

세무와회계저널
제12권 제4호 2011년 12월 pp.517~541
한국세무학회

잠재적 보통주의 전환가능성과 회석주당이익의 주가설명력*

이세용**

—<요 약>—

잠재적보통주의 회석효과가 가지는 경제적 의미에 대하여 많은 연구들이 진행되어 오고 있다. 이들 선행연구들은 회석효과가 경영자의 의사결정에 미치는 영향을 분석하는 연구(Marquardt · Wiedman, 2005 ; Marquardt · Wiedman, 2007)와 그러한 회석효과에 대한 시장반응을 분석하는 연구(Huson · Scott · Wier, 2001 ; Core · Guay · Kothari, 2002 ; Park, 2009 ; 이세용, 2011)로 대별된다. 문제는 이들 선행연구들은 암묵적으로 현재 존재하는 잠재적보통주가 모두 보통주로 전환된다는 암묵적인 전제 하에 회석효과를 분석하고 있다는 점이다. 잠재적보통주의 회석효과가 의미를 갖기 위해서는 기본적으로 해당 잠재적보통주가 보통주로 실제로 전환될 것이라는 기대가 전제되어야 함에도 불구하고 잠재적보통주의 회석효과와 관련된 선행연구들은 그 전환가능성의 내용을 분석에서 고려하고 있지 못하다.

이상의 맥락에서 본 연구는 선행연구들과는 달리 잠재적보통주의 전환가능성을 명시적으로 고려함으로써 잠재적보통주의 회석효과가 직접적으로 반영된 회석주당이익(DEPS)의 정보효과가 주당순이익(EPS)의 정보효과와 어떻게 달라지는지를 분석하고자 하였다. 이의 분석을 위하여 2001년부터 2008년까지 매년 말 현재 유가증권시장에 상장된 12월 결산법인 중에서 재무제표에 DEPS에 대한 정보가 표시된 516개 기업-년을 대상으로 주가-이익 모형을 이용하여 분석을 수행하였다.

분석 결과, 잠재적보통주의 전환가능성이 큰 경우에 주가-이익 모형에서의 DEPS의 계수는 그 전환가능성이 작은 경우에 비해서 가치관련성이 2.582만큼 작아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 관련 변수를 다양한 방법으로 스케일링하거나, 전환가능성을 주가가 아니라 회계이익으로 측정하거나, 종속변수를 $t+1$ 년도 3월말 주가를 사용하거나, 회계이익의 손실 여부를 통제하거나, 기업규모 및 성장률, 그리고 위험 등의 요인을 통제하는 경우에도 동일하게 나타났다. 이상에 나타난 결과는 DEPS에 반영되어 있는 잠재적보통주의 회석효과는 잠재적보통주의 전환가능성에 따라 그 경제적 영향이 달라진다는 것을 의미하는 것이다.

〈주제어〉 잠재적보통주, 회석효과, 전환가능성, 회석주당이익, 주당이익, 주가설명력, 가치관련성

* 본 연구는 가톨릭대학교 2010년도 교비연구비의 지원에 의하여 수행되었습니다(과제번호 : M-2010-B0002-00101).

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

논문접수일 2011년 11월 게재확정일 2011년 12월

I. 서 론

당기순이익은 기업성과에 대한 가장 대표적인 측정치이다. 그런데 당기순이익은 기업규모에 따라 그 크기가 영향을 받으므로 기업규모가 상이한 기업들 사이에서 당기순이익의 크기만으로 기업간 성과를 비교하는 경우, 그 평가결과에 편의가 나타나게 된다 (Park, 2009 ; 이세용, 2011). 따라서 규모가 상이한 기업 사이에서 성과를 비교할 수 있도록 당기순이익을 보통주식수로 나눈 주당이익(earnings-per-share, 이하 EPS)이 재무제표에 보고되고 있다(정운오 · 나인철 · 이명곤 · 조성표, 2009). 그런데 잠재적보통주(potential common stocks)¹⁾가 발행되어 있는 경우, EPS만으로는 기업간 성과를 비교하는 것이 부족하게 된다. 왜냐 하면, 잠재적보통주는 그 소유자의 의지에 따라 언제든지 보통주로 전환될 수 있으므로²⁾ EPS 계산에 사용되는 보통주식수는 언제라도 변동될 수 있기 때문이다. 이에 따라 재무제표에는 희석효과(dilution effect)³⁾가 있는 잠재적보통주가 보통주로 전환되었다는 가정하에 현재의 당기순이익과 보통주식수를 조정한 후, 그 조정된 보통주식수로 역시 조정된 당기순이익을 나눈 희석주당이익(diluted earnings-per-share, 이하 DEPS)이 EPS에 더하여 추가로 보고되고 있다.

이상에서 보듯이 EPS는 잠재적보통주에 대한 희석효과를 반영하고 있지 않지만 DEPS는 그 희석효과를 반영하고 있다. 따라서 EPS와 DEPS 중에서 어느 것이 기업성과에 대한 타당한 측정치인지는 희석효과에 대한 시장의 평가에 따라 다르게 나타날 가능성이 존재하게 된다. 이러한 맥락에서 Huson · Scott · Wier(2001)은 희석효과가 클 경우, 초과수익률과 비기대이익 사이에서 나타나는 ERC(earnings response coefficient)가 감소하는 것을 보였고, Park(2009) 역시 희석효과가 클 경우 EPS의 가치관련성이 저하되는 것을 보임으로써 희석효과에 따라 기업가치평가(valuation)에서 EPS의 역할이 달라진다는 것을 실증하였다. 또한 Huson · Scott · Wier(2001)과 Park(2009)이 희석효과와 관련된 EPS의 역할에 주목한 것에 비하여 이세용(2011)은 희석효과를 직접적으로 반영하고 있는 DEPS에 주목하여 DEPS가 EPS보다 기업가치평가 요소로서 더

-
- 1) 전환사채, 전환우선주, 주식매입권, 옵션 등과 같은 금융상품은 그 소유자의 의지에 따라 보통주로 전환이 가능하다. 이러한 금융상품을 잠재적보통주라고 한다.
 - 2) 물론 잠재적보통주의 소유주가 잠재적보통주를 보통주로 전환하는 것은 in-the-money 상태인 경우일 것이다.
 - 3) 잠재적보통주가 보통주로 전환되는 경우, 보통주식수가 증가함에 따라 EPS는 감소하게 된다. 그러나 전환사채처럼 보통주로 전환된다고 가정할 경우, 보통주식수의 증가에 따라 DEPS는 감소하지만(EPS 감소효과), 동시에 전환사채에 대하여 계상되었던 이자비용이 더 이상 비용으로 인식되지 않음으로써 당기순이익이 증가하여 DEPS가 오히려 증가하는 경우도 있다(EPS 증가효과). 이 경우, 후자의 효과가 전자의 효과를 지배한다면 DEPS는 EPS보다 증가하게 된다. 현재 DEPS 계산에 대한 회계처리기준은 EPS 감소효과가 EPS 증가효과를 지배하는 경우에만 잠재적보통주가 보통주로 전환된다고 가정하고 있는데, 이와 같은 경우에 잠재적보통주에 희석효과가 존재하는 것으로 간주한다(정운오 등, 2009).

타당한지를 비교하였다.

이렇게 회식효과의 영향을 Park(2009)을 비롯한 대부분의 선행연구들은 EPS를, 이세용(2011)은 DEPS를 이용하여 분석하고 있지만, 이들 연구에서 문제가 되는 것은 회식효과가 그 자체로 잠재적보통주의 전환가능성을 의미하지는 않는다는 것이다. 회식효과는 잠재적보통주의 전환가능성과는 관계없이, 지금 현재 잠재적보통주가 전환된다는 가정하에 계산된 DEPS가 EPS보다 작아지는 정도를 의미한다. 이러한 회식효과가 의미를 가지려면 실질적으로 잠재적보통주가 보통주로 전환될 가능성이 있어야 한다. 회식효과가 아무리 크더라도 잠재적보통주가 보통주로 전환되지 않는다면 사실상 그 회식효과는 존재하지 않는 것과 같다. 따라서 잠재적보통주의 회식효과에 대한 선행연구들은 잠재적보통주의 전환가능성을 고려하지 않는 만큼 EPS와 DEPS 사이에서 나타나는 회식효과의 차이를 정확하게 반영하고 있지 못하다. 이러한 맥락에서 본 연구는 Huson · Scott · Wier(2001)와 Park(2009), 그리고 이세용(2011)의 연구를 확장하여 잠재적보통주의 전환가능성을 명시적으로 고려함으로써 회식효과가 반영된 DEPS의 정보효과를 분석하고자 하였다.

이러한 연구 목적을 위하여 본 연구에서는 2001년부터 2008년까지 매년 말 현재 유가증권시장에 상장된 12월 결산법인 중에서 재무제표에 DEPS에 대한 정보가 표시된 516개 기업-년을 대상으로 하고, 분석 모형으로는 주가-이익 모형을 이용하여 분석을 수행하였다.

분석 결과, 잠재적보통주의 전환가능성이 큰 경우에 주가-이익 모형에서의 DEPS의 계수는 그 전환가능성이 작은 경우에 비해서 가치관련성이 2.582만큼 작아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 DEPS에 반영되어 있는 잠재적보통주의 회식효과는 잠재적보통주의 전환가능성에 따라 그 경제적 영향이 달라진다는 것을 의미하는 것이다. 즉, 본 연구의 결과는 잠재적보통주의 회식효과와 관련된 연구를 하는 경우, 잠재적보통주의 전환가능성을 통제할 필요가 있다는 것을 나타내며, 결과적으로 이러한 잠재적보통주의 전환가능성을 명시적으로 통제하지 못한 선행연구들의 연구 결과를 해석할 때에는 일정한 주의가 필요하다는 것을 시사한다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. II장에서는 잠재적보통주의 회식효과와 전환가능성에 대한 선행연구를 검토하고 이를 바탕으로 본 연구의 배경을 설명한다. III장에서는 잠재적보통주의 전환가능성을 측정하는 방법과 연구모형, 그리고 연구표본을 제시하고 IV장에서는 실증분석 결과를 제시한다. 그리고 마지막 V장에서는 연구에 대한 결론을 제시한다.

II. 선행연구의 검토와 연구의 배경

1. 선행연구의 검토

회식효과와 관련된 선행연구들은 회식효과가 경영자의 의사결정에 미치는 영향을 분석하는

연구와 그러한 회석효과에 대한 시장반응을 분석하는 연구로 대별된다. 우선 잠재적보통주의 회석효과가 경영자의 의사결정에 미치는 영향을 분석한 대표적인 연구로는 Marquardt · Wiedman(2005)와 Marquardt · Wiedman(2007)의 연구가 있다. 이들은 공통적으로 조건부 전환사채(contingent convertible bonds, 이하 COCOs)⁴⁾의 발행에 대한 경영자의 의사결정에 회석효과가 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다.

Statement of Financial Accounting Standards No. 128에 따르면 COCOs의 회석효과는 전환가정법(if-converted method)에 따라 계산되는 것이 원칙이다.⁵⁾ 그런데 COCOs는 회계기간이 종료될 때까지 주가가 사전에 약정된 수준에 도달하지 않으면, 전환과 관련된 조건이 성립하지 않는 것으로 보아 DEPS를 계산하기 위한 발행주식수 조정이 이루어지지 않는다. 즉, 일반 전환사채를 발행하는 대신 COCOs를 발행하게 되면, COCOs에서 정하는 조건이 충족되지 않는 한 DEPS의 계산에 사용되는 보통주식수는 증가하지 않는다(Marquardt · Wiedman, 2005). 따라서 DEPS의 값을 높게 유지하고자 하는 경영자는 일반 전환사채의 회석효과가 클 경우, COCOs를 대신 발행함으로써 DEPS를 지속적으로 크게 유지하는 것이 가능해진다. 이러한 맥락에서 Marquardt · Wiedman(2005)는 일반 전환사채의 발행에 따라 DEPS가 작아질 것으로 예상되는 경우, 경영자는 일반 전환사채보다는 COCOs를 발행하는 경향이 있다는 것을 실증하였다.

그런데 2004년 중반, 미국 재무회계기준위원회(Financial Accounting Standards Board)는 사전에 약정된 수준을 주가가 초과하는지의 여부에 상관없이 DEPS 계산에 COCOs의 회석효과를 반영하도록 회계처리기준을 개정하였다. 이는 Marquardt · Wiedman(2005)에서의 결과처럼 경영자가 COCOs를 이용하여 DEPS를 증가시키는 것이 불가능하게 되었다는 것을 의미한다. 이러한 상황에서 Marquardt · Wiedman(2007)는 기존에 존재하는 COCOs에 새로운 회계처리방법이 적용됨에 따라 DEPS가 감소하는 정도가 클 것으로 예상되는 경우, 경영자가 어떠한 전략을 취하는지를 분석하였다. Marquardt · Wiedman(2007)의 연구 결과, 새로운 회계처리방법이 효력을 발생하기 이전에 경영자는 추가적으로 현금을 지불하고 COCOs의 발행조건을 수정하거나, 아니면 COCOs를 상환함으로써 COCOs에 의하여 나타날 회석효과를 사전적으로 제어하고자 하는 것으로 나타났다.

다음으로 잠재적보통주의 회석효과에 대한 시장반응 및 회석효과의 주가관련성을 분석하는 연구로는 Huson · Scott · Wier(2001), Core · Guay · Kothari(2002), Park(2009), 그리고 이세용(2011) 등이 있다.

우선, Huson · Scott · Wier(2001)는 잠재적보통주의 회석효과가 존재하는 경우, 규모조정수익

4) COCOs는 주가가 사전에 약정된 수준에 도달할 때까지는 보통주로 전환될 수 없는 전환사채로서, 이러한 조건이 부여되지 않은 일반 전환사채와 구분된다(이세용, 2011).

5) 전환가정법은 잠재적보통주가 보통주로 전환된다면 전환권자에게 부여될 보통주식수를 기존의 보통주식수에 더하여 이를 분모로 하여 DEPS를 계산한다.

률(size-adjusted return)을 특별항목 반영전 이익의 변동분 사이에서 나타나는 ERC는 감소한다는 것을 실증하였으며, Core · Guay · Kothari(2002)는 주식매입권의 회석효과가 현재의 자기주식법⁶⁾으로는 DEPS에 충분히 반영되지 못하므로 현재의 재무제표에 계상된 DEPS는 과대평가되어 있을 것이며 이로부터 주가 혹은 주식수익률과 DEPS 사이에서 나타나는 ERC는 작아진다는 것을 실증하였다.

우리나라의 데이터를 이용하는 연구에서도 Park(2009)은 잠재적보통주의 회석효과가 클수록 주가-이익 모형과 주식수익률-이익 모형에서 ERC가 더 낮게 나타난다는 것을 보였으며, 이 세용(2011)은 직접적으로 DEPS의 주가설명력을 분석한 결과, DEPS는 EPS와 비교하여 그 주가 설명력이 유의적으로 높지는 않지만 분명히 유의적으로 주가를 설명하고 있는 것으로 나타났다.

2. 연구의 배경

이상에 제시한 선행연구에서처럼 잠재적보통주에 의한 회석효과의 영향을 분석하기 위해서는 기본적으로 잠재적보통주의 회석효과를 측정해야 한다. Marquardt · Wiedman(2005)과 Marquardt · Wiedman(2007)은 첫째, COCOs가 발행된 경우에는 COCOs의 효과가 반영되지 않은 DEPS를 추정하고, 이를 재무제표에 보고된 DEPS로부터 차감하여 회석효과를 측정하고, 둘째, 일반 전환증권이 발행된 경우에는 COCOs의 효과를 반영한 DEPS를 추정하고 이로부터 재무제표에 보고된 DEPS를 차감하여 회석효과를 측정하였다.⁷⁾ 즉, Marquardt · Wiedman(2005)과 Marquardt · Wiedman(2007)는 실제의 재무제표에 보고된 DEPS와 COCOs가 발행되지 않은 경우와 발행된 경우의 DEPS를 추정하여 그 차이로서 회석효과를 측정하였다. 이에 비하여 Huson · Scott · Wier(2001)는 전환증권이 모두 보통주로 전환된다면 새로 발행되어야 하는 보통주식수(조정보통주식수)를 구하고 이를 현재의 발행주식수와 더한 값으로 나누어 회석효과를 측정하였으며,

-
- 6) 자기주식법은 잠재적보통주를 보통주로 전환할 경우, 전환권자가 기업에게 지급하는 현금으로 보통주를 구입한다고 가정하고, 이 때에 구입가능한 보통주식수를 잠재적 보통주의 전환에 따라 부여되는 보통주식수에서 차감한 잔여 주식수를 이용하여 DEPS 계산에 필요한 분모를 조정하여 DEPS를 구하는 방법을 말한다.
 - 7) COCOs의 경우, 주가가 사전에 약정한 수준에 도달하지 않으면 DEPS의 산정을 위한 보통주 조정이 이루어지지 않는다. 따라서 COCOs 발행기업의 DEPS는 대부분의 경우에 일반 전환증권을 발행한 기업의 DEPS보다 크게 된다. 이에 따라 Marquardt · Wiedman(2005)와 Marquardt · Wiedman(2007)는 회석효과를 다음의 두 가지 경우로 나누어 계산하였다. 첫째, COCOs를 발행한 기업의 경우, COCOs의 회석효과가 반영되지 않는 만큼 실제 재무제표에 보고된 DEPS는 그 값이 커지게 된다. 따라서 실제 재무제표에 보고된 DEPS와 만약에 COCOs가 일반 전환증권으로 분류되었다면 나타났을 DEPS 사이의 차이는 COCOs가 가지는 회석효과가 된다. 둘째, 일반 전환증권을 발행한 기업의 경우, 실제 재무제표에 보고된 DEPS는 모든 전환증권의 회석효과를 반영하고 있다. 따라서 이들 전환증권이 COCOs로 발행되었다면 나타났을 DEPS는 현재 재무제표에 보고된 DEPS 보다 작을 것이고 그 차이는 COCOs의 회석효과를 나타내게 된다.

Core · Guay · Kothari(2002)는 주식매입권의 회석효과를 계산하는 데 사용되는 자기주식법이 주식매입권이 갖는 회석효과를 충분히 반영하지 못한다고 보고, 주식매입권의 가격을 주가로 나눈 후, 이에 주식매입권의 개수를 곱한 값을 EPS 계산할 때의 분모에 더하여 주식매입권의 회석효과가 제대로 반영된 DEPS를 측정하였다.

우리나라의 경우, 재무제표에 EPS와 DEPS가 동시에 공시되므로 외국의 경우에 비하여 회석효과의 계산은 비교적 용이한 편이다. 즉, Park(2009)은 EPS에서 DEPS를 차감하여 회석효과를 측정함으로써 앞부분에서 제시한 미국의 선행연구들보다 잠재적보통주의 회석효과를 보다 간편하게 구하고 있다.

그러나 이상에서 제시한 잠재적보통주의 회석효과에 대한 선행연구들은 암묵적으로 현재 존재하는 잠재적보통주가 모두 보통주로 전환된다는 암묵적인 전제 하에 회석효과를 분석하고 있다. 이와 관련하여 이세용(2011)은 DEPS의 추가설명력이 EPS의 추가설명력보다 유의적으로 크게 나타나지 않은 자신의 연구결과가 사실은 잠재적 보통주는 모두 보통주로 전환된다는 가정 아래에서 DEPS가 계산되었기 때문일 가능성을 언급하고 있다. 이세용(2011)에 의하면 회석효과가 있다고 해당 잠재적 보통주가 항상 보통주로 전환되지 않는다. 왜냐하면 현재의 주가가 행사가격보다 낮을 경우(즉, 전환가능성이 낮을 경우), 잠재적보통주를 보통주로 전환하는 실익이 없기 때문이다. 따라서 잠재적보통주의 회석효과가 의미를 갖기 위해서는 기본적으로 해당 잠재적 보통주가 보통주로 전환될 것이라는 강한 기대가 선행되어야 한다. 그럼에도 불구하고 현재의 DEPS 계산은 잠재적보통주의 전환가능성을 고려하고 있지 못하다. 더욱이 반회석효과⁸⁾를 가지는 잠재적 보통주라도 주가가 행사가격보다 높다면 이러한 잠재적보통주가 미치는 영향은 오히려 DEPS에 반영되는 것이 타당하다(이세용, 2011). 따라서 잠재적보통주의 회석효과와 관련된 선행연구들이 그 전환가능성을 고려하지 않는 한, 선행연구의 결과는 편의 되었을 가능성이 있다.

이상의 맥락에서 본 연구는 잠재적보통주의 회석효과에 대한 선행연구에서 간과되었던 잠재적보통주의 전환가능성을 분석의 틀에 명시적으로 반영한다는 측면에서 선행연구와 차별성을 갖는다. 이러한 잠재적보통주의 전환가능성을 고려하는 유일한 연구는 Huson · Scott · Wier (2001)인 것으로 보인다. Huson · Scott · Wier(2001)는 회석효과가 클 경우, 규모조정수익률과 EPS 사이에서 나타나는 ERC가 작아지는데, 그 ERC는 전환가능성이 클 경우에 더 크게 작아진다는 것을 실증하였다. 그러나 Huson · Scott · Wier(2001)의 연구는 기본적으로 수익률과 EPS 사이의 관계를 분석하는 것임에 비해 본 연구는 DEPS와 주가 사이의 관계를 분석하는 이세용(2011)의 연구를 확장하여 DEPS와 주가 사이의 관계가 잠재적보통주의 전환가능성에 따라 어떻게 달라지는지를 분석한다는 측면에서 Huson · Scott · Wier (2001)와는 차별성을 갖는다.

8) 잠재적보통주를 보통주로 전환할 경우, EPS가 오히려 증가할 수가 있는데 이를 반회석효과라고 한다.

III. 연구설계

1. 전환가능성의 측정

잠재적보통주의 전환가능성($CONV_{it}$)은 Huson · Scott · Wier(2001)에 따라 다음의 두 가지 방법으로 측정하였다. 첫째, 전년도에 비하여 당해연도의 회계이익이 증가하는 것은 기업의 성과가 향상되고 있다는 것을 의미하며, 이로부터 미래의 성과 역시 긍정적인 방향으로 나타날 것이라는 예상을 가능하게 한다. 이에 따라 미래의 주가가 상승할 것이라고 시장참가자들이 기대하게 될 경우, 잠재적보통주의 전환가능성은 증가하게 된다. 따라서 당해연도의 회계이익에서 전년도의 회계이익을 차감한 후, 이를 전년도의 회계이익으로 나눈 값($\Delta EARN_{it}$)이 양(+)인 경우, 잠재적보통주의 전환가능성이 크다고 할 수 있다.

둘째, 잠재적보통주의 전환가능성은 실질적으로 보통주의 주가가 잠재적보통주의 행사가격(exercise price)을 초과하는 경우에 극대화된다. 따라서 주가의 상승은 잠재적보통주의 전환가능성을 판단하는 중요한 지표가 된다. 이에 따라 당해년도 기말주가에서 기초주가를 차감한 후, 이를 기초주가로 나눈 값($\Delta PRICE_{it}$)⁹⁾이 양(+)인 경우, 잠재적보통주의 전환가능성이 크다고 보아 $CONV_{it}$ 에 1의 값을 부여하였으며, $\Delta PRICE_{it}$ 이 음(-)의 값인 경우, 잠재적보통주의 전환가능성이 작다고 보아 $CONV_{it}$ 에 0의 값을 부여하였다.¹⁰⁾

다만, 본 연구에서는 전환가능성을 $\Delta PRICE_{it}$ 의 부호를 이용하여 분석한 내용을 주된 결과로 제시한다. 왜냐 하면 주가-이익 모형에서 설명변수로 포함되는 회계이익에는 이미 $\Delta EARN_{it}$ 의 내용이 반영되어 있으므로 주가-이익 모형에서 나타나는 결과가 $\Delta EARN_{it}$ 로 측정되는 전환가능성 때문에 나타난 것인지, 아니면 회계이익이 기본적으로 반영하고 있는 기업성과 때문에 나타난 것인지를 구분하기가 어렵기 때문이다.¹¹⁾

-
- 9) $\Delta PRICE_{it}$ 를 계산할 때, 주식분할이나 자본금의 변동 등에 따라 기초와 기말의 보통주식수는 차이가 나타날 수 있는데 본 연구에서는 이러한 주식수 차이를 기초와 기말에 일정하도록 조정하였다.
- 10) 엄밀히 말하면 주가가 행사가격을 초과하는 경우에 잠재적보통주의 전환가능성이 높아진다. 그러나 현실적으로 본 연구에 사용된 잠재적보통주 각각의 행사가격에 대한 정보를 모두 확보하는 것이 어려운 까닭에 본 연구에서는 전년도의 주가보다 당해연도의 주가가 상승하는 경우, 당해연도의 주가는 전년도에 비해 행사가격을 초과할 가능성이 높아지므로 잠재적보통주의 전환가능성이 증가하는 것으로 간주하였다. Huson · Scott · Wier (2001) 역시 주가 상승 여부를 기준으로 전환가능성을 측정하고 있으므로 $CONV_{it}$ 를 $\Delta PRICE$ 로 측정하는 본 연구의 방법이 일정 부분 타당성을 갖는다고 판단된다.
- 11) $\Delta EARN_{it}$ 을 이용하여 전환가능성을 측정한 결과는 추가분석 부분에서 간단하게 언급한다.

2. 연구모형

본 연구에서는 잠재적보통주의 전환가능성이 증가함에 따라 $DEPS$ 의 추가설명력이 EPS 의 추가설명력보다 커지는지를 추가-이익 모형을 이용하여 분석하였다.¹²⁾

우선, 추가-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.¹³⁾

잠재적보통주의 전환가능성이 증가함에 따라 $DEPS_{it}$ 의 추가설명력이 EPS_{it} 의 추가설명력보다 커지는지를 분석하기 위하여 본 연구에서는 전체 표본을 $CONV_{it}$ 이 1인 기업(즉, $\Delta PRICE_{it} > 0$)과 $CONV_{it}$ 이 0인 기업(즉, $\Delta PRICE_{it} \leq 0$)으로 구분하고 그 구분된 각 포트폴리오에 대하여 (모형 1-1)과 (모형 1-2)에서 나타나는 adj. R^2 의 크기를 비교하고 EPS_{it} 와 $DEPS_{it}$ 의 회귀계수를 비교하였다. 잠재적보통주의 전환가능성이 작을 경우(즉, $CONV_{it}=0$ 인 경우), 잠재적보통주에 존재하는 회석효과는 사실상 그 효과가 미치는 영향이 작을 것이므로 $DEPS_{it}$ 에 회석효과가 반영되어 있다 하더라도 $DEPS_{it}$ 는 EPS_{it} 와는 차별적인 모습을 보이지 않을 것이다. 따라서 (모형 1-1)과 (모형 1-2)에서 adj. R^2 및 EPS_{it} 와 $DEPS_{it}$ 의 회귀계수 사이에는 커다란 차이가 나타나지 않을 것이다. 그러나 잠재적보통주의 전환가능성이 클 경우(즉, $CONV_{it}=1$ 인 경우), 잠재적보통주에 존재하는 회석효과는 실질적인 영향력을 발휘할 것이므로 이를 직접적으로 반영하고 있는 $DEPS_{it}$ 는 EPS_{it} 와는 다른 모습을 보일 것이다. 따라서 (모형 1-1)과 (모형 1-2)에서 adj. R^2 및 EPS_{it} 와 $DEPS_{it}$ 의 회귀계수 사이에는 유의적인 차이가 나타날 것으로 기대된다.

이에 더하여 구체적으로 잠재적보통주의 전환가능성에 따라 EPS_{it} 와 $DEPS_{it}$ 의 회귀계수가 어떻게 달라지는지를 다음의 (모형 2-1)과 (모형 2-2)를 이용하여 분석하였다.

12) 회계이익의 정보효과, 혹은 가치관련성을 분석할 경우, 추가-이익 모형과 수익률-이익 모형을 동시에 분석하는 것이 일반적이다. 그러나 수익률-이익 모형에서 당기의 초과수익률을 당기의 비기대이익에 대하여 회귀하게 되면, $\Delta PRICE_{it}$ 로 측정된 $CONV_{it}$ 을 설명변수로 사용하는 경우, 연구 결과에 편이가 나타나게 된다(Huson · Scott · Wier, 2001). 이에 따라 본 연구에서는 추가-이익 모형을 주된 분석 방법으로 사용하였다.

13) 본 연구에서는 Park(2009)에서 사용된 방법에 따라 주당 기준으로 계산된 변수 값을 그대로 사용하였다. 이 경우 규모효과에 의한 편이가 나타날 수 있으므로 관련 변수들을 기초주가로 스케일링(scaling)하여 분석한 결과는 추가분석 부분에서 제시한다.

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 BPS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \beta_3 CONV_{it} + \beta_4 CONV_{it} * EPS_{it} + \epsilon_{it} \quad (\text{모형 2-1})$$

$$P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 BPS_{it} + \gamma_2 DEPS_{it} + \gamma_3 CONV_{it} + \gamma_4 CONV_{it} * DEPS_{it} + \nu_{it} \quad (\text{모형 2-2})$$

잠재적보통주의 전환가능성이 클 경우, 회석효과에의 영향이 실질적으로 나타나게 되므로 그 회석효과가 존재하는 만큼 EPS_{it} 와 $DEPS_{it}$ 의 가치관련성은 감소하게 된다. 따라서 (모형 2-1)과 (모형 2-2)에서 $CONV_{it} * EPS_{it}$ 의 계수 β_4 와 $CONV_{it} * DEPS_{it}$ 의 계수 γ_4 는 유의적인 음(-)의 값을 가질 것으로 기대된다.

3. 표본

본 연구에서 사용된 표본은 다음과 같이 추출되었다. 우선 2001년부터 2008년까지 매년 말 현재 유가증권시장에 상장된 12월 결산법인을 대상으로 재무제표에 $DEPS$ 에 대한 정보가 표시된 기업들을 기본적인 연구대상으로 하였다. 산업 속성의 차이에서 오는 연구 결과의 왜곡을 피하기 위하여 금융업은 표본에서 제외하였으며, 또한 본 연구에 필요한 변수의 값이 Kis-Value Library Data Base에 존재하지 않는 기업 역시 표본에서 제외하였다. 그리고 극단치(outliers)가 연구 결과에 미치는 영향을 통제하기 위하여 각 변수들에 대하여 그 변수의 분포에서 양 극단의 각각 1%에 해당하는 관측치 역시 표본에서 제외하였다.

그 결과, 주가-이익 모형에 사용되는 표본은 516개 기업-년으로 나타났다. 다음의 <표 1>에는 연도별로 표본수를 표시하였다.

<표 1> 연도별 표본수

연도	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	전체
표본수	8	61	101	78	71	78	67	52	516

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계량

다음의 <표 2>는 각 변수에 대한 기술통계량을 표시하고 있다. EPS_{it} 와 $DEPS_{it}$ 의 평균은 2,911과 2,836이고, 중위수는 각각 1,320과 1,236이다. $DEPS_{it}$ 의 평균은 EPS_{it} 에 비하여 약 75 정도 작으며, 중위수는 84 정도 작으므로, 잠재적 보통주에 의한 회석효과에의 크기는 각각 EPS_{it}

의 약 2.6%와 6.4%에 해당하는 것으로 나타났다. 그리고 EPS_{it} 와 $DEPS_{it}$ 의 평균이나 중위수에 비하여 최대값은 47,331로 상당히 크게 나타나고 있지만 최소값은 각각 (-)3,647과 (-)2,948로 그다지 작게 나타나지 않으므로 EPS_{it} 와 $DEPS_{it}$ 는 일부 관측치에서 아주 높은 값을 갖고 있음을 알 수 있다.

$CONV_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 전환가능성 측정치로서 당기말 주가에서 기초주가를 차감한 후 이를 기초주가로 나눈 값($\Delta PRICE_{it}$)이 양(+)이면 1, 아니면 0을 부여하였다. $CONV_{it}$ 의 평균이 0.59라는 것은 전체 표본의 약 59%에 해당하는 표본의 $\Delta PRICE_{it}$ 가 양(+)의 값이라는 것을 의미한다.

〈표 2〉 각 변수의 기술통계량

변 수	N	평균값	표준편차	최소값	중위수	최대값
P_{it}	516	31,025	49,280	245	10,925	285,000
BPS_{it}	516	25,632	30,938	51	14,627	270,050
EPS_{it}	516	2,911	4,653	-3,647	1,320	47,331
$DEPS_{it}$	516	2,836	4,590	-2,948	1,239	47,331
$CONV_{it}$	516	0.59	0.49	0.00	1.00	1.00

변수의 정의는 다음과 같다. P_{it} = i 기업의 t 년도 12월말 주가, BPS_{it} = i 기업의 t 년도 말 주당순자산(=기말순 자산/기말유통주식수), EPS_{it} = i 기업의 t 년도 말 주당순이익, $DEPS_{it}$ = i 기업의 t 년도 말 회석주당이익, $CONV_{it}$ = i 기업의 t 년도 전환가능성 측정치로서 당기말 주가에서 기초주가를 차감한 후 이를 기초주가로 나눈 값($\Delta PRICE_{it}$)이 양(+)이면 1, 아니면 0을 부여함.

다음의 <표 3>에 주요 변수들 사이의 상관관계를 표시하였다. BPS_{it} 와 EPS_{it} 는 예상대로 P_{it} 와 높은 상관관계를 보여 주고 있으며, EPS_{it} 와 $DEPS_{it}$ 사이의 상관계수도 아주 높게 나타나고 있는데 이는 $DEPS_{it}$ 가 EPS_{it} 를 기준으로 계산되는 만큼 당연한 결과이다.

전환가능성의 측정치인 $CONV_{it}$ 는 P_{it} 와의 피어슨(스피어만) 상관계수가 0.200(0.273)으로서 모두 1% 이하 수준에서 유의적인 양(+)의 값을 나타내고 있다. 이는 전환가능성이 주가에 따라 달라진다는 것을 의미하는 것으로 본 연구에서 전환가능성의 측정치로 $\Delta PRICE_{it}$ 를 사용하는 것이 타당하다는 것을 의미한다. 또한 $CONV_{it}$ 는 EPS_{it} 와 $DEPS_{it}$ 와도 높은 상관관계를 보여 주고 있는데, 이는 EPS_{it} 혹은 $DEPS_{it}$ 가 기업성가에 대한 주요 지표이므로 이들의 크기에 따라 P_{it} 가 영향을 받기 때문인 것으로 해석된다.

〈표 3〉 주요 변수의 상관관계

	P_{it}	BPS_{it}	EPS_{it}	$DEPS_{it}$	$CONV_{it}$
P_{it}	—	0.678*** (<0.001)	0.771*** (<0.001)	0.776*** (<0.001)	0.200*** (<0.001)
BPS_{it}	0.767*** (<0.001)	—	0.681*** (<0.001)	0.687*** (<0.001)	0.093** (0.035)
EPS_{it}	0.773*** (<0.001)	0.675*** (<0.001)	—	0.995*** (<0.001)	0.239*** (<0.001)
$DEPS_{it}$	0.791*** (<0.001)	0.689*** (<0.001)	0.981*** (<0.001)	—	0.237*** (<0.001)
$CONV_{it}$	0.273*** (<0.001)	0.146*** (<0.001)	0.348*** (<0.001)	0.352*** (<0.001)	—

- 1) 변수의 정의는 다음과 같다. P_{it} =i기업의 t년도 12월말 주가, BPS_{it} =i기업의 t년도 말 주당순자산(=기말순자산/기말유통주식수), EPS_{it} =i기업의 t년도 말 주당순이익, $DEPS_{it}$ =i기업의 t년도 말 회석주당이익, $CONV_{it}$ =i기업의 t년도 전환가능성 측정치로서 당기말 주가에서 기초주가를 차감 한 후 이를 기초 주가로 나눈 값($\Delta PRICE_{it}$)이 양(+)이면 1, 아니면 0을 부여함.
- 2) 대각선 위부분은 피어슨 상관계수이고 아래부분은 스피어만 상관계수임.
- 3) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준(양측검정)에서 유의적이라는 것을 표시하며 () 속의 값은 p-value를 나타냄.

2. 잠재적보통주의 전환가능성과 회석주당이익의 주가설명력

다음의 <표 4>는 잠재적보통주의 전환가능성에 따라 EPS_{it} 와 $DEPS_{it}$ 의 정보효과가 어떻게 달라지는지를 분석한 결과이다. <표 4>에서 잠재적보통주의 전환가능성이 낮거나(Panel A) 높거나(Panel B) 상관없이 $DEPS_{it}$ 의 계수는 6.835($t=13.58$)와 5.955($t=10.72$)로서 1% 이하 수준에서 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있으며, EPS_{it} 의 계수 6.658 ($t=13.75$)과 5.731($t=10.36$)보다 항상 크게 나타나고 있다. 이는 이세용(2011)과 일치하는 결과이다.

다음으로 $DEPS_{it}$ 의 주가설명력이 EPS_{it} 의 주가설명력보다 더 큰 것인지를 분석하기 위하여 Vuong test를 수행하였다. Panel A에서 잠재적보통주의 전환가능성이 낮은 경우, 주가를 BPS_{it} 와 함께 EPS_{it} 에 회귀분석한 경우의 adj. R^2 는 74.31%이고, $DEPS_{it}$ 에 회귀분석한 경우의 adj. R^2 는 74.00%로서 $DEPS_{it}$ 의 경우가 0.31%만큼 오히려 더 작게 나타나고 있다. 이러한 차이에 대한 Vuong test의 결과, Vuong's t 값은 0.64로서 유의적이지 않으므로 EPS_{it} 와 $DEPS_{it}$ 사이에 주가설명력에는 차이가 없는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 전환가능성이 낮은 경우에는 $DEPS_{it}$ 가 회석효과를 반영한다고 해도 사실상 그 회석효과는 경제적인 영향이 없으므로 결과적으로 $DEPS_{it}$ 가 EPS_{it} 와 비교하여 차별성을 갖지 못하기 때문인 것으로 해석된다.

다음으로 <표 4>의 Panel B에서 잠재적보통주의 전환가능성이 큰 경우, 주가를 BPS_{it} 와 함께 EPS_{it} 에 회귀분석한 경우의 adj. R^2 는 57.49%이고, $DEPS_{it}$ 에 회귀분석한 경우의 adj. R^2 는 58.27%로서 $DEPS_{it}$ 의 경우가 0.78%만큼 크게 나타나고 있다. 그러나 그 차이에 대한 Vuong test의 결과를 보면 Vuong's t 값은 (-)1.22로서 유의적이지 않은 것으로 나타났다. 즉, 전환가능성이 작은 경우와 마찬가지로 전환가능성이 큰 경우에도 EPS_{it} 와 $DEPS_{it}$ 사이에 추가설명력에는 차이가 없는 것으로 보인다.

이상의 결과를 종합해 보면, 주가에 대하여 $DEPS_{it}$ 는 유의적인 가치관련성을 가지며 그 크기는 EPS_{it} 보다 크지만, adj. R^2 로 측정되는 추가설명력은 EPS_{it} 와 차이가 없는 것으로 나타났다. 다만, 잠재적보통주의 전환가능성이 큰 경우, 주가를 BPS_{it} 와 함께 EPS_{it} 에 회귀분석한 경우의 adj. R^2 와 $DEPS_{it}$ 에 회귀분석한 경우의 adj. R^2 의 차이에 대한 Vuong test의 결과(Vuong's $t=1.22$)는 비록 10% 이하 수준에서 유의적이지는 않지만 10%를 조금 초과하는 수준에서는 그 차이가 유의적이라고 할 수 있다. 즉, <표 4>의 결과는 잠재적보통주의 전환가능성에 따라 $DEPS_{it}$ 가 EPS_{it} 와는 차별적인 가치관련성을 가질 수 있다는 가능성을 제시해준다고 해석된다.

<표 4>에서 잠재적보통주의 회석효과를 직접적으로 반영하고 있는 $DEPS_{it}$ 는 그 회석효과를 반영하고 있지 않은 EPS_{it} 와는 차별적인 가치관련성을 보이고 있지는 않지만 분명히 주가에 대해서는 유의적인 가치관련성을 보이고 있다.

<표 4> 잠재적보통주의 전환가능성과 $DEPS_{it}$ 의 가치관련성

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

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

Panel A : 잠재적보통주의 전환가능성이 낮은 경우 ($CONV_{it}=0$)					
	절편	BPS_{it}	$EPS_{it}/DEPS_{it}$	F-value	adj. R^2
(모형 1-1) EPS_{it}	-2,153.79 (-1.04)	0.466 (6.36)***	6.658 (13.75)***	306.19	74.31%
(모형 1-2) $DEPS_{it}$	-1,984.45 (-0.95)	0.449 (6.00)***	6.835 (13.58)***	301.23	74.00%
Vuong's t = 0.64					
Panel B : 잠재적보통주의 전환가능성이 높은 경우 ($CONV_{it}=1$)					
	절편	BPS_{it}	$EPS_{it}/DEPS_{it}$	F-value	adj. R^2
(모형 1-1) EPS_{it}	4,403.39 (1.75)*	0.450 (5.43)***	5.731 (10.36)***	205.87	57.49%
(모형 1-2) $DEPS_{it}$	4,845.56 (1.95)*	0.430 (5.23)***	5.955 (10.72)***	212.56	58.27%
Vuong's t = -1.22					

- 1) 변수의 정의는 다음과 같다. P_{it} = i기업의 t년도 12월말 주가, BPS_{it} = i기업의 t년도 말 주당순자산(=기말순자산/기말유통주식수), EPS_{it} = i기업의 t년도 말 주당순이익, $DEPS_{it}$ = i기업의 t년도 말 회석주당이익, $CONV_{it}$ = i기업의 t년도 전환가능성 측정치로서 당기말 주가에서 기초주가를 차감한 후 이를 기초주가로 나눈 값($\Delta PRICE_{it}$)이 양(+)이면 1, 아니면 0을 부여함.
- 2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준(양측검정)에서 유의적이라는 것을 표시하며 () 속의 값은 t-value를 나타냄.

이러한 결과를 확장하여 <표 5>에서는 $DEPS_{it}$ 의 가치관련성이 잠재적보통주의 전환가능성에 따라 어떠한 차이를 보이는지 분석하였다. 그리고 비교 목적으로 EPS_{it} 를 이용한 결과도 함께 표시하였다.

<표 5>에서 $DEPS_{it}$ 의 계수는 8.301($t=12.17$)로서 1% 이하 수준에서 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있어 <표 4>에서와 마찬가지로 $DEPS_{it}$ 는 주가에 대하여 유의적인 가치관련성을 가지고 있음을 보이고 있다. 이 때, $CONV_{it} * DEPS_{it}$ 의 계수는 (-)2.582($t=-3.83$)으로서 1% 이하 수준에서 유의적인 음(-)의 값을 보이고 있는데 이는 잠재적보통주의 전환가능성이 큰 경우, $DEPS_{it}$ 의 계수는 그 전환가능성이 작은 경우에 비해서 가치관련성이 2.582만큼 작아진다는 것을 의미한다.

$DEPS_{it}$ 는 EPS_{it} 에 비하여 잠재적보통주의 회석효과가 직접적으로 반영되어 있다. 그런데 그 회석효과가 경제적인 의미를 가지려면 잠재적보통주가 실질적으로 보통주로 전환될 가능성이 있어야 한다. 즉, $DEPS_{it}$ 가 잠재적보통주의 회석효과를 직접적으로 반영하고 있다 해도 잠재적보통주의 전환가능성이 없다면 그 회석효과는 주가에 대하여 아무런 관련성을 보이지 않을 것이다. 그러나 잠재적보통주의 전환가능성이 상당한 경우, $DEPS_{it}$ 에 포함된 잠재적보통주의 회석효과는 주가에 대해 실질적인 영향력을 갖게 되고 이는 $DEPS_{it}$ 가 주가와 사이에서 가지는 관련성을 저하시키게 될 것이다. 왜냐 하면, 회석효과가 없는 경우에 비하여 회석효과가 있는 경우의 회계이익은 기업에 대한 청구권(claims)에서 불리해지기 때문이다. 따라서 <표 5>에서 $CONV_{it} * DEPS_{it}$ 의 계수가 유의적인 음(-)의 값을 갖는다는 것은 이상에서 설명한 내용을 적절하게 반영하고 있다는 것을 의미한다.

다음으로 EPS_{it} 의 경우에도 $CONV_{it} * EPS_{it}$ 의 계수는 (-)2.188($t=-3.30$)으로 유의적인 음(-)의 값을 보이고 있다. 이는 EPS_{it} 가 직접적으로 잠재적보통주의 회석효과를 반영하고 있지 않더라도 잠재적보통주의 전환가능성이 증가하는 경우, 그 전환가능성에 따라 나타나는 기존 주주의 부의 감소 가능성에 따라 EPS_{it} 가 가지는 가치관련성이 감소한다는 것을 의미한다.

〈표 5〉 잠재적보통주의 전환가능성과 $DEPS_{it}$ 의 가치관련성 변화(모형 2-1) : $P_{it} = \beta_0 + \beta_1 BPS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \beta_3 CONV_{it} + \beta_4 CONV_{it} * EPS_{it} + \epsilon_{it}$ (모형 2-2) : $P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 BPS_{it} + \gamma_2 DEPS_{it} + \gamma_3 CONV_{it} + \gamma_4 CONV_{it} * DEPS_{it} + \nu_{it}$

	$DEPS_{it}$		EPS_{it}	
	계수	(t-value)	계수	(t-value)
Intercept	-2,518.59	(-1.15)	-2,549.64	(-1.16)
BPS_{it}	0.404	(6.91)***	0.430	(7.38)***
$DEPS_{it}$	8.301	(12.17)***	—	
$CONV_{it} * DEPS_{it}$	-2.582	(-3.83)***	—	
EPS_{it}	—		7.745	(11.69)***
$CONV_{it} * EPS_{it}$	—		-2.188	(-3.30)***
$CONV_{it}$	9,450.776	(3.10)***	8,816.36	(2.85)***
표본수	516		516	
F-value	240.16		233.79	
adj. R ²	65.01%		64.39%	

1) 변수의 정의는 다음과 같다. P_{it} =i기업의 t년도 12월말 주가, BPS_{it} =i기업의 t년도 말 주당순자산(=기말순자산/기말유통주식수), EPS_{it} =i기업의 t년도 말 주당순이익, $DEPS_{it}$ =i기업의 t년도 말 회석주당이익, $CONV_{it}$ =i기업의 t년도 전환가능성 측정치로서 당기말 주가에서 기초주가를 차감 한 후 이를 기초 주가로 나눈 값($\Delta PRICE_{it}$)이 양(+)이면 1, 아니면 0을 부여함.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준(양측검정)에서 유의적이라는 것을 표시하며 () 속의 값은 t-value를 나타냄.

3. 추가분석

가. 잠재적보통주의 전환가능성에 따른 회석효과 분석 : Park(2009) 연구의 확장

Park(2009)은 잠재적보통주의 회석효과가 반영된 $DEPS_{it}$ 의 주가관련성을 직접적으로 분석하는 대신, EPS_{it} 의 주가관련성이 회석효과에 따라 어떻게 달라지는지를 분석함으로써 잠재적보통주의 회석효과가 가지는 경제적 의미를 분석하였다. 이에 본 연구에서는 Park (2009)의 연구를 확장하여 Park(2009)에서 회석효과에 따라 달라지는 EPS_{it} 의 주가관련성이 잠재적보통주의 전환가능성을 고려할 경우, 추가적으로 어떻게 달라지는지를 다음의 모형을 이용하여 분석하였다.

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 BPS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \beta_3 DE_{it} + \beta_4 EPS_{it} * DE_{it} + \beta_5 CONV_{it} + \beta_6 EPS_{it} * CONV_{it} + \beta_7 EPS_{it} * DE_{it} * CONV_{it} + \epsilon_{it} \quad (\text{모형 3-1})$$

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 BPS_{it} + \beta_2 DEPS_{it} + \beta_3 DE_{it} + \beta_4 DEPS_{it} * DE_{it} + \beta_5 CONV_{it} + \beta_6 DEPS_{it} * CONV_{it} + \beta_7 DEPS_{it} * DE_{it} * CONV_{it} + \epsilon_{it} \quad (\text{모형 3-2})$$

(모형 3-1)은 Park(2009)의 모형에 전환가능성 측정치($CONV_{it}$)와 함께 그 전환가능성과 $EPS_{it} * DE_{it}$ 와의 상호작용 변수($EPS_{it} * DE_{it} * CONV_{it}$)를 포함한 것이다. 이 때, DE_{it} 는 i 기업의 t 년도 회석효과 측정치로서 EPS_{it} 에서 $DEPS_{it}$ 를 차감하여 계산된다.

본 연구의 예상대로 잠재적보통주의 회석효과가 잠재적보통주의 전환가능성이 높은 경우에만 의미를 갖는다면 $EPS_{it} * DE_{it} * CONV_{it}$ 의 계수는 유의적인 음(-)의 값을 가질 것으로 기대된다. (모형 3-2)는 EPS_{it} 대신 $DEPS_{it}$ 를 사용한 것으로 EPS_{it} 의 결과와의 비교를 위하여 함께 표시하였다.

<표 6>을 보면 $EPS_{it} * DE_{it}$ 의 계수는 0.001($t=1.16$)로서 유의적이지 않은 양(+)의 값을 보이고 있다. Park(2009)에서 $EPS_{it} * DE_{it}$ 의 계수는 유의적인 음(-)의 값으로 나타나고 있는데 (Park(2009)의 <Table 5>와 <Table 6> 참조), Park(2009)은 이를 잠재적보통주의 회석효과에 따라 ERC가 감소하는 것으로 해석하고 있다. 그러나 (모형 3-1)에서처럼 전환가능성을 모형에 명시적으로 고려할 경우, $EPS_{it} * DE_{it}$ 의 계수는 유의적이지 않은 것으로 나타나고 있다. 이 때 $EPS_{it} * DE_{it} * CONV_{it}$ 의 계수는 (-)0.002($t=-1.81$)로서 10% 이하 수준에서 유의적인 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나 잠재적보통주의 전환가능성이 클 경우, 잠재적보통주가 가지는 회석효과에 따라 EPS_{it} 의 주가관련성이 감소하고 있다는 것을 알 수 있다. 이러한 결과는 Park(2009)의 결과를 해석할 때에 잠재적보통주의 전환가능성을 고려해야 할 필요가 있음을 보여 준다.

이에 비하여 $DEPS_{it} * DE_{it}$ 의 계수는 0.002($t=2.22$)로서 5% 이하 수준에서 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있다. 이는 회석효과가 클 경우, 그 회석효과를 직접적으로 반영하고 있는 $DEPS_{it}$ 는 오히려 EPS_{it} 보다 주가관련성이 더 증가한다는 것을 의미한다. 그러나 $DEPS_{it} * DE_{it} * CONV_{it}$ 의 계수는 (-)0.003($t=-2.32$)로서 5% 이하 수준에서 유의적인 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타나 EPS_{it} 와 마찬가지로 잠재적보통주의 전환가능성이 클 경우, 기존주주에게 귀속되는 잔여 재산 청구권의 감소에 따라 $DEPS_{it}$ 역시 그 주가관련성이 감소하는 것으로 해석된다.¹⁴⁾

14) <표 6>의 결과는 주당 금액을 기준으로 분석된 결과이다. 이에 규모효과를 통제하기 위하여 관련 변수를 모두 기초주가로 스케일링한 후에 동일한 분석을 다시 수행해 보았는데 그 결과는 <표 6>의 내용과 크게 달라지지 않았다.

〈표 6〉 잠재적보통주의 전환가능성과 $DEPS_{it}$ 의 가치관련성 변화

$$\begin{aligned} \text{(모형 3-1)} : P_{it} = & \beta_0 + \beta_1 BPS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \beta_3 DE_{it} + \beta_4 EPS_{it} * DE_{it} \\ & + \beta_5 CONV_{it} + \beta_6 EPS_{it} * CONV_{it} + \beta_7 EPS_{it} * DE_{it} * CONV_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{(모형 3-2)} : P_{it} = & \beta_0 + \beta_1 BPS_{it} + \beta_2 DEPS_{it} + \beta_3 DE_{it} + \beta_4 DEPS_{it} * DE_{it} \\ & + \beta_5 CONV_{it} + \beta_6 DEPS_{it} * CONV_{it} + \beta_7 DEPS_{it} * DE_{it} * CONV_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

	$DEPS_{it}$		EPS_{it}	
	계수	(t-value)	계수	(t-value)
Intercept	-1,536.641	(-0.62)	-1,920.211	(-0.77)
BPS_{it}	0.437	(7.51)***	0.438	(7.51)***
$DEPS_{it}$	6.526	(11.62)***	—	
$DEPS_{it} * DE_{it}$	0.002	(2.22)**	—	
EPS_{it}	—		6.669	(11.73)***
$EPS_{it} * DE_{it}$	—		0.001	(1.16)
DE_{it}	-3.097	(-0.77)	-4.090	(-1.05)
$DEPS_{it} * CONV_{it}$	-0.489	(-0.78)	—	
$DEPS_{it} * DE_{it} * CONV_{it}$	-0.003	(-2.32)**	—	
$EPS_{it} * CONV_{it}$	—		-0.663	(-1.06)
$EPS_{it} * DE_{it} * CONV_{it}$	—		-0.002	(-1.81)*
$CONV_{it}$	6,736.646	(2.15)**	6,994.078	(2.22)**
표본수	516		516	
F-value	132.33		131.19	
adj. R ²	64.41%		64.21%	

- 1) 변수의 정의는 다음과 같다. P_{it} =i기업의 t년도 12월말 주가, BPS_{it} =i기업의 t년도 말 주당순자산(=기말순자산/기말유통주식수), EPS_{it} =i기업의 t년도 말 주당순이익, $DEPS_{it}$ =i기업의 t년도 말 회석주당이익, DE_{it} =i기업의 t년도 회석효과 측정치(= $EPS_{it} - DEPS_{it}$), $CONV_{it}$ =i기업의 t년도 전환가능성 측정치로서 당기말 주가에서 기초주가를 차감한 후 이를 기초주가로 나눈 값($\Delta PRICE_{it}$)이 양(+)이면 1, 아니면 0을 부여함.
- 2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준(양측검정)에서 유의적이라는 것을 표시하며 () 속의 값은 t-value를 나타냄.

나. 주가-이익 모형에서 기초주가로 스케일링

<표 4>와 <표 5>의 결과는 Park(2009)에 따라 1주당 금액을 기준으로 분석한 결과이다. 그러나 1주당 금액을 기준으로 분석을 수행할 경우에는 규모효과(scale effect)에 따라 연구결과에 편이가 발생할 가능성이 있다. 이에 따라 추가적으로 본문에서 사용된 변수들을 기초주가로 스케일링하여 추가적으로 분석을 수행하여 보았다. 다음의 <표 7>과 <표 8>은 그 결과이다.

우선 <표 7>은 <표 4>에서 사용된 (모형 1-1)과 (모형 1-2)를 기초주가로 스케일링한 결과이다. 잠재적보통주의 전환가능성이 낮은 경우(Panel A)와 높은 경우(Panel B) 모두 Vuong의 t 값은 유의적이지 않으므로 (모형 1-1)과 (모형 1-2) 사이에서 adj. R²는 유의한 차이를 보이지 않고 있다. 이는 <표 4>와 동일한 결과이다. 또한 잠재적보통주의 전환가능성이 낮은 경우, $DEPS_{it}$ 의 계수(0.037, t=1.78)는 EPS_{it} 의 계수(0.023, t=1.42)보다 크게 나타나 역시 <표 4>와 동일한 결과를 보이고 있다. 그러나 잠재적보통주의 전환가능성이 높은 경우, $DEPS_{it}$ 의 계수(-0.088, t=-0.94)는 EPS_{it} 의 계수(-0.048, t=-0.82)보다 더 크다는 통계적 증거가 없으므로 <표 4>와는 다른 결과를 보이고 있다.

<표 7> 잠재적보통주의 전환가능성과 $DEPS_{it}$ 의 가치관련성-기초주가로 스케일링

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

$$(\text{모형 1-2}) : \frac{P_{it}}{P_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{BPS_{it}}{P_{it-1}} + \beta_2 \frac{DEPS_{it}}{P_{it-1}} + \epsilon_{it}$$

Panel A : 잠재적보통주의 전환가능성이 낮은 경우 ($CONV_{it}=0$)					
	절편	BPS_{it}	$EPS_{it}/DEPS_{it}$	F-value	adj. R ²
(모형 1-1) EPS_{it}	0.747 (57.47)***	0.004 (2.00)**	0.023 (1.42)	2.40	1.33%
(모형 1-2) $DEPS_{it}$	0.745 (56.76)***	0.004 (2.08)**	0.037 (1.78)*	2.98	1.88%
Vuong's t = -0.84					
Panel B : 잠재적보통주의 전환가능성이 높은 경우 ($CONV_{it}=1$)					
	절편	BPS_{it}	$EPS_{it}/DEPS_{it}$	F-value	adj. R ²
(모형 1-1) EPS_{it}	1.698 (30.51)***	0.012 (5.62)***	-0.048 (-0.82)	17.79	10.06%
(모형 1-2) $DEPS_{it}$	1.705 (29.74)***	0.013 (5.38)***	-0.088 (-0.94)	17.00	10.12%
Vuong's t = -0.18					

- 1) 변수의 정의는 다음과 같다. P_{it} =i기업의 t년도 12월말 주가, BPS_{it} =i기업의 t년도 말 주당순자산(=기말순자산/기말유통주식수), EPS_{it} =i기업의 t년도 말 주당순이익, $DEPS_{it}$ =i기업의 t년도 말 회석주당이익, $CONV_{it}$ =i기업의 t년도 전환가능성 측정치로서 당기말 주가에서 기초주가를 차감 한 후 이를 기초 주가로 나눈 값($\Delta PRICE_{it}$)이 양(+)이면 1, 아니면 0을 부여함.
- 2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준(양측검정)에서 유의적이라는 것을 표시하며 () 속의 값은 t-value를 나타냄.

다음의 <표 8>은 <표 5>에서 사용된 (모형 2-1)과 (모형 2-2)를 기초주가로 스케일링한 결과이다. <표 8>에서 $CONV_{it} * DEPS_{it}$ 과 $CONV_{it} * EPS_{it}$ 의 계수는 (-)0.591(t=-4.17)과 (-)0.459(t=-3.49)로서 모두 1% 이하 수준에서 유의적인 음(-)의 값을 보이고 있어 <표 5>에서와 동일한 결과를 보여주고 있다.

따라서 <표 7>과 <표 8>의 결과는 규모효과를 통제하기 위하여 관련 변수들을 기초주가로 스케일링하는 경우에도 그 결과는 전체적으로 <표 4>와 <표 5>의 결과와 크게 달라지지는 않는다는 것을 보이고 있다.¹⁵⁾

<표 8> 잠재적보통주의 전환가능성과 $DEPS_{it}$ 의 가치관련성 변화-기초주가로 스케일링

$$\text{(모형 2-1)} : \frac{P_{it}}{P_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{BPS_{it}}{P_{it-1}} + \beta_2 \frac{EPS_{it}}{P_{it-1}} + \beta_3 CONV_{it} + \beta_4 \frac{EPS_{it}}{P_{it-1}} * CONV_{it} + \epsilon_{it}$$

$$\text{(모형 2-2)} : \frac{P_{it}}{P_{it-1}} = \beta_0 + \beta_1 \frac{BPS_{it}}{P_{it-1}} + \beta_2 \frac{DEPS_{it}}{P_{it-1}} + \beta_3 CONV_{it} + \beta_4 \frac{DEPS_{it}}{P_{it-1}} * CONV_{it} + \epsilon_{it}$$

	$DEPS_{it}$		EPS_{it}	
	계수	(t-value)	계수	(t-value)
Intercept	1.206	(17.34)***	1.215	(17.22)***
BPS_{it}	0.008	(3.43)***	0.009	(3.61)***
$DEPS_{it}$	0.376	(7.84)***	—	
$CONV_{it} * DEPS_{it}$	-0.591	(-4.17)***	—	
EPS_{it}	—		0.280	(6.78)***
$CONV_{it} * EPS_{it}$	—		-0.459	(-3.49)***
$CONV_{it}$	0.259	(2.53)**	0.244	(2.35)**
표본수	516		516	
F-value	24.16		19.93	
adj. R ²	15.24%		12.82%	

- 15) 규모효과를 통제하기 위하여 관련변수들을 기초주가로 스케일링하는 대신 당기의 매출액이나 당기말 자산 등을 이용하여 관련변수들을 스케일링하는 경우에도 결과는 크게 달라지지 않았다.

- 1) 변수의 정의는 다음과 같다. P_{it} = i기업의 t년도 12월말 주가, BPS_{it} = i기업의 t년도 말 주당순자산(=기말순자산/기말유통주식수), EPS_{it} = i기업의 t년도 말 주당순이익, $DEPS_{it}$ = i기업의 t년도 말 회석주당이익, $CONV_{it}$ = i기업의 t년도 전환가능성 측정치로서 당기말 주가에서 기초주가를 차감한 후 이를 기초주가로 나눈 값($\Delta PRICE_{it}$)이 양(+)이면 1, 아니면 0을 부여함.
- 2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준(양측검정)에서 유의적이라는 것을 표시하며 () 속의 값은 t-value를 나타냄.

다. 전환가능성을 $\Delta EARN$ 으로 측정

<표 4>와 <표 5>의 결과는 잠재적보통주의 전환가능성을 주가를 이용하여 측정하였다. 그런데 Huson · Scott · Wier(2001)은 주가 이외에도 회계이익을 이용하여 전환가능성을 측정하고 있다. 이에 본 연구에서도 $\Delta EARN_{it}$ 이 양(+)의 값을 갖는 경우, 잠재적보통주의 전환가능성이 크다고 보아 $CONV_{it}$ 에 1의 값을 부여하고, $\Delta EARN_{it}$ 이 양(+)의 값이 아닌 경우, 잠재적보통주의 전환가능성이 작다고 보아 $CONV_{it}$ 에 0의 값을 부여한 후 <표 4>와 <표 5>에서와 동일한 분석을 추가적으로 수행하였다. 다음의 <표 9>와 <표 10>은 그 결과이다.

<표 9> 잠재적보통주의 전환가능성과 $DEPS_{it}$ 의 가치관련성 - 전환가능성을 $\Delta EARN_{it}$ 로 측정

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

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

Panel A : 잠재적보통주의 전환가능성이 낮은 경우 ($CONV_{it}=0$)					
	절편	BPS_{it}	$EPS_{it}/DEPS_{it}$	F-value	adj. R ²
(모형 1-1) EPS_{it}	-3,141.117 (-1.53)	0.487 (6.20)***	7.715 (12.98)	315.35	74.34%
(모형 1-2) $DEPS_{it}$	-2,830.334 (-1.40)	0.443 (5.66)***	8.235 (13.61)***	333.97	75.42%
Vuong's t = -1.49					
Panel B : 잠재적보통주의 전환가능성이 높은 경우 ($CONV_{it}=1$)					
	절편	BPS_{it}	$EPS_{it}/DEPS_{it}$	F-value	adj. R ²
(모형 1-1) EPS_{it}	4,807.609 (1.92)*	0.410 (5.16)***	5.635 (11.11)***	211.27	58.61%
(모형 1-2) $DEPS_{it}$	5,238.467 (2.10)**	0.400 (5.03)***	5.753 (11.21)***	213.19	58.83%
Vuong's t = -0.48					

- 1) 변수의 정의는 다음과 같다. P_{it} = i기업의 t년도 12월말 주가, BPS_{it} = i기업의 t년도 말 주당순자산(=기말순자산/기말유통주식수), EPS_{it} = i기업의 t년도 말 주당순이익, $DEPS_{it}$ = i기업의 t년도 말 회석주당이익, $CONV_{it}$ = i기업의 t년도 전환가능성 측정치로서 당기 회계이익에서 전기의 회계이익을 차감한 후 이를 전기의 회계이익으로 나눈 값($\Delta EARN_{it}$)이 양(+)이면 1, 아니면 0을 부여함.

2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준(양측검정)에서 유의적이라는 것을 표시하며 () 속의 값은 t-value를 나타냄.

우선 <표 9>에서 잠재적보통주의 전환가능성이 낮은 경우(Panel A)와 높은 경우(Panel B) 모두 Vuong의 t 값은 유의적이지 않으므로 (모형 1-1)과 (모형 1-2) 사이에서 adj. R²는 유의한 차이를 보이지 않고 있다. 이는 <표 4> 및 <표 7>과 동일한 결과이다. 또한 잠재적보통주의 전환가능성이 낮은 경우, $DEPS_{it}$ 의 계수(8.235, t=13.61)는 EPS_{it} 의 계수(7.715, t=12.98)보다 크게 나타나 역시 <표 4> 및 <표 7>과 동일한 결과를 보이고 있다. 또한 잠재적보통주의 전환가능성이 높은 경우에도 $DEPS_{it}$ 의 계수(5.753, t=11.21)는 EPS_{it} 의 계수(5.635, t=11.11)보다 더 크게 나타나 <표 4>와 동일한 결과를 보이고 있다.

다음의 <표 10>에서 $CONV_{it} * DEPS_{it}$ 과 $CONV_{it} * EPS_{it}$ 의 계수는 (-)0.964(t=-1.64)와 (-)1.001(t=-1.72)로서 모두 10% 이하 수준에서 유의적인 음(-)의 값을 보이고 있어 <표 5> 및 <표 8>에서와 동일한 결과를 보여주고 있다.

따라서 <표 9>와 <표 10>의 결과를 전체적으로 해석해 보면 잠재적보통주의 전환가능성을 회계이익을 이용하여 측정하는 경우에도 그 결과는 전환가능성을 주가를 이용하여 측정하는 경우와 크게 달라지지 않는다는 것을 알 수 있다.

<표 10> 잠재적보통주의 전환가능성과 $DEPS_{it}$ 의 가치관련성 변화-전환가능성을 $\Delta EARN_{it}$ 로 측정

(모형 2-1) : $P_{it} = \beta_0 + \beta_1 BPS_{it} + \beta_2 EPS_{it} + \beta_3 CONV_{it} + \beta_4 CONV_{it} * EPS_{it} + \epsilon_{it}$

(모형 2-2) : $P_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 BPS_{it} + \gamma_2 DEPS_{it} + \gamma_3 CONV_{it} + \gamma_4 CONV_{it} * DEPS_{it} + \nu_{it}$

	$DEPS_{it}$		EPS_{it}	
	계수	(t-value)	계수	(t-value)
Intercept	-1,840	(-0.75)	-2,022.466	(-0.82)
BPS_{it}	0.437	(7.56)***	0.456	(7.90)***
$DEPS_{it}$	6.887	(12.82)***	—	
$CONV_{it} * DEPS_{it}$	-0.964	(-1.64)*	—	
EPS_{it}	—		6.703	(12.72)***
$CONV_{it} * EPS_{it}$	—		-1.001	(-1.72)*
$CONV_{it}$	6,600.561	(2.14)**	6,349.879	(2.04)**
표본수	516		516	
F-value	232.06		228.21	
adj. R ²	64.22%		63.83%	

- 1) 변수의 정의는 다음과 같다. P_{it} = i기업의 t년도 12월말 주가, BPS_{it} = i기업의 t년도 말 주당순자산(=기말순자산/기말유통주식수), EPS_{it} = i기업의 t년도 말 주당순이익, $DEPS_{it}$ = i기업의 t년도 말 회석주당이익, $CONV_{it}$ = i기업의 t년도 전환가능성 측정치로서 당기 회계이익에서 전기의 회계이익을 차감한 후 이를 전기의 회계이익으로 나눈 값($\Delta EARN_{it}$)이 양(+)이면 1, 아니면 0을 부여함.
- 2) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 이하 수준(양측검정)에서 유의적이라는 것을 표시하며 () 속의 값은 t-value를 나타냄.

라. 기타의 추가분석

첫째, 본문에서 사용된 주가-이익 모형에서는 t년도 말의 주가를 종속변수로 하여 분석을 수행하였다. 그러나 t년도의 재무제표는 t년도 12월 이후에 공시되므로 t년도의 재무제표에 담겨 있는 회계이익의 정보내용은 t년도 말의 주가에는 정확하게 반영되어 있지 않을 가능성이 있다. 이러한 이유에서 대부분의 선행연구들은 t년도의 재무제표가 늦어도 t+1년도 3월말까지 공시되는 것을 고려하여 주가-이익 모형에서의 주가를 t+1년도 3월말의 주가를 이용하여 분석하고 있다. 이에 본 연구에서도 t+1년도 3월말의 주가를 이용하여 분석을 다시 수행하여 보았는데 그 결과는 본문의 내용과 큰 차이를 보이지 않았다.

둘째, 본 연구는 주가-이익 모형에서 회계이익이 음(-)의 값을 갖는지의 여부를 구분하지 않았다. 회계이익이 아닌 손실이 나타나는 경우, 주가-이익 모형에서 회계이익의 계수는 회계이익이 양(+)의 값인 경우와 달라진다(Hayn, 1995 ; Collins · Pincus · Xie, 1999). 이에 따라 주가-이익 모형에서 회계이익이 손실인지의 여부를 구분하는 더미변수를 추가하여 분석을 다시 수행하여 보았는데 그 결과는 본문의 내용과 큰 차이를 보이지 않았다.

셋째, Vuong test를 이용한 본문의 결과는 $DEPS_{it}$ 의 주가설명력과 EPS_{it} 의 주가설명력 사이에 유의적인 차이가 나타나지 않는다는 것을 보이고 있다. 그런데 주가와 이익 사이의 관계는 기업규모, 성장률, 위험 등의 요인들에 의하여 영향을 받을 수 있으므로 본문의 결과는 이러한 요인들의 영향을 통제하지 않은 결과일 수 있다. 이에 따라 기본적인 주가-이익 모형에 기업규모, 성장률, 위험 요인을 포함하여 분석을 다시 수행하여 보았는데 그 결과는 본문의 내용과 큰 차이를 보이지 않았다.

V. 결 론

포괄손익계산서에 공시되는 가장 중요한 기업의 성과지표는 EPS이다. 그런데 다양한 자본조달 수단이 개발되면서 특히 많은 기업들이 사용하고 있는 것이 전환증권이다. 전환증권이 발행되어 있는 경우, 이 전환증권은 언제라도 보통주로 전환될 수 있으므로 이에 따라 현재 포괄손익계산서에 표시된 EPS는 그 값이 달라질 가능성이 있다. 따라서 이러한 전환증권의 존재에 따

라 EPS가 감소할 경우, 그 감소된 주당순이익을 DEPS로 표시하고 있다. 그런데 EPS가 가지는 정보효과에 대해서는 Ball and Brown(1968) 이후 수많은 연구가 진행되어 온 반면(이세용, 2011), DEPS의 정보효과에 대해서는 아직 많은 연구가 이루어지지 않고 있다. Marquardt · Wiedman(2005)와 Marquardt · Wiedman(2007) 등이 잠재적보통주의 회석효과에 따라 경영자의 의사결정이 어떻게 달라지는지를 분석하고, Huson · Scott · Wier(2001), Core · Guay · Kothari(2002), Park(2009), 그리고 이세용(2011) 등이 잠재적보통주의 회석효과에 대한 시장반응 및 회석효과의 주가관련성을 분석한 것이 DEPS와 관련된 대표적인 연구일 뿐이다.

그런데 이상에서 제시한 잠재적보통주의 회석효과에 대한 선행연구들은 암묵적으로 현재 존재하는 잠재적보통주가 모두 보통주로 전환된다는 암묵적인 전제 하에 회석효과를 분석하고 있다. 잠재적보통주의 회석효과가 의미를 갖기 위해서는 기본적으로 해당 잠재적보통주가 보통주로 전환될 것이라는 기대가 선행되어야 함에도 불구하고 현재까지의 선행연구들은 이러한 잠재적보통주의 전환가능성이 회석효과에 미치는 영향을 고려하고 있지 못하다.

이러한 맥락에서 본 연구는 선행연구들과는 달리 잠재적보통주의 전환가능성을 명시적으로 고려함으로써 EPS의 정보효과와 잠재적보통주의 회석효과가 직접적으로 반영된 DEPS의 정보효과가 어떻게 달라지는지를 분석하였다. 이의 분석을 위하여 2001년부터 2008년까지 매년 말 현재 유가증권시장에 상장된 12월 결산법인 중에서 재무제표에 DEPS에 대한 정보가 표시된 516개 기업-년을 대상으로 주가-이익 모형을 이용하여 분석을 수행하였다.

분석 결과, 잠재적보통주의 전환가능성이 큰 경우에 주가-이익 모형에서의 DEPS의 계수는 그 전환가능성이 작은 경우에 비해서 가치관련성이 2.582만큼 작아지는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 관련 변수를 다양한 방법으로 스케일링하거나, 전환가능성을 주가가 아니라 회계이익으로 측정하거나, 종속변수를 $t+1$ 년도 3월말 주가를 사용하거나, 회계이익의 손실 여부를 통제하거나, 기업규모 및 성장률, 그리고 위험 등의 요인을 통제하는 경우에도 동일하게 나타났다. 이상에 나타난 결과는 DEPS에 반영되어 있는 잠재적보통주의 회석효과는 잠재적보통주의 전환가능성에 따라 그 경제적 영향이 달라진다는 것을 의미하는 것이다.

이렇게 본 연구는 잠재적보통주의 회석효과에 대한 선행연구에서 간과되었던 잠재적보통주의 전환가능성을 분석의 틀에 명시적으로 반영한다는 측면에서 선행연구와 차별성을 갖지만 동시에 다음과 같은 한계점을 갖는다.

첫째, 실질적으로 전환증권이 보통주로 전환될 가능성은 현재 전환증권이 "in-the-money" 상태에 있느냐의 여부이다. 그러나 본 연구에서 사용된 전환가능성($CONV_{it}$)은 Huson · Scott · Wier(2001)에 따라 주식수익률이 양(+)의 값이냐 아니냐의 여부로 측정되었다. 따라서 현재 본 연구에서 사용된 $CONV_{it}$ 가 실질적인 전환가능성을 얼마나 제대로 측정하고 있느냐에 따라 본 연구의 결과가 가지는 신뢰성이 영향을 받을 것이다.

둘째, 본 연구에서 사용된 표본의 경우, 잠재적보통주가 가지는 회석효과가 그리 크지 않다.

EPS의 평균은 2,911임에 비해 DEPS의 평균은 2,836로 잠재적보통주의 존재로 나타나는 회석효과 75에 불과하다. 즉, 본 연구에서 사용된 표본의 회석효과는 EPS의 약 2.6% ($=75/2,911$)에 지나지 않는다. 이처럼 회석효과의 크기가 작을 경우, 이세용(2011)이 언급한 것처럼 그 회석효과가 갖는 경제적 효과가 연구 결과에 충분히 반영되지 않았을 가능성이 있다. 아마도 이러한 이유에서 <표 4>에서 DEPS에 주가를 회귀할 경우의 adj. R^2 가 EPS에 주가를 회귀할 경우의 adj. R^2 보다 유의하게 크지 않았을 가능성이 존재한다.

참고문헌

- 이세용. 2011. “회석주당이익의 추가설명력”. 세무와회계저널 제12권 제2호 : 409 – 433.
- 정운오 · 나인철 · 이명곤 · 조성표. 2009. 『IFRS 중급회계』 제2판. 신영사.
- Ball, R. and P. Brown. 1968. An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers. *Journal of Accounting Research* (Autumn) : 159 – 178.
- 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.
- Hayn, C. 1995. The Information Content of Losses. *Journal of Accounting and Economics* 20 : 125 – 153.
- 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.
- 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 Conversion Possibility of Potential Common Stocks and the Explanatory Power of Diluted EPS for Stock Price

Se-Yong Lee*

〈Abstract〉

The economic implication of potential common stocks' dilution effects has been examined by a few researchers. These studies can be separated into two categories. Firstly, Marquardt · Wiedman (2005) and Marquardt · Wiedman(2007) investigated whether managers' decisions are affected by the dilution effect, and secondly, Huson · Scott · Wier (2001), Core · Guay · Kothari(2002), Park (2009) and Lee(2011) investigated how market responds to the dilution effects. However, the problem in the prior research is that they are implicitly based on the premise that all of the current potential common stocks would be converted into common stocks, regardless of their possibility that they would be really converted. However, the dilution effect of potential common stocks can have the economic implications only when we are sure that the potential common stocks will be really converted into common stocks in the future. Therefore, prior studies should be expanded by considering, in the analysis, the conversion possibility of potential common stocks.

In the perspective of the above, this paper is to examine how the informativeness of diluted EPS varies with the conversion possibility of potential common stocks, compared to the informativeness of EPS. To complete the purpose of this paper, 516 firm-years were selected from the firms listed on the Korean Securities Market, from 2001 to 2008. The sample firms' accounting period ends in year end, and the firms with no information of DEPS were deleted from the sample.

The results are as follows. The coefficient of DEPS for firms with high conversion possibility of potential common stocks is smaller by 2.582 than the coefficient of DEPS for firms with low conversion possibility, when price-earning model is used. This result has not been changed ; 1) when the financial variables are scaled with other scalars, 2) when the conversion possibility is measured using the change in earnings, not the change in stock prices, 3) when the last operating day's stock price of March in year $t+1$ is used as a dependent variable, instead of the last operating day's stock price of December in year t , 4) when the effect of loss is controlled for, and 5) other factors, such as firm size, growth rate, and risk, are controlled for.

The results shown in the above mean that the dilution effect have different economic implications with the conversion possibility of potential common stocks.

〈Key words〉 potential common stocks, dilution effect, diluted EPS, EPS, explanatory power for stock price, value relevance, conversion possibility

* Professor, School of Business Administration, The Catholic University of Korea, yoseli@catholic.ac.kr