

세무회계저널
제14권 제3호 2013년 6월 pp.159~188
한국세무학회

적정 및 비적정 감사의견 재무제표간 보수주의 성향 차이에 관한 연구

이석근* · 박재완** · 양동훈***

<요 약>

본 연구는 외부감사시 회계보수주의가 반영되어 기업의 회계처리성향이 감사의견에 따라 보수주의 측면에서 차이가 있는 지 여부를 분석하기 위해 비적정의견을 받은 재무제표와 적정의견을 받은 재무제표간에 보수주의 측정치가 차이가 있는지를 실증적으로 분석하였다. 보수주의 측정모형으로는 Khan and Watts(2009)에 의해 개발된 보수주의 측정모형을 새롭게 이용하였다.

1999년도부터 2010년까지 상장기업(금융업제외)을 대상으로 적정의견을 받지 못한 기업을 실험 집단으로 하고 적정의견을 받은 기업을 통제집단으로 하여 실증한 결과, Khan and Watts 모형에 의한 보수주의 측정치(C-Score)는 적정 감사의견을 받은 기업/연도가 비적정 감사의견을 받은 기업/연도에 비해 유의하게 큰 것으로 나타났다. 그러나 동일한 분석대상 기간 중 전기에 비적정의견을 받은 기업이 다음 연도에 적정의견을 받는 경우 보수주의 정도가 증가한 것으로 나타나는지 여부를 분석한 결과에서는 보수주의가 증가하는 방향의 결과가 나왔지만, 통계적으로 유의하지는 않았다.

본 연구의 결과를 보완하기 위해 추가적으로 Ball and Shivakumar(2005) 모형으로 상기 내용을 실증 분석한 결과도 Khan and Watts 모형에 의한 결과와 유사하였다.

본 연구의 공헌점은 우리나라 외부감사인의 감사의견이 적정의견 또는 비적정의견인지 여부에 따라 기업의 회계처리가 보수주의 측면에서 차이가 있음을 실증한 것이다. 본 연구의 결과는 감독 당국의 회계감리업무와 회계법인의 자체 품질관리 업무시 참고자료로 활용할 수 있을 것이다.

<주제어> 감사의견, 보수주의, 보수주의 측정모형, C-Score

* 동국대학교-서울 박사과정 재학, seoklee@hanmail.net, 010-5268-8450, 제1저자

** 동국대학교-서울 경영대학 교수, jwpark@dongguk.edu, 02-2260-3869, 공동저자

*** 동국대학교-서울 경영대학 교수, dyang@dongguk.edu, 02-2260-8655, 교신저자

I. 서 론

대규모 기업부실이 발생하여 사회적으로 큰 경제적 충격이 있을 때마다 외부감사인의 책임문제가 끊임없이 제기되어 왔다. 예를 들어 우리나라의 경우 IMF사태시 대기업들의 도산으로 인해 외부감사인들의 책임문제가 크게 대두되었으며, 최근의 저축은행 사태로 인해 외부감사인의 책임문제에 대한 논의가 활발하게 제기되고 있다. 미국의 경우 2000년대 초 엔론사태로 인해 Sarbanes-Oxley법이 도입되어 외부감사인의 책임이 훨씬 강화되었다.

외부감사인의 주요 책임은 감사인이 표명한 감사의견에 대한 책임이다. 외부감사인의 책임이 강화됨에 따라 외부감사인은 감사실패에 따른 소송위험이나 감독기관의 규제를 회피하는 방향으로 감사의견을 표명하려 할 것이다.

Basu(1997)는 보수주의 회계는 재무보고에 있어서 중요한 특성으로 간주되어 왔다고 하였으며, Beaver(1993)는 순자산과 당기순이익이 과소 계상되는 경우보다는 과대 계상되는 경우에 소송위험이 보다 커지기 때문에 보수주의가 상대적으로 강화된다고 주장하였다. 또한, 많은 선행연구(Defond and Subramanyam 1998 ; 백원선 · 유재권 2005, 최종원 · 이경태 2008, 강선아 외 2010 등)에 의하면 외부감사인은 소송 위험이 높아질수록 재무제표에 대한 회계감사시 관련된 위험을 낮추기 위하여 보수주의를 적용하고자 하는 유인이 높다고 하였다. 또한 Carcello and Palmrose(1994)도 기업이 파산되기 직전에 변형된 감사보고서가 제출되는 경우 감사인이 소송에 처해질 가능성과 소송관련비용 등 법적 책임을 감소시킬 수 있다고 하였다.

보수주의에 대한 선행연구들 중 대부분의 연구는 재량적 발생액을 이용하여 실증분석을 하었는데 Jones모형(1991) 등에 의해 재량적 발생액을 측정하는 경우 측정오차가 클 수 있다는 의견도 존재하며(Dechow et al. 1995) 김정옥 · 배길수(2009)는 재량적 발생액과 보수주의 두 지표가 상호 일관성 있게 영향을 미치지 않는다고 주장하였다. 즉, 재량적 발생액이 높은 기업이 회계보수성이 낮을 것이라는 일반적인 가정과는 달리, 회계보수성이 재량적 발생액에 미치는 영향은 일관성을 보이지 않는 것으로 나타났다고 보고하였으며, 회계보수성이 높다는 결과만으로 재량적 발생액이 낮은 것으로 해석하는 것은 옳지 않다고 하였다. 여타 국내 선행연구들의 경우, 재량적 발생액이외에 Givoly and Hayn(2000)의 비영업발생액, Penman and Zhang(2002)의 C-Score 등을 이용하여 보수주의를 측정하였는데, 감사의견과 보수주의를 직접적으로 실증한 사례를 찾기는 어렵다.

이에 본 연구는 재량적 발생액 등을 이용하여 보수주의를 측정한 기존 연구결과를 보완하기 위하여 Khan and Watts(2009)에 의해 개발된 새로운 보수주의 측정모형을 이용하되, 감사의견과 보수주의에 대한 관련성을 분석하고자 한다. 구체적으로 본 연구는 외부감사인의 감사의견 표명시 재무제표의 보수주의 정도에 따라 차이가 있는 지 여부를 실증하기 위하여 비적정의견을 받은 기업과 적정의견을 받은 기업 간 보수주의 측정치 상의 차이를 검증한다. 또한 전기에

비적정의견을 받은 기업이 다음 연도에 적정의견을 받는 경우 보수주의 정도가 변화하는지 여부도 분석하고자 한다. 이를 통해 감사의견별로 재무제표상 보수주의 측면에서 차이가 있는 지 여부를 실증하여 재량적 발생액을 이용한 선행연구들의 결과를 보완하고자 하며 보수주의란 질적 특성을 통해 감사품질을 관리하거나, 제고할 방안을 모색하는 기초자료로 활용하고자 한다. 보수주의도 회계정보의 중요한 질적 특성이므로 감독당국이 감리업무 수행시 참고자료로 활용할 수 있을 것이다.

1999년도부터 2010년까지 상장기업(금융업 제외)을 대상으로 적정의견을 받지 못한 기업(93개 기업/연도)을 실험집단으로 하고 Khan and Watts(2009)에 의해 개발된 보수주의 측정모형을 이용하여 실증 분석한 결과, Khan and Watts 모형에 의한 보수주의 측정치 즉, C-Score 평균은 적정 감사의견을 받은 기업/연도가 비적정 감사의견을 받은 기업/연도에 비해 유의하게 큰 것으로 나타났다.

또한 1999년도부터 2010년까지 적정의견을 받지 못한 기업 중 전기에 비적정의견을 받은 기업이 다음 연도에 적정의견을 받는 경우(67개 기업/연도)에 보수주의 정도가 증가하는지 여부도 분석한 결과, Khan and Watts 모형에 의한 C-Score를 이용한 단변량분석 및 다변량분석 결과 모두, 보수주의가 증가하는 방향으로 결과가 나왔으나 통계적으로 유의하지는 않았다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 다음 절에서는 본 연구와 관련된 선행연구들을 요약하고 연구가설을 도출한다. 제Ⅲ절과 Ⅳ절에서는 본 연구에 사용된 연구방법과 연구에 사용될 표본의 추출에 대해 기술하고 제Ⅴ절에서는 실증결과를 설명한다. 제Ⅵ절에서는 Ball and Shivakumar (2005) 모형에 의한 추가분석내용을, 마지막 절에서는 본 연구의 결과를 요약하고 본 연구의 문제점과 공헌점을 토의한다.

Ⅱ. 선행 연구와 가설 도출

보수주의와 감사의견과의 관계를 분석하고자 하는 본 연구와 관련된 선행연구들은 크게 두 가지로 대별될 수 있다. 첫 번째 유형의 선행연구는 재량적 발생액과 감사의견과의 관계에 대한 연구이고 다른 유형은 보수주의에 관한 연구이다.

1. 재량적 발생액과 감사의견과의 관계에 대한 연구

감사받은 재무제표에 포함된 회계정보의 질적 특성과 관련된 대부분의 선행연구는 재량적 발생액을 이용하여 경영자의 이익조정정도를 파악하고 이를 감사품질과 관련시키는 연구이다. 여기서 재량적 발생액은 특정 산업에서 기대되는 정상적인 발생액을 초과하는 발생액을 의미한다.

이러한 재량적 발생액이 클수록 이익조정가능성이 클 것으로 가정한다. 한편 외부감사인의 입장에서 재량적 발생액이 경영자의 이익조정정도를 나타낸다면 이를 반영하여 재량적 발생액이 큰 기업에 대해서는 비적정의견을 표명할 가능성이 높을 것이다.

Hirst(1994)에 의하면 회계감사인은 경영자의 이익조정동기를 감안하여 감사과정에서 발생액의 조정방향을 결정하며, 이에 따라 감사의견을 표명한다고 하였다. 즉, 회계감사인은 이익조정 동기 즉, 이익의 과대계상여부, 그리고 발생액이 이익 과대계상 방향으로 조정되는지 여부 등을 감안하여 최종적인 감사의견을 표명한다는 것이다. Bartov et al.(2000)은 재량적 발생액과 비적정 감사의견이 양의 상호관계를 가지고 있음을 보여 재량적 발생액이 큰 기업일수록 비적정 감사의견을 받을 가능성이 높다고 하였다. 또한 Francis and Krishnan(1999)은 발생액 규모가 큰 기업의 경우 발생액 추정이 부정확할 가능성 등에 따른 위험을 축소하고자 변형된 감사보고서를 보다 많이 작성하였음을 미국 상장기업들을 대상으로 실증하였다.

우리나라의 경우 나종길·최기호(2001)가 재량적 발생액과 비적정 감사의견간의 관계를 감사품질의 척도로 이용하여 우리나라 회계감사서비스의 전반적인 감사품질을 평가하였다. 이들 연구는 재량적 발생액 추정을 위해 두 가지 모형을 사용하였는데, 수정 Jones 모형에 의해 추정된 재량적 발생액은 비적정감사의견과 유의한 양의 관계를 보여주었다. 이는 재량적 발생액이 큰 경우 이익조정규모가 커 비적정 감사의견을 받을 가능성이 많음을 보여주는 바, 감사품질이 좋을 것을 나타낸다고 주장하였다. 그러나 Jeter and Shivakumar(1999)가 제안한 CFO모형에 의해 추정된 재량적 발생액으로서는 비적정의견과 유의한 관계를 발견하지 못하였다. 박종일(2010)은 전기에 비적정감사의견을 받은 후 감사인이 교체된 경우 감사인 교체 후 이익조정에 미치는 영향을 재량적 발생액을 이용하여 평가한 결과, 전기에 비적정감사의견을 받은 기업이 적정의견을 받은 기업보다 감사인 교체 후 연도에서 재량적 발생액이 유의하게 더 높았다고 보고하였다. 즉, 전기의 비적정감사의견이 감사인 교체 후 연도의 재량적 발생액과 유의한 관계가 있음을 보여준 것이다. 또한 김상현·강주훈(2006)은 재무보고이익과 세무보고이익의 차이가 클수록 즉, 경영자의 이익조정 행위가 클수록 상대적으로 외부감사인에 의한 감사결과 적정의견 이외의 감사의견을 받게 되는 경향이 높아지는 것으로 나타났다고 하였다.

2. 보수주의에 관한 연구

Watts(2003a, 2003b)는 보수주의가 부채계약이나 경영자보상계약에서 경영자의 기회주의적인 행동을 제한함으로써 채권자와 주주의 이익을 보호하는 역할을 수행한다고 주장하였으며, 회계 실무에서 보수주의가 선호되는 사유로 소송위험, 절세, 규제 등을 제시하였다.

대부분의 선행 실증연구는 소송위험에 기초하여 보수주의를 연구하였다. 예를 들어 Beaver(1993)는 순자산과 이익이 과소 계상되는 경우보다 과대 계상되는 경우 소송위험이 보다 높아지기

때문에 보수주의가 상대적으로 강화되었다고 주장하였다. 또한 Watts(2003a)는 기업이 기대 소송 비용을 감소시키기 위하여 보수적인 회계처리를 선호한다고 주장하였으며, 공표 재무제표상 순자산과 과대 계상하는 경우 순자산을 과소 계상한 경우에 비하여 소송에 연루될 가능성이 높다고 하였다. 이는 순자산 과대계상시 소송에 연루되어 소송비용 증대를 초래할 가능성이 높아지므로 기업은 보수주의를 선호하여 순자산과대계상을 억제함으로써 기대소송비용을 감소시킬 것임을 의미한다.

국내 연구의 경우 최종원·이경태(2008)가 잠재적 소송위험이 보수주의적 회계선택에 미치는 영향을 분석하였는데, 보수주의 측정치로는 Basu(1997)의 모형과 Kothari et al.(2005)에 의해 변형된 Jones모형¹⁾ 등을 이용한 재량적 발생액을, 기업의 잠재적 소송위험의 사전적 측정치로는 임원배상책임보험료를 사용하여, 잠재적 소송비용의 크기가 큰 기업일수록 보수적 회계처리 성향이 강화되고 있음을 보여주었다. 강선아 외(2010)는 최종원·이경태(2008)와 유사하게 경영자가 보수주의 회계를 선택함에 있어 잠재적 소송위험이 미치는 영향을 검증하였는데, 잠재적 소송위험의 대용치로 임원배상책임보험료와 보장한도액을 각각 사용함과 아울러 임원배상책임보험 가입으로 인한 보수주의 성향으로의 내생성 문제를 추가적으로 고려하되, 보수주의 측정치로는 Givoly and Hayn(2000)의 비영업발생액, Penman and Zhang(2002)의 C-Score, Feltham and Ohlson(1995)의 Market-to-Book ratio 등을 이용하여 검증한 결과, 잠재적 소송위험이 보수적 회계처리와 양의 관계에 있음을 확인하였다.

한편 소송위험은 감사인의 의견표명에도 영향을 줄 수 있다. 재무제표의 보수주의가 낮아지면 감사실패에 따른 위험을 감소시키기 위해 보다 보수적인 재무제표에 대해 적정의견을 표명하거나 보수주의가 낮은 재무제표에 대해 변형의견을 제시함으로써 위험을 회피하려 할 것이다. Defond and Subramanyam(1998)은 소송위험이 높은 기업에서 주로 재량적 발생액이 감소하는 현상을 보이는 바, 이는 회계감사인이 소송위험이 큰 경우 보수주의 회계를 선호하게 되는 인센티브가 발생함을 의미한다고 하였다. 소송위험과 감사의견과의 관계를 연구한 박종성·손성규(2000)는 감사인이 사후 감리에서 지적되거나 손해배상청구소송에 피소됨으로 인하여 입게 되는 손실, 즉 잠재적 비용을 고려하여 의견을 표명하는지를 실증적으로 검토한 결과, 피감사회사의 파산확률이 높을수록 비적정의견을 제시할 확률이 높은 것으로 나타났다고 하였는 바, 파산확률이 높아 소송위험이 높을수록 비적정의견을 제시할 가능성이 많음을 보여주었다. 최관·박종일(2012)은 감사 실패시의 막대한 소송비용 때문에 계속감사기간을 제한할 필요가 없다는 주장에 대하여 재량적발생액을 이용하여 분석한 결과, 계속감사기간과 감사품질과는 관계가 없음을 검증하였다.

회계감사에서 보수주의를 분석한 선행연구로는 오현택(2006), 백원선·유재권(2005), 최영

1) 최종원·이경태(2008)에서는 수정 Jones 모형 또는 Kothari et al.(2005)에 의해 변형된 Jones모형으로 표현한다.

곤·안홍복(2007) 등이 있다. 오현택(2006)은 피감사기업의 감사보수와 지배구조 등이 보수주의에 미치는 영향을 Giovoly and Hayn(2000)의 비영업발생액 등을 보수주의 측정치로 이용하여 평가하였는데, 감사보수가 크거나, 대주주 1인 지분율이 클수록 보수주의가 약한 것으로 보고하였다. 백원선·유재권(2005)은 회계법인을 규모에 따라 Big4제휴 회계법인과 여타 회계법인으로 구분하고 이들이 각각 감사한 결과를 Basu(1997)의 보수주의 측정치 등 4가지 보수주의 측정치를 이용하여 실증하였는데, Basu의 측정치를 제외한 3가지 보수주의 측정치에서 Big4제휴 회계법인이 감사한 기업의 재무제표가 보다 더 보수적인 것으로 유의하게 나타났다. 최영곤·안홍복(2007)은 감사인의 위험회피성향과 보수주의회계와의 관련성을 Basu 모형으로 실증한 결과에서는 유의한 관계가 있는 것으로 나타났으나, Penman and Zhang(2002)의 C-Score모형으로 실증한 결과에서는 유의적인 관계를 관찰하지 못하였다고 보고하였다.

3. 선행연구 종합

앞의 선행연구에서 본 바와 같이 재량적 발생액이 커 이익과대계상 가능성이 많은 경우 비적정의견을 받을 가능성이 많았다. 또한 감사인의 위험회피성향과 보수주의회계와는 관련성이 있는 것으로 나타났으며, 감사인은 소송위험이 클 경우 비적정의견을 내리는 것으로 분석되었다. 그러나 보수주의회계와 감사의견과의 직접적인 관계를 분석한 선행연구는 거의 없다.

물론 재량적 발생액과 감사의견과의 관계를 분석한 선행연구는 있으나, 재량적 발생액과 보수주의와의 관계에 관한 선행연구에 의하면, 재량적 발생액이 보수주의 측정의 대용치로 사용하기에는 부적합한 것으로 보인다. 즉, Dechow et al.(1995)는 Jones모형에 의해 재량적발생액을 추정하는 경우, 현금흐름과 발생액간 부(-)의 관계를 통제하는 못하는 한계로 인하여 과대/과소 추정하게 될 가능성이 크다고 하였다. 또한 김정옥·배길수(2009)는 재량적 발생액과 보수주의 두 지표가 상호 일관성 있게 영향을 미치는지는 않는다고 주장하였다. 즉, 재량적 발생액이 높은 기업이 회계보수성이 낮을 것이라는 일반적인 가정과는 달리, 회계보수성이 재량적 발생액에 미치는 영향은 일관성을 보이지 않는 것으로 나타났다고 보고하였으며, 회계보수성이 높다는 결과만으로 재량적 발생액이 낮은 것으로 해석하는 것이 옳지 않다고 하였다.

이에 본 연구는 소송위험과 감독당국의 규제조치가 강화되고 있는 최근환경 하에서 외부감사인이 보수주의 정도를 감사의견 표명시 고려하는지 여부를 실증적으로 분석하고자 한다. 만일 감사인이 감사의견 표명시 보수주의를 반영한다면 즉 보수주의가 낮은 재무제표에 대해 소송위험을 회피하기 위해 적정의견을 표명하는 것을 회피한다면 표명된 감사의견간 보수주의에 차이가 나타날 것이다.

4. 가설의 도출

선행연구의 결과에 따르면 기업은 잠재적 소송위험이 높을수록 보수주의 회계를 선호하여 순자산 과대계상을 억제하고자 할 것이며, 이를 통해 소송위험을 감소시키고자 할 것이다. 또한 감사인은 손해배상소송 등 소송위험을 감안하여 동 위험이 높을수록 비적정의견을 내릴 가능성이 많을 것이다. 이 두 가지 선행연구 결과를 연결하여 보면, 기업이 보수주의 회계를 통해 순자산 과대계상을 억제하지 못해 소송위험을 증대시킨다면, 감사인은 비적정의견을 내릴 확률이 높을 것으로 추론된다.

이러한 경향은 최근 들어 재무제표의 투명성 제고와 관련하여 경영자의 재무제표작성책임과 감사인의 책임이 강화됨에 따라 더욱 강화될 것으로 예상된다. 이중 감사인의 주요 책임은 자신이 표명한 감사의견에 대한 책임이므로 감사인은 감사실패에 따른 소송위험이나 감독기관의 규제를 회피하기 위해 보수주의를 더욱 고려하여 감사의견을 표명할 것으로 기대된다. 따라서 적정의견을 받은 재무제표의 경우 보수주의가 상대적으로 강할 가능성이 많으며, 회계원칙 위배 등으로 비적정 감사의견을 받은 기업인 경우에는 한정의견, 부적정의견, 의견거절 등 비적정의견 종류에 따라 상이하겠지만, 일반적으로 적정의견을 받은 기업에 비해 보수주의가 상대적으로 약할 가능성이 많을 것이다. 이에 본 연구는 비적정의견을 받은 기업들과 적정의견을 받은 기업들 재무제표의 보수주의 정도를 비교 분석하여 비적정의견 기업들이 적정의견 기업들에 비해 보수주의가 유의하게 약한지 여부를 실증하고자 다음과 같이 귀무가설을 설정한다.

귀무가설 1 : 비적정감사의견을 받은 기업과 적정의견을 받은 기업 간 보수주의 정도에는 차이가 없을 것이다.

또한 감사인이 감사의견을 형성할 때 일관성 있게 보수주의를 반영한다면 동일한 기업이 특정년도에 비적정의견을 받았으나, 다음 연도에 적정의견을 받은 경우, 회계처리에 있어 보수주의가 강화되었을 가능성이 많을 것이다. 본 연구에서는 특정년도에 비적정의견을 받은 기업들 중 그 다음 연도에 적정의견을 받은 기업들을 대상으로 적정의견을 받은 연도의 보수주의 회계처리 정도와 비적정의견을 받은 그 전년도의 보수주의 회계처리 정도를 비교 분석하여, 적정의견을 받은 연도의 보수주의 정도가 비적정의견을 받은 전년도의 보수주의 정도에 비해 유의하게 강화되었는지 여부를 평가하기 위해 다음과 같이 귀무가설을 설정하고자 한다.

귀무가설 2 : 기업이 비적정의견을 받은 직후 적정의견을 받을 경우 보수주의 정도에는 차이가 없을 것이다.²⁾

2) 추가적 귀무가설로 “적정의견을 받은 직후 비적정의견을 받는 경우 보수주의 정도에 차이가 있는 지 여부”에 대해서도 평가하고자 하였으나, 적정의견을 받은 직후 비적정의견을 받는 기업의 수가 비적정의견을 받은 직후 적정의견을 받는 기업의 수(67개)보다 크게 적어 분석에서 제외하였다. 이는 상장 초

III. 연구방법

감사의견과 보수주의회계와의 관계를 분석하는 본 연구에 있어서, 감사의견 부분은 공시제도에 의거하여 적정, 한정, 부적정 등 의견의 종류별로 매년 상세히 공시되므로 통계적으로 추가적인 작업 없이 이를 사용하고자 한다. 반면, 회계의 보수주의 정도를 측정하는 데 있어서는 다양한 방법이 제시되어 있으므로 보수주의 측정을 어떻게 할 것인가가 중요한 과제이다.

Basu(1997)는 회계보수주의가 수익과 비용간 비대칭적 인식, 즉 수익을 비용보다 보수적으로 인식하는 것이라고 하였다. 즉, 악재에 따른 손실을 호재에 따른 이익보다 조기에 인식하는 비대칭적 적시성이 존재하며, 그 결과 손실이 이익보다 조기에 손익계산서에 반영된다는 것이다. Basu(1997)는 이익과 주가수익률과의 관계를 이용하여 보수주의 회계를 측정하는 모형을 다음과 같이 제시한다.

$$X_i = \beta_1 + \beta_2 D_i + \beta_3 R_i + \beta_4 D_i * R_i + e_i$$

여기에서,

X_i = Earnings

R_i = Return

D_i = R_i 가 음(-)이면 1, 아니면 0

위에서 β_4 는 주가수익률이 음(-)일 때, 즉 손실이 발생했을 때 손익계산서에 반영되는 정도를 나타내어 보수주의 회계 정도를 나타낸다. 위의 측정치를 포함하여 보수주의 측정에는 여러 가지 모형들이 제시되었으며, Ryan(2006)은 Basu가 1997년에 제시한 측정모형이 가장 많이 이용되고 있다고 하였다.

그러나 Basu의 모형에서 음(-)의 주가수익률에 대한 비대칭적인 계수 값이 보수주의를 나타내는 데에는 주가수익률에 기업의 모든 정보가 내포되어 있어야 한다는 중요한 가정이 전제되어야 한다. 이러한 점을 보완하기 위하여 현금흐름과 발생액과의 관계를 이용한 보수주의 측정 모형이 개발되었다. Dechow et al.(1995)은 발생주의 회계의 특성상 회계발생(accrual)은 현금흐름이 가지는 일시성을 보완하는 역할을 하기 때문에 회계발생과 현금흐름은 부(-)의 상관관계를 가진다고 하였다. 다른 한편으로 회계발생은 경제적 손실과 경제적 이익을 시의성 있게 인식하는 역할을 하므로 회계발생과 현금흐름은 양의 상관관계를 가지는 측면이 있다. 특히 보수주의 회계처리의 경우 경제적 손실을 더욱 시의성 있게 인식한다는 것이므로 경제적 손실의 경우에는 경제적 이익의 경우보다 이러한 양의 상관관계가 상대적으로 더 높을 것이다. Ball and Shivakumar(2005)는 이러한 관계에 착안하여 경제적 손실, 즉 부(-)의 현금흐름이 경제적 이익,

년도에 비적정의견을 받는 경우가 많고, 상장후 일정기간이 지난 후에는 비적정의견을 받는 경우가 적어 비적정후 적정의견 표본이 적정후 비적정의견 표본보다 크게 많은 것으로 보인다.

즉 양의 현금흐름보다 회계발생액에 더 잘 반영되는 정도로서의 보수주의를 측정하기 위하여 다음과 같이 부의 현금흐름과 발생액과의 관계를 이용하여 보수주의 측정모형을 제시하였다.

$$ACC_{it} = a_0 + a_1CF_{it} + a_2\Delta REV_{it} + a_3PPE_{it} + a_4DCF_{it} + a_5DCF_{it}*CF_{it}$$

여기에서,

$$ACC_{it}(\text{총발생액}) = (\text{당기순이익} - \text{영업현금흐름}) / \text{기초총자산}$$

$$CF_{it} = \text{영업현금흐름} / \text{기초총자산}$$

$$\Delta REV_{it} = \text{매출액증가액} / \text{기초총자산}$$

$$PPE_{it} = \text{유형자산} / \text{기초총자산}$$

$$DCF_{it} = \text{CF가 음(-)이면 1, 아니면 0}$$

위 모형에서는 부(-)의 현금흐름이 회계발생과 양(+)의 상관관계가 발생하는 경우 보수주의 회계처리를 하고 있는 것으로 간주되고, 이러한 양(+)의 상관관계(a_5)가 상대적으로 클수록 보수주의 정도도 상대적으로 더 높은 것으로 간주된다. 국내 보수주의 연구에서는 동 모형이 기존 여러 모형의 단점을 보완한 종합적인 모형이라고 하여 많이 이용되고 있다(김명인 외 2008 ; 황이석 외 2008 ; 김새로나 외 2011 ; 김새로나 · 양동훈 2012).

그러나 Ball and Shivakumar 모형에서는 부(-)의 현금흐름이 있는 경우에 한하여 보수주의 측정이 가능하므로 보수주의 측정에 부(-)의 현금흐름 표본만이 이용되는 한계가 있으며, 특정 표본그룹 전체에 대해서만 보수주의 정도를 측정할 수 있어 각 기업별, 연도별로 보수주의 정도를 측정할 수 없는 한계도 있다.

Khan and Watts(2009)는 Basu(1997)의 상기 횡단면적 보수주의 측정 모형을 이용하여 기업-연도별로 보수주의를 측정하는 모형을 개발하였다. Basu모형에서 호재에 대한 민감도를 나타내는 계수, 즉 β_3 (G-Score)와 악재에 대한 민감도를 나타내는 계수, 즉 β_4 (C-Score)가 각각 Market-to-book(M/B) ratio, Size, Leverage 등과 관련됨을 이용하여 각 기업-연도별로 β_4 (C-Score), 즉 보수주의를 나타내는 계수를 측정할 수 있는 모형을 다음과 같이 제시하였다.

$$X_i = \beta_1 + \beta_2 D_i + \beta_3 R_i + \beta_4 D_i R_i + e_i$$

여기에서,

$$G\text{-Score} = \beta_3 = \mu_1 + \mu_2 \text{ Size}_i + \mu_3 \text{ M/B}_i + \mu_4 \text{ Lev}_i$$

$$C\text{-Score} = \beta_4 = \lambda_1 + \lambda_2 \text{ Size}_i + \lambda_3 \text{ M/B}_i + \lambda_4 \text{ Lev}_i$$

이들 식을 재배열하면 다음과 같이 정리된다.

- 3) Watts(2003a)는 보수주의가 계약, 소송, 세금, 규제 등 4가지 요소에 관련됨을 주장하였으며, Khan and Watts(2009)는 이들 4가지 요소는 투자 기회(IOS : investment opportunity set)에 관련되므로, IOS의 proxy로 많이 이용되는 Market-to-book(M/B) ratio, Size, Leverage 등이 보수주의가 관련된다고 주장하였다.

$$X_i = \beta_1 + \beta_2 D_i + R_i(\mu_1 + \mu_2 \text{Size}_i + \mu_3 \text{M/B}_i + \mu_4 \text{Lev}_i) + D_i R_i(\lambda_1 + \lambda_2 \text{Size}_i + \lambda_3 \text{M/B}_i + \lambda_4 \text{Lev}_i) + (\delta_1 \text{Size}_i + \delta_2 \text{M/B}_i + \delta_3 \text{Lev}_i + \delta_4 D_i \text{Size}_i + \delta_5 D_i \text{M/B}_i + \delta_6 D_i \text{Lev}_i) + e_i$$

여기에서,

X_i = Earnings

D_i = R_i 가 음(-)이면 1, 아니면 0

R_i = Return

Size = 기업규모

M/B = 시가총액/자본총액

Lev = 부채총액/시가총액

Ball and Shivakumar 모형에서는 부(-)의 현금흐름인 경우, Basu 모형에서는 추가수익률이 부(-)인 경우를 이용하여 보수주의를 측정하나, 상기 Khan and Watts 모형은 부(-)의 현금흐름인 경우나 추가수익률이 부(-)인 경우만이 아니라, 모든 표본을 활용하여 각 연도별 및 기업별로 보수주의를 측정할 수 있는 장점이 있다. 이를 감안하여 비적정의견 표본⁴⁾이 많지 않은 본 연구에서는 Khan and Watts 모형으로 보수주의를 측정⁵⁾하기로 하고, Ball and Shivakumar 모형은 보완적으로 사용하기로 한다. 단, Earnings, Return, Size 등은 다음과 같이 산출한다.

X_i = Earnings = 당기순이익/전년도말 시가총액

R_i = Return = (당기말 시가총액 - 전기말 시가총액)/전기말 시가총액

Size = 시가총액의 로그 값

각 가설별로는 Khan and Watts 모형에 의해 산출된 보수주의 측정치, C-Score를 이용하여 다음과 같이 각각 검증한다.

〈가설1(적정의견기업과 비적정의견기업)의 검증〉

적정의견기업과 비적정의견기업들의 C-Score들을 분석하여 단변량분석에서 적정의견기업의 C-Score가 비적정의견기업에 비해 더 큰 것으로 유의하게 나오는 경우 및 다변량분석에서 적정의견과 C-Score가 유의한 양(+)의 관계에 있는 경우 비적정의견기업들의 보수주의가 적정의견기업들에 비해 상대적으로 작다는 것을 의미한다.

4) 1999년부터 2010년 기간 동안의 비적정의견 표본은 284개(기업/연도)에 달하였으나, 자본잠식, 비상장 및 상장폐지 등으로 관련변수 산출이 곤란한 기업/연도를 191개 제외시 93개(기업/연도)이며, Ball and Shivakumar 모형으로 보수주의 측정시 사용되는 표본은 93개중 현금흐름이 부(-)인 경우인 50개에 불과하다.

5) Khan and Watts 모형에 의한 보수주의 측정치는 첫 번째 단계로 연도별, 기업별 관련 통계수치를 제시된 모형으로 회귀분석 하여 회귀계수($\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$)를 도출한 후 다음 단계로 산출된 회귀계수($\lambda_1, \lambda_2, \lambda_3, \lambda_4$)를 C-Score 산출 식에 넣어 각 기업별 각 연도별 C-Score를 산출한다.

〈가설2(비적정의견후 적정의견 기업)의 검증〉

비적정의견 연도 C-Score들과 적정의견 연도 C-Score들을 분석하여 단변량분석에서 적정의견 연도 C-Score가 비적정의견 연도 C-Score에 비해 더 큰 것으로 유의하게 나오는 경우 및 다변량분석에서 적정의견연도와 C-Score가 유의한 양(+)의 관계에 있는 경우 비적정의견 후 적정의견시 보수주의가 상대적으로 증가한 것을 의미한다.

IV. 표 본

1. 가설1의 표본

가설1의 검증을 위해서는 적정의견기업과 비적정의견(부적정, 한정 등 적정의견이 아닌 모든 의견)기업들의 보수주의를 측정하여 비교하여야 하므로, 감사의견 정보와 보수주의를 측정하기 위한 재무회계정보를 포함하는 KIS-VALUE를 이용하였다. 분석대상 기업은 재무회계수치가 상대적으로 신뢰성이 있다고 간주되는 코스피와 코스닥 상장기업으로 하였다.

분석 대상기간은 IMF위기 여파가 있었을 것으로 추정되는 1997년과 1998년을 제외하고 그 이후인 1999년부터 가장 최근의 감사의견 정보를 구할 수 있는 2010년까지로 하였다. 업종의 경우에는 타업종과 비교시 재무회계의 특성이 크게 상이할 수 있는 금융업종을 제외한 모든 업종을 포함시켰으며, 비적정의견을 받은 기업을 실험집단으로, 적정의견을 받은 기업을 통제집단으로 하였다.

그 결과 실험집단의 경우 <표 1>에서와 같이 1999년부터 2010년 사이 적정의견을 받지 못한 약 284개 기업/연도이었으나, 이 중 자본잠식기업 및 감사의견 표명 당시 비상장기업 등 191개 기업/연도를 제외하였다.

〈표 1〉 비적정의견 기업현황

구 분	'99	'00	'01	'02	'03	'04	'05	'06	'07	'08	'09	'10	계
의견거절	5	11	3	2	2	0	0	0	0	0	0	7	30
부적정	1	3	0	1	1	0	0	0	0	0	0	1	7
한 정	51	57	32	24	22	15	16	4	12	6	5	3	247
(감사범위제한)	(28)	(37)	(24)	(11)	(14)	(8)	(11)	(3)	(7)	(1)	(0)	(1)	(145)
(회계기준위배)	(23)	(20)	(8)	(13)	(8)	(7)	(5)	(1)	(1)	(5)	(5)	(2)	(102)
계	57	71	35	27	25	15	16	4	12	6	5	11	284
비상장, 자본잠식	38	46	23	18	17	13	13	3	8	1	2	9	191
실험집단	19	25	12	9	8	2	3	1	4	5	3	2	93

자본잠식기업의 경우 보수주의 측정시 이용할 자본총액 등의 수치가 부(-)로 나타나 측정이 곤란하게 되어 제외하였으며, 최근에는 상장되어 있지만 과거 특정년도 감사의견 표명 당시 비상장기업인 경우에도 재무제표 등의 신뢰성에 문제가 있을 수 있으므로 제외하였다.

그 결과, 총 93개 기업/연도가 선정되었으며, 당초의 실험집단 표본 284개중 191개나 제외된 것은 적정의견을 받지 못한 기업의 경우 재무구조가 극도로 불량하여 자본잠식상태가 많았기 때문이었다. 연도별로 보면, 자본잠식기업을 제외하더라도 IMF위기의 영향이 아직 남아 있었을 것으로 추정되는 1999년과 2000년에 비적정의견을 받은 기업이 가장 많았으며, 이후 점차 감소하다가, 서브프라임위기가 한창이었던 2007년에 일시적으로 증가한 모습을 보였다.

통제집단의 경우에는 <표 2>에서와 같이 각 연도별로 적정의견을 받은 모든 기업 중 자본잠식기업과 감사의견 표명 당시 비상장기업을 제외한 결과 총 12,953 개 기업/연도가 선정되었다. 매년 상장기업이 증가함에 따라 기업 수는 꾸준히 증가하는 모습을 보였다.

〈표 2〉 적정의견 기업현황

'99	'00	'01	'02	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	계
564	633	765	892	1032	1101	1159	1230	1291	1360	1429	1497	12953

2. 가설2의 표본

가설2는 비적정의견을 받은 후 다음 년도에 적정의견을 받은 기업에 대하여 양년도의 보수주의 정도를 비교하여야 하므로, 가설1의 실험집단 중에서 이에 해당하는 기업만을 추출하였다. 그 결과 가설1의 실험집단, 즉 비적정의견을 받은 93개 기업 중 다음 년도에 적정의견을 받지 못한 기업을 제외하여 67개 기업/연도를 선정하였다.

V. 실증분석 결과

실험집단과 통제집단 모두에 대하여 Khan and Watts의 모형에 의해 산출되는 보수주의 측정치, 즉 C-Score를 구하기 위해서는 아래의 Khan and Watts의 모형으로 회귀분석 하여야 하는바 동 분석에 사용할 1999년부터 2010년 기간 중의 관련 변수들의 기술통계량은 <표 3>과 같았다. 즉, X(이익률) 평균은 0.1659, R(주가수익률) 평균은 0.582, 주가수익률이 음(-)인 경우를 나타내는 D의 평균은 0.40으로서 약 40%정도의 기업/연도의 주식투자수익률이 음(-)이었음을 보여준다.

$$X_i = \beta_1 + \beta_2 D_i + R_i(\mu_1 + \mu_2 \text{Size}_i + \mu_3 \text{M/B}_i + \mu_4 \text{Lev}_i) + D_i R_i(\lambda_1 + \lambda_2 \text{Size}_i + \lambda_3 \text{M/B}_i + \lambda_4 \text{Lev}_i) + (\delta_1 \text{Size}_i + \delta_2 \text{M/B}_i + \delta_3 \text{Lev}_i + \delta_4 D_i \text{Size}_i + \delta_5 D_i \text{M/B}_i + \delta_6 D_i \text{Lev}_i) + e_i$$

〈표 3〉 기술통계량

	Mean	Std. Dev.	Variance	Min	Max
X(Earning)	0.1659	5.495	30.196	-47.976	401.978
D	0.40	0.74	0.55	0	1
R	0.582	3.057	9.350	-0.987	192.620
Size	10.735	0.664	0.441	8.158	14.189
M/B	1.493	12.790	163.599	0.002	1315.126
Lev	1.895	14.955	223.657	0.000	1291.326

- 1) 1999년부터 2010년기간중 이용 가능한 코스피 및 코스닥 상장 13,032개 기업/연도에 대한 관련통계임
2) 변수의 정의

X(이익률) : 당기순이익/전년도말 시가총액

R(주가수익률) : (당기말 시가총액-전기말 시가총액)/전기말 시가총액

D : R이 음(-)이면 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수

Size(기업규모) : 시가총액의 로그 값

M/B(장부가대비 시가비율) : 시가총액/자본총액

Lev(부채비율) : 부채총액/시가총액

Khan and Watts의 모형으로 총 13,032개의 C-Score를 산출⁶⁾한 결과, 최댓값 2.809, 최솟값 -98.946 그리고 평균은 -0.055를 각각 보이고 있다. 적정의견과 비적정의견별로 각각 상하 1%을 제외⁷⁾시킨 경우에는 최댓값 0.969, 최솟값 -27.125 그리고 평균은 -0.032인 12,604개의 C-Score를 구하였다.

1. 귀무가설1의 검증

가. 단변량 분석

본 연구의 첫 번째 가설은 비적정의견을 받은 기업과 적정의견을 받은 기업 간에 보수주의 정도에 차이가 있는지를 검증하는 것이다. 이를 검증하기 위해 표본을 적정의견 기업/연도와 비적정의견 기업/연도로 구분하고 관련변수들의 차이를 정리한 결과는 <표 4>와 같다. X(Earning),

6) C-score의 회귀분석 등을 통한 산출과정은 부록 참조.

7) 평균대비 매우 극한치에 속하는 C-Score 최솟값 -98.9463이 비적정의견 중에 있어 이를 적정의견과의 비교시 비적정의견의 보수주의가 크게 낮도록 할 우려가 있으므로 이를 제외하였다.

즉 당기순이익/총자산 비율은, 유의하지는 않았지만 적정의견 표본의 평균이 비적정의견 표본의 평균에 비해 크게 낮았는데, 이는 비적정의견표본 284개중 191개(약 67%)가 자본잠식 등으로 제외되어 적정의견에 비해 비우량기업이 상대적으로 더 많이 제외된 데 기인한 것으로 보인다. 주가수익률을 나타내는 R(Return)의 경우 통계적으로 유의하지는 않았지만, 적정의견평균이 비적정의견 평균에 비해 높은 것으로 나타났다. 한편 C-Score, 즉 보수주의에 영향을 미치는 Size, Market/Book, Leverage 등에 있어서는 Size는 적정의견평균이, Market/Book, Leverage 등은 비적정의견 평균들이 상대적으로 유의하게 높았다.

〈표 4〉 관련변수 t 검정 결과

Variables	극한치 제외전				C-Score 기준 상하 1% 제외시			
	비적정 평균	적정 평균	적정-비적정 (t-stat)	p값	비적정 평균	적정 평균	적정-비적정 (t-stat)	p값
X(Earning)	0.766	0.161	-0.605 (-1.059)	0.290	0.817	0.151	-0.666 (-1.214)	0.225
R	0.492	0.582	0.090 (0.283)	0.777	0.452	0.564	0.112 (0.427)	0.670
Size	10.262	10.738	0.476 (6.902)	0.000	10.271	10.728	0.457 (7.085)	0.000
M/B	18.212	1.373	-16.839 (-12.729)	0.000	4.150	1.263	-2.887 (-14.339)	0.000
Lev	32.173	1.677	-30.496 (-19.889)	0.000	18.645	1.629	-17.016 (-17.497)	0.000
C-score	-1.308	-0.046	1.262 (11.263)	0.000	-0.260	-0.032	0.228 (3.926)	0.000

주) 각 변수의 정의는 <표 3>을 참조.

보수주의 측정을 위해 상기 관련변수를 C-Score 산출식에 넣어 계산된 C-Score를 적정의견 기업/연도와 비적정의견 기업/연도로 구분하고 독립표본 t검정을 실시한 결과, 1999년부터 2010년까지의 기간 중 비적정의견을 받은 93개 기업/연도의 C-Score 평균은 -1.308, 동 기간 중 적정의견을 받은 12,939개 기업/연도의 C-Score 평균은 -0.046 이었으며, 평균차는 1.262를 보여 통계적으로 유의($p < 0.01$)한 것으로 나타나, 적정의견을 받은 표본의 보수주의가 더 강한 것으로 나타났다.

한편, 각 감사의견별로 극한치(C-Score 기준 상하 1%)를 제외한 표본을 적정의견 기업/연도와 비적정의견 기업/연도로 구분하고 관련변수를 정리한 경우에도 극한치 제외전 표본에 서와 같이 X(Earning), R(Return), Size, Market/Book, Leverage 등의 적정의견 평균과 비적정의견 평

균의 차이 및 방향이 질적으로 같은 결과를 보인다. 또한 C-Score에 대한 독립표본 t검정에서도 1999년부터 2010년까지의 기간 중 비적정의견을 받은 91개 기업/연도의 C-Score 평균은 -0.260, 동 기간 중 적정의견을 받은 12,513개 기업/연도의 C-Score 평균은 -0.032, 그 차이는 0.228로 통계적으로 유의(t값 : 3.926, $p < 0.01$)한 것으로 나타나 극단치를 제외하기 전의 결과와 질적인 차이가 없다. 따라서 단변량 분석결과에 의하면, 귀무가설1은 기각되며, 비적정 감사의견을 받은 기업/연도가 적정 의견을 받은 기업/연도에 비해 보수주의가 상대적으로 약한 것으로 검증되었다.

나. 다변량분석

Khan and Watts(2009)는 기존 연구결과를 인용하여 보수주의 정도가 기업의 존속기간(age), 주가변동성(volatility), 투자주기(investment cycle) 등과도 관련된다고 하였다. 즉, 기업의 존속기간이 짧을수록, 주가변동성이 클수록, 투자주기가 짧을수록 투자자들의 보수주의 요구가 강해져 보수주의 정도가 큰 것으로 나타난다고 하였다. 연구자들은 C-score 모형에 의한 보수주의 측정방안을 제시하면서, 동 모형에 의해 산출된 C-score가 보수주의와 관련되는 것으로 알려져 있는 기업의 존속기간, 주가의 변동성 및 투자주기 등과 대체로⁸⁾ 예상되는 방향으로 관련됨을 회귀분석결과로 제시하여 미국 기업에서 C-score가 보수주의를 잘 대변하고 있음을 보여준 바 있다.

동 방식을 활용하여, 앞에서 산출된 C-score를 종속변수, 주요관련변수인 존속기간, 주가의 변동성 및 투자주기를 통제변수로, 적정의견여부를 독립변수로 하여 다음과 같은 식으로 회귀 분석해 보았다.

$$C-Score_i = a_0 + a_1 \text{적정여부}_i + a_2 \text{Age}_i + a_3 \text{Volatility}_i + a_4 \text{Invest cycle}_i + e_i$$

Age = 설립일 이후 경과년수

Volatility = KIS-Value 제공 매년도의 주가변동성

Invest Cycle = 감가상각비/기초 총자산

분석 결과, <표 5>에서와 같이 보수주의를 나타내는 C-score는 보수주의에 영향을 미치는 여타변수인 존속기간, 주가의 변동성 및 투자주기를 통제변수로 할 때, 적정의견인 경우 계수가 1.275이며, t값은 11.338($p < 0.01$)로 보수주의와 양(+)의 유의적인 관련성이 있는 것으로 나타났다. 즉, 보수주의에 영향을 주는 여타 변수들을 통제변수로 할 경우에도 적정의견 기업/연도의 C-Score가 비적정의견 기업/연도의 C-Score보다 큰 것으로 나타났다.

8) Khan and Watts(2009)의 C-Score 모형에 의한 2009년 당시 회귀분석결과, volatility, investment cycle 등에서는 예상되는 방향의 유의한 계수가 나왔으나, age에서는 유의한 값이 나오지 않았음. 이에 대해 Khan and Watts(2009)는 전반적으로 볼 때 예상되는 결과가 나온 것으로 간주하였다.

〈표 5〉 다중회귀분석 결과

Variables	극한치 제외전			C-Score 기준 상하 1% 제외 시		
	Coeff.	t-stat.	p-value	Coeff.	t-stat.	p-value
$C-Score_i = a_0 + a_1 \text{적정여부}_i + a_2 \text{Age}_i + a_3 \text{Volatility}_i + a_4 \text{Invest cycle}_i + e_i$						
(상수)	-1.273	-10.935	0.000	-0.245	-4.078	0.000
적정여부	1.275	11.338	0.000	0.243	4.202	0.000
age	-0.004	-5.800	0.000	-0.003	-9.562	0.000
volatility	0.001	6.030	0.000	0.001	10.307	0.000
invest cycle	-2.616	-3.361	0.001	-0.940	-2.183	0.029
R ²	0.016			0.018		
F-stat.	52.785(p<0.01)			58.671(p<0.01)		

1) 변수정의

적정여부 : 적정의견이면 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수

Age : 설립일 이후 경과년수

Volatility : KIS-Value 제공 매년도의 주가변동성

Invest Cycle : 감가상각비/기초 총자산

각 감사의견별로 극한치(C-Score 기준 상하 1%)를 제외한 표본에 대해서 동일한 방식으로 회귀 분석한 결과에서도 C-score는 존속기간, 주가의 변동성 및 투자주기를 통제변수로 할 때, 적정의견인 경우 계수가 0.243이며, t값은 4.202(p<0.01)로 보수주의가 증가하는 것으로 유의한 결과가 나왔다. 따라서 앞의 단변량분석에서와 동일하게 다변량분석에서도 귀무가설⁹⁾은 기각되며, 비적정 감사의견을 받은 기업/연도가 적정 의견을 받은 기업/연도에 비해 보수주의가 상대적으로 약한 것으로 검증되었다.

또한 산출된 C-score가 Khan and Watts(2009)의 예상⁹⁾대로 존속기간과 투자주기 등과는 반대방향(증가할수록 C-Score가 감소), 주가의 변동성과는 같은 방향(주가변동성이 클수록 C-Score가 증가)으로 관련되고 있음을 보여 주고 있는 데, 이는 우리나라 기업의 경우에도 Khan and Watts(2009)가 미국 기업을 대상으로 보여준 것과 동일한 방향의 결과가 나옴을 의미하는 바, 산출된 C-score가 우리나라에서도 보수주의를 잘 대변하고 있음을 나타내고 있는 것으로 평가된다.

위와 같이 보수주의와 적정의견간 유의한 양(+)의 관계가 실증되기는 하였으나 이는 보수주의에 영향을 미치는 변수들을 통제변수로 한 보수주의측면에서의 다변량분석이므로 보수주의

9) Khan and Watts(2009)는 관련 선행연구 결과에 의해 age가 짧을수록, volatility가 클수록, investment cycle이 짧을수록 투자자들의 보수주의 요구가 강해져 보수주의 정도가 큰 것으로 나타난다고 주장하였다.

정도가 감사의견에 반영된다는 논리에 대해서는 실증이 충분하지 않을 수 있다. 이를 감안하여 감사의견측면에서 감사의견에 영향을 미치는 여타 변수를 통제변수로 하여 보수주의가 감사의견에 영향을 미치는 지 여부도 실증할 필요가 있다. 박종성·손성규(2000)은 감사인이 부담하게 될 잠재적 비용이 감사의견 형성에 미치는 영향을 실증한 결과, 파산위험과 기업규모가 감사의견에 영향을 미치고 있으며, 감사인 규모는 예상과 달리 감사의견에 유의적인 영향을 미치지 않음을 보여주었다. 동 방식을 활용하여 적정의견여부를 종속변수, 앞에서 산출된 C-score를 독립변수, 기업규모¹⁰⁾, 부채비율¹¹⁾ 및 이익률¹²⁾ 등을 통제변수로 하여 다음과 같은 식으로 로짓분석을 수행하였다.

$$\text{적정(의견)여부}_i = a_0 + a_1 \text{C-Score}_i + a_2 \text{Size}_i + a_3 \text{Lev}_i + a_4 \text{Earning}_i + e_i$$

Size(기업규모) : 시가총액의 로그값

Lev(부채비율) : 부채총액/시가총액 Age = 설립일 이후 경과년수

Earning(이익률) : 당기순이익/전년도말 시가총액

분석결과, <표 6>에서와 같이 C-Score와 Size는 각각 5%와 1% 수준에서 유의적임을 보이며, 극한치(C-Score 기준 상하 1%)를 제외한 표본에 있어서는 1% 수준에서 유의적임을 보여준다.

<표 6> 로짓 분석 결과

Variables	극한치 제외전			C-Score 기준 상하 1% 제외 시		
	Coeff.	z-stat.	p-value	Coeff.	z-stat.	p-value
적정(의견)여부 _i = a ₀ + a ₁ C-Score _i + a ₂ Size _i + a ₃ Lev _i + a ₄ Earning _i + e _i						
(상수)	-11.926	-4.86	0.000	-33.541	-7.82	0.000
C-Score	0.162	2.02	0.043	2.724	7.26	0.000
Size	1.612	6.79	0.000	3.637	8.94	0.000
Lev	-0.020	-2.91	0.004	0.025	1.73	0.083
Earning	-0.002	-0.41	0.680	-0.004	-0.73	0.466
Pseudo R ²	0.085			0.093		
Prob > chi ²	0.000			0.000		

10) 박종성·손성규(2000)의 실증분석에서 유의성이 있었던 기업규모를 통제변수로 사용하였으며, 유의성이 없었던 감사인 규모는 통제변수로 사용하지 않았음.

11) 박종성·손성규(2000)은 파산위험을 별도의 모형으로 측정하여 독립변수로 사용하였으나, 본 분석에서는 부채비율이 높을수록 감사인이 부담할 위험이 클 가능성이 있는 점을 고려하여 감사인은 적정의견 표명에 보다 신중을 기할 것으로 보아 이를 통제변수로 사용하였음.

12) 이익률이 높을수록 감사인이 부담할 위험이 크지 않을 가능성이 있는 점을 고려하여 감사인은 상대적으로 더 용이하게 적정의견을 표명할 것으로 보아 동 변수도 통제변수로 사용하였음.

즉, 보수주의가 클수록 감사인이 적정의견을 표명할 확률이 큰 것으로 나타났다. 또한 기업규모가 클수록 적정의견 확률이 높음을 보여주어 박종성·손성규(2000)의 연구결과와 일치하였다. 따라서 앞의 회귀분석결과와 동일하게 로짓분석에서도 귀무가설1은 기각되며, 감사인이 감사의견 표명시 보수주의를 반영하고 있는 것으로 나타났다. 한편 부채비율의 경우에도 예상과 같이 증가할 수록 적정의견을 표명할 확률이 감소하는 것으로 유의하게 나타났으나, 극한치 제외 표본에서는 10%수준에서 유의하였으며, 이익률의 경우에는 유의성 있는 결과가 나오지 않았다.

2. 귀무가설2의 검증

가. 단변량분석

본 연구의 두 번째 가설은 기업이 비적정의견을 받은 직후 적정의견을 받을 경우 보수주의 정도에 차이가 있는지를 검증하는 것이다. 이를 검증하기 위해 1999년부터 2010년까지의 기간 중 비적정의견을 받은 후 다음연도에서 적정의견을 받은 67개 기업/연도를 대상으로 산출된 보수주의 측정치인 C-Score에 대하여 독립표본 t-검정을 실시한 결과, <표 7>과 같이 비적정의견 연도의 C-Score 평균은 -1.427, 다음연도에 적정의견을 받은 기업/연도의 C-Score 평균은 0.205 이며 평균차는 1.632로 나타나 예상대로 적정의견의 보수주의 정도가 상대적으로 크게 높았으나 표본수가 부족한데에 기인하는 등의 이유로 통계적인 유의성은 없는 것으로 나타났다. 따라서 귀무가설2는 기각되지 못하여 비적정의견을 받은 직후 적정의견을 받는 경우 보수주의 정도에 차이가 있다고 단정할 수는 없으나, 적정의견시 보수주의가 강해질 수 있다는 단서는 발견하였다.

<표 7> C-score 현황

	비적정의견 평균	적정의견 평균	적정-비적정(t-statistics)	p value
C-Score	-1.427	0.205	1.632 (1.102)	0.272

나. 다변량분석

귀무가설1의 검증에서와 동일하게 산출된 C-score를 종속변수, 주요 관련변수인 존속기간, 주가의 변동성 및 투자주기를 통제변수, 적정의견여부를 독립변수로 하여 다중회귀분석을 실시하였다. 그 결과, <표 8>과 같이 비적정후 적정의견인 경우 위의 보수주의가 증가하는 방향의 계수(1.656)는 산출되었으나 통계적으로 유의하지는 않았다. 따라서 앞의 단변량 분석결과와 동일하게 귀무가설2는 기각되지 못하여 비적정의견을 받은 직후 적정의견을 받는 경우 보수주의

정도에 차이가 있다고 단정할 수는 없으나, 적정의견시 보수주의가 강해질 수 있다는 방향성은 발견하였다.

한편, 감사의견측면에서 감사의견에 영향을 미치는 변수를 통제변수로 하여 보수주의가 감사의견에 영향을 미치는 지 여부도 실증하고자, 귀무가설1 검증 시와 동일하게 적정의견여부를 종속변수, 앞에서 산출된 C-score를 독립변수, 기업규모, 부채비율 및 이익률 등을 통제변수로 하여 다음과 같은 식으로 로짓 분석을 수행하였다.

$$\text{적정(의견)여부}_i = a_0 + a_1 \text{ C-Score}_i + a_2 \text{ Size}_i + a_3 \text{ Lev}_i + a_4 \text{ Earning}_i + e_i$$

분석결과, <표 8>에서와 같이 C-Score가 증가할 수록 적정의견일 확률이 높아졌으나 유의성은 부족하였다. 따라서 앞의 단변량 분석 및 회귀분석결과와 동일하게 비적정의견을 받은 직후 적정의견을 받는 경우 보수주의가 강해질 수 있다는 방향성은 있었으나, 유의적이지 않아 단정할 수는 없었다.

〈표 8〉 회귀분석 및 로짓분석 결과

Variables	회귀분석			Variables	로짓분석		
	Coeff.	t-stat.	p-value		Coeff.	z-stat.	p-value
$C\text{-Score}_i = a_0 + a_1 \text{ 적정여부}_i + a_2 \text{ Age}_i + a_3 \text{ Volatility}_i + a_4 \text{ Invest cycle}_i + e_i$				$\text{적정여부}_i = a_0 + a_1 C\text{-Score}_i + a_2 \text{ Size}_i + a_3 \text{ Lev}_i + a_4 \text{ Earning}_i + e_i$			
(상수)	-3.067	-0.658	0.512	(상수)	-12.128	-1.24	0.215
적정여부	1.656	1.088	0.279	C-Score	1.190	1.09	0.277
age	0.025	0.343	0.732	Size	1.156	1.26	0.208
volatility	0.006	0.209	0.835	Lev	0.011	0.37	0.711
invest cycle	16.485	0.471	0.639	Earning	0.022	0.84	0.403
R ²	0.011			Pseudo R ²	0.049		
F-stat.	0.356(p<0.839)			Prob > chi ²	0.055		

VI. 추가분석

1. Ball and Shivakumar 모형에 의한 분석(귀무가설1과 2)

앞에서 언급한 바와 같이 Ball and Shivakumar(2005)는 경제적 손실, 즉 부(-)의 현금흐름이

경제적 이득, 즉 양의 현금흐름보다 회계발생액에 더 잘 반영되는 정도로서의 보수주의를 측정하기 위하여 다음과 같이 부의 현금흐름과 발생액과의 관계를 이용하여 보수주의 측정모형을 제시하였다.

$$ACC_{it} = a_0 + a_1CF_{it} + a_2\Delta REV_{it} + a_3PPE_{it} + a_4DCF_{it} + a_5DCF_{it}*CF_{it}$$

$$\begin{aligned} ACC_{it}(\text{총발생액}) &= (\text{당기순이익} - \text{영업현금흐름}) / \text{기초총자산} \\ CF_{it} &= \text{영업현금흐름} / \text{기초총자산} \\ \Delta REV_{it} &= \text{매출액증가액} / \text{기초총자산} \\ PPE_{it} &= \text{유형자산} / \text{기초총자산} \\ DCF_{it} &= CF \text{가 음}(-)\text{이면 } 1, \text{ 아니면 } 0 \end{aligned}$$

동 모형은 부의 현금흐름이 발생하는 연도에만 보수주의 측정이 가능하므로, 매 년도마다 보수주의 측정이 가능한 Khan and Watts 의 모형 보다는 이용되는 표본이 작아지는 단점은 있으나, 그 동안에 가장 많이 사용된 모형이므로 Khan and Watts 의 모형을 보완하는 측면에서 사용하고 있다. 동 모형에 따라 부의 현금흐름이 회계발생과 양의 상관관계가 발생하는 경우 보수주의 회계처리를 하고 있는 것으로 간주하고, 양의 상관관계(a_5)가 상대적으로 더 클수록 보수주의 정도도 상대적으로 더 높은 것으로 간주하기로 한다.

가. 귀무가설1의 검증

첫 번째 가설은 비적정의견을 받은 기업과 적정의견을 받은 기업 간에 보수주의 정도에 차이가 있는지를 검증하는 것이다. 이를 검증하기 위해 상기 모형을 이용하여 다음과 같이 검증모형을 도입하였다.

$$\begin{aligned} ACC_{it} &= a_0 + a_1CF_{it} + a_2\Delta REV_{it} + a_3PPE_{it} + a_4DCF_{it} + a_5DCF_{it}*CF_{it} \\ &+ a_6\text{적정의견여부}_{it} + a_7\text{적정의견여부}*CF_{it} + a_8\text{적정의견여부}*DCF_{it} \\ &+ a_9\text{적정의견여부}*DCF_{it}*CF_{it} + \varepsilon_i \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} ACC_{it}(\text{총발생액}) &= (\text{당기순이익} - \text{영업현금흐름}) / \text{기초총자산} \\ CF_{it} &= \text{영업현금흐름} / \text{기초총자산} \\ \Delta REV_{it} &= \text{매출액증가액} / \text{기초총자산} \\ PPE_{it} &= \text{유형자산} / \text{기초총자산} \\ DCF_{it} &= CF \text{가 음}(-)\text{이면 } 1, \text{ 아니면 } 0 \\ \text{적정의견여부}_{it} &= \text{적정의견이면 } 1, \text{ 비적정의견이면 } 0 \end{aligned}$$

회귀분석결과 a_9 의 값이 양의 유의적인 값이 나오는 경우, 비적정의견 기업에 비해 적정의견 기업의 경우 보수주의가 추가적으로 있는 것으로 해석되므로 적정의견 기업에 비해 비적정의견

기업의 보수주의가 상대적으로 작은 것으로 해석이 가능할 것이다.

1999년부터 2010년까지의 기간 중 비적정의견을 받은 93개 기업/연도와 동 기간 중 적정의견을 받은 12,939개 기업/연도를 대상으로 상기 모형으로 회귀 분석한 결과¹³⁾, <표 8>과 같이 적정의견 기업/연도의 비적정의견 기업/연도 대비 추가적인 보수주의 정도를 나타내는 a_9 계수는 0.701($P < 0.01$)로 유의하게 나타나 비적정의견 기업에 비해 적정의견 기업의 보수주의가 유의하게 큰 것으로 나타났다. 다만, 동 모형에서는 현금흐름이 부(-)인 경우를 대상으로 보수주의를 측정하게 되어 분석에 실제 사용되는 비적정의견 표본수가 Khan and Watts 모형으로 분석할 경우보다 크게 감소한 결과¹⁴⁾, 전체표본 관련변수중 “ $dcf*cf$ ” 변수와 적정의견표본 관련변수중 “ $적정여부*dcf*cf$ ” 변수와의 상관계수가 “1”로 나타나 다중공선성문제로 <표 9>에서와 같이 동 변수가 분석에서 제외되었다.¹⁵⁾

이에 따라 일부 변수가 제외되지 않는 기간을 찾아 다시 검증한 결과, 1999년부터 2005년까지를 대상으로 회귀분석하여 <표 9>의 우측과 같이 a_9 계수는 6.685($p < 0.01$)로 유의한 결과를 얻었다. 따라서 적어도 1999년부터 2005년 기간 동안은 비적정의견 기업에 비해 적정의견기업의 보수주의 정도가 더 강한 것으로 해석된다.

이상의 결과를 종합해볼 때, 분석대상기간인 1999-2010 기간 중에는 1개의 변수가 여타 변수와의 다중공선성 문제로 제외되긴 하였지만, 비적정의견기업에 비해 적정의견기업의 보수주의 정도가 높은 것으로 유의하게 나타났으며, 비적정의견표본 93개중 77개 표본(전체표본중 약 83%)이 속한 1999-2005 기간 중에는 일부 변수가 분석에서 제외되는 문제¹⁶⁾ 없이 비적정의견 기업에 비해 적정의견기업의 보수주의 정도가 높은 것으로 유의하게 나타났다. 따라서 전반적으로 비적정의견 기업/연도에 비해 적정의견 기업/연도의 보수주의가 상대적으로 강한 것으로 나타났다. Khan and Watts 모형에서와 동일하게 귀무가설1을 기각하는 것으로 검증되었다.

13) acc, cf, rev, ppe 등 변수의 각 통계치 상하 5%에 대해 STATA프로그램을 이용하여 winsorization 하였음

14) Khan and Watts 의 모형에 의한 분석에서는 93개 비적정의견 기업/연도가 모두 분석에 사용되나, Ball and Shivakumar 모형에서는 이중 약 53%정도인 50개의 비적정의견기업/연도만이 사용되었음.

15) 전체표본과 관련된 변수중 “ $dcf*cf$ ” 변수와 적정의견표본과 관련된 변수중 “ $적정여부*dcf*cf$ ” 변수와의 상관계수가 실제로는 “1”에 매우 근접한 수치일 것이나, SPSS프로그램상 “1”로 나타났으며, 동 “ $dcf*cf$ ” 변수의 VIF값은 165372.940로 나타나 SPSS 프로그램에서 자동 제외되었음.

16) 적정의견 표본 대비 비적정의견 표본의 비율이 극히 작아 특히 분석대상기간이 길어질 경우에는 동 비율이 더욱 작아짐. 예를 들어 1999-2010(12년) 기간을 대상으로 분석하는 경우 적정대비 비적정의견 표본비율은 0.7%에 불과하여 적정의견표본 숫자와 적정 및 비적정의견 표본합계 숫자는 큰 차이가 없게 됨. 그 결과 적정의견 표본만을 포함하는 $적정*cf$, $적정*dcf*cf$ 변수 등과 적정 및 비적정의견 표본 모두를 포함하는 $dcf*cf$ 변수와의 상관계수가 1에 매우 가깝거나 1로 나타나 제외되는 것으로 생각되며, 기간을 축소하여 1999-2005(7년) 기간을 대상으로 하는 경우에는 적정의견대비 비적정의견 표본비율이 1.25%에 달하여 상대적으로 위와 같은 문제 발생가능성이 줄어들어 다중공선성문제가 감소되었음.

〈표 9〉 다중회귀분석 결과

Variables	1999-2010			1999-2005		
	Coeff.	t-stat.	p value	Coeff.	t-stat.	p value
$ACC_{it} = a_0 + a_1CF_{it} + a_2\Delta REV_{it} + a_3PPE_{it} + a_4DCF_{it} + a_5DCF_{it}*CF_{it} + a_6\text{적정여부}_{it} + a_7\text{적정여부}*CF_{it} + a_8\text{적정여부}*DCF_{it} + a_9\text{적정여부}*DCF_{it}*CF_{it} + \varepsilon_i$						
(상수)	-0.116	-4.297	0.000	-0.021	-0.385	0.701
cf	-0.080	-1.006	0.315	-0.860	-1.406	0.160
rev	0.061	13.468	0.000	0.097	13.979	0.000
ppe	0.019	2.489	0.013	0.053	3.916	0.000
dcf	-0.164	-3.774	0.000	-1.307	-17.610	0.000
dcf*cf	다중공선성문제로 제외			-6.366	-10.195	0.000
적정	0.120	4.434	0.000	0.026	0.474	0.635
적정*cf	-0.621	-7.417	0.000	0.075	0.122	0.903
적정*dcf	0.155	3.564	0.000	1.287	17.238	0.000
적정*dcf*cf	0.701	27.495	0.000	6.685	10.687	0.000
R ²	0.081			0.431		
F-stat.	152.640(p<0.01)			568.938(p<0.01)		

1) 변수정의

ACC_{it} (총발생액) : (당기순이익-영업현금흐름)/기초총자산

CF_{it} : 영업현금흐름/기초총자산

ΔREV_{it} : 매출액증가액/기초총자산

PPE_{it} : 유형자산/기초총자산

DCF_{it} : CF가 음(-)이면 1, 아니면 0의 값을 가지는 더미변수

적정의견여부_{it} : 적정의견이면 1, 비적정의견이면 0의 값을 가지는 더미변수

나. 귀무가설2의 검증

두 번째 가설은 기업이 비적정의견을 받은 직후 적정의견을 받을 경우 보수주의 정도에 차이가 있는지를 검증하는 것이다. 이를 검증하기 위해 앞에서의 모형을 이용하여 다음과 같이 검증 모형을 구성하였다.

$$\begin{aligned}
 ACC_{it} = & a_0 + a_1CF_{it} + a_2\Delta REV_{it} + a_3PPE_{it} + a_4DCF_{it} + a_5DCF_{it}*CF_{it} \\
 & + a_6\text{적정의견연도여부}_{it} + a_7\text{적정의견연도여부}*CF_{it} + a_8\text{적정의견연도여부}*DCF_{it} \\
 & + a_9\text{적정의견연도여부}*DCF_{it}*CF_{it} + \varepsilon_i
 \end{aligned}$$

ACC_{it} (총발생액) = (당기순이익-영업현금흐름)/기초총자산

CF_{it} = 영업현금흐름/기초총자산

ΔREV_{it} = 매출액증가액/기초총자산

$$\begin{aligned} PPE_{it} &= \text{유형자산/기초총자산} \\ DCF_{it} &= CF \text{가 음}(-) \text{이면 } 1, \text{ 아니면 } 0 \\ \text{적정의견연도여부}_{it} &= \text{적정의견연도이면 } 1, \text{ 비적정의견연도이면 } 0 \end{aligned}$$

회귀분석결과 a_9 의 값이 양의 유의적인 값이 나오는 경우, 비적정의견연도에 비하여 적정의견 연도에 보수주의가 강한 것으로 해석되므로 비적정의견연도의 보수주의가 적정의견 연도에 비해 상대적으로 약한 것으로 해석할 수 있다. 1999년부터 2010년까지의 기간 중 비적정의견을 받은 후 다음연도에서 적정의견을 받은 67개 기업/연도를 대상으로 아래의 검증모형으로 회귀 분석한 결과, 비적정의견 기업/연도 대비 적정의견 기업/연도의 추가적인 보수주의 정도를 나타내는 계수는 0.334로 비적정의견 직후 적정의견시 보수주의가 다소 강화되는 것으로 나타났으나, 통계적 유의성은 없었다.

따라서 앞에서의 Khan and Watts 모형에 의한 분석결과와 유사하게 귀무가설2는 기각되지 못하여 비적정의견을 받은 직후 적정의견을 받는 경우 보수주의 정도에 차이가 있다고 단정할 수는 없으나, 보수주의가 강해질 수 있다는 단서는 발견하였다.

2. 비적정후 적정의견시 감사인 변경여부에 의한 영향여부 분석(귀무가설2 관련)

가. 단변량분석

귀무가설2에 대해서는 Khan and Watts 모형이나 Ball and Shivakumar 모형에 의한 분석 모두, 보수주의가 증가하는 방향으로 예상과 동일한 부호를 보였으나, 통계적 유의성이 부족한 것으로 나타났다. 이에 대해서는 귀무가설1에 비해 표본수가 크게 작은 데 원인이 있을 수도 있지만, 비적정의견 기업이 다음 연도에 적정의견을 받는 경우 회계적 특성보다는 감사인 교체 등 다른 요인이 작용하고 있을 가능성도 있다고 생각된다. 예를 들어 비적정의견후 감사인 지정 등으로 감사인이 변경되었을 경우 새로운 감사인은 감사인 재변경 등을 우려하여 보수주의를 감소한 적정의견 표명시 영향을 받을 가능성도 있다.

이를 확인해보기 위해 비적정의견후 적정의견을 받은 표본중 감사인이 변경된 24개 표본과 감사인이 동일하게 유지된 39개 표본의 적정의견시의 C-Score에 대하여 독립표본 t 검정을 실시한 결과, 감사인이 변경된 기업의 C-Score 평균은 0.198, 감사인이 유지된 기업의 C-Score 평균은 0.194, 평균차는 0.004로 감사인이 변경된 기업의 보수주의 정도가 다소 높았으나, 이 경우 역시 유의성(t 값이 0.030, $p < 0.487$)은 부족한 것으로 나타났다. 따라서 비적정의견 직후 연도에 적정의견을 받는 경우 감사인 교체 요인이 작용하지는 않았을 것으로 추정된다.

나. 다변량분석

비적정의견후 적정의견 받은 표본은 67개에 불과하므로 표본의 완전한 활용이 가능한 Khan

and Watts(2009) 모형으로 확인해보고자, 비적정의견후 적정의견을 받은 67개 표본에 대해 C-score를 종속변수, 주요관련변수인 size, volatility, investment cycle를 통제변수로, 적정의견여부, 감사인변경여부, 적정의견여부*감사인변경여부 등을 독립변수로 하여 회귀 분석해 보았다. 그 결과, 비적정의견 표명후 적정의견이 표명된 기업들의 경우 감사인이 변경된 영향에 대한 계수는 4.184로 보수주의가 증가하는 것으로 추정되었으나, 앞의 단변량 분석의 경우와 마찬가지로 유의성(t 값이 1.278, $p < 0.204$)은 부족하였다.

따라서 단변량 분석결과와 동일하게 비적정의견기업이 다음 연도에 적정의견을 받는 경우 회계적 특성보다는 감사인 교체 등 다른 요인이 작용하였다고 단정할 수는 없으나, 감사인 교체시 감사인이 교체되지 않은 기업보다 보수주의가 증가할 수 있다는 단서는 확인될 수 있었다.

한편, 비적정의견후 적정의견 받은 전체표본중 감사인이 변경된 표본과 감사인이 유지된 표본 각각에 대해서도 C-score를 종속변수, 주요관련변수인 size, volatility, investment cycle를 통제변수, 적정의견여부를 독립변수로 하여 회귀 분석해 보았다. 그 결과 감사인이 변경된 경우 및 감사인 유지된 경우 모두 유의성은 부족(t 값이 각각 1.015 및 0.093, $p < 0.316$ 및 0.512)하였지만, 보수주의가 증가하는 방향의 계수(각각 4.367 및 0.093)가 산출되었다.

이상의 결과들을 종합해볼 때, 비적정의견후 적정의견시 예상대로 보수주의가 증가하는 방향의 단서는 나타났으나 통계적 유의성이 충분치 못하여 감사인 변경여부가 보수주의에 영향을 미쳤다고 단정하기는 어렵다. 물론, 감사인 변경에 따른 영향 분석시에도 표본수가 20-40개로 충분하지 않았지만, 표본수(적정의견 12,953개, 비적정의견 93개)가 많은 귀무가설1과는 달리, 귀무가설2의 경우 표본수(적정의견 67개, 비적정의견 67개) 자체가 크게 작아 충분한 분석이 이루어지지 못하였을 가능성이 있다. 단, 감사인 교체시 감사인이 교체되지 않은 기업보다 보수주의가 증가하는 방향으로 영향을 미칠 수 있다는 단서는 발견하였다.

VII. 결 론

본 연구는 감사의견에 따라 보수주의 회계정도에 차이가 있는지 여부를 Khan and Watts 모형에 의한 C-Score를 이용하여 실증하였다. 본 연구의 실증분석 결과, Khan and Watts 모형에 의한 C-Score 평균은 적정 감사의견을 받은 기업/연도가 비적정 감사의견을 받은 기업/연도에 비해 유의하게 큰 것으로 나타났다. 또한 보수주의와 관련된다고 주장되어온 여타 관련변수인 존속기간, 주가의 변동성 및 투자주기를 통제변수, 적정의견여부를 독립변수, C-score를 종속변수로 하여 다변량 분석한 결과도 동일하게 적정의견인 경우 보수주의가 증가하는 것으로 유의한 결과가 나왔다. 또한 감사의견에 영향을 미칠 수 있는 기업규모, 부채비율, 이익률 등을 통제변수, C-Score를 독립변수, 적정의견여부를 종속변수로 한 로짓분석 결과에서도 보수주의가 증

가할 수록 적정의견일 확률이 높아지는 것으로 나타났다. Ball and Shivakumar 모형에 의한 회귀분석의 경우에도 귀무가설이 기각되는 방향으로 유의한 결과가 산출되었다. 이는 우리나라 비금융업의 경우 당초 예상대로 비적정의견 기업이 적정의견기업에 비해 보수주의 정도가 상대적으로 낮은 것으로 볼 수 있음을 의미한다고 볼 수 있다.

비적정의견을 받은 기업이 그 다음 연도에 적정의견을 받는 경우 보수주의가 높아지는지를 분석한 가설2의 경우에는 유의적인 결과를 얻지 못하였다. Khan and Watts 모형에 의한 C-Score를 이용한 단변량분석 및 다변량분석, 적정의견여부를 종속변수로 한 로짓분석, Ball and Shivakumar 모형에 의한 회귀분석 결과 모두 본 연구의 예측방향과 일치하는 부호는 보였으나 귀무가설을 기각시킬 정도의 유의한 결과는 나오지 않았다. 따라서 본 연구의 표본에 대한 분석 결과로서는 비적정의견을 받은 직후 적정의견을 받는 경우 보수주의 정도에 차이가 있다고 단정할 수가 없다. 다만, 비적정의견을 받은 직후 적정의견을 받은 기업의 경우 예상대로 보수주의가 강해질 수 있다는 방향성은 어느 정도 확인될 수 있었다.

한편, 가설2에 대해 Khan and Watts 모형이나 Ball and Shivakumar 모형에 의한 분석에서 귀무가설을 기각시킬 정도의 유의한 결과는 나오지 않은 이유에 대해, 회계적 특성보다는 감사인 교체 등 다른 요인이 작용하고 있을 가능성여부를 확인해보기 위해 감사인 변경에 따른 영향을 추가 분석한 결과도 본래의 결과와 유사하였다. 즉 비적정의견을 받은 직후 적정의견을 받은 기업의 경우에 보수주의가 명확하게 증가하지 않은 것에 대해 감사인 변경여부가 영향을 미쳤다고 보기는 어려웠다.

본 연구는 비적정의견 표본수가 부족하여 관련분석이 충분히 이루어지지 못하였을 한계가 있다. 특히, 귀무가설2 검증시 비적정의견 직후 적정의견인 기업/연도만이 대상이 되어 귀무가설1에 비해 표본이 크게 감소하게 된다. 이러한 표본수 부족 문제를 해결하기 위해서는 표본수가 절대적으로 부족한 비적정의견 표본 외에, 보수주의 정도가 상대적으로 약할 것으로 예상되는 감리지적 표본 등을 추가적으로 대상에 포함시켜 다양한 방법에 의한 분석이 필요할 것으로 생각된다. 또한, Khan and Watts 모형에 의한 보수주의 수준을 나타내는 C-Score 평균(적정의견 기업 기준)이 2004년 이전기간(평균 0.0933)에 비해 회계감독이 강화된 것으로 간주되는 2005년 이후기간(평균 -0.1392)이 오히려 현저히 낮은 것으로 나타나, 특히 최근 기간에 대해서는 보다 심층적인 분석이 요망된다.

마지막으로 본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 우리나라 외부감사인으로부터 적정의견을 받은 경우 비적정의견을 받은 경우에 비해 보수주의 정도가 상대적으로 강한 것으로 나타나 감사의견별로 보수주의 관점에서 예상되는 방향으로 차이가 있음을 보여주었다. 둘째, Khan and Watts 모형에 따라 보수주의를 측정하는 경우 각 기업별, 연도별로 보수주의측정치가 각각 산출되므로 이를 이용하여 보수주의 관련 우리나라에서의 각종 선행연구결과를 재분석해보는 계기가 될 수 있을 것이다. 마지막으로 회계감독당국의 회계감리 업무 및 회계법인들의 자체적인 품질관리 업무시 참고자료로 활용할 수 있을 것이다.

참고문헌

- 강선아 · 전성빈 · 강내철. 2010. “Potential Litigation Risks and Accounting Choice”. 회계연구 제15권 제1호 : 219-249.
- 김명인 · 최종학 · 서민정. 2008. “감사인의 감사와 비감사 보수와 고객기업의 보수적 회계처리 수준 사이의 관계”. 회계학연구 제33권 제4호 : 175-210.
- 김상현 · 강주훈. 2006. “재무보고이익과 세무보고이익의 차이에 관한 연구”. 세무와 회계저널 제7권 제3호 : 273-296.
- 김새로나 · 양동훈 · 조광희. 2011. “대리인비용과 보수주의 관련성”. 회계학연구 제39권 제3호 : 65-102.
- 김새로나 · 양동훈. 2012. “원가의 비대칭성과 보수주의 관련성”. 세무와 회계저널 제13권 제2호 : 197-227.
- 김정옥 · 배길수. 2009. “보수주의와 발생액”. 회계저널 제18권 제2호 : 1-31.
- 나종길 · 최기호. 2001. “이익조정에 대한 비적정의견 성향과 감사품질”. 회계학연구 제26권 제3호 : 51-89.
- 박종성 · 손성규. 2000. “감사의견 표명 후 감사인이 부담하게 될 잠재적 비용이 감사의견 형성에 미치는 영향”. 회계학연구 제25권 3호 : 58-76.
- 박종일. 2010. “전기 비적정 감사의견이 감사인 교체방향과 이익조정에 미치는 영향”. 2010년도 한국 회계학회 동계학술대회 발표논문.
- 백원선 · 유재권. 2005. “감사인 유형과 보수주의”. 회계와 감사연구 제41호 : 241-260.
- 오현택. 2006. “피감사기업에 대한 경제적 중요성과 기업지배구조가 보수주의 회계처리에 미치는 영향”. 회계연구 제11권 제2호 : 29-54.
- 최 관 · 박종일. 2012. “계속감사기간과 감사품질에 관한 연구”. 세무와 회계저널 제13권 제3호 : 315-356.
- 최영곤 · 안홍복. 2007. “감사인 위험회피성향, 지배주주의 소유-지배권 괴리 및 보수주의 회계”. 경영연구 제22권 제4호 : 249-272.
- 최종원 · 이경태. 2008. “잠재적 소송비용이 보수주의적 회계선택에 미치는 영향”. 회계학연구 제33권 제3호 : 229-260.
- 황이석 · 이우중 · 남혜정 · 박경호. 2008. “상장여부에 따른 감사품질과 보수주의의 관계”. 회계학연구 제33권 제2호 : 145-183.
- Ball, R., and L. Shivakumar. 2005. Earnings quality in UK private firms : Comparative loss recognition timeliness. *Journal of Accounting and Economics* 39(1) : 83-128.
- Bartov, E., F. Gul, and J. Tsui. 2000. Discretionary-Accruals Models and Audit Qualifications. *Journal of Accounting and Economics*(Vol. 30 No. 3) : 421-452.
- Basu, S. 1997. The conservatism principle and the 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 national meeting, San Francisco, CA)
- Carcello, J. V. and Z. V. Palmrose. 1994. Auditor Litigation and Modified Reporting on Bankrupt Clients. *Journal of Accounting Research*(Supplement Vol. 32 Issue 3) : 1–30.
- Dechow, P., R. Sloan ; and A. Sweeney. 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review* 70 : 193–225.
- DeFond, M. L., and K. R. Subramanyam. 1998. Auditor changes and discretionary accruals. *Journal of Accounting & Economics*(Vol. 25 Issue 1) : 35–67.
- Feltham, G and J.A. Ohlson. 1995. Valuation and clean surplus accounting for operating and financial activities. *Contemporary Accounting Research* 11 (Spring) : 689–731
- Francis, J. R., and J. Krishnan. 1999. Accounting Accruals and Auditor Reporting Conservatism. *Contemporary Accounting Research*(Vol. 16) : 135–165.
- Givloy, D. and C. Hyan. 2000. The changing time–series properties of earnings, cash flows and accruals : Has financial reporting become more conservative?. *Journal of Accounting and Economics* 29 : 287–320.
- Hirst, D. 1994. Auditor Sensitivity to Earnings Management. *Contemporary Accounting Research* 11 : 405–422.
- Jeter, D. C., and L. Shivakumar. 1999. Cross–sectional Estimation of Abnormal Accruals Using Quarterly and Annual Data : Effectiveness in Detecting Event–specific Earnings Management. *Accounting and Business Research*(Vol. 29, No. 4) : 299–320.
- Jones, J. J. 1991. Earnings management during import relief investigations. *Journal of Accounting Research* 29 : 193–228
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. Performance Matched Discretionary Accrual Measures. *Journal of Accounting and Economics* 39(1) : 163–197.
- Khan, M., and R. L. Watts. 2009. Estimation and Empirical Properties of a Firm–Year Measures of Accounting Conservatism. *Journal of Accounting & Economics*(Vol. 48 Issue 2/3) : 132–150.
- Penman, S. and X. Zhang. 2002. Accounting conservatism, the quality of earnings, and stock returns. *The Accounting Review* 77 : 237–264.
- Ryan, S. 2006. Identifying conditional conservatism. *European Accounting Review* 15 : 511–525.
- Watts, R .L. 2003a. Conservatism in Accounting, Part I : Explanations and Implications. *Accounting Horizons* 17(3, September) : 207–221.
- Watts, R. L. 2003b. Conservatism in accounting, Part II : Evidence and Research Opportunities. *Accounting Horizons* 17(4, December) : 287–301.

The Difference in Accounting Conservatism among Firms with Unqualified and Qualified Audit Opinions

Seok-Keun Lee* · Jaewan Park** · Dong-Hoon Yang***

—〈Abstract〉—

This study empirically examines the difference in accounting conservatism among firms with different audit opinions to understand whether the external auditors consider accounting conservatism in forming their audit opinion on the financial statements. To do so, we compare the strength of conservatism between the financial statements with unqualified opinions and those with the other types of audit opinions. We mainly use the firm-specific measure of conservatism (C-score) recently developed by Khan and Watts(2009), and also use an alternative measure of conservatism suggested by Ball and Shivakumar(2005) to check the robustness of our findings.

Using the sample of non-banking firms listed on both Korean Stock Exchange and KOSDAQ over the period 1999–2010 inclusive, we find that the conservatism of unqualified opinion firm/years is statistically stronger than that of the other opinion firm/year. On the other hand, when we compare the conservatism of unqualified opinion year with that of the other opinion year(just before unqualified opinion year) for the same firms, we fail to document that the conservatism of unqualified years is statistically stronger than that of the other opinion years, when using the measure of Khan and Watts(2009). As a robustness check, we use an alternative measure of conservatism measure suggested by Ball and Shivakumar(2005) and find qualitatively similar results.

This paper may have an implication that the external auditors might consider accounting conservatism in forming their audit opinions. Accordingly, it can provide for regulatory bodies insights into more effective regulation of audit firms on the basis of conservatism and be used by the accounting firms as a reference for self quality control.

〈Key words〉 audit opinion, accounting conservatism, measure of accounting conservatism, C-Score

* Ph. D Student, Business School, Dongguk University—Seoul, First Author

** Professor of Accounting, Business School, Dongguk University—Seoul, Co-author

*** Professor of Accounting, Business School, Dongguk University—Seoul, Corresponding Author

〈부록〉

Khan and Watts 의 모형에 의한 보수주의 측정치(C-score)산출과정

본문에서 제시된 Khan and Watts의 모형을 풀어쓰면 다음과 같다.

$$\begin{aligned} X_i = & \beta_1 + \beta_2 D_i + \mu_1 R_i + \mu_2 R_i \text{ Size}_i + \mu_3 R_i \text{ M/B}_i + \mu_4 R_i \text{ Lev}_i + \lambda_1 D_i R_i + \lambda_2 D_i R_i \text{ Size}_i \\ & + \lambda_3 D_i R_i \text{ M/B}_i + \lambda_4 D_i R_i \text{ Lev}_i + \delta_1 \text{ Size}_i + \delta_2 \text{ M/B}_i + \delta_3 \text{ Lev}_i + \delta_4 D_i \text{ Size}_i \\ & + \delta_5 D_i \text{ M/B}_i + \delta_6 D_i \text{ Lev}_i + e_i \end{aligned}$$

본문 <표 3>의 기술통계량을 상기식으로 회귀 분석한 결과는 <표 10>과 같다. C-Score 산출에 필요한 $D \cdot R$, $D \cdot R \cdot \text{Size}$, $D \cdot R \cdot \text{M/B}$, $D \cdot R \cdot \text{Lev}$ 의 계수인 λ_1 , λ_2 , λ_3 , λ_4 등은 <표 10>에서 8.485, -0.784, -0.050, -0.026으로 나타났다.

동 계수를 아래의 C-Score 산출식에 넣어 각 연도별, 기업별 C-Score를 측정하였다.

$$C\text{-Score} = \beta_4 = \lambda_1 + \lambda_2 \text{ Size}_i + \lambda_3 \text{ M/B}_i + \lambda_4 \text{ Lev}_i$$

〈표 10〉 C-Score 산출식 도출을 위한 다중회귀분석 결과

	비표준화계수		t	유의확률
	예상 부호	B		
(상수)		2.142	2.087	0.037
D		2.023	4.821	0.000
R	+	1.735	4.300	0.000
R*Size	+	-0.152	-4.110	0.000
R*M/B	-	0.003	1.676	0.094
R*Lev	-	0.043	4.064	0.000
D*R	+	8.485	2.125	0.034
D*R*Size	-	-0.784	-2.047	0.041
D*R*M/B	+	-0.050	-0.355	0.722
D*R*Lev	+	-0.026	-0.904	0.366
Size		-0.177	-1.876	0.061
M/B		-0.020	-2.327	0.020
Lev		-0.032	-2.179	0.029
D*Size		-0.202	-4.938	0.000
D*M/B		-0.009	-0.140	0.889
D*Lev		0.036	2.144	0.032
R ²	0.010			
F-stat.	8.892(p<0.01)			

- 1) 표본수 : 13,018개
- 2) 각 변수의 정의는 <표 3> 참조

참고로 <표 10>에서 R과 D*R의 계수는 Khan and Watts(2009)의 경우와 같이 유의한 양(+)의 값을 나타내어 증가수익률과 이익률이 같은 방향으로 관련됨을 보여주고 있다.

반면, 대기업에 대한 호재 및 성장기업의 호재의 이익에 대한 반영도를 각각 나타내는 R*Size 및 R*M/B 계수는 통계적으로 유의성은 없으나 Khan and Watts(2009)의 예상과는 반대방향의 값으로 나와 우리나라 주식시장이 미국과는 다소 상이함을 보여주었다. 그러나 보수주의와의 관련도가 상대적으로 높은 변수라 할 수 있는 D*R의 계수는 Khan and Watts(2009)의 예상과 같은 양(+)의 방향의 값을 나타내어 전반적으로 보수적인 회계처리 경향이 있음을 보여주고 있다. 이중 D*R, D*R*Size의 계수는 Khan and Watts(2009)의 예상과 같은 방향의 유의한 값을 나타낸 반면, D*R*M/B, D*R*Lev 등의 계수는 반대방향의 값을 나타내었으나 t 값이 각각 -0.355, -0.904로 통계적으로 유의하지는 않았다. 그러나 이들 수치를 C-Score 산출식에 넣어 산출된 C-Score가 보수주의와 관련되는 것으로 알려져 있는 age, volatility, investment cycle 등과 예상되는 방향으로 관련되는 것으로 회귀분석결과가 나타나, 산출된 C-Score가 보수주의를 잘 대변하고 있다고 간주되므로 그대로 사용하였다.