

한국에서 기관투자자 거래가 기회주의적 이익조정에 미치는 영향

The impact of institutional investors' trading on the opportunistic earnings management in Korea

김 경 순 (조선대학교)*

이 진 환 (오산대학교)**

개요: 본 연구는 한국주식시장에서 제공되는 독특한 기관투자자 거래량 자료를 이용하여 기관투자자가 경영자의 기회주의적 이익조정행태를 억제하는 감시자 역할을 수행하고 있는지를 검증하고 있다. 우리는 장기투자목적을 가진 기관투자자는 경영자의 기회주의적 행태를 억제할 유인을 가지고 있지만 단기적 성과에 초점을 맞추는 기관투자자는 많은 감시원가를 투입하면서 경영자의 기회주의적 이익조정행태를 억제할 유인은 크지 않을 것으로 가정하고 있다. 우리는 개별기업의 경영자에 대한 기관투자자의 영향력을 특정 연도의 총거래량에서 기관거래량이 차지하는 비율로 측정한다. 또한 우리는 경영자의 기회주의적 이익조정행태의 대응치로 Francis et al.(2004, 2005)의 방식으로 계산한 발생액의 질과 재량적 발생액의 질을 각각 측정하여 사용한다.

실증분석 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 다른 요인을 통제한 후 기관투자자 거래비율과 발생액의 질 간에 통계적으로 유의한 양의 관계를 발견하지 못하였다. 이러한 결과는 기관투자자가 경영자의 이익조정행태를 억제한다는 선진자본시장의 결과와 상이하다. 둘째, 우리는 발생액의 질을 영업활동의 변화에 의한 요인과 경영자의 재량적 요인으로 분해하고 기관투자자 거래비율과의 관계를 분석하였다. 그 결과 기관투자자 거래비율이 높을수록 경영자의 재량적 이익조정행태가 증가함을 발견하였다. 전체적으로 우리는 한국시장에서 기관투자자가 경영자의 기회주의적 이익조정을 축소한다는 증거를 발견하지 못하였다. 이러한 결과는 복잡한 지배구조로 인한 높은 감시원가, 지정학적 위치와 높은 대외수출의존도로 인한 큰 시장변동성 그리고 개인투자자의 비합리적인 거래로 인한 단기이익 창출 기회의 확대 등과 같은 한국시장의 고유한 특성 때문에 기관투자자들이 장기적 가치보다는 단기적 가치를 더 추구한 결과로 해석된다.

JEL classification: G32, M41

핵심단어: 기관투자자 거래비율, 재량적 발생액의 질, 외부감시효과, 단기투자

* 조선대학교 경영학부 조교수: kskim66@chosun.ac.kr, 062-230-6831

** 오산대학교 경영계열 조교수: jinhwon@osan.ac.kr, 031-370-2783

I. 서론

1990년대 기업지배구조로 인해 많은 문제가 발생하면서, 우리나라는 IMF가 권고한 기업 지배구조 개선의 일환으로 기관투자자의 보유주식에 대한 의결권 행사에 관한 제한을 2003년에 폐지하였다. 이 제도의 도입으로 기관투자자의 의결권 행사가 가능해짐에 따라 기업의 외부감시자로서 기관투자자의 사회적 역할이 강조되고 있다. 90년대 말 한국 경제위기 이후 한국주식시장은 주로 외국기관투자자들이 대규모 지분투자를 주도해왔지만 최근에는 공적연기금(예를 들면 국민연금)의 증가와 국내 간접투자의 증가로 국내기관투자자의 대규모지분투자 비중도 증가하고 있다. 그러므로 최근 한국주식시장에서 기업에 대한 사회적 감시자로서 기관투자자의 역할이 강조되고 있다. 일반적으로 다수의 지분을 보유한 기관투자자들은 장기투자성향을 갖기 때문에 경영자를 감시할 유인이 크며 대주주로서 적극적으로 기업가치를 높이기 위한 행동을 수행할 가능성이 크다고 알려져 왔다. 하지만 최근 한국시장에서 기관투자자가 사회적 감시자로서의 역할을 충분히 수행하고 있지 못하고 있다는 비판도 제기되고 있다. 그러므로 우리는 한국에서 독특하게 제공하고 있는 기관투자자 거래량자료를 이용하여 한국시장에서 기관투자자가 경영자의 기회주의적 행동을 제약하는 감시효과를 갖는지를 검증하고자 한다.

기관투자자의 역할을 검증한 해외선행연구에서도 기관투자자가 긍정적 감시효과를 가질 수도 있지만 감시효과가 미약할 수도 있음을 지적하고 있다. 기관투자자의 부정적 측면을 지적하는 실증연구들은 단기적 성과에 초점을 맞추는 기관투자자들이 경영자의 근시안적 투자행태를 유도하여 기업의 장기적 성장을 저해할 가능성도 있다고 주장하고 있다. 이전연구들은 일부 경영자는 이익실망(earnings disappointment)으로 인한 기관투자자의 대규모 매도와 일시적인 가치평가오류(misvaluation)를 회피하기 위해 연구개발비를 축소하여 이익을 조작할 동기를 가질 수 있다고 주장하고 있다(Graves and Waddock 1990; Jacobs 1991; Porter 1992). 특히 기업에서 보고하는 회계이익은 경제 환경과 기업성과에 따라 결정되지만 경영자가 주주에게 이익을 보고하는데 있어 경영자에게 부분적인 재량권이 주어진다. 이러한 재량권은 일반적으로 인정된 회계원칙에서는 허용된다. 경영자가 이익을 일부 원하는 수준으로 관리하는 주요 방법은 수익, 비용, 이득, 손실을 한 연도에서 다른 연도로 전환시켜 발생액을 조절하는 것이다. 이러한 재량적 발생액은 대체로 미래기간에서 역전되고 그래서 이익관리의 영향은 일시적이다. 하지만 경영자에게 이익의 시점은 매우 중요할 수 있기 때문에 그들은 현금흐름의 대한 영향이 적은 재량적 발생액을 사용하여 보고이익을 조정할 유인을 갖는다. 특히 대규모 지분을 보유한 기관투자자는 경영자의 보상, 해임 등에 영향을 미칠 수 있기 때문에 만약 기관투자자가 단기성과에 초점을 맞춘다면 경영자는 기관투자자의 기대치에 맞추기 위해 재량적 발생액을 더 많이 사용할 수도 있다. 많은 실증연구들은 계약 또는 상황의 유형이 존재할 때 이익조정의 증거가 있는지를 조사하였고, 다수의 선행연구에서 기업경영자가 기회주의적으로 보고된 이익을 관리하고 있다고 결론 내었다(Teoh et al. 1997, 1998; Rangan, 1998; Erickson and Wang 1999; Louis 2004; Gong et al. 2008). Bushee (1998)의 주장에 의하면, 기관투자자의 거래 또는 지분율이 높을수록 경영자의 기회주의적 이익보고 성향을 증가시킬 수 있다는 가설은 (i) 경영자가 일시적인 가치평가오류를 피하려는 동기들을 가지고 있고, (ii) 기관투자자가 현재이익에 민감하게 반응하여 단기적인 거래를 함으로써 일시적인 가치평가오류를 발생시킨다는 조건이 요구된다.

대조적으로 선진자본시장(예를 들면 미국시장)을 대상으로 한 다수의 연구자들은 기관투자자가 경영자의 기회주의적 행동을 감시하는 긍정적 역할을 수행한다고 지적하고 있다. 즉, 기관투자자가 감시효과를 갖기 때문에 기관투자자의 소유지분율과 기업의 가치 간의 관계는 통계적으로 유의한 양의 관계를 갖는다고 보고하고 있다(McConnell and Servaes 1990; Nesbitt 1994; Smith 1996; Del Guercio and Hawkins 1999; Gadhoun 2000).¹⁾ 대규모 지분을 소유한 기관투자자는 기업 경영자를 감시, 해고 및 영향을 미칠 수 있는 능력, 기회 및 자원을 가지고 있다(Monks and Minow, 1995). 기관이 이러한 힘을 사용할 수 있는지 여부는 부분적으로 기관투자자의 개별 또는 집단 지분 크기의 함수이다. 즉, 기관지분이 높을수록 그들은 낮은 시장성을 갖고 장기간 보유하게 될 것이다. 그 결과 기관투자자는 기업의 기본적 수익성에 관심을 갖게 될 것이다. 그러므로 기관투자자는 기업 경영자가 연단위로 이익을 관리하는데 몰두하기 보다는 장기수익성에 초점을 맞추도록 압력을 행사할 것이다. 그 결과 기관투자자는 경영자가 재량적 발생액을 사용하여 단기성과를 조정하려는 의도를 억제할 수 있다. Schipper(1989)는 다음과 같은 기관투자자가 경영자의 이익조정을 억제할 수 있는 이유를 다음과 같이 제시하고 있다. (i) 재무적 정교함과 물리적으로 상당한 지분의 크기를 가지고 있고, 또한 그들의 행동을 방해할 계약상의 조건이 없는 소유주 집단은 단기적으로 이익을 관리할 유인이 크지 않다. 또한 (ii) 투자규모가 크고 buy-side 애널리스트를 이용하는 기관투자자는 장기투자 성향을 갖기 때문에 단기적인 이익조정이 필요하지 않고 경영자의 근시안적 투자행태에 대한 유인을 제거하기 위해 노력할 수 있다. 다수의 실증 연구에서도 기관투자자가 경영자의 이익조정 의도를 축소한다는 결과를 보고하고 있다.

Chung, Firth and Kim(2002)는 많은 기관지분율을 갖는 기업은 경영자가 자신이 원하는 수준 또는 범위로 보고이익을 증가 또는 감소시키려는 행동을 억제한다는 결과를 발견하였다. 이러한 증거는 기관투자자가 기업 경영자의 이기적 행동을 제약하는 감시효과를 가지고 있음을 의미한다. 더불어 정교하고 대규모주식을 소유한 기관투자자는 경영자의 근시적 투자행태에 대한 유인을 제거할 것이라는 주장도 있다(Dobrzynski 1993; Monks and Minow 1995). 즉, 장기간에 걸쳐 주요 대규모지분을 보유할 의도를 가지고 기업에 투자하는 기관은 감시원가가 발생함에도 불구하고 경영자를 분명하게 감시할 강한 유인을 가지고 있으며 기업이 단기 이익 목표를 맞추기 위해 유익한 연구개발비 지출을 끊지 않도록 압력을 행사한다는 것이다.

이와 같이 선진자본시장을 대상으로 한 선행연구들은 기관투자자가 대규모 지분을 소유한 기업의 이익조정을 억제하는 감시자의 역할을 한다는 관점과 단기투자성향을 가진 기관투자자의 기대이익을 맞추기 위해 경영자의 이익조정행태가 증가할 가능성을 있다는 관점이 상존하고 있다. 선진자본시장(예를 들면 미국시장)에서는 간접투자가 일반적이기 때문에 기관투자자가 시장에서 차지하는 비중이 높고, 소유와 경영의 분산도가 높기 때문에 기관투자자의 감시원가가 상대적으로 낮다. 따라서 미국시장의 경우 기관투자자가 대규모지분을 보유하고 장기적 투자성향을 가지고 있기 때문에 기업경영자를 더 강하게 압박하는 성향을 가질 수 있다. 따라서 선진자본시장을 대상으로 한 많은 실증연구들은 기관투자자의 소유지분율이 높을수록 이익조정이 감소된다는 결과를 보고하고 있다(Bushee 1998; Chung, Firth and

1) 대조적으로 Demsetz and Lehn (1985), Agrawal and Knoeber (1996), Karpoff et al. (1996), Wahal (1996), Duggal and Millar (1999), and Faccio and Lasfer(2000)는 기관투자자 지분율과 회계이익과 주가수익률을 이용한 기업성과 간에 유의한 관계가 발견되지 않았다는 연구도 있다. 따라서 실질적인 기관투자자 소유의 존재가 우월한 기업성과와 관련이 있는지에 대한 강한 합의결과는 도출되지 않았다.

Kim 2002).

대조적으로 한국주식시장은 선진자본시장과는 다르게 기관투자자의 장기투자를 방해할 수 있는 몇 가지 특성을 가지고 있다. 첫째, 한국주식시장은 개인투자자의 직접투자 비중이 높고 이들이 비합리적인 단기 투자 성향을 보이는 특성을 갖는다. 정교한 분석능력을 갖춘 기관투자자에게 비합리적인 개인투자자의 빈번한 거래는 기관투자자의 단기적 수익률을 증가시킬 수 있는 좋은 기회가 될 수 있다. 둘째, 한국기업들은 일반적으로 소유경영자의 지분율이 높고 특수 관계자를 이용하여 소유경영자가 기업을 간접적으로 지배하는 성향도 크다. 이러한 한국기업의 집중된 소유구조는 기관투자자가 감시원가를 증가시켜 그들의 장기투자 의도를 방해할 수 있다. 셋째, 한국의 지정학적 위험(예: 전쟁위험) 및 높은 대외경제 의존도로 인한 큰 시장변동성은 기관투자자의 체계적 위험을 증가시킬 수 있다. 마지막으로 투자자보호가 강한 영미법과는 달리 한국은 성문법 체계를 가지고 있고 상대적으로 투자자 보호 제도가 빈약하다. 이러한 한국의 상대적으로 낮은 투자자 보호제도는 경영자의 사적 이익 추구 성향과 경영자의 정보 통제 의도를 증가시켜 기업의 정보비대칭성을 크게 만들 수도 있다. 이러한 높은 정보비대칭성은 투자자의 역선택 위험을 증가시킬 수 있기 때문에 기관투자자의 장기투자를 방해하는 요인이 될 수 있다.

이와 같은 한국주식시장의 특성은 기관투자자가 기업경영자를 감시하고 압력을 행사하여 장기적 성과를 창출하려는 동기를 축소시킬 수 있고 오히려 기관투자자의 단기 투자 성향을 증가시키는 요인이 될 수 있다. 만약 한국에서 기관투자자의 단기성과 추구성향과 감시원가가 크다면 경영자는 기관투자자의 단기적 기대이익수준을 맞추려는 의도 또는 경영자 자신의 사적 이익을 높이기 위해 보고이익을 관리 할 동기가 발생할 수 있다. 그 결과 한국시장에서 기업 경영자에 대한 기관투자자의 감시효과는 상대적으로 크지 않을 가능성도 있다. 이러한 한국시장의 고유한 특성으로 인해 우리는 기관투자자가 경영자의 기회주의적 행태를 감시하는 기능이 선진자본시장에서의 결과와 차별적일 수 있는지를 조사하고자 한다.

일반적으로 선행연구들은 기관투자자의 영향력에 대한 대응치로 기관투자자 지분율을 사용해 왔다. 하지만 본 연구에서는 개별기업 수준에서 한 회계연도의 총거래량에서 기관투자자의 거래량이 차지하는 비율을 계산해 경영자에 대한 기관투자자의 영향력의 강도의 대응치로 사용한다. 한국의 시장상황을 고려할 때, 우리는 몇 가지 측면에서 기관지분율에 대한 실무적, 학술적 한계가 존재한다고 판단하고 있다. 첫째, 실무적 측정의 한계이다. 선진자본 시장에서는 간접투자가 일반적이기 때문에 대부분 기관투자자에 의해 주식거래가 이루어진다. 그러므로 기관투자자가 지분 투자하는 기업의 범위와 지분율의 분포가 넓은 편이다. 이러한 특성은 기업수준에서 기관 지분율을 이용한 통계적 분석에 유용성을 갖는다. 반면에 한국의 경우, 최근에 간접투자가 이전 보다 증가하였지만 여전히 시장에서 개인투자자들이 직접 투자하는 비중이 높기 때문에 기관투자자가 지분을 투자하는 기업의 범위와 크기가 상대적으로 작다. 따라서 한국에서 기관지분율을 이용하여 통계분석을 실시할 경우 표본의 제한과 집중된 분포로 인해 기업수준에서 통계적 분석의 유용성이 축소될 가능성이 있다. 또한 한국에서는 기관투자자의 지분율을 공식적으로 데이터베이스로 집계하여 제공하지 않기 때문에 자료 확보에 실무적 어려움이 있다.

둘째, 우리는 한국에서 기관지분율이 경영자에 대한 영향력에 대한 대응치로 적절한지에 대해 의심하고 있다. 선진자본시장을 대상으로 한 많은 선행연구들은 기관지분율이 높은 기업일수록 장기투자성향을 갖기 때문에 경영자가 장기적 관점에서 기업의 가치를 높이도록 그들의 의결권을 행사하여 감시할 것이라고 예측하고 있다. 하지만 우리는 한국에서 거래하

는 기관투자자의 특성과 한국시장의 특성 등을 고려할 때 기관투자자들이 그들의 의결권을 이용해 경영자를 압박하여 장기적 성과를 높이고자 하는 의도가 상대적으로 크지 않을 것이라고 가정하고 있다. 그 이유 중 하나는 한국 기관투자자들의 유형별 특성에 기인할 수 있다. 한국의 기관투자자의 유형을 크게 구분하면 외국기관투자자, 국내금융기관(자산운용사, 은행, 보험), 그리고 국내연기금(국민연금, 공무원연금, 사학연금, 군인연금) 등 이다.²⁾ 외국 기관투자자는 한국시장의 변동성과 환율변동성을 이용해 투자하는 성향이 크고, 국내 연기금은 주로 국가가 관리하기 때문에 정부 정책에 영향을 받을 수도 있다. 또한 국내 금융기관이 운용하는 뮤추얼 펀드는 비교적 환매기간이 짧은 편이다. 이러한 기관투자자의 유형별 특성은 그들의 장기적 관점의 감시기능을 약화시킬 수 있다. 다른 이유로는, 한국 기업들은 소유분산도가 높지 않고 소유경영자가 관계회사를 이용한 간접적 지배를 하는 경향이 크기 때문에 기관투자자들이 기업을 감시하기 위해서는 상대적으로 많은 감시원가가 소요된다. 한국에서 기관투자자의 유형별 특성과 감시원가를 고려할 때, 개별기업에 대한 기관 지분율과 경영자에 대한 그들의 감시효과 간의 관계가 반드시 긍정적인 관계를 보인다고 볼 수는 없다.

한국에서 기관지분율이 갖는 문제점 때문에 본 연구에서는 한국주식시장에서 독특하게 제공하는 기관거래량 정보를 이용한 측정치를 기관지분율의 대용치로 사용한다. 한국거래소는 모든 주식거래를 외국인, 기관, 개인으로 각각 구분하여 일별 거래량을 공시하고 있다. 본 연구에서는 기업-연도별로 총거래량에서 기관거래량이 차지하는 비율을 측정하여 기관거래비율을 산출하고 이를 기관지분율의 대용치로 사용한다. 우리는 기관거래비율이 다음과 같은 유용성을 가질 것으로 예측하고 있다. 첫째, 실무적으로 자료를 확보하기가 쉬울 뿐만 아니라 상장된 모든 기업에 대한 기관투자자의 영향력의 크기를 측정할 수 있기 때문에 더 큰 표본 수를 확보할 수 있고 넓은 분포의 관측치를 얻을 수 있다. 둘째, 개념적으로 기관거래비율과 기관지분율은 양의 상관관계를 갖기 때문에 기관거래비율은 경영자에 대한 영향력을 나타내는 효과적인 대용치가 될 수 있다. 셋째, 기관지분율은 주주의 의결권을 이용한 직접적인 감시기능을 나타내지만, 기관거래비율은 대규모 매매로 인한 급격한 주가변동 가능성을 나타내는 지표가 될 수 있어 경영자를 간접적으로 압박하는 효과를 가질 수 있다. 그러므로 기관거래비율은 지분율이 반영하지 못하는 추가적인 감시효과를 반영할 수 있다.³⁾ 마지막으로 기관거래비율은 다시 외국기관거래비율과 국내기관거래비율로 분해할 수 있기 때문에 외국기관과 국내기관의 감시효과의 차이를 비교할 수 있다는 측면에서 유용성을 갖는다. 이러한 이유들로 본 연구에서는 기관투자자 거래비율을 이용하여 한국에서 기관투자자의 감시효과를 분석한다.

경영자의 기회주의적 행태를 측정하기 위해, 우리는 회계학 문헌에서 널리 사용되는 이

2) 한국에 투자하는 외국투자자들은 대부분 외국기관들이다. 따라서 본 연구에서는 외국인투자자도 기관투자자의 범주에 포함시킨다.

3) 기관의 거래비율이 높다는 것은 정교한 기관투자자들이 개별기업의 고유정보를 지속적으로 탐색하고 있다는 것을 의미하기 때문에 이는 경영자가 사적목적으로 정보를 사유화 하려는 의도를 축소시키게 되고 그 결과 경영자의 기회주의를 억제하는 효과를 가질 수 있다. 우리는 소유경영자가 자신의 지위를 유지할 수 있을 충분한 지분을 직접보유하거나 다른 관계회사를 이용하여 보유하는 경우에는 기관이 높은 지분율을 가지고 경영자에 대한 강한 감시효과를 갖기는 어려울 것이라고 판단하고 있다. 하지만 기관투자자들이 빈번하게 주식을 매매하는 경우에는 그들의 대규모 거래에 의해 주가가 급락, 급등할 수 있기 때문에 이는 소유경영자의 부에 직접적인 영향을 미칠 수 있다. 따라서 우리는 특정기업의 주식거래가 주로 기관에 의해 매매되는 것은 경영자를 간접적으로 압박하는 효과를 가질 수 있다고 판단하고 있다.

이익조정의 측정치를 사용한다. 특히 우리는 Francis et al.(2004, 2005)이 제안한 발생액의 질(accruals quality)과 재량적 발생액의 질(discretionary accruals quality)을 측정하여 경영자의 기회주의에 대한 강도를 측정한다. 발생액은 당기순이익과 영업활동 현금흐름의 차이를 의미한다. 하지만 당기순이익은 회계처리방법의 선택과 추정에 경영자 재량이 허용되기 때문에 경영자는 이를 악용하여 보고이익을 조정 또는 조작할 수가 있다. Francis et al.(2004, 2005)은 시장기대치를 초과하는 발생액(비기대발생액 또는 재량적발생액)은 경영자가 사적 목적으로 보고이익을 의도적으로 조정하는 것이기 때문에 그 기업의 정보비대칭성을 증가시켜 외부투자자의 투자위험(역선택 위험)을 증가시킬 수 있다고 주장하였다. 그들은 과거 5년 동안의 비기대발생액의 표준편차로써 발생액의 질을 측정하고 이를 정보위험의 대리변수로 사용하였다. 특히 그들은 비기대발생액의 변동성을 영업활동의 변동에 의해 자동적으로 변동하는 요인(선천적 위험요인: innate risk factor)과 경영자의 재량에 의해 변동하는 위험요인(discretionary risk factor)으로 분해하고 자본비용과 장기초과수익률에 미치는 영향을 분석하였다. 그 결과 재량적 요인에 의한 변동성(즉, 재량적 발생액의 질: discretionary accruals quality)이 증가할 때 자본비용이 증가하고 장기주식성과가 감소한다는 실증 결과를 보고 하였다. 이러한 결과는 경영자의 기회주의로 발생하는 개별기업의 고유 정보위험의 대응치로써 발생액의 질이 유효하다는 것을 시사하고 있다. 그러므로 본 연구도 Francis et al.(2004, 2005)의 방식으로 측정된 이익조정을 경영자 기회주의에 대한 대리변수로 선정하고 기관투자자 거래비율과의 관계를 조사한다.

실증분석을 위해 본 연구는 2003년부터 2014년까지 한국주식시장에 상장된 13,860개 기업-연도 표본을 대상으로 개별기업수준에서 기관거래비율이 이익조정에 미치는 효과를 분석한다. 우리는 한국에서 기관투자자가 장기적 관점에서 기업가치를 높이기 위해 기업을 간접적으로 감시하는 역할을 수행하고 있다면 기관거래비율이 높을수록 경영자의 기회주의적 이익조정이 감소할 것으로 예측하고 있다. 반면에 한국의 고유한 특성으로 인해 기관투자자가 비교적 단기적 성과에 초점을 맞추는 경향이 크다면 기관투자자 거래비율과 경영자의 기회주의적 이익조정 간의 관계가 유의하지 않거나 음의 관계가 발생할 것으로 예측하고 있다.

우리는 다양한 통제변수들을 고려하여 회귀분석하였고 그 결과 기관거래비율과 발생액의 질 간에 통계적으로 유의한 관계를 발견하지 못하였다. 또한 Francis et al.(2005)와 같이 비기대 발생액의 변동성을 두 개의 위험요인으로 분해한 후 분석한 결과, 기관거래비율이 높은 기업은 재량적 발생액의 질이 다소 감소(기회주의적 이익조정이 증가)하였다. 그러므로 우리는 한국시장에서 기관투자자의 거래수준이 높은 기업이 더 큰 감시기능을 가지기 때문에 경영자의 기회주의적 이익조정을 억제할 수 있다는 증거를 발견하지 못하였다. 추가적으로 우리는 개별기업 수준에서 기관거래비율의 당기 변화와 기회주의적 이익조정 간의 관계를 분석하였다. 그 결과 당기 기관거래비율이 전년도보다 크게 증가할수록 기회주의적 이익조정(재량적 발생액의 질)이 감소(증가)하였다. 기회주의적 이익조정이 기관거래비율 수준보다 기관거래비율 변화에 더 민감하다는 결과는 기관이 높은 지분보유를 직접적 감시효과가 한국에서 크지 않지만, 오히려 기관의 대규모거래로 인한 급격한 가격변동 위험이 경영자의 기회주의적 이익조정을 간접적으로 축소하고 있음을 보여주고 있다. 한국의 차별적 결과는 기관투자자들이 한국시장의 고유한 특성으로 인해 장기투자를 회피한 결과로 해석된다.

본 연구는 제1장 서론에 이어 제2장에서는 연구가설을 제시한다. 제3장에서는 주요변수의 측정과 연구모형을 제시하고 제4장에서 실증분석결과를 제시한다. 마지막으로 제5장에서는 본 연구의 결론 및 시사점을 제시한다.

II. 가설

2.1 기관투자자의 단기성과 지향과 외부감시효과의 감소

본 연구의 주요 연구초점은 i) 한국주식시장에서 기관투자자들이 단기적 이익을 추구하는 성향과 높은 감시원가로 인해 경영자에 대한 정교한 감시활동을 하지 않을 가능성과 ii) 경영자가 기관투자자의 단기적 기대이익을 충족시키기 위해 재량적발생액을 이용하고 있을 가능성을 검증하는 것이다. 본 연구의 가설에 대한 이론적 근거는 기관투자자 지분율과 근시안적 연구개발비 투자 간의 관계를 연구한 선행연구들이 제공하고 있다. 선행연구들은 대규모 기관투자자의 매도를 일으키거나 기업 주가의 일시적인 가치평가오류(misvaluation)로 이어질 수 있는 이익실망(earnings disappointment)을 회피하기 위해 연구개발비를 축소하여 이익을 조작할 동기를 가질 수 있다고 주장하고 있다(Graves and Waddock 1990; Jacobs 1991; Porter 1992). 이러한 가설은 (i) 경영자가 일시적인 가치평가오류를 피하려는 동기들을 가지고 있고, (ii) 기관투자자 거래가 현재이익에 민감하고 일시적인 가치평가오류를 야기시킬 수 있다는 조건을 요구하고 있다. 이전 연구들은 두 가지 조건들이 일시적 가치평가오류를 피하기 위해 근시안적 투자로 이익을 조작하려는 동기를 발생시키는 필수적 요소인지를 확인하고 있다(Stein 1988, 1989; Bushee 1998). 첫 번째 조건은 경영자는 일시적인 가치평가오류(가격불균형)가 발생하는 것을 좋아하지 않을 수 있기 때문에 현재의 주가에 더 많은 가치를 부여하여 의사 결정할 수 있다는 것이다. 현재주가에 대한 경영자 관심은 (1) 주식기반보상의 존재로 인한 유동성 거래들을 만들 필요성, (2) 가까운 시일에 신주를 발행할 필요성, (3) 주가의 일시적 과소평가를 부당하게 이용하려는 집단의 적대적 인수 합병 위험, (4) 영향력 있는 투자자들의 단기투자성향 등에 의해 발생할 수 있다(Froot, Perold, and Stein 1992). 두 번째 조건은 시장이 관리되지 않은 이익감소에 과잉반응하거나 인위적으로 이익을 부풀리기 위해 가치 있는 R&D을 축소하는 것에 대해 시장이 과소반응하기 때문에 현재이익에 기초한 주가가 잠재적인 가치평가오류가 존재한다고 경영자가 믿어야만 한다(Bernard et al. 1993; Bushee 1998).

우리는 한국시장의 독특한 특성이 위에 제시한 두 가지 필요조건을 충족시킬 것으로 가정하고 있다. 한국기업은 소유경영자가 지분율이 높을 뿐만 아니라 특수관계자를 이용한 복잡한 지배구조를 가지고 있다. 이러한 지배구조 하에서 기관투자자가 장기적 관점에서 기업을 감시, 및 통제하기 위해서는 상당한 원가가 발생할 수 있다. 더불어 한국의 지정학적 위치와 높은 대외의존도로 인한 시장의 변동성은 기관투자자가 특정기업에 장기적 관점에서 집중 투자하는 것을 방해할 수 있다. 이와 같은 높은 감시원가와 시장위험은 기관투자자가 집중된 투자보다는 분산투자나 단기투자 동기를 증가시킬 수 있다. 또한 한국주식시장에서는 비합리적인 투자성향을 보이는 개인투자자의 직접투자 비중이 높기 때문에 개인투자자들이 회계발생액의 속성을 정확히 이해하지 못해 가치평가오류가 발생할 수 있다. 더구나 단기성과를 지향하는 정교한 기관투자자가 이를 이용하려는 동기가 크다면 기관투자자는 경영자의 재량적발생액을 이용한 이익조정행위를 감시하기 보다는 방관 또는 활용할 가능성도 있다. 따라서 한국시장에서 기관투자자가 경영자의 재량적발생액을 이용한 기회주의적 이익조정행태를 억제하지 못할 수도 있다. 이러한 본 연구의 가설에 대한 근거는 Bushee(1998)의 연구

가 제공하고 있다. Bushee(1998)는 개별기업에 대해 부분적이고 일시적인 지분소유 경향을 갖는 기관투자자는 대규모, 장기보유 및 집중 투자하는 기관투자자와 비교할 때 낮은 감시효과를 갖는다는 실증결과를 제시하였다. 우리는 한국주식시장의 상황을 고려하여 기관투자자의 감시효과의 존재를 검증하기 위해 다음과 같은 가설을 설정한다.

H1a: 한국시장에서 기관투자자들이 단기적 성과를 추구한다면, 기관투자자 거래비율과 기회주의적 이익조정(재량적 발생액의 질) 간의 회귀계수는 영(0) 또는 음의 값을 가질 것이다.

2.2 기관투자자의 장기투자 성향과 외부감시효과의 증가

다수의 연구들은 기관투자자가 경영자의 기회주의적 이익조정 행태를 억제하는 감시효과를 보인다고 주장하고 있다. 정교면서 대규모주식을 소유한 기관투자자는 경영자의 기회주의적 행태에 대한 높은 수준의 감시를 제공함으로써 경영자가 사적효익을 추구하기 위해 단기적 성과를 조작하려는 근시적 행태에 대한 유인을 제거할 것이라는 관점이다. 기관투자자는 명시적인 지배활동(예: 이사회 활동), 또는 절대적인 정보수집활동 그리고 정확한 경영자의 의사결정을 주식가격에 반영하는 것(pricing)을 통해 감시활동을 수행할 수 있다(Bushee 1998).

Dobrzynski(1993), Monks and Minow(1995) 등은 장기간에 걸쳐 주요 대규모지분을 보유할 의도를 가지고 기업에 투자하는 기관은 경영자를 분명하게 감시할 원가가 발생할 강한 유인을 갖고 기업이 단기 이익 목표를 맞추기 위해 유익한 연구개발비를 감축하지 않도록 강제한다고 주장하였다. Opler and Sokobin(1997)은 이사회에서 기관투자자의 주주활동의 목표가 된 성과가 빈약한 기업은 대체로 다음 연도에 성과 향상, 자산을 매각을 통한 구조조정의 활성화, 그리고 적대적 인수활동이 축소된다는 결과를 보고하였다. Hand(1990)는 기관투자자는 정교한 투자자의 유형에 해당하고 그들은 기업의 회계선택에 대해 이해하지 못하여 보고된 이익에만 초점을 맞추는 “기능적 고착화” 되지 않을 수 있는 집단이라고 지적하고 있다. Schipper(1989, 98)는 재무적 정교함과 물리적 지분의 크기를 가지고 그리고 그들의 행동을 방해할 계약상의 마찰이 없는 집중화된 사용자 집단(즉, 기관투자자)은 이익조정을 할 동기가 없다고 지적하고 있다. 또한 기관투자자는 그들의 투자규모가 크고 buy-side 애널리스트를 이용하여 장기투자하기 때문에 경영자의 단기 지향적 행태에 대한 유인을 제거하기 위해 노력한다고 주장하고 있다. Bushee(1998)는 기관투자자의 감시활동이 경영자의 연구개발비를 이용한 기회주의적 이익보고행태를 축소한다는 실증결과를 제시하고 있다. 그는 기업 내에서 기관소유지분이 높을수록 경영자가 단기 이익목표를 일치시키기 위해 연구개발비를 축소시킬 가능성이 감소한다는 실증결과를 보고하였다. 특히 일시적으로 지분을 소유하는 기관투자자보다 대규모, 장기보유, 그리고 소수의 기업에 집중하는 기관투자자 집단에서 기관의 감시효과가 증가함을 보여주고 있다. Chung, Firth and Kim(2002)는 더 많은 기관소유지분율은 경영자가 이익을 자신이 원하는 수준 또는 범위로 보고이익을 증가 또는 감소시키려는 것을 억제하는 것을 발견하였다. 이러한 증거는 기관투자자가 감시효과를 가지고 기업경영자의 이기적 행태를 제약하고 있음을 의미한다.

전체적으로 선진자본시장에서는 기관투자자가 감시효과를 가지고 있고 그 결과 경영자의 기회주의적 이익보고를 제약하고 있다는 결과를 보고하고 있다. 만약 한국시장에서도 기관

투자자가 선진자본시장과 같이 대규모투자, 장기보유, 그리고 소수의 기업에 집중 투자하는 성향보인다면 그들은 경영자의 기회주의적 이익보고행태를 감시할 유인을 가질 수 있다. 따라서 기관투자자 거래수준이 높은 기업일수록 재량적 발생액을 이용한 경영자의 기회주의적 행태가 축소될 수 있다. 이를 검증하기 위해 우리는 다음과 같은 경쟁적인 가설을 설정한다.

H1b: 한국시장에서 기관투자자들이 장기적 성과를 추구한다면, 기관투자자 거래비율과 기회주의적 이익조정(재량적 발생액의 질) 간의 회귀계수는 통계적으로 유의한 양의 값을 보일 것이다.

본 연구는 한국시장에서 개별기업에 대한 기관투자자의 거래수준과 경영자의 기회주의적 이익조정 사이의 관계를 조사함으로써 두 가지 경쟁적인 가설을 증명한다.

Ⅲ. 변수측정 및 연구모형

3.1 변수측정

기관투자자 거래비율

기관투자자는 기업 경영자를 감시, 해고, 영향을 미칠 수 있는 능력과, 기회 및 자원을 가지고 있다(Monks and Minow, 1995). 기관이 이러한 힘을 사용할 수 있는지 여부는 부분적으로 기관투자자의 개별 또는 집단 지분 크기의 함수이다. 그러므로 기관지분이 높을수록 그들은 낮은 시장성을 갖고 장기간 보유하게 될 것이다. 많은 선행연구들은 기관투자자가 기업 경영자에게 미치는 영향력을 기관투자자 지분율을 사용하였다.

하지만 본 연구에서는 선행연구와 다르게 기업에 대한 기관투자자의 영향력을 한 회계연도 동안 기관투자자의 거래량을 전체거래량으로 나눈 비율(기관투자자 거래비율)로 측정한다. 본 연구에서 기관투자자 지분율 대신에 기관투자자 거래비율을 사용한 것은 몇 가지 이유 때문이다. 첫 번째는 상장기업의 기관지분율 자료를 획득할 수 없다는 실무적 이유이다. 한국 기업의 주가 및 재무자료를 제공하는 FnGuide에서는 5%이상의 외국인지분율과 5%이상 지분을 보유한 대규모 소유자에 대한 지분율만 제공되고 있기 때문에 개별기업에 대한 완전한 기관지분율 자료를 확보할 수가 없다. 반면에 한국주식시장에서는 상장된 모든 기업에 대해 투자주체별로 일별 거래량자료가 공시되고 있기 때문에 기관투자자의 거래비율은 수집이 용이하고 자료의 질도 높다. 두 번째는 한국시장에서 기관투자자는 국내자본을 기초로 한 기관투자자와 외국자본을 기초로 한 외국인투자자로 분류할 수 있다. 두 기관 모두 자본의 원천에 차이가 있을 뿐 뮤추얼펀드, 연기금, 보험사 및 투자은행 등의 기관투자자에 해당된다. 하지만 국내기관투자자는 주로 한국주식시장에 자산을 배분하지만 외국기관투자자는 세계 시장을 대상으로 분산투자할 수도 있고 두 집단 간에 투자기간에도 차이가 존재할 수 있다. 따라서 한국시장에서 제공하는 투자주체별 거래량 자료를 이용하면 두 기관의 유형을 구분하여 분석할 수 있는 장점이 존재한다. 셋째, 기관지분율은 특정시점에서 측정하지만 기관거래비율은 기간을 대상으로 측정하기 때문에 한 회계연도에 대한 기관투자자의 평균적 영향력을 측정할 수 있다. 이러한 이유로 본 연구에서는 한국시장의 독특한 거래량

자료를 이용하여 기관투자자의 영향력을 측정하여 실증분석에 사용한다.

기관투자자 거래비율($INST_{i,t}$)은 식(1)와 같이 기업i의 t년도 동안 국내기관투자자와 외국기관 투자자의 일별 매수량과 매도량을 합한 수치를 기업i의 t년도 동안 전체 투자주체의 일별 매수량과 매도량의 합계로 나눈 비율로서 계산한다. 국내기관투자자 거래비율($D_INST_{i,t}$)과 외국기관 투자자의 거래비율($F_INST_{i,t}$)도 유사한 방식으로 계산한다.

$$INST_{i,t} = \frac{\left(\sum_{d=1}^N Domestic (Buy_{i,t,d} + Sell_{i,t,d}) + \sum_{d=1}^N Foreign (Buy_{i,t,d} + Sell_{i,t,d}) \right)}{\sum_{d=1}^N Trading Volume (Buy_{i,t,d} + Sell_{i,t,d})} \quad \text{식(1)}$$

여기서,

$INST_{i,t}$	= 기업i의 t년도 동안의 기관투자자의 거래비율
$Trading Volume_{i,t,d}$	= 기업i의 t년도 d거래일의 총거래량
$Domestic$	= 국내기관투자자
$Foreign$	= 외국기관투자자
$Buy_{i,t,d}$	= 기업i의 t년도 d거래일의 특정 투자주체의 매수량
$Sell_{i,t,d}$	= 기업i의 t년도 d거래일의 특정 투자주체의 매도량
N	= t년도 기업i의 총거래일

발생액의 질과 재량적 발생액의 질

본 연구에서는 Francis et al.(2004, 2005)이 제안한 발생액의 질(accruals quality)과 재량적발생액의 질(discretionary accruals quality)을 측정하여 경영자의 기회주의적 이익조정 행태의 대용치로 사용한다. Francis et al.(2004, 2005)은 이전 5년 동안에 대한 연도별 비기대 발생액의 표준편차를 기업특유의 정보위험에 대한 대리변수로 사용하였다. 그들은 비기대발생액의 변동에 내재되어 있는 경영자의 재량적요소(재량적발생액의 질)가 정보비대칭위험을 발생시키는 기업특유의 정보위험을 반영한다고 주장하였다. 특히 그들은 재량적발생액의 질이 낮을수록 자본비용이 증가하고 낮은 장기주식성과를 발생시킨다는 실증결과를 제시함으로써 자본시장에서 경영자의 기회주의적 행태가 주가에 부정적 영향을 미칠 수 있음을 보여 주었다. 후속연구들도 기업특유 정보위험의 대용치로 재량적발생액의 질이 유효하다는 실증 결과들을 보고하고 있다(Lambert et al. 2007; Lee and Masulis 2009; Kim et al. 2014). 특히 Lee and Masulis(2009)는 재무관리문헌에서 많이 사용되어 왔던 정보비대칭의 대리변수들 보다 재량적 발생액의 질이 더 정보비대칭성을 반영하는 대리변수가 될 수 있다고 지적하고 있다.⁴⁾ Lee and Masulis(2009)와 Kim et al.(2014)은 재량적 발생액의 질의 이 낮은 기업에서 실시하는 유상증자가 더 낮은 수익률을 발생시킨다는 것을 확인시킴으로써 경영자의 기회주의적 정보제공행태가 기업가치에 부정적인 영향을 미치고 있음을 증명하고 있다.

우리가 선행연구에서 많이 사용해왔던 이익조정의 대용치인 재량적발생액(discretionary accruals)을 사용하지 않고 Francis et al.(2004, 2005)의 발생액의 질을 사용한 것은 재량적

4) Lee and Masulis(2009)는 재무관리 문헌에서 전통적으로 사용해왔던 정보비대칭성에 대한 대리변수로는 수익률의 변동성(stock return volatility), 애널리스트의 이익예측분산(analysts' earning forecast dispersion), 무형자산의 비중(proportion of intangible assets), 채권신용등급(debt rating), 매도-매수 호가차이(bid-ask spread) 등이 있다. 하지만 이들 측정치는 다른 특성도 의미하고 있기 때문에 정보비대칭성에 대한 측정치로 불완전할 수 있다고 언급하고 있다.

발생액의 증가가 경영자의 기회주의적 행태만을 의미하지 않을 수 있기 때문이다. Subramanyam(1996)은 재량적발생액은 경영자의 기회주의적 이익조작에 활용될 수도 있지만 경영자가 재량적발생액을 이용해 기업이 사적정보를 제공하는 신호의 수단으로 이용될 수도 있다고 지적하고 있고 따라서 재량적발생액이 주가에 미치는 효과는 불분명하다. 이러한 이유로 본 연구에서는 재량적발생액 보다는 주가에 더 분명한 영향을 미치는 재량적 발생액의 질을 경영자의 기회주의적 이익조정행태에 대한 대리변수로 사용한다.

$$\frac{TCA_{i,t}}{Assets_{i,t}} = \phi_{0,i} + \phi_{1,i} \frac{CFO_{i,t-1}}{Assets_{i,t}} + \phi_{2,i} \frac{CFO_{i,t}}{Assets_{i,t}} + \phi_{3,i} \frac{CFO_{i,t+1}}{Assets_{i,t}} + \phi_{4,i} \frac{\Delta REV_{i,t}}{Assets_{i,t}} \quad \text{식(2)}$$

$$+ \phi_{5,i} \frac{PPE_{i,t}}{Asset_{i,t}} + \nu_{i,t}$$

$$\therefore AQ_{i,t} = -\sigma(\hat{\nu}_{i,t})$$

여기서,

$AQ_{i,t}$ = 기업에 대한 t년도 Dechow and Dichev(2002)의 모형에 매출액의 변화와 유형자산을 추가한 모형으로 산출한 발생액의 질에 대한 측정치이다. t-4년부터 t년도까지 5년 동안 식(2)에 대한 연도-산업별 횡단면 회귀식에 대한 잔차들의 표준편차($\sigma(\hat{\nu}_{i,t})$)에 -1을 곱한 값이다;

$TCA_{i,t}$ = 기업에 대한 t년도의 총유동발생액을 의미하고, 발생액을 추정하기 위해 다음과 같이 간접(재무상태표)접근법을 사용한다;

$$TCA_{i,t} = \Delta CA_{i,t} - \Delta CL_{i,t} - \Delta Cash_{i,t} + \Delta STDEBT_{i,t}$$

여기서,

$\Delta CA_{i,t}$ =기업의 t년도 동안 유동자산의 변화

$\Delta CL_{i,t}$ =기업의 t년도 동안 유동부채의 변화

$\Delta Cash_{i,t}$ =기업의 t년도 동안 현금 및 현금성자산의 변화

$\Delta STDEBT_{i,t}$ =기업의 t년도 동안 유동부채 중 채무(debt)의 변화

$Assets_{i,t}$ = 기업의 t년도와 t-1년도의 평균총자산;

$CFO_{i,t}$ = 기업의 t년도 현금흐름표상의 영업활동현금흐름;

$\Delta REV_{i,t}$ = 기업의 t년도 매출액에서 t-1년도의 매출액을 차감한 값;

$PPE_{i,t}$ = 기업의 t년도말의 순유형자산;

$\nu_{i,t}$ = 기업의 t년도 식(2)에 따라 계산한 연도-산업별 회귀식의 잔차.

본 연구에서는 발생액의 질(accrual quality)의 측정을 Dechow and Dichev(2002)의 회귀모형에 매출액의 변화와 유형자산을 결합시킨 McNichols(2002)와 Francis et al.(2004, 2005)의 모형으로 측정한다. 우리는 전체 표본기업을 각각 15개의 산업으로 분류하고 식(2)에 따라 t-4년부터 t년도까지 연도-산업별로 횡단면 회귀분석을 실시하고 회귀식의 잔차($\hat{\nu}_{j,t}$)를 각각 추정한다. 우리는 5년 동안의 각 횡단면 잔차들의 표준편차($\sigma(\hat{\nu}_{j,t})$)에 -1을 곱한 값으로 발생액의 질($-\sigma(\hat{\nu}_{j,t})$)을 측정한다.⁵⁾ 이 경우 발생액의 질에 대한 측정 값($-\sigma(\hat{\nu}_{j,t})$)이 클수록(작을수록) 공시된 이익의 질이 높음(낮음)을 의미한다.

우리는 영업활동 현금흐름으로 설명되지 않는 회계이익(발생액)을 측정하고, 연도별 발생액의 변동성을 발생액을 이용한 이익조정 가능성으로 정의하였다. 하지만 발생액의 변동성은 경영자의

5) 잔차들의 표준편차($\sigma(\hat{\nu}_{j,t})$)에 -1을 곱한 것은 측정치와 개념적 정의를 일치시키기 위함이다. 개념적으로 발생액의 품질 클수록 좋은 것이다. 하지만 표준편차는 값이 클수록 위험이 증가하는 것이기 때문에 반대로 해석이 된다. 우리는 해석의 방향을 일치시키기 위해 -1을 곱하였다.

의도와 관계없이 기업의 영업환경 변화에 의해 영향을 받을 수 있다. Francis et al.(2005)은 발생액의 변동성 중 영업활동의 본질적 변화에 의해 영향을 받지 않는 부분이 경영자의 기회주의적 이익조정행태로 보았다. 따라서 그들은 발생액의 질을 영업활동의 변화와 관련하여 움직이는 부분(본질적 발생액의 질: innate accruals quality)과 영업활동과 관련 없이 변동하는 부분(재량적 발생액의 질: discretionary accruals quality)으로 분해하고, 재량적발생액의 질과 주가수익률 간의 관계를 분석하였다. 그 결과 낮은 재량적발생액의 질을 갖는 기업에서 낮은 초과수익률이 나타남을 발견하였고, 그들은 투자자들이 정보위험요인을 인식해 자본비용을 증가시킨 결과로 해석하고 있다. 본 연구에서도 Francis et al.(2005)의 방법으로 발생액의 질을 본질적 요소와 재량적 요소로 분해하고, 기관거래비율과 재량적 발생액의 질 간의 관계를 분석하여 기관투자자가 기업의 정보위험을 축소시키는 역할을 수행하는지를 조사한다.

본 연구에서는 식(3)의 회귀모형에 따라 연도-산업별로 추정된 예측값(predicted value)을 영업활동의 변화에 영향을 받는 본질적 위험요소(*InnateAQ*)로 정의한다. 기업 경영자의 재량적 위험요소(*DiscAQ*)는 발생액의 질(*AQ*)에 대한 추정치에서 본질적 위험요소(*InnateAQ*)를 차감하여 산출한다. 이와 같은 방식으로 산출한 발생액의 재량적 위험요소(*DiscAQ*)는 그 값이 작을수록(클수록) 경영자가 기회주의적으로 재량적 발생액을 이용할 가능성이 증가(감소)함을 의미한다.

$$AQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 SIZE_{i,t} + \beta_2 \sigma(CFO)_{i,t} + \beta_3 \sigma(Sales)_{i,t} + \beta_4 OperCycle_{i,t} + \beta_5 NegEarnRatio_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad \text{식(3)}$$

$$\begin{aligned} InnateAQ_{i,t} &= \widehat{AQ}_{i,t} \\ DiscAQ_{i,t} &= AQ_{i,t} - InnateAQ_{i,t} \end{aligned}$$

<변수설명>

- $AQ_{i,t}$ = 기업i에 대한 t년도 Dechow and Dichev(2002)의 모형에 매출액의 변화와 유형자산을 추가한 모형으로 산출한 발생액의 질에 대한 추정치이다. t-4년부터 t년도까지 5년 동안 식(2)에 대한 연도-산업별 횡단면 회귀식에 대한 잔차들의 표준편차($\sigma(\hat{\nu}_{i,t})$)에 -1을 곱한 값이다;
- $InnateAQ_{i,t}$ = 발생액의 질에 대한 추정값 중 영업활동에서 발생하는 선천적 변동이 차지하는 값을 의미하며, 식(3)에 대한 연도-산업별 회귀추정식에 t년도 기업i의 실제값을 적합시킨 예측값으로 산출한다;
- $DiscAQ_{i,t}$ = 발생액의 질에 대한 추정값 중 영업활동에서 발생하는 선천적 변동요소를 제거한 것으로 경영자의 재량적 요소가 차지하는 값을 의미한다. 식(3)에 대한 연도-산업별 회귀추정식에 대한 잔차로 추정한다.

3.2 연구모형

본 연구에서는 기관투자자 거래비율과 경영자의 기회주의적 이익조정 사이에 관계에 대한 두 가지 경쟁적인 가설을 설정하고 있다. 만약 기관투자자 거래비율이 증가할수록 경영자의 기회주의적 이익조정이 감소한다면 한국시장에서 기관투자자의 감시효과가 존재함을 의미하지만 그 반대의 결과가 도출되거나 유의한 관계를 보이지 않는다면 기관투자자의 감시효과가 한국시장에서 미미함을 의미한다.

본 연구의 가설을 검증하기 위하여 우리는 <모형 1-1>과 같은 기본 모형을 설정한다. 3.1 변수추정에서 제시한 바와 같이 AQ 는 발생액의 질을 의미하며 $INST^K$ 는 K 유형(전체기관, 국내기관 및 외국기관)에 대한 기관투자자 거래비율을 의미한다. 또한 애널리스트 수($AnalystFol$), 기업규모($SIZE$), 성장성(BM), 부채비율($DEBT$), 산업조정 영업현금흐름($Cash_Ind$)을 통제변수로 회귀모형에 삽입한다. 또한 $YEAR_D$ 는 연도통제 더미변수이다.

$$AQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 INST_{i,t}^K + \beta_2 AnalystFol_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 BM_{i,t} + \beta_5 DEBT_{i,t} + \beta_6 Cash_Ind_{i,t} + \theta_\tau \sum_{\tau=1}^{12} YEAR_D + \varepsilon_{i,t} \quad Model\ 1-1$$

모형 1-2는 기본회귀모형에 두 가지 관점에 따른 추가 통제변수를 삽입한 것이다. 본 연구의 목적은 기관투자자의 감시효과로 기업 경영자의 기회주의적 이익조정이 축소 또는 확대되는지를 검증하는 것이다. 하지만 종속변수인 AQ 는 영업활동의 변화에 의해 선천적으로 변동하는 발생액도 포함되어 있기 때문에 경영자의 기회주의적 행태에 대한 기관투자자의 효과를 분석하는데 방해요인이 될 수 있다. 따라서 우리는 영업활동의 선천적 변동요인들의 효과를 통제한 후 기관투자자의 감시효과를 분석한다. 영업활동에서의 선천적 변동요인은 Francis et al.(2004)의 연구를 인용한다. 추가한 통제변수는 영업활동 현금흐름의 변동성($\sigma(CFO)$), 매출액변동성($\sigma(Sales)$), 영업주기($OperCycle$), 손실보고비율($NegEarnRatio$), 무형자산투자비율($Int_Intensity$), 무형자산 투자 더미(Int_D), 유형자산비율($Cap_Intensity$) 등이다.

한편, 본 연구에서는 추가적인 통제변수로 직전연도 발생액의 질($LagAQ$)을 모형에 추가한다. 기관투자자의 대규모 거래가 경영자를 압박하여 기회주의적 행태를 변화시킬 수도 있지만 반대로 신중한 투자원칙을 지켜야 하는 수탁책임이 있는 기관투자자는 정보위험이 낮은 기업을 대상으로 거래할 가능성도 있다. 따라서 발생액의 질과 기관투자자 거래비율 간에는 내생관계가 존재할 수 있고 이러한 문제를 완화시키기 위해 t-1년도 발생액의 질을 회귀식에 추가하였다. 본 연구에서는 모형 1-2의 β_1 이 통계적으로 유의한 양의 계수 값을 보인다면 기관투자자의 감시효과가 존재한다고 해석하지만 음의 값 또는 통계적 유의성이 없다면 기관의 감시효과가 한국시장에서 미약함을 의미한다.

$$AQ_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 INST_{i,t}^K + \beta_2 AnalystFol_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 BM_{i,t} + \beta_5 DEBT_{i,t} + \beta_6 Cash_Ind_{i,t} + \beta_7 LagAQ_{i,t} + \gamma_1 \sigma(CFO)_{i,t} + \gamma_2 \sigma(Sales)_{i,t} + \gamma_3 OperCycle_{i,t} + \gamma_4 NegEarnRatio_{i,t} + \gamma_5 Int_Intensity_{i,t} + \gamma_6 Int_D_{i,t} + \gamma_7 Cap_Intensity_{i,t} + \theta_\tau \sum_{\tau=1}^{12} YEAR_D + \varepsilon_{i,t} \quad Model\ 1-2$$

모형 2는 3.1 변수추정에서 제시한 방식으로 발생액의 질(AQ)을 영업활동의 변화에 의한 선천적 변동요인($Innate\ AQ$)과 경영자의 재량적 변동요인($Disc\ AQ$)으로 분해한 모형이다. 본 연구에서는 발생액의 질에 대한 재량적 변동요인($Disc\ AQ$)과 기관투자자 거래비율 간의 관계를 나타내는 β_1 의 계수 값이 긍정적인지 아니면 그렇지 않은지를 확인함으로써 기관투자자의 감시효과 존재를 조사한다. $LagAQ_Type$ 은 각각 t-1년도 $Innate\ AQ(Lag_InAQ)$ 와 $Disc\ AQ(Lag_DAQ)$ 를 의미한다.

$$\begin{aligned}
& DiscAQ_{i,t} \text{ or } InnateAQ_{i,t} \\
& = \beta_0 + \beta_1 INST_{i,t}^K + \beta_2 AnalystFol_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 BM_{i,t} + \beta_5 DEBT_{i,t} \\
& \quad + \beta_6 Cash_Ind_{i,t} + \beta_7 LagAQ_Type_{i,t} + \theta_\tau \sum_{\tau=1}^{12} YEAR_D + \varepsilon_{i,t} \quad \text{Model 2}
\end{aligned}$$

본 연구에 사용된 변수들에 대한 정의 및 측정은 <Table 1>에서 요약 설명하고 있다.

여기에 <Table 1> 삽입

IV. 실증분석결과

4.1 표본, 기술통계 및 상관관계

한국은 과거에 기업지배구조로 인해 발생하는 많은 문제가 대두되면서, 1990년대 말 경제 위기가 발생하였다. 이후에 한국은 IMF가 권고한 기업지배구조 개선의 일환으로 2003년 기관투자자의 보유주식에 대한 의결권 행사에 관한 제한을 폐지하였다. 이 제도의 도입으로 기관투자자의 의결권 행사가 가능해짐에 따라 기업의 외부감시자로서 기관투자자의 사회적 역할에 대한 시장의 관심이 높아지고 있다. 본 연구에서는 최근 한국의 상황을 고려하여 2003년부터 2014년까지 12년 동안을 표본기간으로 선정하고, KOSPI와 KOSDAQ에 상장된 기업 중 분석에 필요한 자료를 이용할 수 있는 모든 기업을 표본에 포함하였다. 우리는 발생액의 질을 구하기 위해 표준산업코드를 연도-산업별 횡단면추정을 실시하였다. 하지만 측정에 문제를 발생시킬 수 있는 산업은 표본에서 제외하였다. 결산일이 연도 말이 아닌 표본과 금융업을 추가로 제거하였다. 또한 거래량 및 재무자료를 확보할 수 없는 기업도 배제하였다. 그 결과 최종 선정된 표본은 13,860 기업-연도 표본이다. 필요한 자료의 수집은 한국에서 주가, 거래량, 재무자료를 제공하는 FnGuide Data Guide Pro에서 추출하였다.

<Table 2>의 Panel A는 분석에 사용된 변수들에 대한 기술통계량을 보고하고 있다. 모든 변수들은 상위 1%, 하위 1% 수준으로 winsorize 하였다. 발생액의 질(AQ)은 과거 5년 동안의 비기대발생액의 표준편차에 -1을 곱하여 계산한 것이고, 그것을 분해한 것이 선천적 발생액의 질(Innate AQ)과 재량적 발생액의 질(DiscAQ)이다. 종속변수로 사용되는 이들 변수의 분포는 정규분포를 형성하지 않을 수 있기 때문에 우리는 이들 변수들을 최고 0.9부터 최저 0까지 10분위수로 조정하였고, <Table 3>부터는 이들 변수에 대해 조정된 값을 이용하여 분석한 결과를 제시한다. 기관투자자 거래비율(INST)은 전체 표본기간동안에 평균은 11.7%이고 중위수는 3.8%이다. 이중 국내기관투자자의 평균(중위수)은 6.5%(1.2%)이고, 외국기관투자자의 평균(중위수)은 5%(2.3%)이다. 기관투자자 거래비율의 연도별 평균과 중위수는 Panel B에 보고하고 있다. 2003년도에 기관거래비율은 평균 8.9%였지만 2014년도에는 14.9%로 증가하였다. 전체적으로 한국에서는 기관투자자의 비중은 점점 증가하고 있는 추세를 확인할 수 있다. 이러한 한국시장에서 기관투자자 거래비율의 증가는 연기금의 증가, 간접투자의 활성화 및 규제완화 등으로 인한 외국인투자자의 증가에 기인한 것이다. 최근 한국의 기관투자자의 시장거래 증가에 따라 그들의 사회적 역할에 대한 시장의 요구가 증가되고 있지만 한국시장에서의 기관투자자의 역할 및 거래행태에 대한 연구는 아직 활발

하게 연구되고 있지 않다. 따라서 본 연구는 한국에서만 독특하게 제공되는 투자주체별 거래량자료를 이용하여 한국시장에서 기관투자자 거래와 기업 경영자의 기회주의적 회계정보 공시 사이의 관계를 조사함으로써 기관투자자의 감시효과를 확인한다. 이를 위해 우리는 연구모형에 다양한 통제변수를 추가하였다. 애널리스트는 기업에 대한 정보를 탐색하여 예측 정보를 제공함으로써 경영자의 기회주의적 행태를 부분적으로 완화시키는 역할을 수행하기 때문에 우리는 그들의 효과를 통제하기 위해 애널리스트 커버리지(*Analyst_Fol*)를 통제변수로 선정한다. 추가적으로 기업규모, 성장성, 부채비율, 산업조정 영업활동현금흐름 등과 같은 기업특성변수와 회계발생액의 변동에 영향을 미칠 수 있는 영업활동에서의 선천적 변동요인에 대한 변수를 추가적 통제변수로 선정하였고, <Table 2>에 해당 변수들에 대한 기술통계량을 제시하였다.

여기에 <Table 2> 삽입

<Table 3>는 본 연구의 주요변수들에 대한 Pearson 상관관계를 보고한 것이다. 특이한 점은 *AQ* 및 *Innate AQ*는 *INST*와 통계적으로 유의한 양의 관계(각각 0.233, 0.365)를 보였지만, *DiscAQ*와 *INST* 간의 상관계수는 통계적으로 유의한 음(양)의 관계(-0.057)를 나타내었다. 이러한 차별적 상관계수 값은 *AQ*가 경영자의 기회주의적 행태뿐만 아니라 영업활동의 변동에 따라 자동적으로 변동할 수 있음을 의미하고 있다. 따라서 우리는 *AQ*에서 경영자의 기회주의적 행태에 대한 변동을 분리한 재량적 발생액의 질(*DiscAQ*)과 기관투자자 거래비율(*INST*) 간의 관계에 초점을 맞춰 한국시장에서 기관투자자의 감시효과를 분석한다.

여기에 <Table 3> 삽입

4.2 기관투자자 거래비율과 발생액의 질

<Table 4>는 모형 1-1에 따라 기업특성변수를 통제한 후 기관투자자 거래비율과 발생액의 질 간의 관계를 분석한 것이다. Panel A는 전체 기관투자자 거래비율에 따른 효과를 제시한 것이고, Panel B는 거래비율을 국내기관투자자와 외국기관투자자로 구분하여 각 주체별 효과를 제시한 것이다. 그 결과 Panel A에서 *INST*의 회귀계수는 0.238($t=10.234$)로 발생액의 질에 긍정적인 영향을 주었다. Panel B에서 *D_INST*의 회귀계수는 양의 값(0.084)을 보였다. 이는 발생액의 질은 주로 국내기관투자자의 거래에 더 큰 영향을 받음을 의미한다.

여기에 <Table 4> 삽입

Francis et al.(2004, 2005)는 비정상발생액의 변동(즉, 발생액의 질)은 크게 두 가지 요소에 의해 변동될 수 있다고 주장하였다. 하나는 영업활동의 본질적 변동에 의해 발생액도 같이 변동할 수 있고, 다른 하나는 경영자가 자신의 사적이익을 위해 발생액을 기회주의적으로 이용함으로써 발생액이 변동할 수 있다는 것이다. 우리의 주된 연구초점은 기관투자자의 거래가 경영자의 기회주의적 행태를 축소시킬 수 있는지를 검증하는 것이고, 이를 위해 종속변수로 선정된 발생액의 질(*AQ*)이 경영자의 기회주의적 이익조정행태에 대한 좋은 측정치 인지를 확인할 필요가 있다. 그러므로 발생액의 질이 영업활동의 본질적 변동에 의해 크

계 영향을 받는지를 확인할 필요가 있다. 이를 위해 우리는 Francis et al.(2004)의 연구에서 제시한 영업활동의 본질적 변동요소들이 AQ 에 미치는 효과를 <Table 5>의 Panel A에 제시하였다. 더불어 우리는 <Table 4>의 결과가 기관투자자의 거래와 회계이익의 질 간에 내생관계에 영향을 받았을 가능성을 배제하지 않고 있다. 우리는 당기의 기관투자자 거래비율이 전기의 발생액의 질에 영향을 받는지를 추가로 분석하였고, 그 결과를 <Table 5>의 Panel B에 보고하였다.

<Table 5>의 Panel A에서 발생액의 질은 영업활동에서 발생액에 영향을 미칠 수 있는 대부분의 요인들과 강한 관계를 가지고 있음을 확인할 수 있다. 또한 Panel B에서 t 기의 기관투자자 거래비율은 전기 발생액의 질(Lag_AQ)과 강한 양의 관계(0.033, $t=10.450$)를 형성함을 확인하였다. 그러므로 본 연구에서는 <Table 4>의 기관거래비율과 발생액의 질 간의 강한 양의 관계가 강건한 것인지 아니면 영업활동의 선천적 요인과 내생관계를 고려하지 않았기 때문에 발생한 편의 있는 결과인지를 확인할 필요가 있다.

여기에 <Table 5> 삽입

앞선 분석에서 발생액의 질은 영업활동의 변화에 따라 발생액이 선천적으로 변동할 가능성과 기관투자자의 거래가 전기의 발생액의 질에 따라 움직일 가능성을 확인하였다. 따라서 우리는 연구모형 1-2와 같은 회귀모형에 영업활동에서 본질적으로 변동하는 위험요인과 전년도 AQ 를 통제변수로 추가하고 기관투자자 거래비율에 따라 경영자의 기회주의적 이익조정행태에 차이를 발생시키는지 분석하였다. <Table 6>에서는 <Table 4>의 결과와 달리 $INST$, D_INST 및 F_INST 의 회귀계수가 모두 통계적으로 유의한 값을 보이지 않았다. 이러한 결과는 본 연구에서 설정한 두 가지 경쟁적 가설 중 한국시장에서는 기관투자자들이 단기성과에 초점을 맞추는 성향이 높을 수 있기 때문에 경영자에 대한 장기적 관점의 감시효과가 미약할 것이라는 가설을 지지하고 있다.

여기에 <Table 6> 삽입

4.3 발생액의 질의 분해

우리는 3.1 변수측정에서 식(3)의 방식으로 발생액의 질을 영업활동에서 본질적으로 변동하는 위험요소와 경영자의 재량에 의해 변동하는 위험요소로 분해하고, 기관투자자 거래비율이 재량적 발생액의 질에 미치는 효과를 연구모형 2에 따라 분석하였다. <Table 7>은 기관투자자 거래비율이 영업활동에서 선천적으로 발생액이 변동하는 요소($Innate\ AQ$)와 경영자의 재량에 의해 발생하는 요소($Disc\ AQ$)에 미치는 효과를 각각 제시한 것이다.

Panel A는 전체표본을 대상으로 분석한 결과이다. 우리는 기관투자자 거래비율과 $Innate\ AQ$ 간에 통계적으로 유의한 양의 관계(0.005, $t=2.631$)를 발견하였다. 하지만 본 연구의 주요 관심변수인 재량적 발생액의 질은 기관투자자 거래비율과 통계적으로 유의한 음의 관계(-0.006, $t=-1.964$)를 보였다. 이러한 음의 관계는 한국시장에서 기관투자자가 경영자의 기회주의적 이익조정행태를 감시하지 못하거나, 경영자가 단기성과를 추구하는 기관투자자의 기대이익을 일치시키기 위해 발생액을 이용하여 이익을 조정할 가능성이 있음을 시사하고 있다.

Panel B는 기관투자자 거래비율을 기준으로 상위 25%(거래비율 14.8%) 이상에 해당하는

3,462개 기업-연도 표본을 대상으로 분석한 결과이다. 그 결과 *Disc AQ*는 유의한 관계를 보이지 않았다. 전체적으로 <Table 7>의 결과는 한국시장에서 기관투자자가 경영자의 기회주의적 이익조정행태를 효과적으로 억제하지 못하고 있을 가능성을 암시하고 있다.

여기에 <Table 7> 삽입

4.4 기관투자자 거래비율의 시계열적 변화가 재량적 발생액의 질에 미치는 효과

본 연구에서 사용한 기관거래비율($INST^K$)은 기관지분율의 대용치로써 기업 경영자에 대한 기관투자자의 의결권을 이용한 영향력의 대리변수이다. 대조적으로 기관거래비율의 변화($\Delta INST^K$)는 기관투자자가 개별기업의 가치 관련된 정보를 얼마나 많이 탐색하고 있는지를 나타내는 지표이다. 기관투자자의 외부감시효과는 기업내부에서 의결권을 이용한 직접감시할 수도 있지만 다수의 기관들이 기업의 가치 관련된 정보를 탐색하여 거래하고 있다면 경영자의 기회주의적 성향을 다수의 외부 기관들이 간접적으로 감시하는 효과를 가지게 된다. 그러므로 기관거래비율이 크게 증가할 때 경영자의 기회주의적 이익조정이 감소한다면 기관투자자의 외부 간접감시효과가 존재한다고 볼 수 있다. 그러므로 우리는 추가적으로 기관투자자 거래비율의 시계열적 변화가 재량적 발생액의 질에 미치는 효과를 분석하였다.

추가적인 검증을 위해 모형 3과 같은 회귀모형을 설정한다. 여기서, $\Delta INST^K$ 는 K유형(전체기관, 국내기관 및 외국기관)에 대한 기관 거래증가율로써 당기 기관거래비율에서 전기 기관거래비율을 차감한 값이다. $INST_D$ 는 기관거래비율이 상위 25%이상이면 1, 그렇지 않으면 0으로 지칭한 더미변수로 기관거래 수준을 통제하기 위한 것이다. 만약 모형 3의 β_1 이 통계적으로 유의한 양의 값을 보인다면 개별기업에 대해 기관투자자들이 이전 보다 더 많은 거래가 발생하는 상황에서 경영자에 대한 일시적이고 간접적인 감시효과가 존재함을 의미한다.

$$\begin{aligned}
 DiscA Q_{i,t} = & \beta_0 + \beta_1 \Delta INST_{i,t}^K + \beta_2 INST_D_{i,t} + \beta_3 LagDiscA Q_{i,t} + \beta_4 Analyst Fol_{i,t} \\
 & + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 BM_{i,t} + \beta_7 DEBT_{i,t} + \beta_8 Cash_Ind_{i,t} + \theta_\tau \sum_{\tau=1}^{12} YEAR_D + \varepsilon_{i,t}
 \end{aligned}$$

Model 3

<Table 8>은 연구모형 3에 따라 분석한 결과를 제시한 것이다. 분석결과 기관투자자 거래비율의 변화($\Delta INST$)는 재량적 발생액의 질과 양의 관계(0.075, t=2.729)를 보였다. 또한 기회주의적 이익조정의 감소는 주로 외국기관투자자 거래비율의 변화(ΔF_INST)에서 나타났다. 한국에서는 국내기관투자자의 공매도에 대한 제약이 크기 때문에 상대적으로 외국기관 투자자에 의해 공매도가 발생한다. 만약 특정연도에 급격한 외국인거래가 증가한다면 경영자는 공매도에 인한 주가급락에 대한 강한 압박을 받을 수 있기 때문에 그들의 기회주의적 행태가 축소되는 것으로 판단된다. 그러므로 당기 외국기관 거래비율의 증가는 경영자의 기회주의적 행태에 대한 일시적이고 간접적인 외부 감시효과를 발생시키고 있는 것으로 해석된다.

여기에 <Table 8> 삽입

4.5 대체적인 이익조정 측정치를 이용한 강건성 분석

우리는 경영자의 기회주의적 이익조정에 대한 대체적인 측정치를 사용하여 한국시장에서 기관투자자의 감시효과가 평균적으로 존재하는지를 추가로 분석한다. 이전 분석에서 사용한 발생액의 질과 달리, 우리는 두 개의 차별적인 재량적발생액 측정하여 경영자의 이익조정행태를 추정한다: (1) 성과 조정된 수정 Jones 모형 (Kothari et al. 2005)을 적용하여 계산한 재량적발생액과 (2) 경제적인 이득과 손실을 인식하는데 있어서 발생액의 비대칭적 적시성을 통제한 Ball and Shivakumar(2006)의 모형을 적용하여 계산한 재량적발생액.

두 가지 재량적발생액의 측정치를 획득하기 위해, 우리는 Kothari et al. (2005)과 Ball and Shivakumar (2006)의 기대발생액 추정모형을 각각 식(4)와 식(5)로 표현하였다.

$$ACCR_{jt}/A_{jt-1} = \beta_1[1/A_{jt-1}] + \beta_2[(\Delta REV_{jt} - \Delta REC_{jt})/A_{jt-1}] + \beta_3[PPE_{jt}/A_{jt-1}] + \epsilon_{jt} \quad \text{식 (4)}$$

$$ACCR_{jt}/A_{jt-1} = \beta_1[1/A_{jt-1}] + [(\Delta REV_{jt} - \Delta REC_{jt})/A_{jt-1}] + [PPE_{jt}/A_{jt-1}] + [CFO_{jt}/A_{jt-1}] + DCFO_{jt} + [(CFO_{jt}/A_{jt-1}) \times DCFO_{jt}] + \epsilon_{jt} \quad \text{식 (5)}$$

여기서, $ACCR$ 은 기업 j 의 t 년도의 당기순이익에서 영업활동현금흐름을 차감한 총발생액이다. A , ΔREV , ΔREC 및 PPE 는 기업 j 의 t 년도(또는 $t-1$)의 총자산, 순매출액의 변화, 매출채권의 변화와 유형자산을 각각 표현한 것이다. CFO 는 영업활동 현금흐름을 의미한다. $DCFO$ 는 만일 CFO 가 음이면 1 아니면 0과 같은 더미변수이다. 그리고 ϵ 는 오차항이다.

우리는 식(4)와 식(5)를 표준산업코드를 이용한 산업과 연도별로 각각 추정한다. Kothari et al. (2005) 모형에 의한 성과조정 재량적발생액을 구하기 위해, 먼저 전기 총자산으로 나눠진 실제 총발생액에서 연도-산업별로 추정한 식(4)의 예측 값을 차감하여 성과조정 전 개별기업의 비기대발생액을 구한다. 우리는 성과 대응을 위해 산업별로 이전 연도의 ROA를 기준으로 5개의 포트폴리오를 구성하고 각 포트폴리오별 비기대발생액의 평균을 산출한다. 성과조정 재량적발생액은 개별기업의 비기대발생액에서 대응된 포트폴리오의 비기대발생액 간의 차이이다. Ball and Shivakumar (2006) 모형에 의한 재량적발생액은 전기 총자산으로 나눠진 실제 총발생액에서 연도-산업별로 추정한 식(5)의 예측 값을 차감하여 산출한다. 본 연구에서는 Kothari et al. (2005) 모형과 Ball and Shivakumar (2006) 모형에 의해 각각 산출된 재량적 발생액에 절댓값($ABSDA_K$, $ABSDA_BB$)을 취한 값을 경영자의 기회주의적 이익조정에 대한 대체적 측정치로 사용한다. 본 논문에서는 $ABSDA_K$ 와 $ABSDA_BB$ 의 측정값이 클수록 경영자의 기회주의적으로 이익조정행태가 크다고 정의하고 있다.

$$\begin{aligned} &ABSDA_K_{i,t} \text{ or } ABSDA_BB_{i,t} \\ &= \beta_0 + \beta_1 INST_{i,t}^K + \beta_2 Analyst\ Fol_{i,t} + \beta_3 SIZE_{i,t} + \beta_4 BM_{i,t} + \beta_5 DEBT_{i,t} \\ &\quad + \beta_6 Cash_Ind_{i,t} + \beta_7 LagABSDA_{i,t} + \gamma_1 \sigma(CFO)_{i,t} + \gamma_2 \sigma(Sales)_{i,t} + \gamma_3 OperCycle_{i,t} \\ &\quad + \gamma_4 NegEarnRatio_{i,t} + \gamma_5 Int_Intensity_{i,t} + \gamma_6 Int_D_{i,t} + \gamma_7 Cap_Intensity_{i,t} \\ &\quad + \theta_\tau \sum_{\tau=1}^{12} YEAR_D + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad \text{Model 4-1}$$

$$\begin{aligned}
& ABSDA_K_{i,t} \text{ or } ABSDA_BB_{i,t} \\
& = \beta_0 + \beta_1 \Delta INST_{i,t}^K + \beta_2 INST_D_{i,t}^K + \beta_3 Analyst\ Fol_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 BM_{i,t} \\
& \quad + \beta_6 DEBT_{i,t} + \beta_7 Cash_Ind_{i,t} + \beta_8 LagABSDA_{i,t} + \gamma_1 \sigma(CFO)_{i,t} + \gamma_2 \sigma(Sales)_{i,t} \\
& \quad + \gamma_3 OperCycle_{i,t} + \gamma_4 NegEarnRatio_{i,t} + \gamma_5 Int_Intensity_{i,t} + \gamma_6 Int_D_{i,t} \\
& \quad + \gamma_7 Cap_Intensity_{i,t} + \theta_\tau \sum_{\tau=1}^{12} YEAR_D + \varepsilon_{i,t} \qquad \qquad \qquad Model\ 4-2
\end{aligned}$$

기업수준에서 기관투자자의 거래비율이 기회주의적 이익조정에 미치는 효과를 분석하기 위해, 우리는 모형 4-1과 같은 회귀모형을 설정한다. 또한 기업수준에서 기관투자자의 거래비율의 시계열적 변화가 기회주의적 이익조정에 미치는 효과를 분석하기 위해 모형 4-2와 같은 회귀식을 설정한다.

<Table 9>는 모형 4-1에 따라 분석한 결과를 제시한 것이다. 모형 1과 모형 3에서 *INST*의 회귀계수는 0.022(t=2.802)와 0.027(t=3.191)로 1% 유의수준에서 통계적으로 유의한 값을 보였다. 즉, 개별기업의 기관거래비율이 높을수록 기회주의적 이익조정이 증가함을 의미한다. 모형 2과 모형 4는 는 기관을 외국기관(*F_INST*)과 국내기관(*D_INST*) 거래비율로 분해하여 분석한 것이다. 분석결과 *D_INST*의 회귀계수는 두 가지 방식으로 측정된 재량적발생액의 절댓값과 유의하지 않았지만 *F_INST*의 회귀계수는 각각 0.055(t=3.178)과 0.070(t=3.881)로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 값을 보였다. 따라서 외국기관투자자의 거래비율이 높은 기업에서 경영자의 이익조정행태가 증가하였다. 이러한 결과는 Table 7에서 재량적 발생액의 질과 기관거래비율 간의 관계를 분석한 결과와 동일하였다.

여기에 <Table 9> 삽입

<Table 10> 모형 4-2에 따라 분석한 결과를 제시한 것이다. 전체적으로 $\Delta INST$, ΔD_INST , ΔF_INST 의 회귀계수는 0과 차이를 보이지 않았다. 따라서 기관(또는 외국기관) 거래비율이 변화할 때 재량적발생액의 질의 증가(즉, 이익조정의 축소)를 보고한 Table 8의 결과와는 다소 상이하였다.

여기에 <Table 10> 삽입

5. 결론

본 연구는 한국시장에서 기관투자자가 경영자의 기회주의적 행태를 제한하는 외부감시자 역할을 수행하고 있는지를 조사하였다. 특히 2003년 기관투자자의 보유주식에 대한 의결권 행사에 관한 제한이 폐지됨에 따라 기관투자자의 주주활동이 강화되고 있고, 최근 간접투자의 증가 및 외국인투자의 증가로 기관투자자의 거래비중이 증가하고 있는 상황에서 기관투자자의 사회적 역할에 대한 시장의 관심이 증가하고 있다. 따라서 본 연구는 한국시장에서 최근 자료에 기초하여 기관투자자가 장기적 관점에서 기업가치를 증가시키기 위해 경영자에게 긍정적인 압력을 행사함으로써 경영자의 대리인비용을 축소하는데 공헌하고 있는지를 실증검증하고 있다.

선진자본시장을 대상으로 연구한 선행연구들은 대체로 기관투자자가 경영자의 기회주의적 행태를 억제하는 감시효과를 갖는다는 실증 결과들을 보고하고 있다. 하지만 본 연구는 한국시장의 특수성으로 인해 기관투자자가 경영자를 효과적으로 감시하지 못할 가능성에 초점을 맞추고 있다. 특히 한국시장은 i) 소유경영자의 지분이 높고, 복잡한 지배구조를 가지고 있어 기관투자자의 감시비용이 많이 발생할 수 있다는 점, ii) 한국의 지정학적 위치와 높은 대외수출의존도로 높은 시장변동성을 가지고 있다는 점, 그리고 iii) 개인투자자의 비합리적인 직접거래를 이용한 기관투자자의 모멘텀 투자 기회가 많다는 점 등으로 인해 기관투자자가 기업의 기본적 가치에 초점을 맞추기 보다는 단기적 성과에 초점을 맞출 가능성이 높기 때문에 선진자본시장과 다른 결과가 도출될 가능성도 배제할 수 없다. 따라서 본 연구에서 한국시장에서 기관투자자가 장기적 관점에서 기업가치를 높이기 위해 경영자의 기회주의적 행태를 적극적으로 감시하고 있는지 아니면 기관의 단기성과 지향으로 인해 기관투자자가 경영자의 기회주의적 행태를 제약하는 효과가 미약한지를 검증하였다.

본 연구에서는 한국시장에서 독특하게 제공하고 있는 투자주체별 거래량자료를 이용하여 기관투자자 거래비율을 계산하고 이를 기관투자자가 기업에 미치는 영향력에 대한 대용치로 사용하였다. 또한 Francis et al.(2004, 2005)의 방식으로 계산한 재량적발생액의 질을 경영자의 기회주의적 이익조정행태에 대한 대용치로 선정하였다.

기관거래비율과 기회주의적 이익조정 간의 관계를 분석한 결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 우리는 다양한 통제변수들을 고려한 후 기관거래비율과 발생액의 질 사이의 관계를 회귀분석을 통해 조사하였다. 그 결과 기관투자자 거래비율이 높은 기업일수록 재량적 발생액의 질이 향상된다는 증거를 발견하지 못하였다. 추가적으로 기회주의적 이익조정에 대한 대체적인 측정치를 이용하여 분석한 결과도 동일하였다. 이러한 결과는 선진자본시장을 대상으로 한 선행연구들과 다른 결과이며, 이러한 차별적 결과는 한국시장이 가지는 독특한 특성으로 인해 기관투자자가 한국시장에서 단기적 투자행태를 보인 것이 부분적인 원인일 것으로 판단하고 있다.

둘째, 본 연구에서는 기관투자자 거래비율의 시계열적 변화가 재량적발생액의 질에 미치는 효과를 추가로 분석하였다. 그 결과 기관투자자의 거래비율이 전년도 보다 당해 연도에 크게 증가한 기업은 재량적발생액의 질이 증가하였다. 특히 이러한 효과는 외국기관투자자 거래비율의 변화에서 민감하게 증가하였다. 이러한 결과들은 기관투자자 거래비율의 시계열적 증가가 경영자의 기회주의적 행태를 일시적으로 제약하는 부분적인 감시효과를 가짐을 시사하고 있다.

전체적으로 한국시장에서 거래하는 기관투자자는 기업 경영자의 기회주의적 이익조정을 효과적으로 억제하는 감시효과를 갖는다는 가설을 지지하는 결과를 얻지 못하였고 당기에 기관거래비율이 급격히 증가한 경우에만 부분적인 감시효과가 발생함을 확인하였다. 이러한 결과는 주어진 시장상황에 따라 기관투자자의 투자목적 및 기간에 영향을 미치고, 기관투자자의 투자목적 및 기간에 따라 경영자의 기회주의적 행태를 제한하는 감시기능에 차이를 발생시킬 수 있음을 시사하고 있다. 우리의 결과는 신흥자본시장에서는 기관투자자의 감시효과가 선진자본시장과 다를 수 있음을 보여주었고, 한국에서의 증거는 유사한 시장환경을 가지는 다른 신흥자본시장에서 기관의 행태를 예측하는데 도움을 줄 것으로 기대하고 있다.

REFERENCES

- Agrawal, A., Knoeber, C.R., 1996. Firm performance and mechanisms to control agency problems between managers and shareholders. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31: 377-397.
- Bernard, V., J. Thomas, and J. Abarbanell. 1993. How sophisticated is the market in interpreting earnings news?. *Journal of Applied Corporate Finance* 6(2): 54-63.
- Bushee, B.J., 1998. The influence of institutional investors on myopic R&D investment behavior. *The Accounting Review* 73: 305-333.
- Chung, R., M. Firth and J. Kim. 2002 Institutional monitoring and opportunistic earnings management. *Journal of Corporate Finance* 8: 29-48.
- Dechow, P., and I. Dichev. 2002. The Quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review* 77: 35-59.
- Del Guercio, D., Hawkins, J., 1999. The motivation and impact of pension fund activism. *Journal of Financial Economics* 52: 293-340.
- Demsetz, H., Lehn, K., 1985. The structure of corporate ownership: causes and consequences. *Journal of Political Economy* 93: 1155-1177.
- Dobrzynski, J. 1993. Relationship investing. *Business Week* 3309(March 15): 68-75.
- Duggal, R., Millar, J.A., 1999. Institutional ownership and firm performance: the case of bidder returns. *Journal of Corporate Finance* 5: 103-117.
- Erickson, M., and S, Wang. 1999. Earnings management by acquiring firms in stock for stock mergers. *Journal of Accounting and Economics* 27 : 149-176.
- Faccio, M., Lasfer, M.A., 2000. Do occupational pension funds monitor companies in which they hold large stakes? *Journal of Corporate Finance* 6: 71-110.
- Francis, J., R. LaFond., P. Olsson, and K. Shipper. 2004. Cost of equity and earnings attributes. *The Accounting Review* 79 : 967-1010.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Shipper. 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 259-327.
- Froot, K., A. Perold, and J. Stein. 1992. Shareholder Trading Practices and Corporate Investment Horizons. *Continental Bank Journal of Applied Corporate Finance* 5(2): 42-58.
- Gadhoun, Y., 2000. The consequences of ownership structure and corporate governance on competitiveness, Working Paper, Universite du Quebec.
- Graves, S.B., Waddock, S., 1990. Institutional ownership and control: implications for long-term corporate strategy. *Academy of Management Executive* 4: 75-83.
- Gong, G., H. Louis, and A. Sun. 2008. Earnings management, lawsuit, and stock-for-stock acquirers' market performance. *Journal of Accounting and Economics* 46 : 62-77.
- Hand, J. 1990. A test of the extended functional fixation hypothesis. *The Accounting Review* 65(October): 740-763.
- Jacobs, M.T., 1991. Short term America: The Causes and Cures of Our Business

- Myopia. Harvard Business School Press, Boston, MA.
- Karpoff, J.M., Malatesta, P.H., Walkling, R.A., 1996. Corporate governance and shareholder initiatives: empirical evidence. *Journal of Financial Economics* 42: 365-395.
- Kim, K.S., J.H. Lee, and C.Y. Chung. 2015. Accrual Quality and Opportunistic Seasoned Equity Offering in the Korean Stock Market. *Emerging Markets Finance & Trade* 51 : S140 - S157.
- Lambert, R., C. Leuz, and R. Verrecchia. 2007. Accounting information, disclosure and the cost of capital. *Journal of Accounting Research* 45 : 385-420.
- Lee, G., and R. W. Masulis. 2009. Seasoned equity offerings: Quality of accounting information and expected flotation costs. *Journal of Financial Economics* 92 : 443-469.
- Louis, H. 2004. Earnings management and the market performance of acquiring firms. *Journal of Financial Economics* 74 : 121-148.
- McConnell, J. J., and H. Servaes. 1990. Additional evidence on equity ownership and corporate value. *Journal of Financial Economics* 27 : 595-612.
- McNichols, M. 2002. Discussion of the quality of accruals and earnings: The role of accrual estimation errors. *The Accounting Review* 77 : 61-69
- Monks, R., Minow, N., 1995. Corporate Governance Blackwell, Cambridge, MA.
- Nesbitt, S.L., 1994. Long-term rewards from shareholder activism: a study of the 'CalPERS effect'. *Journal of Applied Corporate Finance* 6: 75-80.
- Opler, T. and J. Sokobin. 1997. Does coordinated institutional shareholder activism work? An analysis of the activities of the Council of Institutional Investors. *Working paper*, Ohio State University.
- Porter, M.E., 1992. Capital disadvantage: America's failing capital investment system. *Harvard Business Review* 70: 65-82.
- Rangan, S., 1998. Earnings management and the performance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics* 50: 101-122.
- Schipper, K. 1989. Commentary on earnings management. *Accounting Horizons* 3(December): 91-102.
- Smith, M.P., 1996. Shareholder activism by institutional investors: evidence from CalPERS. *Journal of Finance* 51: 227-252.
- Stein, J. 1988. Takeover threats and managerial myopia. *Journal of Political Economy* 96: 61-80.
- Stein, J.C., 1989. Efficient capital markets, inefficient firms: a model of myopic corporate behavior. *Quarterly Journal of Economics* 103: 655-669.
- Subramanyam, K., 1996. The pricing of discretionary accruals. *Journal of Accounting and Economics* 22 : 249-281.
- Teoh, S.H., Welch, I., Wong, T.J., 1997. Earnings management and the post-issue underperformance of seasoned equity offerings. *Journal of Financial Economics* 50: 63-99.

Teoh, S.H., Welch, I., Wong, T.J., 1998. Earnings management and the longrun market performance of initial public offerings. *Journal of Finance* 53: 1953-1974.

Wahal, S., 1996. Pension fund activism and firm performance. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* 31: 1-23.

<Table 1> 변수설명

1. 종속변수	
$AQ_{i,t}$	= 기업i의 t년도의 유동발생액과 영업현금흐름 간의 관계를 이용하여 횡단면적으로 측정된 비기대발생액에 대한 과거 5년 동안의 표준편차에 -1을 곱하여 계산한 발생액의 질(McNichols 2002; Francis 2005)이다.
$InnateAQ_{i,t}$	= 발생액의 질(AQ)에 대한 측정값 중 영업활동에서 발생하는 선천적 요인에 의해 변동하는 부분을 의미하며 선천적 발생액의 질로 정의하고 있다. 식(3)에 대한 연도-산업별 회귀추정식에 t년도 기업i의 실제값을 적합시킨 예측값으로 산출한다.
$DiscAQ_{i,t}$	= 발생액의 질(AQ)에 대한 측정값 중 영업활동에서 발생하는 선천적 변동요소(Innate AQ)를 제거한 것으로 경영자의 재량적 요소가 차지하는 값을 의미한다. 식(3)에 대한 연도-산업별 회귀추정식에 대한 잔차로 측정한다.
2. 설명변수	
$INST_{i,t}^K$	= 기업i의 t년도 동안의 K 기관투자자 유형에 대한 거래비율을 의미한다. K 기관투자자는 각각 전체기관투자자($INST_{i,t}$), 국내기관투자자($D_INST_{i,t}$), 외국기관투자자($F_INST_{i,t}$)를 의미한다.
$\Delta INST_{i,t}^K$	= 기업i K 기관투자자 유형에 대한 t년도 동안의 거래비율에서 t-1년도의 거래비율을 차감한 거래비율의 변화율을 의미한다. K 기관투자자 거래비율 변화는 각각 전체기관투자자($\Delta INST_{i,t}$), 국내기관투자자($\Delta D_INST_{i,t}$), 외국기관투자자($\Delta F_INST_{i,t}$)를 의미한다.
3. 통제변수	
$Analyst_Fol_{i,t}$	= t년도 동안 기업i에 대한 애널리스트 분석보고서를 제공하는 기관의 수에 1을 더한 값에 대한 로그값을 의미한다.
$SIZE_{i,t}$	= 기업i의 t년도 말의 기업규모로서 시가총액(백만원)에 log를 취한 값이다.
$BM_{i,t}$	= t년도 기업i의 지분의 장부가치를 지분의 시장가치로 나눈 비율이다.
$DEBT_{i,t}$	= 기업i의 t년도 말 총부채를 총자산으로 나눈 비율이다.
$Cash_Ind_{i,t}$	= 기업i의 t년도 산업조정 현금흐름. 개별기업의 영업활동현금흐름에서 동종산업의 영업활동현금흐름의 중위수를 차감한 값. 기초총자산으로 표준화시켜 산출한다.
$LagAQ_{i,t}$	= 기업i의 t-1년에 대한 발생액의 질이다.
$LagAQ_Type_{i,t}$	= 기업i의 t-1년도에 대한 선천적 발생액의 질($LagDiscAQ_{i,t}$)과 재량적 발생액의 질($LagInnateAQ_{i,t}$)을 각각 의미한다
$INST_D_{i,t}$	= 기업i의 t년도 기관투자자 거래비율이 상위 25%(거래비율 14.8%)에 해당하면 1, 그렇지 않으면 0으로 지칭한 값이다.
$\sigma(CFO)_{i,t}$	= 현금흐름의 변동성을 의미하며, t-4년부터 t년도 까지 5년 동안 총자산에 의해 규모 조정된 영업활동 현금흐름의 표준편차로 계산한다.
$\sigma(sales)_{i,t}$	= 매출액 변동성을 의미하며, 총자산에 의해 규모 조정된 개별기업의 5년 동안의 매출액의 표준편차를 의미한다.
$OperCycle_{i,t}$	= 영업주기를 의미하며, 매출채권 평균회수기간과 재고자산 평균회수기간의 합계에 대한 로그 값으로 측정한다.
$NegEarnRatio_{i,t}$	= 손실비율을 의미하며, 개별기업의 t년도 이전 5년 동안 손실이 발생한 연도수를 관측기간(5년)으로 나눈 비율이다.
$Int_Intensity_{i,t}$	= t년도의 무형자산 투자비율을 의미하며, 개별기업의 연구개발비와 광고선전비를 매출액으로 나눈 비율로서 측정함. 단, 연구개발비는 자산으로 처리된 연구개발비와 비용으로 계상된 연구개발비를 합계한 금액으로 측정하고, 연구개발비와 광고선전비에 대한 결측값(missing value)은 0으로 처리한다.
$Int_D_{i,t}$	= t년도 무형자산투자자가 없는 기업을 지칭한 더미변수로, $Int_Intensity$ 가 0이면 1, 그렇지 않으면 0으로 측정한다.
$Cap_Intensity_{i,t}$	= t년도 회계연도 말 총자산에서 순유형자산이 차지하는 비율이다.
$YEAR_D$	= 표본기간 동안에 연도통제 더미변수를 의미한다.

<Table 2> 기술통계

Panel A

	평균	표준 편차	최소값	25%	Median	75%	최대값
<i>AQ</i>	-0.094	0.069	-0.360	-0.121	-0.074	-0.046	0.000
<i>InnateAQ</i>	-0.099	0.051	-0.274	-0.123	-0.088	-0.063	0.074
<i>DiscAQ</i>	0.005	0.054	-0.198	-0.017	0.011	0.035	0.206
<i>INST</i>	0.117	0.160	0.000	0.016	0.038	0.148	0.619
<i>D_INST</i>	0.065	0.097	0.000	0.001	0.012	0.093	0.366
<i>F_INST</i>	0.050	0.071	0.000	0.009	0.023	0.052	0.306
$\Delta INST$	0.007	0.065	-0.525	-0.010	0.003	0.021	0.498
ΔD_INST	0.002	0.049	-0.346	-0.007	0.000	0.011	0.345
ΔF_INST	0.005	0.033	-0.270	-0.004	0.003	0.012	0.291
<i>Analyst_Fol</i>	0.229	0.380	0.000	0.000	0.000	0.301	1.519
<i>SIZE</i>	7.870	0.667	6.049	7.424	7.755	8.198	9.921
<i>BM</i>	1.335	1.139	-4.785	0.606	1.078	1.770	7.426
<i>DEBT</i>	0.440	0.225	0.001	0.268	0.435	0.588	1.364
<i>Cash_IND</i>	-0.014	0.137	-0.650	-0.067	-0.006	0.052	0.617
<i>VCFO</i>	0.076	0.054	0.002	0.039	0.062	0.095	0.284
<i>Vsales</i>	0.193	0.169	0.002	0.083	0.144	0.244	1.087
<i>OperC</i>	2.050	0.401	0.592	1.909	2.085	2.264	3.473
<i>NegE</i>	0.283	0.321	0.000	0.000	0.200	0.600	1.000
<i>Int_intensity</i>	0.044	0.096	0.000	0.003	0.015	0.045	0.904
<i>Int_D</i>	0.024	0.152	0.000	0.000	0.000	0.000	1.000
<i>Cap_intensity</i>	0.165	0.133	-0.248	0.062	0.135	0.236	0.580

Penal B.

YEAR	N	기관투자자		국내기관투자자		외국기관투자자	
		Mean	Median	Mean	Median	Mean	Median
2003	753	0.089	0.014	0.061	0.010	0.027	0.002
2004	840	0.099	0.019	0.056	0.011	0.040	0.003
2005	937	0.117	0.029	0.071	0.019	0.043	0.007
2006	1,059	0.130	0.036	0.076	0.019	0.050	0.011
2007	1,187	0.121	0.034	0.068	0.016	0.051	0.017
2008	1,282	0.126	0.040	0.071	0.014	0.053	0.024
2009	1,267	0.100	0.031	0.059	0.010	0.040	0.019
2010	1,255	0.104	0.029	0.059	0.010	0.043	0.018
2011	1,279	0.101	0.034	0.052	0.006	0.048	0.025
2012	1,306	0.115	0.035	0.061	0.007	0.053	0.026
2013	1,326	0.133	0.050	0.068	0.012	0.063	0.036
2014	1,369	0.149	0.065	0.076	0.018	0.072	0.043

<Table 3> 피어슨 상관관계

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)	(11)
(1) AQ		.620**	.556**	.233**	.243**	.180**	.026**	.015	.028**	.161**	.193**
(2) Inmate AQ	.620**		-.193**	.365**	.370**	.293**	.038**	.023**	.035**	.213**	.300**
(3) Disc AQ	.556**	-.193**		-.057**	-.051**	-.055**	.006	.003	.009	-.002	-.042**
(4) INST	.233**	.365**	-.057**		.934**	.898**	.289**	.216**	.211**	.691**	.752**
(5) D_INST	.243**	.370**	-.051**	.934**		.695**	.288**	.308**	.104**	.648**	.683**
(6) F_INST	.180**	.293**	-.055**	.898**	.695**		.222**	.065**	.317**	.636**	.720**
(7) ΔINST	.026**	.038**	.006	.289**	.288**	.222**		.805**	.621**	.124**	.123**
(8) ΔD_INST	.015	.023**	.003	.216**	.308**	.065**	.805**		.105**	.090**	.082**
(9) ΔF_INST	.028**	.035**	.009	.211**	.104**	.317**	.621**	.105**		.098**	.111**
(10) Analyst_Fol	.161**	.213**	-.002	.691**	.648**	.636**	.124**	.090**	.098**		.739**
(11) SIZE	.193**	.300**	-.042**	.752**	.683**	.720**	.123**	.082**	.111**	.739**	
(12) BM	.221**	.252**	.013	-.089**	-.048**	-.125**	-.074**	-.057**	-.055**	-.193**	-.281**
(13) DEBT	-.016	-.098**	.083**	-.148**	-.145**	-.124**	-.035**	-.025**	-.028**	-.034**	-.136**
(14) Cash_IND	.188**	.240**	.007	.248**	.240**	.216**	.076**	.054**	.061**	.247**	.259**
(15) VCFO	-.400**	-.509**	.033**	-.214**	-.222**	-.165**	-.031**	-.021**	-.026**	-.124**	-.202**
(16) Vsales	-.285**	-.381**	.039**	-.146**	-.144**	-.124**	-.017**	-.009	-.018**	-.069**	-.125**
(17) OperC	-.048**	-.047**	-.020**	-.243**	-.226**	-.227**	-.038**	-.030**	-.031**	-.180**	-.253**
(18) NegE	-.362**	-.522**	.050**	-.380**	-.389**	-.302**	-.062**	-.043**	-.056**	-.302**	-.339**
(19) Int_intensity	-.128**	-.144**	-.017**	.021**	-.001	.048**	.010	.009	.007	.028**	.079**
(20) Int_D	-.033**	-.021**	-.022**	-.028**	-.031**	-.019**	-.011	-.011	-.002	-.057**	-.040**
(21) Cap_intensity	.263**	.242**	.085**	.111**	.126**	.073**	.029**	.016	.028**	.180**	.106**

*, **는 각각 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

<Table 3> 피어슨 상관관계(계속)

	(12)	(13)	(14)	(15)	(16)	(17)	(18)	(19)	(20)	(21)
(1) AQ	.221**	-.016	.188**	-.400**	-.285**	-.048**	-.362**	-.128**	-.033**	.263**
(2) InnateAQ	.252**	-.098**	.240**	-.509**	-.381**	-.047**	-.522**	-.144**	-.021*	.242**
(3) DiscAQ	.013	.083**	.007	.033**	.039**	-.020*	.050**	-.017*	-.022**	.085**
(4) INST	-.089**	-.148**	.248**	-.214**	-.146**	-.243**	-.380**	.021*	-.028**	.111**
(5) D_INST	-.048**	-.145**	.240**	-.222**	-.144**	-.226**	-.389**	-.001	-.031**	.126**
(6) F_INST	-.125**	-.124**	.216**	-.165**	-.124**	-.227**	-.302**	.048**	-.019*	.073**
(7) ΔINST	-.074**	-.035**	.076**	-.031**	-.017*	-.038**	-.062**	.010	-.011	.029**
(8) ΔD_INST	-.057**	-.025**	.054**	-.021*	-.009	-.030**	-.043**	.009	-.011	.016
(9) ΔF_INST	-.055**	-.028**	.061**	-.026**	-.018*	-.031**	-.056**	.007	-.002	.028**
(10) Analyst_Fol	-.193**	-.034**	.247**	-.124**	-.069**	-.180**	-.302**	.028**	-.057**	.180**
(11) SIZE	-.281**	-.136**	.259**	-.202**	-.125**	-.253**	-.339**	.079**	-.040**	.106**
(12) BM		-.168**	.045**	-.184**	-.148**	.019*	-.170**	-.125**	.039**	.051**
(13) DEBT	-.168**		-.179**	.180**	.155**	.127**	.283**	-.144**	-.038**	.176**
(14) Cash_IND	.045**	-.179**		-.278**	-.108**	-.243**	-.411**	-.030**	-.027**	.155**
(15) VCFO	-.184**	.180**	-.278**		.418**	.119**	.333**	.029**	-.003	-.173**
(16) Vsales	-.148**	.155**	-.108**	.418**		-.067**	.196**	.000	.056**	-.143**
(17) OperC	.019*	.127**	-.243**	.119**	-.067**		.190**	-.038**	-.083**	-.062**
(18) NegE	-.170**	.283**	-.411**	.333**	.196**	.190**		.096**	.043**	-.099**
(19) Int_intensity	-.125**	-.144**	-.030**	.029**	.000	-.038**	.096**		-.071**	-.138**
(20) Int_D	.039**	-.038**	-.027**	-.003	.056**	-.083**	.043**	-.071**		-.047**
(21) Cap_intensity	.051**	.176**	.155**	-.173**	-.143**	-.062**	-.099**	-.138**	-.047**	

*, **는 각각 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

<Table 4> 기관투자자 거래비율과 발생액의 질 간의 관계

Panel A. 전체 기관투자자

	<i>AQ</i>	
	Coefficient	t-stat
<i>Constant</i>	-0.301	-5.919***
<i>INST</i>	0.238	10.234***
<i>Analyst_Fol</i>	-0.017	-1.721*
<i>SIZE</i>	0.072	11.143***
<i>BM</i>	0.078	34.833***
<i>DEBT</i>	0.134	12.629***
<i>Cash_IND</i>	0.263	15.032***
<i>YEAR_D</i>		Include
Adj. R ²		0.149

Panel B. 국내기관과 외국기관

	<i>AQ</i>	
	Coefficient	t-stat
<i>Constant</i>	-0.247	-20.263***
<i>D_INST</i>	0.084	9.578***
<i>F_INST</i>	-0.021	-1.732*
<i>Analyst_Fol</i>	0.000	-0.029
<i>SIZE</i>	0.016	10.316***
<i>BM</i>	0.018	33.834***
<i>DEBT</i>	0.034	13.467***
<i>Cash_IND</i>	0.096	22.906***
<i>YEAR_D</i>		Include
Adj. R ²		0.170

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

<Table 5> Innate risk factor의 효과와 Lag AQ가 기관거래비율에 미치는 효과

Panel A. 영업활동의 본질적 위험요소(Innate risk factor)가 발생액의 질에 미치는 효과		
	AQ	
	Coefficient	t-stat
<i>Constant</i>	0.539	39.976***
<i>VCFO</i>	-1.330	-29.736***
<i>Vsales</i>	-0.186	-13.431***
<i>OperC</i>	0.019	3.532***
<i>NegE</i>	-0.215	-30.444***
<i>Int_intensity</i>	-0.215	-9.681***
<i>Int_D</i>	-0.021	-1.523
<i>Cap_intensity</i>	0.380	23.388***
<i>YEAR_D</i>	Include	
Adj. R ²	0.272	
Panel B. 전년도 발생액의 질(Lag AQ)이 기관거래비율에 미치는 효과		
	INST	
	Coefficient	t-stat
<i>Constant</i>	-1.374	-109.737***
<i>Lag_AQ</i>	0.033	10.450***
<i>SIZE</i>	0.187	127.648***
<i>BM</i>	0.011	12.865***
<i>DEBT</i>	-0.025	-6.231***
<i>Cash_IND</i>	0.037	5.545***
<i>YEAR_D</i>	Include	
Adj. R ²	0.608	

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

<Table 6> 영업활동의 본질적 위험 요소(Innate risk factor)와 전기 발생액의 질(Lag AQ)을 통제한 후 기관투자자 거래비율과 발생액의 질 간의 회귀분석

	AQ			
	Model 1		Model 2	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
<i>Constant</i>	0.080	2.717***	0.078	2.619***
<i>INST</i>	0.012	0.919		
<i>D_INST</i>			0.018	0.903
<i>F_INST</i>			-0.001	-0.035
<i>Lag AQ</i>	0.795	157.458***	0.795	157.423***
<i>Analyst_Fol</i>	0.004	0.716	0.004	0.731
<i>SIZE</i>	0.003	0.727	0.003	0.822
<i>BM</i>	0.009	6.640***	0.009	6.632***
<i>DEBT</i>	0.006	0.995	0.006	0.995
<i>Cash_IND</i>	0.008	0.744	0.008	0.750
<i>VCFO</i>	-0.271	-9.876***	-0.270	-9.844***
<i>Vsales</i>	-0.048	-5.789***	-0.048	-5.802***
<i>OperC</i>	0.001	0.244	0.001	0.235
<i>NegE</i>	-0.043	-8.883***	-0.043	-8.834***
<i>Int_intensity</i>	-0.013	-0.969	-0.013	-0.964
<i>Int_D</i>	-0.014	-1.673*	-0.014	-1.669*
<i>Cap_intensity</i>	0.082	8.166***	0.082	8.136***
<i>YEAR_D</i>	Include		Include	
Adj. R ²	0.751		0.751	

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

<Table 7> 발생액의 질(AQ)의 분해: 기관거래비율이 재량적 발생액의 질(Discretionary AQ)에 미치는 효과

	(1) <i>Innate AQ</i>		(2) <i>Discretionary AQ</i>	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
	Coefficient (t-stat)	Coefficient (t-stat)	Coefficient (t-stat)	Coefficient (t-stat)
<i>Constant</i>	-0.035*** -7.982	-0.036*** -8.122	0.007 1.088	0.007 0.986
<i>INST</i>	0.005*** 2.631		-0.006* -1.964	
<i>D_INST</i>		0.010*** 3.116		-0.004 -0.757
<i>F_INST</i>		-0.002 -0.415		-0.011 -1.631
<i>Lag_InAQ</i>	0.826*** 195.635	0.825*** 195.182		
<i>Lag_DAQ</i>			0.740*** 137.471	0.740*** 137.453
<i>Analyst_Fol</i>	-0.001 -1.584	-0.001* -1.616	0.005*** 3.823	0.005*** 3.835
<i>SIZE</i>	0.003*** 5.499	0.003*** 5.673	-0.001 -1.378	-0.001 -1.250
<i>BM</i>	0.002*** 11.796	0.002*** 11.719	0.001*** 2.680	0.001*** 2.656
<i>DEBT</i>	-0.004*** -4.465	-0.004*** -4.440	0.003* 1.875	0.003* 1.887
<i>Cash_IND</i>	0.025*** 16.854	0.025*** 16.823	0.000 -0.086	0.000 -0.108
<i>YEAR_D</i>	Include	Include	Include	Include
N	13,860	13,860	13,860	13,860
Adj. R ²	0.807	0.807	0.583	0.583

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

Panel B. 기관거래비율 상위 25% 표본 (기관거래비율 14.8%이상)

	(1) <i>Innate AQ</i>		(2) <i>Discretionary AQ</i>	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
	Coefficient (t-stat)	Coefficient (t-stat)	Coefficient (t-stat)	Coefficient (t-stat)
<i>Constant</i>	-0.034*** -4.981	-0.035*** -5.044	0.026*** 2.692	0.025** 2.535
<i>INST</i>	0.009*** 3.561		0.005 1.297	
<i>D_INST</i>		0.011*** 3.069		0.006 1.096
<i>F_INST</i>		0.007* 1.730		0.004 0.663
<i>Lag_InAQ</i>	0.788*** 88.015	0.788*** 87.946		
<i>Lag_DAQ</i>			0.750*** 73.675	0.750*** 73.621
<i>Analyst_Fol</i>	-0.001 -1.234	-0.001 -1.332	0.005*** 3.411	0.005*** 3.369
<i>SIZE</i>	0.002*** 2.905	0.003*** 3.034	-0.004*** -3.397	-0.004*** -3.225
<i>BM</i>	0.002*** 5.030	0.002*** 5.014	0.000 0.577	0.000 0.571
<i>DEBT</i>	-0.004** -2.308	-0.004** -2.399	0.009*** 3.858	0.009*** 3.823
<i>Cash_IND</i>	0.001 0.186	0.001 0.251	0.002 0.386	0.002 0.407
<i>YEAR_D</i>	Include	Include	Include	Include
N	3,462	3,462	3,462	3,462
Adj. R ²	0.739	0.738	0.622	0.622

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

<Table 8> 기관거래비율의 변화와 재량적발생액의 질 간의 관계

	<i>Discretionary AQ</i>			
	Model 1		Model 2	
	Coefficient	t-stat	Coefficient	t-stat
<i>Constant</i>	0.155	4.327***	0.156	4.351***
<i>ΔINST</i>	0.075	2.729***		
<i>ΔD_INST</i>			0.053	1.500
<i>ΔF_INST</i>			0.134	2.606***
<i>INST_HighD</i>	-0.021	-3.881***	-0.021	-3.892***
<i>Lag_Disc AQ</i>	0.731	126.050***	0.731	126.042***
<i>Analyst_Fol</i>	0.023	3.279***	0.023	3.296***
<i>SIZE</i>	-0.006	-1.317	-0.006	-1.353
<i>BM</i>	0.003	1.868*	0.003	1.889*
<i>DEBT</i>	0.022	2.786***	0.022	2.795***
<i>Cash_IND</i>	-0.011	-0.835	-0.011	-0.843
<i>YEAR_D</i>	Include		Include	
Adj. R ²	0.540		0.540	

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

<Table 9> 기관거래비율과 재량적발생액 간의 회귀분석

	(1) ABSDA_K		(2) ABSDA_BB	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
	Coefficient (t-stat)	Coefficient (t-stat)	Coefficient (t-stat)	Coefficient (t-stat)
<i>Constant</i>	0.124*** 6.721	0.128*** 6.911	0.218*** 11.260	0.223*** 11.436
<i>INST</i>	0.022*** 2.802		0.027*** 3.191	
<i>D_INST</i>		0.005 0.365		0.000 0.031
<i>F_INST</i>		0.055*** 3.178		0.070*** 3.881
<i>Analyst_Fol</i>	0.008** 2.391	0.008** 2.353	0.010*** 2.826	0.010*** 2.827
<i>SIZE</i>	-0.013*** -5.772	-0.013*** -6.004	-0.024*** -10.256	-0.024*** -10.460
<i>BM</i>	-0.011*** -14.371	-0.011*** -14.349	-0.017*** -19.999	-0.017*** -19.953
<i>DEBT</i>	0.022*** 5.849	0.022*** 5.822	0.026*** 6.395	0.025*** 6.355
<i>Cash_IND</i>	-0.110*** -17.136	-0.110*** -17.155	-0.112*** -16.776	-0.113*** -16.809
<i>Lag_ABSDA</i>	0.092*** 11.695	0.092*** 11.654	0.167*** 20.103	0.167*** 20.045
<i>VCFO</i>	0.496*** 28.714	0.495*** 28.603	0.247*** 13.930	0.244*** 13.791
<i>Vsales</i>	0.011*** 2.085	0.011** 2.131	0.019*** 3.512	0.019*** 3.565
<i>OperC</i>	-0.004* -1.795	-0.004* -1.761	-0.003 -1.231	-0.003 -1.200
<i>NegE</i>	0.040*** 13.352	0.039*** 13.189	0.049*** 15.416	0.048*** 15.194
<i>Int_intensity</i>	0.006 0.754	0.006 0.715	0.028*** 3.244	0.028*** 3.189
<i>Int_D</i>	0.013** 2.523	0.013** 2.507	0.012** 2.183	0.011** 2.164
<i>Cap_intensity</i>	-0.017*** -2.798	-0.017*** -2.709	-0.045*** -7.024	-0.045*** -6.912
<i>YEAR_D</i>	Include	Include	Include	Include
N	13,860	13,860	13,860	13,860
Adj. R ²	0.300	0.300	0.300	0.300

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.

<Table 10> 기관거래비율의 변화가 재량적발생액에 미치는 효과

	(1) <i>ABSDA_K</i>		(2) <i>ABSDA_BB</i>	
	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4
	Coefficient (t-stat)	Coefficient (t-stat)	Coefficient (t-stat)	Coefficient (t-stat)
<i>Constant</i>	0.113*** 6.342	0.113*** 6.345	0.209*** 11.162	0.210*** 11.222
$\Delta INST$	-0.011 -0.847		-0.012 -0.949	
ΔD_INST		-0.012 -0.737		-0.033* -1.930
ΔF_INST		-0.013 -0.541		0.017 0.704
<i>INST_D</i>	0.004* 1.733	0.004* 1.758	0.007*** 2.684	0.007*** 2.777
<i>Analyst_Fol</i>	0.009*** 2.874	0.009*** 2.868	0.011*** 3.232	0.011*** 3.231
<i>SIZE</i>	-0.011*** -5.311	-0.011*** -5.312	-0.022*** -10.203	-0.023*** -10.273
<i>BM</i>	-0.011*** -14.250	-0.011*** -14.257	-0.017*** -19.927	-0.017*** -19.937
<i>DEBT</i>	0.022*** 5.749	0.022*** 5.746	0.025*** 6.294	0.025*** 6.298
<i>Cash_IND</i>	-0.110*** -17.143	-0.110*** -17.140	-0.113*** -16.786	-0.113*** -16.789
<i>Lag_ABSDA</i>	0.092*** 11.708	0.092*** 11.706	0.168*** 20.132	0.168*** 20.122
<i>VCFO</i>	0.496*** 28.682	0.496*** 28.683	0.246*** 13.907	0.246*** 13.899
<i>Vsales</i>	0.010** 2.008	0.010** 2.008	0.018*** 3.446	0.019*** 3.455
<i>OperC</i>	-0.004* -1.890	-0.004* -1.890	-0.003 -1.293	-0.003 -1.302
<i>NegE</i>	0.039*** 13.232	0.039*** 13.232	0.048*** 15.353	0.048*** 15.370
<i>Int_intensity</i>	0.006 0.700	0.006 0.700	0.028*** 3.195	0.028*** 3.204
<i>Int_D</i>	0.013** 2.522	0.013** 2.523	0.012** 2.170	0.011** 2.159
<i>Cap_intensity</i>	-0.018*** -2.846	-0.018*** -2.846	-0.046*** -7.066	-0.046*** -7.080
<i>YEAR_D</i>	Include	Include	Include	Include
N	13,860	13,860	13,860	13,860
Adj. R ²	0.300	0.300	0.309	0.309

*, **, ***는 각각 10%, 5%, 1% 수준에서 통계적으로 유의함을 의미한다.