세무와회계저널
제9권 제4호 2008년 12월 pp.000~000
한국세무학회

이익기업과 손실기업의 이익지속성과 자본시장의 반응

이화득* · 고종권 · 김종현*****

〈요 약〉

본 연구는 미국시장을 중심으로 보고된 발생액 이상현상이 국내시장에서도 존재하는지를 분석하였는데 이익기업과 손실기업 간에 투자자의 평가가 다르다는 선행연구에 기초하여 발생액 이상현상이 이익기업과 손실기업에서 차별적으로 발생하는지에 중점을 두었다. 이를 위해 이익기업과 손실기업으로 구분하여 현금흐름 및 발생액에 대한 미래이익의 지속성을 분석하고, 자본시장에서 현금흐름 및 발생액의 지속성을 투자자들이 합리적으로 평가하고 있는지를 분석하였다. 연구표본은 1995년부터 2005년까지 11년간의 자료를 이용하였다.

미래이익의 지속성에 대한 분석결과 이익기업과 손실기업 간에 이익과 이익구성요소의 지속성에 유의적인 차이가 존재하는 것으로 나타났다. 이익기업이 손실기업보다 이익의 지속성뿐만 아니라 현금흐름과 발생액의 지속성도 모두 높은 것으로 나타났다. Mishkin 검증을 이용하여 이익과 이익구성요소의 지속성에 대한 자본시장의 반응을 분석한 결과 전체기업을 대상으로 하는 경우 현금흐름에 대해서는 과소반응하지만 발생액에 대해서는 과소/과대반응한다는 증거는 나타나지 않았다. 그러나 표본을 이익기업과 손실기업으로 구분하는 경우 이익기업에서 투자자들이 발생액 정보에 대해 과대반응하는 것으로 나타났고, 과대반응은 재량적 발생액뿐만 아니라 비재량적 발생액에 대해서도 존재하는 것으로 나타났다. 반면에 손실기업의 경우는 발생액에 대해 과소반응하고 있으며 과소반응은 재량적 발생액에 대한 과소반응에 기인하는 것으로 나타났다. 추가적으로 수익률 회귀분석의 결과 이익기업의 경우 총발생액과 재량적 발생액을 이용한 투자전략으로 유의적인 비기대수익률을 창출하는 것으로 나타났다. 이상의 분석결과는 국내시장에서 발생액에 대한 투자자들의 평가가 이익기업과 손실기업에 대해 차별적으로 이루어지고 있으며 Sloan(1996) 등의 선행연구에서 보고된 발생액 이상현상은 이익기업에 국한하여 발생하는 것임을 나타낸다.

본 연구의 결과는 우리나라 시장의 경우 이익기업을 중심으로 발생액 이상현상이 존재한다는 실증 증거를 제시한 것으로 향후 발생액 관련 연구의 기초가 될 수 있을 것으로 판단된다.

<주제어> 이익지속성, 이익기업, 발생액 이상현상, 자본시장의 반응

* 한양대학교 경영학부 교수, hwayi@hanyang.ac.kr, 02-2220-1061, 주저자
** 한양대학교 경영학부 교수, jkko@hanyang.ac.kr, 02-2220-1042, 교신저자
*** 한양대학교 경영학부 강사, jhkim04@hanyang.ac.kr, 02-2220-1075, 공동저자

논문접수일 2008년 0월 게재확정일 2008년 0월

Ⅰ. 서 론

발생주의 회계이익과 현금흐름의 상대적 유용성에 대한 논의는 오래전부터 대두되어 왔으며, 이익과 현금흐름의 차이인 발생액의 유용성 연구로 이어졌다. 또한 발생액이 경영자의 자의성으로 조정이 쉽다는 측면에서 발생액을 이용한 이익조정 연구로 이어져 왔다. 최근에는 저평가 혹은 고평가된 주식을 찾는 과정에서 이익의 구성요소인 현금흐름과 발생액의 지속성을 분석하고 자본시장에서 투자자들이 이익 구성요소의 지속성을 합리적으로 평가하는지를 분석하는 연구들이 수행되고 있다.

Sloan(1996)은 투자자들이 발생액의 지속성을 과대평가한다고 보고하였고, Xie(2001)는 투자자들이 재량적 발생액의 지속성을 과대평가하는 것으로 보고하였다.[1] Sloan(1996) 이후 미국시장을 중심으로 수행된 많은 연구에서 투자자들이 발생액의 지속성을 합리적으로 평가하지 못한다는 일관된 결과를 보이고 있다(Collins and Hribar 2000; Xie 2001; Bradshaw et al. 2001). 선행연구에서는 이러한 결과를 회계정보에 관한 자본시장 효율성에 반하는 것으로 해석하고 발생액 이상현상(accrual anomaly)이라고 지칭하고 있다.[2]

국제적 비교를 수행한 Pincus et al.(2007)은 발생액 이상현상이 미국 이외의 국가에서도 나타나는 일반적인 현상인지 여부와 동 현상이 국가별 회계 및 제도와 관련되는지를 분석하였다. 분석결과, 20개의 대상 국가 중 호주, 캐나다, 영국 및 미국과 같이 일부 국가에 국한하여 발생액 이상현상이 존재하는 것으로 나타났고,[3] 이들 국가의 공통점은 관습법(common law) 체계가 존재하고 발생주의 회계에 대한 포괄적 사용이 허용되며, 주식 소유권 집중이 낮은 국가라는 특징을 가지는 것으로 보고하였다.

지금까지 국내 자본시장을 대상으로 분석한 발생액 이상현상 연구는 이상현상의 존재여부에 대한 합의를 도출하기에는 부족한 것으로 보인다. 또한 발생액 이상현상을 국가별로 비교분석한 Pincus et al.(2007)의 연구에도 우리나라는 포함되지 않았다. 우리나라의 경우 법률체계는 성문법 체계를 따르기 때문에 발생액 이상현상의 발생가능성이 낮은 반면 회계체계는 미국과 유사하게 발생주의 회계에 대한 포괄적 사용이 허용되고 있다는 점에서는 이상현상의 발생가능성이 높아 국내 자본시장에서 발생액 이상현상의 존재 여부를 예측하기란 쉽지 않다.

본 연구는 Sloan(1996) 이후 미국시장을 중심으로 보고되어온 발생액 이상현상이 국내시장에서도 존재하는지에 대한 실증적 증거를 제시하고자 한다. 이를 위해 1995년부터 2005년까지 11개년 자료를 이용하여 Sloan(1996), Xie(2001)의 연구를 확장함으로써 이익기업과 손

---

1) 연구자에 따라 재량적 발생액은 비정상발생액으로, 비재량적 발생액은 정상발생액으로 달리 표현되나 본 연구에서는 일관성 있게 각각 재량적 발생액, 비재량적 발생액으로 통칭한다.

2) 이는 주식수익률에 나타나는 발생액 이상현상이며, 높은(낮은) 수준의 발생액을 갖는 기업이 낮은(높은) 미래 수익률을 나타낸다.

3) 분석대상에 포함된 아시아 국가에는 일본, 홍콩, 인도, 인도네시아, 말레이시아, 싱가포르, 타이완, 태국 등 8개국이다.

실기업의 현금흐름 및 발생액의 지속성과 이에 대한 투자자들의 평가를 분석하였다. 재량적 발생액과 비재량적 발생액의 추정은 산업별로 추정된 횡단면 수정 Jones모형을 이용하였다.

분석결과, 이익기업이 손실기업보다 이익지속성은 유의적으로 높게 나타났고, 이익의 구성요소인 현금흐름 뿐만 아니라 재량적 발생액과 비재량적 발생액의 지속성 모두 이익기업이 손실기업에 비해 높은 것으로 나타났다. 그리고 이익기업과 손실기업 모두 현금흐름의 지속성이 발생액의 지속성보다 높게 나타났다. 이익과 이익 구성요소에 대한 자본시장의 반응을 분석한 결과 국내 자본시장에서의 발생액 이상현상은 이익기업에서 명백하게 나타나는 것으로 분석되었다. 즉, 이익기업에서 투자자들은 발생액의 지속성을 합리적으로 평가하지 못하고 과대평가하는 것으로 나타났다. 이익기업의 경우 발생액에 대한 과대평가는 재량적 발생액뿐 아니라 비재량적 발생액에서도 나타났다. 반면에 손실기업에서는 발생액을 과소평가하는 것으로 나타났다. 또한 발생액과는 달리 현금흐름에 대해서는 이익기업과 손실기업 모두 투자자들이 대체로 과소평가하는 것으로 나타났다. 헤지포트폴리오를 이용한 수익률분석의 결과는 이익기업에서 총발생액과 재량적 발생액을 이용한 투자전략으로부터 비기대수익률을 얻는 것으로 나타나 이익기업에 대해 투자자들이 과대반응한다는 결과를 지지하였다.

본 연구가 갖는 시사점은 첫째, 국내 자본시장의 합리성에 관한 실증적 증거를 제시함에 따라 향후 이익지속성과 자본시장의 반응에 관한 연구의 기초를 제공할 것이라는 점이다. 특히 발생액 이상현상의 존재는 투자자들이 이익에 고착되어 일시적 성격을 갖는 발생액의 지속성을 정확히 이해하지 못함으로써 발생액이 낮은 기업을 매수하고 발생액이 높은 기업을 매도하는 거래전략을 통해 시장에서 비기대수익률을 얻을 수 있다는 점을 시사한다. 이익기업을 중심으로 국내에서도 발생액 이상현상이 존재한다는 증거는 기존의 시장합리성에는 반하는 증거이므로 향후 회계학자, 정책당국과 이해관계자에게 이상현상을 이용한 비기대수익의 획득가능성을 확인하거나 이상현상이 나타나는 원인을 밝히기 위한 노력이 필요하다는 점에서 실무적인 공헌점을 갖는 것으로 판단된다. 둘째, 이익기업과 손실기업에 대한 발생액의 가치관련성에 관한 증거는 투자자들이 회계정보, 발생액의 성격, 경영자의 재량적 발생액 선택 유인 등에 대한 시장의 가치평가를 이해하는데 도움을 줄 수 있다는 점이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 선행연구를 요약하고 3장에서는 연구가설, 연구모형, 표본 및 변수에 대한 정의와 측정방법, 그리고 연구방법 등에 관한 연구설계의 내용을 기술하였다. 그리고 4장에서는 실증분석 결과를 제시하며, 마지막 5장에서는 연구의 결론을 제시하였다.

Ⅱ. 선행연구

1. 이익과 손실의 정보내용 및 평가 관련 연구

손실의 특성이 이익의 특성과 다르다고 보고한 연구문헌은 쉽게 찾아 볼 수 있다. 일례로,

Freeman et al.(1982)의 연구에 의하면, 이익은 평균으로 회귀하는 경향이 있고 손실은 이익 분포에서 극단적인 실현을 나타낸다고 보고하고 있다. Basu(1997)는 좋은 소식(good news)보다 나쁜 소식(bad news)이 이익에 더 빨리 반영되는 정도로써 보수주의를 정의하고,[4] 보수주의 원칙이 재무제표 보고에 미치는 영향을 검토하였다. 그의 결과에 의하면, 음(-)의 이익변화는 양(+)의 이익변화보다 덜 지속되는 경향이 있음을 보고하였다. Hayn(1995)은 주주들이 청산옵션(liquidation option)을 가지고 있기 때문에 손실은 영구히 지속될 것 같지 않으며, 또한 기업의 미래를 전망함에 있어 이익보다 유용성이 떨어진다고 주장하였다. 따라서 이익의 정보내용을 추정하기 위해 이익기업과 손실기업을 통합하는 경우, 이익반응계수 혹은 수익률-이익 관련성 추정에 하향편의가 발생할 것이라는 가설을 설정하여 검증한 결과 이러한 추론이 지지되는 것으로 나타났다. 또한 이익기업의 이익반응계수가 손실기업의 이익반응계수보다 크다는 증거를 제시하였다. Joos and Plesko(2005)는 투자자들이 손실에 직면했을 때, 손실 반전의 가능성을 추정하기 위해 해당 기업의 현재 및 과거 재무정보를 이용한다고 가설화하고 Hayn(1995)의 연구를 확장하였다. 분석결과, 일시적 손실기업에 대해서 투자자들은 음(-)의 발생액을 일시적인 것으로 간주하여 가치 관련성이 없는 것으로 판단한다는 증거를 제시하였다.[5]

이러한 선행연구의 결과는 이익기업과 손실기업의 이익지속성 간에 차이가 존재할 것이라는 논리적 근거를 제공하고 있으며 더 나아가 이익 구성요소에 대한 투자자들의 평가가 상이할 수 있음을 의미한다.

2. 발생액 이상현상에 관한 연구

효율적 시장에서 주가는 새로운 회계정보에 즉각적이고 편의 없이 반응한다. 그러나 Sloan(1996)은 투자자들이 이익의 발생액 요소에 대해 합리적으로 평가하지 못한다는 발생액 이상현상을 보고하였다. Sloan(1996)은 이익의 구성요소인 발생액의 지속성이 현금흐름의 지속성보다 낮다는 것을 보이고 이는 발생액의 추정과정에서 개입되는 주관성이 크기 때문에 나타나는 결과로 보았다. 아울러 투자자들은 발생액의 지속성이 낮다는 것을 충분히 인지하지 못하고 이로 인해 주가가 잘못 형성되고 있음을 발견하였다. 따라서 그는 투자자들이 발생액 추정과정에 개입되는 주관성을 충분히 이해하지 못하고 이에 따라 잘못된 투자의사결정을 행하고 있다고 결론지었다.

Sloan(1996) 이후, 발생액 이상현상은 다양한 연구에 의해 확장되어 왔는데 이를 정리하면

4) 이러한 보수주의의 정의를 '조건부 보수주의(conditional conservatism)'라 한다. 한편, 보수주의 개념에는 조건부 보수주의 이외에도 기업으로 하여금 소식(news)에 상관없이 더 낮은 이익을 보고토록 하는 '무조건부 보수주의(unconditional conservatism)'가 있다. 자세한 내용은 Ball and Shivakumar(2006)의 논문을 참조할 수 있다.

5) Hayn(1995), Joos and Plesko(2005) 등의 연구결과는 이익기업과 손실기업 사이에 발생액의 미래이익 지속성에 대한 자본시장의 평가가 차별적으로 나타날 가능성이 있음을 암시한다. Sun(2003)은 Sloan(1996)이 보고한 발생액의 과대평가와 Xie(2001)가 보고한 재량적 발생액의 과대평가 현상은 전적으로 이익기업의 발생액(특히, 재량적 발생액)에서 기인한다는 결과를 보이고 있다.

다음과 같다. 첫째, 발생액 이상현상이 왜 나타나는지에 대한 연구로 이에는 크게 두 가지 연구흐름으로 요약된다.[6] 하나는 발생액에서 나타나는 낮은 이익지속성은 발생액 추정과정이 현금흐름보다 주관성이 더 크기 때문이라는 Sloan(1996)의 추론에 근거한 연구이다. 예를 들면 Xie(2001)는 Sloan(1996)에서 나타난 발생액 이상현상이 주로 수정 Jones모형을 통해 추정된 재량적 발생액에 의해 기인하고 있음을 제시하였고 이는 경영자의 기회주의적 행동으로 인해 나타난다고 결론지었다. Dechow and Dichev(2002), Richardson et al.(2005)은 발생액의 지속성이 낮은 이유는 발생액의 추정오류로 인해 나타나는 일시적인 회계상의 왜곡(accounting distortion) 때문인 것으로 보았다. 회계상의 왜곡은 미래의 경제적 효익과 의무를 추정하는 과정에서 나타나는 의도하지 않은 오류일 수도 있지만 경영자들이 의도적으로 조정하는 과정에서 나타날 수도 있다.[7] 또 다른 하나의 연구흐름은 발생액이 기업 성장성과 같은 경제적 특징과 관련되어 있으며, 이러한 관련성 때문에 발생액에서 낮은 이익지속성이 나타난다는 주장이다. Fairfield et al.(2003)은 발생액이 이익의 구성요소이기도 하지만 순영업자산 증가의 구성요소이기도 하다는 점에 착안하여 순영업자산의 증가 및 장기순영업자산의 증가와 발생액의 이익지속성을 분석한 결과 당기 수익성(ROA)을 통제할 경우 순영업자산의 증가, 장기 순영업자산의 증가, 발생액의 이익지속성에 대해 투자자들이 과대반응한다는 결과를 제시하고 Sloan(1996)이 보고한 발생액 이상현상은 보다 일반적인 성장 이상현상(growth anomaly)의 특별한 경우에 해당한다고 주장하였다. 그들은 발생액 이상현상이 이익조정에 기인하기 보다는 회계상의 보수주의나 신규투자에 대한 한계체감으로 인해 경제적 이익률이 낮아지기 때문에 나타나는 현상으로 해석하였다. 이와 같은 설명과 맥락을 같이 하는 연구로는 Titman et al.(2004), Cooper et al.(2005)이 있다. 한편, Richardson et al.(2006)은 수치 예와 SEC에 의해 이익증가조정 기업으로 판명된 표본을 이용하여 이와 같은 두 가지 연구흐름의 주장을 분석하였다. 분석결과, 그들은 Fairfield et al.(2003)이 주장하는 성장과 관련된 요인보다는 Sloan(1996)과 같이 일시적인 회계상의 왜곡이 발생액의 낮은 지속성에 보다 큰 영향을 미치고 있다는 증거를 제시하였다.

둘째, 발생액 이상현상이 자본시장 이상현상과 구분되는지를 분석한 연구이다. Collins and Hribar(2000)는 발생액 이상현상이 이익발표 후 잔류현상(post-earnings announcement drift)과 다른 것인지를 분기별 자료를 이용하여 분석하였다. 그 결과, 발생액 이상현상이 이익발표 후 잔류현상과는 다른 또 하나의 회계수치에 기초한 자본시장 이상현상이라는 증거

6) 이와 같은 주된 연구흐름 이외에도 다양한 해석이 존재한다. Chan et al.(2006)은 경영자에 의한 어떠한 조작도 없다면, 발생액은 기업의 미래 사업전망에 대한 선행지표일 수 있음을 주장하고 있다. 즉, 발생액은 영업성과에 관한 정보를 포함하고 있지만 자본시장은 그러한 정보에 더디게 반응한다는 것이다. Francis et al.(2003)은 회계수치에 기초한 거래이상현상(trading anomaly)은 정보 불확실성과 관련되어 있으며, 정보 불확실성은 회계학 분야에서의 시장이상현상을 설명하는데 중요한 역할을 한다고 주장한다. Zach(2003)는 발생액 이상현상의 정도가 합병 및 분할(mergers and divestitures)과 관련되어 있음을 보고하였다. Mashruwala et al.(2006)은 기업 고유(idiosyncratic)의 주식수익률 변동성이 큰 기업에서 발생액 이상현상이 집중되어 나타나며, 자본시장의 효율성을 방해하는 거래비용이 큰(즉, 주가가 낮고 거래량이 작은) 기업에서 더욱 두드러진다는 증거를 포착하였다.

7) Bradshaw et al.(2001), Thomas and Zhang(2002), Beneish and Vargus(2002)의 연구도 같은 연구흐름에 속한다.

를 포착하였다. Desai et al.(2004)은 발생액이 큰 기업은 CFO/P(즉, 영업활동 현금흐름/주가)의 비율이 낮은 성장주일 것이고 반대로 발생액이 작은 기업은 CFO/P의 비율이 높은 가치주일 것이라고 추론하고 CFO/P의 비율을 통제한 결과, 미래수익률은 발생액과 관련되지 않는다는 것을 검출하였다.[8] 그들은 이러한 결과에 대해서 발생액 이상현상이 재무관리 분야에서 보고된 가치-성장 이상현상(value-glamour anomaly)의 하나일 수 있음을 주장하고 있다.

셋째, 미래이익에 대한 발생액의 의미를 정보중개인들이 합리적으로 평가하는지에 관한 연구이다. 지금까지의 선행연구를 종합해 보면 이에 대한 결과는 상이하게 나타나고 있다. 즉, 일부 연구결과에서는 상대적으로 많은 정보를 활용하고 정보에 대한 분석능력 및 이해정도가 높은 재무분석가, 기관투자자 및 감사인 등은 발생액에 함축된 의미를 합리적으로 인식하지 못하는 것으로 나타났다(Bradshaw et al. 2001, Ali et al. 2001, Barth and Hutton 2004). 그러나 Beneish and Vargus(2002), Collins et al.(2003)은 내부거래자와 기관투자자들은 발생액 이상현상을 활용하여 초과수익을 얻고 있다는 증거를 제시하고 있다.

이외에도 Hanlon(2005)은 발생액, 영업활동 현금흐름 및 이익의 지속성 지표로서 재무이익과 세무이익 간 차이에 대한 역할을 조사하였다. 또한 Minton et al.(2002)은 Sloan(1996)이 제안한 발생액에 기초한 매매전략의 수익률이 현금흐름의 변동성을 고려한다면 개선될 수 있는지에 대해서 분석하였다.

발생액 이상현상을 다룬 국내연구로는 고종권과 윤성수(2006)가 있다.[9] 그들은 재무이익과 세무이익 간의 차이가 이익과 그 구성요소의 미래 이익지속성에 대한 정보를 제공하며, 보고이익의 차이가 상대적으로 작은 표본에서 투자자들이 발생액의 지속성을 과대평가한다는 결과를 제시하였다. 이 연구는 우리나라에서 발생액 이상현상과 관련된 증거를 제공하고 있지만, 보고이익의 차이 집단에 중점을 두고 발생액(유동 및 비유동발생액)에 대한 투자자의 반응이 집단별로 상이한지를 분석하였으며 연구기간도 보고이익의 차이정보가 이용가능한 5년(1999년-2003년)으로 국한되어 있다. 본 연구는 이익기업과 손실기업의 이익지속성이 다르고 이에 따라 투자자들의 발생액 정보에 대한 반응이 다를 것이라는 점에 착안하여 이익기업과 손실기업에 중점을 두고 발생액 이상현상의 존재여부를 분석하였다. 발생액은 다시 재량적 발생액과 비재량적 발생액으로 구분하여 미국시장을 중심으로 보고되어 온 선행연구와의 비교를 시도하였다. 아울러 현금흐름표가 사용가능한 시점인 1995년 이후 11년간

8) CFO/P 비율은 재무관리 분야에서 전통적으로 사용된 C/P(cash flow-to-price) 비율과는 다른 개념이다. 즉, CFO는 '영업활동 현금흐름'으로 정의되지만 C는 '감가상각비에 대해서 조정된 이익'을 의미한다.

9) 발생액 이상현상을 다룬 국내연구로 고종권과 윤성수(2006)외에도 나종길(2006)의 연구가 있다. 고종권과 윤성수(2006)는 보고이익의 차이(재무보고이익과 세무보고이익 간 차이)에 따른 이익과 현금흐름의 미래이익 지속성 차이와 이에 대한 투자자들의 평가를 분석하였으며, 나종길(2006)은 국내 자료를 이용하여 Sloan(1996)의 연구를 재현하고 있다. 본 연구가 이들 두 연구와 구분되는 차이점은 다음과 같다. 첫째, Hribar and Collins(2002)는 대차대조표 접근법에 의한 발생액의 추정은 측정오차를 내포한다는 실증적 증거를 제시하고 있다. 따라서 본 연구는 현금흐름표 상의 영업활동 현금흐름 자료를 통해 측정한 발생액을 이용하는 반면에 두 연구는 대차대조표 상 자료를 이용하여 유동발생액과 비유동발생액을 추정함으로써 발생액을 계산하고 있다. 둘째, 이익 및 이익 구성요소의 지속성, 그리고 이에 대한 자본시장의 평가가 이익기업과 손실기업 간에 차이가 존재할 것이라는 추론을 실증적으로 검증한다는 점에서 나종길(2006)의 연구와 차별화된다.

의 자료를 분석함으로써 우리나라 자본시장에서 발생액 이상현상이 존재하는지에 대한 보다 일반적인 증거를 제시하고자 한다.

본 연구와 선행연구와의 차이점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 Sloan(1996)의 연구를 국내 자본시장의 자료를 이용하여 재현하고 있다는 점에서 선행연구와 유사하나 국내 시장의 회계체제가 미국과 유사한 반면에 성문법 법률체계를 따르기 때문에 발생액 이상현상의 존재여부를 예측하기 쉽지 않다는 측면에서 본 연구의 의의를 찾아볼 수 있다. 둘째, 본 연구는 이익기업과 손실기업의 이익 지속성이 다르다는 선행연구를 확장하여 이익기업과 손실기업의 이익 구성요소 간 지속성 차이가 존재하는지, 그리고 자본시장에서 이러한 이익 구성요소 간의 지속성 차이를 제대로 평가하는지를 분석하였다는 점에서 선행연구와 차이가 있다. 셋째, 만약 국내 자본시장에서 발생액 이상현상이 존재한다면 이 이상현상이 발생액의 어떠한 원천으로부터 기인하는지를 검토하기 위하여 본 연구에서는 발생액을 재량적인 부분과 비재량적인 부분으로 구분하여 분석하였다는 점에서 Xie(2001)의 연구와 유사하나 이 개념을 이익기업과 손실기업에 적용하였다는 점에서 선행연구와는 차이가 있다.

Ⅲ. 연구설계

1. 연구가설

당기이익은 미래이익을 예측하기 위한 수익성 지표로 유용하게 사용된다. FASB는 이익의 예측가치를 목적적합성의 한 요인으로 제시하였고, Jonas and Blanchet(2000)는 정보이용자 측면에서 이익의 예측가치를 측정하는 한 가지 요소로 이익지속성을 제시하였다. 이익지속성이 이익의 가치관련 속성이라면, 이익과 그 구성요소의 지속성이 높을수록 미래의 성과를 신뢰성 있게 예측할 수 있으므로 이익지속성을 파악하는 것은 투자자들이 미래이익을 보다 적정하게 예측하고 기업가치를 적절히 평가하는데 도움이 될 것이다.

Dechow(1994)는 현금흐름보다는 발생액을 반영한 발생주의 회계이익이 기업의 성과측정치로서 보다 적합하다는 증거를 제시하였고, Sloan(1996)은 이익을 현금흐름과 발생액으로 세분한 결과 현금흐름이 증가할수록 이익의 지속성이 높고, 발생액이 증가할수록 이익의 지속성이 낮다는 증거를 제시하였다. 그는 이 결과를 발생액이 현금흐름에 비해 주관적으로 결정되기 때문인 것으로 해석하였다. 국가 간 비교를 분석한 Pincus et al.(2007)의 연구에서도 표본으로 선정된 모든 국가에서 현금흐름보다 발생액의 미래이익 지속성이 낮은 것으로 나타났고, 국내연구인 나종길(2006), 고종권・윤성수(2006)의 연구에서도 일관된 결과가 검출되었다. 발생액은 경영자가 재량적으로 조정하기 쉬운 재량적 발생액과 경제적 상황을 반영하는 비재량적 발생액으로 구분되는데 재량적 발생액을 이용하여 이익을 조정한다는 많은 증거가 보고되고 있다(Jones 1991; Teoh et al. 1998; Rangan 1998 등). 이익조정 연구에서 중요한 것은 이익조정에 대한 경영자의 기회주의적 유인의 존재 유무와는 상관없이 재량적

발생액은 반드시 이후 기간에 반전(reverse)되는 특징을 가진다는 점이다. 이러한 효과 때문에 재량적 발생액은 상대적으로 비재량적 발생액보다 미래이익의 지속성이 낮을 것으로 예상되며, 이는 결과적으로 현금흐름보다 발생액의 미래이익 지속성이 낮은 이유가 될 것으로 판단된다. Xie(2001)는 재량적 발생액이 비재량적 발생액보다 미래이익 지속성이 낮다는 증거를 제시하였다.

Hayn(1995)은 손실기업의 정보내용을 분석하면서 청산옵션으로 인해 손실이 영구히 지속되지 않을 것이므로 투자자들은 손실을 일시적인 것으로 간주한다고 하였다. 이는 손실이 보고되는 경우 주가가 영(Zero)의 수준으로 하락하거나 이익의 변화에 비례하여 감소하지 않을 것임을 의미한다. 따라서 보고손실은 이익보다 당기 수익률과의 관계가 낮다고 주장하였다. 분석결과 손실기업의 이익반응계수와 이익-수익률 회귀모형의 설명력이 이익기업의 경우보다 유의하게 낮은 결과를 제시하였다. 특히 손실기업만으로 구성되는 경우 보고손실은 당기 수익률과 관련성이 매우 낮은 것으로 나타났다.[10] 아울러 손실기업표본만을 이용한 경우에도 청산확률이 낮은 경우에는 주가반응이 양의 값으로 나타나 청산옵션이 이익의 정보내용에 영향을 미치고 있음을 나타냈다.[11]

Joos and Plesko(2005)는 Hayn(1995)의 연구를 확장하였는데, 이들은 기업의 현재 및 과거 재무자료를 이용하여 기업의 손실이 반전될 기대치에 따라 청산옵션 이행확률의 대용치를 추정하였다. 또한 투자자들이 기업의 손실을 평가할 때 손실의 반전확률을 평가하고 확률에 근거하여 이익(손실)을 주가에 반영한다는 가설을 제시하고, 확률에 근거하여 손실기업을 일시적 손실기업과 지속적 손실기업으로 분류하였다.[12] 지속적 손실기업은 청산옵션 이행확률이 높기 때문에 투자자들은 보고이익에 근거하여 이들 기업을 평가하지 않을 것으로 예측하였다. 보고이익이 기업의 미래 전망에 대한 정보내용을 제공하지 못하고 청산옵션에 대한 매력을 증가시키기 때문이다. 따라서 이익반응계수도 영(zero)과 다르지 않을 것으로 예측하였다. 반면에 일시적 손실기업의 경우 청산옵션 확률이 낮기 때문에 이들 기업의 이익반응계수는 유의적인 양의 값을 가질 것으로 예측하였다. 분석결과, 예상대로 일시적 손실기업의 이익반응계수는 유의적인 양(+)의 값인 반면 지속적 손실기업의 이익반응계수는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 일시적 손실기업의 이익반응계수는 손실이 클수록 수익률이

---

10) 횡단면-시계열 통합표본에 대해 이익을 수준변수로 사용한 경우 손실기업의 이익반응계수(수정결정계수)는 0.01(0.0%)인 반면 이익기업의 이익반응계수(수정결정계수)는 2.62(16.9%)이고, 변화변수로 사용한 경우 손실기업의 이익반응계수(수정결정계수)는 0.50(3.7%)인 반면 이익기업의 이익반응계수(수정결정계수)는 2.64(13.7%)인 것으로 나타났다. 그리고 개별 기업의 시계열 표본에 대해 이익을 수준변수로 사용한 경우 손실을 기록하지 않은 기업의 이익반응계수(수정결정계수)는 3.35(23.8%)인 반면 6회 이상의 손실을 기록한 기업의 이익반응계수(수정결정계수)는 0.63(3.6%)에 불과한 것으로 보고되었다.(Hayn 1995, table 4). 이는 손실기업이 포함되는 경우 이익반응계수와 수정결정계수가 과소평가되는 효과(dampening effect)가 있음을 명백히 보여주는 것이다.

11) 채권등급과 주가 및 청산가치 간의 차이로 추정한 청산확률을 이익-수익률 모형에서 이익과 상호작용변수로 사용한 결과 창산확률이 낮을수록 계수값은 양의 값으로 나타났다(Hayn 1995, table 7).

12) 일시적 손실기업은 손실반전확률이 높은 기업으로, 지속적 손실기업은 손실반전확률이 낮은 기업으로 정의된다.

음의 값을 갖는 것을 의미하며 이는 이익과 수익률이 기업의 성과에 대해 유사한 정보를 반영하고 있음을 나타낸다. 반면에 지속적 손실기업의 경우 투자자들이 손실에 대해 불이익을 주지만(이 표본의 경우 수익률의 중간값이 음의 값으로 나타남) 불이익이 보고손실의 크기와는 관계가 없는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 투자자들이 일시적 손실기업의 경우 음(-)의 발생액은 일시적인 것으로 평가한다는 점을 시사하는 것이다.

Hayn(1995), Joos and Plesko(2005)의 연구는 손실기업의 이익과 발생액이 기업의 미래이익에 미치는 가치관련성이 이익기업과 비교할 때 유의하게 낮다는 점을 시사하는 것으로 가치관련성의 한 가지 요소인 이익지속성 역시 손실기업이 이익기업보다 낮을 것으로 추론된다.

보고손실의 가치관련성과 관련된 국내연구를 살펴보면, 나종길(1995)은 적자기업의 경우 적자 다음연도에 시장의 기대수준에 미달하는 음의 수익률이 나타난다는 결과를 제시하였고, 서정우・박경재(2000)는 손실기업의 보고이익에 대한 정보가치는 이익기업에 비해 낮다는 결과를 제시하였다. 아울러 손실기업의 경우 청산옵션으로 인해 이익보다는 순자산의 장부가치가 정보가치를 지니고 있음을 밝히고 있다. 권기정・조성표(2004)의 연구도 청산옵션으로 인해 기업가치에 영향을 미치는 변수가 이익기업의 경우 회계이익이지만 손실기업의 경우 순자산의 장부가치로 다르다는 결과를 제시하였다. 따라서 본 연구에서는 이익기업과 손실기업 간의 이익과 발생액의 지속성에 대해 다음의 가설1을 설정한다.

가설 1 : 손실기업의 이익과 발생액의 미래이익 지속성은 이익기업의 이익과 발생액의 미래이익 지속성에 비해 낮을 것이다.

Sloan(1996)은 투자자들이 보고이익에 고착됨으로써 보고이익의 구성요소인 발생액의 지속성을 합리적으로 평가하지 못하고 과대평가한다는 발생액 이상현상을 보고하였다. Sloan(1996) 이후 많은 연구자들은 미국 자본시장에서의 발생액 이상현상에 관한 일관된 결과를 보고하고 있는데, Xie(2001)는 발생액에 담겨 있는 미래이익 지속성을 자본시장이 합리적으로 평가하지 못하는 이유가 투자자들이 재량적 발생액을 과대평가하는데서 비롯된다고 주장한다.

Hayn(1995)과 Joos and Plesko(2005)의 연구는 손실기업의 경우 이익-수익률 관계가 이익기업에 비해 차별적으로 낮게 나타나고 가치관련성 또한 이익기업에 비해 낮은 것으로 보고하였다. Sloan(1996)은 투자자들이 일반적으로 이익고착현상을 보이고 있는 것으로 평가하였으나 Hayn(1995)과 Joos and Plesko(2005)의 연구결과는, 투자자들이 손실기업에 대해서 이익기업과는 다른 평가를 통해 기업가치에 대한 평가를 낮춘다는 것을 의미한다. 이는 Sloan(1996)에서 보고된 발생액 이상현상이 이익기업과 손실기업으로 구분하는 경우 차별적으로 나타날 가능성이 있음을 시사한다. 즉, 이익기업과 손실기업의 발생액이 갖는 의미를 투자자들이 다르게 평가한다면 이익기업과 손실기업의 발생액 이상현상은 동일하게 나타나지 않을 것으로 추론된다. 이와 같은 추론을 지지하는 증거로 Sun(2003)은 Sloan(1996)이 보고한 발생액의 과대평가 현상과 Xie(2001)가 보고한 재량적 발생액의 과대평가 현상은 전

적으로 이익기업의 발생액(특히, 재량적 발생액) 때문에 나타나는 것이라고 주장하였다. Dopuch et al.(2005)은 이익기업과 손실기업을 구분하여 분석한 결과 이익기업의 발생액은 과대반응이 나타난 반면 손실기업의 발생액에 대해서는 과소/과대반응이 나타나지 않는 결과를 제시하였다. 또한 이와 같은 차별적 평가는 발생액이 음의 값을 갖는 표본에서 이익기업에 대해서는 과대반응하는 반면 손실기업에서는 과소/과대반응하지 않는 차이에 기인하는 것임을 보고하고 있다.[13)]

따라서 이상의 선행연구에서 보고된 바와 같이 투자자들이 손실기업에 대해서는 이익기업과는 다른 평가를 통해 기업가치에 대한 평가를 낮추고, 손실기업의 이익(손실)과 발생액에 대해서는 손실의 반전가능성을 고려하여 주가에 미치는 영향을 평가한다면 선행연구에서 보고된 발생액 이상현상은 이익기업에 비해 상대적으로 완화될 것으로 기대된다. 따라서 다음과 같은 가설2를 설정한다.

가설 2: 자본시장은 손실기업의 이익과 발생액의 미래이익 지속성에 비해 이익기업의 이익과 발생액의 미래이익 지속성을 과대평가할 것이다.

2. 연구모형

가. 이익지속성의 검증

본 연구에서 이익기업과 손실기업의 이익과 발생액의 지속성을 추정하기 위해 사용된 기본모형은 다음의 등식(1)에서 등식(3)과 같다.[14)]

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 EARN \cdot POS_t + \gamma_2 EARN \cdot NEG_t + \gamma_3 POS_t + v_{t+1} \quad (1)$$

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO \cdot POS_t + \gamma_2 CFO \cdot NEG_t + \gamma_3 TACC \cdot POS_t + \gamma_4 TACC \cdot NEG_t + \gamma_5 POS_t + \zeta_{t+1} \quad (2)$$

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO \cdot POS_t + \gamma_2 CFO \cdot NEG_t + \gamma_3 DACC \cdot POS_t + \gamma_4 DACC \cdot NEG_t + \gamma_5 NDACC \cdot POS_t + \gamma_6 NDACC \cdot NEG_t + \gamma_7 POS_t + \zeta_{t+1} \quad (3)$$

13) Joos and Plesko(2005)의 연구에서는 손실의 반전가능성에 기초하여 지속적 손실기업(persistent loss firms)과 일시적 손실기업(transitory loss firms)으로 구분하였다. 그러나 Dopuch et al.(2005)은 손실기업 중 발생액이 음(-)이면서 동시에 현금흐름이 양(+)인 기업을 일시적 손실기업으로, 발생액과 현금흐름이 동시에 음(-)인 기업을 지속적 손실기업으로 정의하고 있다.

14) EARN*POS와 EARN*NEG의 계수는 각각 이익기업과 손실기업의 지속성계수가 보고된다. 두 변수의 계수간 차이는 이익기업과 손실기업의 지속성 차이가 된다.

여기서, EARN은 경상이익을 의미하며, POS는 경상이익이 양(+)인 이익기업이면 1, 아니면 0인 더미변수이고, NEG는 경상이익이 음(-)인 손실기업이면 1, 아니면 0인 더미변수이다. CFO는 현금흐름표의 영업활동 현금흐름을 나타내며, TACC는 총발생액으로 경상이익(EARN)에서 현금흐름(CFO)을 차감한 값으로 정의하였다. 또한 DACC와 NDACC는 각각 재량적 발생액과 비재량적 발생액으로 산업별로 추정된 횡단면 수정 Jones모형을 이용하여 계산된다.[15] 식(1)에서 식(3)까지 더미변수를 제외한 EARN, CFO, TACC, DACC, NDACC는 모두 Xie(2001) 등의 연구와 일관된 비교를 위해 기초총자산으로 표준화하여 계산하였다.

식(1)에서 가설1은 γ_1과 γ_2의 값으로 검증되는데, 손실기업의 이익지속성이 이익기업의 이익지속성보다 낮다면 $\gamma_1>\gamma_2$일 것으로 예상된다. 이익을 구성요소로 구분한 식(2)와 식(3)에서 가설1은 γ_3에서 γ_6까지의 값으로 검증되는데, 손실기업의 발생액 지속성이 이익기업의 발생액 지속성보다 낮다면 식(2)에서 $\gamma_3>\gamma_4$, 그리고 식(3)에서는 $\gamma_3>\gamma_4$, $\gamma_5>\gamma_6$일 것으로 예상된다. 추가적으로 Sloan(1996) 등의 선행연구는 발생액 지속성이 현금흐름의 지속성에 비해 낮은 것으로 보고하였으므로 식(2)에서 $\gamma_1 > \gamma_3$(이익기업 표본), 그리고 $\gamma_2 > \gamma_4$(손실기업 표본)일 것으로 예상된다.

나. 자본시장 반응의 검증

실제 회계자료에서 관찰된 손실기업과 이익기업의 이익과 이익 구성요소의 지속성에 대해 투자자들이 시장에서 이를 합리적으로 평가하고 있는지를 다루는 가설2를 검증하기 위해 Sloan(1996), Xie(2001), Hanlon(2005) 등의 연구에서 사용된 Mishkin(1983) 검증을 이용하여 주가에 반영된 미래이익에 대한 기대를 분석하였다. Mishkin(1983)은 투자자들이 공시된 정보를 합리적으로 평가하여 주가에 반영하는지를 검증하기 위한 개념적 틀을 제시하였다. 본 연구에서 Mishkin(1983)의 방법을 적용하는 것은 (1) 현금흐름과 발생액이 1기 후의 이익을 예측하는 측정치(이익예측계수)와 (2) 현금흐름과 발생액에 대한 자본시장의 반응계수(가치평가계수) 간의 통계적인 비교를 행하는 것이다. 즉, 현금흐름 및 발생액이 1기 후 이익에 미치는 의미(이익예측계수)를 현금흐름 및 발생액에 대한 투자자의 가치평가(가치평가계수)와 비교하는 것이다. 이익예측계수보다 가치평가계수가 크다면(작다면) 현금흐름이나 발생액 정보가 1기 후의 이익에 대해 가지는 함축된 의미를 투자자들이 과대(과소)평가한다는 것을 의미한다.

본 연구에서 가설2를 검증하기 위해 사용된 이익예측등식과 가치평가등식(또는 수익률등식)은 다음과 같다.

---

15) 재량적 발생액을 추정함에 있어 추정기간으로 직전 3개년을 이용하였다. 현금흐름표가 공표된 시점이 1994년 이후이므로 자료의 이용가능성에 대한 제약으로 1995년의 경우는 1994년 1개년을, 1996년의 경우 1994년과 1995년 2개년을 추정기간으로 이용하였다. 각 연도별 산업구분은 KIS-FAS에 제시된 산업분류를 이용하였고 개별 산업에 표본이 작은 경우 추정치가 불안정할 수 있다는 점을 감안하여 유사산업을 통합하여 총 15개의 산업으로 구분하였다.

이익과 관련된 시장의 합리성

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 EARN \cdot POS_t + \gamma_2 EARN \cdot NEG_t + \gamma_3 POS_t + v_{t+1} \quad (1)$$

$$SAR_{t+1} = \alpha + \beta(EARN_{t+1} - \gamma_0 - \gamma_1^* EARN \cdot POS_t - \gamma_2^* EARN \cdot NEG_t - \gamma_3^* POS_t) + \zeta_{t+1} \quad (4)$$

발생액과 관련된 시장의 합리성

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO \cdot POS_t + \gamma_2 CFO \cdot NEG_t + \gamma_3 TACC \cdot POS_t + \gamma_4 TACC \cdot NEG_t + \gamma_5 POS_t + \zeta_{t+1} \quad (2)$$

$$SAR_{t+1} = \alpha + \beta(EARN_{t+1} - \gamma_0 - \gamma_1^* CFO \cdot POS_t - \gamma_2^* CFO \cdot NEG_t - \gamma_3^* TACC \cdot POS_t - \gamma_4^* TACC \cdot NEG_t - \gamma_5^* POS_t) + \zeta_{t+1} \quad (5)$$

발생액 구성요소와 관련된 시장의 합리성

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO \cdot POS_t + \gamma_2 CFO \cdot NEG_t + \gamma_3 DACC \cdot POS_t + \gamma_4 DACC \cdot NEG_t + \gamma_5 NDACC \cdot POS_t + \gamma_6 NDACC \cdot NEG_t + \gamma_7 POS_t + \zeta_{t+1} \quad (3)$$

$$SAR_{t+1} = \alpha + \beta(EARN_{t+1} - \gamma_0 - \gamma_1^* CFO \cdot POS_t - \gamma_2^* CFO \cdot NEG_t - \gamma_3^* DACC \cdot POS_t - \gamma_4^* DACC \cdot NEG_t - \gamma_5^* NDACC \cdot POS_t - \gamma_6^* NDACC \cdot NEG_t - \gamma_7^* POS_t) + \zeta_{t+1} \quad (6)$$

여기서, SAR_{t+1}은 t+1 회계연도의 4월부터 다음연도 3월까지 1년간의 규모조정수익률로 개별 기업의 누적수익률(buy-and-hold returns)에서 동일 규모군 포트폴리오의 누적수익률을 차감하여 산출한 값이다. POS는 경상이익이 양(+)인 이익기업 표본이면 1, 아니면 0인 더미변수이고, NEG는 경상이익이 음(-)인 손실기업 표본이면 1, 아니면 0인 더미변수이다.

식(1), (2)와 (3)은 당기이익 및 이익 구성요소와 미래이익 및 이익 구성요소 간의 실제 시계열 관계를 나타내는 이익예측등식(earnings forecasting equation)이다. 즉 당기이익과 구성요소가 차기 세전이익으로 지속되는 정도를 나타내며, 각 변수의 계수는 각 변수의 이익지속성을 의미한다. 식(4), (5)와 (6)은 비기대이익과 그에 대한 주가의 예상치 않은 변화 간의 관계를 추정하는 수익률등식(returns equation)이다.

가설2에서 예측한 바와 같이 시장에서 손실기업에 비해 이익기업에 대해 투자자들이 이익과 발생액을 합리적으로 평가하지 못하고 과대반응한다면 식(1)과 식(4)에서 $\gamma_1 < \gamma_1^*$ 이고 동시에 $\gamma_1 - \gamma_1^* < \gamma_2 - \gamma_2^*$와 같은 모습을 보일 것이다. 그리고 이익을 구성요소로 분리하는 경우에도 식(2)와 식(5)에서 $\gamma_3 < \gamma_3^*$ 이고 동시에 $\gamma_3 - \gamma_3^* < \gamma_4 - \gamma_4^*$와 같은 결과를 보일 것이다.

시장 합리성에 대한 위의 등식은 비선형회귀분석(iterative weighted nonlinear least squares)을 통해 동시에 추정되며, 계수에 대한 제약을 검증하기 위해서는 Mishkin(1983)이

제안한 우도비(Likelihood Ratio) 통계량을 사용하였다.

$$2N \log(SSR^c / SSR^u) \sim \chi^2(q)$$

여기서, N은 표본 수, SSR^c는 제약이 있는 경우의 잔차제곱합, SSR^u는 제약이 없는 경우의 잔차제곱합, 그리고 q는 시장효율성과 관련한 제약의 수를 나타낸다. χ^2 통계량이 유의하다면 등식 간에 회귀계수가 동일하지 않다는 것을 의미하며 시장효율성은 기각된다.

다. 수익률 회귀분석

자본시장의 반응에 대한 Mishkin(1983) 검증방법을 보완하기 위해 연간 회귀분석을 이용하여 헤지포트폴리오 수익률을 추정하였다. Sloan(1996)과 Xie(2001)는 발생액에 대한 시장의 잘못된 평가는 미래이익이 기대보다 낮은(높은) 수준으로 판명되고 이에 따라 예상되는 음(양)의 비기대수익률을 얻게됨으로써 수정된다고 보았다. 시장에서 발생액의 지속성에 대해 적절하게 평가하지 못한다면 이와 같은 시장의 잘못된 평가를 이용한 전략으로 비기대수익률을 얻을 수 있다. 발생액이 큰 기업을 매수하는 한편 발생액이 작은 기업을 매도하는 거래전략은 음의 비기대수익률을 얻을 것으로 기대된다. 연간 회귀분석을 실시하는 경우 자료를 통합하여 사용하는 경우 발생할 수 있는 잠재적인 예측편의를 완화할 수 있고(Wahlen 2002), 수익률 회귀분석의 사용은 Mishkin(1983) 분석에 내재된 시장효율성으로부터의 편차에 대한 경제적 유의성을 평가할 수 있게 한다. 그러나 본 연구의 표본기간이 11년에 불과하므로 분석의 검정력은 낮을 수 있으나 등식 (7)과 (8)를 이용하여 미래 수익률과 발생액 및 기타 통제요소에 대한 포트폴리오 순위간의 모형을 추정하였다.

$$SAR_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 TACC_t^{dec} + \beta_2 MVE_t^{dec} + \beta_3 BM_t^{dec} + \beta_4 BETA_t^{dec} + \beta_5 EP_t^{dec} + \beta_6 SAR_t^{dec} + \epsilon_{t+1} \quad (7)$$

$$SAR_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 DACC_t^{dec} + \beta_2 NDACC_t^{dec} + \beta_3 MVE_t^{dec} + \beta_4 BM_t^{dec} + \beta_5 BETA_t^{dec} + \beta_6 EP_t^{dec} + \beta_7 SAR_t^{dec} + \epsilon_{t+1} \quad (8)$$

선행연구에서는 미래 비기대수익률이 기업규모, 장부가치-시장가치비율, 그리고 체계적 위험 베타와 관계를 가지고 있음을 보여주고 있다. Fama and French(1992)는 이런 변수들이 확인되지 않은 위험요인을 반영하고 따라서 미래수익률과 관계가 있다고 추정하였다. 회귀모형에는 이런 위험요인을 통제하기 위해 변수를 추가하였는데, MVE는 지분의 시장가치에 대한 자연로그값, BM은 장부가치-시장가치 비율, BETA는 보통주의 베타(수익률 계산 이전 5년간의 월별수익률을 이용하여 계산함)를 나타낸다. 또한 Basu(1977)가 보고한 이익-주가 이상현상을 통제하기 위해 이익-주가비율을 나타내는 EP를 통제변수로 포함하였다. SAR_t은 t회계연도 4월부터 다음연도 3월까지 1년간 계산된 규모조정수익률로 Jagadeesh and Titman(1993)과 같이 단기수익률 추세를 통제하기 위한 변수이다. 종속변수인 SAR_{t+1}은 앞서 기술한 12개월 간의 규모조정수익률을 나타낸다. 설명변수로 사용된 각 변수는 0에

서 1까지의 값을 갖는 순위변수로 전환된다. 구체적으로, 각 변수의 본래 값을 기준으로 10개 집단으로 구분하고 집단별 10분위수값(0-9)을 9로 나눈 값이 각 집단별 변수값이 된다. 이와 같이 전환하는 경우 각 변수의 계수는 10분위수 값이 상대적으로 높은 집단(양의 가중치를 갖는 집단)을 매수하고 변수값이 상대적으로 낮은 집단(음의 가중치를 갖는 집단)을 매도하는 영투자 포트폴리오(zero-investment portfolio)에 대한 수익률로 해석할 수 있다. 매수와 매도 포트폴리오는 1년 후에 정리된다. 등식(7)에서 β_1계수로 나타나는 비기대수익률은 발생액 변수의 정보를 활용하기 위해 구성된 영투자 포트폴리오에 대한 비기대수익률이 된다. Fama and MacBeth(1973)와 같이 연도별 계수의 분포로부터 표준오차를 계산하여 유의성을 분석하였다. 투자자들이 발생액의 지속성을 과대평가한다면 $\beta_1 < 0$일 것이다. 반면에 투자자들이 발생액의 지속성에 대해 과소 또는 과대평가하지 않는다면 β_1은 유의하지 않을 것으로 예상된다. 마찬가지로 등식(8)에서 계수값 β_1과 β_2가 각각 0보다 유의적으로 작은 값을 나타내면 투자자들이 재량적 발생액과 비재량적 발생액의 지속성을 과대평가한다는 결과와 일치한다.

3. 연구표본의 선정

본 연구의 표본은 2006년도 말 현재 상장된 기업 중에서 12월 결산 비금융업법인을 대상으로 하였다. 분석기간은 현금흐름 정보의 이용가능성을 고려하여 현금흐름표가 공표된 이후인 1995년부터 2005년까지 11년간의 자료를 이용하였다.[16][17] 변수측정에 사용된 관련 재무자료 및 수익률 자료는 한국신용평가(주)의 KIS-FAS을 이용하였으며, 수익률 자료는 FnGuide 데이터베이스를 이용하였다. 표본으로 선정되기 위해서는 수익률 자료가 존재하고 회귀분석에 사용되는 변수값을 계산할 수 있는 기업-연 자료이어야 한다. 아울러 5개년의 월별수익률 자료를 이용하여 베타값을 계산하는데 최소한 36개월 이상의 자료가 존재하는 기업만을 표본에 포함하였다. 이상치가 회귀분석에 미치는 영향을 회피하기 위해 이상치로 보이는 표본을 추가로 자료에서 제외하였다. 이상치를 제거하기 위해 보고이익과 수익률을 포함하여 각 변수값을 기준으로 연도별로 상위와 하위 1%에 해당하는 표본을 제거한 후의 자료를 이용하였다. 그 결과 실증분석에 사용된 표본 수는 총 4,287개가 포함되었다.

---

16) 분석기간을 1995년 이후로 선정한 이유는 다음과 같다. 우리나라의 경우 1994년도에 현금흐름표가 도입됨에 따라 1994년 이후 기간에 대해서는 경상이익에서 현금흐름표상 영업활동 현금흐름을 차감하여 발생액을 직접 산출할 수 있다. 그러나 1994년 이전 기간에 대해서는 영업활동 현금흐름 정보를 직접 얻을 수 없기 때문에 유동발생액과 비유동발생액을 추정하여 발생액을 우선적으로 추정하고 역으로 영업활동 현금흐름을 계산해야 한다. 그러므로 1994년 이전 자료를 포함시키는 경우 이익 구성요소(현금흐름 및 발생액) 모두가 추정치가 됨에 따라 추정오류로 인해 결과가 왜곡될 수도 있다. 따라서 추정오류가 결과에 미치는 영향을 최소화하기 위해 분석대상 기간을 1994년 이후 기간으로 한정하였으며, 재량적 발생액의 추정을 위해 1995년부터 검증기간으로 선정하게 되었다.

17) IMF 외환위기라는 우리나라 특수상황이 미치는 효과를 배제하기 위해서 1999년도 이후 표본만을 대상으로 추가분석을 실시하였으나 결과는 질적으로 다르지 않았다.

Ⅳ. 실증분석 결과

1. 기술통계량

본 연구에 사용된 주요 변수들에 대한 기술통계량과 상관관계는 <표 1>과 같다. 전체표본에서 회계이익 EARN과 $EARN_{t+1}$의 평균과 중간값은 모두 양(+)으로 나타났는데, 이는 연구기간 중 이익기업의 표본수(3,490개)가 손실기업의 표본수(797개)에 비해 약 4배에 달하는데서 비롯된 것이다. 또한 이익기업의 경우 차기의 보고이익은 당기에 비해 다소 감소하는 것으로 나타난 반면, 손실기업의 경우에는 반대로 차기의 보고이익이 증가하는 것으로 나타나 Freeman et al.(1982)이 보고한 평균회귀경향을 보이고 있다. 모든 표본에서 총발생액의 평균과 중간값은 모두 음(-)으로 나타났는데 이는 선행연구에서 보고된 바와 같이 감가상각비와 같은 비재량적 발생액이 음의 값을 갖는데 기인하는 것으로 보인다. 재량적 발생액은 손실기업 표본과 비교하여 이익기업 표본에서 높게 나타나는데, 이는 이익기업이 재량적 발생액을 이용하여 이익을 조정한 가능성을 시사하는 것으로 보인다. 이익기업 및 손실기업의 규모조정수익률은 보고이익과 동일한 방향으로 움직이고 있음을 알 수 있다.

<표 1>의 4부는 주요변수 간의 상관계수를 나타낸 것이다. 총발생액, 재량적 발생액 및 비재량적 발생액은 당기보고이익의 구성요소이므로 당기이익과 강한 양(+)의 상관관계를 나타내고 있고 당기이익에 비해 낮으나 차기이익과도 양(+)의 상관관계를 나타내고 있다. 반면, 총발생액, 재량적 발생액은 영업활동현금흐름과는 0.5를 초과하는 강한 음(-)의 상관관계를 나타냈다. 이는 선행연구인 Dechow(1994)의 연구결과와 전반적으로 일치하는 결과이다. 특히, 이익과 재량적 발생액 간의 상관계수는 비재량적 발생액 간의 상관계수보다 훨씬 크게 나타나고 있는데 이는 보고이익의 증가를 위해 경영자들이 이익조정을 행하고 있음을 시사하는 것이다. 이익지속성 검증은 차기이익과 현금흐름, 그리고 발생액 간의 관계를 검증하는 것으로 변수 간의 상관관계로 인한 다중공선성이 결과에 미치는 영향을 검토하기 위해 이익지속성 검증모형에서 VIF값을 확인한 결과 모든 변수에서 3이하의 값으로 나타나 다중공선성이 회귀분석 결과에 미치는 영향은 없는 것으로 판단하였다.

2. 이익지속성 검증

<표 2>는 이익기업과 손실기업에 대한 가설1을 검증하기 위해 보고이익 및 이익 구성요소의 지속성을 분석하기 위해 등식(1)에서 등식(3)을 추정한 결과를 나타낸 것이다. 1부는 등식(1)을 추정한 결과로 이익기업의 이익지속성은 0.740인 반면 손실기업의 이익지속성은 0.410으로 두 표본 간의 이익지속성은 유의적인 차이가 존재하는 것으로 나타났다(이익기업과 손실기업 간 이익지속성 계수가 동일하다는 귀무가설의 검증에 대한 F값=137.1, $p<0.0001$). 2부는 이익을 현금흐

<표 1> 주요 변수의 기술통계량과 상관관계

1부: 전체기업 (표본수 : 4,287)					
변 수	평 균	표준편차	최 소	중간값	최 대
EARN	0.036	0.071	-0.374	0.033	0.276
$EARN_{t+1}$	0.038	0.062	-0.255	0.034	0.213
CFO	0.055	0.080	-0.232	0.054	0.365
TACC	-0.018	0.081	-0.373	-0.018	0.261
DACC	0.003	0.082	-0.350	0.003	0.384
NDACC	-0.022	0.029	-0.286	-0.021	0.150
SAR_t	0.039	0.539	-1.016	-0.062	2.842
SAR_{t+1}	0.038	0.539	-1.024	-0.063	2.843
2부: 이익기업 (표본수 : 3,490)					
변 수	평 균	표준편차	최 소	중간값	최 대
EARN	0.060	0.050	0.000	0.045	0.276
$EARN_{t+1}$	0.052	0.054	-0.102	0.044	0.213
CFO	0.066	0.078	-0.226	0.063	0.365
TACC	-0.006	0.076	-0.297	-0.009	0.261
DACC	0.015	0.077	-0.306	0.013	0.384
NDACC	-0.021	0.028	-0.286	-0.020	0.150
SAR_t	0.075	0.534	-1.014	-0.032	2.842
SAR_{t+1}	0.048	0.524	-1.024	-0.053	2.843
3부: 손실기업 (표본수 : 797)					
변 수	평 균	표준편차	최 소	중간값	최 대
EARN	-0.065	0.061	-0.374	-0.046	-0.000
$EARN_{t+1}$	-0.020	0.059	-0.255	-0.004	0.117
CFO	0.008	0.071	-0.232	0.012	0.289
TACC	-0.073	0.083	-0.373	-0.066	0.167
DACC	-0.050	0.083	-0.350	-0.043	0.188
NDACC	-0.023	0.030	-0.227	-0.022	0.098
SAR_t	-0.119	0.531	-1.016	-0.215	2.466
SAR_{t+1}	-0.002	0.597	-1.018	-0.114	2.800
4부: 주요변수의 상관관계 (전체기업)					
	EARN	$EARN_{t+1}$	CFO	TACC	DACC
$EARN_{t+1}$	0.718				
CFO	0.426	0.404			
TACC	0.456	0.231	-0.609		
DACC	0.452	0.236	-0.549	0.937	
NDACC	0.004	-0.016	-0.161	0.162	-0.191

주: 1. 변수설명

EARN : 경상이익 CFO : 영업활동현금흐름

TACC : 총발생액(EARN - CFO) DACC : 재량적 발생액

NDACC : 비재량적 발생액

$SAR_{t(t+1)}$: t(t+1) 회계연도 4월부터 다음연도 3월까지 1년간의 규모조정수익률

<표 2> 이익 및 이익 구성요소 지속성 검증에 대한 회귀분석

1부: 이익예측등식

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 EARN_t \cdot POS_t + \gamma_2 EARN \cdot NEG_t + \gamma_3 POS_t + v_{t+1}$$

변 수	계수	t값	F값	수정 R^2
절편	0.006	2.74**	1627.17**	0.53
EARN*POS	0.740	51.69**		
EARN*NEG	0.410	16.91**		
POS	0.001	0.71		

2부: 이익예측등식(현금흐름과 발생액)

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO \cdot POS_t + \gamma_2 CFO \cdot NEG_t + \gamma_3 TACC \cdot POS_t + \gamma_4 TACC \cdot NEG_t + \gamma_5 POS_t + \zeta_{t+1}$$

변 수	계수	t값	F값	수정 R^2
절편	0.004	1.91a	1,012.46**	0.54
CFO*POS	0.766	52.53**		
CFO*NEG	0.463	16.02**		
TACC*POS	0.692	45.36**		
TACC*NEG	0.392	15.95**		
POS	0.000	0.32		

3부: 이익예측등식(현금흐름과 발생액 구성요소)

$$EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO \cdot POS_t + \gamma_2 CFO \cdot NEG_t + \gamma_3 DACC \cdot POS_t + \gamma_4 DACC \cdot NEG_t + \gamma_5 NDACC \cdot POS_t + \gamma_6 NDACC \cdot NEG_t + \gamma_7 POS_t + \zeta_{t+1}$$

변 수	계수	t값	F값	수정 R^2
절편	0.003	1.37	723.35**	0.54
CFO*POS	0.777	52.38**		
CFO*NEG	0.461	15.95**		
DACC*POS	0.692	45.32**		
DACC*NEG	0.395	15.96**		
NDACC*POS	0.714	24.57**		
NDACC*NEG	0.349	6.47**		
POS	0.002	0.77		

주: 1. 변수설명

EARN : 경상이익 CFO : 영업활동 현금흐름

TACC : 총발생액(EARN - CFO) DACC : 재량적 발생액

NDACC : 비재량적 발생액 POS(NEG) : 이익(손실)기업 더미변수

2. ** 유의수준 1%, * 유의수준 5%, a 유의수준 10%

름과 발생액으로 구분하고 이익지속성을 분석한 결과이다. 이익기업의 경우 차기이익에 대한 현금흐름과 발생액의 지속성은 각각 0.766와 0.692로 현금흐름의 지속성이 유의하게 높은 것으로 나타났고(F값=74.7, p<0.0001), 손실기업의 경우에도 현금흐름과 발생액의 지속성은 각각 0.463과 0.392로 현금흐름의 지속성이 발생액의 지속성보다 유의하게 높은 것으로 나타났다(F값=10.7, p=0.001). 그리고 이익기업과 손실기업의 현금흐름 지속성 및 발생액 지속성 간에도 유의적인 차

이가 존재하는 것으로 나타났다(현금흐름의 경우 F값=93.0, p<0.0001, 발생액의 경우 F값=106.6, p<0.0001). <표 3>의 2부 이익예측계수에서 나타난 바와 같이 이익기업과 손실기업을 구분하지 않고 전체기업을 대상으로 분석한 결과도 차기이익에 대한 현금흐름과 발생액의 지속성 계수는 각각 0.669와 0.577로 현금흐름의 지속성이 더 높은 것으로 나타났다. 이상의 결과는 차기이익에 대한 당기이익의 지속성은 발생액보다는 현금흐름의 지속성에 따른 영향을 더 많이 받고 있음을 의미하는 것으로 Sloan(1996) 등의 선행연구와 일치하는 결과이다. 아울러 현금흐름과 발생액 모두 이익기업의 지속성이 손실기업의 지속성보다 높은 것으로 나타나 1부에서 나타난 이익의 지속성에 대한 결과가 현금흐름이나 발생액 어느 한 요소에만 국한된 것이 아님을 알 수 있다.

3부는 발생액을 세분하여 이익을 현금흐름, 재량적 발생액 및 비재량적 발생액의 3가지 구성요소로 구분하고 이익지속성을 분석한 결과이다. 이익기업의 경우 차기이익에 대한 재량적 발생액과 비재량적 발생액의 지속성은 각각 0.692와 0.714로 나타난 반면 손실기업의 경우 재량적 발생액과 비재량적 발생액의 지속성은 각각 0.395와 0.349로 나타나 각 표본별로는 재량적 발생액의 지속성과 비재량적 발생액의 지속성간에 유의적인 차이를 보이지 않았다(이익기업의 경우 F값=0.7, p=0.374, 손실기업의 경우 F값=0.8, p=0.366). 그러나 2부의 결과와 같이 이익기업과 손실기업 간에는 현금흐름 및 재량적 발생액, 그리고 비재량적 발생액의 지속성 간에 유의적인 차이가 존재하는 것으로 나타났다(모든 경우 F값의 유의수준(p)〈0.0001). 〈표 3〉의 3부 이익예측계수에서 나타난 바와 같이 전체표본을 이용한 경우에도 재량적 발생액의 지속성(0.577)은 비재량적 발생액의 지속성(0.578)과 다르지 않은 것으로 나타났다(F값=0.0, p=0.991). 이상의 결과에서 이익기업과 손실기업 간에는 현금흐름뿐만 아니라 발생액의 지속성도 유의적인 차이가 나타나는데 발생액 지속성의 차이는 재량적 발생액과 비재량적 발생액 모두에서 나타나는 것임을 알 수 있다. 이상의 결과는 가설1에서 예측한 바와 같이 손실기업의 이익과 발생액의 지속성이 이익기업의 이익과 발생액의 지속성보다 유의하게 낮은 것으로 나타나 가설을 지지하는 것으로 분석되었다.

3. 이익 구성요소의 지속성에 대한 자본시장의 반응

<표 3>은 이익 및 이익 구성요소인 현금흐름과 발생액(재량적 발생액, 비재량적 발생액)의 지속성에 대한 자본시장의 반응을 보고한 것이다. 이를 위해서 비선형회귀분석(iterative weighted nonlinear least squares)과 Mishkin(1983)의 방법론을 이용하였다.

1부와 2부는 우리나라 시장에서 발생액 이상현상의 존재 여부를 전체표본을 이용하여 분석한 결과로 선행연구인 Sloan(1996), 고종권・윤성수(2006), 나종길(2006) 등과 비교하기 위해 제시한 것이다. 1부에서 등식(1)과 등식(4)를 추정한 결과는 EARN에 대한 이익예측계수와 가치평가계수가 동일하다는 귀무가설을 기각하지 않는 것으로 나타났다. 즉, 표본기간 중 실제이익의 지속성에 대해 투자자들은 과소/과대평가한다는 증거는 나타나지 않았다. 이는 실제이익의 지속성과 투자자들의 지속성에 대한 평가가 다르지 않다는 Sloan(1996), 고종권・윤성수(2006)와 일치하는 결과인 반면 실제이익의 지속성에 대해 투자자들이 과대평가한다는 나종길(2006)의 결과와는 일치하지 않는 것이다.[18] 2부에서는 이익을 구성요소인 현금흐름과 발생액으로 구분하여 분석하였

는데 현금흐름 CFO에 대해서는 투자자들이 과소반응하지만 총발생액 TACC에 대해서는 과소/과대반응하지 않는 것으로 나타났다. 현금흐름에 대해 투자자들이 과소반응한다는 결과는 Sloan (1996)의 결과와 일치하지만 총발생액에 대해서는 과소/과대반응하지 않는 것으로 나타나 발생액에 대해 과대반응한다는 결과를 보이는 Sloan(1996), 고종권·윤성수(2006), 나종길(2006)과 다른 결과를 나타내었다. 3부는 발생액을 재량적 발생액과 비재량적 발생액으로 구분하여 분석한 Xie(2001)의 결과와 비교하기 위한 것으로 재량적 발생액과 비재량적 발생액 모두에서 과소/과대반응한다는 증거는 발견할 수 없었다. 이는 발생액 이상현상이 비재량적 발생액보다는 재량적 발생액에서 나타난다는 Xie(2001)의 결과와도 일치하지 않는 것이다.

<표 3> 이익 및 이익 구성요소 지속성에 대한 시장반응

1부: $EARN_{t+1}=\gamma_0+\gamma_1 EARN_t+v_{t+1}$ $SAR_{t+1}=\alpha+\beta(EARN_{t+1}-\gamma_0-\gamma_1^* EARN_t)+\epsilon_{t+1}$				
변 수	계 수		시장 합리성 검증	
	이익예측	가치평가	Likelihood Ratio	p값
EARN	0.621**	0.594**	0.48	0.486
2부: $EARN_{t+1}=\gamma_0+\gamma_1 CFO_t+TACC_t+v_{t+1}$ $SAR_{t+1}=\alpha+\beta(EARN_{t+1}-\gamma_0-\gamma_1^* CFO_t-\gamma_2^* TACC_t)+\epsilon_{t+1}$				
변 수	계 수		시장 합리성 검증	
	이익예측	가치평가	Likelihood Ratio	p값
CFO	0.669**	0.559**	5.96	**0.014**
TACC	0.577**	0.624**	1.15	0.284
3부: $EARN_{t+1}=\gamma_0+\gamma_1 CFO_t+\gamma_2 DACC_t+\gamma_3 NDACC_t+v_{t+1}$ $SAR_{t+1}=\alpha+\beta(EARN_{t+1}-\gamma_0-\gamma_1^* CFO_t-\gamma_2^* DACC_t-\gamma_3^* NDACC_t)+\epsilon_{t+1}$				
변 수	계 수		시장 합리성 검증	
	이익예측	가치평가	Likelihood Ratio	p값
CFO	0.669**	0.559**	5.89	**0.015**
DACC	0.577**	0.624**	1.12	0.289
NDACC	0.578**	0.634**	0.29	0.593

주: 1. 변수설명
EARN : 경상이익/기초총자산 CFO : 영업활동 현금흐름/기초총자산
TACC : 총발생액(EARN - CFO) DACC : 재량적 발생액
NDACC : 비재량적 발생액
2. ** 유의수준 1%, * 유의수준 5%, a 유의수준 10%

18) 국내연구인 고종권·윤성수(2006)의 경우 이익기업만을 대상으로 1999년부터 2003년까지 5년간의 자료를 사용하였고, 나종길(2006)의 경우 1981년부터 2001년까지 장기간의 표본을 사용하고 있다. 실증과정에서 이상치의 제거여부에 따라 <표 3>의 결과가 일부 변경되는 경우가 발생하였는데 표본기간 중 1997년 IMF 외환위기나 2000년대 초 종합주가지수수익률의 급격한 변동이 있었던 시기를 포함한 데 따른 것으로 보인다. 본 연구에서는 결과의 일반화를 위해 특정 연도의 표본을 제외하지 않고 표본선정에서 기술한 바와 같이 연도별로 보고이익과 수익률의 이상치를 제외하는 방법을 사용하였다.

<표 3>의 전체기업을 분석대상으로 한 결과는 투자자들이 현금흐름에 대해 과소평가하지만 발생액의 지속성에 대해서는 과대 또는 과소평가한다는 증거는 나타나지 않았다. 이는 투자자들이 발생액에 대해 과대평가한다는 결과를 제시한 Sloan(1996) 등 선행연구와는 다르고, 발생액에 대한 과소평가가 나타나지 않은 점에서 Pincus et al.(2007)이 보고하는 아시아 국가의 일반적인 현상과도 다른 모습을 보이고 있다.[19)]

이상의 분석결과는 일견 국내 자본시장의 발생액 이상현상에 대한 증거가 존재하지 않는 것으로 보인다. 그러나 고종권・윤성수(2006)는 5년간의 제한된 자료를 이용하였지만 이익기업(순이익이 양(+)인 기업)을 대상으로 발생액 이상현상이 국내에도 존재한다는 증거를 제시하였고 나종길(2006) 역시 21년간의 장기 자료를 이용하여 발생액 이상현상이 존재하고 있음을 보였다.[20)] 아울러 <표 2>에 제시된 것처럼 이익기업과 손실기업은 이익지속성이 다르며 손실기업의 경우 투자자들이 청산옵션을 고려하여 기업의 보고이익을 평가하므로 투자자들의 반응도 이익기업과 손실기업 간에 차별적으로 나타날 것이라는 추론을 통해 <표 4>에서는 표본을 이익기업과 손실기업으로 구분하여 발생액 이상현상의 존재여부를 분석하였다.

<표 4>는 표본을 이익기업과 손실기업으로 구분하고 이익 및 이익 구성요소인 현금흐름과 발생액의 지속성에 대한 자본시장의 반응을 보고한 것이다. 1부는 이익기업과 손실기업으로 구분하고 등식(1)과 등식(4)를 추정한 결과이다. 이익기업과 손실기업으로 나누는 경우 이익의 지속성에 대한 투자자의 반응은 극단적으로 다른 결과로 나타났다. 이익기업에서는 이익예측계수는 0.740인 반면 가치평가계수는 0.968로 투자자들이 이익에 대해 과대반응하는 반면 손실기업에서는 이익예측계수는 0.410인 반면 가치평가계수는 -0.006으로 이익에 대해 과소반응하는 것으로 나타나 투자자들이 이익기업과 손실기업 간에 보고이익(손실)을 체계적으로 달리 평가하고 있는 것으로 나타났다.

2부는 이익기업과 손실기업에 대해 이익을 구성요소인 현금흐름과 발생액으로 분해하여 등식(2)와 등식(5)를 추정한 결과를 제시하였다. 이익기업의 경우 투자자들이 현금흐름뿐만 아니라 발생액에 대해서도 과대반응하는 것으로 나타났다. CFO*POS에 대한 이익예측계수는 0.776인 반면 가치평가계수는 0.935로 계수가 동일하다는 귀무가설은 1% 수준에서 기각되었다(LR=7.26, p=0.007). 그리고 TACC*POS에 대한 이익예측계수는 0.692인 반면 가치평가계수는 1.023으로 계수가 동일하다는 귀무가설은 1% 수준에서 기각되었다(LR=29.46, p=0.000). TACC*POS에 나타난 결과는 투자자들이 발생액의 지속성에 대해 과대평가한다는 Sloan(1996), 고종권・윤성수(2006), 나종길(2006) 등의 선행연구와 일치한다. 이익기업의 경우 현금흐름과 발생액에 대해 모두 과대

---

19) Pincus et al.(2007)의 연구결과와 비교해 보면, 분석대상에 포함된 아시아 8개국 중 홍콩과 인도네시아를 제외한 6개국의 경우 현금흐름 지속성만이 유의하게 과소평가된다는 점에서는 유사하다. 그러나 태국을 제외한 7개국 모두에서 발생액 지속성이 과소평가되고 있는데 반해 본 연구의 결과는 비록 통계적 유의성은 없으나 발생액의 지속성에 대한 가치평가계수가 높다는 점에서 다르다. 자세한 것은 Pincus et al.(2007)의 논문을 참조할 수 있다.

20) 나종길(2006)의 경우 발생액에 대해 과대평가한다는 증거를 제시하고 있으나 검정통계량인 우도비통계량은 지나치게 높게 보고된 것으로 보인다. 예를 들면 현금흐름의 경우 이익예측계수와 가치평가계수는 각각 0.730과 0.735로 크게 다르지 않은 값이나 통계량 LR=675.85(p<0.001)로 유의한 것으로 보고하였다. 표본이 5천여개로 본 연구표본과 크게 다르지 않으므로 이와 같은 통계량은 이해하기 어려운 면이 있다.

<표 4> 이익기업과 손실기업의 이익 및 이익 구성요소 지속성에 대한 시장반응

1부: $EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 EARN \cdot POS_t + \gamma_2 EARN \cdot NEG_t + \gamma_3 POS_t + v_{t+1}$

$SAR_{t+1} = \alpha + \beta(EARN_{t+1} - \gamma_0 - \gamma_1^* EARN \cdot POS_t - \gamma_2^* EARN \cdot NEG_t - \gamma_3^* POS_t) + \zeta_{t+1}$

변 수	계 수		시장 합리성 검증	
	이익예측	가치평가	Likelihood Ratio	p값
EARN*POS	0.740**	0.968**	16.66	**0.000**
EARN*NEG	0.410**	-0.006	19.44	**0.000**
$\gamma_1 - \gamma_1^* = \gamma_2 - \gamma_2^*$			34.48	**0.000**

2부: $EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO \cdot POS_t + \gamma_2 CFO \cdot NEG_t + \gamma_3 TACC \cdot POS_t + \gamma_4 TACC \cdot NEG_t + \gamma_5 POS_t + \zeta_{t+1}$

$SAR_{t+1} = \alpha + \beta(EARN_{t+1} - \gamma_0 - \gamma_1^* CFO \cdot POS_t - \gamma_2^* CFO \cdot NEG_t - \gamma_3^* TACC \cdot POS_t - \gamma_4^* TACC \cdot NEG_t - \gamma_5^* POS_t) + \zeta_{t+1}$

변 수	계 수		시장 합리성 검증	
	이익예측	가치평가	Likelihood Ratio	p값
CFO*POS	0.776**	0.935**	7.26	**0.007**
CFO*NEG	0.463**	-0.063	20.76	**0.000**
TACC*POS	0.692**	1.023**	29.46	**0.000**
TACC*NEG	0.392**	0.001	15.75	**0.000**
$\gamma_1^* = \gamma_2^*$			61.83	**0.000**
$\gamma_3^* = \gamma_4^*$			80.88	**0.000**
$\gamma_1 - \gamma_1^* = \gamma_2 - \gamma_2^*$			27.92	**0.000**
$\gamma_3 - \gamma_3^* = \gamma_4 - \gamma_4^*$			38.84	**0.000**

3부: $EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO \cdot POS_t + \gamma_2 CFO \cdot NEG_t + \gamma_3 DACC \cdot POS_t + \gamma_4 DACC \cdot NEG_t + \gamma_5 NDACC \cdot POS_t + \gamma_6 NDACC \cdot NEG_t + \gamma_7 POS_t + \zeta_{t+1}$

$SAR_{t+1} = \alpha + \beta(EARN_{t+1} - \gamma_0 - \gamma_1^* CFO \cdot POS_t - \gamma_2^* CFO \cdot NEG_t - \gamma_3^* DACC \cdot POS_t - \gamma_4^* DACC \cdot NEG_t - \gamma_5^* NDACC \cdot POS_t - \gamma_6^* NDACC \cdot NEG_t - \gamma_7^* POS_t) + \zeta_{t+1}$

변 수	계 수		시장 합리성 검증	
	이익예측	가치평가	Likelihood Ratio	p값
CFO*POS	0.777**	0.939**	7.41	**0.006**
CFO*NEG	0.461**	-0.065	20.73	**0.000**
DACC*POS	0.691**	1.022**	29.32	**0.000**
DACC*NEG	0.395**	0.005	15.52	**0.000**
NDACC*POS	0.714**	1.087**	10.33	**0.001**
NDACC*NEG	0.349**	-0.058	3.58	0.058
$\gamma_3^* = \gamma_4^*$			79.71	**0.000**
$\gamma_5^* = \gamma_6^*$			23.12	**0.000**
$\gamma_1 - \gamma_1^* = \gamma_2 - \gamma_2^*$			28.02	**0.000**
$\gamma_3 - \gamma_3^* = \gamma_4 - \gamma_4^*$			38.38	**0.000**
$\gamma_5 - \gamma_5^* = \gamma_6 - \gamma_6^*$			10.15	**0.001**

주: 1. 변수설명

EARN : 경상이익/기초총자산 CFO : 영업활동 현금흐름/기초총자산

TACC : 총발생액(EARN - CFO) DACC : 재량적 발생액

NDACC : 비재량적 발생액 POS(NEG): 이익(손실)기업 더미변수

SAR_{t+1} : t+1 회계연도 4월부터 다음연도 3월까지 1년간의 규모조정수익률

2. ** 유의수준 1%, * 유의수준 5%, a 유의수준 10%

반응한다는 것은 1부의 결과에서 나타난 이익에 대한 과대반응이 현금흐름과 발생액 어느 하나의 요소에 기인하는 것이 아니라 현금흐름과 발생액 모두에서 나타난다는 것으로 투자자들이 이익뿐만 아니라 이익 구성요소가 가지고 있는 차기이익에 대한 실제 지속성을 적절하게 판단하고 있지 못한 것으로 나타났다. 이는 투자자들이 현금흐름에 비해서 지속성이 낮은 발생액의 일시적 성격을 적절하게 평가하지 못하고 보고된 수치에 기능적으로 고착되고 있음을 시사하는 것이다.[21] 투자자들은 이익기업과 손실기업 간의 현금흐름 지속성에 대해 달리 평가할 뿐만 아니라(LR=61.83, p=0.000), 발생액의 지속성에 대해서도 평가를 달리하는 것으로 나타났다(LR=80.88, p=0.000). 그리고 현금흐름에 대해 이익기업의 경우 이익예측계수와 가치평가계수 간의 차이는 -0.159인 반면 손실기업의 경우는 0.526으로 이익기업과 손실기업 간의 이익예측계수와 가치평가계수의 차이도 유의한 것으로 나타났다(LR=27.92, p=0.000). 아울러 발생액에 대해서도 이익기업의 경우 이익예측계수와 가치평가계수 간의 차이가 -0.331인 반면 손실기업의 경우는 0.391로 차이가 유의적인 것으로 나타나(LR=38.84, p=0.000) 손실기업보다는 이익기업에서 투자자들이 발생액을 과대평가하고 있음을 알 수 있다. 2부의 결과는 국내시장에서 이익기업과 손실기업 간에 이익과 이익 구성요소에 대한 투자자의 평가가 극명하게 대조적인 모습을 보이고 있으며 이는 현금흐름 뿐만 아니라 발생액에 대해서도 나타나고 있음을 보여준다. 또 2부의 결과는 전체표본을 이용한 <표 3>에서 현금흐름에 대해 과소평가되는 모습을 보이는 것은 주로 손실기업 표본에 기인하는 것이며, Sloan(1996)에서 나타난 발생액 이상현상(과대반응)은 국내시장에서는 이익기업을 대상으로 나타나고 있음을 보여주는 증거로 해석된다.

3부는 발생액을 재량적 발생액과 비재량적 발생액으로 세분하고 시장합리성을 검증하기 위해 등식(3)과 등식(6)을 추정한 결과이다. 이익기업에서는 DACC*POS와 NDACC*POS에 대한 이익예측계수와 가치평가계수에서 나타난 바와 같이 재량적 발생액과 비재량적 발생액이 모두 과대평가되는 것으로 나타났다. 반면 손실기업의 경우에는 재량적 발생액에 대해서는 투자자들이 과소반응하고 있으나 비재량적 발생액에 대해서는 5% 유의수준에서 과소/과대 반응하지 않은 것으로 나타났다. 이익기업의 결과는 투자자들이 재량적 발생액과 비재량적 발생액의 지속성을 과대평가한다는 Xie(2001)의 연구결과와 일치한다. 그리고 투자자들은 이익기업과 손실기업 간의 재량적 발생액의 지속성에 대해 달리 평가할 뿐만 아니라(LR=79.71, p=0.000), 비재량적 발생액에 대해서도 다르게 평가하는 것으로 나타났다(LR=23.12, p=0.001). <표 4>의 결과와는 달리 전체표본을 이용한 <표 3>의 3부에서는 투자자들이 재량적 발생액 및 비재량적 발생액의 지속성에 대해서 과대 또는 과소평가한다는 증거가 포착되지 않는데 이는 발생액의 평가가 상이한 이익기업과 손실기업을 통합하여 분석한 데서 비롯되는 것임을 알 수 있다.

그리고 재량적 발생액의 이익예측계수와 가치평가계수 간의 차이는 이익기업의 경우 -0.331인 반면 손실기업의 경우는 0.390으로 차이가 유의적인 것으로 나타나(LR=38.38. p=0.000) 이익기업과 손실기업 간에 재량적 발생액에 대해 유의하게 평가의 차이가 존재하고 있음을 알 수 있다. 비재량적 발생액의 경우에도 이익예측계수와 가치평가계수 간의 차이는 이익기업의 경우

21) 본 연구표본에서 이익기업 표본만을 대상으로 IMF이후의 기간인 1999년부터 2005년까지 7년간의 자료를 사용하여 재분석한 결과에서도 당기이익의 지속성에 대해 과대반응하고 과대반응은 현금흐름과 발생액 모두에서 존재하는 것으로 나타났다.

-0.373이고 손실기업의 경우는 0.407로 이익기업과 손실기업 간에 유의하게 평가의 차이가 존재하고 있음을 알 수 있다.(LR=10.15, p=0.001).

이익기업과 손실기업으로 구분한 후 이익 구성요소에 대한 자본시장의 반응을 분석한 결과를 요약하면, 국내 자본시장에서의 발생액 이상현상은 이익기업 표본에서 명백하게 나타나는 것으로 보인다. 즉, 이익기업에서 실제 발생액의 지속성을 투자자들이 합리적으로 평가하지 못하고 과대평가하고 있으며, 발생액에 대한 과대평가는 재량적 발생액뿐만 아니라 비재량적 발생액에서도 나타났다. 반면에 손실기업 표본에서는 투자자들이 재량적 발생액에 대해서는 과소반응하고 있으며 비재량적 발생액에 대해서는 과소/과대 반응하지 않은 것으로 나타났다. 이는 발생액 이상현상이 이익기업보다 손실기업에서 완화된 모습으로 나타날 것이라는 가설2를 지지하는 결과이다.

이상의 결과에서 나타난 이익과 이익 구성요소에 대한 시장반응은 다음과 같이 해석할 수 있다. 먼저 전체표본과 이익기업에서 나타난 보고이익과 발생액에 대한 시장반응은 Sloan (1996), Xie(2001)에서 나타난 이익고착현상과 유사한 결과를 나타내고 있다. 전체표본에서 투자자들은 이익에 고착된 평가를 하고 있으나 발생액에 대한 과대평가는 명확하지 않다. 그러나 이익표본에서는 투자자들이 발생액에 대해 과대평가하는 것으로 나타났다. 이는 투자자들이 발생액의 일시적인 성격을 인지하지 못하고 발생액을 과대평가하고 그 결과 전기에 발생액이 높은(낮은) 기업이 차기에 이익을 공시하는 시점에서는 음(양)의 주가반응을 보이게 된다는 것이다. 손실표본에 대해서는 이익표본과 달리 현금흐름이나 발생액의 실제 지속성에 비해 투자자들이 과소평가하는 것으로 나타났는데 이는 Hayn(1995), Joos and Plesko(2005)와 같이 투자자들이 손실에 직면했을 때 손실 반전의 가능성을 추정하고 발생액의 가치관련성을 판단한다는 결과와 일치한다. 그러나 이익기업에서 대해서는 실제 발생액의 지속성을 과대평가하는 반면 손실기업에 대해서는 발생액의 지속성을 과소평가한다는 차이점을 보이고 있다. 발생액에 대한 과대/과소평가는 투자자들이 발생액 정보가 재무제표에 미치는 결과를 해석하는데 어려움을 느끼고 기업가치에 미치는 의미를 이해하는데 시간이 소요된다는 것을 의미한다.

4. 비기대수익률 분석

<표 5>는 시장합리성에 대한 Mishkin(1983) 검증방법을 보완하기 위해 이용된 수익률 회귀분석의 결과이다. 즉, 시장합리성에 대한 Mishkin 검증을 보완하기 위해 10분위수를 이용한 수익률 회귀분석을 제시하였다. 10분위수를 이용한 회귀분석은 발생액의 양 극단에 위치한 포트폴리오뿐만 아니라 모든 포트폴리오를 이용한 투자전략을 수행한 결과라는 점에서 장점이 있다.

1부에서는 총발생액을 이용한 분석결과를, 2부에서는 재량적 발생액과 비재량적 발생액으로 구분하여 분석한 결과를 제시하고 있다. 헤지포트폴리오 전략에 따른 수익률을 추정하기 위해 회귀분석은 각 연도별로 추정하였으며, Fama-MacBeth(1973)의 방법을 이용하여 결과를 검증하였다.

<표 5> 발생액 및 통제변수(10분위수)를 이용한 수익률 회귀분석

1부: $SAR_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 TACC_t^{dec} + \beta_2 MVE_t^{dec} + \beta_3 BM_t^{dec} + \beta_4 BETA_t^{dec} + \beta_5 EP_t^{dec} + \beta_6 SAR_t^{dec} + \epsilon_{t+1}$

표 본		전체기업	이익기업	손실기업
변 수	예측부호	계수(t값)	계수(t값)	계수(t값)
절 편	?	-0.043(-0.45)	-0.020(-0.20)	-0.109(-0.79)
$TACC^{dec}$	-	-0.139(-5.45)**	-0.169(-4.61)**	0.030(0.25)
MVE^{dec}	-	0.087(1.82)a	0.104(1.90)a	0.010(0.11)
BM^{dec}	+	0.125(1.22)	0.127(1.24)	0.112(0.84)
$BETA^{dec}$	+	-0.009(-0.19)	-0.008(-0.16)	0.047(0.51)
EP^{dec}	+	0.205(2.63)**	0.201(2.17)a	-0.045(-0.09)
SAR^{dec}	+	-0.109(-2.08)a	-0.136(-2.06)a	0.000(0.01)

2부: $SAR_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 DACC_t^{dec} + \beta_2 NDACC_t^{dec} + \beta_3 MVE_t^{dec} + \beta_4 BM_t^{dec} + \beta_5 BETA_t^{dec} + \beta_6 EP_t^{dec} + \beta_7 SAR_t^{dec} + \epsilon_{t+1}$

표 본		전체기업	이익기업	손실기업
변 수	예측부호	계수(t값)	계수(t값)	계수(t값)
절 편	?	-0.005(-0.05)	0.036(0.35)	-0.094(-0.63)
$DACC^{dec}$	-	-0.134(-5.82)**	-0.169(-4.58)**	0.036(0.32)
$NDACC^{dec}$	-	-0.074(-3.00)*	-0.093(-3.13)*	-0.024(-0.24)
MVE^{dec}	-	0.081(1.64)	0.091(1.63)	0.019(0.22)
BM^{dec}	+	0.127(1.25)	0.128(1.27)	0.116(0.88)
$BETA^{dec}$	+	-0.011(-0.23)	-0.013(-0.26)	0.038(0.42)
EP^{dec}	+	0.204(2.62)*	0.198(2.15)a	-0.127(-0.26)
SAR^{dec}	+	-0.109(-2.08)a	-0.136(-2.06)a	-0.006(-0.06)

주: 1. 모든 변수들에 대해서 양측검증을 실시함

2. 변수설명

SAR_{t+1} : t+1 회계연도 4월부터 다음연도 3월까지 1년간의 규모조정수익률

$TACC^{dec}$: 총발생액을 토대로 구성된 10분위수 집단(0-9의 값을 9로 나눈 값)

$DACC^{dec}$: 재량적 발생액을 토대로 구성된 10분위수 집단(0-9의 값을 9로 나눈 값)

$NDACC^{dec}$: 비재량적 발생액을 토대로 구성된 10분위수 집단(0-9의 값을 9로 나눈 값)

MVE^{dec} : 지분의 시장가치에 대한 로그값을 토대로 구성된 10분위수 집단(0-9의 값을 9로 나눈 값)

BM^{dec} : 장부가치-시장가치 비율을 토대로 구성된 10분위수 집단(0-9의 값을 9로 나눈 값)

$BETA^{dec}$: 보통주의 베타를 토대로 구성된 10분위수 집단(0-9의 값을 9로 나눈 값)

EP^{dec} : 이익주가비율을 토대로 구성된 10분위수 집단(0-9의 값을 9로 나눈 값)

SAR^{dec} : t 회계연도 4월부터 다음연도 3월까지 1년간 규모조정수익률 토대로 구성된 10분위수 집단 (0-9의 값을 9로 나눈 값)

3. ** 유의수준 1%, * 유의수준 5%, a 유의수준 10%

1부에 나타난 총발생액에 기초한 투자전략에서 전체기업 표본과 이익기업 표본의 경우, 유의

수준 1% 수준에서 각각 13.9%와 16.9%의 비기대수익률을 얻는 것으로 나타났다. 그러나 손실기업 표본의 경우, 발생액에 기초한 투자전략으로는 비기대수익률을 얻을 수 없는 것으로 나타났다. 2부에서 재량적 발생액과 비재량적 발생액에 기초한 투자전략의 결과 또한 전반적으로 총발생액에 기초한 투자전략 결과와 일치하고 있다. 전체표본과 이익기업 표본의 경우, 재량적 발생액에 기초한 투자전략에서 각각 13.4%와 16.9%의 비기대수익률을 얻는 것으로 나타났다. 비재량적 발생액에 기초한 투자전략에서는 전체기업과 이익기업표본에서 각각 7.4%와 9.3%의 비기대수익률을 얻는 것으로 나타났으나 이익기업 표본의 경우 5% 수준에서는 유의하지 않은 것으로 나타났다.

<표 5>의 결과를 요약하면 이익기업 표본에 대해서는 투자자들이 발생액과 재량적 발생액에 기초한 투자전략으로부터 비기대수익률을 얻는 것으로 나타나 Mishkin 검증결과를 보강해 주는 것으로 나타났다. 뿐만 아니라 Mishkin 검증 및 헤지포트폴리오 검증결과를 종합해보면 이익기업의 발생액 이상현상은 주로 재량적 발생액에 기인하는 것으로 나타났다. 한편, 손실기업에서는 투자자들이 발생액에 기초한 투자전략으로 비기대수익률을 얻지 못하는 것으로 나타났다.

Sloan(1996)과 같이 발생액의 양 극단에 위치한 포트폴리오를 이용하여 계산한 헤지포트폴리오의 수익률은 수익률에 영향을 미치는 다른 변수들을 적절하게 통제하지 못하는 단점이 있다. 그러나 본 연구는 국내 시장에서 발생액 이상현상의 존재여부를 검증하는 기본연구라는 점을 고려하여 <표 6>에서는 Sloan(1996)과 같이 발생액의 양 극단에 위치한 포트폴리오를 이용한 헤지포트폴리오 수익률을 규모조정수익률 SAR과 CAPM 모형을 이용한 Jensen′s alpha를 이용하여 보고하였다. <표 6>의 1부는 연도말의 발생액을 기준으로 10분위 포트폴리오를 형성하는 경우의 헤지포트폴리오 수익률을 규모조정수익률 SAR을 이용하여 보고하였다. 10분위수를 이용한 수익률 회귀분석의 결과 전체기업과 이익기업의 수익률 회귀분석 결과가 유사하게 나타나므로 <표 6>에서는 전체기업을 대상으로 한 결과만을 제시하였다. 규모조정수익률은 매년말 발생액 10분위수를 이용하여 포트폴리오를 구성하고 다음해 4월부터 1년간 보유하는 경우의 수익률로 계산하였다. 발생액 포트폴리오의 수익률은 1995년부터 2005년까지 11년의 자료를 이용한 것이다. 규모조정수익률을 이용한 경우 총발생액 TACC와 재량적 발생액 DACC의 양극단 포트폴리오를 이용한 헤지포트폴리오 수익률은 각각 0.1117과 0.1055로 모두 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 반면에 비재량적 발생액 NDACC를 이용한 헤지포트폴리오 수익률은 유의하지 않은 것으로 나타났다. 발생액을 기준으로 10분위 포트폴리오를 만드는 경우 포트폴리오별 표본수가 상대적으로 작은 단점이 있고 결과가 안정적이지 않을 수 있으므로 추가로 발생액을 기준으로 5분위 포트폴리오를 만드는 경우 수익률을 분석하였다. 표에는 별도로 제시되지 않았지만 5분위 포트폴리오의 경우 TACC와 DACC를 이용한 헤지포트폴리오 수익률은 각각 0.1182와 0.0939로 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났고 NDACC를 이용한 헤지포트폴리오 수익률은 0.0386으로 유의하지 않은 것으로 나타났다.

<표 6>의 2부는 연도말 발생액 기준으로 10분위 포트폴리오를 만드는 경우의 헤지포트폴리오 수익률을 Jensen′s alpha를 이용하여 보고하였다.[22] Jensen′s alpha는 매년말 발생액 10분위수를

22) Jensen's alpha는 $R_{pt}-R_{ft}=\alpha_p+\beta_p(R_{mt}-R_{ft})+\epsilon_{pt}$와 같은 CAPM 회귀분석을 통하여 계산하였다.

<표 6> 발생액 집단에 대한 비기대수익률

1부 : 규모조정수익률 SAR			
발생액 순위	TACC	DACC	NDACC
	계수(t값)	계수(t값)	계수(t값)
최저	0.0476(2.32)*	0.0730(2.95)*	0.0486(1.79)
2	0.1198(3.89)**	0.0592(2.04)a	0.0598(2.40)*
3	0.0640(1.86)a	0.0800(4.62)**	0.0443(1.24)
4	0.0573(1.63)	0.0857(1.95)a	0.0461(2.16)*
5	0.0738(1.90)a	0.0340(1.10)	0.0580(3.37)**
6	0.0308(1.00)	0.0508(1.91)a	0.0982(4.51)**
7	0.0399(1.21)	0.0412(1.10)	0.0234(1.57)
8	0.0215(0.88)	0.0172(0.81)	-0.0228(-0.62)
9	-0.0051(-0.21)	-0.0230(-1.11)	0.0198(0.55)
최고	-0.0641(-1.83)a	-0.0325(-0.97)	0.0099(0.12)
헤지	0.1117(3.04)*	0.1055(4.03)**	0.0387(0.48)
2부 : Jensen Alphas (CAPM 회귀분석) - 월별			
발생액 순위	TACC	DACC	NDACC
	계수(t값)	계수(t값)	계수(t값)
최저	-0.0070(-1.34)	-0.0050(-0.95)	-0.0212(-4.48)**
2	-0.0101(-2.34)*	-0.0085(-2.11)*	-0.0153(-3.55)**
3	-0.0061(-1.58)	-0.0059(-1.45)	-0.0125(-2.58)*
4	-0.0084(-2.01)*	-0.0051(-1.13)	-0.0131(-3.59)**
5	-0.0088(-2.06)*	-0.0124(-3.34)**	-0.0147(-3.60)**
6	-0.0147(-4.28)**	-0.0131(-3.07)**	-0.0062(-1.58)
7	-0.0143(-3.35)**	-0.0175(-4.31)**	-0.0083(-1.90)a
8	-0.0146(-3.36)**	-0.0178(-4.52)**	-0.0140(-2.81)**
9	-0.0179(-4.81)**	-0.0171(-4.14)**	-0.0093(-2.14)*
최고	-0.0226(-5.42)**	-0.0221(-5.26)**	-0.0096(-2.12)*
헤지	0.0155(2.52)*	0.0170(2.68)**	-0.0116(-1.78)a

주: 1. ** 유의수준 1%, * 유의수준 5%, a 유의수준 10%

이용하여 포트폴리오를 구성하고 다음해 4월부터 1년간의 월별수익률 자료를 이용하여 계산하였다. 연구기간이 단기라는 점을 고려하여 Mashruwala et al.(2006)과 같이 매월의 월별수익률 자료를 이용하여 계산하였다. 표본기간이 1995년부터 2005년까지 11개년이므로 각 발생액 포트폴리

$R_{pt}-R_{ft}$는 발생액 포트폴리오 p의 t월에 무위험이자율을 초과하는 월별수익률이고, $R_{mt}-R_{ft}$는 동일가중지수를 이용하여 계산된 시장프리미엄이다. 무위험이자율은 1년만기 통화안정채권의 수익률을 사용하였다. 회귀분석은 포트폴리오를 구성한 다음해의 4월부터 그 이듬해 3월까지 1년간의 월별 수익률 자료를 이용하여 추정되었다.

오별로 이용된 표본수는 132개(12개월×11년)이다. Jensen's alpha를 이용한 경우 TACC 양 극단의 포트폴리오를 이용한 헤지포트폴리오 수익률은 0.0155, DACC를 이용한 헤지포트폴리오 수익률은 0.0170으로 5% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 반면에 NDACC를 이용한 헤지포트폴리오 수익률은 음의 값으로 나타났다. Jensen's alpha를 이용한 헤지포트폴리오 수익률은 월별 자료를 이용한 것이므로 연간 수익률로 환산하면 TACC와 DACC를 이용한 헤지포트폴리오 수익률은 각각 0.180(0.015×12)와 0.204(0.0170×12)로 <표 5>의 발생액 10분위수를 이용한 수익률이나 <표 6> 1부의 SAR을 이용한 헤지포트폴리오의 수익률보다 다소 높게 나타났다. <표 6>의 SAR과 Jensen's alpha를 이용한 헤지포트폴리오 수익률은 발생액 정보를 이용한 전략으로 비기대수익률을 얻을 수 있다는 앞선 내용을 강화하는 결과이다.

추가적으로 IMF 외환위기라는 특수 상황이 연구결과에 미치는 효과를 배제하고 보다 강건한 결과 제시를 위해서 표본기간을 1999년부터 2005년까지 7개년으로 국한하여 앞에서 제시한 모형을 재분석하였다. 분석결과, 기술통계량과 자본시장의 반응에서 11개년을 분석한 결과와 유사한 것으로 나타났다.

구체적으로 살펴보면, 변수의 기술통계량에서 이익의 평균이 다소 높게 나타났는데 이는 영업활동 현금흐름의 상승에 기인한 것으로 판단되며, 이익과 이익 구성요소 변수 간의 상관계수도 다소 높아졌다. 11개년을 분석한 경우와 동일하게 이익기업에서 발생액(재량적 발생액 및 비재량적 발생액)의 지속성을 투자자들이 과대평가하는 것으로 나타났고, 반면에 손실기업에서는 발생액의 지속성을 과소평가하는 것으로 나타났다. 전체표본에서 10분위수 회귀분석방법을 사용한 경우 총발생액과 재량적 발생액을 이용한 투자전략의 수익률은 각각 14.8%와 15.1%로 나타났고 이익기업만을 사용한 경우 총발생액과 재량적 발생액을 이용한 투자전략의 수익률은 19.3%와 20.1%로 높게 나타났다. 따라서 외환위기 이후만을 분석하는 경우에도 분석의 결과는 달라지지 않는 것으로 나타나 본 연구에서 제시된 결과가 기간이나 표본에 국한되어 나타나는 결과가 아님을 알 수 있다.

5. 추가분석

이상의 분석결과는 이익기업과 손실기업에 대한 투자자의 반응이 차별적으로 나타난다는 것으로 Hayn(1995), Joos and Plesko(2005)의 주장과 일치하는 결과로 해석된다. Joos and Plesko(2005)는 손실기업 중에서도 일시적 손실기업과 지속적 손실기업에 대한 투자자의 기대가 다르다는 점을 제시하였다. 본 연구에서도 일시적 손실기업과 지속적 손실기업에 대한 투자자의 기대가 다른지를 검토하기 위해 등식(3)과 등식(6)을 확장하여 손실기업을 일시적 손실기업과 지속적 손실기업으로 구분하여 재분석하였다. 지속적 손실기업은 당기 손실기업 가운데 최근 4년간 지속적으로 손실이 발생한 기업으로 구분하고 나머지는 일시적 손실기업으로 구분하였다. 이와 같은 분류결과 손실기업 중 지속적 손실기업으로 분류된 기업은 손실기업의 28%가 해당되었다.

<표 7> 손실기업을 세분한 경우 이익 및 이익 구성요소 지속성에 대한 시장반응

1부 : $EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO \cdot POS_t + \gamma_2 CFO \cdot TLOSS_t + \gamma_3 CFO \cdot PLOSS_t + \gamma_4 TACC \cdot POS_t + \gamma_5 TACC \cdot TLOSS_t + \gamma_6 TACC \cdot PLOSS_t + \gamma_7 POS_t + \gamma_8 PLOSS_t + \zeta_{t+1}$

$SAR_{t+1} = \alpha + \beta(EARN_{t+1} - \gamma_0 - \gamma_1^* CFO \cdot POS_t - \gamma_2^* CFO \cdot TLOSS_t - \gamma_3^* CFO \cdot PLOSS_t - \gamma_4^* TACC \cdot POS_t - \gamma_5^* TACC \cdot TLOSS_t - \gamma_6^* TACC \cdot PLOSS_t - \gamma_7^* POS_t - \gamma_8^* PLOSS_t) + \zeta_{t+1}$

변 수	계 수		시장 합리성 검증	
	이익예측	가치평가	Likelihood Ratio	p값
CFO*POS	0.776**	0.935**	7.26	**0.007**
CFO*TLOSS	0.491**	0.052	10.74	**0.001**
CFO*PLOSS	0.374**	-0.367	10.51	**0.001**
TACC*POS	0.692**	1.022**	29.46	**0.000**
TACC*TLOSS	0.413**	0.141	5.22	**0.022**
TACC*PLOSS	0.323**	-0.298	11.95	**0.000**
$\gamma_2^* = \gamma_3^*$			2.68	0.101
$\gamma_5^* = \gamma_6^*$			4.43	**0.035**
$\gamma_2 - \gamma_2^* = \gamma_3 - \gamma_3^*$			1.32	0.251
$\gamma_5 - \gamma_5^* = \gamma_6 - \gamma_6^*$			2.63	0.104

2부 : $EARN_{t+1} = \gamma_0 + \gamma_1 CFO \cdot POS_t + \gamma_2 CFO \cdot TLOSS_t + \gamma_3 CFO \cdot PLOSS_t + \gamma_4 DACC \cdot POS_t + \gamma_5 DACC \cdot TLOSS_t + \gamma_6 DACC \cdot PLOSS_t + \gamma_7 NDACC \cdot POS_t + \gamma_8 NDACC \cdot TLOSS_t + \gamma_9 NDACC \cdot PLOSS_t + \gamma_{10} POS_t + \gamma_{11} PLOSS_t + \zeta_{t+1}$

$SAR_{t+1} = \alpha + \beta(EARN_{t+1} - \gamma_0 - \gamma_1^* CFO \cdot POS_t - \gamma_2^* CFO \cdot TLOSS_t - \gamma_3^* CFO \cdot PLOSS_t - \gamma_4^* DACC \cdot POS_t - \gamma_5^* DACC \cdot TLOSS_t - \gamma_6^* DACC \cdot PLOSS_t - \gamma_7^* NDACC \cdot POS_t - \gamma_8^* NDACC \cdot TLOSS_t - \gamma_9^* NDACC \cdot PLOSS_t - \gamma_{10}^* POS_t - \gamma_{11}^* PLOSS_t) + \zeta_{t+1}$

변 수	계 수		시장 합리성 검증	
	이익예측	가치평가	Likelihood Ratio	p값
CFO*POS	0.777**	0.938**	7.41	**0.006**
CFO*TLOSS	0.490**	0.051	10.74	**0.001**
CFO*PLOSS	0.367**	-0.374	10.34	**0.001**
DACC*POS	0.692**	1.021**	29.32	**0.000**
DACC*TLOSS	0.416**	0.145	5.11	**0.023**
DACC*PLOSS	0.324**	-0.297	11.94	**0.000**
NDACC*POS	0.714**	1.086**	10.33	**0.001**
NDACC*TLOSS	0.370**	0.077	1.35	0.245
NDACC*PLOSS	0.232**	-0.389	2.11	0.146
$\gamma_5^* = \gamma_6^*$			4.47	**0.034**
$\gamma_8^* = \gamma_9^*$			0.94	0.333
$\gamma_2 - \gamma_2^* = \gamma_3 - \gamma_3^*$			1.29	0.255
$\gamma_5 - \gamma_5^* = \gamma_6 - \gamma_6^*$			2.64	0.104
$\gamma_8 - \gamma_8^* = \gamma_9 - \gamma_9^*$			0.44	0.509

주: 1. 변수설명
EARN : 경상이익 CFO : 영업활동 현금흐름
TACC : 총발생액(EARN - CFO) DACC : 재량적 발생액
NDACC : 비재량적 발생액 POS : 이익기업 더미변수
TLOSS(PLOSS) : 일시적 손실기업(지속적 손실기업) 더미변수
SAR_{t+1} : t+1 회계연도 4월부터 다음연도 3월까지 1년간의 규모조정수익률
2. ** 유의수준 1%, * 유의수준 5%, a 유의수준 10%

<표 7>은 손실기업을 일시적 손실기업과 지속적 손실기업으로 세분하여 이익 및 이익 구성요소인 현금흐름과 발생액의 지속성에 대한 자본시장의 반응을 보고한 것이다. 1부는 현금흐름과 총발생액에 대한 추정 결과를 나타낸 것으로 일시적 손실기업과 지속적 손실기업 모두 현금흐름과 총발생액에 대해 과소반응하는 결과를 보이고 있다. 이는 <표 4>의 2부에서 손실기업에 대해 제시된 내용과 일치하는 것이다. 특이한 점은 일시적 손실기업에서는 발생액의 가치평가계수가 0.141인 반면 지속적 손실기업의 가치평가계수는 -0.298로 지속적 손실기업의 발생액 지속성이 낮고 5% 수준에서 유의한 것으로 나타났다(LR=4.43, p=0.035). 총발생액에 대해 일시적 손실기업의 이익예측계수와 가치평가계수 간의 차이는 0.272인 반면 지속적 손실기업의 경우는 0.621로 지속적 손실기업의 경우가 높으나 10% 수준에서 유의적인 차이는 나타나지 않았다 (LR=2.63, p=0.104).

2부는 발생액을 재량적 발생액과 비재량적 발생액으로 구분하여 추가적인 분석결과를 제시하였다. 재량적 발생액의 경우 일시적 손실기업의 가치평가계수가 0.145인 반면 지속적 손실기업의 가치평가계수는 -0.297로 지속적 손실기업의 발생액 지속성을 더 낮게 평가하는 것으로 나타났다(LR=4.47, p=0.034). 반면 비재량적 발생액의 경우 일시적 손실기업의 가치평가계수가 0.077인 반면 지속적 손실기업의 가치평가계수는 -0.389로 두 계수간의 차이가 없는 것으로 나타났다 (LR=0.94, p=0.333). 이상의 결과는 투자자들이 손실기업의 발생액에 대해서는 과소반응하고 있으며 특히 지속적 손실기업의 재량적 발생액에 대해 가치평가를 낮추고 있는 것으로 일시적 손실기업과 지속적 손실기업에 대한 투자자의 기대가 다르다는 Joos and Plesko(2005)의 결과와 일치하는 증거로 해석된다.

Ⅴ. 요약 및 결론

본 연구는 미국시장을 중심으로 보고된 발생액 이상현상이 국내시장에서도 존재하는지를 분석하였다. 손실기업의 경우 이익기업과는 투자자의 평가가 다르다는 선행연구에 기초하여 발생액 이상현상이 이익기업과 손실기업에서 차별적으로 발생하는지를 분석하였다. 이를 위해 이익기업과 손실기업으로 구분하여 현금흐름 및 발생액에 대한 미래이익의 지속성을 분석하고, 자본시장에서 현금흐름 및 발생액의 지속성을 투자자들이 합리적으로 평가하고 있는지를 분석하였다.

분석결과 이익기업과 손실기업 간에 이익 및 이익 구성요소의 지속성에 유의적인 차이가 존재하는 것으로 나타났다. 이익의 지속성뿐만 아니라 현금흐름과 발생액의 지속성 모두 이익기업이 손실기업보다 유의하게 높은 것으로 나타났다. Mishkin 검증을 이용하여 이익과 그 구성요소의 지속성에 대한 자본시장의 반응을 분석한 결과 전체기업을 대상으로 하는 경우 현금흐름에 대해서는 과소반응하지만 발생액에 대해서는 과소/과대반응한다는 증거는 나타나지 않았다. 그러나 표본을 이익기업과 손실기업으로 구분하는 경우 이익기업에서 투자자들이 발생액 정보에 대해 과대반응하는 것으로 나타났다. 이익기업의 발생액에 대한 과대반응은 재량적 발생액뿐만 아니라 비재량적 발생액에 대해서도 존재하는 것으로 나타났다. 반면에 손실기업의 경우

는 발생액에 대해 과소반응하고 있으며 과소반응은 재량적 발생액에 대한 과소반응에 기인하는 것으로 나타났다. 추가적으로 수익률 회귀분석 결과, 이익기업의 경우 총발생액과 재량적 발생액을 이용한 투자전략으로 유의적인 비기대수익률을 창출하는 것으로 나타났다. 이상의 분석결과는 국내 자본시장에서 발생액에 대한 투자자들의 평가가 이익기업과 손실기업에 대해 차별적으로 이루어지고 있으며 Sloan(1996) 등의 선행연구에서 보고된 발생액 이상현상은 이익기업을 중심으로 발생하는 것으로 나타났다.

본 연구의 실증결과는 Sloan(1996), Richardson et al.(2006)과 같이 경영자의 자의적인 발생액 조정으로 인한 회계상의 왜곡이 발생액의 과대반응에 대한 한 가지 설명으로 보인다. 그러나 기존 연구에서 지적하는 바와 같이 Fairfield et al.(2003)과 같이 새로운 투자에 대한 한계수익의 체감 때문에 나타나는 결과일 수도 있음을 완전히 배제할 수는 없다. 뿐만 아니라 시장합리성 검증결과는 본 연구에서 사용된 제한된 표본만을 대상으로 한 결과라는 점에서 결과해석에 유의할 필요가 있다. Sun(2003)은 자본시장이 다른 시점, 다른 기업에 대해서 이익의 지속성을 정확히 평가하거나 혹은 과대(과소)평가할 수도 있지만 Mishkin 검증에서의 가치평가계수의 의미는 다른 시점, 다른 기업에 대해서 가중평균된 가치평가이기 때문에 표본에 포함된 기업-연 자료에 따라 자본시장의 반응이 다르게 나타날 수도 있음을 지적하고 있다.

발생액 이상현상에 대해서는 존재여부와 발생원인에 대해 여러 가지 논의가 진행 중이며 우리나라 시장에서는 발생액 이상현상이 명백히 존재한다는 합의가 이루어지지 않은 것으로 판단된다. 본 연구의 결과는 국내시장의 발생액 이상현상이 이익기업을 중심으로 하여 나타난다는 증거를 제시한 것으로 관련 후속 연구의 기초연구로 활용될 수 있을 것으로 판단된다.

참고문헌

고종권・윤성수. 2006. “재무보고이익-세무보고이익의 차이와 이익, 현금흐름 및 발생액의 지속성과 자본시장반응”. 회계학연구 제31권 제1호 : 127-162.

권기정・조성표. 2004. “옵션기준 지분가치평가모형을 이용한 회계이익과 장부가치의 기업가치 관련성 분석”. 한국회계학회 2004년 동계학술대회 발표논문집 : 650-680.

나종길. 1995. “적자보고와 자본시장의 반응에 관한 연구”. 회계학연구 제20권 제3호 : 1-22.

_____. 2006. “회계발생의 정보성에 대한 투자자의 효율성,” 경영연구 제21권 제4호 : 1-30.

서정우・박경재. 2000. “손실기업의 가치평가와 회계정보의 중요도 변화”. 한국회계학회 2000년 동계학술연구발표회 발표논문집 : 197-219.

Ali, A., L. Hwang, and M. Trombley. 2001. Accruals and Future Stock Returns : Tests of the Naive Investor Hypothesis. *Journal of Accounting, Auditing and Finance* 15 : 161-182.

Ball, R. and L. Shivakumar. 2006. The Role of Accruals in Asymmetrically Timely Gain and Loss Recognition. *Journal of Accounting Research* 44 : 207-242.

Barth, M. E. and A. P. Hutton. 2004. Analyst Earnings Forecast Revisions and the Pricing of Accruals. *Review of Accounting Studies* 9 : 59-96.

Basu, S. 1997. The Conservatism Principle and the Asymmetric Timeliness of Earnings. *Journal of Accounting and Economics* 24 : 3-37.

Beneish, M. D. and M. E. Vargus. 2002. Insider Trading, Earnings Quality, and Accrual Mispricing. *The Accounting Review* 77 : 755-791.

Bradshaw, M., S. Richardson, and R. Sloan. 2001. Do Analysts and Auditors Use Information in Accruals? *Journal of Accounting Research* 39 : 45-74.

Brav, A. and J. B. Heaton. 2002. Competing Theories of Financial Anomalies. *Review of Financial Studies* 15 : 575-606.

Chan, K., L. Chan, N. Jegadeesh, and J. Lakonishok. 2006. Earnings Quality and Stock Returns. *Journal of Business* 79 : 1041-1082.

Collins, D. W. and P. Hribar. 2000. Earnings-based and Accrual-based Market Anomalies: One Effect or Two? *Journal of Accounting and Economics* 29 : 101-123.

Collins, D. W., G. Gong, and P. Hribar. 2003. Investor Sophistication and the Mispricing of Accruals. *Review of Accounting Studies* 8 : 251-276.

Cooper, M., H. Gulen, and M. Schill. 2005. What Best Explains the Cross-section of Stock Returns? Exploring the Asset Growth Effect. *Working paper*, Purdue University.

Dechow, P. M. 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., R. Sloan, and A. Sweeny. 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review* 70 : 193-225.

Desai, H. S. Rajgopal, and M. Venkatachalam. 2004. Value-glamour and Accruals Mispricing: One Anomaly or Two? *The Accounting Review* 79 : 355-385.

Dopuch, N., C. Seethamraju and W. Xu. 2005. The Pricing of Accruals for Profit and Loss Firms. *Working Paper*. Washington University and State University of New York.

Fairfield, P., S. Whisenant and T. Yohn. 2003. The Differential Persistence of Accruals and Cash Flows for Future Operating Income versus Future Profitability. *Review of Accounting Studies* 8 : 211-243.

Fama, E. and J. MacBeth. 1973. Risk, Return, and Equilibrium : Empirical Tests. *Journal of Political Economy* 81 : 607-636.

Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2003. Accounting Anomalies and Information Uncertainty. *Working Paper*. Duke University and University of Wisconsin.

Freeman, R. N., J. A. Ohlson, and S. H. Penman. 1982. Book Rate-of-return and Prediction of Earnings Changes : An Empirical Investigation. *Journal of Accounting Research* 20 : 639-653.

Guay, W. R. and B. K. Sidhu. 2001. The Usefulness of Long-term Accruals. *Abacus* 37 : 110-131.

Hayn, C. 1995. The Information Content of Losses. *Journal of Accounting and Economics* 20 : 155-192.

Hanlon, M. 2005. The Persistence and Pricing of Earnings, Accruals and Cash Flows When Firms Have Large Book-Tax Differences. *The Accounting Review* 80 : 137-166.

Hribar, P. and D. W. Collins. 2002. Errors in Estimating Accruals: Implications for Empirical Research. *Journal of Accounting Research* 40 : 105-134.

Jagadeesh, N. and S. Titman. 1993. Returns to Buying Winners and Selling Losers : Implications for Stock Market Efficiency. *The Journal of Finance* 48 : 65-91.

Jonas, G. and J. Blanchet. 2000. Assessing Quality of Financial Reporting. *Accounting Horizons* 14 : 353-363.

Jones, J. 1991. Earnings Management during Import Relief Investigations. *Journal of Accounting Research* 20 : 193-228.

Joos, P. and G. Plesko. 2005. Valuing Loss Firms. *The Accounting Review* 80 : 847-870.

Kraft, A., A. Leone, and C. Wasley. 2006. An Analysis of the Theories and Explanations Offered for the Mispricing of Accruals and Accrual Components. *Journal of Accounting Research* 44 : 297-339.

Mashruwala, C., S. Rajgopal, and T. Shevlin. 2006. Why Is the Accrual Anomaly Not Arbitraged Away? The Role of Idiosyncratic Risk and Transaction Costs. *Journal of*

Accounting and Economics 42 : 3-33.

Minton, B. A., C. M. Schrand, and B. R. Walter. 2002. The Role of Volatility in Forecasting. *Review of Accounting Studies* 7 : 195-215.

Mishkin, F. 1983. *A Rational Expectations Approach to Macroeconometrics : Testing Policy Effectiveness and Efficient Markets Models*. Chicago. IL. University of Chicago Press for the National Bureau of Economic Research.

Ohlson, J. 2001. Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation : The Empirical Perspective. *Contemporary Accounting Research* 18 : 107-120.

Pincus, M., S. Rajgopal and M. Venkatachalam. 2007. The Accrual Anomaly : International Evidence. *The Accounting Review* 82 : 169-203.

Rangan, S. 1998. Earnings Management and the Performance of Seasoned Equity Offerings. *Journal of Financial Economics* 50 : 101-122.

Richardson, S., R. Sloan, M. Soliman, and I. Tuna. 2005. Accrual Reliability, Earnings Persistence and Stock Prices. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 437-485.

Richardson, S., R. Sloan, M. Soliman, and I. Tuna. 2006. The Implications of Accounting Distortions and Growth for Accruals and Profitability. *The Accounting Review* 81 : 713-743.

Sloan, R. 1996. Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings? *The Accounting Review* 71 : 289-316.

Sun, Y. 2003. Analysis of Accrual Mispricing. *Working Paper*. Washington University.

Teoh, S. H., T. J. Wong, and G. R. Rao. 1998. Are Accruals during Initial Public Offerings Opportunistic? *Review of Accounting Studies* 3 : 175-208.

Thomas, J. K. and P. H. Zhang. 2002. Inventory Changes and Future Returns. *Review of Accounting Studies* 7 : 163-187.

Titman, S., K. C. Wei, and F. Xie. 2004. Capital Investments and Stock Returns. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 39 : 677-700.

Xie, H. 2001. The Mispricing of Abnormal Accruals. *The Accounting Review* 76 : 357-373.

Zach, T. 2003. Inside the Accrual Anomaly. *Working Paper*. Washington University. St. Louis.

The Persistence and Market Pricing of Earnings and Components for Profit and Loss Firms

Hwa Deuk Yi* · Jong Kwon Ko** · Jong Hyun Kim***

〈Abstract〉

Sloan(1996) reports that the persistence of accruals for future earnings is lower than that of cash flows, but investors do not properly reflect the persistence of earnings components. After he first documents the accrual anomaly characterized by investors' underpricing of cash flows and overpricing of accruals, many studies extends the accrual anomaly. Xie(2001) decomposes accruals into discretionary(abnormal) accruals and non-discretionary(normal) accruals and tests whether stock prices rationally reflect the persistence of these accruals. He finds that investors overestimate the persistence of discretionary accruals and consequently overprice discretionary accruals. However, he could not find significant evidence of overpricing of non-discretionary accruals. Richardson et al.(2005) categorize the accruals according to their reliability and test whether less reliable accruals lead to lower earnings persistence and whether investors rationally reflect lower earnings persistence. They find that less reliable accruals lead to lower earnings persistence and investors do not rationally reflect lower earnings persistence, leading to significant stock mispricing.

The accrual anomaly reported is mainly based on data from the U.S. capital markets. Pincus et al.(2007) investigate whether the accrual anomaly generalizes to other countries and whether the occurrence of the accrual anomaly is associated with country-level accounting and institutional structures. They find that the accrual anomaly exists in only four countries, Australia, Canada, the U.K. and the U.S. out of 20 countries considered. They also find that the accrual anomaly is more likely to occur in countries having a common law legal tradition, where extensive use of accrual accounting permitted, where concentration of share ownership is lower, and where outside shareholder rights are weaker.

This study examines whether the accrual anomaly occurs in the Korean capital markets. The evidence of the accrual anomaly in Korea may be interesting for two reasons. First, Pincus et al.(2007) does not include Korean firms. Second, Korea has a code law tradition, so the accrual anomaly is less likely to occur. However, extensive use of accrual accounting is permitted in Korea and the accrual anomaly is more likely to occur. The occurrence of the accrual anomaly depends on which of two factors is more dominant.

This paper also examines whether accrual anomaly for profit firms is different from that for loss firms. This study analyzes earnings persistence of accruals and cash flows for profit and loss firms and test whether stock prices reflect properly the persistence of earnings components. The sample consists of manufacturing firms listed on Korea Stock Exchange for 11 years from 1995 to 2005.

The empirical results show that earnings persistence for profit firms is significantly higher than that for loss firms. The persistence of cash flows is higher than that of accruals for both profit firms and loss firms. The results also indicate that the persistence of all earnings components, cash flows, non-discretionary accruals and discretionary accruals for profit firms is significantly

higher than that for loss firms, respectively.

The results of market response to earnings and its components show that accrual anomaly exists in the Korean capital markets, only for profit firms. That is, investors overestimate the persistence of accruals for profit firms. Investors' overpricing of accruals extends to non-discretionary accruals as well as discretionary accruals for profit firms. On the other hand, contrary to the profit firms, investors underestimate the persistence of accruals for loss firms.

This study contributes to academic future research in the accounting and finance area by providing an evidence that the accrual anomaly exists in the Korean capital markets only for profit firms.

<Key words> Earnings persistence; Profit firms; Accrual anomaly; Market mispricing

* Professor, School of Business, Hanyang University, Seoul
** Professor, School of Business, Hanyang University, Seoul
*** Lecturer, School of Business, Hanyang University, Seoul