

자사주매입 공시 후 주가수익률의 추세분석

이태희* · 김철규** · 임병문***

〈요 약〉

자사주 매입에 대한 선행연구는 대부분 그 분석기간이 10일 또는 20일에서 길어도 3개월을 초과하지 않는다. 그러나 투자자들의 공시에 대한 믿음의 수정은 이익발표 등과 같은 추가적인 정보가 나올 때에 이루어질 가능성이 더 크며 이러한 정보들이 자사주매입 공시 후 20여일 후에 나올 가능성은 더 크다고 할 수 있다. 외국의 선행연구에서도 공시후 주가추이분석은 1~5년을 측정기간으로 하고 있으며 동 기간동안에 추가적인 주가상승이 있음을 보고하고 있다.

본 연구에서는 기존의 연구와 달리 표본기간과 표본수를 확대하고 주가반응을 살피는 기간을 연장하여 자사주매입 공시의 정보효과에 대해 검증하였다. 검증 결과 기존의 연구나 실무계에서 주장하는 공시 후 20여일 동안의 주가상승은 자사주매입의 정보신호효과로 인한 것이라는 증거를 찾을 수 없으며, 주가의 상승 자체도 일반적인 현상이 아니라 특정한 연도(주가하락이 극심했던 1997년도)에 국한된 현상임을 확인하였다. 그러나 특정연도에 추가적인 주가상승이 발생한 이유에 대해서는 명확한 결론을 내릴 수 없었다. 또한 자사주매입으로 인한 주가의 추가상승은 단기적인 현상이 아니라 매우 장기적인 현상일 것이라는 점에 착안하여 분석기간을 공시 후 80여일로 늘려서 분석을 실시한 결과 정보신호효과와 관련된 변수가 유의적인 값을 가지기 시작하였다.

I. 서 론

일반적으로 주식시장이 침체에 접어들어 주가가 하락하면 상당수의 기업들이 자사의 주가를 올리기 위한 여러 방법들을 모색하는데 그 중 하나의 방법이 자사주의 취득을 통해서 주가를 올리려 하는 것이다. 특히 지난 2000년 1월 이후 주가가 지속적으로 하락함으로써 거래소 상장기업의 자사주 취득 공시가 급증하고 있다. 이는 코스닥의 부

* 국민대학교 경영학부 교수

** 숭의여자대학 경영학과 교수

*** 국민대학교 회계정보과 박사과정

**** 본 논문은 첫 번째 저자에 대한 학술진흥재단의 연구비 지원에 의해 부분적으로 수행되었음을 밝힙니다. 본 논문에 대해 심사해주신 두분의 심사위원회 깊은 감사의 말씀을 드리며 그분들의 적절한 지적으로 인해 본 논문의 질이 높아졌음을 밝힙니다.

상과 함께 거래소 주식의 주가가 상대적으로 저평가되고 이것이 다시 경영자의 업적평가와 연계됨으로써 기업들이 자사주 매입이나 무상소각 등의 방법을 통해 주가관리에 적극적으로 나서기 시작했기 때문이다(한편 코스닥 시장의 침체가 시작된 지난 해 여름부터 코스닥시장에서의 자사주 매입도 활발하게 이루어지고 있다). 또한 정부가 자사주 재취득의 금지기간을 기존의 3개월에서 1개월로 변경한 것도 주가를 부양하고자 하는 기업에게 자사주 매입이 주가부양의 한 유용한 수단으로 작용할 수 있는 중요한 수단으로 인식하게끔 하였다고 볼 수 있다.

자사주매입에 관한 실무계의 이해는 대체적으로 자사주매입이 유동성 측면에서 단기 간 수급불균형을 해소시켜 줌으로써 해당 주식에 대한 수요가 늘어나고 공급물량 부담을 줄여 주가를 일정 수준 유지시켜 준다는 점이다. 또한 대규모 현금동원이 가능할 정도로 현금흐름이 양호하다는 것을 투자자들에게 알려주는 선언적 효과가 있어 투자자의 심리안정에 도움이 되어 주가안정을 가능하게 해준다는 점이다.

이와 같은 이해는 이미 재무관리학에서 알려진 자사주매입의 정보신호가설과 일치한다. 다만 특이한 점은 자사주매입으로 인해 주가가 단기적으로 상승하거나 하방 경직성을 유지한다고 이해하는 것은 공시 시점에서 투자자들이 과소반응한다는 것과 이와 같이 과소반응했다는 사실을 즉각적으로 이해하고 수정한다는 것을 전제로 한다. 이에 따라 실무계에서 수행한 자사주에 관한 대부분의 연구들도 그 분석기간이 10일에서부터 시작하여 3개월을 넘지 않는다. 이와 같은 현상은 학계에서 수행한 연구들에서도 찾아볼 수 있다. 자사주매입에 관한 국내연구들에서도 공시 후 20여일 동안의 주가상승을 검증하고 이를 자사주매입 공시와 연계시키고 있다.

그러나 투자자들의 공시에 대한 믿음의 수정은 이익발표와 같은 추가적인 정보가 나올 때 이루어질 가능성이 더 크며 이와 같은 정보들은 공시 후 20여일 동안보다는 더 후에 나올 가능성이 높다. 자사주 매입공시에 대한 외국의 선행연구들에서도 20여일이란 단기간의 기간 동안에 추가적인 주가상승이 이루어진다고 보고한 논문은 없었다. 오히려 이와 같은 점을 고려하면 투자자들의 본래 공시와 관련한 과소반응에 대한 수정은 보다 장기적인 기간 동안에 이루어질 가능성이 크다. 외국의 선행연구에서도 자사주 기업에 대한 공시 후 주가추이 분석은 1~5년을 측정기간으로 하고 있으며 동 기간 동안에 추가적인 주가상승이 있음을 보고하고 있다(Ikenberry, Lakonishok and Vermaelen, 1995).

따라서 본 연구에서는 기존연구와 비교하여 표본기간과 표본수를 확대하고 추가적인 방법론을 적용하여 공시 시점과 공시 이후 20여일간의 주가반응을 재검토하고 기존 연

구에서 확인된 공시 후 20여일의 기간 동안의 주가 상승이 자사주 매입 공시의 정보효과와 직접적인 관련이 없을 가능성에 대해 분석하였다. 또한 실질적인 주가 상승은 Ikenberry, Lakonishok and Vermaelen(1995) 등이 보고한 것처럼 단기가 아닌 장기의 분석기간 동안에 나타날 수 있다는 가능성을 검증하고자 한다.

본 논문은 다음과 같이 구성되어 있다. 제2절에서는 국내외의 선행연구들의 결과가 본 논문에 시사하는 점을 정리하고 이를 종합해 연구주제를 제시하였다. 제3절에서는 표본선정의 과정을 설명하였으며 제4절에서는 분석방법 및 이에 의한 실증분석 결과를 기술하였다. 마지막 절에서는 연구결과를 요약하고 이것이 갖는 시사점에 대해 언급하였다.

II. 선행연구 및 연구주제

자사주매입은 기업이 자사의 주식을 시장에서 재매입하는 것이다. 자사주매입에 관한 국내의 실증연구들의 결과는 대체적으로 정보신호가설과 일치하는데 이는 경영자가 기업의 주식이 내재가치보다 저평가되었다는 정보를 투자자들에게 효과적으로 전달하려고 자사주를 매입한다는 가설이다.

기업의 내부정보에 대해 비교우위를 갖고 있는 경영자가 주식이 낮게 평가되어 있다는 것을 자사주매입 공시를 통해 투자자들에게 알린다면 해당주식에 대한 투자수요는 증가하여 주가가 상승하게 된다.

외국의 선행연구들에서도 기업이 자사주매입 공시를 할 경우 큰 폭의 주가 상승이 나타난다. 특히, Vermaelen(1981)과 Dann(1981) 등과 같은 초기 연구자들은 공시 시점의 주가상승이 자사주매입시 프리미엄의 크기, 목표매입비율, 대주주의 지분비율 등과 정(+)의 상관관계를 가지며, 같은 기간 동안의 전환사채 및 우선주의 수익률과는 부(-)의 상관관계를 가진다는 점 등을 실증적으로 분석함으로써 정보신호가설이 설명력을 갖는다는 것을 보여주었다. 자사주매입에 관한 보다 최근의 연구들인 Bartov(1991), Dann, Masulis and Mayers(1991), Hertz and Jain(1991)에서도 공시기간 동안의 주가상승이 공시 이후의 기업의 비기대이익의 증가 및 위험의 감소와 상관관계가 있다는 것이 검증되어 정보신호가설을 뒷받침하고 있다.

국내 자료를 이용하여 자사주매입에 관한 분석을 수행한 연구들도 대체적으로 유사한 결과를 보여주고 있다. 국내연구로는 정성창과 이용교(1996), 우춘식과 신용균(1996), 그리고 김철교(1997)가 있는데 이들 연구들에서도 모두 자사주매입을 하는 기업들이 공시

기간 동안에 주가 상승을 경험하고 주가상승이 목표매입비율 등과 같은 정보신호가설의 대응변수들과 유의적인 상관관계를 갖고 있음이 나타나고 있다.

특이한 것은 국내연구 모두 자사주매입을 공시한 기업들에서 공시기간 이후에도 정(+)의 초과수익률이 나타남을 보고하고 있다는 점이다. 정성창과 이용교(1996)는 주가상승이 공시 후 한달까지 지속된다고 보고하였으며, 우춘식과 신용균(1996)도 유사한 기간 동안에 주가가 지속적으로 상승함을 관찰하고 이를 시장효율성에 대한 하나의 이례적 현상(anomaly)으로 평가하였다. 김철교(1997)도 공시 후 88일과 120일 사이에 주가가 상승함을 검증하고 시장이 비효율적이라고 결론지었다. 따라서 기존의 국내연구들은 공시기간 동안뿐만 아니라 그 이후에도 주가가 지속적으로 상승함을 보여주고 이를 들어 자사주매입이 기업의 주가 안정에 기여하고 있다는 결론을 내리고 있다.

이와 같은 해석은 비단 학계뿐만 아니라 실무계에서도 이루어지고 있다. 최근 경제신문에 게재된 자사주매입 관련기사의 하나를 요약하면 아래와 같다.

「자사주 매입 계획을 공시한 상장사들의 주가상승률이 상대적으로 높은 것으로 나타났다. 특히 중소형주들의 상승폭이 컸던 것으로 조사됐다. LG투자증권은 올 들어 지난 10일까지 주가관리를 위해 자사주매입을 공시한 75개 상장업체를 대상으로 공시한 날과 10일 사이 주가등락률을 조사한 결과 평균 19.1% 상승한 것으로 나타났다고 14일 밝혔다.」(매일경제, 2000년 3월 15일)

그러나 공시 이후 기간 동안의 주가 상승에 대한 해석은 보다 세심한 주의가 요구되며 이를 시장의 비효율성에 기인한다고 결론지으려면 여러 가지 경쟁가설을 기각시키는 작업이 선행되어야만 한다. 이는 기존의 연구들이 공시 이후의 주가 추이보다는 공시 기간¹⁾의 주가 추이에 분석의 초점을 맞추었기 때문에 나타나는 한계라고도 볼 수 있으므로 전자에 대한 추가적인 분석이 이루어져야 할 것이다.

시장의 비효율성 이외에도 공시 이후 기간 동안의 주가상승을 설명할 수 있는 경쟁가설의 존재가능성에 대한 근거로는 다음과 같은 것들이 있다.

첫째, 기존의 연구가 모두 초과수익률모형을 추정할 때 시장수익률의 대응치로 종합주가지수(R_{mt})를 사용했다는 점이다. 정성창과 이용교(1996) 그리고 우춘식과 신용균(1996)에서는 시장모형(market model)이 사용되었으며 김철교(1997)에서는 시장조정수

1) 공시기간은 <표 1>에서의 사건기간과 같은 개념으로 사용되었다. 즉, 정성창과 이용교(1996)는 공시기간을 [-1, +1]을, 우춘식과 신용균(1996)은 [0, +1]을, 김철교(1997)는 [-3, +3]을 공시기간으로 이용하였다. 위의 선행연구자들은 공시기간 동안의 초과수익률을 조사하였다.

익률모형(market adjusted model)이 사용되었으나 시장수익률의 대응치로는 모두 종합 주가지수가 사용되었다. 표본기업이 중소형주로 이루어져 있고 benchmark 모델로 종합 주가지수를 사용하는 경우, 규모효과나 기업위험의 영향으로 인해 자사주매입의 정보신 호효과와는 관계없이 정(+)의 초과수익률이 나타날 수 있다. 특히, 사건연구에서와 같이 단기간이 아닌 공시 후 20일까지 장기간에 걸쳐 초과수익률을 누적시킨다면 오차의 수준은 더욱 커질 가능성이 있다. 소규모의 기업에서 주식재매입의 정보효과가 나타난다는 기존연구들(Vermaelen, 1981 ; 우춘식과 신용균, 1996)의 결과를 고려한다면 종합주 가지수의 사용은 기존연구들의 결과에 편의를 초래했을 가능성이 있다.

둘째, 자사주매입을 전후하여 기업위험의 수준이 변할 수 있으며 이로 인해 초과수익률에 오차가 발생할 수 있다는 점이다. Bartov(1991), Dann, Masulis, and Mayers (1991), 그리고 Hertz and Jain(1991)은 기업의 베타가 자사주매입 후 유의적으로 감소한다고 보고하고 있다. 이들 연구자들은 자사주매입이 왜 베타의 감소를 초래하는가에 대한 구체적인 분석을 수행하지는 않았다. 이에 대해 이태희(1996)는 자사주매입으로 인해 자본의 장부가치가 감소하여 장부상의 부채비율은 증가하나 자본의 시장가치는 오히려 증가하여 시장가치를 기준으로 한 부채비율은 감소한다는 것을 보여주었다. 이들의 결과와는 반대로 Dennis and Kadlec(1993)은 자사주매입 후 베타가 감소하는 것은 이들 기간 동안의 주식거래행태의 변화 때문에 나타나는 것이며 이와 같은 편의를 통제하면 베타는 감소하지 않는다고 보고하였다. 이와 같은 기업베타의 감소에 대한 다양한 논의는 국내연구의 경우에도 베타의 변화여부를 확인해야 한다는 당위성을 제공한다.

셋째, 공시 이후의 주가가 매우 짧은 기간 동안에 크게 상승한다는 점이다. 외국연구들에서도 자사주매입 공시 후 주가가 상승함을 실증적으로 보여주고는 있지만 대부분의 경우 매우 장기간에 걸쳐서 주가상승이 이루어짐을 보여주고 있다. Lakonishok and Vermaelen(1990)은 2년에 걸쳐 지속적으로 주가가 상승하며 공시 1개월 후에는 도리어 주가가 하락한다고 보고하고 있다. Ikenberry, Lakonishok, and Vermaelen(1994)도 4년에 걸쳐 주가가 상승한다고 보고하고 있다. 이와는 반대로 Dann(1981)과 Vermaelen (1981)은 공시 후 60일까지의 주가추이를 살펴보았으나 이 기간 동안에 공개시장매수 (Open Market Repurchase)의 경우에는 추가적인 주가상승이 없었으며 고정가격매수 (Fixed Price Self Tender Offer)의 경우에는 도리어 주가가 하락함을 발견하였다. 예외적으로 Comment and Jarrell(1991)이 화란식경매(Dutch Auction)의 경우 공시 후 50일의 기간 동안에 주가가 상승함을 보여주었으나 통계적으로 유의하지 않으며 고정 가격매수나 공개시장매수의 경우에는 주가가 상승하지 않음을 보여주었다.

상기한 점을 모두 고려할 때 자사주 매입 공시 후 20여일 동안 주가가 추가적으로 상승한다는 것은 동 기간 동안에 자사주 매입 기업들이 매입 공시와 관련된 추가적인 정보를 공시하거나 투자자들이 매입 공시에 대해 과소반응한다는 것을 전제로 하여야 하나 두 가지 모두 논리적으로 빈약한 주장이다. 특히, 해외연구의 경우 정보신호효과가 상대적으로 월등하나 고정가격매수기업을 표본으로 하고 있는데 비해 국내연구의 경우에는 공개매수기업을 표본으로 하고 있다는 점을 고려하면 추가적인 주가상승은 더욱 설명하기가 어렵다고 할 수 있다.

넷째, 기존연구에서 보고된 초과수익률도 과도하게 높은 수준이라는 점이다. <표 1>은 기존의 국내연구 결과를 재정리해 놓은 것이다. 표를 보면 자사주매입 공시 시 표본 기업은 하루 평균 약 0.50%~0.64%의 초과수익률을 경험하는데 비해 공시 후 20일 안에는 하루 평균 약 0.22~0.23%의 초과수익률을 경험하는 것으로 나타나 있다. 이는 공시 후 20여일의 기간 동안에 매일 공시 시점의 50%에 해당하는 초과수익률을 투자자들이 경험한다는 것을 의미하며 공시일 이후에 자사주 매입 기업의 주식에 투자했다면 20일 동안 4.7%의 무위험 시장초과수익률을 얻을 수 있다는 것의 의미한다. 이는 매우 높은 수준의 시장 비효율성을 전제로 한다.

<표 1> 국내연구의 비교

다음의 표는 국내의 자사주매입에 관한 연구를 요약한 것이다. 단, 일일평균초과수익률은 본 연구자들이 각 기간별 초과수익률을 기간일 별로 계산한 것이다.

	정성창과 이용교 (1996)	우준식과 신용균 (1996)	김철교 (1997)
표본기간	1994. 5~1994. 12	1994. 5~1994. 12	1994. 5~1995. 12
표본수	104	52	79
초과수익률모형	$R_{jt} - (\alpha_j + \beta_j R_{mt})$	$R_{jt} - (\alpha_j + \beta_j R_{mt})$	$R_{jt} - R_{mt}$
추정기간	[-240, -61]	[-130, -21] [+21, +40]	
R_{mt}	종합주가지수	종합주가지수	종합주가지수
사건기간	[-1, +1]	[0, +1]	[-3, +3]
초과수익률	1.51%	1.27%	3.80%
일일평균초과수익률	0.50%	0.64%	0.54%
사건이후기간	[+2, +20]	[+2, +20]	[+88, +120]
초과수익률	4.35%	4.38%	7.30%
일일평균초과수익률	0.23%	0.23%	0.22%

다섯째, 기존 연구들의 표본기간이 1994년 또는 1995년 일부로 국한되어 있으므로 기존 연구들의 결론들이 그 이후의 기간에 적용되지 않을 가능성도 존재한다. 따라서 기존 연구들의 결과가 일반화될 수 있는가를 검증하기 위해 본 연구에서는 표본수와 표본연도를 증가시켰다.

Ⅲ. 표본선정

본 연구에서는 아래의 조건들을 적용하여 자사주매입을 공시한 표본기업들을 선정하였다.

- (1) 1994년 5월부터 1998년 12월 사이에 자사주 매입공시를 한 기업.
- (2) 공시일 전 300일부터 공시일 후 80일까지의 수익률 자료가 한국신용평가(주)의 KIS-SMAT database에 수록되어 있는 기업.
- (3) 공시 직전년도 결산일 현재의 대주주지분율과 발행주식수 및 보통주 가격이 한국신용평가(주)의 KIS-FAS database에 수록되어 있는 기업.

자사주 공시자료는 상장회사협의회에서 발간하는 <상장>지를 통해서 파악하였으며, 일반 제조업 기업들뿐만 아니라 금융업 기업들도 모두 표본에 포함시켰다. 그리고 조건 (2)에 의해 우선주의 수익률자료는 KIS-SMAT에 수록되어 있지 않으므로 우선주에 대한 자사주매입공시는 최종표본에서 제외하였다. 또한 분석기간 중에 2회 이상 자사주매입공시를 한 기업들은 각각의 공시를 서로 다른 사건으로 표본에 포함시켰다.

상기한 과정을 통하여 1994년 5월부터 1998년 12월까지 파악 가능한 615개의 자사주매입공시 중 최종적으로 425개의 공시를 표본으로 사용하였으며 그 결과는 아래의 표와 같다.

<표 2> 표본기업의 선정 과정

전체 자사주매입 공시회수		615
제약조건 :		
우선주에 대한 자사주 매입공시	98	
결산일 발행주식수 자료가 없는 기업	12	
[-300, +80] 기간의 수익률 자료가 없는 기업	80	190
최종표본		425

IV. 분석방법 및 실증분석 결과

1. 표본의 기술적 통계치

1) 자사주매입 공시의 연도별 분포

자사주매입 공시의 연도별 분포를 <표 3>에 정리하였다. 이 표에서 알 수 있는 것처럼 표본기업들의 자사주매입 공시가 연도별로 고르게 분포되어 있으므로 표본의 밀집(clustering)으로 인해 통계량이 영향을 받을 가능성은 미미할 것으로 분석된다.

또한 예상한 바와 같이 기업들은 주식시장이 활황일 때보다 불황일 때 자사주매입을 시도하는 것으로 분석된다. 월평균 자사주매입 공시가 가장 많았던 1997년에는 종합주가지수가 42.4%나 감소하였으나 공시가 상대적으로 적었던 1994년이나 1998년에는 종합주가지수가 각각 16.8%와 45.9% 상승하였음을 알 수 있다. 이는 최근 주가가 하락하면서 자사주 취득에 나서는 상장기업들이 크게 늘어나고 있다는 최근의 언론보도와도 일관되는 결과이다.²⁾

<표 3> 자사주매입의 연도별 분포

다음의 표는 자사주매입공시에 대한 각 연도별 분포를 나타낸 것이다. 월평균표본수는 1994년의 경우 자사주매입이 5월부터 나타났기 때문에 그로 인해 생길 수 있는 문제를 해결하기 위해 표에 포함시켰으며 KOSPI변동율은 매년 첫거래일의 종합주가지수익률과 마지막 거래일의 종합주가지수익률을 이용하여 계산하였다. 즉,

$$\text{KOSPI변동율} = (\text{KOSPI}_j - \text{KOSPI}_{j-1}) / \text{KOSPI}_{j-1}$$

	표본수	비율	월평균표본수	KOSPI변동율
1994	63	14.8%	7.9	+16.8%
1995	54	12.7%	4.5	-12.9%
1996	100	23.5%	8.3	-26.7%
1997	132	31.1%	11.0	-42.4%
1998	76	17.9%	6.3	+45.9%
합계	425	100.0%	7.6	

2) “증권거래소에 따르면 올 들어 지난 15일까지 상장기업이 자사주 취득에 나선 사례는 126건으로 지난 해 1~4월 자사주 취득 사례(16건)에 비해 8배 가량 늘어났다. 이는 상장기업의 지난 해 연간 자사주 취득건수인 116건에 비해서도 8.6% 늘어나 수치이다. 이처럼 올 들어 상장기업들이 자사주 취득에 적극성을 보이는 것은 코스닥시장에 비해 거래소시장 주가가 상대적으로 저평가됐다는 인식에 따른 것으로 풀이된다.”(매일경제, 2000년 4월 27일)

2) 자사주매입의 매입규모별 분포

자사주매입의 정보신호효과를 실증분석할 때 가장 많이 쓰이는 변수가 발행주식수대비 목표매입비율이다. 현재의 주가가 내재가치에 비해 낮게 평가되어 있다고 판단될수록 경영자는 더욱 많은 수의 자사주를 매입하여 보다 효과적으로 가격안정을 도모할 것이다. 외국의 선행연구에서도 발행주식수대비 목표매입비율이 공시시 주가의 상승과 정(+)의 상관관계를 갖는 것으로 보고되고 있다.

따라서 <표 4>에서는 자사주매입의 규모별 분포를 정리하였다. 표본기간 동안 기업들은 평균적으로 총발행주식수의 3.09%에 해당하는 양의 자사주를 매입하였음을 알 수 있다. 자사주매입의 규모는 연도별로 점증하는 추세를 나타내고 있는데 이는 자사주매입에 대한 관심이 시장에서 높아짐에 따라 기업들이 이를 보다 적극적으로 활용함에 기인한 것으로 추측된다. 이와 같은 현상은 외국의 선행연구와도 일관된 것이다(Ikenbery, Lakonishok, and Vermaelen, 1994).

<표 4> 자사주매입의 매입규모별 분포

발행주식수 대비 목표매입비율 = 목표매입비율 / 발행보통주식수

	발행주식수대비 목표매입비율	
	평 균	중 앙 치
1994	2.38	2.12
1995	2.69	2.67
1996	3.26	2.71
1997	3.16	2.68
1998	3.63	3.00
전 기 간	3.09	2.64

2. 실증적 연구

1) 전체기간에 대한 자사주매입기업의 초과수익률

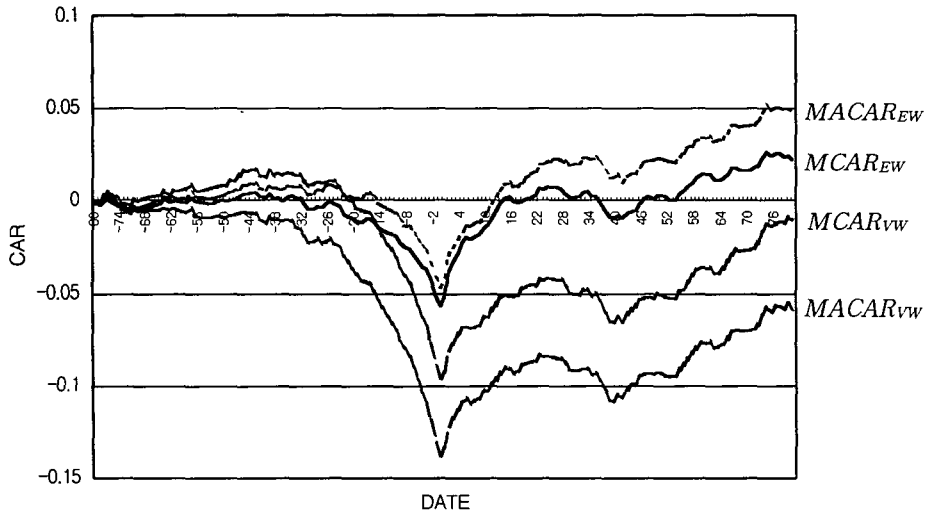
자사주매입 공시일을 전후한 주가의 흐름을 분석하기 위해 다양한 방법을 통해 누적 초과수익률을 계산하였으며 그 결과를 [그림 1]에 나타내었다. MCAR은 회귀계수의 절편과 기울기를 추정한 시장모형을 이용하여 계산한 누적초과수익률을 의미하며 MACAR은 개별기업의 주가수익률에서 시장지수수익률을 차감한 시장조정수익률모형을 이용하

여 계산한 누적초과수익률 의미한다. 시장지수수익률을 가치가중지수(value weighted index)나 동일가중지수(equally weighted index)를 사용했는가에 따라 아래첨자를 각각 *VW*와 *EW*로 표시하였다.

누적기간은 -80일부터 +80일로 결정하였는데 그 이유는 다음과 같다. 첫째, 표본기간 동안 자사주매입을 할 수 있는 기간이 대략 3개월 전후였으므로 주당 6일의 거래일을 고려하여 80일을 분석기간으로 하였다. 둘째, 기존의 국내연구에서는 공시 후 정(+)³⁾의 초과수익률을 검증할 수 있는 기간으로 약 20일로 잡았는데 비해 외국연구에서는 1년 이상의 장기간으로 잡았으므로 보다 장기적인 기간에서 정(+)³⁾의 초과수익률이 나올 가능성을 타진하기 위해 분석기간을 늘려잡았다.

[그림 1]을 살펴보면 사용된 시장지수나 모형과 상관없이 유사한 추세를 나타내고 있음을 알 수 있다. 자사주매입기업들이 주가는 공시 20여일 전부터 지속적으로 하락하다가 공시 시점에서 상승하고 그 이후에도 지속적으로 상승한다. 이는 자사주매입에 관한 기존의 국내연구의 결과와 유사한 추세이다.³⁾

[그림 1] 자사주매입기업의 CAR 비교



보다 구체적인 분석을 하기 위해 다음의 <표 5>를 작성하였다. 표를 살펴보면 몇 가지 흥미로운 점을 발견할 수 있다.

3) 시장모형의 경우 측정된 기울기와 절편의 안정성을 검증하기 위해 기울기와 절편 각각의 상하위 5%를 제외시키고 분석을 하였으나 유사한 결과를 얻을 수 있었다.

첫째, 공시기간 [0, +1] 동안에는 선택한 초과수익률모형에 의해 초과수익률이 크게 달라지지 않는다는 점이다. 이는 자사주매입의 공시효과를 측정함에 있어 짧은 사건기간 동안에는 서로 다른 초과수익률모형의 사용이 큰 차이를 초래하지 않음을 의미한다.⁴⁾

둘째, 장기간으로 갈수록 초과수익률모형으로 인해 발생하는 차이가 커진다는 것을 알 수 있다. 특히, 사용된 시장지수의 종류와는 관계없이 시장모형(MCAR)을 사용했을 때보다 시장조정모형(MACAR)을 사용했을 때 일관되게 더 높은 수준의 정(+)의 초과수익률이 나타난다. 이는 자사주매입 등과 같이 자본구조를 변화시키는 사건의 공시 및 공시 이후 기간의 초과수익률을 누적시킬 때는 기업위험을 반영시켜야 함을 의미한다.

<표 5> 자사주매입기업의 CAR 비교

다음 표의 내용은 각 지수들을 사용했을 경우의 시장모형과 시장조정모형에 대한 공시기간 및 공시후 기간에 대한 누적초과수익률이다. 일일평균초과수익률은 각 기간별누적초과수익률을 각 기간별 누적일수로 나누어 계산한 것이다.

	$MCAR_{vw}$	$MACAR_{vw}$	$MCAR_{EW}$	$MACAR_{EW}$
[0, +1]	1.572%	1.595%	1.855%	1.750%
일일평균초과수익률	0.786%	0.798%	0.928%	0.875%
[+2, +20]	3.540%	3.530%	3.968%	4.352%
일일평균초과수익률	0.186%	0.186%	0.209%	0.229%
[+2, +80]	6.43%	7.000%	6.031%	7.782%
일일평균초과수익률	0.081%	0.089%	0.076%	0.099%

셋째, 기존연구의 결과와 비교할 때 공시 이후 기간의 일일평균초과수익률이 상대적으로 낮다는 것이다. 정성창과 이용교(1996) 그리고 우춘식과 신용균(1996)에서는 [+2, +20] 동안의 일일평균초과수익률이 0.23%인데 비해 본 연구에서는 같은 기간 동안의 일일평균초과수익률이 초과수익률모형에 따라 0.19%~0.23%로 나타난다. 이와 같은 차이는 더욱 장기간으로 갈수록 심해진다. 김철교(1997)의 경우 [+88, +120] 동안의 일일평균초과수익률이 0.22%인데 본 연구에서 측정 한 [+2, +80] 동안의 일일평균초과수익률은 0.08%~0.1%에 불과하다. 이는 기존연구들의 표본기간이 특정연도에 치우쳐 있어서 더 큰 초과수익률을 보고하였을 가능성을 제기한다.

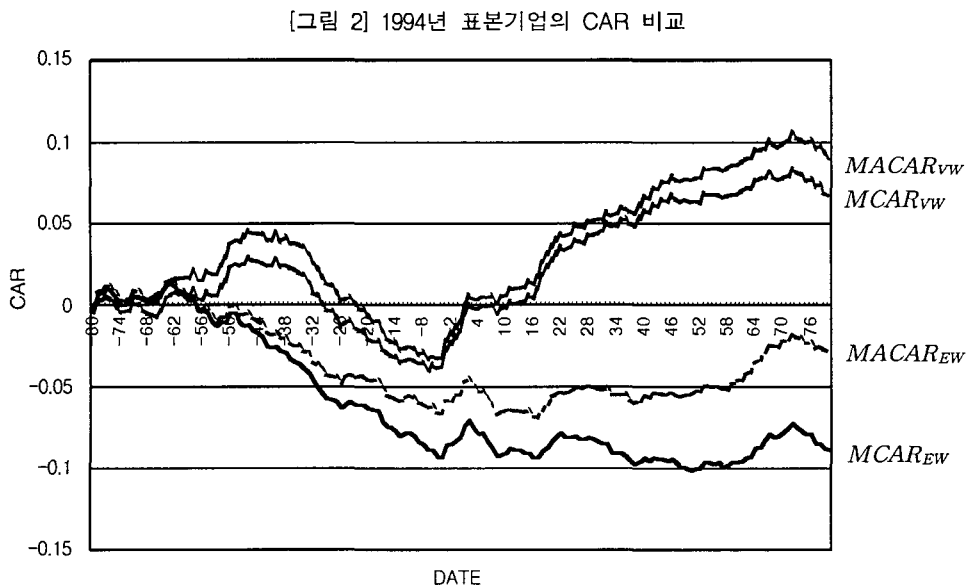
4) 이와는 반대로 김권중 등(1994)은 사건기간에도 동일가중지수와 가치가중지수의 사용이 사건의 공시효과를 측정하는 데 차이를 초래하는 것으로 보고하였다.

넷째, 기존연구의 결과보다 공시 때의 초과수익률이 더 높다는 점이다. 기존연구에서는 공시 기간 동안의 일일평균초과수익률이 0.50%~0.64%에 지나지 않아 [+2, +20]기간 동안의 일일평균초과수익률이 공시 기간 동안의 초과수익률의 50%에 이르는 결과를 얻었다. 반면에 본 연구에서는 그 수치가 각각 0.79%~0.93%와 0.19%~0.23%가 되어 [+2, +20]기간 동안의 일일평균초과수익률이 공시 기간 동안의 초과수익률의 24%~25% 수준에 지나지 않아 기존연구들에서의 결과보다 합리적인 수준의 초과수익률을 나타낸다. 이 수치를 [+2, +80]기간에 적용해 보면 더욱더 낮아짐을 알 수 있다.

2) 1994년도 표본에 대한 자사주매입기업의 초과누적수익률

위의 결과를 바탕으로 기존연구와 보다 구체적인 비교를 하기 위해 기존연구에서 사용한 1994년의 63개 표본기업을 대상으로 동일한 분석을 수행하였으며 그 결과를 [그림 2]에 나타내었다.

[그림 2]에서는 [그림 1]과 다른 추세가 나타남을 알 수 있다. 공시일 이후 가치가중지수를 사용하여 측정한 $MCAR_{vw}$ 와 $MACAR_{vw}$ 에서는 정(+)의 초과수익률이 나타난 반면 동일가중지수를 이용한 $MCAR_{EW}$ 와 $MACAR_{EW}$ 에서는 정(+)의 초과수익률이 나타나지 않았다. 이는 1994년 표본의 경우 시장지수의 사용이 초과수익률의 차이를 초래했음을 의미한다



초과수익률의 구체적인 수준을 <표 6>에 정리하였다. 1994년 표본기업의 경우 자사주매입 공시 때의 초과수익률이 전체표본기업의 경우와 비교하여 상대적으로 낮으며 그 수준이 가치가중지수를 사용하여 측정한 $MCAR_{VW}$ 와 $MACAR_{VW}$ 의 경우에는 기존 연구의 결과와 매우 유사함을 알 수 있다. 또한 [+2, +20]의 기간에서도 $MCAR_{VW}$ 와 $MACAR_{VW}$ 로 측정한 일일평균초과수익률이 각각 0.17%와 0.18%로 공시기간의 일일평균초과수익률의 약 24%에서 25%에 해당하는 높은 수준임을 알 수 있는데 이 또한 기존연구의 결과와 유사하다. 이와는 반대로 동일가중지수를 사용하여 측정한 $MCAR_{EW}$ 와 $MACAR_{EW}$ 에서는 동일한 기간 동안에 (+)의 초과수익률이 나타나지 않았다.

<표 6> 1994년 표본기업의 CAR 비교

다음 표의 내용은 각 지수들을 사용했을 경우의 시장모형과 시장조정모형에 대한 공시기간 및 공시후 기간에 대한 누적초과수익률이다. 일일평균초과수익률은 각 기간별누적초과수익률을 각 기간별 누적일수로 나누어 계산한 것이다.

	$MCAR_{VW}$	$MACAR_{VW}$	$MCAR_{EW}$	$MACAR_{EW}$
[0, +1]	1.418%	1.439%	0.965%	0.400%
일일평균초과수익률	0.709%	0.720%	0.483%	0.200%
[+2, +20]	3.294%	3.496%	-0.980%	-0.920%
일일평균초과수익률	0.173%	0.184%	-0.052%	-0.048%
[+2, +80]	7.176%	9.030%	-1.580%	1.910%
일일평균초과수익률	0.091%	0.114%	-0.020%	0.024%

1994년 표본기업의 분석에서 시장지수의 선택에 따라 상이한 결과를 얻은 것은 기존연구들에서 관찰된 공시 후 기간 동안의 추가추이가 시장의 비효율성보다는 사용된 초과수익률모형의 차이에서 비롯되었을 가능성을 제기한다.

자사주매입의 정보신호효과가 소규모기업에서 더욱 두드러진다는 점을 고려하면(Lakonishok and Vermaelen, 1990 ; 우춘식과 신용균, 1996) 공시 전 측정기간 동안에 시장모형의 기울기를 구할 때 가치가중지수를 사용하는 것은 편의를 발생시킬 수 있으며 이 편의의 정도가 일정하지 않을 때 가상의 유의적인 초과수익률이 발생할 수 있다.

이와 같은 가능성을 검증하기 위해 1994년 표본기업들의 위험의 변동성을 측정하였다. 예상했던 바와 같이 가치가중지수를 사용했을 경우 공시 전과 후에 베타가 유의적으로 증가한 데 비해 동일가중지수를 사용했을 경우에는 유의적인 변화가 없었다. 이는 공시 전 기간을 이용한 시장모형의 기울기가 편의로 인해 과소평가되었으며 이로 인해

$MCAR_{vw}$ 이 [+2, +20]의 기간 동안에 (+)의 초과수익률을 나타낼 수 있음을 보여준다.

편의의 또 하나의 원인은 자사주매입기업이 중소기업이라는 데 있다. 자사주매입기업이 중소기업인데 비해 이와 비교되는 가치가중지수가 대규모기업의 수익률에 의해 산정된다면 중소기업효과(Banz, 1981)와 같은 위험요소가 간과되어 가공의 초과수익률이 나타날 수 있으며 이를 $MCAR_{vw}$ 와 $MACAR_{vw}$ 에서와 같이 장기간 동안 누적시킨다면 큰 규모의 가격상승이 나타난 것처럼 보일 수 있다.

<표 7> 1994년 표본기업의 기업위험 비교

다음의 표에는 1994년 자사주매입공시를 한 기업들에 대해 시장모형을 이용하여 예상 수익률을 구할 때 시장 수익률의 대용치로서 사용된 가치가중지수와 동일가중지수 각각에 대해 공시 전(-200,-4) β 와 공시 후(4, 200) β 의 변동성여부를 알아보기 위해 t-test와 Wilcoxon순위합검정을 한 결과가 나타나 있다.

	가치가중지수		동일가중지수	
	공시 전	공시 후	공시 전	공시 후
평균	0.641	0.793	0.933	0.940
t 값 (p 값)	-2.691 (0.0081)		-0.0869 (0.9309)	
중앙치	0.628	0.800	0.964	0.866
Wilcoxon Z 값 (p 값)	-2.54694 (0.0121)		0.239081 (0.8114)	

이와 같은 가능성을 타진해 보기 위해 표본기업들을 기업규모별로 분류하여 <표 8>에 정리하였다. 기업규모는 SMAT상의 모든 기업들의 연말시장가치를 계산하여 이를 규모별로 다섯 개의 구간으로 나누었으며 표본기업의 공시 시점에서의 시장가치를 구하여 상기한 구간 중 해당되는 구간에 분류시키고 그 분류된 계급값을 이용하여 단순평균하였다.

<표 8> 표본기업의 규모별 분포

연 도	규모별 분포
1994	3.02
1995	3.00
1996	3.02
1997	3.00
1998	2.91
합 계	3.00

이와 같은 분석을 통해 알 수 있는 것은 예상한 바대로 표본기업들의 규모가 상장기업의 평균 정도에 해당한다는 점이다. 이는 $MACAR_{VW}$ 에서 가치가중지수를 벤치마킹 수익률로 사용하는 것이 바람직하지 않다는 것을 나타낸다. 또한 표본기업의 규모별 분포는 위의 표에서 가치가중지수를 사용했을 때보다 동일가중지수를 사용했을 때 기업 위험이 왜 높게 나타나는가를 설명해주는데 이는 자사주매입연구에서는 가치가중지수보다는 동일가중지수를 사용하는 것이 더 바람직함을 의미한다.

3. 표본에 대한 횡단면적 분석

1994년 표본이 갖는 편의를 해결하고 자사주매입 현상에 대한 보다 일관된 해석을 하기 위해 본 연구에서는 횡단면회귀분석을 수행하였다. 특히, [그림 1]과 <표 5>에서 알려진 것처럼 여러 해의 결과들을 종합해도 정(+)¹의 초과수익률이 나타나는 것에 주목하였다. 자사주매입에 관한 기존연구와의 일관성을 유지하기 위해 공시일 이전의 누적 초과수익률($PCAR_t$), 대주주지분율(OWN_t), 목표매입률(TFR_t)의 변수는 그대로 사용하였다.

본 연구에서는 추가적으로 가변수인 $YR97_t$ 을 사용하였는데 이는 공시일 이후에 나타난 정(+)¹의 초과수익률이 1997년도에 집중적으로 발생했기 때문이다. <표 9>에서는 공시 후 기간 동안에 정(+)¹의 초과수익률이 1997년에 집중적으로 발생함을 알 수 있다. 따라서 자사주매입의 정보신호효과를 나타내는 변수들이 일반적인 설명력을 갖는가를 파악하기 위해 1997년에 나타난 초과수익률에 대한 통제를 가변수를 통해 수행하였다.

<표 9> 표본기업의 연도별 CAR 비교

	$MACAR_{EW}$ [+0, +1]	$MACAR_{EW}$ [+2, +20]	$MACAR_{EW}$ [+2, +80]
1994	0.00965	-0.00977	-0.01574
1995	0.01033	0.01146	0.00843
1996	0.02043	0.01171	0.03819
1997	0.01309	0.09967	0.14089
1998	0.03918	0.03122	0.04793

또한 종속변수인 CAR_t 는 동일가중지수를 사용한 시장모형에 의해 얻은 누적초과수

익률을 사용하였으며 누적기간은 [0, +1], [+2, +20], [+2, +80]으로 구분하였다. [0, +1]의 기간을 종속변수로 사용한 이유는 기존연구가 갖는 방법론상의 한계로 인해 공시 시점에서의 추가추이에 대한 해석이 달라질 수 있는가를 검증하기 위함이다. [+2, +20]과 [+2, +80]의 기간을 종속변수로 사용한 것은 공시 이후에 나타난 정(+)의 추가추이를 정보신호가설과 연관시킬 수 있는가를 검증하기 위해서이다.

$$CAR_j = \beta_0 + \beta_1 PCAR_j + \beta_2 OWN_j + \beta_3 TFR_j + \beta_4 YR97_j + \epsilon_j$$

CAR_j : 자사주매입 기업의 [0, +1], [+2, +20], [+2, +80]기간 동안의 초과수익률

$PCAR_j$: 공시일 이전 21일간(-25, -5)의 누적초과수익률

OWN_j : 공시일 이전 결산일 시점의 대주주 지분률

TFR_j : 발행주식수 대비 목표매집비율

$YR97_j$: 자사주매입을 1997년에 공시했으면 1의 값을 가지는 가변수

위의 모형을 사용하여 얻은 회귀분석 결과를 아래의 표에 정리하였다. 종속변수를 공시 시점([0, +1])의 누적초과수익률로 국한시켰을 때 TFR 은 1%의 수준에서 매우 유의적인 값을 가진다는 것을 알 수 있다. 이는 외국연구들의 결과에서 정보신호효과를 의미하는 변수들로 알려진 OWN 과 TFR 변수가 기존의 국내연구에서는 유의적인 값을 갖지 못하거나(김철교, 1997; 정성창과 이용교, 1996), 10% 수준에서 한계적으로 유의한 값을 나타낸 것에(우춘식과 신용균, 1996)⁵⁾ 비해 정보신호가설이 자사주매입에 대해 설명력을 가진다는 것을 뒷받침하는 결과라고 할 수 있다.

기존연구에서 주식시장의 이례적 현상이라고 기술한 [+2, +20]기간 동안의 정(+)의 누적초과수익률에 대해서는 $PCAR$ 와 $YR97$ 만이 설명력을 가지며 OWN 과 TFR 은 설명력이 없음을 알 수 있다. 그러나 $PCAR$ 이 설명력을 갖기 위해서는 그 부호의 방향이 음(-)이어야 한다. 왜냐하면 공시일 이전에 주식의 저평가 정도가 크고 자사주매입의 정보신호효과가 존재한다면 공시일 이후의 누적초과수익률의 수준도 높을 것이기 때문이다. 실제로 외국연구(Comment and Jarrell(1991))에서는 공시 시점에서 $PCAR$ 의 계수는 음(-)의 값을 가진 것으로 보고되었으나 국내연구(정성창과 이용교, 1996)에서는 정반대의 결과가 나타났다.⁶⁾ 따라서 공시 이후의 기간인 [+2, +20]에서 $PCAR$ 의 계수

5) 우춘식과 신용균(1996)의 경우 발행주식수대비 목표매입비율은 10% 수준에서 유의적이었으며 대주주지분율은 유의적이지 않았다.

6) 국내연구의 저자들은 공시시 $PCAR$ 의 계수가 보통주 표본에서는 양의 값을, 우선주 표본에서는 음의 값을 나타냄을 들어 정보신호효과가 부분적으로 성립한다고 주장하였다. 그러나 정보공시효과가 존재한다면 위

가 양(+)¹⁾의 값을 나타내는 것은 정보신호효과와 관련이 있다고 볼 수 없다.

같은 기간 동안에 자사주매입 기업들이 정(+)²⁾의 초과수익률을 보이는 것은 자사주매입 공시가 가장 많이 일어난 1997년에 국한된다는 점이다. [+2, +20]기간 동안에 나타난 $MCAR_{EW} = 3.968\%$ 는 1997년의 정(+)³⁾의 초과수익률($\beta_4 = 9.17\%$)을 제거하면 유의적이지 못하다는 것($\beta_0 = -0.99\%$)이 표에 나타난다.

<표 10> 자사주매입 기업의 회귀분석 결과

$$CAR_j = \beta_0 + \beta_1 PCAR_j + \beta_2 OWN_j + \beta_3 TFR_j + \beta_4 YR97_j + \epsilon_j$$

- CAR_j : 자사주매입기업의 [0, +1], [+2, +20], [+2, +80]기간 동안의 초과수익률
- $PCAR_j$: 공시일 이전 21일간(-25, -5)의 누적초과수익률
- OWN_j : 공시일 직전 결산일 시점의 대주주 지분율
- TFR_j : 발행주식수대비 목표매입비율
- $YR97_j$: 자사주매입을 1997년에 공시했으면 1의 값을 갖는 가변수

구분	CAR_j		
	[0, +1]	[+2, +20]	[+2, +80]
절편	-0.0070 (t = -1.06)	-0.0099 (t = -0.49)	-0.0126 (t = -0.30)
PCAR	-0.0178 (t = -0.99)	0.1878*** (t = 3.40)	0.4440*** (t = 3.89)
OWN	0.0002 (t = 0.94)	0.0007 (t = 1.35)	0.0021** (t = 1.95)
TFR	0.0079*** (t = 6.40)	0.0032 (t = 0.86)	-0.0009 (t = -0.12)
YR97	-0.0096 (t = -1.71)	0.0917*** (t = 5.31)	0.1298*** (t = 3.64)
F-통계량	11.40 (p = 0.0001)	9.75 (p = 0.0001)	7.14 (p = 0.0001)
수정 R^2	8.97%	7.66%	5.50%

또한 기존의 국내 연구에서 1994년과 1995년의 일부 표본을 사용한 경우 [+2, +20] 기간 중 나타나는 양(+)⁴⁾의 초과수익률은 가치가중지수 대신 동일가중지수를 사용함으로써 모두 없어진다는 것을 <표 9>에서 알 수 있다. 전체 표본을 사용하고 동일가중지수를 사용하여 초과수익률을 산정하는 경우에도 [+2, +20] 기간 중 양(+)⁵⁾의 초과수익률이 나타

힘이 더 높은 보통주 표본에서 PCAR계수가 음의 값을 가져야 할 것이므로 정보신호효과가 존재한다고 해석하기 어려운 면도 있다.

나는데(<표 5>에서 3.968%로 보고됨), 이는 1997년의 특이성을 통제하면($\beta_4 = 9.17\%$) 유의하지 않은 수준($\beta_0 = -0.99\%$)이라는 것을 <표 10>으로부터 알 수 있다.

이상과 같은 논의들을 종합해 보면 기존연구에서 나타난 [+2, +20] 기간 동안의 양(+)의 초과수익률은 동일가중지수를 사용함으로써 상쇄될 수 있으며, 그 이후의 표본기간에서 나타나는 현상도 1997년이라는 특이한 표본연도로 인해 발생했으며 해당 연도의 영향을 통제해 주면 그 효과가 나타나지 않음을 알 수 있다.

보다 장기적인 사건기간에서는 정(+)의 초과수익률이 발생하며 그 원인을 자사주매입의 정보효과로 귀속시킬 수 있는가의 가능성을 타진하기 위해 [+2, +80]기간 동안의 누적초과수익률을 종속변수로 사용하여 회귀분석을 시도하였다. [+2, +20]기간에서와 마찬가지로 PCAR과 YR97의 계수는 지속적으로 양(+)의 값을 보인다. 그러나 다른 것은 정보신호효과를 나타내는 변수인 OWN의 계수가 양(+)의 값을 나타낸다는 점이다. 이는 1997년이라는 예외적인 해의 결과를 통제하고도 나타나는 결과로서 보다 장기적인 관점에서는 정보신호효과가 공시 이후의 주가상승 추이를 설명할 수 있다는 가능성을 보여주는 결과이다.

위의 회귀분석을 통해 공시 이후 단기간의 주가상승은 정보신호효과보다는 1997년 표본에 기인하며 장기간의 주가상승은 정보신호효과와 1997년 표본에 기인한다는 점을 파악하였다. 그러나 1997년 표본이 왜 특수한가에 대한 해답은 얻지 못하였으므로 이에 대한 추가적인 분석을 시도하였다. 앞의 표에서 알 수 있었던 것처럼 1997년은 종합주가지수가 가장 많이 빠진 해였다. 즉, 공시 이전의 시장상황이 나쁘다면 경영자가 주가가 저평가되었다는 신호를 시장에 전달하여도 이것이 충분히 투자자들에게 전달되지 못할 수 있으며 이로 인해 공시 시점에서 주가가 정보효과만큼 충분히 오르지 못하고 있다가 시장상황이 호전되고 추가적으로 확정정보가 공시될 때 추가적인 주가상승이 이루어질 가능성이 있다는 점이다.⁷⁾

이러한 가능성을 타진하기 위해 상장기업의 PER를 단순평균한 시장 PER의 최근 3개월 평균을 MPER로 정의하여 회귀분석에 추가하였다. 만일 시장상황이 매우 열악할 때 투자자들이 자사주매입 공시를 과소평가한다면 공시 이후에 이들 기업의 주가는 내재가치에 수렴하면서 정(+)의 초과수익률을 실현할 수 있을 것이며 이러한 현상은 1997년의 효과를 통제하고도 다른 표본기간에서도 나타나야 할 것이다.

7) 이와 유사한 해석을 한 연구로는 Ritter(1991)을 들 수 있다. 저자는 공모주식의 상장시, 시장상황이 좋으면 투자자들이 공모주식의 가치를 과대평가하여 버블이 발생하고 이후 내재가치를 찾아가는 과정에서 부(-)의 초과수익률이 나타난다고 주장하였으며 시장의 과열 정도를 공모주의 상장횟수로 정의하였다.

이와 같은 투자자 심리변수를 고려한 회귀분석의 결과를 <표 11>에 정리하였다. 결과적으로 *MPER*의 포함은 회귀분석의 결과를 변화시키지 못하였으며 *MPER*의 계수도 양(+)의 값을 나타냈지만 유의적이지는 못하였다. 이는 투자자 심리가 공시후 80일간의 주가추이를 설명해 주지는 못한다는 것을 의미한다.

<표 11> 투자자 심리변수를 고려한 회귀분석 결과

구 분	CAR _t		
	[0, +1]	[+2, +20]	[+2, +80]
절 편	-0.0165 (t = -1.10)	-0.0525 (t = -1.14)	-0.0202 (t = -0.21)
PCAR	-0.0178 (t = -0.99)	0.1876*** (t = 3.40)	0.4440*** (t = 3.89)
OWN	0.0002 (t = 0.88)	0.0007 (t = 1.26)	0.0021** (t = 1.95)
TFR	0.0079*** (t = 6.43)	0.0034 (t = 0.91)	-0.0009 (t = -0.12)
YR97	-0.0076 (t = -1.21)	0.1006*** (t = 5.21)	0.1314*** (t = 3.29)
MPER	0.0008 (t = 0.70)	0.0036 (t = 1.03)	0.0006 (t = 0.09)
F-통계량	9.21 (p = 0.0001)	8.01 (p = 0.0001)	5.70 (p = 0.0001)
수정 R ²	8.86%	7.67%	5.28%

V. 결 론

자사주매입에 관한 국내외 실증연구들의 결과는 대체적으로 정보신호가설을 뒷받침하고 있다. 그러나 국내연구들에서 사용된 표본과 분석방법론의 한계로 인해 일관된 결론을 도출하기가 어려웠다. 본 연구에서는 표본의 수와 기간을 대폭적으로 확장하고 분석방법을 개선하여 국내 시장에서도 정보신호가설이 자사주매입 현상을 설명하고 있음을 검증하였다. 특히, 기존연구나 실무계에서 주장하는 공시 후 20여일 동안의 주가 상승은 자사주매입의 정보신호효과로 인한 것이라는 증거를 찾을 수 없었으며 주가 상승 자체도 일반적인 현상이 아니라 특정 연도에 국한된 현상이라는 것을 확인하였다. 그러나 왜 특정 연도에 추가적인 주가 상승이 발생하는가에 대한 검증을 투자자 심리변수

등을 사용하여 시도하였으나 실증적 증거를 찾을 수가 없었다.

자사주매입으로 인한 주가의 추가 상승은 단기적인 현상이 아니라 매우 장기적인 현상일 것이라는 점에 착안하여 분석기간을 공시 후 80여일로 늘려보았으며 이 경우 정보 신호효과와 관련된 변수가 유의적인 값을 갖기 시작한다는 점을 검증하였다. 이와 같은 발견은 다음과 같은 가능성을 제공하며 다음의 사항에 대한 추가적인 검증을 요구한다.

첫째, 자사주매입의 효과는 단기적이 아닌 장기적으로 나타날 수 있으므로 장기적인 관점에서 추가안정에 기여할 수 있을 것이다.

둘째, 장기적 수익률 추이는 투자자 심리변수와도 관련성을 가질 수 있다.

셋째, 분석기간의 장단에 따라 수익률모형(return matrix)의 오차가 심해질 수 있다는 것을 확인하였으므로 수익률모형의 선택과 위험변수에 대한 통제를 철저히 한 후 공시 후의 추가상승과 자사주매입 공시의 관련성을 검증해야 한다.

참 고 문 헌

- 김권중, 황선웅, 김진선, “지수수익률의 선택과 초과수익률 추정식의 편위”, 증권학회지, 제19편, 1994, 467-511.
- 김철교, “자사주관리가 한국주식시장에 미치는 영향에 관한 실증분석”, 재무연구, 제13호, 1997, 169-195.
- 우춘식, 신용균, “주식재매입의 효과에 관한 실증적 연구”, 증권금융연구, 2, 서울대학교 경영대학 증권금융연구소, 1996, 97-114.
- 정성창, 이용교, “자사주매입과 자사주펀드 제도의 유효성 분석”, 재무연구, 제11호, 1996, 241-271.
- Bartov, E., “Open-Market Stock Repurchases as Signals for Earnings and Risk Changes,” *Journal of Accounting and Economics*, 14, 1991, 275-294.
- Comment, R. and G. 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.
- Dann, L. Y., “Common Stock Repurchases : An Analysis of Returns to Bondholders and Stockholders,” *Journal of Financial Economics*, 9, 1981, 113-138.
- Dann, L. Y., R. W. Masulis and D. Mayers, “Repurchase Tender Offers and Earnings Information,” *Journal of Accounting and Economics*, 14, 1991, 217-251.
- Dennis, D. and G. Kadlec, “Corporate Events, Trading Activity and the Estimation of Systematic Risk : Evidence from Equity Offering and Share Repurchases,” Working Paper(Virginia Polytechnic Institute and State University), 1993.
- Hertzel, M. and P. C. Jain, “Earnings and Risk Changes around Stock Repurchase Tender Offer,” *Journal of Accounting and Economics*, 14, 1990, 253-274.
- Ikenberry, D., J. Lakonishok, and T. Vermaelen, “Market Under-Reaction to Open Market Share Repurchases,” *Journal of Financial Economics*, 1995.
- Lakonishok, J. and T. Vermaelen, “Anomalous Price Behavior Around Repurchase Tender Offer,” *Journal of Finance*, 45, 1990, 455-477.
- Vermaelen, T., “Common Stock Repurchase and Market Signalling : An Empirical Study,” *Journal of Financial Economics*, 9, 1981, 139-183.