

이익유연화, 보수적 회계처리 및 재량적 발생액이 신용등급에 미치는 영향

박종일(제1저자)

충북대학교 경영대학 경영학부 부교수
(parkjil@chungbuk.ac.kr)

남혜정(교신저자)

동국대학교(서울캠퍼스) 경영대학 회계학과 조교수
(namhj@dongguk.edu)

최성호(공동저자)

성균관대학교 경영학부 박사과정
(hongin0904@hanmail.net)

본 논문은 이익의 질을 결정하는 경영자의 이익조정행위 중 이익유연화, 보수적 회계처리 및 재량적 발생액이 신용등급에 어떠한 영향을 미치는가를 알아보는데 목적이 있다. 기존 문헌들에 따르면 경영자의 이익조정행위 중 이익유연화는 미래 현금흐름향상에 대한 경영자의 전망을 전달하는 사적정보의 기능을 제공하며(Subramanyam 1996), 보수적 회계처리는 비용이나 손실은 즉시 반영하고 수익이나 이익은 이연하여 인식하는 회계처리로서 투자자 및 채권자를 보호하는 기능이 있다는 측면에서 이를 바람직한 회계속성으로 보았다(Watts 2003). 그러나 이들과 달리 재량적 발생액은 기존 문헌들에서 경영자가 자신의 사적 이익을 향상시키기 위해 발생액을 사용하여 이익을 조정하는 도구로서 보고 있으며(Schipper 1989; Healy and Wahlen 1999), 특히 경영자의 공격적인 이익조정행위는 기존 주주와 채권자의 부를 침해할 수 있다. 따라서 본 연구는 기업의 이익유연화와 보수적 회계처리는 신용등급과 양(+)의 관계를, 재량적 발생액은 신용등급과 음(-)의 관계를 가질 것으로 예상하였다. 이를 검증하기 위하여 본 연구는 이익유연화 변수는 Leuz et al.(2003)의 방법을, 보수적 회계처리는 Penman and Zhang(2002)의 모형을 수정한 백원선과 이수호(2004)의 방법을, 그리고 재량적 발생액은 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 측정하였다. 분석기간은 2000년부터 2009년까지이며, 표본은 유가증권상장기업과 코스닥상장기업을 대상으로 총 11,939개 기업/연 자료가 이용되었다.

실증결과에 따르면, 신용등급에 영향을 미칠 수 있는 일정 변수들을 통제 한 후에도 이익유연화 수준이 높은 기업일수록, 보수적 회계처리 수준이 높은 기업일수록 신용등급이 유의하게 더 높고, 재량적 발생액 수준이 높은 기업일수록 신용등급은 유의하게 더 낮게 나타났다. 이러한 결과는 신용등급과 각 이익조정 변수를 개별적으로 분석한 경우나 세 변수 모두를 동시에 분석한 경우 모두 일관되게 나타났으며, OLS 회귀분석뿐만 아니라 Ordered Logit과 Ordered Probit 분석에서도 유의하였다. 또한 군집성을 통제 한 Clustering 검증이나 이분산성 및 횡단면-시계열적 종속성 문제를 조정 한 Newey and West(1987)의 검증결과 역시 강건하게 나타났다. 그리고 전체표본 외에 유가증권상장기업과 코스닥상장기업으로 나누어 분석하였을 때에도 유사한 결과를 발견하였다. 한편, 이익유연화, 보수적 회계처리 및 재량적 발생액이 신용등급에 미치는 상대적 크기를 분석한 결과, 재량적 발생액, 이익유연화, 보수적 회계처리 순으로 컸다. 특히 재량적 발생액은 다른 이익조정 측정치와도 통계적으로 유의한 차이를 가지고 있어 신용평가기관은 공격적인 이익조정에 대하여 보다 신중하게 신용평가에 고려한다는 결과가 관찰되었다. 한편, 이 결과는 신용평가기관이 신용등급을 결정할 때 기업의 이익의 질에 관한 속성을 정확히 신용등급에 반영하여 자본시장에 제공하고 있음을 시사한다.

본 연구의 결과는 신용평가기관의 인식(perception)의 관점에서 이익의 질을 결정하는 서로 상이한 속성의 세 가지 이익조정행위에 대하여 비교분석을 통해 각 이익조정 측정치가 시장에서 어떻게 평가되고 있는가를 보여주었다는 점에서 의의가 있다. 또한 기업이 산출한 이익의 크기뿐만 아니라 이익의 질도 투자자와 채권자들에게는 중대한 의사결정에 영향을 미칠 수 있다는 점에서 본 연구의 결과는 학계 외에도 실무계에 유익한 시사점을 제공해 줄 것으로 기대된다.

주제어: 기업신용등급, 이익의 질, 이익유연화, 보수주의 회계처리, 재량적 발생액, 유가증권상장기업, 코스닥상장기업, 시장의 인식

1. 서론

본 논문은 이익의 질을 결정하는데 있어 경영자의 이익조정 수단이 될 수 있는 이익유연화, 보수적 회계처리 및 재량적 발생액에 대해서 신용평가기관의 신용등급에 어떻게 평가되고 있는가를 검증하는데 목적이 있다. 일반적으로 신용평가기관에서 산출된 신용등급은 경영자와 정보이용자들 사이에 존재할 수 있는 정보비대칭 문제나 대리비용을 감소시키는데 있어 중요한 매개 역할을 하기 때문에, 신용등급을 이용한 투자자 및 채권자들의 투자사결정은 주식수익률과 자본조달비용의 증감에도 영향을 주어 자본시장에서의 효율적 자원배분에 미치는 영향이 크다고 할 수 있다.

최근 선행연구들에서는 경영자의 이익조정행위 중 하나인 이익유연화는 미래 수익성 개선을 위한 경영자의 사적정보의 전달기능을 제공하며(Subramanyam 1996; Tucker and Zarowin 2006), 보수적 회계처리는 비용이나 손실은 즉시 반영하고 수익이나 이익은 지연하여 인식하는 회계처리로서 Watts (2003)은 기업의 보수주의 회계처리가 투자자 및 채권자를 보호하는 기능이 있다는 측면에서 이를 바람직한 회계속성으로 보았다. 그러나 이들 이익유연화나 보수주의 회계처리와는 달리 재량적 발생액을 이용한 경영자의 공격적인 이익조정행위에 대해서는 경영자가 자신의 사적 이익을 위한 수단의 하나로서 이용될 수 있음을 지적하고 있으며(Schipper 1989; Healy and Wahlen 1999), 특히 최근 몇 년간 실증적 연구들은 재량적 발생액을 이용한 경영자의 공격적인 이익조정행위는 기존 주주와 채권자들의 부를 침해할 수 있음을 보고하고 있다. 기존 연구들은 이익유연화, 보수적 회계처리 및 재

량적 발생액으로 측정된 이익조정행위와 관련하여 주로 주식수익률과의 관계를 분석하거나(Francis et al. 2005), 자본비용의 관점에서 연구되었으나(Francis et al. 2004, 2005), 신용평가기관의 신용등급에 미치는 영향에 대한 연구는 매우 미미한 실정이다.

일반적으로 보고이익의 질에 영향을 미칠 수 있는 경영자의 이익조정 측정치들에 대한 주식수익률과 연계된 시장반응이나 자본비용과의 관계를 분석하는 것은 본 연구에서 다루고자 하는 신용평가기관의 신용등급과 연계된 시장반응을 검증하는 것과 비교할 때 분석대상자의 상대적 정보우월성 관점에서 차이가 있을 수 있다. 즉 기업관련 정보의 분석능력이 우월하고, 정보접근성 면에서도 보다 나은 환경을 가지고 있는 신용평가기관이 기업의 신용위험을 평가하는데 있어 이익의 질을 어떻게 인지(perception)하고 이를 기업의 신용등급결정에 고려하고 있는가를 알아보는 것은 투자자와 채권자들의 주식수익률이나 자본비용 관점에서의 시장반응을 알아보는 것과 비교하면, 신용평가기관이 보다 더 정확한 해당 기업의 이익의 질에 관한 판단기준을 가지고 있다는 점에서 차이가 있다.

신용평가기관은 기업신용평가에 있어 신뢰할 수 있는 독립된 기관으로 기업의 신용등급에 관한 의견을 자본시장의 참여자들에게 제공하는 역할을 담당한다. 신용평가기관은 기업신용평가에 정교한 모형과 질적인 분석을 사용하여 재무적 자료와 비재무적 자료에 기초해서 종합적인 판단에 따라 기업의 신용등급을 결정하고, 이를 통해 산출된 신용평가 정보는 자본시장에서 투자자 및 채권자들이 경제적 의사결정(투자나 대출의사결정)에 유용한 투자지표로서 활용되고 있다. Frost(2007)은 신용평가기관의 신용평가의 역할을 두 가지 측면에서

강조하고 있다. 하나는 신용의 질을 평가하기 위하여 기업관련 정보를 수집·분석하고, 분석된 결과를 자본시장의 투자자, 채권자 및 경영자 등 기업의 이해관계자들에게 널리 정보를 유포하는데 있고, 다른 하나는 가치평가의 역할을 수행하는 것으로서 신용등급의 적시성(timeliness)과 정보의 유용성(information usefulness)을 자본시장에 제공하는 역할을 통해 시장에서의 정보흐름을 원활하게 하는 정보중개인으로서의 역할이라고 주장한다. 이와 같이 신용평가기관은 투자자 및 채권자들의 경제적 의사결정에 직·간접으로 영향을 주게 되며, 결국 주가와 자본비용(자기자본비용과 타인자본비용)은 신용평가기관에서 공시된 신용등급 수준에 따라 영향을 받게 된다. 이러한 측면에서 신용평가기관으로부터 제공되는 신용등급 정보는 기업과 외부이해관계자들 사이의 정보비대칭(information asymmetry) 문제를 완화하거나 대리비용의 문제를 경감하는데 있어서도 중요한 매개 기능을 제공한다.

따라서 본 연구는 이익의 질을 결정하는데 있어 경영자의 이익조정 수단이 되는 이익유연화, 보수적 회계처리 및 재량적 발생액에 대하여 일반투자자 및 채권자 중심의 시장반응을 살펴보는 대신 신용평가기관이 이들 세 가지 이익조정에 대해 어떻게 평가하고 있는가를 신용등급 관점에서 검증하고자 한다. 선행연구의 주장에 따라 본 연구는 기업의 이익유연화와 보수적 회계처리는 신용등급과는 양(+)의 관계를 가질 것으로 예상하였으며, 재량

적 발생액은 신용등급과는 음(-)의 관계를 가질 것으로 예상하였다. 이를 검증하기 위하여 본 연구는 종속변수인 신용평가기관의 신용등급에 대해 NICE 신용평가정보(주)에서 제공되는 기업신용등급 자료를 이용하였고, 관심변수들(test variables)인 이익유연화 측정치는 Leuz et al.(2003)의 방법에 따라, 보수적 회계처리는 Penman and Zhang (2002)의 모형식을 수정한 백원선과 이수로(2004)의 방법에 따라 측정하였다. 그리고 재량적 발생액은 다른 측정모형보다 측정오차의 문제가 상대적으로 낮을 것으로 기대되는 Kothari et al. (2005)의 방법에 따라 측정하였다. 분석기간은 2000년부터 2009년까지 10년간이고, 표본은 유가증권상장기업(KSE)과 코스닥상장기업(KOSDAQ)을 대상으로 하였으며, 총 11,939개 기업/연 자료가 이용되었다. 즉 KSE 표본은 5,386개 기업/연, KOSDAQ 표본은 6,553개 기업/연 자료였다.

본 연구는 기존 선행연구들과 비교할 때 다음과 같은 점에서 차별성을 가진다. 첫째, 회사채 신용등급을 이용하여 KSE 표본을 대상으로 재량적 발생액과의 관계를 분석한 국내연구는 김문태 등(2006)의 연구가 있고, 또한 KSE 표본을 대상으로 이익유연화와 부채조달비용 관점에서 회사채 신용등급간의 관계를 살펴본 연구는 양동훈 등(2007)의 연구가 있다. 그러나 이들 연구들은 모두 회사채가 발행된 기업만을 대상으로 분석이 수행되었기 때문에 회사채가 발행되지 않은 기업의 표본은 분석대상에서 제외되는 한계를 가지고 있어,¹⁾ 상장기

1) 예를 들어, 본 연구의 분석기간에 사용된 유가증권상장기업의 경우에 2001년도의 회사채 발행기업은 194개이고, 2009년도에는 280개였다. 자료추출 시점에 따라 조금 차이는 있을 수 있으나, KSE의 전체 상장기업이 641개 기업인 점을 감안하면 2001년도 회사채가 발행된 기업의 신용등급을 표본으로 이용할 경우 전체표본 중 분석에 사용될 수 있는 표본이 대략 30%(=194/641)이고, 2009년도는 대략 44%(=280/641)로서 전체 상장기업의 절반에도 미치지 못하는 수준이다. KOSDAQ의 경우는 더 낮은 수준이며, 2001년도 회사채가 발행된 기업은 57개사로 전체표본(995개 기업)을 기준으로 볼 때 약 5.7%(=57/995)에 불과하며, 2009년도는 138개사로 전체표본 중 14%(=138/995) 정도이다. 이러한 맥락으로 볼 때 회사채 신용등급을 이용하여 분석할 경우 전체 상장기업을 대표하지 못할 가능성이 있음을 의미한다.

업 전체표본을 대상으로 분석한 본 연구와 비교할 때 결과의 일반화에 한계가 있다. 또한 회사채 신용등급 자료를 이용할 경우 국내의 실무적 관행상 회사채 발행이 신용등급에 따라 결정되는 경우가 많기 때문에 중견기업이나 중소기업들은 신용등급이 상대적으로 낮아 대규모 기업들이 대부분 표본으로 선정되는 경향이 있다. 따라서 회사채 신용등급 자료는 신용등급이 전전하거나 우수한 큰 기업들의 자료가 표본의 대부분을 구성할 수 있기 때문에, 상대적으로 이익의 질이 높은 기업만이 분석에 포함되는 자기선택편의(self-selection bias)가 발생할 수 있다. 그러나 본 연구에서 이용되는 NICE 신용평가정보(주)의 기업신용등급은 거의 모든 상장기업들의 신용등급 정보가 이용가능하기 때문에 표본의 제약이 적고, 검증결과에서 일반화 가능성이 높은 이점을 가지고 있다.

둘째, 본 연구는 KSE 표본만을 대상으로 분석한 기존 연구와 달리, 모든 상장기업을 대상으로 분석하였으며, 또한 KSE와 KOSDAQ 표본을 나누어 추가 분석하였다. 따라서 기존 연구와 비교할 때 연구범위 면에서 확장된 증거를 제공한다는 점에 차이가 있다. 특히 KSE 표본보다 최근 들어 KOSDAQ 표본의 수가 증가되고 있는 현실에서 KOSDAQ의 이익의 질에 관한 신용평가기관의 신용등급을 통한 시장반응을 분석하는 것은 학술적으로도 의미있는 분석이 될 것이다. 셋째, 본 연구는 선행연구에서 다루었던 재량적 발생액과 이익유연화 외에 보수적 회계처리와 신용등급간의 관계를 검증함으로써, 신용등급과 다양한 이익의 질(earnings quality) 측정치간의 관계에 대한 경험적 증거들을 제시한다는 점에서 차이가 있다. 기존 연구들이 회사채 신용등급과 재량적 발생액이나 이익유연화 현상에 대하여 개별적 분석을 이용해서

분석한 것과 달리, 본 연구는 신용등급과 보수적 회계처리간의 관계를 체계적으로 분석한 연구들이 전무한 상황에서 이와 관련한 정보를 제공하는 것 이외에도, 경영자의 이익조정행위인 이익유연화, 보수적 회계처리 및 재량적 발생액에 대하여 모형식에 동시에 고려한 후 세 가지 이익조정 측정치의 추가적인 정보 효과(incremental information effect)뿐만 아니라 신용등급 결정에서의 상대적 중요성(relative importance)도 동시에 비교하여 분석하고 있다는 점에서 선행연구와는 차별성을 가지고 있다. 즉, 경영자의 이익조정행위의 수단인 세 가지 이익조정 측정치를 모형식에서 동시에 검토함으로써 신용평가기관이 하나의 이익조정 변수를 이용하기 보다는 이익의 질을 평가하는데 있어 여러 이익조정 변수들을 종합적으로 검토하고, 이를 평가하여 신용등급 결정에 반영하고 있음을 보여주었다는 점에서 본 연구는 보다 내적타당한 검증결과를 제공해 줄 것으로 기대된다.

본 연구는 이익유연화, 보수적 회계처리 및 재량적 발생액을 통한 경영자의 이익조정행위가 신용등급에 미치는 영향을 비교분석함으로써, 각 이익조정 측정치가 자본시장에서 어떻게 평가되고 있는가를 검증한다는 점에서 관련연구에 추가적인 증거를 제공할 것으로 기대된다. 또한 본 연구의 결과는 회계정보이용자들과 회계관련 유관기관에게 회계정보의 질적 특성에 따라 신용등급에 미치는 영향이 상이함을 보여줌으로써, 의사결정에 유용한 정보를 제공할 수 있을 것이다. 그리고 회계정보이용자들은 기업이 산출한 이익수치의 크기뿐만 아니라 이익의 질도 투자자와 채권자들에게는 의사결정에 중대한 영향을 미칠 수 있다는 점에서 본 연구의 결과는 학계 및 회계기준 제정기관 외에도 실무계의 투자자 및 채권자들에게도 경영자의 이익조정 측정

치에 따라 서로 다른 이익의 질을 함축하고 있음을 이해하는데 있어서도 유의한 정보를 제공해 줄 것으로 예상된다.

이하 본 논문의 구성은 다음과 같다. 서론에 이어, 제II장에서 이익유연화, 보수적 회계처리 및 재량적 발생액과 관련한 선행연구를 검토하고, 이를 바탕으로 연구가설을 설정한다. 제III장에는 설정된 가설을 검증하기 위한 연구모형을 제시하고, 변수의 측정과 정의 및 표본의 선정과정을 기술한다. 제IV장에서는 실증분석 결과를 제시하고, 제V장에는 연구결과를 요약하고 연구의 공헌점과 한계점을 기술한다.

II. 선행연구의 검토와 연구가설

2.1 선행연구의 검토

자본시장에서 회계의 기능은 투자결정에 관한 수익성과 위험에 관한 정보를 제공함으로써 경제적 자원의 효율적 배분에 기여하는데 있다. 기존의 자본시장회계연구나 실증회계연구에 따르면, 회계이익은 주식시장에 있어서 정보가치를 지니고 있을 뿐만 아니라, 계약의 연결체(nexus of contracts)로서의 기업을 둘러싼 다양한 형태의 계약체결에 있어 중요한 역할을 담당하고 있는 것으로 알려져 있다(Watts and Zimmerman 1986). 따라서 회계이익은 기업과 관련한 투자 및 대출의사결정을 포함한 모든 경제적 의사결정에 있어 가장 중요한 정보로 인식되고 있다. 예를 들어, Graham et al.(2005)의 연구는 401명의 재무담당 최고책임자(CFO)와 최고경영자(CEO)를 대상으로 한 설

문조사 결과에서, CFO 및 CEO가 생각하는 외부 이해관계자들에게 있어 가장 중요한 기업의 성과지표 세 가지의 순위가 무엇인가를 질문한 경우에, 그에 대한 응답으로 '이익'(earnings, 51%), '매출'(revenues, 12%), '영업현금흐름'(cash flows from operations, 12%), '송장가계 이익'(pro forma earnings, 12%) 순위로 나타났다. 즉, CFO 및 CEO는 '이익'을 가장 중요한 기업성과의 요약측정치로서 시장에서 평가된다고 보고한 것이다. 기업성과의 요약측정치인 회계이익은 영업현금흐름에 발생조정을 더한 것이다. 기업회계기준은 발생조정에 대하여 모든 기업에 동일한 기준을 엄격하게 적용하도록 요구하지는 않고 있다. 따라서 발생조정의 과정은 기간성과측정에 있어 순기능적 역할과 역기능적 역할의 두 가지 상반된 측면을 모두 지닐 수 있다. 발생조정이 발생주의회계가 의도한 현금흐름에 내재된 인식시기와 대응의 문제를 조정해 주는 역할을 충실히 수행할 경우에는 발생조정은 기간성과측정과정에서 긍정적인 영향을 미쳐 회계적 성과측정치(이익)의 정보가치를 제고할 수 있다. 그러나 발생조정이 과다하게 이루어지고 발생조정에 내포된 임의성이 증대되는 경우에는 오히려 기간성과측정을 왜곡시켜 이익의 정보가치를 저하시킬 수 있다(최종서 1998). 따라서 보고된 이익의 질을 정확히 평가하는 것은 중요한 문제가 될 수 있다. Dechow et al.(2010)은 이익의 질(earnings quality)을 세 가지 특성의 존재로 정의하고 있다. 첫째, 이익의 질은 정보로서 의사결정목적의 조건과 관련 있고, 그러한 점에서 특정 의사결정모형의 맥락에서 정의되어야 한다고 주장한다. 둘째, 보고된 이익수치의 질은 기업의 재무적 성과(financial performance)에 관한 정보적 역할에 의해 평가되어야 한다고 주장한다. 그러나

여러 측면에서 기업의 진정한 재무적 성과는 시장에서 관찰이 불가능할 수 있다. 셋째, 이익의 질은 의사결정을 위한 기본적 재무성과의 가치관련성을 결정함에 있어 성과를 측정하기 위해 회계적 체계의 능력에 의한 사항과 결합되어 결정된다고 주장한다. 이 연구는 이러한 정의에 따라 이익의 질의 대용치(proxy)를 세 가지 넓은 범주로 구분하였는데, 이익의 특성, 이익에 대한 투자자의 반응, 그리고 이익의 허위보고에 관한 외부적 지표로 나누었다.²⁾

기업에서 산출하는 회계이익의 질적 특성에 대한 연구는 회계학 분야에서 오랫동안 관심 있는 연구 주제로서 진행되었다. 이익의 질에 대한 측정방법, 이익의 질에 따른 기업의 특성, 이익의 질이 주식 수익률에 미치는 영향, 이익의 질이 기업의 지배구조에 미치는 영향 및 이익의 질이 자본비용에 미치는 영향 등 다양한 분야에서 이익의 질에 관한 연구가 분석되었다. Ball and Brown(1968) 이후 많은 실증연구들이 회계이익 정보가 미래현금흐름을 예측하는데 유용한 정보임을 제시하여 왔으며, 이익의 질에 따라 회계정보의 유용성이 어떻게 달라지는가에 대한 연구도 활발하게 진행되어 왔다. 본 절에서는 본 연구와 관련 있는 이익유연화, 보수적 회계처리 및 재량적 발생액의 관련연구를 중심으로 살펴보고자 한다.

2.1.1 이익유연화 관련연구

Francis et al.(2004)는 다양한 이익의 질적 속성(attributes)을 내재자기자본비용(implied cost of equity) 관점에서 분석하였다. 이 연구는 이익의 속성을 발생액의 질, 지속성, 예측가능성, 이익유연화, 가치관련성, 적시성 및 보수주의 등의 7가지 범주로 나누었다.³⁾ 즉 전자 네 가지 경우는 회계에 기초한 속성이고, 후자 세 가지의 경우는 시장에 기초한 속성이었다. 연구결과는 회계에 기초한 속성의 경우 발생액의 질, 이익지속성, 이익유연화는 자본비용과 양(+)의 관계를, 예측가능성은 자본비용과 음(-)의 관계를 보고하였다. 즉 재량적 발생액이 높을수록, 이익지속성이 낮을수록, 영업현금흐름의 변동성보다 이익의 변동성이 높을수록, 예측가능성이 낮을수록 자본비용은 증가된다는 결과이다. 그러나 보수주의 측정치와 자본비용 간에는 별다른 관련성을 발견하지 못하였다.

Francis et al.(2004)에서 제시된 이익의 질적 특성 중에 이익유연화는 경영자가 기업의 이익변동성을 줄임으로써 회계이익의 질을 향상시킨다는 점에서 기업이 선호하는 이익의 속성으로 파악될 수 있다(Graham et al. 2005). 기존 연구들은 기업이 이익유연화를 통하여 성과의 안정적인 신호, 높은 이익의 질, 세금효과, 그리고 투자자와 채권자에게 낮은 기업위험의 인지 등을 기대할 수 있다고 주장하였다(Ronen and Sadan 1981; Truman

2) 이익의 질에 관한 실증연구에서의 대용치와 그에 따른 결과에 관한 400여편의 논문을 리뷰한 연구로는 Dechow et al.(2010)의 연구가 있으므로 이에 관심 있는 독자는 이 연구를 참고하기 바란다.

3) Francis et al.(2004)의 연구에서는 본 연구와 관련 있는 세 가지 이익조정 측정치에 대해 발생액의 질은 Dechow and Dichev(2002)의 모형식을 이용하여 추정된 잔차의 표준편차로 분석하였으며, 이익유연화는 Leuz et al.(2003)의 방법에 따라 10년간의 이익의 표준편차를 영업현금흐름의 표준편차로 나누어 측정하였고, 보수주의 측정치는 Basu(1997)의 방법에 따라 역회귀(reverse regression) 분석을 통해 악재(bad news)와 호재(good news)의 회귀계수의 비율을 다음과 같이 계산하였다. 즉 보수주의의 $= -(\beta_1 + \beta_2) / \beta_1$ 로 측정하였다.

and Titman 1988; Chaney and Lewis 1995; Subramanyam 1996; Tucker and Zarowin 2006 등). 예를 들어, Truman and Titman (1988)은 높은 이익변동성은 기업의 파산가능성을 증가시키고 나아가 주식이 가치에도 부정적인 영향을 미칠 수 있음을 주장한 바 있다. 따라서 경영자는 이익유연화를 통하여 이익의 예측가능성을 높이고, 투자자와 채권자들에게 낮은 위험을 인식시킴으로써 추가적인 자금조달과 파산가능성을 낮출 수 있다. 또한 이익유연화와 관련된 주제를 다룬 최근의 실증적 연구들에서도 대부분 이익유연화는 자본시장에 긍정적인 신호(positive sign)를 제공한다는 증거를 제시하고 있다(Subramanyan 1996; Hunt et al. 2000; Tucker and Zarowin 2006; Li and Richie 2009; 양동훈 등 2007). 예를 들어, Subramanyan(1996)은 주식수익률과 재무적 발생액간에 양(+)의 관계가 존재함을 보고하였고, Hunt et al.(2000)은 이익유연화는 주가와 이익간의 관계를 개선시킨다는 결과를 제시하였으며, Tucker and Zarowin(2006)은 이익유연화가 높은 기업의 현재 주가의 변화는 이익유연화가 낮은 기업의 주가의 변화보다 기업의 미래이익의 정보력을 내포한다는 결과를 보여주었다.⁴⁾ Li and Richie(2009)은 Tucker and Zarowin(2006)의 이익유연화모형을 이용하여 분석한 결과에서 이익유연화 수치가 높은 기업일수록 타인자본비용은 낮아지고 신용등급은 높다는 결과를 보고하였다. 국내의 경우에서도 양동훈 등(2007)은 이익유연화가 높은 기업일수록 회사채 신용등급이 더 높다는 결과를 보고하였다.

2.1.2 보수적 회계처리 관련연구

최근 들어 회계학계에서 보수적 회계처리가 이익의 질이 높다는 인식이 확산되어 있다. 또한 실무계에서도 회계부정과 관련된 스캔들의 발생이 사회적 문제가 되면서 회계투명성 제고 측면에서 보수적 회계처리가 더욱 강화되고 있는 추세이다(Kothari et al. 1988; Lobo and Zhou 2006; 박종찬 2005; 백원선과 유재권 2010). 보수적 회계처리는 소송위험을 낮추는데 있어서도 효과적이다. 예를 들어, Watts(2003)는 기업은 기대소송비용을 감소시키기 위하여 이득보다 손실을 조기에 인식하는 회계처리를 선호한다고 주장하였다. 또한 Watts(2003)는 재무보고과정에서 정부의 규제가 높아질수록 보수주의는 더 강화되며, 보수주의가 부채계약이나 경영자보상계약에서 경영자의 기회주의적 행동을 제한함으로써 주주와 채권자들의 이익을 보호하는 역할을 수행하여 계약비용을 감소시킬 수 있다고 보았다. 그리고 일부 연구에서는 외부감사인 역시 소송위험이 높을수록 재무제표 오류와 관련된 감사위험을 낮추기 위하여 보수주의 관점에서 회계처리 되도록 할 유인이 있음을 보여주었다(DeFond and Subramanyam 1998; Francis and Krishnan 1999; 박종일과 광수근 2007).

보수적 회계처리는 비용은 즉시 인식하고 수익은 실현될 때까지 인식을 지연시킴으로써 이익을 보수적으로 인식하는 방식이다. 이러한 회계처리는 재무적 기초를 견고히 하고 투자자 및 채권자를 보호하는 수단으로 이용될 수 있다는 점에 긍정적으로 받아들여지고 있다(Watts 2003). 반면에 보수적

4) 그러나 국내의 경우 최중서와 송동건(2004)의 연구는 Tucker and Zarowin(2006)과 유사한 분석을 수행한 결과에서 이익유연화와 주식수익률간의 관련성을 발견하지 못하였다.

회계처리는 수익과 비용의 대응이 왜곡되고 재무제표의 공정가치평가라는 측면에서 재무보고의 유용성을 훼손할 수 있다는 주장도 제기되었다(Penman and Zhang 2002; 백원선과 이수로 2004; 한정희와 문상혁 2009 등). 그러나 실증적 연구로 Ahmed et al.(2002) 및 Zhang(2008)은 보수적 회계처리는 자본비용을 낮춘다는 결과를 제시한 바 있다. 이는 보수적 회계처리를 시장이 인식하고 이를 긍정적으로 평가하고 있음을 나타내며, 채권자들의 원금상환에 안정성이 높아져 더 낮은 금리로 채권이 발행될 가능성이 있다는 것을 보여주는 결과이다. 또한 문상혁 등(2006)은 보수주의를 이용한 헤지 포트폴리오로 초과이익을 올릴 수 있으며, 보수적 회계처리를 할수록 장기 수익률은 상승된다는 결과를 보고하였다. 김연화와 고재민(2009) 역시 보수적 회계처리는 회계이익과 주가간의 관계를 증가시킬 뿐만 아니라 거래량도 증가시킨다는 결과를 제시하였다.

2.1.3 재량적 발생액 관련연구

재량적 발생액은 회계정보의 질의 대응치로 사용하는데 있어 측정오차문제에도 불구하고, 선행연구에서 회계정보의 질에 대한 측정치로 가장 많이 사용해 왔다. 즉 재량적 발생액을 이익조정(earnings management)의 대응치로 이용하였으며, 이익조정은 '사적 이익(private gain)을 얻을 목적으로 경영자가 외부 재무보고 과정에 의도적으로 개입하는 것'으로 정의된다(Schipper 1989). 이익조정은 기업과 여러 계약을 맺고 있는 이해관계자의 부(wealth)에 영향을 미치게 될 뿐만 아니라, 한 이해관계자의 부가 다른 이해관계자에게 이전되는 결과를 초래할 수 있다. 예를 들어, Francis et al.(2004, 2005, 2008)은 회계정보,

특히 이익의 질을 측정하기 위한 대응변수로서 재량적 발생액을 사용한 바 있으며, 재량적 발생액을 정보위험(information risk)의 대응치로도 간주하였다. 이익조정이 반영된 이익은 기업성과 측정치로서 신뢰성이 낮아지고 투자자의 투자사결정과 관련하여 부정적인 영향을 미칠 수 있다(Francis et al. 2005). 회계정보의 질은 투자자 및 채권자의 의사결정시 미래 현금흐름의 추정에 영향을 미칠 수 있기 때문에 이익의 질이 낮으면 자본시장에서 자원의 비효율적 배분을 초래할 수 있다는 점에서 매우 중요하다. 실증적 연구들에서는 대부분 재량적 발생액이 높은 수준의 기업이면 자본시장에서 패널티를 받는 것으로 보고되고 있다. 예를 들어, Francis et al.(2004, 2008)은 재량적 발생액이 높을수록 내재자기자본비용이 증가됨을 보고하였고, Francis et al.(2005) 및 Bharath et al.(2008)의 연구는 재량적 발생액과 타인자본비용간에 유의한 양(+)의 관계가 나타남을 보고하였다. 또한 국내의 경우 최종서(1998)는 재량적 발생액이 높은 수준의 기업들은 이익과 주식수익률간에 양(+)의 관계가 약화됨을 보고하였다.

한편, 재량적 발생액이 경영자의 사적정보를 시장에 알리는 수단으로 활용될 수도 있다는 주장이 있으나(Subramanyam 1996), Xie(2001)의 연구에서는 재량적 발생액의 이익지속성이 현금흐름이나 비재량적 발생액보다 낮고, 자본시장에서는 실제 이익지속성에 비해 과대평가된다는 사실을 보여주었다. 그리고 Chan et al.(2006) 역시 경영자에 의한 이익조정이 없다면 발생액은 기업의 미래 사업 전망에 대한 선행지표가 될 수 있다고 주장한 바 있다. 또한 국내의 연구로 김문태 등(2006)은 재량적 발생액이 높을수록 회사채 신용등급을 보다 낮춘다는 결과를 제시하기도 하였다.

이상의 선행연구들의 결과를 종합하면, 주식수익률이나 자본비용의 관점에서는 이익유연화 및 보수적 회계처리는 투자자 및 채권자들에게 긍정적으로 평가되는 경우가 많고, 재량적 발생액은 부정적인 효과를 초래하는 경향이 많음을 알 수 있다.

한편, 기업이 보고하는 회계이익은 신용평가기관에서 신용등급 결정에 있어 가장 중요한 평가기준으로 활용된다. Ederington and Goh(1998)는 신용평가기관이 기업의 영업성과에 대한 직접적인 이해당사자가 아니기 때문에 다른 집단보다 더 객관적인 분석을 수행할 수 있다고 주장하였다. 또한 Sengupta(1998)는 이익공시의 질과 신용등급 간에 양(+)의 관계가 있음을 제시하였으며, Khurana and Raman(2003)은 신용평가기관이 산출하는 신용정보의 경우 기업의 기대이익의 성장성과 이익의 질이 고려됨을 보고하였다. 이러한 선행연구들의 결과는 신용평가기관이 기업의 이익의 질에 따라 기업의 신용등급이 달리 결정됨을 보여주고 있다.

그러나 신용평가와 관련된 대부분의 기존 연구들은 신용등급을 바탕으로 주가예측, 도산예측 등에 초점을 두고 분석된 논문이 더 많고, 이익의 질과 신용등급과의 관계를 분석한 연구는 미미한 실정이다. 따라서 본 연구는 이익의 질의 측정치로서 이익유연화, 보수주의, 그리고 재량적 발생액과 신용등급간에 어떠한 관계가 있는가를 분석하고자 한다.

2.2 연구가설

재무제표에서 산출된 회계이익은 회계정보이용자들의 의사결정에 가장 많이 사용되고 있는 기업의 경영성과에 대한 요약측정치이며, 투자자와 채권자들에게는 기업에 대한 투자나 대출의사결정시에 가장 기본적인(fundamental) 정보로 활용되어 왔

고, 회계이익의 질은 전문가들(재무분석가, 신용평가기관, 공인회계사 등)의 제반 의사결정에 가장 중요한 판단기준의 하나로서 이용되고 있다. 그러나 회계정보이용자들이 기업에 대한 경제적 의사결정을 내림에 있어 회계이익에 어느 정도 의존할 것인가는 이익의 질(earnings quality)에 달려 있다(김문철과 최 관 1999). 회계이익은 기업회계기준에서 허용하는 범위 내에서 경영자는 재량적인 선택권이 있고, 회계처리 항목에 따라서는 주관적인 추정의 과정을 걸쳐 산출되는 항목들이 있기 때문에 동일한 기간에 동일한 거래형태라도 보고상 이익은 경영자의 회계정책과 회계처리 방법에 따라 그 기업의 경제적 실체를 반영하고 있는 정도에는 기업에 따라 차이가 있을 수 있다. 회계정보 중 회계이익은 경제적 의사결정에서 사용되는 가장 핵심적인 정보이며, 회계정보이용자들이 회계이익을 이용함에 있어서 질적 차이를 고려하고 있음은 주지의 사실이다. 예를 들어, 전영순(2003)은 기관투자자와 외국인투자자의 경우 투자대상을 선정시 회계이익의 질적 수준을 중요한 판단요인으로 사용하고 있다는 연구결과를 보여주었다.

이익의 질에 영향을 미칠 수 있는 이익의 속성 중, 본 연구는 이익유연화, 보수주의 회계처리 및 재량적 발생액을 중심으로 분석하였다. 경영자의 이익조정 수단 중 이익유연화는 회계선택을 통하여 재무보고상 기간이익의 변동성을 줄이려는 이익조정행위이다(Beidleman 1973; Ronen and Sadan 1981; Tucker and Zarowin 2006 등). Dichev and Tang(2009)은 이익의 변동성(earnings volatility)은 경제적 요소와 회계적 요소에 의해 결정되고 이들 두 요소는 이익예측력을 감소시킨다고 주장하였으며, 이익의 변동성과 이익예측력간에는 역의 관계가 성립함을 실증적으로 제시하였다.

이러한 결과는 기업의 이익변동성이 클수록 기업위험이 증가하며, 따라서 경영자는 보고이익의 흐름을 기간별로 변동성이 낮도록 이익조정 할 유인이 발생할 수 있다. Ronen and Sadan(1981)은 경영자가 보고상 이익을 유연화하는 현상에 대해 바람직한 회계속성으로 보고 있으며, 그 이유로써 경영자의 이익유연화 정보는 회계정보이용자들에게 미래의 현금흐름을 예측하는데 있어 불확실성을 완화하는데 유용하기 때문이라고 주장하였다. Healy and Wahlen(1999)도 경영자가 기업의 낙관적인 미래전망에 대해 보고이익을 유연화 함으로써 신뢰성 있는 사적정보를 전달할 수 있다고 주장하였다. Tucker and Zarowin(2006)은 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 이익유연화 정도가 낮은 기업보다 상대적으로 주식수익률이 더 높다는 결과를 제시하였으며, Amiram and Owens(2011)은 기업의 이익유연화 정도가 높을수록 부채조달비용이 감소됨을 보고하였다.⁵⁾ 이와 같은 선행연구들의 논의와 결과를 바탕으로 본 연구는 가설 1을 다음과 같이 선택가설(alternative hypothesis)의 형태로 설정한다.

가설 1: 이익유연화가 높은 기업일수록 기업의 신용등급은 더 높다.

보수주의는 회계처리방법에 둘 이상의 대안이 있

는 경우 재무상태를 건설하게 하는 대안을 선택하는 것을 말한다. 보수주의에 대한 일률적인 정의를 내리기는 쉽지 않지만, Basu(1997)는 회계수치를 보수적으로 만드는 방법의 하나로서 기업의 재무상태에 영향을 미치는 경제적 사건에 대하여 불확실성이 개재될 경우 비용이나 손실은 즉시 인식하여 반영하고 수익이나 이익은 실현 조건이 충족되었을 때 인식하는 것으로 정의하고 있다.⁶⁾ 이러한 보수적 회계처리를 기업이 적용하게 되면 수익과 비용의 인식에 있어 적시성(timeliness)의 차이를 가져올 수 있다는 점에서 회계의 중립성 제고와는 상치될 수 있다. 그러나 보수적 회계처리는 공격적인 회계처리에 비하면 투자자들에게 정보위험을 낮출 수 있다는 이점을 가지고 있다.

Watts(2003)는 보수주의가 투자자와 채권자를 보호하는 기능이 있다는 측면에서 이를 바람직한 회계속성으로 보았다. 보수주의는 앞서 논의된 이익유연화나 발생액을 이용한 공격적 이익조정과는 차이가 있다. 이익유연화는 이익의 변동성이 적을수록 이익의 질⁷⁾이 높다는 관점에서 기업위험이 낮다는 점을 시장에 알리는 경영자의 정보전달 수단이 될 수 있는 반면, 재량적 발생액을 이용한 공격적 이익조정은 재무정보를 공시하는 과정에서 사적이익을 얻기 위한 경영자의 의도적인 개입으로 발생되는 결과일 수 있다(Schipper 1989; Healy and Wahlen 1999). 그에 반해 보수주의는 이익

- 5) 양동훈 등(2007)은 이익유연화와 주가반응간에 일관된 증거를 제시하지 못한 점을 지적하고, 이익유연화와 부채조달비용간의 관계를 직접적으로 분석한다고 하고 있으나, Amiram and Owens(2011)의 연구와는 달리 부채조달비용의 대응치로 회사채 신용등급과의 관계를 통해 살펴보았다.
- 6) Basu(1997)는 보수주의를 미실현손실의 인식보다는 미실현이익의 인식에 더욱 엄격한 기준을 적용하여야 하는 것으로 보았다. 즉 보수주의는 호재(good news)보다는 악재(bad news)를 더 빨리 인식하는 것을 의미하며, 효율적 자본시장에서 이러한 기업의 가치 관련 정보는 주식수익률에 편의없이(unbiased) 신속하게 반영될 것으로 가정한 것이다.
- 7) Schipper and Vincent(2003)는 히스 개념에 의한 이익(Hicksian income)을 얼마나 잘 충실히 표현할 수 있는가로서 이익의 질을 경제적 개념에 따라 접근한 바 있다. 이 연구는 이익의 질에 대한 측정치로서 이익의 지속가능성, 예측가능성, 변동성, 순이익에 대한 영업현금흐름의 비율, 총발생의 증감액, 재량적 발생액 등의 다양한 측정방법이 있음을 논의하였다.

의 변동성을 줄이기 위한 것도 아니고, 공격적 이익조정과 비교할 때도 대체로 반대의 결과를 초래할 수 있다. 즉 재량적 발생액을 통한 이익조정은 일반적으로 이익 하향조정보다는 상향조정 유인이 훨씬 강한 양상을 보이게 된다(최 판과 최국현 2003). 만일 경영자가 관리전 이익이 목표이익에 미달될 경우, 목표이익을 달성하기 위하여 재량적 발생액을 이용할 수 있으며 이를 통해 자본시장에서 주가를 높여 추가적 자본조달을 할 때 보다 유리하게 가져갈 수 있다(Jiang 2008). 이에 반해 보수주의는 이익조정과는 반대로 비용과 손실을 미리 반영함으로써 오히려 경영성과는 낮아지는 결과를 초래할 수 있다는 점에서 재량적 발생액을 이용한 공격적 이익조정을 행할 경우나 이익의 변동성을 줄이려는 경영자의 이익유연화 행위와도 차이가 있다. 이러한 맥락에서 볼 때 이익유연화나 보수적 회계처리 및 재량적 발생액을 통한 공격적 이익조정은 이익의 질에 대해 서로 다른 영향을 미칠 수 있고, 경우에 따라서는 목적달성을 위해서 상호 배타적이지 않고 동시에 사용될 수 있는 이익조정 수단들이 될 수 있다.

Watts(2003)는 재무보고과정에서 정부의 규제가 많아질수록 보수주의는 더 강화된다고 주장하였으며, Kellogg(1984)은 이익을 증가시키는 방향의 공격적인 회계처리는 이익을 감소시키는 방향의 보수적 회계처리와 비교할 때 소송위험(litigation risk)이 더 높다는 결과를 보고하였다.⁸⁾ 또한 Lobo and Zhou(2006)는 Sarbanes-Oxley Act(SOX)의 시행으로 재량적 발생액이 이전보다 낮아졌고

이익보다 손실을 인식하는 정도가 더 높아졌다는 결과를 제시하면서 SOX 시행 이후에 보수주의 성향이 보다 강화되었음을 보고하였다. Kothari et al.(1988)은 미국 증권법에서 집단소송제를 도입한 1966년 이후에 소송이 더 증가했음을 보고하였다.⁹⁾ 이러한 선행연구들의 결과로 볼 때 경영자는 소송위험을 줄이기 위해 공격적인 회계처리 보다는 보수적인 회계처리를 더 선호함을 제시하고 있다. 따라서 보수적인 회계처리 성향이 높은 기업일수록 그렇지 않은 경우와 비교할 때 시장에서는 더 호의적인 반응을 보일 것으로 예상될 수 있다. 이상의 논의를 바탕으로 본 연구는 두 번째 가설 2의 경우도 다음과 같이 선택가설의 형태로 설정한다.

가설 2: 보수적 회계처리가 높을수록 기업의 신용등급은 더 높다.

회계이익은 경영자의 재량적 판단에 의해서 결정되는 발생항목이 다수 포함된다. 선행연구들은 이러한 발생주의회계에서 산출된 총발생액을 다시 경영자가 재량적으로 조정가능한 재량적 발생액(discretionary accruals)과 그렇지 않은 회계처리상에 기계적으로 나타나는 비재량적 발생액(non-discretionary accruals)으로 구분하고 있다. 재량적 발생액의 경우 경영자가 기회주의적으로 특정한 목적을 달성하기 위한 수단으로 활용될 가능성이 높기 때문에 선행연구에서 이익조정을 논의할 때는 주로 재량적 발생액을 지칭하는 경우가 많다.

8) Beaver(1993)는 순자산과 이익이 과대계상되는 경우 과소계상되는 것과 비교해서 소송위험이 더 높아지기 때문에 미국 증권법의 영향으로 보수주의가 강화되었다고 주장한 바 있다.

9) 국내 연구로 김진영 등(2006)의 연구도 증권관련 집단소송제도의 우선 적용대상이 되는 자산 2조원 이상의 기업을 분석한 결과에서 증권관련 집단소송제도의 도입 이후 재량적 발생액은 감소된 반면, 보수주의 회계처리는 더 증가됨을 보고하였다.

재량적 발생액은 경영자의 주관적 판단에 의해서 결정되며, 경영자가 사적이익을 얻기 위한 목적을 가지고 자의적인 재무보고를 하는 경우에 이용되고 (Schipper 1989), 대다수 선행연구들은 이러한 이익조정이 주주나 채권자를 오도하면서 경영자의 기회주의적인 의도로 전개된다는 점을 제시하고 있다(Healy and Wahlen 1999; Dechow et al. 1995, 1996 등). 재량적 발생액이 큰 기업일수록 상대적으로 적은 기업들과 비교할 때 기업의 미래 수익성에 관한 불확실성이 더 높을 수 있으며, 그러한 점에서 기업위험도 더 증가될 수 있다. 기존 연구들은 이익의 질을 측정하기 위한 대용변수로서 재량적 발생액을 사용하여 왔다(Francis et al. 2004; 2005). Francis et al.(2004, 2005, 2008), Bharath et al.(2008)은 재량적 발생액이 높은 기업일수록 자기자본비용 및 타인자본비용이 증가된다는 결과를 제시하였다. 이는 투자자 및 채권자들이 재량적 발생액의 수준이 높은 기업의 보고상 이익은 기업성과 측정치로서 덜 신뢰할만한 정보이고, 이들이 산출한 보고상 이익의 질은 미래 현금흐름을 예측함에 있어 정보위험(information risk)이 높을 수 있으므로, 이에 상응하는 위험 프리미엄(risk premium)을 추가로 요구한다는 결과이다. 따라서 본 연구는 이상의 선행연구들에 기초하여 가설 3의 경우도 다음과 같이 선택가설의 형태로 설정한다.

가설 3: 재량적 발생액이 높은 기업일수록 기업의 신용등급은 더 낮다.

III. 연구설계 및 표본

3.1 연구모형의 설정

본 연구는 이익의 질과 관련한 측정치 중에서 이익유연화, 보수적 회계처리, 그리고 재량적 발생액이 신용평가기관의 기업신용등급에 어떠한 영향을 주는가를 규명하는데 목적이 있다. 이를 검증하기 위하여 본 연구는 다음과 같은 식(1)의 모형식을 설정하였다.

$$\begin{aligned} CRANK_{t+1} = & a_0 + a_1 SMTH^{(RANK)}_t \\ & + a_2 CONSV^{(RANK)}_t + a_3 DAP^{(RANK)}_t \\ & + a_4 NI_t + a_5 LOSS_t + a_6 GRW_t \\ & + a_7 SIZE_t + a_8 LEV_t + a_9 COVER_t \\ & + a_{10} BIG4_t + a_{11} AOPN_t + a_{12} SUPR_t \\ & + a_{13} MKT_t + \sum a_j IND_j + \sum a_j YD_j + \varepsilon_t \quad (1) \end{aligned}$$

여기서,

$CRANK$ = t+1년도 기업신용등급

$SMTH^{RANK}$ = t년도 이익유연화 측정치($= NI^{STDEV} / CFO^{STDEV}$)의 [0, 1] 사이 '역'의 소수의 순위등급(reversed fractional ranks)), NI^{STDEV} 와 CFO^{STDEV} 는 각각 이익의 표준편차와 현금흐름의 표준편차로서 당기를 포함한 과거 5년간으로 측정함

$CONSV^{RANK}$ = t년도 보수적 회계처리 측정치(Penman and Zhang(2002)의 방법을 일부 수정한 백원선과 이수로(2004)), 단, [0, 1] 사이의 소수의 순위등급(fractional ranks)으로 측정함

DAP^{RANK} = t년도 재량적 발생액 측정치(ROA 성과조정 재량적 발생액(Kothari et

al. 2005)] 단, [0, 1] 사의 소수의 순위등급(fractional ranks)으로 측정함)

SMTH = t년도 이익유연화 측정치로 연속변수

CONSV = t년도 보수적 회계처리 측정치로 연속변수

DAP = t년도 재량적 발생액 측정치로 연속변수

NI = t년도 총자산이익률(=당기순이익/기초총자산)

LOSS = t년도 손실발생기업이면 1, 아니면 0

GRW = t년도 매출액의 성장률(=(매출액_t-매출액_{t-1})/총자산_{t-1})

SIZE = t년도 총자산의 자연로그 값

LEV = t년도 부채비율(=총부채/총자산)

COVER = t년도 이자보상비율(=영업현금흐름/금융비용, 자연로그를 취함)

BIG4 = t년도 감사인이 Big 4 제휴법인이면 1, 아니면 0

AOPN = t년도 적정 이외의 감사의견을 받은 기업이면 1, 아니면 0

SUPR = t년도 관리종목이면 1, 아니면 0

MKT = t년도 코스닥상장기업이면 1, 유가증권상장기업이면 0

ΣIND = 산업별 더미변수

ΣYD = 연도별 더미변수

ε = 잔차항

식(1)은 박종일과 남혜정(2010)의 연구를 준용하여 설정되었다.¹⁰⁾ 식(1)의 종속변수는 기업신용등급(corporate's credit rating; CRANK)이며,

관심변수는 이익유연화(*SMTH*^{RANK}), 보수적 회계처리(*CONSV*^{RANK}) 및 재량적 발생액(*DAP*^{RANK}) 측정치이다. 본 연구는 종속변수인 신용등급에 영향을 미칠 것으로 예상되는 통제변수로 기업성과와 관련하여 총자산이익률(NI), 손실발생여부(LOSS)를, 개별기업에 따른 규모 차이와 타인자본의존성 및 유동성여부를 통제한 목적에서 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 이자보상비율(COVER)을, 감사인 특성과 관련하여 감사인 유형(BIG4), 감사의견(AOPN)을, 기업특성과 관련하여 관리종목여부(SUPR), 시장여부(MKT)를 선정하였다. 또한 본 연구는 기업의 산업특성 차이가 신용등급의 변화에 미칠 수 있는 영향과 경제적 환경 변화가 기업의 전반적인 특성에 미칠 수 있는 고정효과를 통제하기 위하여 산업더미(Σ IND)와 연도더미(Σ YD)를 모형식에 포함하였다. 신용등급과 관련한 기존 연구들과 같이 종속변수는 t+1시점으로 측정하고, 독립변수 모두 t시점으로 측정하였다(Jiang 2008; 박종일과 남혜정 2010; 김문태 등 2006 등).¹¹⁾

식(1)의 모형식에 고려된 변수들의 특성을 살펴보면 다음과 같다. 종속변수인 기업신용등급은 NICE신용평가정보(주)에서 제공되는 신용등급을 이용하였다. 일반적으로 회사채 신용등급을 이용한 연구는 회사채를 발행한 기업만이 표본에 포함되는 특성을 가지고 있기 때문에 회사채를 발행하지 않은 기업들은 표본에서 누락되는 한계가 있다. 이와

10) 박종일과 남혜정(2010)의 연구에서는 본 연구와 달리 비상장중소기업을 대상으로 외부감사를 처음으로 받은 기업의 감사품질이 기업신용등급에 미치는 영향을 살펴보았다. 이 연구에서는 기업신용등급과 회사채 신용등급의 결정요인이 다르지 않다는 점에서 회사채 신용등급에 영향을 미치는 변수들에 대해 기존 연구들을 참조하여 가장 많은 변수를 모형식에 고려하였다. 본 연구에서 사용된 종속변수인 기업신용등급은 박종일과 남혜정(2010)의 연구와 동일한 측정치에 해당된다. NICE신용평가정보(주)의 기업신용등급과 회사채 신용등급간의 차이와 관련한 구체적인 설명은 박종일과 남혜정(2010)의 연구를 참고하기 바란다.

11) 이러한 측정방법이 갖는 장점으로는 종속변수와 관심변수간의 관계에 대한 관련성(association)에 대한 사항뿐만 아니라 전후관계를 고려할 수 있기 때문에 인과관계(casualty relation)와 관련한 정보도 더불어 제공해 줄 수 있다는 점이며, 또한 종속변수와 관심변수 및 통제변수 간에 만일 모두 t시점으로 측정할 경우에 발생할 수 있는 내생성(endogeneity) 문제 역시 회피할 수 있다는 이점도 제공한다.

는 달리 NICE신용평가정보(주)에서 제공되는 기업신용등급은 대부분의 상장기업에 대한 기업신용등급이 제공되고 있기 때문에 회사채 신용등급과 달리 분석상에 거의 모든 기업을 표본으로 고려할 수 있다는 장점을 가지고 있고 이러한 특성은 검증 결과 측면에서 표본의 대표성을 높여 일반화를 제고시킬 수 있다. 회사채 신용등급이 20개의 등급 부여(AAA~D)가 가능한데 반해 NICE신용평가정보(주)에서 제공되는 기업신용등급은 10개(1점~10점) 신용등급으로 구성되어 있다. 신용등급이 가장 좋은 기업이면 1점을, 가장 좋지 않은 기업이면 10점이 부여된다. 따라서 본 연구는 박종일과 남혜정(2010)의 측정방법과 같이 결과해석의 편의상 신용등급이 가장 좋은 기업에 '10'을, 신용등급이 가장 좋지 않은 기업에 '1'로 재측정 하였다.

본 연구의 관심변수 중 이익유연화(SMTH) 변수는 Leuz et al.(2003)에서 이용된 측정방법에 따라 측정하였고, 보수적 회계처리 측정치는 Penman and Zhang(2002)의 측정방법을 수정한 백원선과 이수로(2004)의 방법에 따라 측정하였으며, 재량적 발생액(DA)의 측정은 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 측정하였다. 또한 본 연구는 이들에게 가지 관심변수들에 대하여 각 변수가 가질 수 있는 개별기업간 극단치 문제를 최소화하기 위하여 Kim and Sohn(2009) 및 Francis et al.(2004)의 연구방법을 이용하여 [0, 1] 사이의 소수의 순위등급변수(fractional ranks variable)으로 계산하여 측정하였다.¹²⁾

본 연구의 가설과 같이, 기업의 이익유연화 정도가 높은 기업일수록, 보수적 회계처리가 높은 기업

일수록 자본시장에서 투자자 및 채권자들에게 이들 기업의 미래 현금흐름의 개선에 관하여 보다 나은 전망에 대한 경영자의 사적정보를 제공한다고 신용평가기관이 평가한다면 신용등급은 상향조정될 것이고, 이와는 달리 기업의 재량적 발생액이 높은 기업일수록 경영자의 기회주의적 이익조정의 수단으로 신용평가기관이 평가한다면 신용등급은 하향조정될 것이다. 따라서 식(1)의 모형식에서 β_1 및 β_2 는 통계적으로 유의한 양(+)의 값이 예상되는데 반해($\beta_1 > 0$, $\beta_2 > 0$). β_3 는 유의한 음(-)의 값이 예상된다($\beta_3 < 0$).

본 연구에 선정된 통제변수를 구체적으로 살펴보면, 다음과 같다. 총자산이익률(NI)은 기업의 주요 성과지표로 모형식에 포함하였으며(김문태 등 2006; 나인철과 김종현 2009; 박종일과 남혜정 2010 등), 손실발생여부(LOSS)는 이익발생기업과 비교하여 신용등급에 미치는 영향이 다를 수 있으므로 모형식에 고려하였다(박종일과 남혜정 2010). NI와 LOSS는 각각 신용등급과 양(+)과 음(-)의 관계가 예상된다. 기업규모(SIZE)는 일반적으로 규모가 클수록 계속기업으로써 지속적인 성장을 실현한 기업이고, 규모가 작은 기업보다 재무구조의 안정성이 높을 수 있기 때문에 신용등급과 양(+)의 관계가 예상된다(박종일과 남혜정 2010). 부채비율(LEV)은 재무적 위험의 측정치로서 부채비율이 높은 기업일수록 채무불이행 위험이 증가할 수 있으므로 신용등급과 음(-)의 관계가 예상된다(김문태 등 2006; 나인철과 김종현 2009; 박종일과 남혜정 2010). 이자보상비율(COVER)은 원리금 상환과 관련한 위험을 통제하기 위하여 모형식에 고

12) 소수의 순위등급으로 변수를 측정하는 방법을 예를 들어 설명하면 다음과 같다. 만일 표본수가 1,000개이면 관심변수의 측정치에 대해 가장 낮은 수치를 갖는 기업에 1을, 가장 높은 수치를 갖는 기업에 1,000으로 순위 수치를 부여한 후 각 개별기업의 관심변수마다 다시 1,000으로 나누면 각 전체기업의 개별기업에 대하여 [0, 1] 사이의 값으로 서열이 결정된 측정이 가능하다.

려하였다(나인철과 김종현 2009). 이 변수는 금융비용 대비 영업현금흐름으로 측정하였으므로, 신용등급과 양(+)의 값이 예상된다. 감사인 유형(BIG4)는 감사품질의 대용치로서 많은 연구들에서는 Big 4 감사인이 감사하면 그렇지 않은 감사인보다 감사품질이 높다는 실증적 증거를 제시하고 있다(Becker et al. 1998; Teoh et al. 1993; Behn et al. 2008 등). 따라서 BIG4와 신용등급간에는 양(+)의 관계가 예상된다(박종일과 남혜정 2010). 감사의견(AOPN)의 경우 기업이 산출한 재무제표의 신뢰성을 입증하는 역할을 하므로, 적정의견 이외의 감사의견을 받으면 신용등급이 낮아질 수 있다. 본 연구는 적정의견 이외의 감사의견을 1로, 적정의견을 0인 더미변수로 측정하였으므로, 신용등급과 음(-)의 관계가 예상된다. 선행연구들에서 고려된 통제변수는 아니지만, 본 연구는 기업특성과 관련해서 관리종목여부(SUPR), 시장여부(MKT)를 추가로 모형식에 고려하였다. 관리종목에 속한 기업은 정상 기업과 달리 재무구조와 수익성이 더 악화된 기업들이므로 계속기업에 대한 미래 불확실성이 더 높을 수 있어 신용등급과 음(-)의 관계가 예상된다. 또한 상장기업일지라도 코스닥상장기업은 유가증권상장기업과 비교해서 상장기간이 짧고 재무구조의 안정성이 더 낮으며, 보고이익에 대한 이익조정 유인이 더 높다(윤순석 2001). 본 연구는 코스닥상장기업을 1로, 유가증권상장기업을 0으로 한 더미변수로 측정하였기에 신용등급과는 음(-)의 관계가 예상된다. 기타 변수의 구체적인 측정과 정의는 모형식(1)의 하단에 보고된 사항과 같다.

3.1.1 이익유연화 변수의 측정

본 연구에서 이익유연화 측정치(SMTH)는 Leuz

et al.(2003)의 방법에 따라 당기를 포함한 과거 5년간의 당기순이익(NI)과 영업현금흐름(CFO)의 각 표준편차(σ_{NI} , σ_{CFO})를 계산한 후 σ_{NI} 를 σ_{CFO} 로 나누어 측정하였다($=\sigma_{NI}/\sigma_{CFO}$). 따라서 측정된 값이 작아질수록 기업의 이익유연화 정도는 높고, 측정된 값이 커질수록 기업의 이익유연화 정도는 낮아진다.

앞서 설명한 바와 같이 극단치의 문제를 최소화하기 위하여 [0, 1] 사이의 소수의 순위등급(fractional ranks)으로 계산한 $SMTH^{RANK}$ 변수를 이용하였다(Francis et al. 2004; Kim and Sohn 2009). 그리고 다른 관심변수의 측정과 달리 이익유연화 측정치의 경우는 [0, 1] 사이의 '역의' 소수의 순위등급(reversed fractional ranks)으로 계산하였다. 여기서 '역의 소수의 순위등급'이란 소수의 순위등급을 부여할 때 이익유연화 정도가 높은 기업을 기준으로 높은 값을 부여하기 위한 방법이다. 즉 σ_{NI}/σ_{CFO} 의 값이 상대적으로 높은(낮은) 값을 가지는 기업은 이익조정 정도가 작은(큰) 기업에 해당될 수 있으므로 이들 기업의 이익유연화 정도는 상대적으로 낮다(높다). 따라서 본 연구는 이익유연화 정도가 높은 기업에 초점을 두기 위하여 σ_{NI}/σ_{CFO} 의 값이 가장 낮은 기업에 '1'을, 가장 높은 기업에 '0'에 근접된 값이 될 수 있도록 개별기업의 수치들을 소수의 순위등급 [0, 1] 사이의 값을 갖도록 설정하였다. 본 연구는 이를 $SMTH^{RANK}$ 로 칭한다. 그러나 보수주의(CONSV^{RANK}) 측정치나 재량적 발생액(DAP^{RANK})을 계산할 때에는 이러한 $SMTH^{RANK}$ 의 측정방법과 같이 '역의' 소수의 순위등급을 고려하지 않고 소수의 순위등급만을 고려하여 측정한다. 특히 연속변수 측정치와 달리 소수의 순위등급변수를 이용하면 세 가지 이익조정 측정치가 가질 수 있는 변수상의 속성차이

를 공통되게 동일한 측정치로 표준화할 수 있기 때문에 각 세 가지 이익조정 의 상대적 중요성 (relative importance)을 비교할 때에도 검증결 과간 비교분석을 용이하게 해주는 이점을 가지게 된다.

3.1.2 보수적 회계처리 변수의 측정

본 연구는 보수적 회계처리 측정치(CONSV)를 Penman and Zhang(2002)의 측정방법을 수정한 백원선과 이수로(2004)의 방법에 따라 측정하였다.¹³⁾ 즉 당기의 감가상각비와 무형자산상각비, 대손상각비, 손익계산서에 비용으로 계상된 연구개발비, 광고선전비 및 자산감액손실을 기초총자산으로 표준화하고, 전기의 감가상각비와 무형자산상각비, 대손상각비, 손익계산서에 비용으로 계상된 연구개발비, 광고선전비 및 자산감액손실을 기초총자산으로 표준화한 값을 차감하여 계산하였다(백원선과 이수로 2004; 김학렬과 박미영 2010). 앞서 설명한 SMTH^{RANK}와 같이 Francis et al.(2004) 및 Kim and Sohn(2009)의 방법에 따라 소수의 순위변수로 다시 계산하여 측정하였다. 본 연구는 이를 CONSV^{RANK}로 칭한다. CONSV 변수는 전년도에 비해 당기의 보수적 회계처리가 얼마나 더 강화 또는 약화되었는가를 측정하는 방법으로 이 값이 클수록 당기의 회계처리의 보수성이 더 증가된 것으로 해석한다.

3.1.3 재량적 발생액 변수의 측정

본 연구에서 재량적 발생액의 측정치(DAP)는 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 측정하였다. 구체적인 측정방법은 식(2)와 같다.

$$TA_t/A_{t-1} = a_0(1/A_{t-1}) + a_1[(\Delta REV_t - \Delta REC_t)/A_{t-1}] + a_2(PPE_t/A_{t-1}) + a_3(ROA_t) + \varepsilon_{jt} \quad (2)$$

여기서,

TA_t = t년도 총발생액 (=당기순이익_t - 영업현금흐름_t)

ΔREV_t = t년도 매출액의 변화 (=매출액_t - 매출액_{t-1})

ΔREC_t = t년도 매출채권의 변화 (=매출채권_t - 매출채권_{t-1})

PPE_t = t년도 유형자산(토지, 건설중인 자산 제외)

ROA_t = t년도 당기순이익/기초총자산

A_{t-1} = t-1년도 총자산

ε_t = 잔차항

선행연구는 재량적 발생액의 크기 및 부호를 각 사품질의 대응치로 사용해 왔으며, Kothari et al.(2005), Kasznik(1999), Dechow et al.(1995) 등의 연구는 Jones모형(1991) 및 수정된 Jones모형(1995)에서 추정된 재량적 발생액은 기업성과(firm performance)와 밀접한 관계가 있음을 지적하고 있으며, 이러한 문제를 완화하기 위하여 ROA를 통제한 성과조정(performance-adjusted)

13) Penman and Zhang(2002)은 재고자산평가방법, 연구개발비 및 광고선전비 등의 보수적 회계처리에 따른 비밀적립금의 합계액을 대차대조표에 영향을 미치는 보수주의 대응치(C점수)로, 전기와 당기의 비밀적립금 변화분을 손익계산서에 영향을 미치는 보수주의 대응치(Q점수)로 사용하였다. Penman and Zhang(2002)은 보수주의 효과로서 연구개발비와 광고선전비를 자본화한다는 가정 하에 순자산에 가산될 금액을 계산하여 C점수와 Q점수를 산출한 것이다. 그러나 백원선과 이수로(2004)는 감가상각비나 대손상각비의 경우에는 자본화 가정을 적용할 수 없을 뿐만 아니라 연구개발비나 광고선전비의 경우에도 자본화 가정에 따른 측정오차의 심각성을 적절히 평가할 수 없음을 지적하였다. 따라서 본 연구에서는 Penman and Zhang(2002)의 측정방법을 수정한 백원선과 이수로(2004)의 방법에 따라 보수주의 측정치를 계산하였다.

재량적 발생액으로 추정할 것을 주장하였다. 따라서 본 연구는 이러한 선행연구들의 지적에 따라 Kothari et al.(2005)의 연구방법을 이용하여 총 자산이익률(ROA)을 모형식에 통제된 후의 추정치인 성과대응 재량적 발생액을 사용한다(Choi et al. 2009; Caramanis and Lennox 2008 등).¹⁴⁾ 앞서 SMTH와 CONSV의 마찬가지로 DAP의 경우도 Francis et al.(2004) 및 Kim and Sohn(2009)의 방법에 따라 소수의 순위변수로 다시 계산하여 측정하였다. 이를 DAP^{RANK} 로 칭한다.

3.2 표본의 선정

본 연구는 2000년부터 2009년까지 한국거래소(KRX)에 상장된 기업을 중심으로 다음의 조건을 만족시키는 표본을 선정하였다.

- (1) 금융업에 속하지 않는 기업
- (2) 12월 결산법인
- (3) NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE III에서 기업신용등급, 감사인 명단, 감사의견 및 분석에 필요한 재무자료가 입수가능한 기업

본 연구에서 표본은 한국거래소에 상장된 유가증권상장기업과 코스닥상장기업을 대상으로 하였다. 분석기간은 2000년부터 2009년까지 10년간이며, 종속변수의 측정이 $t+1$ 시점이고, 설명변수는 t 시점이므로, t 시점의 경우는 1999년부터 2008년까지의 자료가 분석상에 이용되었다. 또한 실제 자료 이용은 이익유연화 변수의 경우 당기를 포함한 과

거 5년간의 자료가 분석상에 요구되므로, 1995년부터 자료가 사용되었다.

조건 (1)에서 금융업을 제외한 이유는 재무제표의 양식과 구성상 내용 및 계정과목의 성격 등이 일반 제조업과 상이하므로 표본의 동질성 확보를 위한 사항이며, 조건 (2)는 결산월 차이에 따른 효과를 통제하기 위하여 고려되었다. 그리고 조건 (3)은 분석에 필요한 자료원에 관한 사항이다. 본 연구는 식(1)의 모형식에 이용된 기업신용등급, 감사인 명단 및 감사의견 자료 및 분석에 필요한 모든 자료를 NICE신용평가정보(주)의 KIS-VALUE III에서 추출하였다. 우선 신용등급이 존재하는 기업을 먼저 고려하였으며, 감사인 명단과 감사의견이 있는 기업과 기타 재무자료 등이 존재하는 기업 순으로 수집 가능했던 기업을 표본으로 선정하였다. 또한 변수가 가질 수 있는 극단치의 영향을 최소화하기 위하여 순위변수 및 더미변수를 제외한 나머지 연속변수의 측정치에 대해서는 상하 1% 내에서 조정(winsorization)을 한 후 분석하였다. 이상의 모든 조건을 만족하는 최종표본은 유가증권상장기업의 경우 5,386개 기업/연 자료이고, 코스닥상장기업은 6,553개 기업/연 자료였다.

표본에 대한 산업별 분포는 각 시장별로 나누어 <표 1>에 나타내었다.

<표 1>을 보면, KSE와 KOSDAQ 모두 제조업이 68.4%(3,685개 기업/연)와 68.9%(4,513개 기업/연)로 표본 중 가장 높은 비중을 차지한다. 제조업 다음으로 높은 비중을 차지하는 산업은 KSE와 KOSDAQ 모두 서비스업으로 각각 11.2%(603개 기업/연)와 19.6%(1,284개 기업/연)이며, 또한 KSE는 도매 및 소매업과 기타에서 6.9%

14) 이분산성(heteroskedasticity)을 통제하기 위하여 식(2)의 각 변수들 모두 $t-1$ 년도 총자산으로 나누었다. 그런 후 식(2)의 모형식을 이용해서 연도별-산업별 횡단면 분석방법으로 DAP를 추정하였다. 여기서 DAP는 식(2)로부터 추정된 잔차항(ϵ_i)의 값이다.

〈표 1〉 표본의 산업별 분포

산 업	KSE sample		KOSDAQ sample	
	빈도수	백분율(%)	빈도수	백분율(%)
제조업	3,685	68.4%	4,513	68.9%
건설업	354	6.6%	181	2.8%
도매 및 소매업	372	6.9%	467	7.1%
서비스업	603	11.2%	1,284	19.6%
기타	372	6.9%	108	1.6%
합계	5,386	100%	6,553	100%

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

(372개 기업/연)로 동일한 반면, KOSDAQ는 도매 및 소매업이 7.1%(181개 기업/연)로 다음으로 높았다. 한편, KSE는 건설업이 6.6%(354개 기업/연)로 가장 낮은 반면, KOSDAQ는 건설업(2.8%, 181개 기업/연)도 상대적으로 낮지만, 미분류된 기타(1.6%, 108개 기업/연)가 가장 낮았다.

IV. 실증분석결과

4.1 주요 변수의 기술통계

〈표 2〉에서는 식(1)의 모형식에 사용된 주요 변수들의 기술통계량을 유가증권상장기업(KSE)과 코스닥상장기업(KOSDAQ)으로 나누어 각각 보고하였으며, KSE와 KOSDAQ간에 주요 변수들의 평균과 중위수에 대한 차이검증 결과를 보고하였다. 몇 가지 주요 특성변수들이 특성을 살펴보면 다음과 같다.

기업신용등급(CRABK)의 경우 KSE와 KOSDAQ 표본에서 평균(중위수)이 각각 5.386(5.711)과

5.807(6.000)으로 나타나 KSE가 KOSDAQ보다 조금 낮으나, 두 시장간에 유의한 차이를 보이지는 않는다. 주된 관심변수 중 하나인 SMTH^{RANK}는 KSE와 KOSDAQ 표본에서 평균(중위수)이 각각 0.526(0.540)과 0.479(0.467)로서 KSE가 KOSDAQ에 비해 이익유연화 수준이 높으며, 평균과 중위수에서도 유의한 차이를 가지고 있다. CONSV^{RANK}는 KSE와 KOSDAQ 표본에서 평균(중위수)이 각각 0.508(0.516)과 0.493(0.480)으로 KSE가 KOSDAQ에 비해 보수주의 정도가 높고, 평균과 중위수 모두 유의한 차이가 나타났다. 그리고 DAP^{RANK}는 KSE와 KOSDAQ 표본에서 평균(중위수)이 각각 0.526(0.540)과 0.479(0.467)로서 KSE가 KOSDAQ에 비해 재량적 발생액 수준이 더 높고, 평균과 중위수에서도 유의한 차이를 보이고 있다. SMTH, CONSV 및 DAP는 SMTH^{RANK}, CONSV^{RANK} 및 DAP^{RANK}에 대해서 연속형 변수를 보고한 것이다. 이들 변수는 DAP를 제외하면 주로 중위수에서 유의한 차이를 보이고 있다.

통제변수의 결과에 따르면, KSE 표본은 KOSDAQ 표본보다 총자산이익률(ROA)과 기업규모(SIZE),

〈표 2〉 주요 변수의 기술통계 및 차이검증 결과

변수	Panel A : KSE sample (N = 5,386)					Panel B : KODSAQ sample (N = 6,553)					차이검증	
	평균	중위수	표준편차	최소값	최대값	평균	중위수	표준편차	최소값	최대값	t 검정	W 검정
CRANK	5.386	5.711	1.902	1	10	5.807	6.000	1.896	1	10	1.023	1.231
SMTH ^{RANK}	0.526	0.540	0.298	0	1	0.479	0.467	0.279	0	1	-8.845***	-8.817***
CONSV ^{RANK}	0.508	0.516	0.254	0	1	0.493	0.480	0.314	0	1	-2.909***	-2.909***
DAP ^{RANK}	0.519	0.525	0.246	0	1	0.484	0.464	0.319	0	1	-6.667***	-6.655***
SMTH	1.084	0.651	1.404	0.078	8.583	1.101	0.751	1.219	0.07	8.583	0.709	8.811***
CONSV	-0.002	-0.001	0.042	-0.273	0.270	-0.003	-0.002	0.127	-0.273	0.270	-1.345	2.909***
DAP	-0.002	-0.000	0.073	-0.348	0.344	-0.013	-0.011	0.127	-0.348	0.344	-5.711***	-6.657***
NI	0.032	0.037	0.115	-0.789	0.492	0.023	0.046	0.201	-0.789	0.492	-2.994***	-5.733***
LOSS	0.191	0	0.393	0	1	0.260	0	0.439	0	1	8.963***	8.934***
GRW	0.086	0.057	0.276	-0.871	1.947	0.183	0.098	0.445	-0.871	1.947	13.964***	11.127***
SIZE	19.339	19.091	1.485	14.518	25.007	17.538	17.511	0.908	12.699	22.005	-81.366***	-68.834***
LEV	0.491	0.484	0.213	0.058	1.118	0.427	0.424	0.211	0.058	1.118	-16.344***	-15.612***
COVER	0.238	0.177	0.438	-2.002	2.798	0.250	0.162	0.747	-2.002	2.798	1.037	2.397**
BIG4	0.605	1	0.489	0	1	0.430	0	0.495	0	1	-19.270***	-18.977***
AOPN	0.016	0	0.126	0	1	0.011	0	0.106	0	1	-2.213**	-2.212**
SUPR	0.016	0	0.125	0	1	0.041	0	0.198	0	1	8.088***	8.067***

주1) 변수의 정의: CRANK = t+1년도 기업신용등급, SMTH^{RANK} = t년도 이익유연화 측정치(= $\sqrt{NI^{SIZE}/CFO^{SIZE}}$)의 [0, 1] 사이의 소수의 순위등급변수(reversed fractional ranks)), NI^{SIZE}와 CFO^{SIZE}는 각각 이익의 표준편차와 현금흐름의 표준편차로서 당기를 포함한 과거 5년간으로 측정함, CONSV^{RANK} = t년도 보수적 회계처리 측정치(Pennman and Zhang(2002)의 방법을 일부 수정한 백린선과 이수호(2004)로 측정함), 단, [0, 1] 사이의 소수의 순위등급변수(fractional ranks)), DAP^{RANK} = t년도 재무적 발생액 측정치(LROA 성과조정 재무적 발생액(Kothari et al. 2005)), 단, [0, 1] 사이의 소수의 순위등급변수), SMTH, CONSV, 및 DAP는 연속변수로 측정된 변수임, NI = t년도 총자산이익률(= 당기순이익/기초총자산), LOSS = t년도 손실발생기업이면 1, 아니면 0, GRW = t년도 매출액의 성장률(= (매출액_t-매출액_{t-1})/총자산_{t-1}), SIZE = t년도 총자산의 자연로그 값, LEV = t년도 부채비율(= 총부채/총자산), COVER = t년도 이자보상비율(= 영업현금흐름/금융비용, 자연로그를 취함), BIG4 = t년도 감사인이 Big 4 제휴법인이면 1, 아니면 0, AOPN = t년도 직접 이외의 감사의견을 받은 기업이면 1, 아니면 0, SUPR = t년도 관리종목이면 1, 아니면 0, MKT = t년도 코스닥상장기업이면 1, 유가증권상장기업이면 0임.

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

주3) 2000년부터 2009년까지 자료를 통합하여 보고함.

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

부채비율(LEV)이 유의하게 높고, 손실발생여부(LOSS)와 매출액 성장성(GRW)이 낮았다. 또한 이자보상비율(COVER)은 유의적인 차이가 없었으며, Big 4 감사인의 선임비율과 비적정 감사의견(AOPN)의 경우 KSE가 KOSDAQ보다 높았다.

4.2 상관관계 분석

〈표 3〉에서는 주요 변수간의 피어슨 상관관계를 보여주고 있으며, 대각선 상단은 유가증권상장기업(KSE)의 결과를, 대각선 하단은 코스닥상장기업(KOSDAQ)의 결과를 각각 보고하였다. 〈표 3〉을 보면, 주된 관심변수의 경우 KSE나 KOSDAQ 표본 모두 SMTH^{RANK}는 CRANK에 대해 유의한 양(+)의 상관성을, CONSV^{RANK}와 DAP^{RANK}는 유의한 음(-)의 상관성을 가지고 있다. 즉 이익유연화 수준이 높은 기업일수록, 보수주의 성향이 낮을수록, 성과조정 재량적 발생액이 낮을수록 기업 신용등급이 더 높다는 결과이다. SMTH^{RANK}과 DAP^{RANK}는 가설과 일치되는 결과이나, CONSV^{RANK}는 가설과 일치된 결과는 아니다. 그러나 이러한 결과는 단순 상관성의 결과이므로, 신용등급에 영향을 미칠 수 있는 일정 설명변수들을 적절히 통제 한 후 다변량 회귀분석을 통해 보다 직접적인 효과를 파악할 필요가 있다.

통제변수들의 결과에 따르면, 통제변수들은 KSE 및 KOSDAQ 표본 모두 CRANK에 대해 통계적으로 유의한 상관성을 가지고 있다. 다만, SIZE의 결과는 KSE와 KOSDAQ 간에 서로 상반된 결과로 나타나고 있다. 즉 SIZE는 KSE 표본에서는 CRANK에 대해 유의한 예상과 일치되게 양(+)의 상관성을 가지는 반면, KOSDAQ 표본에서는 유의한 음(-)의 상관성을 가지고 있다. SIZE를 제외한

기타 통제변수들의 결과에서는 KSE 및 KOSDAQ 표본 모두 총자산이익률이 높을수록, 매출액 성장성이 높을수록, 이자보상비율이 높을수록, Big 4 감사인이 감사하면 기업신용등급이 더 높고, 손실 발생기업일수록, 부채비율이 높을수록, 감사의견이 비적정 감사의견일수록, 관리종목에 속한 기업일수록 기업신용등급이 더 낮게 나타났다. 이들의 결과는 대체로 예상과 일치된 결과들이다.

한편, KSE 및 KOSDAQ 표본의 경우 LEV, COVER, NI, LOSS 변수들은 CRANK에 대해 40% 이상의 높은 상관성을 가지고 있다. 이는 부채비율이나 이자보상비율 및 총자산이익률과 적자 여부 등이 신용등급의 결정에 있어 매우 중요한 결정변수임을 나타낸다.

변수의 속성상에 NI와 LOSS간에는 높은 음(-)의 상관성이 나타나고 있다. 따라서 이들 변수에 대해서는 회귀분석상에 다중공선성(multicollinearity)의 문제를 있는지를 확인할 필요가 있음을 나타낸다.

4.3 가설검증 결과

가설을 검증하기 위해 식(1)의 모형식을 이용한 회귀분석 결과는 〈표 4〉에 나타내었다. 본 연구에서는 OLS 회귀분석 결과를 주된 검증결과로 보고하였고, Ordered Logit 회귀분석 결과는 신용등급이 서열변수라는 특성상 OLS 검증결과와 비교 목적상 각각 보고하였다. 〈표 4〉에서 모형 1은 주된 관심변수와 MKT 변수가 제외된 결과를, 모형 2부터 4까지는 MKT 변수는 제외되었으나, 주된 관심변수가 포함된 결과를, 또한 모형 5와 6의 경우는 세 가지 이익조정 측정치가 모두 포함된 경우를, 다만 모형 5는 MKT가 제외된 경우와 모형 6은 MKT가 포함된 경우를 각각 표로 제시하였다.

〈표 3〉 상관관계 분석결과

변수	CRANK	SMTH ^{RANK}	CONSV ^{RANK}	DAP ^{RANK}	NI	LOSS	GRW	SIZE	LEV	COVER	BIG4	AOPN	SUPR
CRANK	1	0.159 (0.000)	-0.029 (0.033)	-0.217 (0.000)	0.441 (0.000)	-0.442 (0.000)	0.070 (0.000)	0.024 (0.082)	-0.683 (0.000)	0.477 (0.000)	0.053 (0.000)	-0.164 (0.000)	-0.084 (0.000)
SMTH ^{RANK}	0.119 (0.000)	1	-0.004 (0.767)	-0.001 (0.969)	0.151 (0.000)	-0.291 (0.000)	0.087 (0.000)	0.107 (0.000)	-0.123 (0.000)	0.009 (0.526)	0.008 (0.533)	-0.126 (0.000)	-0.082 (0.000)
CONSV ^{RANK}	-0.030 (0.015)	0.011 (0.376)	1	0.022 (0.112)	-0.063 (0.000)	0.063 (0.000)	0.150 (0.000)	0.011 (0.403)	0.071 (0.000)	-0.028 (0.040)	0.015 (0.274)	0.033 (0.016)	-0.001 (0.946)
DAP ^{RANK}	-0.220 (0.000)	0.041 (0.001)	-0.001 (0.954)	1	0.001 (0.944)	0.010 (0.449)	0.051 (0.000)	-0.045 (0.001)	0.071 (0.000)	-0.490 (0.000)	-0.027 (0.050)	0.015 (0.274)	0.010 (0.478)
NI	0.470 (0.000)	0.269 (0.000)	-0.052 (0.000)	-0.022 (0.069)	1	-0.626 (0.000)	0.213 (0.000)	0.134 (0.000)	-0.325 (0.000)	0.364 (0.000)	0.085 (0.000)	-0.251 (0.000)	-0.089 (0.000)
LOSS	-0.440 (0.000)	-0.360 (0.000)	0.038 (0.002)	0.006 (0.614)	-0.703 (0.000)	1	-0.165 (0.000)	-0.135 (0.000)	0.303 (0.000)	-0.267 (0.000)	-0.048 (0.000)	0.166 (0.000)	0.078 (0.000)
GRW	0.113 (0.000)	0.045 (0.000)	0.078 (0.000)	0.034 (0.006)	0.374 (0.000)	-0.263 (0.000)	1	0.017 (0.220)	0.028 (0.038)	0.045 (0.001)	0.031 (0.021)	-0.051 (0.000)	-0.008 (0.542)
SIZE	-0.051 (0.000)	0.120 (0.000)	-0.004 (0.749)	0.046 (0.000)	0.050 (0.000)	-0.049 (0.000)	-0.038 (0.002)	1	0.104 (0.000)	0.158 (0.000)	0.313 (0.000)	-0.052 (0.000)	-0.050 (0.000)
LEV	-0.566 (0.000)	0.057 (0.000)	0.079 (0.000)	0.056 (0.000)	-0.254 (0.000)	0.166 (0.000)	0.080 (0.000)	0.047 (0.000)	1	-0.309 (0.000)	0.016 (0.239)	0.197 (0.000)	0.017 (0.215)
COVER	0.480 (0.000)	0.062 (0.000)	-0.031 (0.011)	-0.502 (0.000)	0.473 (0.000)	-0.364 (0.000)	0.110 (0.000)	0.024 (0.054)	-0.278 (0.000)	1	0.061 (0.000)	-0.104 (0.000)	-0.052 (0.000)
BIG4	0.041 (0.001)	-0.034 (0.006)	-0.005 (0.715)	-0.034 (0.006)	0.069 (0.000)	-0.016 (0.204)	0.015 (0.215)	0.179 (0.000)	-0.034 (0.006)	0.078 (0.000)	1	-0.026 (0.057)	-0.073 (0.000)
AOPN	-0.070 (0.000)	-0.058 (0.000)	0.034 (0.006)	-0.005 (0.700)	-0.103 (0.000)	0.070 (0.000)	-0.010 (0.428)	-0.105 (0.000)	0.122 (0.000)	-0.055 (0.000)	-0.033 (0.008)	1	0.089 (0.000)
SUPR	-0.153 (0.000)	-0.045 (0.000)	0.009 (0.475)	0.032 (0.009)	-0.158 (0.000)	0.128 (0.000)	-0.028 (0.024)	-0.095 (0.000)	0.048 (0.000)	-0.113 (0.000)	-0.059 (0.000)	0.014 (0.265)	1

주1) 표에서 대각선 상단은 유가증권상장기업 표본(N=5,386개 기업/연)을, 대각선 하단은 코스닥상장기업 표본(N=6,553개 기업/연)을 보고하였으며, 상관계수는 파어슨 상관계수임.

주2) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음.

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

한편, 오른쪽란에는 모형 5와 6에 대응되는 모형 5A와 6A에서는 신용등급이 서열변수라는 특성을 고려하기 위하여 Ordered Logit 회귀분석 결과를 보고하였다. 이렇게 OLS 및 Ordered Logit 회귀분석 결과간에 차이가 있는가를 확인함으로써 검증결과에서의 일반화 가능성이 있는가를 살펴보고자 하였다. 그리고 식(1)에 포함된 산업(ΣIND)과 연도(ΣYD) 더미변수는 분석상에 고려되었으나, 표의 간결성을 위하여 보고는 생략한다. 따라서 본 연구의 검증결과는 산업과 연도별 차이가 통제된 후의 결과이다.

〈표 5〉에서는 〈표 4〉에서의 OLS 회귀분석으로부터 산출된 세 가지 관심변수($SMTH^{RANK}$, $CONSV^{RANK}$, DAP^{RANK})의 각 표준화계수(standardized coefficient)를 보고하였고, 이들 각 표준화계수의 상대적 크기에 차이가 있는가를 평행성 검증(Parallelism test)을 이용하여 분석하였다. 이러한 분석을 수행하는 이유는 신용평가기관에서 신용등급을 결정할 때 기업의 세 가지 이익조정 측정치 중 가장 중요하게 고려하는 순위를 알아보고자 하는데 있다.

〈표 4〉의 결과를 보면, F 값은 추정모형 모두 1% 이내의 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나고 있어 식(1)의 모형식의 적합성이 높음을 알 수 있다. OLS 결과에서 모형의 설명력($adj. R^2$)은 추정모형에 따라 조금씩 차이는 있으나, 대략 55% 정도로 나타났다. 반면, Ordered Logit 회귀분석 결과에서 모형의 설명력(Pseudo R^2)은 대략 20% 정도로서 OLS의 절반에도 미치지 않았다.

가설 1의 관심변수 $SMTH^{RANK}$ 는 모든 추정모형(모형 2, 5, 6, 5A 및 6A)에서 즉, 신용등급에 영향을 미칠 수 있는 일정 변수를 통제한 후, 또한 MKT 변수의 포함여부나 다른 이익조정의 관심변수($CONSV^{RANK}$ 와 DAP^{RANK})를 통제한 후에도,

그리고 OLS나 Ordered Logit 회귀분석방법에 상관없이 모두 CRANK에 대해 1% 이내의 수준에서 유의한 양(+)의 계수값을 가지고 있다. 즉 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 기업의 신용등급이 높다는 결과로 이익유연화와 신용등급간에는 양(+)의 관계가 있음을 나타낸다. 이 결과는 〈표 2〉의 단순 상관성과도 일치한다. 이상의 결과로 볼 때 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 경영자가 자본시장에서 기업의 미래 현금흐름에 대한 보나 전망을 전달한다고 신용평가기관은 평가한 후 이를 신용등급에 호의적으로 반영하고 있음을 나타낸다. 따라서 재무보고상 기간이익의 변동성을 줄이려는 경영자의 이익관리 전략은 기업위험을 줄이는데 효과적일 수 있어 시장에서는 긍정적 효과로 인지되고 있음을 알 수 있다. 한편으로 이러한 결과는 이익유연화가 높은 기업의 경영자가 이익유연화를 통해 기업의 미래 수익성에 관한 사적정보를 전달한다는 Subramanyam(1996)의 주장과도 일치한다. 따라서 가설 1은 지지된 결과로 나타났다.

가설 2의 관심변수 $CONSV^{RANK}$ 역시 모든 추정모형(모형 3, 5, 6, 5A 및 6A)에서, 신용등급에 영향을 미칠 수 있는 일정 변수를 통제한 후에도, 또한 다른 이익조정의 관심변수($SMTH^{RANK}$ 와 DAP^{RANK})가 통제된 후에도, 그리고 OLS 및 Ordered Logit 회귀분석방법에 관계없이 모두 CRANK에 대해 1% 이내의 수준에서 유의한 양(+)의 계수값을 가지고 있다. 즉 보수주의 회계처리와 신용등급간에는 양(+)의 관계가 있음을 나타내며, 이는 앞서 〈표 2〉의 단순 상관성과 달리 신용등급에 영향을 미칠 수 있는 변수들을 통제한 후에는 유의한 양(+)의 상관관계가 있었다. 보수주의 성향이 높은 기업일수록 낮은 기업보다 보고된 이익에서 미래 현금흐름의 추정(estimation)을 하

는데 있어 정보위험(information risk)이 낮을 수 있다. 따라서 경영자가 자본시장에 대해 기업의 미래 현금흐름에 대한 보다 나은 전망을 전달한다고 신용평가기관은 인지하여 이를 신용등급에 보다 긍정적으로 반영하고 있음을 나타낸다. 이 결과는 앞서 SMTH^{RANK}와 마찬가지로 보수주의 성향이 높은 기업의 경영자는 현재의 보수적 회계처리를 통해 기업의 미래 수익성에 관한 사적정보를 자본시장에 전달하는 수단으로 이용하고 있음을 의미한다. 따라서 가설 2의 경우도 지지된 결과로 나타났다.

가설 3의 관심변수 DAP^{RANK}도 앞서의 조건들에 관계없이 모든 추정모형에서 CRANK에 대해 1% 이내의 수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 가지고 있다. 즉 앞서 두 관심변수와 달리 재량적 발생액을 통한 이익조정 수준이 높은 기업일수록 기업신용등급은 더 낮게 나타나 재량적 발생액과 신용등급간에는 음(-)의 관계가 있음을 알 수 있다. 이 결과는 <표 2>의 단순 상관성을 살펴본 결과와도 일치한다. 이상의 결과로 볼 때 재량적 발생액을 이용한 이익조정 수준이 높은 기업일수록 신용평가기관은 경영자의 기회주의적 이익조정의 수단으로 재량적 발생조정을 수행한다고 인지한다는 결과로서 높은 발생액을 통한 이익조정행위는 시장에서 부정적인 신호(signal)로 평가되어 기업신용등급의 하향조정이라는 패널티(penalty)가 있음을 알 수 있다. 따라서 가설 3은 지지된 결과로 나타났다.

이상의 SMTH^{RANK}, CONSV^{RANK} 및 DAP^{RANK}의 분석결과는 신용등급에 영향을 미치는 통제변수

를 포함한 후에도 개별적 모형이나 이들 모두를 같은 모형식에서 분석한 경우나 OLS 회귀분석방법이나 Ordered Logit 회귀분석 결과여부와 상관없이 이익유연화 정도가 높은 기업일수록, 회계처리의 보수성이 높을수록 기업신용등급은 증가하지만, 재량적 발생액 수준이 높은 기업일수록 기업신용등급은 감소된 결과로 나타났다.¹⁵⁾

모형식에 고려된 통제변수들의 결과를 살펴보면, AOPN 변수를 제외하면 일반적인 예상과 일치된 결과로 나타났다. 구체적으로, 총자산이익률이 높을수록, 매출액 성장성이 높을수록, 기업규모가 클수록, 이자보상비율이 높을수록, Big 4 감사인이면 기업신용등급이 상향조정되는데 반해, 적자를 보고한 기업이거나 부채비율이 높은 기업일수록, 관리종목이면 기업신용등급이 하향 조정된 결과로 나타났다. 그에 반해 비적정 감사의견을 받은 기업의 경우가 그렇지 않은 기업보다 신용등급이 더 높다는 결과는 일반적인 기대와는 다른 결과였다. 이러한 결과가 나타난 이유 중 하나로는 비적정 감사의견의 비율이 매우 미미하기 때문일 수도 있다. 한편으로 이러한 예상과 다른 결과는 재량적 발생액과 감사의견간의 관계를 분석한 연구들에서도 나타나는 현상이기도 하다(Butler et al. 2004).

모형식에서 변수들 사이에 다중공선성 문제가 있는가를 VIF 값으로 살펴보았다. 일반적으로 VIF 값이 10 이상을 상회할 경우 모형식에서 변수들간 다중공선성이 심각한 것으로 판단한다. <표 4>의 경우, 모든 변수가 고려된 모형 6에서 VIF의 최대 값은 COVER 변수로 나타났고, 그 값은 1.926으

15) DAP^{RANK} 측정치의 경우 연구들에 따라 추정과정에서 상수항을 포함한 연구들이 있다. 본 연구에서도 상수항을 포함하여 추정한 결과에 따르면, <표 4>에 보고된 결과와 질적으로 유사한 결과가 나타났다. 예를 들어, 모형 6에서 상수항이 포함된 DAP^{RANK}의 결과는 회귀계수(t 값)가 -0.599(-14.67)로 나타났으며, 모형 5A와 6A는 각각 -0.950(-15.90)과 -0.953(-15.95)이었다. 따라서 이러한 결과로 볼 때 Kothari et al.(2005)의 경우 상수항의 포함여부에 상관없이 본 연구의 검증결과에서는 일관된 결과가 나타남을 알 수 있다.

〈표 4〉 이익유연화, 보수주의 회계처리 및 재무적 발생액 정보와 신용등급 간의 회귀분석결과 : 전체표본

Variables	OLS regression (N=11,939)						Ordered Logit regression	
	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 5A	모형 6A
intercept	7.422 (46.030***)	7.367 (45.644***)	7.365 (45.498***)	7.237 (45.547***)	7.130 (44.678***)	8.447 (41.227***)	8.476 (33.67***)	9.574 (31.36***)
SMTH ^{RANK}	-	0.232 (5.267***)	-	-	0.222 (5.066***)	0.231 (5.277***)	0.339 (5.49***)	0.353 (5.72***)
CONSV ^{RANK}	+	-	0.152 (3.676***)	-	0.151 (3.698***)	0.145 (3.553***)	0.247 (4.21***)	0.239 (4.09***)
DA ^{RANK}	-	-	-	-0.669 (-13.803***)	-0.667 (-13.783***)	-0.679 (-14.055***)	-0.846 (-12.15***)	-0.865 (-12.41***)
NI	+	0.589 (5.592***)	0.579 (5.499***)	0.609 (5.778***)	0.848 (7.989***)	0.867 (8.179***)	1.350 (8.44***)	1.363 (8.51***)
LOSS	-	-0.941 (-24.742***)	-0.892 (-22.817***)	-0.943 (-24.819***)	-0.957 (-25.370***)	-0.903 (-23.312***)	-1.246 (-22.01***)	-1.233 (-21.79***)
GRW	+	0.169 (5.592***)	0.171 (5.084***)	0.155 (4.562***)	0.177 (5.284***)	0.188 (5.580***)	0.232 (4.84***)	0.263 (5.47***)
SIZE	+	0.023 (2.641***)	0.019 (2.199***)	0.022 (2.547***)	0.031 (3.648***)	-0.014 (-1.342)	0.033 (2.66***)	-0.021 (-1.38)
LEV	-	-4.459 (-71.606***)	-4.459 (-71.676***)	-4.466 (-71.720***)	-4.496 (-72.707***)	-4.502 (-73.222***)	-6.558 (-63.05***)	-6.585 (-63.24***)
COVER	+	0.693 (31.810***)	0.701 (32.123***)	0.693 (31.795***)	0.498 (19.240***)	0.507 (19.641***)	0.839 (20.53***)	0.843 (20.62***)
BIG4	+	0.071 (2.855***)	0.075 (3.028***)	0.070 (2.830***)	0.065 (2.635***)	0.069 (2.777***)	0.083 (2.39***)	0.080 (2.31***)
AOPN	-	0.230 (2.212***)	0.268 (2.573***)	0.224 (2.151***)	0.252 (2.443***)	0.282 (2.727***)	0.440 (2.83***)	0.418 (2.68***)
SUPR	-	-0.635 (-9.025***)	-0.627 (-8.933***)	-0.633 (-9.061***)	-0.631 (-9.042***)	-0.623 (-8.943***)	-0.850 (-8.35***)	-0.839 (-8.24***)
MKT	-	-	-	-	-	-0.211 (-7.050***)	-	-0.272 (-6.41***)
ΣIND		포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
adi. R ²		0.544	0.545	0.545	0.551	0.555	0.200	0.201
F 값		679.999***)	651.807***)	650.385***)	668.072***)	595.790***)	9682.85***)	9723.94***)
N		11,939	11,939	11,939	11,939	11,939	11,939	11,939

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음.
 주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.
 주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

로 낮은 수준이었다. 이러한 결과에 기초할 때 본 연구에서의 검증결과는 변수간의 다중공선성 문제가 심각하지 않음을 나타낸다.

다음으로 <표 5>를 보면, <표 4>에서 개별분석을 통해 산출된 SMTH^{RANK}, CONSV^{RANK} 및 DAP^{RANK}의 표준화계수는 각각 0.035, 0.023 및 -0.102로 나타나 이익조정 측정치 중 신용등급의

결정에 미치는 상대적 정보력이 높은 변수가 DAP^{RANK}, SMTH^{RANK}, CONSV^{RANK} 순위로 나타났다. 이들 표준화계수를 두 계수간의 평행성 검증(Parallelism test)을 통해 조사한 결과에 따르면 DAP^{RANK}는 SMTH^{RANK}과 CONSV^{RANK} 모두와 1% 이내에서 통계적으로 유의한 차이가 있는 반면, SMTH^{RANK}과 CONSV^{RANK} 간에는 통계적

<표 5> 계수차이 검증을 통한 이익조정 측정치간 상대적 정보력 비교

Panel A : 개별모형식을 이용					
	모형 2	모형 3	모형 4		
변수	SMTH ^{RANK}	CONSV ^{RANK}	DA ^{RANK}		
표준화 계수	0.035	0.023	-0.102		
	모형 2 vs 모형 3	모형 2 vs 모형 4	모형 3 vs 모형 4		
계수차이 검증	0.080 (0.197)	0.901 (0.000)	0.821 (0.000)		
Panel B : 통합모형식에 동시에 고려					
	표준화 계수		표준화 계수		표준화 계수
모형 5	-0.101		0.033		0.023
Rank order of Coefficient	DA ^{RANK}	>	SMTH ^{RANK}	>	CONSV ^{RANK}
First-Second	1.185 (0.000)		0.092 (0.243)		
First-Third	1.093 (0.000)				
모형 6	-0.103		0.035		0.022
Rank order of Coefficient	DA ^{RANK}	>	SMTH ^{RANK}	>	CONSV ^{RANK}
First-Second	1.218 (0.000)		0.114 (0.157)		
First-Third	1.104 (0.000)				

주1) 계수는 두 집단간 계수차이이며, 괄호안의 수치는 p-value임(양측검증).

주2) First-Second은 첫 번째와 두 번째 변수간의 계수차이 검증을 한 것이며, First-Third은 첫 번째와 세 번째 변수간의 계수차이 검증임.

주3) 표준화계수(standardized coefficient)는 OLS 회귀분석에서 산출된 계수이며, 계수차이 검증에서 보고된 수치는 평행성 검증(Parallelism test)의 검증결과에서 나타난 두 집단간 계수차이이고, 괄호안의 수치는 p-value임(양측검증).

으로 유의한 차이는 나타나지 않았다. 따라서 신용평가기관은 재량적 발생액을 이익유연화나 보수주의 회계처리보다 상대적으로 더 중요하게 신용등급 결정에 고려하는 것으로 나타났다. 즉 신용용평가기관은 기업이 보고한 이익특성 중 이익의 변동성을 줄이는 이익조정행위나 보수적 성향의 회계처리의 경우보다 경영자의 공격적인 이익조정행위에 대해 상대적으로 더 민감하게 반응하고 있음을 나타낸다. 한편으로 이러한 결과는 신용평가기관이 신용등급을 결정할 때 이익의 질적 속성을 정확히 반영하고 있음을 시사하는 결과이기도 하다.

4.3 추가분석 결과

유가증권상장기업과 코스닥상장기업은 시장이 형성된 기간이 다르고, 유가증권상장기업에 비해 코스닥상장기업이 자본시장에 주식을 공개한 기업이 짧기 때문에 유가증권상장기업들보다는 기업규모가 작고, 수익성이나 재무적 안정성이 높지 않은 특징을 가지고 있다. 이러한 시장간 차이는 경영자의 이익조정 유인에도 영향을 줄 수 있으므로(윤순석 2001), 본 연구에서는 추가분석으로 이익유연화, 보수적 회계처리 및 재량적 발생액 등의 이익조정과 관련하여 시장여부에 따라 신용평가기관의 인지가 다른지를 알아보기 위하여 전체표본을 다시 유가증권상장기업과 코스닥상장기업으로 구분한 후 각각 분석을 수행하였다. 그 결과는 <표 6>과 같다.

<표 6>의 결과를 보면, 주된 관심변수인 $SMTH^{RANK}$, $CONSV^{RANK}$ 및 DAP^{RANK} 는 어느 시장에 상장되었는지에 상관없이 모두 CRANK에 대해 유의한 관련성을 보이고 있으며, 앞서 전체표본의 결과와 마찬가지로, $SMTH^{RANK}$, $CONSV^{RANK}$ 및 DAP^{RANK} 는 CRANK에 대해 각각 유의한 양(+),

양(+), 음(-)의 계수값으로 나타나고 있다. 따라서 가설 1, 2, 3은 시장여부에 상관없이 지지된 결과로 나타났다.

한편으로, 이러한 결과는 유가증권상장기업과 코스닥상장기업의 구분에 관계없이 신용평가기관은 이익유연화, 보수적 회계처리 및 재량적 발생액의 이익조정 행위에 대한 시각이 동질적 관점(homogeneous perspective)을 가지고 있음을 나타낸다.

4.4 강건성 분석 결과

본 절에서는 앞서의 전체표본의 검증결과에 대하여 분석된 결과가 일반화 가능성이 높은 결과인지를 알아보기 위하여 몇 가지 강건성(robustness) 분석을 수행하였다. 그 사항은 다음과 같다.

첫째, <표 4>에서 관심변수를 Francis et al. (2004) 및 Kim and Sohn(2009)의 방법과 같이 소수의 순위변수로 측정하였다. 관심변수를 연속변수의 형태로 측정하여 분석해도 검증결과에 차이가 없는가를 알아보기 위하여 분석을 재수행하였다. 그 결과는 <표 7>과 같다. 지면상 주된 관심변수를 중심으로 보고하였다.

<표 7>을 보면, 관심변수 SMTH, CONSV, DAP는 CRANK에 대해 각각 1% 이하에서 유의한 양(+), 양(+), 음(-)의 계수값으로 나타났다. 따라서 앞서 <표 4>의 결과와 일관성을 가지고 있다. 즉 관심변수를 소수의 순위등급 변수로 측정할 경우나 연속변수의 형태로 측정할 경우 모두 질적으로 유사한 결과였다.

둘째, 본 연구는 주된 분석결과인 <표 4>를 보고할 때 OLS 회귀분석 결과를 중심으로 제시하였다. 그러나 OLS 분석은 회귀분석 추정시에 잔차의 등

(표 6) 이익유연화, 보수주의 회계처리 및 재량적 발생액 정보와 신용등급 간의 회귀분석결과:
KSE versus KOSDAQ sample

Variables	예상 부호	OLS							
		KSE (N=5,386)				KOSDAQ (N=6,553)			
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6	모형 7	모형 8
<i>intercept</i>	?	7.370 (31.117***)	7.381 (31.678***)	7.792 (33.441***)	7.607 (32.275***)	9.613 (28.264***)	9.555 (27.971***)	9.763 (28.869***)	9.725 (28.691***)
<i>SMTH^{RANK}</i>	+	0.240 (4.024***)	—	—	0.222 (3.745***)	0.245 (3.779***)	—	—	0.243 (3.777***)
<i>CONSV^{RANK}</i>	+	—	0.192 (2.918***)	—	0.202 (3.101***)	—	0.093 (1.761*)	—	0.087 (1.662*)
<i>DA^{RANK}</i>	-	—	—	-0.655 (-8.368***)	-0.650 (-8.305***)	—	—	-0.628 (-10.195***)	-0.628 (-10.210***)
<i>NI</i>	+	1.151 (5.870***)	1.130 (5.760***)	1.356 (6.880***)	1.428 (7.239***)	0.614 (4.711***)	0.660 (5.066***)	0.873 (6.665***)	0.849 (6.470***)
<i>LOSS</i>	-	-0.774 (-13.772***)	-0.830 (-15.109***)	-0.828 (-15.176***)	-0.789 (-14.134***)	-0.850 (-15.683***)	-0.900 (-17.066***)	-0.927 (-17.691***)	-0.879 (-16.328***)
<i>GRW</i>	+	0.232 (3.737***)	0.218 (3.471***)	0.271 (4.394***)	0.225 (3.588***)	0.163 (4.001***)	0.145 (3.543***)	0.159 (3.940***)	0.165 (4.047***)
<i>SIZE</i>	+	-0.000 (-0.041)	0.003 (0.264)	0.008 (0.633)	0.003 (0.263)	-0.115 (-5.936***)	-0.107 (-5.535***)	-0.095 (-4.965***)	-0.104 (-5.389***)
<i>LEV</i>	-	-4.739 (-51.640***)	-4.792 (-52.623***)	-4.820 (-53.195***)	-4.780 (-52.382***)	-4.143 (-48.241***)	-4.116 (-48.090***)	-4.165 (-48.965***)	-4.200 (-49.191***)
<i>COVER</i>	+	1.053 (24.948***)	1.037 (24.645***)	0.821 (16.714***)	0.836 (16.971***)	0.615 (23.712***)	0.608 (23.496***)	0.431 (13.881***)	0.436 (14.056***)
<i>BIG4</i>	+	0.119 (3.326***)	0.115 (3.216***)	0.109 (3.063***)	0.110 (3.092***)	0.041 (1.222)	0.035 (1.044)	0.031 (0.914)	0.037 (1.086)
<i>AOPN</i>	-	0.331 (2.417**)	0.277 (2.029**)	0.305 (2.247**)	0.344 (2.527**)	0.293 (1.877*)	0.262 (1.681*)	0.276 (1.784*)	0.296 (1.911*)
<i>SUPR</i>	-	-0.613 (-4.642***)	-0.646 (-4.901***)	-0.653 (-4.980***)	-0.614 (-4.686***)	-0.665 (-7.950***)	-0.661 (-7.898***)	-0.649 (-7.816***)	-0.653 (-7.869***)
<i>ΣIND</i>		포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
<i>ΣYD</i>		포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
<i>adj. R²</i>		0.603	0.602	0.607	0.608	0.519	0.518	0.526	0.527
<i>F 값</i>		372.537***	371.657***	378.705***	349.538***	322.690***	321.632***	331.177***	305.018***
<i>N</i>		5,386	5,386	5,386	5,386	6,553	6,553	6,553	6,553

주1) 변수의 정의는 (표 2)의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

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

〈표 7〉 주된 관심변수를 연속변수로 측정한 회귀분석 결과

Variables	예상 부호	OLS			
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
SMTH	+	0.068 (7.264***)	—	—	0.068 (7.241***)
CONSV	+	—	0.966 (4.758***)	—	0.926 (4.598***)
DAP	-	—	—	-1.661 (-12.607***)	-1.657 (-12.611***)
통제변수	?	포함	포함	포함	포함
ΣIND		포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함
adj. R^2		0.554	0.553	0.558	0.560
F 값		618.160***	615.354***	628.048***	586.143***
N		11,939	11,939	11,939	11,939

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음.
 주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.
 주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

분산성이 안정적이라는 가정하에 수행되는 분석방법이다. 따라서 본 연구는 White(1980)의 방법에 따라 잔차의 등분산성 가정이 만족되는가를 살펴본다. 그 결과, 모형 2부터 5까지 모두 1% 유의수준에서 등분산성 가정이 만족되지 않는 것으로 나타나 잔차의 이분산성(heteroscedasticity)이 존재하였다. 따라서 이를 통제하기 위해 White

(1980)의 방법에 따라 표준오차를 조정하여 t 값을 다시 계산한 결과는 〈표 8〉과 같다. 〈표 8〉의 결과로 보면 OLS 분석결과와 같이 SMTH^{RANK}, CONSV^{RANK} 및 DAP^{RANK}는 CRANK에 대해 각각 유의한 양(+), 양(+), 음(-)의 계수값을 가지고 있다. 따라서 가설 1, 2, 3의 경우는 이분산성 문제와 상관없이 지지되는 결과임을 알 수 있다.

〈표 8〉 이분산성(heteroscedasticity)을 통제한 White(1980) 검증결과

Variables	예상 부호	OLS regression (N=11,939)				
		모형 2	모형 3	모형 4	모형 5	모형 6
SMTH ^{RANK}	+	0.232 (5.32***)	—	—	0.222 (5.12***)	0.231 (5.33***)
CONSV ^{RANK}	+	—	0.152 (3.50***)	—	0.151 (3.53***)	0.145 (3.39***)
DA ^{RANK}	-	—	—	-0.669 (-13.61***)	-0.667 (-13.57***)	-0.679 (-13.81***)

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음.
 주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값은 White(1980)의 방법에 따른 standard error가 조정된 값임.
 주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).

셋째, 본 연구의 분석기간은 2000년부터 2009년까지 10년간으로, 앞서의 경우 패널자료를 통합한 회귀분석방법을 이용하여 분석하였다. 그러나 패널 자료를 통합(pooled) 회귀분석을 할 경우 나타날 수 있는 문제점으로 기존 연구들에서는 횡단면-시계열적 종속성(cross-sectional and time series dependence) 문제가 발생될 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 상향편의의 검증결과가 나타날 수 있고, 이로 인해

검증된 결과를 연구자가 과대 해석하는 오류를 범할 수 있다는 문제를 가진다. 따라서 기존 연구들에서는 이러한 횡단면-시계열 종속성 문제를 완화시킨 후 검증결과를 제시해 주는 Newey and West (1987) 검증방법을 제안한 바 있다(Petersen 2009; Jiang 2008).¹⁶⁾ 따라서 본 연구는 <표 4>의 사항에 대해 Newey and West(1987) 검증방법 이용하여 재분석을 수행해 보았다. 그 결과는 <표 9>와 같다.

표의 왼쪽란에는 <표 4>에서와 같이 소수의 순위등급변수로 측정된 결과를, 표의 오른쪽란에는 앞서 <표 7>과 같이 연속변수로 측정된 결과를 각각

<표 9> Newey and West(1987) 검증결과

Variables	예상 부호	OLS			
		Ranking variable		Continuous Variable	
		모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
SMTH	+	0.222 (4.74***)	0.231 (4.94***)	0.047 (4.77***)	0.051 (5.16***)
CONSV	+	0.151 (3.57***)	0.145 (3.43***)	1.011 (4.16***)	0.987 (4.06***)
DAP	-	-0.667 (-13.20***)	-0.679 (-13.43***)	-1.583 (-10.98***)	-1.612 (-11.18***)
MKT	+/-	—	-0.211 (-6.39***)	—	-0.213 (-6.43***)
통제변수	?	포함	포함	포함	포함
ΣIND		포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함
adj. R^2		0.557	0.559	0.556	0.558
F 값		445.69***	434.89***	432.32***	421.72***
N		11,939	11,939	11,939	11,939

- 주1) 변수의 정의는 <표 2>의 하단과 같음.
- 주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.
- 주3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타냄(양측검증).
- 주4) 표에 보고된 adj R^2 는 연도별 평균을 나타냄.

16) Newey and West(1987)의 방법은 White(1980)의 접근방법을 보다 일반화시킨 것으로써 이분산성(heteroscedasticity)과 시계열 상관성(serial correlation) 모두에 대해 강건한 추정치를 제공하는 하나의 방법이다.

보고하였다. 또한 MKT가 포함되지 않은 경우와 포함된 경우를 각각 보고하였다.

〈표 9〉의 결과를 보면, 관심변수가 소수의 순위 등급변수나 연속변수 측정방법에 상관없이, 그리고 MKT의 포함여부에 상관없이 SMTH, CONSV, DAP는 CRANK에 대해 각각 1% 이하에서 유의한 양(+), 양(+), 음(-)의 계수값이 나타나고 있음을 볼 수 있다. 따라서 앞서 〈표 4〉와 〈표 7〉의 결과와 일치된 결과였다. 따라서 본 연구의 검증결과는 횡단면-시계열적 종속성 문제에 민감하지 않은 검증결과임을 알 수 있다.

마지막으로, 본 연구는 종속변수가 기업신용등급(CRANK)이므로, 서열변수에 해당된다. 최근 Ordered Logit 회귀분석보다 개선된 방법으로 국외연구들에서 Ordered Probit 회귀분석방법을 사용한 연구들이 있다. 따라서 본 연구는 Ordered Logit 회귀분석방법 대신 Ordered Probit 회귀분석방법으로 재분석을 수행해 보았다. 또한 Ordered Probit 회귀분석을 수행하면서 개별기업간에 가질 수 있는 군집성(clustering) 문제¹⁷⁾를 조정할 후 결과를 얻기 위해 Clustering test를 동시에 수행해 보았다. 그 결과는 〈표 10〉과 같다.

〈표 10〉 민감도 분석

Variables	예상 부호	Ordered Probit Regression		Clustering Test	
		모형 5B	모형 6B	모형 5C	모형 6C
SMTH	+	0.175 (4.92***)	0.182 (5.13***)	0.175 (3.88***)	0.182 (4.04***)
CONSV	+	0.128 (3.85***)	0.123 (3.71***)	0.128 (3.80***)	0.123 (3.66***)
DAP	-	-0.503 (-12.69***)	-0.514 (-12.96***)	-0.503 (-11.21***)	-0.514 (-11.38***)
MKT	+/-	—	-0.211 (-6.39***)	—	-0.168 (-4.13***)
통제변수	?	포함	포함	포함	포함
ΣIND		포함	포함	포함	포함
ΣYD		포함	포함	포함	포함
Pseudo R ²		0.197	0.198	0.197	0.198
LR X ² / Wald X ²		9532.75***	9,579.95***	3,943.45***	3,994.86***
N		11,939	11,939	11,939	11,939

주1) 변수의 정의는 〈표 2〉의 하단과 같음.

주2) 괄호안의 수치는 각 설명변수별 회귀계수의 t-값임.

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

주4) Ordered Probit Regression은 Ordered Logit Regression의 민감도 분석이며, Clustering Test는 Ordered Probit Regression의 민감도 분석임.

주5) Ordered Probit Regression은 LR X²이며, Ordered Probit Regression(Clustering Test)은 Wald X² 값임.

17) 군집성(Clustering)은 시간(기업) 자료에서 횡단면적(시계열적) 상관성이 관찰될 때 나타날 수 있는 현상이며, OLS 회귀분석에서는 이러한 시간(기업)간에 서로 독립적이라고 가정한 후 분석이 이루어진다(Williams 2000). 따라서 회계자료 상의 군집성은 횡단면 자료와 시계열 자료 모두에서 나타날 수 있다. Petersen(2009)는 회계 변수(예로, 이익이나 신용등급)은 재무 변수(예로, 수익률)보다 시계열적이고 횡단면적으로 종속성이 더 커짐을 발견하였다.

〈표 10〉의 결과를 보면, 본 연구의 주된 관심변수인 SMTH, CONSV, DAP의 결과는 종전의 〈표 4〉와 비교할 때 Ordered Logit이나 Ordered Probit 회귀분석방법에 관계없이, 그리고 Clustering test를 한 경우와 안한 경우에 관계없이 분석결과는 질적으로 유사한 결과가 나타남을 볼 수 있다.

V. 결론

본 논문은 자본시장에서 이익의 질에 영향을 미치는 경영자의 이익조정행위가 신용평가기관의 신용평가에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하였다. 특히 경영자의 이익조정행위로서 관련연구에서 오랫동안 논의되었던 이익유연화 현상과 회계에서 관습적으로 사용되어 왔던 보수주의 및 경영자의 보고이익 상향조정을 위한 수단으로 이용되고 있는 발생액을 통한 재량적 이익조정이 신용등급에 각각 어떠한 정보력으로 평가되는가를 검증하였다.

기존 문헌들에서는 경영자의 이익조정행위 중 이익유연화는 미래 현금흐름의 향상을 위한 경영자의 전망을 전달하는 사적정보의 기능을 제공하고(Subramanyam 1996), 보수적 회계처리는 선행연구에 따라 정의가 다를 수 있지만, 대체로 기업의 재무상태에 영향을 미치는 경제적 사건에 불확실성이 개재될 경우 비용이나 손실은 즉시 반영하고 수익이나 이익은 지연하여 인식하는 회계처리로서 Watts(2003)은 보수주의 회계처리가 투자자 및 채권자를 보호하는 기능이 있다는 측면에서 이를 바람직한 회계속성으로 보았다. 한편, 이익유연화와 보수주의 회계처리와는 달리 재량적 발생액은 기존 문헌들에서 경영자가 자신의 사적 이익을 향

상시키기 위해 발생액을 이용하여 보고이익을 조정하는 수단으로 보고 있으며(Dechow et al. 1996; Healy and Wahlen 1999), 특히 경영자의 공격적인 이익조정행위는 기존 주주와 채권자의 부를 침해하여 부의 이전이 발생될 수 있다. 이러한 선행연구의 흐름에 따라 본 연구는 기업의 이익유연화와 보수적 회계처리는 신용등급과 양(+)의 관계를, 재량적 발생액은 신용등급과 음(-)의 관계를 가질 것으로 예상하였다. 이를 검증하기 위하여 본 연구에서는 이익유연화 변수는 Leuz et al.(2003)의 방법을, 보수적 회계처리는 Penman and Zhang(2002)의 모형식을 일부 수정한 백원선과 이수로(2004)의 방법을, 그리고 재량적 발생액은 Kothari et al.(2005)의 방법에 따라 측정하였고, 기업신용등급은 NICE신용평가정보(주)의 자료를 이용하여 분석하였다. 본 연구의 분석기간은 2000년부터 2009년까지 유가증권상장기업과 코스닥상장기업을 대상으로 각각 5,386개와 6,553개 기업/년의 충분한 자료가 분석상에 이용되었다.

본 연구의 실증결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 신용등급에 영향을 미칠 수 있는 일정 변수를 통제한 후에도 이익유연화 수준이 높은 기업일수록, 보수적 회계처리를 하는 기업일수록 신용등급은 유의하게 더 높고, 재량적 발생액 수준이 높은 기업일수록 신용등급은 유의하게 더 낮게 나타났다. 이러한 결과는 1% 이내에서 통계적으로 유의한 결과로 나타났으며, 또한 신용등급과 각 이익조정 변수들에 대해 개별적으로 검증한 경우나 이들 세 변수 모두를 한 모형식에 동시에 고려한 검증결과 모두 일관된 결과를 보였다. 그리고 본 연구의 결과는 OLS 회귀분석뿐 아니라 Ordered Logit이나 Ordered Probit 회귀분석방법에 관계없이 모두 일관성 있게 나타났으며, 민감도 분석 차원에서

재검증한 군집성을 통제한 Clustering 검증방법이나 이분산성 및 횡단면-시계열적 종속성 문제가 조정된 후 통계치를 산출하는 Newey and West (1987)의 검증방법으로 분석된 결과들에서도 모두 강건성(robustness)이 있게 나타났다. 이상의 결과들로 볼 때 본 연구에서 제시된 결과는 일반화 가능성이 높은 검증결과이다.

둘째, 각 세 가지의 이익조정 측정치가 신용등급에 미치는 효과의 상대적 중요성을 검증하기 위하여 SMTH^{RANK}, CONSV^{RANK} 및 DAP^{RANK} 변수의 표준화계수를 각각 비교분석한 결과에 따르면, 이들 변수들의 각 표준화계수는 DAP^{RANK}(0.102), SMTH^{RANK}(0.035), CONSV^{RANK}(0.023) 순으로 신용등급에 미치는 효과가 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 특히 이익조정 측정치 중 재량적 발생액이 이익유연화나 보수주의 회계처리의 경우보다 유의한 차이를 가지고 있어 신용평가기관은 기업의 공격적인 이익조정행위에 대하여 보다 신중하게 신용평가에 반영한다는 결과가 나타났다. 이러한 결과는 신용평가에 전문성이 있는 신용평가기관의 경우 신용등급을 결정할 때 기업의 이익의 질에 관한 속성을 신용등급에 반영한 후 이를 자본시장에 공시하고 있음을 나타내 주고 있다.

셋째, 전체상장기업의 표본을 다시 유가증권상장기업과 코스닥상장기업으로 나누어 분석한 결과에서도 전체표본의 결과와 일치되게 각 유가증권상장기업과 코스닥상장기업 모두 세 가지 이익조정 측정치와 신용등급간의 관계는 동일한 결과들이 관찰되었다. 이러한 결과는 두 시장간에 차이가 있음에도 불구하고 각 시장에 따른 이익조정 측정치들에 대해 신용평가기관의 반영 정도에 차이가 없다는 결과이다. 즉 신용평가기관은 유가증권상장기업이나 코스닥상장기업의 시장간 차이에 관계없이 기업

의 이익조정 측정치를 동일한 잣대로 일관되게 평가하고 있음을 나타낸다.

이상의 연구결과들을 종합하면, 경영자의 이익조정행위와 관련해서 과거부터 오랜 기간에 걸쳐 논의되었던 이익유연화, 보수적 회계처리 및 재량적 발생액에 대한 이익의 질 측면에서의 주장들에 대해 본 연구는 신용평가기관의 신용등급의 관점에서 분석한 결과들을 제시함으로써 선행연구에서의 주장과 일치된 실증적 증거들이 나타나고 있음을 발견하였다. 따라서 본 연구는 자본시장에서 신용평가기관의 인식의 관점에서 이익의 질을 결정하는 서로 상이한 세 가지 경영자의 이익조정행위에 대해 비교분석을 하여 경영자의 각 이익조정 측정치가 시장에서 어떻게 평가되고 있는가와 신용등급에 반영되는 효과 측면에서 이들의 상대적 중요성이 어떻게 다른가에 대한 결과를 제시하였다는 점에서 의의가 있다. 또한 이러한 연구결과는 회계기준 제정기관이 회계정보의 질에 대한 회계원칙을 제정할 때에도 유용한 참고자료가 될 수 있을 것이며, 이익의 질적 특성이 투자자와 채권자들의 경제적 의사결정에 중대한 영향을 미칠 수 있다는 점에서 유용한 정보를 제공할 것으로 기대된다.

이상의 유의한 시사점에도 불구하고 본 연구는 다음과 같은 한계점을 가진다. 첫째, 이익유연화 및 보수적 회계처리와 달리 재량적 발생액의 경우는 추정과정에 측정오차의 문제가 있음은 이익조정 관련연구들에서 지적된 바 있다. 따라서 이러한 사항은 결과 해석상에 고려될 필요가 있다. 둘째, 본 연구는 선행연구에서 신용등급에 결정에 영향을 미칠 수 있는 설명변수들을 다수 포함하여 분석하기 하였으나, 모형식에 추가로 고려되지 못한 생략된 변수(omitted variables)의 문제는 여전히 남아 있을 수 있다. 그러나 이러한 두 가지 한계는 본

연구만의 문제라기보다는 경험적 연구들에서 가질 수 있는 공통된 한계점이기도 하다. 한편, 향후 연구들에서는 본 연구에서 다루지 않았던 경영자의 또 다른 이익조정 측정치와 관련한 신용등급과의 관계를 분석하는 것도 유익한 작업으로 생각되며, 특히 최근 들어 점차 부각되고 있는 실제 이익조정이 그러한 사항 중 하나가 될 수 있을 것이다.

참고문헌

- 김진영, 이현주, 박종국(2006), "증권관련 집단소송제도의 도입이 기업의 재무보고에 미친 영향에 관한 연구," 한국회계학회 하계회계학관련 통합 국제학술대회 발표논문집(상), 875-900.
- 김문철, 최 관(1999), "이익의 질의 개념에 관한 연구," 회계학연구, 8 (1), 221-249.
- 김문태, 위준복, 전성일(2006), "회사채 신용등급의 이익 조정 통제효과," 증권학회지, 35 (5), 45-74.
- 김연화, 고재민(2009), "보수주의가 회계정보 유용성에 미치는 영향," 한국회계학회 하계학술대회발표논문.
- 김확열, 박미영(2010), "감사보수가 재무제표 보수성과 자본비용에 미치는 영향," 재무와 회계정보저널, 10 (1), 81-111.
- 나인철, 김종현(2009), "발생액 품질이 이익의 회사채 신용등급에 대한 정보성에 미치는 영향," 회계정보연구, 27, 241-273.
- 문상혁, 박종국, 신세나(2006), "정보비대칭성에 따른 보수주의의 차별적 인식," 회계학연구, 31 (3), 215-242.
- 박종일, 박수근(2007), "감사인 교체와 감사품질," 회계와 감사연구, 46, 191-226.
- 박종일, 남혜정(2010), "비상장중소기업의 외부감사 및 차별적 감사수요가 기업의 신용등급에 미치는 영향," 회계와 감사연구, 52, 363-405.
- 박종찬(2005), "1997년 금융위기 이후 회계제도 개혁에 따른 이익의 적시성과 보수성 변화," 회계학연구, 30 (4), 1-26.
- 백원선, 유재권(2010), "회계제도 개혁과 보수주의간이 관계," 회계와 감사연구, 52, 197-223.
- 백원선, 이수로(2004), "보수주의, 이익지속성 및 가치평가," 회계학연구, 29 (1), 1-27.
- 양동훈, 박연희, 최신재, 권수천(2007), "이익유연화가 기업의 부채조달비용에 미치는 영향에 관한 연구," 회계저널, 16 (4), 57-77.
- 윤순석(2001), "상장기업과 코스닥기업의 이익관리에 대한 비교 연구," 증권학회지, 29, 57-85.
- 전영순(2003), "외국인투자자 및 기관투자자의 투자 의사 결정과 회계이익의 질," 경영학연구, 32 (4), 1001-1032.
- 최 관, 최국현(2003), "회계부정기업의 특성에 관한 연구: 감리지적기업을 중심으로," 회계학연구, 28 (2), 211-243.
- 최중서(1998), "재량적 발생조정이 이익구성요소의 정보 효과에 미치는 영향," 회계학연구, 23 (4), 81-115.
- 최중서, 송동건(2004), "이익유연화가 회계이익 및 현금흐름의 정보가치에 미치는 영향," 회계와 감사연구, 40, 215-236.
- 한정희, 문상혁(2009), "감사인의 순환제도와 보수주의," 국제회계연구, 27, 141-161.
- Ahmed, A., B. Billings, R. Morton, and M. Harris (2002), "The role of accounting conservatism in mitigating bondholder-shareholder conflicts over dividend policy and in reducing debt costs," *The Accounting Review*, 77 (4), 867-890.
- Amiram, D. and E. Owens(2011), "Earnings smoothness and cost of debt," *Working paper*, University of North Carolina.
- Ball, R. and P. Brown(1968), "An empirical evaluation of accounting income numbers,"

- Journal of Accounting Research*, 6 (Autumn), 159-178.
- Basu, S.(1997), "The conservatism principle and asymmetric timeliness of earnings," *Journal of Accounting and Economics*, 24, 3-37.
- Beaver, W. H.(1993), "Conservatism," *Working Paper*, Stanford University. Presented at the American Accounting Association Annual Meeting, San Francisco, CA.
- Becker, C. L., M. L. DeFond, J. Jiambalvo, and K. R. Subramanyam(1998), "The effect of audit quality on earnings management," *Contemporary Accounting Research*, 15, 1-24.
- Behn, B. K., J-H. Choi, and T. Kang(2008), "Audit quality and properties of analyst earnings forecasts," *The Accounting Review*, 83 (2), 327-349.
- Beidleman, C. R.(1973), "Income smoothing: The role of management: A reply," *The Accounting Review*, 48, 653-667.
- Bharath, S. T., J. Sunder, and S. V. Sunder (2008), "Accounting quality and debt contracting," *The Accounting Review*, 83 (1), 1-28.
- Butler, M. A., J. Leone, and M. Wilenborg(2004), "An empirical analysis of auditor reporting and its association with abnormal accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 17, 139-165.
- Caramanis, C. and C. Lennox(2008), "Audit effort and earnings management," *Journal of Accounting and Economics*, 45, 116-138.
- Chan, K., L. Chan, N. Jegadeesh, and J. Lakonishok(2006), "Earnings quality and stock returns," *Journal of Business*, 79, 1041-1082.
- Chaney, P. and C. Lewis(1995), "Earnings management and firm valuation under asymmetric information," *Journal of Corporate Finance*, 1, 319-345.
- Choi, J. H., J. B. Kim, and Y. S. Zang(2009), "The association between audit quality and fees paid to audit firms: Revisited," *Working Paper*, Seoul National University.
- Dechow, P. and I. Dichev(2002), "The quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors," *The Accounting Review*, 77 (Supplement), 35-59.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney(1995), "Detecting earnings management," *The Accounting Review*, 70, 193-225.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney(1996), "Causes and consequences of earnings manipulation: an analysis of firms subject to enforcement actions by the SEC," *Contemporary Accounting Research*, 13, 1-36.
- Dechow, P., W. Ge, and C. Schrand(2010), "Understanding earnings quality: A review of proxies their determinants and their consequences," *Journal of Accounting and Economics*, 50, 344-401.
- DeFond, M., and K. R. Subramanaym(1998), "Auditor Changes and Discretionary Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 25 (February), 35-67.
- Dichev, I. D. and V. W. Tang(2009), "Earnings volatility and earnings predictability," *Journal of Accounting and Economics*, 47, 160-181.
- Ederington, L. H. and J. C. Goh(1998), "Bond rating agencies and stock analysts: Who knows what when?," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 33(4), 569-585.
- Francis, J. R. and J. Krishnan(1999), "Accounting

- accruals and auditor reporting conservatism," *Contemporary Accounting Research*, 16 (1), 135-165.
- Francis, J., D. Nanda, and P. Olsson(2008), "Voluntary disclosure, earnings quality, and cost of capital," *Journal of Accounting Research*, 46, 53-99.
- 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 accruals quality," *Journal of Accounting and Economics*, 39, 295-327.
- Frost, C. A.(2007), "Credit rating agencies in capital markets: A review of research evidence on selected criticisms of the agencies," *Journal of Accounting, Auditing & Finance*, 22 (3), 469-492.
- 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.
- 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. X.(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 (2), 193-228.
- Kasznik, R.(1999), "On the association between voluntary disclosure and earnings management," *Journal of Accounting Research*, 37, 57-821.
- Kellogg, R. L.(1984), "Accounting activities, security prices, and class action lawsuits," *Journal of Accounting and Economics*, 6, 185-204.
- Khurana, I. K. and K. Raman(2003), "Are fundamentals priced in the bond market?," *Contemporary Accounting Research*, 20 (3), 465-494.
- Kim, J. B. and B. C. Sohn(2009), "Real versus accrual-based earnings management and implied cost of equity capital," *Working paper*, City University of Hong Kong.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley (2005), "Performance matched discretionary accrual measures," *Journal of Accounting and Economics*, 39, 163-197.
- Kothari, S. P., T. Lys, C. W. Smith, and R. L. Watts(1988), "Auditor liability and information disclosure," *Journal of Accounting, Auditing and Finance*, 3, 307-339.
- 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.
- Lobo, G. J. and J. Zhou(2006), "Did conservatism

- in financial reporting increase after the Sarbanes-Oxley Act? Initial evidence," *Accounting Horizons*, 20, 57-73.
- Newey, W. K. and K. D. West(1987), "A simple, positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix," *Econometrica*, 55 (3), 703-708.
- Penman, S. H. and X. Zhang(2002), "Accounting conservatism, the quality of earnings, and stock returns," *The Accounting Review*, 78 (April), 237-264.
- Petersen, M. A.(2009), "Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches," *Review of Financial Studies*, 22 (1), 435-480.
- Ronen, J. and S. Sadan(1981), "Smoothing income numbers: Objectives, means, and implications," Addison-Wesley.
- Schipper, K.(1989), "Commentary on earnings management," *Accounting Horizons*, 3 (4), 91-102.
- Schipper, K. and L. Vincent(2003), "Earnings quality," *Accounting Horizons*, 17 (Supplement), 97-110.
- Sengupta, P.(1998), "Corporate disclosure quality and the cost of debt," *The Accounting Review*, 73 (4), 459-474.
- Subramanyam, K. R.(1996), "The pricing of discretionary accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 22, 249-281.
- Teoh, S. H. and T. J. Wong(1993), "Perceived auditor quality and the earnings response coefficient," *The Accounting Review*, 68 (April), 346-366.
- Truman, B. and S. Titman(1988), "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.
- Watts, R. L.(2003), "Conservatism in accounting, Part I: Explanations and implications," *Accounting Horizons*, 17 (3), 207-221.
- Watts, R. L.(2003), "Conservatism in accounting, Part II: Evidence and research opportunities," *Accounting Horizons*, 17 (4), 287-301.
- Watts, R. and J. Zimmerman(1986), "Positive accounting theory," Prentice-Hall, Englewood Cliffs (NJ).
- White, H.(1980), "A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity," *Econometrica*, 48 (4), 817-838.
- William, S. L.(2000), "A note on robust variance estimation for cluster-correlated data," *Biometrics*, 56, 645-646.
- Xie, H.(2001), "The mispricing of abnormal accruals," *The Accounting Review*, 76, 357-373.
- Zhang, J.(2008), "The contracting benefits of accounting conservatism to lenders and borrowers," *Journal of Accounting Economics*, 45, 27-54.

The Effect of Income Smoothing, Accounting Conservatism, and Discretionary Accruals on Credit Ratings

Jong Il Park* · Hye-Jeong Nam** · Sung-Ho Choi***

Abstract

This paper examines the effect of earnings quality on credit ratings. This paper uses income smoothing, accounting conservatism, and discretionary accruals as proxies for earnings quality. Prior studies suggest that both income smoothing and conservative accounting are one of the private information to deliver future cash flow of a firm while discretionary accruals is a vehicle to manage reported earnings for manager's opportunistic behavior (Watts 2003; Healy and Wahlen 1999) Specifically, Francis et al. (2004, 2005) investigates the effect of earnings quality on cost of capital. They estimate several measurements as proxies for earnings quality and find that firms with high earnings quality experience low cost of equity. However, other studies identify a contrast evidence. Subramanyam (1996) suggests that discretionary accruals is a useful channel to inform a manager's private information. Penman and Zhang (2002) also suggest that conservative accounting may lead to a biased financial reporting due to a unmatched revenues or expense.

Meanwhile, a credit rating company is considered as one of the sophisticated agencies to provide a intrinsic value of a firm. The credit companies analyze a firm to determine the credit rating of the firm. Generally, they utilize more sophisticated tools and accounting information on credit rating. Therefore, investigation on the effect of earnings quality with credit company's perspective is worth exploring. However, a little study is progressed to examine the effect of earnings quality on credit ratings. This paper tends to fill the gap.

In this paper, we predict a positive association between income smoothing and conservatism

* Associate Professor, School of Business, Chungbuk National University-Cheongju(First Author)

** Assistant Professor, College of Business Administration, Dongguk University-Seoul(Corresponding Author),

*** Ph D. Student, Business School, Sungkyunkwan University-Seoul(Co-Author)

and credit ratings, whereas a negative association between discretionary accruals and credit ratings. To test this prediction, we measure income smoothing using Leuz et al. (2003)'s method, accounting conservatism using Baik and Lee (2004)'s method, and discretionary accruals using Kothari et al. (2005)'s method. The credit rating information comes from KIS-Library. The corporate credit ratings have from 1 point to 10 points. 1 point represents firms with the worst credit rank and 10 points represents firms with the best credit rank. The observations of 11,939 firm-year from 2000 to 2009 are used. We first test the effect of each measurement on credit ratings using OLS regression. Then we analyze a relative effect of each measurement on credit rating. After controlling for credit ratings characteristics, we find that firms with high level of income smoothing are more likely to have a good credit ratings. And firms with more conservative accounting also tend to have a good credit ratings. However, discretionary accruals is negatively associated with credit ratings, which means that firms with greater discretionary accruals experience low credit ratings. These results are consistent to our predictions. We test our hypotheses with more strict methodologies again. we apply a ordered logit test, clustering-adjusted ordered probit regression, clustering tests and Newey and West (1987) for robustness of our findings. Results from these analyse are identical to a main result.

In terms of a relative effect of earnings management on credit ratings, a magnitude of discretionary accruals is greater than that of other variables. Especially, a difference between discretionary accruals and other variables is statistically significant, suggesting that a credit rating company considers a aggressive earnings management with more carefully. In sum. our findings suggest that credit companies use earnings quality information when they evaluate a firm's credit rating. Specifically, both income smoothing and conservative accounting have a positive effect while discretionary accruals has a negative effect on credit ratings.

The results of this paper have various implications. The results of this paper suggest that earnings quality has a different effect on credit ratings. That is, credit companies positively perceive income smoothing and conservative accounting. However, firms with high level of discretionary accruals tend to be negatively evaluated. In addition, findings of this paper indicate that the earnings quality as well as level of earnings is a important factor in determining a credit rating of a firm. These findings are important for future research in modeling the determinants of credit ratings. They also enhance our understanding of how rating agencies use accounting quality information.

Therefore, these findings are very useful and provide a lot of important implications to regulators.

investors and creditors that are interested in credit ratings. Academics can also apply the discussion in this paper for related researches.

Key words: Credit rating, Earnings quality, Income smoothing, Accounting conservatism, Discretionary accruals, KSE listed firms, KOSDAQ listed firms