

세무와회계저널
제13권 제1호 2012년 3월 pp.33~63
한국세무학회

이익유연화가 자본비용을 감소시키는가?*

- 유가증권상장기업과 코스닥상장기업을 중심으로 -

박종일** · 박찬웅*** · 최성호****

<요 약>

본 논문은 기업의 이익유연화 정도가 자본비용에 어떠한 영향을 미치는가를 규명하는데 있다. 경영자는 이익유연화를 통해 보고상 이익수준의 변동성을 줄여 미래 이익에 관한 좋은 전망을 자본 시장에 전달하려는 유인이 있다. 그 이유는 기업이 투자자 및 채권자로부터 보다 저렴하게 자본을 조달하는 것이 가능해지기 때문이다. 따라서 본 연구는 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 자본 조달비용이 감소될 것으로 기대하였다. 이를 알아보기 위하여 본 연구는 유가증권상장기업과 코스닥상장기업을 대상으로 가중평균자본비용과 이익유연화 변수와의 관련성을 조사하였다. 이익유연화 변수는 Leuz et al.(2003) 및 Tucker and Zarowin(2006)의 두 방법에 따른 비율 변수 측정치 외에도 차이 변수 측정치를 병행해서 사용되었다. 특히 이들 측정치는 개별 변수간에 나타날 수 있는 극단치의 영향을 최소화하기 위해 Francis et al.(2004)의 방법에 따라 역의 백분위 순위등급(reverses fractional ranking) 변수로 계산되었다.

분석기간은 2002년부터 2009년까지이며 금융업을 제외하고 12월 결산법인을 대상으로 하였으며, 유가증권상장기업은 2,579개 기업/연 자료, 코스닥상장기업은 3,403개 기업/연 자료가 최종 표본으로 이용되었다.

실증결과는 다음과 같다. 첫째, 상장기업에 대한 전체표본의 결과에서는 일정 변수를 통제한 후에도 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 가중평균자본비용은 유의하게 낮게 나타났다. 즉 이익유연화 정도는 자본비용과 음(-)의 관계가 있으며, 이는 기업이 이익을 유연화 할수록 자본시장의 투자자와 채권자들은 호의적인 반응을 보인다는 결과이다. 둘째, 전체표본을 유가증권상장기업과 코스닥상장기업으로 나누어 분석한 결과에서도 전체표본의 경우와 일치되게 두 시장에 속한 기업들에서 모두 이익유연화 변수와 자본비용 간에는 유의한 음(-)의 관계가 나타났다. 이상의 연구결과들은 이분산성 및 횡단면-시계열적 종속성 문제를 완화시키는 Newey and West(1987)의 검증 결과 및 여러 민감도 분석을 추가로 수행한 검증결과에서도 일관성 있게 나타났다.

* 이 연구는 2010년도 경희대학교 연구년 지원에 의한 결과임.

** 충북대학교 경영학부 부교수, parkjil@chungbuk.ac.kr, 043-261-3380, 제1저자

*** 경희대학교 경영대학 회계·세무학과 부교수, accpark@khu.ac.kr, 02-961-0484, 교신저자

**** 성균관대학교 경영학부 박사과정, hongin0904@hanmail.net, 010-6281-1533, 공동저자

논문접수일 2011년 10월 게재확정일 2011년 11월

이상의 결과를 종합하면 국내 유가증권상장과 코스닥상장기업들의 경우 이익유연화 정도가 높으면 투자자 및 채권자에게 보고이익의 변동성을 감소시켜 미래 이익에 관한 좋은 전망을 전달함으로써 자본시장에 긍정적인 시장의 인지(market's perception)를 가져온다는 결과로서 기업은 이익유연화를 통해 자본비용의 감소를 실현시키고 있다는 발견이다.

본 연구는 이익유연화가 자본시장의 참여자인 투자자 및 채권자들에게 호의적인 반응으로 평가되고 있음을 자본비용 관점에서 보여주었다는 점에서 의의가 있다. 이러한 측면에서 본 연구결과는 이익유연화 관련연구에 추가적인 공헌점을 제공해 줄 것으로 예상된다. 또한 본 연구의 검증결과는 상장기업들이 이익을 유연화하려는 현상을 이해하는데 있어서도 도움이 되며, 이는 학계, 실무계 및 회계제정기관이 이익유연화 현상에 대한 재조명을 하는데 있어서도 유익한 정보와 시사점을 제공해 줄 것으로 기대된다.

〈주제어〉 이익유연화, 자본비용, 가중평균자본비용, 시장의 인지, 사적정보, 유가증권시장, 코스닥시장

I. 서 론

본 논문은 상장기업(유가증권상장과 코스닥상장기업)을 대상으로 보고이익의 질을 결정하는 경영자의 이익조정의 수단 중 하나인 이익유연화 행위가 자본시장에서 어떻게 평가되고 있는가를 자본비용의 관점에서 검증하는데 목적이 있다. 특히 본 연구에서는 자기자본비용과 타인자본비용이 동시에 고려된 가중평균자본비용을 이용하여 투자자 및 채권자들이 경영자의 이익유연화 행위에 대해 시장에서 어떻게 반응하는지를 살펴보고자 하였다.

최근 외국의 연구에서는 기업이 유연화(smoothness)하여 이익을 보고하면 투자자들에게 미래 이익정보력을 개선시켜 주고(Tucker and Zarowin 2006), 기업이 부채조달시에 타인자본비용이 낮아지거나(Li and Richie 2009), 기업의 신용등급이 더 개선된다는 실증적 증거가 보고되었다(Gu and Zhao 2006). 비록 이익유연화가 과거 30년 전의 회계학 연구 분야에서 관심을 불러왔던 주제이기는 하나 이와 관련한 실증적 연구가 많은 편은 아니었으며, 특히 당시의 학계에서는 기술적 문헌들에서 경영자의 이익유연화 행위에 대해 부정적인 시각이 일반적이었다. 그렇지만 간헐적으로 수행된 최근의 연구들은 이익유연화 현상에 대해 보다 긍정적 시각으로의 재조명하는 실증적 증거를 보고하는 경향이 나타나고 있다. 또한 국내의 경우는 이 주제와 관련하여 신용등급 관점에서 다룬 연구들(양동훈 등 2007 ; 박종일 등 2011)이 발표된 바 있으나, 자본비용의 관점에서는 아직 체계적으로 분석된 실증적 증거가 부족한 실정이라 할 수 있다. 따라서 이익유연화와 자본비용간의 관계를 체계적으로 알아보는 작업은 이익유연화와 관련한 연구들이 미미한 현재의 상황에서 기존 문헌들에 대해 추가적이고 차별화된 실증적 증거를 제공해 줄 수 있다는 점에서 의의를 가진다.

경영자들이 보고이익을 왜 유연화하려고 하는지에 관해서는 기존 많은 문헌들에서 논의되어

왔다. Dye(1988)는 경영자들이 보고이익을 유연화하려는 이유로 두 가지를 주장하였는데, 하나는 기업의 주가를 높이려는 경영자의 유인이고, 다른 하나는 경영자의 최적계약을 위한 유인이다. 한편, Tucker and Zarowin(2006)과 Li and Richie(2009)는 경영자들이 이익유연화를 하는 동기와 관련하여 연구자들의 시각의 차이에 기인한 두 개의 학파가 존재한다고 주장한다. 하나는 이익유연화를 경영자들이 사적정보(private information)를 제공하기 위한 효율적인 수단이 될 수 있다고 주장하는 학파이고, 다른 하나는 이익유연화에 대해 이익의 질을 왜곡시키는 것(garbling)으로 간주하는 학파이다. 전자의 경우는 앞서 최근의 연구들이 이를 뒷받침 해 주는 경험적 증거들을 제시하고 있으며, 후자의 경우는 주로 경영자의 보상체계와 관련시켜 분석한 초기의 연구들로서 경영자 자신의 보상을 높이기 위해 수단의 하나로 행해지는 기회주의적 동기로 보았던 연구들이 이에 해당된다.

이익유연화(income smoothing)는 이익의 시계열적 변동성을 감소시키는 경영자의 보고상 이익을 관리하는 한 형태로서 이익변동성이 감소되면 기업의 자본조달비용에 영향을 미칠 수 있다. Beidleman(1973)은 이익유연화를 통한 이익변동성의 감소가 재무분석가의 이익예측오차를 줄일 수 있기 때문에 재무분석가는 이에 대해 긍정적인 반응을 보일 것이라고 주장하였다. Truman and Titman(1988)은 기업이 보고이익의 질을 높이기 위하여, 또한 기업위험에 대한 투자자 및 채권자들의 인지(perception)를 낮추기 위하여 기업들이 이익을 유연화 한다고 주장하였다. Fudenberg and Tirole(1995)은 불확인 기간에 경영자가 자신의 지위를 유지하기 위해서는 호황인 기간에 이익유연화를 행하는 것이 보다 유리하다고 주장하였다. Beatty et al.(1995)은 기업이 이익유연화를 통해 낙관적인 미래의 사적정보를 전달하여 자본조달비용을 낮출 수 있기 때문에 경영자는 이익유연화 동기를 가질 수 있다고 주장하였다. 그리고 Graham et al.(2005)의 연구는 최고재무책임자(CFO)와 최고경영자(CEO)들을 대상으로 설문조사한 결과에서 97%의 응답자가 압도적으로 이익의 변동성이 낮을수록 자본비용이 낮아지고, 또한 재무분석가의 이익예측의 정확성은 높아질 것이라고 답변하였는데, 이 결과에 기초하여 경영자들이 이익유연화를 선호함을 나타낸다. 이에 대한 실증적 증거로서 Li and Richie(2009)는 기업의 이익유연화 정도가 높으면 신용등급이 높고, 타인자본비용은 낮음을 보고하였다.

이상의 선행연구들의 결과로 볼 때 기업이 보고이익 수치의 시계열적 변동을 완화시킴으로써 이익지속성을 높이고, 이익의 예측가능성을 증대시킬 경우 그 정보가치는 향상될 것으로 자본시장의 참여자들은 인지할 수 있다. 따라서 기업의 경영자는 보고이익 수치를 시계열적으로 안정적인 흐름의 형태로 관리할 유인이 있으며, 그에 따라 자본시장에서는 안정화된 이익흐름으로 말미암아 미래의 성과정보가 보다 효과적으로 당기의 주가에 반영되는 결과가 초래될 수 있다. 이로부터 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 투자자와 채권자들에게 호의적인 반응(favourable response)으로 나타날 수 있어 이들 기업의 자본비용은 감소될 것으로 예측된다. 본 연구는 이러한 논의를 바탕으로 국내 상장기업 중 유가증권상장기업과 코스닥상장기업을 대상으로 이익유

연화 정도에 따라 이들 각 시장의 기업들의 자본비용이 실제로 감소되는가를 경험적으로 검증하고자 한다.

국내의 경우 송인만과 이용호(1997)는 이익유연화와 주식수익률간의 관계를, 양동훈 등(2007)은 이익유연화와 회사채 신용등급간의 관계를, 박종일 등(2011)은 이익유연화와 기업신용등급을 분석한 바 있으나, 아직까지 이익유연화와 자본비용간의 관계를 실증적으로 분석한 연구는 전무하다. 또한 기존 연구들이 유가증권상장기업만을 대상으로 분석한 것과 달리 본 연구는 코스닥상장기업도 분석에 포함하여 연구범위를 확장하였다. 한편, 국외의 경우 이익유연화와 자본비용간의 관계를 분석한 Francis et al.(2004)의 연구는 이익유연화와 내재자기자본비용간의 유의한 양(+)의 관계를 보고한 반면, McInnis(2010)는 Francis et al.(2004)의 연구를 실제 자기자본비용으로 측정한 후 재조사한 결과에서 두 변수간에 유의한 관계가 나타나지 않음을 보고하여 서로 상충된 증거를 제시하고 있다. 그에 반해 Li and Richie(2009)는 타인자본비용을 대상으로 할 경우에는 두 변수간에 유의한 음(-)의 관계가 관찰됨을 보고하고 있다. 그러나 본 연구와 같이 상장기업의 경우에는 자금 차입시에 주식발행을 통한 자금조달과 회사채 발행이나 부채 차입을 통한 자금조달이 모두 가능하므로, 국내 상장기업들에서 자본비용을 가중평균자본비용으로 측정할 경우에 이익유연화 정도와 유의한 음(-)의 관계가 나타날지에 관해서는 실증적인 의문사항이다. 그러한 점에서 본 연구결과는 기존 국내외의 관련연구(related research)에 추가적인 공헌점을 제공하며, 경영자들의 보고이익 행태를 이해하는데 있어서도 여러 유의한 정보를 제공해 주는데 일조할 것으로 기대된다.

이하 본 논문은 다음과 같이 구성된다. 서론에 이어, 제Ⅱ장에서는 이익유연화와 관련한 실증적 선행연구들을 검토하고, 이를 바탕으로 연구가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 설정된 가설을 검증하기 위한 연구설계로서 연구모형의 제시, 변수의 측정과 정의 및 표본의 선정과정을 기술한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시하고 그 결과를 논의하며, 제Ⅴ장에서는 연구결과를 요약하고 연구의 공헌점과 한계점을 기술한다.

Ⅱ. 선행연구의 검토와 연구가설

1. 선행연구의 검토

기업들이 보고하는 이익의 질적 특성에 대한 연구는 회계학 분야에서 오랫동안 관심을 가져온 연구주제였다. 본 연구에서 다루고자 하는 이익유연화 현상은 회계학 분야에서 과거 30년간 관심주제의 하나였으나, 재량적 발생액의 측정치나 실물활동을 통한 이익조정(실제 이익조정) 측정치가 Jones(1991)와 Roychowdhury(2006)에 의해 각각 개발되면서 최근 몇 년간의 연구들은 경영자의 보

고이익의 형태를 분석하기 보다는 이들 이익조정 수단인 회계학 관련 연구주제들과 어떠한 관계를 가지고 있는가를 분석하는 것으로 연구의 초점이 이동되었다. 이러한 맥락에서 볼 때 이익유연화와 관련한 연구들의 최근 동향은 재량적 발생액이나 실제 이익조정과 관련한 이익조정 수단을 이용한 연구들과 비교하면 매우 미미한 수준이라고 할 수 있다. 본 절에서는 본 연구와 밀접한 관계가 있는 이익유연화와 자본시장의 반응을 분석한 선행연구들을 중심으로 개괄적으로 살펴보고자 한다. 이익유연화와 자본시장의 반응을 살펴본 선행연구들은 자본시장의 반응으로 주식수익률, 신용평가기관의 회사채 신용등급 및 자본비용(자기자본비용이나 타인자본비용)을 대상으로 분석이 수행되었다.

Hunt et al.(2000)은 기업의 회계이익이나 현금흐름의 표준편차가 작을수록 주식시장으로부터 우호적인 반응을 받으며, 비재량적 회계이익의 표준편차 대 현금흐름의 표준편차 비율 및 당기 순이익의 표준편차 대 현금흐름의 표준편차 비율로 측정된 이익유연화의 동기가 높은 기업일수록 주식시장으로부터의 반응이 우호적이라는 결과를 보고하였다. 즉 이 연구는 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 이익과 주가수익률간의 관계인 이익반응계수가 더 높아진다는 결과를 제시하였다. 국내의 경우 송인만과 이용호(1997)는 이익유연화 현상의 정보효과를 주식수익률을 이용해서 분석한 결과에서 유연화된 이익에 대하여 주식시장 참여자들은 우호적인 반응을 보인다는 결과를 보고하였다. Tucker and Zarowin(2006)은 당기의 주식수익률을 종속변수로 하고 과거, 현재, 미래의 회계변수 및 이익유연화 변수와 각 회계변수들과의 상호작용변수를 독립변수로 포함하는 회귀분석을 수행한 결과에서 유연화의 정도가 클수록 미래이익반응계수 및 미래현금흐름반응계수도 증가한다는 결과를 보고하였다. 국내의 경우 이와 유사한 분석을 수행한 최종서와 송동건(2004)의 결과에서는 부분적인 증거만을 제시하고 있다.

Gu and Zhao(2006)는 발생액과 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 기업의 회사채 신용등급이 더 개선된다는 결과를 보고하였다. 이 연구에서는 발생액이 이익유연화의 함수일 때 발생액은 회사채 신용등급에 더 가중치를 제공함을 제시하였다. 국내의 경우 양동훈 등(2007)은 부채조달비용의 대용치로 회사채 신용등급을 이용하여 이익유연화와의 관계를 분석하였다. 분석결과, 기업의 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 부채조달비용이 낮게 즉 회사채 신용등급이 높게 나타났다. 그러나 이 연구에서 부채조달비용과 그 대용치로 사용된 회사채 신용등급 간에는 음(-)의 관련성이 있을 수는 있으나, 신용등급이 부채조달비용을 완전히 대변해 주지 못하는 한계점이 있을 수 있다.¹⁾ 박종일 등(2011)은 이익유연화, 보수적 회계처리 및 재량적 발생액이 기업신용등급에 미치는 효과를 살펴본 결과에서 이익유연화 및 보수적 회계처리 정도가 높은 기업일수록 기업신용등급이 상향조정 되는 반면, 재량적 발생액이 높은 기업일수록 기업신용등

1) 신용평가기관이 발행하는 회사채 신용등급이 높을수록(낮을수록) 부채조달비용이 낮게(높게) 나타날 수 있다. 그러나 부채조달비용이 낮다고 해서 신용등급이 반드시 상향조정되는 것은 아니다. 또한 국내의 경우 회사채 발행회사는 주로 큰 기업들이고, 이에 따라 회사채를 발행하지 않은 기업들은 분석에서 누락되기 때문에 이 연구의 분석결과를 전체 상장기업으로 일반화하는데 있어 한계가 있을 수 있다.

급은 하향조정 된다는 결과를 보고하였다.²⁾

Francis et al.(2004)은 다양한 이익의 질적 속성(attributes)에 대해 내재자기자본비용(implied cost of equity)과의 관계를 통해 분석하였다. 이 연구는 이익의 질적 속성으로 7개의 측정치(발생액의 질, 지속성, 예측가능성, 이익유연화, 가치관련성, 적시성 및 보수주의)를 이용하였다.³⁾ 특히 본 연구와 밀접한 관계가 있는 이익유연화 측정치의 경우는 내재자기자본비용과 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 즉 이익의 변동성이 높은 기업일수록 내재자기자본비용은 증가한다는 결과이다. 그러나 내재자기자본비용은 실제 시장의 반응을 살펴본 것이 아니라는 점에서 이익유연화와 자본시장의 반응을 살펴본 기존 연구방법과는 차이가 있다. 한편, McNnis(2010)은 Francis et al.(2004)의 연구에서 이익의 질적 특성의 측정치 중 이익유연화 측정치와 자본자산가격결정모형(CAPM)을 이용하여 사후적으로 산출된 자본비용 측정치의 관계를 분석하였는데, 이 연구에서는 두 변수 간에 더 이상 유의한 관계가 나타나지 않음을 보고하였다. 이 결과는 앞서 설명한 바와 같이 사전적 개념의 내재자기자본비용 측정치와 시장반응을 살펴본 사후적 실제 측정치간에는 검증결과 측면에서 반드시 일치하지 않을 수 있음을 나타내준다.

Li and Richie(2009)는 Tucker and Zarowin(2006)의 이익유연화 모형을 이용하여 타인자본비용 및 신용등급과의 관계를 분석한 결과에서 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 타인자본비용은 낮고, 신용등급은 높다는 결과를 보고하였다. 또한 Amiram and Owens(2011)은 기업의 이익유연화 정도가 높을수록 타인자본비용으로 측정된 부채조달비용이 감소됨을 보고하였다.

이상의 이익유연화와 관련한 선행연구들의 흐름에서 알 수 있듯이 국내의 경우에는 이익유연화와 자본비용간의 관계에 대해 체계적으로 분석한 연구가 없고, 국외의 경우에도 이익유연화와 자본비용간의 관계를 분석한 연구들이 몇 편 되지 않으며, 또한 자본비용을 자기자본비용으로 측정하느냐와 타인자본비용으로 측정하느냐에 따라 그리고 내재적 자본비용이나 사후적 자본비용이냐에 따라 검증결과가 혼재된 것으로 나타났다. 그에 반해 이익유연화와 주식수익률과의 관계를 분석한 연구나 이익유연화와 타인자본비용간의 관계 및 이익유연화와 신용등급간의 관계를 분석한 연구결과들에서는 기업이 이익을 유연화 할수록 투자자와 채권자들과 신용평가기관은 호의적인 반응을 보이는 것으로 나타나고 있다.

-
- 2) 양동훈 등(2007)의 연구에서 이익유연화와 회사채 신용등급간의 관계를 분석한 결과는 회사채 발행기업 만들 대상으로 표본이 선정된 반면, 박종일 등(2011)은 이익유연화와 기업신용등급간의 관계를 분석한 연구에서는 회사채를 발행하지 않은 기업을 포함한 전체 표본을 대상으로 분석하였다는 점에서 차이가 있다.
- 3) Francis et al.(2004)은 이익유연화 측정치를 Leuz et al.(2003)의 방법에 따라 10년간의 이익의 표준편차를 영업현금흐름의 표준편차로 나누어 측정하였다.

2. 연구가설

회계이익은 자본시장에서 회계정보이용자들의 의사결정에 가장 빈번하게 사용되는 가장 대표적인 기업의 경영성과에 대한 요약측정치이다. 그러한 점에서 보고이익은 투자자와 채권자들의 기업에 대한 투자나 대출의사결정시에 가장 기본적인 정보로 활용되어 왔다. 그러나 회계이익은 현금주의 회계처리와 달리 발생주의회계에 근간을 두고 산출되기 때문에 경영자는 기업회계기준에서 허용하고 있는 일정 범위 내에서 보고상 이익결정에 재량권이 있다. 이는 회계처리 항목에 따라 주관적인 추정의 과정을 걸쳐 산출되는 항목들이 있기 때문이며, 보고이익이 동일한 경제적 실질이라고 하더라도, 경영자의 회계정책과 회계처리 방법에 따라 그 기업의 경제적 실체를 반영하고 있는 정도에는 기업별로 차이가 발생할 수 있다. DeFond and Park(1997)은 경영자의 이익유연화를 기업의 현재와 미래성과(current and future performance)간의 관계 속에서 파악하고자 하였다. 구체적으로는 기업의 경영자는 현재의 성과가 나쁘고 미래의 성과가 좋을 것으로 예상되는 경우에는 미래의 회계이익 중 일부를 현재 시점으로 빌려와 양(+)의 재량적 발생액을 취하지만, 현재의 성과가 좋고 미래의 성과가 나쁠 것으로 예상되는 경우에는 현재의 회계이익을 저축하여 미래에 사용하기 위해서 음(-)의 재량적 발생액을 취할 수 있음을 보고하였다. 이러한 사항은 경기변동 사항에서도 적용가능한데, Fudenberg and Tirole(1995)은 불황인 기간에 경영자가 자신의 위치를 유지하기 위해서는 호황인 기간에 이익유연화를 행하는 것이 보다 유리하다고 주장한 바 있다. 이와 같은 이익관리는 경영자가 회계선택을 통하여 재무보고상 기간이익의 변동성을 줄이려는 이익조정행위이다(Beidleman 1973 ; Ronen and Sadan 1981 ; Tucker and Zarowin 2006 등). 송인만과 최 관(1992)은 이러한 이익유연화를 하려는 기업경영자의 동기로서, 네 가지를 제시하고 있다. 구체적으로는 이익유연화를 통하여 장기적으로 조세를 절감하고, 경영자의 개인적인 효용을 극대화시키는 도구로 사용하며, 기업가치에 대한 평가를 높이기 위한 수단으로 이용하기 위해, 그리고 이해관계자들에게 기업의 파산가능성에 대한 우려를 감소시켜 주기 위해 경영자는 이익유연화를 할 동기가 존재한다고 주장한다.

Ronen and Sadan(1981)은 보고상 이익을 경영자가 유연화하려는 현상에 대해 바람직한 회계속성의 하나라고 주장하였는데, 그 이유는 이익유연화 정보가 회계정보이용자들에게 미래의 현금흐름을 예측하는데 있어 불확실성을 완화하는데 유용할 수 있다고 보았기 때문이다. Healy and Wahlen(1999)도 이익유연화 정보는 경영자가 기업의 낙관적인 미래전망에 대해 보고이익을 유연화 함으로써 신뢰성 있는 사적정보를 전달한다고 주장하였다. 또한 Dichev and Tang(2009)도 이익의 변동성(earnings volatility)을 줄임으로써 미래이익예측력을 높일 수 있다고 보았다. 이 연구에서는 이익변동성이 경제적 요소와 회계적 요소에 의해 영향을 받을 수 있으며, 또한 이들 두 요소는 모두 이익의 예측가능성을 감소시킬 수 있다고 주장하였다. 즉 이익의 변동성과 이익예측력간에는 역의 관계가 존재한다는 것이다. 이와 같이 기업의 이익변동성이 기간별로 작을수록 기업의 위험이 감소될 수 있고, 이익유연화를 통해 이익수준의 변동성을 줄이는 것은 미

래 이익예측에 관한 유용한 정보를 자본시장에 전달하는 것이 될 수 있기 때문에 경영자는 보고 이익의 흐름을 기간별로 변동성이 낮아지도록 조정할 유인이 있다. 이처럼 보고이익의 변동성이 줄어들면 투자자 및 채권자들에게는 미래 이익의 예측가능성이 증가되어 자본공급 의사결정에 도움이 될 것이므로 기업은 안정적인 자본조달이 가능할 수 있다. 따라서 본 연구는 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 자본비용이 감소될 것으로 기대하였다. 이러한 논의와 앞서 선행연구에서 살펴본 실증적 증거들을 바탕으로 본 연구에서는 이익유연화와 자본비용간의 관계를 알아보는 데 있어 다음과 같이 선택가설(alternative hypothesis)의 형태로 가설을 설정한다.

가설 : 기업의 이익유연화 정도가 높을수록 자본비용은 낮아질 것이다.

III. 연구설계 및 표본

1. 연구모형의 설정

본 연구는 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 자본비용이 낮아지는지를 규명하는데 목적이 있다. 이를 위하여 본 연구는 아래의 모형식을 설정하여 분석하고자 한다.

$$WACC_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 SMOOTH1(2)_t + \beta_2 LNMV_t + \beta_3 LEV_t + \beta_4 PPE_t + \beta_5 LNBMT_t \\ + \beta_6 BETA_t + \beta_7 VOL_t + \beta_8 ROA_t + \beta_9 LOSS_t + \beta_{10} BIG4_t + \beta_{11} AOPN_t + \beta_{12} MKT_t \\ + \sum IND + \sum YD + \varepsilon_t \quad (1)$$

여기서, $WACC_{t+1}$ = t+1년도 가중평균자본비용

$SMOOTH1_t$ = t년도 이익유연화 측정치1 $\{(=NI^{STDEV}/CFO^{STDEV})$ 의 [0, 1] 사이 역의 백분위 순위등급(reverses fractional ranking) ; NI^{STDEV} 와 CFO^{STDEV} 는 각각 이익의 표준편차와 현금흐름의 표준편차로서 당기를 포함한 과거 4년간으로 측정함

$SMOOTH2_t$ = t년도 이익유연화 측정치2 $\{(=NI^{STDEV}-CFO^{STDEV})$ 의 [0, 1] 사이 역의 백분위 순위등급(reversed fractional ranking)

$LNMV_t$ = t년도 자기자본의 시장가치(자연로그를 취함)

LEV_t = t년도 부채비율(=총부채/총자산)

PPE_t = t년도 유형자산의 비중(=유형자산/기초총자산)

$LNBMT_t$ = t년도 자기자본의 시장가치 대비 장부가치(자연로그를 취함)

$BETA_t$ = t년도 1년간의 시장모형으로 추정된 체계적 위험

VOL_t = t년도 1년간의 주식수익률의 분산

ROA_t = t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산)

$LOSS_t$ = t년도 손실발생기업이면 1, 아니면 0

$BIG4_t$ = t년도 Big 4 제휴법인이면 1, 아니면 0

$AOPN_t$	= t년도 적정 이외의 감사의견이면 1, 아니면 0
MKT_t	= t년도 코스닥상장기업이면 1, 유가증권상장기업이면 0
ΣIND	= 산업별 더미변수
ΣYD	= 연도별 더미변수
ε_t	= 잔차항
편의상 i 기업에 대한 아래첨자는 생략함	

식(1)은 일정변수를 통제한 후 이익유연화 변수가 자본비용에 영향을 주는지를 알아보기 위해 설정된 모형식이다. 한편, 선행연구들의 방법에 따라 인과관계(casuality relation)를 고려하기 위해서 종속변수는 $t+1$ 시점으로, 관심변수와 통제변수들에 대해서는 t 시점을 기준으로 측정하였다(Ge and Kim 2010).

식(1)의 종속변수는 자본비용이고, 주된 관심변수는 이익유연화 변수($SMOOTH1,2$)이다. 본 연구에서는 종속변수에 대해 가중평균자본비용(weighted average cost of capital ; WACC)을 이용하였다. 가중평균자본비용은 자기자본비용(cost of equity)과 타인자본비용(cost of debt)을 가중평균한 자본비용(cost of capital)이다. 본 연구에서는 이를 편의상 ‘자본비용’으로 지칭한다. 또한 WACC 변수에 대해서는 NICE신용평가정보(주)에서 제공되는 가중평균자본비용을 사용하였다.⁴⁾

4) 본 연구에서 전문성이 있는 외부 신용평가기관에서 산출된 가중평균자본비용을 이용하여 분석할 경우 다음과 같은 최소한 세 가지 이상의 분석상 이점을 갖는다.

첫째, 일반적으로 자본비용의 산출은 일정한 가정이 요구되는 경우가 많다. 특히 타인자본비용에 비해 자기자본비용을 추정할 경우가 더 그러하다. 연구자가 자기자본비용을 추정할 경우 이를 계산하기 위해서는 일정한 가정이 필요하고, 특히 재무분석가의 미래 이익예측치 정보는 추정과정에서 필수적인 요소이며, 또한 이익예측치의 경우도 장기간의 이익예측치가 요구된다. 따라서 연구자에 의해 직접 추정된 자본비용을 사용한 분석에서는 동일한 현상에 대해서도 연구자마다 검증결과가 달리 나타날 가능성을 배제시킬 수 없는 한계를 가지고 있다. 그에 반해 NICE신용평가정보(주)에서 제공되는 가중평균자본비용은 연구자마다 일정한 가정에 따라 달리 계산될 수 있는 가능성을 배제함으로써 검증결과와 객관성을 보장한다는 이점을 가지고 있다. 둘째, 대부분의 국내외 선행연구들에서는 자본비용과 관련한 연구를 수행할 때 자기자본비용만 분석하거나 타인자본비용만 분석하는 경향이 있다. 그러나 만일 자본비용 중 자기자본비용에 초점을 두면 타인자본비용의 영향은 분석에서 무시될 수 있으며, 반대로 타인자본비용에 초점을 맞추면 자기자본비용의 영향을 무시한 검증결과가 나타날 수 있다(Francis et al. 2005). 이와는 달리 NICE신용평가정보(주)의 가중평균자본비용을 이용하면 이러한 문제점을 해소할 수 있는 이점을 가진다. 셋째, 자본비용 중 자기자본비용을 대상으로 분석할 경우 국내는 미국과 달리 거의 모든 상장기업을 대상으로 재무분석가들이 미래이익 예측치를 산출하는 정보환경에 있지 않기 때문에 재무분석가의 이익예측치가 제공되지 않은 표본은 분석에서 제외되는 한계를 가지게 된다. 일반적으로 유가증권상장기업의 경우 재무분석가의 이익예측치가 제공되는 기업의 비중은 전체기업을 기준으로 볼 때 대략 1/3 수준이고 주로 대기업을 중심으로 산출되는 특징이 있다. 물론 코스닥상장기업의 경우는 이보다 더 낮은 수준이다. 그에 반해 NICE신용평가정보(주)의 가중평균자본비용은 대부분의 유가증권상장과 코스닥상장기업을 대상으로 산출되고 있기 때문에 이 자료원을 이용하면 검증결과가 표본의 대표성 문

본 연구의 관심변수는 Leuz et al.(2003)에서 사용된 이익유연화 측정방법을 활용해서 비율변수(*SMOOTH1*)와 차이변수(*SMOOTH2*)로 나누어 측정하였다.⁵⁾ 이들 변수의 측정방법을 설명하면, 우선 당기를 포함한 과거 4년간의 당기순이익(*NI*)과 영업현금흐름(*CFO*)의 각 표준편차(σ_{NI} , σ_{CFO})를 계산한 후 이를 이용하여 *SMOOTH1*은 σ_{NI} 를 σ_{CFO} 로 나누어 측정하였고($= \sigma_{NI} / \sigma_{CFO}$), *SMOOTH2*는 σ_{NI} 에서 σ_{CFO} 를 차감한 차이로 측정하였다($= \sigma_{NI} - \sigma_{CFO}$). 이들 두 측정치 값이 작아질수록 기업의 이익유연화 정도는 높고, 반대로 값이 커질수록 기업의 이익유연화 정도는 낮다. 또한 본 연구는 이들 변수가 가질 수 있는 극단치의 영향을 최소화하기 위하여 [0, 1] 사이의 역의 백분위 순위등급(reverses fractional ranking)으로 계산하였다(Francis et al. 2004). 여기서 ‘역의 백분위 순위등급’을 사용한 이유는 백분위 순위등급을 부여할 때 이익유연화 정도가 높은 기업을 기준으로 분석하고자 했기 때문이다. 즉 $\sigma_{NI} / \sigma_{CFO}$ 및 $\sigma_{NI} - \sigma_{CFO}$ 의 값이 상대적으로 높은(낮은) 값을 가지는 기업은 발생액에 기초한 이익조정의 정도가 큰(작은) 기업에 해당되므로 이들 기업의 이익유연화 정도는 낮다(높다). 따라서 본 연구는 이익유연화 정도가 높은 기업에 초점을 두기 위하여 $\sigma_{NI} / \sigma_{CFO}$ 및 $\sigma_{NI} - \sigma_{CFO}$ 의 값이 가장 낮은 기업이 ‘1’을, 가장 높은 기업이 ‘0’에 근접된 값이 되도록 개별기업의 수치들을 소수의 백분위 순위등급 [0, 1] 사이의 값을 갖도록 한 것이다.⁶⁾

만약 본 연구에서 제시된 연구가설이 지지된다면 즉, 기업의 이익유연화 정도가 높을수록 자본시장에서 투자자 및 채권자들이 해당 기업의 미래 현금흐름의 개선에 관한 전망에 대해 경영자가 사적정보를 제공하는 것으로 평가한다면 자본비용은 낮아질 것이다. 따라서 식(1)의 모형

제에 영향을 받지 않는다는 이점도 있다. 그 외에도 연구자에 의해 산출된 자본비용은 시장에 유포되지 않는 특성이 있는 반면, 신용평가기관에서 산출된 가중평균자본비용은 자본시장에 정보로서 공유된다는 측면에서 볼 때도 자본시장의 반응을 살펴보는 연구에서 투자자 및 채권자가 경제적 의사결정에 활용가능성이 더 높은 이 지표를 사용하는 것이 더 적합성이 높을 수 있다. 또한 재무분석가의 이익예측치를 가지고 자기자본을 추정하는 경우 재무분석가는 일반적으로 미래 이익예측치를 산출할 때 낙관적 편향(optimistic bias)의 경향을 가지는 경우가 많기 때문에 이러한 사항이 자본비용의 계산에 영향을 미칠 수 있다(McInnis 2010 ; Francis et al. 2005 등). 그에 반해 NICE신용평가정보(주)는 자본자산가격결정모형(CAPM)을 이용하고 있다는 점에서 이러한 재무분석가의 낙관적 편향의 발생가능성은 거의 없다. 그리고 자기자본의 추정과정에서 재무분석가의 미래이익 예측치 정보를 이용하여 계산된 자기자본은 사전적(*ex ante*) 개념의 내재가치자본비용(implied cost of equity capital)으로 주로 관심변수와 관련성(association)을 살펴볼 때 이용되므로, 두 변수간 인과관계(casuality relation)를 고려하지 못하는 한계가 있는 반면, NICE신용평가정보(주)의 가중평균자본비용의 계산은 CAPM을 이용한 사후적(*ex post*) 개념의 측정치를 제공하므로, 본 연구와 같이 설명변수를 t시점으로 하고, 가중평균자본비용인 종속변수를 t+1시점으로 설계할 경우 인과관계가 적절히 고려된 분석결과를 제공해 줄 수 있다.

- 5) 본 연구에서 *SMOOTH1*의 측정방법은 Leuz et al.(2003)의 연구방법에 기초한 것이다.
- 6) 예를 들어, 표본수가 100개이면 관심변수($\sigma_{NI} / \sigma_{CFO}$ 및 $\sigma_{NI} - \sigma_{CFO}$)에 대해 가장 높은 값을 갖는 기업에 1을, 가장 낮은 값을 갖는 기업에 100으로 순위 수치를 부여한 후 각 개별기업의 관심변수 순위 수치에 대해 다시 100으로 나누어 측정한 것이다.

식에서 β_1 은 통계적으로 유의한 음(-)의 값이 예상된다($\beta_1 < 0$). 물론 역도 성립한다.

모형식에서 통제변수는 자본비용을 연구한 논문들에서 자본비용 결정에 영향을 미치는 것으로 알려진 변수들로 선정되었다(McInnis 2010 ; Ge and Kim 2010 ; Kim et al. 2010 ; Hope et al. 2009 ; Ahmed et al. 2008 ; Fernando et al. 2008 ; Dhaliwal et al. 2008 ; Jiang 2008 ; Pittman and Fortin 2004 ; Khurana and Raman 2004 ; Fama and French 1995, 김확열과 박미영 2010 등). 본 연구에서 통제변수로 선정된 변수로는 자기자본의 시장가치(LNMV), 부채비율(LEV), 유형자산의 비중(PPE), 자기자본의 시장가치 대비 장부가치(LNBM), 체계적 위험(BETA), 주식수익률의 분산(VOL), 총자산이익률(ROA), 손실발생여부(LOSS), 감사인 규모(BIG4), 감사의견(AOPN), 시장여부(MKT) 등이며, 또한 산업간 차이를 통제할 목적에서 산업더미(ΔIND)를, 그리고 경기변동 영향을 통제할 목적에서 연도더미(ΔIND)를 모형식에 추가로 고려하였다. 구체적인 변수의 정의와 측정은 식(1)의 하단과 같다.

대부분의 자본비용과 관련한 선행연구들에서 기업규모(LNMV)와 부채비율(LEV)은 기업위험 및 재무위험을 통제할 목적에서 모형식에 고려되었다(McInnis 2010 ; Jiang 2008 ; Fama and French 1995 등). 다수의 선행연구들에서는 LNMV 및 LEV가 자본비용(WACC)과 각각 음(-)과 양(+)의 관계를 가질 것으로 예상된다. 유형자산의 비중(PPE)은 기업의 담보제공 가능한 자산의 비중을 나타내는 변수로서 모형식에 고려되었다(Hope et al. 2009 ; Pittman and Fortin 2004 ; 김확열과 박미영 2010). 그러한 점에서 PPE는 WACC와 음(-)의 관련성이 예상된다. 자기자본의 시장가치 대비 장부가치(LNBM)는 기업의 미래성장가능성을 통제할 목적에서 모형식에 고려되었다(Fernando et al. 2008 ; Ahmed et al. 2008 ; Dhaliwal et al. 2008 등). LNBM는 선행연구에 기초할 때 WACC와의 관계가 음(-)과 양(+)의 예측이 모두 가능한 변수로서 일률적인 예상은 어렵다. 즉 LNBM 변수는 기업의 미래 성장가능성의 정보를 내포하면 자본비용과 음(-)의 관계를 가질 수 있고(Dhaliwal et al. 2008), 또한 현재의 재무적 위험요소를 내포하는 정보라는 주장도 있어 자본비용과 양(+)의 관계를 가질 수도 있다(Hope et al. 2009 ; Ahmed et al. 2008 ; Fama and French 1995 등). 체계적 위험(BETA)과 주식수익률의 분산(VOL)은 기업의 전반적인 주가 변동성의 측정치로 선행연구들에서는 WACC와 양(+)의 관계를 예상한다(Ge and Kim 2010 ; Kim et al. 2009 ; Hope et al. 2009 ; Ahmed et al. 2008 ; Fernando et al. 2008 ; 김확열과 박미영 2010 등). 기업의 수익성과 관련한 측정치로 ROA와 LOSS를 모형식에 통제하였다(Ge and Kim 2010 ; Hope et al. 2009 ; Dhaliwal et al. 2008 ; Pittman and Fortin 2004 ; 김확열과 박미영 2010 등). ROA와 LOSS는 WACC와 각각 음(-)과 양(+)의 관계가 예상된다. 감사인의 특성 관련 변수로서 감사인 규모(BIG4)와 감사의견(AOPN)을 모형식에 고려하였다(Fernando et al. 2008). 감사인의 규모가 클수록 높은 이익반응계수(ERC)를 보고한 연구(Teoh and Wong 1993)에 기초할 때 Big 4 감사인이 감사하면 non-Big 4 감사인보다 WACC는 낮을 것으로 예상되므로 BIG4와 WACC간에는 음(-)의 관계가 예상된다(Khurana and Raman 2004). 또한 감사의견이

비적정의견을 받은 기업은 그렇지 않은 경우보다 재무제표의 부정과 오류 및 왜곡가능성이 높을 수 있으므로 *AOPN*은 *WACC*와 양(+)의 관계가 예상될 수 있다(Fernando et al. 2008). 시장여부(*MKT*)는 시장간 차이를 통제할 목적에서 모형식에 고려하였다. 일반적으로 코스닥상장기업이 유가증권상장기업보다 시장의 안전성이 더 낮을 수 있으므로 자본비용이 더 높을 것으로 예상된다. 따라서 *MKT*는 *WACC*와 양(+)의 관계가 예상된다.

2. 표본의 선정

본 연구는 2002년부터 2009년까지 한국선물증권거래소에 상장된 유가증권상장과 코스닥상장기업을 대상으로 다음의 조건을 만족시키는 표본을 선정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 기업
- (2) 12월 결산기업
- (3) NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE에서 가중평균자본비용, 주식수익률 자료 및 감사인 명단, 감사의견 등과 분석에 필요한 재무자료가 입수 가능한 기업
- (4) 자본잠식기업은 제외

본 연구의 분석기간은 식(1)의 종속변수를 기준으로 2002년부터 2009년까지 8년간이다. 종속변수가 $t+1$ 시점이고, 설명변수가 t 시점이므로 설명변수의 측정기간은 2001년부터 2008년까지이다. 한편, 관심변수의 측정상 당기를 포함한 과거 5년간의 자료를 이용하였으므로, 실제 자료의 이용기간은 13년이 된다.

조건 (1)에서 금융업을 제외시킨 이유는 재무제표의 양식이나 계정과목의 성격이 일반 제조업과 비교할 때 상이하므로 표본의 비교가능성을 제고하기 위함이다. 조건 (2)는 표본의 동질성 확보를 위해서 추가된 사항이다. 조건 (3)은 자료원에 관한 사항이다. 본 연구에서는 분석에 필요한 모든 자료를 NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE의 데이터베이스로부터 추출하였다. 조건 (4)에서 자본잠식기업을 제외시킨 이유는 이들 기업은 정상기업과 달리 재무제표의 왜곡가능성이 높기 때문이다. 한편, 본 연구는 모형식에 고려된 변수들에 대한 극단치 처리와 관련하여 더미변수와 자연로그 값을 취한 변수를 제외한 나머지 연속형 변수들에 대해서는 전체표본을 기준으로 각 변수들의 상하 1% 내에서 조정(winsorization) 후 분석하였다. 이상의 조건을 만족시키는 최종표본은 5,982개 기업/연 자료이며, 전체기업을 다시 유가증권상장기업과 코스닥상장기업으로 나누면 각 2,579개 기업/연과 3,403개 기업/연 자료이다.

전체표본의 산업별 분포는 <표 1>에 나타내었다. 산업은 NICE신용평가정보(주)의 대분류 기준에 따라 보고하였으며, 전체표본을 유가증권상장기업(KSE)과 코스닥상장기업(KOSDAQ)으로 나누어 각각 보고하였다. <표 1>을 보면, KSE와 KOSDAQ 모두 제조업의 비중이 가장 높고

(KSE는 65.6%, KOSDAQ는 67.1%), 다음이 기타(KSE는 14.4%, KOSDAQ는 17%), 도매 및 소매업(KSE는 7.2%, KOSDAQ는 7.6%)이며, 건설업과 서비스업의 경우는 KSE는 건설업이 서비스업보다 높은 반면, KOSDAQ는 서비스업이 건설업보다 비중이 더 높았다. 표본에 수록된 업종이 다양한 산업에 걸쳐 고루 포함되었음을 볼 수 있다.⁷⁾ 따라서 본 연구의 검증결과는 일반화 가능성이 높을 것으로 기대된다.

〈표 1〉 표본의 산업별 분포

산 업	KSE sample		KOSDAQ sample	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
제조업	1,768	65.6%	2,284	67.1%
건설업	168	6.5%	93	2.7%
도매 및 소매업	185	7.2%	259	7.6%
서비스업	87	3.4%	187	5.5%
기타	371	14.4%	580	17.0%
합계	2,579	100%	3,403	100%

주1) 산업별 구분은 NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE에 수록된 업종별 대분류 기준에 따라 분류함. 단, 기타는 광업(B00000), 전기가스, 증기 및 수도사업(D00000), 하수·폐기물 처리, 원료재생 및 환경 복원업(E00000), 운수업(H00000)이 포함됨.

주2) 연도별 자료를 통합하여 보고함.

<표 2>에는 전체표본(Full) 및 KSE와 KOSDAQ에 대해 본 연구의 관심변수인 자본비용(WACC)에 대해 각 산업별 평균과 중위수의 기초통계를 제시하였다. <표 2>를 보면, 전체표본(Full)의 경우 WACC의 평균과 중위수는 6.95%와 6.82%로 대략 7%보다 조금 낮은 수준이다. 전체표본에서 산업별로 WACC가 낮은 순서는 평균을 기준을 볼 때 기타(6.19%), 제조업(6.87%), 건설업(6.97%), 도매 및 소매업(7.14%), 서비스업(7.02%) 순위로 나타나고 있다. 이러한 사항은 중위수를 기준을 할 때도 차이가 없다. 산업간에 WACC가 가장 낮은 ‘기타’와 가장 높은 ‘서비스업’간의 차이는 평균(중위수)이 1.16%(1.34%)이며, 지면상 별도로 표시하지는 않았지만 이들 두 산업간 차이는 1% 수준에서 평균과 중위수 모두 통계적으로 유의한 차이를 가지고 있었다(t 검증에서 t 값이 7.281, Wilcoxon 부호순위합검증에서 z 값이 7.743). 또한 산업간에 WACC가 가장 낮은 산업인 ‘기타’와 가장 높은 산업인 ‘서비스업’의 차이는 평균(중위수)이 1%를 조금 상회하는 작은 수치로 보이지만, 이들 수치간 차이가 갖는 경제적 중요성(economic importance)은

7) 본 연구에서 제조업에 대해 분석에 포함된 산업을 검토한 결과 전반적인 업종이 고루 포함되어 있는 것으로 나타났다.

기업의 자본조달비용 측면에서 매우 큰 차이를 내포할 수 있다. 왜냐하면 별도로 보고하지는 않았지만, 본 연구의 전체표본에서 총자산의 평균과 중위수는 각각 677,890백만원과 89,957백만원 이었고, 이를 고려해서 산업간 *WACC*의 차이 금액을 계산하면 자본조달비용간 차이가 7,863백만원($=677,890\text{백만원} \times 0.0116$)과 1,205백만원($89,957\text{백만원} \times 0.0134$)으로 큰 차이를 가져올 수 있기 때문이다.

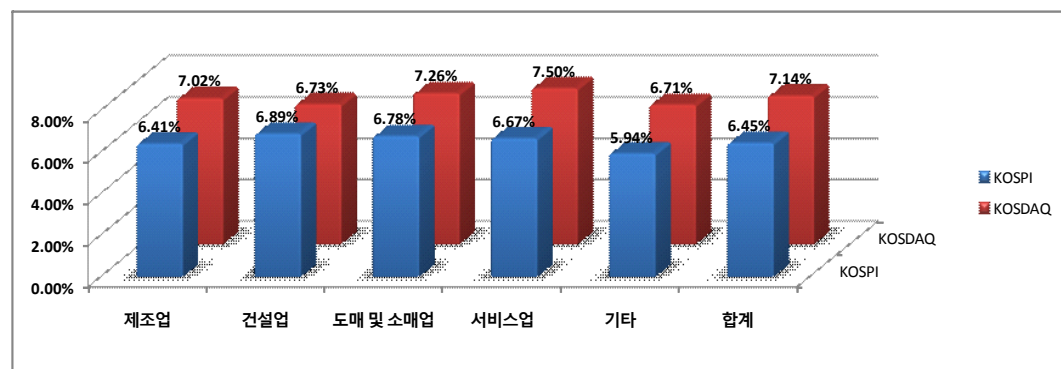
KSE의 경우는 기타, 제조업, 도매 및 소매업, 서비스업, 건설업 순으로 낮게 나타나고 있으며, KOSDAQ의 경우 건설업, 기타, 제조업, 도매 및 소매업, 서비스업 순으로 낮았다. <표 2>의 기초통계 중 KSE와 KOSDAQ에 대해 중위수를 중심으로 각 산업별 *WACC*를 막대그래프 형태로 대비시켜 비교한 것이 아래의 <그림 1>과 같다.

<표 2> 각 산업별 자본비용(WACC)에 대한 기초통계

산 업	Full sample		KSE sample		KOSDAQ sample	
	평균	중위수	평균	중위수	평균	중위수
제조업	6.87%	6.73%	6.52%	6.41%	7.14%	7.02%
건설업	6.97%	6.83%	6.99%	6.89%	6.94%	6.73%
도매 및 소매업	7.14%	7.02%	6.78%	6.78%	7.40%	7.26%
서비스업	7.35%	7.25%	6.80%	6.67%	7.58%	7.50%
기타	6.19%	5.91%	5.92%	5.94%	7.07%	6.71%
합계	6.95%	6.82%	6.56%	6.45%	7.25%	7.14%

주) 산업별 구분은 한국신용평가정보(주)의 KIS-VALUE III에 수록된 업종별 대분류 기준에 따라 분류함. 단, 기타는 광업(B00000), 전기가스, 증기 및 수도사업(D00000), 하수·폐기물 처리, 원료재생 및 환경 복원업(E00000), 운수업(H00000)이 포함됨.

<그림 1> 각 산업별 WACC의 분포



주) 위의 산업별 WACC의 분포는 중위수를 기준으로 보고함.

IV. 실증분석결과

1. 주요 변수의 기술통계

<표 3>에는 전체표본을 KSE(Panel A)와 KOSDAQ(Panel B)로 나누어 식(1)의 모형식에 사용된 각 변수들의 평균, 중위수, 표준편차, 최소값 및 최대값을 나타내었고, KSE와 KOSDAQ에 대해 각 변수간 차이검증 결과도 같이 보고하였다. 각 변수간의 차이검증은 평균과 중위수에 대한 t 검증과 Wilcoxon 부호순위합 검증(W 검증)을 제시하였다. 몇 가지 주요 특성변수들이 특성을 살펴보면 다음과 같다.

KSE는 *WACC*의 평균(중위수)이 0.066(0.065)이고, KOSDAQ는 평균(중위수)이 0.073(0.072)로 KSE가 KOSDAQ에 비해 자본비용이 낮으며, 이들 차이는 평균과 중위수 모두 유의한 차이로 나타나고 있다. 즉 코스닥상장기업보다 유가증권상장기업이 자본 조달할 때 자본비용이 더 저렴하다는 결과이다. 관심변수 *SMOOTH*는 *SMOOTH1*과 *SMOOTH2* 모두 KSE가 KOSDAQ에 비해 높지만 두 시장간에 *SMOOTH1*에서만 유의한 차이로 나타났다. 즉 기업이 영업현금흐름의 표준편차 대비 당기순이익의 표준편차가 코스닥상장기업보다 유가증권상장기업이 더 적다는 결과로서 유가증권상장기업의 이익유연화 정도가 코스닥기업의 이익유연화 정도와 비교할 때 더 높다는 것을 나타낸다.

통제변수들의 결과에서는 KSE와 KOSDAQ 간에 대부분의 변수에서 통계적으로 유의한 차이를 가지고 있다. 즉 통제변수의 결과에 따르면, 코스닥상장기업보다 유가증권상장기업이 유의하게 기업규모가 크고, 부채비율이 높고, 유형자산의 비중이 크고, 자기자본의 시장가치 대비 장부가치가 크고, 체계적 위험과 주식수익률의 분산이 낮고, 총자산이익률이 높고, 적자기업의 비중이 낮고, Big 4 감사인으로부터 감사받은 기업 비중이 높고, 비적정 감사의견을 받은 비중이 낮았다. 이들 변수들의 특징은 평균 외에도 중위수에서 유의한 차이를 가지고 있었다.

〈표 3〉 기술통계 및 차이검증

구분 변수	Panel A : KSE sample (N=2,579)					Panel B : KOSDAQ sample (N=3,403)					차이검증	
	평균	중위수	표준편차	최소값	최대값	평균	중위수	표준편차	최소값	최대값	t-검증	W 검증
<i>WACC</i>	0.066	0.065	0.012	0.042	0.118	0.073	0.072	0.014	0.042	0.118	19.292***	18.947***
<i>SMOOTH1</i>	0.539	0.563	0.292	0	1	0.471	0.452	0.283	0	1	-9.051***	-8.990***
<i>SMOOTH2</i>	0.506	0.506	0.251	0	1	0.494	0.493	0.314	0	1	-1.615	-1.615
<i>LNMI'</i>	18.612	18.288	1.729	15.197	25.408	17.354	17.272	1.036	14.138	21.631	-34.943***	-90.103***
<i>LEV'</i>	0.445	0.453	0.193	0.052	0.881	0.400	0.392	0.204	0.052	0.881	-8.659***	-8.926***
<i>PPE</i>	0.334	0.326	0.186	0.004	0.785	0.248	0.229	0.176	0.004	0.935	-18.413***	-18.121***
<i>LNBM</i>	0.861	0.245	0.758	-2.313	1.717	-0.157	-0.104	0.808	-2.312	1.717	-16.717***	-16.330***
<i>BETA</i>	0.789	0.779	0.381	0	1.851	0.815	0.864	0.808	0	1.851	2.215**	3.962***
<i>VOL</i>	0.536	0.497	0.192	0.220	1.265	0.678	0.652	0.218	0.220	1.847	26.252***	26.450***
<i>ROA</i>	0.033	0.041	0.109	-1.025	0.330	-0.016	0.032	0.222	-1.025	0.330	-10.244***	-5.033***
<i>LOSS</i>	0.186	0	0.389	0	1	0.318	0	0.466	0	1	-11.709***	-17.283***
<i>BIG4</i>	0.662	1	0.473	0	1	0.436	0	0.496	0	1	-17.730***	-17.792***
<i>AOPN</i>	0.002	0	0.039	0	1	0.004	0	0.064	0	1	1.793*	1.792*

주1) 변수의 정의 : $WACC_{t+1} = t+1$ 년도 가중평균자본비용, $SMOOTH1_t = t$ 년도 이익유연화 측정치1($= NI^{STDEV}_t / CFO^{STDEV}_t$)의 [0, 1] 사이 역의 백분위 순위등급(reverses fractional ranking), NI^{STDEV}_t 와 CFO^{STDEV}_t 는 각각 이익의 표준편차와 현금흐름의 표준편차로서 당기를 포함한 과거 4년간으로 측정함, $SMOOTH2_t = t$ 년도 이익유연화 측정치2($= (NI^{STDEV}_t - CFO^{STDEV}_t)$ 의 [0, 1] 사이 역의 백분위 순위등급(reversed fractional ranking)), $LNMI'_t = t$ 년도 자기자본의 시장가치(자연로그를 취함), $LEV_t = t$ 년도 부채비율($=$ 총부채/총자산), $PPE_t = t$ 년도 유형자산의 비중($=$ 유형자산/총자산), $LNBM_t = t$ 년도 자기자본의 시장가치 대비 장부가치(자연로그를 취함), $BETA_t = t$ 년도 1년간의 시장모형으로 추정된 체계적 위험, $VOL_t = t$ 년도 1년간의 주식수익률의 분산, $ROA_t = t$ 년도 총자산이익률($=$ 당기순이익/기초총자산), $LOSS_t = t$ 년도 손실발생기업이면 1, 아니면 0, $BIG4_t = t$ 년도 Big 4 제휴법인이면 1, 아니면 0, $AOPN_t = t$ 년도 적정 이외의 감사의견이면 1, 아니면 0, $MKT_t = t$ 년도 코스닥 상장기업이면 1, 유가증권상장기업이면 0임.

주2) 평균에 대해서는 t 검증을, 중위수에 대해서는 Wilcoxon 부호순위합검증(W 검증을)을 보고함.

주3) 2004년부터 2008년까지 자료를 통합하여 보고함.

주4) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

2. 상관관계 분석

<표 4>에는 식(1)의 모형식에 포함된 주요 변수들간의 상관관계 결과를 전체기업을 중심으로 보고하였다. 상관계수는 피어슨 상관관계를 대상으로 나타내었다.

<표 4>의 결과를 보면, 종속변수 자본비용(*WACC*)은 관심변수 *SMOOTH1* 및 *SMOOTH2*와 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관성이 나타나고 있다. 상관성 정도는 *SMOOTH1* 및 *SMOOTH2*의 경우 *WACC*와 각각 10.4%와 11.5% 정도로 10%를 약간 상회하였다. 즉 단순 상관성이기는 하나, 기업의 이익유연화 정도가 높을수록 시장에서의 자본비용은 감소된다는 결과이다. 이 결과는 기업이 이익조정을 감소시키고 이익유연화를 피하는 정도가 높은 기업일수록 자본시장의 투자자 및 채권자들에게 호의적인(favourable) 반응을 받는다는 결과로서 이들 기업의 현재 이익은 미래 현금흐름이나 수익성을 예측하는데 있어 보다 나은 전망을 전달하는 경영자의 사적정보(private information)를 내포하는 것으로 시장에서는 평가한다는 결과이다. 그러나 이러한 결과는 단지 두 변수간의 단순 상관성만을 살펴본 것이다. 따라서 이익유연화 변수와 자본비용간의 관계에 대한 보다 직접적인 효과를 알아보기 위해서는 자본비용 결정에 영향을 미칠 수 있는 일단의 통제변수들을 통제한 후 다변량 회귀분석을 통해 살펴보는 것이 필요하다.

한편, 종속변수 *WACC*는 기타 통제변수 중 *LEV* 변수만 제외하면 나머지 통제변수 모두와 유의한 상관성을 가지고 있다. 구체적으로 *LNBV*, *BETA*, *VOL*, *LOSS*, *AOPN*, *MKT*는 *WACC*에 대해 유의한 양(+)의 상관성을, *PPE*, *LNBM*, *ROA*, *BIG4*는 *WACC*에 대해 유의한 음(-)의 상관성을 가지고 있다. 즉, 자기자본의 시장가치가 클수록, 체계적 위험이나 주식수익률의 분산이 클수록, 손실발생기업이면, 비적정 감사의견을 받은 기업이면, 유가증권상장기업보다 코스닥상장기업이면 자본비용이 더 높은데 반해, 총자산에서 유형자산의 비중이 클수록, 자기자본의 미래 성장잠재력이 높을수록, 총자산이익률이 높을수록, 감사인이 Big 4 감사인이면 기업의 자본비용이 더 낮은 결과로 나타났다. 그러나 부채비율의 경우 자본비용과 양(+)의 상관성을 가지고 있으나 통계적으로 유의한 수준은 아니었다. 그리고 *LNBV*와 *WACC*와의 관계는 일반적인 기대와 달리 유의한 양(+)의 상관성을 보이고 있다.

한편, *LOSS*와 *ROA*간에 변수의 특성상에 높은 상관성이 존재하는 것을 제외하면 다른 통제변수들 사이에는 다중공선성(multicollinearity)의 문제가 발생할 정도로 심각한 변수간의 상관성을 가지고 있는 변수는 나타나지 않았다.

〈표 4〉 주요 변수간의 상관관계 결과

Variable	WACC	SMOOTH1	SMOOTH2	LNMV	LEV	PPE	LNBM	BETA	VOL	ROA	LOSS	BIG4	AOPN	MKT
WACC	1	-0.184 (0.000)	-0.115 (0.000)	0.059 (0.000)	0.013 (0.315)	-0.252 (0.000)	-0.348 (0.000)	0.312 (0.000)	0.363 (0.000)	-0.188 (0.000)	0.177 (0.000)	-0.031 (0.018)	0.065 (0.000)	0.242 (0.000)
SMOOTH1		1	0.911 (0.000)	0.079 (0.000)	0.036 (0.005)	0.069 (0.000)	0.161 (0.000)	-0.078 (0.000)	-0.230 (0.000)	0.299 (0.000)	-0.347 (0.000)	0.044 (0.001)	-0.054 (0.000)	-0.116 (0.000)
SMOOTH2			1	0.042 (0.001)	0.019 (0.139)	0.011 (0.377)	0.102 (0.000)	-0.037 (0.004)	-0.166 (0.000)	0.315 (0.000)	-0.300 (0.000)	0.026 (0.044)	-0.051 (0.000)	-0.021 (0.106)
LNMV				1	-0.040 (0.002)	0.073 (0.000)	-0.359 (0.000)	0.283 (0.000)	-0.273 (0.000)	0.215 (0.000)	-0.228 (0.000)	0.336 (0.000)	-0.026 (0.047)	-0.412 (0.000)
LEV					1	0.207 (0.000)	-0.111 (0.000)	0.051 (0.000)	0.133 (0.000)	-0.197 (0.000)	0.162 (0.000)	0.015 (0.234)	0.028 (0.030)	-0.111 (0.000)
PPE						1	0.205 (0.000)	-0.100 (0.000)	-0.192 (0.000)	0.083 (0.000)	-0.044 (0.001)	0.073 (0.000)	-0.015 (0.238)	-0.232 (0.000)
LNBM							1	-0.261 (0.000)	-0.270 (0.000)	0.142 (0.000)	-0.096 (0.000)	-0.009 (0.497)	-0.055 (0.000)	-0.211 (0.000)
BETA								1	0.335 (0.000)	-0.027 (0.335)	0.047 (0.000)	0.074 (0.000)	0.002 (0.864)	0.029 (0.027)
VOL									1	-0.379 (0.000)	0.325 (0.000)	-0.189 (0.000)	0.077 (0.000)	0.321 (0.000)
ROA										1	-0.657 (0.000)	0.147 (0.000)	-0.136 (0.000)	-0.131 (0.000)
LOSS											1	-0.107 (0.000)	0.058 (0.000)	0.150 (0.000)
BIG4												1	-0.040 (0.002)	-0.223 (0.000)
AOPN													1	0.023 (0.073)
MKT														1

주1) 상관계수는 피어슨 상관계수이며, 표본은 전체 표본(KSE와 KOSDAQ)을 보고함(N=5,982개 기업/연 자료).

주2) 변수의 정의는 <표 3>의 하단과 같음.

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

3. 연구가설에 대한 다변량 회귀분석 결과

<표 5>는 연구가설을 검증하기 위하여 식(1)을 이용한 다변량 회귀분석 결과이다. <표 5>에서 모형 1과 2는 관심변수가 *SMOOTH1*인 결과이고, 모형 3과 4는 관심변수가 *SMOOTH2*의 결과이다. 또한 모형 1과 3은 *MKT*가 제외된 결과를, 모형 2와 4는 이를 포함한 결과를 각각 보고함으로써 *MKT* 변수 포함여부에 따라 검증결과가 달라지는지를 살펴보기 위하여 추정모형을 달리 하였다. 또한 표의 오른쪽란에는 통합 회귀분석상에 패널 자료가 가질 수 있는 이분산성과 횡단면-시계열적 종속성(cross-sectional and time-series dependence) 문제를 최소화하기 위한 *t* 통계치를 제공하는 Newey and West(1987) 검증결과를 보고하였다.⁸⁾ 그리고 산업더미(ΣIND)와 연도더미(ΣYD) 변수는 검증결과 모두 회귀분석시에 포함되어 분석되었으나, 표의 간결화를 위하여 보고는 생략한다. 따라서 본 연구의 회귀분석 결과는 산업 및 연도별 차이가 통제된 후의 검증결과이다.

<표 5>의 결과를 보면, *F* 값은 모형 1부터 4까지, 또한 모형 2A와 4A 모두 1% 이내에서 통계적으로 유의한 수준에서 유의한 결과로 나타나 식(1)의 설정된 모형이 적합성이 있음을 의미한다. 모형의 설명력(수정된 R^2)은 모든 변수가 포함된 모형 2와 4의 경우 대략 29% 정도로 나타났으며,⁹⁾ 연도별 회귀분석 결과의 평균으로 계산된 Newey and West(1987) 검증의 경우는 대략 31%로 앞서보다 2% 정도 더 높게 나타나고 있다.

또한 *MKT*가 포함된 경우가 포함되지 않은 경우보다 대략 1% 정도의 설명력의 차이를 가져오는 것으로 나타나고 있으며, 모형 1과 2 그리고 모형 3과 4를 비교해서 살펴봐도 *MKT* 변수의 포함여부에 관계없이 관심변수와 종속변수간의 관계는 변하지 않는 것을 볼 수 있다. 보다 구체적으로 관심변수와 종속변수간의 관계를 살펴보면 다음과 같다.

8) 패널 자료를 통합(pooled)하여 회귀분석을 할 경우 기존 연구들에서는 횡단면-시계열적 종속성 문제가 발생할 수도 있음을 지적한 바 있다(Jiang 2008 ; Petersen 2009 ; Gow et al. 2010). 만일 검증결과에 횡단면-시계열적 종속성 문제가 있다면 회귀식의 설명력이나 회귀계수의 *t* 값이 사실보다 큰 값을 가지게 되는 상향편의(upward biased)의 검증결과가 나타날 수 있고, 이로 인해 검증된 결과를 연구자가 과대 해석하는 오류를 범할 수 있다. 따라서 기존 연구들에서는 이러한 횡단면-시계열적 종속성 문제를 완화시킨 후 검증결과를 제시해 주는 Newey and West(1987) 검증방법을 제안한 바 있다(Petersen 2009 ; Jiang 2008).

9) 분석된 모형식에서 변수간의 다중공선성 문제가 있는가를 분산팽창요소(variance inflation factor ; VIF) 값으로 확인하였다. 일반적으로 VIF 값이 10 이상이면 변수들간의 다중공선성이 심각한 것으로 판단하고 있다. <표 5>에서 *MKT* 변수가 고려된 모형 2와 4의 경우 VIF의 최대값이 가장 높았던 변수는 모두 LNMV 변수로서 각각 2.477과 2.474로 낮은 수준이었다. 이러한 결과로 볼 때 본 연구에서 설정된 모형의 경우 변수들간의 다중공선성 문제가 심각하지 않음을 나타낸다. 이후 제시된 <표 6>의 경우도 <표 5>의 결과와 유사한 수준인 것으로 나타나 별도의 논의는 생략한다.

〈표 5〉 이익유연화와 자본비용에 대한 회귀분석결과 : 전체표본의 경우

변 수	예상 부호	OLS regression test				Newey and West(1987) test	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 2A	모형 4A
절 편	?	0.063 (22.543 ^{***})	0.047 (14.864 ^{***})	0.063 (22.295 ^{***})	0.047 (14.746 ^{***})	0.047 (13.98 ^{***})	0.047 (13.88 ^{***})
<i>SMOOTH1</i>	-	-0.003 (-4.621 ^{***})	-0.003 (-4.858 ^{***})	-	-	-0.003 (-4.67 ^{***})	-
<i>SMOOTH2</i>	-	-	-	-0.001 (-2.105 ^{**})	-0.002 (-2.799 ^{***})	-	-0.002 (-2.54 ^{**})
<i>LNMV</i>	-	0.000 (0.772)	0.001 (5.346 ^{***})	0.000 (0.583)	0.001 (5.196 ^{***})	0.001 (5.03 ^{***})	0.001 (4.89 ^{***})
<i>LEV</i>	+	-0.002 (-2.699 ^{***})	-0.001 (-0.725)	-0.003 (-3.044 ^{***})	-0.001 (-1.006)	-0.001 (-0.65)	-0.001 (-0.90)
<i>PPE</i>	-	-0.010 (-10.315 ^{***})	-0.010 (-10.012 ^{***})	-0.010 (-10.365 ^{***})	-0.010 (-10.081 ^{***})	-0.010 (-9.19 ^{***})	-0.010 (-9.26 ^{***})
<i>LNBM</i>	+/-	-0.004 (-13.077 ^{***})	-0.003 (-8.782 ^{***})	-0.004 (-13.523 ^{***})	-0.003 (-9.147 ^{***})	-0.003 (-7.63 ^{***})	-0.003 (-7.93 ^{***})
<i>BETA</i>	+	0.008 (17.358 ^{***})	0.008 (16.706 ^{***})	0.008 (17.525 ^{***})	0.008 (16.874 ^{***})	0.008 (15.57 ^{***})	0.008 (15.73 ^{***})
<i>VOL</i>	+	0.012 (11.802 ^{***})	0.011 (11.522 ^{***})	0.012 (11.942 ^{***})	0.012 (11.646 ^{***})	0.011 (10.58 ^{***})	0.012 (10.69 ^{***})
<i>ROA</i>	-	-0.002 (-1.990 ^{**})	-0.003 (-2.540 ^{***})	-0.002 (-2.014 ^{**})	-0.003 (-2.472 ^{***})	-0.003 (-1.90 [*])	-0.003 (-1.86 [*])
<i>LOSS</i>	+	0.002 (3.807 ^{***})	0.002 (3.662 ^{***})	0.002 (4.493 ^{***})	0.002 (4.304 ^{***})	0.002 (3.33 ^{***})	0.002 (3.91 ^{***})
<i>BIG4</i>	-	0.000 (0.695)	0.000 (1.163)	0.000 (0.767)	0.000 (1.230)	0.000 (1.11)	0.000 (1.17)
<i>AOPN</i>	+	0.007 (2.626 ^{***})	0.008 (2.753 ^{***})	0.008 (2.674 ^{***})	0.008 (2.799 ^{***})	0.008 (1.62)	0.008 (1.65 [*])
<i>MKT</i>	+	-	0.004 (10.193 ^{***})	-	0.004 (10.251 ^{***})	0.004 (9.62 ^{***})	0.004 (9.68 ^{***})
<i>ΣIND</i>		included	included	included	included	included	included
<i>ΣYD</i>		included	included	included	included	included	included
<i>adj R²</i>		0.278	0.290	0.276	0.288	0.314	0.312
<i>F 값</i>		122.102 ^{***}	123.194 ^{***}	120.869 ^{***}	122.084 ^{***}	118.99 ^{***}	117.61 ^{***}
<i>N</i>		5,982	5,982	5,982	5,982	5,982	5,982

주1) 변수의 정의는 <표 3>의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

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

자본비용의 결정에 영향을 미칠 수 있는 일정변수를 통제한 후에도 *SMOOTH1*과 *SMOOTH2* 모두는 *WACC*에 대해 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 가지고 있다. 이러한 결과는 <표 4>의 단순 상관관계로 살펴본 검증결과와 일치하는 것이다. 또한 연도별-시계열 패널 통합분석이 가져올 수 있는 횡단면 종속성 문제를 극복한 Newey and West(1987)의 결과에서도 *SMOOTH1*과 *SMOOTH2* 모두는 *WACC*에 대해 1% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값이 관찰되었다. 이러한 결과로 볼 때 높은 이익유연화를 수행하는 기업일수록 자본비용이 감소되는 것으로 나타나고 있어 기업의 이익유연화 정도가 높을수록 자본시장의 투자자 및 채권자는 호의적인 반응을 보인다는 결과이다. 즉 시장에서는 당기를 포함한 과거 4년간 측정된 영업현금흐름의 표준편차 대비 당기순이익의 표준편차의 비율이 낮을수록 (즉 영업현금흐름의 변동성 대비 이익의 변동성이 낮을수록) 또는 이들 두 요소의 표준편차의 차이가 작을수록 (즉 이익의 변동성이 영업현금흐름의 변동성에 비해 작을수록) 투자자 및 채권자들은 해당 기업이 보고이익을 상향조정하지 않은 것으로 평가하고 이들 기업의 미래 수익성이나 현금흐름의 개선을 가져올 것으로 예상함으로써 자본 조달시 요구수익률이 더 낮아진다는 결과이다. 이러한 결과는 이익유연화와 주식수익률간의 관계를 분석한 연구(Tucker and Zarowin 2006)나 이익유연화와 회사채 신용등급간의 관계를 분석한 연구와 일치된 결과이다. 그러나 이익유연화와 내재자기자본비용간의 관계를 분석한 Francis et al.(2004)이나 Francis et al.(2004)의 연구를 재조사한 McInnis(2010)의 연구결과와는 일치하지 않았다. 본 연구의 결과에 따르면, 높은 이익유연화를 수행하는 기업일수록 경영자의 미래의 좋은 전망에 대한 사적정보를 제공해 주는 것으로 해석될 수 있다. 따라서 이상의 본 검증결과로 볼 때 연구가설은 지지된 결과를 얻었다.

통제변수의 결과를 살펴보면, 종속변수 *WACC*에 대해 유의한 회귀계수 값을 보이는 변수로는 *BIG4*를 제외하면 대체로 나머지 변수들에서는 상관성을 가지고 있는 것으로 나타났다. 구체적으로 *LNMV*, *BETA*, *VOL*, *LOSS*, *AOPN*, *MKT*는 *WACC*에 대해 유의한 양(+)의 계수값을, *LEV*, *PPE*, *LNBM*, *ROA*는 *WACC*에 대해 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다. 즉, 자기자본의 시장가치가 클수록, 체계적 위험이나 주식수익률의 분산이 클수록, 손실발생기업이면, 비적정 감사의 견을 받은 기업이면, 유가증권상장기업보다 코스닥상장기업이면 자본비용이 더 높게 나타난 반면, 부채비율이 높을수록, 총자산에서 유형자산의 비중이 클수록, 자기자본의 미래 성장잠재력이 높을수록, 총자산이익률이 높을수록 기업의 자본비용이 더 낮은 결과를 보이고 있다. <표 4>의 단순 상관성과 차이를 보이는 변수는 *BIG4*와 *LEV* 변수였다. 단순 상관성에는 *BIG4*는 *WACC*와 유의한 음(-)의 상관성을 가지고 있었으나, 자본비용에 영향을 미치는 다른 통제변수를 고려할 경우에는 더 이상 유의한 관계가 나타나지 않았다. 반면, 단순 상관성에서 *LEV*는 *WACC*와 유의한 상관성이 나타나지 않았으나, 자본비용에 영향을 미치는 일정 변수를 통제한 모형 1과 3에서는 일반적인 예상과 달리 부채비율이 높은 기업은 자본비용이 감소된 결과로 나타났다. 그렇지만, 모형 2, 2A, 4 및 4A에서는 *LEV*와 *WACC*간에 유의한 관계가 나타나지 않은

것으로 보아 *LEV*에 대한 결과는 제한적으로 해석되어야 한다.

4. 추가분석 결과

본 절에서는 추가분석의 일환으로 전체표본을 KSE와 KOSDAQ로 나누어 각각 식(1)의 모형식에 대한 회귀분석을 추가로 수행해 보았다. 이와 관련한 다변량 회귀분석 결과는 <표 6>에 보고하였다. 모형 1과 2는 *SMOOTH1*과 *SMOOTH2*에 대한 KSE의 결과이고, 모형 3과 4는 KOSDAQ의 결과이다. 표 보고방식은 <표 5>와 동일하다.

<표 6>의 결과를 살펴보면, 모형 1부터 4까지 *F* 값은 모두 1% 수준 이내에서 통계적으로 유의하고, 모형의 설명력(수정된 R^2)은 KSE의 경우 대략 28% 정도이고, KOSDAQ에서는 대략 25% 정도로 나타나고 있어 코스닥상장기업보다 유가증권상장기업의 모형상 설명력이 3% 정도 더 높다.

주된 관심변수의 결과를 살펴보면, KSE의 결과에서 *SMOOTH1*과 *SMOOTH2*는 *WACC*에 대해 각각 1%와 5% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 보이고 있으며, KOSDAQ의 결과에서 *SMOOTH1*과 *SMOOTH2*는 *WACC*에 대해 각각 1%와 10% 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 보이고 있다. 이로부터 *SMOOTH1*의 측정방법이 *SMOOTH2*의 측정방법과 비교할 때 *WACC*에 대해 미치는 영향을 분석함에 있어 더 뚜렷하게 반응함을 알 수 있다. 즉 이익유연화의 비율 측정방법이 차이 측정방법보다 더 뚜렷한 시장의 반응을 보여주는 것으로 나타났다. *SMOOTH1*의 측정방법은 Leuz et al.(2003)의 연구방법에 따른 것이다. 그러나 이들 측정방법을 달리하여도 대체로 유가증권상장과 코스닥상장기업 모두 이익의 유연화 정도가 높은 기업일수록 자본비용이 감소되는 것으로 나타났다. 따라서 연구가설은 전체표본 뿐만 아니라 유가증권상장기업과 코스닥상장기업으로 구분된 표본에서도 모두 지지된 결과로 나타났다.

한편, 통제변수의 결과에서 KSE와 KOSDAQ간 자본비용에 영향을 미치는 변수에서 차이를 보이는 변수는 *ROA*와 *BIG4*이다. 즉 *ROA*는 KSE의 경우 *WACC*에 대해 음(-)의 계수값을 가지고 있지만, 통계적으로 유의한 수준으로 나타나지 않은 반면, KOSDAQ에서는 전체표본의 결과와 같이 두 변수간에 유의한 음(-)의 계수값이 나타나고 있다. 이와는 달리 *BIG4*는 KSE의 경우 *WACC*에 대해 예상과 달리 한계적인 수준에서 유의한 양(+)의 계수값을 보이고 있는데 반해, KOSDAQ에서는 전체표본의 결과와 같이 두 변수간에 유의한 계수값이 관찰되지 않았다.

<표 5>의 전체표본의 결과와 차이를 보이는 통제변수로는 KSE 표본은 *LEV*, *ROA*, *BIG4*이며, KOSDAQ 표본은 *LEV* 변수였다. 즉 *LEV*는 전체표본에서 모형 1과 3에서 *WACC*에 대해 유의한 음(-)의 계수값을 보였으나, KSE와 KOSDAQ 표본 모두 더 이상 유의한 계수값이 관찰되지 않았다. 반면, 전체표본에서 *ROA*는 *WACC*에 대해 유의한 음(-)의 계수값이었으나, KSE 표본에서는 더 이상 유의한 계수값이 나타나지 않았고, 유의하지 않았던 *BIG4*의 계수값은 KSE 표본에서만 한계적인 수준에서 유의한 양(+)의 값을 보이고 있다.

〈표 6〉 이익유연화와 자본비용에 대한 회귀분석결과 : KSE versus KOSDAQ samples

변 수	예상 부호	KSE sample		KOSDAQ sample	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
Panel A : OLS regression test					
절 편	?	0.051 (13.524 ^{***})	0.051 (13.412 ^{***})	0.047 (8.407 ^{***})	0.047 (8.412 ^{***})
<i>SMOOTH1</i>	—	-0.003 (-3.276 ^{***})	—	-0.003 (-3.488 ^{***})	—
<i>SMOOTH2</i>	—	—	-0.002 (-2.301 ^{**})	—	-0.001 (-1.763 [*])
<i>LNMV</i>	—	0.000 (2.213 ^{**})	0.000 (2.115 ^{**})	0.001 (4.111 ^{***})	0.001 (3.959 ^{**})
<i>LEV</i>	+	-0.001 (-0.925)	-0.001 (-1.035)	-0.001 (-1.061)	-0.002 (-1.351)
<i>PPE</i>	—	-0.008 (-6.309 ^{***})	-0.008 (-6.301 ^{***})	-0.011 (-7.666 ^{***})	-0.011 (-7.836 ^{***})
<i>LNBM</i>	+/-	-0.002 (-5.544 ^{***})	-0.002 (-5.689 ^{***})	-0.003 (-6.585 ^{***})	-0.003 (-6.995 ^{***})
<i>BETA</i>	+	0.011 (15.710 ^{***})	0.012 (15.834 ^{***})	0.007 (11.303 ^{***})	0.007 (11.394 ^{***})
<i>VOL</i>	+	0.009 (5.756 ^{***})	0.009 (5.912 ^{***})	0.013 (9.633 ^{***})	0.013 (9.625 ^{***})
<i>ROA</i>	—	-0.004 (-1.418)	-0.003 (-1.301)	-0.003 (-2.155 ^{***})	-0.003 (-2.234 ^{**})
<i>LOSS</i>	+	0.002 (3.393 ^{***})	0.003 (3.771 ^{***})	0.001 (2.172 ^{**})	0.002 (2.651 ^{***})
<i>BIG4</i>	—	0.001 (1.649 [*])	0.001 (1.660 [*])	0.000 (0.132)	0.000 (0.234)
<i>AOPN</i>	+	0.010 (1.973 ^{**})	0.011 (1.983 ^{**})	0.006 (1.822 [*])	0.006 (1.865 [*])
<i>ΣIND</i>		included	included	included	included
<i>ΣYD</i>		included	included	included	included
<i>adj R²</i>		0.286	0.284	0.251	0.249
<i>F 값</i>		55.305 ^{***}	54.903 ^{***}	61.021 ^{***}	60.383 ^{***}
<i>N</i>		2,579	2,579	3,403	3,403
Panel B : Newey and West(1987) test					
<i>SMOOTH1</i>	—	-0.003 (-3.02 ^{**})	—	-0.003 (-3.42 ^{**})	—
<i>SMOOTH2</i>	—	—	-0.002 (-2.03 ^{**})	—	-0.001 (-1.65 [*])
기타 통제변수		included	included	included	included

주1) 변수의 정의는 <표 3>의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

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

5. 강건성 분석결과

본 절에서는 앞서의 주된 회귀분석 결과였던 <표 5>의 전체표본에 대한 검증결과에서 강건성(robustness)이 있는지를 알아보기 위하여 몇 가지 다음과 같은 민감도 분석을 수행하였다. 이들에 대한 분석결과는 지면상 별도의 표로 보고하는 대신 검증된 주된 결과에 대해 기술적(descriptive)으로 설명한다. 첫째, 앞서 <표 5>의 결과에 대해 잔차항의 등분산성 가정이 만족되는지를 White t 검증을 통해 살펴본 결과에 따르면, 모형 2와 4의 경우 모두 이분산성(heteroscedasticity)이 존재한 것으로 나타났다. 따라서 이분산성의 문제를 극복하기 위하여 White(1980)의 방법에 따라 표준오차(standard error)가 조정된 t 값을 다시 산출해 본 결과에 따르면, <표 5>의 결과와 질적으로 유사한 검증결과가 관찰되었다. 구체적으로는 <표 5>의 모형 2에서 *SMOOTH1*의 경우 표준오차가 조정된 회귀계수(White t 값)은 $-0.003(-5.27)$ 로 1% 수준에서 *WACC*와 유의한 음(-)의 관계가 나타났으며, 모형 4의 *SMOOTH2*의 경우도 *WACC*에 대해 $-0.002(-2.84)$ 로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 관계가 관찰되었다. 따라서 본 연구의 검증결과는 이분산성의 존재여부와 상관없이 주된 관심변수는 일관성 있는 결과임을 알 수 있다.

둘째, <표 4>에서 상관성이 높았던 *ROA*와 *LOSS* 변수간의 관계를 고려해서, <표 5>에 대해 *ROA*만 모형식에 포함하고, *LOSS* 변수는 제외한 후 분석한 결과에서도 *SMOOTH1* 및 *SMOOTH2*의 결과는 질적으로 유사한 결과가 관찰되었다. 따라서 이러한 결과로 볼 때, 본 검증결과는 변수들간의 높은 상관성에 따른 다중공선성(multicollinearity)이 미칠 수 있는 영향 정도에 민감하지 않음을 알 수 있다.

마지막으로, 자본비용 결정모형에 영향을 미칠 수 있는 몇 가지 통제변수에 대해 추가로 고려한 분석을 수행해 보았다. 추가로 고려한 변수로는 소유지분율 변수 중 외국인 지분율, 기업연령, 스톡옵션부여여부, NICE신용평가정보(주)에서 제공하는 기업신용등급 등이다.¹⁰⁾ <표 5>의 전체표본에 대하여 이들 변수를 식(1)의 모형식에 추가로 통제한 후에도 주된 관심변수인 *SMOOTH1* 및 *SMOOTH2*의 결과는 질적으로 유사한 유의한 음(-)의 계수값이 관찰되었다. 따라서 본 연구의 검증결과는 자본비용에 영향을 미칠 수 있는 변수를 추가로 통제하여도 주된 관심변수에 대한 결과가 민감하게 변화되지 않음을 의미한다.

10) 추가 통제변수를 고려할 분석결과에서는 외국인 지분율은 *WACC*와 음(-)의 관계를 보였으나, 통계적으로 유의한 수준은 아니었다. 기업연령 및 기업신용등급은 *WACC*와 유의한 음(-)의 관계를, 스톡옵션이 부여된 기업이면 그렇지 않은 기업보다 *WACC*가 유의적으로 높게 나타났다.

V. 결 론

본 논문은 기업의 이익유연화 정도가 자본비용에 미치는 효과를 분석하였다. 기업의 보고이익 전략상에 자본비용을 감소시킬 수 있는 방법이 있다면 이를 활용하는 것은 기업경영자에게는 매우 중요한 사항이 될 수 있다. 왜냐하면 기업이 보다 저렴하게 투자자 및 채권자로부터 자본을 조달하는 것이 가능하다면 이는 기업의 부의 극대화에 기여하게 되며, 더 나아가 낮은 수준의 자본조달비용은 기업이 본연의 영업활동 및 투자활동을 보다 적극적으로 수행하는데 도움을 주기 때문이다.

기존 연구들이 각국의 이익유연화 정도를 살펴보거나(Leuz et al. 2003), 개별기업의 이익유연화와 주식수익률간의 관계를(Tucker and Zarowin 2006 ; 최종서와 송동건 2004 ; 송인만과 이용호 1997), 이익유연화와 회사채 신용등급간의 관계를(Gu and Zhao 2006 ; 박종일 등 2011 ; 양동훈 등 2007), 이익유연화와 자기자본비용간의 관계를(McInnis 2010 ; Francis et al. 2004) 또는 타인자본비용간의 관계를(Amiram and Owens. 2011 ; Li and Richie 2009) 분석하였다. 이와 관련하여 본 연구는 이익유연화와 자본비용 측면에서 이익유연화의 시장반응을 조사한 연구이나, 기존 연구들과 달리 자기자본비용뿐만 아니라 타인자본비용도 고려된 가중평균자본비용과 이익유연화간의 관계를 살펴보았다는 점에서 차이가 있다. 또한 본 연구에서는 기업의 이익유연화 정도가 가중평균자본비용에 미치는 영향을 알아보기 위해 유가증권상장기업과 코스닥상장기업을 대상으로 분석했으며, 전체표본의 검증 외에도 추가분석으로 유가증권상장기업과 코스닥상장기업 표본 각각에 대해 분석을 수행하였다. 또한 이익유연화 측정은 Leuz et al.(2003)의 방법에 따라 비율 변수로 측정한 것 외에도 차이 변수로 측정한 경우도 병행하였으며, 극단치가 검증결과에 미칠 수 있는 영향 정도를 최소화하기 위하여 Francis et al.(2004)의 방법에 따라 이익유연화 측정치를 소수의 백분위 순위 변수로 측정하였다.

분석기간은 2002년부터 2009년까지이며 금융업종을 제외하고 12월 결산법인을 대상으로 분석이 수행되었다. 최종표본은 전체표본이 5,982개 기업/연 자료이며, 이중 유가증권상장기업은 2,579개 기업/연 자료이고, 코스닥상장기업은 3,403개 기업/연 자료가 분석상에 이용되었다.

본 연구의 실증결과는 요약하면 다음과 같다.

첫째, 전체표본의 결과에서 일정 변수를 통제 한 후에도 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 자본비용은 유의하게 낮은 결과로 나타났다. 즉 이익유연화 정도는 자본비용과 음(-)의 관계가 있으며, 이는 기업이 이익을 유연화 할수록 자본시장의 투자자와 채권자들은 호의적인 반응을 보인다는 결과이다. 따라서 설정된 연구가설은 지지된 결과를 얻었다. 이러한 결과는 이익유연화와 주식수익률간의 관계를 분석한 연구(Tucker and Zarowin 2006 ; 최종서와 송동건 2004 ; 송인만과 이용호 1997)나 이익유연화와 신용등급간의 관계를 분석한 연구(Gu and Zhao 2006 ; 박종일 등 2011 ; 양동훈 등 2007)와 일치된 결과였다. 그러나 이익유연화와 내재자기자본비용간

의 관계를 분석한 Francis et al.(2004)이나 Francis et al.(2004)의 연구를 재조사한 McInnis(2010)의 연구결과와는 일치하지 않았다.

둘째, 전체표본을 유가증권상장기업과 코스닥상장기업으로 나누어 분석한 결과에서도 전체표본의 경우와 일치되게 두 시장에 속한 기업들 모두에서 이익유연화 정도를 나타내는 변수와 자본비용 간에는 유의한 음(-)의 관계가 나타났다. 이상의 연구결과들은 이분산성 및 횡단면-시계열적 종속성 문제를 완화시키는 t 통계치를 제공하는 Newey and West(1987)의 검증결과 뿐만 아니라 여러 민감도 분석을 추가로 수행한 검증결과에서도 강건성 있게 나타났다.

이상의 결과를 종합하면 국내 유가증권상장과 코스닥상장기업들의 경우 이익유연화 정도가 높으면 투자자 및 채권자에게 보고이익의 변동성을 감소시켜 미래 이익에 관한 좋은 전망을 전달함으로써 자본시장에 긍정적인 시장의 인지(market's perception)를 가져온다는 결과로서 기업은 이익유연화를 통해 자본비용의 감소를 실현시키고 있다는 발견이다.

본 연구는 이익유연화가 자본시장의 참여자인 투자자 및 채권자들에게 호의적인 반응으로 평가되고 있음을 자본비용 관점에서 보여주었다는 점에서 의의가 있다. 이와 더불어 이익유연화와 관련한 연구가 이익조정과 관련한 연구에 비해 매우 소수에 불과한 상황이고, 이익유연화와 자본비용간의 관계를 살펴본 국내 연구가 부재한 상황에서 본 연구는 국내 자본시장을 대상으로 이익유연화 정보와 가중평균자본비용간의 관계를 규명했다는 점에서 의의가 있다. 이러한 측면에서 본 연구결과는 이익유연화 관련연구(related research)에 추가적인 공헌점을 제공해 줄 것으로 기대된다. 또한 본 연구의 검증결과는 상장기업들이 이익을 유연화하려는 행위를 이해하는데 있어서도 유익한 도움이 되며, 이는 학계, 실무계 및 회계제정기관이 이익유연화 현상에 대한 재조명을 하는데 있어서도 유용한 정보와 시사점을 제공해 줄 것으로 기대된다.

본 연구에서 이상의 유익한 시사점의 제공에도 불구하고 한계점으로는 식(1)의 모형식에 고려되지 못한 생략된 변수(omitted variables)의 문제는 존재할 수 있다. 따라서 결과해석상에 이를 고려할 필요가 있다. 그러나 이러한 한계는 본 연구만의 문제라기보다는 경험적 연구가 갖는 공통된 사항이기도 하다.

참고문헌

- 김확열 · 박미영. 2010. “감사보수가 재무제표 보수성과 자본비용에 미치는 영향”. 재무와회계정보저널 제10권 제1호 : 81-111.
- 박종일 · 남혜정 · 최성호. 2011. “이익유연화, 보수적 회계처리 및 재량적 발생액이 신용등급에 미치는 영향”. 경영학연구 제40권 제4호 : 1015-1053.
- 송인만 · 최 관. 1992. “회계변경의 이익유연화 현상과 추가반응”. 회계학연구 제14호 : 221-246.
- 송인만 · 이용호. 1997. “이익유연화 현상과 정보효과 : 투자자가 유용한 정보를 얻을 수 있는가?” 회계학연구 제4호 : 193-220.
- 양동훈 · 박연희 · 최신재 · 권수진. 2007. “이익유연화가 기업의 부채조달비용에 미치는 영향에 관한 연구”. 회계저널 제16권 제4호 : 57-77.
- 최종서 · 송동건. 2004. “이익유연화가 회계이익 및 현금흐름의 정보가치에 미치는 영향”. 회계와 감사연구 제40호 : 215-236.
- Ahmed, A. S., S. J. Rasmussen, and S. Tse. 2008. Audit quality, alternative monitoring mechanism, and cost of capital : An empirical analysis. *Working Paper*. Texas A&M University.
- Amiram, D. and E. Owens. 2011. Earnings smoothness and cost of debt. *Working paper*. University of North Carolina.
- Beatty, A., S. Chamberlain, and J. Magliolo. 1995. Managing Financial Reports of Commercial Banks : The Influence of Taxes, Regulatory Capital and Earnings. *Journal of Accounting Research* 33 (Autumn) : 231-261.
- Beidleman, C. R. 1973. Income smoothing : The role of management : A reply. *The Accounting Review* 48 : 653-667.
- DeFond, M. and C. W. Park. 1997. Smoothing income in anticipation of future earnings. *Journal of Accounting and Economics* 23 (July) : 115-139.
- Dhaliwal, D. S., C. A. Gleason, S. Heitzman, and K. D. Melendrez. 2008. Auditor fees and cost of debt. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 23 (1) : 1-22.
- Dichev, I. D. and V. W. Tang. 2009. Earnings volatility and earnings predictability. *Journal of Accounting and Economics* 47 : 160-181.
- Dye, R. 1988. Earnings management in an overlapping generations model. *Journal of Accounting Research* 26 : 195-235.
- Fama, E. F. and K. R. French. 1995. Size and book-to-market factors in earnings and returns. *Journal of Finance* 50 : 131-155.
- Fernando, G. D., R. J. Elder, and A. M. Abdel-Meguid. 2008. Audit quality attributes, client size and cost of capital. *Working Paper*. Syracuse University.
- Francis, J., R. LaFond, P. M. Olsson, and K. Schipper. 2004. Costs of equity and earnings attributes. *The Accounting Review* 79 (4) : 967-1010.

- Francis, J., R. LaFond, P. M. Olsson, and K. Schipper. 2005. The Market Pricing of Accrual Quality. *Journal of Accounting and Economics* 39 (2) : 295–327.
- Fudenberg, D. and J. Tirole. 1995. A theory of income and dividend smoothing based on incumbency rents. *Journal of Political Economy* 103 (1) : 75–93.
- Ge, W. and J. B. Kim. 2010. Real earnings management and cost of debt. *Working paper*. City University of Manitoba.
- Gow, I. D., G. Ormazabal, and D. J. Taylor. 2010. Correcting for cross-sectional and time-series dependence in accounting research. *The Accounting Review* 85 (2) : 483–512.
- Graham, J., C. Harvey, and S. Rajgopal. 2005. The economic implications of corporate financial reporting. *Journal of Accounting and Economics* 40 : 3–73.
- Gu, Z. and J. Y. Zhao. 2006. Accruals, income smoothing and bond rating. *Working paper*. Carnegie Mellon University.
- Healy, M. and J. Wahlen. 1999. A review of the earnings management literature and its implications for standard setting. *Accounting Horizons* 13 (4) : 365–383.
- Hope, O. K., T. Kang, W. Thomas, and Y. K. Yoo. 2009. Impact of excess auditor remuneration on cost of equity capital around the world. *Journal of Accounting Auditing and Finance* 24 (2) : 177–210.
- Hunt, A., S. Moyer, and T. Shevlin. 2000. Earnings volatility, earnings management, and equity value. *Working paper*. University of Washington.
- Jiang, J. 2008. Beating earnings benchmarks and the cost of debt. *The Accounting Review* 83 (2) : 377–416.
- Jones, J. J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29 : 193–228.
- Khurana, I. K. and K. K. Raman. 2004. Litigation risk and the financial reporting credibility of big 4 versus non-big 4 audits : Evidence from Anglo-American countries. *The Accounting Review* 79 (3) : 473–495.
- Kim, J. B., D. A. Simunic, M. T. Stein, and C. H. Yi. 2011. Voluntary audits and the cost of debt capital for Privately held firms : Korean evidence. *Contemporary Accounting Research* 28(2) : 585–615.
- Leuz, C., D. Nanda, and P. Wysocki. 2003. Earnings management and investor protection : An international comparison. *Journal of Financial and Economics* 69 : 505–527
- Li, S. and N. Richie. 2009. Income smoothing and the cost of debt. *Working paper*. Wilfrid Laurier University.
- McInnis, J. 2010. Earnings smoothness, average returns, and implied cost of equity capital. *The Accounting Review* 85 (1) : 315–341.
- Newey, W. K., and K. D. West. 1987. A simple, positive semi-definite, heteroscedasticity and

- autocorrelation consistent covariance matrix. *Econometrica* 55 (3) : 703–708.
- Petersen, M. A. 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets : Comparing approaches. *Review of Financial Studies* 22 (1) : 435–480.
- Pittman, J. and S. Fortin. 2004. Auditor choice and the cost of debt capital in newly public firms. *Journal of Accounting and Economics* 37 (1) : 113–136.
- Ronen, J. and S. Sadan. 1981. Smoothing income numbers : Objectives, means, and implications. Addison–Wesley.
- Roychowdhury, S. 2006. Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting & Economics* 42 (3) : 335–370.
- Teoh, S. and T. Wong. 1993. Perceived Auditor Quality and Earnings Response Coefficient. *The Accounting Review* 68 : 346–367.
- Truman, B. and S. Titman. 1998. An explanation for accounting income smoothing. *Journal of Accounting Research* 26 : 127–139.
- Tucker, J., and P. Zarowin. 2006. Does income smoothing improve earnings informativeness?. *The Accounting Review* 81 : 251–270.
- White, H. 1980. A heteroscedasticity–consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. *Econometrica* 48 (4) : 817–838.

Are Income Smooth Associated with a Lower Cost of Capital?

—Focuses on KSE and KOSDAQ Listed Firms—

Jong Il Park* · Chan Woong Park** · Sung Ho Choi***

<Abstract>

Income smoothing has existed for decades, and there are generally two schools of thought as to what motivates managers to smooth. First, income smoothing presents an arguably efficient vehicle for managers to reveal private information. Second, income smoothing represents “garbling”, that is, smoothing is an exercise undertaken by managers in an attempt to fool analysts and others and to enhance managerial compensation. Using survey data, Graham et al. (2005) report that corporate executives express a strong desire to report smooth earnings paths, holding cash flow volatility constant. Surprisingly, executives also indicate a willingness to sacrifice long-term value to achieve smoother earnings. A primary motivation offered for such behavior is that executives believe that investors perceive firms with smoother earnings to be less risky, and thus demand a lower expected return, or cost of capital. Prior studies examines income smoothing in the context of equity markets. However, this study is to complement these studies by examining income smoothing using cost of capital data. That is, the objective of this study is to investigate the effect of income smoothing on cost of capital (weighted average cost of capital ; WACC). The basic idea is that the firm value does not depend on how the stakeholders finance it, but this is the stockholders (equity) and creditors (liabilities to banks, bondholders, etc). If income smoothing is informative, or only firms with good prospects elect to smooth, then smoothing firms may exhibit a lower cost of capital. On the other hand, if income smoothing is garbling and investors can recognize smoothing as garbling, then smoothing firms could exhibit a higher cost of capital as investors and creditors punish managers for gaming earnings.

We examine all listed firms in the Korean stock market. Tests are performed using a full sample of KSE and KOSDAQ listed firms and also using subsamples of each stock exchange. Income smoothing is measured using two proxies following Leuz et al. (2003) and Tucker and Zarowin (2006).

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

** Associate Professor, School of Management, Kyung Hee University, accpark@khu.ac.kr, Corresponding Author

*** Ph D. Student, Business School, Sungkyunkwan University, hongin0904@hanmail.net, Co—Author

WACC data are extracted from the KIS-VALUE database provided by KIS (Korea Investor Service). We obtain a final sample that consists of 2,579 firm-years for KSE and 3,403 firm-years for KOSDAQ listed firms from 2002 to 2009 are gathered from KIS-VALUE files.

The results of this paper indicate that higher (lower) income smoothing firms exhibit a lower (higher) cost of capital in all listed firms (KSE and KOSDAQ listed firms). Therefore, income smoothing appears to be a significant determinant of the cost of capital. This results are still hold even after applying a fractional ranks variable and a continuous variable as a dependent variable. And also t-statistics from Newey and West (1987) are significant, suggesting that our results are robust. Our results support the notion that income smoothing represents an information-signaling mechanism, rather than a garbling device. Thus, we document empirically that an important effect of managers' use of financial reporting discretion is to reveal more information about firms' future earnings and cash flows. Our work contributes to the literature by shedding new light on this information-versus-garbling debate. Therefore, these findings are very useful and provide a lot of important implications to regulators, investors and creditors that are interested in income smoothing behavior. Academics can also apply the discussion in this paper for related researches.

〈Key words〉 Income smooth, Weighted average cost of capital, Market's perception, Private information, KSE and KOSDAQ listed firms