

세무와회계저널
제11권 제1호 2010년 3월 pp.305~324
한국세무학회

회석증권과 재무분석가의 주당순이익 예측오차

이상열* · 김이배**

— <요 약> —

전환사채나 신주인수권부사채 등과 같은 회석증권에 부여된 권리가 행사될 경우 발행주식수가 증가함으로써 주당이익이 감소할 수 있다. 우리나라의 기업회계기준(기업회계기준서 제23호)에서는 회석증권의 권리행사를 고려해서 계산한 주당이익이 회석증권의 권리행사를 고려하기 전의 기본주당순이익보다 작아지는 경우에 회석주당순이익을 손익계산서의 기본주당순이익 항목 아래에 보고하고 그 산출내역을 주석사항으로 공시하도록 하고 있다.

회석증권은 전환가격 혹은 행사가격이 추가보다 높게 형성되면 보통주로 전환하거나 행사할 것이기 때문에 주식수가 증가되어 주당 순이익(순손실)이 감소하는 회석효과(반회석효과)가 발생할 수 있으나, 회계정보인 회석주당순이익은 보수주의 관점에서 주당순이익(순손실)이 감소(증가)하는 회석효과가 발생할 경우에만 회석증권의 효과를 회석주당순이익에 반영한다.

본 연구는 회석증권의 회석효과를 측정함에 있어서 회석주당순이익을 이용하는 방법과 회석수량을 이용하는 방법을 병행하고, 회석효과가 재무분석가의 주당순이익 예측오차에 미치는 영향을 비교 분석하고자 하였다. 회석증권이 재무분석가의 주당순이익 예측오차에 미치는 영향을 검증하기 위해서 1999년에서 2007년까지 재무분석가의 주당순이익 예측치가 발표된 모든 거래소 상장 법인들을 표본으로 이용하였다.

연구결과는 다음과 같다. 첫째, 회석수량 기준으로 측정한 회석효과는 재무분석가의 예측오차를 증가시키지만 회석주당순이익 기준의 회석효과는 예측오차에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 둘째, 단기 예측은 재무분석가가 회석가능성을 충분히 반영해 회석증권의 효과가 주당순이익 예측오차에 영향을 미치지 않지만, 장기 예측은 그렇지 못해서 회석증권의 효과가 주당순이익 예측오차를 증가시키는 것으로 나타났다. 본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 회석수량 기준의 회석효과 측정치가 정보 유용성이 있으며, 회계정보인 회석주당순이익 외에 회석효과 관련 정보를 보다 잘 전달할 수 있도록 회석수량의 공시를 추가로 고려해 볼 수 있을 것이다. 둘째, 재무분석가의 장기예측에서 회석효과를 제대로 반영하지 못한다는 연구결과는 실무에 종사하는 재무분석가들이 이익예측이나 가치평가를 하는데 도움이 될 것이다.

<주제어> 회석증권, 회석효과, 재무분석가 예측오차

* 포스코경영연구소 연구위원, srlee@posri.re.kr, 018-363-1337, 제1저자

** 덕성여자대학교 조교수, kyibae@duksung.ac.kr, 02-901-8276, 교신저자, 본 연구는 덕성여자대학교 2009년도 교내연구비 지원에 의해 수행되었음

논문접수일 2010년 1월

게재확정일 2010년 3월

I. 서 론

전환사채나 신주인수권부사채 등과 같은 회석증권에 부여된 권리가 행사될 경우 발행주식수가 증가함으로써 주당이익이 감소할 수 있다.¹⁾ 우리나라의 기업회계기준(기업회계기준서 제 23호)에서는 회석증권의 권리행사를 고려해서 계산한 주당이익이 회석증권의 권리행사를 고려하기 전의 기본주당순이익보다 작아지는 경우에 회석주당순이익을 손익계산서의 기본주당순이익 항목 아래에 보고하고 그 산출내역을 주식사항으로 공시하도록 하고 있다.²⁾ 그러나 회석주당순이익을 이용하여 측정한 회석효과는 회석효과를 충분히 나타내지 못할 가능성이 있는데 그 이유는 다음과 같다.

첫째, 회석증권은 전환가격 혹은 행사가격이 주가보다 높게 형성되면 보통주로 전환하거나 행사할 것이기 때문에 주식수가 증가되어 주당 순이익(순손실)이 감소하는 회석효과(반회석효과)가 발생할 수 있으나, 회계정보인 회석주당순이익은 보수주의 관점에서 주당순이익(순손실)이 감소(증가)하는 회석효과가 발생할 경우에만 회석증권의 효과를 회석주당순이익에 반영한다. 둘째, 기업회계기준에서 제시하고 있는 회석주당순이익은 계산 과정이 복잡하고 내용이 어렵기 때문에 기업의 실무 담당자들도 이해하기 곤란하며, 이러한 이유로 우리나라의 회계실무에서는

- 1) 회석효과(Dilution Effect)란 잠재적 보통주에 부여된 권리가 행사될 경우 주당이익이 감소하거나 주당 손실이 증가하는 효과를 말한다. 한편, 반회석효과(Anti-dilution Effect)란 잠재적 보통주에 부여된 권리가 행사될 경우 주당이익이 증가하거나 주당손실이 감소하는 효과를 말한다. 주의할 점은 당기에 순손실이 발생하는 경우에 회석증권의 권리행사로 주식수가 증가하면 일반적으로 주당 손실금액이 작아지게 되지만, 기업회계기준에서는 이러한 주당손실의 감소를 회석효과가 아닌 반회석효과로 인식한다는 것이다. 이는 회계가 보수주의 관점에서 주당이익이 감소하거나 주당손실이 증가하는 경우만을 회석효과로 인식하여 재무제표에 보고하기 때문이다.
- 2) 주당손실이 감소하거나 주당이익이 증가하는 반회석효과가 발생할 경우 손익계산서 본문에 표시하지 않고 주식사항으로 기재한다. 즉, 당기에는 반회석효과로 인하여 회석주당이익을 계산할 때 고려하지 않았지만 앞으로 회석효과가 발생할 가능성이 있는 잠재적보통주의 내용을 주식에서 설명하도록 하고 있다. 회석효과와 반회석효과를 구체적인 사례를 들어 설명하면 아래와 같다.

주당순이익				주당순손실			
주당순이익	100원	= 1		주당순이익	△100원	= △1	
보통주식수	100주			보통주식수	100주		
↓				↓			
주당순이익	100원	= 0.83	회석 효과 ①	주당순이익	△100원	= △0.83	반회석 효과 ③
보통주식수(회석성 잠재적 보통주 포함)	120주			보통주식수(회석성 잠재적 보통주 포함)	120주		
주당순이익	144원	= 1.2	반회석 효과 ②	주당순이익	△144원	= △1.2	회석 효과 ④
보통주식수(회석성 잠재적 보통주 포함)	120주			보통주식수(회석성 잠재적 보통주 포함)	120주		

회석주당순이익 정보가 중요하지 않게 취급되고 있는 것이 현실이다. 따라서 회계정보인 회석주당순이익은 회석효과 관련 정보를 충분히 제공하지 못할 가능성이 있다. 셋째, 회계정보인 회석주당순이익의 정보 유용성과 관련한 국내외 선행연구를 살펴보면 일관된 결과를 나타내고 있지 못하다. 특히, 회석주당순이익 관련 회계규정이 1999년에 도입되어 아직 역사가 오래되지 않은 국내 연구에서는 회석주당순이익의 정보 유용성이 낮은 것으로 나타나고 있다.

본 논문에서는 재무분석가들이 회석증권의 효과를 어떻게 고려하는지 검토하고, 재무분석가들의 주당순이익 예측오차를 이용하여 회석증권의 영향을 분석하고자 한다. 회석증권이 있는 경우 미래 발행주식 수량이 변동할 가능성이 크고 이로 인해 재무분석가들이 주당순이익을 예측하기 어렵기 때문에, 회석증권의 회석효과는 재무분석가의 주당순이익 예측오차를 증가시킬 것으로 예상할 수 있다. 회석증권의 회석효과를 측정하기 위해서 본 연구에서는 회석주당순이익 이외에 회석수량 기준의 새로운 측정치를 사용하였다.

연구결과는 다음과 같다. 첫째, 회석수량 기준의 회석효과는 재무분석가의 예측오차를 증가시키지만 회석주당순이익 기준의 회석효과는 예측오차에 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 둘째, 단기 예측은 재무분석가가 회석가능성을 충분히 반영해 회석효과가 주당순이익 예측오차에 영향을 미치지 않지만, 장기 예측은 그렇지 못해서 회석효과가 주당순이익 예측오차를 증가시키는 것으로 나타났다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 첫째, 회석수량 기준의 회석효과 측정치가 정보 유용성이 있는 것으로 나타나, 회계정보인 회석주당순이익 이외에 회석효과 관련 정보를 보다 잘 전달할 수 있도록 회석수량의 공시를 고려해 볼 수 있을 것이다. 둘째, 재무분석가의 장기 예측에서 회석효과를 제대로 반영하지 못한다는 연구결과는 실무에 종사하는 재무분석가들에게 도움이 될 수 있을 것이다. 마지막으로, 본 연구에서는 재무분석가 주당순이익 예측치를 적용함에 있어서 Fn_Guide에서 제공하는 EPS Consensus 데이터를 사용하지 않고 증권사별 주당순이익 예측자료를 직접 수집하여 평균한 값을 사용하였다는 점도 본 연구의 의의로 제시할 수 있다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 이론적 배경 및 선행연구를 검토하고 제Ⅲ장에서는 연구가설과 이를 검증하기 위한 연구모형, 그리고 표본선정과 변수측정에 관한 내용을 설명한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시하고 제Ⅴ장에서는 요약 및 연구의 공헌과 한계점에 대해 설명한다.

Ⅱ. 이론적 배경 및 선행연구

1. 이론적 배경

주당순이익은 회계기간 동안 기업이 벌어들인 이익을 표준화해서 보여주는 재무지표이다.

Philips et al(2008)는 주당순이익은 추가적인 주식발행 등의 효과를 반영해서 기업들의 기간별 비교를 보다 효과적으로 가능하게 하는 매우 유용한 지표라고 하였다. 기업이 자본조달을 위해 보통주, 우선주 또는 일반사채 이외에 잠재적 희석효과를 갖는 어떠한 증권도 발행하지 않았다면 그 기업은 단순한 자본구조(Simple Capital Structure)를 가진 기업이라고 말한다. 반면, 기업이 전환사채, 전환우선주, 신주인수권, 주식선택권 등과 같은 잠재적 보통주를 발행한 경우에는 복잡한 자본구조(Complex Capital Structure)를 가지고 있다고 말한다. 후자의 경우 잠재적 보통주에 부여된 권리가 행사되면 유통주식수가 증가하여 기존 주주들의 지분율이 하락하고 그들에게 돌아갈 순이익(또는 배당)이 감소할 수 있다. 따라서 기존 주주들에게 이러한 희석효과를 적절히 공시해 줌으로써 그들이 미래에 수령할 배당이 감소할 가능성이 있다는 것을 알려줄 필요가 있다. 따라서 복잡한 자본구조를 가진 회사는 두 종류의 주당이익을 계산하여 보고하여야 한다.

첫 번째는 기본주당이익(Basic EPS)으로서 권리행사가 되지 않은 잠재적 보통주의 희석효과는 반영하지 않고 계산한 주당이익이고, 두 번째는 권리가 미 행사된 잠재적 보통주까지도 권리행사가 되었다는 가정 하에 계산한 희석주당이익(Diluted EPS)이다. 기본주당이익에 잠재적 보통주의 희석효과가 반영되려면 해당 권리가 실제로 회계연도 중에 행사되어 보통주가 발행되어야 하는 반면, 희석주당이익의 경우는 그러한 권리가 행사되지 않았더라도 희석효과가 있다고 판단되는 경우 반영된다.

여기서 유의할 점은 모든 잠재적 보통주가 희석주당순이익 계산에 고려되는 것이 아니라, 희석효과가 있는 잠재적 보통주만 고려된다는 것이다. 이러한 잠재적 보통주를 기업회계기준서 제 23호는 특별히 희석성 잠재적 보통주라 부른다. 여기서 희석효과란 잠재적 보통주에 부여된 권리가 행사된다고 가정하는 경우 주당이익이 감소(또는 주당손실이 증가)하는 효과를 말한다. 잠재적 보통주가 항상 희석효과를 갖지는 않는 이유는, 권리행사로 희석주당이익 계산상의 분모를 증가시킴으로써 주당이익을 감소시키는 희석효과를 갖지만 이와 동시에 분자도 증가시킴으로써 주당이익을 오히려 증가시키는 반희석효과(Anti-dilution Effect)도 갖기 때문이다. 따라서 분자를 증가시키는 효과가 분모를 증가시키는 효과보다 더 크다면, 해당 잠재적 보통주는 반희석적이 되어 희석주당이익계산에서 제외된다. 또한 주식선택권이나 신주인수권의 행사가격이 평균 시장가격보다 높은 경우 이들 잠재적 보통주는 애초부터 희석주당이익 계산에서 제외시킨다.

한편, 다양한 종류의 잠재적 보통주가 존재하는 경우에는 기본주당이익을 출발점으로 삼아 희석효과가 가장 큰 증권부터 차례로 하나씩 포함시켜 가면서 희석주당이익을 계산하여야 한다. 이러한 과정에서 어느 특정한 잠재적 보통주를 포함하여 계산한 희석주당이익이 이를 포함하기 전의 희석주당이익보다 커지면, 즉 해당 잠재적 보통주가 반희석효과(Anti-dilution Effect)를 가지면, 이러한 잠재적 보통주는 희석주당이익계산에서 제외한다. 따라서 희석주당이익은 가상적인 주당이익이라고 할 수 있으며, 이로 인해 주주들은 유통 중인 잠재적 보통주가 자신의 지분에 미칠 희석효과에 관하여 유용한 정보를 얻을 수 있게 된다.

2. 선행연구의 검토

가. 회석증권의 회석효과에 관한 연구

회석증권의 회석효과와 관련된 국내 선행연구는 기본주당순이익과 회석주당순이익의 정보유용성을 비교하거나, 회석증권 발행기업의 특성이나 혹은 발행당시의 주가반응을 사건연구로 분석하는 연구가 주를 이루고 있다. 한편, 해외연구는 이러한 국내 연구 이외에도 회석수량이 증가할수록 자본시장 투자자들의 비기대이익에 대한 주가반응이 감소한다는 연구와 캐나다의 회계기준을 적용하여 측정한 회석효과가 증가할수록 주가수익률이 오히려 높아진다는 상반된 연구 결과가 있다. Rice(1978)는 회석주당순이익을 추가로 보고하도록 한 APB Opinion No.15가 자본시장에서 어떤 영향을 미쳤는지 분석하였는데, 회석주당순이익이 자본시장에서 정보효과를 갖는 것으로 나타났다. 반면, Millar et al.(1987)은 복잡한 자본구조하에서 완전회석주당순이익(FDEPS)의 정보효과가 미미하며, 단순 주당순이익의 보고만으로도 충분하다고 주장하였다. Deberg and Murdoch(1991)는 회석효과의 중요성을 인정하여 기본 주당순이익(EPS)과 완전 회석주당순이익(FDEPS)을 동시에 공시하는 것이 타당하다고 주장하였다. 송동섭(1997)은 기본주당순이익 정보와 회석주당순이익 정보의 유용성을 비교했는데, 기본주당순이익과 회석주당순이익의 평균값 간에 차이가 있고 자본시장에서 차별적 반응을 보여 회석주당순이익이 정보의 유용성을 갖는 것으로 파악하였다.

Scott and Wier(2000)의 연구는 기본주당순이익과 회석주당순이익의 차이가 증가할수록 이익 공시 시점에서 비기대이익과 주가수익률과의 관계가 감소하는 것으로 나타났다. Huson, Scott and Wier(2001)의 연구는 회석효과가 이익반응계수를 약화시키며, 이러한 효과는 가격이 상승하거나 (+)의 이익을 공시한 기업에서 더 크게 나타났다. Scott and Wier(2002)는 캐나다 회계기준을 적용한 연구에서, 회석효과가 증가할수록 주가수익률이 오히려 높아져 회석증권 발행이 기존 견해와 달리 기업의 미래 성장성을 나타내는 good news라고 주장하였다. Core et al(2002)는 자기주식법(Treasury Stock Method)에 의한 회석증권 회계처리는 회석효과를 과소하게 측정함으로써 회석주당순이익을 과대 보고하도록 한다고 주장하였다. 김상조·임충래·문성주(2002)는 국내에서 회석주당순이익 공시가 도입된 1999년 이후에 회석주당순이익과 기본주당순이익 정보 간의 차이가 있는지를 검증했으나 유의한 차이를 보이지 않았다. Marquardt and Wiedman(2005)은 회석증권의 권리가 행사될 가능성을 제대로 고려하지 못하는 현재의 회계기준은 회석주당순이익을 과소하게 보고하도록 한다고 주장하였다. 박종찬(2009)은 국내 상장기업을 대상으로 회석효과가 이익반응계수에 미치는 영향을 분석했는데, 회석주당순이익으로 측정한 회석효과가 비기대이익에 대한 주가반응을 감소시키는 것으로 나타났다.

나. 재무분석가의 예측오차에 관한 연구

Barefield and Comisky(1975)는 예측오차의 상당부분이 바로 예측하기 어려운 기업고유의 요인에 의해 발생함을 밝혔다. Fried and Givoly(1982)는 1969년-1979년 동안 1,200개 예측치의 분포 특성을 조사하였다. 예측이익에서 실제이익을 차감해서 계산한 예측오차율의 전 기간 평균 값은 음수(-5.5%)이고, 실제이익이 예측이익보다 높은 관찰치는 48.8%로 나타나서 예측편의가 매우 작은 것으로 결론을 내리고 있다. Brown et al.(1985)은 재무분석가의 이익예측치가 낙관적이고 추천의견이 거의 대부분 매수추천인 것을 밝혀, 재무분석가의 예측치 및 추천의견에 편의가 존재함을 보였다. Brown, Richardson and Schwager(1987)의 연구는 예측오차와 정보의 양은 유의적인 (-)의 관계를, 예측오차와 정보 관찰치의 편차는 유의적인 (+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. Brown, Griffin, Hagerman and Zmijewski(1987)는 재무분석가가 새로운 정보를 계속해서 그들의 예측치에 반영시켜 수정할 수 있기 때문에 정확도가 점점 높아진다는 결과를 보여주었다. Bhushan(1989)은 시계열모형에 비하여 재무분석가의 상대적 우수성을 결정하는 요인으로 특정기업을 추적하는 재무분석가의 수(number of analysts following), 소유지분구조, 수익률 차이, 영업종류의 수 등을 제시하였다. 허성관(1991)은 기업공개 시 경상이익 예측오차가 발생한 원인을 분석한 결과, 각 공개기업의 고유한 특성요인을 잘못 예측함으로써 발생한 오차 비중이 8.5%로 나타나 재무분석가들이 보다 세밀한 기업분석을 해야 한다고 주장하였다. 윤성준과 허성관(1991)은 랜덤워크모형에 의한 예측치와 재무분석가의 예측치를 실제이익과 비교하였는데, 재무분석가의 예측이 랜덤워크모형보다 더 정확하다는 것을 보여주지 못하였다. 이경주와 장지인(1992)은 재무분석가의 예측오차가 예측대상 기업의 규모와 연관되지 않아, 예측대상 기업에 대한 정보환경은 재무분석가의 예측능력에 영향을 주지 않는다는 것을 밝혔다.

Eddy and Seifert(1992)의 연구는 부채비율이 낮을수록, 과거이익의 가변성이 작을수록, 회사가 클수록, 이익예측치가 보다 최근의 것일수록 이익예측오차는 작은 것으로 나타났다. 이재경 등(1995)은 1986년부터 1993년에 걸친 8년 동안 신규공모한 기업을 대상으로 하여 매출액과 경상이익 예측오차의 편의 및 주간사의 예측성향을 분석하였다. 분석결과, 기업규모가 클수록, 예측시점이 결산 월에 가까울수록 예측정확성은 증가하나, 주간사의 연령에 따라 예측정확성에 유의적 차이가 나타나지 않았다. 권수영과 김정국(1997)은 설문조사를 통해 재무분석가의 예측오차의 크기는 담당종목 수, 예측기간 및 데이터베이스의 구축 여부와 관련이 있음을 보였다. 김권중(1998)은 랜덤워크모형분석에 의한 회계정보예측과 재무분석가의 회계정보예측의 비교와 관련된 선행연구들이 일관된 결과를 보이지 않는 이유가 표본에 따른 검증력의 약화 또는 표본 편의(Selection Bias)에 기인한 것으로 인식하고, 재무분석가의 이익예측능력을 재검증하였다. 연구결과, 예측시점의 우위(Timing Advantage)를 통제하면 재무분석가의 예측능력이 랜덤워크모형에 비해 우월하지 않은 것으로 나타났다. Dechow et al.(2000)은 재무분석가들은 자신이 속한 증권회사나 기관에서 신주를 발행할 때 해당 주식에 대하여 가능하면 낙관적인 예측치와 투

자의견을 제시할 동기가 있다는 것을 밝혔다. Jacob et al.(2000)은 재무분석가의 예측정확성은 선천적 능력, 담당 기업, 소속기관, 그리고 특정 산업에 대한 전문성에 기인한다는 증거를 발견하였으나, 재무분석가의 경험은 예측오차의 정확성과 유의적인 관련성이 없는 것으로 나타났다. 정석우와 임태균(2005)는 회계이익의 지속성이 재무분석가의 이익예측오차와 이익예측정확성에 미치는 영향을 연구하였다. 연구결과, 회계이익지속성과 초과이익지속성이 높은 경우에는 낮은 경우에 비하여 유의하게 이익예측오차가 덜 낙관적이며, 이익예측정확성도 높은 것으로 나타났다. 전규안 등(2007)은 재무분석가의 예측오차에 미치는 영향요인으로 포괄손익을 고려하였다. 전체표본과 재무분석가의 6월 발표 이익예측치를 사용한 분석에서 기타포괄손익 정보와 재무분석가의 미래이익 예측오차 또는 기타포괄손익과 예측오차의 절대값 사이에는 유의한 음(-)의 관계가 관찰되었다. 그러나 기타포괄손익의 부호에 따라 표본을 양분하여 분석한 결과, 기타포괄손익이 양(+)인 표본은 기타포괄손익과 재무분석가의 이익예측오차 및 예측오차의 절대값 사이에 유의적인 관계가 발견되지 않았지만, 기타포괄손익이 음(-)인 표본은 유의적인 음(-)의 관계가 발견되었다. 김일중과 박미희(2009)는 세무상 이월결손금이 재무분석가의 이익예측오차와 정확성에 미치는 영향을 연구하였다. 연구결과, 세무상 이월결손금 존재여부는 재무분석가의 이익예측오차와 유의한 관계가 나타나지 않았으나, 이익예측의 정확성과는 유의한 (+)의 관계가 나타났다.

다. 선행연구와의 차이점

본 연구에서는 회석주당순이익의 정보유용성에 관한 국내외 선행연구의 결과가 일관되게 나타나지 않는 점을 감안해서, 회석주당순이익 이외에 회석수량 기준의 새로운 측정치를 사용하여 회석증권의 회석효과를 계산하고 비교하였다. 또한, 기존의 국내외 선행연구에서 재무분석가 이익예측정보의 정확성을 결정하는 요인으로 고려되지 않았던 회석증권의 회석효과를 재무분석가 주당순이익 예측정보의 정확성을 결정하는 요인으로 반영하였다.

III. 연구 설계

1. 연구가설

회석증권이 미래 주식수량 증대로 인한 주당이익(손실)의 감소 가능성을 내포하고 있는 경우에는, 재무분석가들이 주당순이익을 예측하는데 있어서 어려움이 발생할 것으로 예상할 수 있다.

왜냐하면, 회석증권이 없는 기업은 미래 주당순이익을 예측할 때 분모 항목인 주식 수량의 변동에 대해서 큰 신경을 쓰지 않아도 되지만, 회석증권이 있는 경우에는 권리 행사로 인한 주식

물량의 변화 가능성까지도 고려해야 하기 때문이다. 만일 재무분석가들이 주당순이익을 예측할 때 이러한 회석효과를 정확히 반영하지 못하는 경우에는 회석증권이 재무분석가의 예측오차를 증가시킬 것으로 예상할 수 있다. 또한, 재무분석가의 미래 주당순이익 예측오차는 예측기간이 길수록 더 커질 것으로 예상할 수 있다. 이는 예측 기간이 길수록 회석증권의 권리가 행사되어 실제로 주식물량이 증가하는 회석효과가 발생함으로써 재무분석가의 주당순이익 예측이 틀릴 가능성이 커지기 때문이다.

본 연구는 회계정보인 회석주당순이익과 향후 전환가능수량을 기준으로 측정한 회석효과가 재무분석가의 주당순이익 예측오차에 미치는 영향을 검증하기 위해 아래와 같은 가설을 설정하였다.

회석증권의 회석효과를 계산하기 위해서 회석주당순이익 이외에 회석수량 기준의 새로운 측정치를 사용하는 이유는, 회석주당순이익이 실제 재무분석가들이 요구하는 회석증권의 회석효과 관련 정보를 충분히 제공하지 못할 가능성이 있기 때문이다.

가설 1 : 회석주당순이익으로 측정한 회석효과가 증가할수록 재무분석가의 주당순이익 예측 오차는 증가할 것이다.

가설 2 : 회석수량으로 측정한 회석효과가 증가할수록 재무분석가의 주당순이익 예측오차는 증가할 것이다.

2. 연구모형

가. 회귀모형

식(1)은 핵심변수인 회석증권의 회석효과가 재무분석가의 주당순이익 예측오차를 증가시키는 지를 검증하기 위한 모형으로서, 재무분석가 이익예측정보의 정확성에 영향을 미치는 요인으로 널리 알려진 기업규모, 부채비율, 재무분석가의 수 등을 통제변수로 고려하였다.

회석효과 측정변수 DE는 회계정보인 회석주당순이익을 이용하여 계산하는 경우(DE1)와 회석증권의 전환가능수량을 기준으로 측정하는 경우(DE2)로 구분하였다.

기업은 규모가 클수록 더 많은 수의 재무분석가들이 관심을 갖고 기업을 분석하게 되며, 기업과 관련된 공시정보도 상대적으로 많기 때문에 재무분석가는 보다 정확한 예측을 할 수 있다(Brown et al. 1987). 따라서 본 연구에서는 기업의 기초 시장가치를 규모변수로 적용하고 기업 규모가 클수록 재무분석가의 주당순이익 예측오차는 감소할 것으로 예상하였다. 회계정보는 채무계약에서 경영자의 의사결정을 감시하는 수단으로 사용된다는 연구결과가 있다(Leftwich 1980). 기업의 부채가 증가할수록 경영자들은 부채계약조항을 위반하지 않고 기업을 통제할 수 있는 방안을 강구하게 되는데, 회계정보를 조작하는 방법이 하나의 대안이므로 회계이익의 조정 가능성이 커지게 되고 결과적으로 편의가 높은 회계이익을 생산해 낼 것이다. 부채비율이 높을

수록 공시될 기업의 회계이익은 불확실성이 높고 편의가 클 것이며, 부채비율이 높은 기업은 레버리지 효과로 인해 이익의 변동성이 크게 나타날 수 있다. 본 연구에서는 부채비율이 높을수록 재무분석가의 주당순이익 예측오차가 증가할 것으로 예상하였다. Bushan(1989)은 랜덤워크모형과 비교하여 재무분석가의 이익예측정보의 정확성을 결정하는 요인으로서, 특정기업을 추적하는 재무분석가의 수로 표현되는 예측선호도를 제시하였다. 특정기업을 추적하는 재무분석가의 숫자가 많을수록 기업의 입장에서는 경영권 행사에 대한 감시 및 통제 기능이 커지며 재무분석가들 사이에서도 예측에 대한 합의가 커질 수 있다. 이러한 의미에서 재무분석가의 숫자가 많을수록 그 기업에 대한 예측정보가 보다 정확할 것이라고 예상할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 재무분석가의 숫자가 많을수록 재무분석가의 주당순이익 예측오차는 감소할 것이라고 예상하였다.

$$EPSFE = a + \beta_1 SIZE + \beta_2 DR + \beta_3 FN + \beta_4 DE + e_{i,t} \quad (1)$$

EPSFE : 주당순이익 예측오차=절대값[(EPS 실적치-EPS 예측치)/ 기초주가]

SIZE : 기초 시장가치의 로그 값

DR : 기초 부채비율

FN : Log(해당 기업을 분석하는 재무분석가의 숫자)(예측시점별로 계산)

DE1 : 회석주당순이익 기준으로 측정한 회석효과(예측 시점별로 계산)

= [주당순이익(손실)-회석주당순이익(손실)] / 절대값[주당순이익(손실)]

DE2 : 회석수량기준으로 측정한 회석효과(예측시점별로 계산)

=(권리행사로 인해 미래에 발행 가능한 주식수량 / 기말 현재 발행유통보통주식수)

나. 표본선정 및 변수측정

본 연구는 1999년부터 2007년까지 재무분석가의 주당순이익 예측치 정보가 제공되는 기업을 대상으로 분석하였는데, 구체적으로 다음과 같은 조건을 만족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 결산일이 12월 31일인 기업
- (2) Fn-Guide와 TS2000에서 데이터 입수가 가능한 기업
- (3) 2007년 기준 거래소 상장 기업

Fn-Guide에서 제공하는 주당순이익 예측치(EPS Consensus 데이터라는 이름으로 제공)는 증권사별로 재무분석가들이 제공한 순이익 예측치를 Fn-Guide에서 자체적으로 정한 주식수량(우선주+보통주)으로 나누어 계산한 값이다. 이 수치는 개별회사의 향후 유상증자, 회석증권의 권리행사 등에 따른 자본구조 변화 가능성을 제대로 반영하지 못하기 때문에 실제 EPS 예측치로 사용하는 데 문제가 있다. 따라서 본 연구에서는 개별 증권사가 제공한 주당순이익 예측치 자료를 평균하여 주당순이익 예측치 Consensus를 직접 계산하였다.

한편 Fn-Guide는 재무분석가 예측치 Consensus를 계산하는 시점을 기준으로 과거 1개월, 과거 3개월, 과거 6개월의 증권사별 예측치를 평균하는 방법을 사용하고 있는데, 본 연구에서는 과거 3개월간의 주당순이익 예측치를 평균하여 계산하였다.³⁾

또한, 예측기간에 따라 재무분석가의 예측오차가 어떻게 변하는지 살펴보기 위해서 재무분석가 예측기간을 과거 7분기부터 최근 1분기 시점까지 총 7분기로 구분하였다.

예측시점 별로 주당순이익 예측오차를 계산하는 방법을 예로 들면 다음과 같다. 주당순이익 예측치(FEPS_7Q)는 예측대상 연도를 기준으로 과거 7분기 시점에서 그 때까지 발표된 과거 3개월 동안의 재무분석가 주당순이익 예측치들의 평균값이며, 주당순이익 예측치(FEPS_1Q)는 예측대상 연도를 기준으로 과거 1분기 시점에서 그 때까지 발표된 과거 3개월 동안의 재무분석가 주당순이익 예측치들의 평균값이다. 이와 같은 방식으로 총 7개 시점별 주당순이익 예측치가 계산된다.

재무분석가의 주당순이익 예측오차는 모두 절대값을 취해서 양(+)의 값으로 표현된다.⁴⁾ 구체적으로 살펴보면, 7개 시점 별로 계산된 주당순이익의 예측오차는 예측대상 연도의 주당순이익 실적치에서 주당순이익 예측치를 차감한 값을 기초 추가로 나누어 규모조정을 한 후 절대값을 취하였다.

회석주당순이익 기준의 회석효과 측정변수(DE1)는 기본주당순이익(손실)과 회석주당순이익(손실)의 차이를 기본주당순이익(손실)의 절대 값으로 나누어 계산하였다. 회석증권의 수량으로 측정한 회석효과 측정변수(DE2)는 TS2000의 신종사채 항목에서 추출한 전환가능 주식수량 정보를 이용하여 계산하였다. DE1과 DE2는 재무분석가의 예측시점별로 계산한 회석효과 측정변수이다. 예측대상 연도인 t 시점을 기준으로 과거 1분기부터 3분기 시점의 재무분석가 예측치에 대해서는 1년 전의 DE1과 DE2를 적용했으며, 재무분석가 예측시점이 과거 4분기부터 7분기인 경우는 2년 전의 DE1과 DE2를 적용했다. 재무분석가 예측치는 분기별로 계산하였으나, 회석효과 측정변수(특히 수량기준인 DE2)는 자료의 제약으로 인해 연도별로 밖에 계산할 수 없는 한계점이 있기 때문이다.

기업규모 변수는 기초시장가치에 로그를 취하여 규모조정을 하였으며, 부채비율은 기초 값을 적용하였다. 재무분석가의 수는 7개 예측시점 별로 개별기업에 대한 예측치를 제공한 재무분석가의 수를 이용하였으며, 로그를 취해서 규모조정을 하였다.

3) Fn-Guide에서 cal by 1 month는 재무분석가 예측치를 계산하는 시점을 기준으로 과거 1개월 동안의 증권사별 예측치를 평균하여 계산하는 방법이며, cal by 3 month와 cal by 6 month는 재무분석가 예측치를 계산하는 시점을 기준으로 과거 3개월과 6개월 동안의 증권사별 예측치를 평균하여 계산하는 방법이다.

4) 재무분석가 예측오차의 부호는 재무분석가 예측치의 정확성을 평가하는데 있어서 직접 관련이 없으므로 본 연구에서는 주당순이익 예측오차를 절대값으로 계산하였다. 예측오차의 부호를 반영하지 않는 또 다른 방법은 예측오차의 제곱을 이용하는 것으로서, 이 방법은 예측오차가 큰 값에 더 많은 가중치를 주게 되어 이차함수의 분석에 보다 적합하다.

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계량과 상관관계

<표 1>의 기술통계량에서 각 시점별 재무분석가의 주당순이익 예측치는 1분기 전 주당순이익 예측오차(EPSFE_1Q)의 표본수가 1,114개이며 2분기 전 주당순이익 예측오차(EPSFE_2Q)의 표본수는 1,126개 등으로 차이가 존재한다. 이는 재무분석가의 주당순이익 예측치를 7개 시점으로 구분하고 각 시점 별로 주당순이익의 예측치를 계산했기 때문이다. 주당순이익 예측오차는 최근 1분기에서 과거 7분기 시점으로 갈수록 점차 증가하는 것을 알 수 있다. 1분기 전 예측한 주당순이익 예측오차(EPSFE_1Q)의 평균값은 0.0061, 2분기 전(EPSFE_2Q)은 0.080, 3분기 전은 0.096 등으로 예측기간이 길어질수록 재무분석가의 예측오차는 증가하고 있다. 이러한 결과는 Eddy와 Seifert(1992)의 선행연구에서 이익예측 시점과 이익공표 시점간의 시간적 간격의 길이가 짧을수록 재무분석가의 예측오차가 감소한다는 선행 연구 결과와 일치한다. 주당순이익 기준의 회석효과 측정변수 DE1은 평균이 0.01이고 최대값은 0.37이며, 회석수량 기준의 회석효과 측정변수 DE2는 평균이 0.03이고 최대값은 0.75로 나타났다.

〈표 1〉 기술통계량

변 수	표본수	평 균	표준편차	최 소	중위수	최 대
EPSFE_7Q	970	0.135	0.142	0.004	0.083	0.700
FN_7Q	970	1.269	0.892	0.000	1.386	2.708
SIZE	970	5.155	0.522	3.819	5.111	6.284
DR	970	1.104	0.742	0.178	0.927	3.951
DE1	970	0.010	0.038	0.000	0.000	0.371
DE2	970	0.034	0.090	0.000	0.000	0.750
EPSFE_6Q	1,243	0.150	0.174	0.005	0.088	1.099
FN_6Q	1,243	1.182	0.952	0.000	1.099	2.773
SIZE	1,243	5.046	0.543	3.758	5.003	6.284
DR	1,243	1.111	0.746	0.178	0.937	4.100
DE1	1,243	0.010	0.038	0.000	0.000	0.387
L2RATIO	1,243	0.037	0.093	0.000	0.000	0.750
EPSFE_5Q	1,085	0.118	0.126	0.005	0.072	0.710
FN_5Q	1,085	1.344	0.922	0.000	1.386	2.833
SIZE	1,085	5.122	0.527	3.821	5.078	6.284
DR	1,085	1.087	0.719	0.178	0.920	4.114
DE1	1,085	0.011	0.040	0.000	0.000	0.387
DE2	1,085	0.034	0.089	0.000	0.000	0.750

〈표 1〉 기술통계량 (계속)

변 수	표본수	평 균	표준편차	최 소	중위수	최 대
EPSFE_4Q	1,080	0.101	0.107	0.004	0.060	0.561
SIZE	1,080	5.129	0.526	3.821	5.083	6.284
FN_4Q	1,080	1.426	0.950	0.000	1.609	2.944
DR	1,080	1.095	0.726	0.178	0.922	3.972
DE1	1,080	0.011	0.040	0.000	0.000	0.387
DE2	1,080	0.033	0.088	0.000	0.000	0.750
EPSFE_3Q	1,111	0.096	0.108	0.003	0.058	0.577
SIZE	1,111	5.169	0.542	3.819	5.119	6.284
FN_3Q	1,111	1.427	0.928	0.000	1.609	2.890
DR	1,111	1.079	0.737	0.175	0.897	4.246
DE1	1,111	0.010	0.035	0.000	0.000	0.371
DE2	1,111	0.030	0.084	0.000	0.000	0.750
EPSFE_2Q	1,126	0.080	0.094	0.003	0.045	0.525
SIZE	1,126	5.171	0.533	3.844	5.122	6.28
FN_2Q	1,126	1.405	0.936	0.000	1.609	2.890
DR	1,126	1.057	0.715	0.175	0.883	4.126
DE1	1,126	0.010	0.035	0.000	0.000	0.371
DE2	1,126	0.028	0.081	0.000	0.000	0.750
EPSFE_1Q	1,114	0.061	0.074	0.002	0.034	0.393
SIZE	1,114	5.166	0.542	3.821	5.121	6.284
FN_1Q	1,114	1.399	0.944	0.000	1.609	2.890
DR	1,114	1.073	0.716	0.175	0.907	3.972
DE1	1,114	0.009	0.035	0.000	0.000	0.371
DE2	1,114	0.028	0.079	0.000	0.000	0.629

주) EPSFE : 주당순이익의 예측오차 = 절대값[(EPS 실적치 - EPS 예측치) / 기초주가]

SIZE : 기초 시장가치의 로그 값

DR : 기초 부채비율

FN : $\text{Log}(\text{해당 기업을 분석하는 재무분석가의 숫자})$ (예측시점별로 계산)

DE1 : 회석주당순이익 기준으로 측정한 회석효과(예측 시점별로 계산)

= [주당순이익(손실) - 회석주당순이익(손실)] / 절대값[주당순이익(손실)]

DE2 : 회석수량기준으로 측정한 회석효과(예측시점별로 계산)

= (권리행사로 인해 미래에 발행 가능한 주식수량 / 기말 현재 발행유통보통주식수)

<표 2>의 각 예측시점별 상관관계에서는 재무분석가의 예측오차와 전환가능수량으로 측정된 DE2 변수 간에 대부분의 경우에 1% 수준에서 통계적으로 유의한 (+)의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다. 이를 통해 회석수량 기준으로 측정한 회석효과가 증가할수록 예측오차가 증가할 것이라고 예상 할 수 있다. 반면, 회석주당순이익 기준의 회석효과 측정변수 DE1은 모든 예측시점에서 재무분석가 예측오차와 유의적이지 않은 상관관계를 갖는 것으로 나타나 회석주당순이익이 회석효과 관련 정보를 충분히 전달하고 있지 못하다는 것을 추정할 수 있다.

각 시점별 주당순이익 예측오차는 기업규모 및 재무분석가의 숫자와 통계적으로 유의한 (-)의 상관관계를 갖는 것으로 나타났으며, 반대로 부채비율과 전환가능 수량을 이용하여 측정한 회석효과 변수인 DE1과는 통계적으로 대부분 유의한 (+)의 상관관계를 갖는 것으로 나타났다. 이를 통해 [가설 2]가 지지될 것이라고 예상할 수 있다.

<표 2> 상관관계

	EPSFE_1Q	SIZE	DR	FN_1Q	DE1	DE2
EPSFE_1Q		-0.31940**	0.17050**	-0.19217**	-0.03856	0.09250**
SIZE	-0.25019**		0.10367**	0.59688**	0.19767**	0.01586
DR	0.19001**	0.12298**		0.08124**	0.12632**	0.22895**
FN_1Q	-0.13530**	0.58951**	0.07108*		0.18570**	0.11564**
DE1	0.00932	0.04495	0.14513**	0.11408**		0.52874**
DE2	0.07742**	-0.08010**	0.19656**	0.05841	0.58930**	
	EPSFE_2Q	SIZE	DR	FN_2Q	DE1	DE2
EPSFE_2Q		-0.29761**	0.18304**	-0.15055**	-0.03140	0.09072**
SIZE	-0.25182**		0.11623**	0.57485**	0.18980**	0.00650
DR	0.18381**	0.14285**		0.08518**	0.13372**	0.22328**
FN_2Q	-0.13024**	0.56437**	0.06991*		0.15172**	0.10334**
DE1	0.01557	0.05227	0.14528**	0.10803**		0.52263**
DE2	0.08626	-0.07622*	0.19350**	0.05430	0.55490**	
	EPSFE_3Q	SIZE	DR	FN_3Q	DE1	DE2
EPSFE_3Q		-0.28466**	0.20250**	-0.16468**	-0.03525	0.12220**
SIZE	-0.23668**		0.11932**	0.60739**	0.21289**	0.02090
DR	0.18616**	0.13227**		0.08411**	0.13242**	0.25291**
FN_3Q	-0.13811**	0.5939**	0.05878*		0.17514**	0.12268**
DE1	0.07216*	0.07841	0.12803**	0.13264**		0.50848**
DE2	0.15446**	-0.06115*	0.22347**	0.05771	0.50259**	

〈표 2〉 상관관계 (계속)

	EPSFE_4Q	SIZE	DR	FN_4Q	DE1	DE2
EPSFE_4Q		-0.25937**	0.16206**	-0.19856**	0.0072	0.09451**
SIZE	-0.1964**		0.10553**	0.60999**	0.17298**	0.03234
DR	0.17056**	0.1156**		0.10687**	0.14568**	0.2623**
FN_4Q	-0.15487**	0.60158**	0.08454**		0.15286**	0.10634**
DE1	0.02900	0.05217	0.15067**	0.10263**		0.52305**
DE2	0.09165	-0.04050	0.21857**	0.05492	0.51211**	
	EPSFE_5Q	SIZE	DR	FN_5Q	DE1	DE2
EPSFE_5Q		-0.25438**	0.13903**	-0.23638**	0.00915	0.11801**
SIZE	-0.19767**		0.10355**	0.61625**	0.18416**	0.02294
DR	0.14281**	0.12279**		0.07432*	0.16659**	0.27159**
FN_5Q	-0.18641**	0.60989**	0.05785		0.17701**	0.09803**
DE1	0.04713	0.05035	0.18162**	0.09071**		0.50321**
DE2	0.09023**	-0.04955	0.22811**	0.03476	0.48114**	
	EPSFE_6Q	SIZE	DR	FN_6Q	DE1	DE2
EPSFE_6Q		-0.27307**	0.16108**	-0.23979**	0.01274	0.11827**
SIZE	-0.21006**		0.04993	0.63183**	0.17199**	0.00988
DR	0.14929**	0.07577**		0.04065	0.12529**	0.24244**
FN_6Q	-0.19230**	0.63314**	0.02500		0.1337**	0.04185
DE1	0.00740	0.06414*	0.15235**	0.08472**		0.49758**
DE2	0.13997**	-0.04973	0.21645**	-0.00345	0.44425**	
	EPSFE_7Q	SIZE	DR	FN_7Q	DE1	DE2
EPSFE_7Q		-0.26830**	0.17544**	-0.23137**	-0.00929	0.13876**
SIZE	-0.24040**		0.11425**	0.60433**	0.20806**	0.00253
DR	0.19259**	0.12773**		0.05149	0.12255**	0.24998**
FN_7Q	-0.21717**	0.59502**	0.03925		0.16400**	0.06254
DE1	0.00928	0.07057*	0.13983**	0.07932*		0.45488**
DE2	0.15912**	-0.06241	0.23134**	0.02380	0.46816**	

주 1) 대각선 기준으로 아래편은 피어슨 상관관계수, 위편은 스피어만 상관관계수이다.

2) *, **는 각각 유의수준 5%, 1%에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

3) 변수의 정의는 <표 1> 참조

2. 검증결과

<표 3>의 Panel A는 회석주당순이익 기준의 회석효과가 재무분석가의 주당순이익 예측오차에 미치는 영향을 분석한 결과이며, Panel B는 회석수량을 이용하여 회석효과를 측정된 결과를 보여주고 있다. 이는 상위 5%와 하위 5%의 극단치를 제거한 후의 결과 값이다.⁵⁾

Panel A에서 회석주당순이익 기준의 회석효과는 모든 예측시점에서 재무분석가의 주당순이익 예측오차에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타나 [가설 1]이 기각되었다. Panel B에서 회석수량으로 측정된 회석효과는 예측시점이 과거 4분기 이전, 즉 예측기간이 1년 이상인 경우에는 재무분석가의 주당순이익 예측오차를 증가시키는 것으로 나타나 [가설 2]가 일부 지지되는 결과를 보여주고 있다.

Panel A와 Panel B에서 예측기간이 1년 미만인 경우는 회석주당순이익 기준의 회석효과와 회석수량 기준의 회석효과 측정변수 모두 재무분석가의 주당순이익 예측오차에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이는 예측기간이 길어질수록 재무분석가가 회석증권의 미래 회석가능성을 예측에 정확히 반영하기 어려운 반면, 예측기간이 1년 미만인 단기예측의 경우에는 회석증권의 회석효과를 예측에 반영하기가 비교적 용이하기 때문인 것으로 추정된다. 이러한 분석결과는 회석주당순이익은 재무분석가들이 요구하는 회석효과 관련 정보를 충분히 제공하지 못하며, 회석수량으로 측정된 회석효과는 재무분석가의 주당순이익 예측오차를 증가시킨다는 점을 알려 준다.

주당순이익 예측오차에 영향을 미치는 통제변수들 중 기업규모와 부채비율은 모든 예측시점에서 통계적으로 유의한 값을 나타냈다. 기업규모가 클수록 주당순이익 예측오차는 작아지며, 부채비율이 높을수록 주당순이익 예측오차는 증가하는 것으로 나타났다. 재무분석가의 숫자가 주당순이익 예측오차에 미치는 영향은 재무분석가의 예측시점에 따라 차이를 보였다. 재무분석가의 예측기간이 1년 이상인 경우에는, 재무분석가의 숫자가 많을수록 주당순이익 예측오차가 감소하는 것으로 나타났다. 예측기간이 1년 미만인 경우에는, 재무분석가의 숫자가 주당순이익 예측오차에 영향을 미치지 못하는 것으로 나타났다. 이는 단기 예측의 경우에는 재무분석가가 관련 정보를 충분히 활용해 보다 정확한 예측을 할 수 있기 때문에, 재무분석가의 숫자가 예측오차에 영향을 미치지 못하는 것으로 추정된다.

5) 본 연구에서는 5% 기준으로 극단치를 제거하는 방법 이외에, 1% 극단치 제거, 5% Winsorization, 1% Winsorization 등을 추가적으로 적용해서 실증분석을 수행하였다. 연구결과 5% 극단치를 제거하는 경우와 동일하게 나타났으며, t값은 5% 기준으로 극단치를 제거하는 경우가 가장 높았다.

〈표 3〉 다중회귀분석결과

$$\text{분석모형 : } EPSFE = a + \beta_1 SIZE + \beta_2 DR + \beta_3 FN + \beta_4 DE + e_{i,t}$$

(−) (+) (−) (+)

Panel A : 회석주당순이익 기준 회석효과 (DE1)						
예측시점	SIZE	DR	FN	DE1	Adj R ²	F
−7Q	$\beta_1(-6.09)^{**}$	$\beta_2(6.79)^{**}$	$\beta_3(-1.92)^{**}$	$\beta_4(0.47)$	0.1154	30.25 ^{**}
−6Q	$\beta_1(-5.59)^{**}$	$\beta_2(5.59)^{**}$	$\beta_3(-1.81)^*$	$\beta_4(0.69)$	0.0813	26.26 ^{**}
−5Q	$\beta_1(-4.97)^{**}$	$\beta_2(4.94)^{**}$	$\beta_3(-2.22)^{**}$	$\beta_4(1.43)$	0.0752	21.12 ^{**}
−4Q	$\beta_1(-5.46)^{**}$	$\beta_2(6.43)^{**}$	$\beta_3(-1.45)$	$\beta_4(1.47)$	0.0835	23.47 ^{**}
−3Q	$\beta_1(-8.30)^{**}$	$\beta_2(7.04)^{**}$	$\beta_3(0.93)$	$\beta_4(0.85)$	0.1095	32.52 ^{**}
−2Q	$\beta_1(-8.44)^{**}$	$\beta_2(7.19)^{**}$	$\beta_3(0.77)$	$\beta_4(0.79)$	0.1080	32.52 ^{**}
−1Q	$\beta_1(-7.81)^{**}$	$\beta_2(7.24)^{**}$	$\beta_3(0.54)$	$\beta_4(0.25)$	0.1050	31.23 ^{**}
Panel B : 회석수량 기준 회석효과 (DE2)						
예측시점	SIZE	DR	FN	DE2	Adj R ²	F
−7Q	$\beta_1(-5.60)^{**}$	$\beta_2(5.85)^{**}$	$\beta_3(-2.24)^{**}$	$\beta_4(3.10)^{**}$	0.1050	28.53 ^{**}
−6Q	$\beta_1(-4.64)^{**}$	$\beta_2(5.18)^{**}$	$\beta_3(-2.59)^{**}$	$\beta_4(2.19)^{**}$	0.0764	22.54 ^{**}
−5Q	$\beta_1(-4.25)^{**}$	$\beta_2(4.77)^{**}$	$\beta_3(-2.91)^{**}$	$\beta_4(2.17)^{**}$	0.0759	22.48 ^{**}
−4Q	$\beta_1(-5.22)^{**}$	$\beta_2(5.71)^{**}$	$\beta_3(-1.74)$	$\beta_4(2.67)^{**}$	0.0817	24.11 ^{**}
−3Q	$\beta_1(-7.18)^{**}$	$\beta_2(6.59)^{**}$	$\beta_3(0.49)$	$\beta_4(1.52)$	0.0900	27.63 ^{**}
−2Q	$\beta_1(-8.22)^{**}$	$\beta_2(7.50)^{**}$	$\beta_3(0.63)$	$\beta_4(0.60)$	0.1043	32.85 ^{**}
−1Q	$\beta_1(-7.77)^{**}$	$\beta_2(7.67)^{**}$	$\beta_3(0.30)$	$\beta_4(0.62)$	0.1074	33.56 ^{**}

주1) EPSFE : 주당순이익 예측오차 = 절대값[(EPS 실적치 − EPS 예측치) / 기초주가]

SIZE : 기초 시장가치의 로그 값

DR : 기초 부채비율

FN : Log(해당 기업을 분석하는 재무분석가의 숫자)

DE1 : 회석주당순이익 기준 회석효과(예측시점별로 계산)

(주당순이익 − 회석주당순이익) / 절대값(기본주당순이익)

DE2 : 회석수량기준 기준 회석효과(예측시점별로 계산)

(추가발행 가능 주식수량 / 기말 발행유통보통주식수)

2) *, **는 각각 유의수준 5%, 1%에서 통계적으로 유의한 값(단측검증)

V. 결 론

본 연구는 회식증권의 회식효과가 재무분석가들의 주당순이익 예측오차에 미치는 영향을 분석하였다. 회식증권이 있는 경우 미래 발행주식수량이 변동할 가능성이 있기 때문에 재무분석가의 주당순이익예측이 어려워지고 이로 인해 재무분석가의 주당순이익 예측오차가 증가할 것이라는 가설을 설정하고, 이를 검증하기 위해 회식효과 측정변수를 계산함에 있어서 회식주당순이익을 이용하는 방법과 회식수량을 이용하는 방법을 비교하였다.

회식효과가 재무분석가 예측오차에 미치는 영향을 검증하기 위해서 1999년에서 2007년까지 재무분석가의 이익예측치가 발표된 모든 거래소 상장기업을 표본으로 이용하였다.

연구결과는 다음과 같다.

첫째, 회식수량을 이용해 계산한 회식효과는 재무분석가들의 주당순이익 예측오차를 증가시키지만 회식주당순이익에 내포된 회식효과는 예측오차를 증가시키지 않는 것으로 나타났다.

둘째, 예측시점이 과거 1년 미만인 단기 예측은 재무분석가들이 회식가능성을 충분히 반영해 회식효과가 재무분석가 주당순이익 예측오차에 영향을 미치지 않지만, 예측시점이 과거 1년보다 큰 장기 예측은 그렇지 못해서 회식효과가 주당순이익 예측오차를 증가시키는 것으로 나타났다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다.

첫째, 회식수량 기준의 회식효과 측정치가 정보 유용성이 있으며, 회계정보인 회식주당순이익 이외에 회식효과 관련 정보를 보다 잘 전달할 수 있도록 회식수량의 공시를 추가로 고려해 볼 수 있을 것이다. 둘째, 재무분석가의 장기예측에서 회식효과를 제대로 반영하지 못한다는 본 연구결과는 실무에 종사하는 재무분석가들이 이익예측이나 가치평가를 하는데 도움이 될 수 있을 것이다.

본 연구의 한계점은 다음과 같다.

본 연구는 전환사채와 신주인수권부 사채만을 회식증권으로 고려하였다. 회식효과는 스톡옵션이나 전환우선주 등에 의해서도 발생할 수 있음에도 불구하고 본 연구는 이러한 추가적인 회식가능성을 고려하지 못했다.

참고문헌

- 권수영 · 김정국. 1997. “재무분석가의 이익예측정확성에 영향을 주는 요인분석”. 경영학연구 제4호 : 893 - 914.
- 김권중. 1998. “재무분석가 이익예측능력의 재검증”. 회계학연구 제3호 : 157 - 181.
- 김상조 · 임충래 · 문성주. 2002. “회석화 주당이익정보의 유용성에 관한 연구”. 회계정보연구 제18권 : 29 - 41.
- 김일중 · 박미희. 2009. “세무상 이월결손금이 재무분석가의 이익예측 오차와 정확성에 미치는 영향 : 법인세법 이월결손금 중심으로”. *Korea International Accounting Review* 26 : 45 - 69.
- 박종찬. 2009. “잠재적 보통주의 회석효과에 대한 시장반응”, 회계학연구 제3호 : 1 - 20.
- 송동섭. 1997. “주당순이익정보의 유용성에 관한 실증적 연구. 단국대학교. 박사학위논문.
- 윤성준 · 허성관. 1991. “시계열분석과 재무분석가에 의한 업종별 당기순이익 예측의 비교”. 회계학연구 제13호 : 49 - 60.
- 이경주 · 장지인. 1992. “재무분석가의 기업회계이익 예측능력”. 회계학연구 제14호 : 193 - 214.
- 이재경 · 장범식 · 우영호. 1995. 공개기업가치와 공모주식의 발행가액 결정에 관한 연구”. 증권 제83호 : 3 - 25.
- 전규안 · 최종학 · 박종일 · 이병희. 2007. 재무포괄손익과 재무분석가의 이익예측오차 사이의 관련성에 관한 연구. 회계학연구 제1호 : 141 - 171.
- 정석우 · 임태균. 2005. 회계이익의 지속성이 재무분석가의 이익예측오차와 이익예측정확성에 미치는 영향. 회계학연구 제2호 : 209 - 235.
- 허성관. 1991. “기업공개시 예측된 경상이익의 정확성과 예측오차의 원천 및 유형”. 회계학연구 제12호 : 1 - 14.
- Barefield, R. and E. Comisky. 1975. The Accuracy of Analysts' Forecasts of Earnings Per Share. *Journal of Business Research* : 241 - 252.
- Brown, P., G. Foster, and E. Noreen. 1985. Security Analyst Multi-Year Earnings Forecasts and the Capital Market : *Studies in accounting research* # 21. American Accounting Association.
- _____. Richardson, and S. Schwager. 1987. An Information Interpretation of Financial Analyst Superiority in Forecasting Earnings. *Journal of Accounting Research* : 49 - 67.
- _____, P. Griffin, R. Hagerman, and M. Zmijewski. 1987. An Evaluation of Alternative Proxies for the Market Expectations of Earnings. *Journal of Accounting and Economics* : 159 - 193.
- Bhushan, R. 1989. Firm Characteristics and Analyst Following. *Journal of Accounting and Economics* 11 : 225 - 274.
- Core J. W. Guay, and S. Kothari. 2002 The Economic Dilution of Employee Stock Options : Diluted EPS for Valuation and Financial Reporting. *Accounting Review* 77(3) : 627 - 652.
- Deberg, Curtis L. and Brock Murdoch. 1991. The Immateriality of Primary EPS : What the data reveal. *Financial Analyst Journal* : 91 - 95.

- Dechow P., A. Hutton, R. Sloan. 2000. The Relation Between Analysts' Long - Term Earnings Forecasts and Stock Price Performance Following Equity Offerings. *Contemporary Accounting Research* 17 : 1 - 32.
- Eddy, E. and B. Seifert. 1992. An Estimation of Hypotheses Concerning Earnings Forecast Errors. *Quarterly Journal of Business and Economics* : 22 - 37.
- Fried, D. and D. Givoly. 1982. Financial Analysts' Forecasts of Earnings : A better surrogate for market expectations. *Journal of Accounting and Economics* 4 : 85 - 107.
- Huson, M., T. Scott, and H. Wier. 2001. Earnings Dilution and the Explanatory Power of Earnings for Returns. *The Accounting Review* 76 : 602 - 604.
- Jacob J., T. Lys, and M. Neale. 2000. Expertise in Forecasting Performance of Security Analysts. *Journal of Accounting and Economics*(forthcoming).
- Millar, J., T. Nunthirapakon, and S. Courtenay. 1987. A Note on the Information Contents of Primary and Fully Diluted Earnings Per Share. *Financial Analyst Journal* : 77 - 79.
- Marquardt C. and C. Wiedman. 2005. Earnings Management through Transaction Structuring : Contingent Convertible Debt and Diluted Earnings Per Share. *Journal of Accounting Research* 43(2) : 205 - 242.
- Philips F., R. Libby, and P. Libby. 2008. *Fundamentals of Financial Accounting*. Second International Student Edition. McGraw - Hill/Irwin.
- Rice, S. 1978. The Information Content of Fully Diluted Earnings per Share. *The Accounting Review* (April) : 429 - 438.
- Scott, T. and H. Wier. 2000. On Constructing an EPS measure : An assessment of the properties of dilution. *Contemporary Accounting Research* 17(2) : 303 - 326.
- _____. 2002. The Explanatory Power of Canadian Accounting Measures of Earnings Dilution : *Canadian Accounting Perspectives* Vol.1 : 16 - 24.

Dilutive Securities and Financial Analysts' EPS Forecast Errors

Sang-Ryul Lee* · Yi-Bae Kim**

— <Abstract> —

This study examines how financial analysts incorporate dilution effects and tests the dilution effects by analyzing financial analysts' forecast errors. If dilutive securities contain an information that future earnings per share is to be reduced, dilution effects will increase financial analysts' forecast errors. Since diluted EPS reported on the income statements may not capture the full effects of dilutive securities, this study uses two measures of dilution effects. One is share based and the other is diluted EPS based. To test the effects of dilutive securities on the financial analysts' forecast errors, this study uses all companies having analysts' forecasts during 1999–2007.

The results are as follows :

The share based measure is positively related to financial analysts' forecasts errors, but the one based on diluted EPS is not. These results indicate that the diluted EPS reported on the income statements does not fully convey the dilution information anticipated by analysts for their earnings forecasts.

These are several contributions for accounting research and practitioners. First, the results of this study indicate that diluted EPS does not fully communicate the dilution information of dilutive securities. These results may be helpful for accounting regulators to set and revise accounting standards in the future. Second, this study suggests that share based dilution measure is more effective than diluted EPS based one. The results of this study may be useful for financial analysts to forecast or perform valuations.

<Key words> Dilutive Securities, Dilution Effect, Financial Analysts' Forecast Errors

* Researcher, POSCO Research Institute

** Assistant Professor, Duksung Women's University