

가결산 공시 및 정정이 재량적발생액과 주가수익률의 상관관계에 미치는 영향*

양준선(제1저자)
서강대학교 경영전문대학원 부교수
(jyang@sogang.ac.kr)

김기범(교신저자)
서강대학교 경영전문대학원 박사과정
(kim25@sogang.ac.kr)

가결산공시와 관련한 선행연구들은 주로 시장메커니즘에 의해 가결산이익의 과대공시가 제재를 받는지에 초점을 맞추어 연구를 수행하였다. 본 연구는 가결산공시 및 정정이 보고이익의 질에 대한 투자자 신뢰에 영향을 미쳐 이익과 주가간 상관관계에 영향을 미치는지 그리고 가결산공시 및 정정기업 경영자의 재량적 선택행위를 투자자들이 부정적으로 평가하는 지 여부를 재량적 발생액과 주가수익률의 상관관계를 통해 살펴보았다. 본 연구의 실증분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 재량적 발생액과 주가수익률의 상관관계는 가결산공시기업이 가결산미공시기업에 비해 보다 낮았다. 둘째, 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계는 가결산정정기업(또는 큰 폭의 가결산정정기업)이 미정정기업(또는 작은 폭의 가결산정정기업)에 비해 보다 낮았다. 셋째, 가결산정정에 대한 투자자반응의 방향성은 분명하지 않으나 가결산정정의 크기가 클 경우, 투자자들은 이를 긍정적으로 평가하여 주가에 반영하였다. 마지막으로 가결산정정기업의 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계는 높은 감사품질여부에 따라 유의한 차이가 발생하지 않았다. 가결산 이익의 과대공시에 대한 규제당국의 명시적인 제재장치가 없는 현 상황에서, 시장메커니즘에 의해 가결산과과대공시에 대해 불이익이 주어지고 있음이 확인되었다. 한편, 가결산 과대공시가 정정되어도 투자자들은 가결산정정기업의 보고이익에 대해 여전히 낮은 신뢰성을 부여하고 있음은 경영자에게 시사하는 바가 클 것이다. 궁극적으로 가결산 공시가 보다 유용한 정보가 되기 위해서는 가결산 과대공시에 대한 감독당국의 제도적 장치의 보완이 반드시 고려되어야 할 것으로 보인다.

주제어: 가결산공시, 가결산정정, 재량적 발생액

1. 서론

우리나라는 2000년 10월에 정보비대칭 문제를 완화하기 위해 공정공시제도를 도입하였는데, 여기에는 가결산공시제도가 포함되어 있다. 가결산공시제도에 따르면 상장법인은 특정요건이 충족될 경우, 감사 전 가결산재무정보라 하더라도 이를 외부

의 정보이용자에게 즉시 공시해야 한다.¹⁾ 외부감사를 위해 회사가 재무제표를 감사인에게 제출한 이후에는 재무정보가 특정집단 즉, 내부관계자나 특정 애널리스트들에게 유출될 가능성이 있기 때문에 (송인만과 박연희 2006), 공정공시 차원에서 재무제표공표일 이전이라도 중요 재무정보는 공시되어야 할 것이다. 이에 가결산공시제도는 감사된 재무제표에 비해 신뢰성이 떨어지는 가결산재무정보를

논문접수일: 2011. 9 게재확정일: 2012. 1

* 이 연구는 2011년도 서강대학교 교내연구비 지원에 의한 연구임.

세심한 심사의견으로 논문의 질을 높여주시는 익명의 심사위원님께 감사의 말씀 드립니다.

1) 본 연구의 연구대상 관점에서 '가결산 시점에서 매출액, 영업손익, 당기순손익이 최근 사업연도 대비 30% 이상(단, 대규모 법인의 경우 매출액 15% 이상)의 증감사실 또는 결정이 있는 경우' 가결산손익을 공시해야 한다. 한편, 가결산손익은 이사회 직후 또는 최소한 주주총회일 2주전까지 금융감독원과 증권거래소의 전자공시시스템을 통하여 신고(공시)해야 한다.

즉시 공시할 것을 요구하고 있다.

정보의 적시성(timeliness)을 제고하기 위해 도입된 가결산공시제도 하에서 상당수의 기업들은 가결산이익을 과대공시하지만(전영순과 손준희 2003; 손성규와 이은철 2005),²⁾ 이들 기업을 규제하기 위한 감독당국의 규제장치는 현재까지 전무한 실정이다(여은정 2010). 이에 따라 선행연구들은 주로 시장메커니즘에 의해 가결산이익의 과대공시가 제재를 받는지에 초점을 맞추어 연구를 수행하였다(손성규 1997b; 전영순과 손준희 2005; 손성규와 이은철 2005; 송인만과 박연희 2006; 여은정 2010). 그런데 시장메커니즘이 작동하여 가결산과 대공시를 제재하는지 여부도 중요하지만, 가결산과 대공시의 정정(이하 '가결산정정'³⁾)이 가결산과 대공시기업의 보고이익의 질(earnings quality)에 대한 투자자들의 신뢰에 영향을 미쳐 주가가 영향을 받는지 여부도 의미 있는 연구주제가 될 수 있을 것이다.

발생주의에 의한 보고이익은 현금흐름, 비재량적 발생액 및 재량적 발생액으로 구분되는바, 현금흐름은 경영자의 주관적 동기에 의해 조정이 어렵고, 대안적 회계처리방법이나 추정의 차이 등에 의해서 영향을 받지 않는다. 비재량적 발생액 또한 현금흐름과 마찬가지로 경영자의 조작 또는 관리가 개입될 여지가 적다. 그러나 재량적 발생액에는 원가배분, 자산평가 및 인위적인 발생과 이연 등에 의해 경영자의 자의적 요소가 개입될 여지가 크다. 재량적 발생액이 경영자의 사적정보를 시장에 전달(signaling)하는 수단으로 이용될 경우 이익의 정

보효과는 향상되나(Watts and Zimmerman, 1986; Holthausen, 1990; Healy and Palepu, 1993), 경영자의 기회주의적 이익을 추구하기 위해 이용될 경우 이익의 정보효과는 감소된다(Watts and Zimmerman, 1986; Healy and Palepu, 1993). 경영자는 기회주의적 목적달성을 위해서든 또는 사적정보를 전달하기 위해서든 재량적 발생액을 이용하는데, 문제는 외부의 투자자들은 이러한 재량적 발생액의 속성을 결정하는 경영자의 선택유인을 직접적으로 관찰하기 어렵다는 점이다. 따라서 투자자들은 보고된 회계정보의 질적요소를 통해 경영자의 재량적 회계선택행위가 기회주의적인지, 아니면 사적정보를 전달하는 신호행위인지를 추론할 수 밖에 없다(최성규와 김경민 2001).

본 연구는 가결산공시 및 정정이 보고이익의 질에 대한 투자자 신뢰에 영향을 미쳐 이익과 주가간 상관관계(association)에 영향을 미치는지 그리고 가결산공시 및 정정기업 경영자의 재량적 선택행위를 투자자들이 부정적으로 평가하는지 여부를 재량적 발생액과 주가수익률의 상관관계를 통해 고찰해 보고자 한다.

본 연구의 주요분석과정은 다음과 같다. 먼저, 재량적 발생액과 주가수익률의 상관관계가 가결산공시 여부에 따라 차이를 보이는지 고찰해 본다. 둘째, 가결산공시기업을 가결산정정기업과 가결산미정정기업으로 분류한 뒤 가결산정정 및 가결산정정 크기(size)와 주가수익률간 상관관계를 살펴보고, 재량적 발생액과 주가수익률의 상관관계가 가결산정정 여부 및 가결산정정 크기(size)에 의해

2) 손성규와 이은철(2005)은 가결산손익을 공시한 상장기업 중 확정이익에 비해 5%(10%)이상 과대한 가결산이익을 공시한 기업은 29%(22%)이고, 이 중 73%(75%)는 이익이 감소되는 방향으로 수정되었다고 보고하였다.

3) 본 연구에서는 가결산정정 여부를 손성규와 이은철(2008)의 기준에 의하였다. 즉, 가결산이익이 확정이익을 기준으로 10% 이상의 조정을 보였을 경우 '가결산정정'으로 구분하였다. 손성규와 이은철(2008)은 본 연구에서 정의한 '가결산정정'을 '감사인과 경영자간의 견불일치'로 정의하였다.

유의한 영향을 받는지를 살펴본다. 마지막으로 가결산정정기업의 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계가, 높은 품질의 감사인 여부에 따라 유의한 차이를 보이는지를 살펴보기로 한다.

본 연구의 실증분석결과는 다음과 같다. 첫째, 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계는 가결산공시기업이 가결산미공시기업에 비해 유의한 수준에서 낮았다. 이러한 연구결과는 가결산공시의 과대공시경향이 투자자들에게 부정적 영향을 미쳐, 투자자들이 가결산공시기업의 재량적 발생액의 이익정보력을 보다 낮게 평가하였기 때문으로 해석된다. 둘째, 가결산정정과 주가수익률은 비유의한 양(+)의 상관관계를, 그러나 가결산정정크기와 주가수익률은 유의한 양(+)의 상관관계를 보였다. 전자의 연구결과는 가결산정정에 대한 투자자반응의 방향성을 명확히 제시하지 못하고 있는데, 이는 경영자의 사적편익 등을 추구하기 위한 재량적 선택행위에 대한 부정적 평가와 외부감사인에 의해 이러한 시도가 제한되었다는 긍정적 평가가 혼재된 결과로 해석된다. 한편, 후자의 연구결과는 경영자가 기회주의적 목적달성을 위해 재량적 선택행위를 시도하였으나 외부감사인이 이를 제한하여 가결산정정이 크게 나타날 경우, 투자자들은 이를 긍정적 신호로 해석하여 주가에 반영하고 있음을 알 수 있다.

재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계는 가결산정정기업이 가결산미정정기업에 비해 유의한 수준에서 보다 낮았다. 이러한 연구결과는 투자자들이 가결산정정기업의 보고이익의 질을 그렇지 않은 기업의 보고이익의 질 보다 낮게 평가하여 주가에 할인반영하고 있으며, 가결산정정기업의 재량적 발생액을 경영자의 사적정보 전달이 아닌 기회주의적 목적달성을 위한 재량적 선택의 결과로 투자자들이 받아들이고 있음을 시사한다. 마지막으로 재량적

발생액과 주가수익률의 상관관계는 고품질의 감사인을 추가로 고려할 경우, 비유의한 수준에서 감소하는 것으로 나타났다.

본 논문의 이후 구성은 다음과 같다. 제2장에서는 관련 선행연구를 살펴본 뒤 가설을 설정한다. 제3장에서는 표본선정 및 연구방법 설계에 대해 기술하고, 제4장에서는 실증분석결과를 제시하였다. 마지막으로 제5장에서는 본 논문의 결론과 한계점을 기술하였다.

II. 선행연구의 검토 및 가설의 설정

2.1 선행연구의 검토

2.1.1 가결산 공시 및 정정공시에 대한 주가반응과 관련한 선행연구

기업들은 평균적으로 가결산공시 시 과대보고하는 경향이 있으며(전영순과 손준희 2005; 손성규와 이은철 2005), 가결산공시가 과대공시임이 밝혀질 경우 투자자들은 음(-)의 주가반응을 보인다(전영순과 손준희 2005; 손성규와 이은철 2005; 송인만과 박연희 2008; 여은정 2010). 특히, 송인만과 박연희(2006) 연구는 가결산 과대공시가 밝혀지는 시점에 투자자들은 패널티를 부여하며, 이로 인해 주가는 추가할인(additional discount)된다고 보고하였다.

가결산 이익이 외부감사에 의해 과대공시된 것이 확인될 경우, 기업은 정정공시를 할 수 있다. 그러나 이러한 정정공시는 규제당국의 권고사항에 불과하다(여은정 2010). 만약 경영자가 가결산공시 시

점에 확정이익과 다를 수 있다는 단서조항(Safe Harbor 조항)을 첨부할 경우, 경영자는 가결산과 대공시에 대한 책임이 면제된다. 결론적으로 경영자의 가결산과 대공시를 규제할만한 뚜렷한 견제 장치가 현재로서는 전무한 셈이다(전영순과 손준희 2005; 손성규와 이은철 2005; 송인만과 박연희 2008; 여은정 2010). 이러한 상황에서 시장매커니즘에 의해 경영자의 의도적 또는 비의도적 가결산과 대공시가 제재를 받는지 여부를 확인하는 것은 의미있는 검증이 될 것이다. 따라서 가결산 공시에 대한 주가반응은 주로 가결산과 대공시에 대해 시장이 어떠한 반응을 보이는지에 초점이 맞추어져 있다.

한편, 가결산 공시는 우리나라 특유의 제도로서, 외국의 선행연구는 주로 확정된 재무제표의 정정공시에 대한 주가반응을 고찰하였다(Anderson et. al 2002; Palmrose et. al 2004). 여은정(2010)은 가결산공시의 정정시점에 대한 주가반응을 관찰함으로써, 정정공시가 정보환경에 따라 어떠한 반응의 차이가 있는지 그리고 정정공시기업과 정정생략기업간 확정이익 공시시점의 주가반응에 유의적 차이가 있는지를 검증하였다.

2.1.2 재량적 발생액에 대한 주가반응과 관련한 선행연구

보고이익의 구성요소 중 재량적 발생액을 이용하여 경영자들은 사적효익을 추구하거나(Watts and Zimmerman 1986; Healy and Palepu 1993),

시장에 사적인 정보를 전달(signaling)한다(Watts and Zimmerman 1986; Holthausen 1990; Healy and Palepu 1993). 전자의 경우 재량적 발생액은 경영자의 기회주의적 유인에 따라 이익조작의 수단이 되나, 후자의 경우 재량적 발생액은 보고이익을 진정한 이익(economic income)에 근접하게 하는 촉매의 역할을 수행한다. 지속성(persistence)이란 미래 기간에 현재와 같은 현상이 다시 발생하는 정도를 나타내는데, 재량적 발생액은 경영자의 주관에 반영되며 영속적인 동일기준이 적용되지 않으므로 시계열지속성이 떨어지며, 이에 따라 보고이익의 구성요소 중 재량적 발생액의 지속성(persistence)이 가장 작다. (Subramanyam 1996). 효율적 시장의 투자자들은 이러한 차이를 주가에 반영할 것이며, 이에 따라 보고이익의 구성항목 중 재량적 발생액이 주가와 가장 낮은 상관관계를 갖는다(Subramanyam 1996). 그러나 Sloan (1996)은 투자자들이 보고이익의 구성항목을 구별하지 못하며, 단순히 보고이익의 크기에만 기계적으로 반응하는 소위 기능적 고착(functional fixation) 현상⁴⁾을 확인하였다.

재량적 발생액을 이용하여 경영자들은 사적효익을 추구하거나, 시장에 사적인 정보를 전달(signaling)하는 수단으로 활용한다. 전자의 경우 재량적 발생액은 경영자의 기회주의적 유인에 따라 이익조작(earning manipulation)의 수단이 된다. 그러나 후자의 경우 재량적 발생액은 보고이익을 진정한 이익(economic income)에 근접하게 하는 촉매로서의 역할을 수행하여, 이익정보의 유용성은 향상

4) 시장이상현상(Market anomaly)의 일종으로 발생액 이상현상(accrual anomaly)으로도 불리운다. 보고이익의 구성요소 중 특히 발생액의 특성이 주가에 충분히 반영되지 않는데 원인이 있으며, Sloan(1996)에 의해 최초로 보고되었다. 결국, 투자자들이 accruals에 포함된 정보를 이해하지 못함에 따라 발생액의 특성은 미래주가를 부풀린다. 즉, 발생액의 수준이 클수록(작을수록) 시장은 발생액을 더욱 과대(과소)평가한다. 따라서 만약 투자자가 발생액의 수준이 낮은 기업의 주식을 보유하고(long position), 발생액의 수준이 높은 기업의 주식을 미리매각(short position)하면 초과수익률을 올릴 수 있을 것이다.

된다(Watts and Zimmerman 1986; Holthausen 1990; Healy and Palepu 1993). 경영자는 기회주의적 목적달성을 위해서든 또는 사적정보를 전달하기 위해서든 재량적 발생액을 이용하며, 이로 인해 보고이익의 정보효과를 검증하는 선행연구의 대부분이 재량적 발생액에 초점을 맞추어 연구를 수행하였다. 즉, Defond et al.(2001)은 일시적 이익조정을 위한 재량적 발생액의 증가는 전체기간 이익에는 영향이 없기에 일시적 재량적 발생액은 주가와 음(-)의 관계를 갖는다고 보고하였다. Feltham (2000)은 경영자가 기회주의적 목적달성을 위해 재량적 발생액을 이용하여 노이즈(noise)가 발생할 경우 조정되기 전 이익의 주가설명력은 낮을 것이며, 경영자가 사적정보를 전달하기 위해 재량적 발생액을 이용하였을 경우 조정되기 전 이익의 주가설명력은 높다고 보고하였다.

2.2 가설의 설정

Subramanyam(1996)은 이익을 영업현금흐름, 비재량적 발생액 그리고 재량적 발생액으로 구분한 뒤, 이들 모두가 기업의 내재가치(fundamental value) 결정에 있어 평균적으로 유의한 정보력이 있는지를 검증하였다. 동 연구자들은 이익의 구성요소 모두가 평균적으로 유의한 이익정보력을 가지며, 그 이익정보력의 크기는 영업현금흐름, 비재량적 발생액 그리고 재량적 발생액의 순으로 나타났다고 보고하였다. 이러한 연구결과는 두 가지 상반된 시나리오로 확대해석 될 수 있다. 시장의 효율성을 전제로 할 경우 위 연구결과는 이익에 재량적 요소가 가미됨으로써 이익의 정보력(또는 가치관련성)은 증진됨을 시사한다. 반면, 개별기업차원에서 재량적 발생액에 경영자의 기회주의적 회계선택이 개입되었

고 이러한 현상이 일반적일 경우, Subramanyam (1996)의 연구결과는 이익고착화를 지지하는 증거가 될 것이다.

경영자와 투자자간 정보비대칭 문제로 인해 경영자의 재량적 선택에 대해 투자자들은 명확한 판단을 내릴 수 없다. 결국 투자자들은 재량적 발생액에 경영자의 기회주의적 회계선택이 개입될 가능성을 열어 두며, 다른 이익의 구성요소와는 달리 재량적 발생액에 대해 할인(Discount)을 할 것이다. 투자자들이 재량적 발생액에 대해 할인을 할 경우, 이는 재량적 발생액이 갖는 이익정보력을 투자자들이 보다 낮게 평가함을 의미한다. 요약하면 투자자들은 재량적 발생액이 기업가치 결정에 있어 이익의 정보력을 증진시키지만, 경영자의 기회주의적 목적달성을 위한 재량적 회계선택의 가능성 때문에 다른 두 가지 이익의 구성요소(영업현금흐름 및 비재량적 발생액)에 비해 평균적으로 그 정보력을 투자자들이 낮게 평가하고 있다는 점이다(Subramanyam 1996).

투자자들이 가결산손익의 과대공시를 부정적으로 판단하여 재량적 발생액의 이익정보력을 보다 낮게 평가할 경우, 이로 인해 자원배분의 비효율성이 초래될 것이다. 본 연구는 먼저 가결산과대공시의 경향이 재량적 발생액의 이익정보력에 부정적인 영향을 미치는지를, 재량적 발생액과 주가수익률의 상관관계를 통해 실증분석해 보고자 한다.

상당수의 가결산공시기업이 이익을 과대공시한다(전영순과 손준희 2005; 손성규와 이은철 2005). 또한 경영자들은 현금흐름과 비재량적 발생액 보다는 재량적 발생액을 이익과대의 수단으로 이용하며(Feltham 2000), 외부감사인에 의해 이러한 경영자의 재량적 회계선택이 충분히 제한되는 데에는 한계가 있다. 이 경우 투자자들은 가결산공시기업

의 재량적 발생액에 대해 할인을 적용할 가능성이 크다. 이는 투자자들이 가결산공시기업의 재량적 발생액이 갖는 이익정보력을 보다 낮게 평가한다는 것을 의미한다. 이러한 가설이 지지될 경우 가결산공시여부에 따라 재량적 발생액과 추가수익률간 상관관계는 유의한 수준에서 차이를 보일 것이다. 한편, 앞서 언급한 Subramanyam(1996)의 두 번째 시나리오와 Sloan(1995)이 주장한 이익의 고착화가 일반적인 현상이라면 차별적인 반응은 나타나지 않을 것이다.

본 연구는 가결산공시가 과대공시되는 경향이 있을 때 투자자들이 이를 부정적으로 해석하여 가결산공시기업의 재량적 회계선택에 대해 할인(Discount)을 하여, 재량적 발생액이 갖는 이익정보력이 낮게 평가되는지를 검증하고자 한다. 이를 위해, 가결산공시여부와 재량적 발생액의 상호작용 합을 Subramanyam(1996)의 모형에 추가하여 다음의 가설을 검증하고자 한다. 즉,

H_1 : 재량적 발생액의 이익정보력은 가결산공시기업이 미공시기업에 비해 낮다.

위 가설.1이 실증적으로 지지될 경우 이는 다음과 같이 해석될 수 있을 것이다. 즉, 투자자들은 가결산공시여부에 상관없이 기업의 재량적 선택이 평균적으로 기업가치 결정에 여전히 유용한 정보를 제공한다고 믿지만, 가결산과대공시 경향은 투자자

들에게 부정적 영향을 미쳐 가결산공시기업의 재량적 발생액은 할인되어 그 이익정보력은 보다 낮게 평가된다.⁵⁾

가결산정정은 경영자의 재무제표 주장이 외부감사인에 의해 정정되었음을 의미한다(손성규와 이은철 2008). 경영자가 사적정보를 전달하기 위해 재량적 회계선택을 하였다면 외부감사인은 이를 제한하지 않을 것이다. 반면, 경영자가 기회주의적 목적달성을 위해 재량적 회계선택을 하였으며, 이로 인해 가결산손익이 과대되었다면 외부감사인은 이를 제한할 것이다. 손성규와 이은철(2008)은 가결산정정을 경영자의 기회주의적 목적달성을 위한 재량적 회계선택을 외부감사인이 제한한 사건으로 추론한 뒤,⁶⁾ 가결산손익이 외부감사인에 의해 크게 정정될수록 경영자들은 자발적으로 외부감사인을 교체하려는 경향이 있다고 보고하였다. 이러한 가결산정정을 투자자들이 부정적신호(negative signaling)로 해석하였다면 이는 주가의 할인요소가 될 것이다. 본 연구는 투자자들이 가결산정정에 대해 부정적 반응을 보이는지를 검증하기 위해 다음의 가설을 설정한다. 즉,

H_{2a} : 가결산정정과 추가수익률은 유의한 음(-)의 관계를 갖는다.

Kim and Verrecchia (1991)는 이익이 공시되면 투자자들은 공시정보를 이용하여 자신이 가지고

5) 한편, 가설.1의 실증적 지지가 가결산공시가 기업의 재량적 선택이 사적정보의 전달 또는 기회주의적 목적달성을 위한 것인지 여부를 판단할 수 있는 신호로 해석되어서는 아니 될 것이다.

6) 물론 가결산정정이 내부통제제도의 미비 등으로 인한 재무보고의 비자발적 오류를 외부감사인이 정정한 결과라는 해석 또한 가능하다. 그러나 본 연구는 상장기업을 대상으로 하며, 상장기업이 내부통제제도의 미비 등으로 인해 재무정보를 과대인식한다는 것은 일반적인 현상이 아닐 것이라는 전제(손성규와 이은철 2008)하에, 가결산정정을 본론과 같이 해석하였다. 황국재 등(2008)에 의하면 우리나라 상장기업의 내부통제제도 취약점 지적비율은 대략 2%를 조금 상회하는 것으로 보고하고 있다. 이는 내부통제제도의 미비로 인해 가결산정정이 발생하는 비율은 극히 일부일 것임을 시사한다. 이는 해당표본이 연구결과에 미치는 영향이 극히 낮을 것임을 시사하며, 이에 따라 본 연구에서는 이러한 표본을 별도로 제거하지 않고 연구를 수행하였다.

있던 믿음(beliefs)을 수정하면서 주식을 매매하며, 이는 주식가격의 변화를 초래한다고 주장하였다. 이 때, 믿음의 수정정도는 공시되는 이익이 투자자의 기대치와 얼마나 차이가 있는가 하는 정도(surprise or shock)와 이익공시 정보의 정확성(precision)에 따라 영향을 받는다. 투자자가 가결산정정 기업의 이익공시 정보의 정확성(precision)을 보다 낮게 평가할 경우, 가결산정정 여부에 따라 보고이익의 질에 대한 투자자반응은 차별적으로 나타날 가능성이 크다. 즉, 투자자가 가결산정정기업의 보고이익의 질을 그렇지 않은 기업의 보고이익의 질 보다 낮게 평가할 경우, 가결산정정기업의 재량적 발생액은 그렇지 않은 기업에 비해 주가수익률에 반영되는 정도가 낮을 것이다. 이는 투자자들이 가결산정정기업의 재량적 발생액을 경영자의 사적정보 전달이 아닌 기회주의적 목적달성을 위한 재량적 선택의 결과로 받아들여, 재량적 발생액이 갖는 이익정보력을 낮게 평가하기 때문이다. 이러한 가설이 지지될 경우 가결산 정정여부에 따라 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계는 유의한 수준에서 차이를 보일 것이다. 이를 검증하기 위해, 본 연구는 가결산정정여부와 재량적 발생액의 상호작용 합을 Subramanyam(1996)의 모형에 추가하여 다음의 가설을 설정하였다. 즉,

H_{2b} : 재량적 발생액의 이익정보력은 가결산정정 기업이 미정정기업에 비해 낮다.

한편, 가결산정정의 정도(이하 '가결산정정크기')가 클 경우, 즉, 경영자가 기회주의적 목적달성을 위해 큰 폭의 재량적 회계선택을 시도하였으나 외

부감사인이 이를 상당부분 제한하였을 경우, 투자자들이 이에 대해 부정적 반응을 보이는지를 검증하기 위해 아래와 같은 가설 즉, H_{3a} 을 설정하였다.

큰 폭의 가결산정정이 발생한 기업의 이익정보(즉, 외부감사 후 이익)의 정확성(precision)을 투자자가 낮게 평가하여 즉, 투자자가 큰 폭의 가결산정정기업의 보고이익의 질을 그렇지 않은 기업의 보고이익의 질 보다 낮게 평가할 경우 이는 주가에 할인 반영될 가능성이 크다. 왜냐하면, 가결산정정크기가 커질수록 그에 비례하여 재량적 발생액의 이익정보력에 대해 투자자들이 낮게 평가할 가능성이 크기 때문이다. 이러한 가설을 검증하기 위해 본 연구는 아래와 같은 가설 즉, H_{3b} 을 설정하였다.

H_{3a} : 가결산정정의 크기와 주가수익률은 유의한 음(-)의 관계를 갖는다.

H_{3b} : 재량적 발생액의 이익정보력은 가결산정정크기가 커질수록 그에 비례하여 낮아진다.

마지막으로 외부감사인이 경영자의 기회주의적 목적달성을 위한 재량적 선택행위를 억제하였을 경우 즉, 가결산정정이 발생하였을 경우 해당 감사인의 감사품질에 따라 투자자들이 확정이익의 구성요소인 재량적 발생액에 대해 차별적인 반응을 보였는지를 살펴보기로 한다.

높은 품질의 감사인은 경영자의 기회주의적 동기에 의한 회계선택을 방지·발견하고, 중요한 오류나 부정을 보고할 가능성이 높다(Teoh and Wong 1993; Kwon 1996; Becker et al. 1998; Francis et al. 1999).⁷⁾ 이를 통해 높은 품질의 감사인이 그렇지 않은 감사인에 비해 경영자의 재무제표 주장

7) 왜냐하면 높은품질의 감사인은 noise로부터 정보(information)요소를 분리하기 위한 전문성 자원 그리고 유인이 있으므로 경영자의 발생을 이용한 기회주의적인 재량적회계선택행위를 제한하여 재량적 발생의 정보가치를 높일 수 있기 때문이다(Krishnan 2003).

에 대한 입증감사에 미치는 영향을 효과적으로 차단하였을 가능성이 높다. 결국 투자자들이 높은 품질의 외부감사인이 감사한 기업의 보고이익의 질을 보다 높이 평가하여 이를 주가에 반영하였을 경우, 높은 품질의 감사인 여부는 가결산정정기업의 재량적 발생액과 주가수익률의 상관관계에 유의한 양(+)의 영향을 미쳤을 것으로 예측된다. 즉, 경영자가 기회주의적 목적달성을 위해 재량권을 행사하였어도 고품질의 감사인은 저품질의 감사인보다 이를 효과적으로 제어하였을 것이며, 이에 따라 가결산정정기업의 감사인이 높은 품질(낮은 품질)의 감사인일 경우 투자자들은 해당기업의 재량적 발생액에 보다 낮은(높은) 할인(discount)을 적용하였을 가능성이 크다. 이러한 할인의 차이에 따라 재량적 발생액의 이익정보력은 보다 높게 또는 보다 낮게 평가되었을 가능성이 크다. 이러한 가설이 지지될 경우 감사품질의 차이에 따라 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계는 유의한 수준에서 차이를 보일 것이다. 이를 검증하기 위해 본 연구는 다음의 가설을 설정하였다. 즉,

H_4 : 가결산정정기업의 재량적 발생액의 이익정보력은 해당기업의 감사인이 높은 품질의 감사인일 경우가 그렇지 않은 경우에 비해 높다.

위 검증을 위해 본 연구는 대형회계법인을 높은 품질의 감사인 대용치(proxy)로 설정한다. 이는 대형회계법인의 감사품질이 상대적으로 높다는 선행연구(Teoh and Wong 1993; Becker et al. 1998; Francis et al. 1999; Krishnan 2003)에 근거한다.

투자자들이 높은 감사품질의 감사인이 경영자의 기회주의적 목적달성을 위한 재량적 선택행위를 효과적으로 제한하였다고 판단하여 이를 주가에 반영하였을 경우, 위 가설 H_4 은 지지될 것이다. 그러나 감사품질에 대한 해외연구의 일관된 연구결과와는 달리 국내연구는 그렇지가 못하다.⁸⁾ 이는 감사품질의 대용치설정에 한계가 있음을 시사하며, 이에 따라 위 가설 H_4 의 지지여부가 영향을 받을 것이다. 또한 감사품질의 차이 유무에 상관없이 감사의 고유한계 등으로 인해 경영자의 기회주의적 목적달성을 위한 재량적 선택행위가 효과적으로 제한되지 않을 것이라고 투자자들이 판단할 경우 위 가설 H_4 은 기각될 것이다.

III. 표본 및 연구설계

3.1 표본의 선정

3.1.1 표본선정 기준

본 연구의 검증기간은 2001년부터 2010년까지의 10개 연도를 대상으로 하였으며, 한국거래소에 상장되어 있는 기업 중 다음의 조건을 충족시키는 기업을 최종 표본으로 선정하였다.

- ① 금융업 및 보험업에 속하지 않는 기업
- ② 결산일이 12월 31일인 기업(연구기간 중 결산일이 변경된 기업 제외)
- ③ 연구대상 기간(2001년부터 2010년)동안 관

8) 즉, 대형회계법인의 감사품질이 중소형회계법인에 비해 차별적으로 높다는 연구(최관·백원선1998)가 있는 반면, 대형회계법인과 중소형회계법인간 유의한 수준의 감사품질 차이를 보이지 않는다는 연구(박종일등 1999; 나종길·최관2003)가 팽팽히 대립하고 있다.

리종목에 해당되지 않는 기업

- ④ 한국신용평가정보(주)의 KIS-VALUE로부터 2000년부터 2010년까지 자료이용이 가능한 기업

표본기업의 선정기준은 다음의 사실에 근거하여 설정되었다. '선정기준 ①'은 금융업과 보험업에 해당하는 기업의 경우 일반 제조기업과 비교하여 영업환경이나 재무제표의 구성항목에 있어 많은 차이를 보이므로 연구대상 기업의 비교가능성을 확보하기 위해 설정된다. '선정기준 ②'는 기업표본의 결산일이 상이할 경우, 재무제표 자료로부터 측정된 설명변수에 대응되는 주가수익률의 경제적 여건 등의 시점불일치로부터 야기되는 노이즈(Noise)가 연구결과에 개입될 여지가 있다. 이를 차단하기 위해 '선정기준 ②'가 설정된다. '선정기준 ③'은 검증대상 기업의 안정적인 재무자료와 주가수익률 자료를 확보하기 위한 기준이다. 마지막으로 '선정기준 ④'는 표본기업들의 재무자료와 주가수익률 자료의

이용가능성을 확보하기 위함이다. 위와 같은 표본 선정기준에 의하여 최종 12,822개(기업-년)의 표본이 추출되었으며, 이 중 5,011개(기업-년)의 기업이 가결산공시를 한 기업이다. 가결산공시 정보는 한국거래소의 전자공시시스템의 손익구조변경에 의한 수시공시정보를 이용하여 수집하였다.⁹⁾

3.1.2 연구의 표본

다음의 <표 1>은 선정된 표본을 연도별 가결산공시 여부에 따라 분류한 표이다. 2009회계연도에 가장 많은 1,161개(약 86%)의 기업이, 2002회계연도에 가장 적은 391개(약 34%)의 기업이 가결산공시를 수행하였으며, 2001~2010 회계연도 평균 가결산 공시 비율은 대략 39% 이다.

다음의 <표 2>는 가결산 공시기업을 가결산정정 여부를 연도별로 분류한 표이다. 2009회계연도에 가장 많은 400개(약 34%)의 기업이, 2007회계연도에 가장 적은 35개(약 8%)의 기업이 가결산 정

<표 1> 가결산공시 및 미공시 기업 - 연도별 표본 수

	2001	2002	2003	2004	2005	
가결산 공시기업	451	391	413	395	420	
가결산 미공시기업	584	753	798	831	956	
합 계	1,035	1,144	1,211	1,226	1,376	
	2006	2007	2008	2009	2010	합 계
가결산 공시기업	416	434	479	1,161	451	5,011
가결산 미공시기업	948	1,032	744	193	972	7,811
합 계	1,364	1,466	1,223	1,354	1,423	12,822

9) 한편, 공정공시제도 규정에 의거하여 경영자가 공시하는 가결산이익은 '매출액 영업손익 등 전망/예측'이라는 부제로 한국거래소 공정공시시스템(KIND)에 공시되어 있다. 공정공시제도가 도입된 2002년부터 2010년 까지 전체 매출액 영업손익 등 전망/예측 공시 중 영업이익예측 공시빈도는 704(기업연도) 인 데, 이 중 이 중 가결산손익이 차지하는 비중은 극히 낮은 비중을 차지한다. 또한 전수조사는 아니지만 연구자들은 이들 공시내용이 본 연구자들의 수시공시제도에 의한 가결산손익공시내용과 일치함을 확인하였다. 이를 통해 일부기업의 경영자들이 가결산손익을 경영자이익예측전망 자료로 혼용하여 공시하고 있음을 알 수 있다.

〈표 2〉 가결산정정 및 미정정 기업(연도별 표본 수)

	2001	2002	2003	2004	2005	
가결산 정정기업	132	158	146	172	191	
가결산 미정정기업	203	173	196	221	229	
합 계	335	331	342	393	420	
	2006	2007	2008	2009	2010	합 계
가결산 정정기업	182	35	55	400	141	1,612
가결산 미정정기업	232	398	424	761	310	3,147
합 계	414	443	479	1,161	451	4,759

주) 가결산 공시기업 중 252개의 기업에서 가결산정정 여부를 판단하기 위한 가결산손익을 공시하지 않았다.

정을 하였으며, 2001~2010 회계연도 평균 가결산 정정 비율은 대략 34% 이다.

3.2 가설검증모형과 변수의 측정

3.2.1 가설검증모형

Subramanyam(1996)은 경영자의 재량적 선택이 가미된 재량적 발생액이 기업가치에 대한 정보력이 있는지를 검증하기 위해, 이익을 영업현금흐름, 비재량적발생액 및 재량적발생액으로 구분한 뒤 주가수익률과 각 구성요소간 상관관계 및 계수값의 크기비교를 통해 검증을 수행하였다. Subramanyam(1996)은 사건연구가 아닌 상관성 연구를 통해 이와 같은 검증을 수행하였으며, 검증을 위한 모형설정에 주가수익률에 영향을 미치는 관련 변수를 통제하지 않았다. 왜냐하면 이익과 주가수익률간 상관관계에 대해서는 다양한 선행연구(다변량 분석)

를 통해 이미 검증된 바, Subramanyam(1996)은 그 이익을 3가지 구성요소로 구분하여 그들 각각의 주가수익률과의 상관관계 그리고 그 계수의 크기를 비교검증 하고자 하였기 때문이다.¹⁰⁾

본 연구는 먼저 가결산공시로 인해 재량적 발생액의 기업가치 결정에 대한 정보력이 훼손되는지 여부를 실증분석하고자 한다. 이를 위해 전체 표본 기업을 가결산 공시 여부에 따라 더미변수를 부여하여 구분한 뒤, 그룹 간 재량적발생액과 주가수익률간 상관관계가 통계적으로 유의한 수준에서 차이를 보이는지를 실증분석한다. 이에 본 연구자들은 연구모형으로 Subramanyam(1996)의 모형을 인용하며, 가결산공시 여부에 따른 더미변수와 가결산공시와 재량적 발생액간 상호작용 항을 추가하여, 아래 모형(1)과 같은 연구모형을 설정하였다.

(1) 가결산공시(ISC)가 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계에 미치는 영향을 검증하기

10) Krishnan(2003) 또한 본 연구와 마찬가지로 Subramanyam(1996)의 모형을 인용하여 실증분석을 수행하였으며, 동 연구자들 역시 본 연구와 마찬가지로 통제변수를 설정하지 않은 연구모형을 토대로 실증분석을 수행하였다. 반면, 주가수익률에 영향을 미치는 다양한 통제변수 이를테면, 기업규모, 성장률, 부채비율 등이 가능할 것이다. 이에 본 연구는 이러한 통제변수를 추가로 설정하여 실증분석을 수행한 결과, 추가변수 설정 전과 일관된 결과를 보였다. 즉, 관심변수의 계수값과 유의성은 추가변수 설정 전과 같았으며, 수정 R^2 값이 7.5%에서 7.3%로 감소하여 그 감소폭은 미미한 수준이었다. 한편, 추가로 설정한 통제변수 즉, 기업규모와 부채비율은 비유의한 계수값 그리고 성장률은 주가수익률과 유의한 상관관계를 보였다.

위한 모형

먼저 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계가 가결산공시(Timely Disclosure Regarding Income Structural Changes, ISC)여부에 따라 어떠한 영향을 받는지를 실증분석하기 위해 다음의 모형을 설정하였다. 즉,

$$RET_t = \beta_0 + \beta_1 CFO_t + \beta_2 NDAC_t + \beta_3 DAC_t + \beta_4 ISC_t + \beta_5 DAC_t * ISC_t + \epsilon_t \quad \text{모형(1)}$$

여기서,

RET : 당해연도 4월부터 회계연도 말 이후 3월까지 12개월을 누적인 연간수익률

CFO : 현금흐름표상 영업활동으로 인한 현금흐름

NDAC : 수정 Jones 모형에 의해 추정된 비재량적 발생액

DAC : 수정 Jones 모형에 의해 추정된 재량적 발생액

ISC : 가결산 공시기업일 경우 1, 그렇지 않을 경우 0

이 모형에서 이익의 각 구성요소인 영업현금흐름(CFO), 비재량적 발생액(NDAC) 및 재량적 발생액(DAC)의 계수를 비교함으로써 시장에서 투자자들이 각각의 구성요소를 어느 정도 평가하는지, 즉 가치를 부여하는지 여부를 판단할 수 있다. 본 모형은 가결산공시(ISC)와 주가수익률의 상관관계, 가결산공시를 추가적으로 고려할 경우 이로 인해 해당기업의 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계가 어떠한 영향을 받는지를 검증하기 위한 모형이다. 따라서 이익의 구성항목별 주가반응의 크기에 대한 가설을 설정하지 않는다. 다만, 각 구성요소의 특성상 CFO, NDAC, DAC의 순서로 지속성이 높을 것이며, 계수의 크기도 그에 비례할 것

으로 예측된다.

모형(1)에서 ISC와 DAC를 상호작용항(ISC · DAC)으로 포함시킨 것은 가결산공시 여부가 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보기 위함이다. 가결산공시의 과대경향이 투자자들에게 부정적인 영향을 미쳐 투자자들이 가결산공시기업의 재량적 발생액이 갖는 이익정보력을 보다 낮게 평가할 경우, 가결산 공시 여부에 따라 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계는 유의한 수준에서 차이를 보일 것이다. 이러한 가설이 지지될 경우, ISC · DAC와 RET의 상관계수 값은 유의한 수준에서 음(-)의 값을 가질 것으로 예측된다.

(2) 가결산정정(Revision of Preliminary Financial Reports, REVISION) 등과 주가수익률간 상관관계 검증모형

가결산정정(Revision of Preliminary Financial Reports, REVISION)과 주가수익률의 상관관계, 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계가 가결산정정 여부에 따라 어떠한 영향을 받는지를 실증분석하기 위해 다음의 모형을 설정한다. 즉,

$$RET_t = \beta_0 + \beta_1 CFO_t + \beta_2 NDAC_t + \beta_3 DAC_t + \beta_4 REVISION_t + \beta_5 DAC_t * REVISION_t + \epsilon_t \quad \text{모형(2)}$$

여기서,

REVISION : 가결산정정기업일 경우 1, 그렇지 않을 경우 0

가결산정정은 경영자의 기회주의적 목적달성을

위한 재량적 선택행위를 외부감사인이 제한한 결과로 해석될 수 있으며, 투자자들이 이를 부정적신호(negative signaling)로 해석하여 였다면 이는 주가의 할인요소가 되었을 것이다. 이 경우, 가결산 정정과 주가수익률은 음(-)의 상관관계를 가질 개연성이 크다. 이에 따라 REVISION과 RET의 상관계수 값은 유의한 수준에서 음(-)의 값을 가질 것으로 예측된다.

모형(2)에서 REVISION과 DAC를 상호작용항(REVISION · DAC)으로 포함시킨 것은 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계가 가결산정정 여부에 따라 어떠한 영향을 받았는지를 살펴보기 위해서이다. 큰 폭의 가결산정정이 발생한 기업의 이익정보(즉, 외부감사 후 이익)의 정확성(precision)을 투자자가 낮게 평가하여 즉, 투자자가 큰 폭의 가결산정정기업의 보고이익의 질을 그렇지 않은 기업의 보고이익의 질 보다 낮게 평가할 경우, 가결산정정기업의 재량적 발생액은 그렇지 않은 기업에 비해 주가수익률에 반영되는 정도가 낮을 것이다. 이는 투자자들이 가결산정정기업의 재량적 발생액을 경영자의 사적정보 전달이 아닌 기회주의적 목적달성을 위한 재량적 선택의 결과로 받아들이기 때문에, 재량적 발생액이 갖는 이익정보력을 낮게 평가하기 때문이다. 이러한 가설이 지지될 경우 REVISION · DAC와 RET의 상관계수값은 유의한 수준에서 음(-)의 값을 가질 것으로 예측된다.

한편, 가결산정정의 크기¹¹⁾와 RET의 상관관계를 검증하기 위해 REVISION 변수를 가결산 정정여부가 아닌 가결산정정크기로 설정하여 실증분석을 수행하였다. 가결산정정크기가 클 경우 즉, 경영자가 기회주의적 목적달성을 위해 큰 폭의 재량

적 선택행위를 시도하였으나 외부감사인이 이를 상당부분 제한하였으며 이에 대해 투자자들이 부정적 반응을 보일 경우, REVISION 과 RET의 상관계수값은 유의한 수준에서 음(-)의 값을 가질 것이다. 반대로, 투자자들이 제한적 반응을 보였을 경우 REVISION과 RET의 상관계수값은 유의한 수준에서 0(또는 비유의한 수준의 특정값)의 값을 가질 것이다.

- (3) 가결산 정정기업의 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계가 감사품질에 따라 어떠한 영향을 받는지를 검증하기 위한 모형

가결산정정기업의 재량적 발생액과 주가수익률 간 상관관계는 높은 감사품질 여부에 따라 어떠한 영향을 받는지를 실증분석하기 위해 다음의 모형을 설정하였다. 즉,

$$RET_t = \alpha_0 + \beta_1 CFO_t + \beta_2 NDAC_t + \beta_3 DAC_t + \beta_4 BIG4_t + \beta_5 REVISION + \beta_6 DAC * REVISION + \beta_7 DAC * REVISION * Big4 + \epsilon_t \quad \text{모형(3)}$$

여기서,

BIG4: 감사인이 대형회계법인이면 1, 그렇지 않으면 0

모형(3)에서 BIG4와 DAC를 상호작용항으로 포함시킨 것은 가결산정정기업의 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계가 높은 감사품질 여부에 따라 유의한 영향을 받았는지를 살펴보기 위한 변수이다. 경영자가 기회주의적 목적달성을 위해 재량권을 행사하였어도 고품질의 감사인은 저품질의 감사

11) 가결산정정의 크기는 '가결산손익(즉, 가결산공시에 의해 공시된 당기순이익) - 확정당기순이익(즉, 외부감사 후 당기순이익)' 으로 측정된다. 이 때 표본의 정규성을 확보하기 위해 직전연도말 총자산으로 위 차액을 스케일링 하였다.

인보다 이를 효과적으로 제어하였을 것이며, 이에 따라 가결산정정기업의 감사인이 높은 품질(낮은 품질)의 감사인일 경우 투자자들은 해당기업의 재량적 발생액에 보다 낮은(높은) 할인(discount)을 적용하였을 가능성이 크다. 이러한 가설이 지지될 경우, DAC·REVISION·BIG4와 RET의 상관 계수값은 유의한 수준에서 양(+의 값을 가질 것으로 예측된다.

3.2.2 변수의 정의 및 측정

한편, 본 연구모형에서 사용된 종속변수(RET)는 당해연도 4월부터 회계연도 말 이후 3월까지의 주 수익률을 compounding한 연간수익률을 사용하였다. 독립변수로 이용된 영업현금흐름(CFO)은 현금흐름표 상의 영업활동으로 인한 현금흐름으로 측정하였으며, 재량적 발생액(DAC)과 비재량적 발생액(NDAC)은 수정 Jones 모형(Dechow et al., 1995)을 이용하여 산업별 횡단면 분석을 통하여 추정하였다.¹²⁾ 발생액의 추정모형과 과정은 다음과 같다.

총발생액(TACC: total accruals)은 경상이익(NI: net income)에서 현금흐름표 상의 영업활동으로 인한 현금흐름(CFO: cash flow from operating activities)을 차감하여 계산하였다. 이후 모형(4)을 이용하여 비재량적 발생액을 계산하기 위한 각각의 회귀계수를 추정하고, 추정된 회귀계수를 통하여 식(5)에 의해 비재량적 발생액(NDAC: nondiscretionary accruals)을 계산하였다. 마지막으로 식(6)에 의해 총발생액에서 비재량적 발생액을 차감하여 재량적 발생액(DAC: discretionary

accruals)을 계산하였다.

$$TACC_t/A_{t-1} = a[1/A_{t-1}] + b_1[(\Delta REV_t - \Delta REC_t)/A_{t-1}] + b_2[PPE_t/A_{t-1}] + \epsilon_t \quad \text{모형(4)}$$

여기서,

$TACC_t$: t년도 총발생액

ΔREV_t : t년도 매출액의 변화

ΔREC_t : t년도 매출채권의 변화

PPE_t : t년도 상가대상자산(토지와 건설중인 자산 제외)

A_{t-1} : t-1년도 총자산

ϵ_t : t년도 잔차항

$$NDAC_t = \hat{a}[1/A_{t-1}] + \hat{b}_1[(\Delta REV_t - \Delta REC_t)/A_{t-1}] + \hat{b}_2[PPE_t/A_{t-1}] \quad \text{모형(5)}$$

여기서,

$NDAC_t$: t년도 비재량적 발생액

$$DAC_t = TACC_t/A_{t-1} - NDAC_t \quad \text{모형(6)}$$

여기서,

DAC_t : t년도 재량적 발생액

손성규와 이은철(2008)은 가결산이익이 확정이익보다 10% 이상 차이가 있는 표본을 경영자와 감사인간 의견불일치가 있는 표본으로 구분하였다. 이에 따라 본 연구에서는 가결산이익과 확정이익의 차이가 ±10% 이내인 표본들을 가결산미정정 표본으로, 나머지 표본들을 가결산정정 표본으로 구분하였다.

마지막으로 감사품질의 대응변수(proxy)로 사용

12) 산업분류는 한국신용평가(주)의 KIS-VALUE에서 제공하는 업종별 중분류 지수를 이용하였고, 총 38개의 산업이 포함되었다.

한 감사법인의 BIG4 여부는 사업보고서 상 감사법인이 삼일, 안진, 삼정, 한영회계법인에 속하면 BIG4로, 나머지 회계법인은 NON-BIG4로 정의하였다.

IV. 실증분석결과

4.1 기술적 통계량

본 연구에 사용된 종속변수와 독립변수에 대한 기술통계량을 아래 <표 3> 및 <표 4>에 제시하였다. <표 3>은 가결산공시기업 및 가결산비공시기업을 구분하여 종속변수와 독립변수에 대한 기술통계량을 제시하였다. 종속변수인 주식수익률의 평균은 가결산공시기업이 -0.058, 가결산비공시기업이 -0.032으로 나타나 검증기간 동안 가결산공시

기업이 가결산비공시기업보다 낮은 수익률을 보고하고 있다. 영업활동으로 인한 현금흐름(CFO)의 평균은 공시기업이 0.045, 비공시기업이 0.040으로 나타나 검증기간 동안 공시기업이 비공시기업보다 양호한 현금흐름을 보이고 있다. 비재량적 발생액의 평균은 공시기업이 -0.024, 비공시기업이 -0.033으로 공시기업이 비공시기업보다 보다 큰 비재량적 발생액의 크기를 보여주고 있다. 재량적 발생액의 평균은 공시기업이 -0.005, 비공시기업이 -0.009으로 공시기업의 재량적 발생액이 비공시기업의 재량적 발생액보다 근소한 차이로 보다 큰 값을 보이고 있으나 통계적으로 유의하지 않다.

<표 4>는 가결산정정기업 및 가결산미정정기업을 구분하여 종속변수와 독립변수에 대한 기술통계량을 제시하였다. 종속변수인 주식수익률의 평균은 가결산정정기업이 -0.052, 가결산미정정기업이 -0.012으로 나타나 검증기간 동안 가결산정정기업이 가결산미정정기업보다 낮은 수익률을 보고하고 있다.

<표 3> 가결산공시 및 가결산미공시(ICS) 구분별 변수의 기술통계량

변 수	공시여부	평 균	표준편차	중위수	Q1	Q3	t값
RET	가결산공시	-0.058	0.492	-0.073	-0.360	0.234	-2.87***
	가결산미공시	-0.032	0.516	-0.050	-0.328	0.255	
CFO	가결산공시	0.048	0.116	0.049	-0.007	0.108	3.44***
	가결산미공시	0.040	0.146	0.045	-0.025	0.117	
NDAC	가결산공시	-0.024	0.048	-0.020	-0.040	-0.001	8.63***
	가결산미공시	-0.033	0.062	-0.024	-0.056	-0.001	
DAC	가결산공시	-0.005	0.121	-0.001	-0.050	0.050	1.59
	가결산미공시	-0.009	0.156	0.001	-0.064	0.065	

주1) 변수의 정의

ICS : 가결산공시기업의 경우 1, 그렇지 않으면 0

RET : 당해연도 4월부터 회계연도 말 이후 3월까지 12개월을 *compounding*한 연간수익률

CFO : 현금흐름표 상 영업활동으로 인한 현금흐름

NDAC : 수정 JONES 모형에 의해 추정된 비재량적 발생액

DAC : 수정 JONES 모형에 의해 추정된 재량적 발생액

주2) 괄호 속의 수치는 t값이며 ***, ** 및 * 는 각각 1%, 5%와 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

〈표 4〉 가결산정정 및 가결산미정정(REVISION) 구분별 변수의 기술통계량

변 수	수정여부	평 균	표준편차	중위수	Q1	Q3	t값
RET	가결산정정	-0.052	0.535	-0.072	-0.365	0.252	-2.51**
	가결산미정정	-0.012	0.467	-0.030	-0.298	0.264	
CFO	가결산정정	0.036	0.110	0.039	-0.018	0.092	-5.21***
	가결산미정정	0.054	0.110	0.053	-0.0012	0.114	
NDAC	가결산정정	-0.025	0.045	-0.021	-0.040	-0.002	0.92
	가결산미정정	-0.024	0.047	-0.020	-0.040	0.001	
DAC	가결산정정	-0.007	0.117	-0.001	-0.053	0.052	1.21
	가결산미정정	-0.003	0.111	-0.001	-0.050	0.050	

주1) 변수의 정의

REVISION : 가결산정정기업의 경우 1, 그렇지 않으면 0

RET : 당해연도 4월부터 회계연도 말 이후 3월까지 12개월을 compounding한 연간수익률

CFO : 현금흐름표 상 영업활동으로 인한 현금흐름

NDAC : 수정 JONES 모형에 의해 추정된 비재량적 발생액

DAC : 수정 JONES 모형에 의해 추정된 재량적 발생액

주2) 괄호 속의 수치는 t값이며 ***, ** 및 *는 각각 1%, 5%와 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

영업활동으로 인한 현금흐름(CFO)의 평균은 가결산정정기업이 0.036, 가결산미정정기업이 0.054으로 나타나 검증기간 동안 가결산정정기업이 가결산미정정기업보다 양호한 현금흐름을 보이고 있다. 비재량적 발생액의 평균은 가결산정정기업이 -0.025, 미정정기업이 -0.024으로 가결산정정기업이 가결산미정정기업보다 보다 작은 비재량적 발생액의 크기를 보여주고 있으나 통계적으로 유의하지 않다. 재량적 발생액의 평균은 가결산정정기업이 -0.007, 가결산미정정기업이 -0.003으로 가결산정정기업의 재량적 발생액이 가결산미정정기업의 재량적 발생액보다 근소한 차이로 보다 작은 값을 보이고 있으나 통계적으로 유의하지 않다.

4.2 상관계수 분석

변수들 간의 관련성을 고찰하기 위하여 〈표 5〉과 〈표 6〉에 상관계수 행렬을 제시하였다.¹³⁾

이 표에 의하면, 주가수익률(RET) 변수는 영업 현금흐름(CFO), 비재량적 발생액(NDAC) 및 재량적 발생액(DAC)과 유의한 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 가결산공시(ICS) 또는 가결산정정(REVISION)과 주가수익률의 상관계수는 10% 수준에서 음(-)의 관계를 보여주고 있다. 전자와 같은 결과는 이익을 구성요소별로 구분하여 주가반응을 살펴본 Sloan(1996)과 Subramanyam(1996)의 연구결과와 일치하고 있음을 보여주며, 후자의 경우는 가결산공시 또는 가결산정정에 대해 투자자들이 부정적인 반응을 보인 결과로 해석될

13) 본 연구의 회귀분석에 이용된 독립변수들의 분산팽창지수(VIF)는 최대허용치인 10.0을 넘지 않으므로 다중공선성의 문제는 심각하지 않는 것으로 판단된다.

〈표 5〉 주요변수 간 상관계수 - 가결산공시 기준

변 수	RET	CFO	NDAC	DAC	ICS
RET	1.000	0.184 (0.000)	0.089 (0.000)	0.119 (0.000)	-0.025 (0.004)
CFO		1.0000	0.052 (0.000)	-0.277 (0.000)	0.030 (0.001)
NDAC			1.000	-0.078 (0.000)	0.076 (0.000)
DAC				1.000	0.015 (0.091)
ICS					1.000

주1) 변수의 정의는 〈표 3〉 참조

주2) Pearson product-moment 상관계수이며 괄호 속은 계수의 유의성을 검증하는 확률값임

〈표 6〉 주요변수 간 상관계수 - 가결산정정 기준

변 수	RET	CFO	NDAC	DAC	REVISION
RET	1.000	0.185 (0.000)	0.080 (0.000)	0.071 (0.000)	-0.038 (0.009)
CFO		1.0000	-0.071 (0.000)	-0.425 (0.000)	-0.075 (0.000)
NDAC			1.000	-0.093 (0.000)	-0.013 (0.366)
DAC				1.000	-0.018 (0.217)
REVISION					1.000

주1) 변수의 정의는 〈표 4〉 참조

주2) Pearson product-moment 상관계수이며 괄호 속은 계수의 유의성을 검증하는 확률값임

다. 가결산공시여부(ICS)와 재량적 발생액 간에는 통계적으로는 유의한 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 가결산공시에 의해 재량적 발생액이 크게 나타난다는 선행연구와 일치하는 결과로 해석할 수 있다.

4.3 가결산공시(ISC)가 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계에 미치는 영향

가결산공시 여부가 재량적 발생액과 주가수익률 간 상관관계에 유의한 영향을 미치는지를 살펴보기 위해, 전체표본기업을 가결산공시기업과 가결산미공시기업으로 구분하여 실증분석을 수행하였다. 분

석결과는 아래 <표-7>에 제시된 바와 같다. 즉, 영업현금흐름(CFO), 비재량적 발생액(NDAC) 및 재량적 발생액(DAC) 모두 주가수익률과 유의한 양의 상관관계를 보였다. 계수의 크기는 영업현금흐름, 비재량적 발생액, 재량적 발생액 순의 크기를 나타내었다. 특히, 자의성이 보다 많이 개입된 재량적 발생액이 비재량적 발생액보다 지속성 또는 발생액의 질이 낮는데, 이에 따라 유의한 수준에서 재량적 발생액 계수값이 비재량적 발생액 계수값보다 작다. 이는 Subramanyam(1996) 연구결과와 일치한다.

가결산공시(ISC) 및 재량적발생액(DAC)의 상호작용 항($DAC \cdot ISC$)의 계수값은 유의한 수준에서 음(-)의 값을 보이는데, 이는 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계가 가결산공시기업이 미공시기업에 비해 보다 낮음을 의미하며 가설 H_1 의 예측을 지지하는 결과이다. 가결산공시기업의 재량적 발생액과 미공시기업의 재량적 발생액에 대해 투자자들은 차별적 반응을 나타내며, 이는 가결산 과대공시경향에 대한 투자자들의 부정적 인식이 해당기

업의 보고이익의 질에 대한 투자자들의 믿음에 전이되어 부정적 영향을 미친 결과로 해석된다. 결국 투자자들은 가결산공시기업의 재량적 발생액의 이익정보력을 보다 낮게 평가하며, 이는 가결산손익의 과대공시 경향으로 인해 비롯되는 현상으로 해석될 수 있다.

결론적으로 가결산공시가 경영자의 재량적 선택행위가 사적정보를 전달하기 위한 것 또는 기회주의적 목적달성을 위한 것인지 여부를 판단할 수 있는 신호는 아니지만, 가결산과대공시의 경향이 투자자에게 부정적인 영향을 미쳐 재량적 발생액의 질에 대한 기뻐움을 투자자들은 할인하는 경향이 있음을 알 수 있다. 또한, 이러한 연구결과를 통해 투자자들은 이익고착화에 머무르지 않으며 적절한 신호에 대해 가치관련적인 반응을 하고 있음을 알 수 있다.

4.4 가결산정정여부 및 가결산정정의 크기와 주가수익률간 상관관계

가결산정정과 주가수익률간 상관관계 및 가결산

<표 7> 가결산공시(ISC)에 따른 재량적 발생액에 대한 주가반응의 회귀분석결과

$$RET_t = \beta_0 + \beta_1 CFO_t + \beta_2 NDAC_t + \beta_3 DAC_t + \beta_4 ISC_t + \beta_5 DAC_t * ISC_t + \epsilon_t$$

변 수	예측값	계수값
절 편	(?)	-0.060(-9.60)***
CFO	(+)	0.867(26.10)***
NDAC	(+)	0.814(10.75)***
DAC	(+)	0.692(21.59)***
ICS	(-)	-0.009(-1.97)**
DAC · ISC	(-)	-0.111(-3.19)***
수정 R^2		0.074
표본수		12,822

주1) 변수의 정의는 <표 3> 참조

주2) 괄호 속의 수치는 t값이며 ***, ** 및 *는 각각 1%, 5%와 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

정정 여부가 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보기 위해, 가결산공시표본기업을 가결산정정기업과 가결산미정정기업으로 구분하여 실증분석을 수행하였다. 분석 결과는 아래 <표 8>에 제시된 바와 같다. 즉, 영업 현금흐름(CFO), 비재량적 발생액(NDAC) 및 재량적 발생액(DAC) 모두 주가수익률과 유의한 양의 상관관계를 보였으며, 계수값은 영업현금흐름, 비재량적 발생액, 재량적 발생액 순의 크기를 보였다. 특히, 자의성이 보다 많이 개입된 재량적 발생액이 비재량적 발생액보다 지속성 또는 발생액의 질이 낮은데, 이에 따라 유의한 수준에서 재량적 발생액 계수값이 비재량적 발생액 계수값보다 작다. 이는 Subramanyam(1996) 연구결과와 일치한다.

한편, 가결산정정(REVISION)과 주가수익률간 상관관계수는 비유의한 수준에서 양(+)의 상관관계를 보였으며, 이에 따라 가설 H_{2a} 는 기각된다. 이는 경영자의 사적편익 등을 추구하기 위한 재량적 선택행위에 대한 부정적 평가와, 외부감사인에 의해

이러한 시도가 제한되었다는 긍정적 평가가 혼재된 결과로 해석된다. 한편, 가결산정정(REVISION)과 재량적발생액(DAC)의 상호작용 항(REVISION · DAC)의 계수값은 유의한 수준에서 음(-)의 값을 보이는데, 이는 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계가 가결산정정기업이 미정정기업에 비해 보다 낮음을 의미하며 이는 가설 H_{2b} 의 예측을 지지하는 연구결과이다. 이는 투자자들이 가결산정정기업의 재량적 발생액을 경영자의 사적정보 전달이 아닌 기회주의적 목적달성을 위한 재량적 선택의 결과로 받아들여 주가에 할인반영하고 있음을 시사한다. 위 연구결과를 통해 가결산정정에 대한 투자자반응의 뚜렷한 방향성을 제시할 순 없으나, 투자자들이 가결산정정기업의 보고이익의 질에 대해 부정적인 평가를 유지하고 있음은 가결산과대공시기업의 경영자에게 시사하는 바가 클 것이다.

한편, 본 연구는 가결산정정크기를 이용하여 추가적인 회귀분석을 실시하였으며, 실증분석결과는 다음과 같다. 즉, 가결산정정크기(REVISION SIZE)와 주가수익률은 유의한 수준에서 양(+)의 상관관

<표 8> 가결산정정 및 가결산정정크기에 따른 재량적 발생액에 대한 주가반응의 회귀분석결과

$$RET_t = \beta_0 + \beta_1 CFO_t + \beta_2 NDAC_t + \beta_3 DAC_t + \beta_4 REVISION_t + \beta_5 DAC_t * REVISION_t + \epsilon_t$$

변 수	예측값	계수값 (가결산정정여부)	계수값 (가결산정정크기)
절 편	(?)	-0.047(-4.86)***	-0.052(-6.31)***
CFO	(+)	1.255(17.86)***	1.249(18.01)***
NDAC	(+)	1.282(8.51)***	1.270(8.46)***
DAC	(+)	0.942(12.36)***	0.879(12.97)***
REVISION	(?)	-0.014(-0.95)	0.010(2.43)**
DAC · REVISION	(-)	-0.133(-2.21)**	-0.129(-2.42)**
수정 R^2		0.075	0.075
표본수		4,759	4,759

주1) 변수의 정의는 <표 4> 참조

주2) 괄호 속의 수치는 t값이며 ***, ** 및 *는 각각 1%, 5%와 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

계를 보였으며, 이에 따라 가설 H_{3a} 는 기각된다. 이러한 연구결과는 경영자의 기회주의적 목적달성을 위한 재량적 선택행위의 시도가 외부감사인에 의해 충분히 제한되어 큰 폭의 정정이 발생할 경우, 투자자들은 이를 긍정적 신호로 해석하고 있음을 시사한다. 한편, 가결산정정크기(REVISION)와 재량적발생액(DAC)의 상호작용 항(REVISION · DAC)의 계수값은 유의한 수준에서 음(-)의 값을 보이는데, 이는 가설 H_{3b} 의 예측을 지지하는 연구 결과이다. 이는 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계가 가결산정정크기가 커질수록 낮아지고 있음으로 해석된다. 위 연구결과를 통해 경영자의 재량적 선택행위에 대한 큰 폭의 정정을 투자자들은 긍정적으로 평가하나, 가결산정정기업(또는 가결산정정이 큰 기업)의 보고이익의 질에 대해서는 여전히 부정적인 평가를 유지하고 있음을 시사한다.

4.5 감사품질차이가 가결산정정 기업의 재량적 발생액에 대한 주가반응에 미치는 영향

감사품질의 차이가 가결산정정기업의 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계에 어떠한 영향을 미치는지를 살펴보기 위해, 대형회계법인(BIG4)을 높은 품질의 감사인 대용치(proxy)로 하여 실증분석을 수행하였다. 실증분석결과는 <표 9>에 제시된 바와 같다. 즉, CFO, DAC, NDAC 및 Big4 계수 및 유의성은 전술한 바와 같이 선행연구와 거의 일치하는 결과를 보였다. 한편, DAC · REVISION와 Big4 의 상호작용 항(DAC · REVISION · BIG4)은 가결산정정기업의 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계가 감사품질에 따라 어떠한 영향을 받는지를 검증하기 위한 변수로서 비유의한 수준에서 음의 (-)값을 갖는 것으로 나타났으며, 이에 따라 가설 H_4 는 기각된다. 이러한 실증분석결과는 가결

<표 9> 감사품질차이에 따른 가결산정정 기업의 재량적 발생액에 대한 주가반응에 대한 회귀분석결과

$$RET_t = \alpha_0 + \beta_1 CFO_t + \beta_2 NDAC_t + \beta_3 DAC_t + \beta_4 BIG4_t + \beta_5 REVISION_t + \beta_6 DAC_t * REVISION_t + \beta_7 DAC_t * REVISION_t * Big4_t + \epsilon_t$$

변 수	예측값	계수값
절 편	(?)	-0.038(-3.14)***
CFO	(+)	1.263(17.79)***
NDAC	(+)	1.296(8.57)***
DAC	(+)	0.951(12.42)***
REVISION	(?)	-0.013(-0.88)
Big4	(+)	-0.017(-1.19)
DAC · REVISION	(-)	-0.101(-1.36)
DAC · REVISION · Big4	(?)	-0.086(-0.79)
수정 R^2		0.075
표본수		4,759

주1) 변수의 정의. <표 4> 참조

주2) 괄호 속의 수치는 t값이며 ***, ** 및 *는 각각 1%, 5%와 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

산정정기업의 외부감사인이 높은 품질의 감사인일 경우, 가결산정정기업의 재량적 발생액과 시장수익률간 상관관계가 비유의한 수준에서 보다 약화됨으로 해석될 수 있다. 이는 투자자들은 경영자의 기회주의적 목적달성을 위한 재량적 회계선택행위를 발견·조정하는데 있어 감사품질의 차별성에 의미 있는 가치를 부여하지 않고 있음을 시사한다.¹⁴⁾

4.6 추가분석

큰 음(-)의 이익충격(earnings shocks)이 예상되는 기업의 경영자는 향후의 나쁜 소식에 대해 미리 경고를 하려는 경향이 있다. 왜냐하면 나쁜 소식으로 인해 높아진 소송가능성을 예방하기 위해 또는 추종 재무분석가들이 관련정보를 요구하기 때문이다(Skinner 1994; Kasznik and Lev 1995). 또한 중요한(material) 사적정보를 밝혀야 하는 법적의무(legal obligation)에 직면한 경영진은 나쁜 소식을 왜곡시킬 가능성이 높다(Dye 1990; Dye and Sridhar 1995; Gennotte and Trueman 1996; Miller 2002).¹⁵⁾

이러한 선행연구의 결과가 시사하는 바는 다음과 같다. 즉, 나쁜 경영실적이 예상되는 기업의 경영자는 경영실적의 공시시점 및 왜곡 등의 유인이 있으며, 결국 경영실적의 방향에 따라 경영자의 재량적 회계선택도 영향을 받을 것이다.

이에 본 연구는 전년도 확정손익보다 증가된 가결산손익을 공시한 경우와 그렇지 않은 경우로 가결산공시 표본을 구분한 뒤, 투자자들이 각 경우에 대해 재량적 발생액이 기업가치에 대해 갖는 정보력에 차별적인 반응을 나타냈는지를 추가로 살펴보기로 한다. 또한 전체 가결산 정정기업을 가결산손익이 과대공시되어 정정된 경우 그리고 과소공시되어 정정된 경우로 구분한 뒤, 투자자들이 각 경우에 대해 재량적 발생액이 기업가치에 대해 갖는 정보력에 차별적인 반응을 나타냈는지를 추가로 살펴보기로 한다.

4.6.1 가결산공시(ISC) 방향에 따른 재량적 발생액에 대한 주가반응의 회귀분석

전체 가결산 공시기업 중 평균 56%의 기업(2,668개)에서 가결산이익이 전년이익과 비교

하여 증가하였고, 평균 44%의 기업(2,091개)에서 전년이익과 비교하여 감소한 것으로 파악되었다.¹⁶⁾

한편, 전년도 확정손익보다 증가 또는 감소된 가결산손익을 공시한 각 경우별로 투자자들이 재량적 발생액이 기업가치에 대해 갖는 정보력에 대해 차별적인 반응을 나타냈는지를 실증분석한 결과가 아래 <표 10>에 제시되어 있다. 먼저 앞의 실증분석에서와 마찬가지로 영업현금흐름(CFO), 비재량적 발생액(NDAC) 및 재량적 발생액(DAC) 모두 주

14) 또는 감사품질의 대응치설정에 한계가 있거나, 또는 감사의 고유한계 등으로 인해 감사품질의 차이와 상관없이 경영자의 기회주의적 목적달성을 위한 재량적 선택행위가 효과적으로 제한되지 않을 것이라고 투자자들이 판단할 경우에도 이와 같은 연구결과가 도출될 것이다.

15) 그리고 보다 엄격해진 경영진 책임 등에 대한 법률적 환경(legal environment) 특히, 가이던스 태만(negligent guidance)에 대한 법적소송의 가능성은 가이던스 결정, 가이던스 빈도 및 가이던스의 구체성(specificity) 등의 결정에 중요한 영향을 미친 것으로 검증되었다. 특히, 1995년에 발효된 증권소송법(the Private Securities Litigation Reform Act)으로 기업들이 좋은소식 보다 나쁜소식을 보다 빨리 공시하게 되었다(Rogers and Stocken 2005; Kothari et al. 2009; Cao et al. 2007).

16) 손성규와 이은철(2005)과 송인만과 박연희(2006)에서는 평균 63% (2001~2003 회계연도)와 평균 60% (2001~2004 회계연도)의 가결산 공시기업의 가결산이익이 전년대비 증가함을 각각 보고하고 있다.

〈표 10〉 가결산공시(ISC) 방향에 따른 재량적 발생액에 대한 주가반응의 추가 회귀분석결과

$$RET_t = \beta_0 + \beta_1 CFO_t + \beta_2 NDAC_t + \beta_3 DAC_t + \beta_4 ISC_t + \beta_5 DAC_t * ISC_t + \epsilon_t$$

변 수	예측값	계수값 (전년이익대비 증가)	계수값 (전년이익대비 감소)
절 편	(?)	-0.057(-9.00)***	-0.060(-9.47)***
CFO	(+)	0.788(21.90)***	0.781(21.58)***
NDAC	(+)	0.800(9.75)***	0.708(8.66)***
DAC	(+)	0.627(17.78)***	0.648(18.54)***
ICS	(-)	0.115(10.31)***	-0.103(-8.48)***
DAC · ISC	(-)	-0.223(-4.10)***	-0.012(0.25)
수정 R ²		0.083	0.080
표본수		10,479	9,092

주1) 변수의 정의. 〈표 3〉 참조

주2) 각 표본은 가결산미공시기업 (7811개)를 포함한다.

주3) 괄호 속의 수치는 t값이며 ***, ** 및 *는 각각 1%, 5%와 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

가수익률과 유의한 양의 상관관계를 보이고 있다. 전년도 확정손익보다 증가된 가결산손익을 공시한 표본기업군의 경우 비재량적 발생액, 영업현금흐름, 재량적 발생액 순 그리고 전년도 확정손익보다 감소된 가결산손익을 공시한 표본기업군의 경우 영업현금흐름, 비재량적 발생액, 재량적 발생액 순의 계수값 크기를 보였다. 자의성이 보다 많이 개입된 재량적 발생액이 비재량적 발생액보다 지속성 또는 발생액의 질이 낮았는데, 이에 따라 양 표본기업 연도 군 모두에서 유의한 수준에서 재량적 발생액 계수값이 비재량적 발생액 계수값보다 작다. 이는 Subramanyam(1996) 연구결과와 일치한다.

전년도 확정손익보다 증가된 가결산손익을 공시한 표본기업군의 경우, 가결산공시(ISC) 및 재량적발생액(DAC)의 상호작용 항(DAC · ISC)의 계수값은 유의한 수준에서 음(-)의 값을 보이는데, 이는 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계가 가결산공시기업이 미공시기업에 비해 보다 낮음을 의미하며 가설 H₁의 예측을 지지하는 결과이다. 그러

나 전년도 확정손익보다 감소된 가결산손익을 공시한 표본기업군의 경우, 가결산공시(ISC) 및 재량적발생액(DAC)의 상호작용 항(DAC · ISC)의 계수값은 비유의한 수준에서 음(-)의 값을 보이는데, 이 경우 가설 H₁은 기각되었다.

이를 통해 가결산손익이 전년 확정이익보다 증가되는 경우에만, 투자자들은 가결산공시기업의 재량적 발생액과 미공시기업의 재량적 발생액에 대해 차별적 반응을 나타냄을 알 수 있다.

4.6.2 가결산정정의 방향에 따른 재량적 발생액에 대한 주가반응의 회귀분석

전체 가결산 정정기업 중 가결산손익이 과대공시되어 정정된 기업은 876개 기업 그리고 과소공시되어 정정된 기업은 736개 이며, 과소공시에 비해 과대공시의 폭이 평균적으로 훨씬 큰 경향을 보이고 있다. 한편, 가결산손익이 과대공시되어 정정된 경우 그리고 과소공시되어 정정된 각 경우별로 투

자자들이 재량적 발생액이 기업가치에 대해 갖는 정보력에 대해 차별적인 반응을 나타냈는지를 실증 분석한 결과가 아래 <표 11>에 제시되어 있다. 먼저 앞의 실증분석에서와 마찬가지로 영업현금흐름(CFO), 비재량적 발생액(NDAC) 및 재량적 발생액(DAC) 모두 주가수익률과 유의한 양의 상관관계를 보였으며, 이는 Subramanyam(1996) 연구결과와 일치한다. 계수값은 비재량적 발생액, 영업현금흐름, 재량적 발생액 순의 크기를 보였다. 특히, 자의성이 보다 많이 개입된 재량적 발생액이 비재량적 발생액보다 지속성 또는 발생액의 질이 낮았는데, 이에 따라 유의한 수준에서 재량적 발생액 계수값이 비재량적 발생액 계수값보다 작다.

한편, 앞선 실증분석에서 가결산정정(REVISION)과 주가수익률간 상관관계는 비유의한 수준에서 양

(+)의 상관관계를 보여 가설 H_{2a} 를 기각하였는 바, 전체 가결산 정정기업을 가결산손익이 확정이익보다 증가한 경우 그리고 감소한 경우로 구분한 뒤의 회귀분석결과 역시 앞의 결과와 일치한다.

한편, 앞선 실증분석에서 가결산정정(REVISION)과 재량적발생액(DAC)의 상호작용 항(REVISION · DAC)의 계수값은 유의한 수준에서 음(-)의 값을 보여 가설 H_{2b} 의 예측은 지지되었으나, 전체 가결산 정정기업을 가결산손익이 과대공시되어 정정된 경우 그리고 과소공시되어 정정된 경우로 구분한 뒤의 회귀분석결과는 그 양상을 달리한다. 즉, 가결산손익이 과대공시되어 정정된 경우에만 가설 H_{2b} 의 예측은 지지되었다.

이를 통해 가결산손익이 과대공시되어 정정된 경우에만, 투자자들은 가결산정정기업의 재량적 발생

<표 11> 가결산정정의 방향에 따른 재량적 발생액에 대한 주가반응의 추가 회귀분석결과

$$RET_t = \beta_0 + \beta_1 CFO_t + \beta_2 NDAC_t + \beta_3 DAC_t + \beta_4 REVISIONUP_t + \beta_5 * REVISIONDN_t + \beta_6 DAC_t * REVISIONUP_t + \beta_7 DAC_t * REVISIONDN_t + \epsilon_t$$

변 수	예측값	계수값
절 편	(?)	-0.047(-4.86)***
CFO	(+)	1.258(17.87)***
NDAC	(+)	1.286(8.53)***
DAC	(+)	0.938(12.19)***
REVISIONUP	(?)	-0.021(-1.08)
REVISIONDN	(?)	-0.008(-0.43)
DAC · REVISIONUP	(-)	-0.087(-0.71)
DAC · REVISIONDN	(-)	-0.143(-2.19)**
수정 R^2		0.075
표본수		4,759

주1) 변수의 정의

REVISIONUP : 가결산의 상향정정 기업의 경우 1, 그렇지 않으면 0

REVISIONDN : 가결산의 하향정정 기업의 경우 1, 그렇지 않으면 0

기타변수는 <표 4> 참조

주2) 괄호 속의 수치는 t값이며 ***, ** 및 *는 각각 1%, 5%와 10% 수준에서 유의함을 나타낸다.

액과 가결산미정정기업의 재량적 발생액에 대해 차별적 반응을 나타냄을 알 수 있다.

V. 연구의 결론 및 시사점

본 연구의 실증분석결과를 요약하면 다음과 같다. 첫째, 재량적 발생액과 주가수익률의 상관관계는 가결산공시기업이 가결산미공시기업에 비해 낮았다. 이는 가결산공시의 과대공시경향이 투자자들에게 부정적 영향을 미쳐, 투자자들이 가결산공시기업의 재량적 발생액의 이익정보력을 보다 낮게 평가하였기 때문으로 해석된다. 가결산과대공시의 경향이 투자자에게 부정적으로 작용하여 가결산공시기업의 재량적 발생액이 그렇지 않은 기업에 비해 할인된다는 본 연구결과는 해당기업 및 관련 규제당국에 시사하는 바가 클 것으로 판단된다. 둘째, 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계는 가결산정정기업(또는 큰 폭의 가결산정정기업)이 미정정기업(또는 작은 폭의 가결산정정기업)에 비해 보다 낮았다. 이는 투자자들이 가결산정정기업의 재량적 발생액을 경영자의 사적정보 전달이 아닌 기회주의적 목적달성을 위한 재량적 선택의 결과로 받아들여, 재량적 발생액이 갖는 이익정보력을 낮게 평가하기 때문이다. 셋째, 가결산정정에 대한 투자자반응의 방향성은 분명하지 않으나 가결산정정의 크기가 클 경우 즉, 경영자가 기회주의적 목적달성을 위해 재량적 회계선택을 시도하였으나 외부감사인이 이를 큰 폭으로 제한한 경우, 투자자들은 이를 긍정적으로 평가하여 주가에 반영하였다.

투자자들이 외부감사인에 의한 큰 폭의 가결산과대공시 제한은 긍정적 신호로 받아들이나, 이들 정정기업의 보고이익의 질에 대해서는 여전히 부정적 평가를 하고 있음은 관련 기업의 경영자에게 시사하는 바가 클 것이다. 마지막으로 가결산정정기업의 재량적 발생액과 주가수익률간 상관관계는 높은 감사품질여부에 따라 유의한 차이가 발생하지 않았다.

본 연구의 선행연구와의 차별성 및 공헌점은 다음과 같다. 가결산공시는 우리나라 고유의 제도로서, 본 연구는 가결산과대공시의 경향 및 가결산정정이 시장참여자들에게 어떠한 영향을 미쳤는지를 재량적발생액과 주가수익률의 상관관계를 통해 검증하였다는 점에서 선행연구와 차별성을 갖는다. 손성규와 이은철(2008) 연구가 시사하는 바¹⁷⁾와 같이 가결산정정이 경영자의 기회주의적 목적달성을 위한 재량적 선택행위를 외부감사인이 제한한 결과일 경우, 이에 대한 시장반응을 살펴보았다는 점에서 본 연구의 의의를 찾을 수 있을 것이다. 끝으로 손성규와 이은철(2008)이 지적한 바와 같이 기존 회계감사연구에서 사용하지 않던 새로운 설명변수의 유효성에 대해 다양한 각도의 검증이 필요한데, 손성규와 이은철(2008)이 새로이 제시한 설명변수를 이용하여 의미있는 연구결과를 도출하였다는 점에서 본 연구의 추가적인 공헌점을 찾을 수 있을 것이다.

한편, 본 연구의 실증분석결과를 통해 가결산 이익의 과대공시에 대한 규제당국의 명시적인 제재장치가 없는 현 상황에서, 시장메커니즘에 의해 가결산과대공시에 대해 불이익이 주어지고 있음이 확인되었다. 한편, 고품질의 외부감사인이 경영자의 기회주의적 목적달성을 위한 재량적 선택을 보다 효

17) 가결산정정이 클 경우 감사인교체가 발생할 가능성이 크다.

과적으로 제한하였다는 시장의 평가는 없었으며, 가결산 과대공시가 정정되어도 투자자들은 가결산 정정기업의 보고이익에 대해 여전히 낮은 신뢰성을 부여하고 있음이 확인되었다.

최근 규제당국 등은 외부감사인의 자기감사를 규제하기 위해 상장기업의 가결산재무제표(감사 전 재무제표)를 금융감독원 등 유관기관에 선보고하는 제도를 입안 중이다. 이러한 제도가 도입될 경우 특정기준에 해당되는 기업만 가결산손익을 공시하던 것과는 달리, 실질적으로 모든 상장기업이 가결산손익을 공시하게 되는 효과가 발생할 것이다. 가결산손익의 과대공시의 경향이 이러한 선보고제도에도 나타난다면, 이로 인해 자본시장에 미치는 부정적인 영향은 지금보다 더 커질 것으로 판단된다. 이를 선제적으로 예방하기 위해서는 결국 가결산 과대공시를 차단할 수 있는 규제당국의 제도적 장치가 강구되어야 할 것이다.

보다 면밀한 연구결과 도출을 위해서는 가결산공시 및 확정이익공시 각각의 재량적 발생액을 이용하여 그 증감의 유의성을 파악한 뒤 경영자의 기회주의적 목적달성을 위한 재량적 행위가 있었는지를 판단해야 할 것이다. 그러나 가결산공시는 재무제표공시가 아니라 주요손익항목만의 공시이기에 재량적 발생액의 측정이 원천적으로 불가능하다. 본 연구는 이러한 재량적 발생액 증감의 실증분석을 통해 경영자의 기회주의적 목적달성을 위한 재량적 선택행위가 있었는지 여부를 구체적으로 밝혀내지 못하였다는 한계점을 갖는다.

참고문헌

- 나종길·최관(2003), “회계발생액과 차별적 감사수요,” **회계학연구**, 제28권 제1호, pp.1-32.
- 박종성·최기호(2001), “차별적 감사수요와 자발적 감사인 교체,” **회계학연구**, 제26권 제3호, 1-25.
- 박종일·이명곤·원정연(1999), “재량적 발생액을 이용한 감사인의 감사품질분석,” **회계와 감사연구**, 제35호, 289-319.
- 손성규(1997b), “경영자의 자발적 회계정보 예측에 대한 주식시장에서의 정보효과,” **회계학연구**, 제22권 제4호, 159-192
- 손성규·이은철(2005), “손익구조변경 수시공시의 정보효과에 대한 실증분석,” **회계저널**, 제14권, 29-56.
- 손성규·이은철(2008), “경영자-감사인간의 의견불일치와 감사인교체,” **회계와 감사연구**, 제48호, 205-229.
- 송인만·박연희(2006), “가결산공시 시기의 적절성과 정보유용성,” **회계학연구**, 제31권 제3호, 151-181
- 여은정(2010), “가결산 연간이익의 정정공시 현황과 시장 반응,” **회계저널**, 제19권 제5호, 221-243.
- 이화득·고종권·김종현(2006), “이익기업과 손실기업의 이익지속성과 자본시장의 반응,” 한국회계학회 하계학술발표논문.
- 전영순·손준희(2003), “가결산 순이익의 과대공시와 기업특성 및 시장의 사후 감시기능,” **회계학연구**, 제30권 제2호, 79-105.
- 정석우(1999), “Big6 감사인과 Non Big6 감사인에 대한 감리결과 비교,” **회계와 감사연구**, 제35호, 193-217.
- 최관·백원선(1998), “감사인의 유형과 감사품질: 감사보수와 감사시간을 중심으로,” **회계학연구**, 제23권 제2호, 49-75.
- 최성규·김경민(2001), “소유와 경영의 분리와 경영자의 이익조절,” **회계학연구**, 제26권 제1호, 153-176.
- 최정호(2005), “회계제도개선과 감사품질이 재량적 발생

- 의 크기와 정보성에 미치는 영향.” **회계학연구**, 제 30권 제2호, 107-149.
- 황국재 · 김기범 · 이아영(2008), “내부회계관리제도가 외부감사에 미친 영향 - 감사보고서차를 중심으로,” **회계저널**, 제17권 제2호, 121-154.
- Anderson, K.L. and T.L. Yohn.(2002), “The Effect of 10-K Restatements on Firm Value, Information Asymmetries, and Investors’ Reliance on Earnings,” Working Paper.
- Becker, C., M. DeFond, J. Kiambalvo, and K. Subramanyam.(1998), “The Effect of Audit Quality on Earnings Management,” *Contemporary Accounting Research* 15, 1-24.
- Collins, d. and P. Hribar.(2000), “Earnings-Based and Accrual-Based Market Anomalies: One Effect or Two?,” *Journal of Accounting and Economics* 29, 101-123.
- Dhaliwal, D. S., K. J. Lee, and N. L. Fargher. (1991), “The association between unexpected earnings and abnormal security returns in the presence of financial leverage,” *Contemporary Accounting Research* 8 : 20-41.
- DeAngelo, L.(1981), “Auditor Size and Auditor Quality.” *Journal of Accounting and Economics* 1, 113-127.
- Dechow, P., R. Sloan, and A. Sweeney(1995), “Causes and Consequences of Earnings Manipulation: An Analysis of Firms Subject to Enforcement Actions by the SEC,” *Contemporary Accounting Research* 13 (Spring), 1-36.
- DeFond, M. L., C. W. Park.(2001), “The Reversal of Abnormal Accruals and the Market Valuation of Earnings Surprises,” *The Accounting Review*, 76-3, 375-404
- Feltham, G.A., and J.A. Ohlson.(1995), “Valuation and Clean Surplus Accounting for Operating Financial Activities,” *Contemporary Accounting Research*, Spring 11, 2, 689-731.
- Feltham, G.A., and J. Pae.(2000), “Analysis of Impact of Accounting Accruals on Earnings Uncertainty and Response Coefficients,” *Journal of Accounting, Auditing, and Finance*, 15, 199-220
- Francis, J., R. LaFond and P. Olsson.(2002), “The Market Pricing of Earnings Quality,” Working paper. SSRN.
- Francis, J., E. Maydew, and H. Sparks(1999), “The Role of Big6 Auditors Reporting Conservatism,” *Contemporary Accounting Research* 16, 135-165.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. (2005), “The Market Pricing of Accruals Quality,” *Journal of Accounting and Economics* 39, 295-327.
- Healy, P. and K. G. Palepu.(1993), “The Effect of Firms’ Financial Disclosure Policies on Stock Price,” *Accounting Horizons* 7, 1-11.
- Healy, P. and K. Palepu.(2001), “Information asymmetry, corporate disclosure, and the capital markets : A review of empirical disclosure literatures,” *Journal of Accounting and Economics* 31: 405-440.
- Holthausen, R. W.(1990), “Accounting Method Choice: Opportunistic Behavior, Efficient Contrating and Information Perspectives,” *Journal of Accounting and Economics* 12, 207-218.
- Holthausen, R. W., and R. E. Verrecchia.(1988), “The effect of sequential information releases on the variance of price changes in an intertemporal multi-aset market,” *Journal of Accounting Research* 26: 82-106.
- Kim, O. and R. E. Verrecchia.(1991), “Trading

- volume and price reactions to public announcements” *Journal of Accounting Research* 29: 302-321.
- Krishnan, G.(2003), “Audit Quality and The Pricing of Discretionary Accruals,” *Auditing: A Journal of Practice & Theory* 22, 109-126.
- Palmrose, Z.(1986), “Audit Fee and Auditor Size: Further Evidence,” *Journal of Accounting Research* 24, 97-110.
- Palmrose, Z.(1988), “An Analysis of Auditor Litigation and Audit Service Quality,” *The Accounting Review* 63, 55-73.
- Penman, S(1980), “An empirical investigation of the voluntary disclosure corporate earnings forecasts,” *Journal of Accounting Research* 18: 132-160.
- Palmrose, Z., V.J., Richardson and S. Scholz. (2004), “Determinant of Market Reaction to Restatement Announcement,” *Journal of Accounting and Economics* 37: 59-89.
- Sloan, R. G.(1996), “Do Stock Prices Fully Reflect Information in Accruals and Cash Flows About Future Earnings?,” *The Accounting Review* 71, 289-315.
- Subramanyam, K. R.(1996), “The Pricing of Discretionary Accruals,” *Journal of Accounting and Economics* 22, 249-281.
- Teoh, S. and T. Wong(1993), “Perceived Auditor Quality and Earnings Response Coefficient,” *The Accounting Review* 68, 346-367.
- Watts, R. and J. Zimmerman.(1986), “Positive accounting theory,” Prentice-Hall, Englewood Cliffs, NJ.

The effect of preliminary earnings announcement and its modification on the association between discretionary accruals and stock return

Joon-Sun Yang* · Ki-Beom Kim**

Abstract

Listed companies in Korea are required to immediately disclose unaudited preliminary earnings number when they identify the material change in the current year's sales (or net income) compared to prior year's sales (or net income) based on Regulation on Disclosure of Listed Companies. Previous research in the area of preliminary earnings announcement suggests that many firms overstate preliminary earnings compared to actual earnings because they are not audited and focuses on market responses to firms' preliminary earnings announcement and their subsequent modification in preliminary earnings. This study extends this line of research by examining whether the announcement of and the modification in preliminary earnings affects market participants' perception on the quality of reported earnings. Specifically, this study tests the association between discretionary accruals and stock return in the situation where firms announce and modify their preliminary earnings, using a sample of listed companies from 2001-2010. Unlike other components of earnings, discretionary accruals are more subjective and reflect a higher degree of managerial judgment, thus they are likely to be affected by management opportunistic behavior.

The empirical results show that (1) the association between discretionary accruals and stock return is lower for firms disclosing their preliminary earnings than firms not disclosing their preliminary earnings, (2) the association between discretionary accruals and stock return is lower for firms modifying their preliminary earnings among firms disclosing their preliminary earnings, (3) the association between discretionary accruals and stock return is lower for firms

* Associate Professor, School of Business Administration, Sogang University.

** Ph.D. Candidate, Graduate School of Sogang University.

modifying their preliminary earnings in large amount among firms disclosing their preliminary earnings, and (4) the association between discretionary accruals and stock return is not affected by audit quality among firms disclosing their preliminary earnings. Thus, these results indicate that market values discretionary accruals less because of potentially aggressive and opportunistic reporting behavior of discretionary accruals by managers before firms disclose preliminary earnings, and market's undervaluation on discretionary accruals continues even after they subsequently modify preliminary earnings during the annual audit process. There is no penalty for announcing unaudited preliminary earnings in an overstated amount. It is desirable to improve an institutional device governing a practice of preliminary earnings announcement in order to enhance earnings quality and to restore credibility of earnings number.

Key words: Preliminary earnings announcement, Modification of preliminary earnings, Discretionary accruals