

경영자지분율과 재량발생액간의 관계, 그리고 시장경쟁효과

송길성

고려대학교 경영대학 석·박사통합과정
한국은행 인사경영국 소속
(ss1004@bok.or.kr)

본 연구는 이익조정행위 관점에서 경영자지분율의 이해합치효과와 경영자안주효과를 실증분석하였다. 아울러 경영자의 재량적 의사결정에 영향을 미치는 주요 외부 환경요인인 시장경쟁이 양자의 관계에 유의미한 영향으로 작용하는 지를 검증하였다.

이익조정행위의 대용변수로서 재량발생액을 적용한 실증분석결과는 다음과 같다. 첫 번째, 경영자지분율과 재량발생액간에는 U자형의 2차곡선관계가 존재하는 것으로 관측되었다. 재량발생액에 영향을 줄 수 있는 다른 변수를 통제한 후 경영자지분율의 변곡점은 31.08%로, 그 이하 구간에서는 재량발생액의 크기가 줄어드나, 그 이상 구간에서는 재량발생액의 크기가 증가하는 것으로 분석되었다. 경영자지분율수준에 따라 경영자의 이익조정이 주주와 이해합치방향으로 작용할 수 있지만, 경영자안주방향으로 작용할 수도 있는 것으로 이해된다. 두 번째로, 시장경쟁의 증가는 경영자지분율과 재량발생액간 이해합치효과를 강화하는 긍정적인 효과가 있지만, 경영자안주효과를 증폭시킬 수 있는 부정적인 측면도 있는 것으로 분석되었다. 시장경쟁의 부정적 효과로는 이해합치효과가 종료되는 경영자지분율의 변곡점 수준을 21.08%까지 낮추어 조기에 경영자안주효과가 나타나는 결과를 보였다. 경영자지분율이 40.61% 이상 구간에서는 시장감시에 대한 경영자의 경계감이 급속히 낮아져 경영자안주효과가 증폭되는 결과로 나타났다. 시장경쟁의 긍정적 효과로는 비록 경영자지분율의 변곡점 수준은 낮아지지만, 경영자지분율이 21.08% 이하구간에서는 이해합치효과를 강화하는 것으로 나타났다. 추가로 경영자지분율이 21.08%에서 40.61%까지는 시장경쟁이 증가하더라도 여전히 낮은 수준의 재량발생액을 보여 시장감시 기능이 일정부분 작용하는 것으로 나타났다.

최근 시장경쟁이 증가하면서 인수합병에 대한 노출이 커짐에 따라 경영권 방어수단의 입화법화 논의가 활발히 진행되고 있다. 본 연구 결과는 경쟁적 시장환경하에서 추가 지분을 취득을 용이하게 하는 것은 경영자지분율 수준에 따라 이익조정측면에서 부정적인 효과가 증폭될 수 있음에 유의할 필요성을 보여준다. 따라서 추가되는 제도도입은 국내의 소유구조 현황, 주주감시 및 시장감시 기능을 종합적으로 감안하여 판단할 필요가 있음을 시사한다.

주제어: 경영자지분율(managerial ownership), 이익조정(earnings management), 재량발생액(discretionary accruals), 시장경쟁(market competition), 2차곡선관계(quadratic relationship)

1. 서론

다수의 실증연구는 소유구조 측면에서 경영자가 해당기업의 주식을 보유하는 수준은 대리인문제와 관련되며, 경영자지분율 수준은 경영자의 재량적 의사결정에는 두가지 방향으로 작용하여 대리인비용을

증감시킬 수 있음을 보고한다. 하나는 경영자지분율이 낮은 수준에서 증가하면 소유와 경영의 괴리가 일정부분 완화되면서 주주의 이해에 부합하는 행위 유인으로 작용하는 이해합치효과(incentive alignment effect, Jensen and Meckling 1976)가 존재할 수 있지만, 다른 하나는 경영자지분율이 일정수준 이상에서 증가하면 주주감시가 현저히 축소되고 강

화된 경영권을 기반으로 경영자의 사적편익을 위한 재량행위 범위를 확대하는 행위도구로 활용되어 경영자안주효과가 나타날 수도 있다(management entrenchment effect, Morck et al 1987). 이러한 결과는 이해합치효과가 지배적인 경영자지분율구간에서는 경영자의 기회주의적 재량행위가 축소되어 대리인비용이 감소되고, 경영자안주효과가 지배적인 경영자지분율구간에서는 대리인비용이 증가하는 것으로 해석된다.¹⁾

경영자의 다양한 재량적 의사결정중 이익조정은 주주와의 포괄적인 계약관점에서 경영자의 지위보전, 성과보상 등과 연계되어 사적유인에 의한 경영자의 기회주의적 성격이 강하다고 할 수 있다(Healy and Wahlen 1999, Dechow and Skinner 2000). 경영자의 이익조정이 기회주의적 사적유인에 의해서 수행 된다면, 경영자지분율 수준과 이익조정 정도에 차이가 발생할 수 있으며, 이는 경영자지분율 수준에 따라 이해합치효과와 경영자안주효과에서 차별적인 영향으로 나타나게 될 개연성이 크다고 할 수 있다.

소유구조측면에서 경영자지분율 수준에 따른 경영자의 재량행위에 미치는 서로 다른 방향성은 내부기업지배구조 매커니즘을 통해서 경영자의 이익조정행위와 같은 의사결정에 유의미한 영향을 미치는 결과라고 할 수 있다. 한편 시장경쟁은 외부기업지배구조 매커니즘으로 경영자의 의사결정에 미치는 핵심적인 외부환경요인으로 작용한다(Williamson 1963, Verrecchia 1983, Meyer and Vickers 1997).

경영자지분율이 소유구조측면에서 주주감시 기능과 연계되어 있다면, 시장경쟁은 시장감시를 통해 경영자의 재량행위 범위에 영향을 미친다고 볼 수 있다. 따라서 시장경쟁은 경영자가 직면하는 외부환경으로 간주되고, 기존의 경영자지분율과 이익조정간의 관계를 변화시키는 주요한 동인으로 작용할 것으로 기대 볼 수 있다.

본 연구의 목적은 이익조정측면에서 경영자지분율 수준에 따른 이해합치효과와 경영자안주효과가 존재하는 지를 살펴보고, 시장경쟁이 증가하는 상황에 초점을 두어 시장경쟁효과가 경영자지분율과 이익조정간 관계를 유효하게 변화시키는 지를 실증분석하는 데 있다. 실증분석은 이익조정의 대응변수로 광범위하게 활용되고 있는 재량발생액을, 시장경쟁의 대응변수로서 산업집중도지수중 동일산업내 기업규모의 불균등도를 의미하는 상대엔트로피지수를 활용하여, 2002~2010년 상장기업을 대상으로 분석하였다.

실증분석 결과는 다음과 같다. 첫 번째, 경영자지분율과 재량발생액간에는 U자형의 2차 곡선관계(quadratic relation)가 존재하는 것으로 나타났다. 경영자지분율의 변곡점이 31.08%를 기준으로, 그 이하구간에서는 재량발생액이 감소하는 이해합치효과가 지배적인 것으로, 그 초과구간에서는 재량발생액이 증가하여 경영자안주효과가 지배적인 것으로 이해된다. 이는 표본내 경영자지분율의 최대치가 58.89%인 점을 감안하면 절반보다는 다소 초과한 수준에서 경영자안주효과로 전환되는 결과에 해당

1) 대리인문제를 소유와 경영이 분리됨으로 경영자와 주주간에만 발생할 수 있는 대리인비용을 전제로 한다면, 이론적으로는 소유와 경영이 완전히 일치하는 경영자지분율 100%에서는 대리인비용이 발생하지 않게 된다(Jensen and Meckling 1976, Lenox 2005). 그러나 상장기업을 대상으로 할 경우 상장시장에 따라 차이는 있지만 현행 상장요건중 지분분산 요건으로 공모주식 비율을 25%로 정하고 있어 경영자지분율의 최대치에도 소유와 경영은 분리된다. 따라서 실증분석을 상장기업에 국한하면 경영자지분율이 100% 또는 이에 근접한 수준과 같이 극단적으로 높은 수준은 해당되지 않는다. 본 연구에서는 상장기업을 표본으로 하고 있어 경영자지분율 구간이 제한되어 있는 것이 실증연구의 기본 전제라고 할 수 있다.

된다.

두 번째, 시장경쟁효과는 부정적인 효과와 긍정적인 효과가 혼재되는 결과를 보였다. 이는 시장경쟁이 상대적으로 크면 경영자지분율과 재량발생액간의 U자형 2차곡선을 좌하향으로 이동한 결과에 기인한다. 먼저 시장경쟁의 부정적인 효과는 시장경쟁압력으로 인해 경영자지분율의 변곡점을 낮추어 경영자안주효과로 조기에 전환되고, 경영자안주효과가 지배적인 경영자지분율구간에서는 재량발생액의 크기가 증폭되는 결과를 보였다. 시장경쟁을 고려하지 않았을 때 경영자지분율의 변곡점 근처에서 이익조정유인이 낮았으나 시장경쟁압력으로 인해 이익조정유인이 확대된 결과로 볼 수 있다. 그리고 시장경쟁압력에 의한 경영자지분율이 매우 높은 구간인 40.61%에서 58.89%에서 재량발생액의 증가폭은 급격하게 확대되는 모습을 보였다. 이러한 경영자지분율구간에서는 주주감시와 시장감시에 대한 경영자의 경계감이 두렷히 둔감해지면서 시장규율효과가 제대로 작동하지 않는 것으로 해석된다.

다음으로 시장경쟁이 증가하면서 나타나는 긍정적 효과를 보면, 이해합치효과가 지배적인 경영자지분율구간에서 시장감시 기능이 유효하게 작동하여 이해합치효과를 보다 강화하는 결과를 보였다. 그리고 경영자지분율구간이 21.08%에서 40.61%까지는 시장경쟁을 고려하지 않은 경우에 비해 여전히 재량발생액이 작은 결과를 보였다. 동구간의 경영자지분율 수준에서는 시장경쟁 증가로 인해 경영자안주효과로 전환되더라도 일정부분 시장감시에 대한 경영자의 경계감이 작동하여 이익조정의 급작스런 확대를 지연시킨 결과로 판단된다.

이러한 결과는 이익조정의 대응변수로서 성과대응 재량발생액을, 시장경쟁의 대응변수로서 다른 산업 집중도지수로서 정규화 HHI를 적용하더라도 경영

자지분율 변곡점의 미미한 변화 외에는 일관되게 나타났다.

최근 시장경쟁이 증가하면서 국내기업의 인수·합병에 대한 노출도 증가하고 있다. 이에 따라 국내에도 경영권 방어수단에 대한 법제화에 대한 찬반논의가 활발하게 진행되고 있다. 독소조항(poison pill)과 같은 다양한 경영권 방어수단의 법제화는 경영권 방어를 용이하게 함으로써 기업이 경영권 방어를 위해 투입되는 비용을 보다 생산적인 방향으로 유도할 수 있다는 찬성입장과 경영권 강화가 용이해지면서 경영자의 전환에 대한 통제기능이 약화될 수 있다는 반대입장도 존재한다. 본 연구의 결과는 시장경쟁적 환경하에서는 경영자의 이익조정행위 관점에서도 이러한 찬반입장에 따른 긍정적 견해와 부정적 견해가 혼재할 수 있는 것으로 나타났다. 이해합치효과가 존재하는 경영자지분율 구간에서 추가적인 경영권방어를 명목으로 경영자지분율이 늘어나더라도 이해합치효과가 커질 수도 있지만, 경영자안주효과가 지배적인 경영자지분율 구간에서는 용이해진 지분율을 취득을 통해서 경영자안주효과가 보다 증폭될 수도 있다는 점이다. 따라서 경영권 방어수단의 입법화는 국내의 소유구조 현황 및 시장경쟁 상황을 종합적으로 감안하여 신중하게 검토할 필요성이 있음을 시사한다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같다. 첫 번째, 경영자지분율 수준에 따른 경영자의 이익조정행위에 대한 동태적인 관계를 분석한 데 있다. 경영자지분율과 이익조정간의 그간 연구는 1차선형 관계를 전제로 분석하여 이해합치효과를 분석하는 데 치중하였다. 그러나 본 연구는 경영자지분율이 경영자의 의사결정에 미치는 두가지 상반된 효과가 존재하는 것을 감안하여 이익조정행위도 유사한 관계가 있음을 실증분석하였다. 두 번째로 시장경쟁과 관련된 대부분

의 실증연구에서는 시장경쟁이 증가하면서 경영자의 의사결정에 미치는 요인들 간에 상호의존성이 확대됨에도, 이에 대한 고려가 부족한 측면이 있었다. 본 연구는 시장경쟁이 경영자에게 주어지는 외부환경으로 간주하여 경영자지분율의 동태적 효과의 차이에 긍정 또는 부정적 영향이 혼재함을 보여 이와 관련된 연구범위를 크게 확대하였다는 데 의의가 있다.

이후 본 논문의 구성은 II장에서 경영자지분율과 재량발생액관계를 중심으로 선행연구를 살펴보고, 시장경쟁효과에 대한 추론을 근거로 연구가설을 설정하였다. III장은 변수설명 및 연구모형을 중심으로 연구방법을, IV장에서 실증분석결과를, V장 및 VI에서 추가분석 및 결론을 제시한다.

II. 선행연구 및 연구가설

2.1 경영자지분율과 재량발생액

전통적인 대리인모형에서는 외부자본이 기업내부로 유입됨으로써 대리인문제가 발생하게 된다. 다른 조건이 일정한 경우, 외부자금유입 규모에 따라 경영자가 해당기업 주식을 보유하는 수준이 다를 수 있으며, 이러한 경영자지분율의 차이로 기업이 직면한 대리인비용의 정도도 상이하다(Pagano and Roell 1998, Pagano et al 1998). 따라서 다수의 선행연구는 경영자와 주주간에 발생할 수 있는 이해불일치 문제를 실증적으로 규명하기 위하여 경영자지분율을 주요 요인으로 간주하고, 이의 수준이 경영자의 재량행위에 미치는 효과를 분석한다(LaFond and Roychowdhury 2008).

경영자지분율이 경영자의 의사결정에 미치는 효과

에 대한 실증연구 결과는 이해합치효과와 경영자안주효과가 존재하는 것으로 보고된다. 이해합치효과에 대한 주장은 경영자지분율이 증가하면서 소유와 경영의 불일치가 좁혀지면서 주주에 대한 이해합치로의 경영자행위를 유도할 수 있으며, 결과적으로 대리인비용을 낮출 수 있다는 데 있다(incentive alignment effect, Jensen and Meckling 1976). 반면, 경영자안주효과는 경영자지분율의 증가로 인해 주주의 감시기능이 약화되면서 강화된 경영권을 바탕으로 경영자의 재량행위 범위가 확대되어 대리인비용이 증가할 수 있다는 점에 중점을 둔다(management entrenchment effect, Morck et al 1987). 그러나 최근에는 경영자지분율이 경영자의 의사결정에 미치는 단일한 방향성으로 작용한다기 보다는 경영자지분율의 일정수준 이하에서 증가하는 경우에는 이해합치효과가 지배적인 것으로, 일정수준 이상에서 증가하는 경우에는 경영자안주효과가 지배적인 형태로 나타나는 경영자지분율의 동태적 효과(또는 혼합효과)가 존재한다는 데 다수의 의견이 제시된다(integrated effect, Morck et al 1988, Stulz 1988, McConnel and Servaes 1990, Short and Keasey 1999). 경영자지분율의 일정수준을 기점으로 이해합치효과에서 경영자안주효과로 전환될 개연성이 큰 데는 주주의 감시기능이 현저히 취약해지면서 경영자의 전횡이 가능한 경영권(또는 기업지배력)의 차이가 발생하고, 이의 차이로 인해 경영자의 의사결정이 주주와의 이해불일치로 반전될 수 있음을 의미한다.

한편, 경영자지분율 수준에 따라 경영자의 재량행위에 미치는 효과가 이해합치와 경영자안주로 나타날 수 있지만, 이는 주주의 이해와 관련된 경영자의 재량행위의 종류에 따라 다르다고 할 수 있다. 비록 경영자의 재량행위일지라도 주주의 편익을 증대시키

는 경우에는 기본적으로 이해합치효과만 존재할 수도 있지만, 경영자의 재량행위가 사적편익을 위한 의사가 반영된 결과라면 경영자지분율 수준에 따라 이해합치효과와 경영자안주 효과는 혼재할 가능성이 크다고 할 수 있다. 이는 경영자 지위유지 및 보상증대와 같은 사적편익을 목적으로 하는 경영자의 재량행위 유인이 경영자지분율 수준에 따른 경영권의 정도에 의해 달성여부가 다르기 때문이다.

본 연구에서는 경영자의 재량행위중 이익조정행위를 경영자의 사적편익을 위한 목적으로 수행되는 행위로 간주하고 경영자지분율과의 관계를 분석하는데 목적이 있다. 대부분의 실증연구에서는 경영자의 이익조정은 기업의 실제 경제적 성과를 왜곡함으로써 경영자의 기회주의적 사적편익을 위해서 수행된다고 보고된다(Healy and Wahlen 1999, Dechow and Skinner 2000, Graham et al 2005). 경영자의 이익조정은 해고위험을 줄이면서 지위보전(Defond and Park 1999), 또는 보상수준 극대화(Healy 1985, Holthausen et al 1995) 등과 같은 사적편익을 위한 유인에 있음이 지적된다. 한편, 이익조정행위가 경영자의 기회주의적 사적편익을 위해 수행된다고 하더라도, 이익조정 결과로 경영자의 사적정보를 자본시장에 투영된다고 볼 수 있으며 이는 주주에게도 편익이 존재할 수 있다(Healy and Palepu 1993, Subramanyam 1996). 그러나 비록 이익조정의 결과로 주주에게 편익이 발생하더라도 이익조정행위에 필요한 비용은 기업(또는 주주)이 부담하게 된다. 이익조정에 따른 주주의 편익에서 부담비용을 고려한다면 경영자의 편익보다는 작다고 할 수 있다(Tehsman and Shuto 2008). 이익조정에 따른 편익에서 비용을 차감한 순편익에

있어서 경영자는 주주에 비해 유리한 입장에 있으므로 경영자는 기회주의적 이익조정을 취할 개연성이 크다고 할 수 있다. 따라서 평균적으로 경영자의 이익조정은 사적편익을 위해 추구하는 재량행위라고 전제하면, 경영자지분율이 이익조정에 미치는 효과는 경영자지분율 수준에 따라 이해합치효과와 경영자안주효과가 혼재하여 나타날 수 있다.

본 연구에서는 경영자의 이익조정에 대한 대응변수로 재량발생액의 크기를 활용하였다. 이는 재량발생액이 이익조정 등에 영향을 미치는 경영자의 의사결정 결과를 포괄적으로 대변한다고 할 수 있으며, 해당 회계기간에 보고이익 수준을 결정하는 데 있어 발생액 조정을 통해 경영자의 재량범위를 보다 확대할 여지가 크다고 판단되기 때문이다. 경영자지분율과 재량발생액 크기간의 관계에 대한 초기연구는 경영자지분율의 이해합치효과에만 초점을 맞추어 우하향 1차선형관계를 보고한다(Warfield et al 1995). 이는 경영자지분율이 경영자 이익조정 행위에 미치는 효과를 단조적 관계(monotonic relationship)를 전제로 분석한 결과에 해당된다.

그러나 최근 연구에서는 경영자지분율과 이익조정 유인이 경영자의 사적편익 추구를 위한 행위의 성격이 있음을 감안하여 경영자지분율과 재량발생액 크기간에도 이해합치효과와 경영자안주효과가 차별적으로 존재함을 보이고 있다(Yeo et al 2002, Lennox 2005, Teshima and Shuto 2008).²⁾ 경영자지분율이 낮은 경우에는 소유와 경영의 일정 부분 합치되면서 이익조정 유인이 낮아지는 데다 주주감시에 대한 경영자의 경계감이 여전히 유효하게 작동하여 재량발생액이 줄어드는 이해합치효과가 나타난다. 반면 경영자지분율이 높은 경우에는 표면적

2) 특히 Yeo et al(2002)은 싱가포르 상장기업(SGX)을 대상으로 경영자지분율과 재량발생액간의 관계를 분석한 결과, 경영자지분율의 25% 미만구간에서 이해합치효과가 지배적인 반면, 25%이상에서는 경영자안주효과가 커짐을 보고한다.

인 소유와 경영의 합치는 높아지지만, 주주의 감시가 급격히 낮아지면서 강화된 경영권을 바탕으로 낮은 지분율을 가진 주주의 이해에 반하는 경영자 전횡이 가능하게 됨에 따라 재량발생액이 증가하는 경영자안주효과가 나타날 수 있다. 경영자안주효과에서의 경영자지분율은 소유와 경영의 합치정도에 따른 긍정적 효과가 유효하게 나타나기 위해서는 어느 정도 주주감시가 필요함을 전제로 한다고 할 수 있다. 따라서 이익조정행위 관점에서도 경영자지분율과 재량발생액의 크기간 관계는 경영자가 보유하는 지분율 수준에 따라 이해합치효과와 경영자안주효과가 차별적으로 존재할 것으로 추론해 볼 수 있다.

이와 같은 추론을 바탕으로 다음과 같은 가설을 설정하여 검증하고자 한다. 경영자지분율이 낮은 수준에서 증가하면 이해합치효과가 지배적일 것으로, 경영자지분율이 높은 수준에서 증가하는 경우에는 경영자안주효과가 나타날 것으로 예상된다. 이는 경영자지분율과 재량발생액간에는 U자형의 비단조적 관계(non-monotonic relationship)가 존재할 것으로 기대해 볼 수 있다.

가설 1: 다른 조건이 일정한 경우, 경영자지분율과 재량발생액 크기와의 관계는 U자형의 비단조적 관계(non-monotonic relationship)가 존재한다.

2.2 시장경쟁효과

가설1은 대리인문제와 관련하여 이익조정측면에서 경영자의 사적인 행위유인이 존재하면 경영자지분율의 수준에 따라 이해합치효과에서 경영자안주효과로 반전될 수 있음을 의미한다. 이해합치효과를 보이는 경영자지분율구간에서는 소유와 경영의 합치

효과에 주주의 감시기능이 더해져 경영자의 이익조정을 억제하는 것으로 이해될 수 있다. 반면, 경영자안주효과를 보이는 경영자지분율구간에서는 소유와 경영의 합치정도는 높지만, 단순한 합치정도만으로는 주주의 감시기능이 급격히 낮아지는 경우 합치상승의 긍정적 효과가 나타나지 않는 것으로 판단된다. 따라서 경영자의 이익조정과 같은 재량적 의사결정에 경영자지분율 구간별로 주주의 감시기능이 작동여부가 주요하게 영향을 미친다고 볼 수 있다.

이와 같이 대리인문제를 완화하는 데는 주주감시와 더불어 시장감시가 경영자의 사적편익을 위한 재량적 의사결정에 영향을 미치는 것으로 광범위하게 연구된다. 경영자지분율은 소유구조 측면에서 내부기업지배구조 메커니즘의 핵심요소라고 한다면, 시장경쟁은 시장규율효과(market discipline effect)로서 외부기업지배구조의 메커니즘으로 작용한다고 할 수 있다(Fama 1980, Fama and Jensen 1983, Allen and Gale 2000, Haushalter et al 2006, Grullon and Michaely 2007, Datta et al 2011, Akdogu and Mackay 2012, Datta et al 2013).

그러나 이전 선행연구에서는 시장경쟁이 경영자의 재량행위에 미치는 효과가 합일된 연구결과로 나타나지 않고 있다. 시장경쟁이 증가할수록 경쟁기업 및 규제에 의한 시장감시가 강화되어 경영자의 사적편익을 위한 재량행위를 제어하는 효과가 있는 반면(Hart 1983, Nickell 1996, Schmidt 1997, Aghion et al 2005, Karuna 2007), 시장경쟁이 증가하면서 성과압박 등으로 경영자의 지위보전을 위하거나 단기성과에 집착하는 경향이 커짐에 따라 이익조정과 같은 재량행위를 부추길 수도 있다는 점을 지적한다(Hermalin and Weshach 2012). 시장경쟁의 긍정적인 효과는 경쟁기업 및 규제당국의 감시 등 시장규율이 정상적으로 작동하는 시장감시

에 초점을, 부정적인 효과는 경영자의 지위불안 등에 보다 중점을 두고 있다. 그러나 시장경쟁이 증가하는 상황에서 경영자의 의지와는 상관없이 시장감시가 강화될 개연성이 크나 경영자지위는 경영자가 보유한 지분율 수준에 따라 다르다고 할 수 있다. 예를 들어 시장경쟁이 상대적으로 높은 경우 보유지분율이 상당한 수준의 경영자는 지위불안은 줄어들게 되며, 반대로 시장경쟁이 상대적으로 낮다고 하더라도 경영자지분율이 낮은 경우 경영자 지위불안은 여전히 존재하게 된다. 또한 이전 연구에서 시장경쟁이 증가하면서 시장감시를 통해 시장규율효과가 긍정적으로 작용할 것이라는 기대는 시장감시에 대한 경영자의 경계감이 클 것이라는 전제에 따른다고 할 수 있다. 그러나 경영자지분율이 상당 수준에서는 주주의 감시에 대한 우려가 낮은 경영자가 시장감시에 대한 경계감이 크게 작용할 것이라는 가정은 많은 한계점이 있다고 할 수 있다.

이처럼 시장경쟁환경은 경영자가 보유한 지분율 수준에 따라 경영자의 기회주의적 행위에 영향을 미칠 수 있는 외부환경 변수라고 할 수 있다. 본 연구의 두 번째 목적은 기존 경영자지분율과 재량발생액간의 관계가 가설1과 같이 U자형의 비단조적 관계가 나타날 경우, 시장경쟁압력이 이의 관계를 어떻게 변화시키는 지를 살펴보는 데 있다.

가설1과 같이 경영자지분율이 이해합치효과에서 경영자안주효과로 반전되면 경영자지분율의 변곡점이 존재한다. 경영자지분율의 변곡점은 경영자의 이익조정을 억제하는 주요 요인인 주주감시의 강도 외에 다른 감시요인이 존재할 경우 변화가 가능한 불안정한 수준이라고 할 수 있다. 경영자지분율의 변곡점은 소유와 경영의 합치수준이 높은 데다 여전히 주주의 감시기능은 존재하게 되어 이해합치효과는 최대로 나타나는 반면, 경영자안주효과는 최소로 나

타나는 경영자지분율 수준을 의미한다. 따라서 경영자지분율의 변곡점 수준에서는 주주감시 기능이 최소로 되는 시점이며, 경영자의 필요유인이 추가된다면 안주행위로의 전환이 가능한 것으로 이해될 수 있다. 결과적으로 변곡점 수준은 약화된 주주감시에 경영자의 대응정도와 경영자 감시를 위한 다른 외부여건이 주어지면 경영자의 이익조정의 필요유인에 따라 그 수준이 상대적으로 낮게 또는 높게 형성될 수 있음을 의미한다. 이러한 외부요인중 시장경쟁적 환경은 경영자재량의 필요유인을 변화시키는 핵심적인 요인이라고 할 수 있다.

경영자지분율 변곡점 수준에서 시장경쟁효과는 두 가지로 방향성을 예상해 볼 수 있다. 시장경쟁의 긍정적 효과로 시장경쟁이 증가하면서 시장감시 기능이 추가되어 경영자의 이익조정을 억제하는 요인으로 작용할 수 있다. 다른 한편으로 부정적인 효과로 시장경쟁의 증가는 경쟁압력에 의해 단기성과에 집착하게 됨에 따라 이익조정을 부추기는 요인으로도 작용할 수 있다. 따라서 시장경쟁이 증가하는 상황에서 경영자지분율의 변곡점 수준변화는 시장경쟁에 의한 시장감시 효과와 경영자가 처한 상황 정도에 따라 달라지게 된다. 경영자가 처한 상황이 시장감시에 대한 경계감을 크게 하는 여건이라면 시장감시 효과가 작용하여 경영자지분율의 변곡점은 보다 높은 수준에서 형성되고, 경영자가 처한 상황이 시장감시에 대한 민감도를 둔감하게 하는 경우라면 변곡점은 낮은 수준에서 형성될 것으로 예상된다.

본 연구에서는 시장경쟁이 증가하면서 경영자입장에서는 시장감시에 의해 이익조정행위를 억제한다기 보다는 이익조정을 부추기는 요인으로 작용할 것으로 추론한다. 이의 결과로 경영자지분율의 변곡점 수준은 시장경쟁을 고려하지 않은 경우에 비해 낮은 수준에서 형성될 것으로 예상된다. 이는 다음과 같

은 이유에 근거한다. 첫 번째는 시장경쟁이 증가하면 경쟁적 환경 이전에 비해 경영성과가 악화되는데 있다. 시장경쟁이 증가하면서 상대적으로 낮은 수익성을 보이는 데는 산업내 비용충격이 발생했을 때 소비자전가를 통한 이윤유지가 어렵기 때문에 수익과 비용측면에서 경영자의 초과이윤유지를 위한 경영전략 운용범위가 좁아지는 데 기인한다(Peteraf 1993, Gaspar and Massa 2006, Datta et al 2013). 따라서 경영자는 영업활동 등에 의한 새로운 이윤창출 노력보다는 이익조정행위와 같은 비교적 용이한 수단을 선호하게 될 것으로 예상된다. 이의 결과로 이전에 이익조정이 줄어들었던 경영자지분율의 변곡점에서 조차 이익조정폭을 확대하는 결과로 나타나게 될 것으로 추론해 볼 수 있다. 두 번째는 시장경쟁이 증가하면서 경영자의 지위불안은 가중되는데 있다. 경영자지분율의 변곡점 수준에서는 경영자의 지위불안이 여전히 현상이지만 주주의 감시기능에 의해서 이해합치효과가 극대로 된다고 볼 수 있다. 그러나 시장경쟁 증가에 의해서 성과하락에 의한 해고위험에 더하여 기업위험프리미엄이 증가하고 경쟁기업과의 성과비교도 용이해짐에 따라 경영자의 지위보전을 위한 경영자의 이익조정유인은 확대된다고 할 수 있다(Graham et al 2005, Bergstresser and Phillipon 2006).

이와 같이 시장경쟁 증가에 따라 경영자에게는 악화된 경영상황과 지위불안이 가중되어 이익조정 확대유인이 시장감시에 의한 이익조정 억제효과를 압도할 것으로 예상된다. 결과적으로 경영자지분율의 변곡점을 상대적으로 낮추어 최대 이해합치효과에

서 최소 경영자안주효과로 조기에 전환될 개연성이 크다고 할 수 있다. 이를 검증하기 위하여 가설1이 지지되는 경우를 전제로 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 2-1: 다른 조건이 일정한 경우, 시장경쟁이 상대적으로 큰 경우 경영자지분율의 변곡점은 시장경쟁을 고려하지 않은 경우에 비해 상대적으로 낮은 수준에서 형성될 것이다.

가설2-1은 경영자지분율이 변곡점 수준에서 경영자의 이익조정에 미치는 시장경쟁효과에 대한 추론에 근거한다. 이에 더하여 이해합치효과와 경영자안주효과가 나타나는 경영자지분율구간별로 나타나는 시장경쟁의 효과를 추가로 고려해 볼 수 있다. 변곡점은 이해합치효과에서 경영자안주효과로 전환되는 불안정한 경영자지분율 수준이지만, 이해합치효과와 경영자안주효과를 나타내는 각각의 경영자지분율구간에서 이미 이익조정의 축소 또는 확대에 의해 재량발생액의 크기가 줄어들거나 늘어나는 상황이기 때문이다.³⁾

이해합치효과와 경영자안주효과를 보이는 각각의 경영자지분율구간에서 시장경쟁효과는 다음과 같이 추론해 볼 수 있다. 먼저 경영자지분율의 이해합치효과가 진행되는 경영자지분율구간에서 보면, 주주의 감시기능이 유효하게 작동하는 데다 시장경쟁이 증가하면서 시장감시가 추가되어 경영자의 이익조정행위는 추가로 억제하는 효과가 있을 것으로 예상해

3) 두변수가 2차 곡선관계를 보이는 경우, 산술적으로는 변곡점만 수평이동하게 되면 감소구간에서는 동일한 수준에 비해 상대적으로 크기가 작고, 증가구간에서는 상대적으로 크기가 크게 나타나게 된다. 따라서 변곡점의 변화만으로도 각 구간별로 비대칭적으로 크기가 변화됨을 보여주는 것으로 이해될 수 있다. 그러나 이는 산술적인 결론이며, 실증분석에서 보여지는 결론은 아니라는 점에서 본 연구는 이와 같은 특징을 보다 명확히 하기 위하여 가설2-2를 추가로 설정하였다. 따라서 가설2-2는 가설 2-1을 보완하는 측면이 있다.

볼 수 있다. 이러한 추론에 근거하여 시장경쟁이 증가하는 경우 경영자에 의한 재량발생액의 크기가 추가로 축소되는, 즉 이해합치효과가 보다 강화될 것으로 기대된다.

다음으로 경영자안주효과가 지배적인 경영자지분율구간에서 보면, 경영자지분율의 일정기준을 넘어선 지분율에서는 주주의 감시기능은 현저히 낮아짐에 따라 경영자의 전횡이 가능한 경영자지분율 수준이라고 할 수 있다. 경영자지분율의 변곡점 수준을 변화시킬 때의 주요 요인으로 시장감시가 여전히 존재하지만, 높은 경영자지분율 수준으로 인해 경영자의 이익조정이 만연한 상황에서 시장감시에 대한 경영자의 민감도는 급격히 낮아지게 된다고 볼 수 있다. 이는 주주감시와 시장감시가 경영자의 이익조정을 억제하는 동일한 방향으로 작용하는 기업지배구조 요인이라는 점에서 경영자안주효과가 크게 나타나는 경영자지분율의 상당한 수준에서는 주주감시에 대한 우려가 부족한 경영자는 시장감시에 대한 경계감도 떨어질 개연성이 큰 결과로 이해될 수 있다.

결과적으로 시장경쟁의 증가는 경영자지분율이 이해합치효과가 지배적인 구간에서 추가로 재량발생액을 낮추는 데 기여하고(긍정적 효과), 경영자안주효과가 지배하는 구간에서는 재량발생액을 추가로 확대하는 요인(부정적 효과)으로 작용할 것으로 예상된다. 시장경쟁압력이 증가하는 상황에 중점을 두어 검증하기 위하여 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 2-2: 다른 조건이 일정한 경우, 시장경쟁이 상대적으로 큰 경우 경영자지분율의 이해합치효과 구간에서 재량발생액의 크기는 작고, 경영자안주효과 구간에서의 재량발생액은 클 것이다.

이상의 가설을 시장경쟁의 긍정적 효과와 부정적 효과로 나누어 요약하면 다음과 같다. 먼저 시장경쟁의 긍정적 효과는 U자형의 비단조적 곡선(가설1)을 좌로 이동하는 효과로 인해 낮은 동일한 경영자지분율 수준에서 이해합치효과는 강화될 수 있다는 점이다. 반대로 시장경쟁의 부정적 효과는 변곡점 수준이 낮아져 초기에 경영자안주효과가 초기에 발현될 수 있으며, 경영자안주효과가 지배적인 구간에서는 시장경쟁을 고려하지 않은 동일한 경영자지분율 수준에 비해 시장경쟁압력으로 인해 재량발생액은 추가로 증폭될 수 있다(가설2-1, 가설2-2).

III. 연구방법

3.1 변수설명

3.1.1 재량발생액

본 연구는 경영자지분율과 경영자의 사적편익을 위한 재량행위중 이익조정간의 관계에 초점을 두고, 이익조정의 대용변수로서 재량발생액의 크기를 활용하였다. 재량발생액 추정을 위하여 한국표준산업분류상 중분류(2 digit) 기준으로 표본수가 산업내 10개미만인 경우는 제외하여, 연도별·산업별 회귀모형을 통해 계수를 추정하였다. 이와 같이 추정된 재량발생액 수준은 경영자의 평균적인 이익조정으로 이해된다.

식(1)은 총발생액에서 비재량발생액을 차감하여 재량발생액을 추정하는 수정존스모형에 의해 추정되는 방법을 종합적으로 보여준다(Dechow et al 1995). 총발생액은 당기순이익에서 영업활동으로

인한 현금흐름을 차감하여 산정하고, 비재량발생액은 총발생액중 매출액증감액에서 매출채권증감액을 차감한 부분과 감가상각자산으로 설명될 수 있는 부분으로 나타낼 수 있으며, 총발생액에서 비재량발생액을 차감하여 최종적으로 재량발생액을 추정하게 된다. 추정된 재량발생액에 절댓값을 적용하여 경영자의 이익조정 크기로 간주하였다.

$$DA_{i,t} = \frac{ACC_{i,t}}{TA_{i,t-1}} - [\hat{a}_0(\frac{1}{TA_{i,t-1}}) + \hat{b}_1(\frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{TA_{i,t-1}}) + \hat{b}_2(\frac{PPE_{i,t}}{TA_{i,t-1}})] \dots\dots\dots (1)$$

i는 개별기업, t는 회계연도, $TA_{i,t-1}$ 전기총자산, $ACC_{i,t}$: 총발생액(=당기순이익- 영업활동으로 인한 현금흐름), $\Delta REV_{i,t}$:매출액 증감액, $\Delta REC_{i,t}$:매출채권 증감액, $PPE_{i,t}$: 감가상각자산

한편, Kothari et al(2005)은 수정존스모형을 통해 추정된 재량발생액은 정상적인 기업성고가 반영되어 경영자의 사적편익을 위한 이익조정행위로 간주하는 데는 추정오차가 커질 수 있음을 지적하였다. 이를 보완하기 위하여 기업성과, 특히 총자산이익률(ROA)을 추가로 통제한 성과대응재량발생액(performance matched discretionary accruals)이 추정오차를 줄여줄 수 있는 것으로 보고된다. 비록 성과대응재량발생액이 경영자의 이익조정행위와 관련한 모든 실증연구에서 이전의 수정존스모형 재량발생액보다 추정 대응변수로서 우월하다고 할 수 없지만(Kothari et al 2005, Dechow et al

2010),⁴⁾ 그럼에도 성과대응재량발생액을 활용한 분석을 추가분석에 제시하여 성과통제에 대한 우려를 완화하였다.

3.1.2 경영자지분율

본 연구에서 경영자지분율은 일반적으로 이사회(대표이사 및 임원)가 보유한 해당기업의 지분율을 의미한다(Morck et al 1988, McConnel and Servaes 1990). 이사회지분율은 사내이사지분율과 사외이사지분율로 나누어 볼 수 있는 데, 통상의 경영자지분율은 사내이사지분율을 의미한다고 할 수 있다. 따라서 사외이사는 본질적으로 이사회 감시역할이 있으며, 내부경영진과는 다른 성과체계를 적용하여 일반적인 경영자지분율과는 차별적인 의미가 존재한다(Murphy 1985).

본 연구에서도 사외이사를 제외한 임원(대표이사, 이사)의 보유지분율을 적용하였다. 다만 국내기업의 경우 퇴임임원에게 사내기업의 정보보호차원에서 고문역, 상담역 등의 지위를 부여하는 경우가 종종 있어 퇴임임원의 보유지분율을 경영자지분율에 포함하였다. 이는 단순히 국내여건을 반영한다는 데 의의가 있으며, 실제 퇴임임원이 보유하는 지분율은 평균 0.92%로 이를 제외한 경우에도 실증분석 결과에는 영향을 미치지 않는다고 판단된다.

3.1.3 시장경쟁

시장경쟁의 대응변수는 시장구조적 측면을 반영하는 산업집중도지수중 산업내 규모의 불균등도를 설

4) Dechow et al(2010)도 성과대응재량발생액은 이익조정의 잔차를 과도하게 조정함에 따라 재량발생액을 포함한 모형의 설명력이 낮아지는 단점이 있으며, 추정된 성과대응재량발생액이 실증분석에 적용하는 경우 성과와 명확한 관련성이 있다고 추론되어졌을 때 적용하는 것이 바람직하다고 지적한다.

명할 수 있는 것으로 평가되는 상대엔트로피지수(RE, relative entropy index)를 주요하게 활용한다. 상대엔트로피지수는 연도별·산업별 개별기업의 매출액에 가중치로 매출액의 자연로그값을 곱하여 산정한 후 해당 산업내 기업수의 자연로그값으로 나누어 추정하게 된다.

구체적으로 식(2)은 엔트로피지수(E) 산정을, 식(3)은 상대엔트로피지수(RE) 계산식을 보여준다. 엔트로피지수와 상대엔트로피지수는 기본적으로 매출액기준 시장점유율(s_i)에 지수가중치로 시장점유율 역수에 대한 자연로그 값($\ln(1/s_i)$)을 곱한 합으로 산정하여 지수값이 클수록 시장경쟁이 증가하는 것으로, 지수값이 작을수록 시장경쟁이 줄어드는 것을 의미한다(Theil 1967).

$$E_{j,t} = - \sum_{i=1}^{N_{j,t}} s_{i,j,t} (\ln s_{i,j,t}) = \sum_{i=1}^{N_{j,t}} s_{i,j,t} \left(\ln \frac{1}{s_{i,j,t}} \right),$$

($0 \leq E_{j,t} \leq \ln(N_{j,t})$) (2)

$E_{j,t}$: t기 j 산업의 매출액기준의 엔트로피지수,
 $s_{i,j,t}$: t기 j 산업에 속한 i기업의 시장점유율
 $N_{j,t}$: t기 j 산업내 기업수

$$RE_{j,t} = E_{j,t} / \ln(N_{j,t}), (0 \leq RE_{j,t} \leq 1) \dots\dots (3)$$

$RE_{j,t}$: t기 j 산업의 매출액기준으로 산정한 상대엔트로피지수(relative entropy index)를 의미

식(2)와 식(3)에서와 같이 엔트로피지수는 최소값 0, 최대값은 기업수에 자연로그를 취한 값

($\ln(N_{j,t})$)으로 나타나는 반면, 상대엔트로피지수는 기업수로 조정되어 최소값 0, 최대값 1로 산업별로 지수범위가 동일하게 나타난다. 이러한 이유로 산업내 기업규모의 불평등도를 측정하는 특징이 있는 기존의 엔트로피지수에 더하여 기업수를 추가로 고려함으로써 연도별·산업별로 상대적인 시장경쟁 정도를 비교할 수 있는 것으로 평가된다(Horowitz and Horowitz 1968). 따라서 본 연구에서는 시장경쟁이 기업수가 중요한 간주되는 만큼 상대엔트로피지수가 평균적인 의미의 시장경쟁정도를 잘 반영할 수 있을 것으로 판단된다.

한편 시장경쟁과 관련한 많은 실증연구에서는 산업 집중도지수로서 허핀달-허쉬만지수(HHI, Herfindahl-Hirschman Index)를 활용하는 데, 이는 시장구조적 관점에서 시장경쟁을 측정하기 때문에 상대엔트로피지수(엔트로피지수)와 유사한 개념이나, 개별기업의 시장점유율에 적용되는 가중치로 시장점유율(s_i)을 그대로 적용한다는 데 차이가 있다. 따라서 HHI는 시장점유율 자체를 가중치로 두기 때문에 시장점유율이 큰 기업이 지수에 미치는 영향이 커 산업간 불균등도를 반영하지 못한다는 단점이 있다⁵⁾(Attaran and Zwick 1987, Amaton 1995). 이러한 이유로 시장구조변화 관점에서 산업내 전체기업(상장 및 비상장 포함)을 대상으로 시장집중도를 산정한 HHI가 시장경쟁정도 측정치로서 우월성을 보이는 것으로 평가되는 측면이 있지만(Stiglitz 1965), 상장기업 등 표본이 제한되는 상황에서 산정된 HHI는 시장경쟁을 반영하는 데는 상당한 편의도 존재하는 것으로 보고된다(Ali

5) HHI나 CR_k가 시장지배력 집중 방지를 위한 정책적 판단기준으로 사용되는 것은 산업간 분포의 불균등도 보다는 독과점 기업에 대한 규제에 초점을 맞추고 있어 정책적 기준을 어떤 지수로 하는 지에 대한 논의와 본 연구와는 동떨어진다고 판단된다. 미국은 HHI를, 한국은 GR3를 시장지배력이 큰 산업으로 분류하여 산업내 시장지배력이 큰 기업을 규제하고 있다.

et al 2008).⁶⁾

본 연구는 소유구조 변수 등 수집 가능한 자료가 극도로 제한되어 있어 비상장기업을 제외한 상장기업을 대상으로 한 데다, 상장기업중에서도 자료누락에 따른 표본축소로 HHI의 치우친 횡단면분포는 상대엔트로피지수보다 분포왜곡정도가 커 평균적 의미의 시장경쟁을 반영하는 데는 한계가 있는 것으로 판단하였다.⁷⁾ 그럼에도 HHI나 엔트로피지수가 대표적인 산업집중도지수로서 상당한 연관성이 있다는 점을 고려하여 HHI와 관련된 지수를 이용하여 추가 분석에서 제시하였다.

3.1.4 통제변수

경영자지분율과 재량발생액간의 관계에 대한 회귀 분석모형의 적합성을 높이기 위하여 이전 선행연구에서 재량발생액에 미치는 영향으로 분석되는 주요 변수들을 통제변수에 포함시켰다. 재무특성 변수로는 자기자본의 장부가액 대비 시장가치비율, 손실기업의 이익조정 유인을 통제하기 위하여 손실여부 더미변수, 부채비율, 연구개발비비율, 현금흐름비율, 매출액 증감율, 자산규모 등으로, 소유구조 변수로서는 외국인지분율, 외부대주주의 존재여부 더미변수, 기타 기업특성 변수로서, 기업상장연한, 경영자 1인당현금보상액, 대형회계법인 외부감사 여부 등을 주요통제 변수로 추가하였다. 끝으로 비록 상대엔트로피지수가 산업특성을 반영하나, 이외에 누락된 산업특성을 반영하기 위하여 산업고정효과와 연

도고정효과를 끝으로 추가하였다(DeFond and Park 1999, Aghion et al 2005).

이전의 선행연구에서는 성장지표와 재량발생액의 관계는 대체로 양의 상관관계를 예상한다. 자기자본의 장부가액 대비 시장가치, 매출액 증가율, 연구개발비비율이 높을수록 재량발생액은 보다 확대된다(Dechow et al 2010, Penman and Zhang 2002). 부채비율이 높은 기업은 기업의 대출약정 준수 및 연장을 위해서 이익조정 가능성이 크다고 할 수 있다(Dechow et al 1996). 현금흐름과 재량발생액간에는 음의 상관관계가 예상되는 데 현금흐름이 클수록 발생액을 통한 이익조정 개연성은 낮다(Chen et al 2007). 기업규모가 클수록 정치비용 및 감시기능이 보다 크게 작용할 경우 재량발생액과는 음의 상관관계가 존재할 것으로 예상된다(Watts and Zimmerman 1978). 한편 소유구조 변수중 외국인지분율이 증가하거나 외부대주주가 존재하는 경우 외부주주가 경영자를 효과적으로 감시하면 경영자의 재량행위가 제약되어 재량발생액도 줄어들 것으로 예상된다(Shleifer and Vishny 1986). 또한 기업공개기간이 길수록 소유구조가 잘 분산되고 시장감시가 보다 강화되어 이익조정 정도는 크지 않은 결과가 보고된다(LaPorta et al 1998). 외부감사가 대형회계법인인 경우 이익의 질은 상대적으로 높아져 재량발생액은 줄어들 수 있다(DeFond and Subramanyam 1998).

6) Ali et al(2008)은 미국 데이터베이스(Compustata)의 매출액을 활용하여 HHI를 산정하는 경우 미국 US 통계청에서 발표하는 시장구조의 설명력이 13%에 불과함을 지적, 제한된 표본에 의한 시장집중도 산정을 이용하는 경우 보다 신중할 필요가 있음을 보고하였다.

7) 본 연구의 표본에서 산출된 HHI와 엔트로피지수의 분포를 보면 엔트로피지수는 정규분포에 보다 근접하고 HHI의 경우 왼쪽으로 상당히 치우친 분포를 보였다. 기업수를 추가로 조정한 상대엔트로피지수는 엔트로피지수에 비해 정규분포에 보다 근접한 결과를 나타냈다.

3.2 연구모형

3.2.1 경영자지분율과 재량발생액간의 관계

가설1은 경영자지분율(MOWN)이 재량발생액의 크기(/DA/)에 미치는 이해합치효과와 경영자안주 효과가 혼재하게 되면 양자의 관계는 비단조관계(non-monotonic relationship)를 예상하고 있다. 이를 검증하기 위하여 종속변수는 재량발생액의 크기를, 독립변수는 경영자지분율의 차수를 단계적으로 추가(MOWN, MOWN²,.....)한 식(4)와 같은 다차회귀모형(polynomial regression)을 적용하였다(McConnell and Servaes 1990).⁸⁾ 다차회귀모형의 장점은 단계적으로 경영자지분율 차수를 추가함에 따라 상위차수의 존재여부와 변곡점 수준을 실증적으로 보여줄 수 있다는 점에 있다(Short and Keasey 1999).

$$/DA_{i,t}/ = \alpha_0 + \beta_1 MOWN_{i,t} + \beta_2 MOWN_{i,t}^2 + \beta_3 MOWN_{i,t}^3 + \dots + Control_{i,t} + e_{i,t} \dots\dots\dots (4)$$

변수	변수설명
/DA/	수정존스모형에 의해 추정된 재량발생액
MOWN	12월 결산시점에서 대표이사, 이사소유지분에 임기중 퇴임임원이 상당역 및 고문역으로 재직중인 경우 추가한 경영자지분율(보통주기준, MOWN, MOWN ² , MOWN ³ 은 각각 경영자지분율의 1차, 2차, 3차변수를 의미)

Control	
MTB	자기자본의 기말장부가액 대비 기말시가총액
Loss_D	당기순이익이 전기대비 손실발생 또는 0이면 1을, 그렇지 않으면 0을 부여한 손실더미변수
Debt	부채를 전기총자산으로 나눈 값
R&D	연구개발비를 전기총자산으로 나눈 값
Asset	총자산에 자연로그를 취한 값
CFO	영업현금흐름을 전기총자산으로 나눈 값
In_Sales	매출액 증감을
Pay	사업보고서상의 경영자1인당현금보상액
For	외국인지분율
Olsh_D	지분이 5% 이상을 소유한 외부대주주가 존재할 경우 1, 그렇지 않으면 1을 부여한 외부대주주 더미변수
Age	기업상장연한에 자연로그를 취한 값(Ln(상장일/365))
Audit	외부감사법인이 Big4인 경우는 1, 그렇지 아니면 0의 더미변수
Y_FX	연도고정효과
INDU_FX	산업고정효과

식(4)의 다차회귀모형은 경영자지분율과 재량발생액간에 1차의 단조관계(monotonic)가 존재하는지, 2차(quadratic) 또는 3차(cubic)와 같은 비단조관계(non-monotonic)가 존재하는지 여부를 분석한다. 다차회귀모형에서 경영자지분율과 재량발생액간의 1차 선형의 단조관계가 존재하면, 1차경영자지분율 변수(MOWN)가 유의한 상관계수를 보일겠지만, 2차경영자지분율(MOWN²)의 상관계수는 유의하게 나타나지 않게 된다. 이때 음의 상관계수는 경영자지분율의 이해합치효과만을, 양의 상관계

8) 경영자지분율과 경영자 재량행위간 관계를 분석하는 데는, 구간별 회귀모형(piecewise regression model)을 활용하는 경우도 있으나(Morck et al 1988), 구간별 회귀모형은 사전적으로 임의로 결정된 경영자지분율 구간에서 회귀분석을 실시하여 자의적 결론이 나올 수 있으며, 변곡점 수준을 추정하는 데 이론적 근거가 없다는 단점이 있다(Short and Keasey 1999). 본 연구에서는 경영자지분율의 변곡점 수준에 중점을 두고 있어 다차회귀모형을 활용하였다.

수는 경영자안주효과만이 존재한다고 볼 수 있다.

가설1과 같이 경영자지분율의 일정수준을 기준으로 그 이하에서 경영자지분율의 이해합치효과와 그 이상에서 경영자안주효과가 나타나게 되면, 2차경영자지분율(MOWN²)의 계수값이 유의한 양의 값을 보일 것으로 기대된다($\beta_2 > 0$). 1차경영자지분율(MOWN)의 계수는 음으로 나타날 것으로 예상되는 데($\beta_1 < 0$), 이는 경영자지분율이 음수가 될 수 없기 때문이다. 이와 같이 경영자지분율을 가로축으로, 재량발생액은 세로축으로 하는 U자형이 관측되는 경우, $\beta_1 < 0$, $\beta_2 > 0$ 와 같이 상관계수의 부호가 유의하게 역전되는 값을 보이게 되고, 경영자지분율의 변곡점은 $-\frac{\beta_1}{2 \times \beta_2}$ 로 추정된다. 추가로 3차경영자지분율(MOWN³)을 포함하여 회귀분석을 실시하였을 때 β_3 가 유의한 상관계수로 나타나지 않는다면($\beta_3 \approx 0$), 경영자지분율과 재량발생액간에는 비단조적(non-monotonic) 성격인 U자형의 2차곡선(quadratic relationship)이 존재한다고 볼 수 있다.

3.2.2 시장경쟁효과

가설2-1과 가설2-2는 시장경쟁이 상대적으로 높은 그룹에 중점을 두어 시장경쟁으로 인해 경영자지분율의 이해합치효과와 경영자안주효과에 유의미한 영향으로 작용할 것으로 기대한다. 가설1과 같이 경영자지분율의 이해합치효과와 경영자안주효과가 혼재하는 경우, 시장경쟁이 상대적으로 증가하는 경우 시장감시 기능이 원활히 작동하여 이해합치효과를 강화할 것으로 예상된다. 경영자지분율이 매우 높은 수준에서 경영자안주효과와 악화는 경영자의 경영권이 크게 강화된 데 기인하며 주주감시 기능 축소에

더하여 시장감시 기능도 원활하지 않을 것으로 예상되기 때문이다.

이를 검증하기 위한 연구모형으로 시장경쟁이 상대적으로 높은 경우 1을, 상대적으로 낮은 경우 0을 부여한 시장경쟁더미변수(COM_D)와 2차경영자지분율(MOWN²)간의 교차항을 포함한 식(5)와 같이 제시될 수 있다.

$$\begin{aligned} /DA_{i,t}/ &= \alpha_0 + \lambda_1 MOWN_{i,t} + \lambda_2 MOWN^2 \\ &+ \lambda_2 MOWN^2 + \lambda_3 Comp_D \\ &+ \lambda_4 Comp_D \times MOWN^2_{i,t} \\ &+ Control + \varepsilon_{i,t} \dots\dots\dots (5) \end{aligned}$$

(Comp_D는 상대엔트로피지수가 중위값 이상이면 1(시장경쟁이 상대적으로 높은 그룹), 중위값 미만이면 0(시장경쟁이 상대적으로 낮은 그룹)으로 하는 시장경쟁 더미변수를 의미, Control은 식(4)의 다차회귀모형에서 적용한 통제변수와 동일)

식(5)에서 관심변수는 2차경영자지분율과 시장경쟁더미변수간의 교차항이라고 할 수 있는 데 이는 교차항의 상관관계 부호에 따라 다음과 같은 세가지 가능성으로 설명될 수 있다. 첫 번째는 교차항(Com_D×MOWN²)이 양의 계수값($\lambda_4 > 0$)을 보이면, 시장경쟁이 상대적으로 큰 경우 경영자지분율의 변곡점은 낮아지게 되고($-\frac{\lambda_1}{2\lambda_2} - \frac{\lambda_1}{2\lambda_2 + 2\lambda_4}$, $\lambda_1 < 0$, $\lambda_2 > 0$, $\lambda_4 > 0$, 가설 2-1), 경영자지분율과 재량발생액간의 기울기는 폭이 좁아지면서($\lambda_1 < \lambda_1 + \lambda_4$, $\lambda_1 < 0$, $\lambda_4 > 0$, 가설 2-2) 가파르게 나타나게 된다. 이와 같은 결과를 보이면, 시장경쟁이 상대적으로 높은 경우 이해합치효과를 보이는 동일한 경영자지분율 수준에서 재량발생액의 크기는 작아지게 되고, 경영자안주효과를 보이는 동일한 경

영자지분율 수준에서 재량발생액은 크게 확대되는 모습을 보이게 됨을 의미한다(가설 2-1과 가설 2-2). 시장경쟁의 부정적 효과로 변곡점 수준이 낮아지면서 경영자안주효과가 지배적인 구간에서는 재량발생액의 크기가 확대되는 반면, 이해합치효과구간에서는 재량발생액이 상대적으로 작아지는 시장경쟁의 긍정적인 효과도 나타나게 된다.

두 번째, 교차항이 음의 계수값을 보이면($\lambda_4 < 0$) 경영자지분율의 변곡점 수준을 높게 하는 추가 효과가 시장경쟁이 증가하면서 나타난다고 볼 수 있다. 이 경우 경영자지분율과 재량발생액간 관계의 폭을 넓게 형성하게 되어, 첫 번째와는 반대로 이해합치효과를 보이는 동일한 경영자지분율 수준에서 재량발생액의 크기는 크게 나타나게 되고, 경영자안주효과를 보이는 동일한 경영자지분율 수준에서 재량발생액의 크기는 축소시키는 결과로 나타나게 됨을 의미한다. 이때 시장경쟁의 부정적 효과로 이해합치효과에서의 재량발생액을 보다 확대하는 반면, 긍정적 효과로 경영자지분율의 경영자안주효과가 나타나는 변곡점을 높게 형성하여 경영자안주로의 전환을 늦추는 효과와 경영자안주구간에서의 재량발생액의 크기는 상대적으로 작아지는 모습을 보이게 된다. 끝으로 교차항의 계수가 유의한 방향성을 보이지 않는다면 시장경쟁을 고려하지 않은 이전의 경영자지분율과 재량발생액간의 관계를 시장경쟁압력이 동 관계를 변화시키는 외부환경으로 작용하지는 않는 것으로 판단할 수 있다.

식(5)에 의해서 가설2-1과 가설2-2에 따라 경영자지분율과 시장경쟁더미변수간의 교차항의 유의한 양의 상관계수($\lambda_4 > 0$)으로 예상되며, 일차적으로 경영자지분율의 변곡점 수준과 경영자지분율구간별로 재량발생액간의 U자형에 대한 기울기(폭) 변화를 확인할 수 있다. 본 연구에서는 이에 더하여 시장

경쟁을 고려하지 않은 경우와 시장경쟁이 상대적으로 큰 그룹으로 나누어 식(4)의 다차회귀모형분석을 통해 경영자지분율 변곡점 변화수준과 기울기를 추가로 비교하여 검증하였다(가설 2-1, 가설 2-2).

3.3 표본선정

본 연구는 2002년~2010년을 표본기간으로 상장기업중 경영자지분율이 보고되는 비금융업을 대상으로 하고 있다. 경영자지분율은 한국상장회사협의회(TS2000)에서 제공하는 자료를 기반으로 하였으나 국내에서는 퇴임임원이 고문역, 상담역 등으로 재직하면서 주식을 보유하는 경우(표본 121개)가 있어 금융감독원에서 제공하는 DART시스템의 사업보고서를 통해 이를 추가하였다. 상대엔트로피지수 측정을 위한 산업분류는 KIS-Value에서 제공하는 중분류(2digit) 9차 한국표준산업분류자료를 활용하였다.

본 연구에서는 재량발생액을 종속변수로 설정하고 있어 연도별·산업별로 각각 표본이 10개미만인 경우는 분석에서 제외하였다. 관리종목 및 상장폐지종목은 분석대상에서 제외하여 극단치 기업의 영향을 제거하였다. 추정된 재량발생액과 상대엔트로피지수의 표본에서 경제적 요인, 소유구조 및 경영자 현금보상 등 기타 통제변수를 취하고 있어 자료입수가 불가능한 표본은 제외하여 최종적으로 다변량분석에 활용된 표본은 3,098개, 기업체는 435개사로 구성되어 있다.

〈표 1〉은 표본의 연도별·산업별 분포를 나타낸다. 연도별 표본분포를 보면, 2002년에서 2010년까지 점진적으로 표본이 증가하여 최소 9.04%(2002년)에서 최대 12.27%(2009년)까지 고른 분포를 보인다. 산업별 분포를 보면, 기업-연도 표본수 최소 19

〈표 1〉 표본의 연도별·산업별 분포(중분류 기준)

A. 연도별 분포

Year	표본수(개)	표본비중(%)	누적표본수(개)	누적비중(%)
2002	280	9.04	280	9.04
2003	301	9.72	581	18.75
2004	328	10.59	909	29.34
2005	332	10.72	1,241	40.06
2006	358	11.56	1,599	51.61
2007	373	12.04	1,972	63.65
2008	369	11.91	2,341	75.56
2009	380	12.27	2,721	87.83
2010	377	12.17	3,098	100.00

B. 산업별 분포

	표본수	표본비중	누적표본수	누적비중
통신업	19	0.61	19	0.61
의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	20	0.65	39	1.26
컴퓨터 프로그래밍, 시스템 통합 및 관리업	27	0.87	66	2.13
출판업	28	0.90	94	3.03
육상운송 및 파이프라인 운송업	32	1.03	126	4.07
금속가공제품 제조업: 기계 및 가구 제외	40	1.29	166	5.36
소매업; 자동차 제외	46	1.48	212	6.84
의복, 의복액세서리 및 모피제품 제조업	61	1.97	273	8.81
섬유제품 제조업: 의복제외	66	2.13	339	10.94
고무제품 및 플라스틱제품 제조업	93	3.00	432	13.94
전기장비 제조업	94	3.03	526	16.98
펄프, 종이 및 종이제품 제조업	133	4.29	659	21.27
비금속 광물제품 제조업	136	4.39	795	25.66
기타 기계 및 장비 제조업	173	5.58	968	31.25
식료품 제조업	186	6.00	1,154	37.25
의료용 물질 및 의약품 제조업	192	6.20	1,346	43.45
종합 건설업	194	6.26	1,540	49.71
자동차 및 트레일러 제조업	199	6.42	1,739	56.13
도매 및 상품중개업	221	7.13	1,960	63.27
전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	235	7.59	2,195	70.85
전문서비스업	248	8.01	2,443	78.86
1차 금속 제조업	268	8.65	2,711	87.51
화학물질 및 화학제품 제조업(의약품 제외)	387	12.49	3,098	100.00

개(0.61%)인 통신업에서, 최대 387개(12.49%)인 화학물질 및 화학제품 제조업(의약품 제외)으로 23개 산업이 포함되어 있다. 산업별 누적분포를 보면 각 산업내에 누적비중이 점진적으로 증가하는 모습을 보여 분포왜곡은 심하지 않아 산업내 평균적인 시장경쟁 의미의 영향을 분석하는 데 적절하게 구성되어 있다고 판단된다. 그러나 이러한 연도별-산업별 분포에도 불구하고 추가로 연도별·산업별 특징을 반영하기 위하여 연도·산업 고정효과를 추가하였다.

IV. 실증분석결과

4.1 기술통계량 및 변수간 상관관계

〈표 2〉는 표본기간 2002년~2010년 식(1)과 식(2)에서 제시한 표본 3,098개의 기술통계량을 보여준다.⁹⁾ 재량발생액의 절대값($|DA|$)은 평균값(0.0632)이 중위수값(0.0531) 보다는 커 오른쪽으로 다소 치우친 분포를 보이나, 표준편차 0.0667, 최대값 0.3939로 분포왜곡정도는 크지 않은 것으로 판단된다. 경영자지분율(MOWN)은 평균 15.33%, 최대 58.89%, 중위수 12.88%로 구성되어 있으며, 표본기간중 고문역, 상담역 등으로 재직중인 퇴임임원의 지분율은 평균 0.92%정도를 차지한다.

시장경쟁의 대용변수로서 상대엔트로피지수(RE, relative entropy)는 평균 0.6838, 중위수 0.7145, 시장경쟁이 최소로 낮은 경우는 0.5584, 시장경쟁이 최대로 높은 경우는 0.9567로 구성되어 있다.

이는 상대엔트로피지수가 0에 근접한 극단적인 독점적인 산업은 없는 것으로 판단되며, 표본의 정규분포 근접성은 높다고 할 수 있다. 본 연구에서 평균적인 시장경쟁의 상대적 크기로 제시될 수 있는 대용변수로 활용될 수 있는 것으로 간주된다.

기타 통제변수의 경제적요인의 기술통계량을 보면, 자기자본의 장부가액 대비 시장가치(MTB)는 평균 0.9903배, 중위수 0.7029배, 최소 0.1447배, 최대 5.5069배로 구성되어 있으며, 전기대비 당기 이익의 손실을 경험한 기업(Loss_D)은 표본기간에 45% 정도가 해당된다. 표본내에서 부채비율(Debt)은 평균 47.41%, 중위수 46.98%로 높은 분포를 보이면서 최대 116.08%로 극단적으로 부채비율이 높은 기업은 없는 것으로 판단된다. 연구개발비비율(R&D)은 평균 0.66%, 중위수 0.1%, 최대 16.27%, 영업활동으로 인한 현금흐름비율(CFO)은 평균 5.3%, 중위수 5.27%, 최대 30.87%로, 매출액증가율(IN_Sales)은 평균 9.21%, 중위수 6.95% 값을 보여 분포왜곡은 심각하지 않은 것으로 판단된다. 자산규모(Asset)는 평균 2.76조원(자연로그값 19.4368), 중위수 2.1조원(자연로그값 19.1622), 최대 138.9조원(자연로그값 23.3540), 최소값 0.2조원(자연로그값 16.8923)으로 기업간 편차가 심한 것으로 나타나 이에 대한 자연로그값을 취하여 분포왜곡을 완화시켰다. 경영자1인당현금보상액(Pay)도 평균 1.1억원(자연로그값 11.6121), 중위값 1.0억원(자연로그값 11.5178), 최대 9.0억원(자연로그값 13.7102), 최소 0.02억원(자연로그값 9.9282)로 표본기업간 편차가 크게 나타나 자연로그값을 취하여 통제변수로 활용하였다.

다음으로 소유구조 및 기타 통제변수를 보면. 위

9) 표본내에 극단치 영향을 통제하기 위하여 상·하위 1%에서 원저라이즈한 결과이다.

〈표 2〉 기술통계량 요약(N=3,098)

Variables	Mean	Median	STD	Min	Q1	Q3	Max
/DA/	0.0632	0.0439	0.0667	0.0006	0.0206	0.0818	0.3929
MOWN	0.1533	0.1288	0.1484	0.0000	0.0015	0.2520	0.5889
RE	0.6838	0.7145	0.1602	0.2764	0.5584	0.8253	0.9567
MTB	0.9903	0.7029	0.9038	0.1447	0.4407	1.1998	5.5069
Loss_D	0.4500	0.0000	0.4976	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
Debt	0.4741	0.4698	0.2234	0.0647	0.3093	0.6204	1.1608
R&D	0.0066	0.0010	0.0141	0.0000	0.0000	0.0068	0.1627
CFO	0.0530	0.0527	0.0883	-0.2348	0.0061	0.1039	0.3087
In_Sales	0.0921	0.0695	0.2533	-0.6173	-0.0273	0.1767	1.3115
Asset	19.4368	19.1622	1.3822	16.8923	18.4480	20.2429	23.3540
Pay	11.6121	11.5178	0.7410	9.9282	11.0992	12.0494	13.7102
For	0.1061	0.0359	0.1476	0.0000	0.0033	0.1562	0.6537
Olsh_D	0.5349	1.0000	0.4989	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
Age	2.9875	3.0730	0.5578	0.7374	2.6744	3.5123	4.0049
Audit	0.6340	1.0000	0.4818	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000

변수에 대한 정의는 식(4)과 식(5)의 연구모형을 참고. 다만 식(5)의 시장경쟁더미변수는 상대엔트로피지수가 중위수(0.7145) 이상이면 1, 중위수 미만이면 0으로 처리한 더미변수를 의미한다. 〈표 2〉에서는 상대엔트로피지수 값을 보여주고 있으며, 5%이상 외부대주주존재여부(Olsh_D)는 외부대주주가 존재(더미변수=1)하는 표본기업을 대상으로 2002.12월~2010.12월말 주식보유비율은 평균 9.48%로 나타났다.

국인지분율(For)은 평균 10.61%, 최대 65.37%로, 5%이상 보유한 외부대주주지분율은 평균적으로 9.48%를 보유하고 있으며, 이러한 외부대주주가 존재(Olsh_D)하는 표본은 53.49%로 절반을 조금 넘는 것으로 나타났다. 기업성장연한(Age)은 2010년 12월말 기준으로 평균 19.84년(자연로그값 2.9875), 중위수 21.61년(자연로그값 3.073), 최대 54.87년(자연로그값 4.0049), 최소 2.09년(자연로그값 0.7374)로 성장연한이 기업간 차이가 커, 역시 자연로그를 취한 값을 이용하였다. 표본에서 대형회계법인(Audit)에서 회계감사를 받은 표본은 63.4%로 구성되어 있다.

〈표 3〉은 변수간 상관관계를 보여준다. 관심변수인

재량발생액 절댓값(/DA/)과 경영자지분율(MOWN)간에는 유의한 음의 상관관계를 보였다(피어슨 -0.070, 스피어만 -0.063). 이는 경영자지분율과 재량발생액간의 1차선형관계만을 고려할 경우 경영자지분율 증가시 재량발생액의 크기가 감소하는 것으로 경영자지분율의 이해합치효과가 있음을 보여주고 있다. 시장경쟁도의 대용변수인 상대엔트로피지수(RE)와 재량발생액간에는 유의한 관계를 보이지는 않았다. 이러한 단순상관관계는 경영자지분율과 재량발생액간의 단조적 성격을 보여주는 것으로, 연구모형에서 제시된 비단조적 관계를 보여주지는 못하고 있다. 또한 시장경쟁도의 연속변수와 다른 변수간에 유의한 상관계수를 보이지 않아 시장경쟁효과가 양자의

〈표 3〉 주요 변수간 상관관계(N=3,098, 하단은 피어슨 상관계수, 상단은 스피어만 상관계수)

	<i>/DA/</i>	<i>MOWN</i>	<i>RE</i>	<i>MTB</i>	<i>Loss_D</i>	<i>Debt</i>	<i>R&D</i>	<i>CFO</i>	<i>In_Sales</i>	<i>Asset</i>	<i>Pay</i>	<i>For</i>	<i>Olsh_D</i>	<i>Age</i>	<i>Audit</i>
<i>/DA/</i>	1.000	-0.063	-0.054	0.061	-0.015	0.104	-0.030	-0.109	0.027	-0.095	-0.053	-0.074	-0.044	-0.023	-0.040
		0.000	0.003	0.001	0.411	<.0001	0.092	<.0001	0.130	<.0001	0.003	<.0001	0.013	0.202	0.025
<i>MOWN</i>	-0.070	1.000	0.009	-0.156	0.037	-0.188	0.016	-0.017	-0.023	-0.244	-0.064	-0.107	-0.051	-0.131	-0.091
	<.0001		0.625	<.0001	0.039	<.0001	0.380	0.358	0.193	<.0001	0.000	<.0001	0.005	<.0001	<.0001
<i>RE</i>	-0.061	-0.013	1.000	-0.030	0.027	0.003	0.047	-0.012	0.006	-0.011	-0.112	-0.001	0.033	0.116	-0.072
	0.001	0.459		0.091	0.129	0.873	0.009	0.519	0.747	0.554	<.0001	0.935	0.063	<.0001	<.0001
<i>MTB</i>	0.148	-0.165	0.004	1.000	-0.114	0.108	0.211	0.161	0.109	0.131	0.272	0.335	0.052	-0.105	0.161
	<.0001	<.0001	0.836		<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	0.004	<.0001	<.0001
<i>Loss_D</i>	-0.002	0.044	0.026	-0.104	1.000	-0.049	-0.021	-0.207	-0.256	-0.052	-0.061	-0.038	-0.003	0.013	-0.001
	0.895	0.014	0.152	<.0001		0.007	0.238	<.0001	<.0001	0.004	0.001	0.035	0.851	0.473	0.956
<i>Debt</i>	0.151	-0.192	0.019	0.174	-0.042	1.000	0.018	-0.125	0.203	0.209	0.062	-0.070	0.022	0.045	0.027
	<.0001	<.0001	0.279	<.0001	0.021		0.328	<.0001	<.0001	<.0001	0.001	<.0001	0.212	0.012	0.134
<i>R&D</i>	-0.010	0.000	0.024	0.249	-0.027	-0.019	1.000	0.088	0.016	0.079	0.127	0.160	-0.004	-0.056	0.085
	0.568	0.982	0.181	<.0001	0.131	0.283		<.0001	0.364	<.0001	<.0001	<.0001	0.840	0.002	<.0001
<i>CFO</i>	-0.153	-0.007	-0.012	0.118	-0.195	-0.144	0.104	1.000	0.096	0.132	0.175	0.210	0.063	-0.120	0.092
	<.0001	0.691	0.511	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001		<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	0.001	<.0001	<.0001
<i>In_Sales</i>	0.088	-0.054	0.008	0.093	-0.211	0.251	0.040	0.057	1.000	0.096	0.116	0.069	0.002	-0.068	0.035
	<.0001	0.003	0.641	<.0001	<.0001	<.0001	0.027	0.001		<.0001	<.0001	0.000	0.904	0.000	0.055
<i>Asset</i>	-0.130	-0.272	-0.032	0.151	-0.057	0.210	0.027	0.146	0.061	1.000	0.548	0.567	0.128	0.238	0.315
	<.0001	<.0001	0.079	<.0001	0.002	<.0001	0.129	<.0001	0.001		<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001
<i>Pay</i>	-0.076	-0.104	-0.114	0.229	-0.064	0.063	0.111	0.183	0.093	0.588	1.000	0.422	0.089	0.013	0.270
	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	0.000	0.000	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001		<.0001	<.0001	0.486	<.0001
<i>For</i>	-0.074	-0.133	-0.019	0.256	-0.063	-0.091	0.097	0.229	-0.002	0.446	0.340	1.000	0.249	0.064	0.285
	<.0001	<.0001	0.296	<.0001	0.001	<.0001	<.0001	<.0001	0.902	<.0001	<.0001		<.0001	0.000	<.0001
<i>Olsh_D</i>	-0.036	-0.062	0.033	0.029	-0.003	0.015	-0.006	0.060	-0.023	0.115	0.097	0.214	1.000	0.014	0.080
	0.043	0.001	0.063	0.105	0.851	0.416	0.737	0.001	0.202	<.0001	<.0001	<.0001		0.452	<.0001
<i>Age</i>	-0.022	-0.167	0.101	-0.123	0.015	0.044	-0.090	-0.127	-0.057	0.181	-0.024	0.002	-0.002	1.000	0.025
	0.220	<.0001	<.0001	<.0001	0.408	0.014	<.0001	<.0001	0.002	<.0001	0.182	0.914	0.905		0.167
<i>Audit</i>	-0.059	-0.097	-0.073	0.142	-0.001	0.024	0.070	0.093	0.012	0.313	0.267	0.249	0.080	0.007	1.000
	0.001	<.0001	<.0001	<.0001	0.956	0.174	0.000	<.0001	0.501	<.0001	<.0001	<.0001	<.0001	0.703	

관계에 어떠한 영향을 미치는 지 판단하기는 어렵다.

재량발생액과 기타 통제변수간 상관관계를 보면, 피어슨 상관계수가 유의한 수준에서 양의 상관관계를 보이는 것은 자기자본의 장부가액 대비 시장가치(MTB, 상관계수 0.148), 전기총자산 대비 부채비율(Debt, 상관계수값=0.151), 매출액증가율(In_Sales, 상관계수 0.088)로 나타나지만, 스피어만 상관관계에서는 부채비율을 제외하고는 일관된 방향성을 보이지는 않았다. 재량발생액과 유의한 음의 상관관계를 보이는 것은 영업활동으로 인한 현금흐름(CFO, 피어슨 -0.153, 스피어만 -0.109), 자산규모(Asset, 피어슨 -0.130, 스피어만 -0.095), 외국인지분율(For, 피어슨 -0.074, 스피어만 -0.074)로 구성되어 있다. 그러나 손실기업더미(Loss_D), 외부대주주존재여부(Olsh_D), 기업상장연수(Age), 대형회계법인(Audit) 등과 재량발생액간에는 유의한 상관관계가 일관되게 나타나지는 않았다.

경영자지분율(MOWN)과 다른 변수간 상관관계를 보면, 자산규모(Asset), 경영자1인당현금보상액(Pay)과는 양의 상관관계를 보이나, 외국인지분율 및 기업상장연수와는 음의 상관관계를 보여주고 있다. 이는 기업규모가 클수록, 기업상장연수가 길수록 소유구조의 분산이 이루어지는 일반적인 특징을 보여주는 것으로 이해된다. 상대엔트로피지수와 다른 변수간에 상관관계를 보면, 경영자1인당현금보상액(Pay)과는 음의 상관관계(피어슨 -0.114, 스피어만 -0.112), 기업상장연수(Age), 대형회계법인(Audit)과는 각각 양의 계수값을 보였다.

통제변수로 취한 자기자본의 장부가액 대비 시장가치, 부채비율, 자산규모, 경영자1인당현금보상액이 서로 상관관계가 높아 다중공선성 문제가 의심될 수 있으나, 전체 변수를 모두 고려한 회귀분석모형에서 분산확대인자(VIF, Variance Influence Factor)

가 3미만(최소 1.01~최대 2.21)로 나타나 다중공선성 문제는 심각하지 않은 것으로 판단된다.

4.2 실증분석결과

4.2.1 경영자지분율과 재량발생액과의 관계

〈표 4〉는 경영자지분율변수를 1차(MOWN), 2차(MOWN²), 3차(MOWN³)로 하여 단계적으로 모형에 추가하면서 재량발생액의 크기간 다차회귀모형인 식(4)의 회귀분석결과를 나타낸다. 회귀분석결과 중 산업·연도 고정효과만을 고려한 경우는 (1)열~(3)열에, 통제변수를 추가한 경우는 (4)열~(6)열에 제시되어 있다. 이는 통제변수의 영향을 점검하는 것과 아울러 경영자지분율의 차수에 따른 변곡점이 존재하는 경우 변곡점 수준은 통제변수에 따라 달라질 수 있기 때문이다(McConnell and Servaes 1990).

먼저 통제변수를 제외한 회귀분석결과로서 (1)열~(3)열을 보면, 1차경영자지분율(MOWN)을 추가한 경우 유의한 음의 상관관계(-0.026, t=-3.086)를 보였다. 그러나 2차경영자지분율(MOWN²)변수를 추가한 결과, 1차경영자지분율(MOWN)은 유의한 음의 상관계수(-0.097, t=-4.435)를 그대로 유지하면서도 2차경영자지분율(MOWN²)은 양의 상관관계(0.164, t=3.521)를 보였다. 그리고 그 차상위 변수인 3차경영자지분율(MOWN³)을 추가했을 때 2차경영자지분율과 3차경영자지분율변수가 유의한 상관계수가 사라지는 결과를 보였다. 연도·산업 고정효과만을 고려한 경우 경영자지분율과 재량발생액간에는 U자형 2차곡선관계가 존재하고, 경영자지분율의 변곡점 29.57%를 기준으로 경영자지분율이 증가하면서 재량발생액의 크기가 감소하는 이

〈표 4〉 경영자지분율과 재량발생액간 다차회귀분석 결과

$$\text{식(4)} : /DA_{i,t}/ = \alpha_0 + \beta_1 MOWN_{i,t} + \beta_2 MOWN_{i,t}^2 + \beta_3 MOWN_{i,t}^3 + Control_{i,t} + e_{i,t}$$

VARIABLES	Expected Sign	/DA/					
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Constant		0.079*** (13.49)	0.083*** (13.94)	0.084*** (13.93)	0.248*** (10.13)	0.250*** (10.21)	0.250*** (10.22)
MOWN	-	-0.026*** (-3.086)	-0.097*** (-4.435)	-0.137*** (-2.872)	-0.028*** (-3.243)	-0.092*** (-4.287)	-0.139*** (-2.972)
MOWN ²	+		0.164*** (3.521)	0.393 (1.614)		0.148*** (3.261)	0.414* (1.740)
MOWN ³	0			-0.297 (-0.957)			-0.345 (-1.141)
MTB	+				0.014*** (9.038)	0.014*** (8.744)	0.014*** (8.666)
Loss_D	-				-0.001 (-0.135)	-0.001 (-0.189)	-0.001 (-0.191)
Debt	+				0.027*** (4.567)	0.027*** (4.599)	0.028*** (4.670)
R&D	+				-0.111 (-1.203)	-0.115 (-1.251)	-0.112 (-1.219)
CFO	-				-0.077*** (-5.376)	-0.078*** (-5.452)	-0.079*** (-5.492)
In_sales	+				0.015*** (3.181)	0.016*** (3.250)	0.016*** (3.260)
Asset	-				-0.009*** (-6.775)	-0.009*** (-6.968)	-0.009*** (-7.007)
Pay	-				-0.001 (-0.544)	-0.001 (-0.345)	-0.001 (-0.314)
For	+				0.001 (0.0425)	0.001 (0.155)	0.003 (0.279)
Olsh_D	-				-0.002 (-0.648)	-0.002 (-0.663)	-0.001 (-0.622)
Age	+				0.001 (0.566)	0.002 (0.876)	0.002 (0.985)
Audit	-				-0.005** (-2.119)	-0.005** (-2.142)	-0.006** (-2.181)
Y_FX		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
INDU_FX		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
변곡점(%)			29.57			31.08	
# of Obs.		3,098	3,098	3,098	3,098	3,098	3,098
Adj. R ²		0.059	0.062	0.062	0.134	0.137	0.137

***, **, *는 양측검정으로 각각 유의수준 1%, 5%, 10% 에서 통계적으로 유의함을 의미하며 변수정의는 식(4)를 참조

해합치효과가 지배하는 구간과 경영자지분율이 증가하면서 재량발생액의 크기가 증가하는 경영자안주구간이 지배하는 구간으로 나누어 지는 결과로 나타났다.

이와 같은 결과는 통제변수를 추가한 (4)열~(6)열의 다차회귀모형 분석결과에서도 일관되게 유지되었다. 통제변수와 1차경영자지분율만을 고려한 (4)열에서 1차경영자지분율은 음의 상관관계수(-0.028, $t=-3.243$)를 보이나, 2차경영자지분율(MOWN²)을 추가한 (5)열에서 부호를 달리하며 1차경영자지분율과 2차경영자지분율의 상관관계수가 각각 -0.092 ($t=-4.287$), 0.148($t=3.261$)로 나타났다. 경영자지분율을 가로축으로, 재량발생액의 절댓값을 세로축으로 가정했을 경우 U자형의 관계를 보이고, 그 변곡점은 31.08%으로 추정된다. 이는 경영자지분율이 31.08% 이하구간에서는 경영자지분율과 재량발생액간의 음의 관계를 보이다가, 그이상 구간에서는 양의 상관관계로 역전되는 모습으로 나타났다(가설 1).

경영자지분율과 재량발생액간의 차상위 관계가 존재하는지 여부를 보여주는 (6)열에서 3차경영자지분율(MOWN³)의 상관관계수는 유의한 값으로 나타나지 않았다. 따라서 경영자지분율과 재량발생액간에는 U자형의 2차곡선관계가 존재한다고 판단할 수 있다(가설1). 통제변수를 추가한 경우에 경영자지분율의 변곡점은 31.08%로, 통제변수를 고려하지 않은 경우(29.57%) 보다는 다소 높은 수준에서 형성되었다.

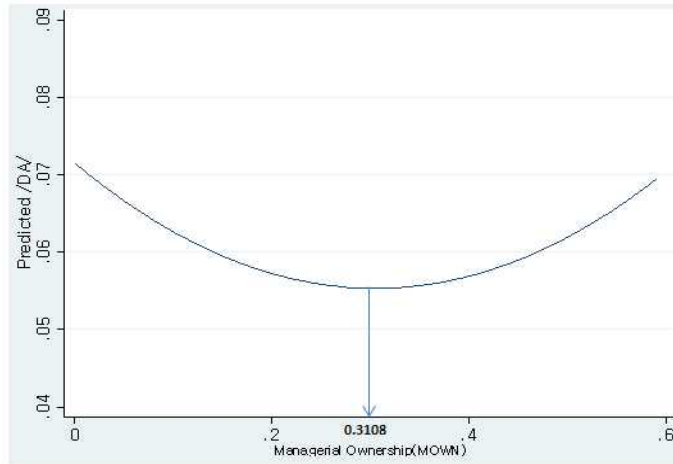
(5)열을 기준으로 통제변수 부호를 살펴보면, 재량발생액 크기와 양의 상관관계를 보인 것은 자기자본의 장부가액 대비 시장가치(MTB, 0.014($t=8.744$)), 부채비율(Debt, 0.027($t=4.599$)), 매출액증가율(In_Sales, 0.016($t=3.250$))이 해당

된다. 이는 선행연구에서 제시된 기업의 성장 및 계약적 관점에서 이익조정유인과 유사한 결과로 나타났다. 한편 현금흐름(CFO, -0.078($t=-5.452$)), 자산규모(Asset, -0.009($t=-6.968$)), 대형회계법인(Audit, -0.005($t=-2.142$))과는 음의 상관관계가 나타났다. 영업현금흐름 증가는 발생액 조정을 통한 이익조정 개연성이 낮은 것으로, 기업규모가 큰 경우 이익조정 확대 가능성이 상대적으로 낮은 것으로 분석되었다. 또한 대형회계법인에 외부감사를 받는 경우 이익의 질이 상대적으로 양호하다는 선행연구와 유사한 결과를 보였다. 재량발생액에 영향을 미칠 수 있는 변수가 적절히 구성되었으며, 이러한 통제변수를 추가한 이후에도 경영자지분율과 재량발생액간에는 U자형 2차곡선관계가 유지되는 것으로 분석되었다. 전체 회귀분석결과를 나타내는 (5)열의 수정결정계수(Adj R²)도 13.7%로 (2)열(6.2%)에 비해 커 모형설명력도 개선된 결과를 보였다.

다차회귀모형 회귀분석결과인 <표 4>에서 (5)열에 근거하여 경영자지분율을 가로축으로, 재량발생액 크기의 추정값을 세로축으로 하여 양자의 관계는 <그림 1>과 같이 나타낼 수 있다. 경영자지분율이 31.08%를 기준으로, 그 이하에서는 이해합치효과를, 경영자지분율이 그 이상에서는 경영자안주효과가 나타나는 결과를 잘 보여준다. 이외에도 특이한 점은 경영자지분율 구간이 0에서 58.89%인 점을 감안하면, 경영자지분율 변곡점을 기준으로 이해합치효과(0~31.08%)와 경영자안주효과(31.08%~58.89%)가 나타나는 구간이 대칭적인 모습을 보이고 있다.

4.2.2 시장경쟁효과

가설2-1과 가설2-2를 검증한 회귀분석결과에는 <표



식(4)인 $\frac{DA_{i,t}}{DA} = \alpha_0 + \beta_1 MOWN_{i,t} + \beta_2 MOWN_{i,t}^2 + Control_{i,t} + e_{i,t}$ 에서 <표 4>의 (5)열 결과에 기반하여 가축을 경영자지분율(MOWN)로, 세로축을 추정된 재량발생액(Predicted /DA/)으로 설정한 곡선을 의미하며, 통제변수는 식(4)에서의 변수정의를 참조

<그림 1> 경영자지분율과 재량발생액간의 관계

5)에 종합적으로 제시되어있다. (1)열은 2차경영자지분율(MOWN²)과 시장경쟁터미변수(Comp_D)간 교차항(MOWN²×Comp_D)을 추가한 회귀모형분석 결과를 나타내며, (2)열에서 (7)열까지는 시장경쟁의 상대적 크기로 구분하여 식(4)의 다차회귀모형을 분석한 결과를 보여준다. (1)열을 보면, 1차경영자지분율(MOWN)과 2차경영자지분율(MOWN²)의 상관계수는 각각 -0.092(t=-4.286, α=1%), 0.090(t=1.865, α=10%)로 역전된 방향을 유지하고 있다. 관심변수인 2차경영자지분율(MOWN²)과 시장경쟁터미변수(Comp_D)간 교차항의 상관계수는 0.113(t=3.297)로 유의한 양의 값을 보여주고 있다. 교차항이 유의한 양의 상관계수를 보이는 것은 시장경쟁의 상대적으로 높은 그룹에서의 경영자지분율의 변곡점이 낮다는 것으로 의미하고(가설 2-1), 추가로 변곡점을 기준으로 U자 곡선의 기울

기(폭)를 좁게 한다는 점을 의미한다(가설 2-2). 경영자지분율이 재량발생액에 미치는 직접효과에 의한 변곡점은 1차경영자지분율의 상관계수(λ₁)와 2차경영자지분율의 상관계수(λ₂)로 추정해 보면 51.11%로 나타나나, 시장경쟁효과에 의한 변곡점을 낮추는 간접효과(λ₄)를 고려하면 이때 경영자지분율의 변곡점은 22.66%로 추정된다. 이는 시장경쟁압력에 의해 경영자지분율의 변곡점 수준을 28.45%p까지 낮추는 것으로 이해될 수 있다.

(1)열의 분석결과에 의해 시장경쟁압력에 의해서 경영자안주로의 조기에 전환되는 경영자지분율의 변곡점이 낮아지는 가설2-1이 지지되는 결과로 해석된다. 이는 시장경쟁이 상대적으로 큰 그룹에서는 경영자지분율의 이해합치효과가 강화(재량발생액 축소)되는 반면, 경영자안주효과가 악화(재량발생액 확대)되는 모습으로도 나타난다(가설 2-2). 즉, 상대

〈표 5〉 시장경쟁이 경영자지분율과 재량발생액간의 관계에 미치는 영향을 회귀분석한 결과

(1)열 회귀모형 : 식(5)

$$/DA_{i,t}/ = \alpha_0 + \lambda_1 MOWN_{i,t} + \lambda_2 MOWN^2 + \lambda_3 Comp_D + \lambda_4 Comp_D \times MOWN_{i,t}^2 + Control + \varepsilon_{i,t}$$

(2)~(7)열 회귀모형 : 식(4)

$$/DA_{i,t}/ = \alpha_0 + \beta_1 MOWN_{i,t} + \beta_2 MOWN_{i,t}^2 + \beta_3 MOWN_{i,t}^3 + Control_{i,t} + e_{i,t}$$

VARIABLES	Expected Sign	/DA/						
		(1)열	Comp_D ≥ Median(0.7145)			Comp_D < Median(0.7145)		
		(2)열	(3)열	(4)열	(5)열	(6)열	(7)열	
Constant		0.257*** (10.470)	0.249*** (7.284)	0.242*** (7.092)	0.242*** (7.088)	0.249*** (7.048)	0.252*** (7.116)	0.253*** (7.143)
MOWN	-	-0.092*** (-4.286)	0.003 (0.243)	-0.082*** (-3.131)	-0.117** (-1.991)	-0.055*** (-4.099)	-0.088** (-2.569)	-0.172** (-2.355)
MOWN ²	+	0.090* (1.865)		0.197*** (3.525)	0.393 (1.306)		0.075 (1.044)	0.544 (1.479)
Comp_D	?	-0.008 (-1.364)						
MOWN ² × Comp_D	+	0.113*** (3.297)						
MOWN ³	0				-0.251 (-0.660)			-0.611 (-1.300)
MTB	+	0.014*** (8.705)	0.013*** (6.767)	0.013*** (6.575)	0.013*** (6.555)	0.014*** (6.032)	0.014*** (5.852)	0.014*** (5.715)
Loss_D	-	-0.001 (-0.208)	-0.001 (-0.076)	-0.001 (-0.003)	-0.001 (-0.019)	-0.002 (-0.579)	-0.002 (-0.587)	-0.002 (-0.628)
Debt	+	0.026*** (4.379)	0.029*** (3.766)	0.028*** (3.565)	0.028*** (3.608)	0.018* (1.946)	0.018** (2.020)	0.019** (2.081)
R&D	+	-0.097 (-1.054)	-0.224** (-1.982)	-0.206* (-1.828)	-0.202* (-1.788)	0.058 (0.403)	0.047 (0.322)	0.048 (0.329)
CFO	-	-0.079*** (-5.471)	-0.109*** (-5.705)	-0.111*** (-5.831)	-0.111*** (-5.844)	-0.052** (-2.398)	-0.052** (-2.421)	-0.053** (-2.476)
In_Salse	+	0.015*** (3.181)	0.008 (1.242)	0.008 (1.195)	0.008 (1.193)	0.021*** (3.048)	0.021*** (3.090)	0.021*** (3.114)
Asset	-	-0.008*** (-6.881)	-0.008*** (-4.400)	-0.007*** (-4.374)	-0.008*** (-4.409)	-0.009*** (-5.065)	-0.010*** (-5.151)	-0.010*** (-5.163)
Pay	-	-0.001 (-0.497)	-0.004 (-1.529)	-0.003 (-1.254)	-0.003 (-1.227)	0.001 (0.313)	0.001 (0.351)	0.001 (0.355)
For	+	-0.001 (-0.062)	0.005 (0.384)	0.006 (0.516)	0.007 (0.567)	-0.007 (-0.524)	-0.007 (-0.496)	-0.001 (-0.319)
Olsh_D	-	-0.001 (-0.544)	0.003 (1.099)	0.003 (1.113)	0.003 (1.134)	-0.005 (-1.365)	-0.005 (-1.361)	-0.005 (-1.306)
Age	+	0.002 (0.767)	0.004 (1.172)	0.004 (1.456)	0.005 (1.530)	-0.001 (-0.271)	-0.001 (-0.168)	-0.001 (-0.081)
Audit	-	-0.005** (-2.010)	-0.001 (-0.158)	-0.001 (-0.446)	-0.002 (-0.481)	-0.010** (-2.504)	-0.010** (-2.416)	-0.010** (-2.434)
Y_FX	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
INDU_FX	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
변곡점(%)		22.66%		20.81%				
# of Obs		3,098	1,549	1,549	1,549	1,549	1,549	1,549
Adj. R ²		0.140	0.156	0.162	0.162	0.133	0.133	0.133

***, **, *는 양측검정으로 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함을 의미하며, 변수설명은 연구모형 식(4)와 식(5)를 참조

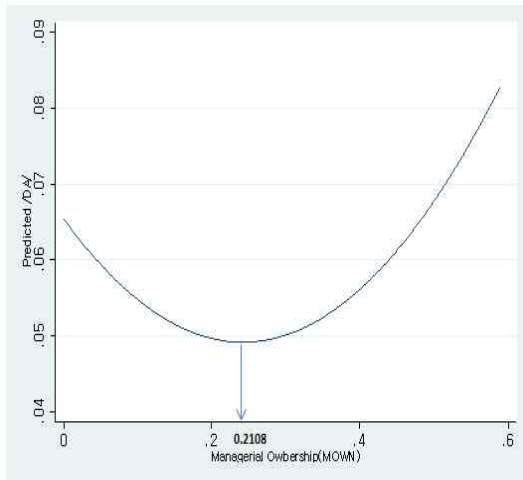
적으로 경쟁적 시장환경하에서 경영자지분율의 변곡점은 좌로 수평이동하기 보다는 좌하향 이동한 결과에 기인한다(가설 2-2, 가설 2-2).

이를 추가로 검증하기 위하여 (1)열의 분석결과에 따라, 시장경쟁이 상대적으로 높은 그룹과 낮은 그룹으로 나누어 다차회귀분석을 실시하였다. 시장경쟁이 상대적으로 높은 그룹은 (2)열에서 (4)열까지, 상대적으로 낮은 그룹에서는 (5)열부터 (7)열까지 제시되어 있다. 시장경쟁이 상대적으로 높은 그룹의 분석결과, 경영자지분율과 재량발생액간 U자형의 2차곡선관계가 유지되나((3)열), 시장경쟁이 상대적으로 낮은 그룹에서는 우하향 1차선형관계가 관측되었다((5)열). 이는 가설로 직접적으로 제시하지는 않았지만, 시장경쟁압력으로 인해 주요하게 경영자지분율의 경영자안주효과가 유도될 수 있는 개연성이 큰 것으로 판단되며, 시장경쟁이 상대적으로 낮

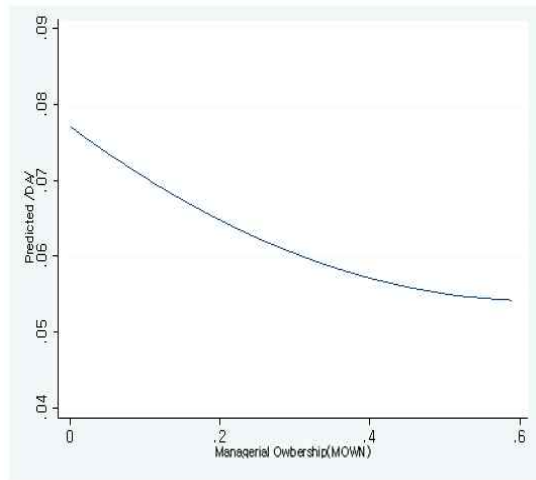
으면서 경영자지분율이 증가하는 경우 소유와 경영의 일치함에 따라 이해합치효과가 주요하게 작용하는 것으로 이해될 수 있다. 시장경쟁이 상대적으로 높은 회귀분석결과인 (3)열을 기준으로 경영자지분율의 변곡점은 20.81%로 추정된다.

이와 같은 결과에 따라 <그림 2>와 같이 경영자지분율과 재량발생액간의 관계를 그래프로 나타낼 수 있다. 시장경쟁이 상대적으로 높은 그룹(a)에서는 변곡점(20.81%, (3)열)을 기준으로 경영자지분율과 재량발생액간의 비대칭적 변화관계가 확연하게 나타났다. 이해합치효과가 지배적인 경영자지분율구간(0~21.08%)이 경영자안주효과가 지배적인 경영자지분율구간(21.08%~58.89%)보다는 구간 길이가 짧게 형성되었다. 이는 <그림 1>에서 제시된 경영자지분율의 변곡점(31.08%)을 기준으로 이해합치효과와 경영자안주효과가 지배적인 구간이 거의

a. 시장경쟁이 높은 그룹(N=1,549)



b. 시장경쟁이 낮은 그룹(N=1,549)



시장경쟁이 상대적으로 높은 그룹은 상대엔트로피지수가 중위수(0.7145)이상을 의미하고, 상대적으로 낮은 그룹은 상대엔트로피지수가 중위수(0.7145)미만을 의미

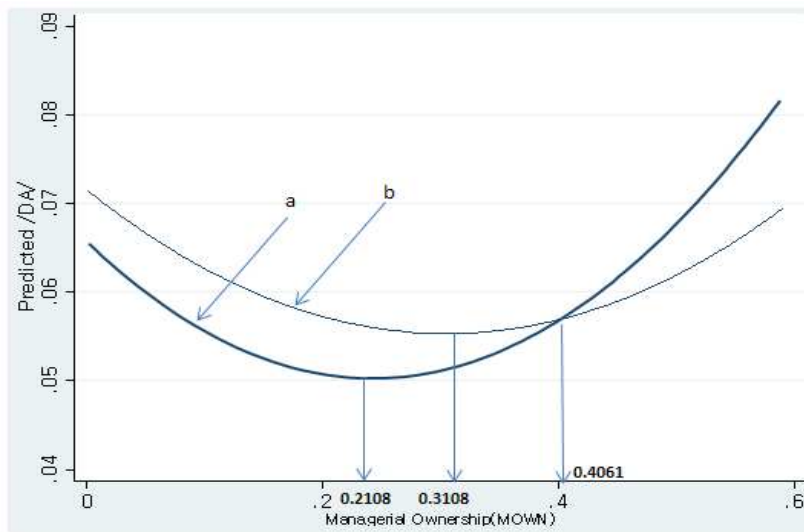
<그림 2> 시장경쟁 정도의 차이에 따른 경영자지분율과 재량발생액간 관계 변화

비슷한 경영자지분율구간을 나타낸 것과는 다른 모습의 결과이다.

시장경쟁압력에 의해 경영자지분율의 변곡점을 낮추는 결과와 이해합치효과 및 경영자안주효과가 지배하는 경영자지분율구간의 비대칭성을 강화하는 결과를 바탕으로 경영자지분율과 재량발생액간의 관계를 시장경쟁압력의 고려여부에 따라 <그림 3>과 같이 제시될 수 있다. <그림 3>은 시장경쟁을 고려하지 않은 <그림 1>과 <그림 2>에서 시장경쟁이 상대적으로 높은 그룹(a)의 결과를 동시에 보여주고 있다.

<그림 3>에서 먼저 경영자지분율의 변곡점을 보면, a는 시장경쟁이 상대적으로 높은 경우로, 경영자지분율의 변곡점은 21.08%에서 형성되었다. b는 시장경쟁을 고려하지 않은 경우 경영자지분율의 변곡점이 31.08%로 나타나, 시장경쟁압력이 큰 경우

경영자안주효과가 전환되는 변곡점 수준을 10%p까지 낮게 형성됨을 알 수 있다. 다음으로 시장경쟁이 큰 그룹에서 경영자지분율과 재량발생액간 기울기(폭)는 보다 가파르게 형성됨을 보여준다. 동일한 지분율수준에서 이해합치구간에서는 시장경쟁을 고려하지 않은 경우에 비해 재량발생액의 크기는 작고, 경영자안주구간에서는 재량발생액이 크게 나타났다. 이와 같은 결과는 가설2-2에서와 같이 시장경쟁압력이 크고 경영자지분율이 상대적으로 낮은 수준에서는 주주감시에 더하여 시장감시가 추가됨으로써 이해합치효과가 강화되어 결과적으로 시장경쟁의 긍정적 효과가 나타나는 것으로 이해된다. 반대로 경쟁적 시장환경과 경영자지분율이 높은 수준에서는 시장감시가 증가하더라도 경영자지분율이 훨씬 높기 때문에 주주감시 기능 약화와 더불어 시장감시 기능



a(N=1,549)는 시장경쟁이 상대적으로 높은 그룹으로 <표 5>의 (3)열을 기준으로 추정된 그래프이며, b는 시장경쟁을 고려하지 않은 경우로, <표 4>의 (5)열을 기준으로 추정된 경영자지분율(MOWN, 가로축)과 추정재량발생액(/DA/, 세로축)간의 그래프를 나타냄

<그림 3> 시장경쟁효과에 의한 경영자지분율과 재량발생액간의 관계 변화

에 대한 경영자의 경계가 현저히 낮아져 경영자안주 효과가 증폭되는 것으로 해석된다.

〈그림 3〉은 가설2-1과 가설2-2에서 제시한 경영자지분율의 변곡점 변화와 재량발생액의 상대적 크기 변화에 대한 기울기를 보여주는 것 외에도, 시장경쟁압력에 의한 시장감시 효과가 경영자지분율이 늘어나면서 서서히 약화될 수 있음도 보여준다.

시장경쟁이 상대적으로 높은 그룹(a)과 시장경쟁을 고려하지 않은 그룹(b)에서 경영자지분율과 재량발생액간 그래프에서 교점은 경영자지분율 40.61%에서 형성된다. 그러므로 비록 경영자지분율이 증가하면서 재량발생액을 확대하는 구간은 21.08%에서부터 형성되지만, 경영자지분율이 40.61%까지는 시장경쟁을 고려하지 않은 경우에 비해 재량발생액의 크기는 여전히 작은 수준에 머물고 있음을 보여준다. 따라서 시장경쟁이 증가하면서 상대적으로 재량발생액이 증폭될 수 있는 구간은 40.61%부터 발생할 개연성이 큰 것으로 이해된다. 경영자지분율이 40.61% 이상에서는 시장감시에 대한 경영자의 경계감이 급격히 낮아지는 결과라고 볼 수 있다. 또한 경영자지분율이 21.08%에서 40.61%까지는 재량발생액이 여전히 작은 수준에 머무는 것은 시장경쟁압력에 따른 시장감시 기능이 실제 경영자안주효과가 크게 약화되는 것을 일정부분 지연시키는 결과로 이해된다. 이는 추가적인 시장경쟁압력의 긍정적인 효과로 해석될 수 있는 부분이다. 그러나 만약 현재 경영자지분율 수준이 21.08%에서 31.08%, 31.08%에서 40.61%로 추가 취득이 용이하게 되면 경영자안주효과로 전환되거나 확대될 개연성이 크게 됨을 알 수 있다. 이는 높아진 경영자지분율 수준에서 경영자안주효과를 지연시키는 시장경쟁의 긍정적 효과를 보다 약화시킬 수 있음을 의미한다.

이상의 결과를 경영자지분율과 재량발생액의 관

계에 미치는 시장경쟁의 긍정적 효과와 부정적 효과 측면에서 요약하면 다음과 같다. 시장경쟁의 긍정적 효과는 낮은 수준의 경영자지분율 구간에서 이해합치효과를 강화하고, 경영자지분율의 변곡점 수준에서 경영자안주효과로 조기에 전환되나 재량발생액을 여전히 낮은 수준에서 형성하게 하여 경영자의 이익조정을 일정부분 억제하는 효과도 있다고 할 수 있다. 반면 시장경쟁의 부정적 효과는 기본적으로 경영자지분율의 변곡점 수준을 낮추어 경영자안주효과로 조기에 전환시키고, 이에 따라 높은 경영자지분율 수준에서는 주주감시 및 시장감시에 대한 경영자의 경계감도 급격히 둔감해짐에 따라 경영자의 이익조정폭을 보다 확대할 수 있는 부작용도 존재한다는 점이다.

V. 추가분석

5.1 성과대응 재량발생액

본 연구에서는 경영자의 이익조정에 대한 대응변수로 매출액조정을 추가로 통제한 수정존스모형에 의해 추정된 재량발생액을 종속변수로 활용하였다. 앞서 지적한 바와 같이, 최근 수정존스모형에 의해 추정된 재량발생액에 대한 추정오차에 대한 논의가 활발히 진행되고 있다. 이러한 논의에 근거하여 이익조정에 대한 대응변수로서의 강건성을 반영하기 위하여, 정상적인 기업성과를 통제함으로써 경영자의 사적편익을 위한 이익조정에 대한 추정오차를 줄여줄 수 있는 것으로 평가되는 성과대응재량발생액(Kothari et al 2005)을 종속변수로 하여 추가분석을 실시하였다. 성과대응재량발생액은 식(6)을 통

해 식(1)의 수정존스모형에 의한 재량발생액 추정식에 총자산이익률(ROA)을 추가하여 연도별-산업별 회귀분석을 통해 산출하였다.

$$DA_{i,t}^{ROA} = \frac{ACC_{i,t}}{TA_{i,t-1}} - [\hat{a}_0(\frac{1}{TA_{i,t-1}}) + \hat{b}_1(\frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta REC_{i,t}}{TA_{i,t-1}}) + \hat{b}_2(\frac{PPE_{i,t}}{TA_{i,t-1}}) + \hat{b}_3(ROA_{i,t})] \dots\dots\dots (6)$$

i는 개별기업, t는 회계연도, $TA_{i,t-1}$ 전기총자산, $ACC_{i,t}$: 총발생액(=당기순이익- 영업활동으로 인한 현금흐름), $\Delta REV_{i,t}$: 매출액 증감액, $\Delta REC_{i,t}$: 매출채권 증감액, $PPE_{i,t}$: 감가상각자산, $ROA_{i,t}$: 총자산대비 당기순이익

〈표 6-1〉 성과대응재량발생액을 종속변수로, 경영자지분율의 1차, 2차, 3차 변수를 단계적으로 추가하여 다차회귀분석을 실시한 결과를 나타낸다. (1)열~(3)열은 경영자지분율의 차수와 성과대응 재량발생액간의 관계를 살펴본 결과를 보여준다. (2)열에서 1차경영자지분율(MOWN)과 2차경영자지분율(MOWN²)의 상관계수는 각각 -0.043(t=-2.656), 0.076(t=2.193)로 나타나 수정존스모형에 의해 추정된 재량발생액을 종속변수로 한 다차 회귀분석 결과와 동일하게 역전되는 방향을 나타냈다. (3)열에서도 3차경영자지분율의 상관계수가 유의하게 나타나지 않았다. 경영자지분율과 성과대응 재량발생액간에도 U자형의 2차곡선관계가 나타났다. 이해합치효과가 지배적인 구간에서 경영자안주 효과로 전환되는 변곡점이 28.28%로 수정존스모형에 의해 추정된 변곡점(31.08%) 보다는 다소 낮은 결과를 보였다. 이는 결과적으로 성과대응 재량 발생액을 적용한 경우에도 이해합치효과와 경영자안주효과가 혼재하는 가설1을 지지한다.

(4)열은 시장경쟁효과에 의해 경영자지분율의 변곡점과 U자형 2차곡선의 기울기 변화를 실증분석한 결과를 보여준다. 성과대응재량발생액을 적용한 경우에도 2차경영자지분율과 시장경쟁더미변수간의 교차항(MOWN²×Comp_D)의 0.061(t=2.327)로 유의한 양의 상관계수로 나타났다. 따라서 시장경쟁 효과는 경영자지분율의 변곡점 수준을 낮추면서, 경영자지분율과 재량발생액의 그래프를 좌하향 이동시켜 수정존스모형의 재량발생액으로 분석하였을 때와 동일한 결과를 보였다.

〈표 6-2〉은 시장경쟁이 상대적으로 높은 그룹과 낮은 그룹을 나누어 경영자지분율의 다차회귀분석을 실시한 결과를 보여준다. 시장경쟁이 상대적으로 높은 그룹에서는 경영자지분율의 변곡점이 19.39%로 나타나고, 시장경쟁이 상대적으로 낮은 그룹에서는 경영자지분율의 이해합치효과를 보이는 1차 우하향 곡선을 나타나 수정존스모형에 의한 재량발생액을 추정할 경우와 동일한 결과를 보였다.

〈표 6-1〉의 (2)열과 〈표 6-2〉의 (2)열을 비교하면, 수정존스모형에 의해서 추정된 재량발생액을 적용했을 때 보다 변곡점 수준이 소폭 낮아지는 것을 제외하고는 〈그림 3〉과 같은 형태가 나타났다.

5.2 정규화 허쉬만- 허핀달지수(Normalized HHI)

산업집중도지수는 개별기업의 매출액에 곱하는 가중치의 크기에 따라 지수의 크기와 분포에 차이가 존재하게 된다. 비록 상대엔트로피지수가 제한된 표본 하에서 시장구조적 측면에서 시장경쟁의 대응변수로 주요하게 활용되는 측면이 있지만, 다수의 시장경쟁과 관련된 실증분석에서 HHI를 활용하고 있다. 따라서 HHI를 적용하여 이전에 제시된 회귀분석을 동일하게 수행하였다.

〈표 6-1〉 경영자지분율과 성과대응재량발생액 관계에 대한 다차회귀분석결과

VARIABLES	Expected Sign	/DA ^{ROA} /			
		(1)	(2)	(3)	(4)
Constant		0.185*** (9.893)	0.186*** (9.942)	0.186*** (9.957)	0.189*** (10.130)
MOWN	-	-0.011 (-1.616)	-0.043*** (-2.656)	-0.089** (-2.496)	-0.043*** (-2.654)
MOWN ²	+		0.076** (2.193)	0.333* (1.833)	0.045 (1.226)
Comp_D	?				-0.012** (-2.541)
MOWN ² ×Comp_D	+				0.061** (2.327)
MOWN ³	0			-0.332 (-1.442)	
MTB	+	0.008*** (7.109)	0.008*** (6.903)	0.008*** (6.811)	0.008*** (6.778)
Loss_D	-	-0.001 (-0.180)	-0.001 (-0.216)	-0.001 (-0.220)	-0.001 (-0.300)
Debt	+	0.031*** (6.671)	0.031*** (6.692)	0.031*** (6.780)	0.030*** (6.535)
R&D	+	-0.008 (-0.110)	-0.010 (-0.141)	-0.007 (-0.101)	0.002 (0.0269)
CFO	-	0.014 (1.271)	0.014 (1.225)	0.013 (1.170)	0.012 (1.114)
In_sales	+	0.007* (1.787)	0.007* (1.831)	0.007* (1.843)	0.007* (1.852)
Asset	-	-0.005*** (-5.557)	-0.005*** (-5.681)	-0.005*** (-5.734)	-0.005*** (-5.550)
Pay	-	-0.003** (-2.162)	-0.003** (-2.026)	-0.003** (-1.987)	-0.003** (-2.198)
For	+	0.011 (1.491)	0.011 (1.566)	0.013* (1.716)	0.010 (1.431)
Olsh_D	-	-0.002 (-1.247)	-0.002 (-1.257)	-0.002 (-1.205)	-0.002 (-1.153)
Age	+	-0.001 (-0.763)	-0.001 (-0.550)	-0.001 (-0.404)	-0.001 (-0.629)
Audit	-	-0.005*** (-2.889)	-0.006*** (-2.904)	-0.006*** (-2.953)	-0.005*** (-2.807)
Y_FX		Yes	Yes	Yes	Yes
INDU_FX		Yes	Yes	Yes	Yes
변곡점(%)			28.28		
# of Obs.		3,098	3,098	3,098	3,098
Adj. R ²		0.117	0.118	0.119	0.121

***, **, *는 양측검정으로 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함을, /DA^{ROA}/는 성과대응재량발생액을 의미한다. 다른 변수 및 통제변수의 정의는 식(4)의 연구모형을 참조.

〈표 6-2〉 경영자지분율과 성과대응재량발생액 관계에 대한 다차회귀분석결과

VARIABLES	Expected Sign	/DA ^{ROA} /				
		Comp_D ≥ Median(0.7145)			Comp_D < Median(0.7145)	
		(1)열	(2)열	(3)열	(4)열	(5)열
Constant		0.220*** (8.187)	0.216*** (8.035)	0.216*** (8.033)	0.184*** (6.949)	0.185*** (6.952)
MOWN	-	0.004 (0.527)	-0.045** (-2.187)	-0.041 (-0.876)	-0.021** (-2.097)	-0.030 (-1.173)
MOWN ²	+		0.116*** (2.620)	0.089 (0.375)		0.021 (0.381)
MOWN ³	0			0.0343 (0.115)		
MTB	+	0.009*** (5.106)	0.008*** (4.954)	0.008*** (4.954)	0.008*** (4.656)	0.008*** (4.569)
Loss_D	-	-0.001 (-0.311)	-0.001 (-0.367)	-0.001 (-0.369)	-0.001 (-0.0930)	-0.001 (-0.0961)
Debt	+	0.021*** (3.471)	0.020*** (3.316)	0.020*** (3.293)	0.032*** (4.681)	0.032*** (4.695)
R&D	+	-0.125 (-1.411)	-0.115 (-1.293)	-0.115 (-1.297)	0.183* (1.676)	0.180 (1.642)
CFO	-	-0.025* (-1.669)	-0.026* (-1.751)	-0.026* (-1.747)	0.042*** (2.579)	0.041** (2.569)
In_Sales	+	0.003 (0.485)	0.003 (0.448)	0.003 (0.448)	0.009* (1.762)	0.009* (1.776)
Asset	-	-0.006*** (-3.480)	-0.005*** (-3.456)	-0.005*** (-3.437)	-0.006*** (-4.155)	-0.006*** (-4.170)
Pay	-	-0.005** (-2.245)	-0.004** (-2.037)	-0.004** (-2.040)	-0.002 (-1.020)	-0.002 (-1.005)
For	+	0.010 (1.050)	0.014 (1.148)	0.011 (1.135)	0.009 (0.828)	0.009 (0.837)
Olsh_D	-	0.002 (0.759)	0.002 (0.768)	0.002 (0.764)	-0.005* (-1.878)	-0.005* (-1.876)
Age	+	-0.001 (-0.199)	0.001 (0.0117)	0.001 (-0.00352)	-0.002 (-0.813)	-0.002 (-0.772)
Audit	-	-0.002 (-0.791)	-0.004 (-1.004)	-0.002 (-0.995)	-0.010*** (-3.265)	-0.009*** (-3.225)
Y_FX		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
IND_FX		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
변곡점(%)			19.39			
# of Obs.		1,549	1,549	1,549	1,549	1,549
Adj.R ²		0.118	0.122	0.121	0.121	0.121

***, **, *는 양측검정으로 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함을, /DA^{ROA}/는 성과대응재량발생액을 의미한다. 다른 변수 및 통제변수의 정의는 식(4)의 연구모형을 참조.

HHI는 개별기업의 매출액에 다시 그대로 매출액을 가중치로 하고 있어 상대엔트로피지수와는 달리 지수의 크기와 시장경쟁 정도의 반대방향을 나타내게 된다. 즉, HHI이 클수록 시장경쟁은 작은 것으로, 작을수록 시장경쟁은 큰 것으로 이해된다. 따라서 HHI가 나타낼 수 있는 지수의 범위는 최대(독점시장인 경우) 1, 최소(경쟁적인 시장인 경우)는 기업수의 역수에 해당된다. 상대엔트로피지수와 마찬가지로 HHI도 기업수를 고려하여 정규화 HHI로 나타낼 수 있다. 식(7)은 일반적인 HHI를 나타내며, 식(8)은 정규화 HHI(normalized HHI)를 나타낸다. 기업수를 조정 한 정규화 HHI는 최대(독점시장인 경우) 1, 최소(경쟁적인 시장인 경우) 0으로 상대엔트로피지수와 마찬가지로 산업별 비교 가능한 지수의 특성을 보여준다.

$$HHI_{j,t} = \sum_{i=1}^{n_{jt}} (s_{ijt} \times s_{ijt})$$

$$1/N_{j,t} \leq HHI_{j,t} \leq 1 \dots\dots\dots (7)$$

$HHI_{j,t}$ 는 산업내 기업매출액($s_{i,t}$)를 가중치로 한 허쉬만-허핀달지수를 의미

$$Nor_HHI_{j,t} = \frac{HHI_{j,t} - 1/N_{j,t}}{1 - 1/N_{j,t}}$$

$$(0 \leq Nor_HHI_{j,t} \leq 1) \dots\dots\dots (8)$$

$Nor_HHI_{j,t}$ 는 정규화 허쉬만-허핀달지수(normalized HHI)를 의미

〈표 7〉은 본 연구에서 주로 활용했던 상대엔트로피지수(RE), 엔트로피지수(Entropy), 상대엔트로피

〈표 7〉 시장집중도 지수간 상관관계

	RE	Entropy	RE_entropy_D	Nor_HHI	HHI	Nor_HHI_D
RE	1.0000	0.7283 <.0001	0.8661 <.0001	-0.9488 <.0001	-0.8652 <.0001	0.8240 <.0001
Entropy	0.7728 <.0001	1.0000	0.6322 <.0001	-0.8385 <.0001	-0.9289 <.0001	0.7483 <.0001
RE_entropy_D	0.8203 <.0001	0.6215 <.0001	1.0000	-0.8231 <.0001	-0.7728 <.0001	0.8471 <.0001
Nor_HHI	-0.9063 <.0001	-0.8596 <.0001	-0.7118 <.0001	1.0000	0.9915 <.0001	-0.8660 <.0001
HHI	-0.8642 <.0001	-0.9020 <.0001	-0.6748 <.0001	0.9637 <.0001	1.0000	-0.8518 <.0001
Nor_HHI_D	0.7959 <.0001	0.7193 <.0001	0.8471 <.0001	-0.7394 <.0001	-0.7258 <.0001	1.0000

*하단 피어슨, 상단 스피어만 상관계수를 의미
 RE(상대엔트로피지수) = $Relative E_{j,i,t} = E_{j,i,t} / \ln(N_{j,t})$, 본문 식(3)의 시장경쟁 대응변수로 활용된 변수
 Entropy = 엔트로피지수 = $E_{j,i,t} = - \sum_{i=1}^{n_{jt}} s_{i,j,t} (\ln s_{i,j,t}) = \sum_{i=1}^{n_{jt}} s_{i,j,t} (\ln \frac{1}{s_{i,j,t}})$, ($0 \leq E_{j,t} \leq \ln(N_{j,t})$)
 RE_entropy_D = 상대엔트로피지수의 중위수 이상에서는 1을, 중위수 미만에서는 0을 부여, 본문 식(3)의 시장경쟁 대응변수 (Comp_D)를 의미
 $HHI_{i,j,t}$ (허쉬만-허핀달지수) = $\sum_{i=1}^{n_{jt}} (s_{i,j,t} \times s_{i,j,t})$ 각 산업내 기업매출액을 가중치로 산정, $1/N_{j,t} \leq HHI_{j,t} \leq 1$
 $Nor_HHI_{j,t}$ (정규화 허쉬만-허핀달지수) = $\frac{HHI_{j,t} - 1/N_{j,t}}{1 - 1/N_{j,t}}$ ($0 \leq Nor_HHI_{j,t} \leq 1$)
 Nor_HHI_D = Nor_HHI값이 중위수(0.08735) 이하에서는 1을, 초과에서는 0을 부여
 (t)기 j 산업의 매출액기준의 엔트로피지수, $s_{i,j,t}$: t기 j산업에 속한 i기업의 시장점유율 $n_{j,t}$: t기 j산업내 기업수

(표 8) 산업집중도지수로 정규화 HHI를 적용한 다차회귀분석결과

VARIABLES	Expected sign	/DA/				
		(1)열	Nor_HHI ≤ 0.08735		Nor_HHI > 0.08735	
		(2)열	(3)열	(4)열	(5)열	
Constant		0.247*** (10.150)	0.249*** (7.289)	0.249*** (7.285)	0.242*** (6.862)	0.246*** (6.942)
MOWN	-	-0.089*** (-4.187)	-0.088*** (-3.274)	-0.126** (-2.101)	-0.047*** (-3.556)	-0.082** (-2.421)
MOWN ²	+	0.105** (2.173)	0.196*** (3.395)	0.408 (1.331)		0.080 (1.122)
MOWN ³	0			-0.273 (-0.706)		
Nor_HHI_D	?	0.009 (1.194)				
MOWN ² ×Nor_HHI_D	+	0.078** (2.298)				
MTB	+	0.013*** (8.613)	0.012*** (6.148)	0.012*** (6.125)	0.016*** (6.452)	0.015*** (6.234)
Loss_D	-	-0.001 (-0.324)	-0.001 (-0.158)	-0.001 (-0.157)	-0.001 (-0.317)	-0.001 (-0.312)
Debt	+	0.027*** (4.541)	0.026*** (3.315)	0.027*** (3.369)	0.020** (2.241)	0.021** (2.321)
R&D	+	-0.140 (-1.541)	-0.149 (-1.298)	-0.145 (-1.264)	-0.037 (-0.252)	-0.048 (-0.332)
CFO	-	-0.083*** (-5.745)	-0.104*** (-5.452)	-0.105*** (-5.473)	-0.060*** (-2.819)	-0.060*** (-2.838)
In_Sales	+	0.015*** (3.071)	0.005 (0.653)	0.004 (0.643)	0.021*** (3.092)	0.021*** (3.147)
Asset	-	-0.008*** (-6.740)	-0.007*** (-4.162)	-0.007*** (-4.201)	-0.009*** (-5.040)	-0.009*** (-5.144)
Pay	-	-0.001 (-0.587)	-0.003 (-1.188)	-0.003 (-1.157)	0.001 (0.179)	0.001 (0.225)
For	+	0.001 (0.113)	0.007 (0.529)	0.008 (0.587)	-0.007 (-0.495)	-0.006 (-0.455)
Olsh_D	-	-0.001 (-0.629)	0.001 (0.011)	0.001 (0.0424)	-0.002 (-0.578)	-0.002 (-0.595)
Age	+	0.003 (1.236)	0.004 (1.360)	0.004 (1.441)	-0.001 (-0.106)	0.001 (0.012)
Audit	-	-0.005** (-2.055)	-0.002 (-0.645)	-0.002 (-0.682)	-0.009** (-2.367)	-0.009** (-2.270)
Y_FX		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
INDU_FX		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
변곡점(%)			22.45			
Obs.#		3,098	1,530	1,530	1,568	1,568
Adj. R ²		0.139	0.168	0.168	0.129	0.129

***, **, *는 양측검정으로 각각 유의수준 1%, 5%, 10%에서 통계적으로 유의함을, HHI_D는 정규화 허쉬만-허핀달 지수를 기준으로 시장경쟁의 더미변수를 의미하며, 다른 변수정의는 식(4)의 연구모형을 참조.

더미변수(Re_Entropy_D), 정규화된 HHI(Nor_HHI), 허핀달-허쉬만지수(HHI), 정규화 HHI 더미변수(Nor_HHI_D)간 상관관계를 나타낸다. HHI는 매출액을 가중치로 하고 있어, 시장경쟁의 정도와 HHI 지수의 크기간에는 음의 상관관계가 존재한다. HHI은 크기가 클수록 시장경쟁은 낮고, 지수의 크기가 작을수록 시장경쟁은 상대적으로 높다고 할 수 있다. 정규화 허쉬만-허핀달 더미변수는 상대엔트로피 지수의 더미변수와는 반대로 부여하였다. 따라서 시장경쟁이 상대적으로 높은 경우에는 중위값 이하에 대하여 1을, 중위값 초과에 대해서는 0을 부여하여 상대엔트로피지수 더미변수와 동일한 해석이 가능하게 하였다.

먼저 기업을 조정 한 상대엔트로피지수와 엔트로피지수 및 상대엔트로피지수 더미변수간에는 높은 양의 상관관계를 유지하는 가운데, 상대엔트로피지수와 정규화 HHI간에도 높은 음의 상관관계를 보여, 상대엔트로피지수와 정규화 HHI 지수간에는 시장경쟁 정도의 대응변수로 유사한 성격임을 보여준다.

본 연구에서는 정규화 HHI의 상대적 크기에 따라 살펴본 결과는 <표 8>에 제시되어 있다. 경영자지분율과 재량발생액의 크기간에 2차 곡선관계를 보인 결과(가설1)는 이미 <표 3>에 제시되어 있어, <표 8>에는 (1)열에서 정규화 HHI의 더미변수간의 교차항(MOWN²×Nor_HHI_D)을 포함한 다차회귀분석 결과는 제시하였다. (2)열과 (3)열은 시장경쟁이 상대적으로 높은 그룹의 결과를, (4)열과 (5)열은 시장경쟁이 낮은 경우로 구분된다.

(1)열의 결과를 보면, 상대엔트로피지수 더미변수를 적용했을 경우와 동일하게, 2차경영자지분율과 정규화 HHI 더미변수간의 상호작용변수(MOWN²×Nor_HHI_D)가 양의 상관계수(0.078, t=2.298)를 보여, 시장경쟁이 상대적으로 큰 경우 경영자지

분율의 변곡점은 낮아지면서 경영자지분율과 재량발생액간의 관계는 이해합치효과와 경영자안주효과가 강화되는 모습을 보였다(가설 2-1, 가설 2-2). (2)열에서 (5)열을 보면, 시장경쟁이 높은 경우에는 2차 곡선관계가 유지되나, 상대적으로 시장경쟁이 낮은 경우에는 경영자지분율과 1차경영자지분율간에 우하향 1차관계가 형성되는 결과로 나타났다. 정규화 HHI 기준으로 상대적으로 시장경쟁이 높은 경우에는 경영자지분율이 22.45%수준에서 변곡점을 형성하여, 이해합치효과가 경영자안주효과로 전환되는 결과로 나타났다. 이러한 결과는 상대엔트로피지수 기준으로 시장경쟁이 상대적으로 높은 경우 변곡점이 21.08%와 비슷한 수준에서 형성됨을 알 수 있다.

따라서 정규화 HHI 지수를 기준으로 한 경우에도 상대엔트로피지수 기준으로 한 경우와 동일한 결과를 보여, 시장집중도지수의 종류가 결과를 왜곡하지는 않는 것으로 판단된다.

VI. 결론

본 연구는 기본적으로 경영자지분율과 재량발생액간의 관계를 실증분석하고, 경영자의 의사결정에 영향을 미치는 요인으로서 외부환경변수인 시장경쟁의 정도가 경영자지분율과 재량발생액간의 관계에 어떠한 유의한 영향으로 작용하는 지를 살펴보았다.

2002년~2010년 12월 결산 상장기업을 대상으로 다음과 같은 결과를 도출하였다. 첫 번째, 경영자지분율과 재량발생액간에는 U자형의 2차 곡선관계가 존재하여, 경영자지분율의 변곡점은 31.08%로 추정해 볼 수 있었다. 변곡점을 기준으로 그 이하구간에서는 경영자지분율이 증가하면서 재량발생액의

크기가 작아지는 이해합치효과가 존재하며, 그 이상 구간에서는 경영자안주효과가 지배적인 형태로 나타났다. 이는 경영자지분율의 일정수준을 기점으로 주주와의 이해합치로 행위유인이 존재하지만, 일정기점 이상의 경영자지분율이 매우 높은 수준에서는 주주의 감시기능에 대한 경영자의 경계감이 현저히 낮아져 경영자안주의 행위도구로 활용될 수 있음으로 해석된다.

두 번째로, 시장경쟁효과는 경영자지분율과 재량 발생액간의 관계로 나타나는 U자형의 2차곡선을 좌하향 이동시키는 결과로 요약된다. 즉 경영자지분율의 변곡점 수준과 경영자지분율 구간별로 시장경쟁의 효과는 긍정적 효과와 부정적 효과가 혼재하는 결과를 보였다.

먼저 경영자지분율 변곡점 수준에서 긍정적인 효과는 시장감시 기능이 일정부분 작동하여 실질적으로 경영자안주효과가 증폭되는 정도를 일정부분 지연시켜주는 효과가 존재하는 결과를 보였다. 변곡점 수준에서의 부정적 효과는 경영자지분율의 변곡점 수준 자체를 낮추어 경영자안주효과가 조기에 나타나는 결과를 나타냈다. 또한 시장경쟁의 부정적 효과로는 이전에 이해합치효과를 보였던 경영자지분율 변곡점 수준에서 조기에 경영자안주효과로 전환되는 측면도 관측되었다.

다음으로 경영자지분율 구간과 재량발생액간의 관계에 미치는 시장경쟁효과를 보면, 낮은 경영자지분율 구간에서는 주주와의 이해합치행위를 강화하는 긍정적 방향으로 작용하나 높은 수준의 경영자지분율구간에서는 경영자안주효과를 증폭시키는 부정적인 효과가 존재하는 것으로 나타났다.

이러한 결과는 최근 기업의 경영권 강화를 용이하게 하는 제반 경영권 방어수단의 입법화 추진시 부작용을 최소화하기 위해서 시장감시 기능의 제고와 더

불어 주주의 감시기능에 대한 평가 및 국내의 소유 구조 상황을 종합적으로 고려할 필요가 있음을 시사한다.

참고문헌

- Aghion, D., N. Bloom., R. Blundell., R. Griffith, and P. Howitt(2005), "Competition and Innovation : An Inverted-U Relationship," *The Quarterly journal of Economics*, 120, 701-728.
- Akdogu, E. and P. Mackay(2012), "Product Market and Corporate Investment : Theory and Evidence," *Journal of Banking and Finance*, 35, 439-453.
- Ali, A., S. Klasa, and E. Yeung(2008), "The Limitations of Industry Concentration Measure Constructed with Compustat DATA : Implications for Finance Research," *The Review of Financial Studies*, 22, 3642-3687.
- Allen, F. and D. Gale(2000), "Corporate Governance and Competition Published in Corporate Governance : Theoretical and Empirical perspectives," *Cambridge University Press*, 23-94.
- Amaton, L(1995), "The Choice of Structure Measure in industrial Economics," *Quarterly Journal of business and Economics*, 34, 39-52.
- Attanran, M. and M. Zwick(1987), "Entropy and Other Measures of Industrial Diversification," *Quarterly Journal of Business Economics*, 26, 17-34.
- Bergstresser, D. and T. Philippon(2006) "CEO In-

- centives and Earnings Management,” *Journal of Financial Economics*, 80, 511-529.
- Chen K., R. Elder, and Y. Hsieh(2007), “Corporate Governance and Earnings Management : The Implication of Corporate Governance Best-Practice Principles for Taiwanese listed Companies,” *Journal of contemporary Accounting and Economics*, 3, 73-105.
- Datta, S., M. Iskandar-Datta, and V. Sharma(2011), “Product Market Pricing Power, Industry Concentration and Analysts Earnings Forecasts,” *Journal of Banking and Finance*, 35, 1352-1366.
- Datta, S., M. Iskandar-Datta, and V. Sharma(2013), “Product market power, industry structure and corporate earnings management,” *Journal of Banking and Finance* 30, 1-13
- Dechow, P. and D. Skinner(2000), “Earnings Management : Recognizing the Views of Accounting Academics, Practitioners and Regulators,” *Accounting Horizons*, 14, 235-250.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeny(1995), “Detecting Earnings Management,” *The Accounting Review*, 70, 193-225.
- Dechow, P. R. Sloan, and A. Sweeny.(1996), “Causes and Consequences of Earnings Manipulation : An Analysis of Firms Subject to Enforcement Actions by SEC,” *Contemporary Accounting Research*, 13, 1-36.
- DeFond, M. and K. Subramanyam(1998), “Auditor Changes and Discretionary Accruals,” *Journal of Accounting and Economics*, 25, 35-67.
- Dechow P., W. Ge, and C. Schrand(2010), “Understanding Earnings Quality : A Review of the Proxies, Their Determinants and Their Consequences,” *Journal of Accounting and Economics*, 50, 344-401.
- DeFond, M. and C. W. Park(1999), “The Effect of Competition on CEO Turnover,” *Journal of Accounting and Economics*, 27, 35-56.
- Fama, E(1980), “Agency Problems and The Theory of The Firm,” *Journal of Political Economy*, 88, 199-307.
- Fama, E. and M. Jensen(1983), “Separation of Ownership and Control,” *Journal of Law and Economics*, 26, 301-325
- Graham, J., C. Harvey, and S. Rajgopal(2005), “The Economic Implications of Corporate Financial Reporting,” *Journal of Accounting and Economics*, 40, 3-73.
- Gaspar, J. and M. Massa(2006) “Idiosyncratic Volatility and Product Market Competition,” *Journal of Business*, 79, 3125-3152.
- Grullon, G. and R. Michaely(2007), “Corporate Payout Policy and Product Market Competition,” *Working paper, Rice university*.
- Hart, O(1983), “The Market Mechanism as An Incentive Scheme,” *Bell Journal of Economics*, 14, 366-382.
- Haushalter, D., S. Klasa, and W. Maxwell(2006), “The Influence of Product Market Dynamics on a Firm’s Cash Holdings and Hedging Behavior,” *Journal of Financial Economics*, 84, 797-825.
- Healy, P(1985), “The Effects of Bonus Schemes on Accounting Precisions,” *Journal of Accounting and Economics*, 9, 85-107.
- Healy, P. and J. Wahlen(1999), “A Review of the Earnings Management Literature and It’s Implications for Standard setting,” *Accounting Horizons*, 13, 365-383.
- Healy, P. and K. Palepu(1993) “The Effect of Firm’s Financial Disclosure Strategies on Stock Prices,” *Accounting Horizons*, 7, 1-11.

- Hermalin, B. and M. Weisbach(2012), "Information Disclosure and Corporate Governance," *The Journal of Finance*, 67, 195 - 233.
- Holthansen, R. W., D. F. Larker. and R. G. Sloan (1995), "Annual Bonus Schemes and The Manipulation of Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, 14, 29-74.
- Horowitz. A and I. Horowitz(1968), "Entropy, Markov Processes and Competition in the Brewing Industry," *The Journal of Industrial Economics*, 16, pp196-211.
- Jensen, M. and W. Meckling(1976), "Theory of the Firm : Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure" *Journal of Financial Economics*, 3. 305-360.
- Karuna, C(2007), "Industry Production market Competition and Managerial Incentives," *Journal of Accounting and Economics*, 43, 275-297.
- Kothari, S., J. Andrew. and C. Wasley(2005) "Performance Matched Accruals Measures," *Journal of Accounting and Economics*, 39, 163-197.
- LaFond, R. and S. Roychowdhury(2008), "Managerial Ownership and Accounting Conservatism," *Journal of Accounting Research*, 46, 1-36.
- La Porta, R., F. Lopez-De-Silanes., A. Shleifer. and R. Vishny(1998), "Law and Finance," *Journal of Political Economy*, 106, 1113-155.
- Lennox, C(2005), "Management Ownership and Audit Firm Size," *Contemporary Accounting Research*, 22, 205-227.
- McConnel, J. and H. Servaes(1990), "Additional Evidence on Equity Ownership and Corporate Value," *Journal of Financial Economics*, 27, 595-612.
- Meyer, M. and J. Vickers(1997), "Performance Comparisons and Dynamic Incentives," *Journal of Political Economy*, 105, 3547-3581.
- Morck, R., A. Shleifer. and R. W. Vishny(1987), "Characteristics of Targets of Hostile and Friendly Takeover Targets," *NBER, Working Paper No. 2295*.
- Morck, R., A. Shleifer. and R. Vishny(1988), "Management Ownership and Market Valuation : An Empirical Analysis," *Journal of Financial Economics*, 20, 293-315.
- Murphy, K. J(1985), "Corporate Performance and Managerial Remuneration : An Empirical Analysis," *Journal of Accounting and Economics*, 7. 11-42.
- Nickell, S(1996), "Competition and Corporate Performance," *Journal Political Economy*, 104, 724-746.
- Pagano, M. and A. Roell(1998), "The Choice of Stock Ownership Structure : Agency Costs, Monitoring and the Decision to Go Public," *Quarterly Journal of Economics*, 113, 187-225.
- Pagano, M., F. Pamatta. and L. Zingales(1998), "Why Do Companies Go Public? An Empirical Analysis," *Journal of Finance*, 53, 27-64.
- Penman, S. and X. Zhang(2002), "Accounting Conservatism, the Quality of Earnings, and Stock Returns," *The Accounting Review*, 77, 237-264.
- Peteraf, M(1993), "The Cornerstones of Comparative Advantages : A Resource-based View," *Strategies Management Journal*, 14, 179-191.
- Shleifer, A. and R. Vishny(1986), "Large Shareholders

- and Corporate Control," *Journal of Political Economy*, 94, 461-488.
- Shmidt, K(1997), "Managerial Incentives and Product Market Competition," *Review of Economics Studies*, 64, 191-213.
- Short, H. and K. Keasey(1999) "Managerial Ownership and the Performance Firms : Evidence from the UK," *Journal of Corporate Finance*, 5, 79-101.
- Stiglerz, G(1964), "A Theory of Oligopoly," *Journal of Political Economics*, 77,44-61.
- Stultz, R(1988), "Managerial Control of Voting Rights : Financing Policies and the Market for Corporate Control," *Journal of Financial Economics*, 20, 25-54.
- Subramanyam, K(1996), "The Pricing of Discretionary Accrual," *Journal of Accounting and Economics*, 22, 249-281.
- Teshima, N. and A. Shuto(2008), "Managerial Ownership and Earnings Management : Theory and Empirical Evidence from Japan," *Journal of International Financial Management and Accounting*, 19, 107-132.
- Theil, H(1967), "Economics and Information Theory," *Amsterdam, North-Holland*.
- Verrecchia, R(1983), "Discretionary Disclosure," *Journal of Accounting and Economics*, 5, 365-380.
- Warfield T. and J. Wild. and K. Wild(1995), "Managerial Ownership, Accounting Choices and Informativeness of Earnings," *Journal of Accounting and Economics*, 20, 61-91.
- Watts, R and J. Zimmerman.(1978) "Towards a Positive theory of the determination of Accounting standards" *The Accounting Review* vol 53, 112-134.
- Williamson, O(1963), "Managerial Discretion and Business Behavior," *The American Economic Review*, 53, 1032-1057.
- Yeo. G., M. Patricia., K. Tan. and S. Chen(2002), "Corporate Ownership Structure and The Informativeness of Earnings," *Journal of Business Finance and Accounting*, 29, 1023-1046.

The Association Between Managerial Ownership and Discretionary Accruals, and Market Competition Effects

Kilsung Song*

Abstract

In terms of earnings management, this study investigates two effects of managerial ownership – interest alignment effect and management entrenchment effect– and examines how market competition affects the association between managerial ownership and discretionary accruals relating to earnings management.

The results are following: Firstly, I show the U-shaped curve depicting a quadratic relationship between managerial ownership and the magnitude of discretionary accruals, and find that the inflection point is 31.08%. The interest alignment effect dominates on the range of managerial ownership below the inflection point and management entrenchment effect dominates on the range above the point. Secondly, I find that market competition have negative and positive effects on the relationship. As the negative side, market competition lowers up to 21.08% of the inflection point that the alignment effect turns to entrenchment effect. The range above 41.06% of managerial ownership sharply aggravates entrenchment effect. These negative effects of market competition are regarded that managers with considerable ownership neglect both shareholders' interests and market surveillance. As positive effects, although the inflection point is low, the magnitude of discretionary accruals in the range from 21.08% to 41.06% still stays low level. Managerial ownership on the lower range strengthens the interest alignment effect. It is understandable that the monitoring effects of both shareholders and market exist in the certain range of ownership.

According to the level of managerial ownership, market competition as external pressure on manager affects earnings management negatively or positively. Therefore, these results imply

* Integrated Master's and Doctoral Student, Korea University Business School / The Bank of Korea

that the legalization or introduction of tools that managers would be easy to protect management right are needed to be considered the status quo such as ownership structure and market surveillance.

Key words: Managerial Ownership, Earnings Management, Discretionary Accruals, Market Competition, Quadratic Relationship