

## 보수주의회계의 이익과 수익률 효과의 지속성 분석\*

이광재

숙명여자대학교 경영학부 교수  
(kilee@sookmyung.ac.kr)

이 논문은 Beaver and Ryan(2000)이 제시한 보수주의지표 lag(LC), bias(BC)와 Penman and Zhang(2002)이 개발한 Qa, Qb의 유사성을 이론적으로 분석하여, 보수주의 효과의 지속성을 장단기로 구분 가능하고 회계수치에만 근거한 새로운 보수주의지표 Ct와 Ci를 개발했다. Ct와 Ci는 총발생액, 영업, 비영업, 재량, 비재량 발생액 등 각각 다섯 가지 발생액으로 구분 측정했다. Ct는 보수주의로 인한 발생액의 기간별 변동을 측정한 지표로서 보수주의의 단기효과를 포착한다. Ci는 발생액의 기업별 차이로서 보수주의의 장기효과를 반영한다. Ct와 Ci가 보수주의지표로서 실증적으로 타당한지 검토하고, 이들이 각각 미래 이익과 수익률에 대한 보수주의의 단기와 장기효과를 반영하는지 확인하기 위해, 다음과 같은 분석을 수행했다. 첫째, Qa, Qb, LC, BC 등 선행연구에서 사용한 보수주의지표들과 Ct, Ci의 상관성분석에서 단기지표인 Qa에 대해서는 Ct가 유의한 양의 계수를 나타냈고, 장기지표인 Qb와 BC에 대해서는 Ci만 유의한 양의 계수를 보였다. 둘째, 당기 ROE와 Ci, Ct에 대한 미래 ROE의 회귀분석에서 Ci는 대부분의 미래 ROE에 대해 유의한 양의 계수를 보였고, Ci와 ROE의 정(+)관계는 5년 이상 지속되었다. Ct의 계수는 미래 기간별로 일관성 없는 부호를 보였다. 셋째, Ci와 Ct의 크기에 따라 구성된 포트폴리오 중 상위와 하위 20% 그룹에 대한 ROE 차이분석에서 Ci 그룹별 ROE는 모든 실험기간에 대해 높은 C 그룹이 낮은 C 그룹보다 큰 것으로 나타났으나, Ct 그룹별 ROE 차이는 기간별로 뚜렷한 추세를 보이지 않았다. 넷째, 당기 ROE와 C지수에 대한 미래 주식수익률의 회귀분석에서 Ci는  $R_{t+1} \sim R_{t+3}$ 에 대해서는 일관성 없는 회귀계수를 나타낸 반면, 장기수익률인  $R_{t+4}$ 와  $R_{t+5}$ 에 대해서는 유의한 양의 계수를 보였다. Ct는  $R_{t+1}$ 과  $R_{t+2}$ 에 대해 양의 계수를 보였으나, 유의하지 않았다. 다섯째, C지수와 함께, Fama and French(1995)가 제시한 세 가지 위험요소를 독립변수로 추가한 수익률 회귀분석에서 Ci는  $R_{t+2}$ ,  $R_{t+4}$ ,  $R_{t+5}$ 에 대해 유의한 양의 계수를 보였고, Ct는 단기수익률인  $R_{t+1}$ 에 대해서만 유의한 양의 계수를 보였다. 여섯째, C지수의 크기에 따라 구성된 포트폴리오 중 상위와 하위 10% 그룹의 규모조정수익률 차이분석에서 Ci 그룹별 수익률은 t기에 음의 차이를 보이다가 t+3기, t+4기, t+5기에는 모두 유의한 양의 차이로 반전했다. Ct 그룹별 수익률 차이는 t-1기, t기 등 단기수익률에 집중 발생했다. 마지막으로, 각각 5개 위험지표와 9개 성장성지표에 대한 Ci의 회귀분석에서 위험 변수 중 시장베타, 기업규모와 BTM(book-to-market ratio), 성장성 변수 중 배당률, 이익잉여금유보율, 무형자산보유비율과 총자산증가율이 유의한 양의 계수를 보였다. 이것은 Ct, Ci가 각각 이익과 수익률에 대한 보수주의의 단기, 장기효과를 포착하며, 특히 Ci는 보수주의회계에 내재된 기업의 장기 특성 중 위험과 성장성을 반영한다는 뜻이다.

주제어: 보수주의, lag과 bias, Qa와 Qb, C지수, 발생액, BTM

### 1. 서론

Watts(2003)는 기업이 보수적으로 회계처리하는 이유를 자신의 보상을 최대화하려는 경영자의

이익조작행위와 소송가능성 등 법률적 부담과 세금을 경감하려는 제도적 요인으로 구분하였다. 보수주의의 원인에 관한 Watts의 가설 중 경영자의 이익조작가설은 취임 초기의 보수적 회계처리로 발생하는 보수주의 적립금이 재임 기간 중에 청산되는

논문접수일: 2008. 1                      게재확정일: 2008. 7

\* 이 논문은 2006년도 숙명여자대학교 교내연구비 지원에 의해 연구되었습니다.

big bath와 관련이 있다. 이 경우 취임 초기의 낮은 이익은 재임 중의 높은 이익으로 반전되는 효과가 발생하지만, 경영자의 임기 중에 보수주의의 효과가 모두 소멸된다는 점에서 단기적인 현상이다. 반면에 법률부담과 세금 절감 가설은 Ball et al. (2000)이 보고한 것과 같이 법체계, 소송제도, 계약관행 등 국가별 제도의 차이로 인해 발생하는 것으로, 기업의 장기적인 보수주의 관행과 관련이 있다. 이 경우 보수주의의 이익효과는 단기간에 반전 또는 소멸되지 않는, 반복적이고 장기적인 현상이다. 보수주의의 원인에 관한 이들 두 가지 가설의 타당성을 검토하기 위해서는 기업의 보수주의 성향을 단기적, 장기적인 것으로 구분하는 작업이 선행되어야 한다.

이 논문은 보수주의지표에 관한 선행연구를 확장하여, 보수주의회계의 미래 이익 및 수익률 효과들과 그 지속성에 따라 단기와 장기 효과로 구분할 수 있는 새로운 보수주의지표를 개발하기 위한 것이다. 보수주의회계에 관한 선행연구 중에서 보수주의가 미래 이익에 미치는 효과의 지속성을 이론적으로 구분한 것은 Beaver and Ryan(2000)과 Penman and Zhang (2002)에 불과하다. Beaver and Ryan은 보수주의 효과의 지속성을 장단기로 구분하는데 성공했으나, 장부가액과 시장가치의 비율(book-to-market ratio, 이하 'BTM')의 분해 모형이 지나치게 통계적이고, 보수주의회계의 직접적인 산출물인 회계수치보다는 주가 등 시장 변수를 사용했기 때문에, 분석결과를 회계현상으로 해석하는 것이 쉽지 않다. 결과적으로 순수한 회계현상으로서 보수주의가 미래 이익과 수익률에 미치는 영향을 효과적으로 포착하지 못했다. 반면에 Penman and Zhang은 보수주의로 인해 누적된 회계수치(보수주의 적립금)를 사용하여 두 가지

보수주의지표(Qa, Qb)를 개발했으나, 연구의 목적을 이익의 질에 국한하여, 이들 지표가 포착하는 보수주의 효과의 지속성 차이를 규명하지 않았다.

이 논문은 Beaver and Ryan이 제시한 장단기 보수주의지표 LC(lag component), BC(bias component)와 Penman and Zhang이 개발한 Qa(보수주의 적립금의 기간별 변동), Qb(보수주의 적립금의 기업별 차이)의 유사성을 이론적으로 분석하여, 보수주의 효과의 지속성을 장단기로 구분하며, 보수주의의 효과를 직접 반영하는 회계수치에만 근거한 새로운 보수주의지표 Ct와 Ci를 개발했다. Ct와 Ci는 총발생액(T), 영업(OP), 비영업(NOP), 재량(D), 비재량(ND) 발생액 등 각각 다섯 가지 발생액 개념으로 구분하여 측정했다. Ct는 보수주의로 인한 발생액의 시계열 변동을 측정하는 지표로서 보수주의의 단기적 이익효과를 포착한다. Ci는 발생액의 기업별 차이로서 보수주의의 장기적 효과를 반영한다. Ct와 Ci가 보수주의지표로서 실증적으로 타당한지 검토하고, 이들이 각각 미래 이익과 수익률에 대한 보수주의의 단기와 장기 효과를 반영하는지 확인하기 위해, 다음과 같은 일곱 가지 분석을 수행했다.

첫째, BTM, Qa, Qb, LC, BC 등 선행연구에서 사용한 보수주의지표들과 Ct, Ci의 상관성을 분석했다. 대부분의 Ct, Ci지수는 BTM에 대해 예상과 일치하는 양의 상관계수를 나타냈다. 특히 Ci지수들은 Ct지수보다 더 크고, 유의성이 높은 상관계수를 보였다. 단기지표인 Qa에 대해서는 주로 Ct지수가 통계적으로 유의한 양의 계수를 나타냈고, 장기지표인 Qb와 BC에 대해서는 Ci지수만 유의한 양의 계수를 보였다. 이것은 Ct와 Ci지수가 보수주의회계의 이익 및 수익률 효과 중에서 각각 단기와 장기 효과를 포착한다는 뜻으로, 새로운

보수주의지표로서  $C_t$ 와  $C_i$ 지수의 실증적 타당성을 입증하는 것이다.

둘째, 당기 ROE(return on equity)와  $C_i$ ,  $C_t$  지수에 대한 미래 ROE의 회귀분석을 수행했다.  $C_i$ 지수는 대부분의 미래 ROE에 대해 유의한 양의 계수를 보였고, 당기  $C_i$ 와 미래 ROE의 정(+)관계는 5년 동안 지속되었다.  $C_t$ 의 계수는 대부분 유의하지 않았으며, 미래 기간별로 일관성 없는 부호를 보였으나,  $ROE_{t+1}$ 에 대해서는 유의한 양의 계수를 나타냈다. 이것은  $C_t$ 와  $C_i$ 가 보수주의 이익효과 중에서 각각 단기와 장기 효과를 포착한다는 의미이다.

셋째,  $C_i$ 와  $C_t$ 의 크기에 따라 구성된 포트폴리오 중에서 상위 및 하위 20% 그룹에 대해 기준연도와 전후 5년간의 ROE 차이를 분석했다.  $C_i$  그룹별 ROE는 모든 실험기간에 대해 높은 C 그룹이 낮은 C 그룹보다 큰 것으로 나타났다. 이것은 회계처리가 보수적이어서  $C_i$ 가 높은 기업일수록 상대적으로 ROE가 높다는 의미로서,  $C_i$ 가 단순히 기업의 회계처리결과만을 반영하는 기술적(technical) 수치가 아니라, 기업의 수익성 또는 이익의 성장성과 관련된 장기적 특성을 반영하는 질적(descriptive) 지표라는 뜻이다.  $C_t$  그룹별 ROE 차이분석은 기간별로 뚜렷한 추세를 나타내지 않았다. 다만  $ROE_{t-1}$ 과  $ROE_t$ 에 대한 음의 ROE 차이가  $t+1$ 기에 양의 값으로 증가하는 'ROE의 단기적인 반전현상'이 관찰됐다.

넷째, 당기 ROE와 C지수에 대한 미래( $t+1 \sim t+5$ ) 주식수익률의 회귀분석을 수행했다.  $C_i$ 는  $R_{t+1} \sim R_{t+3}$ 에 대해서는 부호의 일관성이 없고 유의하지 않은 회귀계수를 나타낸 반면, 장기수익률인  $R_{t+4}$ 와  $R_{t+5}$ 에 대해서는 유의한 양의 계수를 보였다.  $C_t$ 는  $R_{t+1}$ 과  $R_{t+2}$ 에 대해 양의 계수를 보

였으나, 유의하지 않았다. 이것은  $C_i$ 지수가 포착하는 보수주의의 수익률 효과가 상대적으로 장기간 지속된다는 뜻이다.

다섯째, C지수와 함께, Fama and French(1995)가 제시한 세 가지 위험요소를 독립변수로 추가한 수익률 회귀분석을 수행했다. 규모변수와 BTM의 계수는 대부분의 미래 수익률에 대해 각각 유의한 음과 양의 부호를 보였다. 그러나 시장베타의 계수는 기간별로 일관성 없는 부호를 보였으며, 유의하지도 않았다. 이것은 새로운 보수주의지표인 C지수가 위험요소로서 미래 수익률의 변동을 포착하는 시장베타의 역할을 대신했기 때문으로 추정된다. 특히  $C_i$ 는  $R_{t+2}$ ,  $R_{t+4}$ ,  $R_{t+5}$ 에 대해 유의한 양의 계수를 보였고,  $C_t$ 는 단기수익률인  $R_{t+1}$ 에 대해서만 유의한 양의 계수를 보여서,  $C_i$ 와  $C_t$ 가 각각 미래 수익률에 대한 보수주의의 장기와 단기 효과를 반영한다는 것을 알 수 있다.

여섯째, C지수의 크기에 따라 구성된 포트폴리오 중에서 상위와 하위 10% 그룹의 규모조정수익률의 차이를 분석했다. 높고 낮은  $C_i$  그룹의 수익률은  $t$ 기에 음의 차이를 보이다가  $t+3$ 기,  $t+4$ 기,  $t+5$ 기에는 모두 유의한 양의 차이로 반전했다. 이것은 회계처리가 보수적인 높은  $C_i$  기업의 당기 수익률은 낮은  $C_i$  기업보다 낮지만, 미래기간, 특히,  $t+3$ 기 이후에는 낮은  $C_i$  기업보다 월등히 높다는 뜻이다.  $C_t$  그룹별 수익률 차이는  $t-1$ 기,  $t$ 기 등 단기수익률에 집중 발생했다. 이것은  $C_t$ 가 반영하는 보수주의의 수익률 효과가 단기적이라는 예측에 부합하는 것이지만,  $C_t$ 지수별로 수익률 차이의 부호가 일관성이 없어서 의미 있는 해석이 어렵다.

마지막으로, 각각 5개 위험지표와 9개 성장성지표에 대한  $C_i$ 지수의 회귀분석을 수행했다. 이들 회귀분석은 앞의 ROE와 수익률 분석에서  $C_i$ 지수가

포착하는 것으로 확인된 미래 이익과 수익률에 대한 보수주의의 장기 효과의 원인을 규명하기 위한 것이다. 5개 위험 변수 중 시장베타, 기업규모와 BTM은 모든 Ci지수에 대해 유의한 양의 회귀계수를 나타냈다. 이것은 시장베타, 기업규모, BTM 등 전통적인 위험지표가 클수록 Ci지수가 크다는 뜻으로, 수익률에 대한 보수주의의 장기 효과를 반영하는 Ci지수들이 기업의 위험과 연관성이 높다는 의미이다. 9개 성장성지표에 대한 Ci지수의 회귀분석에서는 배당률, 이익잉여금유보율, 무형자산 보유비율, 총자산증가율 등 네 변수가 유의한 양의 계수를 보였다. 이것은 Ci지수가 보수주의회계에 내재된 기업의 특성 중 성장성을 반영한다는 의미이다.

이 논문에서 개발한 C지수는 다양한 미래 연구에 활용할 수 있다. 첫째, C지수는 BTM효과(BTM anomaly)에 관한 연구에서, BTM의 분자인 장부가액에 대한 보수주의회계의 영향을 통제하는데 효과적으로 사용될 수 있다. 둘째, C지수는 시장베타를 보완하는 새로운 회계위험지표로서 위험-수익률 모형(risk-return model)을 개선하는데 효과적이다. 셋째, 발생액의 유형별로 보수주의 효과의 지속성이 달라지는 원인을 분석하면, 영업관련성, 재량성 등 발생액의 특성이 보수주의회계, 미래 이익과 수익률에 미치는 영향을 설명할 수 있다.

이 논문의 II장에서는 Dechow et al.(1995), Givoly and Hayn(2000), Beaver and Ryan(2000), Penman and Zhang(2002) 등 보수주의지표의 개발 또는 보수주의의 이익효과에 관한 선행연구를 확장하여, 발생액에 근거한 새로운 보수주의지표 Ct, Ci를 개발했다. Ct와 Ci가 각각 보수주의의 단기와 장기 효과를 반영한다는 이론을 제시하고, 이들이 미래 ROE와 수익률에 미치는

영향에 관한 가설을 설정했다. III장은 이들 가설을 검증하기 위한 실증분석모형을 설명하고, IV장에는 표본과 실증분석결과를 보고했다. 마지막으로, V장에는 논문의 내용을 요약하고, 연구결과의 의미와 미래 연구에 미치는 효과를 기술했다.

## II. 보수주의지표와 가설 개발

### 2.1 보수주의지표: Ct와 Ci

보수주의회계에 관한 선행연구에서는 크게 네 가지 보수주의지표를 사용해 왔다. 이들 지표는 각각 회계이익과 현금흐름의 차이를 의미하는 발생액(accruals: Sloan 1996, Givoly and Hayn 2000), 수익률에 대한 이익의 회귀모형에서 음의 수익률을 포착하는 더미변수와 수익률의 상호작용 변수의 계수(E-R metric의 계수: Basu 1997, Ball et al. 2000), BTM(Beaver and Ryan 2000, Billings and Morton 2001), 보수주의 적립금의 시계열변동과 횡단면변동(Qa, Qb: Penman and Zhang 2002)을 측정하는 것이다. 이 중에서 E-R metric의 회귀계수는 개념 또는 측정방법 상 장단기의 구분이 불가능하다. Basu의 회귀계수는 호재와 악재에 대한 회계이익 인식시점의 차이를 수익률을 통해 간접적으로 측정한 것이어서 보수주의회계의 미래이익에 대한 효과를 분석하는데 적용될 수 없다. 보수주의가 미래 이익과 수익률에 미치는 효과를 분석한 연구 중에서 보수주의의 효과를 장단기로 구분한 연구는 Beaver and Ryan (2000)과 Billings and Morton(2001) 뿐이다.

Fama and French(1992)와 Lakonishok et

al.(1994)에 의해 시작된 BTM 효과에 관한 연구에서, 당기 BTM과 미래 수익률의 양의 관계가 차기 이익공시시점에 집중 발생하는 단기현상인지, 체계적으로 발생하는 장기현상인지는 장부가액과 회계이익에 대한 주식시장의 합리적 반응 여부를 판단하는 중요한 근거가 된다. 특히 Beaver and Ryan(2000) 이후의 재무회계연구들은 BTM 효과의 발생원인을 BTM의 분모를 결정하는 주식시장요인(market value)과 함께, 분자를 구성하는 회계수치인 장부가액(book value)의 특성에서 찾으려 했다. Beaver and Ryan은 보수주의로 인한 장부가액의 측정편의를 보수주의의 단기효과(lag)와 장기효과(bias)로 구분하는 모형을 개발하여, 미래 이익과 수익률에 대한 보수주의 효과의 지속성을 검증하려 했다. 그러나 이들이 제시한 보수주의지표는 회계 측정보다는 통계 질차에 치중한 것이어서 측정모형이 기술적이고 복잡하다. 또한 lag과 bias의 구분대상인 BTM이 회계의 산출물인 순자산의 장부가액과 함께 주식시장의 시가총액으로 구성되기 때문에, 분석결과를 온전한 회계현상으로 해석하기 어렵다.

Beaver and Ryan은 과거 수익률에 대한 당기 BTM의 회귀분석을 통해 BTM을 bias성분(BC)과 lag성분(LC)으로 구분했다. BTM의 횡단면적 차이를 측정한 BC는 개별기업의 BTM 차이(보수주의성향의 차이)에 영향을 미치는 기업효과와 산업효과를 포착하며, LC는 당기 BTM을 설명하는 과거 수익률의 회귀계수를 통해 측정한 것으로, 과거의 보수적 회계처리가 당기 BTM에 미치는 누적효과를 포착한다. 이들은 BC와 LC의 기간별 추세, 미래 ROE에 대한 예측력 및 회귀 분석을 통해, 미래 ROE에 대한 LC의 효과는 일시적이나, BC의 ROE 효과는 더 지속적이라는 사실을 검증

했다. 특히 이들이 측정한 LC는 보수주의 적립금의 발생과 청산과정에서 일어나는 보수주의 이익효과와 평균회귀(mean reversion) 현상을 포착한 것이다. Beaver and Ryan의 연구는 보수주의의 이익효과를 장단기로 구분한 최초의 연구라는 점에서 공헌도가 크다. 그러나 이들이 BTM을 분해하기 위해 사용한 연구모형은 회계수치에 근거한 이론적인 것이 아니라, 통계분석에 의존한 기술적인 것이다. 따라서 이들이 제시한 보수주의지표는 BTM 효과의 원인 검증과 같은 실증분석에 적용하는데 한계가 있다.

Watts(2003)는 회계이익과 현금흐름의 차액으로 정의되는 발생액이 보수주의성향의 지표로 사용될 수 있는 이유를 명확하게 설명했다. 보수주의회계에서 이익은 미래에 실제 현금유입이 실현되는 시기에 인식되고, 손실은 실제 현금이 유출되기 전인 발생시점에서 인식된다. 이렇게 발생시점에서 손실을 조기 인식하고, 이익은 실제 현금유입시점으로 이연 인식하면, 회계이익과 현금흐름의 차이인 발생액은 음의 값으로 누적되어, 회계이익분포가 손실편향성(negative skewness)을 갖게 된다. 이 과정에서 생긴 음의 발생액은 기업의 보수주의성향을 포착하는 효과적인 지표가 되는데, 이것은 Givoly and Hayn(2000)의 실증분석에서 입증된 사실이다. Givoly and Hayn은 당기순이익과 감가상각비의 합계에서 영업활동 현금흐름을 차감하여 총발생액을 계산하고, 이를 매출채권, 재고자산과 선급비용의 증감액에서 매입채무와 미지급세금의 증감액을 차감한 영업발생액(operating accruals), 총발생액과 영업발생액의 차이인 비영업발생액(non-operating accruals)으로 구분했다. 이들에 따르면, 영업발생액은 대부분 회계기준에 의해 강제되는 보수주의회계를 통해 발생하며, 비영업발생액은

경영자의 재량적 선택에 의해 크기와 시기가 결정되는 항목으로 구성된다는 점에서, 각각 비재량발생액(non-discretionary accruals)과 재량발생액(discretionary accruals)을 의미한다. 이것은 이전에 수행된 발생액을 통한 경영자의 이익조정행위에 관한 연구에서 사용한 재량, 비재량 발생액의 구분모형과 차이가 크다.

Dechow et al.(1995)은 Healy, DeAngelo, Jones 등 선행연구의 발생액 구분모형의 이익조정행위에 대한 예측력을 비교하는 과정에서, Jones 모형의 단점을 보완한 수정Jones모형을 가장 효과적인 모형으로 제시한 바 있다. 다른 모형처럼 수정Jones모형도 과거기간(estimation period)의 발생액을 통해 현재의 발생액을 추정하여, 실험기간(event period)의 실제 발생액이 추정 발생액(비재량발생액)을 초과하는 부분을 재량발생액으로 간주한다. 이것은 발생액의 기간별 변동이 안정적이라는 가정 하에, 과거의 발생액을 비재량발생액으로 정의하여, 당기 총발생액과 과거기간의 발생액 차이를 재량발생액으로 추정하는 방식이다. 이 논리에 따르면, LIFO 시가차이, 광고비와 연구개발비 자본화금액 등 경영자의 재량적 선택이 배제된 항목(영업발생액 중 일부)만을 사용하여 보수주의 적립금을 측정하고, 당기와 전기의 적립금 차이로 이익의 질(Qa)을 측정한 Penman and Zhang (2002)의 모형은 논리적으로 타당하지 않다. Penman and Zhang은 이익조정행위 관련 연구에서 '재량발생액'으로 규정하고 있는 당기와 전기의 발생액 차이를 경영자의 선택이 배제된 '비재량적' 이익의 질로 정의했던 것이다.

이렇게 발생액의 재량성 구분은 선행연구들 사이에 논리적 충돌을 야기하고 있어서, 보수주의 이익 효과의 지속성을 검토하는 연구에서, 보수주의지표를 측정하기 위한 발생액의 구분기준으로 사용하기에 부적합하다. 그러나 보수주의회계의 직접적인 영향을 반영하는 발생액에 근거하여, 새로운 보수주의지표를 개발하려는 이 논문에서는, 선행연구에서 제시한 발생액 개념을 빠짐없이 검토하기 위해, 발생액을 총발생액, 영업, 비영업 발생액은 물론, 재량, 비재량 발생액 등 다섯 가지로 구분하고, 각 발생액의 기간별 변동(Ct)과 기업별 차이(Ci)를 측정하여, 총 열개의 보수주의지표를 개발했다. 단 수정Jones모형을 사용하면, 재량발생액의 추정기간이 길어서 실험기간이 대폭 축소되기 때문에 DeAngelo모형을 통해 재량과 비재량 발생액을 구분했다.<sup>1)</sup>

총발생액의 기간변동: Ct(T)<sub>it</sub>

$$= (ACC_{it}/NOA_{it}-ACC_{it-1}/NOA_{it-1})x(-1)$$

총발생액의 기업차이: Ci(T)<sub>it</sub>

$$= (ACC_{it}/NOA_{it}-IMACC_{it})x(-1)$$

영업발생액의 기간변동: Ct(OP)<sub>it</sub> =

$$(OPACC_{it}/NOA_{it}-OPACC_{it-1}/NOA_{it-1})x(-1)$$

영업발생액의 기업차이: Ci(OP)<sub>it</sub>

$$= (OPACC_{it}/NOA_{it}-IMOPACC_{it})x(-1)$$

비영업발생액의 기간변동: Ct(NOP)<sub>it</sub>

$$= (NOPACC_{it}/NOA_{it}-NOPACC_{it-1}/NOA_{it-1})x(-1)$$

비영업발생액의 기업차이: Ci(NOP)<sub>it</sub>

$$= (NOPACC_{it}/NOA_{it}-IMNOPACC_{it})x(-1)$$

1) 예비분석에서, 1981년~1990년을 추정기간으로 수정Jones모형을 적용하여 DACC와 NDACC를 구분하고, Ct(D), Ci(D), Ct(ND)와 Ci(ND)를 측정했다. 그러나 <표 2>~<표 8>의 대부분의 분석에서, 수정Jones모형을 사용한 C지수는 DeAngelo모형으로 측정된 C지수와 큰 차이를 보이지 않았다. 단지 40%가 넘는 표본의 감소로 인해, 분석결과의 통계적 유의성이 크게 낮아 졌다.

재량발생액의 기간변동:  $Ct(D)_{it}$   
 $= (DACC_{it}/NOA_{it}-DACC_{it-1}/NOA_{it-1})$   
 $\times(-1)$

재량발생액의 기업차이:  $Ci(D)_{it}$   
 $= (DACC_{it}/NOA_{it}-IMDACC_{it})\times(-1)$

비재량발생액의 기간변동:  $Ct(ND)_{it}$   
 $= (NDACC_{it}/NOA_{it}-NDACC_{it-1}/NOA_{it-1})$   
 $\times(-1)$

비재량발생액의 기업차이:  $Ci(ND)_{it}$   
 $= (NDACC_{it}/NOA_{it}-IMNDACC_{it})\times(-1)$

단,  $ACC_{it}$  = t기 i기업의 총발생액(당기순이익+감가상각비-영업활동현금흐름)

$OPACC_{it}$  = t기말 i기업의 영업발생액(장단기 매출채권+재고자산+장단기 선급비용-장단기 매입채무-미지급 법인세, 부가세, 관세)

$NOPACC_{it}$  = t기 i기업의 비영업발생액(총발생액-영업발생액)

$DACC_{it}$  = t기 i기업의 재량발생액(당기와 전기의 총발생액 차이)

$NDACC_{it}$  = t기 i기업의 비재량발생액(전기의 총발생액)

$NOA_{it}$  = t기말 i기업의 순영업자산((총자산-금융자산)-(총부채-금융부채))

$IMACC_{it}$  = I산업의 t기  $ACC_{it}/NOA_{it}$ 의 산업별 중위수

$IMOPACC_{it}$  = I산업의 t기  $OPACC_{it}/NOA_{it}$ 의 산업별 중위수

$IMNOPACC_{it}$  = I산업의 t기  $NOPACC_{it}/NOA_{it}$ 의 산업별 중위수

$IMDACC_{it}$  = I산업의 t기  $DACC_{it}/NOA_{it}$ 의 산업별 중위수

$IMNDACC_{it}$  = I산업의 t기  $NDACC_{it}/NOA_{it}$ 의 산업별 중위수

앞에서 정의한 C지수는 모두 Sloan(1996), Givoly and Hayn(2000) 등 선행연구에서 보수

주의지표로서 타당성이 검증된 음의 발생액(현금흐름)회계이익)의 기간과 기업 차이를 측정하는 것이다. Ct는 기업이 매 기간 적용하는 보수주의 회계처리와 이로 인해 발생하는 (음의) 발생액의 기간별 차이로서, 기업이 유지하는 보수주의 회계성향의 기간별 변동을 의미한다. Ci는 한 기업의 보수주의 회계처리로 인해 발생하는 (음의) 발생액이 소속 산업의 중위수보다 더 큰지 여부를 측정하는 것이므로, 기업 사이에 존재하는 보수주의 회계처리의 상대적 강도, 즉 보수주의 회계성향의 기업 간 차이를 나타낸다. 따라서 음의 발생액이 보수주의 지표로서 타당하고, 보수주의 효과를 단기와 장기로 구분한 Beaver and Ryan(2000)과 Penman and Zhang(2002)의 주장이 옳다면, 이 논문의 C지수는 보수주의회계의 특성을 효과적으로 포착하는 새로운 지표가 된다. 특히 C지수를 정의할 때 -1을 곱한 것은 "회계처리가 보수적이어서 음의 발생액이 클수록 C지수가 증가하는 방식"으로 C지수를 측정하기 위한 것이다. 이렇게 회계처리의 보수성과 C지수가 양의 관계를 갖도록 정의하면, C지수와 과거 보수주의지표들과의 상관성 분석 등 이 논문의 연구결과를 보다 효율적으로 해석할 수 있다. IMACC 등 각 발생액의 산업별 중위수(industry median)는 표준산업분류(SIC)의 중분류 항목에 따라 산업을 구분하여 측정했다.

## 2.2 가설 개발

발생액의 기간별 변동과 기업별 차이는 각각 보수주의가 이익에 미치는 단기와 장기 효과를 포착한다. 발생액의 기간별 변동(Ct)은, Beaver and Ryan(2000)의 LC와 같이, 보수주의의 이익효과 중에서 보수주의 적립금의 발생과 청산과정에서 나

타나는 일시적 효과를 포착한다. 반면에 발생액의 기업별 차이(Ci)는, Beaver and Ryan의 BC처럼, 기업 사이에 존재하는 보수주의성향의 장기적 차이를 반영한다. Beaver and Ryan은 기업의 보수주의성향을 나타내는 BTM의 변동을 기간효과(time effect), 기업효과(firm effect)와 과거 수익률에 반영된 과거의 보수적 회계처리에 대한 지연효과(lag effect)로 설명하는 회귀모형( $BTM_{it} = \alpha_t + \alpha_i + \sum_{j=0.6} \beta_j R_{t-j,i} + \epsilon_{it}$ )을 사용하여 BTM의 구성요소를 LC와 BC로 구분했다. 이 회귀모형에서,  $\alpha_i$ 는 BTM의 기업별 차이를 측정하는 더미변수로서, 개별기업의 BTM과 전체기업 BTM 평균치의 차이를 나타낸다. 이것은 보수주의로 인해 감소된 장부가액(음의 발생액)의 개별기업과 산업별 중위수의 차이로 측정되는 Ci와 이론적으로 유사하다. Beaver and Ryan은  $\alpha_i$ 를 BC로 정의하고, 실증분석을 통해 BC가 BTM 변동의 산업 차이와 기업 차이를 동시에 포착하는 매우 지속적인 요소임을 확인했다. 구체적으로, 실험기간 5년간 BC의 크기는 9%(LC 76%)만 감소했고, 미래 ROE에 대한 예측력 분석에서, 높고 낮은 BC 그룹의 ROE 차이 역시 t+1기 0.077(LC 0.094), t+5기 0.061(LC 0.037)로서 21%(LC 61%) 감소에 그쳤다. 미래 ROE 회귀분석에서도 BC의 회귀계수는  $ROE_{t+1}$ 과  $ROE_{t+5}$ 에 대해 -0.096(LC -0.231)과 -0.060(LC -0.056)으로 37%(LC 76%)만 감소했다.

BC에 비해 상대적으로 일시적인 효과를 포착하는 것으로 확인된 LC는 당기와 과거 6년간의  $\beta_j$ 추정치에, 개별주식수익률에서 연도별, 기업별 평균 수익률을 빼고 전체 평균수익률을 더한 것을 곱하여 측정한다( $LC = \sum_{j=0.6} \beta_j (R_{t-j,i} - R_{t-j} - R_i + R)$ ). 즉 LC는 과거와 당기의 보수주의회계를 반영하는 해당 기간의 주식수익률이 당기 BTM에 미치는 효과 중

에서,  $\alpha_i$ (BC)에 포착된 기업효과와  $\alpha_t$ 에 반영되는 연도별 효과를 제거한 것이다. 따라서 LC는 과거와 당기에 발생한 보수주의의 이익효과 중에서 당기말까지 소멸되지 않고 남아 있는 부분을 의미하며, 이것은 보수주의로 인한 발생액의 기간 변동을 측정하는 Ct와 기술적으로 동일하다. LC의 측정과정에서  $\beta_j$ 는 j가 커서 시차가 길수록 작게 측정되는데, 이것은  $\beta_j$ 에 의해 포착되는 보수주의의 이익효과가 시간을 따라 소멸되는 일시적인 것임을 의미한다. Ct와 LC, Ci와 BC의 이론적 동질성은 보수주의가 이익의 질에 미치는 영향을 보수주의 적립금의 기간 변동과 기업 차이로 구분 측정한 Penman and Zhang(2002)의 이론에도 부합된다.

Penman and Zhang은 보수주의회계로 인한 회계이익의 시계열 변동과 횡단면 변동을 포착하는 지수를 개발하여 보수주의가 이익의 질에 미치는 영향을 검토했다. 이들은 보수주의 적립금의 시계열 변동을 측정하는 Qa와 기업별 적립금의 차이를 측정하는 Qb가 이익의 질에 미치는 영향이 동일하다고 가정했다. 이들은 Qa와 Qb를 단순 평균한 Q를 통해, 보수주의로 인한 이익의 변동성이 미래 이익과 주식수익률에 미치는 영향을 분석했다. 이들이 보수주의지표로 사용한 보수주의 적립금은 보수주의회계의 직접적인 영향으로 나타나는 발생액 중에서, 경영자의 자의적 선택 대상인 항목을 제외하고, 재고자산에 대한 LIFO 평가액과 시가의 차이, 연구개발비 자본화 금액(비용 처리한 연구개발비를 자본화하고 산업별 상각률에 의해 상각한 장부가액), 광고비 자본화 금액(비용 처리한 광고비를 자본화하고 2년 연수합계법으로 상각한 장부가액)만을 합계한 것이다. 보수주의 적립금의 시계열 변동을 의미하는 Qa는 Beaver and Ryan의 LC,

기업별 적립금의 차이를 반영하는  $Q_b$ 는 BC에 해당한다.  $Q_a$ ,  $Q_b$ 는 LC, BC와 달리, 보수주의 회계의 직접적인 효과를 반영하는 발생액을 통해 측정되기 때문에, Beaver and Ryan이 lag과 bias 측정모형에서 사용한 복잡한 통계적 추정 불필요하다. Penman and Zhang이  $Q_a$ ,  $Q_b$  측정에 이용한 보수주의 적립금의 기간과 기업 차이는 보수주의 이익효과 지속성을 측정하는데 매우 효과적인 개념이다. 이들은  $Q_a$ 와  $Q_b$ 를 단순 평균한  $Q(Q=0.5Q_a+0.5Q_b)$ 를 중심으로 보수주의의 효과를 분석했기 때문에, 연구결과의 대부분이 이익의 질에 대한  $Q_a$ 와  $Q_b$  효과의 지속성 차이를 구분하지 않았다.

그러나 이들도 미래 이익과 수익률에 대한  $Q_a$ 의 영향은 단기적이고,  $Q_b$ 의 영향은 장기적일 가능성을 제시했다. 먼저  $Q_a$ 와  $Q_b$ 의 연속상관성분석에서,  $Q_a$ 의 1차 상관계수는 0.01인 반면,  $Q_b$ 는 0.61로서 기간별 상관성이  $Q_a$ 보다 현저히 높았다. 순위상관계수의 경우,  $Q_a$ 는 1차년도 0.1에서 5차년도 0.01로 대폭 감소했으나,  $Q_b$ 는 각각 0.88에서 0.63으로 소폭 감소하는데 그쳤다. 이것은  $Q_a$ 는 일회성 지표(one-time feature)로서 미래 이익에 대한 보수주의회계의 일시적 영향을 포착하지만,  $Q_b$ 는 5년이 지나도 0.63이나 지속되는 장기적 효과를 반영한다는 의미이다. Penman and Zhang은  $Q_a$ 에 반영되는 보수주의 적립금의 연도별 변동은 보수주의 이익효과 기간별 반전(reversal) 때문에 발생하는 일시적 현상이며,  $Q_b$ 가 반영하는 보수주의 적립금의 기업별 차이도 궁극적으로 산업평균에 회귀하여 소멸되기 때문에 일시적이라고 주장했다. 그러나 Beaver and Ryan이 정의한 보수주의 효과의 두 가지 특성 중에서 bias와 성격이 유사한  $Q_b$ 는 보수주의 성향과 관련

된 기업 고유의 특성으로서 장기적일 가능성이 크다.

특히 미래 수익률에 대한  $Q_a$ ,  $Q_b$  효과의 지속성과 관련하여 Penman and Zhang의 분석결과에는 몇 가지 의문점이 있다. 첫째, 표5(Penman and Zhang 2002, 256쪽)에 제시한  $Q_a$  높고 낮은 그룹의 미래 수익률 차이분석에서, 높은  $Q$  그룹의 초과수익률이 +1년(8.95%)에 집중되긴 했으나, +2년(2.05%)~+5년(2.96%)에도 통계적으로 유의한 양의 수익률이 발생했고, 그 크기가 +5년까지 계속 증가했다. 이것은  $Q$ 에 따른 미래 수익률의 증가현상이 보수주의로 인한 이익반전( $Q_a$ )에 대한 단기적 mispricing 이외에,  $Q_b$ 가 반영하는 보수주의의 다른 특성에 대한 시장의 장기적 반응일 가능성을 시사한다. 둘째, 높은  $Q$  기업을 사고, 낮은  $Q$  기업을 파는 투자전략의 기간별 수익률을 분석한 표5(256쪽)에서, -2년~0년에는 -3.81~-1.87%의 수익률을 보였으나, +1년~+5년에는 유의한 양의 수익률을 기록했다. Penman and Zhang은 이것 역시 시장 mispricing의 증거로 해석하고 있다. 그러나 시장이 보수주의로 인해 일시적으로 왜곡된 회계이익에 +5년간이나 고착된다는 것은 이해하기 어렵다. 기준연도 이후 5년간이나 지속된 양의 수익률은  $Q_a$ 보다는,  $Q_b$ 에 의해 전달되는 기업의 장기 특성에 대한 시장의 체계적 반응으로 보아야 할 것이다. 이들 역시 표5, 6에 대한 해석(260쪽)에서 +2년~+5년에 지속된 양의 수익률이 기업의 위험요인 때문일 가능성을 인정하고 있다. 셋째, 미래 수익률과 위험요인의 관련성을 검토한 표7(261쪽)에서, 이들은 Fama-Macbeth(1973)의 다섯 가지 위험요인과 +1년 수익률의 관련성을 분석했다. 위험요인이 포함된 회귀분석에서도  $Q$ 는 +1년 수익률에 대해 유의한 양의 계수(0.2873)를 보였다. 이들은 이 결과를 시장 mispricing의 증거로 해석했다. 그

러나 이들이 +1년의 수익률에 국한했던 표7의 회귀 분석을 +2년~+5년의 수익률로 확장하면, 위험요인과 Qb의 잠재적 상관성으로 인해, 위험요인들이 수익률에 대한 Q의 영향을 상쇄 또는 증대시킬 가능성도 있다.

위의 분석내용을 발생액(ACC)을 기준으로 측정된 Ct와 Ci에 적용하면, 발생액의 기간별 차이( $\Delta ACC$ )로 측정하는 Ct는 장기 기대치가 0에 수렴하게 된다( $\lim_{t \rightarrow \infty} E(\Delta ACC) = 0$ ). 이것은 재고자산의 LIFO 평가, 가속상각법에 의한 감가상각비 인식 등 보수주의 회계처리의 이익효과가 기간별로 반전하기 때문에, 이들 회계처리로 인한 발생액의 기간별 변동액이 시간의 경과하면 소멸된다는 의미이다. 반면에 발생액의 기업간 차이(ACC-IMACC)로 측정되는 Ci는 기업별로 다른 보수주의 회계처리의 강도 때문에 생기는 발생액의 절대규모(level amount)의 차이로서, 장기적으로 그 기대치가 0이 아닌 상수이다( $\lim_{t \rightarrow \infty} E(ACC-IMACC) = c \neq 0$ ). 이것은 발생액의 기업간 차이가 연구개발비, 광고비 등 미래 효익이 있는 지출의 비용화 또는 재고자산의 LIFO 평가 등 기간별로 반전되는 보수주의 발생액의 절대적 크기(장기 평균치)의 차이로 인해 발생하는 보다 지속적인 현상이기 때문이다. 이런 논리에 따라, Ct, Ci는 각각 보수주의의 일시적, 지속적 효과를 반영할 것으로 판단된다.

지금까지 설명한 Ct, LC, Qa와 Ci, BC, Qb의 동질성과, 발생액의 기간 및 기업 차이를 반영하는 Ct와 Ci의 이론적 특성은, 이 논문에서 개발한 보수주의지표 Ct와 Ci가 보수주의의 이익효과 중에서 각각 단기와 장기 효과를 포착할 가능성을 제시한다. Beaver and Ryan(2000), Penman and Zhang(2002) 등 선행연구의 분석결과를 종합해 볼 때, 주식시장은 Ct와 Ci가 전달하는 보수주의

효과에 대해 각각 단기적 오류(mispricing)와 함께 장기적으로 합리적 반응(rational pricing)을 보일 것으로 기대된다. 특히, Ci의 장기 이익효과에 대한 주식시장의 체계적, 지속적 반응은 Ci가 포착하는 기업별 보수주의성향이 재무위험과 성장성 등 기업의 장기 특성을 반영하기 때문일 가능성이 높다.

이상의 논의를 요약하면, Ct는 보수주의 효과의 단기적 발생과 청산(기간 변동)을 포착하며, 주식시장은 Ct로 인한 이익효과에 대해 일시적으로 반응한다. Ci는 보수주의성향의 기업별 차이를 포착하며, 기업의 위험 또는 성장성과 관련 있다. Ci로 인한 이익효과는 주식시장에 지속적이고, 체계적인 영향을 준다. 이런 이론적 분석에 근거하여 당기 보수주의와 미래 이익의 관계, 보수주의 이익효과에 대한 시장반응, 그리고 기업의 보수주의성향과 위험 또는 성장성의 관계에 대해, 다음의 세 가지 가설을 개발했다.

가설 1: 당기 Ct와 Ci가 높으면(낮으면) 미래 ROE가 증가(감소)한다. 당기 Ct로 인한 미래 ROE의 증가(감소)는 일시적이고, 당기 Ci로 인한 미래 ROE의 증가(감소)는 지속적이다.

가설 2: 당기 Ct와 Ci가 높으면(낮으면) 미래 수익률이 상승(하락)한다. 당기 Ct로 인한 미래 수익률의 상승(하락)은 일시적이고, 당기 Ci로 인한 미래 수익률의 상승(하락)은 지속적이다.

가설 3: Ci가 높은(낮은) 기업은 위험 또는 성장성이 높다(낮다).

### III. 실증분석모형

이 논문에서는 2장에서 개발한 새로운 보수주의 지표의 실증적 타당성을 검토하고, 세 가지 가설을 검증하기 위해, 다음과 같은 실증분석을 수행했다.

첫째, 2장에서 정의한 열 가지 C지수(Ci, Ct)와 선행연구에서 제시한 보수성지표들(BTM, Qa, Qb, LC, BC) 사이의 상관성을 분석했다. 상관성은 Pearson의 상관계수와 Spearman의 순위상관계수를 통해 분석했다. Ci와 Ct는 2.1에서 정의한 방법으로 측정했으며, Qa와 Qb, LC와 BC는 각각 Penman and Zhang(2002)과 Beaver and Ryan(2000)이 사용한 것과 동일한 방법으로 측정했다. BTM은 기말의 순자산 장부가액을 주식의 시가총액으로 나눈 것이다.

둘째, 다음과 같은 ROE 회귀모형을 구성했다. 회귀모형과 동시에, C의 크기에 따라 다섯 그룹으로 구분한 포트폴리오를 구성하여, 기준연도 전후 5년간 상위와 하위 20% 그룹의 ROE 차이도 분석했다. 회귀분석과 ROE 차이분석은 각각 Ct와 Ci가 보수주의회계의 이익효과 중 단기와 장기 특성을 반영하는지 검토하기 위한 것이다.

$$ROE_{it+n} = a + bROE_{it} + cCt_{it}(Ci_{it}) + \mu_{it}(1)$$

위 식에서 ROE는 이자 등 금융손익, 특별손익, 중단사업손익이 반영되지 않는 영업손익에 (1-유효세율)을 곱한 후, 기초와 기말의 평균 순영업자산으로 나누어 계산했다. 종속변수인 미래 기간의 ROE는 기준연도 이후 5년간을 분석대상으로 하였다.

셋째, 보수주의의 일시적 또는 지속적 이익변동

효과에 대한 주식시장의 반응을 검토하기 위해, 다음과 같은 두 가지 수익률 회귀모형을 개발했다.

$$R_{it+n} = a + bROE_{it} + cCi(Ct)_{it} + \mu_{it} \quad (2)$$

$$R_{it+n} = a + bBETA_{it} + cLMV_{it} + dBTM_{it} + eCi(Ct)_{it} + \mu_{it} \quad (3)$$

식 (2)와 (3)에서 주식수익률( $R_{it+n}$ )은 기준연도 이후 5년간의 연간 주식수익률(annual buy-and-hold stock return)을 의미하며, 결산일 후 3개월을 평가일(valuation date)로 하여 측정했다. 예로서, 12월 결산법인의 경우, 당기 4월초부터 차기 3월말의 기간이 연간 수익률의 측정기간이 된다. BETA는 과거 36개월 동안 개별기업 주식과 종합주가지수의 월간수익률을 통해 추정된 시장 베타(market beta)의 추정치이고, LMV는 기말 주식시가총액의 자연대수값이다. BTM은 기말 순자산의 장부가액을 주식의 시가총액으로 나누어 측정했고, C지수들은 모두 2장에서 정의한 대로 측정했다. 특히, 식 (3)은 당기 ROE와 C만으로 미래 주식수익률을 회귀분석하는 경우, 회귀식의 설명력이 현저하게 낮은 현상을 보완하기 위해, 회귀식의 독립변수로서 C지수와 함께 Fama and French(1995)가 제시한 세 가지 위험요소를 포함시킨 것이다. 위의 수익률 회귀모형과 동시에, C의 크기에 따라 열 그룹으로 구분한 포트폴리오를 구성하여, 상위와 하위 10% 그룹의 기준연도 전후 5년간의 수익률 차이도 분석했다. C 그룹별 수익률의 차이는 전체 표본을 기업규모에 따라 다섯 그룹으로 구분한 후, 개별기업의 수익률에서 그 기업이 속한 동일규모그룹의 평균수익률을 차감하여 측정된 규모조정수익률을 사용하여 분석했다.

넷째, ROE와 수익률 회귀분석에서  $C_i$ 가 보수주의회계의 장기적 효과를 반영하는 것이 확인되면, 장기 효과의 원인을 규명하기 위해, 5개 위험지표(시장베타, 기업규모, BTM, 부채비율, PER)와 9개 성장성지표(Tobin's Q, 배당률, 이익잉여금유보율, 광고-연구개발비 자본화비율과 지출비율, 무형자산보유비율, 총자산증가율, 매출액증가율, ROA 증가율)로  $C_i$ 를 설명하는 회귀분석을 수행했다. 이들 위험과 성장성 지표는 Fama and Macbeth (1973), Beaver and Ryan(2000), Penman and Zhang(2002), Zhang(2007) 등 선행연구에서 각각 기업의 위험과 성장성을 반영하는 것으로 확인된 변수들이다.

$$C_{it} = a + bBETA_{it} + cLMV_{it} + dBTM_{it} + eDEBT_{it} + fPER_{it} + gTBQ_{it} + hDIV_{it} + iRE_{it} + jARDC_{it} + kARDE_{it} + lINTAN_{it} + m\Delta TA_{it} + n\Delta S_{it} + o\Delta ROA_{it} + v_{it} \quad (4)$$

$$C_{it} = a + bBETA_{it} + cLMV_{it} + dBTM_{it} + eDEBT_{it} + fPER_{it} + v_{it} \quad (5)$$

$$C_{it} = a + gTBQ_{it} + hDIV_{it} + iRE_{it} + jARDC_{it} + kARDE_{it} + lINTAN_{it} + m\Delta TA_{it} + n\Delta S_{it} + o\Delta ROA_{it} + v_{it} \quad (6)$$

식 (4)는 위험지표와 성장성지표를 모두 독립변수에 포함하여  $C_i$ 를 설명하는 회귀모형이며, 식

(5)와 (6)은 각각 위험지표와 성장성지표만으로  $C_i$ 를 설명하는 회귀모형이다. 특히, 식 (4)를 식 (5)와 (6)으로 구분한 것은 각각 기업의 위험과 성장성을 포착할 것으로 기대되는 위험과 성장성 변수 사이에 존재하는 높은 상관성을 통제하기 위한 것이다. 위험변수(성장성변수)들 내에도 높은 상관성이 존재하며, 다중공선성(multicollinearity)으로 인해 각 변수의 회귀계수가 왜곡될 가능성 역시 적지 않다. 따라서 이 논문에서는 세 회귀식에 대해 입력형(enter-type)과 단계적(step-wise) 분석을 동시에 수행했다.

위 식에서 DEBT는 기말 부채총계를 자본총계로 나누는 것이고, PER은 기말 주가를 당기의 주당순이익으로 나누는 것이다. DIV와 RE는 각각 기업의 연간 배당액을 주식의 액면총액으로 나누는 배당률과 기말 이익잉여금을 자본총계로 나누는 유보율을 의미한다. ARDC와 ARDE는 각각 당기 광고비와 연구개발비를 3년의 연수합계법으로 자본화한 후 매출액으로 나누는 광고-연구개발비 자본화비율과 이들 비용 지출액을 총매출액으로 나누는 광고-연구개발비 지출비율이다. INTAN,  $\Delta TA$ ,  $\Delta S$ 와  $\Delta ROA$ 는 각각 기말 무형자산의 장부가액을 총자산으로 나누는 무형자산보유비율, 당기와 전기의 총자산, 총매출액, ROA(당기순이익/총자산의 연평균잔액)의 차이를 전기말 잔액 또는 전기 금액으로 나누는 것이다. TBQ는 Tobin's Q를 의미하며, 기업의 시장가치(시가총액+부채현재가치)를 자산의 대체원가(current replacement cost)로 나누어 측정했다.<sup>2)</sup> Tobin's Q는 불완전시장에서 기업의 경쟁적 우위로 인해

2) 시장가치는 보통주와 우선주의 기말 주가에 발행주식수를 곱한 시가총액에 부채의 기말 장부가액을 더하여 계산했다. 부채의 장부가액은 회계기준에 따라 미래 현금흐름의 현재가치로 계산한 금액이며, 현재가치와 액면가액의 차이가 중요하지 않아서 액면가액으로 평가한 부채항목은 주식을 추적하여 현재가치로 대체했다. 대체원가의 경우, 재고자산(기초장부가액+당기증감액x당기도매물가상승율), 토지 이외의 유형자산((장부가액+재평가적립금)x(1+평균내용연수동안 자본재물가지수상승률x0.5), 평균내용연수=(장부가액+감가상각누계액)x0.9+감가상각비), 토지(장부가액x(1+취득,재평가후 전국지가평균상승률)) 등 세 항목은 현재대체원가를 개별적

발생하는 경제적 지대(economic rent), 즉 영업권의 추정치이다.

#### IV. 표본과 실증분석

이 논문의 표본은 1981~2005년 동안 한국 유가증권시장에 상장된 비금융업 기업들(non-financial firms)이다. 단 LC와 BETA는 각각 6년(1981~1986)과 3년(1981~1983)의 추정기간이 필요하기 때문에 표본기간이 1987~2005년과 1984~2005년으로 축소됐다. 표본기업의 재무제표와 주식수익률 자료는 한국신용평가정보(주)의 KIS-VALUE 자료 철에서 추출했다. 이 논문에서 사용한 주요 변수의 기술통계량은 <표 1>과 같다.

모든 변수는 극단치(outlier)를 통제한 것이다. C 지수와 LC는 모두 -10 이하 +10 이상의 관찰치를 제외한 것이고, BTM은 0 미만의 자본잠식표본과 +75 이상의 관찰치, BC는 -100 이하 +30 이상의 관찰치를 각각 제외한 것이다. Qa와 Qb는 -35 이하 +35 이상의 관찰치를 제외했다. 모든 C지수, BETA와 ΔROA는 ±10, ROE, R, ARDC, ARDE, ΔTA와 ΔS는 모두 ±2를 넘는 관찰치를 제외한 것이다. 그 외의 변수들도 '±3x표준편차'를 기준으로 극단치를 통제했으며, 각 변수에 대한 극단치는 모두 최종 관찰치의 1.5% 이하였다.

<표 1>에서 Ct지수의 중위수는 -0.0000~0.0057이고, 평균은 -0.0015~0.0064로서 Ci지수의 중위수(-0.0021~0.0024)와 평균(-0.0180~0.0216)

보다 편향성(skewness)이 작았다. 이것은 발생액의 기간별 변동(Ct)보다는 횡단면 변동을 의미하는 Ci가 기업의 보수주의 회계정책의 차이를 더 명확하게 포착할 가능성을 시사한다. C지수의 편향성 또는 표본별 차이가 뚜렷할수록 C지수를 통해 측정하려는 보수주의성향의 이익 및 수익률 효과도 더 효과적으로 포착될 것이다. 특히 Ci(OP)(중위수 -0.0021, 평균 -0.0180), Ci(NOP)(중위수 0.0024, 평균 0.0216) 그리고 Ci(ND)(중위수 -0.0001, 평균 0.0102)의 중위수와 평균은 매우 큰 차이(0.0103~0.0192)를 보였다. 그 외의 변수들은 모두 각 변수를 사용했던 선행연구와 유사한 분포특성을 보였다. 다만 LC와 BC는 미국 자료를 사용한 Beaver and Ryan(2000, LC -0.45~0.31, BC -0.72~0.68)보다 넓은 분포(LC -0.5094~0.5704, BC -1.5242~2.8240)를 보였다. 이것은 미국과 한국의 주식시장과 회계제도의 차이에서 기인한 것으로 추측된다.

<표 2>는 열 가지 C지수와 BTM, Qa, Qb, LC, BC 등 선행연구에서 제시한 보수주의지표의 상관성을 분석한 것이다. 먼저 BTM에 대한 상관성 분석에서 Ct(T), Ct(NOP)와 Ci(D)는 유의한 음의 상관계수를 보였고, Ct(ND), Ci(T), Ci(OP)와 Ci(NOP)는 유의한 양의 상관계수를 나타내서, C지수별로 일관성 없는 결과를 보였다. 그러나 보수주의 효과의 지속성을 구분해 주는 단기지표 Qa-LC와 장기지표 Qb-BC에 대한 상관성 분석은 매우 흥미로운 결과를 보였다. 단기지표인 Qa에 대해서는 Ct(NOP)( $p=0.035$ ), Ct(D)( $p=0.031$ ), Ct(ND)( $p=0.026$ ) 등 Ct지수들만이 통

으로 추정했으며, 나머지 유동자산, 투자자산, 무형자산은 장부가액을 대체원가로 사용했다. 단 투자자산 중 투자유가증권은 시가법 도입 후에는 장부가액과 시가가 일치하므로 장부가액을 사용했고, 도입 전에는 보유중인 유가증권 수량에 기말시가를 곱하여 시가를 추정했다.

〈표 1〉 주요 변수의 기술 통계량

	백분위율					평균	표준편차
	5%	25%	50%	75%	95%		
Ct(T)	-0.2999	-0.0567	0.0050	0.0741	0.3327	0.0064	0.5205
Ct(OP)	-0.2215	-0.0599	-0.0000	0.0618	0.2440	0.0024	0.3307
Ct(NOP)	-0.3434	-0.0791	0.0057	0.0978	0.3675	0.0054	0.5483
Ct(D)	-0.4978	-0.0881	0.0031	0.1008	0.4997	-0.0015	0.7034
Ct(ND)	-0.2978	-0.0504	0.0013	0.0591	0.3018	0.0048	0.6456
Ci(T)	-0.2227	-0.0609	-0.0002	0.0566	0.2247	0.0025	0.3684
Ci(OP)	-0.4689	-0.1615	-0.0021	0.1357	0.3734	-0.0180	0.3902
Ci(NOP)	-0.3899	-0.1432	0.0024	0.1725	0.5148	0.0216	0.5189
Ci(D)	-0.2824	-0.0550	-0.0000	0.0483	0.2782	-0.0065	0.4686
Ci(ND)	-0.1932	-0.0524	-0.0001	0.0504	0.2085	0.0102	0.4235
BTM	0.3940	0.7764	1.2451	2.2350	5.1386	1.8568	2.0522
Qa	-0.1154	-0.0048	0.0000	0.0025	0.0645	-0.0009	0.9924
Qb	-0.1805	-0.0066	0.0000	0.0084	0.0610	-0.0138	0.7207
LC	-0.5094	-0.0909	0.0051	0.0791	0.5704	0.0057	0.4657
BC	-1.5242	-0.4877	0.0133	0.8334	2.8240	0.0820	3.4953
ROE	-0.1148	0.0189	0.0621	0.1149	0.2569	0.0656	0.1687
R	-0.7164	-0.1629	0.1760	0.5574	1.2431	0.2044	0.5839
BETA	-0.2429	0.0109	0.1757	0.3930	0.7859	0.2173	0.5177
LMV	14.712	16.273	17.166	18.189	20.224	17.299	1.6502
DEBT	0.3304	0.8906	1.6183	2.6246	4.2139	1.8555	1.1916
PER	0.6361	3.2919	7.5000	16.549	52.890	14.625	21.587
TBQ	0.1162	0.6859	35.998	117.031	333.011	81.296	107.947
DIV	0.03	0.08	0.11	0.15	0.30	0.1282	0.0942
RE	-0.5853	0.7810	1.9266	4.2263	12.8642	3.5158	6.6173
ARDC	-0.1807	-0.0181	0.0003	0.0013	0.0287	-0.0277	0.1366
ARDE	0.0001	0.0010	0.0046	0.0173	0.0871	0.0179	0.0394
INTAN	0.0000	0.0001	0.0006	0.0034	0.0301	0.0065	0.0253
ΔTA	-0.1494	0.0079	0.1094	0.2435	0.5580	0.1403	0.2196
ΔS	-0.1983	0.0151	0.1206	0.2504	0.6753	0.1748	0.3795
ΔROA	-2.3926	-0.6306	-0.1521	0.3499	2.6877	-0.0708	1.8069

LC와 BETA를 제외한 나머지 변수는 1981~2005년 동안 12,738~13,483의 표본으로 구성되었다. LC와 BETA는 각각 6년과 3년의 추정기간이 필요하여 1987~2005년과 1984~2005년 동안 10,924과 11,546의 표본으로 구성되었다. 모든 C지수, BETA와 ΔROA는 ±10, ROE, R, ARDC, ARDE, ΔTA와 ΔS는 ±2를 기준으로 극단치를 통제했고, 나머지 변수도 최종 표본의 1.5%를 초과하지 않는 범위에서 극단치를 제거했다. Ct(T, OP, NOP, D, ND)와 Ci(T, OP, NOP, D, ND)는 각각 총, 영업, 비영업, 재량, 비재량 발생액의 기간과 기업 차이로서 음의 발생액이 크면 증가하도록 측정했다. BTM은 자기자본의 장부가액과 시장가치의 비율이며, LC와 BC, Qa와 Qb는 각각 Beaver and Ryan(2000)과 Penman and Zhang(2002)이 사용한 방법으로 측정했다. ROE는 세후 영업이익을 연평균 순영업자산으로 나눈 것이고, R은 전기와 당기 결산일후 3월간의 연간주식수익률이다. BETA와 LMV는 각각 36개월의 월별주식수익률을 통해 추정된 시장베타와 기말 시가총액의 자연대수값이다. DEBT와 PER은 각각 총부채를 자기자본의 장부가액으로 나눈 것과 당기말 주가를 당기 주당순이익으로 나눈 것이며, TBQ는 기말 시가총액을 순자산의 현행대체원가로 나눈 것이다. DIV, RE, ARDE, ARDC, INTAN, ΔTA, ΔS, ΔROA는 각각 연간 배당률, 이익잉여금대 자본금비율, 당기 총매출액으로 나눈 광고비와 연구개발비, 3년 연수합계법으로 자본화한 광고비와 연구개발비, 무형자산대총자산 비율, 연간 총자산, 총매출액, 총자산이익률의 증가율을 의미한다. ROA는 당기순이익을 연평균 총자산으로 나누어 측정했다.

〈표 2〉 선행연구의 보수주의지표와 C지수의 상관성 분석결과

		BTM	Qa	Qb	LC	BC
Ct(T)	Pearson r	-0.035**	0.002	-0.005	0.15	-0.028*
	Spearman ρ	-0.004	0.007	0.021	-0.001	0.015
Ct(OP)	Pearson r	0.004	-0.008	0.004	-0.023	0.024
	Spearman ρ	0.003	-0.009	-0.002	-0.008	0.016
Ct(NOP)	Pearson r	-0.013	0.009	0.001	0.024	-0.029*
	Spearman ρ	-0.026*	0.035**	0.008	0.010	-0.032**
Ct(D)	Pearson r	-0.010	0.003	0.020	-0.003	-0.007
	Spearman ρ	-0.002	0.031*	0.018	0.007	-0.007
Ct(ND)	Pearson r	0.026*	-0.003	0.005	-0.008	-0.024*
	Spearman ρ	-0.008	0.026*	-0.008	-0.003	-0.004
Ci(T)	Pearson r	0.044*	0.002	0.010	0.017	0.201**
	Spearman ρ	0.039**	-0.001	0.017	0.034**	0.070**
Ci(OP)	Pearson r	0.008	0.004	0.007	0.013	0.076**
	Spearman ρ	0.076**	-0.009	0.051**	0.013	0.034**
Ci(NOP)	Pearson r	0.013	0.019	-0.003	-0.006	-0.015
	Spearman ρ	0.030*	-0.001	-0.000	0.016	0.024*
Ci(D)	Pearson r	-0.049**	0.004	0.006	0.001	0.111**
	Spearman ρ	0.011	-0.012	0.015	0.010	0.017
Ci(ND)	Pearson r	0.018	-0.004	0.002	0.016	-0.031**
	Spearman ρ	0.014	0.003	-0.005	0.009	0.030*

〈표 2〉의 상관성분석에 사용된 표본은 1987~2005년 동안 6,691~7,260개 관찰치이다. 각 변수의 정의는 모두 〈표 1〉의 주석과 같다. \*, \*\*, \*\*\*은 각각 0.1, 0.05, 0.01 미만의 통계적 유의수준(양측검정)을 나타낸다.

계적으로 유의한 양의 계수를 나타냈다. 이것은 장기지표인 Qb에 대해서 Ci지수인 Ci(OP)( $p=0.051$ )만이 유의한 양의 계수를 보인 것과 대조적이다. 물론, 단기지표인 LC에 대해 Ci(T)가 0.034의 상관계수( $\rho$ )를 보인 것이나, 장기지표인 BC에 대해 Ct(T)와 Ct(NOP)가 각각 -0.028, -0.029 등 음의 계수( $r$ )를 보인 것은 이 논문의 가설과 일치하지 않는 현상이다.<sup>3)</sup> 그러나 Qb 뿐 아니라 다른 장기지표인 BC에 대해서도 Ci(T) ( $r=0.201$ ,  $p=0.070$ ), Ci(OP)( $r=0.076$ ,  $p=0.034$ ), Ci(NOP)

( $p=0.024$ ), Ci(D)( $r=0.111$ ) 등 모두 Ci지수만이 가설과 일치하는 양의 상관계수를 나타냈다. 이것은 Ct와 Ci지수가 보수주의회계의 이익 및 수익률 효과 중에서 각각 단기와 장기 효과를 집중적으로 포착한다는 이 논문의 가설과 일치하는 것이다. 전반적으로, 〈표 2〉의 상관성 분석결과는 새로운 보수주의지표로서 Ct와 Ci지수의 실증적 타당성을 입증하고 있다.

〈표 3〉은 당기 ROE와 Ci지수에 대한 미래 ( $t+1\sim t+5$ ) ROE의 회귀분석결과를 요약한 것이

3) 단기지표인 Ct가 장기지표인 BC에 대해 유의한 음의 상관성을 보인 것은 발생액의 기간별 차이로 측정되는 Ct가 단기지표로서 주로 보수주의로 인한 이익의 기간별 반전현상(과거 이익에 대한 음의 효과가 당기와 미래 이익에 대한 양의 효과로 반전되는 현상)을 포착하는데 비해, 장기지표인 BC는 반전현상 없이 지속되는 기업의 장기적 보수주의성향(모든 기간에 대해 지속되는 음의 이익효과)을 포착하기 때문에, 당기의 Ct(양의 이익효과)와 BC(음의 이익효과)가 음의 관계를 갖은 것으로 추측된다.

〈표 3〉 당기 ROE와 Ci지수에 대한 미래 ROE의 회귀분석결과

패널 A:  $ROE_{it+t} = a + bROE_{it} + cCi(T)_{it} + \mu_{it}$

	a	b	c	수정 R <sup>2</sup>
ROE <sub>t+1</sub>	0.039(33.02)***	0.366(45.22)***	-0.006(-1.99)**	0.150
ROE <sub>t+2</sub>	0.048(37.47)***	0.213(24.67)***	0.017(5.44)***	0.051
ROE <sub>t+3</sub>	0.050(38.15)***	0.149(16.81)***	0.000(0.10)	0.026
ROE <sub>t+4</sub>	0.051(37.56)***	0.128(14.10)***	0.011(3.15)***	0.019
ROE <sub>t+5</sub>	0.050(35.67)***	0.107(11.26)***	0.014(3.55)***	0.013

패널 B:  $ROE_{it+t} = a + bROE_{it} + cCi(OP)_{it} + v_{it}$

	a	b	c	수정 R <sup>2</sup>
ROE <sub>t+1</sub>	0.039(32.36)***	0.372(46.55)***	0.002(0.59)	0.152
ROE <sub>t+2</sub>	0.048(36.93)***	0.214(24.83)***	0.016(5.27)***	0.053
ROE <sub>t+3</sub>	0.051(38.46)***	0.151(17.30)***	0.015(4.96)***	0.029
ROE <sub>t+4</sub>	0.051(38.10)***	0.127(14.33)***	0.015(4.66)***	0.021
ROE <sub>t+5</sub>	0.050(35.71)***	0.103(11.05)***	0.013(3.94)***	0.014

패널 C:  $ROE_{it+t} = a + bROE_{it} + cCi(D)_{it} + \xi_{it}$

	a	b	c	수정 R <sup>2</sup>
ROE <sub>t+1</sub>	0.039(33.48)***	0.363(45.51)***	-0.015(-5.95)***	0.152
ROE <sub>t+2</sub>	0.048(37.66)***	0.213(24.97)***	0.011(3.97)***	0.052
ROE <sub>t+3</sub>	0.050(38.31)***	0.154(17.65)***	0.006(2.06)**	0.028
ROE <sub>t+4</sub>	0.050(37.02)***	0.131(14.62)***	0.003(0.91)	0.020
ROE <sub>t+5</sub>	0.050(35.80)***	0.104(11.12)***	0.003(0.90)	0.012

〈표 3〉의 회귀분석에 사용한 표본은 t기를 기준으로 1981~2000년 동안 9,974~11,965개 관찰치이다. 각 변수의 정의는 모두 〈표 1〉의 주석과 같다. 괄호속의 수치는 t-value이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 0.1, 0.05, 0.01 미만의 통계적 유의수준(양측검정)을 나타낸다.

다. Ci(T), Ci(OP)와 Ci(D)는 〈표 2〉의 상관성 분석에서 Qb, BC 등 장기 보수주의지표에 대해 유의한 양의 상관계수를 보였던 Ci지수들이다. 세 가지 Ci지수는 대부분의 미래 ROE에 대해 통계적으로 유의한 양의 계수를 보였다. 다른 기업보다 더 보수적으로 회계처리해서 Ci지수가 높은 기업일수록 미래 ROE가 높았으며, 당기 Ci와 미래 ROE의 정(+)관계는 5년 이상 지속적으로 유지되었다. 먼저 패널 A에 보고한 Ci(T)는 ROE<sub>t+1</sub>에 대해 유의한 음의 계수(c=-0.006, t=-1.99)를 보였으나, ROE<sub>t+2</sub>(c=0.017, t=5.44), ROE<sub>t+4</sub>

(c=0.011, t=3.15), ROE<sub>t+5</sub>(c=0.014, t=3.55)에 대해서는 모두 유의한 양의 계수를 보였다. 특히 패널 B에서 Ci(OP)는 ROE<sub>t+1</sub>을 제외한 모든 미래 ROE에 대해 유의한 양의 계수(ROE<sub>t+2</sub>: c=0.016, t=5.27, ROE<sub>t+5</sub>: c=0.013, t=3.94)를 보였다. Ci(OP)의 계수(c)는 기간에 따라 절대값이 감소하는 추세를 보였으나, t+5기에도 0.013을 유지하여, Ci(OP)지수의 미래 ROE에 대한 효과가 t+5기까지 지속되는 장기적인 것임을 알 수 있다. 그러나 패널 C에 보고한 Ci(D)는 ROE<sub>t+2</sub>(c=0.011, t=3.97), ROE<sub>t+3</sub>(c=0.006, t=2.06)

〈표 4〉 당기 ROE와 Ct지수에 대한 미래 ROE의 회귀분석결과

패널 A:  $ROE_{it+\tau} = a + bROE_{it} + cCt(NOP)_{it} + \mu_{it}$

	a	b	c	수정 R <sup>2</sup>
ROE <sub>t+1</sub>	0.037(29.67)***	0.376(43.27)***	0.005(1.78)*	0.152
ROE <sub>t+2</sub>	0.046(34.35)***	0.203(21.61)***	-0.000(-0.17)	0.045
ROE <sub>t+3</sub>	0.048(34.74)***	0.143(14.72)***	-0.004(-1.69)*	0.023
ROE <sub>t+4</sub>	0.049(34.67)***	0.114(11.59)***	-0.005(-1.90)*	0.015
ROE <sub>t+5</sub>	0.049(33.68)***	0.091(8.95)***	0.000(0.04)	0.009

패널 B:  $ROE_{it+\tau} = a + bROE_{it} + cCt(D)_{it} + v_{it}$

	a	b	c	수정 R <sup>2</sup>
ROE <sub>t+1</sub>	0.037(29.72)***	0.373(43.00)***	0.001(0.48)	0.151
ROE <sub>t+2</sub>	0.046(34.50)***	0.201(21.40)***	0.002(0.97)	0.044
ROE <sub>t+3</sub>	0.048(34.92)***	0.143(14.69)***	-0.002(-0.93)	0.023
ROE <sub>t+4</sub>	0.049(34.72)***	0.115(11.66)***	-0.001(-0.38)	0.015
ROE <sub>t+5</sub>	0.049(33.42)***	0.092(8.93)***	-0.002(-0.69)	0.009

패널 C:  $ROE_{it+\tau} = a + bROE_{it} + cCt(ND)_{it} + \xi_{it}$

	a	b	c	수정 R <sup>2</sup>
ROE <sub>t+1</sub>	0.037(31.27)***	0.387(46.60)***	0.001(0.66)	0.155
ROE <sub>t+2</sub>	0.045(36.09)***	0.225(25.36)***	0.003(1.62)	0.054
ROE <sub>t+3</sub>	0.048(36.99)***	0.162(17.55)***	-0.001(-0.26)	0.028
ROE <sub>t+4</sub>	0.049(36.23)***	0.119(12.55)***	-0.002(-0.77)	0.015
ROE <sub>t+5</sub>	0.048(34.05)***	0.102(10.30)***	-0.000(-0.09)	0.011

〈표 4〉의 회귀분석에 사용한 표본은 t기를 기준으로 1981~2000년 동안 9,459~11,794개 관찰치이다. 각 변수의 정의는 모두 〈표 1〉의 주석과 같다. 괄호속의 수치는 t-value이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 0.1, 0.05, 0.01 미만의 통계적 유의수준(양측검정)을 나타낸다.

에 대해서만 유의한 양의 계수를 보여서, Ci(D)의 미래 ROE 효과는 3년 동안만 지속되는 것으로 나타났다. 〈표 3〉에 보고한 Ci지수들에 대한 미래 ROE의 회귀분석결과는 Ci지수가 미래 이익에 대한 보수주의 효과 중에서 보다 지속적인 것을 포착

한다는 이 논문의 가설1과 일치하는 것이다. 동시에, 〈표 3〉의 내용은, 회귀계수의 부호가 일관성이 없고 통계적 유의성도 낮은, 〈표 4〉의 Ct지수에 대한 분석결과와 매우 대조적이다.<sup>4)</sup>

〈표 4〉에는 당기 ROE와 Ct지수에 대한 ROE<sub>t+1</sub>

4) 〈표 4〉에서 Ct(ND: 비재량 발생액)는 Ct(NOP)와 Ct(D: 재량 발생액)에 비해 Ct계수의 통계적 유의성과 회귀모형의 설명력이 상대적으로 높은 것으로 나타났으며, 이것은 경영자의 재량성이 배제된 비재량 발생액으로 측정된 Ct(ND)가 경영자의 이익조절대상인 재량 발생액으로 측정된 Ct(D) 이상의 추가적인 이익 효과가 있다는 것을 의미한다. 그러나 Ct(ND)와 Ct(D)의 이익 효과의 차이는 명확하지 않아서, 익명의 심사자께서 지적한 것처럼, 〈표 4〉에 보고한 Ct의 미래 이익에 대한 효과가 보수주의의 특성 또는 경영자의 이익조절과 관련된 발생액의 자동상관성 중 어느 것 때문인지 명확하지 않다. 이것은 재량-비재량 발생액의 변동원인과 Ct지수의 관계에 관한 추가 연구를 통해 규명해야 할 미래의 과제이다.

〈표 5〉 C지수 그룹별 연간 ROE 차이 분석결과

## 패널 A

	높은 Ci(OP)그룹	낮은 Ci(OP) 그룹	ROE 차이
ROE <sub>t-5</sub>	0.08117	0.06917	0.01201(2.35)**
ROE <sub>t-4</sub>	0.07138	0.06849	0.00289(0.62)
ROE <sub>t-3</sub>	0.07305	0.06204	0.01101(2.35)**
ROE <sub>t-2</sub>	0.06836	0.06155	0.00681(1.49)*
ROE <sub>t-1</sub>	0.06556	0.05967	0.00589(1.34)*
ROE <sub>t</sub>	0.06316	0.06081	0.00235(0.52)
ROE <sub>t+1</sub>	0.06262	0.05548	0.00714(1.59)*
ROE <sub>t+2</sub>	0.06123	0.04903	0.01220(2.53)***
ROE <sub>t+3</sub>	0.06364	0.04993	0.01372(2.80)***
ROE <sub>t+4</sub>	0.06085	0.04829	0.01256(2.59)***
ROE <sub>t+5</sub>	0.05476	0.04950	0.00526(1.05)

## 패널 B

	높은 Ct(NOP) 그룹	낮은 Ct(NOP) 그룹	ROE 차이
ROE <sub>t-5</sub>	0.07971	0.07510	0.00461(0.91)
ROE <sub>t-4</sub>	0.07251	0.07063	0.00188(0.41)
ROE <sub>t-3</sub>	0.07111	0.07233	-0.00122(-0.26)
ROE <sub>t-2</sub>	0.06512	0.06464	0.00048(0.11)
ROE <sub>t-1</sub>	0.06030	0.06369	-0.00339(-0.79)
ROE <sub>t</sub>	0.06053	0.06398	-0.00345(-0.85)
ROE <sub>t+1</sub>	0.05994	0.05756	0.00238(0.53)
ROE <sub>t+2</sub>	0.05367	0.05316	0.00051(0.12)
ROE <sub>t+3</sub>	0.05160	0.05177	-0.00017(-0.04)
ROE <sub>t+4</sub>	0.05242	0.05333	-0.00091(-0.21)
ROE <sub>t+5</sub>	0.05431	0.05490	-0.00060(-0.13)

〈표 5〉의 ROE 차이분석은 t기인 1986~2000년을 기준으로 C지수의 크기에 따라 구성된 상위와 하위 20%의 표본그룹에 대한 것이며, 각 표본그룹은 1,221~1,328개 관찰치로 구성되었다. 각 변수의 정의는 모두 〈표 1〉의 주석과 같다. 괄호속의 수치는 t-value이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 0.1, 0.05, 0.01 미만의 통계적 유의수준(양측검정)을 나타낸다.

~ROE<sub>t+5</sub>의 회귀분석결과를 보고했다. Ct(NOP), Ct(D)와 Ct(ND) 역시 〈표 2〉의 상관성 분석에서 단기 보수주의지표인 Qa에 대해 유의한 양의 상관 계수를 보였던 Ct지수들이다. 〈표 3〉과 마찬가지로, ROE<sub>t</sub>의 계수(b)는 모두 통계적으로 유의한 양의 값을 가졌다. 그러나 Ct의 계수(c)는 대부분 통계적으로 유의하지 않았으며, 미래 기간별로 일관성 없는 부호를 보였다. 다만 Ct(NOP)의 경우,

ROE<sub>t+1</sub>에 대해 유의한 양의 계수(c=0.005, t=1.78)를 가져서, Ct가 보수주의 이익효과 중에서 상대적으로 일시적인 것을 포착한다는 가설1을 지지하고 있다. 그러나 ROE<sub>t+3</sub>과 ROE<sub>t+4</sub>에 대해 Ct(NOP)가 보인 음의 계수(c=-0.004, t=-1.69, c=-0.005, t=-1.90)는 예상과 다른 것이다.

〈표 5〉는 Ci(OP)와 Ct(NOP)의 크기에 따라 구성된 포트폴리오(decile portfolio) 중에서 상위

및 하위 20% 그룹에 대해 기준연도와 전후 5년간의 ROE 차이를 분석한 것이다.<sup>5)</sup> 먼저 Ci(OP) 그룹별 ROE차이를 보고하는 패널 A에서, 모든 실험기간에 대해 높은 C 그룹의 ROE가 낮은 C 그룹보다 큰 것으로 나타났다. 이것은 회계처리가 보수적이어서 Ci(OP)가 높은 기업일수록 상대적으로 ROE가 높다는 의미로서, Ci(OP)가 단순히 기업의 회계처리결과만을 반영하는 기술적(technical)인 수치가 아니라, 기업의 수익성 또는 이익의 성장성과 관련된 장기적 특성을 반영하는 질적(descriptive)인 지표라는 뜻이다. 특히 기준연도 전후 기간에 나타난 ROE 차이의 변동 추세를, 가설1에서 예측한 것처럼, Ci지수가 포착하는 보수주의의 이익효과가 매우 지속적이라는 사실을 잘 보여준다. t-5기~t기(0.01201~0.00235) 동안 지속적으로 감소하던 높은 C와 낮은 C 그룹간의 ROE 차이는 t+1기(0.00714, t=1.59)부터 증가하여 t+3기(0.01372, t=2.80)까지 증가추세를 유지했고, t+4기에도 0.01256(t=2.59)의 유의한 ROE 차이를 보였다. 회계처리가 보수적인 높은 Ci(OP) 기업의 ROE가 기준연도를 중심으로 이전 6년(t-5~t)의 감소추세에서 이후 4년(t+1~t+4)의 증가추세로 뚜렷하게 반전된 것이다. 높고 낮은 Ci(OP) 그룹이 보여준 ROE 차이의 장기적 반전현상은 Ci(OP)에 반영되는 보수주의의 이익효과가 매우 지속적이라는 의미이다.

반면에 패널 B에 보고한 Ct(NOP) 그룹별 ROE

차이분석은 기간별로 뚜렷한 추세를 나타내지 않았다. 다만 가설1에서 예측한 것처럼,  $ROE_{t-1}(-0.00339, t=-0.79)$ 과  $ROE_t(-0.00345, t=-0.85)$ 에 대한 음의 ROE 차이가 t+1기에 양의 값(0.00238, t=0.53)으로 증가하는 'ROE의 단기적 반전현상'이 관찰됐다. 그러나 이 기간 동안에 발생한 Ct(NOP) 그룹별 ROE 차이는 모두 통계적으로 유의하지 않았다. 전체적으로 Ct(NOP) 그룹별 ROE는 차이가 작고 유의성이 낮아서, Ci(OP) 그룹별 분석에서 발견한 것과 같은 뚜렷한 결과를 보이지 않았다.

〈표 6〉은 당기 ROE와 C지수에 대한 미래(t+1~t+5) 주식수익률의 회귀분석결과이다. 수익률 회귀분석의 독립변수는 〈표 3〉과 〈표 4〉의 ROE 회귀분석에서 사용한 여섯 가지 C지수 중, 가설1과 일치하며, 통계적으로 유의한 결과를 보였던 Ci(T), Ci(OP), Ct(NOP)와 Ct(D)로 제한했다.<sup>6)</sup> 〈표 6〉의 패널 A와 B에 제시한 Ci지수들의 분석 결과는 가설2의 예측과 일치한다. Ci(T)는  $R_{t+1} \sim R_{t+3}$ 에 대해서는 통계적으로 유의하지 않고, 부호도 일관성이 없는 회귀계수(c)를 나타낸 반면,  $R_{t+4}$ 와  $R_{t+5}$ 에 대해서는 통계적으로 유의한 양의 계수(각각  $c=0.087, t=3.95$ 와  $c=0.072, t=2.96$ )를 보였다. Ci(OP)의 회귀계수 역시  $R_{t+3}$ ( $c=0.026, t=1.66$ )와  $R_{t+5}$ ( $c=0.070, t=3.77$ )에 대해 유의한 양의 계수를 보였는데, 특히,  $R_{t+5}$ 에 대한 회귀계수가  $R_{t+3}$ 에 대한 것보다 크고 유의

5) 〈표 3〉과 〈표 4〉에 제시한 6개 C지수들 중에서, 〈표 5〉에 Ci(OP)와 Ct(NOP)만을 제시한 것은 나머지 네 가지 C지수의 분석결과가 통계적으로 유의하지 않고, Ci(OP), Ct(NOP)와 비교하여 의미있는 차이를 보이지 않았으며, 〈표 5〉의 C지수 그룹별 ROE 차이분석은 이미 〈표 3〉과 〈표 4〉에서 보고한 C지수에 대한 미래 ROE의 회귀분석과 목적이 중복되는 것이기 때문이다.

6) 이 논문은, 예비분석과정에서, 〈표 3〉과 〈표 4〉에서 제시한 총 6개의 C지수를 모두 포함하여 〈표 6〉~〈표 10〉의 분석을 수행하였다. 그러나 Ci(D)와 Ct(ND)가 각각 Ci(T)와 Ci(OP), Ct(NOP)와 Ct(D)에 비해 계수의 크기, 통계적 유의수준 및 회귀식의 설명력이 현저하게 낮고, 계수의 부호 등 가설의 인과관계를 검증하고 해석하는 것과 관련된 분석내용 역시 차이를 보이지 않았다. 따라서 〈표 6〉~〈표 10〉의 분석에서는 Ci(D)와 Ct(ND)를 제외하고, Ci(T)와 Ci(OP), Ct(NOP)와 Ct(D)에 집중하였다.

〈표 6〉 당기 ROE와 C지수에 대한 미래 수익률의 회귀분석결과

패널 A:  $R_{it+n} = a + bROE_{it} + cCi(T)_{it} + \mu_{it}$

	a	b	c	수정 R <sup>2</sup>
R <sub>t+1</sub>	0.168(26.96)***	0.056(1.17)	0.022(1.48)	0.000
R <sub>t+2</sub>	0.112(20.34)***	0.079(1.88)*	-0.020(-1.42)	0.000
R <sub>t+3</sub>	0.109(19.34)***	0.083(1.99)**	-0.017(-1.34)	0.001
R <sub>t+4</sub>	0.251(28.59)***	-0.084(-1.32)	0.087(3.95)***	0.002
R <sub>t+5</sub>	0.236(26.01)***	0.037(0.55)	0.072(2.96)**	0.001

패널 B:  $R_{it+n} = a + bROE_{it} + cCi(OP)_{it} + v_{it}$

	a	b	c	수정 R <sup>2</sup>
R <sub>t+1</sub>	0.145(22.47)***	0.054(1.10)	-0.023(-1.43)	0.000
R <sub>t+2</sub>	0.143(21.85)***	0.049(1.01)	-0.028(-1.81)*	0.000
R <sub>t+3</sub>	0.143(21.25)***	-0.013(-0.26)	0.026(1.66)*	0.000
R <sub>t+4</sub>	0.166(21.88)***	0.093(1.69)*	-0.004(-0.22)	0.000
R <sub>t+5</sub>	0.150(19.26)***	0.111(2.00)**	0.070(3.77)***	0.001

패널 C:  $R_{it+n} = a + bROE_{it} + cCt(NOP)_{it} + \xi_{it}$

	a	b	c	수정 R <sup>2</sup>
R <sub>t+1</sub>	0.113(20.09)***	0.057(1.30)	-0.014(-1.66)*	0.000
R <sub>t+2</sub>	0.107(18.35)***	0.077(1.73)*	0.003(0.28)	0.000
R <sub>t+3</sub>	0.103(17.34)***	0.055(1.24)	-0.001(-0.15)	0.000
R <sub>t+4</sub>	0.095(15.79)***	0.083(1.86)*	0.007(0.66)	0.000
R <sub>t+5</sub>	0.140(19.35)***	0.102(1.89)*	-0.022(-1.75)*	0.001

패널 D:  $R_{it+n} = a + bROE_{it} + cCt(D)_{it} + \theta_{it}$

	a	b	c	수정 R <sup>2</sup>
R <sub>t+1</sub>	0.196(28.46)***	0.024(0.55)	0.001(0.08)	0.000
R <sub>t+2</sub>	0.193(27.24)***	-0.011(-0.24)	0.004(0.50)	0.000
R <sub>t+3</sub>	0.187(25.87)***	0.031(0.71)	-0.014(-1.40)	0.000
R <sub>t+4</sub>	0.177(23.89)***	0.042(0.91)	0.005(0.52)	0.000
R <sub>t+5</sub>	0.166(21.87)***	0.023(0.47)	-0.008(-0.64)	0.000

〈표 6〉의 회귀분석에 사용한 표본은 t기를 기준으로 1981~2000년 동안 7,315~9,122개 관찰치이다. 각 변수의 정의는 모두 〈표 1〉의 주석과 같다. 괄호속의 수치는 t-value이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 0.1, 0.05, 0.01 미만의 통계적 유의수준(양측검정)을 나타낸다.

성도 높았다. 이것은 Ci지수들이 포착하는 보수주의의 수익률 효과가 3~5년간 지속되는 장기적인 것임을 의미한다.

〈표 6〉의 패널 C와 D에 보고한 Ct지수들의 분

석결과는 Ci지수의 분석결과와 매우 대조적이다. Ct(NOP)의 R<sub>t+2</sub>(c=0.003, t=0.28), Ct(D)의 R<sub>t+1</sub>(c=0.001, t=0.08)과 R<sub>t+2</sub>(c=0.004, t=0.50)에 대한 계수는 가설2의 예상과 일치하는 양의 부호를 보였

〈표 7〉 당기 C지수와 Fama-French의 위험요소에 대한 미래 수익률의 회귀분석결과

패널 A: $R_{it+n} = a + bBETA_{it} + cLMV_{it} + dBTM_{it} + eCi(T)_{it} + u_{it}$						
	a	b	c	d	e	수정 R <sup>2</sup>
R <sub>t+1</sub>	0.894(8.89)***	-0.029(-1.64)	-0.042(-7.60)***	0.023(7.19)***	0.016(0.71)	0.023
R <sub>t+2</sub>	0.511(4.68)***	-0.022(-1.01)	-0.018(-3.03)***	0.006(1.73)*	0.046(1.91)*	0.003
R <sub>t+3</sub>	0.775(6.11)***	-0.031(-1.12)	-0.032(-4.57)***	0.006(1.70)*	-0.005(-0.17)	0.005
R <sub>t+4</sub>	0.231(1.70)*	0.012(0.41)	-0.004(-0.54)	0.024(5.75)***	0.009(0.24)	0.007
R <sub>t+5</sub>	-0.024(-0.16)	0.003(0.10)	0.012(1.42)	0.012(2.41)**	0.137(2.53)**	0.002
패널 B: $R_{it+n} = a + bBETA_{it} + cLMV_{it} + dBTM_{it} + eCi(OP)_{it} + v_{it}$						
	a	b	c	d	e	수정 R <sup>2</sup>
R <sub>t+1</sub>	0.910(8.93)***	-0.028(-1.59)	-0.043(-7.65)***	0.023(7.11)***	0.022(0.94)	0.024
R <sub>t+2</sub>	0.517(4.67)***	-0.021(-0.97)	-0.019(-3.04)***	0.005(1.60)	0.011(0.45)	0.002
R <sub>t+3</sub>	0.802(6.23)***	-0.031(-1.12)	-0.034(-4.70)***	0.006(1.65)*	0.036(1.21)	0.005
R <sub>t+4</sub>	0.278(2.01)**	0.012(0.41)	-0.006(-0.83)	0.024(5.62)***	0.064(1.94)*	0.008
R <sub>t+5</sub>	-0.082(-0.55)	0.001(0.02)	0.015(1.74)*	0.012(2.45)**	0.095(2.58)**	0.002
패널 C: $R_{it+n} = a + bBETA_{it} + cLMV_{it} + dBTM_{it} + eCt(NOP)_{it} + \xi_{it}$						
	a	b	c	d	e	수정 R <sup>2</sup>
R <sub>t+1</sub>	0.894(8.90)***	-0.029(-1.63)	-0.042(-7.60)***	0.023(7.13)***	0.028(2.04)**	0.024
R <sub>t+2</sub>	0.509(4.66)***	-0.021(-0.97)	-0.018(-3.01)***	0.006(1.64)	0.021(1.43)	0.002
R <sub>t+3</sub>	0.776(6.12)***	-0.031(-1.12)	-0.032(-4.58)***	0.006(1.70)*	-0.018(-1.06)	0.005
R <sub>t+4</sub>	0.230(1.69)*	0.013(0.42)	-0.004(-0.53)	0.024(5.76)***	0.010(0.57)	0.007
R <sub>t+5</sub>	-0.015(-0.10)	0.001(0.04)	0.011(1.37)	0.011(2.21)**	-0.022(-1.07)	0.001
패널 D: $R_{it+n} = a + bBETA_{it} + cLMV_{it} + dBTM_{it} + eCt(D)_{it} + o_{it}$						
	a	b	c	d	e	수정 R <sup>2</sup>
R <sub>t+1</sub>	0.894(8.89)***	-0.029(-1.62)	-0.042(-7.60)***	0.023(7.16)***	-0.000(-0.03)	0.023
R <sub>t+2</sub>	0.509(4.66)***	-0.022(-0.97)	-0.018(-3.01)***	0.005(1.63)	0.007(0.61)	0.002
R <sub>t+3</sub>	0.775(6.11)***	-0.030(-1.11)	-0.032(-4.57)***	0.006(1.71)*	-0.019(-1.39)	0.005
R <sub>t+4</sub>	0.230(1.69)*	0.012(0.40)	-0.004(-0.52)	0.024(5.76)***	0.013(0.88)	0.007
R <sub>t+5</sub>	-0.016(-0.11)	0.002(0.05)	0.011(1.38)	0.011(2.24)**	0.003(0.14)	0.000

〈표 7〉의 회귀분석에 사용한 표본은 t기를 기준으로 1981~2000년 동안 4,027~6,245개 관찰치이다. 각 변수의 정의는 모두 〈표 1〉의 주식과 같다. 괄호속의 수치는 t-value이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 0.1, 0.05, 0.01 미만의 통계적 유의수준(양측검정)을 나타낸다.

으나, 유의하지 않았다. Ct의 계수 중에서 유의한 것은 R<sub>t+1</sub>(c=-0.014, t=-1.66)과 R<sub>t+5</sub>(c=-0.022, t=-1.75)에 대한 Ct(NOP)의 계수뿐이다. 그러나 가설2의 예측과 달리, 이들은 모두 음의 계수를 보여

서 의미 있는 해석이 불가능하다.

〈표 7〉에는 C지수와 함께, Fama and French (1995)가 제시한 세 가지 위험요소를 독립변수로 추가한 수익률 회귀분석 결과를 제시했다. 〈표 7〉

의 회귀모형은 <표 6>에서 ROE와 C지수만으로 구성된 수익률 회귀모형이 보인 낮은 설명력(수정  $R^2=0.000\sim 0.002$ )을 보완하고, 순수한 회계 산출물인 발생액만으로 측정한 C지수들이 시장베타, 기업규모, BTM 등 선행연구의 위험요소들과 견주어 미래 수익률에 대해 추가 설명력이 있는지 검토하기 위한 것이다. C지수가 이들 세 요소 이상의 추가 설명력을 보인다면, 우리는 Baginski and Wahlen (2003)이 제시한 회계베타(accounting beta)나 초과이익의 표준편차를 대체 또는 보완하는 새로운 회계위험척도(accounting risk measure)를 갖게 된다.<sup>7)</sup>

<표 7>의 분석결과는, 전체적으로, Ci와 Ct지수가 포착하는 미래 수익률에 대한 보수주의 효과의 지속성이 서로 다르다는 가설2와 일치한다. 우선 Fama and French의 세 요소에 대한 분석결과는 선행연구와 유사하다. 규모변수인 LMV와 BTM의 계수(c, d)는 대부분의 미래 수익률에 대해 각각 유의한 음과 양의 부호를 보였다. 다만 시장베타인 BETA의 계수(b)는 기간별로 일관성 없는 부호를 보였으며, 유의하지도 않았다. 이것은 새로운 보수주의지표인 C지수가 '위험요소로서 미래 수익률의 변동을 포착하는 시장베타의 역할'을 대신했기 때문으로 추정된다. 특히 패널 A와 B에서 Ci(T)와 Ci(OP)의 계수가 각각  $R_{t+2}(e=0.046, t=1.91)$ ,  $R_{t+5}(e=0.137, t=2.53)$ 와  $R_{t+4}(e=0.064, t=1.94)$ ,  $R_{t+5}(e=0.095, t=2.58)$ 에 대해 유의한 양의 계수를 보인 것은, Ci지수가 미래 수익률에 대한 보수주의의 지속적인 효과를 반영한다는 가설2와 일치한다. 또한 패널 C에서 Ct(NOP)지수가  $R_{t+2}\sim R_{t+5}$ 와 달리,

$R_{t+1}$ 에 대해서만 유의한 양의 계수( $e=0.028, t=2.04$ )를 보인 것 역시 Ct지수가 보수주의의 수익률 효과 중 일시적인 것을 반영한다는 가설2와 일치하는 것이다. 다만 패널 D에 보고한 Ct(D)는 미래 수익률에 대해 부호의 일관성이 없고 유의성도 낮은 계수들을 나타냈다.

<표 8>은 Ci(T), Ci(OP), Ct(NOP), Ct(D) 등 네 가지 C지수의 크기에 따라 구성된 포트폴리오 중에서 상위와 하위 10% 그룹의 규모조정수익률(size-adjusted return: 이하 'SAR')의 차이를 분석한 것이다. SAR은 기업의 시가총액을 기준으로 표본수가 동일한 다섯 개의 규모그룹을 구성한 후, 개별기업의 수익률에서 그 기업이 속한 규모그룹의 평균수익률을 차감하여 측정했다. 특히 Ci지수들은 가설2의 예측에 부합하는 결과를 보였다. 높고 낮은 Ci(T) 그룹별 수익률 차이는 t기에 음의 차이( $SAR_t=-0.1636, t=-3.54$ )를 보이다가 t+4기와 t+5기에는 모두 유의한 양의 차이( $SAR_{t+4}=0.0980, t=1.95, SAR_{t+5}=0.0818, t=1.74$ )로 반전했다. Ci(OP) 그룹별 차이 역시 t기의 음수( $SAR_t=-0.0228, t=-0.50$ )에서 t+3기와 t+5기에는 양수( $SAR_{t+3}=0.0532, t=1.26, SAR_{t+5}=0.0518, t=1.23$ )로 전환되었다. 이것은 회계처리가 보수적인 높은 Ci 기업의 당기 SAR은 낮은 Ci 기업보다 낮지만, 미래 기간, 특히, t+3기 이상의 장기 SAR은 낮은 Ci 기업보다 월등히 높다는 뜻이다. Ct(NOP), Ct(D) 등 Ct지수에 대한 분석결과는 Ci지수에 대한 것과 매우 대조적이다. Ct(NOP) 그룹별 SAR 차이는 t-5기와 t기에 대해서만 각각 유의한 음수와 양수( $SAR_{t-5}=-0.0504,$

7) Fama and French(1995)의 세 요소 모형에 대한 추가분석으로, 시장베타, 규모, BTM과 함께, Baginski and Wahlen(2003)이 제시한 회계베타와 실제ROE의 표준편차를 독립변수에 포함하여 분석했으나,  $R_{t+1}\sim R_{t+5}$ 에 대해 두 가지 회계위험척도 모두 유의하지 않은 회귀계수를 보였으며, 회귀식의 설명력도 증가하지 않았다.

〈표 8〉 C지수 그룹별 규모조정수익률(SAR) 차이 분석결과

	Ci(T) 그룹	Ci(OP) 그룹	Ct(NOP) 그룹	Ct(D) 그룹
SAR <sub>t-5</sub> 차이	0.0323 (0.85)	-0.0473* (-1.36)	-0.0504* (-1.40)	-0.0155 (-0.41)
SAR <sub>t-4</sub> 차이	-0.1555 (-0.48)	-0.0164 (-0.46)	0.0224 (0.63)	0.0171 (0.48)
SAR <sub>t-3</sub> 차이	0.0451 (1.156)	0.0034 (0.09)	-0.0113 (-0.31)	-0.0274 (-0.75)
SAR <sub>t-2</sub> 차이	0.0032 (0.09)	0.0551* (1.36)	0.0198 (0.51)	0.0323 (0.85)
SAR <sub>t-1</sub> 차이	-0.134 (-0.30)	0.0151 (0.38)	0.0409 (0.94)	-0.0545* (-1.33)
SAR <sub>t</sub> 차이	-0.1636*** (-3.54)	-0.0228 (-0.50)	0.0548* (1.32)	0.0253 (0.56)
SAR <sub>t+1</sub> 차이	0.0793 (1.77)	-0.0040 (-0.09)	0.0072 (0.17)	-0.0048 (-0.12)
SAR <sub>t+2</sub> 차이	-0.0286 (-0.64)	0.0305 (0.67)	-0.0457 (-1.03)	-0.0070 (-0.16)
SAR <sub>t+3</sub> 차이	0.0110 (0.22)	0.0532* (1.26)	0.0042 (0.10)	-0.0198 (-0.45)
SAR <sub>t+4</sub> 차이	0.0980** (1.95)	0.0115 (0.27)	0.0279 (0.66)	0.0363 (0.84)
SAR <sub>t+5</sub> 차이	0.0818** (1.74)	0.0518* (1.23)	0.0240 (0.55)	-0.0235 (-0.58)

〈표 8〉의 C지수 그룹별 SAR 차이분석은 t기인 1986~2000년을 기준으로 각 C지수의 크기에 따라 구성된 상위와 하위 10%의 표본그룹에 대한 것이며, 각 표본그룹은 322~348개 관찰치로 구성되었다. SAR은 표본기업의 주식수익률에서 그 기업이 속한 표본그룹의 평균주식수익률을 차감한 것이다. 각 C지수의 정의는 모두 〈표 1〉의 주석과 같다. 괄호속의 수치는 t-value이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 0.1, 0.05, 0.01 미만의 통계적 유의수준(양측검정)을 나타낸다.

t=-1.40, SAR<sub>t</sub>=0.0548, t=1.32)를 보였으며, Ct(D) 그룹은 t-1기에 대해서만 유의한 음의 차이(SAR<sub>t-1</sub>=-0.0545, t=-1.33)를 보였다. Ci와 달리, Ct 그룹별 SAR 차이가 t-1기, t기 등 단기 수익률에 집중 발생하는 것은 Ct가 반영하는 보수주의의 수익률 효과가 일시적이라는 가설2의 예측에 부합하는 것이지만, 각 Ct지수별로 SAR 차이의 부호가 일관성이 없어서 의미 있는 해석이 어렵다. 특히 Ct(NOP) 그룹의 SAR<sub>t-5</sub>에 대한 음의

차이는 단순한 통계적 우연이 아닌가 추측된다.

〈표 9〉와 〈표 10〉은 각각 5개 위험지표와 9개 성장성지표에 대한 Ci(T), Ci(OP) 등 두 가지 Ci지수의 회귀분석결과이다. 이들 회귀분석은 앞의 ROE와 수익률 분석에서 Ci지수가 포착하는 것으로 확인된 '미래 이익과 수익률에 대한 보수주의의 지속적 효과'의 원인을 규명하기 위한 것이다. 가설 3의 예측이 타당하다면, 보수주의의 장기 특성을 반영하는 Ci지수들은 기업의 위험 또는 성장성과

〈표 9〉 위험지표에 대한 Ci지수의 회귀분석결과

$$Ci(T, OP)_{it} = a + bBETA_{it} + cLMV_{it} + dBTM_{it} + eDEBT_{it} + fPER_{it} + v_{it}$$

	입력형 회귀분석		단계적 회귀분석	
	Ci(T)	Ci(OP)	Ci(T)	Ci(OP)
a 상수	-0.074* (-1.69)	-0.635*** (-14.73)	0.004 (0.82)	-0.638*** (-14.97)
b BETA	0.031*** (3.62)	-0.023*** (-2.72)	0.029*** (3.47)	-0.023*** (-2.76)
c LMV	0.004* (1.84)	0.032*** (13.48)		0.032*** (13.61)
d BTM	0.005*** (3.17)	0.007*** (4.00)	0.006*** (3.62)	0.007*** (4.21)
e DEBT	-0.000 (-0.88)	-0.000 (-0.90)		
f PER	-0.000 (-0.55)	-0.000 (-1.41)		
수정 R <sup>2</sup>	0.003	0.023	0.003	0.023

〈표 9〉의 회귀분석에 사용한 표본은 1984~2005년 동안 8,275~8,505개 관찰치이다. 각 변수의 정의는 모두 〈표 1〉의 주석과 같다. 괄호속의 수치는 t-value이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 0.1, 0.05, 0.01 미만의 통계적 유의수준(양측검정)을 나타낸다.

유의한 연관성을 보일 것이다. 〈표 9〉와 〈표 10〉에서, 위험과 성장성 변수를 구분하여 회귀분석한 것은, 〈부록1〉에 제시한 C지수와 이들 변수의 상관성 분석에서, 위험변수와 성장성변수 간에 높은 상관성이 발견되어, 이들을 동시에 포함한 회귀분석으로는 통계적으로 의미 있는 회귀계수를 추정할 수 없기 때문이다. 참고목적으로, 위험과 성장성 변수를 함께 입력한 회귀분석(enter-type regression)과 단계적 회귀분석(step-wise regression)의 결과를 각각 〈부록 2〉와 〈부록 3〉에 보고했다. 〈표 9〉와 〈표 10〉에서 입력형 분석과 단계적 분석을 함께 보고한 것 역시, 〈부록 1〉의 상관성 분석에서, 위험과 성장성 변수 간에는 물론, 위험 또는 성장성 변수들 내부에도 높은 상관성이 있기 때문이다.

〈표 9〉에서 5개 위험변수 중 BETA, LMV와 BTM은 두 가지 Ci지수에 대해 모두 유의한 회귀계수를 나타냈다. 특히 단계적 회귀분석의 경우, Ci(T)에 대해서는 BETA와 BTM이 각각 0.029(t=3.47)와 0.006(t=3.62)의 유의한 양의 계수를 보였고, Ci(OP)는 LMV와 BTM의 계수가 각각 0.032(t=13.61)와 0.007(t=4.21)의 유의한 양의 계수를 보여서, 가설3의 예측과 일치하는 결과를 나타냈다. 이것은 시장베타, 기업규모, BTM 등 전통적인 위험지표가 클수록 Ci지수가 크다는 뜻으로, 수익률에 대한 보수주의의 장기 효과를 반영하는 Ci지수들이 기업의 위험과 높은 연관성을 갖는다는 의미이다. 그러나 Ci(T)와 달리, Ci(OP)에 대한 회귀분석에서 BETA가 유의한 음의 계수(b=-0.023, t=-2.76)를 보인 것은 가설3의 예측과 다른 결과이

〈표 10〉 성장성지표에 대한 Ci지수의 회귀분석결과

$$Ci(T, OP)_{it} = a + gTBQ_{it} + hDIV_{it} + iRE_{it} + jARDC_{it} + kARDE_{it} + lINTAN_{it} + m\Delta TA_{it} + n\Delta S_{it} + o\Delta ROA_{it} + v_{it}$$

	입력형 회귀분석		단계적 회귀분석	
	Ci(T)	Ci(OP)	Ci(T)	Ci(OP)
a 상수	0.008 (1.55)	-0.058*** (-11.57)	0.004 (0.98)	-0.058*** (-11.16)
g TBQ	0.0004 (0.70)	-0.0002*** (-4.53)		-0.0002*** (-4.52)
h DIV	-0.054 (-1.59)	0.186*** (5.70)		0.188*** (5.75)
i RE	-0.000 (-0.47)	0.002*** (5.90)		0.002*** (5.85)
j ARDC	-0.013 (-0.75)	0.008 (0.45)		
k ARDE	-0.079 (-0.71)	-1.866*** (-17.32)		-1.880*** (-17.83)
l INTAN	0.205 (1.21)	0.406*** (2.49)		0.428*** (2.64)
m ΔTA	-0.062*** (-4.41)	0.050*** (3.69)	-0.063*** (-4.55)	0.055*** (4.21)
n ΔS	0.015** (2.02)	0.009 (1.29)	0.016** (2.19)	
o ΔROA	-0.001*** (-2.81)	0.000 (1.09)	-0.001*** (-2.86)	
수정 R <sup>2</sup>	0.003	0.052	0.003	0.052

〈표 10〉의 회귀분석에 사용한 표본은 1984~2005년 동안 8,275~8,505개 관찰치이다. 각 변수의 정의는 모두 〈표 1〉의 주식과 같다. 괄호속의 수치는 t-value이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 0.1, 0.05, 0.01 미만의 통계적 유의수준(양측검정)을 나타낸다.

다. 이것은 〈부록 1〉에 나타난 것처럼 BETA와 LMV 사이에 존재하는 높은 음의 상관성( $r=-0.060$ )이 단계적 회귀분석에서도 적절히 통제되지 않았기 때문으로 추측된다.

〈표 10〉에 제시한 9개 성장성변수에 대한 두 가지 Ci지수의 회귀분석결과는 각 Ci지수별로 전혀 다른 결과를 보였다. 먼저 0.003의 낮은 수정 R<sup>2</sup>를 보인 Ci(T)의 단계적 회귀분석에서는 각각 총

자산증가율, 매출액증가율, ROA증가율을 의미하는 ΔTA, ΔS, ΔROA가 -0.063( $t=-4.55$ ), 0.016( $t=2.19$ ), -0.001( $t=-2.86$ )의 계수를 나타냈다. ΔS가 양의 계수를 가진 것은 Ci(T)가 클수록 매출액 증가율이 높아서 기업의 성장성도 높다는 뜻으로, 가설3과 일치하는 것이다. 그러나 ΔTA와 ΔROA가 보인 음의 계수는 가설3에 배치되는 것으로, 의미 있는 설명이 어렵다. 반면에, 비교적 높

은 설명력(수정  $R^2=0.052$ )을 보인  $C_i(OP)$ 의 단계적 회귀분석에서는 통계적으로 유의한 계수를 보인 총 6개의 변수 중에서  $TBQ(g=-0.0002, t=-4.52)$ 와  $ARDE(k=-1.880, t=-17.83)$ 만 음의 계수를 보였고, 나머지 4개 변수,  $DIV$ (배당률  $h=0.188, t=5.75$ ),  $RE$ (이익잉여금유보율  $i=0.002, t=5.85$ ),  $INTAN$ (무형자산보유비율  $l=0.428, t=2.64$ )과  $\Delta TA$ (총자산증가율  $m=0.055, t=4.21$ )는 모두 가설3과 일치하는 양의 계수를 보였다. Tobin's Q를 의미하는  $TBQ$ 는 기업의 시장가치를 총자산의 대체원가로 나눈 것으로,  $TBQ$ 가 클수록 성장성이 높은 것이 일반적인 해석이다. 그러나 'BTM은 위험(보수주의)지표인 동시에 성장성지표'라는 Beaver and Ryan(2000)의 주장처럼,  $TBQ$  역시 성장성과 동시에 위험을 반영할 수도 있다. 장부가액을 시가총액으로 나눈  $BTM$ 과 반대로,  $TBQ$ 는 시가총액을 대체원가로 나눈 것이다. 결과적으로  $TBQ$ 가 작을수록 위험이 커져서,  $C_i(OP)$ 와  $TBQ$ 가 음의 관계를 보였을 수도 있다.  $TBQ$ 와 달리, 광고비와 연구개발비의 지출비율을 의미하는  $ARDE$ 가 음의 계수를 가진 것은 의미 있는 설명이 어렵다. <표 10>의 분석결과는 전체적으로 이 논문의 가설3과 일치한다. 특히,  $C_i(OP)$ 는 총 9개 중 4개의 성장성변수와 유의한 양의 관계를 보였다. 이것은, 가설3에서 예측한 것처럼,  $C_i$ 지수가 보수주의회계에 내재된 기업의 장기 특성 중 성장성을 반영한다는 의미이다.

## V. 결론

이 논문은 Beaver and Ryan(2000)이 제시한

장단기 보수주의지표( $BC$ 와  $LC$ )와 Penman and Zhang(2002)이 개발한  $Q$ 지표( $Qa$ 와  $Qb$ )의 이론적 유사성을, 보수주의의 효과를 직접 반영하는 발생액의 기간과 기업 차이로 확장하여, 미래 이익과 수익률에 대한 보수주의 효과의 지속성을 구분할 수 있는 새로운 보수주의지표,  $C_t$ 와  $C_i$ 를 개발했다.  $C_t$ 와  $C_i$ 는 총발생액( $T$ ), 영업( $OP$ ), 비영업( $NOP$ ), 재량( $D$ ), 비재량( $ND$ ) 발생액 등 각각 다섯 가지 발생액 개념으로 구분하여 측정했다.  $C_t$ 는 보수주의로 인한 발생액의 시계열 변동을 측정하는 지표로서 이익과 수익률에 대한 보수주의의 일시적 효과를 포착한다. 반면에,  $C_i$ 는 발생액의 기업별 차이로서 보수주의의 지속적 효과를 반영한다.  $C_t$ 와  $C_i$ 가 보수주의지표로서 실증적으로 타당한지 검토하고, 이들이 각각 보수주의의 단기와 장기 효과를 반영하는지 확인하기 위해, 다음과 같은 일곱 가지 분석을 수행했다.

첫째,  $BTM$ ,  $Qa$ ,  $Qb$ ,  $LC$ ,  $BC$  등 선행연구에서 사용한 보수주의지표와  $C_t$ ,  $C_i$ 의 상관성을 분석했다. 대부분의  $C_t$ ,  $C_i$ 지수는  $BTM$ 에 대해 예상과 일치하는 양의 상관계수를 나타냈다. 특히  $C_i(T)$ 와  $C_i(OP)$ 는  $C_t(ND)$  등  $C_t$ 지수보다 더 크고, 유의성이 높은 상관계수를 보였다. 단기지표인  $Qa$ 에 대해서는  $C_t(NOP)$ ,  $C_t(D)$  등  $C_t$ 지수만이 유의한 양의 계수를 나타냈고, 장기지표인  $Qb$ 와  $BC$ 에 대해서는  $C_i(T)$ ,  $C_i(OP)$ ,  $C_i(NOP)$  등  $C_i$ 지수가 유의한 양의 계수를 보였다. 이것은  $C_t$ 와  $C_i$ 지수가 보수주의회계의 이익 및 수익률 효과 중에서 각각 단기와 장기 효과를 포착한다는 이 논문의 가설과 일치하는 것으로, 새로운 보수주의지표로서  $C_t$ 와  $C_i$ 지수의 실증적 타당성을 입증하는 것이다.

둘째, 미래  $ROE$ 를 단기  $ROE$ 와  $C_i$ ,  $C_t$ 지수로

설명하는 회귀분석을 수행했다.  $C_i$ 지수 중  $C_i(T)$ 와  $C_i(OP)$ 는  $t+2$ 기~ $t+5$ 기의 ROE에 대해 유의한 양의 계수를 보였고, 계수가 지속적으로 증가하여, 당기  $C_i$ 와 미래 ROE의 정(+ )관계는 5년 동안 지속되는 것으로 나타났다. 그러나  $C_t$ 의 계수는 대부분 유의하지 않았으며, 미래 기간별로 일관성 없는 부호를 보였다. 다만  $C_t(NOP)$ 는  $ROE_{t+1}$ 에 대해서 유의한 양의 계수를 보였다. 이것은  $C_t$ 와  $C_i$ 가 보수주의 이익효과 중에서 각각 단기와 장기 효과를 포착한다는 가설1과 일치한다.

셋째,  $C_i(OP)$ 와  $C_t(NOP)$ 의 크기에 따라 구성된 포트폴리오 중에서 상위 및 하위 20% 그룹에 대해 기준연도와 전후 5년간의 ROE 차이를 분석했다.  $C_i(OP)$  그룹별 ROE는 모든 실험기간에 대해 높은 C 그룹이 낮은 C 그룹보다 큰 것으로 나타났다. 이것은 회계처리가 보수적이어서  $C_i$ 지수가 높은 기업일수록 상대적으로 ROE가 높다는 의미로서,  $C_i$ 지수가 단순히 보수적 회계처리의 결과만을 반영하는 기계적 수치가 아니라, 수익성, 이익의 성장성 등 기업의 장기 특성을 반영하는 질적 지표라는 뜻이다.  $C_t(NOP)$  그룹별 ROE 차이분석은 기간별로 뚜렷한 추세를 나타내지 않았다. 다만  $ROE_{t-1}$ 과  $ROE_t$ 에 대한 음의 ROE 차이가  $t+1$ 기에 양의 값으로 증가하는 ROE의 단기적인 반전현상이 관찰됐다.

넷째, 당기 ROE와  $C_i$ 지수에 대한 미래( $t+1$ ~ $t+5$ ) 주식수익률의 회귀분석을 수행했다.  $C_i(T)$ 와  $C_i(OP)$  모두  $R_{t+1}$ ~ $R_{t+3}$ 에 대해서는 부호의 일관성이 없고 유의하지 않은 회귀계수를 나타낸 반면,  $R_{t+4}$ 와  $R_{t+5}$ 에 대해서는 유의한 양의 계수를 보였다. 이것은  $C_i$ 지수가 포착하는 보수주의의 수익률 효과가 상대적으로 지속적이라는 뜻이다.  $C_t(NOP)$ 와  $C_t(D)$ 는 모두  $R_{t+1}$ 과  $R_{t+2}$ 에 대해

양의 계수를 보였으나, 유의하지 않았다.

다섯째,  $C_i$ 지수와 함께 Fama and French (1995)가 제시한 세 위험요소를 독립변수로 추가한 수익률 회귀분석을 수행했다. 규모변수인 LMV와 BTM의 계수는 대부분의 미래 수익률에 대해 각각 유의한 음과 양의 부호를 보였다. 다만 시장 베타 BETA의 계수는 기간별로 일관성 없는 부호를 보였으며, 유의하지도 않았다. 반면에 이들과 함께 입력한  $C_i(T)$ 와  $C_i(OP)$ 는 각각  $R_{t+2}$ 와  $R_{t+5}$ ,  $R_{t+4}$ 와  $R_{t+5}$ 에 대해 유의한 양의 계수를 보였다. 이것은 새 보수주의지표인  $C_i$ 지수가 위험요소로서 미래 수익률의 변동을 포착하는 시장베타의 역할을 대신한 것으로 해석할 수 있다. 특히  $C_i$ 지수들이  $R_{t+2}$ ,  $R_{t+4}$ ,  $R_{t+5}$ 에 대해 유의한 양의 계수를 보이고,  $C_t(NOP)$  등  $C_t$ 지수는  $R_{t+1}$ 에 대해서만 유의한 양의 계수를 보인 것은  $C_i$ ,  $C_t$ 가 각각 미래 수익률에 대한 보수주의의 지속적, 일시적 효과를 반영한다는 사실을 의미한다.

여섯째,  $C_i$ 지수의 크기에 따라 구성된 포트폴리오 중에서 상위와 하위 10% 그룹의 규모조정수익률의 차이를 분석했다. 높고 낮은  $C_i(T)$ 와  $C_i(OP)$  그룹별 수익률은 모두  $t$ 기에 음의 차이를 보이다가  $t+3$ 기,  $t+4$ 기,  $t+5$ 기에는 유의한 양의 차이로 반전했다. 이것은 회계처리가 보수적인 높은  $C_i$  기업의 당기 수익률은 낮은  $C_i$  기업보다 낮지만, 미래 기간, 특히,  $t+3$ 기 이후의 수익률은 낮은  $C_i$  기업보다 높다는 뜻이다. 반면에,  $C_t(NOP)$ ,  $C_t(D)$  등  $C_t$  그룹별 수익률 차이는  $t-1$ 기,  $t$ 기 등 단기수익률에 집중 발생했다. 이것은  $C_t$ 가 반영하는 보수주의의 수익률 효과가 일시적이라는 예측에 부합하는 것이지만,  $C_t$ 지수별로 수익률 차이의 부호가 일관성이 없어서 의미 있는 해석이 어렵다.

마지막으로,  $C_i(T)$ ,  $C_i(OP)$  등 두 가지  $C_i$ 지수

를 각각 5개 위험지표와 9개 성장성지표로 설명하는 회귀분석을 수행했다. 이들 회귀분석은 앞의 ROE와 수익률 분석에서 C지수가 포착하는 것으로 확인된 미래 이익과 수익률에 대한 보수주의의 장기 효과의 원인을 규명하기 위한 것이다. 5개 위험 변수 중 BETA, LMV와 BTM은 C지수에 대해 유의한 양의 계수를 나타냈다. 이것은 시장베타, 기업규모, BTM 등 전통적인 위험지표가 클수록 C지수가 크다는 뜻으로, 수익률에 대한 보수주의의 장기 효과를 반영하는 C지수들이 기업의 위험과 연관성이 크다는 의미이다. 9개 성장성지표에 대한 Ci(OP)의 회귀분석에서는 DIV(배당률), RE(이익잉여금유보율), INTAN(무형자산보유비율),  $\Delta TA$ (총자산증가율) 등 네 변수가 유의한 양의 계수를 보였고, TBQ(Tobin's Q)는 유의한 음의 계수를 보였다. 이것은 C지수가 보수주의회계에 내재된 기업의 장기 특성 중 성장성을 반영한다는 의미이다.

이 논문의 C지수는 다양한 미래 연구에서 활용될 수 있다. 첫째, C지수는 BTM 효과의 원인을 규명하는 연구에서, BTM의 분자인 장부가액에 대한 보수주의회계의 영향을 통제하는데 효과적으로 사용될 수 있다. Griffin and Lemmon(2003)은 기업의 도산위험척도로서 O-score를 사용하여, BTM이 낮은 기업 중에서 도산위험이 높은 기업만 미래 수익률이 하락하는 것을 관찰한 바 있다. 이들의 분석방식을 C지수에 적용하여, BTM의 크기가 같은 기업들을 C지수의 크기에 따라 구분하고 각 C지수 그룹별로 미래 수익률을 측정하면, C지수의 차이에 따라 BTM이 동일한 기업들의 미래 수익률이 서로 다를 수도 있다. 즉 C지수를 통해 BTM(장부가액)에 미치는 보수주의의 영향을 통제함으로써, BTM과 미래 수익률의 관계를 보다 정확하

게 측정할 수 있다.

둘째, 주식3에 기술한 추가분석에서, 회계베타 등 Baginski and Wahlen(2003)이 제시한 회계위험지표들은 미래 수익률에 대해 Fama and French의 세 요소 이상의 추가 설명력을 보이지 않았다. 반면에, C지수, 특히, Ci(T)와 Ci(OP)는 미래 수익률( $R_{t+2} \sim R_{t+5}$ )에 대해 매우 유의한 양의 관계를 보였다. 이것은 C지수들이 시장베타를 보완하는 새로운 회계위험지표로서 위험-수익률 모형(risk-return model)을 개선하는데 효과적일 가능성을 시사한다.

마지막으로, 발생액의 유형에 따라 총 다섯 가지로 구분하여 측정된 C지수들 사이에는 이들이 반영하는 보수주의 효과의 지속성과 관련하여 매우 흥미로운 차이가 존재한다. 예로서, 주로 회계기준에 의해 강제되는 항목으로 구성되는 영업발생액(OP)의 경우, 단기지표인 Ct(OP)보다 장기지표인 Ci(OP)가 보수주의의 영향을 더 효과적으로 반영했다. 반면에, 경영자의 자의적 선택이 가능한 항목으로 구성된 비영업발생액(NOP)은 장기지표인 Ci(NOP)보다 단기지표인 Ct(NOP)의 분석결과가 더 우수한 것으로 나타났다. 이것은 보수주의 회계정책과 관련된 경영자의 선택 가능성에 따라, 미래 이익과 수익률에 대한 보수주의 효과의 지속성이 달라진다는 의미이다. 앞으로 발생액의 유형별로 보수주의 효과의 지속성이 달라지는 원인을 분석하면, 영업관련성, 재량성 등 발생액의 특성이 보수주의회계, 미래 이익 그리고 수익률에 미치는 영향을 설명할 수 있을 것이다.

## 참고문헌

- Baginski, S., and J. Wahlen, 2003, Residual Income Risk, Intrinsic Values, and Stock Prices, *The Accounting Review* 78, pp. 327-351.
- Ball, R., and S. Kothari, and A. Robin, 2000, The Effect of International Institutional Factors on Properties of Accounting Earnings, *Journal of Accounting and Economics* 29, pp. 1-51.
- Basu, S., 1997, The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings, *Journal of Accounting and Economics* 24, pp. 3-37.
- Beaver, W., and S. Ryan, 2000, Biases and Lags in Book Value and Their Effects on the Ability of the Book-to-Market Ratio to Predict Book Return on Equity, *Journal of Accounting Research* 38, pp. 127-148.
- Billings, B., and R. Morton, 2001, Book-to-Market Components, Future Security Returns, and Errors in Expected Future Earnings, *Journal of Accounting Research* 39, pp. 197-219.
- DeAngelo, L., 1986, Accounting Numbers as Market Valuation Substitutes: A Study of Management Buyouts of Public Stockholders, *The Accounting Review* 61, pp. 400-420.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney, 1995, Detecting Earnings Management, *The Accounting Review* 70, pp. 3-42.
- Fama, E., and K. French, 1992, The Cross-Section of Expected Stock Returns, *Journal of Finance* 47, pp. 427-465.
- Fama, E., and K. French, 1995, Size and Book-to-Market Factors in Earnings and Returns, *Journal of Finance* 50, pp. 131-155.
- Fama, E., and J. Macbeth, 1973, Risk, Return and Equilibrium: Empirical Tests, *Journal of Political Economy* 81, pp. 607-636.
- Givoly, D., and C. Hayn, 2000, The Changing Time-Series Properties of Earnings, Cash Flows and Accruals: Has Financial Reporting Become More Conservative?, *Journal of Accounting and Economics* 29, pp. 287-320.
- Griffin, J., and M. Lemmon, 2002, Book-to-Market Equity, Distress Risk, and Stock Returns, *Journal of Finance* 57, pp. 2317-2336.
- Lakonishok, J., A. Shleifer, and R. Vishny, 1994, Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk, *Journal of Finance* 49, pp. 1541-1578.
- Penman, S., and X. Zhang, 2002, Accounting Conservatism, the Quality of Earnings, and Stock Returns, *The Accounting Review* 77, pp. 237-264.
- Sloan, R., 1996, Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?, *The Accounting Review* 71, pp. 289-315.
- Watts, R., 2003, Conservatism in Accounting Part II: Evidence and Research Opportunities, *Accounting Horizons* 17, pp. 287-301.
- Zhang, X., 2007, Accruals, Investment, and the Accrual Anomaly, *The Accounting Review* 82, pp. 1333-1363.

### 〈부록 1〉 위험, 성장성 지표와 C지수의 상관성(Pearson's r) 분석결과

	Ci(T)	Ci(OP)	Ct(NOP)	Ct(D)	BETA	LMV	BTM	DEBT	PER
BETA	0.036**	-0.040**	-0.005	0.001					
LMV	0.021	0.142**	0.008	-0.004	-0.060**				
BTM	-0.033**	0.020	-0.006	-0.006	-0.001	-0.230**			
DEBT	0.043**	-0.017	0.001	0.007	0.020	-0.095**	-0.058**		
PER	0.003	-0.013	0.004	0.017	0.010	0.104**	-0.109**	-0.012	
TBQ	0.009	-0.061**	-0.004	-0.001	-0.057**	0.071**	-0.200**	-0.022	0.094**
DIV	-0.023*	0.077**	0.012	0.008	-0.050**	0.311*	-0.120*	-0.101*	-0.062**
RE	-0.007	0.090**	0.010	-0.006	-0.029*	0.206**	0.168*	-0.066*	-0.034**
ARDC	-0.007	0.044**	-0.010	0.029*	0.012	-0.075**	-0.005	0.022*	0.014
ARDE	-0.009	-0.198**	-0.001	-0.000	0.037**	0.036**	-0.094**	-0.017	0.016
INTAN	-0.000	0.021	-0.004	-0.011	-0.110**	0.115**	-0.022	0.029*	0.017
ΔTA	-0.045**	0.032**	0.008	-0.004	-0.012	0.044**	-0.117**	-0.117**	0.034**
ΔS	-0.012	0.006	0.006	0.004	0.004	0.059**	-0.094**	-0.019	0.014
ΔROA	0.043**	0.032**	0.003	0.004	-0.010	0.051**	-0.047**	-0.009	-0.007
	TBQ	DIV	RE	ARDC	ARDE	INTAN	ΔTA	ΔS	
DIV	0.130**								
RE	-0.011	0.387**							
ARDC	-0.045**	-0.065**	-0.065**						
ARDE	0.121**	0.048**	0.029*	-0.188**					
INTAN	0.053**	0.008	0.009	-0.038**	0.075**				
ΔTA	0.123**	0.083**	0.000	0.055**	0.040**	0.093**			
ΔS	0.063**	0.030**	-0.021	0.011	0.004	0.162**	0.334**		
ΔROA	0.040**	0.122**	0.022	-0.034**	0.008	-0.006	0.032**	0.052**	

〈부록 1〉의 상관성 분석에 사용한 표본은 1984~2005년 동안 7,649개 관찰치이다. 각 변수의 정의는 모두 〈표 1〉의 주석과 같다. \*, \*\*, \*\*\*은 각각 0.1, 0.05, 0.01 미만의 통계적 유의수준(양측검정)을 나타낸다.

〈부록 2〉 위험과 성장성 지표에 대한 C지수의 회귀분석결과(입력형 회귀분석)

$$C_i(Ct)_{it} = a + bBETA_{it} + cLMV_{it} + dBTM_{it} + eDEBT_{it} + fPER_{it} + gTBQ_{it} + hDIV_{it} + iRE_{it} + jARDC_{it} + kARDE_{it} + lINTAN_{it} + m\Delta TA_{it} + n\Delta S_{it} + o\Delta ROA_{it} + v_{it}$$

	Ci(T)	Ci(OP)	Ct(NOP)	Ct(D)
a 상수	-0.083(-1.82)*	-0.534(-12.11)***	0.000(0.00)	0.001(0.01)
b BETA	0.030(3.56)***	-0.017(-2.06)**	-0.002(-0.17)	-0.001(-0.07)
c LMV	0.006(2.35)**	0.028(11.23)***	0.000(0.02)	-0.001(-0.14)
d BTM	-0.007(-3.66)***	0.002(1.10)	-0.002(-0.55)	0.000(0.01)
e DEBT	-0.000(-1.32)	-0.000(-0.97)	0.000(0.29)	0.000(0.58)
f PER	-0.000(-0.79)	-0.000(-0.90)	0.000(0.35)	0.000(1.32)
g TBQ	0.000(0.32)	-0.0005(-4.72)***	-0.000(0.58)	-0.000(-0.40)
h DIV	-0.099(-2.80)***	0.091(2.67)***	0.056(0.92)	0.113(1.42)
i RE	0.000(0.24)	0.001(4.31)***	0.000(0.34)	-0.001(-1.23)
j ARDC	-0.013(-0.72)	0.020(1.22)	0.012(0.42)	0.019(0.52)
k ARDE	-0.134(-1.20)	-1.843(-17.15)***	0.025(0.13)	0.033(0.13)
l INTAN	0.193(1.14)	0.178(1.09)	-0.204(-0.75)	-0.414(-1.16)
m ΔTA	-0.065(-4.63)***	0.050(3.67)**	0.007(0.34)	0.003(0.11)
n ΔS	0.014(1.80)*	0.007(1.02)	-0.004(-0.45)	0.011(1.03)
o ΔROA	-0.001(-2.72)***	0.000(1.28)	0.000(0.91)	-0.001(-1.29)
수정 R <sup>2</sup>	0.007	0.066	-0.001	-0.001

〈부록 2〉의 회귀분석에 사용한 표본은 1984~2005년 동안 8,275~8,505개 관찰치이다. 각 변수의 정의는 모두 〈표 1〉의 주석과 같다. 괄호속의 수치는 t-value이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 0.1, 0.05, 0.01 미만의 통계적 유의수준(양측검정)을 나타낸다.

### 〈부록 3〉 위험과 성장성 지표에 대한 Ci지수의 회귀분석결과(단계적 회귀분석)

$$Ci(Ci(OP))_{it} = a + bBETA_{it} + cLMV_{it} + dBTM_{it} + eDEBT_{it} + fPER_{it} + gTBQ_{it} + hDIV_{it} + iRE_{it} + jARDC_{it} + kARDE_{it} + lINTAN_{it} + m\Delta TA_{it} + n\Delta S_{it} + o\Delta ROA_{it} + v_{it}$$

	Ci(T)	Ci(OP)
a 상수	-0.099(-2.22)**	-0.521(-12.71)***
b BETA	0.029(3.42)***	-0.017(-2.13)**
c LMV	0.007(2.67)***	0.027(11.54)***
d BTM	-0.006(-3.56)***	
e DEBT		
f PER		
g TBQ		-0.0006(-5.00)***
h DIV	-0.090(-2.77)***	0.090(2.71)***
i RE		0.002(4.74)***
j ARDC		
k ARDE		-1.870(-17.89)***
l INTAN		
m ΔTA	-0.065(-4.67)***	0.055(4.23)***
n ΔS	0.015(1.98)**	
o ΔROA	-0.001(-2.71)***	
수정 R <sup>2</sup>	0.007	0.066

〈부록 3〉의 회귀분석에 사용한 표본은 1984~2005년 동안 8,275~8,505개 관찰치이다. 각 변수의 정의는 모두 〈표 1〉의 주식과 같다. 괄호속의 수치는 t-value이며, \*, \*\*, \*\*\*은 각각 0.1, 0.05, 0.01 미만의 통계적 유의수준(양측검정)을 나타낸다.

## Persistence of Conservatism Effects on Future Earnings and Return

Kwangjae Lee\*

### Abstract

This paper has developed new conservatism measures, i.e., C-scores ( $C_t$  and  $C_i$ ), which can distinguish the relative persistence of conservatism effects on future earnings and return, by extending the theories embedded in prior conservatism measures, i.e., LC (lag component), BC (bias component) and  $Q_a$ ,  $Q_b$ , respectively, suggested by Beaver and Ryan (2000), and Penman and Zhang (2002). Although Beaver and Ryan has successfully decomposed BTM (book-to-market ratio) into temporary (LC) and persistent (BC) components, their decomposition model is not based on accounting numbers, and too statistical that both LC and BC cannot be descriptively interpreted as accounting phenomena. Unlike Beaver and Ryan, Penman and Zhang incorporate some accounting numbers (not accruals), incurred by conservative accounting, into their  $Q$  scores, but they have not tested the relative persistence of each  $Q$  score's earnings effects, mainly concentrating on its relationship to earnings quality.

This is why this paper suggests  $C_t$  and  $C_i$ , as new conservatism measures, which are purely based on accruals.  $C_t$  and  $C_i$  respectively measure the inter-temporal and cross-sectional differences of five accrual numbers, i.e., total, operating, non-operating, discretionary, and non-discretionary ones. They are expected to capture short- and long-term conservatism effects on future earnings and return, respectively. The paper reports following evidence, supporting the empirical validity of  $C_t$  and  $C_i$ , as the short- and long-run measures of accounting conservatism, each of which reflects its temporary and persistent earnings-return effects, respectively.

Firstly, the correlation of  $C_t$  and  $C_i$  to prior conservatism measures, including BTM,  $Q_a$ ,  $Q_b$ , LC, and BC shows that both C scores have significantly positive associations with BTM,

---

\* Professor, Business Division, Sookmyung Women's University, kjlee@sookmyung.ac.kr.

as the overall measure of conservatism. Not  $C_i$  but  $C_t$  scores show positive relationships to  $Q_a$ , a short-term conservatism measure, whereas only  $C_i$  scores do to long-term measures, i.e.,  $Q_b$  and  $BC$ .

Secondly, the result of future ROE regressions on the current ROE and C scores shows that most  $C_i$  scores have significantly positive coefficients for future ROE. The positive relationship between  $C_i$  and ROE persists up to five years. On the contrary, most  $C_t$  scores shows insignificant, and inconsistent coefficients for future ROE, except for their positive relationship to  $ROE_{t+1}$ . Consistently with the regression result, the ROE difference analysis between high and low C portfolios reveals that high  $C_i$  portfolio has higher ROE than low  $C_i$  portfolio for all periods ( $t-5 \sim t+5$ ), while high and low  $C_t$  portfolios shows no clear ROE differences for all periods other than  $t-1 \sim t+1$ , when they experience the short-term inter-temporal sign reversal in ROE differences.

Thirdly, the future return regressions on the current ROE and C scores provide contradictory results between  $C_i$  and  $C_t$  scores.  $C_i$ 's coefficients for both  $R_{t+4}$  and  $R_{t+5}$  are significantly positive, while their coefficients for short-run future returns ( $R_{t+1} \sim R_{t+3}$ ) are insignificant, and inconsistent in signs. Contrarily,  $C_t$  scores just show insignificant, but consistently positive coefficients for short-run returns, i.e.,  $R_{t+1}$  and  $R_{t+2}$ , and inconsistent coefficients for long-run returns. The additional return regressions, applying the three factor model of Fama and French (1995), show similar results. As the fourth explanatory variable, both  $C_i$  and  $C_t$  scores have significantly positive associations, respectively, with long-run ( $R_{t+4}$  and  $R_{t+5}$ ) and short-run ( $R_{t+1}$ ) returns. Analyses of size-adjusted return (SAR) differences between high and low C portfolios render more apparent evidence on the relative persistence of return effects, which  $C_i$  reflects differently from  $C_t$ . The SAR difference between high and low  $C_i$  portfolios changes into positive at  $t+3$ ,  $t+4$ , and  $t+5$  from negative at  $t$ , while the positive SAR difference for  $C_t$  portfolios just occurs at  $t-1$  and  $t$ .

Finally, to identify the underlying factors which enable  $C_i$  to be the long-term conservatism measure, capturing its persistent earnings and return effects, I regress  $C_i$  scores on five risk factors, and separately on nine growth factors. Among five risk factors, market beta, firm size, and BTM show significantly positive relationships to all  $C_i$  scores. Also, dividend payout ratio, earnings retention ratio, ratio of intangibles to total assets, and growth in total assets, among nine growth factors, have strong positive associations with  $C_i$  scores. These results suggest that  $C_i$ , as a long-term conservatism measure, reflects a firm's risk and growth related properties, which accounting earnings under conservatism convey to the market.

C scores could be applied to various research areas in accounting and finance. For example, C scores can control the accounting conservatism's effects on the book value in BTM anomaly studies, so that researchers can focus solely on the market's reaction to unbiased book values. C scores, as new accounting risk measures, might also be effectively used to improve the empirical validity of return-risk models, e.g., Fama and French's three factor model, by increasing their explanatory power, and with their better specification. Further researches on C scores, which examine more detailed differences in conservatism effects among those five accruals, could find that one C score's conservatism effects may differ from other C scores'. For operating accruals, as an example,  $C_i$  is far more efficient in capturing conservatism effects than  $C_t$ , whereas  $C_t$  is most efficient for non-operating accruals.

Key words: Conservatism, C-score, Book-to-market ratio, Q-score, Accruals