

## 감액손실의 반복적 인식과 기업특성 및 주가관련성\*

김상헌(교신저자)  
단국대학교 경영학부 조교수  
(kimsh@dankook.ac.kr)  
백원선(제1저자)  
성균관대학교 경영학부 부교수  
(wpaek@skku.ac.kr)

본 연구에서는 감액손실의 반복적 인식에 따른 감액손실의 차별적 주가관련성에 대해 분석하였다. 구체적으로 감액손실의 반복적 인식이 특정한 기업특성과 체계적으로 연관되어 있는지를 살펴본 후, 이를 바탕으로 처음으로 인식되는 감액손실과 반복적으로 인식되는 감액손실이 주식시장에서 차별적으로 평가받고 있는지를 검토하였다.

선행연구에 따르면 감액손실은 주가에 부정적인 영향을 미치지만 이러한 부정적인 영향은 감액손실의 구체적인 특성에 따라 차별적으로 나타나는 것으로 보고되고 있다. 즉, 일반적으로 감액손실의 인식은 시장참여자들에게 기업이 보유하고 있는 자산을 통한 미래 경제적 효익의 창출가능성이 낮아질 수 있다는 부정적인 신호를 전달하게 된다. 반면 반복적으로 인식되는 감액손실은 이미 인식된 감액자산의 추가적인 감액일 가능성이 존재하며, 시장참여자들은 이미 경험하고 예측되는 사건에 대해 상대적으로 덜 민감하게 반응할 수 있으므로 반복적으로 인식되는 감액손실에 내재된 정보효과가 상대적으로 낮아질 수 있다. 동시에 경영성파가 양호한 상황이나 감사품질이 높은 수준으로 유지되는 상황에서 반복적으로 인식되는 감액손실은 시장참여자들에게 보수적인 회계정책에 대한 신호로 받아들여질 수 있으므로 처음으로 인식되는 감액손실에 비해 주식시장에서 상대적으로 덜 부정적인 평가가 존재할 수 있다. 따라서 주식시장에서는 감액손실의 인식횟수에 따라 감액손실에 대한 차별적 주가관련성이 존재할 것으로 예측된다.

이에 본 연구는 2000년부터 2003년까지 거래소 상장기업 중 금융업에 속하지 않으면서 감액손실을 보고한 251개 표본을 대상으로 감액횟수에 따른 차별적 주가관련성을 분석하였다. 분석결과에 따르면 먼저 상대적으로 경영성파가 양호하고 기업규모가 클수록 그리고 감사품질이 높은 수준으로 유지될수록 감액손실의 반복적 인식경향이 높은 것으로 나타났다. 또한 반복적으로 인식되는 감액손실에 대한 주가배수는 처음으로 인식되는 감액손실에 대한 주가배수보다 유의하게 큰 것으로 나타났다. 이는 이미 인식된 감액손실에 비해 부정적인 정보효과가 낮아지고, 경영자와 외부감사인의 보수적인 회계정책에 대한 신호효과로 인해 반복적으로 인식되는 감액손실이 주식시장에서 처음으로 인식되는 감액손실에 비해 상대적으로 덜 부정적으로 평가받고 있음을 의미한다. 이러한 결과는 반복적으로 감액손실을 인식한 기업만을 대상으로 분석한 경우에도 동일하게 관찰되었다.

본 연구는 최근 감액회계가 도입된 이후 인식크기와 빈도가 지속적으로 증가하고 있는 상황에서 감액손실의 반복적 인식과 그에 따른 주식시장의 차별적 가치관련성을 살펴보았다는 점에서 의의가 있다. 또한 본 연구의 결과는 감액손실을 기회주의적 인식수단으로 사용할 수 있는 경영자들에게 반복적으로 인식되는 감액손실이 주식시장에서 상대적으로 덜 부정적인 평가를 받을 수 있음을 실증적으로 보여줌으로써, 감액손실과 관련된 기존의 인식을 변화시키는데 긍정적인 영향을 미칠 것으로 기대된다. 즉, 빅패스 유인이나 이익유연화 유인에 따라 감액손실을 한꺼번에 빨리 또는 늦게 인식하려는 기회주의적 유인을 가진 경영자에게 감액대상자산의 미래 경제적 효익의 창출가능성 관점에 충실한 반복적 인식의 중요성을 시사해 주고 있다.

주제어: 감액손실의 반복적 인식, 기업특성, 정보효과, 보수적 회계정책, 주가관련성

## 1. 서론

일반적으로 감액손실은 주식시장에서 부정적인 가치관련성을 보이고 있으나 감액손실의 특성에 따라서는 차별적 추가반응이 존재하는 것으로 보고되고 있다(Elliott and Hanna 1996; Bartov et al. 1998; Hogan and Jeter 1998). 특히, 감액횟수가 증가함에 따라 감액손실 반영전 이익반응 계수는 감소하며 미래현금흐름의 증가를 유발시킨 감액손실의 규모가 클수록 추가반응이 커지는 것으로 나타나고 있다. 이를 바탕으로 본 연구는 처음으로 인식되는 감액손실과 반복적으로 인식되는 감액손실 사이에 존재하는 차별적인 정보효과에 대해 검증하였다. 즉, 주식시장의 가치관련성 측면에서 감액횟수에 따른 차별적 정보효과가 존재하는지를 실증분석 하였다.

현행 기업회계기준의 감액회계에서는 감액대상자산의 진부화 또는 시장가치의 급격한 하락 등으로 인하여 미래의 경제적 효익이 장부가액에 비해 현저히 하락할 가능성이 있는 경우에는 당해 감액대상자산으로부터 기대되는 미래 현금흐름을 추정하여 장부가액을 회수가가능액으로 조정하고 그 차액을 감액손실로 인식하도록 규정하고 있다. 즉 자산의 감액가능성이 있다고 판단되고, 당해 자산의 사

용 및 처분으로부터 기대되는 미래현금흐름의 추정액이 장부가액에 미달하는 경우에는 장부가액을 회수가가능액(recoverable value)으로 조정하고 그 차액을 감액손실로 처리해야 한다.<sup>1)</sup> 그런데 진부화나 시장가치의 하락 등으로 인하여 감액이 인식된 자산은 현실적으로 향후 경제적 효익의 회복가능성을 크게 기대할 수 없으므로 현행 보수주의 회계처리 적용관점에서 볼 때 반복적으로 감액손실이 인식될 가능성이 높다.<sup>2)</sup> 또한 외부감사인 입장에서도 이전에 감액손실이 인식된 기업의 경우에는 추가적인 감액손실이 발생할 수 있다는 사전 정보효과를 얻을 수 있으므로 이전에 인식된 감액대상 자산뿐만 아니라 기타 기업이 보유한 자산에 대해서도 보다 보수적인 판단기준을 적용할 가능성이 존재한다. 이에 따라 재무제표에 보고되는 감액손실의 인식횟수가 증가할 수 있다.

한편 가치관련성 측면에서 감액손실의 인식은 기업이 보유하고 있는 자산을 통한 미래 경제적 효익의 창출가능성이 낮아질 수 있다는 부정적인 신호를 주식시장에 전달하는 역할을 한다. 따라서 감액손실과 추가사이에는 일반적으로 음(-)의 관련성이 존재한다. 반면에 반복적으로 인식되는 감액손실의 경우에는 이전에 이미 인식된 동일 자산에 대한 추가적인 감액일 가능성이 존재하며, 시장에서 이미 경험되고 예측된 사건으로 인식된다면 감액손실에

1) 기업회계기준서 제5호 '유형자산' 문단35에서는 다음과 같은 경우에는 감액손실의 인식여부를 검토하도록 규정하고 있다. i) 유형자산의 시장가치의 현저한 하락, ii) 유형자산의 사용강도나 사용방법에 현저한 변화가 있거나, 심각한 물리적 변형이 초래된 경우, iii) 법률이나 기업 환경의 변화 혹은 규제 등의 영향으로 인하여 해당 유형자산의 효용이 현저하게 감소된 경우, iv) 해당 유형자산으로부터 영업손실이나 순현금의 유출이 발생하고, 미래에도 지속될 것이라고 판단된 경우이다. 한편 감액손실을 인식하기 위해 사용되는 감액대상자산의 회수가가능액(recoverable value)은 해당 자산의 미래현금흐름의 현재가치(present value) 또는 공정가치(fair value) 중 큰 금액을 의미한다.

2) 이러한 효율적 감액손실 보고유인과 달리 비효율적 감액손실 보고유인이 존재할 수 있다. 가령 보고이익을 높이기 위해 감액손실을 인식하지 않으려는 유인과 함께 빅베스 유인에 따라 적극적으로 감액손실을 인식하려는 기업이 존재할 수 있다. 즉, 감액손실을 보고하기 전의 이익수준이 목표 이익수준보다 크게 미달될 것으로 예상되는 경우에는 현재의 이익수준을 낮추어 미래의 이익수준을 높일 목적으로 오히려 감액손실의 크기를 증가시키는 유인도 존재할 수 있다(윤순석과 문현주 2005, 조현우와 백원선 2006). 이러한 기업들의 경우에는 오히려 적극적으로 감액손실을 인식 또는 이연시킴으로써 감액손실의 반복적 인식가능성이 상대적으로 낮아질 수 있다.

내재된 부정적인 정보효과가 처음으로 인식되는 감액손실보다 상대적으로 낮아질 수 있다. 동시에 상대적으로 경영성과가 양호한 기업이나 감사품질이 높은 수준으로 유지되는 상황에서는 반복적인 감액손실의 인식이 시장참여자들에게 보수적인 회계정책에 대한 신호효과로 받아들여질 수 있다. 따라서 감액손실의 인식횟수가 증가할수록 주식시장에서는 감액손실에 대해 상대적으로 덜 부정적인 평가가 존재할 것으로 예측된다.

이상의 감액횟수에 따른 차별적 주가관련성을 살펴보기 위해 2000년부터 2003년까지 거래소 상장 기업 중 금융업에 속하지 않는 12월 결산법인(251개 기업-년)을 대상으로 실증분석을 수행하였다.<sup>3)</sup> 분석결과에 따르면 상대적으로 경영성과가 양호하고 기업규모가 클수록 그리고 감사품질이 높은 수준으로 유지될수록 감액손실이 반복적으로 인식되는 경향이 높은 것으로 나타났다. 또한 감액손실의 크기는 감액손실의 인식횟수에 따라서는 유의한 차이가 없었으나, 반복적으로 인식되는 감액손실에 대한 추가배수는 처음으로 인식되는 감액손실에 대한 추가배수보다 유의하게 큰 것으로 나타났다. 즉, 감액손실의 인식횟수가 증가할수록 감액손실과 주가 사이의 음(-)의 관련성은 유의하게 낮아지는 것으로 관찰되었다. 이러한 연구결과는 주식시장에서 관찰되는 감액손실의 인식횟수에 따른 감액손실의 차별적 가치관련성이 객관적인 감액손실의 인식 크기에 기인한 것이라기보다는 주식시장참여자들의 주관적인 인식변화에 따른 반응, 즉 상대적인 정보효과가 낮아지고 보수적인 회계정책에 대한 긍정적

인 신호효과에 기인한 것으로 해석할 수 있다.

본 연구는 감액손실의 인식횟수에 따라 감액손실의 가치관련성에 유의한 차이가 존재한다는 사실을 보여주고 있다. 이는 감액손실의 가치관련성을 경영자의 주관적 이익조정관점에서 분석한 기존 연구와 달리 객관적 감액특성에 따라 분석함으로써 추가적인 시사점을 제공하고 있다. 특히 경영자와 외부감사인 입장에서는 반복적으로 재무제표에 인식되는 감액손실이 주식시장에서 상대적으로 덜 부정적인 평가를 받을 수 있다는 실증분석 결과를 실무적으로 활용할 수 있을 것이다. 즉, 감액요건이 발생할 때마다 감액손실을 적시성 있게 인식한다면 오히려 감액회계정보의 유용성이 상대적으로 높아질 것으로 판단된다. 또한 향후 시계열적으로 충분한 자료가 축적되는 시점에서 감액횟수를 보다 세분화하여 추가적인 분석을 실시한다면 보다 유용한 정보를 얻을 것으로 기대된다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. 먼저 제II장에서 선행연구를 검토하고 그에 따라 연구가설을 설정하고 제III장에서 연구방법 및 표본선정에 대하여 논의한다. 제IV장에서는 실증분석 결과 및 해석을 제시하고 마지막으로 제V장에서 결론을 맺는다.

## II. 선행연구 검토 및 연구가설 설정

본 연구는 감액손실의 인식횟수에 따라 주가관련

3) 1997년 외환위기 이후 기업이 보유하고 있는 자산의 실질가치가 장부가액 이하로 크게 하락하는 현상이 발생하면서 회계정보의 목적 적합성 향상이라는 차원에서 자산의 장부가액을 감액하는 회계처리에 대한 필요성이 대두되었다. 이에 따라 2000년도에 자산에 대한 감액회계가 공식적으로 도입되었으며, 본 논문에서도 감액손실이 본격적으로 공시되기 시작한 2000년을 분석의 시작시점으로 설정하였다. 한편 미국 재무회계기준위원회(FASB)는 1995년 SFAS No.121(자산의 감액회계 및 처분예정 자산에 대한 회계)을 공표하였으며, 국제회계기준위원회(IASC)도 1998년 IAS No.36(자산가치의 손상에 대한 회계처리)을 공표하였다.

성에 차이가 존재하는지를 살펴보고자 한다. 이와 관련된 선행연구는 크게 경영자의 감액손실 인식유인을 이익조정 측면에서 분석한 연구와 주식시장에서 나타나는 감액손실의 가치관련성 측면에서 분석한 연구로 구분할 수 있다. 먼저 감액손실과 관련된 경영자의 이익조정 유인을 분석한 연구에 따르면 경영자의 기회주의적 보고유인에 의해 감액손실이 인식되는 경향이 높은 것으로 보고되고 있다. 즉, 감액회계가 경영자의 이익조정 수단으로 사용될 수 있음을 보여주고 있다. 구체적으로 금액이 큰 감액손실은 대부분 4사분기에 계상되는 경향이 있으며, 미래의 경제적 효익이 하락하여 실질적으로 감액손실을 인식해야 하는 기업들이 이익을 관리하기 위한 목적으로 회계이익이 낮게 보고되는 기간으로 감액손실을 미루어 인식하는 경향이 있음이 보고되었다(Elliott and Shaw 1988; Heflin and Warfield 1997; Riedl 2004; Strong and Meyer 1987; Zucca and Campbell 1992). 그러나 경영자들은 제공받는 보너스로 인해 감액손실의 인식을 회피하지는 않는다는 결과도 보고되고 있다(Dechow et al. 1994; Gavor and Gavor 1998).

다음으로 감액손실의 주가관련성에 대해 분석한 연구를 살펴보도록 한다. 일반적으로 감액손실은 주가와 부정적인 가치관련성을 갖는 것으로 보고되고 있다. 즉, 감액손실을 기록한 기업은 감액직전 2-3년간의 투자수익률 및 주식수익률이 산업의 중위수보다 유의적으로 낮으며, 주식시장에서는 음(-)의 주가배수가 관찰되고 있다(Rees et al. 1996; Francis et al. 1996). 그러나 감액횟수가 증가함에 따라 감액손실 반영전 이익반응계수는 감소하나 미래현금흐름의 증가를 유발시키는 감액손실의 규모가 클수록 주가반응이 더욱 크게 나타

나는 등 감액손실의 특성에 따라서는 주가와 차별적인 가치관련성이 존재할 수 있다는 연구결과도 제시되고 있다(Elliott and Hanna 1996; Bunsis 1997). 또한 감액손실 자체가 기업의 구조조정비용의 성격을 가질 수 있으므로 구조조정비용 반영전 순이익이 음(-)인 기업은 감액손실이 주식수익률에 긍정적으로 반응한다는 결과 역시 주가와 감액손실 사이의 차별적 반응이 존재할 수 있음을 보여주는 연구결과이다(Hogan and Jeter 1998).

한편 국내의 경우에는 아직 감액손실과 관련된 많은 연구가 진행되지 않고 있는 상황이다. 먼저 윤순석과 문현주(2005)는 보고이익에 따라 여러 가지 상황을 고려하여 감액손실이 감액손실 조정전 이익증감과 체계적인 관계를 가지는지를 분석한 결과, 감액손실의 인식에 재량성이 존재하고 있음을 보고하였다. 또한 조현우와 백원선(2006)의 연구는 감액손실의 인식유인에 따른 감액손실의 빈도 및 감액손실의 가치관련성을 분석하였다. 분석결과 이익유연화 유인 또는 빅베스 유인이 높은 집단에서의 감액손실 인식빈도가 그렇지 않은 집단보다 크게 나타났다. 이와 함께 이익유연화 목적에 의한 감액손실의 경우에는 일관성 있게 주가와 관계에서 유의한 음(-)의 값이 관찰되어 주가하락을 초래하는 것으로 나타났으며, 빅베스 유인에 의한 감액손실은 적어도 자본시장에서 단순히 비용으로 평가되지는 않고 있음을 보고하였다.

이상의 선행연구는 경영자의 이익조정 유인이 감액손실의 인식에 영향을 미칠 수 있으며, 감액손실의 자체의 특성에 따라 주식시장에서 차별적 가치관련성이 존재할 수 있음을 보여주고 있다. 그러나 감액손실의 인식이 지속적으로 증가하고 있는 현 상황에서 아직까지 감액손실의 인식횟수를 직접적

인 분석대상으로 삼은 연구는 거의 없는 상황이다. 이에 따라 본 연구는 감액손실의 특성 중 인식횟수라는 객관적인 특성에 초점을 맞추어 감액관련 회계정보의 유용성에 대해 살펴보고자 한다. 구체적으로 감액손실을 인식하는 횟수가 감액손실의 주가관련성에 어떠한 영향을 미치는지를 실증분석 함으로써 반복적으로 인식되는 감액손실의 차별적 주가관련성을 확인하고자 한다.

일반적으로 감액손실의 인식은 보고이익의 감소를 초래함과 동시에 간접적으로 기업이 보유하고 있는 자산을 통한 미래 경제적 효익의 창출가능성이 낮아질 수 있다는 부정적인 신호를 주식시장에 전달할 수 있다. 따라서 처음으로 인식되는 감액손실은 주가와 음(-)의 관련성을 가질 것으로 예측된다. 그러나 반복적으로 인식되는 감액손실은 이미 인식된 감액자산의 추가적인 감액일 가능성이 존재하며, 시장참여자들은 이미 경험하고 예측되는 사건에 대해 상대적으로 덜 민감하게 반응할 수 있다. 따라서 반복적으로 인식되는 감액손실의 정보효과는 이전에 처음으로 인식된 감액손실에 내재된 정보효과보다 상대적으로 낮을 것으로 예측된다. 또한 상대적으로 우수한 경영성적을 달성한 경영자나 높은 수준의 감사품질을 유지하고 있는 외부감사인 입장에서는 공시되는 재무제표에 대해 보수적인 회계정책을 유지하고 있다는 신호를 전체 시장참여자들에게 전달하는 수단으로 반복적인 감액손실을 인식할 수 있다. 즉, 현행 감액회계에 허용되어 있는 경영자의 재량권 행사를 통해 감액손실의 회피가능성이 높음에도 불구하고 보고이익을 감소시키는 감액손실이 반복적으로 인식되고 있다는 신호를 전달함으로써 전체 재무제표에 대한 신뢰성을 높일 수 있기 때문이다. 이와 같은 상황에서는 반복적으로 인식되는 감액손실에 대한 추가적인 정보

효과로 인해 감액손실 자체에 내재되어 있는 부정적인 정보효과가 낮아질 수 있다. 따라서 반복적으로 인식되는 감액손실에 대한 주가와 음(-)의 관련성은 처음으로 인식되는 감액손실의 음(-)의 관련성보다 유의하게 낮을 것으로 예측된다. 이상의 논의에 따라 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설: 감액손실의 인식횟수에 따라 감액손실에 대한 차별적 주가관련성이 존재한다.

### III. 표본선정 및 연구방법

#### 3.1 표본선정

본 연구는 감액손실이 공식적으로 공시되기 시작한 2000년부터 2003년까지를 분석대상기간으로 하였으며, 동 기간 중 금융업종에 속하지 않는 12월 결산법인으로 KIS-FAS 및 금융감독원 전자공시시스템에서 관련 자료를 입수할 수 있는 기업으로 한정하였다. 또한 연구모형에 사용된 변수별로 상하1%에 포함되는 극단치를 제외하였다. 이상의 선정과정을 거친 최종표본은 총 251개(기업-년)이며 구체적인 표본구성은 <표 1>과 같다. 금융업종 및 극단치에 해당하는 기업을 표본에서 제외시킨 이유는 표본기업의 동질성을 유지하고 정상적인 환경 하에서 경영이 이뤄진 기업만을 포함시켜 연구결과의 왜곡을 방지하기 위해서이다.

먼저 패널 A의 연도별 분포에 따르면 최종표본 중 당해연도에 감액손실을 처음으로 보고한 기업은 158개(기업-년)이며, 감액손실을 2회째 보고한 기업은 64개(기업-년)이다. 그리고 3회 이상의 감액

〈표 1〉 표본구성

패널 A. 연도별 분포

구 분	2000년	2001년	2002년	2003년	합계
전체 표본	22	56	85	88	251
당해연도에 처음으로 감액손실이 인식된 표본	22	48	46	42	158
당해연도에 2회째 감액손실이 인식된 표본	-	8	35	21	64
당해연도에 3회 이상 감액손실이 인식된 표본	-	-	4	25	29
연속적으로 감액손실이 인식된 표본	-	8	34	41	83

패널 B. 산업별 분포

산 업 (산업코드)	표본수	산 업 (산업코드)	표본수
음·식료품 제조업 (15000)	15	전자부품, 영상음향 및 통신장비제조업 (32000)	37
담배 제조업 (16000)	1	의료, 정밀, 광학기기 및 시계제조업 (33000)	8
섬유제품 제조업 (17000)	4	자동차 및 트레일러제조업 (34000)	16
봉제의복 및 모피제품 제조업 (18000)	4	기타 운송장비제조업 (35000)	7
펄프, 종이 및 종이제품 제조업 (21000)	3	중합건설업 (45000)	19
화합물 및 화학제품제조업 (24000)	59	도매 및 상품 중개업 (51000)	14
고무, 플라스틱제품 제조업 (25000)	3	소매업, 자동차제외 (52000)	1
비금속광물제품제조업 (26000)	5	육상운송 및 파이프라인운송업 (60000)	1
제1차 금속산업 (27000)	14	외항화물운송업 (61000)	2
조립금속제품제조업 (28000)	5	화물운송주선업 (63000)	1
기계 및 장비 제조업 (29000)	8	통신업 (64000)	5
컴퓨터 및 사무용기기제조업 (30000)	3	정보처리 및 기타컴퓨터운용 (72000)	3
기타전기기계 및 전기변환장치제조업 (31000)	12	전문, 과학 및 기술서비스업 (74000)	1
합계		251	

손실을 보고한 기업은 29개(기업-년)이다.<sup>4)</sup> 즉, 식된 표본은 전체 표본 중 63%, 당해연도에 2회 표본기간동안 당해연도에 처음으로 감액손실이 인 제 감액손실이 인식된 표본은 전체 표본 중 25%

4) 분석대상기간 중 최대 4번의 감액손실을 인식한 기업이 3개(기업-년) 존재하나, 표본수가 미미하므로 별도로 구분하지 않고 3회 이상 감액손실을 인식한 집단에 포함하여 분석하였다.

이며, 당해연도에 3회 이상 감액손실이 인식된 표본의 비율은 12%로 나타났다. 또한 연도별 표본수는 감액손실이 공식적으로 도입된 2000년도가 가장 적으며, 시간이 경과함에 따라 점차 증가하는 추세를 보이고 있다.

패널 B에는 감액손실을 인식한 기업의 산업별 분포를 제시하였다. 감액손실의 인식빈도가 높은 산업은 화합물 및 화학제품제조업(24000), 전자부품, 영상음향 및 통신장비제조업(32000) 및 건설업(45000) 등으로 상대적으로 유형자산의 비중이 높은 업종으로 나타났다.

### 3.2 연구방법

본 연구는 감액손실의 반복적 인식에 따라 감액손실에 대한 차별적 가치관련성이 존재하는지를 분석하고자 한다. 이를 검증하기 위해 할인배당모형에 자본·순이익·배당간의 순전성 관계(clean surplus relation)와 초과이익의 시계열상 1차차기상관관계의 가정을 결합하여 자본과 순이익의 선형함수형태로 표시한 Ohlson(1995) 모형을 사용하되, Collins et al.(1999)에서와 같이 순배당금을 등식의 왼편으로 옮기고 등식의 오른편에 기초자본을 포함시킨 다음의 모형을 사용하였다.

$$PD_t = a_1 BV_{t-1} + a_2 E_t + a_3 v_t \quad \text{식 (1)}$$

단,  $PD_t$ 는 t+1년 3월말 배당가산 주가,  
 $BV_{t-1}$ 은 t-1년 말 순자산,  
 $E_t$ 는 t년도 순이익,  
 $v_t$ 는 t년도 자본, 순이익, 순배당금 이외의 기타정보.

실증모형을 도출하기 위하여 선행연구의 결과를 반영하여 다음과 같은 몇 가지 단계를 밟았다. 첫

째, 현실적으로 측정이 어려운 초과이익 이외의 기타정보( $v_t$ )를 절편과 오차항으로 대체하였다. 둘째, 회계이익이 음(-)인 경우에는 회계이익과 주가와의 관계가 회계이익이 양(+ )인 경우와 다른 패턴을 보인다는 선행연구의 결과에 따라 음(-)의 순이익( $NEG\_E_t$ )을 모형에 포함시켰다(Hayn 1995; Collins et al. 1997, 1999). 셋째, 본 연구에서 살펴보고자 하는 감액손실의 주가관련성을 분석하기 위하여 순이익( $E_t$ )을 감액손실 반영전 순이익( $EE_t$ )과 감액손실( $ASIMP_t$ )로 구분하고 반복된 감액손실 인식여부를 나타내는 더미변수( $REPT_t$ )를 감액손실변수( $ASIMP_t$ )와 교차시켰다. 마지막으로 연도별 더미변수( $YR_{kt}$ )는 연도별 효과를 통제하기 위해 추가하였다(Myers 1999; Barth et al. 1998). 이상의 내용을 반영하여 식 (1)을 다음과 같이 수정하였다.

$$PD_t = b_0 + b_1 BV_{t-1} + b_2 EE_t + b_3 ASIMP_t + b_{41} ASIMP_t \cdot SECUP_t + b_{42} ASIMP_t \cdot THIRDDUP_t + b_{43} ASIMP_t \cdot CONTIN_t + b_5 NEG\_E_t + \sum_k b_{6k} YR_{kt} + u_t \quad \text{식 (2)}$$

단,  $PD_t$ 는 t+1년 3월말 배당가산 주가,  
 $BV_{t-1}$ 은 t-1년 말 주당순자산,  
 $EE_t$ 는 t년도 유·무형자산 감액손실 반영전 주당 순이익,  
 $ASIMP_t$ 는 t년도 주당 유·무형자산 감액손실,  
 $SECUP_t$ 는 2회 이상 감액을 인식한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,  
 $THIRDDUP_t$ 는 3회 이상 감액을 인식한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,  
 $CONTIN_t$ 는 전기와 당기 모두 감액손실을 인식했

으면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,  
 NEG\_E<sub>t</sub>는 t년도 E<sub>t</sub>가 음(-)이면 E<sub>t</sub>, 그렇지 않으면 0.

식 (2)는 주식시장에서 감액횟수에 따라 감액손실에 대한 차별적 가치관련성이 존재한다는 연구가설을 검증하기 위한 모형이다. 먼저 선행연구와 동일하게 감액손실이 주가와 부정적인 가치관련성을 가진다면 감액손실에 대한 회귀계수 b<sub>3</sub>은 유의한 음(-)의 값을 가질 것으로 예측된다(b<sub>3</sub><0). 한편 반복적으로 인식되는 감액손실의 경우에는 이미 인식된 감액손실에 비해 부정적인 정보효과가 낮아지고, 경영자와 외부감사인의 보수적인 회계정책에 대한 신호효과로 인해 주식시장에서 상대적으로 덜 부정적인 평가를 받을 가능성이 존재한다. 따라서 식 (2)에서 감액횟수를 나타내는 더미변수를 감액손실과 교차시킨 변수(ASIMP<sub>t</sub> · REPT<sub>it</sub>)의 회귀계수는 유의한 양(+)의 값을 가질 것으로 예측된다(b<sub>41</sub>>0, b<sub>42</sub>>0, b<sub>43</sub>>0).

## IV. 실증분석결과

### 4.1 기술통계

〈표 2〉에는 본 연구에서 사용된 주요변수들의 기술통계를 제시하였다. 먼저 감액손실의 크기를 나타내는 변수(IMP<sub>RE<sub>t</sub></sub>)의 평균(중위수)은 기초총자산의 약 1.6(0.4)%를 차지하는 것으로 나타났다. 또한 배당가산 증가(PD<sub>t</sub>)의 평균(중위수)은 ₩15,899(5,445)이고 주당순자산(BV<sub>t-1</sub>)의 평균(중위수)은 ₩21,442(8,309)이다. 이는 기업의 시장가치가 장부가치보다 작다는 것을 보여주는 것으로 선행연구들의 기술통계와 크게 다르지 않다. 또한 감액손실 반영전 주당순이익(EE<sub>t</sub>)과 주당유·무형자산 감액손실(ASIMP<sub>t</sub>)의 평균(중위수)은 각각 ₩964(584)와 ₩895(140)로 상대적으로 주당감액손실이 주당순이익에서 차지하는 비중

〈표 2〉 기술통계

변수(N=251)	평균값	표준편차	1%	중위수	99%
IMP <sub>RE<sub>t</sub></sub>	0.016	0.053	0.000	0.004	0.195
PD <sub>t</sub>	15,899	32,362	212	5,445	180,031
BV <sub>t-1</sub>	21,442	95,963	-8,199	8,309	263,108
EE <sub>t</sub>	964	8,926	-34,272	584	40,213
ASIMP <sub>t</sub>	895	3,785	0.233	140	16,375
NEG_E <sub>t</sub>	-2,352	6,444	-43,888	0	0

변수정의:

- IMP<sub>RE<sub>t</sub></sub>는 t년도 감액손실/기초총자산,
- PD<sub>t</sub>는 t+1년 3월말 배당가산 증가,
- BV<sub>t-1</sub>은 t-1년도 주당순자산,
- EE<sub>t</sub>는 t년도 유·무형자산 감액손실 반영전 주당순이익,
- ASIMP<sub>t</sub>는 t년도 주당 유·무형자산 감액손실,
- NEG\_E<sub>t</sub>는 E<sub>t</sub>가 음(-)이면 E<sub>t</sub>, 그렇지 않으면 0.

이 주당순자산의 경우보다 높음을 알 수 있다. 이는 감액손실이 당기 보고이익에 미치는 영향이 매우 크므로 경영자의 이익조정 유인에 따라 재량적으로 사용될 수 있음을 암시해 준다.

주요변수간 Pearson 상관관계는 <표 3>에 제시하였다.<sup>5)</sup> 먼저 감액손실변수(ASIMP<sub>t</sub>)는 주가(PD<sub>t</sub>)와 예측대로 음(-)의 관련성을 보여주고 있으나 유의성은 없는 것으로 나타났다. 또한 감액횟수를 나

타내는 더미변수를 감액손실과 교차시킨 변수(ASIMP<sub>t</sub> · REPT<sub>it</sub>) 중에는 3회 이상 감액손실을 인식한 기업(ASIMP<sub>t</sub> · REPT<sub>3t</sub>)의 경우에 유의한 양(+)의 값으로 나타나 주식시장에서 감액횟수에 따라 감액손실에 대한 차별적 가치관련성이 존재할 수 있음을 암시해 주고 있다. 그러나 이상의 상관관계 분석은 주가관련성에 영향을 미칠 수 있는 다른 요인들이 통제되지 않았으므로 연구가설에 대한

<표 3> 주요변수간 상관관계

변수 (N=251)	PD <sub>t</sub> (p값) <sup>a</sup>	BV <sub>t-1</sub> (p값) <sup>a</sup>	EE <sub>t</sub> (p값) <sup>a</sup>	ASIMP <sub>t</sub> (p값) <sup>a</sup>	ASIMP <sub>t</sub> · FIRST <sub>t</sub> (p값) <sup>a</sup>	ASIMP <sub>t</sub> · SECOND <sub>t</sub> (p값) <sup>a</sup>	ASIMP <sub>t</sub> · THIRDDUP <sub>t</sub> (p값) <sup>a</sup>
BV <sub>t-1</sub>	0.483 (0.000)						
EE <sub>t</sub>	0.362 (0.000)	0.384 (0.000)					
ASIMP <sub>t</sub>	-0.042 (0.504)	-0.087 (0.172)	-0.164 (0.009)				
ASIMP <sub>t</sub> · FIRST <sub>t</sub>	-0.053 (0.403)	-0.022 (0.731)	-0.144 (0.022)	0.484 (0.000)			
ASIMP <sub>t</sub> · SECOND <sub>t</sub>	-0.034 (0.592)	-0.087 (0.168)	0.266 (0.000)	0.857 (0.000)	-0.026 (0.679)		
ASIMP <sub>t</sub> · THIRDDUP <sub>t</sub>	0.158 (0.012)	0.008 (0.894)	0.064 (0.314)	0.053 (0.406)	-0.045 (0.475)	-0.017 (0.786)	
NEG_EE <sub>t</sub>	0.091 (0.149)	0.107 (0.091)	0.656 (0.000)	-0.381 (0.000)	-0.565 (0.000)	-0.105 (0.097)	-0.009 (0.881)

<sup>a</sup> 변수간 상관계수가 0과 유의하게 다른지에 대한 양측검정.

변수정의: 나머지 변수는 <표 2> 참조.

FIRST<sub>t</sub>는 처음으로 감액손실을 인식한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,  
SECOND<sub>t</sub>는 2회째 감액손실을 인식한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,  
THIRDDUP<sub>t</sub>는 3회 이상 감액손실을 인식한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수.

5) 일반적으로 VIF가 10보다 크거나, 상태지수가 30보다 큰 경우 설명변수 사이에 강한 선형종속관계가 존재하는 것으로 볼 수 있다. 분석결과 본 연구에서 사용된 독립변수들의 VIF(variation inflation factor)는 모두 1~5 사이의 값을, 상태지표(condition number)는 모두 10 이하의 값을 보이고 있다. 따라서 다중공선성(multicollinearity) 문제는 크지 않은 것으로 판단된다.

결론을 내릴 수는 없다.

#### 4.2 기업특성에 따른 반복적 감액손실의 인식 분석

본 절에서는 연구가설인 감액손실의 반복적 인식에 따른 차별적 주가관련성을 검증하기 위해 앞서 반복적으로 감액손실을 인식하는 기업이 처음으로 감액손실을 인식하는 기업에 비해 일정한 특성을 나타내고 있는지를 분석하였다. 앞서 설명한 바와 같이 현행 기업회계기준의 감액회계는 경영자로 하여금 감액대상자산으로부터 기대되는 미래 현금흐름을 추정하여 감액손실을 인식하도록 하는 재량권을 부여하고 있다. 따라서 경영자는 감액회계를 재량적인 이익관리의 수단으로 사용할 수 있다. 이런

관점에서 볼 때 경영자가 처해있는 기업의 특성과 이를 통제하는 외부감사인의 특성에 따라 감액손실의 인식횟수에 유의한 차이가 존재할 것으로 예측된다.

먼저 <표 4>에서는 감액횟수에 따라 집단을 구분하는 경우 기업특성과 관련된 주요변수에 차이가 존재하는지를 분석하였다. 평균의 차이에 대한 분석결과에 따르면 주요 기업특성변수 중 DEBT<sub>t</sub>을 제외한 EEPS<sub>t</sub>, EEOA<sub>t</sub>, SIZE<sub>t</sub>, CFO<sub>t</sub>의 값이 당해연도에 처음으로 감액손실을 인식한 기업보다 반복적으로 감액손실을 인식한 기업에서 유의하게 높은 것으로 나타났다( $t = -2.00, -2.84, -2.77, -1.81$ ). 이는 상대적으로 경영성과가 양호하고 규모가 큰 기업일수록 반복적으로 감액손실을 인식하

<표 4> 감액횟수에 따른 기업특성 변수의 차이분석

변 수	당해연도에 처음으로 감액손실이 인식된 경우		당해연도에 반복적으로 감액손실이 인식된 경우		집단간 차이 <sup>a</sup>	
	평균	중위수	평균	중위수	( $t$ 값) <sup>b</sup>	( $z$ 값) <sup>b</sup>
	(N=158)		(N=93)			
EEPS <sub>t</sub>	76	375	2,202	809	(-2.00) **	(-2.28) **
EEOA <sub>t</sub>	-0.032	0.013	0.033	0.030	(-2.84) ***	(-2.50) **
DEBT <sub>t</sub>	0.675	0.634	0.692	0.643	(-0.34)	(-0.82)
SIZE <sub>t</sub>	19.827	19.474	20.425	20.533	(-2.77) ***	(-2.53) **
CFO <sub>t</sub>	0.017	0.054	0.062	0.070	(-1.81) *	(-2.07) **
NonBIG5 <sub>t</sub>	0.165	0.000	0.086	0.000	(1.76) *	(1.75) *

<sup>a</sup> 집단간 평균차이는  $t$ 검정으로, 중위수 차이는 Wilcoxon-부호순위검정으로 분석함.

<sup>b</sup> \*, \*\*, \*\*\* : 양측검정시 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

변수정의:

EEPS<sub>t</sub>는  $t$ 년도 유·무형자산 감액손실 반영전 주당순이익.

EEOA<sub>t</sub>는 감액손실 반영전 순이익/기초총자산.

DEBT<sub>t</sub>는 총부채/기초총자산.

SIZE<sub>t</sub>는 총자산의 자연로그값.

CFO<sub>t</sub>는 영업현금흐름/기초총자산.

NonBIG5<sub>t</sub>는 NonBIG5 회계법인으로부터 감사를 받은 경우에는 1, BIG5 회계법인으로부터 감사를 받은 경우에는 0의 값을 갖는 더미변수.

는 경향이 있음을 의미한다. 또한 감사인의 특성을 나타내는 NonBIG5의 경우 반복적으로 감액손실을 인식한 기업이 당해연도에 처음으로 감액손실을 인식한 기업보다 유의하게 낮은 것으로 나타났다 ( $t=1.76$ ). 이는 상대적으로 경영자에 대한 통제 능력, 즉 높은 수준의 감사품질을 유지할 것으로 기대되는 외부감사인의 경우에 보수적인 회계정책에 따라 감액손실을 반복적으로 인식하는 경향이 있음을 보여준다.

〈표 5〉는 경영자가 처한 기업특성 및 외부감사인의 특성에 따라 반복적인 감액손실의 인식여부에 차이가 존재하는지에 대한 회귀분석 결과이다. 먼저 모형 1은 기업특성에 따른 반복적인 감액손실

의 인식여부를 검증하기 위해 로지스틱 회귀분석을 실시한 결과이다. 종속변수는 당해연도에 반복적으로 감액손실을 인식한 기업이면 1, 처음으로 감액손실을 인식한 기업이면 0인 더미변수를 사용하였으며, 기업특성변수로는 기업의 경영성과와 재무적 안정성 등을 나타내는  $EEOA_t$ ,  $DEBT_t$ ,  $SIZE_t$ ,  $CFO_t$ 를 사용하였다. 분석결과에 따르면 기업특성을 나타내는 모든 변수들이 양(+)의 값을 보여주고 있으나,  $EEOA_t$ 와  $SIZE_t$  변수에서만 유의성이 관찰되었다.

모형 2는 기업특성변수와 함께 외부감사인의 특성이 반복적인 감액손실의 인식여부를 미치는 영향을 검증한 로지스틱 회귀분석 결과이다. 외부감사

〈표 5〉 기업특성에 따른 감액손실의 반복적 인식유인의 로지스틱 회귀분석

$$RASIMP_t = a_0 + a_1 EEOA_t + a_2 DEBT_t + a_3 SIZE_t + a_4 CFO_t + a_5 NonBIG5_t + \sum_k a_{6k} YR_{kt} + e_t$$

변수 (N=251)	모형 1	모형 2
	추정계수(Wald값) <sup>b</sup>	추정계수(Wald값) <sup>b</sup>
$EEOA_t$	1.391 (3.90)**	1.267 (3.30)*
$DEBT_t$	0.489 (1.17)	0.537 (1.40)
$SIZE_t$	0.251 (6.57)**	0.224 (5.09)**
$CFO_t$	1.075 (0.85)	1.011 (0.72)
$NonBIG5_t$		-0.778 (2.78)*
-2 Log likelihood	269.29	266.34
예측정확도	0.689	0.685
Chi-Square	61.64***	64.59***

<sup>a</sup> 편의상 절편의 회귀계수는 생략하였음.

<sup>b</sup> \*, \*\*, \*\*\* : 추정계수가 0과 유의하게 다른지에 대한 양측검정시 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

변수정의:

$RASIMP_t$ 는 t년도에 반복적으로 감액손실을 인식한 기업이면 1, 처음으로 감액손실을 인식한 기업이면 0인 더미변수,

$EEOA_t$ 는 유·무형자산 감액손실 반영전 순이익/기초총자산,

$DEBT_t$ 는 총부채/기초총자산,

$SIZE_t$ 는 총자산의 자연로그값,

$CFO_t$ 는 영업현금흐름/기초총자산,

$NonBIG5_t$ 는 NonBIG5 회계법인으로부터 감사를 받은 경우에는 1, BIG5 회계법인으로부터 감사를 받은 경우에는

0의 값을 갖는 더미변수.

인의 특성변수로는 기업이 상대적으로 감사품질이 낮을 것으로 기대되는 NonBIG5 회계법인으로부터 감사를 받은 경우에는 1, BIG5 회계법인으로부터 감사를 받은 경우에는 0의 값을 갖는 더미변수를 사용하였다. 분석결과는 모형 1과 유사하게 기업특성을 나타내는 모든 변수들이 양(+)의 값으로 나타났으나, EEOA<sub>t</sub>와 SIZE<sub>t</sub> 변수에서만 유의하였다. 또한 외부감사인인 특성변수인 NonBIG5<sub>t</sub>의 회귀계수는 -0.778로 10%수준에서 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 이는 상대적으로 경영성과가 양호하고 기업규모가 클수록 그리고 감사품질이 높은 수준으로 유지될수록 감액손실이 반복적으로 인식하는 경향이 있음을 의미한다. 이상의 분석결과는 기업특성과 감사인의 특성에 따라 감액손실의 반복적 인식유인에 차이가 있음을 제시하고 있으며

로 이에 따른 주가와 의 관련성 역시 차이가 존재할 수 있음을 암시해 주고 있다.

#### 4.3 감액횟수에 따른 감액손실의 주가관련성 분석

〈표 6〉에서는 감액횟수에 따른 주가관련성 분석에 앞서 감액횟수에 따라 집단을 구분하는 경우 주요변수에 차이가 존재하는지에 대한 분석결과를 제시하였다. 먼저 전체기업을 대상으로 한 분석결과에 따르면 주요 관심변수인 감액손실의 크기 관련 변수(IMPRE<sub>t</sub>, ASIMP<sub>t</sub>)에서 감액횟수에 따라 감액손실의 크기에 유의한 차이가 발견되지 않았다. 이는 감액손실의 인식횟수에 따라 인식되는 감액손실의 크기에 유의한 차이가 없음을 의미한다.<sup>6)</sup> 이를 통해 만일 감액횟수에 따른 차별적 주가관련성

〈표 6〉 감액횟수에 따른 가치관련성 변수의 차이분석

변 수	당해연도에 처음으로 감액손실이 인식된 경우		당해연도에 반복적으로 감액손실이 인식된 경우		집단간 차이 <sup>a</sup>	
	평균	중위수	평균	중위수	(t값) <sup>b</sup>	(z값) <sup>b</sup>
	(N=158)		(N=93)			
PD <sub>t</sub>	14,452	5,195	18,357	6,480	(-0.93)	(-0.83)
BV <sub>t-1</sub>	24,916	8,037	15,540	9,237	(0.95)	(-0.11)
EE <sub>t</sub>	76	375	2,202	809	(-2.00) **	(-2.28) **
ASIMP <sub>t</sub>	805	129	1,047	145	(-0.41)	(-0.52)
IMPRE <sub>t</sub>	0.015	0.004	0.018	0.003	(-0.24)	(-0.04)

<sup>a</sup> 집단간 평균차이는 t검정으로, 중위수 차이는 Wilcoxon-부호순위검정으로 분석함.

<sup>b</sup> \*, \*\*, \*\*\* : 양측검정시 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

변수정의: PD<sub>t</sub>는 t+1년 3월말 배당자산 증가.

BV<sub>t-1</sub>은 t-1년도 주당순자산.

EE<sub>t</sub>는 t년도 유·무형자산 감액손실 반영전 주당순이익.

ASIMP<sub>t</sub>는 t년도 주당 유·무형자산 감액손실.

IMPRE<sub>t</sub>는 t년도 유·무형자산 감액손실/기초총자산

6) 표로 제시하지는 않았지만 감액횟수에 따른 감액손실 인식크기를 살펴보기 위해 회귀분석을 실시하였다. 분석결과는 〈표 6〉의 결과와 동일하게 처음으로 인식되는 감액손실의 크기와 반복적으로 인식되는 감액손실의 크기, 즉 감액횟수에 따라 감액손실의 크기에 유의한 차이가 발견되지 않았다.

이 나타난다면, 이는 단순히 감액손실의 크기에 기인한 것이 아님을 유추할 수 있다.

〈표 7〉에는 감액손실을 인식하는 횟수에 따라 감액손실이 주식시장에서 차별적으로 평가받고 있는 지에 대한 실증분석 결과를 제시하였다. 먼저 패널 A에는 반복된 감액손실의 인식유무에 따라 더미변수를 사용하는 경우의 회귀분석 결과를 제시하였다. 구체적으로 〈모형 3-1〉과 〈모형 3-2〉에서는 본 연구의 주요 관심사항인 반복적으로 인식된 감액손실의 주가관련성을 분석하였다. 앞서 설명한 바와 같이 감액손실의 인식은 직접적으로 보고이익의 감소를 초래함과 동시에 간접적으로 기업이 보유하고 있는 자산을 통한 미래 경제적 효익의 창출 가능성이 낮아질 수 있다는 부정적인 신호를 주식시장에 전달하게 된다. 따라서  $ASIMP_t$ 에 대한 회귀계수  $b_3$ 는 유의한 음(-)의 값을 가질 것으로 예측된다.

반면, 반복적으로 인식되는 감액손실의 경우에는 이미 인식된 감액자산의 추가적인 감액일 수 있으며, 시장참여자들이 이미 경험하고 예측되는 사건에 대해 상대적으로 덜 민감하게 반응할 수 있으므로 감액손실에 내재된 정보효과가 상대적으로 낮을 수 있다. 동시에 〈표 5〉에서 살펴본 바와 같이 상대적으로 경영성과가 양호하고 기업규모가 클수록 그리고 감사품질이 높은 수준으로 유지될수록 감액손실이 반복적으로 인식하는 경향이 있으므로 시장참여자들은 반복적인 감액손실을 보수적인 회계정책에 대한 신호(signalling)로 받아들일 수 있다.<sup>7)</sup>

이와 같은 상황에서는 반복적으로 인식되는 감액손실에 대한 추가적인 정보효과로 인해 감액손실의 부정적인 정보효과가 낮아질 수 있다. 따라서 감액손실과 반복유무를 나타내는 더미변수의 교차항  $ASIMP_t \cdot SECUP_t$ 와  $ASIMP_t \cdot THIRDDUP_t$ 에 대한 회귀계수  $b_{41}$ 과  $b_{42}$ 는 유의한 양(+)의 값을 가질 것으로 예측된다.

분석결과에 따르면 예측대로 〈모형 3-1〉과 〈모형 3-2〉에서  $ASIMP_t$ 의 회귀계수는 각각 -4.628과 -2.159로 유의한 음(-)의 주가관련성을 나타내고 있으며,  $ASIMP_t \cdot SECUP_t$ 와  $ASIMP_t \cdot THIRDDUP_t$ 의 회귀계수는 각각 2.657과 12.755로 유의한 양(+)의 주가관련성을 보여주고 있다. 이는 선행연구와 동일하게 감액손실은 주가와 부정적인 가치관련성을 갖고 있지만, 감액횟수에 따라 주식시장에서는 감액손실에 대한 차별적 가치관련성이 존재함을 의미한다. 즉, 반복적으로 인식되는 감액손실의 경우에는 상대적으로 낮은 정보효과와 기업특성에 기인한 보수적인 회계정책에 대한 신호효과로 인해 주식시장에서 처음으로 인식되는 감액손실에 비해 덜 부정적인 평가를 받는 것으로 해석할 수 있다. 추가적으로 〈모형 3-3〉는 2회 이상 감액손실을 인식한 기업 중 연속적으로 감액손실을 인식한 기업의 경우를 대상으로 분석한 결과이다. 분석결과는 연속적으로 감액손실을 인식한 기업 ( $ASIMP_t \cdot CONTIN_t$ )의 회귀계수도 2.671로 유의한 양(+)의 주가관련성을 보여주고 있다.

추가적으로 패널 B의 〈모형 4〉는 감액손실의 반

7) 김상현과 조현우(2006)는 감사투입시간으로 측정되는 외부감사인의 감사투입노력이 감액손실의 크기에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 이들 연구에 따르면 감사에 투입되는 시간이 많을수록 계상되는 감액손실의 크기가 높은 것으로 나타났다. 특히 이러한 결과는 상대적으로 감사품질이 높을 것으로 기대되는 감사인의 규모가 큰 집단. 경영자의 이익조정 행위가 없거나 이익조정 유인이 낮다고 판단되는 집단 그리고 처음으로 감액손실이 인식되는 집단보다는 반복적으로 감액손실이 인식되는 집단에서 유의하게 관찰되었다. 이는 시장참여자들이 반복적으로 인식되는 감액손실을 보수적인 회계정책에 대한 신호(signalling)로 받아들일 수 있음을 간접적으로 시사해 주는 결과이다.

〈표 7〉 감액횟수에 따른 감액손실의 주가관련성<sup>8)</sup>

패널 A: 감액횟수에 따른 감액손실의 주가관련성 - 더미변수를 사용한 경우

$$PD_t = b_0 + b_1 BV_{t-1} + b_2 EE_t + b_3 ASIMP_t + b_{41} ASIMP_t \cdot SECUP_t + b_{42} ASIMP_t \cdot THIRDDUP_t + b_{43} ASIMP_t \cdot CONTIN_t + b_5 NEG\_E_t + \sum_k b_{6k} YR_{kt} + u_t$$

변수 <sup>a</sup> (N=251)	〈모형 3-1〉	〈모형 3-2〉	〈모형 3-3〉
	추정계수(t값) <sup>b</sup>	추정계수(t값) <sup>b</sup>	추정계수(t값) <sup>b</sup>
BV <sub>t-1</sub>	0.092 (4.33)***	0.097 (4.61)***	0.092 (4.33)***
EE <sub>t</sub>	2.202 (5.77)***	1.926 (5.13)***	2.202 (5.77)***
ASIMP <sub>t</sub>	-4.628 (-3.70)***	-2.159 (-3.32)***	-4.638 (-3.72)***
ASIMP <sub>t</sub> · SECUP <sub>t</sub>	2.657 (2.27)**		
ASIMP <sub>t</sub> · THIRDDUP <sub>t</sub>		12.755 (2.57)**	
ASIMP <sub>t</sub> · CONTIN <sub>t</sub>			2.671 (2.29)**
NEG_E <sub>t</sub>	-2.375 (-4.14)***	-1.700 (-3.25)***	-2.376 (-4.15)***
F값	16.69***	16.97***	16.71***
수정 R <sup>2</sup>	0.334	0.338	0.334

<sup>a</sup> 편의상 절편과 연도별 더미변수의 회귀계수는 생략하였음.

<sup>b</sup> \*, \*\*, \*\*\* : 추정계수가 0과 유의하게 다른지에 대한 양측검정시 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

변수정의: 나머지 변수는 〈표 2〉 참조

SECUP<sub>t</sub>는 2회 이상 감액손실을 인식한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,

THIRDDUP<sub>t</sub>는 3회 이상 감액손실을 인식한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수,

CONTIN<sub>t</sub>는 연속적으로 감액손실을 인식, 즉 전기와 당기 모두 감액손실을 인식했으면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수.

8) 분석대상기간동안 감액손실을 1회만 인식한 기업을 제외하고 즉, 반복적으로 인식한 기업만을 대상으로 동일한 분석을 실시하였다. 분석결과는 아래 제시된 표와 같이 〈표 7〉의 결과와 일치하였다.

변수(N=157)	추정계수(t값) <sup>a</sup>	추정계수(t값) <sup>a</sup>	추정계수(t값) <sup>a</sup>
BV <sub>t-1</sub>	0.006 (0.42)	0.023 (1.47)	0.007 (0.42)
EE <sub>t</sub>	4.560 (12.03)***	3.882 (10.33)***	4.555 (12.03)***
ASIMP <sub>t</sub>	-8.782 (-7.65)***	-4.261 (-7.69)***	-8.764 (-7.67)***
ASIMP <sub>t</sub> · SECUP <sub>t</sub>	4.020 (4.35)***		
ASIMP <sub>t</sub> · THIRDDUP <sub>t</sub>		5.926 (1.81)*	
ASIMP <sub>t</sub> · CONTIN <sub>t</sub>			4.010 (4.36)***
NEG_E <sub>t</sub>	-5.502 (-9.27)***	-3.825 (-7.58)***	-5.492 (-9.28)***
F값	42.29***	36.62***	42.31***
수정 R <sup>2</sup>	0.678	0.645	0.678

<sup>a</sup> \*, \*\*, \*\*\* : 상관계수 및 추정계수가 0과 유의하게 다른지에 대한 양측검정. 변수정의: 〈표 7〉 참조.

〈표 7〉 감액횟수에 따른 감액손실의 주가관련성(계속)

패널 B: 감액횟수에 따른 감액손실의 주가관련성 - 두 집단으로 구분한 경우

$$PD_t = b_0 + b_1 BV_{t-1} + b_2 EE_t + b_3 ASIMP_t \cdot FIRST_t + b_4 ASIMP_t \cdot SECUP_t + b_5 NEG E_t + \sum_k b_{6k} YR_{kt} + u_t$$

변 수 (N=251)	〈모형 4〉
	추정계수(t값) <sup>b</sup>
<i>BV<sub>t-1</sub></i>	0.092 (4.31)***
<i>EE<sub>t</sub></i>	2.193 (5.71)***
<i>ASIMP<sub>t</sub> · FIRST<sub>t</sub></i>	-4.616 (-3.67)***
<i>ASIMP<sub>t</sub> · SECUP<sub>t</sub></i>	-1.960 (-2.95)***
<i>NEG E<sub>t</sub></i>	-2.362 (-4.09)***
<i>b<sub>3</sub>과 b<sub>4</sub>의 동일성에 대한 TEST</i>	<i>F=5.10**</i>
수정 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.333

<sup>a</sup> 편의상 절편과 연도별 더미변수의 회귀계수는 생략하였음.

<sup>b</sup> \*, \*\*, \*\*\* : 추정계수가 0과 유의하게 다른지에 대한 양측검정시 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

변수정의: 나머지 변수는 〈표 2〉 참조

*FIRST<sub>t</sub>*는 처음으로 감액손실을 인식한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수.

*SECUP<sub>t</sub>*는 2회 이상 감액손실을 인식한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수.

패널 C : 감액횟수에 따른 감액손실의 주가관련성 - 세 집단으로 구분한 경우

$$PD_t = b_0 + b_1 BV_{t-1} + b_2 EE_t + b_3 ASIMP_t \cdot FIRST_t + b_4 ASIMP_t \cdot SECOND_t + b_5 ASIMP_t \cdot THIRDDUP_t + b_6 NEG E_t + \sum_k b_{7k} YR_{kt} + u_t$$

변 수 (N=251)	〈모형 5〉
	추정계수(t값) <sup>b</sup>
<i>BV<sub>t-1</sub></i>	0.094 (4.48)***
<i>EE<sub>t</sub></i>	2.086 (5.47)***
<i>ASIMP<sub>t</sub> · FIRST<sub>t</sub></i>	-4.320 (-3.47)***
<i>ASIMP<sub>t</sub> · SECOND<sub>t</sub></i>	-1.955 (-2.99)***
<i>ASIMP<sub>t</sub> · THIRDDUP<sub>t</sub></i>	9.729 (1.95)*
<i>NEG E<sub>t</sub></i>	-2.189 (-3.82)***
<i>b<sub>3</sub>과 b<sub>4</sub>의 동일성에 대한 TEST</i>	<i>F=4.07**</i>
<i>b<sub>3</sub>과 b<sub>5</sub>의 동일성에 대한 TEST</i>	<i>F=7.87***</i>
수정 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.347

<sup>a</sup> 편의상 절편과 연도별 더미변수의 회귀계수는 생략하였음.

<sup>b</sup> \*, \*\*, \*\*\* : 추정계수가 0과 유의하게 다른지에 대한 양측검정시 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

변수정의: 나머지 변수는 〈표 2〉 참조

*FIRST<sub>t</sub>*는 처음으로 감액손실을 인식한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수.

*SECOND<sub>t</sub>*는 2회째 감액손실을 인식한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수.

*THIRDDUP<sub>t</sub>*는 3회 이상 감액손실을 인식한 기업이면 1, 그렇지 않으면 0인 더미변수.

복인식 유무를 두 집단(FIRST<sub>t</sub>, SECUP<sub>t</sub>)으로 구분하여 회귀계수의 크기 차이에 대한 유의성을 분석한 결과이다. 분석결과 처음으로 감액을 인식한 기업의 감액손실(ASIMP<sub>t</sub> · FIRST<sub>t</sub>)의 회귀계수는 -4.616으로 유의한 음(-)의 값 그리고 2회 이상 감액을 인식한 기업의 감액손실(ASIMP<sub>t</sub> · SECUP<sub>t</sub>)의 회귀계수도 -1.960으로 유의한 음(-)의 값으로 나타나 감액횟수가 증가할수록 증가와의 음(-)의 관련성이 감소하는 것으로 나타났다. 또한 처음으로 감액을 인식한 기업의 감액손실을 나타내는 회귀계수 b<sub>3</sub>의 값과 2회 이상 감액을 인식한 기업의 감액손실을 나타내는 회귀계수 b<sub>4</sub>의 값을 F-검증에 의하여 분석한 결과, 회귀계수의 크기 차이에 대한 유의성은 F값이 5.10으로 5% 수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 2회 이상 감액을 인식한 기업의 감액손실(ASIMP<sub>t</sub> · SECUP<sub>t</sub>)의 추가배수가 처음으로 감액을 인식한 기업의 감액손실(ASIMP<sub>t</sub> · FIRST<sub>t</sub>)의 추가배수보다 유의하게 큰 것으로 검증되었다.

패널 C의 <모형 5>는 패널 B의 <모형 4>를 바탕으로 감액손실의 반복인식 유무를 구체적인 감액 횟수(FIRST<sub>t</sub>, SECOND<sub>t</sub>, THIRDDUP<sub>t</sub>)에 따라 구분하여 회귀계수의 크기 차이에 대한 유의성을 분석한 결과이다. 분석결과 처음으로 감액을 인식한 기업의 감액손실(ASIMP<sub>t</sub> · FIRST<sub>t</sub>)의 회귀계수는 -4.320으로 유의한 음(-)의 값, 2회째로 감액을 인식한 기업의 감액손실(ASIMP<sub>t</sub> · SECOND<sub>t</sub>)의 회귀계수는 -1.955로 유의한 음(-)의 값 그리고 3회 이상 감액손실을 인식한 기업(ASIMP<sub>t</sub> · THIRDDUP<sub>t</sub>)의 회귀계수는 9.729로 유의한 양(+ )의 값으로 나타나 감액횟수가 증가할수록 회귀계수가 증가하는 것으로 나타났다. 또한 처음으로 감액을 인식한 기업의 감액손실을 나타내는 회귀계

수 b<sub>3</sub>의 값과 2회째 감액을 인식한 기업의 감액손실을 나타내는 회귀계수 b<sub>4</sub>의 값을 F-검증에 의하여 분석한 결과, 회귀계수의 크기 차이에 대한 유의성은 F값이 4.07로 5%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 나타나 2회째 감액을 인식한 기업의 감액손실(ASIMP<sub>t</sub> · SECOND<sub>t</sub>)의 추가배수가 처음으로 감액을 인식한 기업의 감액손실(ASIMP<sub>t</sub> · FIRST<sub>t</sub>)의 추가배수보다 유의하게 큰 것으로 검증되었다.

동일하게 처음으로 감액을 인식한 기업의 감액손실을 나타내는 회귀계수 b<sub>3</sub>의 값과 3회 이상 감액을 인식한 기업의 감액손실을 나타내는 회귀계수 b<sub>5</sub>의 값을 F-검증에 의하여 분석하였다. 분석결과 b<sub>3</sub>과 b<sub>5</sub> 회귀계수 크기 차이에 대한 F값이 7.87로 1%수준에서 통계적으로 유의한 것으로 보고되어, 3회 이상 감액을 인식한 기업의 감액손실(ASIMP<sub>t</sub> · THIRDDUP<sub>t</sub>)의 추가배수가 처음으로 감액을 인식한 기업의 감액손실(ASIMP<sub>t</sub> · FIRST<sub>t</sub>)의 추가배수보다 유의하게 큰 것으로 나타났다. 이러한 분석결과는 감액손실의 인식횟수가 증가함에 따라 인식되는 감액손실의 부정적인 추가관련성이 감소하고 있음을 의미하는 것으로 감액횟수에 따라 주식시장에는 차별적 가치관련성이 존재함을 확인시켜 주는 것이다.

#### 4.4 추가분석

감액횟수에 따라 주식시장에서 차별적 가치관련성이 존재한다는 <표 7>의 결과는 감액요건이 발생할 때마다 반복적으로 감액손실을 인식하는 것이 감액관련 회계정보의 유용성을 높일 수 있음을 보여주는 것으로 해석된다. 그러나 일반적으로 순이익의 과대계상에 따른 위험이 과소계상의 경우보다

더 높으므로 주식시장의 정보이용자들은 감액회계의 보수적 회계처리를 보다 우호적인 정책으로 받아들이는 가능성이 있다.<sup>9)</sup> 따라서 반복적으로 인식되는 감액손실에 보다 엄격한 보수주의가 적용되어 2회 이상 인식된 감액손실이 처음으로 감액손실이 인식되는 해당연도에 조기 계상된다면 주가와와의 관련성이 높아질 가능성이 존재한다. 즉, 처음으로 감액손실이 인식된 이후에 추가적으로 인식되는 감액손실의 경우에는 실질적으로 처음으로 인식되는 시점에 계상되어야 함에도 불구하고 경영자의 보고 이익 증가유인에 따라 인식이 차기 이후로 이연되었을 가능성이 존재하기 때문이다. 따라서 이를 검증하기 위해 식 (3)과 같이 처음으로 인식된 감액손실(ASIMP<sub>t</sub>)과 이후에 추가적으로 인식된 감액손실(BSIMP<sub>t</sub>)을 처음으로 인식된 시점의 동일한 모형에 포함시켜 주가와와의 가치관련성을 추가적으로 살펴보았다.

$$PD_t = \beta_0 + \beta_1 BV_{t-1} + \beta_2 EE_t + \beta_3 ASIMP_t + \beta_4 BSIMP_t + \beta_5 NEG\_E_t + \sum_k \beta_{6k} YR_{kt} + u_t \quad \text{식 (3)}$$

단, PD<sub>t</sub>는 t+1년 3월말 배당자산 주당 주가,  
 BV<sub>t-1</sub>은 t-1년 말 주당순자산,  
 EE<sub>t</sub>는 t년도 유·무형자산 감액손실 반영전 주당 순이익,  
 ASIMP<sub>t</sub>는 t년도 처음으로 인식된 주당 유·무형 자산 감액손실,  
 BSIMP<sub>t</sub>는 t년도 처음으로 인식된 이후 추가로 인식된 주당 유·무형자산 감액손실,  
 NEG\_E<sub>t</sub>는 t년도 E<sub>t</sub>가 음(-)이면 E<sub>t</sub>, 그렇지 않으면 0.

당해연도 인식된 감액손실(ASIMP<sub>t</sub>)과 당해연도 이후 추가적으로 인식된 감액손실(BSIMP<sub>t</sub>)을 당해연도의 동일한 모형에 포함시켜 분석한 <표 8>의 <모형 6>에서 ASIMP는 당해연도 주가와 유의한 음(-)의 관련성이 나타났으나, BSIMP의 경우에는 유의하지 않은 양(+)의 관계가 나타났다. 이는 처음으로 감액손실이 인식된 이후에 추가적으로 인식된 감액손실의 경우에는 처음으로 감액손실이 인식된 시점의 주가와 관련성이 없는 것으로 해석할 수 있다. 따라서 지나친 보수주의의 적용으로 감액손실을 미리 인식하기보다는 감액손실의 요건이 발생할 때마다 적시에 인식하는 정책이 주가와와의 관련성을 높일 수 있음을 시사해 준다.

## V. 결론

본 연구는 2000년부터 2003년까지 금융업에 속하지 않는 12월 결산법인으로 감액손실을 보고한 251개 표본을 대상으로 감액횟수에 따른 감액손실의 차별적 정보효과를 살펴보았다. 구체적으로 감액손실을 인식하는 횟수에 따라 인식되는 감액손실의 주가관련성에 어떠한 차이가 존재하는지를 실증 분석 하였다.

감액손실의 가치관련성과 관련된 선행연구에 따르면 감액손실의 특성에 따라 주식시장에서는 차별적인 평가가 존재하는 것으로 보고되고 있으므로 반복적인 감액손실의 인식 역시 주식시장에서 차별적인 평가가 기대된다. 일반적으로 감액손실의 인

9) 보수주의는 기업의 재무상태에 영향을 미칠 수 있는 경제적 사건에 불확실성이 내재된 경우 비용이나 손실은 즉각적으로 인식하고 수익은 지연하여 인식하는 회계처리를 말한다. 이러한 보수주의는 중립적인 회계처리가 아니라 비관에도 불구하고 재무회계 분야에서 오랫동안 자산평가와 이익결정에 큰 영향을 미치고 있다(백원선과 유재권 2005).

〈표 8〉 감액횟수에 따른 감액손실의 주가관련성

$$PD_t = \beta_0 + \beta_1 BV_{t-1} + \beta_2 EE_t + \beta_3 ASIMP_t + \beta_4 BSIMP_t + \beta_5 NEG\_E_t + \sum_k \beta_{6k} YR_{kt} + u_t$$

변 수 <sup>a</sup> (N=251)	〈모형 6〉	
	추정계수(t값) <sup>b</sup>	
BV <sub>t-1</sub>	0.093	(7.34)***
EE <sub>t</sub>	2.557	(8.93)***
ASIMP <sub>t</sub>	-2.711	(-2.56)**
BSIMP <sub>t</sub>	0.351	(0.86)
NEG_E <sub>t</sub>	-2.637	(-5.09)***
F값	18.38***	
수정 R <sup>2</sup>	0.332	

<sup>a</sup> 편의상 절편과 연도별 더미변수의 회귀계수는 생략하였음.

<sup>b</sup> \*, \*\*, \*\*\* : 추정계수가 0과 유의하게 다른지에 대한 양측검정시 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

변수정의: 나머지 변수는 〈표 2〉 참조

ASIMP<sub>t</sub>는 t년도 처음으로 인식된 주당 유·무형자산 감액손실.

BSIMP<sub>t</sub>는 t년도 처음으로 인식된 이후에 추가로 인식된 주당 유·무형자산 감액손실.

식은 미래 경제적 효익의 창출가능성에 대한 부정적인 정보를 전달하게 되므로 처음으로 인식되는 감액손실은 주가와 음(-)의 관련성을 가질 것으로 예측된다. 그러나 효율적 시장에서 반복적으로 인식되는 감액손실에 대한 정보효과는 이전에 처음으로 인식된 감액손실의 정보효과에 비해 상대적으로 낮아질 수 있다. 또한 상대적으로 경영성고가 양호하고 기업규모가 클수록 그리고 감사품질이 높은 수준으로 유지될수록 감액손실이 반복적으로 인식하는 경향이 존재한다면 시장참여자들은 반복적인 감액손실을 보수적인 회계정책에 대한 신호(signalling)로 받아들일 수 있다. 따라서 반복적으로 인식되는 감액손실의 경우에는 처음으로 인식되는 감액손실에 비해 주식시장에서 차별적인 평가를 받을 것으로 예측된다.

분석결과는 예측대로 주식시장에서 반복적으로 인식되는 감액손실에 대한 차별적인 평가가 존재하

는 것으로 나타났다. 즉, 반복적으로 인식되는 감액손실에 대한 주가배수가 처음으로 인식되는 감액손실에 대한 주가배수보다 유의하게 큰 것으로 나타났다. 이는 감액손실이 반복적으로 인식됨에 따라 감액손실의 부정적인 정보효과가 상대적으로 낮아지고 동시에 반복적인 감액손실의 인식이 경영자와 외부감사인의 보수적인 회계정책에 대한 신호로 받아들여져 주주식시장에서 상대적으로 덜 부정적인 평가를 받는 것으로 해석된다. 또한 이러한 분석결과는 시계열적으로 감액손실을 반복적으로 인식한 기업으로 한정하여 분석한 경우에도 동일하게 관찰되었다.

본 연구는 감액횟수라는 감액손실의 구체적 특성에 초점을 맞추므로써 주로 경영자의 인식유인관점에서 살펴본 기존 감액관련 연구의 범위를 확장시켰다는 점에서 추가적인 공헌점을 찾을 수 있다. 또한 실무적으로도 다음과 같은 시사점을 제공함으

로써 감액회계정보의 유용성을 높일 것으로 기대된다. 먼저 최근 감액회계가 도입된 이후 감액손실의 인식크기 및 빈도가 지속적으로 증가하고 있는 상황에서 감액손실의 반복적 인식실태와 주식시장의 반응을 살펴봄으로써 기준 제정권자 및 주식시장 참여자들에게 감액회계의 중요성을 인식시킬 수 있는 계기를 제공할 수 있다. 또한 경영자와 외부감사인에게는 반복적으로 재무제표에 인식되는 감액손실이 주식시장에서 상대적으로 덜 부정적인 평가를 받을 수 있다는 실증적 증거를 제시함으로써 향후 기업의 감액손실 인식행태에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 기대된다. 즉, 빅베스 유인이나 이익 유연화 유인에 따라 감액손실을 한꺼번에 빨리 또는 늦게 인식하려는 기회주의적 유인을 가진 경영자에게 감액대상자산의 미래 경제적 효익의 창출가능성 관점에 충실한 반복적 인식의 중요성을 시사해 주고 있다.

한편 본 연구의 한계점 및 연구방향은 다음과 같다. 먼저 상대적으로 짧은 분석기간으로 인한 표본의 제약으로 인하여 감액횟수를 보다 세분화하여 분석하는 과정이 불충분할 가능성이 존재한다. 따라서 향후 시계열적으로 더 많은 자료가 축적되는 시점에서 감액횟수와 관련된 추가적인 분석이 실시된다면 감액회계와 관련된 더 유용한 정보가 제공될 것으로 기대된다. 또한 본 연구에서는 반복적으로 인식되는 감액손실의 차별적인 평가가 감액회계에 내재된 정보효과(information effects)의 상대적 차이 그리고 경영자와 외부감사인의 보수적 성향에 대한 신호효과(signalling effects)에 기인한다는 논리적인 주장만을 제시하였을 뿐 이에 대한 직접적이고 정확한 분석은 이루어지지 못했다. 향후 이에 대한 보다 정교한 연구가 필요할 것으로 판단된다.

## 참고문헌

- 김상현, 조현우 (2006), "감사투입시간이 감액손실에 미치는 영향," *경영연구*, 21, 117-144
- 백원선, 유재권 (2005), "감사인의 유형과 보수주의," *회계와감사연구*, 41, 241-260
- 윤순석, 문현주 (2005), "감액손실의 재량성에 관한 연구," *회계학연구*, 30, 195-214.
- 조현우, 백원선 (2006), "감액손실의 인식유인과 가치관련성," *회계학연구*, 31, 1-34
- Bartov, E., F. Lindahl, and W. Ricks (1998), "Stock Price Behavior around Announcements of Write-Offs," *Review of Accounting Studies*, 3 (4), 32-45
- Bunsis, H. (1997), "A Description and Market Analysis of Write-Off Announcements," *Journal of Business Finance and Accounting*, 24 (10), 1385-1400
- Burgstahler, D. Elliott, and M. Hanlon (2002), "How Firms Avoid Losses: Evidence of Use of the Net Deferred Tax Asset Account," *Working Paper*, University of Washington
- Collins, D. W., M. Pincus, and H. Xie (1999), "Equity Valuation and Negative Earnings: The Role of Book Value of Equity," *The Accounting Review*, 74 (January), 29-61
- Dechow, P., M. Huson, and R. Sloan (1994), "The Effect of Restructuring Charges on Executives Cash Compensation," *The Accounting Review*, 69 (January), 138-156
- Elliot, J., and J. Hanna (1996), "Repeated Accounting Write-Offs and the Information Content of Earnings," *Journal of Accounting Research*, 34 (Supplement), 135-155
- Elliot, J., and W. Shaw (1998), "Write-Offs as Accounting Procedures to Manage Perce-

- ptions," *Journal of Accounting Research*, 36 (Supplement), 91-119
- FASB (1995), "Statement of Financial Accounting Standards No. 121: Accounting for the Impairment of Long-Lived Assets and for Long-Lived Assets to be Disposed of," Norwalk, CT: *Financial Accounting Standard Board*
- Francis, J., J. Hanna. and L. Vincent (1996), "Causes and Effects of Discretionary Asset Write-Offs," *Journal of Accounting Research*, 34 (Supplement), 117-134
- Gaver, R. and K. Gaver (1998), "The Relation between Nonrecurring Accounting Transactions and CEO Cash Compensation," *The Accounting Review*, 73 (April), 235-253
- Heflin, F. and T. Warfield (1997), "Managerial Discretion in Accounting for Asset Write-Offs," *Working Paper*, University of Wisconsin-Madison
- Hogan, C. and D. Jeter (1998), "The Information Contents of Restructuring Charges: A Contentual Analysis," *Working Paper*, Vanderbilt University
- Ohlson, J. (1995), "Earnings, Book Values, and Dividends in Equity Valuation," *Contemporary Accounting Research*, 11 (Spring), 661-687
- Ress, L., S. Gill. and R. Gore (1996), "An Investigation of Asset Write-Downs and Concurrent Abnormal Accruals," *Journal of Accounting Research*, 34 (Supplement), 193 -228
- Riedl, E. J. (2004), "An Examination of Long-Lived Asset Impairments," *The Accounting Review*, 79 (July), 823-852
- Strong, J. and J. Meyer (1987), "Asset Write-Downs: Managerial Incentives and Security Returns," *Journal of Finance*, 42 (July), 643-661
- Zucca, L. and D. Campbell (1992), "A Closer Look at Discretionary Write-Downs of Impaired Assets," *Accounting Horizons*, 6 (September), 30-41

## Repeated Recognition of Asset Impairment Losses - Firm Characteristics and Value Relevance -\*

Sanghun Kim\*\* · Wonsun Paek\*\*\*

### Abstract

This paper examines value relevance of subsequently repeated write-offs relative to initial write-offs of long-lived assets. Specifically, we empirically investigate how firms are characterized when they report write-offs subsequently after initial write-offs and whether market participants evaluate the write-offs differentially with respect to frequency of their recognition.

Under current GAAP, firms are required to assess and estimate possible impairment losses on assets when it is likely that future economic benefit expected from an asset is considerably lower than its carrying amount due to technological obsolescence and/or rapid declines in market value. Given that it is so difficult to obtain accurate estimate of future economic benefits from an asset, it is not unusual that managers have substantial degree of discretion in determining timing and amount of write-offs. Further, external auditors will take more conservative and extensive audit procedures in verifying write-offs. Thus, the frequency of reported write-offs can have a distinguishable effect on usefulness of accounting for asset impairment.

Prior studies have documented that market participants tend to evaluate write-offs of long-lived assets unfavorably and that the degree of their unfavorable evaluation depends on the nature of write-offs as well as the underlying financial characteristics of firms reporting write-offs. When a firm recognizes write-offs for the first time, market participants will expect future economic benefits from the asset being written off to be lowered so that their evaluation of initial write-offs will be unfavorable. However, as firms report write-offs repeatedly, successive write-offs are likely to be evaluated less unfavorably because market

---

\* We are grateful to anonymous referees for helpful comments.

\*\* Assistant Professor, School of Business, Dankook University. First Author

\*\*\* Associate Professor, School of Business, Sungkyunkwan University. Corresponding Author

participants pay less attention to successive write-offs than to initial write-offs or because they interpret the successive write-offs as consequence of strengthened conservatism. Thus, negative effect of successive write-offs could be mitigated.

The final sample consists of 251 non-banking firm-years with December fiscal year listed over Korean Stock Exchange for 2000-2003. First, we find that there is a gradual increase in the incidence of firms reporting write-offs over the sample period. And 63% of the sample firm-years (158 firm-years) report write-offs for the first time and 37% of them (93 firm-years) report write-offs repeatedly. Firms reporting write-offs are belonging to such industries as chemical products (23.5%), electronics (14.7%), and construction (7.6%) that own larger plant and equipment.

Second, we find that there is significantly positive association between the frequency of reporting write-offs and financial performance and size of firms. But there is significant negative association between the frequency of reporting write-offs and auditors' size. This result indicates that firms repeat recognition of write-offs when they are better performers, large, and audited by larger auditors such as Big 4 auditors that are assumed to provide high-quality audit services.

Third, we find that pricing multiples on successive write-offs are significantly larger (less negative or more positive) than those on initial write-offs and that even positive pricing multiples are obtained for firm-years of reporting write-offs more than three times. This shows that market participants evaluate repeated write-offs less unfavorably than initial write-offs and that unfavorable evaluation of write-offs is significantly mitigated as firms report write-offs repeatedly.

Prior research in the area of asset impairment has focused on managerial discretion and audit quality. But this study extends the literatures on recognition of the write-offs by identifying economic causes of write-offs such as firm size, financial performance, and frequency of recognizing write-offs. Given that frequency and amount of write-offs are increasing, this issue is of particular interests to information users including managers, investors, auditors, and regulators.

This study will contribute to enhancing our understanding of distinction of financial characteristics and value relevance with respect to frequency of write-offs, being helpful for economic decisions by managers or investors. And it will help regulators or policy makers to decide what are weak aspects of current GAAP on accounting for write-offs and how to improve overall usefulness of information on impairment losses.

Key words: asset impairment, auditor, conservatism, firm characteristics, initial write-offs repeated recognition, successive write-offs, value relevance