지의 공시요구사항을 재무제표 주석에 의무적으로 기재하여야 한다. 특히, 투자부동산에 대해 원가모형을 적용한 기업이라 하더라도 투자부동산의 공정가치를 추가적인 공시요구 사항으로 규정하고 있는 점 등은 IFRS가 기본적으로 보다 목적적합한 정보를 제공함으로써 자본시장의 효율성을 도모하고자 한다는 점을 알 수 있다. 이와 같이 K-IFRS의 전면 도입으로 기업이 의무적으로 공시해야 되는 사항이 크게 증대됨에 따라 K-GAAP 적용 시와 비교할 때 자본시장에 보다 많은 정보가 공시됨으로써 정보불균형이 감소하고 이로 인해 개별 기업의 자기자본비용이 감소하는 등 우리나라 자본시장 효율성 제고에 기여할 가능성이 크다.

IFRS 도입 효과를 고찰한 대부분의 선행연구들이 우리나라와 제반 법적/제도적/문화적 환경이 다른 유럽 국가들을 대상으로 하고 있고 나아가 IFRS 도입국의 제반 환경에 따라 IFRS 도입 효과가 상이할 수 있다고 보고한 만큼, 우리나라 기업들을 대상으로 상기한 바와 같이 K-IFRS 도입이 회계투명성에 미치는 영향을 분석하는 것은 우리나라의 K-IFRS 도입 결정의 정책적 타당성을 검증하고 나아가 보다 효과적인 K-IFRS 정착을 위한 시사점을 도출할 수 있다는 측면에서 회계학계, 금융당국, 감사인, 자본시장 참여자 모두에게 유용한 실증분석 결과를 도출할 수 있을 것으로 기대된다.

2. 선행연구

본 연구에서 국제회계기준 도입이 재무회계정보의 투명성에 미친 영향과 관련하여 고찰한 실물적 이익조정 및 국제회계기준 도입이 실물적 이익조정규모에 미치는 영향과 관련된 국내외

선행연구들은 다음과 같다.

먼저 Graham et al.(2005)은 회계적 이익조정의 대체적 수단으로서 실물활동의 직접적인 조정을 통해 이익을 조정하는 실물적 이익조정 방식을 제시하고, 경영자들이 외부감사나 규제기관으로부터 제재를 받을 수 있는 회계적 이익조정에 비해 제반 규제에 대해 상대적으로 자유로운 실물적 이익조정을 이익조정 수단으로 선호할 것이라고 주장하였다. 이러한 주장과 일관되게 Cohen et al.(2008)은 강력한 회계규제법안인 SOX법이 통과되기 이전에는 회계적 이익조정이 이익조정 수단으로 주로 활용되었지만, SOX법 통과 이후 회계적 이익조정에 대한 법적 비용이 급격히 증가하면서 실물적 이익조정이 이익조정 수단으로 더 많이 활용되고 있다고 보고하였다. Cohen and Zarowin(2010) 역시 SOX법 통과 이후 유상증자 시 기업이 활용하는 이익조정 수단으로서 상대적으로 법적 비용이 적은 실물적 이익조정이 보다 많이 활용되고 있다고 보고하였다.

한편 실물적 이익조정과 관련된 국내 연구로서 김지홍 외(2008)은 적자 회피와 이익 평준화를 위해서 우리나라 기업들이 실물적 이익조정을 실제로 활용하고 있는지 여부를 분석하였으며, 실증분석 결과 우리나라 기업들이 적자 회피를 위해 실물적 이익조정을 실제로 수행하고 있다고 보고하였다. 또한 김지홍 외(2009)은 국내 기업들이 실물적 이익조정을 위해 실물활동을 최적으로 수행하지 않음에 따라 실물적 이익조정을 수행한 기업들의 장기 영업성과가 저하된다고 보고하고, 특히 일시적으로 이익을 증가시키기 위한 상향적인 실물적 이익조정이 해당 기업의 장기 영업성과에 더욱 부정적인 영향을 미치고 있다고 주장하였다. 아울러 전홍민·차승민(2012)은 우리나라 기업을 대상으로 한 실증 분석에서 실물적 이익조정이 증가할수록 해당 기업의 자기자본비용이 증가한다고 보고하였다.

이와 같이 실물적 이익조정과 관련된 국내외 선행연구의 실증분석 결과를 종합해 보면, 경영자들은 실제로 회계적 이익조정 외에 실물적 이익조정을 활발히 활용하고 있으며(예 : Roychowdhury 2006 ; 김지홍 외 2008 ; 김지홍 외 2009), 회계규제가 강화될수록 경영자들이 상대적으로 법적 비용이 낮은 실물적 이익조정을 보다 선호 할 가능성이 높은 반면(Zang 2012), 실물적 이익조정을 수행할 경우 해당 기업의 장기 영업성과가 저하되고 자기자본비용이 증가하는 등 부정적 효과가 있는 것으로 보고되어 왔다(김지홍 외 2009 ; 전홍민·차승민 2012).

한편, IFRS 도입이 실물적 이익조정 규모에 미친 영향과 관련하여 Parbonetti and Ipino(2011)은 IFRS를 도입한 총 37개국을 대상으로 IFRS 도입 이후의 발생액을 활용한 회계적 이익조정과 실물적 이익조정 간의 대체관계를 분석하였고, 실증분석 결과 IFRS 도입 이후 즉각적으로 회계적 이익조정 규모는 감소하였지만 실물적 이익조정 규모는 오히려 증가하였다고 보고하였다. 김종일·손호철(2013)은 우리나라 기업을 대상으로 K-IFRS 의무 도입이 회계적 그리고 실물적 이익조정 규모에 미치는 영향에 대해 분석하였고, 그 결과 K-IFRS가 의무적으로 도입된 2011년의 경우 그 이전 기간에 비해 회계적 이익조정 규모가 증가한 반면 실물적 이익조정 규모에는 유의한 변화가 없었다고 보고하였다.

IFRS 도입이 개별 기업의 이익조정 규모에 미치는 영향을 분석한 국내외 선행연구들이 주로 IFRS 도입이 재량적 발생액을 활용한 회계적 이익조정 규모에 미치는 영향을 수행한 반면(Barth et al. 2008 ; Ahmed et al. 2012 ; 박현영 외 2012), IFRS 도입이 실물적 이익조정 규모에 미치는 영향에 대해서는 국내외 모두 관련된 실증연구가 미비한 것이 사실이다. 이에 따라 우리나라 기업을 대상으로 K-IFRS 도입이 실물적 이익조정 규모에 미치는 영향을 분석한 본 연구의 실증 결과는 K-IFRS 도입이 개별 기업의 전체적인 이익조정 규모에 미치는 영향에 대한 추가적인 시사점을 제시한다는 점에서 주된 공헌점을 가질 수 있을 것으로 기대된다.³⁾

3. 가설설정

‘공시’의 주요 목적이 다양한 정보이용자의 투자의사결정 과정에 유용하게 사용 가능한 충분한 정보를 제공하여 궁극적으로 자본시장의 효율성을 높이는데 있는 만큼 K-IFRS에서 변경된 공시제도는 ‘공시’의 기능을 보다 효율적으로 발전시키기 위하여 기업 내에서 발생한 경제적 사건에 대한 세부 내역 및 산출근거를 상세하게 제시하도록 요구한다. 무엇보다도 사업보고서 등의 재무사항 및 재무사항과 연관성이 큰 6가지 비재무사항⁴⁾에 대한 연결공시로 인해 연결실체의 사업부문별 매출현황과 핵심사업의 영업현황 및 향후 전망이 가능하고 자본구조와 자금조달 현황에 대한 파악이 용이해져 기업의 실제적인 투자현황을 보다 자세하게 파악할 수 있게 되었다. 이와 같이 기업의 영업현황 및 자금조달에 현황에 대한 정확한 진단이 가능하다면 이를 통해 투자자들은 경영자의 실물이익조정에 대한 유인 발생 여부를 파악하는 것이 용이할 것이다. 나아가 주식사항에 기재되는 재고자산현황과 대손충당금 설정현황⁵⁾에 대한 보다 구체적인 내용을 통해 실물이익조정 행위에 대한 유인 내지는 실시여부를 파악하는 것이 쉬워지므로 경영자

- 3) 본 연구와 유사한 주제에 대해 보고한 김종일·손호철(2013)의 연구는 실물적 이익조정 규모 대응치의 절대값을 2011년 연도 더미변수에 대해 단순 회귀분석한 결과를 보고하고 있어 표본의 범위 및 통계분석 기법에 있어 한계점을 가지고 있다. 이에 비해 본 연구는 최근 연도까지 표본대상기간을 확장하고 상향적 및 하향적 실물적 이익조정 각각에 대해서도 추가적인 분석을 수행했으며, Difference-in-Difference 방법을 활용하여 K-IFRS 의무도입기업의 도입 이전 및 이후의 실물적 이익조정 규모의 변화를 K-IFRS 조기도입기업의 실물적 이익조정 규모 변화와 비교분석함으로써 단순한 연도별 효과가 아닌 K-IFRS 도입으로 인한 실물적 이익조정 규모의 변동을 보다 정교하게 분석했다는 점에서 차별화된다.
- 4) 사업보고서 등의 재무사항이란 재무에 관한 사항, 재무제표, 대손충당금 설정현황, 재고자산 현황, 채무증권 발생실적 등을 말하며, 재무사항과 연관성이 큰 6가지 비재무사항이란 회사의 개요, 사업의 내용, 이사의 경영진단 및 분석의견, 투자자 보호를 위하여 필요한 사항 중 우발채무 등, 제재현황, 결산기 이후 주요사항을 말한다.
- 5) K-IFRS 기업공시서식 작성기준 제5-4-3조에서는 대손충당금 설정 현황과 관련하여 ‘XI. 재무제표 등’에 계정과목별 대손충당금 설정내용, 대손충당금 변동현황, 대손충당금 설정방침, 경가기간별 매출채권 잔액현황 기재를 요구하고 있으며 제5-4-4조에서는 재고자산현황 공시와 관련하여 ‘XI. 재무제표 등’에 재고자산의 사업부문별 보유현황, 재고자산 실사내용을 상세히 기재할 것을 요구하고 있다.

는 실물적 이익조정에 따른 편익보다 관련 비용이 더 커짐으로 인해 실물적 이익조정 활동을 자제할 가능성이 높다.

그러나 다수의 선행연구에서 보고된 바와 같이 K-IFRS 도입으로 인해 경영자의 재량권이 증대된 반면 이에 따른 회계규제의 강화로 재량적 발생액 등을 활용한 회계적 이익조정 규모의 감축이 불가피할 경우, 경영자의 이익조정 수단의 선택에 있어⁶⁾실물적 이익조정 활동이 더욱 증가할 가능성 역시 존재한다. K-IFRS 시행으로 재무보고 작성 시 경영자에게 주어진 재량권이 제대로 사용되어 제도 도입의 취지대로 선진화된 회계제도가 정착될 수 있도록 금융당국은 정책적인 규제를 강화하고 있다. 예를 들어 금융감독원에서 2011년 이후 상장사의 사업보고서 재무공시사항을 일제 점검하여 공시미비건수에 대하여 즉각적인 정정을 요구하는 정책적인 규제가 경영자의 이익조정 행위에 영향을 미칠 것으로 예상된다. 마지막으로 K-IFRS 도입에 따른 상기한 두 가지 상반된 효과가 혼재될 경우 K-IFRS 도입과 실물적 이익조정 규모 사이에는 유의한 상관관계가 존재하지 않을 가능성 역시 상존한다.

따라서 본 연구에서는 Roychowdhury(2006)의 방법론에 의거하여 실물적 이익조정 규모를 비정상 영업현금흐름, 비정상 제조원가 및 비정상 재량적 비용의 규모로 측정한 후, K-IFRS 도입으로 인해 국내 기업의 실물적 이익조정 규모에 어떠한 변화가 초래되었는지 여부를 분석하기 위하여 다음과 같은 귀무가설을 설정하였다.

가설 : K-IFRS 도입 이후 우리나라 기업의 실물적 이익조정 규모(비정상 영업현금흐름, 비정상 제조원가 및 비정상 재량적 비용)는 도입 이전의 실물적 이익조정 규모와 유의한 차이가 없다.

III. 연구 방법론

1. 경영자의 실물적 이익조정규모의 측정

본 연구에서는 비정상적인 실물활동을 통해 이익을 조정하는 실물적 이익조정을 매출, 생산 그리고 재량적 비용 세 가지 측면에서 고찰하였다. 우선 경영자는 당기의 보고이익을 증대하기

6) 미국의 선행연구는 회계적 이익조정과 실물적 이익조정의 대체적인 관계(Cohen et al. 2008 ; Cohen and Zarowin 2010)에 대해서 실증결과를 보고하고 있는 반면 국내의 선행연구에서는 회계적 이익조정과 실물적 이익조정이 보완적인 관계(김지홍 외 2009)에 있음을 보고한 연구도 존재한다. 따라서 IFRS의 도입과 관련하여 경영자가 회계적 이익조정을 감소시킨다는 선행연구에 기반하여 두 이익조정 수단의 대체관계를 통해서 경영자가 자원흐름에 직접적인 영향을 미칠 수 있는 실물적 이익조정을 증가시킬 가능성도 있지만, 보완적 관계를 통해서 회계적 이익조정을 감소시키는 기업의 경우 경영자가 실물적 이익조정을 감소시킬 가능성도 더불어 존재한다.

위하여 비정상적 관측행사 등의 가격할인을 실시하고 대고객 신용정책을 완화시킬 수 있다. 이러한 비정상적 가격할인은 해당 기업 제품에 대한 평판에 부정적인 영향을 미침으로써 차기의 매출감소를 유발할 가능성이 있다. 아울러 대고객 신용정책 완화를 통해 당기 매출액을 증대시킬 경우 차기의 대손증가를 초래함으로써 해당 기업의 차기 경영성과를 악화시킬 수 있다. 한편, 경영자는 보고이익을 증대하기 위하여 비정상적인 생산량 증대를 통해 제품 단위당 고정 제조 간접비를 낮추고 이를 통해 매출원가를 일시적으로 감소시킬 수 있다. 그러나 생산량을 판매량에 비해 비정상적으로 증대시켰을 경우 재고가 늘어남에 따라 장기적으로는 재고보유 비용이 증가하고 재고 진부화 등의 문제점 역시 발생할 수 있다. 마지막으로 경영자는 보고이익을 증대하기 위하여 연구개발비 또는 광고선전비 같은 재량적 비용을 일시적으로 감소시킬 수 있으나, 이러한 의사결정은 신제품 개발을 저해하고 고객 충성도를 약화시킴으로써 해당 기업의 장기성과를 악화시킬 가능성이 존재한다.

상기한 바와 같은 매출, 생산 그리고 재량적 비용 측면에서의 비정상적인 실물활동을 통해 이익을 조정하는 실물적 이익조정의 규모를 측정하기 위하여 본 연구에서는 매출, 생산 그리고 재량적 비용 각각에 대하여 Roychowdhury(2006) 및 Cohen and Zarowin(2010) 등의 선행연구에서 제시한 추정모형을 사용하였다. 동 연구들에서는 기본적으로 세 가지 추정모형을 사용한다. 구체적으로 동 모형들은 영업현금흐름, 제조원가 및 재량적 비용이 매출액 또는 매출액 변화분에 따라 결정된다는 Dechow et al.(1998)의 가정에 기반하여 산업별/연도별 회귀분석을 통해 정상적인 영업현금흐름, 제조원가 및 재량적 비용을 추산하고 이를 실제 영업현금흐름, 제조원가 및 재량적 비용에서 차감함으로써 비정상적인 영업현금흐름, 제조원가 및 재량적 비용을 추정하는 방식이다.

먼저 매출 측면에서의 실물적 이익조정 규모는 산업별/연도별 회귀분석을 통해 정상적 영업현금흐름을 추정하고 이를 실제 영업현금흐름에서 차감한 다음의 식(1)의 잔차로 측정하였다.

$$\frac{CFO_{it}}{Assets_{i,t-1}} = k_1 \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + k_2 \frac{Sales_{it}}{Assets_{i,t-1}} + k_3 \frac{\Delta Sales_{it}}{Assets_{i,t-1}} + \varepsilon_{it} \quad \text{식(1)}$$

여기서, CFO 는 영업현금흐름이며, $Sales$ 는 매출액을, $Assets$ 은 총자산을 의미한다.

한편 제조원가는 매출원가와 재고자산 증가분의 합으로 정의될 수 있는데 우선 정상적인 매출원가와 재고자산 증가분은 다음의 식(2) 및 식(3)과 같이 매출액 또는 매출액 변화분의 선형모형으로 산정할 수 있다.

$$\frac{COGS_{it}}{Assets_{i,t-1}} = k_1 \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + k_2 \frac{Sales_{it}}{Assets_{i,t-1}} + \varepsilon_{it} \quad \text{식(2)}$$

$$\frac{\Delta INV_{it}}{Assets_{i,t-1}} = k_{1t} \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + k_2 \frac{\Delta Sales_{it}}{Assets_{i,t-1}} + k_3 \frac{\Delta Sales_{i,t-1}}{Assets_{i,t-1}} + \varepsilon_{it} \quad \text{식(3)}$$

여기서, *COGS*는 매출원가, *INV*는 재고자산을 의미한다.

다음으로 식(2)와 식(3)을 합산함으로써 다음의 식(4)와 같이 정상적인 제조원가를 추정하는 모형을 도출할 수 있다. 동 모형의 산업별/연도별 회귀분석을 통해 추산한 정상적인 제조원가를 실제 제조원가에서 차감한 식(4)의 잔차를 생산 활동을 통한 실물적 이익조정 규모로 측정하였다.

$$\frac{Prod_{it}}{Assets_{i,t-1}} = k_{1t} \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + k_2 \frac{Sales_{it}}{Assets_{i,t-1}} + k_3 \frac{\Delta Sales_{it}}{Assets_{i,t-1}} + k_4 \frac{\Delta Sales_{i,t-1}}{Assets_{i,t-1}} + \varepsilon_{it} \quad \text{식(4)}$$

여기서, *Prod*는 제조원가를 의미하며 식(2)의 매출원가와 식(3)의 재고자산 변화분의 합을 의미한다.

마지막으로 경영자가 자의적으로 그 수준을 결정할 가능성이 높은 비용을 재량적 비용으로 산출하고 동 비용항목과 매출액 사이의 선형관계를 가정하는 다음의 식(5)을 설정한다. 동 모형의 산업별/연도별 회귀분석을 통해 추산한 재량적 비용을 실제 재량적 비용에서 차감한 식(5)의 잔차를 비정상인 재량적 비용을 통한 실물적 이익조정 규모로 측정하였다.

$$\frac{DiscExp_{it}}{Assets_{i,t-1}} = k_{1t} \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + k_2 \frac{Sales_{i,t-1}}{Assets_{i,t-1}} + \varepsilon_{it} \quad \text{식(5)}$$

여기서, *DiscExp*는 재량적 비용을 의미하며, 이는 복리후생비+(일반관리비-세금과공과-감가상각비-임차료비용-보험료)+판매비+(연구비+경상연구개발비+경상개발비)7)로 측정하였다.

상기한 방식으로 산출된 실물적 이익조정 규모 대응치들의 값이 가지는 구체적 의미는 다음과 같다. 첫째, 보고이익을 높이기 위하여 가격할인 및 신용매출 증가 등을 통해 비정상적 매출액이 늘어날 경우 매출액에 비해 상대적으로 영업현금흐름이 낮아지는 만큼, 이익을 상향 조정하는 기업의 경우에는 비정상 영업현금흐름은 음(-)의 값을 가질 것이며 그 반면 이익을 하향 조정하는 경우에는 비정상 영업현금흐름이 양(+)의 값을 가질 것이다. 둘째, 보고이익을 높이기 위해 생산량을 증대하여 제품 단위당 고정 제조간접비를 낮춤으로써 매출원가를 감소시킬 경우 비정상 제조원가가 늘어남에 따라, 이익을 상향 조정하는 기업의 경우에는 비정상 제조원가가 양(+)

7) 김지홍 외 (2008)에 기반하여 감가상각비, 임차료비용 및 보험료는 경영자가 재량적으로 변경시키기 어려운 비용으로 판단하여 제외하였으며, 대손상각비는 발생액을 활용한 회계적 이익조정 항목으로 간주하여 재량적 비용에 포함시키지 않았다.

의 값을 가질 것이며 그 반면 이익을 하향 조정하는 기업의 경우에는 비정상 제조원가가 음(-)의 값을 가질 것이다. 마지막으로 재량적 비용을 줄임으로써 단기적으로 보고이익을 높일 수 있는 만큼, 이익을 상향 조정하는 기업의 경우에는 비정상 재량적 비용은 음(-)의 값을 가질 것이며, 반면 이익을 하향 조정하는 기업의 경우에는 비정상 재량적 비용이 양(+)의 값을 가질 것이다. 본 연구에서는 해석상의 편의를 위해서 비정상 영업현금흐름과 비정상 재량적 비용에 대해서 (-1)을 곱한 후 모든 실증분석을 수행하였다. 따라서 본 연구에서 사용한 실물적 이익조정 규모 대용치 값들은 그 값이 증가할수록 상향적인 실물적 이익조정 규모가 증대됨을 의미한다.

한편, 본 연구에서는 실물적 이익조정 규모를 비정상 영업현금흐름, 비정상 제조원가 및 비정상 재량적 비용의 절대값으로 측정하고 동 변수들 각각에 대하여 개별적으로 실증분석을 수행하였다. 나아가 경영자가 이익유연화를 위하여 보고이익을 상향 또는 하향조정할 유인을 모두 가질 수 있음에 따라, 본 연구의 추가분석에서는 비정상 영업현금흐름, 비정상 제조원가 및 비정상 재량적 비용의 부호를 기준으로 표본을 상향적인 실물적 이익조정과 하향적인 실물적 이익조정을 수행한 기업군으로 각각 구분하고 각각의 그룹에 대하여 실증분석을 별도로 수행하였다(전홍민 외 2011 ; 이창섭 외 2012).

2. 연구모형

K-IFRS 도입이 국내 기업의 실물적 이익조정 규모에 미치는 영향을 분석하기 위한 가설을 검정하기 위하여 본 연구에서는 다음의 식(6)에 근거한 다중회귀분석을 실시하였다.

$$\begin{aligned} |ACFO_t| \text{ (} |APD_t|, |ADE_t| \text{)} = & \beta_0 + \beta_1 MANDATORY + \beta_2 MANPOST + \beta_3 VOLPOST \quad \text{식(6)} \\ & + \beta_4 EXC_t + \beta_5 \ln SIZE_t + \beta_6 D/M_t + \beta_7 ROA_t + \beta_8 DA_t \\ & + Industry Dummies + \varepsilon \end{aligned}$$

$ ACFO_t $	: 비정상 영업현금흐름의 절대값
$ APD_t $	: 비정상 제조원가의 절대값
$ ADE_t $	: 비정상 재량적 비용의 절대값
$MANDATORY$	: 2011년에 K-IFRS를 도입했으면 1, 아니면 0인 더미변수
$MANPOST$	: K-IFRS 의무도입기업의 2011-2012년 기간이면 1, 아니면 0인 더미변수
$VOLPOST$	: K-IFRS 조기도입기업의 2011-2012년 기간이면 1, 아니면 0인 더미변수
EXC_t	: 해외증권시장에 상장되어 있으면 1, 아니면 0인 더미변수
$\ln SIZE_t$	: 시가총액의 자연로그 값
D/M_t	: 자기자본의 시장가치 대비 부채의 장부가치
ROA_t	: 자산수익률(당기순이익/총자산)
DA_t	: 수정존스모형(Dechow et al. 1995)을 통해 산출한 재량적 발생액
$Industry Dummies$	: 표준산업분류 중분류에 의해 산출된 산업별 더미변수

우선 본 연구에서는 종속변수로 경영자 실물적 이익조정 규모의 대용치인 비정상 영업현금 흐름($ACFO_t$), 비정상 제조원가(APD_t) 그리고 비정상 재량적 비용(ADE_t)의 절대값을 사용하였다. 다음으로 본 연구의 관심 독립변수로서 개별 기업의 K-IFRS 도입 특성(조기도입 vs. 의무도입) 및 K-IFRS 의무도입 시점(2010년 이전 vs. 2011년 및 2012년)을 고려한 다음의 세 가지 변수를 설정하였다. 첫째, K-IFRS 의무도입기업 여부를 나타내는 더미변수인 *MANDATORY*는 2011년에 K-IFRS를 의무적으로 도입한 기업이면 1, 2009년 또는 2010년에 K-IFRS를 조기에 도입한 기업이면 0으로 설정하였다. 둘째, *MANPOST*는 K-IFRS 의무도입기업의 2011년 또는 2012년 기간에 해당하면 1, 아니면 0인 더미변수로 설정하였다. 마지막으로 *VOLPOST*는 K-IFRS 조기도입기업의 2011년 또는 2012년 기간에 해당하면 1, 아니면 0인 더미변수로 설정하였다.

이와 같이 관심 독립변수로서 개별 기업의 K-IFRS 도입 특성(조기도입 vs. 의무도입)과 K-IFRS 의무도입 시점(2010년 이전 vs. 2011년 및 2012년)을 고려한 더미변수를 활용한 이유는 다음과 같다. 만일 K-IFRS 도입에 따라 실물적 이익조정 규모가 감소(증가)했다면 2011년 의무도입 시점 이전에는 K-IFRS를 적용하고 있는 조기도입기업의 실물적 이익조정 규모가 아직 K-IFRS를 적용하지 않은 의무도입기업에 비해 낮은(높은) 수준을 나타낼 것이다. 동 효과는 *MANDATORY* 변수의 회귀계수가 유의한 양(음)의 값을 가지는 것으로 검증할 수 있다. 한편, 이전 가정과 동일하게 K-IFRS 도입에 따라 실물적 이익조정 규모가 감소(증가)했다면 2011년 의무도입 시점 이전과 이후를 비교할 때 2011년에 K-IFRS를 도입한 의무도입기업의 경우 실물적 이익조정 규모가 감소(증가)하는 반면, 그 이전에 이미 K-IFRS를 도입한 조기도입기업의 경우에는 실물적 이익조정 규모가 2011년 이전 및 이후 시점에 유의한 변화가 없었을 것이다. 이러한 효과는 *MANPOST* 변수의 회귀계수가 유의한 음(양)의 값을 가지는 한편, *VOLPOST*의 회귀계수는 유의하지 않은 값을 가지는 것으로 나타날 것이다. 이러한 연구방법론은 궁극적으로 K-IFRS 조기도입기업을 의무도입기업에 대한 일종의 통제기업으로 활용함으로써 본 연구에서 통제하지 못한 실물적 이익조정 규모의 연도별 변동 효과를 고려하기 위함이다.

나아가 본 연구에서는 추가적으로 Difference-in-Difference 통계분석 기법⁸⁾을 활용하여 K-IFRS 조기도입기업을 의무도입기업에 대한 통제기업으로 활용함으로써 K-IFRS 의무도입 시점에 발생한 실물적 이익조정 규모의 연도별 변동으로부터 K-IFRS 도입으로 인한 변동을 보다 명확히 구분하고자 하였다. 즉 K-IFRS 도입 특성(조기도입 vs. 의무도입)과 K-IFRS 의무도입 시점(2010년 이전 vs. 2011년 및 2012년)을 동시에 고려할 경우 모두 네 가지 경우의 수가 도출되는데 여타 통제변수를 고려한 후 각 경우의 실물적 이익조정 규모의 평균치를 상호 비교함으로써 K-IFRS 도입으로 인한 실물적 이익조정 규모의 변동을 보다 명확히 분석할 수 있다. 보다

8) 국제회계기준 도입 전, 후 효과를 살펴보는 Dasket et al. (2008), 최은실(2013), 차승민 외(2014)의 연구에서 사용된 기법이다.

구체적으로 만일 K-IFRS 도입에 따라 실물적 이익조정 규모가 감소(증가)했다면 K-IFRS 도입 이전에는 K-IFRS를 도입한 조기도입기업이 그렇지 않은 의무도입기업에 비해 유의하게 낮은(높은)수준의 실물적 이익조정 규모를 나타낼 것이다(2010년 이전+조기도입 vs. 2010년 이전+의무도입). 마찬가지로 K-IFRS 도입에 따라 실물적 이익조정 규모가 감소(증가)한다는 가정 하에서는 K-IFRS 의무도입기업의 경우 2010년 이전에 비해 K-IFRS를 도입한 이후인 2011년 및 2012년의 실물적 이익조정 규모가 유의하게 낮은(높은) 반면(2010년 이전+의무도입 vs. 2011년 및 2012년+의무도입), 2010년 이전에 이미 K-IFRS를 도입한 조기도입기업의 경우에는 양 기간 동안의 실물적 이익조정 규모에 유의한 차이가 존재하지 않을 것이다(2010년 이전+조기도입 vs. 2011년 및 2012년+조기도입). 나아가 K-IFRS 도입이 실물적 이익조정 규모에 유의한 영향을 미쳤다면 조기도입 및 의무도입기업 모두 K-IFRS를 도입하고 있는 2011년 및 2012년에는 두 기업군 사이에 그 규모에 있어서 유의한 차이가 존재하지 않을 것이다(2011년 및 2012년+조기도입 vs. 2011년 및 2012년+의무도입). 만일 Difference-in-Difference 통계분석 기법에 의거한 분석 결과 상기한 현상이 관찰된다면 K-IFRS가 의무적으로 도입된 2011년을 전후한 의무도입기업의 실물적 이익조정 규모의 변동은 K-IFRS 도입의 영향을 받은 것으로 해석할 수 있을 것이다.

이러한 관심 독립변수 외에 본 연구에서는 선행연구에 기반하여 개별 기업의 실물적 이익조정 규모에 영향을 미치는 여타 변수들을 추가로 통제하였다. 우선 해외 상장 여부에 따라 초래되는 전반적인 회계환경을 통제하기 위하여 해외상장여부를 나타내는 더미변수(EXC_i)를 추가하였으며, 동 변수는 K-IFRS 도입 이전에 미국 또는 유럽 등의 해외 증권시장에 상장되어 있는 기업이면 1, 아니면 0인 값으로 설정하였다. 정치적 비용 가설에 따라 기업 규모가 경영자의 실물적 이익조정 규모에 미치는 영향을 통제하기 위하여 시가총액의 자연로그 값으로 측정한 기업규모($\ln SIZE_i$)를 포함시켰으며(예 : Watts and Zimmerman 1978 ; Francis et al. 2005), 해당 기업의 재무구조에 따라 경영자의 실물적 이익조정 유인에 차이가 있을 수 있으므로 부채비율(D/M_i)을 통제변수에 추가하였다(예 : 윤순석 2001 ; Marquardt and Wiedman 2005). 아울러 Guay et al.(1996) 등에서 제시한 바와 같이 경영자의 이익조정 유인이 해당 기업의 경영성과와도 관련이 있는 만큼 자산수익률(ROA_i) 역시 추가로 통제하였다. 기업규모($\ln SIZE_i$)의 경우 음(-)의 부호를 예상하나, 선행연구에 의하면 양(+)의 부호를 보고한 경우도 많았으며, 자산수익률(ROA_i) 역시 일반적으로 양(+)의 부호를 예상하나 음(-)의 부호를 보고한 선행연구들 또한 다수 존재한다. 기업의 재무구조를 반영하는 부채비율(D/M_i) 또한 사전적으로 방향성을 예측하기는 어렵다고 판단된다. 추가적으로 회계적 이익조정이 실물적 이익조정의 규모에 미칠 수 있는 영향에 대해서 통제하기 위하여 재량적 발생액의 규모를(DA_i) 통제변수로 추가하였으며(Dechow et al. 1995), 사전적으로 보완적인 관계라면 양(+)의 부호를 대체적인 관계라면 음(-)의 부호를 예측할 수 있다. 마지막으로 해당 기업이 속한 산업별 특성이 실물적 이익조정 규모

에 미치는 잠재적인 효과를 통제하기 위하여 각 산업별 더미변수(*Industry Dummies*)를 포함하였다.⁹⁾

3. 연구자료

K-IFRS 도입으로 인한 국내 기업의 실물적 이익조정 규모의 변동을 실증적으로 분석하기 위해 본 연구에서는 2009년부터 2012년까지 우리나라의 유가증권 또는 코스닥 시장에 상장된 기업 중 다음의 요건을 만족하는 기업들을 표본으로 선정하였다.

- (1) KisValue에서 재무자료를 추출할 수 있는 기업
- (2) 금융업종에 속하지 않은 기업
- (3) 회계연도의 결산월이 12월말에 해당하는 기업

금융업종에 속한 기업은 재무회계정보의 특성이 여타 업종에 속한 기업과 상이함에 따라 표본에서 제외하였으며 실물적 이익조정 규모 추산 등을 위한 보다 효과적인 횡단면 회귀분석을 위하여 결산월이 12월말인 기업만을 표본에 포함하였다. 아울러 극단치의 값이 실증분석 결과에 미치는 영향을 최소화하기 위해서 실증분석에 사용된 모든 변수에 대하여 해당 변수 분포의 1%(99%) 이하(이상)의 값들을 1%(99%)의 값으로 대체하였다. 본 연구에서는 상기한 조건을 모두 만족시키는 총 5,199개 기업/연도의 표본을 대상으로 실증분석을 실시하였다.

〈표 1〉 표본의 연도별 구성

연 도	K-IFRS 조기도입기업		K-IFRS 의무도입기업		합계
	2009년 도입	2010년 도입	K-GAAP	K-IFRS	
2009	9	36	1,178		1,223
2010	9	36	1,231		1,276
2011	9	37		1,287	1,333
2012	9	37		1,321	1,367
합 계	36	146	2,409	2,608	5,199
총합계	182		5,017		5,199

<표 1>은 본 연구에서 분석대상으로 하고 있는 표본의 연도별 분포를 K-IFRS 조기도입기업

9) 실물적 이익조정 규모의 연도별 변동을 통제하기 위한 연도별 더미변수는 *MANPOST* 변수와의 다중공선성 문제로 통제변수에 포함시키지 않았다. 그러나 연도별 더미변수를 추가로 통제한 실증분석 결과 역시 본 연구에서 보고한 실증 결과와 질적으로 다르지 않았다.

과 의무도입기업으로 분리하여 각각 보고하고 있다. 전체 5,199개 기업/연도 중 K-IFRS 조기도입기업 표본은 총 182개로 전체 표본의 3.5%이며, 연도별 표본수는 2009년의 1,223개에서 2012년의 1,367개로 매년 조금씩 증가하는 것으로 나타났다.

IV. 실증 결과

1. 기술통계량 및 일변량 분석

<표 2>는 본 연구의 실증분석에 사용된 주요변수의 기술통계량을 나타낸다. 먼저 본 연구에서 실물적 이익조정 규모의 대용치인 비정상 영업현금흐름(*ACFO*), 비정상 제조원가(*APC*) 그리고 비정상 재량적 비용(*ADE*) 절대값의 평균(표준편차)은 각각 0.076(0.071), 0.112(0.124) 그리고 0.062(0.082)로 나타나 선행연구와 일관된 분포를 나타냈다(전홍민 외 2011; 이창섭 외 2012).

<표 2> 주요변수의 기술통계량

변수명	평균	표준 편차	1%	5%	10%	25%	중간값	75%	90%	95%	99%
<i>/ACFO/</i>	0.076	0.071	0.001	0.005	0.010	0.024	0.056	0.102	0.168	0.221	0.358
<i>/APD/</i>	0.112	0.124	0.001	0.005	0.010	0.029	0.069	0.150	0.264	0.376	0.643
<i>/ADE/</i>	0.062	0.082	0.001	0.003	0.006	0.016	0.035	0.071	0.146	0.224	0.471
<i>MANDATORY</i>	0.965	0.184	0	1	1	1	1	1	1	1	1
<i>MANPOST</i>	0.502	0.500	0	0	0	0	1	1	1	1	1
<i>VOLPOST</i>	0.018	0.132	0	0	0	0	0	0	0	0	1
<i>EXC</i>	0.018	0.133	0	0	0	0	0	0	0	0	1
<i>lnSIZE</i>	25.193	1.443	22.904	23.377	23.662	24.208	24.916	25.839	27.091	28.333	29.871
<i>D/M</i>	1.174	1.494	0.032	0.092	0.139	0.302	0.680	1.405	2.726	3.963	8.944
<i>ROA</i>	0.032	0.106	-0.350	-0.152	-0.081	0.004	0.037	0.083	0.142	0.182	0.318
<i>DA</i>	0.077	0.080	0.001	0.005	0.009	0.023	0.053	0.101	0.170	0.230	0.414

(주) */ACFO/*: 비정상 영업현금흐름의 절대값; */APD/*: 비정상 제조원가의 절대값; */ADE/*: 비정상 재량적 비용의 절대값; *MANDATORY*: 2011년에 K-IFRS를 도입했으면 1, 아니면 0인 더미변수; *MANPOST*: K-IFRS 의무도입기업의 2011-2012년 기간이면 1, 아니면 0인 더미변수; *VOLPOST*: K-IFRS 조기도입기업의 2011-2012년 기간이면 1, 아니면 0인 더미변수; *EXC*: 해외증권시장에 상장되어 있으면 1, 아니면 0인 더미변수; *lnSIZE*: 시가총액의 자연로그 값; *D/M*: 자기자본의 시장 가치 대비 부채의 장부가치; *ROA*: 자산수익률(당기순이익/총자산); *DA*: 수정존스모형(Dechow et al. 1995)을 통해 산출한 재량적 발생액

본 연구의 관심변수인 *MANDATORY*의 평균값은 0.965로 이는 전체 표본에서 의무도입기업 표본이 차지하는 비중이 96.5%임을 의미한다. 한편 *MANPOST* 및 *VOLPOST*의 평균값은 각각 0.502 및 0.018로 이는 전체 표본에서 의무도입기업(조기도입기업)의 2011년 및 2012년에 해당하는 표본의 비중이 50.2%(1.8%)임을 의미한다. 통제변수들의 경우, 해외상장 여부를 나타내는 해외상장여부(*EXC*)의 평균값은 0.018로 전체 표본에서 해외에 상장된 기업/연도의 비중이 1.8%에 해당함을 알 수 있다. 한편, 기업규모(*lnSIZE*)의 평균값은 25.193이며 부채비율(*D/M*)은 1.174인 것으로 나타났다. 또한 자산수익률(*ROA*)은 0.032로 나타나 표본에 포함된 기업들은 평균적으로 연 3.2%의 자산수익률을 얻고 있음을 알 수 있다. 마지막으로 Dechow et al.(1995)에 의한 회귀식의 잔차로 측정한 채량적 발생액(*DA*)의 평균값은 0.077인 것으로 나타나 0에 가까운 값을 확인할 수 있다.

<표 3>은 본 연구의 실증분석에 사용된 주요 변수들 간 피어슨 상관계수를 보고하고 있다.

〈표 3〉 주요 변수의 피어슨 상관계수

변수명	/ACFO/	/APD/	/ADE/	MANDATORY	MANPOST	VOLPOST	EXC	lnSIZE	D/M	ROA
/APD/	0.270									
/ADE/	0.096	0.710								
MANDATORY	0.009	-0.015	-0.026							
MANPOST	-0.102	-0.043	-0.030	0.191						
VOLPOST	-0.024	-0.009	0.006	-0.705	-0.135					
EXC	0.023	0.029	0.039	-0.163	-0.038	0.113				
lnSIZE	0.023	0.085	0.060	-0.132	0.005	0.090	0.369			
D/M	-0.087	-0.111	-0.095	-0.021	0.031	0.033	-0.012	-0.189		
ROA	0.101	0.157	0.105	-0.026	-0.069	0.003	0.040	0.258	-0.250	
DA	0.011	0.018	-0.005	0.003	0.073	0.010	-0.012	0.062	-0.044	0.446
표본수	5,199	5,199	5,199	5,199	5,199	5,199	5,199	5,199	5,199	5,199

(주1) 변수 정의는 <표 2>의 주석을 참조할 것.

(주2) 굵게 표시된 상관계수는 양측검정으로 5% 수준에서 유의함을 나타냄.

우선, 본 연구 실증분석의 종속변수인 실물적 이익조정 규모 대용치의 절대적 수준(/ACFO/, /APD/, /ADE/) 간에는 모두 양(+)의 유의한 상관관계가 관찰됐다. 다음으로 본 연구에서 사용한 실물적 이익조정 규모 대용치의 절대적 수준(/ACFO/, /APD/, /ADE/)과 본 연구의 주요 관심변수인 *MANPOST* 간 상관계수는 각각 -0.102, -0.043, -0.030으로 모두 5% 수준에서 유의하게 나타났으며, 이는 K-IFRS 도입 이후 K-IFRS 의무도입기업의 실물적 이익조정 규모가 감소했음을 의미한다. 이에 반해 실물적 이익조정 규모 대용치의 절대적 수준과 여타 관심변수인

MANDATORY 및 VOLPOST 간 상관계수는 부호가 일관적으로 나타나지 않았으며 나아가 통계적으로도 유의하지 않은 것으로 관찰되었다. 아울러 비정상 제조원가의 절대적 수준(APC)은 해외상장여부(EXC) 및 기업규모($\ln SIZE$)와 양(+)의 유의한 상관관계를 나타냈으며, 비정상 재량적 비용의 절대적 수준(ADE)은 해외상장여부(EXC), 기업규모($\ln SIZE$) 및 자산수익률(ROA)과 양(+)의 유의한 상관관계를 가지는 반면, 부채비율(DM)과는 음(-)의 유의한 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 그리고 사전적으로 실물적 이익조정 규모를 나타내는 변수들과 관련성이 있을 것으로 예상한 재량적 발생액(DA)은 예상과 달리 세 가지 실물적 이익조정 규모를 나타내는 변수들과 유의적인 관련성을 보이지는 않았다. 그러나 이러한 일변량 상관관계 분석 결과는 실물적 이익조정 규모에 영향을 미치는 여타 통제변수들을 감안하지 않은 결과로 다음 절에 기술된 다중회귀분석의 결과를 고찰할 필요가 있다. 한편, 본 연구의 관심변수들과 통제변수들 간 상관계수는 최대 0.163의 절대적 수치를 보임으로써 다중공선성 문제는 없을 것으로 예상된다.

2. 다중회귀분석결과

<표 4>의 <패널 A>는 K-IFRS 도입이 국내 기업의 실물적 이익조정 규모에 미치는 영향을 고찰하는 가설을 검정하기 위한 다중회귀분석 결과를 보고하고 있다.

(모형 1)은 재량적발생액을 통제하지 않은 회귀분석 결과이다. 먼저, 실물적 이익조정 규모 대용치의 절대적 수준($ACFO$, APD , ADE)에 대하여 본 연구의 관심변수 중 하나인 $MANPOST$ 의 회귀계수는 각각 -0.014 , -0.009 , -0.004 로 1% 또는 10% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 실증결과는 K-IFRS 의무 도입 이후 K-IFRS 의무도입 기업의 실물적 이익조정 규모가 유의하게 감소했음을 의미한다. 한편, $VOLPOST$ 의 회귀계수 역시 모든 실물적 이익조정 규모 대용치에 대하여 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났으나, 비정상 제조원가(APD)에 대해서만 10% 수준에서 유의한 것으로 나타났다.¹⁰⁾ 상기한 두 가지 관심변수에 대한 실증분석 결과를 고려해 볼 때 대체적으로 K-IFRS 전면도입 시기인 2011년을 전후하여 K-IFRS 의무도입기업을 중심으로 실물적 이익조정 규모가 감소한 것으로 판단된다. 그러나 K-IFRS 조기도입기업에 대해서도 일부 실물적 이익조정 규모 대용치에 대하여 실물적 이익조정 규모가 감소하는 것으로 나타난 만큼, 2011년을 전후한 K-IFRS 의무도입기업의 실물적 이익조정 규모의 감소가 K-IFRS 도입이 아닌 본 연구에서 통제하지 못한 연도별 효과에 기인했을 가능성을 완전히 배제할 수는 없다. 이와 더불어 MANDATORY 변수의 경우 실물적 이익조정 규모 대용치에 따라 회귀계수의 부호가 일관되게 나타나지 않은 한편 통계적으로도 유의하지 않았다. 이러한 실증결과는 K-IFRS 도입 이전에 조기도입기업과 의무도입기업 사이에 실

10) K-IFRS 조기도입기업의 경우 2003년부터 2012년까지 분석기간을 확대하여 유사한 분석을 시행한 결과 K-IFRS 도입 이후에 유의하게 세가지 실물적 이익조정의 규모가 감소하는 것을 확인할 수 있었다.

물적 이익조정 규모에 있어 유의한 차이가 존재하지 않았음을 의미하는 만큼, 2011년을 전후하여 K-IFRS 의무도입기업을 중심으로 실물적 이익조정 규모가 감소한 상기 실증결과가 K-IFRS 도입이 아닌 여타 연도별 요소의 영향을 받았을 가능성을 역시 배제할 수 없는 것으로 판단된다. 한편 통제변수들의 경우 비정상 제조원가와 비정상 재량적 비용의 절대적 수준($/APD/$, $/ADE/$)에 대해 기업규모($\ln SIZE$)는 양(+)의 유의한 회귀계수 값을 가지는 것으로 나타난 반면, 부채비율(D/M)은 비정상 영업현금흐름의 절대적 수준($/ACFO/$)과 음(-)의 유의한 회귀계수를 가지는 것으로 나타났다. 자산수익률(ROA)의 경우 세 가지 실물적 이익조정의 절대적 수준($/ACFO/$, $/APD/$, $/ADE/$)과 유의한 양(+)의 회귀계수 값을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 통제변수들의 방향성은 국내 선행연구들의 결과와 대체적으로 일치한다(예 : 김지홍 외 2008 ; 전홍민 외 2011).

(모형 2)는 실물적 이익조정 규모와 회계적 이익조정 규모 사이에 유의한 상관관계가 있다는 Cohen et al.(2008)의 연구에 기반하여 회계적 이익조정 규모의 대용치인 재량적 발생액(DA)을 통제변수로 추가한 실증분석 결과를 보고하고 있다. 비정상 영업현금흐름과 비정상 제조원가($/ACFO/$, $/APD/$)의 절대적 수준에 대하여 $MANPOST$ 의 회귀계수가 각각 -0.014 및 -0.008의 값을 가지며 이는 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 비록 비정상 재량적 비용($/ADE/$)의 절대적 수준에 대하여 $MANPOST$ 의 회귀계수가 더 이상 통계적으로 유의하지 않은 것으로 나타났으나, K-IFRS 의무도입 시점 이후에 의무도입기업을 중심으로 비정상 영업현금흐름과 비정상 제조원가의 절대적 수준이 유의하게 감소했다는 점에서 (모형 1)의 실증분석 결과와 질적으로 유사한 결과로 해석될 수 있을 것으로 판단된다. 한편, 회계적 이익조정 규모의 대용치인 재량적 발생액(DA)은 비정상 제조원가 및 비정상 재량적 비용의 절대적 수준에 대하여 각각 1% 수준에서 유의한 음(-)의 회귀계수를 가지는 것으로 나타났으며, 이러한 실증결과는 선행연구에서 보고한 바와 같이 실물적 이익조정이 회계적 이익조정 수단을 대체하는 이익조정 수단으로 활용되고 있음을 간접적으로 시사한다.

한편 <표 4>의 <패널 B>에 보고한 Difference-in-Difference¹¹⁾ 분석 결과 역시 다중회귀분석 결과와 유사한 실증결과를 나타냈다. 우선 <표 4> <패널 B>의 마지막 열을 보면 K-IFRS 의무도입기업의 경우 2011년을 전후하여 세 가지 실물적 이익조정 규모 대용치의 절대값 모두 1% 또는 10% 수준에서 유의하게 감소했으나, 조기도입기업의 경우에는 비정상 제조원가에 대해서만 10% 수준에서 유의하게 감소한 것으로 나타났다. 아울러 K-IFRS 도입 이전과 이후 기간 모두에 대하여 조기도입기업과 의무도입기업 간에 실물적 이익조정 규모에 유의한 차이가 없는

11) Difference-in-Difference 분석결과는 <표 4> <패널 A>의 회귀계수 값을 기초로 산정되었다. 예를 들어 의무도입기업의 K-IFRS 도입 이전과 도입 이후의 평균적인 실물적 이익조정 규모의 절대값은 각각 $Intercept + MANDATORY$, $Intercept + MANDATORY + MANPOST$ 의 값으로 추정된다. 아울러 조기도입기업의 K-IFRS 도입 이전과 도입 이후의 평균적인 실물적 이익조정 규모의 절대값은 각각 $Intercept$, $Intercept + VOLPOST$ 의 값으로 추정된다.

것으로 관찰되었다.¹²⁾

이러한 실증결과를 종합적으로 고려해 볼 때 K-IFRS 전면도입 이전 기간 동안 조기도입기업과 의무도입기업 사이에 실물적 이익조정 규모에 있어 유의한 차이가 존재하지 않았고 조기도입기업의 생산활동을 통한 실물적 이익조정 규모가 K-IFRS 전면 도입 시점에 감소한 것으로 나타난 만큼, K-IFRS 전면 도입 이후 의무도입기업의 실물적 이익조정 규모가 유의하게 감소한 실증결과가 K-IFRS 도입이 아닌 여타 연도별 효과에 의해 도출되었을 가능성을 완전히 배제하기 어려운 것으로 판단된다. 그러나 최소한 K-IFRS 도입 이후 회계규제의 강화 등으로 인해 경영자가 재량적 발생액을 활용한 회계적 이익조정을 대체하여 실물적 이익조정 규모를 증대시키지는 않은 것으로 판단된다.

마지막으로 <표 5>는 실물적 이익조정의 절대적 규모에 대해서 절대값을 취하기 이전의 해당 변수가 '0'을 기준으로 양(+) 또는 음(-)의 부호를 가지는지 여부를 바탕으로 해당 표본을 상향적 또는 하향적인 이익조정을 수행한 기업군으로 분류하고 그 각각의 경우에 대하여 K-IFRS의 도입이 실물적 이익조정의 규모에 미치는 영향에 대한 회귀분석 결과를 보고하고 있다.

<표 5>에 보고된 바와 같이 실물적 이익조정 규모 대응치가 양(+)의 값을 가지는 기업군의 경우 비정상 영업현금흐름(ACFO)과 비정상 제조원가(APC)에 대하여 MANPOST의 회귀계수가 각각 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값(-0.017 및 -0.010)을 가지는 한편, 비정상 영업현금흐름(ACFO)에 대하여 MANDATORY의 회귀계수가 10% 수준에서 유의한 양(+)의 값(0.022)을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 실증결과는 상향적인 실물적 이익조정을 수행한 것으로 예측되는 기업들의 경우 K-IFRS 의무도입 이전에는 조기도입기업의 비정상 영업현금흐름이 의무도입기업에 비해 낮은 수준을 나타낸 반면, K-IFRS 의무도입 시점 전후에 의무도입기업의 비정상 영업현금흐름과 비정상 제조원가가 유의하게 감소했음을 의미한다. 한편, 실물적 이익조정 규모 대응치가 음(-)의 값을 가지는 기업군 즉 하향적 실물적 이익조정을 수행하는 것으로 나타나는 기업군의 경우에는 비정상 영업현금흐름(ACFO)과 비정상 재량적 비용(ADE)에 대하여 MANPOST의 회귀계수가 각각 1% 및 10% 수준에서 유의한 양(+)의 값(0.007, 0.01)을 가지는 것으로 나타났다. 하지만 비정상 제조원가(APD)의 경우 양(+)의 값을 나타내었지만 유의한 회귀계수를 보고하지 못하고 있다. 이러한 실증결과는 하향적인 실물적 이익조정을 수행한 것으로 예측되는 기업들의 경우 K-IFRS 의무도입 시점 전후에 의무도입기업의 비정상 영업현금흐름과 비정상 재량적 비용이 유의하게 감소했음을 의미한다.

12) 본 연구결과에서 보고하지는 않았으나, K-IFRS 도입 전과 후에 조기도입기업과 의무도입기업으로 구분하여 세가지 실물적 이익조정 측정치의 평균을 비교하는 단일변량 분석을 실시하였다. 분석결과, 의무도입기업의 경우에는 세가지 실물적 이익조정 측정치 모두에서 조기도입기업의 경우에는 ACFO의 경우에만 유의하게 K-IFRS 도입 후 실물적 이익조정 규모가 감소한 것으로 나타나, 본 연구의 회귀분석 결과와 대체로 일치하였다.

〈표 4〉 K-IFRS 도입이 실물적 이익조정 규모에 미친 영향

〈패널 A〉 다중회귀분석 결과		/ACFOI				/APDI				/ADEI			
		(모형 1)		(모형 2)		(모형 1)		(모형 2)		(모형 1)		(모형 2)	
		Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.
<i>Intercept</i>		0.098***	4.57	0.099***	4.61	-0.008	-0.22	-0.004	-0.12	0.026	1.14	0.029	1.24
	<i>MANDATORY</i>	0.004	0.53	0.004	0.54	-0.016	-1.22	-0.015	-1.19	-0.013	-1.55	-0.012	-1.51
	<i>MANPOST</i>	-0.014***	-7.12	-0.014***	-6.89	-0.009***	-2.76	-0.008***	-2.35	-0.004*	-1.79	-0.003	-1.34
	<i>VOLPOST</i>	-0.016	-1.55	-0.016	-1.50	-0.030*	-1.68	-0.028*	-1.59	-0.010	-0.99	-0.010	-0.88
	<i>EXC</i>	0.013	1.62	0.013	1.60	-0.009	-0.66	-0.009	-0.69	0.002	0.18	0.001	0.14
<i>lnSIZE</i>		-0.001	-0.88	-0.001	-0.96	0.005***	3.94	0.005***	3.74	0.002**	1.94	0.001*	1.76
	<i>D/M</i>	-0.003***	-4.63	-0.003***	-4.53	-0.002	-1.34	-0.001	-1.14	-0.001	-0.64	-0.000	-0.43
<i>ROA</i>		0.053***	5.33	0.031***	5.46	0.155***	9.32	0.184***	9.83	0.062***	5.84	0.082***	6.88
<i>DA</i>				-0.016	-1.57			-0.059***	-3.34			-0.041***	-3.68
<i>Industry Dummies</i>		포 함		포 함		포 함		포 함		포 함		포 함	
수정된 R ²		0.026		0.027		0.082		0.084		0.148		0.150	
표본수		5,199		5,199		5,199		5,199		5,199		5,199	

(주1) ***, **, *는 양측검정으로 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

(주2) Max VIF(분산팽창지수)는 2.066이다.

〈표 4〉 K-IFRS 도입이 실물적 이익조정 규모에 미친 영향 (계속)

<패널 B> Difference-in-Difference 분석 결과				
[1] /ACFO/				
	K-IFRS 도입 전	K-IFRS 도입 후	Diff.	
의무도입기업	0.102	0.088	-0.014***	
조기도입기업	0.098	0.082	-0.016	
Diff.	0.004	0.006	-0.002	
[2] /APD/				
	K-IFRS 도입 전	K-IFRS 도입 후	Diff.	
의무도입기업	-0.024	-0.033	-0.009***	
조기도입기업	-0.008	-0.038	-0.030*	
Diff.	-0.016	0.005	-0.021	
[3] /ADE/				
	K-IFRS 도입 전	K-IFRS 도입 후	Diff.	
의무도입기업	0.013	0.009	-0.004*	
조기도입기업	0.026	0.016	-0.010	
Diff.	-0.013	-0.007	-0.006	

〈표 5〉 K-IFRS 도입이 상향적(또는 하향적) 실물적 이익조정 규모에 미친 영향

$$REM = \beta_0 + \beta_1 MANDATORY + \beta_2 MANPOST + \beta_3 VOLPOST + \beta_4 EXC + \beta_5 lnSIZE + \beta_6 DM + \beta_7 ROA + Industry Dummies + \varepsilon$$

	① $REM \geq 0$						② $REM < 0$					
	ACFO		APD		ADE		ACFO		APD		ADE	
	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.	Coef.	t-stat.
Intercept	0.106***	3.13	0.246***	5.84	0.151***	9.53	-0.082***	-3.45	0.137**	2.56	0.041	0.85
MANDATORY	0.022*	1.89	-0.013	-0.83	-0.007	-1.21	0.007	0.85	0.013	0.71	0.010	0.65
MANPOST	-0.017***	-5.80	-0.010***	-2.83	-0.002	-1.30	0.007***	2.89	0.005	1.06	0.007*	1.65
VOLPOST	-0.003	-0.18	-0.030	-1.53	-0.003	-0.39	0.016	1.38	0.025	0.92	0.021	1.00
EXC	-0.011	-0.73	0.004	0.22	0.010	1.54	-0.021***	-2.63	0.019	1.10	0.019	1.20
lnSIZE	-0.002	-1.27	-0.006***	-3.65	-0.004***	-7.48	0.001	0.65	-0.010***	-5.32	-0.005***	-2.98
D/M	-0.001	-1.10	0.002	1.31	0.002***	3.18	0.003***	3.58	0.003	1.48	0.002	1.30
ROA	-0.100***	-7.22	0.030*	1.79	0.062***	8.18	-0.268***	-20.23	-0.272***	-9.30	-0.072***	-3.50
Industry Dummies	포 합						포 합					
수정된 R ²	0.040		0.078		0.334		0.179		0.114		0.085	
표본수	2,438		2,602		3,162		2,761		2,597		2,037	

(주1) ***, **, *는 양측검정으로 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

(주2) Max VIF(분산팽창지수)는 2.278이다.

즉 상향적 실물적 이익조정 뿐만 아니라 하향적 실물적 이익조정에 대해서도 K-IFRS 의무 도입 이후 유의하게 감소한 것으로 나타났는데, 이는 빅배스나 조세유인 등으로 인한 경영자의 하향적 이익조정 또한 K-IFRS 의무도입 이후 감소한 것으로 해석가능하다. 결론적으로 K-IFRS 의무도입 시점을 전후하여 의무도입기업을 중심으로 상향적 또는 하향적인 실물적 이익조정 규모가 모두 유의하게 감소한 것으로 나타나 <표 4>의 실증결과가 서로 다른 방향의 실물적 이익조정에 대해서도 일관되게 관찰되었다.

상기한 실증분석 결과를 종합해보면 주로 K-IFRS 의무도입 시점을 전후하여 의무도입기업의 실물적 이익조정 규모가 유의하게 감소한 것으로 나타났으며 이는 K-IFRS 도입 이후 강화된 공시제도 등으로 인해 국내 경영자들이 해당 기업의 장기영업성과나 자기자본비용 등에 부정적인 영향을 미치는 실물적 이익조정을 억제했을 가능성을 시사하는 것으로 판단된다. 하지만, K-IFRS 도입 이전 조기도입기업과 의무도입기업 사이에 실물적 이익조정 규모에 있어 유의한 차이가 존재하지 않은 만큼, 상기한 실증결과가 본 연구에서 고려하지 못한 별도의 연도별 효과에 의해 관찰되었을 가능성을 배제할 수 없다는 한계점을 가지고 있어 그 해석에 있어 독자들의 주의가 요구된다.

V. 결론 및 한계점

본 연구는 한국의 유가증권 또는 코스닥 시장에 상장된 기업 중 2009년부터 2012년까지의 기간을 대상으로 K-IFRS의 의무도입이 경영자의 실물적 이익조정에 미치는 영향에 대해서 실증분석을 실시하였다. 이러한 연구주제의 실증분석을 위해 본 연구는 K-IFRS 의무도입 이후와 실물적 이익조정 규모 대용치(비정상 영업현금흐름, 비정상 제조원가, 비정상 재량적 비용)의 절대적 수준과의 관련성을 살펴보았다. 실증분석 결과, K-IFRS 의무도입 이후 실물적 이익조정(비정상 영업현금흐름, 비정상 제조원가, 비정상 재량적 비용) 규모는 음(-)의 유의한 관계가 있는 것으로 나타났다. 또한, 회계적 이익조정을 고려하거나 상향적 및 하향적 실물적 이익조정으로 구분한 추가분석에서도 모두 일관된 결과를 나타냈다. 따라서 본 실증분석의 결과를 통해 K-IFRS 도입으로 인해 실물적 이익조정 규모로 측정된 재무회계정보의 투명성은 개선되거나 최소한 악화되지는 않았다고 결론지을 수 있을 것이다.

하지만 본 연구는 다음과 같은 한계점도 더불어 내포하고 있다. 본 연구에서는 K-IFRS를 자발적으로 도입한 조기도입기업을 통제그룹으로 고려하고 K-IFRS 의무도입기업의 K-IFRS 의무도입 시점 전후의 실물적 이익조정 규모를 분석함으로써 K-IFRS 도입 효과가 아닌 여타 다른 요인에 의해 본 연구의 실증분석 결과가 도출되지 않도록 노력하였다. 그러나 유럽의 복수 국가를 대상으로 한 선행연구들과는 달리 우리나라의 K-IFRS 조기도입기업 수가 많지 않아 상기한 분석방법의 검정력이 높지 않음에 따라 본 연구의 실증결과가 정확히 K-IFRS 도입에

의한 것인지 여부를 분명하게 판단하기가 쉽지 않다. 본 연구의 경우 K-IFRS 도입 이전에 조기도입기업과 의무도입기업 간에 실물적 이익조정 규모에 있어 유의한 차이가 없었으며, K-IFRS 의무도입 시점 전후에 조기도입기업의 일부 실물적 이익조정 규모의 대응치가 유의하게 감소한 것으로 나타난 바 있다. 이러한 점을 고려할 때 K-IFRS 도입 전후에 의무도입기업을 중심으로 실물적 이익조정 규모가 유의하게 감소한 본 연구의 실증결과가 K-IFRS 도입이 아닌 본 연구에서 고려하지 않은 별도의 연도별 효과에 기인했을 가능성을 완전히 배제하지 못하는 것이 사실이다. 또한 본 연구에서는 K-IFRS 이후 경영자가 선택할 수 있는 이익조정 수단에 있어 실물적 이익조정과 회계적 이익조정 사이의 내생적인 관계를 정교하게 고려하지 못하고 있지만 향후 K-IFRS 도입 이후 경영자의 이익조정 수단의 선택에 영향을 미칠 수 있는 다양한 연구가 실시된다면 K-IFRS 도입 이후 경영자가 선택할 수 있는 이익조정 수단에 대한 보다 심도있는 연구가 가능할 수 있을 것으로 기대된다.

이러한 한계점에도 불구하고 본 연구는 K-IFRS 도입에 따른 제반 경제적 효과가 구체적으로 발현되기 시작한 현 시점에서 국내 기업을 대상으로 실물적 이익조정 관점에서 K-IFRS의 도입효과를 분석한 실증분석 결과를 제공함으로써 K-IFRS 도입효과와 관련된 회계학적 및 자본시장 참여자들의 의문사항을 일부 해소하였다는 점에서 정책적 시사점을 줄 수 있는 연구라고 판단되고 추후 이와 관련하여 후속연구가 활발히 진행될 것으로 기대된다.

참고문헌

- 김지홍·고재민·고윤성. 2008. “손실회피 및 이익평준화를 위한 실제 이익조정 활동”. 회계저널 제17권 제4호 : 31-63.
- 김지홍·배지현·고재민. 2009. “실제이익조정이 장기 경영성과에 미치는 영향”. 회계학연구 제34권 제4호 : 31-70.
- 김종일·손호철. 2013. “K-IFRS 적용 전·후의 이익조정에 대한 연구”. 국제회계연구 제48권 : 77-106.
- 박현영·이호영·강민정. 2012. “IFRS 도입 전·후 이익조정과 감사투입시간의 영향에 대한 연구”. 회계와 감사연구 제54권 제2호 : 529-564.
- 윤순석. 2001. “상장기업과 코스닥기업의 이익관리에 대한 비교 연구”. 한국증권학회지 제29권 제1호 : 57-85.
- 이창섭·최우석·배성호. 2012. “실제이익조정활동과 감사시간 및 감사보수”. 경영학연구 제41권 제4호 : 757-787.
- 전홍민·김현희·차승민. 2011. “기관투자자가 실물활동을 통한 이익조정에 미치는 영향”. 경영학연구 제40권 제2호 : 383-406.
- 전홍민·차승민. 2012. “실물적 이익조정이 자기자본비용에 미치는 영향 : 한국기업을 중심으로”. 세무와 회계저널 제13권 제1호 : 99-130.
- 차승민·문보영·강일주. 2014. “K-IFRS 도입이 회계적 이익조정 규모에 미친 영향”. 회계정보연구 제32권 제3호 : 223-250.
- 최은실. 2013. “국제회계기준 도입이 기업의 자기자본비용에 미친 영향”. 고려대학교 박사학위논문.
- 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.
- Christensen, H., E. Lee, and M. Walker. 2008. Incentives or standards : What determines accounting quality changes around IFRS adoption? *Working paper*.
- Cohen, D., A. Dey, and T. Lys. 2008. Real and accrual-based earnings management in the pre and post-sarbanes-oxley periods. *The Accounting Review* 83(2) : 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(1) : 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 Review* 46(5) : 1085-1142.

- Dechow, M., R. Sloan, and A. Sweeney. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70(2) : 193–225.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39(2) : 295–327.
- Graham, R., R. Haverly, and S. Rajgopal. 2005. The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of Accounting and Economics* 40(1) : 3–73.
- Guay, W., P. Kothari, and L. Watts. 1996. A market-based evaluation of discretionary accrual models. *Journal of Accounting Research* 34(Supplement) : 83–105.
- Marquardt, C. and C. Wiedman. 2005. Earnings management through transaction structuring : Contingent convertible debt and diluted EPS. *Journal of Accounting Research* 43(2) : 205–243.
- Parbonetti, A. and E. Ipino. 2011. Mandatory IFRS adoption : The trade-Off between accrual and real-based earnings management. *Working Paper*.
- Roychowdhury, S. 2006. Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42(3) : 335–370.
- Watts, L. and J. Zimmerman. 1978. Towards a positive theory of the determination of accounting standards. *The Accounting Review* 53(1) : 112–134.
- Zang, A. 2012. Evidence on the tradeoff between real manipulation and accrual manipulation. *The Accounting Review* 87(2) : 675–703.

Adoption of K-IFRS and Real Earnings Management

Seung Min Cha^{*} · Bo Young Moon^{**} · Hong Min Chun^{***}

〈Abstract〉

This paper investigate whether the adoption of International Financial Reporting Standards (K-IFRS) is significantly lower real earnings management and improve the quality of accounting information. We divided sample into two segments which are early voluntary adopters(firms that adopted K-IFRS before the year of 2011) and mandatory adopters(firms adopted K-IFRS since 2011) to compare the tendency of real managing earnings as one of the effect of IFRS on behavior of managers. Also, we used Difference in Difference technique to remove biases in second period(in the year 2011 and 2012) comparisons between early voluntary adopters and mandatory adopters that could be the result from permanent differences between those groups, as well as biases from comparisons over time in the mandatory adopters that could be the result of trends.

By using 5,199 Korean firm-year observations from 2009 to 2012 we find that real earnings management seems to be reduced at the adoption of K-IFRS based on the fact that all the proxies of abnormal operating cash flows, abnormal production cost, and abnormal discretionary cost are significantly decreased in its magnitude since 2011. We conclude that more broader disclosure practice under K-IFRS prohibits managers from doing real earnings management. In sum, our results suggest that adoption of K-IFRS significantly lower real earnings management and increase accounting transparency as standard setters expected by changing information environment.

〈Key words〉 K-IFRS, Real Earnings Management, Accounting Information Transparency

* Assistant Professor, College of Economics and Business Administration, Kyonggi University, First Author.

** Assistant Professor, Dankook University, School of Business Administration, Corresponding Author.

*** Assistant Professor, Chungbuk National University, School of Business Administration, Co-Author.