

세무회계저널
제10권 제4호 2009년 12월 pp.9~41
한국세무학회

발생액의 질과 회계이익의 정보효과*

이세용**

<요 약>

발생액의 질(Accruals quality, 이하 AQ)을 연구한 국내외 선행연구들은 AQ가 높을수록 정보비대칭이 감소하고 발생액의 시장이상현상(Accruals anomaly)이 감소하며, 경영자의 기회주의적 행태가 제한됨을 보이고 있다. 또한 이들 연구들은 AQ와 감사품질 사이에 유의한 양의 관계가 존재하며 나아가 AQ가 높을수록 회계정보의 질에 대한 시장의 요구에 더 민감하게 반응하고 회계투명성이 높게 나타나 대리인 문제가 완화되고 있음을 보이고 있다. 이렇게 AQ에 대한 선행연구들의 결과는 AQ가 높은 회계이익이 보다 유용한 회계정보라는 것을 시사하고는 있지만 직접적으로 AQ와 회계이익의 정보효과 사이의 관계를 분석한 연구는 손성규 등(2009)을 제외하면 거의 없는 것으로 보인다. 이에 따라 본 연구는 AQ에 따라 회계이익의 정보효과가 달라지는지를 분석하였다.

이의 분석을 위하여 1991년부터 2005년까지 매 연도말 현재 유가증권시장에 상장되어 있는 금융업 이외의 12월 결산 기업을 대상으로 연구를 진행하였다. AQ는 총유동발생액을 과거, 현재 및 미래의 현금흐름에 회귀할 때에 나타나는 잔차를 이용하여 그 잔차의 절대값을 첫 번째 AQ의 측정치로 하였으며 그 잔차의 표준편차를 두 번째 AQ의 측정치로 하였다.

분석 결과, 선행연구의 결과로부터의 예상과 같이 AQ가 커질수록 회계이익의 정보효과는 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 발생액의 절대값 크기나 감사품질을 통제하는 경우에도 동일하게 나타났으며, 일부 설명변수에서 나타나는 다중공선성을 통제하거나 현금흐름의 변동성을 통제하는 경우에도 일관되게 나타났다. 이상에서 보듯이 본 연구는 손성규 등(2009)에 더하여 회계이익의 유용성에 대한 AQ의 역할을 검증하였다는 측면에서 공헌점이 있다고 판단된다.

<주제어> 발생액의 질, 회계이익, 회계이익의 정보효과, 이익반응계수

* 본 논문은 2008년도 가톨릭대학교 교비연구비의 지원으로 이루어졌음.

** 가톨릭대학교 경영학부 회계학전공 부교수, yoseli@catholic.ac.kr, 02-2164-4295

논문접수일 2009년 8월

게재확정일 2009년 9월

I. 서 론

본 연구에서는 발생액의 질(Accruals quality, 이하 AQ)의 역할에 대한 나종길(2004)과 최 관·백원선(2007)의 결과를 확장하여 AQ가 높을 경우, 그 발생액을 포함하는 회계이익의 정보효과(Informativeness)가 더 크게 나타나는지를 분석한다. 본 연구에서 회계이익의 정보효과는 주식수익률을 회계이익에 대하여 회귀할 때, 즉, 수익률-이익 모형(Return-earnings model)에서의 기울기인 회귀계수로 측정된다(Francis · Schipper · Vincent, 2005a ; 이우중, 2008).¹⁾

Dechow · Kothari · Watts(1998)에 의하면 미래의 현금흐름을 예측할 경우에 당기의 현금흐름보다는 회계이익이 더 유용한 것으로 나타나고 있다. 그런데 기업가치는 일반적으로 미래 현금흐름의 현재가치의 합으로 정의되므로 회계이익이 이러한 미래의 현금흐름을 정확하게 예측할수록 회계이익의 정보효과는 높다고 판단된다(Kim · Kross, 2005). 이 때 발생주의 회계에서 산출되는 회계이익은 현금흐름과 발생액으로 구성되는데, 회계이익의 구성요소로서 현금흐름 이외에 발생액이 추가적으로 필요한 것은 회계이익을 측정하는 데에 현금흐름이 한계를 가지고 있기 때문이다(Sloan, 1996). 이러한 관점에서 Barth · Cram · Nelson(2001)은 회계이익을 발생액과 현금흐름으로 구분할 경우에 미래의 현금흐름에 대한 예측능력이 회계이익만을 사용하는 경우보다 증가함을 보이고 있다. 이러한 결과는 미래의 현금흐름의 예측에 있어서 발생액이 유용하며, 결과적으로 발생액의 역할에 따라 회계이익의 정보효과가 달라질 수 있다는 것을 의미한다.

그런데 발생액이 현금흐름의 한계를 보완한다는 측면에서 그 역할이 인정되기는 하지만 발생액은 그 측정 과정에서 오차가 나타날 수 있다는 문제점을 갖는다. 즉, “발생액에는 영업현금흐름과 다르게 발생주의 회계원칙의 적용에 따른 회계선택과 회계추정 및 원가배분, 그리고 비경상적인 금액손실이나 구조조정비용 등이 포함(최 관·백원선, 2007, p.3)”되는데 이 과정은 기본적으로 경영자의 재량에 의존하므로 발생액은 측정오차로부터 자유로울 수 없다. 특히, 발생액에 경영자의 사적인 유인이 반영되는 경우, 발생액의 측정오차는 더욱 커지게 된다. 이러한 발생액의 측정오차와 관련하여 Dechow · Dichev(2002)와 McNichols(2002)는 AQ를 측정하는 방법을 제시하고 있다. 이들에 의하면, 발생액이 과거, 현재 그리고 미래의 현금흐름의 실현가능성을 반영하는 정도가 클수록, 즉, 발생액을 과거, 현재 그리고 미래의 현금흐름에 대하여 회귀할 때의 추정오차가 작을수록 AQ가 높은 것으로 측정된다. 이렇게 AQ에 대한 Dechow · Dichev (2002)와 McNichols (2002)의 정의를 따를 경우, AQ가 높은 발생액을 포함하는 회계이익은 AQ가 낮은 발생액을 포함하는 회계이익보다 현금흐름의

1) 수익률-이익 모형에서 나타나는 회귀계수는 이익반응계수(earnings response coefficient), 가치관련성 등 여러 가지 다른 이름으로도 불리고 있다. Francis · Schipper(1999)에 의하면 회계정보가 가치평가에 사용되는 정보를 포함하거나 그러한 정보를 예측하는데 도움이 된다면 가치관련성을 갖는다고 판단된다. 이에 대하여 Kim · Kross(2005)는 결국 회계정보의 가치관련성은 회계정보가 미래 현금흐름을 예측하는 능력으로 측정된다고 하였다. 본 연구에서는 Francis · Schipper · Vincent(2005)와 Lee(2008)에 따라 정보효과라는 용어를 사용한다.

실현 가능성을 보다 잘 반영할 것이므로 결과적으로 그 정보효과 역시 더 크게 나타날 것으로 기대된다.

우리나라의 자본시장에 대한 최 관·백원선(2007)의 연구에 의하면 AQ가 높은 경우 발생액의 시장이상현상(Accruals anomaly)²⁾이 감소하는데, 이는 AQ가 높은 경우에는 시장참가자들이 미래 이익에 대한 발생액의 지속성(즉, 미래이익 예측능력)을 보다 정확하게 인식할 수 있다는 것을 의미한다. 나종길(2004) 역시 AQ가 높은 재량적발생액이 미래 회계이익에 대한 예측능력이 더 크다는 것을 보이고 있다. 따라서 최 관·백원선(2007)과 나종길(2004)의 결과는 공통적으로 AQ가 높은 발생액이 미래의 회계이익에 대한 예측능력이 더 크다는 것을 시사한다. 이 때, 미래의 현금흐름은 미래의 회계이익과 양의 관계에 있을 것이므로 최 관·백원선(2007)과 나종길(2004)의 결과는 AQ가 높은 발생액을 포함하는 회계이익이 궁극적으로 미래 현금흐름에 대한 정보를 보다 정확하게 반영한다는 것을 의미하며, 이로부터 AQ가 높은 발생액을 포함하는 회계이익이 AQ가 낮은 발생액을 포함하는 회계이익보다 그 정보효과가 더 크게 나타날 것이라는 예상이 가능하다.

본 연구는 이러한 예상이 우리나라의 자본시장에서 실증되는지를 분석하고자 한다. 회계이익의 정보효과는 주로 회계이익의 질(earnings quality)에 의하여 결정이 되는데 문제는 회계이익의 질에 대한 합의된 정의가 존재하지 않는다는 것이다. 따라서, 선행연구들은 회계이익의 질에 관련이 있다고 기대되는 변수들-예를 들면, 이익의 지속성이나 재량적 발생액의 크기 등-을 상정하고 이 변수들에 따라 회계이익의 정보효과가 차별적으로 나타나는지를 분석하고 있다. 본 연구에서는 이러한 선행연구들의 결과에 더하여 AQ를 회계이익의 질에 대한 측정치로 사용하여 회계이익의 정보효과를 분석한다. 많은 선행연구들이 AQ를 이익의 질과 동일시하고 있음에도(Francis et al., 2005) 실질적으로 AQ에 따라 회계이익의 정보효과가 어떻게 달라지는지에 대한 연구는 거의 없는 것으로 판단된다. 이러한 관점에서 AQ를 사용하는 본 연구는 선행연구에 더하여 회계이익의 질과 회계이익의 정보효과 사이의 관계를 보다 명확하게 분석할 수 있는 기회를 제공해 준다고 판단된다.

이에 더하여 본 연구에서는 AQ와 회계이익의 정보효과 사이에는 사실상 의미 있는 관계가 없음에도 불구하고, AQ와 회계이익의 정보효과에 동시에적으로 영향을 미치는 다른 요인의 존재 때문에 AQ와 회계이익의 정보효과 사이에서 관찰되는 관계가 사실은 허위 상관관계(spurious correlation)에 의한 것인지를 추가적으로 분석한다.

2) 미래의 회계이익이나 미래의 현금흐름과 관련하여 발생액의 지속성은 현금흐름의 지속성보다 작을 것으로 예상되며 대부분의 선행연구들은 이러한 예상과 일치하는 실증결과를 보이고 있다(Francis et al., 2005; Sloan, 1996; 최 관·백원선, 2007). 이렇게 미래 이익에 대한 발생액의 지속성이 현금흐름의 지속성보다 작음에도 불구하고 미래의 주식수익률에 대해서는 발생액이 현금흐름보다 더 큰 관련성을 보이고 있는데(Sloan, 1996), 이는 이익의 지속성에 대한 발생액과 현금흐름의 차이를 시장참가자들이 정확하게 인식하고 있지 못하다는 것을 의미하며 이러한 현상을 발생액의 시장이상현상(Accruals anomaly)라고 한다. 이러한 발생액의 시장이상현상은 외국은 물론 우리나라에서도 발견되고 있다(고종권·윤성수, 2006; 나종길, 2006; 최 관·백원선, 2007).

우선, Dechow · Dichev(2002)에 의하면, AQ에 대한 측정모형의 구조상 AQ가 낮으면 회계이익의 지속성은 작게 나타나게 되는데, 문제는 이러한 회계이익의 지속성 감소는 AQ의 감소에 따라 단조적으로 증가하는 발생액의 절대값의 크기에 의해서도 나타날 수 있다는 것이다(Dechow · Dichev(2002), Table 5). 즉, 발생액의 절대적 크기를 고려할 경우 회계이익의 정보효과 증가가 AQ에 의하여 나타난 것인지 아니면 발생액의 절대적 크기에 따라 나타난 것인지가 불분명하다. 또한, Teoh · Wong(1993)에 의하면 감사품질에 따라 회계이익의 정보효과가 차별적으로 나타난다. 따라서, 감사품질이 높(낮)은 경우에 AQ가 동시에 높(낮)으면, AQ와 회계이익의 정보효과 사이의 관계는 감사품질에 기인하였을 가능성이 존재한다. 따라서, 본 연구에서는 발생액의 절대적 크기와 감사품질을 통제한 후에도 AQ와 회계이익의 정보효과 사이에 유의적인 관계가 나타나는지를 추가적으로 분석한다.

이하 본 연구의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 AQ에 대한 정의와 AQ를 이용한 선행연구를 검토하고, AQ에 따라 회계이익의 정보효과가 달라질 수 있다는 근거를 제시한다. 제Ⅲ장에서는 연구 결과 도출을 위한 연구 설계 내용을 설명하고 제Ⅳ장에서는 실증 분석 결과를 제시한다. 마지막 제Ⅴ장에서는 연구의 결론을 요약한다.

Ⅱ. 선행연구 검토

1. 발생액의 질(Accruals quality : AQ)

일반적으로 회계이익은 현금흐름과 같은 다른 측정치보다 더 우월한 성과측정치인데 이는 현금흐름을 이연하거나 가속하여 인식하는 발생액의 역할 때문이다(Dechow, 1994 ; Dechow · Kothari · Watts, 1998 ; Dechow · Dichev, 2002). 그런데 발생액에는 측정오차가 내재하므로 이러한 발생액의 역할은 그 측정오차가 증가할수록 감소하게 된다. 따라서 발생액이 기업성과와 관련된 현금흐름을 보다 정확하게 반영하기 위해서는 발생액에 내재하는 측정오차가 작아져야 한다. 이러한 의미에서 Dechow · Dichev(2002)는 발생액³⁾이 과거, 현재, 그리고 미래에 나타나는 영업현금흐름을 포착하는 정도를 기준으로 AQ를 측정하였다.

그런데 McNichols(2002)에 의하면 Dechow · Dichev(2002)에 의한 AQ의 정의는 첫째, 비유동발생액에는 적용되지 않으며, 둘째, 비의도적인 측정오차와 의도적인 측정오차를 구분하지 못하고, 셋째, 회계이익의 변동성이 큰 경우 자동적으로 이익의 질이 낮아진다는 문제점을 갖는다. 이러한 문제를 통제하기 위하여 McNichols(2002)와 Francis et al.(2005)은 Dechow · Dichev(2002) 모형에 매출수익의 변동과 유형자산을 추가하여 AQ를 측정하는 방법을 제시하고 있다. AQ에 대한 McNichols(2002)와 Francis et al.(2005)의 정의 역시 과거, 현재, 그리고 미래의 현금흐름을 발생액이 포착하는 정도를 기준으로 매출수익의 변동과 유형자산의 영향을 통제하는 것이므로 본질적으로 Dechow · Dichev(2002)

3) Dechow · Dichev(2002)는 발생액으로 영업운전발생액(working capital accruals)을 사용하고 있다.

의 정의와 다르지 않다. 이런 의미에서 최 관·백원선(2007)이 AQ 를 “현금전환가능성”이라는 용어로 사용하는 것은 Dechow · Dichev(2002)와 McNichols(2002), 그리고 Francis et al.(2005)에서 정의하는 AQ 의 본질을 정확하게 반영하고 있다고 판단된다.

AQ 가 회계이익의 정보효과에 영향을 미치는 과정은 Collins · Kothari(1989)가 제시한 모형으로부터 확인할 수 있다. Collins · Kothari(1989)는 미래의 기대배당액은 당기의 회계이익과 관련된다는 가정 하에 배당할인모형으로부터 비기대이익과 비기대수익률 사이의 관계를 다음과 같이 도출하였다.

$$UR_{it} = \left(\lambda_{it} + \sum_{k=1}^{\infty} \lambda_{it+k} \Pi_{t=1}^k \frac{1}{[1 + E(R_{it+k})]} \right) UX_{it} / P_{it-1}$$

위 식에서 UR_{it} 는 기업 i 의 t 년도 비기대수익률, UX_{it} 는 기업 i 의 t 년도 비기대이익이며 $E(R_{it+k})$ 는 기업 i 의 $t+k$ 년도 기대자본수익률이다. λ_{it+k} 는 기업 i 의 t 년도 회계이익과 미래 $t+k$ 년도의 기대배당액 사이의 관계를 나타내는 계수이다.⁴⁾ 이 때, 위 식 우변에서 $(\cdot)$ 의 값이 곧 이익 반응계수(earnings response coefficient, 이하 ERC)로서 회계이익의 정보효과에 대한 크기를 나타낸다. 이 때, λ_{it+k} 가 커질수록 $(\cdot)$ 의 값은 증가할 것이므로 ERC는 λ_{it+k} 의 증가함수가 된다. λ_{it+k} 는 당기의 회계이익과 미래의 기대배당액 사이의 관계를 나타내는 계수이므로 당기의 회계이익을 이용하여 미래의 기대배당액을 정확하게 예측할 수 있다면 λ_{it+k} 의 크기는 증가할 것이고, 결과적으로 ERC의 값이 증가하여 회계이익의 정보효과가 크게 나타날 것이다. 이 때, Dechow · Dichev(2002)가 정의하는 AQ 는 과거, 현재 및 미래의 현금흐름을 현재의 발생액이 포착해 내는 정도이므로 AQ 가 높은 회계이익이 배당과 관련되는 현금흐름 예측에 보다 유용할 것이며, 이로부터 미래의 기대배당액과 보다 큰 관련성을 갖게 될 것이다. 결과적으로 회계이익의 AQ 가 클 경우 λ_{it+k} 의 크기가 증가하여 ERC, 즉 회계이익의 정보효과가 크게 될 것이라는 예상이 가능하다.

2. 발생액의 질(Accruals quality : AQ)을 이용한 연구

많은 선행연구들이 AQ 를 이용하여 연구를 수행하고 있지만 직접적으로 AQ 와 회계이익의 정보효과를 연결시키는 연구는 거의 없는 것으로 파악된다. 이하에서는 AQ 를 이용한 선행연구 중에서 회계이익의 정보효과와의 관계를 암시하는 연구들을 검토한다.

첫째, AQ 는 정보비대칭에 대한 척도로 이용가능하다. Aboody · Hughes · Liu(2005)는 이익의 질이 정보비대칭을 반영하는 속성을 가지고 있다는 선행연구의 결과를 기초로, 이익의 질을 Dechow · Dichev(2002) 모형에 따라 AQ 로 측정한 뒤, Fama · French(1993)의 3-요인 모형(three-factor model)을 이용하여 이익의 질이 낮은 경우 그에 대한 보상으로 수익률이 증가함을 보이고 있다. 이러한 결과

4) 그 관계는 다음과 같이 정의된다.

$$E(D_{it+k}) = \lambda_{it+k} X_{it}, \quad \lambda_{it+k} > 0, \quad k = 0, 1, \dots, \infty$$

여기에서 X_{it} 는 기업 i 의 t 년도 회계이익이다.

는 정보비대칭과 관련되는 위험에 대한 시장참가자들의 평가를 AQ 가 반영한다는 것을 의미한다. 이는 Kim · Qi(2008)가 회계정보의 질을 AQ 로 측정하고 이 AQ 가 시장참가자들에 의하여 위험요인(risk factor)으로 평가되고 있다는 주장과 동일하다. 이들과 동일한 맥락에서 Francis · LaFond · Olsson · Schipper(2005) 역시 AQ 로 측정되는 이익의 질의 수준에 따라 수익률에 차이가 있음을 보이고 있다. 이러한 결과들은 AQ 가 정보비대칭의 수준을 반영하는 유효한 측정치라는 것을 의미하며, 결과적으로 AQ 가 높은 발생액을 포함하는 회계이익은 AQ 가 낮은 발생액을 포함하는 회계이익보다 정보비대칭이 작을 것이므로 AQ 가 높은 회계이익의 정보효과는 더 크게 나타날 것으로 기대된다.

둘째, AQ 의 크기에 따라 accruals anomaly가 달라지는 것으로 보인다. Richardson · Sloan · Soliman · Tuna(2005)는 발생액을 여러 개의 범주로 구분하고 각 범주별로 AQ 의 전반적인 수준을 예측한 뒤, AQ 가 낮은 범주에 속하는 발생액의 경우, 그 지속성이 상대적으로 낮음에도 불구하고 시장참가자들은 이러한 지속성의 차이를 완전하게 인식하지 못한다는 것을 보여주었다. 이러한 결과는 AQ 가 높을수록 accruals anomaly가 낮아진다는 것을 의미한다. 최 관 · 백원선(2007) 역시 우리나라의 자료를 이용하여 AQ 가 높을수록 accruals anomaly가 감소함을 보이고 있다. Accruals anomaly는 기본적으로 미래 이익에 대한 발생액의 지속성을 시장참가자들이 정확하게 인식하지 못하는 현상으로 이해된다(Sloan, 1996). 따라서 AQ 의 증가에 따라 accruals anomaly가 감소한다는 선행연구의 결과는 AQ 가 높은 경우 시장참가자들이 회계이익의 속성을 보다 잘 이해한다는 것을 의미하므로, AQ 가 높은 회계이익의 정보효과는 AQ 가 낮은 회계이익보다 더 크게 나타날 것으로 기대된다.

셋째, AQ 는 감사품질을 측정하는 지표로도 사용될 수 있다. Sengupta · Shen(2007)은 AQ 가 낮은 기업의 경우 높은 감사보수를 지불하고 있으며, 계속기업 감사의견(going concern audit opinion)을 받을 가능성과 감사인 교체 가능성이 증가함을 실증하였다. 또한, Chambers · Payne(2008)은 2002년의 Sarbanes - Oxley 법 이후 AQ 가 상당히 개선되었으며, 동시에 감사품질(audit quality)과는 유의적인 양의 관계를 가진다는 것을 실증하였다. 특히, 산업전문성이나 감사인으로서의 독립성이 낮은 감사인, 혹은 소송위험이 높은 감사인에게 감사를 받는 기업의 경우에는 Sarbanes - Oxley 법 이후 AQ 는 아주 크게 개선된 것으로 나타났다. 우리나라의 경우에도 고재민 등(2009)은 특히 외환위기 이후에 감사품질과 AQ 사이에 유의적인 양의 관계가 나타나고 있음을 보이고 있다. 이상의 결과는 회계정보의 생산에 있어서 감사품질이 높을수록 AQ 가 높다는 것을 의미하므로, 결과적으로 AQ 가 높은 경우 회계이익의 정보효과가 더 크게 나타날 것이라고 기대된다.

넷째, 소유구조에 따라 AQ 가 달라지는 것으로 보인다. Liu · Peng(2006)은 일시적인 기관투자자의 지분율(transient institutional ownership)이 높은 경우, 이들의 이익을 위하여 경영자의 이익조정 유인이 증가하여 AQ 가 낮아지지만, 장기적인 기관투자자의 지분율(dedicated institutional ownership)이 높은 경우에는 장기적인 기업성장을 위하여 이들이 경영자를 모니터링(monitoring)함에 따라 AQ 가 높아진다는 것을 실증하였다. 또한, Givoly · Hayn · Katz(2008)는 주식의 분산이 잘된 기업(publicly - traded

5) 앞부분의 Richardson · Sloan · Soliman · Tuna(2005)와 더불어 Chambers · Payne(2008)는 AQ 라는 용어 대신 accruals reliability를 사용하고 있는데 그 내용은 본질적으로 유사하므로 본 연구에서는 AQ 로 용어를 통일하였다.

equity firms)의 경우, 경영자는 자본시장의 압력이나 자기 자신의 주식기준보상에 대한 고려에서 자유로울 수 없으므로 회계이익의 생성 과정에 사적으로 관여할 유인이 증가하기 때문에 AQ 로 측정되는 이익의 질이 사적소유기업(privately-held equity firms)보다 더 낮아진다는 것을 실증하였다.⁶⁾ 이상의 결과는 소유구조에 따라 AQ 가 경영자의 기회주의 행태(opportunism behavior)를 반영한다는 것을 시사하므로 결과적으로 AQ 가 높을수록 회계이익의 정보효과가 클 것이라는 예상이 가능하다.

다섯째, 위에서 언급한 네 가지 분야 이외에도 AQ 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계를 암시하는 다양한 연구들이 존재한다. Chaney · Faccio · Parsley(2008)는 정치적인 연대(politically connected)가 큰 기업들의 AQ 가 낮음을 보고하고 있는데 이는 해당 기업들의 경영자들이 회계정보의 질을 높이라는 시장의 압력에 덜 민감하다는 것을 의미한다. 따라서, 정보의 질에 대한 시장의 요구가 미래의 현금흐름에 대한 것이라면 AQ 가 낮을수록 회계이익의 정보효과는 낮아질 것으로 예상된다. 또한, Demirkan · Radhakrishnan · Urcan(2008)은 다양한 사업부문을 운영하는 기업이 단일 사업부문만을 운영하는 기업보다 재량적발생액의 질(discretionary AQ)이 더 낮다는 것을 실증하였다.⁷⁾ 이러한 결과는 다양한 사업부문을 운영하는 기업의 대리인 문제가 더 크기 때문인 것으로 해석된다. 그리고 McNnis · Collins(2008)에 의하면 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공하게 되면 암묵적으로 발생액에 대한 예측치를 제공하는 결과가 되므로 어닝 서프라이즈(earnings surprise)를 현금흐름과 관련되는 부분과 발생액과 관계되는 부분으로 구분할 수 있게 된다. 이러한 추론으로부터 McNnis · Collins(2008)는 재무분석가가 현금흐름예측치를 제공하는 경우 회계정보의 투명성이 증가되어 AQ 가 개선되는 것을 실증하였다. 따라서 AQ 가 높다는 것은 회계정보의 투명성이 높다는 것이므로 이 경우 회계이익의 정보효과는 더 크게 나타날 것으로 기대된다.

우리나라의 경우 손성규 등(2009)은 이익 공시 시점에서의 누적비정상수익률(CAR)을 이용하여 전통적으로 사용되어 온 재량적발생액보다 AQ 가 회계정보의 질을 평가하는 데 더 유효하다는 것을 실증하고 있다.

이상에 제시한 선행연구들은 AQ 에 따라 회계이익의 정보효과가 증가한다는 것을 직접적으로 보이고 있지는 않지만 AQ 가 높을수록 정보비대칭이 감소하고(Aboody · Hughes · Liu, 2005 ; Francis · LaFond · Olsson · Schipper, 2005 ; Kim · Qi, 2008), accruals anomaly가 감소하며(Richardson · Sloan · Soliman · Tuna, 2005 ; 최 관 · 백원선, 2007), 높은 감사품질과 관련성이 있으며(Sengupta · Shen, 2007 ; Chambers · Payne, 2008 ; 고재민 등, 2009), 경영자의 기회주의적 행태를 제어하는(Liu · Peng, 2006 ; Givoly · Hayn · Katz, 2008) 것으로 나타났다. 나아가 AQ 가 높을수록 회계정보의 질에 대한 시장의 압력에 더 민감하고(Chaney · Faccio · Parsley, 2008), 대리인 문제가 완화되며(Demirkan · Radhakrishnan · Urcan, 2008), 회계투명성이 높은(McInnis · Collins, 2008) 것으로 나타났다.

6) Givoly · Hayn · Katz(2008)는 AQ 이외에도 이익의 지속성, 이익관리의 광범위성(prevalence), 조건부 보수주의(conditional conservatism), 무조건부 보수주의(unconditional conservatism)를 이익의 질에 대한 측정치로 사용하였다.

7) 또한, Demirkan · Radhakrishnan · Urcan(2008)은 다양한 사업부문을 운영하는 큰 기업이 단일 사업부문만을 운영하는 기업보다 재량적발생액의 질이 동일한 경우에 자본비용이 더 높게 나타나는 것을 보이고 있다.

따라서, AQ 에 대한 선행연구들은 다양한 상황에서 나타나는 회계환경이나 회계투명성의 개선에 따라 AQ 가 높아진다는 것을 공통적으로 보이고 있어 AQ 는 궁극적으로 회계환경과 회계투명성을 규정하는 다양한 척도들을 대표하는 종합적인 측정치로서의 성격을 갖는 것으로 이해된다. 이에 따라 본 연구는 AQ 가 회계환경과 회계투명성에 대한 종합적인 측정치라는 사실과, 그럼에도 불구하고 AQ 와 회계이익의 정보효과를 직접적으로 분석한 연구가 없다는 사실에 주목하여 회계환경과 회계투명성에 대한 종합적인 측정치로서의 성격을 갖는 AQ 가 회계이익의 정보효과에 미치는 영향을 분석하는 것을 목적으로 한다.

III. 연구 설계

1. 발생액의 질(Accruals quality : AQ) 측정

AQ 의 측정과 관련하여 Dechow · Dichev(2002)는 발생액을 과거, 현재, 그리고 미래의 영업현금흐름에 회귀할 때에 나타나는 잔차의 표준편차와 그 절대값을 AQ 에 대한 측정치로 사용하였다. 그런데 이렇게 Dechow · Dichev(2002) 모형에 따라 측정된 AQ 는 비유동발생액에는 적용되지 않으며, 비의도적인 측정오차를 구분해 내지 못하고, 회계이익의 변동성이 큰 경우에는 그 측정값이 자동적으로 증가한다는 문제점을 갖는다(McNichols, 2002). 이에 따라 본 연구에서는 아래 모형 (1)처럼 Dechow · Dichev(2002) 모형에 매출수익의 변동과 유형자산을 추가한 Francis et al.(2005)의 모형을 이용하여 AQ 를 측정하였다. Francis et al.(2005)은 모형 (1)을 연도별-산업별 횡단면 분석을 통하여 AQ 를 측정하고 있는데 본 연구 역시 이를 따랐다.

$$TCA_{it} = \delta_0 + \delta_1 CFO_{it-1} + \delta_2 CFO_{it} + \delta_3 CFO_{it+1} + \delta_4 \Delta REV_{it} + \delta_5 PPE_{it} + \nu_{it} \quad (1)$$

위의 모형 (1)에서 TCA_{it} 는 기업 i 의 t 년도 총유동발생액으로 유동자산 변동액으로부터 유동부채 변동액과 현금 변동액을 차감한 뒤 유동성장기부채 변동액을 더하여 산출한다. CFO_{it} 는 기업 i 의 t 년도 특별항목 반영 전 이익에서 총발생액을 차감하여 구한다. 이 때, 총발생액은 TCA_{it} 에서 감가상각비를 차감하여 구한다. ΔREV_{it} 는 기업 i 의 t 년도 매출액 변동액이고 PPE_{it} 는 기업 i 의 t 년도 유형자산(토지 제외)이다. 여기에서 각 변수들의 변동액은 당기말 금액에서 전기말 금액을 차감한 값이며 이분산성을 통제하기 위하여 모든 변수들은 평균총자산으로 나눈 값으로 하였다.

본 연구에서 AQ 는 모형 (1)을 연도별-산업별로 회귀분석할 때 나타나는 잔차를 이용하여 다음과 같은 두 가지 방법으로 측정하였다. 첫째, 모형 (1)에서 나타나는 잔차의 절대값을 AQ 에 대한 첫 번째 측정치로 하였다(이하, $AQABSR$). 둘째, 개별 기업별로 모형 (1)에서 나타나는 잔차를 과거 4년 전부터 당기까지 총 5개년 동안 구한 뒤, 그 잔차들의 표준편차를 AQ 에 대한 두 번째 측정치로 하였다(이하, $AQSTD$). Dechow · Dichev(2002)와 Francis · LaFond · Olsson · Schipper(2005)는 모형 (1)에

서 나타나는 잔차의 표준편차를 AQ 에 대한 주된 측정치로 사용하고 있지만, 동시에 그 절대값 역시 AQ 에 대한 또 다른 측정치로 사용하고 있어 본 연구에서도 이를 따라 AQ 에 대한 측정치로 $AQABSR$ 과 $AQSTD$ 를 모두 고려한다. 다만, $AQABSR$ 과 $AQSTD$ 가 모형 (1)에서의 잔차의 절대값과 표준편차이므로 이들 값이 크다는 것은 AQ 가 낮다는 것을 의미하게 된다. 즉, AQ 의 크기는 발생액의 질과는 음(-)의 관계를 가지게 된다. 따라서 해석의 편의상 이하에서는 모형 (1)에서 나타나는 잔차의 절대값과 표준편차에 각각 음(-)의 부호를 붙인 값을 $AQABSR$ 과 $AQSTD$ 으로 한다. 이렇게 하면 $AQABSR$ 과 $AQSTD$ 의 값이 증가할수록 AQ 역시 증가하는 모습을 보이게 된다.⁸⁾

본 연구와는 달리 최 관·백원선(2007)은 Dechow·Dichev(2002)의 모형에서 나타나는 잔차를 그대로 AQ 에 대한 측정치로 사용하고 있다. 최 관·백원선(2007)에서 잔차를 AQ 에 대한 측정치로 사용하는 것은 다음과 같은 이유 때문인 것으로 이해된다. Dechow·Dichev(2002)에서 AQ 에 대한 주된 측정치는 잔차의 표준편차인데, 만약 매년도의 잔차가 그 크기는 아주 크지만 그 변동이 매우 작다면 그 표준편차는 작아져서 AQ 가 높은 것으로 측정된다. 따라서 표준편차를 AQ 의 측정치로 사용하는 경우에는 잔차의 크기가 가지는 의미가 제대로 반영되지 않을 위험이 존재한다. 따라서 최 관·백원선(2007)에서처럼 잔차를 그대로 사용하게 되면 잔차의 표준편차가 가지는 이러한 문제점을 해소할 수 있다.

그러나, 이렇게 잔차를 그대로 사용하게 되면 잔차의 부호가 새로운 문제점으로 나타나게 된다. 그 절대적 크기는 갖지만 부호가 반대인 잔차가 두 개 있을 경우, 두 잔차는 모두 발생액이 과거, 현재 그리고 미래의 영업현금흐름을 정확하게 포착하고 있지 못하다는 것을 공통적으로 나타낸다(다만, 과대나 과소나의 차이만이 있을 뿐이다). 그럼에도 불구하고 잔차를 그대로 AQ 로 사용하게 되면 양(+)의 잔차와 음(-)의 잔차는 전혀 다른 AQ 를 나타내는 문제가 나타나게 된다. 따라서, 본 연구에서는 본문의 모형 (1)에서 나타나는 잔차의 절대값과 그 표준편차를 동시에 AQ 에 대한 측정치로 사용하였다. 이렇게 잔차의 절대값과 표준편차를 동시에 AQ 에 대한 측정치로 사용하는 것은 고재민 등(2009)과 손성규 등(2009)에서의 AQ 측정 방법과 동일하다.

2. 연구모형

AQ 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계를 분석하기 위하여 다음의 모형 (2A)와 모형 (2B)를 이용한다.

8) 예를 들면, 모형 (1)에서의 잔차의 절대값이 1인 경우(A)와 2인 경우(B), B의 $AQABSR$ 이 A의 $AQABSR$ 보다 더 크지만 B의 발생액의 질이 낮은 것으로 평가된다. 이 때, 잔차의 절대값에 음(-)의 부호를 붙이게 되면 A의 $AQABSR$ 인 (-)1은 B의 $AQABSR$ 인 (-)2보다 더 크게 표시가 되므로 $AQABSR$ 의 차이가 그대로 발생액의 질의 차이를 나타내게 된다.

모형 (2A) :

$$\begin{aligned} SZMR_{it} = & \beta_0 + \beta_1 EARN_{it} + \beta_2 EARN_{it} * AQ_{it} + \beta_3 EARN_{it} * LOSS_{it} + \beta_4 EARN_{it} * SIZE_{it} \\ & + \beta_5 EARN_{it} * MB_{it} + \beta_6 EARN_{it} * LEVG_{it} + \beta_7 EARN_{it} * INSTIT_{it} + \beta_8 EARN_{it} * DIV_{it} \\ & + \beta_9 AQ_{it} + \beta_{10} LOSS_{it} + \beta_{11} SIZE_{it} + \beta_{12} MB_{it} + \beta_{13} LEVG_{it} + \beta_{14} INSTIT_{it} + \beta_{15} DIV_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

모형 (2B) :

$$\begin{aligned} SZMR_{it} = & \beta_0 + \beta_1 EARN_{it} + \beta_{11} EARN_{it-1} + \beta_2 EARN_{it} * AQ_{it} + \beta_{21} EARN_{it-1} * AQ_{it} \\ & + \beta_3 EARN_{it} * LOSS_{it} + \beta_{31} EARN_{it-1} * LOSS_{it} + \beta_4 EARN_{it} * SIZE_{it} \\ & + \beta_{41} EARN_{it-1} * SIZE_{it} + \beta_5 EARN_{it} * MB_{it} + \beta_{51} EARN_{it-1} * MB_{it} \\ & + \beta_6 EARN_{it} * LEVG_{it} + \beta_{61} EARN_{it-1} * LEVG_{it} + \beta_7 EARN_{it} * INSTIT_{it} \\ & + \beta_{71} EARN_{it-1} * INSTIT_{it} + \beta_8 EARN_{it} * DIV_{it} + \beta_{81} EARN_{it-1} * DIV_{it} \\ & + \beta_9 AQ_{it} + \beta_{10} LOSS_{it} + \beta_{11} SIZE_{it} + \beta_{12} MB_{it} + \beta_{13} LEVG_{it} + \beta_{14} INSTIT_{it} + \beta_{15} DIV_{it} + \epsilon_{it} \end{aligned}$$

위 모형 (2A)와 모형 (2B)는 Francis et al. (2005b)에서 사용된 모형을 수정한 것으로 $SZMR_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 4월초부터 $t+1$ 년도 3월말까지 12개월의 규모조정누적수익률이다. 이는 각 개별기업의 12개월 누적수익률에서 전체 기업을 연도별로 규모에 따라 10개의 포트폴리오로 구분할 경우 각 개별기업이 포함되는 포트폴리오의 12개월 누적수익률을 차감하여 계산한다. 다음으로 $EARN_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 경상이익으로 $t-1$ 년도 주주지분의 기말 시장가격으로 나누어 계산한다. AQ_{it} 는 i 기업의 t 년도 AQ 로서 $AQABSR$ 혹은 $AQSTD$ 로 측정된다. 모형 (2A)와 모형 (2B)에서 회계이익의 정보효과는 $EARN_{it}$ 의 계수 β_1 에 의하여 판단되는데 β_1 의 값이 클수록 회계이익의 정보효과는 크다고 해석된다. 이 때, AQ 가 회계이익의 정보효과에 미치는 영향의 크기는 $EARN_{it} * AQ_{it}$ 의 계수 β_2 에 의하여 판단된다. AQ 가 좋을수록 회계이익의 정보효과가 클 것이므로 β_2 는 유의적인 양의 값을 가질 것으로 기대된다.

Easton · Harris(1991)에 의하면 회계이익에 포함되는 영속적인(permanent) 요소와 일시적인(transitory) 요소에 따라 ERC 가 달라질 수 있으므로 이를 통제하기 위하여 모형 (2B)에는 전년도 경상이익 $EARN_{it-1}$ 을 추가적으로 포함하였다. 원래 Easton · Harris(1991)는 $EARN_{it}$ 에 $\Delta EARN_{it}$ 를 추가하고 $EARN_{it}$ 와 $\Delta EARN_{it}$ 의 계수 합을 ERC 로 해석하는데, $\Delta EARN_{it}$ 는 $(EARN_{it} - EARN_{it-1})$ 로 표시할 수 있으므로 모형 (2B)에서 $EARN_{it}$ 의 계수 β_1 는 그 자체로 $\Delta EARN_{it}$ 를 추가하는 경우와 동일한 ERC 값을 보여 준다. 마찬가지로 AQ 의 효과는 그대로 $EARN_{it} * AQ_{it}$ 의 계수 β_2 로 측정된다.

모형 (2A)와 모형 (2B)에서 나머지 변수들 $LOSS_{it}$, $SIZE_{it}$, MB_{it} , $LEVG_{it}$, $INSTIT_{it}$, 그리고 DIV_{it} 는 회계이익의 정보효과의 크기에 영향을 미칠 것으로 기대되는 통제변수들로서 Francis et al. (2005b)에서 사용된 것들이다. $LOSS_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 경상이익이 음수이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수이며, $SIZE_{it}$ 는 i 기업의 $t-1$ 년도 매출액의 상용로그 값이다. MB_{it} 는 i 기업의 $t-1$ 년도 market-to-book ratio이고 $LEVG_{it}$ 는 i 기업의 $t-1$ 년도 부채비율로서 장기부채를 총자산으로 나누어 산출한다. $INSTIT_{it}$ 는 i 기업의 $t-1$ 년도 기관투자자 지분율이며 DIV_{it} 는 i 기업의 $t-1$ 년도 보통

주 배당금으로 $t-1$ 년도 주주지분의 기말 시장가격으로 나누어 계산된다.

3. 표 본

본 연구는 1991년부터 2005년까지 매 연도말 현재 유가증권시장에 상장되어 있는 금융업 이외의 12월 결산 기업 8,333개 기업-년을 대상으로 한다. 금융업을 포함하지 않는 것은 금융업에 포함되는 기업들의 재무제표 내용이 제조업에 속하는 기업들의 재무제표 내용과 상이하기 때문이며 코스닥 등록 법인들을 제외하는 것은 코스닥시장이 유가증권시장과는 다른 특성을 가질 것으로 기대되기 때문이다.

모형 (1)에서 보듯이 t 년도의 잔차를 구하기 위해서는 $t-1$ 년도와 $t+1$ 년도의 현금흐름이 필요하므로 1986년과 2006년에 속하는 표본 811개 기업-년은 1987년과 2005년의 잔차 추정 과정에서 사라지고 8,066개 기업-년의 표본이 1987년부터 2005년의 기간에 대하여 남게 된다. 이 중에서 본 연구에 사용되는 기본적인 변수들의 값이 missing이거나, 새로운 변수를 생성하는 경우 그 값이 0이어서 분모로 올 수 없는 변수가 존재하는 관찰치 392개 기업-년을 제거하였다. 그 결과, 7,674개 기업-년의 표본이 남게 된다.

이 때, 본 연구는 Francis et al.(2005)을 따라 모형 (1)을 연도별-산업별로 분석하므로 각 연도에 특정 산업에는 일정 개수 이상의 표본이 존재하여야 한다. 본 연구에서는 각 연도별로 최소 20개 기업을 포함하는 산업을 대상으로 분석을 하였으며 이에 따라 각 연도별로 해당 산업 내 표본수가 20개 이하인 산업을 속하는 3,176개 기업-년을 제거하였다. 그 결과 모형 (1)의 회귀분석에 사용되는 표본은 4,498개 기업-년이 된다.

그런데, Francis et al.(2005)에 따라 $AQSTD_{it}$ 를 측정하기 위해서는 모형 (1)로부터 측정된 t 년도와 과거 $t-4$ 년까지 총 5개의 잔차가 필요하므로 1987년부터 1990년까지는 자체의 $AQSTD_{it}$ 를 가질 수 없으므로 본 연구는 최종적으로 연구 기간을 1991년부터 2005년까지로 하였다. 이에 따라, AQ 의 첫 번째 측정치인 $AQABSR_{it}$ 을 이용하는 분석은 1987년부터 1990년까지의 표본 544개 기업-년을 제외한 3,954개 기업-년을 최종 표본으로 하였다. 이 때, $SZMR_{it}$, RET_{it} , $EARN_{it}$, $EARN_{it-1}$, $SIZE_{it}$, MB_{it} , $LEVG_{it}$, $INSTIT_{it}$, 그리고 DIV_{it} 의 변수 각각에 대해서, 그 변수의 값이 (평균값 ± 3 *표준편차)의 범위를 초과하는 관찰치에 대해서는 (평균값 ± 3 *표준편차)의 값을 대신 부여함으로써 극단치의 효과를 통제하였다.

이 때, $AQSTD_{it}$ 의 경우 1991년부터 2005년까지 각 연도별 $AQSTD_{it}$ 계산시 모형 (1)에서 측정되는 잔차가 5개에 부족한 경우가 있어(1,194개 기업-년), AQ 의 두 번째 측정치인 $AQSTD_{it}$ 를 이용하는 분석은 2,760개 기업-년을 최종 표본으로 한다.⁹⁾

9) $AQABSR_{it}$ 를 이용하는 분석에 $AQSTD_{it}$ 분석에 사용된 2,760개 기업-년 표본을 사용하여도 그 결과는 달라지지 않았다. 또한, $AQABSR_{it}$ 를 이용하는 분석에 1991년부터 2005년까지의 자료에 1987년부터 1990년까지의 자료를 더한 4,498개 기업-년의 표본을 이용하여도 그 결과는 달라지지 않았다.

다음의 <표 1>은 본 연구에 사용된 표본을 연도별 및 산업별로 구분한 것이다. 연도별 표본수는 AQ 를 $AQABSR_{it}$ 로 측정하는 경우 지속적으로 증가하며, $AQSTD_{it}$ 로 측정하는 경우에도 1990년대 중반의 몇 년을 제외하고는 역시 지속적으로 증가하고 있다. 산업별 분포의 경우, 화합물 및 화학제품제조업(24000)은 $AQABSR_{it}$ 와 $AQSTD_{it}$ 모두에서 가장 큰 표본수를 가지고 있지만 $AQABSR_{it}$ 의 경우에는 펄프, 종이 및 종이제품제조업(21000)이, $AQSTD_{it}$ 의 경우에는 기타기계 및 장비제조업(29000)이 가장 작은 표본수를 가지고 있는 것으로 나타났다.¹⁰⁾

<표 1> 연도별 및 산업별 표본수

연도별 표본수			산업별 표본수		
AQABSR	연도	AQSTD	AQABSR	산업코드	AQSTD
190	1991	65	394	15000	338
217	1992	65	73	17000	30
226	1993	93	51	21000	-
227	1994	130	973	24000	781
230	1995	188	259	26000	164
234	1996	209	404	27000	279
242	1997	199	102	29000	18
241	1998	184	407	32000	283
250	1999	186	319	34000	203
253	2000	193	440	45000	350
285	2001	216	341	51000	218
320	2002	232	191	74000	96
320	2003	246			
356	2004	257			
363	2005	297			
3,954	계	2,760	3,954	계	2,760

1) 각 산업코드에 해당하는 산업은 다음과 같다. 15000 : 음/식료품제조업, 17000 : 섬유제품제조업 : 봉제의복 제외, 21000 : 펄프, 종이 및 종이제품제조업, 24000 : 화합물 및 화학제품제조업, 26000 : 비금속광물제품제조업, 27000 : 제1차금속산업, 29000 : 기타기계 및 장비제조업, 32000 : 전자부품, 영상, 음향 및 통신장비제조업, 34000 : 자동차 및 트레일러제조업, 45000 : 종합건설업, 51000 : 도매 및 상품중개업, 74000 : 전문, 과학 및 기술서비스업

10) 모형 (1)의 측정에는 연도별로 최소 20개 기업이 필요하므로 다른 대부분의 산업은 20개를 넘는 표본수를 보이고 있다. 그러나 펄프, 종이 및 종이제품제조업(21000)에 속하는 표본은 0개이며 기타기계 및 장비제조업(29000)에 속하는 표본은 18개에 불과하다. 이러한 결과가 나타나는 것은 AQ 의 측정치로 $AQSTD_{it}$ 를 사용할 경우, $AQSTD_{it}$ 의 측정에는 t 년도부터 과거 $t-4$ 년도까지 5개의 잔차가 필요한데 이러한 조건을 충족하지 못하는 기업들이 표본에서 제외되었기 때문이다.

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계량

다음의 <표 2>는 주요 변수들의 기술통계량을 나타내고 있다.

<표 2> 기술통계량

Panel A : $AQ = AQABSR$					
(N=3,954)	평균	표준편차	중위수	1Q	3Q
<i>SZMR</i>	-0.019	0.730	-0.153	-0.420	0.192
<i>EARN</i>	0.095	0.491	0.112	0.035	0.237
<i>AQABSR</i>	0.037	0.037	0.027	0.012	0.050
<i>LOSS</i>	0.169	0.375	0.000	0.000	0.000
<i>SIZE</i>	24.810	1.436	24.614	23.809	25.609
<i>MB</i>	0.898	1.744	0.663	0.368	1.092
<i>LEVG</i>	0.197	0.126	0.182	0.096	0.274
<i>INSTIT</i>	0.114	0.127	0.070	0.002	0.188
<i>DIV</i>	0.022	0.023	0.018	0.000	0.033

Panel B : $AQ = AQSTD$					
(N=2,760)	평균	표준편차	중위수	1Q	3Q
<i>RET</i>	-0.021	0.698	-0.145	-0.410	0.199
<i>EARN</i>	0.336	0.967	0.122	-0.224	0.607
<i>AQSTD</i>	0.038	0.026	0.031	0.011	0.049
<i>LOSS</i>	0.171	0.376	0.000	0.000	0.000
<i>SIZE</i>	24.899	1.451	24.698	23.899	25.712
<i>MB</i>	0.858	2.255	0.602	0.339	1.002
<i>LEVG</i>	0.192	0.124	0.176	0.095	0.267
<i>INSTIT</i>	0.106	0.122	0.063	0.001	0.176
<i>DIV</i>	0.022	0.023	0.017	0.000	0.033

- 1) 변수의 정의는 다음과 같다. $SZMR_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 4월초부터 $t+1$ 년도 3월말까지 12개월의 규모조정 누적수익률, $EARN_{it=i}$ 기업의 t 년도 경상이익으로 $t-1$ 년도 주주지분의 기말 시장가격으로 나눈 값, AQ_{it} 는 i 기업의 t 년도 AQ 로서 모형 (1)의 잔차의 절대값($AQABSR$) 혹은 표준편차($AQSTD$)로 측정, $LOSS_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 경상이익이 음수이면 1, 아니면 0, $SIZE_{it}$ 는 i 기업의 $t-1$ 년도 매출액의 상용로그 값, MB_{it} 는 i 기업의 $t-1$ 년도 market-to-book ratio, $LEVG_{it}$ 는 i 기업의 $t-1$ 년도 부채비율(=장기부채/총 자산), $INSTIT_{it}$ 는 i 기업의 $t-1$ 년도 기관투자자 지분율, DIV_{it} 는 i 기업의 $t-1$ 년도 보통주 배당금으로 $t-1$ 년도 주주지분의 기말 시장가격으로 나눈 값

- 2) *AQABSR*과 *AQSTD*의 경우 모형 (1)에서 나타나는 잔차의 절대값과 표준편차에 음(-)의 부호를 붙인 값으로 정의된다(주석 8 참조). 그러나 본 <표 2>에서는 이해의 편의상 모형 (1)에서 나타나는 잔차의 절대값과 표준편차를 원래 그대로 표시하였다.

<표 2>에서 Panel A는 *AQ*를 *AQABSR*로 측정하는 경우이고 Panel B는 *AQ*를 *AQSTD*로 측정하는 경우이다. *RET*의 평균과 중위수는 *AQABSR*인 경우에 각각 (-)0.019과 (-)0.153이고 *AQSTD*인 경우에 각각 (-)0.021과 (-)0.145로서 두 표본 사이에서 유사한 모습을 보이고 있다. 표준편차 역시 0.730과 0.698로서 거의 유사한 값을 보이고 있어 *AQ*의 측정방법 차이에 따라 *RET*의 분포는 유의하게 차이가 나타나지는 않는 것으로 보인다.

또한, *LOSS*, *SIZE*, *LEV*, *INSTIUT*, 그리고 *DIV*의 경우에도 *AQ*를 *AQABSR*로 측정하는 *AQSTD*로 측정하는 그 분포는 크게 다르지 않은 것으로 보인다. *MB*의 경우에도 *AQ*를 *AQSTD*로 측정하는 경우에 표준편차가 2.255로서 *AQ*를 *AQABSR*로 측정하는 경우의 표준편차 1.744보다 더 크게 나타나기는 하지만 이를 제외하고는 그 분포에 커다란 이는 없는 것으로 보인다.

그러나 *AQ*를 *AQABSR*로 측정하는 경우, *EARN*의 평균과 표준편차는 각각 0.095와 0.491이고, *AQ*를 *AQSTD*로 측정하는 경우에는 각각 0.336과 0.967로서 차이가 나타나고 있다. *AQ*를 *AQABSR*로 측정하는 경우와 *AQSTD*로 측정하는 경우의 중위수가 각각 0.112와 0.122로 거의 차이가 없는 것을 고려하면 Panel B에서의 *EARN*은 Panel A보다 더 넓게 분포하고 있음을 알 수 있다. 이 경우 *EARN*의 분포 차이에 의하여 *AQ*가 회계이익의 정보효과에 미치는 영향이 다르게 나타날 가능성이 있다. 그러나 본 연구의 목적이 *AQ*가 회계이익의 정보효과에 미치는 증분효과를 분석하는 것이므로 *AQ*를 *AQABSR*로 측정하든 아니면 *AQSTD*로 측정하든 $EARN_{it} * AQ_{it}$ 의 계수 β_2 가 유의적인 양(+)의 값을 갖는다면 이는 다양한 *EARN*의 분포 상황에서 *AQ*가 회계이익의 정보효과에 긍정적인 역할을 수행한다는 증거가 된다. 따라서 Panel A와 Panel B에서 *EARN*의 분포가 상이함에도 불구하고 *AQ*가 회계이익의 정보효과에 유의적인 양(+)의 영향을 미친다면 이는 *AQ*와 회계이익의 정보효과 사이의 관계에 대한 강건성을 보여주는 실증 결과가 될 것이다. 따라서, Panel A와 Panel B에서 나타나는 *EARN*의 분포 차이는 본 연구 결과를 해석하는 데에 중요한 저해 요인이 되지 않는 것으로 판단된다.

다음으로 *AQ*의 측정치인 *AQABSR*과 *AQSTD*의 경우, *AQABSR*의 표준편차는 0.037로 *AQSTD*의 표준편차 0.026보다 약간 크기는 하지만 평균과 중위수는 *AQABSR*과 *AQSTD* 사이에 커다란 차이를 보이지 않는다.

다음의 <표 3>은 각 변수들 사이의 상관계수를 나타낸다. 우선, *SZMR*과 *EARN* 사이의 상관계수는 *AQ*를 *AQABSR*(*AQSTD*)로 측정하는 경우 0.129(0.139)로서 예상대로 유의적인 양(+)의 값을 갖는다.

그러나, *SZMR*과 *AQABSR* 사이의 상관계수는 (-)0.031로서 10% 수준에서 유의한 음(-)의 값을 가지며 *SZMR*과 *AQSTD* 사이의 상관계수는 (-)0.024로서 비유의적인 것으로 나타나 *AQ*가 회계이익의 정보효과를 개선시킬 것이라는 기대와는 상반되는 결과가 나타나고 있다. 다만, <표 3>

에서 나타난 *SZMR*과 *AQ* 사이의 상관관계는 회계이익의 정보효과에 영향을 미치는 다른 변수들 (*LOSS*, *SIZE*, *MB*, *LEV**G*, *INSTIUT*, 그리고 *DIV*)을 통제하지 않은 상태에서의 결과이므로 *SZMR*과 *AQ* 사이의 관계는 이들 변수들이 통제되는 모형 (2A)와 모형 (2B)에서 더 정확하게 나타날 것으로 판단된다.¹¹⁾

〈표 3〉 상관계수

	<i>SZMR</i>	<i>EARN</i>	<i>AQ</i>	<i>LOSS</i>	<i>SIZE</i>	<i>MB</i>	<i>LEV</i> <i>G</i>	<i>INSTIT</i>	<i>DIV</i>
<i>SZMR</i>	—	0.129 ($<.001$) [†]	-0.031 (0.054) [*]	-0.052 (0.001) [†]	0.241 ($<.001$) [†]	0.058 ($<.001$) [†]	0.033 (0.037) [#]	0.016 (0.310)	-0.057 ($<.001$) [†]
<i>EARN</i>	0.139 ($<.001$) [†]	—	0.131 ($<.001$) [†]	-0.583 ($<.001$) [†]	0.158 ($<.001$) [†]	-0.067 ($<.001$) [†]	-0.216 ($<.001$) [†]	0.017 (0.298)	0.326 ($<.001$) [†]
<i>AQ</i>	-0.024 (0.203)	0.083 ($<.001$) [†]	—	-0.218 ($<.001$) [†]	0.034 (0.032) [#]	-0.030 (0.059) [*]	0.099 ($<.001$) [†]	0.121 ($<.001$) [†]	0.092 ($<.001$) [†]
<i>LOSS</i>	-0.066 ($<.001$) [†]	-0.620 ($<.001$) [†]	-0.183 ($<.001$) [†]	—	-0.242 ($<.001$) [†]	0.056 ($<.001$) [†]	0.153 ($<.001$) [†]	-0.125 ($<.001$) [†]	-0.340 ($<.001$) [†]
<i>SIZE</i>	0.238 ($<.001$) [†]	0.155 ($<.001$) [†]	0.079 ($<.001$) [†]	-0.254 ($<.001$) [†]	—	0.060 ($<.001$) [†]	-0.012 (0.443)	0.190 ($<.001$) [†]	-0.017 (0.278)
<i>MB</i>	0.043 ($<.001$) [†]	-0.089 ($<.001$) [†]	-0.018 (0.351)	0.069 ($<.001$) [†]	0.032 (0.094) [*]	—	0.074 ($<.001$) [†]	0.028 (0.075) [*]	-0.134 ($<.001$) [†]
<i>LEV</i> <i>G</i>	0.025 (0.185)	-0.201 ($<.001$) [†]	0.180 ($<.001$) [†]	0.139 ($<.001$) [†]	-0.018 (0.353)	0.066 ($<.001$) [†]	—	0.271 ($<.001$) [†]	-0.211 ($<.001$) [†]
<i>INSTIT</i>	0.021 (0.270)	0.003 (0.861)	0.237 ($<.001$) [†]	-0.118 ($<.001$) [†]	0.193 ($<.001$) [†]	0.017 (0.379)	0.282 ($<.001$) [†]	—	-0.021 (0.184)
<i>DIV</i>	-0.058 (0.003) [†]	0.354 ($<.001$) [†]	0.087 ($<.001$) [†]	-0.335 ($<.001$) [†]	-0.010 (0.617)	-0.109 ($<.001$) [†]	-0.194 ($<.001$) [†]	-0.015 (0.426)	—

- 1) †, #, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타낸다(양측 검정).
- 2) 대각선 위부분은 $AQ = AQABSRT$ 인 경우의 피어슨 상관계수를, 아래 부분은 $AQ = AQSTD$ 인 경우의 피어슨 상관계수를 나타내며 () 안의 값은 p-value이다.
- 3) 변수의 정의는 다음과 같다. $SZMR_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 4월초부터 $t+1$ 년도 3월말까지 12개월의 규모조정 누적수익률, $EARN_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 경상이익으로 $t-1$ 년도 주주지분의 기말 시장가격으로 나눈 값, AQ_{it} 는 i 기업의 t 년도 AQ 로서 모형 (1)의 잔차의 절대값($AQABS$) 혹은 표준편차($AQSTD$)로 측정, $LOSS_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 경상이익이 음수이면 1, 아니면 0, $SIZE_{it}$ 는 i 기업의 $t-1$ 년도 매출액의 상용로그 값, MB_{it} 는 i 기업의 $t-1$ 년도 market-to-book ratio, LEV_{it} 는 i 기업의 $t-1$ 년도 부채비율(=장기부채/총 자산), $INSTIT_{it}$ 는 i 기업의 $t-1$ 년도 기관투자자 지분을, DIV_{it} 는 i 기업의 $t-1$ 년도 보통주 배당금으로 $t-1$ 년도 주주지분의 기말 시장가격으로 나눈 값

11) 이러한 상관관계에 따라 모형 (2A)와 모형 (2B)를 분석할 경우, 변수들 사이에 다중공선성이 나타날 가능성이 있다. 이에 따라 변수들 사이의 *VIF* 값을 확인한 결과 대부분 변수들의 *VIF*는 10 이하의 값으로 나타나 다중공선성에 의한 편의는 크지 않은 것으로 나타났다.

2. 실증분석 결과

다음의 <표 4>는 모형 (2A)와 모형 (2B)의 실증결과로서 AQ 에 의하여 회계이익의 정보효과가 어떠한 영향을 받는지를 분석한 결과이다.¹²⁾ $EARN$ 의 계수 β_1 은 선행연구들과 마찬가지로 각각 1.931($t=4.46$)과 1.808($t=4.01$)로서 1% 수준에서 유의적인 양(+)의 값으로 나타나 일반적으로 회계 이익에 정보효과가 있음을 알 수 있다.

본 연구의 주된 관심사인 AQ 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계는 $EARN_{it} * AQ_{it}$ 의 계수 β_2 에 의하여 판단된다. 모형 (2A)에서 β_2 는 1.431($t=3.88$)로서 1% 수준에서 유의적인 양(+)의 값으로, 모형 (2B)에서도 1.503($t=3.87$)로서 역시 유의적인 양(+)의 값으로 나타나고 있다. 이는 AQ 가 증가할수록 회계이익의 정보효과가 β_2 만큼 증가한다는 것을 의미한다. 이러한 결과는 회계환경이나 회계 투명성의 개선에 따라 AQ 가 높아진다는 국내외 선행연구들의 결과와 일관된 것이다.

다음으로 회계이익의 정보효과에 영향을 미치는 다른 통제변수에 대해서는 우선, $EARN_{it} * LOSS_{it}$ 의 계수는 모형 (2A)와 모형 (2B)에서 각각 (-)1.406과 (-)1.414로서 유의적인 음의 값으로 나타나 회계이익이 손실일 경우에는 그 정보효과가 감소함을 보이고 있다. 그리고 $EARN_{it} * SIZE_{it}$ 의 계수는 모형 (2A)의 경우에만 -0.033으로 유의적인 음(-)의 값을 보이고 있다. 이는 기업 규모가 클수록 회계이익이 이외에 이미 기업에 대한 다양한 정보 원천이 존재하여 회계이익의 정보효과가 작아짐을 의미한다. $EARN_{it} * MB_{it}$ 의 계수는 각각 0.106과 0.138로서 유의적인 양(+)의 값을 가지고 있어 기업의 성장성이 높을수록 기업의 수익성을 반영하는 회계이익의 정보효과가 증가함을 알 수 있다.

$EARN_{it} * LEVG_{it}$ 의 계수는 0.302와 0.231로서 유의적인 양(+)의 값을 갖는다. 이러한 결과는 부채 비율이 높을수록 기업의 위험이 증가하여 회계이익의 정보효과가 작아질 것이라는 일반적인 기대와 상반된다. 본 연구에서 $EARN_{it} * LEVG_{it}$ 의 계수가 유의적인 양(+)의 값으로 나타나는 것은 부채의 레버리지 효과가 강조되었기 때문인 것으로 해석된다. 특히, $EARN_{it} * MB_{it}$ 의 계수가 유의적인 양(+)의 값이라는 사실은 부채 조달에 의한 레버리지 효과가 나타난다는 간접적인 증거로 해석된다.

다음으로 $EARN_{it} * INSTIT_{it}$ 의 계수는 (-)0.006과 (-)0.008로 유의적인 음(-)의 값으로 나타나 기관투자자의 지분율이 증가할수록 회계이익의 정보효과가 감소함을 보이고 있다. 이는 기관투자자의 지분율이 증가함에 따라 기관투자자의 사적 유인에 의한 이익조정 위험이 증가함에 따라 나타난 결과로 해석된다. 마지막으로 $EARN_{it} * DIV_{it}$ 의 계수는 (-)2.601과 (-)2.888로 유의적인 음(-)의 값을 갖는데 이는 배당의 정보효과보다는 배당으로 인한 투자자원 축소에 따르는 미래의 수익성 저하의 위험이 강조되었기 때문인 것으로 해석된다.

12) $AQABSR$ 과 $AQSTD$ 를 각각 이용한 분석결과가 크게 다르지 않으므로 이하 부분에서는 $AQABSR$ 을 이용한 분석결과만을 주로 제시하고 $AQSTD$ 를 이용한 결과는 뒷부분에서 간단하게 제시하기로 한다.

〈표 4〉 AQ와 회계이익의 정보효과

$$\text{모형 (2A)} : SZMR_{it} = \beta_0 + \beta_1 EARN_{it} + \beta_2 EARN_{it} * AQ_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) \\ + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 (2B)} : SZMR_{it} = \beta_0 + \beta_1 EARN_{it} + \beta_{11} EARN_{it-1} + \beta_2 EARN_{it} * AQ_{it} + \beta_{21} EARN_{it-1} * AQ_{it} \\ + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(EARN_{it-1} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

	모형 (2A)		모형 (2B)	
변 수	계 수	t-value	계 수	t-value
절 편	-2.874	(-14.42)**	-2.952	(-14.93)**
<i>EARN</i>	1.931	(4.46)**	1.808	(4.01)**
<i>EARN_{it-1}</i>			0.279	(1.18)
<i>EARN*AQ</i>	1.431	(3.88)**	1.503	(3.87)**
<i>EARN_{it-1}*AQ</i>			0.712	(1.90)*
<i>EARN*LOSS</i>	-1.406	(-19.26)**	-1.414	(-18.87)**
<i>EARN_{it-1}*LOSS</i>			0.070	(2.39)**
<i>EARN*SIZE</i>	-0.033	(-1.94)*	-0.025	(-1.41)
<i>EARN_{it-1}*SIZE</i>			-0.016	(-1.72)*
<i>EARN*MB</i>	0.106	(8.03)**	0.138	(8.22)**
<i>EARN_{it-1}*MB</i>			-0.041	(-3.10)**
<i>EARN*LEVG</i>	0.302	(2.27)**	0.231	(1.67)*
<i>EARN_{it-1}*LEVG</i>			0.004	(0.06)
<i>EARN*INSTIT</i>	-0.006	(-3.09)**	-0.008	(-3.62)**
<i>EARN_{it-1}*INSTIT</i>			0.003	(3.34)**
<i>EARN*DIV</i>	-2.601	(-2.01)**	-2.888	(-2.09)**
<i>EARN_{it-1}*DIV</i>			-0.170	(-0.14)
<i>AQ</i>	0.651	(2.12)**	0.695	(2.28)**
<i>LOSS</i>	0.048	(1.26)	0.047	(1.25)
<i>SIZE</i>	0.105	(13.12)**	0.108	(13.66)**
<i>MB</i>	0.106	(8.93)**	0.100	(8.38)**
<i>LEVG</i>	0.069	(0.76)	0.013	(0.14)
<i>INSTIT</i>	0.001	(0.55)	0.001	(0.89)
<i>DIV</i>	-2.550	(-3.97)**	-2.210	(-3.44)**
<i>Sample</i>	3,954		3,954	
<i>Adj. R²</i>	18.75%		20.41%	
<i>F-value</i>	61.81		45.07	

- 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타낸다(양측 검정).
- 2) 변수의 정의는 다음과 같다. $SZMR_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 4월초부터 $t+1$ 년도 3월말까지 12개월의 규모조정 누적수익률, $EARN_{it}$ = i 기업의 t 년도 경상이익으로 $t-1$ 년도 주주지분의 기말 시장가격으로 나눈 값, AQ_{it} = i 기업의 t 년도 AQ 로서 모형 (1)의 잔차의 절대값($AQABS$)혹은 표준편차($AQSTD$)로 측정, $LOSS_{it}$ = i 기업의 t 년도 경상이익이 음수이면 1, 아니면 0, $SIZE_{it}$ = i 기업의 $t-1$ 년도 매출액의 상용로그 값, MB_{it} = i 기업의 $t-1$ 년도 market-to-book ratio, LEV_{it} = i 기업의 $t-1$ 년도 부채비율(=장기부채/총 자산), $INST_{it}$ = i 기업의 $t-1$ 년도 기관투자자 지분율, DIV_{it} = i 기업의 $t-1$ 년도 보통주 배당금으로 $t-1$ 년도 주주지분의 기말 시장가격으로 나눈 값

<표 5>는 모형 (2A)와 모형 (2B)를 연도별로 분석한 결과이다.¹³⁾ <표 5>의 Panel A에서 보듯이 AQ 에 의한 회계이익의 정보효과는 연도별로 분석할 경우 명확하게 나타나지는 않는 것으로 보인다. 그럼에도 불구하고 모형 (2A)에서는 $EARN_{it} * AQ_{it}$ 의 계수 β_2 가 4개년도에서 유의적인 양(+)의 값으로 나타나고 있으며 비록 비유의적이기는 하지만 추가적으로 6개년도에서 양(+)의 값을 보이고 있다. 또한 모형 (2B)에서는 β_2 가 5개년도에서 유의적인 양(+)의 값으로 나타나고 있으며 비유의적이기는 하지만 1996년을 제외한 모든 연도에서 β_2 가 양(+)의 값을 보이고 있다. 따라서, 이러한 결과는 비록 연도별 결과가 AQ 에 의한 회계이익의 정보효과를 강건하게 지지하지는 못하지만 그 가능성은 시사하고 있는 것으로 판단된다.

이에 본 연구에서는 추가적으로 연도별 β_2 의 평균과 그 t -값을 구해 보았다. Panel B에서 보듯이 β_2 의 평균은 2.325($t=2.17$)와 5.554($t=2.72$)로 유의적인 양(+)의 값으로 나타났다. 이러한 결과가 일부 특정년도의 β_2 값이 지나치게 커서 나타난 결과인지를 보기 위하여 모형 (2B)에서 β_2 가 20을 넘는 경우를 제외하고 동일한 분석을 수행해 보았는데 β_2 의 평균은 3.209($t=2.17$)로 여전히 유의적인 양(+)의 값으로 나타났다. 또한, β_2 가 10을 넘는 경우를 제외하여도 β_2 의 평균은 모형 (2A)에서 1.673($t=1.84$), 모형 (2B)에서 1.861($t=2.81$)로 역시 유의한 양(+)의 값으로 나타났다. 따라서 각 연도별로 분석하는 경우 AQ 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계는 강건하게 나타나지는 않지만 적어도 전체적으로 분석하는 경우에는 AQ 에 따라 회계이익의 정보효과가 증가하는 것으로 판단된다.

13) 지면 관계상 $EARN_{it} * AQ_{it}$ 의 계수 β_2 만을 표시하였다.

〈표 5〉 AQ와 회계이익의 정보효과 : 연도별 분석

$$\text{모형 (2A)} : SZMR_{it} = \beta_0 + \beta_1 EARN_{it} + \beta_2 EARN_{it} * AQ_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) \\ + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 (2B)} : SZMR_{it} = \beta_0 + \beta_1 EARN_{it} + \beta_{11} EARN_{it-1} + \beta_2 EARN_{it} * AQ_{it} + \beta_{21} EARN_{it-1} * AQ_{it} \\ + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(EARN_{it-1} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

Panel A : 연도별 $EARN_{it} * AQ_{it}$ 의 계수

연 도	모형 (2A)	모형 (2B)
	β_2 t-value	β_2 t-value
1991	11.451 (2.45)**	19.382 (2.25)**
1992	4.602 (0.67)	20.891 (2.06)**
1993	-0.706 (-0.28)	3.377 (1.17)
1994	-2.877 (-0.42)	20.721 (1.70)*
1995	7.700 (3.15)***	3.450 (0.97)
1996	-4.310 (-0.77)	-3.542 (-0.59)
1997	4.565 (1.94)*	6.231 (2.34)**
1998	2.822 (1.25)	1.792 (0.71)
1999	-1.390 (-0.87)	0.909 (0.53)
2000	1.075 (1.02)	1.911 (1.68)*
2001	0.604 (0.38)	1.841 (1.03)
2002	-0.092 (-0.09)	0.708 (0.70)
2003	1.942 (1.20)	2.534 (1.52)
2004	5.467 (2.59)***	2.562 (1.05)
2005	4.016 (1.52)	0.557 (0.19)

Panel B : 연도별 계수의 평균

	모형 (2A)			모형 (2B)		
	평균	t-value	연도수	평균	t-value	연도수
모든 계수 사용	2.325	(2.17)**	15	5.554	(2.72)***	15
$\beta_2 < 20$ 인 계수	2.325	(2.17)**	15	3.209	(2.17)**	13
$\beta_2 < 10$ 인 계수	1.673	(1.84)**	14	1.861	(2.81)***	12

- 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타낸다(양측 검정).
 2) 변수의 정의는 다음과 같다. $SZMR_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 4월초부터 $t+1$ 년도 3월말까지 12개월의 규모조정 누적수익률, $EARN_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 경상이익으로 $t-1$ 년도 주주지분의 기말 시장가격으로 나눈 값, AQ_{it} 는 i 기업의 t 년도 AQ로서 모형 (1)의 잔차의 절대값으로 측정, 통제변수는 $LOSS_{it}$, $SIZE_{it}$, MB_{it} , LEV_{it} , $INSTIT_{it}$, DIV_{it} 로서 이들에 대한 정의는 <표 4>를 참조

3. 다른 해석

가. 발생액의 절대값 크기와 AQ

Dechow · Dichev(2002)는 발생액의 절대적 크기에 따라 AQ 가 낮아지는 것을 보이고 있다. 본 연구에 사용된 표본의 경우 발생액의 절대값과 AQ 사이의 상관계수는 $(-)0.315(p<0.001)$ 로 유의적인 음 $(-)$ 의 값으로 나타나 발생액의 절대값과 AQ 사이에는 Dechow · Dichev(2002)가 설명한 음 $(-)$ 의 관계가 존재한다. 즉, 발생액의 절대값이 커(작아)질수록 AQ 는 감소(증가)하는 관계가 존재한다.

Dechow · Dichev(2002)에 의하면, 발생액의 절대값이 커질수록 회계이익의 지속성이 감소하므로 이 경우 회계이익의 정보효과는 감소하게 된다. 따라서, 본 연구의 <표 4>에서 AQ 가 커질수록 회계이익의 정보효과가 증가하는 결과는 사실은 발생액의 절대값이 작아질 때 회계이익의 정보효과와 AQ 가 동시적으로 증가함에 따라 마치 AQ 증가에 따라 회계이익의 정보효과가 증가하는 것처럼 보이는 허위상관관계(spurious correlation) 때문에 나타났을 가능성이 있다.

이러한 가능성을 통제하기 위하여 다음의 모형 (3Aa)와 모형 (3Bb), 그리고 모형 (3A)와 모형 (3B)를 이용하여 분석을 다시 수행하여 보았다. 발생액의 절대값 크기는 Dechow · Dichev(2002)에 따라 충유동발생액의 절대값(이하 $|TCA|$)으로 측정하였다.

$$\text{모형 (3Aa) : } SZMR_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 EARN_{it} + \gamma_2 EARN_{it} * |TCA|_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) \\ + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 (3Bb) : } SZMR_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 EARN_{it} + \gamma_{11} EARN_{it-1} + \gamma_2 EARN_{it} * |TCA|_{it} \\ + \gamma_{21} EARN_{it-1} * |TCA|_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) \\ + \Sigma(EARN_{it-1} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 (3A) : } SZMR_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 EARN_{it} + \gamma_2 EARN_{it} * |TCA|_{it} + \gamma_3 EARN_{it} * AQ_{it} \\ + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 (3B) : } SZMR_{it} = \gamma_0 + \beta_1 EARN_{it} + \gamma_{11} EARN_{it-1} + \gamma_2 EARN_{it} * |TCA|_{it} \\ + \gamma_{21} EARN_{it-1} * |TCA|_{it} + \gamma_3 EARN_{it} * AQ_{it} \\ + \gamma_{31} EARN_{it-1} * AQ_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) \\ + \Sigma(EARN_{it-1} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

모형 (3Aa)와 모형 (3Bb)는 모형 (2A)와 모형 (2B)에서 AQ_{it} 가 포함된 변수들을 제외하고 대신 $EARN_{it} * |TCA|_{it}$ 와 $|TCA|_{it}$ 를 포함한 것이다(모형 (3Bb)의 경우에는 $EARN_{it-1} * |TCA|_{it}$ 포함). 만약 $|TCA|_{it}$ 에 의하여 회계이익의 정보효과가 부정적인 영향을 받는다면 $EARN_{it} * |TCA|_{it}$ 의 계수 γ_2 는 유의적인 음 $(-)$ 의 값으로 나타날 것이다.

다음으로 모형 (3A)와 모형 (3B)는 모형 (2A)와 모형 (2B)에 $EARN_{it} * |TCA|_{it}$ 와 $|TCA|_{it}$ 를 추가로

포함한 것이다(모형 (3B)의 경우에는 $EARN_{it-1} * |TCA|_{it}$ 포함). 만약, <표 4>에서 나타난 AQ_{it} 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계가 실질적인 관계가 아니고 단지 $|TCA|_{it}$ 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계가 투영된 것에 지나지 않는다면 모형 (3A)와 모형 (3B)에서 $EARN_{it} * |TCA|_{it}$ 의 계수 γ_2 는 유의적인 음(-)의 값을 보이지만 $EARN_{it} * AQ_{it}$ 의 계수 γ_3 는 앞의 <표 4>에서와는 달리 비유의적인 값으로 나타날 것이다. 다음의 <표 6>은 그 결과이다.

<표 6> AQ와 회계이익의 정보효과 : $|TCA|$ 의 통제

$$\text{모형 (2A) : } SZMR_{it} = \beta_0 + \beta_1 EARN_{it} + \beta_2 EARN_{it} * AQ_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) \\ + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 (2B) : } SZMR_{it} = \beta_0 + \beta_1 EARN_{it} + \beta_{11} EARN_{it-1} + \beta_2 EARN_{it} * AQ_{it} + \beta_{21} EARN_{it-1} * AQ_{it} \\ + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(EARN_{it-1} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 (3Aa) : } SZMR_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 EARN_{it} + \gamma_2 EARN_{it} * |TCA|_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) \\ + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 (3Bb) : } SZMR_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 EARN_{it} + \gamma_{11} EARN_{it-1} + \gamma_2 EARN_{it} * |TCA|_{it} \\ + \gamma_{21} EARN_{it-1} * |TCA|_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) \\ + \Sigma(EARN_{it-1} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 (3A) : } SZMR_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 EARN_{it} + \gamma_2 EARN_{it} * |TCA|_{it} + \gamma_3 EARN_{it} * AQ_{it} \\ + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 (3B) : } SZMR_{it} = \gamma_0 + \beta_1 EARN_{it} + \gamma_{11} EARN_{it-1} + \gamma_2 EARN_{it} * |TCA|_{it} \\ + \gamma_{21} EARN_{it-1} * |TCA|_{it} + \gamma_3 EARN_{it} * AQ_{it} \\ + \gamma_{31} EARN_{it-1} * AQ_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) \\ + \Sigma(EARN_{it-1} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

변 수	모형 (2A)	모형 (3Aa)	모형 (3A)	모형 (2B)	모형 (3Bb)	모형 (3B)
$EARN$	1.931 (4.46)***	1.886 (4.35)***	2.060 (4.72)***	1.808 (4.01)***	1.639 (3.63)***	1.857 (4.08)***
$EARN * TCA $	-	-0.472 (-2.73)***	-0.308 (-1.72)*	-	-0.341 (-1.85)*	-0.129 (-0.68)
$EARN * AQ$	1.431 (3.88)***	-	1.329 (3.48)***	1.503 (3.88)***	-	1.378 (3.43)***
$Sample\ size$	3,954	3,954	3,954	3,954	3,954	3,954
$Adj. R^2$	18.75%	18.59%	18.89%	20.41%	19.99%	20.47%
$F-value$	61.81	61.17	55.17	45.07	43.95	40.14

- 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타낸다(양측 검정).
- 2) 변수의 정의는 다음과 같다. $SZMR_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 4월초부터 $t+1$ 년도 3월말까지 12개월의 규모조정 누적수익률, $EARN_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 경상이익으로 $t-1$ 년도 주주지분의 기말 시장가격으로 나눈 값, AQ_{it} 는 i 기업의 t 년도 AQ 로서 모형 (1)의 잔차의 절대값으로 측정, 통제변수는 $LOSS_{it}$, $SIZE_{it}$, MB_{it} , LEV_{it} , $INST_{it}$, DIV_{it} 로서 이들에 대한 정의는 <표 4>를 참조

<표 6>에서 모형 (2A)와 모형 (2B)는 <표 4>의 내용을 그대로 옮긴 것으로 AQ_{it} 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계를 나타낸다. 모형 (3Aa)와 모형 (3Bb)에서 $EARN_{it} * |TCA|_{it}$ 의 계수 γ_2 는 모두 유의적인 음(-)의 값을 갖는다. 이는 발생액의 절대값이 클수록 회계이익의 지속성이 감소한다는 Dechow · Dichev(2002)의 추론과 일치하는 결과이다.

그런데 모형 (3A)와 모형 (3B)를 보면 $EARN_{it} * |TCA|_{it}$ 의 계수 γ_2 는 여전히 음(-)의 값으로 나타나고 있음에도(다만, 모형 (3A)의 경우에만 유의적) $EARN_{it} * AQ_{it}$ 의 계수 γ_3 는 1.329($t=3.48$)와 1.378($t=3.43$)로 유의적인 양(+)의 값으로 나타나고 있다. 만약 AQ_{it} 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계가 사실은 $|TCA|_{it}$ 에 의한 효과를 단순히 반영하는 것이라면 $EARN_{it} * AQ_{it}$ 의 계수 γ_3 는 비유의적인 것으로 나타나야 한다. 그런데 <표 6>의 결과는 $|TCA|_{it}$ 의 효과를 통제하는 경우에도 여전히 AQ_{it} 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계가 유의한 것으로 나타나고 있다. 따라서 <표 4>에서 나타난 결과는 AQ_{it} 가 커질수록 회계이익의 정보효과가 증가한다는 것을 보여 주는 실질적인 결과인 것으로 판단된다.

나. 감사품질과 AQ

Teoh · Wong(1993)은 감사품질에 따라 회계이익의 정보효과가 다르게 나타남을 보이고 있다.¹⁴⁾ 또한, 고재민 등(2009)은 외환위기 이후 감사품질과 AQ_{it} 사이에 유의적인 양(+)의 관계를 실증하고 있어 <표 4>에서 나타난 AQ_{it} 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계는 사실상 AQ_{it} 의 효과라기보다는 AQ_{it} 가 감사품을 반영하여 나타난 허위상관관계일 가능성이 있다.

이러한 가능성을 통제하기 위하여 다음의 모형 (4Aa)와 모형 (4Bb), 그리고 모형 (4A)와 모형 (4B)를 이용하여 분석을 다시 수행하여 보았다. 발생액의 감사품질은 전통적인 방법에 따라 외국의 대형 회계법인과 제휴를 맺은 국내 회계법인이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수 BIG4를 이용하여 구분하였다.

14) 다만, 본 연구에 사용된 표본의 경우 감사품질의 대용치로 사용된 **BIG4** 변수와 AQ_{it} 사이의 상관관계는 $(-0.009(p=0.585))$ 로 비유의적인 것으로 나타났다. 이러한 비유의적인 관계는 다른 변수들의 영향에 의하여 나타날 수 있으므로 본 연구에서는 AQ_{it} 와 회계이익의 정보효과가 감사품질에 의하여 나타난 결과일 가능성을 추가적으로 분석한다. 더욱이 고재민 등(2009)의 연구는 감사품질과 AQ_{it} 사이에 유의적인 양(+)의 관계가 있음을 보이고 있으므로 이러한 추가분석은 필요하다고 판단된다.

$$\text{모형 (4Aa)} : SZMR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 EARN_{it} + \lambda_2 EARN_{it} * BIG4_{it} \\ + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 (4Bb)} : SZMR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 EARN_{it} + \lambda_{11} EARN_{it-1} + \lambda_2 EARN_{it} * BIG4_{it} \\ + \lambda_{21} EARN_{it-1} * BIG4_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) \\ + \Sigma(EARN_{it-1} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 (4A)} : SZMR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 EARN_{it} + \lambda_2 EARN_{it} * BIG4_{it} + \lambda_3 EARN_{it} * AQ_{it} \\ + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 (4B)} : SZMR_{it} = \lambda_0 + \beta_1 EARN_{it} + \lambda_{11} EARN_{it-1} + \lambda_2 EARN_{it} * BIG4_{it} \\ + \lambda_{21} EARN_{it-1} * BIG4_{it} + \lambda_3 EARN_{it} * AQ_{it} \\ + \lambda_{31} EARN_{it-1} * AQ_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) \\ + \Sigma(EARN_{it-1} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

모형 (4Aa)와 모형 (4Bb)는 모형 (2A)와 모형 (2B)에서 AQ_{it} 가 포함된 변수들을 제외하고 대신 $EARN_{it} * BIG4_{it}$ 와 $BIG4_{it}$ 를 포함한 것이다(모형 (4Bb)의 경우에는 $EARN_{it-1} * BIG4_{it}$ 포함). 만약 $BIG4_{it}$ 에 의하여 회계이익의 정보효과가 긍정적인 영향을 받는다면 $EARN_{it} * BIG4_{it}$ 의 계수 λ_2 는 유의적인 양(+)의 값으로 나타날 것이다.

다음으로 모형 (4A)와 모형 (4B)는 모형 (2A)와 모형 (2B)에 $EARN_{it} * BIG4_{it}$ 와 $BIG4_{it}$ 를 추가로 포함한 것이다(모형 (4B)의 경우에는 $EARN_{it-1} * BIG4_{it}$ 포함). 만약, <표 4>에서 나타난 AQ_{it} 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계가 실질적인 관계가 아니고 단지 $BIG4_{it}$ 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계가 투영된 것에 지나지 않는다면 모형 (4A)와 모형 (4B)에서 $EARN_{it} * BIG4_{it}$ 의 계수 λ_2 는 유의적인 양(+)의 값을 보이지만 $EARN_{it} * AQ_{it}$ 의 계수 λ_3 는 앞의 <표 4>에서와는 달리 비유의적인 값으로 나타날 것이다. 다음의 <표 7>은 그 결과이다.

<표 7>에서 모형 (2A)와 모형 (2B)는 <표 6>과 마찬가지로 <표 4>의 내용을 그대로 옮긴 것으로 AQ_{it} 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계를 나타낸다. 모형 (4Aa)와 모형 (4Bb)에서 $EARN_{it} * BIG4_{it}$ 의 계수 λ_2 는 모두 유의적인 양(+)의 값을 갖는다. 이는 감사품질에 따라 회계이익의 정보효과가 증가한다는 Teoh · Wong(1993)의 결과와 일치하는 결과이다.

그런데 모형 (4A)와 모형 (4B)를 보면 $EARN_{it} * BIG4_{it}$ 의 계수 λ_2 는 여전히 유의적인 양(+)의 값으로 나타나고 있음에도 $EARN_{it} * AQ_{it}$ 의 계수 λ_3 는 1.198(t=3.24)와 1.402(t=3.62)로 유의적인 양(+)의 값으로 나타나고 있다. 만약 AQ_{it} 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계가 사실은 $BIG4_{it}$ 에 의한 효과를 단순히 반영하는 것이라면 $EARN_{it} * AQ_{it}$ 의 계수 λ_3 는 비유의적인 것으로 나타나야 한다. 그런데 <표 7>의 결과는 $BIG4_{it}$ 의 효과를 통제하는 경우에도 여전히 AQ_{it} 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계가 유의한 것으로 나타나고 있다. 따라서 <표 4>에서 나타난 결과는 AQ_{it} 가 커질수록 회계이익의 정보효과가 증가한다는 것을 보여 주는 실질적인 결과인 것으로 판단된다.

〈표 7〉 AQ와 회계이익의 정보효과 : BIG4의 통제

모형 (2A) : $SZMR_{it} = \beta_0 + \beta_1 EARN_{it} + \beta_2 EARN_{it} * AQ_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$

모형 (2B) : $SZMR_{it} = \beta_0 + \beta_1 EARN_{it} + \beta_{11} EARN_{it-1} + \beta_2 EARN_{it} * AQ_{it} + \beta_{21} EARN_{it-1} * AQ_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(EARN_{it-1} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$

모형 (4Aa) : $SZMR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 EARN_{it} + \lambda_2 EARN_{it} * |TCA|_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$

모형 (4Bb) : $SZMR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 EARN_{it} + \lambda_{11} EARN_{it-1} + \lambda_2 EARN_{it} * |TCA|_{it} + \lambda_{21} EARN_{it-1} * |TCA|_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(EARN_{it-1} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$

모형 (4A) : $SZMR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 EARN_{it} + \lambda_2 EARN_{it} * |TCA|_{it} + \lambda_3 EARN_{it} * AQ_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$

모형 (4B) : $SZMR_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 EARN_{it} + \lambda_{11} EARN_{it-1} + \lambda_2 EARN_{it} * |TCA|_{it} + \lambda_{21} EARN_{it-1} * |TCA|_{it} + \lambda_3 EARN_{it} * AQ_{it} + \lambda_{31} EARN_{it-1} * AQ_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(EARN_{it-1} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$

변 수	모형 (2A)	모형 (4Aa)	모형 (4A)	모형 (2B)	모형 (4Bb)	모형 (4B)
<i>EARN</i>	1.931 (4.46)***	1.718 (4.03)***	1.934 (4.48)***	1.808 (4.01)***	1.506 (3.41)***	1.802 (4.02)***
<i>EARN*BIG4</i>	—	0.266 (5.51)***	0.250 (5.15)***	—	0.179 (3.50)*	0.160 (3.11)***
<i>EARN*AQ</i>	1.431 (3.88)***	—	1.198 (3.24)***	1.503 (3.88)***	—	1.402 (3.62)***
<i>Sample size</i>	3,954	3,954	3,954	3,954	3,954	3,954
<i>Adj. R²</i>	18.75%	19.17%	19.41%	20.41%	20.94%	21.30%
<i>F-value</i>	61.81	63.50	57.01	45.07	46.51	42.15

- 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타낸다(양측 검정).
- 2) 변수의 정의는 다음과 같다. $SZMR_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 4월초부터 $t+1$ 년도 3월말까지 12개월의 규모조정 누적수익률, $EARN_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 경상이익으로 $t-1$ 년도 주주지분의 기말 시장가격으로 나눈 값, AQ_{it} 는 i 기업의 t 년도 AQ로서 모형 (1)의 잔차의 절대값으로 측정, $BIG4_{it}$ 는 외국의 대형 회계법인과 제휴한 국내 회계법인이면 1, 아니면 0의 값을 갖는 더미변수, 통제변수는 $LOSS_{it}$, $SIZE_{it}$, MB_{it} , LEV_{it} , $INST_{it}$, DIV_{it} 로서 이들에 대한 정의는 <표 4>를 참조

4. 추가 분석

가. AQSTD를 이용한 분석

지금까지 본문의 내용은 AQ_{it} 의 측정치로 $AQABSR_{it}$ 을 이용한 결과만을 표시하였다. 그러나 Dechow · Dichev(2002), Francis et al.(2005), 고재민 등(2009), 그리고 손성규 등(2009)은 $AQABSR_{it}$ 이외에도 $AQSTD_{it}$ 를 AQ_{it} 에 대한 측정치로 사용하고 있으며 $AQABSR_{it}$ 와 동일한 결과를 보고하고 있다. 이에 본 연구에서도 $AQSTD_{it}$ 를 이용한 결과를 추가적으로 제시한다. 다음의 <표 8>은 그 결과이다.

<표 8> AQ와 회계이익의 정보효과 : AQSTD의 사용

$$\text{모형 (2A)} : SZMR_{it} = \beta_0 + \beta_1 EARN_{it} + \beta_2 EARN_{it} * AQ_{it} \\ + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 (2B)} : SZMR_{it} = \beta_0 + \beta_1 EARN_{it} + \beta_{11} EARN_{it-1} + \beta_2 EARN_{it} * AQ_{it} \\ + \beta_{21} EARN_{it-1} * AQ_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) \\ + \Sigma(EARN_{it-1} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

변 수	모형 (2A)		모형 (2B)	
	계 수	t-value	계 수	t-value
<i>EARN</i>	1.057	(1.75)*	0.704	(1.09)
<i>EARN*AQ</i>	1.464	(1.76)*	1.138	(1.26)
<i>Sample</i>	2,760		2,760	
<i>Adj. R²</i>	17.79%		19.25%	
<i>F-value</i>	40.81		29.59	

- 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타낸다(양측 검정).
 2) 변수의 정의는 다음과 같다. $SZMR_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 4월초부터 $t+1$ 년도 3월말까지 12개월의 규모조정 누적수익률, $EARN_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 경상이익으로 $t-1$ 년도 주주지분의 기말 시장가격으로 나눈 값, AQ_{it} 는 i 기업의 t 년도 AQ로서 모형 (1)의 잔차의 표준편차(AQSTD)로 측정, 통제변수는 $LOSS_{it}$, $SIZE_{it}$, MB_{it} , LEV_{it} , $INSTIT_{it}$, DIV_{it} 로서 이들에 대한 정의는 <표 4>를 참조

<표 8>에서 AQ_{it} 의 측정치로 $AQSTD_{it}$ 를 사용하는 경우에도 $EARN_{it} * AQ_{it}$ 의 계수 β_2 는 모형 (2A)에서 1.464($t=1.76$)으로 유의적인 양(+)의 값으로 나타나고 있다. 다만, 모형 (2B)에서는 β_2 가 1.138($t=1.26$)로서 양(+)의 값이기는 하지만 비유의적인 값을 갖는다. 따라서, AQ_{it} 의 측정치로 $AQABSR_{it}$ 대신 $AQSTD_{it}$ 를 사용하는 경우에도 AQ의 증가에 따라 회계이익의 정보효과 역시 증가하는 것으로 나타났다. 다만, $AQABSR_{it}$ 를 사용하는 경우에 비하여 결과의 강건성은 떨어지는 것으로 보이는데 이는 <표 2>에서 보듯이 $AQABSR_{it}$ 를 사용하는 표본에 비해 $AQSTD_{it}$ 를 사용하

는 표본의 경우 $EARN_{it}$ 이 더 넓게 분포함에 따라 $EARN_{it}$ 이 가지는 정보효과가 상대적으로 더 희석되었기 때문인 것으로 보인다. AQ_{it} 의 추정치로 $AQSTD_{it}$ 를 사용한 <표 4>에서의 $EARN_{it}$ 의 계수(1.931과 1.808)보다 <표 8>에서의 $EARN_{it}$ 의 계수(1.057과 0.704)가 더 작다는 사실은 이러한 추론이 타당하다는 간접적인 증거라고 판단된다.

나. 주식보유수익률 이용

지금까지 회계이익의 정보효과를 분석하는 모형에서 종속변수로 $SZMR_{it}$ 를 사용하였다. $SZMR_{it}$ 이외에도 회계이익의 정보효과를 분석하는데 자주 사용되는 종속변수는 주식보유수익률(buy-and-hold return, 이하 BHR)이다. 이에 본 연구에서는 추가적으로 BHR_{it} 를 이용하여 분석을 다시 수행하여 보았다. 다음의 <표 9>는 그 결과이다.

<표 9> AQ와 회계이익의 정보효과 : BHR의 사용

$$\text{모형 (2A) : } BHR_{it} = \beta_0 + \beta_1 EARN_{it} + \beta_2 EARN_{it} * AQ_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 (2B) : } BHR_{it} = \beta_0 + \beta_1 EARN_{it} + \beta_{11} EARN_{it-1} + \beta_2 EARN_{it} * AQ_{it} + \beta_{21} EARN_{it-1} * AQ_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(EARN_{it-1} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

변 수	모형 (2A)		모형 (2B)	
	계 수	t-value	계 수	t-value
$EARN$	4.724	(7.47)***	4.522	(7.19)***
$EARN * AQ$	2.754	(5.11)***	2.366	(4.38)***
Sample	3,954		3,954	
Adj. R^2	20.32%		28.54%	
F-value	68.20		69.65	

1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타낸다(양측 검정).

2) 변수의 정의는 다음과 같다. BHR_{it} 는 i 기업의 t 년도 4월초부터 $t+1$ 년도 3월말까지 12개월 동안의 주식 보유수익률, $EARN_{it}$ 은 i 기업의 t 년도 경상이익으로 $t-1$ 년도 주주지분의 기말 시장가격으로 나눈 값, AQ_{it} 은 i 기업의 t 년도 AQ로서 모형 (1)의 잔차의 표준편차($AQSTD$)로 측정, 통제변수는 $LOSS_{it}$, $SIZE_{it}$, MB_{it} , LEV_{it} , $INST_{it}$, DIV_{it} 로서 이들에 대한 정의는 <표 4>를 참조

<표 9>에서 보듯이 $EARN_{it} * AQ_{it}$ 의 계수 β_2 는 각각 2.754($t=5.11$)과 2.366 ($t=4.38$)로서 모두 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있어 BHR_{it} 를 사용하는 경우에도 AQ와 회계이익의 정보효과 사이에 유의한 양(+)의 관계가 나타나고 있음을 알 수 있다.

다. SIZE 제거

본 연구에 사용된 모형 (2A), 모형 (2B) 등 모든 모형들은 $EARN_{it} * AQ_{it}$ 이외에도 여러 가지 통제 변수들과 $EARN_{it}$ 사이의 상호작용 변수(interaction variables)들이 포함되어 있다. 이 경우 변수들 사이에 다중공선성(multicollinearity)이 나타나게 되어 회귀계수 추정에 편의가 나타날 수 있다. 본 연구에서는 특히 기업규모를 나타내는 $SIZE_{it}$ 와 관련하여 $EARN_{it}$ 와 $EARN_{it} * SIZE_{it}$ 의 VIF가 100을 초과하고 있다. 이에 추가적으로 모형 (2A)와 모형 (2B)에서 $SIZE_{it}$ 와 $EARN_{it} * SIZE_{it}$ 및 $EARN_{it-1} * SIZE_{it}$ (모형 (2B)의 경우)를 제외하고 분석을 다시 수행하여 보았다(이하 모형 (2Aa)와 모형 (2Bb)로 칭함). 다음의 <표 10>은 그 결과이다.

<표 10> AQ와 회계이익의 정보효과 : 모형에서 SIZE 제외

$$\text{모형 (2Aa) : } SZMR_{it} = \beta_0 + \beta_1 EARN_{it} + \beta_2 EARN_{it} * AQ_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 (2Bb) : } SZMR_{it} = \beta_0 + \beta_1 EARN_{it} + \beta_{11} EARN_{it-1} + \beta_2 EARN_{it} * AQ_{it} + \beta_{21} EARN_{it-1} * AQ_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(EARN_{it-1} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

변 수	모형 (2Aa)		모형 (2Bb)	
	계 수	t-value	계 수	t-value
$EARN$	1.152	(14.57)***	1.232	(14.97)***
$EARN * AQ$	1.116	(3.86)***	1.507	(3.83)***
Sample	3,954		3,954	
Adj. R^2	15.23%		16.60%	
F-value	55.63		40.33	

1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타낸다(양측 검정).

2) 변수의 정의는 다음과 같다. $SZMR_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 4월초부터 $t+1$ 년도 3월말까지 12개월의 규모조정 누적수익률, $EARN_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 경상이익으로 $t-1$ 년도 주주지분의 기말 시장가격으로 나눈 값, AQ_{it} 는 i 기업의 t 년도 AQ로서 모형 (1)의 잔차의 표준편차(AQSTD)로 측정, 통제변수는 $LOSS_{it}$, $SIZE_{it}$, MB_{it} , LEV_{it} , $INSTIT_{it}$, DIV_{it} 로서 이들에 대한 정의는 <표 4>를 참조

<표 10>에서 보듯이 $SIZE_{it}$ 와 $EARN_{it} * SIZE_{it}$ 를 제외하는 경우에도 $EARN_{it} * AQ_{it}$ 의 계수 β_2 는 각각 1.116($t=3.86$)과 1.507($t=3.83$)로서 모두 유의적인 양(+)의 값을 보이고 있다.

라. CFO의 변동성(Volatility)

마지막으로 본 연구의 결과가 AQ_{it} 에 현금흐름의 변동성(volatility)이 반영되어 나타난 것인지를 추가적으로 분석한다. AQ_{it} 는 발생액을 과거, 현재 그리고 미래의 현금흐름에 대하여 회귀할 때의

잔차로 측정되므로, 연도별 현금흐름의 변동성이 크다면 모형 (1)에서의 잔차가 크게 나타날 수 있다. 이는 AQ_{it} 가 현금흐름과 관련된 발생액의 변동성에 의해서가 현금흐름 자체의 변동성에 의해서 그 크기가 달라질 수 있다는 것을 의미한다. 이렇게 모형 (1)은 그 구조상 현금흐름의 변동성이 AQ_{it} 에 반영되므로 AQ_{it} 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계는 실질적으로 현금흐름의 변동성과 회계이익의 정보효과 사이의 관계에 의하여 나타난 결과일 수 있다.

이러한 가능성을 통제하기 위하여 본 연구는 현금흐름의 변동성을 고려하여 다음의 모형 (5Aa)와 모형 (5Bb), 그리고 모형 (5A)와 모형 (5B)를 이용하여 분석을 다시 수행하여 보았다. 현금흐름의 변동성은 4년 전부터 당해 연도까지 총 5년 동안의 현금흐름의 표준편차로 추정하였다(이하 $CFOsd_{it}$).

$$\text{모형 (5Aa) : } SZMR_{it} = \delta_0 + \delta_1 EARN_{it} + \delta_2 EARN_{it} * CFOsd_{it} \\ + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 (5Bb) : } SZMR_{it} = \delta_0 + \delta_1 EARN_{it} + \delta_{11} EARN_{it-1} + \delta_2 EARN_{it} * CFOsd_{it} \\ + \delta_{21} EARN_{it-1} * CFOsd_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) \\ + \Sigma(EARN_{it-1} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 (5A) : } SZMR_{it} = \delta_0 + \delta_1 EARN_{it} + \delta_2 EARN_{it} * CFOsd_{it} + \delta_3 EARN_{it} * AQ_{it} \\ + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

$$\text{모형 (5B) : } SZMR_{it} = \delta_0 + \beta_1 EARN_{it} + \delta_{11} EARN_{it-1} + \delta_2 EARN_{it} * CFOsd_{it} \\ + \delta_{21} EARN_{it-1} * CFOsd_{it} + \delta_3 EARN_{it} * AQ_{it} \\ + \delta_{31} EARN_{it-1} * AQ_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) \\ + \Sigma(EARN_{it-1} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$$

모형 (5Aa)와 모형 (5Bb)는 모형 (2A)와 모형 (2B)에서 AQ_{it} 가 포함된 변수들을 제외하고 대신 $EARN_{it} * CFOsd_{it}$ 와 $CFOsd_{it}$ 를 포함한 것이다(모형 (5Bb)의 경우에는 $EARN_{it-1} * CFOsd_{it}$ 포함). 만약 $CFOsd_{it}$ 에 의하여 회계이익의 정보효과가 부정적인 영향을 받는다면 $EARN_{it} * CFOsd_{it}$ 의 계수 δ_2 는 유의적인 음(-)의 값으로 나타날 것이다.

다음으로 모형 (5A)와 모형 (5B)는 모형 (2A)와 모형 (2B)에 $EARN_{it} * CFOsd_{it}$ 와 $CFOsd_{it}$ 를 추가로 포함한 것이다(모형 (5B)의 경우에는 $EARN_{it-1} * CFOsd_{it}$ 포함). 만약, <표 4>에서 나타난 AQ_{it} 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계가 실질적인 관계가 아니고 단지 $CFOsd_{it}$ 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계가 투영된 것에 지나지 않는다면 모형 (5A)와 모형 (5B)에서 $EARN_{it} * CFOsd_{it}$ 의 계수 δ_2 는 유의적인 음(-)의 값을 보이지만 $EARN_{it} * AQ_{it}$ 의 계수 δ_3 은 앞의 <표 4>에서와는 달리 비유의적인 값으로 나타날 것이다. 다음의 <표 11>은 그 결과이다.

〈표 11〉 AQ와 회계이익의 정보효과 : CFOsd의 통제

모형 (2A) : $SZMR_{it} = \beta_0 + \beta_1 EARN_{it} + \beta_2 EARN_{it} * AQ_{it}$
 $+ \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$

모형 (2B) : $SZMR_{it} = \beta_0 + \beta_1 EARN_{it} + \beta_{11} EARN_{it-1} + \beta_2 EARN_{it} * AQ_{it}$
 $+ \beta_{21} EARN_{it-1} * AQ_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it})$
 $+ \Sigma(EARN_{it-1} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$

모형 (4Aa) : $SZMR_{it} = \delta_0 + \lambda_1 EARN_{it} + \delta_2 EARN_{it} * |TCA|_{it}$
 $+ \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$

모형 (4Bb) : $SZMR_{it} = \delta_0 + \delta_1 EARN_{it} + \delta_{11} EARN_{it-1} + \delta_2 EARN_{it} * |TCA|_{it}$
 $+ \delta_{21} EARN_{it-1} * |TCA|_{it} + \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it})$
 $+ \Sigma(EARN_{it-1} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$

모형 (4A) : $SZMR_{it} = \delta_0 + \delta_1 EARN_{it} + \delta_2 EARN_{it} * |TCA|_{it} + \delta_3 EARN_{it} * AQ_{it}$
 $+ \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$

모형 (4B) : $SZMR_{it} = \delta_0 + \delta_1 EARN_{it} + \delta_{11} EARN_{it-1} + \delta_2 EARN_{it} * |TCA|_{it}$
 $+ \delta_{21} EARN_{it-1} * |TCA|_{it} + \delta_3 EARN_{it} * AQ_{it} + \delta_{31} EARN_{it-1} * AQ_{it}$
 $+ \Sigma(EARN_{it} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(EARN_{it-1} * \text{통제변수}_{it}) + \Sigma(\text{통제변수}_{it}) + \epsilon_{it}$

변 수	모형 (2A)	모형 (5Aa)	모형 (5A)	모형 (2B)	모형 (5Bb)	모형 (5B)
<i>EARN</i>	1.931 (4.46)***	0.963 (1.68)*	1.196 (2.02)**	1.808 (4.01)***	0.759 (1.25)	1.137 (1.82)*
<i>EARN*CFOsd</i>	—	-1.040 (-3.27)***	-1.000 (-3.15)***	—	-0.628 (-1.76)*	-0.565 (-1.59)
<i>EARN*AQ</i>	1.431 (3.88)***	—	1.092 (2.59)***	1.503 (3.88)***	—	1.193 (2.61)***
<i>Sample size</i>	3,954	3,954	3,954	3,954	3,954	3,954
<i>Adjusted R²</i>	18.75%	17.18%	17.55%	20.41%	18.34%	18.90%
<i>F-value</i>	61.81	39.15	35.55	45.07	27.94	25.73

- 1) ***, **, *는 각각 1%, 5%, 10%의 유의수준을 나타낸다(양측 검정).
- 2) 변수의 정의는 다음과 같다. $SZMR_{it}$ 는 i 기업의 t 년도 4월초부터 $t+1$ 년도 3월말까지 12개월의 규모조정 누적수익률, $EARN_{it}$ = i 기업의 t 년도 경상이익으로 $t-1$ 년도 주주지분의 기말 시장가격으로 나눈 값, AQ_{it} = i 기업의 t 년도 AQ로서 모형 (1)의 잔차의 표준편차(AQSTD)로 측정, $CFOsd_{it}$ 는 4년전부터 당해 연도까지 총 5년 동안의 현금흐름의 표준편차, 통제변수는 $LOSS_{it}$, $SIZE_{it}$, MB_{it} , LEV_{Git} , $INSTIT_{it}$, DIV_{it} 로서 이들에 대한 정의는 <표 4>를 참조

<표 11>에서 모형 (2A)와 모형 (2B)는 <표 6> 및 <표 7>과 마찬가지로 <표 4>의 내용을 그대로 옮긴 것으로 AQ_{it} 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계를 나타낸다. 모형 (5Aa)와 모형 (5Bb)에서 $EARN_{it} * CFOsd_{it}$ 의 계수 δ_2 는 모두 유의적인 음(-)의 값을 갖는다. 이는 현금흐름의 변동성이 증가함에 따라 회계이익의 정보효과가 감소한다는 것을 의미한다.

그런데 모형 (5A)와 모형 (5B)를 보면 $EARN_{it} * CFOsd_{it}$ 의 계수 δ_2 는 여전히 유의적인 음(-)의 값으로 나타나고 있음에도 $EARN_{it} * AQ_{it}$ 의 계수 δ_3 는 1.092($t=2.59$)와 1.193($t=2.61$)로 유의적인 양(+)의 값으로 나타나고 있다. 만약 AQ_{it} 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계가 사실은 $CFOsd_{it}$ 에 의한 효과를 단순히 반영하는 것이라면 $EARN_{it} * AQ_{it}$ 의 계수 δ_3 는 비유의적인 것으로 나타나야 한다. 그런데 <표 11>의 결과는 $CFOsd_{it}$ 의 효과를 통제하는 경우에도 여전히 AQ_{it} 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계가 유의한 것으로 나타나고 있다. 따라서 <표 4>에서 나타난 AQ_{it} 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계는 $CFOsd_{it}$ 와는 독립적으로 나타난 결과인 것으로 판단된다.

V. 결 론

발생액의 질(AQ)을 연구한 선행연구들은 AQ가 높을수록 정보비대칭이 감소하고 발생액 이상현상(Accruals anomaly)이 감소하며, 경영자의 기회주의적 행태가 제한됨을 보이고 있다. 또한 이들 연구들은 AQ와 감사품질 사이에는 유의한 양(+)의 관계가 존재하며 나아가 AQ가 높을수록 회계정보의 질에 대한 시장의 요구에 더 민감하게 반응하고 회계투명성이 높게 나타나 대리인 문제가 완화되고 있음을 보이고 있다. 이렇게 AQ에 대한 선행연구들의 결과는 AQ가 높은 회계이익이 보다 유용한 회계정보라는 것을 시사하고는 있지만 직접적으로 AQ와 회계이익의 정보효과 사이의 관계를 분석한 연구는 손성규 등(2009)을 제외하면 거의 없는 것으로 보인다. 이에 따라 본 연구는 AQ에 따라 회계이익의 정보효과가 달라지는지를 분석하였다.

이의 분석을 위하여 1991년부터 2005년까지 매 연도말 현재 유가증권시장에 상장되어 있는 금융업 이외의 12월 결산 기업을 대상으로 연구를 진행하였다. AQ는 총유동발생액을 과거, 현재 및 미래의 현금흐름에 회귀할 때에 나타나는 잔차를 이용하여 그 잔차의 절대값을 첫 번째 AQ의 측정치($AQABSR_{it}$)로 하였으며, 그 잔차의 표준편차를 두 번째 AQ의 측정치($AQSTD_{it}$)로 하였다.

$AQABSR_{it}$ 를 사용하는 경우의 표본수는 3,954개 기업-년이며 $AQSTD_{it}$ 를 사용하는 경우의 표본수는 2,760개 기업-년이었다.

분석 결과, 선행연구의 결과로부터의 예상과 같이 AQ가 커질수록 회계이익의 정보효과는 증가하는 것으로 나타났다. 이러한 결과는 발생액의 절대값 크기나 감사품질을 통제하는 경우에도 동일하게 나타났으며, 일부 설명변수에서 나타나는 다중공선성을 통제하거나 현금흐름의 변동성을 통제하는 경우에도 일관되게 나타났다. 이상에서 보듯이 본 연구는 손성규 등(2009)에 더하여 회계이익의 유용성에 대한 AQ의 역할을 검증하였다는 측면에서 공헌점이 있다고 판단된다.

그러나 아직까지도 경영자의 기회주의적 속성에 따라 발생액에 포함된 이익조정 측정치로 사용되는 재량적발생액과 관련하여 AQ 에 포함되는 정보가 어떠한 차이를 갖는지에 대해서는 깊이 있는 연구가 진행되고 있지 않다. 재량적발생액은 수준(level) 변수로서 1차 모멘트(the first moment)이고, AQ 는 그 재량적발생액의 변동성으로 2차 모멘트(the second moment)이므로 이 두 개념 모두 경영자의 기회주의적 속성에 의해 나타나는 이익조정의 분포적 특성을 나타내고는 있지만 실질적으로 어떠한 정보 내용의 차이를 가지고 있는지, 그로부터 어떠한 경제적 차이가 나타나는지에 대해서까지 연구가 진척되고 있지는 못하다. 따라서 앞으로 이 부분에 대한 깊이 있는 연구가 진행된다면 AQ 와 회계이익의 정보효과 사이의 관계에 대하여 더욱 통찰력 있는 결과를 얻을 수 있으리라 기대한다.

참고문헌

- 고재민 · 김상일 · 이호영. 2009. 감사품질의 대응치와 발생액의 질의 상관관계. 회계학연구 제34권 제2호 : 1 - 42.
- 나종길. 2004. 유동발생의 예측오차와 감사인 유형에 따른 재량적 발생액 정보성 차이. 회계학연구 제29권 제1호 : 117 - 142
- 손성규 · 고재민 · 백혜원. 2009. 발생액의 질의 회계정보 유용성. 회계정보연구 제27권 제2호 : 273 - 304.
- 이우중. 2008. Three Essays on Corporate Valuation. 서울대학교 박사학위논문
- 최 관 · 백원선. 2007. 현금전환가능성에 따른 발생액의 질과 시장이상현상. 회계학연구 제32권 제3호 : 1 - 26.
- Aboddy, D., J. Hughes. and J. Liu. 2005. Earnings Quality, Insider Trading, and Cost of Capital. *Journal of Accounting Research* 43 (December):651 - 674.
- Collins, D. W., and S. P. Kothari. 1989. An Analysis of Intertemporal and Cross - Sectional Determinants of Earnings Response Coefficients. *Journal of Accounting and Economics* 11 : 143 - 181.
- Dechow, P. M., S. P. Kothari, and R. L. Watts. 1998. The Relation between Earnings and Cash Flows. *Journal of Accounting Economics* 25 : 133 - 168.
- Demirkan, S, S. Radhakrishnan, and O. Urcan. 2008. Discretionary AQ, Cost of Capital, and Diversification. AAA 2007 Financial Accounting & Reporting Section (FARS) Meeting Papers. SUNY - Binghamton University, University of Texas at Dallas.
- Dhaliwal, D. S., V. Naiker, and F. Navissi. 2006. Audit Committee Financial Expertise, Corporate Governance and AQ : An Empirical Analysis. Working Paper. University of Arizona, University of Waterloo, and Monash University.
- Francis, J., K. Schipper, and L. Vincent. 2005a. Earnings and Dividend Informativeness When Cash Flow Rights Are Separated from Voting Rights. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 329 - 360.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2005b. The Market Pricing of Accruals Quality. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 295 - 327.
- Francis, J. R., and D. Wang. 2006. The Joint Effect of Investor Protection and Big 4 Audits on Earnings Quality Around the World. Working Paper. University of Missouri at Columbia and University of Nebraska at Lincoln.
- Kim, M., and W. Kross. 2005. The Ability of Earnings to Predict Future Operating Cash Flows Has Been Increasing - Not Decreasing. *Journal of Accounting Research* 43 (5) : 753 - 780.
- McNichols, M. 2002. Discussion of The Quality of Accruals and Earnings : the Role of Accrual Estimation Errors. *The Accounting Review* 77 (Supplement) : 61 - 69.
- Teoh, S. H., and T. J. Wong. 1993. Perceived Auditor Quality and the Earnings Response Coefficients. *The Accounting Review* 68 (2) : 346 - 366.

The Accruals Quality and Earnings' Informativeness

Se Yong Lee*

〈Abstract〉

Prior studies show that, as accruals quality (hereafter, AQ) is increased, 1) information asymmetry is decreased, 2) accruals anomaly is reduced, and 3) managers' opportunistic behavior is restrained. In addition, they also show that 1) there is a significantly positive relation between AQ and audit quality, 2) the firms with high AQ are more sensitive to the market demand for the quality of accounting information, and 3) the accounting transparency is improved with AQ, leading to reduced agency problems.

As I have provided above, the results of prior studies on AQ implies that accounting earnings with higher AQ is more useful. However, they don't provide directly the evidence of the relation between AQ and earnings' informativeness, except for Sohn et al.(2009). In this perspective, I investigated whether accounting earnings' informativeness is changed according to AQ.

To achieve the purpose of the paper, I used the sample of firms listed on the securities market in Korea, as of December 31 every year, from 1991 to 2005. The financial companies are not included in the sample. AQ is estimated using the residuals from regressing total current accruals on past, current, and future cash flows. The absolute value of the residual is the first measure of AQ, and the standard deviation of the residual is the second measure of AQ.

The results of analysis as follows. As AQ is increased, accounting earnings' informativeness is also increased as expected. This result is not changed 1) when the magnitude of the absolute value of accruals is controlled for, 2) when the audit quality is controlled for, 3) when the multicollinearity among variables is controlled for, and 4) when the volatility of cash flows is controlled for. As shown in the above, I think that the paper is contributable to the literature in that the paper investigated if AQ plays an important role in explaining the usefulness of accounting earnings, in addition to Sohn et al.(2009).

<Key words> accruals quality, earnings, earnings' informativeness, earnings response coefficient

* Associate Professor, School of Business Administration, The Catholic University of Korea