
기업의 경영성과가 유상증자 공시효과에 미치는 영향*

윤흥근*, 이용환**, 박광석***

Management Performance and Announcement Effect of Seasoned Equity Offering

Hong-Geun Yoon*, Young-Hwan Lee**, Kwang-Suck Park***

요약 본 연구는 우리나라 기업의 유상증자 공시효과는 경영성과에 영향을 받을 수 있다는 증거를 제시하고자 한다. 2000년 1월 1일부터 2007년 12월 31일까지 유상증자를 공시했던 308개의 표본기업들을 당기순이익의 혹은 당기순손실에 따라 두 개의 표본 집단으로 분류하여 S.Brown and J.Warner(1985)의 사건연구 방법론에서 고안한 시장모형(ex-post market model)을 활용하여 유상증자 공시효과를 분석하였다. 당기순이익기업의 경우 유상증자공시효과가 긍정적이며 그리고 지속적으로 나타났다. 반면에, 당기순손실기업의 경우 유상증자 공시효과가 일시적으로 긍정적이었으나, 공시일 이후 +25일 전후에서 긍정적인 효과가 사라졌다. 이러한 결과는 통제변수들을 고려한 횡단면회귀분석에서도 일관되게 분석됨에 따라, 경영성과가 유상증자 공시효과에 영향을 미친다는 본 논문의 가설이 지지됨을 알 수 있다.

주제어 : 경영성과, 유상증자공시효과

Abstract This paper investigates whether the announcement effect of seasoned equity offering is affected by management performance. We used Korean stock market data from 2000 to 2007 to analyze the possible relation between net income and seasoned equity offerings announcement effect. The sample of 308 firms are selected for the study from the original population of 750 seasoned equity offering announcements. and We analysis this article through event study of Brown and J.Warner. We divide the data into two groups. - the previous offerings year's positive net income group and negative income group. Both positive and negative net income samples affect stock price positively. However, the CAR for the negative net income offerings becomes zero around 25days after the announcement date. To analyze the impact of accounting income on the seasoned equity offering announcement effects fully, we introduce a cross-sectional regression analysis by setting the cumulative abnormal returns as a dependant variable and net income as an explanatory variable. The beta coefficient of the net income shows a statistical significance. These results can be considered as an evidence to support our hypothesis.

Key Words : Management performance, Seasoned equity offerings

1. 서론

유상증자는 기업의 자본조달 수단 중 가장 많이 활용되는 방법으로써, 현금 혹은 현물의 출자로 기업의 재산

이 실질적으로 증가하게 된다. 그리고 신주발행 등으로 자기자본을 확충시키는 방법이기 때문에 기업의 재무구조를 개선시켜주며 타인자본의존도를 줄여주어 기업의 자본건전성을 확보해주는 가장 기본적인 방법이다[23].

*본 연구는 금오공과대학교가 지원한 연구비에 의해 수행되었다.

*금오공과대학교 경영학과 지역산업경영연구소 선임연구원

**금오공과대학교 경영학과 교수(교신저자)

***대구대학교 경영학과 겸임교수(공동저자)

논문접수: 2012년 12월 5일, 1차 수정을 거쳐, 심사완료: 2012년 12월 20일, 확정일: 2013년 2월 20일

이러한 유상증자는 본래 신규설비자산을 위한 재원 확보, 운전자금 조달, 경영권의 확보, 부채상환 및 재무구조의 건전화, 자본 확충을 통한 시장에서의 공신력 제고 등의 목적으로 이루어진다. 기업 자금조달의 중요한 비중을 차지하고 있는 유상증자는 투자자들에게는 기업내부의 재무 상태나 미래에 발생하게 될 투자기회에 대한 신호(signal)로 활용되고 있으며, 경영진들에게는 자본조달 및 투자사결정과 관련된 중요한 의사결정의 기준이 된다[2][3].

기업에서 가장 쉽고 빈번하게 자본조달의 원천으로써 활용하는 것이 유상증자라고 한다면, 기업 성과지표로 가장 많이 활용되는 것은 당기순이익이다. 당기순이익은 특정 기업이 일정기간¹⁾ 동안의 경영성과를 대변해주며, 공헌이익(貢獻利益)²⁾에서 고정비(제조간접비·영업간접비·일반관리비·금융비용) 및 영업외손익을 공제한 잔액이다. 또한 당기순이익은 영업이익, 매출액 등과 더불어 한 해 동안의 기업실적을 가능하는 가장 대표적인 척도이다. 그러므로 기업들은 당기 순손익 여부에 따라 채투자 및 배당여부에 대해서도 고려해볼 것이며, 이는 향후 채투자를 위한 재원의 규모를 결정하기도 한다[5].

실제로 외부투자자들 역시 당회사의 기업가치 평가를 할 때 당기순이익을 중요한 의사결정의 기준으로 활용하기도 한다. 자본조달의 수단으로써, 유상증자를 고려하는 기업들은 직전연도의 기업의 재무 상태나 경영실적에 따라 증자 규모를 달리할 것이다. 특히 한 해 동안의 경영 성과물인 당기순이익의 여부에 따라 다음해의 자본조달 정책은 달라질 것이며, 이는 결국 주가에도 큰 영향을 미치게 될 것이다. 경영성과가 양호한 기업 혹은 당기순이익이 높은 기업들은 수익성이 보장되는 채투자기회의 발굴에 더욱 박차를 가할 가능성이 커져서 이를 위한 재원 확보에 유상증자를 더욱 많이 활용할 것이다. 그러므로 경영성과가 양호한 기업의 유상증자 공시는 주가상승을 불러올 가능성이 크다.

그러나 경영성과가 저조한 기업들이 결정한 유상증자는, 경영성과가 양호한 기업의 경우와는 달리 양의 순현가를 가진 투자안을 보유하고 있다는 신호를 시장에 전달될 가능성은 낮을 것이다. 오히려 유동성확보 혹은 필요자본 확충등의 기업의 미래현금흐름에 긍정적이지 못한 정보를 시장에 암시할 가능성이 높을 것이다. 따라서 경영성과가 낮은 기업의 유상증자 공시는 주가상승이 낮

거나 오히려 주가하락을 경험할 수 있을 것이다[6][21].

본 논문의 가설은 Myers and Majluf(1984)의 정보전달 가설과 그 맥을 같이 한다. 경영성과가 저조한 기업의 유상증자 공시에 대해서는 시장의 정보비대칭에 의한 역선택을 활용할 가능성이 더 높다고 투자자들은 판단하게 될 것이므로, 이 기업들에 결정한 유상증자에 대하여 더욱 더 부정적인 신호(signal)로 받아들일 가능성이 높음에 따라 주가가 하락할 가능성이 더욱 커진다. 반면에 경영성과가 양호한 기업이 유상증자를 공시하는 경우에는 역선택에 의한 유상증자의 부정적인 암시효과가 경영성과가 저조한 기업에 비하여 상대적으로 덜 심각할 수 있으리라 기대된다. 따라서 본 연구는 경영성과가 양호한 기업의 유상증자는 경영성과가 저조한 기업의 유상증자에 비하여 상대적으로 역선택 효과가 덜 심각하리라 기대되며 이에 따라 주가하락도 상대적으로 덜 심각하거나 때때로 주가상승도 가능하리라 기대한다[19][22].

본 연구는 2000년대 이후의 경영성과가 기업가치 및 유상증자 공시효과에 미치는 영향에 대해 살펴보고자 하였다. 경영성과를 고려하지 않은 경우, 유상증자 공시후 주가는 전반적으로 정(+의 방향을 보이고 있음을 알 수 있었다.

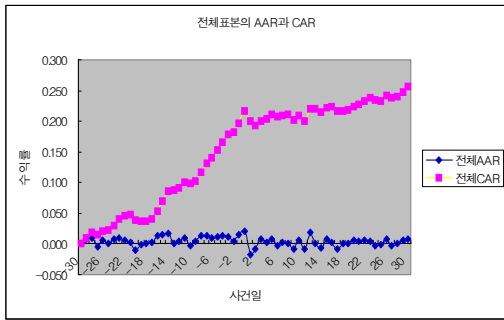
그렇다면 과연 경영성과를 고려하여 살펴본다면 이러한 정(+)의 공시효과에 어떠한 영향을 미치게 되는지 살펴보고자 본 연구를 수행하게 되었다. 또한 기업의 경영 성과 여부에 따라 자본조달규모나 자본조달정책의 결과는 상당히 달라질 것이다.

이는 기업재무에 있어서 매우 중요한 요인임에도 불구하고, 기존의 연구들은 주로 유상증자 공시이후 주가 변화에 대해서는 상당히 다양하게 논의가 전개되었으나, 경영성과와 자본조달정책간의 관련성에 대한 연구는 거의 미미한 수준이다. 이에 본 연구에서는 경영성과와 자본조달 정책간에 어떠한 연관성이 있는지 살펴보고자 했으며, 이점이 다른 연구에 비해 본 연구가 공헌하는 바라고 사료된다.

<표 1>은 연도별/업종별 구분은 유가증권시장에서 가장 대표적이고 거래량이 많은 종목들로 구성하였으며, 제조업이 308회로 유상증자 공시가 가장 빈번했다. 그리고 금융 및 보험업은 26건으로 표본수가 매우 미비하여 본 연구에서 제외시키게 되었다.

1) 회계기간을 일컬으며, 월별, 분기, 반기, 연간 등이 있는데 통상적으로 1년을 기준으로 한다.

2) 공헌이익은 직접원가계산의 경우 매출수익(賣出收益)에서 직접원가를 공제한 금액이다



[그림 1] 유상증자 공시(-30,+30) 주가변화(2000년 -2007년)

주) AAR(Average Abnormal Return): 평균 초과수익률
 CAR(Cummaltive Abnormal Return): 누적평균 초과수익률

[표 1] 유상증자공시 기업 업종별/연도별 표본수

업종별 구분	연도별 표본수							합계	
	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006		2007
전체	25	36	78	54	39	31	34	37	334
제조업	23	35	66	52	39	27	32	34	308
금융 및 보험	2	2	12	2	0	3	2	3	26

그리고 본 연구에서는 공시직전연도의 당기 순손익에 따른 유상증자 공시효과의 차이성을 검증하기 위하여 2000년 1월 1일부터 2007년 12월 31일까지 우리나라 유가증권시장의 제조업 표본의 유상증자 공시를 대상으로 하였다.¹⁾

유상증자 전체표본은 다시 당기순이익 기업과 당기순손실 기업으로 나누어 당기순손익에 따른 유상증자 공시효과에 대한 차이검증을 하였다. 선정된 표본들은 시장모형을 활용하여 비정상수익률을 측정하였다. 공시일 이전 -1일부터 공시일 이후 +1일까지를 사건기간으로 정의한다.

그리고 분석기간을 공시일(t=0)기준으로 (-30일, +30일), (-30, +1), (-10, +1), (-5, +1), (-3, +1), (-1, 0), (0, +1), (-3, +3), (-1, +5) 등 다양하게 설정하여 평균비정상수익률 및 누적평균비정상수익률을 측정하였으며, 유의

성 검정을 위해 t-통계량을 사용하였다.

그리고 당기 순손익규모(M)를 설명 변수로, 유상증자 비율(SEO), 기업규모(SIZE), 부채비율(DEPT), 시장가 대비 장부가 비율(MTB), 대주주 지분율(OWNER)등을 통제변수로 설정하여 횡단면 회귀분석을 실시하였다. 이는 경영성과가 유상증자의 공시효과에 미치는 영향을 포괄적으로 분석하기 위하여 실행하였다. 본 연구에서 설정한 회귀모형의 적합성에 대한 검증을 위해 분산팽창요인(VIF)과 더빈-왓슨비를 통해 다중공선성의 정도와 자기회귀의 정도에 대해서도 살펴보았다.

이후의 본 연구는 제2장에서 당기순이익 및 유상증자 공시효과와 관련된 이론적 배경에 대한 고찰과 본 연구에서 검증하고자 하는 주요가설들에 대해 살펴보려고 한다. 제3장에서는 유상증자의 공시효과에 관한 검증모형과 표본 선정기준을 서술하였다.

제4장에서는 유가증권시장 전체표본, 공시직전연도의 당기순이익 기업군 그리고 공시직전연도의 당기순손실 기업군 각각의 다양한 사건 창(event window)에서의 유상증자 공시효과 및 본 연구에서 설정한 가설에 대한 검증을 위해 독립변수들 각각과 종속변수와의 관련성에 대해 다중회귀분석을 통해 분석을 해보았다. 그리고 제5장에서는 본 연구의 결론을 제시하였다.

2. 이론적배경과 선행연구

2.1 경영성과와 기업가치

당기의 총수익에서 영업의 비용 등을 포함한 총비용을 차감한 당기순이익²⁾은 특정 기업의 특정기간 동안의 경영성과를 보여주는 가장 대표적인 지표중의 하나이다. 기업은 직전연도의 당기순이익 실적여부에 따라 자본조달 및 투자 의사결정을 달리할 것이다. 또한 이는 주가에도 반영이 될 것이다. 본 연구에서는 기업 재무의사결정 및 기업가치 평가의 척도로 가장 많이 활용되는 당기순이익 여부에 따라 표본을 나누어 주가반응의 변화에 대해 알아보려고 한다.

즉 공시직전연도의 경영성과에 따라 주가 및 기업 가

1) 연구대상기간을 이렇게 정한 이유는 2008년 글로벌 금융위기 이전에는 경영성과와 유상증자 공시효과와의 관련성에 대한 연구에 영향을 주는 결정적인 사건이나 변수가 없었기 때문에 2000년대의 한국증권시장에스의 두 변수간의 관련성에 대한 순수한 검증을 위해 본 논문의 연구기간으로 정하게 되었다.
 2) 금융업을 비롯한 다른 업종들의 표본이 매우 적었으며, 본 연구에서 검증하고자 하는 조건에 의해 자료추출과정에서 제외된 자료가 많아 제조업만을 대상으로 하였으며, 경영성과는 본 논문에서는 회계적 손익에 해당되는 당기순손익을 주요변수로 하여 연구를 진행하였음을 밝혀둔다.

치에 어떠한 영향을 미치는지를 알아보고자 한다. 이를 위해 본 장에서는 경영성과(당기순이익)이 기업 가치에 미치는 영향과 관련된 국내외 선행연구들에 대해 고찰하고자 한다.

Ball and Brown(1968)은 1946년부터 1966년까지 261개 기업의 이익실적을 검토했다. 그 결과, 이익성장률이 높은 기업의 주식은 시장수익률보다 수익률이 높았고 이익성장률이 낮은 기업의 주식은 시장수익률보다 수익률이 낮다는 것을 발견하였다.

Ball and Brown(1968)은 개별주식의 비정상수익률의 부호를 설명하는 데 있어서 현금흐름보다 오히려 당기순이익이 더욱 설명력이 좋았으며, 관련성도 현저하게 좋게 측정이 되었다고 주장하였다[20].

Dechow(1994)는 회계이익과 현금흐름에 대한 직접적인 검증을 최초로 시도한 연구자이다. 그는 기업성과 측정치로서 영업현금흐름의 시기 및 대응상의 문제점을 발생주의조정을 이용하여 경감시킬 수 있을 것으로 보고 발생주의 조정의 역할이 중요한 상황에 대한 조사를 통해 기업성과측정치로서 현금흐름보다 당기순이익이 훨씬 더 우월함을 입증하고자 하였다[11].

여기서 주식의 시장가격과 이익, 배당, 현금흐름을 횡단면 회귀분석을 통하여 주가에 직접적인 영향을 미치는 요인을 분석하였다. 이때 현금흐름은 당기순이익에 비기대현금흐름(예: 감가상각비 등)을 가산한 것으로 정의하였다. 회귀분석결과, 이익보다는 배당이 주가와 더 밀접하게 관련이 있었으며, 현금흐름에 대해서는 투자자들이 경시하는 경향이 있음을 발견하였다.

위의 선행연구들의 공통점은 현금흐름보다는 회계상의 이익인 당기순이익이 주식가치에 미치는 영향력에 대해 설명력이 더 좋다는 것이다. 따라서 이를 근거로 본 연구에서는 당기순이익을 기업 가치에 영향을 미치는 경영성과를 측정하는 대응치로 사용하고자 한다.

즉 기업 내·외부의 이해관계자들은 직전연도까지의 경영실적에 따라 자본조달의사결정과 투자 의사결정을 달리하여 기업 가치를 극대화하고자 할 것이다.

따라서 경영실적의 척도인 당기순이익은 주식시장에 전달되는 신호로써 정보전달 역할을 하여 당기 순이익 정도는 유상증자 공시효과에 차이를 가져오게 하는 중요한 매개체가 될 것으로 추정되며, 이에 대해 실증검증 해 보는 것이 본 연구의 주된 목적이다.

2.2 유상증자공시효과와 관련된 이론적 배경

기업들은 순현재가치가 정(+)인 투자안을 수행하기 위하여 신규자금을 조달하고자 할 것이다. 따라서 유상증자 공시는 주가상승을 불러오게 될 것이다. 그러나 미국 자본시장에 대한 실증연구결과에서는 오히려 공시가 주가하락을 가져온다고 하였다. 이 경우 주가하락은 약 3%에 불과하지만 이로 인한 시장가치의 하락은 주식발행에 의한 새로운 자금 조달액의 거의 1/3에 달하는 금액이다. 반면에, 우리나라의 자본시장에서는 유상증자 공시가 주가에 긍정적인 영향을 끼친다는 것이 대체적인 견해이다[13][14].

미국시장에서 신주발행이 주가하락을 가져오는 현상을 설명하는 데 널리 이용되고 있는 Myers and Majluf(1984)의 정보전달 가설에서는 기업의 경영자와 내부 이해관계자가 외부투자자에 비해 기업경영에 관련된 우월한 정보를 가지고 있어 기업의 내재가치를 보다 정확히 파악할 수 있다는 정보의 비대칭성을 가정하고 있다.

그들의 주장에 의하면, 외부자금이 필요한 경우 경영자는 기업의 시장가치가 기업의 내재가치에 비해 과대평가되었다고 판단할 경우에만 새로운 주식을 발행할 것이고, 관련 외부투자자들이 합리적이려면 신주발행의 공시는 주가에 부정적인 영향을 미칠 것이다[19].

본 연구는 정보전달 가설에 의한 유상증자의 부정적인 암시 기능이 기업의 경영성과에 의해 영향을 받을 수 있다고 기대한다. 즉 유상증자를 실시하는 기업의 경영성과가 시장 평균이상으로 우수한 경우에는 역선택에 의한 유상증자의 부정적인 암시가 상대적으로 덜 심각할 수 있다는 것이다[12][15].

McConnell and Muscarella(1985)의 투자기회가설에 의하면, 기업들은 유상증자로 인해 발생하는 기업가치의 부정적인 영향을 충분히 상쇄시킬 수 있을 만큼의 수익성이 보장되는 투자기회를 가질 경우 유상증자를 실시하기 때문에 유상증자를 하게 되면 주가변화에도 정(+)의 효과를 가져 오게 된다는 것이다. 더 나아가 경영성과가 양호한 기업이 결의한 유상증자는 투자자들에게 이러한 믿음을 더욱 굳건하게 할 것이다. 따라서 경영성과가 우수한 기업들이 유상증자 공시를 하게 되면, 경영성과가 저조한 기업에 비하여 상대적으로 자본시장에 더 강한 긍정적인(+) 신호로 전달되어 주가상승을 불러올 것이다 [16][17].

따라서 본 연구는 기존의 유상증자 공시효과에서 다루어지지 않았던 공시직전연도의 실적여부에 따른 공시효과의 차이검증을 시도한다. 즉, 공시직전연도의 순이익기업과 순손실 기업표본으로 나누어 두 집단의 유상증자 공시효과 차이검증을 하고자 한다. 그러나 유상증자공시효과에 경영성과가 어떤 영향을 미치는가를 연구한 우리나라 논문은 아직 발표된 바가 없다. 다만 유상증자의 공시효과에 대한 원인을 살펴보는 연구는 여러 편 있다.

신용균(1995)은 1985년부터 1993년까지의 기간 동안 유상증자를 공시한 총 1,529건 중에서 표본의 선정기준에 따라 최종적으로 548건의 표본을 선정하여 유상증자의 공시시점에서 추가반응효과와 이러한 추가반응을 설명해줄 수 있는 요인이 무엇인지를 실증적으로 검증하였다. 그는 유상증자 공시일 근처에서 정(+)의 공시효과를 발견할 수 있었으며, 이는 우리나라에서만 존재하는 유상증자의 제도적인 특성으로 인해 기존주주들이 독점적인 부를 획득할 수 있다는 구주주 이익가설로 설명가능하다고 주장하였다[6][18].

정형찬의 연구(1995)에서는 주주배정방식에 의한 유상증자가 미국의 경우 증가에 아무런 영향을 끼치지 못하는 데, 국내시장의 경우 투자자들에게 부정적인 신호로 받아들여지는 이유를 설명하기 위해 우리나라 유상증자의 제도적 특성 중 하나인 시가할인발행율이 유상증자 공시효과에 미치는 영향에 대해 살펴보았다. 그는 우리나라 증시에서도 과도한 시가할인율이 수반하는 주식분할 효과를 통제할 경우, 미국시장의 경험과 같이 유상증자의 공시가 주가를 하락시킨다는 증거를 제시하였다[8][9].

윤영걸(1996)의 연구에서는 현 제도하에서의 유상증자(특히 주주우선공모방식)는 구주주들에게 상당히 큰 손실을 가져다 준다고 주장한다. 이러한 손실을 감수하면서까지 유상증자를 실시한다는 것은 신규사업을 통하여 유상증자 손실을 보상하고도 남는 충분한 이익이 있기 때문일 것이다.

이를 윤영걸(1996)의 연구에서는 자기선택가설이라 명명하였다[7]. 윤영걸의 연구(1996)에서 제기한 자기선택가설을 입증하기 위하여 증자 공시 당시의 추가반응과 실권율 간의 관계를 살펴보았다. 이 가설에 의하면 구주주의 실권율이 높을수록 유상증자로 인한 구주주의 손실

이 커지며 이를 만회하기 위해서는 신규투자의 순현가가 증가하여야 한다. 신규투자 순현가의 증가는 곧 회사 부의 증가를 의미하므로 실권율과 주식초과수익률 간에는 정비례 관계가 성립할 것이다. 유상증자 공시 후 2일간의 주식초과수익률을 종속변수로 한 회귀분석결과, 실권율은 통계적으로 유의적인 정(+)의 추정계수를 가짐으로써 자기선택가설이 지지됨을 입증하였다.

3. 연구 방법

3.1 표본의 선정

본 연구에서 유상증자 자료는 금융감독원의 전자공시시스템(DART)을 활용하여 추출하였으며, 표본대상은 유가증권시장의 기업들이며, 표본 기간은 2000년부터 2007년까지이다. 전자공시 시스템에서 추출한 자료는 총 750건이었으며 최초로 추출한 자료 중 아래의 표본 선정기준에 따라 최종적인 표본을 선정하였다.

첫째, 2000년 1월 1일부터 2007년 12월 31일까지의 기간 동안 금융감독원의 전자공시 시스템을 통하여 유상증자를 공시한 기업 중에서 유가증권시장의 제조업만을 대상으로 하였다.¹⁾둘째, 표본으로 선정된 기업 중에서 유상증자와 무상증자를 병행하여 공시한 기업 및 우선주발행을 공시한 표본을 제외시켰다. 셋째, 유상증자를 공시한 기업 중에서 공시일전 160일 공시일 후 30일간의 일별 주가수익률 자료를 한국증권연구원의 KSRI-SD 2008에서 이용할 수 있는 기업만을 대상으로 하였으며 일별 주가수익률 자료가 연속적으로 0으로 나타나는 기업은 표본에서 제외시켰다.

넷째, 한국신용평가(주)에서 제공하는 KIS-VALUE III에서 표본기간(2000년 1월 1일부터 2007년 12월 31일) 동안의 재무제표를 이용할 수 있는 기업으로 제한하였다.

다섯째, 유상증자 공시 전후 30일 사건기간 동안 회사채 및 신주인수권부사채 등의 채권발행, 무상증자, 인수합병, 타기업의 주식취득, 자산구매, 주식병합 등 유상증자 이외에 증가에 영향을 미칠 수 있는 정책을 공시한 기업은 표본에서 제외시켰다. 이와 같은 기준은 여타의 공시효과를 통제함으로써 유상증자의 순수한 공시효과를 측정하는 데 목적이 있기 때문에 설정하였다. 위와 같

1) 금융업을 비롯한 다른 업종들의 표본이 매우 적었으며, 본 연구에서 검증하고자 하는 조건에 의해 자료추출과정에서 제외된 자료가 많아 제조업만을 대상으로 하였다.

은 표본선정기준에 따라 최종적으로 선정된 표본은 308 건이다.

3.2 분석방법

본 연구에서는 유상증자, 배당, 인수합병 등 기업가치 변화와 관련하여 가장 유용하고 설득력 있게 수많은 연구들에서 그 효과성을 검증받은 S. Brown and J. Warner(1985)의 사건연구 방법론을 이용한다. 본 연구에서 사용될 시장모형은 정형찬(1997), 김찬웅, 김경원(1997)과 구분열(2000)의 연구에서도 사용되었다.¹⁾

공시효과에 관한 연구에 있어서 가장 중요한 것은 적절한 사건일(event day)의 선정이다. 본 연구에서는 금융감독원의 전자공시 시스템에 공시되는 정기보고서 중 유상증자 공시와 관련된 공시자료를 통하여 유상증자를 최초로 공시한 날을 사건일로 지정하였다[1][4].

또한 유상증자 공시전 30일부터 공시후 30일까지의 기간(-30, +30)을 유상증자와 관련된 정보가 증가에 반영될 것이라는 기대되는 분석기간으로 하였다. 이사회에서 유상증자를 결의한 날을 최초로 결의한 날을 공시일로 정의함을 원칙으로 한다.

분석기간에서 추가수익률이 비정상적인가의 여부를 판단하기 위한 기준으로 사용될 비교 기간 또는 시장모형에서 이를 추정하는데 여기에 활용될 베타추정기간(estimation period)은 공시전 160일에서 31일까지의 기간(-160, -31)을 활용하였다.

유상증자의 효과를 검증하기 위해서는 분석기간의 각 사건관련 일에서 일별 평균비정상수익률과 누적평균비정상수익률을 추정해야 한다. 평균비정상수익률을 추정하기 위해서 S.Brown and J.Warner(1985)의 사건연구 방법론에서 고안한 시장모형(ex-post market model)을 활용하여 실증검증을 시도할 것이다.

시장모형을 식으로 나타내면 다음과 같다.

$$R = a_i + \beta_i R_{mt} + \epsilon \quad (\text{식 1})$$

여기서 R 는 t 일에서 I증권의 일별 추가수익률이며, R_{mt} 는 t 일에서의 시장수익률이다. 따라서 R_{mt} 는 종합주가지수의 일별 변화율을 이용하여 측정할 수 있다. (식 1)의 시장모형을 이용하여 추정된 개별증권의 비정상수익률은 다음과 같다.

$$AR = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n [R - \mu] = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n [R - (a_i + \beta_i R_{mt})] \quad (\text{식 2})$$

t_{i-1} 에서부터 t_{i+1} 까지의 누적평균비정상수익률(CAR, Cumulative Average Residuals)은 (식 3)에서처럼 연구기간 동안의 일별 평균수익률을 합하여 계산된다.

$$CAR_{t_i, t_j} = \sum_{t_i=-1}^{t_j} AR_t \quad (\text{식 3})$$

그리고 분석기간 동안 평균비정상수익률과 누적평균비정상수익률의 통계적 유의성을 검증하기 위하여 사용되는 검정 통계량 중 전통적으로 t-통계량²⁾에 의한 검정을 가장 많이 활용한다.

t-통계량 검정을 위하여 횡단면 독립성을 가정한 Brown and Warner(1985)의 사건연구 방법론을 사용하여 검정통계량을 구할 것이다.³⁾ 분석기간 동안의 평균비정상수익률과 누적평균비정상수익률의 검정통계량은 각각 (식 4)와 (식 5)에 의하여 계산된다.

1) 구체적인 사건연구 방법론은 위에서 제시한 국내외 문헌에서 이미 상세히 제시되어 있는 관계로 여기에서는 생략하기로 하며, 가장 대표적인 국내문헌으로는 정형찬의 '한국주식시장에 적합한 사건연구 방법론의 고안'을 참고하길 바란다.
 2) t-test: 일반적으로 두 집단의 평균차이를 검증하는 분석방법은 크게 Z-test와 t-test로 구분되는데, Z-test는 모집단의 분산을 알고 있는 경우에 사용된다. 그러나 모집단의 분산을 알고 있는 경우는 거의 없다. 따라서 모집단의 분산을 알지 못하나 표본집단의 분산만 알고 있어도 두 집단의 평균차이를 검증할 수 있는 방법인 t-test를 대부분의 연구에서 z-test보다 t-test를 더 많이 활용하는 것이다. 단, 세 집단 이상의 평균차이검증에는 사용이 불가능하며 그 경우에는 ANOVA분석이 적합하다. 그리고 두 집단의 모분산이 동일한 경우 활용되는 t-test는 Pooled Variance Estimate 분석법이며, 두 집단의 모분산이 다를 경우 활용되는 t-test가 Separate Variance Estimate 분석법이다. 본 연구에서 활용되는 t-test는 두 집단의 모분산이 다를 경우에 활용되는 Separate Variances t-test 이다.
 3) Brown and Warner(1985)는 일반적으로 횡단면 독립성을 가정하는 것이 횡단면 종속성을 조정한 검정법보다 우수함을 보였다. 이는 정형찬(1997)의 연구에서도 입증되었다. 즉 우리나라의 주식시장에서도 사건일이 동일 날짜에 집중되지 않는다면 사건일을 정확히 포착할 수 있는 경우나 그렇지 않은 경우 모두 횡단면 독립성을 가정한 검정법이 적합함을 입증하였다.

$$t_{AR_t} = \frac{AR_{it}}{S(AR_{it})\sqrt{N_t}} \quad (\text{식 4})$$

here,

$$S(AR_{it}) = \sqrt{\frac{1}{130-1} \sum_{t=-160}^{-31} (AR_t - AR)^2}$$

$$AR_t = \frac{1}{61} \sum_{i=-30}^{+30} AR_{it}, \quad AR = \frac{1}{130} \sum_{t=-160}^{+31} AR_t$$

(식 4)에서 검정 통계량 t-값은 자유도 값(df)이 129개 (n-1)인 t 분포를 따른다. 이 t값을 기준으로 평균비정상 수익률의 유의성을 평가한다. 그리고 공시일전 -10일부터 공시일후 +20일까지의 평균비정상수익률을 누적합하여 누적평균비정상수익률(Cumulative Average Residuals)을 구하고, 이를 CAR(-10, +20)이라 정의하며 (식 5)를 통해 유의성을 검증할 것이다.

$$CAR_{(-10,+20)} = \sum_{t=-1}^{+1} AR_t$$

$$\Rightarrow t_{CAR_{(-1,+1)}} = \frac{CAR_{(-1,+1)}}{S(AR_{it})\sqrt{N}} \quad (\text{식 5})$$

본 연구는 유상증자의 공시효과가 경영성과에 미치는 영향을 전반적으로 분석하기 위하여 횡단면 회귀분석을 실행하였다. 회귀분석식은 아래 식(6)과 같다.

당기순손익변수(M)는 공시직전연도의 기업의 당기순이익 혹은 당기순손실금액에 자연로그를 취한 값으로 본 연구의 설명변수이다. 본 연구의 가설의 의하면, 이익기업이 손실기업 보다 좀 더 긍정적이거나 약하게 부정적으로 추가반응이 나타날 것으로 기대된다.

$$CAR = x_0 + x_1 M + x_2 SEO + x_3 SIZE + x_4 MTB + x_5 DEPT + x_6 OWNER + \epsilon_i \quad (\text{식 6})$$

여기서,

CAR : 유상증자 공시이전 일정기간동안의 누적평균 비정상수익률,

M: 유상증자공시직전연도의 당기순이익 혹은 당기순손실,

SEO: 유상증자금액을 유상증자 이전의 자본금으로 나눈 유상증자 비율,

SIZE : 기업규모로써, 자연로그를 취한 자산총계,

MTB : 시장가치/장부가치 비율,

DEPT: 부채비율,

OWNER: 대주주 지분율

유상증자규모변수(SEO)는 유상증자금액을 유상증자 전 자본금으로 나눈 것으로 유상증자규모의 대응치로 사용되는 변수로써, 신용균(1995), 정형찬(1995)의 연구에서는 유상증자비율과 추가반응은 정(+)의 관계에 있었으며 Sholes(1972), Asquith and Mullins(1986)에서는 유상증자비율이 클수록 추가반응은 하락하였다.

기업규모(SIZE) 변수는 자산총계에 자연로그를 취한 값, 기업의 정보비대칭에 대한 대응변수로 사용하였다.

정성창과 김영환(2007) 그리고 Vermalen(1981)의 실증연구에서는 기업규모가 클수록 추가반응이 부정적으로 나타났으며 공시효과에 대해 부(-)의 관계가 있다 [10].

시장가치/장부가치(MTB) 변수는 공시직전 연도의 시장/장부가치비율을 활용하여 시장/장부가치비율을 구하였으며 Fama and French(1992), Lakonishock. et al.(1994)의 연구에서는 낮은 시장/장부가치비율을 가진 기업일수록 미래에 상대적으로 더 우월한 투자성과를 달성한다고 한다. 즉 시장/장부가치비율과 추가반응은 반비례 관계임을 알 수 있었다.

부채비율(DEPT)변수는 부채총액을 자기자본으로 나눈 비율로써 기업의 자산건전성 및 타인자본의존도를 평가하는 변수이다.

정성창과 김영환(2007)은 부채비율과 추가반응은 부(-)의 관계에 있다고 주장하였으며 DeAngelo and Masulis(1980), Galialis and Masulis(1976)도 역시 부채비율과 추가반응은 부(-)의 관계에 있다고 주장하였다.

대주주 지분율(OWNER) 변수는 공시 직전연도의 대주주지분율을 활용하여 구하였으며, 설원식과 김수정(2005), 정성창과 이용교(1991), 정성창과 김영환(2007) 등의 연구에서 대주주지분율과 추가반응사이에는 정(+)의 관계에 있다는 실증증거를 제시하였다.

4. 실증분석

4.1. 기초통계량분석

<표 1>은 총 308건의 유상증자 전체표본 그리고 당기

순이익 유상증자표본(+NI)과 당기 순손실 유상증자표본(-NI)의 연도별 분포를 나타내고 있다.

〈표 1〉 당기 순이익 여부에 따른 연도별 유상증자 공시건수

	전체표본	+NI	-NI
2000년	23	5	18
2001년	34	16	18
2002년	66	25	41
2003년	52	28	24
2004년	39	17	22
2005년	28	9	19
2006년	32	15	17
2007년	34	16	18
합계	308	131	177

주) +NI는 당기순이익의 유상증자표본 그리고 -NI는 당기순손실 유상증자표본을 나타낸다.

유가증권시장의 유상증자 연도별 공시건수를 살펴보면 2002년과 2003년을 제외하고는 전반적으로 비슷한 분포를 나타내고 있다.

당기순손익별에 따른 연도별 공시건수 역시 2002년과 2005년을 제외하고는 당기 순손익 여부에 관계없이 거의 비슷한 수준으로 유상증자 공시를 시행했음을 알 수 있다.

〈표 2〉 당기순이익여부에 따른 유상증자 표본의 기초통계량 (단위: %)

변수	표본	μ	σ	최대 값	최소 값	중앙 값
M (당기순손익여부)	+NI ¹⁾	24.64	26.93	28.75	-28.72	22.59
	-NI	-19.29	13.59	26.51	-28.19	-23.16
SEO (유상증자 비율)	+NI	10.96	79.03	830.21	-2.73	0.21
	-NI	4.67	39.68	376.19	-82.57	0.17
SIZE (ln(기업규모))	+NI	25.68	2.18	31.75	17.22	25.55
	-NI	24.98	1.73	29.74	-19.22 ₂₎	24.79
MTB (시장장부가 비율)	+NI	7.01	19.55	146.19	-2.11	1.34
	-NI	11.44	75.48	819.25	-46.54	1.17
DEPT (부채비율)	+NI	211.0	302.8	2090.8	0	136.8
	-NI	241.7	530.6	3821.1	0	101.6
OWNER (대주주지분율)	+NI	26.29	16.86	79.10	0	23.20
	-NI	21.19	16.93	89.91	0	17.76

주) 표본 분석기간: 2000년 1월 1일 ~ 2007년 12월 31일
 표본크기: 308
 M: 당기순이익에 자연로그를 취한 값이다

〈표 2〉는 경영성과에 따른 횡단면 회귀분석의 설명 변수 그리고 통제변수의 기초통계량을 제시하고 있다.

- 1) +NI기업은 당기순이익의 기업군으로 151개의 표본이 있었으며, -NI기업은 당기순손실 기업군을 뜻하며 157개의 표본이 있었다.
- 2) 자연로그의 밑수는 양수이므로 원래 음수가 될 수 없다. 여기에서는 최소값이 음수로 나온 것에서 일단 음수를 제외시키고 자연로그를 취하여 값을 구한 후에 다시 음수를 취해준 결과이다.
- 3) 이하생략, 즉, 당기순이익 기업은 +NI표본으로, 그리고 당기순손실 기업은 -NI표본으로 표현한다.

전체표본을 +NI표본과 -NI표본³⁾으로 나누어 횡단면 회귀분석 변수들에 대한 기초통계량을 요약정리 해놓았다. +NI표본과 -NI표본의 당기순손익 크기는 각각 24.64와 -19.29로 나타났다.

유상증자비용의(SEO) 경우 +NI표본과 -NI표본의 평균값이 각각 10.96과 4.67로 나타나 당기순손실 기업에 비해 당기순이익 기업이 약 2배 가까이 증자비용이 높게 나타났다. 이는 이익을 실현한 기업이 손실을 경험한 기업에 비하여 유상증자의 규모를 2배 이상 크게 실행한다고 볼 수 있다.

기업규모(SIZE) 변수는 +NI기업과 -NI기업의 평균이 25.68과 24.98로 거의 유사하게 나타났다. 시장/장부가치 비율(MTB)은 보통주의 주당 장부가격에 대한 시장가격의 비율로서, 투자자들이 생각하는 회사의 가치를 공인된 회계기준에 따라 회계사들이 평가하는 회사가치와 연관시킨 것이다.

이 비율이 낮다면 이는 재무제표 상에 나타난 회사의 자산가치가 과대평가되었다는 투자자들의 평가를 반영하는 것이다. -NI표본이 +NI표본보다 시장/장부가치비율이 더 크게 나타났는데, 이는 +NI표본 기업이 -NI표본 기업보다 기업의 자산가치가 과대평가된 하나의 간접적인 증거가 될 수 있다.

부채비율(DEPT)의 경우 -NI표본기업이 +NI표본기업보다 부채비율이 더 높게 나타났으나, 그 차이는 그렇게 크지 않았다. 마지막으로, 안정적인 자본조달 정도의 대용치로 활용되는 대주주지분율(OWNER) 변수 역시 +NI기업과 -NI기업간에 그 값이 큰 차이가 나지 않았으며, 거의 흡사한 결과를 보여주었다.

4.2. 유상증자 공시효과

4.2.1 전체표본의 공시효과

〈표 3〉은 전체표본의 사건 창(event window)에 따른 각 기간별 누적평균비정상수익률(CAR)의 결과와 선행 연구를 비교하여 나타낸 것이다. 〈표 3〉에서 볼 수 있듯이, 정형찬(1995)의 연구를 제외한 나머지 연구들에서는 유상증자 공시후 사건기간에 따른 각 기간별 누적평균비정상수익률의 추이가 대체적으로 정(+)의 방향으로 나타났다.

공시일 이전 -1일에서 +1일까지의 누적평균비정상수익률의 경우 본 연구에서는 1.9%로 나타났고, 신용균(1995)의 연구의 경우 1%로 정도로 나타나 본 연구결과가 좀 더 높게 공시효과가 도출되었다. 또한 공시일전 -3일에서 +3일까지의 누적평균비정상수익률의 경우, 본 연구에서는 3.5%, 김중원의 연구에서는 3%로 나타나 기존 선행연구들에 비해 본 연구 결과 값이 대체적으로 더 높게 나타났다.

그리고 공시일 이전 -30일부터 +1일까지의 누적평균비정상수익률의 경우 본 연구는 20%에 가까운 값이 도출되었다.

그러나 정형찬의 연구의 경우 -4.3%로 나타나 그 방향도 정반대이며 본연구와 공시효과 수준도 현격히 차이가 났다. 이는 정형찬(1995)의 연구가 주식분할효과를 통제한 표본인데 반하여 본 연구는 그러한 효과를 통제하지 않은 상황에서 연구한 것이기 때문에 차이가 나는 것으로 추정된다.

이는 다른 선행연구들과 비교했을 경우 비정상수익률의 크기에 큰 차이가 나지 않은 것을 통해서도 엿볼 수 있다.

〈표 3〉 전체표본의 누적평균비정상수익률(CAR)

사건기간	누적평균비정상수익률(CAR)	t값
-30 ~ +1	본 연구	0.200 3.13***
	정형찬(1995)	-0.043 -3.94***
-10 ~ +1	본 연구	0.099 2.54**
	본 연구	0.060 2.73***
-3 ~ +1	본 연구	0.034 2.13**
	본 연구	0.019 1.73*
-1 ~ +1	신용균(1995)	0.010 6.44***
	본 연구	0.035 2.50**
-1 ~ 0	김병기(1996)	0.050 2.81***
	본 연구	0.004 0.33
0 ~ +1	정형찬(1995)	-0.006 -2.66***
	본 연구	0.035 2.69***
-3 ~ +3	김중원(2004)	0.030 1.45
	본 연구	-0.007 -1.17

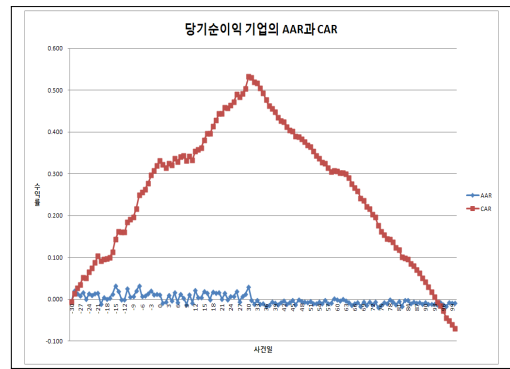
주 1) *는 유의수준 10%에서, **는 5%에서, ***는 1%에서 유의적임,
 2) 정형찬의 연구의 통계량은 Z-값임

4.2.2. 경영성과에 따른 공시효과 차이

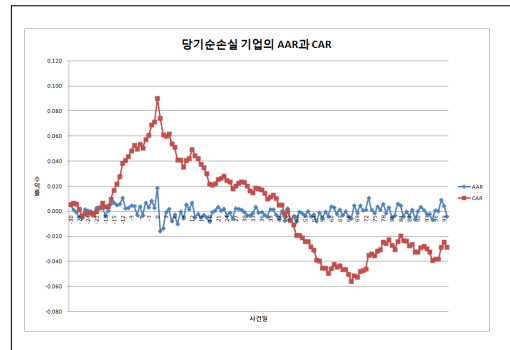
투자자들은 기업들의 최근 경영실적 및 재무 상태를 토대로 유상증자 공시에 대한 평가를 달리한다면, 직전

연도의 경영성적이 좋은 기업들이 유상증자공시를 한 경우엔 공시에 대해 긍정적인 반응을 보일 가능성이 크지만 그렇지 못한 기업들이 공시를 한 경우에 대해서는 부정적이거나 덜 긍정적으로 받아들일 가능성이 크다. 즉, 기업의 이익여부에 따라 유상증자 공시효과는 달라질 것이다. 이에 따라 본 연구에서는 공시직전연도의 손익여부에 따라 표본을 나누어 각각의 공시효과에 대해서 살펴보고자 한다.

[그림 2]에서 나타나 있듯이, 분석기간 동안 당기순이익의 표본 기업의 평균비정상수익률(AR)의 변동 추이는 유상증자 공시전과 공시이후 큰 변화가 없이 유사하게 움직였다. 그러나 이를 누적평균비정상수익률(CAR)로 분석하여 보니 공시일 전후로 하여 지속적으로 상승하는 것을 발견할 수 있었다.



[그림 2] +NI표본 기업의 AR과 CAR



[그림 3] -NI표본 기업의 AR과 CAR

[그림 3]은 당기순손실 표본 기업의 유상증자 공시가 추가반응에 미치는 영향을 알아보기 위하여 공시일 이전 -30일부터 공시일 이후 +100일까지의 사건연구 기간의

평균비정상수익률(AR)과누적평균비정상수익률(CAR)을 제시하고 있다.

[그림 3]에 나타나 있듯이, 평균비정상수익률(AR)의 경우는 공시일 이후 +4일까지는 변동이 약간 심한 편이지만 대체적으로 유사한 패턴으로 변동이 일어나고 있었다.

누적평균비정상수익률(CAR)의 값은 공시일 이전 -8일부터 공시일 이후 +24일까지는 정(+)의 공시효과가 나타났으며, 특히 공시일 주변에 외서는 주가가 가파르게 상승하여 거의 누적평균비정상 수익률의 값이 12%까지 가파르게 상승하였다.

그러나 공시일 이후 +25일 이후부터는 거의 0에 회귀함을 발견할 수 있었다. 이는 당기순이익 표본 기업에 비해 유상증자 공시효과가 덜 긍정적으로 나타난 결과 값으로, 본 연구의 가설이 지지되고 있다는 것을 알 수 있었다.

즉, 경영성과가 저조한 기업의 유상증자 공시효과는 경영성과가 양호한 기업의 유상증자 공시효과에 비하여 상대적으로 더 부정적으로 나타난다는 것이다.

[그림 2]와 [그림 3]을 살펴보면 알 수 있듯이, 공시일 이후 +30일 부터는 당기순손익에 관계없이 누적평균비정상수익률(CAR)의 값이 감소추세에 이르는 것을 발견할 수 있다.

이는 분석기간에 해당되는 공시일 전후 -30일부터 +30일까지의 기간 이후부터는 기업의 경영성과 유상증자 공시효과에 미치는 영향성 및 관련성이 주식시장에 충분히 반영되어 더 이상 유의한 영향을 미치지 않게 되어 당기순이익 기업 표본이든, 당기순손실 표본이든 관련없이 부(-)의 방향을 나타내는 것으로 사료된다.

더불어 유상증자 공시후 장기 저성과가 지지되는 것으로 판단된다. <표 4>는 각각의 사건기간 동안에 측정된 유상증자 공시효과를 +NI표본 기업과 -NI표본 기업으로 분리하여 측정하여 비교하고 있다

두 집단 간의 누적평균비정상수익률(CAR)의 차이를 검정하기 위하여 t-test 분석하였다. 유상증자 공시기간 동안에는 두 표본 기업 간의 CAR 차이는 통계적으로 유의성이 없는 것으로 측정되었다. 그러나 공시기간을 제외한 나머지 사건기간들에 대하여는 두 표본간의 CAR 차이가 통계적으로 유의하다는 결과가 나타났다. 특히 공시일 이전 -30일부터 공시일 이후 +1일간의 CAR 차이에 대한 통계적 유의성이 가장 높게 나타났다.

<표 4> + NI표본기업과 -NI 표본기업의 CAR 차이 검정

사건 창	+NI CAR	-NI CAR	차이검정
-30 ~ +30	0.273	0.028	1.24*
-30 ~ +1	0.322	0.079	7.52***
-10 ~ +1	0.137	0.061	1.34*
-5 ~ +1	0.066	0.054	1.94*
-3 ~ +1	0.045	0.023	2.35**
-1 ~ +1	0.014	0.023	2.45**
-1 ~ 0	0.023	0.047	1.49
0 ~ +1	0.002	0.006	1.84*
-3 ~ +3	0.048	0.022	3.35***
+1 ~ +5	0.005	-0.018	5.37***

주) 차이검정은 t-test로 시행하였으며 *는 0.1에서, **는 0.05에서, ***는 0.01 수준에서 유의함.

4.3 횡단면 회귀분석

유상증자 공시효과에 대한 경영성과의 영향을 좀 더 포괄적으로 분석하기 위하여 유상증자 공시기간동안의 CAR을 종속변수로 하는 횡단면 회귀분석을 실시하였다. 회귀분석 식에서 경영성과 변수(M)를 설명변수로 설정하였으며, 그 외 유상증자비용(SEO), 기업규모(SIZE), 성장가치(MTB), 부채비율(DEPT), 그리고 대주주 지분율(OWNER)을 통제변수로 설정하였다.

<표 5>와 <표 6>은 각각 이들 변수간의 상관관계를 +NI표본 유상증자기업과 -NI표본 유상증자기업으로 분리하여 제시하고 있다.

각 표본별로 독립변수 간에는 다소 상관관계가 있었으나, 다중공선성은 발견하지 못했다. <표 7>은 당기순이익 표본과 당기순손실표본의 유상증자공시효과에 대한 횡단면회귀분석결과를 나타낸다. 전체표본에 대한 횡단면 회귀분석 결과를 살펴보면 결정계수 R² 값은 22%이며, F 값은 0.86으로 나타났다. 당기순이익규모(M)와 시장/장부 가치비율(MTB) 변수만이 각각 0.009, 0.003으로 정(+)의 방향으로 통계적으로 유의한 결론을 도출했다.

이 결과는 기업의 경영성과가 유상증자 공시효과에 영향을 미치고 있음을 의미한다. 즉 전년도 당기순이익이 좋을수록 유상증자 공시효과는 긍정적으로 반응한다는 가설과 일치한다.

기업규모(SIZE)와 대주주 지분율(OWNER)은 사건기간(-30,+30) 동안의 누적평균비정상수익률(CAR)과 정(+)의 관련성을 보였으며 부채비율(DEPT) 그리고 유상증자비용(SEO)과는 부(-)의 관련성을 나타내었다. 그러나 이들 변수에 대한 베타계수는 통계적 유의성을 보이

지 않았다.

<표 7>의 세 번째 칼럼은 +NI표본기업에 대한 회귀 분석 결과를 제시하고 있다. 결정계수 R^2 값은 23.4%이며, F값은 5.51로 통계적으로 유의하였다. 독립변수 각각의 회귀계수들을 살펴보면 당기순손익규모(M)와 부채비율(DEPT) 변수가 각각 0.037, 0.005로 나타났으며, 통계적으로도 유의하였다.

<표 5> +NI표본의 변수 간 상관관계

	M	SEO	SIZE	MTB	DEPT	OWNER
M	1					
SEO	0.06	1				
SIZE	0.28***	-0.01	1			
MTB	-0.31***	-0.03	-0.24	1		
DEPT	-0.07	-0.04	-0.06	0.43	1	
OWNER	0.31***	-0.14	0.05	-0.19**	-0.10	1

주) *는 0.1에서, **는 0.05에서, 그리고 ***는 0.01 수준에서 유의함.

<표 6> -NI표본 변수 간 상관관계

	M	SEO	SIZE	MTB	DEPT	OWNER
M	1					
SEO	-0.04	1				
SIZE	0.20**	-0.05	1			
MTB	-0.03	0.01	-0.15*	1		
DEPT	-0.03	0.01	-0.13	0.06	1	
OWNER	0.04	-0.09	-0.05	-0.05	-0.09	1

주) *는 0.1에서, **는 0.05에서, 그리고 ***는 0.01 수준에서 유의함.

이러한 결과는 전체표본에서 분석된 결과와 다르지 않다. 즉, 당기순이익을 실현한 기업의 유상증자 공시효과도 역시 당기순이익이 클수록 유상증자 공시효과가 더욱 긍정적으로 나타났다.

반면에 그 외의 통제 변수들인 유상증자비율(SEO), 기업규모(SIZE), 시장/장부가치비율(MTB)과 대주주지분율(OWNER) 변수들은 베타계수의 통계적 유의성이 없는 것으로 분석되었다.

<표 7>의 네 번째 칼럼에서는 -NI표본기업에 대한 횡단면 회귀분석 결과¹⁾를 제시하고 있다. R^2 값은

10.4%, F값은 2.23으로 통계적으로도 유의하였다.

당기순손익규모(M)변수는 0.657로 정(+)의 방향으로 통계적 유의성을 보이고 있다. 즉, 경영성과가 저조한 기업에 대한 유상증자 공시효과가 공시일 이후 25일경에는 양의 누적평균비정상수익률이 거의 모두 희석되어 없어졌기 음에도 불구하고, 당기순손실의 크기에 영향을 받는 것으로 분석되었다. 유상증자비율(SEO) 변수 계수는 -0.193으로 부의방향으로 통계적으로 유의한 결과가 도출하였다. 그러나 그 외의 나머지 변수들은 기업규모(SIZE), 시장/장부가치비율(MTB), 부채비율(DEPT)과 대주주지분율(OWNER) 변수들은 통계적으로 유의하지 않았다.

<표 7> 유상증자 공시효과에 대한 횡단면 회귀분석 결과

예측 계수	전체표본	당기순이익 기업	당기순손실 기업
x_0 (절편값)	1.69 (0.88)	0.33 (0.23)	3.91 (1.03)
M	0.009 (1.69*)	0.037 (1.77*)	0.657 (2.47**)
SEO	-0.036 (-1.17)	0.004 (0.01)	-0.193 (-2.16**)
SIZE	1.156 (1.15)	0.005 (0.03)	2.925 (1.37)
MTB	0.003 (1.67*)	-0.005 (-0.28)	0.028 (0.60)
DEPT	-0.003 (-0.86)	0.005 (4.92***)	-0.006 (-0.85)
OWNER	0.103 (0.90)	0.004 (0.24)	0.164 (0.78)
표본수	308	151	157
R^2 ²⁾	22%	23.4%	10.4%
F ³⁾	0.86	5.51***	2.23**
터빈 왓슨값	2.05	1.89	2.11

주) 괄호안의 값은 t-통계량 값이며, *는 0.1에서, **는 0.05에서, 그리고 ***는 0.01 수준에서 유의함.

$$CAR_{-10,+20} = x_0 + x_1 M + x_2 SEO + x_3 SIZE + x_4 MTB + x_5 DEPT + x_6 OWNER + \epsilon_i$$

$CAR_{-10,+20}$: 유상증자 공시시점 전후 -10일부터

- 1) 회귀분석에는 크게 다음의 3가지로 구성되어 있다. 먼저, 한 개체를 여러시점에 걸쳐서 분석하는 시계열분석, 여러개체를 여러시점에서 복합적으로 분석하는 종단면 분석, 여러개체를 한 시점에 분석하는 횡단면 회귀분석으로 구성되어 있다. 이중 본 연구에서는 유상증자 공시시점에 다양한 공시결정 요인등의 효과를 분석하기 위해 회귀분석을 시행하고자 하였기에, 횡단면 회귀분석을 통해 회귀분석을 시행하게 된 것이다.
- 2) R^2 값은 결정계수로서 회귀모형의 설명력을 나타내는 지표로서 일반적으로 60%이상이면 설명력이 양호한 편으로 알려져 있다.
- 3) ANOVA 분산분석표에서 F값은 분산모형에 대한 적합성 즉, 회귀모형이 적절하게 나타났는지를 보여주는 지표이다. 통상적으로 특별한 언급이 없다면, 유의수준은 5%가 된다.

+20일 까지의 누적평균비정상수익률¹⁾

M : 당기순이익 금액에 자연대수 LN을 취한 값
=LN(NI)

SEO: 유상증자비용

SIZE : 기업규모 = LN(자산총계)

MTB : 시장가치/장부가치 비율

DEPT: 부채비율,

OWNER: 대주주 지분율

결론적으로, 다른 변수를 고려한 후에도 당기순손실을 경험한 기업의 유상증자 공시효과는 당기순손실이 작을 수록 긍정적으로 반응하고 있음을 시사하고 있다.

5. 결론

본 연구에서는 2000년 1월부터 2007년 12월까지의 기간을 대상으로 하여 공시직전연도의 공시기업의 경영성과에 따라 유상증자 공시효과가 어떻게 달라지는지 그 영향을 분석하기 위해 표본 집단을 순이익 기업군과 손실기업군으로 나누어 공시효과의 차이를 검증하였다. 그리고 경영성과가 유상증자 공시효과에 미치는 영향을 포괄적으로 분석하기 위하여 횡단면 회귀분석을 실시하였다.

공시일 이전 -30일부터 공시일 이후 +30일까지의 일별 평균비정상수익률(AR)은 주로 정(+)의 방향으로 나타났으나, 통계적으로는 유의하지 않은 결과였다. 반면에 공시일 전후 -30일부터 +30일까지의 누적 평균비정상수익률(CAR)의 경우, 공시일 이전 -12일부터 공시일 이후 +30일까지 통계적으로 유의하였다. 이 결과는 신용균(1995)의 미미한 정(+)의 공시효과에 비하여 추가반응이 좀 더 길고 높게 나타났다.

+NI표본 기업군의 경우, 전체표본의 결과와 유사하게 공시일 전후 -30일부터 +30일까지의 일별 평균비정상수익률(AR)의 경우, 추가반응이 공시일 이전 30일 중 4일을 제외하고는 모두 정(+)의 방향이었으며, 또한 공시일 이후 30일 중에도 22일 동안이나 정(+)의 방향으로 나타났다. 공시일 이전 -30일부터 공시일 이후 +30일까지의 누적평균비정상수익률(CAR) 경우에는 공시일 이전 -5일부터 공시일 이후 +30일까지 정(+)의 방향으로 유의하게 나타났으며, 공시일 전후 지속적으로 누적평균비정상

수익률(CAR)이 상승하였다.

-NI표본 기업군의 경우, 분석기간(-30,+30)동안의 평균비정상수익률은 공시일 이전에는 약 19일 동안, 공시일 이후에는 약 10일 동안 정(+)의 방향으로 나타났으며, 특히 공시일 근처기간에서의 수익률은 급격히 증가하는 것을 발견할 수 있었다. 그러나 당기순손실 기업의 누적평균비정상수익률(CAR) 값은 공시일 이전 -14일부터 공시일 이후 +25일까지 정(+)의 방향으로 나타났으나,

그 이후에는 거의 0(zero)에 회귀됨을 발견하였다.

이러한 실증분석결과는 경영성과가 유상증자 공시효과에 영향을 미치고 있음을 시사한다. 즉, 경영성과가 양호한 기업의 유상증자공시효과는 경영성과가 양호하지 못한 기업의 공시효과보다 상대적으로 긍정적인 반응을 경험하고 있다는 것을 나타낸다.

본 연구의 결과는 McConnell and Muscarella(1985)의 투자기회가설과 Myers and Majluf(1986)의 정보전달가설과 일치한다. 횡단면회귀분석에 당기순이익 기업뿐만 아니라 단기순손실기업에서도 통제변수를 감안한 후 경영성과 변수가 누적평균비정상수익률(CAR)에 대해 정(+)의 방향으로 유의함을 보여주었다. 따라서 횡단면 회귀분석 결과 역시 경영성과가 유상증자공시효과에 정의 관계가 있다는 증거를 제시하고 있다.

본 연구에서는 시도해보지 못했으나, 당기순이익, 경제적 부가가치(EVA), 현금흐름 추이 등을 기업실적의 평가지표로 설정한 후, 어떠한 지표가 유상증자 공시효과에 더 큰 영향을 미치며, 기업실적의 지표로 어느 지표가 더 우수한지를 비교검증해보다면 훨씬 더 유상증자 공시효과에 대해 심층적인 연구가 될 것이다.

참 고 문 헌

- [1] 구명회, 정정흠 (1993), 유상증자의 시기가 주가에 미치는 영향, 재무관리연구, 10(2), 213-237.
- [2] 강효식 (1988), 유상증자시 주식의 발행가격이 주주의 부에 미치는 영향, 경영학연구, 18(1), 99-127.
- [3] 김병기 (1996), 유상증자가 기업가치에 미치는 영향에 관한 실증분석, 건양논문, 4, 71-89.
- [4] 김종원 (2005), 보험회사 유상증자공시효과에 대한 실증 연구, 성균관대학교 박사학위논문, 81-93.

1) 본 연구에서는 사건기간을 일반적인 사건기간인 (-1,+1) 대신, 공시일 전후일 (-10,+20)을 사건기간으로 하였는데, 이 기간에서의 통계적 유의성이 가장 높게 나타나 사건기간을 공시일 전후일 (-10,+20)으로 정하게 되었다.

- [5] 송인만 (1999), 회계이익정보의 유용성에 관한 연구: 주별수익률을 이용한 회계이익공시 시점에 관한 검토, 회계학 연구, 9, 1-24.
- [6] 신용균 (1995), 유상증자의 공시효과, 재무관리연구, 12, 75-92.
- [7] 윤영걸 (1996), 우리나라 경영자의 유상증자에 관한 의사결정: 역선택인가 자기선택인가?, 재무연구, 12, 77-105.
- [8] 정형철, 정영우 (2009), 유상증자공시와 시장효율성, 한국재무관리학회, 25(3), 79-109.
- [9] 정형찬 (1995), 주식분할효과를 통제한 유상증자의 가치효과, 증권 금융연구, 1(1), 235-276.
- [10] Asquith, P. and D. Mullins (1996), Equity Issues and Stock Price Dilution, Journal of Financial Economics, 15, 235-276.
- [11] Dechow, P (1994), Accounting earnings and cash flows as measure of firm performance: the role of accounting analysis, Journal of Accounting and Economics, 18, 3-42.
- [12] Eckbo, B. and R. Masulis (1992), Adverse Selection and the Rights Offer Paradox, Journal of Financial Economics, 32, 293-332.
- [13] Galai, D. and R. Masulis (1976), The Option Pricing Model and Risk Factor of Stock, Journal of Financial Economics, 3, 53-82.
- [14] Kalay, A. and A. Shimra (1987), Firm Value and Seasoned Equity Issues: Price Pressure, Wealth Redistribution, or Negative Information, Journal of Financial Economics, 19, 109-126.
- [15] Krasker, W. (1986), Stock Price Movements in Response to Stock Issues under Asymmetric Information, Journal of Finance, 41, 93-105.
- [16] Masulis, R. and A. Kowar (1986), Seasoned Equity Offering: An Empirical Investigation, Journal of Financial Economics, Vol. 15, 91-105.
- [17] McConnel, John J. and Chris J. Muscarella (1985), Corporate Capital Expenditure Decision and the Market Value of the Firm, Journal of Financial Economics, 399-422.
- [18] Mikkelson, W. and M. Partch (1986), Valuation Effects of Security Offerings and the Issuance Process, Journal of Financial Economics, 15, 31-60.
- [19] Myers, S. and N. Majluf (1984), Corporate Financing and Investment Decisions when Firms have Information that Investors do not have, Journal of Financial Economics, 13, 187-221.
- [20] R. Ball P. Brown (1968), An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers, Journal of Accounting Research, 159-178.
- [21] Scholes, M. (1972), The Market for Securities: Substitution versus Price Pressure and Effects of Information on Share Price, Journal of Business, 45, 179-211.
- [22] Spiess, K., and Affleck, Graves, J. (1995), Underperformance in long term-run stock returns following seasoned equity offerings, Journal of Financial Economics, 38, 243-267.
- [23] Vermaelen, T. (1981), Common Stock Repurchase and Market Signaling: An Empirical Study, Journal of Financial Economics, 9, 139-183.

윤 홍 근



- 2002년 2월 : 금오공과대학교 경영학과(공학사)
- 2005년 2월 : 금오공과대학교 경영학과(경영학석사)
- 2011년 2월 : 금오공과대학교 경영학과(경영학박사)
- 2005년 3월~현재 : 금오공대 지역 산업경영연구소 선임연구원,
- 관심분야: 기업재무, 투자론
- E-Mail: a9900877@kumoh.ac.kr

이 용 환



- 1984년 2월 : 한양대학교 공과대학(공학사)
- 1987년 6월 : 오하이오대학교 경영대학(경영학석사)
- 1992년 2월 : 조지아대학교 경영대학(금융재무학박사)
- 2002년 3월~현재 : 금오공과대학교 경영학과 교수
- 관심분야: 기업재무, 투자론
- E-Mail: leeyh@kumoh.ac.kr

박 광 석



- 1977년 2월 : 명지대학교 경영학과 (경영학학사)
- 2005년 2월 : 한성대학교 경영학과 (경영학석사)
- 2010년 2월 : 금오공과대학교 경영학과(경영학박사)
- 2010년 7월~현재 : 대구대학교 경

영학과 겸임교수

- 관심분야 : 기업재무, 투자론
- E-Mail: david@kumoh.ac.kr