

# 자사주매입동기에 관한 연구

이 익 규\* · 주 상 룡\*\*

## 요 약

본 연구는 국내기업의 자사주매입결정에 영향을 미치는 매입동기와 매입동기들의 상호관련성, 시간에 따른 매입동기의 변화를 분석하였다. 분석에 이용된 자료는 1994년 1월에서 2002년 12월까지 자사주매입을 실시한 기업의 실제 매입규모이며, t검정과 토빗모형의 추정을 통해 다음과 같은 사실들을 발견할 수 있었다.

첫째, 정보비대칭의 지표인 기업규모변수는 대부분의 기간에서 자사주매입결정에 양(+)<sup>1</sup>의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이것은 정보비대칭수준이 낮을 것으로 예상되는 대기업이 자사주매입에 적극적이라는 것을 의미한다. 또한, 잠재적 저평가의 지표인 시장가치대장부가치변수는 연도별로 양(+)<sup>2</sup>과 음(-)<sup>3</sup>의 계수가 혼재되어 있어 일관성 있는 결과를 도출할 수 없었다. 이러한 결과는 자사주매입이 저평가를 시장에 신호하기 위한 것이라는 저평가가설을 기각하는 것으로 볼 수 있다.

둘째, 기업의 지불수준을 측정하는 지표인 여유현금흐름변수들은 대부분의 기간에서 자사주매입결정에 양(+)<sup>4</sup>의 영향을 미쳤으며, 추정된 회귀계수들의 비교를 가능하게 하는 부분효과평균도 상대적으로 높게 나타났다. 이러한 결과는 기업의 여유현금흐름증가가 자사주매입결정에 강한 영향력을 미치는 요인이라는 것을 의미한다.

셋째, 기업의 레버리지수준을 측정하는 변수도 대부분의 기간에서 자사주매입결정에 음(-)<sup>5</sup>의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이것은 자사주매입이 기업의 자본구조를 변경하기 위한 동기에서 결정된다는 것으로 해석될 수 있다.

---

\* 충북대학교 경영대학 강사

\*\* 홍익대학교 상경대학 교수

## I. 서 론

자사주매입(share repurchase)은 상장기업들이 회사의 자금으로 자기회사의 주식을 증권시장에서 매입하는 것이다. 자사주매입은 미국과 같은 선진자본시장에서는 1980년 이후에 보편화되었으나 우리나라에서는 1992년까지 주주 불평등의 초래, 불공정한 회사지배 그리고 불공정거래 소지 등의 이유로 상법상 금지되어 왔다. 그러나 1992년 8월 증권시장안정화대책의 일환으로 자사주펀드가 도입되고, 1994년 5월 증권거래법개정을 통하여 기업의 직접적인 자사주취득이 허용되었다. 제도가 도입된 1992년에는 46개 기업이 자사주매입을 결정하였으나 2002년에는 102개 기업으로 확대되었다.

이와 같이 자사주매입을 실시하는 기업의 수가 증가함에 따라서 자사주매입 동기에 대한 연구들이 활발해지고 있다. 자사주매입동기에 관한 외국의 선행연구는 크게 두 가지로 구분할 수 있다.

첫째, 자사주매입동기가 개별적으로 조사된 연구들이다. Vermalen(1981)은 저평가가설, Jensen(1986)은 여유현금흐름가설, Opler et al.(2001)은 레버리지가설, Bagwell(1991)은 매수합병방어가설을 주장하였다.

둘째, 자사주매입이 다양한 동기들의 상호작용에 의해 결정된다고 보는 연구들이다. Stephens and Weisbach(1998)는 자사주매입이 여유현금흐름의 지불과 저평가된 주가의 수정을 동시에 충족시키기 위해 사용된다고 주장하였다. Dittmar(2000)는 자사주매입이 주가안정화, 여유현금흐름지불정책, 경영권방어 수단 등에 의해 복합적으로 영향을 받는다고 주장하였다.

자사주매입동기에 관한 국내연구는 자사주매입공시에 대한 시장반응을 설명하기 위한 사건연구(정성창·이용교, 1996; 우춘식·신용균, 1996)가 중심이었으나, 최근에는 자사주매입이 기업의 지불정책, 투자, 자본구조, 경영통제권 등의 다양한 요인에 의해 결정될 수 있다는 연구(윤성민, 2004; 공재식, 2004)가 발표되고 있다.

그동안 국내에서 주로 논의된 사건연구는 첫째, 기업의 자사주매입공시에 대한 시장반응을 설명할 수 있는 최적의 동기를 찾는 데 중점을 두고 있다. 이로

인해 기업의 자사주매입결정에 영향을 미치는 다양한 동기들의 상호관련성을 고려하지 못하였다. 둘째, 자사주매입 동기가 시간의 변화에 따라 변경될 가능성을 고려하지 못하고 있다. 기업의 자사주매입결정에 영향을 미치는 동기들은 특정 기간에는 강한 영향을 미치지만 다른 기간에서는 상대적으로 작은 영향을 미칠 가능성이 있다. 예를 들어 적대적 인수·합병에 대한 위협은 1997년 증권거래법 200조(대량주식소유 상한제도)가 폐지되면서 본격화 되었다. 기업의 자사주매입이 적대적 인수·합병을 방어하기 위한 것이라면 이 동기에 의한 영향은 1997년 이후에 보다 강하게 나타날 것으로 예상할 수 있다.

자사주매입결정이 기업의 다양한 요인에 의해 영향을 받게 된다고 주장하는 최근에 국내선행연구도 다음과 같은 한계점이 있다.

첫째, Stephens and Weisbach(1998), Ikenberry et al.(2000), 변진호(2004)는 최초 공시시점에서 제시한 자사주매입수량과 공시 이후에 실제 매입한 수량이 일치하지 않는다는 연구결과를 제시하였다. 국내에서는 특히 1999년 이전에 기업이 실제로 매입한 수량이 공시시점에서 제시한 매입수량에 미달하거나 자사주매입을 실행하지 않은 경우도 있었다. 이것은 자사주매입을 공시한 기업과 자사주를 실제적으로 매입한 기업이 일치하지 않을 수 있다는 가능성을 내포하고 있다. 그러나 기존의 국내 연구는 자사주매입공시사건을 기준으로 연구대상을 선정하여 자사주매입동기를 분석하였다. 이로 인해 자사주매입을 허위로 공시하거나 공시수량을 충분히 이행하지 못한 기업이 연구대상에 포함될 수 있다는 문제점이 있다.

둘째, 레버리지가설은 목표레버리지비율이 존재한다고 가정하는 기업이 레버리지비율을 증가시키기 위한 동기에서 자사주매입을 실행한다고 주장한다. 그러나 국내의 선행연구는 단순히 레버리지비율이 낮은 기업이 자사주매입을 선호하는가를 분석함으로써 레버리지가설의 타당성을 분석하는데 한계가 있다.

본 연구는 기업별 실제 자사주매입규모를 통해 자사주매입 동기를 조사하고 시간변화에 따라 매입동기가 자사주매입결정에 미치는 영향을 분석함으로써 자사주매입동기에 대한 이해의 폭을 넓히는 것을 목적으로 한다.

이를 위해 첫째, 국내외의 선행연구에서 기업의 자사주매입결정에 영향을 미치는 것으로 제기된 다양한 가설들이 포함되는 연구모형을 설정한다.

둘째, 기업의 자사주매입 동기가 시간의 변화에 따라 자사주매입결정에 미치는 경제적 중요성의 변동을 알아보기 위하여 1994년에서 2002년까지 연도별로 자사주매입동기를 분석한다.

셋째, 기업의 자사주매입결정에 영향을 미치는 동기를 조사하기 위해 자사주매입공시 이후에 실제로 자사주매입에 지불한 금액을 사용하여 매입동기를 분석한다.

넷째, 레버리지가설은 레버리지비율이 낮은 기업이 자사주매입을 선호하는 것이 아니라 기업의 실제 레버리지비율이 목표레버리지비율보다 낮은 기업이 자사주매입을 선택할 가능성이 높다고 주장한다. 이에 본 연구는 기업의 실제 레버리지비율과 목표레버리지비율의 차를 분석에 활용하여 국내 선행연구의 한계점을 보완한다.

본 연구는 기업의 자사주매입결정에 영향을 미치는 매입동기, 매입동기간의 상호관련성, 시간의 변화에 따른 매입동기들의 경제적 중요성 변화에 대한 정보를 제공할 수 있다.

본 연구는 II장에서 문헌연구, III장에서 연구가설과 연구모형 설계, IV장에서 실증결과분석, V장에서 결론 및 향후과제를 논하고 있다.

## II. 자사주매입동기와 관련 선행연구의 검토

자사주매입동기에 관한 초기의 선행연구는 저평가가설, 여유현금흐름가설, 레버리지가설, 매수합병가설 등으로 분류할 수 있다.

최근에는 기업의 자사주매입이 다양한 동기들에 의해 영향을 받으며, 자사주매입은 복수의 동기들이 충족되는 경우에 결정될 수 있다는 연구들이 제시되고 있다.

### 1. 개별동기연구

#### (1) 저평가가설

저평가가설은 정보우위에 있는 경영자가 시장에서 거래되는 기업의 가치가 실제가치에 비해 저평가 되고 있다고 판단하면, 자사주매입공시를 통해 긍정적

인 내부정보를 시장에 전달할 동기를 갖게 된다고 주장한다.

Vermaelen(1981)은 1970년에서 1978년 사이에 자사주매입을 공시한 131건을 표본으로 선정하여 자사주매입공시에 대한 주가반응을 조사하였다. 조사결과는 자사주매입을 공시한 기업이 공시일에 양(+)<sup>1)</sup>의 비정상수익률을 실현하였다. 특히, 기업규모가 작은 중·소기업이 공시일에 주가상승이 상대적으로 높은 것으로 나타났는데, 이것은 중·소기업이 시장에서 소외될 가능성이 높아 경영자의 사적정보가 시장에 미치는 영향이 상대적으로 크다는 것을 의미한다고 주장하였다.

Ikenberry et al.(1995)은 1980년에서 1990년까지 자사주매입을 공시한 기업 중에서 1,239건을 표본으로 선정하여 기업의 장기성과를 분석하였다. 분석결과는 자사주매입을 공시한 기업이 공시이후에 4년간 비정상수익률이 통제기업보다 평균 12.1% 높았으며, 기업규모와 장부대시장가치비율을 통제한 이후에도 36개월 누적평균비정상수익률이 통제기업과 차이가 있는 것으로 나타났다. 이런 결과는 자사주매입공시에 의한 경영자의 사적정보가 시장에서 지연되어 반영되기 때문에 발생된다고 주장하였다.

저평가가설을 실증분석 한 국내연구는 외국의 선행연구와 다르게 일관된 결론을 도출하지 못하고 있다.

정성창·이용교(1996)는 1994년 5월에서 12월까지 자사주매입을 공시한 104개 기업을 표본으로 선정하여 저평가가설을 분석하였다. 분석결과는 공시이전 누적비정상수익률이 공시 후 3일간의 누적비정상수익률에 유의적인 양(+)<sup>2)</sup>의 영향을 미쳐 저평가가설의 예측과 다른 것으로 나타났다. 김철교(1997)는 1994년 5월에서 1995년 12월까지 자사주매입을 공시한 79건을 표본으로 선정하여 저평가가설을 검정하였다. 검정결과는 공시이전 누적비정상수익률이 자사주매입 공시일 수익률에 음(-)<sup>3)</sup>의 영향을 미쳤으나 통계적 유의성이 없는 것으로 나타나 저평가가설을 지지할 수 없다고 주장하였다.

반면에 우춘식·신용균(1996)은 1994년 5월에서 12월까지 자사주매입을 공시한 52개 기업을 표본으로 선정하여 저평가가설을 검정하였다. 검정결과는 자사주매입을 공시한 기업이 공시일과 공시 익일에 유의적인 양(+)<sup>4)</sup>의 비정상수익률

을 실현하였으며, 통계적 유의성은 중·소기업에서 상대적으로 뚜렷하게 나타났다.

정성창·이용교(2001)는 1994년에서 1998년까지 자사주매입을 공시한 422건을 표본으로 선정하여 저평가가설을 분석하였다. 분석결과는 목표매입비율이 자사주매입공시 이후의 누적수익률(0에서 +3일)에 유의적인 양(+ )의 영향을 미치는 결과를 제시하여 저평가가설을 지지하였다.

## (2) 여유현금흐름가설

여유현금흐름가설은 자사주매입이 기업내부의 여유현금흐름을 소진시켜 대리인 비용을 감소시킴으로써 기업가치가 증가된다고 주장한다.

Fenn and Liang(1998)은 미국의 경우 1996년에서 1997년까지의 기간은 경제의 활성화로 기업들의 주가가 다른 기간에 비해 상대적으로 높았다. 따라서 동일기간에 자사주매입을 결정한 기업들은 저평가를 수정하기 위한 것이 아니라 여유현금흐름의 증가로 인한 대리인비용을 줄이기 위해 자사주매입을 결정했을 가능성이 높다고 주장하였다.

Nohel and Tarhan(1998)은 1978년에서 1991년까지 자사주매입을 공시한 242건을 표본으로 선정하여 자사주매입 공시전·후의 영업성과를 비교하였다. 이들은 자사주를 매입한 기업의 영업성과 향상이 토빈의 Q(Tobin's Q)비율이 낮은 기업(저성장기업)에서 두드러졌고, 성장기회의 증가보다는 자산의 매각에서 비롯되었다는 연구결과를 제시하였다. 이와 같은 결과는 자사주매입을 공시한 기업의 영업성과 개선이 낮은 효율성을 갖고 있는 자산의 매각을 통한 자산효율성의 증가에서 발생되었으며, 여유현금흐름의 증가로 인한 대리인비용을 줄이기 위해 자사주매입을 결정한 것으로 볼 수 있다.

Grullon and Michaely(2004)는 1980년에서 1997년까지 자사주매입을 공시한 4,443건을 표본으로 선정하여 자사주매입 공시를 통해 전달되는 정보의 내용을 분석하였다. 분석결과는 자사주를 매입한 기업이 매입공시 이후에 영업성과, 자본지출비용, 연구개발비, 현금보유수준 등이 유의적으로 감소한 것으로 나타났다. 이런 결과는 기업이 새로운 투자기회의 감소로 발생하는 여유현금흐름을

주주들에게 분배할 목적으로 자사주매입을 결정하는 것으로 볼 수 있다.

### (3) 레버리지가설

레버리지가설은 자사주매입이 발행주식수를 감소시켜 레버리지비율을 증가시키는 수단이라고 주장한다.

Masulis(1980)는 자사주매입이 부채비율의 증가를 수반하며 부채비율이 증가할수록 법인세절감효과가 강하다고 주장하였다. 따라서 자사주매입에 필요한 자금이 현금이 아닌 사채발행으로 조달된다면 더 높은 비정상수익률을 실현할 것으로 예상하였다. 연구결과는 자사주 매입에 필요한 자금의 50%이상을 부채로 조달한 기업은 자사주매입공시기간(0일에서 +1일)의 비정상수익률이 21.9% 수준이었으나 필요한 자금의 50%이하를 부채로 조달한 기업은 비정상수익률이 17.1%수준에 불과한 것으로 나타났다. 이것은 기업의 자사주매입이 레버리지비율을 높이기 위해 사용되고 있다는 실증결과로 해석될 수 있다.

Opler et al.(2001)은 기업의 현재 부채비율이 목표부채비율보다 낮은 경우에 자본구조를 변경하기 위하여 자사주매입이 사용될 수 있다고 예상하였다. 따라서 기업의 현재 부채비율이 목표부채비율보다 낮다고 판단되는 기업은 자사주매입에 적극적일 가능성이 높다고 주장하였다.

국내에서는 김철교(1997)가 1994년 5월에서 1995년 12월까지 자사주매입을 공시한 79건을 표본으로 선정하여 레버리지가설을 검정하였다. 검정결과는 레버리지비율이 공시전후기간(-3일에서 +3일)의 수익률에 음(-)의 영향을 미쳤으나 통계적 유의성이 존재하지 않았다. 이것은 기업이 레버리지비율을 조절하기 위해 자사주매입을 결정한다는 레버리지가설을 지지하기 어려운 결과로 볼 수 있다.

### (4) 매수·합병방어가설

매수·합병방어가설은 기업의 자사주매입이 적대적인 인수위협으로부터 기업을 방어하기 위한 목적으로 사용될 수 있다고 주장한다. Stulz(1988)와 Harris and Raviv(1988)은 자사주매입에 필요한 자금이 부채로 조달되면 경영자를 통제하기 위해 필요한 주식비율이 증가되어 기업인수에 어려움이 발생한다고 주장하였다.

Bagnol et al.(1989)은 자사주매입이 정보우위에 있는 경영자의 기업가치에 관한 사적정보를 시장에 신호하기 위한 수단으로 사용되는 경우에도 시장에서 거래되는 주식수를 감소시켜 주가의 상승을 가져온다. 이로 인한 주가상승은 외부투자자의 기업인수비용을 증가시키는 효과가 발생하게 되어 매수·합병의 방어전략이 될 수 있다고 주장하였다.

이외에도 Bagwell(1991)은 주주들의 기업가치에 대한 평가가 이질적일 때 자사주매입이 현금배당보다 기업인수 비용을 상승시켜 인수·합병의 방어수단으로 효과적임을 이론적으로 제시하였다.

## 2. 복합동기가설

최근에는 자사주매입결정이 기업의 지불정책, 투자, 자본구조, 경영통제권 등의 다양한 동기에 의해 영향을 받을 수 있다는 연구들이 발표되고 있다.

### (1) Stephens and Weisbach의 연구

Stephens and Weisbach(1998)는 자사주매입시점은 주식의 저평가수준, 매입수량은 기업의 여유현금흐름수준과 관련이 있다고 주장하였다.

표본은 1981년에서 1990년까지 자사주매입을 공시한 450개 기업이 선정되었다. 종속변수는 분기별 자사주매입비율이며, 독립변수는 매입공시이전분기 누적비정상수익률, 예상한 여유현금흐름, 예상하지 못한 여유현금흐름 등이 선정되었다. 종속변수인 자사주매입비율은 음(-)의 값과 1이상의 값을 가질 수 없기 때문에 토빗(tobit)모형이 사용되었다.

분석결과는 자사주 매입공시이전분기 누적비정상수익률은 자사주매입수량에 유의적인 음(-)의 영향을 미쳤으며, 예상여유현금흐름과 예상하지 못한 현금흐름은 자사주매입수량에 유의적인 양(+의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이런 결과는 기업의 자사주매입시점과 매입수량이 시장에서 결정되는 저평가수준과 기업의 여유현금흐름수준에 의해 영향을 받는 것으로 해석될 수 있다.

### (2) Dittmar의 연구

Dittmar(2000)는 선행연구들이 주장하는 자사주매입 동기들이 상호배타적인



것은 아니며, 자사주매입 동기는 시간에 따라 변동할 가능성이 있다고 주장하였다.

표본은 1977년에서 1996년까지 상장기업이 선정되었다. 종속변수는 자사주매입비율이 선정되었으며, 독립변수는 기업규모, 시장가치대장부가치비율, 여유현금흐름, 레버리지비율 차, 인수루머 등이 선정되었다. 종속변수로 선정된 자사주매입비율은 음수(-)가 없는 제한된 양의 값을 가지므로 토빗모형을 분석에 이용하였다.

연구결과는 시장가치대장부가치비율이 자사주매입비율에 일관되게 유의적인 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타나 기업의 주요 자사주매입 동기는 시장에 저평가를 신호하기 위한 것이라고 주장하였다. 그러나 기업규모는 저평가가설의 예측과 다르게 자사주매입에 유의적인 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이것은 대기업도 저평가의 대상이 될 수 있으며, 대기업도 저평가를 수정하기 위해 자사주매입을 사용하고 있다는 것을 의미한다고 주장하였다. 이외에도 시간에 따라 기업의 자사주매입결정이 기업의 여유현금흐름, 레버리지비율 차 등에 의해 유의적인 영향을 받는다는 결과를 제시하였다.

### (3) 윤성민의 연구

윤성민(2004)은 기업의 자사주매입동기를 설명하기 위해 다수의 이론적 가설을 검정하였다. 표본은 1999년에서 2001년까지 자사주매입을 공시한 125개 기업과 자사주매입을 공시하지 않은 1,202기업이 선정되었다.

독립변수는 총자산, 유휴현금흐름률, 레버리지비율 등이 선정되었다. 종속변수는 자사주매입공시사건을 기준으로 자사주매입기업과 비매입기업의 더미변수로 측정되어 로짓(logit)모형이 분석에 사용되었다.

분석결과는 유휴현금흐름률이 자사주매입기업에 양(+)의 영향을 미쳤으며, 레버리지비율은 자사주매입기업에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이와 같은 결과는 국내기업의 자사주매입동기가 여유현금흐름의 지분 또는 자본구조변경에 있다는 것을 의미한다고 주장하였다.

### (4) 공재식의 연구

공재식(2004)은 자사주매입에 영향을 미치는 다양한 기업정책을 종합적으로

분석하였다. 표본은 1994년에서 2003년까지 자사주매입을 공시한 기업과 비매입기업으로 구분하여 선정되었다.

독립변수는 현금의 자산수익률, 자산규모, 현금보유수준, 현금배당비율, 순레버리지비율 등이 선정되었다. 종속변수는 자사주매입공시 발표여부에 따라 더미변수로 선정되었으며, 이로 인해 로짓모형을 분석에 사용하였다.

분석결과는 자사주매입기업이 비매입기업에 비해 매입공시 전후기간 모두에서 영업성과가 크게 우월한 것으로 나타났다. 또한, 자사주매입기업은 대부분 기업규모가 큰 대기업이 중심이고 매입공시 전후기간에 걸쳐 현금보유수준과 현금배당비율은 높으나, 부채비율과 대주주1인지분비율은 매입공시 이전기간에서만 낮은 수준을 보였다. 그는 이와 같은 연구결과를 토대로 자사주매입동기 이론 중 목표부채비율가설과 합병저지가설은 미약하나마 지지할 수 있다고 주장하였다.

### Ⅲ. 연구 설계

본장은 II장에서의 선행연구를 토대로 기업의 자사주매입 동기를 분석하기 위한 가설설정과 연구방법을 제시하여 IV장에서 이루어질 실증분석의 기본적인 틀을 제공한다.

#### 1. 가설의 설정

##### (1) 저평가가설

저평가가설은 경영자와 외부투자자 사이에 존재할 수 있는 정보비대칭이 기업의 주가를 잘못 평가하게 만들 수 있다는 전제에 기반을 두고 있다. Vermalen (1981)은 자사주매입공시에 의한 주가상승이 중·소기업에서 상대적으로 높다는 결과를 제시하였으며, 원인은 중·소기업의 비대칭성이 대기업에 비해 크기 때문이라고 주장하였다.

대기업은 채권자, 투자자, 종업원 등 이해관계자가 많고, 시장에서 거래되는

금액과 거래량이 많아 주가지수에 미치는 영향이 크다. 이로 인해 대기업은 관련정보가 시장에 빠르고 정확하게 유포된다. 그러나 중·소기업은 대기업에 비해 시장에서 소외되거나 시장에 제공되는 정보가 제한적이며, 이해관계자도 상대적으로 적다. 이로 인해 중·소기업은 시장에서 관련정보가 지연되어 유포될 가능성이 높아 중·소기업의 경영자는 시장에 정보를 전달하기 위한 수단으로 자사주매입을 결정할 동기가 강하게 된다.

본 연구는 기업이 자사주매입을 경영자와 외부투자자사이에 존재하는 정보비대칭을 완화하기 위한 수단으로 활용한다면 상대적으로 정보비대칭의 수준이 높은 중·소기업일수록 자사주매입을 선택할 동기가 강할 것으로 예상된다. 이에 다음과 같은 가설을 설정한다.

<가설 1-1> : 기업규모가 클수록 자사주매입결정에 음(-)의 영향을 미칠 것이다.

저평가가설은 시장에서 결정되는 기업의 시장가치가 경영자가 판단하는 본질가치보다 낮을 수 있다는 것을 전제로 하고 있다. 기업의 시장가치가 본질가치보다 낮다고 판단할 수 있는 기준을 찾는 것은 현실적으로 쉬운 일이 아니다. 그러나 Fama and French(1992), Lakonishok et al.(1994)은 낮은 시장가치대장부가치비율을 갖는 기업이 미래에 상대적으로 우월한 투자성과를 달성한다는 연구결과를 제시하였다. 이들의 연구는 시장가치대장부가치비율이 저평가를 확인할 수 있는 잠재적 지표가 될 수 있다는 것을 의미한다.

국내에서도 감형규(1997)가 기본적 변수와 주식수익률의 관계에 관한 실증연구에서 시장가치대장부가치비율이 낮은 기업일수록 미래 비정상수익률이 높다는 분석결과를 제시하였다. 이 결과는 국내에서도 시장가치대장부가치비율이 잠재적 저평가의 지표가 될 수 있다는 것을 의미한다.

그러나 기존의 국내연구에서는 시장가치대장부가치비율을 잠재적 저평가의 지표로 선정하여 자사주매입에 미치는 영향을 분석한 연구가 부족한 편이다. 이에 본 연구는 시장가치대장부가치비율이 기업의 저평가를 측정할 수 있는 잠재적 지표이며, 시장가치대장부가치비율이 낮은 기업일수록 시장에서 저평가

되고 있다는 인식이 상대적으로 높아 자사주매입을 통해 저평가를 시장에 신호할 동기가 강할 것으로 예상된다. 따라서 다음과 같은 가설을 설정한다.

<가설 1-2> : 시장가치대장부가치비율이 높을수록 자사주매입결정에 음(-)의 영향을 미칠 것이다.

## (2) 여유현금흐름가설

여유현금흐름가설은 자사주매입이 기업내부의 여유현금흐름수준을 감소시켜 대리인비용은 줄이고 기업가치는 증가시킨다고 주장한다. Stephens and Weisbach (1998)는 기업의 여유현금흐름을 예상한 현금흐름과 예상하지 않은 현금흐름으로 구분하여 자사주매입수량에 미치는 영향을 분석하였다. 분석결과는 예상한 현금흐름과 예상하지 않은 현금흐름이 자사주매입수량에 유의적인 양(+ )의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이 결과는 기업의 지불능력이 자사주매입결정에 영향을 미치는 것으로 볼 수 있으며, 기업의 예기치 않은 현금흐름수준의 변화에 따라 자사주매입수량이 조정되고 있는 것으로 해석될 수 있다.

경영자가 과거의 여유현금흐름자료에 기초하여 안정적으로 발생할 것으로 예상한 여유현금흐름을 주주에게 지불하는 대표적인 방법은 현금배당과 자사주매입이다. 그러나 Dennis et al.(1994)의 연구에 의하면 현금배당 감소는 기업의 명성에 커다란 손실을 초래하는 것으로 나타났다.

경영자가 과거의 자료에 기초하여 예상한 여유현금흐름일지라도 미래에는 불확실성이 존재하고 기업의 상황에 따라 여유현금흐름수준은 변동하게 된다. 이로 인해 경영자는 예상한 여유현금흐름을 지불하는데 있어 현금배당 이외의 대안을 모색하게 된다. 자사주매입은 현금배당과 같은 지속적인 지불의무가 수반되지 않기 때문에 경영자는 예상한 여유현금흐름을 주주에게 지불하는 선택적인 대안으로 자사주매입을 선택할 가능성이 있다.

그러나 기존의 국내연구는 단순히 여유현금흐름이 자사주매입에 미치는 영향을 분석하는데 한정됨으로써 이러한 주장의 타당성을 검증하지 못하였다. 이에 본 연구는 경영자가 과거의 자료에 기초하여 예상한 여유현금흐름이 발생하면 여유현금흐름을 주주에게 지불하기 위한 동기에서 자사주매입을 결정한다고

예상하여 다음과 같은 가설을 설정한다.

<가설 2-1> : 기업이 예상한 여유현금흐름수준이 높을수록 자사주매입결정에 양(+)<sup>1)</sup>의 영향을 미칠 것이다.

기업의 지불정책을 분석한 Jagannathan et al.(2000)은 자사주매입이 기업에 일시적으로 발생한 영업외이익을 주주에게 지불하기 위해 사용된다고 주장하였으며, Guay and Harford(2000)은 자사주매입이 기업에 일시적으로 발생한 여유현금흐름을 지불하기 위해 사용된다고 주장하였다.

투자자들은 자사주매입이 규칙적으로 반복되리라고 기대하지 않기 때문에 여유현금흐름을 배분하는데 있어 기업에게 좀 더 많은 자율성을 제공한다고 볼 수 있다. 이로 인해 경영자는 예상하지 않은 여유현금흐름이 발생하면 주주에게 여유현금흐름을 지불하기 위한 동기에서 자사주매입을 선택할 가능성이 높다.

기존의 국내연구에서는 자사주매입이 기업에서 일시적으로 발생한 여유현금흐름을 주주에게 지불하기 위한 선택적 대안이 될 수 있다는 외국 선행연구의 주장을 고려한 연구가 거의 없다. 이에 본 연구는 예상하지 않은 여유현금흐름이 발생한 기업은 재무적 융통성이 제공되는 자사주매입을 통하여 주주에게 여유현금흐름을 지불할 가능성이 크다고 예상하여 다음과 같은 가설을 설정한다.

<가설 2-2> : 기업이 예상하지 않은 여유현금흐름수준이 높을수록 자사주매입 결정에 양(+)<sup>1)</sup>의 영향을 미칠 것이다.

### (3) 레버리지가설

레버리지가설은 자사주매입이 기업의 레버리지비율을 조정하기 위한 수단일 수 있다고 주장한다. Opler et al.(2001)은 목표레버리지비율이 존재한다고 가정하는 기업은 목표레버리지비율에 도달하기 위하여 자사주매입을 선택할 가능성이 높다고 보았다. 즉, 기업의 실제 레버리지비율이 목표레버리지비율보다 낮은 기업은 자사주매입을 선택하여 레버리지비율을 증가시킬 수 있다는 것이다. 이들은 실제 레버리지비율이 목표레버리지비율보다 낮을수록 자사주매입이 증가한다는 연구결과를 제시하여 레버리지가설을 지지하였다.

국내의 선행연구는 기업의 목표레버리지비율이 산업별 특성에 따라 다르게 결정될 수 있다는 점을 고려하지 않고 단순히 레버리지비율이 낮은 기업이 자사주매입을 선호하는가에 대한 연구를 통해 레버리지가설을 분석하였다. 그러나 레버리지가설은 레버리지비율이 낮은 기업이 자사주 매입을 선호하는 것이 아니라 기업의 실제 레버리지 비율이 목표 레버리지비율보다 낮은 기업이 자사주매입을 선호하는가를 연구해야 가설의 타당성을 분석할 수 있다.

본 연구는 실제 레버리지비율이 목표레버리지비율보다 낮은 기업일수록 자사주매입을 선택할 가능성이 증가할 것으로 예상한다. 이에 다음과 같은 가설을 설정하여 레버리지가설을 검증한다.

<가설 3> : 기업의 실제 레버리지비율이 목표레버리지비율보다 낮을수록 자사주 매입결정에 음(-)의 영향을 미칠 것이다.

#### (4) 매수·합병방어가설

Stulz(1988), Harris and Raviv(1988)는 자사주매입이 경영자를 통제하기 위해 필요한 주식매입비용을 높여 기업의 내부자(경영자 및 지배주주)들이 적대적 인수·합병 시도에 대한 방어수단으로 사용할 수 있다고 주장한다.

기업이 경영권을 보호하기 위한 수단으로 자사주매입을 선택하는 이유는 첫째, 자사주매입공시가 기업의 주가를 상승시켜 기업인수집단의 인수비용을 상승시키는 효과가 있다. 둘째, 자사주매입은 기업의 여유현금흐름을 소진시켜 인수매력이 감소된다. 따라서 매수·합병방어가설은 외부세력에 의한 적대적 인수가능성이 높은 기업일수록 자사주매입을 선호한다고 주장한다.

본 연구는 대주주 지분율이 낮은 기업일수록 적대적 인수·합병의 표적이 될 가능성이 높다고 예상한다. 따라서 대주주 지분율이 낮은 기업은 적대적 인수의 가능성을 방어하기 위한 동기에서 자사주매입을 결정할 가능성이 크다. 이에 본 연구는 다음과 같은 가설을 설정한다.

<가설 4> : 대주주 지분율이 높을수록 자사주매입결정에 음(-)의 영향을 미칠 것이다.

## 2. 변수의 선정

### (1) 종속변수

자사주매입결정이 기업의 다양한 요인에 의해 영향을 받게 된다고 주장하는 국내의 선행연구는 자사주매입공시사건을 기준으로 연구대상을 선정하여 자사주매입동기를 분석하였다.

그러나 Stephens and Weisbach(1998), Ikenberry et al.(2000), 변진호(2004)는 자사주매입 공시시점에서 제시한 매입수량과 공시 이후에 기업이 실질적으로 매입한 수량이 일치하지 않는다는 연구결과를 제시하였다.

이에 본 연구는 Dittmar(2000)의 연구와 동일하게 기업이 자사주를 매입하기 위해 실제로 지불한 금액을 주식의 시장가치로 나눈 자사주매입비율을 종속변수로 선정하였다.

$$REP(\text{자사주매입비율}) = \frac{\text{자사주 매입금액}}{\text{자사주 매입이전년도 보통주의 연말종가} \times \text{발생주식수}}$$

### (2) 독립변수

앞서 논의된 자사주매입동기 가설을 분석하기 위한 독립변수는 다음과 같이 측정하였다.

#### ① <가설 1-1>과 <가설 1-2>를 분석(저평가가설)하기 위한 변수정의

기업규모(*Size*)는 경영자와 외부 투자자사이의 정보비대칭 수준을 판단할 수 있는 대용변수로 사용되었다. 본 연구는 자사주매입이 경영자의 우월한 정보를 시장에 신호하는 수단이라면, 기업규모가 클수록 자사주매입결정에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상한다.

Vermaelen(1981)은 기업규모를 공시이전 5일간의 주가평균, 윤성민(2004), 공재식(2004)은 자산총계의 자연대수 값으로 측정하였다. 이외에 우춘식·신용균(1996)은 기업규모를 주식의 시장가치, 설원식 외 2인(2003)은 주식의 시장가치에 자연대수 값으로 측정하기도 하였다. 본 연구는 국내·외 선행연구에 주로 사용되었던 방법과 동일하게 다음과 같이 측정하였다.

기업규모 (*Size*) = 자사주 매입이전회계년도 기업의 총자산에 자연대수를 취한값

시장가치대장부가치비율 (*MB*) 변수는 주식의 잠재적 저평가를 판단할 수 있는 대용변수로 사용되었다. Fama and French(1992), Lakonishok et al.(1994), 감형규(1997)의 선행연구는 시장가치대장부가치비율이 낮은 기업이 미래에 높은 비정상수익률을 실현한다는 실증결과를 제시하고 있다. 이로 인해 시장가치대장부가치비율이 낮은 기업일수록 저평가되었다고 인식할 가능성이 높다. 본 연구는 시장가치대장부가치비율이 낮을수록 저평가를 신호할 동기가 강할 것으로 예상됨에 따라 시장가치대장부가치비율은 자사주매입결정에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 본 연구는 Dittmar(2000)의 연구와 동일하게 시장가치대장부가치비율을 측정한다.

$$\text{시장가치대장부가치}(MB) = \frac{(\text{자사주 매입이전 회계년도 주식의 시장가치} + \text{총부채})}{(\text{자사주 매입이전회계년도 자산총액})}$$

② <가설 2-1>과 <가설 2-2>를 분석(여유현금흐름가설)하기 위한 변수정의 Stephens and Weisbach(1998), 신민석외 2인(2002), 윤성민(2004)의 연구는 기업의 지불능력을 측정하는 변수로 여유현금흐름(Cashflow)을 선정하였으며, 여유현금흐름은 영업이익에 감가상각비를 포함하여 측정되었다.

본 연구는 기업의 지불능력을 측정하는 대용변수로 여유현금흐름을 선정하였으며 측정방법은 선행연구와 동일하다. 다만, 본 연구는 여유현금흐름을 경영자가 예상한 여유현금흐름과 예상하지 않은 여유현금흐름으로 분리하여 측정한다.

예상한 여유현금흐름(*ECF*)은 경영자가 과거 기업의 자료에 기초하여 당해 연도에 실현할 것으로 예상한 여유현금흐름으로 측정되며, 예상하지 않은 여유현금흐름(*UCF*)은 기업의 과거자료에 기초하여 경영자가 예상하지 못한 일시적인 여유현금흐름으로 측정된다.<sup>1)</sup>

---

1) 본 연구는 Jagannathan et al.(2000)의 측정방법을 원용하여 여유현금흐름을 구분하였다.



예상한 여유현금흐름(*ECF*) =

$$\frac{\text{자사주 매입이전 4년에서 2년까지 3년동안의 여유현금흐름평균}}{\text{자사주 매입이전년도 자산총액}}$$

예상하지 않은 여유현금흐름(*UCF*) =

$$\frac{(\text{자사주 매입이전년도 여유현금흐름} - \text{예상한 여유현금흐름})}{\text{자사주 매입이전년도 자산총액}}$$

단, 기업의 투자기회를 통제하기 위해 시장가치대장부가치변수를 분석모형에 포함시켰다.

### ③ <가설 3>을 분석(레버리지가설)하기 위한 변수정의

Dittmar(2000), Opler et al.(2001)은 목표레버리지비율이 존재한다고 가정하는 기업이 목표레버리지비율에 도달하기 위한 수단으로 자사주매입을 선택한다는 레버리지가설을 주장하였으며, 이를 위해 레버리지비율 차 변수를 선정하였다.

레버리지비율 차(*Dlev*)변수는 기업이 추구하는 목표레버리지비율과 실제 레버리지비율사이에 차이를 의미한다. 즉, 기업은 실제 레버리지비율이 목표레버리지비율보다 낮을수록 레버리지비율을 증가시키기 위한 동기에서 자사주매입을 결정할 가능성이 높다는 것이다.

본 연구는 이들의 주장과 동일하게 기업의 실제 레버리지비율이 목표레버리지비율보다 낮을수록 자사주매입결정에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상하며, 레버리지비율 차는 다음과 같이 측정한다.

레버리지비율 차(*Dlev*) =

$$\text{자사주 매입이전년도 레버리지비율} - \text{자사주 매입이전년도 목표레버리지비율}^2)$$

---

2) 본 연구는 Dittmar(2000)의 측정방법을 원용하여 한신평의 산업분류기준에 따라 동일 산업내에서 측정기업을 제외한 모든 기업의 레버리지비율 중앙값을 목표레버리지비율로 측정하였다.

④ <가설 4>를 분석(매수·합병방어가설)하기 위한 변수정의

김철교(1997), 정성창·이용교(2001), 정성창·김영환(2002), 공재식(2004)은 대주주 지분율변수를 매수·합병가설에 대한 대응변수로 선정한 반면에 김성민(2003), 설원식의 2인(2003)은 대리인비용의 대응변수로 선정하였다.

본 연구는 대주주 지분율(*Own*)변수를 적대적 매수·합병의 표적이 될 가능성을 나타내는 지표로 선정하였다. 대주주 지분율이 낮은 기업은 외부세력에 의한 적대적 인수에 취약할 가능성이 높다. 이로 인해 대주주 지분율이 낮은 기업일수록 경영권강화를 위한 동기에서 자사주매입을 결정할 가능성이 높아지게 되어 대주주 지분율은 자사주매입결정에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상된다. 매수·합병가설을 분석하기 위한 변수인 대주주 지분율은 다음과 같이 측정된다.

$$\text{대주주 지분율}(Own) = \frac{\text{자사주 매입이전년도 대주주 1인 소유지분수량}}{\text{자사주 매입이전년도 총 발행주식수}}$$

### 3. 연구모형의 설계-토빗(Tobit)모형

연구에서 사용되는 종속변수가 양적인 변수이지만 일정 영역에서는 관측될 수 없는 제한된 값의 영역을 갖는 경우가 있다. 그런데 종속변수  $y_i^* > 0$ 이면 관측이 가능하고,  $y_i^* \leq 0$ 이면 관측이 불가능할 경우에 다음과 같이 정의될 수 있다.

$$\begin{aligned} y^* &= x_i' \beta + \varepsilon_i && \text{latent model} && (1) \\ y_i &= 0 \quad (\text{if } y_i^* \leq 0) && \text{observation} \\ y_i &= y_i^* \quad (\text{if } y_i^* > 0) \end{aligned}$$

식 (1)과 같은 모형은 Tobit모형이라 하는데, 이는 첫 번째 분석가인 James Tobin의 이름은 따져 Tobit's Probit을 줄여 만든 용어이다. 이 모형은 동시에 censored normal regression model이라고 불린다. 이 모형에 최소자승법(OLS)을 적용하면 추정된 회귀계수는 편의성과 비일관성을 갖게 되므로 최우추정법

(MLE)이 주로 사용된다.

본 연구에서 종속변수로 사용되는 자사주매입비율(*REP*)변수는 자사주매입금액을 기준으로 측정되기 때문에 0이상의 제한된 값을 갖게 된다. 즉, 자사주매입을 실행하지 않은 기업은 0으로 측정되며, 자사주매입을 실행한 기업은 자사주매입비율이 측정된다. 이로 인해 일반적인 회귀분석보다는 토빗(Tobit)모형의 사용이 보다 적절할 것으로 판단된다. 본 연구는 자사주매입동기를 분석하기 위해 다음과 같은 토빗모형을 제시한다.

$$REP_{i,t} = \alpha_0 + \beta_1 Size_{i,(t-1)} + \beta_2 MB_{i,(t-1)} + \beta_3 ECF_{i,(t-1)} + \beta_4 UCF_{i,(t-1)} + \beta_5 Dlev_{i,(t-1)} + \beta_6 Own_{i,(t-1)} \quad (2)$$

$$REP_{i,t} = 0 \quad (\text{if } REP_{i,t} \leq 0)$$

$$REP_{i,t} = REP_{i,t} \quad (\text{if } REP_{i,t} > 0)$$

*i* : 기업, *t* : 회계연도시점

식 (2)의 토빗모형에서 추정된 연도별 계수들은 단지 계수의 부호만이 이용 가능할 뿐 연도별로 비교가 허용되지 않는다. 따라서 다음과 같은 방법을 사용하여 식 (2)에서 추정된 계수를 조정해야 한다.<sup>3)</sup>

$$\partial E(REP_i | X_i) / \partial X_i = \beta \phi(\beta' X_i / \sigma) \quad (3)$$

단,  $\partial$  : 편미분 기호

$\beta$  : 식 (1)에서 추정된 독립변수(*X*)의 계수

$\phi$  : 표준정규누적밀도함수

$\sigma$  : 종속변수 *REP*의 표준편차

## IV. 실증분석

### 1. 표본의 구성

본 연구는 증권거래소에 상장된 제조업만을 대상으로 수행되었으며, 연구기

3) 부분효과를 측정하기 위한 공식은 Greene(2003), p.766에 제시되어 있다.

간은 1994년 1월 1일에서 2002년 12월 31일까지이다. 자사주매입을 공시한 기업과 매입금액에 대한 자료는 한국증권거래소의 공시시스템과 상장회사협의회 기업정보웨어하우스(TS 2000)를 이용하여 추출하였다. 기업의 자사주매입에는 증권거래소를 통한 직접 취득과 투신사를 통한 자사주펀드, 은행을 통한 금전신탁이 모두 포함되었다. 단, 투신사를 통한 자사주펀드와 은행을 통한 금전신탁의 경우에는 해당 회계연도에 신규로 설정된 금액만을 자사주매입에 포함시켰다.

기업의 재무자료는 한국신용평가사의 KIS-FAS 데이터베이스에서 추출되었으며, 연말종가자료는 한국증권연구원의 주가수익률데이터베이스에서 추출되었다.

본 연구에서 분석기간으로 설정한 1994년 1월에서 2002년 12월 사이에 자사주를 매입한 기업과 자사주를 매입하지 않은 기업의 현황은 <표 4-1>에 제시되어 있다.

<표 4-1> 연도별 분석표본의 자사주매입기업과 비매입기업 현황

회 계 연 도	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
제조기업 수	589	614	654	669	655	637	628	624	617
자사주 매입기업	80	100	106	129	121	66	169	87	78
제외기업 수 <sup>4)</sup>	9	9	17	18	11	7	18	15	11
<b>매입기업 표본</b>	<b>71</b>	<b>91</b>	<b>89</b>	<b>111</b>	<b>110</b>	<b>59</b>	<b>151</b>	<b>72</b>	<b>67</b>
비매입 기업	509	514	548	540	534	571	458	539	539
제외기업 수	92	86	99	91	72	82	85	74	60
<b>비매입기업 표본</b>	<b>417</b>	<b>428</b>	<b>449</b>	<b>449</b>	<b>462</b>	<b>489</b>	<b>373</b>	<b>465</b>	<b>473</b>

<표 4-1>은 자사주를 매입하는 기업의 수가 매입한도확대에 따라 1998년까지 증가하는 것으로 나타났다. 그러나 매입한도가 완전히 폐지된 1998년 이후 1999년과 2000년에는 자사주매입기업의 수에 변동이 다른 기간에 비해 상대적으로 큰 것으로 나타났다. 그 이후에는 자사주매입기업의 수에 변동이 상대적으로 적은 것으로 나타나고 있다.

4) 본 연구는 해당연도에 상장된 제조업체 중 자사주매입동기가설을 검정하기 위한 대용변수의 측정시 KIS-FAS와 KSRI의 자료에서 변수측정에 필요한 자료의 추출이 불가능한 기업은 연도별로 제외하였다.

## 2. 표본의 요약통계량

<표 4-2>는 기업의 자사주매입동기를 설명하는 가설들을 검정하기 위한 변수들의 요약통계량을 제시하고 있다. 본 연구는 연도별로 표본기업을 자사주매입기업과 비매입으로 구분하여 집단간의 평균차이를 분석하기 위해 t-검정을 실시하였다. t값은  $\frac{\text{자사주매입 기업집단의 평균} - \text{비매입 기업집단의 평균}}{\text{표본기업 전체의 표준오차}}$ 으로 계산되며, 자유도는 연도별 표본기업 수-2이다.

<표 4-2> 자사주매입기업과 비매입기업의 변수요약통계량

변 수	1994			1995			1996		
	매입기업 평균	비매입기업 평균	t 통계량	매입기업 평균	비매입기업 평균	t 통계량	매입기업 평균	비매입기업 평균	t 통계량
<i>Size</i>	25.890	25.527	2.210**	26.037	25.632	2.684***	26.071	25.822	1.608
<i>MB</i>	1.176	1.136	0.705	1.258	1.257	0.041	1.083	1.087	-0.094
<i>ECF</i>	0.060	0.052	1.660*	0.056	0.047	1.740*	0.051	0.044	1.326
<i>UCF</i>	0.007	-0.000	0.481	0.014	0.010	1.044	0.015	0.014	0.016
<i>Dlev</i>	-0.079	-0.000	-1.305	-0.091	-0.009	-2.312**	-0.087	-0.027	-1.845*
<i>Own</i>	0.242	0.269	-1.619	0.248	0.260	-0.725	0.234	0.257	-1.484

변 수	1997			1998			1998		
	매입기업 평균	비매입기업 평균	t 통계량	매입기업 평균	비매입기업 평균	t 통계량	매입기업 평균	비매입기업 평균	t 통계량
<i>Size</i>	26.178	25.917	1.821*	26.243	26.084	1.077	25.871	26.134	-1.326
<i>MB</i>	1.143	1.089	1.184	0.944	0.961	-0.431	0.876	1.038	-2.266**
<i>ECF</i>	0.053	0.044	1.963**	0.051	0.045	1.693*	0.054	0.047	0.963
<i>UCF</i>	0.013	0.000	1.575	0.012	-0.002	2.294**	0.032	-0.233	3.057***
<i>Dlev</i>	-0.060	0.000	-2.359**	-0.094	0.011	-3.187***	-0.172	0.102	-3.476***
<i>Own</i>	0.255	0.256	-0.086	0.302	0.289	0.824	0.330	0.299	1.378

변 수	1997			1998			1998		
	매입기업 평균	비매입기업 평균	t 통계량	매입기업 평균	비매입기업 평균	t 통계량	매입기업 평균	비매입기업 평균	t 통계량
<i>Size</i>	26.504	26.018	3.602***	26.329	26.025	1.178*	26.329	26.082	1.358
<i>MB</i>	0.939	1.108	-1.995**	0.824	0.969	-0.940	0.832	0.882	-0.952
<i>ECF</i>	0.056	0.026	3.998***	0.057	0.021	1.899*	0.061	0.034	3.799***
<i>UCF</i>	0.010	0.003	0.513	0.027	0.003	1.940*	0.013	0.004	0.679
<i>Dlev</i>	-0.090	0.193	-3.782***	-0.101	0.198	-2.006**	-0.042	0.041	-2.057**
<i>Own</i>	0.306	0.295	0.657	0.286	0.308	-0.968	0.315	0.311	0.196

주) \*\*\*, \*\*, \*: 유의수준 1%, 5%, 10%를 의미, *Size*: 기업규모, *MB*: 시장가치대장부가치비율, *ECF*: 예상한 현금흐름, *UCF*: 예상하지 않은 현금흐름 *Dlev*: 레버리지비율 차, *Own*: 대주주 지분율

<표 4-2>에서 정보비대칭의 지표인 *Size*변수는 1999년을 제외한 모든 기간에서 자사주매입기업이 비매입기업보다 평균값이 큰 것으로 나타났으며, 1994, 1995, 1997, 2000, 2001년 등 5년의 기간에서 유의적인 것으로 나타났다. 이것은 정보비대칭의 수준이 상대적으로 높은 중·소기업이 자사주매입에 적극적일 것이라는 저평가가설의 예상과 다른 결과이다.

기업의 잠재적 저평가를 측정하는 지표인 *MB*변수는 자사주를 매입한 기업의 평균이 비매입기업보다 1994년과 1997년을 제외한 모든 기간에서 낮았으나 유의적인 기간이 1999, 2000년 등 2년에 불과한 것으로 나타났다.

기업의 지불수준을 측정하는 지표인 *ECF*, *UCF*변수는 자사주매입기업의 평균이 비매입기업보다 모든 기간에서 큰 것으로 나타났다. *ECF*변수는 1996, 1999년을 제외한 모든 기간에서 유의적이었으며, *UCF*변수는 1998, 1999, 2001년 등 3년에서 유의적인 것으로 나타났다. 이것은 여유현금흐름수준이 높은 기업일수록 자사주매입을 이용하여 여유현금흐름을 지불하고 있다는 것을 의미하는 결과로 볼 수 있다.

기업의 실제 레버리지비율과 목표 레버리지비율 사이에 차를 측정하는 지표인 *Dlev*변수는 자사주매입기업의 평균이 비매입기업에 비해 모든 기간에서 낮은 것으로 나타났다. 이것은 기업의 레버리지비율과 목표레버리지비율의 차가 큰 기업일수록 자사주매입에 적극적일 가능성이 크다는 것을 의미하는 결과로 해석될 수 있다.

적대적 매수·합병가능성의 지표인 *Own*변수는 자사주매입기업의 평균과 비매입기업의 평균에 유의적인 차이가 없는 것으로 나타났다. 이런 결과는 기업의 자사주매입결정이 경영권확보의 동기에서 결정된다는 매수·합병가설의 예상과 다른 결과이다.

### 3. 실증분석결과

#### (1) 연도별 횡단면 토빗모형의 실증분석결과

식 (2)의 토빗모형으로부터 추정된 연도별 계수의 값이 아래 <표 4-3>에 제시되어 있으며, 그 결과는 요약통계량에서 제시된 주장과 일치한다.

〈표 4-3〉 토빗모형의 실증분석결과

연 도	Size	MB	ECF	UCF	Dlev	Own	Wald Chi-Square
1994년	0.0098**	0.0469**	0.1603	-0.0203	-0.0624***	-0.0350	14.5934**
1995년	0.0070***	0.0067	0.1494*	0.0762	-0.0479***	0.0023	16.6516**
1996년	0.0008	0.0129	-0.1965	0.0458	-0.0607*	-0.1037*	5.5363
1997년	0.0072*	0.0057	0.1215	0.2762*	-0.0691***	-0.0103	13.1190**
1998년	0.0101*	-0.0130	0.2317	0.3542**	-0.0904***	0.0237	16.6322***
1999년	-0.0060	-0.0863*	0.3244	0.6559***	-0.0939**	-0.1752	20.9354***
2000년	0.0140***	-0.0162*	0.4171***	0.0917	-0.0987***	-0.0049	49.6051***
2001년	0.0150*	0.0068	0.4051*	0.5823***	-0.2001***	-0.0702	23.8789***
2002년	0.0093	-0.0279	0.5734**	0.4299**	-0.0430	-0.0280	11.5775*

주) \*\*\*, \*\*, \* : 유의수준 1%, 5%, 10%를 의미, Size : 기업규모, MB : 시장가치대장부가치비율, ECF : 예상한 현금흐름, UCF : 예상하지 않은 현금흐름 Dlev : 레버리지비율 차, Own : 대주주 지분율

① <가설 1-1>과 <가설 1-2>(저평가가설)에 대한 실증분석결과

<가설 1-1>은 경영자와 외부투자자 사이에 존재할 수 있는 정보비대칭으로 인해 기업가치가 실제가치보다 저평가 될 수 있으며, 정보비대칭의 수준은 중·소기업에서 상대적으로 크다고 예상한다.

실증분석결과는 정보비대칭수준의 지표인 Size변수가 1999년을 제외한 모든 기간에서 양(+)의 부호가 추정되었으며, 1994, 1995, 1997, 1998, 2000, 2001년 등 6년의 기간에서 유의적인 것으로 나타났다. 이 결과는 설원식 외 2인(2002), 공재식(2004) 등의 연구와 일치하는 것으로 <가설 1-1>의 예측과 다르게 정보비대칭수준이 상대적으로 낮은 대기업일수록 자사주매입을 결정할 가능성이 높다는 것을 의미하는 것으로 해석될 수 있다.

<가설 1-2>는 기업의 잠재적 저평가의 지표인 MB변수가 자사주매입결정에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상하였다.

실증분석결과는 연도별로 양(+)과 음(-)의 계수가 혼재되어 있어 일관성 있는 결과를 도출하지 못하였다. 다만, 통계적 유의성이 존재하는 1999년과 2000년에는 <가설 1-2>의 예상과 동일하게 음(-)의 부호가 나타났다. 그러나

Ikenberry et al.(1995), Dittmar(2000)등의 외국 선행연구들이 *MB*변수가 자사주매입에 일관되게 유의적인 음(-)의 관계를 갖는 것에 비하면 본 연구는 명백한 결과를 도출할 수 없었다.

지금까지 본 연구가 저평가가설을 검증하기 위해 제시한 <가설 1-1>과 <가설 1-2>의 실증분석결과는 저평가가설을 지지하기 어려운 것으로 해석될 수 있다.

② <가설 2-1>과 <가설 2-2>(여유현금흐름가설)에 대한 실증분석결과

<가설 2-1>은 경영자가 예상한 여유현금흐름수준이 높은 기업일수록 자사주매입에 대한 동기가 강하게 되어 *ECF*변수는 자사주매입결정에 양(+)<sup>1)</sup>의 영향을 미칠 것으로 예상하였다.

실증분석결과는 *ECF*변수가 1996년을 제외한 모든 기간에서 양(+)<sup>1)</sup>의 계수를 갖는 것으로 나타났으며, 유의적인 기간은 1995, 2000, 2001, 2002년 등 4년이였다. 특히 2000년 이후에는 통계적 유의성이 계속해서 나타나는 것으로 분석되었다. 이 결과는 기업의 자사주매입이 여유현금흐름을 지불하기 위한 동기에서 결정되며, 자사주매입한도가 폐지된 이후에 자사주매입이 선택적 지불수단으로 사용되고 있다는 것을 의미하는 것으로 볼 수 있다.

<가설 2-2>는 경영자가 예상하지 못한 일시적인 여유현금흐름이 발생할 경우에 재무적 융통성이 제공되는 자사주매입을 통해 주주에게 여유현금흐름을 지불한 가능성이 높다고 주장한다. 이에 *UCF*변수는 자사주매입결정에 양(+)<sup>1)</sup>의 영향을 미칠 것으로 예상되었다.

실증분석결과는 1994년을 제외한 모든 기간에서 *UCF*변수가 양(+)<sup>1)</sup>의 부호를 갖는 것으로 나타났으며, 유의적인 기간은 1997, 1998, 1999, 2001, 2002년 등 5년에 달하였다. 이것은 경영자가 예상하지 않은 일시적인 여유현금흐름이 발생한 기업은 주주에게 여유현금흐름을 지불하기 위한 동기에서 자사주매입을 결정할 가능성이 높다는 것을 의미하는 것으로 볼 수 있다.

③ <가설 3>(레버리지가설)에 대한 실증분석결과

<가설 3>은 레버리지비율이 자사주매입결정에 미치는 영향을 분석하기 위한



것이다. 기업의 실제 레버리지비율이 목표레버리지비율보다 낮다면 경영자는 자사주매입을 사용하여 레버리지비율을 증가시키려는 동기를 갖게 되는 것이다.

본 연구는 기업의 실제 레버리지비율이 목표 레버리지비율보다 낮을수록 자사주매입을 결정할 가능성이 높을 것으로 예측하였다. 이로 인해 *Dlev*변수는 자사주매입결정에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있었다.

실증분석결과는 *Dlev*변수가 모든 기간에서 음(-)의 계수 값을 가졌으며, 2002년을 제외한 모든 기간에서 유의성이 존재하였다. 이것은 국내 기업의 자사주매입결정이 목표자본구조를 달성하기 위한 수단으로 사용되고 있다는 것을 의미하는 것으로 윤성민(2004)의 주장을 지지하는 결과로 볼 수 있다.

#### ④ <가설 4>(매수·합병방어가설)에 대한 실증분석결과

매수·합병방어가설은 외부로부터 적대적인 인수나 합병의 위협이 있을 경우에 기업은 인수비용을 증가시키거나 경영권확보를 위한 동기에서 자사주매입을 결정하게 된다고 주장한다. 이에 본 연구는 <가설 4>에서 적대적 매수·합병의 가능성을 측정하는 지표인 *Own*변수가 자사주매입결정에 음(-)의 영향을 미칠 것으로 예상하였다.

실증분석결과는 *Own*변수가 1995년과 1998년을 제외한 기간에서 음(-)의 계수를 가졌으나 유의적인 기간이 없는 것으로 나타났다. 특히 본 연구에서 적대적 인수위협 가능성은 증권거래법 200조(대량주식소유제한)가 폐지된 1997년 이후에 상대적으로 강할 것으로 예상되었으나 실증분석결과는 1997년 이후에도 *Own*변수는 유의성이 없는 것으로 나타났다. 이것은 매수·합병방어가설이 국내 기업의 자사주매입동기를 설명하기 어려운 것으로 해석될 수 있다.

## (2) 부분효과(Partial Effect)

<표 4-3>은 자사주 매입동기조사의 중요성과 가설의 통계적 유의성을 제시하고 있다. 그러나 토빗모형에서 추정된 계수는 부분효과를 나타낼 수 없기 때문에 연도별로 자사주매입결정에 미치는 경제적 중요성을 비교할 수 없다. 이에 본 연구는 개별 가설이 자사주매입결정에 미치는 경제적 중요성을 조사하기

위해 식(3)에서 제시된 공식을 이용하여 부분효과를 측정하였으며, 변수별 평균을 <표 4-4>에 제시하였다.

<표 4-4> 토빗모형의 부분효과 평균(Average Partial Effect)

연 도	<i>Size</i>	<i>MB</i>	<i>ECF</i>	<i>UCF</i>	<i>Dlev</i>	<i>Own</i>
1994년	0.00005**	0.00028**	0.00096	-0.00012	-0.00037***	-0.00021
1995년	0.00010***	0.0009	0.00216*	0.00110	-0.00069***	0.00003
1996년	0.00000	0.00005	-0.0008	0.00019	-0.00026*	-0.00044*
1997년	0.00017*	0.00013	0.00295	0.00671*	-0.00167***	-0.00025
1998년	0.00025	-0.00033	0.00588	0.00899**	-0.00229***	0.00060
1999년	-0.00001	-0.00015*	0.00032	0.00118***	-0.00016**	-0.00031
2000년	0.00259***	-0.00300*	0.07745***	0.01702	-0.01832***	-0.00090
2001년	0.00014*	0.00006	0.00380*	0.00547***	-0.00188***	-0.00065
2002년	0.00000	-0.00002	0.00051**	0.00038**	-0.00003	-0.00002

주) \*\*\*, \*\*, \*: 유의수준 1%, 5%, 10%를 의미, *Size*: 기업규모, *MB*: 시장가치대장부가치비율, *ECF*: 예상한 현금흐름, *UCF*: 예상하지 않은 현금흐름 *Dlev*: 레버리지비율 차, *Own*: 대주주 지분을

<표 4-4>에서 개별 독립변수의 부분효과평균은 모든 기간에서 *ECF*, *UCF*, *Dlev*변수가 상대적으로 높게 나타났다. 이 결과는 연도에 관계없이 기업의 여유현금흐름수준과 자본구조가 자사주매입결정에 강한 영향을 미치는 요인이라는 것을 의미한다. 따라서 기업은 여유현금흐름수준이 증가하거나 실제 레버리지비율이 목표레버리지비율보다 낮게 되면 주주에게 여유현금흐름을 지불하거나 레버리지비율을 높이기 위한 동기에서 자사주매입을 결정할 가능성이 높다고 볼 수 있다.

반면에 저평가의 지표인 *Size*, *MB*, 인수위협 지표인 *Own* 등은 대부분의 기간에서 부분효과평균이 낮은 것으로 나타났다. 특히 이 지표들은 자사주매입에 유의적인 영향을 미치는 것으로 나타난 기간에도 부분효과평균이 상대적으로 낮게 나타났다. 이 결과는 연도에 관계없이 저평가, 인수위협 등의 변화가 자사주매입결정에 미치는 경제적 영향력이 작다는 것을 의미한다. 따라서 저평가수준의 증가, 인수위협확률의 증가 등이 기업의 자사주매입결정에 영향을 미치는 경우에도 영향력은 상대적으로 낮다고 볼 수 있다.

## V. 결 론

### 1. 연구결과의 요약

재무이론과 이전 실증연구들은 기업의 자사주매입이 투자 및 분배정책, 자본 구조, 기업통제 등에 의해 영향을 받는다고 주장해 왔다. 그러나 이와 같은 정책들은 상호배타적인 것이 아니며 시간의 변화에 따라 기업의 자사주매입결정에 미치는 경제적 중요성도 변하게 될 것이다 그러나 자사주매입동기에 대한 기존국내연구들은 단편적인 분석에 그칠 뿐 종합적이고 상호연관적인 연구가 부족하였다. 이에 본 연구는 국내 기업의 자사주매입동기, 매입동기들의 상호관련성, 시간에 따라 매입동기들이 자사주매입결정에 미치는 경제적 중요성의 변화를 분석하였다.

1994년 1월에서 2002년 12월까지 자사주매입을 실시한 기업들을 대상으로 t 검정법과 토빗모형의 추정을 통해 다음과 같은 사실들을 발견할 수 있었다.

첫째, 정보비대칭수준의 지표인 *Size* 변수는 대부분의 기간에서 자사주매입결정에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이것은 정보비대칭수준이 낮을 것으로 예상되는 대기업이 자사주매입에 적극적이라는 것을 의미한다. 또한, 잠재적 저평가의 지표인 *MB* 변수는 연도별로 양(+)과 음(-)의 계수가 혼재되어 있어 일관성 있는 결과를 도출할 수 없었다. *Size*, *MB* 변수의 실증분석결과는 국내 기업의 자사주매입동기가 저평가를 신호하기 위한 수단이라는 저평가가 설을 기각하는 것으로 김철교(1997), 공재식(2004)의 주장을 지지하는 것으로 볼 수 있다.

둘째, 기업의 지불수준을 측정하는 지표인 *ECF*, *UCF* 변수는 대부분의 기간에서 자사주매입결정에 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한, 기업의 자사주매입결정에 미치는 경제적 중요성을 나타내는 부분효과 평균도 모든 기간에서 다른 설명변수에 비해 상대적으로 높게 나타났다. 이러한 결과는 윤성민(2004)과 동일하게 기업의 여유현금흐름증가가 자사주매입결정에 강한 영향력을 미치는 요인이라는 것을 의미한다.

셋째, 기업의 레버리지수준을 측정하는 *Dlev* 변수도 대부분의 기간에서 자사주매입결정에 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이것은 기업의 실제 레버리지비율이 목표레버리지비율보다 낮을수록 기업은 레버리지비율을 높이기 위한 동기에서 자사주매입에 적극적이라는 것을 의미한다.

이외에 적대적 매수·합병의 가능성을 측정하는 지표인 *Own* 변수는 일관된 결론을 도출할 수 없었다.

지금까지의 연구결과는 국내기업의 자사주매입결정이 기간에 관계없이 여유현금흐름이 증가하거나 낮은 레버리지비율을 높이기 위한 동기에 의해 크게 영향을 받는 것으로 나타났다. 반면에 저평가를 수정하거나 인수위협을 증가 등의 동기는 자사주매입결정에 미치는 영향이 상대적으로 낮은 것으로 나타났다.

## 2. 연구의 한계 및 향후 연구과제

본 연구는 국내기업의 자사주매입동기, 매입동기들의 상호관련성, 시간의 변화에 따라 매입동기들이 자사주매입결정에 미치는 경제적 중요성의 변동을 분석하고 있다. 그러나 자사주매입 동기는 기업의 상황, 시장에서의 평가 등에 따라 기업별로 상이하게 나타날 수 있다는 점을 충분히 고려하지 못하였다.

이와 같은 연구의 한계성을 극복하기 위한 하나의 대안으로 자사주매입의 정기적 실행여부에 따라 매입동기가 다를 수 있다는 연구를 제시한다. 왜냐하면 자사주매입을 정기적으로 빈번하게 실행하는 기업과 비정기적으로 실행하는 기업의 자사주매입 동기는 동일하지 않을 가능성이 높기 때문이다.

## 참 고 문 헌

- 김형규, “기본적 변수와 주식수익률의 관계에 관한 실증적 연구”, 재무관리연구, 14, 1997, 21-55.
- 공재식, “우리나라 기업의 자사주매입동기에 관한 연구: 시계열적 분석”, 경영학회 2004, 하계학술발표대회.
- 김성민, “자사주매입의 정보효과: 매입한도 확대를 중심으로”, 재무관리논총, 9, 2003, 69-93.
- 김철교, “자사주관리가 한국주식시장에 미치는 영향에 관한 실증분석”, 재무연구, 13, 1997, 169-195.
- 변진호, “저평가 자사주매입 공시의 허위정보 신호효과와 장기성과”, 증권학회지, 33, 2004, 207-248.
- 설원식·장호윤·김수정, “기업의 배당 및 자사주 매입전략과 장기성과”, 증권학회, 2003, 춘계학술발표대회.
- 신민식·김석진·이선윤, “자사주매입기업의 장기성과”, 재무관리논총, 8, 2002, 117-156.
- 우춘식·신용균, “주식재매입의 효과에 관한 실증적 연구”, 증권금융연구, 2, 1996, 97-114.
- 윤성민, “자사주매입동기”, 증권학회, 2004, 춘계학술발표대회.
- 정성창, “유상증자와 자사주취득의 동기; 불공정거래 가능성의 제기”, 증권학회지, 33, 2004, 123-156.
- 정성창·김영환, “코스닥시장에서의 자기주식 취득에 관한 연구”, 증권학회, 2002, 춘계 학술발표대회.
- 정성창·이용교, “자사주 매입과 자사주펀드 제도의 유효성분석”, 재무연구, 11, 1996, 241-271.
- 정성창·이용교, “자사주 매입 전략과 기업의 가치”, 재무연구, 14, 2001, 59-88.
- Bagnoli, M., R. Gorodn. and B. L. Lipman, “Stock Repurchase as a Takeover Defense,” *The Review of Financial Studies*, 2, 1989, 423-443.
- Bagwell, L. S., “Share Repurchase and Takeover Deterrence,” *RAND Journal of Economics*, 22, 1991, 72-88.
- Chuang, S. L., “Why Firms Repurchase Stock?,” *Tamsui Oxford Journal of Management Sciences*, 19, 2003, 79-108.

- Denis, D. J, Denis, D. K and A, Sarin, "Information Content of Dividend Changes : Cash Flow, Signaling, Overinvestment and Dividend Clienteles," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, 1994, 567-587.
- Dittmar, A. K., "Why Do Firms Repurchase Stock?," *Journal of Business*, 73, 2000, 331-355.
- Fama, E. and K. French, "The Cross Section of Expected Stock Returns," *The Journal of Finance*, 47, 1992, 427-465.
- Fenn, G. W. and N. Liang, "Good News and Bad News about Share Repurchase," *Working Paper*, 1998, FEDS.
- Greene, W. H., *Econometric Analysis*, Prentice Hall, 2003.
- Grullon, G. and R. Michaely, 2004, "The Information Content of Share Repurchase Programs," *The Journal of Finance*, 59, 651-680.
- Guay, W. and J. Harford, "The Cash-Flow Permanence and Information Content of Dividend Increases Versus Repurchase," *Journal of financial Economics*, 57, 2000, 385-415.
- Harris, M. and A. Raviv, "Corporate Control Contests and Capital Structure," *Journal of Financial Economics*, 20, 1988, 55-86.
- Ikenberry, D., J. Lakonishok. and T. Vermaelen, "Market Underreaction to Open Market Share Repurchases," *Journal of Financial Economics*, 39, 1995, 181-208.
- Ikenberry, D, J. Lakonishok. and T, Vermalen, "Stock Repurchase in Canada : Performance and Strategic Trading," *The Journal of Finance*, 55, 2000, 2373-2398.
- Jagannathan, M., C. Stephens and M. Weisbach, "Financial Flexibility and the Choice Between Dividends and Stock Repurchases," *Journal of Financial Economics*, 57, 2000, 355-384.
- Jensen, M, C., 1986, "Agency Costs of Free Cash Flow," *American Economic Review*, 76, 323-329.
- Lakonishok, J., A. Shleifer. and R. Vishny, "Contrarian Investing, Extrapolation and Risk," *The Journal of Finance*, 49, 1994, 1541-1578.
- Masulis, R. W., "Stock Repurchase by Tender Offer : An Analysis of the

- Causes of Common Stock Price Changes," *The Journal of Finance*, 35, 1980, 305-319.
- Nohel, T. and V. Tarhan, "Share Repurchase and Firm Performance : New Evidence on the Agency Costs of Free Cash Flow," *Journal of Financial Economics*, 49, 1998, 187-222.
- Opler, T., S. Titman and A. Hovakimian, "The Debt-Equity Choice," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 36, 2001, 1-24.
- Stulz, R. M., "Managerial Control of Voting Rights : Financing Policies and the Market for Corporate Control," *Journal of Financial Economics*, 20, 1988, 25-54.
- Stephens, C. and M. Weisbach, "Actual Share Reacquisition in Open Market Repurchase Programs," *The Journal of Finance*, 53, 1998, 313-334.
- Vermaelen, T., "Common Stock Repurchase and Market Signaling : An Empirical Study," *Journal of Financial Economics*, 9, 1981, 139-183.