

세무회계저널

제10권 제4호 2009년 12월 pp.173~202

한국세무학회

가족기업과 비가족기업의 이익조정 차이와 회계정보 유용성 비교

심상규* · 김창수** · 허영빈***

<요 약>

본 연구는 가족기업과 비가족기업간 이익조정수준이 다르고, 그에 따라 회계정보의 유용성에 차이가 있는지를 실증적으로 검증하고자 하였다. 분석결과, 재량적 발생의 절대값을 변수로 사용한 이익조정수준은 비가족기업에서 높게 나타나서 가족기업 경영자가 회계선택에 재량권을 적게 행사한다는 사실을 확인하였다. 둘째, 회계정보의 현금흐름 예측오차 역시 비가족기업에 비해 가족기업이 낮았고 회귀분석에서도 가족기업은 예측오차와 음의 계수값을 나타내어 회계정보의 미래 현금흐름 예측력은 가족기업에서 높게 나타났다. 셋째, 초과수익률을 종속변수로 사용한 회귀분석에서 회계이익의 주가반응계수는 비가족기업보다 가족기업에서 크게 나타나서 시장참여자들이 가족기업의 회계정보를 보다 긍정적으로 평가하고 있었다.

본 연구결과는 다음과 같은 측면에서 실무적인 시사점을 가진다. 첫째, 기업들의 이익조정에 관한 선행연구는 대리이론에 기초하여 최대주주 또는 대주주 지분비율만을 설명변수로 채택하고 있어 가족기업의 특성을 반영하지 못하고 있다. 본 연구결과는 이익조정 연구에서 가족기업 특성을 반영해야 하는 근거 자료를 제시하였다. 둘째, 신용평가기관과 금융기관에게는 기업신용평가에서 가족기업의 특성을 반영함으로써 좀 더 효과적인 신용평가업무에 대한 수행이 가능함을 보여주었다. 셋째, 실증결과에서 가족기업 회계정보는 미래현금흐름에 대해 높은 예측력과 높은 주가반응계수를 보이고 있다. 이는 자본시장에서 투자자들이 가족기업의 특성을 고려해 의사결정을 수행한다는 증거이다. 마지막으로 사회구성원이 가족기업 회계정보에 대해 부정적 인식을 갖고 있는 상황에서 본 연구결과는 그들에게 가족기업에 대한 인식을 새롭게 하는 계기를 제공할 것으로 기대된다.

<주제어> 가족기업, 재량적 발생액, 현금흐름예측오차, 이익반응계수

* 기은경제연구소 연구위원, sgshim@ibk.co.kr, 02-729-6867, 제1저자

** 중앙대학교 상경학부 교수, kimc@cau.ac.kr, 02-820-5010, 교신저자

*** 중앙대학교 상경학부 교수, yphuh@cau.ac.kr, 031-670-3221, 공동저자

논문접수일 2009년 8월

게재확정일 2009년 10월

I. 서 론

미국을 비롯한 선진국에서는 가족기업이 가지는 경제적 중요성을 인식하고, 그들의 지속성장을 지원하기 위한 경영전략과 효과적인 지원방안 등에 관한 다양한 연구를 수행하고 있다. 최근에는 가족기업의 올바른 평가를 위해 자본시장과 연계된 연구가 회계분야로 확대되고 있다. 우리나라의 경우, 대한상공회의소는 상장기업에서 가족기업이 차지하는 비중은 68.3%로써 미국의 54.5%보다 높다는 결과를 발표하였다. 이와 같이 우리나라에서 가족기업의 경제적 비중은 매우 높다. 그럼에도 후계자의 권력다툼 등으로 인해 가족기업에 대한 사회적 시각이 부정적인 것도 사실이다. 또한 소유주의 독단적인 의사결정과 폐쇄적인 소유구조로 인해 정보이용자들은 가족기업의 회계정보가 투명하지 않을 것으로 판단하는 경향이 있다. 이와 같은 부정적 인식은 일부 대기업의 회계부정 사건에 기인하는 바가 크다고 할 수 있으며, 정보이용자의 선입견도 일부 존재하는 것으로 여겨진다.

특히, 우리나라의 경우 한명의 대주주가 지분을 이상으로 기업경영에 영향력을 행사한다는 문제점이 제기되면서 회계투명성 연구는 기업지배구조와 연계되어 진행되고 있다.¹⁾ 박종일(2003)은 최대주주는 소액주주의 부를 자신에게 이전시키는 방향으로 이익을 조정하도록 경영자에게 영향력을 행사하기 때문에, 최대주주의 지분율이 높은 기업일수록 재량적 발생이 증가한다고 하였다. 최성규·김경민(2001)은 소유와 경영의 분리정도가 심한 경영자지배기업이 그렇지 않은 소유주지배기업보다 재량적 발생액이 높고 회계이익의 주가반응계수가 작다는 연구결과를 제시하였다. 김병호(2006)는 이사회가 최대주주의 독단적 행위를 견제함으로써 이익조정을 줄인다는 선행연구(Beasley 1996)에 기초하여 사외이사비율이 높은 기업일수록 재량적 발생이 줄어든다는 연구결과를 제시하였다. 선행연구는 이처럼 최대주주와 소액주주의 상대적인 영향력을 고려하면서 기업별 또는 기업내 개별주주의 영향력은 소유지분에 비례한다고 주장하지만 가족기업 경우에는 차이가 있을 수 있다.

가족기업(family firm)은 가족구성원이 경영활동에 직접 참여함에 따라 경영자에 대한 효율적인 감시가 가능하다. 이는 회계이익보다는 실질적인 경영활동에 기초한 경영자 보상을 가능하게 함으로써 경영자는 우수한 성과평가를 위한 이익조정 유인이 상대적으로 적을 수 있음을 시사한다(Chen 2005). 또한 가족기업은 기업자산과 가족재산이 일치하는 특성상 사적이익을 취하는 행위가 시장에 알려져 주가가 하락하면 가족구성원은 막대한 손실을 감수하게 되어 올바른 회계정보를 공시하려 한다(Healy and Palepu 2001). 반면 가족기업은 가족구성원간 불공정 행위와 강력한 경영권 행사를 통해 소액주주의 이익을 침해하는 경영활동을 수행할 수 있다. 이 경우 가족구성원과 소액주주간의 대리인 문제는 비가족기업에 비해 높을 수 있다(Anderson and Reeb 2003). 이와 같이 동일한 지분을 보유하더라도 가족기업이 이익조정에 미치는 영향력은 비가족기업과 다를 수 있다. 이에 본 연구는

1) 우리나라 제벌총수들은 주식 1주로 7주의 권리를 행사하는 것으로 조사되었다. 또한 2% 안팎 지분으로 계열사가 수십 개에 이르는 그룹전체에 영향력을 행사한다. 공정거래위원회는 자산 2조원 이상 상호출자제한 기업집단의 소유지배 평균 괴리도는 31.21%이고 의결권 승수는 6.78배라고 발표하였다(한겨레신문, 2005.7.12).

가족기업과 비가족기업의 이익조정에 차이가 있을 것으로 예상하고, 가족기업과 비가족기업의 회계정보 유용성을 비교하였다.

연구표본은 한국증권거래소에서 1999년부터 2006년까지 유가증권이 정상 거래되는 기업을 대상으로 하였다. 선행연구가 사용한 방법처럼 가족구성원의 지분비율이 50%이상인 기업, 2명 이상의 가족구성원이 기업경영에 참여하는 기업 또는 2세대 이상에 걸쳐 경영승계가 이루어진 기업을 가족기업으로 정의하고, 그렇지 않은 기업을 비가족기업으로 분류하였다. 분석은 먼저 가족기업과 비가족기업의 재무적 발생액에 대한 절대값 차이를 검증하고, 재무적 발생의 영향을 통제시킨 상태에서 회계정보의 현금흐름예측력과 회계이익에 대한 주가반응계수를 비교하는 방식으로 진행하였다. 검증결과, 가족기업은 비가족기업에 비해 이익을 적게 조정하는 것으로 확인되었다. 그리고 가족기업 회계정보는 현금흐름 예측력이 높고, 회계이익의 주가반응계수 역시 크게 나타나서 가족기업과 비가족기업의 회계정보 유용성은 차이가 있는 것으로 나타났다.

제Ⅱ장에서는 가족기업에 대한 정의를 내리고, 선행연구를 검토하여 연구가설을 설정하였다. 제Ⅲ장에서는 가설검증을 위한 연구방법 및 표본선정과정을 소개하였다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시하고, 마지막으로 제Ⅴ장에서는 연구의 한계점과 향후 추가적으로 진행되어야 할 연구내용을 언급하였다.

Ⅱ. 선행연구 검토 및 연구가설

1. 가족기업의 정의

국내외에서 가족기업에 대한 정의는 학자에 따라 조금씩 달리하고 있다. Westhead and Cowling (1998)은 추상적으로 제안되던 가족기업의 정의를 구체화시켰다. 그들은 단일 지배가족이 기업의 소유권을 50% 이상 가지고 있는가의 여부, 친인척 집단이 해당기업을 가족기업으로 인정하는가의 여부, 기업이 단일 지배가족의 구성원에 의해 실질적으로 운영되는지 여부, 기업을 소유한 지배가족의 구성원이 2세대 이상 소유권 승계이전을 경험하였는지 여부를 가족기업 판정기준으로 제시하였다. 이후에 학자들은 복잡한 경영특성을 반영하는 가족기업 정의를 위해 다양한 기준을 사용하고 있다. Astrachan et al.(2002)은 가족기업은 기업규모 기준이 아닌 기업이 운영하는 비즈니스에 가족이 관련되어 있느냐로 정의되어야 한다고 주장하면서, 그들은 가족구성원이 사업의 전략적 방향을 결정하고 효과적인 통제권을 확보하고 있으며, 사업을 통해 부를 창출하고 기업의 정체성 확보에 기여할 때, 이를 가족기업으로 간주하였다.

남영호(2002)는 가족구성원이 기업에 대한 전략적 통제권을 가지면서 창업주나 후계자가 기업을 직접 경영하는 기업을 가족기업으로 정의하면서, 최소한 2세대가 기업경영에 참여하는 경우에 전형적인 가족기업 특성을 가진다고 하였다. 가족기업의 법률적 정의는 존재하지 않지만 세법에서는 가

업승계에 대한 조세부과를 위해 피상속인이 5년 이상 기업에서 지속적인 경영활동을 수행하고, 가족구성원의 주식 소유비율이 50%이상인 기업을 가족기업으로 본다(상속세 및 증여세법 시행령 제 16조). 남영호·문성주(2007)는 선행연구의 내용을 정리하여 단일 지배가족이 해당기업 소유권을 50% 이상 갖고 있거나 가족구성원이 기업경영에 직접 참여하거나 또는 단일 지배가족의 구성원이 2세대 이상인 경우를 가족기업으로 정의하였다. 이와 같이 국가와 학자에 따라 가족기업을 조금씩 다르게 정의하고 있지만, 가족구성원의 경영참여와 그들의 소유지분을 분류기준으로 채택하는 공통점이 있다. 이러한 선행연구에 기초하여, 본 연구는 가족구성원의 지분비율이 50% 이상인 기업 또는 2명 이상의 가족구성원이 기업경영에 참여하는 기업²⁾, 2세대 이상에 걸쳐 경영승계가 이루어진 기업 중에서 한 가지 이상을 충족하면 가족기업으로 분류하였다.

2. 연구가설의 설정

경영자는 투자와 생산에 관한 의사결정 뿐만 아니라 회계선택에 있어서도 소유주보다는 자신의 부를 높이는 방향으로 재량권을 행사하며, 이러한 재량권행사 정도는 소유와 경영의 분리가 심화된 기업에서 높다고 한다(Dhaliwal et al. 1982 ; Fama and Jensen 1983 ; 최성규 1994). 예를 들어, 최성규·김경민(2001)은 소유와 경영의 분리정도가 큰 경영자지배기업이 그렇지 않은 소유주지배기업보다 재량적발생의 절대값이 크다는 실증결과를 보고한 바 있다. 이는 발생을 이용한 재량적 회계선택 행위가 경영자의 재량권행사 유인의 크기와 그에 대한 감시시스템의 효율성과 밀접한 관계가 있음을 보여준다.

가족기업의 경우 회계선택에 대한 경영자의 재량권 행사환경이 비가족기업과 차이를 보인다. 즉, 가족기업은 가족구성원이 기업경영에 직접 참여함으로써 경영자에 대한 정밀한 감시와 감독이 가능하고, 경영자가 가족구성원인 경우 대리인문제가 발생하지 않는다. 이는 회계이익을 기초로 경영자 보상을 실시하는 비가족기업과 달리 경영자의 실질적인 노력에 기초한 보상을 유인하게 되므로 가족기업 경영자는 회계선택에 재량권을 행사하려는 유인이 낮아진다. 또한, 가족기업은 가족구성원이 다량의 주식을 보유하는 관계로 기업가치의 하락은 가족재산의 손실과 직결되고, 가족구성원의 회사에 대한 애착심이 강하다. 이러한 특성상 사적이익 추구행위의 시장공개에 따른 주식가격의 하락은 가족기업에게 더욱 많은 경제적 손실을 부담시키게 되어 가족기업의 이익조정 유인이 낮아진다(Healy and Palepu 2001 ; Ali et al. 2007). 반면에 가족기업은 이해관계를 갖는 제3자 또는 가족구성원간의 불공정거래와 강력한 경영권을 행사하기 때문에, 비가족기업에 비해 외부 소액주주의 이익을 침해하는 회계를 선택할 가능성이 높다(Anderson and Reeb 2003a).

따라서 비가족기업과 가족기업 경영자의 회계선택상의 재량권 행사수준 차이는 경영자와 가족구성원간의 대리인문제와 외부주주간의 대리인문제의 상대적인 크기에 따라 달라진다. 즉, 가족기업

2) 가족구성원의 경영참여 형태는 다양한 형태로 나타나지만 자료의 제약으로 인해 등기이사과 감사직위로 이사회에 참여하는 경우로 한정하였다.

과 비가족기업 사이에 존재하는 경영자와 가족구성원간의 대리인문제 차이가 경영자와 외부 소액 주주와의 대리인문제 차이보다 크면 재량권 행사수준은 가족기업에서 낮고, 반대의 경우에는 가족기업에서 높게 나타날 것이다. 그럼에도 선행연구(Ali et al. 2007)는 가족기업의 재량적 발생이 낮다는 실증결과를 제시하고 있다는 사실을 고려하면 후자가 발생할 가능성은 낮아 보인다. 본 연구는 가족기업과 비가족기업 경영자의 회계선택상의 재량권 행사수준의 차이를 검증하기 위해 각각의 경우에 대해 가설을 설정하기 보다는 선행연구를 따라 가설을 다음과 같이 설정하였다.

[가설 1] 가족기업의 재량적 발생의 절대값은 비가족기업의 재량적 발생의 절대값보다 작을 것이다.³⁾

재무이론에서는 현금흐름의 현재가치를 합산한 금액을 기업의 가치로 정의하고 있어 회계정보의 유용성은 미래현금흐름에 대한 예측력을 기준으로 평가할 수 있다. Collins and Kothari(1989)는 배당 할인모형을 사용하여 주가수익률이 기대이익과 할인율의 함수임을 증명하였다. 함수식에서 할인율이 일정하면 주가수익률은 미래현금흐름에 의해 결정되고 미래현금흐름은 다시 성과지표와 밀접한 관계를 갖는다. Dechow et al.(1998)은 미래현금흐름에 대한 당기순이익과 영업현금의 예측력 비교를 통해 당기순이익의 우월성을 보고하였다. 저자들은 그 원인을 영업현금이 갖는 기간거속문제와 대응문제를 완화시키는 발생의 역할에 기인한다고 하였다. 다시 말해, 발생이 미래현금흐름 예측에서 중요한 역할을 하는 것이다.

선행연구에 의하면 경영자는 보고이익의 변동을 감소시키기 위해(Moses 1987 ; 윤순석 1998), 자신의 성과보상을 높이기 위해(McNichols and Wilson 1988 ; Gaver et al. 1995), 혹은 경영권을 보호할 목적으로(Collins and DeAngelo 1990) 발생주의 항목을 전략적으로 선택함으로써 보고이익을 조정하려는 유인을 갖는다. 경영자의 이와 같은 기회주의적 동기에 의한 발생의 재량적 인식이 개입된 회계정보는 현금흐름예측에서 노이즈(noise)로 작용하기 때문에, 재량적 발생이 클수록 회계정보의 미래 현금흐름에 대한 예측력은 낮아진다. 앞서 언급했듯이 비가족기업에 비해 가족기업 경영자는 기회주의적 회계선택을 적게 할 것이므로 회계정보의 현금흐름예측력은 가족기업에서 높을 것으로 기대된다. 이러한 현상을 검증하기 위해 가설을 다음과 같이 설정하였다.

[가설 2] 회계정보의 현금흐름 예측력은 가족기업이 비가족기업보다 높을 것이다.

가설 1, 2는 회계정보의 질 또는 유용성을 평가함에 있어 정보생산자인 경영자의 회계선택에 초

3) 후술한 바와 같이, 발생을 이용한 경영자의 재량적 회계선택행위는 경영자의 사적·우위적 정보를 전달하는 수단일 뿐만 아니라 기회주의적 수단이라는 양면적 성격을 동시에 갖는다. 이에 회계정보의 유용성에 대한 재량적 발생의 역할을 평가하기 위해서는 경영자의 회계선택 동기를 파악해야 하지만, 그것은 직접 관찰할 수 있는 대상이 아니다. 따라서 선행연구는 그 대안으로 재량적 발생의 절대값이 큰 경우 경영자의 과도한 회계재량권 행사로 보거나(Teoh et al. 1998), 기회주의적 요소가 많이 포함된 것으로 간주하여(최성규·김경민 2001) 회계정보의 질이 감소한다고 평가한다.

점을 둔 것이다. 여기에서는 경영자의 재량적 회계선택에 대한 자본시장 참여자의 평가, 즉 외부투자자들이 그것을 어떻게 인지하는가를 분석함으로써 회계정보의 질을 평가한다. 경영자는 발생의 재량적 이용을 통해 투자자에게 기업에 관한 자신의 사적·우위적 정보를 전달하기도 하지만 (Subramanyam 1996), 특정상황과 다양한 경제적 유인에 따라 기회주의 목적으로 활용하기도 한다 (Jones 1991 ; Healy and Palepu 1993 ; 윤순석 1998). 이와 같이 재량적 발생이 상반되는 성격을 동시에 갖는 특성으로 인하여 회계정보 유용성에 대한 재량적 발생의 역할을 평가하기 위해서는 경영자의 회계선택 동기를 파악해야 한다. 하지만 그것은 직접 관찰할 수 있는 대상이 아니다. 따라서 선행연구(심한택 2005)는 재량적 발생에 대한 투자자들의 반응을 분석하는 사후적인 방법으로 경영자의 회계선택 동기를 확인하고 있다.⁴⁾ 즉, 주가수익률에 대한 재량적 발생의 반응계수가 증가하면 경영자의 사적·우위적 정보로, 감소하면 기회주의적 수단으로 인식한다고 평가한다. 그런데 위험회피적 경영자는 자신의 장래보상에 내재된 위험을 감소시키기 위해 기업고유위험(σ^2)을 감소시키고, 노이즈(Φ^2)를 증가시키는 방향으로 회계선택상의 재량권을 행사한다. 외부투자자는 이와 같은 재량권 행사를 회계시스템의 노이즈 증가로 인식하게 되어 회계이익과 주가의 관계를 약화시킨다(최성규

- 4) Choi and Salamon(1995)은 기업회계시스템을 미래현금흐름을 이익으로 변환시키는 선형함수라 가정하고, 이를 다기간 자본자산가결정모형에 접합시켜 다음의 이익반응계수를 도출하였다

$$UR = \beta \frac{UE}{rP} \quad (1a)$$

$$\beta = \frac{b^2 \sigma^2}{b^2 \sigma^2 + \Phi^2} \quad (1b)$$

식 (1a)은 보고이익에 대한 주가반응으로서 UR은 비기대주식수익률, UE는 비기대회계이익, β 는 이익반응계수(earnings response coefficients), r은 1+무위험이자율, P는 기초시장가격을 의미한다. 식 (1b)은 이익반응계수(β)에 대한 기업고유위험(σ^2)과 외부보고시스템 노이즈(Φ^2)의 관계를 나타낸다. 한편, 회계이익은 영업현금흐름에 총발생을 더한 금액이며, 총발생은 재량적 발생과 비재량적 발생으로 세분된다. 비기대회계이익(UE)은 비기대현금흐름(UCFO), 비기대 재량적 발생(UDA) 및 비기대 비재량적 발생(UNDA)으로의 분리가 가능하다. 그에 따라 최성규·김경민(2001)은 이들을 식 (1a)의 비기대이익(UE)에 대입하여 식 (2)와 같이 정리하였다.

$$UR = \beta_1 \frac{UCFO}{rP} + \beta_2 \frac{UDA}{rP} + \beta_3 \frac{UNDA}{rP} \quad (2)$$

식 (2)와 식 (1b)를 동시에 고려하면 비기대회계이익(UE)의 각 구성요소에 대한 주가반응 계수(β_1 , β_2 , β_3)는 기업고유위험(σ^2)과 시스템노이즈(Φ^2)의 함수이다. 영업현금흐름은 경영자의 영업, 투자 및 재무활동의 결과이고, 발생은 경영자의 회계선택의 결과인 바, β_1 은 기업고유위험(σ^2)의 효과가 그리고 β_2 와 β_3 의 경우 시스템노이즈(Φ^2)의 효과가 지배한다. 따라서 외부투자자가 인지한 노이즈(Φ^2) 수준의 증감을 통해 경영자의 재량적 회계선택이 기회주의적 동기에 의한 것인지 아니면 사적·우위적 정보의 전달수단인지를 평가한다. 특히, 경영자의 회계재량권 행사의 결과인 재량적 발생(UDA)에 대한 주가반응을 나타내는 β_2 값을 기준으로 경영자의 재량적 회계선택에 대한 동기를 평가할 수 있게 된다. 즉, β_2 값이 증가하면 시장참여자는 재량적 발생에 포함된 정보가 사적·우위적 정보 전달요소가 더 큰 것으로 인지하는 것이며, 감소하면 기회주의적 요소가 더 크게 인지하는 것으로 해석된다.

1994). 가족기업 경영자는 비가족기업의 경영자보다 재량적 회계선택 유인이 낮은 바, 이익반응계수는 가족기업에서 크게 나타날 것이다. 이를 검증하기 위하여 다음과 같은 가설을 설정하였다.

[가설 3] 주가수익률에 대한 회계이익의 반응계수는 가족기업이 비가족기업보다 클 것이다.

III. 연구방법 및 표본선정

1. 연구방법 및 연구모형

가. 재량적 발생의 절대값 추정

경영자의 이익조정액은 사전적으로 정해지는 값이 아니라 추정에 의존하기 때문에 학자들은 이익조정액을 측정하기 위해 정교한 모형을 개발하였다. 이익조정 대응치인 재량적 발생(DA; discretionary accruals)에 대한 다양한 추정모형을 제시하는 상황에서 많은 선행연구들은 Jones모형 또는 수정된 Jones모형(Dechow et al. 1995)을 사용하였다. 그럼에도 기존 모형은 극단적인 경영성과를 보고한 기업의 재량적 발생 추정에 한계가 있다는 주장이 제기됨에 따라 Kothari et al.(2005)은 식(1)의 성과대응 수정 Jones모형을 설계하여 제시하였다.

$$\frac{TA_{i,t}}{A_{i,t-1}} = \alpha_0 \frac{1}{A_{i,t-1}} + \alpha_1 \frac{\Delta REV_{i,t} - \Delta AR_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_2 \frac{PPE_{i,t}}{A_{i,t-1}} + \alpha_3 ROA_{i,t} + \alpha_k \sum YD_k + \alpha_j \sum ID_j + \mu_{i,t} \quad (1)$$

위의 식(1)에서 재량적발생액(DA)은 회귀모형에 의해 설명되지 않는 부분인 잔차항(μ)으로 측정되며, 본 연구가 제시한 가설 1을 검증하기 위해서 DA의 절대값(|DA|)을 사용하였다. 총발생(TA)은 당기순이익에서 영업현금흐름을 차감한 값이다. ΔREV 는 매출액의 증감을 그리고 ΔAR 은 매출채권의 증감을 의미한다. PPE는 유형자산에서 건설가계정을 차감한 순유형자산으로 측정하며, ROA는 당기순이익을 자산총액으로 나눈 총자산이익률이다. A는 자료의 이분산성을 줄이기 위해 사용한 변수로써 전년도 총자산이다. YD는 연도별 더미변수를 지칭한다. ID는 산업분류코드 중분류기준의 산업더미 변수로써 실증분석에서는 표본수가 3% 이하인 산업은 기타산업으로 재분류하였다. 측정방법은 23개 산업 중에서 표본수가 3% 미만인 6개 산업은 기타산업으로 재분류하여 17개 산업더미를 사용하였다.

나. 현금흐름 예측오차(AFE)의 추정

Dechow et al(1998)은 영업현금보다 당기순이익이 미래 현금흐름 예측력이 높다는 결과를 제시하면서 저자들은 그 이유를 현금흐름이 갖는 기간귀속문제와 대응문제를 완화시키는 발생의 역할에 기인한다고 하였다. Dechow et al.(1998)과 Barth et al.(2001)은 발생의 역할을 확인하기 위해 당기순이

익을 영업현금과 발생액의 구성요소들로 세분하여 예측능력을 검증하였다. 구체적인 모형은 아래의 식 (2)와 같다.

$$CFO_{i,t+1} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{i,t} + \beta_2 \Delta AR_{i,t} + \beta_3 \Delta INV_{i,t} + \beta_4 \Delta AP_{i,t} + \beta_5 DEPR_{i,t} + \beta_6 OTHER_{i,t} + \mu_{i,t+1} \quad (2)$$

현금흐름 예측오차(FE : forecasting error)는 식(2)의 회귀모형에 의해 설명되지 않는 부분인 잔차항(μ)으로 측정한다. CFO는 영업활동현금흐름, ΔAR 은 매출채권의 증감, ΔINV 는 재고자산의 증감, ΔAP 는 매입채무와 이연부채의 증감, DEPR은 유형과 무형자산의 감가상각비, 그리고 OTHER은 경상이익에서 앞서 설명된 변수들을 차감한 부분[경상이익 - (CFO + ΔAR + ΔINV - ΔAP - DEPR)]을 의미한다. 모든 변수들은 자료의 이분산성 문제를 완화하기 위해 자산총계로 나누어 측정하였다. 예측오차는 과소 또는 과대 추정이 발생하기 때문에 가설 2에 대한 검증에서는 예측오차의 절대값(|FE|)을 사용하였다.

다. 주가수익률(CAR) 측정

회계정보에 대한 시장반응은 시장모형에 의한 누적초과수익률(CAR)을 사용하였다. 구체적으로 t 년 4월부터 $t+1$ 년 3월까지 기간에 대해 규모조정수익률(size-adjusted returns)을 사용하여 측정하였다. 식(3)에 제시된 규모조정 수익률을 사용한 이유는 시장모형에 비해 기업규모로 인한 CAR의 예측오차를 줄일 수 있어서 이다(Reinganum 1981).

$$CAR_{i,t} = \prod_{m=4}^T (1 - R_{imt} - R_{pmt}) + 1 \quad (3)$$

$CAR_{i,t}$: i 기업의 t 년도 누적초과수익률

$R_{i,m}$: i 기업의 t 년도 m 월 주식수익률

$R_{p,m}$: 규모포트폴리오 p 의 t 년도 m 월 수익률

T : $t+1$ 년 3월

규모포트폴리오 주식수익률은 직전 연말의 시장가치를 기준으로 상장주식 5개를 선정하여 포트폴리오를 구성하고 수익률은 동일가중방식으로 측정하였다. 주식의 수익률 자료와 연말 주가가격 및 발행주식 수는 (주)한국신용평가의 KisValueⅢ에서 추출하였다.

라. 연구모형

가설 1을 검증하기 위한 통계모형으로 다음의 식(4)을 사용하였다.

$$\begin{aligned}
 |DA_{i,t}| = & \alpha_0 + \alpha_1 FAMILY_{i,t} + \alpha_2 |TA_{i,t-1}| + \alpha_3 LARGE_{i,t} + \alpha_4 OUT_{i,t} + \alpha_5 SIZE_{i,t} \\
 & + \alpha_6 HERFIN_{i,t} + \alpha_7 LIBR_{i,t} + \alpha_8 MB_{i,t} + \alpha_9 LOSS_{i,t} + \alpha_{10} CFO_{i,t} \\
 & + \alpha_{11} VAR_{i,t} + \alpha_{12} RISK_{i,t} + \alpha_{13} ROA_{i,t} + \alpha_{14} PROA_{i,t-1} \\
 & + \alpha_j \sum_{j=1}^7 T_j YD_j + \alpha_l \sum_{l=1}^{17} k_l ID_l + \theta_{i,t}
 \end{aligned} \tag{4}$$

$|DA|$: 성과대응 수정Jones모형으로 추정된 재량적 발생의 절대값

$FAMILY$: 가족기업이면 1, 그렇지 않으면 0

$|TA|$: 전년도 총발생의 절대값

$LARGE$: 대주주지분을

OUT : 사외이사비율

$HERFIN$: 규제가 높은 산업이면 1, 그렇지 않으면 0

$SIZE$: 보통주 시장가치의 log 값

$LOSS$: 당기순이익이 손실이면 1, 그렇지 않으면 0

$LIBR$: 부채총액/총자산

CFO : 영업현금흐름/전년도 총자산

MB : 시장가치/장부가치

VAR : 연구기간 총자산순이익률의 표준편차

ROA : 당년도 당기순이익/총자산

$RISK$: 시장모형에 의해 추정된 체계적 위험(β)

ID : 산업 더미변수

YD : 연도 더미변수

i : 개별 기업, t : 표본연도

식(4)에서 관심변수인 가족기업($FAMILY$)의 회귀계수 α_1 의 부호와 그 유의성을 기준으로 가설 1을 검증하였다. 만일, 가족기업의 재량적 회계선택의 크기가 비가족기업의 그것보다 체계적으로 작다면, α_1 은 유의적인 음(-)의 값이 기대된다. 선행연구에서 경영자의 재량적 회계선택 행위에 영향을 미친다고 제시되었거나 예상되는 변수를 통제변수로 선정하였다. 총발생의 절대값(TA)은 발생의 기간별 역전(reverse)현상으로 인하여 음(-)의 관계를 가진다는 선행연구(최 관·전성일 2005; 강선민·황인태 2007)의 결과에 따라 포함하였다. 경영자의 기회주의적 회계선택은 소유와 경영의 분리 정도가 심화된 기업에서 증가하고(최성규·김경민 2001), 반면에 효과적인 통제시스템을 확보한 기업에서는 감소한다(김병호 2006). 이에 대주주지분율($LARGE$)과 사외이사비율(OUT)을 모형에 포함하였으며, 이들의 추정계수인 α_3 , α_4 는 각각 양(+)과 음(-)의 부호가 기대된다.

기업규모($SIZE$)가 클수록 회계시스템이 더 체계화되어 있고 회계정보에 대한 가시성이 높아서 경영자의 회계선택상의 재량권 행사여지가 적기 때문에(심한택 2005), α_5 는 음(-)의 부호가 기대된다. 독과점 산업에 속한 기업은 감독당국이나 시민단체의 집중적인 감시대상이 되어 경쟁정도에 따라 이익조정유인이 달라진다(Watt and Zimmerman 1986). 산업의 규제정도($HERFIN$)는 산업집중도 평가

에 보편적으로 사용되는 허핀달 지수로 측정하되, 산업지수가 중위수보다 크면 1, 작으면 0으로 측정하였다.⁵⁾ 부채비율(LIBR)은 기술적 채무불이행 위험이 높을수록 보고이익을 높이는 방향으로 회계선택에 재량권을 행사할 유인을 갖지만(DeFond and Jambalbo 1994), 우리나라의 경우 계약과정이 아닌 정치과정에 의해 보고이익을 감소시키는 회계선택을 하고 있다(김지홍·고윤성 2006). 따라서 α_7 은 양(+)의 값을 가질 것이다. MB(장부대시장가치비율)가 낮은 기업은 시장가치 상승을 통해 자신의 업적평가를 유리한 방향으로 유도하고자 이익을 상향조정하려는 유인을 갖기 때문에, α_8 는 음(-)의 부호가 기대된다. 적자기업의 경영자는 손실의 경영성과 보고를 회피하고자 이익을 상향조정(Burgstahler and Dichev 1997; 송인만 외 2004)하게 되어 LOSS의 계수는 양(+)의 값이 기대된다.

회계발생과 현금흐름 사이에 존재하는 음(-)의 관계로 인하여(Dechow et al. 1995; DeFond and Subramanyam 1998) 이익조정이 없더라도 현금흐름이 낮으면 회계발생은 높고, 높으면 낮아지는 현상을 통제하기 위해 CFO를 포함하였다. 당기순이익의 장기 변동성(VAR)은 조세부담과 시장가치에 부정적 영향을 미쳐 경영자는 이익을 유연화하려는 유인을 가지며(송인만·최 관 1992), 시장위험(RISK)은 자금조달에서 추가비용 지출로 인해 기업 가치를 하락시켜 이익조정 유인이 된다(Ali et al. 2007). 따라서 α_{11} , α_{12} 는 각각 양(+)과 음(-)의 부호가 기대된다. 자산수익률(ROA)은 외부감사인이 자산수익률이 낮은 기업에 대해서는 감사위험을 높게 평가하여 보수적인 감사절차 수행으로 인한 재량적 발생에 미치는 영향을 통제하기 위한 변수로 모형에 포함되었다(강선민·황인태 2007).

가설 2를 검증하기 위한 통계모형은 다음의 식 (5)를 사용하였다.

$$|FE_{i,t+1}| = \beta_0 + \beta_1 FAMILY_{i,t} + \beta_2 |DA_{i,t}| + \beta_3 FAMILY_{i,t} * |DA_{i,t}| + \beta_4 LARGE_{i,t} \\ + \beta_5 OUT_{i,t} + \beta_6 OWN_{i,t} + \beta_7 PPE_{i,t} + \beta_8 HERFIN_{i,t} + \beta_9 SALEG_{i,t} \\ + \beta_{10} MARGIN_{i,t} + \beta_{11} LEVE_{i,t} + \beta_{12} OC_{i,t} + \beta_{13} SIZE_{i,t} + \beta_{14} ROA_{i,t} \\ + \beta_{15} PROA_{i,t-1} + \beta_j \sum_{j=1}^6 r_j YD_j + \beta_l \sum_{l=1}^{17} k_l ID_l + \theta_{i,t} \quad (5)$$

|FE| : 현금흐름예측 오차(모형2 오차항)의 절대값

SALEG : 매출액성장률

|DA| : 재량적 발생의 절대값

MARGIN : 매출액총이익률

PPE : (유형자산-건설가계정)/총자산

LEVE : (유동성장기부채+고정부채)/총자산

OWN : 주주수의 자연로그 값-동일산업 주주수의 중앙치의 자연로그 값

OC : 영업주기, [평균 수취채권÷(매출액/360)]+[평균 재고자산÷(매출원가/360)]

기타 변수의 정의는 모형(4)와 동일함.

5) 산업집중도(concentration ratio)는 동일산업 내에서 규모가 큰 소수의 기업이 동일산업 매출액에서 차지하는 비율을 의미하며 독과점 측정지표로 사용되고 있다. 국내에서는 매출액기준 통계치가 발표되지 않아 출하액 기준으로 5대기업이 차지하는 비율로 측정하였다.

식(5)에서 관심변수인 가족기업(FAMILY)의 회귀계수 β_1 의 부호와 그 유의성을 기준으로 가설 2를 검증한다. 만일, 미래현금흐름에 대한 회계정보의 예측력이 비가족기업보다 가족기업에서 체계적으로 높으면, β_1 은 유의적인 음(-)의 값이 기대된다.

생략변수 효과에 따른 검증오류를 줄이기 위해 현금흐름예측에 영향을 미치는 것으로 확인된 기업특성을 통제변수로 사용하였다. 최중서(1998)는 재량적 발생이 큰 현금흐름과 발생항목은 이들이 작은 경우보다 정보효과가 낮다는 실증결과를 제시하였다. 이에 재량적 발생의 절대값(DA), 가족기업과의 결합변수(FAMILY*DA)를 모형에 포함하였다. 현금흐름 예측오차와 재량적 발생의 크기는 정의 관계를 가지는 바, β_2 는 양(+)의 값이 예상되고, 가족기업은 재량적 발생액이 적기 때문에 β_3 는 음(-)의 값이 기대된다. 경영자의 재량적 회계선택은 소유와 경영의 분리가 낮은 기업과 경영자에 대한 효율적인 통제시스템을 갖춘 기업에서 적다. 따라서 대주주지분율(LARGE)의 계수인 β_4 는 양(+)의 값이 기대되지만, 사외이사비율(OUT)의 계수인 β_5 는 음(-)의 값을 보일 것이다. 기업과 투자자의 정보비대칭 축소는 자본비용을 줄이므로 경영자는 투자자의 요구에 맞춰 회계정보 공시를 결정한다(Healy and Palepu 2001). 투자자의 정보요구는 정보비대칭이 심할수록 증가하게 되어 지분분산도(OWN)가 큰 기업의 회계정보 유용성은 낮아지기 때문에, β_6 는 양(+)의 값이 기대된다. 경영자는 사적비용이⁶⁾ 자본비용 절감액보다 크면 투명한 회계정보를 공시하지 않는다(Hayes and Lundholm 1996). 그런데 사적비용은 제품의 시장진입 장벽이 높을수록 낮아지는 특징을 갖는데, Piotroski(2003)는 자본집약도를 진입장벽 지표로 사용할 것을 제안하였다. 따라서 자본집약도가 높을수록 회계정보의 질은 증가하게 되어 설비자산(PPE)의 계수는 음(-)의 값이 기대된다. 기업의 성장기회도 사적비용의 일부분에 해당하므로 미래 현금흐름예측에 영향을 미칠 것으로 예상되어 매출액성장률(SALEG)을 포함하였다. 수익성이 높은 산업은 신규기업의 시장진입을 촉진시켜 경쟁이 치열해 짐에 따라 종국적으로 사적비용을 확대시킨다. 따라서 수익성(MARGIN)과 회계정보의 질은 상반되는 관계를 갖기 때문에, β_{10} 은 양(+)의 값이 기대된다.

레버리지(LEVE)가 높은 기업은 높은 대리인 비용을 부담하게 되어 경영자 감시를 위한 정보수요가 증가함에 따라 회계정보의 질은 기업의 자본구조에 의해 영향을 받게 된다(Leftwich et al. 1981). 기업의 연차보고서에 공시된 회계정보가 채권자의 경영자 감시에 유용하다면 레버리지가 높은 기업의 회계정보는 상대적으로 질이 높아지기 때문에, β_{11} 은 음(-)의 값이 기대된다. 다만, 가설1의 검증모형과 달리 장기성 부채를 대상으로 한 것은 미래 현금흐름의 경우 단기부채의 영향력이 낮기 때문이다(Ali et al. 2007). 회계이익의 현금흐름 예측력은 기업의 영업주기(OC)와 밀접한 연관성을 가지며(Dechow et al. 1998), OC가 길어질수록 불확실성 증가에 따라 현금흐름 예측력을 저하시키게 되어 β_{12} 는 양(+)의 값이 기대된다. 산업의 규제정도(HERFIN), 기업규모(SIZE), 자산수익률(ROA) 및 전년도 자산수익률(PROA)은 이익조정과 미래 현금흐름에 동시에 영향을 미칠 것으로 예상되어 검증

6) 연구자들은 사적정보(proprietary costs)를 회계정보 공시확대로 인해 발생하는 경쟁력 상실원가, 회계정보 공시 이후에 제기되는 소송과 관련한 비용, 그리고 원자재 공급자와 제품구매자의 가격인하 압력으로 부담하는 비용으로 정의하였다.

모형에 포함하였다.

가설 3을 검증하기 위한 통계모형으로 아래의 식(6)을 사용하였다.

$$\begin{aligned}
 CAR_{i,t} = & \gamma_0 + \gamma_1 EA_{i,t} + \gamma_2 EA_{i,t} * FAMILY_{i,t} + \gamma_3 EA_{i,t} * DA_{i,t} + \gamma_4 EA_{i,t} * LARGE_{i,t} \\
 & + \gamma_5 EA_{i,t} * OUT_{i,t} + \gamma_6 EA_{i,t} * VAR_{i,t} + \gamma_7 EA_{i,t} * LIBR_{i,t} + \gamma_8 EA_{i,t} * MB_{i,t} \\
 & + \gamma_9 EA_{i,t} * D_SIZE_{i,t} + \gamma_{10} EA_{i,t} * RISK_{i,t} + \gamma_{11} EA_{i,t} * ROA_{i,t} + \gamma_{12} EA_{i,t} * PROA_{i,t-1} \\
 & + \gamma_j \sum_{j=1}^7 r_j EA_{i,t} * YD_j + \gamma_l \sum_{l=1}^{17} k_l EA_{i,t} * ID_l + \theta_{i,t}
 \end{aligned} \quad (6)$$

위에서 CAR 는 식(3)에 의해 측정된 보통주의 규모조정 누적초과수익률을 의미하고, EA 는 경영성과 측정치로서 주당순이익으로 측정하였다. 식(6)에서 가족기업의 이익반응계수 크기($\gamma_1 + \gamma_2$)와 비가족기업의 반응계수 크기(γ_1)를 비교함으로써 가설 3을 검증한다. 가족기업은 회계이익이 아닌 경영자 노력을 기초로 성과평가를 실시하고, 사적이익 추구행위에 대해 높은 경제적 손실을 부담하기 때문에 기회주의적 회계선택 유인이 낮다. 이에 따라 투자자들은 노이즈(noise)가 적은 회계시스템에 의해 생산된 가족기업의 회계이익이 경영성과를 더욱 적절하게 반영하는 것으로 인지할 것이다. 따라서 가족기업의 이익반응계수($\gamma_1 + \gamma_2$)는 비가족기업의 이익반응계수(γ_1)보다 클 것으로 기대된다.

선행연구에서 회계이익에 대한 자본시장의 반응에 영향을 미치는 것으로 확인된 변수들을 통제변수에 포함하였다. 외부투자자는 재량적 발생(DA)을 경영자의 사적·우위적 정보(Subramanyam 1996) 또는 기회주의적 회계선택(Healy and Palepu 2001; 윤순석 1998)으로 인식하고 있어 회귀계수(γ_3)에 대해서는 사전적인 방향을 설정하지 않는다. 기업지배구조 변수인 대주주지분율이 높을수록(박종일 2003) 그리고 사외이사비율이 낮을수록(김병호 2006) 경영자의 재량적 회계선택이 증가한다. 따라서 회계이익에 대한 이들의 결합변수 계수인 γ_4 와 γ_5 는 각각 음(-)과 양(+)의 부호가 기대된다. 체계적 위험($RISK$)과 이익의 변동성(VAR)은 기업위험을 나타내는 변수로 음(-)의 관계가 예상된다(Kormendi and Lipe 1987). $RISK$ 는 과거 36개월간의 주가자료를 대상으로 시장모형을 이용하여 추정하고, VAR 는 2000년부터 2006년까지 연도별 총자산순이익률의 표준편차로 측정하였다.

대기업의 경우 경영성과에 대한 불확실성이 낮고 대체적인 정보의 이용가능성이 높아서(Ariase 1985) 회계정보에 대한 주가반응이 적다는 주장과 시장참여자들이 많은 사전적 정보를 가지고 있어 보고이익의 정확한 해석이 가능하기 때문에 반응계수가 크다는 주장이 양립하고 있다. 따라서 기업 규모에 따른 회계이익의 계수인 γ_9 는 방향을 사전적으로 정하지 않았다. 단, 기업규모(D_SIZE)는 사전검증에서 다중공선성이 높은 것으로 검증되어 관찰치가 중위수보다 크면 1, 아니면 0으로 하는 더미로 측정하였다. MB 는 기업의 성장가능성에 대한 대용치로서 양(+)의 관계를 가질 것으로 기대된다(Collins and Kothari 1989). 부채비율($LIBR$)은 자본비용을 증가시키게 되어 이익규모를 축소시킴에 따라 음(-)의 관계를 가질 것이다(Modigliani and Miller 1958). ROA 와 $PROA$ 는 기업의 수익성 또는 이익규모로써 각각 양(+)과 음(-)의 관계가 예상된다.

2. 연구표본의 선정

가설검증을 위한 표본은 한국증권거래소에서 1999년부터 2006년까지의 기간 동안 연속해서 유가증권이 정상적으로 거래되는 기업 중에서 아래 요건을 충족하는 기업으로 제한하였다.

- ① 가족기업과 비가족기업으로 구분이 가능한 기업
- ② 제조업(표준산업분류코드 'D')을 영위하는 기업
- ③ 결산일이 12월인 기업
- ④ 인수합병이 발생하지 않은 기업
- ⑤ 1999년부터 2006년까지 재무정보와 주가자료 수집이 가능한 기업

첫째 요건은 가족기업과 비가족기업의 재량적 발생, 회계정보의 현금예측능력 및 이익반응계수 차이를 검증하는 본 연구목적을 달성하기 위해 부여하였다. 관련 자료는 (주)한국기업데이터(<http://www.cretopfn.com>)의 데이터베이스에 있는 자료를 이용하였다. 두 번째 요건은 서비스업과 건설업은 재무제표의 구성내용이 다르고 진행기준에 의해 수익을 인식하고 있어 분석의 일관성을 유지하기 위해 부여하였다. 결산일이 다를 경우 외부환경이 재무제표와 주가수익률에 미치는 영향이 다를 수 있어 세 번째 요건을 부여하였다. 인수합병이 발생한 기업은 이전기간과 이후기간의 재무정보와 주가수익률의 일관성이 상실됨으로 인해 연구결과에 잡음이 개입되는 문제를 배제하기 위해 인수합병 기업은 제외하였다. 실증분석을 위한 재무자료와 주가정보는 (주)한국신용평가의 온라인 데이터베이스인 KisValueⅢ를 통해서 추출하였다.

이상의 요건을 충족하는 2,765개(기업/년)를 최종표본으로 선정하였으며, 선정된 표본의 업종별 분포를 <표 1>에 제시하였다. 선정결과 전체표본 중에서 비가족기업은 1,372개 이고 가족기업은 1,393개로 조사되어 큰 차이가 없었다. 가족기업의 구성 비율을 업종별로 보면 봉제의복이 64.7%로 가장 높았으며 다음으로는 1차 금속, 전기기계 순으로 높은 비중을 보였다. 운송장비가 16.7%로 가장 낮았으며 의료정밀, 펄프종이, 기타 기계산업도 가족기업 비율이 상대적으로 낮았다. 이와 같이 가족기업 비율은 업종별로 차이를 보이고 있지만 가족기업이 담배제조업을 제외한 모든 업종에 분포하고 있음을 알 수 있다.

〈표 1〉 가족기업과 비가족기업에 대한 업종별 표본구성

업종명	비가족 기업	가족 기업	가족기업 비율	업종명	비가족 기업	가족 기업	가족기업 비율
음식료품	91	140	60.6	1차 금속	98	168	63.2
담배제조	7	0	0.0	조립금속	28	42	60.0
섬유제품	49	35	41.7	기타기계	126	63	33.3
봉제의복	42	77	64.7	컴 퓨 터	14	14	50.0
가족가방	14	14	50.0	전기기계	42	70	62.5
목재나무	7	7	50.0	전자부품	189	98	34.1
펄프종이	91	56	38.1	의료정밀	28	7	20.0
코 크 스	14	14	50.0	자 동 차	98	147	60.0
화 합 물	266	294	52.5	운송장비	35	7	16.7
고 무	42	35	45.5	가구제조	21	14	40.0
비 금 속	70	91	56.5	합계	1,372	1,393	50.4

IV. 실증분석 결과

1. 주요변수에 대한 기술통계와 상관분석

실증분석에 앞서 주요변수에 대한 가족기업과 비가족기업의 차이를 분석하여 그 결과를 <표 2>에 제시하였다. 재량적 발생의 절대값($|DA|$)의 경우 가족기업 평균 0.0636에 비해 비가족기업 평균은 0.0912로 가족기업이 낮은 것으로 나타났으며, 그 차이에 대한 t 값도 1%수준에서 유의하였다. 두 집단의 차이에 대한 윌콕슨 순위합 검정의 z 값도 7.03으로서 통계적으로 유의하였다. 현금흐름 예측 오차의 절대값($|FE|$)의 경우도 가족기업과 비가족기업이 각각 0.0451과 0.0757로 가족기업이 낮으며, 차이에 대한 t 값도 12.19로서 1%수준에서 유의하였다. 누적초과수익율(CAR)의 평균은 가족기업의 경우 0.0514이고, 비가족기업은 0.041로 가족기업이 높았지만, 차이에 대한 t 값이 -1.77로 통계적 유의성은 없었다. 그러나 두 집단의 중위수는 0.0321과 0.027로 역시 가족기업이 높았고, 차이에 대한 z 값도 -2.77로서 5% 범위 내에서 통계적으로 유의하였다.

설명변수로 사용되는 변수들의 통계치를 보면 전년도 총발생의 절대값($|TA|$)은 비가족기업의 평균은 0.0928이고 가족기업은 0.0633이며 그 차이에 대한 t 값도 9.07로 유의수준이 높았다. $LARGE$ 의 경우 가족기업과 비가족기업의 평균은 각각 0.2365와 0.235로 가족기업이 높았지만, 그 차이에 대한 통계적 유의성은 없는 것으로 나타났다. 이 결과는 가족구성원이 대주주가 아니거나 대주주라 하더라도

라도 지분비율이 높지 않음을 의미한다. *OUT*의 경우 가족기업 평균은 0.2029이고 비가족기업은 0.2266으로 차이에 대한 *t*값도 4.04로서 유의수준이 높았다. *LIBR*의 평균은 가족기업이 0.1966이고 비가족기업이 0.1991이며 차이에 대한 통계적 유의성은 없었다. 따라서 가족기업이 비가족기업에 비하여 안정적이고 보수적인 경영활동을 수행한다는 주장은 통계적으로 유의하지 않았다.

*MB*의 경우 가족기업 평균은 2.4605이고 비가족기업은 1.6785로 비가족기업이 낮은 것으로 나타났다. 통계적 유의성도 높았다. 이 결과는 투자자들이 가족기업의 가치를 보다 높게 평가하고 있다는 증거이다. 기업위험도를 보여주는 *VAR*은 가족기업 평균이 0.87이고 비가족기업은 0.9173으로 가족기업의 이익변동성이 낮은 것으로 나타났다. *RISK* 또한 가족기업과 비가족기업의 평균이 각각 0.6510과 0.6809로써 가족기업의 주식변동성이 상대적으로 낮았다. *ROA*는 가족기업에서 높게 나타나고 있어 보유자산을 효율적으로 운영함을 볼 수 있지만, *PROA*는 서로 차이가 없어 이익유연화를 위한 이익조정이 이루어지고 있음을 추정할 수 있다.

〈표 2〉 가족기업과 비가족기업의 주요변수 차이검증 결과

변수명	비가족기업(n=1,372)		가족기업(n=1,393)		차이검증	
	평균	중위수	평균	중위수	t값	z값
DA	0.0912	0.0592	0.0636	0.0469	8.51***	7.03***
FE	0.0757	0.0559	0.0451	0.0330	12.19***	12.57***
CAR	0.0410	0.0270	0.0514	0.0321	-1.77	-2.77**
TA	0.0928	0.0600	0.0633	0.0451	9.07***	7.70***
LARGE	0.2350	0.1990	0.2365	0.2145	-0.25	-1.76*
OUT	0.2266	0.2222	0.2029	0.2000	4.04***	4.33***
SIZE	17.827	17.494	17.772	17.487	0.87	0.71
LIBR	0.1991	0.1321	0.1966	0.1346	0.33	-2.04**
MB	1.6785	1.5504	2.4605	1.9853	-4.63***	-7.23***
CFO	0.0560	0.0568	0.0596	0.0565	-0.87	0.33
VAR	0.9173	0.5354	0.8700	0.4090	2.89**	6.55***
RISK	0.6809	0.6800	0.6510	0.6200	1.81*	3.75***
ROA	0.0213	0.0349	0.0322	0.0347	-2.32**	-2.85**
PROA	0.0238	0.0312	0.0267	0.0305	-0.78	0.63
OWN	0.1783	0.0525	0.0624	0.0223	2.33**	1.97**
PPE	0.3546	0.3488	0.4050	0.3949	-7.22***	-6.94***
SALEG	0.2529	0.0658	0.1180	0.0565	2.53**	1.30
MARGIN	0.1969	0.1718	0.1881	0.1575	1.50	1.66
LEVE	0.2971	0.1737	0.1865	0.1345	4.69***	6.62***
OC	173.4	120.9	153.3	114.6	2.57**	3.41**

1) 변수에 대한 정의는 다음과 같다.

$|DA|$: 성과대응 수정Jones모형에 의한 재량적 발생의 절대값, $|FE|$: 식(2)를 이용하여 추정된 현금흐름 예측오차의 절대값, CAR : t년도 3월부터 t+1년 2월까지 규모조정 누적초과수익률, $|TA|$: t-1년도 총발생의 절대값/총자산, $LARGE$: 대주주 지분율(대주주의 보통주 주식 수/보통주 발행주식총수), OUT : 사외이사비율(사외이사 수/임원 수), $SIZE$: 보통주 시장가치의 자연로그 값, $LIBR$: 부채/총자산, MB : 시장가치/장부가치, CFO : 영업현금흐름/기초 총자산, VAR : 2000년부터 2006년까지 총자산순이익률의 표준편차, $RISK$: 시장모형에 의해 추정된 체계적 위험, ROA : t년도 총자산순이익률, $PROA$: t-1년도 총자산순이익률, OWN : 주주수의 자연로그 값 - 동일산업 주주수의 중앙치에 대한 자연로그 값, PPE : (유형자산 - 건설가계정)/총자산, $SALEG$: 매출액증가율, $MARGIN$: 매출총이익/매출액, $LEVE$: (고정부채 + 유동성장기부채)/총자산, OC : 영업주기, $[수취채권\ 평균/(매출액/360)] + [재고자산\ 평균/(매출원가/360)]$

2) 각 변수는 $\text{평균} \pm (3 * \text{표준편차})$ 에서 벗어나면 극단치로 간주하여 해당값으로 대체하였다.

3) 우측에서 t는 t검정의 통계치이고, z는 Wilcoxon Rank Sum Test의 통계치이다.

4) *, **, *** : 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

OWN 에 대한 가족기업과 비가족기업의 평균은 0.0624와 0.1783으로 비가족기업이 높았다. 이는 비가족기업의 주주수가 상대적으로 많다는 의미이기 때문에 가족기업의 특성을 고려할 때 예상되는 결과이다. PPE 의 경우 가족기업 평균은 0.405이고 비가족기업은 0.3546으로서 가족기업이 설비자산을 많이 보유하였다. $SALEG$ 의 경우 가족기업 평균은 0.118이고 비가족기업은 0.2529이며 그 차이에 대한 t값은 5%수준에서 유의하였다. $MARGIN$ 은 가족기업과 비가족기업의 평균이 각각 0.1881과 0.1969로 비가족기업이 높았지만 통계적으로 유의하지는 않았다. 차이가 없었던 $LIBR$ 와 달리 $LEVE$ 는 가족기업에서 낮게 나타나고 있어 가족기업은 장기부채보다는 단기부채의 조달비중이 높은 것으로 예상된다. OC 의 경우도 가족기업에서 낮게 나타났는데 이는 우수한 수익성을 창출하는 한 요인인 것으로 추정된다.⁷⁾

주요 변수의 상호관련성을 확인하고 후술되는 회귀분석에서의 다중공선성 문제를 진단하기 위해 상관분석을 실시하였다. 검증가설에 따라 표본에 차이가 있어 분석결과는 가설1 검증에 사용된 변수에 대해서만 제시하였다.

7) 주요 변수의 상호관련성을 확인하고 후술되는 회귀분석에서의 다중공선성 문제를 진단하기 위해 독립변수들 간의 상관분석을 실시하였다. 검증결과를 보면 $|TA|$ 와 ROA 의 상관계수가 0.623으로 가장 높게 나타나고 있는데 두 변수 모두 당기순이익에 의해 영향을 받기 때문인 것으로 추정된다. 그 외의 변수들 간의 상관관계 계수값은 그리 높지 않았다.

〈표 3〉 주요변수의 상관관계분석

	DA	TA	LARGE	OUT	SIZE	LIBR	MB	CFO	VAR	RISK	ROA	PROA
TA	0.046 (.015)											
LARGE	0.015 (.447)	0.078 (.000)										
OUT	-0.053 (.006)	-0.041 (.035)	0.005 (.802)									
SIZE	-0.140 (.000)	-0.002 (.924)	0.037 (.055)	0.349 (.000)								
LIBR	0.189 (.000)	-0.199 (.000)	-0.061 (.001)	-0.044 (.024)	-0.152 (.000)							
MB	-0.164 (.000)	0.234 (.000)	0.013 (.516)	-0.053 (.007)	-0.068 (.001)	-0.222 (.000)						
CFO	-0.210 (.000)	-0.381 (.000)	0.043 (.023)	0.053 (.006)	0.275 (.000)	-0.101 (.000)	-0.005 (.784)					
VAR	0.223 (.000)	-0.133 (.000)	-0.057 (.003)	-0.018 (.348)	-0.077 (.000)	0.123 (.000)	-0.285 (.000)	-0.171 (.000)				
RISK	-0.094 (.000)	-0.156 (.000)	-0.004 (.839)	0.159 (.000)	0.352 (.000)	-0.014 (.463)	-0.059 (.003)	0.062 (.002)	-0.035 (.071)			
ROA	0.044 (.021)	0.623 (.000)	0.097 (.000)	-0.002 (.911)	0.212 (.000)	-0.252 (.000)	0.291 (.000)	0.393 (.000)	-0.211 (.000)	-0.132 (.000)		
PROA	-0.118 (.000)	0.224 (.000)	0.077 (.000)	0.000 (.999)	0.227 (.000)	-0.351 (.000)	0.200 (.000)	0.177 (.000)	0.202 (.000)	-0.050 (.010)	0.423 (.000)	

1) 변수에 대한 정의는 다음과 같다.

|DA| : 성과대응 수정Jones모형에 의한 재량적 발생의 절대치, |TA| : t-1년도 총발생의 절대치/총자산, LARGE : 대주주 지분율(대주주의 보통주 주식 수/ 보통주 발행주식총수), OUT : 사외이사비율(사외이사 수/임원 수), SIZE : 보통주 시장가치의 자연로그 값, LIBR : 부채/총자산, MB : 시장가치/장부가치, CFO : 영업현금흐름/기초 총자산, VAR : 2000년부터 2006년까지 총자산순이익률의 표준편차, RISK : 시장모형에 의해 추정된 체계적 위험, ROA : t년도 총자산순이익률, PROA : t-1년도 총자산순이익률

2) 통계치는 피어슨 상관관계수 값이고, 괄호() 안의 숫자는 유의확률을 의미한다.

<표 3>에서 종속변수인 |DA|와 독립변수들과의 상관계수를 보면 |TA|는 0.046으로 양의 계수값을 보이면서 5% 수준에서 유의하였다. LARGE와의 상관계수는 0.015로서 양(+)의 값을 나타냈지만 유의수준이 낮게 나타났다. 이는 대주주 지분비율이 높을수록 경영자의 기회주의적 이익조정이 증가한다는 선행연구(박종일 2003)와는 차이를 보이는 결과이다. OUT과의 상관계수는 -0.053이고 통계적으로 유의하여 사외이사가 경영자의 재량적 회계선택을 통제하는 역할을 수행하는 것으로 나

타났다. *LIBR*의 경우 유의수준이 높은 양의 계수값(0.189)을 나타내고 있어 경영자의 이익조정행위와 밀접한 관련성이 있었다. 위험측정치인 *VAR*와 *RISK*의 상관계수는 0.223과 -0.094로서 유의수준이 높지만 계수부호가 반대이다. 동일한 수익성 변수임에도 *ROA*와 *PROA*의 상관계수가 0.044와 -0.118로 계수부호의 반대로 나타나고 있는데, 이는 경영자가 이익유연화를 위해 회계선택에 재량권을 행사한다는 반증이라 할 수 있다.

독립변수들 간의 상관관계 검증결과를 보면 $|TA|$ 와 *ROA*의 상관계수가 0.623으로 가장 높게 나타나고 있는데 두 변수 모두 당기순이익에 의해 영향을 받기 때문인 것으로 추정된다. *SIZE*와 *RISK*의 상관계수는 0.352로 비교적 높게 나타나고 있는데 시장가치가 큰 기업이 주가변동성에 미치는 영향이 크기 때문에 예상되는 결과이다. *SIZE*와 *OUT*의 상관계수도 0.349로 유의수준이 높은 양의 값을 보여주고 있는데 시장규모가 큰 기업은 감사위원회 설치 등의 강제규정이 존재하고 이해관계자의 압력이 높아지므로 이 또한 예상되는 결과이다.

2. 가설검증 결과

가. 가설 1에 대한 검증결과

모형(4)를 이용하여 가족기업의 재량적 발생의 절대값이 더 작을 것이라는 가설 1을 검증한 분석 결과는 <표 4>에 제시되었다. 실험변수인 *FAMILY*의 회귀계수는 -0.0154로 음(-)의 값을 가지면서 t 값이 1% 수준에서 유의하였다. 검증결과는 단일변량 회귀분석과 다중공선성을 통제한 회귀분석에서도 변화가 없었다.⁸⁾⁹⁾ 이는 비가족기업에 비해 가족기업의 경영자가 기회주의적 회계선택을 적게 실시한다는 것을 보여주기 때문에 가설 1이 채택되었다.

통제변수에 대한 검증결과는 다음과 같다. 전년도 총발생의 절대값($|TA|$)에 대한 회귀계수는 1%수준에서 유의한 음(-)의 값을 나타내고 있어 선행연구 결과와 동일하였다(최 관·전성일 2005; 강선민·황인태 2007). *LARGE*는 예상과 동일한 양(+)의 값을 보였지만 유의수준이 낮은 것으로 나타났다. 박종일(2003) 연구에서는 양의 계수값을 보이고 있지만 종속변수로 절대값이 아닌 발생액을 사용하고 있어 본 실증결과가 선행연구와 차이가 있다고 평가하기는 곤란하다. *OUT*의 경우 계수값이 -0.0207로서 5%수준에서 유의하게 나타나고 있어 사외이사가 경영자의 재량적 회계선택을 억제한다는 선행연구(김병호 2006)의 주장을 뒷받침하고 있다. *SIZE* 회귀계수는 예상과 달리 양(+)의 값을 보이면서

8) 가족기업의 개별효과를 분석하기 위해 재량적 발생의 절대값($|DA|$)을 종속변수로, *FAMILY*를 설명변수로 하는 단일변량 회귀분석을 실시하였다. *FAMILY* 계수는 -0.0276이고 t 값은 -8.54로서 1%수준에서 유의하여 다변량 검증결과와 동일하였고 모형의 설명력(R^2)은 0.0254로 전체설명력의 11.2%를 차지함으로써 *FAMILY*는 경영자의 회계선택에 영향을 미치는 중요한 기업특성으로 확인되었다.

9) 설명변수의 상관관계에 따른 다중공선성이 실증결과에 미치는 영향을 확인하기 위해 분산팽창계수(*VIF*)를 분석하였다. 개별 설명변수의 계수값은 2.0 미만이었지만 기업규모(*SIZE*)의 경우 6.1로 비교적 높게 나타나서 이를 제외하고 추가분석을 진행하였지만 개별변수의 계수부호와 유의수준은 차이가 없어 실증결과가 다중공선성에 의해 영향을 받지 않았다.

유의수준도 낮아서 이익조정과 관련이 없는 것으로 나타났다. *HERFIN*의 회귀계수 또한 예상과 달리 양(+)의 값을 보이면서 유의수준도 낮아서 미국기업 대상의 선행연구(Ali et al. 2007)와 동일하였다.

*LIBR*의 경우 회귀계수가 0.0493으로서 1%수준에서 유의한 양(+)의 값을 나타내고 있어 부채비율이 높을수록 부채계약이행을 위해 이익을 상향조정한다는 계약이론을 부분적으로 지지하였다. *MB*의 회귀계수는 유의수준이 높은 음(-)의 값을 보이고 있어 시장가치가 낮게 평가된 기업일수록 이익조정을 적극적으로 실시하는 것으로 나타났다. *LOSS*는 계수값이 0.0107이며 통계적으로 유의하였다. 이는 적자기업의 경우 당기순손실의 규모를 축소하기 위해 이익을 상향조정한다는 선행연구(Burgstahler and Dichev 1997; 송인만 외 2004)결과와 일치하는 증거이다. *CFO*의 회귀계수는 음(-)의 값을 나타내고 있으며 통계적 유의수준이 높게 나타나서 영업현금흐름이 많은 기업일수록 이익조정을 적게 실시하는 것으로 확인되었다. *VAR*의 회귀계수는 0.0019로서 유의수준이 높은 양(+)의 값을 보여주고 있어 이익변동성이 시장가치에 부정적 영향을 미쳐 경영자는 이익을 조정하려는 유인을 갖는다는 주장과 일치한다. 동일한 위험요소인 *RISK*는 1%수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 보이고 있어 다소 다른 결과를 나타내고 있다. *ROA*의 회귀계수는 0.1165로 유의한 양(+)의 값을 나타내고 있어 수익성이 나쁜 경우 보수적인 감사를 회피하기 위해 이익을 조정한다는 주장과 상반되었다. *PROA*는 1%수준에서 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 이 결과는 연도별로 안정된 이익보고를 위해 이익조정을 실시하고 있음을 보여주는 증거로 보여 진다.

〈표 4〉 이익조정 차이에 대한 검증 결과

$$\begin{aligned} \text{모형[4]} : |DA_{i,t}| = & \alpha_0 + \alpha_1 FAMIL Y_{i,t} + \alpha_2 |TA_{i,t-1}| + \alpha_3 LARGE_{i,t} + \alpha_4 OUT_{i,t} + \alpha_5 SIZE_{i,t} \\ & + \alpha_6 HERFIN_{i,t} + \alpha_7 LIBR_{i,t} + \alpha_8 MB_{i,t} + \alpha_9 LOSS_{i,t} + \alpha_{10} CFO_{i,t} + \alpha_{11} VAR_{i,t} \\ & + \alpha_{12} RISK_{i,t} + \alpha_{13} ROA_{i,t} + \alpha_{14} PROA_{i,t-1} + \alpha_j \sum_{j=1}^7 r_j YD_j + \alpha_l \sum_{l=1}^{17} k_l ID_l + \theta_{i,t} \end{aligned}$$

변수명	계수	t	변수명	계수	t
상수항	0.1157	5.76***	LOSS	0.0107	2.39**
FAMILY	-0.0154	-5.44***	CFO	-0.3806	-8.66***
TA	-0.3190	-7.83***	VAR	0.0019	7.93***
LARGE	0.0102	1.07	RISK	-0.0165	-4.35***
OUT	-0.0207	-2.08**	ROA	0.1165	7.38***
SIZE	0.0005	0.83	PROA	-0.1131	-6.09***
HERFIN	0.0100	1.48	YD	포함	
LIBR	0.0493	5.75***	ID	포함	
MB	-0.0021	-5.30***			
Adj. R ²	22.8%	F값	25.6	표본수	2,765

1) 변수에 대한 정의는 다음과 같다.

$|DA|$: 성과대응 수정 Jones모형으로 추정된 재량적 발생의 절대값, $FAMILY$: 가족기업이면 1, 그렇지 않으면 0, $|TA|$: $t-1$ 년도 총발생의 절대값/총자산, $LARGE$: 대주주 지분율(대주주의 보통주 주식 수/보통주 발행주식총수), OUT : 사외이사비율(사외이사 수/임원 수), $SIZE$: 보통주 시장가치의 자연로그값, $HERFIN$: 규제산업이면 1, 그렇지 않으면 0, $LIBR$: 부채/총자산, MB : 시장가치/장부가치, $LOSS$: 당기순손실이면 1, 그렇지 않으면 0, CFO : 영업현금흐름/기초 총자산, VAR : 2000년부터 2006년까지 총자산순이익률의 표준편차, $RISK$: 시장모형에 의해 추정된 체계적 위험, ROA : t 년도 당기순이익/총자산, $PROA$: $t-1$ 년도 당기순이익/총자산, YD : 연도 더미변수, ID : 산업 더미변수,

2) *, **, *** : 10%, 5%, 1% 수준에서 유의함을 나타낸다.

나. 가설 2에 대한 검증결과

모형(5)를 이용하여 회계정보의 미래현금흐름 예측력은 가족기업이 비가족기업보다 높을 것이라는 가설 2를 검증한 분석결과는 <표 5>에 제시하였다. 실험변수인 $FAMILY$ 의 계수는 -0.0135 로서 1%수준에서 유의한 음(-)의 값을 보임으로써 가족기업 회계정보의 미래 현금흐름예측오차가 적었다. 이는 미래현금흐름에 대한 회계정보의 예측력은 가족기업에서 높음을 의미하기 때문에 가설 2가 채택되었다.

<표 5> 현금흐름 예측능력 차이에 대한 검증 결과

$$\begin{aligned} \text{모형 [5]} : |FE_{i,t+1}| = & \beta_0 + \beta_1 FAMILY_{i,t} + \beta_2 |DA_{i,t}| + \beta_3 FAMILY_{i,t} * |DA_{i,t}| + \beta_4 LARGE_{i,t} \\ & + \beta_5 OUT_{i,t} + \beta_6 OWN_{i,t} + \beta_7 PPE_{i,t} + \beta_8 HERFIN_{i,t} + \beta_9 SALEG_{i,t} \\ & + \beta_{10} MARGIN_{i,t} + \beta_{11} LEVE_{i,t} + \beta_{12} OC_{i,t} + \beta_{13} SIZE_{i,t} + \beta_{14} ROA_{i,t} \\ & + \beta_{15} PROA_{i,t} + \gamma_j \sum_{j=1}^6 r_j YD_j + \gamma_l \sum_{l=1}^{17} k_l ID_l + \theta_{i,t} \end{aligned}$$

변수명	계수	t	변수명	계수	t
상수항	0.1344	6.04***	<i>SALEG</i>	0.0026	1.75*
<i>FAMILY</i>	-0.0135	-4.21***	<i>MARGIN</i>	-0.0241	-2.36**
$ DA $	0.1111	5.69***	<i>LEVE</i>	0.0153	6.13***
$FAMILY * DA $	-0.1137	-3.69***	<i>OC</i>	-0.0028	-1.33
<i>LARGE</i>	0.0159	1.89*	<i>SIZE</i>	-0.0025	-2.51**
<i>OUT</i>	-0.0007	-0.09	<i>ROA</i>	-0.0018	-0.76
<i>OWN</i>	0.0029	2.12**	<i>PROA</i>	-0.0035	-2.11**
<i>PPE</i>	-0.0214	-2.74**	<i>YD</i>	포함	
<i>HERFIN</i>	0.0025	0.42	<i>ID</i>	포함	
<i>Adj. R²</i>	14.9%	F값	12.9	표본수	2,355

1) 변수에 대한 정의는 다음과 같다.

$|FE|$: 식(2)를 이용하여 추정된 현금흐름예측오차의 절대값, $FAMILY$: 가족기업이면 1, 그렇지 않으면 0, $|DA|$: 성과대응 수정 Jones모형으로 추정된 재량적 발생의 절대값, $LARGE$: 대주주 지분율(대주주의 보통주 주식 수/ 보통주 발행주식총수, OUT : 사외이사비율(사외이사 수/임원 수), OWN : 주주수의 자연로그 값-동일산업 주주수의 중앙치에 대한 자연로그 값, PPE : (유형자산-건설가계정)/총자산, $HERFIN$: 규제산업이면 1, 그렇지 않으면 0, $SALEG$: 매출액증가율, $MARGIN$: 매출총이익/매출액, $LEVE$: (고정부채+유동성장기부채)/총자산, OC : 영업주기(=[수취채권 평균/(매출액/360)]+[재고자산 평균/(매출원가/360)]), $SIZE$: 보통주 시장가치의 자연로그 값, ROA : t년도 당기순이익/총자산, $PROA$: t-1년도 당기순이익/총자산, YD : 연도 더미변수, ID : 업종 더미변수

2) ***, ** : 1%, 5% 수준에서 유의함을 나타낸다.

3) 연구표본이 2,355개로 가설1에 사용한 표본(2,765)보다 줄어든 이유는 종속변수($|FE|$)가 t+1년도 자료가 사용되는 관계로 마지막 연도인 2006년도 표본이 제외되었기 때문이다.

재량적 발생의 절대값($|DA|$) 계수는 유의수준이 높은 양(+)의 값을 나타내고 있어 재량적 발생이 현금흐름예측에서 노이즈(noise)로 작용하였다. 가족기업과 재량적 발생 절대값의 결합변수($FAMILY * |DA|$)는 1%수준에서 유의한 음(-)의 계수값을 나타내었다. 이 결과는 재량적 발생의 노이즈 역할이 가족기업에서 낮다는 의미이기 때문에 가족기업의 회계정보는 재량적 발생의 영향을 반영해도 현금흐름 예측력이 높다는 증거이다.¹⁰⁾ 재량적 발생이 현금흐름 예측에서 노이즈로 작용하는 상황에서 가족기업의 재량적 회계선택이 상대적으로 적게 나타나고 있기 때문에 이러한 현상은 예상되는 결과이다. 기업의 지배구조 변수인 $LARGE$ 의 계수는 10%수준에서 유의한 양(+)의 값을 보이고 있고, OUT 은 예상과 동일한 음(-)의 값을 나타내고 있지만 유의수준이 낮아 현금흐름예측에 미치는 영향을 파악할 수가 없었다. OWN 의 경우 계수값이 0.0029로 유의수준이 높은 양(+)의 값을 보임에 따라 주주수가 많은 기업일수록 회계정보의 현금흐름예측력이 낮게 나타나고 있는데, 이는 지분분산이 잘 이루어진 기업의 경우 경영자의 재량적 이익조정에 대주주의 영향력이 커진다는 주장과 맥을 같이하고 있다. PPE 의 회귀계수는 5%수준에서 유의한 음(-)의 값을 보이고 있다. 이는 설비자산의 비율이 낮은 기업일수록 회계정보의 현금흐름예측력이 높아진다는 선행연구(Piotroski 2003) 결과와 일치한다. 또한 대부분 기회주의적 이익조정은 운전자산을 대상으로 이루어진다는 사실을 고려하면 충분히 예상되는 결과이다.

$HERFIN$ 의 회귀계수는 0.0025로서 예상과 동일한 양(+)의 값을 보였지만 유의수준이 낮아서 산업에 대한 규제정도가 재량적 발생액과 일정한 관련성이 없는 것으로 나타났으며, 이는 가설1의 검증을 위해 사용한 모형(4)의 분석결과와도 일치한다. $SALEG$ 의 회귀계수는 10% 유의수준에 양(+)의 값을 보이고 있어 매출액성장률이 높은 기업의 현금흐름예측력이 낮아지고 있는 것으로 나타났다. 이는 수정 Jones모형에서 재량적 발생은 매출액과 설비자산의 함수관계를 형성하기 때문에 다시 말해, 이익조정은 대부분 매출과 운전자산을 대상으로 이루어지고, 현금흐름 예측오차 추정에서 매출채권

10) 재량적 발생의 절대값($|DA|$)의 영향력을 반영한 경우 비가족기업 회계정보는 현금흐름예측오차($|FE|$)를 0.1111만큼 증가시키는데 비해 가족기업 회계정보는 -0.0026(=0.1111-0.1137)만큼 감소시키는 것으로 검증되었다. 또한 절편더미계수인 β_1 값도 음(-)의 값을 보임은 물론 통계적으로 유의함을 보여주었다.

의 증감 요인이 반영되어 나타나는 현상으로 추정된다. *MARGIN*의 경우 계수값이 -0.0241 로 나타나서 매출액총이익률이 높은 기업일수록 회계정보의 현금흐름 예측력이 높음을 보여주고 있다. 수익성이 나쁜 기업의 경영자는 장래보상에 대한 위험을 감소시키기 위해 기업고유위험을 감소시키는 방향으로 이익을 조정한다는 주장을 뒷받침하고 있다.

*LEVE*의 회귀계수는 예상과 달리 유의수준이 높은 양(+)의 값을 나타내고 있어 채권자지분이 높은 기업일수록 회계정보의 현금흐름예측력이 낮았다. 이 결과는 부채비율이 높은 경우 부채계약 위반가능성이 커지고 계약위반 시 부담하게 될 높은 이자를 회피하기 위해 이익조정을 실시하여 발생한 현상으로 추정된다. *OC*의 회귀계수는 -0.0028 로서 예상과 다른 음(-)의 계수값을 보이면서 유의수준도 낮게 나타나고 있어, 영업기간이 길어질수록 불확실성이 증가함에 따라 예측력이 낮아진다는 선행연구(Dechow and Dichev 2002)와 차이를 보이고 있다. *SIZE*는 음(-)의 계수값을 보이면서 유의수준도 높아서 기업규모가 큰 기업일수록 현금흐름예측력이 높은 것으로 나타났다. *PROA*는 음(-)의 계수값을 보이면서 유의수준도 높아서 경영자가 이익유연화를 이행한다는 주장을 뒷받침하였다.

다. 가설 3에 대한 검증결과

모형(6)을 이용하여 주가수익률에 대한 회계이익의 반응계수는 가족기업이 비가족기업보다 클 것이라는 가설 3을 검증한 분석결과는 <표 6>에 제시하였다. *EA*의 회귀계수는 0.0493 으로 유의수준이 높은 양(+)의 값을 보이고 있어 주식수익률은 회계이익과 할인율에 의해 결정된다는 Collins and Kothari(1989)의 주장을 지지하는 것으로 나타났다. 실험변수인 *EA*FAMILY*의 회귀계수는 0.0166 으로써 유의수준이 높은 양(+)의 값을 보여주고 있다. 회귀계수의 크기를 보면 가족기업의 경우 0.0659 ($0.0493+0.0166$)이고, 비가족기업은 0.0493 으로서 가족기업에서 상대적으로 크게 나타났다. 이는 가설 3을 지지하는 결과이다. 이 결과는 시장참여자들이 가족기업의 회계정보를 보다 긍정적으로 평가한다는 의미인 바, 회계정보의 유용성 관점에서 가설 2의 검증결과와 동일함을 보여준다. 재량적 발생이 회계이익과 주가수익률의 관계에 미치는 영향인 *EA*DA*의 회귀계수는 -0.0171 로서 5% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 보였다. 회계이익(*EA*)의 계수가 유의한 양(+)의 값을 보이고 있음에도 *EA*DA*의 회귀계수가 음의 값을 나타내고 있다. 이것은 외부투자자들이 재량적 발생을 경영자의 사적·우위적 정보로 인식(Subramanyam 1996)하기보다는 기회주의적 회계선택으로 평가하는 비중이 높음을 의미하기 때문에 재량적 발생이 현금흐름 예측에서 노이즈 역할을 한다는 검증결과와 맥을 같이하였다.

기업의 지배구조 변수인 *EA*LARGE* 회귀계수는 양(+)의 값을 보이면서 유의수준은 낮았다. 이 결과는 대주주지분율이 높은 기업은 경영자의 재량적 회계선택이 증가하게 되어 이익반응계수가 감소한다는 주장을 뒷받침하지 못하였다. *EA*OUT*은 유의수준은 높았지만 역시 계수부호가 예상과 반대인 음(-)으로 나타났다. 이는 투자자들은 기업의 지배구조에 관한 정보를 의사결정에 반영하는 정도가 낮음을 의미하는 결과이다. *EA*VAR*의 회귀계수는 유의수준이 높은 음(-)의 값을 보임에 따

라 투자자들이 회계이익의 변동성에 대해 부정적인 반응을 보인다는 선행연구(Ali et al. 2007)의 주장과 일치하였다. $EA*LIBR$ 의 경우 계수값이 -0.0893 이고 유의수준도 높아서 부채사용은 위험증가로 추가수익률에 부정적인 영향을 미치는 것으로 확인되었다. 또 다른 위험요소인 $EA*RISK$ 도 유의수준이 높은 음(-)의 계수값을 보이고 있어 선행연구와 동일하였다(고종권 2007).

〈표 6〉 추가반응계수 차이에 대한 검증 결과

$$\begin{aligned} \text{모형[6]: } CAR_{i,t} = & \gamma_0 + \gamma_1 EA_{i,t} + \gamma_2 EA_{i,t} * FAMILY_{i,t} + \gamma_3 EA_{i,t} * DA_{i,t} + \gamma_4 EA_{i,t} * LARGE_{i,t} \\ & + \gamma_5 EA_{i,t} * OUT_{i,t} + \gamma_6 EA_{i,t} * VAR_{i,t} + \gamma_7 EA_{i,t} * LIBR_{i,t} + \gamma_8 EA_{i,t} * MB_{i,t} \\ & + \gamma_9 EA_{i,t} * D_SIZE_{i,t} + \gamma_{10} EA_{i,t} * RISK_{i,t} + \gamma_{11} EA_{i,t} * ROA_{i,t} + \gamma_{12} EA_{i,t} * PROA_{i,t-1} \\ & + \gamma_j \sum_{j=1}^7 r_j EA_{i,t} * YD_j + \gamma_l \sum_{l=1}^{17} k_l EA_{i,t} * ID_l + \theta_{i,t} \end{aligned}$$

변수명	계수	t	변수명	계수	t
상수항	0.0454	3.80***	$EA*MB$	0.0061	4.33***
EA	0.0493	4.82***	$EA*D_SIZE$	0.0514	3.45***
$EA*FAMILY$	0.0166	2.36**	$EA*RISK$	-0.0095	-2.32**
$EA*DA$	-0.0171	-2.08**	$EA*ROA$	0.0306	1.75*
$EA*LARGE$	0.0218	0.99	$EA*PROA$	-0.1239	-3.77***
$EA*OUT$	-0.0634	-2.19**	$EA*YD$	포함	
$EA*VAR$	-0.0606	-2.47**	$EA*ID$	포함	
$EA*LIBR$	-0.0893	-5.91***			
$Adj. R^2$	13.8%	F값	13.0	표본수	2,629

1) 변수에 대한 정의는 다음과 같다.

CAR : t년도 3월부터 t+1년 2월까지 규모조정 누적초과수익률, EA : 주당순이익/기초 주가, $FAMILY$: 가족기업이면 1, 그렇지 않으면 0, DA : 성과대응 수정 Jones모형으로 추정된 재량적 발생액, VAR : 2000년부터 2006년까지 총자산순이익률의 표준편차, $LIBR$: 부채/총자산, MB : 시장가치/장부가치, D_SIZE : 보통주 시장가치가 중앙값보다 크면 1 아니면 0, $RISK$: 시장모형에 의해 추정된 체계적 위험, ROA : t년도 당기순이익/총자산, $PROA$: t-1년도 당기순이익/총자산, YD : 연도 더미변수, ID : 업종 더미변수
2) ***, **, * : 1%, 5%, 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

이익과 성장성의 상호변수인 $EA*MB$ 는 회귀계수가 유의수준이 높은 양(+)의 값을 나타내고 있어 선행연구(Collins and Kothari 1989)와 동일한 결과를 보였다. 기업규모 변수인 $EA*SIZE$ 는 양(+)의 계수값을 보이면서 유의수준도 높아서 투자자들은 기업규모를 투자결정에서 긍정적인 정보로 평가하였다. 수익성 변수인 $EA*ROA$ 는 양(+)의 계수값을 보이고 있지만 통계치가 10% 수준에서 유의하게 나타나고 있다. 예상과 달리 유의수준이 비교적 낮은 것은 관련정보가 수익성 지표로 사용되는 EA 와 희석되어 발생한 것으로 추정된다. 또 다른 수익성 변수인 $EA*PROA$ 는 회귀계수가 음(-)의 값을

보이면서 유의수준도 높게 나타났으며, 이는 가설2를 검증하기 위해 사용한 모형(5)를 이용한 분석 결과와 동일한 것이다.

V. 결 론

경영자는 소유와 경영의 분리가 심화될수록 재량적 발생을 통해 이익을 상향조정하려는 유인을 가진다. 그러나 최대주주는 경영자에 대한 효율적인 통제가 가능하게 되어 경영자는 소액주주의 부를 최대주주에게 이전시키는 방향으로 이익조정을 실시한다는 실증결과들이 제시되고 있다. 선행연구는 최대주주가 이익조정에 행사하는 영향력은 소유지분비율에 따라 기업간(기업내)에서 동일하다고 가정하고 있다. 그러나 가족기업의 경우 가족구성원이 기업경영에 직접 참여함에 따라 경영자의 직접감시가 가능하여 회계이익보다는 경영활동을 기반으로 경영자에 대한 보상을 실시한다. 따라서 경영자는 자리보전이나 인센티브를 받기 위한 이익조정 유인이 축소되기 때문에 최대주주와의 대리인 문제가 낮아진다. 또한 기업자산과 가족구성원 재산이 밀접한 관계를 갖는 특성상 사적이익 추구행위가 시장에 알려져 주가가 하락하면 가족재산에 막대한 손실이 발생하기 때문에 비가족기업에 비해 가족기업은 회계정보를 올바르게 공시하려는 유인이 높다. 반대로 가족구성원은 경영자에게 막강한 영향력을 행사할 수 있어 불공정거래를 통한 사적이익을 추구하게 되어 경영자와 소액주주사이의 대리인 문제는 상대적으로 높아진다. 이에 본 연구는 가족기업과 비가족기업간 이익조정 수준이 다르고, 그에 따라 회계정보의 유용성에 차이가 있는지를 실증적으로 검증하였다.

실증분석 결과 다음과 같은 증거를 발견하였다. 첫째, 재량적 발생의 경우 t검정과 회귀분석 모두 비가족기업에서 높게 나타나서 가족기업 경영자가 회계선택에 재량권을 적게 행사한다는 사실을 확인하였다. 둘째, 회계정보의 현금흐름 예측오차 역시 비가족기업에 비해 가족기업이 낮았고 회귀분석에서도 가족기업은 예측오차와 음의 계수값을 나타내어 회계정보의 미래 현금흐름 예측력은 가족기업에서 높게 나타났다. 셋째, 초과수익률을 종속변수로 사용한 회귀분석에서 회계이익의 주가반응계수는 비가족기업보다 가족기업에서 크게 나타나서 시장참여자들이 가족기업의 회계정보를 긍정적으로 평가하고 있었다. 또한 재량적 발생이 경영자의 사적·우위적 정보를 전달하는 반면에 경영자의 기회주의적 회계선택행위로 이용된다는 주장이 양립하고 있는 상황에서 본 연구는 후자의 주장이 지지되는 것을 확인하였다.

본 연구결과는 다음과 같은 측면에서 실무적인 시사점을 가진다. 첫째, 기업들의 이익조정에 관한 선행연구는 대리이론에 기초하여 최대주주 또는 대주주 지분율만을 설명변수로 채택하고 있어 가족기업의 특성을 반영하지 못하고 있다. 본 연구결과는 이익조정 연구에서 가족기업 특성을 반영해야 하는 근거자료를 제시하였다. 둘째, 신용평가기관과 금융기관에게는 신용평가에서 가족기업의 특성을 반영함으로써 좀 더 효과적인 신용평가업무에 대한 수행이 가능함을 보여주었다. 셋째, 실증결과에서 가족기업 회계정보는 미래현금흐름에 대해 높은 예측력과 높은 주가반응계수를 보이고

있다. 이는 자본시장에서 투자자들이 가족기업의 특성을 고려해 의사결정을 수행한다는 증거이다. 마지막으로 사회구성원이 가족기업 회계정보에 대해 부정적 인식을 갖고 있는 상황에서 그들에게 가족기업에 대한 인식을 새롭게 하는 계기를 제공할 것으로 기대된다.

이러한 공헌에도 불구하고 다른 실증연구와 마찬가지로 본 연구도 다음과 같은 한계점을 가진다. 첫째, 자료수집의 한계로 가족기업 정의에 사용되는 가족의 경영참여 인원과 가족구성원의 지분비율은 2006년 기준자료를 다른 연구기간에도 동일하게 적용하였다. 물론 가족기업의 경우 경영진의 교체와 지분구조의 변동성이 낮다고 알려지고 있지만 연도에 따라 가족기업에 대한 분류가 달라 질 수 있는 가능성을 배제할 수 없다. 둘째, 표본기업을 상장기업 중에서 제조업을 영위하는 기업으로 제한하였기 때문에 연구표본에서 제외된 건설업과 서비스업 등을 영위하는 기업에 본 연구결과를 적용하는 데는 한계가 있다. 따라서 본 연구결과가 대표성을 갖기 위해서는 제시된 한계점을 극복하는 후속연구가 진행되어야 할 것이다.

참고문헌

- 강선민 · 황인태. 2007. “외부감사가 비상장기업의 재량적 발생액에 미치는 영향”. 회계학연구 제32권 제2호 : 21 - 59.
- 고종권. 2007. “세금과 자본구조가 이익 - 수익률 관계에 미치는 영향”. 회계학연구 제32권 제1호 : 1 - 31.
- 김병호. 2006. “우리나라 기업에서 이사회 구성이 이익조정에 미치는 영향에 관한 실증적 연구 : 이익의 상향과 하향 조정 유인의 경우를 중심으로”. 회계학연구 제31권 제1호 : 1 - 32.
- 김지홍 · 고윤성. 2006. “외환위기 이후 부채비율의 감소와 이익조정행위에 관한 연구”. 회계저널 제15권 제2호 : 119 - 144.
- 남영호. 2002. “가족기업의 경영특성에 관한 연구 : 귀금속 · 보석산업을 중심으로”. 중소기업연구 제24권 제4호 : 201 - 224.
- 남영호 · 문성주. 2007. “가족기업의 성과에 관한 연구 : 코스닥 등록기업을 중심으로”. 중소기업연구 제29권 제1호 : 21 - 48.
- 박종일. 2003. “기업지배구조와 이익조정 : 최대주주 지분율을 중심으로”. 회계학연구 제28권 제2호 : 135 - 172.
- 송인만 · 박원선 · 백현섭. 2004. “적자보고를 회피하기 위한 이익조정”. 회계저널 제13권 제2호 : 29 - 51.
- 송인만 · 최 관. 1992. “회계변경의 이익유연화 현상과 주가반응”. 회계학연구 제14권 : 221 - 246.
- 심한택. 2005. “해외상장기업의 회계정보 신뢰성”. 회계학연구 제30권 특별호 제1호 : 27 - 57.
- 윤순식. 1998. “영업현금흐름에 따른 이익관리 현상에 대한 연구”. 회계학연구 제23권 제1호 : 107 - 126.
- 최 관 · 전성일. 2005. “외환위기와 보수적 회계처리”. 회계학연구 제30권 제3호 : 215 - 242.
- 최성규. 1994. “이익반응계수와 경영자 유인”. 경영학연구 제23권 : 127 - 159.
- 최성규 · 김경민. 2001. “소유와 경영의 분리와 경영자의 이익조절”. 회계학연구 제26권 제1호 : 153 - 175.
- 최종서. 1998. “재량적 발생조정이 이익구성요소의 정보효과에 미치는 영향”. 회계학연구 제23권 제4호 : 81 - 115.
- Ali, A., T. Y. Chen, Radhakrishnan, S. 2007. Corporate disclosures by family firms. *Journal of Accounting and Economics* 44 : 238 - 286.
- Anderson, R. C. and D. Reeb. 2003. Founding family ownership and Firm performance : Evidence from the S&P 500. *Journal of Finance* 58(3) : 1301 - 1328.
- Astrachan, J. H., S. B. Klein, K. X. Smyrnios. 2002. The F-PEC scale of family influence : A proposal for solving the family business definition problem. *Family Business Review* 15(1) : 45 - 58.
- Atiase, R. 1985. Predisclosure Information, Firm Capitalization, and Security Price Behavior around Earnings Announcements. *Journal of Accounting Research* 23 : 21 - 36.
- Barth, M., Cram, D., Nelson, K. 2001. Accruals and the prediction of future cash flows. *The Accounting Review* 76 : 27 - 58.

- Beasley, M. 1996. An empirical Analysis of the relation between the board of director composition and financial statement fraud. *The Accounting Review* 71 : 443 – 465.
- Burgstahler, D. and I. Dichev. 1997. Earnings Management to Avoid Earnings Decrease and Losses. *Journal of Accounting and Economics* 24 : 99 – 126.
- Choi S. K. and G. Salamon. 1995. External Reporting and Capital Asset Prices. *Advances in Quantitative Analysis of Finance and Accounting* 3 : 85 – 110.
- Cohen, D. 2004. Quality of financial reporting choice : determinants and economic consequences. *working paper*. University of Southern California.
- Collins, D.W. and S.P. Kothari. 1989. An analysis of inter – temporal and cross – sectional determinants of earnings response coefficients. *Journal of Accounting and Economics* 11 : 143 – 181.
- Collins, D. W., and L. DeAngelo. 1990. Accounting Information and Corporate Governance : Market and Analyst Reaction to Earnings of Firms engaged in Proxy Contents. *Journal of Accounting and Economics* 13 : 213 – 247.
- Dechow, P. and Dichev. 2002. The Quality of Accruals and Earnings : The Role of Accruals Estimation Errors. *The Accounting Review* 77(Supplement) : 35 – 39.
- Dechow, P., Kothari, and S. P., Watts, R. 1998. The relation between earnings and cash flows. *Journal of Accounting and Economics* 25 : 133 – 168.
- Dechow, P., Sloan, R. and Sweeney, A. 1995. Detecting earnings management. *The Accounting Review* 70 : 193 – 225.
- DeFond, M. and K. R. Subramanyam. 1998. Auditor changes and Discretionary Accruals. *Journal of Accounting and Economics* 25(February) : 35 – 68.
- DeFond, M., and J. Jiambalvo. 1994. Debt Covenant Violation and Manipulation of Accruals. *Journal of Accounting and Economics* 17 : 145 – 176.
- Dhaliwal, Dan S., Gerald Salamon and E. Dan Smith. 1982. The Effect Of Owner Versus Management Control On The Choice Of Accounting Methods. *Journal of Accounting and Economics* v4(1) : 41 – 53.
- Fama, E. F. and Jensen, M. C. 1983, Separation of ownership and control. *Journal of Law and Economics* 26 : 301 – 325.
- Gaver, J., L. Gaver and J. Justin. 1995. Additional Evidence on the Association Between Income Management and Earnings – Based Bonus Plans. *Journal of Accounting and Economics*(January) : 3 – 28.
- Hayes, R. and R. Lundholm. 1996. Segment Reporting to the Capital Market in the Presence of a Competitor. *Journal of Accounting Research* 34 : 261 – 279.
- Healy, P. M., K. G. Palepu. 1993. The effect of Firm's Financial Disclosure Strategies on Stock Prices. *Accounting Horizons* 7 : 1 – 11.
- Healy, P. M., K. G. Palepu. 2001. Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets : a review of the empirical disclosure literature. *Journal of Accounting and Economics* 31 : 405 – 440.
- Jones, J. 1991. Earnings management during import relief investigation. *Journal of Accounting Research* 29 : 193 – 228.

- Kormendi, R. and R. Lipe. 1987. Earnings innovations, earnings persistence and stock returns. *Journal of Business* 60 : 323 – 345.
- Kothari, S., Sabino, J. and Zach, T. 2005. Implications of survival and data trimming for tests of market efficiency. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 129 – 161.
- Leftwich, R. W., R. L. Watt, and J. L. Zimmerman. 1981. Voluntary Corporate Disclosure : The Case if Interim Reporting. *Journal of Accounting Research* 18 : 50 – 77.
- McNicholes, M., and G. P. Wilson. 1988. Evidence of Earnings Management from the Provision for Bad Debt. *Journal of Accounting Research* 26 : 1 – 31.
- Modigliani, F. and M. Miller. 1958. The cost of capital, corporation finance, and the theory of investment. *American Economic Review* 48 : 261 – 297.
- Moses, O. Douglas. 1987. Income Smoothing And Incentives : Empirical Tests Using Accounting Changes. *The Accounting Review* v62(2) : 358 – 377.
- Piotroski, J. 2003. Segment Reporting Fineness and the Precision of Investors Beliefs. *working paper*. University of Chicago.
- Reinganum, M. 1981. Misspecification of Capital Asset Pricing : Empirical Anomalies Based on Earnings Yields and Market Values. *Journal of Financial Economics*(Sept) : 19 – 46.
- Subramanyam, K. R. 1996. The Pricing of Discretionary Accruals. *Journal of Accounting and Economics* 22 : 249 – 281.
- Teoh, S. H., I. Welch, and T. J. Wong. 1998. Earnings Management and the Post – Issued Performance of Seasoned Equity Offerings. *Journal of Financial Economics* 50 : 63 – 99.
- Watts, R. and J. Zimmerman, 1986, *Positive Accounting Theory* : Englewood Cliffs, N. J. Prentice – Hall.
- Westhead, P. and M. Cowling. 1998. Family firm research : the need for a methodological rethink. *Entrepreneurship Theory and Practice*. Fall

Comparing the Usefulness of Accounting Information and the Difference of Earnings Management by Family Firms and Non-Family Firms

Sang Gyoo Shim* · Chang Soo Kim** · Young Pin Huh***

〈Abstract〉

This study is to test the difference of discretionary accruals between family and non-family firms and then compare the usefulness of accounting information of those two types of firms, measured by the ability of earning components to predict future cash flow and earnings response coefficient to abnormal returns after controlling the effect of discretionary accruals. The results of this study can be summarized as follows : First, a degree of income management measured by absolute value of discretionary accruals for family firms are significantly lower than those for non-family firms.

This implies that compared to non-family firms, family firms moderately manage accounting income upward or downward. Second, forecasting error of earning components in predicting future cash flow is significantly lower for family firms. This result is consistent with the notion that earnings of family firms are likely to be of higher quality than those of non-family firms. Third, earnings response coefficient to abnormal returns for family firms is significantly higher than that of non-family firms. These results verify that investors more positively value accounting information of family firms relatively to non-family firms to their investment decision making.

Findings of this study suggest important practical implications on corporate disclosure to investors and corporate managers. First, prior studies on income management of firms do not consider characteristics of family firms on their studies as a independent variable, but they only use shares of controlling shareholder and/or major shareholder. Thus this study provides a significant evidence that research on income management should reflect characteristics of family firms because there exists the difference in quality of disclosures between those two types of firms. Second, this study also provides an evidence that if financial and credit rating institutions reflect the difference

* Research Fellow, IBK Economic Research Institute

** Professor, School of Business, Chung-Ang University of Korea

*** Professor, School of Business, Chung-Ang University of Korea

of accounting information between family and non-family firms in rating firms' credit grade, they will project firm's credit ratings more accurately. Third, empirical evidence of this study shows that accounting information of family firms is more useful to predict future cash flow and to forecast earnings response coefficient to abnormal returns.

This evidence suggests that investors in stock market consider characteristics of family firms and non-family firms in their investment decision making. Finally, on the circumstance that various interest groups in Korean society have a negative insight on accounting information of family firms, findings of this study help them to have a new insight for family firms by showing that accounting information of family firms is higher quality than one of non-family.

<Key words> family firm, discretionary accruals, cash flow forecasting error, earnings response coefficient