

한국주식시장에서 대주주간 의결권대립 및 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 미치는 영향: 2대 대주주와 주식유동성을 중심으로*

조경식(주저자)
동국대학교 경주캠퍼스 경영학부
(ksjoh@dongguk.ac.kr)
황정주(교신저자)
대구대학교 금융보험학과
(vectorspaces@hanmail.net)

본 연구는 대주주간 의결권대립과 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 어떻게 영향을 미치는지를 분석하고자 한다. 또한 두 요인이 기업성과에 미치는 영향에 있어, 외국인·기관의 2대 대주주 여부와 주식유동성에 의해 영향을 받는지를 분석하고자 한다. 분석기간은 2005년부터 2017년까지이고, 한국 상장기업들을 대상으로 패널자료에 근거한 패널회귀분석을 통하여 분석한다. 분석결과 첫째, 대주주간 의결권대립이 기업성과에 긍정적인 영향을 미치고, 대주주간 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 부분적으로 부정적인 영향을 미치는 것으로 나타났다. 둘째, 대주주간 의결권대립 및 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 영향을 미침에 있어 2대 대주주 존재가 상호작용하는 효과는 나타나지 않았다. 셋째, 주식유동성이 대주주간 의결권대립이 기업성과에 미치는 긍정적인 영향과 대주주간 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 미치는 부정적인 영향을 부분적으로 완화시키는 것으로 나타났다. 본 연구의 분석결과는 최근 한국증권시장에서 이슈가 되고 있는 주주행동주의 혹은 출구메커니즘 관점에서, 대주주간 의결권대립 및 지배권 연합형성 가능성과 기업성과 사이의 관련성을 이해하는데 공헌점이 있다.

주제어: 의결권대립, 지배권 연합형성 가능성, 기업성과, 2대 대주주, 주식유동성

1. 서론

본 연구는 대주주(blockholder)간 의결권대립(contestability) 및 지배권 연합형성(forming a controlling coalition) 가능성이 기업성과에 미치는 영향을 분석하는 것이 목적이다. 대주주는 기업 내에서 전체 지분을 중 5% 이상 보통주 지분을 보유하는 주주로 정의한다(Dlugosz, Fahlenbrach, Gompers, and Metrick, 2006). 추가적으로 이 두 가지와 기업성과 사이의 관련성에 있어 외국인과

기관 투자자(이하, 외국인·기관)가 2대 대주주인 경우와 주식유동성에 의해 영향을 받는지를 분석한다.

이 연구가 이루어져야 할 이유는 다음과 같이 세 가지로 요약하여 나타내면 다음과 같다.

첫째, 최근 국내 사모펀드인 KCGI가 한진그룹의 지주회사인 한진칼의 지분을 약 9% 보유하여 2대 대주주가 되었다. 이것은 국내 펀드회사가 주주행동주의 일환으로 경영참여 및 감시활동을 목적으로 지분을 매입한 점에서 의의가 있다. 이것은 한국 증권시장에서도 주주행동주의가 본격화되었다고 볼 수 있고, 향후 주주행동주의 사례가 활발할 것으로 예

측된다. 그런데 우리나라의 기업지배구조/소유구조는 선진 자본시장과는 다르다. 예를 들면, 미국 기업들은 기관투자자가 1대 대주주인 경우가 많지만 (Volkova, 2018), 한국 같은 경우 특수관계인과 계열기업을 포함한 가족이 1대 대주주인 경우가 많다. 따라서 기업지배구조/소유구조 측면에서 차이점을 보이는 한국기업들을 대상으로, 대주주간 의결권 대립과 지배권 연합형성 가능성의 개념을 보다 세밀히 구분하고, 이들 두 요인과 기업성과 사이의 관련성을 분석할 필요가 있지만, 이에 대한 국내 선행연구는 드문 편이다.

둘째, 대주주간 의결권대립 및 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 미치는 영향에 대한 선행연구의 견해는 서로 상반된다(Zwiebel, 1995; Bennedsen and Wolfenzon, 2000; La-Porta, Lopez-de-Silanes, Shleifer, and Vishny, 2002; Bloch and Hege, 2003; Maury and Pajuste, 2005; Gomes and Novaes, 2005; Villalonga and Amit, 2010). 먼저, 대주주간 의결권대립 및 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 긍정적인 효과를 미친다는 견해가 있다. 이러한 견해는 무의결권 주식발행, 다수 대주주 존재, 피라미드와 교차주식(cross-share) 소유구조 형태, 그리고 대표이사 무능한 경우에 타당하다. 한편, 대주주간 의결권대립 및 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 부정적인 영향을 미친다는 견해가 있다. 이러한 견해는 1대 대주주에서 2대 및 3대 대주주에게로 대리인문제가 전환되는 경우라든지, 혹은 1대 대주주가 나머지 대주주들을 지배할 가능성이 높은 있는 경우에 발생한다.

셋째, 최근 대주주에 대한 실증연구들의 초점은 대주주가 감시활동과 같이 기업경영에 직접적인 간섭을 하거나 혹은 주식거래를 통하여 기업경영에 어떻

게 영향을 미치는가에 관한 것이다. Edmans(2013)는 기업 내에 다수 대주주들이 존재하면 주주행동주의(shareholders activism)와 출구메커니즘(exit mechanism)의 두 가지 현상이 발생한다고 주장한다. 주주행동주의는 다수 대주주들이 경영자의 활동에 대해 보상하거나 혹은 처벌하는 행동장치로써 활동하는 것을 의미한다. 출구메커니즘은 다수의 대주주를 갖는 기업에서 발생하고, 상대적으로 분산된 작은 지분율을 가지는 대주주들이 주식거래를 통하여 1대 대주주 혹은 경영자를 견제하여 결국 기업성과에 영향을 미치는 것을 의미한다. 최근 국외 선행연구에서는 이러한 주제에 대하여 일부 이루어지고 있다(Basu, Paeglis, and Rahnamaei, 2016; Pombo and Taborda, 2017). 그럼에도 불구하고, 국내 선행연구들은 이 주제에 대한 연구가 드문 편이다. 또한 훈육(disciplinary) 메커니즘으로써 주주행동주의와 출구메커니즘이 기업성과에 미치는 영향에 있어, 아직까지 의문으로 남아있는 2대 대주주와 주식유동성의 상호작용을 분석한 연구는 드문 편이기 때문에 이에 대한 연구가 필요하다.

최근 Pombo and Taborda(2017)는 6,785개 관측수를 대상으로 하여, 대주주 존재 여부, 대주주간 의결권대립, 지배권 연합형성 가능성, 및 2대 대주주 형태별 기업성과에 미치는 영향을 분석하였고, 추가로 주식유동성의 상호작용에 대하여 분석하였다. 본 연구는 Pombo and Taborda(2017)의 분석내용을 참고하여, 기업지배구조/소유구조 측면에서 서로 다를 것으로 보이는 한국 상장기업들을 대상으로 대주주간 의결권대립 및 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 미치는 영향을 분석하고, 외국인·기관의 2대 대주주 여부와 주식유동성의 상호작용에 대하여 분석한다.

본 연구의 주제와 유사한 국내연구가 있다. 안홍복

(2009)은 기업 내에서 복수의 주요 대주주간 지분율의 차이가 감소할수록 기업성과에 부정적인 영향을 미치는 것을 분석하였다. 유승훈·남현정·박춘광(2013)은 단순지분율 및 통제지분율이 기업성과에 다르게 영향을 미치는 것을 분석하였다. 이재현·정현재(2013)는 대주주 소유 집중도가 높을수록 기업 가치에 부정적인 영향을 미치는 것을 분석하였다. 그러나 본 연구는 대주주간 의결권대립 및 지배권 연합형성 가능성에 대한 개념을 보다 자세하게 구분하고, 다양한 대용변수들을 사용하여 기업성과에 미치는 영향을 분석하여 기존 국내 선행연구들을 확장한 점에서 차별성이 있다. 또한 대주주간 의결권대립 및 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 미치는 영향을 분석함에 있어, 국내 선행연구들이 간과한 외국인·기관의 2대 대주주 여부와 주식유동성의 상호작용 효과를 분석한 점에서 차별성이 있다.

II. 선행연구 검토와 가설 설정

2.1 대주주간 의결권대립 및 지배권 연합형성 가능성과 기업성과

대주주간 의결권대립 및 지배권 연합 가능성에 대한 이론적인 모형은 La-Porta et al.(2002)에 의해 최초로 개발되었다. Maury and Pajuste(2005)는 La-Porta et al.(2002)의 모형을 확장하여 다수의 대주주 사이에서 발생하는 대주주들의 행동에 대한 모형을 개발하였다. Maury and Pajuste(2005) 모형은 두 가지로 요약된다. 하나는, 기업 내에서 다수 대주주가 존재하면 의결권대립이 발생할 가능성이 있고, 이익전환(profit diversion)을 줄일 수 있

어, 기업성과가 높아진다는 것이다. 다른 하나는, 대주주간 지배권 연합 가능성에 의한 지대전환(rent diversion)은 비용이 많이 들어 기업성과는 낮아진다는 것이다.

대주주간 의결권대립이 기업성과에 미치는 영향에 대한 연구에 대하여 살펴본다. Bloch and Hege(2003)는 주주총회에서 두 명의 대주주와 나머지 주주들이 상호작용하는 지배구조를 분석하였다. 분석 결과, 소액주주의 의결권을 획득하려는 1대와 2대 대주주간 의결권대립이 지대추출(rent extraction)을 줄이는 것을 분석하였다. 대주주간 의결권대립이 기업성과에 긍정적인 혹은 부정적인 영향을 미치는 것은 기업 내에서 두 가지 상황에 따라 발생할 수 있다(Villalonga and Amit, 2010). 하나는, 기업 내에서 2대와 3대 대주주 지분율 합계가 1대 대주주 지분율보다 많은 경우이다. 다른 하나는, 2대와 3대 대주주가 1대 대주주를 감시하여 1대 대주주가 절대적인 지배권을 행사할 수 없게 되는 경우이다. 한편, 대주주간 의결권대립이 기업성과에 부정적인 영향을 미치는 경우는 마찬가지로 두 가지 상황에 따라 발생한다. 하나는, 1대 대주주로부터 2대와 3대 대주주에게로 대리인문제가 전환되는 경우이다. 다른 하나는, 1대 대주주가 2대와 3대 대주주들을 지배할 가능성이 높은 경우에 발생한다. 이러한 환경에서, 1대 대주주는 경영자를 과도하게 감시하고, 어떤 거래로부터 사적이익을 추구할 때 기업성과는 감소한다. 또한 1대 대주주의 과도한 감시활동은 경영자로 하여금 정(+)의 NPV를 갖는 프로젝트를 포기하게 하고, 결국 기업성과는 하락하게 된다.

대주주간 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 미치는 영향에 대하여 살펴본다. Zwiebel(1995)은 대주주간 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 긍정적인 영향을 미친다고 주장한다. Bennedsen and

Wolfenzon(2000)은 기업 설립자가 자기지분을 여러 대주주들에게 배분하여 자신의 지배권을 줄여, 대주주간 연합을 형성할 수 있게 하는 지배권 모형을 개발하였다. 그들은 기업 설립자가 지배권을 획득하고 사적 혜택 및 지대추출을 줄일 수 있다는 것을 분석하였다.

안홍복(2009)은 대주주간 지분율의 차이와 기업성과 사이에 양(+)의 관련성을 보이는 것을 분석하였고, 유승훈 외(2013)는 의결권을 나타내는 단순지분율 및 소유권 집중도가 반영된 통제지분율과 기업성과 사이의 관련성을 분석한 결과, 단순지분율과 통제지분율이 성과에 미치는 영향이 다르게 나타남을 분석하였다. 이재현·정현재(2013)는 대주주 소유 집중도와 기업가치 사이에 음(-)의 관련성을 보이는 것을 분석하였다. 최근 Pombo and Taborda(2017)는 대주주간 의결권대립이 기업성과에 긍정적인 영향을 미치고, 대주주간 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 부정적인 영향을 미치는 것을 분석하였다.

본 연구는 대주주간 의결권대립과 기업성과 사이에 양(+)의 관계가 성립할 것으로 가정한다. 이러한 이유는 대주주간 의결권대립이 이익전환 감소와 CEO들의 독단적 경영에 대한 견제로 인하여 기업가치를 향상시킬 것으로 보이기 때문이다. 대주주간 의결권대립의 대용변수로써, 우리는 샵플리 가치, 2대/1대 대주주 지분율 비율, (2대+3대)/1대 대주주 지분율 비율을 사용한다. 그리고 대주주간 지배권 연합형성 가능성과 기업성과 사이에 음(-)의 관계가 성립할 것으로 가정한다. 이러한 이유는 다수의 대주주들이 존재하여 지대전환이 자주 발생하여 기업성과를 낮출 것으로 보이기 때문이다. 대주주간 지배권 연합형성 가능성의 대용변수로써, 본 연구는 Herfindahl-Hirschman Index(HHI)의 측정치인

HHI집중과 HHI차이를 사용한다. 따라서 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 1.1: 대주주간 의결권대립이 높을수록 기업성과가 높을 것이다.

가설 1.2: 대주주간 지배권 연합형성 가능성이 높을수록 기업성과가 낮을 것이다.

2.2 외국인·기관이 2대 대주주인 경우의 상호작용

지금까지 선행연구들은 2대 대주주 형태를 몇 가지로 구분하여 기업성과와의 관련성을 분석하였다. 국외 선행연구들은 2대 대주주 형태를 가족, 국가, 기관투자자 등으로 구분하여 분석하였다. Claessens, Djankov, Fan, and Lang(2002)은 1대 대주주가 가족 혹은 국가일 때, 소액주주들 지분을 획득할 가능성이 높다는 것을 분석하였다. 2대 대주주가 1대 대주주와 경쟁하게 될 때 기업성과와 관련성이 있다는 것을 분석한 연구가 있다. 예를 들면, Jara Bertin et al.(2008)는 유럽기업들을 대상으로 분석한 결과, 1대와 2대 대주주가 모두 가족일 때 기업성과가 감소하는 것을 분석하였다. Attig, Ghoul, and Guedhami(2009)은 동아시아 기업들을 대상으로 분석한 결과, 2대 대주주가 가족이나 국가인 기업들이 Tobin's Q가 0.23부터 0.96까지의 프리미엄을 가진다고 보고하였다. 스페인 기업에서 2대 대주주가 존재할 때, 3.5%의 ROA 프리미엄이 발생한다는 연구도 있다(Sacristán-Navarro, Gómez-Ansón, and Cabeza-García, 2011; Sacristán-Navarro, Cabeza-García, and Gómez-Ansón, 2015).

기관투자자의 역할에 대한 연구도 있다. 기관투자자 존재 여부가 기업지배구조, 효율성 및 경영성과

에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 알려져 있다. 투자회사 또는 은행과 같은 독립적인 기관투자자는 감시활동 비용이 낮고, 정보수집 능력이 뛰어나고, 위험관리를 효율적으로 할 수 있다. 이러한 이유 때문에 기관투자자들은 활발히 감시활동을 하는 경향이 있다. 또한 기관투자자들은 기업들과 비즈니스 관계를 유지할 가능성이 낮고(Almazan, Hartzell, and Starks, 2005), 소유구조에서 기관투자자가 존재하면 Tobin's Q의 프리미엄이 0.12가 되는 것으로 나타났다(Ferreira and Matos, 2008). Pombo and Taborda(2017)는 대주주간 의결권 대결과 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 미치는 영향에 있어 2대 대주주의 역할이 중요하다고 하였다. 이상철·이수준(2016)은 피투자회사 지분을 5%이상 보유한 외부대주주로서의 기관투자자가 존재하는 경우 기업가치가 높은 것을 분석하였다. 이형철(2016)은 기관투자자 거래비용이 높은 기업이 기업가치가 더 크게 나타난 것을 분석하였다.

이와 같이 선행연구들은 2대 대주주 유형을 가족, 국가 및 기관투자자로 구분하여 기업성과에 미치는 영향을 분석하고 있다. 본 연구는 2대 대주주 유형 중 외국인과 기관과 같은 투자자들을 독립적인 투자자로 간주한다. 그리하여 대주주간 의결권대립 및 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 미치는 영향에서 외국인·기관이 2대 대주주인 경우의 상호작용을 분석한다. 따라서 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 2.1: 대주주간 의결권대립이 기업성과에 미치는 긍정적인 영향은 외국인·기관이 2대 대주주인 경우에 의해서 강화될 것이다.

가설 2.2: 대주주간 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 미치는 부정적인 영향은 외국

인·기관이 2대 대주주인 경우에 의해서 강화될 것이다.

2.3 주식유동성의 상호작용

주식시장에서 활발한 유동성은 투자자로 하여금 주주가 되게 하고, 경영자 보상을 장려하며, 경영자의 기회주의를 줄이고, 투자를 촉진하게 한다. Fang, Noe, and Tice(2009)은 주식유동성과 기업성과 사이의 관련성을 분석한 결과, 높은 주식유동성을 갖는 기업들이 성과가 높은 것을 분석하였다. Chung, Elder, and Kim(2010)은 건전한 지배구조를 가진 기업이 주식유동성에 긍정적인 영향을 미치는 것을 분석하였다. Edmans(2013)는 주식유동성 및 지배구조 문제를 다루면서 주식유동성이 대주주 지배구조에 긍정적인 영향을 미치는 것을 주장하였다. 그는 주식유동성과 대주주 형성은 서로 연계되어 있으며, 대주주 형성은 높은 주식유동성에 의해 이루어진다고 주장하였다. 그는 또한 주식유동성이 주주 행동주의와 출구전략을 통하여 대주주들이 기업을 지배할 가능성을 증가시키고, 결국 기업성과가 높아진다고 주장하였다. Roosenboom, Schlingemann, and Vasconcelos(2013)는 주식유동성이 기업 인수 때에 경영자를 감시하는 기관투자자의 인센티브를 줄이는 것을 분석하였다. Pombo and Taborda(2017)는 주식유동성이 대주주간 의결권 대결 및 지배권 연합형성 가능성과 기업성과 사이의 관련성을 강화하는 것을 분석하였다.

그러나 한국주식시장에서는 외국 주식시장과는 달리 제도측면에서 가격제한폭 제도와 5%룰 제도가 있다. 가격제한폭 제도는 가격제한으로 가격변동과 거래활동을 제약할 수 있다. 선정훈(2016)은 한국주식시장에서 가격제한폭 확대이후 거래활동이 이

전기간보다 증가하는 것을 분석하였다. 또한 5%를 제도는 KRX에 상장된 기업 주식을 5%이상 보유한 경우와 주식보유자의 지분이 주식 총수의 1% 이상 변동된 경우, 금융감독원과 KRX 등에 보고하도록 되어 있다(증권거래법 제200조 2항). 이러한 한국 제도는 과도한 주식유동성을 완화시키는 경향이 있다. 따라서 대주주간 의결권대립 및 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 미치는 영향에 있어 주식유동성이 약화시키는 것으로 추정이 가능하다. 본 연구는 주식유동성 상호작용의 대용변수로서 Pombo and Tabor(2017)가 사용한 주식회전율을 사용한다. 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 3.1: 대주주간 의결권대립이 기업성과에 미치는 긍정적인 영향은 주식유동성에 의해서 약화될 것이다.

가설 3.2: 대주주간 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 미치는 부정적인 영향은 주식유동성에 의해서 약화될 것이다.

III. 자료수집과 모형설정

3.1 자료수집과 표본

본 연구는 2005년 1월 1일부터 2017년도 12월 31일까지 다음과 같은 기준에 따라 표본을 선정한다. 첫째, 분석기간 동안 한국거래소(KRX)에 상장된 기업을 대상으로 한다. 둘째, 12월 결산 기업을 대상으로 한다. 셋째, 분석기간 동안 대주주 소유구조와 재무관련 기초자료는 한국상장협의회(KOCOinfo)의 TS-2000에서 구하고, 주가자료는 한국신용평가

(주)의 KIS Value II에서 구한다. 소유구조, 재무자료, 및 주가자료를 구할 수 없는 기업은 제외한다. 넷째, 은행, 증권, 및 보험과 같은 금융기관은 제외한다. 이상의 조건을 충족하는 관측 수는 KOSPI에서 4,928개, KOSDAQ에서 3,446개, 전체 8,374개이다.

3.2 모형과 변수의 정의

3.2.1 분석모형

본 연구는 패널자료를 바탕으로 한 패널회귀분석으로 실증분석하는데, 실증분석을 위하여 모형 (1)을 구축한다.

$$Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 SV(\text{or } COM, CON2, HHIC, HHID)_{it} + \beta_{2k} X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (1)$$

- Q_{it} = t시점 i기업의 토빈의 Q
- SV_{it} = t시점 i기업의 샵플리 가치
- COM_{it} = t시점 i기업의 2대/1대 대주주 지분율 비율
- $CON2_{it}$ = t시점 i기업의 (2대+3대)/1대 대주주 지분율 비율
- $HHIC_{it}$ = t시점 i기업의 HHI집중
- $HHID_{it}$ = t시점 i기업의 HHI차이
- X_{it} = t시점 i기업의 통제변수(베타, 기업규모, 매출액증가율, 부채비율, 잉여현금흐름비율, 유형 자산비율)
- μ_i = 기업특성효과
- λ_t = 시간특성효과
- ϵ_{it} = 오차

외국인·기관의 2대 대주주 여부와 주식유동성의 상호작용이 존재하는지를 분석하기 위하여, 본 연구는 모형 (2)와 모형 (3)을 사용한다.

$$Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 SV(\text{or } COM1, CON2, HHIC, HHID)_{it} + \beta_2 D_IN_{it} + \beta_3 SV(\text{or } COM1, CON2, HHIC, HHID)_{it} \times D_IN_{it} + \beta_{4k} X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (2)$$

$$Q_{it} = \beta_0 + \beta_1 SV(\text{or } COM1, CON2, HHIC, HHID)_{it} + \beta_2 D_TU_{it} + \beta_3 SV(\text{or } COM1, CON2, HHIC, HHID)_{it} \times D_TU_{it} + \beta_{4k} X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \epsilon_{it} \quad (3)$$

D_IN_{it} = t시점 i기업의 2대 대주주 더미(1: 외국인·기관이 2대 대주주인 경우)

D_TU_{it} = t시점 i기업의 주식유동성 더미(1: 주식회전율이 중앙값 0.0729 이상인 경우)

3.2.2 도입변수와 정의

① 기업성과(Q)

본 연구는 시장가치가 반영된 토빈의 Q를 기업성과의 대용변수로써 사용하는데(Morck, Shleifer, and Vishny, 1988; Yermack, 1996; Kaplan and Zingales, 1997; Gompers, Ishii, and Metrick, 2003), 토빈의 Q는 식(4)와 같이 산정한다.

$$Q_{it} = \frac{MVA_{it} (= BVA_{it} + MVE_{it} - BVE_{it})}{BVA_{it}} \quad (4)$$

MVA_{it} = t시점의 i기업의 년말 자산의 시장가치

BVA_{it} = t시점의 i기업의 년말 자산의 장부가치

MVE_{it} = t시점의 i기업의 년말 자본의 시장가치

BVE_{it} = t시점의 i기업의 년말 자본의 장부가치

② 대주주간 의결권대립과 지배권 연합형성 가능성 요인

첫째, 본 연구는 대주주간 의결권대립의 대용변수로써 (i) 1대,¹⁾ 2대, 및 3대 대주주들의 샤플리 가치(Shapiro and Shapley, 1978; Milnor & Shapley, 1978; Basu et al., 2016), (ii) 2대/1대 대주주 지분율 비율, (iii) (2대+3대)/1대 대주주 지분율 비율을 사용한다(Pombo and Tabor, 2017).

먼저, 샤플리 가치는 협력적 게임이론에서 특정 게임 참가자의 영향력에 대한 가치를 측정하는 방법이다. 샤플리 가치를 계산하는 과정은 다음과 같다. 먼저, 특정한 임계값이 넘는 경우 1을 갖는 가치함수는 식(5)와 같이 정의한다.

$$v(S) = \begin{cases} 0 & \text{if } w(S) < c \\ 1 & \text{if } w(S) \geq c \end{cases} \quad (5)$$

$v(S)$ 는 협력을 지지하는 게임참가자들의 연합을 나타내는 S 의 가치이다. $w(S)$ 는 S 연합의 지분율을 의미하고, c 는 협력을 통과시키는 데 필요한 임계값이다. 식(5)의 의미는 만약 임계값이 50%라고 한다면, S 연합의 지분율이 50%를 초과하면 (1)이고, 그렇지 않으면 (0)을 갖게 된다. 게임참가자가 N 명이 존재할 때, i 게임참가자의 샤플리 가치는 식(6)과 같이 계산한다.

$$\phi_i = \sum_{S \subseteq N-(i)} \frac{n!(n-s-1)!}{n!} [v(S \cup i) - v(S)] \quad (6)$$

1) 1대 대주주(blockholder)는 5% 이상의 보통주 지분율을 가지는 주주 중 가장 많은 지분을 가지는 주주를 말한다. 1대 대주주는 TS-2000에서 주주에 관한 사항, 최대주주현황에서 "대주주1인 총계"(특수관계인과 계열회사 등 포함)를 사용한다. 2대부터 5대까지 대주주들은 마찬가지로 TS-2000에서 주주에 관한 사항, "5%이상주요주주"에서 지분율 높은 순서대로 분류하여 사용한다. 본 연구는 각 대주주 종류를 가족(특수관계인 및 계열회사 포함), 가족을 제외한 개인 및 기업, 외국인, 금융기관, 정부 및 기타(종업원지주제 등)와 같이 6개로 구분한다.

N 은 게임참가자 수를 의미하고, s 는 연합 S 의 참가자 수를 나타낸다. Milnor & Shapley(1978)는 식(6)을 이용하여 다수의 게임참가자가 존재하는 경우 각 개별 참가자의 의결권 영향력을 측정하는 샤프리 가치의 극한 정리를 식(7)과 같이 얻었다.

$$\phi_i = \sum_{S \subseteq N-(i)} \int_{t_1}^{t_2} x_i^s (1-x_i)^{n-s-1} dx_i \quad (7)$$

$$t_1 = \langle c-w(S)/\theta \rangle, \text{ 그리고 } t_2 = \langle c-w(S \cup \{i\})/\theta \rangle$$

$$\theta = 1 - \sum_{i \in N} w_i$$

$$\langle x \geq (0, x, 1) \text{의 중위수} = \begin{cases} 0 & \text{if } x \leq 0 \\ x & \text{if } 0 \leq x \leq 1 \\ 1 & \text{if } x \geq 1 \end{cases}$$

θ 는 n 에 포함되지 않은 나머지 참가자의 지분율을 의미하고, 주주총회 의결권의 경우 소액주주 지분율을 의미한다. 소액주주의 영향력은 식(8)과 같이 측정한다.

$$\Phi = 1 - \sum_{i \in N} \phi_i \quad (8)$$

만약 1대 대주주 지분율이 20%이고, 2대와 3대 대주주 지분율이 각각 15%와 10%이라면, 1대 샤프리 가치는 0.234(23.4%)가 된다. 만약 1대 대주주 지분율이 50.5%이고, 2대와 3대 대주주 지분율이 각각 0%, 0%이라면, 1대 대주주 샤프리 가치는 1이 된다. 샤프리 가치의 가장 큰 값은 1이다. 샤프리 가치가 1에 가까울수록 대주주간 의결권대립이 작다는 것을 의미한다. 샤프리 가치가 0에 가까울수록 대주주간 의결권대립이 크다는 것을 의미한다.

대주주간 의결권대립의 두 번째 대응변수는 2대

/1대 대주주 지분율 비율을 사용하는데, 식(9)로 측정한다.

$$COM = 2\text{대} / 1\text{대 대주주 지분율} \quad (9)$$

만약 1대와 2대 대주주간 의결권이 동일할 때, CON1은 1에 접근한다. CON1이 1에 접근한다는 것은, 2대 대주주가 1대 대주주의 권력에 경쟁할 수 있다는 것을 의미한다. 이때 최적의 전략은 협상을 하는 것이다. CON1이 1로부터 멀어진다는 것은 1대 대주주가 2대 대주주 없이 우선적으로 의사결정을 한다는 의미이다.

대주주간 의결권대립의 세 번째 대응변수는 (2대 + 3대)/1대 대주주 지분율 비율인 CON2이다. 이것은 2대와 3대 대주주가 연합하여 1대 대주주에 도전하고 감시활동하기 위한 능력을 측정하는 요인이다. 식(10)과 같이 산정한다.

$$COM2 = (2\text{대} + 3\text{대}) / 1\text{대 대주주 지분율} \quad (10)$$

둘째, 대주주간 지배권 연합형성(분산) 가능성 측정치는 Pombo and Tabor(2017)가 사용한 측정 방법을 원용하여 두 개의 Herfindahl-Hirschman Index(HHI)를 사용한다. 하나는 HHI집중(HHIC)이고, 다른 하나는 HHI차이(HHID)이다. HHIC는 1대 대주주부터 5대 대주주까지의 각 지분율을 제곱하여 모두 합한 것이고, 식(11)과 같이 측정한다. HHIC가 상대적으로 높다는 것은, 대주주간 지배권 연합형성(분산) 가능성이 높다고 것을 의미한다.²⁾

2) 예를 들면, 표본 중 현대엘리베이터(17800)의 2010년도 말 1대부터 3대까지 각 지분율은 0.50, 0.29, 0.07인 경우 HHIC는 0.34인 반면, 필룩스(33180)의 2012년도 말 1대부터 3대까지 각 지분율이 0.45, 0.07, 0.06인 경우 HHIC는 0.21이다.

$$HHIC = \sum_{i=1}^5 S_i^2 \quad (11)$$

S_i = i 번째 대주주 보유지분율

HHID는 1대부터 5대 대주주까지 연속적인 대주주들 사이의 차이를 계산한다. HHID는 식(12)와 같이 측정한다. 예를 들면, S_i 는 1대 대주주 지분율을 의미하고 S_{-i} 는 2대 대주주 지분율을 의미한다. HHID가 높을수록, 주주들 사이의 거리가 더 커진다는 의미를 지니고, 대주주간 지배권 연합형성 가능성이 높다고 볼 수 있다.

$$HHID = \sum_{i=1}^5 (S_i^2 - S_{-i}^2) \quad (12)$$

S_i = i 번째 대주주 보유지분율

S_{-i} = i 번째 이후 다른 대주주 보유지분율

셋째, 본 연구는 2대 대주주 형태를 특수관계자 및 계열회사가 포함된 가족이 아닌 개인 및 기업, 외국인, 기관, 정부, 및 기타로 구분한다. 본 연구는 이중 외국인·기관이 2대 대주주인 경우의 더미변수를 사용한다(Almazan et al., 2005; Ferreira and Matos, 2008; 이상철·이수준, 2016; 이형철, 2016). 그리고 우리는 주식유동성의 대용변수로써 주식회전율을 사용하는데(Pombo and Taborda, 2017), 주식회전율은 연간 중앙값 0.0729(7.29%) 이상 거래가 이루어진 기업인 경우(1)와 그렇지 않은 경우 (0)으로 한다. 주식회전율을 구하기 위하여 먼저 월간 주식회전율을 구하는데, 당해 기간 중의 거래량을 당해 기간 중의 평균상장주식수로 나누어 산정한다. 당해 기간 중의 평균상장주식수는 (기초상장주식수+기말상장주식수)/2로 산정한다. 연간

주식회전율은 월별 주식회전율을 누적하여 산정한다.

③ 통제변수

우리는 기업특성과 관련된 요인들은 선행연구에서 사용한 요인들 중 유의수준이 상대적으로 높고, 사용빈도가 높은 요인들을 통제변수로써 사용한다(Claessens et al., 2002; Faccio and Lang, 2002; Mishra, 2011; Attig et al., 2009; Pombo and Taborda, 2017). 도입한 요인들은 베타, 기업규모, 매출액증가율, 부채비율, 잉여현금흐름비율, 및 유형자산비율이다. 베타는 시장에 관하여 주식의 체계적 위험을 나타내는 지표이다. 베타는 각 기업의 해당기간 1년 동안 종합주가지수 일별 수익률과 각 기업의 일별 주식수익률을 선형회귀 분석한 기울기로 측정한다. 기업규모는 각 기업의 연도말 ln(총자산, 백만원)으로 산정한다. 기업규모가 상대적으로 작은 중소기업은 대기업에 비하여 시장 역동성이 크고 또한 경영자의 도덕적해이 관찰이 용이하여 기업성과가 높을 것으로 기대된다(음(-)의 관계]. 매출액증가율은 각 기업의 연도말(당해년도 매출액-전년도 매출액)/전년도 매출액으로 산정한다. 이 변수는 투자기회의 대용변수로써 사용한다. 보다 나은 성장기회를 갖는 기업들은 성장이 빠르다. 따라서 매출액증가율과 기업성과 사이에 양(+의 관계)가 성립할 것으로 기대된다. 부채비율은 각 기업의 연도말 부채총계를 자본총계로 나누어 계산한다. 지금까지 이루어진 선행연구에서는 부채비율이 기업성과에 미치는 영향은 혼재되어 있다. 잉여현금흐름비율은 각 기업의 연말 자료를 바탕으로 [법인세·이자·감가상각비 차감 전 영업이익(EBITDA)-(법인세등+이자지급액)]을 자본총계로 나누어 계산한다. 이 변수는 기업의 단기 유동성의 대용변수로써 사용한다. 유형자산비율은 각 기업의 연말자료인 유형자

산을 총자산으로 나누어 계산한다. 유형자산비율과 기업성과 사이에 음(-)의 관련성을 보이는 것으로 기대된다. 이러한 이유는 유형자산비율이 낮다는 것은 기업의 현금흐름이 브랜드와 같은 무형자산에 의해 생성되는 가능성이 높아 기업성과가 높은 것으로 볼 수 있다.

IV. 실증분석 결과

4.1 기초통계량

표본기업의 기업특성에 대한 평균과 표준편차 등

과 같은 기초통계량은 <표 1>에 나타내었다. 이러한 특성변수들은 분석모형을 검정하기 위한 종속변수와 독립변수로 사용한다. 기업성과의 대용변수로서 사용하는 토빈의 Q의 평균값은 1.136으로 나타났다. Gompers et al.(2003)는 토빈의 Q값이 1.47~1.77, Pombo and Taborda(2017)는 토빈의 Q값이 1.221로 나타나 본 연구에서의 토빈의 Q값이 약간 낮은 것으로 나타났다. 대주주간 의결권대립을 나타내는 샤플리 가치의 평균값은 0.669로 나타났다. Pombo and Taborda(2017)의 샤플리 가치 평균값이 0.703으로 나타난 것과 비교하면 샤플리 가치가 약간 낮게 나타났다.

2대/1대 대주주 지분율 비율의 평균값은 0.138, (2대+3대)/1대 대주주 지분율 비율의 평균값은

<표 1> 기초통계량

| Variables | Obs. | Mean | Std. Dev. | Min | Max |
|-----------|-------|-------|-----------|---------|---------|
| Q | 8,374 | 1.136 | 0.771 | 0.213 | 29.510 |
| SV | 8,374 | 0.669 | 0.292 | 0.053 | 1.000 |
| CON1 | 8,374 | 0.138 | 0.210 | 0.000 | 1.715 |
| CON2 | 8,374 | 0.180 | 0.296 | 0.000 | 2.547 |
| HHIC | 8,374 | 0.205 | 0.140 | 0.003 | 0.850 |
| HHID | 8,374 | 0.198 | 0.142 | 0.000 | 0.850 |
| D_IN | 8,374 | 0.199 | 0.399 | 0.000 | 1.000 |
| D_TU | 8,374 | 0.499 | 0.500 | 0.000 | 1.000 |
| BETA | 8,374 | 0.745 | 0.398 | -2.320 | 5.681 |
| TA | 8,374 | 1,358 | 7,259 | 6 | 198,241 |
| SG | 8,374 | 0.073 | 0.364 | -0.999 | 11.360 |
| LEV | 8,374 | 1.067 | 2.981 | -93.224 | 141.117 |
| FCF | 8,374 | 0.049 | 0.368 | -9.343 | 17.077 |
| TAN | 8,374 | 0.303 | 0.184 | 0.000 | 0.965 |

단, 종속변수인 Q는 토빈의 Q를 의미하고, 독립변수인 SV는 샤플리 가치, CON1는 2대/1대 대주주 지분율 비율, CON2는 (2대+3대)/1대 대주주 지분율 비율, HHIC는 HHI집중, HHID는 HHI차이를 의미한다. D_IN은 외국인·기관이 2대 대주주인 경우의 더미(1), D_TU는 주식회전율이 중앙치보다 높은 경우의 더미(1)를 의미한다. 통제변수인 BETA는 베타, TA는 총자산(십억원), SG는 매출액증가율, LEV는 부채비율, FCF는 잉여현금흐름비율, TAN은 유형자산비율을 각각 의미한다.

0.180로 나타난다. 이것은 Pombo and Taborda (2017)의 값들과 비교할 때 낮은 편이다. 이들의 분석에서는 2대/1대 대주주 지분율 비율의 평균값이 0.381, (2대+3대)/1대 대주주 지분율 비율의 평균값이 0.581로 나타났다. 이것은 우리나라의 경우 특수 관계자와 계열회사를 포함한 가족(1대)의 지분율이 상대적으로 높은 때문으로 해석된다. 대주주간 지배권 연합형성 가능성을 나타내는 HHIC의 평균값은 0.205, HHID의 평균값은 0.198로 나타나, Pombo and Taborda(2017)의 값들과 비교할 때 낮은 편이다. 이들의 분석에서는 HHIC의 평균값은 0.348, HHID의 평균값은 0.234로 나타났다. 베타의 평균값은 0.745, 기업규모의 평균값은 1.358(십억), 매출액증가율의 평균값은 0.073, 부채비율의 평균값은 1.067, 잉여현금흐름비율의 평균값은 0.049, 유형자산비율의 평균값은 0.303으로 각각 나타났다.

4.2 상관관계 분석

〈표 2〉는 변수들 간의 상관관계를 Pearson 상관계수로 나타낸 것이다. 먼저 주요한 독립변수 중 샤플리 가치의 상관계수는 -0.18로서 1% 수준에서 유의한 음(-)의 상관관계가 있다. 2대/1대 대주주 지분율 비율과 (2대+3대)/1대 대주주 지분율의 상관계수는 0.95로서 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관관계가 있다. 이것은 두 변수가 서로 관련성이 높은 것으로 볼 수 있다.

그리고 HHIC와 HHID 사이에 상관계수가 0.99로써 높은 편이고 1% 유의수준에서 유의한 양(+)의 상관관계가 있다. 이것은 마찬가지로 두 변수 사이에 서로 관련성이 높다는 것을 의미한다. CON1은 토빈의 Q와 1% 수준에서 유의한 양(+)의 상관

관계가 있다. CON2은 토빈의 Q와 1% 수준에서 마찬가지로 유의한 양(+)의 상관관계가 있다. HHIC 및 HHID와 토빈의 Q 사이에 유의한 음(-)의 상관관계가 있다. HHIC 및 HHID와 샤플리 가치 사이에 각각 0.85, 0.86의 상관계수가 나타났고 1% 수준에서 유의하게 나타났다. 일부 변수들 이에 Kennedy (1992)가 제시한 상관계수의 절대값이 0.5를 초과한 변수들이 존재한다. 그러나 각 변수별로 따로 구분하여 분석하기 때문에 다중공선성 문제는 염려되지 않는다. 베타, 매출액증가율 및 잉여현금흐름과 토빈의 Q 사이에 유의한 양(+)의 값으로 보였다. 기업규모와 유형자산비율과 Q 사이에 유의한 음(-)의 값을 보였다. 나머지 변수들 사이에서는 유의한 상관관계가 있는 경우와 없는 경우가 혼재되어 있다. 우리는 다중공선성 문제를 파악하기 위하여 분산팽창요인(VIF)을 살펴본 결과, 여기서는 나타내지 않았지만, Neter, Kutner, and Wasserman (1990)이 제시한 다중공선성의 기준으로 사용되는 10보다 작은 것으로 나타났다. 따라서 다중공선성 문제는 우려되지 않는다.

4.3 대주주간 의결권대립 및 지배권 연합형성 가능성과 기업성과

〈표 3〉은 식(1)의 모형을 패널회귀분석으로 실증 분석한 결과를 나타낸다. 기업성과의 대용변수로써 토빈의 Q를 사용한다. 모형 1부터 모형 3까지는 대주주간 의결권대립이 기업성과에 미치는 영향을 분석한다. 모형 1은 대주주간 의결권대립의 대용변수로써 샤플리가치(SV), 모형 2는 2대/1대 대주지분율 비율을 사용한 경우이고, 모형 3은 (2대+3대)/1대 대주주 지분율 비율을 사용한 경우이다. 모형 4와 모형 5는 대주주간 지배권 연합형성 가능성이 기업

〈표 2〉 상관관계 분석

| | Q | SV | CON1 | CON2 | HHIC | HHID | D_IN | D_TU | BETA | LNTA | SG | LEV | FCF | TAN |
|------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|-----------------|----------------|-----|
| Q | 1 | | | | | | | | | | | | | |
| SV | -0.18 (0.00) | 1 | | | | | | | | | | | | |
| CON1 | 0.04 (0.00) | -0.44 (0.00) | 1 | | | | | | | | | | | |
| CON2 | 0.05 (0.00) | -0.43 (0.00) | 0.95 (0.00) | 1 | | | | | | | | | | |
| HHIC | -0.14 (0.00) | 0.85 (0.00) | -0.29 (0.00) | -0.29 (0.00) | 1 | | | | | | | | | |
| HHID | -0.13 (0.00) | 0.86 (0.00) | -0.36 (0.00) | -0.36 (0.00) | 0.99 (0.00) | 1 | | | | | | | | |
| D_IN | 0.00 (0.97) | -0.06 (0.00) | 0.35 (0.00) | 0.34 (0.00) | -0.05 (0.00) | -0.08 (0.00) | 1 | | | | | | | |
| D_TU | 0.18 (0.00) | -0.29 (0.00) | -0.10 (0.00) | -0.10 (0.00) | -0.33 (0.00) | -0.31 (0.00) | -0.15 (0.00) | 1 | | | | | | |
| BETA | 0.12 (0.00) | -0.19 (0.00) | -0.01 (0.53) | -0.02 (0.05) | -0.23 (0.00) | -0.22 (0.00) | -0.01 (0.23) | 0.38 (0.00) | 1 | | | | | |
| LNTA | -0.03 (0.01) | -0.06 (0.00) | 0.26 (0.00) | 0.26 (0.00) | -0.04 (0.00) | -0.05 (0.00) | 0.32 (0.00) | -0.23 (0.00) | 0.17 (0.00) | 1 | | | | |
| SG | 0.11 (0.00) | 0.02 (0.10) | 0.01 (0.62) | 0.01 (0.59) | 0.02 (0.03) | 0.02 (0.04) | 0.00 (0.67) | 0.05 (0.00) | 0.03 (0.01) | -0.01 (0.43) | 1 | | | |
| LEV | -0.01 (0.49) | -0.03 (0.02) | 0.02 (0.07) | 0.02 (0.04) | -0.01 (0.23) | -0.02 (0.16) | -0.01 (0.58) | 0.05 (0.00) | 0.05 (0.00) | 0.08 (0.00) | -0.01 (0.25) | 1 | | |
| FCF | 0.02 (0.03) | 0.01 (0.20) | 0.02 (0.08) | 0.02 (0.16) | 0.00 (0.81) | 0.00 (0.88) | 0.04 (0.00) | -0.04 (0.00) | -0.02 (0.12) | 0.05 (0.00) | 0.08 (0.00) | -0.58 (0.00) | 1 | |
| TAN | -0.08 (0.00) | 0.01 (0.33) | 0.02 (0.10) | 0.01 (0.20) | 0.02 (0.07) | 0.02 (0.13) | -0.03 (0.02) | -0.04 (0.00) | -0.06 (0.00) | 0.02 (0.04) | -0.03 (0.02) | 0.06 (0.00) | 0.02 (0.05) | 1 |

단, 각 변수에 대한 설명은 〈표 1〉에 나타내어 있다. 박스 안에서 위의 숫자는 상관계수를 나타내고, 유의수준(양측)은 ()에 각각 나타내었다.

성과에 미치는 영향을 분석한다. 모형 4는 대주주간 지배권 연합형성 가능성의 대용변수로써 HHIC, 모형 5는 HHID를 사용하여 기업성과에 미치는 영향을 분석한다. 통제변수로써 베타, 기업규모, 매출액 증가율, 부채비율, 잉여현금흐름비율 및 유형자산비율을 사용한다. 본 연구에서는 라그랑지 승수 검정(lagrange multiplier test)과 하우스만 검정

(hausman test)과 같은 통계적 검정 절차를 거쳐 패널회귀모형을 적용한다. 모형 1부터 모형 5까지 라그랑지 승수 검정을 통해 시간특성효과가 1% 수준에서 유의하게 존재하고, 하우스만 검정을 통해 고정효과모형이 확률효과모형보다 1% 수준에서 유의함을 확인하였다. 그리고 모형의 적합도(F)는 1% 수준에서 모두 유의하게 나타났다.

〈표 3〉 대주주의 의결권대립 및 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 미치는 영향

| Variables | 기대 부호 | (1) Model 1 | (2) Model 2 | (3) Model 3 | (4) Model 4 | (5) Model 5 |
|----------------------|-------|----------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| SV | (-) | -0.257*** (0.051) | | | | |
| CON1 | (+) | | 0.098** (0.05) | | | |
| CON2 | (+) | | | 0.104*** (0.034) | | |
| HHIC | (-) | | | | -0.270** (0.11) | |
| HHID | (-) | | | | | -0.003*** (0.00) |
| BETA | (+) | 0.155*** (0.02) | 0.163*** (0.02) | 0.165*** (0.02) | 0.156*** (0.02) | 0.156*** (0.02) |
| LNTA | (-) | -0.123*** (0.02) | -0.118*** (0.02) | -0.118*** (0.02) | -0.120*** (0.02) | -0.120*** (0.02) |
| SG | (+) | 0.208*** (0.02) | 0.205*** (0.02) | 0.204*** (0.02) | 0.207*** (0.02) | 0.207*** (0.02) |
| LEV | (?) | 0.002 (0.00) | 0.002 (0.00) | 0.002 (0.00) | 0.002 (0.00) | 0.002 (0.00) |
| FCF | (+) | 0.042* (0.02) | 0.041* (0.02) | 0.041* (0.02) | 0.042* (0.02) | 0.042* (0.02) |
| TAN | (-) | -0.142* (0.08) | -0.120 (0.07) | -0.124* (0.07) | -0.128* (0.08) | -0.130* (0.08) |
| Constant | | 2.734*** (0.28) | 2.476*** (0.28) | 2.466*** (0.28) | 2.575*** (0.28) | 2.584*** (0.28) |
| Year Fixed Effects | | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| Observations | | 8,374 | 8,374 | 8,374 | 8,374 | 8,374 |
| R-squared | | 0.077 | 0.075 | 0.075 | 0.075 | 0.075 |
| Number of i | | 646 | 646 | 646 | 646 | 646 |
| Lag. mul. test(sig.) | | 7329.80*** | 7775.18*** | 7761.12*** | 7593.84*** | 7600.14*** |
| Hausman test(sig.) | | 76.89*** | 69.20*** | 66.87*** | 76.68*** | 73.05*** |
| F(sig.) | | 34.00*** | 32.80*** | 33.09*** | 32.89*** | 32.98*** |

단, 종속변수인 Q는 토빈의 Q를 의미하고, 독립변수인 SV는 샵플리 가치, CON1는 2대/1대 대주주 지분율 비율, CON2는 (2대+3대)/1대 대주주 지분율 비율, HHIC는 HHI집중, HHID는 HHI차이를 의미한다. 통제변수인 BETA는 베타, TA는 총자산(십억 원), SG는 매출액증가율, LEV는 부채비율, FCF는 잉여현금흐름비율, TAN은 유형자산비율을 각각 의미한다. ()은 표준오차를 나타낸다. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10.

분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 모형 1에서 샤플리 가치와 토빈의 Q 사이에 기대대로 1% 수준에서 유의한 음(-)의 관련성을 갖는다. 모형 2에서 2대/1대 대주주 지분율과 토빈의 Q 사이에 기대대로 5% 수준에서 양(+)의 관련성을 갖는다. 모형 3은 (2대+3대)/1대 대주주 지분율을 독립변수로 사용한 경우인데, 토빈의 Q 사이에 1% 수준에서 양(+)의 관련성을 갖는다.³⁾ 이 같은 결과는 한국증권시장에서 대주주간 의결권대립이 높을수록, 기업성과는 높아진다고 볼 수 있다(가설 1.1: 채택). 이 같은 결과는 La-Porta et al.(2002)과 Maury and Pajuste(2005)의 모형과 Bloch and Hege(2003)의 견해, Villalonga and Amit(2010)의 대주주간 의결권대립과 기업성과 사이에 양(+)의 관련성을 분석한 결과와 일치한다.

이것은 La-Porta et al. (2002)과 Maury and Pajuste(2005)의 주장처럼 우리나라에서도 다수 대주주가 존재하여 의결권대립이 이루어지면 이익전환(profit diversion)이 줄어들어 결국 기업성과를 향상시킬 가능성이 있다고 볼 수 있다. 또한 이 같은 결과는 대주주간 의결권대립이 CEO들의 독단적 행동을 견제할 수 있고, 대주주들의 목적이 기업의 가치를 향상시켜 수익을 증대하는 것이기 때문에, 대주주들의 개입은 대체로 기업의 수익성 향상의 결과를 가져올 가능성이 있기 때문으로 판단된다.

둘째, 모형 4는 대주주간 지배권 연합형성 가능성의 대용변수로써 HHIC를 사용한 모델이다. 분석결과, 기대대로 HHIC와 토빈의 Q 사이에 5% 수준

에서 유의한 음(-)의 관련성을 갖는다. 모형 5는 대주주간 지배권 연합형성 가능성의 대용변수로써 HHID를 사용한 모델이다. 기대대로 HHID와 토빈의 Q 사이에 1% 수준에서 유의한 음(-)의 관련성을 갖는다. 이와 같은 결과는 대주주간 지배권 연합형성 가능성이 높을수록, 기업성과가 낮아지는 것을 의미한다(가설 1.2: 채택). 이것은 La-Porta et al.(2002)과 Maury and Pajuste(2005)의 모형과 Pombo and Taborda(2017)의 실증분석 결과와 일치한다. 이는 La-Porta et al.(2002)과 Maury and Pajuste(2005)의 주장처럼 우리나라에서도 대주주간 지배권 연합형성 가능성이 높을수록, 연합의 혜택에 대한 지대전환이 더 많이 발생할 수 있기 때문에, 기업성과가 낮아질 가능성이 있다고 볼 수 있다. 또한 다양한 대주주들이 기업 내에 존재하면 전문경영과 기술지식에 대한 부족으로 잘못된 판단을 통한 기업에 부정적인 효과를 미칠 수 있고, 단기적 수익 향상을 위한 장기간의 정(+)의 NPV를 갖는 프로젝트를 무산시킬 가능성이 있기 때문으로 판단된다.

〈표 3〉의 결과를 요약하면, 한국 상장기업에서도 기업 내에서 대주주간 의결권이 대립되고 대주주간 지배권 연합형성 가능성이 있을 때, Edmans(2013)의 주장처럼 주주행동주의와 출구메커니즘이 기업성과에 영향을 미칠 가능성이 높다고 볼 수 있다.

셋째, 통제변수들과 기업성과 사이의 관련성을 살펴본다. 베타와 기업성과 사이에 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관련성을 보이고 있다. 이것은 체계적

3) 본 연구는 의결권 대립 가능성의 대용변수로써 사용한 변수들에 대하여 추가적으로 1대부터 4대 혹은 5대까지의 대주주 지분율을 사용하였다. 분석결과, 새로운 샤플리 가치의 회귀계수는 -0.299, 표준오차는 0.042, CON3[(2대+3대+4대)/1대], CON4[(2대+3대+4대+5대)/1대]의 회귀계수는 각각 0.113, 0.103, 표준오차는 0.029, 0.027로 나타나 회귀계수와 표준오차는 〈표 3〉과 비교하여 약간 변동이 있었으나, 회귀계수의 부호와 유의성은 변함이 없는 것으로 나타났다. 따라서 대주주 지분율을 5대까지 확대하더라도 1대부터 3대까지의 대주주 지분율을 사용하는 경우와 비교하여 큰 변화가 없는 것을 확인하였다. 이점을 지적하여 주신 제2심사위원님께 감사드립니다.

위험이 높을수록 기업성과가 높아진다고 볼 수 있다. 기업규모와 기업성과 사이에 1% 수준에서 유의한 음(-)의 관련성을 보이고 있다. 이것은 기업규모가 작은 중소기업일수록 기업성과가 높다는 것을 의미하고, 중소기업이 대기업에 비하여 시장 역동성이 크고, 경영자의 도덕적 해이에 대한 관찰이 용이하다는 등의 원인으로 인하여 기업성과가 높은 것으로 판단된다. 매출액증가율과 기업성과 사이에 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관계가 성립하는 것을 보이고 있다. 이것은 매출액증가율이 기업성과에 긍정적인 영향을 미치는 것으로 해석된다. 그러나 부채비율과 기업성과 사이에 유의한 증거는 나타나지 않았다. 잉여현금흐름비율과 기업성과 사이에 10% 수준에서 유의한 양(+)의 관계가 성립하는 것으로 나타났다. 이것은 기업의 단기 유동성이 높을수록 기업성과가 높다고 볼 수 있다. 유형자산비율과 기업성과 사이에 모형 2를 제외하고, 10% 수준에서 유의한 음(-)의 관계가 성립하였다. 이것은 유형자산비율이 기업성과에 부정적인 영향을 미친다고 볼 수 있고, 브랜드와 같은 무형자산에 의해 기업의 현금흐름이 생성되어 기업성과가 높은 것으로 해석된다.

4.4 외국인·기관이 2대 대주주인 경우의 상호작용

〈표 4〉는 대주주간 의결권대립 및 지배권 연합형성 가능성과 기업성과와의 관계가 외국인·기관이 2대 대주주인 경우에 의해 영향을 받는 가를 분석한 결과를 보여준다.

모형 1부터 모형 3까지는 대주주간 의결권대립과 기업성과의 관계가 외국인·기관이 2대 대주주인 경우에 의해 영향을 받는 가를 분석한 결과를 나타낸다. 모형 4와 모형 5는 대주주간 지배권 연합형성 가능성과 기업성과의 관계가 외국인·기관이 2대 대

주주인 경우에 의해 영향을 받는 가를 분석한 결과를 보여준다. 〈표 4〉는 〈표 3〉과 마찬가지로 고정효과 모형의 패널회귀분석으로 분석한다. 분석결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 〈표 3〉과 〈표 4〉를 비교할 때 모형 2를 제외한 나머지 모형에서, 샤플리 가치, (2대+3대)/1대 대주주 지분율, HHIC, HHID와 기업성과 사이의 관련성에는 변화가 없다. 둘째, 외국인·기관이 2대 대주주인 경우와 기업성과 사이의 관련성을 분석한 결과, 모형 4에서 유의수준 10% 수준에서 유의한 양(+)의 관련성을 보인다. 그러나 나머지 모형에서는 유의한 결과를 보이지 않았다. 이 같은 결과만을 살펴볼 때, 외국인·기관인 2대 대주주가 감시활동 등을 수행하여 기업성과가 높아진다고 보기에는 무리가 없지 않다. 셋째, 대주주간 의결권 경쟁 및 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 미치는 긍정적인 영향은 외국인·기관이 2대 대주주인 경우에 의해서 영향을 받는지를 분석한 결과를 살펴본다. 분석결과, 모형 3을 제외하고 모형 1부터 모형 5까지에서 샤플리 가치, CON1, HHIC, HHID가 기업가치에 미치는 영향에 있어 외국인·기관이 2대 대주주인 경우의 상호작용이 있다는 증거는 나타나지 않았다. 다만 모형 3에서 CON2와 외국인·기관이 2대 대주주인 경우에는 10% 수준에서 유의한 양(+)의 상호작용이 존재해, CON2가 기업가치에 미치는 긍정적인 영향을 외국인·기관이 2대 대주주인 경우에 증가하는 것으로 해석된다. 요약하면, 우리나라에서 대주주간 의결권 경쟁과 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 미치는 영향에 있어 외국인·기관이 2대 대주주 경우의 상호작용 효과가 있다는 증거는 전반적으로 나타나지 않는 것으로 볼 수 있다(가설 2.1, 2.2: 기각).

〈표 4〉 외국인·기관이 2대 대주주인 경우의 상호작용

| <i>Variables</i> | (1) Model 1 | (2) Model 2 | (3) Model 3 | (4) Model 4 | (5) Model 5 |
|-----------------------------|---------------------|-----------------|-------------------|--------------------|---------------------|
| <i>SV</i> | -0.251*** (0.05) | | | | |
| <i>CON1</i> | | 0.074 (0.05) | | | |
| <i>CON2</i> | | | 0.083** (0.04) | | |
| <i>HHIC</i> | | | | -0.278** (0.11) | |
| <i>HHID</i> | | | | | -0.298*** (0.11) |
| <i>D_IN</i> | 0.031 (0.02) | 0.015 (0.03) | 0.003 (0.02) | 0.036* (0.02) | 0.033 (0.02) |
| <i>SV×D_IN</i> | -0.105 (0.07) | | | | |
| <i>CON1×D_IN</i> | | 0.098 (0.11) | | | |
| <i>CON2×D_IN</i> | | | 0.117* (0.07) | | |
| <i>HHIC×D_IN</i> | | | | -0.200 (0.17) | |
| <i>HHID×D_IN</i> | | | | | -0.217 (0.16) |
| <i>Controls</i> | Included | Included | Included | Included | Included |
| <i>Year Fixed Effects</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Observations</i> | 8,374 | 8,374 | 8,374 | 8,374 | 8,374 |
| <i>R-squared</i> | 0.078 | 0.075 | 0.076 | 0.076 | 0.076 |
| <i>Number of i</i> | 646 | 646 | 646 | 646 | 646 |
| <i>Lag. mul. test(sig.)</i> | 7335.35*** | 7743.04*** | 7727.57*** | 7579.06*** | 7584.73*** |
| <i>Hausman test(sig.)</i> | 73.62*** | 73.51*** | 77.84*** | 75.85*** | 72.66*** |
| <i>F(sig.)</i> | 30.99*** | 29.78*** | 30.11*** | 30.00*** | 30.08*** |

단, 변수에 대한 자세한 설명은 〈표 3〉에 나타내었다. 외국인·기관이 2대 대주주인 경우 더미(D_IN)(1)를 사용한다. 상호작용 효과를 분석하기 위해서 각 변수를 평균중심화(mean centering)한 후 분석하였다. 통제변수(controls)와 Constant는 지면상의 제약으로 생략한다. ()은 표준오차를 나타낸다. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10.

4.5 주식유동성의 상호작용

〈표 5〉는 대주주간 의결권대립 및 지배권 연합형성 가능성과 기업성과의 관계가 주식유동성에 의해 영향을 받는가를 분석한 결과를 보여준다. 모형 1부터 3까지는 대주주간 의결권대립과 기업성과의 관계가 주식유동성에 의해 영향을 받는가를 분석하는 모형이고, 모형 4와 5는 대주주간 지배권 연합형성 가능성과 기업성과의 관계가 주식유동성에 의해 영향을 받는가를 분석하는 모형이다. 마찬가지로 고정효과모형의 패널회귀분석을 실시한다.

분석의 결과를 요약하면 다음과 같다.

첫째, 모형 1에서 SV와 토빈의 Q 사이에 1% 수준에서 유의한 음(-)의 관계, 모형 2와 모형 3에서 CON1 및 CON2와 토빈의 Q 사이에 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관련성을 갖는 것은 〈표 3〉의 모형 1부터 모형 3까지 동일하게 변화가 없다. 그러나 모형 4와 모형 5에서 HHIC 및 HHID와 기업성과 사이의 관련성에서는 〈표 3〉의 모형 4와 모형 5에서와 동일하게 회귀계수 부호는 (-)로서 일치하지만, 유의수준이 모형 4에서는 1% 수준, 모형 5에서는 10% 수준에서 유의하게 나타나 변화가 있는 것을 알 수 있다.

둘째, 주식유동성과 기업성과 사이의 관련성을 살펴보면, 모형 1부터 모형 5까지 모두 유의수준 1% 수준에서 유의한 양(+)의 관련성을 보인다. 이 같은 결과는 주식유동성이 높을수록 기업성과가 높아진다는 Fang et al.(2009)의 분석결과와 일치한다.

셋째, 대주주간 의결권 경쟁 및 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 미치는 영향이 주식유동성에 의해서 영향을 받는지를 분석한 결과를 살펴본다.

분석결과, 모형 1에서 샤플리 가치가 기업성과에 미치는 영향에 있어 주식회전율의 상호작용이 있다는 증거는 나타나지 않았다. 그러나 모형 2와 모형 3에서 CON1 및 CON2와 주식회전율 간에는 10% 수준에서 유의한 음(-)의 상호작용이 존재하는 것으로 나타났다(가설 3.1: 채택). 이것은 모형 2와 모형 3에서 대주주간 의결권대립이 기업성과에 미치는 긍정적인 영향이 주식유동성이 높을수록 감소하는 것을 의미한다. 그리고 모형 4와 모형 5에서 HHIC와 HHID와 주식회전율 간에는 10% 수준에서 유의한 음(-)의 상호작용이 존재하였다(가설 3.2: 채택). 이것은 마찬가지로 대주주간 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 미치는 부정적인 영향이 주식유동성이 높을수록 약화시키는 것을 의미한다.

요약하면, 주식유동성이 높은 기업의 경우에 의결권대립과 지배권 연합형성 가능성에 따른 주주행동주의 혹은 출구메커니즘 효과가 상대적으로 작게 나타난다는 해석이 가능하다. 아마도 이것은 외국 증권시장과는 달리 한국 증권시장에서는 가격제한폭 제도와 5%룰 제도 등이 존재하기 때문으로 보인다.

4.6 강건성 분석

여기서는 추가적으로 강건성 분석을 실시하고 그 결과 및 시사점을 나타낸다.

첫째, 미국 등의 기업들은 기관투자자가 1대 대주주인 경우가 많으나, 한국기업들은 대부분이 오너경영인이거나, 그렇지 않는 기업도 상당수 존재한다. 따라서 대기업의 총수가 존재하는 가족형태의 기업 집단에 소속된 경우에 더미변수(1)을 사용하거나, 혹은 재벌 총수 또는 총수의 가족이 이사회에 포함되는지의 경우의 더미변수(1)를 통제변수로써 추가

〈표 5〉 주식유동성의 상호작용

| Variables | (1) Model 1 | (2) Model 2 | (3) Model 3 | (4) Model 4 | (5) Model 5 |
|-----------------------------|----------------------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| <i>SV</i> | -0.219*** (0.051) | | | | |
| <i>CON1</i> | | 0.127*** (0.05) | | | |
| <i>CON2</i> | | | 0.124*** (0.03) | | |
| <i>HHIC</i> | | | | -0.184* (0.11) | |
| <i>HHID</i> | | | | | -0.227** (0.11) |
| <i>D_TU</i> | 0.123*** (0.02) | 0.133*** (0.02) | 0.134*** (0.02) | 0.126*** (0.02) | 0.126*** (0.02) |
| <i>SV×D_TU</i> | -0.0273 (0.06) | | | | |
| <i>CON1×D_TU</i> | | -0.127* (0.07) | | | |
| <i>CON2×D_TU</i> | | | -0.0847* (0.05) | | |
| <i>HHIC×D_TU</i> | | | | -0.233* (0.12) | |
| <i>HHID×D_TU</i> | | | | | -0.207* (0.12) |
| <i>Controls</i> | Included | Included | Included | Included | Included |
| <i>Year Fixed Effects</i> | Yes | Yes | Yes | Yes | Yes |
| <i>Observations</i> | 8,374 | 8,374 | 8,374 | 8,374 | 8,374 |
| <i>R-squared</i> | 0.083 | 0.082 | 0.083 | 0.081 | 0.082 |
| <i>Number of i</i> | 646 | 646 | 646 | 646 | 646 |
| <i>Lag. mul. test(sig.)</i> | 7286.58*** | 7545.57*** | 7531.61*** | 7482.05*** | 7478.07*** |
| <i>Hausman test(sig.)</i> | 82.91*** | 91.26*** | 87.69*** | 91.72*** | 88.02*** |
| <i>F(sig.)</i> | 33.20*** | 32.72*** | 33.00*** | 32.51*** | 32.56*** |

단, 변수에 대한 설명은 〈표 3〉에 나타내었다. 주식유동성의 대용변수로써 주식회전율 더미(D_TU)(1)를 사용한다. 상호작용 효과를 분석하기 위해서 각 변수를 평균중심화(mean centering)한 후 사용한다. 통제변수(controls)와 Constant는 지면상의 제약으로 생략한다. ()은 표준오차를 나타낸다. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10.

로 도입한다.⁴⁾ 분석결과, 지면상의 제약으로 여기서는 나타내지 않았지만, 재벌총수 존재여부와 토빈의 Q 사이에 모두 유의한 음(-)의 관계를 보이는 것으로 나타났고(회귀계수: -0.477~-0.492, 표준오차: 0.138~0.139), 재벌총수 또는 총수 가족이 이사회 참여여부와 토빈의 Q 사이에 유의한 양(+)의 관계를 보이는 것으로 나타났고(회귀계수: 0.370~0.387, 표준오차: 모두 0.146). <표 3>의 분석결과와 비교하여 큰 차이는 발견되지 않았다.

둘째, 본 연구는 한국 주식시장에서 주식유동성에 대한 차별적인 특징이 나타나는 중요한 이유를 5% 룰과 가격제한폭 제도로 추정된다. 2015년 6월 15일을 기점으로 국내 주식시장에서 가격제한폭이 15%에서 30%로 상향되면서, 한국시장의 유동성에 관한 특성은 유의미한 변화가 있었을 것으로 판단된다. 따라서 2015년 6월 15일을 전후하여 연구결과에 일관성이 나타나는지를 확인한다. 본 연구는 연간 자료를 중심으로 하기 때문에, 한국시장 유동성 특성을 구분하기 위하여 2005년부터 2014년까지를 이전기간으로 구분하고, 2016년부터 2017년까지를 이후기간으로 편의상 구분하여 추가적으로 분석한다. 분석결과, 지면상의 제약으로 여기서는 나타내지 않았지만, 이전기간에서는 주식유동성의 상호작용 효과가<표 5>의 분석결과와 비교하여 모형 2에서만 유사하게 나타났으나(회귀계수:-0.131, 표준오차: 0.0745), 나머지 모형에서는 <표 5>의 분석결과와 비교하여 다르게 나타났다(회귀계수: -0.0442~-0.181, 표준오차: 0.0533~0.133).

그러나 이후기간에서는 모형3을 제외한 모형에서 <표 5>의 분석결과와 동일하게 주식유동성 상호작용 결과를 얻었다(회귀계수: -1.408~0.372, 표준오차: 0.170~0.346). 따라서 국내 주식시장에서 가격 제한폭의 변동이 한국시장의 유동성에 있어 유의미한 변화가 존재하는 것으로 판단하였다. 그리고 주식회전을 대신 유통주식비율(유통주식수/발행주식수)⁵⁾과 같은 제도적 변화와 직접적인 상관관계가 적은 측정치를 사용하였다. <표 5>의 분석결과와 비교할 때, 모형 4와 모형 5에서 동일한 결과를 얻었으나, 모형1부터 모형3까지의 모형에서는 유의한 증거가 나타나지 않았다.

셋째, 소유구조가 집중되어 대주주들이 각기 30%의 지분을 확보한 경우(지분을 합계 90%)와 분산되어 각기 10%의 지분을 확보 한 경우(지분을 합계 30%)를 예로 들자면, 전자의 경우가 후자에 비해 의결권 대립 가능성이 높을 것으로 판단된다. 왜냐하면, 적극적인 의결권 행사(또는 대립)에 기인한 지분가치(배당권, 시세차익 등)의 변화 민감도(sensitivity)가 전자가 더 클 것으로 예상되기 때문이다. 이런 경우, 본 연구의 전체 하에서는 전자와 후자 간 의결권 대립 가능성의 대응변수가 동일하게 관찰되는 점이다(가령, CON1, CON2). 지배권 연합형성 가능성 차원에서 대주주들이 낮은 지분을 가진 경우 연합할 가능성이 높아진다는 점에서 전자와 후자의 차이를 추론할 수 있는데, 이러한 차이 역시도 변수에는 반영이 되지 않는 한계점이 존재한다. 따라서 이러한 문제를 부분적으로 해결하기 위

4) 기업 내에 재벌총수 존재여부는 공정거래위원회 홈페이지의 데이터개방, 대규모기업집단 지정현황을 연도별로 참고하여 구하였다(정남철·이영한, 2015). 재벌총수 또는 총수 가족의 이사회 참여여부는 금융감독원 전자공시시스템(DART)으로부터 결산월 기준 사업보고서에 있는 이사회 규모 및 이사회 구성을 참고하여 구하였다.
5) 유통주식비율은 유통주식수를 발행주식수로 나누어 산정하는데, 유통주식수의 자료 입수에 있어 누락된 자료가 많았다. 차선책으로 본 연구는 유통주식비율의 대응변수로써 상장주식지분을 전체에서 1대부터 5대까지 대주주 지분을 합계를 차감하여 산정하였다.

하여 1대부터 3대까지 대주주 지분을 합계에 따라 표본을 4 그룹으로 구분하여 분석한다. 분석결과는 <표 6>에 요약·정리한다. 의결권 대립 부분에서, 대주주 지분율 합계가 높은 그룹 1부터 그룹 3까지에서 그룹 3의 con1을 제외하고, <표 3>의 결과와 동일하게 나타났다. 그러나 대주주 지분율 합계가 가장 낮은 그룹 4에서는 유의한 결과는 나타나지 않았는데, 이것은 대주주 지분율 합계가 낮은 기업들은 대주주간 의결권 대립과 기업성과 사이의 관련성이 상대적으로 낮다는 것을 시사한다.⁶⁾ 지배권 연합형성 가능성 부분에서, 대주주 지분율 합계가 두 번째와 세 번째로 높은 그룹 1, 2, 및 3에서 <표 3>의 결과와 동일하게 나타났다. 이것은 대주주 지분율 합계가 중간이상의 기업들이 지배권 연합형성 가능성과 기업성과 사이의 관련성이 높은 것을 나타내지만, 대주주 지분율이 제일 낮은 그룹 4에서는 유의한 증거는 나타나지 않아 관련성이 낮다는 것을 시사한다.⁷⁾

넷째, 기업지배구조 분야 연구들은 지분율과 기업성과 사이에 역의 인과관계 혹은 내생성 가능성이 제기된다. 이 문제를 완화 또는 해소하기 위하여, 본 연구는 Allerano and Bover(1995)와 Blundell and Bond(1998)의 시스템 GMM⁸⁾을 통하여 분석한다. 분석결과는 <표 7>에 나타내었다. <표 3>의 결과와 비교하면, 의결권 대립의 대용변수로서 도입한 세 가지 변수들은 부호, 회귀계수, 및 표준오차가 약간 변동이 있지만 거의 유사하게 동일한 부호와

유의성이 있는 것으로 나타났다. 그러나 지배권 연합형성 가능성의 대용변수로 도입한 두 변수에서는 부분적으로 차이가 존재하였다. 요약하면, 지배권 연합형성 가능성 보다는 대주주간 의결권 대립이 기업성과와 관련성이 높을 가능성이 있는 것으로 추정된다. 지면상의 제약으로 여기서는 나타내지 않았지만, 외국인·기관이 2대 대주주 존재여부의 상호작용 효과가 있다는 증거는 <표 4>와 동일하게 나타나지 않았다. 그리고 주식유동성의 상호작용은 <표 5>의 분석결과와 비교하여 모형2와 모형3에서 10% 수준에서 유의하고 동일하게 나타났지만, 나머지 모형에서는 비유의하게 나타난 점에서 유사하다.

다섯째, 추가적으로 의결권 대립과 지배권 연합형성 가능성의 효과를 동시에 고려하였다. 분석결과, 지면상의 제약으로 여기서는 나타내지 않았지만, 의결권 대립의 대용변수는 <표 3>의 분석결과와 부분적으로 동일하게 나타났으나(SV, 회귀계수=-0.337, 표준오차=0.082; CON2, 회귀계수=0.214, 표준오차=0.092), 지배권 연합형성 가능성의 두 가지 변수(HHIC, HHID)에서는 유의한 결과가 있다는 증거는 나타나지 않았다. 이것은 의결권 대립 요인과 지배권 연합형성 가능성의 두 요인을 고려하는 경우 의결권 대립 요인이 보다 더 기업성과와 관련이 있는 것으로 볼 수 있다.

여섯째, KOSPI 시장과 KOSDAQ 시장을 비교하면 기업에 관련된 규정, 투자자의 시각, 대기업의 비율 등에 있어 차이가 존재한다. 따라서 본 연구는

6) 그룹4 요인들은 나머지 그룹들의 요인들보다 평균적으로 토빈의 Q(1.33)는 높았지만, SV(0.33), CON1(0.12), CON2(0.15), HHIC(0.002), HHID(0.002)는 평균적으로 다른 그룹의 값들보다 모두 낮게 나타났다. 따라서 그룹4에서 비유의한 이유는 데이터의 분포 때문으로 보인다. 그러나 이에 대하여 향후에 추가적인 분석이 필요하다고 판단된다.

7) 여기서는 나타내지 않았지만, 1대부터 5대까지 대주주 지분율 합계의 변수를 독립변수와 통제변수로써 추가로 도입하여 분석하였으나, 모두 통계적 유의성은 나타나지 않았다.

8) 시스템 GMM으로 분석한 이유는 종속변수의 수준변수 뿐만 아니라 차분변수의 과거값을 추가적인 도구변수로 사용하기 때문에 차분 GMM보다 더 효율적인 추정량으로 알려져 있다.

〈표 6〉 강건성분석: 대주주 지분율 그룹별 분석결과

| 구분 | Variables | (1) model 1 | (2) model 2 | (3) model 3 | (4) model 4 | (5) model 5 |
|-----------------|-----------|---------------------|-------------------|--------------------|------------------|-----------------|
| 그룹1 (n=2093) | SV | -0.472*** (0.15) | | | | |
| | CON1 | | 0.303** (0.13) | | | |
| | CON2 | | | 0.342*** (0.10) | | |
| | HHIC | | | | 2.050* (0.17) | |
| | HHID | | | | | 1.225 (1.14) |
| 그룹2 (n=2094) | SV | -0.218** (0.10) | | | | |
| | CON1 | | 0.174* (0.11) | | | |
| | CON2 | | | 0.162** (0.07) | | |
| | HHIC | | | | 2.850* (2.54) | |
| | HHID | | | | | 1.697 (1.90) |
| 그룹3 (n=2094) | SV | -0.495*** (0.13) | | | | |
| | CON1 | | 0.160 (0.10) | | | |
| | CON2 | | | 0.213*** (0.07) | | |
| | HHIC | | | | 4.012* (2.29) | |
| | HHID | | | | | 0.747 (2.71) |
| 그룹4 (n=2093) | SV | -0.220 (0.30) | | | | |
| | CON1 | | 0.002 (0.13) | | | |
| | CON2 | | | -0.001 (0.10) | | |
| | HHIC | | | | 4.738 (5.54) | |
| | HHID | | | | | 7.453 (6.40) |

단, 그룹 1은 1대부터 3대까지 대주주 지분율 전체 합계가 제일 높은 그룹을 말하고, 그룹 4는 제일 작은 그룹을 말한다. 통제변수 (controls), Constant, Lag. mul. test, Hausman test, Year fixed effects 등은 지면상의 제약으로 생략한다. ()은 표준 오차를 나타낸다. *** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.10.

〈표 7〉 강건성분석: 시스템 GMM

| Variables | (1) model1 | (2) model2 | (3) model3 | (4) model4 | (5) model5 |
|-----------------------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| <i>L.Q</i> | 0.339*** (-0.01) | 0.340*** (-0.01) | 0.341*** (-0.01) | 0.340*** (-0.01) | 0.340*** (-0.01) |
| <i>SV</i> | -0.156* (-0.09) | | | | |
| <i>CON1</i> | | 0.282*** (-0.07) | | | |
| <i>CON2</i> | | | 0.152*** (-0.05) | | |
| <i>HHIC</i> | | | | 1.765 (-1.13) | |
| <i>HHID</i> | | | | | 2.453* (-1.29) |
| <i>Controls</i> | included | included | included | included | included |
| <i>AR(1)</i> | -2.22** | -2.23** | -2.22** | -2.22** | -2.22** |
| <i>AR(2)</i> | 0.85 | 0.85 | 0.85 | 0.84 | 0.84 |
| <i>Hansen test(x²)</i> | 269.76 | 265.94 | 267.83 | 268.82 | 268.58 |
| <i>Wald test(x²)</i> | 60.73*** | 62.88*** | 61.54*** | 61.67*** | 62.32*** |

단, 표본기업은 646, 관측수는 7,722이고, Controls와 Constants 등은 지면상의 제약으로 생략한다. ()은 표준오차, AR(1)과 AR(2)는 잔차의 1차 및 2차 시계열상관의 존재 여부를 검정하기 위한 통계량, Hansen test(x^2)는 도구변수와 오차항간의 상관관계를 통한 과도식별 제약 검정(overidentifying restrictions test)에 관한 통계량, Wald test(x^2)는 모형 적합성에 관한 통계량을 각각 나타낸다. *** $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$.

KOSPI 시장만을 별도로 구분하여 추가로 분석한다 ($n=4,928$). 분석결과, 대주주의 의결권대립 및 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 미치는 영향 분석(〈표 3〉)에서, 사용한 세 변수에서는 〈표 3〉의 분석결과와 유사하게 나타났다. 그러나 대주주간 지배권 연합형성 가능성의 대용변수로써 사용한 두 변수에서는 유의한 결과가 나타나지 않았다. 그리고 외국인·기관이 2대 대주주인 경우의 상호작용 효과에서는 〈표 4〉의 분석결과와 유사하게 상호작용 효과가 나타나지 않았고, 주식유동성의 상호작용 효과에서는 〈표 5〉의 분석결과와 유사하게 유의성이 나타

나지 않았다. 요약하면, KOSPI 기업으로 연구대상을 제한하였을 때도 대주주간 의결권대립과 토빈의 Q와의 관련성, 2대 대주주와 주식유동성의 상호작용 효과는 일관성이 있는 결과를 도출하였다.

V. 결론

본 연구의 목적은 대주주간 의결권대립 및 대주주간 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 미치는 영

향을 분석하고, 추가적으로 두 요인과 기업성과의 관계에 있어 외국인·기관이 2대 대주주인 경우와 주식유동성의 상호작용 효과를 분석하였다. 본 연구의 분석기간은 2005년부터 2017년까지이고, 분석대상기업은 한국상장기업을 대상으로 하였다.

분석결과 첫째, 샵플리 가치와 기업성과 사이에 유의한 음(-)의 관계, 2대/1대 대주주 지분을 비율 및 (2대+3대)/1대 대주주 지분을 비율과 기업성과 사이에 유의한 양(+)의 관계를 보이는 것으로 나타났다. 또한, 대주주간 지배권 연합형성 가능성의 두 요인과 기업성과 사이에 부분적으로 유의한 음(-)의 관련성을 보였다. 이와 같은 사실은 최근 이슈화 되고 있는 주주행동주의와 출구메커니즘의 관점에서, 한국 증권시장에서도 대주주간 의결권이 대립 및 대주주간 지배권 연합형성 가능성과 기업성과 사이의 관련성을 이해하는데 도움이 될 것으로 판단된다. 둘째, 대주주간 의결권대립이 기업성과에 미치는 긍정적인 영향과 대주주간 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 미치는 부정적인 영향에 있어 외국인·기관이 2대 대주주인 경우가 상호작용 영향을 미친다는 증거는 나타나지 않았다. 셋째, 대주주간 의결권대립이 기업성과에 미치는 긍정적인 영향은 주식유동성이 약화시키는 것으로 나타났고, 대주주간 지배권 연합형성 가능성이 기업성과에 미치는 부정적인 영향 또한 주식유동성이 약화시키는 것으로 나타났다. 이와 같은 사실은 한국 증권시장에서는 주식유동성이 높은 기업의 경우에 의결권대립과 지배권 연합형성 가능성에 따른 주주행동주의 혹은 출구메커니즘 효과가 상대적으로 작게 나타난다는 것을 추정할 수 있다.

본 연구의 분석 결과는 지배구조/소유구조의 성격이 다를 것으로 보이는 한국기업에서도 대주주간 의결권대립 및 대주주간 지배권 연합형성 가능성과 기

업성과 사이의 관련성이 있다는 점을 분석한 점에서 의의가 있다. 또한 외국인·기관이 2대 대주주인 여부와 주식유동성의 상호작용에 대하여 분석을 시도한 점에서 의의가 있다. 따라서 본 연구는 최근 한국 증권시장에서 이슈가 되고 있는 주주행동주의 혹은 출구메커니즘 관점에서, 대주주간 의결권 대립 및 지배권 연합형성 가능성과 기업성과 사이의 관련성을 이해하는데 공헌점이 있다고 사료된다. 그러나 다음과 같은 한계점이 있고 향후 연구방향을 제시하면 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 외국인·기관이 2대 대주주인 경우에만 구분하여 분석하였다. 향후에는 2대 대주주 형태별로 자세히 구분하여 분석하는 것도 의의가 있다고 보인다. 둘째, 주식유동성의 상호작용에 대한 분석 결과를 보다 일반화하기 위하여, 향후에 연속변수를 도입하여 분석한다든지 혹은 주식회전을 이외 Amihud(2002)의 비유동성 측정치 등을 추가로 도입하여 분석할 필요가 있다. 셋째, 본 연구는 기업성과의 대응변수로써 토빈의 Q만을 사용하였는데, 향후에는 총자산순이익률(ROA), 잉여현금흐름, 보유기간수익률 등을 사용하는 것도 의의가 있다고 판단된다.

참고문헌

- 선정훈(2016), "가격제한폭 확대와 시장유동성의 변동," **유라시아연구**, 13(2), pp.103-119.
- 안홍복(2009), "기업지배구조에서 대주주간 경쟁가능성과 기업가치의 관련성 분석," **국제회계연구**, 25, pp. 91-111.
- 유승훈·남현정·박춘광(2013), "기업통제를 위한 소유권 집중도와 경영성과," **경영학연구**, 42(2), pp.501-527.

- 이상철 · 이수준(2016), “외부대주주로서의 기관투자자와 기업가치,” *관리회계연구*, 16 (3), pp.51-81.
- 이재현 · 정현재(2013), “소유분산이 기업가치에 미치는 영향에 관한 연구,” *산업혁신연구*, 29(1), pp.71-108.
- 이형철(2016), “기관투자자 거래가 주식 유동성과 기업 가치에 미치는 영향,” *한국증권학회지*, 45(5), pp.1131-1165.
- 정남철 · 이영한(2015), “대규모기업집단 특성에 따른 조세 부담에 관한 연구-총수 지분율과 상장 여부를 중심으로,” *세무학연구*, 32(3), pp.87-123.
- Almazan, A., J. C. Hartzell, and L. T. Starks(2005), “Active Institutional Shareholders and Costs of Monitoring: Evidence from Executive Compensation,” *Financial Management*, 34 (4), pp.5-34.
- Amihud, Y.(2002), “Illiquidity and Stock Returns: Cross-section and Time Series Results,” *Journal of Financial Markets*, 5(1), pp.31-56.
- Arellano, M., and O. Bover(1995), “Another Look at the Instrumental Variable Estimation of Error-components Models,” *Journal of Econometrics*, 68(1), pp.29-51.
- Attig, N., S. El Ghouli, and O. Guedhami(2009), “Do Multiple Large Shareholders Play a Corporate Governance Role? Evidence from East Asia,” *Journal of Financial Research*, 32(4), pp.395-422.
- Basu, N., I. Paeglis, and M. Rahnamaei(2016), “Multiple Blockholders, Power, and Firm Value,” *Journal of Banking and Finance*, 66, pp.66-78.
- Bennedsen, M., and D. Wolfenzon(2000), “The Balance of Power in Closely Held Corporations,” *Journal of Financial Economics*, 58(1), pp.113-139.
- Bloch, F., and U. Hege(2003), “Multiple Shareholders and Control Contests,” *SSRN e-library*.
- Blundell, R., and S. Bond(1998), “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models,” *Journal of Econometrics*, 87 (1), pp.115-143.
- Chung, K. H., J. Elder, and J. C. Kim(2010), “Corporate Governance and Liquidity,” *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 45(2), pp.265-291.
- Claessens, S., S. Djankov, J. P. Fan, and L. H. Lang(2002), “Disentangling the Incentive and Entrenchment Effects of Large Shareholdings,” *Journal of Finance*, 57(6), pp.2741-2771.
- Dlugosz, J., R. Fahlenbrach, P. Gompers, and A. Metrick(2006), “Large Blocks of Stock: Prevalence, Size, and Measurement,” *Journal of Corporate Finance*, 12(3), pp.594-618.
- Edmans, A.(2013), “Blockholders and Corporate Governance,” *National Bureau of Economic Research*(No. w19573).
- Faccio, M., and L. H. Lang(2002), “The Ultimate Ownership of Western European Corporations,” *Journal of Financial Economics*, 65(3), pp.365-395.
- Fang, V. W., T. H. Noe, and S. Tice(2009), “Stock Market Liquidity and Firm Value,” *Journal of Financial Economics*, 94(1), pp.150-169.
- Ferreira, M. A., and P. Matos(2008), “The Colors of Investors’ Money: The Role of Institutional Investors around the World,” *Journal of Financial Economics*, 88(3), pp.499-533.
- Gomes, A. R., and W. Novaes(2005), “Sharing of Control as a Corporate Governance Mechanism,” *SSRN e-Library*.
- Gompers, P., J. Ishii, and A. Metrick(2003), “Corporate Governance and Equity Prices,”

- Quarterly Journal of Economics*, 118(1), pp.107-155.
- Jara-Bertin, M., F. J. López-Iturriaga, and Ó. López-de-Foronda(2008), "The Contest to the Control in European Family Firms: How Other Shareholders Affect Firm Value," *Corporate Governance: An International Review*, 16(3), pp.146-159.
- Kaplan, S. and L. Zingales(1997), "Do Investment Cash Flow Sensitivities Provide Useful Measures of Financing Constraints?" *Quarterly Journal of Economics*, 112(1), pp.169-216.
- Kneedy, P.(1992). *A Guide to Econometrics*, Basil Blackwell: Oxford(UK).
- La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer, and R. Vishny(2002), "Investor protection and corporate valuation," *Journal of Finance*, 57(3), pp.1147-1170.
- Maury, B., and A. Pajuste(2005), "Multiple Large Shareholders and Firm Value," *Journal of Banking and Finance*, 29(7), pp.1813-1834.
- Milnor, J. W., and L. S. Shapley(1978), "Values of Large Games II: Oceanic Games," *Mathematics of Operations Research*, 3(4), pp.290-307.
- Mishra, D. R.(2011), "Multiple Large Shareholders and Corporate Risk Taking: Evidence from East Asia," *Corporate Governance: An International Review*, 19(6), pp.507-528.
- Morck, R., A. Shleifer, and R. Vishny(1988), "Management Ownership and Market Valuation: An Empirical Analysis," *Journal of Financial Economics*, 20(2), pp.293-315.
- Neter, J., M. Kutner and W. Wasserman(1990), *Applied Linear Statistical Models: Regression, Analysis of Variance, and Experimental Designs*, Irwin: Chicago.
- Pombo, C., and R. Taborda(2017), "Stock Liquidity and Second Blockholder as Drivers of Corporate Value: Evidence from Latin America," *International Review of Economics and Finance*, 51, pp.214-234.
- Roosenboom, P., F. P. Schlingemann, and M. Vasconcelos(2013), "Does Stock Liquidity Affect Incentives to Monitor? Evidence from Corporate Takeovers," *Review of Financial Studies*, 27(8), pp.2392-2433.
- Sacristán-Navarro, M., S. Gómez-Ansón, and L. Cabeza-García(2011), "Family Ownership and Control, the Presence of Other Large Shareholders, and Firm Performance: Further Evidence," *Family Business Review*, 24(1), pp.71-93.
- Sacristán-Navarro, M., L. Cabeza-García, and S. Gómez-Ansón(2015), "The Company You Keep: The Effect of Other Large Shareholders in Family Firms," *Corporate Governance: An International Review*, 23(3), pp.216-233.
- Shapiro, N. Z., and L. S. Shapley(1978), "Values of Large Games, I: a Limit Theorem," *Mathematics of Operations Research*, 3(1), pp.1-9.
- Villalonga, B., and R. Amit(2010), "Family Control of Firms and Industries," *Financial Management*, 39(3), pp.863-904.
- Volkova, E. (2018), "Blockholders Diversity: Effect of Polyphony on the Power of Monitoring," *SSRN e-Library*.
- Yermack, D(1996), "Higher Market Valuation of Companies with a Small Board of Directors," *Journal of Financial Economics*, 40(2), pp. 185-211.
- Zwiebel, J.(1995), "Block Investment and Partial Benefits of Corporate Control," *Review of Economic Studies*, 62(2), pp.161-185.

The Effect of Blockholder Contestability and Probability of Forming Coalition on Firm Performance: Focus on the Stock Liquidity and the Role of Second Blockholder in Korean Stock Market*

Kyung-Shick Cho** · Jung-Ju Hwang***

Abstract

The purpose of this study is to investigate how the contestability or the probability of forming a controlling coalition among multiple blockholders affect firm performance. We also examine the interaction role of the second blockholders who are a foreign/institutional investor and stock liquidity in effects of blockholders contestability or the probability of forming a controlling coalition among multiple blockholders on firm performance. The analysis period is from 2005 to 2017, and it is analyzed through panel regression analysis based on the panel data for Korean listed companies.

The results provide three evidence. First, this study shows that blockholders contestability have a positive effect on firm performance, while the probability of forming a controlling coalition among multiple blockholders have a partially negative impact on firm performance. Second, there is no evidence that second blockholder presence interacts with between the contestability or the probability of forming a controlling coalition of multiple blockholders influence and company performance. Third, we find that the effects of blockholders contestability or the probability of forming a controlling coalition on firm performance decrease with higher stock liquidity.

* This work was supported by the Ministry of Education of the Republic of Korea and the National Research Foundation of Korea(NRF-2017S1A5B5A07064065).

** Visiting Professor, School of Management and Economics, Dongguk University-Gyeongju, First Author

*** Instructor, Department of Finance and Insurance, Daegu University, Corresponding Author

The results of this study have contributed to the understanding of the relation between the contestability or the probability of forming a controlling coalition among multiple blockholders and firm performance in view of shareholder activism or exit mechanism, which is a recent issue in the Korean stock market.

Key words: blockholders contestability, the probability of forming a controlling coalition, firm performance, second blockholder, stock liquidity

-
- 저자 조경식은 현재 동국대학교 경주캠퍼스 경영학부 강의초빙교수로 재직 중이다. 중앙대학교 대학원에서 경영학석사. 대구대학교 대학원에서 경영학박사를 취득하였다. 주요 연구 분야는 M&A, 소유구조/지배구조, 주식유동성에 관심을 갖고 연구를 수행하고 있다.
 - 저자 황정주는 현재 대구대학교 금융보험학부 강사로 재직 중이다. 대구대학교 대학원에서 이학석사와 이학박사를 취득하였다. 주요 연구 분야는 보험수리, 통계분석, 작용소론에 관심을 갖고 연구를 수행하고 있다.