

외국인 투자자 지분율이 이익조정에 미치는 영향*

이세용**

강성익***

〈요 약〉

경영자가 이익조정을 통하여 다른 사람의 의사결정에 관여하기 위해서는 경영자와 정보이용자 사이에 경영자의 이익조정에 대한 정보불균형이 존재하여야 한다. 왜냐 하면 정보불균형이 존재하지 않는다면 이익조정을 통하여 정보이용자의 의사결정에 영향을 미치려는 경영자의 의도대로 정보이용자들이 의사결정을 하지 않을 것이기 때문이다. 그러므로 어떤 특정의 요인에 의하여 경영자가 이익조정을 할 경우 정보불균형의 수준이 어느 정도인가에 따라 이익조정 수준이 달라지게 된다. 따라서, 정보불균형의 수준이 낮아지는 경우 경영자의 이익조정은 시장에서 관찰될 가능성이 증가하므로 특정의 이익조정 유인에 따라 나타나는 이익조정의 크기는 정보불균형의 수준이 높은 경우에 비하여 작아질 것이다.

본 연구는 1991년부터 2000년까지 12월 결산 상장제조업에 해당하는 표본(2,992 기업-년, 관리종목 제외)을 대상으로 정보불균형이 이익조정에 미치는 영향을 분석하였다. 정보불균형에 대한 측정치로는 외국인 투자자 지분을 사용하였으며 이익조정액의 측정은 수정된 Jones 모형을 산업별-연도별로 적용하여 계산하였다. 실증분석 결과 외국인 투자자 지분이 클수록 이익조정 수준은 감소하는 것으로 나타났다. 이익조정 수준을 양의 이익조정과 음의 이익조정을 모두 절대값으로 환산하여 분석한 경우와 양의 이익조정과 음의 이익조정을 구분하여 분석한 경우 모두 외국인 투자자 지분이 클수록 이익조정액의 크기는 작아지는 것으로 나타났다. 그러나, 보고이익이 감소하는 경우에는 외국인 투자자 지분이 클수록 이익조정 수준이 증가하는 것으로 나타났다.

〈주제어〉 외국인 투자자 지분, 이익조정, 정보불균형

* 본 연구는 2004년도 가톨릭대학교 교비연구비 지원에 의하여 수행하였습니다.

** 가톨릭대학교 경영학부 조교수, yoseli@catholic.ac.kr, 02-2164-4295, 주저자

*** 한국증권금융주식회사 상무, 02-3770-8506

I. 서 론

경영자의 이익조정행위를 설명하는 많은 연구들은 경영자로 하여금 이익조정을 하게 하는 유인과 그 유인에 따라 실제로 경영자가 이익을 조정하였는지에 연구의 초점을 맞추고 있다. 지금까지의 이익조정에 대한 연구들은 주로 경영자 보상, 부채계약, 정치적 규제, 이익유연화, 그리고 법인세비용 등과 같은 요인들이 이익조정에 영향을 미치는지를 분석하여 왔다.¹⁾

그런데 특정한 이익조정의 유인에 따라 경영자가 실제로 이익을 조정할 수 있으려면 경영자의 이익조정 사실을 회계정보이용자가 모르거나 아니면 이를 안다고 하더라도 이익조정의 정확한 수준을 몰라야 한다. 왜냐 하면 기업의 경제적 성과에 대해 이해관계를 갖는 사람들의 의사결정에 영향을 미치기 위하여 경영자가 자신의 자의적인 판단을 재무보고에 개입시키는 것(Healy와 Wahlen, 1999)을 이익조정으로 이해할 경우, 만약 경영자의 이익조정을 회계정보이용자가 관찰할 수 있다면 회계정보이용자는 경영자가 원하는 방향으로 의사결정을 하지 않을 것이며 이러한 상황에서 경영자는 굳이 이익을 조정하지 않을 것이기 때문이다.

그러므로 경영자가 이익조정을 실제로 행하기 위해서는 두 가지 조건이 충족되어야 한다. 첫째, 기업 내부적으로 이익조정에 대한 유인이 존재하고²⁾, 둘째, 그에 따라 경영자가 이익을 조정할 경우 그 이익조정의 목적이 달성되려면 기업 외부적으로 시장이 경영자의 이익조정을 관찰하기가 용이하지 않아야 한다. 그러므로 두 번째 조건은 결과적으로 경영자와 정보이용자 사이의 정보불균형(information asymmetry) 문제로 귀착된다. 정보불균형의 수준이 클수록 경영자가 이익을 조정할 가능성은 증가하며 반대로

1) Healy(1985), Holthausen et al.(1995), Gaver et al.(1995) 등은 경영자 보상과 이익조정의 관계를 분석하였으며 Defond와 Jambalvo(1994) 그리고 황인태(1996) 등은 부채계약과 관련된 이익조정을, Jones(1991), Cahan(1992), 황인태(1996) 등은 정치적 규제의 유도나 회피와 관련되는 이익조정을 분석하였다. Defond와 Park(1997), Hunt et al.(1995), 김문철·황인태(1996), 송인만·이용호(1997) 등은 이익유연화와 관련되는 이익조정을 분석하였으며 Scholes et al.(1992), Harris(1993), Guenther(1994), 박춘래·김성민(1996), 백원선·최관(1999), 이세용(2003) 등은 법인세비용과 관련된 이익조정을 분석하였다. 이 외에도 경영자의 기업매수, 경영권 투쟁, 비정상적인 경영자 교체 그리고 재무분석가의 이익예측과 관련된 이익조정, 재무적 곤경과 관련된 이익조정, 감리지적기업이나 유상증자기업 등에서의 이익조정 등 특수한 상황에서 나타나는 이익조정에 대하여 많은 연구가 존재한다.

2) 선행연구들은 기업 내부적인 이익조정의 유인에 의해 나타나는 이익조정 문제를 다룬 것으로 판단된다.

정보불균형의 수준이 작아질수록 경영자의 이익조정은 본래 의도한 목적을 달성할 수 없게 되므로 이익조정의 가능성은 감소할 것이다. 그러므로 정보불균형은 이익조정에 대한 포괄적인 제약조건이라고 할 수 있다.

그럼에도 불구하고 이익조정에 대한 지금까지의 연구들은 이익조정의 유인이라는 직접적인 내부적 조건에 대해서만 연구의 초점을 맞추고 이에 따라 실제로 이익조정이 발생하였는지를 분석하였다. 즉, 선행연구들은 정보불균형이라는 외부적 조건이 이익조정에 미치는 영향에 대해서는 이를 명시적으로 고려하지 못하였다. 그러므로 이익조정에 대한 선행연구들은 결과적으로 완전한 정보불균형³⁾ 상태를 암묵적으로 가정하고 이익조정에 대한 연구를 수행한 것이라고 할 수 있다.

그러나, 현실적으로 경영자와 정보이용자 사이에 완전한 정보불균형이 존재한다고 할 수는 없을 것이다. Dechow(1994)는 발생액(accruals)은 경영자의 재량에 의해 결정되므로 발생액을 포함하는 이익은 성과측정치로서의 신뢰성이 저하되며 Sloan(1996)은 발생액의 지속성이 낮으므로 역시 발생액을 포함하는 이익의 지속성이 저하된다는 것을 실증하고 있다. 또한 최종서(1998)는 재량적 발생이 과다하게 수행될 경우 회계이익을 구성하는 현금흐름과 발생액의 주식수익률에 대한 설명력이 감소함을 보이고 있으며 한 봉희(1998)는 현금흐름의 감소를 경감하기 위하여 발생주의적 조정을 할 경우 회계이익의 유용성이 저하된다는 것을 보이고 있다. 이러한 연구결과들은 시장이 경영자의 재량에 의한 이익조정을 관찰하고 있으며⁴⁾ 그에 따라 회계이익에 대한 신뢰수준을 낮추는 방향으로 반응하고 있다는 것을 보여 주는 것으로 시장이 완전한 정보불균형의 상태에 있지 않다는 것을 의미하는 것이다.

그러므로 본 연구는 이익조정의 내부적 유인에 연구의 초점을 맞춘 선행연구에 더하여 이익조정의 외부적 조건으로서 정보불균형이 이익조정에 어떠한 영향을 미치는가를 분석한다. 많은 연구에서 정보불균형의 수준은 주식의 분산정도를 가지고 측정된다. 주식의 분산이 잘된 기업(publicly-held firms, 이하 주식분산기업)일수록 경영자와 정보이용자 사이의 정보불균형은 커지며 주식의 분산이 잘 안된 기업(privately-held firms, 이

3) 본 연구에서 완전한 정보불균형이란 경영자가 가지고 있는 정보를 정보이용자는 전혀 가지고 있지 못하다는 의미로 사용한다.

4) 그러나, 현실적으로 이익조정이 100% 관찰되는 것은 아니다. 지금까지의 이익조정에 대한 연구결과를 보면 경영자들은 꾸준히 이익조정을 해 오고 있는데 이것은 이익조정이 100% 관찰되고 있지는 않다는 증거이다. 왜냐하면 이익조정이 100% 관찰가능하다면 경영자의 이익조정은 그 목적을 달성할 수 없게 되므로 경영자는 이익조정을 하지 않았을 것이며 따라서 이익조정에 대한 연구들의 결과는 이익조정의 존재를 부정하는 것이어야 하기 때문이다.

하 주식미분산기업)일수록 정보불균형의 수준은 작아진다. 주식분산기업의 주주들은 경영자의 활동에는 별 관심을 보이지 않으며 특히 경영자를 모니터링함으로 얻는 효익보다 모니터링 비용이 더 클 가능성이 있으므로 주식미분산기업에 비해 정보불균형의 수준이 더 커질 가능성이 존재한다(Black, 1992; Degeorge et al., 1999; Beatty et al., 1999; Ke et al., 1999).

그러나, 우리나라에서 주식의 분산을 이용하여 정보불균형의 정도를 측정할 경우 정보불균형의 수준이 정확하게 측정되지 못 할 가능성이 크다. 왜냐 하면 계열사를 이용한 상호지분소유 등의 이유로 외형적으로 보이는 소유구조가 실질적인 소유구조를 정확하게 반영하지 않을 수 있기 때문이다. 이러한 이유에서 본 연구에서는 정보불균형의 측정치로서 외국인 지분율을 사용한다. 외국인 투자자들은 상대적으로 신뢰성있는 회계정보를 요구하므로 외국인 지분율이 높을수록 경영자의 재량적인 이익조정은 감소할 것이다. 결과적으로 외국인 지분이 클수록 정보불균형의 수준이 감소하고 이에 따라 경영자의 이익조정행위는 감소할 것이다.

따라서, 본 연구는 정보불균형의 결과가 재량적 발생액의 크기에 반영될 것이라는 예상에 따라 정보불균형의 수준을 외국인 지분율로 측정하여 이 외국인 지분율과 재량적 발생액 사이의 관계를 분석함으로써 최종적으로 정보불균형이 이익조정에 미치는 영향을 분석하는 것을 목적으로 한다.

이를 위하여 본 연구는 1991년부터 2000년까지 2,992 기업-년의 표본을 대상으로 외국인 투자자 지분이 이익조정에 미치는 영향을 살펴보았다. 만약 외국인 투자자 지분이 이익조정을 제약하는 외부적인 요인이 아니고 선행연구에서 제시된 많은 요인들처럼 기업 내부적인 이익조정의 유인이라면 외국인 투자자 지분이 증가할수록 보고이익을 증가시키거나 감소시키는 이익조정이 나타날 것이다. 그러나, 실증결과는 외국인 투자자 지분이 증가할수록 보고이익을 증가시키는 이익조정(이하 양의 이익조정)이나 보고이익을 감소시키는 이익조정(이하 음의 이익조정)의 절대값이 함께 감소하였다. 이것은 외국인 투자자 지분이 증가하면 경영자의 이익조정 수준이 감소한다는 것을 의미하며 결과적으로 외국인 투자자 지분이 증가함에 따라 정보불균형의 수준이 감소하면서 경영자의 재량적인 이익조정의 여지가 감소한 것으로 해석된다.

그러나, 보고이익이 감소하는 경우에는 외국인 투자자 지분의 증가에 따라 이익조정의 수준이 오히려 증가하는 현상이 나타나고 있다. 이것은 외국인 투자자가 본질적으로 투자수익을 목표로 하는 투자자라는 관점에서 이해된다. 보고이익의 변화가 양의 값을 갖거나 그 양의 이익변화가 지속되는 경우 기업가치는 높게 평가되며 반대로 지속적인

이익조정이 단절되는 경우 기업가치는 감소한다(Barth et al., 1997; DeAngelo et al., 1996). 그러므로 보고이익이 감소하는 경우 외국인 투자자들은 투자원금과 투자수익의 확보를 위하여 경영자의 이익조정을 묵인하는 경향이 있는 것으로 해석된다.

이러한 본 연구의 결과는 이익조정에 대한 연구를 할 경우에 관찰되는 이익조정 수준은 정보불균형의 존재에 의하여 본래 의도했던 이익조정 수준보다 낮아 졌다는 사실을 인식하고 이익조정행위를 이해해야 함을 시사하는 것이다.

이하 제 II장에서는 선행연구를 살펴보고 그에 따라 가설을 제시한다. 제 III장에서는 연구방법과 표본에 대해 설명하고 제 IV장에서는 실증결과를 제시한다. 마지막으로 제 V장에서는 연구의 결론과 한계점을 제시한다.

II. 선행연구 및 가설설정

Burgstahler와 Dichev(1997) 그리고 Degeorge et al.(1999)에 의하면 publicly-held 기업의 경우 소액의 이익이 보고되는 빈도가 소액의 손실이 보고되는 빈도보다 많으며 또한 소액의 이익증가가 보고되는 경우가 소액의 이익감소가 보고되는 경우보다 더 많다. 또한 Myers와 Skinner(1999)는 상당히 많은 기업들에게 있어 분기별 EPS가 연속적으로 증가하고 있는 것을 보고하고 있다. 이러한 선행연구들의 결과는 기업의 경영자들이 암묵적 계약에 의한 유인에 따라 이익의 흐름을 재량적으로 관리한다는 것을 보여준다. 그러나 암묵적 계약에 따라 경영자가 이익을 조정할 유인을 갖는다 하더라도 주식미분산기업의 소유주는 경영자와의 정보불균형이 작으므로 암묵적 계약을 체결하려 하지 않을 것이다. 이러한 현상은 Ke et al.(2000)에서도 확인된다. Ke et al.(1999)에 의하면 주식미분산기업인 경우 회계수치에 근거하여 경영자보상을 계약하는 경우가 작으며 그 이유는 모니터링 비용이 이들 주식미분산기업의 경우에는 작기 때문이다. Black(1992)은 주식분산이 잘 되어 있는 경우 기업활동을 모니터링함으로써 얻는 효익에 대해 개별 투자자는 극히 작은 부분에 대해서만 권리를 갖게 되므로 주식분산기업의 경우 투자자들은 정보불균형을 개선할 유인을 갖지 않는다는 것을 보여 주고 있다. 이에 따라 Beatty et al.(1999, Working Paper)은 주식분산기업의 경우 주식미분산기업에 비하여 정보불균형이 커서 경영자가 이익의 흐름을 적극적으로 조정한다는 것을 실증하고 있다.

이상의 선행연구의 결과에 의하면 정보불균형은 이익조정의 크기에 영향을 미치는 요인이 된다. 그러나 여기에서 주목해야 할 것은 정보불균형이 이익조정에 대한 직접적

인 유인은 아니라는 것이다. 경영자보상과 관련하여 경영자에게는 이익의 조정에 대한 유인이 이미 존재하는 것이며 정보불균형은 보상과 관련되는 이익조정의 유인에 따라 경영자가 실제로 이익을 조정하는 것에 대한 제약요인으로 작용하는 것이다. 즉, 경영자와 기업 소유주 사이에 정보불균형이 큰 경우(즉, 주식분산기업인 경우) 경영자는 자신의 보상 극대화를 위하여 적극적으로 이익을 조정할 것이다. 그러나 정보불균형이 작은 경우(즉, 주식미분산기업인 경우) 경영자는 이익조정의 유인에도 불구하고 이익조정을 하기가 어려우며 설사 이익조정을 한다 하더라도 이익조정의 수준은 상당히 작아질 것이다.

결과적으로 위에서 제시한 선행연구들은 경영자보상이라는 유인에 따라 나타나는 이익조정이 정보불균형이라는 외부적 요인에 의하여 어떠한 영향을 받는가를 분석한 것이다. 이러한 관계는 경영자보상 이외의 유인에 의한 이익조정의 경우에도 성립할 것이다. 부채계약에 의한 이익조정이든, 정치적 규제에 의한 이익조정이든, 이익유연화에 의한 이익조정이든 혹은 법인세비용과 관련된 이익조정이든 어떠한 경우에도 경영자가 이익조정을 수행하는 목적을 달성하기 위해서는 관련된 정보이용자와 경영자 사이에 정보불균형이 존재해야 한다. 왜냐 하면 정보불균형이 없다면 관련된 정보이용자들은 경영자의 이익조정행위를 관찰하고 경영자가 조정한 이익이 아니라 조정되기 전의 이익을 기준으로 의사결정을 할 것이므로 경영자는 이익조정을 하는 목적을 달성할 수 없게 되고 따라서 경영자는 굳이 이익조정을 할 이유가 없어지기 때문이다. 그러므로 정보불균형은 특정의 이익조정의 유인에 따라 경영자가 실제로 이익조정을 할 수 있는 지에 대한 외부적인 제약조건으로 기능한다고 볼 수 있다.

그러나, 우리나라의 경우 미국의 선행연구에서처럼 정보불균형을 주식분산기업과 주식미분산기업으로 구분하기가 곤란한 것은 우리나라 기업들의 소유구조가 다중복합적으로 구성되어 있기 때문이다. 외형적으로 보이는 소유구조가 실질적인 소유구조를 나타내지 못하는 것은 계열사를 통한 상호지분보유나 임원 등의 차명을 통한 위장소유 등 여러 가지 방법으로 진정한 소유구조가 왜곡되어 나타나기 때문이다.

이에 따라 본 연구에서는 정보불균형에 대한 측정치로 외국인 투자자의 지분을 사용한다.⁵⁾ 왜냐하면 외국인 투자자들은 기본적으로 기업가치에 기초하여 투자의사결정을

5) 최성규·김경민(2001)은 경영자지배(manager-controlled; 이하 MC) 기업(개념적으로 본 연구의 publicly-held 기업에 해당)과 소유자지배(owner-controlled; 이하 OC) 기업(개념적으로 본 연구의 privately-held 기업에 해당)의 이익조정 문제를 다루고 있다. MC기업은 대주주 1인 지분율이 지속적으로 15% 미만인 기업으로, OC기업은 대주주 1인 지분율이 지속적으로 35% 이상 유지된 기업으

하므로 투자기업에 대한 투명한 정보를 가장 적극적으로 요구할 것이기 때문이다. Makhija와 Spiro(2000)는 체코의 기업들을 대상으로 한 분석에서 외국인 지분율과 기업 가치 사이에 유의적인 양의 관계가 나타나며 이러한 관계는 외국인 투자자들이 기업 정보에 대한 접근성이 상대적으로 우월하기 때문이라고 해석하고 있다. 이렇게 외국인 투자자들이 기업정보에 대한 접근성이 우월하다는 것은 외국인 투자자들이 경영자에 대한 감시자(monitors)로서의 역할을 수행한다는 것을 의미하는 것이다. 따라서, Makhija와 Spiro(2000)의 결과는 외국인 투자자들의 존재에 따라 정보불균형이 일정 부분 감소한다는 것을 의미한다. 또한, Shleifer와 Vishny(1986)는 높은 지분율을 갖는 대주주(large blockholders)의 경우 이들이 비록 적극적인 감시자가 아니라 하더라도 단지 그들의 존재로 인하여 나타나는 인수합병의 가능성으로 경영자들을 효과적으로 통제한다고 주장하고 있다.⁶⁾ 그러므로 외국인 투자자 지분이 높은 기업은 경영자의 재량에 의한 이익조정에 대한 감시의 수준이 높아질 것으로 예상할 수 있다.

이에 더하여 우리나라의 주식시장에 참여하는 외국인 투자자의 특성이 정보불균형을 완화하는 작용을 하는 것으로 보인다. 우리나라의 경우 외국인 투자자의 시장주도권이 매우 크게 나타나고 있는데 이 때, 외국인 투자자들은 회계투명성을 강조하고 동시에 기업에 대한 정보를 빈번하게 요구하므로⁷⁾ 경영자는 이들의 요구에 따라 사적인 정보(private information)를 공개해야 하므로 결과적으로 이익조정의 가능성은 감소하게 된다.

이상에서 살펴보았듯이 외국인 투자자 지분율이 높은 기업은 경영자의 재량에 의한 이익조정의 수준이 감소할 것으로 기대된다.

가설 1 : 외국인 투자자 지분이 큰 기업일수록 정보불균형의 수준이 감소하므로 이익조정의 수준이 작아진다.

Barth et al.(1997)은 양의 이익변화를 갖는 기업의 가치는 높게 평가되고 또한 그 양의 이익변화가 지속적으로 나타나는 기간이 길수록 기업의 가치가 높게 평가된다고 하였다. 또한, DeAngelo et al.(1996)은 지속적인 이익성장이 단절되는 경우 실질적인 주

로 하였다. 그런데 우리나라 재벌총수의 경우 단지 몇 %의 지분만으로도 해당회사의 모든 정보를 알 수 있으므로 15%를 기준으로 MC기업을 구분하는 것은 진정한 MC기업을 대표하지 못할 수 있다. 이러한 이유에서 본 연구에서는 최성규·김경민(2001)이 제시한 MC기업과 OC기업의 구분방법을 사용하지 않았다.

6) Shleifer와 Vishny(1986)는 외국인 투자자를 "blockholders"로 명시적으로 구분하고 있지 않지만 Makhija와 Spiro(2000)는 외국인 투자자를 대표적인 "blockholders"로 구분하고 있다.

7) 이 부분에 대한 지적을 해 주신 익명의 심사자에게 감사의 말씀을 드립니다.

가하락이 나타난다는 것을 보고하고 있다.

외국인 투자자는 기본적으로 투자수익의 획득을 최종 목적으로 하므로 보고이익이 음의 변화를 갖거나 양의 이익변화의 기간이 줄어드는 경우에는 기업가치의 하락을 우려하여 기업의 이익조정을 일부 묵인할 가능성이 있다. 특히, 우리나라의 경우 외국인 투자자들은 단기적 수익성을 추구하는 특성을 갖기 때문에⁸⁾, 가설 1이 지지되는 경우라 하더라도 이익변화가 음의 값을 갖거나 양의 이익변화를 갖는 기간이 점점 감소하는 경우에는 그렇지 않은 경우에 비해 외국인 투자자들은 이익조정에 대하여 상대적으로 관대한 태도를 취할 것으로 예상된다.⁹⁾ 이에 따라 다음의 가설을 수립한다.

가설 2 : 이익이 감소하는 경우 가설 1에서 이익조정 수준이 감소하는 정도는 작아진다.

이상에 보듯이 외국인 투자자는 투명한 회계에 대한 관심과 경영정보에 대한 요구 등으로 경영자의 사적 유인에 의한 이익조정에 대한 감시자로서의 역할을 수행한다. 이에 따라 외국인 투자자 지분율이 높을수록 경영자의 이익조정이 감소할 것이라는 예상 이 가능하다(가설 1). 그러나, 우리나라에서 외국인 투자자는 기본적으로 단기적인 투자 수익을 목적으로 하는 투자펀드의 성격이 강하므로 투자대상 기업의 보고이익이 감소 하여 자본이득이나 배당수익의 감소가 예상되는 경우 이익조정에 대한 감시자로서의 기능을 일부 포기할 것이라는 예상도 가능하다(가설 2).

8) 이 부분에 대한 지적을 해 주신 익명의 심사자에게 감사의 말씀을 드립니다.

9) “외국인들은 장기투자자란 인식이 널리 퍼져 있지만 사실은 그렇지도 않다. 최근엔 외국인 매매패턴이 전반적으로 짧아지는 추세다. 한 외국계 증권사 관계자는 「투자가의 최대목표는 사회봉사가 아니라 수익」이라며 「짧은 기간에 목표수익률을 맞췄다면 현금화하려는 욕구를 가지는 것은 당연하다」고 말했다.”(이상 매일경제신문 2002년 4월 13일자 기사 내용 중 일부 인용)

또한 소로스 계열 펀드가 대주주로 있는 서울증권이 주식 액면가(₩2,500)의 60%에 해당하는 주당 ₩1,500의 현금배당을 함에 따라 서울증권에 투자한 경영권 인수자금(675억원)의 48.6%를 단숨에 회수해 가는 것은 외국인 투자자의 속성을 정확히 보여 주는 사례이다.(이상 매일경제신문 2002년 3월 11일자 기사 중 일부 내용 요약정리)

Ⅲ. 연구모형 및 표본

1. 연구모형

다음의 (기본모형)은 외국인 투자자 지분이 커질수록 투명한 회계정보에 대한 요구가 증가하고 그에 따라 경영자의 재량적인 이익조정이 감소한다는 것(가설 1)과 보고이익이 감소하는 경우에는 가설 1에서 이익조정 수준의 감소 정도가 줄어든다는 것(가설 2)을 실증한다.

(기본모형)

$$|DA_{jt}| = \beta_0 + \beta_1 CFO_{jt} + \beta_2 (CFO_{jt} \times PD_{jt}) + \beta_3 FOR_{jt} + \beta_4 (FOR_{jt} \times D_{jt}) + \varepsilon_{jt}$$

여기에서 $|DA_{jt}|$ = j 기업의 t 년도 이익조정액의 절대값으로 기초자산

(A_{jt-1})으로 스케일링함

CFO_{jt} = j 기업의 t 년도 영업활동으로부터의 현금흐름으로 기초자산

(A_{jt-1})으로 스케일링함

PD_{jt} = j 기업의 t 년도 이익조정액(DA_{jt})이 양수이면 1, 아니면 0

FOR_{jt} = j 기업의 t 연도 외국인 투자자 지분율

D_{jt} = j 기업의 t 연도 이익조정전 이익이 기대이익보다 작으면 1, 아니면 0(이익조정전 이익은 보고이익에서 이익조정액을 차감하여 구하며 랜덤워크 모형에 따라 전기의 보고이익을 기대이익으로 함)

종속변수로 이익조정액의 절대값($|DA|$)을 사용한 이유는 양의 이익조정이든 음의 이익조정이든 외국인 투자자 지분율이 커지면 재량적인 이익조정의 수준이 줄어들게 될 것이므로 양의 이익조정과 음의 이익조정 모두 그 절대값은 감소할 것이기 때문이다.

본 연구에서는 이익조정액(DA)을 다음의 식과 같이 수정된 Jones 모형을 산업별-연도별로 적용하여 측정하였다.¹⁰⁾ 이 경우 다음의 식에서 나타나는 잔차(ε_{jt})가 곧 재량

10) 원래의 Jones(1991) 모형은 시계열자료를 이용하여 표본기업에 대한 재량적 발생액을 각 기업별로 도출하였음에 비해 본 연구에서는 Subramanyam(1996)을 따라 산업별-연도별로 수정된 Jones 모

적 발생액이 되며 이를 이익조정액에 대한 측정치로 사용하였다.

$$\frac{TA_{jt}}{A_{jt-1}} = \alpha \left(\frac{1}{A_{jt-1}} \right) + \beta_1 \left(\frac{\Delta REV_{jt} - \Delta AR_{jt}}{A_{jt-1}} \right) + \beta_2 \left(\frac{PPE_{jt}}{A_{jt-1}} \right) + \varepsilon_{jt}$$

여기에서 TA_{jt} = j 기업의 t 년도 총 발생액
 $= (\Delta \text{유동자산} - \Delta \text{현금}) - (\Delta \text{유동부채} - \Delta \text{유동성장기부채} - \Delta \text{미지급 법인세}) - \text{감가상각비}$
 A_{jt-1} = j 기업의 t-1 년도 기말 자산
 ΔREV_{jt} = j 기업의 t-1 년도에 대한 t 년도의 매출액 변동
 ΔAR_{jt} = j 기업의 t-1 연도에 대한 t 년도의 매출채권 변동
 PPE_{jt} = j 기업의 t 년도 기말 유형자산

기본모형에서 영업활동으로부터의 현금흐름(CFO)은 이익조정에 영향을 미치는 통제 변수로 도입되었다. Dechow(1994)에 의하면 현금흐름 정보는 인식시기(timing)와 수익과 비용의 대응(matching)의 관점에서 문제가 있으며 이러한 문제는 발생액에 의하여 조정될 수 있다. 즉, 현금흐름과 발생액 사이에는 음(-)의 상관관계가 존재하며 결과적으로 현금흐름은 발생액의 중요한 결정인자라고 할 수 있다. 본 연구의 목적이 정보불균형의 측정치로서 외국인 투자자 지분이 이익조정에 미치는 외부적 영향을 분석하는 것이므로 이익조정에 미치는 내부적 요인을 우선적으로 고려할 필요가 있으며 위의 모형에서는 이익조정에 대한 내부적 요인으로 영업활동으로부터의 현금흐름(CFO)을 사용하였다.¹¹⁾ 다만, 영업활동으로부터의 현금흐름이 양의 이익조정에 미치는 영향과 음의 이익조정에 미치는 영향이 다를 경우 종속변수가 이익조정액(DA)의 절대값(|DA|)으로 되어 있으므로 그 차별적인 영향을 통제하기 위하여 이익조정액의 부호를 구분하는 더미변수 PD를 도입하였다.

변수 FOR는 외국인 투자자 지분율로서 정보불균형의 수준에 대한 측정치로 사용된다. 외국인 투자자 지분이 클수록 정보불균형의 수준은 작아질 것이므로 FOR의 계수(β_3)의 부호는 음(-)수일 것으로 기대된다(가설 1). 그러나, 외국인 투자자의 본질적인

형을 적용하였다.

11) CFO 이외에 기업규모와 부채비율을 통제변수로 추가한 경우에도 CFO 만을 통제변수로 사용한 경우와 결과가 달라지지 않았다.

속성은 투자수익을 얻는 것이므로 보고이익이 작아서 기업가치가 감소할 것으로 예상되는 경우 외국인 투자자는 경영자의 이익조정에 대해 보다 관용적인 태도를 견지할 것이다. 이의 실증을 위하여 보고이익이 감소하면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 D 를 도입하였다. 본 연구에서는 이익조정전 이익이 기대이익보다 작으면 보고이익이 감소하는 것으로 보았는데 이익조정전 이익은 손익계산서의 보고이익에서 이익조정액을 차감하여 구하며 기대이익은 랜덤워크 모형에 따라 전기의 보고이익으로 하였다. 그러므로 $FOR \times D$ 의 계수(β_4)는 보고이익이 감소하는 경우 외국인 투자자 지분율이 이익조정에 미치는 영향을 포착하며 그 부호는 β_3 의 값을 감소시키는 방향으로 나타나 양(+)의 값일 것으로 기대된다(가설 2).

2. 표본

본 연구에 사용한 표본은 사단법인 한국상장회사협의회의 기업정보웨어하우스 TS2000에서 수집하였다. 1990년부터 2000년까지의 기간에 대해 매 년도말 현재 증권거래소에 상장되어 있는 12월 결산 제조업 중에서 관리대상이 아닌 기업을 대상으로 총 3,803 기업-년의 표본을 추출하였다. 이 중에서 자산, 유형자산, 토지, 매출액, 매출채권 그리고 감가상각비¹²⁾의 값이 음수인 기업-년은 경제적인 해석에 의미가 없을 것이므로 표본에서 제외하였다(19 기업-년). 또한 1990년도의 자료 중 기말자산만이 1991년에 대한 스케일링으로서 사용되므로 사실상 1990년의 자료는 본 연구에서 제외된다(274 기업-년). 다음에 분석결과에 극단치가 미치는 영향을 제거하기 위하여 실증분석에 사용되는 변수들에 대해 그 값의 절대값이 그 변수의 연도별 평균 $\pm(3 \times \text{표준편차})$ 를 초과하는 경우에는 이를 제거하였다(307 기업-년).¹³⁾ 마지막으로 본 연구는 1991년부터 2000년도에 대해 수정된 Jones(1991) 모형을 연도별-산업별 기준으로 적용하여 각 기업의 이익조정액을 추정하므로 산업별-연도별로 구분된 그룹 중에서 표본의 수가 10 기업-년에 미달하는 것은 회귀분석결과와 신뢰성을 고려하여 제거하였다(211 기업-년).

이에 따라 추출된 총 표본수는 결과적으로 2,992개 기업-년으로서 이 과정을 요약하

12) 이들 변수들은 수정된 Jones(1991) 모형에서 재량적 발생액을 측정하는데 사용되는 변수들이다.

13) 자산, 부채, 영업활동으로부터의 현금흐름, 유동자산, 현금, 유동부채, 유동성장기부채, 감가상각비, 외국인 투자자 지분, 유형자산, 매출액, 기업규모, 부채비율 그리고 CFO를 기초자산으로 스케일링한 값에 대하여 이들 중 어느 한 변수라도 그 변수의 절대값이 그 변수의 연도별 평균 $\pm(3 \times \text{표준편차})$ 를 초과하는 경우에는 이를 제거하였다.

면 <표 1>과 같다.

〈표 1〉 표본의 추출

1. 1990부터 2000년까지 매 연도말에 상장되어 있는 12월 결산 제조업(관리대상 기업 제외)	3,803 기업-년
2. 특정 변수1)의 값이 음수인 표본	19 기업-년
3. 1990년도 표본	274 기업-년
3. outlier2)	307 기업-년
4. 이익조정액 추정시 산업별-연도별 기준에 의한 표본수 가 10 기업-년에 미달	211 기업-년
최종 표본수	2,992 기업-년

- 1) 특정 변수라 함은 자산, 부채, 유형자산, 토지, 매출액, 매출채권 그리고 감가상각비를 한다. 이들 변수들은 부채를 제외하고는 수정된 Jones(1991) 모형에서 재량적 발생액을 측정하는데 사용되는 변수들이다. 여기에서 부채를 특별히 고려하는 이유는 경영자의 재량적 발생에 대한 통제변수로 사용하기 위함이다.
- 2) 자산, 부채, 영업활동으로부터의 현금흐름, 유동자산, 현금, 유동부채, 유동성장기부채, 감가상각비, 외국인 투자자 지분, 유형자산, 매출액, 기업규모, 부채비율 그리고 기초자산으로 스케일링한 영업 활동으로부터의 현금흐름에 대하여 이들 중 어느 한 변수라도 그 변수의 절대값이 그 변수의 연도별 평균 $\pm(3 \times \text{표준편차})$ 를 초과하는 경우에는 이를 제거하였다.

최종적으로 추출된 2,992 기업-년의 표본을 각 연도별로 구분하면 다음의 <표 2>와 같다.

〈표 2〉 연도별 표본수

연도	전체	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000
표본수	2,992	239	247	250	261	290	325	324	338	354	364

또한, 추출된 표본을 산업별로 분류한 것이 <표 3>이다. 총 25 개의 산업 중에서 14 개의 산업만이 표본으로 추출되었는데 이것은 이익조정액 추정과정에서 산업별-연도별 기준으로 10 기업-년에 미달하는 그룹을 제거하였기 때문이다. 따라서, 추출된 표본이 산업별 편의(bias)를 가질 위험은 있지만 제거된 표본들은 산업별-연도별 기준으로 10 기업-년에 미달하는 것들이므로 이들을 표본에 포함할 경우에는 이익조정액의 추정오차가 심각하게 발생할 것이다. 그러므로 본 연구에서 추출된 표본은 이익조정과 관련된 본 연구의 목적에 적합하다고 판단된다.

<표 3>에서 화학제품 제조업과 전기·전자제품 제조업의 표본수는 각각 573 기업-년과 478 기업-년으로 다른 산업에 비해 표본수가 많으며 종이·목재제품 제조업과 운수창고업은 각각 표본수가 67 기업-년과 66 기업-년으로 가장 작다. 그러나, 이들 산업을 제외한 나머지 산업들은 표본수가 128 기업-년과 224 기업-년 사이에서 비교적 고르게 분포하고 있다.

〈표 3〉 표본의 산업별 분포

음식료품	193 기업-년
섬유·의복	185 기업-년
종이·목재	67 기업-년
화학	573 기업-년
의약품	175 기업-년
비금속광물	156 기업-년
철강·금속	196 기업-년
기계	195 기업-년
전기·전자	478 기업-년
운수장비	172 기업-년
유통업	184 기업-년
건설업	224 기업-년
운수창고업	66 기업-년
기타 제조업	128 기업-년
총 표본수	2,992 기업-년

IV. 실증결과

1. 기술통계량

<표 4>는 중요 변수의 기술통계량을 나타낸다. 패널 A는 전체 표본에 대한 것으로 보고이익은 평균적으로 기초자산의 2.08% 수준이며 이 중에서 0.15%는 이익조정에 의한 것임을 알 수 있다. 보고이익과 이익조정의 중앙값은 각각 1.93%와 0.13%로 평균값과 크게 다르지 않다.

패널 B와 패널 C는 양의 이익조정을 한 표본과 음의 이익조정을 한 표본을 구분한 것이다. 패널 B와 패널 C의 표본수는 각각 1,515 기업-년과 1,477 기업-년으로 표본의 크

242 외국인 투자자 지분율이 이익조정에 미치는 영향

기가 유사하다고 할 수 있다. 양의 이익조정을 한 표본(패널 B)의 경우 보고이익은 평균적으로 기초자산의 2.78% 수준으로 이익조정액 7.68%보다 작다. 즉, 패널 B의 표본은 양의 이익조정을 통하여 보고이익의 부호를 음(-)의 값에서 양(+)의 값으로 전환시켰다고 보여진다. 이에 비하여 패널 C의 표본은 기초자산의 7.57%에 해당하는 이익조정을 통하여 이익을 감소시켜 보고이익을 평균적으로 1.37% 수준에서 맞추고 있어 보고이익이 음(-)의 값을 갖는 수준까지 음의 이익조정을 하지는 않는 것으로 판단된다.

〈표 4〉 기술통계량 - 전체 표본

패널 A : 전체 표본(표본수 : 2,992 기업-년)							
변수	평균	표준편차	최소값	25%	중위수	75%	최대값
EARN	0.0208	0.0678	-0.7682	0.0060	0.0193	0.0438	0.5705
DA	0.0015	0.1077	-0.6132	-0.0548	0.0013	0.0563	0.8765
CFO	0.0483	0.0950	-0.7374	-0.0036	0.0459	0.1011	0.5429
CHCFO	0.0020	0.1025	-0.7165	-0.0545	0.0027	0.0602	0.4674
FOR(%)	4.4777	6.8302	0	0.01	1.32	6.405	41.38
패널 B : DA>0인 표본(표본수 : 1,515 기업-년)							
EARN	0.0278	0.0605	-0.6995	0.0073	0.0197	0.0460	0.5705
DA	0.0768	0.0769	0.0001	0.0255	0.0554	0.1036	0.8765
CFO	0.0314	0.0908	-0.7374	-0.0181	0.0303	0.0848	0.3581
CHCFO	-0.0101	0.0994	-0.7165	-0.0632	-0.0086	0.0478	0.3935
FOR(%)	4.6530	7.0242	0	0.02	1.48	6.81	41.38
패널 C : DA<0인 표본(표본수 : 1,477 기업-년)							
EARN	0.0137	0.0738	-0.7682	0.0046	0.0192	0.0424	0.3804
DA	-0.0757	0.0750	-0.6132	-0.1019	-0.0554	-0.0230	-0.0001
CFO	0.0657	0.0962	-0.4586	0.0099	0.0621	0.1193	0.5429
CHCFO	0.0145	0.1041	-0.3551	-0.0438	0.0154	0.0720	0.4674
FOR(%)	4.2979	6.6229	0	0.01	1.18	6.04	39.02

EARN = 보고이익

DA = 수정된 Jones 모형을 연도별-산업별로 적용하여 구한 재량적 발생액(=이익조정액)

CFO = 영업활동으로부터의 현금흐름

CHCFO = Δ 영업활동으로부터의 현금흐름

FOR = 외국인 투자자 지분율

이상 FOR를 제외하고는 기초자산으로 스케일링한 값임

영업활동으로부터의 현금(CFO)의 경우 패널 B에서는 기초자산의 3.14%로 패널 C의 6.57%보다 작다. 즉, 패널 B에서 영업활동의 현금흐름(CFO)이 패널 C의 영업활동으로부터의 현금흐름(CFO)보다 작으므로 패널 B에서 양의 방향으로 이익조정을 한 것으로 판단된다(Dechow, 1994). 그러므로 (모형1)에서 영업활동으로부터의 현금흐름(CFO)을 이익조정에 대한 직접적인 내부적 요인으로 상정한 것은 그 타당성을 갖는다. 이에 비하여 외국인 투자자 지분율(FOR)은 패널 B와 패널 C에서 그 크기와 분포가 유사하므로 외국인 투자자 지분율이 이익조정에 대한 직접적인 내부적인 요인이 되지는 않음을 알 수 있다. 이러한 사실은 외국인 투자자 지분율(FOR)은 단지 영업활동으로부터의 현금흐름(CFO)이라는 내부적 요인에 의하여 이익조정을 할 경우 이익조정액(DA)의 절대값을 감소시키는 외부적인 제약조건으로 기능한다는 것을 간접적으로 보여 주는 것이다.

<표 5>는 본 연구에 사용되는 중요 변수들의 평균값을 외국인 투자자 지분율이 2%보다 큰 경우와 작은 경우, 그리고 5%보다 큰 경우와 작은 경우에 대하여 비교한 것이다.

외국인 투자자 지분율이 2%보다 큰 표본의 이익조정액 절대값(|DA|)은 평균적으로 기초자산의 7.31%로서 외국인 투자자 지분율이 2%보다 작은 표본의 7.89%보다 5% 수준에서 유의적으로 작다. 즉, 외국인 투자자 지분율이 클수록 이익조정액의 절대값이 작아진다고 할 수 있다. 이러한 결과는 외국인 투자자 지분율을 5%를 기준으로 구분하는 경우에도 동일하게 나타난다.¹⁴⁾

〈표 5〉 외국인 투자자 지분의 대소에 따른 중요 변수의 평균값 비교(t-검정)

기준	2%		5%	
	FOR ≤ 2%	FOR > 2%	FOR ≤ 5%	FOR > 5%
표본수	1,654	1,338	2,118	874
DA	0.0789	0.0731	0.0781	0.0718
t-value	2.0851**		2.1900**	

** : 5% 수준에서 유의적임

FOR = 외국인 투자자 지분율

|DA| = 수정된 Jones 모형을 연도별-산업별로 적용하여 구한 재량적 발생액(=이익조정액)의 절대값으로 기초자산으로 스케일링한 값임

14) 그러나, 0%를 기준으로 비교한 경우에는 외국인 투자자 지분율이 0%보다 큰 경우와 작은 경우에 이익조정액의 절대값이 유의적인 차이를 나타내지 않는다. 이것은 단지 0%를 조금 넘는 외국인 투자자 지분율은 경제적으로 유의적인 의미를 갖지 못하기 때문으로 판단된다.

2. 실증 결과

정보불균형의 측정치로서 외국인 투자자 지분과 이익조정액과의 관계에 대한 실증결과가 <표 6>에 제시되어 있다. <표 6>에 제시된 모형은 외국인 투자자 지분율이 커질수록 경영자의 재량적인 이익조정이 감소하는지(가설 1), 그리고 보고이익의 감소에 따라 외국인 투자자 지분율이 이익조정에 미치는 영향이 감소하는지(가설 2)를 더미변수 D를 이용하여 분석한다.

β_1 은 영업활동으로부터의 현금흐름(CFO)이 음(-)의 이익조정액(DA)에 미치는 영향을 나타낸다. 2가지 모형 모두 β_1 의 값은 통계적 유의성을 갖지 못하며 또한 서로 부호도 다르다. β_2 는 영업활동으로부터의 현금흐름(CFO)이 양(+)의 이익조정액(DA)에 미치는 영향을 나타내며 2가지 모형 모두 1% 수준에서 유의적인 음(-)의 값을 보이고 있다. 이러한 결과는 현금흐름과 발생액 사이에는 음(-)의 관계가 있다는 Dechow(1994)의 주장이 양(+)의 이익조정에 대해서만 나타남을 보이고 있다.

β_3 은 외국인 투자자 지분(FOR)이 클수록 경영자의 재량적인 이익조정의 수준(IDA)이 감소하는지(가설 1)를 분석하는 것으로 2가지 모형에서 예상대로 1%와 10% 사이에서 유의적인 음(-)의 값을 보이고 있다. 즉, 외국인 투자자 지분이 클수록 정보불균형의 수준은 감소하고 따라서 이익조정의 수준이 작아진다는 가설 1은 지지된다.

다음으로 외국인 투자자 지분(FOR)이 클수록 이익조정의 수준(IDA)은 작아지는데 이때, 기대이익과 비교하여 이익조정전 보고이익이 작은 경우에는 이익조정의 수준(IDA)이 감소(β_3)하는데 그 감소하는 정도가 작아지는지는 β_4 로 알 수 있다(가설 2). 예상대로 β_4 는 5% 수준에서 유의적인 양의 값을 가지며 음(-)수인 β_3 의 절대값을 감소시킨다. 즉, 보고이익이 기대이익에 비해 감소하는 경우 가설 1에서 이익조정의 수준(IDA)이 감소하는 정도는 작아진다는 가설 2는 지지된다. 그런데 β_4 는 0.0008로서 β_3 의 (-)0.0005보다 절대값이 크다. β_4 는 더미변수이므로 보고이익이 기대이익보다 작은 경우에 외국인 투자자 지분(FOR)이 이익조정에 미치는 영향은 $\beta_3 + \beta_4 = (-)0.0005 + 0.0008 = 0.0003$ 으로 외국인 투자자 지분(FOR)이 클수록 이익조정의 수준(IDA)이 증가하는 결과가 된다. 이러한 결과는 다음과 같이 해석된다. $\beta_3 = (-)0.0005$ 는 외국인 투자자 지분(FOR)이 1% 증가할 때마다 경영자가 이익을 조정할 수 있는 여력이 기초자산의 0.05%만큼씩 감소된다는 것을 의미하며 $\beta_4 = 0.0008$ 은 보고이익이 감소하는 경우 외국인 투자자들은 투자원금의 회수와 투자수익의 획득을 위하여 이익을 기초자산의 0.08%만큼 조정하고

자 하는 유인이 생긴다고 볼 수 있다. 따라서, 보고이익을 증가시키고자 하는 내부적 유인 0.0008에 대해 정보불균형이라는 외부적 제약요인 (-)0.0005가 작용함으로써 결과적으로 0.0003만큼의 이익조정이 나타나게 된 것이다. 이것은 이익조정에 대한 내부적 유인이 외부적 제약을 초과한 결과이다.¹⁵⁾

〈표 6〉 실증분석 결과 : $|DA_{jt}|$ 인 경우

$$|DA_{jt}| = \beta_0 + \beta_1 CFO_{jt} + \beta_2 (CFO_{jt} \times PD_{jt}) + \beta_3 FOR_{jt} + \beta_4 (FOR_{jt} \times D_{jt}) + \varepsilon_{jt}$$

계수	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4
계수	-0.0788	0.0041	-0.1330	-0.0005	0.0008
(t-value)	(44.951)***	(0.208)	(-4.818)***	(-1.917)*	(2.217)**
adj. R ²	1.25%				
F-value	10.463				
표본수	2,992 기업-년				

***, **, * : 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임

$|DA_{jt}|$ =j 기업의 t 년도 이익조정액의 절대값

CFO_{jt} =j 기업의 t 년도 영업활동으로부터의 현금흐름

PD_{jt} =j 기업의 t 년도 DA_{jt} 가 양수이면 1, 아니면 0

FOR_{jt} =j 기업의 t 연도 외국인 투자자 지분을

D_{jt} =j 기업의 t 연도 이익조정전 이익이 기대이익보다 작으면 1, 아니면 0(이익조정전 이익은 보고이익에서 이익조정액을 차감하여 구하며 랜덤워크 모형에 따라 전기의 보고이익을 기대이익으로 함)

이상 FOR_{jt} 를 제외하고는 기초자산으로 스케일링한 값임.

<표 7>과 <표 8>은 양의 이익조정을 한 표본과 음의 이익조정을 한 표본을 구분하여 분석한 결과이다. 양의 이익조정과 음의 이익조정은 어떤 하나의 유인에 따라 그 유인이 크고 작으냐에 따라 나타나는 반대의 결과가 아니라 전혀 다른 유인에 의하여 나타나는 다른 차원의 결과일 수 있다. 또한 절대값은 같을지라도 양의 이익조정과 음의 이익조정에 대한 기업의 행태는 차이가 있을 수 있다.

이러한 이유에서 양의 이익조정을 한 표본과 음의 이익조정을 한 표본을 구분하여 분석을 다시 시도하였다. 이렇게 양의 이익조정을 한 표본과 음의 이익조정을 한 표본

15) 이러한 결과가 나타나게 된 것은 외국인 투자자 지분이 정보불균형(이익조정의 외부적 제약 요인)의 측정치로 작용함과 동시에 보고이익을 증가시켜 주가를 끌어 올리고자 하는 외국인 투자자의 기본적인 속성(내부적 요인)에 대한 측정치로 동시에 작용하였기 때문이라고 판단된다.

을 구분하는 것은 특히 기본모형의 (FOR×D)와 관련이 있다. 양의 이익조정인 표본의 경우 이익조정전 이익이 기대이익보다 작으면 (FOR×D)의 계수는 양(+)의 값(즉, 기본모형의 종속변수 |DA|는 DA>0이므로)을 가질 것으로 예상되지만 음의 이익조정을 한 표본의 경우 (FOR×D)의 계수는 양(+)의 값(즉, 기본모형의 종속변수 |DA|는 DA<0이므로)을 가질 것으로 예상된다. 따라서, 기본모형에서 (FOR×D)의 계수는 이러한 양의 이익조정 표본과 음의 이익조정 표본의 영향이 혼합된 결과이므로 이를 구분할 필요가 있다고 판단된다.

기업규모(SIZE)와 부채비율(DR)은 통제변수로서 기업규모(SIZE)는 음의 이익조정을, 부채비율(DR)은 양의 이익조정을 통제하기 위하여 삽입하였다.¹⁶⁾

〈표 7〉 실증분석 결과 : DA>0인 경우

$$DA_{jt} = \beta_0 + \beta_1 SIZE_{jt} + \beta_2 DR_{jt} + \beta_3 CFO_{jt} + \beta_4 FOR_{jt} + \beta_5 (FOR_{jt} \times D_{jt}) + \varepsilon_{jt}$$

계수	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
계수	0.1302	-0.0027	0.0011	-0.1261	-0.0023	0.0028
(t-value)	(4.358)***	(-1.659)*	(0.151)	(-5.710)***	(-3.416)***	(3.960)***
adj. R ²	3.36%					
F-value	11.528					
표본수	1,515 기업-년					

***, **, * : 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임

DA_{jt} =j 기업의 t 년도 이익조정액의 절대값

$SIZE_{jt}$ =j 기업의 t 년도 기업규모(기말자산에 자연로그를 취하여 계산, 즉 $\ln(ASSET_{jt})$)

DR_{jt} =j 기업의 t 년도 부채비율

CFO_{jt} =j 기업의 t 년도 영업활동으로부터의 현금흐름

FOR_{jt} =j 기업의 t 연도 외국인 투자자 지분율

D_{jt} =j 기업의 t 연도 이익조정전 이익이 기대이익보다 작으면 1, 아니면 0(이익조정전 이익은 보고이익에서 이익조정액을 차감하여 구하며 랜덤워크 모형에 따라 전기의 보고이익을 기대이익으로 함)

이상 $SIZE_{jt}$ 와 FOR_{jt} 를 제외하고는 기초자산으로 스케일링한 값임.

16) 기업규모(SIZE)는 보통 음(-)의 이익조정에 대한 통제변수로 사용되므로 양의 이익조정 표본인 <표 7>에서 기업규모(SIZE)를 제거하고 부채비율(DR)만을 통제변수로 사용하여도 분석결과는 달라지지 않았다. 또한, 음의 이익조정 표본인 <표 8>에서도 부채비율을 제거하고 기업규모만을 통제변수로 사용하여도 분석결과는 달라지지 않았다.

<표 7>은 양(+)의 이익조정을 한 표본에 대한 것으로 기업규모(SIZE)의 β_1 은 5%와 10% 사이에서 유의적인 음(-)의 값을 갖는다. 즉, 기업규모(SIZE)가 클수록 정치적 비용 등의 이유로 보고이익을 감소시키는 이익조정이 있음을 알 수 있다. 부채비율(DR)의 계수 β_2 는 유의적이지는 않지만 양(+)의 값을 갖는다. 부채계약(debt covenant)에 의하여 일정 수준 이상의 이익을 유지해야 하는 경우 양의 이익조정이 발생할 수 있지만 우리나라의 경우 미국과 같은 명시적인 부채계약이 존재하지 않으므로 위와 같은 결과가 나온 것으로 판단된다.

영업활동으로부터의 현금흐름(CFO)의 계수 β_3 는 1% 수준에서 유의적인 음(-)의 값을 가져 Dechow(1994)와 동일한 결과를 보여 준다.

외국인 투자자 지분(FOR)의 계수 β_4 는 1% 수준에서 유의적인 음(-)의 값을 갖는다. 이는 종속변수가 양의 이익조정액(DA)이므로 β_4 의 부호가 음(-)의 값이라는 것은 외국인 투자자 지분(FOR)이 클수록 이익조정 수준이 감소한다는 것을 의미하는 것으로 가설1을 지지하는 증거가 된다.

FOR×D의 계수 β_5 는 1% 수준에서 유의적인 양(+)의 값을 가지며 β_4 보다 절대값이 크다. 따라서, ($\beta_4 + \beta_5$)는 0.0003으로서 양의 값을 나타내는데 이는 Makhjia와 Spiro (2000)에서처럼 외국인 지분율이 증가함에 따라 경영자의 재량에 의한 양의 이익조정은 감소하지만, 보고이익이 감소하는 경우에는 외국인 투자자는 이익조정에 대한 감시자로서의 기능보다는 자기 자신의 이익을 극대화하는 단기적 투자펀드로서의 성격이 더 강하게 나타나기 때문인 것으로 판단된다.¹⁷⁾ 그러므로 양의 이

<표 8> 실증분석 결과 : DA<0인 경우

$$DA_{jt} = \beta_0 + \beta_1 SIZE_{jt} + \beta_2 DR_{jt} + \beta_3 CFO_{jt} + \beta_4 FOR_{jt} + \beta_5 (FOR_{jt} \times D_{jt}) + \varepsilon_{jt}$$

계수	β_0	β_1	β_2	β_3	β_4	β_5
계수	-0.1198	0.0032	-0.0230	-0.0110	-0.00002	0.0023
(t-value)	(-3.810)***	(1.890)*	(-3.395)***	(-0.519)	(-0.064)	(2.422)**
adj. R ²			1.06%			
F-value			4.149			
표본수			1,477 기업-년			

***, **, * : 각각 1%, 5%, 10% 수준에서 유의적임

DA_{jt} =j 기업의 t 년도 이익조정액의 절대값

17) 이 부분에 대하여 유익한 지적을 해 주신 익명의 심사자에게 감사의 말씀을 드립니다.

248 외국인 투자자 지분율이 이익조정에 미치는 영향

$SIZE_{jt}$ =j 기업의 t 년도 기업규모(기말자산에 자연로그를 취하여 계산, 즉 $\ln(ASSET_{jt})$)

DR_{jt} =j 기업의 t 년도 부채비율

CFO_{jt} =j 기업의 t 년도 영업활동으로부터의 현금흐름

FOR_{jt} =j 기업의 t 연도 외국인 투자자 지분율

D_{jt} =j 기업의 t 연도 이익조정전 이익이 기대이익보다 작으면 1, 아니면 0(이익조정전 이익은 보고이익에서 이익조정액을 차감하여 구하며 랜덤워크 모형에 따라 전기의 보고이익을 기대이익으로 함)

이상 $SIZE_{jt}$ 와 FOR_{jt} 를 제외하고는 기초자산으로 스케일링한 값임

이익조정액(DA)이 나타나는 표본에 대한 실증결과는 <표 6>의 결과와 거의 동일하다고 판단된다.

<표 8>은 음(-)의 이익조정을 한 표본에 대한 것으로 기업규모(SIZE)의 β_1 은 양(+)의 값으로 <표 7>에서 보고이익의 수준을 감소시키려 한 것과 대비된다. 즉, <표 7>에서 양의 이익조정을 해야 하는 경우 기업규모가 클수록 양의 이익조정 수준이 작아지는데 비하여 <표 8>에서 음의 이익조정을 해야 하는 경우에는 오히려 기업규모가 클수록 음의 이익조정 수준이 작아지는 것이다. 결과적으로 이익조정의 부호에 따라 기업규모(SIZE)가 이익조정에 미치는 방향이 달라진다.

DR의 계수 β_2 는 1% 수준에서 유의적으로 음(-)의 값을 갖는다. 이것은 <표 7>에서 β_2 의 부호가 모두 양(+)의 값이었던 것과 대비된다.¹⁸⁾

영업활동으로부터의 현금흐름(CFO)의 계수 β_3 의 부호는 음(-)의 값이지만 통계적인 유의성을 갖지 못하고 있다. 따라서, 영업활동으로부터의 현금흐름(CFO)에 대해서는 Dechow(1994)와 동일한 결과가 나타나지 않고 있다.

외국인 투자자 지분율(FOR)이 이익조정을 억제하는 역할을 한다면 음의 이익조정이 나타나는 경우 β_4 는 양(+)의 값을 가질 것으로 예상된다. 그러나, <표 8>에서 β_4 는 통계적으로 유의적이지 않은 음(-)의 값을 보이고 있다. 이러한 결과는 양(+)의 이익조정과는 달리 음(-)의 이익조정에 대하여 외국인 투자자들이 보다 관대하게 반응하고 있다는 것을 의미한다. <표 4>의 패널 C에서 보듯이 음(-)의 이익조정을 하는 표본의 경우 평균적으로 기초자산의 7.57% 만큼 이익을 감소시키더라도 보고 되는 이익은 평

18) SIZE와 DR의 예에서 보듯이 양의 이익조정이나 음의 이익조정이냐에 따라 이익조정에 미치는 SIZE와 DR의 영향이 달라진다. 그러므로 표본을 <표 7>과 <표 8>로 구분하는 타당성이 있으며 이러한 이유에서 <표 6>에서 종속변수로 |DA|를 사용할 때 SIZE와 DR을 통제변수로 사용하지 않았다.

균적으로 기초자산의 1.37%로서 여전히 양(+)의 값을 보이고 있다. 따라서, 음(-)의 이익조정이 보고이익을 음(-)의 값으로 전환하지 않는 한 외국인 투자자들은 이를 묵인하고 있는 것으로 판단된다.

FOR×D의 계수 β_5 는 5% 수준에서 유의적인 양(+)의 값을 나타내고 있다. 이 결과는 FOR의 계수와 함께 해석하면 FOR의 계수가 (-)인 것은 오히려 외국인지분율이 높을수록 DA를 감소시키는 방향으로 이익조정이 이루어 졌다는 결과¹⁹⁾이며(다만, 통계적으로 비유의적), FOR×D의 계수값과의 합이 (+)이므로 이익이 감소한 경우에는 이익을 증가시키는 방향으로 조정이 이루어졌다는 것을 알 수 있으며 이는 가설2를 지지하는 증거이다.

3. 추가 분석

다음은 앞에서 제시한 실증결과를 얼마나 신뢰할 수 있는가(robustness)에 대한 추가 분석이다.

가. 1997년과 1998년 자료의 제거

1997년과 1998년은 외환위기의 영향이 사회 전체를 전면적으로 지배하던 시기로 파악된다. 따라서, 이 시기의 회계자료는 비정상적인 외부환경의 영향으로 다른 회계연도의 회계자료에 비해 안정성이 떨어졌을 수 있다. 이에 총 표본 2,992 기업-년으로부터 1997년과 1998년의 표본 662 기업-년을 제외한 2,330 기업-년에 대해 <표 6>부터 <표 8>까지의 분석을 다시 시도하였다. 분석 결과는 앞에서 제시된 실증결과와 달라지지 않았다.

나. CFO를 부호별로 구분하여 독립변수로 사용

Dechow(1994)에 의하면 현금흐름과 발생액 사이에는 음(-)의 상관관계가 있으므로 평균적으로 CFO의 부호와는 반대의 이익조정이 있을 것으로 예상된다. 즉, CFO의 부호는 이익조정의 부호를 결정하는 요인일 가능성이 크다. 그런데 <표 6>부터 <표 8>에서 사용된 모형은 종속변수인 이익조정액의 수준(IDA)의 부호에 따라 영업활동으로부터의 현금흐름(CFO)에 더미변수 D를 취하였으므로 이것이 실증결과를 왜곡하였을 가능성이 있다. 이에 영업활동으로부터의 현금흐름(CFO)의 부호를 기준으로 더미변수를 취하여 다음과 같은 모형을 실증분석하여 보았다.

19) 이 부분에 대하여 유익한 지적을 해 주신 익명의 심사자에게 감사의 말씀을 드립니다.

$$|DA_{jt}| = \beta_0 + \beta_1 CFO_{jt} + \beta_2 (CFO_{jt} \times PC_{jt}) + \beta_3 FOR_{jt} + \beta_4 (FOR_{jt} \times D_{jt}) + \varepsilon_{jt}$$

여기에서 $PC_{jt} = j$ 기업의 t 년도 CFO_{jt} 가 양수이면 1, 아니면
나머지 변수는 (기본모형) 참조

위 모형에 대한 실증분석 결과는 앞에서 제시된 결과와 달라지지 않았다.

IV. 결 론

경영자는 여러 가지 이유에서 이익조정을 한다. 그런데 실제로 경영자가 이익조정을 통하여 다른 사람의 의사결정에 관여하기 위해서는 다른 사람이 경영자의 이익조정행위를 관찰할 수 없어야 한다. 즉, 경영자와 정보이용자 사이에 정보불균형이 존재하여야만 경영자는 이익조정의 목적을 달성할 수 있게 된다. 따라서, 정보불균형의 수준이 낮다면 이익조정의 유인이 있다 하더라도 경영자의 재량적인 이익조정의 수준은 감소할 것이다. 본 연구에서는 외국인 투자자 지분을 정보불균형의 측정치로 사용하여 외국인 투자자 지분과 이익조정 사이의 관계를 살펴보았다. 외국인 투자자들은 진실한 기업가치에 근거하는 투자를 하므로 투명한 회계정보에 대한 요구가 클 것이며 따라서 외국인 투자자 지분이 클수록 시장에 공개되는 투자기업에 대한 정보의 양은 증가할 것이다. 결과적으로 외국인 투자자 지분이 클수록 정보불균형은 작아 질 것이다. 실증분석 결과 외국인 투자자 지분이 높아질수록 경영자의 이익조정 수준은 감소하였다.

그러나, 외국인 투자자는 본질적으로 단기투자자의 속성을 갖고 있으므로 보고이익이 감소하는 경우에는 오히려 이익조정의 수준이 증가하는 경향이 있음을 알 수 있다.

이러한 두 가지 결과는 본 연구의 공헌점과 문제점을 동시에 보여 준다. 우선 이익조정에 대한 기존의 연구들은 경영자보상이나, 부채계약, 정치적 규제, 이익유연화 그리고 법인세비용 등의 유인에 의하여 경영자가 이익을 조정하는지를 분석하였다. 이러한 유인들에 의하여 경영자가 이익조정을 할 경우 시장이 완전한 정보불균형 상태에 있지 않기 때문에 경영자는 본래에 내부적으로 의도하였던 이익조정의 수준보다 낮은 수준에서 이익조정을 하게 된다. 즉, 우리가 관찰하는 이익조정의 수준은 정보불균형이라는 외부적 요인에 의하여 제약되는 것이다. 이러한 상황에 대해 외국인 투자자 지분을 이용하여 정보불균형이 경영자의 이익조정을 얼마나 제약하는지를 실증하였다는 점에 본

연구의 공헌이 있다고 할 것이다. 이러한 본 연구의 결과는 이익조정에 대한 연구를 할 경우에 관찰되는 이익조정 수준은 정보불균형의 존재에 의하여 본래 의도했던 이익 조정 수준보다 낮아 졌다는 사실을 인식하고 이익조정행위를 이해해야 함을 시사하는 것이다.

그러나, 본 연구는 외국인 투자자 지분을 이용하여 정보불균형의 수준을 측정하였는데 사실상 그 측정이 정확하지 않을 가능성이 있다. 아마도 실증결과의 일부가 연구가 설에서 예상한 것과 달리 나타난 것은 이러한 측정상의 문제에서 기인하는 것이라고 판단된다. 특히 보고이익이 감소하는 경우 외국인 투자자 지분이 커질수록 이익조정 수준이 증가하는 것은 외국인 투자자 지분이 정보불균형에 대한 측정치로서의 성질뿐만 아니라 동시에 이익조정에 대한 직접적인 내부적 유인으로서의 성질을 갖는다는 것을 보여 주는 것이라 할 것이다.

이러한 한계점 외에도 본 연구에서는 이익조정액에 대한 측정치로서 수정된 Jones 모형을 산업별-연도별로 적용하였는데 Jones 모형이 갖는 본질적인 한계로 인하여 측정된 이익조정액이 진실한 이익조정액이 아닐 가능성이 존재한다.

그럼에도 불구하고 본 연구는 이익조정에 대한 외부적인 제약요인으로서 정보불균형을 상정하고 그것이 이익조정에 미치는 영향을 실증하였다는 점에서 그 의의를 찾을 수 있으며 이러한 결과는 정보불균형과 이익조정액에 대한 보다 정확한 측정치를 개발함으로써 추가적으로 검증되어야 할 것이다.

참고문헌

- 김문철 · 황인태, “전기손익수정항목을 이용한 이익조정행위에 대한 연구”, 『회계학연구』 제21권 (제4호), 1996, pp.123-142.
- 박춘래 · 김성민, “법인세율 인하와 이익관리”, 『회계학연구』 제21권 (제4호), 1996, pp.143-176.
- 백원선 · 최관, “이익조정과 법인세최소화 동기”, 『회계학연구』 제24권 (제1호), 1999, pp.115-139.
- 송인만 · 이용호, “이익유연화현상과 정보효과 : 투자자가 유용한 정보를 얻을 수 있는가?”, 『회계학연구』 제22권 (제4호), 1997, pp.193-220.
- 이세용, “이익조정에 대한 재무보고비용과 세금비용의 상충관계에 대한 연구” 『회계학연구』 제28권 (제4호), 2003, pp.1-28.
- 최종서, “재량적 발생조정이 이익구성요소의 정보효과에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제23권 (제4호), 1998, pp.81-115.
- 한봉희, “발생주의적 조정의 유용성 저하에 관한 실증연구”, 『회계학연구』 제23권 (제4호), 1998, pp.53-79.
- 황인태, “기업특성이 전기손익수정에 미치는 영향”, 『회계학연구』 제21권 (제4호), 1996, pp.177-200.
- Barth, M., J. Elliott and M. Finn, “Market Rewards Associated with Patterns of Increasing Earnings”, Working Paper(Stanford University), (1997).
- Beatty, A., B. Ke and K. Petrony, “Differential Earnings Management to Avoid Earnings Declines and Losses across Publicly and Privately-held Banks” Working Paper(Michigan State University), (1999).
- Black, B. “Institutional Investors and Corporate Governance : The Case for Institutional Voice”, *Journal of Applied Corporate Finance* 5 (1992), pp.19-32.
- Burgstahler, D. and I. Dichev, “Earnings Management to Avoid Earnings Decreases and Losses”, *Journal of Accounting & Economics* 24 (1997), pp.99-126.
- Cahan, S. F, “The Effect of Antitrust Investigation on Discretionary Accruals : A Refined Test of the Political-Cost Hypothesis”, *The Accounting Review* 67 (1992, January), pp.77-95.
- DeAngelo, H., L. DeAngelo and D. Skinner, “Reversal of Fortune : Dividend Policy and

- the Disappearance of Sustained Earnings Growth”, *Journal of Financial Economics* 40 (1996), pp.341-371.
- Dechow, P. M., “Accounting Earnings and Cash Flows as Measures of Firm Performance : The Role of Accounting Accruals”, *Journal of Accounting & Economics* 18 (1994, July), pp.3-42.
- Defond, M. L. and C. W. Park, “Smoothing Income in Anticipation of Future Earnings”, *Journal of Accounting & Economics* 14 (1997), pp. 347-374.
- Defond, M. L. and J. Jambalvo, “Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals”, *Journal of Accounting & Economics* 17 (1994, January), pp.145-176.
- Degeorge, F., J. Patell and R. Zeckhauser, “Earnings Management to Exceed Thresholds, *Journal of Business* 72 (1999), pp.1-33.
- Gaver, J. J., K. M. Gaver and J. R. Austin, “Additional Evidence on Bonus Plans and Income Management”, *Journal of Accounting & Economics* 19(1995), pp.3-28.
- Guenther, D., “Earnings Management in Response to Corporate Tax Rate Changes : Evidence from the 1986 Tax Reform Act”, *The Accounting Review* (1994, January) : 230-243.
- Harris, D. G., “The Impact of U.S. Tax Law Revision on Multinational Corporations’ Capital Location and Income-Shifting Decisions”, *Journal of Accounting Research* 31 (1993, Supplement), pp.111-140.
- Healy, P. M., “The Impact of Bonus Schemes on the Selection of Accounting Principles”, *Journal of Accounting & Economics* 7 (1985, April), pp.85-107.
- Healy, P. M. and J. M. Wahlen, “A Review of the Earnings Management Literature and its Implications for Standard Setting”, *Accounting Horizons* 14 (1999, December), pp.365-383.
- Holthausen, R. W., D. F. Larcker and R. G. Sloan, “Annual Bonus and the Manipulation of Earnings”, *Journal of Accounting & Economics* 19(1995), pp.29-74.
- Hunt, A., S. Moyer and T. Shevlin, “Earnings Volatility, Earnings Management and Equity Value”, *Working Paper*. University of Washington, (1995).
- Jones, J. J., “Earnings Management during Import Relief Investigations”, *Journal of Accounting Research* 29 (1991, Autumn), pp.193-228.
- Ke, B., K. Petroni and A. Saffieddine, “Ownership Concentration and Sensitivity of

- Executive Pay to Accounting Performance Measures : Evidence from publicly and Privately-held Insurance Companies”, *Journal of Accounting & Economics* 28 (1999), pp.185-210.
- Makhjia, A. K. and M. Spiro, “Ownership Structure as a Determinant of Firm Value : Evidence from Newly Privatized Czech Firms”, *The Financial Review* 41 (2000, August), pp.1-31.
- Myers, L. and D. Skinner, “Earnings Momentum and Earnings Management”, Working Paper(University of Michigan), (1999).
- Scholes, M. S., G. P. Wilson and M. A. Wolfson, “Firms’ Responses to Anticipated Reductions in Tax Rates : The Tax Reform Act of 1986”, *Journal of Accounting Research* 30 (1992, Supplement), pp.161-191.
- Shleifer, A. and R. W. Vishny, “Large Shareholders and Corporate Control”, *Journal of Political Economy* (1986), pp.461-488.
- Sloan, R. G, “Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows about Future Earnings?”, *The Accounting Review* 71 (1996, July), pp.289-315.

The Effect of Foreigners' Ownership on Earnings Management*

Seyong Lee**

Seongik Kang***

〈 Abstract 〉

Managers' earnings management requires information asymmetry between managers and information users. If managers and information users are symmetric-informed of managers' earnings management, information users will not follow managers' intention to make effects on their decision-makings. Therefore, in the case of a certain incentives to manage earnings, the level of earnings management will vary as the level of information asymmetry varies. We can think that as information asymmetry decreases, the possibility of market's observing earnings management will increase and the level of earnings management will be smaller than as information asymmetry increases.

This study analysed the effects of information asymmetry on earnings management, using the sample of 2,992 firm-years during the ten-year period from 1990 to 2000. The firms are listed on the Korea Security Exchange as of every year-end. The information asymmetry was measured as foreign investors' ownership and the amount of earnings management was measured using modified Jones model by year and industry.

The empirical results show that as foreign investors' ownership increases, the level of earnings management lowers in all the following 3 cases. 1) in the case of taking the absolute value of the amount of earnings management as a dependent variable, 2) in the case of positive earnings management, 3) in the case of negative earnings management. But, when reporting earnings decrease, the level of earnings management increases as foreign investors' ownership increases.

〈Key Words〉 foreign investors' ownership, earnings management, information asymmetry

* This paper was financially supported by the Catholic University of Korea in 2004

** Assistant Professor, Department of Business Administration, Catholic University

*** Managing Director, Administration Division Korea Securities Finance Corporation