

세무와회계저널
제16권 제2호 2015년 4월 pp.131~159
한국세무학회

이익유연화 및 발생액의 질에 따라 거래량과 회사채 신용등급 간의 관계에 미치는 영향

정현욱*

<요 약>

본 연구는 거래량이 증가할수록 회사채 신용등급은 낮아질 것이라는 가설과 회계이익의 질이 제고될 경우, 거래량과 회사채 신용등급 간의 음(-)의 관련성은 감소할 것이라는 가설을 설정하고 실증분석을 수행하였다. 본 연구의 가설은 기업의 내재가치에 대한 투자자들 간의 (믿음에 대한) 이질성(heterogeneity)이 높아져 주식거래량이 증가할 경우, 이는 회사채 신용등급 산정에 부정적인 요인으로 작용할 것이라는 기대에 근거하여 설정하였다. 또한, 회계이익의 질이 제고될수록 개별 투자자들 간의 상이한 믿음은 감소할 것이라는 손성규 외(2009)의 연구결과에 근거하여 가설을 설정하고 실증분석을 수행하였다.

2000-2011년 기간 동안 거래량(초과거래량)과 회사채 신용등급을 측정할 수 있는 유가증권시장 상장기업 1,486개(기업-년)를 대상으로 실증분석한 결과, 거래량(초과거래량)의 회귀계수는 유의한 음(-)의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 이는 기대부호와 일관된 것으로, 거래량이 증가할수록 회사채 신용등급은 하락하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

또한 본 연구에서는 이익유연화 지수와 발생액의 질을 회계이익의 질에 대한 대용변수로 측정하여 거래량과 회사채 신용등급 간의 관련성에 회계이익의 질이 어떠한 영향을 미치는 지를 분석하였다. 분석결과, 회계이익의 질이 높아질 경우 거래량과 회사채 신용등급 간의 음(-)의 관련성은 감소되는 것으로 나타났다. 이는 양질의 회계정보는 거래량이 회사채 신용등급 산정에 미치는 부정적인 영향을 감소시키는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

본 연구는 기업의 내재가치에 대한 투자자의 의견불일치 정도에 따라 회사채 신용등급이 체계적으로 차이가 날 수 있다는 시사점을 제공한다는 점에서 공헌점이 있다고 판단된다. 거래량은 일반 투자자들이 각종 언론매체(신문과 TV)를 통하여 쉽게 접할 수 있는 자료로, 경제학에서는 거래량의 변동은 가격변동을 수반한다고 설명하고 있다. 하지만, 회사채 신용등급과 관련된 선행연구에서는 주식가격 변동 즉, 연간 주가수익률의 표준편차가 회사채 신용등급에 미치는 영향만을 분석하고 있는 실정이다. 따라서 주식거래량이 회사채 신용등급 산정에 체계적으로 영향을 미친다는 본

* 영남대학교 시간강사, biglotos@yu.ac.kr

논문접수일 2014년 11월 21일 1차수정일 2015년 1월 14일 2차수정일 2015년 2월 25일
게재확정일 2015년 3월 13일

연구의 결과는 규제기간이 주식시장의 미시적 구조 및 일반 투자자의 속성을 이해하는데 기여할 것으로 기대된다. 또한 회계이익의 질이 제고될 경우, 개별투자자들 간의 상이한 믿음은 해소될 수 있다는 시사점을 제공한다는 점에서 본 연구의 기여점이 있다고 판단된다.

〈주제어〉 거래량, 회사채 신용등급, 회계이익의 질(이익유연화 지수, 발생액의 질)

I. 서 론

본 연구는 거래량이 증가할수록 회사채 신용등급은 낮아질 것이라는 가설과 회계이익의 질이 높을 경우, 거래량과 회사채 신용등급 간의 음(-)의 관련성은 감소할 것이라는 가설을 실증분석하는데 목적이 있다. Beaver(1986)와 Ziebart(1990)에 따르면, 주식가격의 변화(연간 일별 주가 수익률의 표준편차)는 시장 전체의 기대치에 대한 변화를 반영하고 있고, 주식거래량의 변화는 개별투자자들(individual investors)의 기대치에 대한 변화를 반영하고 있다고 설명하고 있다. 따라서 Beaver(1986)는 거래량변화와 가격변화는 서로 다른 방향으로 발생할 수 있다고 보고하고 있다. 하지만, 국내의 회사채 신용등급과 관련된 선행연구에서는 연간 일별 주가수익률의 표준편차를 이용하여 시장 전체의 기대치 변화가 회사채 신용등급에 미치는 영향만을 분석하고 있는 실정이다. 이러한 점에서 본 연구는 내재가치에 대한 투자자들 간의 이질성(heterogeneity) 및 개별투자자들의 기대치 변화를 주식거래량으로 측정하여, 거래량이 회사채 신용등급 산정에 미치는 영향을 실증분석을 수행하였다.

최기홍·윤성민(2012)은 시장에 새로운 정보가 도달하게 되면, 시장은 새로운 균형가격이 형성될 때까지 거래를 계속 발생시킨다고 설명하고 있다. 즉 이는 투자대상기업의 내재가치에 대한 투자자들 간의 의견불일치(differences of opinion 또는 disagreement)가 있을 경우 거래량은 증가하지만, 투자대상기업의 내재가치에 대하여 투자자들 간 공감대가 형성되면 거래량은 감소한다는 것을 의미한다(Karpoff 1986 ; 손성규 외 2009 ; 최기홍·윤성민 2012). 이러한 점에서 거래량과 관련된 선행연구에서는 정보비대칭 수준이 높은 기업일수록 거래량은 증가하지만, 기업의 정보환경이 우수하고 회계이익의 질이 높을 경우 거래량은 감소하는 것으로 보고하고 있다(Morse 1981 ; 정혜영 1990 ; Ziebart 1990 ; Ajinkya et al. 1991 ; 최종서·신성목 1997 ; 손성규 외 2009).

신용평가 기관이 발표하는 회사채 신용등급은 기업의 원리금(principal and interest) 상환 능력에 대한 정보를 투자자들에게 저렴한 비용으로 제공하는 것으로 알려져 있다(Foster 1986). 이러한 측면에서, 회사채 신용등급은 경영자에 대한 감독기능의 역할을 수행한다고 Foster(1986)는 설명하고 있다. 또한, Foster(1986)는 회사채 신용등급의 경우, 기관(은행과 보험회사와 같은 기관투자자)들이 투기적 투자활동을 제한하는 법률(규정)을 마련하기 위한 근거자료로 활용된다고

설명하고 있다. 하지만, 회사채 신용등급은 개별기업의 재무비율에 의해 기계적으로 산출되지 않는 것으로 선행연구에서는 보고하고 있다. 특히, Foster(1986)는 회사채 신용등급의 경우 채권자 보호사항, 담보 그리고 경영자의 자질과 같은 재무비율 이외의 요소들에 의해 영향을 받는다고 설명하고 있다. 따라서 회사채 신용등급과 관련된 연구에서는 경영자의 기회주의적 이익조정, 회계이익의 질, 기업지배구조, 공시(disclosure), 감사품질 및 정보비대칭 수준이 회사채 신용등급에 어떠한 영향을 미치고 있는지를 실증분석하고 있다.

나인철·김종현(2009), 박종일·박찬웅(2012) 그리고 신재용 외(2012)는 정보비대칭 수준이 높은 기업일수록 회사채 신용등급이 낮아진다는 결과를 보고하고 있다. 그리고 Ashbaugh-Skaife et al.(2006), 나인철·김종현(2009) 및 박종일·박찬웅(2012)은 회계이익의 질(발생액의 질, 이익유연화)이 높은 기업일수록 회사채 신용등급은 높아진다고 보고하고 있다. 한편, Francis et al.(2004), 조중석·조문희(2010), 권수영·기은선(2011) 및 Bhattacharya et al.(2012)은 회계이익의 질이 높아질수록 정보비대칭 수준(정보위험)은 감소한다고 보고하고 있다. 이러한 점에서 본 연구는 투자자들 간의 믿음에 대한 이질성 및 개별투자자들의 기대치 변화를 거래량과 초과거래량으로 측정하여, 거래량 및 초과거래량이 증가할수록 회사채 신용등급이 낮아지는지를 실증분석하였다.

실증분석에 사용된 거래량과 초과거래량은 Morse(1981), Beaver(1968), Bamber(1987), Ziebart(1990), 손성규·전영순(2000) 및 손성규 외(2009)의 방법론에 근거하여 측정하였고, 회사채 신용등급은 한국신용평가정보(주)의 Kis-Value 데이터베이스를 통하여 수집하였다. 회사채 신용등급을 종속변수로 하고 거래량 및 초과거래량을 독립변수로 포함하는 다변량 회귀분석에서 선행연구가 제시한 통제변수의 영향을 반영한 후, 거래량 및 초과거래량의 회귀계수는 유의한 음(-)의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 이는 기대부호와 일관된 것으로, 거래량이 증가할수록 회사채 신용등급은 하락하는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 또한 이는 정보비대칭 수준이 높아질 경우 기업내부정보 부재로 기업에 대한 정확한 평가가 어려워져, 결과적으로 회사채 신용등급이 하락하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

회계이익의 질(이익유연화 지수 및 발생액의 질)이 거래량과 회사채 신용등급 간의 관련성에 미치는 영향을 분석한 결과, 회계이익의 질이 높아질 경우, 거래량과 회사채 신용등급 간의 음(-)의 관련성은 감소되는 것으로 나타났다. 이는 양질의 회계정보는 거래량이 회사채 신용등급 산정에 미치는 부정적인 영향을 감소시키는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

본 연구는 기업의 내재가치에 대한 투자자의 의견불일치 정도에 따라 회사채 신용등급이 체계적으로 차이가 날 수 있다는 시사점을 제공한다는 점에서 공헌점이 있다고 판단된다. 거래량은 일반 투자자들이 각종 언론매체(신문과 TV)를 통하여 쉽게 접할 수 있는 자료로, 경제학에서는 거래량의 변동은 가격변동을 수반한다고 설명하고 있다. 하지만, 회사채 신용등급과 관련된 선행연구에서는 주식가격 변동 즉, 연간 주가수익률의 표준편차가 회사채 신용등급에 미치는 영

향만을 분석하고 있는 실정이다. 따라서 주식거래량이 회사채 신용등급 산정에 체계적으로 영향을 미친다는 본 연구의 결과는 규제기간이 주식시장의 미시적 구조 및 일반 투자자의 속성을 이해하는데 기여할 것으로 기대된다. 또한 회계이익의 질이 제고될 경우, 개별투자자들 간의 상이한 믿음은 해소될 수 있다는 시사점을 제공한다는 점에서 본 연구의 기여점이 있다고 판단된다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 선행연구를 검토하고, 연구가설을 제시하였다. 제Ⅲ장에서는 연구방법론으로 연구모형과 변수측정 그리고 표본의 선정에 기술하였고, 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시하였다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 연구의 결과 및 시사점을 제시하였다.

Ⅱ. 선행연구의 검토 및 가설 설정

1. 거래량과 관련된 선행연구

(초과)거래량과 관련된 선행연구에서는 기업에 대한 투자자들 간의 의견불일치 정도 즉, 기업의 내재가치에 대한 투자자들의 믿음이 상이(heterogeneity)할 경우 거래량은 증가한다고 보고하고 있다(Karpoff 1986 ; Bamber 1987 ; Ajinkya et al. 1991 ; Bamber and Cheon 1995 ; 최기흥 · 윤성민 2012). 이는 기업의 정보환경이 우수하지 못할 경우, 거래량이 증가할 수 있음을 시사한다. 이러한 점에서 거래량과 관련된 선행연구에서는 정보비대칭 수준이 거래량 및 초과거래량에 어떠한 영향을 미치고 있는 지를 실증분석하고 있다(Morse 1981 ; 정혜영 1990 ; Ziebart 1990 ; Ajinkya et al. 1991 ; 최종서 · 신성목 1997).

Ajinkya et al.(1991)은 정보비대칭 수준의 대응변수로, 재무분석가 이익예측치의 분산을 측정하여 재무분석가의 이익예측치 분산과 거래량 간의 관련성을 실증분석하였다. 실증분석결과, 분석대상기업의 재무분석가 이익예측치 분산이 높아질수록 거래량이 증가하는 것으로 나타났다. Ziebart(1990), 정혜영(1990) 그리고 최종서 · 신성목(1997)은 정보비대칭 수준을 재무분석가의 이익예측오차, 재무분석가 이익예측치 분산의 변화, 재무분석가 이익예측치의 수정 그리고 재무분석가의 EPS예측치 분산으로 측정한 후, 기간(window)을 회계이익 공시시점으로 제한하여 정보비대칭 수준과 초과거래량 간의 관련성을 실증분석하였다. 분석결과, 재무분석가의 이익예측오차, 재무분석가 이익예측치 분산의 변화, 재무분석가 이익예측치의 수정 그리고 재무분석가의 EPS예측치 분산은 거래량 및 초과거래량과 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과에 따르면, 거래량과 정보비대칭 수준 간의 관련성은 표본의 기간(window, 회계이익 공시시점으로 기간을 한정된 경우와 기간을 한정하지 않은 경우)과 관계없이 일관되게 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

또한, 최중서·신성목(1997)은 이익공시 시점을 전후하여 기업의 정보환경이 거래량에 미치는 영향을 분석하였다. 구체적으로 최중서·신성목(1997)은 기업 정보환경의 차이를 기업규모로 측정하였다. 분석결과, 기업규모는 거래량과 음(-)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다. 그리고 정혜영(1990)은 기업의 정보환경을 기업연령(age)으로 측정하여 기업의 정보환경과 거래량 간의 관련성을 분석하였지만, 그 결과는 최중서·신성목(1997)과 일관되게 정보환경(기업연령)이 우수할(높을)수록 거래량은 감소하는 것으로 나타났다. 특히, Kim and Verrecchia(1994)는 비이익 공시기간(non-announcement periods)보다 이익 공시시점(announcement periods)에 정보비대칭 수준이 더 높을 수 있다고 설명하고 있다. 이러한 점에서 정혜영(1990)과 최중서·신성목(1997)의 연구결과는 기업의 정보환경이 우수한 기업일수록 이익 공시시점에 나타날 수 있는 정보비대칭을 감소시키는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

한편, Francis et al.(2004)과 Bhattacharya et al.(2012)은 회계이익의 질(발생액의 질)이 낮을 경우, 정보위험은 높아진다고 설명하고 있다. 특히, Bhattacharya et al.(2012)은 회계이익의 질은 정보비대칭에 영향을 미친다고 설명하고 있다. 그리고 조중석·조문희(2010)는 회계이익의 질(발생액 변동)이 낮은 기업일수록 정보비대칭 수준(연간 일별 주식수익율의 표준편차와 연간 주식거래회전율)이 증가한다는 실증분석결과를 제시하고 있다. 이러한 점에서 손성규 외(2009)는 Dechow and Dichev(2002)와 Francis et al.(2005)의 방법론으로 측정한 발생액의 질을 회계정보의 질에 대한 대용변수로 사용하여, 회계정보의 질이 초과거래량에 미치는 영향을 실증분석하였다. 구체적으로 손성규 외(2009)는 기간(window)을 이익 공시시점(-1일과 0일, -1일과 +5일)으로 한정하여, 발생액의 질과 비기대이익 간의 교호작용변수가 초과거래량과 어떠한 관련성을 가지는지를 분석하였다. 분석결과, 이익 공시시점의 비기대이익은 초과거래량과 양(+)의 관련성을 가지지만, 발생액의 질이 낮아질수록 비기대이익과 초과거래량 간의 양(+)의 관련성을 더욱 증가되는 것으로 나타났다. 이러한 결과를 기초로, 손성규 외(2009)는 발생액의 질이 낮은 기업일수록 개별 투자자들의 회계정보 해석에 대한 이질성이 증가되므로, 발생액의 질이 낮은 기업일수록 거래량이 증가된다고 해석하고 있다.¹⁾

2. 회사채 신용등급에 영향을 미치는 요인 및 가설의 설정

회사채 신용등급은 채무자(기업)가(이) 정해진 기일 내에 원리금(principal and interest)을 채권자(회사채 투자자)에게 상환(repayment)할 수 있는지를 평가하는 지침으로, 채무자(기업)의 원리금 상환 능력이 높아질수록 회사채 신용등급은 높아지는 것으로 나타나고 있다(Foster 1986).

1) 이외에도 거래량과 관련된 선행연구에서는 이익 공시시점의 비기대이익이 크고, 자율공시 수준 및 공시 수준이 높을수록 거래량이 증가하는 것으로 보고하고 있다(Beaver 1968 ; Bamber 1987 ; Diamond and Verrecchia 1991 ; Kim and Verrecchia 1994 ; Bamber and Cheon 1995).

이러한 점에서 신용평가 기관들이 발표하는 개별기업의 회사채 신용등급은 해당 기업의 재무비율과 체계적인 관련성을 가진다고 Foster(1986)는 설명하고 있다. 하지만, Foster(1986)는 개별기업의 재무비율에 의해 회사채 신용등급이 기계적으로 산출되지 않는다고 설명하고 있다. 즉, Foster(1986)는 채권자 보호사항, 담보 그리고 경영자의 자질과 같은 재무비율 이외의 요소들에 의해서도 회사채 신용등급이 영향을 받는다고 설명하고 있다. 따라서 회사채 신용등급과 관련된 연구에서는 어떠한 기업특성변수들(수익성, 경영자의 기회주의적 이익조정, 회계이익의 질, 기업지배구조, 공시(disclosure), 감사품질)이 회사채 신용등급에 체계적인 영향을 미치고 있는지를 실증분석하고 있다.

Ahmed et al.(2002)은 Beaver and Ryan(2000)과 Givoly and Hyan(2000)의 방법론으로 측정한 보수주의 측정치(Market-Value-Based Measure of Conservatism, Accrual-Based Measure of Conservatism)와 신용등급 간의 관련성을 실증분석하였다. 실증분석결과, 보수주의 측정치와 신용등급 간에는 음(-)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 그리고 Jiang(2008)은 이익 기준점(earnings benchmark(적자(loss)회피, 이익감소, 재무분석가 예측치)을 능가(beating)하는 기업일수록 신용등급이 높아진다는 실증분석결과를 보고하고 있다. 이들의 결과에 따르면, 기업의 수익성은 회사채 신용등급에 체계적인 영향을 미치는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

기업특성요인 중 경영자의 기회주의적 이익조정이 회사채 신용등급에 미치는 영향을 분석한 연구는 김문태 외(2006), 박종일 외(2012) 그리고 박종일 외(2014)의 연구가 있다. 이들은 경영자의 이익조정을 재량발생(Dechow et al.(1995), Yoon and Miller(2002) 및 Kothari et al.(2005)의 방법론으로 측정), 실제활동이익조정(Roychowdhury et al.(2006)의 방법론에 따라 측정) 그리고 회계이익과 과세소득 간의 차이로 측정하여 경영자의 이익조정이 회사채 신용등급에 어떠한 영향을 미치는지를 분석하였다. 분석결과에 따르면, 각각의 이익조정 측정치들의 값이 커질수록 회사채 신용등급이 낮아지는 것으로 나타났다. 이는 회사채 신용등급에 경영자의 기회주의적인 이익조정이 부정적인 요소로 작용하고 있는 것으로 해석할 수 있다.

한편, 김영철·고종권(2011)과 박종일 외(2014)는 경영자의 이익조정이 커질수록 회계이익의 질이 낮아진다고 보고하고 있다. 따라서 회계이익의 질과 회사채 신용등급 간의 관련성을 분석한 연구에서는 회계이익의 질을 발생액의 질과 이익유연화 지수로 측정하여 발생액의 질 및 이익유연화 지수와 신용등급 간의 관련성을 실증분석하고 있다. Ashbaugh-Skaife et al.(2006)은 발생액의 질과 회사채 신용등급 간의 관련성을 분석하였는데 실증분석결과에 따르면, 발생액의 질이 높은 기업일수록 회사채 신용등급이 높아지는 것으로 나타났다. 특히, 나인철·김종현(2009)은 높은 발생액의 질은 이익의 정보효과를 증가시키므로, 높은 발생액의 질은 회계이익과 회사채 신용등급 간의 양(+)의 관련성을 더욱 증가시킨다고 보고하고 있다. 그리고 박종일·박찬웅(2012)은 이익유연화 지수가 높은 기업일수록 높은 회사채 신용등급을 보고한다는 실증분석결과를 제시하고 있어, 높은 회계이익의 질은 회사채 신용등급에 긍정적인 요소로 작용하고

있는 것으로 판단되어 진다.

권수영·기은선(2011)과 Bhattacharya et al.(2012)에 따르면, 회계이익의 질은 정보위험과 관련성을 가진다고 설명하고 있다. 그리고 Bhojraj and Sengupta(2003)는 정보위험의 경우, 기업지배구조와도 관련성을 가진다고 설명하고 있다. 따라서 Bhojraj and Sengupta(2003), Ashbaugh-Skaife et al.(2006) 그리고 신재용 외(2012)는 기업지배구조와 회사채 신용등급 간에는 체계적인 관련성을 가진다는 실증결과를 제시하고 있다. Bhojraj and Sengupta(2003)는 기관투자자 지분율과 사외이사비율을 기업지배구조에 대한 대용변수로 측정하여 기업지배구조가 회사채 신용등급(Moody's bond ratings)에 어떠한 영향을 미치는 지를 분석하였다. 분석결과, 기관투자자의 지분율과 사외이사비율이 높은 기업일수록 높은 회사채 신용등급을 보고하는 것으로 나타났다.

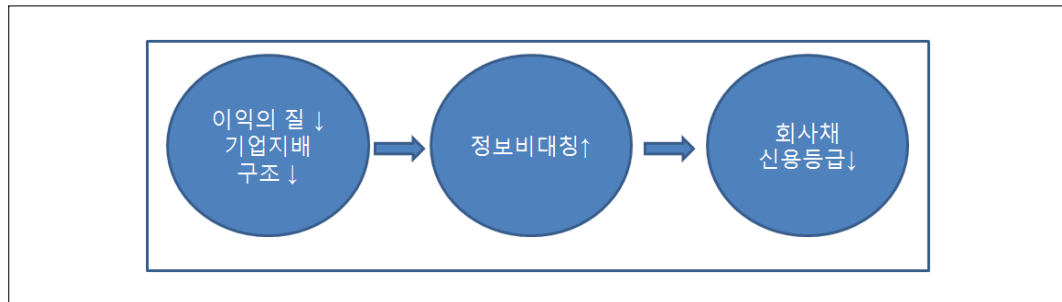
Ashbaugh-Skaife et al.(2006)은 대주주지분율(blockholder) 및 최고경영자의 영향력(CEO power)과 신용등급 간의 관련성을 분석하였다. 분석결과, 대주주지분율이 높고 경영자의 영향력인 큰 기업일수록 신용등급이 낮은 것으로 보고하였다. 신재용 외(2012)는 기업지배구조 대용변수로 한국기업지배구조원에서 제공하는 기업지배구조 평가점수를 이용하여 기업지배구조와 회사채 신용등급 간의 관련성을 분석하였다. 분석결과, 기업지배구조 평가(주주 권리보호, 이사회 특성, 공시, 감사기구 특성 및 경영과실 배분)점수가 높은 기업일수록 회사채 신용등급이 유의하게 높은 것으로 나타났다. 이는 우수한 기업지배구조일수록 낮은 채무불이행 위험을 가지는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

경영자의 이익조정이 높고, 회계이익의 질이 낮으며, 기업지배구조가 우수하지 못할 경우 기업과 투자자 간의 정보비대칭 수준은 증가하는 것으로 나타나고 있다(안윤영 외 2005, 2006 ; 임태균·정석우 2006 ; 정석우·임태균 2005 ; 조중석·조문희 2009 ; 이세용·노باط은 2011 ; Bhattacharya et al. 2012).²⁾ 이는 정보비대칭 수준이 높은 기업일수록 낮은 신용등급을 보고할 유인이 높음을 시사한다. 이러한 점에서 나인철·김종현(2009), 박종일·박찬웅(2012) 그리고 신재용 외(2012)는 일관되게 정보비대칭 수준(연간 일별 주가수익률의 표준편차)이 높아질수록 회사채 신용등급이 낮아진다는 실증분석결과를 제시하고 있다.

2) 임태균·정석우(2006), 조중석·조문희(2009) 그리고 이세용·노باط은(2011)은 경영자의 기회주의적 이익조정(재량발생, 실제활동이익조정)이 커질수록 정보비대칭 수준(재무분석가의 이익예측오차)은 높아진다고 보고하고 있으며, 정석우·임태균(2005)과 Bhattacharya et al.(2012)은 회계이익의 질(회계이익의 지속성, 초과이익의 지속성 및 발생액의 질) 높아질수록 정보비대칭 수준은 낮아진다고 보고하고 있다. 그리고 안윤영 외(2005)는 외국인투자자(기업지배구조의 대용변수)의 경우, 정보비대칭 수준이 낮은 기업을 선호하는 것으로 보고하고 있다. 또한, 안윤영 외(2005)는 외국인지분율이 높아질수록 재무분석가의 수는 증가하며, 재무분석가의 이익예측오차와 재량발생은 낮아진다고 보고하고 있다. 재무분석가의 수가 증가한다는 것은 기업에 관한 정보가 시장에 많이 제공되어 기업과 투자자 간의 정보비대칭이 완화될 수 있음을 의미할 수 있다(Bhushan 1989). 이러한 점에서 외국인지분율이 높아질수록 재무분석가의 수가 증가한다는 안윤영 외(2005)의 연구는 기업의 지배구조가 개선될수록 정보비대칭 수준이 감소될 수 있음을 시사한다.

특히, 회사채 신용등급에 영향을 미치는 정보비대칭 수준의 경우 아래 <그림 1>과 같이 회계이익의 질이 낮고 기업지배구조가 우수하지 못할수록 높아지는 것으로 나타나고 있다. 이러한 점에서 기업의 내부정보의 부재로 인하여, 투자자들이 기업의 내재가치에 대한 정확한 평가가 어려울 경우 회사채 신용등급은 낮아지는 것으로 판단되어 진다.

<그림 1> 회사채 신용등급에 영향을 미치는 요인



Beaver(1968)와 Ziebart(1990)는 연간 일별 주가수익률의 표준편차와 같은 가격변화는 시장 전체의 기대치에 대한 변화를 반영하고 있으며, 거래량변화는 개별투자자들(individual investors)의 기대치 변화를 반영하고 있다고 설명하고 있다. 그러므로 Beaver(1968)는 거래량변화와 가격변화는 서로 다른 방향으로 발생할 수 있다고 보고하고 있다. 하지만, 국내의 회사채 신용등급과 관련된 선행연구에서는 연간 일별 주가수익률의 표준편차를 이용하여 시장 전체의 기대치 변화가 회사채 신용등급에 미치는 영향만을 분석하고 있는 실정이다.

한편, 거래량과 관련된 선행연구에서는 기업의 정보환경이 우수하지 못하고, 기업의 내재가치에 대한 투자자들 간의 상이한(이질적) 믿음이 있을 경우 거래량은 증가한다고 보고하고 있다. 이는 높은 주식거래량은 회사채 신용등급에 부정적인 요인으로 작용할 수 있음을 시사할 수 있다. 즉, 이는 개별투자자의 기대치 변화가 커질수록 회사채 신용등급 산정에 부정적인 요인으로 작용할 것으로 판단되어 진다. 따라서 거래량이 증가할수록 회사채 신용등급은 낮아질 것으로 기대된다. 이러한 기대에 근거하여 본 연구의 가설1을 다음과 같이 설정하였다.

가설1 : 거래량이 증가할수록 회사채 신용등급은 낮아질 것이다.

Francis et al.(2004)과 Bhattacharya et al.(2012)은 회계이익의 질이 높아질수록 정보위험은 감소한다고 보고하고 있다. 손성규 외(2009)는 발생액의 질이 비기대이익과 거래량 간의 관련성에 어떠한 영향을 미치는 지를 분석하였다. 구체적으로 손성규 외(2009)는 비기대이익과 거래량 간의 관련성에 발생액의 질이 추가적으로 어떠한 영향을 미치는 지를 분석하였다. 분석결과, 발생액의 질이 높아질수록 비기대이익과 거래량 간의 양(+)의 관련성을 감소시키는 것으로 나타났

다. 이러한 결과를 근거로, 손성규 외(2009)는 발생액의 질이 높은 기업일수록 투자자의 이질성을 완화시킨다고 해석하고 있다.

회계이익의 질(발생액의 질)이 정보위험을 감소시켜 개별 투자자 간의 상이한 믿음을 완화시키는 유인으로 작용할 경우, 회계이익의 질은 거래량과 회사채 신용등급 간의 음(-)의 관련성을 감소시킬 것으로 기대된다. 이러한 기대에 근거하여 본 연구의 가설 2를 다음과 같이 설정하였다.

가설2 : 회계이익의 질이 높아질수록 거래량과 회사채 신용등급 간의 (-)의 관련성은 감소할 것이다.

Ⅲ. 연구방법론

1. 연구모형

본 연구의 가설 1과 가설 2를 검증하기 위하여 다음의 식(1) 및 식(2)와 같이 모형을 설정하였다.

$$\begin{aligned} CRA_{i,t+1} = & \beta_1 TV_{i,t} + \beta_2 SMO_{i,t} + \beta_3 BIG_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 GRW_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} \\ & + \beta_7 LEV_{i,t} + \beta_8 FOR_{i,t} + \beta_9 OUT_{i,t} + \beta_{10} VOL_{i,t} + \beta_{11} YD_{i,t} \\ & + \beta_{12} IND_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad \text{식(1)}$$

$$\begin{aligned} CRA_{i,t} = & \beta_1 TV_{i,t} + \beta_2 SMO(AQ)_{i,t} + \beta_3 SMO(AQ) \times TV_{i,t} + \beta_4 BIG_{i,t} \\ & + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 GRW_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 LEV_{i,t} + \beta_9 FOR_{i,t} \\ & + \beta_{10} OUT_{i,t} + \beta_{11} VOL_{i,t} + \beta_{12} YD_{i,t} + \beta_{13} IND_{i,t} + \epsilon_{i,t} \end{aligned} \quad \text{식(2)}$$

- CRA : 회사채 신용등급
(신용등급 순위(ranking)에 따라 점수부여, 자세한 사항은 <표 3>참조)
- TV : 거래량
- TV₁ : 거래량1(일별 평균 거래량)
- TV₂ : 거래량2(일별 평균 초과거래량)
(개별기업의 일별 거래량과 일별 시장 전체 거래량 간의 차이로 측정)
- TV₃ : 거래량3
(시장모형으로 측정한 일별 평균 초과거래량, 자세한 사항은 ‘3.2 거래량 및 초과거래량 측정’참조)

SMO	: 이익유연화 지수 ³⁾
AQ	: 발생액의 질 ⁴⁾
BIG	: 감사인규모(대형회계법인(삼일, 안진, 한영, 삼정)이면 1, 아니면 0)
SIZE	: 기업규모($\ln(t$ 기 자산총액))
GRW	: 매출액성장률($(t$ 기 매출액 - $t-1$ 기 매출액)/ t 기 매출액)
ROA	: 총자산이익률(당기순이익/ t 기 자산총액)
LEV	: 부채비율(t 기 부채총액/ t 기 자산총액)
FOR	: 외국인지분율(t 기 연평균 보통주 외국인지분율)
OUT	: 초과사외이사비율 (사외이사 수 - ((등기이사 수 × 법정 최저사외이사 비율*)/사외이사 수)) * 법정 최저사외이사 비율 = 자산규모가 2조 미만(이상)이면, 등기이사의 25%(50)%
VOL	: 연간 일별 주식수익률의 표준편차
YD	: 연도더미
IND	: 산업더미

식(1)의 β_1 은 가설 1을 검증하기 위한 회귀계수이며, 가설 1과 일관된 결과를 제시하기 위해 서는 β_1 의 부호는 유의한 음(-)의 값을 제시하여야 한다. β_1 이 유의한 음(-)의 부호를 제시할 경우, 거래량이 증가할수록 회사채 신용등급은 낮아지는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

식(2)의 β_3 은 가설 2를 검증하기 위한 회귀계수이다. 한편, Neter et al.(1990)은 $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_1 \times X_2 + \epsilon_{i,t}$ 의 모형에서 ' X_2 (회계이익의 질)'가 상수(constant)라고 가정 할 경우, ' X_1 (거래량)'의 회귀계수는 ' $\beta_1 + \beta_3 X_2$ '이라고 설명하고 있다. 하지만, 본 연구에서는

3) 양동훈 외(2007)와 김영철 · 고종권(2011)은 이익유연화 정도를 '과거 5년 간의 법인세차감전순이익(법인세차감전순이익/영업활동으로 인한 현금흐름) 표준편차'로 측정하고 있다. 하지만, '과거 5년 간의 법인세차감전순이익 표준편차'의 값이 커질수록 이익유연화 정도는 낮아지게 된다. 따라서 본 연구에서는 이러한 해석상의 문제를 해결하기 위하여 '과거 5년 간의 법인세차감전순이익(법인세차감전순이익/영업활동으로 인한 현금흐름) 표준편차'에 '(-1)'을 곱하여 이익유연화 지수(SMO)를 측정하였다. 이럴 경우, '(-1) × 과거 5년 간의 법인세차감전순이익(법인세차감전순이익/영업활동으로 인한 현금흐름) 표준편차' 값이 커질수록 이익유연화 정도는 높아지는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

4) 발생액의 질(AQ)은 Francis et al.(2005)의 연구모형(아래 식)에 근거하여 측정하였다. 손성규 외(2009)는 아래 식의 잔차($\epsilon_{i,t}$)에 절대값을 취하여 발생액의 질을 측정하고 있다. 하지만, 본 연구에서는 해석의 일관성을 위하여 잔차($\epsilon_{i,t}$)에 절대값을 취한 후 '(-1)'을 곱하여 발생액의 질(AQ)을 측정하였다. 따라서 '잔차의 절대값($|\epsilon_{i,t}|$) × (-1)'의 값이 커질수록 발생액의 질은 높아지는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

$$TCA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 CFO_{i,t-1} + \beta_2 CFO_{i,t} + \beta_3 CFO_{i,t+1} + \beta_4 \Delta REV_{i,t} + \beta_5 PPE_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

TCA	: ((Δ 유동자산 - Δ 현금) - (Δ 유동부채 - Δ 유동성장기부채))/평균자산총액
CFO	: 영업현금흐름/평균자산총액
REV	: 매출액/평균자산총액
PPE	: (유형자산총액 - (토지 + 건설중인자산))/평균자산총액

해석상의 편의를 위하여 회계이익의 질을 음수(-)로 측정하였으므로, β_3 의 부호는 유의한 음(-)의 값을 제시하여야 한다. β_3 이 유의한 음(-)의 부호를 제시할 경우, 회계이익의 질이 높아 질수록 거래량과 회사채 신용등급 간의 음(-)의 관련성은 감소하는 것으로 해석할 수 있다.

본 연구에서는 회사채 신용등급에 영향을 미칠 수 있는 요인을 통제하기 위하여 다음의 변수를 모형에 포함하였다. 박종일·박찬웅(2012)과 Ashbaugh-Skaife et al.(2006)은 회계이익의 질이 높은 기업일수록 회사채 신용등급이 높아진다고 보고하고 있다. 따라서 본 연구에서는 회계이익의 질을 이익유연화 지수(SMO)로 측정하여 모형에 포함하였다. 이익유연화 지수(SMO)는 양동훈 외(2007)와 김영철·고종권(2011)의 방법론에 따라 측정하였으며, 이익유연화 지수(SMO)의 기대부호는 양(+)의 값을 나타낼 것으로 기대된다. 박종일·박찬웅(2012)은 감사인규모는 회사채 신용등급과 양(+)의 관련성을 가진다고 보고하고 있다. 하지만, 박종일 외(2013)는 감사인규모와 회사채 신용등급 간에는 유의한 관련성이 없는 것으로 보고하고 있다. 이러한 점에서 본 연구에서는 감사품질이 회사채 신용등급에 미치는 영향을 통제하기 위하여 감사인규모(BIG)를 모형에 포함하였지만, 기대부호는 예측하지 않는다.

김문태 외(2006), 박종일·박경호(2011) 및 박종일 외(2011)는 기업의 규모가 커질수록 재무성과의 안정성이 높아지기 때문에, 기업규모는 회사채 신용등급과 양(+)의 관련성을 가진다고 보고하고 있다. 따라서 본 연구에서는 기업규모(SIZE)를 모형에 포함하여 기업규모가 회사채 신용등급에 미치는 영향을 통제하였다. 매출액성장률(GRW)은 기업의 성장성이 회사채 신용등급에 미치는 영향을 통제하기 위하여 포함하였다. 박종일·박경호(2011)와 전규안·박종일(2014)는 매출액성장률과 회사채 신용등급 간에는 양(+)의 관련성이 있다고 보고하고 있지만, 박종일 외(2012)는 매출액성장률과 회사채 신용등급 간에 음(-)의 관련성이 있다는 실증결과를 제시하고 있다. 따라서 본 연구에서는 매출액성장률(GRW)의 기대부호는 예측하지 않는다.

김문태 외(2006), 박종일·박경호(2011), 전홍민·차승민(2013) 및 박종일 외(2012)는 수익성이 높은 기업일수록 회사채 신용등급이 높다고 보고하고 있다. 따라서 본 연구에서는 수익성을 총자산이익률(ROA)로 측정하여, 수익성이 회사채 신용등급에 미치는 영향을 통제하였다. 그리고 총자산이익률(ROA)은 양(+)의 값을 나타낼 것으로 기대된다.

박종일·윤소라(2014)는 부채비율이 높은 기업일수록 재무위험은 높아지므로, 부채비율과 부채조달비용 간에는 양(+)의 관련성을 가진다고 보고하고 있다. 이러한 점에서 나인철·김종현(2009)과 신재용 외(2012)는 부채비율이 높은 기업일수록 회사채 신용등급은 낮아진다고 보고하고 있다. 따라서 본 연구는 재무위험이 회사채 신용등급에 미치는 영향을 통제하기 위하여 부채비율(LEV)을 모형에 포함하였고, 부채비율(LEV)의 기대부호는 음(-)의 부호를 가질 것으로 기대된다. 본 연구에서는 기업지배구조와 이사회들의 특성이 회사채 신용등급에 미치는 영향을 통제하기 위하여 외국인지분율(FOR)과 초과사외이사비율(OUT)을 모형에 포함하였다(김문태 외 2006 ; 김문태·김영환 2007 ; 신재용 외 2012 ; 박종일·윤소라 2013 ; 박종일 외 2013). 안윤영

외(2005)는 외국인투자자의 경우 정보비대칭 수준이 낮은 기업을 선호한다고 보고하고 있으며, 정형모 외(2013)는 사외이사비율이 높아질수록 기업의 감시활동이 높아져, 경영자의 상향이익 조정이 감소한다고 보고하고 있다. 이러한 점에서 김문태·김영환(2007)은 외국인지분율과 사외이사비율은 신용등급과 각각 양(+)의 관련성을 가진다고 보고하고 있다.

하지만, 우리나라의 상법 제542조의8 제1항에서는 상장기업의 경우, 자산(기업)규모를 고려하여 사외이사를 선임하도록 규정하고 있다. 따라서 본 연구에서는 정현욱 외(2014)의 연구방법론을 기초로 사외이사비율을 초과사외이사비율(OUT)로 측정하였다. 그리고 외국인지분율(FOR)과 초과사외이사비율(OUT)은 회사채 신용등급과 각각 양(+)의 관련성을 가질 것으로 기대된다.

신재용 외(2012)는 정보비대칭 수준을 연간 일별 주식수익률의 표준편차로 측정하여 정보비대칭 수준이 회사채 신용등급에 미치는 영향을 통제하고 있다. 하지만, 미시경제학이론(microeconomics theory)에서는 거래량은 주가를 변형시킨다고 설명하고 있다(Mas-colell et al. 1995). 이러한 맥락에서 거래량과 연간 일별 주식수익률 표준편차(VOL)가 한 모형에 포함할 경우, 다중공선성 문제가 유발될 수 있다. 하지만, 분산팽창계수(VIF, Variance Inflation Factor)의 값이 10보다 낮은 1.62로 나타나 본 연구에서는 연간 일별 주식수익률 표준편차(VOL)를 통제변수로 포함하였다. 연간 일별 주식수익률 표준편차(VOL)는 회사채 신용등급과 음(-)의 관련성을 가질 것으로 기대된다. 그리고 연도더미(YD)와 산업더미(IND)는 연도효과와 산업효과를 통제하기 위하여 모형에 포함하였다.

2. 거래량 및 초과거래량 측정

본 연구에서는 Morse(1981), Beaver(1968), Bamber(1987), Ziebart(1990), 손성규·전영순(2000) 및 손성규 외(2009)의 방법론에 근거하여 아래 식(3), 식(4) 그리고 식(5)와 같이 거래량 및 초과거래량을 측정하였다. 먼저, 아래 식(3)의 거래량1(이하 ‘TV1’이라 칭함)은 개별기업의 일별 평균 거래량이다.

$$TV1_{i,NF} = \left[\sum_{t=1}^n V_{it} \right] \times \frac{1}{T_{NF}} \quad \text{식(3)}$$

TV1 : 거래량1(일별 평균 거래량)

(기간 : 각 년도 1월 1일부터 12월 31일까지)

V_{it} : i 기업의 거래일 t일 거래량/i 기업의 거래일 t일 상장주식수

TNF : 거래량이 존재하는 일수(기간 : 각 년도 1월 1일부터 12월 31일까지)

위 식(3)의 TV1은 개별기업의 일별 평균 거래량을 나타내므로, 개별기업의 주식거래량이 비정상적(초과거래량)인 지를 나타내지 못하는 한계점이 있다. 이러한 점에서 본 연구에서는 개별기업의 주식거래량이 비정상적인 지를 측정하기 위하여 개별기업의 초과거래량을 아래 식(4) 및 식(5)와 같이 측정하였다.

$$TV2 = \left[\sum_{t=1}^n (V_{it} - V_{mt}) \right] \times \frac{1}{T_{NF}} \quad \text{식(4)}$$

$$TV3 = \left[\sum_{t=1}^n \epsilon_{it} \right] \times \frac{1}{T_{NF}} \quad \text{식(5)}$$

TV2 : 거래량2(일별 평균 초과거래량)

(기간 : 각 년도 1월 1일부터 12월 31일까지)

TV3 : 거래량3(시장모형으로 측정한 일별 평균 초과거래량)

(기간 : 각 년도 1월 1일부터 12월 31일까지)

V_{mt} : 거래일 t일의 시장 전체 거래량/거래일 t일의 시장 전체 상장주식수

ϵ_{it} : $V_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i V_{mt})$

개별기업의 실제 거래량과 개별기업의 예측 거래량(시장모형*으로 추정) 간의 차이

* 시장모형($V_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i V_{mt} + \epsilon_{it}$)

그 외 변수의 설명은 식(2) 참조.

초과거래량을 나타내는 거래량2(이하 ‘TV2’라 칭함)는 개별기업의 주식거래량비율과 시장 전체 주식거래비율 간의 차이의 합을 주식거래량이 존재하는 일(day, 1월 1일부터 12월 31일까지) 수로 나누어 측정하였다. 거래량3(이하 ‘TV3’이라 칭함)은 시장모형($V_{it} = \hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_i V_{mt} + \epsilon_{it}$)을 이용하여 산업별로 회귀분석한 후 개별기업의 실제거래량과 개별기업의 예측거래량 간의 차이(ϵ_{it})를 모두 합하여, 주식거래량이 존재하는 일수로 나누어 측정하였다. 따라서 개별기업의 TV2와 TV3의 값이 양수(+)일 경우, 개별기업은 초과거래량이 발생하였다고 해석할 수 있을 것이다.

3. 표본의 선정

본 연구의 표본은 2000년부터 2011년까지 12년이며, 금융업을 제외한 유가증권시장 상장법인 중 아래의 조건을 만족시키는 기업으로 표본을 선정하였다.

- (1) 한국신용평가정보(주)의 Kis-Value 데이터베이스를 통하여 2001년부터 2012년까지 금융업을 제외한 회사채 신용등급을 추출할 수 있는 기업
- (2) 결산일이 12월 31일이고, 자본이 양(+)인 기업
- (3) 한국신용평가정보(주)의 Kis-Value와 TS-2000 데이터베이스에서 재무제표자료, 외국인 보통주 지분을 그리고 감사법인을 추출할 수 있는 기업
- (4) 금융감독원 전자공시시스템([http : //dart.fss.or.kr/](http://dart.fss.or.kr/))을 통하여 전체등기이사 및 사외이사 자료를 수집 할 수 있는 기업

조건 (1)은 금융업에 속한 기업의 경우, 일반 제조업 및 상품매매기업 등과 비교해 회계처리 절차 등이 크게 차이가 있다. 따라서 본 연구에서는 데이터베이스에서 회사채 신용등급을 추출할 수 있는 기업 중 금융업은 제외하였다. 조건 (2)는 표본의 동질성을 확보하기 위한 것이다. 구체적으로 본 연구에서는 조건 (2)에 근거하여 12월 결산법인이 아닌 기업과 자본이 음(-)인 기업은 제외하였다. 조건 (3)과 조건 (4)는 실증분석을 수행하기 위하여 데이터베이스에서 자료를 수집할 수 있는 기업으로 표본을 한정하기 위함이다. 아래 <표 1>은 위 조건에 따라 표본 선전과정을 나타낸 것이고, <표 2>는 한국신용평가정보(주)의 Kis-Value 데이터베이스 산업분류(대분류)에 따라 최종표본에 대한 산업-연도별 분포를 나타낸 것이다.

먼저 <표 1>을 살펴보면, 금융업을 제외한 유가증권시장 상장법인 중 회사채 신용등급을 수집할 수 있는 기업의 수는 2,065개(기업-년)로 나타났다. 하지만, 579개(기업-년) 기업이 조건 (2), 조건(3) 그리고 조건(4)에 해당되지 않는 것으로 나타나, 본 연구의 최종표본은 1,486개(기업-년)로 나타났다.

한편, 본 연구에서는 극단치의 영향을 통제하기 위하여 각 변수들의 상·하 1%에 해당되는 값으로 모든 변수들을 winsorization하였다. 극단치의 영향을 통제하기 위하여 각 변수들의 상·하 1%를 제거할 경우(truncation), 326개(기업-년)의 기업이 표본에서 제거(1,486개(기업-년) 기업 기준)되어 본 연구의 결과를 일반화하는데 많은 제약이 따를 것으로 판단되어 진다. 따라서 본 연구에서는 극단치의 영향을 통제하는 방법으로 winsorization을 사용하였다.

<표 1> 표본 선정과정

표본 선정과정	표본 수
조건 (1)에 해당되는 기업	2,065개
조건 (2), 조건 (3) 그리고 조건 (4)에 해당되지 않는 기업	579개
최 종 표 본	1,486개

<표 2>를 살펴보면, 최종표본 1,486개(기업-년) 중 제조업은 824개(기업-년), 전문, 과학 및 기술 서비스업은 174개(기업-년), 건설업은 150개(기업-년), 도매 및 소매업은 133개(기업-년) 그리고 운수업은 85개(기업-년)로 5개 산업이 전체 표본의 약 91%를 초과하고 있다. <표 2>를 통해 제시된 산업효과의 영향을 통제하기 위해, 본 연구에서는 산업더미를 모형에 포함하였다.

<표 2> 표본기업의 산업-연도별 분포

산업명(대분류)	00	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	합계
건설업	10	7	8	11	11	12	13	17	18	17	15	11	150
광업	1	1	1	1	1								5
농업, 임업 및 어업	1	1											2
도매 및 소매업	11	10	8	13	9	8	10	11	11	13	14	15	133
예술, 스포츠 및 여가관련 서비스업	1	1			1								3
운수업	7	5	5	5	5	8	8	9	8	8	9	8	85
전기, 가스, 증기 및 수도사업	6	6	3	3	4	4	5	4	4	5	5	5	54
전문, 과학 및 기술 서비스업	17	13	14	13	15	16	17	16	14	13	13	13	174
제조업	81	68	53	60	62	58	60	66	69	74	80	93	824
출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	3	2	2	2	4	5	6	6	5	7	7	7	56
합 계	138	114	94	108	112	111	119	129	129	137	143	152	1,486

아래, <표 3>은 연도별 회사채 신용등급 분포를 제시하고 있다. 아래 <표 3>의 연도가 위 <표 2>의 연도와 차이가 나는 이유는 종속변수인 회사채 신용등급(CRA)은 't+1기'로 설정하였기 때문이다. 그리고 본 연구에서는 신재용 외(2012)와 김정은·전성일(2014)의 연구방법론에 근거하여 회사채 신용등급을 구간(ranking)별로 척도(점수)화 하였다. 구체적으로 본 연구에서는 가장 높은 회사채 신용등급(AAA)에는 20점을 부여하였고, 가장 낮은 회사채 신용등급(D)에는 1점을 부여하였다.

최종표본 1,486개(기업-년) 중 회사채 신용등급이 'A-'와 'A'인 기업은 각각 183개(기업-년)와 171개(기업-년)로 나타났고, 'A'와 'A+'인 기업은 각각 169개(기업-년)와 167개(기업-년)로 나타났다. 그리고 회사채 신용등급이 'BBB+'인 기업은 155개(기업-년)로 나타나 5개 등급이 전체 표본의 56%를 초과하는 것으로 나타나고 있다.

〈표 3〉 표본기업의 연도별 신용등급 분포

신용등급	점수	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	12	합계
AAA	20	4	6	6	6	6	5	5	5	5	5	6	6	65
AA+	19	1				1	1	5	5	10	11	14	14	62
AA	18	1	3	5	4	6	8	5	6	8	16	15	13	90
AA-	17	10	8	5	8	10	13	14	13	18	20	23	29	171
A+	16	9	9	12	15	11	8	13	21	16	18	16	19	167
A	15	10	11	8	9	14	15	16	16	19	16	19	16	169
A-	14	18	11	9	14	16	16	21	17	11	13	17	20	183
BBB+	13	13	13	13	16	13	13	11	15	14	14	10	10	155
BBB	12	23	16	15	7	15	16	15	12	7	6	6	5	143
BBB-	11	10	12	7	14	9	12	9	10	7	5	4	5	104
BB+	10	13	7	9	10	5			1	2	4	3	2	56
BB	9	13	7	2	2	2	1	2	3	1	1	3	7	44
BB-	8	7	3			1	1			1	2	2		17
B+	7	2	2			1			2	3	2		2	14
B	6	1	1	2	2	1	1	2	1	2	1	1	1	16
B-	5		1	1				1	1					4
CCC	4									3	3	3	2	11
C	3	3	4		1	1	1		1	2		1	1	15
합 계		138	114	94	108	112	111	119	129	129	137	143	152	1,486

IV. 실증분석결과

1. 주요변수의 기술통계량 및 상관관계 분석

<표 4>는 본 연구의 회귀분석에서 이용되고 있는 각 변수들의 기술통계량을 보여주고 있다. 기술통계량으로는 각 변수들의 평균, 표준편차 그리고 4분위수를 제시하였다. <표 4>를 살펴보면, 회사채 신용등급(CRA)의 평균과 중위수는 14.1514와 14.0000으로 나타났으며, 표준편차는 3.4194로 나타났다. 이는 신재용 외(2012)의 평균(13.385) 및 중위수(14.000)와 유사한 것으로, 본 연구에서는 평균 및 중위수가 비슷한 것으로 보이고 있다.

〈표 4〉 주요변수의 기술통계량

변 수	평 균	표준편차	최소값	1분위수	중위수	3분위수	최대값
CRA	14.1514	3.4069	2.0000	12.0000	14.0000	17.0000	20.0000
TV1	0.0113	0.0158	0.0003	0.0038	0.0069	0.0124	0.1684
TV2	-0.0050	0.0157	-0.0369	-0.0114	-0.0069	-0.0023	0.1345
TV3	-0.0019	0.0148	-0.0404	-0.0078	-0.0030	0.0009	0.1421
SMO	-1.0144	0.9365	-6.0688	-1.3130	-0.7771	-0.3950	-0.0001
AQ	-0.0591	0.0678	-0.9891	-0.0755	-0.0418	-0.0174	-0.0001
BIG	0.7611	0.4266	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000	1.0000
SIZE	27.9530	1.5442	24.1583	26.7617	27.9237	29.0244	31.8337
GRW	0.1537	0.5438	-0.9668	0.0068	0.0896	0.1916	6.5130
ROA	0.0345	0.0774	-0.6275	0.0101	0.0367	0.0695	0.3454
LEV	0.5345	0.1676	0.0627	0.4182	0.5525	0.6484	0.9754
FOR	0.1576	0.1656	0.0000	0.0189	0.0986	0.2523	0.8629
OUT	0.0003	0.1382	-0.5000	-0.0500	0.0000	0.0714	0.3500
VOL	0.0291	0.0104	0.0099	0.0220	0.0267	0.0347	0.0729

1) 변수의 정의 : CRA는 회사채 신용등급(신용등급에 따라 점수부여(1점(최저 등급)부터 20점(최고 등급)까지)), TV1은 거래량1(일별 평균 거래량), TV2는 거래량2(일별 평균 초과거래량), TV3은 거래량3(시장 모형으로 측정한 일별 평균 초과거래량), SMO는 이익유연화 지수, AQ는 발생액의 질, BIG는 감사인규모, SIZE는 기업규모($\ln(t$ 기 자산총액)), GRW는 매출액성장률($(t$ 기 매출액 $- t-1$ 기 매출액)/ t 기 매출액), ROA는 총자산이익률(당기순이익/ t 기 자산총액), LEV는 부채비율(t 기 부채총액/ t 기 자산총액), FOR은 외국인지분율(t 기 연평균 보통주 외국인지분율), OUT는 초과사외이사비율, VOL은 연간 일별 주식수익률 표준편차.

TV1의 평균(중위수)은 0.0113(0.0069)이고, 표준편차는 0.0158로 나타났다. 그리고 TV1의 평균은 중위수보다 다소 높은 것으로 보이고 있다. 초과거래량을 나타내는 TV2와 TV3의 평균(중위수)은 각각 -0.0050(-0.0069)과 -0.0019(-0.0030)로 나타났으며, 표준편차는 0.0157과 0.0148로 나타났다. 특히, TV2와 TV3의 평균 및 중위수가, '0'보다 작은 값을 가지는 것으로 나타나 표본기업들의 절반 이상이 초과거래량이 발생하지 않는 것으로 판단되어 진다.

기타 통제변수들의 기술통계량을 살펴보면, 이익유연화 지수(SMO)의 평균(중위수)은 -1.0144(-0.7771)로 나타나, 평균과 중위수가 다소 차이가 있는 것으로 보이고 있으나 김영철·고종권(2011)의 평균(-0.9933) 및 중위수(-0.7583)와 유사한 것으로 보이고 있다. 발생액의 질 평균(중위수)은 -0.0591(-0.0418)로 나타나 손성규 외(2009)의 평균(0.066) 및 중위수(0.048)와 유사한 것으로 판단된다.

감사인규모(BIG)의 평균(중위수)은 0.7611(1.0000)로 나타나, 박종일·박찬웅(2012)의 평균(0.796) 및 중위수(1.0000)와 비슷한 것으로 판단되어 진다. 따라서 본 연구의 표본기업들의 약 76%는 대형감사법인에게 감사를 받는 것으로 판단되어 진다. 기업규모(SIZE)의 평균(중위수)은 27.9530(27.9237)로 나타났다. 매출액성장률(GRW)의 평균(중위수)은 0.1641(0.0896)로 나타나, 평균이 중위수보다 다소 높은 것으로 보이고 있으나 박종일·박경호(2011)의 평균(0.140) 및 중위수(0.072)와 유사한 것으로 판단되어 진다.

총자산이익률(ROA)의 평균(중위수)은 0.0345(0.0367)로 나타나 평균과 중위수가 유사한 것으로 보이고 있으며, 이는 박종일·박찬웅(2012)의 평균(0.037) 및 중위수(0.041)와 비슷한 것으로 판단되어 진다. 부채비율(LEV)의 평균(중위수)은 0.5345(0.5525)로 나타나 평균과 중위수가 유사한 것으로 보이고 있다.

외국인지분율(FOR)의 평균(중위수)은 0.1576(0.0986)으로 나타나 평균이 중위수보다 다소 높은 것으로 보이고 있으나 박종일·박찬웅(2012)의 평균 및 중위수와 유사한 것으로 판단되어 진다. 구체적으로, 박종일·박찬웅(2012)의 외국인지분율 평균(중위수)은 0.157(0.107)로 보고하고 있다. 초과사외이사비율(OUT)의 평균은 0.0003으로 나타났으며, 중위수는 0.0000으로 나타나, 평균과 중위수가 비슷한 것으로 보이고 있다. 이러한 점에서 본 연구의 표본기업들은 법정사의 이사비율을 충족시키는 것으로 판단되어 진다. 마지막으로 연간 일별 주식수익률 표준편차(VOL)의 평균(중위수)은 0.0291(0.0267)로 나타나 평균과 중위수가 유사한 것으로 보이고 있다.

<표 5>는 실증분석에 사용된 변수들 간의 피어슨(Pearson) 상관관계 분석결과를 제시하고 있다. <표 5>를 살펴보면, 회사채 신용등급(CRA)은 거래량변수들(TV1, TV2 그리고 TV3)과 모두 유의($p < 1\%$)한 음(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타나고 있다. 이는 다른 변수들이 두 변수(회사채 신용등급(CRA)과 거래량(TV))에 미치는 영향을 고려하지 않은 상태이지만, 거래량이 높은 기업일수록 회사채 신용등급이 하락할 것이라는 본 연구의 예측과 일관된 결과를 제시하고 있다.

회사채 신용등급(CRA)과 연구모형에서 사용된 통제변수들 간의 상관관계 결과를 살펴보면, 이익유연화 지수(SMO), 발생액의 질(AQ), 감사인규모(BIG), 기업규모(SIZE), 총자산이익률(ROA), 외국인지분율(FOR) 그리고 초과사외이사비율(OUT)은 회사채 신용등급(CRA)과 유의한 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타나고 있다. 부채비율(LEV)과 연간 일별 주식수익률 표준편차(VOL)는 회사채 신용등급(CRA)과 유의한 음(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났다. 마지막으로, 거래량(TV) 측정치들 간의 상관관계는 모두 유의($p < 1\%$)한 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타나고 있다.

〈표 5〉 주요변수 간의 상관관계

변수	CRA	TV1	TV2	TV3	SMO	AQ	BIG	SIZE	GRW	ROA	LEV	FOR	OUT
TV1	-0.4160***												
TV2	-0.3461***	0.8879***											
TV3	-0.2635***	0.8440***	0.8507***										
SMO	0.0688***	-0.0778***	-0.1068***	-0.0931***									
AQ	0.2143***	-0.1253***	-0.1254***	-0.0982***	0.0828***								
BIG	0.3103***	-0.1998***	-0.0743***	-0.0910***	-0.0482*	0.0948*							
SIZE	0.6068***	-0.2738***	-0.2144***	-0.1525***	-0.0358***	0.1271***	0.3594***						
GRW	-0.0181	0.0621**	0.0856***	0.0703***	0.0779***	-0.0397***	0.0151	-0.0114					
ROA	0.4931***	-0.2915***	-0.2627***	-0.2453***	0.0364***	0.1017***	0.1061***	0.1479***	0.0987***				
LEV	-0.4310***	0.1791***	0.1376***	0.1275***	0.0149***	-0.1142***	-0.0418***	0.0699*	0.0136***	-0.4483***			
FOR	0.5163***	-0.2462***	-0.1767***	-0.1173***	-0.0415***	0.1036***	0.2143***	0.4783***	-0.0334***	0.3083***	-0.2711***		
OUT	0.1050***	-0.0599**	0.0434*	0.0093	-0.0431*	-0.0222	0.1383***	0.1158***	-0.0004	0.0387	0.0353	0.1006***	
VOL	-0.2167***	0.1766***	0.1560***	0.1281***	0.0389***	-0.1291***	-0.1176***	-0.1532***	0.0561**	-0.1485***	0.0890***	-0.1331***	-0.0776***

1) ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서 유의함을 의미함.

2) 변수의 정의는 <표 4>참조.

2. 가설 검증결과

<표 6>은 순서형 로짓 회귀분석(ordered logistic regression)을 사용하여 거래량 및 초과거래량이 회사채 신용등급에 미치는 영향을 분석한 결과이다. 모형 1, 모형 2 그리고 모형 3의 종속변수는 신재용 외(2012)의 방법론에 따라 측정한 회사채 신용등급(CRA)이다. 그리고 모형 1은 거래량을 거래량1(TV1)로 측정하여 분석한 결과이고, 모형 2와 모형 3은 거래량을 거래량2(TV2)와 거래량3(TV3)으로 측정하여 분석한 결과이다.

<표 6>의 결과를 살펴보면, 거래량1(TV1), 거래량2(TV2) 그리고 거래량3(TV3)의 회귀계수는 각각의 모형(모형 1, 모형 2 및 모형 3)에서 모두 유의($p<1\%$)한 음(-)의 부호를 제시하고 있다. 이는 기대부호와 일관된 것으로, 주식거래량이 높은 기업일수록 회사채 신용등급이 하락하고 있음을 제시하고 있다.

기타 통제변수들에 대한 결과를 살펴보면, 이익유연화 지수(SMO)의 회귀계수는 각각의 모형에서 모두 유의($p<1\%$)한 양(+)의 부호를 제시하고 있다. 이는 박종일·박찬웅(2012)의 결과와 일관된 것으로, 이익유연화 정도가 높은 기업일수록 회사채 신용등급이 높아지는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 한편, Francis et al.(2004), 손성규 외(2009), 김영철·고종권(2011) 그리고 백원선(2011)은 회계이익의 질에 대한 대용변수(proxy)로 이익유연화 지수를 사용하고 있다. 이러한 점에서 이익유연화 지수가 높은 기업일수록 회사채 신용등급이 높아진다는 본 연구의 결과는 회계이익의 질이 높은 기업일수록 높은 회사채 신용등급을 유지하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

기업규모(SIZE)와 총자산이익률(ROA)의 회귀계수는 기대부호와 일관되게 각각의 모형에서 모두 유의($p<1\%$)한 양(+)의 부호로 나타났다. 따라서 기업의 규모가 크고, 수익성이 높을수록 회사채 신용등급은 높아지는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 부채비율(LEV)의 회귀계수는 각각의 모형에서 모두 유의($p<1\%$)한 음(-)의 부호를 제시하고 있다. 부채비율이 높아짐에 따라 재무위험이 증가한다고 설명한 박종일·윤소라(2014)의 연구를 고려해 볼 때, 기업의 부채수준이 높아질수록 회사채 신용등급은 낮아지는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

기업지배구조와 이사회에 대한 대용변수인 외국인지분율(FOR)과 초과사외이사비율(OUT)의 회귀계수는 각각의 모형에서 모두 유의한 양(+)의 부호를 제시하고 있다. 이는 기대부호와 일관된 것으로, 외국인지분율이 높고, 사외이사비율이 높은 기업일수록 높은 회사채 신용등급을 유지하는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 하지만, 감사인규모(BIG), 매출액성장률(GRW) 및 연간 일별 주식수익률 표준편차(VOL)의 회귀계수는 각각의 모형에서 모두 통계적 유의성을 보이지 않는 것으로 나타났다.

〈표 6〉 가설 1 검증결과

가설 : 거래량이 높은 기업일수록 회사채 신용등급은 낮아질 것이다.

$$CRA_{i,t+1} = \beta_1 TV_{i,t} + \beta_2 SMO_{i,t} + \beta_3 BIG_{i,t} + \beta_4 SIZE_{i,t} + \beta_5 GRW_{i,t} + \beta_6 ROA_{i,t} + \beta_7 LEV_{i,t} \\ + \beta_8 FOR_{i,t} + \beta_9 OUT_{i,t} + \beta_{10} VOL_{i,t} + \beta_{11} YD_{i,t} + \beta_{12} IND_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

	모형 1		모형 2		모형 3	
	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
TV1	-17.5485	-4.72 ***				
TV2			-17.4760	-4.71 ***		
TV3					-12.8382	-3.47 ***
SMO	0.2014	3.57 ***	0.2016	3.57 ***	0.2093	3.71 ***
BIG	0.1904	1.48	0.1907	1.48	0.2045	1.59
SIZE	1.2746	23.67 ***	1.2747	23.67 ***	1.2844	23.82 ***
GRW	-0.0607	-0.91	-0.0609	-0.92	-0.7483	-1.13
ROA	8.6036	8.84 ***	8.6075	8.85 ***	8.7693	9.01 ***
LEV	-6.9061	-16.51 ***	-6.9074	-16.52 ***	-6.9520	-16.61 ***
FOR	3.5145	8.17 ***	3.5129	8.17 ***	3.5627	8.27 ***
OUT	0.6875	1.69 *	0.6888	1.69 *	0.6705	1.65 *
VOL	-1.9615	-1.29	-1.9632	-1.29	-2.1957	-1.29
YD	Included					
IND	Included					
Model Chi-square	1976.06 ***		1975.96 ***		1964.88 ***	
Pseudo. R ²	0.2891		0.2891		0.2875	

1) ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서 유의함을 의미함.

2) 변수의 정의는 <표 4>참조.

<표 7>은 회계이익의 질이 거래량과 회사채 신용등급 간의 관련성에 미치는 영향을 분석한 결과이다. <표 7>의 결과를 살펴보면, β_3 의 부호는 각각의 모형(모형 1에서부터 모형 6까지)에서 모두 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타나고 있다. 이는 거래량과 회사채 신용등급 간의 음(-)의 관련성을 감소시키는 것으로 해석할 수 있다.

Neter et al.(1990)이 설명한 바와 같이 회계이익의 질(EQ)과 관련하여 거래량이 회사채 신용등급에 미치는 영향은 ' $\beta_1 + \beta_3 EQ$ '이다. 그리고 본 연구의 β_3 은 각각의 모형에서 모두 유의한 음(-)의 값을 나타내고 있다.

〈표 7〉 가설 2 검증결과 : 회계이익의 질과 관련하여 거래량이 회사채 신용등급에 미치는 영향

$$CRA_{i,t} = \beta_1 TV_{i,t} + \beta_2 SMO(AQ)_{i,t} + \beta_3 SMO(AQ) \times TV_{i,t} + \beta_4 BIG_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 GRW_{i,t} + \beta_7 ROA_{i,t} + \beta_8 LEV_{i,t} + \beta_9 FOR_{i,t} + \beta_{10} OUT_{i,t} + \beta_{11} VOL_{i,t} + \beta_{12} YD_{i,t} + \beta_{13} IND_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

	모형 1		모형 2		모형 3		모형 4		모형 5		모형 6	
	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value	Coef.	t-value
TV1	-31.5228	-5.61***					-27.4580	-5.15***				
TV2			-29.5523	-5.31***					-25.8587	-4.83***		
TV3					-20.9369	-3.97***					-20.3538	-3.81***
EQ	SMO	0.3522	4.96***	0.1761	3.10***	0.2043	3.64***					
	AQ						3.5046	3.67***	2.0135	2.50**	2.2573	2.83***
TV1 × SMO	-11.8324	-3.64***										
TV2 × SMO			-10.9226	-3.12***								
TV3 × SMO					-8.0157	-2.26**						
TV1 × AQ							-97.2815	-2.44**				
TV2 × AQ									-85.8112	-2.03**		
TV3 × AQ											-75.5706	-1.80*
BIG	0.1637	1.27	0.1802	1.40	0.1894	1.47	0.1432	1.11	0.1427	1.11	0.1561	1.22
SIZE	1.2860	23.82***	1.2820	23.78***	1.2902	23.89***	1.2633	23.50***	1.2608	23.46***	1.2704	23.59***
GRW	-0.0338	-0.50	-0.0375	-0.56	-0.0605	-0.91	-0.0486	-0.72	-0.0501	-0.74	-0.0565	-0.84
ROA	8.8229	9.06***	8.8389	9.05***	8.8968	9.13***	8.5548	8.71***	8.4878	8.61***	8.5649	8.70***
LEV	-6.9211	-16.59***	-6.8857	-16.51***	-6.9543	-16.62***	-6.8016	-16.35***	-6.7903	-16.29***	-6.8525	-16.43***
FOR	3.5376	8.21***	3.5332	8.21***	3.5782	8.30***	3.4212	7.94***	3.4430	8.00***	3.5098	8.14***
OUT	0.6383	1.57	0.6500	1.60	0.6610	1.63	0.6174	1.52	0.6240	1.53	0.6041	1.49
VOL	-1.9916	-1.33	-2.0011	-1.34	-2.2328	-1.31	-1.9965	-1.32	-2.0264	-1.32	-2.2072	-1.29
YD												
Included												
IND												
Model Chi-square	1988.36***		1985.18***		1969.52***		1976.73***		1974.72***		1962.18***	
Pseudo. R ²	0.2909		0.2905		0.2882		0.2892		0.2889		0.2871	

1) ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서 유의함을 의미함.

2) 변수의 정의는 <표 4>참조.

<표 7>의 모형 1 값을 예를 들어 설명해 보면, 거래량이 회사채 신용등급에 미치는 영향은 $-31.5228 + ((-1) \times EQ)$ 가 된다. 하지만, 본 연구의 회계이익의 질(EQ) 즉, 이익유연화 지수(SMO)와 발생액의 질(AQ)은 해석상의 편의를 위하여 음수로 측정하였다. 이러한 측정으로 인하여, 회계이익의 질이 높아질 경우 거래량이 회사채 신용등급에 미치는 영향은 -31.5228 보다 커지게 된다. 이러한 점에서 회계이익의 질이 높아질수록 거래량이 회사채 신용등급 산정에 미치는 부정적인 영향은 감소하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

기타 통제변수들에 대한 결과를 살펴보면, 기업규모(SIZE), 총자산이익률(ROA) 및 외국인지분율(FOR)의 회귀계수는 각각의 모형에서 모두 유의한 양(+)의 부호로 나타나 <표 6>의 결과와 일관된 것으로 보이고 있다. 하지만, 이사회의 특성을 나타내는 초과사외이사비용(OUT)의 회귀계수는 각각의 모형에서 모두 양(+)의 값을 제시하고 있으나 유의하지 않는 것으로 나타났다.

부채비율(LEV)의 회귀계수는 각각의 모형에서 모두 유의($p < 1\%$)한 음(-)의 부호를 가지는 것으로 나타나 <표 6>와 일관된 결과를 제시하고 있다. 마지막으로 감사인규모(BIG), 매출액성장률(GRW) 및 연간 일별 주식수익률 표준편차(VOL)의 회귀계수도 <표 6>의 결과와 일관되게 각각의 모형에서 모두 통계적 유의성을 보이지 않는 것으로 나타났다.

V. 결 론

본 연구는 거래량이 증가할수록 회사채 신용등급이 낮아지는지와 회계이익의 질이 거래량과 회사채 신용등급 간의 관련성에 어떠한 영향을 미치는지를 실증분석하였다. 구체적으로 본 연구에서는 내재가치에 대한 투자자들 간의 (믿음에 대한) 이질성(heterogeneity) 및 개별투자자들의 기대치 변화를 (초과)거래량으로 측정하여 거래량이 회사채 신용등급 산정에 미치는 영향과 이익유연화 지수 및 발생액의 질이 거래량과 회사채 신용등급 간의 관련성에 미치는 영향을 분석하였다.

Karpoff(1986), 손성규 외(2009) 및 최기홍·윤성민(2012)은 투자대상기업의 내재가치에 대한 투자자들 간의 의견불일치가 있을 경우, 거래량은 증가하지만 투자대상기업의 내재가치에 대하여 투자자들 간 공감대가 형성되면 거래량은 감소한다고 설명하고 있다. 또한, 거래량과 관련된 선행연구에서는 기업의 정보환경이 우수하고 회계이익의 질이 높아질 경우, 거래량은 감소한다고 보고하고 있다.

Foster(1986)에 따르면, 회사채 신용등급은 개별기업의 재무비율에 의해 기계적으로 산출되지 않는다고 설명하고 있다. 따라서 회사채 신용등급과 관련된 연구에서는 경영자의 기회주의적 이익조정, 회계이익의 질, 기업지배구조, 공시(disclosure), 감사품질 및 정보비대칭 수준이 회사채 신용등급에 어떠한 영향을 미치고 있는지를 실증분석하고 있다. 특히, 나인철·김종현(2009),

박종일·박찬웅(2012) 그리고 신재용 외(2012)는 정보비대칭 수준이 높은 기업일수록 회사채 신용등급이 낮아진다는 결과를 보고하고 있으며, Ashbaugh-Skaife et al.(2006), 나인철·김종현(2009) 및 박종일·박찬웅(2012)은 회계이익의 질(발생액의 질, 이익유연화)이 높은 기업일수록 회사채 신용등급은 높아진다고 보고하고 있다.

Beaver(1968)와 Ziebart(1990)는 주가가격의 변화는 시장 전체의 기대치에 대한 변화를 반영하고 있고, 주식거래량의 변화는 개별투자자들의 기대치에 대한 변화를 반영하고 있다고 설명하고 있다. 따라서 Beaver(1968)는 거래량변화와 가격(주식수익률)변화는 서로 다른 방향으로 발생할 수 있다고 보고하고 있다. 하지만, 국내의 회사채 신용등급과 관련된 선행연구에서는 연간 일별 주가수익률의 표준편차를 이용하여 시장 전체의 기대치 변화가 회사채 신용등급에 미치는 영향만을 분석하고 있는 실정이다. 이러한 점에서 본 연구에서는 개별투자자들의 기대치를 (초과)거래량으로 측정하여 거래량이 회사채 신용등급 산정에 미치는 영향을 분석하였다.

회사채 신용등급을 종속변수로 하고 거래량 및 초과거래량을 독립변수로 포함하는 다변량 회귀분석에서 선행연구가 제시한 통제변수의 영향을 반영한 후, 거래량 및 초과거래량의 회귀계수는 유의한 음(-)의 부호를 가지는 것으로 나타났다. 이는 기대부호와 일관된 것으로, 거래량이 증가할수록 회사채 신용등급은 하락하는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 또한 이는 정보비대칭 수준이 높아질 경우 기업내부정보 부재로 기업에 대한 정확한 평가가 어려워져, 결과적으로 회사채 신용등급이 하락하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

회계이익의 질이 거래량과 회사채 신용등급 간의 관련성에 미치는 영향을 분석한 결과, 회계이익의 질이 높아질 경우, 거래량과 회사채 신용등급 간의 음(-)의 관련성은 감소되는 것으로 나타났다. 이는 양질의 회계정보는 거래량이 회사채 신용등급 산정에 미치는 부정적인 영향을 감소시키는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

본 연구는 기업의 내재가치에 대한 투자자의 의견불일치 정도에 따라 회사채 신용등급이 체계적으로 차이가 날 수 있다는 시사점을 제공한다는 점에서 공헌점이 있다고 판단된다. 거래량은 일반 투자자들이 각종 언론매체(신문과 TV)를 통하여 쉽게 접할 수 있는 자료로, 경제학에서는 거래량의 변동은 가격변동을 수반한다고 설명하고 있다. 특히 Beaver(1968)와 Ziebart(1990)에 따르면, 가격변화는 시장 전체의 기대치를 반영하고 거래량 변화는 개별투자자의 기대치를 반영하고 있으므로, 가격변화와 거래량변화는 서로 다른 방향으로 발생할 수 있다고 설명하고 있다. 하지만, 국내의 회사채 신용등급과 관련된 선행연구에서는 연간 일별 주가수익률의 표준편차를 이용하여 시장 전체의 기대치 변화가 회사채 신용등급에 미치는 영향을 분석하고 있지만, 개별투자자의 기대치가 회사채 신용등급에 미치는 영향은 분석하고 있지 않은 실정이다. 따라서 주식거래량이 회사채 신용등급 산정에 체계적으로 영향을 미친다는 본 연구의 결과는 규제기관이 주식시장의 미시적 구조 및 일반 투자자들의 속성을 이해하는데 기여할 것으로 기대된다.

하지만, 국내의 데이터베이스에는 회사채 신용등급을 기업규모가 큰 기업을 위주로 공시하고 있다. 이러한 점에서 본 연구의 결과는 표본의 편의가 있을 수 있다는 한계점이 있다.

참고문헌

- 권수영 · 기은선. 2011. “발생액의 질이 감사시간 및 감사보수에 미치는 영향에 관한 연구”. 회계학연구 제36권 제4호 : 95-137.
- 권수영 · 기은선 · 허진숙. 2012. “감사노력이 계속감사기간과 이익의 질의 관계에 미치는 영향”. 회계학연구 제37권 제4호 : 83-120.
- 김문태 · 위준복 · 전성일. 2006. “회사채 신용등급의 이익조정 통제효과”. 증권학회지, 제35권 제5호 : 45-74.
- 김문태 · 김영환. 2007. “외국인투자자의 소유와 사외이사의 특성이 신용평가에 미치는 영향”. 회계학연구 제32권 제4호 : 29-58.
- 김영철 · 고종권. 2011. “회계이익과 세무이익의 차이와 이익의 질”. 세무학연구 제28권 제4호 : 87-119.
- 김정은 · 전성일. 2014. “손상차손의 인식이 회사채 신용등급에 미치는 영향”. 회계정보연구 제32권 제1호 : 1-26.
- 나인철 · 김중현. 2009. “발생액 품질이 이익의 회사채 신용등급에 대한 정보성에 미치는 영향”. 회계정보연구 제27권 제4호 : 241-273.
- 박종일 · 남혜정 · 최성호. 2011. “Big4 감사인의 감사품질과 기업신용등급 -비상장기업을 대상으로-”. 세무와회계저널 제12권 제3호 : 275-306.
- 박종일 · 박경호. 2011. “초과감사보수가 신용등급에 미치는 영향 : 상장기업과 비상장기업의 비교분석”. 회계 · 세무와 감사연구 제53권 제2호 : 393-432.
- 박종일 · 박경호 · 박찬웅. 2012. “발생액 및 실제 이익조정이 기업신용등급에 미치는 효과 -상장과 비상장기업을 중심으로-”. 세무와회계저널 제13권 제1호 : 275-306.
- 박종일 · 박찬웅. 2012. “이익유연화가 회사채 신용등급을 개선하는가? -유가증권상장과 코스닥상장기업의 실증적 증거-”. 세무와회계저널 제13권 제2호 : 9-47.
- 박종일 · 배성호 · 정석우. 2013. “산업전문감사인과 회사채 신용등급과의 관계”. 회계저널 제22권 제3호 : 31-69.
- 박종일 · 윤소라. 2013. “이익조정 구간과 수단이 기업신용등급 및 부채조달비용에 미치는 효과에 대한 비교분석”. 회계학연구 제38권 제4호 : 209-260.
- 박종일 · 기은선, 권수영. 2014. “회계이익과 과세소득의 차이가 회사채 신용등급에 미치는 효과에 대한 재검토 및 새로운 증거”. 회계학연구 제39권 제3호 : 1-55.
- 박종일 · 윤소라. 2014. “재량적 발생액과 부채조달비용 간의 관계에 대한 실증적 증거”. 회계학연구 제39권 제3호 : 359-410.
- 백원선. 2011. “수익비용대응원칙과 이익의 질”. 회계학연구 제36권 제2호 : 101-127.
- 손성규 · 전영순. 2000. “거래량변동을 통한 경영자 예측정보공시의 정보효과에 관한 연구”. 회계학연구 제25권 제4호 : 27-53.

- 손성규 · 고재민 · 백혜원. 2009. “발생액의 질의 회계정보 유용성”. 회계정보연구 제27권 제2호 : 273-304.
- 신재용 · 서정우 · 박종일. 2012. “기업지배구조가 이익과 신용등급 간의 관련성에 미치는 효과”. 경영학연구 제41권 제6호 : 1309-1345.
- 안윤영 · 신현한 · 장진호. 2005. “외국인투자자와 정보비대칭 간의 관계”. 회계학연구 제30권 제4호 : 109-131.
- 안윤영 · 유영태 · 조영준 · 신현한 · 장진호. 2006. “재무분석가의 특성이 이익예측정확성에 미치는 영향”. 회계학연구 제31권 제4호 : 1-24.
- 양동훈 · 박연희 · 최신재 · 권수천. 2007. “이익유연화가 기업의 부채조달비용에 미치는 영향에 관한 연구”. 회계저널 제16권 제4호 : 57-77.
- 이세용 · 노밝은. 2011. “실제이익조정이 재무분석가의 이익예측에 미치는 영향”. 회계연구 제16권 제2호 : 169-194.
- 임태균 · 정석우. 2006. “이익조정이 재무분석가의 이익예측치에 미치는 영향”. 회계 · 세무와 감사 연구 제44호 : 311-334.
- 전규안 · 박종일. 2014. “비정상 감사시간이 신용등급과 부채조달비용에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제15권 제5호 : 9-55.
- 전홍민 · 차승민. 2013. “기업의 사회적 책임활동이 신용등급에 미치는 영향-한국기업을 중심으로-”. 세무와회계저널 제14권 제6호 : 203-225.
- 정석우 · 임태균. 2005. “회계이익의 지속성이 재무분석가의 이익예측오차와 이익예측정확성에 미치는 영향”. 회계학연구 제30권 제2호 : 209-235.
- 정현욱 · 이현주 · 이강일. 2014. “수익비용대응 수준이 자기자본비용에 미치는 영향”. 회계정보연구 제32권 제2호 : 149-181.
- 정형모 · 송동섭 · 심재우. 2013. “사외이사 특성과 이익조정과의 관련성 연구”. 국제회계연구 제49집 : 531-552.
- 정혜영. 1990. “회계이익 공시시점에서의 주가수익률분산과 거래량변동의 공통성에 관한 연구”. 회계학연구 제10권 제1호 : 133-150.
- 조중석 · 조문희. 2009. “경영자의 기회주의적 재량권이 재무분석가의 이익예측에 미치는 영향”. 회계연구 제14권 제1호 : 147-173.
- 조중석 · 조문희. 2010. “발생액 변동이 정보비대칭, 이익예측과 자본비용에 미치는 영향”. 회계저널 제19권 제3호 : 175-199.
- 최기홍 · 윤성민. 2012. “한국주식시장에서 거래량이 수익률 변동성의 지속성과 비대칭성에 미치는 영향”. 산업경제연구 제25권 제2호 : 1729-1750.
- 최종서 · 신성목. 1997. “연차이익공시에 대한 거래량반응 : 한국증권시장에서의 실증적 증거”. 회계학연구 제22권 제1호 : 1-35.

- Ashbaugh-Skaife, H., D. W. Collins, and R. LaFond. 2006. The effects of corporate governance on firms' credit ratings. *Journal of Accounting and Economics*. 42(1-2) : 203-243.
- Ahmed, A. S., B. K. Billings, R. M. Morton, and M. S. Harris. 2002. The Role of Accounting Conservatism in Mitigating Bondholder-Shareholder Conflicts over Dividend Policy and in Reducing Debt Costs. *The Accounting Review*. 77(4) : 867-890.
- Ajinkya, B. B., R. K. Atiase, and M. J. Gift. 1991. Volume of Trading and the Dispersion in Financial Analysts' Earnings Forecasts. *The Accounting Review*. 66(2) : 389-401.
- Bamber, L. S. 1987. Unexpected Earnings, Firm Size, and Trading Volume around Quarterly Earnings Announcements. *The Accounting Review*. 62(3) : 510-532.
- Bamber, L. S., and Y. S. Cheon. 1995. Differential Price and Volume Reactions to Accounting Earnings Announcements. *The Accounting Review*. 70(3), 417-441.
- Beaver, W. 1968. The Information Content of Annual Earnings Announcements. *Journal of Accounting Research*. 6 : 67-92.
- Beaver, W., and S. Ryan. 2000. Biases and Lags in Book Value and Their Effects on the Ability of the Book-to-Market Ratio to Predict Book Return on Equity. *Journal of Accounting Research*. 38(1) : 127-148.
- Bhattacharya, N., F. Ecker, P. Olsson, and K. Schipper. 2012. Direct and Mediated Associations among Earnings Quality, Information Asymmetry, and the Cost of Equity. *The Accounting Review*. 87(2) : 449-482.
- Bhojraj, S., and P. Sengupta. 2003. Effect of Corporate Governance on Bond Ratings and Yields : The Role of Institutional Investors and Outside Directors. *The Journal of Business*. 76(3) : 455-475.
- Bhushan, R. 1989. Firm Characteristics and Analyst Following. *Journal of Accounting and Economics*. 11(2/3) : 255-274.
- Dechow, P. M., R. G. Sloan, and A. P. Sweeney. 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review*. 70(2) : 193-225.
- Dechow, P. M., and I. Dichev. 2002. The Quality of Accruals and Earnings : The Role of Accrual Estimation Errors. *The Accounting Review*. 77(Supplement) : 35-59.
- Diamond, D., and R. Verrecchia. 1991. Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital. *The Journal of Finance*. 46(4) : 1325-1360.
- Foster, G. 1986. Financial Statement Analysis. New Jersey, Prentice-Hall.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2004. Cost of Equity and Earnings Attributes. *The Accounting Review*. 79(4) : 967-1010.

- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson, and K. Schipper. 2005. The market pricing of accruals quality. *Journal of Accounting and Economics*. 39(2) : 295–327.
- Givoly, D., and C. Hayn. 2000). The changing time-series properties of earnings, cash flows and accruals : Has financial reporting become more conservative? *Journal of Accounting and Economics*. 29(3) : 287–320.
- Jiang, J. 2008. Beating Earnings Benchmarks and the Cost of Debt. *The Accounting Review*. 83 (2) : 377–416.
- Karpoff, J. M. 1986. A Theory of Trading Volume. *The Journal of Finance*, 41(5) : 1069–1087
- Kim, O., and R. Verrecchia. 1994. Market liquidity and volume around earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics*. 17(1–2) : 41–67.
- Kothari, S., A. Leone, and C. Wasley. 2005. Performance matched discretionary accrual measures. *Journal of Accounting and Economics*. 39(1) : 163–197.
- Mas-collé, A., M. D. Whinston, and J. R. Green. 1995. *Microeconomic Theory*. New York, Oxford University Press.
- Morse, D. 1981. Price and Trading Volume Reaction Surrounding Earnings Announcements : A Closer Examination. *Journal of Accounting Research*. 19(2) : 374–383.
- Neter, J., W. Wasserman, and M. Kutner. 1990. *Applied Linear Statistical Models*. Third edition, IRWIN, Boston.
- Roychowdhury, S. 2006. Earnings management through real activities manipulation. *Journal of Accounting and Economics*. 42(3) : 335–370.
- Yoon, S. S., and G. Miller. 2002. Earnings management of seasoned equity offering firms in Korea. *The International Journal of Accounting*. 37(1) : 57–78.
- Ziebart, D. A. 1990. The Association Between Consensus of Beliefs and Trading Activity Surrounding Earnings Announcements. *The Accounting Review*. 65(2) : 477–488.

A Study on the Relation between Trading Volume and Corporate Bond Ratings based on Income Smoothing Level and Accruals Quality

Jung Hyun-Uk*

—〈Abstract〉—

This study investigates whether the trading volume is associated with corporate bond ratings. Prior studies related with the trading volume suggest that the trading volume is positively associated with information asymmetry and is negatively associated with the quality of accruals. In the respect, if the trading volume affects bond ratings as negative factor, we predict that bond ratings have negative association with the trading volume level. Also we expect that earnings quality(income smoothing level and accruals quality) affects relation between trading volume and corporate bond ratings.

The hypothesis is tested by using sample firms listed on the Korean Stock Exchange from the year of 2000 to the year of 2011 inclusively. After controlling for variables related with bond ratings as reported in previous studies, the regression coefficients for the trading volume level show statistically significant negative sign.

Also empirical results indicate that high-earnings quality(income smoothing level and accruals quality) decrease negative relation between trading volume and corporate bond ratings. Empirical results are consistent with our hypothesis. These results indicate that the trading volume level is negatively associated with bond ratings.

The results of this study suggest the following implications. First, the trading volume level is positively associated with information asymmetry. Second, the bond ratings are negatively associated with information asymmetry. Finally, the results may help policy makers understand the trading volume.

〈Key words〉 Trading Volume, Corporate Bond ratings, Earnings Quality(Income Smoothing Level and Accruals Quality)

* Part-time Lecturer, Yeungnam University, biglotos@yu.ac.kr