

제작성된 재무제표의 정보효과에 관한 연구

김문철

경희대학교 경영대학 경영학부
(kimc@khu.ac.kr)

전영순

중앙대학교 경영대학 경영학부
(yscheon@chungang.edu)

황인테

중앙대학교 경영대학 경영학부
(ithwang@cau.ac.kr)

최근에 제록스, 엔론, 월드컴 등 국제적인 우수기업들이 재무제표의 제작성을 통해 과거에 과대 계상했던 엄청난 이익을 제각해야 하는 상황이 발생함에 따라 기업의 재무보고 신뢰성에 대한 심각한 의문이 제기되었다. 이에 따라 재무제표 제작성이 기업가치에 미치는 영향에 대한 다양한 연구가 이루어졌고 미국의 2002년 Sarbanes-Oxley Act에서도 경영자의 잘못에서 기인한 재무제표 제작성에 대한 제재를 규정하는 등 재무제표 제작성에 대한 관심이 매우 증대되었다.

국내에서도 재무제표의 제작성을 통해 과거연도에 과대 계상되었던 순자산을 수정하는 사례가 종종 보고된다. 미국의 선행연구들은 재무제표 제작성의 공시가 주가하락을 초래함을 보고하였다. 이는 재무제표의 제작성이 회계정보의 신뢰성 하락과 밀접하게 관련되어 있음을 의미한다. 우리나라의 경우 1999년부터 전기오류수정손익에 대해 비교목적으로 공시되는 전기 재무제표를 제작성하도록 하고 있으며 2002년부터는 회계정책의 변경에 대해서도 재무제표의 제작성이 요구되고 있다. 본 연구는 전기 재무제표를 제작성한 기업을 대상으로 제작성의 정보효과를 검토한다.

실증분석 결과에 의하면, 오류수정 사유로 전기 재무제표를 제작성하였거나, 제작성 사유로 인해 당초의 이익이 과대 계상된 경우에 부정적인 주가반응이 나타났으며 또한 제작성이 전기의 보고이익에 미치는 효과가 클수록 부정적 주가반응도 더 크게 나타나고 있다. 그러나 재무제표 제작성을 초래한 회계항목이 핵심항목인지 여부나 제작성을 초래한 계정항목의 수 등과 같이 재무제표 제작성에 관련된 세부적인 정보에 대하여는 주식시장이 유의한 반응을 보이지 않는다. 이러한 결과는 우리나라에서 재무제표의 제작성이라는 회계처리가 상대적으로 최근에 도입되었기 때문에 정보이용자들이 재무제표의 제작성이라는 사건에는 관심을 보이지만 제작성에 관련된 세부적인 분석은 아직 충분히 행하고 있지 못함을 시사한다.

주제어: 재무제표 제작성, 전기오류수정손익, 회계변경, 이익조정, 핵심항목

1. 서론

최근에 제록스, 엔론, 월드컴 등 국제적인 우수 기업들이 재무제표의 제작성을 통해 과거에 과대 계상했던 엄청난 이익을 제각해야 하는 상황이 발생함에 따라 기업의 재무보고 신뢰성에 대한 심각한 의문이 제기되었다. 이러한 주장과 일관성 있게

미국의 선행연구들은 오류수정으로 인해 재무제표가 제작성되는 경우 부정적인 주가반응이 초래됨을 보고하고 있다(Palmrose et al. 2004; GAO 2002; Wu 2002; Palmrose and Scholz 2004). 또한 재무제표의 제작성은 자본조달비용을 증가시킬 뿐만 아니라 해당 기업에 대한 투자자들의 신뢰성 저하도 초래한다(Hribar and Jenkins 2004; Anderson and Yohn 2002; GAO 2002).

이처럼 재무제표 제작성으로 인한 부정적인 영향이 부각되면서 2002년 Sarbanes-Oxley Act에서 재무제표 제작성에 관한 내용을 담고 있다. 동법의 Section 304는 기업이 재무보고서 작성과 관련하여 증권관련법에서 정하는 사항을 중대하게 위반하여 회계수치를 수정하는 경우 최고경영자와 재무담당책임자는 일정기간동안 받은 상여금이나 성과급 성격의 급여를 반환하도록 요구하고 있다. 물론 이 경우 최고경영자나 재무담당책임자의 잘못(misconduct)이 전제가 되지만 회계개혁법에서까지 재무보고서의 제작성 관련 사항을 포함하였다는 것은 재무제표 제작성의 심각성을 입증하는 것이라 할 수 있다. 이러한 취지에서 2002년 Sarbanes-Oxley Act에 근거하여 설립된 회계감독위원회(Public Company Accounting Oversight Board: PCAOB)는 2004년 제정된 감사기준서 2호에서 오류수정으로 인해 전기 재무제표를 제작성하는 경우 재무보고와 관련된 내부통제에 중대한 결함이 있는 것으로 판단하도록 규정하고 있다(PCAOB Auditing Standard No. 2). 국내에서도 재무제표의 제작성을 통하여 과거연도에 과대 계상되었던 순자산을 수정 보고하는 사례가 종종 있었다.¹⁾ 최근에는 증권관련 집단소송법의 도입과 더불어 남소를 방지하고 과거분식을 해소할 기회를 주자는 취지 아래 감독규정을 개정하여 오류수정에 의한 재무제표 제작성을 유도하기도 하였다.²⁾ 재무제표의 제작성이 회계정보의 신뢰성 하락과 밀접하게 관련

되어 있음을 감안하면 우리나라에서도 재무제표 제작성에 관한 실태 파악과 그를 기초로 한 관련 규정의 정비가 시급히 요구된다고 할 수 있다.

우리나라에서 재무제표가 제작성되는 경우는 회계정책의 변경과 오류수정이다. 회계정책의 변경은 재무제표의 작성과 보고에 적용하던 회계정책을 다른 회계정책으로 바꾸는 것을 의미하며,³⁾ 오류수정은 전기 또는 그 이전의 재무제표에 포함된 회계적 오류를 당기에 발견하여 이를 수정하는 것을 말한다. 우리나라에서 회계정책의 변경과 오류수정에 관한 회계처리기준은 여러 번의 제·개정을 거쳐 기업회계기준서 1호(이하 '기준서 1호')에 이르게 되었다.

기업회계기준이 최초로 제정된 1981년부터 1998년까지는 회계정책의 변경이 과거 재무제표에 미치는 누적효과를 당기 이후의 기간에 반영하는 전진법으로 회계처리하도록 하였다. 1998년말 개정된 기업회계기준에서는 회계정책의 변경으로 인한 누적효과를 전기이월이익잉여금에 조정하는 소급법으로 바뀌었다. 그러나 회계정책의 변경으로 인해 영향을 받은 과거연도의 재무제표가 당기 재무제표와 비교목적으로 제시되는 경우에도 전기 재무제표의 제작성을 요구하지 않았다. 그 후 2002년부터 적용되는 기준서 1호에서는 비교목적으로 제시되는 전기 재무제표를 제작성하도록 하였다.

오류수정으로 인한 누적효과는 1996년 이전에는 전기이월이익잉여금을 조정하는 소급법으로 회계처

1) 예를 들어, 대한항공은 해외 금융회사인 Korean Air Lease and Finance Co., Ltd.("KALF") 설립시 KALF를 통해 임차하여 사용하고 있는 항공기 및 엔진을 운용리스로 회계처리하여 왔으나 금융감독원의 질의회신에 따라 2003년 중 동 리스에 대한 회계처리를 운용리스에서 금융리스로 변경하였다. 이로 인하여 전기 재무제표를 제작성하여 2002회계연도의 자산은 3조2,229억원 과소 계상, 부채와 자본은 각각 3조2,067억원과 162억원이 과소 계상되는 결과를 보고한 바 있다.

2) 외부감사 및 회계등에 관한 규정에서는 2004년 12월 31일 이전의 재무제표에 포함된 회계처리기준 위반사항에 대하여 2006년 12월 31일까지 결산일이 도래하는 사업연도의 재무제표에서 전기오류수정손익처리 등 실질에 맞는 방향으로 수정하여 공시한 경우에는 감리대상에서 제외될 수 있음을 규정하고 있다(외부감사및회계등에관한규정 제48조2항4호).

3) 기업회계기준서 1호가 제정되기 전에는 회계정책의 변경이라는 용어 대신 회계기준의 변경이라는 용어를 사용하였다.

리하되 전기 재무제표의 재작성을 요구하지 않았다. 그러다가 1997-1998 회계연도에는 오류수정의 효과를 전부 당기손익으로 반영하는 당기일괄법으로 바뀌었다. 1999 회계연도 이후에는 법인세환급·추납액을 제외한 오류수정에 대해서는 다시 소급법으로 환원하였다. 기준서 1호가 적용되는 2002년 이후에는 중대하지 않은 오류의 수정은 당기일괄법으로, 재무제표의 신뢰성에 심각한 손상을 초래할 수 있는 중대한 오류는 소급법으로 회계처리하도록 하였다. 따라서 기준서 1호에서는 회계정책의 변경 및 중대한 회계오류가 발생하는 경우 비교표시 목적으로 제시되는 전기 재무제표가 재작성된다.

본 연구는 전기 재무제표를 재작성한 기업을 대상으로 그 재작성 효과를 검토한다. 구체적으로 재무제표 재작성이 주가에 부정적인 영향을 초래하는지를 검토한다. 우리나라의 경우 1999년부터 전기 오류수정손익이 발생한 경우에 비교목적으로 공시되는 전기 재무제표를 재작성하도록 요구하여 왔다. 이는 재무제표의 재작성이 기업성과의 기간별 비교가능성을 제고함으로써 회계정보의 유용성을 높일 수 있다는데 근거한 것이다. 그런데 이러한 주장이 기초하고 있는 중요한 전제는 시장에서 투자자들이 재작성된 재무제표의 정보에 대하여도 충분한 주의를 기울이고 그 정보를 활용한다는 것이다. 그러나 투자자들이 비교목적으로 제시되는 재작성된 재무제표에 주의를 기울이지 않는다면 재무제표의 재작성은 정보효과가 없을 수 있다. 따라서 재무제표 이용자들이 전기오류수정으로 인하여 재작성되는 재무제표에 대해서도 적절하게 반응하는가를 검토할 필요가 있다.

앞서 설명한 바와 같이 2002년부터 우리나라에서는 오류수정뿐만 아니라 회계정책의 변경에 대해서도 재무제표의 재작성이 요구되고 있다. 그러나

재무제표 재작성의 정보효과를 연구한 모든 선행연구는 오류수정으로 인한 재작성과 주가와 관계만 연구하였으며 회계정책의 변경으로 인한 재작성이 시장에 제공하는 정보효과에 대한 연구는 현재까지 이루어지지 않았다. 본 연구는 회계오류로 인해 재작성된 재무제표의 정보효과와 더불어 회계정책의 변경으로 재작성된 재무제표의 정보효과도 함께 검토한다.

아울러 본 연구는 재작성된 재무제표가 부정적인 주가반응을 초래하는 원천에 대해 조사한다. 재무제표의 재작성이 부정적인 주가반응을 초래한다는 것은 기업가치 결정과 밀접하게 관련되어 있는 기업의 기본적 특성(fundamentals)에 부정적인 변화가 발생하였다는 정보를 제공함을 의미한다. 우선 재무제표의 재작성이 기업의 미래 기대수익의 감소나 미래 불확실성의 증가에 대한 직접적인 정보를 제공할 수 있다. 반면, 기업의 미래 전망이나 불확실성에는 변화가 없더라도 재무제표 재작성 자체가 경영자의 성실성이나 자질에 대한 의문을 제기하여 간접적으로 기업의 미래 기대수익을 감소시키거나 불확실성을 증가시킴으로써 궁극적으로 부정적인 주가하락을 초래할 수 있다(Palmrose et al., 2004). 따라서 본 연구는 재작성된 재무제표의 정보효과에서 나아가 그 정보효과를 초래한 원천에 대해 조사한다.

코스닥상장기업의 경우 기업지배구조나 주식시장의 자율규제 및 감시기능은 주권상장기업에 비해 훨씬 떨어진다. 따라서 코스닥상장기업의 경우 감시기능의 소홀로 주권상장기업에 비해 이익조정이 보다 용이할 수 있다. 주권상장기업에 비하여 코스닥상장기업의 이익조정 현상이 더 강하게 나타남을 보고하는 선행연구는 이를 지지한다고 하겠다(윤순석 2001). 이러한 시장의 구조적 차이로 인해 재

작성되는 재무제표에 대한 시장반응에도 차이가 존재할 수 있다. 따라서 본 연구는 주권상장기업과 코스닥상장기업 간에 제작성된 재무제표의 정보효과에 차이가 존재하는지에 대해서도 비교분석한다. 본 연구의 표본은 1999-2003 회계연도 동안 재무제표를 제작성한 주권상장기업 및 코스닥상장기업 중 비금융업에 속하며 실증분석에 필요한 주식수익률 및 재무제표 자료가 이용 가능한 총 298 기업-연도이다. 전체표본을 대상으로 한 실증분석 결과, 오류수정 사유로 전기 재무제표를 제작성하였거나 제작성 사유로 인해 당초의 이익이 과대 계상된 경우에 부정적인 주가반응이 나타났으며 또한 제작성이 전기의 보고이익에 미치는 효과가 클수록 부정적 주가반응도 더 크게 나타나고 있다. 아울러 오류수정으로 재무제표가 제작성되는 경우 제작성의 효과가 커질수록 부정적인 주가반응은 심화된다. 그러나 재무제표 제작성을 초래한 회계항목이 핵심항목인지 여부나 제작성을 초래한 계정과목의 수 등과 같이 재무제표 제작성에 관련된 세부적인 정보에 대하여는 주식시장이 유의한 반응을 보이지 않는다. 이러한 결과는 우리나라에서 재무제표의 제작성이라는 회계처리가 상대적으로 최근에 도입되었기 때문에 정보이용자들이 재무제표의 제작성이라는 사건에는 관심을 보이지만 제작성에 관련된 세부적인 분석은 아직 충분히 행하고 있지 못함을 시사한다.

주권상장기업만을 대상으로 한 실증분석 결과는 전체표본을 대상으로 한 결과와 유사하다. 반면, 코스닥상장기업의 경우에는 재무제표를 제작성하더라도 부정적인 주가반응이 나타나지 않는다. 이는 코스닥상장기업과 주권상장기업간의 특성차이로 회계정보가 주가에 미치는 영향이 상이할 수 있음을 의미한다.

본 연구의 결과에 따르면 회계오류로 인하여 제작성된 재무제표의 정보에 대해 주식시장의 투자자들이 유의한 반응을 보이는 것으로 나타나고 있다. 이는 재무제표의 제작성이 우리나라 투자자들에게 유용한 정보를 전달한다는 것을 의미한다. 그럼에도 불구하고, 재무제표 제작성이 이익반응계수로 측정되는 이익의 질적 수준에는 유의한 영향을 미치지 않는 것으로 나타난다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. II절에서는 회계변경 및 오류수정에 관한 회계처리기준이 변천되어 온 과정을 개관한다. III절에서는 선행연구를 고찰하며, IV절에서는 연구가설을 기술한다. V절에서는 연구방법 및 표본을 논의하고, VI절에서는 연구결과를 분석한다. 끝으로 VII절에서는 연구결과의 요약과 실무적 시사점을 제시한다.

II. 회계변경 및 오류수정에 관한 회계처리기준의 변천

우리나라의 회계변경 및 오류수정에 관한 회계처리는 지난 10여 년간 몇 차례 제·개정을 거듭하면서 현행 기준서 1호의 내용에 이르르게 되었다. <도표 1>은 회계변경 및 오류수정에 대한 회계처리규정을 시기별로 요약하여 제시한다.

회계변경은 회계정책의 변경과 회계추정의 변경으로 구성된다. 회계정책의 변경은 재무제표의 작성과 보고에 적용하던 회계정책을 다른 회계정책으로 바꾸는 것을 의미하며, 회계추정의 변경은 지금까지 사용해오던 회계적 추정치의 근거와 방법을 바꾸는 것을 말한다. 반면 오류수정은 전기 또는 그 이전의 재무제표에 포함된 회계적 오류를 당

〈도표 1〉 회계변경 및 오류수정에 관한 회계처리의 변천

기준 제·개정연도 (적용 회계연도)	회계정책의 변경	회계추정의 변경	오류수정
1981. 12. 23 제정 (1982)	- 당기이후 기간에 반영 (전진법)	- 당기이후 기간에 반영(전진법)	- 전기이월이익잉여금에 가감 - 전기 재무제표 제작성 안함
1990. 3. 29 개정 (1991)	- 주식 기재사항 추가	- 주식 기재사항 추가	- 주식 기재사항 추가
1996. 4. 1 개정 (1997)	- 변동 없음	- 변동 없음	- 특별손익항목으로 당기손익에 반영
1998. 12. 12 개정 (1999, 조기적용 허용)	- 전기이월이익잉여금에 가감 - 전기 재무제표 제작성 안함 - 과거 재무제표 영향 주식기재	- 변동 없음	- 법인세환급액·추납액은 영업외수익·비용 - 기타 오류수정은 이익잉여금 조정 - 비교표시 전기재무제표 제작성
2001. 1. 22 실무의견서 2001-2 (2001)	- 변동 없음	- 변동 없음	- 회계상 오류없이 발생한 법인세환급·추납액은 영업외손익 - 기타 오류수정은 이익잉여금 조정 - 비교표시 전기재무제표 제작성
2001. 3. 30 기업회계기준서 1호 (2002, 조기적용 허용)	- 회계정책의 변경은 소급하여 전기이월이익 잉여금에 반영 - 비교표시 전기재무제표 제작성 - 회계정책변경의 누적 효과를 합리적으로 결정하기 어려운 경우 당기이후 기간에 반영	- 변동 없음	- 회계상 오류없이 발생한 법인세환 급·추납액은 영업외수익·비용 - 기타 오류수정손익 · 중대한 오류는 이익잉여금을 조정하고 비교표시 전기재무제표 제작성 · 중대하지 않은 오류는 영업외손익

기에 발견하여 이를 수정하는 것을 말한다. 기업회계기준이 최초 제정된 1981년 이후 현재까지 회계추정의 변경으로 인한 누적효과는 전진적으로 당기이후의 손익에 반영되었다. 회계정책 변경의 누적효과 또한 1998년까지는 회계추정의 변경과 마찬가지로 전진적으로 당기 이후의 손익에 반영되었다. 회계정책 변경의 누적효과에 관한 회계처리방법은 1998년말 기업회계기준의 개정을 통해 전기이월이익잉여금을 조정하는 소급법으로 바뀌었다.

하지만 비교표시 목적으로 제시되는 과거 재무제표의 제작성은 요구되지 않았다. 그러다가 2001년 제정된 기준서 1호에서는 비교표시 목적으로 제시되는 전기 재무제표의 제작성을 요구하고 있다. 즉, 회계추정의 변경은 일관성 있게 전진법으로 회계처리되었지만 회계정책의 변경은 전진법에서 소급법으로 바뀌었다.

한편, 오류수정이 과거연도에 미친 영향은 1996년까지 전기이월이익잉여금을 조정하는 방법으로

소급하여 회계처리되었으나 전기 재무제표의 재작성이 요구되지는 않았다. 1996년 개정된 기업회계 기준에서는 오류수정의 효과를 특별손익항목으로 당기손익에 일괄하여 반영하도록 하였다. 이와 같이 전기오류수정손익이 과거의 보고손익에 대한 오류임에도 불구하고 당기손익에 일괄하여 반영하도록 한 것은 당시 많은 기업들이 회계오류를 고의로 발생시켜 원하는 회계연도의 손익을 조정하고 이후에 그에 대한 수정내용은 손익계산서가 아닌 이익잉여금계산서에 보고하는 방식으로 회계규정을 악용하던 사례를 억제하고자 한 의도로 볼 수 있다. 그러나 1998년말 개정된 기업회계기준에서는 법인세환급액과 추납액을 제외한 오류수정의 효과를 소급하고 비교표시 목적으로 제시되는 전기 재무제표는 재작성하도록 하였다. 법인세환급액 및 추납액은 영업외수익·비용으로 당기손익에 반영하도록 하였다. 그러다가 2001년 초에 발표된 재무보고에 관한 실무의견서 2001-2는 법인세환급액 및 추납액을 그 발생원인에 따라 달리 회계처리하도록 하였다. 회계상의 오류를 수반하지 않는 법인세환급액 및 추납액은 1998년 개정내용과 동일하게 추정치의 변경으로 보아 영업외손익으로 처리하지만 자산과대나 과소 계상과 같이 전기이전의 회계상 오류로 인해 발생하는 법인세환급액 및 추납액은 동 법인세환급액 및 추납액 자체도 회계오류로 처리하도록 하였다.

오류수정에 관한 현행 기준인 기준서 1호에서는 회계상 오류없이 발생한 법인세환급액과 추납액을 제외한 기타 오류수정의 효과 중 중대한 경우에는 소급하여 과거 재무제표를 재작성하되 중대하지 않은 오류수정의 효과는 영업외수익·비용으로 당기손익에 일괄하여 반영하도록 하였다. 회계상 오류없이 발생한 법인세환급액과 추납액은 실무의견서

2001-2에 따라 영업외손익으로 처리한다. 기준서 1호에서 중대하지 않은 오류를 일괄하여 당기손익에 반영하도록 한 취지는 반복적이거나 사소한 오류에 대해서도 재무제표 재작성을 요구하게 되면 과거에 작성된 재무제표의 신뢰성이 훼손되고 또 재작성의 부담이 너무 과중하다는 측면을 고려한 것으로 보인다.

III. 선행연구

회계오류(전기오류수정손익)와 관련된 국내외 선행연구는 다양하다. 그러나 이 중 많은 연구는 전기오류수정손익과 이익조정간의 관계를 고찰한 연구이다. 전기오류수정손익과 이익조정간의 관계를 조사한 연구는 일반적으로 기업이 전기오류수정손익을 이익조정 수단으로 이용하고 있음을 보고하였다(황인태 1996; 김문철과 황인태 1996; 신호영 2003). 재작성된 재무제표의 시장반응을 고찰한 연구는 최근 들어서야 활발히 진행되기 시작하였다. 여기서는 재무제표의 재작성에 대한 정보효과를 고찰한 선행연구를 살펴본다.

국내 연구로서 손성규와 이영한(2004)은 회계오류로 인하여 기준서 1호에 따라 재작성되는 재무제표와 오류수정의 효과가 당기 손익으로 보고되는 재무제표에 대한 시장반응을 비교분석하였다. 이 연구의 초점은 오류수정으로 전기재무제표가 재작성된 경우의 시장반응이 오류수정의 효과를 당기손익에 반영하는 경우의 추가 반응보다 더 부정적인지를 검토하는 것이었다. 실증분석에 사용된 표본은 2001년 4월 1일 이후부터 2002년 12월 31일까지 주권상장법인으로서 전기오류수정손익을 보

고한 기업을 대상으로 하였다. 연구결과에 따르면 회계오류로 인하여 재무제표가 재작성되는 경우의 주가반응이 당기 손익에 반영되는 경우보다 더 부정적인 것으로 나타났다. 그러나 이러한 연구결과는 현행 기준에서는 당연히 예상되는 결과라 할 수 있다. 기준서 1호는 중대한 오류에 대해서는 전기 재무제표를 재작성하고 중대하지 않은 오류는 당기 손익으로 반영하도록 하고 있다. 따라서 전기 재무제표를 재작성하는 오류는 당연히 당기 손익에 반영된 오류보다 중대하며 주가에 미치는 영향도 클 것이기 때문이다.

Palmrose et al.(2004)은 1995-1999 회계연도 동안 재무제표를 재작성한 403개의 표본을 대상으로 재무제표 재작성 공시에 대한 주가반응을 검토하였다. 연구 결과 재작성 공시일을 포함한 2일 동안 평균 -9%의 초과수익률을 기록하는 것으로 나타났다. 또한 재무제표 재작성에 대한 시장 반응은 재작성 원인이 회계부정(fraud)에 관련될수록, 회계오류가 영향을 준 계정과목의 수가 많을수록, 보고이익을 감소시키는 성격일수록 더 부정적으로 나타났다.

미국 GAO(2002)는 Banking, Housing, and Urban Affairs Committee의 요청에 따라 재무제표 재작성이 시장에 미치는 영향을 조사하였다. 조사 결과, 1997년부터 2002년 사이에 미국에서 회계오류로 인해 재무제표를 재작성한 건수는 145% 증가한 것으로 나타났다. 재무제표 재작성을 초래한 회계오류의 종류별로는 수익인식과 관련된 오류가 가장 많았으며 비용인식과 관련된 문제가 그 다음을 차지하였다. 재무제표의 재작성 사실이 최초로 공표된 일자를 전후한 3일간의 시장 수익률조정 초과수익률은 평균 10% 하락하였으며 수익인식과 관련된 오류는 더 큰 주가하락을 초래

하였다. 재무제표 재작성을 전후한 120일간 주가 하락의 폭은 증가하는 것으로 나타났다.

Hribar and Jenkins(2004)는 재무제표 재작성이 기업의 자기자본비용에 미치는 영향을 검토하였다. 연구 결과에 따르면, 평균적으로 재무제표 재작성은 미래 기대이익의 감소 및 자기자본비용의 증가를 가져왔다. 구체적으로 재무제표의 재작성이 공표된 직후 자기자본비용은 연구모형에 따라 다소 차이는 있지만 평균적으로 7~19% 정도 증가되는 것으로 나타났다. 외부감사인이 재작성의 필요성을 제기하여 재무제표가 재작성된 경우에는 그렇지 않은 경우에 비하여 자기자본비용의 증가가 더욱 높게 나타났다. 또한 부채비율이 높은 기업일수록 자기자본비용의 증가가 더 크게 나타났다. 이러한 연구결과는 기업이 재무제표를 재작성하는 경우 주식 시장에서는 그 기업의 이익의 질을 낮게 평가한다는 것을 의미하며 그에 따라 투자자의 요구수익률이 증가함을 시사하고 있다.

Wu(2002)의 연구도 재무제표의 재작성 사실이 공표되는 시점의 시장반응을 분석하였다. 구체적으로 재무제표 재작성에 대한 시장반응을 고찰하고, 재무제표 재작성이 전달하는 정보의 내용을 검토하였으며, 재무제표 재작성 기업에 대한 투자자의 신뢰도 변화에 대하여 분석을 실시하였다. 실증분석은 1977-2001 회계연도 사이에 재무제표를 재작성한 기업을 대상으로 수행되었다. 실증분석 결과에 따르면 재무제표 재작성의 공표는 매우 강한 음(-)의 초과수익률을 초래하였으며 재작성 공표시점 이전 6개월 동안에도 주식수익률의 감소추세가 뚜렷하게 나타났다. 또한 재작성 공표 이후에도 약 4개월간 주가표류현상이 나타났다. 한편 재무제표 재작성에 대한 시장반응은 재작성으로 인해 조정되는 이익효과가 클수록 강하게 나타났다. 재무제표

재작성을 공표한 기업에 대한 시장의 신뢰도 변화를 살펴보기 위하여 재작성 공표 시점을 전·후로 한 기간에 대한 이익반응계수를 비교한 결과 이익반응계수가 감소하였다. 이는 재작성 회사에 대한 투자자의 신뢰도 하락으로 해석될 수 있다. 따라서 Wu(2002)의 연구 또한 재무제표 재작성은 시장에서 해당 기업의 이익의 질에 대한 부정적인 평가를 초래하고 그에 따라 주가도 하락한다는 결과를 제시하였다.

Anderson and Yohn(2002)은 재무제표 재작성이 해당 기업에 대한 투자자와 딜러의 인식에 어떠한 영향을 주는가에 대해 연구하였다. 실증분석 결과, 재무제표 재작성을 공표하는 시점에 음의 주식수익률이 나타나고 있으며 딜러의 매수가-매도가 스프레드(bid-ask spread)도 증가하였다. 특히, 매도가-매수가 스프레드의 증가는 재작성을 가져온 원인이 수익인식과 관련되는 경우에 더욱 두드러졌다. 또한 재무제표 재작성에 대한 최초 공표일로부터 실제로 재작성된 재무제표가 제출되기까지 기간에 대하여도 주식수익률과 매수가-매도가 스프레드의 변화를 조사하였다. 조사결과에 의하면, 동 기간 중에 유의한 음의 주식수익률이 관찰되었으나 스프레드에는 별다른 변화가 나타나지 않았다. 또한 재무제표 재작성 공표일 전·후의 이익반응계수를 비교분석한 결과 재작성 공표 후에 이익반응계수가 감소하는 것으로 나타났다. 이러한 연구 결과를 종합하면, 투자자와 딜러는 재무제표 재작성에 대하여 부정적으로 반응하고 있으며 재작성을 가져온 원인 중 특히 수익인식문제에 대하여 더 큰 우려를 나타내고 있음을 알 수 있다.

Palmrose and Scholz(2004)는 재무제표 재작성을 초래한 항목의 특성과 소송가능성의 연관관계를 조사하였다. 1995-1999 회계연도 동안 재무제

표를 재작성한 기업을 표본으로 재작성의 원인이 된 항목을 핵심(core)항목과 비핵심(noncore)항목으로 구분하고 두 그룹간에 차이가 있는지를 분석하였다. 연구 결과, 핵심항목으로 인하여 재작성한 기업은 그 원인이 부정에 연루된 경우가 더 많았으며 추후 도산이나 상장폐지로 이어지는 빈도가 더 높은 것으로 나타났다. 또한 핵심항목을 가진 그룹은 평균적으로 볼 때 중대한 오류가 더 많았으며 재작성 공표시의 시장반응도 더욱 부정적인 것으로 나타났다. 재작성 공표시의 시장반응과 소송 여부간에는 유의한 음의 연관관계가 나타나 공표시 시장반응이 부정적인 기업일수록 소송이 제기될 가능성이 높은 것으로 판명되었다.

IV. 연구가설

앞서 살펴본 바와 같이, 미국에서는 재무제표 재작성의 역사가 오래되어 많은 선행연구가 수행되어 왔다. 미국의 경우에는 재무제표가 재작성된다는 사실이 실제로 재작성된 재무제표가 공표되기 전에 공시되는 것이 일반적이다. 예로, Palmrose et al.(2004)의 403개 표본 중 302개의 경우 재무제표의 재작성 사실이 재작성된 재무제표가 공시되는 시점 이전에 시장에 공표되었다. 재무제표가 재작성된다는 사실이 이익발표와는 독립적으로 공시되기 때문에 이에 대한 투자자들의 주의를 보다 잘 환기시킬 수 있으며 따라서 재무제표의 재작성이 갖는 의미가 주가에 제대로 반영될 수 있다. 반면, 우리나라는 재무제표 재작성의 역사가 짧을 뿐만 아니라 재무제표가 재작성된다는 사실에 대한 별도의 공시가 이루어지지 않는다. 따라서 재무제표의

재작성 사실이 공시되는 시점은 전기 재무제표가 비교표시 목적으로 제시되는 당기 재무제표의 공표 시점이다. 전기 재무제표의 재작성 사실은 당기의 이익공시에 묻혀 투자자들의 주의를 환기시키지 못할 수도 있다. 따라서 우리나라 투자자들이 재작성된 재무제표에 대해 미국의 투자자들과 유사하게 반응할지는 의문이며 이는 실증분석 대상으로 보인다.

오류수정으로 인한 재무제표 재작성은 경영자의 성실성이나 자질에 대한 부정적인 신호가 되어 과거 작성된 재무제표뿐만 아니라 향후 작성될 재무제표에 대한 신뢰성 저하를 초래할 수 있다. 재무제표의 신뢰성이 훼손됨에 따라 해당 재무제표가 제공하는 정보에 대한 불확실성은 증가할 것이며 이는 부정적인 주가반응을 초래할 것이다. 이에 반해 회계정책의 변경은 크게 두 가지 요인에 의해 이루어진다. 첫째는 회계기준제정기구에 의한 기업회계기준의 제·개정에 따라 회계변경을 하는 경우로 이는 정당한 회계변경으로 본다. 이 경우에는 회계정책의 변경으로 재무제표가 재작성 되더라도 경영자에 대한 신뢰성 문제는 제기되지 않는다.⁴⁾ 둘째는 경영자 재량으로 지금까지 적용해 오던 회계정책을 다른 회계정책으로 변경하는 것이다. 이 경우에도 경영자는 기업환경의 변화나 업계의 합리적인 관행 등에 비추어 새로운 회계정책을 적용함으로써 회계정보의 유용성이 향상되는 경우에 한해 정당화된다. 기업이 입증할 수 있는 정당한 회계정책의 변경이라면 이 또한 경영자에 대한 신뢰성과

는 무관할 것으로 보인다. 물론 회계정책의 변경으로 인한 재작성의 경우에도 시장에서 정당한 회계변경이 아니라고 인식한다면 부정적인 주가반응을 초래할 수는 있다. 그러나 회계정책 변경의 정당성이 입증된다면 회계변경으로 인해 재무제표를 재작성하는 경우에는 부정적인 주가반응이 없거나 오류수정으로 인해 재무제표를 재작성하는 경우보다 덜 부정적인 주가반응을 초래할 것으로 예상된다.

가설 1: 오류수정으로 인한 재무제표의 재작성은 회계정책의 변경으로 인한 재무제표의 재작성보다 부정적인 주가반응을 초래할 것이다.

김문철과 황인태(1996)에 따르면 경영자는 전기 오류수정손익을 이용하여 이익을 증가시키는 이익조정을 시도하는 것으로 나타나고 있다. 따라서 오류수정으로 인해 재무제표를 재작성하는 경우 경영자가 이익을 조작할 의도로 오류를 이용하였다면 경영자에 대한 신뢰성에 보다 큰 의문이 제기될 것이다. 나아가 이러한 오류로 인한 재무제표 재작성은 과거 재무제표뿐만 아니라 미래에 작성될 재무제표상 수치에 대한 불확실성을 높일 것으로 보인다. 회계변경의 경우에도 변경 후의 방법에 따라 재작성된 재무제표상의 전년도 이익이 변경전의 방법에 따라 보고된 전년도 이익에 비해 감소하면 이익증가의 의도가 있었다고 볼 수 있다.⁵⁾ 따라서 이

4) 기업회계기준서에 따라서는 당해 기준서를 처음으로 적용하는 재무제표를 비교표시하는 경우, 비교표시되는 재무제표는 그 기준서를 적용하여 재작성하지 아니할 수 있도록 경과조치를 두고 있으며(기준서 8호, 9호, 10호 등), 전진적으로 적용하도록 하는 경과조치를 둔 경우도 있다(기준서 7호 등).

5) 오류수정과 비교할 때 회계변경의 경우는 수정된 전기이익이 원래의 전기이익에 비하여 낮게 나온다 하더라도 이익증가의 의도에서 비롯되었다고 보기에 다소 불명확한 측면이 있다. 그러나 원래 보고된 전기 보고이익이 재무제표 재작성으로 인하여 감소된다는 점은 오류수정의 경우와 동일하므로 재무제표 재작성으로 인한 전기 보고이익의 감소에 대하여 시장이 어떻게 반응하는가를 고찰하기 위하여 회계변경을 별도로 구분하지 않고 분석하였다.

익을 증가시키기 위해 오류나 회계정책의 변경을 이용하는 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 더 부정적인 주가반응이 나타날 것으로 기대한다. 이를 검증하기 위해 다음의 가설을 설정한다.

가설 2: 재무제표의 재작성으로 인해 전기에 보고된 이익이 감소하는 경우 재무제표의 재작성에 대한 부정적인 주가반응은 커질 것이다.

전기 재무제표의 재작성이 경영자의 신뢰성에 대한 의문을 제기하여 기업의 불확실성을 높인다면 오류나 회계정책의 변경이 계속 발생하는 기업일수록 이러한 불확실성의 부정적 효과는 가중될 것이다. 따라서 과거에 재무제표를 재작성한 빈도가 높을수록 해당기업이 작성하는 재무제표에 대한 신뢰성이 저하되어 재무제표 재작성에 대한 부정적인 주가반응은 심화될 것으로 예상된다. 이를 검증하기 위해 다음의 가설을 설정한다.

가설 3: 과거에 재무제표를 재작성한 빈도가 높을수록 재무제표 재작성에 대한 부정적인 주가반응은 심화될 것이다.

선행연구는 손익계산서 항목 중 일회성 항목보다는 핵심항목일수록 기업가치와 연관성이 높다는 것을 보고하였다(김권중과 김문철 2003). 이는 핵심항목일수록 지속성이 커서 미래 이익을 예상하는데 도움이 되는 정보임을 의미한다. 만일 재무제표의 재작성대상 항목이 기업의 미래 기대수익이나 불확실성에 대한 직접적인 정보를 제공하여 부정적인 주가반응을 초래한다면 재작성대상 항목이 기업가치와 보다 밀접한 연관성을 가진 핵심항목일수록

미래 기대이익에 미치는 영향은 클 것이다. 반면, 일회성 항목이라면 지속성이 없어 미래 이익을 예측하는데 별 영향을 미치지 않을 것이다. 따라서 재무제표 재작성대상 항목이 미래 지속성이 큰 핵심항목일수록 부정적인 주가반응을 초래할 것으로 예상된다. 아울러 금액적으로 중대한 오류나 회계 변경일수록 미래 기대이익에 미치는 영향도 클 것이므로 부정적인 주가반응이 심화될 것이다. 이를 검증하기 위해 다음의 가설을 설정한다.

가설 4: 재무제표 재작성대상 항목이 핵심항목일수록 부정적인 주가반응은 커질 것이다.

가설 5: 재무제표 재작성대상 항목의 범위가 금액이 중대할수록 부정적인 주가반응은 커질 것이다.

V. 표본 및 연구방법론

5.1 표본

본 연구의 표본은 1999-2003 회계연도 동안 재무제표를 재작성한 거래소 상장기업 및 코스닥 등 록기업 중 비금융업에 속하는 기업이다. 금융관련 산업은 다른 산업에 비해 규제가 심하고 영업환경이 다르며 일반 제조기업과는 재무제표의 구성항목도 다를 뿐만 아니라 동일한 계정과목이라고 하더라도 다른 의미로 사용되는 것이 일반적이다. 따라서 금융관련 산업을 일반제조기업과 비교하는데 어려움이 있어 표본에서 제외하였다. 기업의 재무자료와 주식수익률 자료는 한국신용평가(주)의 데이터베이스인 KIS-FAS와 KIS-SMAT에서 추출하

였다. 주가자료는 증권거래소에서 판매하는 주가자료를 사용하였으며 재무제표의 주식자료는 금융감독원 전자공시시스템인 DART 시스템에서 수집하였다.

앞서 언급한 바와 같이 미국과는 달리 우리나라의 경우 재무제표 재작성 사실을 공표하는 경우가 거의 없어 재작성된 재무제표를 찾아내는 것이 연구의 출발점이다. 본 연구에서 재작성된 재무제표를 찾아낸 절차는 다음과 같다. 만일 전기 재무제표가 오류수정이나 회계정책의 변경으로 재작성되었다면 전기 이익잉여금처분계산서상 차기이월이익잉여금과 당기 이익잉여금처분계산서상 전기이월이익잉여금이 일치하지 않을 것이다. 따라서 일차적으로 표본기간인 1999-2003 회계연도 동안 재무제표를 작성한 비금융업 상장기업 및 등록기업에 대해 전기 이익잉여금처분계산서상 차기이월이익잉여금과 당기 이익잉여금처분계산서상 전기이월이익잉여금이 일치하지 않는 모든 기업을 추출하였다. 이 단계에서 파악된 표본수는 주권상장기업이 263개 기업, 코스닥상장기업이 236개 기업으로 총 499기업이다. 이들 기업들의 주식내용을 읽어가면서 두 이익잉여금이 차이나는 이유를 파악하였다. 이 중 114개 기업(각각 57개의 거래소 및 코스닥 상장기업)은 손익계산서 대신 전기이월이익잉여금을 조정함으로써 그 조정내용을 파악할 수 없어 표본에서 제외하였다.⁶⁾ 아울러 M&A, 회계연도 변경, IPO, 주식자료 이용불가능 등의 사유로 20개의 주권상장기업과 29개의 코스닥상장기업이 표본에서 제외되었다. 마지막으로 26개의 주권상장기업

과 12개의 코스닥상장기업에 대해서는 주식수익률 및 주가자료를 구할 수 없어 표본에서 제외하였다. 따라서 실증분석에 사용된 최종 표본은 160개 주권상장기업과 138개 코스닥상장기업으로 총 298기업이다. 이러한 표본추출과정은 <표 1>의 패널 A에 보고된다.

<표 1>의 패널 B는 연도별 표본의 분포를 제시한다. 재무제표 재작성의 빈도에 있어 1999년을 제외하고는 연도별로 별 차이가 없다. 1999년에는 6개의 주권상장기업만이 재무제표를 재작성하였다. 1998년 기업회계기준의 대대적인 개정이 이루어지면서 재무제표 작성비용의 부담을 줄이기 위해 이들 개정기준이 적용되는 1999 회계연도에는 비교 재무제표작성을 면제하였다. 따라서 이들 6개 기업은 자발적으로 비교재무제표를 작성하면서 전기 재무제표를 재작성한 경우이다. 2000-2003 회계연도 동안 재무제표를 재작성한 기업의 수는 각각 84개, 62개, 65개, 81개로 연도별 차이가 없다. 또한 주권상장기업과 코스닥상장기업 사이에도 재작성 빈도에 별 차이가 없다.

5.2 연구모형

전술한 대로, 미국에서는 기업이 재무제표를 재작성할 경우 시장에 의무적으로 공시해야 하는 것은 아니지만 많은 기업들이 해당 재무제표의 재작성 시점에 앞서 그 사실을 시장에 공시한다. 따라서 미국의 선행연구는 재무제표를 재작성한다는 사실이 공시된 날을 사건일로 사용한다. 그러나 우리

6) 회계오류로 인한 재무제표 재작성은 비교 목적으로 제시되는 과거 재무제표에 한정된다. 감사보고서에는 전기 재무제표만이 비교목적으로 제시되므로 전전기 이전에 발생한 회계오류는 재작성되는 재무제표의 전기이월이익잉여금에 대한 수정으로 표시될 뿐이며 그 오류가 반영된 손익계산서가 재작성되는 것은 아니다. 따라서 이러한 오류에 대하여는 구체적인 조정 내용을 파악할 수 없어 표본에서 제외한다.

〈표 1〉 표본의 구성

패널 A: 표본 추출과정			
구분	주권상장기업	코스닥상장기업	전체
전기의 차기이월이익잉여금과 당기 전기이월이익잉여금이 다른 표본수	263	236	499
손익계산서 대신 전기이월이익잉여금을 조정한 표본수	(57)	(57)	(114)
M&A, 회계연도 변경, IPO, 주식자료 이용불가능 등	(20)	(29)	(49)
비교표시 전기 손익계산서를 제작성한 표본수	186	150	336
주식수익률 및 주가자료가 미비한 표본수	(26)	(12)	(38)
최종 표본수	160	138	298
패널 B: 연도별 표본			
회계연도	주권상장기업	코스닥상장기업	전체
1999	6	0	6
2000	38	46	84
2001	31	31	62
2002	41	24	65
2003	44	37	81
전체	160	138	298

나라의 경우 재무제표를 재작성한다는 사실을 사전에 공시하는 기업은 없으며 재작성된 전기 재무제표가 공표되는 시점은 당기의 재무제표가 공표되는 시점이다. 따라서 본 연구는 당기 재무제표가 공표되는 시점 즉, 정기주총일을 재작성된 재무제표의 공시일로 사용한다. 그러나 정기주총 자료는 사전에 주주들에게 배포되므로 재작성된 재무제표의 정보효과가 정기주총일 전에 주가에 반영될 수 있다. 또한 현행 주식시장은 주가의 변동성을 줄이기 위해 주가가 하루에 변동할 수 있는 상한선과 하한선을 두고 있다. 따라서 특정정보에 의한 주가변동폭이 상·하한선을 초과할 경우 다음날로 지연될 수밖에 없으며 주가반응이 지연된다. 이러한 제반 환경을 고려하여 정기주총일을 중심으로 11일간(-5

일, +5일)을 사건기간으로 사용한다. 재작성된 재무제표 공표일의 주가반응은 시장모형 누적초과수익률과 시장수익률조정 누적초과수익률로 계산한다. 시장모형 누적초과수익률(MMCAR_{it})은 우선 각 기업별로 정기주총일전 200일간(-230일, -31일)의 일별 수익률을 기초로 시장모형의 계수를 추정한다. 그리고 이들 추정계수를 이용하여 정기주총일을 전후한 11일(-5일, +5일)의 일별 초과수익률을 구한 후 누적한다. 시장수익률조정 누적초과수익률(MACAR_{it})은 각 기업의 일별수익률에서 당일의 시장수익률을 차감한 일별초과수익률을 정기주총일을 전후하여 -5일부터 +5일까지 누적한 값이다. 앞서 설정한 가설을 검증하기 위해 다음의 회귀모형을 추정한다.

$$\begin{aligned}
 MMCAR_{it}(MACAR_{it}) = & a_0 + a_1 ERROR_{it} \\
 & + a_2 E_MGMT_{it} + a_3 NO_YEAR_{it} \\
 & + a_4 CORE_{it} + a_5 NO_ACC_{it} \\
 & + a_6 ABSRESTATED_{it} + a_7 UE_{it} \\
 & + a_8 UE_{it} \times NEGEARN_{it} + a_9 PASTRET_{it} \\
 & + a_{10} SIZE_{it} + a_{11} DERATIO_{it} \\
 & + \text{연도별 더미} + e_{it} \quad (1)
 \end{aligned}$$

여기서, $MMCAR_{it}(MACAR_{it})$ = 정기주총일을 전후한 시장모형 누적초과수익률(시장수익률 조정 누적초과수익률)

$ERROR_{it}$ = 전기 손익계산서의 제작성이 오류수정에 의한 것이면 1, 기타의 경우는 0

E_MGMT_{it} = (제작성된 전기 당기순손익 - 전기에 보고된 당기순손익)/기초시가의 분포 중 하위 25%에 속하면 1, 기타의 경우는 0

NO_YEAR_{it} = 당해 회계연도 전에 전기 손익계산서를 제작성한 연도의 합

$CORE_{it}$ = 제작성의 대상이 되는 오류수정이나 회계변경이 매출액이면 1, 기타의 경우는 0

NO_ACC_{it} = 제작성의 대상이 되는 계정그룹의 수이며 계정그룹은 매출액, 매출원가, 판매관리비, 영업외손익, 특별손익, 기타로 구분

$ABSRESTATED_{it}$ = 제작성이 전기 당기순손익에 미치는 영향의 절대값을 기초시가로 표준화한 값 (즉, |(제작성된 전기 당기순손익 - 전기에 보고된 당기순손익)|/기초시가)

UE_{it} = 당기의 당기순손익에서 제작성대상이 된 오류수정 및 회계변경금액을 조정한 전기의 당기순손익을 차감한 값을 기초시가로 표준화한 값(즉, (당기 당기순손익 - 제작성된 전기 당기순손익)/기초시가)

$NEGEARN_{it}$ = 당기순이익이 음의 값이면 1, 기타의 경우는 0

$PASTRET_{it}$ = 검증기간 직전 200일간(주주총회일 전 -205일부터 -6일까지)의 해당 기업의 주식수익률

$SIZE_{it}$ = 총자산의 자연로그 값

$DERATIO_{it}$ = 총부채를 자기자본으로 나눈 값

오류수정으로 인해 제작성된 재무제표가 회계정책의 변경으로 인해 제작성된 재무제표보다 부정적인 정보효과를 갖는다는 가설1을 검증하기 위해 오류수정으로 인한 제작성 더미변수($ERROR_{it}$)를 회귀식에 포함한다. 경영자가 이익을 증가시킬 의도로 오류나 회계변경을 이용하는 경우 부정적인 추가반응이 심화될 것이라는 가설2를 검토하기 위해 이익조작 더미변수인 E_MGMT_{it} 를 회귀식에 포함한다. 다른 조건이 일정하다면, 제작성의 효과가 전기의 보고이익을 감소시키는 경우에는 이익을 증가시킬 목적으로 오류나 회계정책의 변경을 이용한 것으로 볼 수 있다. 경영자의 이익조작 의도를 보다 분명히 측정하기 위해 E_MGMT_{it} 는 제작성된 전기의 순손익과 전기에 보고된 순손익의 차이를 기초시가로 표준화한 값이 해당 분포의 하위 25%에 속하면 1, 기타의 경우는 0의 값을 갖는다. 과거에 발생한 오류의 빈도가 높을수록 재무제표 제작성에 대한 부정적인 추가반응은 심화될 것이라는 가설3을 검증하기 위해 NO_YEAR_{it} 를 회귀식에 포함한다. 재무제표 제작성대상 항목이 핵심항목일수록 부정적인 추가반응은 커질 것이라는 가설4를 검증하기 위해 핵심항목 더미변수($CORE_{it}$)를 회귀식에 포함한다. Anderson and Yohn(2002)은 재무제표 제작성을 초래한 원인이 수익인식과 관련되는 경우 부정적인 시장반응이 더욱 두드러짐을 보고하였다. 따라서 $CORE_{it}$ 는 제작성의 대상이 되는 오류수정이나 회계정책의 변경이 매출액이면 1, 기타의 경우는 0의 값을 갖는다. 제작성대상 항목이 중대할수록 부정적인 추가반응이 커질 것이라는 가설5를 검증하기 위해 중대성 여부는 제작성으로 영향을 받는 계정과목수(NO_ACC_{it})와 제작성이 전기의 당기순손익에 미치는 영향($ABSRESTATED_{it}$)으로 측정한다. NO_ACC_{it} 는

재작성 대상이 되는 계정을 매출액, 매출원가, 판매관리비, 영업외손익, 특별손익, 기타그룹으로 구분한 후 해당 재작성에 관련된 계정그룹의 수를 합산하여 구한다. 금액적으로 중대한 오류인지를 측정하는 $ABSRESTATED_{it}$ 는 재작성이 전기 순손익에 미치는 영향의 절대값을 기초시가로 표준화한 값으로 정의한다(즉, |(재작성된 전기 순손익-전기에 보고된 순손익)|/기초시가). 재무제표 재작성으로 인해 전기손익의 변동폭이 클수록 그 방향에 상관없이 시장에서는 중대한 오류로 인식할 것이다. 따라서 본 연구에서는 재작성의 금액적 중요성을 측정하기 위해 재작성이 전기손익에 영향을 미치는 금액의 절대값을 사용한다.

위의 변수들 이외에도 재작성된 전기재무제표가 공표되는 시점의 주가반응에 영향을 미칠 것으로 예상되는 통제변수를 회귀식에 포함한다. 재작성된 전기 재무제표는 당기 재무제표와 동시에 공표됨으로써 당기 이익정보 등 재작성된 회계항목 이외에도 다른 정보가 함께 제공된다. 이 중 이익정보는 기업가치와 가장 밀접하게 관련되어 있으며 시장이 기대하지 못했던 비기대이익정보는 재작성된 전기 재무제표 공시일을 전후한 주가에 영향을 미칠 것이다. 따라서 이를 통제하기 위해 비기대이익(UE_{it})을 통제변수로 포함한다. UE_{it} 를 정의함에 있어 당기의 당기순이익과 전기에 보고된 당기순이익을 그대로 사용하면 비기대이익에는 오류수정과 회계변경의 금액이 포함되어 이로 인한 효과가 비기대이익의 정보효과에 혼재되어 나타날 수 있다. 따라서 재작성 대상이 된 오류수정과 회계변경의 효과를 제외한 순수한 비기대이익의 정보효과만을 분석하

기 위하여, UE_{it} 는 당기의 당기순이익에서 오류수정 및 회계변경 금액을 조정한 전기의 당기순이익을 차감한 값을 기초시가로 표준화한다(즉, (당기 당기순이익 - 재작성된 전기 당기순이익)/기초시가).⁷⁾ 아울러 선행연구는 이익과 주가의 관계가 당기순손실의 경우 감소함을 보고하고 있다(Hayn 1995). 이를 통제하기 위해 비기대이익과 당기순손실 더미와의 상호작용($UE_{it} \times NEGEARN_{it}$)을 회귀식에 포함한다. 전기의 당기순이익이 공시된 후 분기보고서 및 재무분석가 예측치 등 당해연도 이익을 예측하는데 도움이 되는 많은 정보들이 시장에 유포된다. 따라서 위에서 기술한 바와 같이 랜덤워크 모형을 이용하여 전기의 당기순이익을 당기 이익에 대한 시장기대치로 사용시 비기대이익의 측정오차를 초래하게 된다. 이와 같은 측정오차 문제를 완화하기 위해 본 연구에서는 각 사건일전 -205일 ~ -6일까지의 200일간의 과거 주식수익률($PASTRET_{it}$)을 추가적인 통제변수로 포함한다. 비기대이익의 측정오차를 줄이기 위해 과거수익률을 추가적인 독립변수로 포함하는 것은 선행연구에서 사용되어 온 방법이다(Brown et al. 1987; 김권중 1993; 윤순석 1997).

선행연구에 따르면 이익정보에 대한 시장반응은 기업규모에 따라 차이가 존재하는 것으로 알려져 있다. 이는 대규모 기업과 소규모 기업 간의 정보환경의 차이에서 기인한다. 일반적으로 대규모 기업의 경우가 이익의 공표 전에 기업 성과에 대해 더 많은 정보가 이용 가능하므로 이익 공표에 대한 시장반응은 소기업의 경우보다 작게 나타난다. 따라서 총자산에 로그값을 취한 기업규모 변수

7) 당기 이익에 대한 시장기대치로 재무분석가 예측치가 전기 당기순이익보다 나은 대응치라 할 수 있다(장지인·태석준 1992; 이남주·나인철 1992; Brown et al. 1987). 그러나 재무분석가의 예측이 활성화되어 의미를 갖기 시작한 것은 비교적 최근이며 본 연구의 표본에 대한 데이터베이스화되어 있는 재무분석가 예측치가 부재하여 랜덤워크 모형을 사용한다.

(SIZE_{it})를 회귀식에 포함한다. 선행연구에 의하면 시장반응은 부채비율에 따라 영향을 받는 것으로 나타나고 있다(Dhaliwal et al. 1991). 따라서 총 부채를 자기자본으로 나눈 부채비율(DERATIO_{it})을 통제변수로 회귀식에 포함한다. 마지막으로 연도별 특성이 주가에 미치는 영향을 통제하기 위해 각 연도별 더미변수를 회귀식에 포함한다. 회귀분석은 주권상장기업과 코스닥상장기업을 포괄하는 전체 표본에 대해서도 수행하고 두 그룹 간에 차이가 존재하는가를 분석하기 위하여 각 그룹별로도 수행한다.

VI. 실증분석 결과

6.1 기술적 통계치 및 단일변량분석

〈표 2〉는 연속변수들의 기술적 통계치를 보고한다. 패널 A는 전체표본의 기술적 통계치를 보고한다. 패널 B는 이들 연속변수들의 기술적 통계치가 거래소 상장기업과 코스닥 등록기업간에 차이가 있는지를 검증한 결과를 보고하며, 패널 C는 오류수정으로 재무제표를 재작성한 기업과 회계변경으로 재무제표를 재작성한 기업간에 기술적 통계치의 차이가 있는지를 검증한 결과를 제시한다.

패널 A에서 정기자총일을 전후한 시장모형(시장 수익률조정) 누적초과수익률의 평균은 -0.0002 (0.0086)으로 영(0)과 유의하게 다르지 않다. 이는 정기자총일에 나오는 소식이 어느 방향으로 일방적이지 않고 좋은 소식이 나쁜 소식이 공존하는 경우 긍정적인 주가반응과 부정적인 주가반응이 상쇄되어 나타나는 결과이다. 표본기업의 자산규모는 평균 5,615억원이나 최대값과 최소값은 각각

15조원과 40억원으로 분포에 극단값이 존재함을 알 수 있다. 부채비율인 DERATIO의 평균과 중위수는 6.44와 1.15인 반면 최대값과 최소값은 각각 76.44와 0.03으로 분포에 극단값이 존재한다. 비기대이익인 UE는 평균 0.3853이나 최대값과 최소값은 각각 12.705와 -172.451이다. 과거 200일간의 주식수익률은 평균과 중위값은 -0.0189와 -0.1913으로 표본기업의 주가는 정기주총일 전에 평균적으로 하락하고 있었음을 의미한다. 재작성이 전기의 순손익에 미친 영향을 측정하는 RESTATED는 재작성된 전기의 순손익과 전기에 보고된 순손익의 차이(즉, 재작성된 전기의 순손익 - 전기에 보고된 순손익)를 기초시가로 나눈 값이다. 따라서 RESTATED의 평균이 -0.0846이라는 것은 재작성대상이 되는 오류나 회계변경이 없었다 라면 평균적으로 전기의 보고이익이 시가의 8%만큼 감소하였을 것임을 의미한다. 이러한 결과는 평균적으로 기업이 이익을 증가시킬 목적으로 재무제표 재작성대상이 되는 오류나 회계변경을 이용하였을 가능성을 시사한다. 패널 A의 결과는 변수들의 분포에 극단값이 존재함을 보여준다. 극단값이 실증분석에 미치는 영향을 통제하기 위해 〈표 4〉이하의 분석에서는 연속변수들의 분포를 99%와 1%에서 절단한다.

패널 B에서 정기자총일을 전후한 주가반응은 주권상장기업과 코스닥상장기업간에 유의한 차이가 나타나지 않는다. 반면, 주권상장기업은 코스닥상장기업보다 규모가 크며, 부채비율이 높고, 비기대이익이 크며, 과거주식수익률이 높고, 재무제표 재작성이 전기순손익에 미치는 영향도 크다. 이러한 차이는 일반적으로 유의하다. 극단값으로 인해 주권상장기업에서 부채비율이 매우 높게 나타난다. 부채비율의 분포를 99%와 1%에서 절단한 후의 주

〈표 2〉 연속변수들의 기술적 통계치¹

패널 A: 전체표본(표본수=298)							
	평균	표준편차	최대값	75%	중위값	25%	최소값
MMCAR[-5, +5]	-0.0002	0.1914	1.2613	0.0749	-0.0033	-0.0643	-1.0510
MACAR[-5, +5]	0.0086	0.1824	1.2617	0.0742	-0.0000	-0.0582	-0.9967
총자산(억원)	5,615	16,543	150,303	2,242	879	364	40
DERATIO	6.44	76.44	1291.32	2.05	1.15	0.52	0.03
UE	0.3853	12.7051	72.574	0.1237	-0.0069	-0.1270	-172.451
PASTRET	-0.0189	0.7736	6.8404	0.1634	-0.1913	-0.4574	-0.8773
RESTATED	-0.0846	0.3801	1.7113	0.0016	-0.0045	-0.0607	-2.7042
패널 B: 거래소 상장법인과 코스닥 등록법인의 기술적 통계치 차이검정 ²							
	거래소 상장법인 (표본수=160)		코스닥 등록법인 (표본수=138)		F-값(Chi-Square) ³		
MMCAR[-5, +5]	-0.0057(-0.0006)		0.0064(-0.0048)		0.29(0.08)		
MACAR[-5, +5]	0.0015(-0.0000)		0.0168(-0.0015)		0.52(0.10)		
총자산(억원)	9,564(1.962)		1,037(401)		21.01***[89.95]***		
DERATIO	11.07(1.32)		1.43(0.80)		1.13[15.68]***		
UE	0.7796(0.0160)		-0.1539(-0.0236)		0.36[7.64]***		
PASTRET	0.0560(-0.1191)		-0.1058(-0.2963)		3.28*[7.03]***		
RESTATED	-0.1239(-0.0059)		-0.0307(-0.0025)		4.11**[3.27]*		
패널 C: 오류수정기업과 회계변경기업의 기술적 통계치 차이검정							
	오류수정기업(표본수=208)		회계변경기업(표본수=90)		F-값(Chi-Square)		
MMCAR[-5, +5]	-0.0096(-0.0122)		0.0210(0.0029)		1.60[3.70]**		
MACAR[-5, +5]	0.0043(-0.0085)		0.0186(0.0079)		0.38[1.79]		
총자산(억원)	5,318(720)		6,304(937)		0.22[0.46]		
DERATIO	8.82(1.27)		1.28(0.88)		0.59[7.13]***		
UE	0.5814(0.3101)		-0.0503(-0.0346)		0.14[6.04]**		
PASTRET	0.0094(-0.2334)		-0.0844(-0.1198)		0.92[0.51]		
RESTATED	-0.1106(-0.0067)		-0.0267(-0.0024)		2.90*[6.21]***		

***, **, *: 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함(양측검증)

1) 변수들의 정의는 다음과 같다.

MMCAR[-5, +5]=정기주총일을 전후한 11일간(-5, +5)의 시장모형 누적초과수익률

MACAR[-5, +5]=정기주총일을 전후한 11일간(-5, +5)의 시장수익률 조정 누적초과수익률

DERATIO=총부채를 자기자본으로 나눈 값

UE=당기의 당기순손익에서 오류수정(회계변경)금액을 제외한 전기의 당기순손익을 차감한 값을 기초시가로 표준화한 값
(즉, (당기 당기순손익 - 재작성된 전기 당기순손익)/기초시가)

PASTRET=검증기간 직전 200일간(주주총회일 전 -205일부터 -6일까지)의 해당 기업의 주식수익률

RESTATED=재작성이 전기 당기순손익에 미치는 영향을 기초시가로 표준화한 값

(즉, (재작성된 전기 당기순손익 - 전기에 보고된 당기순손익)/기초시가)

2) 첫 번째 숫치는 평균, 괄호안의 숫치는 중위값이다.

3) F-값은 분산분석을 이용한 그룹간 차이분석검증결과이며 Chi-square값은 비모수통계방법인 Kruskal-Wallis 검증을 이용한 차이분석결과이다.

권상장기업의 부채비율은 2.23으로 코스닥상장기업과 유의하게 다르지 않다.

패널 C에서 회계변경으로 인한 기업의 주가반응은 양의 값을 갖지만 오류수정으로 재무제표를 재작성한 기업의 주가반응은 음의 값을 갖거나 회계변경으로 인한 경우보다 작은 양의 값을 갖는다. 그러나 그 차이는 일반적으로 유의하지 않다. 오류수정으로 재무제표를 재작성하는 기업은 회계변경으로 재무제표를 재작성하는 기업에 비해 부채비율이 높고, 비기대이익이 크며, 재작성이 전기손익에 미치는 영향이 크다.

〈표 3〉은 재무제표 재작성의 세부 내용을 나타내는 변수들의 분포를 보고한다. ERROR 더미변수는 표본의 70%가 1의 값을, 30%가 0의 값을 갖는다. 즉, 70%의 표본은 오류수정으로 재무제표가 재작성되었으며 나머지 30%는 회계정책의 변경으

로 재작성되었다. CORE 더미변수는 표본의 78%가 0의 값을, 나머지 22%가 1의 값을 갖는다. 즉, 재작성대상 항목이 수익인식과 관련된 표본은 전체의 22%에 해당한다. 과거 이전에 재무제표 재작성 빈도를 나타내는 NO_YEAR를 보면, 대다수인 90%가 0의 값을, 나머지 10%가 1의 값을 갖는다. 다만 한 개의 표본이 2의 값을 갖는다. 이러한 분포는 대다수의 기업이 표본기간 동안 재무제표를 재작성한 경험이 없음을 의미한다. 재작성 대상이 되는 계정그룹수를 나타내는 NO_ACC는 표본의 53%가 1의 값을, 27%가 2의 값을, 14%가 3의 값을, 나머지 6%가 4의 값을 갖는다. 이는 표본의 80%가 재작성대상이 되는 계정그룹수가 2 이하로 재작성대상 계정그룹수가 광범위하지 않음을 의미한다.⁸⁾

회귀분석에 앞서 〈표 4〉는 재작성관련 요인과 주

〈표 3〉 재무제표 재작성에 관련된 변수들의 분포¹⁾

변수의 값	ERROR	CORE	NO_YEAR	NO_ACC
0	90(30%)	234(78%)	267(89.6%)	-
1	208(70)	64(22)	30(10.1)	158(53%)
2			1(0.3)	81(27)
3				40(14)
4				19(6)

** , *: 각각 1%, 5% 수준에서 유의함(양측검증)

1) 변수들의 정의는 다음과 같다.

ERROR=전기 손익계산서의 재작성이 오류수정에 의한 것이면 1, 기타의 경우는 0

CORE=재작성 대상이 되는 오류수정이나 회계변경이 매출액 항목이면 1, 기타의 경우는 0

NO_YEAR=당해 회계연도 전에 전기 손익계산서를 재작성한 연도수의 합

NO_ACC=재작성의 대상이 되는 계정그룹의 수이며 계정그룹은 매출액, 매출원가, 판매관리비, 영업외손익, 특별손익, 기타로 구분

8) 독립변수들간의 상관계수는 일반적으로 크지 않다. 다만, ERROR와 CORE간 Pearson 상관계수는 -0.403이며, CORE와 NO_ACC 간 상관계수는 0.648, E_MGMT와 ABSRESTATED 사이의 상관계수는 0.467로 상당히 높게 나타난다. 이들 변수들 사이의 높은 상관관계로 인한 다중공선성 문제가 발생할 수 있어 회귀분석은 재작성관련 변수들을 별도의 회귀식에 포함한 분석과 한 회귀식에 모두 포함한 분석결과를 모두 보고한다. 지면생략을 위해 독립변수들간의 상관계수를 별도의 표로 보고하지는 않는다.

〈표 4〉 재작성관련 요인과 주가반응에 대한 단일변수분석¹⁾

변수		MMCAR[-5, +5]	MACAR[-5, +5]
재작성 사유	ERROR=1	-0.0116 (-0.0122)	0.0024 (-0.0085)
	ERROR=0	0.0210 (0.0029)	0.0186 (0.0079)
	F-값 [Chi-Square] ²	3.27* [3.89]**	0.92 [1.88]
재작성 의도	E_MGMT=1	-0.0250 (-0.0211)	-0.0282 (-0.0201)
	E_MGMT=0	0.0056 (0.0007)	0.0176 (0.0072)
	F-값 [Chi-Square]	2.34 [2.14]	6.06** [4.60]**
핵심항목관련 여부	CORE=1	-0.0055 (-0.0048)	-0.0063 (-0.0035)
	CORE=0	-0.0002 (-0.0025)	0.0113 (0.0003)
	F-값 [Chi-Square]	0.06 [0.16]	0.87 [0.75]
재작성대상 계정그룹수 (NO_ACC)	HIGH	-0.0029 (-0.0048)	-0.0082 (-0.0144)
	LOW	-0.0048 (-0.0035)	0.0058 (0.0003)
	F-값 [Chi-Square]	0.01 [0.05]	0.50 [1.28]
재작성이 전기의 당기순이익에 미치는 영향 (ABSRESTATED)	HIGH	-0.0315 (-0.0214)	-0.0246 (-0.0195)
	LOW	0.0124 (0.0056)	0.0226 (0.0125)
	F-값 [Chi-Square]	4.14** [3.39]*	5.10** [5.07]**
과거 재작성 빈도	NO_YEAR=2	0.0818 (0.0818)	0.0642 (0.0642)
	NO_YEAR=1	-0.0074 (-0.0293)	-0.0143 (-0.0382)
	NO_YEAR=0	-0.0009 (-0.0009)	0.0097 (0.0014)
	F-값 [Chi-Square]	0.19 [2.06]	0.52 [3.52]

*(**): 5% (1%) 수준에서 유의함(양측검증)

1) 이산변수를 제외한 모든 변수들의 분포를 99%와 1%에서 절단하였으며 변수들의 정의는 다음과 같다.

MMCAR[-5, +5]=전기주총일을 전후한 11일간(-5, +5)의 시장모형 누적초과수익률

MACAR[-5, +5]=전기주총일을 전후한 11일간(-5, +5)의 시장수익률 조정 누적초과수익률

ERROR=전기 손익계산서의 재작성이 오류수정에 의한 것이면 1, 기타의 경우는 0

E_MGMT=(재작성된 전기 당기순이익 - 전기에 보고된 당기순이익)/기초시가의 분포 중 하위 25%에 속하면 1, 기타의 경우는 0

CORE=재작성 대상이 되는 오류수정이나 회계변경이 매출액 항목이면 1, 기타의 경우는 0

NO_ACC=재작성의 대상이 되는 계정그룹의 수이며 계정그룹은 매출액, 매출원가, 판매관리비, 영업외손익, 특별손익, 기타로 구분

ABSRESTATED=재작성이 전기 당기순이익에 미치는 영향의 절대값을 기초시가로 표준화한 값

(즉, |(재작성된 전기 당기순이익 - 전기에 보고된 당기순이익)/기초시가)

NO_YEAR=당해 회계연도 전에 전기 손익계산서를 재작성한 연도의 합

2) F-값은 분산분석을 이용한 그룹간 차이분석검정결과이며 Chi-square값은 비모수통계방법인 Kruskal-Wallis 검증을 이용한 차이분석결과이다.

가반응에 대한 단일변량분석 결과를 보고한다.

재작성 사유별 분석에서 ERROR가 1의 값을 갖는 경우에는 0의 값을 갖는 경우보다 낮은 누적초과수익률을 보인다. 이는 오류수정으로 재무제표가 재작성되는 경우가 그렇지 않은 경우보다 부정적인 주가반응을 초래한다는 가설과 일관성이 있다. 재작성 의도를 나타내는 E_MGMT가 1인 경우에는 음의 누적초과수익률을, 0인 경우에는 양의 누적초과수익률을 보인다. 즉, 이익을 증가시킬 목적으로 오류나 회계변경을 이용한 경우에는 부정적인 주가반응이 나타난다. 재작성대상 항목이 수익인식과 관련된 항목인지를 측정하는 CORE가 1인 경우 0인 경우에 비해 보다 부정적인 주가반응이 나타나지만 유의한 차이는 아니다. 재작성대상 계정그룹수인 NO_ACC와 누적초과수익률 사이에는 유의한 관계가 없는 것으로 보인다. 재작성이 전기 당기순이익에 미치는 영향을 측정하는 ABSRESTATED가 클수록 부정적인 주가반응이 나타난다. 이는 재작성대상인 오류나 회계변경이 순이익에 미치는 효과가 클수록 시장은 이를 부정적으로 평가하고 있음을 의미한다. 과거 재작성빈도를 나타내는 NO_YEAR가 2인 경우에는 양의 누적초과수익률을 보이고 있으나 표본이 1개밖에 되지 않아 의미있는 해석은 어렵다. 과거 재작성 빈도와 누적초과수익률과는 유의한 관계가 나타나지 않는다.

6.2 회귀분석 결과

〈표 5〉는 전체 표본에 대해 회귀식(1)을 추정한 결과를 보고한다. 패널 A는 시장모형 누적초과수익률을 종속변수로 하는 회귀식의 추정결과를, 패널 B는 시장수익률조정 누적초과수익률을 종속변수로 하는 회귀식의 추정결과를 보고한다. 각 가설

을 검증하기 위해 별도의 회귀식을 추정하며(모형 1~모형5) 모든 변수를 한 회귀식에 포함하여 모형6을 추정한다.

가설1을 검증하는 패널 A의 모형1에서 ERROR 더미변수는 유의한 음의 계수를 보인다. 이는 오류수정으로 인한 재작성이 회계정책의 변경으로 인한 재작성보다 부정적인 주가반응을 초래한다는 가설1과 일치한다. 모형2에서 E_MGMT 더미변수 또한 유의한 음의 계수를 보인다. 이는 기업이 이익을 증가시킬 의도로 재작성 항목을 이용하는 경우보다 부정적인 주가반응이 나타난다는 가설2와 일치한다. 모형3에서 NO_YEAR는 음의 계수를 보이지만 유의하지는 않다. 즉, 과거 재작성 여부는 주가반응과 유의한 관계가 없다. 〈표 3〉에 나타난 대로 대부분의 표본기업이 과거에 재무제표를 재작성한 경험이 없다는 사실을 감안하면 과거의 재무제표 재작성 경험이 주가반응에 영향을 미치지 못하는 것은 당연한 결과일 수 있다. 모형4에서 핵심항목 더미변수인 CORE 또한 음의 계수를 보이지만 유의하지는 않다. 핵심항목의 경우 미래 지속성이 높아 기업가치와 보다 밀접하게 관련되지만 최소한 우리나라에서는 재무제표 재작성의 의미를 평가하는 데 반영되지 않는 것으로 보인다. 핵심항목을 매출액 대신 영업이익의 구성항목인 매출액, 매출원가, 판매관리비로 정의하더라도 결과에 미치는 영향은 없다. 재작성대상 항목의 중대성과 주가반응과의 관계를 검증하는 모형5에서 NO_ACC와 ABSRESTATED 모두 음의 계수를 보이지만 ABSRESTATED만이 통계적으로 유의하다. 재작성 대상이 되는 계정과목의 범위는 주가반응에 영향을 못 미친다. 하지만 재작성 대상이 되는 금액이 커질수록 보다 부정적인 주가반응을 초래한다. 이는 재작성대상 항목이 중대할수록 보다 부정적

인 추가반응을 초래한다는 가설5와 일치한다. 모든 변수를 포함한 모형6의 결과는 일반적으로 모형1 내지 5의 결과와 유사하다. 다만, 모형2에서 유의하던 E_MGMT는 더 이상 유의하지 않다. 모형6에서 ERROR가 재작성의 금액적 중요성인

ABSRESTATED를 통제한 후에도 유의한 음의 계수를 보이는 것은 금액의 중요성에 대한 시장반응이 아니라 경영자의 신뢰성과 자질에 대한 부정적인 시장반응임을 의미한다.

〈표 5〉 재무제표 재작성 요인과 추가반응에 대한 회귀분석¹

패널 A: 종속변수=시장모형 누적초과수익률(MMCR(-5, +5))						
변수	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6
Intercept	0.0034 (0.04)	-0.0618 (-0.68)	-0.0431 (-0.47)	-0.0488 (-0.54)	-0.0295 (-0.32)	-0.0012 (-0.01)
ERROR	-0.0465 (-1.99)**					-0.0397 (-1.62)*
E_MGMT		-0.0391 (-1.77)*				-0.0022 (-0.09)
NO_YEAR			-0.0282 (-1.06)			-0.0192 (-0.71)
CORE				-0.0338 (-1.37)		-0.0350 (-1.15)
NO_ACC					-0.0062 (-0.65)	0.0012 (0.10)
ABSRESTATED					-0.1264 (-2.87)***	-0.1181 (-2.43)**
UE	0.0017 (0.48)	0.0017 (0.48)	0.0014 (0.39)	0.0012 (0.35)	0.0074 (1.80)*	0.0072 (1.73)*
UE× NEGEARN	-0.0141 (-1.36)	-0.0134 (-1.29)	-0.0135 (-1.30)	-0.0141 (-1.35)	-0.0115 (-1.07)	-0.0132 (-1.23)
PASTRET	-0.0284 (-1.70)*	-0.0289 (-1.73)*	-0.0308 (-1.84)*	-0.0328 (-1.95)**	-0.0243 (-1.43)	-0.0238 (-1.40)
SIZE	0.0047 (0.82)	0.0063 (1.09)	0.0048 (0.84)	0.0054 (0.93)	0.0041 (0.70)	0.0041 (0.70)
DERATIO	-0.0033 (-0.95)	-0.0027 (-0.76)	-0.0045 (-1.32)	-0.0050 (-1.46)	-0.0015 (-0.42)	-0.0004 (-0.11)
연도별 터미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
Adjusted R ² (F-값)	1.77% (1.44)	1.42% (1.35)	0.58% (1.14)	0.90% (1.22)	3.10% (1.70)	3.57% (1.59)
표본수	245	245	245	245	241	241

〈표 5〉 재무제표 제작성 요인과 주가반응에 대한 회귀분석¹ (계속)

패널 B: 종속변수=시장수익률조정 누적초과수익률(MACAR(-5, +5))						
변수	모형7	모형8	모형9	모형10	모형11	모형12
Intercept	0.0267 (0.29)	-0.0414 (-0.45)	-0.0216 (-0.24)	-0.0266 (-0.29)	-0.0058 (-0.06)	0.0232 (0.24)
ERROR	-0.0483 (-2.06)**					-0.0404 (-1.63)*
E_MGMT		-0.0415 (-1.87)*				-0.0083 (-0.33)
NO_YEAR			-0.0276 (-1.03)			-0.0180 (-0.66)
CORE				-0.0264 (-1.06)		-0.0275 (-0.90)
NO_ACC					-0.0047 (-0.49)	0.0011 (0.09)
ABSRESTATED					-0.1151 (-2.60)***	-0.1020 (-2.09)**
UE	0.0009 (0.26)	0.0009 (0.26)	0.0006 (0.17)	0.0005 (0.14)	0.0061 (1.48)	0.0058 (1.38)
UE× NEGEARN	-0.0186 (-1.78)*	-0.0178 (-1.71)*	-0.0180 (-1.71)*	-0.0184 (-1.75)*	-0.0166 (-1.53)	-0.0183 (-1.68)*
PASTRET	0.0163 (0.98)	0.0158 (0.94)	0.0138 (0.82)	0.0123 (0.73)	0.0195 (1.14)	0.0201 (1.17)
SIZE	0.0005 (0.09)	0.0022 (0.38)	0.0007 (0.12)	0.0011 (0.20)	-0.0004 (-0.07)	-0.0002 (-0.04)
DERATIO	-0.0034 (-0.99)	-0.0028 (-0.79)	-0.0047 (-1.38)	-0.0051 (-1.50)	-0.0020 (-0.57)	-0.0007 (-0.19)
연도별 터미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
Adjusted R ² (F-값)	1.97% (1.49)	1.66% (1.41)	0.65% (1.16)	0.68% (1.17)	2.35% (1.52)	2.72% (1.45)
표본수	245	245	245	245	241	241

* **, ***: 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함(양측검증)

1) 이산변수를 제외한 모든 변수들의 분포를 99%와 1%에서 절단하였으며 변수들의 정의는 다음과 같다.

MMCAR(-5, +5) = 정기주총일을 전후한 11일간(-5, +5)의 시장모형 누적초과수익률

MACAR(-5, +5) = 정기주총일을 전후한 11일간(-5, +5)의 시장수익률 조정 누적초과수익률

ERROR = 전기 손익계산서의 제작성이 오류수정에 의한 것이면 1, 기타의 경우는 0

E_MGMT = (제작성된 전기 당기순이익 - 전기에 보고된 당기순이익)/기초시가의 분포 중 하위 25%에 속하면 1, 기타의 경우는 0

NO_YEAR = 당해 회계연도 전에 전기 손익계산서를 제작성한 연도의 합

CORE = 제작성의 대상이 되는 오류수정이나 회계변경이 매출액이면 1, 기타의 경우는 0

NO_ACC = 제작성의 대상이 되는 계정그룹의 수이며 계정그룹은 매출액, 매출원가, 판매관리비, 영업외손익, 특별손익, 기타로 구분

ABSRESTATED = 제작성이 전기 당기순이익에 미치는 영향의 절대값을 기초시가로 표준화한 값

(즉, |(제작성된 전기 당기순이익 - 전기에 보고된 당기순이익)|/기초시가)

UE = 당기의 당기순이익에서 오류수정(회계변경)금액을 제외한 전기의 당기순이익을 차감한 값을 기초시가로 표준화한 값

(즉, (당기 당기순이익 - 제작성된 전기 당기순이익)/기초시가)

NEGEARN = 당기순이익이 음의 값이면 1, 기타의 경우는 0

PASTRET = 검증기간 직전 200일간(주주총회일 전 -205일부터 -6일까지)의 해당 기업의 주식수익률

SIZE = 총자산의 자연로그 값

DERATIO = 총부채를 자기자본으로 나눈 값

통제변수로 포함된 변수들은 일반적으로 유의하지 않다. 비기대이익인 UE는 모형5와 6에서만 약하게 유의하다. 과거수익률인 PASTRET는 모든 회귀식에서 음의 계수를 보이며 모형1~4에서는 통계적으로 유의하다. 아울러 선행연구에서 이익공시일을 전후한 주가반응에 영향을 미치는 요인으로 보고된 기업규모 및 부채비율은 정기주총일을 전후한 주가반응과 더 이상 유의한 관계를 보이지 못하는 것으로 나타난다.

시장수익률조정 누적초과수익률을 종속변수로 하는 패널 B의 결과는 패널 A의 결과와 유사하다. ERROR, E_MGMT, ABSRESTATED는 유의한 음의 계수를 보이는 반면, NO_YEAR, CORE, NO_ACC의 계수는 유의하지 않다. 결과적으로, 오류수정으로 재무제표가 재작성되었거나, 재무제표 재작성대상 항목이 이익조작 목적으로 사용되었거나, 재작성대상 항목이 전기 당기순이익에 미친 영향이 클수록 보다 부정적인 주가반응을 초래한다. 통제변수 중에서는 비기대이익과 당기순순실터미변수의 상호작용(UE×NEGEARN)만이 약하지만 유의하게 나타난다. 다른 통제변수들은 유의하지 않다. 패널 A의 종속변수인 시장모형 누적초과수익률은 특정 기업의 체계적 위험에 의해 변동되는 주가수익률을 초과한 주가수익률 변동분을 측

정하며, 체계적 위험은 해당 기업의 과거 주가수익률과 시장수익률을 기초로 추정한다. 한편, 패널 B의 종속변수인 시장수익률조정 누적초과수익률은 이익이 공시되는 시점의 시장의 평균수익률을 초과한 주가수익률 변동분을 측정한다. 따라서 시장수익률조정 누적초과수익률은 특정 기업의 주가수익률과 시장수익률과의 관계를 통제하지는 않는다.⁹⁾ 두 종속변수 사이의 이러한 차이로 인해 비기대이익 관련 변수들, 즉 UE, UE×NEGEARN, PASTRET의 유의성이 패널 A와 패널 B에서 달리 나타난 것으로 보인다. 그러나 주요 검증변수에 대한 결과는 어느 모형을 사용하는가에 관계없이 일관되게 나타나고 있다.¹⁰⁾

앞의 표에 나타난 바와 같이 오류수정으로 인한 재작성이 회계정책의 변경으로 인한 재작성보다 부정적인 주가반응을 초래한다. 재무제표 재작성에 관련된 변수들이 오류수정 사유로 재무제표를 재작성하는 기업과 회계변경 사유로 재무제표를 재작성하는 기업간에 차이가 있는지를 조사하기 위해 각각의 그룹에 대해 별도의 회귀식을 추정한다. 시장모형 누적초과수익률을 종속변수로 한 회귀분석결과를 <표 6>에 보고한다.

오류수정으로 재무제표를 재작성하는 기업에서는 E_MGMT와 ABSRESTATED가 유의한 음의 계

9) 이론적으로는 시장모형 누적초과수익률에 따라 계산되는 누적초과수익률이 해당 기업의 초과수익률을 더 정확하게 측정한다고 할 수 있다. 그러나 시장모형에서 베타계수를 추정하는 과정에 추정오류가 발생할 수 있으며 이로 인하여 누적초과수익률에 편이가 개재될 가능성이 있다. 따라서 이를 보완하기 위하여 시장수익률조정모형이 함께 사용되는 경우가 많다. 시장수익률모형은 개별회사의 체계적 위험의 차이를 고려하지 못하는 이론적인 한계점을 가지고 있지만 베타계수의 추정과정에서 발생하는 오류를 피할 수 있다. 이와 같이 두 모형의 장·단점이 있기 때문에 연구결과가 어느 특정 모형 하에서만 얻어질 가능성을 고려하여 두 모형에 의한 결과를 함께 제시한다.

10) 검증기간의 민감도 분석을 위해 [-1, +1], [-5, +1], [-1, +5] 등의 누적기간을 추가로 조사하였다. 조사결과에 의하면, [-1, +1]과 [-5, +1]의 검증기간을 사용한 결과에서는 E_MGMT만이 유의한 음의 계수를 보이는 반면에 [-1, +5]의 검증기간을 사용한 결과에서는 ABSRESTATED가 유의한 음의 계수를 보인다. 이러한 결과는 다음과 같은 두 가지 시사점을 제공한다. 첫째, 정기주총일의 정보가 정기주총일 전에 시장에 미리 유출되고 있으므로 정기주총일전 일정기간을 검증기간에 포함해야 함을 의미한다. 둘째, 주가변동의 상·하한선으로 인해 주가반응이 지연될 수 있으므로 충분한 정보효과를 검증하기 위해서는 정기주총일후 일정기간도 검증기간에 포함해야 한다. 따라서 정기주총일을 전후하여 -5일부터 +5일까지의 누적기간이 재무제표 재작성에 대한 주가반응을 포괄적으로 측정할 수 있는 것으로 보인다.

〈표 6〉 재무제표 제작성 요인과 주기반응: 오류수정과 회계정책변경의 그룹별 분석¹⁾

변수	종속변수=시장모형 누적초과수익률(MMCAR(-5,+5))					
	오류수정그룹			회계정책변경그룹		
	모형1	모형2	모형3	모형4	모형5	모형6
Intercept	-0.0653 (-0.59)	-0.0344 (-0.30)	-0.0383 (-0.33)	-0.0845 (-0.68)	-0.0997 (-0.78)	-0.1057 (-0.81)
E_MGMT	-0.0525 (-1.65)*		-0.0133 (-0.36)	0.0051 (0.20)		0.0234 (0.79)
NO_YEAR			-0.0262 (-0.73)			
CORE			-0.0204 (-0.46)			-0.0347 (-0.94)
NO_ACC		-0.0057 (-0.42)	-0.0017 (-0.11)		-0.0136 (-1.05)	-0.0047 (-0.26)
ABSRESTATED		-0.1273 (-2.55)**	-0.1205 (-2.10)**		-0.0813 (-0.63)	-0.1226 (-0.90)
UE	0.0000 (0.01)	0.0050 (1.19)	0.0046 (1.06)	0.0186 (0.47)	0.0080 (0.18)	0.0000 (0.00)
UE× NEGEARN	0.0014 (0.25)	-0.0037 (-0.61)	-0.0036 (-0.58)	0.0129 (0.17)	0.0103 (0.14)	0.0178 (0.23)
PASTRET	-0.0239 (-1.19)	-0.0207 (-1.01)	-0.0215 (-1.04)	-0.0512 (-1.47)	-0.0815 (-2.06)**	-0.0793 (-1.99)**
SIZE	0.0071 (0.92)	0.0048 (0.62)	0.0047 (0.59)	0.0038 (0.41)	0.0060 (0.62)	0.0053 (0.54)
DERATIO	-0.0043 (-0.96)	-0.0032 (-0.72)	-0.0026 (-0.58)	0.0134 (1.09)	0.0088 (0.67)	0.0080 (0.60)
연도별 더미	포함	포함	포함	포함	포함	포함
Adjusted R ² (F-값)	0.00% (0.98)	1.75% (1.26)	0.44% (1.05)	-1.94% (0.84)	-0.91% (0.93)	-1.71% (0.90)
표본수	163	160	160	78	76	76

*, **: 각각 10%, 5% 수준에서 유의함(양측검증)

1) 이산변수를 제외한 모든 변수들의 분포를 99%와 1%에서 절단하였으며 변수들의 정의는 〈표 5〉의 주석1과 같다.

수를 보임으로써 〈표 5〉의 결과와 유사하게 나타난다. NO_YEAR와 CORE를 각각 별도의 회귀식

에 포함하는 경우에도 이들 변수들의 계수는 유의하지 않게 나타나며 이에 대한 보고는 생략한다.

이는 오류수정 사유로 재무제표를 재작성하는 경우 오류가 이익을 조작할 의도로 사용되었거나 재작성 대상 항목이 전기 당기순이익에 미친 영향이 클수록 보다 부정적인 추가반응을 초래함을 의미한다. 반면, 회계변경으로 재무제표를 재작성하는 기업에서는 재작성관련 모든 변수가 유의하지 않은 것으로 나타난다. 즉, 회계변경 사유로 전기 재무제표가 재작성되는 경우 재작성과 관련한 어느 변수도 부정적인 추가반응을 초래하지 않는다. 시장수익률 조정 누적초과수익률을 종속변수로 한 회귀분석결과는 <표 6>과 유사하므로 별도의 보고를 생략한다. 또한, 기준서 1호가 제정되어 본격적으로 적용되기 시작한 기간(조기적용까지 포함하여 2001년 이후임)만을 대상으로 회귀분석을 수행한 결과 <표 5>에 보고된 결과보다 좀 더 강력한 실증결과를 얻을 수 있었다. 이는 기준서 1호가 적용되기 시작한 기간부터 재작성된 재무제표에 대한 시장의 인식이 더 증가되었음을 시사한다.

<표 7>에서는 거래소 상장기업과 코스닥 등록기업 각각에 대해 <표 5>의 모형6을 추정한 결과를 보고한다.

주권상장기업을 대상으로 회귀식을 추정한 결과는 전체표본을 대상으로 한 결과와 유사하다. ERROR와 ABSRESTATED는 유의한 음의 계수를 보인다. 재작성과 관련된 다른 변수들은 유의하지 않으며 UE를 비롯한 통제변수들도 일반적으로 유의하지 않다. 다만, UE×NEGARN은 유의한 음의 계수를 보인다. 반면, 코스닥상장기업을 대상으로 회귀식을 추정한 결과 재무제표 재작성과 관련된 어느 변수도 유의하지 않다. 또한, 통제변수들도 일반적으로 유의하지 않다. 이러한 결과는 누적초과수익률의 측정방법에 민감하지 않다.

<표 7>의 결과는 다음과 같은 시사점을 제공한다

다. 우선, 주권상장기업은 재무제표를 재작성하는 경우 부정적인 추가반응이 나타난다. 구체적으로, 오류수정으로 인한 재작성의 경우 회계변경으로 인한 재작성에 비하여 유의하게 부정적인 추가 반응이 나타나고 있다. 또한 다른 조건이 동일하다면 재작성으로 인한 손익효과의 크기가 클수록 주식시장에서는 더 부정적으로 평가되고 있다. 그러나 코스닥상장기업의 경우에는 재무제표를 재작성하더라도 유의하게 부정적인 추가반응은 나타나지 않는다. 이는 코스닥시장의 투자자들은 재무제표의 재작성을 추가결정에 반영하지 않음을 의미한다. 한편 주권상장기업을 대상으로 한 회귀식의 Adjusted R²는 10.55%와 6.54%로 선행연구에서 보고되는 Adjusted R²와 별 차이가 없는 반면, 코스닥상장기업을 대상으로 한 회귀식의 Adjusted R²는 -4.64%와 -6.44%로 모형의 설명력이 전혀 없다. 전체표본을 대상으로 한 <표 5>에서 Adjusted R²가 낮게 나타난 것은 코스닥상장기업에 기인한 것으로 보인다. 이처럼 회귀모형이 낮은 설명력을 보인다는 것은 안정된 가치기업을 대상으로 한 기존의 선행연구에서 이익공시를 전후한 주가의 결정요인으로 보고된 변수들이 벤처 등 성장기업 위주인 코스닥시장의 주가는 설명하지 못하고 있음을 의미한다. 따라서 이들 신생 성장기업의 추가결정모형에 대한 연구는 향후 수행되어야 할 중요한 주제라고 보인다.

<표 5>와 <표 7>에서 재작성 사유가 오류수정이거나, 이익조작 목적이거나, 재작성대상 항목이 금액적으로 증대한 경우 부정적인 추가반응이 나타난다. 하지만 이들 변수들이 상호 작용하여 보다 부정적인 추가반응을 초래할 수 있다. 오류수정으로 재무제표가 재작성되거나 이익조작 목적으로 재무제표가 재작성되더라도 그 오류의 크기가 중요하지

〈표 7〉 재무제표 제작성 요인과 주가반응에 대한 회귀분석-주권상장기업 vs. 코스닥상장기업¹

변수	주권상장기업		코스닥상장기업	
	MMCAR[-5, +5]	MACAR[-5, +5]	MMCAR[-5, +5]	MACAR[-5, +5]
Intercept	0.1057 (0.98)	0.1107 (1.01)	-0.3884 (-1.81)*	-0.2278 (-1.08)
ERROR	-0.0683 (-2.37)**	-0.0713 (-2.44)**	-0.0016 (-0.03)	-0.0015 (-0.03)
E_MGMT	0.0447 (1.23)	0.0525 (1.43)	-0.0158 (-0.36)	-0.0081 (-0.19)
NO_YEAR	-0.0353 (-0.88)	-0.0241 (-0.60)	-0.0373 (-0.85)	-0.0521 (-1.21)
CORE	-0.0674 (-1.43)	-0.0505 (-1.06)	-0.0050 (-0.10)	-0.0142 (-0.30)
NO_ACC	0.0133 (0.71)	0.0088 (0.47)	-0.0087 (-0.47)	-0.0138 (-0.75)
ABSRESTARTED	-0.0932 (-1.73)*	-0.0910 (-1.67)*	0.0142 (0.08)	0.0872 (0.47)
UE	0.0024 (0.64)	0.0018 (0.48)	0.1359 (1.10)	0.1060 (0.86)
UE×	-0.0315 (-2.02)**	-0.0320 (-2.02)**	-0.1158 (-0.83)	-0.1324 (-0.98)
NEGEARN	-0.0454 (-2.23)**	-0.0053 (-0.26)	-0.0307 (-0.82)	0.0403 (1.08)
PASTRET	-0.0044 (-0.56)	-0.0063 (-0.79)	0.0326 (1.79)*	0.0247 (1.38)
DERATIO	-0.0029 (-0.75)	-0.0035 (-0.90)	0.0036 (0.28)	0.0040 (0.32)
연도별 터미	포함	포함	포함	포함
Adjusted R ² (F-값)	10.55% (2.03)	6.54% (1.61)	-4.64% (0.69)	-6.44% (0.58)
표본수	132	132	100	99

*, **: 각각 10%, 5% 수준에서 유의함(양측검증)

1) 이산변수를 제외한 모든 변수들의 분포를 99%와 1%에서 절단하였으며 변수들의 정의는 〈표 5〉의 주석1과 같다.

않으면 주가에 영향을 미치지 않을 수 있다. 이러한 가능성을 조사하기 위해 〈표 8〉에서는 이들 변수들의 상호작용을 고려한 모형을 추정한다. 〈표 8〉에서 추정되는 회귀모형은 다음과 같다.

$$\begin{aligned}
 &MMCAR_{it}(MACAR_{it}) \\
 &= b_0 + b_1 NO_YEAR_{it} + b_2 CORE_{it} \\
 &+ b_3 NO_ACC_{it} + b_4 ABSRESTATED_{it} \\
 &+ b_5 ERROR_{it} \times ABSRESTATED_{it} \\
 &+ b_6 E_MGMT_{it} \times ABSRESTATED_{it} \\
 &+ b_7 UE_{it} + b_8 UE_{it} \times NEGEARN_{it} \\
 &+ b_9 PASTRET_{it} + b_{10} SIZE_{it} \\
 &+ b_{11} DERATIO_{it} + \text{연도별 더미} + e_{it}
 \end{aligned}
 \tag{2}$$

시장모형 누적초과수익률과 시장수익률조정 누적 초과수익률을 사용한 결과는 유사하므로 시장모형 누적초과수익률을 사용한 결과만을 보고한다. <표 8>에서 첫째 칸은 전체표본을 대상으로 회귀식을 추정한 결과를, 둘째 칸은 주권상장기업을 대상으로 추정한 결과를, 셋째 칸은 코스닥상장기업을 대상으로 회귀식을 추정한 결과를 제시한다.

전체표본을 대상으로 한 회귀분석에서 ABSRESTATED는 유의하지 않은 반면, ERROR×ABSRESTATED는 유의한 음의 계수를 보인다. 즉, 회계변경 사유로 재무제표를 재작성하는 경우 재작성의 효과가 중대하더라도 부정적인 추가반응은 없다. 그러나 오류수정으로 재무제표가 재작성되는 경우 재작성의 금액적 중요성이 커질수록 부정적인 추가반응은 심화됨을 의미한다. E_MGMT×ABSRESTATED의 계수는 유의하지 않다. <표 5>에서 나타난 대로, 이익조작 의도로 오류를 이용하는 그 자체는 시장에 부정적인 시그널을 주어 부정적인 추가반응을 초래하지만 이 경우 그 재작성 효과의 중요성 정도는 추가반응에 영향을 주지 못함을 의미

한다.

주권상장기업을 대상으로 회귀식을 추정한 결과는 전체표본을 대상으로 한 결과와 유사하다. 즉, ERROR×ABSRESTATED는 유의한 음의 계수를 보인다. 하지만 코스닥상장기업을 대상으로 한 추정 결과를 보면, ERROR×ABSRESTATED의 계수는 유의하지 않은 반면, E_MGMT×ABSRESTATED는 유의한 음의 계수를 보인다. 이러한 결과는 코스닥시장에서는 이익조작 의도로 오류를 이용하는 경우 재작성의 금액적 중요성이 커질수록 부정적인 추가반응이 심화됨을 의미한다.

6.3 재무제표 재작성기업의 이익반응계수¹¹⁾

지금까지의 분석에서는 재작성된 재무제표의 정보 효과를 분석하기 위하여 재무제표 공시일을 전후한 11일간의 추가반응을 조사하였다. 그러나 이 방법은 재무제표 재작성의 효과와 정기적 재무제표 공시효과가 혼합되어 비기대이익을 통제한다 하더라도 전년도 재작성효과가 비기대이익의 정보효과에 포함될 수 있다. 따라서, 본 소절에서는 비기대이익에 대한 이익반응계수를 이용하여 다른 측면의 재작성 효과를 분석한다. 즉, 재무제표 재작성이 단순한 추가반응을 넘어서 이익반응계수로 측정되는 이익의 질적 수준에도 영향을 미치는 지를 분석한다. 이를 위해 재무제표 재작성기업과 동일한 업종에 속하면서 재무제표 재작성기업과 자산규모가 가장 유사한 기업을 대응기업으로 선정하여 두 그룹의 이익반응계수를 비교한다. 대응기업과 재작성기업의 이익반응계수를 비교하기 위하여 다음의 회귀식을 추정한다.¹²⁾

11) 이익반응계수에 관한 분석을 제안해 주신 익명의 심사자께 감사드린다.

12) 재무제표 재작성기업과 대응기업간의 이익반응계수 차이를 분석하는 것이 초점이므로 재무제표 재작성에 대한 세부적 내용을 나타내는 변수들은 회귀식에 포함시키지 않았다. 재무제표 재작성 관련 특성변수를 회귀식에 포함하여도 결과에는 차이가 없었다.

〈표 8〉 재무제표 재작성사유 변수의 상호작용에 관한 회귀분석¹

변수	종속변수: MMCAR[-5, +5]		
	전체 표본	거래소 상장기업	코스닥 등록기업
Intercept	-0.0313 (-0.34)	0.0199 (0.19)	-0.3585 (-1.76)*
NO_YEAR	-0.0308 (-1.17)	-0.0404 (-1.01)	-0.0423 (-1.06)
CORE	-0.0394 (-1.30)	-0.0575 (-1.22)	-0.0039 (-0.08)
NO_ACC	-0.0006 (-0.05)	0.0088 (0.48)	-0.0084 (-0.47)
ABSRESTATED	0.1138 (0.87)	0.1001 (0.70)	0.7249 (1.69)*
ERROR× ABSRESTATED	-0.2535 (-2.40)**	-0.2449 (-2.12)**	-0.4219 (-1.09)
E_MGMT× ABSRESTATED	-0.0367 (-0.40)	0.0264 (0.28)	-0.7180 (-2.51)**
UE	0.0081 (1.57)	0.0040 (0.85)	0.2395 (1.91)*
UE×NEGEARN	-0.0101 (-0.89)	-0.0262 (-1.57)	-0.2347 (-1.65)*
PASTRET	-0.0248 (-1.46)	-0.0507 (-2.48)**	-0.0404 (-1.12)
SIZE	0.0035 (0.60)	-0.0024 (-0.58)	0.0287 (1.61)*
DERATIO	-0.0001 (-0.04)	-0.0021 (-0.58)	0.0045 (0.37)
연도별 터미	포함	포함	포함
Adjusted R ² (F-값)	4.84% (1.81)	9.36% (1.90)	2.52% (1.18)
표본수	241	132	100

*, **: 각각 10%, 5% 수준에서 유의함(양측검증)

1) 이산변수를 제외한 모든 변수들의 분포를 99%와 1%에서 절단하였으며 변수들의 정의는 〈표 5〉의 주석1과 같다.

$$\begin{aligned}
 MMCAR_{it}(MACAR_{it}) = & c_0 + c_1UE_{it} + \text{연도별 터미} + e_{it} \quad (3) \\
 & + c_2RESTATDUM_{it} + c_3RESTATDUM_{it} \times UE_{it} \\
 & + c_4 UE_{it} \times NEGEARN_{it} + c_5 PASTRET_{it} \\
 & + c_6 SIZE_{it} + c_7 DERATIO_{it}
 \end{aligned}$$

여기서 RESTATDUM_{it} = 재무제표를 재작성한 기업은 1, 대응기업의 경우에는 0

재무제표 재작성이 이익의 질적 수준에 부정적인 영향을 미친다면 재무제표 재작성과 비기대이익의 상호작용인 $RESTATDUM_{it} \times UE_{it}$ 은 유의한 음의 계수를 보일 것이다. 전체 298 기업-연도 중 동일 업종에 속하면서 기업규모가 가장 유사한 대응기업이 존재하는 재작성 표본기업은 248 기업-연도로 대응기업을 포함한 총 관찰치는 496 기업-연도이다. 이 중 회귀분석에 필요한 자료가 부재한 기업

을 제외하고 이산변수를 제외한 변수들의 분포를 99%와 1%에서 절단한 후에 회귀식에 사용된 표본수는 404 기업-연도이다.

회귀식(3)의 추정결과는 <표 9>에 제시된다.

시장모형 누적초과수익률을 종속변수로 하는 모형1에서 재무제표 재작성을 나타내는 더미변수인 $RESTATDUM$ 은 모두 유의하지 않다. 따라서 재무제표 공시일을 전후한 주가반응은 재무제표 재작성

<표 9> 재무제표 재작성기업과 대응기업의 이익반응계수¹

변수	종속변수 = $MMCAR[-5, +5]$		종속변수 = $MACAR[-5, +5]$	
	모형1		모형2	
Intercept	-0.0667 (-1.05)	-0.0545 (-0.87)		
UE	0.0035 (0.78)	0.0038 (0.83)		
RESTATDUM	0.0170 (1.46)	0.0218 (1.90)*		
RESTATDUM ×UE	-0.0055 (-1.00)	-0.0065 (-1.22)		
UE×NEGEARN	-0.0108 (-1.48)	-0.0130 (-1.80)*		
PASTRET	-0.0192 (-1.53)	0.0236 (1.90)*		
SIZE	0.0078 (1.86)*	0.0050 (1.23)		
DERATIO	-0.0048 (-2.50)**	-0.0053 (-2.79)***		
연도별 더미	포함	포함		
Adjusted R ²	1.99%	4.68%		
(F-값)	(1.74)	(2.80)		
표본수	404	404		

*, **: 각각 10%, 5% 수준에서 유의함(양측검증)

1) 이산변수를 제외한 모든 변수들의 분포를 99%와 1%에서 절단하였다. $RESTATDUM$ 은 재무제표를 재작성한 기업이면 1의 값을, 대응기업의 경우에는 0의 값을 갖는다. 대응기업은 재무제표 재작성기업과 동일한 업종에 속하면서 재무제표 재작성기업과 자산규모가 가장 유사한 기업이다. 다른 변수들의 정의는 <표 5>의 주석1과 같다.

성기업과 대응기업간에 유의하게 다르지 않다. 또한 재무제표 재작성과 비기대이익의 상호작용인 $RESTATDUM \times UE$ 의 회귀계수 또한 모두 유의하지 않다. 이러한 결과는 오류수정이나 회계정책의 변경으로 재무제표를 재작성하더라도 이익반응계수에는 유의한 영향을 미치지 않는다는 것을 의미한다. 시장수익률조정 누적초과수익률을 종속변수로 하는 모형2의 결과는 모형1의 결과와 일반적으로 유사하다.

통제변수 중에서 비기대이익과 당기순손실 더미변수의 상호작용인 $UE \times NEGEARN$ 은 모든 회귀식에서 음의 계수를 보이며 모형2에서는 유의하다. 이는 이익과 증가와의 관계가 당기순손실의 경우 감소하는 것을 의미하며 선행연구와 일치한다 (Hayn 1995). 기업규모인 SIZE는 모든 회귀식에서 양의 계수를 보이며 모형1에서 유의하다. 반면, 부채비율인 DERATIO는 모든 회귀식에서 유의한 음의 계수를 보인다. 이러한 결과는 기업규모가 클수록, 부채비율이 낮을수록 누적초과수익률은 커진다는 것을 의미한다. 그러나 예측부호와 달리 통제변수로 사용된 PASTRET는 모형2에서 유의한 양의 계수를 보인다.

결과적으로, <표 9>에 제시된 회귀분석결과는 재무제표 재작성이 부정적인 주가반응을 초래한다 하더라도 이익의 질적 수준에는 영향을 미치지 않음을 나타낸다.

Ⅶ. 결론

본 연구는 중대한 회계오류나 회계정책의 변경으로 인해 재작성된 재무제표의 시장반응을 실증적으

로 검증하고 추가적으로 그 시장반응을 초래하는 원천에 대해 분석한다. 실증분석은 1999-2003 회계연도 동안 재무제표를 재작성한 주권상장기업 및 코스닥상장기업 중 비금융업에 속하는 298 기업-연도를 이용하여 수행한다. 전체표본을 대상으로 한 실증분석 결과, 오류수정으로 전기 재무제표를 재작성하였거나, 재작성 사유로 인해 당초의 이익이 과대계상된 경우에 부정적인 주가반응이 나타났으며 또한 재작성이 전기의 보고이익에 미치는 효과가 클수록 부정적 주가반응도 더 크게 나타난다.

주권상장기업만을 대상으로 한 실증분석 결과는 전체표본을 대상으로 한 결과와 유사하다. 그러나 코스닥상장기업의 경우에는 재작성된 재무제표에 대한 부정적인 주가반응이 나타나지 않는다. 이는 코스닥시장의 투자자들이 재무제표의 재작성을 주가결정에 반영하고 있지 않음을 의미한다. 코스닥 등록기업은 거래소 상장기업에 비하여 기업의 역사가 짧고 사업의 내용도 전통적인 산업보다는 벤처 등 하이테크 업종을 영위하는 경우가 빈번하다. 따라서 재무제표가 기업의 가치에 대하여 제공하는 정보의 정도에 있어서 더 제한적일 가능성이 크다.

한편 외국의 연구결과와는 달리, 본 연구에서는 재무제표 재작성을 초래한 회계항목이 핵심항목인지 여부나 재작성을 초래한 계정 항목의 수와 같이 재무제표 재작성에 관련된 세부적인 정보가 주가결정에 반영되지 못하는 것으로 나타난다. 이러한 결과는 우리나라에서 재무제표의 재작성이라는 회계처리가 상대적으로 최근에 도입되었기 때문에 재작성에 관련된 세부적인 분석이 아직은 충분히 이루어지지 못함을 시사한다.

오류로 인한 재무제표의 재작성이 주가의 하락을 초래한다는 본 연구의 결과는 회계관련 감독기관 및 경영자에게 의미 있는 시사점을 제공한다. 미국

의 경우 회계개혁법인 2002년 Sarbanes-Oxley Act에서까지 재무제표의 재작성에 관한 사항을 언급할 만큼 심각하게 인식되고 있다. 그러나 우리나라의 경우 재무제표 재작성에 대한 문제의 심각성을 충분히 인식하고 있지 못하며 감독기관도 재무제표 재작성에 대한 특별한 조치를 취하지 않고 있다. 본 연구의 결과에 의하면 오류수정으로 인한 재무제표 재작성은 기업가치의 감소를 초래하고 있다. 따라서 감독기관에서는 기업의 재무제표 재작성에 대하여 보다 엄격한 관리를 통하여 기업의 재무제표 재작성 빈도를 줄임으로써 자본시장에 제공되는 회계정보의 신뢰성을 제고할 필요성이 있다. 또한 투자자들이 재무제표 재작성사실을 보다 알기 쉽도록 자발적으로 공시하는 방법을 강구할 필요가 있다. 특히 전년도 재무제표에 중대한 오류가 있다는 것을 인식하는 경우 이러한 오류를 연말에 가서 비교목적으로 공시되는 전년도 재무제표를 수정할 것이 아니라 투자자보호차원에서 기업이 오류를 인식하는 시점에 즉시 재작성된 재무제표를 공시하도록 관련 규정을 보완할 필요가 있다.

또한 본 연구의 결과는 재무제표 작성기업에 대한 시사점도 제공하고 있다. 재무제표의 재작성 자체가 경영자의 성실성이나 신뢰성에 대한 부정적인 신호(signal)가 되어 주가하락으로 이어진다는 사실은 경영자들이 재무제표의 재작성에 신중을 기하여야 하고 가능한 한 재작성을 피해야 한다는 것을 의미한다.

참고문헌

김권중(1993), "대체적 EPS측정방법과 이를 이용한 이

익, 매출액 및 비용의 정보가치 분석," **회계학연구**, 17, 1-28.

김권중, 김문철(2003), "경상이익 구성요소와 특별손익의 지속성과 주가관련성," **회계학연구**, 28, 55-83.

김문철, 황인태(1996), "전기손익수정항목을 통한 이익조정행위에 대한 연구: 이익유연화를 중심으로," **회계학연구**, 21, 123-142.

손성규, 이영한(2004), "회계기준서 1호 적용시 중요성 판단의 문제점," **회계저널**, 13, 119-151.

신호영(2003), "기업특성이 전기오류수정손익에 미치는 영향," **회계와 감사연구**, 39, 115-135.

윤순석(1997), "특별상각에 대한 시장반응," **회계학연구**, 22, 1-21.

윤순석(2001), "상장기업과 코스닥기업의 이익관리에 대한 비교연구," **증권학회지**, 29, 57-85.

이남주, 나인철(1992), "재무분석가의 예측치를 이용하여 측정된 회계이익정보와 매출정보의 유용성에 관한 연구," **증권학회지**, 14, 523-553.

장지인, 태석준(1992), "재무분석가에 의한 기업이익 예측의 정보내용," **증권학회지**, 14, 361-399.

전영순, 노준화, 배길수(2004), "전자공시시스템(DART System)의 도입이 이익정보가 주가에 반영되는 시점에 미친 영향," **회계저널**, 13, 77-100.

황인태(1996), "기업특성이 전기손익수정에 미치는 영향," **회계학연구**, 21, 177-199.

Anderson, K. and T. Yohn. 2002. The Effect of 10-K Restatements on Firm Value, Information Asymmetries, and Investors' Reliance on Earnings. Working paper, Georgetown University.

Brown, L., P. Griffin, R. Hagerman, and M. Zmijewski. 1987. An Evaluation of Alternative Proxies for the Market's Assessment of Unexpected Earnings. *Journal of Accounting and Economics* (July): 159-193.

Dhaliwal, D., K. Lee, and N. Fargher. 1991. The

- Association between Unexpected Earnings and Abnormal Security Returns in the Presence of Financial Leverage. *Contemporary Accounting Research* (Fall): 20-41.
- General Accounting Office. 2002. Financial Statement Restatements: Trends, Market Impacts, Regulatory Responses, and Remaining Challenges. GAO-03-138.
- Hayn, C. 1995. The Information Content of Losses. *Journal of Accounting and Economics* (September): 125-153.
- Hribar, P. and N. Jenkins. 2004. The Effect of Accounting Restatements on Earnings Revisions and the Estimated Cost of Capital. *Review of Accounting Studies* (June-September): 337-356.
- Palmrose, Z., V. Richardson, and S. Scholz. 2004. Determinants of Market Reactions to Restatement Announcements. *Journal of Accounting and Economics* (February): 59-89.
- Palmrose, Z. and S. Scholz. 2004. The Circumstances and Legal Consequences of Non-GAAP Reporting. *Contemporary Accounting Research* (Spring): 139-280.
- Wu, M. 2002. Earnings Restatements: A Capital Market Perspective. Working paper, Hong Kong University of Science and Technology.

Does the Restatement of Financial Statements Matter to Investors?

Moonchul Kim* · Youngsoon S. Cheon** · In Tae Hwang***

Abstract

This study examines whether the market negatively reacts to the restatement of financial statements. Further, this study investigates whether the market reaction is more negative when the restatement is due to prior-period error corrections as opposed to accounting policy changes and when the restatement affects core income. Recently many well-known multinational companies such as Xerox, WorldCom, and Enron wrote off billions of dollars by restating prior-period financial statements, which raised questions about the credibility of financial reporting. Consistent with such concerns, prior research conducted in the US documents that the market negatively reacts to restatement announcements, which leads to increases in firms' costs of capital (Anderson and Yohn 2002; GAO 2002; Wu 2002; Palmrose et al. 2004; Palmrose and Scholz 2004; Hribar and Jenkins 2004; GAO 2002).

Great concerns over restatements to correct prior-period errors led to regulatory actions in the US. The 2002 Sarbanes-Oxley Act prescribes that CEO and CFO shall reimburse the firm for any bonus or other incentive(or equity)-based compensation if the firm restates financial statements due to the material errors as a result of misconduct (SEC. 304). Furthermore, the Auditing Standard issued by the Public Company Accounting Oversight Board (PCAOB) mentions that restating financial statements due to errors is regarded as a material deficiency in internal control for financial reporting (PCAOB Auditing Standard No. 2). These regulatory actions reveal the US regulators' stance on the restatement—that it should be minimized.

* KyungHee University, College of Business Administration, Seoul, Korea

** Chung-Ang University, College of Business Administration, Seoul, Korea

*** Chung-Ang University, College of Business Administration, Seoul, Korea

The Korean accounting standards require that financial statements be restated for prior-period errors and accounting policy changes for the fiscal years starting after 1998 and 2001, respectively. As a result, many Korean companies have restated financial statements to write off overstated net assets in prior financial statements. Moreover, in a recent rule-making the Korea Financial Supervisory Commission (FSC) even facilitates the restatement of financial statements in order to give firms opportunity to rectify prior-period errors. If the restatement of financial statements due to errors is detrimental to market value of the firm, the Korea FSC's rule-making may not be in line with the interest of investors. Hence, our study examines whether the restatement of financial statements impairs the credibility of financial reporting, thereby having negative impact on stock prices in Korea.

We find negative market reactions to restated financial statements. In addition, the results reveal that the more negative reaction is associated with the restatement due to error corrections, the income-decreasing restatement, and the more material restatement having large effects on income. However, we find no association between the negative market reaction and the restatement involving core accounts. Also, the negative market reaction to the restatement does not increase in the pervasiveness (number of accounts affected) and persistence (number of financial statements restated for a particular firm) of the restatement. These results suggest that while investors react to the restatement itself, they do not fully incorporate detail information of the restatement into stock prices. This might be due to the short history of the restatement in that the restatement of financial statements has been enforced relatively recently.

Finally, the negative market reaction to the restatement is observed only for firms listed on the Korea Security Exchange (KSE). There is no significant market reaction to the restatement by firms traded in the Kosdaq market. In general the accounting information for Kosdaq firms is perceived as less credible than that for KSE firms. Thus, it appears that investors in the Kosdaq market do not consider even the restatement itself in valuing firms.

Key words: restatement of financial statements, prior-period error corrections, accounting change, income-decreasing restatement, core restatement.