

회식주당이익의 주가설명력*

이세용**

<요 약>

주당순이익(*EPS*)과 회식주당이익(*DEPS*)은 기업의 중요한 성과지표로서 포괄손익계산서에 동시에 표시되고 있지만, *EPS*가 가지는 정보효과에 대해서는 Ball and Brown(1968) 이후 수많은 연구가 진행되어 온 반면, *DEPS*의 정보효과에 대해서는 깊이 있는 연구가 거의 전무한 실정이다.

Huson · Scott · Wier (2001)과 Core · Guay · Kothari (2002)은 *EPS*의 가치관련성은 잠재적 보통주의 회식효과가 존재하는 경우에 더 작게 나타남을 보이고 있으며, Park(2009)은 회식효과의 존재에 따라 투자자들은 기업의 가치를 더 낮게 평가한다는 것을 보이고 있다. 이러한 선행연구들은 잠재적 보통주의 회식효과가 존재하는 경우, 잠재적 보통주의 회식효과가 투자자들에게 정보효과(informativeness)가 있다는 것을 의미한다. 따라서 이러한 잠재적 보통주의 회식효과를 *DEPS*는 직접적으로 반영하고 있으므로 그러한 회식효과를 반영하고 있지 않은 *EPS*에 비하여 *DEPS*의 가치관련성을 더 크게 나타낼 가능성이 있다. 따라서 본 연구에서는 이러한 기대를 *DEPS*의 주가설명력(즉, $\text{adj. } R^2$)과 *EPS*의 주가설명력과 비교 분석함으로써 잠재적 보통주의 회식효과가 반영된 *DEPS*가 유의한 가치관련성(value relevance)을 갖는지를 분석하고자 하였다.

이를 위하여 본 연구에서는 2000년부터 2008년까지의 기간을 대상으로 주가-이익 모형과 주식수익률-이익 모형을 이용하여 *DEPS*가 *EPS*에 비하여 주가설명력이 높은지를 분석하였다. 분석 결과를 종합적으로 검토해 보면 *DEPS*가 *EPS*에 비하여 주가설명력이 높다는 결과가 일관되게 나오지는 않았다. 주가-이익 모형에서는 전체 표본을 분석하거나 연도별로 분석하는 경우, 모두 *DEPS*의 주가설명력이 *EPS*보다 유의하게 높은 것으로 나타났지만, 규모효과를 통제하기 위하여 주가-이익 모형에 사용되는 변수들을 기초주가로 스케일링하는 경우에는 *DEPS*의 주가설명력이 *EPS*보다 크기는 하지만, 그 차이가 통계적으로 유의하지는 않았다. 또한, 주식수익률-이익 모형을 사용하는 경우에도 *DEPS* 변동액(즉, $\Delta DEPS$)의 주가설명력은 *EPS* 변동액(즉, ΔEPS)의 주가설명력과 유의한 차이를 보이지 않았다. 또한, 다양한 추가분석의 하는 경우에도 *DEPS* ($\Delta DEPS$)의 주가설명력은 *EPS* (ΔEPS)와 유의한 차이를 보이지 않았다.

* 본 연구는 가톨릭대학교 2009년도 교비연구비(2차)의 지원에 의하여 수행되었습니다(과제번호 : M-2009-B0002-00220).

** 가톨릭대학교 경영학부 교수, yoseli@catholic.ac.kr, 02-2164-4295

이상과 같은 결과가 나타난 것은 첫째, 본 연구에서 사용된 잠재적 보통주의 회석효과는 EPS 의 4% 정도로 아주 작은 까닭에 이를 포함하는 $DEPS(\Delta DEPS)$ 가 $EPS(\Delta EPS)$ 의 정보와 유의하게 차별화되지 못했을 수 있으며, 둘째, 현재의 $DEPS$ 는 잠재적 보통주의 전환가능성보다는 잠재적 보통주의 회석효과만을 고려하고 있는 까닭에 회석효과와 관련된 실질적인 경제적 효과를 반영하고 있지 못하다. 따라서 $DEPS$ 가 잠재적 보통주의 전환가능성을 제대로 반영하지 못하는 한, 본 연구의 결과 역시 편의되었을 가능성이 존재하는 것이다.

〈주제어〉 회석주당이익, 주당이익, 주가설명력, 가치관련성

I. 서 론

주당이익(earnings per share, 이하 EPS)은 당기의 이익 중에서 보통주를 보유하는 주주에게 귀속되는 이익을 유통 중인 보통주식수로 나누어 계산한다. 일반적으로 당기순이익은 일정 기간 동안의 기업의 성과를 나타내는 대표적인 지표이며 당기순이익의 크기는 기업의 가치를 결정하는 가장 중요한 요인 중의 하나이다. 그러나 당기순이익의 크기는 기업의 경영 성과뿐만 아니라 기업규모 그 자체에 따라서도 달라질 수 있으므로 단순히 당기순이익의 크기만을 비교하는 것은 기업 규모에 따르는 차이를 무시하는 오류를 범하게 된다. 따라서 EPS 는 보통주 1주당 당기순이익의 크기를 나타냄으로써 기업규모의 차이에 의한 영향을 통제한 상태에서 특정 기업의 경영 성과를 다른 기업의 경영 성과와 비교할 수 있는 유용한 지표가 된다(정운오·나인철·이명곤·조성표, 2009).

그런데 전환사채, 전환우선주, 주식매입권, 옵션과 같이 보통주로 전환이 가능한 증권인 잠재적 보통주(potential common stocks)가 존재하는 경우, EPS 가 1주당 회계이익을 정확하게 반영하고 있는지에 대해서는 의문의 여지가 있다. 왜냐 하면, 잠재적 보통주가 보통주로 전환된다면, 보통주식수가 증가함에 따라 EPS 는 그 이전보다 작아질 것이기 때문이다. 특히, 잠재적 보통주가 보통주로 전환될 가능성이 높을 경우¹⁾, 잠재적 보통주가 비록 형태상으로는 아직 보통주로 전환되지 않았더라도, 그 실질은 보통주와 다르지 않다고 볼 수 있다. 이렇게 잠재적 보통주가 보통주로 전환된다고 가정할 경우, 보통주 유통주식수가 증가함에 따라, 대개의 경우 EPS 가 감소하게 되는데 이를 잠재적 보통주의 회석효과(dilution effect)라고 말한다(정운오·나인철·이명곤·조성표, 2009). 따라서 잠재적 보통주가 존재할 때, 그 회석효과(dilution effect)를 고려하지 않는다면 EPS 는 1주당 회계이익을 과대평가하게 되는 결과가 나타나게 된다. 따라서 잠재적 보통주의 회석효과까지를 고려하여 1주당 회계이익을 계산할 필요가 있으며 이에 따라 제시되는 것이 회석주당이익(diluted earnings per share, 이하 $DEPS$)이다.²⁾

1) 예를 들어, 전환사채를 발행한 기업의 현재 주가가 전환사채의 전환가격보다 높을 경우(in-the money), 해당 전환사채는 조만간 보통주로 전환될 가능성이 높다고 볼 수 있다.

이상에 제시한 *EPS*와 *DEPS*는 포괄손익계산서에 동시에 표시되고 있지만, 회계이익(즉, *EPS*)이 가지는 정보효과에 대해서는 Ball and Brown(1968) 이후 수많은 연구가 진행되어 온 반면, *DEPS*의 정보효과에 대해서는 깊이 있는 연구가 거의 전무한 실정이다. 따라서 본 연구에서는 주가에 대한 의 주가설명력(explanatory power for stock price)을 *EPS*의 주가설명력과 비교함으로써 잠재적 보통주의 회석효과가 반영된 *DEPS*가 유의한 가치관련성(value relevance)을 갖는지를 분석하고자 하였다. Huson · Scott · Wier (2001)과 Core · Guay · Kothari (2002)에 따르면 회계이익의 가치관련성은 회석효과가 존재하지 않는 경우보다 회석효과가 존재하는 경우에 더 작게 나타나고 있으며, 이와 일관되게 Park(2009)의 연구 역시 잠재적 보통주의 회석효과가 존재하는 경우, 투자자들은 기업의 가치를 더 낮게 평가한다는 것을 실증하고 있다. 선행연구에서 보듯이 회석효과가 존재하는 경우, 회계이익(즉, *EPS*)의 가치관련성이 낮아지고 기업가치가 감소한다는 것은 잠재적 보통주의 회석효과가 투자자들에게 정보효과(informativeness)를 갖는다는 것을 의미한다. 따라서 이러한 잠재적 보통주의 회석효과를 *DEPS*는 직접적으로 반영하고 있으므로 그러한 회석효과를 반영하고 있지 않은 *EPS*에 비하여 *DEPS*의 가치관련성을 더 크게 나타낼 가능성이 있다. 따라서 본 연구의 목적은 이러한 기대를 실증분석하는 것이다.

이를 위하여 본 연구에서는 2000년부터 2008년까지의 기간을 대상으로 주가-이익 모형과 주식수익률-이익 모형을 이용하여 *DEPS*가 *EPS*에 비하여 주가설명력이 높은지를 분석하였다. 분석 결과를 종합적으로 검토해 보면 *DEPS*가 *EPS*에 비하여 주가설명력이 높다는 결과가 일관되게 나오지는 않았다. 주가-이익 모형에서는 전체 표본을 분석하거나 연도별로 분석하는 경우, 모두 *DEPS*의 주가설명력이 *EPS*보다 유의하게 높은 것으로 나타났지만, 규모효과를 통제하기 위하여 주가-이익 모형에 사용되는 변수들을 기초주가로 스케일링하는 경우에는 *DEPS*의 주가설명력이 *EPS*보다 크기는 하지만, 그 차이가 통계적으로 유의하지는 않았다. 또한, 주식수익률-이익 모형을 사용하는 경우에도 *DEPS* 변동액(즉, $\Delta DEPS$)의 주가설명력은 *EPS* 변동액(즉, ΔEPS)의 주가설명력과 유의한 차이를 보이지 않았다. 또한, 다양한 추가분석의 하는 경우에도 *DEPS*($\Delta DEPS$)의 주가설명력은 *EPS*(ΔEPS)와 유의한 차이를 보이지 않았다.

이상과 같은 결과가 나타난 것은 크게 두 가지 이유에 의한 것으로 보인다. 첫째, 본 연구에서

- 2) *EPS* 계산시 모든 잠재적 보통주가 보통주로 전환된다고 간주되지는 않는다. 잠재적 보통주가 보통주로 전환되는 경우, *EPS*의 크기를 감소시키거나 아니면 증가시키는 두 가지 상반되는 효과가 나타날 수 있다. 즉, 잠재적 보통주의 전환으로 보통주식수가 증가되어 *EPS*가 작아지는(*EPS* 감소효과) 동시에, 잠재적 보통주 특성에 따라 회계이익을 증가시켜 오히려 *EPS*가 커지는(*EPS* 증가효과) 경우도 있다. 예를 들어, 전환사채가 보통주로 전환되는 경우, 전환비율에 따라 보통주식수가 증가하지만(*EPS* 감소효과), 동시에 전환사채에 대하여 이자비용으로 계상되었던 부분이 회계이익에 다시 가산되는 만큼 회계이익은 증가하게(*EPS* 증가효과) 된다. 따라서 *EPS* 증가효과가 *EPS* 감소효과를 지배하는 경우에는 회석효과가 나타나는 것이 아니라 오히려 *EPS*가 증가하는 반회석효과가 나타나게 된다. 현재 *DEPS*는 회석효과가 있는 잠재적 보통주에 대해서만 계산되며, 잠재적 보통주라 하더라도 반회석효과가 있는 경우에는 이를 *DEPS* 계산에 고려하지 않는다.

사용된 잠재적 보통주의 희석효과는 EPS의 4% 수준에도 미치지 못하고 있다. 따라서 DEPS(Δ DEPS)가 EPS(Δ EPS)에 포함된 정보 이외에 잠재적 보통주의 희석효과를 추가적으로 포함한다 하더라도, 그 절대적인 크기가 너무 작은 까닭에 DEPS(Δ DEPS)에 포함된 EPS(Δ EPS)의 정보와 유의하게 차별화되지 못하는 것으로 판단된다. 둘째, 현재 DEPS는 희석효과가 있는 잠재적 보통주는 모두 보통주로 전환된다고 보고 계산된다. 그런데 사실상 잠재적 보통주의 보통주 전환은 희석효과가 있을 때가 아니라 보통주로의 전환으로 경제적 효익이 있을 때(즉, 전환 가능성이 높을 때)에 이루어진다. 따라서 전환가능성이 없다면 희석효과가 있더라도 DEPS 계산에 반영하지 않아야 하고, 반대로 전환가능성이 있다면 반희석효과를 가지는 잠재적 보통주라도 이를 DEPS 계산에 반영하여야 하는 것이 타당할 것이다. 그럼에도 불구하고 현재의 DEPS는 잠재적 보통주의 전환가능성을 고려하지 않은 상태에서 계산되고 있다. 이상에서 보듯이 DEPS가 잠재적 보통주의 전환가능성을 제대로 반영하지 못하는 한, DEPS에 제대로 반영되어야 할 진정한 희석효과는 편의되어 반영될 것이므로 본 연구의 결과 역시 편의되었을 가능성이 존재하는 것이다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 선행연구를 검토하고 가설을 제시하며, 제Ⅲ장에서는 연구 설계 내용을 제시한다. 제Ⅳ장에서는 실증 결과를 제시하고 제Ⅴ장에서는 연구의 결론을 제시한다.

Ⅱ. 선행연구 및 가설설정

1. 선행연구

Marquardt · Wiedman(2005)는 조건부 전환사채(contingent convertible bonds, 이하 COCOs)의 발행에 대한 경영자의 의사결정은 DEPS의 크기에 의하여 중대한 영향을 받는다는 것을 실증하였다. COCOs는 주가가 사전에 약정된 수준에 도달할 때까지는 보통주로 전환될 수 없는 전환사채로서, 이러한 조건이 부여되지 않은 일반 전환사채와 구분된다. Statement of Financial Accounting Standards(이하, SFAS) No. 128은 전환가정법(if-converted method)에 따라 전환증권의 희석효과를 원칙적으로는 DEPS에 반영하도록 하고 있다.³⁾ 그러나 COCOs의 경우, 회계

3) 주식매입권을 포함하여 잠재적 보통주의 희석효과를 계산하는 방법으로는 전환가정법(if-converted method)과 자기주식법(treasury-stock method)이 있다. 이들은 잠재적 보통주의 전환으로 증가하는 보통주식수를 DEPS 계산에 필요한 분모에 어떻게 반영하는가에 따라 구분된다. 전환가정법은 잠재적 보통주가 보통주로 전환되는 경우에 그 전환권자에게 부여되어야 하는 보통주식수 전부를 DEPS 계산시 분모에 반영한다. 이에 비하여 자기주식법은 잠재적 보통주의 전환에 따라 전환권자가 기업에게 지급하는 현금으로 구입할 수 있는 보통주식수를 우선 구하고, 이를 잠재적 보통주의 전환에 따라 부여되는

기말까지 주가가 사전에 약정된 수준에 도달하지 않으면, 조건이 성립되지 않은 것으로 간주되어 *DEPS*를 계산하기 위한 조정이 이루어지지 않는다. 즉, 일반 전환사채를 발행하는 대신, 이에 특별한 전환조건을 추가하여 *COCOs*의 형태로 전환사채를 발행하는 경우, 부여된 조건이 충족되지 않는 만큼 *DEPS* 계산에 사용되는 보통주식수의 증가를 이연시킴으로써 *DEPS*를 지속적으로 크게 유지하는 것이 가능해진다. 이러한 예상에 따라 Marquardt · Wiedman(2005)는 *COCOs*의 발행가능성은 일반 전환사채의 회석효과와 비례한다는 것을 보여 주었다. 즉, 일반 전환사채의 발행에 따라 *EPS*에 비하여 *DEPS*가 작아지는 정도가 클수록 경영자는 일반 전환사채보다는 *COCOs*를 발행하는 경향이 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 현상은 경영자 보상계약에서 *EPS*가 경영자의 성과측정치로 사용되는 경우에 더 크게 나타났다.

Marquardt · Wiedman(2005)에서 보듯이 경영자는 일반 전환사채보다는 *COCOs*의 발행을 통하여 *DEPS*의 감소를 제한할 수 있었다. 그러나 2004년 중반, 미국의 재무회계기준위원회(Financial Accounting Standards Board)는 *COCOs*에 대한 회계처리를 개정하여 주가가 사전에 약정된 수준에 도달하는지의 여부에 상관없이 *DEPS* 계산에 *COCOs*의 회석효과를 반영하도록 하였다. Marquardt · Wiedman(2007)는 이러한 회계처리방법의 개정에 따라 *COCOs* 발행사의 경영자와 주식시장 참가자들이 어떠한 반응을 보이는지를 분석하였다. 새로운 회계처리방법에 의하여 *DEPS*의 감소가 예상되는 정도가 클수록, 경영자는 그 새로운 회계처리방법이 실질적으로 적용되기 이전에 추가적인 현금을 지불하고서라도 *COCOs*의 발행조건을 수정하거나, 아니면 *COCOs* 자체를 아예 상환해 버림으로써 *COCOs*의 회석효과에 의한 *DEPS*의 감소를 사전에 제어하고자 하는 것으로 나타났다. 또한, *COCOs*에 대한 회계처리방법 변경 공시일을 전후한 6일 동안의 주가 반응을 분석한 결과, 기업가치가 약 3% 정도 하락하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는, *COCOs*의 회석효과를 *DEPS*에 반영하는 새로운 회계처리방법에 직면하여, 경영자들이 *COCOs*의 발행조건을 변경하는 전략에 대하여 시장참가자들은 오히려 부정적인 평가를 내리고 있다는 것을 의미한다.

Marquardt · Wiedman(2005)와 Marquardt · Wiedman(2007)의 연구가 가지는 공통점은 *DEPS*가 경제적인 효과(economic consequences)를 갖는다는 것이다.⁴⁾ Marquardt · Wiedman(2005)는 경영자 보상계약에서 경영자의 성과측정치로 *EPS*를 사용하는 경우, 일반 전환사채보다는 *COCOs*가 발행되는 경향이 증가한다는 것을 보이고 있는데, 이는 *COCOs*에 의한 회석효과가 *DEPS*에 반영되는지의 여부에 따라 경영자 보상이 달라지고, 결과적으로 기업과 경영자 사이의 현금흐름에 차이가 발생한다는 것을 의미한다. 또한, Marquardt · Wiedman(2007)은 *COCOs*의

보통주식수에서 차감한 잔여 주식수만을 *DEPS* 계산시 분모에 반영한다.

4) Marquardt · Wiedman(2005)은 Holthausen · Leftwich(1983)의 관점에 따라, 회계정보의 계산에 사용되는 규칙이 변경됨으로써 해당 기업의 현금흐름의 배분이 변하거나, 혹은 그러한 회계정보를 계약(contracting)이나 의사결정에 사용하는 정보이용자의 부(wealth)에 변화가 나타날 경우, 그러한 회계선택에는 경제적인 효과가 있다고 간주한다.

회석효과를 의무적으로 *DEPS*에 반영하도록 하는 회계처리방법의 개정에 대하여 경영자들은 *DEPS*의 감소를 제한하기 위하여 *COCOs*의 발행조건을 변경하는 경향이 있음을 보이고 있다. 이 경우, *COCOs*의 발행조건을 변경하는 대가로 경영자는 현금을 지불하고 있으므로 *COCOs* 발행기업과 그 투자자 사이에는 최초의 조건과는 다른 현금흐름이 나타나게 되며, 이러한 경영자의 시도를 시장참가자들이 부정적으로 평가함에 따라 기업가치가 감소하게 되므로, 결과적으로 *DEPS*는 경제적인 효과를 갖는다고 볼 수 있다.

따라서 Marquardt · Wiedman(2005)과 Marquardt · Wiedman(2007)의 결과가 의미하는바대로 *DEPS*에 경제적인 효과가 존재하고, 동시에 그러한 경제적인 효과가 주가에 반영되는 경우, *DEPS*는 주가와 유의적인 양(+)의 관련성을 가질 것이라는 예측이 가능하다. 이러한 예측과 관련하여, 잠재적 보통주의 회석효과가 가지는 경제적 의미를 주가와 관련성을 이용하여 분석하는 대표적인 연구로서는 Huson · Scott · Wier(2001), Core · Guay · Kothari(2002), 그리고 Park (2009)이 있다.

우선, Huson · Scott · Wier(2001)는 주식매입권(stock options)과 전환증권(convertible securities) 등과 같은 잠재적 보통주가 주식으로 전환될 경우, 이로 인하여 기업의 자산이 증가하기는 하지만 그보다는 발행주식수의 증가가 더 크다는 사실에 주목하여 잠재적 보통주에 의한 회석효과가 ERC에 미치는 영향을 분석하였다. 이 때, 잠재적 보통주의 회석효과는 미국에서는 직접적으로 측정할 수 없었던 까닭에, Huson · Scott · Wier(2001)는 잠재적 보통주식수를 현재의 발행주식수와 잠재적 보통주식수의 합으로 나누어 잠재적 보통주의 회석효과를 측정하였다. 그리고 ERC는 규모조정수익률(size-adjusted return)을 특별항목 반영전 이익의 변동분에 회귀할 경우의 회귀계수로 측정하였다. 분석 결과, 잠재적 보통주의 회석효과가 존재하는 기업의 경우, 그 회석효과가 존재하지 않는 기업에 비하여 ERC는 유의하게 낮은 것으로 나타났다. 이러한 관계는 주가가 상승하거나 회계이익이 증가하는 경우, 즉 잠재적 보통주에 의한 회석효과가 증가할 것으로 기대되는 경우에 더 크게 나타났다.

Core · Guay · Kothari(2002)는 잠재적 보통주 중에서, 특히 주식매입권을 대상으로 하여 주식매입권의 회석효과를 분석하였다. SFAS No. 128에 의하면 주식매입권의 회석효과는 자기주식법에 의하여 계산된다. 이에 대하여 Core · Guay · Kothari(2002)는 자기주식법에 의하여 계산되는 주식매입권의 회석효과는 주식매입권에 내재된 실질적인 회석효과보다 약 50% 정도 저평가된다는 분석적 결과를 제시하였다. 이러한 결과로부터 Core · Guay · Kothari(2002)는 자기주식법에 의하여 현재의 재무제표에 계상된 *DEPS*가 주식매입권의 회석효과를 정확하게 반영하지 못하는 만큼 *DEPS*가 과대평가될 것이므로, 이에 따라 주가-이익(price-earnings) 모형과 수익률-이익(return-earnings) 모형에서 *DEPS*의 ERC는 과소평가될 것이라고 예상하였다.⁵⁾ 분석 결과, 기본적으로 주가나 수익률에 대하여 *DEPS*의 ERC는 유의적인 양(+)의 값으로 나타났으

5) 이 때, 주가-이익 모형과 수익률-이익 모형에서의 이익은 일반적인 ERC 연구에서 정의되는 당기순이익 (혹은, 특별항목 반영전 이익)이 아니라 *DEPS*를 말한다.

며, 또한 *DEPS*가 주식매입권의 회석효과를 정확하게 반영하지 못하는 만큼 그 *ERC*는 감소하는 것으로 나타났다.

Park(2009)은 잠재적 보통주가 회석효과를 가질 것으로 예상되는 경우, 합리적 투자자들은 해당 기업에 대하여 더 낮은 가치를 부여할 것이라는 기대에 따라 잠재적 보통주의 회석효과에 따라 회계이익의 가치관련성(즉, 정보효과(informativeness))이 어떻게 달라지는지를 분석하였다. 이를 위하여 Park(2009)은 우리나라의 자료를 이용하여 잠재적 보통주의 회석효과가 주가-이익, 주식수익률-이익 사이에서 나타나는 *ERC*의 크기에 어떠한 영향을 미치는지 분석하였다. 분석 결과에 따르면 잠재적 보통주의 회석효과가 높은 기업일수록 주가-이익, 그리고 주식수익률-이익의 관계에서의 *ERC*는 더 낮게 나타났으며, 이러한 관계는 *ERC*에 영향을 미칠 것으로 기대되는 기업규모나 성장률(*market-to-book ratio*) 등의 변수를 통제하는 경우에도 유사하게 나타났다.

2. 가설설정

이상에서 보듯이 Huson · Scott · Wier(2001)와 Core · Guay · Kothari(2002), 그리고 Park(2009)의 연구는 잠재적 보통주의 회석효과가 가지는 경제적 의미를 직접적으로 주가와와의 관련성을 이용하여 분석하고 있다. 그러나 Huson · Scott · Wier(2001)과 Park(2009)의 연구는 주가 혹은 주식수익률과 *EPS* 사이의 관계가 잠재적 보통주의 회석효과가 있을 경우 감소한다는 실증 결과를 제시해 주지만, *DEPS*와 주가 혹은 주식수익률 사이에서 나타나는 관계를 직접적으로 분석하고 있지는 않다. 이들 연구와는 달리 Core · Guay · Kothari(2002)는 *EPS*가 아니라 *DEPS*가 주가 혹은 주식수익률과 가지는 관계를 분석하고 있지만 Core · Guay · Kothari(2002)의 연구는 SFAS No. 128에 의하여 자기주식법에 따라 계산된 회석효과가 실제의 회석효과를 과소평가하고 있다는 것에 연구의 초점이 맞추어져 있어, *DEPS*의 가치관련성을 직접적으로 분석하고 있지는 않다. 더욱이 자기주식법의 적용에 따라 회석효과가 과소평가될수록 주가 혹은 주식수익률에 대한 *DEPS*의 *ERC*가 감소한다는 Core · Guay · Kothari(2002)의 연구 결과는 *ERC*의 크기에 영향을 미치는 표본의 횡단면적 종속성을 무엇으로 측정하느냐에 따라 그 결과가 유의하게 나타나지 않는 경우도 있어 연구의 강건성(*robustness*)이 담보되지 않고 있다. 또한 Huson · Scott · Wier(2001)와 Core · Guay · Kothari(2002), 그리고 Park(2009)과는 달리 Marquardt · Wiedman(2005)과 Marquardt · Wiedman(2007)은 *DEPS*가 가지는 경제적인 효과를 분석하고는 있지만, 이들 연구 역시 *DEPS*의 가치관련성을 직접적으로 분석하고 있지는 않다.

이에 따라 본 연구에서는 *DEPS*의 가치관련성을 직접적으로 분석하고자 하였다. 위 선행연구들에서 보듯이 잠재적 보통주의 회석효과에 따라 경영자가 *COCOs*의 발행 여부나 그 발행 조건을 변경하면 기업과 관련된 현금흐름이 바뀌게 된다. 이러한 경영자의 행위가 궁극적으로 기업의 가치에 영향을 미치고(Marquardt · Wiedman, 2005 ; Marquardt · Wiedman, 2007), 또한 주식

시장의 투자자들이 *DEPS*에 반영된 잠재적 보통주의 희석효과를 주가에 반영한다면(Huson · Scott · Wier, 2001 ; Core · Guay · Kothari, 2002 ; Park, 2009) 잠재적 보통주의 희석효과를 반영하는 *DEPS*는 직접적으로 주가와 유의적인 관련성을 가질 것이라는 예상이 가능하다. 즉, 선행 연구에서 보듯이 희석효과가 경제적 의미를 갖는다면, *DEPS*는 *EPS*에 반영된 기업성과에 대한 기본적인 정보 이외에 희석효과라는 정보를 추가적으로 반영하고 있으므로 *DEPS*의 가치관련성은 *EPS*보다 더 크게 나타날 것으로 기대된다.

그러나 *DEPS*에 반영된 희석효과는 그 측정상의 어려움으로 인하여 본질적으로 측정오차를 내포하게 된다. Core · Guay · Kothari(2002)에 의하면 희석효과의 크기는 첫째, *DEPS* 계산에 필요한 분모와 분자가 어떻게 결정되는지, 그리고 해당 잠재적 보통주가 실질적으로 희석되었는가에 대한 판단과 같은 회계적 요인과, 둘째, 잠재적 보통주의 특성이나 이자율과 같은 경제적 요인의 복합적인 작용에 의하여 영향을 받는다. 따라서 이론적으로는 희석효과를 반영한 *DEPS*가 *EPS*보다 더 큰 가치관련성을 가질 것이라는 예상이 가능하지만, 현실적으로 희석효과의 크기를 측정하는 과정에서 나타나는 측정오차가 *DEPS*에 반영된다면 *DEPS*는 *EPS*보다 정보로서의 신뢰성이 떨어지므로 오히려 *DEPS*의 가치관련성은 *EPS*보다 더 작게 나타날 수도 있다.

이와 같은 맥락에서 *DEPS*의 가치관련성에 대하여 다음과 같은 가설을 수립한다.

가설 : *DEPS*의 가치관련성은 *EPS*의 가치관련성과 차이가 없다.

III. 연구설계

1. 연구모형

일반적으로 특정 회계정보의 가치관련성은 해당 회계정보를 주가 혹은 주식수익률에 회귀분석 할 때에 나타나는 회귀계수와 그 회계정보의 주가설명력(즉, $\text{adj. } R^2$)으로 측정된다.

Collins · Maydew · Weiss(1997)는 주가를 주당순이익과 주당순자산에 대하여 회귀분석 할 때에 얻어지는 회계정보의 주가설명력(즉, $\text{adj. } R^2$)을 회계정보의 가치관련성에 대한 측정치로 사용하였으며, Francis · Schipper(1999) 역시 시장조정수익률을 특별항목 고려 전 이익과 그 변동액에 대하여 회귀분석 할 때에 구해지는 $\text{adj. } R^2$ 을 이용하여 회계이익의 가치관련성 변화를 분석하고 있다.

Lev · Zarowin(1999)은 주식수익률을 회계이익과 회계이익 변동액에 대하여 회귀분석 하고, 이 때 나타나는 회계이익의 회귀계수와 회귀모형의 $\text{adj. } R^2$ 을 이용하여 회계정보의 가치관련성을 측정하였으며, 동시에 주가를 주당순이익과 주당순자산에 대하여 회귀하는 경우에 나타나는 $\text{adj. } R^2$ 역시 회계정보의 가치관련성에 대한 측정치로 사용하고 있다. Ely · Waymire(1999)도 시

장조정수익률을 회계이익과 회계이익변동액에 대하여 회귀분석하고, 이 때 얻어지는 adj. R²의 추세를 이용하여 회계이익의 가치관련성을 측정하였다.

우리나라의 경우에도 한봉희(1998)는 초과주식수익률을 회계이익과 비기대회계이익에 회귀시켜 얻은 adj. R²을 이용하여 회계이익 정보의 유용성을 분석하였으며, 박종성·이은철(2003)은 기말주가를 주당순이익과 주당순자산에 대하여 회귀분석하여 얻은 adj. R²과 주당순이익 및 주당순자산의 회귀계수를 이용하여 회계정보의 유용성을 분석하고 있다. 최중서·장지경(2005) 역시 주식수익률을 회계이익에 대하여 회귀분석 한 뒤, 주당순이익의 회귀계수와 그 adj. R²을 이용하여 회계이익 정보의 가치관련성을 분석하고 있다.

이러한 선행연구에 따라 본 연구에서는 DEPS의 가치관련성이 EPS의 가치관련성과 비교하여 어떠한 차이를 갖는지를 분석하기 위하여 주가-이익 모형과 주식수익률-이익 모형에서 나타나는 adj. R²를 이용하여 DEPS와 EPS의 주가설명력을 비교하였다.⁶⁾

우선, 주가-이익 모형은 다음과 같이 구성된다.

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 BPS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \epsilon_{it} \quad (\text{모형 1-1})$$

$$P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 BPS_{it} + \gamma_2 DEPS_{it} + \nu_{it} \quad (\text{모형 1-2})$$

(모형 1-1)과 (모형 1-2)에서 P_{it} 는 i 기업의 t 년도 12월말 주가이며, BPS_{it} 는 i 기업의 t 년도 말 주당순자산으로서 기말순자산을 기말유통주식수로 나누었다. EPS_{it} 와 $DEPS_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 말 주당순이익과 회석주당이익이다.

회석주당이익이 주가관련성을 갖는다면 $DEPS_{it}$ 의 계수 γ_2 는 유의적인 양(+)의 값을 가질 것이다. 이 때, $DEPS$ 는 EPS 에 비하여 잠재적 보통주의 회석효과를 추가적으로 더 포함하고 있으

6) 본 연구에서는 DEPS와 EPS의 가치관련성을 주가-이익 모형과 주식수익률-이익 모형에서 나타나는 adj. R²을 주된 분석 대상으로 하고, DEPS와 EPS의 회귀계수의 차이에 대해서는 깊이 있는 분석을 수행하지 않았다. 이는 동일한 종속변수를 상이한 설명변수에 대하여 회귀분석 할 경우, 그 회귀계수의 크기에 유의적인 차이가 있는지를 분석하는 것이 어렵기 때문이다. 회계정보의 가치관련성 변화에 대한 선행연구들 역시 대부분이 adj. R²를 이용하여 해당 회계정보의 가치관련성을 분석하고 있으며, Lev·Zarowin(1999), 박종성·이은철(2003), 그리고 최중서·장지경(2005)처럼 회귀계수를 이용하여 가치관련성을 분석하는 경우에도 단순히 시간의 경과에 따라 회귀계수의 크기가 어떻게 달라지는지를 보여 주고 있을 뿐, 직접적으로 회귀계수의 크기가 연도별로 차이가 있는지를 통계적으로 분석하고 있지는 않다. 더욱이 이들의 연구는 각 연도별로 주가-이익 모형과 주식수익률-이익 모형을 적용하는 것이므로 기본적으로 상이한 모집단이 갖는 회귀식이 동일한 것인가를 검정하는 것이라고 할 수 있다. 그러나 본 연구는 동일한 모집단에 대하여 상이한 회귀모형을 적용하는 것이므로 직접적으로 Lev·Zarowin(1999), 박종성·이은철(2003), 그리고 최중서·장지경(2005)에서 사용된 방법을 이용하여 DEPS와 EPS의 회귀계수를 비교하는 것이 불가능하다. 이에 따라 본 연구에서는 단지 참고 사항으로 DEPS와 EPS의 크기를 통계적 검정 없이 단순히 비교한 내용만을 제시하였다.

므로 *DEPS*의 가치관련성은 *EPS*의 가치관련성보다 더 크게 나타날 수 있다. 그러나 *DEPS*에 반영된 희석효과가 가지는 정보효과보다 그 희석효과의 측정 과정에서 나타나는 측정오차에 따라 *DEPS*의 신뢰성이 저하된다면 반대로 *DEPS*의 가치관련성은 *EPS*의 가치관련성보다 더 작게 나타날 수도 있다. 본 연구에서는 이러한 차이의 존재 여부를 (모형 1-1)과 (모형 1-2)에서 나타나는 adj. R²를 비교하여 분석한다.

다음으로 주식수익률-이익 모형은 다음과 같다.

$$Ret_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \Delta EPS_{it} / P_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (\text{모형 2-1})$$

$$Ret_{it} = \theta_0 + \theta_1 \Delta DEPS_{it} / P_{it-1} + \nu_{it} \quad (\text{모형 2-2})$$

$$Ret_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 EPS_{it} / P_{it-1} + \lambda_2 EPS_{it-1} / P_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (\text{모형 3-1})$$

$$Ret_{it} = \theta_0 + \theta_1 DEPS_{it} / P_{it-1} + \theta_2 DEPS_{it-1} / P_{it-1} + \nu_{it} \quad (\text{모형 3-2})$$

Ret_{it} 는 *i*기업의 *t*년도 4월 초부터 *t*+1년도 3월 말까지의 주식보유수익률(buy-and-hold return)이고 EPS_{it} 와 $DEPS_{it}$ 는 위 (모형 1-1)과 (모형 1-2)에서 언급한 내용과 같다. ΔEPS_{it} 와 $\Delta DEPS_{it}$ 는 *i*기업의 *t*년도 EPS_{it} 와 $DEPS_{it}$ 의 변동액으로 각각 EPS_{it} 와 $DEPS_{it}$ 로부터 전년도의 EPS_{it-1} 와 $DEPS_{it-1}$ 를 차감하여 구한다. (모형 2-1)부터 (모형 3-2)까지 Ret_{it} 을 제외한 모든 변수들은 기초주가 P_{it-1} 로 나누어 분석을 수행한다.

희석주당이익이 가치관련성을 갖는다면 (모형 2-2)에서의 $\Delta DEPS_{it} / P_{it-1}$ 와 (모형 3-2)에서의 $DEPS_{it} / P_{it-1}$ 의 계수 θ_1 은 유의적인 양(+)의 값을 가질 것이다. 이 때, $\Delta DEPS_{it}$ 의 추가설명력이 ΔEPS_{it} 와 차이가 나는지의 여부는 (모형 2-1)과 (모형 2-2)의 adj. R²을 비교하고, $DEPS_{it}$ 의 추가설명력이 EPS_{it} 와 차이가 나는지의 여부는 (모형 3-1)과 (모형 3-2)의 adj. R²를 비교하여 분석한다.

참고로 Easton · Harris(1991)에 의하면 이익은 영속적인(permanent) 요소와 일시적인(transitory) 요소로 구성되므로 (모형 3-1)과 (모형 3-2)에서 설명변수로 EPS_{it} ($DEPS_{it}$)와 ΔEPS_{it} ($\Delta DEPS_{it}$)가 포함되어야 한다. 이 경우, ERC는 EPS_{it} ($DEPS_{it}$)와 ΔEPS_{it} ($\Delta DEPS_{it}$)의 계수의 합으로 결정된다. 그런데 EPS_{it} ($DEPS_{it}$)와 ΔEPS_{it} ($\Delta DEPS_{it}$) 대신에 설명변수로 EPS_{it} ($DEPS_{it}$)와 EPS_{it-1} ($DEPS_{it-1}$)를 사용하게 되면, 이 때의 EPS_{it} ($DEPS_{it}$)의 계수는 정확하게 EPS_{it} ($DEPS_{it}$)와 ΔEPS_{it} ($\Delta DEPS_{it}$)를 사용할 때의 EPS_{it} ($DEPS_{it}$)와 ΔEPS_{it} ($\Delta DEPS_{it}$)의 계수 합과 일치하게 된다.⁷⁾ 따라서 (모형 3-1)과 (모형 3-2)에서 주식수익률에 대한 회계이익의 ERC는

7) 일반적으로 ERC는 $RET_{it} = \delta_{0t} + \delta_{1t} EPS_{it} + \delta_{2t} \Delta EPS_{it} + \epsilon_{it}$ 에서 ($\delta_{1t} + \delta_{2t}$)로 표시된다. (Ely · Weymire, 1999 ; Francis · Schipper, 1999 ; 한봉희, 1998). 이 때 $\Delta EPS_{it} = EPS_{it} - EPS_{it-1}$ 이므로 이를 대체하면 위 식은 다음과 같이 정리된다.

$EPS_{it}(DEPS_{it})$ 의 계수인 $\lambda_1(\theta_1)$ 으로 측정된다.

2. 표 본

본 연구는 2000년부터 2008년까지 매년 말 현재 유가증권시장에 상장된 12월 결산법인 중에서 $DEPS$ 에 대한 수치가 재무제표에 표시된 기업들을 표본으로 하였다. 재무제표의 상이함을 통제하기 위하여 금융업은 표본에서 제외하였으며, 본 연구에서 필요한 변수가 Kis-Value Library Data Base에 존재하지 않는 기업 역시 표본에서 제외하였다. 그리고 극단치(outliers)가 연구 결과에 미치는 영향을 통제하기 위하여 각 변수들의 분포에서 양 극단 1%에 해당하는 관측치는 표본에 제외하였다. 그 결과, 주가-이익 모형에 사용되는 표본은 863개 기업-년으로 나타났으며 주식수익률-이익 모형은 설명변수로 $\Delta EPS_{it}(\Delta DEPS_{it})$ 을 사용하는 경우에는 460개 기업-년, $EPS_{it}(DEPS_{it})$ 와 $EPS_{it-1}(DEPS_{it-1})$ 를 동시에 사용하는 경우에는 448개 기업-년으로 나타났다. 주식수익률-이익 모형의 경우, 모형의 설계상 전기의 데이터가 필요한데, 당기에 대하여 전기의 데이터가 매칭되지 않는 경우가 있어 표본이 많이 감소하였다. 다음의 <표 1>에는 각 모형별 및 연도별로 표본수를 표시하였다.

<표 1> 각 모형별 표본수

Panel A : $P_{it} = \beta_0 + \beta_1 BPS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \epsilon_{it}$										(모형 1-1)
$P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 BPS_{it} + \gamma_2 DEPS_{it} + \nu_{it}$										(모형 1-2)
연도	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	전체
표본수	13	105	128	155	100	106	93	93	70	863
Panel B : $Ret_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \Delta EPS_{it}/P_{it-1} + \epsilon_{it}$										(모형 2-1)
$Ret_{it} = \theta_0 + \theta_1 \Delta DEPS_{it}/P_{it-1} + \epsilon_{it}$										(모형 2-2)
연도	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	전체
표본수	—	8	54	85	70	64	78	58	43	460
Panel C : $Ret_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 EPS_{it}/P_{it-1} + \lambda_2 EPS_{it-1}/P_{it-1} + \nu_{it}$										(모형 3-1)
$Ret_{it} = \theta_0 + \theta_1 DEPS_{it}/P_{it-1} + \theta_2 DEPS_{it-1}/P_{it-1} + \nu_{it}$										(모형 3-2)
연도	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	전체
표본수	—	6	50	80	71	62	78	58	43	448

$$\begin{aligned}
 RET_{it} &= \delta_{0t} + \delta_{1t} EPS_{it} + \delta_{2t} \Delta EPS_{it} + \epsilon_{it} \\
 &= \delta_{0t} + \delta_{1t} EPS_{it} + \delta_{2t} (EPS_{it} - EPS_{it-1}) + \epsilon_{it} \\
 &= \delta_{0t} + (\delta_{1t} + \delta_{2t}) EPS_{it} - \delta_{2t} EPS_{it-1} + \epsilon_{it} \quad (\text{이상의 내용은 이세용(2009)에서 인용함})
 \end{aligned}$$

따라서 RET_{it} 에 대한 설명변수로서 EPS_{it} 와 ΔEPS_{it} 대신 EPS_{it} 와 EPS_{it-1} 를 사용하면 이익반응계수는 정확히 EPS_{it} 의 계수 $(\delta_{1t} + \delta_{2t})$ 로 나타나게 된다.

변수 정의는 다음과 같다. P_{it} = i기업의 t년도 12월말 주가, BPS_{it} = i기업의 t년도 말 주당순자산(=기말순 자산/기말유통주식수), EPS_{it} = i기업의 t년도 말 주당순이익, $DEPS_{it}$ = i기업의 t년도 말 희석주당이익, Ret_{it} = i기업의 t년도 4월 초부터 t+1년도 3월 말까지의 주식보유수익률(buy-and-hold return), ΔEPS_{it} = i기업의 t년도 EPS_{it} 변동액($=EPS_{it} - EPS_{it-1}$), $\Delta DEPS_{it}$ = i기업의 t년도 $DEPS_{it}$ 의 변동액($=DEPS_{it} - DEPS_{it-1}$)

IV. 연구결과

1. 기술통계량

다음의 <표 2>는 각 모형별로 사용되는 변수에 대한 기술통계량을 표시하고 있다.

<표 2>의 Panel A에서 EPS_{it} 와 $DEPS_{it}$ 의 평균은 2,873과 2.763이고, 중위수는 각각 1,191과 1,126이다. $DEPS_{it}$ 의 평균은 EPS_{it} 에 비하여 약 110 정도 작으며, 중위수는 65 정도 작으므로, 잠재적 보통주에 의한 희석효과의 크기는 각각 EPS_{it} 의 약 3.8%와 5.5%에 해당하는 것으로 나타났다.

Panel B에서 $\Delta EPS_{it}/P_{it-1}$ 와 $\Delta DEPS_{it}/P_{it-1}$ 의 평균은 -0.016과 0.001이고, 중위수는 각각 0.008과 0.009로 나타났다. $\Delta DEPS_{it}/P_{it-1}$ 의 평균은 EPS_{it}/P_{it-1} 에 비하여 약 0.017 만큼 오히려 크게 나타나고 있으며 중위수 역시 0.001 만큼 크게 나타나고 있다.⁸⁾

다음으로 Panel C에서 EPS_{it}/P_{it-1} 와 $DEPS_{it}/P_{it-1}$ 의 평균은 0.191과 0.186이고, 중위수는 각각 0.113과 0.112로 나타났다. $DEPS_{it}/P_{it-1}$ 의 평균은 EPS_{it}/P_{it-1} 에 비하여 약 0.005 만큼 작게 나타나고 있으며 중위수 또한 0.001 만큼 작게 나타나고 있어, 잠재적 보통주에 의한 희석효과 는 EPS_{it}/P_{it-1} 를 기준으로 각각 2.6%와 0.9%에 해당하는 것으로 나타났다.

8) 잠재적 보통주가 희석효과를 가지면 $DEPS_{it}$ 는 EPS_{it} 보다 작아야 한다. 그런데 <표 2>의 Panel B에서 $\Delta DEPS_{it}/P_{it}$ 는 $\Delta EPS_{it}/P_{it}$ 보다 크게 나타나고 있다. 이는 $\Delta DEPS_{it}/P_{it}$ 와 $\Delta EPS_{it}/P_{it}$ 의 분자가 변화(change) 변수이므로 경우에 따라서는 $\Delta DEPS_{it}$ 가 ΔEPS_{it} 보다 크게 나타날 수 있다. 따라서 $\Delta DEPS_{it}/P_{it}$ 가 $\Delta EPS_{it}/P_{it}$ 보다 크게 나타나는 것이 잘못된 것은 아니다.

〈표 2〉 각 변수의 기술통계량

Panel A : $P_{it} = \beta_0 + \beta_1 BPS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \epsilon_{it}$ (모형 1-1)						
$P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 BPS_{it} + \gamma_2 DEPS_{it} + \nu_{it}$ (모형 1-2)						
변 수	N	평균값	표준편차	최소값	중위수	최대값
P_{it}	863	25,322	44,903	195	7,800	285,000
BPS_{it}	863	25,099	34,808	51	13,800	329,853
EPS_{it}	863	2,873	4,900	-5,250	1,191	36,595
$DEPS_{it}$	863	2,763	4,713	-5,250	1,126	36,595
Panel B : $Ret_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \Delta EPS_{it} / P_{it-1} + \epsilon_{it}$ (모형 2-1)						
$Ret_{it} = \theta_0 + \theta_1 \Delta DEPS_{it} / P_{it-1} + \epsilon_{it}$ (모형 2-2)						
변 수	N	평균값	표준편차	최소값	중위수	최대값
Ret_{it}	460	0.430	0.902	-0.585	0.156	4.551
$\Delta EPS_{it} / P_{it-1}$	460	-0.016	0.538	-4.159	0.008	2.535
$\Delta DEPS_{it} / P_{it-1}$	460	0.001	0.446	-2.825	0.009	2.432
Panel C : $Ret_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 EPS_{it} / P_{it-1} + \lambda_2 EPS_{it-1} / P_{it-1} + \nu_{it}$ (모형 3-1)						
$Ret_{it} = \theta_0 + \theta_1 DEPS_{it} / P_{it-1} + \theta_2 DEPS_{it-1} / P_{it-1} + \nu_{it}$ (모형 3-2)						
변 수	N	평균값	표준편차	최소값	중위수	최대값
Ret_{it}	448	0.426	0.895	-0.585	0.154	4.551
EPS_{it} / P_{it-1}	448	0.191	0.334	-0.808	0.113	2.891
EPS_{it-1} / P_{it-1}	448	0.176	0.491	-1.825	0.103	3.619
$DEPS_{it} / P_{it-1}$	448	0.186	0.298	-0.693	0.112	2.464
$DEPS_{it-1} / P_{it-1}$	448	0.156	0.411	-1.768	0.102	2.506

변수 정의는 다음과 같다. P_{it} = i기업의 t년도 12월말 주가, BPS_{it} = i기업의 t년도 말 주당순자산(=기말순 자산/기말유통주식수), EPS_{it} = i기업의 t년도 말 주당순이익, $DEPS_{it}$ = i기업의 t년도 말 회석주당이익, Ret_{it} = i기업의 t년도 4월 초부터 t+1년도 3월 말까지의 주식보유수익률(buy-and-hold return), ΔEPS_{it} = i기업의 t년도 EPS_{it} 변동액(= $EPS_{it} - EPS_{it-1}$), $\Delta DEPS_{it}$ = i기업의 t년도 $DEPS_{it}$ 의 변동액(= $DEPS_{it} - DEPS_{it-1}$)

2. 실증분석 결과

다음의 <표 3>은 $DEPS_{it}$ 의 가치관련성이 EPS_{it} 의 가치관련성과 차이가 있는지를 추가-이익 모형으로 분석한 결과이다.

<표 3>의 Panel A에서 EPS_{it} 의 계수(β_2)는 4.16($t=14.02$)로서 선행연구와 동일하게 유의한

양(+)의 값을 보이고 있다. 또한 $DEPS_{it}$ 의 계수(γ_2)는 4.68($t=15.14$)로서 1% 이하 수준에서 유의한 양(+)의 값으로, EPS_{it} 의 계수보다 0.52($=4.68-4.16$)만큼 크게 나타나고 있다. 따라서 $DEPS_{it}$ 는 EPS_{it} 와 마찬가지로 유의적인 주가관련성을 갖는다는 것을 알 수 있다.

〈표 3〉 $DEPS_{it}$ 의 가치관련성 : 주가-이익 모형의 결과

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 BPS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \epsilon_{it}$$

(모형 1-1)

$$P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 BPS_{it} + \gamma_2 DEPS_{it} + \nu_{it}$$

(모형 1-2)

Panel A : 회귀분석 결과

	EPS_{it}		$DEPS_{it}$	
	계수	(t-value)	계수	(t-value)
Intercept	4,716.63	(3.25)***	4,733.84	(3.32)***
BPS_{it}	0.34	(8.26)***	0.31	(7.31)***
$EPS_{it} / DEPS_{it}$	4.16	(14.02)***	4.68	(15.14)***
표본수	863		863	
F-value	315.35		338.38	
adj. R ²	42.17%		43.91%	

Panel B : Vuong test

Vuong's t=2.56**

- 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준에서 유의적임
 2) 변수 정의는 다음과 같다. P_{it} = i기업의 t년도 12월말 주가, BPS_{it} = i기업의 t년도 말 주당순자산 (=기말 순자산/기말유통주식수), EPS_{it} = i기업의 t년도 말 주당순이익, $DEPS_{it}$ = i기업의 t년도 말 희석주당이익

$DEPS_{it}$ 의 추가설명력이 EPS_{it} 의 추가설명력과 비교하여 어떠한 차이가 있는가를 살펴보기 위하여 Vuong test를 통하여 EPS_{it} 를 사용하는 경우와 $DEPS_{it}$ 를 사용하는 경우의 adj. R²의 차이를 검정하였다. <표 3>의 Panel A를 보면 주가를 BPS_{it} 와 함께 EPS_{it} 에 회귀분석한 경우의 adj. R²는 42.17%이고, $DEPS_{it}$ 에 회귀분석한 경우의 adj. R²는 43.91%로서 $DEPS_{it}$ 의 경우가 1.74%만큼 더 크게 나타나고 있다. <표 3>의 Panel B를 보면 이러한 차이에 대한 Vuong test의 결과, Vuong's t 값은 2.56로서 5% 이하 수준에서 유의적인 것으로 나타났다. 이러한 결과는 $DEPS_{it}$ 의 가치관련성은 EPS_{it} 의 가치관련성과 차이가 없다는 귀무가설이 기각되고, $DEPS_{it}$ 를 사용하는 경우의 adj. R²가 EPS_{it} 를 사용하는 경우의 adj. R²보다 더 크다는 것을 의미한다. 이는 $DEPS_{it}$ 는 EPS_{it} 에 비하여 잠재적 보통주의 희석효과에 대한 정보를 추가적으로 포함하는 만큼 EPS_{it} 보다 추가설명력이 유의하게 더 크게 나타나는 것으로 해석된다.

다음으로 <표 4>는 주식수익률-이익 모형을 이용하여 $DEPS_{it}$ 의 가치관련성이 EPS_{it} 의 가치관련성과 차이가 있는지를 분석한 결과이다.

<표 4>에서 Panel A는 ΔEPS_{it} 와 $\Delta DEPS_{it}$ 를 Ret_{it} 에 각각 회귀한 결과를 나타낸다. $\Delta DEPS_{it}/P_{it-1}$ 의 계수(θ_1)는 0.25($t=2.63$)로서 $\Delta EPS_{it}/P_{it-1}$ 의 계수(λ_1) 0.20($t=2.56$)보다 0.05만큼 더 크게 나타나고 있어 $\Delta DEPS_{it}$ 가 가치관련성을 갖는다는 것을 알 수 있다.

<표 4> $DEPS_{it}$ 의 가치관련성 : 주식수익률-이익 모형의 결과

Panel A : $Ret_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 \Delta EPS_{it} / P_{it-1} + \epsilon_{it}$					(모형 2-1)
$Ret_{it} = \theta_0 + \theta_1 \Delta DEPS_{it} / P_{it-1} + \epsilon_{it}$					(모형 2-2)
	EPS_{it}		$DEPS_{it}$		
	계수	(t-value)	계수	(t-value)	
Intercept	0.43	(10.36) ^{***}	0.43	(10.29) ^{***}	
$\Delta EPS_{it}(\Delta DEPS_{it}) / P_{it-1}$	0.20	(2.56) ^{**}	0.25	(2.63) ^{***}	
표본수	460		460		
F-value	6.53		6.89		
adj. R ²	1.19%		1.27%		
Vuong test	Vuong's t=0.22				
Panel B : $Ret_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 EPS_{it} / P_{it-1} + \lambda_2 EPS_{it-1} / P_{it-1} + \nu_{it}$					(모형 3-1)
$Ret_{it} = \theta_0 + \theta_1 DEPS_{it} / P_{it-1} + \theta_2 DEPS_{it-1} / P_{it-1} + \nu_{it}$					(모형 3-2)
	EPS_{it}		$DEPS_{it}$		
	계수	(t-value)	계수	(t-value)	
Intercept	0.35	(7.21) ^{***}	0.34	(6.94) ^{***}	
$EPS_{it}(DEPS_{it}) / P_{it-1}$	0.47	(3.43) ^{***}	0.53	(3.35) ^{***}	
$EPS_{it-1}(DEPS_{it-1}) / P_{it-1}$	-0.08	(-0.82)	-0.11	(-0.93)	
표본수	448		448		
F-value	6.04		5.80		
adj. R ²	2.21%		2.10%		
Vuong test	Vuong's t=-0.16				

- 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준에서 유의적임
- 2) 변수 정의는 다음과 같다. Ret_{it} =i기업의 t년도 4월 초부터 t+1년도 3월 말까지의 주식보유수익률(buy-and-hold return), EPS_{it} =i기업의 t년도 말 주당순이익, $DEPS_{it}$ =i기업의 t년도 말 회석주당 이익, ΔEPS_{it} =i기업의 t년도 EPS_{it} 변동액($=EPS_{it} - EPS_{it-1}$), $\Delta DEPS_{it}$ =i기업의 t년도 $DEPS_{it}$ 의 변동액($=DEPS_{it} - DEPS_{it-1}$)

다음으로 $\Delta DEPS_{it}$ 을 Ret_{it} 에 회귀분석한 경우의 adj. R^2 은 1.27%로서 ΔEPS_{it} 를 Ret_{it} 에 회귀분석한 경우의 adj. R^2 인 1.19%보다 약간 크게 나타났다. 그러나 그 차이에 대한 Vuong's t 값은 0.22로서 통계적으로 유의하지 않으므로, $\Delta DEPS_{it}$ 를 Ret_{it} 에 회귀할 때의 추가설명력은 ΔEPS_{it} 를 Ret_{it} 에 회귀할 때의 추가설명력과 차이가 있다고 할 수는 없는 것으로 나타났다. 그러나 이러한 결과는 $\Delta DEPS_{it}$ 의 추가설명력이 ΔEPS_{it} 의 추가설명력과 차이가 없다는 것을 의미할 뿐이며 <표 4>의 Panel A의 결과는 전체적으로 $\Delta DEPS_{it}$ 는 ΔEPS_{it} 와 유사한 추가설명력을 갖는다는 것을 보여주고 있다.

다음으로 <표 4>의 Panel B는 EPS_{it} 와 EPS_{it-1} , 그리고 $DEPS_{it}$ 와 $DEPS_{it-1}$ 를 Ret_{it} 에 각각 회귀한 결과를 나타낸다. 이 때 $DEPS_{it}/P_{it-1}$ 의 계수(θ_1)는 0.53($t=3.35$)으로서 EPS_{it}/P_{it-1} 의 계수(λ_1) 0.47($t=3.43$)보다 0.06만큼 더 크게 나타나고 있어 Panel A와 유사하게 $DEPS_{it}$ 는 가치관련성을 갖는 것으로 나타나고 있다.

그러나 $DEPS_{it}$ 와 $DEPS_{it-1}$ 를 Ret_{it} 에 회귀할 경우의 adj. R^2 은 2.10%로서 EPS_{it} 와 EPS_{it-1} 를 Ret_{it} 에 회귀할 경우의 adj. R^2 2.21%보다 오히려 약간 작게 나타나고 있지만, 그 차이에 대한 Vuong's t 값은 (-)0.16으로서 통계적으로 유의하지 않았다. 따라서 $DEPS_{it}$ 와 $DEPS_{it-1}$ 를 Ret_{it} 에 회귀할 경우의 추가설명력은 EPS_{it} 와 EPS_{it-1} 를 회귀할 때의 추가설명력과 차이가 없다고 볼 수 있다. 그러나 이러한 결과는 Panel A와 마찬가지로 $DEPS_{it}$ 의 추가설명력이 EPS_{it} 의 추가설명력과 차이가 없다는 것을 의미할 뿐, Panel B의 결과는 전체적으로 $DEPS_{it}$ 는 EPS_{it} 와 유사한 추가설명력을 갖는다는 것을 보여 주고 있다.

3. 추가분석

가. 기초주가로 스케일링하는 경우

Brown · Lo · Lys(1999)는 주가-이익 모형에서 주가를 1주당 금액 기준으로 계산된 EPS_{it} 와 BPS_{it} 에 대하여 회귀하게 되면, 규모효과(scale effect)에 의하여 마치 회계정보의 가치관련성이 존재하는 것과 같은 착시효과가 나타날 수 있음을 지적하였다. 이러한 Brown · Lo · Lys(1999)의 지적에 따라 본 연구에서는 추가적으로 해당 변수들을 기초주가(즉, P_{it-1})로 나누어 규모효과를 통제한 상태에서 <표 3>의 분석을 다시 수행하여 보았다. <표 5>는 그 결과이다.

〈표 5〉 $DEPS_{it}$ 의 가치관련성 : 기초주가로 스케일링한 경우의 주가-이익 모형의 결과

$$P_{it}/P_{it-1} = \beta_0 + \beta_1 BPS_{it}/P_{it-1} + \beta_2 EPS_{it}/P_{it-1} + \epsilon_{it}$$

(모형 1-1)

$$P_{it}/P_{it-1} = \gamma_0 + \gamma_1 BPS_{it}/P_{it-1} + \gamma_2 DEPS_{it}/P_{it-1} + \nu_{it}$$

(모형 1-2)

Panel A : 회귀분석 결과

	EPS_{it}		$DEPS_{it}$	
	계수	(t-value)	계수	(t-value)
intercept	1.40	(26.05)***	1.38	(26.36)***
BPS_{it}/P_{it}	0.01	(11.60)***	0.01	(11.46)***
EPS_{it}/P_{it} ($DEPS_{it}/P_{it}$)	0.21	(12.31)***	0.33	(14.82)***
표본수	868		868	
F-value	155.20		194.56	
수정 R^2	26.24%		30.87%	

Panel B : Vuong test

Vuong's t=1.06

1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준에서 유의적임

2) 변수 정의는 다음과 같다. P_{it} = i기업의 t년도 12월말 주가, BPS_{it} = i기업의 t년도 말 주당순자산(=기말 순자산/기말유통주식수), EPS_{it} = i기업의 t년도 말 주당순이익, $DEPS_{it}$ = i기업의 t년도 말 회석주당이익

기초주가로 스케일링한 경우에도 $DEPS_{it}/P_{it}$ 의 계수는 0.33(t=14.82)로서 EPS_{it}/P_{it} 의 계수 0.21(t=12.31)보다 더 크게 나타나고 있다. 또한 $DEPS_{it}/P_{it-1}$ 와 BPS_{it}/P_{it-1} 를 주가에 회귀하는 경우의 adj. R^2 는 30.87%로서 EPS_{it}/P_{it-1} 와 BPS_{it}/P_{it-1} 를 주가에 회귀하는 경우의 adj. R^2 26.24%보다 크게 나타나고 있다. 그러나 adj. R^2 의 차이에 대한 Vuong's t 값은 1.06으로 그 차이가 통계적으로 유의하지는 않다. 따라서 주가-이익 모형에서 관련 변수들을 기초주가로 스케일링하는 경우, $DEPS_{it}$ 는 EPS_{it} 와 유사한 정도의 가치관련성은 갖지만, 그 주가설명력이 EPS_{it} 보다 크지는 않은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 <표 3>에서 $DEPS_{it}$ 의 주가설명력이 EPS_{it} 보다 크게 나타난 것과는 다른 결과이다.

나. 연도별 분석

본문에 제시된 결과는 전체 표본을 풀링(pooling)하여 분석한 결과이다. 이러한 결과가 특정년도에 특이한 상황에 의한 것인지를 알아보기 위하여 추가적으로 각 연도별로 주가-이익 모형을 분석한 결과를 아래의 <표 6>에 제시하였다.⁹⁾

9) <표 6>에는 주가-이익 모형의 결과만을 제시하였다. 주식수익률-이익 모형의 경우, 연도별로 분석을

〈표 6〉 $DEPS_{it}$ 의 가치관련성 : 주가-이익 모형의 결과¹⁰⁾

$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 BPS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \epsilon_{it}$		(모형 1-1)			
$P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 BPS_{it} + \gamma_2 DEPS_{it} + \nu_{it}$		(모형 1-2)			
		BPS_{it} (t-value)	$EPS_{it}/DEPS_{it}$ (t-value)	adj. R ²	Vuong's t
2000	EPS_{it}	0.13 (4.12)***	1.81 (4.80)***	66.85%	0.36
	$DEPS_{it}$	0.13 (4.23)***	1.89 (4.85)***	67.35%	
2001	EPS_{it}	0.16 (1.66)*	1.50 (2.05)**	14.32%	-0.74
	$DEPS_{it}$	0.17 (1.66)*	1.50 (2.01)**	14.19%	
2002	EPS_{it}	0.08 (1.49)	1.60 (3.89)**	15.40%	1.46
	$DEPS_{it}$	0.05 (0.98)	2.22 (4.87)***	20.25%	
2003	EPS_{it}	0.13 (2.08)**	4.39 (10.40)***	58.88%	2.56**
	$DEPS_{it}$	0.08 (1.39)	4.90 (11.64)***	62.78%	
2004	EPS_{it}	0.47 (4.39)***	4.27 (7.10)***	62.95%	1.31
	$DEPS_{it}$	0.44 (4.15)***	4.50 (7.35)***	63.84%	
2005	EPS_{it}	1.27 (8.80)***	2.65 (2.98)***	77.66%	1.64*
	$DEPS_{it}$	1.23 (8.42)***	2.98 (3.24)***	77.98%	
2006	EPS_{it}	0.57 (4.60)***	8.58 (9.88)***	83.49%	2.29**
	$DEPS_{it}$	0.52 (4.35)***	9.09 (10.63)***	84.73%	
2007	EPS_{it}	0.72 (3.88)***	8.61 (6.51)***	71.61%	0.95
	$DEPS_{it}$	0.68 (3.66)***	9.24 (6.82)***	72.46%	
2008	EPS	0.71 (5.42)***	4.56 (4.35)***	65.16%	-0.43
	$DEPS$	0.71 (5.27)***	4.66 (4.27)***	64.87%	

1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준에서 유의적임

2) 변수 정의는 다음과 같다. P_{it} = i기업의 t년도 12월말 주가, BPS_{it} = i기업의 t년도 말 주당순자산(=기말 순자산/기말유통주식수), EPS_{it} = i기업의 t년도 말 주당순이익, $DEPS_{it}$ = i기업의 t년도 말 회석주당이익

<표 6>에서 보듯이 2000년부터 2008년까지 $DEPS_{it}$ 의 계수는 모두 유의적인 양(+)의 값으로 2001년을 제외하고는 EPS_{it} 의 계수보다 항상 크게 나타나고 있다. 또한 2000년부터 2008년까지

수행하게 되면 adj. R²가 음(-)의 값으로 나타나는 경우가 있어 본문에 표시하지 않았다. 이렇게 주식 수익률-이익 모형을 연도별로 분석할 경우에 음(-)의 adj. R²가 나타나는 것은 각 연도별 표본이 전체 표본에 비하여 상당히 작아지기 때문인 것으로 보인다.

10) 편의상 절편값은 생략하였다. 그리고 각 관련 변수를 기초주가로 스케일링하여 분석을 하는 경우에도 결과는 크게 달라지지 않았다.

총 9개년도 중에서 2001년과 2008년을 제외한 7개년도에서 $DEPS_{it}$ 를 주가에 회귀하는 경우의 adj. R^2 가, EPS_{it} 를 주가에 회귀하는 경우의 adj. R^2 보다 크게 나타나고 있다. 이 중에서 2003년, 2005년, 2006년의 경우에는 Vuong test 결과, $DEPS_{it}$ 를 주가에 회귀하는 경우의 adj. R^2 가 EPS_{it} 를 주가에 회귀하는 경우의 adj. R^2 보다 유의하게 큰 것으로 나타났으며, 2002년과 2004년도에는 그 차이가 10% 유의수준을 약간 초과하는 정도에서 차이가 있는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 연도별로 표본을 나누어 분석하는 경우에도 본문의 결과가 달라지지 않는다는 것을 의미한다.

다. 기타의 추가분석

첫째, 본 연구는 주가-이익 모형에서 t 년도 말의 주가를 사용하여 분석을 수행하였다. 그러나 t 년도의 재무제표는 $t+1$ 년도 3월말까지 공시되므로 t 년도 말의 주가는 재무제표가 담고 있는 회계정보의 내용을 제대로 반영하고 있지 못할 가능성이 있다. 이에 따라 주가-이익 모형을 $t+1$ 년도 3월말 주가를 이용하여 분석을 다시 수행하여 보았는데 그 결과는 크게 달라지지 않았다.

둘째, 본 연구는 주가-이익 모형과 주식수익률-이익 모형에서 손실 여부를 고려하지 않았다. 손실이 발생하여 회계이익이 음(-)의 값을 갖는 경우, 주가-이익 관계는 회계이익이 양(+)인 경우의 주가-이익 관계와는 다른 모습이 나타난다는 선행연구의 결과(Hayn, 1995 ; Collins · Pincus · Xie, 1999)에 따라 주가-이익 모형과 주식수익률-이익 모형에 회계이익이 손실인지의 여부를 반영하여 추가적인 분석을 수행하였는데 그 결과는 본문의 내용과 크게 달라지지 않았다.

셋째, 본 연구는 Vuong test를 통하여 $DEPS_{it}(\Delta DEPS_{it})$ 와 $EPS_{it}(\Delta EPS_{it})$ 의 추가설명력 차이를 분석하는 과정에서 주가나 주식수익률에 영향을 미치는 기업규모, 성장률, 위험 등의 통제요인들을 고려하지 않았다. 이는 $DEPS_{it}(\Delta EPS_{it})$ 와 $EPS_{it}(\Delta EPS_{it})$ 와 같은 주된 변수 이외에 다른 통제변수들이 모형에 포함됨에 따라 이들 통제변수들에 의하여 Vuong test의 결과가 편의되는 것을 방지하기 위함이었다. 이에 추가적으로 통제변수를 포함하여 분석을 다시 수행하여 보았는데 $DEPS_{it}(\Delta EPS_{it})$ 를 주가와 주식수익률에 회귀할 때의 adj. R^2 와 $EPS_{it}(\Delta EPS_{it})$ 를 주가와 주식수익률에 회귀할 때의 adj. R^2 은 Vuong test 결과 유의한 차이가 없는 것으로 나타났다.

넷째, 주식수익률-이익 모형에서 본 연구는 t 년도 4월 초부터 $t+1$ 년도 3월 말까지의 주식보유수익률(buy-and-hold return)을 사용하였다. 이에 추가적으로 전체적인 시장의 움직임을 통제하기 위하여 개별 기업의 주식보유수익률 대신 시장조정수익률¹¹⁾을 사용하여 분석을 다시 수행하여 보았는데, 그 결과는 본문의 내용과 크게 달라지지 않았다.

다섯째, <표 4>에서 주식수익률-이익 모형을 적용하기 위해서는 당기 데이터에 매칭되는 전

11) 시장조정수익률은 개별 기업의 주식보유수익률에서 동일가중평균시장수익률을 차감하여 계산하였다.

기 데이터가 존재해야 하므로 주가-이익 모형에 비하여 표본수가 크게 감소하였다. 이러한 표본의 차이에 따라 <표 4>의 결과가 <표 3>의 결과와 달라지는지를 보기 위하여 추가적으로 주식수익률-이익 모형에서 Ret_{it} 를 ΔEPS_{it} ($\Delta DEPS_{it}$)에 회귀하거나, EPS_{it} ($DEPS_{it}$)와 EPS_{it-1} ($DEPS_{it-1}$)에 회귀하는 대신, 설명변수로 EPS_{it} ($DEPS_{it}$)만을 이용하여 회귀분석 하여 보았는데, 그 결과는 <표 4>와 크게 달라지지 않았다.

V. 결 론

본 연구는 잠재적 보통주의 회석효과가 경제적인 효과를 갖는다는 선행연구의 결과(Marquardt · Wiedman, 2005 ; Marquardt · Wiedman, 2007)를 확장하여 $DEPS$ 가 EPS 보다 더 큰 추가설명력을 갖는지를 분석하였다. 잠재적 보통주의 회석효과가 경제적인 효과를 갖는다면, $DEPS$ 는 EPS 에 포함된 정보내용에 더하여 회석효과라는 정보를 추가적으로 포함하는 것이다. 따라서 잠재적 보통주의 회석효과가 주가에 반영된다면(Huson · Scott · Wier, 2001 ; Core · Guay · Kothari, 2002 ; Park, 2009), 그 회석효과를 직접적으로 반영하고 있는 $DEPS$ 는 그 회석효과를 반영하고 있지 않은 EPS 에 비하여 가치관련성이 더 크게 나타날 것이다.

본 연구는 이러한 예상을 2000년부터 2008년까지의 기간을 대상으로 주가-이익 모형과 주식수익률-이익 모형을 이용하여 분석하였다. 분석 결과를 종합적으로 검토해 보면 $DEPS$ 가 EPS 에 비하여 추가설명력이 높다는 결과가 일관되게 나오지는 않았다.

우선, 주가-이익 모형에서는 전체 표본을 분석하거나 연도별로 분석하는 경우, 모두 $DEPS$ 의 추가설명력이 EPS 보다 유의하게 높은 것으로 나타났다. 그러나 규모효과를 통제하기 위하여 주가-이익 모형에 사용되는 변수들을 기초주가로 스케일링하는 경우에는 $DEPS$ 의 추가설명력이 EPS 보다 크기는 하지만, 그 차이가 통계적으로 유의하지는 않았다. 또한, 주식수익률-이익 모형을 사용하는 경우에도 $DEPS$ ($\Delta DEPS$)의 추가설명력은 EPS (ΔEPS)의 추가설명력과 유의한 차이를 보이지 않았다. 이에 더하여 t 년도 12월말 주가 대신 $t+1$ 년도의 3월말 주가를 사용하거나, $DEPS$ 와 EPS 의 손실 여부를 고려하고, 이에 더하여 기업규모, 성장률, 위험 등의 요인들을 통제하거나, 주식보유수익률 대신 시장조정수익률의 사용하는 등, 여러 가지 추가분석을 하는 경우에도 $DEPS$ ($\Delta DEPS$)의 추가설명력은 EPS (ΔEPS)와 유의한 차이를 보이지 않았다.

이상의 결과는 주가-이익 모형에서 나타나는 $DEPS$ 의 추가설명력이 EPS 의 추가설명력보다 크다는 결과가, 상이한 모형이나 변수를 사용할 경우 강건하게 지지되지 못한다는 것을 의미한다. 이러한 결과가 나타나는 것은 기본적으로 본 연구에서 사용된 잠재적 보통주의 회석효과가 그다지 크지 않기 때문인 것으로 보인다. <표 2>에서 보듯이 잠재적 보통주의 회석효과는 EPS 의 4% 수준에도 미치지 못하는 것을 볼 수 있다. 따라서 $DEPS$ ($\Delta DEPS$)는 이미 EPS (ΔEPS)에

포함된 정보 이외에 잠재적 보통주의 회석효과를 추가적으로 포함하지만, 그 절대적인 크기가 너무 작은 까닭에 $DEPS(\Delta DEPS)$ 에 포함된 $EPS(\Delta EPS)$ 의 정보와 유의하게 차별화되지 못하는 것으로 판단된다.

그럼에도 불구하고 $DEPS(\Delta DEPS)$ 는 $EPS(\Delta EPS)$ 만큼의 가치관련성을 갖는다는 것은 분명하다. 본 연구의 결과는 $DEPS(\Delta DEPS)$ 의 주가설명력이 $EPS(\Delta EPS)$ 의 주가설명력보다 크다는 것을 강하게 지지하지 못할 뿐, 모든 분석 결과에서 $DEPS(\Delta DEPS)$ 의 회귀계수와 adj. R^2 는 통계적으로 유의하게, 그리고 $EPS(\Delta EPS)$ 와 유사하게 나타났다.

비록 본 연구가 $DEPS(\Delta DEPS)$ 의 주가설명력이 $EPS(\Delta EPS)$ 의 주가설명력보다 크다는 것을 유의하게 검증하지는 못했지만 $DEPS(\Delta DEPS)$ 의 주가설명력을 직접적으로 분석해 보았다는 측면에서 선행연구와 차별성을 갖는다. 아마도 본 연구에서 $DEPS(\Delta DEPS)$ 의 주가설명력이 $EPS(\Delta EPS)$ 과 유의하게 차이가 나타나지 않은 또 다른 이유 중의 하나는 현재 $DEPS$ 를 계산할 때에 회석효과가 있는 잠재적 보통주는 모두 보통주로 전환된다고 가정하기 때문인 것으로 판단된다. 주석 2)에서 언급했듯이 $DEPS$ 는 회석효과가 있는 잠재적 보통주만이 보통주로 전환된다는 가정 하에 계산된다. 그런데 회석효과가 있다는 것이 실제로 해당 잠재적 보통주가 보통주로 전환된다는 것을 보장하지는 못한다. 회석효과가 있더라도 현재의 주가가 행사가격보다 낮다면 전환으로 인한 효익이 없으므로 해당 잠재적 보통주는 보통주로 전환되지 않을 것이다. 그럼에도 불구하고 현재의 $DEPS$ 계산 방식은 전환가능성이 없음에도 회석효과가 있다는 이유만으로 해당 잠재적 보통주로 인한 보통주 주식수 증가를 $DEPS$ 계산에 반영하고 있다. 반대로, 반회석효과를 가지는 잠재적 보통주라도 현재 전환가능성이 크다면 이러한 잠재적 보통주는 오히려 $DEPS$ 계산에 반영되어야 함에도 현재의 $DEPS$ 계산은 이러한 가능성이 고려되지 않는다. 즉, 현재의 방법으로 계산되는 $DEPS$ 는 잠재적 보통주가 가지고 있는 전환가능성 여부를 고려하고 있지 않으므로, 그 만큼 $DEPS$ 의 가치관련성에 대한 본 연구의 결과는 편의되었을 수 있다. 따라서 $DEPS$ 의 주가설명력이 EPS 보다 유의하게 큰 것인지에 대한 미래의 연구는 잠재적 보통주의 회석효과 뿐만이 아니라 그 전환가능성까지 통제하는 것이 필요할 것으로 판단된다.

참고문헌

- 박종성 · 이은철. 2003. “회계제도의 개선과 회계정보의 유용성”. 회계학연구 28 (제2호) : 105 – 134.
- 이세용. 2009. “1997년 금융위기 전후의 회계정보의 가치관련성 변화에 대한 연구”. 세무와 회계저널 10 (제1호) : 35 – 75.
- 정운오 · 나인철 · 이명곤 · 조성표. 2009. 『IFRS 중급회계』 제2판. 신영사.
- 최종서 · 장지경. 2005. “회계이익과 주식수익률간의 동시적 선형상관관계의 추세변화”. 회계와 감사 연구 41 : 65 – 93.
- 한봉희. 1998. “국내자본시장에서 회계이익정보의 유용성 향상 여부에 관한 실증적 연구”. 회계학연구 23 (제1호) : 1 – 24.
- Ball, R. and P. Brown. 1968. An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research* (Autumn) : 159 – 178.
- Brown, S., K. Lo, and T. Lys. 1999. Use of R² in Accounting Research : Measuring Changes in Value Relevance over the Last Four Decades. *Journal of Accounting & Economics* 28 : 83 – 115.
- Collins, D. W., E. L. Maydew, and I. S. Weiss. 1997. Changes in the Value – Relevance of Earnings and Book Values over the Past Forty Years. *Journal of Accounting & Economics* 24 : 39 – 67.
- 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 : 29 – 61.
- Core, J. E., W. R. Guay, and S. P. Kothari. 2002. The Economic Dilution of Employee Stock Options : Diluted EPS for Valuation and Financial Reporting. *The Accounting Review* 77 (3) : 627 – 652.
- Easton, P. D. and T. S. Harris. 1991. Earnings as an Explanatory Variable for Returns. *Journal of Accounting Research* 29 (1) : 19 – 36.
- Ely, K. and G. Waymire. 1999. Accounting Standards – Setting Organizations and Earnings Relevance : Longitudinal Evidence from NYSE Common Stocks, 1927 – 93. *Journal of Accounting Research* 37 (Autumn) : 293 – 317.
- Francis, J. and K. Schipper. 1999. Have Financial Statements Lost Their Relevance? *Journal of Accounting Research* 37 (Autumn) : 319 – 352.
- Hayn, C. 1995. The Information Content of Losses. *Journal of Accounting and Economics* 20 : 125 – 153.
- Holthausen, R., and R. Leftwich. 1983. The Economic Consequences of Accounting Choice : Implications of Costly Contracting and Monitoring. *Journal of Accounting and Economics* 5 : 77 – 117.
- Huson, M. R., T. W. Scott, and H. A. Wier. 2001. Earnings Dilution and the Explanatory Power of Earnings for Returns. *The Accounting Review* 76 (4) : 589 – 612.

- Lev, B. and P. Zarowin. 1999. The Boundaries of Financial Reporting and How to Extend Them. *Journal of Accounting Research* 37 (Autumn) : 353 – 385.
- Marquardt, C. A., and C. I. Wiedman. 2005. Earnings Management through Transaction Structuring : Contingent Convertible Debt and Diluted Earnings per Share. *Journal of Accounting Research* 43 (2) : 205 – 243.
- Marquardt, C. A., and C. I. Wiedman. 2007. Economic Consequences of Financial Reporting Changes : Diluted EPS and Contingent Convertible Securities. *Review of Accounting Studies* 12 : 487 – 523.
- Park, J. 2009. The Market Response to Dilution Effects of Potential Common Stocks. *Korean Accounting Review* 34 (3) : 1 – 20. [Printed in Korean]

The Explanatory Power of Diluted EPS for Stock Price

Lee, Se Yong*

〈Abstract〉

As two important measures for firm performance, earnings-per-share(*EPS*) and diluted earnings-per-share(*DEPS*) are disclosed on the comprehensive income statement. Although the informativeness of *EPS* has been examined in various perspectives after Ball and Brown(1968) had published their prominent paper, the informativeness of *DEPS* has not been investigated sufficiently.

Huson · Scott · Wier (2001) and Core · Guay · Kothari 2002) showed that the value-relevance of *EPS* is decreased with the dilutive effect of potential common stocks. In addition, Park(2009) showed that investors value lowly firm with dilutive effects. These prior studies imply that there exists the informativeness of potential common stocks' dilutive effects.

Therefore, compared with *EPS*, in which the dilutive effects of the potential common stocks is not reflected, *DEPS* is expected to be more value-relevant, because *DEPS* reflects the dilutive effects directly.

In this perspective, the purpose of this study is to examine whether the value-relevance of *DEPS* is larger than that of *EPS*. To evidence the hypothesis, this paper analyze whether the explanatory power of *DEPS* is stronger than that of *EPS*, using both price-earnings model and returns-earnings model.

The general result is that the explanatory power of *DEPS* is not likely to be consistently larger than that of *EPS*. In price-earnings model, the explanatory power of *DEPS* is higher than that of *EPS* for both the entire sample and yearly sample. However, in the case that, to control for the scale effect, all the variables are scaled with the beginning price, the explanatory power of *DEPS* is not significantly larger than that of *EPS*. In returns-earnings model, the explanatory power of the change in *DEPS*($\Delta DEPS$) is not significantly different from that of the change in *EPS*(ΔEPS). In addition, in various sensitivity analyses, the explanatory power of the change in *DEPS*($\Delta DEPS$) is not significantly different from that of the change in *EPS*(ΔEPS).

The results of this paper is supposed to be driven from the following reasons.

Firstly, the dilutive effects of the potential common stocks, which is shown as about 4%, is so small in this paper that the informativeness of *DEPS* can't be discriminated from that of *EPS*.

* Professor, School of Business Administration, The Catholic University of Korea

Secondly, because the current *DEPS* reflects only the dilutive effects of the potential common stocks, instead of their possibility of converging into the common stocks, *DEPS* is not likely to reflect the real economic effects related to their dilutive effects. Therefore, as far as this paper can't reflect the possibility of *DEPS*' converging into the common stocks, its results is not free from the bias.

〈Key words〉 diluted earnings—per—share, diluted EPS, earnings—per—share, EPS, explanatory power for stock price, value relevance