

세무와회계저널
제13권 제1호 2012년 3월 pp.99~130
한국세무학회

실물적 이익조정이 자기자본비용에 미치는 영향*

- 한국기업을 중심으로 -

전홍민** · 차승민***

<요 약>

본 연구는 한국기업을 대상으로 개별기업의 실물적 이익조정이 자기자본비용에 미치는 영향에 대하여 분석하였다. 실물적 이익조정은 기업의 장기성과와 주가에 부정적인 영향을 미친다고 보고 되고 있으며, 경영자들이 수익성을 극대화 하는 동시에 위험을 최소화시키는 최적의 의사결정을 수행하지 않음에 따라 기업의 정상적인 수준을 넘어서는 비정상적인 수준의 실물적 이익조정행위 자체가 해당 기업의 위험을 증가시킬 수 있다. 그러므로 기업의 경영자가 행하는 의도적인 실물적 이익조정에 대해서 주식시장의 투자자가 해당 기업에 대한 위험요소로 인지하여 자기자본비용에 적절하게 반영하고 있는지를 살펴보는 것은 의미가 있다고 판단된다.

2001년부터 2007년까지 한국의 유가증권 및 코스닥시장에 상장된 1,564개의 기업/연도 관측치를 대상으로 실증분석을 실시한 본 연구의 결과는 다음과 같다. 보고이익의 관점에서 경영자가 실물적 이익조정을 통해서 이익을 상향 조정하는 경우, 해당 기업의 자기자본비용은 증가하는 것으로 나타났다. 구체적으로 비정상 영업현금흐름, 비정상 제조원가 및 비정상 재량적 비용으로 측정된 실물적 이익조정 측정치로 분석한 결과, 비정상 영업현금흐름과 비정상 제조원가가 해당 기업의 자기자본비용과 유의한 정(+)의 관계에 있는 것으로 나타났다. 또한 세 가지 실물적 이익조정 측정치를 종합하여 측정된 변수를 이용한 분석 결과에서도 일관되게 보고이익을 상향 조정하는 실물적 이익조정 정도와 자기자본비용과는 유의한 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과로 판단할 때, 경영자의 실제 영업활동을 통한 실물적 이익조정 행위가 증가하면, 주식시장의 투자자들이 해당기업의 잠재적인 위험이 커질 것으로 예상하여 이에 대해 추가적인 위험프리미엄을 요구하는 것으로 결론지을 수 있다.

본 연구는 한국기업을 대상으로 회계적 이익조정에 국한된 기존의 연구에서 나아가 경영자의 실물적 이익조정이 개별기업의 자기자본비용에 미치는 영향에 대해서 직접적으로 분석하였다는 점에서 의미가 있다. 특히 최근의 강화된 회계규제로 인해 실물적 이익조정에 대한 경영자의 유인이 크게 증가할 것으로 보이므로, 본 연구가 주식시장 참여자나 규제당국에 시사하는 바가 크다고 할 수 있다.

<주제어> 실물적 이익조정, 자기자본비용

* 이 논문은 2011년 정부(교육과학기술부)의 재원으로 한국연구재단의 지원을 받아 수행된 연구임(NRF-2011-332-B00250)

** 고려대학교 경영대학 박사과정, 제1저자

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

논문접수일 2011년 8월

1차수정일 2011년 11월

게재확정일 2011년 12월

I. 서 론

본 연구는 한국기업을 대상으로 개별기업의 실물적 이익조정이 자기자본비용에 미치는 영향에 대하여 분석하였다. 실물적 이익조정(real earnings management)은 실제 영업활동을 통해서 이익을 조정하는 행위로서 경영자가 목표로 하는 이익에 도달하기 위하여 정상적인 영업활동에서 벗어난 비정상적인 영업활동을 수행함으로써 인위적으로 이익을 상향 또는 하향으로 조정하는 일련의 행위로 정의된다(e.g., Roychowdhury 2006 ; Cohen and Zarowin 2010). 기존의 선행 연구들은 주로 회계적 이익조정이 자기자본비용에 미치는 영향에 대해서 연구해 왔다. 즉 재량적 발생액을 회계이익의 질에 대한 대응치로 보고 자기자본비용과의 관계에 대해 분석이 이루어졌는데, 대체적으로 재량적 발생액 규모와 자기자본비용 사이에 정(+)의 상관관계가 있다는 실증분석 결과를 보고하였다(e.g., Francis, Lafond, Olsson, and Shipper 2004, 2005 ; Lambert, Luez, and Verrecchia 2007 ; 김경태 2006). 그러나 Graham, Haverly, and Rajgopal(2005)은 경영자가 선호하는 이익조정이 회계적 이익조정과 더불어 실물적 이익조정도 있다고 언급하면서 현금흐름에 직접적인 영향을 미칠 수 있는 실물적 이익조정에 대해서 보다 관심을 가지고 살펴봐야 한다고 주장하였다. 경영자의 이익조정 중 회계적 이익조정의 경우 외부감사나 관계 당국의 직접적 규제를 받지만 실물적 이익조정의 경우 경영자의 자의적 판단에 의해서 이루어지는 경영활동의 하나로 보기 때문에 법적 규제를 받지 않는다는 점에서 양자간에는 차이가 있다. 특히 회계규제가 강화되고 있는 현 시점에서는 경영자가 회계적 이익조정보다는 실물적 이익조정을 더 많이 사용하게 될 가능성이 크다. 또한 최근의 선행연구에서는 SOX(Sarbanes Oxley)법¹⁾이 통과된 이후에 법적규제를 상대적으로 적게 받는 실물적 이익조정을 더 많이 활용한다는 다수의 연구결과가 보고되고 있다(e.g., Zang 2007 ; Cohen, Dey, and Lys 2008 ; Cohen and Zarowin 2010). 더불어 실물적 이익조정활동과 관련된 국내의 연구들에서도 실물적 이익조정이 회사의 장기성과와 주가에 부정적인 영향을 미치고 있으며, 실제로 국내 기업에서도 실물적 이익조정이 광범위하게 실행된다고 보고되고 있다(e.g., 김지홍·고재민·고운성 2008 ; 김지홍·배지현·고재민 2009). 특히 김지홍·배지현·고재민(2009)은 상향의 실물적 이익조정은 차기와 차기 이후의 장기영업성과에 부정적인 영향을 미친다고 언급하였고, 이는 단순히 발생액의 반전효과를 나타내는 회계적 이익조정보다 기업의 근본적인 가치저하에 보다 심각한 영향을 미칠 수 있다고 주장하였다. 그러나 한국기업을 대상으로 주식시장 참여자들이 경영자의 실물적 이익조정을 정확히 인지하여 기업가치평가 시에 적절하게 반영하고 있는지에 대해서 직접적으로 살펴본 연구는 현재 제한적이다.

Kim and Sohn(2009)이 미국기업을 대상으로 회계적 및 실물적 이익조정과 자기자본비용과의

1) 2002년 7월 30일에 통과된 법안으로 상장기업과 경영진에 대한 공시기준강화, 내부자 거래의 제한과 증권사기 방지, 기업부정에 대한 처벌강화 등을 주요 골자로 한다.

상관관계를 처음으로 실증분석한 결과, 실물적 이익조정과 회계적 이익조정 모두 자기자본비용과 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타났으며, 특히 실물적 이익조정이 회계적 이익조정보다 자기자본비용을 더욱 증가시키는 것으로 보고하였다. 동 연구결과에 대해 Kim and Sohn(2009)은 재무제표 질의 저하로 인한 정보위험의 상승을 실물적 이익조정이 자기자본비용을 증가시킬 수 있는 원인으로 제시하였다. 그러나 경영자가 실물적 이익조정을 하게 되면, 재무제표의 정보자체를 왜곡시키지 않더라도 보고이익을 변화시킬 수 있기 때문에 실물적 이익조정이 재무제표의 질을 심각하게 저하시킨다는 동 연구의 가정은 다소 무리가 있다. 오히려 경영자들이 수익성을 극대화 하는 동시에 위험을 최소화시키는 최적의 의사결정을 수행하지 않음에 따라 기업의 정상적인 수준을 넘어서는 비정상적인 수준의 실물적 이익조정행위 자체가 해당 기업의 위험을 증가시킬 수 있다. 즉 단기적으로 보고이익을 높이기 위한 상향적 실물적 이익조정이 자원배분의 왜곡을 야기하고, 이는 결국 장기적으로 기업가치의 저하와 더불어 해당 기업의 자기자본비용을 상승시킬 수 있는 것이다.

이에 본 연구에서는 한국 주식시장을 대상으로 Roychowdhury(2006)가 제시한 실물적 이익조정의 측정치인 비정상 영업현금흐름, 비정상 제조원가, 그리고 비정상 재량적 비용을 바탕으로 경영자가 보고이익을 상향하고자 할 때 각 측정치가 자기자본비용에 미칠 수 있는 영향에 대해서 다음과 같은 관점에서 분석하였다. 먼저 비정상적인 수준의 가격할인 및 신용매출의 증가는 장기적인 브랜드 파워의 훼손과 더불어 차기의 매출감소를 유발할 수 있고 미래의 대손이 증가할 수 있기 때문에 비정상 영업현금흐름은 단기적으로 감소할 것으로 예상되고 이는 차기의 현금흐름의 변동성을 증가시킬 수 있다. 또한 장기적인 브랜드 파워의 훼손과 미래의 대손증가는 기업의 잠재적인 위험을 상승시킬 수 있다. 비정상 제조원가의 경우 생산량을 판매량에 비해 지나치게 늘리면 단위당 고정제조간접비를 낮출 수는 있지만 재고보유비용의 증가와 재고의 진부화 현상이 발생할 수 있고 이 또한 현금흐름의 변동성을 증가시킬 수 있다. 마지막으로 비정상 재량적 비용을 살펴보면, 먼저 대표적인 재량적 비용인 연구개발비와 광고선전비를 정상적인 수준으로 투자하지 않으면 기업의 장기성과 및 성장성에 부정적인 영향을 미칠 수 있으며, 기업이 교육훈련비와 복리후생비 같은 항목을 일시적으로 줄인다면 장기적으로 핵심 인재의 유출과 근무분위기 저하 등의 결과로 이어져 해당 기업에 대한 불확실성이 증가할 수 있다. 따라서 위에서 살펴본 바와 같이 경영자의 비정상적인 실물적 이익조정행위는 그 자체로도 자원배분의 왜곡을 초래해 해당 기업의 위험을 증가시킬 수 있고, 더불어 현금흐름에 대한 변동성의 증가는 투자자의 예측가능성²⁾을 낮추어 투자자로 하여금 경영자의 실물적 이익조정 행위 자체에 대해서 더 높은 자기자본비용을 요구할 수 있다.

2) Cohen, Dey, and Lys(2008)에서 언급되었듯이 실물적 이익조정의 경우 이를 견제와 감시할 수 있는 메커니즘이 회계적 이익조정보다 상대적으로 적다는 점에서 외부의 투자자들이 실물적 이익조정을 정확히 파악하기 어렵고 이는 추정의 위험(estimation risk)을 증가시킬 가능성이 있다(e.g. Coles, Loewenstein, and Suay 1995 ; Clarkson, Guedes, and Thompson 1996).

한편, 본 연구는 미국의 주식시장을 대상으로 한 선행연구와 차별화된 정보환경을 지닌 한국 시장을 대상으로 한다. Bhattacharya, Daouk, and Welker(2001)는 선진국에 비해 개발도상국의 이익조정 정도가 더 심각한 것으로 나타났으며 한국은 40개 국가 중 38위에 기록될 만큼 이익조정 정도가 심각한 것으로 나타났다. 한국은 미국과 비교해서 회계규제와 관련된 법적 규제의 정도와 공시수준 및 투자자 보호 수준도 낮은 수준이므로(e.g., Hope 2003a ; Leuz, Nanda, Wysocki 2003 ; Laporta, Lopez-de-Silanes, Shleifer, and Vishny 2000), 경영자들이 실물적 이익조정을 할 수 있는 환경이 미국 등의 선진국과는 차이가 날 가능성이 높다. 그러므로 경영자가 보고이익을 상향시키기 위한 이익조정의 유인이 있다고 하더라도 소속된 국가 및 자본시장의 회계규제의 정도와 예상되는 법적비용에 따라 회계적 이익조정과 실물적 이익조정 중 어떠한 방법의 선호에 차이가 발생할 수 있다. 즉 한국은 IMF위기 이후에 분식회계와 관련된 법적제도 정립 및 회계규제의 강화와 관련된 논의를 끊임 없이 진행하고 있지만, 미국과 달리 회계규제와 관련하여 SOX(Sarbanes Oxley)법과 같은 명문화된 규제가 아직 미비한 실정이다. 반면 미국의 경우 2000년대 초에 발생한 일련의 회계부정사건³⁾으로 인해서 회계신뢰도 회복을 위한 SOX법을 제정하고 이를 시행하고 있다. 더불어 실물적 이익조정을 자율적으로 규제할 수 있는 메커니즘과 관련하여서도 한국과 미국은 많은 차이가 존재한다. 대표적인 예로, 자본시장이 요구하는 기업의 공시(Disclosure)에 대한 수준(e.g., Hope 2003a, 2003b)과 기관투자자를 포함한 주주들의 실질적 영향력 및 기업지배구조(Corporate Governance)⁴⁾ 등을 들 수 있다. 따라서 위에서 언급되었던 내·외부 정보환경 차이로 인해서 미국기업을 대상으로 한 실증결과가 한국기업에 그대로 적용될지는 확신할 수 없다. 따라서 한국기업을 대상으로 경영자의 실물적 이익조정 행위가 자기자본비용에 미치는 영향에 대한 실증분석은 의미가 있을 것이다.

본 연구의 결과는 다음과 같다. 2001년부터 2007년까지 1,564개의 기업/연도 관측치를 대상으로 실증분석을 한 결과, 실물적 이익조정과 자기자본비용과는 전반적으로 정(+)의 유의한 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 구체적으로 선행연구에 따라 산출한 세 가지 실물적 이익조정 수단과 자기자본비용과의 관계를 살펴본 결과, 비정상 영업현금흐름 및 비정상 제조원가가 자기자본비용과 유의한 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 세 가지의 총체적 이익조정 측정치와 자기자본비용과의 관계에서도 모두 일관되게 자기자본비용과는 유의한 정(+)의 관계가

3) Enron, Zerox와 Worldcom 등의 회사들이 매출액을 과대계상하거나 지출을 설비투자로 인식하는 등의 분식회계를 통해서 회계부정을 일으킨 사건을 일컫는다. 특히 Zerox의 경우 1997년부터 2001년 사이에 매출액을 19억달러나 과대계상한 바 있다.

4) 기업지배구조(Corporate Governance)란 기업의 목적을 달성하기 위하여 기업 및 경영진을 감시하고 통제하는 의사결정구조 및 의사결정과정으로 정의될 수 있다(e.g., 박경서 · 이은정 · 장하성 2004). 한국의 경우 기업지배구조 개선을 위하여 사외이사제도의 확산, 대표소송요건의 완화, 감사위원회제도, 집단소송제도 등을 시행하고 있다. 하지만 한국은 김병호(2002)에서 언급되었듯이 총수1인에 의해서 모든 통제권한 및 소유권한이 부여되어 선진국과 같이 소유와 통제가 분리된 경우와는 구별되는 특수한 대리인 비용이 존재할 수 있다.

있는 것으로 보고되었다. 따라서 한국기업을 대상으로 한 본 연구의 실증결과에 의하면, 한국의 투자자들은 기업의 실물적 이익조정에 대해 평균적으로 정확하게 인지하여 이를 자기자본비용에 적극적으로 반영하고 있는 것으로 판단된다. 특히 비정상 영업현금흐름과 비정상 제조원가의 증가를 통해 보고이익을 높이려는 기업들에 대해서 주식시장의 투자자들이 추가적인 위험프리미엄을 요구하고 있는 것으로 볼 수 있다. 또한 이러한 결과는 유가증권시장보다 코스닥시장에서 보다 뚜렷하게 나타났다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 우선 한국기업을 대상으로 실물적 이익조정이 자기자본비용에 미칠 수 있는 영향을 직접적으로 분석한 논문이다. 실물적 이익조정이 기업의 장기성과와 주가에 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 연구는 있었지만 해당기업의 위험에 직접적으로 미칠 수 있는 영향에 대해서 직접적으로 살펴본 연구가 제한적이었던 점에서 본 연구는 의미가 있다. 둘째, 본 연구는 회계적 이익조정이 투자자의 위험에 미칠 수 있는 영향에 대한 기존의 선행연구에서 나아가 경영자의 실제 영업활동을 통한 실물적 이익조정 행위도 기업의 자기자본비용을 증가시킬 수 있다는 실증 결과를 제시하였다. 재무제표의 왜곡을 통해 투자자와 경영자 사이의 정보위험이 증가하는 회계적 이익조정과 달리, 실물적 이익조정의 경우 경영자가 수익성을 극대화하는 동시에 위험을 최소화시키는 최적의 의사결정을 수행하지 않음에 따라 해당 기업의 실물적 이익조정 자체가 많은 위험을 내포할 수 있다는 점을 실증적으로 밝혀냈다는 점에서 본 연구는 의미가 있다. 마지막으로, 본 연구는 실물적 이익조정과 자기자본비용의 다양한 측정치를 사용하여 분석에 이용함으로써 가능한 측정오류를 최소화하고 결과의 일반화를 위해 노력하였다.

본 연구는 다음과 같이 구성되어 있다. 제Ⅱ장에서는 선행연구들을 살펴보고 연구가설을 수립하였으며, 제Ⅲ장에서는 연구방법 및 연구자료에 대해서 기술하였다. 그리고 제Ⅳ장에서는 실증결과를 요약하였으며, 제Ⅴ장에서는 연구결과에 대한 결론 및 한계점을 제시하였다.

Ⅱ. 선행연구 및 가설설정

Schipper(1989)는 “이익조정이란 어떠한 사적인 이득을 얻을 의도를 가지고 외부에 재무보고를 하는 과정에 의도적으로 개입하는 일련의 행위”로 규정하고 이익조정을 회계적 이익조정과 실물적 이익조정으로 구분을 하였다. 발생액을 통해 측정된 회계적 이익조정과 관련된 대부분의 연구들은 경영자들이 기업공개나 유상증자의 가치평가, 수익상환계약, 임원 보상, 기업인수합병(M&A) 등의 특수한 계약 상황 하에서 기회주의적으로 재량적 발생액을 통한 이익조정을 실시한다고 주장한다(e.g. Teoh, Welch, and Wong 1998 ; Rangan 1998 ; 백원선·최 관 1999). 즉 대부분의 재무와 회계의 선행연구들은 이익조정현상이 경영자의 특별한 동기가 필요한 상황 하

에서 나타나는 현상이라고 주장하였다. 그러나 Ronen and Sadan(1975)은 경영자들이 보고되는 이익을 유연화하기 위해서 특별한 상황이 아니더라도 항상 이익조정을 할 유인이 있다고 주장하였다. 반면 Graham, Haverly, and Rajgopal (2005)은 경영자들이 선호하는 이익조정 수단으로 실물적 이익조정을 제시하였고 특히 실물적 이익조정이 현금흐름에 직접적으로 영향을 미칠 수 있기 때문에 회계적 이익조정만큼 의미를 두고 살펴볼 필요가 있다고 주장하였다. 또한 Graham, Haverly, and Rajgopal (2005)은 경영자들이 외부감사나 정부기관 및 규제기관으로부터 제재를 받을 수 있는 회계적 이익조정보다 규제에서 상대적으로 자유로운 실물적 이익조정을 선호할 것이라고 밝히고 있다.

Roychowdhury(2006)는 주주가 실물적 이익조정행위를 통해서 조작된 이익을 실제적인 이익이라고 믿는 경우가 존재한다고 언급하면서 정상적 영업활동과 비정상적 영업활동을 구별할 수 있는 실증적 모형을 제시하였다. 그는 동 실증적 모형을 통해 경영자가 기업이 처한 일시적 손실을 회피하기 위해 매출, 생산, 그리고 비용 측면에서 실제영업활동을 변경시키는 세 가지 방법⁵⁾에 대해 설명하였다. Zang(2007)은 경영자들이 이익을 조정할 때 발생액을 활용한 회계적 이익조정보다 실물적 이익조정을 먼저 활용하는지 살펴보았는데, 실물적 이익조정과 회계적 이익조정이 이익조정을 실행하는 데에 있어서 대체적 관계에 있다는 결과를 제시하였다. 구체적으로 기업들은 소송이 발생하는 경우와 발생할 가능성이 매우 큰 경우 이익조정의 수단을 회계적 이익조정에서 실물적 이익조정으로 대체하고 있다는 사실이 동 연구에서 밝혀졌다. 동 연구 결과는 법적 비용을 고려할 경우 경영자가 회계적 이익조정보다 실물적 이익조정을 상대적으로 보다 안전한 이익조정의 수단으로 인식하고 있음을 시사한다. Cohen, Dey, and Lys(2008)도 SOX 법의 통과가 실물적 이익조정과 회계적 이익조정에 미치는 영향에 대해서 연구하였는데, SOX 법이 통과되기 전에는 회계적 이익조정이 더 많이 사용되었지만 SOX법이 통과되면서 회계적 이익조정이 오히려 줄어든다는 연구결과를 보고하였다. 그들은 Zang(2007)의 결과와 일관되게 SOX법 이후로 회계적 이익조정에 대한 법적 비용이 급격히 증가하였지만 실물적 이익조정은 회계적 이익조정보다 법적 비용과 책임이 상대적으로 적기 때문에 SOX법의 통과는 회계적 이익조정 보다 실물적 이익조정을 더 많이 활용하는 계기가 되었다고 주장하였다. 나아가 Cohen and Zarowin(2010)은 경영자가 유상증자(seasoned equity offering)라는 특정의 경제적 의사결정을 할 때 회계적 이익조정과 실물적 이익조정의 상대적 활용가능성에 대해 살펴보았는데, Zang(2007)의 결과와 동일하게 기업들이 SOX법 이후에 상대적으로 법적비용이 적을 것으로 예상되는 실물적 이익조정을 더 많이 활용하고 있는 것으로 보고하였다. 한편, Gunny(2005)는 연구개발, 판매 및 관리, 고정자산 처분, 판매 단가 및 생산량 결정 등의 네 가지 경영 활동에서

5) 구체적으로, 판촉행사나 신용매출을 통해서 매출을 늘리는 경우, 생산을 늘려서 생산비와 매출원가에 배부된 원가를 줄이려는 노력을 하는 경우, 그리고 재량적 비용이라고 일컬어지는 연구개발비, 광고비 및 판매관리비 등의 비용들을 활용하는 경우를 각각의 예로 들 수 있다.

발생한 실물적 이익조정이 이후의 영업성과에 부정적인 영향을 미칠 수 있다는 사실을 밝히고, 경영자들은 미래의 기업가치를 희생해서라도 당기의 보고이익을 늘리려 한다고 주장하였다. 또한 그는 실물적 이익조정의 주식시장 반응에 대해서 분석하였는데, 일반 투자자들은 실물적 이익조정이 미래성과에 부정적인 영향을 미친다는 사실을 인식하지 못하지만, 재무분석가들은 일반 투자자들과는 달리 미래 경영성과가 악화될 수 있다는 사실을 비교적 정확히 인지하고 있는 것으로 보고하였다.

한편 실물적 이익조정과 관련된 국내 연구를 살펴보면, 김지홍·고윤성·고재민(2008)은 적자 회피와 이익 평준화를 위해서 기업들이 실물적 경영활동을 변경시키는데 대해서 Roychowdhury (2006)가 제시한 실물적 이익조정의 측정치인 비정상 영업현금흐름, 비정상 재량적 비용, 그리고 비정상 제조원가를 활용해서 분석하였다. 분석 결과, 적자 회피를 위해 이익을 상향 조정한 것으로 의심되는 기업은 그렇지 않은 기업에 비해 영업현금흐름과 재량적 비용은 낮고 제조원가는 높게 나타났다. 또한 김지홍·배지현·고재민(2009)은 실물적 이익조정이 장기 영업성과에 부정적인 영향을 미치고 있다는 결과를 보고하였는데, 실물적 이익조정에 대해서 상향적 이익조정과 하향적 이익조정을 구분하고 특히 일시적으로 보고이익을 증가시키기 위한 상향적 이익조정의 경우 차기보다 차기 이후에 부정적인 영향은 더욱 증가한다고 주장하였다.

기업의 이익조정이 해당 기업의 자기자본비용에 미치는 영향을 연구한 선행연구들은 주로 재량적 발생액을 이용한 이익조정이 자기자본비용에 미치는 영향을 분석하였으며 대체적으로 재량적 발생액 규모와 자기자본비용 사이에 정(+)의 상관관계가 있다는 실증 분석 결과를 보고하였다. 먼저 Francis, Lafond, Olsson, and Shipper(2005)는 재량적 발생액을 이용하여 회계이익의 질을 측정하고 이러한 대응치와 자기자본비용과의 관계를 실증적으로 분석한 결과, 재량적 발생액 규모와 자기자본비용 사이에 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 보고하였다. 그들은 회계적 이익조정을 통한 재무제표의 왜곡이 회계이익의 질을 저하시켜서 투자자와 경영자간의 정보위험을 확대시켰음을 그 이유로 제시하였다. Lambert, Leuz, and Verrecchia(2007)도 재량적 발생액으로 측정된 재무제표의 질은 투자자의 자원배분활동에 유의한 영향을 미쳐서 해당기업의 자기자본비용과 부(-)의 상관관계를 나타낸다고 주장하였다. 한국기업을 대상으로 기업의 회계적 이익조정이 자기자본비용에 미치는 영향에 대해 연구한 일련의 선행연구들도 미국의 선행연구와 일관되게 회계적 이익조정과 자기자본비용 사이에 정(+)의 상관관계를 보고하였다(e.g., 김경태 2006 ; 조중석·조문희 2007). 특히 조중석·조문희(2007)는 발생액 변동이 큰 경우(즉, 이익의 질이 낮은 경우) 투자자와 경영자 사이의 정보 비대칭이 확대되어 자기자본비용이 유의하게 증가하는 실증결과를 보고하였다. 하지만 Kim and Sohn(2009)은 회계적 이익조정과 자기자본비용간의 상관관계를 분석한 기존의 연구에서 나아가 미국기업을 대상으로 1987년부터 2006년까지 20년간 기업의 회계적 이익조정과 실물적 이익조정이 자기자본비용에 미치는 영향에 대해서 살펴보았다. 연구 결과, 실물적 이익조정과 회계적 이익조정 모두 자기자본비용과 정(+)의

상관관계가 있는 것으로 나타났지만, 특히 실물적 이익조정이 회계적 이익조정보다 자기자본비용을 더욱 증가시키는 것으로 나타났다. 특히 실물적 이익조정의 경우 비정상 영업현금흐름, 비정상 재량적 비용, 그리고 비정상 제조원가가 모두 자기자본비용과 통계적으로 유의한 정(+)의 상관관계를 나타내었다.

이러한 일련의 연구결과들로 판단할 때, 국내기업의 경영자들도 실제로 실물적 이익조정 행위를 실행하고 있으며(e.g., 김지홍·고재민·고윤성 2008 ; 김지홍·배지현·고재민 2009), Cohen, Dey, and Lys(2008)가 주장한 바와 같이 경영자들은 상대적으로 규제당국의 감시가 소홀하고 법적 비용이 적을 가능성이 높은 실물적 이익조정을 활용할 유인이 충분히 존재한다. 특히 IMF 경제위기 이후 규제당국에 의해 강화된 회계규제를 고려할 때 한국기업들이 회계적 이익조정보다 실물적 이익조정 행위에 의존할 가능성이 과거보다 높아진 것도 사실이다. 그리고 회계적 이익조정의 경우 재무제표의 인위적 조작을 통해서 회계이익의 질이 낮아지면 이는 정보위험의 증대로 이어져 자기자본비용의 증가로 나타날 수 있는 반면 실물적 이익조정의 경우 재무제표를 심각하게 왜곡시키지 않더라도 해당 기업의 보고이익을 변화시킬 수 있다는 점에서 자기자본비용에 영향을 미칠 수 있는 원인에 있어서 회계적 이익조정과는 차이점이 있다. 보다 구체적으로, 기업의 순이익을 단순화하여 발생액과 영업현금흐름의 합으로 나타낸다면, 회계적 이익조정은 현금흐름이 확정된 상태에서 발생액의 조정을 통해서 이익을 조정하는 것으로 이는 재무제표의 왜곡을 야기하고 투자자와 경영자 사이의 정보위험을 확대시킬 수 있다. 반면 실물적 이익조정은 회계적 이익조정이 발생하기 이전에 실제 영업활동 자체를 조정하여 당기의 영업현금흐름에 직접적인 영향을 미칠 수 있고, 이는 차기 및 차기 이후의 현금흐름에 대한 변동성을 확대시킬 수 있다. 예를 들어 기업이 일시적인 매출 증대를 위해 신용정책을 변경하여 외상판매를 과도하게 늘리게 되면, 이는 매출과 영업현금흐름의 단기적 괴리에 그치는 것이 아니라 향후 부실채권의 발생 등으로 인한 미래 매출채권 회수에 영향을 줄 수 있으며, 이는 곧 미래 현금흐름에 대한 불확실성을 증가시킨다. 또한, 기업이 교육훈련비나 연구개발비를 삭감하여 현금의 유출을 줄이게 되면 당기의 일시적인 순이익 증가를 보고할 수 있지만 장래에 인재 이탈과 개발역량 후퇴의 결과를 가져와 더 큰 현금의 유출을 가져올 수 있다. 특히 이러한 미래의 잠재적 손실로 인해 발생 가능한 현금의 유출은 크며, 그 규모를 예측하기도 쉽지 않다. 그러므로 해당 기업이 실물적 이익조정을 하게 되면 정상적인 영업활동에서 나타날 수 있는 현금흐름과는 다른 비정상적인 미래 현금흐름을 가져올 것이며 그 변동성 또한 클 것이다. 다시 말해, 기업이 적절한 시기에 최적의 규모로 영업활동에 대한 경제적인 자원배분을 하지 않으면 이는 기업의 미래 현금흐름에 대한 변동성을 증가시킬 수 있다. 이와 같이 기업의 미래 현금흐름에 대한 변동성(또는 불확실성)이 증가하면 기업가치 측정 시 필요한 미래 현금흐름 정보에 대한 투자자의 예측가능성이 감소하게 되며, 투자자들은 이에 대해 해당기업에 대한 위험이 증가하는 것으로 인지하여 추가적인 위험프리미엄을 요구할 것이다(e.g., Gode and Mohanram 2003). 즉, 실물적

이익조정의 경우 경영자들이 수익성을 극대화하는 동시에 위험성을 최소화시키는 최적의 의사 결정을 수행하지 않음에 따라 기업의 실물적 경영활동 자체가 해당기업의 위험성을 증가시킬 수 있는 것이다.

이상의 논의에 따라 본 연구에서는 Roychowdhury(2006)에서 사용된 비정상 영업현금흐름, 비정상 제조원가, 그리고 비정상 재량적 비용의 세 가지 대용치를 통해서 경영자의 실물적 이익조정 행위의 수준을 측정하였는데, 각각의 경우 자기자본비용에 미칠 수 있는 영향을 예상해 보면 다음과 같다.

먼저 비정상 영업현금흐름의 경우 정상적인 수준을 넘어선 비정상적인 수준의 가격 할인 및 무리한 신용정책을 실시하는 경우 이는 정상적인 수준에서 벗어난 영업현금흐름의 변화를 야기 하고, 이는 결국 기업의 당기 및 차기 현금흐름의 변동성에 직접적으로 영향을 미친다. 그리고 비정상 제조원가의 경우 고정제조간접비를 줄이기 위해서 예상되는 판매량보다 생산량을 지나치게 많이 늘리는 경우 적시에 재고를 판매하기 힘들게 되고 이는 재고의 진부화 및 재고보유비용의 증가를 가져올 수 있고 결국 자원배분의 왜곡을 초래할 수 있다. 마지막으로 비정상 재량적 비용의 경우 경영자가 보고이익을 높이기 위해서 정상적인 수준 이하로 연구개발비나 광고선전비 등에 투자를 한다면 단기적으로 보고이익은 높일 수 있지만, 이는 결국 기업의 장기 영업성과 및 성장성에 부정적인 영향을 줄 수 있고, 동시에 차기 이후의 재량적 비용의 지출과 관련된 현금흐름의 변동성을 증가시킬 수 있다. 따라서 앞서 설명한 바와 같이 실물적 이익조정 수준이 증가하면 해당 기업에 대한 현금흐름 변동성을 증대시켜 결국 투자자로 하여금 기업의 미래 현금흐름에 대한 예측가능성을 감소시킬 것으로 예상할 수 있다. 이는 정상적인 수준을 벗어난 실물적 이익조정 자체가 기업의 위험에 직접적인 영향을 미칠 수 있음을 의미한다. 하지만 상향적인 실물적 이익조정활동이 실제로 투자자들이 인식하는 자기자본비용에 반영되고 있는지, 특히 정보환경이 다른 한국 주식시장에서 투자자들이 이를 해당 기업의 자기자본비용에 적절히 반영하고 있는지는 실증적 연구과제이다.

이상의 논의를 바탕으로 본 연구에서는 비정상 영업현금흐름, 비정상 제조원가, 그리고 비정상 재량적 비용의 세 가지 대용치를 사용하여 실물적 이익조정과 자기자본비용과의 관련성을 살펴보기로 한다. 또한 분석의 일반화를 위해 이상에서 사용된 각 측정치들의 부호를 조정하여 합한 측정치를 경영자의 총체적인 실물적 이익조정 수준의 대용치로 사용하여 자기자본비용과의 관련성을 파악해 보기로 한다. 이에 다음과 같은 가설을 제시한다.

가설 : 개별기업의 실물적 이익조정 수준과 자기자본비용과는 정(+)의 관계에 있다.

(H₁) 개별기업의 비정상 영업현금흐름 수준과 자기자본비용과는 정(+)의 관계가 있다.

(H₂) 개별기업의 비정상 제조원가 수준과 자기자본비용과는 정(+)의 관계가 있다.

(H₃) 개별기업의 비정상 재량적 비용 수준과 자기자본비용과는 정(+)의 관계가 있다.

(H₄) 개별기업의 총체적 실물적 이익조정 수준과 자기자본비용과는 정(+)의 관계가 있다.

III. 연구 방법론

1. 자기자본비용의 측정

객관적인 수치로 관찰되지 않는 자기자본비용의 산출에 대해 최근 회계분야에서 많은 연구가 진행되어 왔다. 최근 들어 재무분석가의 이익예측치를 투자자 이익기대치의 대용치로 간주하고 이를 기업가치모형에 대입하여 산출되는 기업가치 추정치와 주식시장에서 관찰되는 주가가 상호 일치하도록 하는 할인율을 사전적 의미에서의 자기자본비용으로 측정하는 방식이 학계에 소개되고 그 우월성이 꾸준히 보고되고 있다. 구체적으로 Gebhardt, Lee, and Swaminathan(2001) 등 여러 연구에서 이러한 사전적 의미에서의 자기자본비용 측정치가 실현된 주식수익률 등을 기반으로 측정되는 사후적 의미에서의 자기자본비용 측정치에 비하여 자기자본비용의 대용치로서 보다 우월하다고 보고하고 있다. 한국 기업들을 대상으로 한 Ahn, Cha, Ko, and Yoo(2008)의 연구도 사후적인 주식수익률 보다는 회계이익에 근거한 기업가치모형으로부터 도출된 사전적 의미에서의 자기자본비용 추정치가 보다 높은 신뢰성을 가지고 있다고 보고하고 있다. 이에 본 연구에서는 기존 선행연구에서 주로 사용되는 다음의 네 가지 유형의 기업가치 평가모형을 이용하여 사전적 의미에서의 자기자본비용 추정치를 각각 도출하고, 각 추정치에 내재된 측정오류를 최소화하기 위하여 이들의 산술평균을 개별기업의 자기자본비용 대용치로서 사용하였다.

우선 Ohlson(1995)이 제시한 잔여이익할인모형에 기반한 첫번째 기업가치 평가모형에서는 자기자본비용 측정시점부터 3년 후까지는 재무분석가의 이익예측치를 이용하여 미래의 잔여이익을 예측하되, 3년도 이후에는 3년 후의 잔여이익 예측치가 영속적으로 일정하게 유지된다고 가정하였다(e.g., Gebhardt, Lee, and Swaminathan 2001). 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$P_t = bv_t + \sum_{s=1}^3 \left(\frac{E_t(eps_{t+s} - r_t \times bv_{t+s-1})}{(1+r_t)^s} \right) + \frac{E_t(eps_{t+3} - r_t \times bv_{t+2})}{r_t \times (1+r_t)^3} \quad (1)$$

식(1)에서 r_t 는 t 기간 동안의 자기자본비용, P_t 는 t 시점의 주당 주식가격, bv_t 는 t 시점의 주당 자기자본의 장부가치이며, eps_t 는 t 기간의 주당 순이익 예측치이다.

Ohlson(1995)이 제시한 잔여이익할인모형에 기반한 두 번째 기업가치모형에서는 첫 번째 모형과 같이 자기자본비용 측정시점부터 3년 후까지는 재무분석가의 이익예측치를 이용하여 미래의 잔여이익을 예측하되, 4년도부터 12년도까지는 해당기업의 자기자본수익률(ROE)이 산업평균 자기자본수익률로 선형적으로 수렴하고 그 이후의 잔여이익은 12년도의 잔여이익 예측치가 영속적으로 지속된다는 가정을 이용하였다(e.g., Lee, Myers, and Swaminathan 1999 ; Gebhardt, Lee, and Swaminathan 2001 ; Liu, Nissim, and Thomas 2002). 산업평균 자기자본수익률은 같은

산업 군에 속한 기업들의 지난 5년간의 자기자본수익률을 이동 평균하여 계산하였으며 Gebhardt, Lee, and Swaminathan(2001)의 방법을 준용하여 양(+)의 값을 가지는 자기자본수익률만을 이용하여 산업평균 자기자본수익률을 계산하였다. 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$P_t = bv_t + \sum_{s=1}^3 \left(\frac{E_t(eps_{t+s} - r_t \times bv_{t+s-1})}{(1+r_t)^s} \right) + \sum_{s=4}^{11} \frac{[E_t(ROE_{t+s} - r_t)] \times bv_{t+s-1}}{(1+r_t)^s} + \frac{[E_t(ROE_{t+12} - r_t)] \times bv_{t+11}}{r_t \times (1+r_t)^{11}} \quad (2)$$

식 (2)에서 ROE_t 는 t 기간의 자기자본수익률이며 여타 변수의 정의는 식 (1)과 동일하다.

상기 두 모형에서 자기자본비용 추정치는 기업가치모형에서 산출된 주가 예측치와 실제로 주식시장에서 관찰되는 주가의 차이를 최소화하는 할인율을 0%에서 100% 범위 내에서 찾아냄으로써 산출하였다.

한편, 본 연구에서 사용한 세 번째 기업가치모형은 Ohlson and Juettner-Nauroth(2005)가 제시한 초과이익성장모형에 기반하고 있는데, 동 모형에서는 잔여이익할인모형과 달리 주가가치를 자기자본의 장부가치를 고려하지 않고 미래의 이익예측치만을 이용하여 산출한다. 본 연구에서는 동 모형을 실증적으로 적용한 Gode and Mohanram(2003)을 따라 2년 후까지의 초과이익성장액은 재무분석가의 이익예측치를 이용하여 계산하되, 3년 후부터의 초과이익성장액은 자기자본비용으로 할인된 초과이익성장액의 영구 증가율이 $(r-1)$ 과 같다고 가정함으로써 산출하였다. $(r-1)$ 은 Gode and Mohanram(2003)의 가정을 따라 무위험이자율에서 근원인플레이션율⁶⁾을 차감함으로써 계산하였다. 이를 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$P_t = \frac{eps_{t+1}}{r_t} + \frac{E_t[eps_{t+2} + r_t dps_{t+1} - (1+r_t)eps_{t+1}]}{r_t \times (r_t - \gamma + 1)} \quad (3)$$

식(3)에서 dps_t 는 t 기간 동안의 주당 배당액이고 $(r-1)$ 은 무위험이자율에서 근원인플레이션율을 차감한 값이며, 여타 변수의 정의는 식(1)과 동일하다.

마지막으로 본 연구에서 사용한 기업가치모형은 식(3)의 특수한 형태로 식(3)에 $r=1$ 그리고 $dps_{t+1}=0$ 이라는 가정을 대입함으로써 산출되었다(e.g., Easton 2004). 이러한 가정은 3년 후부터는 초과이익성장액이 일정하게 지속되고 배당액이 없다는 가정을 의미한다. 동 모형의 구체적인 식은 다음과 같다.

$$P_t = \frac{eps_{t+2} - eps_{t+1}}{r_t^2} \quad (4)$$

6) 한국은행에서 산출한 과거 10년간의 이동평균 근원인플레이션율을 사용하였다.

식(4)에서 모든 변수의 정의는 식(1)과 동일하다.

식(3) 및 식(4)에서 자기자본비용 추정치는 자기자본비용을 미지수로 하고 해당 등식을 풀어냄으로써 산출된다. 한편 상기한 모든 기업가치모형에 대하여 미래 배당액 예측액은 해당 기업의 최근 배당액을 해당 기간의 순이익으로 나눈 배당성향을 해당 미래연도의 이익 예측치와 곱함으로써 산출하였다.⁷⁾

2. 실물적 이익조정의 측정

본 연구에서는 경영자들이 실물적 경영활동 특히 영업활동에서 비정상적인 경영 의사결정을 내리고 있는지에 대해 매출, 생산, 그리고 비용의 세 가지 측면에서 살펴본다. 먼저 매출 측면에서 살펴보면, 경영자는 당기의 발생주의 회계이익을 높이기 위하여 비정상적인 판촉행사 등의 가격할인을 실시하고 신용정책을 완화시킬 것으로 보인다. 이러한 비정상적인 가격할인은 장기적인 회사의 명성과 평판에 부정적인 영향을 미치고, 차기의 매출감소를 유발할 것으로 판단된다. 또한 신용정책 완화는 미래의 대손 증가를 가져오기 때문에 현재의 회계이익은 증가할 수 있지만 장기적인 기업가치는 하락할 가능성이 높다고 볼 수 있다. 생산의 측면에서 살펴보면, 비정상적으로 생산량을 늘리면 이것은 단위당 고정제조간접비를 낮추고 이로 인해서 매출원가는 일시적으로 감소할 수 있다. 그러므로 이익을 상향 조정하고자 하는 경영자는 생산량을 늘리려는 유인이 클 것으로 판단된다. 그러나 이익조정을 위해서 생산량을 판매량에 비해 지나치게 증가시키면 재고보유비용이 증가하고 재고에 대한 진부화의 문제점이 발생할 수 있다. 마지막으로 비용측면에서 살펴보면, 경영자는 당기의 이익을 증가시키기 위해서 연구개발비나 광고선전비 같은 재량적 비용을 줄이려는 시도를 할 수 있다. 그러나 동 비용들은 손익에 직접적으로 영향을 미칠 수 있고 기업의 장기 성과와도 밀접한 관련이 있으므로 주의해서 판단해야 한다.

이상에서 살펴 본 경영자의 실물적 이익조정을 측정하기 위해 본 연구에서는 Roychowdhury(2006), Cohen and Zarowin(2010) 등의 연구에서 사용된 세 가지 추정모형을 사용한다. 동 추정모형에서 각 측정치는 매출액에 비례해서 발생한다는 Dechow, Kothari, and Watts(1998)의 가정에 따라 각 측정치에서 추정치를 차감하여 계산된다. 그리고 각 모형은 산업 및 연도별 특성을 반영하기 위해 산업별 및 연도별로 회귀하여 추정한다. 먼저 비정상 영업현금흐름은 다음의 식(5)와 같이 추정하여 실물적 현금흐름에서 정상적인 부분을 차감한 잔차로 계산된다.

$$\frac{CFO_{it}}{Assets_{i,t-1}} = k_1 \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + k_2 \frac{Sales_{it}}{Assets_{i,t-1}} + k_3 \frac{\Delta Sales_{it}}{Assets_{i,t-1}} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

7) 선행연구를 따라 순손실을 기록한 기업/연도의 경우 가장 최근의 배당액을 재무분석가의 1년 또는 2년후 이익예측치로 나눈 값을 배당성향으로 대체하여 계산하였고, 재무분석가의 해당 이익예측치가 음(-)의 값을 가질 경우 미래 배당액은 0이라고 가정하였다. 아울러 배당성향은 최대 50%라고 가정하였다.

여기서, *CFO*(cash flow from operation)는 영업현금흐름이며, *Sales*는 매출액을 *Assets*은 총자산을 의미한다. 제조원가는 매출원가와 재고자산의 증가분의 합으로 정의될 수 있다. 먼저 매출원가와 재고자산의 증가분은 다음의 식(6) 및 (7)과 같은 매출액과의 선형 모형으로 설명할 수 있다.

$$\frac{COGS_{it}}{Assets_{i,t-1}} = k_{1t} \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + k_2 \frac{Sales_{it}}{Assets_{i,t-1}} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$\frac{\Delta INV_{it}}{Assets_{i,t-1}} = k_{1t} \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + k_2 \frac{\Delta Sales_{it}}{Assets_{i,t-1}} + k_3 \frac{\Delta Sales_{i,t-1}}{Assets_{i,t-1}} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

여기서, *COGS*는 매출원가이며, *INV*는 재고자산을 나타낸다.

여기서, (6)과 (7)식을 더해서 다음의 식(8)과 같이 정상적인 수준의 제조원가를 추정하는 모형을 도출할 수 있다. 다음의 식(8)에서 실제 제조원가에서 정상적인 부분을 차감한 잔차가 비정상 제조원가이다.

$$\frac{Prod_{it}}{Assets_{i,t-1}} = k_{1t} \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + k_2 \frac{Sales_{it}}{Assets_{i,t-1}} + k_3 \frac{\Delta Sales_{it}}{Assets_{i,t-1}} + k_4 \frac{\Delta Sales_{i,t-1}}{Assets_{i,t-1}} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

여기서, *Prod*는 제조원가를 의미하며 식(6)의 매출원가와 식(7)의 재고자산 변화분의 합을 의미한다.

마지막으로 비정상 재량적 비용을 계산하기 위해서 경영자의 자의적인 재량성이 존재할 가능성이 높은 비용항목을 매출액과의 선형관계를 가정하여 다음의 식(9)로 설정한다. 여기서 직전 연도의 매출액을 사용한 이유는 당기 매출액을 사용할 경우 매출의 증가와 더불어 기계적으로 잔차가 작아지게 되는 문제점이 있기 때문이다.

$$\frac{DiscExp_{it}}{Assets_{i,t-1}} = k_{1t} \frac{1}{Assets_{i,t-1}} + k_2 \frac{Sales_{i,t-1}}{Assets_{i,t-1}} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

여기서, *DiscExp*는 비정상 재량적 비용을 의미하며 다음과 같이 계산된다.

DiscExp : 복리후생비 + (일반관리비 - 세금과 공과 - 감가상각비 - 임차료비용 - 보험료)
+ 판매비 + (연구비 + 경상연구개발비 + 경상개발비)⁸⁾

8) 김지홍 · 고재민 · 고윤성(2008)에서와 같이 감가상각비, 임차료비용, 그리고 보험료는 경영자가 재량적으로 변경시킬 수 없는 것으로 판단하여 제외하였으며, 대손상각비는 실질적인 경영 활동의 변경이 아닌 발생액을 통한 이익조정 항목으로 보아 포함하지 않았다. 이러한 비용을 포함하여 동 분석을 수행해도 결과에 질적인 차이를 보이지 않았다.

실물적 이익조정 정도는 식(5), 식(8) 및 식(9)에서 계산된 잔차를 각각 비정상 영업현금흐름(*ABCFO*), 비정상 제조원가(*ABPROD*) 및 비정상 재량적 비용(*ABDE*)으로 보았다. 비정상적인 경영 활동을 측정하는 변수들의 구체적인 의미는 다음과 같다. 첫째, 영업현금흐름은 가격 할인 및 신용 매출의 증가 등으로 인해 정상적인 매출에 비해 그 크기가 작으므로 이익을 상향 조정하는 기업의 경우에는 비정상 영업현금흐름이 음(-)의 값을 가지며, 둘째, 비정상 제조원가의 경우, 이익을 증가시키고자 하는 기업의 경우 생산을 확대하여 고정 제조간접비를 낮추고자 할 것이므로 양(+)의 값을 가질 것이다. 마지막으로 이익을 증가시키고자 하는 기업의 경우 재량적 비용을 줄이고자 할 것이므로 비정상 재량적 비용은 음(-)의 값을 가질 것이다. 실물적 이익조정은 이처럼 방향성을 가지는 측정치로 볼 수 있는데 선행연구에서는 주로 경영자의 상향적 이익조정에 주목 하였다(e.g., Cohen and Zarowin 2010 ; 김지홍 · 배지현 · 고재민 2009). 이에 본 연구에서는 상향적 보고이익의 실물적 이익조정을 보다 총체적으로 파악하기 위해서 선행연구들에 따라 총체적 실물적 이익조정의 대용치를 추가하여 분석을 시도하였다. 총체적 실물적 이익조정 측정치 *ABREMI*은 위에서 서술한 세 가지 실물적 이익조정 측정치의 부호를 조정한 단순 합을 사용하였다.

더불어 Cohen and Zarowin(2010)에서 언급된 두 가지 측정치의 부호를 조정한 단순합을 통해서 *ABREM2*와 *ABREM3*를 각각 계산하였다.⁹⁾ 그리고 각각의 실물적 이익조정 대용치들은 해석의 편의성을 위해서 비정상 영업현금흐름과 비정상 재량적 비용에 음(-)의 기호를 붙여서 양(+)의 값으로 만들었다. 이를 통해 각각의 실물적 이익조정 측정치 값이 커지면 보고이익을 높이는 방향으로 이익조정 수준이 증가하는 것으로 해석이 가능해 진다.

3. 연구모형

개별기업의 실물적 이익조정이 자기자본비용에 미치는 영향을 분석하기 위하여 동 연구에서는 자기자본비용을 종속변수로 하고 실물적 이익조정 정도를 독립변수로 한 회귀분석을 실시하였다. 동 연구의 가설을 검증하기 위한 회귀모형¹⁰⁾은 다음과 같다.

9) Cohen and Zarowin(2010)은 같은 영업활동이 비정상적으로 높은 제조원가와 비정상적으로 낮은 영업 현금흐름으로 동시에 연결될 수 있기 때문에, 비정상 제조원가와 비정상 영업현금흐름을 동시에 합한 변수는 이중계산의 문제점이 발생할 수 있음을 지적하였다. 이에 본 연구에서는 *ABREM2*(-비정상 영업현금흐름-비정상 재량적 비용)와 *ABREM3*(비정상 제조원가-비정상 재량적 비용)과 같이 세 변수가 아닌 두 변수만으로 부호를 조정한 단순 합을 추가적인 측정치로 활용하였다.

10) 본 연구의 회귀분석은 연도별 회귀모형에 바탕을 둔 Fama-MacBeth 접근법(Fama and MacBeth 1973)을 준용하고 있기 때문에 연도별 더미변수를 별도로 통제할 필요가 없다.

$$COE = \beta_0 + \beta_1 ABCFO (ABPROD, ABDE) + \beta_2 BETA + \beta_3 \ln SIZE + \beta_4 \ln B/M + \beta_5 \ln D/M + \beta_6 IDRISK + \beta_7 OIVOL + \beta_8 EFDEV + \beta_9 GROWTH + \beta_{10} DA + \beta_{11} LIST + Industry Dummies + \varepsilon \quad (10)$$

$$COE = \beta_0 + \beta_1 ABREMI (ABREM2, ABREM3) + \beta_2 BETA + \beta_3 \ln SIZE + \beta_4 \ln B/M + \beta_5 \ln D/M + \beta_6 IDRISK + \beta_7 OIVOL + \beta_8 EFDEV + \beta_9 GROWTH + \beta_{10} DA + \beta_{11} LIST + Industry Dummies + \varepsilon \quad (11)$$

COE : 식 (1), (2), (3) 및 (4)의 기업가치 평가모형으로부터 도출된 자기자본비용 측정치의 산술 평균

ABCFO : 식(5)에서 구한 비정상 영업현금흐름

ABPROD : 식(8)에서 구한 비정상 제조원가

ABDE : 식(9)에서 구한 비정상 재량적 비용

ABREMI : 세 가지 실물적 이익조정 대응치의 부호를 조정한 단순 합(비정상 제조원가-비정상 영업현금흐름-비정상 재량적 비용)

ABREM2 : 두 가지 실물적 이익조정 대응치의 부호를 조정한 단순 합(-비정상 영업현금흐름-비정상 재량적 비용)

ABREM3 : 두 가지 실물적 이익조정 대응치의 부호를 조정한 단순 합(비정상 제조원가-비정상 재량적 비용)

BETA : 과거 60개월간(최소 30개월)의 각 기업 월별 주식수익률을 해당 시장수익률로 회귀분석하여 도출한 베타

lnSIZE : 시가총액의 자연로그 값

lnB/M : 장부가치대비 시장가치 비율의 자연로그 값

lnD/M : 부채의 장부가치대비 시장가치 비율의 자연로그 값

IDRISK : 베타를 추정하기 위한 회귀식 잔차의 분산

OIVOL : 지난 5년간 (적어도 2년간) 영업이익의 표준편차를 평균자산으로 나눈 값

EFDEV : 개별 재무분석가의 1년 후 이익예측치의 표준편차를 해당 재무분석가들의 이익예측치 평균으로 나눈 값

GROWTH : 재무분석가의 3년 후 이익예측치에서 재무분석가의 2년 후 이익예측치를 차감하고 이를 재무분석가의 2년 후 이익예측치로 나눈 값

DA : 수정 존스 모형으로 구한 재량적 발생액의 절대값

LIST : 코스닥시장에 상장된 기업이면 1, 유가증권시장에 상장된 기업이면 0인 더미변수

Industry Dummies : 한국표준산업 중분류 기준에 의해 분류된 산업별 더미변수

ε : 잔차항

회귀모형(식(10)과 식(11))에 자기자본비용에 영향을 줄 것으로 예상되는 위험 대응치로 포함된 통제변수들에 대한 설명은 다음과 같다.

- (a) 베타(*BETA*) : 자본자산 가격결정모형(CAPM Model)에 따르면 체계적 위험을 측정하는 기업의 베타와 자기자본비용 간에는 정(+)의 관계가 있다(e.g., Fama and French 1997 ; Gordon and Gordon 1997). 따라서 동 논문에서는 체계적 위험의 대응치로서 베타(*BETA*)

를 통제변수로 사용하였다.

- (b) 기업규모($\ln SIZE$) : 규모가 큰 기업일수록 풍부한 유동성을 가지고 있고 아울러 공시된 정보가 많기 때문에 정보비대칭성으로부터 유발되는 위험이 낮은 것으로 알려져 있다(e.g., Gode and Mohanram 2003 ; Botosan and Plumlee 2005). 이에 따라 동 논문에서는 기업규모가 자기자본비용과 부(-)의 관계를 가질 것으로 예측하였다.
- (c) 장부가치대비 시장가치 비율($\ln B/M$) : Fama and French(1992)는 장부가치 대비 시장가치 비율이 베타($BETA$)로 측정되는 체계적 위험이 측정하지 못하는 다른 유형의 위험을 내포하고 있다고 보고하였다. 이에 따라 동 논문에서는 동 비율을 통제변수에 포함시켰으며 자기자본비용과는 정(+)의 관계를 가진다고 예측하였다.
- (d) 부채비율($\ln D/M$) : Modigliani and Miller(1958)는 자기자본비용이 부채비율과 정(+)의 상관관계를 가질 것이라는 것을 증명하였다. 따라서 동 연구에서는 부채비율을 통제변수로 포함시켰다.
- (e) 비체계적 위험($IDRISK$) : Malkiel and Xu(1997)등은 베타($BETA$)가 기업의 체계적인 위험을 나타내는 반면, 비체계적 위험($IDRISK$)은 기업의 비체계적인 위험을 내포함에 따라 자기자본비용과 유의한 상관관계를 가진다고 주장하였다. 이에 따라 동 논문에서도 동 변수를 통제변수에 포함시켰으며 자기자본비용과는 정(+)의 상관관계를 가진다고 예측하였다.
- (f) 영업이익 변동성($OIVOL$) : Barth, Elliott, and Finn(1999) 및 Gode and Mohanram(2003) 등은 영업활동에 변동성이 클 경우 보다 높은 위험이 존재한다고 주장하였다. 따라서 동 논문에서는 영업이익 변동성과 자기자본비용간에 정(+)의 관계가 있을 것이라고 예측하였다.
- (g) 이익예측치의 분산성($EFDEV$) : Chen, Jorgenson, and Yoo(2004) 및 Botosan and Plumlee (2005) 등은 개별 재무분석가의 이익예측치의 분산 정도가 기업을 둘러싼 정보환경의 불확실성을 반영하여 정보위험을 측정할 수 있다고 주장하였다. 이에 따라 동 연구에서는 개별 재무분석가의 이익예측치의 분산성과 자기자본비용 간에 정(+)의 관계가 있을 것으로 예측하였다.
- (h) 이익 성장성($GROWTH$) : Gebhardt, Lee, and Swaminathan(2001) 등은 성장기업 일수록 보다 높은 위험을 지닐 수 있다고 주장하였다. 이에 따라 본 연구에서는 재무분석가의 이익예측치로부터 기업의 성장성에 대한 기대치를 도출하고 자기자본비용과 정(+)의 관계가 있을 것으로 예측하였다.
- (i) 재량적 발생액(DA) : 회계적 이익조정이 자기자본비용에 미칠 수 있는 차별화 된 영향을 통제하기 위해서 수정 존스모형(e.g., Jones 1991 ; Dechow, Sloan and Sweeney 1995)의 절대값을 통제변수로 활용하였다. 이에 따라 동 논문에서는 재량적 발생액과 자기자본비용

이 정(+)의 관계가 있을 것으로 예측하였다.

- (j) 시장구분(LIST) : 유가증권시장과 코스닥시장의 특성이 다를 수 있기 때문에 시장소속여부를 통제변수로 도입하였다. 코스닥시장에서의 경영자의 도덕적 해이와 이로 인한 시장질서의 문란 등의 문제를 고려할 때, 코스닥시장의 자기자본비용이 유가증권시장보다 높을 것으로 예상되므로 자기자본비용과는 정(+)의 관계가 있을 것으로 예측하였다.

4. 연구자료

본 연구는 한국의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업 중 다음 요건들을 만족하는 기업들을 최종 표본으로 선정하였다.

- (1) Fn-Guide에서 재무분석가의 이익예측치와 주가자료를 구할 수 있는 기업
- (2) (주)한국신용평가정보의 KisValue에서 회계자료를 구할 수 있는 기업
- (3) 위험 대응치 등 회귀분석에 사용될 모든 변수들을 구할 수 있는 기업
- (4) 회계연도가 12월말로 종료되는 회사
- (5) 금융업종에 속하지 않는 회사
- (6) 장부가치가 음이 아닌 기업

조건(4)는 보다 합리적인 횡단면분석을 위해서 적용되었으며, 각종 회계자료의 의무공시시한이 3월말이라는 점을 감안하여 재무분석가 이익예측치 및 주가자료는 매년 4월말을 기준으로 추출하였다. 조건(5)는 금융업에 속하는 기업들의 계정과목의 성격 등이 일반기업과 상이하기 때문에 도입되었으며, 조건(6)은 자본잠식이 된 기업의 경우 재무분석가 이익예측치에 편의가 발생할 가능성이 있기 때문에 적용되었다. 상기한 조건을 만족하는 2001년부터 2007년까지의 총 1,564기업/연도의 표본이 본 연구의 분석에 사용되었다.

IV. 실증 결과

1. 기술통계량과 일변량 상관관계 분석

동 연구의 실증분석에 사용된 주요 변수에 대한 기술통계량을 <표 1>에 보고하였다.¹¹⁾

11) 극단치의 영향을 제거하기 위하여 모든 회귀변수 들은 1% 및 99% 수준에서 조정되었다.

〈표 1〉 주요 변수의 기술통계량

Variables	Number of Observations	Mean	Std. Dev.	1%(min)	5%	10%	25%	Median	75%	90%	95%	99%(max)
COE	1,564	0.139	0.051	0.044	0.068	0.081	0.103	0.132	0.169	0.205	0.237	0.311
ABCFO	1,564	0.038	0.108	-0.306	-0.126	-0.080	-0.019	0.035	0.093	0.164	0.222	0.390
ABPROD	1,564	-0.066	0.169	-0.764	-0.365	-0.258	-0.129	-0.041	0.022	0.102	0.166	0.324
ABDE	1,564	0.035	0.142	-0.232	-0.131	-0.095	-0.034	0.011	0.072	0.177	0.270	0.791
ABREMI	1,564	-0.138	0.345	-1.614	-0.719	-0.527	-0.257	-0.090	0.043	0.196	0.319	0.680
ABREM2	1,564	-0.072	0.190	-0.857	-0.396	-0.283	-0.147	-0.049	0.028	0.125	0.196	0.412
ABREM3	1,564	-0.100	0.295	-1.517	-0.612	-0.410	-0.182	-0.051	0.051	0.164	0.261	0.525
BETA	1,564	1.002	0.439	0.178	0.178	0.429	0.721	1.007	1.261	1.563	1.731	2.273
SIZE	1,564	1,365	3,290	19	34	48	94	225	907	3,301	7,244	21,653
B/M	1,564	1.100	0.934	0.121	0.224	0.301	0.486	0.822	1.376	2.299	3.060	5.156
D/M	1,564	1.165	1.611	0.026	0.078	0.125	0.263	0.597	1.341	2.765	4.201	9.426
IDRISK	1,564	0.025	0.026	0.004	0.004	0.006	0.011	0.018	0.030	0.047	0.066	0.186
OIVOL	1,564	0.041	0.032	0.004	0.008	0.011	0.019	0.032	0.053	0.084	0.105	0.176
EFDEV	1,564	0.180	0.281	0.000	0.000	0.000	0.051	0.110	0.189	0.365	0.612	1.953
GROWTH	1,564	0.163	0.226	-0.381	-0.123	-0.038	0.055	0.135	0.235	0.368	0.532	1.226
DA	1,564	0.094	0.117	0.001	0.005	0.009	0.024	0.054	0.115	0.219	0.329	0.668
LIST	1,564	0.294	0.456	0	0	0	0	0	1	1	1	1

주1) COE : 본문의 식(1)~식(4)의 기업가치모형으로부터 도출한 개별 자기자본비용 추정치의 산술평균치, ABREMI : $(-ABCFO + ABPROD - ABDE)$ 로 계산한 총체적인 실물적 이익조정 규모의 대용치, ABREM2 : $(-ABCFO - ABDE)$ 로 계산한 총체적인 실물적 이익조정 규모의 대용치, ABCFO : 식(5)의 잔차로 구한 비정상 영업현금흐름, ABREM3 : $(ABPROD - ABDiscExp)$ 로 계산한 총체적인 실물적 이익조정 규모의 대용치, ABCFO : 식(5)의 잔차로 구한 비정상 영업현금흐름, ABPROD : 식(8)의 잔차로 구한 비정상 제조원가, ABDE : 식(9)의 잔차로 구한 비정상 재량적 비용, BETA : 개별기업의 과거 60개월간(최소 30개월)의 월별 주식수익률을 해당 시장수익률에 회귀분석하여 도출한 베타, SIZE : 기업 순자산의 시장가치 (단위 : 십억원), B/M : 기업의 순자산 장부가치를 시장가치로 나눈 값, D/M : 부채의 장부가액을 기업 순자산의 시장가치로 나눈 값, IDRISK : 베타를 추정하기 위한 회귀식 잔차의 분산, OIVOL : 적어도 지난 2년 동안 재무자료가 있는 기업에 대상으로 개별기업의 과거 5년간 영업이익의 이익에측치 평균으로 나눈 값, EFDEV : 개별 재무분석가의 1년 후 이익에측치의 표준편차를 해당 재무분석가들의 이익에측치 평균으로 나눈 값, GROWTH : 재무분석가의 3년 후 이익에측치에서 재무분석가의 2년 후 이익에측치를 차감하고 이를 재무분석가의 2년후 이익에측치로 나눈 값.

먼저, 본문의 식(1)~식(4)의 기업가치 모형으로부터 도출된 자기자본비용의 산술평균은 13.9%이며 표준편차는 5.1%인 것으로 나타났다.¹²⁾ 이러한 결과는 무위험이자율을 고려할 경우 약 9%정도의 위험프리미엄이 한국기업에 존재한다는 것을 의미하며¹³⁾, 한국기업을 대상으로 자기자본비용을 추정하였던 Ahn, Cha, Ko, and Yoo(2008)의 결과와 유사하다. 본 연구의 관심 변수인 비정상 영업현금흐름(*ABCFO*), 비정상 제조원가(*ABPROD*), 비정상 재량적 비용(*ABDE*)의 평균(표준편차)은 각각 0.038(0.108), -0.066(0.169), 0.035(0.142)인 것으로 나타나 잔차로 도출된 변수들의 특징을 알 수 있다.¹⁴⁾ 실물적 이익조정 정도의 전체적인 수준을 나타내는 총체적 실물적 이익조정 측정치들(*ABREMI*, *ABREM2*, *ABREM3*)의 평균(표준편차)은 각각 -0.138(0.345), -0.072(0.19), -0.1(0.295)인 것으로 나타났다.

본 연구모형에 통제변수로 사용된 변수들의 기술통계량을 살펴보면, 베타(*BETA*)는 평균이 1.002인 것으로 보고되어, 적절하게 추정된 것으로 판단된다. 그리고 기업규모(*SIZE*)는 평균(중위수)이 1조3천6백억원(2천2백억원), 장부가치대비 시장가치 비율(*B/M*)은 평균(중위수)이 1.1(0.822), 그리고 부채 비율(*D/M*)은 평균(중위수)이 1.165 (0.597)로 나타났으며, 동 변수들에 대해서는 기존 연구들을 따라 자연로그 값을 취해 회귀분석에 이용하였다. 마지막으로 개별기업의 비체계적 위험(*IDRISK*)과 영업이익 변동성(*OIVOL*) 및 재무분석가 이익예측치의 분산성(*EFDEV*)의 평균은 각각 0.025, 0.041 및 0.180이었으며, 이익 성장성(*GROWTH*)의 평균은 16.3%인 것으로 나타났다. 이어서 재량적 발생액의 절대값(*DA*)에 대한 평균은 0.094인 것으로 나타났고, 본 연구에 포함된 약 29.4%의 기업이 코스닥시장에 상장되어 있는 것으로 나타났다.

<표 2>에서는 본 연구의 실증분석에 사용된 주요 변수들의 피어슨 상관계수를 보고하였다.

12) <표 1>에 제시하지는 않았으나, 식(1)~식(4)에 의해 도출된 각각의 자기자본비용 평균은 10.8%에서 16% 사이의 분포를 보였다.

13) Claus and Thomas(2001)의 연구에 의하면, 미국기업의 경우 3%나 그 이하, 그리고 다른 선진 5개국의 평균은 약 5% 정도인 것으로 나타났다.

14) 이후 분석에서는 해석의 편의를 위해 비정상 영업현금흐름과 비정상 재량비용에 음(-)부호를 붙여서 이익을 상향 조정하는 경우 일관적으로 세 가지의 실물적 이익조정 측정치가 양(+)의 값을 나타내도록 변환을 하였다.

〈표 2〉 주요 변수의 피어슨 상관계수

Variables	COE	ABREM	ABCFO	ABPROD	ABDE	BETA	lnSIZE	lnB/M	lnD/M	IDRISK	OIVOL	EFDEV	GROWTH	DA
Number of Observations	1,564	1,564	1,564	1,564	1,564	1,564	1,564	1,564	1,564	1,564	1,564	1,564	1,564	1,564
ABREM	0.171													
ABCFO	0.151	0.570												
ABPROD	0.182	0.953	0.414											
ABDE	0.076	0.838	0.120	0.802										
BETA	0.002	0.035	-0.007	0.051	0.022									
lnSIZE	-0.426	-0.176	-0.159	-0.164	-0.107	0.055								
lnB/M	0.412	0.179	0.129	0.196	0.112	-0.113	-0.352							
lnD/M	0.404	0.231	0.230	0.258	0.072	0.032	-0.106	0.680						
IDRISK	0.079	0.037	0.043	0.042	-0.010	0.381	-0.205	-0.069	0.010					
OIVOL	0.006	-0.171	-0.202	-0.170	-0.054	0.107	-0.134	-0.331	-0.386	0.249				
EFDEV	0.090	0.069	0.116	0.076	-0.015	0.157	0.018	0.143	0.198	0.118	0.029			
GROWTH	0.132	0.020	0.061	0.026	-0.032	0.095	-0.027	-0.071	0.038	0.118	0.050	0.296		
DA	0.038	-0.055	-0.095	-0.043	-0.052	0.073	0.006	-0.165	-0.081	0.144	0.201	0.023	0.112	
LIST	0.080	-0.049	-0.036	-0.056	-0.038	0.071	-0.390	-0.301	-0.378	0.191	0.387	0.007	0.061	0.142

주1) ABCFO 및 ABDE는 설명의 편의상 음(-)의 부호로 바꾸어 분석하였다.

주2) lnSIZE, lnB/M, lnD/M은 각각 SIZE, B/M, D/M의 자연로그 값이며, 여타 변수는 <표 1>을 참조한다. 진한부분은 5% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

먼저 자기자본비용(COE)과 총체적인 실물적 이익조정 측정치(ABREM)와 각각의 실물적 이익조정 측정치인 비정상 영업현금흐름(ABCFO), 비정상 제조원가(ABPROD), 그리고 비정상 재량적 비용(ABDE)은 모두 5% 수준에서 통계적으로 유의한 정(+)의 상관관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 자기자본비용(COE)은 본 연구에서 예측한 바와 동일하게 장부가치대비 시장가치 비율($\ln B/M$), 부채 비율($\ln D/M$), 재무분석가 이익예측치의 분산성(EFDEV), 개별기업의 비체계적 위험(IDRISK), 이익 성장성(GROWTH) 및 시장소속여부(LIST)와 유의한 정(+)의 상관관계, 그리고 기업규모($\ln SIZE$)와는 유의한 부(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 이와 아울러 본 연구의 관심변수인 총체적인 실물적 이익조정 측정치(ABREM)와 비정상 영업현금흐름(ABCFO), 비정상 제조원가(ABPROD) 및 비정상 재량적 비용(ABDE)은 위험 대응치 중에서 장부가치대비 시장가치 비율($\ln B/M$) 및 부채비율($\ln D/M$)과는 유의한 정(+)의 상관관계를 가지는 반면, 기업규모($\ln SIZE$)와 영업이익 변동성(OIVOL)과는 유의한 부(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 즉, 상관계수 분석결과에 따르면 실물적 이익조정의 정도가 커질수록 자기자본비용이 증가하는 것으로 볼 수 있으나, 자기자본비용(COE)이 여러 위험 대응치와 유의한 상관관계를 가지는 동시에 실물적 이익조정 역시 이들 위험 대응치와 유의한 상관관계를 가짐에 따라 일변량 상관계수 분석의 결과에만 의존해서는 안되며, 자기자본비용에 영향을 미칠 수 있는 위험 대응치들을 통제한 후 자기자본비용과 실물적 이익조정 간의 상관관계를 살펴보아야 할 것이다. 이에 따라 다음 절에서는 자기자본비용(COE)을 설명하는데 있어 영향을 줄 수 있는 위험 대응치들을 통제한 후, 각각의 실물적 이익조정 측정치들과 자기자본비용 간의 관련성을 분석하는 다중회귀분석의 결과를 보고하기로 한다.

2. 다중회귀분석 결과

<표 3>은 개별 실물적 이익조정의 수준이 자기자본비용에 미치는 영향을 살펴보기 위한 다중회귀분석 결과를 나타내고 있다. 즉 보고이익의 관점에서 경영자가 이익을 상향 조정하는 실물적 이익조정을 하는 경우 개별기업의 자기자본비용에 미칠 수 있는 영향에 대한 실증결과를 의미한다. 본 연구에서는 패널자료의 특성에서 발생하는 잔차항 간의 유의한 상관관계에 의하여 통계적 유의성을 표시하는 t값이 과대평가될 가능성을 해소하기 위하여 연도별 회귀분석에 기반한 Fama-MacBeth 접근법(Fama and MacBeth 1973)¹⁵⁾을 사용하였다.¹⁶⁾

15) 해당 회귀계수의 통계적 유의성을 표시하는 t값은 Kemsley and Nissim(2002)의 방법을 준용하여 이들 연도별 회귀계수의 1차 자기상관성을 조정하여 계산한 t값이다.

16) 패널자료의 특성을 고려하지 않고 모든 기업/연도의 표본을 통합하여 회귀분석을 실시했을 경우에도 본 연구의 주된 실증결과와 질적으로 차이가 없었다.

〈표 3〉 개별 실물적 이익조정 수준과 자기자본비용의 관련성

$$COE = \beta_0 + \beta_1 ABCFO(ABPROD, ABDE) + \beta_2 BETA + \beta_3 \ln SIZE + \beta_4 \ln B/M + \beta_5 \ln D/M \\ + \beta_6 IDRISK + \beta_7 OIVOL + \beta_8 EFDEV + \beta_9 GROWTH + \beta_{10} DA + \beta_{11} LIST \\ + Industry Dummies + \varepsilon$$

Variables	coef.	t-stat	coef.	t-stat	coef.	t-stat
<i>INTERCEPT</i>	0.309 ***	12.11	0.307 ***	10.51	0.311 ***	10.46
<i>ABCFO</i>	0.017 **	2.07				
<i>ABPROD</i>			0.016 ***	4.26		
<i>ABDE</i>					0.004	0.70
<i>BETA</i>	0.006 *	1.79	0.005	1.50	0.006	1.65
<i>lnSIZE</i>	-0.009 ***	-7.89	-0.009 ***	-6.66	-0.009 ***	-6.67
<i>lnB/M</i>	0.008 ***	3.47	0.007 ***	3.13	0.007 ***	2.94
<i>lnD/M</i>	0.015 ***	5.05	0.015 ***	4.92	0.015 ***	5.34
<i>IDRISK</i>	-0.111 ***	-2.83	-0.114 ***	-2.87	-0.116 ***	-3.31
<i>OIVOL</i>	0.191 *	1.89	0.195 *	1.89	0.187	1.66
<i>EFDEV</i>	-0.004	-1.44	-0.004	-1.51	-0.003	-1.17
<i>GROWTH</i>	0.031 ***	4.76	0.031 ***	4.36	0.031 ***	4.41
<i>DA</i>	0.007	0.81	0.015 *	1.95	0.015 **	2.12
<i>LIST</i>	0.008 *	1.82	0.008	1.56	0.007	1.53
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included	
Avg. adj. R ²	0.331		0.333		0.329	
N. of Years	7		7		7	
N. of Obs.	1,564		1,564		1,564	

주1) *lnSIZE*, *lnB/M*, *lnD/M*은 각각 *SIZE*, *B/M*, *D/M*의 자연로그 값이며, 여타 변수는 <표 1>과 <표 2>를 참조한다.

본 회귀분석 결과를 보면, Roychowdhury(2006)가 제시한 세 가지 실물적 이익조정 활동 각각에 대해서 자기자본비용(*COE*)과의 상관관계를 살펴본 결과 비정상 영업현금흐름(*ABCFO*)은 정(+)의 회귀계수 값을 가지며 5% 수준에서(*t*값=2.07) 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 그리고 비정상 제조원가(*ABPROD*)도 1% 수준에서(*t*값=4.26) 통계적으로 유의한 정(+)의 회귀계수를 가지는 것으로 나타났다. 그러나 비정상 재량적 비용(*ABDE*)의 경우 정(+)의 회귀계수를 보였으나, 통계적으로 유의한 수준은 아니었다.¹⁷⁾ 동 실증결과에 의하면, 경영자가 실물적 이익조

17) 본 연구의 결과가 자기자본비용 추정치의 산출 시 특정 기업가치모형에서 발생하는 측정오류에 의하여

정을 활용하여 상향적 이익조정을 하는 경우 투자자들이 인식하는 위험이 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 매출 및 생산 측면에서 더 강하게 나타났다. 이는 미국기업들을 대상으로 연구한 Kim and Sohn(2009)에서 비정상 재량적 비용이 유의한 정(+)의 관련성을 보인 결과와 다소 차이가 있다. 비정상 재량적 비용 항목의 경우 김지홍·배지현·고재민(2009)에서 언급된 것처럼 이익조정의 한 항목으로 볼 수 있기도 하지만 신호효과의 측면에서 본다면 연구개발이나 마케팅 활동을 효율적으로 수행하여 더 작은 비용으로 동등하거나 더 큰 효과를 얻을 수 있는 경영자의 사적정보로도 볼 수 있기 때문에 주식시장 참여자들이 이를 혼재되게 인지할 가능성도 있다. 또한 주식시장 참여자들이 정상적인 수준을 넘어서는 비정상 재량적 비용 자체에 대해서 정확히 인지를 하지 못하기 때문에 비정상 재량적 비용을 적극적으로 위험프리미엄에 반영하지 못하여 유의하지 못한 실증결과가 나타났을 가능성도 더불어 존재한다.¹⁸⁾

통제변수들의 유의성을 살펴보면, 본 연구에서 예측한 바와 동일하게 자기자본비용(COE)은 기업규모($\ln SIZE$)와 5% 수준에서 통계적으로 유의한 부(-)의 상관관계를 가지는 한편, 장부가치 대비 시장가치 비율($\ln B/M$), 부채 비율($\ln D/M$), 영업이익 변동성($OIVOL$) 및 이익 성장성($GROWTH$)과는 통계적으로 유의한 정(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 그리고 재무 분석가 이익예측치의 분산성($EFDEV$) 및 비체계적 위험($IDRISK$)도 기존 연구와 동일하게 통계적으로 유의한 부(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났으나, 베타($BETA$)는 양(+)의 회귀계수 값을 보였으나 유의한 상관관계를 나타내지는 못하였다. 더불어 재량적 발생액(DA)은 대체로 자기자본비용과 유의한 정(+)의 상관관계를 나타내는 것으로 나타났다. 마지막으로 시장구분 변수($LIST$)의 경우 정(+)의 방향성을 보이거나 유의성은 다소 제한적이었다. 한편 동 실증모형의 설명력은 약 33%에 달하는 것으로 나타나 기존 연구들(e.g., Ahn, Cha, Ko, and Yoo 2008)의 결론대로 동 연구의 실증모형은 자기자본비용을 설명함에 있어 충분한 적합성을 가지고 있는 것으로 판단된다.

도출되었을 가능성을 배제하기 위하여 4가지 기업가치모형으로부터 산출된 4개의 자기자본비용 추정치 중에서 2개 또는 3개만을 추출하여 이들의 산술평균을 자기자본비용 추정치로 간주한 10가지의 경우에 대하여 실물적 이익조정 변수들과의 관련성에 관한 추가적인 회귀분석을 실시하였다. 그 결과, $ABCFO$ 의 경우 7개 경우에서 정(+)의 회귀계수가 도출되었으며, 그 중 5개의 경우에서 수정된 t값이 통계적으로 유의하였다. 그리고 $ABPROD$ 의 경우 10가지 모든 조합에 대하여 정(+)의 회귀계수가 도출되었으며, 그 중 9개의 경우에서 수정된 t값이 통계적으로 유의하였다. 마지막으로 $ABDE$ 의 경우 9개의 경우에서 정(+)의 회귀계수가 도출되었으나 통계적 유의성은 없었다. 총체적인 실물적 측정치인 $ABREM$ 의 경우에는 9가지 조합에 대하여 정(+)의 회귀계수가 도출되었으며, 그 중 7개의 경우에서 수정된 t값이 통계적으로 유의하였다. 결론적으로 본 연구의 실증결과는 특정 기업가치모형으로부터 산출된 자기자본비용 추정치에 내재된 측정오류에 의하여 도출되지는 않았다고 판단된다.

18) Roychowdhury(2006)에 따라 제조업만을 대상으로 동 실증분석을 실시하여도 본 연구의 결과와 질적으로 차이가 나지 않았다.

〈표 4〉 실물적 이익조정 의 종합적 수준과 자기자본비용의 관련성

$$COE = \beta_0 + \beta_1 ABREMI(ABREM2, ABREM3) + \beta_2 BETA + \beta_3 \ln SIZE + \beta_4 \ln B/M + \beta_5 \ln D/M \\ + \beta_6 IDRISK + \beta_7 OIVOL + \beta_8 EFDEV + \beta_9 GROWTH + \beta_{10} DA + \beta_{11} LIST \\ + Industry Dummies + \varepsilon$$

Variables	coef.	t-stat	coef.	t-stat	coef.	t-stat
<i>INTERCEPT</i>	0.307***	10.78	0.308***	11.05	0.309***	10.42
<i>ABREMI</i>	0.006***	3.16				
<i>ABREM2</i>			0.009**	2.12		
<i>ABREM3</i>					0.006***	2.87
<i>BETA</i>	0.006	1.57	0.006	1.63	0.006	1.57
<i>lnSIZE</i>	-0.009***	-6.90	-0.009***	-7.13	-0.009***	-6.63
<i>lnB/M</i>	0.007***	3.11	0.007***	3.08	0.007***	3.00
<i>lnD/M</i>	0.015***	5.08	0.015***	5.20	0.015***	5.16
<i>IDRISK</i>	-0.113***	-2.95	-0.113***	-3.05	-0.113***	-3.06
<i>OIVOL</i>	0.193*	1.95	0.190*	1.93	0.190*	1.80
<i>EFDEV</i>	-0.004	-1.45	-0.004	-1.29	-0.004	-1.31
<i>GROWTH</i>	0.032***	4.45	0.032***	4.52	0.031***	4.40
<i>DA</i>	0.012	1.53	0.012	1.34	0.015**	1.98
<i>LIST</i>	0.008	1.56	0.007	1.57	0.007	1.53
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included	
Avg. adj. R ²	0.332		0.331		0.331	
N. of Years	7		7		7	
N. of Obs.	1,564		1,564		1,564	

주1) *lnSIZE*, *lnB/M*, *lnD/M*은 각각 *SIZE*, *B/M*, *D/M*의 자연로그 값이며, 여타 변수는 <표 1>과 <표 2>를 참조한다.

<표 4>는 실물적 이익조정 의 총체적 수준과 자기자본비용과의 다중회귀분석결과를 보고하고 있다. 먼저 총체적인 실물적 이익조정 측정치중에서 세 가지 실물적 이익조정 측정치의 부호를 조정한 단순합인 *ABREMI*은 자기자본비용(*COE*)과 정(+)의 회귀계수 값을 가지며 1% 수준에서(t 값=3.16) 통계적으로 유의한 것으로 나타났다. 더불어 두 가지 실물적 이익조정 측정치의 부호를 조정한 단순합인 *ABREM2*와 *ABREM3*도 5% 수준에서 유의한 정(+)의 회귀계수를 가지는 것으로 일관되게 나타났다.

위의 다중회귀분석결과를 종합해 보면 한국기업을 대상으로 한 본 연구에서 경영자가 보고이

익을 높이기 위해서 상향적인 실물적 이익조정을 활용하는 경우 투자자가 인식하는 위험이 증가하는 것으로 해석할 수 있다. 이상의 실증결과를 토대로 판단할 때 경영자가 보고이익을 높이기 위해 총체적으로 실물적 이익조정을 활용하는 경우 이는 평균적으로 자기자본비용을 높이는 결과를 가져올 수 있고, 특히 영업현금흐름과 제조원가를 통해서 경영자가 보고이익을 상향 조정하는 경우 이러한 경향이 뚜렷하게 나타난다고 결론지을 수 있다. 또한 동 실증결과는 비정상적인 영업현금흐름과 제조원가가 궁극적으로 현금흐름의 변동성 증가 및 해당기업의 자원배분의 심각한 왜곡으로 이어져 투자자들이 인식하는 위험이 증가하는 것으로 해석가능할 것이다.

3. 추가분석

코스닥시장은 일반적으로 정보의 수집능력이나 정보의 해석 능력이 높은 기관투자자나 외국인 투자자의 참여도가 낮고, 정보 능력이 상대적으로 취약한 개인투자자들의 참여도가 매우 높다. 또한 재무분석가의 기업분석보고서도 제한적으로 제공된다(차승민 2008). 이러한 시장참여자들의 차이점으로 인해 투자자들이 경영자의 자의적인 실물적 이익조정 행위를 자기자본비용에 반영하는 정도에 있어서 시장별로 차이가 발생할 가능성이 있다. 이에 본 연구에서는 시장별로 표본을 구분하여 분석을 수행하여 <표 5>에 제시하였다.

<표 5>의 분석결과를 보면, 유가증권시장보다 코스닥시장에서 개별 실물적 이익조정 수준과 자기자본비용간의 유의도가 훨씬 높은 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 전체 표본의 결과가 상당부분 코스닥시장에서 기인하였음을 의미한다. 특히 코스닥시장에서는 최고경영자의 도덕적 해이로 인한 시장질서의 문란이 빈번히 발생되어 왔음을 고려해 볼 때, 코스닥시장의 투자자들이 경영자의 실물적 이익조정에 대해 보다 적극적이고 민감하게 반응하여 자기자본비용에 반영하고 있다고 볼 수 있다. 유가증권시장의 결과가 코스닥시장과 차이가 나는 또 한 가지는 비정상 제조원가는 유의성이 떨어진 반면, 전체 표본에서 유의하지 않았던 비정상 재량적 비용이 다소 유의하게 나왔다는 점이다. 이는 유가증권시장의 투자자들이 비정상적인 재량적 비용의 축소에 대해 상대적으로 민감하게 반응하고 있다고 볼 수 있다. 유가증권시장의 기업들이 코스닥시장의 기업들보다 상대적으로 규모가 크고, 비용 지출 수준이 크기 때문에 이러한 결과가 나타났을 가능성이 있다.

〈표 5〉 시장별 실물적 이익조정과 자기자본비용의 관련성

시장구분	유가증권시장				코스닥시장			
	coef.	t-stat	coef.	t-stat	coef.	t-stat	coef.	t-stat
<i>Variables</i>								
<i>INTERCEPT</i>	0.286***	12.59	0.287***	12.83	0.287***	12.78	0.308***	2.85
<i>ABCFO</i>	0.003**	2.01					0.014***	3.19
<i>ABPROD</i>			0.004	1.22			0.029***	3.11
<i>ABDE</i>					0.002**	1.99		
통제 변수	Included		Included		Included		Included	
<i>Industry Dummies</i>	Included		Included		Included		Included	
Avg. adj. R ²	0.363		0.363		0.362		0.349	
N. of Years	7		7		7		7	
N. of Obs.	1,104		1,104		1,104		460	
							0.338	
							7	
							460	

주1) 변수는 <표 1>과 <표 2>를 참조한다.

V. 결론 및 한계점

본 연구는 한국의 유가증권 및 코스닥 시장에 상장된 기업 중 2001년부터 2007년까지의 1,564개 기업/연도 관측치를 이용하여 개별 기업의 실물적 이익조정활동이 자기자본비용에 미치는 영향에 대해서 분석하였다. 실증분석 결과 개별기업의 총체적인 실물적 이익조정활동은 자기자본비용과 정(+)의 유의한 상관관계를 나타내었고, 특히 비정상 영업현금흐름과 비정상 제조원가가 자기자본비용과 유의한 정(+)의 관계를 나타내는 것으로 나타났다. 즉 한국기업의 경우 총체적인 실물적 이익조정 수준, 구체적으로는 비정상 영업현금흐름과 비정상 제조원가가 증가할 경우 주식시장 참여자들이 인식하는 기업의 위험인 자기자본비용이 유의하게 증가하는 것으로 나타났다. 실증결과를 토대로 종합적인 판단을 해보면, 한국기업의 경우 실물적 이익조정행위를 통해서 보고이익을 상향 조정하는 경우, 경영자들이 수익성을 극대화하는 동시에 위험성을 최소화시키는 최적의 의사결정을 수행하지 않음에 따라 기업의 실물적 경영활동 자체가 해당 기업의 위험을 유의하게 증가시킨다고 결론지을 수 있다.

본 연구는 한국기업을 대상으로 실물적 이익조정이 자기자본비용에 미치는 영향에 대하여 실증분석한 논문으로, 최근 활발히 논의되고 있는 실물적 이익조정활동이 해당 기업의 위험에 미치는 영향에 대한 이해를 증진시키는 데에 공헌할 수 있을 것으로 판단된다. 이러한 공헌점에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 한계점을 내포하고 있다. 첫째, 본 연구에서는 기업가치평가모형을 이용하여 주식시장의 투자자들이 인식하는 사전적인 의미의 자기자본비용을 도출하여 분석에 이용하였다. 이러한 과정에서 자기자본비용 추정치에 대한 측정오차가 존재할 가능성이 있다. 둘째, 본 연구에서 사전적 의미의 자기자본비용을 도출하기 위해 재무분석가의 이익예측치를 주식시장에서의 기대치로 이용할 수밖에 없음에 따라 재무분석가 이익예측치를 공시하는 규모가 큰 기업으로 표본이 구성되어, 본 연구결과가 한국의 모든 기업에게 적용되는 일반성을 확보할 수 있을지 확신할 수 없다.

본 연구는 회계감독기관이나 감사인의 규제를 받지 않는 경영자의 실물적 이익조정 활동이 기업의 위험을 증가시킬 수 있다는 점을 실증적으로 밝혀냈으나, 이를 견제할 수 있는 구체적인 방법에 대해서는 분석하지 않았다. 최근의 강화된 회계규제를 고려할 때, 경영자의 실물적 이익조정에 대한 동기는 더욱 커질 것으로 예상되므로 이를 효과적으로 감소시킬 수 있는 방법에 대한 후속연구가 필요할 것으로 판단된다.

참고문헌

- 김경태. 2006. “감사품질이 이익의 질과 자본비용에 미치는 영향”. 회계학연구 제31권 제3호 : 243 - 283.
- 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.
- 김병호. 2002. “기업의 소유구조와 기업가치 및 수익률에 대한 연구 : 임원지분율을 중심으로”. 한국증권학회지 제30권 제1호 : 391 - 434.
- 박경서 · 이은정 · 장하성. 2004. “대주주의 존재가 한국기업의 지배구조에 미치는 영향”. 재무연구 제17권 제2호 : 163 - 201.
- 백원선 · 최 관. 1999. “유상증자기업의 이익조정에 관한 실증적 연구”. 회계학연구 제24권 제4호 : 1 - 27.
- 조중석 · 조문희. 2007. “정보비대칭이 자기자본비용에 미치는 영향”. 회계연구 제12권 제2호 : 269 - 288.
- 차승민. 2008. “코스닥시장에서 부실기업 공시의 정보효과와 산업내 정보전이효과 - 유가증권시장과의 비교를 중심으로 -”. 회계정보연구 제26권 제4호 : 67 - 95.
- Ahn, S., S. Cha, Y. Ko, and K. Yoo. 2008. Implied Cost of Equity Capital in Earnings-Based Valuation Model : Evidence from Korea. *Asia-Pacific Journal of Financial Studies* 37 : 599 - 626.
- Barth, M., J. Elliott, and M. Finn. 1999. Market Rewards Associated with Patterns of Increasing Earnings. *Journal of Accounting Research* 37 : 387 - 413.
- Bhattacharya, U., H. Daouk and M. Welker. 2001. The World Price of Earnings Management. *Working paper*. Queens University.
- Botosan, C. and M. Plumlee. 2005. Assessing Alternative Proxies for the Expected Risk Premium. *The Accounting Review* 80 : 21 - 53.
- Chen, F., B. Jorgensen, and K. Yoo. 2004. Implied Cost of Equity Capital in Earnings Based Valuation : International evidence. *Accounting and Business Research* 34 : 323 - 344.
- Claus, J. and J. Thomas. 2001. Equity Premia as Low as Three Percent? : Evidence from Analysts' Earnings Forecasts for Domestic and International Stock Markets. *Journal of Finance* 56 : 1629 - 1666.
- Clarkson, P., J. Guedes, and R. Thompson. 1996. On the Diversification, Observability, and Measurement of Estimation Risk. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31 : 69 - 84.
- 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 : 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.
- Coles, J., U. Loewenstein, and J. Suay. 1995. On Equilibrium Pricing Under Parameter Uncertainty. *Journal and Financial and Quantitative Analysis* 30 : 347 – 364.
- Dechow, M., P. Kothari, and L. Watts. 1998. The Relation Between Earnings and Cash Flows. *Journal of Accounting and Economics* 25 : 133 – 168.
- Dechow, M., R. Sloan, and A. Sweeney. 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review* 70 : 193 – 225
- Easton, P. 2004. PE ratios, PEG ratios, and Estimating the Implied Expected Rate of Return on Equity Capital. *The Accounting Review* 79 : 73 – 95.
- Fama, E. and J. MacBeth. 1973. Risk, Return and Equilibrium : Empirical Test. *Journal of Political Economy* 81 : 607 – 636.
- Fama, E. and K. French. 1992. The Cross Section of Expected Stock Returns. *Journal of Finance* 47 : 427 – 465.
- _____, and _____. 1997. Industry Costs of Equity. *Journal of Financial Economics* 43 : 153 – 193.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Shipper. 2004. Cost of Equity and Earnings Attributes. *The Accounting Review* 79 : 967 – 1010.
- _____, _____, _____, and _____. 2005. The Market Pricing of Accruals Quality. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 295 – 327.
- Gebhardt, W., C. Lee, and B. Swaminathan. 2001. Toward an Implied Cost of Capital. *Journal of Accounting Research* 39 : 135 – 176.
- Gode, D. and P. Mohanram. 2003. Inferring the Cost of Capital Using the Ohlson – Juettner model. *Review of Accounting Studies* 8 : 399 – 431.
- Gordon, J. and M. Gordon. 1997. The Finite Horizon Expected Return Model. *Financial Analysts Journal* : 52 – 61.
- Graham, R., R. Haverly, and S. Rajgopal. 2005. The Economic Implications of Corporate Financial Reporting. *Journal of Accounting and Economics* 40 : 3 – 73.
- Gunny, K. 2005. What Are the Consequences of Real Earnings Management? *Working paper*. University of Colorado.
- Hope, O – K. 2003a. Disclosure Practices, Enforcement of Accounting Standards and Analysts' Forecast Accuracy : an International Study. *Journal of Accounting Research* 41 : 235 – 272.
- _____. 2003b. Firm Level Disclosure and the Relative Role of Culture and Legal Origin. *Journal of International Financial Management and Accounting* 14 : 218 – 248.

- Jones, J. 1991. Earnings Management During Import relief Investigations. *Journal of Accounting Research* 29 : 193 – 228.
- Kim, B. and C. Sohn. 2009. Real versus Accrual – based Earnings Management and Implied Cost of Equity Capital. *Working Paper*. Concordia University.
- Kemsley, D. and D. Nissim. 2002. Valuation of debt tax shield. *Journal of Finance* 57 : 2045 – 2073.
- La Porta, R., F. Lopez – de – Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny. 2000. Investor Protection and Corporate Governance. *Journal of Financial Economics* 58 : 3 – 28.
- Lambert, R., C. Leuz, and R. Verrecchia. 2007. Accounting Information, Disclosure, and the Cost of Capital. *Journal of Accounting Research* 45 : 385 – 420.
- Lee, C., J. Myers, and B. Swaminathan. 1999. What is the Intrinsic Value of the Dow ? *Journal of Finance* 54 : 1693 – 1741.
- Leuz, C., D. Nanda, and P. Wysocki. 2003. Earnings Management and Investor Protection : An International Comparison. *Journal of Financial Economics* 69 : 505 – 527.
- Liu, J., D. Nissim, and J. Thomas. 2002. Equity Valuation using Multiples. *Journal of Accounting Research* 40 : 135 – 172.
- Malkiel, B. and Y. Xu. 1997. Risk and Return Revisited. *Journal of Portfolio Management* 23 : 9 – 14.
- Modigliani, F. and M. Miller. 1958. The Cost of Capital, Corporation Finance and the Theory of Investment. *American Economic Review* 48 : 261 – 297.
- Ohlson, J. 1995. Earnings, Book Value, and Dividends in Equity Valuation. *Contemporary Accounting Research* 11 : 661 – 687.
- Ohlson, J. and B. Juettner – Nauroth. 2005. Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value. *Review of Accounting Studies* 10 : 349 – 365.
- Rangan, S. 1998. Earnings Management and the Performance of Seasoned Equity Offerings. *Journal of Financial Economics* 50 : 101 – 122.
- Ronen, J. and S. Sadan. 1975. Classificatory Smoothing : Alternative Income Models. *Journal of Accounting Research* 13 : 133 – 149.
- Roychowdhury, S. 2006. Earnings Management through Real Activities Manipulation. *Journal of Accounting and Economics* 42 : 335 – 370.
- Schipper, K. 1989. Commentary in Earnings Management. *Accounting Horizons* 3 : 91 – 102.
- Teoh, H., I. Welch, and T. Wong. 1998. Earnings Management and the Long – run Under performance of Seasoned Equity Offerings. *Journal of Financial Economics* 50 : 63 – 99.
- Zang, A. 2007. Evidence on the Tradeoff Between Real Manipulation and Accrual Manipulation. *Working paper*. Duke University.

Real Earnings Management and Cost of Equity Capital

- Evidence from Korean Firms -

Hong Min Chun* · Seung Min Cha**

〈Abstract〉

This paper examines the potential effect of real earnings management on cost of equity capital for Korean firms. Real earnings management (Hereafter Real EM) defined as the deviation from normal business practices with the primary objective of manipulating current period earnings. This study use abnormal cash flow from operations, abnormal production costs and abnormal discretionary expenses as proxies for the managers' opportunistic Real EM behavior (e.g., Roychowdhury 2006 ; Cohen and Zarowin 2010).

Prior research has documented that accrual EM has positive (+) relationship with cost of equity capital (e.g., Francis, Lafond, Olsson, and Shipper 2005 ; Lambert, Luez, and Verrecchia 2007). However according to Cohen, Dey, and Lys (2008), after the SOX (Sarbanes Oxley) act, managers began to substitute earnings management methods from accrual to Real EM because of potential legal costs. Also accrual and real EM have big differences in that regulator or auditor cannot scrutinize Real EM because Real EM is manager's autonomous behavior to upward reported earnings to meet or beat certain financial reporting benchmarks. In addition, accrual EM has no direct cash flow consequences, Real EM affect cash flows. Prior research document that Real EM has greater negative consequences than accrual EM (Gunny 2005 ; Zang 2007). Most of Korean Real EM papers just focus on long term operating performance or its stock market reaction (Kim, Bae, and Goh 2009). Despite the increasing interest in and importance of Real EM, little study to date has examined whether and how investors perceived Real EM through implied cost of equity capital in Korean setting.

By using Korean firm/year 1,564 observations between 2001 and 2007, we find that Real EM (especially abnormal cash flow operations and abnormal production costs) is positively (+) associated with cost of equity capital even after well-known risk proxies are controlled for. Thus, we conclude that the more managers use Real EM to increase reported earnings, the higher risk premiums the investor require.

* Doctoral student, Korea University Business School, First Author

** Assistant Professor, Kyonggi University, smcha@kgu.ac.kr, Corresponding Author

This paper's contribution is as follows. This is the comprehensive study to examine the effect of manager's Real EM behavior on cost of equity capital for Korean firms. More specifically, this study empirically shows that investor's perceived risk is higher when manager use upward Real EM to higher reported earnings. We believe that our empirical evidence may shed some lights on our understanding of managers' opportunistic Real EM on cost of equity capital based on Korean firms.

〈Key words〉 Real Earnings Management, Cost of Equity Capital