

# 스톡옵션 보유가 자사주매입 공시에 따른 투자자 반응에 미치는 영향

정 무 권\*

## <요 약>

본 연구는 경영자의 스톡옵션 보유여부에 따라 자사주매입 공시가 경영자, 주주 및 채권자 등 기업의 이해관계자의 부에 미치는 영향을 검증하고자 한다.

실증분석 결과를 살펴보면, 경영자 스톡옵션이 있는 기업에서 주주의 부는 유의적으로 작게 나타났으며, 채권자의 부도 상대적으로 작지만 유의적인 차이를 보이지 않았다. 또한, 주주와 채권자의 부는 스톡옵션이 없는 경우에는 정비례하여 자사주매입의 신호효과가 매우 지배적이었으나, 스톡옵션이 있는 경우에는 반비례하여 부의 이전 효과도 있음을 알 수 있었다. 이는 경영자가 자사주 매입을 통해 자신이 보유하고 있는 옵션의 가치를 증가시키려는 유인을 시장이 인식하여 투자자의 반응이 덜 긍정적인 것으로 보인다. 또한, 스톡옵션 보유로 인한 경영자의 위험성향 증대와 아울러 자사주매입에 따른 레버리지 증가는 주주와 경영자에게는 도움이 되지만 채권자에게는 손해를 준 것으로 추론된다.

상기 추론들과 일관성이 있게, 스톡옵션이 있는 경우에 시장가/장부가 비율과 베타는 주주의 부에 덜 부정적인 영향을, 잉여현금흐름과 대주주지분율은 덜 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다.

주요 단어 : 경영자 스톡옵션, 자사주매입, 채권자의 부, 신호가설, 부의 이전가설

\* 국민대학교 경영대학

## 1. 서론

국내에서는 1992년 이후 많은 기업들이 주로 주가안정을 목적으로 자사주매입을 시행해 왔으며, 공개시장에서 직접 자사주를 매입하거나 은행 및 투자신탁회사를 통하여 간접적으로 취득하기도 한다. 지금까지 국내외 많은 논문들이 자사주매입을 주제로 다루어 왔으며, 이 분야에 대한 학문적인 관심은 주로 자사주매입과 관련한 주주의 부의 변화를 연구하는 것이었다.

기업재무 분야에서 수십 년에 걸쳐 자사주매입 공시에 따른 양(+)<sup>1</sup>의 주가반응이 보고되어 왔다(Dann, 1981; Vermaelen, 1981). 이들 반응에 대한 설명으로 신호(signaling)효과, 채권자로부터 주주에게로의 부의 이전(wealth transfer), 잉여현금흐름(free cash flow)의 감소 등이 논의되어 왔다. 실증적인 증거는 주로 신호가설을 지지하며, 다른 가설에 대해서는 제한적으로 지지한다. 최근에 두 논문이 이들 문제를 다시 다루고 있다. Kahle(2002)은 자사주매입 공시주가반응은 스톡옵션의 존재여부와 상관관계가 있다고 한다. 스톡옵션을 부여한 기업은 스톡옵션행사를 대비하여 자기주식을 매입하기도 하며, 스톡옵션을 보유한 경영자는 배당금 지급이 자신이 보유한 옵션의 가치를 줄이기 때문에 자사주매입을 선호한다고 주장한다. Maxwell and Stephans(2003)는 자사주매입에 따른 주주의 부의 변화에 추가하여 채권자의 부의 변화를 연구하여 신호가설과 부의 이전가설을 지지하는 증거를 발견한다.

한편, 최근에 국내에서는 경영자의 사적이익 추구를 기업가치의 극대화로 합치시키기 위해 스톡옵션으로 보상을 하는 기업들이 증가해왔다. 스톡옵션의 제공은 경영자와 주주의 이해관계를 일치시켜, 경영자가 주주의 가치를 극대화 할 수 있는 결정을 내리도록 유도한다. 그러나 경영자로 하여금 단기적인 이익을 추구하게 하고, 위험투자를 선호하게 하며, 주주와 채권자 사이의 이해갈등을 초래할 수 있다는 비판도 있다. 특히, 부채비율이 높은 기업에서 경영진에게 과도한 스톡옵션이 부여될 경우 주주와 채권자 사이의 갈등이 심화될 수 있다. Defusco et al.(1990) 등은 스톡옵션의 도입이 경영자의 위험선호 활동을 증가시켜서 채권자로부터 주주에게로 부의 이전을 야기한다는 것을 검증하였다.

자사주매입과 관련한 신호가설에 의하면 주주와 채권자의 부는 모두 증가하며, 서로 정비례관계가 예상된다. 부의 이전가설에 의하면 주주의 부는 증가하고 채권자의 부는 감소하여야 하며, 주주와 채권자의 부는 반비례관계가 예상된다. 그러나 경영자에게 자신의 부를 추구하려는 유인과 위험선호 증대의 가능성을 제공하는 스톡옵션의 존재는 경영자, 주주 및 채권자 등 기업 주요한 이해관계자들의 부에 상이한 영향을 줄 것으로 예상된다.

그러나 스톡옵션, 자사주매입, 주주와 채권자의 부의 변화를 함께 고려하는 국내외 기

존연구는 없는 것으로 사료되어, 본 논문은 경영자의 스톡옵션보유가 자사주매입 공시에 따른 주주와 채권자의 부에 미치는 영향을 연구한다. 특히, 경영자는 자신이 보유한 스톡옵션의 가치를 증가시키려는 유인도 있기 때문에 자사주매입을 선호하므로 추가반응이 덜 긍정적이라고 하는 Kahle(2002)의 주장과 스톡옵션은 경영자의 위험활동을 증가시켜서 채권자의 부를 감소시킨다는 Defusco et al.(1990)의 연구결과에 바탕을 두고 있다. 또한, Maxwell and Stephans(2003)에서처럼 자사주매입 공시에 따른 채권자 부의 변화도 주주의 부의 변화와 함께 연구하며, 특히 주주와 채권자의 부의 상관관계에 중점을 두면서 자사주매입과 관련한 가설을 검증하고자 한다.

먼저, 본 논문은 자사주매입을 공시한 기업을 경영자 스톡옵션이 있는 표본과 스톡옵션이 없는 표본으로 나누어 비교하면서 신호가설과 부의 이전가설의 효과를 주로 검증한다. 실증분석 결과에 의하면, 스톡옵션이 있는 기업에서 주주의 부는 유의적으로 작게 나타났으며, 채권자의 부도 상대적으로 작지만 유의적인 차이를 보이지 않았다. 또한, 주주와 채권자의 부가 스톡옵션이 없는 경우에서는 비례하여 자사주매입의 신호효과가 매우 지배적이었으나, 스톡옵션이 있는 경우에는 반비례하여 부의 이전 효과도 있음을 알 수 있었다. 이는 스톡옵션을 부여한 기업에서는 자사주매입이 경영자가 자신의 부를 추구하려 유인으로 인식되어 투자자의 반응이 덜 긍정적인 것으로 보인다. 또한, 자사주매입으로 기업의 레버리지가 증가하고 기업의 위험이 증폭되면 주주와 스톡옵션을 보유한 경영자에게는 도움이 되지만 채권자에게는 손해가 되는 것으로 추론된다.

상기 추론들과 일관성이 있게, 스톡옵션이 있는 경우에는 성장성이 높고 체계적인 위험이 증가할수록 주주에게로 부의 이전의 효과도 인식되어 추가반응은 덜 부정적인 것으로 추론된다. 또한, 잉여현금이 많을수록 그리고 대주주지분이 높을수록 경영자가 보유하고 있는 옵션의 가치를 증대시키려는 의도가 부분적으로 반영되어 추가반응이 덜 긍정적인 것으로 사료된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 2장에서는 자사주매입 및 스톡옵션과 관련된 기존의 연구문헌을 살펴보고 가설을 설정한다. 3장은 표본의 구성과 연구방법론을 설명한다. 4장에서는 실증분석을 통하여 자사주매입 공시기업의 스톡옵션보유 여부에 따른 주주와 채권자의 부의 변화와 상관관계를 분석한다. 5장은 주주와 채권자의 부의 횡단면 상관관계를 여러 기업특성변수의 차이를 통제하면서 보다 면밀하게 검증한다. 마지막으로 6장에서는 본 논문의 결론을 요약한다.

## 2. 선행 연구 및 가설 설정

### 2.1 자사주매입 관련 가설

자사주매입을 공시하는 기업의 주가는 상승한다(Dann, 1981; Vermaelen, 1981; Comment and Jarrell, 1991; Ikenberry, Lakonishok, and Vermaelen, 1995; Stephens and Weisbach, 1998). 이러한 초과수익률의 이유에 대한 논의는 계속되고 있으며, 주주에게 양(+ )의 부의 효과를 안겨주는 세 가지 설명으로 신호가설, 부의 이전 가설, 잉여현금흐름 가설이 많이 언급되고 있다.<sup>1)</sup>

신호가설에 의하면, 경영자가 기업의 내재가치에 비하여 현재주가가 저평가되어 있다고 판단하기 때문에 자사주를 매입한다고 인식되므로, 자사주매입을 공시하는 기업의 주가는 상승한다고 한다. Vermaelen(1984), Constantinides and Grundy(1989), Bartov(1991) Dann, Masulis, and Mayers(1991), Hertz and Jain (1991), Erik and McConnell(1998), Dittmar(2000) 등이 이 가설을 지지한다. 그러나 Grullon and Michaely(2004)는 신호가설과는 상반되게 이익이 자사주매입 후에 하락한다고 보고한다. 국내에서는 정성창, 이용교(2001), 김성민(2003), 정무권(2005) 등 다수의 연구가 대체적으로 신호가설을 지지한다.

자사주매입 공시로 인한 양(+ )의 초과수익률에 대한 두 번째 설명은 부의 이전가설이다. 자사주매입은 기업의 자산을 감소시키고 레버리지를 증가시켜 채권자의 클레임의 가치를 줄이므로 채권자로부터 주주에게로 부의 이전을 초래할 수 있다. Maxwell and Stephens(2003)의 연구결과는 신호가설과 부의 이전가설 모두를 지지하며, 자사주매입의 규모가 클수록 그리고 채권이 위험할수록 채권자에게 손실이 더 크다는 것을 보여준다. Eberhart and Siddique(2002)는 자사주매입과 상반되는 기업의 이벤트는 유상증자(seasoned equity offerings)로 인한 기업자산의 증가는 주주로부터 채권자에게 부의 이전을 야기하여 파산위험을 줄인다고 한다. Elliott et al.(2005) 또한 유상증자 공시에 따른 채권자 부의 증가를 보고하며, 이는 레버리지 감소에 따른 재무곤경비용의 감소가 채권자에게 도움이 되며, 일부분은 주주로부터 부가 이전된 것일 수 있다고 한다.<sup>2)</sup>

긍정적인 주가반응에 대한 세 번째 설명은 자사주매입이 잉여현금흐름을 줄이는 효과적인 수단이라는 것이다(Jensen, 1986). Nohel and Tarhan(1998)은 기업은 자사주매입을 통해 잉여현금을 주주에게 나누어 주므로 자산을 낭비하려는 경영자의 의도를 제거

1) 자사주매입을 설명하는 다른 가설로는 Fried(2001)의 경영자의 기회주의 가설, Bagnoli(1989)의 매수합병보 호가설, Ofer and Thakor(1987)의 세금혜택가설 등이 있다.

2) 부의 이전가설에 대한 연구는 다른 기업재무정책에서도 관찰된다. Handjinicolaou and Kalay(1984)는 배당증가, Billett, King and Mauer(2004)는 합병공시, Maxwell and Rao(2003)는 기업분사를 통한 주주와 채권자의 부의 변화를 다룬다.

한다고 한다. Jagannathan, Stephens and Weisbach(2000), Guay and Harford(2000)는 경영자가 일시적인 잉여현금흐름을 줄이기 위하여 자사주를 매입한다고 한다. 유사하게, Grullon and Michaely(2004)는 과대투자를 하는 경향이 있는 기업이 자사주매입 공시에 따른 양(+)의 주가반응을 실현한다고 한다.

## 2.2 자사주매입과 스톡옵션

경영자가 자신의 부를 추구하기 위해 자사주매입을 상대적으로 선호한다는 많은 연구들이 있다. Bartov et al.(1998)은 주식이 저평가되어 있거나 경영자보상에 스톡옵션이 포함되어 있는 경우에 기업은 배당금지급보다는 자사주매입을 통해서 잉여현금을 배분하는 것을 선호한다고 한다. Weisbenner(1998)와 Jagannathan, Stephens and Weisbach(2000)는 배당금지급은 임직원이 보유한 스톡옵션 가치를 떨어뜨리기 때문에 스톡옵션 보유는 자사주매입에 대한 유인을 야기하며, 또한 임직원이 스톡옵션을 행사하는 경우 주당 순이익의 희석화를 피하기 위하여 기업은 신주발행보다는 자사주매입을 선호한다고 한다. Fenn and Liang(2001)은 잉여현금흐름을 통제된 후에 경영자 스톡옵션 부여와 자사주매입의 양(+)의 상관관계를 보고하며, 스톡옵션 부여가 배당금지급이 줄고 대신에 자사주매입이 늘어나는 현상을 설명할 수 있다고 한다.

Kahle(2002)은 1991년부터 1996년까지 공개시장 자사주매입 표본을 사용하여 자사주매입의 가능성, 매입규모, 공시주가반응 등을 연구한다. 그녀의 주요한 연구결과는 자사주매입과 관련된 주가반응을 분석하는데 있어서 스톡옵션의 존재를 통제할 필요가 있다는 것이다. 특히, 스톡옵션행사에 대비한 자사주매입은 다른 목적의 자사주매입에 비하여 긍정적인 효과가 작다는 옵션펀딩(option-funding)가설과 스톡옵션을 많이 가지고 있는 기업의 경영진은 자신의 부를 위해 배당금지급보다는 자사주매입을 선호한다는 대체(substitution)가설을 검증하였다. 즉, 행사 가능한 임직원 스톡옵션을 많이 가진 기업은 옵션펀딩 목적으로 자사주를 매입할 가능성이 높으며, 이러한 기업이 자사주매입 공시를 하면 신호효과가 작기 때문에 주가반응이 덜 긍정적이라는 것을 보인다. 또한, 배당금지급에 비하여 자사주매입은 기업의 주당가치가 감소시키지 않으므로 경영자가 보유하고 있는 스톡옵션의 가치를 극대화 할 수 있으며, 이러한 모티브를 시장이 인식하여 경영자가 스톡옵션을 많이 보유한 기업이 자사주매입을 공시하는 경우에 주가반응이 덜 긍정적이라고 한다. 그러나 채권자의 부의 변화는 고려하지 않고 있다.

국내에서도 원재환(2002)은 배당금지급이 주가하락을 야기하므로 스톡옵션 부여는 경영진으로 하여금 배당을 줄이도록 하는 인센티브가 있다고 보고한다. 전상경, 김태수(2005)는 경영자가 스톡옵션을 많이 보유할수록 현금배당보다는 자사주매입을 선호한다고 한다. 설원식, 김수정(2005)은 자사주매입의 목적이 주가안정이나 이익소각인 경우는

양(+ )의 초과수익률, 스톡옵션을 포함한 임직원 보상과 관련된 경우는 음(-)의 초과수익률을 보인다고 한다.

자사주매입에 따른 기업의 레버리지 증가가 스톡옵션 보유로 인한 경영진의 위험성향 증대와 합쳐질 경우에 채권자의 부에 부정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다. 스톡옵션 보유와 경영진의 위험성향에 대한 연구로는, Defusco et al.(1990)은 스톡옵션의 도입은 경영자의 위험선호 활동을 증가시키며, 채권자로부터 주주에게로 부의 이전 효과를 지닌다고 한다. 그러나 자사주매입이라는 기업의 이벤트는 고려하고 있지 않다. John and John(1993)은 경영자에게 스톡옵션을 부여하는 것은 기업의 위험을 증가시킬 유인을 제공하지만, 이를 알고 있는 채권자가 더 높은 수익률을 요구할 것이므로 주주가 이 비용을 떠안게 될 것이라고 한다.

국내에서도 스톡옵션을 부여받은 경영진이 위험을 추구한다는 연구들이 있다. 원재환(2001)과 이경태, 이상철, 박애영(2005)은 스톡옵션이 경영진의 위험회피 성향을 약화시켜 추가수익률의 변동성을 증가시킨다고 한다. 김창수(2000)는 스톡옵션 부여는 주주와 경영자 사이의 대리인문제를 완화할 수 있으나, 주주와 채권자사이의 대리인문제를 약화시킬 수 있으므로 부채비율이 낮은 기업에서 스톡옵션 부여를 선호한다고 한다.

### 2.3 가설 설정

자사주매입 공시의 효과에 대한 면밀한 검증을 위해서는 주주의 부의 변화는 물론 채권자의 부의 변화도 함께 살펴볼 필요가 있다. Maxwell and Stephens(2003)는 자사주매입 공시가 주식가격에는 긍정적인 영향을, 채권가격에는 부정적인 영향을 주며, 주주의 부의 증가가 채권자의 부의 감소보다 크기 때문에 신호효과가 부의 이전 효과보다 더 지배적이라고 보고한다. 또한, 신호가설과 부의 이전가설만이 주주와 채권자 쌍방의 부의 변화와 연관되어 있다고 한다. 그러나 스톡옵션의 영향은 고려하지 않고 있다.

한편, 경영자의 스톡옵션 보유여부도 자사주매입 공시에 따른 투자자의 반응에 상이한 영향을 줄 수 있으므로 본 논문에서는 스톡옵션 보유여부에 따라 두 표본으로 나누어 검증한다. 먼저, Kahle(2002)에서처럼 자사주매입은 경영자가 보유하고 있는 스톡옵션의 가치를 극대화 하려는 유인과 관련이 있고 주식투자자가 이를 인식하여 덜 긍정적으로 반응하는지를 검증할 수 있다. 다음으로, 스톡옵션의 도입이 경영자의 위험선호 활동을 증가시켜서 채권자로부터 주주에게로 부의 이전을 야기한다고 하는 Defusco et al.(1990)에 근거하여, 자사주매입이 일반적으로 기업에 관한 좋은 뉴스일지라도 레버리지를 증가시키기 때문에 스톡옵션을 보유한 경영자의 위험성향 증대와 아울러 채권자에 손해를 주는지를 검증할 수 있다. 그러므로 이들 검증을 위해서는 Maxwell and Stephens(2003)에서처럼 자사주매입 공시에 따른 채권자의 반응도 추가반응과 함께 고

려할 필요가 있다.

본 논문은 주주와 채권자의 부의 변화를 통해 자사주매입 가설을 세분화하여 검증하는데 있어서 Maxwell and Stephens(2003)에서처럼 단순히 주주와 채권자의 부의 부호와 크기를 살펴봄을 물론, 유상증자를 주제로 하는 Eberhart and Siddique(2002)와 Elliott et al.(2005)에서처럼 주주의 부와 채권자의 부의 상관관계를 보다 중점적으로 검증한다.<sup>3)</sup> 즉, 신호가설에 의하면 자사주매입은 기업가치 전체에 관한 정보를 신호하므로 주주와 채권자의 부는 모두 증가하며, 서로 정비례관계가 예상된다. 부의 이전가설에 의하면 자사주매입으로 인하여 주주의 부는 증가하고 채권자의 부는 감소하여야 하며, 주주와 채권자의 부는 반비례관계가 예상된다. 마지막으로, 이들의 단순 상관관계가 여러 기업특성변수들을 통제한 후에도 여전히 유효한지를 검증하기 위하여 다중회귀분석을 이용한다.

첫째, 경영자가 스톡옵션의 가치를 증대하려는 유인이 있고, 스톡옵션이 위험선호 성향을 증가시키는 유인이 있다면, 경영자가 스톡옵션을 보유하지 않은 기업이 자사주매입을 공시하는 경우에 주주와 채권자의 부가 더 증가할 것으로 예상된다. 둘째, 경영자가 스톡옵션의 가치를 증대하려는 유인이 있다면, 스톡옵션을 보유하지 않은 기업이 자사주매입을 공시하는 경우에 주주와 채권자의 부는 양(+)의 상관관계로 신호효과가 더 지배적일 것으로 예상된다. 셋째, 자사주매입에 따른 레버리지증가는 스톡옵션을 보유한 경영자의 위험선호 성향과 아울러 채권자의 부를 감소시킬 수 있으므로, 스톡옵션을 보유한 기업에서는 주주와 채권자의 부는 음(-)의 상관관계로 부의 이전효과가 더 지배적일 것으로 예상된다. 본 논문의 가설은 다음과 같다.

가설 1: 경영자가 스톡옵션을 보유한 기업에 비하여 스톡옵션을 보유하지 않은 기업이 자사주매입을 공시하는 경우에 주주와 채권자의 부가 더 증가한다.

가설 2: 경영자가 스톡옵션을 보유하지 않은 기업이 자사주매입을 공시하는 경우에 주주와 채권자 부의 상관관계는 유의적인 양(+)수로 신호이론이 지배적이다.

가설 3: 경영자가 스톡옵션을 보유한 기업이 자사주매입을 공시하는 경우에 주주와 채권자 부의 상관관계는 유의적인 음(-)수로 부의 이전가설이 지배적이다.

자사주매입에 관한 가설을 검증하는데 있어, Kahle(2002)은 자사주매입 공시에 따른 주가반응과 스톡옵션의 역할을 다루고 있지만, 채권자의 부를 고려하지 않았으며, Maxwell and Stephens(2003)는 자사주매입 공시에 따른 주주와 채권자의 부의 변화를 상세하게 다루고 있지만, 스톡옵션의 영향을 고려하지 않고 있다. Defusco et al.(1990)

3) Kwan(1996) 또한 동일한 기업에 의해 발행된 개별주식과 개별채권은 양(+)의 상관관계가 있음을 보고한다.

은 스톡옵션 도입에 따른 주주 및 채권자의 부의 관계를 간략하게 다루지만, 자사주매입이라는 기업의 이벤트와는 관련이 없다. 그러므로 본 논문은 국내자료를 사용하여 분석하지만, 자사주매입, 스톡옵션, 주주와 채권자의 부의 변화를 모두 포괄적으로 고려하고 있다는 점에서 기존의 국내외 선행연구들에 추가적으로 공헌하는 바가 있을 것으로 사료된다.

먼저, 본 논문은 전체표본을 경영진의 스톡옵션 보유여부에 따라 구분하여, 자사주매입 공시에 따른 주주와 채권자의 부의 변화 및 이들의 상관관계를 분석하여 신호가설과 부의 이전가설을 검증한다. 자사주매입과 관련된 다른 가설은 회귀분석에서 통제변수를 이용하여 검증한다. 그 다음으로, 횡단면 회귀분석을 통해서 목표매입비율, 기업규모, 부채비율, 시장가/장부가 비율, 잉여현금흐름, 베타, 대주주지분율, 매입방법 등의 변수들 통제하면서, 스톡옵션 보유여부에 따른 주주와 채권자의 부의 상관관계가 유효한지를 검증한다.

### 3. 표본구성 및 연구방법

#### 3.1 표본

자사주매입 공시자료는 금융감독원과 증권선물거래소 전자공시시스템을 이용하여 구한다. 재무자료 및 추가이익률자료는 증권선물거래소와 한국신용평가정보(주)의 자료를 사용하였으며 추가이익률이 존재하지 않는 기업은 제외하였다. 채권자료와 신용등급은 KIS 채권평가(주)의 자료를 이용하며, 채권은 무보증으로 발행된 일반사채만 포함하였다. 2001년 1월부터 2005년 12월까지 자사주매입을 공시한 기업 중에서 공시 무렵에 발행된 채권이 있는 기업만을 표본으로 구성하여, 최종적으로 287개의 자사주매입 표본이 본 연구의 대상이 된다.

<표 1>은 연도별 자사주매입의 공시 건수를 경영자 스톡옵션 보유여부에 따라 구분하여 보여준다. 총 287건 중에서 스톡옵션을 부여중인 기업은 86개로 전체표본의 30%를 차지한다. 스톡옵션을 부여한 기업의 비중이 계속 상승하는 것은 경영자보상의 일환으로 스톡옵션을 부여하는 기업들이 점차적으로 늘고 있다는 것을 의미한다. 전체표본의 37%를 차지하는 105개 표본이 2001년에 집중되어 있으며, 이는 그 당시 주식시장의 침체로 많은 기업들이 주가안정을 기하기 위해 자기주식을 취득한 것으로 사료된다. 자사주매입의 목적은 한 개 이상 복수인 경우가 많으며, 주가안정 및 주주가치증대가 대부분을 차지한다. 임직원 스톡옵션행사, 격려금 및 포상금 지급을 준비하기 위한 목적이 단독으로 또는 다른 목적과 함께 언급된 경우는 30건이다. 자사주매입의 대상주식은 대

부분 보통주이며, 보통주와 우선주 모두를 매입대상으로 하는 경우는 8건, 우선주만을 매입대상으로 하는 자사주매입은 3건이다.

**Table 1. The distribution of share repurchases over time**

Shown are the mean (median) statistics for the sample of 287 firms that announce repurchases from 2001-2005. The number and percentage of firms that have executive stock options prior to the repurchase announcement are also shown according to the year of the announcement.

Year	Number of observations	Number of firms with stock options	% of firms with stock options
2001	105	14	13.3
2002	47	12	25.5
2003	64	23	35.9
2004	43	18	41.9
2005	28	19	67.9
Total	287	86	30.0

<표 2>는 자사주매입 표본의 기업 및 채권 특성변수들의 요약통계량을 경영자 스톡 옵션 보유여부에 따라 나누어서 보여준다. Panel A에서 목표매입비율(Repurchase %)은 총 상장주식수에서 매입을 목표로 하는 자사주수의 비율로서 전체표본에서 평균은 5.73%이며, 중앙값은 4.00%이다. 스톡옵션이 있는 경우에 평균이 3.65%로 스톡옵션이 없는 경우 6.62%보다 훨씬 낮다. 마지막 칸은 평균과 중앙값의 차이를 각각 검증하는 *t*-test와 Kruskal-Wallis test의 *p*-값을 나타내며, 스톡옵션이 있는 경우와 없는 경우의 목표매입비율이 유의적으로 차이가 있음을 보여준다.

기업규모(MVE)는 자사주매입 공시 직전년도 말 상장주식의 시가총액이며, 평균은 2,560십억원이며 중앙값은 110십억원으로서 기업규모에 있어서 편차가 심하다는 것을 말해준다. 또한, 자사주를 매입한 기업 중에서 경영자 스톡옵션을 부여한 기업의 규모가 훨씬 크다는 것을 알 수 있다. 이는 김창수(2000)에서처럼 소유와 경영이 분리된 대규모 기업일수록 대리인비용을 낮추기 위해 스톡옵션을 부여할 유인이 더 크기 때문인 것으로 보인다. 부채비율(D/E)은 부채를 자기자본으로 나누어 계산하며, 전체표본에 있어서 평균은 0.62이며, 스톡옵션이 있는 기업은 2.24이고 스톡옵션이 없는 기업은 1.71이다.

시장가/장부가 비율(M/B)은 자기자본의 시장가치를 장부가치로 나누어 계산한다. 전체표본에 있어서 평균은 0.75이며, 스톡옵션이 있는 기업은 1.17로서 스톡옵션이 없는 기업의 0.57보다 유의적으로 높다는 것을 알 수 있다.<sup>4)</sup> 이는 성장성이 높은 기업이 대

4) 변진호, 표민교(2006)는 이 비율 대신에 장부가/시장가 비율을 사용하며, 290개 표본의 평균이 2.01, 중앙값이 1.32라고 한다. 그들은 이 비율이 높을수록 장부가치보다 시장가치가 낮아서 주식이 저평가되어 있다고 한다.

리인비용 등을 완화하고자 스톡옵션을 부여할 유인이 더 크다고 하는 Barclay and Smith(1995)와 김창수(2000)의 주장을 지지한다. 잉여현금흐름(FCF)은 세후영업이익에서 운전자본투자, 유형자산투자, 기타투자를 차감하여 계산한 잉여현금흐름을 자산으로 나누어서 계산한다. 전체표본에 있어서 평균은 0.003%이며, 스톡옵션이 있는 기업은 0.005%로서 스톡옵션이 없는 기업의 0.002%보다 유의적으로 크다. 이는 잉여현금이 과도하게 많은 기업의 경우에 스톡옵션이 대리인비용을 완화시키는 유인을 제공한다는 Fenn and Liang(2001)의 주장을 뒷받침한다.

Beta는 기업의 체계적인 위험을 측정하며, 전체표본에 있어서 평균은 0.78이며, 스톡옵션이 있는 기업은 0.93로서 스톡옵션이 없는 기업의 0.71보다 유의적으로 커서 체계적인 위험이 더 높음을 알 수 있다. 베타의 계산이 시가총액 비중이 큰 기업에 의해 좌우되는 것을 방지하기 위해 단순평균주가지수를 사용하여 계산한다. 자사주매입 직전 대주주지분율(OWN)의 평균은 전체표본에 있어서 18.6%이며, 스톡옵션이 있는 기업은 16.8%이고 스톡옵션이 없는 기업은 19.3%이다. 이는 김창수(2004)와 이경태, 이상철, 박애영(2005)에서처럼 대주주의 지분이 높을수록 대리인비용의 낮아서 스톡옵션 부여의 효과가 작다고 하는 주장과 관련이 있는 것으로 보인다.

Panel B는 본 논문에서 채권자의 반응을 측정하기 위하여 사용하게 될 일반사채의 특성을 요약하여 보여준다. 자사주매입 표본기업 당 최대 3개의 채권을 발행잔액이 큰 순서로 선택하였으며, 기업 당 선택된 채권의 수(number of bonds)의 평균은 전체표본에 있어서 2.28개이다. 발행잔액(amount outstanding)은 채권이 발행되어 상환되지 않고 남아있는 잔액으로, 전체표본에 있어서 평균은 683억원이며, 스톡옵션이 있는 기업이 스톡옵션이 없는 기업보다 유의적으로 크다. 신용등급(ratings)은 자사주매입 공시직전 일반사채의 신용등급으로 기업의 신용위험을 반영한다. 신용등급의 평균과 중앙값은 주식에서와 같이 각 신용등급을 괄호( )안의 숫자로 가정하여 계산하였다.<sup>5)</sup> 신용등급의 평균은 전체표본의 경우에 7.97로 BBB+에 가까우며, 스톡옵션이 있는 경우에는 5.70로 A+(A)에, 스톡옵션이 없는 경우는 8.95로 BBB에 근접한다. 이는 자사주매입 공시표본 중 스톡옵션을 부여하는 기업이 상대적으로 우량기업이라는 것을 나타낸다.

수정듀레이션(modified duration)은 채권의 수정듀레이션으로 이자율변화에 따른 채권 가격의 변화를 측정하기 위해 사용된다. 평균은 전체표본에 있어서 1.24년이다. 만기수익률(yield to maturity)은 채권을 만기까지 보유하는 경우의 수익률로서 본 논문에서 사용하게 될 채권수익률이다. 평균은 전체표본에 있어서 7.46%이며, 스톡옵션이 있는 기업은 6.09%로서 스톡옵션이 없는 기업의 8.05%보다 유의적으로 작음을 알 수 있다. 이는 역시 스톡옵션을 부여하는 기업이 상대적으로 우량기업이라는 것을 의미한다.

5) 신용등급의 평균과 중앙값은 다음과 같이 괄호( )안의 숫자로 가정하여 계산함. AAA(1), AA+(2), AA(3), AA-(4), A+(5), A(6), A-(7), BBB+(8), BBB(9), BBB-(10), BB+(11), BB(12), BB-(13), B+(14), B(15), B-(16), CCC+(17), CCC(18).

**Table 2. Descriptive statistics**

Shown are the mean (median) statistics of the firm (Panel A) and bond (Panel B) characteristics for the event firms that announce repurchases. Total sample is divided into two sub-samples according to whether the firm has executive stock options prior to the repurchase announcement or not. In Panel A Repurchase(%) is the percentage of total shares outstanding authorized for repurchases. MVE, D/E, M/B, and FCF indicate, respectively, the market capitalization, debt-to-asset ratio, market-to-book equity ratio, and free cash flow to asset of the event firms in the year-end prior to the announcement. Beta measures the systematic risk of firms. OWN(%) indicates the percentage of total shares owned by the largest shareholder. In Panel B the number of bonds per firm, the amount of bonds outstanding, ratings, and the modified duration at the repurchase announcement are shown as bond characteristics. Ratings is a cardinal number that is assigned to each letter-based bond rating. The last column indicates the  $p$ -values of  $t$ -test (Kruskal-Wallis test) for mean (median) differences.

## Panel A: Firm characteristics

Firm characteristics		Total (287)	With stock options (86)	Without stock options (201)	$p$ -value of tests for differences
Repurchase(%)	mean	5.73	3.65	6.62	<0.001
	median	4.00	2.19	5.00	<0.001
MVE(100 bil. KRW)	mean	25.6	73.0	5.3	<0.001
	median	1.1	4.0	0.8	<0.001
D/E	mean	1.87	2.24	1.71	0.503
	median	1.26	1.09	1.30	0.058
M/B	mean	0.75	1.17	0.57	<0.001
	median	0.49	0.95	0.41	<0.001
FCF(%)	mean	0.003	0.005	0.002	0.065
	median	0.004	0.004	0.004	0.162
Beta	mean	0.78	0.93	0.71	<0.001
	median	0.78	0.89	0.73	<0.001
OWN(%)	mean	18.6	16.8	19.3	0.102
	median	16.3	15.7	16.4	0.064

## Panel B: Bond characteristics

Bond characteristics		Total (287)	With stock options (86)	Without stock options (201)	$p$ -value of tests for differences
Number of bonds per firm	mean	2.28	2.40	2.23	0.119
	median	3.00	3.00	2.00	0.189
Amount outstanding (bil. KRW)	mean	683	1,295	421	<0.001
	median	200	500	200	<0.001
Ratings	mean	7.97	5.70	8.95	<0.001
	median	9.00	6.00	9.00	<0.001
Modified duration (year)	mean	1.24	1.32	1.20	0.513
	median	0.92	1.28	0.81	0.001
Yield to maturity (%)	mean	7.46	6.09	8.05	<0.001
	median	6.82	5.50	7.74	<0.001

### 3.2 채권수익률과 가격의 변화 측정

본 논문에서 주주의 부의 변화는 주가가격의 변화인 주가수익률로 측정하는 데 비하여, 채권자의 부의 변화는 채권수익률의 변화와 채권가격의 변화 두 가지로 측정한다. 국내에서는 채권평가기관들이 채권종목별 시가평가 기준수익률을 제공하고 있으므로, 이들 수익률의 변화와 듀레이션을 이용하여 채권가격의 변화를 측정하여 채권자의 부의 변화를 추정한다. 자사주매입 공시 당시에 발행되어 있는 채권이 복수로 있는 경우는 발행잔액이 큰 순서로 최대 3개 채권을 우선적으로 선택하여 평균수익률을 사용한다. 주가수익률이 증가하면 주주의 부는 증가하고, 채권수익률은 채권가격과 반비례 관계에 있으므로 채권수익률(채권가격)이 감소(증가)하면 채권자의 부가 증가한다는 데 주목할 필요가 있다. 또한 벤치마크로서 3년 만기 국채를 사용하여 Kwan(1996)에서처럼 이자율곡선의 변화를 통제한다.

사건구간을 너무 넓게 설정할 경우는 자사주매입으로 인한 효과가 오히려 희석될 수 있기 때문에 공시전후 3일간의 구간에 대한 채권자와 주주의 부의 변화를 측정한다. 먼저, 채권수익률을 이용한 채권자의 부의 변화는 공시전의 채권수익률과 공시후의 채권수익률의 차이로서 측정한다. 기업  $i$ 의  $t$ 일의 채권수익률 스프레드(Yield Spread,  $YS$ )는 이자율곡선의 변화를 통제하기 위해 채권수익률에서 국채수익률을 차감하여 다음과 같이 구한다.

$$YS_{it} = SY_{it} - TY_{it}$$

$YS_{it}$ 는 자사주매입을 공시한 기업  $i$ 의  $t$ 일의 수익률 스프레드이며,  $SY_{it}$ 는 자사주매입을 공시한 기업  $i$ 의  $t$ 일의 채권수익률이며,  $TY_{it}$ 는  $t$ 일의 국채수익률을 표시한다. 다음으로, 기업  $i$ 의  $YS$ 의 변화(Yield Spread Change,  $YSC$ ) 또는 채권수익률의 변화는 아래와 같이 계산한다.

$$YSC_i = YS_t - YS_i$$

채권가격의 변화인 *Bond return*은  $YSC$ 에 수정듀레이션을 곱하여 다음과 같이 산출한다.

$$Bond\ return_i = YSC_i \times (-)수정듀레이션_i$$

$Bond\ return_i$ 는 기업*i*의 채권가격의 변화이며,  $YSC_i$ 는 기업*i*의 채권수익률의 변화이다. 채권수익률은 채권가격과 반비례 관계에 있으며,  $YSC(Bond\ return)$ 의 부호가 양(음)수이면 채권수익률(채권가격)이 증가(감소)한 결과이므로 채권자의 부는 감소한다. 반면에,  $YSC(Bond\ return)$ 부호가 음(양)수이면, 채권자의 부는 증가한다는 것을 의미한다. 또한, 주가수익률과  $YSC(Bond\ return)$ 가 음(양)의 상관관계이면 주주와 채권자의 부가 같은 방향으로 움직인다는 것을 의미하여 신호효과가 있는 것으로 볼 수 있다. 반대로, 주가수익률과  $YSC(Bond\ return)$ 의 양(음)의 상관관계는 부의 이전 효과가 있음을 의미한다.

## 4. 주주 및 채권자 부의 변화와 상관관계

### 4.1 주주의 부의 변화

자사주매입 선언에 따른 주주 부의 변화는 공시전후 3일간의 누적비정상수익률(CAR)로 측정한다. 이 기간은 사건연구에서 많이 사용하는 기간이며, 채권자 부의 변화를 측정하는 기간과도 같다. CAR\_MA와 CAR\_MM은 각각 시장조정모형과 시장모형을 이용하여 측정한 누적비정상수익률이다.

<표 3>은 자사주매입 공시에 따른 주주의 부의 변화를 나타내는 CAR을 보여준다. 경영자가 스톡옵션을 보유한 경우 그리고 자사주매입의 목적이 기 부여된 옵션행사를 대비한 경우에는 주가반응이 다를 수 있다(Kahle, 2002; 설원식, 김수정, 2005). 그러므로 경영자의 스톡옵션 보유유무에 따라 두 부분으로 구분하되, Panel A는 자사주매입의 모든 목적을 포함한 287개 전체표본을 대상으로, Panel B는 스톡옵션행사에 대비한 목적 9건을 제외한 278건의 표본을 대상으로 한다.<sup>6)</sup>

Panel A에서 전체표본의 경우에 CAR\_MA의 평균은 3.44%(*t*-값: 9.59)로 공시에 따른 주주의 부가 증가했음을 나타낸다. 이러한 긍정적인 주가반응은 신호가설을 지지하는 많은 국내외 연구결과와 일치한다. Ikenberry *et al.*(1995)은 공시전후 5일간의 초과수익률이 3.54%, Maxwell and Stephens(2003)는 공시전후 3일간의 초과수익률이 1.49%라고 보고한다. 국내에서는 최근에 공시전후 3일간 CAR이 변진호, 표민교(2006)가 3.98%, 정성창, 김영환(2007)이 이익소각 목적은 4.3%이며 일반목적은 3.7%라고 보고한다.

스톡옵션이 있는 경우는 2.25%(*t*-값: 5.86)로 스톡옵션이 없는 경우의 3.95%(*t*-값:

6) 스톡옵션행사 대비 목적의 자사주매입이 자기주식의 가격안정 등의 목적과 함께 공시되는 다수의 경우도 포함한다. 스톡옵션행사 및 임직원보상 목적의 자사주매입 표본 30건을 제외한 257건의 표본을 대상으로 하여도 유사한 결과를 보여준다.

8.20)보다 주가반응이 덜 긍정적인 것으로 나타났으며, 평균의 차이는  $t$ -검증에서 1% 수준에서 유의한 것으로 나타났다. 이는 스톡옵션이 있는 경우에 자사주매입의 효과가 유의적으로 작다고 하는 Kahle(2002)의 연구결과를 지지한다. 그러나 이와 같은 덜 긍정적인 주가반응은 경영자가 스톡옵션을 보유하고 있기 때문만이 아니라 자사주매입이 스톡옵션행사 대비하기 위한 옵션펀딩 목적이기 때문일 수도 있다는 추론을 가능하게 한다. 그러므로 Panel B에서는 스톡옵션행사를 대비한 자사주매입 표본을 제외한 결과를 보여준다. 전체표본의 경우에 CAR\_MA의 평균은 3.40%이며, 스톡옵션이 있는 경우는 1.97%로 스톡옵션이 없는 경우의 3.94%보다 주가반응이 역시 덜 긍정적인 것으로 나타났으며, 그 차이는 1% 수준에서 유의하다. 이는 스톡옵션이 있는 경우의 덜 긍정적인 주가반응이 자사주매입을 단순히 스톡옵션행사를 목적으로 하기 때문만은 아니라는 것을 의미한다.

즉, 경영진이 스톡옵션을 보유한 기업이 자사주를 매입하는 것은 기업가치가 저평가되었기 때문만 아니라, Kahle(2002)에서처럼 경영진이 옵션가치의 하락을 원하지 않는 유인도 있는 것으로 추론된다. CAR\_MM도 유사한 결과를 보여준다. 이러한 스톡옵션 보유여부에 따른 상이한 주가반응은 기존의 국내연구에서 다루지 않은 부분이며, 스톡옵션을 보유하지 않은 기업이 자사주를 매입하겠다고 공시하는 경우에 신호효과가 더 크다는 것을 의미한다.

**Table 3. Stock market reactions to the announcement of share repurchases**

The 3-day cumulative abnormal returns (CAR) surrounding the announcement of stock repurchases are computed using both market-adjusted model (CAR\_MA) and market model (CAR\_MM). Panel A includes all purposes for repurchases while Panel B and Panel C exclude, respectively, stock option exercise purposes and both stock option exercise and employee compensation purposes. Total sample is divided into sub-samples according to whether the firm has executive stock options prior to the repurchase announcement or not.  $t$ -statistics are also shown in parentheses. The last column indicates the  $p$ -values of  $t$ -test for mean differences. \*\*\*, \*\*, and \* denote significantly different from zero at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

	Total		With stock options		Without stock options		$p$ -value of tests for differences
	%	( $t$ -value)	%	( $t$ -value)	%	( $t$ -value)	
Panel A: Include all purposes (287)							
CAR_MA	3.44	(9.59)***	2.25	(5.86)***	3.95	(8.20)***	0.006
CAR_MM	3.10	(8.12)***	2.14	(5.01)***	3.52	(6.86)***	0.040
Panel B: Exclude stock option exercise purposes (278)							
CAR_MA	3.40	(9.22)***	1.97	(4.76)***	3.94	(8.24)***	0.002
CAR_MM	3.08	(7.82)***	1.95	(4.14)***	3.51	(6.88)***	0.025

## 4.2 채권자의 부의 변화

<표 4>는 자사주매입 공시에 따른 채권자의 부의 변화를 보여준다. 주가반응의 측정 기간과 같이 공시전후 3일간을 사용하여 분석한다. Panel A는 공시기업의 일반채권(S-bond) 수익률, 국채(G-bond) 수익률, 그리고 이들의 차이인 채권수익률 스프레드(Yield spread, YS)의 평균을 스톡옵션 보유여부에 따라 나누어 보여준다. 한 기업이 발행한 채권이 한 개 이상 있는 경우는 산술평균이다.

전체표본에서 자사주매입 공시전날의 채권수익률은 7.548%이며, 국채수익률은 5.100%이며, 채권수익률 스프레드는 2.448%이다. 스톡옵션 보유기업의 경우는 보유하지 않은 기업보다 채권수익률과 국채수익률이 모두 낮으며, 그 스프레드도 1.346%로 2.920%보다 훨씬 낮다. 이는 경영자가 스톡옵션을 보유한 기업이 상대적으로 우량기업이라는 것을 의미하며, <표 2>의 Panel B에서 스톡옵션을 보유한 기업의 신용등급이 높다는 점과 일관성이 있다. 자사주매입 공시 다음날도 유사한 결과를 보이며 채권수익률 스프레드는 전체표본, 스톡옵션 보유표본, 스톡옵션 미보유표본에서 각각 2.455%, 1.356%, 2.925%이다. 이는 공시전날과 비교하여 공시후의 스프레드가 전반적으로 약간 상승하여 채권가치가 다소 떨어졌다는 것을 나타낸다.

이러한 채권수익률의 스프레드 변화가 유의적인가를 살펴보기 위하여 Panel B에서는 공시전후에 걸쳐 채권수익률의 변화인 YSC와 채권가격의 변화인 Bond return을 계산하여 보여준다. Panel B-1은 모든 목적의 자사주매입 표본을 포함하며, Panel B-2는 옵션펀딩 목적을 제외하고 측정하였다. YSC\_VW와 YSC\_EW는 기업이 발행한 채권이 다수인 경우 발행잔액을 기준으로 YSC를 각각 가치가중(value-weighted)과 동일가중(equal-weighted) 평균하여 산출한 값들이다. Bond return은 YSC에 (-)수정듀레이션을 곱하여 추정하였다.

Panel B-1에서 전체표본을 대상으로 하였을 때 YSC\_VW는 0.007%( $t$ -값: 1.35)이며 YSC\_EW도 0.007%( $t$ -값: 1.38)로 채권수익률이 상승하여 채권자의 부는 감소하였지만 유의적이지 않음을 알 수 있다. 또한, 스톡옵션이 없는 기업에서 채권수익률이 덜 상승하여 채권자의 부가 덜 떨어진 것으로 보이지만 유의적이지는 않다. Bond return도 스톡옵션이 없는 기업에서 더 상승하여 채권자의 부가 증가한 것으로 보이지만 유의적이지 않다.<sup>7)</sup> 옵션펀딩 목적을 통제된 Panel B-2에서도 채권자 부의 변화는 유의하지 않다. 이 결과는 자사주매입 공시에 따른 채권자의 부가 전반적으로 하락한다는 Maxwell and Stephens(2003)의 결과와 채권자의 부가 상승한다는 정무권(2005)의 결과와 비교된다.<sup>8)</sup>

7) Bond return의 중앙값의 부호는 모두 음(-)수이다. VW\_Bond return과 EW\_Bond return의 중앙값은 전체표본에서는 각각 -0.005와 -0.006이며, 스톡옵션이 있는 표본은 -0.011과 -0.011이고, 스톡옵션이 없는 표본은 -0.001과 -0.002로 모두 음(-)수를 나타낸다.

8) 정무권(2005)은 2000년부터 2003년까지의 다른 표본기간을 사용하여 자사주매입 공시에 따른 YSC가

**Table 4. Bondholder reactions to the announcement of repurchases**

Panel A shows the yield of S(straight)-bond of event firms, G(Government)-bond yield, and the yield spread one day before and after the repurchase announcement day. Panel B shows two measures of the change in bondholder wealth: yield spread changes (YSC) and bondholder returns. G-bond-controlled yield spreads are the difference between the raw yields of straight bonds and the G-bond yields. YSC(-1,1) is defined as the difference between yield spreads one day before and after the announcement day (day 1 minus day -1). YSC is computed using both the value-weighted(YSC\_VW) and equal-weighted(YSC\_EW) average of three major bonds of the event firm at the repurchase announcement. Bond returns(Return\_VW, Return\_EW) are approximated by multiplying modified duration by the yield change. *t*-statistics are also shown in parentheses. The last column indicates the *p*-values of *t*-test for mean differences. \*\*\*, \*\*, and \* denote significantly different from zero at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

Panel A: S-bond yield, G-bond yield, and yield spread

%	Day	Total (287)	With stock options (86)	Without stock options (201)	<i>p</i> -value of tests for differences
S-bond yield	-1	7.548	6.082	8.176	<0.001
G-Bond yield		5.100	4.737	5.256	<0.001
Yield spread		2.448	1.346	2.920	<0.001
S-bond yield	+1	7.556	6.080	8.187	<0.001
G-Bond yield		5.101	4.724	5.262	<0.001
Yield spread		2.455	1.356	2.925	<0.001

Panel B: YSC and bond returns

	Total		With stock options		Without stock options		<i>p</i> -value of tests for differences
	%	( <i>t</i> -value)	%	( <i>t</i> -value)	%	( <i>t</i> -value)	
Panel B-1: Include all purposes (287)							
YSC_VW	0.007	(1.35)	0.010	(1.38)	0.005	(0.82)	0.623
YSC_EW	0.007	(1.38)	0.010	(1.46)	0.005	(0.82)	0.576
Return_VW	0.005	(0.51)	-0.007	(-0.87)	0.011	(0.75)	0.277
Return_EW	0.004	(0.39)	-0.007	(-0.82)	0.008	(0.64)	0.323
Panel B-2: Exclude stock option exercise purposes (278)							
YSC_VW	0.006	(1.20)	0.008	(1.05)	0.005	(0.83)	0.759
YSC_EW	0.006	(1.24)	0.009	(1.13)	0.005	(0.83)	0.712
Return_VW	0.006	(0.56)	-0.006	(-0.65)	0.010	(0.74)	0.330
Return_EW	0.004	(0.45)	-0.005	(-0.56)	0.008	(0.63)	0.403

종합하면, 전체표본에서는 주주의 부는 유의적으로 상승하였으며 채권자의 부는 유의적이지는 않지만 하락하였다. 스톡옵션이 없는 기업에 비하여 스톡옵션이 있는 기업에서는 주주의 부는 유의적으로 덜 상승하며, 채권자의 부는 유의적이지는 않지만 더 하락하였음을 보여준다. 이 결과는 경영자가 스톡옵션을 보유한 경우 주주와 채권자의 부

-0.01(*t*-값: -1.79)로 채권자의 부가 상승했음을 보고한다.

에 미치는 자사주매입의 신호효과는 상대적으로 작다는 것을 의미한다. 그러나 자사주매입의 효과를 보다 세밀히 검토하기 위해서는 투자자 반응의 부호와 크기도 중요하지만, 유상증자를 주제로 하는 Eberhart and Siddique(2002)와 Elliott et al.(2005)에서처럼 주주의 부와 채권자의 부의 상관관계를 보다 중점적으로 파악할 필요가 있다.

#### 4.3 CAR과 YSC 및 Bond return의 상관관계

자사주매입 공시에 따른 주주와 채권자의 부의 단순 상관관계를 분석하기 전에 주주의 부가 증가한 경우와 하락한 경우에 채권자의 부가 어떻게 변하는가를 대략적으로 살펴본다. <표 5>의 Panel A는 CAR이 상승한 표본과 하락한 표본으로 나누어서 스톡옵션 보유여부에 따라 채권자의 부에 어떠한 변화가 있는가를 보여준다. 전체표본에서는 CAR이 양(+ )수이든 음(-)수이든 YSC와 Bond return의 크기는 유의하지 않지만 CAR이 양(+ )수인 경우에 YSC는 더 작고 Bond return은 더 크며, CAR이 음(-)수인 경우에 YSC는 더 크고 Bond return은 더 작아서 전반적으로는 비례관계가 있어 보인다.

CAR이 양(+ )수로 주주의 부가 상승한 경우에 스톡옵션이 있는 경우는 YSC\_VW와 YSC\_EW가 각각 0.017%와 0.018%로 5%수준에서 유의하여 채권자의 부가 하락한다는 것을 알 수 있다. Bond return은 음(-)수이지만 10%수준에서는 유의하지 않다. 반면에, 스톡옵션이 없는 경우에는 YSC는 음(-)수이고 Bond return은 양(+ )로 스톡옵션이 있는 경우와 부호에 있어서 반대의 결과를 보이지만 유의하지 않다. CAR이 음(-)수로 주주의 부가 하락한 경우에 스톡옵션이 있는 경우는 YSC\_VW와 YSC\_EW가 음(-)수이고 Bond return은 양(+ )수로 채권자의 부는 상승하지만 유의하지는 않다. 반면에, 스톡옵션이 없는 경우는 YSC\_VW와 YSC\_EW가 모두 0.026%로 10%수준에서 유의하며, Bond return도 음(-)수로 채권자의 부가 하락하여 스톡옵션이 있는 경우와 반대의 결과를 보인다.

바꾸어 말하면, 경영자 스톡옵션이 있는 경우에는 CAR이 양(+ )수로 주주의 부가 상승한 경우는 채권자의 부는 하락하며, CAR이 음(-)수로 주주의 부가 하락한 경우는 채권자의 부는 상승하여 부의 이전 효과가 강함을 알 수 있다. 반면에, 경영자 스톡옵션이 없는 경우에는 CAR이 양(+ )수로 주주의 부가 상승한 경우는 채권자의 부도 상승하며, CAR이 음(-)수로 주주의 부가 하락한 경우는 채권자의 부도 하락하여 신호효과가 강함을 알 수 있다. 즉, 자사주매입 공시에 따른 채권자의 부는 유의적인 변화가 없어 보이지만, 경영자 스톡옵션 보유여부에 따라 주주와 채권자의 부의 상관관계가 상반되어 있음을 알 수 있다. 그러므로 이 결과는 자사주매입과 관련된 가설의 면밀한 검증을 위해서는 투자자 반응의 부호와 크기도 중요하지만, 주주와 채권자의 부의 상관관계에 대한 분석도 중요하다는 것을 암시한다. 신호가설은 주주와 채권자의 부의 정비례관계를 예

상하는 반면에 부의 이전가설은 주주와 채권자의 부의 반비례관계를 예상한다.

**Table 5. The correlation between CAR and YSC (Bond returns)**

In Panel A, yield spread changes(YSC) at the repurchase announcement are shown whether the cumulative abnormal returns(CAR) are positive or negative. The Pearson correlations between CAR and YSC are shown in Panel B, along with  $p$ -values to test the null hypothesis that the correlation is zero. CARs are calculated using market-adjusted model. YSC is computed using both the value-weighted(YSC\_VW) and equal-weighted(YSC\_EW) average of three major bonds of the event firm at the repurchase announcement. Bond returns(Return\_VW, Return\_EW) are approximated by multiplying modified duration by the yield change. \*\*\*, \*\*, and \* denote significantly different from zero at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

Panel A: Positive vs. negative CAR

	Positive CAR_MA(-1,1)				Negative CAR_MA(-1,1)			
	Total (212)	With stock options (65)	Without stock options (147)	$p$ -value of $t$ -tests	Total (75)	With stock options (21)	Without stock options (54)	$p$ -value of $t$ -tests
YSC_VW	0.003 (0.61)	0.017 (2.09)**	-0.003 (-0.40)	0.030	0.016 (1.46)	-0.012 (-0.86)	0.026 (1.95)*	0.036
YSC_EW	0.003 (0.66)	0.018 (2.18)**	-0.003 (-0.41)	0.037	0.016 (1.47)	-0.012 (-0.85)	0.026 (1.95)*	0.037
Return_VW	0.010 (0.78)	-0.015 (-1.50)	0.022 (1.16)	<0.001	-0.010 (-0.92)	0.016 (1.10)	-0.020 (-1.51)	0.094
Return_EW	0.008 (0.66)	-0.015 (-1.46)	0.018 (1.08)	<0.001	-0.009 (-0.82)	0.017 (1.10)	-0.018 (-1.41)	0.116

Panel B: Correlation between CAR and YSC(Bond returns)

	CAR_MA		
	Total (287)	With stock options (86)	Without stock options (201)
YSC_VW	-0.123 (0.038)**	0.261 (0.015)**	-0.184 (0.009)**
YSC_EW	-0.123 (0.038)**	0.264 (0.014)**	-0.185 (0.009)**
Return_VW	0.076 (0.197)	-0.246 (0.023)**	0.099 (0.163)
Return_EW	0.090 (0.130)	-0.245 (0.023)**	0.117 (0.098)*

다음으로, 상관계수 분석을 통해서 이들의 단순 상관관계를 알아본다. Panel B는 CAR과 YSC 및 Bond return의 피어슨 상관계수를 보여준다. 표본전체를 대상으로 측정한 CAR과 YSC의 상관계수는 모두 -0.123으로 YSC의 가중평균방법에 관계없이 5% 수준에서 유의하다. 그러나 CAR과 Bond return의 상관계수는 유의적이지 않다. 스톡옵션

선 보유여부에 따라 나누어서 상관계수를 구해보면, 스톡옵션을 보유한 표본에서 CAR과 YSC의 상관계수는 0.261 정도로 모두 5% 이상 수준에서 유의하다. 또한, CAR과 Bond return의 상관계수도 -0.246 정도로 역시 5% 수준에서 유의하여 결과에 있어서 일관성을 보여준다. 이는 스톡옵션을 보유한 기업에 있어서 자사주매입의 효과는 주주와 채권자의 부가 반비례하도록 작용한다는 것을 의미하여 부의 이전 효과가 두드러짐을 알 수 있다. 반면에, 스톡옵션이 없는 기업에서는 CAR과 YSC의 상관계수는 -0.184 정도이며, 모두 1% 수준에서 유의하다. CAR과 Bond return의 상관계수는 양(+ )수를 보이지만 CAR과 Return\_EW의 상관계수만 10%수준에서 유의하다. 이는 스톡옵션을 보유하지 않은 기업에 있어서 자사주매입의 효과는 주주와 채권자의 부가 전반적으로 비례하도록 작용한다는 것을 의미하여 신호효과가 지배적임을 알 수 있다.

정리하면, 스톡옵션을 보유하지 않은 201개 표본에서 주주와 채권자의 부의 상관계수가 양(+ )으로 신호가설을 지지하지만, 스톡옵션을 보유한 86개 표본에서는 상관계수가 음(- )으로 반대로 나와 채권자로부터 주주에게 부가 이전되는 효과가 있음을 알 수 있다. 또한, 스톡옵션이 없는 다수 표본에서 주주와 채권자의 부의 양(+ )의 상관관계가 전체표본에서도 신호효과를 보이게 한 것으로 보인다.

이 결과는 Panel A에서의 결과와 일관성을 보이며, 자사주매입이라는 기업의 이벤트를 고려하지 않고 Kwan(1996)은 동일한 기업에 의해 발행된 개별주식과 개별채권은 일반적으로 양(+ )의 상관관계가 있음을 보고하지만, 자사주매입을 고려하는 경우는 스톡옵션 보유여부에 따라 주주와 채권자의 부의 상관관계가 상이함을 알 수 있다. 특히, Kahle(2002)에서처럼 경영자가 스톡옵션의 가치를 증대하려는 유인을 투자자들이 인식하여 추가반응이 크게 덜 긍정적임은 물론 신호효과도 작은 것으로 보인다. 또한, 스톡옵션이 경영자의 위험선호 활동을 증가시켜서 채권자로부터 주주에게로 부의 이전을 야기한다고 하는 Defusco et al.(1990)의 연구결과를 고려할 때 자사주매입은 레버리지를 증가시키기 때문에 주주와 경영자에게는 도움이 되지만 채권자에게는 손해를 준 것으로 추론된다.

## 5. 횡단면 상관관계 분석 결과

### 5.1. 변수의 선정

<표 2>에서 기업특성변수들의 크기와 비율이 경영자 스톡옵션 보유여부에 따라 차이가 있음을 보여주었다. 그러므로 스톡옵션 보유여부에 따른 CAR과 YSC 및 Bond return의 단순 상관관계가 이들 기업특성변수의 차이를 통제된 후에도 여전히 유효한지

를 추가로 분석할 필요가 있다. <표 6>은 횡단면 회귀분석에서 사용될 변수들에 대한 간략한 정의를 보여준다. 먼저, 종속변수로는 시장조정모형과 시장모형을 사용하여 측정된 자사주매입 공시에 따른 주가반응인 CAR<sub>MA</sub>와 CAR<sub>MM</sub>을 사용한다. 독립변수는 자사주매입 공시에 따른 채권자 부의 변화로 가치가증과 동일가증방법으로 측정된 YSC<sub>VW</sub>와 YSC<sub>EW</sub> 그리고 Return<sub>VW</sub>과 Return<sub>EW</sub>을 사용한다.

통제변수로는, 총 상장주식수에서 매입을 목표로 하는 주식수의 비율인 목표매입비율(Repurchase %)은 저평가에 대한 경영자의 의지를 반영하며, 이 비율이 높을수록 주가반응이 더 긍정적일 것이라고 예상한다. Size는 기업규모의 로그로 자산규모가 작을수록 정보의 비대칭성이 더 심각할 수 있기 때문에 더 긍정적인 시장반응이 예상된다. D/E는 부채비율로서 기업의 부채의 수준을 나타내며 자산의 클레임에 대한 주주와 채권자의 상대적인 지위는 물론 재무곤경의 정도에도 영향을 준다.

M/B는 시장가/장부가 비율로서 이 비율이 높을수록 기업의 미래성장전망이 높다는 것으로 해석할 수 있다. 그러므로 자사주매입은 투자기회 또는 성장옵션이 줄어들었다는 것을 의미할 수 있으므로 주가반응과 음(-)의 상관관계가 예상된다. 그러나 경영자가 스톡옵션을 보유한 경우는 성장성이 높은 기업일수록 부의 이전의 효과가 있을 수 있으므로 덜 부정적인 반응이 예상된다.

잉여현금흐름은 자사주매입이 기업의 자산을 낭비하려는 경영자의 의도를 제거하기 때문에 투자자의 반응이 긍정적이라고 주장하는 Nohel and Tarhan(1998)의 잉여현금흐름가설을 검증하기 위해 사용된다. 그러나 스톡옵션이 있는 경우는 자사주매입이 잉여현금을 없애려는 경영자의 의지 이외에도 경영자가 보유하고 있는 옵션의 가치를 증대시키려는 의도가 인식되어 긍정적인 반응이 줄어들어는지를 검증할 수 있다.

Beta는 기업의 체계적인 위험을 측정하며, 이 값이 클수록 더 부정적인 주가반응이 예상된다. 정성창, 김영환(2007)은 자사주매입 공시 이후의 초과수익률은 기업의 위험 정도와 관련이 있을 수 있으므로 통제변수로 수익률의 분산을 사용한다. 스톡옵션이 있는 경우는 경영자의 위험선호 성향이 이러한 위험과 함께 가중되어 주주에게로 부의 이전의 효과도 기대되므로 주가반응은 덜 부정적일 것으로 예상된다.

OWN은 대주주지분율로서 대주주의 지분이 높은 기업일수록 자사주매입을 통한 주주의 이익을 대변하는지를 살펴보기 위해 사용한다. 김창수(2004)와 이경태, 이상철, 박애영(2005)은 대주주의 지분이 높을수록 대주주의 경영진에 대한 감시가 강하므로 대리인 비용이 낮아서 스톡옵션의 효과가 줄어들었다고 한다. 그러므로 스톡옵션을 보유한 경우는 경영자가 주주의 이익을 덜 대변하고 옵션가치의 극대화를 통한 자신의 부를 추구할 가능성이 감지되어 덜 긍정적인 주가반응이 예상된다.

자사주를 매입하는 방법에 따라 주가반응의 차이를 살펴보기 위하여 기업이 직접 매입하는 경우에 1을 자사주신탁 또는 자사주펀드를 통하여 간접적으로 매입하는 경우에는 0을 나타내는 D<sub>method</sub>를 사용한다. 본 연구의 총 287건 표본에서 직접매입은 168건

(59%)이며, 간접매입은 119건(41%)을 차지한다. D\_option은 경영자 스톡옵션이 있는 경우는 1을 스톡옵션이 없는 경우는 0을 나타낸다.

D\_option\*YSC\_VW, D\_option\*YSC\_EW, D\_option\*Return\_VW, D\_option\*EW\_Return은 D\_option과 YSC 및 Bond return의 상호작용변수들이다. 경영자가 스톡옵션 보유여부에 따라 주주와 채권자의 부의 상관관계가 여러 변수들을 통제한 후에도 유의한지를 검증한다. 즉, D\_option이 0인 경우는 YSC\_VW, YSC\_EW, Return\_VW, Return\_EW의 회귀계수의 부호와 유의성을 통해서, D\_option이 1인 경우는 상기 회귀계수들에 D\_option\*YSC\_VW, D\_option\*YSC\_EW, D\_option\*Return\_VW, D\_option\*Return\_EW의 회귀계수를 합쳐서 유의성을 검증할 수 있다. D\_option\*M/B, D\_option\*FCF, D\_option\*Beta, D\_option\*OWN은 D\_option과 통제변수의 상호작용변수들이다. <표 2>의 Panel A에서 기업특성변수들의 통계량이 스톡옵션 보유여부에 따라 다르다는 것을 보여주었으며, 이들 변수들이 투자자의 반응에 미치는 영향도 다를 수 있다.

**Table 6. Definition of the variables to be used in regression analyses**

Shows are the brief definitions of the variables that will be used in cross-sectional regression analyses.

Variables	Definition	Type
CAR_MA	3-day cumulative abnormal returns (market-adj. model)	dependent
CAR_MM	3-day cumulative abnormal returns (market model)	dependent
YSC_VW	value-weighted yield spread change(d+ 1 minus d-1)	independent
YSC_EW	equal-weighted yield spread change(d+ 1 minus d-1)	independent
Return_VW	3-day value-weighted bond returns	independent
Return_EW	3-day equal-weighted bond returns	independent
Repurchase_%	% of shares authorized for repurchases	control
Size	log of market capitalization	control
D/E	debt/ total asset	control
M/B	market equity/book equity	control
FCF	free cash flow/total asset	control
Beta	measure of systematic risk	control
OWN	% of shares owned by the largest shareholder	control
D_method	dummy variable (direct repurchase = 1)	control
D_option	dummy variable (firms with stock options = 1)	control
D_option*YSC_VW	interaction variable with independent variable	interaction
D_option*YSC_EW	interaction variable with independent variable	interaction
D_option*Return_VW	interaction variable with independent variable	interaction
D_option*Return_EW	interaction variable with independent variable	interaction
D_option*M/B	interaction variable with control variable	interaction
D_option*FCF	interaction variable with control variable	interaction
D_option*Beta	interaction variable with control variable	interaction
D_option*OWN	interaction variable with control variable	interaction

## 5.2 회귀분석 결과

<표 7>은 CAR과 YSC의 횡단면 관계에 대한 회귀분석의 결과를 보여주며, 종속변수는 자사주매입 공시에 따른 주가반응인 CAR\_MA와 CAR\_MM을 사용하지만, CAR\_MA를 사용한 경우만 보고한다. 모형 (1)과 (3)은 D\_option과의 상호작용변수를 고려하지 않은 모형이며, 상호작용변수를 추가하여 분석한 모형 (2)와 (4)를 중점적으로 살펴본다.

먼저, 모든 모형에서 설명변수인 YSC의 회귀계수는 음(-)수로 유의하며, 모형 (2)와 (4)에서 YSC의 회귀계수는 가치가중과 동일가중 평균으로 측정하였을 때 각각 -0.118과 -0.119로 모두 1% 수준에서 유의하다. 이는 D\_option과의 상호작용변수가 모형에 함께 있으므로 경영자가 스톡옵션을 보유하지 않은 D\_option이 0인 경우의 회귀계수를 의미한다. 즉, 스톡옵션이 없는 경우 주주와 채권자의 부가 함께 움직인다는 것을 의미하며, <표 5>에서의 상관관계의 결과와 일관성을 보인다. 반면에, 상호작용변수 D\_option\*YSC\_VW와 D\_option\*YSC\_EW의 회귀계수는 D\_option이 1인 경우의 추가적인 효과를 나타내며 각각 0.256과 0.258로 5% 수준에서 유의하므로, 주주와 채권자의 부의 상관관계는 스톡옵션보유 여부에 따라 유의적인 차이가 있음을 보여준다. 그러나 D\_option이 1인 경우의 회귀계수는 각각  $0.138 (= -0.118 + 0.256)$ 과  $0.139 (= -0.119 + 0.258)$ 로 15% 수준에서 유의하다.<sup>9)</sup> 즉, 여러 기업특성변수들을 통제하면 스톡옵션이 있는 경우 주주와 채권자의 부의 반비례 상관관계는 유의성이 다소 떨어진다는 의미한다. 모형 (1)과 (3)에서는 옵션을 보유하지 않은 경우의 비례적인 상관관계가 지배적인 역할을 하여 전체적으로도 비례적인 관계를 보인다.

통제변수들 중에서 목표매입비율의 회귀계수는 모형 (2)와 (4)에서 모두 0.001로 양(+)수이며 5% 수준에서 유의하다. 이는 기업이 자기주식을 더 많이 매입하기로 결정한다면 기업가치가 더 저 평가되어 있다고 인식될 수 있기 때문에 신호가설을 지지하는 많은 국내외 연구결과와 일치한다.<sup>10)</sup> 기업규모를 나타내는 Size의 회귀계수는 음(-)수이나 시장가/장부가 비율과 베타를 통제하는 경우는 유의하지 않다.<sup>11)</sup> 부채비율을 나타내는 D/E의 회귀계수는 음(-)수이나 유의적이지 않다. 즉, 기업이 나름대로의 상이한 목표부채비율을 가질 수 있으므로 기존 부채비율의 크기는 주가반응에 영향을 미치지 않는 것으로 보인다.

9) F-값은 각각 2.18과 2.26이며 p-값은 0.141과 0.134이다.

10) 스톡옵션이 있는 기업에서도 목표매입비율이 주가반응에 정도는 다소 약하지만 여전히 유의한 양(+)의 영향을 미친다.

11) 기업규모는 M/B와 Beta와 상관관계가 높으며, 이들 변수를 제외한 회귀분석 모형에서는 기업규모의 회귀계수는 -0.004(t-값: -2.11)로 유의한 음(-)의 값을 보였다.

**Table 7. Cross-sectional relationship between stock market reactions and YSC**

Shown are the results of cross-sectional regressions in which the dependent variable is CAR(-1,1); independent variables are YSC\_VW and YSC\_EW; and control variables are Repurchase(%), Size, D/E, M/B, FCF, Beta, OWN, D\_method, D\_option, D\_option\*YSC\_VW, D\_option\*YSC\_EW, D\_option\*M/B, D\_option\*FCF, D\_option\*Beta, D\_option\*OWN. The brief definitions of these variables are provided in Table 6. *t*-statistics of the coefficients are shown in parentheses. \*\*\*, \*\*, and \* denote significantly different from zero at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

	CAR_MA(-1,1)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Intercept	0.055 (1.21)	0.063 (1.38)	0.055 (1.21)	0.063 (1.38)
YSC_VW	-0.078 (-1.90)*	-0.118 (-2.64)**		
YSC_EW			-0.077 (-1.88)*	-0.119 (-2.64)**
Repurchase(%)	0.001 (2.50)**	0.001 (2.06)**	0.001 (2.50)**	0.001 (2.06)**
Size	-0.001 (-0.46)	-0.001 (-0.44)	-0.001 (-0.46)	-0.001 (-0.44)
D/E	0.000 (0.16)	0.000 (-0.31)	0.000 (0.15)	0.000 (-0.31)
M/B	-0.006 (-0.86)	-0.022 (-2.10)**	-0.006 (-0.85)	-0.022 (-2.10)**
FCF	1.109 (4.14)**	1.214 (4.18)**	1.109 (4.14)**	1.214 (4.17)**
Beta	-0.033 (-2.35)**	-0.034 (-2.17)**	-0.033 (-2.35)**	-0.034 (-2.16)**
OWN	0.059 (2.04)**	0.081 (2.38)**	0.059 (2.04)**	0.081 (2.38)**
D_method	0.019 (2.53)**	0.018 (2.45)**	0.019 (2.52)**	0.018 (2.44)**
D_option	-0.005 (-0.55)	-0.029 (-1.01)	-0.005 (-0.54)	-0.029 (-1.01)
D_option*YSC_VW		0.256 (2.48)**		
D_option*YSC_EW				0.258 (2.50)**
D_option*M/B		0.024 (2.06)**		0.024 (2.05)**
D_option*FCF		-1.771 (-2.29)**		-1.773 (-2.29)**
D_option*Beta		0.030 (0.98)		0.030 (0.98)
D_option*OWN		-0.101 (-1.62)		-0.102 (-1.63)
Adj-R <sup>2</sup>	0.133	0.170	0.133	0.170
N of obs	287	287	287	287

시장가/장부가 비율인 M/B의 회귀계수는 모형 (2)와 (4)에서 모두  $-0.022$ 이며 5% 수준에서 유의하다. 이는 Kahle(2002)의 결과와 일치하며, 이 비율 높아 기업의 미래성장 전망이 높을수록 자사주매입으로 인한 투자기회가 감소가 심각하게 인식되므로 추가반응은 더 부정적인 것으로 보인다. 상호작용변수인  $D\_option * M/B$ 의 회귀계수는  $0.024$ 로 5% 수준에서 유의하여, M/B가 주주의 부에 미치는 영향은 자사주매입 기업의 스톡옵션 보유여부에 따라 차이가 있음을 보여준다. 이 비율이 높아 성장성이 높은 기업일수록 경영자의 스톡옵션보유는 자사주매입을 통한 주주에게로의 부의 이전이 용이할 것으로 인식되어 추가반응이 덜 부정적인 것으로 추측된다.

잉여현금흐름을 나타내는 FCF의 회귀계수도 모형 (2)와 (4)에서 모두  $1.214$ 로 1% 수준에서 유의하여 잉여현금흐름가설과 Kahle(2002)에서의 결과를 지지한다. 상호작용변수인  $D\_option * FCF$ 의 회귀계수는  $-1.771$ 과  $-1.773$ 으로 모두 5% 수준에서 유의하여, FCF가 주주의 부에 미치는 영향은 경영자 스톡옵션 보유여부에 따라 차이가 있음을 보여준다. 스톡옵션이 있는 경우는 추가반응이 덜 긍정적이어서, 자사주매입이 잉여현금을 없애려는 경영자의 의지와 함께 경영자가 자신의 부를 증대시키려는 의도도 부분적으로 반영된 것으로 추론된다.

Beta의 회귀계수는 모형 (2)와 (4)에서 모두  $-0.034$ 로 5% 수준에서 유의하여, 기업의 체계적인 위험이 높을수록 추가반응은 더 부정적이라는 것을 보여준다. 반면에, 스톡옵션이 있는 경우는 경영자의 위험 선호 경향이 이러한 체계적인 위험의 증가로 가중되어 주주에게로 부의 이전의 효과가 인식되어 추가반응이 덜 부정적인 것으로 판단된다.

대주주지분율을 나타내는 OWN의 회귀계수는 모형 (2)와 (4)에서 모두  $0.081$ 로 5% 수준에서 유의하여, 대주주 지분이 높을수록 주주들의 이익을 추구하려는 의지가 더 높은 것으로 추측할 수 있다. 반면에, 스톡옵션을 보유한 경우는 이 비율이 높을수록 경영자가 주주의 이익을 덜 대변하고 옵션가치의 극대화를 통한 자신의 부를 추구할 가능성이 크므로 추가반응이 덜 긍정적인 것으로 보인다.

$D\_option$ 의 회귀계수는 음(-)수이지만 유의하지 않다. 이는 경영자 스톡옵션 보유여부에 따른 주주의 부의 유의적인 차이는 채권자와 주주의 부의 상관관계를 통해서 그리고 기업특성변수들을 통제함으로써 설명될 수 있다는 것으로 해석할 수 있다. 자사주매입 방법이 직접매입일 경우에 1을 나타내는  $D\_method$ 의 회귀계수는 모두  $0.081$ 로 5% 수준에서 유의하다. 이는 기업이 직접 자기주식을 매입하는 경우에 자사주펀드나 자사주신탁을 이용하는 경우보다 추가반응이 더 긍정적이라는 것을 의미하며, 김철교(1997)와 정성창, 이용교(2001), 정무권(2005)의 연구결과를 지지한다.

전체적으로 스톡옵션 보유여부에 따라 주주와 채권자의 부의 상관관계가 유의적으로 다르며, 통제변수들이 주주의 부에 미치는 영향도 차이가 있음을 보여준다. 전체표본을 사용하는 모형 (1)과 (3)에서는 다수의 표본을 차지하는 스톡옵션이 없는 표본에서의 효과가 지배적으로 반영되어 있다.

**Table 8. Cross-sectional relationship between stock market reactions and bond returns**

Shown are the results of cross-sectional regressions in which the dependent variable is CAR(-1,1); independent variables are Return\_VW and Return\_EW; and control variables are Repurchase(%), Size, D/E, M/B, FCF, Beta, OWN, D\_method, D\_option, D\_option\*Return\_VW, D\_option\*Return\_EW, D\_option\*M/B, D\_option\*FCF, D\_option\*Beta, D\_option\*OWN. The brief definitions of these variables are provided in Table 6. t-statistics of the coefficients are shown in parentheses. \*\*\*, \*\*, and \* denote significantly different from zero at the 1%, 5%, and 10% levels, respectively.

	CAR_MA(-1,1)			
	(1)	(2)	(3)	(4)
Intercept	0.051 (1.11)	0.056 (1.23)	0.051 (1.12)	0.056 (1.21)
Return_VW	0.028 (1.41)	0.033 (1.67)*		
Return_EW			0.033 (1.50)	0.040 (1.77)*
Repurchase(%)	0.002 (2.54)**	0.001 (2.07)**	0.002 (2.55)**	0.001 (2.08)**
Size	-0.001 (-0.34)	-0.001 (-0.24)	-0.001 (-0.35)	-0.001 (-0.23)
D/E	0.000 (0.14)	0.000 (-0.35)	0.000 (0.11)	0.000 (-0.37)
M/B	-0.006 (-0.84)	-0.022 (-2.08)**	-0.006 (-0.83)	-0.022 (-2.08)**
FCF	1.123 (4.18)***	1.251 (4.27)***	1.117 (4.16)***	1.244 (4.25)***
Beta	-0.036 (-2.56)**	-0.040 (-2.55)**	-0.035 (-2.53)**	-0.040 (-2.50)**
OWN	0.057 (1.98)**	0.080 (2.32)**	0.056 (1.94)*	0.078 (2.25)**
D_method	0.020 (2.62)***	0.018 (2.47)**	0.020 (2.63)***	0.018 (2.48)**
D_option	-0.005 (-0.56)	-0.030 (-1.04)	-0.005 (-0.58)	-0.029 (-1.02)
D_option*Return_VW		-0.130 (-1.61)		
D_option*Return_EW				-0.137 (-1.67)*
D_option*M/B		0.023 (1.96)**		0.023 (1.95)*
D_option*FCF		-1.793 (-2.29)**		-1.790 (-2.29)**
D_option*Beta		0.034 (1.10)		0.033 (1.06)
D_option*OWN		-0.100 (-1.57)		-0.097 (-1.53)
Adj-R <sup>2</sup>	0.128	0.156	0.129	0.157
N of obs	287	287	287	287

<표 8>은 채권자의 부의 변화를 채권수익률의 변화인 YSC 대신에 채권가격의 변화인 Bond return을 사용하여 CAR와 Bond return의 횡단면 관계에 대한 회귀분석의 결과를 보여준다. 먼저, 모형 (2)와 (4)에서 설명변수인 Bond return의 회귀계수는 가치가 증가 동일가중방법을 사용하였을 때 각각 0.033과 0.040로 모두 10% 수준에서 유의하며, 기업이 스톡옵션을 보유하고 있지 않은 경우에는 주주와 채권자의 부가 함께 움직인다는 것을 보여준다. 또한, 상호작용변수  $D\_option * Return\_VW$ 과  $D\_option * Return\_EW$ 의 회귀계수는 각각 -0.130과 -0.137로 약 10% 수준에서 유의하므로, 주주와 채권자의 부의 상관관계는 스톡옵션 보유여부에 따라 차이가 있음을 나타낸다. 그러나  $D\_option$ 이 1인 경우의 회귀계수는 각각 -0.097 (0.033-0.130)과 -0.097(0.040-0.137)로 10% 수준에서 유의하지 않았다.<sup>12)</sup> 모형 (1)과 (3)에서는 스톡옵션 보유여부에 따른 상관관계의 효과가 상쇄됨으로써 비례적인 상관관계가 유의적이지 않다.

통제변수들의 영향도 <표 7>에서의 결과와 유사하다. 목표매입비율의 회귀계수는 유의하며, Size와 D/E의 회귀계수는 유의하지 않다. 특히, 자사주매입 기업이 스톡옵션이 없는 경우에 M/B와 Beta는 주가반응에 음(-)의 영향을, FCF와 OWN는 주가반응에 양(+)의 영향을 준다는 것을 알 수 있다. 또한, M/B와 FCF가 주주의 부에 미치는 영향은 스톡옵션 보유여부에 따라 역시 유의적으로 차이가 있음을 보여준다.

## 6. 요약 및 결론

본 논문은 경영자의 스톡옵션보유가 자사주매입 공시에 따른 주주와 채권자의 부에 미치는 영향을 연구한다. 즉, 경영자에게 자신의 부를 추구하려는 유인과 위험선호 증대의 가능성을 제공하는 스톡옵션의 존재는 기업이 자사주를 매입하는 경우에 경영자, 주주 및 채권자 등 이해관계자들의 부에 미치는 영향이 상이할 수 있다.

먼저, Kahle(2002)에서처럼 자사주매입은 경영자가 보유하고 있는 스톡옵션의 가치를 증대하려는 유인이 시장에 인식되어 주가반응이 덜 긍정적이고, 신호효과도 반감될 것으로 예상된다. 다음으로, 스톡옵션의 도입이 경영자의 위험선호 활동을 증가시켜서 채권자로부터 주주에게로 부의 이전을 야기한다고 하는 Defusco et al.(1990)에 바탕을 두고, 자사주매입은 일반적으로 기업에 관한 좋은 뉴스일지라도 레버리지를 증가시키기 때문에 스톡옵션보유에 따른 경영자의 위험성향 증대와 아울러 채권자에게는 타격을 줄 것으로 예상된다. 이들의 검증을 위해서는 Maxwell and Stephens(2003)에서처럼 자사주매입 공시에 따른 채권자의 반응도 주가반응과 함께 고려할 필요가 있다.

12) F-값은 각각 1.52, 1.51이며 p-값은 0.219, 0.221이다.

특히, 자사주매입 공시에 따른 채권자의 부의 변화가 없어도 경영자 스톡옵션 보유여부에 따라 주주와 채권자의 부의 상관관계 상반된 효과가 내재되어 있을 수 있으므로, 투자자 반응의 부호와 크기는 물론 이들의 상관관계에 대한 분석도 필요하다. 즉, 자사주매입과 관련한 신호가설에 의하면 주주와 채권자의 부는 모두 증가하며, 서로 정비례관계가 예상된다. 부의 이전가설에 의하면 주주의 부는 증가하고 채권자의 부는 감소하여야 하며, 주주와 채권자의 부는 반비례관계가 예상된다.

실증분석 결과를 살펴보면, 자사주매입 공시에 따른 주주의 부는 증가하여 기존의 연구 결과들을 지지하지만, 채권자의 부의 변화는 유의하지 않은 것으로 나타났다. 스톡옵션이 있는 기업에서 스톡옵션이 없는 기업보다 주주의 부는 유의적으로 작게 나타났으며, 채권자의 부는 상대적으로 작지만 유의적인 차이를 보이지 않았다. 또한, 스톡옵션이 없는 다수의 표본에서 주주와 채권자의 부는 정비례관계를 보여 신호효과가 지배적이었으며, 스톡옵션이 있는 경우는 오히려 반비례관계로 부의 이전도 있었다. 이는 경영자가 스톡옵션을 보유한 기업이 자사주를 매입하는 경우 경영자가 자신의 부를 증가시키기 위한 동기도 있는 것으로 투자자가 인식하기 때문인 것으로 사료된다. 또한, 자사주매입으로 인한 레버리지 증가는 스톡옵션보유에 따른 경영자의 위험성향 증대와 아울러 채권자에게는 도움이 되지 않은 것으로 추론된다.

목표매입비율, 기업규모, 부채비율, 시장가/장부가 비율, 잉여현금흐름, 베타, 대주주지분율, 매입방법, 스톡옵션 보유여부 등의 기업특성변수들을 통제하는 경우 주주와 채권자의 부의 상관관계는 스톡옵션이 없는 경우에 여전히 유의적으로 정비례하였으며, 스톡옵션이 있는 경우와는 유의적인 차이를 보였다. 특히, 스톡옵션이 있는 경우에 시장가/장부가 비율과 베타는 주주의 부에 덜 부정적인 영향을, 잉여현금흐름과 대주주지분율은 덜 긍정적인 영향을 미치는 것으로 나타나 상기 추론들을 지지한다.

## <참 고 문 헌>

- 김성민, “자사주매입의 정보효과 -매입한도 확대를 중심으로-”, 재무관리논총 제9권 (2003), pp. 69-93.
- 김철교, “자사주관리가 한국주식시장에 미치는 영향에 관한 연구”, 재무연구, 제10권 (1997), pp. 169-195.
- 변진호, 표민교 “자사주 매입 기회주의 가설과 대주주의 보유주식 매도 거래”, 경영학연구, 제35권(2006), pp. 695-716.
- 정무권 “자사주매입 선언에 따른 주주 및 채권자의 부의 변화”, 재무연구, 제18권 제2호 (2005), pp. 67-99.
- 정성창, 김영환 “이익소각 목적의 자기주식 취득과 기업의 가치”, 증권학회지, 제36권 1호(2007), pp. 35-75.
- 정성창, 이용교, “자기주식 매입 전략과 기업의 가치”, 재무연구 제14권(2001), pp. 59-88.
- 김창수, “스톡옵션제도 도입 기업의 특성”, 재무연구, 제13권 제2호(2000), pp. 135-179.
- 김창수, “스톡옵션과 기업지배구조”, 재무연구, 제17권 제1호(2004), pp. 1-40.
- 설원식, 김수정, “스톡옵션 부여 기업의 장기성과에 관한 연구”, 증권학회지, 제32집 1호 (2003), pp. 173-217.
- 설원식, 김수정, “자기주식 취득 및 처분 공시가 주주의 부에 미치는 영향”, 재무관리연구, 제22권 제1호(2005), pp. 37-69.
- 이경태, 이상철, 박애영, “경영자에 대한 스톡옵션 보상이 주가변동성에 미치는 영향”, 경영학연구, 제34권 1호(2005), pp. 55-84.
- 이경태, 이상철, 박애영, “소유 및 지배구조와 경영자 스톡옵션 보상”, 증권학회지, 제34권 3호(2005), pp. 37-70.
- 전상경, 김태수, “경영자의 스톡옵션 소유가 자사주매입과 배당금지불의 선택에 미치는 영향”, 증권학회지, 제34집 1호(2005), pp. 35-61.
- 원재환, “스톡옵션제도의 공시효과와 위험에 관한 연구: 일반은행을 중심으로”, 증권학회지 제28호(2001), pp. 579-623.
- 원재환, “주식과 연계된 보상정책이 배당에 미치는 영향: Marsh-Merton 모형을 이용한 은행과 일반기업의 비교연구”, 금융안정연구, 제3권 제1호(2002), pp. 105-127.
- Barcly, M. and C. Smith, The maturity structure of corporate debt, *Journal of Finance* 49(1995), pp. 609-631.
- Bagnoli, M., R. Gordon, and B. Lipman, 1989, Stock repurchases as a takeover defense, *Review of Financial Studies* 2, pp. 423-443.

- Bartov, E., 1991, Open-market stock repurchase as signals for earnings and risk changes, *Journal of Financial Economics* 14, pp. 275-294.
- Bartov, E., L. Krinsky, and J. Lee, 1998, Determinants of alternative corporate payout policies: cash dividends and open-market repurchases. *Journal of Applied Corporate Finance* 11, pp. 89-96.
- Billett, M., T. King, and D. Mauer, 2004, Bondholder wealth effects in mergers and acquisitions: new evidence from the 1980s and 1990s, *Journal of Finance* 59, pp. 107-135.
- Comment, R. and G. Jarrell, 1991, The relative signaling power of Dutch-auction and fixed-price self-tender offers and open market share repurchases, *Journal of Finance* 46, pp. 1243-1271.
- Constantinides, G. and B. Grundy, 1990, Optimal investment with stock repurchase and financing as signals, *Review of Financial Studies* 2, pp. 443-465.
- Dann, L., 1981, Common stock repurchases: an analysis of returns to bondholders and stockholders, *Journal of Financial Economics* 9, pp. 113-138.
- Dann, L., R. Masulis, and D. Mayers, 1991, Repurchases tenders offers and earnings information, *Journal of Accounting and Economics* 14, pp. 217-251.
- Defusco, R., R. Johnson, and T. Zorn, 1990, The effect of executive stock option plans on stockholders and bondholders, *Journal of Finance* 45, pp. 617-627.
- Dittmar, A. K, 2000, Why do firms repurchase stock?, *Journal of Business* 73, pp. 331-355.
- Eberhart, A. and S. Siddique, 2002, The long-term performance of corporate bonds (and stocks) following seasoned equity offerings, *Review of Financial Studies* 15, pp. 1385-1406.
- Elliott, W., P. Prevost, and R. Rao, 2005, The announcement impact of seasoned equity offering on bondholder wealth, Unpublished working paper, Oklahoma State University.
- Erik, L. and J. McConnell, 1998, Earnings signals in fixed-price and Dutch auction self-tender offers, *Journal of Financial Economics* 49, pp. 161-186.
- Fenn, G. and N. Liang, 2001, Corporate payout and managerial stock incentives, *Journal of Financial Economics* 60, pp. 45-72.
- Fried, J. M., 2001, Open market repurchases: signaling or managerial opportunism?, *Theoretical inquiries in Law*, pp. 865-894.
- Grullon, G. and R. Michealy, 2004, The information content of share repurchase programs, *Journal of Finance* 59, pp. 651-680.

- Guay, W. and G. Harford, 2000, The cash-flow permanence and information content of dividend increases versus repurchases, *Journal of Financial Economics* 57, pp. 385-415.
- Handjinicolaou, G. and A. Kalay, 1984, Wealth redistributions or changes in firm value: an analysis of returns to bondholders and stockholders around dividend announcements, *Journal of Financial Economics* 13, pp. 35-63.
- Hertzel, M. and P. Jain, 1991, Earnings and risk changes around stock repurchase tender offers, *Journal of Financial Economics* 14, pp. 253-274.
- Ikenberry, D., J. Lakonishok, and T. Vermaelen, 1995, Market underreaction to open market share repurchases, *Journal of Financial Economics* 39, pp. 181-208.
- Jagannathan, M. and C. Stephens, and M. Weisbach, 2000. Financial flexibility and the choice between dividends and stock repurchases. *Journal of Financial Economics* 57, pp. 355-384.
- Jensen, M. 1986, Agency costs of free cash flow, corporate finance, and takeovers, *American Economic Review* 76, pp. 323-329.
- John, K. and T. John, Top-management compensation and capital structure, *Journal of Finance* 48(1993), pp. 949-974.
- Kahle, K., 2002, When a buyback isn't a buyback: open market repurchases and employee options, *Journal of Financial Economics* 63, pp. 235-261.
- Kwan, S., 1996, Firm-specific information and the correlation between individual stocks and bonds, *Journal of Financial Economics* 40, pp. 63-80.
- Maxwell, W. and C. Stephens, 2003, The wealth effects of repurchases on bondholders, *Journal of Finance* 58, pp. 895-919.
- Maxwell, W. and R. Rao, 2003, Do spin-offs expropriate wealth from bondholders?, *Journal of Finance* 58, pp. 2087-2108.
- Nohel, T and V. Tarhan, 1998, Share repurchases and firm performance: new evidence on the agency costs of free cash flow, *Journal of Financial Economics* 49, pp. 187-222.
- Ofer, A. and V. Thakor, 1987, Stock repurchase by tender offer, *Journal of Finance* 42, pp. 365-394.
- Stephens, C. and M. Weisbach, 1998, Actual share reacquisitions in open market repurchase programs. *Journal of Finance* 53, pp. 313-334.
- Weisbenner, S., 1998, Corporate share repurchases in the mid 1990s: what role do stock options play?, Unpublished working paper, MIT.