

## 자기주식매입 기업의 이익조정에 관한 연구\*

박영규

가톨릭대학교 성심교정 경영학부 경영학전공  
(ykpark@catholic.ac.kr)

본 연구에서는 자기주식매입 기업의 이익조정추세를 관찰하고 이익조정 동기규명을 시도했다. 기존의 연구들은 자기주식취득 기업이 공시전에 재량적 발생액을 상향하거나 또는 하향한다는 상반된 결과들을 제시하였다. 이와 같은 자기주식취득 기업의 혼재된 이익조정현상을 명확하게 설명하기 위해서 영업현금흐름에 주목했다. 영업현금흐름을 기준으로 자기주식취득 기업을 두 집단으로 구분하여 차별적인 이익조정동기를 제시하고 실증분석하였다. 자기주식공시 전년도에 영업현금흐름이 음(-)인 기업은 재량적 발생액을 높여 이익을 상향조정할 동기가 존재하고, 자기주식공시 전년도에 영업현금흐름이 양(+)인 기업은 재량적 발생액을 낮추어 이익을 하향조정할 유인이 존재한다. 대응기업과의 비교분석은 영업현금흐름이 불량한 기업만이 공시 전년도에 이익을 하향조정하며 영업현금흐름이 우량한 자기주식취득 기업은 이익조정을 하지 않음을 보였다.

영업현금흐름이 낮은 자기주식취득 기업의 공시 전년도 이익상향조정 의도를 파악하기 위해서 추가적인 분석을 시도하였다. 증가된 재량적 발생액이 대응기업에 비해 영업성과와 영업현금흐름 향상을 이끌어내지 못했으며, 단순히 영업성과를 증가시키기 위해 경영자가 재량적 발생액을 이용함이 발견되었다. 기업의 내부적인 정보를 시장에 전달하기 위한 도구로써 경영자가 이익상향조정을 이용한다는 기존의 신호가설에 부합하는 증거는 발견되지 않으며 경영자가 기업의 상황에 따라서 이익조정을 활용하고 있음이 확인되었다.

주제어: 이익조정, 재량적 발생액, 자기주식, 정보전달, 기회주의

### 1. 서론

경영자들은 주가수익률이 부진한 시기에 이를 반등시키는 수단으로 자기주식매입을 공시한다. 자기주식매입공시는 시장에 긍정적인 반응을 일으키며, 이는 신호가설, 잉여현금흐름, 최적부채비율가설등으로 설명되어진다. 또한 자기주식매입공시 이후에 지연반응(underreaction)이 존재하며 장기적인 주가수익률 또한 양(+)임이 발견되었다(Ikenberry, Lakonishok, Vermaelen, 1995). 주식성과뿐만 아니라 영업성과도 공시 이후에 향상되었다(Nohel, Tarhan, 1998; Howe, He, Kao, 1992; Gup,

Nam, 2001).

최근 자기주식매입 기업의 이익조정에 대한 연구들이 시도되었고 경영자들의 의도적인 이익조정사실이 밝혀졌다(Gong, Louis, Sun, 2008; Vafeas, Vlittis, Katranis, Ockree, 2003; Louis, White, 2007). Gong, Louis, Sun(2008)과 Vafeas, Vlittis, Katranis, Ockree(2003)는 자기주식을 공시하기 전 이익 하향조정 현상을 발견하였고, 이와는 반대로 Louis, White(2007)는 자기주식을 취득하기 전 이익 상향조정 현상을 보고했다.

미국시장에서는 자기주식취득 기업의 이익조정현상에 대한 가설들이 제안되고 검증되었지만 한국시장에서 자기주식취득 기업의 이익조정현상에 대한

논문접수일: 2009. 8                      게재확정일: 2010. 7

\* 본 연구는 2010년도 가톨릭대학교 교비연구비의 지원으로 이루어졌음. 본 논문에 유의한 논평을 해 주신 익명의 두 심사자께 감사드립니다.

연구는 미비하다. 김윤태, 서정욱(2005)은 자기주식취득 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 이익조정현상이 심함을 발견하였다. 하지만, 자기주식취득의 공시년도에 한하여 이익조정정도만을 확인하였을 뿐 시계열적으로 이익조정 추세를 관찰하지는 않았다. 본 연구는 한국시장에서 자기주식취득 기업의 이익조정형태를 시계열적으로 살펴보고 이익조정이 자기주식취득 기업의 영업성과변화에 미치는 영향을 밝히고자 한다.

기존의 연구는 자기주식취득 기업특성을 고려하지 않고 자기주식매입 공시전에 이익을 상향조정하거나 또는 하향조정한다는 실증결과를 발견하고 이를 설명하고자 노력하였으나, 본 연구에서는 자기주식을 공시하기 전년도의 기업 특성에 따라 이익조정방향이 상이할 수 있음에 착안하였다. 영업성과의 구성요소이며 이익조정과 밀접한 연관이 있는 영업현금흐름에 주목하였다. 공시전년도 영업현금흐름에 따라 자기주식취득 기업을 두 집단으로 구분하고 상이한 이익조정동기를 제시하고 실증적으로 검증한다. 공시전년도 시점에 영업현금흐름이 높은 자기주식취득 기업은 이익을 상향조정할 동기가 낮은 반면에 자기주식 취득가를 낮추기 위해서 공시전년도 이익을 의도적으로 하향 조정할 동기가 존재한다. 이와는 반대로 공시전에 영업현금흐름이 낮은 자기주식매입 기업은 영업이익을 일정수준으로 유지하기 위해서 이익을 상향조정할 동기가 높아진다. 이를 종합해보면 자기주식을 공시하기 전에 기업들은 이익을 상향조정하거나 하향조정할 동기가 더욱 강화된다.

자기주식취득 기업의 이익조정이 영업성과에 미치는 영향력을 분석하고 이를 통해서 이익조정 의도를 파악하고자 한다. 특히 이익상향조정은 신호가설과 기회주의가설에 의해 설명이 가능하다. 두 가설은 경영자의 상반된 이익조정 의도와 상이한 영업성과를 예

측한다. 신호가설과 기회주의가설은 상향된 재량적 발생액의 향후 영업성과에 미치는 영향력이 상반되므로, 이익조정현상이 영업성과에 긍정적 및 부정적 영향력을 가지는지를 먼저 조사한다. 경영자가 이익상향조정을 통해 미래의 영업성과향상에 대한 정보를 전달하더라도 공시 이후에 영업현금흐름이 증가하지만 반대로 재량적 발생액이 줄어들어 영업성과 향상이 나타나지 않을 수 있기 때문에, 추가적으로 영업현금흐름의 변화를 조사한다.

본 연구는 자기주식취득 기업의 이익조정현상에 대한 다음의 결과들을 발견했다. 영업현금흐름이 낮은 자기주식취득 기업들이 공시 전년도에 재량적 발생액을 증가시켜 이익을 상향조정하는 현상이 발견되었다. 하지만 자기주식취득 전후시점에서 영업현금흐름이 양호한 기업들의 이익조정현상은 발견되지 않았다. 영업현금흐름이 불량한 자기주식매입 기업의 공시 전 과도한 이익상향조정이 단순히 낮은 성과를 숨기기 위한 행동인지 미래의 긍정적인 신호를 전달하기 위한 행동인지를 판단하고자 공시전의 이익상향조정이 영업성과에 미치는 영향력을 분석하고 영업현금흐름의 변화를 관찰하였다. 영업현금흐름이 낮은 자기주식취득 기업은 이익상향조정에도 불구하고 영업이익의 변화는 존재하지 않았지만, 공시 전 재량적 발생액은 영업성과와 음(-)의 관계가 확인되었다. 또한 대응기업의 영업현금흐름변화와의 비교에서는 유의한 차이가 존재하지 않았다. 신호가설을 지지하는 뚜렷한 증거가 발견되지 않았다. 단순히 경영자가 기업의 상황에 유리한 방향으로 이익조정을 이용하는 것으로 판단된다. 자기주식취득 기업들 중에서 영업현금흐름이 낮은 기업들만이 이익조정을 사용하는 반면에 영업현금흐름이 우량한 기업들은 이익조정을 하는 어떤 증거도 포착되지 않았다.

## II. 선행연구 및 연구가설

### 2.1 선행연구

재무적사건에 직면한 경영자들이 재량적으로 이익을 조정한다는 실증결과들이 존재하며, 대표적인 재무적사건은 유상증자이다. Teoh, Welch, Wong (1998)는 유상증자기업의 장기저성과현상을 경영자의 이익조정으로 설명하였다. 경영자의 이익조정은 재량적 발생액으로 측정된다. 신주를 발행할 기업은 발행가격을 높일 목적으로 유상증자 공시전에 의도적으로 재량적 발생액을 증가시킨다. 신주발생 시점에 시장이 증가된 재량적 발생액을 투자자가 정확하게 평가하지 못하고, 이로 인해 유상증자 이후 이익이 지속되지 못하고 장기저성과가 야기된다고 주장하였다. Rangan(1998)도 유상증자기업의 신주발행 공시전후의 이익조정현상을 관찰하였다. Teoh, Welch, Wong(1998)와 차별되게 분기별 자료를 사용하였고 유상증자기업의 이익조정이 유상증자 이후에 발생하는 영업성과와 주식수익률의 하락을 설명하고 있음을 밝혀냈다. 반면, Shivakumar(2000)는 유상증자전의 이익조정현상이 클수록 공시 후에 이익감소가 크다는 기존연구와 동일한 결과를 도출하였으나, 시장이 이익조정을 인식하는 부분에서는 상반된 주장을 하였다. 기존연구들은 유상증자기업의 의도적인 이익상향을 시장이 제대로 평가하지 못하고, 공시 이후에 이익이 하향되는 시점에서 이를 수정 평가함으로써 주식수익률이 하락하게 된다고 주장하였다. 하지만, 그는 유상증자기업의 이익조정을 공시시점에 이미 시장이 부정적으로 반응하므로 공시전의 이익조정과 장기저성과와는 관계가 없음을 보였다. 기존결과들을 요약해 보면, 유상증자기업이

공시전에 이익을 상향조정한다는 일관된 실증결과들이 존재하는 반면에 시장이 이익조정을 효율적으로 평가하는지에 대해서는 상충된다.

유상증자와 상반된 재무적사건은 자기주식취득이며, 자기주식취득 기업의 이익조정에 대한 연구들도 다수 존재한다. 자기주식취득 기업의 이익조정 현상을 설명하는 상충되는 가설들이 존재한다. 첫 번째, 경영자는 낮은 가격으로 주식을 매입하고 공시 이후 영업성과 향상을 유도하기 위해 이익을 하향조정한다는 가설이다. Gong, Louis, Sun(2008)은 미국 기업들의 자기주식매입(open market repurchase) 공시 후에 영업이익과 주가가 향상되는 현상이 공시전의 의도적인 이익하향에 의해 설명됨을 보였다. Vafeas, Vlittis, Katranis, Ockree(2003)는 공개매수(tender offer)자료를 사용하여 공시전후의 이익조정현상을 조사하였고, 경영자들은 낮은 가격에 주식을 매수하기 위해서 공시전 시점에 이익을 하향조정함을 발견하였다. 경영자의 의도적인 이익하향조정은 공시 이후 이익상향을 야기하는 약한 실증결과를 확인하였다. 두 번째, 자기주식매입을 공시하기 전에 경영자가 사적인 정보를 전달하기 위해서 이익을 상향조정한다는 가설이다. Louis, Robinson(2005)은 경영자들이 사적정보전달을 목적으로 이익을 상향조정하는 경향이 있으며, 시장이 기회주의적 행동으로 오인하지 않도록 다른 긍정적인 신호와 함께 이익조정이 사용된다고 주장하였다. 이에 근거한다면 자기주식취득 기업 역시 강한 신호를 전달하기 위해서 공시전에 이익을 상향조정할 유인이 존재한다. Louis, White(2007)는 공개매수(tender offer)자료를 이용하여 이익조정현상을 조사하였으며 화란식경매 공개매수(Dutch-auction tender offer)와 고정가격 공개매수(fixed price tender offer)로 부터 서로 상반된 이익조정현상을 발견하

였다. 화란식경매 공개매수를 이용하는 자기주식취득 기업이 공시전에 이익을 하향조정하지만, 고정가격 공개매수인 경우에는 공시전에 이익을 의도적으로 증가시켰다. 그들은 미래 경영성과에 대한 강한 확신이 자기주식을 공시하기 전에 재량적 발생액을 증대시킬 수 있다고 설명하였다. 고정가격 공개매수 기업은 성과에 대한 긍정적인 신호를 전달하고자 이익을 상향조정하며 시장도 이를 긍정적으로 평가한다.

Chan, Ikenberry, Lee, Wang(2010)는 경영자가 자기주식을 거짓신호로 이용할 수 있으며 거짓신호를 구분하는 기준으로써 이익조정을 제안하였다. 이들은 이익상향이 심한기업과 그렇지 않은 집단으로 자기주식취득 기업을 구분하여, 두 집단의 기업특성을 비교하였다. 자기주식취득 공시전에 이익상향조정이 심한 집단이 그렇지 않은 집단에 비해 자기주식매입 공시 전 매출이 감소하고 현금흐름이 감소하는 등의 힘든 상황에 직면하여, 주가 부양 압력에 노출되어 있음을 확인하였다. 이익상향이 심한 자기주식취득 기업의 자기주식취득 신호효과가 그렇지 않은 기업에 비해 낮아 공시 후 영업성과와 주가 성과가 낮게 나타났다. 영업환경이 악화되는 상황에서 이익을 상향조정한 자기주식매입 기업은 투자자를 속일 목적으로 자기주식취득 공시를 이용할 가능성이 존재한다.

자기주식취득 기업의 이익조정에 관한 국내연구로는 김운태, 서정욱(2005)의 연구가 존재한다. 그들은 자기주식매입을 공시한 기업들이 그렇지 않은 통제기업에 비해 재량적 회계선택이 심하다는 가설을 제시하였고 실증분석을 통해 이를 확인했다. 또한 재량적 회계선택의 원인이 정보를 전달하기 위함인지 경영자의 기회주의적 행동인지를 판단하기 위해서 재량적 발생액에 대한 시장반응을 조사하였다. 시장은 재량적 발생액에 부정적인 반응을 보였으며,

투자자들이 재량적 발생액을 경영자의 기회주의적 행동으로 인지한다고 해석하였다. 하지만, 자기주식매입을 공시한 연도에 한해서 이익조정현상을 분석하였으며, 재량적 발생액의 절대값을 측정함으로써 자기주식매입 기업의 이익조정 방향성에 대한 정보를 제공하지는 못했다.

## 2.2 선행연구와의 차별성

미국시장에서 자기주식취득 기업의 상반되는 이익조정현상을 설명하는 가설들이 존재한다. 이익조정의 동기와 방향은 상이하더라도 자기주식취득 기업들의 이익조정현상은 명백하다. 하지만, 자기주식취득 기업이 특성에 따라 이익을 상향조정하거나 하향조정할 차별적인 동기가 존재할 가능성을 조사한 연구는 존재하지 않는다. 특히 한국시장에서 자기주식취득 기업의 이익조정현상에 대한 연구 자체가 부족한 실정이다. 자기주식취득 전후의 이익조정현상을 면밀하게 조사하고자 표본들과 유사한 대응기업을 선정하고 대응기업과의 비교분석을 실시한다.

본 연구는 다음의 점에서 선행연구와 차별화되고 의의가 존재한다. 첫 번째, 한국시장에서 자기주식취득 기업의 재량적 발생액의 추세를 분석한다. 기존연구는 자기주식취득 전에 이익을 하향조정을 발견하였지만 공시 전년도에 이익을 하향조정하지 않을 가능성도 충분하다. 대부분의 자기주식취득 기업들은 주가가 낮게 형성되어 있다. 이런 기업들이 이익을 하향조정할 필요성이 높지는 않다. 오히려 자기주식취득을 공시 한 이후에 이익을 조정하여 주가를 부양시킬 수 있을 것이다. 공시 전후의 재량적 발생액을 관찰하는 것이 자기주식취득 기업의 다양한 이익조정 가능성 발견에 유용하다. 두 번째, 기존의 연구들과는 차별화 되게 자기주식취득 기업의 특

성에 따라 공시전 이익을 상향 또는 하향 조정할 상이한 동기를 제시한다. 다시 말해 경영자는 기업이 처한 상황에 따라 재량적 발생액을 서로 다른 방향으로 움직일 수 있음을 제안하고 실증분석을 통해서 이를 검증한다.

## 2.3 연구가설

### 2.3.1 자기주식취득 기업의 이익조정현상

자기주식취득 기업의 이익조정을 조사한 기존의 연구들은 자기주식취득 기업이 공시전에 가격을 낮출 목적으로 이익을 하향 할 수 있고, 반대로 경영자의 사적정보를 전달할 목적으로 이익을 상향조정할 유인이 모두 존재함을 제시하였다. 본 연구는 “어떤 자기주식취득 기업이 공시전에 이익을 하향조정하며, 어떤 기업이 이익을 상향조정할 것인가?”에 대한 의문으로 시작된다. 이 질문의 답변은 Chan, Ikenberry, Lee, Wang(2010)의 연구에서 도움을 얻을 수 있다. 자기주식매입을 공시한 표본을 재량적 발생액이 높은 기업과 그렇지 않은 기업으로 구분하여 분석한 결과, 재량적 발생액이 높은 집단에서 공시전에 매출이 하락하고 영업현금흐름이 감소함을 발견하였다. 즉, 영업성과의 악화가 지속되는 기업들이 자기주식취득을 공시하기 전에 기업의 성과를 의도적으로 상향조정함을 발견하였다. 이는 경영자들이 기업의 주가가 낮게 형성되어 있거나 주가를 상승시키기 위해서 재량적 발생액을 조정한다는 기존의 연구결과와도 일치한다(Salamon, Smith, 1976; Chou, Lin, 2004). 그들의 연구에 근거하면 영업환경이 악화되는 상황에 처한 기업의 경영자들은 투자자들을 속일 목적으로 이익조정과 자기주식을 이용할 수 있다.

이들 연구는 영업환경이 열악한 환경에 처한 자기주식매입 기업과 그렇지 않은 기업의 이익조정현상이 상이할 수 있음을 보여주었다. 그렇다면 어떻게 자기주식취득 기업을 영업환경에 따라 구분 할 수 있을까? 본 연구는 자기주식취득 기업의 영업현금흐름에 주목하였다. 영업현금흐름은 영업성과 구성요소이며 재량적 발생액과 매우 밀접하다. 영업현금흐름이 낮은 기업들은 재량적 발생액을 증가시켜 이익을 상향시키며, 반대로 영업현금흐름이 높은 기업들은 재량적 발생액을 감소시켜 이익을 하향조정하는 음(-)의 상관관계가 존재한다(윤순석, 1998; 윤순석, 이건열, 2001; 최국현, 신안나, 2006; 김문태, 위준복, 전성일, 2006; 안홍복, 2004). 그러므로 자기주식을 공시하는 기업들 또한 영업현금흐름과 무관하게 이익조정을 하지 않을 것이다. Yoon, Miller (2002)는 한국 유상증자기업의 이익조정을 분석하였으며 유상증자직전시점의 영업현금흐름수준에 따라 이익조정정도가 상이함을 발견하였다.

영업현금흐름이 양호한 자기주식매입 기업과 영업현금흐름이 불량한 자기주식 매입기업으로 구분하여 두 집단별로 이익조정 방향성을 예측할 수 있다. 첫 번째, 영업현금흐름이 낮은 기업은 공시전에 이익을 상향조정하는 경향이 심해진다. 공시 전 영업현금흐름이 낮은 자기주식취득 기업은 영업현금흐름의 급격한 악화로 이익을 상향조정할 유인이 발생하기 때문이다. 두 번째, 공시 전년도에 영업현금흐름이 양호한 기업의 경영자들은 자기주식취득비용을 줄일 목적으로 이익을 과도하게 하향하는 유인이 존재한다(Gong, Louis, Sun, 2008; Vafeas, Vlittis, Katranis, Ockree, 2003).

가설 1: 자기주식취득 기업은 공시 전년도에 이익을 상향 또는 하향조정할 유인이 존재한다.

### 2.3.2 이익조정과 영업성과와의 관계

자기주식취득 기업의 재량적 발생액을 이용한 이익조정은 투자자를 속일 목적의 기회주의 행동에 기인한 거짓신호일수도 있으며, 이와는 반대로 기업의 영업성과 향상에 대한 신호전달 도구일수도 있다.

영업현금흐름은 낮은 기업의 자기주식취득 공시 전 이익상향은 단순히 영업성과를 부풀리기 위한 기회주의적 행동일수 있으며, 영업성과가 향상될 것을 시장에 알리기 위한 의도로 이익을 상향조정했을 가능성 모두 존재한다. 공시전의 재량적 발생액을 통하여 미래 영업성과에 대한 경영자의 사적정보를 전달하고자 한다면, 경영자의 미래에 대한 긍정적 믿음이 강할수록 공시전 재량적 발생액이 증가되고 미래 영업성과도 더욱 향상될 것이다(Louis, Robinso, 2005; Louis, White, 2007).

반대로 자기주식취득 기업의 경영자가 기회주의 입장에서 낮은 영업성과를 숨기기 위해 이익을 상향조정하였다면 -거짓신호로써 이익조정을 사용한다면- 공시전의 재량적 발생액은 공시 이후의 영업성과와 음(-)의 관계가 예상된다. 영업현금흐름이 불량한 자기주식취득 기업이 단순히 악화된 영업성과를 부풀리고 투자자를 속일 목적으로 이익을 상향하였다면, 이는 낮은 영업성과를 야기하게 될 것이기 때문이다(Chan, Ikenberry, Lee, Wang, 2010). 영업현금흐름이 양호한 기업은 자기주식매입 공시전에 이익을 하향조정에 의해 취득가를 낮출 수 있고, 추가적으로 공시 후에 낮아진 재량적 발생액을 상승시켜 영업성과를 향상시킬 수 있다. Gong, Louis, Sun(2008)은 자기주식매입 기업의 영업성과 향상이 영업성과의 성장에 의한 것이 아니라 재량적 발생액의 증가에 의한 것임을 증명했다. 공시 후에 재량적 발생액을 증가시켜 이익을 부풀리는 것은 경영

자의 기회주의 행동으로 간주된다. 경영자가 공시 이후의 이익을 증대시킬 목적을 지니고 공시전에 이익을 하향하였다면, 공시전의 재량적 발생액이 낮을수록 공시 이후 영업성과가 높아질 것이다. 즉, 공시 이후 영업성과를 부풀리기 위한 기회주의 행동이 강하다면 공시전의 재량적 발생액과 공시 후 영업성과향상과는 음(-)의 관계를 보일 것이다. 공시 후에 재량적 발생액을 증가시켜 이익을 상향시키는 의도가 존재하지 않는다면 음(-)의 관계는 나타나지 않을 것이다.

가설 2: 자기주식취득 기업의 재량적 발생액은 공시 이후 영업성과에 영향을 줄 것이다.

## III. 연구방법 및 표본선정

### 3.1 발생액 추정모형

재량적 발생액을 추정하는 모형으로 가장 널리 사용되는 수정 Jones 모형(1991)을 횡단면적으로 적용하여 재량적 발생액을 측정하며 식은 아래와 같다.

$$\frac{TAC_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \alpha_0 \frac{1}{TA_{i,t-1}} + \alpha_1 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{PPE_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \epsilon_{i,t}$$

TAC 발생액 = 당기순이익 - 영업활동으로 인한 현금흐름

REV 매출액

AR 매출채권

TA 총자산

PPE 유형자산

하지만, 수정 Jones모형은 총자산의 역수향이 포함되는 취약점이 존재한다.<sup>1)</sup> 이 문제점을 해소하기 위해서 총자산의 역수향 대신에 상수향을 포함하는 모형을 적용한다.<sup>2)</sup> 위의 모형은 아래와 같이 변경된다.

$$\frac{TAC_{i,t}}{TA_{i,t-1}} = \alpha_0 + \alpha_1 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{PPE_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \epsilon_{i,t}$$

재량적 발생액의 추정은 다음의 2단계로 거친다. 먼저, 위에 제시된 수정 Jones모형을 이용한 회귀계수의 추정이다. 매년 산업별로 해당기업이 10개 이상인 경우에 횡단면적 회귀분석을 통하여 계수를 추정하였다. 연도별 산업별 해당기업이 10개 미만인 경우에는 이들 기업을 하나의 산업으로 간주하여 회귀분석을 실행하였다. 제조업이며 12월 결산 법인만을 분석대상으로 한정하며, 한국상장협에서 제공하는 산업분류코드의 중분류에 근거하여 산업을 구분하였다. 다음으로, 회귀분석에서 추정된 계수를 이용하여 재량적 발생액을 계산한다. 계산식은 다음과 같다.

$$DTAC_{i,t} = \frac{TAC_{i,t}}{TA_{i,t-1}} - \left( \hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{TA_{i,t-1}} + \hat{\alpha}_2 \frac{PPE_{i,t}}{TA_{i,t-1}} \right)$$

DTAC 재량적 발생액

수정 Jones모형을 이용하여 추정된 재량적 발생액

은 영업성과와 관련된 측정오차가 존재한다(Dechow, Sloan, Sweeney, 1995). Kothari, Leone, Wasley (2005)도 기업성과로 인한 재량적 발생액 측정치의 왜곡현상이 발생할 수 있음을 지적하고 이를 통제하기 위해서 동일 산업내 기업성과가 비슷한 대응집단의 재량적 발생액을 차감한 영업성과 조정 재량적 발생액을 추정했다. 영업성과 조정 재량적 발생액이 이익조정의 우수한 대응치임을 보였으며, 최근의 연구에서 영업성과를 조정한 재량적 발생액이 많이 이용되고 있다. 국내의 연구로는 손병철, 이우중, 김문현, 황이석(2005)과 고봉찬, 김진우(2007)가 총자산순이익률로 측정한 경영성과와 재량적 발생액의 유의한 양의 상관관계로 인해, 경영성과가 높은(낮은) 기업은 재량적 발생액이 높게(낮게) 나타나서 경영자의 이익조정행위가 과다(과소)한 것으로 오인될 가능성을 지적하였다. 이를 통제하기 위해서 영업성과를 통제한 재량적 발생액을 사용하였다. 본 연구에서도 영업성과와 재량적 발생액의 상관관계로 야기되는 문제를 해소하기 위해서 고봉찬, 김진우(2007)의 방법을 적용하였으며, 그 과정은 다음과 같다. 매년 기업들을 총자산순이익률에 따라 50개 집단으로 구분하고, 각 표본기업의 재량적 발생액에서 표본기업이 속한 집단의 재량적 발생액 중앙값을 차감한다.

### 3.2 가설검증모형

#### 3.2.1 자기주식취득 기업의 이익조정

자기주식취득 기업의 이익조정을 검증하기 위해서

1) 총자산의 역수가 총발생액에 대한 설명력이 낮아지는 이유에 대한 설명은 윤순석, 이진열(2001)을 참조하길 바란다.  
2) 모형 선택에 상관없이 일관된 결과가 나타나며, 지면관계상 상수향을 포함한 모형에서 추정된 재량적 발생액을 이용한 결과만을 보고한다.

Gong, Louis, Sun(2008)의 연구와 유사한 방법으로 대응기업을 선정한다. 본 연구는 자기주식매입 기업의 영업현금흐름 수준이 이익조정 방향을 결정하는 원인이라고 제안하였으므로, 영업현금흐름이 대응기업 선정의 핵심 기준으로 고려된다.

대응기업은 다음의 과정을 거쳐서 결정된다. 먼저 표본기업이 자기주식매입을 공시한 년도에 자기주식매입 공시를 하지 않은 기업들 중에서 표본기업과 동일한 산업 소속의 기업들을 선정한다. 재량적 발생액을 구하는 과정에서 사용된 4자리 산업코드가 일치하는 기업을 동일산업으로 간주한다. 두 번째, 선정된 대응기업의 후보군에서 해당연도 전후 2년간 자기주식매입을 공시한 기업은 대응기업선정에서 제외한다. 근접한 자기주식 취득으로부터 야기될 수 있는 이익조정현상의 영향력을 피하기 위해서다. 세 번째, 남은 대응기업후보군에서 영업현금흐름의 차이가 가장 작은 기업이 최종 대응기업으로 선택된다.

최종 선택된 대응기업과 표본기업간의 재량적 발생액 비교분석을 통해서 자기주식취득 기업의 이익조정현상을 정확하게 조사할 수 있다. 재량적 발생액의 차이분석외에 아래의 회귀분석을 통해서 자기주식취득 기업의 이익조정 존재여부를 검증한다.

$$DTAC_i = \alpha_0 + \alpha_1 D_i + \alpha_2 CFO_i + \alpha_3 LEV_i + \alpha_4 SIZE_i + \epsilon_i$$

DTAC 영업성과를 조정한 재량적 발생액  
 CFO 산업조정 영업현금흐름(영업현금흐름/기초총자산)  
 LEV 산업조정 부채비율(부채/총자산)  
 SIZE 총자산의 자연로그값(LN총자산)  
 D 표본기업이면 1, 대응기업이면 0의 값을 가지는 더미변수

재량적 발생액은 영업성과를 조정한 값을 사용하

였으며, 영업현금흐름, 부채비율은 산업별로 차이가 존재하는 변수들이므로, 이를 통제하기 위해서 산업조정 변수를 사용한다. 산업 조정 변수는 표본기업들의 재무변수에서 해당 기업이 속한 산업의 중앙값을 차감하여 계산된다. 산업구분은 재량적 발생액을 구하는 과정에서 사용된 4자리 산업코드를 적용하고, 산업의 중앙값은 표본이 속한 산업에서 해당표본을 제외한 나머지 기업들의 중앙값이다.

자기주식취득 기업이면 1의 값을 가지고 대응기업이면 0의 값을 가지는 더미변수가 모형에 포함된다. 재량적 발생액 증가 또는 감소시키는 이익조정이 이루어졌다면 더미변수의 계수가 유의한 값을 가질 것이다.

재량적 발생액과 관련 있는 변수들이 통제변수들로서 모형에 포함된다. 먼저 영업현금흐름과 재량적 발생액은 음(-)의 관계가 있음이 밝혀져 있다(Dechow, Sloan, Sweeney, 1995; 윤순석, 1998). 선행연구에서 부채비율이 높을수록 경영자는 이익을 증가시킬 유인을 가짐을 보였다(DeFond, Jiambalvo, 1994). 국내연구에서는 이와는 반대로 부채비율과 재량적 발생액과의 음(-)의 관계가 발견되었다. 윤순석, 이진열(2001)과 박종일(2003)의 연구에서도 부채비율과 재량적 발생액의 음(-)의 관계가 보고되었다. 윤순석, 이진열(2001)은 영업활동에 관련된 유동부채가 차지하는 비중이 높을 경우에 재량적 발생액과 부채비율이 음(-)의 관계가 나타난다고 설명하였고, 박종일(2003)은 국내의 경우 채권자보호가 미비하고 금융기관을 통한 차입의존도로 인해 미국처럼 재량적 발생액과 부채비율간의 양(+)의 연관성이 발견되지 않은 것으로 해석했다. 기업규모는 총자산에 자연로그를 취한 값이며, 기업의 정치적 비용을 대리하는 변수이다. 기업의 규모가 커질수록 정치적 비용이 증대되어 경영자가 회계이익을

감소시킨다(Watts, Zimmerman, 1986; 윤순석, 이견열, 2001).

### 3.2.2 자기주식매입 기업의 이익조정과 공시 후 영업성과

아래의 회귀분석을 이용하여 자기주식매입 기업의 이익조정과 공시 이후의 영업성과와의 관계를 조사한다.

$$dROA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DTAC_{i,t-1} + \alpha_2 PSR_{i,t-1} + \alpha_3 \ln BM_{i,t-1} + \alpha_4 SIZE_{i,t-1} + \alpha_5 LEV_{i,t-1} + \alpha_6 CASH_{i,t-1} + \epsilon_{i,t-1}$$

$dROA_{i,t}$  =  $ROA_{i,t}$  -  $ROA_{i,t-1}$  산업조정 총자산영업이익률(영업이익/기초총자산) 변화  
 DTAC 영업성과를 조정한 재량적 발생액  
 PSR 실제매입비율(취득주식수/발행주식수)  
 SIZE 기업규모(총자산의 자연로그값)  
 LEV 산업조정 부채비율(총부채/총자산)  
 LnBM 장부가/시장가의 자연로그값  
 CASH 산업조정 현금및등가물

총자산영업이익률 변화는 공시년도와 공시전년도의 차이로 측정된다. 미국의 자기주식매입 기업의 주식성과와 영업성과는 공시 이후 상당기간 상승함이 확인되었지만, 한국의 자기주식매입 기업의 주식성과와 영업성과는 미국의 결과와 달리 장기간 지속되지 않으므로 공시년도(t)와 공시전년도(t-1)의 차이로 계산되는 것이 타당하다.

통제변수로는 자기주식공시 효과와 연관이 있는 실제매입비율(PSR), 기업규모(SIZE), 장부가/시장가비율(LnBM), 부채비율(LEV), 현금및등가물(CASH)이 모형에 포함되었다. 실제매입비율은 자기주식의 신호의 강도를 대변하는 변수이다. 실제

매입비율과 신호의 강도는 비례한다. 기업규모는 정보의 비대칭성을 대변하는 변수이다. 공시전년도의 총자산 장부가치에 자연로그를 취한 값을 사용한다. 기업이 작을수록 정보의 비대칭성이 증가해 자기주식매입에 시장이 강하게 반응을 하게 된다. 장부가/시장가비율은 저평가정도를 측정하는 변수이다. 장부가/시장가비율이 높을수록 시장에서 저평가되었을 가능성이 높으므로 자기주식매입공시에 더 높은 반응을 보여준다. 최적의 부채비율을 달성하기 위해 자기주식매입을 이용가능하며, 부채비율이 낮을수록 자기주식의 효과가 크게 된다. 잉여현금가설을 통제하기 위하여 잉여현금흐름의 대용치인 현금및등가물을 모형에 포함한다.

### 3.3 표본선정

거래소에서 1994년부터 2005년 동안 자기주식매입을 공시한 기업을 대상으로 한다. 자기주식매입에 대한 공시정보는 한국거래소의 전자공시를 통해서 수집된다. 자기주식공시 중에서 보통주만을 그 대상으로 한정한다. 분석에 필요한 재무정보는 Data Guide Pro에서 추출된다.

자기주식매입공시자료는 다음의 과정을 거쳐 최종 표본으로 채택된다. 첫 번째, 선행연구들과 동일하게 제조업만을 그 대상으로 한다. 금융업종에 속한 기업들은 제조업과 재무정보의 성격이 다르므로 제외된다. 두 번째, 연구 기간 내에 동일 기업의 자기주식 공시 전후 2년 내에 다른 자기주식공시가 공시된 경우는 분석에서 제외하였다. 인접한 자기주식공시의 이익조정들이 상호영향을 주어 정확한 이익조정 관측을 방해할 수 있으므로, 정확한 재량적 발생액의 시계열적 추세를 분석하기 위해서 이들은 표본에서 제거된다. 세 번째, 12월 결산 기업만을 채택

한다. 재량적 발생액은 횡단면적 회귀분석을 통해서 계산되므로, 동일 결산 월의 자료를 이용하여 결산 월 차이로 인한 오차를 최소화하기 위함이다. 네 번째, 자기주식취득 공시 전년도의 재무자료와 자기주식취득 정보를 구할 수 있는 기업을 표본으로 선정한다. 최종적으로 253개의 자기주식매입 공시가 분석에 사용된다.

## IV. 실증결과

### 4.1 기술적 통계량

표본기업의 자기주식매입 공시 전년도의 재무변수와 자기주식매입 정보가 <표 1>에 정리되어 있다. 패널 A는 전체표본의 값이 정리되어 있다.

장부가/시장가비율은 공시전년의 장부가치를 공시전월의 시장가로 나누어서 계산하였다. 장부가는 자기주식매입 공시전년도의 자본총액에서 우선주자본금을 차감하여 계산하였고, 시장가는 공시전월의 보통주 주식 수에 전월종가를 곱하여 산출하였다.

실제매입비율은 자기주식 매입주식수를 보통주 주식수로 나눈 값이다. 표본의 매입비율 평균값은 4%이다. 기업규모는 공시전년도의 총자산에 자연로그를 취한 값이다.

부채비율, 총자산영업이익률, 총자산순이익률, 영업현금흐름등은 산업 조정한 값을 사용하였다. 부채비율은 총부채를 총자산으로 나누어 측정하였으며, 자기주식취득 기업의 부채비율의 평균은 -6.12%이며 부채비율이 낮은 기업들이 자기주식을 매입한다는 기존의 가설과 일치하는 부분이다(Dittmar, 2000; Chan, Ikenberry, Lee, 2004).

총자산영업이익률은 영업이익을 기초 총자산으로 나누어 계산하였으며, 평균값은 1.38%이며, 자기주식매입을 공시하는 기업이 동일산업의 기업의 중앙값보다 총자산영업이익률이 높음을 의미한다. 총자산순이익률은 당기순이익을 기초 총자산으로 나눈 값이며, 총자산영업이익률과 동일하게 양의 값이다. 영업현금흐름은 현금흐름표의 영업활동을 통한 현금흐름을 기초 총자산으로 나눈 값이며 평균값은 1.18%이다.

재량적 발생액의 평균값(중앙값)은 0.0034(0.0029)이며 유의하지 않다. 자기주식매입을 공시하기 직전년도에 재량적 발생액을 늘리거나 줄이는 이익조정 현상은 관찰되지 않는다. 하지만 자기주식매입 기업이 처한 상황에 따라 이익조정 방향이 상이하어 그 효과가 상쇄되어서 이익조정형태가 발견되지 않을 수 있다. 이를 확인하고자 영업현금흐름값이 양(+)인 표본과 음(-)인 표본으로 구분하여 재분석하였으며 패널B에 정리되어 있다. 영업현금흐름이 높은 표본기업들의 재량적 발생액은 음의 값이며, 영업성과는 우수하다. 반면에 영업현금흐름이 낮은 표본기업들은 재량적 발생액이 유의한 양의 값이며 영업성과는 양호하지 않았다. 또한 두 집단의 영업현금흐름과 재량적 발생액의 차이는 1%수준에서 유의하다.

### 4.2 자기주식취득 기업의 이익조정 추세분석

영업현금흐름으로 구분된 자기주식취득 기업의 공시 전후의 당기순이익(NI), 재량적 발생액(DTAC), 영업현금흐름(CFO)이 <표 2>에 정리되어 있다. 사용된 변수들은 모두 기초 총자산으로 나눈 값이다.

공시전년도(-1)에 영업현금흐름이 낮은 자기주식취득 기업들은 영업현금흐름 감소를 보완하기 위해 재량적 발생액을 증가시키는 현상이 보여 진다. 이

〈표 1〉 기술적 통계량

Panel A								
	N	MEAN	MEDIAN					
실제매입비율	253	0.0400 <sup>a</sup>	0.0315 <sup>a</sup>					
장부가/시장가	253	1.8946 <sup>a</sup>	1.4121 <sup>a</sup>					
기업규모	253	19.3993 <sup>a</sup>	19.0841 <sup>a</sup>					
부채비율	253	-0.0612 <sup>a</sup>	-0.0417 <sup>a</sup>					
총자산영업이익률	253	0.0138 <sup>a</sup>	0.0093 <sup>a</sup>					
총자산순이익률	253	0.0166 <sup>a</sup>	0.0065 <sup>a</sup>					
재량적 발생액	253	0.0034	0.0029					
영업현금흐름	253	0.0118 <sup>b</sup>	0.0098 <sup>c</sup>					
Panel B								
	Low CFO			High CFO			Low -High	
	N	MEAN	MEDIAN	N	MEAN	MEDIAN	t-value	z-value
실제매입비율	112	0.0427 <sup>a</sup>	0.0361 <sup>a</sup>	141	0.0380 <sup>a</sup>	0.0299 <sup>a</sup>	1.05	1.53
장부가/시장가	112	1.9938 <sup>a</sup>	1.6068 <sup>a</sup>	141	1.8157 <sup>a</sup>	1.2141 <sup>a</sup>	0.84	2.47 <sup>b</sup>
기업규모	112	19.2670 <sup>a</sup>	18.9583 <sup>a</sup>	141	19.5043 <sup>a</sup>	19.3853 <sup>a</sup>	-1.29	-1.61
부채비율	112	-0.0449 <sup>a</sup>	-0.0403 <sup>a</sup>	141	-0.0742 <sup>a</sup>	-0.0434 <sup>a</sup>	1.53	1.11
총자산영업이익률	112	0.0020	-0.0010	141	0.0232 <sup>a</sup>	0.0192 <sup>a</sup>	-3.84 <sup>a</sup>	-3.84 <sup>a</sup>
총자산순이익률	112	0.0046 <sup>c</sup>	0.0008	141	0.0262 <sup>a</sup>	0.0141 <sup>a</sup>	-4.52 <sup>a</sup>	-4.49 <sup>a</sup>
재량적 발생액	112	0.0542 <sup>c</sup>	0.0567 <sup>a</sup>	141	-0.0370 <sup>a</sup>	-0.0303 <sup>a</sup>	9.26 <sup>a</sup>	8.47 <sup>a</sup>
영업현금흐름	112	-0.0629 <sup>a</sup>	-0.0474 <sup>a</sup>	141	0.0711 <sup>a</sup>	0.0472 <sup>a</sup>	-16.61 <sup>a</sup>	-13.66 <sup>a</sup>

(단) 재량적 발생액은 영업성과를 조정한 값이며 부채비율, 총자산영업이익률, 총자산순이익률, 영업현금흐름은 동일 산업의 중앙값을 차감한 값이다. 두 집단의 차이검정은 t검정과 Wilcoxon검정이 이용되었다. a, b, c 는 각각1%, 5%, 10% 유의수준을 의미한다.

로 인해 공시전년도(-1)의 당기순이익이 하락하지 않는다. 영업현금흐름이 양호한 자기주식취득 기업들은 공시 전년도(-1)에 영업현금흐름이 증가하였으나, 낮은 재량적 발생액으로 당기순이익의 상승이 나타나지 않는다.

영업현금흐름과 재량적 발생액은 음(-)의 관계가 나타나고 있지만 이 사실만으로 공시전년도(-1)의 재량적 발생액이 높은 수준인지 낮은 수준인지를 판단할 수는 없다. 대응기업의 재량적 발생액보다 자기주식취득 기업의 재량적 발생액이 높거나 낮아

야만 이익조정의 증거가 된다.

#### 4.3 자기주식취득 기업의 이익조정현상: 단일변량분석

대응기업과의 비교를 통해 자기주식매입 기업의 이익조정현상을 관찰한다. 표본기업의 영업현금흐름 평균값(중앙값)은 1.18%(0.98%)이며 대응기업의 영업현금흐름 평균값(중앙값)은 1.02%(0.67%)이다. 두 집단 간 영업현금흐름의 차이가 유의하지 않음으로 대응기업은 적절하게 선정된 것으로 판단

〈표 2〉 자기주식취득 기업의 추세분석

년도		Low CFO				High CFO			
		-2	-1	0	+1	-2	-1	0	+1
NI	표본수	105	112	112	103	138	141	141	125
	평균값	0.0040	0.0046 <sup>c</sup>	-0.0018	-0.0300 <sup>b</sup>	0.0200 <sup>b</sup>	0.0262 <sup>a</sup>	0.0209 <sup>a</sup>	0.0063
	중앙값	0.0036 <sup>c</sup>	0.0008	0.0011	0.0002	0.0068 <sup>a</sup>	0.0141 <sup>a</sup>	0.0160 <sup>a</sup>	0.0107 <sup>a</sup>
dNI	표본수		105	112	103		138	141	125
	평균값		0.0002	-0.0064	-0.0293 <sup>b</sup>		0.0059	-0.0053	-0.0142 <sup>c</sup>
	중앙값		-0.0012	0.0001	-0.0062 <sup>a</sup>		0.0022	0.0008	-0.0091 <sup>a</sup>
DTAC	표본수	107	112	112	105	137	141	141	124
	평균값	0.0009	0.0542 <sup>a</sup>	0.0066	-0.0019	-0.0043	-0.0370 <sup>a</sup>	-0.0043	-0.0062
	중앙값	-0.0016	0.0567 <sup>a</sup>	0.0015	-0.0039	-0.0146 <sup>b</sup>	-0.0303 <sup>a</sup>	-0.0085	-0.0086
dTAC	표본수		107	112	105		137	141	124
	평균값		0.0516 <sup>a</sup>	-0.0476 <sup>a</sup>	-0.0105		-0.0280 <sup>a</sup>	0.0327 <sup>a</sup>	-0.0003
	중앙값		0.0505 <sup>a</sup>	-0.0416 <sup>a</sup>	-0.0126		-0.0076 <sup>b</sup>	0.0358 <sup>a</sup>	0.0019
CFO	표본수	105	112	112	103	138	141	141	125
	평균값	-0.0025	-0.0629 <sup>a</sup>	-0.0123 <sup>c</sup>	-0.0118	0.0428 <sup>a</sup>	0.0711 <sup>a</sup>	0.0358 <sup>a</sup>	0.0252 <sup>a</sup>
	중앙값	-0.0107	-0.0474 <sup>a</sup>	-0.0060 <sup>c</sup>	-0.0034	0.0315 <sup>a</sup>	0.0472 <sup>a</sup>	0.0308 <sup>a</sup>	0.0161 <sup>a</sup>
dCFO	표본수		105	112	103		138	141	125
	평균값		-0.0596 <sup>a</sup>	0.0506 <sup>a</sup>	-0.0009		0.0253 <sup>a</sup>	-0.0353 <sup>a</sup>	-0.0121
	중앙값		-0.0478 <sup>a</sup>	0.0438 <sup>a</sup>	-0.0084		0.0393 <sup>a</sup>	-0.0325 <sup>a</sup>	-0.0050

주) 0이 자기주식매입을 공시한 연도이다. dNI(t)는 NI(t) - NI(t-1)로 계산한 값이며 나머지 변수들도 동일한 방법으로 계산하였다. 재량적 발생액(DTAC)은 영업성과를 조정한 값이며 총자산순이익률(NI), 영업현금흐름(CFO)은 동일 산업의 중앙값을 차감한 값이다. a, b, c 는 각각1%, 5%, 10% 유의수준을 의미한다.

된다.

표본의 재량적 발생액에서 대응기업의 재량적 발생액을 차감한 대응기업조정 재량적 발생액이 〈표 3〉에 정리되어 있다.<sup>3)</sup>

영업현금흐름이 낮은 자기주식매입 기업의 자기주식취득 전년도(-1) 재량적 발생액은 대응기업에 비해 높은 수준이다. 즉 자기주식을 매입하기 전에 재량적 발생액을 증가시켜 이익을 상향조정한다. 본

연구에서 제기한 영업현금흐름이 불량한 기업은 이익을 상향조정할 것이라는 가설과 일치한다. 공시년도(0) 재량적 발생액도 대응기업에 비해 평균값이 10%수준에서 유의하지만, 중앙값에서는 두 집단 간의 차이가 유의하지 않다. 공시년도(0)의 재량적 발생액은 공시전년도(-1)의 재량적 발생액보다 감소한 값이지만 유의하지는 않다.

영업현금흐름이 양호한 자기주식매입 기업은 공시

3) 영업현금흐름값을 이용하여 두 집단으로 분석한 결과도 산업조정 영업현금흐름으로 분석한 결과와 동일하게 나타났다.

〈표 3〉 대응기업조정 재량적 발생액

년도		Low CFO				High CFO			
		-2	-1	0	+1	-2	-1	0	+1
DTAC	표본수	103	112	112	94	134	141	141	120
	평균값	-0.0186 <sup>c</sup>	0.0252 <sup>a</sup>	0.0164 <sup>c</sup>	0.0047	0.0050	0.0113	-0.0080	-0.0269 <sup>b</sup>
	중앙값	-0.0058	0.0207 <sup>a</sup>	0.0156	0.0126	0.0014	0.0154 <sup>c</sup>	-0.0056	-0.0288 <sup>b</sup>
dDTAC	표본수		103	112	94		134	141	120
	평균값		0.0434 <sup>a</sup>	-0.0088	-0.0037		0.0085	-0.0193	-0.0148
	중앙값		0.0348 <sup>a</sup>	-0.0092	-0.0167		0.0143	-0.0129	-0.0146

주) 0이 자기주식매입을 공시한 연도이다. 표본기업의 영업성과를 조정한 재량적 발생액에서 대응기업의 영업성과를 조정한 재량적 발생액을 차감한 값이다. dDTAC(t)는 DTAC(t) - DTAC(t-1)로 계산한 값이다. a, b, c 는 각각1%, 5%, 10% 유의수준을 의미한다.

전에 취득비용을 낮추기 위한 동기가 존재하여 대응기업보다 재량적 발생액을 줄일 것으로 기대하였지만 실증분석에서 유의한 결과가 나타나지 않았다. 오히려 공시전년도(-1) 재량적 발생액값의 중앙값은 0.0154로 약하지만 유의하며, 이는 표본기업의 재량적 발생액 수치가 대응기업보다 높다는 의미로 예측과는 반대의 결과이다. 공시전년도에 이익을 감소시키지 않고 공시 이후에만 이익을 상향시켜 영업성과 향상을 유발할 수도 있을 것이다. 하지만 공시년도(0)의 재량적 발생액의 값이 유의하지 않지만 음(-)값이다. 이는 자기주식 취득을 공시한 이후에 재량적 발생액을 상승시키는 이익조정 행위 또한 존재하지 않음을 보여준다.

결론적으로 영업현금흐름이 불량한 기업은 자기주식을 공시하기 전에 이익을 상향조정하는 증거가 명확하다. 이에 반해 영업현금흐름이 우량한 기업은 자기주식 공시 전후에 재량적 발생액을 이용한 이익조정을 하지 않는다. 일반적으로 자기주식을 매입하는 기업들은 잉여현금흐름이 충분하며 이를 유출하여 얻는 기업가치 증가 효과가 존재하는 상황에서,

경영자가 이익을 하향조정하면서까지 비용을 줄일 필요성이 약한 것으로 추측된다.

#### 4.4 자기주식취득 기업의 이익조정현상: 회귀분석

본 장에서는 재량적 발생액에 영향을 미치는 변수들의 효과를 제거한 후에도 이익조정현상이 관측되는지를 조사한다.

〈표 4〉는 공시전년도(-1)와 공시년도(0)의 이익조정현상을 회귀분석모형으로 분석한 결과이다. 자기주식더미변수(D)는 자기주식취득 기업이면 1값을 가지며, 대응기업이면 0의 값을 가진다. 자기주식더미변수의 계수가 유의하면 자기주식취득 기업의 이익조정현상이 존재함을 의미한다. 영업현금흐름이 낮은 집단의 공시전년도 자기주식더미변수(D)의 계수는 0.0174로 유의한 값이며, 이는 대응기업보다 더 높은 재량적 발생액이 존재함을 의미한다. 이에 반해 공시년도 자기주식더미변수(D)의 계수는 유의하지 않다. 이는 앞장에서 대응기업과의 차이분석를 통해 확인한 결과와 동일하며, 공시 전년도에만 이

〈표 4〉 자기주식매입 기업의 이익조정현상

$$DTAC_i = \alpha_0 + \alpha_1 D_i + \alpha_2 CFO_i + \alpha_3 LEV_i + \alpha_4 SIZE_i + \epsilon_i$$

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Low CFO	Low CFO	High CFO	High CFO
년도	-1	0	-1	0
절편	-0.0342 (0.499)	-0.0333 (0.612)	-0.0160 (0.794)	0.0623 (0.320)
자기주식더미변수(D)	0.0174 <sup>b</sup> (0.024)	0.0149 (0.123)	0.0124 (0.141)	0.0057 (0.521)
영업현금흐름(CFO)	-0.8058 <sup>a</sup> (0.000)	-0.3740 <sup>a</sup> (0.000)	-0.6517 <sup>a</sup> (0.000)	-0.6882 <sup>a</sup> (0.000)
부채비율(LEV)	-0.0406 <sup>b</sup> (0.018)	-0.0107 <sup>c</sup> (0.077)	-0.0746 <sup>a</sup> (0.005)	-0.0480 <sup>c</sup> (0.061)
기업규모(SIZE)	0.0010 (0.718)	0.0010 (0.760)	0.0004 (0.903)	-0.0026 (0.421)
Fval	35.08	10.29	29.57	53.85
adj. R <sup>2</sup>	0.379	0.143	0.289	0.429
Num	224	224	282	282

(주) 0이 자기주식매입을 공시한 연도이며 -1은 공시전년도이다. 재량적 발생액(DTAC)은 영업성과를 조정한 값이며 부채비율(LEV), 영업현금흐름(CFO)은 동일 산업의 중앙값을 차감한 값이다. 기업규모(Size)는 총자산에 자연로그를 취한 값이다. 자기주식더미변수(D)는 자기주식취득 기업이면 1의 값을 가지며 대응기업이면 0을 값을 가진다. ( )는 p-value값을 나타내며, a, b, c 는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미한다.

익을 상향조정함이 재확인된다.

영업현금흐름이 높은 표본의 경우 자기주식더미변수(D)의 계수는 공시전년도(-1)와 공시년도(0) 모두 유의하지 않다. 단일변량검정과 유사한 결과이며, 자기주식취득 전후에 이익조정현상이 존재하지 않음을 의미한다.

대응기업과의 재량적 발생액 차이분석과 회귀분석을 통해서 다음의 결과들이 확인된다. 영업현금흐름이 우량한 자기주식취득 기업은 자기주식취득 전후에 이익을 조정하는 행동이 발견되지 않는다. 반면에 영업현금흐름이 불량한 자기주식취득 기업은 자기주식취득 전에 이익을 상향조정하는 행동이 확인된다.

#### 4.5 자기주식매입 기업의 이익조정과 영업성과와의 관계

영업현금흐름이 불량한 표본에서 공시전년도 이익상향조정 현상이 발견되었다. 이번에는 공시전년도에 증가된 재량적 발생액이 영업성과에 미치는 영향력을 파악해 본다. 영업성과는 총자산영업이익률이 이용되며, 영업성과변화는 공시년도 총자산영업이익률에서 공시전년도 총자산영업이익률을 차감하여 계산된다. 자기주식공시 효과와 연관이 있는 실제매입비율(PSR), 기업규모(Size), 장부가/시장가로그비율(LnBM), 부채비율(LEV), 현금및등가물(CASH)

〈표 5〉 공시 전 이익조정과 공시 후 영업성과변화

$$dROA_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DTAC_{i,t-1} + \alpha_2 PSR_{i,t-1} + \alpha_3 \ln BM_{i,t-1} + \alpha_4 SIZE_{i,t-1} + \alpha_5 LEV_{i,t-1} + \alpha_6 CASH_{i,t-1} + \epsilon_{i,t-1}$$

	(1)	(2)	(3)	(4)
	Low CFO	Low CFO	High CFO	High CFO
절편	-0.0390	-0.0524	0.0374	0.0675
	(0.492)	(0.385)	(0.441)	(0.249)
재량적 발생액(DTAC)	-0.1021 <sup>c</sup>	-0.1035 <sup>c</sup>	0.0445	0.0458
	(0.084)	(0.081)	(0.283)	(0.271)
실제매입비율(PSR)	-0.0226	-0.0036	-0.0583	-0.0606
	(0.845)	(0.976)	(0.577)	(0.563)
장부가/시장가로그(LnBM)	-0.0137 <sup>b</sup>	-0.0140 <sup>b</sup>	0.0098 <sup>b</sup>	0.0095 <sup>b</sup>
	(0.032)	(0.030)	(0.031)	(0.039)
기업규모(Size)	0.0029	0.0036	-0.0020	-0.0034
	(0.322)	(0.257)	(0.417)	(0.240)
부채비율(LEV)		-0.0338		0.0001
		(0.286)		(0.998)
현금및등가물(CASH)		-0.0258		-0.0729
		(0.719)		(0.153)
Fval	1.80	1.39	1.40	1.28
adj. R <sup>2</sup>	0.028	0.021	0.011	0.012
Num	112	112	141	141

㉞ 재량적 발생액(DTAC)은 영업성과를 조정한 값이며 총자산영업이익률(ROA), 부채비율(LEV), 현금및등가물(CASH)은 동일 산업의 중앙값을 차감한 값이다. 기업규모(Size)는 총자산에 자연로그를 취한 값이다. dROA는 공시년도(t) 총자산영업이익률에서 공시전년도(t-1) 총자산영업이익률을 차감하여 계산한다. ( )는 p-value값을 나타내며, a, b, c는 각각1%, 5%, 10% 유의수준을 의미한다.

이 통제변수들으로써 회귀분석모형에 포함되었다.

영업현금흐름이 불량한 자기주식매입 집단의 회귀 분석결과는 (1)열과 (2)열에 정리되어 있다. 자기주식을 취득하기 전년도(-1)의 재량적 발생액의 계수가 10%수준에서 유의한 음(-)의 값이다. 공시 전 년도의 재량적 발생액이 영업성과에 부정적인 영향이 있음을 의미한다. 하지만 이 결과만으로는 공시 전의 이익상향조정이 단순히 이익을 부풀리기 위한

기회주의 행동이라고 판단하기에는 충분하지 않다. 미래에 대한 긍정적 정보 전달 목적의 이익조정이라고 해도 공시전의 재량적 발생액과 영업성과간의 양(+)의 관계가 나타나지 않을 수 있다. 미래에 대한 긍정적인 전망을 전달하고자 재량적 발생액을 증가시키지만 재량적 발생액은 지속성이 약하기 때문에 공시 이후에 감소가 예상된다. 영업현금흐름은 상승하지만 재량적 발생액이 감소하여 전체 영업성과 향

〈표 6〉 영업현금흐름변화(dCFO(-1,0)) 비교분석

	Low CFO			High CFO		
	N	MEAN	MEDIAN	N	MEAN	MEDIAN
표본기업	112	0.0506 <sup>a</sup>	0.0438 <sup>a</sup>	141	-0.0353 <sup>a</sup>	-0.0325 <sup>a</sup>
대응기업	112	0.0429 <sup>a</sup>	0.0279 <sup>a</sup>	141	-0.0513 <sup>a</sup>	-0.0458 <sup>a</sup>
차이분석	112	0.0077	0.0095	141	0.0160	0.0173

(주) 영업현금흐름 변화(dCFO(-1,0))는 공시년도 산업조정 영업현금흐름에서 공시전년도 산업조정 영업현금흐름의 차이로 측정된다.

a, b, c 는 각각1%, 5%, 10% 유의수준을 의미한다.

상이 나타나지 않거나 줄어들 가능성이 존재하기 때  
문이다. 이 문제점을 해소하고자 표본기업과 대응기  
업과의 영업현금흐름을 비교분석한다. 공시전년도  
(-1)의 증가된 재량적 발생액이 미래 영업현금흐름  
에 대한 정보를 전달한다면 표본기업의 영업현금흐  
름이 대응기업보다 더 큰 증가를 보일 것이다. 영업  
현금흐름의 변화는 공시년도(0)의 영업현금흐름에  
서 공시전년도(-1) 영업현금흐름을 차감한 값이다.  
〈표 6〉는 표본기업과 대응기업의 영업현금흐름차이  
를 분석한 결과이다.

영업현금흐름이 불량한 자기주식취득 기업과 대  
응기업 모두 영업현금흐름이 증가하였다. 영업현금  
흐름이 낮은 표본의 영업현금흐름이 대응기업에 비  
해 높은 수치지만 차이는 유의하지 않다. 〈표 5〉와  
〈표 6〉의 결과로 판단한다면 경영자들이 공시 전  
년도의 이익상향조정을 이용하여 영업현금흐름 증  
가를 암시한다고 해석하기에는 어려움이 있다. 따  
라서 단순히 기업의 영업악화와 주가부양을 위하여  
이익상향조정과 자기주식취득을 이용하고 있다고  
판단하는 것이 타당하다. 영업현금흐름이 높은 표  
본의 영업현금흐름은 대응기업과 유의미한 차이가  
나지 않는다.

## 4.6 추가분석

### 4.6.1 재량적 발생액과 영업현금흐름과의 회귀분석

영업성과가 낮은 기업은 재량적 발생액을 증가시  
키고 자기주식취득 공시하여 성과를 높이기 위한  
행동을 취하며, 재량적 발생액은 성과에 대한 긍정  
적인 의미를 전달하지 않고 단순히 영업성과를 만  
회하기 위해 이용된 것으로 해석된다.

이번 분석은 〈표 5〉의 모형에서 종속변수인 총자  
산영업이익률 대신에 영업현금흐름을 사용하여 재  
량적 발생액과의 관계를 재조사한다. 이를 기반으  
로 이익조정 의 의미를 추가적으로 살펴본다. 영업  
현금흐름 변화는 공시년도와 공시전년도 영업현금  
흐름의 차이로 측정된다. 독립변수는 〈표 5〉의 모  
형에 포함된 변수들이 동일하게 사용되며, 추가적  
으로 공시년도의 재량적 발생액(당기 재량적 발생  
액)과 유동발생액이 추가적으로 포함된다. 유동발  
생액의 증가는 다음해 영업현금흐름에 영향을 미치  
기 때문에 모형에 포함시켰다.<sup>4)</sup> 유동발생액은 한봉  
희(1998)와 동일한 방법으로 측정된다.

(1)열과 (2)열의 공시전년도 재량적 발생액(전기

4) 유동발생액의 미래 현금흐름에 대한 영향력을 지적해 주신 익명의 심사자에게 감사드린다.

〈표 7〉 영업현금흐름이 낮은 자기주식매입 기업(Low CFO)의 공시 전 이익조정과 영업현금흐름 변화

$$dCFO_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DTAC_{i,t-1} + \alpha_2 DTAC_{i,t} + \alpha_3 CAC_{i,t-1} + \alpha_4 PSR_{i,t-1} + \alpha_5 LnBM_{i,t-1} + \alpha_6 SIZE_{i,t-1} + \alpha_7 LEV_{i,t-1} + \alpha_8 CASH_{i,t-1} + \epsilon_{i,t-1}$$

	(1)	(2)
절편	-0.0854 (0.339)	-0.0953 (0.312)
전기 재량적 발생액(DTAC)	0.2575 <sup>b</sup> (0.020)	0.2540 <sup>b</sup> (0.021)
당기 재량적 발생액(DTAC)	-0.5206 <sup>a</sup> (0.000)	-0.5204 <sup>a</sup> (0.000)
유동발생액(CAC)	0.2644 <sup>c</sup> (0.056)	0.2578 <sup>c</sup> (0.061)
실제매입비율(PSR)	0.0179 (0.922)	0.0739 (0.689)
장부가/시장가로그(LnBM)	-0.0121 (0.231)	-0.0133 (0.186)
기업규모(Size)	0.0061 (0.192)	0.0064 (0.184)
부채비율(LEV)		-0.0731 (0.132)
현금및등가물(CASH)		-0.1552 (0.159)
Fval	9.55	7.75
adj. R <sup>2</sup>	0.316	0.327
Num	112	112

(주) 재량적 발생액(DTAC)은 영업성과를 조정한 값이며 영업현금흐름(CFO), 부채비율(LEV), 현금및등가물(CASH)은 동일 산업의 중앙값을 차감한 값이다. 기업규모(Size)는 총자산에 자연로그를 취한 값이다. dCFO(-1,0)는 공시년도 영업현금흐름에서 공시전년도 영업현금흐름을 차감하여 계산한다. ( )는 p-value값을 나타내며, a, b, c 는 각각1%, 5%, 10% 유의수준을 의미한다.

재량적 발생액)의 계수는 0.2575와 0.2540의 수치를 보이며, 공시년도 재량적 발생액(당기 재량적 발생액)의 계수는 -0.5206과 -0.5204의 수치이다. 재량적 발생액 계수의 절대값을 비교하면 공시년도의 값이 공시전년도의 값보다 더 크다. 경영자가 전기의 재량적 발생액을 증가시켜 영업현금흐

름에 대한 정보를 시장에 전달하려는 의도를 가졌다면 전기의 재량적 발생액이 당기의 재량적 발생액보다 영업현금흐름 변화와 연관성이 강해야 할 것이다. 하지만 회귀분석결과에서는 당기의 재량적 발생액이 영업현금흐름의 변화를 더 잘 설명하고 있다. 기업들은 영업현금흐름이 증가(감소)한다면

당기의 재량적 발생액을 감소(증가)시켜 영업성과를 조정함을 보여준다. 추가적인 회귀분석결과를 경영자는 공시전년도와 공시년도시점에서 영업성과를 조정하기 위해서 재량적 발생액을 독립적으로 이용하고 있음을 보여준다. 영업현금흐름이 불량한 기업들은 시점별로 재량적 발생액을 이용한 기회주의의 행동을 하고 있음이 유추된다.<sup>5)</sup>

#### 4.6.2 자기주식 매입비율과 이익조정과의 관계

공시 전년도에 영업현금흐름이 양호한 기업의 경영자들은 자기주식취득비용을 줄일 목적으로 이익을 과도하게 하향하는 유인이 존재한다(Gong, Louis, Sun, 2008; Vafeas, Vlittis, Katranis, Ockree, 2003). 자기주식 매입비율이 높을수록 자기주식 취득비용도 높아지며, 이익하향에 대한 동기가 증가하게 된다. 기존연구의 주장처럼 취득비용의 부담을 줄일 목적으로 이익을 하향조정한다면, 자기주식 매입비율과 재량적 발생액은 음(-)의 관계가 예상된다. 영업현금흐름이 불량한 기업은 자기주식을 매입하기 전에 이익을 상향조정하고 이는 긍정적인 신호전달의 목적이라기보다 단순히 기회주의 행동에서 이익을 조정함을 확인했다. 실제매입비율이 낮을수록 기회주의 행동의 가능성이 높아지므로 재량적 발생액과 매입비율은 음(-)의 관계가 예상된다.

아래의 모형을 적용하여 자기주식매입 표본별로 자기주식 매입비율과 재량적 발생액의 관계를 확인한다.

$$DTAC_{i,t-1} = \alpha_0 + \alpha_1 PSR_{i,t-1} + \alpha_2 CFO_{i,t-1} + \alpha_3 LEV_{i,t-1} + \alpha_4 SIZE_{i,t-1} + \alpha_5 CAC_{i,t-1} + \epsilon_{i,t-1}$$

영업현금흐름이 우량한 집단에서 매입비율의 부호는 음(-)이지만 통계적으로 유의하지는 않으며, 영업현금흐름이 불량한 집단의 매입비율의 계수는 유의하지 않은 값이지만 예상과는 다르게 양(+)의 값이다.<sup>6)</sup> 영업현금흐름이 우량한 자기주식취득 기업의 자기주식 취득 전에 이익을 조정하는 현상이 분명하지 않아 실제매입비율과 이익조정과의 관계가 나타나지 않는 것으로 추측된다. 영업현금흐름이 불량한 기업의 경우에도 <표 5>의 분석에서 매입비율 계수는 유의하지 않은 것으로 보아 매입비율이 기회주의 행동을 정확하게 대변하지 않은 것으로 보인다. 이로 인하여 유의한 결과가 나타나지 않은 것으로 추측된다.

#### 4.6.3 자기주식 취득 기업의 재량적 회계선택

김윤태, 서정욱(2005)은 자기주식을 취득하는 기업은 주가상승의 방법으로 보고이익을 조정하려는 유인이 존재하며, 이로 인한 재량적 회계선택 행위가 심해짐을 보였다. 선행연구는 자기주식 매입 시점의 재량적 회계선택 행위결과를 제시하였지만, 본 연구에서는 추가적으로 자기주식 취득시점 전후의 재량적 회계선택 행위를 조사한다. 기존 연구와 동일하게 재량적 발생액의 절대값을 재량적 회계선택 행위의 대용치로 이용한다. 자기주식 매입년도

5) 자기주식취득 기업의 이익조정현상을 연구한 기존의 논문들은 취득 전의 이익조정과 그 이후의 이익조정현상이 연결되어 있다고 가정한다. 본 연구에서는 취득 전후 각 시점별로 기업이 유리한 방향으로 이익조정을 할 수 있음을 확인하였다. 이 부분을 지적해주신 심사자께 감사드립니다.

6) 실제매입비율(PSR)의 부호가 유의하지 않아 실증결과를 본문에 포함하지 않았다.

〈표 8〉 재량적 발생액 절대값의 추세분석

년도		Low CFO				High CFO			
		-2	-1	0	+1	-2	-1	0	+1
DTAC	표본수	107	112	112	105	137	141	141	124
	평균값	0.0505 <sup>a</sup>	0.0707 <sup>a</sup>	0.0514 <sup>a</sup>	0.0648 <sup>a</sup>	0.0695 <sup>a</sup>	0.0662 <sup>a</sup>	0.0722 <sup>a</sup>	0.0694 <sup>a</sup>
	중앙값	0.0392 <sup>a</sup>	0.0624 <sup>a</sup>	0.0424 <sup>a</sup>	0.0527 <sup>a</sup>	0.0468 <sup>a</sup>	0.0479 <sup>a</sup>	0.0539 <sup>a</sup>	0.0585 <sup>a</sup>
d DTAC	표본수		107	112	105		137	141	124
	평균값		0.0189 <sup>a</sup>	-0.0192 <sup>a</sup>	0.0130 <sup>c</sup>		-0.0074	0.0061	-0.0047
	중앙값		0.0212 <sup>a</sup>	-0.0187 <sup>a</sup>	0.0056		0.0011	-0.0043	-0.0031

㉞ 재량적 발생액(DTAC)은 영업성과를 조정한 값이며, 이 값에 절대값(|DTAC|)을 취한 값이 분석에 이용되었다. 0으로 표기한 것이 자기주식매입을 공시한 연도이다. a, b, c 는 각각1%, 5%, 10% 유의수준을 의미한다.

전후의 재량적 발생액의 절대값이 〈표 8〉에 정리되어 있다.

영업현금흐름이 낮은 표본은 공시 전년도에 재량적 회계선택이 심해지며, 공시년도에는 그 현상이 완화되고 있다. 재량적 회계선택을 이용해 영업성과를 방어하는 기존결과와 일치한다. 이는 공시 전년도에 이익을 상향조정한다는 앞선 결과와 일치한다. 영업현금흐름이 높은 표본의 경우 공시 년도에 재량적 발생액의 절대값이 높게 나타나고 있지만, 전년도와 차이가 통계적으로 유의하지는 않다.

#### 4.6.4 산업조정을 하지 않은 재무변수를 이용한 분석

부채비율, 영업현금흐름, 총자산영업이익률, 영업현금흐름은 산업효과를 제거하기 위해서 산업조정값을 사용하였다. 연구의 강건성 검증의 방법으로 산업조정한 값이 아닌 원값(raw value)을 이용하여 재분석한다. 〈표 4〉, 〈표 5〉, 〈표 6〉과 〈표 7〉을 산업조정하기 전의 변수를 이용하여 분석한 결과 기존의 결과와 유사한 실증적 결과를 재확인하였으며,

지면관계상 실증결과는 생략한다.

#### 4.6.5 자기주식취득 목적에 따른 분석

기업들은 다양한 목적으로 자기주식취득을 결정한다. 이 중에서 이익조정과의 관련성이 약한 경우도 존재한다. 본 연구는 자기주식취득 기업의 이익조정 현상을 분석하는 연구이므로 이익조정과 관련성이 낮은 자기주식공시를 제거하고 분석을 해 볼 필요성이 있다. 253개의 표본을 취득목적에 따라 구분을 해 보면 주가 및 경영권안정 225건, 이익소각 14건, 상여금 1건, 스톡옵션대비취득 5건, 이벤트경품 대비 1건, 임직원인센티브대비취득 7건이다. 대부분의 자기주식취득의 목적이 주가안정과 경영권안정을 목적으로 하고 있음이 확인된다. 이 중에서 주가 및 경영권안정과 이익소각을 제외한 나머지 자기주식취득 14건은 일반적인 자기주식취득과 차이가 존재하며 이익조정과 관련성이 낮을 가능성이 제기된다. 14건을 제외한 239건을 이용하여 기존의 분석 결과를 다시 확인하였으며 그 결과는 변함이 없다.

## V. 결론

자기주식취득 기업의 이익조정현상을 설명하는 연구들이 존재하지만, 영업현금흐름수준에 따라 자기주식매입 기업을 구분하여 이익조정현상을 분석한 연구는 없었다. 본 논문은 영업현금흐름이 자기주식취득기업의 이익조정에 미치는 영향력을 확인하였으며, 또한 재량적 발생액과 영업성과의 관련성을 조사하고 이를 이용하여 이익조정 의도 및 의미를 파악하였다.

재량적 발생액은 이익조정의 대용치이며, 본 연구의 핵심변수이다. 재량적 발생액을 정확하고 추정하고 측정하기 위한 모형과 방법들이 적용되었다. 표본기업의 이익조정정도를 정확하게 검사하기 위한 방법으로 대응기업을 선정하고 대응기업의 재량적 발생액과의 차이분석을 시행하였다.

자기주식취득 기업을 공시 전 영업현금흐름에 따라 영업현금흐름이 높은 자기주식매입 기업과 영업현금흐름이 낮은 자기주식취득 기업으로 구분하여 각각 분석하였다. 영업현금흐름이 양호한 기업은 자기주식의 취득가격의 최소화와 영업성과 향상을 위해 평소보다 이익을 하향조정할 의도가 존재하지만, 영업현금흐름이 불량한 기업은 악화된 영업성과를 높이기 위해서 이익을 평소보다 과도하게 상향조정할 의도가 존재한다. 이를 종합해 보면 자기주식을 매입하기 전년도에 경영자들은 과도하게 이익조정을 할 유인이 존재한다. 실증분석결과에서는 영업현금흐름이 불량한 기업들은 자기주식을 매입하기 전에 이익을 상향조정하는 현상을 보였으나, 영업현금흐름이 우량한 기업은 예상과 다르게 이익을 하향조정하는 증거는 발견되지 않았다.

영업현금흐름이 낮은 기업의 이익상향 의도를 파

악하기 위해서 다음의 분석을 하였다. 먼저 공시 전 재량적 발생액과 영업성과의 관계를 분석하였다. 재량적 발생액과 영업성과는 약하지만 음(-)의 관계가 확인되었다. 추가적으로 표본기업의 영업현금흐름을 대응기업과 비교분석하였으며, 영업현금흐름이 낮은 자기주식취득 기업은 대응기업에 비해 유의한 영업현금흐름의 상승이 나타나지 않았다. 공시전의 재량적 발생액이 영업현금흐름을 상승시키는 효과가 미비하여 오히려 영업성과를 악화시키고 있다. 재량적 발생액이 긍정적인 의미로 해석되기보다는 기회주의적 관점에서 사용된 것으로 판단되는 결과들이다. 영업현금흐름과 전기 재량적 발생액과 당기 재량적 발생액의 관계를 추가적으로 분석하였으며, 영업현금흐름의 변화는 당기의 재량적 발생액과 더욱 밀접한 관계가 존재하고 있었다. 이 결과는 공시 전년도 재량적 발생액이 다음 해 영업성과에 대한 정보를 포함하기 보다는 경영자들이 공시 이후 영업성과를 조정할 목적으로 당기의 재량적 발생액을 이용하고 있음을 암시한다.

결론적으로 자기주식취득 시점의 이익조정을 시계열적으로 조사하여 영업현금흐름이 낮은 기업들이 재량적 발생액을 기회주의 행동으로 이용하고 있음을 발견하였고 영업현금흐름이 높은 기업에서의 이익조정현상은 발견하지 못했다.

## 참고문헌

- 고봉찬·김진우(2007), "발생액 이상현상에 대한 위협평가," **증권학회지**, 36(3), 425-461.
- 김윤태·서정욱(2005), "자기주식취득과 회계이익의 정보효과: 재량적 회계선택 중심으로," **회계학연구**, 30(1), 1-25.

- 박종일(2003), "기업지배구조와 이익조정: 최대주주 지분을 중심으로," **회계학연구**, 28(2), 135-172.
- 손병철·이우중·김문현·황이석(2005), "발생액의 효율적 평가에 영향을 미치는 요인," **회계학연구**, 30(1), 59-61.
- 윤순석(1998), "영업현금흐름에 따른 이익관리 현상에 관한 연구," **회계학연구**, 23(1), 107-126.
- 윤순석·이건열(2001), "유상증자기업의 이익조정," **회계학연구**, 26(4), 1-25.
- 정성창·이용교(2003), "자사주 취득 기업들의 장기성과에 관한 연구," **재무연구**, 16, 129-162.
- 김문태·위준복·전성일(2006), "회사채 신용등급의 이익조정 통제효과," **증권학회지**, 35(5), 45-74.
- 최국현·신안나(2006), "신용등급평가가 경영자의 이익조정 행위에 미치는 영향에 관한 실증연구," **회계정보연구**, 24(1), 125-158.
- 안홍복(2004), "지배주주의 지배-소유권 차이와 이익조정의 관련성 분석," **회계학연구**, 29(4), 117-154.
- 한봉희(1998), "발생주의적 조정의 유용성 저하에 관한 실증연구," **회계학연구**, 23(4), 53-80.
- Chan, K., D. Ikenberry, and I. Lee(2004), "Economic sources of gain in stock repurchases," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 39, 461-479.
- Chan, K., D. Ikenberry, and I. Lee, and Y. Wang (2010), "Share repurchases as a potential tool to mislead investors," *Journal of Corporate Finance*, 16, 137-158.
- Chou, D.W. and J.R. Lin(2004), "False signals from stock repurchase announcements: evidence from earnings management and analysts' forecast revisions," *Working paper*
- Dechow, P.M., R.G. Sloan, and A.P. Sweeney (1995), "Detecting earnings management," *The Accounting Review*, 70, 193-225.
- DeFond, M., and J. Jiambalvo(1994), "Debt covenant violation and manipulation of accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 17, 146-176.
- Dittmar, A.K.(2000), "Why do firms repurchase stock?," *Journal of Business*, 73, 331-355.
- Gong, G., H. Louis, and A.X. Sun(2008), "Earnings management and firm performance following open-market repurchases," *Journal of Finance*, 63(2), 947-986.
- Gup, B.E and D. Nam(2001), "Stock buybacks, corporate performance and EVA," *Journal of Applied Corporate Finance*, 59, 651-680.
- Howe, K.M., J. He, and W. Kao(1992), "One-time cash flow announcements and free cash flow theory: share repurchase and special dividends," *Journal of Finance*, 47, 1963-1975.
- Ikenberry, D., J. Lakonishok, and T. Vermaelen (1995), "Market underreaction to open market share repurchase," *Journal of Financial Economics*, 39, 181-208.
- Jones, J.(1991), "Earnings management during import relief investigations," *Journal of Accounting Research*, 29, 193-228.
- Kothari, S.P., A.J. Leone, and C.E. Wasley(2005), "Performance matched discretionary accrual measures," *Journal of Accounting and Economics*, 39, 163-197.
- Louis, H. and D. Robinson(2005), "Do managers credibly use accruals to signal private information? Evidence from the pricing of discretionary accruals around stock splits," *Journal of Accounting and Economics*, 39, 361-380.
- Louis, H. and H. White(2007), "Do managers intentionally use repurchase tender offers to signal private information? Evidence from firm financial reporting behavior," *Journal*

- of *Financial Economics*, 85, 205-233.
- Nohel, T. and V. Tarhan(1998), "Share repurchase and firm performance: new evidence on the agency costs of free cash flow," *Journal of Financial Economics*, 49, 187-222.
- Rangan, S.(1998), "Earnings management and the performance of seasoned equity offerings," *Journal of Financial Economics*, 50, 101-122.
- Salamon, G.L. and E.D. Smith(1979), "Corporate control and managerial misrepresentation of firm performance," *Bell Journal of Economics*, 10, 55-73.
- Shivakumar, L.(2000), "Do firms mislead investors by overstating earnings before seasoned equity offerings?," *Journal of Accounting and Economics*, 29, 339-371
- Teoh, S., I. Welch, and T. Wong(1998), "Earnings management and the post-issue underperformance of seasoned equity offerings," *Journal of Financial Economics*, 50, 63-100.
- Vafeas, N., A. Vlittis, P. Katranis, and K. Ockree (2003), "Earnings management around share repurchases: A note," *ABACUS*, 39(2), 262-272
- Watts R. and J. Zimmerman(1986), *Positive Accounting Theory*, Englewood Cliffs, N. J., Prentice-Hall
- Yoon, S. and G. Miller(2002), "Earnings management of seasoned equity offering firms in Korea," *International Journal of Accounting*, 37(1), 57-78

<APPENDIX>

<표 A-1> 기술적 통계량

	Low CFO			Middle CFO			High CFO		
	N	Mean	Median	N	Mean	Median	N	Mean	Median
매입비율	75	0.0435 <sup>a</sup>	0.0337 <sup>a</sup>	102	0.0401 <sup>a</sup>	0.0303 <sup>a</sup>	76	0.0366 <sup>a</sup>	0.0300 <sup>a</sup>
장부가/시장가	75	1.8947 <sup>a</sup>	1.4214 <sup>a</sup>	102	2.1844 <sup>a</sup>	1.6721 <sup>a</sup>	76	1.5054 <sup>a</sup>	0.9718 <sup>a</sup>
기업규모	75	19.3130 <sup>a</sup>	18.9636 <sup>a</sup>	102	19.5407 <sup>a</sup>	19.3113 <sup>a</sup>	76	19.2945 <sup>a</sup>	19.0311 <sup>a</sup>
부채비율	75	-0.0381 <sup>b</sup>	-0.0232 <sup>c</sup>	102	-0.0510 <sup>a</sup>	-0.0330 <sup>a</sup>	76	-0.0977 <sup>a</sup>	-0.0831 <sup>a</sup>
총자산영업이익률	75	-0.0016	-0.0006	102	0.0075 <sup>c</sup>	0.0018	76	0.0373 <sup>a</sup>	0.0317 <sup>a</sup>
총자산순이익률	75	0.0022	-0.0001	102	0.0120 <sup>a</sup>	0.0039 <sup>a</sup>	76	0.0371 <sup>a</sup>	0.0328 <sup>a</sup>
재량적 발생액	75	0.0709 <sup>a</sup>	0.0696 <sup>a</sup>	102	0.0054	0.0013	76	-0.0658 <sup>a</sup>	-0.0626 <sup>a</sup>
영업현금흐름	75	-0.0860 <sup>a</sup>	-0.0726 <sup>a</sup>	102	0.0078 <sup>a</sup>	0.0096 <sup>a</sup>	76	0.1137 <sup>a</sup>	0.0924 <sup>a</sup>

(주) 재량적 발생액은 영업성과를 조정한 값이며 부채비율, 총자산영업이익률, 총자산순이익률, 영업현금흐름은 동일 산업의 중앙값을 차감한 값이다. a, b, c 는 각각1%, 5%, 10% 유의수준을 의미한다.

영업현금흐름에 차이에 따른 자기주식취득 기업의 차이를 관찰하기 위해서 두 집단이 아닌 세 집단으로 구분하여 특성을 살펴보았다. 현금흐름에 따라 표본을 정렬하고 상위 30%(High), 중위 40%(Middle), 하위30%(Low)으로 세 집단으로 구분하였다. <표 1>을 세 집단으로 구분하여 재분석한 결과는 <표 A-1>에 나타나 있다. 재량적 발생액의 경우 현금흐름이 낮을수록 높아지는 형태가 나타나고 있다. 재량적 발생액과 영업현금흐름과 반대의 추세임이 보인다. 시계열적인 추세를 살펴보기 위해 <표 2>를 세 집단으로 나누어 분석한 결과가 <표 A-2>에 보고되어 있다. 현금흐름이 높은 집단과 낮은 집단은 두 집단으로 구분한 결과와 동일하다. 현금흐름은 중간이 집단은 자기주식 매입전년도(-1)에 중앙값이 통계적으로 유의하게 증가하였으나, 공시년도(0)에는 유의한 재량적 발생액의 변화는 관찰되지 않았다.

<표 3>의 분석을 세 집단으로 구분하여 재분석한 결과가 <표 A-3>에 정리되어 있다. 영업현금흐름이 낮은 집단은 공시전년도(0)에 재량적 발생액을 높게 상승시키며, 영업현금흐름이 중간인 표본들도 또한 공시전년도(0)에 재량적 발생액을 상승시키고 있다. 반면에 영업현금흐름이 높은 기업들은 재량적 발생액은 이익조정현상은 관측되지 않는다. 공시전년도 재량적 발생액의 증가는 영업현금흐름이 낮은 집단에서 가장 강하게 존재함이 확인된다.

〈표 A-2〉 자기주식취득 기업의 추세분석

연도		Low CFO				Middle CFO				High CFO			
		-2	-1	0	+1	-2	-1	0	+1	-2	-1	0	+1
NI	표본수	70	75	75	69	99	102	102	94	74	76	76	65
	평균값	0.0028	0.0022	-0.0031	-0.0492 <sup>b</sup>	0.0075	0.0120 <sup>a</sup>	0.0029	-0.0076	0.0302 <sup>a</sup>	0.0371 <sup>a</sup>	0.0353 <sup>a</sup>	0.0276 <sup>a</sup>
	중앙값	0.0029	-0.0001	-0.0015	-0.0028	0.0028	0.0039 <sup>a</sup>	0.0043	0.0056	0.0225 <sup>a</sup>	0.0328 <sup>a</sup>	0.0306 <sup>a</sup>	0.0182 <sup>a</sup>
dNI	표본수		70	75	69		99	102	94		74	76	65
	평균값		0.0000	-0.0053	-0.0473 <sup>b</sup>		0.0035	-0.0091	-0.0097		0.0066	-0.0018	-0.0095
	중앙값		-0.0032	-0.0003	-0.0074 <sup>a</sup>		0.0028	0.0025	-0.0027		-0.0003	-0.0024	-0.0116 <sup>b</sup>
DTAC	표본수	72	75	75	70	99	102	102	95	73	76	76	64
	평균값	0.0079	0.0709 <sup>a</sup>	0.0099	0.0000	-0.0056	0.0054	0.0025	0.0032	-0.0071	-0.0658 <sup>a</sup>	-0.0113	-0.0199 <sup>c</sup>
	중앙값	0.0097	0.0696 <sup>a</sup>	0.0050	0.0003	-0.0139 <sup>b</sup>	0.0013	-0.0066	-0.0110	-0.0169	-0.0626 <sup>a</sup>	-0.0184	-0.0117
dDTAC	표본수		72	75	70		99	102	95		73	76	64
	평균값		0.0609 <sup>a</sup>	-0.0609 <sup>a</sup>	-0.0115		0.0130	-0.0029	-0.0005		-0.0546 <sup>a</sup>	0.0546 <sup>a</sup>	-0.0044
	중앙값		0.0630 <sup>a</sup>	-0.0506 <sup>a</sup>	-0.0176		0.0126 <sup>b</sup>	-0.0059	0.0017		-0.0471 <sup>a</sup>	0.0573 <sup>a</sup>	-0.0056
CFO	표본수	70	75	75	69	99	102	102	94	74	76	76	65
	평균값	-0.0075	-0.0860 <sup>a</sup>	-0.0188 <sup>b</sup>	-0.0203 <sup>b</sup>	0.0198 <sup>b</sup>	0.0078 <sup>a</sup>	0.0086	0.0033	0.0568 <sup>a</sup>	0.1137 <sup>a</sup>	0.0554 <sup>a</sup>	0.0466 <sup>a</sup>
	중앙값	-0.0190	-0.0726 <sup>a</sup>	-0.0131 <sup>c</sup>	-0.0063 <sup>b</sup>	0.0093 <sup>b</sup>	0.0096 <sup>a</sup>	0.0057	-0.0023	0.0420 <sup>a</sup>	0.0924 <sup>a</sup>	0.0493 <sup>a</sup>	0.0304 <sup>a</sup>
dCFO	표본수		70	75	69		99	102	94		74	76	65
	평균값		-0.0779 <sup>a</sup>	0.0672 <sup>a</sup>	-0.0032		-0.0115	0.0008	-0.0050		0.0516 <sup>a</sup>	-0.0583 <sup>a</sup>	-0.0141
	중앙값		-0.0623 <sup>a</sup>	0.0553 <sup>a</sup>	-0.0084		-0.0079	0.0082	-0.0122		0.0616 <sup>a</sup>	-0.0511 <sup>a</sup>	0.0055

㉠ 0이 자기주식매입을 공시한 연도이다. dNI(t)는  $NI(t) - NI(t-1)$ 로 계산한 값이며 나머지 변수들도 동일한 방법으로 계산하였다. 채량적 발생액(DTAC)은 영업 성과를 조정한 값이며 총자산순이익률(NI), 영업현금흐름(CFO)은 동일 산업의 중앙값을 차감한 값이다. a, b, c는 각각 1%, 5%, 10% 유의수준을 의미한다.

〈표 A-3〉 대응기업조정 재량적 발생액

		Low CFO				Middle CFO				High CFO			
년도		-2	-1	0	+1	-2	-1	0	+1	-2	-1	0	+1
DTAC	표본수	70	75	75	60	95	102	102	91	72	76	76	63
	평균값	-0.0149	0.0333 <sup>a</sup>	0.0282 <sup>b</sup>	0.0138	-0.0149	0.0187 <sup>b</sup>	0.0010	-0.0103	0.0169	0.0002	-0.0199	-0.0425 <sup>b</sup>
	중앙값	0.0001	0.0399 <sup>a</sup>	0.0295 <sup>b</sup>	0.0328	-0.0165	0.0117 <sup>b</sup>	-0.0032	-0.0190	0.0064	0.0147	-0.0073	-0.0357 <sup>b</sup>
dDTAC	표본수		70	75	60		95	102	91		72	76	63
	평균값		0.0462 <sup>a</sup>	-0.0051	-0.0024		0.0368 <sup>a</sup>	-0.0177	-0.0099		-0.0156	-0.0201	-0.0170
	중앙값		0.0344 <sup>a</sup>	0.0038	-0.0050		0.0313 <sup>a</sup>	-0.0165	-0.0150		-0.0145	-0.0146	-0.0278

주) 0이 자기주식매입을 공시한 연도이다. 표본기업의 영업성과를 조정한 재량적 발생액에서 대응기업의 영업성과를 조정한 재량적 발생액을 차감한 값이다. dDTAC(t)는 DTAC(t) - DTAC(t-1)로 계산한 값이다. a, b, c 는 각각1%, 5%, 10% 유의수준을 의미한다.

## Earnings management of stock repurchase firms in Korea

Youngkyu Park\*

### Abstract

This study examines earnings management of stock repurchase firms in Korean stock market to find motive and intent of managing earnings before the announcement of repurchase.

Previous studies have tried to investigate earnings management of repurchase firms finding the mixed results which some those increase and others decrease earnings prior to announcement of repurchase. The major difference from previous researches is focusing cash flow from operating(CFO) which is closely related to earnings management. I hypothesize that repurchase firms have different motives of earnings management according to the level of CFO. Repurchase firms with high CFO tend to deflate earnings before buyback because of reducing further repurchasing price. Repurchase firms with low CFO are likely to inflate earnings, which helps to support poor stock price -generally most repurchase firms experience poor stock performance.

I select the matching firms using subsequent matching procedure. For each sample firm, I select non-repurchase firms from the same industry of each sample firms with asset-scaled CFO closest to that of the repurchaser in year -1.

The comparison between sample firms and matching firms shows that repurchase firms with low CFO boost earnings prior to announcement year but those with high CFO do not decrease earnings. The repurchaser with high CFO choose to get positive effect from disgorging free cash flow(FCF) instead of deflating earnings. Repurchase firms do not decrease earnings to disgorge FCF. Free cash flow(FCF) hypothesis help to explain the result that repurchase firms with high CFO do not manage earnings.

Managers utilize up-ward earnings management to inform positive information into the stock market or to pretend to be good performer. To distinguish the managerial intents, I examine the change of CFO and operate an additional regression analysis. Low CFO samples do not show

---

\* Department of Management, Catholic University of Korea(E-mail : ykpark@catholic.ac.kr)

the improvement of CFO following repurchase year. It implicate up-ward earnings management as false signaling by managers. The change of CFO from prior year to announcement year is regressed by discretionary total accruals(DTAC) prior to announcement year and discretionary total accruals(DTAC) at the announcement year. The value of coefficient on DTAC at the announcement year is higher than that prior to the announcement year. This suggests the prior DTAC is not related the improvement of CFO after following repurchase.

The findings of this study are as follows. First, all repurchase firms do not like to manage earnings before buyback transaction. Only repurchase firms facing poor CFO have a motive to manage earnings upward. Second, The managerial intent of upward earnings by those firms is not to give signaling positive future information into outside investors. In other words, earnings management by repurchaser with poor CFO is regarded as false signaling based on managerial opportunistic behavior.

Key words: stock repurchase, earnings management, discretionary accruals, cash flow from operating, opportunistic behavior