

코스닥기업 최대주주의 기회주의행태와 상장폐지와의 관계: 대리인비용의 매개효과를 중심으로

이대열* · 김문겸**

〈요 약〉

본 연구는 2011년부터 2021년 9월까지 코스닥 시장에서 상장폐지된 기업 119개사와 규모와 업종이 유사한 상장유지기업 119개사를 대상으로 기회주의행태와 상장폐지와의 관계를 분석하고, 대리인비용이 이들 관계에 매개효과를 갖는지 검증하였다. 실증분석결과, 상장폐지기업에서 상장폐지가 다가올수록 소액주주지분율과 최대주주지분율의 차이가 커지는 기회주의행태가 확인되었고, 이는 상장폐지에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 그리고 영업외비용비율로 측정된 대리인비용은 기회주의행태를 매개하여 상장폐지에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 기회주의행태가 커지면 대리인비용이 증가하고, 이로 인하여 상장폐지 가능성이 증가함을 의미한다. 이는 최대주주의 기회주의행태를 직접적으로 관리 또는 통제하여 상장폐지 가능성을 낮출 수도 있지만 자금 활용의 비효율성을 나타내는 대리인비용의 효과적 통제를 통하여서도 상장폐지 가능성을 낮출 수 있음을 시사한다. 아울러 독립변수의 내생성을 통제한 후의 분석 결과도 동일한 방향의 결과가 도출되었다. 다만 매개효과에 있어 완전매개효과가 관찰되어 내생성을 통제하지 않은 경우와 다소 차이가 있었다. 본 연구는 최대주주의 기회주의행태의 대상이 소액주주임을 지분율 차이를 활용하여 명확히 하였고, 기회주의행태, 대리인비용, 그리고 상장폐지라는 세 가지 변수의 인과관계를 검증했다는 점에서 선행연구와 차별성을 가진다.

주제어 : 지분율 차이, 기회주의행태, 상장폐지, 대리인비용, 매개효과

논문접수일 : 2022년 02월 09일 논문수정일 : 2022년 03월 15일 논문게재확정일 : 2022년 03월 15일

* 제1저자, 재단법인 시흥산업진흥원 팀장, E-mail: dylee1390@sida.kr

** 교신저자, 숭실대학교 벤처중소기업학과 교수, E-mail: mgkim56@gmail.com

I. 서 론

정부가 중소기업과 벤처기업의 육성을 위한 정책의 일환으로 자금조달을 원활하게 지원하기 위하여 1996년 7월 코스닥 시장을 개장한 이래 2021년 5월 기준 상장기업이 1500개를 돌파하였다. 시장을 통하여 중소기업이 자금을 조달하는 수단은 우선주, 보통주, 채권, 신주인수권부사채, 전환사채, 교환사채 등으로 다양하다. 그리고 상장기업의 경우 공급사슬(supply chain) 상의 다른 기업뿐만 아니라 이사회, 주요주주, 채권자, 그리고 불특정다수의 투자자 등이 복잡한 이해관계를 가지고 있다. 따라서 이 기업들의 부실은 투자자 등 이해관계자들에게 막대한 피해를 입히게 된다. 지난 2011년부터 2020년까지 10년 간 코스닥시장에 상장된 기업 중 약 180개사가 상장폐지되었다.¹⁾ 이는 액면가 기준으로 4조3천억 원이 넘는 금액이다. 상장폐지는 최종부도, 실적부진 또는 불성실공시 등 다양한 사유로 발생하지만 그 중에서도 최대주주의 도덕적 해이(moral hazard)로 발생하는 경우도 상당하다. 한국금융연구원 자료에 의하면 최근 횡령 또는 배임 등을 공시한 건수가 2019년 94건, 2020년 83건에 이르는 것으로 나타났다. 이러한 도덕적 해이에는 상장폐지에 임박함을 알고 사전에 지분을 매각하는 대주주들의 기회주의적 행태도 포함이 된다. 한국거래소는 코스닥시장 상장폐지 실질심사 기준에 지배구조, 내부통제제도, 공시체제 등 경영투명성의 심사항목으로 이를 매우 중요하게 다루고 있다. 따라서 코스닥기업의 상장폐지와 관련한 연구에서 도덕적 해이는 반드시 고려되어야 할 사항이다. 물론 회생절차와 같은 기업고유의 개별적 사항뿐만 아니라 기업경영의 지속성 측면에서 영업과 재무적 상황도 중요한 요소로 지정하여 종합적으로 관리를 하고 있어 이들도 같이 고려되어야 할 것이다.

이제까지의 선행연구를 도덕적 해이와 관련된 측면에서 살펴보면 강동관(2005), 김문태, 이지현(2012), 박진우, 이포상(2015), 김문태(2014), Park et al.(2014)의 연구는 대주주의 지분을 변동과 상장폐지와의 관계로 설명하였다. 기업경영과 관련해서는 변혜영(2012), 김문태(2016), 박현준 등(2004)이 소유구조와 기업성과 측면에서 연구를 하였다. 특히 소유구조와 관련해서 Jensen and Meckling(1976)은 주주와 경영자 간의 대리인 문제를 지적하였고, La Porta et al.(1999), Ang et al.(2000)은 지배주주와 소액주주 간 대리인 문제를 언급하였다. 이들 연구는 도덕적 해이와 대리인 문제, 그리고 기업성과 또는 상장폐지가 상호 연관되어 있음을 시사한다. 그럼에도 불구하고 도덕적 해이, 대리인 문제, 그리고 상장폐지의 관계를 종합적으로 밝힌 선행연구는 없다. 또한 이들 선행연구들은 주요 관심변수와 상장폐지와의 관계에서 내생성 문제를 고려하지 않았다.

1) KRX데이터정보시스템에서 제공하는 상장폐지현황 자료 중 자발적 상장폐지, 피흡수합병, SPAC 등을 제외하고 보통주 기준으로 산출한 수치이다.

이러한 측면에서 본 연구는 최대주주지분을 감소가 아닌 소액주주와 최대주주의 지분율 차이를 활용하여 다음 사항을 규명하고자 한다. 첫째, 상장 폐지기업에서 기회주의행태를 나타내는 지분율 차이는 상장폐지가 임박할수록 커지고 상장폐지에 유의한 영향을 미치는가? 둘째, 이러한 기회주의행태의 대상이 소액주주인가? 그리고 셋째, 기회주의행태가 상장폐지에 미치는 영향에 있어 대리인비용이 매개효과를 갖는가? 넷째, 내생성을 통제한 경우에도 유사한 결과가 나오는가?

연구결과 기회주의행태를 나타내는 지분율 차이는 상장폐지가 다가올수록 유의하게 커지고, 이는 상장폐지에 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이로써 기회주의행태의 대상이 소액주주임이 명확해졌다. 아울러 기회주의행태가 커질수록 대리인비용이 커지고 이로 인하여 상장폐지에 미치는 영향이 커지는 대리인비용의 부분매개효과가 확인되었다. 그리고 독립변수의 내생성을 통제한 경우에도 지분율 차이와 대리인비용이 상장폐지에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 또한 t-1년에는 대리인비용의 완전매개효과가 관찰되어 내생성을 통제하지 않은 경우와 다소 다른 결과가 도출되었다. 그러나 상장폐지 직전 연도에 대리인비용이 매개효과를 갖는다는 사실은 공통적으로 확인되었다.

본 연구는 상장폐지기업을 대상으로 최대주주의 기회주의행태와 대리인 문제, 그리고 상장폐지와의 상호관계를 규명하여 기회주의행태의 관리 또는 통제를 위한 새로운 접근 가능성을 제시하고자 한다. 그리고 코스닥시장 참여자 또는 이해관계인에게 상장폐지에 따른 손실을 회피할 수 있는 기회를 제공하고 해당 기업에게는 정상화의 기회를 가질 수 있도록 유용한 정보를 제공할 수 있을 것이다.

본 논문의 구성은 제 I 장 서론에 이어 제 II 장에서는 대리인비용과 대주주지분율 변동, 그리고 이들과 상장폐지와 관련된 선행연구를 살펴보고, 제 III 장 연구설계에서는 기회주의행태, 대리인비용과 상장폐지와의 관계를 확인하기 위한 연구가설을 수립하고 연구모형을 제시한다. 제 IV 장에서는 실증분석 결과를 제시하고, 제 V 장 결론에서는 연구결과 요약 및 시사점을 정리한다.

II. 선행연구

1. 기회주의행태와 상장폐지 관련 선행연구

박진우, 이포상(2015)에 따르면 기회주의행태는 기업이 상장폐지에 이르는 과정에서 대주주가 정보우위를 이용하여 부(富)의 감소를 회피하기 위하여 본인의 지분을 매각하는

행위라 하였다. 또한 Fama and Jensen(1983)과 Stultz(1988)는 대주주가 기업운영을 실질적으로 통제할 수 있는 내부적 지위에 있기 때문에 기회주의행태는 주주가치 제고에 반하는 의사결정으로 기업의 부를 전용하는 행위라 주장하였다. 그리고 Park et al.(2014)도 기업이 상장폐지에 직면했을 때 대주주는 지분소유를 줄임으로써 소액주주로부터 대주주에게로 부가 이전되는 현상이 나타난다고 하였다. 또한 Park et al.(2014)은 한국 시장이 소유와 경영의 분리가 철저하게 이루어지지 않고 개인투자자의 시장참여비율이 높으며 투자자간 정보비대칭이 존재함을 부의 이전현상이 나타나는 원인으로 지적하였다. 아울러 강동관(2005)은 영업외비용의 효율성 비율과 자산의 효율성 비율을 대리인비용의 대응치로 사용하여 대주주 소유지분에 따라 대리인비용이 영향을 받는다고 주장하였다. 이러한 주장은 대주주의 기회주의행태로 변동된 소유구조가 대리인비용에 영향을 미친다는 것으로 기회주의행태가 근본적으로 대리인 문제를 내포하고 있음을 시사한다.

Jensen and Meckling(1976)과 Ang et al.(2000)은 주주와 경영자 사이의 이해상충의 문제를 대리인 문제로 보고 대주주의 지분비율을 높이는 것이 문제 해결을 위한 수단이 될 수 있음을 주장하였다. 김문태, 이지현(2012)은 기업소유권이 소액주주로 분산된 경우 복잡한 이해관계로 인하여 의사를 결집시키는데 많은 비용이 수반되기 때문에 대주주에 의한 통제가 효율적이라 하였다. 그러나 La Porta et al.(1999)는 글로벌 기업을 표본으로 한 연구에서 대주주의 존재가 대리인 문제에 긍정적 영향만을 미치는 것이 아니라 기업의 소유구조가 집중될수록 지배주주는 자신의 효용을 증대시키기 위하여 기회주의적 행동을 하기 때문에 소액주주의 이익침해가 심화된다고 주장하였다. 이들 연구를 종합하면 대주주의 지분을 증대는 대리인 문제의 유형, 즉 경영자와 주주 간의 대리인 문제인지 또는 지배주주와 소액주주 간 대리인 문제인지에 따라 소액주주에 미치는 영향이 다를 수 있음을 의미한다.

이세미(2015)는 접대비와 복리후생비로 대리인비용을 측정하고 상장폐지에 미치는 영향을 분석한 결과 대리인비용과 상장폐지가 정(+)의 관계를 갖는다고 주장하였다. 이세미(2015)의 연구는 단지 경영자의 대리인비용과 상장폐지와의 관계만을 검증한 반면 본 연구는 상장폐지라는 특수한 상황에서 기회주의행태 관점에서 대리인 문제와 상장폐지와의 관계를 다루고자 한다.

김문태, 이지현(2012)은 코스닥 기업을 대상으로 IPO 당시 대주주지분율과 상장폐지 직전 3개년도 대주주지분율 변동을 비교하여 상장폐지와의 관계를 규명하였다. 이들의 연구결과는 두 가지로 요약될 수 있다. 첫째, 상장폐지연도에 근접할수록 대주주가 내부정보를 이용하여 상장폐지 가능성을 사전에 인식하고 지분을 미리 처분했을 가능성이 높다. 이는 기회주의행태가 존재할 가능성을 의미한다. 둘째, 상장폐지연도에 근접할수록 대주주

지분율은 감소하여 IPO 당시와 차이가 커진다. 즉 IPO 당시보다 대주주지분율이 현저하게 낮아질 경우 상장폐지 될 가능성이 높아진다는 것을 시사한다. 이들의 연구는 대주주지분율 변동이 상장폐지와 유의한 관계를 갖는다는 것을 실증하였으나 대주주의 기회주의행태의 대상이 소액주주라는 사실은 입증하지 못하였다.

박진우, 이포상(2015)은 유가증권시장과 코스닥시장에서 상장폐지 된 기업을 대상으로 상장폐지 전 약 1년 간 보유기간초과수익률, 투자자별 매매행태, 그리고 상장폐지 전 3년간의 대주주지분율 변화를 분석하고 다음의 결과를 제시하였다. 첫째, 상장폐지 전 약 1년 간 보유기간초과수익률이 매우 크게 하락하여 상당기간 재무적 곤경상태를 겪어 왔다. 둘째, 상장폐지 약 1년 전 양 시장에서 개인투자자는 순매수를 보인 반면 기관 및 외국인투자자는 순매도를 나타내 투자자간 정보비대칭이 존재한다. 셋째, 상장폐지 이전 3년간 대주주지분율은 상장폐지연도에 근접할수록 감소하는 것으로 나타나 대주주의 기회주의행태가 존재한다. 이러한 주장은 김문태, 이지현(2012)의 연구결과와도 일치하는 부분이다. 박진우, 이포상(2015)의 연구는 개인투자자의 매매동향과 소액주주의 지분율을 고려했다는 측면에서 김문태, 이지현(2012)의 연구에서 한 발 더 나아가 기회주의행태와 관련된 기존 연구의 폭을 넓혔다는데 그 의의가 있다. 그러나 소액주주지분율 변동을 단순히 대주주지분율 변동과 비교하여 정보비대칭에 의한 기회주의행태를 설명하고 있어 기회주의행태가 직접적으로 소액주주에 영향을 미치고, 이로 인하여 상장폐지에 유의한 영향을 미친다는 사실을 규명하고 있지는 않다.

또한 김문태(2014)는 코스닥시장에서 상장폐지 된 기업을 대상으로 대주주의 지분율 감소와 상장폐지와의 연관성을 상장폐지 사유별로 검증하였다. 김문태(2014)의 연구결과를 요약하면 IPO 대비 대주주지분율이 감소된 경우에 상장폐지 가능성이 유의적으로 높게 나타나고 이전 연도에 비하여 대주주지분율의 하락폭이 클수록 상장폐지 될 가능성이 높게 나타났다. 그리고 상장폐지 이전 3개 연도에 걸쳐 대주주지분율 변동과 상장폐지의 관계를 분석한 결과, 상장폐지 3년 전에는 유의한 관계를 보이지 않았으나 2년 전과 1년 전에는 대주주지분율이 낮을수록 상장폐지 가능성이 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과도 김문태, 이지현(2012), 박진우, 이포상(2015)의 연구와 동일한 맥락에서 기회주의행태가 직접적으로 소액주주에 영향을 미친다는 사실을 밝히지 못하고 있다.

이제까지 살펴본 선행연구의 결과를 정리하면 첫째, 상장폐지가 가까워질수록 대주주의 지분율이 감소하는 기회주의행태가 존재한다. 둘째, 대주주지분율 감소는 상장폐지에 유의한 영향을 미친다. 셋째, 대주주지분율 변화는 대리인비용에 유의한 영향을 미친다. 넷째, 대리인비용은 상장폐지에 유의한 영향을 미친다. 즉 대주주지분율 및 대리인비용과 상장폐지와의

관계는 대주주지분율과 상장폐지, 대주주지분율과 대리인비용, 그리고 대리인비용과 상장폐지, 이 세 가지로 요약될 수 있다. 이러한 점을 고려하면 대주주지분율이 상장폐지에 미치는 영향에 있어 대리인비용이 매개역할을 하고 있음을 추정해볼 수 있다. 그러나 대리인비용의 매개효과를 규명한 선행연구는 아직 없는 상태이다.

따라서 본 연구는 기회주의행태가 최대주주와 소액주주 사이에서 발생함을 명확히 하고, 기회주의행태, 대리인비용, 상장폐지 간의 관계를 검증하고자 한다.

2. 내생성(endogeneity) 문제

기회주의 행태와 상장폐지와의 관계를 다룬 선행연구들에서 연구모형 내 주요 관심변수의 내생성을 고려한 연구는 없다. 내생성은 방정식의 오차항과 설명변수 사이에 상관관계가 존재할 때 문제가 된다. 기회주의 행태와 상장폐지와의 관계를 연구한 대부분의 연구는 재무비율만을 사용하거나 또는 비재무정보를 포함하여 모형을 구축하는데, 이때 모든 재무비율 또는 모든 비재무정보를 사용하지 않는다. 즉 설명변수에 사용되지 않는 다른 요인들이 잔차항에 포함되어 설명변수에 영향을 줄 개연성이 존재하는데 이는 생략변수로 인하여 나타나는 내생성 문제이다. 또는 설명변수와 종속변수가 상호 인과관계를 가지는 연립성(simultaneity)이 존재할 때도 내생성이 문제가 된다. 이러한 점을 고려하면 실증연구에 있어 분야를 불문하고 내생성 문제에서 자유로울 수 없을 뿐만 아니라 내생성 문제를 완벽히 해결하는 현실적 방안은 존재하지 않는다(최중서, 2012). 이러한 이유로 실증연구에서 내생성 문제를 심각하게 고려하는 것은 효율적이지 않다고 주장하기도 한다(van Lent, 2007). 그러나 노준화, 신유진(2017)의 연구와 같이 내생성을 고려한 경우의 연구결과가 내생성을 고려하지 않은 경우의 연구결과와 다를 수 있기 때문에 연구모형에서 내생성은 고려될 필요가 있다.

Ⅲ. 연구설계

1. 가설 설정

김문태, 이지현(2012), 박진우, 이포상(2015), 김문태(2014), Park et al.(2014)은 상장폐지가 다가올수록 대주주가 부의 손실을 회피하기 위하여 지분율을 줄이는 행위를 기회주의행태라 하였다. 그러나 이들 연구에서는 기회주의행태에 상응하여 소액주주지분율이 증가하는 것에 대해서는 규명하지 않았다. 단지 기회주의행태로 소액주주들의 지분율이 증가했을 것이라 추정만 할 뿐이다. 이러한 관점에서 본 연구에서는 대주주지분율 감소가 소액주주

지분율 증가에 직접적인 영향을 미치는지를 파악하기 위하여 소액주주지분율과 최대주주지분율 차이를 기회주의행태의 측정 변수로 사용하였다. 대주주지분율 감소가 소액주주지분율 증가에 직접적인 영향을 미친다고 가정하면, 상장폐지가 임박할수록 소액주주지분율은 증가하고 대주주지분율은 감소할 것이므로 지분율 차이는 유의하게 커질 것으로 판단된다. 따라서 본 연구의 첫 번째 연구가설을 다음과 같이 설정하였다.

H1: 기회주의행태는 상장폐지가 가까워질수록 커지고 상장폐지에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

Ang et al.(2000)은 Jensen and Meckling(1976)의 경영자의 지분소유도가 낮을수록 대리인 비용이 크다는 이론에 기반하여 자산효율성과 비용효율성으로 대리인비용을 측정하였다. 그리고 강동관(2005)은 이를 응용하여 총자산회전율과 영업외비용비율로 대리인비용을 측정하였다. 그는 상장폐지기업에서 대리인비용이 더 높게 나타나는 것을 확인하고 상장폐지의 원인이 될 수 있음을 언급하였다. 본 연구에서는 기회주의행태와 상장폐지와의 관계를 다루므로 강동관(2005)과 같이 대리인비용을 총자산회전율과 영업외비용비율로 측정하였다. 그리고 대리인비용 측정방법이 이세미(2015)의 경우와 다르므로 상장폐지와의 관계를 재검토 할 필요가 있다. 따라서 두 번째 가설을 다음과 같이 설정하였다.

H2: 상장폐지가 가까워질수록 대리인비용은 커지고 상장폐지에 정(+)의 영향을 미칠 것이다.

강동관(2005), 김문태, 이지현(2012), Park et al.(2014), 김문태(2014), 이세미(2015), 박진우, 이포상(2015) 등은 대주주지분율 및 대리인비용과 상장폐지, 대주주지분율과 대리인비용 간 직접적인 영향만을 분석하였고 이들의 전체적인 관계는 규명하지 않았다. 이에 세 번째 가설을 다음과 같이 설정하였다.

H3: 상장폐지가 가까워질수록 기회주의행태가 상장폐지에 미치는 영향에 있어 대리인 비용은 매개효과를 가질 것이다.

2. 연구모형

연구가설 1(H1)과 연구가설 2(H2)를 검증하기 위한 모형은 김문태, 이지현(2012)의 연구를

응용하여 식 (1)과 같이 구축한다.

$$D_T = \beta_0 + \beta_1 X_T + \text{Control Variables} + \epsilon \quad (1)^2$$

<종속변수>

D_T : 상장폐지면 1, 상장유지면 0의 값을 갖는 더미변수

* T는 상장폐지연도(t년)로부터 t-3년, t-2년, t-1년을 의미한다.

<독립변수 : X_T >

DIS_T : 지분율 차이(소액주주지분율-최대주주지분율)

$AC1_T$: 대리인비용1(총자산회전율=매출액/총자산)

$AC2_T$: 대리인비용2(영업외비용비율=영업외비용/매출액)

<통제변수 : Control Variables>

$SIZE_T$: 기업규모, 상장폐지 전 3년 간 총자산금액의 자연로그값

DTA_T : 부채비율, 상장폐지 전 3년 간 (총부채/총자산)×100

$CFOTA_T$: 상장폐지 전 3년 간 총자산영업현금흐름비율(CFO/총자산)

AOP_T : 상장폐지 전 3년 간 감사의견(적정이면 0, 부적정이면 1) 더미변수

LP_T : 상장폐지일 전일까지 상장유지일수의 자연로그값

종속변수(D)는 상장폐지기업(119개)이면 1, 상장유지기업(119개)이면 0의 값을 갖는 더미변수이다. 핵심 설명변수인 지분율 차이(DIS)는 소액주주지분율에서 최대주주지분율을 차감한 값을 이용한다. 상장폐지가 가까워질수록 기회주의행태가 심화된다고 가정하면 DIS는 양(+)의 값으로 커질 것이다. 대리인비용1(AC1)은 자산이용효율성을 나타내는 총자산회전율을 사용하고 대리인비용2(AC2)는 자본 활용의 효율성을 나타내는 영업외비용비율³⁾을 사용한다. 상장폐지가 가까워질수록 자산이용의 효율성이 떨어져 AC1은 작아질 것이고, AC2는 경영정상화를 위한 자금수요가 커져 증가할 것으로 예상된다. 통제변수와 관련해서 부채비율(DTA)은 자본구조의 효율성을 나타냄과 동시에 경영자의 위험 선호 경향을 나타내므로 대리인비용에 영향을 미칠 수 있고(Jensen and Meckling, 1976), 기업규모

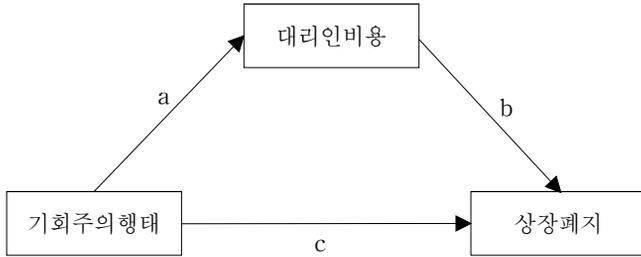
2) 김문태, 이지현(2012)의 연구모형에서는 신용평점을 통제변수로 사용하였으나 본 연구에서는 자료수집과정에서 상장폐지 후 상당기간 경과로 신용평점 확인이 어려워 제외하였다.

3) 강동관(2005)은 영업외비용에 이자비용, 사채이자, 기부금, 외환차손, 자산평가손실, 원가차손 등이 포함되기 때문에 자본흐름의 효율성을 나타낸다고 제시한다. 이 비율이 높을수록 대리인비용이 높다.

(SIZE)를 나타내는 자산의 크기는 규모의 경제로 경영의 범위와 경영의 효율성과 관련되어 대리인비용에 영향을 미칠 수 있기(Leibenstein, 1999) 때문에 통제변수로 한다. 기타 기업 특성을 나타내는 총자산영업현금흐름비율(CFOTA)과 감사의견(AOP), 상장유지기간(LP)을 통제변수로 하였다(김문태, 이지현, 2012; 강효석 외, 2013; 김문태, 2014).

그리고 연구가설 3(H3)을 검증하기 위하여 이분형 종속변수를 포함하는 매개효과 분석모형은 PROCESS Macro를 이용한다. 분석모형은 [그림 1]과 같다. 기회주의행태와 대리인비용의 관계(a), 그리고 대리인비용과 상장폐지와의 관계(b)가 유의적으로 나타난다면 매개효과로 볼 수 있는 간접효과(a*b)도 유의하게 나타날 수 있다.

[그림 1] 대리인비용 매개효과 모형



3. 내생성(endogeneity) 통제

식 (1)은 독립변수와 종속변수 간 내생성이 고려되지 않았다. 연구에서 추정하고자 하는 구조모형이 식 (2)와 같으므로 X_T 가 내생적인가 여부는 식 (3)의 회귀계수 α_1 의 값으로 판단한다. $\alpha_1 \neq 0$ 이면 내생성이 존재한다(최종서, 2012).

$$D_T = \beta_0 + \beta_1 X_T + Control\ Variables_T + \epsilon \tag{2}$$

$$X_T = \alpha_0 + \alpha_1 D_T + Control\ Variables_T + \epsilon \tag{3}$$

분석결과 각각의 연도에 α_1 의 회귀계수 값이 0이 아니어서 내생성이 존재하는 것으로 나타났다. 이에 내생성을 통제하기 위하여 도구변수(instrument variables)를 이용한 2단계 모형을 활용하였다. 도구변수로는 이준서 외(2010), 노준화, 신유진(2017)의 연구에서와 같이 두 번째 단계 모형에서 사용되는 독립변수의 과거 시차 변수를 추정하여 사용하였다. 즉 t-2년과 t-1년의 지분율 차이(DIS)와 대리인비용(AC1, AC2)을 추정하기 위하여 각각 t-3년과 t-2년의 변수 정보를 활용하였다. 1단계 모형에서는 독립변수로 사용될 지분율

차이(DIS)와 대리인비용(AC1, AC2)을 종속변수로 하고 상장폐지 가능성(D)을 독립변수로 하여 추정치를 도출하였다. 2단계 모형에서는 추정된 독립변수를 활용하여 상장폐지에 미치는 영향을 검증하였다. 매개효과의 경우도 동일한 방법으로 내생성을 통제하였다. 각 변수의 정의는 식 (1)의 경우와 같다.

$$1\text{단계}^4) : X_T = \beta_0 + \beta_1 D_{T-1} + \text{Control Variables}_{T-1} + \epsilon$$

$$2\text{단계} : D_T = \beta_0 + \beta_1 X_T + \text{Control Variables}_T + \epsilon$$

4. 표본선정

본 연구에 사용된 표본 중 상장폐지기업은 코스닥에 등록된 기업 중 2011년부터 2021년 9월까지 상장폐지 된 기업 258개 중 금융업종, 피인수합병 또는 자발적 상장폐지 신청

<표 1> 표본기업 업종분포

업종	상장폐지기업	정상기업	소계
IT부품	19	19	38
건설	3	3	6
금속	8	8	16
기계·장비	7	7	14
기타서비스	9	9	18
디지털컨텐츠	1	1	2
반도체	4	4	8
섬유의류	1	1	2
소프트웨어	6	6	12
오락문화	2	2	4
운송장비·부품	4	4	8
유통	14	14	28
음식료·담배	2	2	4
의료·정밀기기	2	2	4
인터넷	1	1	2
일반전기전자	3	3	6
정보기기	5	5	10
계약	4	4	8
컴퓨터서비스	4	4	8
통신장비	14	14	28
화학	6	6	12
소 계	119	119	238

4) 1단계는 t-2년 X를 추정하기 위하여 t-3년의 변수 정보를, t-1년의 X를 추정하기 위하여 t-2년의 변수 정보를 활용한다.

기업, 결산월이 12월이 아닌 기업, 분석기간 내 재무정보 확인이 어려운 기업을 제외하고 최종 119개를 선정하였다. 정상기업은 자산규모와 업종이 유사한 기업을 1:1로 매칭하여 동일하게 119개로 구성하였다. 이와 같은 표본구성 방식은 정상기업 표본에 상장폐지기업과 차이가 나는 우량기업을 의도적으로 포함시킬 경우 연구결과의 일반화가 어려울 수 있다(Gilbert et al., 1990). 그러나 본 연구에서와 같이 동일 업종의 자산규모가 유사한 임의의 기업을 선택할 경우 이러한 의도적인 편의(bias)를 줄일 수 있다(신동령, 1999). 또한 데이터 관리가 용이하고 로짓분석 시 표본구성 방법에 대한 명확한 기준이 없기 때문에 이러한 표본구성 방식은 유용하게 활용된다(Keasey and McGuinness, 1990). 표본으로 선정된 기업의 업종분포는 <표 1>과 같이 총 21개 업종으로 나타났다.

VI. 실증분석 결과

1. 평균차이 분석(t-test)

<표 2>는 정상기업과 상장폐지기업 간 주요변수의 평균차이분석 결과를 나타낸다. t-3년에 기업규모(SIZE)를 제외하고는 각 변수의 두 집단 간 평균차이는 t-3년, t-2년, t-1년 모두 유의한 것으로 나타났다. 상장유지기간(LP)은 집단 간 평균차이가 유의하기는 하지만 그 크기가 크지 않은 것으로 확인된다. 각 변수별로 살펴보면 SIZE의 경우 상장폐지기업의 평균이 t-3년 24.64에서 t-1년 24.37 수준으로 작아져 상장폐지가 다가올수록 정상기업에 비하여 자산규모가 축소됨을 알 수 있다. 하지만 총부채비율(DTA)의 경우 t-3년에서 t-1년까지 평균차이가 -16.05%에서 -30.22%로 약 -14.17% 더 확대된 양상을 보인다. 이는 평균적으로 상장폐지기업의 총자산에 대비한 총부채의 양이 상장폐지가 다가올수록 증가하고 있음을 의미한다. CFOTA의 경우 정상기업의 t-3년, t-2년, t-1년 평균이 6.39%, 4.69%, 6.26% 수준으로 큰 차이가 없는 양(+) 값을 나타내고 있으나, 상장폐지기업은 -3.70%, -5.39%, -9.69% 수준으로 모두 음(-)의 값을 나타내고 절대값이 커지는 양상을 나타낸다. 이는 상장폐지기업의 영업활동현금흐름이 상장폐지가 다가올수록 악화되고 있음을 의미한다.

본 연구의 핵심 변수인 지분율 차이(DIS)는 정상기업의 평균이 t-3년에서 t-1년까지 6.50%에서 11.15% 사이에서 안정적인 값을 나타내는 반면 상장폐지기업은 30.40%에서 56.52%까지 크게 증가하는 양상을 보인다. 또한 평균차이는 t-3년 -23.91%에서 t-2년 -33.44%, t-1년 -45.38%로 지속적으로 확대되고 있다. 이러한 결과는 정상기업에 비하여 상장폐지기업의 경우 상장폐지가 다가올수록 평균적으로 최대주주의 지분율이 감소하고,

이로 인하여 소액주주의 지분율이 증가함을 의미한다. 이는 상장폐지가 임박할수록 대주주의 지분율이 감소하는 기회주의행태를 주장한 김문태, 이지현(2012) 김문태(2014), 박진우, 이포상(2015), Park et al.(2014)의 주장과도 맥(脈)을 같이한다. 하지만 본 연구에서는 소액주주와 최대주주의 지분율 차이를 변수로 활용하여 최대주주의 기회주의행태가 직접적으로 소액주주에 영향을 미치고 있음을 규명하였다. 이로써 상장폐지기업의 최대주주의 기회주의행태가 소액주주를 대상으로 하고 있음이 명확해졌다.

<표 2> 두 집단 간 변수의 평균차이 분석결과(t-test)

이 표는 각 연도별 정상기업과 상장폐지기업의 평균차이분석 결과표이다. 종속변수는 상장폐지 여부(D)이고, 감사의견을 나타내는 AOP는 적정이면 0, 부적정이면 1의 값을 갖는 명목변수로써 이 표에 제시하지 않았다.

[t-3년]

변수	평균		평균차이	t-통계량	p값(양측)
	상장폐지	정상			
SIZE	24.64	24.70	.06	.636	.526
DTA	50.17	34.12	-16.05	-5.748	.000
CFOTA	-3.70	6.39	10.09	8.053	.000
LP	8.11	8.63	.52	13.217	.000
DIS	30.40	6.50	-23.91	-6.113	.000
AC1	58.34	82.61	24.27	5.437	.000
AC2	33.38	6.72	-26.66	-8.328	.000

[t-2년]

변수	평균		평균차이	t-통계량	p값(양측)
	상장폐지	정상			
SIZE	24.60	24.80	.20	2.351	.020
DTA	51.18	33.32	-17.87	-6.520	.000
CFOTA	-5.39	4.69	10.09	9.235	.000
LP	8.20	8.67	.50	13.285	.000
DIS	41.95	8.51	-33.44	-8.734	.000
AC1	51.00	79.79	28.79	6.357	.000
AC2	42.61	6.64	-35.97	-9.073	.000

[t-1년]

변수	평균		평균차이	t-통계량	p값(양측)
	상장폐지	정상			
SIZE	24.37	24.88	.50	5.267	.000
DTA	63.41	33.19	-30.22	-9.076	.000
CFOTA	-9.69	6.26	15.95	11.193	.000
LP	8.30	8.76	.46	13.379	.000
DIS	56.52	11.15	-45.38	-12.395	.000
AC1	54.56	87.26	32.69	6.181	.000
AC2	96.00	8.70	-87.30	-10.247	.000

그리고 AC1은 정상기업의 평균이 t-3년 82.61%에서 t-1년 87.26%로 소폭 상승하였는바 이는 대리인비용의 소폭 감소를 의미한다. 반대로 상장폐지기업의 경우 t-3년 58.34%에서 t-1년 54.56%로 소폭 감소하여 대리인비용이 증가하는 것으로 나타났다. AC1의 경우는 평균차이가 24.27%에서 32.69% 수준까지 차이가 발생하여 상장폐지기업의 자산효율성은 상장폐지 훨씬 이전부터 상당히 악화되고 있었음을 알 수 있다. AC2는 상장폐지에 가까워 질수록 정상기업과 상장폐지기업의 평균차이가 -26.66%에서 -87.30%까지 매우 크게 벌어져 상장폐지기업의 경우 자금 활용의 효율성이 매우 악화되어 영업외적 비용이 급증하고 있음을 보여준다.

2. 상관분석

<표 3>은 주요변수 간 상관관계를 나타낸다. 종속변수(D)와의 관계에서 SIZE와 AOP를 제외하고는 대부분 1% 유의수준에서 유의한 것으로 나타났다. 그리고 각 변수 간 다중 공선성이 의심 될 만큼 상관계수가 높은 경우는 나타나지 않았다.

<표 3> 주요변수 간 상관관계

주요 변수 간 상관관계에서 *, **는 각각 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

[t-3년]									
	D	SIZE	DTA	CFOTA	AOP	LP	DIS	AC1	AC2
D	1								
SIZE	-.041	1							
DTA	.350**	.190**	1						
CFOTA	-.464**	.141*	-.152*	1					
AOP	.092	-.028	.008	-.014	1				
LP	-.652**	.089	-.199**	.198**	.038	1			
DIS	.370**	-.161*	.141*	-.363**	.026	-.237**	1		
AC1	-.334**	.058	.194**	.389**	-.152*	.208**	-.186**	1	
AC2	.477**	-.223**	.089	-.287**	.334**	-.297**	.205**	-.412**	1
[t-2년]									
	D	SIZE	DTA	CFOTA	AOP	LP	DIS	AC1	AC2
D	1								
SIZE	-.151*	1							
DTA	.391**	.118	1						
CFOTA	-.515**	.257**	-.305**	1					
AOP	.113	.027	.014	-.098	1				
LP	-.654**	.147*	-.301**	.306**	.033	1			
DIS	.494**	-.223**	.165*	-.301**	-.006	-.326**	1		
AC1	-.382**	.157*	.101	.368**	-.162*	.253**	-.204**	1	
AC2	.509**	-.207**	.138*	-.460**	.182**	-.269**	.331**	-.516**	1

<표 3> 주요변수 간 상관관계(계속)

[t-1년]	D	SIZE	DTA	CFOTA	AOP	LP	DIS	AC1	AC2
D	1								
SIZE	-.324**	1							
DTA	.509**	.057	1						
CFOTA	-.589**	.463**	-.260**	1					
AOP	.672**	-.191**	.392**	-.376**	1				
LP	-.657**	.213**	-.417**	.370**	-.392**	1			
DIS	.628**	-.297**	.280**	-.447**	.456**	-.423**	1		
AC1	-.373**	.251**	.041	.341**	-.229**	.240**	-.233**	1	
AC2	.555**	-.399**	.364**	-.503**	.390**	-.330**	.455**	-.418**	1

그러나 SIZE와 AOP의 경우 유의성에 변동이 있어 다중공선성 진단을 실시하였고, 모두 공차한계 1미만, VIF 10 미만으로 문제가 없었으나 상태지수가 차원 9와 10에서 15를 초과하여 각 통제변수를 하나씩 투입하여 회귀계수의 안정성을 검토하였다. 그 결과 LP변수 투입 시 SIZE의 계수부호와 값이 크게 바뀌고 AOP 회귀계수도 매우 불안정하여 SIZE와 AOP를 통제변수에서 제외하였다.

3. 분석결과

1) 기회주의행태와 상장폐지와의 관계

DIS와 상장폐지와의 관계를 분석한 결과는 <표 4>에 제시되어 있다. 분석결과를 보면 모형의 카이제곱이 t-3년 207.084, t-2년 203.552, t-1년 247.582이고 유의확률은 모두 0.000으로 모형에 포함된 모든 독립변수의 계수가 0이라는 귀무가설을 기각하므로 회귀식은 적합하다. 또한 -2로그우도가 t-3년 122.854, t-2년 126.386, t-1년 82.356이고 Cox와 Snell의 R^2 과 Nagelkerke R^2 이 t-3년 0.581, 0.775, t-2년 0.575, 0.766, t-1년 0.647, 0.862로, 상장폐지가 가까워질수록 종속변수의 분산에 대한 설명력이 증가하였다. Hosmer-Lemeshow의 카이제곱과 유의확률은 t-3년 12.340(0.137), t-2년 14.760(0.064)으로 모형에 의한 예측치와 실제치가 일치한다는 귀무가설을 기각하지 않아 모형은 적합한 것으로 나타났다. 그러나 t-1년은 16.360(0.038)으로 유의확률이 귀무가설을 기각하여 예측치와 실제치가 차이가 있는 것으로 나타났다. 무엇보다 핵심 변수인 DIS의 회귀계수가 0.026, 0.036, 0.050로 상장폐지가 가까워질수록 증가하는 것으로 나타났다. 평균차이 분석결과를 종합하면 지분율 차이는 상장폐지가 가까워질수록 유의하게 커지고 상장폐지에 정(+)의 영향을 미친다. 따라서

연구가설 H1은 지지되었다. 이러한 결과는 김문태, 이지현(2012), 김문태(2014), 나금운(2014), Park et al.(2014), 박진우, 이포상(2015) 의 연구결과와 일치한다. 하지만 최대주주와 소액주주의 관계로 상장폐지에 미치는 영향을 규명하였다는 점에서 차이가 있다.

<표 4> 지분율 차이(DIS)와 상장폐지 간의 로짓분석

이 표는 지분율 차이(DIS)가 상장폐지에 유의한 영향을 미치는지를 보여준다. 표에 제시된 변수 중 DTA는 총부채비율, CFOTA는 총자산영업현금흐름, LP는 상장유지기간을 나타낸다. H-L 검정은 Hosmer-Lemeshow 검정, C-S R^2 과 Ngk R^2 은 Cox & Snell의 R^2 과 Nagelkerke R^2 을 나타낸다.

	t-3년		t-2년		t-1년	
	B	p	B	p	B	p
DIS	.026	.004	.036	.000	.050	.000
DTA	.040	.000	.026	.019	.047	.001
CFOTA	-.134	.000	-.118	.000	-.140	.000
LP	-7.145	.000	-5.957	.000	-6.874	.000
상수항	57.841	.000	48.420	.000	54.953	.000
모형적합	$\chi^2(p값)=207.084(.000)$		$\chi^2(p값)=203.552(.000)$		$\chi^2(p값)=247.582(.000)$	
H-L 검정	$\chi^2(p값)=12.340(.137)$		$\chi^2(p값)=14.760(0.064)$		$\chi^2(p값)=16.360(0.038)$	
C-S R^2 , Ngk R^2	.581, .775		.575, .766		.647, .862	
-2로그우도	122.854		126.386		82.356	

2) 대리인비용과 상장폐지와의 관계

AC1의 분석결과는 <표 5>에 제시하였고, 분석결과 모형의 카이제곱이 t-3년 205.319, t-2년 192.841, t-1년 227.265이고 유의확률은 모두 0.000으로 모형은 적합하다. 또한 -2로그우도가 t-3년 124.619, t-2년 137.097, t-1년 102.673이고 Cox와 Snell의 R^2 과 Nagelkerke R^2 이 t-3년 0.578, 0.772, t-2년 0.555, 0.750, t-1년 0.615, 0.820으로 상장폐지에 임박하여 종속변수에 대한 회귀식의 설명력이 증가하고 있다. Hosmer-Lemeshow 카이제곱과 유의확률은 각각 4.975(0.760), 4.993(0.758), 2.588(0.820)로 실제치와 모형의 예측치 간에 차이가 없는 것으로 나타났다. 그리고 AC1의 회귀계수는 각 연도에 -0.020, -0.024, -0.025로 음(-)의 값으로 총자산회전율이 증가할수록 상장폐지 가능성이 줄어드는 것으로 나타났다.

AC2의 분석결과는 <표 6>에 제시하였고, 모형 계수의 카이제곱이 t-3년 220.831, t-2년 218.509, t-1년 244.328이고 유의확률은 모두 0.000으로 모형은 적합하다. 또한 -2로그우도가 t-3년 109.107, t-2년 111.429, t-1년 85.611이고 Cox와 Snell의 R^2 과 Nagelkerke R^2 이 t-3년 0.605, 0.806, t-2년 0.601, 0.801, t-1년 0.642, 0.856으로 모형의 설명력은 점차 증가하였다. Hosmer-Lemeshow의 카이제곱과 유의확률은 각 연도별로 5.123(0.744), 8.418(0.394), 1.369(0.995)로 귀무가설을 기각하지 않아 실제치와 모형의 예측치 간에 차이가 없는 것으로

나타났다. AC2의 회귀계수는 각 연도별로 0.075, 0.088, 0.042로 나타났다. AC2는 영업외 비용비율로 측정된 것으로 계수부호가 양(+)인 것은 영업외비용의 증가가 상장폐지와 정(+)의 관계에 있다는 것을 의미한다.

<표 5> 대리인비용(AC1)과 상장폐지 간의 로짓분석

이 표는 총자산회전율로 측정된 대리인비용(AC1)이 상장폐지에 미치는 영향을 보여준다.

	t-3년		t-2년		t-1년	
	B	p	B	p	B	p
AC1	-.020	.008	-.024	.001	-.025	.003
DTA	.049	.000	.043	.000	.062	.000
CFOTA	-.132	.000	-.111	.000	-.139	.000
LP	-6.332	.000	-5.367	.000	-5.451	.000
상수항	52.503	.000	45.209	.000	45.576	.000
모형 적합도	$\chi^2(p값)=205.319(.000)$		$\chi^2(p값)=192.841(.000)$		$\chi^2(p값)=227.265(.000)$	
H-L 검정	$\chi^2(p값)=4.975(.760)$		$\chi^2(p값)=4.993(.758)$		$\chi^2(p값)=2.588(.820)$	
C-S R^2 , Ngk R^2	.578, .772		.555, .750		.615, .820	
-2로그우도	124.619		137.097		102.673	

<표 6> 대리인비용(AC2)과 상장폐지 간의 로짓분석

이 표는 영업외비용비율로 측정된 대리인비용(AC2)이 상장폐지에 미치는 영향을 보여준다.

	t-3년		t-2년		t-1년	
	B	p	B	p	B	p
AC2	.075	.003	.088	.000	.042	.000
DTA	.040	.001	.040	.002	.041	.002
CFOTA	-.124	.000	-.063	.066	-.113	.001
LP	-6.066	.000	-5.682	.000	-5.559	.000
상수항	48.240	.000	45.015	.000	44.425	.000
모형 적합도	$\chi^2(p값)=220.831(.000)$		$\chi^2(p값)=218.509(.000)$		$\chi^2(p값)=244.328(.000)$	
H-L 검정	$\chi^2(p값)=5.123(.744)$		$\chi^2(p값)=8.418(.394)$		$\chi^2(p값)=1.369(.995)$	
C-S R^2 , Ngk R^2	.605, .806		.601, .801		.642, .856	
-2로그우도	109.107		111.429		85.611	

대리인비용 AC1과 AC2의 분석결과를 종합해 보면, AC1은 상장폐지와 부(-)의 관계를 보이고, AC2는 상장폐지와 정(+)의 관계를 보이면서 유의한 것으로 나타났다. 그러나 AC2는 t-1년에 계수에 크기가 다소 감소하였다. AC1의 경우 총자산회전율이 높을수록 상장폐지 가능성이 줄어들고 총자산회전율이 낮을수록 상장폐지 가능성이 높아진다. 이는 총자산회전율이 낮을수록 대리인비용이 크다는 의미이므로 대리인비용은 상장폐지와 정(+)의

관계를 나타낸다고 볼 수 있다. 또한 평균차이 분석결과에서 t-1년 상장폐지기업의 AC1은 증가하여 대리인비용1은 감소하였고, AC2는 증가하여 대리인비용2는 상승하였으므로 연구가설 H2는 부분지지 되었다. 이러한 결과는 이세미(2015)의 연구결과와 동일한 맥락이다.

3) 대리인비용의 매개효과(mediating effect)

매개효과분석 결과는 <표 7>에 제시되어 있다. AC1은 DIS의 원인관계에서 t-3년, t-2년, t-1년 각각의 t값은 -0.750, -1.191, -1.201이고, p값은 0.454, 0.235, 0.231로 모두 유의하지 않은 것으로 나타나 매개효과가 없는 것으로 확인되었다. 이에 별도의 결과표는 제시하지 않았다.

AC2는 t-3년의 경우 DIS는 종속변수(D)에 대해서 회귀계수 0.019, p값 0.040으로 유의하게 나타났다. 하지만 DIS와 원인관계에서 회귀계수는 0.062이고 p값은 0.283으로 유의하지 않은 것으로 나타났다. 이에 DIS가 AC2를 경유하여 종속변수에 미치는 매개효과는 비표준화 회귀계수가 0.004이고 신뢰구간 상한(0.014)과 하한(-0.005) 사이에 0을 포함하고 있어 유의하지 않은 것으로 나타났다. 반면 t-2년과 t-1년은 매개효과가 유의한 것으로 나타났다. t-2년 AC2와 DIS의 원인관계는 비표준화 회귀계수 0.197, p값 0.002로 유의한 것으로 나타났다. 또한 종속변수(D)에 대한 관계에서도 DIS는 비표준화 회귀계수 0.032, p값 0.001로 나타났고, AC2는 비표준화 회귀계수 0.080, p값 0.000으로 유의하게 나타났다. 또한 AC2의 매개효과의 크기는 0.016이고, 신뢰구간 하한(0.006)과 상한(0.033) 사이에 0을 포함하지 않아 통계적으로 유의한 것으로 확인되었다. t-1년 AC2와 DIS의 원인관계는 비표준화 회귀계수 0.521, p값 0.000로 유의하게 나타났다. 또한 종속변수에 대한 관계에서도 DIS는 비표준화 회귀계수 0.041, p값 0.001, AC2는 비표준화 회귀계수 0.033, p값 0.003으로 유의하게 나타났다. 또한 AC2의 매개효과의 크기는 0.017이고, 신뢰구간 하한(0.006)과 상한(0.041) 사이에 0을 포함하지 않아 매개효과는 통계적으로 유의한 것으로 확인되었다. 따라서 t-2년과 t-1년의 DIS 및 AC2와 상장폐지와의 관계는 다음과 같이 정리할 수 있다. 첫째, DIS가 한 단위 증가하면 AC2가 t-2년에 1.218, t-1년에 1.684만큼 증가한다. 둘째, AC2가 한 단위 증가하면 상장폐지 가능성이 t-2년은 1.083, t-1년은 1.034만큼 증가한다. 셋째, DIS가 한 단위 증가하면 AC2가 증가하고, 이로 인하여 상장폐지 가능성이 t-2년은 1.016, t-1년은 1.017만큼 증가한다. t-2년에서 t-1년으로 갈수록 AC2의 매개효과 크기가 다소 증가하므로 상장폐지가 가까워질수록 기회주의행태가 상장폐지에 미치는 영향에 있어 대리인비용이 매개효과를 가질 것이라는 연구가설 H3은 지지되었다. 이러한 연구결과는 기회주의행태를 직접적으로 관리 또는 통제하는 것 이외에 영업외비용의 효과적 관리를 통하여서도 상장폐지 위험을 일부 낮출 수 있음을 시사한다.

<표 7> 대리인비용(AC2)의 매개효과

이 표는 지분율 차이(DIS)가 상장폐지에 미치는 영향에 있어 대리인비용(AC2)의 매개효과를 나타낸다. 표본 데이터는 평균중심화를 수행하였다. DIS는 독립변수, AC2는 매개변수, 종속변수는 상장폐지 여부를 나타내는 D이고 총부채비율(DTA), 총자산영업현금흐름(CFOTA), 상장유지기간(LP)은 통제변수이다. 그리고 표에 제시된 비표준화 회귀계수(B)와 매개효과는 로그오즈 값으로 제시되어 있으므로 지수화(e^*)하여 해석한다.

독립변수(DIS)와 매개변수(AC2)의 경로분석

경로	t-3년			t-2년			t-1년		
	B(p)	LLCI	ULCI	B(p)	LLCI	ULCI	B(p)	LLCI	ULCI
DIS→AC2	.062 (.283)	-.051	.174	.197 (.002)	.071	.323	.521 (.000)	.255	.787
DTA→AC2	-.002 (.983)	-.152	.148	-.063 (.502)	-.248	.122	.534 (.000)	.229	.839
CFOTA→AC2	-.552 (.001)	-.885	-.219	-1.389 (.000)	-1.832	-.946	-1.952 (.000)	-2.643	-1.260
LP→AC2	-16.533 (.000)	-25.25 4	-7.812	-9.428 (.106)	-20.865	2.008	-4.622 (.742)	-32.282	23.037
상수	-.003 (.999)	-3.337	3.332	-.015 (.994)	-3.939	3.910	-.006 (.999)	-8.140	8.128
모형적합도	F=10.004(p=.000) R ² =.147			F=20.563(p=.000) R ² =.261			F=32.5126(p=.000) R ² =.358		
DIS→D	.019 (.040)	.001	.037	.032 (.001)	.013	.051	.041 (.001)	.017	.065
AC2→D	.066 (.007)	.018	.113	.080 (.000)	.037	.121	.033 (.003)	.011	.055
DTA→D	.039 (.001)	.016	.063	.040 (.004)	.013	.068	.040 (.006)	.011	.069
CFOTA→D	-.114 (.000)	-.171	-.056	-.045 (.191)	-.113	.023	-.096 (.013)	-.171	-.020
LP→D	-6.621 (.000)	-8.792	-4.449	-6.187 (.000)	-8.352	-4.022	-6.444 (.000)	-9.283	-3.605
상수	-.381 (.264)	-.288	1.049	.678 (.056)	-.018	1.373	1.077 (.017)	.187	1.967
모형적합도	-2LL=104.466 Cox-Snell R ² =.612 Nagelkerk R ² =.816 ModelLL=225.472 (p=.000)			-2LL=98.244 Cox-Snell R ² =.622 Nagelkerk R ² =.830 ModelLL=231.694 (p=.000)			-2LL=69.835 Cox-Snell R ² =.665 Nagelkerk R ² =.886 ModelLL=260.103 (p=.000)		
매개효과 부트스트래핑 분석결과									
경로	t-3년			t-2년			t-1년		
	매개효과	Boot LLCI	Boot ULCI	매개효과	Boot LLCI	Boot ULCI	매개효과	Boot LLCI	Boot ULCI
DIS→AC2→D	.004	-.005	.014	.016	.006	.033	.017	.006	.041

4. 내생성을 통제한 경우 분석결과

1) 내생성 통제 후 기회주의행태와 상장폐지와의 관계

<표 8>은 DIS 변수의 내생성을 통제한 경우 상장폐지에 미치는 영향을 분석한 결과를 보여준다. DIS의 회귀계수는 t-2년 0.087, t-1년은 0.051로 상장폐지에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이는 내생성을 통제하지 않은 경우보다 t-2년은 0.051 증가하였고, t-1년은 0.001 수준의 차이만 보여 매우 유사한 추정치를 나타냈다. 결국 내생성을 통제하더라도 지분율 차이(DIS)는 상장폐지에 유의한 영향을 미친다는 결과는 동일하게 도출되었다.

<표 8> 내생성 통제 후 지분율 차이(DIS)와 상장폐지 간의 로짓분석

이 표는 지분율 차이(DIS) 변수의 내생성을 통제한 후 상장폐지에 미치는 영향을 분석한 결과이다. DIS 회귀계수가 t-2년 0.087에서 t-1년 0.051로 감소한 것으로 나타났으나 두 기간 모두 내생성을 통제하지 않은 경우와 동일하게 상장폐지에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다.

	t-2년		t-1년	
	B	p	B	p
DIS	.087	.000	.051	.000
DTA	.014	.268	.048	.000
CFOTA	-.113	.001	-.129	.000
LP	-3.262	.000	-4.071	.001
상수항	.096	.714	.512	.108
모형적합	$\chi^2(p값)=202.523(.000)$		$\chi^2(p값)=236.164(.000)$	
H-L 검정	$\chi^2(p값)=6.066(.640)$		$\chi^2(p값)=4.372(.822)$	
C-S R^2 , Ngk R^2	.604, .805		.629, .839	
-2로그우도	109.415		93.774	

2) 내생성 통제 후 대리인비용과 상장폐지와의 관계

<표 9>와 <표 10>은 대리인비용 변수(AC1, AC2)의 내생성을 통제한 후 상장폐지에 미치는 영향을 분석한 결과를 나타낸다. AC1의 경우 t-2년 회귀계수가 -0.094로 내생성을 통제하지 않은 경우보다 절대값이 0.070 크게 나타났고, t-1년은 -0.082로 내생성을 통제하지 않은 경우보다 절대값이 0.057 크게 나타났다. AC2의 경우는 t-2년 회귀계수가 0.112로 내생성을 통제하지 않은 경우보다 0.024 크게 나타났고, t-1년은 0.036으로 내생성을 통제하지 않은 경우보다 0.006 작게 나타났다. 따라서 내생성을 통제하더라도 대리인비용이 상장폐지에 유의한 영향을 미친다는 결과는 동일하게 도출되었다.

<표 9> 내생성 통제 후 대리인비용(AC1)과 상장폐지 간의 로짓분석

이 표는 대리인비용1(AC1)의 내생성을 통제한 후 상장폐지와의 관계를 나타낸다. AC1의 회귀계수가 t-2년 -0.094에서 t-1년 -0.082로 절대값의 크기가 다소 감소하였으나 두 기간 모두 내생성을 통제하지 않은 경우보다 회귀계수의 절대값이 유의하게 증가하였다.

	t-2년		t-1년	
	B	p	B	p
AC1	-.094	.000	-.082	.000
DTA	.054	.000	.066	.000
CFOTA	-.114	.000	-.114	.000
LP	-3.338	.000	-3.793	.002
상수항	.200	.404	.570	.077
모형 적합도	$\chi^2(p\text{값})=203.934(.000)$		$\chi^2(p\text{값})=240.927(.000)$	
H-L 검정	$\chi^2(p\text{값})=5.194(.737)$		$\chi^2(p\text{값})=15.089(.057)$	
C-S R^2 , Ngk R^2	.576, .767		.637, .849	
-2로그우도	126.004		89.012	

<표 10> 내생성 통제 후 대리인비용(AC2)과 상장폐지 간의 로짓분석

이 표는 대리인비용2(AC2)의 내생성을 통제한 후 상장폐지와의 관계를 나타낸다. AC2의 회귀계수가 t-2년 0.112에서 t-1년 0.036으로 크기가 감소하여 내생성을 통제하지 않은 경우와 동일한 현상을 보여주고 있다. 그러나 내생성을 통제하더라도 상장폐지에 유의한 영향을 미친다는 사실을 동일하다.

	t-2년		t-1년	
	B	p	B	p
AC2	.112	.000	.036	.000
DTA	.026	.032	.048	.000
CFOTA	-.107	.002	-.117	.000
LP	-3.464	.000	-3.865	.001
상수항	.132	.607	.483	.130
모형 적합도	$\chi^2(p\text{값})=218.489(.000)$		$\chi^2(p\text{값})=237.351(.000)$	
H-L 검정	$\chi^2(p\text{값})=7.016(.535)$		$\chi^2(p\text{값})=6.067(.640)$	
C-S R^2 , Ngk R^2	.601, .801		.631, .841	
-2로그우도	111.450		92.587	

3) 내생성 통제 후 대리인비용의 매개효과

<표 11>과 <표 12>는 지분율 차이(DIS)와 대리인비용(AC1, AC2)의 내생성을 통제한 후 매개효과를 분석한 결과를 나타낸다. AC1은 내생성을 통제하지 않은 경우에 매개효과가 존재하지 않는 것으로 나타났으나 통제 후에는 t-1년에서 완전매개효과가 나타났다. AC2는 내생성을 통제하지 않은 경우에 부분매개효과가 나타났으나 통제한 후에는 AC1과 동일하게 t-1년에서 완전매개효과가 나타났다. 결국 내생성 통제 유무에 따라 매개효과의 형태에 차이가 있지만 매개효과가 존재한다는 사실은 동일하다.

<표 11> 내생성 통제 후 대리인비용(AC1)의 매개효과

이 표는 지분율 차이(DIS)와 대리인비용(AC1)의 내생성을 통제한 후 매개효과분석 결과를 나타낸다. t-2년은 AC1과 종속변수(D)의 원인관계가 유의하지 않아 매개효과는 없는 것으로 났으나, t-1년에서 DIS와 AC1, 그리고 AC1과 D의 원인관계가 유의하고 DIS와 D의 직접관계가 유의하지 않아 완전매개효과가 나타났다.

독립변수(DIS)와 매개변수(AC1)의 경로분석						
경로	t-2년			t-1년		
	B(p)	LLCI	ULCI	B(p)	LLCI	ULCI
DIS→AC1	-.751 (.000)	-.853	-.649	-1.004 (.000)	-1.183	-.825
DTA→AC1	.371 (.000)	.317	.424	.169 (.000)	.115	.222
CFOTA→AC1	.086 (.205)	-.047	.218	.311 (.000)	.187	.435
LP→AC1	7.487 (.000)	3.488	11.486	-11.315 (.007)	-19.481	-3.150
상수	.009 (.987)	-1.107	1.125	.001 (.999)	-1.416	1.417
모형적합도	F=153.342(p=.000) R ² =.725			F=116.140(p=.000) R ² =.666		
DIS→D	.131 (.002)	.048	.214	.031 (.525)	-.065	.127
AC1→D	-.010 (.773)	-.076	.056	.071 (.005)	-.121	-.021
DTA→D	.019 (.251)	-.014	.053	.063 (.000)	.035	.091
CFOTA→D	-.103 (.191)	-.168	.038	-.108 (.001)	-.173	-.043
LP→D	-3.437 (.001)	-5.374	-1.500	-3.026 (.076)	-6.373	.321
상수	.176 (.479)	-.311	.664	.548 (.089)	-.083	1.180
모형적합도	-2LL=114.017 Cox-Snell R ² =.596 Nagelkerk R ² =.795 ModelLL=215.921 (p=.000)			-2LL=88.601 Cox-Snell R ² =.637 Nagelkerk R ² =.850 ModelLL=241.337 (p=.000)		
매개효과 부트스트래핑 분석결과						
경로	t-2년			t-1년		
	매개 효과	Boot LLCI	Boot ULCI	매개 효과	Boot LLCI	Boot ULCI
DIS→AC1→D	.007	-.050	.074	.071	.022	.141

<표 12> 내생성 통제 후 대리인비용(AC2)의 매개효과

이 표는 지분율 차이(DIS)와 대리인비용(AC2)의 내생성을 통제한 후 매개효과분석 결과를 나타낸다. t-2년은 AC2와 종속변수(D)의 원인관계가 유의하지 않아 매개효과는 없는 것으로 났으나, t-1년에서 DIS와 AC2, 그리고 AC2와 D의 원인관계가 유의하고 DIS와 D의 직접관계가 유의하지 않아 완전매개효과가 나타났다.

독립변수(DIS)와 매개변수(AC2)의 경로분석						
경로	t-2년			t-1년		
	B(p)	LLCI	ULCI	B(p)	LLCI	ULCI
DIS→AC2	.912 (.000)	.840	.984	1.830 (.000)	1.471	2.189
DTA→AC2	-.102 (.000)	-.140	-.064	.013 (.816)	-.095	.120
CFOTA→AC2	-.110 (.022)	-.204	-.016	-.569 (.000)	-.819	-.320
LP→AC2	1.462 (.311)	-1.374	4.299	18.550 (.027)	2.157	34.943
상수	.001 (.998)	-.792	.791	.003 (.999)	-2.846	2.840
모형적합도	F=330.477(p=.000) R ² =.850			F=120.745(p=.000) R ² =.675		
DIS→D	.039 (.527)	-.360	.646	.050 (.283)	-.042	.142
AC2→D	.084 (.085)	-.012	.179	.028 (.017)	.005	.050
DTA→D	.023 (.078)	-.003	.048	.047 (.000)	.023	.071
CFOTA→D	-.105 (.002)	-.171	-.038	-.107 (.001)	-.172	-.043
LP→D	-3.392 (.000)	-5.199	-1.585	-2.698 (.096)	-5.874	.479
상수	.143 (.577)	-.360	.656	.476 (.132)	-.143	1.096
모형적합도	-2LL=111.037 Cox-Snell R ² =.601 Nagelkerk R ² =.802 ModelLL=218.901 (p=.000)			-2LL=91.380 Cox-Snell R ² =.633 Nagelkerk R ² =.844 ModelLL=238.558 (p=.000)		
매개효과 부트스트래핑 분석결과						
경로	t-2년			t-1년		
	매개 효과	Boot LLCI	Boot ULCI	매개 효과	Boot LLCI	Boot ULCI
DIS→AC2→D	.076	-.006	.179	.050	.013	.103

V. 결 론

본 연구는 2011년부터 2021년 9월까지 코스닥시장에서 상장폐지 된 기업 119개와 동일업종의 유사한 규모의 정상기업 119개를 매칭하여 총 238개 기업을 표본으로 하였다. 그리고 소액주주와 최대주주의 지분을 차이로 이용하여 최대주주의 기회주의행태의 대상이 소액주주임을 명확히 하였고, 아울러 기회주의행태가 상장폐지에 미치는 영향을 검증하였다. 또한 대리인비용을 총자산회전율과 영업외비용비율로 측정하여 상장폐지와의 관계를 규명하였다. 그리고 선행연구에서 다루지 않았던 기회주의행태가 상장폐지에 미치는 영향에 있어 대리인비용의 매개효과를 분석하였다. 분석기간은 상장폐지일이 속한 연도(t)로부터 t-3년, t-2년, t-1년 3개 연도로 하였다.

평균차이를 분석한 결과 상장폐지가 가까워질수록 정상기업과 상장폐지기업 간 지분율 차이와 대리인비용은 t-3년, t-2년, t-1년으로 갈수록 평균차이가 점점 커지고 유의하였다. 특히 상장폐지가 가까워질수록 지분율 차이가 유의하게 커지는 현상은 최대주주의 기회주의행태의 대상이 소액주주라는 사실을 명확히 보여준다. 또한 지분율 차이(DIS)와 대리인비용(AC1, AC2)이 상장폐지에 미치는 영향을 분석하기 위하여 t-3년, t-2년, t-1년 각각 로지스틱회귀분석을 실시하였다. 분석결과 DIS는 상장폐지가 가까워질수록 회귀계수가 0.026, 0.036, 0.050으로 유의하게 증가하여 상장폐지가 임박할수록 상장폐지에 미치는 영향이 커지는 것으로 나타났다. 따라서 상장폐지가 가까워질수록 기회주의행태가 커지고 상장폐지에 유의한 영향을 미친다는 연구가설 H1은 지지되었다. 그리고 AC1의 경우는 계수 값이 -0.020, -0.024, -0.025로 상장폐지와 부(-)의 유의한 관계가 확인되었고, AC2는 계수 값이 0.075, 0.088, 0.042로 정(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났으나 t-1년에 그 크기가 다소 감소하였다. AC1보다 AC2의 계수 절대값이 상대적으로 커 AC2가 상장폐지에 미치는 영향이 더 큰 것으로 나타났다. 즉 총자산회전율이 한 단위 낮아지는 경우보다 영업외비용이 한 단위 높아지는 경우 상장폐지 가능성이 상대적으로 더 커진다. 따라서 상장폐지가 가까워질수록 대리인비용이 커지고 상장폐지에 유의한 영향을 미친다는 연구가설 H2는 부분지지 되었다.

대리인비용의 매개효과 분석결과, AC1의 경우 t-3년, t-2년, t-1년에 모두 유의하지 않은 것으로 나타났다. 그러나 AC2의 경우 t-3년에는 유의하지 않았으나 t-2년과 t-1년에는 기회주의행태를 매개하여 상장폐지에 미치는 영향이 유의한 것으로 나타났다. t-2년의 경우 매개효과(Indirect effect), 즉 DIS가 AC2를 매개하여 상장폐지에 미치는 효과는 1.016이고, t-1년의 경우에는 1.017로 증가하는 것으로 나타나 상장폐지가 가까워질수록 매개효과가

다소 증가하는 것으로 확인되었다. 따라서 상장폐지가 가까워질수록 기회주의행태가 상장폐지에 미치는 영향에 있어 대리인비용이 매개효과를 가질 것이라는 연구가설 H3은 지지되었다. 그리고 독립변수들의 내생성을 통제한 경우에도 지분율 차이(DIS)와 대리인비용(AC1, AC2)은 상장폐지에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타나 내생성을 통제하지 않은 경우와 동일한 방향의 결과를 보여주었다. 그러나 대리인비용의 매개효과 분석에서는 내생성을 통제하지 않은 경우 AC2에서만 부분매개효과가 관찰되었지만 내생성을 통제한 경우에는 AC1과 AC2 모두 t-1년에 완전매개효과가 관찰되어 내생성 통제 유무에 따른 차이가 있는 것으로 나타났다.

본 연구의 결과가 갖는 선행연구와의 차별 점은 다음과 같다. 첫째, 최대주주의 기회주의행태가 직접적으로 소액주주지분율에 영향을 미친다는 것을 규명하였고, 이러한 기회주의행태가 상장폐지에 유의한 영향을 미치고 있음을 검증하여 최대주주의 지분변동에 보다 면밀한 관리감독 체계가 필요함을 제시하였다. 둘째, 대리인비용이 상장폐지에 유의한 영향을 미치는 것으로 나타남에 따라 상장폐지 위협의 관리적 측면에서 자산의 효율적 이용과 자금 활용의 효율적 통제가 중요한 수단이 될 수 있음을 제시하였다. 셋째, 기회주의행태가 상장폐지에 미치는 영향에 있어 영업외비용으로 측정된 대리인비용이 매개효과를 가진다는 사실을 검증하여 기업의 자금 활용의 효율적 통제가 기회주의행태에 의한 상장폐지 가능성을 일부 낮출 수 있음을 밝혔다. 넷째, 선행연구에서 다루지 않았던 독립변수의 내생성을 고려하여 내생성을 통제하지 않은 경우와 비교함으로써 내생성 통제의 필요성을 제시하였다.

하지만 본 연구는 코스닥기업만을 분석대상으로 하여 규모가 큰 기업에 일반적으로 적용하기에는 다소 무리가 있다는 점과 최대주주(특수 관계인 포함)와 소액주주 이외 1% 이상 보유주주 또는 최대주주에 포함되지 않은 5% 이상 보유주주가 분석에 포함되지 않았다는 단점이 있다. 이로 인하여 지분율 차이(DIS) 변수는 최대주주의 지분율 감소가 전반적으로 소액주주 지분율 증가에 영향을 미친다는 사실만 설명할 뿐 다른 주주에 의한 영향을 설명할 수 없다는 한계점이 있다. 이러한 한계를 보완하여 추가적인 연구를 지속한다면 코스닥기업의 상장폐지에 미치는 다양한 변수 간의 관계에 대해 이해관계자들에게 보다 유용한 정보를 제공할 수 있을 것이다.

참 고 문 헌

- 강동관, “기업의 소유 집중률과 대리인 비용”, 경제연구, 제23권 제1호, 2005, 197-222.
- 강효석, 류해필, 이진훤, “역인수합병시 합병가치 및 대주주지분을 변화에 따른 기업의 생존율”, 한국증권학회지, 제42권 제1호, 2013, 193-226.
- 권중돈, “노인복지정책의 관점에서 본 치매대응체계 진단과 과제”, 보건사회연구, 제38권 제1호, 2018, 9-36.
- 김문태, 이지현, “코스닥의 대주주지분을 변동과 상장폐지의 예측가능성에 관한 연구”, 한국회계학회 학술발표논문집, 2012, 1-18.
- 김문태, “코스닥 신규상장 기업의 대주주지분을 감소와 상장폐지의 연관성에 관한 연구”, 한국증권학회지, 제43권 제4호, 2014, 731-752.
- 김문태, “코스닥 기업에서 IPO 전후 이익관리가 상장폐지에 미치는 영향”, 회계와정책연구, 제21권 제2호, 2016, 113-135.
- 김수비, 김수영, “이분형 종속변수를 포함하는 모형의 매개효과 검증”, 한국심리학회지: 일반, 제37권 제3호, 2018, 441-470.
- 나금운, “코스닥기업의 유상증자 형태와 소유구조 변경이 상장폐지에 미치는 영향”, 조선대학교 대학원 박사학위논문, 2014.
- 노준화, 신유진, “내생적 관계를 고려한 기업지배구조의 영향-회계정보의 질 및 기업가치를 중심으로”, 세무와회계저널, 제18권 제3호, 2017, 9-39.
- 박진우, 이포상, “상장적격성 실질심사제도와 정보비대칭”, 한국증권학회지, 제44권 제1호, 2015, 157-187.
- 박헌준, 신현한, 최완수, “한국기업의 대리인비용과 기업가치: 외국인 지분의 역할”, 경영학연구, 제33권 제2호, 2004, 655-682.
- 변혜영, “코스닥 기업의 대주주 지분이 기업 가치에 미치는 영향: 비선형적 접근”, 국제회계연구, 제45권, 2012, 51-78.
- 신동령, “도산기업의 재무적 특성과 도산예측모형”, 한일경상논집, 제17권, 1999, 131-156.
- 이세미, “대리비용이 상장폐지에 미치는 영향: 코스닥 신규상장기업을 중심으로”, 조선대학교 대학원 석사학위논문, 2015.
- 이준서, 빈기범, 장광익, “주가와 공매도간 인과 관계에 관한 실증 연구”, 한국증권학회지, 제39권 제3호, 2010, 449-489.
- 최중서, “실증적 회계학연구에 있어서의 내생성 문제”, 경영과 정보연구, 제31권 제4호,

2012, 469-490.

- Altman, E. I., "Financial Ratios, Discriminant Analysis and the Prediction of Corporate Bankruptcy," *The Journal of Finance*, 23(4), (1968), 589-609.
- Ang, J. S., R. A. Cole, and J. W. Lin, "Agency Costs and Ownership Structure", *The Journal of Finance*, 55(1), (2000), 81-106.
- Fama, E. F. and M. C. Jensen, "Separation of Ownership and Control," *The Journal of Law and Economics*, 26(2), (1983), 301-325.
- Gilbert, L. R., K. Mennon, and K. B. Schwartz, "Predicting Bankruptcy for Firms in Financial Distress," *Journal of Business Finance and Accounting*, 17(1), (1990) 161-171.
- Jensen, M. C. and W. H. Meckling, "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure," *Journal of Financial Economics*, 3(4), (1976), 305-360.
- Keasey, K., P. McGuinness, and H. Short, "Multilogit Approach to Predicting Corporate Failure—Further Analysis and the Issue of Signal Consistency," *Omega*, 18(1), (1990), 85-94.
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, and A. Shleifer, "Corporate Ownership around the World," *The Journal of Finance*, 54(2), (1999), 471-517.
- Leibenstein, H., "Allocative Efficiency vs. "X-efficiency"," *The American Economic Review*, 56(3), (1966), 392-415.
- Park, J., P. Lee, and Y. W. Park, "Information Effect of Involuntary Delisting and Informed Trading," *Pacific-Basin Finance Journal*, 30, (2014), 251-269.
- Stulz, R., "Managerial Control of Voting Rights: Financing Policies and the Market for Corporate Control," *Journal of Financial Economics*, 20, (1988), 25-54.
- Van Lent, L., "Endogeneity in Management Accounting Research: A Comment," *European Accounting Review*, 16(1), (2007), 197-205.

THE KOREAN JOURNAL OF FINANCIAL MANAGEMENT
Volume 39, Number 2, April 2022

The Relationship between Opportunistic Behavior of the Largest Shareholder of KOSDAQ Listed Companies and Delisting: Focusing on the Mediating Effect of Agency Cost

Dae Yeul Lee* · Mun-Kyum Kim**

〈Abstract〉

This study analyzed the relationship between opportunistic behavior and delisting of 119 companies that were delisted from the KOSDAQ market from 2011 to September 2021 and 119 companies that were maintained in the same size and industry as the delisting companies. As a result of the empirical analysis, opportunistic behavior was confirmed in which the difference between the minority shareholder and the largest shareholder's share increased as the delisting approached, and this had a significant effect on the delisting. And, it was found that agency cost measured as non-operating expense ratio had a significant effect on delisting by mediating opportunistic behavior. In addition, the results of the analysis after controlling for the endogeneity of the independent variables showed the same results. However, as for the mediating effect, there was a slight difference from the case where the endogeneity was not controlled as a completely mediating effect was observed. This study is different from previous studies in that it clarified by using the difference in share that the object of the opportunistic behavior of the largest shareholder is the minority shareholder and it verified the causal relationship of three variables: opportunistic behavior, agency cost, and delisting.

Keywords : Difference in Share, Opportunistic Behavior, Delisting, Agency Cost, Mediating Effect

* First Author, Team Leader, Siheung Industry Development Agency, E-mail: dylee1390@sida.kr

** Corresponding Author, Professor, Entrepreneurship and Small Business, Soongsil University, E-mail: mgkim56@gmail.com