

# 有價增資의 時期가 株價에 미치는 影響

具孟會\*·鄭正鉉\*\*

## 〈요약〉

본 연구는 시간에 따라 정보비대칭의 정도가 변동할 때의 역선택모형을 이용하여 우리나라 주식시장에서 기업의 유상증자의 시기가 주가에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하였다. 먼저 재무제표 등의 내부정보가 일반투자자에게 공시된 직후에는 다른 시점에서 보다 많은 유상증자공시를 확인할 수 있었으며, 유상증자공시 직전에는 다른 기간에서 보다 좋은 내부정보가 공시된다는 사실을 확인하였다. 그리고 유상증자공시에 따른 주가반응에 영향을 미치는 요인을 분석하기 위하여 가격압박가설, 레버리지가설, 정보가설 등에서 제시한 변수를 이용하여 분석한 결과 유상증자공시일에서는 시장상황과 유상증자공시시기 등이 유의적인 영향을 미친다는 점을 확인하였고, 배정기준일에서는 시장상황, 레버리지변동, 기업자산의 가치에 대한 불확실성 등이 유의적인 영향을 미친다는 점을 확인하였다.

## I. 序 論

有價增資에 따른 株價의 반응을 설명하기 위하여 국내외의 많은 이론 및 실증적 연구가 진행되어 왔다. 이러한 株價反應을 설명하기 위하여 개발된 모형은 價格壓迫假說(price pressure hypothesis), 레버리지假說(leverage hypothesis), 情報假(information hypothesis) 등으로 크게 분류해 볼 수 있다.

價格壓迫假說은 Scholes(1972)가 주장한 이론으로 주식시장에서 개별주식에 대한 完全代替財가 없기 때문에, 발행주식수가 증가하면 株價는 하락한다는 이론이다. 그리고 Merton(1974), Galai-Masulis(1976), Smith-Warner(1979) 등의 레버리지假說에서는 유상증자로 인하여 레버리지가 감소하게 되면 既存株主의 富가 채권자에게로 이전되므로, 주가는 하락하게 된다고 주장하고 있다. 그리고 情報假說은 다시 信號模型과 逆選

\* 釜山大學校 經營學科 教授

\*\* 聖心外國語專門大學 經營情報科 助教授

擇模型으로 구분할 수 있다. Leland-Pyle(1977), Miller-Rock(1985) 등에 의한 신호 모형에서는 유상증자가 경영자의 지분율이나 기업의 현금흐름의 크기에 대한 부정적인 신호로 일반투자자에게 전달되기 때문에, 주가는 하락하게 된다고 한다. Myers-Majluf(1984)의 역선택모형에서는 경영자들은 그들의 내부정보에 근거하여 주가가 과대평가되었다고 판단될 때 유상증자를 실시할 것이므로, 일단 유상증자가 실시되면, 일반투자자들은 그 기업의 주가를 낮게 평가할 것이라고 한다.

Korajczyk-Lucas-McDonald(1990)는 Myers-Majluf의 모형을 확장하여, 유상증자로 인한 주가반응을 시간에 따라 情報非對稱의 정도가 변동할 때의 逆選擇模型을 이용하여 설명하였다. 경영자들은 기업의 가치에 관한 내부정보를 연속적으로 얻지만, 이러한 기업의 내부정보가 일반투자자에게 공시되는 것은 일정한 시간간격을 두고 이루어지므로, 내부정보의 공시시점에서는 정보비대칭의 정도가 작아지지만, 그 이후 시간이 흐를수록 정보비대칭의 정도는 점차 증가하게 된다고 한다. 그러므로 나쁜 內部情報를 가진 경영자는 언제라도 유상증자를 실시하려고 할 것이지만, 좋은 內部情報를 가진 경영자는 내부정보가 일반투자자에게 알려질 때까지 유상증자를 유보하려 할 것이다. 이러한 내부정보의 종류와 공시시점의 패턴을 이용하면, 有價增資가 어떤 時點에서 실시될 것인가를 예측할 수 있고, 有價增資가 株價에 미치는 영향을 분석할 수 있다.

본 연구는 Korajczyk-Lucas-McDonald가 개발한 시간에 따라 정보비대칭의 정도가 변동할 때의 逆選擇模型을 우리나라 주식시장에 적용하여 유상증자의 시기를 확인하고, 기업의 內部情報의 公示와 有價增資와의 관련성을 밝히고자 한다. 또 有價增資가 株價에 어떠한 영향을 미치는가를 밝히기 위하여 유상증자의 시기 뿐만 아니라 가격압박가설, 레버리지가설, 정보가설 등에서 제시한 변수를 포함하여 분석하고자 한다.

본 연구는 제II장에서 유상증자에 따른 주가반응의 원인을 설명하기 위한 제반 논의를 정리하였고, 제III장에서는 정보비대칭의 정도가 변동할 때의 유상증자시기와 관련된 논점을 설명하였고, 제IV장에서는 검증가설의 설정과 검증방법 및 실증분석에 이용된 자료에 대해 설명하였고, 제V장에서는 우리나라 주식시장에서 1986년부터 1990년까지의 525건의 유상증자를 대상으로 한 실증분석결과를 제시하였으며, 제VI장에서는 요약 및 결론을 제시하였다.

## II. 有價增資에 따른 株價反應

일반적으로 유상증자를 실시하면 주가가 하락하게 된다는 점에서는 대체로 많은 연구의

결과가 일치하지만, 그 원인을 설명하는 데에는 많은 이견이 제기되어 왔다. 유상증자에 따른 주가반응을 설명하기 위한 많은 가설들이 현재 연구되고 있다. 이러한 가설들은 어느 정도는 서로 중첩되는 점도 있지만, Barclay-Litzenberger(1988)는 주가의 반응에 대한 여러 이론들을 가격압박가설, 레버리지가설, 정보가설로 구분하고 있다.

## 1. 價格壓迫假說

어떤 증권의 공급이 증가하면 그 증권의 가격이 하락한다는 것은 오랫동안 재무 실무자들에 의하여 주장되어 왔고, 이러한 현상을 Scholes(1972)는 “가격압박가설”이라고 하였다. Scholes(1972)는 代替情報假說(Substitution-information hypothesis)<sup>1)</sup>에 대하여 價格壓迫假說을 검증하였다. 가격압박가설에 의하면, 개별주식에 대한 완전대체제가 있을 수 없으므로 新株의 발행으로 株式의 供給量이 증가하면, 주가가 낮아져야만 기존 투자자들이 추가로 신주를 매입할 것이고, 일반투자자들도 주가가 낮은 신주를 매입하게 된다. 그리고 유상증자가 실시된 이후에는 다시 株價가 상승해야 한다는 것이다. 왜냐하면 증자실시시점에서는 주가가 하락하고, 증자가 완료된 이후에는 주가가 상승해야 實現收益率이 증가될 것이고, 이렇게 증가된 수익률은 완전분산을 이루지 못한 포트폴리오의 보유에서 발생하는 危險에 대하여 보상이 될 수 있기 때문이다. Scholes의 실증분석에서는 증자실시 이후에 株價가 상승했다는 증거를 발견하지 못하였다. 또한 증자시점에서 유의적인 株價下落이 나타났으나, 이것은 增資規模와는 상관이 없었다.

Asquith-Mullins(1986)는 發行規模와 발행전 11개월간의 超過收益率(CER)을 이용하여 新株發行에 대한 價格效果를 분석하였는데, 신주발행에 따른 주가반응은 발행규모에 대해서는 역의 관계에 있었고, CER에 대해서는 陽의 관계에 있었다. 그러나 증자공시에 따른 초과수익률이 발행규모와 통계적으로 유의적인 관계로 나타났는데, 이러한 현상이 價格壓迫假說에 기인한 것인지, 情報假說에 기인한 것인지는 밝히지 못했다. 왜냐하면 두 가설 모두 增資公示에 따른 超過收益率이 發行規模에 대하여 逆의 관계에 있다고 예측하기 때문이다.

## 2. 레버리지假說

Modigliani-Miller(1963)에 의하면, 新株發行은 예상하지 못한 재무 레버리지의 감소

1) 대체정보가설은 효율적 시장가설에서 파생된 것으로, 이 가설에서는 유상증자를 실시하더라도 거래비용에 기인한 것 이외의 주식의 가격효과는 없다는 것이다. 즉 특정한 개별주식과 동일한 위험과 기대수익률을 갖는 포트폴리오가 존재하므로 개별주식에 대해서는 완전대체제가 존재한다. 따라서 주식공급량은 주가에 영향을 미치지 못하며, 만약 유상증자로 인하여 주가가 변동한다면, 이는 정보효과에 기인한다는 것이다.

를 초래한다고 한다. 그리고 레버리지의 감소는 負債의 稅金效果로 인하여 株價를 감소시키고, 또 레버리지의 減少比率은 發行規模와 직접적인 관련이 있다. 기존부채를 상환할 목적으로 신주를 발행하는 것은 신규투자안에 투자하기 위하여 신주를 발행하는 것보다 주가에 더 큰 陰의 영향을 미치게 된다. 또한 새로운 사채를 발행하는 것은 稅金節約效果로 인하여 株價에 陽의 영향을 미치게 된다.

또한 Merton(1974), Galai-Masulis(1976), Smith-Warner(1979)에 의하면, 레버리지의 예상하지 못한 감소로 인하여 기업에서 발행한 社債의 危險이 감소한다고 한다. 이 경우 만약 기업의 총시장가치가 불변이라고 가정하면, 주주의 희생을 바탕으로 채권자의 가치는 증가하며, 이러한 효과는 Merton(1974)의 주장과 같이 주식을 기업의 자산에 대한 콜-옵션으로 보는 경우에 더욱 그렇다. 이 레버리지가설에 의하면, 新株發行公示는 株價에 陰의 영향을 미치고, 社債發行公示는 株價에 陽의 영향을 미친다. 그 영향의 크기는 發行規模와 직접적인 관련을 가지게 되며, 신주발행의 효과는 새로운 투자안을 위한 신주발행보다는 純粹資本構造變化를 위한 경우에 더욱 클 것이라고 본다.

Masulis(1983)에 의하면, 세율과 기대파산비용 및 부채 이외의 세금절약효과가 일정하고 경영자가 재무 레버리지를 조정하여 기업가치를 최대화하려고 한다면, 기업의 현금흐름에 관한 情報가 레버리지의 변화를 통하여 투자자에게 전달된다고 주장한다. 이러한 주장은 DeAngelo-Masulis(1980)의 最適資本構造模型을 확장한 것으로, 이 모형에서는 기업의 기대현금흐름의 변화는 최적레버리지수준과 양의 상관관계를 가진다. 따라서 신주를 발행하여 레버리지수준을 감소시키면, 합리적인 투자자는 이를 企業價値의 減少에 대한 信號로 받아들일게 된다는 것이다.

### 3. 情報假說

정보가설은 경영자가 일반투자자보다 더 많은 정보를 가지는 情報非對稱의 상황하에서 일반투자자가 경영자의 행동을 관찰하여 企業價値에 대한 情報를 파악한다는 주장이다.

Leland-Pyle(1977)에 의하면, 經營者의 株式所有比率의 變化는 企業價値의 變化에 대한 信號가 된다. 투자자들은 경영자가 미래의 기대현금흐름에 대한 더 많은 情報를 가진다고 인식하고 있으며, 또한 경영자가 실제로 이러한 정보를 기초로 하여 자기 기업의 주식에 많은 비중을 둔 포트폴리오를 보유하게 되면, 결국 완전분산되지 않은 포트폴리오를 보유하는데 따른 費用을 부담하는 결과가 된다. 따라서 경영자는 現在의 企業價値에 비해 未來의 現金흐름이 높을 것으로 예상할 때에만 주식포지션을 높이려는 유인을 갖게 된다. 합리적인 투자자는 經營者의 株式所有比率이 企業價値에 대한 믿을만한 信號(signal)라고 생각하므로, 외부투자자에게 주식을 발행하여 경영자의 지분율을 낮추는

것은 기업가치에 대한 부정적인 신호로 이해한다.

Miller-Rock(1985)는 기업의 現在 現金흐름의 크기에 대해서는 情報非對稱이 존재하지만, 계획된 투자안의 수준이나 현재의 현금흐름 조건하에서의 企業價値에 대한 情報은 알려져 있다고 가정한다. 이런 경우에 예상하지 못한 신주발행의 공시는 기업의 내부에서 조달된 자금이 계획된 투자안을 수행하기에 부족하다는 신호가 된다. 新規投資案을 수행하기 위한 資金을 普通株와 社債의 발행으로 조달하는 것은 株價의 하락을 유발하며, 이때의 주가의 하락비율은 발행규모와 직접적인 관련을 갖는다. 그러나 부채를 상환하기 위한 新株發行은 外部資金調達額이 0이 되므로, 기업의 현재의 현금흐름에 대한 아무런 정보도 담고 있지 않기 때문에 주가에 대한 영향은 없어야 한다.

Myers-Majluf(1984)의 逆選擇模型(adverse selection model)에 의하면, 합리적인 투자자는 경영자가 그들의 정보분석에서 주가가 과대평가되었다고 판단될 때 신주발행을 승인한다고 본다. 이러한 투자자의 생각은 경영자의 의사결정이 대부분 기존주주를 위하여 이루어진다는 가정에 따른 것이다. 既存株主는 경영자의 우월한 정보를 기초로 하여 株式이 과대평가되었을 때 매도하면 이익을 얻고, 반대로 株式이 과소평가되었을 때 매도하면 손실을 보게 된다. 그러므로 합리적인 투자자는 증자공시가 이루어질 때마다 증자공시가 이루어진 이러한 배경을 고려하여 주식의 현재가치에 대한 평가를 낮게 하게 된다.

Korajczyk-Lucas-McDonald(1990)에서는 Myers-Majluf(1984)의 모형과는 달리 情報非對稱의 程度가 기간마다 일정하지 않고 변동한다고 가정하고 있다. 즉 일반투자자에게 企業의 內部情報은 자발적이거나 비자발적인 공시를 통하여 이산적으로 도착하므로, 經營者와 一般投資者간의 情報非對稱의 程度는 시간에 따라 심각하게 변동한다고 본다. 기업에 관한 정보가 일반투자자에게 잘 알려져 있을 때 증자를 실시하면, 정보비대칭의 정도가 적어져 증자로 인한 주가하락의 가능성은 적어지게 된다. 따라서 기업에 관한 정보공시 직후에는 有價增資群集이 존재해야 하며, 有價增資 公示時點에서의 株價下落은 情報非對稱의 程度에 따라 증가할 것이므로 다른 시점에서 보다는 企業의 內部情報公示 직후의 주가하락은 더 적어야 한다고 주장한다.

### III. 情報非對稱程度의 變動과 增資時期

경영자는 企業資產의 確率的 價値에 관한 內部情報을 가지고 있고, 새로운 투자안의 존재여부와 가치는 대부분 널리 알려져 있다. 기업의 내부정보는 정보공시일에 따라 주기

적인 간격으로 일반투자자에게 공시된다. 기업의 경영자는 정보공시일 이전에 내부정보를 얻게 되지만, 이러한 내부정보는 일정한 시간간격을 두고 공시되므로 정보공시일 이후 시간이 지나갈수록 경영자와 일반투자자간의 정보는 점점 비대칭적으로 된다.

이와 같이 情報非對稱의 程度가 시간에 따라 변동하는 경우, 새로운 투자안에 투자하기 위한 자금조달방법으로 유상증자를 고려하는 기업을 가정해 보자. 이 경우에 일반투자자는 발행된 신주를 매수하고, 經營者는 既存株式의 價値最大化를 위해 노력한다면, 普通株에 대한 레몬시장(lemmons market)이 발생하게 된다. 경영자는 증자의 여부와 시기를 결정할 때, 企業의 特性에 의하여 좌우되는 신주발행의 레몬비용(lemmons cost)과 증자를 연기하는 데 따른 비용을 검토해야 한다.

먼저 경영자가 증자를 연기하여 유리한 투자기회를 상실하게 되는 경우를 가정해 보자. 內部情報를 공시한 직후에는 經營者가 기업가치에 관한 내부정보가 거의 보유하지 않기 때문에 逆選擇의 문제가 심각하지 않다. 그러나 시간이 지나갈수록 경영자는 더 많은 정보를 얻게 되고, 이에 따라 역선택문제는 점차 심각하게 나타난다. 좋은 內部情報를 가진 기업은 주식을 낮은 가격으로 발행하여 기존주주의 주가를 희석시키기 보다는 증자를 보유할 것이고, 나쁜 內部情報를 가진 기업은 오히려 증자를 강행할 것이다. 이 경우에 일반투자자들은 유상증자를 실시하는 기업은 등급이 낮은(나쁜 내부정보를 가진) 기업으로 판단할 것이므로, 이 기업의 주가는 하락하게 된다. 이러한 현상은 시간이 갈수록 더욱 심화될 것이므로 주가하락폭도 커지게 된다. 그리고 증자를 연기하면 투자기회를 상실하기 때문에, 주가가 과대평가되어 있을 때 증자를 실시한다는 Myers-Majluf(1984)의 單一期間模型과 유사하다.

다음은 경영자가 투자안의 선택을 무한히 연기할 수 있는 경우를 생각해 보자. 이 경우에 투자기회가 발생했을 때 情報非對稱이 존재한다면, 보통의 기업은 증자를 다음 정보공시 때까지 연기하겠지만, 최악의 내부정보를 가진 기업은 어떤 때라도 발행할 것이다. 따라서 有價增資를 실시하는 企業의 市場價値는 정보공시 직후에 최대가 되고, 이때에 증자공시에 따른 주가하락도 최소가 된다.

그리고 보다 현실성 있게 보통주 발행을 연기할 때 한정된 비용이 발생하는 경우를 가정해 보자. 이런 경우의 企業行動과 株價反應은 위의 두 가지 경우의 중간이 될 것이다. Korajczyk-Lucas-McDonald(1990)은 신주발행의 기간이 연기됨에 따라 연기비용이 증가할 때 이루어지는 均衡을 설명하고 있다. 이들의 연구에서는 情報公示 직후에는 有價增資群集이 존재하며, 최후의 情報公示로부터 기간이 멀어질수록 증자실시에 따른 株價下落幅이 커지는 것으로 나타났다.

이제 위의 경우를 정리하면 두 가지의 실증가능한 함축적인 의미를 찾아낼 수 있다. 첫

째, 內部情報公示 이후의 기간이 멀어질수록 有償增資公示에 따른 株價下落의 幅은 커질 것이다. 둘째, 有償增資를 통한 新株發行量은 內部情報公示 직후에 최대가 될 것이다.

또한 有償增資實施時期에 관한 逆選擇模型에 의하면, 유상증자를 실시하는 기업은 평균적으로 유상증자에 앞서 좋은 情報를 공시한다. 유상증자를 고려하고 있는 기업은 두 가지 형태로 구분할 수 있다. 企業의 진실한 價値가 市場價格 보다 낮다는 內部情報를 가진 기업과 반대로 企業의 진실한 價値가 市場價格 보다 높다는 內部情報를 가진 기업이다. 나쁜 내부정보를 가진 기업은 그 정보가 일반투자자에게 알려질 될 때까지 기다리더라도 아무런 득이 없으므로 즉시 증자를 실시하고자 할 것이고, 일반투자자는 內部情報를 예측할 수 없기 때문에 유상증자 전의 內部情報公示에서도 평균적인 情報를 공시하고자 할 것이다. 반면에 좋은 內部情報를 가진 기업은 그 情報가 일반투자자에게 알려질 때까지 기다리려고 할 것이며, 유상증자 이전의 內部情報公示에서도 좋은 情報를 공시하고자 할 것이다.

만약 투자안의 존재여부가 일반투자자에게 알려져 있지 않다고 하더라도 유상증자로 인하여 발생하는 효과는 위에서와 마찬가지로일 것이다. 투자안의 존재여부가 일반투자자에게 알려져 있지 않으며 新株發行에 따른 費用이 필요하다면, 유상증자는 새로운 투자안이 존재한다는 신호(signal)로 작용될 수 있다. 그리고 逆選擇이 존재할 때의 有償增資實施로 인한 나쁜 情報의 효과 보다 투자안의 가치에 의한 좋은 정보의 효과가 더 크다면, 유상증자공시 시점에서의 주가는 상승하게 된다. 그러나 시간이 지남에 따라 情報非對稱이 증가할 것이므로 有償增資를 실시하기로 한 기업의 평균적인 등급은 낮아지게 된다. 그러므로 투자안의 가치가 일정하게 유지된다고 하더라도, 최후의 情報公示 이후로 시간이 지나갈수록 株價反應은 점차 부정적으로 될 것이다.

그러나 이상의 경우에는 有償增資公示日과 發行日을 구분하지 않았다. 현실적으로 이 두 날짜 사이에는 상당한 시간간격이 존재하므로 이 시간간격에 따라 株價의 反應도 달라질 수 있다. 발행일은 실제로 주식이 매도되는 날이기 때문에, 그 날에서의 情報非對稱이 逆選擇의 程度를 결정한다. 만약 有償增資公示를 한 기업이 모두 실제로 증자를 실시했다면, 발행일에서의 株價下落은 없을 것이다. 그런데 유상증자공시 후에 신주발행을 취소하는 경우가 있는데, 이때에는 경영자가 증자공시 이후에 기업이 과소평가되었다는 內部情報에 근거하여 신주발행을 취소하는 것으로 이해될 수 있다. 따라서 유상증자발행을 강행하는 것은 새로운 情報를 제공하는 것이며, 발행일에서는 주가의 하락이 기대된다. 그리고 유상증자공시일에서의 주가반응을 설명한 것과 마찬가지로의 논리로 發行公示日로부터 시간이 멀어질수록 發行日에서의 株價下落幅은 크질 것이다.

그리고 특정한 시기에 유상증자발행이 집중되는 경우가 있는데, 그 이유를 경영사이클

(operating cycle)에 연유된 것으로 해석할 수도 있다. 즉 기업은 연초의 株主總會에서 有價增資를 결정하는 관행이 있기 때문에, 특별히 인수자가 특정 시점에서의 인수를 선호한다든가, 또는 정보공시(이익공시)에 필요한 자료를 집계하기 전에는 경영자도 外部資金調達이 필요한지의 여부를 알지 못한다는 것이다. 이러한 經營사이클假說은 逆選擇假說과 마찬가지로 정보공시 이후의 유상증자군집을 예측할 수는 있지만, 經營사이클가설은 증자시기와 관련된 추가하락폭을 설명하지는 못한다. 따라서 실증적으로 역선택가설은 제도적인 특성에 의한 설명과는 구별되어 진다.

## IV. 實證分析模型

### 1. 假說의 設定 및 檢證方法

#### (1) 有價增資實施時期에 관한 假說

시간에 따라 정보비대칭의 정도가 달라지고 정보공시 직후에 정보비대칭의 정도가 가장 작아진다고 한다면, 逆選擇模型에서는 정보공시 직후에 유상증자가 가장 많이 모여 있어야 한다고 예측한다. 이에 따라 다음과 같은 귀무가설을 설정할 수 있다.

假說I : 유상증자실시 전에 내부정보를 공시하는 기업과 유상증자실시 후에 내부정보를 공시하는 기업의 수는 동일할 것이다.

이에 대한 대립가설은 대부분의 기업은 유상증자 전에 정보를 공시한다는 것이다. 이를 검증하기 위하여 정보공시의 대응변수로 年間財務諸表의 公示와 半期報告書의 公示로 하였다. 기업은 다양한 형태로 정보를 공시하지만, 年間財務諸表의 公示와 半期報告書의 公示는 정보공시시기를 상당히 잘 예측할 수 있고, 법적의무에 의하여 외부감사인의 감사를 받은 정보이므로 신뢰성 있는 정보이다. 또한 많은 실증분석결과 이 정보가 사실상 정보적 내용(informational content)을 담고 있으며, 일반투자자에 의하여 이 정보가 좋은 정보로 판단될지 아니면 나쁜 정보로 판단될지의 여부를 경영자들이 알고 있다는 점에서 逆選擇模型을 실증분석하는 데에 적절한 자료라고 판단된다.

이 가설은 Wilcoxon 순위합검증(rank-sum test)을 이용하여 有價增資時點을 중심으로 하여 利益公示의 分布가 좌우대칭인가의 여부를 검증하게 된다. 유상증자에 가장 가까운 이익공시일까지의 날짜수를 D라고 두면(만약 유상증자 전에 이익공시가 이루어 졌다면 D는 음이 된다), 귀무가설 하에서는 D가 0을 중심으로 대칭분포를 이룬다는 것이다. 그리고 D의 절대값의 크기에 따라 순위를 정하고, D의 순위합(rank sum)을 계산



하여 귀무가설하에서의 순위의 합의 기대치와 비교한다.

또한 企業規模와 發行規模 등도 유상증자의 시기를 결정하는 데 영향을 미칠 수 있다. 규모가 큰 기업일수록 시장에서는 보다 상세하게 기업분석을 행하므로, 逆選擇問題가 덜 심각하고, 發行規模가 클수록 逆選擇問題는 커지게 된다. 따라서 假說I에 대한 추가적인 분석을 행하기 위하여 다음과 같은 回歸模型을 설정하였다.

$$D_1 = a_0 + a_1 \text{SIZE} + a_2 \Delta \text{SHR} + e_i$$

$$D_2 = a_0 + a_1 \text{SIZE} + a_2 \Delta \text{SHR} + e_i$$

$D_1$  : 정보공시일로부터 증자공시일까지의 기간

$D_2$  : 증자공시일로부터 발행일까지의 기간

SIZE : 기업규모의 log값

$\Delta \text{SHR}$  : 발행규모/자기자본

## (2) 情報公示內容에 관한 假說

정보공시사건 때마다 정보의 내용과 크기가 달라진다. 逆選擇模型에 의하면 기업이 유상증자를 연기하는 경우는 경영자들이 현재의 정보비대칭이 크다고 인식하고 있으며, 이러한 정보비대칭이 곧 해소될 것이라고 믿고 있거나 좋은 내부정보를 가지고 있을 때이다. 그러므로 기업이 유상증자를 실시할 때에는 평균 보다 나은 利益情報를 공시하고 난 이후가 될 것이다. 이러한 사실을 검증하기 위하여 다음과 같은 귀무가설을 설정할 수 있다.

假說II: 유상증자 전의 정보공시에서는 유상증자 후의 정보공시에서와 동일한 크기의 정보를 공시한다.

이에 대한 대립가설은 유상증자 전의 내부정보공시에서는 유상증자 후의 내부정보공시에서 보다 많은 정보내용을 공시한다는 것이다. 즉, 유상증자 전의 정보공시는 그 정보의 방향(좋은 정보인가 아니면 나쁜 정보인가의 여부)과는 상관없이 평균보다 더 정보적이어야 한다.  $i$ 기업의 정보공시에 대한 정보내용의 척도로써 다음과 같은 分散比率을 이용한다.

$$F(i) = \frac{1}{6} A(i)^2 / \text{VAR}(i)$$

$A(i)$  : 정보공시시점에서의  $i$ 기업의 6일간 누적초과수익률(0, +5)

$\text{VAR}(i)$  :  $i$ 기업의 초과수익률의 분산 (-60, 0)

공시되는 정보가 추가적인 정보내용을 지니지 못한다는 귀무가설하에서는 정보공시일의 분산비율이 다른 날과 같아야 한다. 만약 초과수익률이 정규분포를 따른다면, 위의 분산 비율은  $F^2, \nu_2$ 를 따른다. 여기에서  $\nu_2$ 는 표본분산  $VAR(i)$ 의 자유도이다. 그러면  $F(i)$ 의 기대치는  $\nu_2 / (\nu_2 - 2)$ 가 되고 초과분산비율은  $F^e(i) = F(i) - E[F(i)]$ 가 되고 귀무가설하에서의  $F^e(i)$ 는 평균적으로 0이 된다.

### (3) 有償增資公示日 및 發行日에서의 株價反應에 관한 가설

정보비대칭의 정도가 정보공시일 이후의 시간에 따라 증가하기 때문에, 유상증자공시일에서의 추가하락폭은 정보공시일로부터 시간이 멀어질수록 커져야 하고, 발행일에서의 추가하락폭은 증자공시나 정보공시로부터 시간이 멀어질수록 커져야 한다. 이러한 사실을 검증하기 위하여 가설을 설정한다.

假說III: 유상증자공시에 따른 추가하락은 내부정보공시에 대한 증자공시의 시기와는 무관하고, 발행시점에서의 추가하락은 이전의 내부정보공시나 증자공시에 대한 발행시점과는 무관하다.

이에 대한 대립가설은 정보공시로부터 증자공시까지의 기간이 짧을수록 有償增資公示에 따른 株價下落幅은 작아지며, 발행공시로부터 발행시점까지의 기간이 짧을수록 발행일에서의 추가하락은 작아진다는 것이다. 또한 기존의 많은 실증연구에서 유상증자시점에 관한 변수 외에도 발행규모( $\Delta SHR$ ), 레버리지변동( $\Delta LEV$ ), 장기간 누적초과수익률(CER), 종합주가지수의 장기간 누적수익률(MCR), 초과수익률의 분산(VAR) 등이 유상증자에 따른 추가반응에 영향을 미치는 것으로 밝혀졌으므로, 가설III을 검증하기 위해서는 다음과 같은 回歸模型을 이용하였다.

$$RET_1 = a_0 + a_1\Delta SHR + a_2\Delta LEV + a_3CER + a_4MCR + a_5VAR + a_6D_1 + e_i$$

$$RET_2 = a_0 + a_1\Delta SHR + a_2\Delta LEV + a_3CER + a_4MCR + a_5VAR + a_6D_2 + e_i$$

RET<sub>1</sub> : 정보공시일 전후의 누적초과수익률

RET<sub>2</sub> : 발행일 전후의 누적초과수익률

D<sub>1</sub> : 내부정보공시일로부터 유상증자공시일까지의 기간

D<sub>2</sub> : 유상증자공시일로부터 발행일까지의 기간

위의 가설III을 검증하기 위한 회귀모형은 몇 가지 계량경제적인 문제점을 내포하고 있

다. 첫째, 逆選擇模型에서는 정보공시일로부터 증자공시일까지의 기간 및 증자공시일로부터 발행일까지의 기간이 주가에 미치는 영향은 단조적이어야 하지만 반드시 線形關係는 아니다. 따라서 위의 회귀모형은 단조함수에 대한 선형근사로 보아야 한다.

둘째, 정보공시일로부터 증자공시일까지의 기간 및 증자공시일로부터 발행일까지의 기간은 情報不均衡程度에 대한 근사추정치이며, 또한 사건발생일에서의 累積超過收益率을 계산하는 기간 동안에 다른 사건발생의 영향으로 인하여 오차가 개입될 수 있다. 그러나 유상증자 이외에 누적초과수익률에 영향을 미치는 요소가 체계적이라고 믿을만한 근거가 없으므로 이러한 誤差는 檢證力을 약화시키지만 偏倚를 야기시키지는 않는다고 본다.

## 2. 標本의 選定 및 資料의 要約

有價增資의 時期가 株價에 미치는 影響을 알아보기 위하여 1986년부터 1990년까지 한국 증권거래소에 상장된 기업의 자료를 이용하였는데, 표본의 선정기준은 다음과 같다.

첫째, 증권시장지에 발표된 유상증자 공고일을 최초의 유상증자공시일로 간주하였으며, 신주발행일은 배정기준일을 기준으로 하여 1986년부터 1990년까지의 자료를 수집하였다.

둘째, 정보공시일에 대한 대응변수로 年間財務諸表公示日과 半期財務諸表公示日을 이용하였다. 연간재무제표공시일은 주주총회일로 간주하였으며,<sup>2)</sup> 반기재무제표의 공시는 각 기업의 사업년도 개시일로부터 6개월이 지난 후의 45일로 간주하였다.<sup>3)</sup> 그리고 1986년부터 1990년까지의 기간 동안에 주주총회 개최일을 확인할 수 없는 기업의 자료는 분석대상에서 제외하였다. 주주총회 개최일에 관한 자료는 증권시장지에 발표된 자료를 이용하였다.

2) 재무제표공시에 관한 법적 근거는 대략 세가지 정도가 있다. 첫째, 상장법인은 그 사업보고서를 각 사업년도 경과 후 90일 이내에 증권관리위원회와 증권거래소에 제출하여야 한다 (증권거래법 92조). 둘째, 감사인은 당해 피감사법인의 정기주주총회 회일전 7일까지 감사종료보고서에 감사보고서를 첨부하여 증권관리위원회에 제출하여야 한다. (증권거래법시행규칙 34조) 셋째, 이사는 재무제표를 정기총회에 제출하여 그 승인을 요구하여야 하며, 주주총회에서 재무제표의 승인이 있으면 이사는 지체없이 대차대조표를 공시해야 한다 (상법 449조). 이러한 세가지 기준 중에서 세번째의 기준을 적용하여 일반투자자에게 재무제표정보가 전달되는 시점을 결정하였다.

3) 반기재무제표의 보고에 관한 규정은 다음과 같다. 사업년도가 1년 이상인 상장법인은 그 사업년도 개시일로부터 6개월간의 사업보고서를 그 기간이 경과한 후 45일 이내에 위원회와 증권거래소에 제출하여야 한다 (증권거래법 93조). 그러나 정확히 언제 이 보고서가 제출되었는가에 관한 자료를 수집하기 어렵고, 기업마다 이 보고서를 제출하는 데에는 시차가 있을 것이기 때문에 법적 만기일을 기준으로 사용하였으나, 이러한 기준의 적용으로 인해 실증결과는 오차의 영향을 받을 수도 있다.

〈표1〉 표본의 선정

구분 년도	결산월별 분류		업종별 분류		합계
	12월결산	12월이외의	제조업	금융업	
	기업	결산기업			
1986	47	25	48	24	72
1987	98	34	106	26	132
1988	118	44	131	31	162
1989	95	28	86	37	123
1990	34	2	36	0	36
합계	392	133	407	118	525

이러한 기준에 의하여 선정된 표본자료는 〈표1〉에 요약되어 있다. 1986년에는 72건, 1987년에는 132건, 1988년에는 162건, 1989년에는 123건, 1990년에는 36건으로 총 525건의 유상증자를 대상으로 분석하였다. 그리고 이러한 자료는 결산월에 따라 12월 결산기업과 그 이외의 결산월을 가진 기업으로 구분하고, 업종에 따라 製造業과 金融業으로 구분하였고, 또한 유상증자가 대체로 호재로 작용하였던 1988년 이전의 기간과 대체로 악재로 작용하였던 1989년 이후의 기간으로 구분하여 분석을 실시하였다.

위의 표본자료에 대한 유상증자의 공시일과 배정기준일에서의 주가의 반응은 〈표 2〉에 요약되어 있다. 유상증자실시에 따른 주가반응을 살펴보기 위해 市場調整收益率法 (market-adjusted return method)을 이용하여 개별주식의 超過收益率을 계산하였다.

$$AR_{it} = R_{it} - R_{mt}$$

$AR_{it}$  : t시점에서 i주식의 초과수익률

$R_{it}$  : t시점에서 i주식의 수익률

$R_{mt}$  : t시점에서의 종합주가지수의 수익률

그리고 전체표본기간에 대하여 유상증자공시일과 배정기준일의 전후 50일에 대하여 초과수익률의 평균(AR : average abnormal return)과 이에 대한 t값 및 누적초과수익률(CAR : cumulative abnormal return)을 조사하였으며, 그 결과는 〈표 2〉에 요약되어 있다.

〈표 2〉의 有價增資公示日을 전후한 株價反應을 살펴보면, 유상증자 공시전 -50일에서부터 +2일까지는 대체로 주가가 상승하다가 +3일 이후부터는 서서히 주가가 하락하는 현상을 관찰할 수 있다. 특히 -6일에서부터 +2일까지는 1% 유의수준에서 유의적인 陽

〈표 2〉 공시일과 배정일 주위의 AR, CAR

날짜	유상증자공시일			배정기준일		
	AR	t(AR)	CAR	AR	t(AR)	CAR
-50	.000928	1.1554	.000928	.000336	.4205	.000336
-40	.001081	1.3015	.009789	.001440	1.6863	.016295
-30	-.000069	-.0843	.019220	.002507	2.8214	.031309
-20	.001360	1.6255	.032282	.000515	.5922	.053432
-15	.002630	3.1695	.039559	-.000982	-1.2587	.050329
-14	.002301	2.6597	.041860	-.000977	-1.3116	.049352
-13	.002636	2.9773	.044496	.000956	1.3219	.050308
-12	.001923	2.3173	.046419	.000471	.6073	.050779
-11	.000406	.4766	.046825	.000759	1.0111	.051538
-10	.000365	.4191	.047190	.000591	.8009	.052129
-9	.001454	1.6373	.048644	.000861	1.1562	.052990
-8	-.000143	-.1611	.048501	.000134	.1911	.053123
-7	.001481	1.7768	.049982	-.000614	-.8405	.052509
-6	.002389	2.7262	.052371	.000143	.2059	.052652
-5	.002568	2.9875	.054939	-.000453	-.6206	.052199
-4	.004151	5.0435	.059089	.000303	.4290	.052502
-3	.004013	4.6392	.063103	-.000901	-1.2385	.051601
-2	.003463	3.8456	.066565	-.000988	-1.3085	.050613
-1	.005094	5.6415	.071660	.004007	1.5879	.054620
0	.006703	6.3083	.078362	-.001671	-1.2348	.052949
1	.004649	4.0236	.083012	-.000504	-.5813	.052445
2	.003157	3.2276	.086169	-.002938	-3.5362	.049507
3	-.000642	-.6914	.085527	-.000074	-.0779	.049433
4	-.000584	-.6825	.084943	-.001728	-2.0609	.047704
5	-.002770	-3.4309	.082172	-.000722	-.9627	.046983
6	-.000870	-1.0668	.081302	-.000984	-1.2441	.045999
7	-.002002	-2.6631	.079300	-.000431	-.5354	.045568
8	-.001972	-2.6557	.077328	-.001456	-1.8154	.044112
9	-.000883	-1.1546	.076445	-.000274	-.3673	.043838
10	-.000053	-.0677	.076392	-.000752	-1.0207	.043086
11	.000100	.1350	.076492	-.001206	-1.5486	.041880
12	-.000786	-1.0481	.075705	-.000396	-.5077	.041484
13	.000354	.4955	.076060	-.000622	-.7982	.040862
14	.001088	1.4851	.077148	.000889	1.1089	.041751
15	-.000780	-1.0142	.076368	.000195	.2391	.041947
20	-.001901	-1.9285	.075035	-.000009	-.0108	.036604
30	.001131	1.1496	.079681	-.001099	-1.4256	.036035
40	-.000399	-.4402	.077487	-.001200	-1.4261	.034376
50	-.001004	-1.1537	.076398	-.001118	-1.4911	.027892

의 超過收益率을 보이며, +5일부터 +8일까지는 유의적인 陰의 收益率을 보인다는 것을 알 수 있다. 배정기준일 전후한 株價反應을 살펴보면, -3일부터 지속적으로 陰의 超過收益率을 보이고 있다는 것을 알 수 있다.

배정기준일에서의 주가반응은 미국 주식시장에서의 기존 연구결과와 거의 일치하지만, 유상증자공시일에서의 주가반응형태는 차이를 보이고 있다. 즉 미국 주식시장에서는 증자공시일에서 음의 초과수익률을 보이는 데 반해, 우리나라 주식시장에서는 유상증자공시일에 매우 유의적인 양의 초과수익률을 보이다가 약 3-4일 후부터 음의 초과수익률을 보인다는 사실을 알 수 있다.

본 연구에서는 有價增資에 따른 株價變動의 原因을 분석하기 위하여 다음과 같은 변수를 설정하였다.

### (1) 사건일에서의 초과수익률(RET)

유상증자공시일에서의 초과수익률은  $RET_1$ 으로 측정하였다. <표 2>에서도 알 수 있듯이, 우리나라 주식시장에서의 주가는 유상증자에 대해 즉각적으로 반응하지 않고 약간의 시차를 두고 발생하며, 또한 수일에 걸쳐서 계속적으로 발생한다. 이러한 주가반응은 우리나라 주식시장에서의 가격제한폭 등의 제도적인 제약 때문에 나타난 것으로 이해된다. 따라서 이러한 특수성을 감안하여  $RET_1$ 은 유상증자공시일의 -5일에서부터 +5일까지의 11일간의 누적초과수익률로 측정하였다.

배정기준일에서의 초과수익률은  $RET_2$ 로 측정하였는데, 측정하는 방법은  $RET_1$ 을 측정한 방법과 동일하게 하였다.

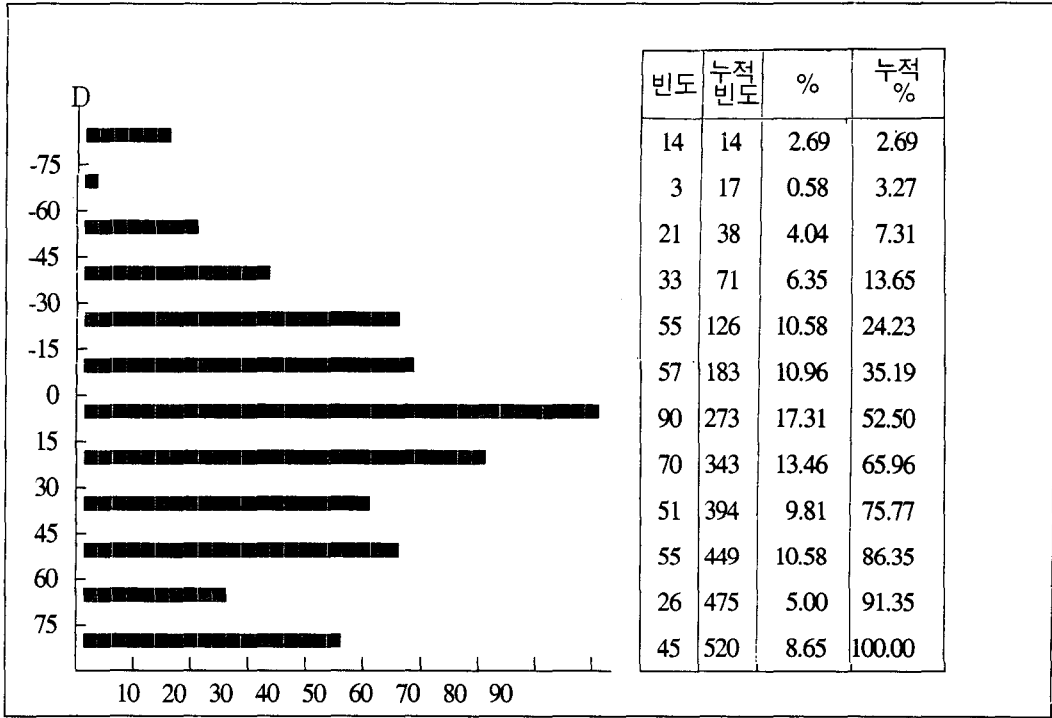
### (2) 정보공시일로부터 유상증자까지의 기간 (D)

유상증자의 시기가 기업의 연간재무제표공시 또는 반기보고서 등의 정보공시시점과 관련성을 가지는가를 알아보기 위하여, 유상증자로부터 가장 가까운 정보공시일까지의 거래일수를 나타내는 변수 D를 설정하였다. 정보공시 이후에 유상증자공시가 이루어진 경우에 D는 양의 값을 가지며, 유상증자공시 이후에 정보공시가 이루어진 경우에 D는 음의 값을 가지게 된다. 그리고 유상증자 직전의 정보공시일로부터 유상증자공시일까지의 거래일수를  $D_1$ 으로 측정하였고, 유상증자공시일로부터 배정기준일까지의 거래일수를  $D_2$ 로 측정하였다.

### (3) 증자실시시점 이외의 독립변수

유상증자에 따른 주가반응을 설명하기 위한 독립변수로서 증자실시시점 이외에도 기업규

(그림 1) 증자공시일 주변의 이익공시일의 분포



모(SIZE), 발행규모( $\Delta$ SHR), 레버리지변동( $\Delta$ LEV), 장기간 누적초과수익률(CER), 시장포트폴리오의 장기간 누적수익률(MCR), 장기초과수익률의 분산(VAR) 등을 이용하였다. 이러한 변수는 다음과 같이 측정하였다.

$$SIZE = \log(\text{기업규모})$$

$$\Delta SHR = \text{발행규모} / \text{자기자본}$$

$$\Delta LEV^4) = \frac{\Delta D}{E} - \frac{D}{E} \left( \frac{\Delta E}{E} \right)$$

CER : 사건일의 -60일부터 0일까지의 누적초과수익률

MCR : 사건일의 -60일부터 0일까지의 종합주가지수의 누적수익률

VAR : 사건일의 -60일부터 0일까지의 초과수익률의 분산

4) 레버리지변동에 대한 측정치를 계산하는 방법에는 여러가지가 있지만, 본 연구에서는 Eckbo-Masulis(1992)의 방법을 채택하였다. 여기에서 E는 유상증자일시 직전연도의 자기자본이고, D는 직전연도의 총부채이며,  $\Delta E$ 는 직후연도의 총부채와 직전연도의 총부채간의 차이이며,  $\Delta D$ 는 총발행규모로 측정하였다.

위의 독립변수들은 가격압박가설, 레버리지가설, 정보가설을 검증하기 위한 기존의 연구에서 주로 이용되어 온 변수이다. 가격압박가설에는 SHR이 주가에 미치는 영향을 분석하며, 레버리지가설에서는  $\Delta LEV$ 가 주가에 미치는 영향을 분석하며, 정보가설에서는 SIZE,  $\Delta SHR$ , VAR 등이 주가에 미치는 영향을 분석한다. 그리고 CER, MCR은 유상증자의 공시를 예측하는데 이용할 수 있는 변수이다(Masulis-Korwar (1986)).

## V. 實證分析結果

### 1. 有價增資의 公示時點

시간에 따라 情報非對稱의 정도가 달라지고, 企業의 財務諸表公示 직후에 情報非對稱의 程度가 가장 작다고 한다면, 재무제표공시 직후에 유상증자공시가 이루어져야 한다. [그림1]에 제시되어 있는 유상증자 공시일 주변의 이익공시일의 분포를 살펴보면, 재무제표공시 15일 이내에 전체표본의 17.31%가 증자공시를 하였으며, 30일 이내에는 전체표본의 30.77%가 증자공시를 하였다. 이는 다른 기간에 비하여 재무제표공시 직후에 많은 기업이 유상증자공시를 발표하고 있다는 것을 알 수 있다.

반면에 재무제표 공시전 15일 이내에 전체표본대상기업의 10.96%가 증자발표를 하고 있으며, 30일 이내에는 전체표본대상기업의 21.54%가 증자공시를 하고 있다. 이러한 사실은 情報非對稱의 程度가 시간에 따라 변동할 때의 逆選擇模型의 예측과는 일치하지 않는다. 그 이유는 본 연구에서 연간재무제표 공시일을 주주총회일로 간주하고, 반기보고서는 영업연도 개시후 6개월이 지난 45일째에 공시된다고 간주한 데서 발생하는 측정오차에 기인한 것으로 생각된다. 즉 연간재무제표의 공시는 주주총회일에 일반투자자들에게 알려진다고 가정하였으나 증권거래법에 의하면 사업연도 경과후 90일 이내에 공시하도록 되어 있고, 또한 주주총회는 대체로 사업연도 종료후 50일에서 70일 사이에 이루어지므로, 주주총회 이전이라도 기업의 성과는 일반투자자에게 알려져서 정보비대칭이 해소될 여지가 있다. 또한 반기보고서의 경우에는 공시시점을 확인하기 어려우므로 증권거래법에 제시된 마감일 공시시점으로 이용한 데서 발생하는 오류 때문에 이러한 결과가 나타나는 것으로 생각된다.

유상증자공시일을 기준으로 하여 재무제표공시일의 분포가 대칭분포를 이루고 있는가를 검증한 Wilcoxon 순위합검증결과가 <표 3>에 요약되어 있다. <표 3>에서는 공시일에서 가장 가까운 재무제표공시일까지의 거래일수인 D를 구한 후, D가 양의 값을 가지는 집단과 D가 음의 값을 가지는 집단으로 구분한 후, D의 절대값을 이용하여 두 집단의 순



〈표 3〉 Wilcoxon 순위합검증결과

구분	순위합	귀무가설하 에서의기대치	귀무가설하 에서의분산	z	p값	
전체 표본	D ≥ 0	91958	87788	1636.0	-2.548	0.0108
	D < 0	43502	47671			
12월 결산기업	D ≥ 0	50960	49335	1057.2	-1.537	0.1243
	D < 0	24894	26520			
12월이외의 결산기업	D ≥ 0	2611	3102	208.4	-2.354	0.0186
	D < 0	6035	5544			
전반기 86 - 88	D ≥ 0	42398	41563	959.7	-0.869	0.3845
	D < 0	23304	24139			
후반기 89 - 90	D ≥ 0	3100	3975	267.4	-3.270	0.0011
	D < 0	9461	8586			
제조업	D ≥ 0	57803	55348	1090.7	-1.590	0.1118
	D < 0	24323	26058			
금융업	D ≥ 0	2469	3186	182.8	-2.932	0.0034
	D < 0	4253	3717			

〈표 4〉 기업규모와 발행규모가 유상증자시기에 미치는 영향

	절 편	SIZE	ΔSHR	R <sup>2</sup>
전체 표본	11.571 (0.691)	9.639*** (3.078)	12.061 (1.576)	0.0217
12월 결산기업	-1.271 (-0.0343)	14.005 (1.913)*	4.798 (0.405)	0.0283
12월 이외의 결산기업	13.662*** (2.845)	3.235*** (3.626)	-1.351 (0.513)	0.0334
전반기 86-88	0.456 (0.022)	11.973*** (2.975)	14.836* (1.687)	0.0313
후반기 89-90	24.735 (0.895)	7.302 (1.461)	-10.655 (-0.612)	0.0167
제조업	72.245 (3.278)	-1.952 (-0.463)	-12.711 (-1.215)	0.0037
금융업	-59.341 (-1.420)	22.120*** (3.248)	30.051** (2.191)	0.0977

괄호속의 수치는 t값임

\*: 10%수준에서 유의적임. \*\*: 5%수준에서 유의적임. \*\*\*: 1%수준에서 유의적임

위험을 구하였다. 그리고 순위합이 적은 집단의 순위합이 두 집단의 분포가 동일하다는 귀무가설하에서의 기대치와 동일한가의 여부를 정규분포에 근사시켜 z값을 구한 후 검증하였다.

전체표본에서는  $z$ 값이  $-2.548$ 로 5%의 유의수준에서 두 집단의 분포가 동일하다는 귀무가설이 기각되었다. 그리고 12월 결산기업의 검증결과에서는 귀무가설을 기각할 수 없었고, 12월 이외의 결산기업에서는 두 집단의 분포가 동일하지 않은 것으로 나타났다. 또한 86년부터 88년까지의 기간 동안에는 두 집단간의 분포형태가 다르다고 할 수 없지만, 89년부터 90년까지의 기간 동안에는 분포가 다르게 나타났다. 또한 제조업에서는 두 집단의 분포가 다르다고 할 수 없지만, 금융업에서는 두 집단의 분포가 다르게 나타났다.

〈표 4〉에서는 기업규모와 발행규모가 유상증자시기에 미치는 영향을 분석하기 위하여 유상증자공시 직전의 재무제표공시일로부터 유상증자공시 시점까지의 거래일수(D1)를 기업규모와 발행규모에 대하여 회귀시킨 결과를 요약하였다. 전체분포에서는 기업규모가 클수록 증자공시 시기는 늦어졌으며, 증자규모는 유의적인 영향을 미치지 않았다. 전반기에서는 기업규모와 발행규모 모두 유의적인 양의 계수를 가진다. 즉 기업규모가 클수록, 그리고 발행규모가 클수록 증자시기는 늦어지는 것으로 나타났다. 후반기에서는 증자시기가 기업규모나 발행규모로부터 영향을 받지 않는 것으로 나타났다. 제조업에서는 증자시기가 기업규모나 발행규모의 영향을 받지 않지만, 제조업에서는 기업규모와 발행규모가 클수록 증자시기가 늦어지는 것으로 나타났다.

발행규모가 클수록 발행시기가 늦어지는 것은 정보비대칭의 정도가 변동할 때의 역선택모형의 예측과 일치하지만, 발행규모는 발행시기에 영향을 미치지 않거나 양의 영향을 미친다는 것은 이 모형의 예측과 일치하지 않는다.

## 2. 情報公示內容에 관한 檢證結果

재무제표를 공시할 때마다 정보의 내용은 달라질 수 있다. 情報非對稱의 變動에 기인한 逆選擇模型에서는 경영자들이 情報非對稱의 程度가 크다고 인식하거나 좋은 내부정보를 가지고 있을 때에는 유상증자를 유보하게 된다. 그러므로 유상증자는 평균 보다 나은 재무제표를 공시한 이후가 될 것이다. 이러한 假說II를 검증하기 위하여 유상증자실시를 전후한 4번의 재무제표공시에 따른 株價反應을 측정하였다. 먼저 재무제표공시전 -60일부터 0일까지의 超過收益率의 分散에 대한 재무제표공시일로부터 +5일까지의 超過收益率의 自乘의 平均을 구한 다음, 이 비율의 期待值를 뺀 超過分散比率을 구하였다. 이러한 초과분산비율이 각 재무제표공시 때마다 차이가 있는가를 〈표 5〉에 요약하였다.

〈표 5〉에 의하면 전체표본에서는 유상증자공시 직전의 재무제표공시에서의 평균초과수익률이 0.0049로 다른 기간에 비하여 높으며, 초과분산비율의 평균도 0.2544로 매우 유의적인 값을 보이는 반면, 2기 전이나 유상증자공시 이후의 2기간 동안의 재무제표공시에 따른 평균초과수익률이나 초과분산비율은 유의적인 값을 보이지 않았다. 이는 유상증자

〈표 5〉 이익공시일 주변에서의 초과수익률

구 분		이익공시시기			
		-2	-1	1	2
전체 표본	평균초과수익률 (t값)	-0.0012 (-0.560)	0.0049 (2.095)	0.0012 (0.585)	0.0003 (0.180)
	초과분산비율의 평균 (t값)	0.0321 (0.380)	0.2544 (1.994)	0.0812 (0.733)	0.1332 (1.144)
	관찰치의수	511	523	525	515
12월 결산 기업	평균초과수익률 (t값)	0.0030 (1.193)	0.0037 (1.437)	0.0011 (0.500)	-0.0010 (-0.481)
	초과분산비율의 평균 (t값)	-0.0560 (-0.618)	0.1271 (1.095)	0.0234 (0.238)	-0.0127 (-0.119)
	관찰치의수	387	392	392	382
12월 이외의 결산기업	평균초과수익률 (t값)	-0.0145 (-3.298)	0.0082 (1.645)	0.0014 (0.304)	0.0043 (1.011)
	초과분산비율의 평균 (t값)	0.3070 (1.527)	0.6354 (1.709)	0.2517 (0.766)	0.5524 (1.685)
	관찰치의수	124	131	133	133
전반기	평균초과수익률 (t값)	-0.0007 (-0.224)	0.0087 (2.782)	0.0056 (2.094)	0.0008 (0.307)
	초과분산비율의 평균 (t값)	0.1267 (1.199)	0.4332 (2.514)	0.0438 (0.318)	0.1778 (1.233)
	관찰치의수	353	364	366	366
후반기	평균초과수익률 (t값)	-0.0025 (-0.943)	-0.0038 (-1.460)	-0.0089 (-3.183)	-0.0007 (-0.252)
	초과분산비율의 평균 (t값)	-0.1792 (-0.943)	-0.1550 (-1.119)	0.1672 (0.917)	0.0238 (0.124)
	관찰치의수	158	159	159	149
제조업	평균초과수익률 (t값)	0.0012 (0.455)	0.0051 (1.909)	0.0020 (0.841)	-0.0011 (-0.450)
	초과분산비율의 평균 (t값)	0.0208 (0.212)	0.3307 (2.135)	0.0839 (0.644)	0.1083 (0.804)
	관찰치의수	397	406	407	397
금융업	평균초과수익률 (t값)	-0.0096 (-2.110)	0.0041 (0.867)	-0.0014 (-0.326)	0.0053 (1.478)
	초과분산비율의 평균 (t값)	0.0714 (0.442)	-0.0103 (-0.055)	0.0718 (0.353)	0.2170 (0.942)
	관찰치의수	114	117	118	118

〈표 6〉 증자공시일에서의 초과수익률에 영향을 미치는 제요인

	절 편	ΔSHR	ΔLEV	CER	MCR	VAR	D <sub>1</sub>	R <sup>2</sup>
전체표본	0.0063 (0.696)	0.0120 (0.608)	-0.0002 (-0.249)	0.1199*** (4.907)	0.0759** (2.049)	34.6941 (1.625)	-0.0001* (-1.734)	0.1481
12월 결산기업	0.0015 (0.141)	0.0357* (1.471)	0.0012 (1.471)	0.1259*** (3.994)	0.0755* (1.808)	32.9458 (1.314)	-0.0002* (-1.894)	0.1366
12월외의 결산기업	0.0337 (1.539)	-0.0620** (-2.076)	-0.0032*** (-2.888)	0.1034** (2.536)	0.1038 (1.298)	21.6659 (0.533)	-0.00002 (-0.149)	0.2276
전반기 86-88	0.0117 (0.794)	0.0177 (0.780)	-0.0001 (-0.055)	0.1329*** (4.279)	0.0888 (1.773)	21.5123 (0.777)	-0.0002* (-1.955)	0.1395
후반기 89-90	-0.0075 (-0.694)	-0.0083 (-0.413)	0.0014 (0.877)	0.0665* (1.872)	0.0394 (0.810)	89.0681** (2.025)	-0.0001 (-0.500)	0.0972
제조업	0.0038 (0.361)	0.0001 (0.004)	-0.0012 (-0.648)	0.1190** (4.058)	0.1069** (2.514)	40.7020 (1.571)	-0.0001 (-1.011)	0.1438
금융업	0.0032 (0.147)	0.0478 (1.585)	0.0003 (0.351)	-0.0694 (-0.825)	-0.0694 (-0.825)	-13.1036 (-0.333)	-0.0001 (-0.893)	0.2495

괄호속의 수치는 t값임

\*:10%수준에서 유의적임 \*\*:5%수준에서 유의적임 \*\*\*:1%수준에서 유의적임

실시전에 공시되는 재무제표 정보의 크기가 다른 기간에 비해 크다고 하는 역선택모형의 예측과 일치하고 있다.

12월 결산기업은 유의적인 초과분산비율을 보이지 않는 반면, 12월 이외의 결산기업은 유의적인 값을 보이고 있다. 기간별로 구분해 보면 전반기에는 유의적인 초과분산비율이 나타나는 반면, 후반기에는 초과분산비율의 유의성이 떨어진다. 그리고 제조업에서는 유의적인 분산비율이 존재하나, 금융업에서는 유의적인 초과분산비율이 존재하지 않는다. 이러한 사실을 <표 4>와 비교해 보면, 유상증자시기에 영향을 미치는 중요한 변수는 기업 규모이며, 기업규모가 클수록 증자시기가 늦추어졌던 12월 이외의 결산기업, 금융업 등에서는 비교적 정보비대칭의 정도가 낮기 때문에 재무제표공시와 무관하게 증자시기를 결정할 수 있었기 때문이라고 판단된다.

### 3. 有價增資에 따른 株價反應에 影響을 미치는 諸要因

앞의 분석에서 대체로 유상증자는 재무제표정보공시 이후에 이루어지며, 유상증자시기는 기업의 규모에 의하여 영향을 받으며, 유상증자실시 전에는 많은 정보내용을 담은 재무제표가 공시되는 것으로 밝혀졌다. 여기서는 유상증자실시 시기가 증자공시일 및 배정기준일에서의 주가반응에 어떠한 영향을 미치는가를 분석하고자 한다.

기존의 많은 실증연구에서 유상증자에 따른 주가의 반응을 설명하기 위한 많은 가설이

개발되어 왔고 또한 유의적인 영향을 미치는 요인을 발견하였다. 그러므로 여기서는 유상증자 시점에 관한 변수 외에도 기업규모(SIZE), 레버리지변동( $\Delta$ LEV), 장기간누적 초과이익률(CER), 종합주가지수의 장기간 누적이익률(MCR), 초과이익률의 분산(VAR) 등을 독립변수에 포함시켜 주가반응을 분석하였다.

〈표 6〉에서 살펴보면 유상증자공시일에서의 주가반응에 유의적인 영향을 미치는 변수는 CER, MCR,  $D_1$ 이다. CER과 MCR은 양의 유의적인 계수를 보이고,  $D_1$ 은 음의 유의적인 계수를 보이고 있다. 즉 상당한 기간 동안 높은 주가가 형성되고 시장상황이 좋아져서 유상증자가 실시될 것으로 예측가능할 때에는 증자공시일에서의 주가반응은 하락폭이 적어질 것이고, 재무제표공시일로부터 유상증자공시 시점까지 기간이 길어서 정보비대칭의 정도가 높을 때에는 주가하락폭이 클 것이다.

12월결산기업에서는  $\Delta$ SHR, CER, MCR 등이 유의적인 양의 계수를 보이고,  $D_1$ 이 유의적인 음의 계수를 보이고 있다. CER, MCR의 계수방향은 정보가설의 예측과 일치하고,  $D_1$ 의 계수방향도 가설III에서의 계수방향과 일치한다. 그러나  $\Delta$ SHR의 계수는 가격압박가설이나 정보가설에서의 예측과는 일치하지 않는다. 12월 이외의 결산기업에서는  $\Delta$ SHR, LEV가 유의적인 음의 계수를 보이고 CER의 계수는 유의적인 양의 값을 보이고 있다. 이러한 결과를 비교해 보면 12월결산기업이 12월 이외의 결산월을 가진 기업에 비해 정보비대칭으로 인한 주가반응의 영향이 크다는 것을 알 수 있다.

86년부터 88년까지의 전반기에는 CER이 유의적인 양의 계수를 보이고,  $D_1$ 이 유의적인 음의 계수를 보인다. 89년부터 90년까지의 후반기에는 CER과 VAR이 유의적인 양의 계수를 보이는 반면,<sup>5)</sup>  $D_1$ 의 계수는 유의적이지 않다. 업종별로 구분하여 분석한 결과를 살펴보면, 제조업에서는 CER과 MCR이 유의적인 양의 계수를 보이고, 금융업에서는 CER만이 유의적인 양의 계수를 보이고 있으며,  $D_1$ 의 계수는 유의적이지 않다.

위의 분석결과를 요약하면, 분석시기, 업종 및 결산월에 상관없이 대체로 일관성 있게 주가에 영향을 미치는 것은 시장상황과 증자시기라고 할 수 있다. 즉, 시장상황에 따른 유상증자에 대한 예측가능성이 높을 때 유상증자를 실시하면 주가의 하락폭은 줄어들게 되고, 재무제표공시 시점으로부터 유상증자 시점까지 기간이 길어질수록 주가의 하락폭은 커지게 된다.

〈표 7〉에 요약되어 있는 배경기준일에서의 주가반응에 영향을 미치는 요인을 살펴보면, LEV와 CER이 유의적인 양의 계수를 보이고, VAR이 유의적인 음의 계수를 보인다. 이

5) Masulis-Kowar(86)에 의하면 VAR은 기업의 현재자산가치에 대한 시장에서의 불확실성을 측정하는 변수이고, 이러한 불확실성이 커질 수록 주가의 반응은 부정적으로 될 것이라고 한다. 그러나 위의 검증결과와는 이러한 예측과는 상반된 계수방향을 보이고 있다.

〈표 7〉 배정기준일에서의 초과수익률에 영향을 미치는 제요인

	절편	ΔSHR	ΔLEV	CER	MCR	VAR	D <sub>2</sub>	R <sup>2</sup>
전체 표본	0.0071 (0.659)	0.0121 (0.833)	0.0013** (2.429)	0.1596*** (8.961)	0.0299 (0.980)	-30.1835** (-2.145)	-0.0005 (-1.786)	0.1705
12월 결산기업	0.0120 (1.084)	0.0144 (0.809)	0.0005 (0.820)	0.1498*** (6.623)	0.0657* (1.918)	-46.4396*** (-2.969)	-0.0004* (-1.626)	0.1469
12월외의 결산기업	-0.0203 (-0.689)	0.0311 (1.044)	0.0031*** (2.713)	0.1509*** (4.508)	0.0157 (0.230)	12.3211 (0.396)	-0.0006 (0.800)	0.2706
전반기 86-88	-0.0023 (-0.143)	0.0189 (1.046)	0.0019*** (2.972)	0.1231*** (6.061)	-0.094 (-1.277)	9.4901 (0.534)	-0.0001 (-0.333)	0.1674
후반기 89-90	0.0260*** (2.609)	-0.0117 (-0.668)	-0.0016 (-1.194)	0.1936*** (5.877)	0.0489 (0.960)	-194.1184*** (-10.274)	-0.0002 (-0.719)	0.4867
제조업	0.0141 (1.255)	0.0051 (0.251)	0.0019 (1.353)	0.1133*** (5.227)	-0.0085 (-0.259)	-6.0786 (-0.393)	-0.0008*** (-2.790)	0.0989
금융업	-0.0317 (0.928)	0.0318 (0.933)	0.0015* (1.894)	0.2064*** (5.960)	0.0876 (1.086)	-80.7961* (-1.899)	0.0004 (0.500)	0.3427

괄호속의 수치는 t값임

\*: 10%수준에서 유의적임. \*\*: 5%수준에서 유의적임. \*\*\*: 1%수준에서 유의적임

러한 사실은 유상증자로 인하여 레버리지가 감소할수록 주가의 하락폭은 커진다는 레버리지가설과 일치하며, 기업의 자산가치에 대한 불확실성이 높을수록 주가의 하락폭이 커진다는 정보가설과 일관성을 가진다. 그러나 유상증자공시일로부터 배정기준일까지의 기간은 유의적인 영향을 미치지 못한다. 이러한 현상은 결산월, 분석기간, 업종에 상관없이 대체로 일관성 있게 나타나고 있으며, 12월 결산기업과 제조업에서만 D<sub>2</sub>가 유의적인 음의 계수를 보이고 있다.

위의 분석결과를 요약해 보면, 배정기준일에서의 주가반응은 유상증자공시일에서의 주가반응과는 달리 레버리지 변화, 시장상황, 기업의 자산가치에 대한 불확실성 등에 의하여 많은 영향을 받고 있다는 것을 알 수 있다.

## VI. 結 論

본 연구는 Korajczyk-Lucas-McDonald(1990)가 개발한 情報非對稱程度가 변동할 때의 逆選擇模型을 이용하여, 우리나라 株式市場에서의 유상증자실시에 따른 주가반응을 실증분석하였다. 1986년부터 1990년까지의 525건의 有價增資를 대상으로 하여 실증분석한 결과 다음과 같은 사실을 발견할 수 있었다.

첫째, 전체표본중에서 30.77%가 재무제표공시후 30거래일내에 유상증자공시를 하였다. 그리고 유상증자공시일을 전후한 재무제표공시일의 분포를 조사한 결과, 이 분포의 형태는 유상증자공시일을 기준으로 대칭분포를 이루는 것이 아니라는 것을 확인하였다.

둘째, 유상증자공시를 전후한 4번의 재무제표공시에서의 주가반응을 조사한 결과, 유상증자공시 직전의 재무제표공시에서의 정보내용이 다른 때 보다 충실하다는 것을 확인하였으며, 또한 정보의 방향도 주가에 긍정적인 영향을 미치는 좋은 정보(good news)였다.

셋째, 유상증자공시에 따른 주가반응에 영향을 미치는 요인은 대체로 시장상황과 증자시기였다. 즉 시장상황에 따른 유상증자의 예측가능성이 높을 때 유상증자를 실시하면 주가의 하락폭은 줄어들게 되고, 재무제표공시 시점으로부터 유상증자공시일까지의 기간이 멀어질수록 주가의 하락폭은 확대되었다.

넷째, 배정기준일에서의 주가반응에 영향을 미치는 요인은 레버리지변화, 시장상황, 기업의 자산가치에 관한 불확실성 등으로 밝혀졌다.

본 연구에서 기업의 내부정보는 연간재무제표와 반기보고서를 통하여 일반투자자에게 공시된다고 가정하였으나, 현실적으로 기업의 내부정보는 여러 가지의 형태로 일반투자자에게 공시될 수 있다. 또한 재무제표 등의 기업이 내부정보가 일반투자자에게 공시되는 시점에 대한 대응치로 주주총회일과 증권거래법에 명시, 2 반기보고서 제출마감일을 이용하였다. 앞으로 재무제표공시 이외의 기업내부정보공시사건을 확인하여 보완하고, 기업의 내부정보가 일반투자자에게 공시된 시점에 관한 자료를 보완한다면, 측정상의 오차를 많이 줄일 수 있을 것이고 유상증자에 따른 주가반응을 보다 명확하게 설명할 수 있을 것으로 보인다.

## 참 고 문 헌

- 강효석, "유상증자시 주식의 발행가격이 주주의 부에 미치는 영향," 1988.9. 경영학연구, 99-127.
- 송영균, "유상증자가 주가에 미치는 영향에 관한 연구," 재무연구, 1991.10. 119-138.
- Asquith, Paul and David W. Mullins, Jr.**, "Equity Issues and Offering Dilution," *Journal of Financial Economics* (1986), 61-89.
- Barclay, Michael J. and Robert H. Litzenberger**, "Announcement Effects of Equity Issues and the Use of Intraday Price Data," *Journal of Financial Economics* (1988), 71-99
- Dierkens, Nathalie**, "Information Asymmetry and Equity Issues," *Journal of Financial Quantitative Analysis* (1991), 181-199.
- Eckbo, B. Espen and Roanld D. Masulis**, "Adverse Selection and the Rights Offer Paradox," *Journal of Financial Economics* (1992), 293-332.
- Galai, Dan and Ronald W. Masulis**, "The Option Pricing Model and Risk Factor of Stock," *Journal of Financial Economics* (1976), 53-82.
- Hansen, Robert J.**, "The Dismise of Rights Issue," *The Review of Financial Studies* (1989), 289-309.
- Heinkel, Robert and Eduardo S. Schwartz**, "Rights versus Underwritten Offerings: An Asymmetric Information Approach," *Journal of Finance, March* (1986), 1-18.
- Korajczyk, Robert A., Deborah J. Lucas, and Robert L. McDonald**, "Equity Issues with Time-Varying Asymmetric Information," *Journal of Financial and Quantitative Anaysis (September 1992)*, 397-417.
- Korajczyk, Robert A., Deborah J. Lucas, and Robert L. McDonald**, "The Effect of Information Releases on the Pricing and Timing of Equity Issues," *Review of Financial Studies* (1991), 685-708.
- Krasker, William S.**, "Stock Price Movements in Response to Stock Issues under Asymmetric Information," *Journal of Finance (March 1986)*, 93-105.
- Kraus, Alan and Hans R. Stoll**, "Price Impact of Block Trading on the New York Stock Exchange," *Journal of Finance (June 1972)*, 569-588.



- Lucas, Deborah J., and Robert L. McDonald,** "Equity Issues and Stock Price Dynamics," *Journal of Finance* (September 1990), 1019-1043.
- Marsh, Paul,** "The Choice Between Equity and Debt: An Empirical Study," *Journal of Finance* (1982), 121-144
- Masulis, Randal W. and Ashok Kowar,** "Seasoned Equity Offerings," *Journal of Financial Economics* (1986), 91-118.
- Merton, C. Robert,** "On the Pricing of Corporate Debt: The Risk Structure of Interest Rates," *Journal of Finance* (May 1974), 449-470.
- Mikkelson, Wane H. and M. Megan Partch,** "Valuation Effects of Security Offerings and the Issuance Process," *Journal of Financial Economics* (1986), 31-60.
- Myers, Steward C. and Nicholas S. Majluf,** "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have," *Journal of Financial Economics* (1984), 187-221.
- Scholes, Myron,** "Markets for Securities: Substitution versus Price Pressure and the Effect of Information on Share Prices," *Journal of Business* (1972), 179-211.
- Smith, Clifford W. Jr.,** "Investment Banking and the Capital Acquisition Process," *Journal of Financial Economics* (1986), 3-29.
- Smith, Clifford and Jerold Warner,** "On Financial Contracting: An Analysis of Bond Covenants," *Journal of Financial Economics* (1979), 53-82.