

KCGS

기업지배구조 리뷰

Corporate Governance Review

연구논단 I 기업지배구조와 주가가격결정의 효율성
박경서 | 고려대 경영학과

연구논단 II 한국의 기관투자자 감시유형과 외부감사보수
이상철 | 동국대학교 경영대학 회계학과

Contents

Vol.94 | 2020. 1호

03 **연구논단 I** 기업지배구조와 주시가격결정의 효율성
박경서 고려대 경영학과

20 **연구논단 II** 한국의 기관투자자 감시유형과 외부감사보수
이상철 동국대학교 경영대학 회계학과



기업지배구조와 주식가격결정의 효율성¹⁾

연구논단 I

박경서 | 고려대 경영학과²⁾

〈요약〉

본 연구는 KOSPI 기업을 대상으로, 기업지배구조가 좋을수록 주식가격결정의 효율성이 제고되는가를 실증적으로 분석하고 있다. 기업지배구조 이론과 실증연구들에 의하면 좋은 기업지배구조는 기업의 투명성을 제고하여 기업과 투자자간 정보비대칭 현상이 감소한다는 점에서 주식가격의 결정과정에 긍정적인 영향을 미칠 것으로 예상된다. 실증분석 결과 기업지배구조가 우수할수록 주가효율성을 나타내는 분산비율 (variance ratio)이 개선되었으며, 정보반영의 속도도 증가하고, 주가의 random walk 정도를 반영하는 Hurst 지수도 개선되었다. 고유위험(idiosyncratic volatility)과 왜도(skewness)를 종속변수로 사용한 패널분석에서는 기업지배구조가 양호할수록 고유위험이 감소하여 주가의 안정성이 증가되었고, 왜도가 감소하여 투기성향(lottery)의 투자가 감소함을 시사하였다. 좋은 기업지배구조를 통해 주식가격결정의 효율성이 제고될 경우 주식투자기반의 확대와 주가상승 및 기업의 자금조달비용 감소에 기여할 수 있다는 점에서 좋은 기업지배구조의 필요성이 강조되는 연구결과이다.

1) 본 원고는 2020년 2월 한국증권학회지에 게재된 박경서-정찬식 공저의 논문 '기업지배구조가 주식가격 결정의 효율성에 미치는 영향에 관한 연구'에 기초하여 작성되었음을 밝힙니다.

2) 고려대학교 경영학과 교수; E-mail: kspark@korea.ac.kr; Tel: (02) 3290-1950

I. 연구의 배경과 의의

기존의 기업지배구조에 관한 연구는 주로 기업지배구조의 수준과 기업의 성과간의 관계에 초점을 맞추고 있다. 반면에 기업지배구조가 해당기업의 주가가 결정되는 과정에 어떠한 영향을 미치는가에 관한 연구는 아직까지 일천하다.³⁾ 본 연구는 기업지배구조가 좋을수록 주식가격결정의 효율성이 증가되는가를 실증적으로 분석한다. 기업지배구조에 대한 일련의 연구에 의하면, 지배구조가 우수할수록 기업의 투명성이 향상되어 정보비대칭 현상이 감소한다. 만일 기업과 투자자간 정보비대칭 정도가 낮아진다면 이는 주식가격 결정과정에 긍정적인 영향을 미칠 수 있을 것이다.

주식가격결정의 효율성은 Lo and MacKinlay(1988) 이후 흔히 분산비율(variance ratio)으로써 측정하되, 이 값이 1에 가까울수록 가격결정의 효율성이 높다고 판단한다. 또한 Hou and Moskowitz(2005)이 제안한 가격발견의 지연지표 역시 주식가격결정의 효율성을 측정하는 중요한 도구로 인식되고 있다. 즉, 가격발견 지연정도가 적을수록 주식가격이 더욱 효율적으로 형성되는 것으로 해석한다. 추가적으로 Hurst 지수(Hurst, 1951)는 그 값이 0.5에 가까울수록 랜덤워크를 따르는 것으로 해석되며 이는 주가의 예측가능성이 최소화되고 현재의 가격이 가장 공정한 가격임을 시사한다.

본 연구에서 실시한 기업-연도 고정효과 패널분석 및 Newey-West 표준오차를 사용한 실증분석 결과를 일별하면, 기업지배구조가 우수할수록 분산비율(variance ratio)은 공히 1에 근접하였으며, Hou and Moskowitz(2005)에 의한 가격결정의 지연정도는 유의하게 감소함을 발견하였다. 그리고 기업지배구조가 우수할수록 Hurst 지수는 random walk을 나타내는 0.5 값에 더욱 근접하였다. 마지막으로 강건성 분석을 위해 고유위험(idiosyncratic volatility)과 왜도(skewness)를 종속변수로 사용한 패널분석 결과, 기업지배구조가 양호할수록 고유위험이 감소하여 주가의 안정성이 증가되었고, 왜도가 감소하여 투기성향의 투자가 감소할 것임을 시사하였다. 특히 이러한 실증결과들은 정보비대칭을 측정하는 대리변수를 통제변수로 포함하여도 여전히 유지되었다.

기업지배구조가 좋을수록 주식가격이 더욱 효율적으로 결정된다는 것은 다수의 주식투자자에게 일반적으로 좋은 여건일 것이다. 만약 가격이 비효율적으로 결정된다면 정보분석능력이 취약한 개인투자자의 경우 역선택(adverse selection)의 문제로 인해 고평가된 주식을 주로 매수하는 현상에 직면할 것이다. 반면에 기업분석능력이 상대적으로 우수한 투자자의 경우에도 기본적 분석(fundamental analysis) 등을 통하여 특정

3) 기업지배구조와 주가 간의 관계에 대한 국내의 관련연구로서, 박경서, 변희섭, 이은정(2009)은 기업지배구조가 우량할수록 그렇지 않은 기업에 비하여 사후적으로도 높은 수익률을 기록함을 보고하였다.

종목이 저평가 되어 있음을 발견하였을 때, 만일 해당 기업의 지배구조가 양호하다면, 저평가된 종목의 주가가 균형가격으로 상승할 것이라는 예상이 실현될 가능성이 더욱 높을 것이기 때문에 안정적 수익률 확보가 가능할 것이며, 저평가된 종목의 발굴을 위한 분석활동을 강화하여 시장에 공급되는 정보의 양을 늘릴 것이다.

본 연구는 총 5장으로 구성되어 있다. II장에서는 사용된 효율성 지표를 설명하고 III장에서는 분석자료와 기초통계량을 제시한다. IV장에서는 실증분석 결과를 제시하고 V장에서는 연구결과를 요약하고 정책적 시사점을 제시한다.

II. 효율성 지표

본 보고서에서 사용하는 효율성 지표들은 다음과 같다. 우선, Lo and MacKinlay(1988)의 분산비율(variance ratio)로서 효율적 시장일수록 동 값은 1에 수렴한다. 이의 세 가지 측정치로써 첫째, 먼저 [주별 추가수익률의 분산]/[5*일별 추가수익률의 분산]에서 1을 뺀 후 절대값을 취한다. 주가가 random walk을 따르면 variance ratio가 1에 수렴하므로, variance ratio에서 1을 뺀 값은 0에 수렴할 것이다. 또한 절대값은 그 값이 0 이상이므로, 결국 상기 측정치 값이 작을수록 주가는 random walk을 따른다고 볼 수 있다. 둘째, 첫번째와 비슷한 의도로 [월별 추가수익률의 분산]/[4*주별 추가수익률의 분산]에서 1을 뺀 후 절대값을 취한다. 셋째, 역시 유사한 의도로 [월별 추가수익률의 분산]/[20*일별 추가수익률의 분산]에서 1을 뺀 후 절대값을 취한다. 한편, 추가수익률의 변동성의 경우, 흔히 군집현상(volatility clustering)이 관찰되는 바, 본고에서는 이를 통제한 분산비율을 계산하기 위해 GARCH(1,1) 모형으로부터 산출된 분산으로도 위와 유사하게 3가지 분산비율을 계산한다.

마지막으로 이러한 6가지 척도를 각각 종속변수로 설정하고, 독립변수로 기업지배구조 수준을 1을 만점으로 한 점수로 설정하여 회귀분석을 실시한다. 만일 지배구조 점수의 회귀계수가 유의한 음(-)의 값을 갖는다면 좋은 지배구조가 주가효율성을 높임을 의미한다.

다음으로 주가가격 결정의 효율성을 또 다른 방법으로 측정하기 위해, 임의보행(random walk)의 정도를 나타내는 Hurst 지수(Hurst, 1951)를 사용한다. Hurst 지수가 0.5에 가까울수록 해당 변수는 임의보행 하는 것으로 알려져 있다. 관련하여, 종속변수로서 Hurst 지수에서 0.5를 차감한 후 절대값을 취한 값을 설정하고 독립변수로서 기업지배구조

점수를 사용하여 회귀분석 한다. 만일 지배구조 점수의 회귀계수가 유의한 음(-)의 값을 갖는다면 좋은 지배구조는 가격효율성을 높인다는 주장을 지지하는 결과가 될 것이다.

한편, Hou and Moskowitz(2005)이 제안한 가격결정 비효율성 지표(가격발견의 지연 정도) 역시 주가가 결정의 효율성을 측정하는 중요한 도구로 인식되고 있어, 본 논문에서는 동 지표를 또 다른 종속변수로 설정한다. 이 때 Hou and Moskowitz(2005)이 제안한 방법을 그대로 사용하여 종속변수를 설정함과 동시에, 개별기업 주가수익률의 과거값(lag)을 본래의 모형에 추가하여 새로운 가격발견의 지연정도를 측정한다. 관련하여, 종속변수로서 가격결정 지연정도를 설정하고 독립변수로서 기업지배구조 점수를 설정하여 회귀분석 한다. 만일 지배구조 점수 비중의 회귀계수가 유의한 음(-)의 값을 갖는다면 좋은 지배구조는 가격효율성을 높인다는 주장을 지지하는 결과가 될 것이다.

한편, 기업지배구조가 좋을수록 기업의 경영투명성(transparency)과 책임성(accountability)이 높을 것이다. 이 때 경영투명성이 높다면 기업의 성과나 가치에 관한 정보에 잡음(noise)이 적을 것이므로 주가의 변동성이 줄어들 가능성이 있다. 또한 경영진의 의사결정이나 성과와 관련된 정보들의 신뢰성이 높다면 주식시장의 투자자가 이를 과대하게 또는 과소하게 해석하여 반응하는 정도가 줄어들 것이므로 주가변동성이 낮아질 것으로 예상할 수 있다. 흔히 기업의 고유위험은 주가변동성 가운데 시장위험(market risk)을 제외한 부분으로 측정되는데, 기업지배구조의 주요한 역할 중 하나는 기업경영에서 발생할 수 있는 잠재적 위험요인을 사전에 인지하고 대응하는 것이라는 점에서 우수한 지배구조는 고유위험을 감소시키는 효과가 있을 것이다.

고유위험은 일별 주가수익률에 대하여 각 종목, 매 사업연도별로 산출한다. 만일 고유위험을 종속변수로 설정하고 기업지배구조 점수 비중을 독립변수로 설정하여 회귀분석 한 결과, 지배구조 점수의 회귀계수가 유의한 음(-)의 값을 갖는다면 이는 우리의 예측을 지지하는 결과일 것이다.

마지막으로 흔히 일별 주가수익률은 양(+)의 왜도를 갖는 것으로 알려져 있다. 이는 극단적인 경우 복권당첨에 가까운 투기적 투자를 유도하는 성격의 확률분포를 뜻한다. 만일 이러한 양의 왜도가 감소한다면, 이는 주식시장의 투자수익률이 복권추첨에 의존에 의해 결정된다기보다는 기업의 성과가 보다 중요하고 자본조달이라는 본래의 기능이 더욱 강화될 수 있음을 시사한다. 이를 기업지배구조와 연결한다면, 지배구조가 좋을수록 정보투명성이 향상될 것인 바, 이는 정보 비대칭 하에서 발생할 수 있는 적은 빈도의 높은 수익률을 보이는 경우가 감소함을 시사한다. 따라서 기업지배구조가 좋을수록 왜도가 감소할 가능성이 크다. 만일 지배구조가 우량한 종목일수록 그 수익률의 왜도가 감소하는 패턴을 보일 경우 이는 투기적 주식투자보다는 장기의 건전한 투자행

위를 도모하여 주식시장 전체에 있어 자본조달기능의 강화라는 긍정적인 기능이 제고 될 것으로 해석할 수 있다. 이를 분석하기 위해 종속변수로서 주가수익률의 왜도를, 독립변수로서 기업지배구조 점수를 설정하여 회귀분석 한다.

Ⅲ. 분석자료 및 변수

1. 표본

본 연구의 표본은 국내 주식시장에 상장된 KOSPI기업으로서, 한국기업지배구조원에서 제공하는 기업지배구조 점수 산정이 시작된 2002년 회계연도부터 2017년 회계연도 까지를 표본기간으로 설정하되, 12월 결산법인 만 분석대상으로 삼았다. 데이터는 기업-연도 불균형 패널자료로서, 이상치 등을 제외한 총 표본수는 9,459 개이다. 본 연구를 위해 활용된 기업관련 데이터베이스는 KIS-VALUE 이며, 결측치 보완 등 필요에 따라 금융감독원 전자공시시스템으로부터 자료를 수집하였다.

2. 변수

위에서 설명한 가격효율성 지표 이외에 실증분석에서 사용될 여타의 변수를 정의하면 아래와 같다.

먼저 기업지배구조수준을 나타내는 Governance는 기업지배구조원에서 제공하는 기업별 지배구조 점수를 사용하되, 각 기업이 취득한 점수를 취득가능 총점으로 나누 값이다(즉 최대 1점, 최소 0점으로 환산한 값).

다음으로, 정보비대칭 정도를 나타내는 대용변수로서 1/월평균거래량(월평균거래량의 역수)를 사용한다(Bharath, Pasquariello, and Wu, 2009). 거래량의 증가는 정보가 있는 투자자의 거래(informed trading)에서 비롯한다는 선행연구(Llorente, Saar, and Wang, 2002)가 존재하는 바, 궁극적으로 거래량의 역수는 정보비대칭의 수준을 나타내는 대리변수로서 해석된다. 또 다른 정보비대칭의 대리변수로서 다수의 기존연구를 반영하여 허쉬만-허핀달 지수(Hershman-Herfindahl Index)를 설정한다.

한편, 통제변수로서 EBITDA는 현금흐름을 나타내며, (영업이익+감가상각비)/자산시가총액으로 산출되었다. 이때 자산시가총액은 부채장부가치+자기자본 시가총액으로 계산되었다. 수익성을 나타내는 EBITDA가 클수록 해당 기업은 공시강화 등 좋은 지배

구조를 갖출 유인이 증가하고 이에 필요한 자원을 투입할 수 있어 기업경영의 투명성은 높아질 것으로 예상된다. 따라서 모든 종속변수에 대하여 회귀분석 시 회귀계수의 부호는 음(-)의 값을 가질 것으로 예측된다.

Leverage는 부채비율이며, 부채장부가치/자기자본시가총액으로 계산되었다. Size는 시가총액에 자연로그를 취한 값이다. 부채비율이 높을수록 채권자(은행 등)의 감시 기능이 더욱 잘 작동할 것으로 예상된다. 따라서 모든 종속변수에 대하여 회귀분석 시 회귀계수의 부호는 음(-)의 값을 가질 것으로 예측된다.

Residual_Foreign은 외국인 지분율을 종속변수로, 표준화된 지배구조점수를 독립변수로 설정한 후 회귀분석하여 산출한 잔차항(residual)이다. 이는 외국인 지분율이 내생을 내포하고 있는 바, 표준화된 기업지배구조가 좋을수록 외국인이 더 많은 지분을 매입함으로써 더 높은 지분율을 보유할 수 있기 때문이다. 따라서 본고에서는 외국인 지분율 중 기업지배구조로 설명이 되지 않는 잔차항(Residual_Foreign)을 별도로 산출하여 회귀모형에 포함시키도록 한다. 이 때 잔차항에 해당되는 외국인 지분율이 높을수록 경영진 및 지배주주에 대한 감시기능이 더욱 잘 작동할 것으로 예상된다. 따라서 모든 종속변수에 대하여 회귀분석 시 회귀계수의 부호는 음(-)의 값을 가질 것으로 예측된다.

Tobin's_Q는 자산시가총액을 자산장부가치로 나눈 값이다. 이 변수는 흔히 성장성의 대리변수로도 사용된다. 성장성이 높을수록 이를 뒷받침할 수 있는 자본조달의 중요성이 커지고 이에 따라 투자자들의 신뢰성 확보를 위해 해당 기업의 투명성은 높아질 것으로 예상된다. 따라서 모든 종속변수에 대하여 회귀분석 시 회귀계수의 부호는 음(-)의 값을 가질 것으로 예측된다. 마지막으로, 총자산 증가율(Asset_Growth)을 통제변수로 추가한다. 총자산 증가율이 높을수록 기업의 자금조달수요가 증가하므로 경영자는 경영투명성을 높일 것으로 예상된다는 점에서 가격효율성을 높이는 효과가 있을 것으로 예상된다.

본 연구의 주요 가설을 검정하기 위한 회귀분석 모형은 기업-연도 고정효과 패널분석 모형이다. 실증분석의 결과표에는 이분산-자기상관을 통제한 Newey-West의 표준오차를 사용한 t-값을 함께 보고한다.

3. 기초통계량과 상관계수 및 차이분석

본 연구에서 사용되는 변수들에 대한 요약통계량이 표 1에 제시되어 있다. 먼저 첫째 종속변수인 Distance_Random1의 경우, 최소값이 0.894이며 최대값이 0.999로서, 동 변수의 표준편차가 매우 작음을 알 수 있다. 이는 KOSPI 시장의 경우 random walk으로부터 상당히 떨어져 있음을 시사한다. 이같은 특징은 Distance_Random3, Distance_Random4, Distance_Random6에서 재확인 된다.

반면 Distance_Random2 및 Distance_Random5의 경우 평균 및 중앙값이 대략 0.5의 값을 가지며, 최소값은 0에 가까운 대신 최대값은 0.99 정로로서, 비교적 큰 표준편차인 0.17의 분포를 확인할 수 있다. 반면에 가격결정 비효율성의 지표인 Delay1과 Delay2의 경우, 평균적으로 0.2~0.4 정도의 값을 갖는 바, 코스피 상장기업의 경우 비교적 추가결정의 비효율성이 다소 낮음을 확인할 수 있다.

다음으로, Idiosyncratic_Risk2의 경우, 평균적으로 80%~90%가 고유위험인 반면 시장위험은 10%~20%에 국한됨을 발견할 수 있다. 반면, 일별 추가수익률의 왜도인 Skewness는 대략 0.3 정도로 나타나고 있고 통계적으로 매우 유의한 양(+의 왜도를 기록하고 있는 바, 이는 코스피 시장이 어느 정도 복권당첨게임(lottery)의 투기적 시장이 되어왔음을 시사한다.

〈표 1〉 요약통계량 (변수의 정의는 본문참조)

	표본수변수	평균	중앙값	표준편차	최소값	최대값
Distance_Random1	9,459	0.995	0.996	0.007	0.894	0.999
Distance_Random2	9,459	0.513	0.522	0.173	0.0003	0.988
Distance_Random3	9,459	0.998	0.998	0.001	0.989	0.999
Distance_Random4	9,459	0.995	0.996	0.007	0.895	0.999
Distance_Random5	9,459	0.531	0.540	0.169	0.0001	0.989
Distance_Random6	9,459	0.998	0.998	0.001	0.989	0.999
Distance_Hurst_	9,459	0.549	0.539	0.168	0.003	0.999
Delay1	9,459	0.232	0.145	0.236	0.001	0.999
Delay2	9,459	0.376	0.305	0.271	0.004	0.999
Idiosyncratic_Risk	9,459	0.865	0.907	0.129	0.234	0.999
Skewness	9,459	0.326***	0.285***	0.807	-14.216	15.149
Governance	9,459	0.354	0.347	0.106	0.010	0.867
Inverse_Volume*10,000	9,459	1.010	0.110	3.826	0.000	91.818
HH	9,459	0.043	0.001	0.135	0.000	1.000
Residual_Foreign	9,459	0.000	-0.264	5.935	-58.800	67.700
EBITDA	9,459	0.075	0.074	0.080	-0.832	0.553

	표본수변수	평균	중앙값	표준편차	최소값	최대값
Leverage	9,459	0.559	0.577	0.244	0.013	0.994
Size	9,459	19.977	19.612	1.877	16.000	27.000
Tobin's_Q	9,459	1.029	0.909	0.594	0.212	11.380
Asset_Growth	9,459	0.068	0.051	0.191	-0.962	0.989

변수간 상관관계는 [표 2] 에 나타나 있다. 표에서 가장 중요한, Governance와 종속 변수들 간의 회귀계수 대체로 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이는 Governance가 좋을수록 가격효율성은 증가할 것임을 시사한다. 이에 전체 표본을 기업지배구조가 양호한 기업들만의 표본과 그리고 취약한 기업들만의 표본으로 분리하여 각각의 경우 과연 종속변수를 유의하게 감소시키는지 분석한다. 분석 결과가 표 3에 나와있는데, 대체로 지배구조가 좋은 기업의 경우 종속변수 값은 낮아 가격효율성이 높은 것을 시사하고 있다.

〈표 2〉 상관계수

표는 본 연구에서 사용되는 주요 변수간 피어슨 상관계수를 나타내고 있다. 괄호 안의 값은 p-값이다.

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)
(1)Distance_Random1	1.000																			
(2)Distance_Random2	-0.406 (0.000)	1.000																		
(3)Distance_Random3	0.650 (0.000)	0.650 (0.000)	1.000																	
(4)Distance_Random4	1.000 (0.000)	-0.406 (0.000)	0.653 (0.000)	1.000																
(5)Distance_Random5	-0.402 (0.000)	0.996 (0.000)	0.688 (0.000)	0.045 (0.000)	1.000															
(6)Distance_Random6	0.045 (0.000)	0.655 (0.000)	0.988 (0.000)	0.045 (0.000)	0.666 (0.000)	1.000														
(7)Distance_Hurst	-0.003 (0.747)	-0.026 (0.012)	-0.099 (0.000)	-0.004 (0.726)	-0.020 (0.057)	-0.094 (0.000)	1.000													
(8)Delay1	-0.020 (0.051)	-0.003 (0.808)	-0.010 (0.320)	-0.021 (0.045)	0.007 (0.481)	-0.001 (0.912)	0.064 (0.000)	1.000												
(9)Delay2	-0.012 (0.236)	-0.003 (0.791)	0.004 (0.698)	-0.013 (0.214)	0.006 (0.560)	0.014 (0.184)	0.085 (0.000)	0.881 (0.000)	1.000											
(10)Idiosyncratic_Risk	-0.028 (0.008)	-0.050 (0.000)	-0.048 (0.000)	-0.028 (0.066)	-0.037 (0.000)	-0.035 (0.000)	0.057 (0.000)	0.588 (0.000)	0.735 (0.000)	1.000										
(11)Skewness	-0.003 (0.796)	-0.050 (0.000)	-0.038 (0.000)	-0.003 (0.770)	-0.048 (0.000)	-0.036 (0.000)	0.056 (0.000)	0.113 (0.000)	0.169 (0.000)	0.223 (0.000)	1.000									
(12)Governance	-0.020 (0.051)	-0.004 (0.680)	0.018 (0.080)	0.019 (0.066)	0.025 (0.014)	0.002 (0.847)	0.000 (0.000)	-0.277 (0.000)	-0.331 (0.000)	-0.465 (0.000)	-0.127 (0.000)	1.000								
(13)Inverse_Volume	0.003 (0.766)	0.033 (0.001)	0.083 (0.000)	0.003 (0.796)	0.031 (0.002)	0.092 (0.000)	0.004 (0.670)	0.159 (0.000)	0.205 (0.000)	0.141 (0.000)	-0.015 (0.134)	-0.055 (0.000)	1.000							
(14)HH	-0.011 (0.295)	0.028 (0.007)	0.041 (0.000)	-0.011 (0.296)	0.027 (0.009)	0.040 (0.000)	-0.064 (0.000)	-0.106 (0.000)	-0.136 (0.000)	-0.195 (0.000)	-0.065 (0.000)	0.282 (0.000)	-0.049 (0.000)	1.000						
(15)Residual_Foreign	0.005 (0.643)	-0.002 (0.829)	0.010 (0.330)	0.005 (0.636)	-0.002 (0.847)	0.010 (0.325)	-0.002 (0.944)	-0.004 (0.675)	-0.003 (0.803)	-0.005 (0.001)	0.000 (0.651)	0.008 (0.989)	0.015 (0.440)	0.015 (0.149)	1.000					
(16)EBITDA	0.003 (0.803)	-0.048 (0.000)	0.016 (0.132)	0.003 (0.775)	-0.053 (0.000)	0.010 (0.325)	-0.023 (0.023)	-0.119 (0.000)	-0.127 (0.000)	-0.080 (0.000)	0.029 (0.005)	0.114 (0.000)	0.085 (0.000)	0.050 (0.132)	0.016 (0.000)	1.000				
(17)Leverage	0.002 (0.854)	0.008 (0.453)	0.009 (0.409)	0.002 (0.819)	0.002 (0.817)	0.005 (0.643)	-0.005 (0.654)	-0.009 (0.000)	-0.108 (0.000)	-0.180 (0.000)	-0.017 (0.104)	0.150 (0.000)	-0.066 (0.000)	-0.106 (0.047)	-0.106 (0.000)	-0.140 (0.000)	1.000			
(18)Size	-0.048 (0.000)	0.028 (0.006)	0.010 (0.337)	-0.048 (0.000)	0.038 (0.000)	0.016 (0.121)	-0.076 (0.000)	-0.284 (0.000)	-0.368 (0.000)	-0.434 (0.000)	-0.124 (0.000)	0.463 (0.000)	-0.125 (0.000)	0.450 (0.000)	0.024 (0.020)	-0.010 (0.347)	0.199 (0.000)	1.000		
(19)Robin's Q	-0.003 (0.802)	-0.003 (0.771)	-0.059 (0.000)	-0.003 (0.781)	0.001 (0.913)	-0.055 (0.000)	0.002 (0.854)	0.043 (0.000)	0.038 (0.000)	0.053 (0.000)	0.008 (0.434)	-0.006 (0.556)	-0.121 (0.000)	0.134 (0.000)	0.072 (0.000)	-0.214 (0.000)	-0.422 (0.000)	0.181 (0.000)	1.000	
(20)Asset_Growth	-0.056 (0.000)	0.018 (0.089)	-0.018 (0.076)	-0.055 (0.000)	0.015 (0.148)	-0.021 (0.046)	0.012 (0.249)	-0.103 (0.000)	-0.117 (0.000)	-0.135 (0.000)	-0.046 (0.000)	0.089 (0.000)	-0.001 (0.889)	0.038 (0.000)	0.042 (0.000)	0.154 (0.000)	-0.013 (0.204)	0.154 (0.000)	0.038 (0.000)	1.000

〈표 3〉 차이분석

	지배구조가 양호한 기업			지배구조가 취약한 기업			차이	
	표본수	평균	중앙값	표본수	평균	중앙값	평균	중앙값
Distance_Random1	4,654	0.995	0.996	4,805	0.995	0.996	0.000	0.000
Distance_Random2	4,654	0.506	0.514	4,805	0.519	0.530	-0.013***	-0.016***
Distance_Random3	4,654	0.998	0.997	4,805	0.998	0.998	0.000	-0.001**
Distance_Random4	4,654	0.995	0.996	4,805	0.995	0.996	0.000	0.000
Distance_Random5	4,654	0.522	0.531	4,805	0.540	0.551	-0.019***	-0.020***
Distance_Random6	4,654	0.998	0.997	4,805	0.998	0.998	0.000	-0.001***
Distance_Hurst	4,654	0.537	0.525	4,805	0.559	0.553	-0.022***	-0.028***
Delay1	4,654	0.183	0.105	4,805	0.280	0.193	-0.097***	-0.088***
Delay2	4,654	0.309	0.223	4,805	0.441	0.385	-0.132***	-0.162***
Idiosyncratic_Risk	4,654	0.823	0.860	4,805	0.907	0.935	-0.084***	-0.075***
Skewness	4,654	0.258	0.230	4,805	0.392	0.348	-0.134***	-0.118***

표는 전체 표본을 기업지배구조 점수가 중앙값보다 높은 표본(지배구조가 양호한 기업)과 중앙값보다 낮은 표본(지배구조가 취약한 기업)으로 구분한 후, 기업지배구조 수준이 주요 종속변수에 미치는 영향을 차이분석을 통하여 살펴보고 있다. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다.

IV. 실증분석결과

1. 기업지배구조가 Variance Ratio에 미치는 영향

회귀분석의 결과인 표 4에 의하면, 세 가지 방법으로 측정된, 1-variance ratio의 절대값이 기업지배구조가 좋을수록 모두 감소함을 보여주고 있다. 이러한 결과는 기업지배구조가 양호할수록 일별, 주별, 월별 주가가격의 흐름이 공히 보다 더 효율적으로 형성되고 있음을 시사한다. 한편, 본고에서는 GARCH(1,1)을 사용하여 회귀식의 오차항의 분산(MSE)를 추출한 후, 동 분산을 사용하여 앞서 행한 Distance_Random1~Distance_Random3를 모방한 Distance_Random4~Distance_Random6을 설정하였는 바 이 값이 클수록 random walk에서 더욱 멀어짐을 의미한다.

이와 같이 Distance_Random4~ Distance_Random6 을 종속변수로 설정하여 회귀분석 한 결과, 앞서 제시된 모형들과 같이 모든 경우에 대해서 기업지배구조가 좋을수록, 1-variance ratio의 절대값이 더욱 감소함을 확인할 수 있다. 즉, 주가는 보다 random walk에서 가까운 행보를 보였다.,

한편, 표 4 및 표 5에 의하면 자산성장률(Asset_Growth)의 회귀계수가 대체로 음(-)

의 값을 가져, 성장성이 높을수록 해당 기업의 주가수익률이 대체로 random walk을 따르는 것으로 나타났다. 이는 성장성이 높을수록 정보비대칭 정도가 완화됨을 의미한다.

이상을 종합하면, 기업지배구조가 좋을수록 동 종목의 주가수익률은 더욱 random walk을 따름을 알 수 있다.

〈표 4〉 기업지배구조가 Variance Ratio에 미치는 영향

변수	종속변수= Distance_Random1	종속변수= Distance_Random2	종속변수= Distance_Random3
Governance	-0.004*** (-4.77)	-0.045* (-1.79)	-0.0004*** (-3.16)
Inverse_Volume	-0.053 (-0.25)	33.357*** (4.60)	0.310*** (6.84)
HH	0.005** (2.56)	-0.103*** (-2.93)	-0.0002 (-1.36)
Residual_Foreign	0.0002* (1.66)	0.0002 (0.80)	0.0005 (0.92)
EBITDA	0.0004 (1.28)	-0.034** (-2.44)	0.0005 (-0.33)
Leverage	0.002*** (3.30)	0.047*** (2.99)	0.001*** (6.60)
Size	-0.001*** (-7.23)	0.023*** (6.01)	0.0004* (1.74)
Tobin's_Q	0.0004** (2.48)	-0.033*** (-5.24)	-0.0002*** (-6.13)
Asset_Growth	-0.001*** (-2.93)	0.014 (1.23)	-0.0001** (-2.06)
intercept	1.012*** (417.95)	0.038 (0.30)	0.997*** (163.04)
R-Squared	0.076	0.099	0.150
Obs.	9,459	9,459	9,459

표 안의 숫자는 회귀계수이며, 괄호 안의 값은 이분산-자기상관을 통제한 Newey-West의 방법에 의한 t-값이다. ***, **, * 은 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 통계적으로 유의함을 나타낸다. (이하 표에서 동일 표기)

〈표 5〉 기업지배구조가 Variance Ratio에 미치는 영향: GARCH(1,1) 사용

변수	종속변수= Distance_Random4	종속변수= Distance_Random5	종속변수= Distance_Random6
Governance	-0.004*** (-4.63)	-0.097*** (-4.01)	-0.001*** (-4.88)
Inverse_Volume	-0.057 (-0.27)	33.463*** (4.74)	0.297*** (6.79)
HH	0.005*** (2.58)	-0.114*** (-3.36)	-0.0002* (-1.71)

변수	종속변수= Distance_Random4	종속변수= Distance_Random5	종속변수= Distance_Random6
Residual_Foreign	0.0002* (1.68)	0.0002 (0.69)	0.0005 (0.31)
EBITDA	0.0004 (1.25)	-0.033** (-2.46)	-0.0002 (-0.37)
Leverage	0.002*** (3.34)	0.042*** (2.73)	0.0005*** (6.55)
Size	-0.001*** (-7.36)	0.030*** (7.79)	0.0006*** (2.87)
Tobin's_Q	0.0005** (2.52)	-0.035*** (-5.70)	-0.0002*** (-6.35)
Asset_Growth	-0.001*** (-2.91)	0.008 (0.71)	-0.0001** (-2.42)
intercept	1.013*** (42.18)	-0.035 (-0.29)	0.997*** (73.58)
R-Squared	0.076	0.103	0.151
Obs.	9,459	9,459	9,459

2. 기업지배구조가 Hurst 지수에 미치는 영향

본 절에서는 Hurst 지수를 사용하여도 여전히 강건한지 검증한다. 실증분석 결과가 표 6에 나타나 있다. 고정효과 패널분석 결과, random walk로부터 멀어짐을 나타내는 Distance_Hurst를 종속변수로 설정하였을 때, Governance의 회귀계수는 1% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 가졌다. 이는 기업지배구조가 우수할수록 동 기업의 주가는 더욱 random walk을 따름을 의미한다.

〈표 6〉 기업지배구조가 Hurst 지수에 미치는 영향

변수	종속변수=Distance_Hurst (Hurst지수-0.5의 절대값)
Governance	-0.122*** (-5.13)
Inverse_Volume	-20.804*** (-2.88)
HH	-0.090** (-2.44)
Residual_Foreign	-0.0001 (-0.54)
EBITDA	-0.031** (-2.07)
Leverage	0.013 (0.87)
Size	0.006 (1.59)

변수	종속변수=Distance_Hurst (Hurst지수-0.5의 절대값)
Tobin's_Q	0.015*** (2.90)
Asset_Growth	0.033*** (3.37)
intercept	0.525*** (7.68)
R-Squared	0.086
Obs.	9,459

3. 기업지배구조가 가격결정 지연도에 미치는 영향

이 절에서는 기업지배구조가 양호할수록 동 기업의 주가가 시장수익률 변화라는 충격이 왔을 때, 지연됨 없이 곧바로 주가가격에 반영 되는지 분석한다. 이를 위하여 먼저 Hou and Moskowitz(2005)의 가격결정 지연도를 종속변수로 사용하여 회귀분석 함과 동시에, Hou and Moskowitz(2005)의 모형에 과거(lag 값) 개별종목 수익률을 포함한 모형으로써 또다른 가격결정 지연도를 산출한 후, 동 가격결정 지연도에 Governance 가 어떠한 영향을 미치는지 실증분석한다.

실증분석 결과는 표 7에 나타나 있다. 실증분석 결과, 서로 다른 두 모형으로부터 산출한 가격결정 지연도(Delay1, Delay2)를 종속변수로 설정하였을 때, Governance는 모두 1% 수준에서 유의한 음(-)의 회귀계수를 가졌다. 이는 기업지배구조가 우수할수록 가격결정 지연도가 매우 유의하게 감소함을 나타낸다.

결론적으로 주가가격결정의 효율성의 대표적 측정치로서 variance ratio, Hurst 지수 및 Hou and Moskowitz(2005)의 측정치를 사용할 때 좋은 지배구조가 공히 가격 효율성을 제고한다는 것으로 보여주고 있다.

〈표 7〉 기업지배구조가 주가가격 발견의 지연정도에 미치는 영향

변수	(1) 종속변수=Delay1	(2) 종속변수= Delay2
Governance	-0.488*** (-15.64)	-0.647*** (-19.53)
Inverse_Volume	54.770*** (3.21)	70.418*** (4.72)
HH	0.002 (0.04)	0.007 (0.16)
Residual_Foreign	-0.0003 (-0.83)	-0.0002 (-0.51)
EBITDA	-0.003 (-0.16)	0.012 (0.66)

변수	(1) 종속변수=Delay1	(2) 종속변수= Delay2
Leverage	-0.004 (-0.19)	0.005 (0.21)
Size	-0.009* (-1.90)	-0.022*** (-4.21)
Tobin's_Q	0.028*** (3.78)	0.044*** (5.79)
Asset_Growth	-0.062*** (-5.18)	-0.072** (-5.64)
intercept	0.763*** (2.89)	1.249*** (6.67)
R-Squared	0.311	0.413
Obs.	9,459	9,459

식 (1)은 Hou and Moskowitz(2005)이 제안한 주식이격 발견의 지연정도에 의해서 측정되었으며, 식 (2)는 Hou and Moskowitz의 모형에 개별종목 주가수익률의 래그값(lag)을 추가한 모형에 의해 측정 되었다.

4. 변동성과 왜도 분석

본 절에서는 주식이격결정의 효율성 관점 외에 변동성 완화 및 복권당첨 투기성 투자의 완화에 기업지배구조가 어떠한 역할을 하는지 분석한다.

1) 기업지배구조가 고유위험과 왜도에 미치는 영향

표 8에 의하면, Idiosyncratic_Risk, 즉 고유위험은 기업지배구조가 양호할수록 더욱 감소하는 경향이 있음을 확인할 수 있다. 즉, 좋은 지배구조는 주식시장에 noise의 공급을 감소시킴으로써 고유위험을 더욱 낮출 수 있음을 알 수 있다.

〈표 8〉 기업지배구조가 기업 고유위험에 미치는 영향

변수	종속변수=Idiosyncratic_Risk
Governance	-0.412*** (-7.33)
Inverse_Volume	12.668*** (3.90)
HH	-0.028 (-1.00)
Residual_Foreign	0.001*** (3.39)
EBITDA	0.012** (2.06)
Leverage	-0.045*** (-5.31)

변수	종속변수=Idiosyncratic_Risk
Size	0.0004 (0.16)
Tobin's_Q	0.007*** (2.90)
Asset_Growth	-0.054*** (-9.37)
intercept	1.160*** (20.90)
R-Squared	0.520
Obs.	9,459

한편, 표 9에 의하면, 기업지배구조가 양호할수록 일별 추가수익률의 왜도인 Skewness 수준이 더욱 감소하는 경향이 있음을 확인할 수 있다. 즉, 좋은 지배구조는 투자자로 하여금 지나친 투기성향의 투자를 약화시키는 기능을 보유하고 있음을 알 수 있다.

〈표 9〉 기업지배구조가 추가수익률의 왜도에 미치는 영향

변수	종속변수=Skewness
Governance	-0.969*** (-7.61)
Inverse_Volume	-218.045*** (-5.76)
HH	-0.076 (-0.53)
Residual_Foreign	-0.002* (-1.70)
EBITDA	0.042 (0.44)
Leverage	-0.396*** (-5.50)
Size	-0.085*** (-4.93)
Tobin's_Q	0.073** (2.27)
Asset_Growth	-0.051 (-0.92)
intercept	2.635*** (7.30)
R-Squared	0.145
Obs.	9,459

V. 결론

본 연구는 KOSPI 기업을 대상으로 기업지배구조가 좋을수록 주가가격결정의 효율성이 향상된다는 실증분석결과를 제시하고 있다. 이는 기존의 좋은 기업지배구조의 필요성을 주장하는 일련의 연구들과 맥을 같이 한다.

본 연구는 학술적으로 관련연구에 있어 다양한 시사점을 갖는다. 우선 Gompers, Ishii, and Metrick(2003)에 의하면 주주권리보호가 가장 잘 이루어지는 종목을 매입하고 주주권리보호가 가장 많이 위배되는 종목을 매도하였을 경우, 벤치마크 대비 초과수익률이 연평균 8.5%에 달함을 보고한 바 있다. 학계에서 이러한 결과가 이상현상(anomaly)으로 해석되는 이유는 지배구조 수준에 따른 투자라는, 매우 단순한 투자전략임에도 불구하고 차익거래 이익이 사라지지 않는다는 것에 있다. 특히 기업지배구조가 나쁜 것이 일종의 경영상의 잠재적 위험을 반영하는 것이라면 이러한 기업의 주가수익률은 오히려 기업지배구조가 좋은 기업의 주가수익률을 상회하여야 할 것이다.

반면에 본 논문의 연구결과에 따르면 지배구조수준을 이용한 차익거래 이익이 사라지지 않는 이유는 다음과 같이 설명 가능하다. 즉, 지배구조가 우량한 기업의 경우, 해당 기업과 관련된 정보가 주식시장에 도착했을 때 그 즉시 동 종목의 주가에 반영되는 속도와 정확도가 상대적으로 높은 반면, 지배구조가 취약한 기업의 경우 주식시장에 정보가 도착했음에도 불구하고 주가에 반영되는 속도가 상대적으로 느리거나 부정확 할 것이다. 이 경우 정보투자자(informed investor)든 또는 비정보투자자든 상관없이 주가가격의 효율성이 높은 종목에 대한 수요는 점차 증가할 것인 반면, 주가가격의 효율성이 낮은 종목에 대한 수요는 점차 감소할 것이다. 따라서 앞서 언급한 차익거래 이익이 사라지지 않는 것은 이상현상이라기 보다는 지배구조에 따른 투자자의 선호(preference)를 반영한 합리적 선택의 결과라 볼 수 있다.

주식시장의 활성화는 기본적으로 위험투자로서 주식에 대한 수요에 기반한다. 만약 주식시장에서 형성되는 가격이 해당기업의 가치를 공정하게 반영하지 않는다면 이러한 주식에 대한 수요는 감소할 수 밖에 없을 것이다. 본 연구에 따르면 기업지배구조의 개선은 주가가격 결정의 효율성을 제고할 수 있고 이는 주식시장 수요기반의 확대와 자금조달비용의 감소를 유도할 수 있다는 점에서 정책적으로 추진되어야 할 중요한 과제를 시사한다.

〈참고문헌〉

- 박경서, 변희섭, 이은정, 2009, “한국주식시장에서 사후적 지배구조 프리미엄이 존재하는가?”, 한국증권학회지, 제 38권 4호, 423-454.
- Arelleno and Bond, 1991, “Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment situations”, Review of Economic Studies, Vol. 58, 277-297.
- Bharath, Pasquariello, and Wu, 2009, “Does asymmetric information drive capital structure decisions?”, Review of Financial Studies, Vol. 22, 3211-3243.
- Ferreira, A., and A. Laux, 2007, “Corporate governance, idiosyncratic risk, and information flow”, Journal of Finance, Vol. 62, 951-989.
- Gompers, Paul, Joy Ishii, and Andrew Metrick, 2003, “Corporate governance and equity prices”, Quarterly Journal of Economics, Vol. 118, 107-155.
- Ho, K., and T.J. Moskowitz, 2005, “Market frictions, price delay, and the cross-section of expected returns”, Review of Financial Studies, Vol. 18, 981-1020.
- Hurst, 1951, “Long term storage: an experimental study”, London: Constable.
- Jung, C. S., D. W. Lee, and K. S. Park, 2013, “Short selling by individual investors: Destabilizing or price discovering?”, Journal of International Money and Finance, Vol. 21, 1232-1248.
- Liorente, Saar, and Wang, 2002, “Dynamic volume-return relation of individual stocks”, Review of Financial Studies, Vol. 15, 1005-1047.
- Lo, W. Andrew, and A. Craig MacKinlay, 1988, “Stock market prices do not follow random walks: Evidence from a simple specification test”, Review of Financial Studies, Vol. 1, pp. 41-66.
- Newey, Whitney K., and Kenneth D. West, 1987, “A simple, positive semi-definite, heteroscedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimation”, Econometrica, Vol. 59, pp. 703-708.

한국의 기관투자자 감시유형과 외부감사보수¹⁾

연구논단II

이상철 | 동국대학교 경영대학 회계학과

〈요약〉

한국에서 피투자회사 최대주주의 관계회사가 아니면서 5%이상 대규모지분을 투자한 외부대규모기관투자자와 기관투자자투자기간을 경영자를 감시할 유인과 능력을 갖춘 기관투자자 감시유형으로 구분하였다. 2005년부터 2014년까지 10년간 한국거래소 유가증권시장에 상장된 비금융기업의 5,308개 기업-년 자료를 대상으로 한국의 기관투자자 감시유형과 외부감사보수 사이의 관련성을 분석하였다. 검증결과 외부대규모기관투자자가 존재하는 경우가 그렇지 않은 경우에 비해, 외부감사보수가 더 높게 나타났다. 또한 기관투자자투자기간이 길어질수록, 외부감사보수가 더 높게 나타났다. 그리고 외부대규모기관투자자가 기관투자자투자기간보다 외부감사보수에 미치는 영향이 큰 것으로 나타났으며, 기관투자자투자기간과 외부감사보수 사이의 효과가 외부대규모기관투자자인 경우 더 크게 나타났다. 이러한 분석결과는 한국에서 기관투자자가 외부대규모기관투자자나 장기기관투자자로 기업을 감시하는 경우, 외부감사서비스에 대한 수요가 높아져서 외부감사보수가 높아진다는 것을 의미한다.

한글색인어 : 기관투자자 감시유형, 외부대규모투자자, 투자기간, 외부감사보수

1) 본고는 저자가 2018년 회계정보연구에 출간한 “기관투자자의 특성과 감사보수와의 관계: 외부대규모기관투자자 및 투자기간을 중심으로”라는 논문을 수정하여 재구성한 것임.

I. 서론

기관투자자가 국내 주식시장에서 차지하는 비중이 글로벌 금융위기 이후 점차 증가하고 있지만, 미국의 47.1%와 일본의 21.4%에 비하면 아직 낮은 실정이다. 그러므로 향후 기관투자자의 역할과 비중이 더 높아질 가능성이 있다. 또한 2017년부터 국내에서도 스투어드십 코드(Stewardship cord)가 도입되고, 기관투자자의 주주권 행사에 대한 관심도 높아졌다. 이처럼 자본시장에서 기관투자자의 역할과 관심이 높아짐에 따라 관련된 제도 및 정책을 개선하고 보완해야할 필요성도 점차 커지고 있는 실정이다. 기관투자자의 정의와 분류는 국가별로 차이가 있다. 경제협력개발기구는 기관투자자를 보험회사, 연금펀드, 투자회사(뮤추얼펀드 등) 및 기타(기부금펀드, 사적투자조합 등)의 4가지 유형으로 구분하고 있다. 반면, 한국의 법인세법 시행령(제 17조 제 1항)에서는 증권회사, 보험회사, 투자신탁 및 자산운용회사, 은행(특수은행, 농·수·축협중앙회 포함), 종합금융회사, 상호저축은행, 정부관리기금, 민간기금 및 각종 공제회를 기관투자자로 구분하고 있다. 따라서 경제협력개발기구의 분류에서는 은행과 증권회사가 기관투자자의 범주에 포함되지 않는 반면, 한국의 법인세법 시행령에 따른 분류에서는 은행과 증권회사가 기관투자자의 범주에 포함된다. 일반적으로 기관투자자의 감시수준을 기관투자자가 보유한 지분율로 측정하기 때문에, 기관투자자에 대한 정의와 분류가 달라지면 기관투자자의 지분율이 달라져서 기관투자자의 감시수준을 파악하는 것이 어려워진다.

경영자에 대한 감시유인을 갖춘 기관투자자의 유형도 국가별로 차이가 있을 수 있다. 미국 자본시장에서는 기관투자자의 지분율에 비례하여 기관투자자의 감시유인이 증가하는 것이 일반적이나, 한국 자본시장에서는 기관투자자의 감시유인이 기관투자자의 지분율에 비례하지 않을 수 있다. 한국 자본시장에서 기관투자자로 분류된 증권회사나 보험회사가 피투자기업의 관계회사인 경우, 이러한 기관투자자의 지분율이 높다고 해서 감시유인이 커지지 않는다. 국내 선행연구에서 기관투자자들이 보유한 지분율이 높아질수록 기관투자자의 경영자에 대한 감시수준이 높아진다고 전제하는 것은 연구결과의 타당성을 훼손할 수 있다. 그러므로 해당 국가의 자본시장에서 경영자를 감시할 수 있는 유인과 능력을 갖춘 기관투자자 감시유형을 구분하고, 이러한 기관투자자의 감시유형에 따른 효과를 비교할 필요가 있다.

본 연구에서는 2005년부터 2014년까지 한국거래소에 상장된 비금융기업의 5,308개 기업-년 자료를 대상으로 국내 자본시장에서 경영자를 감시할 수 있는 기관투자자 유형을 외부대규모투자자와 장기투자자로 구분하였다. 첫 번째 기관투자자 감시유형은 피투자회사 최대주주의 관계회사가 아니면서 5%이상 대규모지분을 투자한 외부대규모기관

투자자²⁾이다. 외부대규모기관투자자는 피투자기업 경영자에 대해 독립성을 갖춘 기관 투자자로 볼 수 있으며 대규모지분을 보유하고 있기 때문에 피투자기업 경영자에 대한 감시유인과 능력을 겸비했다고 볼 수 있다. 두 번째 기관투자자 감시유형은 장기기관투자자이다. 기관투자자의 투자기간이 길어지면, 피투자회사의 경영자에 대한 감시유인과 능력이 높아질 수 있기 때문이다.

본 연구에서는 외부대규모기관투자자의 존재와 기관투자자 투자기간이 외부감사보수에 미치는 효과를 분석한다. 기관투자자가 경영자에 대한 감시를 강화하면 경영자를 효과적으로 통제하기 위해 높은 품질의 정보가 필요하기 때문에, 기관투자자는 높은 품질의 감사서비스를 요구할 수 있다(Jensen 1993). 또한 경영자에 대한 감시유인과 능력을 갖춘 기관투자자가 존재한다면, 자신의 투자를 보호하고 경영자를 감시하기 위해 높은 품질의 외부감사서비스를 요구할 수 있다(Hay et al. 2008; Jensen 1993; Velury et al. 2003). 그러므로 국내 자본시장에서 감시유인과 영향력을 갖춘 기관투자자가 존재하는 경우, 해당 기업은 높은 품질의 감사서비스를 제공하는 감사인을 선임하고 이에 대한 대가로 높은 외부감사보수를 지급할 수 있다.

II. 선행연구와 연구가설

기관투자자가 감시유인을 갖추기 위해서는 기관투자자가 투자한 기업에 대해 독립성을 유지해야 한다. 피투자기업과 거래관계가 있거나 향후 거래관계를 맺을 가능성이 높은 기관투자자는 경영자의 의견에 부합하도록 의결권을 행사하는 경향이 짙다(Brickley et al. 1988; Chen et al. 2007). 한국에서 피라미드 및 순환출자를 통해 계열사를 실질적으로 지배하는 대규모기업집단에 함께 소속된 기관투자자와 피투자기업이라면, 기관투자자가 관계회사인 피투자기업에 대해 감시유인을 갖추었다고 판단하기 어렵다. 그러므로 기관투자자가 자신이 투자한 기업의 경영자를 독립적으로 감시할 유인을 갖추기 위해서는 기관투자자가 피투자기업의 관계회사가 아니라는 전제가 필요하다.

기관투자자가 피투자기업의 관계회사가 아니라 하더라도 감시비용을 초과하는 감시 효익을 얻을 수 있을 정도로 충분한 지분을 보유하고 있지 않다면, 감시유인과 능력을 갖추기 어렵다. 감시활동으로 인한 효익은 공공재(public goods)적 성격을 가지므로

2) 이하 논문에서 피투자회사 최대주주의 관계회사가 아니면서 5%이상 대규모지분을 투자한 기관투자자를 '외부대규모 기관투자자'로 정의한다. 외부란 용어는 독립성을 갖추었다는 의미이며, 대규모라는 것은 5%이상 지분을 소유하고 있다는 의미이다.

투자한 지분이 적은 경우에는 감시에 소요되는 비용이 감시로 인한 효익을 초과하기 때문에, 다른 기관투자자의 감시에 무임승차하려는 경향이 강해진다(Grossman and Hart 1980; Black 1990). 반면 대량주식을 보유한 기관투자자는 피투자기업의 성과가 나빠져서 손해가 나더라도 대규모로 보유한 주식을 처분하기 어렵다(Shleifer and Vishny 1986). 또한 대규모지분을 보유한 기관투자자는 기업 내부정보에 대한 접근성 및 정보 분석능력이 뛰어나 감시활동을 효율적으로 수행할 수 있다(Barclay and Hodlerness 1989). 따라서 대규모지분을 보유한 기관투자자는 감시비용보다 감시활동으로 인한 기업가치 상승 혜택이 높기 때문에, 피투자기업의 경영자를 적극적으로 감시할 유인과 능력이 존재한다고 볼 수 있다(Grossman and Hart 1980).

피투자기업 경영자에 대해 독립성뿐만 아니라 감시유인과 능력을 겸비한 기관투자자는 감시에 필요한 재무정보의 신뢰성을 높이기 위해 높은 품질의 감사서비스를 요구할 수 있다(Kane and Velury 2004). 또한 피투자기업도 자본시장에서 긍정적인 평가를 받고 기관투자자를 유치하기 위해, 높은 품질의 감사서비스를 구매할 유인이 존재한다. 선행연구에서는 기업지배구조와 외부감사서비스 사이에 상호보완적인 관계가 있다는 실증결과가 대다수를 차지하고 있다(Shleifer and Vishny 1997; Carcello et al. 2002).³⁾ Kane and Velury(2004)는 기관투자자 지분율과 외부감사인 규모 사이에 양(+)의 상관관계가 있음을 제시하였다. Ali and Lessage(2013)는 2006~2008년 동안 244개 프랑스 기업을 대상으로 분석을 실시한 결과, 5% 이상 대규모지분을 보유한 기관투자자 지분율과 외부감사보수 사이에 양(+의 상관관계가 있다는 연구결과를 제시하였다.

가설1. 외부대규모기관투자자를 보유한 기업은 그렇지 않은 기업보다 외부감사보수가 높다.

기관투자자의 투자기간이 길어지면 감시의 효율성이 높아질 뿐만 아니라 감시유인과 능력도 커질 수 있다. Bushee(1998)는 기관투자자의 투자기간이 길어질수록 감시에 대한 경험, 지식 및 전문성이 축적될 수 있기 때문에, 일시적으로 지분을 보유한 기관투자자보다 장기로 투자하는 기관투자자의 감시효과가 더 높다는 연구결과를 제시하였다. 또한 기관투자자의 투자기간이 길어질수록, 감시비용 대비 감시효익이 더 크게 증가할 수 있다(Chen et al. 2007). 기관투자자의 투자기간 효과에 대한 실증연구로 Hovakimian

3) 기관투자자의 피감사기업 경영자에 대한 감시가 감사위험을 낮추기 때문에, 오히려 기관투자자로 하여금 높은 품질의 외부감사서비스에 대한 수요를 감소시킨다는 주장도 있다.

and Li(2010)는 단기적 관점의 기관투자자보다 장기적 관점의 기관투자자가 배당을 더 많이 지급받는 경향이 있다는 연구결과를 보고하였다. Gaspar et al.(2005)은 기관투자자의 투자기간이 길어질수록 합병과정에서 협상력이 제고된다는 연구결과를 제시하였다.

Porter(1992)와 Bhide(1993)는 분산된 소유지분과 빈번한 거래로 기관투자자들이 단기적인 투자성향을 나타내기 때문에 경영자를 감시하기 어려울 뿐만 아니라, 피투자기업 경영자들로 하여금 단기적인 의사결정을 유도할 가능성이 있다고 주장한다. 기관투자자가 단기실적을 추구할 경우, 우월한 정보를 바탕으로 단기이익을 극대화하려는 유인을 가질 수 있다(Burns et al. 2010). 또한 단기실적을 추구하는 기관투자자들은 경영자를 감시하는 활동에 무임승차하려는 경향이 나타날 수 있다(Black 1990). 따라서 기관투자자가 단기투자자라면, 피투자회사의 경영자를 감시할 유인이 낮아진다. 그러므로 기관투자자의 투자기간이 길어짐에 따라 피투자회사의 경영자에 대한 감시유인과 능력이 높아지고, 높은 품질의 외부감사서비스에 대한 수요가 더 커질 수 있다. 따라서 외부감사보수가 증가될 수 있다.

가설2. 기관투자자의 투자기간이 길어지면 외부감사보수가 높아진다.

기관투자자의 투자기간과 높은 품질의 외부감사에 대한 수요 사이의 관계는 피투자회사 경영자에 대한 독립성을 갖추고 감시비용을 초과하는 감시효익을 누릴 수 있는 외부대규모기관투자자인 경우 더 커질 수 있다. 외부대규모기관투자자인 경우, 기관투자자의 투자기간이 길어지면 감시의 효율성뿐만 아니라 감시유인과 능력이 더 높아질 수 있다. 따라서 외부대규모기관투자자의 높아진 감시 효율성, 감시유인과 능력에 의해, 기관투자자 투자기간으로 인한 외부감사서비스에 대한 수요가 더 커질 수 있다. 이와 관련된 실증연구로 Chen et al.(2007)은 1984년부터 2001년까지 미국기업을 대상으로 상당한 보유지분을 가지고 투자기간이 장기인 독립적인 기관투자자가 존재하는 경우, 합병 후 성과가 개선된다는 연구결과를 제시하였다.

가설3. 기관투자자의 투자기간이 외부감사보수에 미치는 효과는 외부대규모기관투자자인 경우 더 크다.

III. 연구방법

1. 표본 선정

2005년부터 2014년까지 10년간 한국거래소 유가증권시장에 상장된 비금융기업을 표본으로 선정하였다. 이 가운데, 연구결과의 비교가능성을 높이기 위해, 금융, 관리종목 및 자본잠식기업을 표본에서 제외하였다. 금융업의 경우 회계원칙과 재무자료의 속성이 비금융업과 차이가 있으며, 관리종목에 해당되는 기업과 자본이 잠식된 기업은 그렇지 않은 기업과 재무자료의 속성이 상이한 것이 일반적이다. 이러한 표본선정 과정을 거쳐 5,308개 기업-년 자료를 최종분석에 사용하였다.

국내 증권회사를 통해 입수한 기관투자자 현황 자료를 기반으로 기관투자자 투자기간을 계산하였다. 그리고 기관투자자 현황 자료와 금융감독원 전자공시시스템의 사업보고서를 이용하여, 외부대규모기관투자자를 구분하였다. 본 연구의 종속변수인 외부감사보수와 외부감사보수에 영향을 미치는 통제변수를 측정하기 위해, 에프앤가이드, NICE 평가정보의 데이터베이스 및 한국상장회사협의회 TS-2000을 이용하여 관련된 자료를 수집하였다.

최종 선정된 분석 표본은 모두 5,308개 기업-년이다. 2005년 472개, 2006년 482개, 2007년 493개, 2008년 507개, 2009년 501개, 2010년 548개, 2011년 563개, 2012년 576개, 2013년 572개, 그리고 2014년에는 594개 기업-년 자료를 분석에 사용되었다. 분석대상 표본을 11개 산업으로 구분하였고, 분석대상 표본의 산업별 분포에서 제조업이 66.75%로 가장 높은 비중을 차지하는 것으로 나타났다.

2. 연구모형 설정

기관투자자의 감시유형이 외부감사보수에 미치는 영향을 분석하기 위해, <모형 1>과 같은 회귀분석 모형을 설정하였다. <모형 1>에서 독립변수는 외부대규모기관투자자 여부와 기관투자자의 투자기간이다. 독립변수 이외에 종속변수인 외부감사보수에 미치는 효과를 통제하기 위해 기업규모, 감사인 규모, 매출채권재고자산비율, 해외매출비중, 총자산이익률, 부채비율, 유동비율, 손실더미, 외국인지분율, 산업더미 및 연도더미를 통제변수로 선정하였다. <모형 1>에서 독립변수인 외부대규모기관투자자 여부와 기관투자자 투자기간은 각각 종속변수인 외부감사보수에 유의적인 양의 영향을 미칠 것으로 예상된다.

〈모형 1〉

$$\begin{aligned} \text{외부감사보수} = & \alpha + \beta_1 \text{외부대규모기관투자자[기관투자자투자기간]} + \beta_2 \text{기업규모} \\ & + \beta_3 \text{감사인규모} + \beta_4 \text{매출채권재고자산비율} + \beta_5 \text{해외매출비중} \\ & + \beta_6 \text{총자산이익률} + \beta_7 \text{부채비율} + \beta_8 \text{유동비율} + \beta_9 \text{손실더미} \\ & + \beta_{10} \text{외국인지분율} + \beta_{11} \text{산업더미} + \beta_{12} \text{연도더미} + \epsilon \end{aligned}$$

여기에서,

외부감사보수 : 외부감사보수에 자연로그를 취한 값,

외부대규모기관투자자 : 피투자회사 최대주주의 관계회사가 아니면서 피투자회사 지분을 5% 이상 보유한 기관투자자가 존재하면 1, 그렇지 않은 경우 0,

기관투자자투자기간 : 기관투자자의 투자기간을 기관투자자 지분율로 가중 평균하여 계산한 값,

기업규모 : 총자산에 자연로그를 취한 값,

감사인규모 : Big4 회계법인(삼일, 삼정, 안진 및 한영)인 경우 1, 그렇지 않으면 0,

매출채권재고자산비율 : 매출채권과 재고자산의 합을 총자산으로 나눈 값,

해외매출비중 : 해외매출액을 총매출액으로 나눈 값,

총자산이익률 : 당기순이익을 총자산으로 나눈 값,

부채비율 : 부채총액을 총자산으로 나눈 값,

유동비율 : 유동자산을 유동부채로 나눈 값,

손실더미 : 전기로부터 3년 전까지 적어도 한번이상 손실이 발생된 기업이면 1, 아니면 0

외국인지분율 : 외국인투자자가 보유한 주식의 수를 유통주식수로 나눈 값,

산업더미 : 해당산업에 소속된 기업인 경우 1, 그렇지 않은 경우 0,

연도더미 : 해당연도이면 1, 그렇지 않은 경우 0.

기관투자자투자기간이 외부감사보수에 미치는 효과가 외부대규모기관투자자 여부에 따라 차이가 있는지를 파악하기 위해, 〈모형 2〉와 같은 회귀분석 모형을 설정하였다. 〈모형 2〉에서 기관투자자투자기간이 외부감사보수에 미치는 효과가 외부대규모기관투자자인 경우 더 크다면, 외부대규모기관투자자와 기관투자자투자기간의 상호작용항은 종속변수인 외부감사보수에 유의적인 양의 영향을 미칠 것으로 예상된다.

〈모형 2〉

$$\begin{aligned} \text{외부감사보수} = & \alpha + \beta_1 \text{외부대규모기관투자자} + \beta_2 \text{기관투자자투자기간} \\ & + \beta_3 \text{외부대규모기관투자자} \times \text{기관투자자투자기간} + \beta_4 \text{기업규모} \\ & + \beta_5 \text{감사인규모} + \beta_6 \text{매출채권재고자산비율} + \beta_7 \text{해외매출비중} \\ & + \beta_8 \text{총자산이익률} + \beta_9 \text{부채비율} + \beta_{10} \text{유동비율} + \beta_{11} \text{손실더미} \\ & + \beta_{12} \text{외국인지분율} + \beta_{13} \text{산업더미} + \beta_{14} \text{연도더미} + \epsilon \end{aligned}$$

3. 변수의 정의와 측정

본 연구의 종속변수인 외부감사보수는 감사품질에 대한 대리변수로 파악할 수 있다. Simunic(1980)의 외부감사보수 결정모형 이후 감사품질의 측정치로 외부감사보수가 많이 사용되었다(Francis 1984; Palmrose 1986). 다른 조건이 같다면, 외부감사보수가 높을수록 높은 품질의 감사가 수행되었다고 볼 수 있다. 선행연구에서는 외부감사보수와 외부감사보수를 설명하는 변수 사이의 선형성을 높이기 위해, 외부감사보수에 자연로그를 취한 값으로 측정하였다(Simunic 1980; Francis and Stokes 1986).

본 연구의 독립변수는 피투자회사 경영자에 대해 독립성을 갖추고 대규모지분을 투자한 외부대규모기관투자자와 기관투자자투자기간이다. 본 연구에서는 독립성을 갖춘 기관투자자를 구분하기 위해, ‘피투자회사 최대주주의 관계회사가 아닌 기관투자자’라는 개념을 사용하였다. 기관투자자가 투자한 회사의 사업보고서에서 ‘주식에 관한 사항-주식의 분포-최대주주 및 그 특수관계인의 주식소유 현황’을 수작업으로 검색하였다. 기관투자자가 투자한 회사의 ‘최대주주 및 그 특수관계인의 주식소유 현황’에서 최대주주 및 그 특수관계인으로 등재되어 있는 경우, 이를 ‘피투자회사 최대주주의 관계회사’로 측정하였다(이상철과 이수준 2016).

감시유인과 능력을 파악하기 위해, 주식의 대량보유 기준을 5% rule에 근거하여 판단하였다. 5% rule은 미국 증권거래위원회와 한국 증권거래법 상의 주식대량보유 보고제도에서 주식대량보유 기준을 5%로 설정한 것을 말한다. 그러므로 외부대규모기관투자자는 피투자회사 최대주주의 관계회사가 아닌 기관투자자로서 회사지분을 5%이상 보유한 기관투자자이면 1의 값을, 그렇지 않은 경우 0의 값을 부여하여 측정하였다.

기관투자자투자기간은 피투자회사의 t연도 말 현재 피투자회사 관계회사가 아닌 기관투자자의 투자지분 보유현황을 분석하여, 기관투자자가 투자지분 취득시점부터 t연도 말까지 피투자회사 투자지분을 연속적으로 보유한 기간으로 측정하였다. 그리고 해당 기업에 투자한 기관투자자투자기간을 기관투자자 지분율로 가중 평균하여 계산하였다. t연도 i기업에 n개의 기관투자자가 존재하고, 기관투자자들이 해당연도(t)까지 각각 누

적 투자기간 p 와 투자지분율 r 을 가지고 있다면, 기관투자자투자기간은 <식 1>과 같이 계산된다.

<식 1>

$$\text{기관투자자투자기간}_{i,r} = \sum_{j=1}^n (\text{기관투자자지분율}_{j,r} \times \text{기관투자자투자기간}_{j,p}) / \sum_{j=1}^n \text{기관투자자지분율}_{j,r}$$

외부감사보수에 영향을 미칠 수 있는 통제변수로 기업규모, 감사인규모, 매출채권재고자산비율, 해외매출비중, 총자산이익률, 부채비율, 유동비율, 손실더미, 외국인지분율, 산업더미 및 연도더미를 모형에 고려하였다. 기업규모가 외부감사보수에 미치는 영향을 통제하기 위해, 총자산에 자연로그를 취한 값을 통제변수로 고려하였다(Simunic 1980; O'Keefe et al. 1994; Clatworthy and Peel 2007). 감사인규모는 *Big4* 회계법인(삼일, 삼정, 안진 및 한영)인 경우 1, 그렇지 않으면 0의 값을 부여하여 측정하였다. 매출채권재고자산비율은 매출채권과 재고자산의 합을 총자산으로 나눈 값으로 측정하였다. 해외매출비중은 해외매출액을 총매출액으로 나눈 값으로 측정하였다(Simunic 1980; Hay et al. 2006). 총자산이익률은 당기순이익을 총자산으로 나눈 값으로 측정하였다. 부채비율은 부채총액을 총자산으로 나눈 값으로 측정하였다. 유동비율은 유동자산을 유동부채로 나눈 값으로 측정하였다(Chaney et al. 2004). 손실더미는 해당연도 전기부터 3년 전까지 적어도 한번 이상 손실이 발생한 경우에는 1의 값을 부여하고, 그렇지 않은 경우에는 0의 값을 부여하여 구분하였다(Choi et al 2010; Hoistash et al. 2007). 외국인지분율은 외국인투자자가 보유한 주식의 수를 유통주식수로 나눈 값으로 측정하였다. 산업과 연도효과를 통제하기 위해, 산업더미와 연도더미를 통제변수로 모형에 고려하였다.

IV. 검증결과

외부대규모기관투자자 및 기관투자자투자기간과 같은 기관투자자 감시유형이 외부감사보수에 미치는 영향을 최소자승회귀(ordinary least squares regression) 방법으로 분석한 결과, 외부대규모기관투자자는 외부감사보수에 유의적인 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 외부대규모기관투자자가 존재하는 기업이 그렇지 않은 기업보다 외부감사보수가 높다는 것을 의미한다. 반면, 피투자회사 최대주주의 관계회

사가 아닌 기관투자자이지만 5% 미만의 지분을 투자한 경우(즉, 기관투자자가 독립성은 갖추었으나 감시를 위한 유인과 능력을 갖추지 못한 경우)와 같이 대규모투자자가 아닌 외부기관투자자 지분율은 외부감사보수에 유의적인 영향을 미치지 않는 것으로 나타났다. 검증결과는 피투자기업 경영자에 대한 독립성은 물론 감시유인과 능력을 갖춘 외부대규모기관투자자 존재하는 경우 외부감사보수가 높아지지만, 독립성은 갖추었으나 경영자를 감시할 유인과 능력을 갖추지 못한 경우에는 외부감사보수에 유의적인 영향을 미치지 않는다는 것을 의미한다.

기관투자자 투자기간은 외부감사보수에 유의적인 양(+의) 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 기관투자자의 투자기간이 길어지면 외부감사서비스에 대한 수요가 높아지기 때문에 외부감사보수가 높아지는 것을 나타낸다. 그리고 외부대규모기관투자자가 기관투자자의 투자기간보다 표준화회귀계수값의 크기와 유의도가 더 크게 나타났다. 이러한 결과는 외부대규모기관투자자가 기관투자자의 투자기간보다 외부감사보수에 미치는 영향이 더 크다는 것으로, 독립적인 기관투자자의 대규모지분 투자가 기관투자자의 장기보유보다 외부감사보수에 미치는 효과보다 더 크다는 것을 의미한다.

뿐만 아니라 외부대규모기관투자자와 기관투자자투자기간의 상호작용항이 유의적인 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 외부대규모기관투자자인 경우 그렇지 않은 경우보다 기관투자자투자기간이 외부감사보수에 미치는 효과가 더 크다는 것을 의미한다. 또한 외부대규모기관투자자인 경우 기관투자자 지분율이 외부감사보수에 유의적인 양의 영향을 미치는 것으로 나타났지만, 외부대규모기관투자자가 아닌 경우 기관투자자 지분율과 외부감사보수 사이에 유의적인 관계가 없는 것으로 나타났다. 그리고 기관투자자투자기간이 긴 경우에 기관투자자 지분율이 외부감사보수에 유의적인 양의 영향을 미치지만, 기관투자자투자기간이 짧은 경우에는 그러한 관계를 찾을 수 없었다. 이러한 검증결과는 외부대규모기관투자자가 존재하는 기업과 투자기간이 장기인 기관투자자가 존재하는 기업은 그렇지 않은 기업보다 외부감사보수가 높다는 것을 나타내며, 외부대규모기관투자자인 경우 그렇지 않은 경우보다 기관투자자투자기간이 외부감사보수에 미치는 효과가 더 크다는 것을 의미한다.

V. 결 론

본 연구에서는 경영자를 감시할 수 있는 유인과 능력을 갖춘 기관투자자 특성을 외부 대규모기관투자자와 기관투자자투자기간으로 구분하고, 이러한 기관투자자 특성이 외부감사보수에 미치는 영향을 분석하였다. 2005년부터 2014년까지 한국거래소 유가증권시장에 상장된 비금융기업 가운데, 관리종목과 자본잠식을 제외한 5,308개 기업-년 자료를 대상으로 검증을 실시하였다. 본 연구의 주요 분석결과는 다음과 같다.

첫째, 외부대규모기관투자자가 외부감사보수에 유의적인 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 외부대규모기관투자자가 존재하는 경우가 그렇지 않은 경우에 비해, 외부감사보수가 더 높다는 것을 의미한다. 둘째, 기관투자자투자기간이 외부감사보수에 유의적인 양의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 기관투자자의 투자기간이 길어질수록 외부감사보수가 높아진다는 것을 의미한다. 셋째, 외부대규모기관투자자가 외부기관투자자투자기간보다 표준화회귀계수값의 크기와 유의도가 더 크게 나타났다. 이러한 결과는 외부대규모기관투자자가 기관투자자투자기간보다 외부감사보수에 미치는 영향이 큰 것으로 해석할 수 있다. 넷째, 외부대규모기관투자자와 기관투자자투자기간의 상호작용항이 유의적인 양의 값을 갖는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 외부대규모기관투자자의 투자기간이 긴 경우, 그렇지 않은 경우보다 외부감사보수가 더 높다는 것을 의미한다.

본 연구는 피투자기업 경영자에 대한 감시유인과 능력을 갖춘 기관투자자를 제대로 분류하지 못한 선행연구의 한계점을 극복하고, 독립적인 입장에서 경영자를 감시할 수 있는 기관투자자 특성을 구분했다는 점에서 학문적인 공헌점을 찾을 수 있다. 이러한 기관투자자 특성은 한국 자본시장에서 향후 기관투자자의 감시역할을 검증하기 위한 연구에 활용될 수 있다. 본 연구는 경영자와 독립적이면서 감시유인과 능력을 갖춘 기관투자자의 감시효과에 대한 실증적인 증거를 제시함으로써, 기관투자자와 관련한 정책을 마련하는데 활용될 수 있는 근거를 제공한다는 측면에서 실무적 의의가 있다. 정책당국이 연기금과 자산운용사의 적극적인 의결권행사를 독려하기 위해 도입한 스톱워드 십 코드에 대한 실증적 근거를 제공할 수 있고, 기관투자자와 관련한 제도 개선을 위한 근거로 사용될 수 있다는 공헌점이 있다.

〈참고문헌〉

- 이상철, 이수준. 2016. 외부대주주로서의 기관투자자와 기업가치. *관리회계연구* 16(3): 51-81.
- Ali, C. and C. Lesage. 2013. Audit Pricing and Nature of Controlling Shareholders: Evidence from France. *China Journal of Accounting Research* 6(1): 21-34.
- Barclay, M. and C. Holderness. 1989. Private Benefits from Control of Public Corporation. *Journal of Financial Economics* 25: 371-395.
- Bhide, A. 1993. The Hidden Costs of Stock Market Liquidity. *Journal of Financial Economics* 34: 31-51.
- Black, S. 1990. Shareholder Passivity Reexamined. *Michigan Law Review* 89: 520-608.
- Brickley, A., R. Lease and W. Smith, Jr. 1988. Ownership Structure and Voting on Anti-takeover Amendments. *Journal of Financial Economics* 20: 267-292.
- Burns, N., S. Kedia and M. Lipson. 2010. Institutional Ownership and Monitoring: Evidence from Financial Misreporting. *Journal of Corporate Finance* 16(4): 443-455.
- Bushee, B. 1998. The Influence of Institutional Investors on Myopic R&D Investment Behavior. *The Accounting Review* 73: 303-333.
- Carcello, J., D. Hermanson, T. Neal and R. Riley, Jr. 2002. Board Characteristics and Audit Fees. *Contemporary Accounting Research* 19(3): 365-384.
- Chaney, P., D. Jeter and L. Shivakumar. 2004. Self-Selection of Auditors and Audit Pricing in Private Firms. *The Accounting Review* 79(1): 51-72.
- Chen, X., J. Harford, K. Li. 2007. Monitoring: Which Institutions Matter? *Journal of Financial Economics* 86(2): 279-305.
- Choi, J., J. Kim and Y. Zang. 2010. Do Abnormal High Audit Fees Impair Audit Quality. *Auditing: A Journal of Practice and Theory* 29(2): 115-140.
- Clatworthy, M. and M. Peel. 2007. The Effect of Corporate Status on External

- Audit Fees: Evidence from the UK. *Journal of Business Finance & Accounting* 34(1&2): 169-201.
- Francis, J. 1984. The Effect of Audit Firm Size on Audit Prices: A Study of the Australian Market. *Journal of Accounting and Economics* 6(August): 133-151.
- Francis, J. and D. Stokes. 1986. Audit Prices, Product Differentiation and Scale Economies: Further Evidence from Australian Market. *Journal of Accounting Research* 24(2): 363-393.
- Gaspar, J., M. Massa and P. Matos. 2005. Shareholder Investment Horizons and the Market for Corporate Control. *Journal of Financial Economics* 76: 135-165.
- Grossman, S. and O. Hart. 1980. Takeover Bids, the Free-Rider Problem, and the Theory of the Corporation. *Bell Journal of Economics* 11: 42-64.
- Hay, D., W. Knechel and N. Wong. 2006. Audit Fees: A Meta-analysis of the Effect of Supply and Demand Attributes. *Contemporary Accounting Research* 23(1): 141-191.
- Hay, D., W. Knechel and H. Ling. 2008. Evidence on the Impact of Internal Control and Corporate Governance on Audit Fees. *International Journal of Auditing* 12: 9-24.
- Hoitash, R., A. Markelevich, and C. Barragato. 2007. Auditor Fees and Audit Quality. *Managerial Auditing Journal* 22(8): 761-786.
- Hovakimian A. and G. Li. 2010. Shareholder Investment Horizons and Payout Policy, Working Paper.
- Jensen, M. 1993. The Modern Industrial Revolution, Exit, and the Failure of Internal Control Systems. *The Journal of Finance* 48: 830-879.
- Kane, G. and U. Velury. 2004. The Role of Institutional Ownership in the Market for Auditing Service : An Empirical Investigation. *Journal of Business Research* 57: 975-983.
- O'Keefe, T., R. King and K. Gaver. 1994. Audit Fees, Industry Specialization, and Compliance with GAAS Reporting Standards. *Auditing: A Journal*

- of Practice and Theory* 13(Fall): 41-55.
- Palmrose, Z. 1986. Audit Fees and Auditor Size : Further Evidence. *Journal of Accounting Research* 24(1): 97-110.
- Porter, M. 1992. Capital Choices: Changing the Way America Invests in Industry. *Journal of Applied Corporate Finance* 5: 4-16.
- Shleifer, A. and R. Vishny. 1986. Large Shareholders and Corporate Control. *Journal of Political Economy* 95: 461-488.
- Simunic, D. 1980. The Pricing of Audit Service : Theory and Evidence. *Journal of Accounting Research* 18(Spring): 161-190.
- Velury, U., J. Reisch and D. O'Reilly. 2003. Institutional Ownership and the Selection of Industry Specialist Auditors. *Review of Quantitative Finance and Accounting* 21: 35-48.

기업지배구조 리뷰

Corporate Governance Review

발행처 한국기업지배구조원

발행인 신진영

발행일 2020년 3월

주 소 서울시 영등포구 여의나루로 76 (07329)

Tel 02)3775-3339

Fax 02)3775-2630

E-mail cgsweb@cgs.or.kr

Home <http://www.cgs.or.kr>

인쇄처 경성문화사 Tel (02)786-2999



KCGS
한국기업지배구조원
www.cgs.or.kr

서울시 영등포구 여의나루로 76 한국거래소 신관 9층
TEL. 02-3775-3339 FAX. 02-3775-2630