

# 자사주매입기업의 장기성과

신민식\*·김석진\*·이선윤\*\*

## 요 약

본 연구에서 자사주매입이 최초로 허용된 1994년 5월부터 1999년 12월까지 자사주매입을 공시한 415건을 대상으로 24개월간 장기성과를 분석한 결과, 자사주매입기업의 성과에 관한 정보신호가설이 부분적으로 지지되는 것으로 나타났다. 자사주매입의 목적별로 보면, 가격안정을 목적으로 한 자사주매입은 정(+)의 성과를 나타낸 반면에 경영권 보호를 목적으로 한 자사주매입은 부(-)의 성과를 나타냈는데, 이는 Denis(1990)의 연구와 다소 일치하는 것으로서 경영권 보호 목적의 자사주매입은 주주에게 오히려 손실을 가져다 줄 수 있음을 의미한다.

자사주매입기업의 특성변수로 기업규모와 BE/ME를 고려하여 분석한 결과, 기업규모가 작을수록 주식의 장기성과가 반드시 크다고는 할 수 없었으나, BE/ME가 낮을수록 장기성과가 비교적 크게 나타났다. Fama-French(1993)의 3요인 모형을 이용한 분석에서, 자사주매입이 주식의 장기성과에 정(+)의 영향을 미친다는 사실을 확인할 수 있었고, 표본을 다양한 방법으로 재구성하여 자사주매입이 장기성과에 정(+)의 영향을 미친다는 것을 재확인할 수 있었다. 나아가, 자사주매입기업의 장기성과에 대한 횡단면 회귀분석에서, 대주주지분율과 사전수익률이 주식의 장기성과에 부분적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다.

---

\* 경북대학교 경영학부 교수

\*\* 경북대학교 대학원 경영학과

# I. 서 론

자사주매입은 미국과 같은 선진 자본시장에서 1980년대 이후에 보편화되었으며, 우리 나라에서도 외국기업의 적대적 M&A로부터의 경영권 보호와 주가 안정화의 수단으로 사용하기 위해 1994년에 도입되었다. 그러나 상법에서는 자사주매입이 자기자본의 空洞化를 가져올 우려가 있기 때문에 특수한 경우를 제외하고는 금지하고 있으며(상법 제341조), 그 예외규정으로 증권거래법에서는 주권상장법인 또는 협회등록법인이 당해 법인의 명의로 계산으로 자사주를 취득할 수 있다고 규정하고 있다(증권거래법 제189조의 2). 자사주매입의 취득한도는 1996년 2월 증권거래법 개정 시에 10%로 확대되었고, 1998년 5월에는 발행주식총수의 1/3 이내로 되어 있던 한도가 폐지되었다(증권거래법시행령 제84조의 2). 이에 따라 기업은 배당가능액의 범위 내에서 자유로이 자사주매입을 통한 재무전략을 수행할 수 있게 되었다.

자사주매입은 통상적으로 저평가되어 있는 주가를 부양하는 수단으로 사용되었고, 적대적 M&A에 대한 경영권 방어수단으로 사용될 수 있다. 또한 자사주매입은 기업가치에 관한 정보를 전달하는 수단으로 사용될 수 있다. Ikenberry-Vermaelen(1996)에 따르면, 자사주매입은 기업가치에 관한 긍정적인 정보를 가진 내부자가 그렇지 못한 외부자로부터 저평가된 주식을 매입할 수 있는 일종의 옵션과 같은 성질을 가지고 있다. 그 결과, Brennan-Thakor(1990)는 자사주매입을 통해 정보가 없는 소수주주로부터 정보가 있는 대주주에게로 부의 재분배가 일어난다고 하였다. 그리고 Denis et al(1994)은 자사주매입이 기업의 자본을 재분배할 수 있는 수단이 된다고 하였고, Nohel-Tarhan(1998)은 기업의 자산을 감축하기 위한 구조조정 수단으로 활용될 수 있다고 하였다.

자사주매입에 관한 연구는 대부분 미국시장에 집중되어 있으며, 자사주매입의 효과는 주가에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 우리 나라에서도 자사주매입의 공시효과와 자사주펀드와의 비교를 중심으로 연구가 진행되었다. 그러나 자사주매입기업의 장기성과에 대한 연구는 아직 미흡한 상태에 있으므로, 본 연구에서는 이를 분석하는데 초점을 두고자 한다.

본 연구에서는 1994년 5월 1일부터 2000년 12월 31일까지의 주가와 주가수익

를 자료를 한국증권연구원의 KSRI 데이터베이스를 이용하여 수집하였고, 재무제표는 한국신용평가(주) KIS-FAS 데이터베이스를 이용하여 수집하였다. 본 연구에서는 자사주매입의 공시효과보다는 장기성과를 분석하는데 초점을 두었다. 통제기업은 표본기업과 기업규모 및 장부가/시가 비율(book equity/market equity ratio : BE/ME)이 비슷한 기업으로 선정하였다. 자사주매입의 목적은 경영권 보호와 가격안정 목적으로 구분하였다. 사건연구에 있어 장기성과는 비정상수익률을 계산하는 방법에 따라 결과가 달라질 수 있으므로, 연구 결과에 대한 강건성을 보완하기 위해 Fama-French(1993)의 3요인 모형을 이용하여 추가로 분석하였다. 나아가 표본 구성 방법에 따라 연구결과가 달라질 수 있는 오류를 배제하기 위해 분석기간 동안 유상증자를 실시한 기업과 중복으로 자사주매입을 공시한 기업을 통제하였다. 그리고 자사주매입기업의 장기성과에 영향을 미치는 변수를 분석하기 위해 횡단면 회귀분석을 실시하였다.

## II. 선행연구

자사주매입에 관한 선행연구는 자사주매입의 동기와 장기성과에 관한 연구로 구분된다. 그러나 국내연구에서는 이에 관한 연구가 부족하기 때문에 자사주매입의 공시효과에 관한 연구를 위주로 살펴본다.

자사주매입의 주요 동기는 주식의 저평가와 잉여현금흐름의 분배와 관련 있다. Vermaelen(1981)은 주식의 저평가가 자사주매입의 주요 동기라고 하였고, Ikenberry et al(1995)은 주식의 저평가 외에 다른 이유도 있다고 하였다. BE/ME를 기준으로 표본을 분류하여 분석한 결과, BE/ME가 높은 기업의 자사주매입 동기는 저평가라고 볼 수 있다. 그러나 BE/ME가 낮은 기업에서는 비정상수익률이 영(0)에 가깝거나 부(-)의 값으로 나타났는데, 이는 저평가가 주요 동기가 아님을 의미한다. 이러한 주장은 BE/ME가 높은 기업이 모두 저평가 된 것은 아니라는 Lakonishok-Vermaelen(1990)의 주장과는 다르다.

최근에는 잉여현금흐름의 분배가 자사주매입의 주요 동기라는 주장이 제기되고 있다. Fenn-Liang(1998)은 1984년부터 1995년까지 공개시장을 통한 자사주

매입과 회계자료와의 관련성에 관해 연구한 결과, 자사주매입의 주요 동기가 저평가가 아니라 잉여현금흐름의 분배라고 하였다. 그 증거로 자사주매입이 잉여 현금흐름의 대응치와 정(+)의 관계에 있고, 한계 자금조달 비용의 대응치와는 부(-)의 관계에 있음을 증명하였다. 특히, 1996년부터 1997년까지는 기업의 주가가 상당히 높았음에도 불구하고 많은 기업들이 자사주매입을 실시한 것은 단지 정보신호가설로 설명할 수 없는 현상이라고 하였다.

Nohel-Tarhan(1998)은 Fenn-Liang(1998)의 연구와 달리 공개매수를 대상으로 자사주매입의 동기를 분석하였다. 이들은 1978년부터 1991년까지 공시된 242개 공개매수를 대상으로 영업성과를 이용하여 자사주매입의 동기인 저평가와 잉여 현금흐름의 분배를 비교하였다. 그 결과, 자사주매입 기업의 영업성과 향상은 토빈의 Q 비율이 낮은 기업(저성장 기업)에서 두드러졌고, 성장기회의 증가보다는 자산의 매출과 자산의 효율적인 사용에서 기인한다고 하였다. 자산매각은 저성장 기업에서는 유의한 정(+)의 값을 보였으나 고성장 기업에서는 유의하지 않았다. 이는 자사주매입 후 성과가 좋은 것은 성과가 나쁜 자산을 매각함으로써 자산의 효율성이 증대된 결과라고 하였다. 이런 결과는 자사주매입의 동기가 잉여 현금흐름의 분배라는 것을 지지하는 것이다. 이전의 연구와 달리 Evans et al (2001)은 자사주매입기업이 공시 이후에 잉여현금흐름에서 유의한 증가를 보인다고 하였다. 특히, 대기업의 순현금흐름은 소기업보다 상대적으로 크게 증가한 것으로 나타났다. 이러한 결과는 대기업의 경우 잉여현금흐름 분배가 자사주매입의 동기라는 것을 지지하는 것이다.

Jagannathan et al(2000)는 자사주매입의 동기를 살펴보기 위해 배당과 자사주매입을 비교한 결과, 배당은 지속적인 의무가 수반되며 영구적인 현금흐름을 분배하기 위해 사용되는 반면에 자사주매입은 일시적인 현금흐름을 분배하기 위해 사용된다고 하였다. 또한 배당과 자사주매입은 기업의 업종과 기간에 따라 다르게 사용되는 것으로 나타났다. 즉 배당은 영업현금흐름이 높은 기업에서 사용되었으나 자사주매입은 경기순환의 영향을 많이 받는 것으로 나타났다. 즉 호경기에는 배당보다 자사주매입이 증가하고, 불경기에는 자사주매입이 감소하는 것으로 나타났다.

Stephens-Weisbach(1998)는 자사주매입의 주요 동기로서 저평가와 잉여현금

흐름의 분배를 모두 인정하였다. 이들은 1981년부터 1990년까지 450개의 공개 매입을 분석한 결과, 자사주매입이 기업의 이전 성과와 부(-)의 관계가 있는 것으로 나타났고, 공시 이후의 누적 수익률과도 관련이 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 경영자가 주식의 저평가에 기인하여 자사주를 매입한다는 의미가 된다. 또한 자사주매입은 기업의 현금흐름과 정(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 경영자가 현금흐름의 예상치 못한 부분을 자사주매입을 통해 조정하는 것이라고 하였다. Grullon(2000)은 연구기간을 확장하여 Stephens-Weisbach (1998)의 주장과 일치하는 결과를 제시하였다. 그는 1980년부터 1994년까지 공개시장을 통한 자사주매입을 대상으로 분석하였는데, 자사주매입에 대한 정(+)의 시장반응은 주식의 저평가와 배당소득의 자본이득으로의 대체와 관련이 있다고 하였다. 또한 투자자가 자사주매입을 통해 잉여현금흐름과 관련된 대리인 비용을 감소시킬 수 있다고 인식하기 때문에 정(+)의 반응이 발생한다고 하였다. 이와 관련하여 Li-McNally(2000)는 캐나다 기업을 대상으로 자사주매입이 대리인 비용의 감소 수단으로 이용되는가를 분석한 결과, 기업 규모가 작고, 내부자 지분율이 높고, 잉여현금흐름이 상대적으로 많은 기업에서 자사주매입을 이용하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 기업이 대리인 문제를 완화시키기 위해 자사주매입을 실시한다는 것을 의미한다.

그러나 Dittmar(2000)는 기업이 한 가지 이유만으로 자사주를 매입하는 것이 아니라 복합적인 이유로 자사주를 매입한다고 하였다. 그는 1977년부터 1996년까지 CRSP에 등록된 모든 기업을 대상으로 자사주매입과 투자, 자본구조, 기업 지배권, 보상체계와의 관계를 분석하였다. 그 결과, 자사주매입이 배당을 대체하는 것은 아니고, 자본구조 변경과 기업인수를 막기 위한 수단이 되며, 부채비율의 변경과 기업인수의 방어, 스톡옵션의 회석화 방지도 동기가 될 수 있다고 하였다.

자사주매입기업의 성과에 관한 연구는 주로 주식성과에 관한 것이며, 공시효과는 대부분 정(+)의 반응을 보이고 있다. Vermaelen(1981)은 1962년부터 1977년까지 NYSE 상장기업을 대상으로 자사주매입이 주가에 미치는 영향을 분석한 결과, 공시기간 수익률은 공개시장을 통한 매입이 공개매수보다 작게 나타났다.

Comment-Jarrell(1991)은 1984년부터 1989년까지 미국 기업을 대상으로 자사

주매입의 3가지 방법을 비교 분석하였다. 분석기간 동안 72개의 화란식 공개매수를 포함하는 165개의 공개매수와 1157개의 공개시장을 통한 매입을 분석하였다. Vermaelen(1981)의 연구와 마찬가지로 자사주매입 방법에 따라 수익률이 차이가 있었다. Lakonishok-Vermaelen(1990)은 공개매수를 대상으로 분석하였는데, 1주일 내에 9% 이상의 비정상수익률이 나타났다. 이러한 정(+)의 공시효과는 시장 효율성에 위배되는 것이다.

자사주매입기업의 장기성공에 관한 연구에서도 정(+)의 반응이 나타났다. Lakonishok-Vermaelen(1990)은 자사주매입 후 2년 동안 유의한 정(+)의 비정상수익률이 나타난다고 하였다. 소기업의 경우 자사주매입 기간 만료 이후 22개월 동안 24%의 유의한 비정상 수익률이 나타났지만, 대기업은 유의하지 않은 정(+)의 비정상 수익률이 나타났다.

Ikenberry et al(1995)은 1980년부터 1990년까지 공개시장을 통한 매입을 공시한 1239개 기업의 장기성공을 시장 효율성의 관점에서 분석하였다. 자사주매입기업의 4년간 보유기간 비정상수익률은 통제 포트폴리오보다 12.1% 높게 나타났다. 기업규모를 통제한 경우 36개월간 누적 평균수익률은 유의한 8.69%이고, 기업규모와 BE/ME를 통제한 경우는 36개월 누적 평균수익률이 유의한 8.17%로 나타났다. 이러한 결과는 시장의 지연반응 때문이라고 하였다. Ikenberry et al(2000)은 자사주매입기업의 정(+)의 장기성공에 대한 강건성을 부여하기 위해 시장수익률 계산 방법을 달리하여 연구하였다. 그들은 TSE 상장기업 중 공개시장을 통한 매입을 공시한 1,060개를 대상으로 Fama-French(1993)의 3요인 모형을 이용하여 분석하였다. 자사주매입 공시 후 3년까지 비정상수익률이 매월 0.59%를 나타냈고, 공시전의 수익률은 매월 -0.35%로 나타났다. 이러한 결과는 미국시장을 대상으로 연구한 것과 유사하게 캐나다에서도 자사주매입 정보의 가치가 과소 평가되어 시장이 지연반응한 것임을 알 수 있다. 또한 BE/ME를 통제하여 분석한 결과, 가치주(BE/ME가 높은 주식)는 매월 0.76%의 비정상 수익률이 나타났고, 성장주(BE/ME가 낮은 주식)는 매월 0.28%의 비정상 수익률이 나타났다.

자사주매입기업의 성과를 주식성과 이외에 영업성으로 측정하는 연구도 있다. Nohel-Tarhan(1998)은 자사주매입기업의 주식성과를 영업성과와 비교하였다.

토빈의 Q 비율이 낮은 저성장 기업의 성과는 공시기간의 수익률과 정(+)의 관계가 있고, 고성장 기업의 성과는 공시기간의 수익률과 무관하게 나타났다. 장기성과와 영업성과의 비교에 있어 저성장 기업은 무관한 것으로 나타났는데, 이는 저성장 기업의 성과향상이 공시일에 모두 반영되었음을 의미한다. 고성장 기업의 장기 비정상수익률은 영업성과의 변화와 관련이 있지만, 공시기간에 예측할 수 없는 것이라고 하였다. 이러한 결과는 투자자들이 성과를 정확하게 평가하는 것으로 시장이 효율적이라고 주장하였다. 이와 달리 Grullen(2000)은 1980년부터 1994년까지 공개시장을 통한 매입을 공시한 기업을 대상으로 영업성과의 변화율을 분석하였다. 그 결과, 자사주매입 공시 후 3년 동안 영업성과가 감소한 것으로 나타났는데, 이는 수익의 평균회귀가 원인이라고 주장하였다. Vermaelen(1981)은 목표매입비율과 주식성과 간에는 정(+)의 관계가 있다고 하였고, Grullon(2000)은 목표매입비율이 큰 기업일수록 영업성과의 대응치인 총자산순이익률(return on asset : ROA)의 감소정도가 크다고 하였다. 이러한 결과는 정보신호가설과 일치하지 않는 것으로 저평가된 기업일수록 목표매입비율을 높이는 경향이 있는 것과 상반되는 것이다.

자사주매입의 동기와 기업성과에 관한 연구 외에도 신호모형을 이용하여 자사주매입을 연구한 것도 있다. McNally(1999)는 공개시장을 통한 매입의 신호모형에 관해 연구하였다. 기업 내부자가 위험 회피자일 경우, 시장은 자사주매입을 통해 기업의 미래 전망에 대한 내부자의 정보를 얻을 수 있다고 가정하였다. 자사주매입을 실시한 700개 기업을 대상으로 연구한 결과, 자사주매입기업의 수익이 더 높은 것으로 나타났다. 기업의 주식성과는 내부자의 지분율과 자사주매입 비율, 이익의 변화, 최고 경영자의 주식 소유 비율과 정(+)의 관계가 있음을 보였다.

한편 국내에서도 자사주매입기업의 공시효과를 중심으로 연구가 진행되었다. 자사주매입에 대한 공시 전·후의 주가 반응을 살펴보면, 공시일 이전의 저평가로 인하여 자사주매입이 발생하는 것으로 나타났다. 국내에서는 자사주매입이 허용된 시기가 짧기 때문에 자사주매입과 자사주펀드를 비교하거나 보통주 매입과 우선주 매입의 주식성과를 비교한 연구가 많고, 자사주매입기업의 장기성과에 관한 연구는 없는 것으로 나타났다.

신민식·송준협(1995)은 1994년 5월부터 7월까지 자사주매입을 공시한 40개 기업을 대상으로 공시일 전후 51일 동안의 일별수익률을 단순평균하여 포트폴리오의 일별평균수익률과 비교하였다. 그 결과, 공시기간의 수익률이 비교기간의 수익률과 10% 수준에서 유의한 차이가 있는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 미국 시장에서의 공시효과에 비해 약하게 나타났는데, 그 이유는 자사주매입 비율의 차이 때문이라고 하였다.

정성창·이용교(1996)는 자사주매입과 자사주펀드의 정책적 유효성을 공시 전후의 주가반응을 중심으로 비교 분석하였다. 자사주매입기업의 누적 평균 비정상수익률은 분석기준일 5일 전부터 급상승하는 것으로 나타났는데, 이는 공시 정보가 사전에 누출되었을 가능성 때문이라고 하였다. 또한 자사주매입의 누적 비정상수익률이 분석기준일 이후에도 상당기간 동안 크게 상승한 것으로 나타나 자사주매입이 주가 안정화에 기여한다고 하였다.

신민식(1997)은 1994년 5월부터 1995년 4월까지 자사주매입을 공시한 155개 기업을 대상으로 시장모형을 이용하여 주식성과, 체계적위험 및 유동성에 관해 연구하였다. 분석결과, 공시일 5일전에 유의한 부(-)의 평균 비정상수익률이 나타났다고, 공시일에는 유의적이지 않았다. 그러나 공시일 1일 후에는 1% 수준에서 유의한 정(+)의 값이 나타났다. 이는 자사주매입이 저평가주식에 대한 정보를 시장참가자에게 전달하는 신호로서 주가안정에 기여하는 것이라고 하였다. 또한 자사주매입이 기업의 체계적 위험에 유의한 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났으나, 거래량으로 측정한 기업의 유동성에는 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다.

김철교(1997)는 1994년 5월부터 1995년 12월까지 자사주매입과 자사주펀드 가입이 주가에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과, 자사주매입의 경우 공시일 이전 30일부터 5일까지 주가가 하락행진을 계속함에 따라 가격을 안정시키기 위해 실시하는 주가관리의 목적을 달성한 것으로 나타났다. 공시 이후에도 비정상수익률이 나타난 것은 시장이 비효율적이기 때문이라고 하였다. 자사주매입과 자사주펀드 가입 기업의 주식성과는 사전수익률과 부(-)의 관계를 보여 주식의 저평가 정도가 크면 클수록 주가상승폭은 커져서 정보신호가설과 동일한 방향을 보이나 통계적인 유의성은 없었다.



서대석(1998)은 자사주매입의 목적에 따라 투자자의 반응도 달라진다고 가정하였다. 가격안정이 목적인 경우에는 공시일 이전에는 부(-)의 누적평균 비정상 수익률을 나타내고 공시일 후에는 정(+)의 누적평균 비정상수익률을 나타내고 있어 통계적으로 유의하지는 않지만 그 방향성은 정보신호가설과 일치하는 것으로 나타났다. 경영권 보호가 목적인 경우에는 공시 시점에서 정(+)의 누적평균 비정상수익률을 나타냈으나 공시 이후 1개월간의 누적평균 비정상수익률이 12.9%에 이르고 있어 가격안정 목적의 경우보다 크게 나타났다.

정성창·이용교(2001)는 자사주매입이 기업가치에 미치는 영향과 자사주매입기업의 저평가에 관해 분석하였다. 그 결과, 공시일 이전 6일부터 공시일 이후 2일까지의 평균 비정상수익률이 통계적으로 유의하게 나타났으며, 공시일 이후에도 큰 폭으로 상승하여 그 상승세가 한 달 후까지도 지속되었다. 이러한 결과는 기업이 주가관리수단으로서 자사주매입을 실시했기 때문이라고 하였다.

### Ⅲ. 연구방법

#### 1. 가설 선택

많은 연구에서 자사주매입은 주가에 정(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 그 원인과 자사주매입의 동기에 관해서는 의견이 분분하다. Vermaelen(1981) 이후로 자사주매입의 주가반응과 동기를 설명하기 위한 많은 가설들이 제시되어 왔다.

정보신호가설에 따르면, 경영자는 자사주매입을 통해 기업의 미래 전망에 관한 내부 정보를 투자자에게 신호한다. 경영자는 외부 투자자에 비해 정보상의 우위를 갖고 있다. 이러한 비대칭정보 하에서는 투자자가 기업 가치를 경영자가 판단하는 적정 수준보다 낮게 평가하기 쉽다. Vermaelen(1981)은 자사주매입은 주가에 정(+)의 영향을 미치는데, 이는 저평가된 주가를 수정하는 과정이라 하였으며, 소기업이 대기업보다 정보비대칭 문제가 더 심하기 때문에 주가가 더

크게 상승한다고 하였다.

레버리지가설이란 기업이 부채비율을 증가시키기 위해 자사주매입을 이용한다는 가설이다. 즉, 부채를 조달하여 자사주매입을 실시하면 부채비율이 증가하고, 내부유보액으로 자사주를 매입하더라도 자기자본이 감소하여 부채비율이 증가하는 결과가 된다. 부채비율을 조정할 목적으로 자사주매입을 이용하는 것은 기업의 자본구조와 관계된다. Opler-Titman(1993)은 기업이 최적 부채비율에 도달하기 위해 자사주매입을 이용할 수 있다고 하였다. 그래서 현재의 부채비율이 최적 부채비율보다 낮다면, 기업은 자사주매입을 더 많이 할 것으로 예상할 수 있다. Masulis(1980)는 자사주매입에 필요한 자금의 50% 이상을 부채로 조달할 경우와 50% 이하를 부채로 조달할 경우로 나누어 분석한 결과, 부채비율이 높은 기업의 수익률이 낮은 기업의 수익률보다 높게 나타났는데, 이는 레버리지 가설과 일치하는 것이라고 하였다.

기업인수방어가설에 의하면 기업은 적대적 기업인수를 방어하기 위해 자사주매입을 이용한다는 것이다. Bagwell(1991)은 적대적 기업인수를 방어하기 위해 자사주매입을 이용한다고 하였다. 경영권 보호를 위한 자사주매입은 그 기업과 타 기업의 주가에도 영향을 미치기 때문에 기업의 지배구조와도 관련이 있다. 즉, 기업이 자사주를 매입하면 인수기업이 매입할 수 있는 주식수가 감소하여 기업인수가 그 만큼 어렵게 된다는 것이다. 또한 자사주매입으로 인해 방어기업의 주가가 상승하게 되면 인수기업의 매수비용이 증가하므로 기업인수를 방어하는 효과가 생긴다. 이 가설에 의하면 기업인수 가능성이 큰 기업일수록 자사주매입을 더 많이 실행한다는 것이다.

배당/소득세 가설은 기업이 현금배당 대신에 자사주매입을 실시하게 되면 투자자는 배당소득 대신에 자본이득의 형태로 부를 얻게 되므로 개인소득세를 절감하는 효과가 발생한다는 가설이다. Ofer-Thakor(1987)는 자사주매입은 고율의 배당소득세를 회피할 수 있는 수단이 된다고 하였다. 물론 세금이 존재하지 않는다면 현금배당이나 자사주매입은 주주의 부에 영향을 미치지 못한다. 그러나 현실적으로는 개인소득세가 존재하므로 저율의 자본소득세가 발생하는 자사주매입이 고율의 배당소득세가 발생하는 현금배당보다 주주에게 유리하게 된다.

그 외에도 채권자 몰수가설과 주주간 부의 이전 가설 등이 있다. Weston et

al(1990)은 공개매수의 효과에 관한 제가설 중에서 정보신호가설, 레버리지가설, 기업인수방어가설은 설명력이 있으나 채권자 몰수 가설과 주주간 부의 이전 가설은 지지하기 어렵다고 하였다.

본 연구에서는 이상의 제가설 중에서 정보신호가설이 한국시장에서 어떻게 적용되는가에 초점을 맞추고자 한다. 즉, 자사주매입기업의 주가는 공시 이전에 저평가되어 있는가와 공시 후에는 장기간에 걸쳐 주가에 정(+)의 효과를 미치는가를 분석하고자 한다.

## 2. 자료수집

본 연구의 표본은 자사주매입이 최초로 허용된 1994년 5월부터 1999년 12월까지 한국증권거래소에 상장된 기업 중 자사주매입을 공시한 기업을 대상으로 한다. 주가와 주식수익률 자료는 한국증권연구원에서 제공되는 KSRI 데이터베이스를 이용하였고, 재무제표는 한국신용평가(주)에서 제공되는 KIS-FAS 데이터베이스를 이용하였다. 1994년 5월부터 1999년 12월말까지 금융업을 제외한 자사주매입기업은 516개로 나타났다. 이 중에서 우선주 매입을 공시한 기업은 제외하고 우선주와 보통주 매입을 동시에 공시한 기업은 보통주 매입만을 고려하였으며, 같은 월에 두 번 이상 공시한 기업은 제외하였다. 그리고 주가자료가 누락되어 있거나 기업규모와 BE/ME를 계산할 수 없는 기업은 제외하였다. 이러한 조건하에 통제기업을 선정할 수 있고, 보통주 매입을 공시한 최종적인 표본수는 415개이며, 연구의 강건성을 보완하기 위해 선정된 중복 조정 표본수는 252개이다.

## 3. 비정상수익률 측정

본 연구에서는 통제기업 접근법을 이용하여 자사주매입기업의 장기성과를 측정하고자 한다. 즉, 기업규모와 BE/ME를 기준으로 표본기업에 대응되는 통제기업을 선정한다. 먼저 상장기업을 대상으로 표본기업의 기업규모 70~130%에 해당되는 기업을 선정한 후, 선정된 기업 중에서 표본기업과 BE/ME가 가장 유사한 기업을 통제기업으로 선정한다.

장기 사건연구의 결과는 비정상수익률의 측정모형에 따라 달라질 수 있다. Fama(1998)는 장기 사건연구에 잘못된 모형을 사용하면 연구결과가 달라질 수 있다고 하였다. 그래서 본 연구에서는 연구결과의 강건성을 보완하기 위해 Fama-French(1993)의 3요인 모형을 사용하여 장기성과를 측정한다. 즉, 횡단면 종속성을 통제하기 위해 월력 포트폴리오(calendar-time portfolio)를 구성하여 장기성과를 비교한다. 1994년부터 1999년까지 자사주매입기업의 주식을 12개월, 24개월 동안 보유한다는 가정하에 매월 포트폴리오를 재구성하고, 새로운 기업이 자사주매입을 공시한 경우 포트폴리오에 포함시킨다.

3요인 모형은 식 (1)과 같이 표현된다. 우선 기업규모를 기준으로 두 개의 포트폴리오(S, B)를 구성하고 각 포트폴리오에서 BE/ME에 따라 세 개의 포트폴리오(H, M, L)로 구분하여 총 6개의 포트폴리오(S/H, S/M, S/L, B/H, B/M, B/L)를 구성한다. 기업규모에 따른 수익률 차이를 반영하는 변수는 SMB로 이는 소기업 포트폴리오(S/H, S/M, S/L) 수익률에서 대기업 포트폴리오(B/H, B/M, B/L) 수익률을 차감한 값을 이용한다. BE/ME에 따른 수익률 차이를 반영하는 변수는 HML인데, 이는 BE/ME가 높은 기업으로 구성된 포트폴리오(S/H, B/H)의 수익률에서 BE/ME가 낮은 기업으로 구성된 포트폴리오(S/L, B/L)의 수익률을 차감하여 구한다. 시장요인을 나타내는 변수로는  $R_{mt} - R_{ft}$ 를 사용하는데,  $R_{mt}$ 는 종합주가지수 수익률을 이용하고  $R_{ft}$ 는 국채수익률을 사용한다.

$$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b[R_{mt} - R_{ft}] + sSMB_{pt} + hHML_{pt} + \epsilon_{pt} \quad (1)$$

$R_{pt}$  : t월의 포트폴리오 p의 수익률

$R_{mt}$  : 한국종합주가지수 수익률

$R_{ft}$  : t월의 월별 무위험수익률(국채수익률을 복리로 환산함)

b, s, h : 시장요인, 기업규모와 BE/ME 요인에 대한 회귀계수

$\epsilon_{pt}$  : 포트폴리오 잔차항

3요인 모형은 정상적인 보유기간수익률을 이용하여 비정상수익률을 계산하는 방법과 약간 차이가 있다. 첫째, 매월 포트폴리오가 재구성되기 때문에, 비정상수익률은 실제 투자전략을 나타내는 것이 아니고, 이분산(heteroskedasticity)의 문제가 발생할 수 있다. 둘째, 계수 값이 시계열적으로 안정적이라고 가정한다. 그러나 이러한 가정은 비현실적이어서 추정된 초과수익률에 편의가 발생할 수

있다. 셋째, 포트폴리오 수익률을 측정할 때 자사주매입이 집중적으로 많이 이루어진 달과 그렇지 않은 달을 동등하게 취급하면 역시 추정된 초과수익률에 편이가 발생할 수 있다.

Fama(1998)는 포트폴리오 수익률을 동일가중 방법으로 측정하느냐 가치가중 방법으로 측정하느냐에 따라 포트폴리오의 성과가 달라진다고 하였다. Banz(1981)는 가치가중 방법이 대기업의 성과를 잘 반영하고, 동일가중 방법은 소기업의 성과를 잘 반영한다고 하였다. 그러나 Loughran-Ritter(2000)는 동일가중과 가치가중 방법의 선택은 관점의 문제라고 하였다. 그래서 본 연구에서는 Fama-French(1993)의 3요인 모형을 이용하여 장기성과를 측정할 때 두 가지 방법을 모두 사용하였다.

Chopra et al(1992)은 자사주매입의 장기성과는 수익률의 측정방법에 따라 달라지기 때문에 주의를 요한다고 하였다. 그래서 본 연구에서 자사주매입의 장기성과를 누적 비정상수익률(cumulative abnormal return : CAR)과 보유기간 비정상수익률(buy-and-hold return : BHAR), 상대적 부(wealth relative : WR)를 이용하여 설명한다. 먼저, 표본기업과 통제기업의 월별수익률 차이를 이용하여 비정상수익률(abnormal return : AR)을 계산하면 식 (2)와 같다.

$$AR_{it} = R_{it} - R_{it}^c \quad (2)$$

$AR_{it}$  :  $t$ 월의 비정상수익률

$R_{it}$  : 표본기업의  $t$ 월 주식수익률

$R_{it}^c$  : 통제기업의  $t$ 월 주식수익률

AR의 통계적 유의성은 t-검정을 사용하여 판단하며, t-통계량은 식 (3)과 같다.

$$t_{AR} = \frac{\overline{AR}_t}{\sigma(AR_t)/\sqrt{n_t}} \quad (3)$$

$\overline{AR}_t$  :  $t$ 월 비정상수익률의 평균

$\sigma(AR_t)$  : 표본기업 비정상수익률의 횡단면 표준편차

$n_t$  : 표본기업 수

사건기간 동안의 CAR은 AR을 누적하여 식 (4)와 같이 계산한다.

$$CAR_{it} = \sum_{i=1}^{\tau} AR_{it} \quad (4)$$

$CAR_{it}$  :  $\tau$ 월까지의 누적 비정상수익률

보유기간 수익률(holding period return :  $HPR$ )은 심한 왜도분포를 갖지만 실천가능한 투자전략의 성과를 반영하는 바람직한 측정법으로 간주되고 있다.  $HPR$ 은 보유기간 동안 수익률의 복리계산을 가정하여 식 (5)와 같이 계산한다. 보유기간 비정상수익률(buy-and-hold abnormal return :  $BHAR$ )은 표본기업의 보유기간 수익률에서 통제기업의 보유기간 수익률을 차감하여 계산한다. 즉, 자사주매입을 실시한 기업의 성과가 통제기업의 성과보다 우수한가를 살펴보기 위해  $BHAR$ 을 식 (6)과 같이 계산한다.

$$HPR_{it} = \prod_{i=1}^{\tau} (1 + R_{it}) - 1 \quad (5)$$

$HPR_{it}$  :  $\tau$ 월까지 보유기간수익률

$$BHAR_{it} = \prod_{i=1}^{\tau} [1 + R_{it}] - \prod_{i=1}^{\tau} [1 + R_{it}^c] = HPR_{it} - HPR_{it}^c \quad (6)$$

$BHAR_{it}$  :  $\tau$ 월까지 표본기업의 보유기간 비정상수익률

$HPR_{it}$  :  $\tau$ 월까지 표본기업의 보유기간수익률

$HPR_{it}^c$  :  $\tau$ 월까지 통제기업의 보유기간수익률

$BHAR$ 은 표본기업과 통제기업의 수익률 차이를 나타내기 때문에 그 분포는 왜도편의를 갖는다. 이와 관련하여 Barber-Lyon(1997)은 기업규모와 BE/ME를 고려한 통제기업 접근법이 검정통계량의 설정오류를 줄일 수 있다고 하였다. 그래서, 본 연구에서는 그들이 제시한 통제기업 접근법을 사용하여 통계적 유의성을 검증한다. 평균 누적 비정상수익률(mean  $CAR$  :  $\overline{CAR}$ )과 평균 보유기간 비정상수익률(mean  $BHAR$  :  $\overline{BHAR}$ )의 계산방법과 통계적 유의성을 검정하기 위한 t-통계량은 아래와 같다.

$$\overline{CAR}_t = \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} CAR_{it} \quad (7)$$

$\overline{CAR}_t$  :  $t$ 월의 누적 비정상수익률의 평균

$$t_{CAR} = \frac{\overline{CAR}_t}{\sigma(CAR_t)/\sqrt{n_t}} \quad (8)$$

$\sigma(CAR_t)$  : 표본기업 누적 비정상수익률의 횡단면 표준편차  
 $n_t$  : 표본기업 수

$$\overline{BHAR}_t = \frac{1}{n_t} \sum_{i=1}^{n_t} BHAR_{it} \quad (9)$$

$\overline{BHAR}_t$  : t월의 보유기간 비정상수익률의 평균

$$t_{BHAR} = \frac{\overline{BHAR}_t}{\sigma(BHAR_t)/\sqrt{n_t}} \quad (10)$$

$\sigma(BHAR_t)$  : 표본기업 보유기간 비정상수익률의 횡단면 표준편차  
 $n_t$  : 표본기업 수

그리고 본 연구에서는 표본기업과 통제기업의 수익률을 쉽게 비교해 보기 위해 Ritter(1991)와 Spiess-Affleck-Graves(1995)가 사용한  $WR$ 을 식 (11)과 같이 계산한다.  $WR$ 이 1보다 크면 표본기업이 통제기업보다 성과가 높다는 것을 의미한다.

$$WR = \sum_{i=1}^{n_t} \frac{1 + HPR_{it}}{1 + HPR_{it}^c} \quad (11)$$

Barber-Lyon(1997)은  $CAR$ 가  $BHAR$ 의 편의추정치를 나타내므로 장기성과를 측정할 때에는  $BHAR$ 을 사용해야 한다고 주장하였으나, Brav(1997)는  $BHAR$ 로 측정하더라도 수익률의 상관관계 문제를 완전히 해결할 수 없다고 하였다. 특히, 사건기간이 장기간일 경우에는 이러한 문제가 더욱 심각하며, 어떠한 방법으로도 수익률의 횡단면 상관관계 문제를 완전히 해결할 수는 없다고 하였다. Lyon et al(1999)도  $BHAR$ 이 단순한  $CAR$ 보다 신뢰할 만한 결과를 가져오지 못한다고 하였다. 그들은 전통적인 사건연구방법과  $BHAR$ 을 이용한 접근법은 투자자의 경험을 정확하게 반영할 수 있고 신규상장편의, 재구성편의, 왜도편의를 잘 통제할 수 있지만 횡단면 종속성 문제를 완전히 해결할 수 없고 잘못 설정된 모형에 민감하다고 지적하였다. 따라서 본 연구에서는  $CAR$ 와  $BHAR$ 의 장·단점을 인식하여 두 가지를 모두 사용하였다.

### 3. 회귀모형의 설정

본 연구에서는 정보신호가설을 설명하는 대용치로 저평가와 대리인 문제를 사용한다. 주식의 저평가는 목표매입비율과 사전수익률을 통해 설명하고, 대리인 문제는 잉여현금흐름과 대주주지분율을 통해 설명한다. 주식의 저평가와 기업의 대리인 문제로 인하여 자사주매입을 실시한다면, 그 기업의 주식성과는 정(+ )의 초과수익률을 나타낼 것이다.

경영자는 현재의 주가가 내재가치보다 저평가되어 있다고 판단할수록 목표매입비율(targeted percentage of shares to be repurchased : *TPR*)을 높이는 경향이 있다. 목표매입비율은 주식의 저평가 정도를 판단할 수 있는 대용치이자 경영자가 전달하려는 정보량의 대용치로 사용된다. Comment-Jarrell(1991)과 McNally(1999)는 목표매입비율이 클수록 주가는 더 크게 상승한다고 하였다.

사전수익률(*PBHAR*)이 낮을수록 주식의 저평가 정도가 크기 때문에 자사주매입은 주가에 정(+ )의 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다. 사전수익률은 자사주매입 공시 이전 12개월 동안의 보유기간 비정상수익률을 이용한다. Comment-Jarrell(1991)은 자사주매입 공시일 이전에 부(-)의 수익률이 큰 기업일수록 저평가 정도가 크다고 하였다. 경영자는 부(-)의 수익률이 클수록 주식의 저평가 정도가 크다고 판단하여 주가안정을 위하여 자사주매입을 실시하게 된다.

잉여현금흐름(*free cash flow : FCF*)이 많은 기업일수록 자사주매입을 실시할 가능성이 크다. Stephens-Weisbach(1998)와 Fenn-Liang(1998)의 연구에서도 자사주매입은 잉여현금흐름의 정도와 정(+ )의 관계가 있는 것으로 나타났다. 또한 Jensen(1986)에 따르면, 잉여현금흐름은 정(+ )의 NPV를 갖는 투자안에 투자하고 남은 현금흐름으로 주주와 경영자간의 대리인 문제를 유발할 소지가 많다. 그래서 Evans et al(2001)은 잉여현금흐름은 부채비율을 줄이거나, 배당을 늘리거나, 추가로 자본투자를 실시하거나 또는 자사주매입에 이용될 수 있다고 하였다. Grullon(2000)은 기업의 유망한 정보에 따라 자사주매입을 실시한다기보다 잉여현금흐름과 관련된 잠재적인 대리인 비용을 감소시킬 목적으로 자사주매입



을 실시한다고 하였다. 본 연구에서는 잉여현금흐름을 Kaplan(1989)의 방법으로 측정하였다. 즉, 영업현금흐름을 영업이익에 감가상각비를 더한 값으로 측정하였다.

대주주지분율(*OWN*)이 높은 기업일수록 대리인 문제가 크기 때문에 자사주매입이 그 완화수단으로 이용될 수 있다. 그래서 대주주지분율이 높은 기업일수록 자사주매입은 주가에 정(+)<sup>1</sup>의 영향을 미칠 것으로 예상된다. Vermaelen(1984)은 내부자 지분과 신호의 신뢰성은 정(+)<sup>1</sup>의 관계가 있기 때문에, 내부자의 지분이 낮으면 자사주매입을 통해 시장에 신호를 보내는 효과가 약해질 수 있다고 하였다. 정성창·이용교(1996, 2001)는 대주주지분율이 높은 기업일수록 경영권 보호를 위한 동기가 약해서 주가 반응도 작을 것으로 예상하였으나, 대주주지분율은 주식 수익률과 정(+)<sup>1</sup>의 관계에 있는 것으로 나타났다.

이상과 같은 변수를 고려하여 본 연구에서는 식 (12)와 같이 회귀모형을 설정하였다.

$$\begin{aligned}
 BHAR = & \alpha_0 + \alpha_1 TPR + \alpha_2 OWN + \alpha_3 FCF + \alpha_4 PBHAR \\
 & + DUM1 + DUM2 + \epsilon_i
 \end{aligned}
 \tag{12}$$

*BHAR* : 24개월 보유기간 비정상수익률

*OWN* : 대주주지분율

*PBHAR* : 사전 12개월 보유기간 비정상수익률

*DUM1* : 매입목표가 가격안정이면 1, 그렇지 않으면 0

*DUM2* : 매입목표가 경영권안정이면 1, 그렇지 않으면 0

*TPR* : 목표매입비율

*FCF* : 잉여현금흐름

$\epsilon_i$  : 회귀식의 잔차항

이 회귀모형에서 종속변수는 자사주매입기업의 24개월 *BHAR*이고, 독립변수는 목표매입비율(*TPR*), 대주주지분율(*OWN*), 잉여현금흐름(*FCF*), 자사주매입 이전 12개월의 성과(*PBHAR*)이다. 추가적으로 자사주매입 목적이 성과에 영향을 줄 수 있는지를 살펴보기 위해 두 개의 더미변수를 사용하였다. *DUM1*은 목적이 가격안정인 경우를 살펴보기 위해, *DUM2*는 목적이 경영권 보호인 경우를 살펴보기 위해 사용한다.

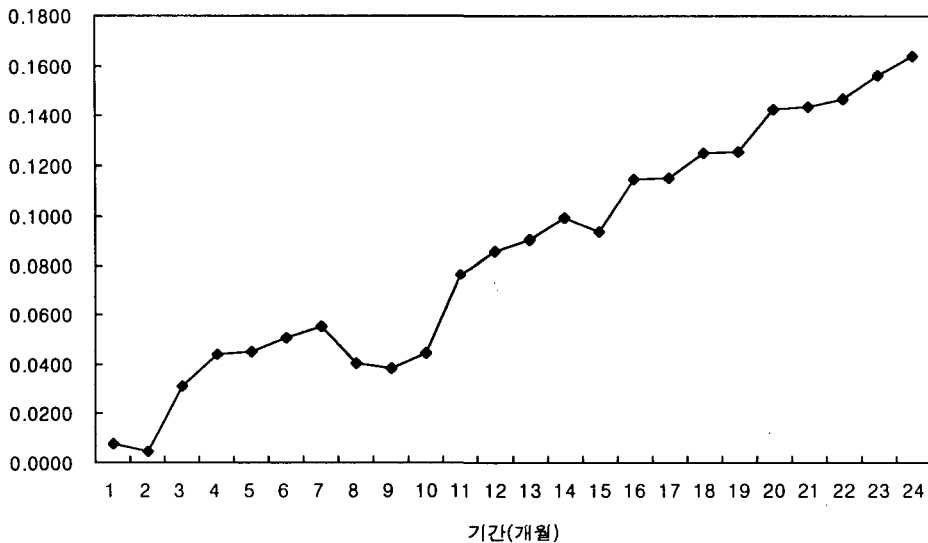
## IV. 분석결과

### 1. 자사주매입기업의 장기성과

#### (1) 자사주매입기업의 CAR

[그림 1]은 자사주매입기업의 CAR가 24개월 동안 상승곡선을 그리고 있음을 보여준다. 이러한 결과는 기존연구와 유사한 것으로 자사주매입 공시가 장기간 동안 주가에 정(+)<sup>1)</sup>의 영향을 미침을 알 수 있다.

[그림 1] 자사주매입기업의 CAR



#### (2) 자사주매입기업의 연도별 BHAR

Ikenberry et al(1995)는 CAR가 이해하기는 쉽지만, BHAR가 수익률을 더 잘 설명한다고 하였다. CAR는 실제 투자전략을 표현한 것이 아니라 단순한 수익률의 서술에 불과하다. 그래서, 본 연구에서는 BHAR와 WR을 계산하여 자사주매입기업의 장기성과를 살펴보았다.

<표 1>은 자사주매입기업의 연도별 BHAR와 WR을 나타낸다. 1994년, 1997년, 1998년에 표본기업의 HPR이 정(+)<sup>1)</sup>의 값을 보이지만 BHAR를 의미하는 차이 값

은 1995년과 1996년에만 부(-)의 값을 보이고 있다. 1997년  $BHAR$ 가 10% 수준에서 유의한 정(+)의 값을 보이고 있으며, 전체표본의  $BHAR$ 도 10% 수준에서 유의한 정(+)의 값을 보이고 있다.  $WR$ 을 이용한 표본기업과 통제기업의 성과는 1995년과 1996년을 제외한 연도에서 1의 값을 넘고 있다.  $WR$ 이 1을 넘지 않는 1995년과 1996년에도 그 값이 1에 접근하고 있다. 이는 표본기업의 성과가 통제기업의 성과보다 좋음을 의미하고, 자사주매입이 주가에 정(+)의 영향을 미침을 알 수 있다.

〈표 1〉 자사주매입기업의 연도별  $BHAR$

구분	1994	1995	1996	1997	1998	1999	전체표본
표본기업	0.0736	-0.0613	-0.4210	0.4293	0.4566	-0.3082	0.0690
통제기업	-0.0048	-0.0126	-0.3952	0.0093	0.3634	-0.3896	-0.0638
차이	0.0784 (0.9189)	-0.0487 (-0.6046)	-0.0258 (-0.3023)	0.4200* (1.7744)	0.0932 (0.6792)	0.0814 (0.8985)	0.1328* (1.9124)
상대적 부	1.0788	0.9507	0.9573	1.4162	1.0684	1.1334	1.1418

주) 1) 24개월이 되지 않는 표본은 2000년 12월말까지 보유한 것으로 가정함.

2) \*, \*\*, \*\*\* 는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

3) ( )안의 값은 t-값임.

### (3) 자사주매입기업의 기간별 $\overline{CAR}$ 와 $\overline{BHAR}$

여기에서는 Barber-Lyon(1997)이 제시한  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$ 를 이용하여 자사주매입기업의 기간별 장기성과를 분석한다. <표 2>의 패널 A에는 전체표본을 대상으로 분석하였고, 패널 B와 C는 기간을 분리하여 분석하였다. 패널 A의 분석 결과 12개월간, 24개월간  $\overline{CAR}$ 가 각각 8.56%, 15.29%로 유의한 정(+)의 값을 보이고 있으며,  $\overline{BHAR}$ 는 24개월에서 유의한 정(+)의 값을 보이고 있다. 자사주매입기업의 1차연도(1~12), 2차연도(13~24)  $\overline{BHAR}$ 은 각각 1.10%, 21.93%를 나타내고 있다. 특히, 자사주매입을 실시한 기업은 2년째 성과가 좋음을 알 수 있다. Ikenberry et al(1995)에 따르면, 미국시장에서는 1차 연도의  $\overline{BHAR}$ 가 2.04% 2차 연도에 2.31%, 3차 연도에 4.59%로 매년 증가하는 추세를 보였다. 한국시장에서도  $\overline{BHAR}$ 은 2차 연도의 값이 더 크다. 24개월 간의 성과는 미국시장보다 한국시장이 적은 값을 나타내고 있다. 이는 미국시장보다 한국시장에서 자사주

매입기업을 장기 투자대상으로 삼기에는 수익성이 낮음을 의미한다. Ikenberry et al(1995)은 효율적인 시장에서 사건의 장기성과는 평균 이상이어서는 안 된다고 하였는데, 패널 A의 결과는 투자자들이 자사주매입 정보를 이용하면 비정상수익률을 얻을 수 있는 것으로 나타났는데, 이는 시장이 효율적이지 않음을 의미한다.

〈표 2〉 자사주매입 후 기간별  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$

구 분	기업 수	$\overline{CAR}$		$\overline{BHAR}$	
		수익률	t-값	수익률	t-값
패널 A : 전체표본					
(-24 -1)	415	0.0251	0.7047	-0.0010	-0.1911
(-12 -1)	415	-0.2519	-0.8789	-0.0815	-0.4976
(1 12)	414	0.0856**	2.5131	0.0110	0.2222
(1 24)	355	0.1529***	2.8484	0.1421*	1.7805
(13 24)	355	0.0912*	1.9377	0.2193*	1.7809
(4 15)	383	0.0538	1.4340	-0.0362	-0.5935
패널 B : 하락기 표본					
(-24 -1)	177	0.0343	0.8273	0.0616	1.0623
(-12 -1)	177	-0.0341	-0.9317	-0.0459	-1.0162
(1 12)	177	-0.0049	-0.1230	-0.0193	-0.4066
(1 24)	177	0.0356	0.5502	-0.0022	-0.0435
(13 24)	177	0.0402	0.7697	0.0048	0.1260
(4 15)	177	0.0422	1.1289	0.0335	0.8350
패널 C : 상승기 표본					
(-24 -1)	238	0.0183	0.3389	-0.0632	-0.7900
(-12 -1)	238	-0.0186	-0.4421	0.0019	0.0337
(1 12)	237	0.1526***	2.9497	0.0336	0.4268
(1 24)	178	0.2696***	3.1751	0.2857*	1.8978
(13 24)	178	0.1419*	1.8158	0.4327*	1.7881
(4 15)	206	0.0638	1.0287	-0.0960	-0.8896

주) \*, \*\*, \*\*\* 는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

패널 B와 C에서 기간별 분석결과를 보면, 시장 하락기 동안(1994~1996년)의 자사주매입의 효과는 거의 유의하지 않고, 다만 부호는 일관성 있게 나타났다. 반면에 시장 상승기(1997~1999년)의 자사주매입은  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$  모두 전체

표본과 같은 유의성을 보이고 있다. 한국에서는 자사주 매입기간이 3개월로 정해져 있다. 그래서 본 연구에서는 매입기간이 완료된 이후 1년 동안(4~15)의 성과를 살펴본 결과,  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$ 는 유의한 값이 나타나지 않았다. 다시 말해, 시장 하락기에 자사주매입을 공시한 기업은 부(-)의 값을 보이고 있고, 시장 상승기에는 전체표본의 수익률을 상회하는 값을 나타내고 있다. 이렇게 기간에 따라 수익률 차이가 발생하는 것은 Ikenberry et al(1995)의 주장과 같이 자사주매입이 보다 일상적인 사건이 되었고, 기간에 따라 동기가 다르기 때문일 수 있다.

#### (4) 자사주매입 목적별 장기성과

<표 3>에는 자사주매입의 목적이 나타나있다. 전체의 73.5%가 가격안정을 목적으로 공시하였으며, IMF 구제금융 시기인 1997년에는 전체의 90%가 가격안정을 목적으로 공시하였다. 증권거래법 200조의 폐지로 경영권 보호를 목적으로 공시할 기업이 많을 것으로 예상하였으나, 의외로 경영권 보호는 전체에서 20건 밖에 없었다. 오히려 이중목적(가격안정과 경영권 보호를 동시에 공시)을 공시한 기업이 78건으로 더 많았다.

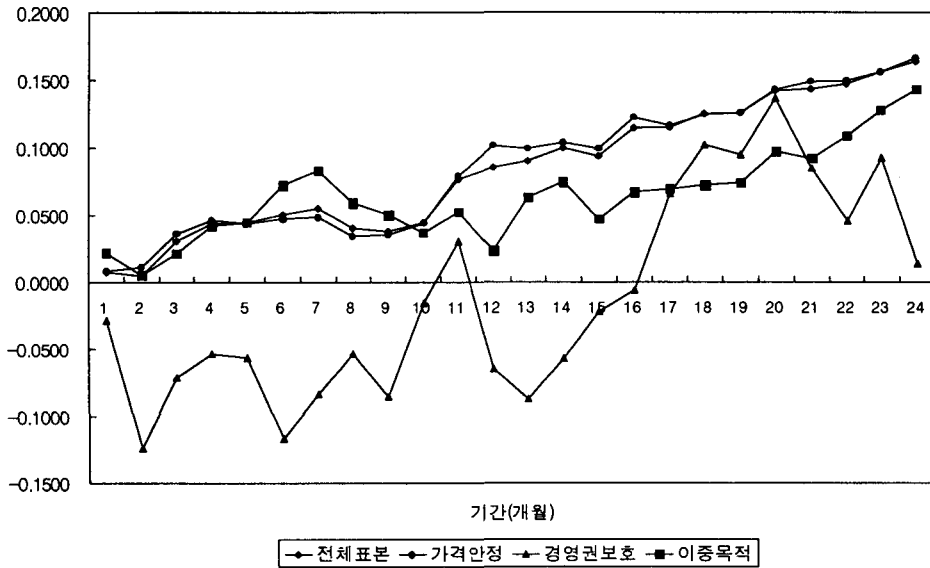
<표 3> 자사주매입 목적의 연도별 분포

구 분	1994	1995	1996	1997	1998	1999	전체표본
가격 안정	24	31	59	91	57	43	345
경영권 보호	5	1	5	4	3	2	20
이중 목적	21	10	16	9	16	6	78
합 계	50	45	82	104	77	57	415

경영권 보호 목적으로 자사주를 매입하는 경우 시장반응은 일관되게 나타나지 않았다. [그림 2]에서는 자사주매입 목적별  $CAR$ 를 보여준다.

자사주매입 목적이 가격안정인 표본과 전체표본은 24개월 간 성과에서 비슷한 행태를 보이고 있다. 이는 전체표본의 70% 이상이 가격안정인 것에 기인한다고 할 수 있다. 반면에 경영권 보호를 목적으로 공시한 표본은 자사주매입 후 주가의 변화가 심하게 나타나있다. 이중목적을 공시한 표본은 가격안정을 공시한 표본과 비슷한  $CAR$ 를 보이고 있다.

[그림 2] 자사주매입 목적별 CAR



자사주매입 목적에 따른 기간별  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$ 는 <표 4>와 같다. 가격안정을 목적으로 공시한 경우,  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$ 가 사전 12개월 동안 유의한 부(-)의 값을 보이고 있다. 이는 가격안정을 목적으로 공시한 기업은 주가의 저평가 때문에 자사주매입을 실시한다고 할 수 있다. 이 경우,  $\overline{CAR}$ 는 자사주매입 공시 후 12개월, 24개월에서 모두 유의한 값을 보이고 있으나,  $\overline{BHAR}$ 는 24개월에서 유의하지 않지만 정(+)의 값을 보이고 있다. 이는 가격안정을 목적으로 공시한 경우 주가 안정화에 어느 정도 기여한다고 볼 수 있다. 반면에 경영권 보호를 목적으로 공시한 기업은 자사주매입 전에  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$ 가 모두 유의한 정(+)의 값으로 나타났고, 자사주매입 후에는  $\overline{BHAR}$ 가 12개월까지 부(-)의 값을 보이고,  $\overline{CAR}$ 는 24개월까지 부(-)의 값을 보이고 있다. 이는 Denis(1990)의 연구와 다소 일치하는 결과로서, 경영권 보호 목적의 자사주매입은 주주에게 손실을 가져다 줄 수 있다. 이중목적을 공시한 기업의 기간별  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$ 는 모두 공시 후에 유의하지 않지만 정(+)의 값을 보이고 있다. 이는 이중목적을 공시한 기업은 자사주매입을 통해 시장에 정보를 확실하게 제공하는 것은 아니라고 할 수 있다.

〈표 4〉 자사주매입 목적별 기간별 평균  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$

구 분	$\overline{CAR}$			$\overline{BHAR}$		
	가격안정	경영권보호	이중목적	가격안정	경영권보호	이중목적
(-24 -1)	0.0004 (0.0085)	0.2857** (2.6131)	-0.0160 (-0.2163)	-0.0600 (-0.8853)	0.4131*** (2.9182)	0.0304 (0.4587)
(-12 -1)	-0.0672** (-2.0462)	0.3006** (2.4909)	0.0210 (0.2993)	-0.0766* (-1.7686)	0.3214** (2.6455)	0.0353 (0.5323)
(1 12)	0.1013** (2.4501)	-0.0644 (-0.5058)	0.0241 (0.3449)	-0.0024 (-0.0397)	-0.0028 (-0.0258)	0.0268 (0.2455)
(1 24)	0.1645** (2.4219)	-0.0915 (0.8191)	0.1402 (0.9507)	0.1541 (1.4701)	0.0772 (0.5443)	0.1206 (1.1208)
(13 24)	0.0798 (1.3206)	0.0598 (0.4310)	0.1250* (1.7349)	0.2620 (1.5677)	0.2782 (1.4388)	0.0603 (0.8652)
(4 15)	0.0554 (1.2225)	-0.0015 (-0.0099)	0.0263 (0.3306)	-0.0524 (-0.6946)	-0.0434 (-0.2791)	-0.0300 (-0.2350)

주) 1) \*, \*\*, \*\*\* 는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

2) ( )안의 값은 t-값임.

## 2. 기업특성에 따른 자사주매입의 장기성과

본 연구에서는 기업특성변수로 기업규모와 BE/ME를 이용하여 표본기업을 5개 포트폴리오로 분류한 다음 자사주매입의 장기성과를 분석하였다.

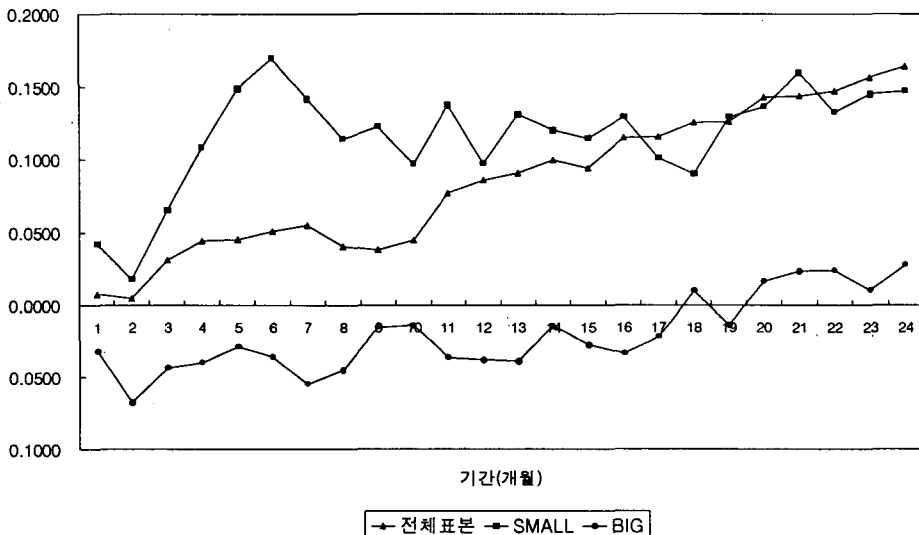
### (1) 기업규모별 장기성과

소기업은 대기업보다 정보비대칭 문제가 심각하다. Vermaelen(1981)에 따르면, 소기업은 분석가와 언론에 덜 알려져 있기에 가격이 잘못 평가될 가능성이 더 많다. 그래서 Fenn-Liang(1998)은 기업 규모가 클수록 정보비대칭으로 인한 대리인 문제는 더 적고, 자금조달 비용은 더 낮다고 하였다. Dittmar(2000)는 정보비대칭의 대응치로 기업규모를 선택하였다. 그래서, 본 연구에서는 자사주매입기업의 장기성과와 기업규모 간에는 부(-)의 관계가 있을 것으로 예상한다.

[그림 3]은 기업규모별  $\overline{CAR}$ 를 나타낸다. 이 그림에서, Small 포트폴리오는 소기업으로 구성된 포트폴리오를 나타내고, Big 포트폴리오는 대기업으로 구성된 포트폴리오를 나타낸다. Small 포트폴리오의 기업은 자사주매입 후 16개월

간 전체표본보다 높은 수익률을 보이고 있으나 기간이 길어질수록 성과는 횡보 상태를 보인다. 반면에 Big 포트폴리오에 속한 기업은 자사주매입 이후부터 전체표본과 Small 포트폴리오에 비해 저성적을 보이고 있고, 20개월이 지나서야 정(+)의 성과를 보인다. Big 포트폴리오는 자사주매입기업의 성과가 전반적으로 횡보상태를 보인다고 할 수 있다. 다시 말해, Small 포트폴리오 기업의 성과가 전체표본의 성과에 많은 영향을 미친다고 할 수 있다. 이는 자사주매입기업의 규모와 장기성과가 부(-)의 관계가 있음을 의미한다.

[그림 3] 기업규모별 자사주매입기업의 CAR



기업규모별 포트폴리오의 기간별  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$ 는 <표 5>와 같다. Small 포트폴리오는 자사주매입 전 24개월  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$  모두 유의한 20% 정도를 나타내고 있다. 이는 Lakonishok-Vermaelen(1990)이 고정가격 공개매수를 대상으로 한 분석에서 소기업이 자사주매입 이전 40개월 동안 -35%의 값을 나타낸 것과는 반대로 나타나고 있다. 반면에 Big 포트폴리오에서는 그들의 연구와 같이 유의하지 않지만 정(+)의 값을 나타내고 있다. 따라서 소기업은 저평가에 대한 신호 전달 수단으로서 자사주매입을 반드시 이용한다고 할 수 없다.



〈표 5〉 기업규모별 자사주매입기업의 기간별  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$

구 분	(-24 -1)	(-12 -1)	(1 12)	(1 24)	(13 24)	(4 15)
패널 A : $\overline{CAR}$						
Small	0.2075** (2.3926)	0.1264* (1.7267)	0.0972 (0.9965)	0.0341 (0.2549)	0.0407 (0.3676)	0.0187 (0.1601)
2	0.1084 (1.4485)	0.0184 (0.3042)	0.0808 (1.1370)	0.0714 (0.5005)	0.0302 (0.2447)	-0.0172 (-0.2080)
3	-0.1980** (-2.3016)	-0.1287** (-1.9917)	0.2326*** (3.0218)	0.3473*** (3.0841)	0.0890 (0.8479)	0.1654** (2.2606)
4	-0.0651 (-0.8828)	-0.0677 (-1.0853)	0.0560 (0.8315)	0.2691** (2.4884)	0.2101** (2.1574)	0.0856 (1.0930)
Big	0.0681 (0.9656)	-0.0774 (-1.3749)	-0.0378 (-0.6314)	0.0288 (0.2759)	0.0756 (0.8182)	0.0156 (0.2324)
패널 B : $\overline{BHAR}$						
Small	0.2026** (2.0593)	0.2813*** (2.5455)	0.0102 (0.0568)	0.1673 (1.2341)	0.1248 (1.0898)	-0.2582 (-1.0475)
2	0.0310 (0.3868)	-0.0685 (-0.8536)	-0.0571 (-0.6359)	-0.0182 (-0.1653)	-0.1087 (-0.6801)	-0.1717* (-1.8382)
3	-0.4174** (-2.1552)	-0.1624** (-2.1687)	0.0791 (0.9076)	0.1697 (1.3671)	0.1391 (1.0024)	0.0799 (1.0226)
4	0.0357 (0.4996)	-0.0811 (-1.2964)	0.0571 (0.6501)	0.1273 (1.1182)	0.0952 (0.8787)	0.1431 (1.0292)
Big	0.0908 (1.0240)	-0.0673 (-0.9366)	-0.0343 (-0.4654)	0.2500 (0.8658)	0.7588 (1.5364)	0.0024 (0.0381)

주) 1) \*, \*\*, \*\*\* 는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

2) ( )안의 값은 t-값임.

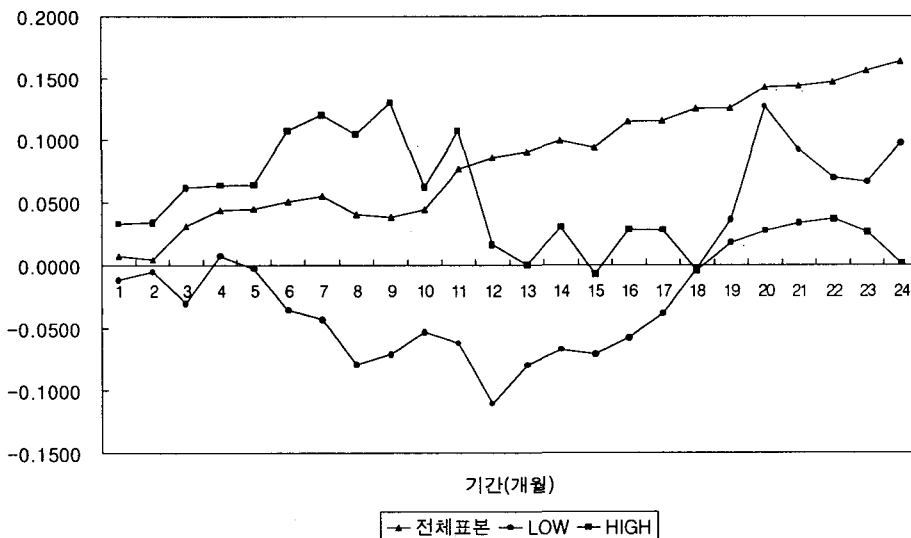
Small 포트폴리오의 24개월  $\overline{BHAR}$ 은 유의한 값은 아니지만 정(+)의 값을 나타내고 있다. 반면에 Big 포트폴리오는 24개월간  $\overline{CAR}$ 에서 유의한 정(+)의 값을 나타내고 있으며, 특히 2년째 성과에서 Big 포트폴리오의  $\overline{BHAR}$ 이 Small 포트폴리오의 성과보다 훨씬 높게 나타나고 있다. 이는 Lakonishok- Vermaelen (1990)이 자사주매입기업 중 소기업의 성과가 더 높다고 한 것과, Ikenberry et al(1995)이 주장한 소기업의 수익률이 대기업보다 높다는 연구결과에 반하는 것이다. 이는 시장이 자사주매입이라는 호재를 과소추정하는 것이라 할 수 있다. 결과적으로 투자자들은 자사주매입 이후에 12개월간 소형주를 매입하여 보유함

으로써 비정상 성과를 얻을 가능성이 있다. Big 포트폴리오가 자사주매입 이후 유의한 값을 보이지 않는 것은 Lakonishok-Vermaelen(1990)의 연구와 일치한다. 이러한 결과는 시장이 자사주매입 정보의 가치를 과소추정한다는 것과 일치하지만, 기업이 자사주매입 공시 이전에 저평가 되었다는 것과는 일치하지 않는다. 즉, 한국시장에서는 기업규모가 적을수록 정보비대칭의 문제가 심각하지만, 기업규모와 저평가 정도가 정(+)의 관계에 있음을 의미하지는 않는다.

## (2) BE/ME별 자사주매입기업의 장기성과

Ikenberry et al(2000)은 BE/ME가 높은 가치주는 저평가가 자사주매입의 주된 원인이 되지만, 성장주는 저평가가 자사주매입의 주된 원인이 안된다고 하였다. 또한 Lakonishok et al(1994), Ikenberry et al(1995), Fenn-Liang(1998) 등은 BE/ME가 자사주매입기업의 성과와 정(+)의 관계가 있다고 하였다. 따라서 본 연구에서도 BE/ME와 자사주매입기업의 장기성과 간에는 정(+)의 관계가 있을 것으로 예상한다.

[그림 4] BE/ME별 자사주매입기업의 CAR



[그림 4]는 BE/ME별 CAR를 나타낸다. 이 그림에서 Low 포트폴리오는 BE/ME가 낮은 종목으로 구성된 포트폴리오를 나타내고, High 포트폴리오는 BE/

ME가 높은 종목으로 구성된 포트폴리오를 나타낸다. Low 포트폴리오는 자사주매입 후 18개월 간 전체표본보다 낮은 수익률을 보이고 있으나 기간이 길어질수록 향상되어 24개월에서는 High 포트폴리오보다 높은 정(+)의 수익률을 보인다. 반면에 High 포트폴리오에 속한 기업은 자사주매입 직후에는 성과가 전체표본보다 높았으나 1년 후부터 지속적인 부(-)의 수익률을 나타내고 있다. 다시 말해, Low 포트폴리오는 초기에 성과가 나쁘고 기간이 길어질수록 성과가 좋아지는 반면, Big 포트폴리오는 기간이 길어질수록 성과가 나빠지고 있다.

BE/ME 비율별 포트폴리오의 기간별  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$ 는 <표 6>과 같다. 사전 12개월 동안 Low 포트폴리오와 High 포트폴리오의 수익률은 각각 유의하지 않지만 비슷한 크기의 정(+)의 수익률을 나타내고 있다. 이는 Ikenberry et al (2000)의 연구에서 가치주가 유의한 부(-)의 수익률을 보이고 성장주가 유의한 정(+)의 수익률을 보인 것과 일치하지 않는다. 이러한 결과로 한국시장에서 자사주매입은 반드시 저평가 때문에 실시되는 것은 아님을 알 수 있다. 사후 12개월까지는 High 포트폴리오가 Low 포트폴리오보다 수익률이 높기 때문에 Ikenberry et al(2000)의 연구와 다소 일치한다.

Low 포트폴리오는 자사주매입 1년 후에는  $\overline{CAR}$ 가 유의한 부(-)의 값을 보이고, 2년째 성과가  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$  모두 유의한 정(+)의 값을 보이고 있다. 이는 Low 포트폴리오에 속한 기업은 자사주매입 공시 후 장기성과가 나타남을 의미한다. 반면에 High 포트폴리오는 자사주매입 전에는  $\overline{CAR}$ 가 유의한 정(+)의 값을 보이고, 자사주매입 공시 후에는 유의한 부(-)의 값을 보이고 있다.  $\overline{BHAR}$ 는 유의한 값을 보이진 않았지만  $\overline{CAR}$ 와 비슷한 부호를 나타내고 있다. Ikenberry et al(2000)의 연구에서 36개월간 수익률을 비교하면, 가치주가 성장주의 3배 정도의 비정상수익률을 올린다는 결과와 반대되는 것이다. 다시 말해, BE/ME를 기준으로 자사주매입기업의 장기성과를 보면, Low 포트폴리오가 Big 포트폴리오보다 큰 값을 보인다는 것이다. 이러한 결과는 한국시장에서 High 포트폴리오에 속한 기업들의 자사주매입은 저평가가 주된 원인이 아니며, 자사주매입의 정보효과도 장기간 지속되지 않는다고 할 수 있다.

〈표 6〉 BE/ME별 자사주매입기업의 기간별  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$

구분	(-24 -1)	(-12 -1)	(1 12)	(1 24)	(13 24)	(4 15)
패널 A : $\overline{CAR}$						
Low	0.0973 (1.0805)	0.0349 (0.5513)	-0.1105* (-1.6906)	0.1068 (0.9518)	0.2306** (2.0531)	-0.0408 (-0.5735)
2	0.0194 (0.2509)	-0.1105 (-1.5546)	0.1355** (2.2268)	0.1654* (1.8149)	0.0586 (0.7435)	0.0693 (1.1539)
3	0.0228 (0.3879)	-0.0503 (-0.8668)	0.2314*** (2.7233)	0.3776*** (3.6169)	0.1352 (1.5579)	0.2149** (2.4884)
4	-0.1475* (-2.0325)	-0.1547*** (-2.9547)	0.1553** (2.0471)	0.1577 (1.0918)	0.0287 (0.2522)	0.1387** (1.8225)
High	0.1337 (1.4277)	0.1546** (2.2191)	0.0162* (0.1897)	-0.0675 (-0.4657)	-0.0240 (-0.1801)	-0.1383 (-1.1182)
패널 B : $\overline{BHAR}$						
Low	0.3532 (0.1564)	0.1015 (1.0066)	-0.1320** (2.1800)	0.2918 (0.9896)	0.9225* (1.7893)	-0.0646 (-1.0860)
2	0.0361 (0.4600)	-0.1432* (-1.6820)	0.1215* (1.8539)	0.1324 (1.4311)	0.1281 (1.2804)	0.0457 (0.9498)
3	-0.0189 (-0.3037)	-0.0274 (-0.3744)	0.1311 (1.2985)	0.2132** (2.2657)	0.0887 (1.2181)	0.1093 (1.1619)
4	-0.1656** (-2.4159)	-0.1542** (-2.5329)	0.0240 (0.3065)	0.0059 (0.0452)	0.0100 (0.0864)	-0.0027 (-0.0310)
High	0.0633 (1.2612)	0.1307 (1.4974)	-0.0883 (-0.4622)	0.0437 (0.2622)	-0.1817 (-1.0432)	-0.3127 (-1.0235)

주) 1) \*, \*\*, \*\*\* 는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

2) ( )안의 값은 t-값임.

### 3. 강건성 검정

자사주매입기업의 장기성과에 관한 선행연구에서는 대체로 정(+)의 값을 나타냈으며, 본 연구의 결과도 정(+)의 값을 나타냈다. 그러나 최근에는 이러한 결과에 대한 강건성(robustness)의 검정에 관한 연구가 활발하다. 본 연구에서도 비정상수익률의 측정방법과 표본구성을 달리하여 분석 결과에 대한 강건성을 제고시키고자 한다.

#### (1) 성과측정 방법에 따른 장기성과

Fama(1998)는 비정상수익률의 계산 방법에 따라 연구결과가 달라지기 때문에

부적절한 모형으로 인한 문제가 장기 사건연구에서 발생할 수 있다고 하였다. 그래서 본 연구에서는 연구결과의 강건성을 제고하기 위해 3요인 모형으로 장기성과를 측정한다. 즉, 횡단면 종속성을 통제하기 위해 월력 포트폴리오(calendar-time portpolio)를 구성하여 자사주매입기업의 장기성과를 측정하고자 한다.

3요인 모형으로 자사주매입기업의 장기성과를 측정한 결과는 <표 7>과 같다. 패널 A는 동일가중방법으로 계산한 결과이고, 패널 B는 가치가중방법으로 계산한 결과이다. 동일가중의 경우 자사주매입기업의 사전 저성과는 나타나지 않

<표 7> Fama-French 3요인 모형을 이용한 분석결과

3요인 모형	$R_{pt} - R_{ft} = a_p + b[R_{mt} - R_{ft}] + sSMB_{pt} + hHML_{pt} + \varepsilon_{pt}$ $R_{pt} : t\text{월의 포트폴리오 } p\text{의 수익률}$ $R_{mt} : \text{한국종합주가지수 수익률}$ $R_{ft} : t\text{월의 월별 무위험수익률(국채수익률을 복리로 환산함)}$ $b, s, h : \text{시장요인, 기업규모와 } BE/ME \text{ 요인에 대한 회귀계수}$ $\varepsilon_{pt} : \text{포트폴리오 잔차항}$					
	구 분	$a_p$	$b$	$s$	$h$	$R^2$
패널 A : 동일가중						
(-24 -1)	0.0089 (1.2837)	0.8798 (13.8235)	0.3153 (3.8441)	-0.0048 (-0.0923)	0.7041	69.0183
(-12 -1)	0.0059 (0.7949)	0.8977 (13.6258)	0.3258 (3.9275)	-0.0018 (-0.0341)	0.7289	67.2078
(1 12)	0.0194** (2.4260)	0.9075 (13.1770)	0.2963 (3.4732)	0.0795 (1.3677)	0.7311	67.9831
(1 24)	0.0176** (2.3751)	0.8813 (13.8387)	0.3157 (4.0026)	0.0943 (1.7561)	0.7553	77.1738
패널 B : 가치가중						
(-24 -1)	0.0003 (0.0640)	0.2676 (5.5448)	-0.0431 (-0.6927)	-0.0251 (-0.6311)	0.2782	11.1757
(-12 -1)	-0.0064*** (-3.1746)	0.1226 (6.8801)	-0.0040 (-0.1778)	-0.0143 (-0.9925)	0.3955	16.3546
(1 12)	0.0002 (0.0845)	0.2638 (14.3284)	0.0335 (1.4682)	-0.0151 (-0.9700)	0.7385	70.5868
(1 24)	0.0042 (1.1863)	0.4832 (16.1087)	0.0604 (1.5920)	-0.0564 (-2.1820)	0.7780	87.6001

주) 1) \*, \*\*, \*\*\* 는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

2) ( )안의 값은 t-값임.

고 있다. 이는 본 연구에서 자사주매입 이전 12개월에서 유의하진 않지만 부(-)의 값을 보인 것과는 다르다. 그러나 자사주매입의 장기성과를 살펴보면, 12개월 24개월에서 모두 유의한 정(+)의 값을 보이고 있다. Ikenberry et al(2000)이 캐나다 기업을 대상으로 3요인 모형을 사용한 결과 장기성과가 0.59%로 나타났으나 한국에서는 1.76%로 더 크게 나타났다. 이는 본 연구의 결과를 지지하는 것으로서 자사주매입이 기업의 수익률에 정(+)의 영향을 미친다고 할 수 있다. 가치가중의 경우에도 수익률 행태는 본 연구의 결과와 유사하다. 특히 자사주매입 이전 12개월의 성과가 유의한 -0.64%를 보이는 것은 본 연구의  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$ 가 부(-)의 값이 나타난 것을 더욱 지지하는 것이다.

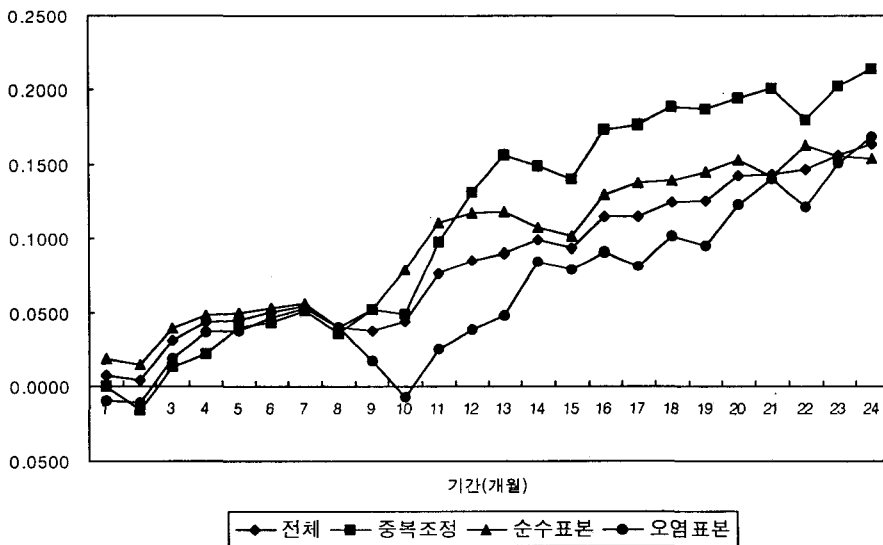
## (2) 표본 구성을 조정한 경우의 장기성과

Fama(1998)는 장기 사건연구에서 비정상수익률의 크기는 표본을 달리하면 다른 결과가 나올 수 있다고 하였다. 분석기간 중 11번 자사주매입을 공시한 1개 기업과 6번 공시한 5개 기업을 포함하여 2번 이상 공시한 기업은 전체표본에서 45.25%로 나타났다. 그래서 중복공시한 경우 자사주매입의 효과가 오염될 가능성이 있어 중복을 조정하여 장기성과를 분석하였다. 즉, 자사주매입의 순수한 효과를 살펴보기 위해 처음 자사주매입 공시 후 3년 내에 재공시한 표본을 제외하여 분석하였다. Loughran-Ritter(1995)는 최초공모(initial public offering : IPO)와 유상증자(seasoned equity offerings : SEO)를 실시한 기업은 주식이 고 평가되었을 때 주식을 발행함으로써 일시적인 기회의 창(windows of opportunity)을 이용한다고 주장하였고, 유상증자 기업은 장기 저성과를 보인다고 하였다. 김석진·변현수(1998)는 한국시장에서도 유상증자를 실시한 기업은 16~18개월까지는 유의한 저성과를 보인다고 하였다. 유상증자를 실시하기 위해 자사주매입을 실시한다면, 자사주매입기업의 순수한 효과를 살펴볼 수 없다. 실제 자사주매입기업의 성과가 존재함에도 불구하고, 유상증자와 최초공모로 인하여 표본기업이 저성과를 보일 수 있다. 유상증자를 제외한 표본에서는 전체표본보다 장기성과가 더 크게 나올 것으로 예상할 수 있다. 그래서 본 연구에서는 자사주매입 공시 이전과 이후에 유상증자를 실시한 기업을 제외하여 분석하였다.

[그림 5]는 중복공시와 유상증자를 조정한 경우의  $CAR$ 를 나타낸다. 순수표

본은 자사주매입 공시 이전 3년과 이후 3년 동안 유상증자를 한 번도 실시하지 않은 기업이고, 오염표본은 자사주매입 공시 이전 3년과 이후 3년 동안 유상증자를 실시한 기업으로 구성하였다. 전체적인  $CAR$ 의 추세는 조정을 하지 않은 전체 표본과 비슷한 모습을 보이고 있다. 특히, 중복공시와 유상증자의 영향을 통제한 순수표본은 전체표본보다 더 좋은 성과를 보이고, 유상증자의 영향을 받은 오염표본은 부(-)의 성과는 보이진 않지만 전체표본보다는 나쁘게 나타났다.

[그림 5] 표본 구성을 조정한 경우의  $CAR$



표본 구성을 조정한 경우의 자사주매입기업의  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$ 는 <표 8>과 같다. 중복공시를 조정한 경우의 24개월 장기성과는  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$ 에서 모두 유의한 20.86%와 11.96%로 나타났다. 이는 전체표본과 유사한 결과이다. 또한 Ikenberry et al(1995)의 연구에서 중복공시를 조정한 경우의 3년 동안  $BHAR$ 이 11.3%로 나타난 것과 유사한 값이고, 중복공시한 경우가 자사주매입의 장기성과에 영향을 미친다는 것을 명확하게 지지하는 것은 아니지만 중복공시를 조정하여도 자사주매입의 장기성과는 존재한다고 할 수 있다. 유상증자의 영향을 통제한 경우의  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$ 를 살펴보면, 유상증자의 영향을 받지 않은 순수표본에서는  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$ 이 각각 13.91%와 2.31%로 나타났고, 유상증자의 영향을 받을 수 있는 오염표본에서는

$\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$ 이 각각 16.96%와 28.77%로 나타났다. 순수표본의 장기성과는 전체표본과 중복공시를 조정한 표본의 성과보다 낮은 성과를 보여 본 연구에서 예상한 결과와 반대로 나타났다. 오히려, 오염표본의 24개월 성과가 더 높게 나타난 것은 이상증자가 자사주매입에 영향을 미친다는 것을 부인하는 것이라 할 수 있다.

〈표 8〉 표본 구성을 조정한 경우의 기간별  $\overline{CAR}$ 와  $\overline{BHAR}$

구분	(-24 -1)	(-12 -1)	(1 12)	(1 24)	(13 24)	(4 15)
패널 A : $\overline{CAR}$						
전체표본	0.0251 (0.7047)	-0.2519 (-0.8789)	0.0856** (2.5131)	0.1529*** (2.8484)	0.0912* (1.9377)	0.0538 (1.4340)
중복조정	0.0612 (0.3442)	-0.0353 (-0.9165)	0.1320*** (3.2933)	0.2086*** (3.0812)	0.1068* (1.8942)	0.1042** (2.3222)
순수표본	0.1209*** (2.8895)	0.0265 (0.7186)	0.1169*** (2.5631)	0.1391* (1.8577)	0.0523 (0.7993)	0.0515 (0.9423)
오염표본	-0.1170* (-1.8929)	-0.1019** (-2.2603)	0.0389 (0.7705)	0.1696** (2.2059)	0.1357** (2.1229)	0.0569 (1.1570)
패널 B : $\overline{BHAR}$						
전체표본	-0.0010 (-0.1911)	-0.0815 (-0.4976)	0.0110 (0.2222)	0.1421* (1.7805)	0.2193* (1.7809)	-0.0362 (-0.5935)
중복조정	-0.1689 (-0.2385)	-0.2077 (-0.3738)	0.0650 (1.2726)	0.1196* (1.7850)	0.1374 (1.8536)	0.0182 (0.2979)
순수표본	0.0712* (1.7464)	0.0215 (0.4656)	0.0269 (0.3771)	0.0213 (0.2908)	0.0084 (0.0956)	-0.1059 (-1.1179)
오염표본	-0.1306 (-1.1439)	-0.0779 (-1.2578)	-0.0126 (-0.2024)	0.2877* (1.8963)	0.4502* (1.7963)	0.0550 (0.8286)

주) 1) \*, \*\*, \*\*\* 는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

2) ( )안의 값은 t-값임.

위와 같이 표본 구성을 조정하여 분석하여도 모든 표본에서 자사주매입의 장기성과가 정(+)의 값으로 나타났다. 이상의 결과는 자사주매입이 기업의 주식수익률에 정(+)의 영향을 미친다고 할 수 있다.

#### 4. 자사주매입기업의 장기성과에 대한 횡단면 회귀분석

자사주매입기업의 장기성과를 나타내는  $BHAR$ 의 횡단면적 결정요인을 살펴 보기 위한 회귀분석의 결과는 <표 9>와 같다. <표 2>에서 기간에 따라 자사주매입기업의 성과에서 차이가 있었기 때문에 회귀분석도 패널 B의 시장 하락기(1994~1996년)와 패널 C의 시장 상승기(1997~1999년)로 구분하여 시행하였다.



그 결과, 통계적으로 유의한 값으로는 대주주지분율과 사전 12개월 *BHAR*로 나타났다. 전반적으로 본 연구의 예상과 일치하는 부호를 보이는 것은 패널 B의 결과이고, 패널 A와 C는 본 연구의 예상과 반대로 나타났다.

〈표 9〉 횡단면적 회귀분석

회귀 모형	$BHAR = a_0 + a_1 TPR + a_2 OWN + a_3 FCF + a_4 PBHAR + DUM1 + DUM2 + \varepsilon_i$ <i>BHAR</i> : 24개월 보유기간 비정상수익률 <i>TPR</i> : 목표매입비율 <i>OWN</i> : 대주주지분율 <i>FCF</i> : 잉여현금흐름 <i>PBHAR</i> : 사전 12개월 보유기간 비정상수익률 $\varepsilon_i$ : 회귀식의 잔차항 <i>DUM1</i> : 매입목표가 가격안정이면 1, 그렇지 않으면 0 <i>DUM2</i> : 매입목표가 경영권안정이면 1, 그렇지 않으면 0									
	구분	상수항	TPR	OWN	FCF	PBHAR	DUM1	DUM2	R <sup>2</sup>	F 값
패널 A : 전체기간										
모형 1	0.2506 (1.9666)	-3.6278 (-1.1024)							0.0029	1.2153
모형 2	0.4180 (2.8080)		-1.1534** (-2.1634)						0.0112	4.6802
모형 3	0.0551 (0.4126)			1.0831 (0.6812)					0.0011	0.4641
모형 4	0.1127 (0.7516)				-0.0264 (-0.2840)	0.0246 (0.1436)	0.0332 (0.0917)		0.0003	0.0368
모형 5	0.4124 (1.6463)	-3.0712 (-0.9242)	-1.1342** (-2.0985)	0.9846 (0.6152)	-0.0054 (-0.0583)	0.0354 (0.2074)	0.0794 (0.2260)		0.0147	0.0115
패널 B : 하락기										
모형 1	-0.0359 (-0.3850)	1.1288 (0.4305)							0.0011	0.1853
모형 2	-0.0484 (-0.4312)		0.1982 (0.4614)						0.0012	0.2129
모형 3	-0.0715 (-0.7056)			1.0156 (0.7895)					0.0035	0.6232
모형 4	-0.0633 (-0.6808)				0.1595* (1.8816)	0.1007 (0.8958)	0.0573 (0.2565)		0.0235	1.3886
모형 5	-0.1460 (-0.7895)	1.4458 (0.5328)	-0.0193 (-0.0429)	0.7226 (0.5412)	0.1549* (1.7255)	0.0932 (0.8172)	0.0463 (0.2028)		0.0264	0.7677
패널 C : 상승기										
모형 1	0.4853 (2.2911)	-7.3268 (-1.4149)							0.0084	2.0021
모형 2	0.7632 (3.1466)		-2.0542** (-2.4730)						0.0253	6.1158
모형 3	0.1704 (0.7861)			0.8446 (0.3416)					0.0005	0.1167
모형 4	0.3760 (1.2941)				-0.1124 (-0.5485)	-0.1749 (-0.5485)	-0.0584 (-0.0885)		0.0037	0.2908
모형 5	1.1371 (2.5096)	-7.4373 (-1.4279)	-2.0258** (-2.4212)	0.0814 (0.3250)	-0.0928 (-0.6839)	-0.2255 (-0.7103)	-0.0985 (-0.1509)		0.0375	1.4989

주) 1) \*, \*\*, \*\*\* 는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함.

2) ( )안의 값은 t-값임.

본 연구에서 주주와 경영자간의 대리인 문제의 대응치로 대주주지분율과 잉여현금흐름을 사용하였다. 패널 A와 C에서 대주주지분율은 유의한 부(-)의 값을 보이고 있고, 시장 하락기에는 유의한 값이 나타나지 않았다. 이는 Vermaelen(1981)과 정성창·이용교(1996, 2001)의 연구에서 대주주지분율이 정(+)의 값으로 나타난 것과 상반되는 결과이고, 본 연구에서 대리인 문제가 클수록 자사주매입기업의 성과에 정(+)의 영향을 미친다고 예상한 것과도 상반된다. 그러나 Vermaelen(1981)은 대주주지분율이 50%를 초과할 경우에는 기업의 성과에 부(-)의 영향을 미친다고 지적한 바 있다. 또한 정성창·이용교(1996, 2001)도 기업인수 방어기설의 관점에서는 대주주지분율과 기업의 주식성과 간에는 부(-)의 영향을 미친다고 하였다. 그러나 이들의 연구는 자사주매입의 공시효과를 살펴본 연구이고, 대주주지분율이 높을수록 자사주매입기업의 성과가 더 높다는 것은 단기적인 효과만을 지적하는 것이다. 본 연구에서는 시장이 상승기에 있을 경우에, 대주주지분율이 높은 기업이 자사주매입을 공시하면 장기성과에 부(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다.

Stephens-Weisbach(1998)는 기업이 현금흐름의 분배수단으로 자사주매입을 이용하기 때문에 자사주매입기업의 성과와 잉여현금흐름간에는 정(+)의 관계가 있다고 하였다. Fenn-Liang(1998)과 Li-McNally(2000)도 잉여현금흐름이 많은 기업일수록 자사주매입을 실시하여 대리인 비용을 감소시키고, 잉여현금흐름의 정도와 기업의 성과는 정(+)의 관계가 있다고 하였다. 본 연구에서 잉여현금흐름의 경우 유의하진 않지만 정(+)의 부호를 보이고 있어 부호의 방향은 기존연구와 일치한다.

*TPR*과 *PBHAR*은 저평가의 대응변수를 나타낸다. *TPR*은 유의하지 않지만 하락기에는 부(-)의 값, 상승기에는 정(+)의 값으로 나타났다. 이는 부호의 일관성이 없기 때문에 한국시장에서 자사주매입이 저평가에 기인하여 발생하지 않는다는 것을 의미한다. 그러나 정성창·이용교(1996, 2001)의 연구에서는 목표매입비율이 유의하게 나타났다. 그들의 연구는 일별자료를 사용하여 자사주매입의 공시효과를 설명한 것으로서 본 연구가 월별자료를 이용하여 장기성과를 본 것과는 다르다. 즉, 목표매입비율이 자사주매입의 공시효과에서는 설명할 수 있지만, 자사주매입의 장기성과를 설명하는 것은 아니라는 것이다. *PBHAR*은 하락

기에는 10% 수준에서 유의한 정(+)의 값, 상승기에는 유의하지 않은 부(-)의 값이 나타났다. Comment-Jarrell(1991)과 Stephens-Weisbach(1998)는 사전수익률과 자사주매입기업의 성과와 부(-)의 관계가 있다고 하였는데, 본 연구에서는 기간에 따라 다른 결과가 도출되었다. 즉 한국시장이 하락기에 있을 경우, 자사주매입 이전에 성과가 좋은 기업일수록 공시 이후 24개월의 장기성과가 더 높다고 할 수 있다. 이는 부분적으로 정보신호가설이 한국시장에서 적용되지 않음을 의미한다.

자사주매입 목적이 기업성과에 미치는 영향은 더미변수를 이용하여 살펴보았다. *DUM1*과 *DUM2*는 유의하지 않지만 하락기에는 정(+)의 값, 상승기에는 부(-)의 값으로 나타났다. 이는 자사주매입기업의 성과와 자사주매입 목적은 관계가 없다고 할 수 있다.

## V. 결 론

본 연구에서는 자사주매입이 최초로 허용된 1994년 5월부터 1999년 12월까지 자사주매입을 공시한 415건을 대상으로 24개월간 장기성과를 분석하여 다음과 같은 결과를 도출하였다.

첫째, 자사주매입기업의 성과에 관한 정보신호가설이 부분적으로 지지되는 것으로 나타났다. 그러나 소기업은 주식의 저평가에 대한 신호전달 수단으로서 자사주매입을 반드시 이용한다고 할 수 없다.

둘째, 자사주매입의 목적별로 보면, 가격안정을 목적으로 한 자사주매입은 정(+)의 성과를 나타낸 반면에 경영권 보호를 목적으로 한 자사주매입은 부(-)의 성과를 나타냈다. 이는 Denis(1990)의 연구와 다소 일치하는 것으로서 경영권 보호 목적의 자사주매입은 주주에게 오히려 손실을 가져다 줄 수 있음을 의미한다.

셋째, 자사주매입기업의 특성변수로 기업규모와 BE/ME를 고려하여 분석한 결과, 기업규모가 작을수록 주식의 장기성과가 반드시 크다고는 할 수 없었으나, BE/ME가 낮을수록 장기성과가 비교적 크게 나타났다.

넷째, Fama-French(1993)의 3요인 모형을 이용한 분석에서, 자사주매입이 주식의 장기성과에 정(+)의 영향을 미친다는 사실을 확인할 수 있었고, 표본을 다양한 방법으로 재구성하여 자사주매입이 장기성과에 정(+)의 영향을 미친다는 것을 재확인할 수 있었다.

다섯째, 자사주매입기업의 장기성과에 대한 횡단면 회귀분석에서, 대주주지분율과 사전수익률이 주식의 장기성과에 부분적으로 영향을 미치는 것으로 나타났다.

본 연구의 한계점으로는 장기성과의 분석에 있어 자사주매입이 허용된 기간이 짧기 때문에 IMF 구제금융의 기간을 배제할 수 없었다는 점이다. 추후에 기간의 확장이 이뤄지면 IMF 구제금융 기간을 배제하여 장기성과를 분석하면 자사주매입의 순수 효과를 더 잘 분석할 수 있을 것이다. 또한, 경영권 보호를 목적으로 한 표본기업은 24개월 장기성과를 살펴보기에 충분하지 않고, 표본의 대부분이 자사주매입 한도가 폐지되기 이전의 기업들로 구성되어 있기 때문에 향후 표본기업이 충분히 확보된 후에 자사주매입 목적이 장기성과에 미치는 영향을 재분석할 필요가 있다.

## 참 고 문 헌

- 김석진·변현수, “유상증자의 장기 성과”, 재무연구, 제16호, 1998, 23-50.
- 김철교, “자사주관리가 한국주식시장에 미치는 영향에 관한 실증분석”, 재무연구, 제13호, 1997, 169-195
- 서대석, “자사주의 취득동기별 정보효과 차이에 관한 연구”, 경영연구, 제13권 제2호, 1998, 113-139.
- 신민식, “자사주매입이 주가, 체계적 위험 및 유동성에 미치는 영향”, 경영연구, 제12권 제1호, 1997, 235-255.
- \_\_\_\_\_. 송준협, “자기주식재매입이 주가에 미치는 영향”, 경영연구, 제8집, 1995, 121-134.
- 정성창·이용교, “자사주 매입과 자사주펀드 제도의 유효성”, 재무연구, 제11호, 1996, 241-271.
- \_\_\_\_\_, “자기주식 매입 전략과 기업의 가치”, 재무연구, 제14권 제1호, 2001, 59-88.
- Bagwell, Laurie S., “Share repurchase and takeover deterrence,” *RAND Journal of Economics*, 22, 1991, 72-88.
- Banz, R., “The relationship between return and market value of common stocks,” *Journal of Financial Economics*, 9, 1981, 3-18.
- Barber, B. and J. Lyon, “Detecting long-run abnormal stock returns : The empirical power and specification of test statistics,” *Journal of Financial Economics*, 43, 1997, 341-372.
- Brav, A., “Inference in long-run event studies : A bayesian approach with application to initial public offerings,” *Journal of Finance*, 55, 2000, 1979-2016.
- Brennan, Michael, and Anjan Thakor, “Shareholder preference and dividend policy,” *Journal of Finance*, 45, 1990, 993-1018.
- Chopra, Navin, Josef Lakonishok, and Jay R. Ritter, “Measuring abnormal performance : Do stocks overact?,” *Journal of Financial Economics*, 31, 1992, 235-268.
- Comment, Robert and Gregg A. Jarrell, “The relative signalling power of

- dutch-auction and fixed-price self tender offers and open market share repurchases," *Journal of Finance*, 46, 1991, 1243-1271.
- Denis, D., "Defensive changes in corporate payout policy : Share repurchases and special dividends," *Journal of Finance*, 45, 1990, 1433-1456.
- \_\_\_\_\_, Diane Denis, and Atulya Sarin, "Information content of dividend changes : Cash flow, signalling, overinvestment, and dividend clien-  
teles," *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 29, 1994, 567-587.
- Dittmar, Amy K., "Why do firms repurchase stock?," *Journal of Business*, 73, 2000, 331-355.
- Evans, John P., Robert T. Evans, and James A. Gentry, "The decision to repurchase share : A cash flow story," *Working Paper*, SSRN, 2001.
- Fama, E. F., "Market efficiency, long-term returns, and behavioral finance," *Journal of Financial Economics*, 33, 1998, 283-306.
- \_\_\_\_\_ and Kenneth R. French, "Common risk factors in the returns on stocks and bonds," *Journal of Financial Economics*, 33, 1993, 3-56.
- Fenn, George W. and Nellie Liang, "Good news and bad news about share repurchases," *Working Paper*, FEDS, 1998.
- Grullon, Gustavo, "The information content of share repurchase programs," *Working Paper*, Rice univ., 2000.
- Ikenberry, David and Theo Vermaelen, "The option to repurchase stock," *Fi-  
nancial Management*, 25, 1996, 9-24.
- \_\_\_\_\_, Josef Lakonishok, and Theo Vermaelen, "Market under-reac-  
tion to open market share repurchases," *Journal of Financial Economics*, 39, 1995, 181-208
- Jagannathan, Murali, Clifford P. Stephens, and Michael S. Weisbach, "Financial flexibility and the choice between dividends and stock repurchases," *Journal of Financial Economics*, 57, 2000, 355-384.
- Jensen, M. C., "Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeover," *American Economic Review*, 76, 1986, 323-329.
- Kaplan, Steven, "The effects of management buyouts on operating performance and value," *Journal of Financial Economics*, 24, 1989, 217-254.

- Lakonishok, Josef and Theo Vermaelen, "Anomalous price behavior around repurchase tender offers," *Journal of Finance*, 45, 1990, 455-477.
- Li, Kai and William McNally, "Information signalling or agency conflicts : What explains canadian open market share repurchases?," *Working Paper*, SSRN, 2000.
- Loughran, T. and J. Ritter, "Uniformly least powerful tests of market efficiency," *Journal of Financial Economics*, 55, 2000, 361-389.
- Lyon, John D., Brad M. Barber, and Chih-Ling Tsai, "Improved methods for tests of long-run abnormal stock returns," *Journal of Finance*, 54, 1999, 165-201.
- Masulis, R. W., "Stock repurchase by tender offer : An Analysis of the causes of common stock price change," *Journal of Finance*, 35, 1980, 305-319.
- McNally, William J., "Open market stock repurchase signalling," *Financial Management*, 28, 1999, 55-67.
- Nohel, Tom and Vefa Tarhan, "Share repurchases and firm performance : New evidence on the agency costs of free cash flow," *Journal of Financial Economics*, 49, 1998, 187-222.
- Ofer, A. R., and A. V. Thakor, "A theory of stock price responses to alternative corporate cash disbursement methods : Stock repurchases and dividend," *Journal of Finance*, 42, 1987, 365-394.
- Opler, Tim and Sheridan Titman, "The determinants of leveraged buyout activity : Free cash flow vs. Financial distress costs," *Journal of Finance*, 48, 1993, 1985-1999.
- Ritter, Jay R., "The long-run performance of initial public offerings," *Journal of Finance*, 46, 1991, 3-27.
- Spies, D. Katherine and John Affleck-Graves, "Underperformance in long-run stock returns following seasoned equity offerings," *Journal of Financial Economics*, 38, 1995, 243-267.
- Stephens, Clifford P. and Michael S. Weisbach, "Actual share reacquisitions in open-market repurchase programs," *Journal of Finance*, 53, 1998, 313-333.

- Vermaelen, Theo, "Common stock repurchases and market signalling," *Journal of Financial Economics*, 9, 1981, 139-183.
- Weston, J. F., K. S. Chung, and S. E. Hoag, "Management view on share repurchase and tender offer premiums," *Financial Management*, 18, 1989, 97-110.