

기업지배구조가 실물활동에 기반을 둔 이익조정에 미치는 효과*

김유찬(제1저자)
한양대학교 경상대학 경영학부 조교수
(uchanacct@hanyang.ac.kr)
강윤식(교신저자)
한국기업지배구조원 수석연구원
(yskang0720@hanmail.net)

거래비용과 관련하여 완전계약의 기대할 수 없는 현실에서, 기업지배구조는 경영자의 의사결정에 영향력을 행사할 수 있는 주요 통제 메커니즘으로 인식되고 있다. 이익조정 관련 문헌에서는 기업지배구조의 수준이 높아질수록 발생액에 기반을 둔 이익조정 정도가 낮아진다는 증거를 제시하고 있다. 하지만 경영자의 이익조정 전략이 발생액에서 실물활동으로 전환되었다는 최근의 연구결과들은 기업지배구조와 실물활동기반 이익조정 간의 관계에 대한 추가적인 연구가 필요함을 시사하고 있다. 이러한 맥락에서 본 연구는 한국기업지배구조원의 기업지배구조 평가점수에 기초하여, 기업지배구조의 수준이 실물활동을 통한 이익조정 정도에 미치는 효과를 실증적으로 검증했다. 분석결과에 따르면 기업지배구조의 수준이 높아질수록 실물활동을 통한 이익조정 정도가 낮아진다는 것을 확인할 수 있었다. 기업지배구조 평가 부문별 수준에 기초한 추가분석결과는 경영과실배분 부문을 제외한 주주권리 보호, 이사회, 공시, 감사기구 부분이 실물활동 이익조정과 음(-)의 관련성을 갖는다는 것을 확인시켜주었다. 실물활동기반 이익조정은 현금흐름에 직접적인 영향을 미친다는 점에서, 발생액기반 이익조정과 다른 성격을 갖는다. 따라서 기업지배구조와 실물활동 이익조정의 관계에 관한 본 연구의 분석결과는 발생액기반 이익조정 관련 연구를 보완하는데 도움이 될 것으로 기대된다.

주제어: 기업지배구조, 실물활동 이익조정, 발생액 이익조정, 이익조정 전략변화

1. 서론

경영자의 사적정보와 회계선택의 문제에 있어, 이익조정에 주목해왔던 연구자들은 (1) 이익조정의 의도가 지배적일 수 있는 상황을 분석하거나 (Burgstahler and Dichev, 1997), (2) 이익조정의 근사적 척도를 활용하여(Jones, 1991) 이익조정의 존재가능성을 검증해왔다. 특히 재량적 발생액을 중심으로 한 연구들은 이에 대하여 광범위한 수준의 증거를 제공한 것으로 판단된다. 이후 이익조정에 관한 논의는 다른 요인과의 관련성을 바탕으로 여러 방면으로 진행되었다. 기업지배구조

와 이익조정 간의 관련성은 이후 제기된 주요 연구 질문(research question)의 하나였다(Healy and Wahlen, 1999). 경영자의 사적이익추구 유인이 이익조정과 연계될 수 있다는 점을 생각해보면, 이익조정을 통제할 수 있는 제 요인에 관한 질문은 자연스럽게 형성될 수 있는 후속적 관심사항이었을 것이다.

건전한 지배구조가 이익조정의 문제를 완화시키는데 도움을 줄 수 있다는 주장은 선행연구에 의해 일관되게 지지되어온 결론이다(최현돌·윤재원, 2006; 문상혁 외, 2006). 그리고 이러한 주장은 이제 보편적으로 받아들여지는 믿음인 것으로 판단된다. 하지만, 회계제도에 관한 여러 개혁안이 도입

된 이후, 경영자의 이익조정 전략이 발생액 기반에서 실물활동 기반으로 변화되고 있다는 최근의 연구결과는 지배구조와 이익조정 관계에 대한 추가적인 연구의 필요성을 시사하고 있다.

이익조정에 대한 전략이 발생액 기반에서 실물활동 기반으로 전환된다는 것은 어떠한 전략을 통해서든 결국 보고이익이 조정된다는 결론 이상의 의미를 갖는다고 할 수 있다. 왜냐하면 실물활동 기반의 이익조정은 발생액 기반의 이익조정과는 차별적인 파급효과를 이끌어낼 것이기 때문이다. 실물활동 이익조정인 경우, 기업의 현금흐름에 직접적인 영향을 미치는 방식으로 이익을 조정하기 때문에, 기업 가치와 같이 기업의 장기적 문제에 영향을 미칠 가능성이 높다. 반면 발생액 기반의 이익조정은 회계정책의 선택 문제에 머무를 가능성이 높기 때문에 일시적인 문제(예: 정확한 기간손익의 인식, 발생액의 반전효과 등)에 영향을 미치는 경향이 있다. 실물활동 이익조정과 발생액 이익조정 전략의 결론 모두가 이익조정에 맞추어져 있는 것은 사실이지만, 현금흐름에 대한 파급효과를 고려해볼 때 실물활동 기반 이익조정에 대한 연구는 발생액 기반 이익조정의 문제와는 다른 함의를 제공한다고 하겠다. 장기적 관점에서 본다면 실물활동 기반 이익조정의 파급효과는 발생액 기반 이익조정보다 중대한 문제가 될지도 모른다. 회계투명성 제고를 위한 여러 제도적 장치로 인해, 경영자가 실물활동 기반의 이익조정을 보다 선호하는 경향이 높아지고 있다는 점은 실물활동 이익조정에 주목할 충분한 이유가 될 수 있을 것으로 보인다. 아래의 인용문을 통해 알 수 있듯이, 미국의 경우 사베인-옥슬리 법안으로 감사인의 역할과 내부통제 등이 강화됨에 따라, 탐색이 용이한 발생액 조정보다는 탐색이 어려운 실물활동 조정이 보다 선호되고 있

는 것으로 조사되었다.

경영자들이 회계양상(accounting appearance)을 유지하기 위해, 실물활동을 선택한다는 유력한 증거를 발견했다. 특히, 설문참여자의 80%는 목표이익을 달성하기 위해 재량적 연구개발비, 광고비, 그리고 유지관리비를 감소시킬 것이라고 전했다 경영자는 의도된 회계수치를 보고하기 위해 "실질적인" 현금흐름을 기꺼이 태워버리려는 듯하다 응답자들은 그들이 목표이익을 달성하기 위해 (다음과 같은) 발생액관련 전략을 사용할 것이라는 데 동의하지 않았다 다수의 문헌이 발생액과 재량적 발생액을 이용한 이익조정을 보고하는데 노력을 기울이고 있다는 점을 고려하면, 이러한 증거는 다소 당혹스러운 것이다.

- Graham et al. (2005) p.34-36.

Cohen et al.(2008)과 Zhang(2007)는 이러한 주장을 실증적으로 검증함으로써 이익조정 전략의 변화를 확인하였다. 즉, Cohen et al.(2008)은 사베인-옥슬리 법안 전·후로 이익조정 수단별 이익조정 행태가 변하였음을 확인하였고, Zhang(2007)은 발생액기반 이익조정과 실물활동기반 이익조정이 대체관계에 있을 수 있다는 가능성을 확인했다.

이익조정 전략의 변화와 관련하여, 본 연구는 기업지배구조와 실물활동기반 이익조정의 관계에 주목하고 있는데, 그 이유는 다음과 같다. 첫째, 실물활동기반 이익조정은 발생액기반 이익조정과는 다른 성격을 갖는 이익조정 수단이다. 즉, 발생액기반 이익조정은 직접적인 현금흐름에 영향을 주지 않는 반면, 실물활동기반 이익조정은 현금흐름에 영향을 미친다(Cohen and Zarowin, 2010). 따라서 발생액 이익조정에 대한 기존연구를 토대로, 기업지배구조와 실물활동 이익조정의 관계를 단언

하기에는 어려움이 있을 수 있다. 기업지배구조와 이익조정에 관한 기존의 연구결과는 실물활동기반 이익조정에 관한 추가적 증거에 의해 보완될 필요가 있다. 둘째, 이익조정의 탐색 방법과 가능성의 측면에서 볼 때, 지배구조와 실물활동기반 이익조정의 관련성은 실증적 검증대상이다. 즉, 기업지배구조의 수준이 현금흐름에 영향을 미치는 실물활동기반 이익조정에 어떠한 영향을 미칠 수 있는지는 실증적으로 분석해볼 만한 중요한 연구주제라고 할 수 있다. 왜냐하면, 현금흐름에 기초한 경영자의 실물활동조정 의사결정은 효율적인 기업지배구조 메커니즘을 통해 통제될 수 있을 것으로 기대되기 때문이다. 이상의 논의에 기초하여, 본 연구는 기업지배구조의 수준이 실물활동기반 이익조정에 미치는 효과를 실증적으로 검증하는데 목적을 두고 있다.

본 연구의 결과는 다음과 같은 공헌점을 갖게 될 것으로 기대된다. 첫째, 본 연구는 실물활동기반 이익조정에서 기업지배구조의 효과를 검증하였다. 현금흐름을 수반하는 실물활동은 장기적으로 기업 가치에 영향을 미칠 수 있는 중요한 의사결정이다. 또한 그에 대한 의사결정은 전적으로 경영자의 사적정보에 의존되기 때문에, 지배구조는 관련 의사결정에 있어 무엇보다 중요한 역할을 수행할 것으로 기대된다.¹⁾ 지금까지의 실물활동 이익조정 관련 선행연구를 살펴보면, 주로 실물활동 이익조정의 주가성과를 고찰하거나(Gunny, 2009; 김지홍 외, 2009), 실물활동조정과 발생액조정과의 연관성(Zhang, 2007), 혹은 유상증자, 최고경영자교체와 같이 이익조정의 의도가 높을 수 있는 상

황에서의 실물활동조정의 변화(Cohen and Zarowin, 2010; 박상수·전성빈, 2008; 김지홍 외, 2008)를 살펴는데 집중되어 왔다. 실물활동기반 이익조정에 있어 기업지배구조가 갖는 역할의 중요성에도 불구하고, 지금까지 이에 대한 연구는 거의 이루어지지 않은 것으로 판단된다. 둘째, 본 연구는 기업지배구조를 전반적으로 평가할 수 있는 평가점수를 이용하여 지배구조의 수준을 측정하였다. 기업지배구조의 제 효과를 검증하고 있는 여러 선행연구들은 지배구조를 특정 관점(예: 소유구조, 이사회 특성 등)에 기초하여 세분화한 후, 관심요소를 검증하는 방식을 택하고 있다. 물론 기업지배구조를 특성별로 세분화하여 분석하는 것은 개별적 요소의 효과를 구분지어 관찰하고, 세부적 제언을 모색하게 하는데 도움을 줄 수 있다는 점에서 중요하다. 하지만 지배구조를 세분화하는 작업은 모형의 복잡성을 증대시키거나, 지배구조의 여러 요소를 충분히 반영하지 못한다는 문제점을 갖고 있다. 또한 무엇보다 지배구조의 전반적인 효율성은 포괄적으로 적용·평가될 필요가 있는 사항이므로, 개별 요소에 대한 측정보다는 지배구조의 전반적인 수준에 대한 평가가 보다 많은 함의를 제공한다고 말할 수 있을 것이다.

본 논문은 구성은 다음과 같다. 제 2 장에서는 이론적 배경을 토대로 하여 본 연구의 가설을 제시하며, 제 3 장에서는 연구모형, 변수에 관한 설명과 자료수집과정을 설명한다. 제 4 장에서는 실증분석의 결과를 제시하며, 제 5 장에서는 결론과 시사점을 논의한다.

1) Jensen and Meckling(1976), Jensen(1986) 및 Stulz(1990) 등에 따르면 경영자는 자신에게 주어진 의사결정권한을 남용하여 투자자들의 이익에 부합하지 않는 정책을 선택하여 사적이익을 취할 수 있다고 한다. 이러한 경영자의 사적이익 추구 행위를 통제하여 자금의 제공자인 투자자의 이익을 보호하고 극대화하는 메커니즘이 기업지배구조이다(Shleifer and Vishny, 1997).

II. 이론적 배경 및 가설설정

2.1 실물활동기반 이익조정에 관한 선행연구

2.1.1 실물활동 이익조정 의 척도와 경영성과

실물활동기반 이익조정이란 경영자가 보고이익을 조정하려는 의도로 기업 가치와 관련성이 높은 실질적 경제 행위(real economic action)를 이연하거나 관련 투자를 삭감하는 행위를 일컫는 말이다(Graham et al., 2005). 실물활동조정의 개념은 사실 오래전부터 연구개발투자의 삭감행위와 같은 이슈를 중심으로 논의되어 왔으나, 본격적인 논의는 Roychowdhury(2006)에 의해 시작한 것으로 평가되고 있다. Roychowdhury(2006)는 실물활동조정을 이익조정을 위해 정상적인 영업 활동으로부터 이탈하는 것으로 정의내리고, (1) 비정상 영업현금흐름, (2) 비정상 제조원가, (3) 비정상 재량적 비용의 세 가지 측면에서 실물활동 이익조정에 관한 척도를 제안했다. 다음 <표 1>은 세 가지 측면에서 발생할 수 있는 실물활동 이익조정의 내용과 척도를 보여주고 있다.

Roychowdhury(2006)는 이익을 구간별로 구분

하여 분포를 구성하고, 적자회피유인이 존재하는 기업(이익을 0보다 약간 높게 보고하는 기업)을 중심으로 실물활동 이익조정의 존재를 확인하였다. 국내 연구의 경우, 김지홍 외(2008)는 Roychowdhury(2006)의 척도를 이용하여, 적자회피를 위한 실물활동 이익조정에 대한 유사한 결과를 확인하였다.

하지만, 실물활동 이익조정이 경영성과에 미치는 효과에 대해서는 국내와 국외의 연구결과에 다소 차이가 있는 것으로 보인다. 김지홍 외(2009)는 누적초과총자산이익율과 규모조정초과수익률을 이용하여, 실물활동 이익조정이 장기 경영성과에 어떠한 영향을 미치는지를 실증 분석했다. 분석결과, 실물활동 이익조정은 장기 경영성과에 부정적 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉, 실물활동 이익조정은 장기 영업성과·장기 주가성장에 유의한 음(-)의 영향을 미치고 있었다. 김지홍 외(2009)는 실물활동 이익조정이 경영자의 기회주의적 이익조정도를 반영하고 있기 때문에, 이러한 현상이 나타난 것으로 해석하고 있다. 반면, Gunny(2009)는 국내와 달리, 경영성과에 대한 실물활동 이익조정의 긍정적 효과를 보고하고 있다. 분석결과에 따르면, 목표이익 달성을 위한 실물활동 이익조정은 산업조정 총자산이익률과 양(+)의 관련성을 갖는 것으로 나타났다. 이에 대하여 Gunny(2009)는

<표 1> 실물활동 이익조정의 내용과 척도

방 법	내 용	실물활동조정의 척도
① 부풀린 매출할인과 느슨한 신용조건	매출할인을 부풀리거나, 신용조건을 관대하게 설정하여 매출의 인식시기를 가속화하는 것.	비정상 영업현금흐름
② 과도한 제품생산	필요 이상의 과대생산을 통해, 고정 제조간접비가 다수의 생산품에 배분되도록 함으로써 이익을 증가하도록 만드는 것.	비정상 제조원가
③ 재량적 비용의 삭감	광고비, 연구개발비 및 각종 판관비를 줄임으로써 이익을 증가하도록 만드는 것.	비정상 재량적 비용

실물활동 이익조정을 통해 목표이익을 달성하게 되면, 이것이 미래 경영성과를 위한 긍정적 경영환경을 조성하거나 이해관계자와의 신뢰성과 명성을 제고하는데 도움을 줄 가능성이 높아지기 때문에, 실물활동조정의 부정적 효과가 상쇄되는 경우가 있을 수 있다고 설명했다.

2.1.2 발생액 이익조정과 실물활동 이익조정의 관계

발생액을 통한 이익조정이 전통적 방식의 이익조정 전략이라면, 실물활동을 통한 이익조정은 비교적 최근에 주목을 받기 시작한 이익조정 전략이라고 할 수 있다. 이러한 맥락에서, 이 둘의 관련성에 대한 연구도 진행되었다. 실물활동 이익조정이 기존의 발생액 이익조정의 대체제가 될 수 있다는 점에 착안하였던 Zhang(2007)은 실물활동과 발생액이 순차적으로 이익조정의 수단으로 선택되는 분석모형을 유도한 후, 이에 대하여 실증분석을 수행했다. 실증분석결과, 실물활동기반 이익조정과 발생액기반 이익조정은 실물활동 조정행위부터 순차적으로 선택되어지며, 상호 대체적 관계에 있다는 것을 확인할 수 있었다.

사베인-옥슬리 법안은 감사인·규제자의 강화된 감독을 유도하는 것으로 믿어지고 있다. 따라서 발생액 이익조정과 실물활동 이익조정의 선택전략은 사베인-옥슬리 법안의 통과를 전·후하여 상이할 수 있다(Graham et al., 2005). Cohen et al. (2008)은 실물활동 이익조정과 발생액 이익조정의 관련성의 측면에서, 사베인-옥슬리 법안의 여파를 실증적으로 검증했다. 분석결과, 발생액 이익조정은 사베인-옥슬리 법안이 통과되기 이전에 증가 경향을 보이다가 법안통과 이후 유의하게 감소하는

것으로 나타났다. 반면, 실물활동 이익조정은 사베인-옥슬리 법안 이전에 감소하는 경향을 보이다가 법안통과 이후 유의하게 증가하는 것으로 나타났다.

2.1.3 기업 상황과 실물활동 이익조정

기업에서 나타나는 여러 상황들은 실물활동 이익조정과 관련성을 가질 가능성이 높다. 파급력이 큰 주요 사건의 하나는 최고경영자의 교체가 될 수 있다. 왜냐하면, 보고이익의 질과 관련하여 최고경영자의 교체사건은 일반적으로 빅-베스(big bath)를 유도하는 것으로 받아들여지기 때문이다. 동일한 논리에 기초하여, 박상수·전성빈(2008)은 최고경영자의 교체연도에 실물활동을 통한 빅-베스 현상이 나타나는지를 실증적으로 분석했다. 분석결과, 최고경영자의 마지막 재임연도에는 이익의 상향조정현상이 관찰되었고, 최고경영자의 교체연도에는 이익의 하향조정이 관찰되었다.

기업의 유상증자 역시 실물활동 이익조정과 연계될 수 있는 주요 기업 상황이다. Cohen and Zarowin (2010)은 유상증자가 이루어지는 해에 실물활동을 통한 이익조정행위가 존재하는지 여부를 실증적으로 검증했다. 이는 유상증자 시점을 중심으로 발생액 이익조정이 존재한다는 여러 선행연구의 논리를 바탕으로 한 것이다(Rangan 1998; Teoh et al. 1998). 분석결과, 기업은 유상증자 시점을 중심으로 발생액과 실물활동 모두를 이용하여 이익조정을 수행하는 것으로 나타났다.

요컨대 이익분포, 영업성과, 혹은 주가반응에 관한 선행연구의 분석결과를 토대로 볼 때, Roychowdhury (2006)에 의해 제안된 실물활동 이익조정의 척도는 경영자의 기회주의적 행동을 반영하고 있는 것으로 판단된다. 구체적 상황과 연계하여, 실물활동

조정 척도는 최고경영자교체 혹은 유상증자와 같은 기업 상황에서 보고이익에 대한 기회주의적 전략으로 활용되는 경향이 높았다. 지금까지의 선행연구는 실물활동기반 이익조정 척도의 타당성과 주요 기업 상황과 연계된 분석이 이루어졌음을 알 수 있다. 실물활동기반 이익조정이 갖는 경제적 파급효과를 고려해본다면, 기업지배구조와 실물활동 이익 조정의 연계성은 분석될 필요가 있다고 본다. 이하의 절에서는 기업지배구조의 의의와 이익조정과의 관련성에 대한 배경이 제시된다.

2.2 기업지배구조와 이익조정

기업지배구조는 다양한 관점에서 정의될 수 있다. 지배구조의 주요 역할이 대리인비용의 완화와 기업 가치증진을 위한 경영통제에 있다고 본다면, 기업지배구조는 기업에 의해서 창출된 준-이익(quasi-rents)에 대하여 사후적 협상을 형성하는 복잡한 계약의 집합으로 정의될 수 있다(Zingales, 1998). 특히, 거래비용과 관련하여 완전계약을 기대할 수 없는 현실에서, 기업지배구조는 경영자의 의사결정에 직접 영향력을 행사할 수 있는 일련의 메커니즘으로써의 의미를 갖는다(Larker et al., 2005).

회계정보에 대한 기업지배구조의 영향력을 강조하고 있는 선행연구들은 기업지배구조가 회계정보의 품질 향상에 기여할 수 있다고 주장한다. 이러한 주장과 관련하여, 지금까지 엄격한 이론적 모형이 제시된 바는 거의 없는 것으로 보이나, 회계정보의 품질에 대한 기업지배구조의 직·간접적 영향력은

여러 실증연구에 의해 지지되고 있는 것으로 판단된다.

기업지배구조와 내부회계관리제도에 관한 연구는 회계정보의 품질에 대한 지배구조의 간접적인 영향력을 시사한다. Krishnan(2005)은 감사위원회의 독립성과 재무전문성이 높아질수록 내부통제에 대한 중요한 취약점이 보고될 가능성이 낮아진다는 것을 보여주었으며, 김운식 외(2008)는 이사회회의 전문성과 활동성이 높아질수록 내부회계관리제도의 취약점이 보고될 가능성이 낮아진다는 것을 보여주었다. 효과적으로 구축·운영되는 회계시스템이 고품질의 회계정보를 산출해낼 수 있다는 점을 생각해본다면,²⁾ 이와 같은 연구결과는 기업지배구조가 궁극적으로는 회계정보의 품질에 영향을 미칠 수 있다는 점을 시사하고 있는 것이라고 볼 수 있겠다.

발생액 이익조정, 혹은 보수주의 회계와 기업지배구조의 관계를 분석하고 있는 연구들은 회계정보의 품질에 대한 지배구조의 효과를 보다 직접적으로 보여주고 있다. 먼저 발생액 이익조정에 대한 연구를 살펴보면 다음과 같다. Xie et al.(2003)은 이사회회의 독립성, 전문성, 활동성이 높아질수록 이익조정이 감소한다는 것을 확인시켜 주었으며, Klein(2002)은 감사위원회가 독립적일수록 이익조정이 감소한다는 결과를 보여주었다. 국내에서 진행된 연구 역시 이와 유사한 결과를 확인시켜주고 있다. 이상철·이경태(2003)는 감사위원회회의 독립성이 증가할수록 이익조정이 감소한다는 결과를 보였고, 문상혁 외(2006)는 이사회회의 전문성과 활동성이 증가할수록 이익조정이 감소한다는 결과를 확인하였다. 전반적으로 볼 때, 이사회회의 독립

2) 내부회계관리제도에 관한 여러 선행연구들은, 실제로 내부회계관리제도의 품질개선이 회계정보의 품질 개선에 도움을 줄 수 있다는 증거를 제시하고 있다. 예를 들어, 김효진·김정은(2006), 조현우·유경연(2006), 그리고 이명곤 등(2007)은 내부회계관리제도 도입 이후 이익의 질이 개선되었음을 실증적으로 확인하였다.

성·활동성·전문성의 개선은 발생액 이익조정
의 감소에 유의한 영향을 미치는 것으로 판단된다.

다음으로 보수주의 회계에 관한 연구를 살펴보면 다음과 같다. 보수주의 회계를 사전적 차원의 효율적 계약체결을 위한 수단(Watts, 2003), 혹은 회계투명성의 대용치(최현돌·윤재원, 2006)로 바라보는 선행연구들은 기업지배구조가 회계정보의 보수성을 증가시킨다는 결론을 제시하고 있다. Beekes et al.(2004)은 이익의 적시성 계수를 이용하여, 이사회
의 독립성이 증가할수록 시장의 호재보다 악재가 장부에 반영되는 정도가 높다는 결론을 얻었다. Ahmed and Deullman(2007)은 Beek et al.(2004)의 연구를 확장하여, 사내이사비율과 사외이사 지분이 회계정보의 보수성과 체계적으로 연동되어 있음을 확인했다. 국내에서 진행된 연구로, 조현우 등(2005)은 시가-대-장부가 비율 척도를 활용하여 이사회
의 독립성·전문성·활동성이 회계정보의 보수성에 양(+)
의 영향을 미친다는 것을 확인했다. 김정애·최종서(2006)는 요인분석을 활용하여 이사회
의 특성을 하나의 개념으로 통합한 후, 이사회
의 특성이 회계정보의 보수성과 체계적 관련성을 갖는다는 것을 확인했다. 최현돌·윤재원(2006)은 한국기업지배구조원의 지배구조점수를 이용하여 기업지배구조가 건전할수록 회계정보의 보수성이 증가한다는 것을 확인했다. 발생액 이익조정에서의 결과와 유사하게 보수주의 회계의 경우 역시 이사회
의 독립성·활동성·전문성의 개선은 회계정보의 보수성을 증가시키는데 유의한 영향을 미치는 것으로 판단된다.

이상의 실증연구 결과는 기업지배구조가 회계정

보의 품질에 유의한 영향을 미칠 수 있다는 점을 보여주고 있다. 비록 대부분의 선행연구가 지배구조 전반의 수준보다는 이사회
특성의 효과를 검증하는데 국한되어 있으나,³⁾ 관련 논의는 기업지배구조와 실물활동 이익조정의 관계에도 동일하게 적용될 수 있을 것으로 판단된다. 즉, 기업지배구조의 수준이 높아질수록 실물활동 이익조정이 감소할 것이라는 예측이 가능할 것이다. 왜냐하면, 앞서 살펴본 바와 같이, 실물활동 이익조정은 주로 경영자의 기회주의적 전략으로 활용되어지고 있으며, 기업지배구조는 대리인 비용 완화를 위한 경영통제의 기능을 수행하기 때문이다. 특히 실물활동 이익조정은 현금흐름에 관한 경영자의 의사결정에 의해 이루어진다는 점을 생각해보면, 의사결정에 직접적으로 영향력을 행사 수 있는 기업지배구조는 발생액 이익조정의 경우에서 보다 더 중대한 영향을 미칠 것이라고 기대할 수 있을 것이다. 이상의 논리는 다음과 같은 구체적인 가설로 설정될 수 있다.

가설: 기업지배구조의 수준이 높아질수록, 실물활동에 기초한 이익조정의 정도는 감소할 것이다.

III. 연구 설계

3.1 자료수집과 표본선정

실증연구를 위하여 2005년부터 2008년까지 한

3) 박종일(2003)의 연구는 최대주주지분율과 발생액 이익조정 간의 관련성을 다루고 있다. 박종일(2003)의 연구에 따르면 우리나라의 경우 최대주주는 발생액에 기반을 둔 이익조정 전략에 대해 상반된 영향력(이해관계자 이해일치가설 vs. 지배주주 이익침해가설)을 행사할 수 있는 것으로 나타난다.

국거래소에 상장된 2,944개 기업-연도 자료를 확보했다.⁴⁾ 기업-연도에 관한 재무자료는 KisValue를 통해 수집하였고, 기업지배구조 평가점수는 한국기업지배구조원으로부터 수집하였다.⁵⁾ 다음으로 비교가능성의 측면에서 금융업에 속하는 231개 표본과 결산 월이 12월이 아닌 180개 표본을 분석 대상으로부터 제외시켰다.⁶⁾ 또한 실물활동 이익조정 추정과정에서의 편의를 제거하기 위하여 산업-연도별 표본수가 10개 미만인 산업표본 617개를 제거했다. 이와 같은 표본선정 과정을 통해, 분석 대상은 총 1,916개의 표본으로 확정되었다.⁷⁾

3.2 연구모형과 변수측정

3.2.1 연구모형

다음 (식 1)은 기업지배구조가 실물활동 이익조정에 미치는 효과를 검증하기 위해 수립한 연구모형이다. 종속변수로는 실물활동 이익조정이 고려되었는데, 연구모형에 따라 비정상 영업현금흐름, 비정상 제조원가, 비정상 재량적비용, 그리고 실물활동 조정액의 종합척도가 투입되었다. 비정상 영업현금흐름과 비정상 재량적비용의 경우 해석의 편의를 위해 -1을 곱하여 사용하였다. 실물활동 조정액의 종합척도는 비정상 영업현금흐름, 비정상

제조원가, 비정상 재량적 비용을 모두 합한 값이다(Cohen et al., 2008). 주요 설명변수로는 기업지배구조 평가점수가 투입되었고, 이의 통제변수로는 기업규모, 부채비율, 수익성, 대형 감사인 여부, 산업더미, 연도더미가 포함되었다.

$$\begin{aligned} \text{Real_Manage}_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \text{CG_Score}_{i,t} \\ & + \beta_2 \text{Size}_{i,t} + \beta_3 \text{Lever}_{i,t} + \beta_4 \text{ROA}_{i,t} \\ & + \beta_5 \text{Auditor}_{i,t} + \text{INDUSTRY}_i \\ & + \text{YEAR}_t + \epsilon_{i,t} \dots\dots\dots (\text{식 1}) \end{aligned}$$

- Real_Manage_{i,t} : i기업 t년도의 실물활동 이익조정, 연구모형에 따라 (1) Ab_CFO, (2) Ab_PROD, (3) Ab_DExp, (4) RAM 을 적용함,
- Ab_CFO_{i,t} : i기업 t년도의 (-1)×비정상 영업 현금흐름,
- Ab_PROD_{i,t} : i기업 t년도의 비정상 제조원가,
- Ab_DExp_{i,t} : i기업 t년도의 (-1)×비정상 재량적비용,
- RAM_{i,t} : i기업 t년도의 비정상현금흐름, 비정상제조원가, 비정상재량적비용을 모두 합하여 계산한 비정상 실물활동 조정액의 종합척도,
- CG_Score_{i,t} : i기업 t년도의 기업지배구조 평가점수(3으로 나누어 100점 기준으로 평가함),

4) 2004년 이전에 실시된 한국기업지배구조원의 평가점수에는 기업들의 설문응답에 기초한 평가항목이 포함되어 있는데, 이들 설문항목은 2005년 이후 평가항목에서 배제되었다. 본 연구는 평가점수의 객관성 일관성을 확보하기 위해 분석대상기간을 2005년도 이후로 설정하였다.

5) 한국기업지배구조원(Korea Corporate Governance Service)은 한국거래소, 금융투자협회, 상장회사협의회, 코스닥상장법인협의회를 사원기관으로 하여 2002년에 설립되어 2003년부터 매년 한국거래소의 유가증권시장과 코스닥시장에 상장되어 있는 전체 상장기업을 대상으로 기업지배구조평가를 실시하고 있다.

6) 특히 금융업종의 경우 회계기준의 차이로 인해 각종 재무비율 등 재무적 특성이 비금융업종과 상이하여 직접적인 비교가 불가능하기 때문에 표본에서 제외하였다.

7) 본 연구는 실물활동기반 이익조정을 (1) 비정상 영업현금흐름, (2) 비정상 제조원가, (3) 비정상 재량적비용의 세 가지 척도로 측정하고, 이에 대한 기업지배구조의 제 효과를 검증하였다. 이때 각 척도는 상호 중복되지 않는 결측치를 갖게 되는데, 본 연구는 표본수의 손실을 막기 위해 이를 일괄적으로 제거하지 않았다. 따라서 각 연구모형은 서로 다른 표본수를 갖게 된다.

- Size_{i,t} : *i*기업 *t*년도의 총자산에 자연로그를 취한 값,
- Lever_{i,t} : *i*기업 *t*년도의 총부채를 총자산으로 나눈 값,
- ROA_{i,t} : *i*기업 *t*년도의 총자산이익률,
- Auditor_{i,t} : *i*기업 *t*년도에 외부 감사인이 미국의 BIG4 회계법인과 제휴되었으면 1 그렇지 않으면 0,
- INDUSTRY_i : 산업더미,
- YEAR_t : 연도더미.

$$+ \hat{\alpha}_3(\Delta S_{i,t}/A_{i,t-1})] \dots\dots\dots (\text{식 } 2)$$

$$\begin{aligned} \text{Ab_PROD}_{i,t} &= \text{PROD}_{i,t}/A_{i,t-1} \\ &- [\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1(1/A_{i,t-1}) + \hat{\alpha}_2(S_{i,t}/A_{i,t-1}) \\ &+ \hat{\alpha}_3(\Delta S_{i,t}/A_{i,t-1} + \hat{\alpha}_4(\Delta S_{i,t-1}/A_{i,t-1})] \\ &\dots\dots\dots (\text{식 } 3) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{Ab_DExp}_{i,t} &= \text{DExp}_{i,t}/A_{i,t-1} \\ &- [\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1(1/A_{i,t-1}) + \hat{\alpha}_2(S_{i,t-1}/A_{i,t-1})] \\ &\dots\dots\dots (\text{식 } 4) \end{aligned}$$

3.2.2 변수의 조작적 정의와 측정

3.2.2.1 종속변수

실물활동 이익조정은 Roychowdhury(2006)가 제안한 방식을 따라 (식 2), (식 3), (식 4)와 같이 실제값과 추정모형의 예측값의 차이로 측정했다. 이때 관련 추정치는 산업-연도별 횡단면으로 추정하였다. Ab_CFO는 비정상 영업현금흐름의 척도로써, 매출할인을 부풀리거나 신용조건을 느슨하게 설정할 경우 음(-)의 값을 가지게 된다. Ab_PROD는 비정상 제조원가의 척도로써, 단위당 고정 제조간접비를 낮추기 위해 필요이상으로 생산량을 확대하는 경우 양(+)의 값을 가지게 된다. 또한 Ab_DExp는 비정상 재량적비용의 척도로써, 경영자가 재량권을 행사할 수 있는 비용(예: 연구개발비, 광고선전비, 복리후생비 등)을 삭감할 경우 음(-)의 값을 가지게 된다. 여기서 본 연구는 측정치가 가지는 값이 높아질수록 이익조정의 정도가 높다는 해석을 가능하게 하기 위해, 비정상 영업현금흐름과 비정상 재량적비용에 -1의 값을 곱하여 분석에 활용하였다.

- Ab_CFO_{i,t} : Roychowdhury(2006)의 영업현금흐름 관련 모형으로 추정된 *i*기업 *t*년도의 (-1)×비정상 영업현금흐름,
- Ab_PROD_{i,t} : Roychowdhury(2006)의 제조원가 관련 모형으로 추정된 *i*기업 *t*년도의 비정상 제조원가,
- Ab_DExp_{i,t} : Roychowdhury(2006)의 재량적비용에 관한 모형으로 *i*기업 *t*년도의 (-1)×비정상 재량적비용,
- CFO_{i,t} : *i*기업 *t*년도의 영업활동으로 인한 현금흐름,
- PROD_{i,t} : *i*기업 *t*년도의 매출원가와 Δ 재고자산을 합한 값,
- DExp_{i,t} : *i*기업 *t*년도의 판매비와 일반관리비를 합한 값에서 세금과공과, 감가상각비, 임차료비용, 보험료를 차감한 값,
- A_{i,t-1} : *i*기업 *t*-1년도의 총자산,
- S_{i,t} : *i*기업 *t*년도의 매출액,
- $\Delta S_{i,t}$: *i*기업 *t*년도의 Δ 매출액,
- $\Delta S_{i,t-1}$: *i*기업 *t*-1년도의 Δ 매출액,
- $\hat{\alpha}_0, \hat{\alpha}_1, \hat{\alpha}_2, \hat{\alpha}_3, \hat{\alpha}_4$: 산업-연도별 회귀계수의 추정치.

3.2.2.2 독립변수

본 연구의 주요 설명변수는 기업지배구조 평가점수로써, 한국기업지배구조원으로부터 수집하였다.

$$\begin{aligned} \text{Ab_CFO}_{i,t} &= \text{CFO}_{i,t}/A_{i,t-1} \\ &- [\hat{\alpha}_0 + \hat{\alpha}_1(1/A_{i,t-1}) + \hat{\alpha}_2(S_{i,t}/A_{i,t-1}) \end{aligned}$$

한국기업지배구조원은 사업보고서 및 각종 공시자료에 기초하여 매년 상장기업의 지배구조를 평가하고 있는데, 기업지배구조를 (1) 주주의 권리보호, (2) 이사회, (3) 공시, (4) 감사기구, (5) 경영과실배분의 다섯 가지 부문으로 구분하여 평가하고 있다. 평가점수의 총점은 300점인데, 본 연구에서는 용이한 해석을 위하여 3으로 나누어 100점 기준으로 사용했다. 여기서 평가점수가 높다는 것은 지배구조의 수준이 우수하다는 것을 의미한다. 한

국기업지배구조원의 개략적인 기업지배구조 평가항목은 <표 2>에 제시되어 있다.

통제변수로 투입된 변수들을 살펴보면 다음과 같다. 일반적으로 기업규모에는 기업에 대한 다양한 정보를 포함하고 있는 것으로 받아들여지고 있다. 따라서 기업규모를 통제변수로 활용하게 되면, 연구모형 내에서 규정하지 못하고 있는 다양한 효과를 반영할 수 있다. 기업규모는 규정하기 어려운 여러 효과를 포함하고 있을 것이므로, 여기에서는

<표 2> 지배구조 평가점수의 기준이 되는 평가항목과 내용

부 문	평가점수	평가항목
1. 주주의 권리보호	90점	<ul style="list-style-type: none"> · 기업지배구조헌장 및 임직원 윤리규정의 도입 · 집중투표제 및 서면투표제 도입 · 이사 시차임기제 도입여부 · 적대적 기업인수에 대한 원천적 방어수단 도입 · 이해관계자의 지분을 · 최대주주들과의 거래실적 · 주주제안, 위임장 권유안내 등 소액주주 보호여부 등
2. 이사회	90점	<ul style="list-style-type: none"> · 사외이사 선임비율 및 이사회 참석률 · 이사회 안건에 대한 사외이사의 반대 또는 수정의견 제시 및 채택여부 · 사외이사 추천형태 · 이사들의 주식보유 현황 · 추천위원회, 보상위원회의 설치 · 대표이사와 이사회회장의 분리 · 성과연동형 Stock Option의 부여 · 이사회 활동의 자체평가 및 평가결과 공시 등
3. 공시	60점	<ul style="list-style-type: none"> · IR 실적 · 자진·조회·정정공시 등 공시실적 · 개별이사의 이사회 참석률 공시 및 찬반여부 공시 · 인터넷 홈페이지, 감사보고서 등의 영문 공시여부 등 · 이사 개인별 보수총액 공시여부 등
4. 감사기구	50점	<ul style="list-style-type: none"> · 감사위원회의 설치, 구성, 운영 · 내부 신고자 보호제도의 구축여부 · 외부감사인의 추천형태, 컨설팅 여부 등
5. 경영과실배분	10점	<ul style="list-style-type: none"> · 시가배당수익률, 자사주 매입 · 3년간 평균배당성향, 중간배당 등

기업규모에 대한 추정계수의 방향성을 구체적으로 예측하지는 않기로 한다. 기업규모는 i 기업 t 년도의 총자산에 자연로그를 취한 값으로 측정했다.

부채계약가설에 따르면, 부채비율은 이익조정에 영향을 미칠 수 있는 주요 요인의 하나로 인식되고 있다. 즉 기업은 채무계약위반으로 발생하게 될 비용을 우려하여 보고이익에 재량권을 행사할 수 있다는 것이다. 왜냐하면 채권자는 부채비율, 자기자본비율 혹은 이자보상비율과 같은 정보를 이용하여, 계약상의 채무불이행가능성을 평가하여 담보차압과 같은 조치를 요구할 것이기 때문이다(권수영 등, 2003). 이러한 맥락에서 부채비율과 실물활동 이익조정 사이에는 양(+의) 관련성을 예측해볼 수 있다(DeFond and Jiambalvo, 1994). 부채비율은 i 기업 t 년도의 총부채를 총자산으로 나눈 값으로 측정했다.

기업의 수익성은 이익조정과 체계적으로 연계되어 있을 가능성이 높다. 기업의 수익성은 효과적인 내부통제제도를 구축하기 위한 기반이 될 수 있다(Krishnan, 2005). 회계정보는 결국 내부통제로부터 산출되므로, 효과적인 내부통제제도를 구축하고 있는 기업의 이익조정의 정도는 전반적으로 낮아질 것이라는 예측이 가능하다. 예를 들어, 성과가 좋지 못한 기업에게 회계정보의 신뢰성 확보를 위한 내부통제제도의 구축·관리는 경영관리의 우선사항이 되기 어려울 가능성이 높다. 왜냐하면 그들에게 가장 중요한 당면 과제는 기업의 생존일 것이기 때문이다. 하지만 수익성과 이익조정의 관계에 있어 대안적인 논리도 성립될 가능성이 있다. 내부통제제도가 전반적인 이익조정의 정도를 낮추는데 도움을 줄 수는 있지만, 내부통제의 강화가

오히려 실물활동을 통한 이익조정의 정도를 높이에 영향을 미칠 가능성도 배제할 수 없다. 사베인-옥슬리 법안을 중심으로 발생액 이익조정과 실물활동 이익조정의 대체적 선택 관계를 확인한 Cohen et al.(2008)의 연구는 이러한 점을 시사하고 있다. 이러한 맥락에서 수익성에 대한 추정계수의 부호는 예측하지 않기로 한다. 수익성은 i 기업 t 년도의 총자산 순이익률로 측정했다.

기업의 감사를 수행하는 회계법인의 규모는 이익조정을 수행하려는 기업의 유인에 영향력을 행사할 수 있을 것으로 판단된다. 왜냐하면, 규모가 큰 회계법인은 그렇지 않은 회계법인보다 높은 수준의 감사품질을 제공할 가능성이 높으며(Palmrose, 1987), 감사수행에 있어서 선진화된 감사기법 등을 통해 기업의 여러 통제 메커니즘이 제고되는데 기여할 것이기 때문이다(이명곤 외 2007). 따라서 미국의 BIG4 회계법인과 제휴된 국내의 대형 감사인에게 감사를 받는 기업은 실물활동 이익조정을 낮출 것으로 예측이 가능하다. 대형 감사인 여부 변수는 미국의 BIG4 회계법인과 제휴되었으면 1의 값을 부여하고, 그렇지 않으면 0의 값을 부여한 더미변수이다.⁸⁾

IV. 실증 분석

4.1 기술통계량과 지배구조 평가점수의 분포

〈표 3〉은 주요 변수에 대한 기술통계량을 보여주고 있다. 실물활동 이익조정의 종합척도(변수명:

8) 여기서, 미국의 BIG4 회계법인은 PwC, Deloitte, E&Y, KPMG이며, 이와 제휴된 국내 감사인은 삼일, 안진, 한영, 삼정 회계법인이다.

RAM)의 평균은 -0.094, 중앙값은 -0.025으로, 표본 기업들의 실물활동 이익조정 수준은 평균적으로 음(-)의 값을 갖는 것으로 나타났다. 100점 기준으로 평가한 지배구조 평가점수(변수명: CG_Score)의 최소값은 19.000, 최대값은 76.666으로 나타났다.⁹⁾ 부채비율(변수명: Lever)의 최대값을 살펴보면, 1을 초과하는 값을 갖는 표본이 있음을 알 수 있다. 이는 자본 잠식의 상태를 의미하는데, 본 연구는 이들 관측치를 이상치로 분류하여 제거하지 않고 실증분석에 포함시켰다. 왜냐하면 자본잠식기

업의 실물활동 이익조정에 대한 효과를 반영하고자 했다.¹⁰⁾

다음 <표 4>에는 연도, 산업, 기업규모에 따른 관측치 빈도와 기업지배구조 평가점수(100점 만점)의 평균값 분포가 제시되어 있다. 패널 A에는 연도별 분포에 관한 사항이 제시되어 있다. 연도별 평가점수의 평균은 37.17점에서 37.77점 사이로, 전반적으로 볼 때 연도별 평가점수 평균의 차이는 크지 않은 것으로 판단된다. 패널 B에는 산업별 분포에 관한 사항이 제시되어 있다. 지배구조 평균

<표 3> 주요 변수들에 대한 기술통계량

실증분석을 위한 표본기간은 2005년도부터 2008년도까지 4개년이며, 표본기업은 한국거래소 유가증권시장에 상장된 12월 결산법인 중 금융업종과 산업-연도별 표본수가 10개 미만인 산업표본을 제외한 1916개 기업-연도이다. Ab_CFO는 i기업 t년도의 (-1)×비정상 영업현금흐름이며, Ab_PROD는 i기업 t년도의 비정상 제조원가이고, Ab_DExp는 i기업 t년도의 (-1)×비정상 재량적비용이다. 그리고 RAM은 i기업 t년도의 비정상현금흐름, 비정상제조원가, 비정상재량적비용을 모두 합하여 계산한 비정상 실물활동 이익조정 종합척도이다. CG_Score는 i기업 t년도의 기업지배구조 평가점수(100점 기준)이고 Size는 i기업 t년도의 총자산에 자연로그를 취한 값이며, Lever는 i기업 t년도의 총부채를 총자산으로 나눈 값이다. ROA는 i기업 t년도의 총자산이익률이고 Auditor는 i기업 t년도에 외부감사인이 미국의 BIG4 회계법인과 제휴되었으면 1 그렇지 않으면 0을 부여한 더미변수이다.

변 수 명	평균	표준편차	중앙값	최소값	최대값
Ab_CFO	-0.029	0.147	-0.033	-1.857	2.526
Ab_PROD	-0.048	0.293	0.008	-3.246	1.006
Ab_DExp	-0.020	0.154	0.006	-4.671	0.554
RAM	-0.094	0.394	-0.025	-4.861	1.436
CG_Score	37.385	8.099	35.666	19.000	76.666
Size	19.393	1.436	19.144	14.755	25.007
Lever	0.448	0.214	0.454	0.009	2.033
ROA	0.002	0.219	0.032	-4.672	1.092
Auditor	0.668	0.470	1.000	0.000	1.000

9) 본문에 보고하지는 않으나 기업지배구조 평가점수의 실제값은 최소값 57점에서 최대값 230점의 범위를 가지고 있었다.

10) 자본잠식 기업의 표본으로 인해 본 연구의 결과가 왜곡되었는지를 확인하기 위해 논문의 후반부에서는 자본잠식 기업의 표본을 제외한 분석을 수행하였다. 분석결과는 본 연구의 주된 결과와 일관되게 나타나 자본잠식 기업으로 인해 본 연구의 결과가 왜곡되지는 않았음을 알 수 있었다.

〈표 4〉 기업지배구조 평가점수 분포

패널 A : 연도별 평가점수 분포표

연 도	빈 도	평가점수(평균)
2005	466	37.25
2006	480	37.17
2007	478	37.33
2008	492	37.77

패널 B : 산업별 평가점수 분포표

산 업	빈 도	평가점수 (평 균)	산 업	빈 도	평가점수 (평 균)
식 료 품 제 조 업	129	35.74	1 차 금 속 제 조 업	157	37.22
섬 유 제 품 제 조 업	48	32.86	전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향및 통신 장 비 제 조 업	183	36.60
의복, 의복액세서리 및 모피제품 제조업	66	35.55	전 기 장 비 제 조 업	59	36.46
펄 프, 종 이 및 종 이 제 품 제 조 업	79	34.07	기 타 기 계 및 장 비 제 조 업	105	37.35
화 학 물 질 및 화 학 제 품 제 조 업	257	37.91	자 동 차 및 트 레 일 러 제 조 업	136	36.37
의 료 용 물 질 및 의 약 품 제 조 업	117	39.51	중 합 건 설 업	148	41.32
고 무 제 품 및 플라스틱제품 제조업	56	35.69	도 매 및 상 품 중 개 업	135	37.21
비 금 속 광 물 제 품 제 조 업	91	35.70	전 문 서 비 스 업	150	40.62

패널 C : 기업규모별 평가점수 분포표

자산규모	빈 도	평가점수(평균)
1천억원 미만	490	32.85
1천억원 이상 5천억원 미만	891	35.67
5천억원 이상 1조원 미만	203	38.51
1조원 이상 2조원 미만	139	41.38
2조원 이상	193	53.12

점수의 평균값은 종합건설업이 41.32점으로 가장 높았고, 전문서비스업은 40.62로 다음을 차지했다. 섬유제품제조업은 32.86로 가장 낮은 것으로

나타났다. 패널 C에는 기업규모별 빈도와 평가점수의 평균값 분포가 제시되어 있다. 기업규모가 증가할수록 평가점수의 평균은 대체로 높아지는 것으

로 나타났다.

4.2 실증분석결과

4.2.1 상관관계분석

〈표 5〉에는 주요 변수 간의 상관계수가 제시되어 있다. 다섯 번째 열에는 본 연구의 관심변수인 지

배구조 평가점수와 실물활동조정 척도 간의 단순 상관관계가 제시되어 있다. 비정상 영업현금흐름과 지배구조 평가점수 간에는 가설의 예측부호와 동일한 음(-)의 상관계수가 확인되고 있으나(Corr=-0.106, p<0.01), 비정상 제조원가(Corr=0.175, p<0.01)와 실물활동조정 통합척도(Corr=0.060, p<0.01)의 경우 가설의 예측부호와 달리 양(+)의 상관계수가 확인되었다. 이것이 단순 상관계수라는

〈표 5〉 주요 변수 간의 상관관계

실증분석을 위한 표본기간은 2005년도부터 2008년도까지 4개년이며, 표본기업은 한국거래소 유가증권시장에 상장된 12월 결산법인 중 금융업종과 산업-연도별 표본수가 10개 미만인 산업표본을 제외한 1916개 기업-연도이다. Ab_CFO는 i기업 t년도의 (-1)×비정상 영업현금흐름이며, Ab_PROD는 i기업 t년도의 비정상 제조원가이고, Ab_DExp는 i기업 t년도의 (-1)×비정상 재량적비용이다. 그리고 RAM은 i기업 t년도의 비정상 현금흐름, 비정상 제조원가, 비정상재량적비용을 모두 합하여 계산한 비정상 실물활동 이익조정 종합척도이다. CG_Score는 i기업 t년도의 기업지배구조 평가점수(100점 기준)이고 Size는 i기업 t년도의 총자산에 자연로그를 취한 값이며, Lever는 i기업 t년도의 총부채를 총자산으로 나눈 값이다. ROA는 i기업 t년도의 총자산이익률이고 Auditor는 i기업 t년도에 외부감사인이 미국의 BIG4 회계법인과 제휴되었으면 1 그렇지 않으면 0을 부여한 더미변수이다. 상관계수는 Pearson 상관관계를 통해 계산된 값이다. 상관계수 아래 괄호 안의 수치는 p 값이며, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 계수가 통계적으로 유의함을 나타낸다.

	Ab_CFO	Ab_PROD	Ab_DExp	RAM	CG_Score	Size	Lever	ROA
Ab_PROD	0.140*** (0.000)	1.000						
Ab_DExp	-0.063** (0.011)	0.484*** (0.000)	1.000					
RAM	0.458*** (0.000)	0.915*** (0.000)	-0.628*** (0.000)	1.000				
CG_Score	-0.106*** (0.000)	0.175*** (0.000)	-0.021 (0.399)	0.060** (0.018)	1.000			
Size	-0.061*** (0.008)	0.526*** (0.000)	0.115*** (0.000)	0.390*** (0.000)	0.665*** (0.000)	1.000		
Lever	0.135*** (0.000)	0.108*** (0.000)	0.085*** (0.000)	0.146*** (0.000)	-0.021 (0.358)	0.081*** (0.000)	1.000	
ROA	-0.315*** (0.000)	0.139*** (0.000)	0.022 (0.365)	-0.023 (0.362)	0.178*** (0.000)	0.241*** (0.000)	-0.344*** (0.000)	1.000
Auditor	-0.077*** (0.000)	0.149*** (0.000)	0.035 (0.150)	0.068*** (0.007)	0.259*** (0.000)	0.358*** (0.000)	0.001 (0.949)	0.123*** (0.000)

점을 생각해본다면, 관련 해석은 기업특성을 통제 한 회귀분석결과를 토대로 보다 구체적으로 판단될 필요가 있을 것으로 보인다.

통제변수에 관한 통계량을 살펴보면 다음과 같다. 일곱 번째 열에는 부채비율과 실물활동조정 척도의 상관계수가 제시되어 있으며, 부채비율은 실물활동조정 척도와 양(+)의 상관관계를 갖고 있음을 확인할 수 있다. 부채비율을 제외한 나머지 통제변수들은 실물활동조정 척도에 따라 실물활동조정 척도와 양(+)의 관계 혹은 음(-)의 관계를 갖고 있는 것으로 나타났다.

4.2.2 회귀분석결과

〈표 6〉은 기업지배구조의 수준이 실물활동 이익조정에 미치는 효과를 검증하기 위해 수행한 회귀 분석의 결과를 보여주고 있다. 모형 1은 비정상 영업현금흐름을, 모형 2는 비정상 제조원가를, 모형 3은 비정상 재량적비용을, 그리고 모형 4는 실물활동조정 종합척도를 종속변수로 투입한 실증모형의 추정계수를 제시하고 있다.

〈표 6〉에는 각 모형의 VIF 값의 범위가 제시되어 있는데, 각 모형의 VIF 값은 모두 1.17에서부터 2.61사이에 있었다. VIF 값을 기준으로 볼 때, 다중공선성의 문제는 심각하지 않은 것으로 판단된다. 본 연구의 주요 설명변수인 기업지배구조의 수준에 대한 추정계수를 살펴보면 다음과 같다. 실물활동 이익조정의 세부 척도를 포함하고 있는 모형 1($\beta_1 = -0.002$, $p < 0.01$), 모형 2($\beta_1 = -0.009$, $p < 0.01$), 모형 3($\beta_1 = -0.002$, $p < 0.01$)은 모두 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 음(-)의 부호를 확인시켜 주었다. 그리고 실물활동 이익조정에 대한 세부 척도를 모두 합산한 통합척도에 대한 결과

에서도 세부 척도에 대한 결과와 일관된 결과를 확인시켜 주었다($\beta_1 = -0.012$, $p < 0.01$).

이것은 본 연구의 가설을 지지하는 결과로서, 경영자의 실물활동 의사결정에 대하여 기업지배구조가 갖는 통제 메커니즘의 결과로 나타난 현상으로 해석된다. 즉 우수한 기업지배구조는 부풀린 매출 할인과 느슨한 신용조건으로 매출의 인식시기를 가속화하여 비정상 영업현금흐름을 창출한다거나, 과도한 제품생산으로 고정 제조간접비가 다수의 생산품에 배분되도록 하여 이익을 증가시키게 만든다거나, 또는 재량적 비용을 삭감하여 이익을 증가시키게 만드는 것과 같은 실물활동 이익조정에 대한 경영자의 유인을 효과적으로 통제하고 있는 것으로 해석된다. 또한 이러한 결과를 기업지배구조가 우수할수록 발생액에 기반을 둔 이익조정이 감소된다는 기존의 연구결과(Xie et al., 2003; Klein, 2002; 이상철·이경태, 2003; 문상혁, 2006)와 연결하여 해석해 보면, 우수한 기업지배구조는 발생액 조정 또는 실물활동 활용과 같은 수단에 상관없이 경영자의 이익조정 유인을 효율적으로 통제하여 회계정보의 품질을 개선시키는 메커니즘임을 알 수 있다.

다음으로 통제변수의 추정계수를 살펴보면 다음과 같다. 기업규모는 네 가지 모형 모두에서 실물활동 이익조정에 통계적으로 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 부채비율은 네 가지 모형 모두에서 예측과 일치하는 양(+)의 추정계수를 보여주고 있으나, 통계적 유의성은 모형 3에서만 확인되었다. 부채비율에 대해서는 대체로 통계적 유의성은 높지 않은 것으로 보이나, 부채계약가설을 지지하는 결과로 판단된다. 수익성의 경우, 모형 1과 모형 4에서는 통계적으로 유의한 음(-)의 부호가 확인되었고, 모형 2와 모형 3에서는 통

〈표 6〉 기업지배구조가 실물활동기반 이익조정에 미치는 효과

실증분석을 위한 표본기간은 2005년도부터 2008년도까지 4개년이며, 표본기업은 한국거래소 유가증권시장에 상장된 12월 결산법인 중 금융업종과 산업-연도별 표본수가 10개 미만인 산업표본을 제외한 1916개 기업-연도이다. Ab_CFO는 i기업 t년도의 (-1) × 비정상 영업현금흐름이며, Ab_PROD는 i기업 t년도의 비정상 제조원가이고, Ab_DExp는 i기업 t년도의 (-1) × 비정상 재량적비용이다. 그리고 RAM은 i기업 t년도의 비정상현금흐름, 비정상제조원가, 비정상재량적비용을 모두 합하여 계산한 비정상 실물활동 이익조정 종합척도이다. CG_Score는 i기업 t년도의 기업지배구조 평가점수(100점 기준)이고 Size는 i기업 t년도의 총자산에 자연로그를 취한 값이며, Lever는 i기업 t년도의 총부채를 총자산으로 나눈 값이다. ROA는 i기업 t년도의 총자산이익률이고 Auditor는 i기업 t년도에 외부감사인이 미국의 BIG4 회계법인과 제휴되었으면 1 그렇지 않으면 0을 부여한 더미변수이다. 모든 모형에는 산업더미와 연도더미가 포함되어져 있으며, 절편 값은 편의상 표기하지 않는다. 괄호안의 수치는 t값을 의미하고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 계수가 통계적으로 유의함을 나타낸다.

$$\text{모형 1 : } Ab_CFO_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CG_Score_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Lever_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 Auditor_{i,t} + \sum_{n=1}^{15} \gamma_n ind_n + \sum_{p=1}^3 \gamma_{p+15} year_p + \epsilon_{i,t}$$

$$\text{모형 2 : } Ab_PROD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CG_Score_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Lever_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 Auditor_{i,t} + \sum_{n=1}^{15} \gamma_n ind_n + \sum_{p=1}^3 \gamma_{p+15} year_p + \epsilon_{i,t}$$

$$\text{모형 3 : } Ab_DExp_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CG_Score_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Lever_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 Auditor_{i,t} + \sum_{n=1}^{15} \gamma_n ind_n + \sum_{p=1}^3 \gamma_{p+15} year_p + \epsilon_{i,t}$$

$$\text{모형 4 : } RAM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CG_Score_{i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Lever_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 Auditor_{i,t} + \sum_{n=1}^{15} \gamma_n ind_n + \sum_{p=1}^3 \gamma_{p+15} year_p + \epsilon_{i,t}$$

변수명	예측부호	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
CG_Score	-	-0.002*** (-3.328)	-0.009*** (-10.022)	-0.002*** (-3.881)	-0.012*** (-8.697)
Size	+/-	0.006* (1.802)	0.133*** (23.734)	0.016*** (3.994)	0.152*** (17.006)
Lever	+	0.005 (0.304)	0.025 (0.871)	0.042** (2.148)	0.023 (0.501)
ROA	+/-	-0.201*** (-11.814)	0.075** (2.021)	0.039** (2.100)	-0.150*** (-2.645)
Auditor	-	-0.016** (-2.227)	-0.021* (-1.717)	-0.004 (-0.503)	-0.058*** (-3.151)
Industry dummy		포 함	포 함	포 함	포 함
Year dummy		포 함	포 함	포 함	포 함
Adj. R ²		0.130	0.422	0.161	0.366
F value		13.043***	56.431***	14.366***	39.026***
VIF 값의 범위		1.17-2.61	1.17-2.61	1.17-2.61	1.17-2.61
N		1855	1744	1606	1516

계적으로 유의한 양(+)의 부호가 확인되었다. 대형 감사인 여부는 모형 3을 제외한 나머지 세 가지 모형에서 모두 통계적으로 유의한 음(-)의 부호를 확인시켜 주었다. 이것은 이익조정에 대한 대형 감사인의 통제 메커니즘을 시사하고 있다.

4.3 추가분석

4.3.1 기업지배구조의 세부 평가항목에 기초한 분석

기업지배구조의 수준은 세부요소를 모두 포괄할 수 있는 전반적인 수준에서 평가되고, 제 효과가 분석되는 것이 바람직할 것이다. 하지만 세부요소를 구분하여 개별 효과를 분석하는 작업은 보다 구체적인 제언을 가능하게 할 수 있다는 장점을 갖는다. 추가분석에서는 한국기업지배구조원에서 구분하고 있는 부문별 평가를 기준으로, 지배구조의 평가점수를 구분한 후 본문의 분석을 반복 수행하였다. <표 7>은 이에 대한 분석결과를 보여주고 있다. 기업지배구조의 부문별 평가는 주주의 권리보호, 이사회, 공시, 감사기구, 경영과실배분과 같이 5개 부문으로 수행된다. 각 연구모형은 다섯 가지 세부 평가항목을 독립변수로 하는 다섯 개의 세부모형을 갖는다.¹¹⁾ 모형 1에 대한 분석결과를 살펴보면 다음과 같다. 주주의 권리보호($\beta_1 = -0.001$, $p < 0.01$), 감사기구($\beta_1 = -0.000$, $p < 0.10$), 경영과실배분($\beta_1 = -0.001$, $p < 0.01$)은 비정상 영업현금흐름의 수

준에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 모형 2의 경우, 경영과실배분을 제외하면, 모든 평가항목이 비정상 제조원가의 수준에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 확인되었다(주주의 권리보호($\beta_1 = -0.002$, $p < 0.05$), 이사회($\beta_1 = -0.008$, $p < 0.01$), 공시($\beta_1 = -0.004$, $p < 0.01$), 감사기구($\beta_1 = -0.003$, $p < 0.01$)). 경영과실배분은 비정상 제조원가와 통계적으로 유의한 양(+)의 관련성을 갖는 것으로 나타났다.¹²⁾ 모형 3은 이사회($\beta_1 = -0.002$, $p < 0.01$), 공시($\beta_1 = -0.001$, $p < 0.01$), 감사기구($\beta_1 = -0.001$, $p < 0.05$)가 비정상 재량적비용의 수준에 통계적으로 유의한 음(-)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 전반적으로 볼 때, 경영과실배분을 제외한 모든 항목은 실물활동을 통한 경영자의 이익조정 수준을 낮추는데 도움이 되는 것으로 판단된다. 실물활동 이익조정의 통합적도는 이와 같은 전반적인 효과를 재확인시켜주고 있다. 즉, 주주의 권리보호($\beta_1 = -0.004$, $p < 0.01$), 이사회($\beta_1 = -0.009$, $p < 0.01$), 공시($\beta_1 = -0.004$, $p < 0.01$), 감사기구($\beta_1 = -0.003$, $p < 0.01$)는 전반적인 실물활동 이익조정의 수준을 낮추는데 통계적으로 유의한 영향을 미치는 것으로 나타났다. 지배구조 부문별 평가점수를 활용하여 분석한 이러한 결과는 앞서 전반적인 지배구조 수준을 이용하여 지배구조가 실물활동 이익조정에 미치는 영향을 분석한 결과를 뒷받침하고 있다. 즉 지배구조 수준을 결정하는 세부 요인들을 잘 갖추어 전반적인 지배구조 수준을 개선하게 되면, 실물활동과 관

11) 추가분석에서 제시하고 있는 다섯 가지 세부모형의 VIF 값은 1.09에서부터 2.67사이의 범위에 있는 것으로 나타났다. 따라서 모형에서 변수들 간의 다중공선성의 문제는 심각하지 않은 것으로 판단된다.

12) 배당, 자사주 매입 등 부의 배분과 관련된 경영과실 배분 부문이 실물활동 이익조정(특히 비정상 제조원가에 기인한 이익조정)에 양(+)의 영향을 미친다는 것에 대해서 명확한 해석을 하기는 어렵다. 다만, 배당을 많이 실시하는 기업의 경영자가 기업이익이 감소되는 현상을 방지하기 위하여 인위적으로 이익을 증가시키기 위해 과대생산을 통한 제조원가를 비정상적으로 낮추고자 하는 유인을 가질 수 있다는 가능성을 짚어볼 수 있다.

〈표 7〉 기업지배구조가 실물활동기반 이익조정에 미치는 효과: 기업지배구조 부문별 평가에 대한 분석

실증분석을 위한 표본기간은 2005년도부터 2008년도까지 4개년이며, 표본기업은 한국거래소 유가증권시장에 상장된 12월 결산법인 중 금융업종과 산업-연도별 표본수가 10개 미만인 산업표본을 제외한 1916개 기업-연도이다. Ab_CFO는 i 기업 t 년도의 $(-1) \times$ 비정상 영업현금흐름이며, Ab_PROD는 i 기업 t 년도의 비정상 제조원가이고, Ab_Exp는 i 기업 t 년도의 $(-1) \times$ 비정상 재량적비용이다. 그리고 RAM은 i 기업 t 년도의 비정상현금흐름, 비정상제조원가, 비정상재량적비용을 모두 합하여 계산한 비정상 실물활동 이익조정 총합치이다. 기업지배구조 평가모형의 점수에서 CG_S1은 i 기업 t 년도의 주주권리보호 부문 점수이고, CG_S2는 i 기업 t 년도의 이사회 부문 점수이며, CG_S3는 i 기업 t 년도의 공시 부문 점수이고, CG_S4는 i 기업 t 년도의 감사기구 부문 점수이며, CG_S5은 i 기업 t 년도의 경영과실배분 부문 점수이다. Size는 i 기업 t 년도의 총자산에 자연로그를 취한 값이며, Lever는 i 기업 t 년도의 총부채를 총자산으로 나눈 값이다. ROA는 i 기업 t 년도의 총자산이익률이고 Auditor는 i 기업 t 년도에 외부 감사인이 미국의 BIG4 회계법인과 제휴되었으면 1 그렇지 않으면 0을 부여한 더미변수이다. 모든 모형에는 산업더미와 연도더미가 포함되어져 있으며, 절편 값은 편의상 표기하지 않는다. 괄호안의 수치는 t 값을 의미하고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 계수가 통계적으로 유의함을 나타낸다.

모형 1 : $Ab_CFO_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CG_S_{n_{i,t}} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Lever_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 Auditor_{i,t} + \sum_{n=1}^{15} \gamma_n ind_n + \sum_{p=1}^3 \gamma_p + 15 year_p + \epsilon_{i,t}$

모형 2 : $Ab_PROD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CG_S_{n_{i,t}} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Lever_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 Auditor_{i,t} + \sum_{n=1}^{15} \gamma_n ind_n + \sum_{p=1}^3 \gamma_p + 15 year_p + \epsilon_{i,t}$

변수명	예측부호	모형 1-1	모형 1-2	모형 1-3	모형 1-4	모형 1-5	모형 2-1	모형 2-2	모형 2-3	모형 2-4	모형 2-5
CG_S1	-	-0.001*** (-2.852)					-0.002** (-2.350)				
CG_S2	-		-0.000 (-0.570)					-0.008*** (-9.267)			
CG_S3	-			-0.000 (-1.535)					-0.004*** (-8.177)		
CG_S4	-				-0.000* (-1.832)					-0.003*** (-6.885)	0.001*** (2.756)
CG_S5	-					-0.001*** (-4.282)					
Size	+/-	-0.001 (-0.471)	0.000 (0.049)	0.001 (0.472)	0.002 (0.745)	-0.001 (-0.340)	0.097*** (21.806)	0.131*** (23.094)	0.121*** (23.129)	0.119*** (22.034)	0.097*** (21.868)
Lever	+	0.005 (0.296)	0.011 (0.640)	0.010 (0.605)	0.010 (0.588)	-0.005 (-0.279)	0.048 (1.594)	0.056* (1.909)	0.048 (1.626)	0.051* (1.717)	0.075** (2.443)
ROA	+/-	-0.197*** (-11.572)	-0.200*** (-11.696)	-0.200*** (-11.714)	-0.201*** (-11.798)	-0.191*** (-11.195)	0.086*** (2.270)	0.052 (1.408)	0.080** (2.149)	0.068* (1.795)	0.065* (1.698)
Auditor	-	-0.017** (-2.371)	-0.017** (-2.278)	-0.016** (-2.237)	-0.016** (-2.230)	-0.016** (-2.147)	-0.025** (-1.995)	-0.023* (-1.915)	-0.021* (-1.730)	-0.021* (-1.711)	-0.026** (-2.040)
Industry dummy		포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
Year dummy		포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
Adj. R ²		0.129	0.125	0.126	0.126	0.133	0.391	0.418	0.412	0.405	0.391
F value		12.895***	12.502***	12.605***	12.655***	13.408***	49.590***	55.382***	54.012***	52.609***	49.740***
N		1855	1855	1855	1855	1855	1744	1744	1744	1744	1744

〈표 7〉 기업지배구조가 실물활동기반 이익조정에 미치는 효과: 기업지배구조 부문별 평가에 대한 분석 (계속)

변수명	모형 3-1	모형 3-2	모형 3-3	모형 3-4	모형 3-5	모형 4-1	모형 4-2	모형 4-3	모형 4-4	모형 4-5
모형 3 : $Ab_DExp_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CG_S_{n,i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Lever_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 Auditor_{i,t} + \sum_{n=1}^{15} \gamma_n ind_n + \sum_{p=1}^3 \gamma_{p+15} year_p + \epsilon_{i,t}$										
모형 4 : $RAM_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CG_S_{n,i,t} + \beta_2 Size_{i,t} + \beta_3 Lever_{i,t} + \beta_4 ROA_{i,t} + \beta_5 Auditor_{i,t} + \sum_{n=1}^{15} \gamma_n ind_n + \sum_{p=1}^3 \gamma_{p+15} year_p + \epsilon_{i,t}$										
CG_S1	-0.000 (-0.704)					-0.004*** (-3.631)				
CG_S2		-0.002*** (-3.065)					-0.009*** (-6.829)			
CG_S3			-0.001*** (-4.292)					-0.004*** (-6.526)		
CG_S4				-0.001** (-2.058)					-0.003*** (-4.875)	
CG_S5					0.000 (0.336)					-0.000 (-0.705)
Size	0.007** (2.069)	0.014*** (3.517)	0.014*** (3.916)	0.011*** (2.888)	0.007** (2.086)	0.105*** (14.257)	0.144*** (15.726)	0.133*** (15.888)	0.129*** (14.743)	0.106*** (14.374)
Lever	0.046** (2.363)	0.049** (2.502)	0.048** (2.459)	0.046** (2.352)	0.049** (2.465)	0.039 (0.828)	0.060 (1.320)	0.053 (1.149)	0.044 (0.943)	0.049 (1.035)
ROA	0.040** (2.164)	0.035* (1.899)	0.040** (2.189)	0.037** (1.973)	0.039** (2.073)	-0.142** (-2.447)	-0.176*** (-3.074)	-0.144** (-2.507)	-0.169*** (-2.927)	-0.144** (-2.447)
Auditor	-0.005 (-0.575)	-0.005 (-0.575)	-0.003 (-0.361)	-0.004 (-0.532)	-0.005 (-0.568)	-0.064*** (-3.375)	-0.063*** (-3.363)	-0.057*** (-3.030)	-0.060*** (-3.188)	-0.062*** (-3.287)
Industry dummy	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
Year dummy	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함	포함
Adj. R ²	0.153	0.158	0.163	0.155	0.153	0.340	0.354	0.352	0.344	0.334
F value	13.608***	14.071***	14.541***	13.803***	13.588***	34.887***	37.104***	36.836***	35.588***	34.046***
N	1606	1606	1606	1606	1606	1516	1516	1516	1516	1516

련된 경영자의 이익조정 유인을 효과적으로 통제할 수 있고 그로 인해 회계정보의 품질이 개선될 수 있음을 본 연구를 통해 알 수 있다.

4.3.2 자본잠식기업의 영향에 관한 분석

〈표 3〉의 부채비율에 관한 기술통계량에서 알 수

있듯이, 본 연구는 자본잠식기업 표본 9개사를 분석대상에 포함하고 있다. 여기에서는 자본잠식기업이 본문의 분석결과에 미치는 영향을 배제하기 위하여 이들 표본을 제외하고 본문의 분석을 반복 수행하였다. 〈표 8〉은 이에 대한 분석결과를 보여주고 있는데, 분석 결과는 〈표 6〉의 결과와 일관되게 나타났다. 즉 자본잠식기업을 포함하여 발생할 수

〈표 8〉 기업지배구조가 실물활동기반 이익조정에 미치는 효과: 자본잠식기업 표본 제외

실증분석을 위한 표본기간은 2005년도부터 2008년도까지 4개년이며, 표본기업은 한국거래소 유가증권시장에 상장된 12월 결산법인 중 금융업종과 산업-연도별 표본수가 10개 미만인 산업표본을 제외한 1916개 기업-연도이다. 본 분석에서는 자본잠식기업이 미치는 영향을 배제하기 위하여 전체 표본에서 자본잠식기업 9사를 추가로 제외하였다. Ab_CFO는 i 기업 t 년도의 $(-1) \times$ 비정상 영업현금흐름이며, Ab_PROD는 i 기업 t 년도의 비정상 제조원가이고, Ab_DExp는 i 기업 t 년도의 $(-1) \times$ 비정상 재량적비용이다. 그리고 RAM은 i 기업 t 년도의 비정상현금흐름, 비정상제조원가, 비정상재량적비용을 모두 합하여 계산한 비정상 실물활동 이익조정 종합척도이다. CG_Score는 i 기업 t 년도의 기업지배구조 평가점수(100점 기준)이고 Size는 i 기업 t 년도의 총자산에 자연로그를 취한 값이며, Lever는 i 기업 t 년도의 총부채를 총자산으로 나눈 값이다. ROA는 i 기업 t 년도의 총자산이익률이고 Auditor는 i 기업 t 년도에 외부감사인이 미국의 BIG4 회계법인과 제휴되었으면 1 그렇지 않으면 0을 부여한 더미변수이다. 모든 모형에는 산업더미와 연도더미가 포함되어져 있으며, 절편 값은 편의상 표기하지 않는다. 괄호안의 수치는 t 값을 의미하고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 계수가 통계적으로 유의함을 나타낸다.

변수명	예측부호	모형 1	모형 2	모형 3	모형 4
CG_Score	-	-0.002*** (-2.976)	-0.009*** (-10.129)	-0.002*** (-4.114)	-0.012*** (-8.714)
Size	+/-	0.008** (2.369)	0.133*** (23.608)	0.015*** (3.874)	0.153*** (17.090)
Lever	+	0.010 (0.556)	0.045 (1.466)	0.049** (2.431)	0.061 (1.304)
ROA	+/-	-0.347*** (-14.356)	0.081* (1.956)	0.104*** (3.844)	-0.229*** (-3.713)
Auditor	-	-0.017** (-2.355)	-0.021* (-1.688)	-0.005 (-0.600)	-0.057*** (-3.107)
Industry dummy		포 함	포 함	포 함	포 함
Year dummy		포 함	포 함	포 함	포 함
Adj. R ²		0.157	0.421	0.169	0.369
F value		15.908***	55.876***	15.117***	39.444***
N		1846	1737	1598	1510

있는 표본선택의 편의로 인해 본 연구의 주된 결과가 왜곡되지는 않았음을 본 분석을 통해 알 수 있다.

4.3.3 2단계 최소자승법을 이용한 분석

앞서의 분석에서는 단순 회귀모형에 기초한 가설의 검증이 이루어졌다. 이 경우 설명변수로 투입된 기업지배구조 평가점수와 종속변수인 실물활동 이익조정 척도 사이에 인과관계로 인한 내생성의 문제가 존재할 수도 있다. 만약 내생성 문제가 존재한다면 단순 회귀모형을 통해서 편향되지 않은 일치추정량(unbiased and consistent estimator)을 얻을 수 없게 된다. 이러한 내생성 문제를 통제하기 위하여 본 절에서는 도구변수를 이용하여 분석하는 2단계 최소자승법(two-stage least squares)을 통해 추가분석을 수행하였다.

〈표 9〉에는 분석결과가 제시되어 있다. 패널 A는 1단계 회귀식의 결과이며 패널 B는 2단계 회귀식의 결과이다. 패널 A의 1단계 회귀식에서 도구변수로는 1시차 전의 기업지배구조 평가점수가 사용되었다. 그리고 앞서의 분석과 동일하게 실물활동 이익조정 척도로 모형 1에서는 비정상 영업 현금흐름이, 모형 2에서는 비정상 제조원가가, 모형 3에서는 비정상 재량적비용이, 그리고 모형 4에서는 실물활동조정 종합척도가 종속변수로 사용되었다. 〈표 9〉의 패널 B에서 제시되고 있는 분석결과에 따르면, 2단계 최소자승법에 의한 분석결과는 앞서의 분석 결과와 질적으로 크게 다르지 않은 것으로 나타나 본 연구의 결과가 강건하다는 것을 보여주고 있다.

4.3.4 발생액기반 이익조정과 실물활동기반 이익 조정의 관련성 분석

본 연구는 실물활동에 기반을 둔 이익조정 전략이 최근 경영자에게 보다 선호되고 있다는 점에 착안하여, 기업지배구조가 실물활동 이익조정에 미치는 효과를 실증적으로 검증하고 있다. 이와 더불어 실물활동 이익조정 전략과 기존의 발생액 이익조정 전략 간의 관련성에 대한 분석도 의의가 있을 것으로 판단된다. 이에 본 절에서는 실물활동 이익조정이 발생액 이익조정과 대체적 관계에 있을 수 있다는 Zhang(2007)의 연구에 기초하여 국내의 상황에 대한 분석을 수행하고자 한다.

앞서의 분석에서는 기업지배구조 평가점수에 관한 고려사항으로 인하여 2005년부터 2008년까지를 분석의 대상으로 삼았으나, 이익조정 척도 간의 관련성에 관한 본 추가분석에서는 분석의 범위를 2001년까지 확장하였다. 이에 2001년부터 2008년까지 한국거래소에 상장된 기업-연도자료를 대상으로 (1) Jones(1991) 모형과 (2) Dechow et al. (1995)의 모형에 기초한 재량적 발생액 그리고 (3) 실물활동 이익조정 측정치를 각각 산출하였다.¹³⁾ 재량적 발생액은 실제값과 추정모형의 예측값의 차이로 정의되었으며, 다음 (식 5)와 (식 6)은 Jones(1991) 모형과 Dechow et al.(1995)의 모형을 이용한 각 측정치의 계산과정을 보여주고 있다. 추정방법은 본문에서 이루어진 것과 동일한 방식으로 산업-연도별 횡단면으로 추정하고, 산업-연도별 표본수가 10개 미만인 산업표본은 제외하였다.

13) 본 추가분석에서 실물활동 이익조정의 측정치로는 실물활동 이익조정 종합척도가 사용되었으며, 추정 및 계산과정은 본문에서 수행된 방법과 동일한 과정이 적용되었다.

〈표 9〉 2단계 최소자승법을 이용한 분석 결과

실증분석을 위한 표본기간은 2005년도부터 2008년도까지 4개년이며, 표본기업은 한국거래소 유가증권시장에 상장된 12월 결산법인 중 금융업종과 산업-연도별 표본수가 10개 미만인 산업표본을 제외한 1916개 기업-연도이다. 본 분석에서는 내생성 문제를 통제하기 위하여 2단계 최소자승법을 이용하였다. 패널 A는 1단계 회귀식의 결과이며, 패널 B는 2단계 회귀식의 결과이다. 패널 B에서 모형 1의 종속변수인 Ab_CFO는 i 기업 t 년도의 $(-1) \times$ 비정상 영업현금흐름이며, 모형 2의 종속변수인 Ab_PROD는 i 기업 t 년도의 비정상 제조원가이고, 모형 3의 종속변수인 Ab_DEExp는 i 기업 t 년도의 $(-1) \times$ 비정상 재량적비용이다. 그리고 모형 4의 종속변수인 RAM은 i 기업 t 년도의 비정상현금흐름, 비정상제조원가, 비정상재량적비용을 모두 합하여 계산한 비정상 실물활동 이익조정 종합척도이다. CG_Score는 i 기업 t 년도의 기업지배구조 평가점수(100점 기준)이고, CG_Score_(t-1)는 i 기업 $(t-1)$ 년도의 기업지배구조 평가점수이다. Size는 i 기업 t 년도의 총자산에 자연로그를 취한 값이며, Lever는 i 기업 t 년도의 총부채를 총자산으로 나눈 값이다. ROA는 i 기업 t 년도의 총자산이익률이고, Auditor는 i 기업 t 년도에 외부 감사인이 미국의 BIG4 회계법인과 제휴되었으면 1 그렇지 않으면 0을 부여한 더미변수이다. 모든 모형에는 산업더미와 연도더미가 포함되어져 있으며, 절편 값은 편의상 표기하지 않는다. 괄호안의 수치는 t 값을 의미하고, ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 계수가 통계적으로 유의함을 나타낸다.

패 널 A : 2SLS 추정결과 - 1 단계					
변 수 명		모 형 1	모 형 2	모 형 3	모 형 4
Size		1.529*** (16.180)	1.489*** (15.280)	1.510*** (14.162)	1.511*** (13.713)
Lever		-1.202** (-2.329)	-0.997* (-1.856)	-0.823 (-1.455)	-0.660 (-1.115)
ROA		0.740 (1.452)	0.719 (1.057)	1.159** (2.167)	1.437* (1.948)
Auditor		0.163 (0.742)	0.283 (1.269)	0.164 (0.696)	0.290 (1.209)
CG_Score _(t-1)		0.666*** (43.306)	0.671*** (42.495)	0.669*** (40.824)	0.669*** (39.792)
Industry dummy		포 함	포 함	포 함	포 함
Year dummy		포 함	포 함	포 함	포 함
Adj. R ²		0.746	0.747	0.722	0.728
F value		233.93***	225.88***	182.62***	177.61***
N		1,855	1,744	1,606	1,516
패 널 B : 2SLS 추정결과 - 2 단계					
변 수 명	예측부호	모 형 1	모 형 2	모 형 3	모 형 4
CG_Score	-	-0.001* (-1.907)	-0.009*** (-7.327)	-0.002*** (-3.542)	-0.011*** (-5.843)
Size	+/-	0.004 (1.173)	0.133*** (20.277)	0.017*** (4.006)	0.149*** (14.435)
Lever	+	0.006 (0.353)	0.024 (0.843)	0.040** (2.064)	0.024 (0.544)
ROA	+/-	-0.200*** (-11.788)	0.074** (2.015)	0.038** (2.089)	-0.149*** (-2.646)
Auditor	-	-0.016** (-2.230)	-0.020* (-1.709)	-0.004 (-0.491)	-0.058*** (-3.164)
Industry dummy		포 함	포 함	포 함	포 함
Year dummy		포 함	포 함	포 함	포 함
Adj. R ²		0.140	0.430	0.172	0.375
F value		12.70***	54.40***	14.23***	37.21***
N		1,855	1,744	1,606	1,516

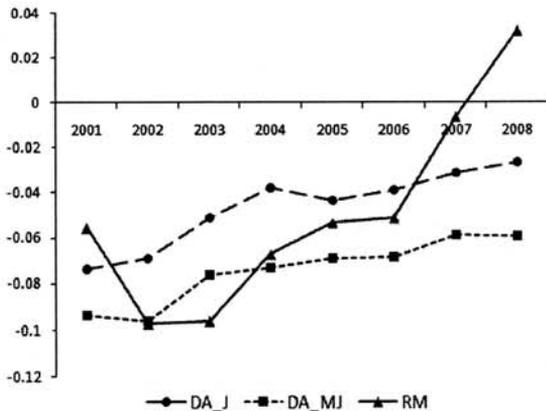
$$DA_J_{i,t} = TA_{i,t}/A_{i,t-1} - [\hat{\beta}_1(1/A_{i,t-1}) + \hat{\beta}_2(\Delta Sales_{i,t}/A_{i,t-1}) + \hat{\beta}_3(PPE_{i,t}/A_{i,t-1})] \dots\dots\dots (식 5)$$

$$DA_MJ_{i,t} = TA_{i,t}/A_{i,t-1} - [\hat{\beta}_1(1/A_{i,t-1}) + \hat{\beta}_2(\Delta Sales_{i,t} - \Delta REC_{i,t})/A_{i,t-1} + \hat{\beta}_3(PPE_{i,t}/A_{i,t-1})] \dots\dots\dots (식 6)$$

- TA_{i,t} : i 기업 t 연도의 당기순이익에서 i기업 t 연도의 영업활동으로 인한 현금흐름을 차감한 값.
- A_{i,t-1} : i 기업 t-1 연도의 총자산,
- ΔSales_{i,t} : i 기업 t 연도의 Δ매출액,
- ΔREC_{i,t} : i 기업 t 연도의 Δ매출채권,
- PPE_{i,t} : i 기업 t 연도의 유형자산 (토지와 건설중인 자산 제외),
- $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_2, \hat{\beta}_3$: 산업-연도별 회귀계수의 추정치.

다음 <그림 1>에는 각각의 이익조정 추정치의 연도별 추세와 추정치 간의 상관관계 분석결과가 제시되어 있다. 존스모형 재량적발생액(변수명: DA_J)과 수정존스모형 재량적발생액(변수명: DA_MJ)

의 상관계수는 0.973으로 두 추정치가 매우 유사한 의미를 갖고 있음을 확인해 볼 수 있다. 실물활동 이익조정 종합척도(변수명: RM)와 존스모형 재량적 발생액 간의 상관계수는 0.331, 실물활동 이익조정 종합척도와 수정존스모형 재량적 발생액 간의 상관계수는 0.364로 실물활동 이익조정 척도와 발생액 이익조정 척도는 양(+의 상관성을 갖는 것을 알 수 있다. 비록 단순 상관관계에 대한 분석이지만 해당 결과를 토대로 볼 때, 우리나라의 경우 실물활동 이익조정과 발생액 이익조정이 상호 대체적 관계에 있다고 보기에는 어려움이 있을 것으로 판단된다. 그리고 각 추정치의 연도별 중앙값 변화추세에 대한 분석결과를 살펴보면 다음과 같다. 실물활동 이익조정은 2006년을 기점으로 급격히 증가하는 행태를 보이고 있는 반면, 발생액 이익조정 경우 증가행태가 완화되고 있음을 알 수 있다. 회계정보의 신뢰성 제고를 위한 내부회계관리제도 의무시행이 2006년부터 본격화되었다는 점은 이러한 결과와 무관하지 않은 것으로 판단된다. 또한 이와 같은 점은 향후 발생액 이익조정과 더불어



	RM	DA_J
DA_J	0.331*** (0.000)	1.000
DA_MJ	0.364*** (0.000)	0.973*** (0.000)

<그림 1> 발생액 이익조정과 실물활동 이익조정의 관계

어 실물활동 이익조정에 대한 추가연구의 중요성을 시사한다.

V. 결론

기업지배구조는 일반적으로 경영자의 사적이익추구 유인을 통제하여 기업가치를 제고시키는 메커니즘으로 알려져 있으며, 발생액 이익조정에 관한 여러 실증연구들은 기업지배구조가 발생액 이익조정 수준을 낮추는데 유의한 영향을 미친다는 점을 확인하였다. 회계제도에 관한 여러 개혁안이 도입된 이후, 최근의 연구결과들은 경영자의 이익조정 전략이 발생액조정에서 실물활동조정으로 변화되었음을 지적하고 있다. 발생액 이익조정은 현금흐름에 영향을 주지 않는 반면, 실물활동 이익조정은 현금흐름에 영향을 미친다는 점에서 이상의 전략에는 차이가 있다. 이와 같은 차이는 지배구조와 실물활동 이익조정의 관계에 대한 추가적 증거가 필요함을 시사한다. 이에, 본 연구는 기업지배구조의 수준이 실물활동기반 이익조정에 미치는 효과를 실증적으로 검증했다.

분석결과를 요약해보면 다음과 같다. 지배구조의 평가점수가 높아질수록 비정상 영업현금흐름, 비정상 제조원가, 비정상 재량적비용과 관련된 실물활동 이익조정 수준은 모두 낮아지는 것으로 나타났다. 실물활동조정 종합척도는 세부 척도의 결과를 일관되게 재확인해주었다. 즉 지배구조의 평가점수가 높아질수록 실물활동을 통한 이익조정의 정도는 낮아지는 것으로 해석된다. 그리고 지배구조의 부문별 평가점수에 기초한 추가분석 결과에 따르면 경영과실배분 부문을 제외한 주주권리보호,

이사회, 공시, 감사기구 부문이 실물활동 이익조정 수준을 낮추는데 유의한 것으로 확인되었다.

본 연구의 공헌점은 다음과 같이 정리될 수 있다. 첫째, 본 연구는 기업지배구조와 실물활동 이익조정 간의 실증적 관련성을 확인하였다. 지금까지 실물활동 이익조정에 대한 대부분의 연구는 실물활동조정 척도의 타당성의 검토, 주가성과와의 관련성, 혹은 이익조정의 의도가 높을 수 있는 상황에서 실물활동조정의 변화에 맞추어져 왔다. 실물활동 이익조정은 현금흐름에 영향을 미친다는 점에서 발생액 이익조정과는 분명 다른 특성을 가지지만, 실물활동 이익조정과 기업지배구조 간의 관련성에 대한 증거는 거의 제시되지 않았다. 본 연구의 결과는 기업지배구조와 이익조정에 대한 추가적 증거를 제공하고 있다. 둘째, 본 연구는 기업지배구조의 수준을 여러 세부항목들로 구성된 평가점수를 통해 평가했다. 기업지배구조에 관한 대부분의 선행연구들은 기업지배구조의 수준을 포괄적으로 평가하기보다는 이사회 특성이나 소유구조만을 측정하여 분석해 왔다. 이사회 특성이나 소유구조는 사실상 기업지배구조의 수준을 포괄적으로 대변한다고 보기 어렵다. 이러한 점에서 본 연구는 기업지배구조의 역할을 분석하고 있는 연구에 기여하는 바가 클 것으로 기대된다.

참고문헌

- 권수영·김문철·손성규·최 관·한봉희(2003), **자본시장에서의 회계정보 유용성**, 신영사.
 김용식·황국재·김유찬(2008), "이사회 특성이 내부회계관리제도의 품질과 사외이사의 보상에 미치는 효

- 과." *회계와 감사연구*, 48, 427-454.
- 김정애 · 최종서(2006), "감사위원회 및 이사회 특성차이가 보수주의에 미치는 영향," *회계정보연구*, 24, 251-274.
- 김지홍 · 고재민 · 고윤성(2008), "적자 회피 및 이익 평균화를 위한 실제 이익조정 활동," *회계저널*, 17, 31-63.
- 김지홍 · 배지현 · 고재민(2009), "실제 이익조정이 장기 경영성과에 미치는 영향," *회계학 연구*, 34, 31-70.
- 김효진 · 김정은(2006), "내부회계관리제도가 이익조정에 미치는 영향에 대한 연구," *상장협 연구*, 54, 176-204.
- 문상혁 · 이화진 · 지현미(2006), "기업 지배구조가 보고이익의 질, 경영성과 및 기업 가치에 미치는 영향," *회계와 감사연구*, 44, 257-288.
- 박상수 · 전성민(2008), "최고경영자 교체와 실물활동을 통한 이익조정에 관한 연구," 한국회계학회 동계학술대회 논문집.
- 박종일(2003), "기업지배구조와 이익조정: 최대주주 지분율을 중심으로," *회계학 연구*, 28, 135-171.
- 이명곤 · 최상태 · 장석진(2007), "내부회계 관리제도의 취약점: 이익조정 그리고 정보위험과의 관련성," *회계와 감사연구*, 46, 61-97.
- 이상철 · 이경태(2003), "감사위원회 도입이 이익조정에 미치는 영향," *회계학 연구*, 28, 143-172.
- 조현우 · 문상혁 · 박종국(2005), "사외이사의 특성과 재무 건전성이 보수주의 성향에 미치는 영향," *대한경영학회지*, 18, 2753-2783.
- 조현우 · 유경연(2006), "내부회계 관리제도와 회계정보의 신뢰성," *회계와 감사연구*, 44, 119-144.
- 최현돌 · 윤재원(2006), "기업지배구조가 회계정보의 보수성에 미치는 영향," *회계학 연구*, 31, 145-174.
- Ahmed, A. S. and S. Duellman(2007) "Accounting Conservatism and Board of Director Characteristics: An Empirical Analysis," *Journal of Accounting and Economics*, 43, 411-437.
- Beeks, W., P. Pope and S. Young(2004), "The Link Between Earnings Timeliness, Earnings, Conservatism and Board Composition: Evidence from the UK Corporate Governance," *An International Review*, 12, 47-59.
- Burgstahler, D. and D. Dichev(1997), "Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses," *Journal of Accounting and Economics*, 24, 99-126.
- Cohen, D. A. and P. Zarowin(2010), "Accrual-Based and Real Earnings Management Activities around Seasoned Equity Offerings," *Journal of Accounting and Economics*, 50, 2-19.
- Cohen, D. A., A. Dey, and T. Z. Lys(2008), "Real and Accrual-Based Earnings Management in the Pre- and Post-Sarbanes-Oxley Periods," *The Accounting Review*, 83, 757-787.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney(1995), "Detecting Earnings Management," *The Accounting Review*, 70, 193-225.
- DeFond, M. L., and J. Jiambalvo(1994), "Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals," *Journal of Accounting and Economics*, 17, 145-176.
- Graham, J. R., C. R. Harvey, and S. Rajgopal (2005), "The Economic Implications of Corporate Financial Reporting," *Journal of Accounting and Economics*, 40, 3-73.
- Gunny, K.(2009), "The Relation Between Earnings Management Using Real Activities Manipulation and Future Performance: Evidence from Meeting Earnings Benchmarks," Working Paper, University of Colorado.
- Healy, P. M. and J. M. Wahlen(1999), "A Review of the Earnings Management Literature and Its Implications for Standard Setting,"

- Accounting Horizons*, 13, 365-383.
- Jensen, M. C.(1986), Agency Costs of Free Cash Flows, Corporate Finance, and Takeovers, *American Economic Review*, 76, 323-329.
- Jensen, M. C., and W. Meckling(1976), "Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Capital Structure," *Journal of Financial Economics*, 3, 305-360.
- Jones, J.(1991), "Earnings Management During Import Relief Investigation," *Journal of Accounting Research*, 29, 193-228.
- Klein, A.(2002), "Audit Committee, Board of Director Characteristics, and Earnings Management," *Journal of Accounting and Economics*, 33, 375-400.
- Krishnan, J.(2005), "Audit Committee Quality and Internal Control: An Empirical Analysis," *The Accounting Review*, 80, 649-675.
- Larcker, D. F., S. A. Richardson, and I. Tuna(2005), "How Important Is Corporate Governance?," Working Paper(The Wharton School, University of Pennsylvania, Philadelphia).
- Palmrose, Z. V.(1987), "Litigation and Independent Auditors: The Role of Business Failures and Management Fraud," *Auditing: A Journal of Theory and Practice*, 6, 90-103.
- Rangan, S.(1998), "Earnings Management and the Performance of Seasoned Equity Offerings," *Journal of Financial Economics*, 50, 101-122.
- Roychowdhury, S.(2006), "Earnings Management through Real Activities Manipulation," *Journal of Accounting and Economics*, 42, 335-370.
- Shleifer, A., and R. W. Vishny(1997), "A Survey of Corporate Governance," *Journal of Finance*, 52, 737-783.
- Stulz R.(1990), "Managerial Discretion and Optimal Financing Policies," *Journal of Financial Economics*, 26, 3-27.
- Teoh, S. H., I. Welch, and T. J. Wong(1998), "Earnings Management and the Long-Run Performance of Seasoned Equity Offerings," *Journal of Financial Economics*, 50, 63-100.
- Watts, R. L.(2003), "Conservatism in Accounting Part I: Explanations and Implications," *Accounting Horizons*, 17, 207-221.
- Xie, B., W. N. Davidson, and P. J. DaDalt(2003), "Earnings Management and Corporate Governance: the Role of the Board and the Audit Committee," *Journal of Corporate Finance*, 9, 295-316.
- Zhang, A. Y.(2007), "Evidence on the Tradeoff Between Real Manipulation and Accrual Manipulation," Working Paper, Duke University.
- Zingales, L.(1998), "Corporate Governance," in Newman. P.(Ed.): *The New Palgrave Dictionary of Economics and the Law*, MacMillan: New York, 497-503.

The Effect of Corporate Governance on Earnings Management through Real Activities Manipulation*

Yoo Chan Kim** · Yun Sik Kang***

Abstract

In the real world, it is hardly expected that complete contract is made because of the existence of contract costs. Thus, corporate governance has been regarded as one of major control mechanisms to affect manager's decision-making significantly. Several prior studies related to earnings management have indicated that the higher level of corporate governance is, the lower degree of earnings management is. Obviously, it somewhat looks like straightforward. However, earnings management literatures recently suggest that managers are shifting earnings management strategy from accrual basis to real activity basis. After the accounting reforms, it is said that change in earnings management strategy tends to be fast. It may be attributable to the reinforcement of internal control over financial reporting because strengthened internal control system can easily detect accrual-type earnings management.

In addition, real activity-based earnings management has far more important meanings than accrual-based earnings management because real activity-based earnings management can induce different sorts of consequences in contrast to accrual-based earnings management. For example, real activity-based earnings management significantly affects the future cash flows of the company. On the other hand, accrual-based earnings management does not affect cash flows themselves but adjust simply the timing of recognizing revenues or expenses. Therefore, it is important to focus on the strategic changes in earnings management in that real activity-based earnings management has great impacts on the long-term prospects of the company.

* This work was supported by the research fund of Hanyang University(HY-2009-N).

** First Author, Assistant Professor, College of Economics & Business Administration, Hanyang University.

*** Corresponding Author, Chief Researcher, Korea Corporate Governance Service.

If so, it indeed implies that we need additional evidences on the real activity-based earnings management in order to understand the earnings management practices. In this context, this study examined empirically that how much the level of corporate governance has an effect on the real activity-based earnings management by using the evaluation score from Korean Corporate Governance Services. As a result, we could find that the degree of earnings management through real activities(such as abnormal operating cash flows, abnormal production costs, and abnormal discretionary expenses) decreased as the level of corporate governance increased. It represents that corporate governance can play an important role in controlling managers' opportunistic behaviors on real manipulation. Additional test based on the scores of corporate governance subindices showed that they were negatively associated with real activity-based earnings management as a whole.

In short, real activity-based earnings management is quite different from accrual-based earnings management in that it has direct cash flow consequences. That is, in a long-term perspective, real activity-based earnings management has unique characteristics compared to those of accrual-based manipulations. The empirical results of this paper that the level of soundness of corporate governance is strongly related to the degree of real activity-based earnings management can be an evidence to complement the existing literature on earnings management.

Key words: corporate governance, real activity manipulation, accruals management, earnings management