

자사주 활동이 주가급락위험에 미치는 영향*

임지원** · 박희진***

〈요 약〉

본 연구는 국내 상장 기업들을 대상으로 자사주 활동이 차기 주가급락위험에 미치는 영향을 분석하였다. 자사주 활동은 자사주 매입, 자사주 처분, 자사주 소각으로 분류하였으며, 각 자사주 활동의 더미변수를 사용하여 회귀 분석을 진행하였다. 2004년부터 2020년까지 유가증권시장과 코스닥시장에 상장된 국내기업들을 대상으로 분석한 결과, 기업이 자사주 매입을 시행할 때 차기 주가급락위험이 유의하게 감소하는 경향이 나타났다. 특히, 이런 현상은 코스닥시장 상장기업에 비해 유가증권시장 상장기업에서 더 강하게 발견되었다. 또한 기업지배구조 등급 및 대주주 지분율이 높은 기업일수록 자사주 매입을 시행할 때 주가급락위험이 감소하였으며, 잉여현금흐름이 풍부한 기업일수록 자사주 소각 시 차기 주가급락위험이 감소하였다. 금융위기 기간에는 자사주 처분 시 차기 주가급락위험이 증가하는 경향이 나타났다. 본 연구는 최근 자사주 소각 의무화 및 자사주 보유 규제 방안 등에 대한 정책적 논의가 부각되는 시점에서 기업의 자사주 활동이 주가에 미치는 영향을 실증적으로 분석했다는 점에서 의의가 있다.

주제어 : 자사주 매입, 자사주 처분, 자사주 소각, 주가급락위험, 주주환원

논문접수일 : 2023년 09월 08일 논문수정일 : 2023년 09월 13일 논문게재확정일 : 2023년 10월 12일

* 본 논문에 대해 유익한 조언을 해 주신 두 분의 익명의 심사자에게 진심으로 감사의 말씀을 드립니다. 본 연구는 임지원의 석사학위 논문을 바탕으로 작성되었음을 밝힙니다.

** 제1저자, 부산대학교 경영대학 석사과정, E-mail: supjwl@gmail.com

*** 교신저자, 부산대학교 경영대학 부교수, E-mail: dioripic@pusan.ac.kr

I. 서 론

최근 자사주 소각 의무화 및 자사주 보유 규제 방안 등에 대한 논의가 지속적으로 이루어지고 있다.¹⁾ 자기주식(자사주; Treasury stock)은 기업이 보유 중인 자사 발행 주식을 의미하며, 의결권이 없다는 특징을 가진다. 2011년 4월 14일 상법이 개정되면서 자사주 매입이 원칙적으로 허용되었으며, 이후 기업은 자사주를 활용한 재무활동을 자유롭게 할 수 있게 되었다. 이러한 자사주 활동은 주주환원 정책이나 경영권 방어와 같은 목적으로 활용될 수 있으며, 이로 인해 주주가치와 이해관계자가치에도 영향을 미칠 수 있다. 이에 따라 자사주 관련 제도 개선에 대한 논의가 계속되고 있으며, 자사주 활동에 관한 관심도 점차 높아지고 있다.

자사주 활동은 크게 자사주 매입과 처분, 소각으로 분류되며, 한국 시장에서 각 자사주 활동의 의미는 다음과 같다. 먼저, 자사주 매입(자사주 취득; Share repurchase, Share buyback)은 말 그대로 기업이 자사주를 매입하는 행위로, 기업의 자본으로 시장에 있는 자기 회사의 주식을 사들이는 것을 의미한다. 자사주 처분(자사주 재매각; Share resale)은 보유 중인 자사주를 시장에 되파는 행위이며, 자사주 소각(Share retirement, Cancellation of share)은 보유 중인 자사주를 없애으로써 발행주식수를 줄이는 행위를 의미한다. 이처럼 각 자사주 활동이 구별되어 정의되고 있는 만큼 세 가지의 자사주 활동이 주주가치나 이해관계자가치 등에 개별적인 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다.

일반적으로 자사주 매입과 소각은 주주환원 정책으로 활용되는데, 이는 자사주 활동이 주주가치에 직접적인 영향을 미치는 요인이 될 수 있음을 암시한다.²⁾ 먼저 자사주 매입은 배당과 함께 주주환원 정책으로 알려져 있다. 국내 시장에서는 주주환원 정책으로 자사주 매입보다는 배당을 주로 활용하고 있으며 연도별로 자사주 매입 기업 비율은 대체로 20% 이하, 배당지급은 대체로 70% 이상의 수준이다(박진 외, 2020). 이처럼 배당에 비해 자사주 매입 활용 빈도는 낮은 편이나 배당과 함께 주주환원 정책으로 여겨지고 있는 것은 명백한 사실이다. 김준석, 강소현(2023)은 저조한 수익성 및 성장성과 더불어 미흡한 주주환원 수준이 코리아 디스카운트(Korea discount)의 유력한 원인 중 하나이며, 2000년대 초부터 관찰된 코리아 디스카운트가 여전히 현저하게 관찰되고 있음을 보여주었다. 이는 코리아

1) 황윤주, “자사주 소각 의무화? 자사주 보유 한도 제한?...당국 개편 움직임에 세계 반발”, 아시아 경제, (June 13, 2023). <https://view.asiae.co.kr/article/2023060916155886437>.

2) 오상현, “금융지주 “배당 늘릴 때 아냐”...자사주매입·분기배당 ‘주주달래기’”, 머니투데이, (May 01, 2023). <https://news.mt.co.kr/mtview.php?no=2023042814565174985>.

디스카운트를 해결하려는 방법으로 주주환원 정책 중 하나인 자사주 매입이 활용될 수 있다는 측면에서 자사주 매입 활동의 긍정적 역할을 시사한다. 같은 맥락에서 금융당국은 글로벌 금융위기 및 COVID-19과 같은 금융위기 상황 시 공매도 금지와 더불어 상장 기업의 자기주식 1일 취득한도 확대(2011.8.10.~11.9, 2020.3.16.~2021.3.15, 2022.7.7.~12.31. 등)를 통해 시장 안정 조치를 하기도 하였다.³⁾ 한편 기업 측에서는 기업 자체의 자사주 매입뿐만 아니라 대기업 CEO들의 자사주 매입도 이어지고 있으며, 이것은 주가 저평가의 신호를 보내는 전략으로써 이해할 수 있다(Vedrashko and Babenko, 2007).⁴⁾ 동 기사에 따르면, 금융 당국의 ‘자사주 매입 후 소각 의무화’와 ‘인적 분할 때 자사주에 대한 신주 배정 금지’ 등과 같은 금융당국의 자사주 제도 개편안에 대해서는 코리아 디스카운트 개선 방안 중 하나로서 긍정적으로 바라보는 견해와 경영권 방어 수단이 사라질 것을 우려하는 견해가 서로 엇갈리고 있다. 즉, 자사주 활동에 대한 정책에 대해서는 주체에 따라 의견이 다르게 나타나기도 한다.

한편 자사주 활동은 주주가치를 훼손하는 도구로 활용될 수도 있다. 자사주가 지배주주와 외부주주의 이해가 상충하는 ‘자사주 마법’을 위한 수단으로 활용되는 경우에 대해서는 비판이 이어지고 있다(김준석, 2023). 이 외에도 자사주 처분은 자사주 매입 목적인 ‘주가안정’ (자사주 직접취득 목적 중 주가안정 85.6%, 자사주 간접취득 목적 중 주가안정 99.4%)과 달리 ‘임직원 성과보상’, ‘주식매수선택권 행사’ 등을 목적으로 한다는 점에서 주주가치 제고와 상충되는 측면이 존재하며(강소현, 2023), 자사주 매입 이후 처분할 경우 매입으로 감소한 유통주식수가 복원된다는 점에서 자사주 처분 활동을 부정적으로 바라보는 시각이 있다. 또한 자사주 처분은 기업의 자금조달 방법 중 하나가 될 수 있는데, 이는 기업의 지속적인 투자를 나타내어 성장가능성이 있는 것으로 보이는 동시에 현재 기업 내 현금흐름이 부족함을 드러내는 징후로 볼 수 있다는 점에서 양면적인 성격을 지닌다.

앞서 살펴봤듯이 각 자사주 활동에 대한 여러 측면이 존재하기 때문에 자사주 매입과 처분, 소각이 시장에 미치는 영향이 다양할 것으로 예상할 수 있다. 자사주 활동이 주주가치 제고를 이룰 때는 시장에서 긍정적으로 받아들여지지만, 주주가치를 훼손시킬 우려가 있을 때는 주주가치의 지표인 주가의 불안정을 유발할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 국내 시장에 각 자사주 활동이 미치는 영향을 분석하기 위해 주가급락위험(Stock Price Crash

3) 금융위원회 보도자료. (‘자기주식’ 검색). <https://www.fsc.go.kr/no010101?srchCtgr=&srchBeginDt=&srchEndDt=&srchKey=sj&srchText=%EC%9E%90%EA%B8%B0%EC%A3%BC%EC%8B%9D>

4) 박대웅, “[이슈분석] 자사주 매입을 보는 엇갈린 시각”, 오피니언뉴스, (April 17, 2023). <http://www.opinionnews.co.kr/news/articleView.html?idxno=83208>.

Risk) 변수를 사용하였다. 다시 말해서, 각각의 자사주 활동이 주가급락위험에 미치는 영향을 통해 자사주 활동이 긍정적 혹은 부정적 영향을 미치는지, 그렇지 않다면 유의한 영향을 미치지 않는지 등을 살펴보았다.

주가급락위험에 대한 이론적 배경으로는 Jin and Myers(2006)의 이론이 널리 알려져 있다. Jin and Myers(2006)는 경영진이 사적 이익 추구를 위해 부정적 정보를 축적하려는 유인이 존재하고, 축적된 부정적 정보가 임계점을 넘을 때 시장에 확산되며 주가가 급락하는 과정으로 주가급락위험 이론을 정립하였다. 이러한 이론에 근거하여 본 연구에서는 자사주 활동이 경영진의 사적 이익 추구 유인을 감소시킬 때, 즉 주주가치를 제고시킬 때 주가급락위험이 감소하고, 주주가치를 훼손시킬 때 주가급락위험이 증가한다는 메커니즘을 바탕으로 연구를 진행하였다.

본 연구 내용을 요약하면 다음과 같다. 본 연구는 2004~2020년 국내 상장 기업을 대상으로 자사주 활동이 차기 주가급락위험에 미치는 영향에 대해 살펴본다. 자사주 활동으로는 자사주 매입, 처분 및 소각 활동을 포함하며, 공시 이후 실제 매입, 처분 및 소각 행위가 이루어졌을 때 자사주 활동이 이루어진 것으로 본다. 이를 위해 선행연구를 바탕으로 각 자사주 활동에 대한 개별 회귀 분석을 시행하였으며, 성향점수매칭(Propensity Score Matching: PSM)과 Two Stage Least Squares(2SLS) 분석 방법을 사용하여 강건성 분석을 시행하였다. 추가적으로 상장 기업별 및 기업지배구조 수준별 비교, 금융위기 기간의 영향을 확인하였다.

연구 결과, 자사주 매입 시 차기 주가급락위험이 감소하는 것으로 나타났다. 자사주 처분과 소각 더미변수에 대해서는 유의미한 결과를 얻지 못하였다. 강건성 분석 결과, PSM 분석과 2SLS 분석 모두에서 주요 분석 결과와 일관된 결과가 나타나 자사주 매입 여부와 차기 주가급락위험 간의 음(-)의 관계가 강건함을 입증하였다. 추가 분석에 따르면, 코스닥시장 상장 기업에 비해 유가증권시장에 상장된 기업일 경우 자사주 매입 시 차기 주가급락위험이 감소하는 것으로 나타났다. 기업지배구조에 대해서는 기업지배구조 변수에 따라 일부 다른 결과가 나타났는데, 기업지배구조 등급 및 대주주 지분율이 높을수록 자사주 매입 시 차기 주가급락위험이 감소하였으며, 잉여현금흐름이 풍부할수록 자사주 소각 시 차기 주가급락위험이 감소하였다. 금융위기 기간에 대해서는 자사주 처분 시 차기 주가급락위험이 증가하는 경향이 나타났다.

Kahneman and Tversky(1979)는 전망이론(Prospect Theory)을 제시하며 투자자들이 주가상승으로 인한 이익보다 주가 하락으로 인한 손실에 더욱 민감하게 반응하는 경향이 있다고 설명하였다. 한편, 임철준 외(2022)는 국내 시장을 대상으로 왼쪽꼬리모멘텀(Left-tail

momentum)이 존재함을 보여주었는데, 이는 국내 투자자들이 최근에 큰 손실을 경험한 주식의 위험을 과소평가하며, 평균회귀를 기대한 주식 매입 행위로 지속적인 손실이 발생하는 현상을 의미한다. 즉, 제시한 선행연구에 따르면, 투자자들은 주가 하락에 따른 손실에 민감하지만, 그 위험을 과소평가하는 모순이 존재할 가능성이 있다. 이러한 투자자의 성향에 비추어볼 때, 주가 하락과 같은 하방위험에 대한 다양한 측면을 연구하는 것은 이러한 모순을 완화하는 데 도움이 될 수 있다. 또한 자사주 매입, 처분, 소각과 같은 자사주 활동이 개별적으로 차기 주가급락위험에 영향을 미치는지에 대한 실증분석 결과를 바탕으로 기업이 실효성 높은 자사주 활동을 활용하는 데 기여할 수 있으며, 투자자 역시 기업이 시행하는 자사주 활동의 실증적인 영향을 인지할 수 있는 계기가 될 수 있다.

하지만 본 연구에서는 단순히 자사주 활동의 여부를 의미하는 더미변수만을 독립변수로 사용하여 자사주 활동을 구체적으로 구분하여 분석하지 못했다는 점에서 한계점을 가진다. 자사주 활동 변수를 다양하게 활용할 경우 자사주 활동의 역할에 대한 자세한 시사점을 얻을 수 있을 것이다.

본 연구의 구성은 다음과 같다. 제2장에서 자사주 활동과 주가급락위험에 대한 이론적 배경과 선행연구를 살펴보고, 이를 바탕으로 본 연구를 위한 가설을 설정한다. 제3장에서는 연구방법론과 연구에 사용된 표본자료를 설명한다. 제4장에서는 실증 분석 결과를 제시하며, 제5장에서 결론을 제시한다.

II. 선행연구와 가설설정

국내에서 자사주 활동에 대한 공시가 수익률, 주가 등 시장에 영향을 미친다는 연구 결과가 다수 존재한다(기현희, 2012; 김우진, 임지은, 2022; 김인중, 김태규, 2019; 박경희, 2021; 백승엽, 강석규, 2005; 설원식, 김수정, 2005). 이때 자사주 활동은 자사주 매입, 처분, 소각 행위를 아우르는 표현이며, 각 행위는 시장에서 개별적으로 인식된다. 국내 시장을 대상으로 한 선행연구에 따르면 자사주 매입과 소각이 국내 시장에서 상이하게 인식되고 있으며, 기업지배구조 수준에 따라 자사주 소각 또는 처분을 선택하는 경향이 있다(김우진, 임지은, 2017; 김우진, 임지은, 2022). 따라서 자사주 매입, 처분 및 소각에 대한 가설을 개별적으로 설정하며 그 내용은 다음과 같다.

박진 외(2020)는 자사주 매입을 시행한 기업이 현금흐름(내부창출자금)을 주 재원으로 활용함을 보여주었는데, 이는 기업의 투자기회가 부족하다는 신호로 받아들여질 수 있다. 즉, 기업이 지속적인 기업가치 상승을 위한 투자기회의 부재로 잉여 현금을 자사주 매입에

사용했다면 이것은 미래 기업가치의 상승을 저해할 수 있는 요인으로서 작용할 수 있다. 또한 경영자가 자사주 매입이라는 매개체를 이용하여 시장에 기업의 허위 저평가 신호를 보낼 수도 있는데, 선행연구에 따르면 재량적 발생액의 조작으로 허위 저평가 신호를 보낼 수 있다(Chou and Lin, 2004). 이때 재량적 발생액을 이용한 이익조정이 주가급락위험의 결정요인으로 연구되었다는 점에서(Hutton et al., 2009) 허위 저평가 신호는 추후 주가급락 위험을 증가시키는 데 영향을 미칠 수 있다.

한편 자사주 매입은 일반적으로 주주환원 정책으로 알려져 있다. 그 이유로 자사주 매입이 유통주식수를 감소시킨다는 점을 들 수 있는데, 이는 시장 내 주식의 공급을 감소시킨다는 점에서 긍정적으로 해석될 수 있다. 또한 대부분의 공시된 자사주 매입 목적이 주주가치 제고인 만큼 자사주 매입이 주가에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상할 수 있다.

많은 연구에서는 자사주 매입이 저평가의 신호를 보낸다는 것을 밝히기 위해 자사주 매입 공시 이후의 수익률을 분석하였으며, 수익률이 양(+)의 값을 가질 경우 자사주 매입 공시 이후 주가가 상승해 저평가에서 벗어난다는 측면에서 저평가 정보신호가설을 지지한다고 설명한다. Dann(1981), Masulis(1980), Vermaelen(1981)은 자사주 매입을 위한 공개 매수 공시 이후의 유의한 양(+)의 수익률을 보고하며 저평가 정보신호가설을 지지하였다. Comment et al.(1991)은 자사주 매입 방식에 따른 초과수익률을 보고하였고, Ikenberry et al.(1995)은 공개시장을 통한 자사주 매입 이후의 장기성과를 분석하여 평균 4년간 12.1%의 비정상수익률을 보고하였다. 한편 저평가 정보신호가설은 국내 시장에 관해서도 다수의 연구가 이루어져 왔으며, 정성창, 이용교(1996), 백승엽, 강석규(2005), 임병권 외(2015), 박경희(2021) 등은 자사주 매입의 저평가 정보신호가설을 지지하였는데, 자사주 매입이 주가의 저평가 정보를 담고 있으며 자사주 매입 공시 이후 양(+)의 초과수익률이 나타났다.

자사주 매입이 기업의 재원으로 시장에서 자사주를 사들이는 행위인 만큼 기업 내 현금흐름을 감소시키는 역할을 함으로써 기업 내부에 영향을 미칠 수 있다. 즉, 자사주 매입으로 경영진의 높은 보상 등 경영자 기회주의적인 행위를 감소시키는 역할을 한다는 측면에서 주가급락위험을 감소시킬 것으로 기대할 수 있다. Jensen(1986)에 따르면, 기업 내 잉여현금흐름이 충분할 때 배당 정책을 둘러싼 주주와 경영자 간의 이해 상충이 심각해질 수 있으며, 이에 따라 주주환원으로 잉여현금흐름을 감소시키는 행위는 대리인 비용을 줄이는 역할을 할 수 있다(Fenn and Liang, 2001). 자사주 매입으로 기업 내 잉여현금흐름을 감소시켜 대리인 비용을 줄임으로써 주가의 상승을 이끌어낸다는 메커니즘은 잉여현금흐름 가설이라는 이름으로 연구되어 왔다. Fenn and Liang(1998)은 기업이 잉여현금흐름 분배를 위해 자사주 매입을 시행한다는 결과를 바탕으로 자사주 매입의 동기가 저평가 정보신호

전달이 아닌 잉여현금흐름의 분배라고 설명하였다. 신민식, 이정숙(2007)은 국내 시장을 대상으로 잉여현금흐름가설을 부분적으로 지지하는 결과를 제시한 바 있다.

즉, 자사주 매입은 국내 시장 및 주가에서 긍정적으로 받아들여지고 있으며 이는 기업의 주가급락위험을 감소시키는 역할을 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 다음의 가설 1을 설정한다.

가설 1: 자사주 매입은 차기 주가급락위험을 감소시킬 것이다.

자사주 처분은 자사주 매입과 달리 시장에 기업 내 보유 중인 자사주를 처분함으로써 현금을 확보할 수 있다. 즉, 기업 입장에서 수많은 투자기회를 확보하기 위해 현금이 필요할 때 자사주 처분을 활용할 수 있다. 이 경우 기업은 주어진 성장기회를 적극적으로 활용하는 지속적인 투자로 꾸준히 기업 가치를 증식시켜 주가에 긍정적인 영향을 미칠 수 있다. 강소현(2023)은 주가가 자사주 처분 공시 후 6개월간 34.72% 상승하였음을 보여주며, 자사주 처분의 목적이 주가안정이 아닌 만큼 시장에서 처분의 목적을 어떻게 해석하느냐에 따라 주가상승이 관측될 수 있다고 설명하였다.

그러나 한국에서는 자사주 처분에 대한 부정적 시각이 만연하다. 먼저, 국내 기업은 매입한 자사주를 소각하기보다는 처분을 선택하며(김우진, 임지은, 2017), 자사주의 주가가 저평가 상태에서 회복될 때 기업은 자사주를 처분하는 경향이 있다(김인중, 김태규, 2019). 또한 자사주 처분 시 자사주 매입으로 감소한 유통주식수가 다시 증가한다는 점에서 공급이 늘어 주주가치에 부정적 영향을 미칠 수 있다. 이처럼 자사주 처분은 주주가치를 훼손시켜 대리인 문제를 악화시킬 수 있다는 점에서 주가급락위험을 증가시키는 요인이 될 수 있다. 따라서 본 연구에서는 다음의 가설 2를 설정한다.

가설 2: 자사주 처분은 차기 주가급락위험을 증가시킬 것이다.

국내 시장에서 자사주 소각은 자사주 매입과 구분되어 인식되고 있으며, 매입 공시보다 소각 공시 이후 주가가 더 상승하는 경향이 있다(김우진, 임지은, 2022). 미국과 달리 한국에서는 자사주 매입 시 시가총액에서 바로 제외시키지 않고 자사주 매입 이후 소각을 시킬 때 제외시킨다. 이에 따라 국내에서는 자사주 소각을 실질적으로 발행주식수를 감소시키는 행위로 인식하며, 보유 자사주가 주주가치를 훼손시킬 가능성을 배제한다는 점에서 자사주 소각 행위를 긍정적으로 해석한다. 같은 맥락에서 자사주 소각은 자사주

매입과 달리 영구적인 배당효과를 가져올 수 있다는 점에서 주주가치를 제고시키는 역할을 할 수 있다(강소현, 2017). 배당할인모형(Dividend Discount Model)과 달리 Total Payout 모형에 따르면, 배당과 함께 자사주 매입의 가치를 합한 값의 현재가치로 기업 가치를 계산한다. 이때 미국과 달리 한국에서는 자사주 소각 시 상장주식수가 감소한다는 점에서, Total Payout 모형에 따라 기업 가치를 계산할 때 자사주 소각이 배당과 같은 영향을 미치는 것으로 볼 수 있다. 즉, 자사주 소각은 주주환원 정책으로서 대리인 문제를 감소시켜 추후 추가급락위험을 감소시키는 역할을 할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 다음의 가설 3을 설정한다.

가설 3: 자사주 소각은 차기 추가급락위험을 감소시킬 것이다.

Ⅲ. 연구 방법론 및 구성

1. 연구 모형

자사주 활동이 차기 추가급락위험에 미치는 영향을 살펴보기 위해 식 (1)과 같이 회귀 분석 식을 설정한다.

$$CRASH_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 Activities_{i,t} + \sum_{n=2}^{N+1} \beta_n Control_{i,t,n} + YearFE_i + IndustryFE_i + \epsilon_{i,t} \quad (1)$$

- $CRASH_{i,t}$: 기업 i의 t주 추가급락위험 변수
- $Activities_{i,t}$: 기업 i의 t주 자사주 활동 변수
- $Control_{i,t,n}$: N개의 통제변수 중 기업 i의 t주 (n-1)번째 통제변수
- $YearFE_i$: 기업 i의 연도고정효과
- $IndustryFE_i$: 기업 i의 산업고정효과
- $\epsilon_{i,t}$: 식 (1)에 의해 추정된 기업 i의 t주 회귀식 잔차

식 (1)의 종속변수 $CRASH$ 는 추가급락위험 변수를 의미하며, Chen et al.(2001)의 $NCSKEW$ (Negative Conditional Skewness of Return Distribution; 음의 조건부 왜도)와 $DUVOL$ (Down-to-Up Volatility; 하락-상승 변동성 비율)을 변수로 사용한다. 즉, 종속변수로

t+1기의 *NCSKEW*와 *DUVOL*을 사용하며, 두 변수는 기업의 고유주간수익률 변수 $w_{i,t}$ 를 이용하여 측정한다. 이는 시장수익률의 영향력을 배제한 기업고유수익률을 의미하며, 잔차가 0으로 도출되거나 양(+의 왜곡된 분포를 가지게 되는 것을 완화하기 위해 식 (2)에서 추정된 잔차에 식 (3)과 같이 1을 더한 뒤 자연로그를 취한다.

$$R_{i,t} = \beta_{0,i} + \beta_{1,i}R_{m,t-2} + \beta_{2,i}R_{m,t-1} + \beta_{3,i}R_{m,t} + \beta_{4,i}R_{m,t+1} + \beta_{5,i}R_{m,t+2} + \epsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$w_{i,t} = \ln(1 + \epsilon_{i,t}) \quad (3)$$

- $R_{i,t}$: 기업 i의 t주 주간수익률
- $R_{m,t}$: 시장 전체의 t주 주간수익률
- $\epsilon_{i,t}$: 식 (2)에 의해 추정된 기업 i의 t주 회귀식 잔차
- $w_{i,t}$: 기업 i의 t주 고유수익률

식 (2)에서는 선행연구를 참고하여 비동조화 거래(Nonsynchronous trading)의 영향을 고려하기 위해 2기간 전후의 시장 수익률을 독립변수로 사용한다(Jin and Myers, 2006). 위 과정을 통해 정의된 기업고유주간수익률($w_{i,t}$)을 사용하여 식 (4)와 식 (5)와 같이 추가급락위험 변수 *NCSKEW*와 *DUVOL*을 측정한다.

$$NCSKEW_{i,t} = \frac{n(n-1)^{\frac{3}{2}} \Sigma w_{i,t}^3}{(n-1)(n-2)(\Sigma w_{i,t}^2)^{\frac{3}{2}}} \quad (4)$$

- $NCSKEW_{i,t}$: 기업 i의 t주 음의 조건부 왜도
- n : 연간 거래 일수

$$DUVOL_{i,t} = \ln\left[\left(\frac{\sum_{down} w_{i,t}^2}{n_{down} - 1}\right) \div \left(\frac{\sum_{up} w_{i,t}^2}{n_{up} - 1}\right)\right] \quad (5)$$

- $DUVOL_{i,t}$: 기업 i의 t주 하락-상승 변동성 비율
- n_{down} : 연간 수익률 하락 거래 일수

- n_{up} : 연간 수익률 상승 거래 일수

변수 $NCSKEW$ 는 수익률 분포의 비대칭성을 측정하는 변수로, 기업고유주간수익률($w_{i,t}$)의 왜도를 표준화한 뒤 (-1)을 곱하여 계산한다. $NCSKEW$ 값이 클수록 주가급락위험이 큰 것을 의미한다. 변수 $DUVOL$ 은 기업고유주간수익률($w_{i,t}$)의 상승 대비 하락의 변동성을 측정하는 변수로, 연도별로 기업고유주간수익률의 평균값을 기준으로 상승일과 하락일을 구분하여 계산한다. $NCSKEW$ 와 마찬가지로 $DUVOL$ 의 값이 클수록 주가급락위험이 높은 것으로 본다.

식 (1)의 독립변수 *Activities*로는 가설별로 자사주 매입, 처분, 소각의 더미변수(RP_{dum} , RS_{dum} , RT_{dum})를 사용한다. 각 더미변수는 자사주 활동의 여부를 측정하기 위한 변수로서, RP_{dum} 은 해당 연도에 자사주 매입한 경우, RS_{dum} 은 해당 연도에 자사주 처분한 경우, RT_{dum} 은 해당 연도에 자사주 소각한 경우 1의 값을 갖는 변수이다.

식 (1)의 통제변수로는 선행연구를 참고하여 기업 규모($SIZE$), 시장가치 대 장부가치 비율(MB), 부채비율(LEV), 총자산순이익률(ROA), 기업고유주간수익률의 누적 합계(RET), 기업고유주간수익률의 표준편차($SIGMA$), 추세를 제거한 월간 평균 주식 회전율($DTURN$), 주가급락위험($CRASH$) 변수를 사용한다. Chen et al.(2001)에 따르면 과거 주가급락위험이 클수록, 변동성이 크거나 과거 수익률이 높았던 주식일수록 미래 주가급락위험이 높게 나타나기 때문에 $CRASH$, $SIGMA$, RET 은 미래 주가급락위험과 양(+)의 관계를 가질 것이다. 확률적 버블가설에 따라 BM 이 높을 경우 고평가로 버블이 형성된 이후 버블 해소로 주가급락위험이 감소하기 때문에, 본 연구에서 사용된 MB 와는 양(+)의 관계를 가질 것이다. 높은 주가 회전율은 주가급락위험을 높이므로 $DTURN$ 은 미래 주가급락위험과 양(+)의 관계가 나타날 것이다. 고정된 기업특성을 통제하기 위해 사용된 $SIZE$ 에 대해서는 기업 규모가 작을수록 경영진이 부정적 정보를 숨길 여지가 많아 미래 주가급락위험이 높아질 것으로 설명한다. 다른 관점에서는 기업 규모가 클수록 정보 확산이 빠르기 때문에 미래 주가급락위험이 높아질 수 있으므로 양(+)의 관계가 나타날 수 있다. LEV 와 ROA 도 통제변수로 사용하였는데 부채비율이 클수록 ROA 가 낮을수록 미래 주가급락위험이 큰 경향이 있다(Hutton et al., 2009). 종속변수보다 한 시차가 낮은 변수를 통제변수로 사용하는 이유는 t 기 주가급락위험이 높을수록 $t+1$ 기 주가급락위험이 높게 나타날 수 있기 때문이다. 또한 시간불변 변수의 특성에 따른 편의 및 누락 변수 편의를 통제하기 위해 연도 더미변수와 산업 더미변수를 추가하여 연도고정효과와 산업고정효과를 반영한 식을 설정한다.

2. 표본 선정 및 자료 수집

본 연구는 2004년부터 2020년까지 유가증권시장 및 코스닥시장에 상장된 기업을 대상으로 실증 분석하였다. 자사주 활동에 따른 영향을 분석하는 연구인만큼 자사주 자료를 수집할 수 있는 기간인 2004년 이후를 연구 기간으로 선정하였다. FnGuide의 DataGuide에서 수익률 및 재무제표 자료 등을 수집하였으며, 한국상장회사협의회 TS2000에서 자기주식 취득 및 처분 현황, 대주주 지분율 자료 등을 수집하였다. 이때 대주주는 대주주 1인과 특수관계인을 포함한다. 주가급락위험 변수를 계산하는 과정에서 주별 수익률을 사용하기 때문에 수익률 자료는 일별로 수집하여 수요일 자료만 추출하였다. 연 단위인 자사주 활동 자료의 회계 월에 기반을 두어 기업-연도 단위의 표본을 만들기 위해 거래량 및 재무제표 자료 등은 월별 자료를 이용하여 표본을 구성하였다. 기업지배구조 등급은 한국ESG기준원의 ESG 자료의 G등급(기업지배구조 등급)을 사용하였으며, 2013년부터 7개 등급 체계로 평가되었기 때문에 2013년 자료부터 사용하였다. 금융업(한국표준산업분류코드 중분류 64~66; 대분류 K)과 자본잠식 기업은 표본에서 제외하였으며, 보통주 자료만 사용하였다. 극단치에 의한 영향을 완화하기 위해 최종 변수에 대해 상, 하위 1% 윈저라이징하였다. 회계 월에 맞추어 종속변수, 독립변수, 통제변수를 계산할 수 없는 기업은 표본에서 제외하여 최종적으로 21,055개의 기업-연도 표본이 선정되었다.

<표 1>의 Panel A에서는 본 연구의 분석에서 사용된 기초통계량을 제시한다. 종속변수로 사용되는 $NCSKEW_{t+1}$ 과 $DUVOL_{t+1}$ 의 평균은 각각 -0.4939, -0.3515, 통제변수로 사용되는 $NCSKEW_t$ 와 $DUVOL_t$ 의 평균은 각각 -0.4651, -0.3318로 나타났다. RP_{dum} , RS_{dum} , RT_{dum} 의 평균은 각각 0.2902, 0.1868, 0.0158로 <표 3>에서 각 자사주 활동 비율을 비교한 것과 결과가 일관되며, 자사주 매입한 적이 있는 표본이 가장 많고 자사주 처분, 자사주 소각 순으로 나타났다. 이는 기본적으로 자사주 매입 이후 자사주 처분 또는 소각의 과정을 밟기 때문인 것으로 이해할 수 있다.

<표 1>의 Panel B는 자사주 매입, 처분 및 소각 더미변수에 대한 t-test 결과를 나타낸다. [1], [4], [7]열은 당해 자사주 매입(처분/소각)을 시행하지 않은 기업, [2], [5], [8]열은 당해 자사주 매입(처분/소각)을 시행한 기업을 의미하며, 그 차이에 대한 t-통계량을 각각 제시하였다. 자사주 매입, 처분 또는 소각을 시행한 기업은 시행하지 않은 기업에 비해 SIZE와 MB가 모두 크게 나타났다. 이는 자사주 활동을 하는 기업은 비교적 기업 규모가 크며, 장부가치에 비해 시장가치가 크고, 부채비율이 높은 기업임을 의미하며, 자사주 활동 여부에 따른 기업별 특성이 다르게 나타남을 확인할 수 있다.

<표 1> 기초통계량

아래 표는 본 연구에서 사용된 변수의 기초통계량을 제시하며, Panel A는 전체 표본의 기초통계량, Panel B는 자사주 활동별 시행 여부를 구분한 표본의 t-test 결과이다. 포함된 변수는 차기 추가금액위험 변수인 음의 조건부 예도($NCsKEW_{t+1}$), 하락-상승 변동성 비율($DUVOL_{t+1}$), 자사주 활동 변수인 자사주 매입, 처분 및 소각 더미변수(RP_{dummy} , RS_{dummy} , RT_{dummy}), 그리고 통제변수인 기업 규모($SIZE$), 시장가치 대 장부가치 비율(MB), 부채비율(LEV), 총자산이익률(ROA), 기업고유주간수인물의 누적 합계(RET), 기업고유주간수인물의 표준편차($STGMA$), 추세를 제거한 일간 평균 주식 회전율($DTURN$), 당기 추가금액위험 변수($NCsKEW$, $DUVOL$)이다.

Panel A: 전체 표본

Variable	Observations	Mean	Standard Deviation	Minimum value	Median	Maximum value	Skewness	Kurtosis
$NCsKEW_{t+1}$	21,055	-0.4939	1.2987	-4.2174	-0.4410	2.7916	-0.2483	3.4175
$DUVOL_{t+1}$	21,055	-0.3515	0.9824	-2.7697	-0.3472	2.0545	-0.0193	2.8338
$RP_{dummy,t}$	21,055	0.2902	0.4539	0.0000	0.0000	1.0000	0.9246	1.8548
$RS_{dummy,t}$	21,055	0.1868	0.3898	0.0000	0.0000	1.0000	1.6068	3.5818
$RT_{dummy,t}$	21,055	0.0158	0.1248	0.0000	0.0000	1.0000	7.7617	61.2443
$SIZE_t$	21,055	19.1123	1.5072	16.5542	18.8076	24.1217	1.0551	4.1559
MB_t	21,055	1.5164	1.5591	0.1894	1.0135	9.9429	2.9627	13.8729
LEV_t	21,055	0.4298	0.2013	0.0596	0.4325	0.8788	0.0964	2.1663
ROA_t	21,055	0.0114	0.1032	-0.4815	0.0270	0.2106	-2.1195	9.8943
RET_t	21,055	0.0917	0.2719	-0.5678	0.0687	0.9534	0.4820	3.8274
$STGMA_t$	21,055	0.0305	0.0128	0.0088	0.0281	0.0695	0.8258	3.3828
$DTURN_t$	21,055	0.0079	0.4443	-1.6429	-0.0040	2.0112	0.6763	10.1436
$NCsKEW_t$	21,055	-0.4651	1.2664	-4.0901	-0.4229	2.7289	-0.2252	3.3895
$DUVOL_t$	21,055	-0.3318	0.9670	-2.6955	-0.3317	2.0431	-0.0015	2.8234

< 표 1 > 기초통계량(계속)

	자사주 매입			자사주 처분			자사주 소각		
	[1] $RP_{dum}=0$ Mean (N=6,110)	[2] $RP_{dum}=1$ Mean (N=14,945)	[3] = [1] - [2] Difference (t-value)	[4] $RS_{dum}=0$ Mean (N=17,121)	[5] $RS_{dum}=1$ Mean (N=3,934)	[6] = [4] - [5] Difference (t-value)	[7] $RT_{dum}=0$ Mean (N=20,722)	[8] $RT_{dum}=1$ Mean (N=333)	[9] = [7] - [8] Difference (t-value)
$NC\SKEW_{t+1}$	-0.4870	-0.5107	0.0237 (1.2027)	-0.5053	-0.4445	-0.0608*** (-2.6474)	-0.4930	-0.5497	0.0567 (0.7910)
$DUVOL_{t+1}$	-0.3428	-0.3728	0.0300** (2.0114)	-0.3563	-0.3306	-0.0258 (-1.4850)	-0.3508	-0.3941	0.0433 (0.7978)
$SIZE_t$	19.0916	19.1632	-0.0716*** (-3.1283)	19.0788	19.2583	-0.1795*** (-6.7419)	19.1033	19.6752	-0.5719*** (-6.8767)
MB_t	1.4973	1.5630	-0.0657*** (-2.7748)	1.4840	1.6573	-0.1733*** (-6.2932)	1.5125	1.7587	-0.2462*** (-2.8591)
LEV_t	0.4407	0.4032	0.0375*** (12.3138)	0.4326	0.4178	0.0148*** (4.1472)	0.4294	0.4569	-0.0275** (-2.4774)
ROA_t	0.0052	0.0265	-0.0213*** (-13.6688)	0.0079	0.0269	-0.0190*** (-10.4427)	0.0115	0.0045	0.0070 (1.2344)
RET_t	0.0906	0.0943	-0.0038 (-0.9162)	0.0843	0.1235	-0.0392*** (-8.1601)	0.0917	0.0916	0.0001 (0.0055)
$SIGMA_t$	0.0307	0.0299	0.0008*** (4.1038)	0.0303	0.0311	-0.0008*** (-3.7425)	0.0304	0.0308	-0.0003 (-0.4834)
$DTURN_t$	0.0136	-0.0059	0.0195*** (2.8916)	-0.0045	0.0621	-0.0666*** (-8.4953)	0.0080	0.0026	0.0054 (0.2214)
$NC\SKEW_t$	-0.4692	-0.4550	-0.0142 (-0.7372)	-0.4635	-0.4722	0.0087 (0.3881)	-0.4663	-0.3921	-0.0742 (-1.0604)
$DUVOL_t$	-0.3347	-0.3247	-0.0099 (-0.6738)	-0.3227	-0.3712	0.0484*** (2.8335)	-0.3325	-0.2899	-0.0425 (-0.7965)

Panel B: 자사주 활동별 시행 여부를 구분한 표본

< 표 2 > 상관관계

아래 표는 본 연구에서 사용된 변수의 피어슨 상관관계를 제시한다. 분석에 포함된 변수는 차기 추가급락위험 변수인 음의 조건부 예도($NCSKEW_{t+1}$), 하락-상승 변동성 비율($DUVOL_{t+1}$), 자사주 활동 변수인 자사주 매입, 처분 및 소각 대비변수($RP_{dum,t}$, $RS_{dum,t}$, $RT_{dum,t}$), 그리고 통제변수인 기업 규모($SIZE_t$), 시장가치 대 장부가지 비율(MB_t), 부채비율(LEV_t), 총자산이익률(ROA_t), 기업고유주관이익률의 누적 합계(RET_t), 기업고유주관이익률의 표준편차($SIGMA_t$), 추세를 제거한 월간 평균 주식 회전율($DTURN_t$), 당기 추가급락위험 변수($NCSKEW_t$, $DUVOL_t$)이다. *는 p-값이 0.05 미만임을 의미한다.

	$NCSKEW_{t+1}$	$DUVOL_{t+1}$	$RP_{dum,t}$	$RS_{dum,t}$	$RT_{dum,t}$	$SIZE_t$	MB_t
$NCSKEW_{t+1}$	1.0000						
$DUVOL_{t+1}$	0.9196*	1.0000					
$RP_{dum,t}$	-0.0083	-0.0139*	1.0000				
$RS_{dum,t}$	0.0182*	0.0102	0.2420*	1.0000			
$RT_{dum,t}$	-0.0055	-0.0055	0.1412*	0.0506*	1.0000		
$SIZE_t$	0.0711*	0.0656*	0.0216*	0.0464*	0.0473*	1.0000	
MB_t	0.0442*	0.0428*	0.0191*	0.0433*	0.0197*	-0.1974*	1.0000
LEV_t	0.0150*	0.0038	-0.0846*	-0.0286*	0.0171*	0.2897*	0.0314*
ROA_t	0.0205*	0.0228*	0.0938*	0.0718*	-0.0085	0.1977*	-0.1856*
RET_t	-0.0001	0.0004	0.0063	0.0562*	-0.0000	0.0015	0.0825*
$SIGMA_t$	-0.0064	-0.0131	-0.0283*	0.0258*	0.0033	-0.3347*	0.2777*
$DTURN_t$	-0.0078	0.0009	-0.0199*	0.0584*	-0.0015	0.0113	0.0810*
$NCSKEW_t$	0.0297*	0.0177*	0.0051	-0.0027	0.0073	0.0659*	-0.0443*
$DUVOL_t$	0.0108	0.0062	0.0047	-0.0195*	0.0055	0.0551*	-0.0739*

	LEV_t	ROA_t	RET_t	$SIGMA_t$	$DTURN_t$	$NCSKEW_t$	$DUVOL_t$
LEV_t	1.0000						
ROA_t	-0.2667*	1.0000					
RET_t	-0.0097	0.0938*	1.0000				
$SIGMA_t$	0.0982*	-0.2660*	0.2671*	1.0000			
$DTURN_t$	0.0125	-0.0119	0.2082*	0.3396*	1.0000		
$NCSKEW_t$	0.0179*	-0.0178*	-0.5738*	-0.2470*	-0.0910*	1.0000	
$DUVOL_t$	0.0116	-0.0342*	-0.7147*	-0.2782*	-0.1168*	0.9184*	1.0000

<표 2>는 변수 간의 피어슨 상관관계(Pearson correlation)를 나타낸다. 차기 추가급락위험 변수인 $NCSKEW_{t+1}$ 와 $DUVOL_{t+1}$ 의 상관계수는 0.9196, 당기 추가급락위험 변수인 $NCSKEW_t$ 와 $DUVOL_t$ 의 상관계수는 0.9184로 매우 높게 나타났다. 이는 종속변수가 비교적 일관적인 값을 가진다는 것을 시사한다.

IV. 실증 분석 결과

1. 자사주 활동이 차기 추가급락위험에 미치는 영향

1) 회귀 분석

<표 3>에서는 가설 1, 2, 3에 관한 결과를 확인하기 위해 회귀 분석을 시행하였는데, 자사주 활동을 자사주 매입, 처분, 소각으로 분류하여 각 변수가 차기 추가급락위험에 미치는 영향을 살펴보았다. 모든 회귀 분석에서는 통제변수(IV에서 제시; $SIZE$, MB , LEV , ROA , RET , $SIGMA$, $DTURN$, $CRASH(NCSKEW, DUVOL)$)와 연도고정효과, 산업고정효과를 고려하였으며, 기업 수준에서 군집 표준오차방법을 사용하였다. (1)-(3) 열은 $NCSKEW_{t+1}$ 이 종속변수로, (4)-(6) 열은 $DUVOL_{t+1}$ 이 종속변수로 사용되었으며, 독립변수로는 자사주 매입, 처분 및 소각 더미변수가 사용되었다. 이때 자사주 활동 더미변수는 연도 내 각 자사주 활동의 여부를 의미하는 더미변수, 즉 연도 내 자사주 매입, 처분, 소각을 시행하였을 경우 각 1의 값을 갖는 RP_{dum} (자사주 매입 더미변수), RS_{dum} (자사주 처분 더미변수), RT_{dum} (자사주 소각 더미변수) 변수를 포함한다.

회귀 분석 결과, 두 종속변수에 대해 RP_{dum} 에서만 10%, 5% 신뢰수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 관계가 나타났다. 즉, 자사주 매입 시 차기 추가급락위험이 낮아지는 경향이 있다고 볼 수 있는데, RP_{dum} 는 $NCSKEW_{t+1}$ 에 대해 -0.0333, $DUVOL_{t+1}$ 에 대해 -0.0316의 계수 값이 나타났다. 이는 연구가설 1을 지지하는 결과로, 기업의 자사주 매입 활동 여부가 차기 추가급락위험 감소에 실질적으로 기여하며 대부분의 자사주 매입 목적인 주주환원 정책의 역할을 하고 있음을 시사하는 결과로 볼 수 있다. 한편 자사주 처분과 소각에 대해서는 두 종속변수($NCSKEW_{t+1}$, $DUVOL_{t+1}$) 모두에서 유의하지 않은 결과가 나타나 가설 2와 3을 지지하지 않는다. 사실상 현재 국내 시장에서의 자사주 처분과 소각 여부가 자사주 매입과 달리 차기 추가급락위험에 유의한 영향을 미치지 않고 있음을 보여주는 결과이다. 이는 자사주 처분과 소각이 자사주 매입에 비해 적게 발생하는 것에서 비롯된 결과일 수

있다. 또한 주주환원 정책으로 자사주 매입과 소각을 동시에 발표하는 경우가 있는데 이러한 경우 자사주 소각이 자사주 매입 이후에 발생하는 확정된 사건으로 볼 수 있으므로 자사주 매입 단계에서 이미 그 영향이 함께 포함되었을 가능성도 있다.

기업 규모를 의미하는 *SIZE*는 차기 주가급락위험($NCSKEW_{t+1}$, $DUVOL_{t+1}$)과 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났는데, 기업 규모가 클수록 정보 확산이 빠르기 때문인 것으로 해석할 수 있다. 시장가치 대 장부가치 비율인 *MB*와도 양(+)의 관계가 유의하게 나타났으며, *MB*가 낮을 때 주가 고평가로 버블이 형성되며 추후 버블의 해소로 주가급락위험이 감소한다는 메커니즘과 일치하는 결과로 볼 수 있다. 부채비율 *LEV*와는 유의한 음(-)의 관계가 나타나 Hutton et al.(2009)와 상반되는 결과가 나타났다. 총자산순이익률 *ROA*에서는 일부 유의한 음(-)의 값을 가지는데 이는 Hutton et al.(2009)와 일치하는 결과이며, 기업성과가 좋지 않을 때 주가급락위험이 증가하는 과정으로 이해할 수 있다. 기업고유주간수익률의 누적 합계를 의미하는 *RET*에서는 유의한 양(+)의 값이 나타났으며, 과거 수익률이 높았던 주식일수록 추후 주가급락위험이 높게 나타난다는 Chen et al.(2001)의 해석과 일치하는 결과이다. 기업고유주간수익률의 표준편차를 의미하는 *SIGMA*와 추세를 제거한 월간 평균 주식 회전율을 의미하는 *DTURN*에서는 모두 유의하지 않은 값이 나타났다. 당기 주가급락위험인 *CRASH*에 대해서는 *NCSKEW*에서만 유의한 양(+)의 값이 나타났는데, 과거 주가급락위험이 높을수록 미래 주가급락위험이 높게 나타난다는 Chen et al.(2001)의 해석으로 이해할 수 있다.

2) 강건성 분석

앞서 살펴본 <표 3>에서 자사주 매입 더미변수와 차기 주가급락위험 간의 유의한 음(-)의 관계가 나타났는데, 본 절에서는 이 관계에 대한 강건성 분석을 시행한다.

본 연구에서는 연구 기간 내 자사주 활동이 적어도 한 번 이상 있었던 기업을 표본으로 한다. 즉, 무작위 표본이 아니라는 점에서 표본 선택 편의(Sample selection bias)가 존재할 수 있다. 예로써 연구 기간 내 자사주 매입을 시행한 기업들은 이미 어느 정도 규모가 있어 주주환원 정책을 시행할 수 있는 수준에 도달했을 가능성이 있다. 선택 편의는 올바른 자료검토를 방해하고 인과 효과 등을 측정하려는 시도를 어렵게 만들 수 있다는 점에서 문제를 발생시킬 수 있다(Hill et al., 2018). 다시 말해, 무작위 표본추출(Random sampling)이 아닐 때 집단간의 직접적 비교가 불가능한데, 성향점수매칭 방식을 사용하면 선택 편의를 제거하여 준실험적 연구를 할 수 있다(Rosenbaum and Rubin, 1983). 따라서 본 연구에서는 선택편의를 최소화하기 위해 성향점수매칭(Propensity Score Matching, PSM)을 시행하였다.

즉, 성향점수매칭 방법을 통해 유사한 특성을 가진 기업들을 1대 1로 매칭시켜 표본을 재구성함으로써 표본 선택 편의를 통제할 실증 분석을 시행하였다.

<표 3> 자사주 활동이 차기 추가급락위험에 미치는 영향

아래 표는 자사주 활동이 차기 추가급락위험에 미치는 영향에 관한 회귀 분석 결과를 나타낸다. 종속변수는 차기 추가급락위험($NCSKEW_{t+1}$, $DUVOL_{t+1}$)이며, 독립변수는 t 시점의 자사주 매입, 처분, 소각 더미변수(RP_{dum} , RS_{dum} , RT_{dum})이다. 통제변수는 기업 규모($SIZE$), 시장가치 대 장부가치 비율(MB), 부채비율(LEV), 총자산순이익률(ROA), 기업고유주주간이익률의 누적 합계(RET), 기업고유주주간이익률의 표준편차($SIGMA$), 추세를 제거한 월간 평균 주식 회전율($DTURN$), 추가급락위험($NCSKEW$, $DUVOL$)이다. 연도고정효과와 산업고정효과를 고려하였으며, 기업 수준에서 군집 표준오차방법을 사용하였다. 괄호안의 값은 t -통계량이며, ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

	<i>NCSKEW</i>			<i>DUVOL</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>RP_{dum}</i>	-0.0333* (-1.7713)			-0.0316** (-2.2187)		
<i>RS_{dum}</i>		-0.0107 (-0.4999)			-0.0197 (-1.2216)	
<i>RT_{dum}</i>			-0.1014 (-1.4206)			-0.0631 (-1.1598)
<i>SIZE</i>	0.0909*** (14.7345)	0.0907*** (14.6352)	0.0910*** (14.7380)	0.0598*** (13.3496)	0.0598*** (13.3012)	0.0597*** (13.2874)
<i>MB</i>	0.0583*** (8.7356)	0.0579*** (8.6587)	0.0579*** (8.6937)	0.0379*** (8.0994)	0.0377*** (8.0216)	0.0375*** (8.0071)
<i>LEV</i>	-0.1678*** (-3.4006)	-0.1631*** (-3.3146)	-0.1625*** (-3.3063)	-0.1449*** (-4.0582)	-0.1412*** (-3.9671)	-0.1397*** (-3.9342)
<i>ROA</i>	-0.1536 (-1.5889)	-0.1620* (-1.6786)	-0.1657* (-1.7204)	-0.1017 (-1.3151)	-0.1082 (-1.3990)	-0.1127 (-1.4594)
<i>RET</i>	0.2203*** (4.8654)	0.2212*** (4.8847)	0.2204*** (4.8677)	0.1602*** (4.1445)	0.1616*** (4.1794)	0.1604*** (4.1468)
<i>SIGMA</i>	-0.3210 (-0.3291)	-0.2840 (-0.2909)	-0.2762 (-0.2828)	-0.9592 (-1.3102)	-0.9181 (-1.2532)	-0.9222 (-1.2578)
<i>DTURN</i>	-0.0223 (-0.9448)	-0.0214 (-0.9080)	-0.0220 (-0.9348)	0.0046 (0.2553)	0.0058 (0.3226)	0.0049 (0.2723)
<i>NCSKEW</i>	0.0334*** (3.5200)	0.0335*** (3.5346)	0.0335*** (3.5312)			
<i>DUVOL</i>				0.0156 (1.4635)	0.0158 (1.4830)	0.0157 (1.4713)
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	21,055	21,055	21,055	21,055	21,055	21,055
Adjusted <i>R</i> ²	0.0440	0.0439	0.0439	0.0489	0.0488	0.0488

한편 회귀 분석 시 설명변수와 오차항 간의 동시계적 상관관계가 있을 때 설명변수에 내생성 문제가 존재한다고 표현한다(Hill et al., 2018). 이는 측정오차(변수오차; Errors-in-variables), 연립방정식 편의(Simultaneous equations bias), 누락변수(Omitted variables) 문제에 의해 발생할 수 있다. 즉, 설명변수가 오차를 가질 때, 연립방정식 내에서 동시에 결정될 때, 회귀식 내에 중요한 변수가 누락될 때 설명변수가 내생성을 가질 수 있다. 내생성 문제가 있을 경우 통상적인 최소제곱 추정량이 적절하지 못하며, 이때 도구변수 추정량을 사용할 수 있다. 따라서 본 연구에서는 2단계 최소제곱법(Two-Stage Least Squares, 2SLS)을 사용하여 도구변수(Instrumental Variable, IV) 추정값을 계산하였다.

(1) 성향점수매칭(PSM)

먼저 성향점수매칭을 이용하여 강건성 분석을 시행하였다. 김우진, 임지은(2022)은 자사주 매입과 소각 공시 이후 주가 반응이 긍정적임을 보여주었다. 즉, 자사주 매입과 소각은 시장에서 긍정적으로 받아들여지는 경향이 있다는 점에서 자사주 매입이나 소각을 시행한 기업과 그렇지 않은 기업 간의 표본수 불균형 및 기업 특성의 차이로 인해 표본 선택 편이의 문제가 발생할 가능성이 있다. 이를 통제하고자 성향점수매칭 방법을 통해 유사한 특성을 가진 기업들을 1대 1로 매칭시킴으로써 표본을 재구성하였다. 최종 도출된 12,280개 표본으로 회귀 분석을 실시하였다.

Panel A는 성향점수매칭 분석에서의 매칭 전후 Balance Test 결과를 나타낸다. 매칭 전에는 자사주를 매입하거나 소각한 기업의 *SIZE*와 *MB*가 그렇지 않은 기업에 비해 유의하게 큰 경향이 나타났는데, 매칭 이후에는 그 유의성이 사라져 집단 간 균형성이 증가한 것을 확인할 수 있다.

Panel B는 매칭된 표본의 회귀 분석 결과를 보여주며, <표 3>의 회귀 분석 시 사용한 통제변수와 연도고정효과, 산업고정효과를 포함하며 기업 수준에서 군집 표준오차 방법을 사용하였다. 분석 결과, 자사주 매입 여부(RP_{dum})에 대해 두 개의 추가급락위험 변수($NCSKEW_{t+1}$, $DUVOL_{t+1}$) 모두에서 유의한 음(-)의 관계가 나타났으며, 각각 -0.0391, -0.0358의 계수 값을 갖는다. 즉, 자사주 매입을 시행한 경우 차기 추가급락위험이 감소하는 경향이 있으며 이 결과는 <표 3>에서 제시된 결과와 비교하였을 때 일관적으로 나타났다. 즉 성향점수매칭 방법을 사용한 결과, 자사주 매입 여부와 차기 추가급락위험 간의 유의한 음(-)의 관계가 강건하게 나타났음을 확인할 수 있다.

<표 4> 강건성 분석: 성향점수매칭 분석

아래 표는 성향점수매칭 분석 결과를 나타낸다. Panel A는 매칭 전후의 Balance Test 결과이며, Panel B는 매칭된 표본으로 회귀 분석한 결과이다. 종속변수는 차기 증가급락위험($NCSKEW_{t+1}$, $DUVOL_{t+1}$)이며, 독립변수는 t시점의 자사주 매입 더미변수(RP_{dum})이다. 통제변수는 기업 규모($SIZE$), 시장가치 대 장부가치 비율(MB), 부채비율(LEV), 총자산순이익률(ROA), 기업고유주주간수익률의 누적 합계(RET), 기업고유주주간수익률의 표준편차($SIGMA$), 추세를 제거한 월간 평균 주식 회전율($DTURN$), 증가급락위험($NCSKEW$, $DUVOL$)이다. 회귀 분석 시 연도고정효과와 산업고정효과를 고려하였으며, 기업 수준에서 군집 표준오차방법을 사용하였다. 괄호안의 값은 t-통계량이며, ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

Panel A: 매칭 전후 Balance Test

	Before PSM			After PSM		
	[1] $RP_{dum} = 0$ & $RT_{dum} = 0$ (N=14,877)	[2] $RP_{dum} = 1$ $RT_{dum} = 1$ (N=6,178)	[3]=[1]-[2] Difference (t-value)	[1] $RP_{dum} = 0$ & $RT_{dum} = 0$ (N=6,140)	[2] $RP_{dum} = 1$ & $RT_{dum} = 1$ (N=6,140)	[3]=[1]-[2] Difference (t-value)
<i>SIZE</i>	19.0894	19.1676	-0.0782*** (-3.4267)	19.1439	19.1637	-0.0198 (-0.7149)
<i>MB</i>	1.4956	1.5664	-0.0708*** (-3.0012)	1.5829	1.5363	0.0467 (1.6348)
<i>LEV</i>	0.4404	0.4043	0.0361*** (11.8742)	0.4034	0.4051	-0.0017 (-0.4887)
<i>ROA</i>	0.0053	0.0260	-0.0207*** (-13.3177)	0.0231	0.0254	-0.0023 (-1.3160)
<i>RET</i>	0.0904	0.0948	-0.0044 (-1.0691)	0.0916	0.0945	-0.0029 (-0.6033)
<i>SIGMA</i>	0.0307	0.0299	0.0008*** (4.0233)	0.0300	0.0299	0.0001 (0.3091)
<i>DTURN</i>	0.0137	-0.0061	0.0198*** (2.9433)	-0.0129	-0.0056	-0.0073 (-0.9502)
<i>NCSKEW</i>	-0.4679	-0.4583	-0.0096 (-0.5050)	-0.4829	-0.4584	-0.0245 (-1.0758)
<i>DUVOL</i>	-0.3337	-0.3273	-0.0064 (-0.4393)	-0.3455	-0.3271	-0.0184 (-1.0576)

Panel B: 매칭 후 회귀 분석

	<i>NCSKEW</i>	<i>DUVOL</i>
RP_{dum}	-0.0391* (-1.7167)	-0.0358** (-2.0515)
Control	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes
Observations	12,280	12,280
Adjusted R^2	0.0449	0.0486

(2) 2단계 최소제곱법(2SLS)

다음으로 2SLS 분석을 이용하여 자사주 매입 여부와 차기 추가급락위험 간의 관계에 대한 강건성 분석을 시행하였다. 도구 변수로는 최저 PER/최고 PER의 값인 PER 비율을 사용하였으며, 이는 자사주 매입이 저평가 정보를 담고 있으며 추후 양(+의 초과수익률이 나타나는 경향이 있다는 점에서 자사주 매입과 직접적인 연관성이 높은 변수라고 볼 수 있다. 또한 최고 PER에 비해 PER이 크게 떨어진 해(PER 비율이 낮을 때)에는 낮은 PER로 시장에서 주가가 저평가되어 있다고 받아들여질 수 있다. 특히 자사주 매입의 동기로 저평가 정보신호가설이 우세하다는 점에서 주가가 저평가되어 있을 경우 기업은 자사주 매입을 시행할 가능성이 높다. 즉, PER 비율이 낮게 나타날 때 주가가 저평가되었을 가능성이 있으며 이를 회복하고자 기업들은 자사주 매입을 통한 PER 회복을 시도할 여지가 있다. 따라서 최고 PER 대비 최저 PER 값을 나타내는 PER 비율을 도구 변수로 2SLS 분석을 시행하였다.

2SLS 분석 결과는 <표 5>에 제시하였다. 첫 번째 단계에서 도구 변수와 자사주 매입 더미변수 간의 회귀 분석을 시행하였으며, 두 개의 1st stage 결과는 각각 통제변수인 *CRASH* 변수로 변수 *NCSKEW* 또는 변수 *DUVOL*을 사용한 것에서 차이가 있다. PER비율을 도구변수로 사용하므로 당기순이익이 음(-)의 값인 표본은 제거하였다. 분석 결과, PER 비율과 자사주 매입 간의 유의한 음(-)의 관계가 나타났다. 즉, PER 비율이 낮을수록 자사주 매입이 증가하는 경향이 있다고 볼 수 있다. 이때 PER 비율이 낮다는 것은 (1) 최저 PER이 낮거나, (2) 최고 PER이 높거나, 혹은 (3) 둘의 결과가 결합한 형태에서 나타날 수 있다. 하지만 세 가지의 결과 모두 최고 PER과 최저 PER 간의 차이가 크다는 것을 의미하므로, PER 비율과 자사주 매입 더미변수 간의 음(-)의 관계는 PER 최고 및 최저의 차이가 클수록 자사주 매입이 증가하는 경향이 있는 것으로 볼 수 있다. 다시 말해서, PER 비율이 낮을 때 PER 최고, 최저의 차이가 크게 나타나며, 이는 주가 저평가의 지표가 된다는 점에서 자사주 매입이 증가하는 경향이 나타나는 것으로 해석할 수 있다.

두 번째 단계에서는 도구 변수로 추출한 자사주 매입 더미변수 추정치($RP_{dum}^{\widehat{}}$)를 독립변수로 사용하여 차기 추가급락위험 변수와 회귀 분석을 실시하였다. 마찬가지로 앞서 사용한 통제변수와 연도고정효과, 산업고정효과를 포함하며 기업 수준에서 군집 표준오차 방법을 사용하였다. 결과적으로 주요 분석과 일관된 결과, 즉 자사주 매입 더미변수와 차기 추가급락위험 간의 유의한 음(-)의 관계가 나타나 두 변수 간의 관계가 강건한 것으로 보인다.

<표 5> 강건성 분석: 2SLS 분석

아래 표는 2SLS 분석 결과를 나타낸다. 1단계 분석 시 도구변수로 PER 비율(최저 PER/최고 PER)을 사용하였으며, 2단계 분석 시 종속변수는 차기 추가급락위험($NCSKEW_{t+1}$, $DUVOL_{t+1}$)이다. PER비율을 도구변수로 사용하므로 당기순이익이 음(-)의 값인 표본은 제거하였다. 통제변수는 기업 규모($SIZE$), 시장가치 대 장부가치 비율(MB), 부채비율(LEV), 총자산순이익률(ROA), 기업고유주간수익률의 누적 합계(RET), 기업고유주간수익률의 표준편차($SIGMA$), 추세를 제거한 월간 평균 주식 회전율($DTURN$), 추가급락위험($NCSKEW$, $DUVOL$)이다. 회귀 분석 시 연도고정효과와 산업고정효과를 고려하였으며, 기업 수준에서 군집 표준오차방법을 사용하였다. 괄호안의 값은 t-통계량이며, ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

	RP_{dum}	$NCSKEW$	RP_{dum}	$DUVOL$
	(1st stage)	(2nd stage)	(1st stage)	(2nd stage)
PER 비율	-0.1211*** (-3.1102)		-0.1198*** (-3.0790)	
\widehat{RP}_{dum}		-2.2281** (-2.5451)		-1.9064*** (-2.8731)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	12,773	12,773	12,773	12,773
Adjusted R^2	0.0332	0.0568	0.0332	0.0605
F-value	12.8718	21.7945	12.8643	23.2473

3) 추가 분석

(1) 상장시장별 비교

국내 상장시장은 크게 유가증권시장과 코스닥시장으로 분류하며, 2022년 기준으로 유가증권시장에는 826개, 코스닥시장에 1,611개 기업이 상장되어 있다. 코스닥시장에 더 많은 기업이 상장되어 있지만, 시가총액으로 비교하면 유가증권시장 규모가 훨씬 크다. 2022년 기준으로 유가증권시장의 시가총액은 약 1,767조 원이며, 코스닥시장의 시가총액은 약 315조 원으로 그 차이가 5배가 넘는 수준이다. 유가증권시장의 상장요건은 코스닥시장에 비해 까다로우며, 투자자별 매매동향 자료에 따르면 기관투자자와 외국인 투자자는 코스닥시장보다는 유가증권시장에 투자하는 경향이 있다. 김준석(2018)은 코스닥시장 상장 기업의 유가증권시장으로의 이전상장을 코스닥시장에 대한 부정적 평판이 긍정적 평판을 압도하기 때문이라고 설명한다. 즉, 유가증권시장 상장 기업의 경우 코스닥시장 상장 기업에 비해 기업 규모가 크고, 인지도와 평판이 높은 경향이 있다.

위와 같이 상장시장별 특성 차이가 존재하기 때문에 본 절에서는 유가증권시장 상장 기업은 1, 코스닥시장 상장 기업은 0의 값을 갖는 더미변수(MKT)와 자사주 활동 여부 변수(RP_{dum} , RS_{dum} , RT_{dum})를 곱한 상호작용항($RP_{dum} * MKT$, $RS_{dum} * MKT$, $RT_{dum} * MKT$)을 이용하여 추가분석을 실시하였으며, 그 결과는 <표 6>에 제시하였다.

<표 6> 상장시장별 비교: 자사주 활동이 차기 주가급락위험에 미치는 영향

아래 표는 상장시장별 자사주 활동이 차기 주가급락위험에 미치는 영향에 관한 회귀 분석 결과를 나타낸다. 종속변수는 차기 주가급락위험($NCSKEW_{t+1}$, $DUVOL_{t+1}$)이며, 독립변수는 t시점의 자사주 매입, 처분, 소각의 더미변수(RP_{dum} , RS_{dum} , RT_{dum})이다. MKT 는 유가증권시장 상장 기업은 1, 코스닥시장 상장 기업은 0의 값을 갖는 더미변수이며, 통제변수는 기업 규모($SIZE$), 시장가치 대 장부가치 비율(MB), 부채비율(LEV), 총자산순이익률(ROA), 기업고유주주간수익률의 누적 합계(RET), 기업고유주주간수익률의 표준편차($SIGMA$), 추세를 제거한 월간 평균 주식 회전율($DTURN$), 주가급락위험($NCSKEW$, $DUVOL$)이다. 연도고정효과와 산업고정효과를 고려하였으며, 기업 수준에서 군집 표준오차방법을 사용하였다. 괄호안의 값은 t-통계량이며, ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

	<i>NCSKEW</i>			<i>DUVOL</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
RP_{dum}	0.0063 (0.2577)			-0.0078 (-0.4207)		
$RP_{dum} * MKT$	-0.0994*** (-2.6759)			-0.0584** (-2.0693)		
RS_{dum}		0.0098 (0.3395)			-0.0070 (-0.3248)	
$RS_{dum} * MKT$		-0.0512 (-1.2083)			-0.0303 (-0.9465)	
RT_{dum}			-0.0143 (-0.1195)			-0.0248 (-0.2769)
$RT_{dum} * MKT$			-0.1528 (-1.0436)			-0.0678 (-0.6088)
MKT	0.0119 (0.5195)	-0.0049 (-0.2262)	-0.0104 (-0.5189)	0.0165 (1.0319)	0.0068 (0.4481)	0.0039 (0.2831)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	21,055	21,055	21,055	21,055	21,055	21,055
Adjusted R^2	0.0442	0.0438	0.0439	0.0490	0.0487	0.0487

연구 결과, 상호작용항($RP_{dum} * MKT$)은 차기 주가급락위험에 대해 1%, 5% 신뢰수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 값, 즉 코스닥시장 상장 기업에 비해 유가증권시장 상장 기업이 자사주 매입을 실시할 경우 차기 주가급락위험이 더 낮아지는 경향이 나타났다. 이는 유가증권시장이 벤처기업 등이 많이 상장된 코스닥시장에 비해 주주가 분산되어 있기 때문에 자사주 매입과 같은 주주환원 정책은 대리인 비용을 완화시키는 도구로서 작용할 수 있다는 점으로 설명될 수 있다. 특히 코스닥시장에 비해 기관투자자 및 외국인 투자자 비율이 높다는 점에서 비교적 기업에 대한 감시가 잘 이루어지며, 이는 경영진의 부정적 정보 축적 유인을 완화시키는 요인으로 작용할 수 있기 때문에 차기 주가급락위험과 음(-)의 관계가 나타난 것으로 볼 수 있다. 한편 자사주 처분과 소각 활동 여부에 대해서는 유의한 결과가 나타나지 않았다.

(2)기업지배구조 수준별 비교

본 연구에서는 기업지배구조 등급, 잉여현금흐름, 대주주 지분율을 기업지배구조 변수로 사용하여 추가분석을 실시하였다. 기업지배구조 등급은 2013년부터 7개 등급 체계로 평가되었으므로 2013년 이후의 데이터를 사용하였으며, 선행연구에 따라 (1) G_{score1} : S(5점), A+(4점), A(3점), B+(2점), B 이하(1점), 등급 없음(0점), (2) G_{score2} : S(7점), A+(6점), A(5점), B+(4점), B(3점), C(2점), D(1점), 등급 없음(0점)으로 점수를 부여하였다(강경구 외, 2023; 임옥빈, 김승준, 2020). 이에 대한 연구 결과는 <표 7> Panel A에 제시하였다. 잉여현금흐름

<표 7> 기업지배구조 수준별 비교: 자사주 활동이 차기 추가급락위험에 미치는 영향

아래 표는 기업지배구조 수준별 자사주 활동이 차기 추가급락위험에 미치는 영향에 관한 회귀 분석 결과를 나타낸다. 종속변수는 차기 추가급락위험($NCSKEW_{t+1}$, $DUVOL_{t+1}$)이며, 독립변수는 t시점의 자사주 매입, 처분, 소각의 더미변수(RP_{dum} , RS_{dum} , RT_{dum})이다. 각 Panel은 기업지배구조 변수 기준으로 구분하였으며, Panel A는 기업지배구조 등급(G_{score1} , G_{score2}), Panel B는 잉여현금흐름(FCF), Panel C는 대주주 지분율($Large$)를 기준으로 한다. G_{score1} 는 기업지배구조 등급이 S, A+, A, B+, B이하일 때 각각 5에서 1의 값을 가지며, 등급이 존재하지 않을 경우 0의 값을 갖는 변수이며, G_{score2} 는 기업지배구조 등급이 S, A+, A, B+, B, C, D일 때 각각 7에서 1의 값을 가지며, 등급이 존재하지 않을 경우 0의 값을 갖는 변수이다. 통제변수는 기업 규모($SIZE$), 시장가치 대 장부가치 비율(MB), 부채비율(LEV), 총자산순이익률(ROA), 기업고유주주간이익률의 누적 합계(RET), 기업고유주주간이익률의 표준편차($SIGMA$), 추세를 제거한 월간 평균 주식 회전율($DTURN$), 추가급락위험($NCSKEW$, $DUVOL$)이다. 연도고정효과와 산업고정효과를 고려하였으며, 기업 수준에서 군집 표준오차방법을 사용하였다. 괄호안의 값은 t-통계량이며, ***, **는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

Panel A-1: 기업지배구조 등급(G_{score1}) 변수

	<i>NCSKEW</i>			<i>DUVOL</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
RP_{dum}	-0.0008 (-0.0208)			-0.0139 (-0.5249)		
$RP_{dum} * G_{score1}$	-0.0679** (-1.9615)			-0.0427* (-1.6847)		
RS_{dum}		0.0264 (0.5844)			0.0024 (0.0751)	
$RS_{dum} * G_{score1}$		-0.0341 (-0.8171)			-0.0269 (-0.8646)	
RT_{dum}			-0.0834 (-0.5591)			-0.0819 (-0.7426)
$RT_{dum} * G_{score1}$			0.0259 (0.2510)			0.0552 (0.6993)
G_{score1}	0.0287 (1.1504)	0.0157 (0.6525)	0.0088 (0.3904)	0.0279 (1.5955)	0.0211 (1.2456)	0.0150 (0.9469)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	11,808	11,808	11,808	11,808	11,808	11,808
Adjusted R^2	0.0459	0.0455	0.0455	0.0578	0.0574	0.0573

Panel A-2: 기업지배구조 등급(G_{score2}) 변수

	NCSKEW			DUVOL		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
RP_{dum}	0.0108 (0.2816)			-0.0065 (-0.2356)		
$RP_{dum} * G_{score2}$	-0.0373** (-2.2151)			-0.0235* (-1.9247)		
RS_{dum}		0.0223 (0.4709)			-0.0037 (-0.1099)	
$RS_{dum} * G_{score2}$		-0.0121 (-0.6150)			-0.0077 (-0.5326)	
RT_{dum}			-0.0712 (-0.4349)			-0.0840 (-0.6867)
$RT_{dum} * G_{score2}$			0.0048 (0.0809)			0.0261 (0.5842)
G_{score2}	0.0199* (1.6800)	0.0114 (0.9878)	0.0093 (0.8609)	0.0187** (2.2665)	0.0135* (1.6716)	0.0118 (1.5677)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	11,808	11,808	11,808	11,808	11,808	11,808
Adjusted R^2	0.0460	0.0455	0.0455	0.0580	0.0574	0.0574

Panel B: 잉여현금흐름(FCF) 변수

	NCSKEW			DUVOL		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
RP_{dum}	-0.0304 (-1.0580)			-0.0296 (-1.3443)		
$RP_{dum} * FCF$	-0.0568 (-0.2317)			-0.0363 (-0.1881)		
RS_{dum}		-0.0052 (-0.1681)			-0.0138 (-0.5725)	
$RS_{dum} * FCF$		-0.0812 (-0.3136)			-0.0813 (-0.3818)	
RT_{dum}			0.0001 (0.0009)			0.0204 (0.2726)
$RT_{dum} * FCF$			-1.3664* (-1.8910)			-1.1088* (-1.8475)
FCF	0.5219*** (2.8482)	0.5142*** (2.8931)	0.5286*** (3.1036)	0.2636* (1.8973)	0.2635** (1.9754)	0.2701** (2.1185)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	21,055	21,055	21,055	21,055	21,055	21,055
Adjusted R^2	0.0443	0.0441	0.0444	0.0490	0.0489	0.0491

Panel C: 대주주 지분율(*Large*) 변수

	<i>NCSKEW</i>			<i>DUVOL</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>RP_{dum}</i>	0.0561 (1.1098)			0.0366 (0.9616)		
<i>RP_{dum} * Large</i>	-0.2239* (-1.8840)			-0.1698* (-1.8818)		
<i>RS_{dum}</i>		-0.0664 (-1.2001)			-0.0409 (-0.9700)	
<i>RS_{dum} * Large</i>		0.1456 (1.1009)			0.0590 (0.5899)	
<i>RT_{dum}</i>			-0.0497 (-0.3046)			0.0265 (0.2179)
<i>RT_{dum} * Large</i>			-0.1397 (-0.3340)			-0.2402 (-0.7554)
<i>Large</i>	0.0901 (1.3321)	0.0026 (0.0402)	0.0314 (0.5546)	0.1152** (2.3693)	0.0570 (1.2342)	0.0745* (1.8285)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	21,055	21,055	21,055	21,055	21,055	21,055
Adjusted <i>R</i> ²	0.0441	0.0438	0.0439	0.0491	0.0488	0.0489

(*FCF*)을 변수로 사용한 연구 결과는 Panel B, 대주주 지분율(*Large*)을 변수로 사용한 연구 결과는 Panel C에 제시하였다. 이때 대주주 지분율에서 대주주는 대주주 1인과 특수관계인을 포함한다.

연구 결과, Panel A에서는 자사주 매입 여부와 기업지배구조 등급 변수의 상호작용항 ($RP_{dum} * G_{score1}$, $RP_{dum} * G_{score2}$)에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 이는 자사주 매입이 이해 상충 문제를 완화하여 대리인 비용을 감소시키기 때문인 것으로 해석할 수 있으며, 강상구 외(2015)에서 CSR이 기업정보의 투명성과 양(+)의 관계에 있기에 추가급락위험이 감소한다는 연구 결과와 같은 맥락인 것으로 볼 수 있다. Panel B에서는 자사주 소각 여부와 잉여현금흐름 상호작용항($RT_{dum} * FCF$)에서 유의한 음(-)의 값이 나타났으며, Panel C에서는 자사주 매입 여부와 대주주 지분율 상호작용항($RP_{dum} * Large$)에서 유의한 음(-)의 값이 나타났다. 이 또한 자사주 매입이나 소각 활동이 주주환원 정책으로 받아들여진다는 점에서 대리인 비용을 감소시켜 차기 추가급락위험이 감소하는 것으로 볼 수 있다. 이때 잉여현금흐름 변수에 대해서는 기업지배구조 등급과 대주주 지분율 변수 결과와 달리 자사주 소각에서 유의한 결과가 나타났는데, 이는 한국에서는 자사주 매입으로 잉여현금흐름이

사용되지만, 처분 시 다시 회복될 수 있다는 점에서 비롯된 결과로 생각해 볼 수 있다. 특히 잉여현금흐름이 풍부할 경우에는 다른 기업지배구조 변수에 비해 잉여현금흐름의 완전한 감소가 대리인 문제 완화에 중요한 핵심이 될 수 있으며, 자사주 소각이 그 역할을 할 수 있다는 점에서 이러한 결과가 나타난 것으로 해석할 수 있다. 이는 대리인 비용 감소를 위해 잉여현금흐름을 줄이는 수단으로 자사주 매입 활동을 실시한다는 잉여현금흐름 가설을 일부 지지하는 결과로 볼 수 있다.

(3) 금융위기 기간의 영향

연구 기간 내에서 금융위기는 크게 글로벌 금융위기와 COVID-19 시기로 나눌 수 있다. 금융위기 기간에는 주가 하락장이 이어지는 만큼 주가급락위험에 유의한 영향을 줄 수 있으며, 금융위기 기간에 금융당국이 상장 기업의 자사주 매입 한도를 확대함에 따라 자사주 활동에도 영향이 있을 수 있다. 또한 금융위기 기간에는 기업 경영활동의 불확실성이 높아지기 때문에(정희선, 조미옥, 2020), 자사주 활동에 따른 주가급락위험의 변동이 더 크게 나타날 수 있다. 자사주 매입이나 소각의 경우 시장에서 긍정적으로 받아들여지며, 이는 저평가의 정보를 담은 신호를 보내 금융위기 기간에 주가 하락을 관리하는 방법이 될 수 있다는 점에서 주가급락위험을 완화시키는데 영향을 미칠 수 있다(박경희, 2021). 반면, 자사주 처분의 경우에는 시장에서 악재로 받아들여 오히려 주가급락위험이 더 높아질 수 있다. 따라서 본 절에서는 금융위기 기간을 더미변수로 하여 추가분석을 실시하였다. 금융위기 기간은 글로벌 금융위기 기간인 2008~2010년과 COVID-19 기간인 2020년을 포함하는데 금융위기 기간일 경우 1, 그 외는 0의 값을 갖는 더미변수(*Crisis*)를 사용하였으며, 자사주 활동 여부 변수와의 상호작용항($RP_{dum} * Crisis$, $RS_{dum} * Crisis$, $RT_{dum} * Crisis$)에 대해 회귀 분석을 실시하였다.⁵⁾ 본 분석은 12월인 결산법인만을 표본으로 제한하였다.

연구 결과는 <표 8>에 제시하였으며, 자사주 처분 여부 변수와 금융위기 더미변수 상호작용항($RS_{dum} * Crisis$)에서만 유의한 양(+)의 값이 나타났다. *NCSKEW*에 대해 0.1604, *DUVOL*에 대해 0.1137의 계수 값을 가지며 이는 1% 신뢰수준에서 통계적으로 유의하게 나타났다. 즉, RS_{dum} 는 음의 값인 반면 더미변수 상호작용항($RS_{dum} * Crisis$)은 유의미한 양의 값으로 나타나, 금융위기 기간에 자사주 처분이 주가급락위험에 미치는 음의 영향이 다소 완화되고, 심지어 계수값의 합이 양의 값을 갖는다. 이는 자사주 처분으로 현금을 확보할 수 있기 때문에 금융위기 시 기업의 어려운 재정의 신호 역할을 할 수 있다는 점에서

5) 금융위기 기간을 2008~2011년, 2020년으로 하였을 때도 유사한 결과가 나타났다.

기인한 결과일 수 있다. 또한 자사주 처분은 유통주식수 공급을 늘린다는 측면에서 주가에 악영향을 미칠 수 있으며, <표 3>의 기존 분석과 달리 자사주 처분에 대한 영향이 나타났다는 점에서 금융위기 기간에 자사주 처분의 부정적 영향이 더 크게 받아들여지고 있는 것으로 볼 수 있다.

<표 8> 금융위기 기간의 영향: 자사주 활동이 차기 추가급락위험에 미치는 영향

아래 표는 금융위기 기간을 고려할 때 자사주 활동이 차기 추가급락위험에 미치는 영향에 관한 회귀 분석 결과를 나타낸다. 본 분석은 12월 결산법인을 표본으로 제한하였다. 종속변수는 차기 추가급락위험($NCSKEW_{i,t+1}$, $DUVOL_{i,t+1}$)이며, 독립변수는 t시점의 자사주 매입, 처분, 소각의 더미변수(RP_{dum} , RS_{dum} , RT_{dum})이다. *Crisis*는 금융위기 기간(2008~2010년, 2020년)에는 1, 그 외 0의 값을 갖는 더미변수이며, 통제변수는 기업 규모(*SIZE*), 시장가치 대 장부가치 비율(*MB*), 부채비율(*LEV*), 총자산순이익률(*ROA*), 기업고유주주간수익률의 누적 합계(*RET*), 기업고유주주간수익률의 표준편차(*SIGMA*), 추세를 제거한 월간 평균 주식 회전율(*DTURN*), 추가급락위험(*NCSKEW*, *DUVOL*)이다. 연도고정효과와 산업고정효과를 고려하였으며, 기업 수준에서 군집 표준오차방법을 사용하였다. 괄호안의 값은 t-통계량이며, ***는 1%, **는 5%, *는 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

	<i>NCSKEW</i>			<i>DUVOL</i>		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
RP_{dum}	-0.0169 (-0.7508)			-0.0174 (1.0237)		
$RP_{dum} * Crisis$	-0.0679 (-1.4965)			-0.0512 (-1.4550)		
RS_{dum}		-0.0512** (-2.0393)			-0.0473** (-2.5025)	
$RS_{dum} * Crisis$		0.1604*** (3.1368)			0.1137*** (2.7900)	
RT_{dum}			-0.0826 (-1.0096)			-0.0278 (-0.4471)
$RT_{dum} * Crisis$			-0.0960 (-0.5670)			-0.1246 (-1.0135)
<i>Crisis</i>	-0.2628*** (-4.7122)	-0.3159*** (-5.8726)	-0.2860*** (-5.3900)	-0.0868** (-1.9702)	-0.1265*** (-2.9771)	-0.1020** (-2.4390)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	20,473	20,473	20,473	20,473	20,473	20,473
Adjusted R^2	0.0445	0.0447	0.0444	0.0502	0.0503	0.0500

V. 결 론

자사주 활동은 크게 자사주 매입, 처분, 소각으로 분류되며, 상법 개정 이후 자사주 매입이 원칙적으로 허용됨에 따라 기업은 자사주 매입을 재무활동의 일환으로 사용할 수 있게

되었다. 자사주 매입 이외에도 기업 재량에 따라 매입한 자사주를 처분하거나 소각할 수 있으며, 각 자사주 활동은 개별적인 성격을 지닌다. 대체로 자사주 매입과 소각은 주주환원 정책으로 활용되며, 각각 유통주식수, 발행주식수를 감소시켜 EPS를 증가시키는 등 시장에서 긍정적으로 받아들여지고 있다. 자사주 처분은 국내에서 매입으로 감소한 유통주식수를 복원시키고 경영권 방어를 위해 사용되기도 한다는 점에서 부정적으로 받아들여지고 있다. 즉, 자사주 매입 이후 소각할 경우에는 경영권 방어의 목적으로 자사주를 활용하는 것이 아니라는 측면에서도 긍정적으로 받아들여진다. 이에 따라 기업은 자사주라는 수단을 통해 미래의 추가급락위험을 관리할 수 있으며, 자사주 매입 및 소각과 차기 추가급락위험 간의 음(-)의 관계, 자사주 처분과 차기 추가급락위험 간의 양(+)-의 관계를 가설로 설정하여 각 자사주 활동(자사주 매입, 처분, 소각)과 차기 추가급락위험 간의 관계에 대한 분석을 시행하였다.

본 연구는 2004~2020년 유가증권시장 및 코스닥시장에 상장된 기업을 대상으로 자사주 활동이 차기 추가급락위험에 미치는 영향에 대해 실증 분석하였다. 추가 분석으로 상장 기업별 비교, 기업지배구조 수준별 비교, 금융위기 기간의 영향을 확인하였으며, 기업지배구조 변수로는 선행연구에서 사용되어 왔던 기업지배구조 등급, 잉여현금흐름, 대주주 지분을 변수를 사용하였다.

본 연구를 통한 결론은 다음과 같이 정리할 수 있다.

첫째, 자사주 매입 이후 차기 추가급락위험이 감소하는 경향이 있다. 자사주 매입 여부와 차기 추가급락위험 간의 유의한 음(-)의 관계는 자사주 매입 활동이 주주환원 정책으로서의 역할을 하고 있으며, 자사주 매입 시행 여부 자체가 시장에서 긍정적으로 받아들여지고 있음을 시사하는 결과이다. 자사주 처분과 소각 여부에 대해서는 유의미한 결과가 나타나지 않았다.

둘째, 자사주 매입 여부와 차기 추가급락위험에 대해 강건성 분석(성향매칭분석, 2SLS 분석)을 시행하였으며, 일관된 결과가 도출됨에 따라 자사주 매입 이후 차기 추가급락위험이 감소하는 경향이 있음을 다시 한 번 확인하였다. 성향점수매칭 분석을 위한 표본 매칭 시 자사주 활동 여부 변수(자사주 매입 또는 소각한 경우 1의 값을 갖는 더미변수)를 사용하였으며, 2SLS 분석을 위한 도구 변수로는 PER 비율(최저 PER/최고 PER)을 사용하였다.

셋째, 코스닥시장 상장 기업에 비해 유가증권시장 상장 기업이 자사주 매입 시 차기 추가급락위험이 감소하는 경향이 나타났다. 본 연구는 유가증권시장과 코스닥시장 상장 기업 모두를 대상으로 하기 때문에 상장시장별 영향을 분석하였으며, 이러한 결과는

유가증권시장과 코스닥시장의 특성이 다른 점에서 기인한 것으로 볼 수 있다.

넷째, 기업지배구조 등급 및 대주주 지분율이 높을수록 자사주 매입 시 차기 추가급락위험이 감소하는 경향이 나타났으며, 잉여현금흐름이 풍부할수록 자사주 소각 시 차기 추가급락위험이 감소하는 경향이 나타났다. 이는 주주환원 정책으로 여겨지는 자사주 매입과 소각 활동으로 대리인 비용이 감소하는 것에서 비롯된 결과로 볼 수 있다.

다섯째, 금융위기 기간에는 자사주 처분 시 차기 추가급락위험이 증가하였다. 금융위기 기간은 기업 경영활동의 불확실성이 큰 시기인 만큼 자사주 처분 활동과 같은 시장에서 악재로 받아들여지는 활동의 충격이 크게 나타나는 것으로 볼 수 있다.

본 연구는 국내 시장에서 자사주 활동과 추가급락위험 간의 실증적 관계를 확인하는 연구로서 각 자사주 활동이 어떠한 역할을 하고 있는지 짐작할 수 있는 계기가 될 것으로 기대한다. 하지만 본 연구에서는 자사주 매입, 처분, 소각 여부에 대한 변수만을 사용하여 구체적인 역할을 확인할 수 없다는 점에서 한계점이 있으며, 다양한 자사주 활동 변수를 사용할 경우 더욱 의미 있는 관계를 찾을 수 있을 것으로 생각한다.

참 고 문 헌

- 강경구, 박정열, 나형중, “기업의 ESG 등급이 발생액 이익조정 및 실물 이익조정에 미치는 영향”, 국제회계연구, 제107권, 2023, 139-163.
- 강상구, 김학순 & 임현일, “기업의 사회적 책임과 주가급락 위험에 관한 연구”, 보험금융연구, 제26권 제4호, 2015, 113-139.
- 강소현, “자사주취득과 소각의 배당효과”, [KCMI] 이슈보고서, 2017-06호, 2017
- 강소현, “국내 상장기업의 자기주식 취득 및 처분 동기와 장기효과”, [KCMI] 연구보고서, 23-06, 2023.
- 기현희, “자기주식의 취득·처분공시효과와 기업가치”, 국제회계연구, 제45권, 2012, 273-294.
- 김우진, 임지은, “한국 기업의 자사주 처분 및 소각에 관한 실증 연구”, 한국증권학회지, 제46권 제1호, 2017, 35-60.
- 김우진, 임지은, “자사주 보유가 기업가치에 미치는 영향”, 한국증권학회지, 제51권 제6호, 2022, 787-819.
- 김인중, 김태규, “자사주 처분과 내부자거래”, 산업경제연구, 제32권 제3호, 2019, 967-983.
- 김준석, “코스닥 상장기업의 유가증권시장 이전상장: 현황과 평가”, [KCMI] 이슈보고서, 18-12, 2018.
- 김준석, “인적분할과 자사주 마법”, [KCMI] 이슈보고서, 23-06, 2023.
- 김준석, 강소현, “코리아 디스카운트 원인 분석”, [KCMI] 이슈보고서, 23-05, 2023.
- 박경희, “코로나 19로 인한 시장 충격기의 자사주 매입에 대한 시장반응 변화”, 한국증권학회지, 제50권 제4호, 2021, 411-437.
- 박진, 김현석, 서정원, “한국 상장기업 자사주매입 활동의 특질”, 한국증권학회지, 제49권 제5호, 2020, 643-679.
- 백승엽, 강석규, “자사주 매입이 주가와 체계적 위험이 미치는 영향”, 산업경제연구, 제18권 제2호, 2005, 631-651.
- 설원식, 김수정, “자기주식 취득 및 처분 공시가 주주의 부에 미치는 영향: 취득 및 처분 목적을 중심으로”, 재무관리연구, 제22권 제1호, 2005, 37-69.
- 신민식, 이정숙, “자사주매입에 관한 잉여현금흐름가설 검증”, 재무관리연구, 제24권 제1호, 2007, 59-83.
- 엄철준, 엄윤성, 박종원, “한국 주식시장의 Left-Tail Momentum 현상에 대한 연구”, 한국증권학회지, 제51권 제6호, 2022, 693-728.

- 임병권, 박순홍, 윤평식, “자사주 취득과 내부자 거래의 정보신호 효과”, 재무연구, 제28권 제3호, 2015, 351-384.
- 임옥빈, 김승준, “기업지배구조가 비대칭적 원가행태에 미치는 영향: 한국기업지배구조원의 지배구조등급을 중심으로”, 국제회계연구, 94, 2020, 117-136.
- 정성창, 이용교, “자사주매입과 자사주펀드 제도의 유효성 분석”, 재무연구, 제9권 제1호, 1996, 241-271.
- 정희선, 조미옥, “감사인 특성이 글로벌 금융위기 시 감사보수 할인과 감사품질에 미친 영향”, 회계학연구, 제45권 제6호, 2020, 237-278.
- Chen, J., H. Hong, and J. C. Stein, “Forecasting Crashes: Trading Volume, Past Returns, and Conditional Skewness in Stock Prices,” *Journal of Financial Economics*, 61(3), (2001), 345-381.
- Chou, D. W. and J. R. P. Lin, “False Signals from Stock Repurchase Announcements: Evidence from Earnings Management and Analysts’ Forecast Revisions,” Available at SSRN 471122, 2004.
- Comment, R. and G. A. Jarrell, “The Relative Signalling Power of Dutch-auction and Fixed-price Self-tender Offers and Open-market Share Repurchases,” *The Journal of Finance*, 46(4), (1991), 1243-1271.
- Dann, L. Y., “Common Stock Repurchases: An Analysis of Returns to Bondholders and Stockholders,” *Journal of Financial Economics*, 9(2), (1981), 113-138.
- Fenn, G. W. and N. Liang, “Good News and Bad News about Share Repurchases,” Available at SSRN 113268, 1998.
- Fenn, G. W. and N. Liang, “Corporate Payout Policy and Managerial Stock Incentives,” *Journal of Financial Economics*, 60(1), (2001), 45-72.
- Hill, R. C., W. E. Griffiths, and G. C. Lim, *Principles of Econometrics*, Fifth ed., John Wiley & Sons, 2018.
- Hutton, A. P., A. J. Marcus, and H. Tehranian, “Opaque Financial Reports, R^2 , and Crash Risk,” *Journal of Financial Economics*, 94(1), (2009), 67-86.
- Ikenberry, D., J. Lakonishok, and T. Vermaelen, “Market Underreaction to Open Market Share Repurchases,” *Journal of Financial Economics*, 39(2-3), (1995), 181-208.
- Jensen, M. C., “Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers,” *The American Economic Review*, 76(2), (1986), 323-329.

- Jin, L. and S. C. Myers, “ R^2 around the World: New Theory and New Tests,” *Journal of Financial Economics*, 79(2), (2006), 257-292.
- Kahneman, D. and A. Tversky, “Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk,” *Econometrica*, 47(2), (1979), 263-291.
- Masulis, R. W., “The Effects of Capital Structure Change on Security Prices: A Study of Exchange Offers,” *Journal of Financial Economics*, 8(2), (1980), 139-178.
- Rosenbaum, P. R. and D. B. Rubin, “The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects,” *Biometrika*, 70(1), (1983), 41-55.
- Vedrashko, A. and I. Babenko, “Informativeness of Managerial Stock Ownership and Market Reaction to Stock Repurchase Announcements”, Available at SSRN 891761, 2007.
- Vermaelen, T., “Common Stock Repurchases and Market Signalling: An Empirical Study,” *Journal of Financial Economics*, 9(2), (1981), 139-183.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 40, Number 5, October 2023

The Impact of Share Repurchase, Resale, and Retirement Activities on Stock Price Crash Risk*

Jiwon Lim* · Heejin Park**

〈Abstract〉

This study examines the relationship between share repurchase, resale, and retirement activities and stock price crash risk in the Korean stock markets from 2004 to 2020. The results reveal a significant negative relationship between the share repurchase dummy variable and the future stock price crash risk, which is further supported by the propensity score matching analysis(PSM) and 2SLS analysis. In particular, the result is stronger for firms listed on the KOSPI than for firms listed on the KOSDAQ market. In addition, firms with higher corporate governance ratings and majority ownership are associated with a lower risk of subsequent stock price decline when implementing stock buybacks, and firms with abundant free cash flow are associated with a lower risk of subsequent stock price decline when implementing stock retirement. While the risk of subsequent stock price decline increases when disposing of treasury shares during the financial crisis.

Keywords : Share Repurchase, Share Resale, Share Retirement, Stock Price Crash Risk, Payout

* First Author, Master's Student, Pusan National University, E-mail: supjwl@gmail.com

** Corresponding Author, Associate Professor, School of Business, Pusan National University, E-mail: dioripic@pusan.ac.kr