

Basu의 비대칭적 적시성 모형의 추정편의: 한국기업표본에서의 조건적 보수주의 측정*

권세원(주저자)
서울대학교 경영학과 박사과정
(k4js11@gmail.com)
임상균(교신저자)
국민대학교 경영학과 조교수
(yimg96@gmail.com)

회계의 보수주의에 관한 연구에서 널리 사용되는 Basu의 비대칭적 적시성 모형이 가지는 측정상의 문제는 해외의 여러 연구자들을 통해 널리 지적되어 왔다. 그러나 한국적 환경에서 Basu 모형 추정에서 발생하는 문제를 집중적으로 살펴본 연구는 극히 드물다. Basu 모형의 핵심변수들인 회계손익과 주가수익률의 정보성이 국가별 특성에 의해 영향을 받는다는 회계 및 재무 문헌의 주장을 고려할 때 Basu 모형 추정에서 발생하는 문제를 한국 기업표본에서 재검토하는 것은 한국 보수주의 실증연구의 타당성을 확보하기 위한 필수적인 일이다.

본 연구의 실증분석은 Basu 모형의 추정편의 문제가 한국 기업표본에서도 존재함을 발견하였다. 이러한 추정편의는 유가증권시장 상장기업에서는 누락변수문제(correlated omitted variables problem)를 통제함으로써 제거된다. 그러나 코스닥 상장기업에서는 누락변수의 통제가 효과적으로 추정편의를 제거하지 못하였다. 이러한 결과는 유가증권시장과 코스닥시장간의 주가의 정보성 차이에서 발생하는 것으로 판단된다. 추가분석에서는 Khan and Watts(2009)의 보수주의 측정치에 Basu 모형의 추정편의가 미치는 영향을 검토하였다. 유가증권시장 표본에서는 Khan and Watts(2009)의 측정치를 계산하는 과정에서 Basu 모형의 추정편의를 상당부분 효과적으로 통제하고 있음을 확인하였다. 그러나 역시 코스닥 표본의 경우 Khan and Watts(2009)의 측정치가 추정편의에 유의한 영향을 받는 것으로 나타났다.

주제어: 보수주의, 조건적 보수주의, Basu 모형, 추정편의

1. 서론

Basu(1997)의 비대칭적 적시성(asymmetric timeliness) 모형은¹⁾ 조건적 보수주의(conditional conservatism)를 측정하기 위한 방법으로서 널리

이용되고 있다. Basu 모형은 조건적 보수주의의 개념을 가장 잘 반영하며, 모형이 간단하다는 강점을 가진다. 그러나 일군의 연구자들을 중심으로 Basu 모형의 통계적 문제점으로 인한 타당성 문제를 제기하고 있으며(Dietrich et al. 2007; Givoly et al. 2007), 이를 둘러싼 논의는 지금도 진행 중이다

최초투고일: 2015. 1. 17 수정일: (1차: 2015. 7. 6) 게재확정일: 2015. 8. 31

* 본 논문의 심사과정을 성심성의껏 도와주신 편집위원들께 감사드립니다. 그리고 논문의 발전을 위한 건설적인 조언을 해 주신 두 분의 익명의 심사자님들과 인하대학교 김명인 교수님께도 감사드립니다. 또한, 첫 번째 저자는 한국연구재단의 글로벌박사펠로우십 지원에 감사드립니다.

1) 본 연구에서는 아래 식(1)을 이용하여 조건적 보수주의를 측정하는 모형을 간단히 'Basu 모형,' 또는 '비대칭적 적시성(asymmetric timeliness) 모형' 이라고 부를 것이다.

$$X_{i,t}/P_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 D(R_{i,t} < 0) + \alpha_2 Ret_{i,t} + \alpha_3 D(R_{i,t} < 0) \cdot Ret_{i,t} \dots \dots (1)$$

여기서 $X_{i,t}$ 은 t기의 당기순이익, $P_{i,t-1}$ 은 t-1기 말의 시장가치, $Ret_{i,t}$ 은 t기 동안의 주가, D 는 $Ret_{i,t}$ 가 음의 값을 가지는지의 여부를 보여주는 더미변수로, $Ret_{i,t}$ 가 음이면 1, 그 외의 경우 0의 값을 가진다.

(Ball et al. 2013; Ball et al. 2000; Patatoukas and Thomas 2011). 한국의 회계학 연구에서도 보수주의는 중요한 주제 가운데 하나로 다루어지고 있으며 Basu의 모형 및 이를 이용한 보수주의 측정 방법이 널리 적용되고 있음에도 불구하고, Basu 모형을 통한 조건적 보수주의 측정의 타당성에 대한 우려는 소극적으로 다루어져 왔다. 특히 최근 들어 회계의 보수주의 연구들은 Basu 모형 및 이 모형의 파생모형의 이용 빈도가 늘고 있으므로 Basu 모형의 타당성 검증의 필요성 또한 증가하는 추세다. 본 연구는 Basu 모형의 타당성과 관련한 최근의 선행 연구들의 주장 및 발견들을 한국 표본을 이용하여 다시 살펴봄으로써 한국 표본에서의 Basu 모형의 적절성 및 한계에 대해 연구한다.

Basu(1997)는 부정적 정보가 긍정적 정보보다 회계손익에 빠르게 반영되는 현상을 보수주의로 정의함으로써 조건적 보수주의의 개념을 제시하였다. Basu(1997)는 이러한 개념을 테스트하기 위하여 주가수익률을 정보의 속성을 측정하기 위한 대응치로 삼아 회계손익에 당기의 정보가 반영되는 속도가 부정적 정보와 긍정적 정보 사이에 차이가 있는지를 평가하는 비대칭적 적시성 모형을 제안하였다. 이 모형은 조건적 보수주의 회계처리 개념을 잘 반영하고 있는 장점이 있어, 많은 선행연구에서 보수주의를 측정하기 위한 최우선적인 모형으로 널리 사용되고 있다(Ryan 2006).

그러나 Basu 모형은 실증분석에서 보수주의와 무관한 추정편의(bias of estimation)가 보수주의로 해석될 수 있다는 제약점이 지속적으로 제기되고 있다(Dietrich et al. 2007; Givoly et al. 2007;

Patatoukas and Thomas 2011). 특히 최근에 발표된 Patatoukas and Thomas(2011, 이하 PT로 표기)는 기업의 주가가 회계손익의 특성과 주가수익률의 변동성 모두와 상관관계를 가지며, 그 결과 인하여 회계의 보수주의 경향으로 잘못 해석되는 통계추정의 편의를 발생시킨다고 주장하였다. PT(2011)의 주장에 대하여 Ball et al.(2013a)은 Basu 모형에 보수주의와 무관한 추정편의가 존재한다는 점에는 동의하지만, 그 원인이 기대이익과(expected earnings) 기대수익률(expected stock returns) 사이의 상관관계로 인한 연관된 누락변수의 문제라고 주장하며 추정편의의 문제는 적절한 통계적 방법을 통해 통제될 수 있음을 보였다.

미국의 선행연구들과는 달리 한국의 회계문헌에서는 Basu 모형의 통계적 특성에 대해 심도있는 분석을 한 연구를 찾아보기 힘들다. 그러나 다음과 같은 이유에서 Basu 모형의 추정편의를(estimation bias) 한국 기업을 대상으로 재검토해 보아야 할 필요성이 있다. 첫째, Basu 모형의 문제점을 지적하고 있는 연구들 가운데 상당수는 체계적인 설명보다는 기계적 관계로 인한 측정 오류에 초점을 두고 있으므로(Dietrich et al. 2007; Givoly et al. 2007; Patatoukas and Thomas 2011) 이들의 주장이 한국에서도 동일하게 발생할지는 이들의 주장만으로는 판단이 어렵다. 특히 PT는 Basu 모형의 편의를 발생을 주당 가격을 매개로한 주가수익률 및 회계손익의 상관관계만을 편의의 근원으로 제시하며 경제적 원인을 제시하지는 않는다.²⁾ 그러나 주당 가격은(price per share) 그 자체로는 뚜렷한 경제적인 의미를 가지지 않는 변수이므로³⁾ 주당 가격을 매개

2) PT의 목표는 Basu 모형이 통계적 문제점으로 인하여 통계적인 타당성에 문제가 있음을 지적하고자 하는 것이므로 경제적인 원인을 제시하는 것은 그들의 연구범위에 포함되어 있지 않다.

3) 예를 들어 1:2로 주식 분할을 하는 경우에 주당 가격은 하락하겠지만 기업의 경제적 실질이나 재무상태표상의 자본 구성은 그대로 유

로한 상관관계가 한국에서도 미국과 동일하게 일어나야 할 이유는 제시되지 않았다.

둘째, Basu 모형의 핵심 변수들인 주가수익률과 및 회계손익은 제도적 환경에 영향을 받는다. 기업 재무 분야의 선행연구에 따르면 정보의 대응치로 사용되는 주가수익률의 정보성이 국가간에 차이를 보인다고 지적하고 있다(Morck et al. 2000; Jin and Myers 2006). 회계정보 또한 각 국가의 회계 기준이나 투자자 보호 등과 같은 제도적 측면에 크게 영향을 받는데(Ball et al. 2000; Ball et al. 2003; Leuz et al. 2003; Leuz 2003), 특히 조건적 보수주의와 관련된 정보의 인식, 특히 부정적 정보의 인식 속도가 국가별로 차이를 보인다는 것이 선행연구에서 이미 검토된 바 있다(Bushman et al. 2004; Bushman and Piotroski 2006). 이와 같이 Basu 모형의 두 핵심변수의 정보성이 모두 국가별 특성에 영향을 받는다는 점을 고려하면 이 두 변수의 정보성을 활용하여 추정편의를 통제하는 Ball, Kothari, and Nikolaev(2013a)의 주장과 접근방법이 한국에서도 통용될지는 쉽사리 예단할 수 없다. 이상의 두 가지 이유로 인하여 선행연구에서 주장하는 한국 기업표본에서의 Basu 모형의 편이의 존재여부, 그리고 그 해결책의 적절성을 한국의 기업환경에서도 유효한지의 여부는 실증분석을 통해 검증해야 할 문제이다.

본 연구는 1983년부터 2013년 까지 유가증권시장 및 코스닥시장에(Korea Securities Dealers Automated Quotations, KOSDAQ) 상장된 기업들을 표본으로 이용하여 PT와 Ball et al.(2013a)

의 방법론을 따라 Basu 모형의 추정편의를 검증하였다.⁴⁾ 분석결과는 다음과 같다. 첫째, PT가 발견한 Basu 모형의 추정편의가 한국 시장에서도 존재한다. 둘째, Ball et al.(2013a)가 제시한 방법을 따라서 기대수익률 및 기대이익을 제거하고 비기대손익 및 비기대수익률을 Basu 모형의 입력변수로(종속변수와 독립변수) 사용하였을 때 유가증권시장 기업표본에 대해서는 추정편의를 제거할 수 있었다. 그리고 이러한 통제를 실시한 후에도 조건적 보수주의는 여전히 측정되었다. 셋째, KOSDAQ 상장사에서는 Ball et al.(2013a)가 제시한 방법을 적용하더라도 Basu 모형의 추정편의는 사라지지 않았다. 이러한 결과는 KOSDAQ 시장의 열악한 정보환경으로 인하여 주가수익률 가운데 노이즈의 비중이 증가하여 발생하는 것으로 판단된다(연강흠 1998; 김창수 2000; 권경윤·양유진·엄경식 2015). 시가총액을 기준으로 KOSDAQ 기업을 이분하여 추가 분석한 결과, 규모가 큰 기업들에서는 유가증권시장 표본과 마찬가지로 기대수익률 및 기대이익을 이용하여 Basu 측정치의 추정편의를 적절히 통제할 수 있었다. 그러나 회계 투명성이 낮고 주가의 정보성이 낮은 규모가 작은 코스닥 상장기업의 경우에는 여전히 편이가 통제되지 않았다. 기업규모가 클수록 기업에 대한 정보환경이 향상되는 점을 고려할 때, Ball et al.(2013a)가 제시한 Basu 모형의 추정편의 개선방법의 효율성은 분석기업군의 정보환경에 의해 결정한다는 추정을 뒷받침하는 것으로 판단된다. 넷째, Basu 모형의 파생모형인 Khan and Watts(2009) 측정치에 대한 분석 결과, 유가증권

지므로 손실의 발생이 늘어날 경제적인 근거는 희박하다. 따라서 주당 가격이 경제적 의미를 가지기 위해서는 주당 순자산의 장부가치나 주당 이익 등과의 비교가 필수적이다(Ohlson 1995; Ohlson and Juettner-Nauroth 2005).

4) 분석방법의 정확성을 검증하기 위하여 미국자료로 선행연구를 모사(replication)하여 Ball et al.(2013a)이 보고한 결과와 일치하는 결과를 확인하였다.

시장에서의 Khan and Watts(2009)의 측정치는 계산과정에서 Basu 모형의 추정편의로 인한 효과가 Ball et al.(2013a) 방법에 따른 통계가 필요 없을 만큼 충분히 통제되는 것으로 나타났다. 그러나 코스닥 표본에서는 여전히 추정편의의 효과가 존재하는 것으로 나타났다.

본 연구의 발견은 Basu 모형을 이용한 조건적 보수주의 측정에 다음과 같은 시사점을 준다. 첫째, 비대칭적 보수주의 측정모형은 조건적 보수주의와 무관한 추정편의로 인해 보수주의가 과대평가될 수 있다. 그러므로 적절한 방법을 통하여 Basu 모형의 추정편의를 통제하여야 한다. 둘째, 유가증권 상장기업의 경우, Basu 모형의 추정편의는 기대수익률과 기대이익의 관계를 통제함으로써 제거할 수 있다(Ball et al. 2013a). 그러나 정보환경이 좋지 않은 코스닥 상장기업의 경우에는 기대수익률과 기대이익을 통제함으로써 추정편의를 제거할 수 없다. 특히 이러한 경향은 코스닥 기업 가운데서도 규모가 작아 정보환경이 나쁜 기업에서 뚜렷하게 나타난다. 따라서 정보환경이 나쁜 기업들의 경우 주가수익률이 아닌 다른 지표를 이용하여 Basu 모형을 측정하는 것이 바람직할 것이다.

본 연구는 회계문헌에 대하여 다음과 같은 기여점을 가진다. 첫째, 본 연구는 본 연구는 조건적 보수주의 개념에 가장 잘 부합하는 측정방법인 Basu(1997)의 비대칭적 보수주의 측정모형을 한국 기업 표본에 적용할 때 발생하는 추정편의의 존재를 살펴본 첫 연구이다. 많은 한국 연구들이 Basu 모형을 포함한 보수주의 측정 방법이 가지는 문제점에 대한 우려를 언급하고, 이를 해결하기 위한 다양한 방법을 적용해왔다. 이러한 논문들 가운데 보수주의 측정치 자체를 연구한 논문은 많지 않으며(강내철 2006; 백원선과 이수로 2004), 우리의 문헌조사 범위 내

에서는 Basu 모형의 추정편의를 평가한 한국 연구는 존재하지 않았다. 실증연구에서는 측정방법의 타당성이 핵심적인 중요성을 가지는 요소 가운데 하나이다. 본 연구는 한국 기업표본에 Basu 모형을 적용할 때 발생할 수 있는 추정편의의 존재여부를 보임으로써 한국 기업을 대상으로 한 보수주의 연구에서 측정모형의 통계적 특성을 깊이 고려할 필요성이 있음을 환기시킨다.

둘째, 본 연구는 비대칭적 보수주의 측정모형을 한국 기업표본에 적용함에 있어서의 지침을 제공한다. 미국기업에 대해서는 Basu 모형 적용과 관련된 다양한 연구들이 제시되어온 반면(Dietrich et al. 2007; Givoly et al. 2007; Patatoukas and Thomas 2011; Ball et al. 2013a; Ball et al. 2013b) 한국의 회계 보수주의 문헌에서는 Basu 모형을 실증적으로 활용하는데 대한 지침을 제공하는 연구가 드물다. 본 연구의 결과는 한국 기업표본에서 Basu 모형이 편의를 가짐을 보이는 것 뿐만 아니라, 이를 통제하기 위해 제시된 대안의 적절성, 그리고 통제방법의 적용한계까지 제시함으로써 Basu 모형의 적용과 관련한 가이드라인을 제시한다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제 2장에서는 한국의 회계 보수주의 연구와 미국의 보수주의 측정치와 관련된 선행연구들을 간략하게 요약한다. 3장에서는 연구 방법에 대해 간단히 설명하고 이에 따른 결과를 4장에서 설명하고 시사점을 제시한다. 5장에서는 분석결과를 종합하고 결론을 내릴 것이다.

II. 선행연구 및 연구동기

2.1 한국의 회계 보수주의 연구와 보수주의 측정방법

한국에서도 회계의 보수주의는 중요한 연구 주제 가운데 하나로 연구되어 왔다. 그 동안의 한국 회계 문헌은 기업특성(김정옥과 배길수 2006; 김새로나·양동훈·조광희 2011; 김학운·손혁·이효익 2013; Choi and Lee 2008; Hwang et al. 2008), 소유 및 지배구조(김성환·채수준·이호영 2010; 김새로나 외 2011; Kim and Bae 2007; Kim and Kang 2014), 회계손익의 특성(백원선과 이수로 2004; 강내철 2006; 김정옥과 배길수 2009; 박종일·남혜정·최성호 2011), 회계제도의 변화(최원욱·김상일·장금주 2011; 강민정·이호영·이경화 2012; Kim and Kang 2014), 거시경제환경의 변화(최관과 전성일 2005; Sonu et al. 2014), 자본비용 및 기업가치평가(문상혁·박종국·신세나 2006; 백상미·최우석·최정미 2011; 정성환과 유승원 2012), 회계감사(김선미와 유승원 2011; 손혁과 정재경 2013; Sonu 2014), 그리고 세무회계(김우영과 고종권 2009; 박성원과 고종권 2012) 등, 회계학 연구의 다양한 세부주제와 회계의 보수주의와의 상관관계를 연구하였다.

이상의 연구들 가운데 많은 연구가 Basu 모형 및 이를 기반으로 한 Khan and Watts(2009) 모형을 이용하여 조건적 보수주의를 측정하였다(최관과 전성일 2005; 김정옥과 배길수 2009; 김새로나 외 2011; 박성원과 고종권 2012; 정성환과 유승원 2012; 손혁과 정재경 2013; Choi and Lee 2008; Kim

and Kang 2014; Sonu 2014; Sonu et al. 2014). 또한 눈에 띄는 것은 해외 연구자들을 중심으로 Basu 모형의 타당성에 대한 문제제기가 계속되고 있음에도 불구하고 2000년대 이후의 한국 보수주의 연구에서 Basu 모형 및 이를 활용한 Khan and Watts (2009) 측정치의 사용은 점차 늘어나고 있는 추세에 있다는 점이다.

많은 연구들이 한국의 자료에 맞는 보수주의 측정 방법을 이용하기 위하여 노력하였다. 백원선과 이수로(2004)와 김정옥과 배길수(2006, 2009)는 Penman and Zhang(2002)의 보수주의 측정방법을 한국의 특성을 반영하여 수정함으로써 한국에서 Penman and Zhang(2002)의 보수주의 측정치를 적용하기 위한 지침을 마련해 주었다. 이광재(2008)는 Beaver and Ryan(2000)의 방법과 Penman and Zhang(2002)의 측정방법을 결합하여 발생액을 기반으로 계산한 새로운 보수주의 지표들을 개발하였다. 이상의 연구들은 무조건적 보수주의(unconditional conservatism) 측정치를 중심으로 보수주의 측정의 타당성을 높이기 위한 연구자들의 노력을 보여준다.

조건적 보수주의 측정모형, 특히 Basu 모형의 타당성에 대한 우려를 해소하려는 몇 가지 노력은 한국의 선행연구에서도 발견할 수 있다. 첫째는 대안적인 모형을 통하여 Basu 모형의 문제를 극복하려는 방법이다. 몇 가지 연구들은 Basu의 비대칭적 적시성 모형의 대안으로 Basu(1997)의 비대칭적 지속성(asymmetric persistency) 모형을 이용하여 조건적 보수주의를 측정하였다(김선미와 유승원 2011; 김정옥과 배길수 2006, 2009; 백상미 외 2011; Kim and Bae 2007; Sonu et al. 2014)⁵⁾ 또는 Ball and Shivakumar(2006)의 모형을 이

5) Basu(1997)는 보수주의의 결과로 나쁜 뉴스가 있던 기간의 회계손익이 좋은 뉴스가 있던 기간의 회계손익보다 지속성이 낮을 것으로 예측하는 가설을 평가하기 위하여 다음과 같은 회귀모형을 사용하였다.

용하여 영업현금흐름과 발생액의 관계를 통해서 조건적 보수주의를 측정하였다(김성환 외 2010; 최원욱 외 2011; 김학운 외 2013; 손혁과 정재경 2013; Kim and Bae 2007; Hwang et al. 2008; Sonu 2014). 두 번째 방법은 Basu 모형을 무조건적 보수주의 측정치 등과 함께 적용하여 두 측정치에서 일관된 결과가 발견되는지를 확인하는 방법이다(김새로나 외 2011; 김정옥과 배길수 2009; 최관과 전성일 2005; Kim and Kang 2014; Sonu et al. 2014).⁶⁾ 그러나 한국 자료에서의 조건적 보수주의 측정치의 타당성에 대해 직접적으로 고찰한 연구는 아직 보고된 바가 없다.

2.2 Basu 모형과 대안적 모형들의 비교

Basu의 비대칭적 적시성 모형은 측정상의 약점에 도 불구하고 여전히 조건적 보수주의를 측정하기 위한 기본적인 모형으로 받아들여지고 있다(Ryan 2006). 대안적인 모형들과 비교할 때 Basu 모형이 가지는 장점으로 다음과 같은 점들을 들 수 있다. 첫째, 비대칭적 지속성 모형과 비교하면 비대칭적 적시성 모형은 보다 직접적으로 조건적 보수주의를 측정한다. Basu(1997)는 조건적 보수주의의 결과로 정보의

속성에 따라 이익의 지속성에 차이가 발생한다고 보았다. Basu(1997)는 이러한 추론을 측정하기 위하여 비대칭적 지속성 모형을 활용하였다. 따라서 비대칭적 지속성 모형은 과거의 이익 감소가 있었던 경우, 이어지는 회계년도에 회계손익의 반전의 속도가 더욱 빨라지는, 즉 회계손익의 지속성이 짧아지는 현상을 측정하기 위한 목적으로 제시된 모형이다. 이러한 현상은 조건적 보수주의의 구현으로 일어난 현상을 통한 간접적인 측정으로써, 현재의 정보가 그 속성에 따라 회계손익에 반영되는 속도의 비대칭성이라는 조건적 보수주의의 개념을 직접 구현하고 있는 것으로 보기는 힘들다.⁷⁾

둘째, Basu 모형이 정보의 대응치로 사용하는 주가수익률은 비대칭적 지속성 모형이나 Ball and Shivakumar(2006)에서의 정보의 대응치 보다도 조건적 보수주의의 측정에 적합하다. 비대칭적 지속성 모형과 Ball and Shivakumar(2006)의 모형은 각각 회계손익의 변동과 영업현금흐름(또는 그 변동)의 부호를 좋은 정보와 나쁜 정보를 구분하는 기준으로 이용한다. 회계문헌은 인식기준의 만족이라는 요건으로 인하여 회계손익이 정보를 반영하는 적시성 면에서 주가보다 제약이 크다는 점을 지적하고 있으며(Ball and Easton 2013),⁸⁾ 영업현금흐

$$\Delta X_{i,t}/P_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 D + \alpha_2 \Delta X_{i,t-1}/P_{i,t-1} + \alpha_3 D \cdot \Delta X_{i,t-1}/P_{i,t-2} \dots \dots (2)$$

이익의 평균회귀 현상을 반영하여 α_2 는 음의 값을 가질 것이다. 앞선 기간에 나쁜 소식으로 인해 이익의 감소가 있었을 경우 회계손익의 지속성이 좋은 소식이 있었던 경우보다 더욱 낮을 것이므로 α_3 는 음의 값을 가지게 될 것으로 예측된다. 본 연구에서는 식(2)를 이용하여 조건적 보수주의를 측정하는 모형을 식(1)을 이용한 보수주의 측정모형과 구분하기 위하여 '비대칭적 지속성 모형'이라고 지칭한다. Basu(1997)는 D를 전기에 1) 이익감소, 2) 순손실 또는 3) 주가수익률에서 손실이 발생한 경우를 표시하는 더미변수로 정의하고 있다. 그러나 앞서 언급한 한국의 선행연구들은 모두 이익감소여부를 나쁜 뉴스의 대응치로 사용하고 있다.

- 6) Basu 모형의 단점 가운데 하나는 기업-연도별 보수주의를 측정할 수는 없다는 점이다. 이러한 문제점을 보완하기 위하여 정성환과 유승원(2012)은 앞선 기간의 자료를 이용해 회귀분석을 실시하여 계수를 이용하여 보수주의를 측정하였다. 그러나 이러한 방법은 Basu 모형의 타당성을 전제하고 이를 응용한 것이라는 점에서 타당성 검토와는 거리가 있다고 할 수 있다.
- 7) 그러나 간접적인 방법의 측정으로 보는 데는 무리가 없을 것으로 판단되며, 이 모형도 조건적 보수주의를 측정하고 있다는 점은 분명하다(Ball et al. 2013a). 해외 선행연구에서는 주가정보를 구하기 힘든 비상장 기업이 포함된 연구 등에서 보수주의를 측정하기 위한 모형으로 빈번히 사용하고 있다(e.g. Kanagaretnam et al. 2013).
- 8) 이익반응계수에 관한 연구들은 회계손익이 시장보다도 앞서서 정보를 반영하는 현상을 보여준다. 그러나 회계의 보수주의는 회계정보의 입증가능성을 높이려는 의도를 전제한다는 점에서 이익반응계수에 관한 연구들과는 관점의 차이가 있다. 이러한 차이점은 Basu

름은 당기손익보다도 정보의 반영이 늦다고 보고하였다(Dechow 1994; Dechow et al. 1998). 즉, 주가수익률에서는 이미 반영된 정보가 회계기준상의 인식기준을 만족하거나 현금흐름으로 실현되기까지의 시간차이로 인하여 당기손익 또는 영업현금흐름에는 반영되지 않을 수 있다(Ball and Easton 2013; Ryan 2006). 따라서 비대칭적 지속성 모형이나 Ball and Shivakumar(2006)의 모형은 정보의 반영 측면에서 Basu 모형보다도 열위에 있다. 이와 같은 장점들은 대안적인 조건적 보수주의 측정모형보다 Basu 모형을 활용할 근거가 되며, 통계분석상의 문제를 재검토할 근거가 된다.

2.3 비대칭적 적시성 모형의 추정편의에 관한 선행연구

Basu의 비대칭적 모형이 추정편의를(bias) 가질 가능성은 여러 연구자들을 통해 제기되어 왔다(Dietrich et al. 2007; Givoly et al. 2007; Patatoukas and Thomas 2011). 이 가운데 가장 최근의 연구인 PT는 조건적 보수주의의 근거로 해석되는 당기손익과 당기(기) 주가수익률 사이의 비대칭적 관계가 보수주의의 구현과 무관한 전기의(t-1) 회계손익과 당기의 주가수익률 사이에서도 나타난다는 점을 근거로 비대칭적 적시성모형이 보수주의의 측정이 아닌 추정편의의 결과에 불과하다고 주장한다.⁹⁾ 그는 이러한 패턴의 발생이 주당 가격이 낮아짐에 따라 순손실의 발생빈도가 증가하는 경향, 즉 손실효과와

(loss effect) 주당 가격이 낮을수록 주가 수익률의 변동성이 증가하는 경향, 즉 변동성효과가(variance effect) 결합하여 나타나는 기계적인 관계로 해석하였으며 경제적 현상과 연결된 설명은 배제하고 있다.

Ball et al.(2013a)은 PT의 주장을 다음과 아래에 제시된 수식들을 통해 분석하였다.

$$X_{i,t-1}/P_{i,t-1} = \alpha_{10} + \alpha_{11}p_{i,t-1} + \nu_{i,t-1} \quad (3)$$

$$p_{i,t-1} = \alpha_{20} + \alpha_{21}D(R_{i,t} < 0) + \alpha_{22}R_{i,t} + \alpha_{23}D(R_{i,t} < 0) \cdot R_{i,t} + \nu_{2i,t-1} \quad (4)$$

- $X_{i,t-1}$ = 기업 i의 t-1년도 주당순이익;
- $P_{i,t-1}$ = 기업 i의 t-1년도 주가;
- $R_{i,t}$ = 기업 i의 t년도 4월부터 t+1년도 3월까지 누적한 연간 시장초과 주가수익률;
- $D(R_{i,t} < 0)$ = 기업 i의 t년도 Adjret이 음수일 경우 1, 그렇지 않으면 0.

여기서 손실효과는 $\alpha_{11} > 0$, 변동성효과는 $\alpha_{22} < 0$ 와 $\alpha_{23} > 0$ 로 표시된다.¹⁰⁾ 이 두 식을 결합하면 다음과 같은 식을 얻게 된다.

$$X_{i,t-1}/P_{i,t-1} = \alpha_{10} + \alpha_{11}\alpha_{20} + \alpha_{11}\alpha_{21}D(R_{i,t} < 0) + \alpha_{11}\alpha_{22}R_{i,t} + \alpha_{11}\alpha_{23}D(R_{i,t} < 0) \cdot R_{i,t} + u_{i,t-1} \quad (5)$$

손실효과와 변동성 효과가 존재한다면 $\alpha_{11} > 0$, $\alpha_{22} < 0$ 및 $\alpha_{23} > 0$ 이므로 $\alpha_{11}\alpha_{22} < 0$ 와 $\alpha_{11}\alpha_{23} > 0$

모형은 회계손익과 주가수익률을 동일 시점에서 측정하는 반면, 이익반응계수 연구에서는 회계손익을 먼저 측정하는 등의 실증분석상의 세부적인 내용을 통해 선행연구에 반영되어 있다.

9) 조건적 보수주의는 현재 정보, 즉 당기의 주가수익률에 담긴 정보가 당기손익에 인식되는 과정에서 구현된다. 반면 현재의 정보가 전기의 이익과 가지는 관계는 보수주의의 실현과는 관계가 없다. 따라서 전기의 회계손익을 이용해서도 당기손익을 이용할 때와 마찬가지로 당기의 주가수익률과 비대칭적 패턴을 발견한다면 이것은 보수주의가 아니라 추정편의의 결과라는 것이 PT의 논리다.

10) PT의 Figure 1의 Panel A와 Panel C에서 이러한 관계를 볼 수 있다. 이 두 관계가 한국 표본에서도 존재하는지는 이후의 분석에서 살펴볼 것이다.

가 되므로 주당이익을 주가수익률을 따라 그래프로 도시할 때, 주가수익률이 0이 되는 지점 근처에서 위로 볼록한 패턴을 형성하게 된다.¹¹⁾

식(5)의 종속변수를 t기의 회계손익으로 바꾸어주면 Basu 모형이 된다. 당기의 회계손익에는 당기의 정보가 반영될 것이므로 당기의 주가수익률은 전기의(t-1기) 회계손익보다 당기의 회계손익과 더욱 강한 양의 상관관계를 가질 것이다. 그러므로 Basu 모형은 식(3)보다 양의 상관관계가 강화될 것이다.¹²⁾

PT는 회계손익, 주가변동성과 주당 가격 사이의 체계적인 관계가 Basu의 측정오류를 발생시키는 원인이 된다는 점을 보임으로써 Basu 모형의 측정상의 문제에 대한 논의를 심화시켰다는 공헌점이 있다. 그러나 자신들이 발견한 손실효과와 변동성효과를 경제적 실질과 연결하지 않고 Basu 모형의 오류를 지적하는 것에 그치고 있는 점은 연구의 한계점으로 볼 수 있다. 특히, 한국의 기업표본에서도 손실효과와 변동성효과와 발생으로 인하여 Basu 모형의 추정편의가 발생할지에 대해 판단해 볼 수 있는 경제적, 논리적 근거를 제시하지 못하고 있으므로 한

국기업표본에서도 PT가 발견한 편의가 발견될지의 여부는 실증분석이 필요하다.

Ball et al.(2013a)도 Basu 모형의 측정상의 문제를 연구하여 PT와 마찬가지로 측정상의 문제를 발견하였다. 그러나 이들은 PT와는 달리 조건적 보수주의의 개념과 Basu 모형 사이의 세부적인 불일치로부터 추정편의의 원인을 찾았다. Basu(1997)의 보수주의 정의는 '새로이 알려진 정보'의 인식에 초점을 맞추고 있다.¹³⁾ 그러나 Basu 모형은 핵심 변수인 주가수익률과 당기손익에 기대수익률과 기대이익을 포함하고 있다.¹⁴⁾ Ball et al.(2013a)은 회계의 보수주의와 무관한 기대수익률과 기대이익이 Basu 모형의 독립변수 및 종속변수에 포함됨에 따라 추정편의가 발생하는 것으로 보았다.¹⁵⁾

Ball et al.(2013a)는 다음과 같은 간단한 수식을 이용하여 기대이익과 기대수익률간의 상관관계가 Basu 모형에 편의를 발생시킬 수 있음을 보였다. 먼저 주가수익률과 회계손익을 다음과 같이 사전정보를 반영하는 부분과 새로운 사건으로 인하여 발생하는 예상치 못한 부분으로 구분한다.¹⁶⁾

11) 이러한 패턴은 PT가 Figure 1과 2에 보고한 결과와 일치한다.

12) 즉, 식(3)의 종속변수를 $X_{i,t}$ 로 바꾸었을 때 얻게 되는 다음 식(6)에서

$$X_{i,t}/P_{i,t-1} = \alpha_{10} + \alpha_{11}\alpha_{20} + \alpha_{11}\alpha_{21}D(R_{i,t} < 0) + \alpha_{11}\alpha_{22}R_{i,t} + \alpha_{11}\alpha_{23}D(R_{i,t} < 0) \cdot R_{i,t} + u_{i,t-1} \quad (6)$$

$\alpha_{11}\alpha_{22} > 0$ 또는 $\alpha_{11}\alpha_{22} \approx 0$, 그리고 $\alpha_{11}\alpha_{23} > 0$ 의 관계를 보이게 될 것이라는 뜻이다. PT의 Figure 2는 이 내용을 그래프로 보여주고 있다.

13) Basu(1997)는 첫 번째 단락의 두 번째 문장에서 보수주의를 다음과 같이 정의한다.

"I interpret conservatism as capturing accountants' tendency to require a higher degree of verification for recognizing good news than bad news in financial statements." (Basu 1997, p4).

14) 주가수익률은 새로운 정보를 포함하고 있는 비기대수익률(news, unexpected returns)과 기존의 정보로부터 형성된 기대수익률(expected returns)로 구성된다(Campbell 1991). 여기서 Basu의 조건적 보수주의와 관련되는 부분은 새로운 정보를 포함하고 있는 비기대수익률 부분이다. 그러나 Basu 모형은 기대수익률과 비기대수익률(unexpected returns)을 모두 포함하는 주가수익률을 정보의 대용치 삼고 있다. 당기손익 또한 기대손익과 비기대손익으로 구분할 수 있다. 당기손익의 일부는 사전적인 정보를 통해 이미 예측할 수 있다. 또한 전기의 사건 가운데 회계기준의 인식요건을 만족시킬 때까지 인식이 지연된 수익 및 비용도 예측가능하다(Ball et al. 2013b). 이 가운데 Basu의 정의에 따른 보수주의를 구현하는데 필요한 부분인 전기의 정보와 무관한 비기대손익 부분이다.

15) 이런 경우 기대수익률과 기대이익은 측정오차가 되어 연관된 누락변수의 문제(correlated omitted-variable problem)가 발생한다.

16) 본 연구에서는 사전정보를 반영하는 부분을 편의상 기대이익 또는 기대수익률이라 지칭할 것이다. 그러나 "기대"라는 단어에서 중요한 것은 투자자들이 이것을 훑어보는지의 여부가 아니라, **사전적인 경제적 실질을 반영하고 있는지**가 핵심적이다. 주가수익률과 당기

$$X_{i,t}/P_{i,t-1} = \text{EXP}_{i,t-1}(X_{i,t})/P_{i,t-1} + x_{i,t} \quad (7)$$

$$R_{i,t} = \text{EXP}_{i,t-1}(R_{i,t}) + r_{i,t} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \text{EXP}_{i,t-1}(X_{i,t}) &= X_{i,t} \text{의 } t-1 \text{년도 시점의 기대값;} \\ x_{i,t} &= X_{i,t}/P_{i,t-1} - \text{EXP}_{i,t-1}(X_{i,t})/P_{i,t-1} \\ r_{i,t} &= R_{i,t} - \text{EXP}_{i,t-1}(R_{i,t}) \end{aligned}$$

Basu(1997)의 조건적 보수주의를 정확하게 반영하려면 비기대수익률과 비기대손익간의 관계를 보아야 한다. 식(7)과 (8)을 이용하여 Basu 모형을 수정하면 식(9)와 같이 다시 쓸 수 있다.

$$\begin{aligned} x_{i,t} &= \beta_0 + \beta_1 D(r_{i,t} < 0) + \beta_2 r_{i,t} \\ &\quad + \beta_3 D(r_{i,t} < 0) \cdot r_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (9)$$

여기서 계산한 올바른 계수 β_1 과 β_2 는 각각 다음과 같다.

$$\beta_2 = \frac{\text{Cov}(r_{i,t}, x_{i,t} | r_{i,t} \geq 0)}{\text{Var}(r_{i,t} | r_{i,t} \geq 0)} \quad (10)$$

$$\beta_3 = \frac{\text{Cov}(r_{i,t}, x_{i,t} | r_{i,t} < 0)}{\text{Var}(r_{i,t} | r_{i,t} < 0)} - \frac{\text{Cov}(r_{i,t}, x_{i,t} | r_{i,t} \geq 0)}{\text{Var}(r_{i,t} | r_{i,t} \geq 0)} \quad (11)$$

식(7), (8), (10), (11)을 이용하여 식(1)의 계수를 다음과 같이 다시 쓸 수 있다.

$$b_2 = \frac{\text{COV}(R_{i,t}, x_{i,t} | R_{i,t} \geq 0)}{\text{Var}(R_{i,t} | R_{i,t} \geq 0)}$$

$$+ \frac{\text{COV}(R_{i,t}, \frac{\text{EXP}_{i,t-1}(X_{i,t})}{P_{i,t-1}} | R_{i,t} \geq 0)}{\text{Var}(R_{i,t} | R_{i,t} \geq 0)} = \tilde{\beta}_2 + \lambda_2 \quad (12)$$

$$\begin{aligned} b_3 &= \frac{\text{COV}(R_{i,t}, x_{i,t} | R_{i,t} < 0)}{\text{Var}(R_{i,t} | R_{i,t} < 0)} \\ &\quad - \frac{\text{COV}(R_{i,t}, x_{i,t} | R_{i,t} \geq 0)}{\text{Var}(R_{i,t} | R_{i,t} \geq 0)} \\ &\quad + \frac{\text{COV}(R_{i,t}, \frac{\text{EXP}_{i,t-1}(X_{i,t})}{P_{i,t-1}} | R_{i,t} < 0)}{\text{Var}(R_{i,t} | R_{i,t} < 0)} \\ &\quad - \frac{\text{COV}(R_{i,t}, \frac{\text{EXP}_{i,t-1}(X_{i,t})}{P_{i,t-1}} | R_{i,t} \geq 0)}{\text{Var}(R_{i,t} | R_{i,t} \geq 0)} = \tilde{\beta}_3 + \lambda_3 \end{aligned} \quad (13)$$

식(12)과 식(13)는 기대이익과 기대수익률이 회귀모형의 변수에 포함됨에 따라 Basu 모형의 추정에서 수익률이 양인 경우 λ_2 만큼, 수익률이 음인 경우에는 $\lambda_2 + \lambda_3$ 만큼 편의가 발생함을 의미한다.¹⁷⁾ 그러므로 올바른 추정을 위해서는 회계손익과 주가 수익률에서 기대이익과 기대수익률을 제외한 부분만을 변수로 사용하여야 한다.

Ball et al.(2013a)은 미국 상장기업 표본을 이용하여 기대이익과 기대수익률을 제외함으로써 PT가 발견한 Basu 모형의 편이가 사라지지만 보수주의는 여전히 측정됨을 보여주었다. 이러한 발견은 기대이익과 기대수익률을 제거하면 미국 상장기업에서는 Basu 모형이 보수주의의 측정에 사용될 수 있다는 것을 의미한다.

손익이 사전적으로 존재하는 동일한 경제적 실질로 연결되어 있는지의 여부가 식(12)와 (13)에서 나타나는 Basu 모형의 추정 편의의 원인이 되는 누락변수문제의 근원이다. 이 점은 코스닥 표본에서의 현상을 이해하는데 중요하다.

17) 사전적 기대이익($\text{EXP}_{i,t-1}(X_{i,t})/P_{i,t-1}$)은 주가수익률 구성요소 가운데 기대수익률과 강한 상관관계를 가질 것이므로 $\text{COV}(R_{i,t}, (\text{EXP}_{i,t-1}(X_{i,t})/P_{i,t-1})) \neq 0$ 일 것이다. 즉, 편의는 유의미한 값을 가질 것이다.

2.4 한국 표본에서의 Basu 측정치의 적용

Ball et al.(2013a)와 PT의 연구는 보수주의 문헌상에 큰 공헌점이 있다. 그러나 이들은 미국의 상장기업을 이용하여 결과를 분석하였기 때문에 Ball et al.(2013a)와 PT의 연구결과를 한국 기업에 대해서도 동일하게 적용할 수 있을지의 여부는 불확실하다.

Basu 모형의 핵심 변수는 추가수익률과 및 회계손익이다. 회계 및 재무 분야의 문헌은 이 두 변수가 국가별 제도적 환경에 크게 영향을 받음을 보여준다. Morck et al.(2000)이나 Jin and Myers(2006) 등은 추가수익률의 정보성이 국가 간에 차이를 보인다고 지적하고 있는데, 투자자 보호 수준이 높음에 따라 주가에 반영되는 정보가 늘어난다고 보고하고 있다. 뿐만 아니라, 회계정보의 특성도 국가별 특성에 크게 영향을 받는 것으로 알려져 있다. 투자자 보호수준이 높은 국가에서는 경영자가 질 높은 회계정보를 보고할 유인이 높아져서 회계정보의 신뢰성이 증가하는 것으로 알려져 있다(Ball et al. 2000; Ball et al. 2003; Leuz et al. 2003; Leuz 2003). 조건적 보수주의의 실현에서 핵심적인 부분은 부정적 정보의 인식 속도이다. 투자자 보호는 국가 간의 부정적 정보 공시속도에 차이를 발생시켜, 투자자 보호가 강한 국가일수록 그 인식속도가 빨라지게 함으로써 회계의 보수주의 경향을 강화한다는 점도 연구된 바 있다(Bushman et al. 2004; Bushman and Piotroski 2006). 이와 같이 Basu 모형의 두 핵심변수 모두가 국가별 특성에 의해 영향을 받는다는 점을 고려할 때 Basu 모형이 한국에

서도 동일한 통계적 특성을 보일지는 확신할 수 없다.¹⁸⁾ 그 뿐만 아니라, 추가수익률과 회계손익의 정보성이 낮다는 점은 이 두 변수의 정보 반영 특성에 의존하여 추정편의를 설명하고 통제하려는 Ball, Kothari, and Nikolaev(2013a)의 주장과 접근방법이 한국에서도 통용될지를 예측하기 어렵게 한다.

III. 연구설계

3.1 표본의 선정

본 연구는 1983년¹⁹⁾부터 2013년까지 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 기업을 대상으로 분석을 수행하였다. 기업의 행태가 여타 산업과는 다른 금융업은 분석 대상에서 제외하였으며, 12월 결산 법인만을 표본으로 하였다. 12월말 결산 법인으로 표본을 한정된 이유는 국내 대부분의 비금융업 기업들의 결산일이 12월말일 뿐만 아니라 결산일의 차이로 인해 발생하는 재무정보 및 추가수익률 패턴의 차이를 제거하기 위해서이다. 기업의 재무정보는 상장사협의회 TS2000(Total Solution 2000)에서 추출하였으며, 추가수익률 정보는 애프엔가이드의 Data Guide Pro에서 수집하였다. 극단치에 의한 결과의 왜곡을 줄이기 위해 분석에서 사용된 각 변수의 상하 1%의 극단치를 샘플에서 제거하였으며, 최종 표본은 유가증권시장 상장기업 11,590개 기업연도 관측치와 코스닥시장 상장기업 8,118개 기업연도 관측치로 구성된다.

18) 한국에서 보수주의적 회계처리가 실천되지 않고 있다는 뜻은 아니다. 본 논문에서는 Basu 모형의 통계적 특성에만 초점을 두고 있다.
19) TS2000에서는 1981년부터 재무정보를 이용할 수 있다. 그러나 본 연구에는 t-2기의 이익까지 분석에서 사용되므로 분석기간을 1983년도부터로 설정하였다.

3.2 실증분석 방법

본 연구의 실증분석은 먼저 한국 시장에서도 PT의 주장을 검증한다. 그 첫 단계로 주가와 손실빈도 및 추가수익률의 변동성 사이에 상관관계가 발생하느냐를 살펴볼 것이다. 만일 주가가 손실빈도 및 변동성과 유의한 관계를 가진다면 앞서 2.3절의 식(5)에서 분석한 바와 같이 아래의 식(14)의 회귀분석 결과는 $\alpha_3 < 0$, 그리고 $\alpha_4 > 0$ 로 나타날 것이다.²⁰⁾

$$X_{i,t-1}/P_{i,t-1} = \alpha_1 + \alpha_2 D(R_{i,t} < 0) + \alpha_3 R_{i,t} + \alpha_4 D(R_{i,t} < 0) \cdot R_{i,t} + u_{i,t-1} \quad (14)$$

두 번째 분석에서는 Ball et al.(2013a)의 방법을 사용하여 PT가 발견한 Basu 모형의 추정편의를 제거할 수 있지를 검증한다. Ball et al.(2013a)은 Basu 모형의 추정편의가 기대수익률과 기대이익간의 상관관계로 인해 발생하므로 추가수익률에서 기대수익률을 차감함과 동시에 (1) 기대이익을 통제하거나 (2) 이미 알려진 위험요인들을 통제하거나, (3) 고정효과(Fixed effect)를 통제하는 방법을 제시하였다. 본 연구에서는 이 세 가지 방법을 순차적으로 적용하여 Basu 모형의 편의가 제거되는지를 확인할 것이다. 자세한 적용 방법은 다음에 서술하였다.

기대수익률을 실현추가수익률로부터 제거하고 비기대 수익률을 구하기 위하여 시장가치와 장부가치/시장가치비율(Book-to-market ratio, 이하 B/M)로 각각 5그룹씩 나누어 25개의 포트폴리오를 만들고, 포트폴리오별 평균 수익률을 해당 포트폴리오에

속한 주식의 기대수익률을 계산하였다(Fama and French 1993). 이를 각 기업의 연도별 추가수익률에서 차감하여 비기대수익률(unexpected return)을 구한다.

기대이익을 통제하기 위한 세 가지 방법 가운데 첫 번째 방법은 다음의 식(15)를 이용하여 기대이익을 산출한 잔차항을 비기대수익으로 사용하는 방법이다.

$$X_{i,t}/P_{i,t-1} = \alpha_1 + \beta_1 D_{i,t-1}(X_{i,t-1} < 0) + \beta_2 D_{i,t-1}(X_{i,t-1} < 0) \cdot X_{i,t-1}/P_{i,t-1} + \epsilon_{i,t} \quad (15)$$

식(15)은 전기(t-1)의 이익을 기반으로 당기의 이익을 추정하되, 전기의 순손실로 인한 효과를 고려하고 있다. 본 연구에서는 산업간 차이로 인한 이익의 지속성 차이를 고려하여 표준산업코드의 중분류에 따라 식(15)에 대한 회귀분석을 실시하고, 그 결과를 이용하여 기대이익을 추정한다. 두 번째 방법은 추가적인 통제변수를 모형에 추가하는 방법이다. 추가적인 통제변수로는 순자산의 시장가치, B/M, 추가수익률의 변동성 및 부채비율을 사용하였다. 이들은 기대이익을 예측하는데 사용할 수 있는 것으로 알려진 대표적인 기업의 특성변수들이므로, 이들을 통제변수로 추가하여 기업의 기대이익을 합리적으로 통제할 수 있다. 세 번째 방법은 기업별 시계열 평균 이익을 매년의 이익에서 차감한 값을 Basu 모형의 종속변수로 사용하는 방법이다. 이 방법은 개별 기업의 이익의 기대값이 시간에 불변하다는 가정에 기반하고 있다.²¹⁾ 이러한 효과를 얻기 위한 가장 간단

20) 식(14)는 Basu의 조건적 보수주의 모형이 아니다. Basu 모형은 당기(t기)의 이익을 종속변수로 쓰고 있는데 반해, 이 모형은 과거의 이익(t-1기)을 종속변수로 사용한다. 이 모형은 단지 PT의 손실효과 및 변동성효과가 존재하는지를 검증하기 위한 목적으로 사용되는 모형이다.

21) 실제로는 시간에 따라 기대이익 수준도 변동할 것이다. 그러나 시계열 분석에서 잘 알려진 바와 같이 기업의 이익은 시계열적으로 단위원을 가지는 값이므로, 기업의 경제적 근간에 근본적인 변동이 발생하지 않는 한 이러한 가정은 적절하다고 할 수 있다.

한 방법은 종속변수로 기업별 더미변수를 추가하는 것이지만 Fama-MacBeth(1973) 방법을 이용하여 회귀계수를 추정할 경우에는 기업별 더미변수를 통제할 수 없다. 그러므로 대안적으로 기업별 이익의 시계열 평균을 계산하여 이를 추가적으로 통제하였다(Ball et al. 2013a).

IV. 실증분석

4.1 기술통계

본 연구에서 사용한 주요 변수의 정의는 <표 1>에 기술하였다. <표 2>의 Panel A에는 유가증권시장 상장기업, Panel B에는 코스닥 상장기업에 대한 주요변수들의 기술통계량을 요약하였다. 유가증권시장

상장기업의 $X_{i,t}/P_{i,t-1}$ 의 평균(중위수)은 0.042(0.065)이며, 코스닥 상장기업의 $X_{i,t}/P_{i,t-1}$ 의 평균(중위수)은 -0.033(0.031)이어서, 유가증권시장 표본의 수익성이 코스닥 표본보다 우월함을 알 수 있다. 유가증권시장의 평균 주당이익은 약 1,322원이고, 코스닥시장의 평균 주당이익은 약 178원이다. 또한 유가증권시장(코스닥시장) 표본 가운데 약 17.5%(36.1%)의 기업-연도에서 손실이 발견된다. 추가수익률($R_{i,t}$)의 평균은 유가증권시장 상장기업에서 0.127, 코스닥 상장기업에서 0.074로 나타나, 유가증권시장 상장기업의 추가수익률이 코스닥시장 상장기업의 추가수익률보다 전반적으로 높다. 또한 추가수익률 표준편차가 유가증권시장에서는 추가수익률 평균의 약 4배인 반면($\approx 0.507/0.127$) 코스닥 시장에서는 8배 이상으로 나타나($= 0.641/0.074$) 코스닥시장에서 유가증권시장보다 수익률대비 추가수익률의 변동성이 높은 시장임을 확인된다.

<표 1> 변수의 정의

변수명	변수의 정의
$X_{i,t}$	기업 i의 t년도 주당순이익;
$P_{i,t-1}$	기업 i의 t-1년도 주가;
$R_{i,t}$	기업 i의 t-1년도 4월부터 t년도 3월까지 누적한 연간 추가수익률.
$EXP(X_{i,t})$	식(12)를 통해 계산된 기대이익값
$Avg(X_{i,t}/P_{i,t-1})_i$	각 기업별 이익의 time-series 평균값.
$EXP(R_{i,t})$	기업이 속하는 5x5로 이루어진 규모와 B/M 포트폴리오의 평균 시장수익률
$r_{i,t}$	$R_{i,t} - EXP(R_{i,t})$;
$D(R_{i,t} < 0)$	기업 i의 t년도 당기순이익;
$Log(price)_{i,t}$	기업의 t년도말 주가의 로그값;
$Log(MV)_{i,t}$	기업의 t년도말 시장가치의 로그값;
$Book\ to\ Market_{i,t}$	장부가-시장비율(B/M). 기업의 t년도말 총자산가치를 t년도 시장가치로 나눈 값;
$Leverage_{i,t}$	부채비율. t년도말의 (부채/총자산)으로 계산함;

〈표 2〉 기술통계량

Panel A: 기술통계량 (유가증권시장 상장기업)

변수명 ¹⁾	N	평균값	표준편차	1분위수	중간값	3분위수
$EPS_{i,t}$	11,590	1,322	5,123	104	612	1,878
$R_{i,t}$	11,590	0.127	0.507	-0.197	0.023	0.340
$X_{i,t}/P_{i,t-1}$	11,590	0.042	0.419	0.017	0.065	0.145
$X_{i,t-1}/P_{i,t-1}$	11,590	0.031	0.378	0.024	0.068	0.135
$X_{i,t-2}/P_{i,t-2}$	11,590	0.036	0.388	0.026	0.070	0.140
$Log(price)_{i,t}$	11,590	9.156	1.314	8.350	9.350	10.021
$Log(MV)_{i,t}$	11,590	24.975	1.601	23.850	24.757	25.861
$Book\ to\ Market_{i,t}$	11,590	1.583	1.831	0.748	1.230	2.067
$Leverage_{i,t}$	11,590	0.594	0.225	0.430	0.624	0.775
$Loss_{i,t}$	11,590	0.175	0.380	0.000	0.000	0.000

1) 변수의 정의에 대해서는 〈표 1〉를 참고

Panel B : 기술통계량 (코스닥시장 상장기업)

변수명 ¹⁾	N	평균값	표준편차	1분위수	중간값	3분위수
$EPS_{i,t}$	8,118	178	1261	-192	94	418
$R_{i,t}$	8,118	0.074	0.641	-0.321	-0.062	0.288
$X_{i,t}/P_{i,t-1}$	8,118	-0.033	0.311	-0.081	0.031	0.104
$X_{i,t-1}/P_{i,t-1}$	8,118	-0.033	0.300	-0.063	0.041	0.106
$X_{i,t-2}/P_{i,t-2}$	8,118	-0.011	0.284	-0.027	0.051	0.113
$Log(price)_{i,t}$	8,118	8.000	1.109	7.276	7.964	8.701
$Log(MV)_{i,t}$	8,118	24.343	1.041	23.633	24.277	24.981
$Book\ to\ Market_{i,t}$	8,118	1.142	0.893	0.563	0.951	1.504
$Leverage_{i,t}$	8,118	0.399	0.225	0.210	0.387	0.572
$Loss_{i,t}$	8,118	0.361	0.480	0.000	0.000	1.000

1) 변수의 정의는 〈표 1〉에 기술하였다.

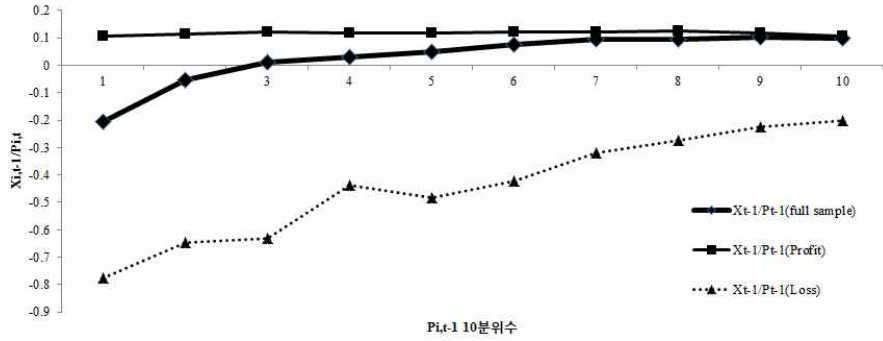
4.2 손실효과와 변동성효과의 검증

본 절에서는 PT가 주장하는 손실효과(loss effect)와 변동성효과(return variance effect)가 한국시장에서도 존재하는지를 도식적으로 검토하였다. 〈그림 1〉에 손실효과와 변동성효과에 대한 분석을 그래

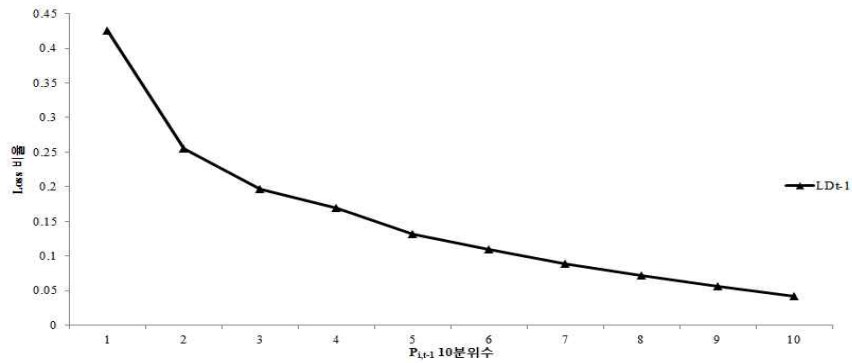
프로 도시하였다. Panel A, Panel B와 Panel C는 유가증권시장 상장기업, Panel D, Panel E와 Panel F는 코스닥시장 상장기업들을 대상으로 분석한 결과이다.

Panel A는 전기의 주가 10분위수별로 X_{t-1}/P_{t-1} 의 변동을 나타낸다. 전체 유가증권시장 표본(점선)

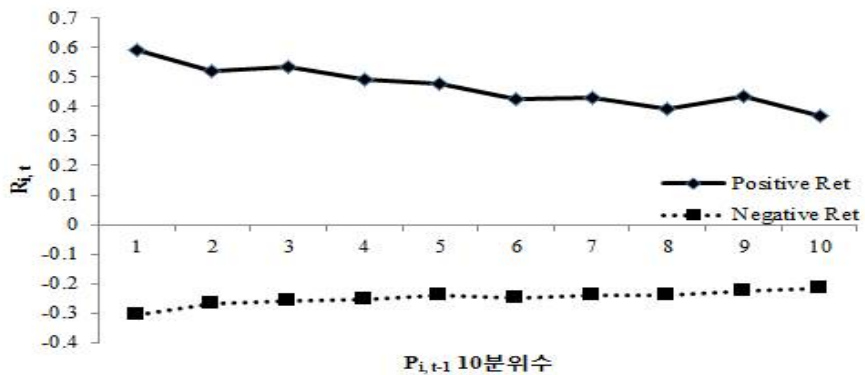
Panel A. 전기 주가 10분위수 별 $X_{i,t-1}/P_{i,t-1}$ 의 평균값 (유가증권시장 상장기업)



Panel B. 전기 주가 10분위수 별 손실기업 비율 (유가증권시장 상장기업)

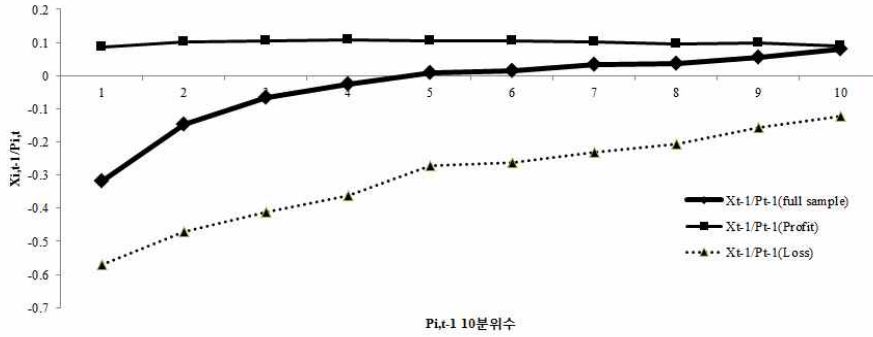


Panel C. 전기 주가 10분위수 별 양/음의 주가수익률 평균 (유가증권시장 상장기업)

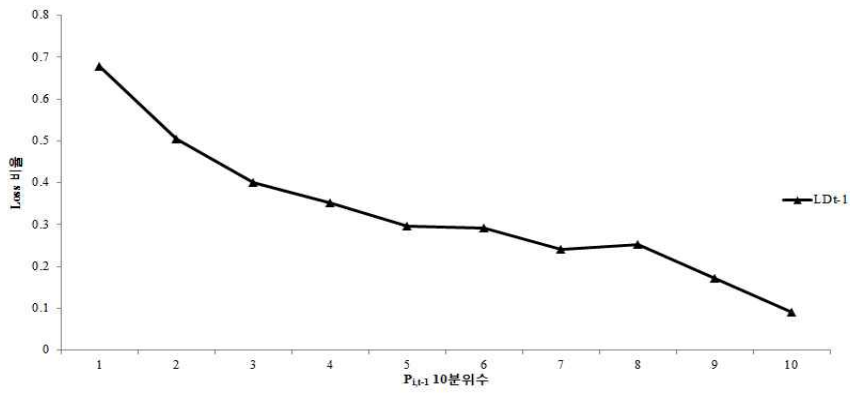


<그림 1> 손실효과(loss effect)와 변동성효과(return variance effect)의 검증

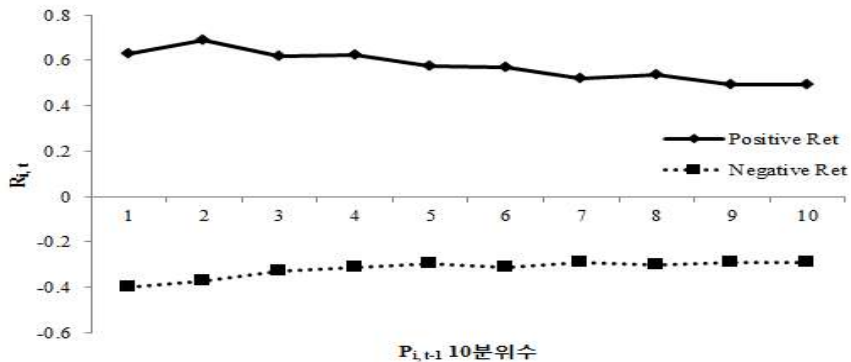
Panel D. 전기 주가 10분위수 별 X_{t-1}/P_{t-1} 의 평균값 (코스닥시장 상장기업)



Panel E. 전기 주가 10분위수 별 손실기업 비율 (코스닥시장 상장기업)



Panel F. 전기 주가 10분위수 별 양/음의 주가수익률 평균 (코스닥시장 상장기업)



<그림 1> 손실효과(loss effect)와 변동성효과(return variance effect)의 검증 (계속)

은 주가가 커짐에 따라 X_{t-1}/P_{t-1} 이 완만하게 증가하는 추세를 보인다. X_{t-1}/P_{t-1} 의 변동을 이익회사와 손실회사로 나누어 보면 이익을 보고한 기업에서는 (가는 실선) 주가에 따른 X_{t-1}/P_{t-1} 의 변동이 거의 나타나지 않으나, 손실회사의 경우(굵은 실선) 주가가 증가함에 따라 X_{t-1}/P_{t-1} 이 커지는 것으로 나타난다. 즉, 전체 유가증권시장 표본에서 전기의 주가에 따른 X_{t-1}/P_{t-1} 의 변화는 주로 손실회사들에서 비롯된 것이다. Panel B에서 보듯이 전기 주가의 10분 위수가 증가함에 따라 손실회사의 비율은 감소한다. Panel C는 전기주가의 10분위 수에 따라 양/음의 주가수익률의 평균값을 나타낸 것이다. 비록 그 기울기가 크지는 않으나 주가가 증가함에 따라 주가수익률의 변동 폭이(즉, 점선과 가는 실선의 차이) 감소하고 있으므로 한국의 유가증권시장 상장기업에도 변동성 효과가 존재함을 확인할 수 있다. 코스닥시장 상장기업들에 대한 분석결과를 보여주는 Panel D, Panel E와 Panel F에서도 비록 그 강도는 차이가 있으나 전반적으로 유가증권시장 상장기업과 유사한 결과를 보여주고 있다. 즉, 손실효과와 변동성효과는 유가증권시장과 코스닥시장모두에서 공통으로 발견된다.

손실효과와 변동성효과의 존재로 인한 Basu 모형의 추정편의 발생여부를 검증하기 위한 회귀분석 결과를 <표 3>의 Panel A와 Panel B에 보고하였다.²²⁾ Panel A는 유가증권시장 상장기업들에 대한 결과, Panel B는 코스닥 상장기업에 대한 결과를 보여준다. Panel A의 열(1)은 Basu 모형의 추정 결과이다. 조건적 보수주의를 보여주는 것으로 해석되는 $D(R_{i,t} < 0) * R_{i,t}$ 의 계수는 선행연구에서 널리 알려진 바와 같이 유의한 양의 값을 갖는다($\beta=0.759$,

$t=7.36$). 그러나 종속변수의 각각 X_{t-1}/P_{t-1} 과 X_{t-2}/P_{t-2} 로 바꾸어준 모델에 대한 결과인 열(2)와 열(3)에서도 $D(R_{i,t} < 0) * R_{i,t}$ 의 계수가 모두 유의한 양수로 나타난다(각각 0.431과 0.447). 이 결과는 당기의 주가수익률과 및 이와 무관해야 할 과거의 이익 사이에 통계적으로 유의한 상관관계가 존재한다는 의미로서, PT가 주장한 추정편의의 존재를 보여준다. 뿐만 아니라, 열(2)와 열(3) 모두 $R_{i,t}$ 의 계수(β_2)가 유의한 음의 값을 가지는데(각각 -0.047, -0.070), 이는 앞서 2.3절의 식(5)에서의 분석에서 손실효과와 변동성효과가 발생할 경우 $R_{i,t}$ 의 계수가 음의 값을 가질 것으로 예상한 것과 일치한다.

Panel B에서도 유가증권시장 상장기업에서와 대체적으로 유사한 결과가 나타났다. 요약하면, 한국의 상장기업에서도 PT가 주장한 Basu 모형의 추정편의 문제가 발생한다.

4.3 누락변수로 인한 편의의 검증: 기대수익률과 기대이익의 관계

Basu의 비대칭적 적시성모형에 추정편의가 존재한다면 실증연구 측면에서 가장 중요한 다음 질문은 추정편의를 해결하여 보수주의 측정에 계속 사용할 수 있는지의 여부일 것이다. Ball et al.(2013a)은 PT가 발견한 추정편의는 기대이익과 기대수익률간의 상관관계로 인하여 발생하는 것으로 설명하고, 이들 변수 대신 비기대수익률 및 비기대손익을 이용함으로써 추정편의 문제를 해결할 수 있다고 주장하였다. 본 챕터에서는 Ball et al.(2013a)이 제안한 방법을 통해 한국 기업표본에서도 비대칭적 적시성 모형의 추정편의를 제거할 수 있는지를 검증한다.

22) 본 연구에서는 국내의 조건적보수주의 연구 대부분이 raw return을 사용한 점을 고려해 raw return을 주가수익률로 사용하였다. 그러나 raw return 대신 market adjusted return을 사용한 테스트도 질적으로 동일한 결과를 보여주었다.

〈표 3〉 조건적 보수주의 모형의 편의 검증

Panel A : 유가증권시장 상장기업

Dependent variable = $\beta_0 + \beta_1 D(R_{i,t} < 0) + \beta_2 R_{i,t} + \beta_3 D(R_{i,t} < 0) \cdot R_{i,t}$			
	(1) $X_{i,t}/P_{i,t-1}$	(2) $X_{i,t-1}/P_{i,t-1}$	(3) $X_{i,t-2}/P_{i,t-2}$
	계수값 (t값)	계수값 (t값)	계수값 (t값)
<i>Intercept</i>	0.101*** (3.94)	0.071*** (5.45)	0.085*** (5.29)
$D(R_{i,t} < 0)$	0.034* (1.89)	0.022 (1.10)	0.023 (1.63)
$R_{i,t}$	0.036 (1.37)	-0.047*** (-2.81)	-0.070*** (-3.04)
$D(R_{i,t} < 0) \cdot R_{i,t}$	0.759*** (7.36)	0.431*** (3.48)	0.447*** (5.05)
관측치수	11,590	11,590	11,590
Adjusted R ² (%)	10.80%	4.01%	2.93%

1) 변수의 정의는 〈표 1〉를 참고.

2) *, **, ***은 각각 10%, 5% 및 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함. 계수와 t값은 Fama-Macbeth(1973) 방법에 의해 계산됨(31년)

Panel B : 코스닥시장 상장기업

Dependent variable = $\beta_0 + \beta_1 D(R_{i,t} < 0) + \beta_2 R_{i,t} + \beta_3 D(R_{i,t} < 0) \cdot R_{i,t}$			
	(1) $X_{i,t}/P_{i,t-1}$	(2) $X_{i,t-1}/P_{i,t-1}$	(3) $X_{i,t-2}/P_{i,t-2}$
	계수값 (t값)	계수값 (t값)	계수값 (t값)
<i>Intercept</i>	0.069*** (5.84)	0.038*** (3.71)	0.028** (2.73)
$D(R_{i,t} < 0)$	0.033* (1.76)	0.036** (2.49)	0.045** (2.51)
$R_{i,t}$	-0.010 (-0.58)	-0.041*** (-3.35)	-0.003 (-0.26)
$D(R_{i,t} < 0) \cdot R_{i,t}$	0.621*** (7.48)	0.433*** (5.76)	0.314*** (5.01)
관측치수	8,118	8,118	8,118
Adjusted R ² (%)	17.22%	7.78%	4.88%

1) 변수의 정의는 〈표 1〉를 참고.

2) *, **, ***은 각각 10%, 5% 및 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함. 계수와 t값은 Fama-Macbeth(1973) 방법에 의해 계산됨(15년)

분석에 앞서 당기손익과 수익률간에 상관관계가 존재하는지 간략하게 살펴본다. <그림 2>에 유가증권시장에서의 당기의(t 기) 주가수익률 및 회계손익과 차기의($t+1$ 기) 주가수익률과의 관계를 보고하였다. Panel A는 t 기의 주가수익률이 $t+1$ 기의 주가수익률과 위로 볼록한 비선형 관계를 가짐을 보여준다. 이러한 양상은 당기와 차기의 주가수익률이 대체로 양의 상관관계를 보이는 미국 표본의 경우와는 다소 차이가 있으나 양자 간에 체계적인 관계가 있음은 확인할 수 있다(Ball et al. 2013a). Panel B에는 X_t/P_t 와 $t+1$ 기의 평균주가수익률을 그래프로 표시한 결과에서는 나타내었는데, X_t/P_t 의 10분 위수가 증가함에 따라 차기의 주가수익률도 대체로 증가하는 경향을 확인할 수 있다. <그림 2>는 주가수익률이 앞선 기간의 주가수익률과 회계손익에 반영된 정보 모두와 상관관계를 가진다는 점을 보여준다.²³⁾ 사전정보를 바탕으로 형성되는 기대수익률과 기대이익은 공통의 경제적 요인들에 의해 영향을 받는다는 점을 고려하면(Ball 1978), <그림 2>는 기대수익률과 기대이익 사이에 체계적인 상관관계가 존재함을 시사한다.

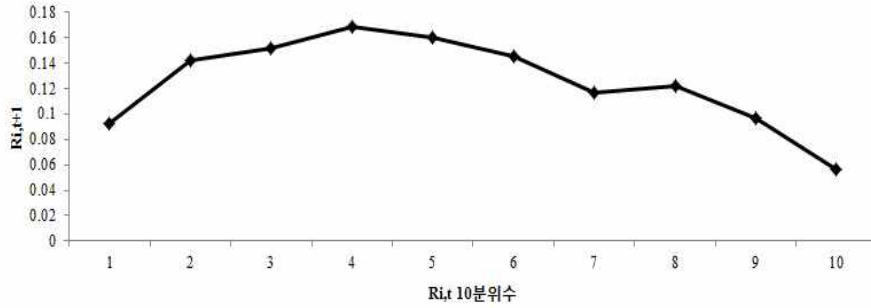
<그림 2>의 Panel C에 기대수익률과 기대이익의

관계를 도시하였다. 기대수익률과 기대이익은 매년마다 기초의 시장가치와 B/M을 이용하여 구성된 5x5 포트폴리오의 평균 주가수익률과 평균 당기손익을 기대수익률 및 기대이익으로 각각 사용하였다. Panel C는 기대수익률과 기대이익 사이에 볼록한 비선형(non-linear) 관계가 나타남을 보여준다.²⁴⁾ 이러한 체계적인 관계는 기대이익과 기대수익률 사이의 상관관계로 인한 누락변수문제가 Basu 모형의 추정 편이를 발생시킬 가능성을 보여준다.

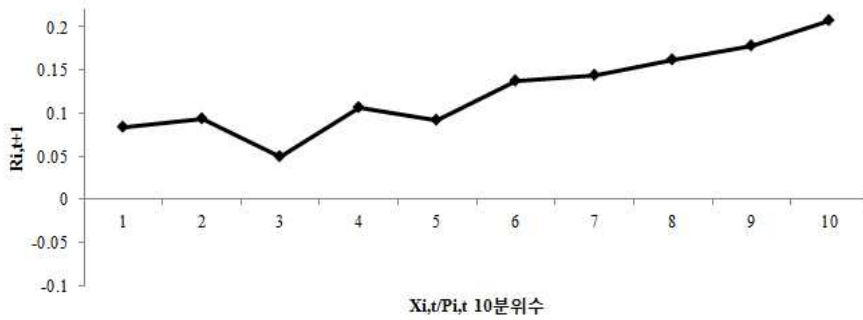
<그림 3>에서는 코스닥시장 상장기업들을 대상으로 기대수익률과 기대이익의 관계를 살펴보았다. Panel A와 Panel B는 코스닥 기업에서의 당기의(t) 주가수익률 및 당기의 이익과 차기의 주가수익률 사이의 관계는 유가증권시장의 경우와 대체로 유사하다. 그러나 Panel C에서는 코스닥 기업들은 기대수익률과 기대이익이 특정한 상관관계를 가지지 않는 것으로 나타난다.²⁵⁾ 이러한 점은 앞서 이용한 기대이익 및 기대수익률의 통제로는 코스닥 상장기업에서의 Basu 모형의 추정편의문제를 해결하지 못할 수 있음을 시사한다.

- 23) 상관관계를 가지지 않는다면 가로축의 변화에 대해 세로축의 변화가 무시할만한 수준이어야 한다. 그러나 차기 주가수익률이 당기손익에 대해서는 선형에 가까운 관계, 그리고 당기주가수익률의 증가에 대해서는 비록 비선형이기는 하나 역-U자 형의 뚜렷한 상관관계를 가지는 것으로 나타난다.
- 24) Panel C의 그래프는 기대수익률과 기대이익의 관계를 비모수 회귀분석(nonparametric regression)으로 추정하여 구한 결과이다. Panel C와 같은 패턴이 발생한 이유를 Ball et al.(2013a)은 다음과 기업의 성숙도와 연관지어 설명한다. 성숙한 회사들은 회계손익과 주가수익률은 유사한 경제적 실질을 반영하기 때문에 양의 상관관계가 발생하며, 성장중인 회사들(growth firm)의 경우 신규 투자가 이익은 감소시키지만 미래 주식 수익률을 증가시킬 수 있기 때문에 기대수익률과 기대이익 사이에 음의 상관관계가 발생할 수 있다(Penman and Zhang 2002; Eberhart et al. 2004). 그러나 Ball et al.(2013a)은 이를 추가적으로 분석하지 않았다. 이러한 설명은 그림 2 및 그림 3의 Panel B의 패턴과 부합하지 않는다. Ball et al.(2013a)의 주장대로라면 유가증권시장과 비교할 때 상대적으로 성숙도가 낮은 기업이 많은 코스닥 상장기업에 대한 결과(그림 3 Panel B)에서는 기대수익률과 기대이익 사이에 전반적으로 음의 상관관계가 나타났을 것이기 때문이다.
- 25) 유가증권시장과 코스닥시장 사이의 패턴의 차이를 발생시킬 수 있는 가능성 있는 원인 가운데 하나로 주가의 정보성 차이를 들 수 있을 것이다. 코스닥 상장기업들 가운데 일부는 정보환경이 좋지 않으므로 기업들이 올바른 정보를 얻기 힘들다. 이런 경우는 주가의 정보성이 낮아지게 되므로(Collins and Kothari 1989; Zhang et al. 2013), 기업규모 및 B/M로 나눈 5x5 포트폴리오가 가지는 주가 및 회계손익 예측력 또한 손상될 수 있을 것이다.

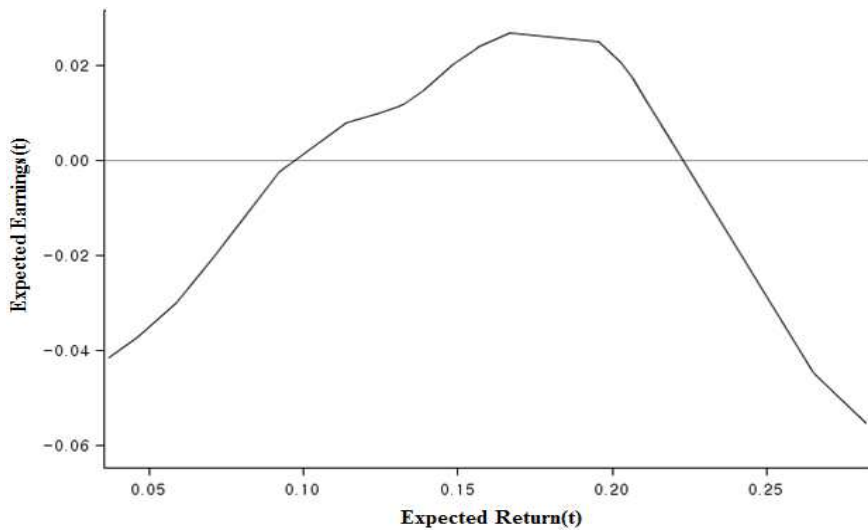
Panel A: 당기 추가수익률 10분위수별 미래(t+1) 추가수익률



Panel B: 당기 이익 10분위수별 미래(t+1) 추가수익률

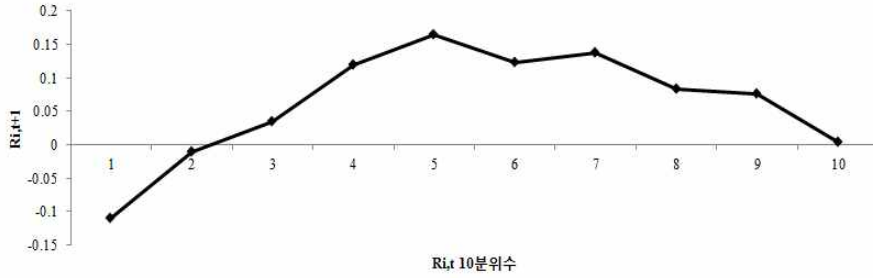


Panel C : 기대수익률과 기대이익의 관계

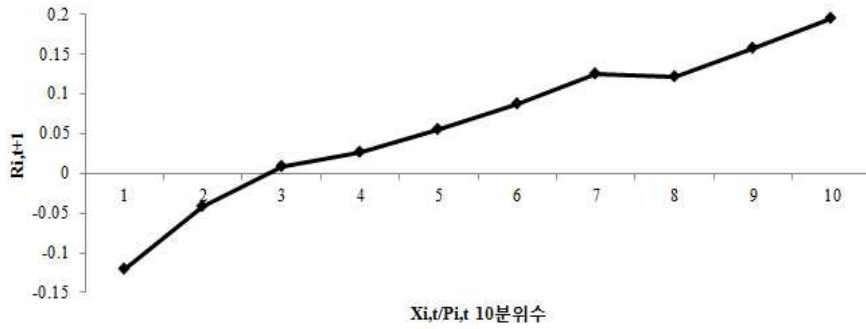


〈그림 2〉 기대이익과 기대수익률의 비교 (유가증권시장 상장기업)

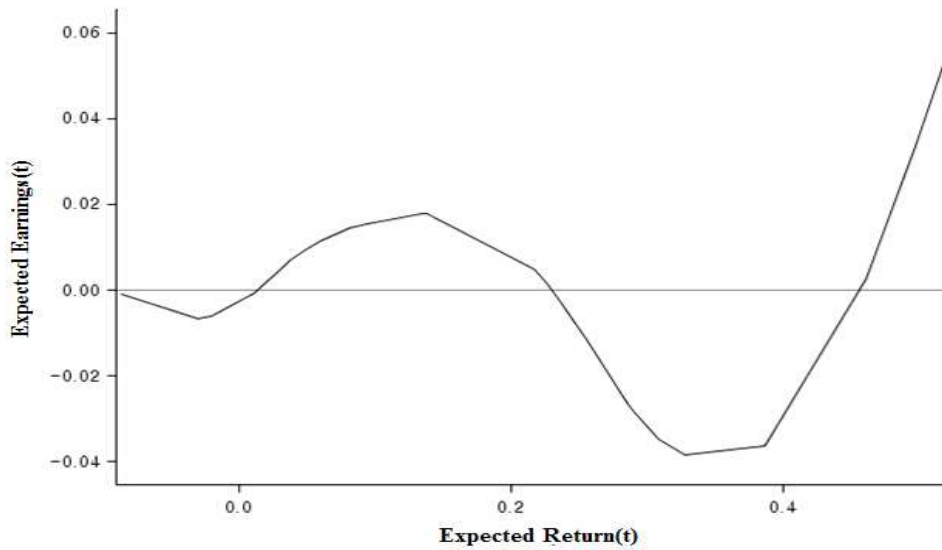
Panel A: 당기 수익률 10분위수별 미래(t+1) 수익률



Panel B: 당기 이익 10분위수별 미래(t+1) 수익률



Panel C : 기대수익률과 기대이익의 관계



〈그림 3〉 기대이익과 기대수익률의 비교 (코스닥시장 상장기업)

4.4 기대수익률과 기대이익을 제거한 Basu 모형 추정

본 절에서는 4.3절에서 언급한 기대수익률과 기대이익의 관계를 일부 통제된 이후에도 Basu 모형에서 조건적 보수주의가 나타나는지를 살펴본다. <표 4>는 비기대수익률을 정보의 대용치로 이용하여 Basu 모형을 추정한 결과이다. Panel A와 Panel B는 각각 유가증권시장 상장기업과 코스닥시장 상장기업들을 대상으로 분석한 결과이다. 비기대수익률은 매년 기업의 시장가치와 B/M에 따라 5x5의 그룹으로 나누고, 그룹별 평균으로 계산한 기대수익률을 추가수익률에서 차감하여 계산하였다.

Panel A의 열(1)에서 β_3 는 유가증권시장 표본에서 유의한 양의 값을 보인다($\beta=0.315$, $t=5.44$). 그러나 열(2)에서도 β_3 가 여전히 양의 유의한 값을 가지므로($\beta=0.249$, $t=3.70$) 기대수익률만을 제거하는 방법으로는 조건적 보수주의의 편이가 완전히 제거되지는 않는 것으로 판단된다. 그러나 기대수익률을 제거한 후의 β_3 값이 기대수익률을 제거하지 않은 경우의 β_3 에(<표 3>의 Panel A의 열(2)) 비해 작아졌다는 점은 기댓값 통제로 추정편의의 문제가 완화되었을 가능성을 보여준다. 코스닥 상장기업에서의 결과도(Panel B) 유가증권시장에서와 유사하다.

<표 5>에서는 기대수익률뿐만 아니라 기대이익도 변수에서 제거하여 추정편의 효과를 통제할 수 있는지의 여부를 확인한다. 회계손익은 시계열적인 지속성이 높으므로 회계손익의 상당부분은 전기의 회계손익을 통해 상당부분 추정 가능할 뿐만 아니라, 회계정보의 특성상 상당한 정보들은 인식기준을 만족시킬 때까지 당기손익으로의 반영이 지연되는 특성을 가지므로(Ball et al.2013b) 상당부분의 당기손익은 전기의 주가에 반영된 정보들에 의해 추정

가능한 속성을 가진다. 그러므로 Basu 모형에서의 기대이익 제거는 기대수익률 제거보다도 더 중요한 영향을 미칠 수 있을 것이다.

<표 5>에 비기대수익률과 비기대이익을 이용하여 Basu 모형을 추정한 결과를 보고하였다. Panel A는 유가증권시장 상장기업들에 대한 결과를, Panel B는 코스닥시장 상장기업들을 대상으로 한 결과이다. 기대이익은 식(15)를 이용해서 추정하였으며, 기대수익률의 추정은 앞서 <표 4>에서와 동일한 방법을 적용하였다. 유가증권시장에 대한 결과를 살펴보면 표(4)의 결과와 비교하였을 때 열(1)의 β_3 가 크게 감소하였으나 여전히 통계적으로 유의한 양의 값을 가졌다($\beta_3=0.099$, $t=2.52$). 또한 전기의 ($t-1$ 기) 비기대손익을 종속변수로 사용하여 추정한 결과에서(열 2) β_3 는 더 이상 유의하지 않은 것으로 나타나, 추정편의가 효율적으로 통제되고 있는 동시에 조건적 보수주의는 여전히 나타나는 것으로 판단된다.

코스닥 상장기업에서는(표 5의 Panel B) 비록 열(1)과 (2)의 β_3 가 기대수익률만을 통제된 <표 4>에 비해 크게 감소하였지만 열(2)의 β_3 가 여전히 1% 수준에서 유의한 양의 값을 가진다($\beta=0.068$, $t=3.26$). 이 결과는 조건적 보수주의의 추정편의가 완전히 제거되지 않았음을 시사한다.

<표 6>에는 <표 5>의 분석에 이어서 기대이익에 영향을 주는 변수들과 기업별 당기손익($X_{i,t}/P_{i,t-1}$)의 시계열평균($Avg(X_{i,t}/P_{i,t-1})$)를 통제변수로 추가한 후의 결과를 보고하였다. 앞서와 마찬가지로 Panel A에는 유가증권시장 상장기업, Panel B에는 코스닥시장 상장기업들에 대한 결과를 보고하였다. 열(1)과 열(2)는 각각 $X_{i,t}/P_{i,t-1}$ 와 $X_{i,t-1}/P_{i,t-1}$ 를 종속변수로 사용한 모형에 시장가치와 B/M, 추가수익률의 변동성과 부채비율을 통제변수로 추가한 모형

〈표 4〉 기대수익률 통제 후 조건적 보수주의 존재 검증

Panel A : 유가증권시장 상장기업

Dependent variable = $\beta_0 + \beta_1 D(r_{i,t} < 0) + \beta_2 r_{i,t} + \beta_3 D(r_{i,t} < 0) \cdot r_{i,t}$		
	(1) $X_{i,t}/P_{i,t-1}$	(2) $X_{i,t-1}/P_{i,t-2}$
	계수값 (t값)	계수값 (t값)
<i>Intercept</i>	0.118*** (4.82)	0.130*** (4.45)
$D(r_{i,t} < 0)$	0.016 (1.20)	0.004 (0.38)
<i>Unexpected Return_{i,t}</i>	0.054** (2.56)	-0.062*** (-2.75)
$D(r_{i,t} < 0) * \text{Unexpected Return}_{i,t}$	0.315*** (5.44)	0.249*** (3.70)
관측치수	11,590	11,590
Adjusted R ² (%)	7.34%	3.18%

1) 변수의 정의는 〈표 1〉를 참고.

2) *, **, ***은 각각 10%, 5% 및 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함. 계수와 t값은 Fama-Macbeth(1973) 방법에 의해 계산됨(31년)

Panel B : 코스닥시장 상장기업

Dependent variable = $\beta_0 + \beta_1 D(r_{i,t} < 0) + \beta_2 r_{i,t} + \beta_3 D(r_{i,t} < 0) \cdot r_{i,t}$		
	(1) $X_{i,t}/P_{i,t-1}$	(2) $X_{i,t-1}/P_{i,t-2}$
	계수값 (t값)	계수값 (t값)
<i>Intercept</i>	0.076*** (4.91)	0.036*** (3.59)
$D(r_{i,t} < 0)$	-0.038 (-1.72)	0.014 (0.82)
<i>Unexpected Return_{i,t}</i>	-0.035 (-1.12)	-0.034** (-2.19)
$D(r_{i,t} < 0) * \text{Unexpected Return}_{i,t}$	0.260*** (6.56)	0.125*** (5.91)
관측치수	8,118	8,118
Adjusted R ² (%)	10.39%	1.91%

1) 변수의 정의는 〈표 1〉를 참고.

2) *, **, ***은 각각 10%, 5% 및 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함. 계수와 t값은 Fama-Macbeth(1973) 방법에 의해 계산됨(15년)

〈표 5〉 기대수익률과 기대이익 통제 후 조건적 보수주의 존재 검증(1)

Panel A : 유가증권시장 상장기업

Dependent variable = $\beta_0 + \beta_1 D(r_{i,t} < 0) + \beta_2 r_{i,t} + \beta_3 D(r_{i,t} < 0) \cdot r_{i,t}$		
	(1) $X_{i,t}/P_{i,t-1} - EXP(X_{i,t}/P_{i,t-1})$	(2) $X_{i,t-1}/P_{i,t-2} - EXP(X_{i,t-1}/P_{i,t-2})$
	계수값 (t값)	계수값 (t값)
<i>Intercept</i>	0.080*** (3.69)	0.080*** (2.78)
$D(r_{i,t} < 0)$	0.017 (1.61)	0.010 (0.91)
<i>Unexpected Return_{i,t}</i>	0.110*** (6.05)	0.012 (0.64)
$D(r_{i,t} < 0) * Unexpected Return_{i,t}$	0.099** (2.52)	0.000 (0.01)
관측치수	11,590	11,590
Adjusted R ² (%)	3.95%	0.62%

1) 변수의 정의는 〈표 1〉를 참고.

2) *, **, ***은 각각 10%, 5% 및 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함. 계수와 t값은 Fama-Macbeth(1973) 방법에 의해 계산됨(31년)

Panel B : 코스닥시장 상장기업

Dependent variable = $\beta_0 + \beta_1 D(r_{i,t} < 0) + \beta_2 r_{i,t} + \beta_3 D(r_{i,t} < 0) \cdot r_{i,t}$		
	(1) $X_{i,t}/P_{i,t-1} - EXP(X_{i,t}/P_{i,t-1})$	(2) $X_{i,t-1}/P_{i,t-2} - EXP(X_{i,t-1}/P_{i,t-2})$
	계수값 (t값)	계수값 (t값)
<i>Intercept</i>	0.102*** (6.34)	0.056*** (4.81)
$D(r_{i,t} < 0)$	-0.042* (-2.06)	0.009 (0.60)
<i>Unexpected Return_{i,t}</i>	0.000 (-0.01)	-0.029 (-1.49)
$D(r_{i,t} < 0) * Unexpected Return_{i,t}$	0.146*** (4.29)	0.068*** (3.26)
관측치수	8,118	8,118
Adjusted R ² (%)	6.31%	0.45%

1) 변수의 정의는 〈표 1〉를 참고.

2) *, **, ***은 각각 10%, 5% 및 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함. 계수와 t값은 Fama-Macbeth(1973) 방법에 의해 계산됨(15년).

〈표 6〉 기대수익률과 기대이익 통제 후 조건적 보수주의 존재 검증(2)

Panel A : 유가증권시장 상장기업

Dependent variable = $\beta_0 + \beta_1 D(r_{i,t} < 0) + \beta_2 r_{i,t} + \beta_3 D(r_{i,t} < 0) \cdot r_{i,t} + Controls_{i,t}$				
	(1) $X_{i,t}/P_{i,t-1}$ -EXP($X_{i,t}/P_{i,t-1}$)	(2) $X_{i,t-1}/P_{i,t-2}$ -EXP($X_{i,t-1}/P_{i,t-2}$)	(3) $X_{i,t}/P_{i,t-1}$ -EXP($X_{i,t}/P_{i,t-1}$)	(4) $X_{i,t-1}/P_{i,t-2}$ -EXP($X_{i,t-1}/P_{i,t-2}$)
	계수값 (t값)	계수값 (t값)	계수값 (t값)	계수값 (t값)
<i>Intercept</i>	0.344* (2.03)	-0.422** (-2.07)	0.364** (2.21)	-0.420** (-2.08)
$D(r_{i,t} < 0)$	0.012 (1.11)	0.013 (1.14)	0.010 (0.99)	0.013 (1.06)
<i>Unexpected Return_{i,t}</i>	0.102*** (5.51)	0.032 (1.22)	0.105*** (6.10)	0.031 (1.22)
$D(r_{i,t} < 0)$ * <i>Unexpected Return_{i,t}</i>	0.125*** (3.11)	0.043 (1.03)	0.116*** (2.91)	0.042 (1.03)
$Avg(X_{it}/P_{it-1})_i$			0.033** (2.68)	-0.003 (-0.41)
<i>Controls_{i,t}</i>	YES	YES	YES	YES
관측치수	11,590	11,590	11,590	11,590
Adjusted R ² (%)	7.69%	4.36%	8.36%	5.06%

- 1) 변수의 정의에 대해서는 〈표 1〉를 참고.
- 2) *, **, ***은 각각 10%, 5% 및 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함. 계수와 t값은 Fama-Macbeth(1973) 방법에 의해 계산됨(31년)
- 3) 통제변수들은 각각 전기 기업 증가, 전기 기업규모, 전기 B/M, 전기레버리지, 전기 주가수익률 표준편차이다.

Panel B : 코스닥시장 상장기업

Dependent variable = $\beta_0 + \beta_1 D(r_{i,t} < 0) + \beta_2 r_{i,t} + \beta_3 D(r_{i,t} < 0) \cdot r_{i,t} + Controls_{i,t}$				
	(1) $X_{i,t}/P_{i,t-1}$ -EXP($X_{i,t}/P_{i,t-1}$)	(2) $X_{i,t-1}/P_{i,t-2}$ -EXP($X_{i,t-1}/P_{i,t-2}$)	(3) $X_{i,t}/P_{i,t-1}$ -EXP($X_{i,t}/P_{i,t-1}$)	(4) $X_{i,t-1}/P_{i,t-2}$ -EXP($X_{i,t-1}/P_{i,t-2}$)
	계수값 (t값)	계수값 (t값)	계수값 (t값)	계수값 (t값)
<i>Intercept</i>	0.343** (2.97)	-0.617** (-2.97)	0.446*** (4.14)	-0.572** (-2.67)
$D(r_{i,t} < 0)$	-0.047* (-1.88)	0.009 (0.50)	-0.046* (-1.90)	0.010 (0.51)
<i>Unexpected Return_{i,t}</i>	0.001 (0.04)	-0.032 (-1.33)	0.001 (0.04)	-0.034 (-1.41)
$D(r_{i,t} < 0)$ * <i>Unexpected Return_{i,t}</i>	0.140*** (4.39)	0.069* (2.13)	0.132*** (4.14)	0.065* (1.99)
$Avg(X_{it}/P_{it-1})_i$			0.084*** (6.12)	0.047*** (3.45)
<i>Controls_{i,t}</i>	YES	YES	YES	YES
관측치수	8,118	8,118	8,118	8,118
Adjusted R ² (%)	6.55%	5.15%	7.23%	5.52%

- 1) 변수의 정의에 대해서는 〈표 1〉를 참고.
- 2) *, **, ***은 각각 10%, 5% 및 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함. 계수와 t값은 Fama-Macbeth(1973) 방법에 의해 계산됨(15년)
- 3) 통제변수들은 각각 전기 기업 증가, 전기 기업규모, 전기 B/M, 전기레버리지, 전기 주가수익률 표준편차이다.

에 대한 분석결과이다. 열(3)과 열(4)에서는 열(1)과 열(2)의 모형에 $Avg(X_{i,t}/P_{i,t-1})$ 를 통제변수로 추가하여 분석하였다.²⁶⁾

유가증권시장 상장기업에 대한 분석결과인 Panel A의 열(1)에서는 β_3 의 값은 유의한 양수로 나타나는 반면($\beta=0.125$, $t=3.11$), 열(2)에서는 β_3 의 값은 통계적으로 유의하지 않았다. 이러한 결과는 기대수익률과 기대이익을 Basu 모형의 입력변수에서 제거함으로써 PT가 주장한 추정편의 문제가 통제되며(열 2), 이러한 통제 후에도 조건적 보수주의가 Basu 모형을 통해 측정되는 것으로 해석된다. 또한, 전기의 이익($X_{i,t-1}/P_{i,t-1}$)을 종속변수로 사용한 열(4)에서는 β_3 의 값은 통계적으로 유의하지 않은 반면, 당기의 이익을 종속변수에 사용한 열(3)의 결과에서는 β_3 가 유의한 양의 값을 가지는 것으로 나타나($\beta=0.116$, $t=2.91$), 열(1) 및 (2)에서의 결과와 일치하는 결과를 발견하였다.

코스닥 상장기업에 대한 결과에서는(Panel B) 유가증권시장에 대한 분석결과와는 달리 기대이익과 기대수익률을 모두 제거하고 Basu 모형을 분석하더라도 열(2)뿐만 아니라 열(4)에서도 β_3 의 값이 10% 수준에서 여전히 유의한 것으로 나타나서, Basu 모형의 편이가 완전히 제거되지 않는 것으로 나타났다. 다만, β_3 의 값과 t 값은 크게 감소하는 것으로 나타나, Basu 모형의 편이가 일부 통제되는 것으로 판단된다. 그러나 분석의 엄밀성을 기하기 위해서는 코스닥 상장기업에 대해서는 기대이익과 기대수익률을 모두 변수에서 제거한다 하더라도 Basu 모형을 사용하는 것 보다는 조건적 보수주의를 측정할 수

있는 대안적인 모형들을 사용하는 것이 바람직할 것이다.

4.5 추가분석

4.5.1 코스닥 상장기업에 대한 추가분석

본 절에서는 코스닥 상장기업 표본에서 Ball et al.(2013a)의 방법이 Basu 모형의 추정편의를 효과적으로 통제하지 못하는 이유에 대해 고찰한다. Ball et al.(2013a)의 방법은 시장이 효율적으로 정보를 취급하고 있는 것으로 간주되는 미국 시장에 적합한 방법일지는 모르지만 코스닥과 같은 정보환경이 나쁜 시장에 적합한 방법은 아닐 수 있다. 코스닥시장은 기업에 대한 정보가 공급되는 채널이 충분치 않다는 점이 널리 언급되고 있다(권경윤 외 2015). 그 결과로 정보가 주가에 잘 반영되지 않으므로(연강흠 1998; 김창수 2000; 권경윤 외 2015) 주가가 기업의 경제적 실질을 잘 반영하지 못하고 있을 가능성이 크다.²⁷⁾ 따라서 코스닥시장에서 시장가치와 B/M 등은 기대이익과 기대수익률을 계산하기 위한 적절한 기준이 아닐 수 있다. 이 경우 통제되지 않은 기대이익과 기대수익률의 상관관계로 인해 식(12)와 (13)에서 살펴본 측정 편이가 나타난다.

이상의 추론을 뒷받침하기 위한 첫 단계로 코스닥 시장 표본 안에서 규모에 따라 기업표본을 나누고 주가수익률의 정보성 차이를 확인한다. 만일 정보환경의 차이로 인하여 추정편의의 통제에 실패한 것이라면 코스닥 기업 가운데 영업의 정보환경이 열악한

26) 앞서 밝힌 바와 같이 Fama-McBeth 방법을 이용하여 추정하는 분석의 특성상 기업더미변수를 추가하는 방법이 아닌 평균값을 차감하는 방법을 사용하였다.

27) 주식 14에서 언급한 바와 같이 편이의 발생에 중요한 것은 수익률과 이익에 영향을 주는 사전적인 경제적 실질이다. Ball et al.(2013a)이 제시한 추정편의의 통제방법의 효율성은 기업의 시장가치와 B/M이 사전적인 경제적 실질을 잘 측정할 수 있는지에 달려있다.

작은 기업에서 추정편의 실패가 더욱 분명하게 나타날 것이다. <표 7>의 Panel A는 코스닥시장 상장기업을 시가총액으로 표본을 2등분하여 주가수익률 및 개별주가수익률을(idiosyncratic returns) 비교한 결과이다.²⁸⁾ 전반적인 주가수익률은 유의한 차이를 보이지 않는 반면, 개별주가변동은 규모가 작은 기업에서 유의하게 큰 것으로 나타나, 작은 기업에서 주가수익률에 노이즈의 비율이 높고 주가의 정보성이 나쁜 것으로 나타나 예상했던 결과와 일치한다.

<표 7>의 Panel B에서는 <표 6>에서의 열(3)과 (4)의 모형을 코스닥 상장기업만을 시가총액을 기준으로 이분하여 각각 분석한 결과를 보고하였다. 규모가 큰 코스닥 상장기업에서는 유가증권시장 상장기업과 마찬가지로 β_3 가 $X_{i,t-1}/P_{i,t-1}$ 를 종속변수로 사용한 모형(열 2)에서 통계적으로 유의하지 않았으나, $X_{i,t}/P_{i,t-1}$ 를 사용한 경우에만(열 1) 통계적으로 유의한 양의 값을 보였다. 반면 시가총액이 작은 기업에서는(열 3, 4) 종속변수에 무관하게 β_3 가 모두 유의한 양의 값을 가진다. 이러한 결과는 Ball et al.(2013a)이 제시한 추정편의 수정방법의 효율성은 표본기업집단의 정보환경에 크게 의존한다는 것을 시사한다.

4.5.2 Basu 모형의 추정편의와 Khan and Watts 측정치

Khan and Watts(2009, 이하 KW)는 기업-연도별로 회계의 보수주의를 측정할 수 있는 측정치를 제안하였다. 이 측정치는 최근 한국의 보수주의 연

구에서 적용이 확대되고 있는 추세에 있다. 이 방법은 Basu 모형에 기반을 두고 있으므로 추정편의에 의한 측정상의 문제가 발생하지 않는지 점검해 보아야 할 것이다.

Khan and Watts(2009, 이하 KW로 표기)는 Basu 모형을 다음 식(16)과 같이 변형함으로써 기업-연도별 보수주의 측정을 시도하였다.

$$\begin{aligned} X_{i,t}/P_{i,t-1} = & \theta_1 + \theta_2 D(R_{i,t} < 0) \\ & + R_{i,t} \cdot (\mu_1 + \mu_2 Size_{i,t} + \mu_3 M/B_{i,t} + \mu_3 Lev_{i,t}) \\ & + D(R_{i,t} < 0) \cdot R_{i,t} \cdot (\gamma_1 + \gamma_2 Size_{i,t} + \gamma_3 M/B_{i,t} + \gamma_3 Lev_{i,t}) \\ & + \delta_1 Size_{i,t} + \delta_2 M/B_{i,t} + \delta_3 Lev_{i,t} + \delta_4 D(R_{i,t} < 0) \cdot Size_{i,t} \\ & + \delta_5 D(R_{i,t} < 0) \cdot M/B_{i,t} + \delta_6 D(R_{i,t} < 0) \cdot Lev_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (16)$$

$M/B_{i,t-1}$ = 기업 i의 t년도 시가-장부가비율;
 $Lev_{i,t-1}$ = 기업 i의 t년도 부채비율. 기업의 t년도말 순차입금을 t년도 시장가치로 나눈 값;

$$C-score = \hat{\gamma}_1 + \hat{\gamma}_2 Size_{i,t} + \hat{\gamma}_3 M/B_{i,t} + \hat{\gamma}_4 Lev_{i,t} \quad (17)$$

식(16)을 통해 추정된 계수들을 활용하여 계산한 식(17)의 C-score가 KW의 기업-연도별 보수주의의 측정치이다.

이 측정방법은 식(1)의 α_3 값이 시장가치/장부가치 비율(Market-to-book ratio, 이하 M/B), 기업규모, 부채총액/시가총액의 비율의 세 가지 변수로 주로 설명된다고 보아, 식(1)의 α_3 를 이 세 변수의 함수로 만든 것이므로 추정편의에 의해서 식(1)

28) 주가의 개별변동은 매년 개별 기업의 월별 초과수익률 분산의 평균으로 계산하였다. 월별 초과수익률의 분산은 자산가격결정 모델(Capital Asset Pricing Model, CAPM)에 의해 계산한 일별 초과수익률의 분산에 해당 월의 거래일수(number of trading days)를 곱하여 계산하였다. 주가수익률의 표준편차는 개별 기업들의 월별 주가수익률의 표준편차의 평균이다. 월별 주가수익률의 표준편차는 매월마다의 일별초과수익률의 분산을 계산한 후, 해당 월의 거래일수를 곱하여 계산하였다.

〈표 7〉 기대수익률과 기대이익 통제 후 조건적 보수주의 존재 검증(3) : 코스닥시장 상장기업

Panel A : 기업 규모에 따른 idiosyncratic volatility와 주가수익률의 표준편차 비교

	<i>Idiosyncratic volatility</i>	<i>Std. Ret</i>
Large firms	0.028	17.605
Small firms	0.034	17.545
Difference	-0.006(9.88)	0.060(0.23)

- 1) Idiosyncratic volatility : 매년 개별 기업의 월별 초과수익률 분산의 평균으로 계산됨. 월별 초과수익률의 분산은 CAPM 모델에 의해 계산한 일별 초과수익률의 분산에 해당월의 trading day의 숫자를 곱하여 계산함.
- 2) Std ret : 개별 기업들의 월별 주가수익률의 표준편차의 평균 월별 주가수익률의 표준편차는 매월마다의 일별초과수익률의 분산을 계산후 해당월의 trading day의 숫자를 곱하여 계산함.
- 3) Difference의 괄호 안의 값은 t값을 의미함.

Panel B : 기대수익률과 기대이익 통제 후 조건적 보수주의 존재 검증

$$\text{Dependent variable} = \beta_0 + \beta_1 D(r_{i,t} < 0) + \beta_2 r_{i,t} + \beta_3 D(r_{i,t} < 0) \cdot r_{i,t} + \text{Controls}_{i,t}$$

	Large firms		Small firms	
	(1) $X_{i,t}/P_{i,t-1}$ $-EXP(X_{i,t}/P_{i,t-1})$	(2) $X_{i,t-1}/P_{i,t-2}$ $-EXP(X_{i,t-1}/P_{i,t-2})$	(3) $X_{i,t}/P_{i,t-1}$ $-EXP(X_{i,t}/P_{i,t-1})$	(4) $X_{i,t-1}/P_{i,t-2}$ $-EXP(X_{i,t-1}/P_{i,t-2})$
	계수값 (t값)	계수값 (t값)	계수값 (t값)	계수값 (t값)
<i>Intercept</i>	0.532** (2.88)	-0.503* (-2.14)	2.498* (2.01)	-0.994 (-0.87)
$D(r_{i,t} < 0)$	-0.051 (-1.58)	0.013 (0.42)	-0.001 (-0.03)	0.011 (0.53)
<i>Unexpected Return_{i,t}</i>	-0.005 (-0.15)	-0.018 (-0.38)	0.054 (1.66)	-0.057* (-1.98)
$D(r_{i,t} < 0)$ <i>*Unexpected Return_{i,t}</i>	0.068* (1.90)	0.059 (0.81)	0.110** (2.26)	0.068* (2.09)
$Avg(X_{it}/P_{it-1})_i$	0.023 (1.32)	0.035 (1.58)	0.265** (2.88)	0.066 (1.17)
<i>Controls_{i,t}</i>	YES	YES	YES	YES
관측치수	4,063	4,063	4,055	4,055
Adjusted R ² (%)	7.60%	6.59%	13.89%	8.16%

- 1) 변수의 정의에 대해서는 〈표 1〉를 참고.
- 2) *, **, ***은 각각 10%, 5% 및 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미함. 계수와 t값은 Fama-Macbeth(1973) 방법에 의해 계산됨(15년)
- 3) 통제변수들은 각각 전기 기업 증가, 전기 기업규모, 전기 B/M, 전기레버리지, 전기 주가수익률 표준편차이다.

의 α_3 가 과대추정 된다면 c-score 값도 과대추정 될 것이다. 그러나 Ball et al.(2013a)가 기대이익의 통제변수로 사용하고 있는 기업규모, M/B 비율, 레버리지가 식(16)에서도 통제변수로 포함되어 있으므로 KW의 추정치는 추정편의의 문제가 일정부분 해결되어 있을 것이다. 그러므로 본 연구에서는 Ball et al.(2013a)가 제시한 방법 가운데 KW에서 적용하지 않은 방법들을 사용할 경우 추정치에 변화가 있는지 확인하여 추가적인 개선의 여지가 있는지를 검토하는데 초점을 둔다.

먼저 기대수익률과 기대이익을 제거한 비기대수익률과 비기대이익을 변수로 사용함과 동시에 기업별 이익의 시계열 평균을 추가 통제함으로써 식(16)을 변형하여 추정하였다. 그리고 이 결과를 이용하여 C-score를 다시 계산하고 이를 *New C-score*라고 이름 붙였다. 그리고 이 값을 식(16)을 사용하여 계산한 C-score와(*KW C-score*) 비교하였다. <표 8>에 추정 결과를 보고하였다.

유가증권시장 표본과 코스닥 표본에서 계산된 *KW C-score*의 평균은 각각 0.248, 0.404이다. 그러나 유가증권시장 표본과 코스닥 표본의 *New C-score*의 평균은 각각 -0.008, 0.012로 계산되어, 크게

낮아졌다. 앞서 표(3)과 (5)에서 살펴본 바와 같이 추정편의를 수정할 경우 보수주의를 측정하는 계수의 값이 감소함을 살펴보았다. C-score의 정의를 고려하면 <표 8>의 결과는 *KW C-score*도 추정 편의에 의해 영향을 받음을 의미한다.

다음 단계로 Basu 모형의 추정편의가 C-score를 이용한 실증분석, 특히 회귀분석에 영향을 미쳤는지의 여부를 간단히 점검해본다. 회귀분석의 계수는 공분산 개념이므로 그 크기보다 공분산이 중요하다. 즉, 비록 *KW C-score*와 *New C-score*사이에는 값에는 변화가 있다 하더라도 공분산이 높으면 추정편의의 실증분석에의 영향은 미미할 것이다. 만일 *KW C-score*의 분위수를 이용하여 분석하는 경우에는 공분산 자체보다도 순위의 변동이 중요해진다. 만일 *KW C-score*와 *New C-score*사이에는 순위 변동이 크지 않다면 추정편의로 인한 실증분석에의 영향은 크지 않을 것이다.

유가증권시장 표본에서는 *KW C-score*와 *New C-score*의 피어슨(스피어먼) 상관계수가 0.786(0.862)로 나타나, 비록 값 자체에는 큰 폭의 감소가 있었지만 값의 변동은 유사한 패턴을 보이는 것으로 나타났다. 반면 코스닥시장 표본에서는 피어슨(스피어

<표 8> Khan and Watts(2009)의 보수주의 추정

	유가증권시장 상장기업	코스닥시장 상장기업
<i>KW C-score</i>	0.248	0.404
<i>New C-score</i>	-0.008	0.012
Pearson correlation coefficient	0.761 (<0.001)	0.562 (<0.001)
Spearman correlation coefficient	0.862 (<0.001)	0.589 (<0.001)

1) Correlation coefficient의 괄호 안의 값은 p값을 의미함.

2) *KW C-score*는 식(16)을 이용하여 계산한 C-score를 의미한다. *New C-score*는 식(16)을 추가수익률 및 회계손익에서 기대수익률과 기대이익을 차감한 값을 이용하여 변형하고 기업별 이익의 시계열평균을 추가통제한 모델을 활용하여 계산한 C-score를 의미함.

먼) 상관계수가 0.598(0.589)로 제법 낮게 나타났다. 이 결과는 유가증권시장에서 C-score 계산에서 Ball et al.(2013a)의 방법을 적용하는 것은 실증 분석상의 큰 실익이 없을 수 있는 것으로 해석될 수 있다.²⁹⁾ 그러나 엄밀성을 제고하기 위해서 C-score 계산 시 Ball et al.(2013a)의 방법을 적용하는 것은 권장할만하다. 코스닥시장 표본의 경우 Ball et al.(2013a)의 방법도 추정편의를 완전히 제거하지 못하였다는 점을 고려하면 *KW C-score*는 매우 신뢰도 낮은 보수주의 측정치라고 할 수 있을 것이다. 따라서 코스닥시장에서의 *KW C-score*는 피하는 것이 좋을 것으로 판단된다.

4.6 실증결과의 시사점

Ryan(2006)은 Basu 모형은 조건적 보수주의를 측정하기 위한 주요한 모형으로서 대안적인 모형들보다 여러 가지 장점들을 가지고 있으며, 개념적으로나 이론적으로 타당성을 가지는 모형이라고 제시하였다(Ball et al. 2013b). 본 연구의 분석결과는 Basu 모형의 적절한 활용과 관련하여 다음과 같은 시사점을 제시한다.

첫째, 한국의 기업표본에서도 Basu 모형의 추정편의가 관찰되며, 이러한 추정편의는 조건적 보수주의가 과대추정되는 결과를 가져온다. 그러므로 Basu 모형을 적용할 때는 적절한 방법으로 추정편의를 통제하기 위해 노력해야 한다.

둘째, Basu 모형의 추정편의는 유가증권시장 표본에서는 Ball et al.(2013a)이 제시한 방법을 이용하여 기대수익률과 기대이익을 Basu 모형의 입력 변수로부터 제거할 경우 통제 가능하다. 이러한 방

법을 통해 보수주의에 관한 실증분석에서의 과잉기각 문제를 해결하고 보수적인 통계분석결과를 얻을 수 있을 것이다.

셋째, Ball et al.(2013a)이 제시한 방법은 코스닥 상장기업에서는 Basu 모형의 추정편의를 일부 통제할 수는 있으나 완전하지는 않다.³⁰⁾ 따라서 코스닥 상장기업에서는 대안적인 모형을 핵심 분석모형으로 이용하거나 강건성 분석을 결들임으로써 실증분석 결과의 타당성을 검증하는 것이 분석의 엄밀성을 높여줄 수 있는 방법일 것이다.

넷째, Basu 모형의 추정편의가 KW(2009)의 보수주의 측정치에 미치는 영향을 분석한 결과, KW(2009)의 측정치 계산에 Ball et al.(2013a)의 방법을 결합하지 않는다 하더라도 유가증권시장 표본의 분석에서는 심각한 문제는 없을 가능성을 보여주었다. 그러나 특정 연구를 위한 부분표본에서는 어떤 특징이 나올 지 알 수 없으므로 엄밀성을 제고하기 위해서는 Ball et al.(2013a)의 방법을 KW(2009) 측정치 계산에 도입하는 것이 좋을 것이다.

다섯째, 본 연구에서는 Ball et al.(2013a)이 제시한 Basu 모형의 추정편의 통제법이 코스닥시장에서는 잘 동작하지 않는다는 것을 보였다. 종종 미국 선행연구에서 제시된 모형을 한국기업표본에 곧바로 적용한다. 물론 동일한 경제적 실질을 예상할 수 있는 경우에는 이러한 접근법에 큰 문제가 없을 것이다. 그러나 이러한 접근법이 항상 옳지 않을 수 있다. 해외 선행연구에서 제시된 실증분석 기법을 적용하기 전에 이론적, 실질적 차이로 인한 영향으로 인해 실증분석의 신뢰성과 타당성이 영향을 받는지 잘 검토해 보아야 할 것이다.

29) 본 연구에서는 전체 표본에 대해서만 검증하였다. 고유한 특성을 보고자 하는 특정 연구세팅에서는 결과가 달라질 수 있다.

30) 본 연구에서도 코스닥 상장기업을 위한 추정편의 통제법을 새로이 제안하지는 못하였다. 이러한 점은 본 연구의 제약점이다.

V. 결론

본 연구는 한국 기업표본에서 Basu 모형의 추정편의가 존재하는지의 여부를 유가증권시장과 코스닥 시장에 대해 검증하고 유가증권시장과 코스닥시장 모두 추정편의가 존재함을 발견하였다. 또한 이러한 추정편의를 통제하기 위하여 제시된 Ball et al. (2013a)의 방법이 유가증권시장 표본에서는 추정편의를 효율적으로 통제하는 반면 코스닥시장에 상장된 기업들에서는 추정편의 통제에 효과적이지 못하다. 이는 코스닥 시장의 시장의 열악한 정보환경으로 인하여 주가에 정보가 잘 반영되지 않음으로써 나타나는 것으로 예상된다. 그리고 최근 그 사용이 늘고 있는 Khan and Watts(2009)의 보수주의 추정치는 Basu 모형에 기반하고 있으나 적절한 통제를 거침에 따라 추정편의로 인한 과잉기각 문제가 심각하지는 않은 것으로 판단된다.

본 연구는 보수주의 추정방법, 특히 Basu 모형의 측정상 문제를 한국적 상황에서 집중적으로 연구한 최초의 연구다. 본 연구의 Basu 모형뿐만 아니라 이의 파생모형이라 할 수 있는 Khan and Watts (2009) 모형에서의 추정편의 문제도 고찰하고 언급하고 있어, 보수주의의 실증연구에 유용한 지침이 될 수 있다. 다만, Ball et al.(2013a)의 방법이 Basu 모형의 추정편의를 효율적으로 통제하지 못하는 코스닥 기업에 대해서 추정편의를 해결하기 위한 방법을 제시하지 못한 점은 본 연구의 한계점이라 할 수 있다. 이런 단점을 극복할 수 있는 다른 방법들이 후속연구들에서 더 심도 있게 다루어지기를 기대한다.

참고문헌

- 강내철(2006), "보수주의와 이익분포의 변형," **회계학연구**, 31, 85-111.
- 강민정 · 이호영 · 이경화(2012), "국제회계기준이 보수주의 회계에 미친 영향에 대한 연구: 조기 도입 기업을 대상으로," **회계학연구**, 37, 237-278.
- 권경윤 · 양유진 · 엄경식(2015), "비자발적" 애널리스트 보고서가 지닌 정보로서의 가치: 코스닥시장의 KRP 제도 효과 분석," **증권학회지**, 44, 485-515.
- 김새로나 · 양동훈 · 조광희(2011), "대리인비용과 보수주의 관련성," **회계학연구**, 36, 65-102.
- 김선미 · 유승원(2011), "외부감사인 강제교체에 따른 보수주의 성향," **경영학연구**, 40, 1211-1246.
- 김성환 · 채수준 · 이호영(2010), "지배구조 및 소유구조가 회계정보의 보수정에 미치는 영향: 가족경영기업을 중심으로," **경영학연구**, 39, 797-833.
- 김우영 · 고종권(2009), "보수주의와 회계이익-세무이익의 차이 및 내재자본비용과의 관계에 대한 연구," **회계학연구**, 34, 27-65.
- 김정옥 · 배길수(2006), "기업의 특성이 회계보수성에 미치는 영향," **회계학연구**, 31, 69-96.
- 김정옥 · 배길수(2009), "보수주의와 발생액," **회계저널**, 18, 1-31.
- 김창수(2000), "코스닥시장의 효율성에 관한 연구," **증권학회지**, 27, 331-361.
- 김학운 · 손혁 · 이효익(2013), "계속기업특기사항과 보수주의," **회계저널**, 22, 77-105.
- 문상혁, 박종국, 신세나(2006), "정보비대칭성에 따른 보수주의의 차별적 인식," **회계학연구**, 31, 215-242.
- 박성원 · 고종권(2012), "손실기업의 이연법인세자산 실현 가능성과 보수주의의 정보효과," **회계저널**, 21, 99-134.
- 박종일 · 남혜정 · 최성호(2011), "이익유연화, 보수적 회계처리 및 재량적 발생액이 신용등급에 미치는 영향,"

- 경영학연구, 40, 1015-1053.
- 백상미 · 최우석 · 최정미(2011), “중소기업의 은행차입과 보수주의 성향에 관한 연구,” *회계학연구*, 36, 1-31.
- 백원선 · 이수로(2004), “보수주의, 이익지속성 및 가치평가,” *회계학연구*, 29, 1-27.
- 손혁 · 정재경(2013), “감사인의 성별이 감사품질과 보수주의에 미치는 영향,” *회계학연구*, 38, 327-364.
- 연강흠(1998), “장외종목의 기업공개를 통한 코스닥(KOSDAQ) 시장의 효율성 분석,” *증권학회지*, 23, 289-323.
- 이광재(2008), “보수주의회계의 이익과 수익률 효과의 지속성 분석,” *경영학연구*, 27, 1039-1073.
- 정성환 · 유승원(2012), “자율공시와 보수주의가 자기자본 비용에 미치는 영향,” *회계학연구*, 37, 267-308.
- 최관 · 전성일(2005), “외환위기와 보수적 회계처리,” *회계학연구*, 30, 215-242.
- 최원욱 · 김상일 · 장금주(2011), “집단소송제의 도입이 보수주의에 미친 영향 - 임원배상책임보험 가입 여부에 따라,” *회계저널*, 20, 225-258.
- Ball, R. T., and P. Easton(2013), “Dissecting Earnings Recognition Timeliness,” *Journal of Accounting Research*, 51, 1099-1132.
- Ball, R., S. P. Kothari, and V. V. Nikolaev(2013a), “On Estimating Conditional Conservatism,” *The Accounting Review*, 88, 755-787.
- Ball, R. A. Y., S. P. Kothari, and V. V. Nikolaev (2013b), “Econometrics of the Basu Asymmetric Timeliness Coefficient and Accounting Conservatism,” *Journal of Accounting Research*, 51, 1071-1097.
- Ball, R., S. P. Kothari, and A. Robin(2000), “The Effect of International Institutional Factors on Properties of Accounting Earnings,” *Journal of Accounting and Economics* 29, 1-51.
- Ball, R., A. Robin, and J. S. Wu(2003), “Incentives Versus Standards: Properties of Accounting Income in Four East Asian Countries,” *Journal of Accounting and Economics*, 36, 235-270.
- Ball, R., and L. Shivakumar(2006), “The Role of Accruals in Asymmetrically Timely gain and Loss Recognition,” *Journal of Accounting Research*, 44, 207-242.
- Basu, S.(1997), “The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings,” *Journal of Accounting and Economics*, 24, 3-37.
- Beaver, W. H., and S. G. 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, 127-148.
- Bushman, R. M., and J. D. Piotroski(2006), “Financial Reporting Incentives for Conservative Accounting: The Influence of Legal and Political Institutions,” *Journal of Accounting and Economics* 42, 107-148.
- Bushman, R. M., J. D. Piotroski, and A. J. Smith (2004), “What Determines Corporate Transparency?,” *Journal of Accounting Research* 42, 207-252.
- Campbell, J. Y.(1991), “A Variance Decomposition for Stock Returns,” *The Economic Journal*, 101, 157-179.
- Choi, J. W., and K. T. Lee(2008), “The Effects of Potential Litigation Costs on Accounting Conservatism,” *Korean Accounting Review*, 33, 229-260.
- Collins, D. W., and S. P. Kothari(1989), “An Analysis of Intertemporal and Cross-Sectional Determinants of Earnings Response Coefficients,” *Journal of Accounting and Economics*, 11, 143-181.
- Dechow, P.(1994), “Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance:

- The Role of Accounting Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 18, 3-42.
- Dechow, P. M., S. P. Kothari, and R. L. Watts (1998), "The Relation between Earnings and Cash Flows," *Journal of Accounting and Economics*, 25, 133-168.
- Dietrich, J. R., K. Muller, III, and E. Riedl(2007), "Asymmetric Timeliness Tests of Accounting Conservatism," *Review of Accounting Studies*, 12, 95-124.
- Eberhart, A. C., W. F. Maxwell, and A. R. Siddique (2004), "An Examination of Long-Term Abnormal Stock Returns and Operating Performance Following R&D Increases," *The Journal of Finance*, 59, 623-650.
- Fama, E. F., and K. R. French(1993), "Common Risk Factors in the Returns on Stocks and Bonds," *Journal of Financial Economics*, 33, 3-56.
- Fama, E. F., and J. D. MacBeth(1973), "Risk, Return, and Equilibrium: Empirical Tests," *Journal of Political Economy*, 81, 607-636.
- Givoly, D., C. K. Hayn, and A. Natarajan(2007), "Measuring Reporting Conservatism," *The Accounting Review*, 82, 65-106.
- Hwang, L.-S., W.-J. Lee, H.-J. Nam, and K.-H. Park(2008), "Conditional Conservatism, Listing Status, and Auditor Quality," *Korean Accounting Review*, 33, 145-183.
- Jin, L., and S. C. Myers(2006), "R2 around the World: New Theory and New Tests," *Journal of Financial Economics* 79, 257-292.
- Kanagaretnam, K., C. Y. Lim, and G. J. Lobo(2013), "Influence of National Culture on Accounting Conservatism and Risk-Taking in the Banking Industry," *The Accounting Review*, 89, 1115-1149.
- Khan, M., and R. L. Watts(2009), "Estimation and Empirical Properties of a Firm-year Measure of Accounting Conservatism" *Journal of Accounting and Economics*, 48, 132-150.
- Kim, J. O., and G. S. Bae(2007), "Corporate Governance and Accounting Conservatism: Evidence from Board and Audit Committee Characteristics," *Korean Accounting Review*, 32, 89-115.
- Kim, Y.-S., and S.-A. Kang(2014), "The Effect of IFRS on Conservatism and Value Relevance of the Chaebol," *Korean Accounting Journal*, 23, 243-283.
- Leuz, C.(2003), "IAS versus U.S. GAAP: Information Asymmetry - based Evidence from Germany's New Market," *Journal of Accounting Research* 41, 445-472.
- Leuz, C., D. Nanda, and P. D. Wysocki(2003), "Earnings Management and Investor Protection: An International Comparison," *Journal of Financial Economics* 69, 505-527.
- Morck, R., B. Yeung, and W. Yu(2000), "The Information Content of Stock Markets: Why Do Emerging Markets have Synchronous Stock Price Movements?," *Journal of Financial Economics*, 58 215-260.
- Ohlson, J., and B. Juettner-Nauroth(2005), "Expected EPS and EPS Growth as Determinants of Value," *Review of Accounting Studies*, 10, 349-365.
- Ohlson, J. (1995), "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research*, 11, 661-687.
- Patatoukas, P. N., and J. K. Thomas(2011), "More Evidence of Bias in the Differential Timeliness Measure of Conditional Conservatism," *The Accounting Review*, 86, 1765-1793.

- Penman, S. H., and X. J. Zhang(2002), "Accounting Conservatism, the Quality of Earnings, and Stock Returns," *The Accounting Review*, 77, 237-264.
- Ryan, S. G.(2006), "Identifying Conditional Conservatism," *European Accounting Review*, 15, 511-525.
- Sonu, C. H.(2014), "The Effect of Conditional Conservatism on Audit Fees," *Korean Accounting Review*, 39, 313-359.
- Sonu, C. H., M.-I. Kim, and J.-H. Choi(2014), "Financial Crisis, Accounting Conservatism and Corporate Ownership Structure," *Korean Accounting Journal*, 23, 119-160.
- Zhang, Q., C. X. Cai, and K. Keasey(2013), "Market Reaction to Earnings News: A Unified Test of Information Risk and Transaction Costs." *Journal of Accounting and Economics*, 56, 251-266.

The Bias of the Asymmetric Timeliness Model: The Measure of Conditional Conservatism in a Korean Sample

Sewon Kwon* · Sang-Giun Yim**

Abstract

Several researchers point out that the estimation of Basu's(1997) asymmetric timeliness model suffers from the bias. However, there are not many studies that examine the biases in the estimation of the Basu(1997) model in the Korean environment. Considering the accounting and finance literature that suggests that the informativeness of accounting earnings and stock returns, which are the primary variables of the Basu(1997) model, is influenced by the characteristics of the country, re-examining the problems of the Basu(1997) model with a sample of Korean firms is a necessary process to justify empirical studies on conservatism in Korea.

This study finds that a bias exists in the Basu(1997) model when estimated with a sample of Korean firms. However, this bias is resolved for firms listed in the Korean Stock Exchange (KSE) when the correlated omitted variables problem is controlled. On the other hand, such controls do not effectively mitigate the bias for the sample of firms listed in the Korean Securities Dealers Automated Quotation(KOSDAQ) market. This result is determined to be from the difference in the informativeness of stock returns between the KSE market and the KOSDAQ market. As an additional analysis, the influence of the bias of the Basu(1997) model on the Khan and Watts(2009) conservatism measure is examined. In the sample of firms listed on KSE, most of the bias in the Basu(1997) model was effectively controlled in the estimation of the Khan and Watts(2009) measure. However, in the KOSDAQ listed firms sample, the Khan and Watts(2009) measure was significantly influenced by the bias.

* Ph.D. Student, College of Business Administration, Seoul National University.

** Assistant Professor, College of Business Administration, Kookimin University.

Key words: Accounting Conservatism, Conditional Conservatism, Basu Model, Bias of Estimation

-
- 저자 권세원은 현재 서울대학교 경영대학 경영학과 회계학 박사과정에 재학 중이다. 서울대학교 경영대학 및 동 대학원 경영학과를 졸업하였으며, 공인회계사 자격 취득 후 삼일회계법인에서 약 4년 가량 회계감사를 담당하였다. 주요연구분야는 경영진의 성과보상체계 및 그에 대한 공시, Corporate governance, Accrual anomaly 등이다.
 - 저자 임상균은 현재 국민대학교 경영대학 회계 전공 조교수로 재직 중이다. 서울대학교 재료공학부에서 학사 및 석사학위를 받은 후, 현대자동차에서 재직하였다. 이후 서울대학교 경영대학에서 회계학 전공으로 석사 및 박사학위를 취득하였다. 재무제표분석 및 기업가치평가를 중점적으로 연구하고 있다.