

발생액의 질이 기업신용등급 및 타인자본비용에 미치는 영향*

- 본질적 및 재량적 발생액의 질을 중심으로 -

박종일** · 정상민***

<요 약>

본 연구는 발생액의 질이 기업신용등급과 타인자본비용에 어떤 영향을 미치는지 실증적으로 분석하고, 또한 발생액의 질의 원천에 따라 살펴본다. 그리고 본질적 또는 재량적 발생액의 질 중에서 어떤 정보위험이 상대적으로 더 중요하게 기업신용등급이나 타인자본비용에 반영되는지 알아보았다. 이를 위해 본 연구는 Francis et al.(2005, 이하 FLOS)의 방법에 따라 발생액의 질을 추정하였다. 2003년부터 2015년까지의 기간에 대해 표본은 상장기업을 대상으로 분석하였다.

실증결과는 첫째, 종속변수에 영향을 미치는 통제변수를 고려한 후에도 발생액의 질이 낮을수록 유의하게 기업신용등급이 낮고, 타인자본비용은 높게 나타났다. 이 결과는 발생액의 질이 낮을수록 미래 현금흐름과 관련한 정보의 불확실성이 높기 때문에 신용평가기관이나 채권투자자 모두 이들 기업에 패널티를 부과한다는 것을 나타낸다. 둘째, 발생액의 질을 그 원천에 따라 재량적 발생액의 질과 본질적 발생액의 질로 나누어 분석한 경우에도 앞서와 일치된 결과로 나타났다. 이는 원천에 상관없이 발생액의 질이 낮을 때 정보위험의 증가로 시장반응이 부정적임을 나타낸다. 셋째, 본질적 발생액의 질이 기업신용등급이나 타인자본비용에 미치는 효과는 재량적 발생액의 질의 경우보다 상대적으로 더 큰 것으로 나타났다. 이는 경영자의 재량이 포함된 발생액의 질보다는 사업의 불확실성으로 인한 발생액의 질이 낮은 경우에 보다 민감하게 반응한 결과로서 투자자 및 감사인 측면에서 살펴본 선행연구와 일치한다.

이상의 본 연구결과는 발생액의 질과 그 원천 모두 신용평가기관 및 채권투자자에게 이익의 질과 관련한 정보위험으로서 중요한 요소임을 보여주었다는 데 의미가 있다. 따라서 본 연구의 발견은 학계의 관련연구에 추가적이고 보완적인 증거를 제공하며, 또한 실무계, 투자자 및 규제당국에

* 본 논문에 유익한 제언을 해 주신 익명의 세 심사자에게 감사를 표한다. 첫 번째 저자는 삼정KPMG의 연구비 지원에 감사드린다.

** 충북대학교 경영학부 교수, parkjil@chungbuk.ac.kr, 주저자

*** 가톨릭상지대학교 전산세무회계과 조교수, dj2ys@csj.ac.kr, 교신저자

계도 발생액의 질이 낮을 때 기업평가에 전문성이 있는 신용평가기관이나 채권투자자들은 어떻게 반응하는지와 관련한 전반적인 이해에 시사점을 제공한다.

〈주제어〉 발생액의 질, 발생액의 질의 원천, 정보위험, 기업신용등급, 타인자본비용

I. 서 론

본 연구는 국내 상장기업을 대상으로 발생액의 질이 기업신용등급과 타인자본비용에 어떤 영향을 미치는지 실증적으로 분석하였다. 또한 본 연구는 앞서의 효과에 대해 발생액의 질의 원천(본질적 또는 재량적 발생액의 질)에 따라서도 살펴본다. 나아가 본질적 또는 재량적 발생액의 질 중 어떤 정보위험을 상대적으로 더 중요하게 신용평가기관과 채권투자자 관점에서 기업신용등급 및 타인자본비용에 고려하는지에 대해서도 분석하였다.

발생액의 질(accruals quality)을 과거 연구들은 발생액이 전기, 당기 및 차기의 영업현금흐름으로 전환될 가능성이 높은지 여부로 측정하였다(FLOS 2005 ; Dechow and Dichev 2002). 만일 발생액이 현금흐름으로 전환될 가능성이 높으면 이들 기업의 미래 현금흐름을 예측하기에 보다 수월하기 때문에 정보이용자들의 부담하는 정보의 불확실성은 낮아질 수 있다. 반면, 발생액의 질이 낮으면 기업의 현금흐름에 대한 불확실성이 높아 투자자는 합리적인 의사결정이 어려울 수 있고, 경영자는 미래 현금흐름에 대한 왜곡과 오류가 포함된 회계정보를 시장에 공시할 수 있다(최관과 백원선 2007). FLOS(2005)의 연구는 발생액의 질의 원천별(본질적 또는 재량적 발생액의 질)로 나누어 이들이 정보위험으로써 시장가격에 반영됨을 자본비용 측면에서 제시하였다.¹⁾ 따라서 후속연구들은 발생액의 질을 정보위험이나 이익의 질과 관련한 대응치로 간주해왔다(Gray et al. 2009 ; FLOS 2005 ; Dechow and Dichev 2002 등). 예를 들어, 국내 연구들의 경우 손성규 등(2009)과 이세용(2009)은 발생액의 질이 높을수록 회계이익의 정보효과가 높다는 결과를, 또한 이세용(2014)은 발생액의 질이 높을수록 이익의 가치관련성은 증가하지만, 순자산의 가치관련성은 감소된다는 결과를, 권수영과 기은선(2011)은 발생액의 질이 낮은 피감기업일수록 감사인의 감사위험이 증가하여 감사시간과 감사보수 모두 높음을 보고하였다.

한편, 기업평가를 하는데 있어 전문성이 높은 신용평가기관은 자본시장에서 정보중개인의 역할을 하며, 자본시장의 참여자들을 대신하여 기업가치를 평가하고, 이를 통해 기업과 외부 이해관계자들 사이의 계약관계를 보다 용이하도록 하는데 있어 도움을 준다(Frost 2007). 특히 이들이 발표하는 신용등급은 자본시장의 정보이용자들에게 경제적 의사결정에 유용한 정보로 활용

1) FLOS(2005)은 발생액의 질로 측정되는 정보위험은 분산이 불가능한 위험으로서 발생액이 질이 낮은 기업은 미래 전망이나 경영성과에 대해 불확실성이 높고, 이들 기업은 부정확한 정보를 공시하는 위험과도 관련이 있다고 주장한다.

된다.²⁾ 그리고 기업이 부채차입을 하는 채권투자자들³⁾의 경우 주식시장의 일반투자자들과 비교할 때 기업에 대한 정보접근성이 보다 용이하고, 이로 인해 기업정보에 대한 이해 및 이에 대한 정보해석능력 역시 높다는 점에서 앞서 신용평가기관이나 채권투자자 모두 발생액의 질과 관련한 정보위험에 대한 판단과 평가능력은 일반 투자자들보다 더 우월한 입지에 있는 전문가 집단이라고 할 수 있다. 발생액의 질과 관련한 선행연구들은 발생액의 질의 낮을수록 자본시장에서는 미래 현금흐름의 불확실성이 높아 투자자들의 정보위험(information risk)은 증가할 것으로 보고 있다. 따라서 본 연구의 경우 발생액의 질 수준이 낮은 기업일수록 신용평가기관이 발표하는 기업신용등급이 낮고, 또한 채권투자자는 위험에 대한 보상으로 대출이자율을 높게 결정할 것으로 기대되므로, 기업의 타인자본비용은 상대적으로 높을 것으로 예상된다. 또한 FLOS(2005)은 발생액의 질에 대해 그 원천별로 구분한 결과, 즉 본질적 또는 재량적 발생액의 질 모두는 정보위험과 밀접한 관계가 있음을 보여준 바 있다. 따라서 본 연구는 본질적 발생액의 질이나 재량적 발생액의 질이 낮을 때 기업신용등급이 낮은지와 타인자본비용이 높은지를 국내 상장기업을 대상으로 살펴보고자 한다. 발생액의 질의 두 구성요소(components) 모두는 정보위험과 관련이 있다. 본질적 발생액의 질은 기업이 처한 산업여건, 영업환경, 또는 재무안정성과 같은 기업 본연의 특성과 관련한 정보의 불확실성을 내포하는 반면에, 재량적 발생액의 질은 앞서의 정보위험 이외에도 경영자의 기회주의적인 재량이 추가로 포함된 정보위험이다(FLOS 2005 ; 권수영 등 2012). 그런데 선행연구들은 발생액의 질 중 본질적인 경우가 재량적인 경우보다 시장평가에 있어 더 높은 가중치로 고려된다는 결과가 보고되어 왔다(FLOS 2005 ; 권수영 등 2012). 선행연구들은 이러한 결과에 대해 발생액의 질 중 본질적인 경우가 정보의 불확실성을 높이는 한쪽 측면의 효과만 있고, 이와 달리 발생액의 질 중 재량적인 경우는 경영자의 기회주의적인 이익조정 동기와 더불어 경영자가 시장에 사적정보를 전달하는 신호동기도 내포할 수 있다고 보아 이러한 혼재된 효과에 기인해서 나타난 결과로 해석하였다(FLOS 2005). 따라서 본 연구에서도 이들 두 발생액의 질의 원천에 따라 기업신용등급 또는 타인자본비용에 미치는 효과가 상대적으로 다른지를 살펴보고자 한다.

분석을 위해서 본 연구는 관심변수인 발생액의 질에 대해 FLOS(2005)의 모형에 따라 총발생액의 질과, 또한 그 원천인 본질적 또는 재량적 발생액의 질을 각각 추정하였다. 종속변수로 본 연구는 NICE평가정보(주)로부터 산출된 기업신용등급과 타인자본비용을 이용한다. 타인자본비용은 두 가지로 측정했으며, 즉 부채차입이자율과 부채차입이자율 스프레드이다. 종속변수와 관

2) 신용평가기관이 발표하는 신용등급은 재무분석에 전문성이 갖춘 기업분석가들이 양적 모형과 질적 분석을 동시에 반영시켜 기업의 외부·내부의 위험요소와 재무·비재무적 요소 등을 종합적으로 고려해서 평가된다(Beaver et al. 2006).

3) 본 연구는 자료수집의 한계상 부채차입이자율 계산시 사적(private) 부채와 공적(public) 부채가 모두 포함된 측정치를 이용한다. 한편, 기업에게 부채자금을 대출하는 상대방은 채권시장의 투자자이다. 본 연구는 편의상 이를 채권투자자로 지칭하였다.

심변수 간에 관계를 살펴보는데 있어 선후관계가 고려된 시차모형을 통해 분석하였다. 분석기간의 경우 관심변수(종속변수)를 기준으로 2003년부터 2015년까지(2004년부터 2016년까지)로 상장된 기업 중에서 금융업을 제외하고, 12월이 결산인 기업을 대상으로 최종표본 15,090개 기업/연도 자료를 분석하였다.

실증적 결과는 다음과 같다. 첫째, 발생액의 질이 낮을수록 기업신용등급이 낮고, 타인자본비용은 높은 결과로 나타났다. 둘째, 발생액의 질을 두 원천인 본질적 또는 재량적 발생액의 질로 구분하여 분석하더라도 모두 앞서와 일치된 결과를 보였다. 셋째, 발생액의 질 중 본질적인 경우가 재량적인 경우보다 기업신용등급 또는 타인자본비용에 미치는 효과는 상대적으로 더 큰 것으로 나타났다. 이상의 결과는 발생액의 질뿐 아니라 그 원천인 구성요소 모두 이익의 질과 관련한 정보위험으로 신용평가기관과 채권투자자들은 반응하고 있음을 시사한다. 또한 세 번째 결과는 투자자 및 감사인 측면에서 살펴본 선행연구(FLOS 2005 ; 권수영 등 2012 ; 권수영과 기은선 2011)와도 일치하게 기업평가에 전문성이 있는 신용평가기관과 채권투자자 역시 경영자의 재량이 포함된 발생액의 질의 상태보다는 사업 환경의 불확실성으로 인한 발생액의 질이 낮은 경우에 대해 보다 더 민감하게 반응한다는 것을 의미한다.

본 연구는 다음과 같은 측면에서 선행연구에 추가적인 공헌과 차별성 있는 정보를 제공한다. 첫째, FLOS(2005)의 연구에서 총발생액의 질을 처음 그 원천에 따라 본질적 또는 재량적 발생액의 질로 구분해서 자본비용과의 관계를 분석한 결과, 발생액의 질뿐 아니라 두 구성요인 모두가 정보위험과 관련이 있음을 보여준 바 있다, 하지만 국내의 경우는 아직까지 발생액의 질의 원천별로 나누어 실제 자본비용과의 관계를 살펴본 체계적인 연구가 그동안 부족했다. 둘째, 국내 연구인 박광현과 이주성(2015) 및 나인철과 김종현(2009)은 발생액의 질과 기업신용등급 또는 회사채 신용등급 간의 관계를 분석했으나, 이들 연구들은 주로 총발생액의 질만을 다루었다. 이와 달리, 본 연구는 발생액의 질의 원천별(source)로 나누어 살펴보았다는 점에서 앞서의 선행연구와는 차별화된 정보를 제공한다. 또한 FLOS(2005)은 발생액의 질의 원천과 자본비용 간의 관계를 중심으로 다루었다. 이와 달리, 본 연구는 발생액의 질의 원천과 타인자본비용 간의 관계 이외에도 기업평가에 전문성이 있는 신용평가기관 측면에서 이들이 발생액의 질의 두 원천에 대해 어떤 정보위험을 보다 더 민감하게 반응하는지를 분석한 사항은 아직까지 국내외 선행연구들에서는 체계적으로 다루어지지 않았다. 그러한 점에서 본 연구결과는 관련연구에도 보완적 그리고 추가적인 실증적 증거를 제공한다.

셋째, 앞서 박광현과 이주성(2015)은 발생액의 질과 자본비용 간의 관계 및 발생액의 질과 기업신용등급 간의 관계를 분석할 때 종속변수와 관심변수에 대해 동시적 t 시점으로 분석된 결과를 제시하였다. 또한 나인철과 김종현(2009) 역시 이익수준과 회사채 신용등급과의 관계에서 발생액의 질의 미치는 상호작용효과를 분석할 때 동시적 t 시점을 중심으로 살펴보았다.⁴⁾ 이와 달

4) 종속변수와 관심변수 모두를 t시점으로 측정하면 분석상에 고려되지 않는 사항으로는 예를 들어, 12월

리, 본 연구는 발생액의 질과 그 구성요소에 대한 기업신용등급 및 타인자본비용과의 관계를 분석하는데 있어 선후관계가 고려된 시차모형을 이용한다는 점에서 보다 정교한(refine) 연구모형의 설정을 통해 분석된 검증결과를 살펴본다는 점에서 방법론상에도 차이가 있다. 넷째, 기회주의적 이익조정의 수단으로 재량적 발생액이나 실제 이익조정과 신용평가기관의 신용등급이나 채권자의 타인자본비용 간의 관계를 분석한 선행연구들이 있다(박종일과 윤소라 2013, 2014 ; 박연희 등 2011 ; 김문태 등 2006 등). 앞서 선행연구들은 주로 경영자의 공격적인 이익조정 ‘수단’을 나타내는 재량적 발생액 또는 실제 이익조정의 경우는 한해 기간으로 측정된 이익의 질의 대용치들이다. 이와 달리, 본 연구의 분석대상인 발생액의 질은 FLOS(2005)의 방법처럼 5년간 다기간(multi-year)의 자료를 이용하여 측정된 기업의 재무보고의 질(financial reporting quality)과 관련한 ‘상태’를 나타낸다는 측면에서 보면, 앞서 경영자의 이익조정 수단이 되는 재량적 발생액이나 실제 이익조정과는 이익의 질 측정상에 속성이 다르다.⁵⁾ 마지막으로, 국내의 경우 FLOS(2005)의 발생액의 질의 원천에 따라 나누어 분석한 연구로는 권수영 등(2012) 및 권수영과 기은선(2011)이 있으나, 이를 제외하면 매우 미미하다. 이들은 각각 감사인 측면인 감사보수 및 감사시간이나 투자자 측면인 미래이익에 관한 주가 정보성과의 관계를 중심으로 살펴보았다. 이와 달리, 본 연구는 발생액의 질의 원천인 그 구성요소에 따라 신용평가기관 및 채권자 측면에서 분석했다는 점에서 그동안 국내 연구들에서 상대적으로 분석이 부족한 측면을 보완적으로

결산법인의 경우 2015년도 재무제표 정보는 2016년 3월말에 공시된다는 점에서 t시점으로 측정되면 2015년 회계정보에 대해 정보이용자들이 이를 이용할 수는 없다는 점이다. 따라서 분석상에 종속변수와 관심변수를 모두 동시적 t시점으로 측정하면 이러한 시차의 문제가 발생한다.

- 5) 재무보고의 질의 상태를 나타내는 발생액의 질(AQ)은 경영자의 이익조정 수단을 나타내는 재량적 발생액(이하 DA) 또는 실제 이익조정(이하 RM)과는 다음과 같은 측면에서 보면 상이한 속성을 가진다. 첫째, AQ는 유동발생액과 전기, 당기 및 차기의 영업현금흐름 간의 관계에서 실현되지 않는 잔차의 표준편차로 측정되므로, 이 값이 클수록 발생액의 질 수준은 낮아진다(FLOS 2005). 이러한 AQ는 총발생액(이익과 영업현금흐름 간의 차이)을 경영자의 기회주의적인 의도와 무관한 비재량적 발생액과 경영자의 기회주의적인 의도가 있는 재량적 발생액으로 구분하는 Jones type의 모형(Kothari et al. 2005 ; Dechow et al. 1995) 또는 실물거래활동을 통한 이익조정 모형(Roychowdhury 2006)과는 다른 측면의 정보를 제공한다. 예를 들어, AQ는 재무보고의 질과 관련된 ‘상태’를 장기적으로 측정해 보여준 경우라면 이와 달리, DA 또는 RM는 한 시점의 보고이익을 직접적으로 증가 또는 감소시키려는 경영자의 공격적인 이익조정 ‘수단’을 나타내는 측정치라는 점에서 서로 차이가 있다. 즉 AQ는 앞서와 같은 경영자의 공격적인 이익조정의 수단을 나타내지는 않는다. 예를 들어, 선행연구에 따라서는 당기 보고된 이익에서 추정된 DA를 제외한 측정치를 이익조정이 개입되지 않은 진정한 이익으로 간주하기도 한다(Caramanis and Lennox 2008). 하지만 앞서의 DA와 달리, 기업의 진정한 이익을 파악하기 위해 보고이익에서 AQ를 차감하여 측정하지 않는 차이가 있다. 둘째, DA 또는 RM은 경영자의 당기 이익조정 수단이라는 점에서, 주로 한해 연도로 측정되는데 반해, FLOS(2005)에서 제시된 AQ는 설명변수로 전기, 당기 및 차기의 정보가 고려되는 경우 외에도 과거 5년간의 잔차의 표준편차로 측정되므로, 다기간의 시계열적 자료가 이용된다. 따라서 AQ는 DA와 RM과 달리, 보다 장기적 측면이 고려된 재무보고의 질과 관련된 측정치를 제공한다.

다루고 있어 학술적으로도 선행연구에 대한 추가적 증거를 제공해준다.

이후의 본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장의 경우 발생액의 질에 대한 시장반응을 다룬 선행연구에 대해 검토하고 이에 기초하여 가설을 설정하였다. 제Ⅲ장에서는 연구방법으로 연구 모형의 제시, 변수에 대한 측정 및 정의, 그리고 표본의 선정과 관련된 절차를 설명한다. 제Ⅳ장에서는 본 연구의 실증결과를 제시하며, 제Ⅴ장의 경우 본 연구결과를 요약한 후 본 연구에서 제공하는 시사점의 제시와 한계점을 설명한다.

Ⅱ. 선행연구의 검토와 가설의 설정

1. 선행연구의 검토

발생액의 질의 측정치를 처음 제안한 Dechow and Dichev(2002)은 발생액의 질을 유동발생액이 전기($t-1$), 당기(t), 그리고 차기($t+1$)의 영업현금흐름에 회귀하는 모형식을 설정하고, 그 회귀모형에서 나타나는 잔차의 표준편차(또는 그 절대값)로 측정하였다. 이 연구에서는 이렇게 측정된 발생액의 질이 낮을수록 이익지속성(earnings persistence)이 낮아진다는 결과를 제시하였다. 한편, McNichols(2002)는 앞서 Dechow and Dichev(2002)의 논문을 토론했던 연구에서 Jones(1991)의 모형식에 고려된 비재량적 발생액인 결정요인으로 매출액의 변화와 설비자산을 앞서의 모형에 추가하면 설명력이 더 증가된다는 것을 보여주었다.

이후 FLOS(2005)의 연구는 앞서의 두 연구를 좀 더 확장시켜 McNichols(2002)의 모형을 기본으로 하여 발생액의 질을 본질적 또는 재량적 발생액의 질로 그 원천에 따라 구분하였다. FLOS(2005)의 연구는 본질적 발생액의 질이 기업의 규모, 영업현금흐름 변동성, 매출액 변동성, 영업순환주기, 손실이 발생한 과거 5년간 빈도와 같은 기업의 본질적인 요인(innate factors)에 따라 결정될 것으로 보았다. 이 연구는 기업의 규모가 작고 영업현금흐름이나 매출액의 변동성이 클수록, 또한 영업순환주기가 길거나 손실이 자주 발생되는 기업이 본질적 발생액의 질은 낮을 것으로 본 것이다. 이와 같이 본질적 발생액의 질은 기업의 사업모형 혹은 영업환경과 같은 본질적인 특성과 관련된 반면에, 재량적 발생액의 질은 총발생액의 질에서 앞서의 본질적 발생액의 질을 제외시킨 나머지가 경영자의 재량에 따라 결정된다고 보았다. 따라서 이 연구는 총발생액의 질을 본질적 또는 재량적 발생액의 질로 그 원천에 따라 나누는 모형식을 제안하였다. 이에 따라 이 연구에서는 이렇게 제안된 발생액의 질과 그 원천에 따라 발생액의 질이 낮을 때 발생액이 영업현금흐름으로 전환되는 비율이 낮고, 발생액으로 인한 이익예측의 불확실성 및 측정오차가 증가할 수 있기 때문에 투자자들이 주가에 대한 기대를 형성하는 과정에서 미래이익의 정보에 관한 가중치는 낮아질 것으로 예상하였다. 따라서 이를 검증하기 위해 FLOS(2005)의

연구는 발생액의 질이 낮은 경우 투자자가 인지하는 정보위험이 증가하는지를 기업이 부담하는 자본비용(cost of capital)이 높은지 측면에서 살펴보았다.⁶⁾ 연구결과는 총발생액의 질뿐만 아니라 그 구성요소인 본질적 또는 재량적 발생액의 질로 구분한 후 분석한 경우 모두 발생액의 질이 낮을수록 자본비용이 증가되는 것으로 나타났다. 또한 발생액의 질이 자본비용에 미치는 상대적 효과는 발생액의 질이 재량적인 경우보다 본질적인 경우일 때 보다 더 크게 나타났다. 이 연구는 전자의 결과와 관련해서 발생액의 질이 정보위험을 내포하는 변수라고 주장하고, 또한 후자의 결과와 관련해서는 재량적 발생액의 질의 경우 경영자의 기회주의적인 동기와 재량이 포함된 것 외에도 경영자가 사적 정보를 시장에 전달하는 신호동기 역시 있을 수 있으므로, 이러한 두 가지 효과에 기인하여 재량적 발생액의 질보다는 본질적 발생액의 질에 대해 시장은 더 민감하게 반응한 결과로 해석하였다.

발생액의 질과 관련한 후속연구 역시 시장반응을 살펴본 연구들이 다수 있다.⁷⁾ 예를 들어, Kim and Qi(2010)의 연구는 FLOS(2005)에서 제안된 모형식을 이용하여 발생액의 질로 측정된 재무보고의 질이 실제 수익률 자료를 이용한 자기자본비용에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 연구결과는 발생액의 질이 시장에서 위험요인(risk factor)으로서 평가되는 것으로 나타났다. 또한 이 연구는 발생액의 질이 자본비용에 미치는 효과가 기업의 영업순환주기나 거시경제적인 변수와도 관련성이 있는 것으로 나타났고, 또한 이러한 현상은 본질적 발생액의 질에서 더 뚜렷한 결과를 보였으나, 재량적 발생액의 질에서는 나타나지는 않았다. 국내 연구로 권수영 등(2012)은 발생액의 질과 그 원천이 미래이익에 관한 주가 정보성에 어떤 영향을 미치는지를 분석하였다. 연구결과는 본질적 또는 재량적 발생액의 질 모두 미래이익반응계수(FERC)와 각각 음(-)의 관계로 나타났고, 또한 이들이 미래이익반응계수에 미치는 효과는 발생액의 질 중에서 재량적인 경우보다 본질적인 경우가 더 큰 것으로 나타났다. 이 연구는 이에 대해 FLOS(2005)의 주장과 같이 발생액의 질이 재량적인 경우 경영자의 기회주의적 동기와 더불어 경영자의 사적정보를 시장에 전달하는 신호 역시 포함되어 있으므로, 이러한 혼재된 효과에 기인한 것으로 해석하였다. 권수영과 기은선(2011)은 발생액의 질의 원천별로 나누어 감사위험(audit risk)을 증가시키는지를 감사인의 반응(예로, 감사시간과 감사보수)을 통해 살펴보았다. 연구결과는 발생액의 질이 낮을수록 감사인의 감사위험을 보다 증가시켜 감사투입시간이 많고, 그로 인해 감사

6) FLOS(2005)의 연구에서는 자본비용으로 자기자본비용과 타인자본비용을 살펴보았으며, 자기자본비용은 실제 자본비용이 아닌 사전적(implied) 자본비용을 이용하여 분석하였다.

7) 본 연구는 발생액의 질과 그 원천에 따라 신용평가기관의 반응 및 채권투자자의 반응을 살펴본다는 점에서 선행연구의 검토 부분에서는 발생액의 질에 대한 시장반응을 분석한 연구들을 중심으로 논하고자 한다. 발생액의 질과 시장이례현상과의 관계(Richardson et al. 2005 ; 최 관과 백원선 2007), 발생액의 질과 감사품질과의 관계(고재민 등 2009), 발생액의 질과 내부회계관리제도의 취약점과의 관계(김정교 등 2009) 등 발생액의 질은 회계학에서 여러 측면에서 다룬 연구들이 있으나, 이들 연구들은 발생액의 질과 시장반응을 살펴본 연구는 아니라는 점에서 본 절의 선행연구의 검토에서는 논외로 하였다.

보수도 높은 것으로 나타났다. 또한 그 원천별로 발생액의 질을 나누어 분석하면 본질적 또는 재량적 발생액의 질 모두 감사시간과 감사보수에 유의적인 양(+)의 관련성이 나타났고, 특히 발생액의 질 중에서 본질적인 경우가 재량적인 경우보다 효과가 더 큰 것으로 나타났다. 이에 대해 저자들은 발생액의 질이 본질적일수록 정보위험에 대한 보다 큰 근본적인 불확실성을 반영할 수 있어 감사인의 반응이 더 적극적인 것으로 보았다.

한편, 앞서의 선행연구들과 달리, 발생액의 질에 대해 원천별로 나누어 분석을 수행한 연구는 아니나, 총발생액의 질과 관련한 시장반응을 알아본 선행연구들이 다수 존재한다. 예를 들어, 손성규 등(2009)과 이세용(2009)의 연구는 회계이익과 주식수익률 간의 관계에서 발생액의 질이 미치는 효과를 알아본 결과, 발생액의 질이 높을수록 이익반응계수(earnings response coefficient)가 높음을 보고하였다. 김지홍 등(2010)의 연구는 발생액의 질 수준이 높은 기업의 경우 재무분석가들이 공통 정보의 활용 비중을 높이면 이익예측의 정확도가 높아진다는 결과를 보고하였다. 그리고 박광현과 이주성(2015)은 발생액의 질과 기업신용등급 간에 상관성이 있는지를 중심으로 살펴보았다. 연구결과는 당기 발생액의 질과 당기 기업신용등급 간에 양(+)의 상관성이 나타나 당기 발생액의 질이 높을수록 기업신용등급이 높다는 결과를 제시하였다. 또한 나인철과 김종현(2009)은 회사채 신용등급과 이익수준이 발생액의 품질에 따라 다른지를 Dechow and Dichev(2002)에서 제안한 모형의 발생액의 질 또는 Dechow(1995) 모형의 재량적 발생액을 이용한 상호작용변수로 살펴보았다. 연구결과는 발생액의 질 및 재량적 발생액의 질로 측정한 경우 모두 발생액의 품질이 높을 때 이익수준과 신용등급 간에 양(+)의 관계가 더 강화되는 것으로 나타났다. 하지만 앞서의 연구들은 총발생액의 질 측면에서만 분석되었고, 그 원천별로 살펴보지는 않았다. 또한 선행연구는 발생액의 질과 기업신용등급 또는 이익수준과 회사채 신용등급 간의 관계에 발생액의 질이 미치는 효과를 상호작용변수로 살펴보는데 있어 시차가 고려되지 않은 결과를 중심으로 제시하였다.

이상의 선행연구들은 발생액의 질이 이익의 질의 속성을 내포하기 때문에 자본시장에서는 정보위험으로 반영되고 있음을 보고하고 있다. 또한 FLOS(2005)의 모형을 이용하여 발생액의 질을 그 원천별로 나누어 분석한 연구들의 경우 발생액의 질의 구성요소 모두는 정보위험으로서 시장은 인지한다는 결과를 보여주고 있다. 한편, 앞서 선행연구의 검토 내용에서 알 수 있듯이, FLOS(2005)의 연구방법에 따라 발생액의 질의 원천별로 나누어 분석한 국내로 권수영 등(2012)은 투자자의 반응을 미래이익반응계수로 살펴본 경우나, 권수영과 기은선(2011)은 감사인의 반응(감사시간, 감사보수)을 분석한 연구가 있으나, 신용평가기관이나 채권투자자 측면에서 발생액의 질의 원천별로 분석한 연구는 그동안 부족했다. 따라서 본 연구에서는 국내의 경우 상대적으로 연구가 미미했던 발생액의 질과 그 원천에 따라 신용평가기관(예로, 기업신용등급)이나 채권투자자(예로, 타인자본비용) 측면에서 어떤 효과가 있는지를 분석함으로써 관련연구에 보완적이고 추가적인 경험적 증거를 제공하고자 한다.

2. 가설의 설정

기업의 이익은 크게 발생액과 영업현금흐름의 두 요소로 구분된다. 이 중에서 발생액은 기업의 경영자가 선택하는 회계처리의 방법이나 경영자에 의한 추정·판단·배분에 따라 영향을 받을 수 있어 영업현금흐름에 비해 불확실성이 높다(최관과 백원선 2007). 특히 경영자는 이익조정을 목적으로 발생액을 기회주의적으로 이용하면 투자자들에게는 미래 현금흐름에 대한 정보의 불확실성을 증가시킬 수 있다(권수영 등 2012). 이와 같이 이익의 두 가지 구성요소 중에서 미래 현금흐름의 불확실성은 영업현금흐름보다 발생액의 질에 좌우될 가능성이 크다. 그러한 점에서 발생액의 질이 낮을 때 발생액이 영업현금흐름으로 실현되는 비율이 불안정적이라서 발생액으로 인한 예측의 불확실성이 증가할 수 있기 때문에(FLOS 2005 ; 최관과 백원선 2007) 투자자들이 현재의 이익 정보를 가지고 미래기간의 배당이나 현금흐름을 보다 정확히 예측하는데 있어 정보위험은 증가될 수 있다.

따라서 기업평가에 전문성을 가진 것으로 알려진 신용평가기관이나 채권투자자들의 경우 기업에서의 발생액의 질이 낮을 때 정보위험은 증가할 것으로 평가할 수 있다. 이런 경우 신용평가기관은 신용등급 결정시 발생액의 질이 낮은 기업에 대해 신용등급을 낮게 평가할 수 있고, 해당 기업이 부채차입을 통한 자금조달을 할 때 채권투자자들은 위험에 대한 프리미엄으로 대출이자율을 높이는, 즉 기업 입장에서는 차입이자율이 증가되는, 결국 기업의 타인자본비용은 보다 높아질 것으로 예상된다. 이러한 논의를 바탕으로 발생액의 질과 신용평가기관의 신용등급 또는 발생액의 질과 타인자본비용 간의 관계를 알아보기 위하여 본 연구는 가설 1과 가설 2에 대해 각각 선택가설의 형태로 설정한 후, 이와 관련된 실증적 의문사항을 경험적으로 살펴보고자 한다.

가설 1 : 발생액의 질이 낮을수록 기업신용등급은 낮을 것이다.

[보조가설]

H1-1 : 본질적 발생액의 질이 낮을수록 기업신용등급은 낮을 것이다.

H1-2 : 재량적 발생액의 질이 낮을수록 기업신용등급은 낮을 것이다.

가설 2 : 발생액의 질이 낮을수록 타인자본비용은 높을 것이다.

[보조가설]

H2-1 : 본질적 발생액의 질이 낮을수록 타인자본비용은 높을 것이다.

H2-2 : 재량적 발생액의 질이 낮을수록 타인자본비용은 높을 것이다.

또한 본 연구에서는 가설 1과 2에 대해 FLOS(2005)의 연구에 따라 발생액의 질에 대해 그 원천별⁸⁾로 본질적(innate) 또는 재량적(discretionary) 발생액의 질로 구분한 후 기업신용등급 또

8) 본질적 발생액의 질은 사업모형 또는 영업환경처럼 기업의 본질적인 특성과 관련되어 있는 반면에, 발생

는 타인자본비용과의 각 관계에 대해서도 살펴보기 위하여 보조가설(H1-1, H1-2, H2-1, H2-2)의 경우도 앞서(가설 1과 2)와 같은 방향으로 설정하였다. 예를 들어, FLOS(2005)은 발생액의 질이 낮은 경우와 그 원천(본질적 또는 재량적 발생액의 질) 역시 낮을 때도 자본비용이 더 높다는 결과를 제시한 바 있다.

한편, 본 연구에서 앞서의 보조가설(H1-1, H1-2, H2-1, H2-2)의 경우는 본질적 또는 재량적 발생액의 질이 기업신용등급과 타인자본비용에 미치는 영향을 각각 검증하기 위한 사항이다. 앞서의 보조가설에서 본질적 또는 재량적 발생액의 질이 기업신용등급과 각각 음(-)의 관련성을, 또한 타인자본비용과 각각 양(+)의 관련성을 있는지를 검증하기 위한 것이라면, 다음의 가설 3과 4의 경우는 본질적 또는 재량적 발생액의 질이 기업신용등급 또는 타인자본비용에 미치는 차별적 효과가 있는지를 검증하기 위한 것이다. 즉 가설 3과 4의 경우는 본질적 또는 재량적 발생액의 질이 기업신용등급(또는 타인자본비용)과의 음(양)의 관련성이 있다면 상대적으로 더 중요하게 영향을 미치는 효과가 발생액의 질의 구성요소 중 어떤 사항인지를 알아보기 위한 것이다.

국내외 선행연구들에서는 본질적 발생액의 질이 재량적 발생액의 질보다 자본시장의 이해관계자들에게 더 중요하게 자본비용(FLOS 2005), 미래이익반응계수(권수영 등 2012) 및 감사인의 감사보수 및 감사시간(권수영과 기은선 2011)에 영향을 미친다는 것을 보고한 바 있다. 예를 들어, 본질적 발생액의 질이 정보의 불확실성을 높이는 한 쪽으로 미치는 효과만 가지는 반면에, 재량적 발생액의 질은 기회주의적인 경영자의 이익조정에 기인된 정보의 불확실성과 더불어 만일 이러한 이익조정이 경영자가 시장에 사적정보를 전달하려는 신호라면 두 방향의 효과가 혼재되어 있으므로(FLOS 2005), 이러한 혼재효과가 적은 본질적인 경우가 재량적 발생액의 질보다 투자자들에게 더 큰 영향을 미칠 수 있다는 것이 선행연구의 주장이다(권수영 등 2012). 따라서 본 연구의 가설 3과 4에서는 신용평가기관과 채권투자자의 경우에도 앞서와 같은 효과가 관찰되는지를 알아보기 위해 다음과 같은 선택가설의 형태로 설정한 후 이와 관련한 의문사항을 경험적으로 살펴보고자 한다.

가설 3 : 본질적 발생액이 기업신용등급에 미치는 영향은 재량적 발생액이 기업신용등급에 미치는 영향보다 더 크다.

가설 4 : 본질적 발생액이 타인자본비용에 미치는 영향은 재량적 발생액이 타인자본비용에 미치는 영향보다 더 크다.

액의 질에서 이를 제외시킨 나머지 부분이 기회주의적인 경영자의 동기가 포함된 재량적 발생액의 질이다(FLOS 2005). 전자는 경영자의 의도와 관계없는 사업환경에 기초한 정보위험인 반면에, 후자는 경영자의 의도가 관련이 있다는 점에서 발생액의 질의 두 원천 간에는 차이가 있을 수 있다(권수영 등 2012).

III. 연구설계과 표본의 선정

1. 연구모형의 설정

본 연구의 목적은 발생액의 질과 그 원천(본질적 또는 재량적 발생액의 질)이 이익의 질과 관련한 정보위험으로 반영되는지를 신용평가기관의 제공하는 기업신용등급 또는 채권투자자의 의해 결정되는 기업의 타인자본비용을 통해 살펴보는 데 있다. 이를 위해서 본 연구는 앞서의 가설 1부터 4까지에 대해 다음의 식(1) 및 식(2)의 모형식을 이용하여 검증한다.

$$\begin{aligned} LnRATING_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 AQ_t + \beta_2 DA_t + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \beta_7 ROA_t \\ & + \beta_8 LOSSF_t + \beta_9 ISSUE_t + \beta_{10} VOL_t + \beta_{11} FOR_t + \beta_{12} MKT_t \\ & + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} COD1(2)_{t+1} = & \beta_0 + \beta_1 AQ_t + \beta_2 DA_t + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \beta_7 ROA_t \\ & + \beta_8 LOSSF_t + \beta_9 ISSUE_t + \beta_{10} VOL_t + \beta_{11} FOR_t + \beta_{12} MKT_t \\ & + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon \end{aligned} \quad (2)$$

여기서, $LnRATING$ = t+1년도의 기업신용등급(기업신용등급에 1을 가산한 후 자연로그를 취함)

$COD1$ = t+1년도의 타인자본비용(=부채차입이자율)

$COD2$ = t+1년도의 타인자본비용(=부채차입이자율 스프레드)

관심변수

AQ = t년도의 총발생액의 질(FLOS 2005)

$InnateAQ$ = t년도의 본질적 발생액의 질(FLOS 2005)

$DiscAQ$ = t년도의 재량적 발생액의 질(FLOS 2005)

통제변수

DA = t년도의 ROA 성과를 통제한 재량적 발생액(Kothari et al. 2005)

$BIG4$ = t년도의 Big 4 감사인이 감사한 경우이면 1, 아니면 0

$SIZE$ = t년도의 총자산에 자연로그를 취함

LEV = t년도의 부채비율(=총부채를 총자산으로 나눔)

GRW = t년도의 매출액 성장률[(당기 매출액-전기 매출액)/전기 매출액]

ROA = t년도의 총자산이익률(=당기순이익을 기초총자산으로 나눔)

$LOSSF$ = t년도의 과거 3년동안의 손실이 발생한 빈도

$ISSUE$ = t년도의 유상증자가 실시된 기업이면 1, 아니면 0

VOL = t년도의 1년간의 주식수익률의 변동성

FOR = t년도의 외국인투자자의 지분율

MKT = t년도의 코스닥기업이면 1, 유가증권기업이면 0

ΣIND = t년도의 산업별 더미변수

ΣYD = t년도의 연도별 더미변수

ε = 잔차항

식(1)의 종속변수는 신용평가기관이 산출한 기업신용등급(rating ; 이하 LnRATING)이고, 식(2)의 종속변수는 채권시장에서 기업이 부담하는 타인자본비용(cost of debt ; 이하 COD)이다. 타인자본비용의 경우 거래상대방은 채권투자자이므로 이들 관점에서는 대출이자율을 의미한다. 식(1)의 종속변수인 LnRATING의 경우 선행연구의 방법처럼 본 연구는 NICE평가정보(주)의 기업신용등급을 분석에 이용하였다(박광현과 이주성 2015 ; 박종일과 윤소라 2013 ; 박종일과 박경호 2012). NICE평가정보(주)에서 제공하는 LnRATING은 회사채 신용등급과 달리 1에서 10 사이로 신용등급이 산출되며, 모든 상장기업을 대상으로 산출되고 있다.⁹⁾ NICE평가정보(주)의 LnRATING은 10이 가장 낮은 신용등급이고, 1이 가장 높은 신용등급이다. 하지만 선행연구와 같이 결과해석의 편의를 위해서 기업의 신용등급이 가장 높은 기업이면 10을, 가장 낮은 기업이면 1이 되도록 변환한 후 분석에 이용하였다(박종일과 박경호 2012 ; 박종일과 남혜정 2010). 따라서 LnRATING 값이 클수록 신용등급이 더 높은 것을 나타낸다. 식(2)의 종속변수인 COD의 경우 본 연구는 선행연구의 방법처럼 부채차입이자율(COD1)과 부채차입이자율에서 기준이자율을 차감하여 계산되는 차입이자율 스프레드(COD2)를 이용하였다(Jiang 2008 ; Pittman and Fortin 2004 ; 지승민 등 2017 ; 조은혜 2016 ; 박종일과 윤소라 2013, 2014 ; 전규안과 박종일 2014 ; 박종일과 김명인 2013 등). 또한 COD1의 측정은 관련연구들과 같이 NICE평가정보(주)에서 계산한 총금융비용을 평균이자발생부채로 나누어 측정하였다.¹⁰⁾ COD2의 경우는 앞서의 측정치인 COD1에 대해 기준이자율(prime rate)로 3년만기 국고채 이자율¹¹⁾을 차감하여 계산한다(박종일과 김명인 2013 ; 박종일과 윤소라 2013).

한편, 식(1)에서 종속변수 LnRATING은 식(2)의 COD 측정치인 연속변수와 달리 서열순위가 있는 범주형 변수에 해당된다. 이에 대해 본 연구는 Ge and Kim(2014)의 방법을 준용하여 LnRATING 값에 1을 가산한 후 자연로그를 취하여 분석에 이용하였다.¹²⁾ 이에 따라 식(1)과 식(2) 모두 종속변수가 연속변수의 형태가 되었으므로, 본 연구는 다변량 OLS 회귀분석의 방법을 통해 분석한다. 또한 본 연구는 LnRATING 및 COD를 다룬 관련연구의 방법처럼 종속변수는 $t+1$ 년도로, 관심변수는 t 년도 자료로 측정한다(Jiang 2008 ; 박종일과 윤소라 2013, 2014 ; 박종일과 김명인 2013 ; 박연희 등 2011 등). 이러한 선후관계가 고려된 시차모형은 AQ와 LnRATING 또는 AQ와

9) 기업신용등급의 경우는 거의 모든 상장기업을 대상으로 NICE평가정보(주)에서 제공되는 반면에, 회사채 신용등급은 회사채를 발행한 기업만 회사채 신용등급 자료의 이용이 가능하다. 따라서 전체표본에 대한 대표성은 회사채 신용등급보다 기업신용등급이 더 높을 수 있다.

10) NICE평가정보(주)에서 제공되는 총금융비용 및 평균이자발생부채는 구체적인 계산은 지면상 선행연구인 박종일과 윤소라(2013, p.225)를 참고 바란다.

11) 3년만기 국고채 이자율 자료는 한국은행에서 공시한 측정연도별 자료가 이용되었다.

12) Ge and Kim(2014)의 연구는 회사채 신용등급에 대해 자연로그를 취할 때 1을 가산하지는 않았으나, 기업신용등급에서 1에 자연로그를 취하면 영(0)이 된다. 따라서 영(0)으로 인식되는 것을 방지하기 위하여 본 연구는 1을 가산한 후 자연로그를 취하였다.

COD 간의 관계를 살펴보는데 있어 내생성 문제를 회피할 수 있는 이점을 제공한다(Ge and Kim 2014 ; Jiang 2008).¹³⁾ 식(1)과 식(2)의 공통된 관심변수는 AQ, InnateAQ 및 DiscAQ이다. 이들 변수는 FLOS(2005)의 방법으로 측정하였다. 보다 구체적인 추정절차는 다음 소절에서 다룬다. 한편, 본 연구는 가설을 검증하는데 있어 경영자의 이익조정 수단인 재량적 발생액(DA)의 효과에 대해서는 통제한 후 살펴본다.

만일 본 연구에서 가설 1과 보조가설(H1-1, H1-2)의 예상과 일치하게 발생액의 질이 낮을수록, 여기서는 AQ, InnateAQ 및 DiscAQ의 값이 클수록 신용평가기관의 기업신용등급(LnRATING)이 낮다면 관심변수인 AQ, InnateAQ 및 DiscAQ는 유의적인 음(-)의 회귀계수 값이 나타날 것으로 기대된다($\beta_1 < 0$). 또한 본 연구에서 가설 2와 보조가설(H2-1, H2-2)의 예상과 일치하게 발생액의 질이 낮을수록, AQ, InnateAQ 및 DiscAQ의 값이 클수록 타인자본비용(COD1, COD2)이 높다면 관심변수인 AQ, InnateAQ 및 DiscAQ는 유의적인 양(+)의 회귀계수 값이 나타날 것으로 기대된다($\beta_1 > 0$). 이러한 결과가 관찰될 경우 신용평가기관이나 채권투자자들은 발생액의 질과 그 원천인 본질적 또는 재량적 발생액의 질 모두를 정보위험으로 인지한다는 것을 의미한다. 그리고 가설 3과 4와 관련해서 AQ의 구성요소 중 InnateAQ 및 DiscAQ의 경우 AQ 대신에 두 변수를 하나의 모형에 고려하여 회귀분석을 수행한다. 그런 후 나타난 검증 결과에서 종속변수가 LnRATING인 경우 InnateAQ과 DiscAQ의 회귀계수 값이 모두 유의한 음(-)일 때, InnateAQ의 계수값이 DiscAQ의 계수값보다 유의하게 클 것으로 기대된다(InnateAQ의 계수값 > DiscAQ의 계수값). 이를 알아보기 위해 본 연구는 F-test로 검증한다. 마찬가지로 종속변수가 COD1 또는 COD2인 경우 InnateAQ과 DiscAQ의 회귀계수 값이 모두 유의한 양(+)일 때, InnateAQ의 계수값이 DiscAQ의 계수값보다 유의하게 클 것으로 기대된다(InnateAQ의 계수값 > DiscAQ의 계수값). 이에 대해서도 F-test로 검증한다.

식(1)과 식(2)의 경우에서 공통된 통제변수는 기업신용등급과 타인자본비용에 영향을 미칠 것으로 예상되는 변수로 선정하였고, 이에 대해서는 선행연구에 기초하여 고려되었다(Ge and Kim 2014 ; Jiang 2008 ; Mansi et al. 2004 ; Pittman and Fortin 2004 ; 박종일과 윤소라 2013, 2014 ; 이상철 등 2011 ; 김문태 등 2006 등).¹⁴⁾ 즉 통제변수로는 재량적 발생액(DA), 감사인 규모

13) 본 연구에서 시차모형을 이용한 이유는 예를 들어, 2016년 재무자료의 경우 2017년 3월말에 가서야 외부정보이용자들(본 연구의 경우 신용평가기관과 채권투자자에 해당)은 이용이 가능할 수 있다. 반면, 종속변수(LnRATING 또는 COD)와 관심변수(AQ)간의 관계를 살펴보는데 있어 모두 t시점으로 설정하면 이 경우는 신용평가기관이나 채권투자자들이 t시점의 AQ 정보를 이용할 수 없으므로, 종속변수와 관심변수 간의 단순 상관성을 살펴보는 설정모형이 경우가 될 수 있다.

14) 본 연구는 식(1)과 식(2)의 모형에 대한 통제변수를 동일한 변수로 고려하였다. 선행연구들은 타인자본비용의 측정치로 신용등급을 대용치로 본 연구가 있고, Ge and Kim(2014), Jiang(2008) 및 박종일과 윤소라(2013)는 신용등급과 타인자본비용을 각각 종속변수로 한 경우에서 동일한 설명변수를 이용하였다. 이와 같이 통제변수가 동일하면 관심변수에 대한 결과를 비교해 살펴볼 때 유의성에 차이가 있을 경우 그 원인을 보다 용이하게 파악할 수 있다(박종일과 윤소라 2013).

(BIG4), 기업규모(SIZE), 부채비율(LEV), 매출액 성장성(GRW), 총자산이익률(ROA), 과거 3년간 손실이 발생한 빈도(LOSSF), 유상증자여부(ISSUE), 1년간 주식이익률의 분산(VOL), 외국인 투자자의 지분율(FOR) 및 시장유형(MKT) 등이다. 또한 산업별 또는 연도별 차이에 따른 고정 효과를 모형에 통제하기 위해 산업(Σ IND)과 연도(Σ YD) 변수를 추가로 고려하였다. 각 변수의 구체적인 측정 및 정의는 식(2)의 하단의 경우와 같다. 따라서 이후에는 통제변수의 선정 이유를 중심으로 살펴본다.

DA는 발생액을 통한 이익조정이며, 본 연구는 측정오차가 적은 것으로 알려진 Kothari et al.(2005)의 방법인 ROA 기업성결과 통제된 재량적 발생액을 모형에 고려하였다.¹⁵⁾ 선행연구에서는 DA 수준이 높을 때 LnRATING은 낮고(김문태 등 2006), COD는 높을 것으로 예상한다(박종일과 윤소라 2013). BIG4는 감사인 규모로 측정된 감사품질로서 선행연구에서 Big 4에 속한 감사인이 감사를 하면 그렇지 않은 감사인의 경우보다 감사품질이 높은 것으로 나타났다(Behn et al. 2008 ; Becker et al. 1998 등). 따라서 BIG4는 LnRATING에 대해 양(+)의 관계를, COD에 대해서는 음(-)의 관계가 기대된다(Pittman and Fortin 2004). SIZE는 모형식에서 고려되지 못한 변수의 대용치로 이용될 수 있고(Becker et al. 1998), 또한 기업의 규모가 클수록 계속기업으로서 안정성이 높다는 점에서 SIZE는 LnRATING에 대해 양(+)의 관계를, COD에 대해서는 음(-)의 관계로 기대된다(Mansi et al. 2004 ; 이상철 등 2011). LEV는 재무위험과 채무지불능력을 나타내는 변수로서 부채비율이 높을 경우 LnRATING은 낮으며, COD는 높을 것으로 예상된다(Jinag 2008 ; 지승민 등 2017). GRW의 경우 성장성이 높을수록 시장에서의 평가가 높을 수 있다. 또한 성장성이 높은 기업은 이익조정 유인도 역시 높을 수 있다(박종일과 윤소라 2013). 따라서 GRW와 LnRATING 또는 COD 간의 관계는 일률적인 예상이 어렵다는 점에서, 본 연구는 실증적 의문에 귀결될 것으로 보아 별도의 방향을 설정하지는 않는다.

ROA 및 LOSSF는 모두 기업의 수익성과 관련된 변수이다. 총자산이익률이 낮을수록, 또는 과거 손실발생 빈도가 많을수록 LnRATING은 낮고, COD는 높을 것으로 기대된다(Jiang 2008). ISSUE는 자본조달과 관련변수로, 유상증자를 수행하는 기업은 미래 기업의 전망을 밝게 보이기 위한 이익조정 유인이 높다는 선행연구들이 다수 존재한다(Cohen and Zarowin 2010 ; Tech et al. 1998 ; 최 관과 백원선 1999). 따라서 ISSUE는 LnRATING에 대해 음(-)의 관계를, COD에 대해서는 양(+)의 관계가 기대된다. VOL는 기업의 이익률의 변동으로 측정된 고유위험을 나타내는 변수이다. 따라서 개별기업의 주식이익률의 분산이 클수록 LnRATING과 음(-)의 관계를 (양동훈 등 2007), COD에 대해서는 양(+)의 관계가 예상된다(박종일과 윤소라 2014). FOR은 소유구조와 관련된 변수이다. 선행연구들은 외국인투자자의 지분율이 높을수록 외국인투자자가

15) Kothari et al.(2005)의 모형식은 박종일과 윤소라(2013)의 방법과 같이 측정하였다. ROA 성과가 통제된 재량적 발생액의 추정치는 선행연구들에서 보편적으로 이용되는 방법이므로, 지면상 해당 모형식의 제시는 생략한다. 따라서 구체적인 추정모형식은 앞서의 연구를 참고 바란다.

기업에 대한 모니터링의 역할을 수행한다는 주장에 따라 FOR과 LnRATING 간에 양(+)의 관계를(조은혜 2016), COD와는 음(-)의 관계를 기대한 바 있다(전규안과 박종일 2014). MKT의 경우 코스닥기업은 유가증권기업보다 재무안전성이나 재무제표의 신뢰성이 더 낮으므로(박종일 등 2013 ; 박종일과 윤소라 2013), MKT는 LnRATING에 대해 음(-)의 관계를, COD에 대해서는 양(+)의 관계가 예상된다.

2. 발생액의 질 및 그 구성요소의 추정모형

본 연구의 경우 발생액의 질(AQ)은 FLOS(2005)의 연구모형에 따라 측정하였다. FLOS(2005)의 AQ 추정모형은 기본적으로 Dechow and Dichev(2002)의 연구에서 제안된 모형에 기초하나, 전술한 바와 같이 McNichols(2002)의 주장에 따라 모형의 설명력을 높이기 위해 앞서의 모형에 Jones(1991)에서 이용된 매출액의 변화(ΔRev)와 설비자산(PPE)이 추가로 고려된 모형을 이용하고 있다. 하지만 이 모형식은 Dechow and Dichev(2002)에서 제안한 바와 같이 AQ의 경우 유동발생액¹⁶⁾이 전기, 당기, 차기의 영업현금흐름과의 관계에서 전환되어질 가능성의 정도를 나타내기 때문에 AQ 값이 클수록 미래 현금흐름에 대한 불확실성을 증가시킨다. 이 연구는 아래의 식(3)의 회귀모형식을 이용하여 얻어진 잔차에 대해 과거 5년간(예로, $t-4$ 년~ t 년)의 표준편차를 계산한 후 이를 AQ의 대용치(proxy)로 제안하고 있다.¹⁷⁾ 즉 잔차의 표준편차의 값(AQ)이 작을수록 발생액은 과거, 현재 및 미래의 영업현금흐름을 적절히 대응되므로, 발생액의 질 수준은 높고 이런 경우 투자자들의 정보위험은 낮아질 것으로 보았다. 이와 반대의 경우도 역시 성립한다.

$$TCA_t/A_{t-1} = \Phi_0 + \Phi_1 CFO_{t-1}/A_{t-1} + \Phi_2 CFO_t/A_{t-1} + \Phi_3 CFO_{t+1}/A_{t-1} + \Phi_4 \Delta Rev_t/A_{t-1} + \Phi_5 PPE_t/A_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$AQ_t = \lambda_0 + \lambda_1 SIZE_t + \lambda_2 \delta (CFO_t)/A_{t-1} + \lambda_3 \delta (Sales_t) + \lambda_4 OperCycle_t + \lambda_5 NegEarn_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

여기서, TCA_t	=	t년도의 유동발생액
CFO_t	=	t-1년, t년, t+1년도의 영업현금흐름(즉 영업활동으로 인한 현금흐름)
ΔRev_t	=	t년도의 매출액의 변화분
PPE_t	=	t년도의 유형자산
A_{t-1}	=	t년도의 기초총자산

16) 본 연구에서 유동발생액(TCA)의 측정은 다음과 같다. 즉 유동발생액=유동자산의 변화분-유동부채의 변화분-현금및현금등가물의 변화분-단기대여금의 변화분+단기차입금의 변화분+유동성장기부채의 변화분)/기초총자산으로 나누어 측정했다.

17) 본 연구는 선행연구의 방법처럼 산업-연도별 횡단면 패널 자료를 이용하여 식(3)의 모형식을 추정하였다. 산업의 경우 최소 20개 이상인 업종을 추정에 이용하였다. 또한 식(4)의 경우도 앞서와 일치된 추정절차를 따랐다.

AQ_i = t년도의 식(3)으로부터 추정되어진 잔차의 과거 5년간의 표준편차
 $SIZE_i$ = t년도의 총자산에 자연로그를 취함(천원 : 단위)
 $\delta (CFO)_i$ = t년도의 과거 5년간(영업현금흐름/기초총자산)의 표준편차
 $\delta (Sales)_i$ = t년도의 과거 5년간(매출액/기초총자산)의 표준편차
 $OperCycle_i$ = t년도의 영업순환주기에 자연로그를 취함
 $NegEarn_i$ = t년도의 과거 5년간 세전이익이 음(-)인 빈도수
 ε_i = 잔차항
 편의상 i기업의 표시를 생략함.

또한 FLOS(2005)은 AQ의 구성요소로 본질적 발생액의 질(이하 InnateAQ)과 재량적 발생액의 질(이하 DiscAQ)로 분해하기 위해 위의 식(4)의 모형식을 이용하였다. 이 연구는 본질적 발생액의 질을 설명변수로 고려된 기업규모(SIZE), 영업현금흐름에 대한 과거 5년간 표준편차($\delta (CFO)$), 매출액에 대한 과거 5년간 표준편차($\delta (Sales)$), 영업순환주기(OperCycle), 그리고 과거 5년간의 손실이 발생한 빈도(NegEarn)에 따라 결정될 것으로 보고, 식(3)에서 추정된 AQ(잔차에 대한 과거 5년간의 표준편차)를 종속변수로 한 후 식(4)의 모형식을 통해 그 원천에 따라 InnateAQ과 DiscAQ로 분해하였다. 즉 표본을 대상으로 식(4)을 이용하여 산업-연도별로 횡단면 회귀분석을 수행한다. 그 과정에서 식(4)의 예측치(predicted value) 값과 잔차(residual) 값을 각각 구하였다. 여기서 식(4)의 회귀모형을 통해서 얻은 예측치 값이 FLOS(2005)의 경우 InnateAQ(본질적 발생액의 질)이고, 식(4)에서 얻어진 잔차 값이 DiscAQ(재량적 발생액의 질)이다. FLOS(2005)의 연구는 이상의 절차에 따라 측정된 AQ 및 InnateAQ와 DiscAQ의 각 값이 클수록 발생액의 질 수준은 낮아지므로, 이들 기업의 이익의 질이 낮아 투자자가 인지하는 정보위험은 증가할 것으로 해석하였다.

3. 표본의 선정

본 연구는 한국증권거래소에 상장된 기업들 중에서 아래의 조건을 만족하는 경우를 표본으로 선정하였다.

- (1) 금융업종에 해당하지 않는 기업
- (2) 12월 결산인 기업
- (3) NICE평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스로부터 기본 재무자료, 기업신용등급, 타인 자본비용의 측정 및 발생액의 질 측정을 위한 자료, 감사인 명단, 시장유형, 외국인투자자의 지분율 등 자료가 파악가능한 기업
- (4) 자본잠식인 기업은 제외
- (5) 비적정 감사의견을 받은 기업은 제외

본 연구는 유가증권과 코스닥상장기업을 대상으로 분석기간의 경우 관심변수(종속변수)를 기준으로 2003년부터 2015년까지(2004년부터 2016년까지) 13년간을 검증하였다. 조건 (1)에서 금융업종을 제외시킨 이유로는 계정과목의 성격이나 재무제표의 양식이 제조업의 경우와 비교할 때 다를 수 있기 때문이다. 조건 (2)의 경우 본 연구가 12월 결산법인만을 대상으로 한 이유는 분석에 이용되는 표본의 동질성을 제고하기 위함이다. 조건 (3)은 분석에 이용된 자료에 대한 사항이다. 특히 본 연구는 NICE평가정보(주)의 KISVALUE 데이터베이스로부터 종속변수와 관심변수인 기업신용등급과 타인자본비용 및 발생액의 질을 추정을 위한 자료, 그리고 설명변수로 고려된 기타 자료들을 추출하였다. 먼저 FLOS(2005)의 연구에서 제안한 모형을 추정하기 위해서는 국내 선행연구와 같이 과거 5년간의 AQ의 측정이 필요하다. 다음으로, 관심변수인 AQ와 그 구성요소인 InnateAQ과 DiscAQ를 추정한 후 기업신용발생액과 타인자본비용의 측정이 가능한 기업을 중심으로 분석하였다. 조건 (4) 및 (5)의 경우 자본잠식에 있는 기업이나 적정이지 않은 감사의견을 받은 기업은 재무제표에 대한 신뢰성이 낮을 수 있어 분석에서 제외한다. 그런 후에 본 연구는 각 변수와 관련한 극단치 처리를 식(1)과 식(2)에 고려된 변수 중 RATING과 자연로그 값을 취한 경우 및 더미변수를 제외하고, 나머지 연속변수에 대해서는 상하 1% 내에서 조정(winsorization)한 후 분석하였다. 이러한 절차상의 조건을 만족하는 최종표본은 분석기간에 대해 종속기업(관심변수)을 기준으로 2004년부터 2016년까지(2003년부터 2015년까지) 15,090개 기업/연 자료였다.¹⁸⁾

<표 1>에는 표본과 관련한 산업별 분포를 나타내었다. 산업의 구분은 NICE평가정보(주)의 대분류에 따라 보고하였다.

<표 1> 표본의 산업별 분포

산 업	전체표본	
	빈도수	백분율(%)
제조업	10,810	71.6%
건설업	545	3.6%
도매 및 소매업	1,159	7.7%
서비스업	1,963	13.0%
기 타	613	4.1%
합 계	15,090	100.0%

주1) 산업은 NICE평가정보(주)의 KISVALUE에 수록된 대분류의 기준에 따라 구분함.

주2) 분석기간의 경우 관심변수(종속변수) 기준으로 2003년부터 2015년까지(2004년부터 2016년까지) 자료를 통합하여 보고함.

18) 본 연구의 관심변수인 AQ와 그 원천에 대한 추정을 위해서는 과거 5년간의 자료가 필요하고, AQ의 측정시에도 $t+1$ 년도의 CFO가 필요하다. 또한 변수를 표준화하기 위해서 $t-1$ 년도 자료가 필요하므로, 본 연구에서 분석에 이용된 전체기간은 1998년부터 2016년까지이다.

<표 1>에서 표본에 이용된 산업이 고루 분포한 것을 알 수 있다. 표본은 70% 이상이 제조업으로 가장 많은 비중을 보이며,¹⁹⁾ 다음은 서비스업에서 13%의 비중이다. 나머지 산업들은 모두 10% 이내로 나타났다.

IV. 실증분석결과

1. 변수에 대한 기술통계

<표 2>에는 식(1) 및 식(2)의 모형에서 이용된 변수들의 기술통계량을 나타내었다.

<표 2> 기술통계량

Variables	평 균	중위수	표준편차	최소값	최대값
<i>RATING</i>	5.717	6	1.841	1	10
<i>LnRATING</i>	1.861	1.946	0.312	0.693	2.398
<i>COD1</i>	0.059	0.052	0.044	0.005	0.327
<i>COD2</i>	0.025	0.016	0.043	-0.033	0.293
<i>AQ</i>	0.099	0.078	0.073	0.001	0.620
<i>InmateAQ</i>	0.101	0.092	0.046	0.000	0.440
<i>DiscAQ</i>	-0.002	-0.011	0.058	-0.309	0.458
<i>DA</i>	0.003	0.002	0.091	-0.636	0.634
<i>BIG4</i>	0.550	1	0.498	0	1
<i>SIZE</i>	18.699	18.435	1.487	13.103	25.853
<i>LEV</i>	0.451	0.452	0.187	0.081	0.887
<i>GRW</i>	0.130	0.065	0.110	-0.608	2.346
<i>ROA</i>	0.027	0.034	0.115	-0.472	0.346
<i>LOSSF</i>	0.694	0	0.965	0	3
<i>ISSUE</i>	0.243	0	0.429	0	1
<i>VOL</i>	0.562	0.562	0.206	0.209	1.409
<i>FOR</i>	0.053	0.007	0.103	0	0.517
<i>MKT</i>	0.574	1	0.494	0	1

19) 지면상 보고하지는 않았으나, 제조업의 경우 산업별을 중분류 기준에 따라 표본의 구성을 확인한 결과에서도 전 업종에 고루 분포한 것으로 나타났다. 이런 측면은 본 연구의 검증결과와 경우 특정 산업의 특성에 좌우되지 않음을 나타낸다.

- 주1) 각 변수에 대한 정의는 다음과 같음 : $RATING=t+1$ 년도의 기업신용등급 ; $LnRATING=t+1$ 년도의 기업신용등급(기업신용등급에 1을 가산한 후 자연로그를 취함) ; $COD1=t+1$ 년도의 타인자본비용(=부채차입이자율) ; $COD2=t+1$ 년도의 타인자본비용(=부채차입이자율 스프레드) ; $AQ=t$ 년도의 총발생액의 질(FLOS 2005) ; $InnateAQ=t$ 년도의 본질적 발생액의 질(FLOS 2005) ; $DiscAQ=t$ 년도의 재량적 발생액의 질(FLOS 2005) ; $DA=t$ 년도의 ROA 성과가 통제된 재량적 발생액(Kothari et al. 2005) ; $BIG4=t$ 년도의 Big 4 감사인이 감사하면 1, 아니면 0 ; $SIZE=t$ 년도의 총자산에 자연로그를 취함 ; $LEV=t$ 년도의 부채비율(=총부채를 총자산으로 나눔) ; $GRW=t$ 년도의 매출액 성장률(=[당기 매출액-전기 매출액]/전기 매출액) ; $ROA=t$ 년도의 총자산이익률(=당기순이익을 기초총자산으로 나눔) ; $LOSSF=t$ 년도의 과거 3년동안 손실이 발생한 빈도 ; $ISSUE=t$ 년도의 유상증자가 실시된 기업이면 1, 아니면 0 ; $VOL=t$ 년도의 1년간의 주식수익률의 변동성 ; $FOR=t$ 년도의 외국인투자자의 지분율 ; $MKT=t$ 년도의 코스닥기업이면 1, 유가증권기업이면 0임.
- 주2) 분석기간의 경우 관심변수(종속변수) 기준으로 2003년부터 2015년까지(2004년부터 2016년까지) 자료를 통합하여 보고함($N=15,090$ 개 기업/연 자료).

<표 2>를 보면, 먼저 자연로그를 취하기 전의 $RATING$ (기업신용등급)의 평균(중위수)은 5.717(6)로, 기업신용등급의 평균치인 5.5(=55/10)보다 조금 높다. 회귀분석을 위해 Ge and Kim(2014)의 방법과 같이 1을 가산한 후 자연로그를 취한 경우($LnRATING$)의 평균(중위수)은 1.861(1.946)이다. $COD1$ (부채차입이자율)의 경우 평균(중위수)은 0.059(0.052)이고, 기준이자율(국고채 3년 만기 이자율)을 차감한 $COD2$ (부채차입이자율 스프레드)의 경우는 0.025(0.016)로 나타났다. 이는 상장기업들에서 부채자금을 조달하면 평균(중위수) 5.1%(5.2%)의 부채차입이자율을 부담하며, 기준이자율보다 2.5%(1.6%) 정도를 더 부담하고 있음을 나타낸다. 관심변수로 AQ (총발생액의 질)에 대한 평균(중위수)은 0.099(0.078)이고, 이를 원천별로 구분한 $InnateAQ$ (본질적 발생액의 질)과 $DiscAQ$ (재량적 발생액의 질)는 각각 0.101(0.092)과 -0.002(-0.011)로 나타났다. 즉 $InnateAQ$ 와 $DiscAQ$ 의 평균을 합하면 AQ 와 일치한다. 그 이유는 AQ 의 두 구성요소를 추정을 통해 그 원천별로 분해한 것이기 때문이다.

통제변수들 중 DA (ROA 성과가 통제된 재량적 발생액)의 평균(중위수)은 0.003(0.002)으로 모두 양(+)이다.²⁰⁾ $BIG4$ (감사인 규모)의 평균은 0.550으로 표본의 55%에서 Big 4 감사인이 선임된 것으로 나타났다. 기업특성을 나타내는 변수 중에서 $SIZE$ (기업규모)의 평균(중위수)은 18.699(18.435)이다. 이 변수의 자연로그 값을 취하기 전의 수치 값은 평균이 839,928백만원, 중위수는 101,460백만원으로 나타나 평균과 중위수 사이에 차이가 컸다. LEV (부채비율)의 경우는 0.451(452)로 나타나 표본의 경우 타인자본보다 자기자본의 비중이 좀 더 높게 나타났다. GRW (매출액 성장률)의 경우 0.130(0.065)으로 모두 양(+)의 값이며, 평균과 중위수 간에 차이를 보이고 있어 일부 기업들에서 괄목할만한 성장성이 실현된 결과로 보인다. ROA (총자산이익률)의

20) DA 추정은 자료가 이용 가능한 전체표본을 대상으로 하였다. 추정시 DA 의 평균은 영(0)에 가까운 값이었으나, 식(1)과 식(2)의 경우에서 누락된 변수 및 극단치의 조정 과정에 의해서 영(0)과 약간 차이를 보인다.

평균(중위수)은 0.027(0.034)이고, LOSSF(과거 3년간 손실이 발생한 빈도)의 평균은 0.694로서 표본에서 과거 3년간 손실을 보고한 빈도가 대략 69%임을 의미한다. ISSUE(유상증자여부)의 평균이 0.243으로 나타나 표본 중에서 유상증자가 있는 기업은 평균 24%였다. VOL(1년간의 주식수익률의 변동성)의 평균 및 중위수는 모두 0.562로 나타나 1년간 주식수익률의 분산이 대략 56% 정도인 것으로 나타났다. 소유구조 관련변수인 FOR(외국인투자자의 지분율)의 평균(중위수)은 0.053(0.007)으로 평균과 중위수 간에 차이가 큰 것으로 나타났다. 이는 외국인 투자자들이 보다 선호하는 기업에 투자를 집중한 것으로 보인다. MKT(시장유형)의 평균은 0.574로 나타나 유가증권상장기업보다 코스닥상장기업이 표본에서 차지하는 비율이 좀 더 많았다.

<표 3>에는 표본을 발생액의 질에 따라 5분위수(quintile)로 나누어 종속변수와의 관계를 보다 세부적으로 살펴보았다. 또한 Panel A에는 AQ의 경우를, Panel B와 C에는 InnateAQ와 DiscAQ에 따라, 즉 그 원천별로도 알아보았다. 표에서 표본을 5분위수 기준에 따라 나눈 집단 중 high AQ value 값의 경우는 AQ의 특성상 발생액의 질이 가장 낮은 집단이고, low AQ value 값의 경우는 발생액의 질에 가장 높은 집단이다. 예를 들어, Panel A에서 AQ(총발생액의 질) 기준에 따라 표본을 나눈 경우 발생액의 질이 가장 낮은 집단(Q1)에서 RATING(LnRATING)의 평균이 5.653(1.855)이고, 발생액이 질이 가장 높은 집단(Q5)에서 RATING(LnRATING)의 평균은 5.912(1.892)이다. AQ가 가장 높은 집단과 가장 낮은 집단(Q5 vs. Q1)의 RATING(LnRATING) 간 평균차이는 0.259(0.037)로 1% 수준에서 통계적으로 유의한 차이를 보인다. 이와 유사하게 Q1에서 COD1(COD2)의 평균이 0.006(0.031)이고, Q5에서 COD1(COD2)의 평균은 0.059(0.019)이다. AQ가 가장 높은 집단과 가장 낮은 집단(Q5 vs. Q1)의 COD1(COD2)의 평균차이는 -0.014(-0.012)로 역시 1% 수준에서 유의한 차이로 나타났다. 또한 Panel B의 InnateAQ(본질적 발생액의 질)의 경우도 전반적으로 Panel A와 유사한 특성을 보이고 있다. 다만, Panel C에서 DiscAQ(재량적 발생액의 질)을 기준으로 집단을 구분하면 COD1(COD2)은 앞서와 일치하는 패턴이 나타났으나, RATING(LnRATING)은 앞서와 다소 차이를 보인다. 하지만 이상의 결과들은 통제변수가 고려되지 않은 결과이므로, 통제변수가 고려된 식(1)과 식(2)의 모형을 통한 다변량 회귀분석 결과를 확인할 필요가 있다.

〈표 3〉 관심변수와 종속변수 간의 관계 : AQ에 대해 5분위수로 집단을 나눈 경우

Panel A : AQ의 경우 (N=15,090)							
	AQ quintile (1=high AQ value, 5=low AQ value)					Q5-Q1	
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Diff	t-stat.
<i>RATING</i>	5.653	5.491	5.702	5.824	5.912	0.259	5.615***
<i>LnRATING</i>	1.855	1.824	1.856	1.876	1.892	0.037	4.860***
<i>COD1</i>	0.066	0.063	0.059	0.055	0.053	-0.014	-12.162***
<i>COD2</i>	0.031	0.028	0.024	0.021	0.019	-0.012	-10.575***

〈표 3〉 관심변수와 종속변수 간의 관계 : AQ에 대해 5분위수로 집단을 나눈 경우 (계속)

Panel B : InnateAQ의 경우 (N=15,090)							
	InnateAQ quintile (1=high AQ value, 5=low AQ value)					Q5-Q1	
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Diff	t-stat.
<i>RATING</i>	5.471	5.512	5.675	5.870	6.056	0.585	12.662***
<i>LnRATING</i>	1.824	1.828	1.854	1.884	1.914	0.090	11.455***
<i>COD1</i>	0.071	0.060	0.058	0.054	0.054	-0.017	-13.964***
<i>COD2</i>	0.033	0.025	0.025	0.020	0.020	-0.014	-11.403***
Panel C : DiscAQ의 경우 (N=15,090)							
	DiscAQ quintile (1=high AQ value, 5=low AQ value)					Q5-Q1	
	Q1	Q2	Q3	Q4	Q5	Diff	t-stat.
<i>RATING</i>	5.761	5.701	5.738	5.781	5.602	-0.160	-3.424***
<i>LnRATING</i>	1.870	1.855	1.864	1.871	1.844	-0.026	-3.330***
<i>COD1</i>	0.062	0.060	0.058	0.057	0.060	-0.002	-1.750*
<i>COD2</i>	0.027	0.025	0.024	0.023	0.024	-0.003	-2.332**

주1) 각 변수에 대한 정의는 <표 2>의 하단과 같음.

주2) 분석기간의 경우 관심변수(종속변수)를 기준으로 2003년부터 2015년까지(2004년부터 2016년까지) 자료임.

주3) Q1부터 Q5까지 보고된 각 수치는 평균이고, Diff(차이검증)는 평균차이를 나타냄.

주4) *, **, ***는 각 10%, 5%, 1% 이내에서 유의적임을 나타냄(양측검증).

2. 상관관계 분석

<표 4>에는 식(1) 및 식(2)의 모형식에 고려된 변수들 간의 피어슨 상관관계를 나타내었다. <표 4>를 보면, 종속변수 중 *LnRATING*과 *COD1* 및 *COD2*는 각각 유의한 음(-)의 상관성이 나타나 기업신용등급이 높을수록 타인자본비용이 낮았다. 관심변수 AQ는 종속변수 *LnRATING*에 대해 음(-)의 상관성을, 또한 AQ의 구성요소 중 *InnateAQ*도 *LnRATING*에 대해 음(-)의 상관성을 보이며 이들은 모두 통계적으로 유의하다. 그러나 AQ의 구성요소 중 *DiscAQ*는 *LnRATING*에 대해 유의한 상관성이 관찰되지는 않았다. 반면, 관심변수 AQ 및 그 구성요소인 *InnateAQ*과 *DiscAQ* 모두는 종속변수 *COD1*과 *COD2*에 대해 모두 유의하게 양(+)의 상관성이 나타났다. 즉 발생액의 질이 낮을수록, 또한 본질적 발생액의 질이 낮을수록 기업신용등급이 낮고, 발생액의 질, 본질적 또는 채량적 발생액의 질이 낮은 기업일수록 타인자본비용이 높다는 결과이다. 이는 대체로 발생액의 질이나 그 구성요소인 본질적 또는 채량적 발생액의 질이 낮을수록 신용평가기관이나 채권투자자는 정보위험이 높다고 인지하여 기업신용등급을 낮추거나 위험에 대한 보상으로 이자율이 증가된 결과로 보인다.

〈표 4〉 상관관계 분석결과

Variables	LnRATING	COD1	COD2	AQ	InmateAQ	DiscAQ	DA	BIG4	SIZE	LEV	GRW	ROA	LOSSF	ISSUE	VOL	FOR	MKT
LnRATING	1	-0.131 (0.000)	-0.131 (0.000)	-0.037 (0.000)	-0.091 (0.000)	0.026 (0.841)	-0.153 (0.000)	0.059 (0.000)	0.006 (0.488)	-0.592 (0.765)	0.039 (0.000)	0.469 (0.000)	-0.502 (0.000)	-0.152 (0.000)	-0.231 (0.000)	0.164 (0.000)	-0.017 (0.035)
COD1		1	0.964 (0.000)	0.107 (0.000)	0.140 (0.000)	0.025 (0.000)	-0.012 (0.150)	-0.039 (0.000)	-0.112 (0.000)	0.070 (0.000)	0.041 (0.000)	-0.181 (0.000)	0.195 (0.002)	0.100 (0.000)	0.169 (0.000)	-0.031 (0.000)	0.045 (0.000)
COD2			1	0.092 (0.000)	0.109 (0.000)	0.029 (0.000)	-0.013 (0.107)	-0.050 (0.000)	-0.073 (0.000)	0.058 (0.000)	0.016 (0.056)	-0.207 (0.000)	0.228 (0.000)	0.112 (0.000)	0.129 (0.000)	-0.034 (0.000)	0.058 (0.000)
AQ				1	0.619 (0.000)	0.778 (0.000)	0.002 (0.766)	-0.066 (0.000)	-0.287 (0.000)	-0.110 (0.000)	0.124 (0.000)	-0.048 (0.000)	0.141 (0.000)	0.191 (0.000)	0.207 (0.000)	-0.102 (0.000)	0.294 (0.000)
InmateAQ					1	-0.012 (0.127)	0.000 (0.975)	-0.094 (0.000)	-0.465 (0.000)	-0.024 (0.003)	0.162 (0.000)	-0.064 (0.000)	0.209 (0.000)	0.247 (0.000)	0.287 (0.000)	-0.196 (0.000)	0.371 (0.000)
DiscAQ						1	0.003 (0.723)	-0.009 (0.251)	0.007 (0.389)	-0.120 (0.000)	0.028 (0.001)	-0.010 (0.210)	0.012 (0.138)	0.046 (0.000)	0.034 (0.000)	0.027 (0.001)	0.077 (0.000)
DA							1	-0.012 (0.145)	0.004 (0.602)	0.045 (0.000)	0.113 (0.000)	0.063 (0.000)	0.010 (0.227)	0.049 (0.000)	0.038 (0.000)	-0.042 (0.000)	-0.013 (0.111)
BIG4								1	0.331 (0.000)	0.046 (0.887)	-0.012 (0.143)	0.110 (0.000)	-0.115 (0.000)	-0.048 (0.000)	-0.130 (0.000)	0.206 (0.000)	-0.232 (0.000)
SIZE									1	0.149 (0.000)	-0.081 (0.000)	0.096 (0.000)	-0.172 (0.000)	-0.148 (0.000)	-0.349 (0.000)	0.498 (0.000)	-0.570 (0.000)
LEV										1	0.052 (0.000)	-0.222 (0.000)	0.231 (0.000)	0.009 (0.271)	0.098 (0.000)	-0.086 (0.000)	-0.095 (0.000)
GRW											1	0.235 (0.000)	-0.029 (0.000)	0.087 (0.000)	0.080 (0.000)	-0.029 (0.000)	0.095 (0.000)
ROA												1	-0.608 (0.000)	-0.133 (0.000)	-0.207 (0.000)	0.118 (0.000)	-0.029 (0.000)
LOSSF													1	0.210 (0.000)	0.290 (0.000)	-0.143 (0.000)	0.092 (0.000)
ISSUE														1	0.319 (0.000)	-0.064 (0.000)	0.196 (0.000)
VOL															1	-0.200 (0.000)	0.249 (0.000)
FOR																1	-0.269 (0.000)
MKT																	1

주1) 표의 상단은 피어슨 상관계수임.

주2) 분석기간의 경우 관심변수(종속변수)를 기준으로 2003년부터 2015년까지(2004년부터 2016년까지) 자료를 통합하여 보고함(N=15,090개).

주3) 괄호에 보고된 수치는 p 값을 나타냄(양측검증).

LnRATING과 DiscAQ 간의 관계를 제외하면 대체로 가설 1과 2 및 보조가설(H1-1, H2-1, H2-2)과 일치된 결과를 보이고 있다. 그러나 이러한 결과는 두 변수에 대한 단순 상관성의 결과라는 점에서, 종속변수인 기업신용등급이나 타인자본비용에 영향을 미칠 수 있는 일정 변수들을 통제한 다변량 회귀분석(multivariate regression)을 통해 보다 정확한 관계를 살펴볼 필요가 있다.

기타 통제변수의 경우 종속변수가 LnRATING일 때 SIZE 및 LEV를 제외하면 대체로 유의한 결과를 보이고 있으며, 종속변수가 COD1 또는 COD2의 경우에는 DA를 제외하면 대체로 유의한 결과를 보이고 있다. 구체적으로 살펴보면, BIG4, GRW, ROA, FOR은 LnRATING에 대해 유의적인 양(+)의 상관성을, DA, LOSSF, ISSUE, VOL, MKT는 LnRATING에 대해 유의적인 음(-)의 상관성을 보인다. 즉 Big 4 감사인을 선임한 기업이면, 또한 매출액 성장성, 총자산이익률 및 외국인투자자의 지분율이 높을수록 기업신용등급이 높고, 채량적 발생액 수준이 높을수록, 과거 3년간 손실이 발생한 빈도가 많을수록, 유상증자를 실시한 기업이면, 1년간의 주식수익률의 변동성이 클수록, 코스닥상장기업이면 기업신용등급이 낮게 나타났다. 반면, BIG4, SIZE, ROA, FOR은 COD1(또는 COD2)에 대해 유의적인 음(-)의 상관성을, LEV, GRW, LOSSF, ISSUE, VOL, MKT는 COD1(또는 COD2)에 대해 유의적인 양(+)의 상관성을 보인다. 즉 Big 4 감사인이 감사한 기업이면, 기업규모가 클수록, 총자산이익률이 높을수록, 외국인투자자의 지분율이 높을수록 타인자본비용이 낮고, 부채비율이 높을수록, 매출액 성장성이 높을수록, 과거 3년간 손실이 발생한 빈도가 많을수록, 유상증자를 실시한 기업이면, 코스닥상장기업이면 타인자본비용이 높은 결과로 나타났다.

한편, 변수들 중 ROA와 LOSSF 간에는 -0.608 로 음(-)의 상관성이 높고, 또한 SIZE는 MKT와 -0.570 으로 음(-)의 상관성이 높았다. 하지만 이러한 사항은 일반적인 기대와 부합되게 과거 손실의 발생빈도가 많은 기업이면 총자산이익률이 낮고, 또한 코스닥상장기업이 유가증권상장기업보다 기업규모가 더 작은 것에 기인한다. 그러한 점에서 설명변수들 간에 다중공선성 문제가 발생하는지를 다변량 회귀분석 시에 확인해 볼 필요가 있다.

3. 가설의 검증결과

<표 5>에는 식(1)의 모형식을 이용하여 가설 1과 보조가설(H1-1, H1-2) 그리고 가설 3에 대해 검증한 다변량 회귀분석 결과를 나타내었다. <표 5>에는 종속변수인 LnRATING의 경우 Ge and Kim(2014)의 방법과 같이 기업신용등급이 가지는 순위변수의 특성을 자연로그 값을 취하여 연속변수(continuous variable)의 값으로 변환시켰다. 따라서 식(1)의 모형식의 경우 다변량 OLS 회귀분석을 통해 검증한 결과를 보고하였다. 표에서 모형 1부터 3까지는 관심변수가 AQ(총발생액의 질), InnateAQ(본질적 발생액의 질), DiscAQ(채량적 발생액의 질)의 결과에 대해 각각 나누어 보고하였다.

〈표 5〉 발생액의 질과 기업신용등급 간의 회귀분석 결과 : H 1, H1-1, H1-2, H3

$LnRATING_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 AQ_t + \beta_2 DA_t + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \beta_7 ROA_t + \beta_8 LOSSF_t$ $+ \beta_9 ISSUE_t + \beta_{10} VOL_t + \beta_{11} FOR_t + \beta_{12} MKT_t + \sum IND + \sum YD + \varepsilon$					
종속변수=LnRATING _{t+1}					
Variable		모형1	모형2	모형3	모형4
	pred. sign	Coefficient (z-statistic)	Coefficient (z-statistic)	Coefficient (z-statistic)	Coefficient (z-statistic)
Intercept	?	2.643 (73.94 ^{***})	2.686 (71.18 ^{***})	2.602 (73.23 ^{***})	2.677 (70.85 ^{***})
AQ	—	—0.158 (—6.27 ^{***})	—	—	—
InnateAQ	—	—	—0.254 (—5.67 ^{***})	—	—0.261 (—5.81 ^{***})
DiscAQ	—	—	—	—0.108 (—3.64 ^{***})	—0.114 (—3.85 ^{***})
DA	—	—0.484 (—25.78 ^{***})	—0.486 (—25.85 ^{***})	—0.483 (—25.68 ^{***})	—0.485 (—25.85 ^{***})
BIG4	+	0.014 (3.75 ^{***})	0.014 (3.90 ^{***})	0.013 (3.53 ^{***})	0.014 (3.90 ^{***})
SIZE	+	—0.014 (—8.05 ^{***})	—0.016 (—8.80 ^{***})	—0.013 (—7.19 ^{***})	—0.015 (—8.50 ^{***})
LEV	—	—0.780 (—78.13 ^{***})	—0.774 (—77.80 ^{***})	—0.779 (—77.61 ^{***})	—0.779 (—77.64 ^{***})
GRW	—/+	0.033 (7.11 ^{***})	0.033 (7.12 ^{***})	0.031 (6.72 ^{***})	0.033 (7.27 ^{***})
ROA	+	0.546 (27.81 ^{***})	0.552 (28.06 ^{***})	0.542 (27.60 ^{***})	0.550 (27.95 ^{***})
LOSSF	—	—0.079 (—33.79 ^{***})	—0.079 (—33.42 ^{***})	—0.080 (—34.39 ^{***})	—0.079 (—33.35 ^{***})
ISSUE	—	—0.030 (—6.89 ^{***})	—0.029 (—6.63 ^{***})	—0.032 (—7.46 ^{***})	—0.028 (—6.55 ^{***})
VOL	—	—0.082 (—8.12 ^{***})	—0.083 (—8.24 ^{***})	—0.084 (—8.29 ^{***})	—0.082 (—8.10 ^{***})
FOR	+	0.204 (10.40 ^{***})	0.205 (10.46 ^{***})	0.202 (10.28 ^{***})	0.205 (10.47 ^{***})
MKT	—	—0.012 (—2.83 ^{***})	—0.013 (—3.01 ^{***})	—0.015 (—3.49 ^{***})	—0.012 (—2.64 ^{***})
ΣIND		Included	Included	Included	Included
ΣYD		Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.560	0.560	0.559	0.560
F value		687.55 ^{***}	686.97 ^{***}	685.43 ^{***}	664.40 ^{***}
N		15,090	15,090	15,090	15,090
F-test for H 3 : InnateAQ=DiscAQ					14.91 ^{***}

- 주1) 각 변수에 대한 정의는 <표 2>의 하단과 같음.
 주2) 분석기간의 경우 관심변수(종속변수)를 기준으로 2003년부터 2015년까지(2004년부터 2016년까지) 자료를 통합하여 보고함.
 주3) 괄호에 보고된 수치는 회귀계수에 대한 t 값임.
 주4) *, **, ***는 각 10%, 5%, 1% 이내에서 유의적임을 나타냄(양측검증).

이들은 각각 가설 1과 보조가설 H1-1, H1-2에 해당된다. 또한 가설 3에 해당되는 분석을 위하여 모형 4를 보고하였다. 이 경우는 발생액의 질의 구성 원천인 InnateAQ과 DiscAQ을 하나의 모형식에 포함하여 검증한 결과이다. 또한 가설 3의 알아보기 위하여 표의 하단에서는 두 회귀계수(InnateAQ vs. DiscAQ) 간의 통계적 차이가 있는지 F-test를 통해 제시하였다. 한편, 회귀분석 시에 식(1)에 포함되어 있는 모든 설명변수가 고려되었으나, 지면활용상 산업(ΣIND)과 연도(ΣIND) 더미변수에 대한 보고는 생략한다. 그러한 점에서 표에 나타난 회귀분석 결과는 산업 및 연도에 따른 고정효과가 통제된 후의 결과이다.

<표 5>의 결과를 살펴보면, 모형 1부터 4까지 모두 F 값은 통계적으로 유의적인 한 값을 보이고 있어 모형으로 설정된 식은 적합성이 있게 나타났다.²¹⁾ 또한 모형의 설명력($Adj. R^2$)의 경우 모형 1, 2, 4는 0.560을, 모형 3은 0.559로 나타났다.

가설 1을 검증하는 관심변수 AQ는 종속변수 LnRATING에 대해 일정 통제변수 및 DA까지 통제한 후에도 1% 이내의 수준에서 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다(모형 1). 또한 보조가설(H1-1, H1-2)에 해당되는 발생액의 질의 그 원천인 관심변수 InnateAQ 또는 DiscAQ의 경우 모두 LnRATING에 대해 일정 변수 및 DA까지 통제한 후에도 1% 이내의 수준에서 각각 유의한 음(-)의 계수값으로 나타났다(모형 2와 3). 그리고 AQ의 구성요소를 한 모형식에 포함한 경우도 두 관심변수 모두 LnRATING에 대해 1% 수준에서 각각 유의한 음(-)의 계수값이 나타났다(모형 4). 이러한 결과는 발생액의 질이 낮을수록(AQ 값이 클수록) 신용평가기관은 정보위험이 높다고 인지하여 기업신용등급을 낮추는 것을 의미하므로, 가설 1을 지지하는 결과이다(모형 1). 또한 모형 2의 경우 InnateAQ의 회귀계수는 LnRATING에 대해 유의한 음(-)의 관계를, 또한 모형 3에서 DiscAQ의 회귀계수도 LnRATING에 대해 유의한 음(-)의 관계로 나타나, 이러한 결과는 본질적 또는 재량적 발생액의 질 수준이 낮을 때(InnateAQ 또는 DiscAQ 값이 클수록) 신용평가기관은 발생액의 질의 원천에 대해서도 각각 정보위험으로 인지하여 신용등급을 낮춘다는 결과이므로, 보조가설 H1-1 및 H1-2는 모두 지지된 결과를 얻었다. 즉 신용평가기관은 본질적 또는 재량적 발생액의 질이 각각 낮은 경우에도 기업신용등급을 상대적으로 하향조정하

21) <표 5>에서 모형식에 고려된 설명변수들 사이에 다중공선성 문제가 발생하는지를 분산팽창요인(variance influence factor ; VIF) 값을 통해서 확인하였다. 통계적으로 VIF 값이 10 이상을 넘으면 모형식에서 다중공선성 문제는 심각할 수 있다. <표 5>에서 모형 1부터 모형 4까지 VIF 값이 가장 높은 값을 보였던 변수는 모두 SIZE였고, 모형 1부터 4까지 각각 2.378, 2.549, 2.377, 2.562이다. 따라서 VIF 값이 전반적으로 3 이하로 나타나 본 검증결과에서 설명변수 간의 다중공선성 문제는 심각하지 않은 것으로 판단된다.

는 것으로 나타났다. 따라서 이러한 결과는 발생액의 질의 원천에 관계없이 발생액의 질이 낮을 수록 정보의 불확실성이 증가할 수 있기 때문에 신용평가기관은 이를 이익의 질과 관련한 정보 위험의 증가로 해석한다는 것을 의미한다.

한편, 모형 4의 경우 InnateAQ의 회귀계수는 -0.261 이고, DiscAQ의 회귀계수는 -0.114 로 나타나 각각 1% 수준에서 LnRATING에 대해 유의한 음(-)의 결과를 보이고 있다. 특히 InnateAQ의 회귀계수 값이 DiscAQ의 경우보다 더 큰 값으로 나타났다. InnateAQ와 DiscAQ의 회귀계수 값 사이에 통계적인 차이가 있는지를 F-test로 살펴본 결과, InnateAQ와 DiscAQ의 회귀계수 간에는 1% 수준에서 유의한 차이로 나타났다($F=14.91$). 이러한 결과는 발생액의 질의 구성요소가 LnRATING에 미치는 영향은 발생액의 질 중에서 재량적인 경우보다 본질적인 경우가 보다 더 크게 작용한다는 것을 나타낸다. 이는 선행연구에서 주장되었던 본질적 발생액의 질에는 정보의 불확실성을 높이는 한쪽 방향의 효과만이 있지만, 재량적 발생액의 질에는 경영자의 기회주의적인 이익조정 동기와 사적정보를 시장에 전달하려는 신호가 공존하기 때문으로 보인다(FLOS 2005 ; 권수영 등 2012). 따라서 가설 3은 지지된 결과로 나타났다. 한편으로 이 결과는 발생액의 질의 구성요소와 자본비용, 감사인의 반응 및 투자자의 반응을 살펴본 연구들의 실증적 증거와도 일맥상통하는 것이다(FLOS 2005 ; 권수영 등 2012 ; 권수영과 기은선 2011).

기타 통제변수의 경우는 대체로 종속변수 LnRATING과 유의한 관계를 가지고 있는 것으로 나타났다. 구체적으로는 BIG4, GRW, ROA, FOR은 LnRATING에 대해 유의한 양(+)의 관계를, DA, SIZE, LOSSF, ISSUE, MKT는 LnRATING에 대해 유의한 음(-)의 관계를 보이고 있다. 즉 Big 4 감사인에게 감사를 받은 기업이면, 매출액 성장성이 높을수록, 총자산이익률이 높을수록, 외국인투자자의 지분율이 높을수록 기업신용등급이 높고, 기업규모가 클수록, 과거 3년간 손실이 발생한 빈도가 많을수록, 유상증자를 실시한 기업이면, 코스닥상장기업이면 기업신용등급이 낮은 것으로 나타났다.

<표 6> 및 <표 7>에서는 식(2)의 모형식을 이용하여 가설 2와 보조가설(H2-1, H2-2) 그리고 가설 4에 대해 검증한 다변량 회귀분석 결과를 보고하였다. <표 6>에는 종속변수로 COD1(부채차입이자율)을 이용한 결과를, <표 7>에는 종속변수로 COD2(부채차입이자율 스프레드)를 이용한 결과를 각각 나누어 제시하였다. 모형 1부터 4까지는 앞서 <표 4>의 경우와 보고방식은 유사하다.

먼저 <표 6>의 종속변수가 COD1의 경우에 대한 결과를 살펴보면, 모형 1부터 4까지 모두 F 값이 통계적으로 유의한 값이므로, 모형으로 설정된 식은 적합성이 있었다.²²⁾ 또한 모형의 설명력($Adj. R^2$)의 경우 모형 1, 2, 4는 0.560 이고, 모형 3은 0.559 로 나타났다.

22) 앞서와 같이 <표 6>에 대해서도 설명변수 간의 다중공선성 문제를 VIF 값으로 확인하였다. <표 6>에서 모형 1부터 모형 4까지 VIF 값이 가장 높은 변수로는 모두 SIZE로 나타났고, 각각 2.378, 2.549, 2.377, 2.562이다. 이는 앞서 <표 5>의 경우와 같은 변수들이 모형에 포함되었기 때문에 <표 5>와 동일하다. 이후 <표 7>의 경우도 <표 6>과 일치되게 나타나 이후 검증결과에 대해서는 다중공선성의 논의는 생략한다.

〈표 6〉 발생액의 질과 타인자본비용(COD1) 간의 회귀분석 결과 : H 2, H2-1, H2-2, H4

$COD1(2)_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 AQ_t + \beta_2 DA_t + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \beta_7 ROA_t$ $+ \beta_8 LOSSF_t + \beta_9 ISSUE_t + \beta_{10} VOL_t + \beta_{11} FOR_t + \beta_{12} MKT_t + \Sigma IND + \Sigma YD + \varepsilon$					
종속변수 = COD1 _{t+1}					
Variable	pred. sign	모형1 Coefficient (z-statistic)	모형2 Coefficient (z-statistic)	모형3 Coefficient (z-statistic)	모형4 Coefficient (z-statistic)
<i>Intercept</i>	?	0.072 (10.09***)	0.067 (8.86***)	0.078 (11.00***)	0.068 (9.02***)
<i>AQ</i>	+	0.022 (4.42***)	—	—	—
<i>InnateAQ</i>	+	—	0.033 (3.72***)	—	0.034 (3.83***)
<i>DiscAQ</i>	+	—	—	0.016 (2.75***)	0.017 (2.89***)
<i>DA</i>	+	-0.007 (-1.79*)	-0.006 (-1.73*)	-0.007 (-1.84*)	-0.007 (-1.75*)
<i>BIG4</i>	—	-0.001 (-1.35)	-0.001 (-1.44)	-0.001 (-1.20)	-0.001 (-1.44)
<i>SIZE</i>	—	-0.001 (-3.19***)	-0.001 (-2.43***)	-0.001 (-3.80***)	-0.001 (-2.63***)
<i>LEV</i>	+	0.004 (1.83*)	0.003 (1.31)	0.003 (1.72*)	0.003 (1.68*)
<i>GRW</i>	+/-	0.004 (4.44***)	0.004 (4.45***)	0.004 (4.73***)	0.004 (4.33***)
<i>ROA</i>	—	-0.041 (-10.55***)	-0.042 (-10.72***)	-0.041 (-10.41***)	-0.042 (-10.64***)
<i>LOSSF</i>	+	0.005 (10.77***)	0.005 (10.61***)	0.005 (11.16***)	0.005 (10.55***)
<i>ISSUE</i>	+	0.004 (4.73***)	0.004 (4.59***)	0.004 (5.13***)	0.004 (4.53***)
<i>VOL</i>	+	0.010 (4.75***)	0.010 (4.84***)	0.010 (4.87***)	0.010 (4.73***)
<i>FOR</i>	—	0.012 (2.95***)	0.011 (2.91***)	0.012 (3.03***)	0.011 (2.91***)
<i>MKT</i>	+	-0.001 (-0.58)	-0.000 (-0.42)	-0.001 (-0.15)	-0.001 (-0.69)
<i>ΣIND</i>		Included	Included	Included	Included
<i>ΣYD</i>		Included	Included	Included	Included
<i>Adj. R²</i>		0.111	0.111	0.111	0.112
<i>F value</i>		68.62***	68.39***	68.14***	66.35***
<i>N</i>		15,090	15,090	15,090	15,090
F-test for H 3 : <i>InnateAQ</i> = <i>DiscAQ</i>					3.86***

- 주1) 각 변수에 대한 정의는 <표 2>의 하단과 같음.
 주2) 분석기간의 경우 관심변수(종속변수)를 기준으로 2003년부터 2015년까지(2004년부터 2016년까지) 자료를 통합하여 보고함.
 주3) 괄호에 보고된 수치는 회귀계수에 대한 t 값임.
 주4) *, **, ***는 각 10%, 5%, 1% 이내에서 유의적임을 나타냄(양측검증).

가설 2를 검증하는 관심변수 AQ는 종속변수 COD1에 대해 일정 통제변수 및 DA까지 통제된 후에도 1% 이내의 수준에서 유의한 양(+)의 계수값으로 나타났다. 또한 보조가설(H1-1, H1-2)에 해당되는 관심변수 InnateAQ 또는 DiscAQ 모두 COD1에 대해 1% 수준에서 각각 유의한 양(+)의 계수값으로 나타났다. 그리고 발생액의 질의 원천을 모형식에 같이 포함한 경우에도 InnateAQ과 DiscAQ 모두는 COD1에 대해 각각 1% 이내의 수준에서 유의한 양(+)의 계수값으로 나타났다. 이러한 결과는 발생액의 질이 낮을수록 채권투자자는 이익의 질과 관련한 정보위험이 높다고 인지한 후 대출의사결정시 위험프리미엄을 부과하여 대출이자율(기업 입장에서는 차입이자율)을 높이고 있음을 의미하므로, 가설 2는 지지된 결과로 나타났다(모형 1). 또한 모형 2에서 InnateAQ의 회귀계수는 COD1에 대해 유의한 음(-)의 값을, 모형 3에서 DiscAQ의 회귀계수도 COD1에 대해 유의한 양(+)의 값으로 나타나고 있어 본질적 발생액의 질 또는 재량적 발생액의 질이 낮을 때 채권투자자들은 발생액의 질의 원천에 대해서도 각각 정보위험으로 평가한 후 발생액의 질의 구성요소가 낮을 때에도 위험에 대한 패널티(penalty)로 작용하여 대출이자율 결정에 반영시킨다는 결과이므로, 보조가설 H2-1과 H2-2 모두 지지된 결과를 얻었다. 즉 채권투자자들은 이익의 질과 관련한 본질적 또는 재량적 발생액의 질이 각각 낮은 경우에도 대출이자율을 높아지는, 즉 기업은 이로 인해 차입이자율이 증가되어 타인자본비용이 높아지는 것으로 나타났다. 따라서 이상의 결과는 발생액의 질의 원천에 상관없이 발생액의 질이 낮은 경우 해당 기업의 미래 현금흐름에 대한 불확실성이 증가할 것으로 예상한 채권투자자들은 이를 정보위험의 증가로 평가하고 있음을 나타낸다.

한편, 모형 4의 경우 InnateAQ의 회귀계수는 0.034이고, DiscAQ의 회귀계수는 0.017로 나타나 각각 1% 수준에서 COD1에 대해 유의한 양(+)의 결과로 나타났다. 특히 <표 5>의 경우와 유사하게 InnateAQ의 회귀계수가 DiscAQ의 회귀계수보다 더 큰 값으로 나타났다. 이를 F-test를 이용하여 두 회귀계수 간에 유의한 차이가 있는지를 살펴본 결과, InnateAQ과 DiscAQ의 회귀계수 간에는 1% 수준에서 유의한 차이로 나타났다(F=3.86). 이는 채권투자자들의 경우 재량적 발생액의 질보다 본질적 발생액의 질에 대하여 보다 더 높은 가중치를 두고 정보위험으로 평가한다는 것을 나타낸다. 따라서 앞서 <표 5>에서의 신용평가기관의 반응과 일치하게 채권투자자들의 반응도 재량적 발생액의 질에 따른 정보위험보다 본질적 발생액의 질에 따른 정보위험에 대해 상대적으로 더 중요한 가중치를 두고 있는 것으로 나타났다. 이는 채권시장의 투자자들도 신용평가기관과 마찬가지로 경영자의 재량이 포함된 재량적 발생액의 질보다는 기업이 처한

산업여건 또는 영업환경이나 재무안정성과 같은 기업의 본질적인 특성에 기인한 정보의 불확실성을 나타내는 본질적 발생액의 질과 관련된 정보위험에 대해서는 보다 가중치를 두고 대출이자율 결정에 반영하고 있음을 나타낸다. 따라서 <표 6>에서 모형 4의 결과는 앞서 <표 5>의 모형 4의 경우와 일치된 결과로 나타났다.

기타 통제변수의 경우 BIG4 및 MKT를 제외하면 종속변수 LnRATING와 유의한 관계가 있는 것으로 나타났다. 구체적으로는 DA, SIZE, ROA는 COD1에 대해 유의한 음(-)의 관계를, LEV, GRW, LOSSF, ISSUE, VOL, FOR은 COD1에 대해 유의한 양(+)의 관계로 나타났다. 즉 재무적 발생액 수준이 높을수록, 기업규모가 클수록, 총자산이익률이 높을수록 타인자본비용이 낮고, 부채비율이 높을수록, 매출액 성장성이 높을수록, 과거 3년간 손실이 발생한 빈도가 많을수록, 유상증자를 실시한 기업이면, 1년간의 주식수익률의 변동성이 클수록, 외국인투자자의 지분율이 높을수록 타인자본비용이 높은 것으로 나타났다.

다음으로, 종속변수에 대해 부채차입이자율 스프레드로 측정한 <표 7>의 결과를 보면, 가설 2를 검증하는 관심변수 AQ는 종속변수 COD2에 대해 일정 변수 및 DA까지 통제된 후에도 1% 이내의 수준에서 유의한 양(+)의 계수값이 나타났다(모형 1). 또한 보조가설(H1-1, H1-2)에 해당되는 발생액의 질의 구성요소인 InnateAQ과 DiscAQ 모두 COD2에 대해 일정 변수 및 DA까지 통제된 후에도 1% 이내의 수준에서 각각 유의한 양(+)의 계수값으로 나타났다(모형 2와 3). 그리고 AQ의 구성요소를 모형식에 같이 포함한 경우에도 InnateAQ과 DiscAQ의 회귀계수는 각각 COD2에 대해 1% 수준에서 각각 유의한 양(+)의 계수값을 보여(모형 4), 또한 모형 4의 경우도 InnateAQ의 회귀계수는 0.035이고, DiscAQ의 회귀계수는 0.017로 나타나 각각 1% 수준에서 COD1에 대해 유의한 양(+)의 결과를 보이고 있다. 또한 InnateAQ과 DiscAQ의 회귀계수에 대한 값에 차이가 있는지를 F-test로 분석한 결과, 두 변수 간에는 1% 수준에서 유의한 차이를 보이고 있어($F=4.08$), COD2에 대해 DiscAQ보다 InnateAQ의 회귀계수가 상대적으로 더 크게 영향을 미치는 것으로 나타났다. 따라서 전반적으로 <표 7>의 결과는 <표 6>과 일관되게 일치한다. 이는 채권투자자 관점에서 COD에 대해 부채차입이자율과 부채차입이자율 스프레드로 측정한 각 경우와 관계없이 AQ 및 AQ의 구성요소의 속성이 모두 정보위험을 내포한다는 점에서는 차이가 없었다. 따라서 COD1 대신 COD2로 측정한 경우도 가설 2와 보조가설 H2-1, H2-2 및 가설 4 모두는 지지된 결과를 보였다.

〈표 7〉 발생액의 질과 타인자본비용(COD2) 간의 회귀분석 결과 : H2, H2-1, H2-2, H4

$COD1(2)_{t+1} = \beta_0 + \beta_1 AQ_t + \beta_2 DA_t + \beta_3 BIG4_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 LEV_t + \beta_6 GRW_t + \beta_7 ROA_t + \beta_8 LOSSF_t + \beta_9 ISSUE_t + \beta_{10} VOL_t + \beta_{11} FOR_t + \beta_{12} MKT_t + \sum IND + \sum YD + \varepsilon$					
종속변수=COD2 _{t+1}					
Variable	pred. sign	모형1 Coefficient (z-statistic)	모형2 Coefficient (z-statistic)	모형3 Coefficient (z-statistic)	모형4 Coefficient (z-statistic)
Intercept	?	0.031 (4.33 ^{***})	0.025 (3.37 ^{***})	0.037 (5.20 ^{***})	0.027 (3.54 ^{***})
AQ	+	0.023 (4.47^{***})	—	—	—
InmateAQ	+	—	0.034 (3.83^{***})	—	0.035 (3.93^{***})
DiscAQ	+	—	—	0.016 (2.73^{***})	0.017 (2.87^{***})
DA	+	-0.007 (-1.82 [*])	-0.007 (-1.76 [*])	-0.007 (-1.87 [*])	-0.007 (-1.76 [*])
BIG4	—	-0.001 (-1.38)	-0.001 (-1.48)	-0.001 (-1.23)	-0.001 (-1.47)
SIZE	—	-0.001 (-3.10 ^{***})	-0.001 (-2.33 ^{**})	-0.001 (-3.72 ^{***})	-0.001 (-2.53 ^{***})
LEV	+	0.003 (1.56)	0.002 (1.03)	0.003 (1.45)	0.003 (1.41)
GRW	+/-	0.004 (4.41 ^{***})	0.004 (4.42 ^{***})	0.004 (4.72 ^{***})	0.004 (4.30 ^{***})
ROA	—	-0.041 (-10.53 ^{***})	-0.042 (-10.71 ^{***})	-0.041 (-10.39 ^{***})	-0.042 (-10.63 ^{***})
LOSSF	+	0.005 (10.82 ^{***})	0.005 (10.65 ^{***})	0.005 (11.21 ^{***})	0.005 (10.59 ^{***})
ISSUE	+	0.004 (4.76 ^{***})	0.004 (4.60 ^{***})	0.004 (5.16 ^{***})	0.004 (4.54 ^{***})
VOL	+	0.010 (4.72 ^{***})	0.010 (4.81 ^{***})	0.010 (4.84 ^{***})	0.010 (4.70 ^{***})
FOR	—	0.012 (2.93 ^{***})	0.011 (2.89 ^{***})	0.012 (3.01 ^{***})	0.011 (2.88 ^{***})
MKT	+	-0.000 (-0.56)	-0.000 (-0.40)	-0.000 (-0.11)	-0.001 (-0.67)
$\sum IND$		Included	Included	Included	Included
$\sum YD$		Included	Included	Included	Included
Adj. R ²		0.083	0.083	0.082	0.083
F value		49.84 ^{***}	49.64 ^{***}	49.36 ^{***}	48.23 ^{***}
N		15,090	15,090	15,090	15,090
F-test for H 3 : InmateAQ=DiscAQ					4.08 ^{***}

- 주1) 각 변수에 대한 정의는 <표 2>의 하단과 같음.
 주2) 분석기간의 경우 관심변수(종속변수)를 기준으로 2003년부터 2015년까지(2004년부터 2016년까지) 자료를 통합하여 보고함.
 주3) 괄호에 보고된 수치는 회귀계수에 대한 t 값임.
 주4) *, **, ***는 각 10%, 5%, 1% 이내에서 유의적임을 나타냄(양측검증).

한편, 기타 통제변수의 경우는 BIG4, LEV, MKT를 제외하면 종속변수 LnRATING와 유의한 관계가 있는 것으로 나타났다. <표 6>과 비교하면 LEV에서 유의한 관계가 관찰되지 않은 것을 제외하면 앞서와 대체로 일치된 결과로 나타났다.

이상의 결과를 종합하면, 발생액의 질뿐만 아니라 그 구성요소인 본질적 또는 재량적 발생액의 질이 각각 낮을 때에도 신용평가기관과 채권투자자들 모두는 이익의 질과 관련된 정보위험이 높다고 인지한 후 기업신용등급은 낮추거나, 또는 대출의사결정 시에는 위험에 대한 프리미엄으로 기업의 타인자본비용을 높이는 것으로 나타났다. 아울러 경영자의 재량이 포함된 재량적 발생액의 질보다는 기업의 산업여건 또는 영업환경 및 재무안정성과 같은 정보의 불확실성을 나타내는 본질적 발생액의 질에 대해 신용평가기관과 채권투자자 모두는 더 가중치를 두어 정보위험이 높다고 인지해 이를 기업신용등급이나 대출이자율 결정에 반영하는 것으로 나타났다.

4. 강건성 분석결과

본 절에서는 앞서의 결과에 대한 강건성 분석(robustness analysis) 일환으로 두 가지 사항을 추가로 살펴보았다.²³⁾ 첫째, 본 연구표본의 경우 분석기간이 2004년부터 2016년까지로 이 기간에는 2008년 금융위기 기간이 포함되어 있다. 따라서 이러한 본 절에서는 금융위기의 영향을 제거한 후에도 앞서 <표 5>부터 <표 7>까지의 결과가 강건성이 있는지를 알아보았다. 그 결과는 <표 8>과 같다. 다만, 지면관계상 관심변수를 중심으로 표를 요약하여 보고하였다.

<표 8>에서 Panel A를 보면, 관심변수 AQ, InnateAQ 및 DiscAQ 모두는 LnRATING에 대해 1% 수준에서 유의한 음(-)의 결과로 나타났다. 또한 Panel B와 C를 보면, 관심변수 AQ, InnateAQ 및 DiscAQ 모두는 COD1 또는 COD2에 대해 모두 1% 이내의 수준에서 유의한 양(+)의 결과를 보이고 있다. 이러한 결과로 볼 때 앞서의 가설 1과 2의 결과는 2008년 금융위기 기간을 제외한 후에도 여전히 검증결과가 강건하다는 것을 알 수 있다.

23) 이러한 강건성 분석을 제안해 주신 익명의 심사자께 감사드린다.

〈표 8〉 강건성 분석결과 : 2008년 금융위기 기간을 제외한 경우

Panel A : <표 5>의 경우					
종속변수 = $\ln RATING_{t+1}$					
Variable	pred. sign	모형1 Coefficient (z-statistic)	모형2 Coefficient (z-statistic)	모형3 Coefficient (z-statistic)	모형4 Coefficient (z-statistic)
<i>AQ</i>	—	-0.146 (-5.61 ^{***})	—	—	—
<i>InnateAQ</i>	—	—	-0.280 (-6.02 ^{***})	—	-0.284 (-6.11 ^{***})
<i>DiscAQ</i>	—	—	—	-0.081 (-2.65 ^{***})	-0.088 (-2.85 ^{***})
Control variables	?	Included	Included	Included	Included
N		13,935	13,935	13,935	13,935
Panel B : <표 6>의 경우					
종속변수 = $COD1_{t+1}$					
Variable	pred. sign	모형1 Coefficient (z-statistic)	모형2 Coefficient (z-statistic)	모형3 Coefficient (z-statistic)	모형4 Coefficient (z-statistic)
<i>AQ</i>	+	0.023 (4.28 ^{***})	—	—	—
<i>InnateAQ</i>	+	—	0.034 (3.60 ^{***})	—	0.035 (3.69 ^{***})
<i>DiscAQ</i>	+	—	—	0.017 (2.67 ^{***})	0.018 (2.80 ^{***})
Control variables	?	Included	Included	Included	Included
N		13,935	13,935	13,935	13,935
Panel C : <표 7>의 경우					
종속변수 = $COD2_{t+1}$					
Variable	pred. sign	모형1 Coefficient (z-statistic)	모형2 Coefficient (z-statistic)	모형3 Coefficient (z-statistic)	모형4 Coefficient (z-statistic)
<i>AQ</i>	+	0.023 (4.32 ^{***})	—	—	—
<i>InnateAQ</i>	+	—	0.035 (3.70 ^{***})	—	0.036 (3.79 ^{***})
<i>DiscAQ</i>	+	—	—	0.017 (2.65 ^{***})	0.017 (2.78 ^{***})
Control variables	?	Included	Included	Included	Included
N		13,935	13,935	13,935	13,935

- 주1) 각 변수에 대한 정의는 <표 2>의 하단과 같음.
 주2) 괄호에 보고된 수치는 회귀계수에 대한 t 값임,
 주3) *, **, ***는 각 10%, 5%, 1% 이내에서 유의적임을 나타냄(양측검증).

둘째, 본 연구는 <표 6> 및 <표 7>에 대하여 추가 통제변수로서 LnRATING를 고려한 후에도 앞서의 결과들이 강건한지를 살펴보았다. 이와 관련한 회귀결과는 <표 9>에 보고하였다. 지면관 계상 앞서와 같이 관심변수를 중심으로 표를 요약하여 보고하였다.

<표 9> 강건성 분석결과 : LnRATING을 통제한 경우

Panel A : <표 6>의 경우					
종속변수=COD1 _{t+1}					
Variable	pred. sign	모형1 Coefficient (z-statistic)	모형2 Coefficient (z-statistic)	모형3 Coefficient (z-statistic)	모형4 Coefficient (z-statistic)
<i>AQ</i>	+	0.022 (4.41***)	—	—	—
<i>InnateAQ</i>	+	—	0.035 (3.86***)	—	0.036 (3.95***)
<i>DiscAQ</i>	+	—	—	0.016 (2.65***)	0.017 (2.79***)
<i>LnRATING</i>	—	0.001 (0.76)	0.001 (0.74)	0.001 (0.60)	0.001 (0.81)
<i>Control variables</i>	?	Included	Included	Included	Included
<i>N</i>		15,090	15,090	15,090	15,090
Panel B : <표 7>의 경우					
종속변수=COD2 _{t+1}					
Variable	pred. sign	모형1 Coefficient (z-statistic)	모형2 Coefficient (z-statistic)	모형3 Coefficient (z-statistic)	모형4 Coefficient (z-statistic)
<i>AQ</i>	+	0.023 (4.46***)	—	—	—
<i>InnateAQ</i>	+	—	0.036 (3.97***)	—	0.037 (4.06***)
<i>DiscAQ</i>	+	—	—	0.016 (2.64***)	0.017 (2.77***)
<i>LnRATING</i>	—	0.001 (0.78)	0.001 (0.78)	0.001 (0.53)	0.001 (0.84)
<i>Control variables</i>	?	Included	Included	Included	Included
<i>N</i>		15,090	15,090	15,090	15,090

- 주1) 각 변수에 대한 정의는 <표 2>의 하단과 같음.
 주2) 괄호에 보고된 수치는 회귀계수에 대한 t 값임,
 주3) *, **, ***는 각 10%, 5%, 1% 이내에서 유의적임을 나타냄(양측검증).

<표 9>의 결과를 보면, Panel A와 B에서 모형 1부터 4까지 관심변수 AQ, InnateAQ 및 DiscAQ 모두는 COD1 또는 COD2에 대해 모두 1% 이내의 수준에서 유의한 양(+)의 결과이다. 따라서 앞서 가설 2의 결과는 LnRATING를 통제한 후에도 여전히 검증결과가 강건하다는 것을 볼 수 있다. 하지만, LnRATING는 추정모형 모두에서 유의한 계수 값이 나타나지는 않았다.

V. 결 론

본 연구는 발생액의 질과 그 발생액의 질을 구성하는 원천에 대해 신용평가기관과 채권투자자 관점에서 기업신용등급과 타인자본비용에 대해 각각 어떤 영향을 미치고 있는지 실증적으로 분석하였다. 나아가 본질적 또는 재량적 발생액의 질 중에서 어떤 속성의 정보위험이 상대적으로 더 중요하게 기업신용등급과 타인자본비용에 고려되는지에 대해서도 살펴보았다. 분석을 위하여 본 연구는 관심변수인 발생액의 질의 경우 FLOS(2005)의 연구모형을 준용하여 총발생액의 질(AQ), 또한 그 원천인 재량적 발생액의 질(DiscAQ)과 본질적 발생액의 질(InnateAQ)을 추정하였다. 본 연구의 종속변수로는 NICE평가정보(주)에서 제공하고 있는 기업신용등급, 또한 타인자본비용에 대해서는 부채차입이자율과 부채차입이자율 스프레드를 분석에 이용하였고, 종속변수와 관심변수 간에 관계를 살펴보는 데 있어 선후관계가 고려된 시차모형을 통해 분석하였다. 분석기간의 경우 관심변수(종속변수)를 기준으로 2003년부터 2015년까지(2004년부터 2016년까지) 유가증권 및 코스닥시장에 상장된 기업 중에서 금융업을 제외하고, 12월 결산을 대상으로 최종표본 15,090개 기업/연도 자료가 분석에 이용되었다.

본 연구에서의 실증적인 결과는 다음과 같다. 첫째, 기업신용등급과 타인자본비용에 영향을 미치는 일정 변수와 재량적 발생액까지 통제한 후에도 기업의 발생액의 질이 낮을수록(AQ 값이 클수록) 유의하게 기업신용등급이 낮고, 또한 타인자본비용은 높게 나타났다. 이러한 결과는 발생액의 질이 낮을수록 미래 현금흐름에 대한 정보의 불확실성은 높을 수 있기 때문에 신용평가기관은 신용등급을 낮추고, 채권투자자들은 대출이자율 결정시에 위험에 대한 보상으로 기업에 대한 타인자본비용을 증가시키는 것을 의미한다. 둘째, 발생액의 질을 그 원천별로 나누어 본질적 또는 재량적 발생액의 질에 대해 분석하면 이들 모두 각 발생액의 질이 낮을수록 유의하게 기업신용등급이 낮고, 타인자본비용은 높은 것으로 나타났다. 이러한 결과는 발생액의 질의 원천에 상관없이 발생액의 질이 낮을 때 정보위험의 증가로 시장의 반응(신용평가기관, 채권투자자)은 부정적인 것을 나타낸다. 셋째, 본질적 발생액의 질이 기업신용등급 또는 타인자본비용에

미치는 효과는 재량적 발생액의 질이 미치는 효과보다 상대적으로 유의하게 더 큰 것으로 나타났다. 이는 경영자의 재량이 포함된 발생액의 질의 상태보다는 사업 환경의 불확실성으로 인한 발생액의 질이 낮은 경우에 시장은 보다 더 민감하게 반응한다는 것을 나타낸다. 이러한 결과는 투자자, 감사인 측면에서 살펴본 선행연구와도 일치한다(FLOS 2005 ; 권수영 등 2012 ; 권수영과 기은선 2011).

이상의 본 연구결과는 발생액의 질과 그 원천인 본질적 또는 재량적 발생액의 질 모두 신용평가기관 및 채권투자자들에게 국내 상장기업들의 이익의 질을 평가하는 정보위험으로서 중요한 요소임을 보여주고 있다는 점에서 의미가 있다. 또한 그 효과는 발생액의 질이 재량적인 경우보다 본질적인 경우일 때 더 높게 나타나 본질적 발생액의 질의 경우가 기업과 관련한 근본적인 정보의 불확실성 정도를 반영하기 때문에 기업평가를 하는데 있어 전문성이 가진 신용평가기관이나 채권투자자들이 더 적극적인 반응을 하는 것으로 보인다.

이상의 본 연구결과는 발생액의 질로 평가되는 이익의 질과 관련한 정보위험이 미래 현금흐름의 불확실성에 관한 예측정보를 제공하는 지표로 자본시장에서 유용하게 활용되고 있음을 시사한다. 아울러 본 연구의 발견은 학계 측면에서는 관련연구에 추가적이고 보완적인 실증적 증거를 제공하며, 또한 실무계, 투자자 및 규제당국에게도 발생액의 질이 낮을 때 신용평가기관이나 채권투자자들이 이에 대해 어떤 반응을 보이는지와 관련한 이해에도 유익한 시사점을 제공할 수 있다.

본 연구는 앞서와 같은 유익한 시사점을 제공하나, 다음과 같은 분석상 한계는 있을 수 있다. 첫째, 본 연구가설을 검증할 때 사용된 식(1)과 식(2)의 모형의 경우 생략된 변수의 문제가 여전히 남아 있다. 둘째, 식(3)과 식(4)의 모형의 경우 총발생액의 질과 그 원천에 따라 추정된 본질적 또는 재량적 발생액의 질 모두는 모형식을 이용한 추정이 필요하다는 점에서 측정오차의 문제가 있을 수 있다. 따라서 이러한 측면은 검증결과를 해석할 때 고려할 필요가 있다. 하지만 이러한 한계는 자료 분석을 하는 경험적 연구들에서 일반적으로 나타나는 연구상의 한계일 수 있다.

참고문헌

- 고재민 · 김상일 · 이호영. 2009. “감사품질의 대용치와 발생액의 질의 상관관계”. 회계학연구 제34권 제2호 : 1-42.
- 권수영 · 기은선. 2011. “발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구”. 회계학연구 제36권 제4호 : 95-137.
- 권수영 · 기은선 · 서호준. 2012. “발생액의 질이 미래이익에 대한 주가 정보성에 미치는 영향”. 경영학연구 제41권 제1호 : 139-169.
- 김문태 · 위준복 · 전성일. 2006. “회사채 신용등급의 이익조정 통제효과”. 증권학회지 제35권 제5호 : 45-74.
- 김정교 · 유순미 · 김현진. 2009. “내부회계관리제도의 취약점과 발생액의 질”. 회계저널 제18권 제4호 : 33-64.
- 김지흥 · 백혜원 · 고재민. 2010. “발생액의 질과 재무분석가의 정보 환경이 이익예측 정확도에 미치는 영향”. 회계학연구 제35권 제3호 : 1-35.
- 나인철 · 김중현. 2009. “발생액 품질이 이익의 회사채 신용등급에 대한 정보성에 미치는 영향”. 회계정보연구 제27권 제4호 : 241-273.
- 박광현 · 이주성. 2015. “발생액의 질이 기업의 신용등급에 미치는 영향”. 회계연구 제20권 제6호 : 193-217.
- 박연희 · 최효순 · 김한수. 2011. “재량적 발생액이 회사채수익률 스프레드에 미치는 영향”. 회계저널 제20권 제4호 : 35-56.
- 박종일 · 김명인. 2013. “적자회피 및 이익감소회피 이익조정과 타인자본비용 : 비상장기업의 실증적 증거”. 회계학연구 제38권 제2호 : 283-325.
- 박종일 · 남혜정. 2010. “비상장중소기업의 외부감사 및 차별적 감사수요가 기업의 신용등급에 미치는 영향”. 회계와 감사연구 제52권 : 363-405.
- 박종일 · 박경호. 2012. “초과감사보수가 신용등급에 미치는 영향. 상장기업과 비상장기업의 비교분석”. 회계와 감사연구 제54권 : 1-41.
- 박종일 · 윤소라. 2013. “이익조정 구간과 수단이 기업신용등급 및 부채조달비용에 미치는 효과에 대한 비교분석”. 회계학연구 제38권 제4호 : 209-260.
- 박종일 · 윤소라. 2014. “재량적 발생액과 부채조달비용 간의 관계에 대한 실증적 증거”. 회계학연구 제39권 제3호 : 359-410.
- 손성규 · 고재민 · 백혜원. 2009. “발생액의 질의 회계정보 유용성”. 회계정보연구 제27권 제2호 : 273-304.
- 양동훈 · 박연희 · 최신재 · 권수천. 2007. “이익유연화가 기업의 부채조달비용에 미치는 영향에 관한 연구”. 회계저널 제16권 제4호 : 57-77.
- 이상철 · 박재완 · 윤종철. 2011. “계속감사기간과 부채조달비용과의 관련성”. 회계와 감사연구

- 제53권 제1호 : 37-72.
- 이세용. 2009. “발생액의 질과 회계이익의 정보효과”. *세무와회계저널* 제10권 제4호 : 9-41.
- 이세용. 2014. “발생액의 질이 회계이익과 순자산의 가치관련성에 미치는 영향”. *세무와회계저널* 제10권 제4호 : 251-277.
- 전규안 · 박종일. 2014. “비정상 감사시간이 신용등급과 부채조달비용에 미치는 영향”. *세무와회계저널* 제15권 제5호 : 9-55.
- 조은혜. 2016. “내부자거래가 기업신용등급 및 부채조달비용에 미치는 영향”. *세무와회계저널* 제17권 제5호 : 35-65.
- 지승민 · 박종일 · 나경아. 2017. “상장여부에 따라 재무제표의 비교가능성이 기업신용등급 및 부채조달비용에 미치는 영향”. *세무와회계저널* 제18권 제4호 : 63-110.
- 최 관 · 백원선. 1999. “유상증자기업의 이익조정에 관한 실증적 연구”. *회계학연구* 제24권 제4호 : 1-27.
- 최 관 · 백원선. 2007. “현금전환가능성에 따른 발생액의 질과 시장이상현상”. *회계학연구* 제32권 제3호 : 1-26.
- Beaver, W. H., C. Shakespeare, and M. T. Soliman. 2006. “Differential properties in the ratings of certified versus non-certified bond-rating agencies”. *Journal of Accounting and Economics* 42 (3) : 303-334.
- Becker, C. L., M. L. DeFond, J. Jiambalvo, and K. R. Subramanyam. 1998. “The effect of audit quality on earnings management”. *Contemporary Accounting Research* 15 : 1-24.
- Behn, B. K., J-H. Choi, and T. Kang. 2008. “Audit quality and properties of analysis earnings forecasts”. *The Accounting Review* 83 (2) : 327-349.
- Caramanis, C. and C. Lennox. 2008. “Audit effort and earnings management”. *Journal of Accounting and Economics* 45 (1) : 116-138.
- Cohen. D. and P. Zarowin. 2010. “Accrual-based and real earnings management activities around seasoned equity offerings”. *Journal of Accounting and Economics* 50 : 2-19.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. “Detecting earnings management”. *The Accounting Review* 70 (2) : 193-225.
- Dechow, P. and I. Dichev. 2002. “The quality of accruals and earnings : The role of accrual estimation errors”. *The Accounting Review* 77 (Supplement) : 35-60.
- Fortin, S. and J. A. Pittman. 2007. “The role of auditor choice in debt pricing in private firms”. *Contemporary Accounting Research* 24 (3) : 859-896.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2005. “The market pricing of accruals quality”. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 295-327.
- Ge, W. and J. B. Kim. 2014. “Real earnings management and the cost of new corporate

- bonds”. *Journal of Business Research* 67 : 5–29.
- Gray, P., P. S. Koh, and Y. H. Tong. 2009. “Accruals quality, information risk and cost of capital : Evidence from Australia”. *Journal of Business Finance & Accounting* 36 (1) & (2) : 51–72.
- Jiang, J. 2008. “Beating earning benchmarks and the cost of debt”. *The Accounting Review* 83 (2) : 377–416.
- Jones, J. J. 1991. “Earnings management during import relief investigations”. *Journal of Accounting Research* 29 : 193–228.
- Kim, D. K. and Y. Qi. 2010. “Accruals quality, stock returns, and macroeconomic conditions”. *The Accounting Review* 85 (3) : 937–978.
- Kothari, S. P., A. J. Leone, and C. E. Wasley. 2005. “Performance matched discretionary accrual measures”. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 163–197.
- Mansi, S. A., W. F. Maxwell, and D. P. Miller. 2004. “Does auditor quality and tenure matter to investors? Evidence from the bond market”. *Journal of Accounting Research* 42 : 755–793.
- McNichols, M. 2002. “Discussion of the quality of accruals and earnings : The role of accrual estimation errors”. *The Accounting Review* 77 (4) : 61–99.
- Pittman, J. A. and S. Fortin. 2004. “Auditor choice and the cost of debt capital for newly public firms”. *Journal of Accounting and Economics* 37 (1) : 113–136.
- Richardson, S. A., R. G. Sloan, M. T. Soliman, and I. Tuna. 2005. “Accrual reliability, earnings persistence and stock prices”. *Journal of Accounting and Economics* 39 : 437–485.
- Roychowdhury, S. 2006. “Earnings management through real activities manipulation”. *Journal of Accounting and Economics* 42 (3) : 335–370.
- Teoh, S. H., I. Welch and T. J. Wong. 1998. “Earnings management and the underperformance of seasoned equity offerings”. *Journal of Financial Economics* 50 : 63–99.

The Effect of Accruals Quality on Credit Rating and Cost of Debt

-Focus on the Innate and Discretionary of Accruals Quality-

Jong-Il Park^{*} · Sangmin Jung^{**}

〈Abstract〉

This study investigate whether credit rating agencies and debtholders take into account accruals quality (hereafter, AQ), a proxy for the information risk associated with earnings quality. Also, this paper distinguishes accruals quality driven by economic fundamentals (innate AQ) versus management discretion (discretionary AQ) following Francis et al. (2005) and investigates whether accruals quality affect credit rating and cost of debt differently depending on the source of AQ.

Accruals quality (AQ) is measured by the extent to which total current accruals accurately map into operating cash flow realizations. This approach was originally developed by Dechow and Dichev (2002) and modified by McNichols (2002). That is, accruals quality tells investors about the mapping of accounting earnings into cash flows. Relatively poor accruals quality weakens this mapping and, therefore, increases information risk. Therefore, measuring accruals quality (AQ) as the standard deviation of residuals from regressions relating current accruals to cash flows, this paper expected that poorer AQ is associated with lower credit rating and larger costs of debt.

For the analysis, this paper measure credit rating information comes from KISVALUE. The corporate credit ratings have from 1 point to 10 points. 10 point represents firms with the best credit rank and 1 points represents firms with the worst credit rank (Park and Nam 2010). Following the prior studies (e.g., Park and Kim 2013 ; Park and Yoon 2013 etc.), this paper employ the average interest rates and the yield spread of interest rates as proxies for the cost of debt. Also, following Francis et al. (2005) to estimate AQ and its both components (innate AQ vs. discretionary AQ) as a proxy of earnings quality. This paper examine all listed firms (KOSPI and KOSDAQ listed firms) in the Korean stock market with available corporate credit ratings and cost of debt. Therefore, this study uses the total 15,090 firm-year observations for the period from 2003 to 2015.

The empirical findings of this paper are following. First, after controlling for several factors that affect credit rating and cost of debt, there are a statistically significantly negative association

^{*} Professor, School of Business, Chungbuk National University, parkjil@chungbuk.ac.kr, First Author

^{**} Assistant Professor, Computerized Tax Accounting Department, Catholic Sangji College, dj2ys@csj.ac.kr, Corresponding Author

between credit rating and AQ, and also significantly positive association between cost of debt and AQ at 1% level respectively. This results show that the relatively poor accruals quality pricing effect are related to information risk associated with earnings. Second, this paper also distinguish between total accruals quality driven by economic fundamentals (innate AQ) versus management choices (discretionary AQ), find that both components have significant effects on credit rating and cost of debt respectively, but innate AQ effects are significantly larger than discretionary AQ effects. This result implies that both credit rating agencies and debtholders' response varies with the source of accruals quality.

This study is different in that we examine direct relation between credit rating and cost of debt and information risk measured as accruals quality, as well as the innate and discretionary components of accruals quality using Korean data. Overall, the results of this study suggest that the credit rating agencies and creditors appreciate accruals quality and its components in listed firms. Thus, the findings of this study contribute to the related literature on the relationship between accruals quality and market reaction by providing empirical results. Also, this study contributes to provide useful information related to accruals quality, a proxy for the information risk associated with earnings quality to scholars as well as practitioners, investors, and regulators. Furthermore, researchers who are interested in this area can also apply the discussion in this paper for the related studies.

<Key words> Accruals quality, Innate accruals quality, Discretionary accruals quality, Information risk, Credit rating, Cost of debt