

세무회계저널
제13권 제2호 2012년 6월 pp.9~47
한국세무학회

이익유연화가 회사채 신용등급을 개선하는가?

- 유가증권상장과 코스닥상장기업의 실증적 증거 -

박종일* · 박찬웅**

<요 약>

본 논문은 경영자의 이익유연화 행위가 신용평가기관의 신용등급을 향상시켜 주는가를 규명하는데 있다. 보고이익을 유연화 하는 것은 이익수준의 시계열적 변동성을 줄일 수 있어 경영자는 미래 이익에 관한 좋은 전망을 자본시장 참여자들에게 전달하려는 유인을 가질 수 있다. 이러한 경영자의 이익관리 행위에 대하여 자본시장 참여자 중 기업관련 정보해석능력이 뛰어난 신용평가기관이 이익유연화 정도가 높은 기업에 대해 그렇지 않은 기업들보다 미래 이익에 대한 정보위험이 낮다고 평가한다면 신용등급을 상향 조정할 것으로 예상된다. 따라서 본 연구는 유가증권상장기업과 코스닥상장기업을 대상으로 기업의 이익유연화 정도가 신용평가기관에서 산출하는 신용등급에 미치는 효과를 분석하고자 한다. 이를 위하여 본 연구는 이익유연화 측정치를 Leuz et al.(2003) 및 Tucker and Zarowin(2006)의 방법에 따라 두 가지 측정방법을 이용하였고, 신용등급은 회사채 신용등급을 사용하였다.

분석기간은 2005년부터 2009년까지이며, 상장기업 중 금융업을 제외하고 12월 결산법인을 대상으로 최종표본은 유가증권상장과 코스닥상장기업이 각각 834개와 489개 기업/연 자료가 분석에 이용되었다.

실증결과에 따르면 첫째, 전체 상장기업을 대상으로 한 경우 이익유연화에 대한 두 가지 측정치 모두 일정변수를 통제한 후에도 이익유연화 정도가 높을수록 회사채 신용등급이 유의하게 높게 나타났다. 이는 기업이 이익을 유연화 할수록 미래 이익에 대한 경영자의 사적정보를 전달한다고 신용평가기관은 평가하여 신용등급을 상향 조정함을 의미한다. 둘째, 전체표본을 각 시장별로 나누어 분석한 결과 역시 앞서와 동일하게 이익유연화 정도와 신용등급 간에는 유의한 양(+)의 관계가 나타났다. 셋째, 각 시장별로 Big 4 감사인여부에 따라 감사인 유형을 나누어 분석한 결과도 앞서와 동일한 결과가 관찰되었다. 넷째, 신용등급을 투자등급과 투기등급으로 나누어 분석한 결과 역시 모두에서 두 변수간에는 유의한 양(+)의 관계를 가지고 있었다. 이상의 결과들은 OLS 회귀분석뿐만 아니라 순위등급을 고려한 Ordered Probit에 clustering을 추가한 회귀분석이나 이분산성과 횡단면-시계열적 종속성 문제를 완화시키는 Newey and West(1987)의 검증결과에서도 일관성 있게

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

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

나타나 본 검증결과는 강건성을 가지고 있었다. 이러한 결과로 볼 때 시장에 관계없이 기업이 보고 이익을 유연화 할수록 신용평가기관은 호의적인 반응(favourable response)으로 평가하고 있음을 나타낸다.

본 연구는 이익유연화가 자본시장에서 정보중개인의 역할을 담당하는 신용평가기관에게 어떠한 반응으로 인지되고 있는가를 각 상장시장별, 감사인 유형별, 투자등급별로 나누어 신용등급 관점에서 보여주었다는데 의의가 있다. 또한 본 연구결과에서 기업이 보고이익을 유연화 할수록 신용등급이 상향 조정된다는 결과는 경영자가 이익유연화를 통해 미래 이익에 관한 사적 정보를 자본시장에 전달함으로써 주가를 높이거나 자본조달비용을 낮추려는 동기가 있음을 시사한다. 이러한 맥락에서 볼 때 기업이 보고이익을 유연화시킨 정보는 자본시장에 보다 긍정적 정보를 제공해 준다는 점에서 경영자의 기회주의적 이익조정 수단이 아닐 수 있음을 본 연구결과는 제시해 주고 있다. 그러한 점에서 본 연구결과는 관련연구에 추가적인 공헌점을 제공하는 것 외에도 학계, 실무계 및 회계제정기관에게도 이익유연화 현상과 관련해 과거 이익의 질을 왜곡시키는 것(garbling)으로 평가된 사항을 재조명하는데 있어서도 유익한 정보와 시사점을 제공할 것으로 기대된다.

〈주제어〉 이익유연화, 회사채 신용등급, 시장의 인식, 유가증권상장기업, 코스닥상장기업

I. 서 론

본 논문은 상장기업(유가증권상장과 코스닥상장기업)을 대상으로 보고이익의 질을 결정하는 경영자의 이익조정 행위의 하나인 이익유연화가 자본시장에서 어떻게 인지되고 있는가를 신용평가기관에서 산출되는 회사채 신용등급 관점에서 검증하는데 목적이 있다.

이익유연화(income smoothing)는 외부 이해관계자 관점에서 이익의 질을 판단하는 하나의 방법이며, 경영자의 발생액에 기초한 측정체계의 결과이다. 일반적으로 발생액에 기초하여 산출된 보고이익은 현금주의 체계에서의 수입과 지출에 따른 영업현금흐름보다 당기의 기본적인 경영 성과를 보다 잘 표현해 주는 성과지표로서 현행 회계기준에서 수용되어 왔다. 이익유연화 행위는 흔히 경영자의 재량적 회계처리의 의미로 이해될 수 있지만, 경영자가 이익유연화를 통한 이익조정을 수행하면 보고이익의 시계열적 변동성을 감소시켜 주는 결과를 초래하게 된다. 만일 기업의 보고이익의 변동성(fluctuation)이 시간에 따라 차이가 커질수록 기업의 미래 이익의 영구적 구성요소를 추론하는 일이 쉽지 않아 자본시장에서의 투자자 및 채권자들에게는 경제적 의사결정시 보고이익의 신뢰성이 낮다고 평가될 수 있다. 이러한 맥락에서 보면, 외부 정보이용자들의 관점에서 보고이익에 대한 신뢰성을 얻기 위해서는 보고된 이익이 과거의 이익보다 변동성이 작아질수록 미래 이익을 예측하는데 있어 불확실성이 낮고, 투자의사결정시에 그에 따른 정보위험도 낮다고 평가될 수 있다. 이러한 점에서 경영자는 보고이익의 변동성을 시계열적으로 줄이려는 유인을 갖게 된다. 예를 들어, Graham et al.(2005)의 설문조사결과에서는 이러한 논의에 대한 통계적 수치를 제공한다. Graham et al.(2005)은 최고재무책임자(CFO)와 최고경영자

(CEO)들을 대상으로 한 설문조사에서 설문에 참여한 401명의 응답자 중 97%가 이익의 변동성이 낮을수록 자본비용이 낮아지고, 또한 재무분석가의 이익예측의 정확성은 높아질 것이라는 믿음에 기초해 경영자는 이익을 보고할 때 유연화시키는 행위를 보다 선호한다고 답하였다. 따라서 이 설문조사에서는 대부분의 경영자가 압도적으로 이익의 성장률을 유연화 한다는 증거를 제시한 것이다.

경영자가 어떠한 이유로 보고상 이익을 유연화 하려고 하는지에 대해서는 다수의 문헌들에서 논의된 바 있다. 이전 연구들에서는 기업이 이익을 유연화 하는 것에 대해 다양한 유인이 존재한다고 주장한다. 예를 들어, 보다 우수한 성과를 신호(signaling)하기 위하여 경영자는 보고이익을 유연화하며(Ronen and Sadan 1981 ; Chaney and Lewis 1995), 또는 보고이익의 질을 높이기 위하여(Truman and Titman 1988), 그리고 투자자 및 채권자들에게 기업위험에 대한 인지도를 낮추기 위해 경영자는 이익을 유연화 시켜 보고한다고 주장한다. 그러나 학계에서는 경영자가 이익을 유연화하려는 동기에 대해서는 연구자마다 경영자의 이익유연화 행위를 바라보는 시각적 차이를 가져왔다. 이익유연화와 관련한 연구들에서의 견해 차이에 따라 두 가지 학파로 구분하기도 한다(Li and Richie 2009 ; Tucker and Zarowin 2006). 하나의 학파는 이익유연화를 경영자가 사적정보(private information)를 제공하기 위한 효율적인 방법이라고 주장이고, 다른 학파는 이익유연화는 보고이익을 왜곡시키는 것(garbling)으로 보는 주장이다. 이에 따라 Tucker and Zarowin(2006)의 연구는 이익유연화의 논의를 “정보 대 왜곡(information – versus – garbling debate)”으로 집약하고 있으며, 자본시장에서 이익의 정보적 관점에 따라 설명하였다. 즉 전자인 “information” 관점에서는 만일 경영자가 투자자들에게 해당기업의 미래 이익을 평가하는데 있어 의사소통의 도구로 이익을 유연화 하는데 이용한다면 이익의 정보력(earnings informativeness)은 개선된다고 주장한다. 후자인 “garbling” 관점에서는 만일 경영자가 의도적으로 보고이익 수치를 왜곡시키기 위해 이익을 유연화하려고 한다면 보고된 이익에는 잡음(noise)을 만들게 되어 이익의 정보력은 반감될 것으로 주장한다. 비록 이익유연화에 대한 논의는 널리 학계 및 실무계에서 과거 40년간 기술적 측면에서 주로 설명되어 왔다.¹⁾ 그러나 자본시장에서 경영자의 이익유연화 행위를 어떻게 평가하고 있는지에 대해서는 실증적 증거가 많이 부족하여 잘 알려져 있지 않다(Tucker and Zarowin 2006). 따라서 본 연구는 기업관련 신용평가에 전문성을 가지고 있는 신용평가기관이 경영자의 이익유연화 행위에 대하여 어떻게 평가하고 있는가를 신용등급의 관점에서 분석하고자 한다. 이를 위하여 본 연구는 회사채 신용등급이 이용가능한 전체 상장기업들을 대상으로, 또한 유가증권시장(KOSPI)과 코스닥상장기업(KOSDAQ)을 각 시장별로 나누어 분석하였다.

신용평가기관은 회사채를 발행하는 기업의 원리금 상환능력에 영향을 미칠 수 있는 기업의

1) 이러한 이익유연화와 관련한 기술적 논의로는 Beidleman(1973), Ronen and Sadan(1981), Schipper(1989), Subramanyam(1996), Healy and Wahlen(1999) 등의 연구가 있다.

내부 및 외부의 위험요소와 재무적 그리고 비재무적 요소 등을 종합적으로 반영하여 신용등급을 부여한다. 신용등급을 결정하는데 있어 해당기업에서 보고한 이익 정보의 크기뿐만 아니라 이익의 질까지도 고려하여 신용등급을 산출하며, 이렇게 산출된 신용등급은 자본시장에서 투자자와 채권자들의 경제적 의사결정에 직·간접적으로 영향을 주게 되어 기업의 주가가격과 자본비용은 신용등급의 결정에 따라 직접적으로 영향을 받는다. 이러한 측면에서 신용평가기관으로부터 제공되는 신용등급 정보는 기업과 외부 이해관계자들 사이의 정보불균형을 완화시키는데 있어 중요한 매개 역할을 수행하므로, 자본시장에서 자원의 효율적 배분에도 영향을 미치게 된다. 그러한 점에서 신용평가기관이 경영자의 이익조정 행위 중 하나인 이익유연화 행위에 대해서 이익의 질을 어떻게 인지하고 이를 신용등급에 반영하고 있는가를 살펴보는 작업은 자본시장의 효율성 제고 측면에서도 매우 중요한 사항일 수 있다. 따라서 본 연구에서는 경영자의 이익유연화 정도와 회사채 신용등급간의 관계를 규명하는데 주된 목적이 있다.

Tucker and Zarowin(2006)의 연구에서 설명하고 있는 바와 같이 경영자의 이익유연화 행위에 대한 과거 기술적 문헌은 많으나, 그에 대한 자본시장 관점에서의 실증적 증거는 미약하다는 측면에서, 본 연구의 검증결과는 이익유연화 관련 연구에 추가적인 공헌점을 제공할 것으로 기대되며, 이와 더불어 경영자가 이익유연화를 하려는 동기를 이해하는데 있어서도 유익한 참고자료가 될 것으로 예상된다. 또한 본 연구에서 다루고 있는 경영자의 이익유연화 정도와 신용평가기관에서 산출되는 신용등급간의 관계가 규명되면 투자자 및 채권자들에게도 유익한 정보를 제공해 줄 수 있을 뿐만 아니라 학계나 회계제정기관에게도 경영자의 이익유연화 행위에 대한 이익관리 현상을 재조명해 보는데 있어서도 시사점을 제공해 줄 수 있다는 측면에서 유익한 실증적 증거가 될 것이다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅰ장의 서론에 이어 제Ⅱ장에서는 이익유연화를 다룬 선행연구를 검토하고, 이를 바탕으로 연구가설을 설정한다. 제Ⅲ장에서는 연구모형을 설계하고 연구모형에 사용된 변수의 정의 및 측정, 그리고 표본의 선정과정에 대하여 설명한다. 그리고 제Ⅳ장에서는 실증분석의 결과를 제시하고 이를 설명하며, 제Ⅴ장에서는 연구결과를 요약하고, 본 연구의 결론과 시사점 및 한계점을 기술한다.

Ⅱ. 선행연구의 검토와 연구가설

1. 선행연구의 검토

이익유연화와 관련한 연구들은 재량적 발생액을 바탕으로 한 발생액에 기초한 이익조정(accrual-based earnings management)이나 최근 연구가 활성화되고 있는 실제 이익조정(real

earnings management)에 비해 상대적으로 실증적 연구는 매우 적은 편이다. 이익유연화가 다른 이익조정 연구들과 비교해서 경험적 증거(empirical evidences)가 매우 미미한 수준인 이유에는 1960년부터 1980년까지 기술적 문헌으로만 주로 다루어졌기 때문이다.

본 절에서는 본 연구와 밀접한 관계가 있는 기업의 이익유연화 정도와 자본시장의 반응과의 관계를 분석한 선행연구들을 중심으로 개괄적으로 살펴보고자 한다. 이익유연화와 자본시장의 반응을 살펴본 연구들은 주로 자본시장의 반응으로 주식시장에서의 주식수익률, 신용평가기관의 회사채 신용등급 및 기업의 자본비용(자기자본비용이나 타인자본비용)을 대상으로 분석이 이루어졌다.

Hunt et al.(2000)은 기업이 보고하는 회계이익이나 현금흐름의 변동성이 주식수익률에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과는 비재량적 회계이익의 표준편차 대 현금흐름의 표준편차 비율 및 당기순이익의 표준편차 대 현금흐름의 표준편차 비율로 측정된 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 주식수익률이 높게 나타났다. 따라서 이 연구는 주식시장으로부터의 이익유연화 정도가 높은 기업이 우호적인 시장반응이 나타남을 보고하였다. 국내의 연구로 송인만과 최 관(1992)은 국내 기업들의 회계변경을 하는 주요 동기가 이익유연화와 관련되어 있음을 보고한 후, 회계변경으로 인한 보고이익의 증감은 실제 이익의 증감이 주가에 미치는 영향과 유사하게 나타남을 보고하였다. 또한 송인만과 이용호(1997)는 재량적 발생액과 특별이익 및 전기손익수정손실이 이익유연화의 주된 수단으로 이용되고 있음을 보고한 후, 유연화된 이익이 정보가치가 있음을 주식수익률과의 관계를 통해 제시하였다. 또한 이 연구는 투자자들은 유연화된 이익을 긍정적으로 평가하고 있고, 이익유연화 수단인 재량적 발생액과 전기손익수정이 모두 주식수익률과 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다.

Tucker and Zarowin(2006)은 이익유연화와 주식수익률간의 관계를 분석함에 있어 Collins et al.(2004)의 모형식을 이용하여 검증하였다. 즉 이 연구는 Collins et al.(2004)의 모형을 바탕으로 이익유연화가 미래 이익 및 현금흐름에 관한 과거와 현재의 정보력을 통해 개선되는가를 살펴 보았다. 이 연구는 당기의 주식수익률을 종속변수로 하고 과거, 현재, 미래의 회계변수 및 이익유연화 변수와 각 회계변수들과의 상호작용변수를 독립변수로 포함하는 회귀분석을 수행한 결과에서 이익유연화 정도가 클수록 미래이익반응계수 및 미래현금흐름반응계수도 증가한다는 결과를 제시하였다. 이와는 달리 국내 연구로 최중서와 송동건(2004)은 Tucker and Zarowin(2006)과 유사한 분석을 수행한 결과에서 Tucker and Zarowin(2006)의 연구에서 제시된 검증결과보다 이익유연화가 정보력이 있다는 결과는 매우 약한 증거로만 나타났다. 또한 이 연구는 이익유연화의 측정방법에 따라 검증결과가 달리 나타났다.²⁾

2) 이익유연화 측정치를 Leuz et al.(2003)의 방법으로 측정한 경우 이익유연화 측정치(δ_{NI}/δ_{CFO})는 주식수익률과 10% 수준에서 유의한 음(-)의 관계를, Tucker and Zarowin(2006)의 방법으로 측정한 경우 이익유연화 측정치($Corr(\Delta ACC, \Delta CFO)$)는 주식수익률과 유의한 관계가 나타나지 않았다.

한편, Francis et al.(2004)는 다양한 이익의 질적 속성(attributes)과 사전적 개념의 측정치인 내재자기자본비용(implied cost of equity) 간의 관계를 분석하였다. 이 연구에서는 이익의 질적 속성으로 7개의 측정치를 사용했는데, 발생액의 질, 지속성, 예측가능성, 이익유연화, 가치관련성, 적시성 및 보수주의 등이었다.³⁾ 본 연구와 밀접한 관계가 있는 이익유연화 측정치의 경우에 Leuz et al.(2003)의 방법으로 측정한 후 분석된 결과에 따르면, 이익유연화 측정치와 내재자기자본비용 간에는 유의한 양(+)의 관계가 있음을 보고하였다. 즉 이익의 변동성이 높은 기업일수록 내재자기자본비용이 높다는 결과이다. 그러나 내재자기자본비용은 실제 시장의 반응을 살펴본 것이 아니라는 점에서 이익유연화와 자본시장의 반응을 살펴보는 연구방법과는 다소 차이가 있다. 그에 반해, McInnis(2010)은 Francis et al.(2004)의 연구에서 제시된 이익의 질적 속성의 측정치 중 이익유연화 측정치와 사후적 개념의 측정치인 자기자본비용(cost of equity) 간의 관계를 분석하였다. 이 연구는 사후적 자본비용으로 자본자산가격결정모형(CAPM)을 이용하였다 분석결과에 따르면, Francis et al.(2004)의 사전적 내재자기자본비용 측정치와 달리 사후적 자기자본비용과 이익유연화 측정치 간에는 통계적으로 유의한 결과가 나타나지 않았다. 이와 달리 박종일 등(2012)은 주관상장법인을 대상으로 분석한 결과에서 이익유연화 정도가 높을수록 가중평균자본비용이 유의하게 낮게 나타남을 보고하였다.

Amiram and Owens(2011)은 이익유연화 정도와 부채조달비용간의 관계를 타인자본비용 관점에서 분석하였다. 분석결과는 기업의 이익유연화 정도가 클수록 타인자본비용이 더 낮아짐을 보고하였다. 또한 Li and Richie(2009)은 Tucker and Zarowin(2006)의 이익유연화 모형을 이용한 이익유연화 정도와 부채조달비용 간의 관계를 타인자본비용과 회사채 신용등급과의 관계를 통해 분석하였다. 분석결과, 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 타인자본비용이 낮고, 신용등급은 높게 나타나 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 부채조달비용이 낮아짐을 보고하였다. 이와 유사하게 Gu and Zhao(2006)은 발생액 및 이익유연화 정도가 높은 기업의 회사채 신용등급이 더 개선되는가를 분석하였다. 분석결과는 발생액이 이익유연화의 함수일 때 발생액은 회사채 신용등급에 더 높은 가중치를 제공하는 것으로 나타났다. 국내연구로 양동훈 등(2007)은 부채조달비용의 대용치로 회사채 신용등급을 사용하여 이익유연화와의 관계를 분석하였다. 분석결과는 기업의 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 부채조달비용이 낮게 나타남을 보고하였다.

이상의 결과에서 알 수 있듯이 경영자의 이익유연화 행위에 대해 자본시장의 반응은 경영자가 보고이익을 왜곡시키는 행위(garbling)로 평가되기 보다는 미래 이익에 대한 더 나은 전망을 전달하려는 경영자의 사적정보로서 평가되는 것으로 나타났다. 즉 초반의 기술적 문헌들의 견해와 달리 자본시장의 반응을 통해 살펴본 실증적 증거들에서는 기업이 이익을 유연화 할수록 투자자와 채권자들에게 호의적인 반응을 가지고 있는 것으로 나타났다.

3) Francis et al.(2004)은 이익유연화 측정치를 Leuz et al.(2003)의 방법에 따라 10년간 이익의 표준편차를 영업현금흐름의 표준편차로 나누어 측정하였다.

2. 연구가설

기업경영자가 다양한 회계처리방법을 이용해 보고이익을 유연화 한다는 사실은 자본시장 참여자들에게 널리 알려져 왔다.⁴⁾ 이익유연화는 회계선택 등을 이용하여 보고상 기간이익의 변동성을 줄이려는 경영자의 이익조정 행위 중 하나이다. 일찍이 미국에서는 1960년대부터 회계학에서 가장 활발한 연구 분야 중 하나가 이익유연화에 관한 연구였다. 경영자의 이익유연화 행위가 단지 경영자 자신의 효용을 극대화하려는 수단으로 이용된다면 보고이익의 질을 왜곡시킬 수 있어 자본시장에서 투자자와 채권자들의 반응은 부정적인 시각을 가질 수밖에 없다. 그러나 만일 경영자의 이익유연화 행위에 따라 이익의 예측가능성을 높인다면 투자자와 채권자들에게 유용한 정보로 활용될 수 있다.

경영자가 이익유연화를 수행하는 이유는 기대비용보다 기대효용이 더 크기 때문일 것이다. 이제까지 과거 선행연구에서 이익유연화의 동기로 제안된 것은 법인세 부담의 감소, 경영자 자신의 효용극대화, 기업가치 증대 및 기업위험에 대한 양호한 평가를 유도하기 위한 경영자의 보고전략 행위로 요약된다(송인만과 이용호 1997). 이들 네 가지 이익유연화 동기 중에서 경영자 자신의 효용극대화를 위한 이익유연화 행위를 제외한다면 경영자의 이익유연화 행위는 보고이익에서 보다 바람직한 질적 속성을 내포한다. Beidleman(1973)은 자본시장에서 정보중개인의 역할을 담당하는 재무분석가들의 경우에 경영자의 이익유연화 행위에 대해 적극적으로 옹호하는 집단이라고 주장한다. 그 이유는 기간이익을 유연화하면 이익의 변동성이 감소되기 때문에 재무분석가들의 이익예측오차는 낮아질 수 있기 때문이다. 또한 Ronen and Sadan(1981)은 경영자의 이익유연화 행위를 바람직한 현상이라고 보고하였다. 그 이유로서 경영자의 이익유연화 행위는 회계정보이용자들에게 미래 현금흐름을 예측하는데 있어 불확실성을 감소시켜 주는데 유용할 수 있기 때문이라고 주장한다. 그리고 Healy and Wahlen(1999)은 경영자가 기업의 낙관적인 미래 전망에 대하여 이익유연화를 통해 신뢰성 있는 사적정보를 전달하는 것이 이익유연화로부터 기대되는 효익(benefit)이라고 주장한다.

4) DeFond and Park(1997)은 경영자의 이익유연화 행위에 대해서 기업의 현재와 미래성과(current and future performance)간의 관계 하에서 파악하였다. 구체적으로는 기업경영자는 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 사용할 수 있도록 하기 위해 음(-)의 재량적 발생액을 취할 수 있다고 주장하였다. 이러한 주장은 경기변동 상황에서도 적용가능 할 수 있다. DeFond and Park(1997)의 논의는 Fudenberg and Tirole(1995)의 가정과 이론적 토대가 같다. Fudenberg and Tirole(1995)은 불확인 기간에 경영자가 자신의 위치를 유지하기 위해서는 호황인 기간에 이익유연화를 행하는 것이 보다 유리하다고 주장하였다. 이와 같이 이익유연화를 이용한 경영자의 이익관리는 회계선택을 이용하여 재무보고상 기간이익의 변동성을 줄이려는 이익조정행위라고 할 수 있다(Beidleman 1973 ; Ronen and Sadan 1981 ; Tucker and Zarowin 2006 등).

경영자 입장에서 이익유연화가 제공하는 기대효익으로는 기업가치의 향상과 기업위험에 대한 시장에서의 보다 양호한 평가이며, 이는 결국 자본비용의 감소와 연결되어 질 수 있다. 예를 들어, Trueman and Titman(1988)은 이론적 분석을 통해 경영자가 이익유연화를 수행하면 자본조달 비용이 낮아질 수 있고, 결국 기업가치의 향상을 가져올 수 있다는 분석적 틀을 제시하였다. 앞서 선행연구의 검토에서 살펴본 바와 같이 이익유연화와 자본시장의 반응과의 관계를 분석한 연구들은 대체로 경영자가 보고이익을 유연화 할수록 주식수익률이 높거나(Hunt et al. 2000 ; Tucker and Zarowin 2006 ; 송인만과 최 관 1992 ; 송인만과 이용호 1997), 자본비용의 측정치인 내재자기자본비용이나 타인자본비용이 낮거나(Francis et al. 2004 ; Li and Richie 2009 ; Amiram and Owens 2011 ; 박종일 등 2012), 그리고 회사채 신용등급이 더 높게 나타남을 보고하였다(Gu and Zhao 2006 ; 양동훈 등 2007). 즉 기업이 이익을 유연화 할수록 투자자와 채권자들은 긍정적인 반응을 보이는 것으로 나타났다. 이익유연화를 다룬 초반 연구들에서는 주로 경영자가 자신의 보상계약을 높이기 위한 “garbling” 측면에서 기술적 논의가 다루어진 것과는 달리, 최근의 자료분석을 통한 실증적 증거들에서는 경영자의 “information”의 특성이 더 강하게 작용한다는 결과들이 제시되었다. 이러한 관점에서 볼 때 경영자의 이익유연화 행위는 “information” 측면에서는 경영자가 이익유연화를 수행하는 동기로 사적정보를 자본시장에 전달하여 투자자와 채권자들의 의사결정시 해당기업의 미래이익에 관한 보다 좋은 전망(prospect)을 제공할 수 있다고 주장될 수 있다(Subramanyan 1996 ; Hunt et al. 2000 ; Tucker and Zarowin 2006, Li and Richie 2009 ; 박종일 등 2012 등).

기업의 이익변동성이 기간별로 줄어들면 기업위험이 낮아질 수 있고, 경영자는 보고상 이익을 유연화시킴으로써 이익수준의 변동성을 줄여 미래 이익에 관한 좋은 전망을 자본시장에 전달할 수 있기 때문에 보고이익의 흐름을 기간별로 변동성이 낮아지도록 조정 할 유인이 존재하게 된다. 이와 같이 보고이익의 변동성이 줄어들게 되면 신용평가기관에게는 미래 이익의 예측 가능성이 증가되어 기업은 안정적인 자본조달의 수행이 가능하게 될 수 있다. Dichev and Tang(2009)은 이익변동성은 경제적 요소와 회계적 요소에 의해 영향을 받게 되며, 또한 이들 두 요소는 모두 이익의 예측가능성을 감소시킬 수 있다고 주장하였다. 즉 이익의 변동성과 이익예측력 간에는 역의 관계에 있다는 주장이다. 따라서 본 연구는 기업의 이익유연화 정도가 높을수록 신용평가기관은 신용등급을 보다 상향 조정할 것으로 기대된다. 이러한 논의와 앞서 실증적 선행연구들을 바탕으로 본 연구는 이익유연화와 신용등급 간에는 양(+)의 관계가 있을 것으로 예상되므로,⁵⁾ 다음과 같이 선택가설(alternative hypothesis)의 형태로 가설을 설정하였다.

5) 본 연구는 이익유연화와 신용등급간의 관계를 규명하는데 있어 “garbling” 관점에서의 논의에 대해서는 기술적 논문에 의한 경우가 많고, 이러한 측면에서 이익유연화와 관련한 실증적 연구의 뒷받침이 부족하다는 점에서 “garbling” 관점에 대한 예상은 하지 않은 것이다.

가설 : 기업의 이익유연화 정도가 높을수록 신용평가기관의 신용등급이 더 높아질 것이다.

본 연구는 기존 연구인 양동훈 등(2007)과는 다음과 같은 연구방법론상에 차별성을 가지고 있다. 첫째, 기업의 이익유연화 정도와 회사채 신용등급 간을 분석한 양동훈 등(2007)은 유가증권 상장기업을 대상으로 분석되었다. 본 연구는 유가증권상장기업뿐만 아니라 코스닥상장기업까지 연구범위에 포함하고 있어 선행연구에 비해 보다 확장된 증거를 제시한다. 둘째, 양동훈 등(2007)은 Leuz et al.(2003)의 방법으로 이익유연화 변수를 측정하여 분석하였다. 반면, 본 연구에서는 Leuz et al.(2003)의 방법 외에도 Tucker and Zarowin(2006)의 방법을 이용하여 두 이익유연화 측정치를 모두 분석함으로써 이익유연화 정도와 신용등급간의 관계를 살펴보는데 있어 검증결과에 관하여 보다 일반화 가능성을 제고하려고 노력하였다.⁶⁾ 셋째, 양동훈 등(2007)은 이익유연화와 회사채 신용등급 간을 분석할 때 주된 분석방법으로 OLS 회귀분석만이 수행되었다. 그러나 회사채 신용등급 변수는 서열순위 변수로서 OLS 회귀분석 보다는 서열순위 변수의 특성을 고려한 Ordered Probit 회귀분석이 더 적합성이 높은 검증방법이다. 따라서 본 연구는 두 검증방법을 모두 이용하여 검증결과를 확인함으로써 보다 풍부한(rich) 정보를 제공하려고 하였다. 그 외에도 OLS 회귀분석상에 포착되지 않는 이분산성이나 횡단면-시계열적 종속성 문제들을 고려하여, White(1980)의 검증방법이나 Newey and West(1987) 검증방법을 이용해 강건성이 있는지를 살펴본다는 점에서 기업의 이익유연화 정도와 회사채 신용등급간의 관계를 검증함에 있어 선행연구보다 더 정제된(refine) 방법이 이용되었다. 넷째, 양동훈 등(2007)은 이익유연화 측정치와 신용등급간의 관계를 분석함에 있어 정보 반영시점이 고려되지 않은 모형식이 이용되었다. 즉 관심변수와 종속변수가 모두 동시적 모형식으로 설정되었다. 그에 반해 본 연구는 이익유연화 정도가 회사채 신용등급에 반영되는 시점을 고려하기 위하여 시차모형(lag model)을 통해 두 변수간의 인과관계(casualty relation)가 고려된 관련성을 살펴본다는 점에서 차이가 있다. 또한 양동훈 등(2007)과 달리 관심변수의 경우에도 변수 자체가 가질 수 있는 극단치 문제를 최소화하기 위하여 [0, 1] 사이의 값이 되도록 소수의 순위등급변수(fractional ranks variable)로 측정하여 분석하였다. 더 나아가 본 연구에서는 이 분야에 대한 더 다양한 추가분석들(additional analyses)을 별도로 수행함으로써 관련연구에 추가적인 공헌점을 제공해 준다. 예를 들어, 감사품질의 차이를 고려하기 위하여 감사인 유형(Big 4 여부)이나 신용등급에 따라 투자등급과 투기등급으로 표본을 나누어 분석을 수행하였다. 마지막으로, 양동훈 등(2007)의 연구는 분석기간이 1999년부터 2005년까지로서 과거 자료의 분석결과인데 반해, 본 연구는 2005년부터 2009년까지 보다 최근자료를 이용해 분석함으로써 이 분야에 관한 업데이트된(updated) 정보를 제공해 주며, 또한 회사채 신용등급 결정모형을 설계할 때 양동훈 등(2007)의 연구보다 더 다양한 설명변수를 추가로 고려하고 있어 연구설계 측면에서도 연구모형의 적합성을 높이려는 시도를 하였다.

6) Tucker and Zarowin(2006)의 이익유연화 측정방법은 Leuz et al.(2003)의 방법보다 더 정교한 측정방법으로 보고이익의 유연화 정도에 대해 재량적 발생액(discretionary accruals)이 고려된 측정방법이다.

III. 연구설계 및 표본의 선정

1. 연구모형의 설정

본 연구는 이익유연화 정도가 신용평가기관의 신용등급에 어떻게 반영되는가를 규명하는데 주요 목적이 있다. 이를 위하여 본 연구는 아래의 모형식을 설정하여 분석한다.

$$BRATING_t = b_0 + b_1 IS^{TZ}_t (or IS^{Leuz}_t) + b_2 ROA_t + b_3 DA^{ROA}_t + b_4 SIZE_t + b_5 LEV_t + b_6 FOR_t + b_7 AOPN_t + b_8 BIG4_t + b_9 BETA_t + b_{10} VOL_t + b_{11} MKT_t + \sum IND + \sum YD + e \quad (1)$$

여기서, *Dependent variables*

BRATING = t+1년 회사채 신용등급

Interest variables

IS^{TZ} = t년도 Tucker and Zarowin(2006)의 연구에 따라 측정된 이익유연화 정도

IS^{Leuz} = t년도 Leuz et al.(2003)의 연구에 따라 측정된 이익유연화 정도

Control variables

ROA = t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산)

DA^{ROA} = t년도 ROA 성과조정 재량적 발생액(Kothari et al. 2005)

SIZE = t년도 기업규모(총자산에 자연로그 값)

LEV = t년도 부채비율(=총부채/총자산)

FOR = t년도 외국인 지분율

AOPN = t년도 적정 이외의 감사의견이면 1, 아니면 0

BIG4 = t년도 Big 4 제휴법인이면 1, 아니면 0

BETA = t년도 체계적인 베타(시장모형을 이용)

VOL = t년도 주가변동성(일별수익률의 연간 표준편차)

MKT = t년도 코스닥상장기업이면 1, 유가증권상장기업이면 0

ΣIND = 산업별 더미변수

ΣYD = 연도별 더미변수

e = 잔차항

편의상 아래첨자는 생략함

위의 식(1)에서 종속변수는 회사채 신용등급(Bond Ratings ; 이하 BRATING)이다. 우리나라는 회사채를 발행하려는 기업의 경우 채권투자자들의 의사결정을 위하여 신용평가기관 두 군데 이상을 지정하여 기업의 신용평가를 받고 이를 회사채 공모시 공시하도록 의무화하고 있다.⁷⁾ 본 연구에서는 Fn-DataGuidePro 데이터베이스에서 제공하는 회사채 신용등급 자료를 이용하여, 회사채 등급이 둘 이상의 경우 보다 낮은 신용등급이 이용되었다. 또한 본 연구는 과거 선행 연구와 같이 신용등급이 가장 높은 등급을 20으로 설정하고, 가장 낮은 등급을 1이 되도록 측정

7) 국내 신용등급을 평가하는 신용평가기관으로는 NICE신용평가정보(주), 한국기업평가(주), 한국신용정보(주) 등이 있다.

하였다(Jiang 2008 ; Ghosh and Moon 2005 ; Mansi et al. 2004 ; 최 관 등 2010 등).⁸⁾

관심변수는 이익유연화 정도를 나타내는 IS 변수이다. 본 연구는 두 가지 측정방법에 따라 이익유연화 변수를 계산하였다. 하나는 IS^{TS} 변수로서 Tucker and Zarowin(2006)의 방법에 따라 당기와 과거 4년간의 재량적 발생액의 변동(ΔDA)과 관리전 이익의 변동(ΔPNI) 간의 피어슨 상관계수, 즉 $Corr(\Delta DA, \Delta PNI)$ 에 의해 측정되었다. 여기서 PNI는 NI에서 DA를 차감하여 계산한다($PNI = NI - DA$). 그리고 재량적 발생액은 수정된 Jones모형(1995)에 따라 산업-연도별로 횡단면 분석을 통해 얻어진 잔차항을 이용하였다.⁹⁾ 다른 하나는 Leuz et al.(2003)의 방법에 따라 당기와 과거 4년간의 당기순이익(NI)과 영업현금흐름(CFO)의 각 표준편차(σ_{NI} , σ_{CFO})를 계산한 후 σ_{NI} 를 σ_{CFO} 로 나누어 측정되었다(즉 δ_{NI}/δ_{CFO}). 또한 Li and Richie(2009)의 방법에 따라 이들 변수의 극단치의 문제를 최소화하기 위하여 [0, 1] 사이의 소수의 순위등급 변수(fractional ranks variable)로 계산하였다. 즉 이익유연화 측정치를 [0, 1] 사이의 ‘역의’ 소수의 순위등급(reverse fractional ranks)으로 측정하였다. 여기서 ‘역의 소수의 순위등급’이란 소수의 순위등급을 부여할 때 이익유연화 정도가 높은 기업을 기준으로 높은 값을 부여하기 위한 방법이다. 예를 들어, $Corr(\Delta DA, \Delta PNI)$ 이 음(-)의 상관성이 높은 기업일수록 이익유연화 정도가 높은 반면, 음(-)의 상관성이 낮거나 양(+)의 상관성일수록 이익유연화 정도가 낮은 기업이다(Tucker and Zarowin 2006 ; Li and Richie 2009). 마찬가지로 σ_{NI}/σ_{CFO} 의 값이 상대적으로 높은(낮은) 값을 가지는 기업은 이익조정 정도가 낮은(높은) 기업에 해당되므로 이들 기업의 이익유연화 정도는 상대적으로 낮다(높다). 따라서 본 연구는 이익유연화 정도가 높은 기업에 초점을 두기 위하여 $Corr(\Delta DA, \Delta PNI)$ 의 상관성이 가장 높은 음(-)의 값을 가진 기업이면 1을, 가장 높은 양(+)의 값이면 0에 근접된 값이 되도록 개별기업의 수치들을 소수의 순위등급 [0, 1] 사이의 값을 갖도록 설정하였고, 마찬가지로 σ_{NI}/σ_{CFO} 의 값이 가장 낮은 기업에 1을, 가장 높은 기업이면 0에 근접된 값이 되도록 개별기업의 수치들을 소수의 순위등급 [0, 1] 사이의 값을 갖도록 설정하였다. 본 연구는 전자를 IS^{TZ}로 칭하고, 후자를 IS^{Leuz}로 칭한다.

만일 본 연구의 가설과 같이 기업의 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 신용평가기관이 투자자 및 채권자들에게 기업의 미래 이익에 대한 좋은 전망을 경영자들이 제공하는 사적정보의 기능을 가지고 있다고 평가한다면 신용등급은 더 상향 조정될 것이다. 따라서 식(1)의 모형식에서 b_1 은 통계적으로 유의한 양(+)의 값이 예상된다($b_1 > 0$). 이러한 사항은 유가증권상장기업이나 코스닥상장기업 모두 동일하게 적용된다.

식(1)에서 통제변수의 선정은 선행연구들에 기초하여 회사채 신용등급(BRATING)에 영향을

8) 구체적인 측정방법으로는 최 관 등(2010), Jinag(2008), Ghosh and Moon(2005) 및 Mansi et al.(2004)의 방법에 따라 가장 상위 신용등급 AAA에 대해 20의 값을 부여하고, 순차적으로 낮은 등급 순위에 대해 1의 값을 차감해 나갔다. 즉, AAA 다음의 하위 등급 AA+에 대해서는 19의 값을, AA에 대해서는 18의 값을 그리고 가장 하위 신용등급 D는 1의 값이 할당되었다.

9) 수정된 Jones모형(1995)의 추정치는 선행연구인 박종일과 박수근(2007)의 방법을 이용하였다.

미칠 수 있는 변수들을 모형식에 고려하였다(Jiang 2008 ; 박종일과 남혜정 2010 ; 김문태 등 2006 등). 선정된 통제변수로는 총자산이익률(ROA), 재량적 발생액(DA^{ROA}), 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 외국인 지분율(FOR), 감사의견(AOPN), 감사인 유형(BIG4), 체계적 위험(BETA), 주식수익률의 분산(VOL), 시장여부(MKT) 등이다. 또한 기업의 산업특성 차이가 신용등급의 변화에 미칠 수 있는 영향을 통제하기 위하여 산업더미(Σ IND)와 경제적 환경 변화가 기업의 전반적인 특성에 미칠 수 있는 영향을 통제하기 위하여 연도더미(Σ YD)를 모형식에 고려하였다. 변수의 구체적인 측정과 정의는 식(1)의 하단에 보고된 사항과 같다. 여기서 통제변수의 선정 이유를 살펴보면 다음과 같다.

총자산이익률(ROA)은 기업의 발생주의회계에 기초한 주요 경영성과 지표로서 이를 통제하기 위하여 모형식에 포함하였다(Jiang 2008 ; 김문태 등 2006 ; 나인철과 김종현 2009 등). 일반적으로 총자산이익률이 높을수록 신용등급은 높아질 것으로 예상되므로, ROA는 신용등급(BRATING)에 대해 양(+)의 관계가 예상된다. 재량적 발생액(DA^{ROA})은 회사채 신용등급과 음(-)의 관계가 있다는 선행연구의 결과에 따라 모형식에 고려하였다(Ashbaugh-Skaife et al. 2006 ; Jorion et al. 2009 ; 김문태 등 2006 ; 박종일과 남혜정 2010). 즉 선행연구들에서는 재량적 발생액 수준이 높은 기업일수록 이익의 질이 낮아진다고 인지되어 미래 현금흐름을 예측하는데 있어 정보위험((information risk)은 높아져 신용평가기관은 이러한 경영자의 기회주의적 행위에 대해 신용등급을 더 낮추는 것으로 나타났다.

기업규모(SIZE) 변수는 일반적으로 규모가 커질수록 계속기업으로의 존속가능성이 높고, 재무구조에 안정성이 높을 수 있기 때문에 신용등급과 양(+)의 관계가 예상된다(김문태 등 2006 ; 박종일과 남혜정 2010). 부채비율(LEV)은 재무위험의 측정치로서 원금의 미래 상환능력에 영향을 미칠 수 있는 변수이다. 따라서 부채비율이 높은 기업일수록 채무불이행 위험이 증가할 수 있으므로 LEV와 신용등급 간에는 음(-)의 관계가 예상된다(김문태 등 2006 ; 박종일과 남혜정 2010). 외국인 지분율(FOR)은 소유구조 변수를 고려한 변수로 외국인 지분율이 높은 기업의 경우 기업에 대한 감시·감독의 효과성이 더 높을 수 있으므로, 외국인 지분율과 신용등급 간에는 양(+)의 관계가 예상된다(김문태 등 2006). 감사의견(AOPN)의 경우 기업이 산출한 재무제표의 신뢰성을 인증(assurance)하는 신뢰성에 관한 정보를 전달하므로, 적정의견 이외의 감사의견을 받은 기업은 적정의견을 받은 기업과 비교해 신용등급이 더 낮을 것으로 예상된다(김문태 등 2006 ; 위준복과 김문태 2006 ; 박종일과 남혜정 2010 등). 본 연구는 적정의견 이외의 감사의견을 1로, 적정의견을 0인 더미변수로 측정하고 있으므로, AOPN과 BRATING 간에는 음(-)의 관계가 예상된다. 감사인 유형(BIG4)은 감사품질의 대용변수이다. 위준복과 김문태(2006)와 박종일과 남혜정(2010)은 Big 4 감사인이 감사하면 non-Big 4 감사인보다 피감사기업의 신용등급이 더 높다는 결과를 제시하였다. 따라서 BIG4와 BRATING 간에는 양(+)의 관계가 예상된다. 체계적 위험(BETA)과 주식수익률의 분산(VOL)의 경우는 기업의 고유위험과 관련한 변수들로서

나인철과 김종현(2009)의 연구에서 두 변수 모두는 신용등급과 음(-)의 관계가 나타남을 보고하였다. 따라서 BETA 및 VOL과 BRATING 간에는 각각 음(-)의 관계가 기대된다. MKT는 코스닥상장기업이면 1, 유가증권상장기업이면 0인 더미변수이다. 코스닥상장기업은 유가증권상장기업과 비교할 때 상장기간이 상대적으로 길지 않고 재무구조의 안정성이 낮으며, 보고이익에 대한 이익조정 유인이 더 높다(윤순석 2001). 따라서 MKT는 BRATING에 대해 음(-)의 관계가 예상된다.

본 연구는 기존의 회사채 신용등급을 분석한 연구들의 방법과 같이 종속변수는 $t+1$ 시점으로 측정하고, 설명변수(관심변수와 통제변수) 모두는 t 시점으로 측정하였다(Jiang 2008 ; 박종일과 남혜정 2010 ; 김문태 등 2006).¹⁰⁾ 또한 이러한 측정방법은 종속변수와 관심변수에 대하여 모두 t 시점으로 측정하는 방법에서 발생될 수 있는 내생성(endogeneity) 문제를 회피하는데 있어서도 이점이 있다(Jiang 2008 ; Kim et al. 2010).

2. 본 연구의 분석절차

본 연구의 분석절차를 설명하면 다음과 같다. 첫째, 기업의 이익유연화 정도와 회사채 신용등급간의 관계를 살펴봄에 있어 상장기업 전체에 대한 분석을 먼저 수행하고, 상장기업을 다시 유가증권상장기업(KOSPI)과 코스닥상장기업(KOSDAQ)으로 나누어 각각 분석을 수행한다. 둘째, 분석을 수행함에 있어 다변량 회귀분석으로 OLS 회귀분석과 함께 종속변수인 회사채 신용등급 변수가 서열순위 변수라는 점을 고려해 Ordered Probit 회귀분석을 병행하여 분석하며, Ordered Probit 회귀분석의 경우 자료의 군집성(Clustering)을 고려한 검증방법을 이용한다. 셋째, 추가분석으로 감사품질의 차이 및 신용등급 수준에 따라 이익유연화 정도와 신용등급간의 관계에 차이가 있는가를 살펴보기 위하여 전체표본을 감사인 유형(auditor type)에 따라 Big 4 감사인과 non-Big 4 감사인으로 구분한 후 각 회귀분석을 별도로 수행하고, 또한 회사채 신용등급을 다시 투자등급(investment grade)과 투기등급(noninvestment grade)으로 나누어 각각의 회귀분석을 수행한다. 이러한 분석을 통해 이익유연화 정도와 회사채 신용등급간의 관계를 살펴봄에 있어 다양한 정보를 제공해 줄 것으로 기대된다. 넷째, 양동훈 등(2007)의 선행연구에서 사용된 OLS 회귀분석의 문제점으로 이분산성(heteroscedasticity) 및 횡단면-시계열적 종속성(cross-sectional and time-series dependence) 문제를 완화시킨 통계치를 얻기 위하여 White(1980) 및 Newey and

10) 신용평가기관은 $t-1$ 시점의 기업의 재무적·비재무적 특성을 고려한 후 신용등급을 산출하기 때문이다. 예를 들어, 2011년 사업보고서에 수록된 재무자료는 공시환경의 특성상 2011년 당기 회계연도(t 시점)에는 외부정보이용자들에게 정보로서 활용될 수 없고, 2011년의 회계기간이 마감된 후 재무제표가 산출되고 외부감사를 받은 후 2012년인 1월부터 3월말이 되어야 감사받은 재무제표가 자본시장에 정보로서 공시되므로, 외부 정보이용자들은 $t+1$ 시점 3월말(재무제표 제출마감일) 전후에서 보다 완전한 회계정보에 대한 이용이 가능하게 된다.

West(1987) 검증방법을 통해 검증결과에 강건성(robustness)이 있는가를 살펴본다. 이처럼 이 분야의 선행연구보다 연구범위의 확장 및 다양한 분석방법의 이용은 경영자의 이익유연화 정도와 회사채 신용등급간의 관계를 규명하는데 있어 일반화 가능성을 제고시켜 줄 것으로 기대되며, 추가적인 관련 정보를 얻는데도 기여할 것으로 평가된다.

3. 표본의 선정

본 연구는 2005년부터 2009년까지 한국거래소에 상장된 유가증권상장기업과 코스닥상장기업을 대상으로 다음의 조건을 만족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 기업
- (2) 12월 결산법인
- (3) Fn-DataGuidePro 데이터베이스로부터 회사채 신용등급 자료가 추출가능한 기업
- (4) NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE에서 필요한 감사인 명단과 감사의견 및 분석에 필요한 재무자료가 입수가 가능한 기업
- (5) 자본잠식기업은 제외
- (6) 과거 4년간의 이익유연화 측정치 계산에 필요한 자료가 입수가 가능한 기업

본 연구의 분석기간은 $t+1(t)$ 시점의 종속변수(관심변수와 설명변수)를 기준으로 2005년부터 2009년까지(2004년부터 2008년까지) 5년간을 선정하였다. 관심변수인 이익유연화 측정치에 대해 당기를 포함한 과거 4년간의 자료가 요구되므로, 실제 분석에 이용된 기간은 2001년부터였다. 2001년 이후부터 표본을 선정한 이유는 1997년과 1998년 사이의 외환위기와 이후 효과들 어느 정도 분석상에서 제외시키기 위함이었다.

조건 (1)에서 금융업을 제외시킨 이유는 금융업의 업종 특성상 채무제표의 양식, 계정과목의 성격 등이 일반기업과 상이하기 때문이며, 이를 통해 표본의 비교가능성을 제고하기 위함이다. 조건 (2)는 표본의 동질성을 확보하기 위해 추가된 사항이고, 조건 (3)과 (4)는 분석에 필요한 자료원에 대한 사항이다. 신용평가기관의 회사채 신용등급 자료는 Fn-DataGuidePro 데이터베이스로부터 추출하였고, 모형식에 사용된 나머지 자료들은 NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE에서 추출하여 분석에 이용되었다. 조건 (5)에서 자본잠식기업을 표본에서 제외한 이유는 채무제표에서 회계정보의 왜곡가능성이 일반기업들과 비교해 높을 수 있기 때문이다. 조건 (6)은 관심변수의 측정방법상에 필요조건이다.

한편, 본 연구는 변수들에 대한 극단치 처리를 함에 있어 식(1)의 분석모형에 사용된 변수에서 더미변수와 자연로그 값을 취한 변수를 제외한 나머지 연속변수의 경우에는 표본의 각 변수에 대해 상하 1% 내에서 조정(winsorization) 하였다. 이상의 조건을 만족시키는 최종표본은

1,323개 기업/연 자료이다. 최종표본에서 유가증권상장기업(이하 KOSPI)은 834개 기업/연 자료이고, 코스닥상장기업(이하 KOSDAQ)은 489개 기업/연 자료였다.

<표 1>에는 전체표본의 산업별 분포를 보고하였다. 산업은 NICE신용평가정보(주)의 대분류 기준에 따라 보고했으며, 전체표본을 유가증권상장기업(KOSPI)과 코스닥상장기업(KOSDAQ)으로 나누어 각각 표본에 속한 빈도수와 표본에서 차지하는 비율에 대해 보고하였다.

<표 1>을 보면, KOSPI와 KOSDAQ 모두 제조업의 비중이 가장 높고(KOSPI는 55.6%, KOSDAQ는 56%), KOSPI는 건설업(15.2%)과 서비스업(12.9%)이 높은 비중인데 반해, KOSDAQ는 서비스업(27.6%)이 높은 비중이었다. 이들 산업을 제외하면 10% 이내의 표본이었다. 전반적으로 표본에 수록된 업종이 다양한 산업에 걸쳐 고루 포함되었음을 볼 수 있다.¹¹⁾ 따라서 본 연구의 검증결과에 대한 일반화 가능성은 높을 것으로 예상된다.

<표 1> 표본의 산업별 분포

산 업	KOSPI 표본		KOSDAQ 표본	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
제 조 업	464	55.6%	274	56.0%
건 설 업	127	15.2%	28	5.7%
도매 및 소매업	69	8.3%	43	8.8%
서비스업	108	12.9%	135	27.6%
기 타	66	7.9%	9	1.8%
합 계	834	100%	489	100%

주) 산업별 구분은 NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE에 수록된 업종별 대분류 기준에 따라 분류함.

<표 2>에는 표본에 사용된 KOSPI 및 KOSDAQ 표본의 회사채 신용등급의 구간별 순위점수 및 해당연도의 분포를 정리하여 보고하였다.

11) 지면상 별도의 표로 보고하지는 않았지만, 본 연구에서 가장 많은 분포를 차지하고 있는 제조업에 속한 산업을 다시 중분류 기준으로 살펴본 결과에 따르면, 전반적인 업종에 걸쳐 고루 포함되어 있는 것으로 확인되었다.

〈표 2〉 표본의 회사채 신용등급 구간별 분포

신용등급	순위점수	연 도					빈도수	백분율(%)
		2005	2006	2007	2008	2009		
AAA	20	6(0)	4(1)	4(1)	4(1)	6(1)	24(4)	2.12
AA+	19	2(0)	2(0)	4(0)	5(0)	9(0)	22(0)	1.66
AA	18	5(0)	5(0)	3(0)	5(0)	8(0)	26(0)	1.97
AA-	17	7(0)	13(0)	12(0)	13(0)	24(0)	69(0)	5.22
A+	16	13(0)	8(1)	10(1)	17(3)	23(3)	71(8)	5.97
A	15	13(1)	15(0)	18(2)	18(2)	24(3)	88(8)	7.26
A-	14	21(4)	21(4)	25(4)	21(4)	23(4)	111(20)	9.90
BBB+	13	22(2)	18(3)	18(2)	13(0)	29(0)	100(7)	8.09
BBB	12	23(3)	25(2)	21(4)	17(5)	30(6)	116(20)	10.28
BBB-	11	15(10)	17(11)	13(9)	14(10)	23(9)	82(49)	9.90
BB+	10	9(2)	4(2)	3(3)	3(4)	12(3)	31(14)	3.40
BB	9	4(15)	2(16)	6(18)	5(18)	17(20)	34(87)	9.15
BB-	8	3(5)	1(6)	1(14)	3(14)	14(15)	22(54)	5.74
CCC	7	1(4)	1(4)	1(9)	0(10)	6(12)	9(39)	3.63
CC	6	2(3)	1(8)	2(15)	3(16)	6(11)	14(53)	5.06
C	5	0(8)	0(8)	1(22)	0(28)	0(30)	1(96)	7.33
CCC	4	0(3)	0(3)	0(3)	0(8)	7(8)	7(25)	2.42
CC	3	0(0)	0(0)	0(0)	0(0)	2(0)	2(0)	0.15
C	2	0(0)	0(1)	0(1)	0(1)	3(2)	3(5)	0.60
D	1	0(0)	0(0)	0(0)	0(0)	2(0)	2(0)	0.15
합 계		146(60)	137(70)	142(108)	141(124)	268(127)	834(489)	100%

주1) 회사채 신용등급 자료는 Fn-DataGuidePro 데이터베이스로부터 추출함.

주2) 괄호 밖은 KOSDPI 표본을, 괄호 안은 KOSDAQ 표본을 보고하였고, 백분율은 이들 두 표본을 합산하여 보고함.

<표 2>를 보면, KOSPI 표본이 KOSDAQ 표본보다 1.7배(=834/489) 정도 동일 분석기간에서 회사채 발행을 통한 자본조달이 더 많이 수행되었다. 또한 KOSPI 표본은 다른 기간보다 2009년도에 들어 회사채를 통한 자금조달비중이 높아졌으며, KOSDAQ 표본은 2007년도부터 점차 회사채 발행을 통한 자금조달이 증가됨을 볼 수 있다.

상장기업 전체로는 BBB 등급(순위점수 12)이 가장 높은 비율을 차지하는 것으로 나타났다. 분석기간 중 KOSPI의 경우도 역시 BBB 등급이 빈도수가 가장 높게 나타났으나, KOSDAQ 표

본은 C(순위점수 5)로서 96개 기업으로 가장 많았다. 이는 코스닥상장기업이 유가증권상장기업에 비해 보다 낮은 신용등급을 받고 있으며, 그 차이가 대략 7등급간 차이가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 코스닥상장기업이 유가증권상장기업과 비교해서 상장기간이 보다 짧아 기업 위험이 보다 높는데 기인된 결과라고 할 수 있다.

IV. 실증분석결과

1. 주요 변수의 기술통계

<표 3>에서는 유가증권상장기업인 KOSPI 표본(Panel A)와 코스닥상장기업인 KOSDAQ 표본(Panel B)에 대해 식(1)의 모형식에 사용된 각 변수들의 평균, 중위수, 표준편차, 최소값 및 최대값을 나타내었고, KOSPI와 KOSDAQ 표본의 각 변수간 차이검증 결과를 보고하였다. 각 변수간의 차이검증은 평균과 중위수에 대한 t 검정과 Wilcoxon 부호순위합 검증(W 검증)을 제시하였다. 변수들의 주요 특성을 살펴보면 다음과 같다.

신용등급(BRATING)의 경우 KOSPI 표본은 평균(중위수)이 13.344(13)이고 KOSDAQ 표본은 8.209(8)로 나타나고 있어 중위수로 볼 때 유가증권상장기업이 코스닥상장기업에 비해 신용등급이 평균 5 이상 높았고, 이러한 시장간 신용등급에서의 차이는 유의한 수준이었다. 즉 코스닥시장이 유가증권시장보다 역사가 짧아서 신용평가기관은 미래 수익성에 관한 안정성이 낮다고 평가한 결과로 판단된다. 이익유연화 측정치 중 Tucker and Zarowin(2006)의 방법으로 측정된 IS^{TS} 는 KOSPI 표본은 평균(중위수)이 0.490(0.492)을, KOSDAQ 표본은 0.519(0.523)로 KOSPI가 KOSDAQ보다 10% 수준에서 유의하게 낮은 반면, Leuz et al.(2003)의 방법에 따라 측정된 IS^{Leuz} 는 KOSPI 표본은 평균(중위수)이 0.542(0.559)로, KOSDAQ 표본은 0.429(0.401)로 KOSPI가 KOSDAQ보다 1% 수준에서 유의하게 낮게 나타났다. 즉 이익유연화 측정방법에 따라 시장간에 다른 결과를 보인다는 결과이다. 이는 Tucker and Zarowin(2006)의 방법과 Leuz et al.(2003)의 측정방법에 차이가 있기 때문일 수 있다. 즉 Tucker and Zarowin(2006)의 방법은 재량적 발생액에 기초하여 기간별 이익유연화를 측정하는데 반해, Leuz et al.(2003)의 방법은 당기순이익과 영업현금흐름간의 비율로서 기간별 이익유연화 정도를 측정하고 있기 때문이다.

평균을 기준으로 살펴볼 때, KOSPI 표본은 총자산이익률(ROA)이 양(+)이지만, KOSDAQ 표본은 음(-)의 값으로 나타났다. 즉 유가증권상장기업보다 코스닥상장기업이 영업성고가 상대적으로 낮은 것으로 나타났다. ROA 성과조정 재량적 발생액(DA^{ROA})은 KOSPI나 KOSDAQ 표본 모두 영(0)에 근접된 것으로 나타나고 있다. 기업규모(SIZE)는 KOSPI의 평균이 20.623(즉 환산하면 904,596백만원)이고, KOSDAQ의 평균이 18.148(76,133백만원)로 유의하게 유가증권상장기업이 코스닥상장기업보다 대략 12배($=904,596/76,133$) 정도 총자산의 규모가 크게 나타났다.

〈표 3〉 주요 변수의 기술통계 및 차이검증

구분 변수	Panel A : KOSPI 표본(N= 834)					Panel B : KOSDAQ 표본(N= 489)					변수간 차이검증	
	평균	중위수	표준편차	최소값	최대값	평균	중위수	표준편차	최소값	최대값	t-검증	W 검증
$BRATING$	13.344	13	3.293	1	20	8.209	8	3.186	2	20	-27.710***	-22.443***
IS^{ZZ}	0.490	0.492	0.277	0	1	0.519	0.523	0.380	0	1	1.749*	1.748*
IS^{LINE}	0.542	0.559	0.280	0	1	0.429	0.401	0.289	0	1	-6.971***	-6.849***
ROA	0.037	0.041	0.097	-0.953	0.262	-0.088	0.009	0.253	-0.953	0.262	-12.791***	-9.548***
DA^{ROA}	0.002	0	0.076	-0.299	0.369	0.009	0.003	0.123	-0.299	0.369	1.241	0.915
$SIZE$	20.623	20.601	1.532	16.796	25.007	18.148	18.022	1.125	14.210	21.878	-31.130***	-24.625***
LEV	0.524	0.544	0.172	0.078	0.925	0.507	0.503	0.201	0.079	0.925	-1.579	-1.466
FOR	0.157	0.107	0.155	0	0.600	0.042	0.004	0.089	0	0.548	-15.084***	-17.869***
$AOPN$	0.002	0	0.049	0	1	0.010	0	0.101	0	1	1.895*	-1.893*
$BIG4$	0.796	1	0.403	0	1	0.466	0	0.499	0	1	-13.131***	-12.354***
$BETA$	0.945	0.942	0.382	0	1.751	0.893	0.857	0.457	0	1.751	-2.227**	-0.748
VOL	0.543	0.502	0.185	0.253	1.209	0.721	0.700	0.219	0.253	1.209	14.965***	13.890***

주1) 변수의 정의 : $BRATING = t+1$ 년 회사채 신용등급, $IS^{ZZ} = t$ 년도 Tucker and Zarowin(2006)의 연구에서 사용된 이익유연화 측정치, $IS^{LINE} = t$ 년도 Leuz et al.(2003)의 연구에서 사용된 이익유연화 측정치, $ROA = t$ 년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산), $DA^{ROA} = t$ 년도 성과조정 계량적 발생액(Kothari et al. 2005), $SIZE = t$ 년도 기업 규모(총자산에 자연로그 값), $LEV = t$ 년도 부채비율(=총부채/총자산), $FOR = t$ 년도 외국인 지분율, $AOPN = t$ 년도 적정 이외의 감사의견이면 1, 아니면 0, $BIG4 = t$ 년도 Big 4 제후법인이면 1, 아니면 0, $BETA = t$ 년도 체계적인 배타(시장모형을 이용), $VOL = t$ 년도 추가변동성(일별수익률의 연간 표준편차), $MKT = t$ 년도 코스닥상장법인이면 1, 유가증권상장기업이면 0임. 단, IS^{ZZ} 및 IS^{LINE} 변수는 [0, 1] 사이 역의 백분위 순위등급(reverse fractional ranks))으로 측정함.

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

주3) 2005년부터 2009년까지 자료를 통합하여 보고함.

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

부채비율(LEV)은 KOSPI의 평균이 0.524이고 KOSDAQ의 평균이 0.507로 모두 타인자본 의존도가 50%를 조금 상회하는 수준으로 나타났으나, 두 시장 간에는 별다른 차이를 보이지 않았다. 외국인 지분율(FOR)은 KOSPI의 평균이 15.7%로, KOSDAQ의 평균은 4.2%로 외국인 투자자들은 안정성이 높은 유가증권상장기업에 대한 투자비율이 코스닥상장기업에 비해 유의하게 더 높았다. 적정 이외의 감사의견(AOPN)은 KOSPI의 평균이 0.002로 매우 낮고, KOSDAQ은 0.010으로, 두 시장간 감사인의 적정 이외의 비율이 KOSPI와 KOSDAQ 간에 한계적인 10% 수준에서 차이를 보이고 있다. KOSPI나 KOSDAQ의 적정 이외의 비율이 낮은 이유로는 회사채 신용등급을 발행하는 회사는 회사채를 발행하지 않는 기업들에 비해 일반적으로 기업규모가 크고, 안정성이 높은 기업들일 수 있다는 점에서 두 시장 모두 적정의견 비율이 상대적으로 높을 수 있다.

감사인 유형(BIG4)은 KOSPI의 평균이 79.6%를, KOSDAQ은 46.6%로 나타나 월등히 유가증권상장기업이 코스닥상장기업보다 Big4 대형회계법인을 보다 선호하는 것으로 나타났다. 체계적 위험(BETA)은 KOSPI가 평균 0.945로 KOSDAQ의 평균 0.893보다 유의하게 높고, 주식수익률의 분산(VOL)은 KOSPI가 평균 0.543으로 KOSDAQ의 평균 0.721보다 유의하게 낮았다. 즉 유가증권상장기업이 코스닥상장기업보다 체계적 위험이 높지만 수익률의 변동성은 낮다는 결과이다.

2. 상관관계 분석

<표 4>에는 식(1)의 모형식에 사용된 주요 변수들간의 상관관계 결과를 보고하였다. 표에서 대각선 상단에는 KOSPI의 결과를, 대각선 하단에는 KOSDAQ의 결과를 각각 나타내었다.

<표 4>를 보면, 종속변수인 신용등급(BRATING)은 KOSPI 표본의 경우 두 가지 이익조정 측정치(IS^{TS} , IS^{Lewz}) 모두 유의한 양(+)의 상관성을 가지고 있다. 반면, KOSDAQ 표본의 경우 두 이익조정 측정치는 BRATING에 대해 양(+)의 상관성을 보이지만, IS^{Lewz} 에서만 통계적으로 유의한 양(+)의 상관성이 나타났다. 대체로 유가증권상장 및 코스닥상장기업에서 경영자의 이익유연화 정도가 높으면 신용등급이 더 높아지는 것으로 나타났다. 그러나 이들 결과는 두 변수간의 단순 상관성만을 살펴본 것이므로, 이익유연화 변수와 신용등급 간의 관계에 대해 보다 직접적인 효과를 알아보기 위해서는 신용평가기관의 신용등급 결정에 영향을 미칠 수 있는 일정 변수들을 통제한 후 다변량 회귀분석을 통해 살펴볼 필요가 있다.

신용등급(BRATING)과 유의한 관련성을 보이는 통제변수는 KOSPI와 KOSDAQ 표본의 경우 식(1)에 사용된 통제변수 모두 유의한 상관성을 가지고 있다. 구체적으로는 두 시장 모두 총자산이익률(ROA)이 높을수록, 기업규모(SIZE)가 클수록, 외국인 지분율(FOR)이 높을수록, Big 4 감사인(BIG4)이 감사한 경우에는 회사채 신용등급이 더 높고, ROA 성과조정 재량적 발생액

(DA^{ROA})이 높을수록, 부채비율(LEV)이 높을수록, 적정 이외의 감사의견(AOPN)을 받으면, 주식 수익률의 분산(VOL)이 클수록 신용등급이 더 낮게 나타났다. 다만, 체계적 위험(BETA)은 두 시장 간에 차이가 있는데 KOSPI 표본에서는 체계적 위험이 높을수록 신용등급이 상향 조정되는데 반면, KOSDAQ 표본에서는 신용등급이 하향 조정되는 것으로 나타났다. 또한 LEV 변수는 KOSPI 표본만 유의한 상관성을 보이고 있다. BETA와 BRATING간의 KOSDAQ의 결과는 일반적인 기대와 다른 결과였다. 그러나 이들의 결과 역시 앞서 설명한 바와 같이 단순 상관성의 결과이므로 신용등급에 영향을 미칠 수 있는 변수를 통제한 후 검증결과를 살펴보는 것이 이들 변수의 결과에 대해 더 자세한 정보를 제공해 줄 것으로 기대된다.

〈표 4〉 주요 변수간의 상관관계 결과

Variables	BRATING	IS^{TZ}	ISL^{Leuz}	ROA	DA^{ROA}	SIZE	LEV	FOR	AOPN	BIG4	BETA	VOL
BRATING	1	0.068 (0.050)	0.081 (0.019)	0.415 (0.000)	-0.105 (0.002)	0.693 (0.000)	-0.334 (0.000)	0.571 (0.000)	-0.147 (0.000)	0.299 (0.000)	0.071 (0.040)	-0.443 (0.000)
IS^{TZ}	0.057 (0.209)	1	-0.065 (0.062)	0.001 (0.982)	0.022 (0.522)	-0.028 (0.417)	-0.042 (0.229)	0.048 (0.167)	0.022 (0.517)	-0.024 (0.491)	-0.085 (0.014)	-0.023 (0.499)
IS^{Leuz}	0.392 (0.000)	-0.099 (0.020)	1	0.098 (0.005)	0.114 (0.001)	0.001 (0.970)	0.091 (0.008)	0.012 (0.728)	-0.066 (0.058)	0.000 (0.991)	-0.078 (0.024)	-0.078 (0.024)
ROA	0.438 (0.000)	0.049 (0.284)	0.419 (0.000)	1	0.011 (0.758)	0.282 (0.960)	-0.294 (0.000)	0.311 (0.000)	-0.267 (0.000)	0.190 (0.000)	0.035 (0.317)	-0.377 (0.000)
DA^{ROA}	-0.095 (0.036)	0.044 (0.332)	0.096 (0.034)	0.108 (0.017)	1	-0.029 (0.407)	0.089 (0.010)	-0.075 (0.030)	0.021 (0.536)	-0.041 (0.233)	0.009 (0.805)	0.078 (0.025)
SIZE	0.657 (0.000)	-0.128 (0.005)	0.370 (0.000)	0.381 (0.000)	0.011 (0.803)	1	0.052 (0.134)	0.572 (0.000)	-0.042 (0.222)	0.367 (0.000)	0.369 (0.000)	-0.252 (0.000)
LEV	-0.009 (0.845)	0.002 (0.964)	0.050 (0.267)	-0.217 (0.000)	-0.002 (0.970)	0.081 (0.072)	1	-0.192 (0.000)	-0.013 (0.716)	0.005 (0.879)	0.197 (0.000)	0.257 (0.000)
FOR	0.309 (0.000)	0.025 (0.584)	0.065 (0.162)	0.126 (0.005)	0.008 (0.865)	0.393 (0.000)	-0.103 (0.023)	1	0.043 (0.216)	0.187 (0.000)	0.102 (0.003)	-0.367 (0.000)
AOPN	-0.077 (0.089)	0.021 (0.584)	-0.114 (0.012)	-0.137 (0.002)	-0.004 (0.932)	-0.127 (0.005)	0.007 (0.880)	-0.009 (0.835)	1	-0.036 (0.298)	0.018 (0.609)	0.106 (0.002)
BIG4	0.408 (0.000)	-0.096 (0.034)	-0.010 (0.821)	0.263 (0.000)	-0.042 (0.359)	0.397 (0.000)	0.007 (0.880)	0.191 (0.000)	-0.095 (0.036)	1	0.219 (0.000)	-0.125 (0.000)
BETA	-0.141 (0.002)	-0.046 (0.314)	-0.073 (0.107)	-0.106 (0.019)	0.137 (0.002)	-0.017 (0.708)	-0.043 (0.342)	-0.062 (0.173)	0.032 (0.487)	-0.024 (0.590)	1	0.368 (0.000)
VOL	-0.547 (0.000)	-0.069 (0.130)	-0.295 (0.000)	-0.493 (0.000)	0.121 (0.007)	-0.468 (0.000)	0.087 (0.053)	-0.245 (0.000)	0.124 (0.006)	-0.293 (0.000)	0.419 (0.000)	1

주1) 상관계수는 피어슨 상관계수이며, 대각선 상단에는 KOSPI(N=834개 기업/연)의 결과를, 대각선 하단에는 KOSDAQ(N=489개 기업/연)의 결과를 보고함.

주2) 변수의 정의는 <표 3>의 하단과 같음.

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

한편, 두 시장 모두 기업규모가 신용등급에 가장 높은 설명력을 가지고 있는 것으로 나타났다. 다음이 주식수익률의 분산과 당기순이익 순으로 나타났다. 이는 기업규모가 신용등급 결정에 가장 중요한 변수라고 신용평가기관이 인지하고 있다는 결과이며, 회사채 신용등급의 결정시 안정성을 강조한 결과로 평가된다. 다음으로 주식수익률의 분산이 신용등급 결정에서 두 번째로 높은 것은 이들 두 시장은 상장된 기업이라는 점에서 주가가격의 변동성을 고려한 결과로 평가되며, 재무제표에서 요약 성과측정치인 당기순이익은 세 번째로 중요한 지표로서 반영됨을 볼 수 있다.

한편, KOSPI 표본의 경우 SIZE와 FOR간에 50% 이상의 높은 양(+)의 상관성을 보이고 있다. 이는 외국인 투자자는 기업규모가 상대적으로 큰 기업에 주로 투자를 수행하기 때문일 수 있다. 따라서 회귀모형식을 통한 분석상에 이들 변수간의 다중공선성(multicollinearity) 문제가 있는지를 확인할 필요가 있다.

3. 가설에 대한 분석결과 : 전체표본

<표 5>는 연구가설을 검증하기 위해 식(1)의 모형식을 이용하여 전체 상장기업 KOSPI와 KOSDAQ 표본을 대상으로 다변량 회귀분석을 수행한 결과를 보고하였다. 본 연구는 다변량 회귀분석으로 OLS 회귀분석과 서열변수의 특성을 고려한 Ordered Probit Regression의 결과를 각각 표에 보고하였다. Ordered Probit 회귀분석의 경우 군집성(cluster)를 추가로 고려한 후의 검증 결과이다.¹²⁾

<표 5>에서 모형 1은 Tucker and Zarowin(2006)의 측정방법에 따라 측정된 IS^{TS} 의 결과를, 모형 2는 Leuz et al.(2003)의 방법에 따라 측정된 IS^{Leuz} 의 결과를 각각 개별적으로 보고하고, 모형 3과 4는 이들 측정방법이 상이한 두 변수를 모두 포함한 분석결과를 보고하였다. 다만, 모형 3과 4가 다른 점은 모형 4에서는 모형 3과 달리 MKT 변수를 추가로 통제한 결과를 나타내었다. 이러한 보고방식은 OLS와 Ordered Probit 회귀분석의 경우 모두 동일한 형식으로 보고되었다. 그리고 산업더미(ΣIND)와 연도더미(ΣYD) 변수는 회귀분석상에 모두 고려되었으나, 지면상 표의 간결화를 위하여 보고를 생략하였다. 따라서 본 연구의 다변량 회귀분석 결과는 모두 산업 및 연도별 차이가 통제된 후의 검증결과이다.

12) Ordered Probit Regression은 종전 Ordered Logit Regression보다 더 개선된 방법으로 종속변수가 본 연구와 같이 회사채 신용등급일 때 변수상에 연속변수가 아닌 서열순위 변수에 적합한 통계치를 제공해주는 방법이다(Lee 2008). 또한 본 연구는 동일 기업의 이분산성을 통제하기 위해 기업별 cluster를 해서 표준오차(standard error)를 강건성 있게 계산한 z 값을 보고하였다. 그 외에도 Ordered Probit 회귀분석상에 cluster를 하지 않은 Ordered Probit 회귀분석을 수행하여도 주된 관심변수인 IS^{TS} 및 IS^{Leuz} 의 유의수준은 검증결과 면에서 질적으로 유사한 결과가 나타났다.

〈표 5〉 회사채 신용등급과 이익유연화간의 관계에 대한 회귀분석결과 : 전체표본

구분 변수	예상 부호	OLS Regression				구분 변수		Ordered Probit Regression			
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4			모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
절편	?	-13.858 (-12.978 ^{***})	-13.352 (-12.813 ^{***})	-14.310 (-13.627 ^{***})	-11.496 (-10.028 ^{***})	절편		-8.031 (-5.34 ^{***})	-7.737 (-6.71 ^{***})	-8.343 (-5.52 ^{***})	-7.215 (-5.01 ^{***})
IS^{JZ}	+	0.881 (4.358 ^{***})	—	0.997 (5.009 ^{***})	0.983 (4.999 ^{***})	IS^{JZ}		0.458 (3.37 ^{***})	—	0.521 (3.83 ^{***})	0.518 (3.87 ^{***})
IS^{Leuz}	+	—	1.471 (6.632 ^{***})	1.563 (7.084 ^{***})	1.523 (6.985 ^{***})	IS^{Leuz}		—	0.686 (4.47 ^{***})	0.741 (4.73 ^{***})	0.738 (4.68 ^{***})
ROA	+	1.823 (4.576 ^{***})	1.328 (3.289 ^{***})	1.187 (2.958 ^{***})	1.170 (2.952 ^{***})	ROA		0.833 (3.02 ^{***})	0.644 (2.29 ^{**})	0.571 (2.11 ^{**})	0.578 (2.19 ^{**})
DA^{ROA}	-	-2.097 (-3.427 ^{***})	-2.208 (-3.638 ^{***})	-2.343 (-3.893 ^{***})	-2.292 (-3.855 ^{***})	DA^{ROA}		-1.032 (-3.55 ^{***})	-1.090 (-3.82 ^{***})	-1.168 (-4.03 ^{***})	-1.161 (-4.04 ^{***})
SIZE	+	1.414 (26.343 ^{***})	1.369 (25.783 ^{***})	1.391 (26.340 ^{***})	1.256 (21.981 ^{***})	SIZE		0.710 (7.79 ^{***})	0.690 (7.47 ^{***})	0.709 (7.75 ^{***})	0.657 (7.46 ^{***})
LEV	-	-2.635 (-7.609 ^{***})	-2.823 (-8.186 ^{***})	-2.910 (-8.504 ^{***})	-2.905 (-8.593 ^{***})	LEV		-1.409 (-3.98 ^{***})	-1.483 (-4.10 ^{***})	-1.544 (-4.35 ^{***})	-1.548 (-4.36 ^{***})
FOR	+	2.338 (4.363 ^{***})	2.654 (5.015 ^{***})	2.439 (4.636 ^{***})	2.501 (4.810 ^{***})	FOR		1.332 (3.23 ^{***})	1.477 (3.55 ^{***})	1.385 (3.36 ^{***})	1.397 (3.47 ^{***})
AOPN	-	-1.030 (-1.274)	-0.701 (-0.875)	-0.768 (-0.967)	-0.874 (-1.114)	AOPN		-0.465 (-0.50)	-0.316 (-0.34)	-0.350 (-0.37)	-0.394 (-0.41)
BIG4	+	0.582 (4.084 ^{***})	0.637 (4.496 ^{***})	0.676 (4.808 ^{***})	0.642 (4.622 ^{***})	BIG4		0.273 (2.47 ^{**})	0.301 (2.68 ^{***})	0.324 (2.92 ^{***})	0.319 (2.86 ^{***})
BETA	-	-0.539 (-2.865 ^{***})	-0.516 (-2.766 ^{***})	-0.473 (-2.555 ^{***})	-0.451 (-2.469 ^{***})	BETA		-0.333 (-2.31 ^{**})	-0.320 (-2.31 ^{**})	-0.303 (-2.18 ^{**})	-0.285 (-2.08 ^{**})
VOL	-	-3.095 (-7.103 ^{***})	-2.980 (-6.891 ^{***})	-2.888 (-6.735 ^{***})	-2.627 (-6.167 ^{***})	VOL		-1.340 (-4.77 ^{***})	-1.323 (-4.72 ^{***})	-1.284 (-4.64 ^{***})	-1.217 (-4.33 ^{***})
MKT	-	—	—	—	-0.910 (-5.765 ^{***})	MKT		—	—	—	-0.389 (-2.69 ^{***})
ΣIND		포함	포함	포함	포함	ΣIND		포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함	ΣYD		포함	포함	포함	포함
adj. R^2		0.741	0.746	0.751	0.757	Pseudo R^2		0.246	0.249	0.252	0.255
F 값		211.495 ^{***}	216.859 ^{***}	210.560 ^{***}	206.644 ^{***}	Wald χ^2		398.03 ^{***}	359.64 ^{***}	403.50 ^{***}	410.39 ^{***}
N		1,323	1,323	1,323	1,323	N		1,323	1,323	1,323	1,323

주1) 변수의 정의는 <표 3>의 하단과 같음.

주2) OLS regression의 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

주3) Clustering-adjusted Ordered Probit regression의 설명력은 Pseudo R^2 이며, 모형의 적합성은 Wald χ^2 임.

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

<표 5>의 결과를 보면, OLS 회귀분석의 경우 F 값은 모형 1부터 4까지 모두 1% 이내의 수준에서 유의한 결과를, Ordered Probit 회귀분석의 경우는 모형의 적합도를 나타내는 $Wald \chi^2$ 도 통계적으로 유의한 것으로 나타나 식(1)에서의 설정된 모형식에 적합성이 있는 것으로 나타났다. 모형의 설명력($adj. R^2$)은 OLS의 경우 최소 74%에서 최대 75.7%로 높게 나타났으며,¹³⁾ Ordered Probit 회귀분석의 설명력(Pseudo R^2)은 최소 24.6%에서 25.4%로 OLS의 경우보다는 낮게 나타났다.

관심변수의 결과를 보면, 신용등급 결정에 영향을 미칠 수 있는 일정변수를 통제한 후에도 IS^{TS} 나 IS^{Leuz} 변수는 모두 이익유연화 측정방법에 관계없이, 또한 추정모형(모형 1부터 4까지)에 관계없이, 그리고 MKT 변수의 포함여부에 관계없이 BRATING에 대해 1% 수준에서 유의한 양(+)의 계수값을 가지고 있다. 이러한 결과는 OLS 회귀분석이나 서열순위를 고려한 Ordered Probit 회귀분석결과 모두에서 일관된 결과로 나타났다. 즉 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 회사채 신용등급이 더 높아진다는 결과이다. 이러한 결과로 볼 때, 기업이 기간이익의 시계열적 변동성을 줄여 이익을 보고할수록 신용평가기관은 호의적(favourable)으로 인지하며, 유연화된 이익으로 보고될수록 기업의 현재 이익은 미래 현금흐름이나 수익성을 예측하는데 있어 보다 나은 전망을 전달하려는 경영자의 사적정보(private information)를 내포한다고 신용평가기관에서는 평가하고 있음을 의미한다. 따라서 본 연구결과에 따르면 기업의 이익유연화 정도가 높은 이익 정보는 경영자가 자신의 효용극대화를 위한 “garbling” 보다는 경영자의 “information” 측면에서 정보중개자인 신용평가기관이 이를 인지하고 평가함을 나타낸다. 이러한 결과는 “information” 측면에서 경영자가 이익유연화를 수행하려는 동기로서 사적정보를 자본시장에 전달하여 투자자와 채권자들의 의사결정시 해당기업의 미래이익에 관한 보다 좋은 전망(prospect)을 제공하는데 있다고 주장한 실증적 연구결과와 일치한다(Subramanyan 1996 ; Hunt et al. 2000 ; Tucker and Zarowin 2006, Li and Richie 2009 등). 이러한 맥락에서 볼 때 본 연구의 가설은 지지된 결과로 나타났다.¹⁴⁾

13) 분석된 모형식에서 설명변수간의 다중공선성 문제가 있는가를 분산팽창요소(variance inflation factor ; VIF) 값으로 확인하였다. 일반적으로 VIF 값이 10 이상을 상회하면 설명변수들 사이에 다중공선성이 심각한 것으로 판단한다. <표 5>에서 모형 3과 4의 경우 VIF의 최대값이 가장 높았던 변수는 모두 SIZE 변수로서 각각 2.982(모형 3)와 3.580(모형 4)으로 나타나 일반적인 허용수준인 10 이내의 값이었다. 이상의 결과로 볼 때, 본 연구에서 설정된 추정모형의 경우 변수들간에 다중공선성 문제는 심각하지 않음을 의미한다. 따라서 이후 제시된 분석결과들에서도 <표 5>와 질적으로 유사한 수준인 것으로 확인되어 이후 이와 관련된 별도의 논의는 생략한다.

14) 민감도 분석 차원에서 <표 5>의 OLS 회귀분석에서 이분산성(heteroskedasticity)이 존재하는가를 White t 검증을 통해 살펴보았다. White t 값은 잔차의 이분산성이 존재하는 경우, 이를 통제하기 위해 표준 오차(standard error)를 다시 계산하여 t-value를 산출하는 방법론이다. <표 5>에서 OLS 회귀분석에 대하여 White t 값으로 계산된 결과는 아래의 <표 5-1>과 같다. 지면상 주된 관심변수를 중심으로 보고하였다. 아래의 검증결과를 보면, 관심변수인 IS^{TS} 및 IS^{Leuz} 측정치 모두 1% 이내의 수준에서 BRATING에 대해 유의한 양(+)의 계수값을 가지고 있음을 볼 수 있다. 이는 이분산성을 통제 후에도

통제변수의 결과를 살펴보면 다음과 같다. 통제변수 중 AOPN을 제외하면 종속변수 BRATING에 대해 모두 유의한 계수값을 보이고 있다. 즉 총자산이익률이 높을수록, 기업규모가 클수록, 외국인 지분율이 높을수록, Big 4 감사인이 감사한 경우에 회사채 신용등급이 더 높는데 반해, ROA 성과대응 재량적 발생액이 높은 기업일수록, 부채비율이 높을수록, 체계적 위험이 클수록, 주식수익률의 분산이 클수록, 코스닥상장기업이면 유가증권상장기업보다 회사채 신용등급이 더 낮게 나타났다. 이러한 결과는 대체로 신용등급 결정모형을 살펴본 이전 연구들의 결과와도 일치한다(Jiang 2008 ; 박종일과 남혜정 2010 ; 나인철과 김종현 2009 ; 김문태 등 2006 등).

4. 가설에 대한 분석결과 : KOSPI versus KOSDAQ

본 절에서는 앞서의 전체표본의 분석결과에 대하여 시장별로 차이가 있는가를 알아보기 위하여 유가증권상장기업(KOSPI)과 코스닥상장기업(KOSDAQ)으로 표본을 나누어 분석을 수행하였다. 일반적으로 같은 상장기업이라고 하더라도 유가증권상장과 코스닥상장기업 간에는 여러 측면에서 차이가 있다. 코스닥시장은 미국의 나스닥시장의 경우와 유사한 운영체계에 따라 만들어졌다. 구체적으로, 우리나라는 1996년에 들어 코스닥증권시장이 개설된 이후 코스닥에 등록된 기업들은 중소기업 육성 차원에서 직접 자금조달의 기회 제공 등의 목적으로 정부 차원에서 코스닥시장에 대한 활성화 정책에 따라 최근 몇 년간 투자자들의 투자대상으로써 팔목할 만한 많은 성장과 발전이 있어 왔다. 그러나 이들 코스닥상장기업은 짧은 기간에 급격히 성장한 상장기업들이라는 점에서 1999년에 들어 와서는 경영자의 도덕적 해이 문제, 공모자금의 횡령사건, 탈세, 분식회계, 주가조작 등 여러 부정적 일면이 신문지상에 자주 제기되어졌다(김종일과 윤은혜 2007). 코스닥시장의 성장은 유가증권상장기업과 비교할 때 성장기간이 보다 짧고, 오랜기간이 소요되지 않아 기업규모가 상대적으로 작고, 단기간 내의 빠른 성장을 달성한 기업이라는 측면에서 소유지분이 덜 분산되어 지배주주의 지배력이 높다는 특성을 가지고 있다. 또한 증권거래

<표 5>의 검증결과는 질적으로 유사한 결과임을 나타낸다. 지면상 별도로 보고하지는 않았지만, 이후의 분석표의 검증결과들에서도 이와 유사하게 이분산성의 문제가 본 검증결과에 별다른 영향을 미치지 않는 것으로 나타남을 확인할 수 있었다.

<표 5-1> White t 검증결과

변 수	구 분	예상 부호	OLS Regression			
			모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
IS^{TZ}	+		0.881 (4.70 ^{***})	—	0.997 (5.36 ^{***})	0.983 (5.38 ^{***})
IS^{Leq}	+		—	1.471 (6.79 ^{***})	1.563 (7.11 ^{***})	1.523 (6.92 ^{**})

소에 먼저 상장된 유가증권상장기업은 기존의 전통기업 및 대규모 기업이 상장되어 있어 상대적으로 재무구조 측면에서 원활하고 안정성이 높은 기업들인데 반해, 코스닥시장은 기술력과 성장성 위주의 중소기업이나 IT 관련 벤처기업들이 보다 많아 재무구조가 상대적으로 덜 안정적이다. 그리고 짧은 기간 내에 급성장한 기업들이라는 점에서 내부통제제도의 효과성이나 회계정보의 투명성과 신뢰성에 대한 사항이 유가증권상장기업과 비교할 때 더 낮은 수준이라고 할 수 있다. 따라서 회계감사에 대한 고품질의 감사수요가 유가증권상장기업에 비해 더 낮다(곽수근과 박종일 2010). 이러한 측면에서 윤순석(2001)의 연구는 유가증권상장기업과 코스닥상장기업의 재량적 발생액을 비교분석한 결과에서 코스닥상장기업이 유가증권상장기업에 비해 보고이익의 상향조정 정도가 더 높다는 결과를 보고한 바 있다. 또한 앞서 <표 5>의 MKT 변수의 결과에서 코스닥상장기업은 유가증권상장기업에 비해 신용등급이 더 하향 조정된 결과로 나타난 결과로 볼 때에도 두 시장 간에 신용등급이 평균적으로 차이가 있음을 알 수 있다.

따라서 본 연구에서는 이러한 유가증권상장과 코스닥상장기업 간의 차이를 고려해 각 시장별로 표본을 나누어 회귀분석을 별도로 수행하였다. 이와 관련하여 식(1)을 이용한 다변량 회귀분석결과는 <표 6>에 나타내었다. 표 보고방식은 앞서의 <표 5>와 동일하다.

<표 6>의 KOSPI 및 KOSDAQ 표본의 결과를 보면, 추정모형의 F 값($Wald\ X^2$)은 모두 유의한 수준으로 나타나고 있다. OLS 회귀분석결과에서 모형의 설명력($adj. R^2$)은 KOSPI 표본의 경우 68%~68.9% 정도로, KOSDAQ 표본은 이보다 낮은 54.3%~57.2%로 나타났다. 반면 Ordered Probit 회귀분석의 설명력(Pseudo R^2)의 경우 KOSPI 표본은 25.1%~25.6% 사이로, KOSDAQ 표본은 이보다 조금 낮은 19.9%~21.3%였다. 주된 관심변수 IS^{TS} 및 IS^{Leuz} 모두는 이익유연화 측정방법에 관계없이, 또한 추정모형에 관계없이, 그리고 OLS나 Ordered Probit 회귀분석의 방법에 관계없이 BRATING에 대해 유의한 양(+)의 계수값을 보이고 있다. 따라서 유가증권상장기업뿐만 아니라 코스닥상장기업의 경우도 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 회사채 신용등급이 더 상향 조정된다는 발견이다. 이러한 점에서 연구가설은 시장여부에 상관없이 이익유연화 정도가 높은 보고이익은 신용등급이 더 높게 나타나고 있어 지지된 결과를 얻었다.

〈표 6〉 회사채 신용등급과 이익유연화에 대한 회귀분석결과 : KOSPI versus KOSDAQ 표본

구분	변수	OLS Regression						구분	Ordered Probit Regression					
		KOSPI 표본			KOSDAQ 표본				KOSPI 표본			KOSDAQ 표본		
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
질 판	?	-10.354 (-8.381 ^{***})	-10.794 (-8.813 ^{***})	-13.858 (-12.978 ^{***})	-13.031 (-5.321 ^{***})	-8.365 (-3.529 ^{***})	-10.736 (-4.462 ^{***})	질 판	-10.800 (-9.22 ^{***})	-10.918 (-9.48 ^{***})	-11.333 (-9.57 ^{***})	-7.931 (-3.24 ^{**})	-5.791 (-2.33 [*])	-7.182 (-2.95 ^{**})
	+	0.599 (2.494 ^{***})	—	0.671 (2.828 ^{***})	1.086 (3.308 ^{***})	—	1.291 (4.034 ^{***})		0.409 (2.47 ^{**})	—	0.453 (2.73 ^{**})	0.565 (2.55 ^{**})	—	—
+		—	1.207 (4.857 ^{***})	1.249 (5.038 ^{***})	—	2.100 (5.162 ^{***})	2.284 (5.667 ^{***})	IS ^{anc}	—	0.616 (3.05 ^{**})	0.649 (3.18 ^{**})	—	1.005 (3.73 ^{**})	1.123 (4.08 ^{**})
	+	2.139 (2.633 ^{***})	1.819 (2.254 ^{**})	1.775 (2.209 ^{**})	1.402 (2.804 ^{**})	0.704 (1.368)	0.527 (1.038)		ROA	0.648 (0.76)	0.514 (0.59)	0.480 (0.56)	1.170 (3.38 ^{***})	0.848 (2.33 ^{**})
-		-1.804 (-2.081 [*])	-2.010 (-2.340 [*])	-2.096 (-2.449 ^{**})	-1.695 (-2.003 [*])	-1.607 (-1.933 [*])	-1.830 (-2.232 [*])	DA ^{ROA}	-1.071 (-2.04 [*])	-1.172 (-2.30 [*])	-1.236 (-2.39 [*])	-1.042 (-2.94 ^{**})	-0.999 (-2.78 ^{**})	-1.130 (-3.16 ^{***})
	+	1.300 (20.734 ^{***})	1.303 (21.010 ^{***})	1.310 (21.193 ^{***})	1.264 (9.986 ^{***})	0.987 (7.706 ^{***})	1.065 (8.356 ^{***})		SIZE	0.841 (12.71 ^{***})	0.844 (12.86 ^{***})	0.855 (12.87 ^{***})	0.683 (4.91 ^{***})	0.557 (3.93 ^{**})
-		-5.121 (-11.537 ^{***})	-5.278 (-11.973 ^{***})	-5.323 (-12.119 ^{***})	-0.115 (-0.215)	-0.321 (-0.608)	-0.450 (-0.865)	LEV	-3.103 (-7.10 ^{***})	-3.191 (-7.31 ^{***})	-3.239 (-7.47 ^{***})	-0.004 (-0.01)	-0.092 (-0.24)	-0.161 (-0.42)
	+	2.484 (4.416 ^{**})	2.546 (4.588 ^{**})	2.423 (4.372 ^{**})	1.835 (1.443)	3.084 (2.460 ^{**})	2.605 (2.102 [*])		FOR	1.885 (3.99 ^{***})	1.944 (3.98 ^{**})	1.876 (3.87 ^{**})	0.605 (0.73)	1.233 (1.46)
-		-6.629 (-4.760 ^{***})	-6.363 (-4.616 ^{**})	-6.424 (-4.680 ^{***})	1.431 (1.438)	1.869 (1.904 [*])	1.823 (1.887 [*])	AOPN	-2.976 (-1.76 [*])	-2.873 (-1.69 [*])	-2.923 (-1.74 [*])	0.900 (3.29 ^{***})	1.098 (4.69 ^{***})	1.110 (4.12 ^{***})
	+	0.303 (1.719 [*])	0.300 (1.719 [*])	0.311 (1.787 [*])	0.868 (3.957 ^{**})	1.113 (4.994 ^{***})	1.199 (5.441 ^{***})		BIG4	0.116 (0.96)	0.116 (0.92)	0.123 (1.00)	0.412 (2.24 [*])	0.527 (3.04 ^{**})
-		-0.717 (-3.036 ^{***})	-0.700 (-2.999 ^{***})	-0.646 (-2.772 ^{***})	-0.080 (-0.250)	-0.082 (-0.259)	-0.080 (-0.257)	BETA	-0.713 (-3.53 ^{***})	-0.709 (-3.64 ^{***})	-0.679 (-3.50 ^{***})	0.051 (0.26)	0.045 (0.26)	0.048 (0.26)
	—	-1.820 (-3.327 ^{***})	-1.647 (-3.036 ^{***})	-1.638 (-3.031 ^{***})	-3.364 (-4.810 ^{***})	-3.623 (-5.311 ^{***})	-3.255 (-4.804 ^{***})		VOL	-0.653 (-1.65 [*])	-0.581 (-1.48)	-0.578 (-1.47)	-1.748 (-4.06 ^{***})	-1.912 (-4.56 ^{***})
ΣIND		포함	포함	포함	포함	포함	포함	ΣIND	포함	포함	포함	포함	포함	포함
	ΣYD	포함	포함	포함	포함	포함	포함		ΣYD	포함	포함	포함	포함	포함
adj. R ²		0.680	0.687	0.689	0.543	0.558	0.572	Pseudo R ²	0.251	0.254	0.256	0.199	0.205	0.213
	F 값	99.365 ^{***}	102.426 ^{***}	98.288 ^{***}	33.245 ^{***}	35.173 ^{***}	35.261 ^{***}		Wald χ ²	330.59 ^{***}	338.92 ^{***}	335.43 ^{***}	287.69 ^{***}	258.84 ^{***}
N	N	834	834	834	489	489	489	N	834	834	834	489	489	489

주1) 변수의 정의는 <표 3>의 하단과 같음.

주2) OLS regression의 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

주3) Clustering-adjusted Ordered Probit regression의 설명력은 Pseudo R^2 이며, 모형의 적합성은 Wald χ^2 임.

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

통제변수의 결과는 OLS 회귀분석의 경우 유가증권상장기업은 앞서 전체 상장기업의 결과와 대체로 일치된 결과로 나타났다. 다만, AOPN은 전체표본에서 BRATING에 대해 유의한 음(-)의 계수값이 나타나지 않았으나, KOSPI 표본에서는 유의한 음(-)의 결과를 보이고 있다. 반면, 코스닥상장기업의 경우는 LEV와 BETA에서는 전체표본과 달리 방향은 일치하나 유의한 계수값이 나타나지는 않았다. 또한 AOPN은 예상과 달리 유의한 양(+)의 값으로 나타나고 있다. 이를 제외하면 대체로 전체표본의 결과와 일치된 결과임을 볼 수 있다.

한편, Ordered Probit 회귀분석의 경우는 KOSPI 표본에서 ROA와 BIG4 변수는 유의한 양(+)의 결과가 나타나지 않았다. 이는 이들 변수의 경우에는 OLS 검증결과와 차이가 있음을 나타낸다. KOSDAQ 표본의 경우 FOR 변수에서 유의한 양(+)의 계수값이 나타나지 않아 OLS 회귀분석과는 차이가 있다. 이들을 제외하면 OLS 회귀분석과 Ordered Probit 회귀분석에서 통제변수들 간의 유의성은 대체로 일치된 결과를 보인다. 이러한 일부 변수 간에 차이를 보이는 이유는 종속변수가 서열순위 변수의 특성을 고려하면 OLS 회귀분석과 Ordered Probit 회귀분석 간에는 변수의 속성에 따라서는 차이가 나타날 수 있음을 의미한다. 따라서 신용등급과 같이 서열순위의 특성을 가지고 있는 종속변수를 분석할 경우에는 OLS 회귀분석 외에도 서열순위의 특성이 고려될 수 있는 Ordered Probit 회귀분석과 같은 검증방법을 통해 양자 간의 검증결과를 확인할 필요가 있음을 나타내준다.

5. 추가분석 결과 : Big 4 versus non-Big 4

앞서의 분석에서는 전체표본을 유가증권상장기업과 코스닥상장기업으로 나누어 각 분석결과를 살펴보았다. 본 절에서는 첫 번째 추가분석(additional analysis)으로 전체표본을 감사인 유형(auditor type)에 따라 특히 감사품질에 차이가 있을 것으로 예상되는 Big 4 감사인 여부에 따라 표본을 나누어 각각 분석을 수행하였다. 즉 본 연구에서는 추가적으로 감사인 유형에 따라서 자본시장에서 정보중개자인 신용평가기관이 이익유연화 정도를 평가하는데 있어 차이가 있는지를 분석하였다. <표 5>의 분석결과에서도 Big 4 감사인이 감사하면 non-Big 4 감사인보다 신용평가기관의 신용등급이 더 상향 조정되는 결과가 나타났다. 이와 관련하여 보다 구체적인 검증결과에 대해서는 <표 7>에 나타내었다. <표 7>에서는 Big 4 감사인과 non-Big 4 감사인으로 표본을 나누어 이들의 전체표본, 그리고 다시 KOSPI와 KOSDAQ 표본으로 나누어 표를 작성했으며, 보고방식은 <표 5>와 유사하다. 다만, 지면관계상 OLS 결과만을 제시하였다.¹⁵⁾ 그리고 <표 7>에 보고된 사항의 경우 Big 4 감사인 표본 중 KOSDAQ 표본의 결과에서 AOPN 변수는 표본수가 적어 이 변수는 분석상에 자동으로 제외되었다.

15) 지면관계상 별도의 표로 제시하지는 않았지만, 앞서 <표 5> 및 <표 6>과 같이 Ordered Probit 회귀분석을 별도로 수행한 결과에서도 <표 7>에 보고된 OLS 회귀분석의 결과와는 질적으로 유사한 결과가 나타났다.

〈표 7〉 추가분석 결과 : Big 4 vs non-Big 4

변수	구분 예상 부호	OLS Regression					
		Big 4 감사인 표본			non-Big 4 감사인 표본		
		전체 표본	KOSPI 표본	KOSDAQ 표본	전체 표본	KOSPI 표본	KOSDAQ 표본
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
절 편	?	-9.968 (-7.641 ^{***})	-10.392 (-8.414 ^{***})	-7.458 (-1.819 [*])	-12.563 (-5.064 ^{***})	-12.659 (-3.111 ^{***})	-11.017 (-3.686 ^{***})
IS^{TZ}	+	0.901 (3.810^{***})	0.596 (2.507^{***})	1.584 (2.770^{***})	1.270 (3.935^{***})	1.386 (2.090^{**})	1.006 (2.837^{***})
IS^{Leuc}	+	1.430 (5.548^{***})	1.246 (4.999^{***})	2.537 (3.650^{***})	1.530 (4.101^{***})	1.082 (1.733[*])	2.186 (4.749^{***})
ROA	+	1.006 (1.457)	7.057 (6.360 ^{***})	-0.735 (-0.614)	0.869 (1.756 ^{***})	-1.494 (-1.037)	0.936 (1.895 [*])
DA^{ROA}	-	-1.415 (-1.795 [*])	-0.319 (-0.364)	-1.596 (-1.001)	-2.638 (-3.124 ^{***})	-5.934 (-2.724 ^{***})	-1.817 (-2.170 ^{**})
SIZE	+	1.256 (19.890 ^{***})	1.279 (21.463 ^{***})	1.013 (4.654 ^{***})	1.251 (9.987 ^{***})	1.346 (6.355 ^{***})	1.067 (6.777 ^{***})
LEV	-	-4.038 (-9.135 ^{***})	-4.751 (-10.574 ^{***})	-1.334 (-1.205)	-0.716 (-1.414)	-3.659 (-2.962 ^{***})	-0.061 (-0.116)
FOR	+	2.013 (3.471 ^{***})	1.695 (3.092 ^{***})	2.078 (1.101)	3.799 (3.360 ^{***})	4.101 (2.357 ^{**})	1.838 (1.045)
AOPN	-	-11.746 (-5.933 ^{***})	-9.244 (-5.472 ^{***})	—	1.395 (1.709 [*])	-1.379 (-0.551)	1.694 (2.176 ^{**})
BETA	-	-0.209 (-0.932)	-0.547 (-2.280 ^{**})	0.501 (0.936)	-0.179 (-0.580)	-0.363 (-0.578)	-0.298 (-0.791)
VOL	-	-4.039 (-6.953 ^{***})	-2.872 (-4.657 ^{***})	-5.697 (-4.431 ^{***})	-2.009 (-3.306 ^{***})	-1.804 (-1.638 [*])	-2.259 (-3.086 ^{***})
MKT	+	-0.607 (-3.154 ^{***})	—	—	-1.157 (-4.454 ^{***})	—	—
ΣIND		포함	포함	포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함	포함	포함
adj. R^2		0.719	0.728	0.448	0.715	0.586	0.563
F 값		120.902 ^{***}	99.606 ^{***}	11.858 ^{***}	57.849 ^{***}	14.311 ^{***}	19.589 ^{***}
N		892	664	228	431	170	261

주1) 변수의 정의는 <표 3>의 하단과 같음.

주2) OLS regression의 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

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

<표 7>의 결과를 보면, Big 4 감사인과 non-Big 4 감사인 표본의 각 경우 모두 관심변수인 IS^{TS} 및 IS^{Leuz} 의 결과는 전체표본, KOSPI 및 KOSDAQ 표본 모두에서 일정 변수를 통제 한 후에도 BRATING에 대해 유의한 양(+)의 계수값을 보이고 있다. 따라서 재무제표를 감사하는 감사인의 유형에 관계없이 기업에서 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 신용평가기관은 회사채 신용등급을 결정할 때 더 상향 조정한다는 결과이며, <표 7>의 결과로 볼 때 신용평가기관은 감사 품질에 상관없이 기업이 이익유연화를 수행할수록 신용등급은 높아진다는 발견이다.

본 절의 두 번째 추가분석은 신용등급을 투자등급(investment grade)과 투기등급(non-investment grade)으로 나누어 기업의 이익유연화 정도와 신용등급간의 관계를 분석하였다. 일반적으로 투자등급보다 투기등급은 신용등급이 더 낮다는 점에서 정보위험뿐만 아니라 파산위험(default risk)의 가능성도 더 높기 때문에, 이들 기업 간에 이익유연화 정도가 신용등급에 미치는 영향에는 차이가 있는가를 살펴보기 위함이다. 즉 신용평가기관이 신용등급을 결정할 때 투자등급에 비해 투기등급으로 분류된 기업들에 대해서는 정보위험이나 파산위험 등을 고려하는 과정에서 경영자의 이익유연화 행위에 대해 달리 평가하고 있는가를 살펴보기 위하여 분석이 수행된 것이다. 이와 관련한 검증결과는 <표 8>에 나타내었다.

<표 8>에서는 상장기업 전체를 대상으로 투자등급과 투기등급으로 나누어 앞서의 분석방법과 같이 식(1)을 이용하여 OLS 회귀분석을 수행한 결과를 중심으로 보고하였다. 다만, 지면의 간결화를 위하여 주된 관심변수(IS^{TS} 및 IS^{Leuz})를 중심으로 보고하였다. 한편 본 연구에서 투자등급과 투기등급의 분류는 선행연구인 김문태 등(2006)의 방법에 따라 구분하였다. 즉 이 연구는 투자등급을 AAA부터 BBB까지(20~11)로, 투기등급은 BB부터 D까지(10~1)로 분류하였다.¹⁶⁾

16) 김문태 등(2006)의 연구는 NICE신용평가정보(주)에서 산출되는 회사채 평가등급을 원리금 지급능력의 정도에 따라 AAA부터 D까지 20개 등급으로 분류하였으며, AAA부터 BBB까지는 원리금 상환능력이 인정되는 투자등급으로, BB에서 D까지는 환경변화에 따라 크게 영향을 받는 투기등급으로 구분하였다. NICE신용평가정보(주)에서는 good grade을 AAA부터 A-까지로 구분하고, middle grade을 BBB+부터 BBB-까지로, bad grade을 BB+부터 D까지로 구분하고 있다. 따라서 김문태 등(2006)의 연구는 결국 회사채 신용등급이 불량등급(bad-grade)을 투기등급으로 하고, 우량등급과 중간등급(good-grade and mid-grade)을 받은 기업들을 투자등급으로 분류한 것이다. 다른 국내 신용평가사들의 평가 기준도 이와 크게 다르지 않다. 예를 들어, 한국기업평가(주)는 AAA에서 BBB까지는 적기상환능력이 인정되는 투자등급으로 구분하며, BB 이하 등급은 환경변화에 따라 적기상환 능력이 크게 영향을 받을 수 있는 투기등급으로 분류하고 있다. 임영덕(2005)의 연구도 AAA부터 BBB까지를 투자등급으로, BB 이하를 투기등급으로 구분한 바 있다.

〈표 8〉 추가분석 결과 : Investment grade versus non-investment grade

변 수	구 분	예상 부호	OLS Regression	
			investment grade	non-investment grade
			모형 1	모형 2
IS^{TZ}	+		0.886 (4.332 ^{***})	0.528 (2.110 ^{**})
IS^{Leuz}	+		0.635 (2.894 ^{***})	1.597 (5.368 ^{***})
통제변수	+		포함	포함
ΣIND			포함	포함
ΣYD			포함	포함
adj. R^2			0.557	0.385
F 값			55.519 ^{***}	16.563 ^{***}
N			825	498

주1) 변수의 정의는 <표 3>의 하단과 같음.

주2) OLS regression의 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

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

<표 8>의 결과를 보면, 투자등급과 투기등급 모두 관심변수 IS^{TS} 및 IS^{Leuz} 의 결과는 투자등급에 속하거나 투기등급에 속한 경우에 관계없이 BRATING에 대해 유의한 양(+)의 계수값이 나타났다. 한 가지 흥미로운 점은 투자등급에서는 회귀계수 값이 IS^{TS} 추정치에서 더 높고, IS^{Leuz} 추정치는 이보다 다소 낮게 나타난 반면, 투자등급의 결과는 이와 반대의 결과가 나타나고 있다. 이러한 결과로 볼 때 검증결과 면에서 차이는 없으나, Tucker and Zarowin(2006)의 방법과 Leuz et al.(2003)의 방법 간에는 이익유연화 측정치 간에 재량적 발생액을 고려한 여부에 따라 검증결과에서 미세한 차이가 있음을 나타낸다. 이는 앞서 설명한 바와 같이 Tucker and Zarowin(2006)의 방법은 재량적 발생액이 고려된 측정치인 반면, Leuz et al.(2003)의 방법은 당기순이익과 영업현금흐름의 각 표준편차간의 비율로 측정하고 있기 때문에 이익유연화 현상에 대해 서로 측정하는 방법에서 차이가 있기 때문일 것이다.¹⁷⁾

17) 한편, Tucker and Zarowin(2006)의 방법과 Leuz et al.(2003)의 방법 간에는 서로 간에 측정치상의 장·단점이 있다. Tucker and Zarowin(2006)의 방법은 보고이익에서 재량적 발생액이 고려되어 관리전 이익이 재량적 발생액에 따라 어느 정도의 차이가 있는가를 고려한 측정치라는 점에서 Leuz et al.(2003)의 방법과 비교해 보다 정교한 측정방법이다. 그러나 재량적 발생액의 경우는 추정과정이 필연적으로 수반된다는 점에서 비재량적 발생액과 재량적 발생액간의 오분류에 따른 측정오차의 문제를 가질 수 있다는 단점이 있다.

6. 강건성 분석결과

본 절에서는 앞서 <표 5>에 대해 OLS의 검증결과에서 이분산성(heteroscedasticity)이나 횡단면-시계열적 종속성(cross-sectional and time-series dependence) 문제에 대해서도 강건성(robustness)이 있는가를 추가로 분석하였다. 패널 연도별 자료를 통합하여 회귀분석을 수행하면 자료 상황에 따라서는 통합된(pooled) 회귀분석 결과에서 만일 횡단면-시계열적 종속성의 영향이 크다면 회귀식의 설명력이나 회귀계수의 t 값이 진실된 값보다 더 큰 값의 결과가 나타나게 되는 상향편의(upward biased)의 문제가 발생할 수 있고, 이로 인해 검증된 결과에 대하여 과대 해석 되는 오류가 발생된다(Bernard 1987 ; Petersen 2009). 따라서 이러한 문제를 해소하기 위하여 개발된 분석방법이 Newey and West(1987)의 검증방법이다(Newey and West 1987). 1980년대에 회계학 연구분야에서 횡단면 종속성(cross-sectional dependence) 문제가 검증 통계치 및 추론에 영향을 주는가를 분석한 연구들이 중요한 분석사항의 하나였다(Bernard 1987). 그러나 통합된 패널 자료를 이용할 경우 회계학 연구에서 횡단면적 종속성뿐만 아니라 시계열적 종속성 역시 존재한다는 여러 실증적 증거들이 관찰되어지면서 이를 해소하기 위하여 개발된 모형 중 하나가 Newey and West(1987)의 검증방법이었다. 한편, Newey and West(1987)의 검증방법은 OLS나 White(1980)에서 횡단면 또는 시계열적 종속성을 통제하지 못하는 문제에 대하여 White(1980)의 검증방법을 보다 개량화 시킨 방법이라는 점에서 이분산성의 문제와 횡단면적 종속성뿐만 아니라 시계열 상관성(serial correlation)도 같이 통제한 후의 t 통계치를 제공한다. 본 연구의 경우도 이러한 횡단면 자료와 시계열 자료가 통합된 회귀분석을 수행하고 있다는 점에서, 이익유연화 정도와 신용등급 간에 관계에 대해서 이분산성 및 횡단면-시계열적 종속성 문제를 통제한 후에도 검증결과가 강건성을 가지고 있는가를 살펴보기 위하여 <표 9>에서는 식 (1)에 대해 Newey and West(1987) 검증결과를 별도로 수행하였다. 지면상 관심변수의 결과를 중심으로 보고하였다.

<표 9>의 결과를 보면, 앞서 <표 5>의 결과와 마찬가지로 이분산성 및 횡단면-시계열적 종속성 문제를 통제한 t 통계치를 제공하는 Newey and West(1987) 검증결과에서도 주된 관심변수인 IS^{TS} 및 IS^{Leuz} 의 결과는 제시된 추정모형에 관계없이 모두에서 BRATING에 대해 유의한 양(+)의 계수값을 보이고 있다. 이는 이분산성 및 횡단면-시계열적 종속성 문제를 완화시킨 Newey and West(1987)의 검증결과도 OLS의 검증결과와 일관성 있는 결과가 관찰되어, 본 연구의 검증결과는 매우 강건성이 있음을 나타낸다.¹⁸⁾

18) 지면상 별도로 보고하지는 않았지만, <표 9>에서와 같이 및 <표 6>의 OLS 회귀분석 대신 Newey and West(1997) 검증방법으로 전체표본을 KOSPI 표본과 KOSDAQ 표본으로 나누어 각 회귀분석을 수행한 결과도 <표 6>의 OLS 검증결과와 질적으로 유사한 결과로 나타났다.

〈표 9〉 강건성 분석결과 : Newey and West(1987)

구 분 변 수	예상 부호	OLS Regression			
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
IS^{TZ}	+	0.881 (3.95 ^{***})	—	0.997 (4.52 ^{***})	0.983 (4.54 ^{***})
IS^{Leuz}	+	—	1.471 (5.92 ^{***})	1.563 (6.20 ^{***})	1.523 (6.04 ^{***})
통제변수	?	포함	포함	포함	포함
ΣIND		포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함
adj. R^2		0.7597	0.7635	0.7685	0.7753
F 값		167.64 ^{***}	156.22 ^{***}	165.28 ^{***}	173.88 ^{***}
N		1,323	1,323	1,323	1,323

주1) 변수의 정의는 <표 3>의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

주3) Newey and West(1987)의 방법으로 분석된 adj. R^2 는 연도별 평균을 나타냄.

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

V. 결 론

본 논문은 기업의 이익유연화 정도가 신용평가기관의 회사채 신용등급에 어떠한 영향을 미치는가를 검증하였다. 신용평가기관에서 산출되는 신용등급은 자본시장에서 투자자들의 경제적 의사결정에 직·간접으로 영향을 주며, 주식수익률과 자본비용은 신용등급의 결정에 따라 영향을 받게 된다. 이러한 측면에서 신용평가기관으로부터 제공되는 신용등급 정보는 기업과 외부 이해관계자들 사이의 정보불균형(information asymmetry)을 완화시키는데 있어 중요한 매개 역할을 수행한다. 따라서 경영자의 이익관리의 한 형태인 이익유연화 현상과 신용등급간의 관계를 규명하는 일은 신용평가기관이 이익의 질을 어떻게 인지하고 평가하여 이를 신용등급에 반영시키는가를 알 수 있다는 점에서 자본시장의 효율적 배분 측면에서도 중요하다.

기존 이익유연화 관련연구들은 이익유연화와 주식수익률간의 관계(Tucker and Zarowin 2006 ; 최중서와 송동건 2004 ; 송인만과 최 관 1992 ; 송인만과 이용호 1997), 이익유연화와 회사채 신용등급간의 관계(Gu and Zhao 2006 ; 양동훈 등 2007), 이익유연화와 자기자본비용간의 관계(McInnis 2010 ; Francis et al. 2004 ; 박종일 등 2012) 또는 타인자본비용간의 관계(Amiram and Owens. 2011 ; Li and Richie 2009)를 분석하였다. 그러나 이익유연화와 관련한 실증적 연구들은

이익조정 측정치 중 재량적 발생액이나 실제 이익조정 관련연구보다 매우 희소한 편이며, 그러한 점에서 보다 다양한 추가 정보를 제공해 줄 수 있는 후속연구들이 필요한 실정이다. 특히 과거의 이익유연화를 대상으로 한 연구들은 기술적 논의가 대부분이었으며, 또한 경영자의 이익유연화 행위를 기회주의적 행위로 간주하는 경향이 높았다. 그에 반해 이익유연화와 관련한 최근 몇 편 되지 않는 연구들에서의 실증적 증거들은 기술적 논의에서의 주장과 달리 경영자의 이익유연화 정보는 미래 이익에 관한 사적 정보를 전달하는 수단으로 평가되고 있음을 보고하였다. 따라서 경영자의 이익유연화 행위와 관련한 재조명을 위해서는 후속연구들에서의 다양한 추가적인 실증적 증거가 요구되는 연구분야 중 하나이다.

본 연구는 이익유연화를 다룬 기존 실증적 연구들을 바탕으로 경영자가 보고이익을 유연화하는 것이 이익수준의 시계열적 변동성을 줄일 수 있어 경영자는 기업의 미래 이익에 관한 좋은 전망을 자본시장 참여자들에게 전달하려는 유인을 가질 수 있고, 이러한 경영자의 이익관리 행위에 대하여 자본시장 참여자 중 기업관련 정보해석능력이 뛰어난 신용평가기관이 이익유연화 정도가 높은 기업에 대해 그렇지 않은 기업들과 비교해서 보다 미래 이익에 대한 정보위험이 낮다고 평가한다면 신용등급이 더 상향 조정될 것으로 예상하였다. 이를 검증하기 위하여 본 연구에서는 이익유연화 측정치를 Tucker and Zarowin(2006) 및 Leuz et al.(2003)의 방법에 따라 두 가지 측정방법을 이용하였고, 각 변수의 극단치 문제를 최소화하기 위하여 소수의 순위등급변수로 측정되었다. 신용등급은 회사채 신용등급이 이용되었다. 분석기간 2005년부터 2009년까지를 선정한 후 유가증권상장기업과 코스닥상장기업을 대상으로 검증하였다. 표본은 금융업을 제외하고 회사채 신용등급 자료가 있는 기업을 대상으로 유가증권상장기업은 834개 기업/연 자료를, 코스닥상장기업은 489개 기업/연 자료가 분석에 이용되었다.

본 연구의 실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 전체표본의 결과에서 일정 변수를 통제한 후에도 Tucker and Zarowin(2006)과 Leuz et al.(2003)의 방법에 따라 측정된 이익유연화 변수 모두 기업의 이익유연화 정도가 높을수록 회사채 신용등급은 유의하게 더 높아지는 것으로 나타났다. 즉 이익유연화 정도는 회사채 신용등급과 양(+)의 관계를 가지고 있고, 이는 기업이 이익을 유연화 할수록 자본시장에서 정보중개인의 역할을 담당하는 신용평가기관은 경영자가 보고이익을 유연화 한 정보에 대해 긍정적인 평가를 내리고 있음을 의미한다. 따라서 경영자가 이익의 기간변동성을 줄여 보고하는 행위는 미래 이익에 대한 보다 좋은 전망을 전달하기 위한 경영자의 사적정보로서 자본시장의 참여자인 신용평가기관은 호의적 반응을 보일 것이라는 연구가설은 지지된 결과로 나타났다. 둘째, 전체표본을 각 시장별로 나누어 분석한 결과 역시 두 시장(KOSPI, KOSDAQ) 모두 앞서와 동일하게 이익유연화 정도와 신용등급 간에는 유의한 양(+)의 관계가 나타났다. 셋째, 추가분석으로 각 시장별로 Big 4 감사인여부에 따라 감사인 유형을 나누어 분석한 결과나 신용등급을 투자등급과 투기등급으로 나누어 분석한 결과 역시 모두 이익유연화 측정치와 신용등급 간에는 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 이상의 결과들 모두는 OLS 회귀분석뿐

만 아니라 회사채 서열순위등급을 고려한 Ordered Probit에 군집성(cluster)을 추가한 회귀분석이나 이분산성과 횡단면-시계열적 종속성 문제를 완화시키는 Newey and West(1987)의 검증결과 모두에서 일관성 있게 나타났다. 따라서 본 연구에서 제시된 검증결과는 강건성이 있는 것으로 나타났다.

이상의 결과를 종합하면 국내 유가증권시장 및 코스닥시장기업들이 보고이익을 유연화하면 할수록 정보중개인인 신용평가기관에게는 보고이익의 변동성을 감소시켜 주어 미래 이익의 예측가능성을 높일 수 있고, 또한 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 미래 이익의 보다 나은 전망에 관한 경영자의 사적정보를 담아 전달한다고 인지하여 긍정적인 평가를 내려 신용등급을 상향 조정하는 것으로 나타났다. 이는 기업경영자가 이익유연화를 통해 신용평가기관이 산출하는 신용등급의 상향 조정을 유도하고 있다는 발견이다. 따라서 본 연구결과에 의하면 경영자의 이익유연화 정보는 자본시장에서 정교한 정보중개인의 역할을 담당하고 있는 신용평가기관에게는 이익의 질을 왜곡시키는 것(garbling)으로 평가되기 보다는 미래 이익의 나은 전망에 관한 사적정보(private information)의 전달 수단으로 인지되고 있음을 보여주고 있다.

본 연구는 이익유연화 정도와 신용평가기관이 발행하는 회사채 신용등급 간의 관계를 검증함에 있어 이전 연구보다 연구범위를 확장하고, 관심변수의 측정방법을 보다 정교한 하고, 또한 다양한 연구방법론을 활용해 보다 정직한 분석 및 추가분석을 통해 이익유연화와 관련한 세부적인 사항들에 관한 유익한 정보를 제공해 줄 것으로 기대된다. 또한 본 연구는 기존 연구에서 제시하지 않았던 이익유연화 정도가 높은 기업이면 유가증권시장기업뿐 아니라 코스닥시장기업의 경우에도, 그리고 감사인 유형에 관계없이, 투자등급에 관계없이 정보중개인인 신용평가기관에게 호의적인 반응(favourable response)으로 평가되고 있음을 신용등급 관점에서 보여주었다는 점에서 의의가 있다. 이와 더불어 이익유연화와 관련한 실증적 연구(empirical research)가 매우 소수에 불과한 상황에서 본 연구결과는 이익유연화 관련연구(related research)에 추가적인 공헌점을 제공해 줄 것으로 기대된다. 또한 본 연구의 검증결과는 상장기업들이 이익을 유연화하려는 행위에 대한 이해에도 유익한 도움이 되며, 그러한 점에서 학계, 실무계 및 회계제정기관에게도 이익유연화 현상에 대한 재조명을 하는데 있어서도 유용한 정보 및 시사점을 제공해 줄 것으로 예상된다.

본 연구에서 이상의 유익한 시사점의 제공에도 불구하고 한계점으로는 식(1)의 모형식에 고려되지 못한 생략된 변수(omitted variables)의 문제는 여전히 남아 있다. 따라서 결과해석상에 이를 고려할 필요가 있다. 또한 본 연구는 회사채를 발행한 기업의 신용등급 자료만을 이용하여 분석이 수행되었기에 회사채를 발행하지 않는 기업은 분석상에 제외되었으므로, 상장기업 전체로 연구결과를 확장시킬 수 없는 한계를 가지고 있다. 이는 회사채를 발행하지 않는 기업은 신용등급을 별도로 신용평가기관이 산출하지 않는데 기인한다. 그러나 이러한 한계들은 본 연구만의 문제라기보다는 회사채 신용등급을 이용한 경험적 연구들이 가질 수 있는 공통된 사항이다.

참고문헌

- 곽수근 · 박종일. 2010. “유가증권상장, 코스닥등록 및 비상장기업의 감사보수 결정요인에 관한 비교 분석”. 회계저널 제19권 제4호 : 197-230.
- 김문태 · 위준복 · 전성일. 2006. “회사채 신용등급의 이익조정 통제효과”. 증권학회지 제35권 제5호 : 45-74.
- 김종일 · 윤은혜. 2006. “기업공개 결정요인에 대한 실증연구 : 코스닥시장 상장기업을 중심으로”. 회계저널 제15권 특별호 : 123-158.
- 나인철 · 김종현. 2009. “발생액 품질이 이익의 회사채 신용등급에 대한 정보성에 미치는 영향”. 회계정보연구 제27권 제4호 : 241-273.
- 박종일 · 곽수근. 2007. “감사인 교체와 감사품질”. 회계와 감사연구 제46호 : 191-226.
- 박종일 · 남혜정. 2010. “비상장중소기업의 외부감사 및 차별적 감사수요가 기업의 신용등급에 미치는 영향”. 회계와 감사연구 제52호 : 363-405.
- 박종일 · 박찬웅 · 최성호. 2012. “이익유연화가 자본비용을 감소시키는가? : 유가증권상장기업과 코스닥상장기업을 중심으로”. 세무회계저널 제13권 제1호 : 33-63.
- 송인만 · 이용호. 1997. “이익유연화 현상과 정보효과 : 투자자가 유용한 정보를 얻을 수 있는가?”. 회계학연구 제4호 : 193-220.
- 송인만 · 최 관. 1992. “회계변경의 이익유연화 현상과 주가반응”. 회계학연구 제14호 : 221-246.
- 양동훈 · 박연희 · 최신재 · 권수천. 2007. “이익유연화가 기업의 부채조달비용에 미치는 영향에 관한 연구”. 회계저널 제16권 제4호 : 57-77.
- 위준복 · 김문태. 2006. “감사인 규모와 감사의견이 신용평가에 미치는 영향”. 회계와 감사연구 제43호 : 93-118.
- 윤순석. 2001. “상장기업과 코스닥기업의 이익관리에 대한 비교 연구”. 증권학회지 제29호 : 57-85.
- 임영덕. 2005. “자발적 감사인 교체시, 신용등급별로 계속 감사기간과 감사품질의 관계가 달라지는가?”. 회계와 감사연구 제42호 : 443-461.
- 최 관 · 박종일 · 최성호. 2010. “계속감사기간과 자본시장의 반응”. 회계학연구 제35권 제1호 : 1-36.
- 최종서 · 송동건. 2004. “이익유연화가 회계이익 및 현금흐름의 정보가치에 미치는 영향”. 회계와 감사연구 제40호 : 215-236.
- Amiram, D. and E. Owens. 2011. Earnings smoothness and cost of debt. *Working paper*. University of North Carolina.
- Ashbaugh-Skaife, H., D. W. Collins, and R. LaFond. 2006. The effects of corporate governance on firms' credit ratings. *Journal of Accounting and Economics* 42 : 203-243.
- Barnea, A., J. Ronen, and S. Sadan. 1975. The implementation of accounting objectives : An application to extraordinary items. *The Accounting Review* 50 (January) : 58-68.
- Beidleman, C. R. 1973. Income smoothing : The role of management : A reply. *The Accounting Review* 48 : 653-667.

- Bernard, V. L. and T. L. Stober. 1989. The nature and amount of information in cash flows and accruals. *The Accounting Review* 64 (October) : 624–652.
- Chaney, P. and C. Lewis. 1995. Earnings management and firm valuation under asymmetric information. *Journal of Corporate Finance* 1 : 319–345.
- Chaney, P. K. and C. M. Lewis. 1995. Earnings management and firm valuation under asymmetric information. *Journal of Corporate Finance* 1 (April) : 319–345.
- DeFond, M. and C. W. Park. 1997. Smoothing income in anticipation of future earnings. *Journal of Accounting and Economics* 23 (July) : 115–139.
- Dichev, I. D. and V. W. Tang. 2009. Earnings volatility and earnings predictability. *Journal of Accounting and Economics* 47 : 160–181.
- Francis, J., R. LaFond, P. M. Olsson, and K. Schipper. 2004. Costs of equity and earnings attributes. *The Accounting Review* 79 (4) : 967–1010.
- 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.
- Ghosh, A. and D. Moon. 2005. Auditor tenure and perceptions of audit quality. *The Accounting Review* 80 (2) : 585–612.
- 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.
- 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.
- Jorion, P., C. Shi, and S. Zhang. 2009. Tightening credit standards : the role of accounting quality. *Review of Accounting Studies* 14 (1) : 123–160.
- Kim, J. B., B. Y. Song, and L. Zhang. 2010. Earnings management through real Activities and Bank loan contracting. *Working paper*. City University of Hong Kong.
- Lee, Yen–Jung. 2008. The effect of employee stock options on credit ratings. *The Accounting Review* 83 (5) : 1273–1314.
- 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.

- Mansi, S., W. Maxwell, and D. Miller. 2004. Does auditor quality and tenure matter to investors? Evidence from the bond market. *Journal of Accounting Research* 42 : 755–793.
- 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 : 435–480.
- Ronen, J. and S. Sadan. 1981. Smoothing income numbers : Objectives, means, and implications. Addison–Wesley.
- Schipper, K. 1989. Earnings management. *Accounting Horizons* 3 : 91–106.
- Spence, A. M. 1973. Job market signaling. *The Quarterly Journal of Economics* 87 (August) : 355–374.
- Subramanyam, K. R. 1996. The pricing of discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics* 22 : 249–281.
- 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.

Does Income Smoothing Improve Bond Ratings?

- Some Empirical Evidence on KOSPI and KOSDAQ Listed Firms -

Jong Il Park* · Chan Woong Park**

〈Abstract〉

The objective of this study is to investigate the effect of income smoothing on bond credit rating. A handful of descriptive and empirical studies have investigated the issue of income smoothing. For examples, Barnea et al. (1975) argue that smoother earnings allow outsiders to better predict future earnings, and Chaney and Lewis (1995) construct a model based on Spence's (1973) signaling theory in which income smoothing is used by "high-quality" firms to signal their type. Beidleman (1973) asserts that smoothing is useful for internal budgeting and in reducing perceived riskiness among outsiders. Hunt et al. (2000) find that income smoothing improves price-earnings multiples. Tucker and Zarowin (2006) report that the changes in the current stock prices of higher smoothing firms contain more information about these firms' future earnings than do the changes in the current stock prices of lower smoothing firms. Meanwhile, in an influential survey article, 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. Taken collectively these studies support the notion that income smoothing represents an efficient vehicle for managers to reveal private information. The purpose of the current research is to complement these studies by examining income smoothing using credit market data.

If income smoothing is informative, or only firms with good prospects elect to smooth, then smoothing firms may exhibit a higher credit ratings. On the other hand if income smoothing is garbling and credit analysts can recognize smoothing as garbling, then smoothing firms could exhibit a lower credit ratings as credit rating agencies punish managers for gaming earnings. Since credit rating agencies are less likely to be fooled by garbling than equity stakeholders, examining the signaling versus garbling debate through the lens of credit markets may add to our

* 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

understanding of why firms smooth. Therefore, this study hypothesize that the higher income smoothness more positively affects the credit ratings of the firms based on the belief that credit rating agencies are sophisticated information intermediaries. We measure income smoothing following Tucker and Zarowin (2006) and Leuz et al. (2003), and use them in testing hypothesis. We obtain a final sample that consists of 834 firm-years for KOSPI and 489 firm-years for KOSDAQ listed firms from 2005 to 2009 are gathered from Fn-GuidePro database files.

The empirical test results are as follows. Using the Tucker and Zarowin (2006) and Leuz et al. (2003) statistic of income smoothing, we find firms with higher income smoothing rankings exhibit higher credit ratings in both listed-firms (KOSPI versus KOSDAQ) and regardless of the auditor type (Big 4 versus non-Big 4 auditors), and also regardless of the credit rating levels (investing grade versus non-investing grade). In addition, these results do not change in tests where using Clustering-adjusted Ordered Probit regression to consider ranked order attribute of credit ratings. And also t-statistics from Newey and West (1987) are significant, suggesting that our results are robust. Therefore, our credit market results support the notion that income smoothing represents an information-signaling mechanism, rather than a garbling device. The findings of this study contribute to the understanding of how credit rating agencies consider and reflect income smoothing of listed-firms into bond credit rating. Indeed, results reported here indicate that smoothing is perhaps as important as liquidity in the determination of credit rating levels. These results contribute to the literature on income smoothing. Thus, we expect this study to have useful implications for scholars, practitioners, accounting standard setters, and regulators.

<Key words> Income smoothing, Bond ratings, Market's perception, KSE listed firms, KOSDAQ listed firms