

상품시장의 경쟁정도와 투자자의 상이한 믿음

정현욱* · 김도연**

<요 약>

본 연구는 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 주식 거래량은 감소할 것이라는 가설을 설정하고 실증분석을 수행하였다. 본 연구의 가설은 상품시장의 경쟁정도가 시장규율의 효과(effect of market discipline)를 가진다는 선행연구에 근거하여 설정하였다.

실증분석에 사용된 투자자의 상이한 믿음은 거래량 및 초과거래량으로 측정하였으며, 상품시장의 경쟁정도는 신일항 외(2014)와 손성규 외(2014)에 근거하여 측정한 허핀달-허쉬만 지수에 '(-1)'을 곱하여 측정하였다. 2001-2011년 기간 동안 3,826개(기업-년) 기업을 대상으로 분석한 결과, 상품시장의 경쟁정도 회귀계수는 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 주식 거래량은 감소하는 것으로, 상품시장의 경쟁정도가 심화될수록 기업에 대한 투자자의 상이한 믿음이 감소하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

한편, 미시경제학이론에서는 거래량 변화는 가격(주식수익률) 변화를 발생시킨다고 설명하고 있다. 이러한 점에서 본 연구는 가격 변화를 연간 일별 추가수익률의 표준편차로 측정하여 상품시장의 경쟁정도와 연간 일별 추가수익률의 표준편차 간의 관련성을 추가분석하였다. 추가분석결과, 상품시장의 경쟁정도와 연간 일별 추가수익률 간에는 유의한 음(-)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 이는 본 연구의 기본(main) 분석결과와 일관된 것으로, 상품시장의 경쟁정도가 투자대상기업에 대한 투자자들 간의 상이한 믿음을 감소시키고 있음을 시사할 수 있다.

거래량과 관련된 선행연구에서는 특정시점으로 기간을 한정하여 개별기업의 특성요인이 투자자의 상이한 믿음에 미치는 영향만을 분석하고 있다. 특히, 산업의 독점도 즉, 상품시장의 경쟁구조가 투자자의 의사결정에 어떠한 영향을 미치고 있는지를 분석한 연구는 없는 실정이다. 이러한 점에서 본 연구의 결과는 진입장벽을 낮추어 산업의 독점도를 낮추려는 정부기관의 정책 담당자에게 중요한 시사점을 제공할 것으로 기대된다.

〈주제어〉 상품시장의 경쟁정도, 투자자의 상이한 믿음, 거래량

* 동아대학교 경영대학 경영학과 조교수, biglotos@dau.ac.kr, 주저자

** 영남대학교 경영학과 박사과정, doyouun@yu.ac.kr, 교신저자

I. 서론

본 연구는 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 주식 거래량은 감소할 것이라는 가설을 실증분석하는데 목적이 있다. 본 연구는 상품시장의 경쟁정도가 시장규율의 효과를 가져 경영자의 이익조정 및 정보비대칭 수준을 감소시키는 유인으로 작용할 경우, 기업의 내재가치에 대한 투자자의 상이한 믿음은 감소할 것으로 기대하여 가설을 설정하고 실증분석을 수행하였다.

상품시장의 경쟁정도가 높(낮)다는 것은 산업 독점도가 낮(높)다는 것을 의미한다. 미시경제학(microeconomics theory)에 따르면, 산업의 독점도가 낮(높)은 기업은 시장에서 정상이윤(초과이윤)을 달성하는 것으로 보고하고 있다(Mas-colell et al. 1995). 이는 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 기업의 수익성이 낮아질 수 있음을 시사할 수 있다.

하지만, Hart(1983)와 손성규·신일항(2014)에 따르면, 상품시장의 경쟁정도는 경영자의 해이(slack)를 감소시키는 시장규율의 효과(market discipline effect)를 가진다고 보고하고 있다. 따라서 상품시장의 경쟁정도와 관련된 일련의 선행연구에서는 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 기업의 효율성(생산성)은 증가하고, 경영자의 기회주의적인 이익조정, 정보비대칭 수준 및 대리인 문제는 감소한다고 보고하고 있다(Nickell 1996 ; Griffith 2001 ; Baggs and Bettignies 2007 ; Ali et al. 2014 ; 유혜영 외 2013 ; 손성규·신일항 2014 ; 신일항 외 2014).

특히, 김성환·손성규(2011)는 상품시장의 경쟁이 심화될수록 회계정보의 질은 증가한다고 보고하고 있다. 그리고 손성규 외(2014)는 상품시장의 경쟁이 높은 기업의 경우, 기업과 관련된 이해관계자들에게 높은 품질의 회계정보를 산출하고 있음을 입증하고자 감사인에게 높은 감사품질(감사보수)을(를) 요구(지불)한다고 보고하고 있다. 이러한 점에서 Ali et al.(2014)은 상품시장의 경쟁정도가 낮을수록 불투명한 정보환경을 가진다고 보고하고 있다.

Karpoff(1986) 및 Holthausen and verrecchia(1990)는 기업에 대한 투자자의 상이한(heterogeneous) 믿음이 커질 경우, 거래량(trading volume)은 증가된다고 설명하고 있다. 따라서 거래량과 관련된 선행연구에서는 거래량을 투자자의 상이한 믿음 또는 투자자들 간의 의견불일치 정도(differences of opinion or disagreement)를 나타내는 대용변수(proxy)로 사용하고 있다(Karpoff 1986 ; Bamber 1987 ; Ajinkya et al. 1991 ; 정혜영 1990 ; 최중서·신성목 1997 ; 최기홍·윤성민 2012). 구체적으로 거래량과 관련된 선행연구에서는 새로운 정보의 양(회계이익 예측오차)이 작고, 정보비대칭 수준이 낮고, 회계정보의 질(발생액의 질) 및 정보환경(기업규모와 기업연령(age))이 우수할수록 기업의 내재가치에 대한 투자자의 상이한 믿음은 감소한다고 설명하고 있다(Ajinkya et al. 1991 ; Ziebart 1990 ; 정혜영 1990 ; 최중서·신성목 1997 ; 손성규 외 2009). 그리고 이러한 투자자의 상이한 믿음의 감소는 결과적으로 거래량을 감소시키는 요인이 된다고 설명하고 있다.

하지만, 기존의 거래량과 관련된 선행연구에서는 특정 시점(이익 공시시점)을 기준으로 개별 기업의 특성요인과 투자자의 상이한 믿음 간의 관련성만을 분석하고 있다. Kim and Verrecchia

(1994)에 따르면, 이익 공시시점(announcement periods)은 비이익 공시시점(non-announcement periods)보다 정보비대칭 수준이 더 높을 수 있다고 설명하고 있다. 따라서 본 연구에서는 대수의 법칙을 준용하여 거래량(1년 동안의 일별 평균거래량)을 측정 한 후, 상품시장의 경쟁이 기업의 내재가치에 대한 투자자들의 상이한 믿음에 어떠한 영향을 미치고 있는 지를 실증분석하였다.

실증분석에 사용된 투자자의 상이한 믿음은 Morse(1981), Beaver(1968), Bamber(1987), Ziebart(1990) 및 손성규 외(2009)의 방법론에 기초하여 측정한 거래량 및 초과거래량을 사용하였다. 그리고 상품시장의 경쟁정도는 신일항 외(2014)와 손성규 외(2014)에 근거하여 측정한 허핀달-허쉬만 지수에 ‘(-1)’을 곱한 값을 이용하였다. 실증분석결과, 상품시장의 경쟁정도의 회귀계수는 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 주식 거래량은 감소하는 것으로, 상품시장의 경쟁정도가 심화될수록 기업에 대한 투자자의 상이한 믿음이 감소하는 것으로 판단되어 진다.

미시경제학이론에서는 거래량 변화는 가격(주가수익률) 변화를 발생시킨다고 설명하고 있다. 이러한 점에서 본 연구는 가격 변화를 연간 일별 주가수익률의 표준편차로 측정하여 상품시장의 경쟁정도와 연간 일별 주가수익률의 표준편차 간의 관련성을 추가분석하였다. 추가분석결과, 상품시장의 경쟁정도와 연간 일별 주가수익률 간에는 유의한 음(-)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 이는 본 연구의 기본(main) 분석결과와 일관된 것으로, 상품시장의 경쟁정도가 투자대상기업에 대한 투자자들 간의 상이한 믿음을 감소시키고 있음을 시사할 수 있다.

거래량과 관련된 선행연구에서는 특정시점으로 기간을 한정하여 개별기업의 특성요인이 투자자의 상이한 믿음에 미치는 영향만을 분석하고 있다. 특히 산업의 독점도 즉, 상품시장의 경쟁구조가 투자자의 의사결정에 어떠한 영향을 미치고 있는 지를 분석한 연구는 없는 실정이다. 이러한 점에서 본 연구의 결과는 진입장벽을 낮추어 산업의 독점도를 낮추려는 정부기관의 정책담당자에게 중요한 시사점을 제공할 것으로 기대된다.

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

Ⅱ. 선행연구의 검토 및 가설 설정

1. 상품시장의 경쟁정도와 관련된 선행연구

상품시장의 경쟁정도가 높(낮)다는 것은 산업 독점도가 낮(높)다는 것을 의미한다. 미시경제학이론에 따르면, 산업의 독점도가 낮(높)은 기업의 경우 시장에서 가격수용자(가격결정자)의 역

할을 수행하면서, 정상이윤(초과이윤)을 획득하는 것으로 설명하고 있다. 이는 상품시장의 경쟁 정도가 높아질수록 기업의 수익성이 낮아질 수 있음을 시사한다.

하지만, 상품시장의 경쟁 정도와 관련된 선행연구에 따르면, 상품시장의 경쟁은 외부기업지배구조의 매커니즘으로 작용하여 경영자의 해이함을 약화시키는 것으로 보고하고 있다(Hart 1983 ; 손성규 · 신일항 2014). 따라서 상품시장의 경쟁 정도가 높아질수록 개별기업의 효율성 및 생산성은 증대되는 것으로 나타나고 있다(Nickell 1996 ; Griffith 2001 ; Baggs and Bettignies 2007).

한편, Ali et al.(2014)과 손성규 · 신일항(2014)은 상품시장의 경쟁 정도가 높아질수록 경영자의 이익예측공시 빈도, 재무분석가의 공시순위(disclosure ratings) 및 재무분석가의 이익예측 정확성이 증가한다는 결과를 제시하고 있다. 그리고 Guadalupe and Perez-Gonzalez(2010)는 상품시장의 경쟁 정도와 사적효용(private benefits of control) 간에는 음(-)의 관련성이 있다는 실증 결과를 제시하고 있다. 이는 높은 상품시장의 경쟁 정도는 정보비대칭 수준 및 대리인 문제를 감소시킬 수 있음을 시사할 수 있다.

특히, Ali et al.(2014)은 상품시장의 경쟁 정도가 낮은 기업일수록 공시정책을 선호하지 않으며, 불투명한 정보환경을 가지고 있다고 보고하고 있다. 이러한 점에서 손성규 · 신일항(2014)은 상품시장의 경쟁 정도는 시장규율효과를 가진다고 설명하고 있다.

상품시장의 경쟁 정도가 시장규율의 효과를 가질 경우, 상품시장의 경쟁 정도가 높아질수록 경영자의 기회주의적 이익조정이 감소할 수 있을 것으로 판단된다. 이러한 점에서 유혜영 외(2013)와 신일항 외(2014)는 상품시장의 경쟁이 심화될수록 경영자의 이익조정 수준(재량발생 및 실제활동이익조정)이 감소한다는 실증결과를 보고하고 있다. 그리고 손성규 외(2014)는 상품시장의 경쟁 정도가 높은 기업의 경우 기업의 이해관계자들에게 우수한 회계정보를 산출하고 있음을 입증하고자 감사인에게 보다 많은 감사보수를 지불한다고 보고하고 있다. 따라서 김성환 · 손성규(2011)는 상품시장의 경쟁이 심화될수록 회계정보의 질은 증가한다고 보고하고 있다.

이상의 상품시장과 관련된 선행연구를 정리해 보면, 상품시장의 경쟁 정도는 외부기업지배구조의 매커니즘으로 작용하여 경영자의 해이함을 감소시키는 것으로 나타나고 있다. 따라서 상품시장의 경쟁 정도가 높아질수록 개별기업의 효율성 및 생산성은 증대되고, 정보비대칭 수준 및 대리인 문제는 감소하는 것으로 나타나고 있다. 하지만, 상품시장의 경쟁 정도의 정보효과 즉, 상품시장의 경쟁이 투자자의 의사결정에 어떠한 영향을 미치고 있는지를 분석한 연구는 없는 실정이다.

2. 투자자의 상이한 믿음에 대한 선행연구 및 가설의 설정

Karpoff(1986)와 Holthausen and Verreccia(1990)는 기업에 대한 투자자의 상이한(heterogeneous) 믿음이 커질 경우, 투자자들은 기업이 제공하는 정보에 대하여 다양한 해석(interpretations)을

하게 된다고 설명하고 있다. 따라서 거래량과 관련된 선행연구에서는 거래량을 투자자의 상이한 믿음 또는 투자자들 간의 의견불일치 정도를 나타내는 대용변수(proxy)로 사용하고 있다 (Karpoff 1986 ; Bamber 1987 ; Ajinkya et al. 1991 ; 정혜영 1990 ; 최종서 · 신성목 1997 ; 최기홍 · 윤성민 2012).

거래량과 관련된 선행연구를 살펴보면, 정혜영(1990)은 이익 공시시점의 새로운 정보는 투자자들에게 미래현금흐름에 대한 다양한 해석을 유발하므로, 공시시점의 새로운 정보(회계이익 예측오차)는 거래량과 양(+)의 관련성이 있다고 보고하고 있다. Bamber(1987)는 거래량과 이익 공시시점의 비기대이익(unexpected earning) 간에는 양(+)의 상관관계를 가진다고 보고하고 있다. 이는 기업에서 공시하는 정보의 양이 많고, 비기대이익이 커질수록 거래량은 증가하는 것으로 해석할 수 있다.

하지만, Ajinkya et al.(1991), Ziebart(1990) 및 최종서 · 신성목(1997)은 재무분석가 이익예측치의 분산(EPS예측치 분석), 재무분석가 이익예측치 분산의 변화 및 재무분석가 이익예측치의 수정이 높아질수록 거래량은 증가한다고 보고하고 있다. 정혜영(1990)은 기업의 규모가 크고, 연령(age)이 높은 기업일수록 정보환경이 우수하므로, 기업규모가 크고 기업연령이 높을수록 거래량은 감소한다는 실증결과를 제시하고 있다. 특히, 손성규 외(2009)는 회계정보의 질(발생액의 질)이 높은 기업의 경우, 비기대이익과 거래량 간의 양(+)의 관련성은 감소한다고 보고하고 있다.

이상의 거래량과 관련된 선행연구를 정리해 보면, 새로운 정보의 양이 작고, 정보비대칭 수준이 낮고, 회계정보의 질 및 정보환경이 우수할수록 기업의 내재가치에 대한 투자자의 상이한 믿음은 감소된다고 설명하고 있다. 그리고 투자자의 상이한 믿음의 감소는 결과적으로 거래량을 감소시키는 요인이 된다고 보고하고 있다.

한편, 손성규 외(2014)는 상품시장의 경쟁이 높은 기업의 경우, 감사인에게 높은 감사품질을 요구한다고 보고하고 있다. 이러한 점에서 김성환 · 손성규(2011)는 상품시장의 경쟁이 심화될수록 회계정보의 질은 증가한다고 보고하고 있다. Bhattacharya et al.(2012)에 따르면, 우수한 회계정보의 질(발생액의 질)은 투자자의 정보위험(정보비대칭)을 감소시킨다고 설명하고 있다. 따라서 Ali et al.(2014)은 상품시장의 경쟁정도가 낮을수록 불투명한 정보환경을 가진다고 보고하고 있다.

또한, Hart(1983), Ali et al.(2014), 유혜영 외(2013), 신일항 외(2014) 및 손성규 · 신일항(2014)은 상품시장의 경쟁이 심화될수록 경영자의 해이함을 감소시켜 경영자의 기회주의적 이익조정 및 정보비대칭 수준이 낮아진다는 결과를 제시하고 있다. 이는 상품시장의 경쟁정도가 심화될수록 기업의 내재가치에 대한 투자자들의 상이한 믿음이 감소할 수 있음을 시사할 수 있다. 이러한 점에서 본 연구에서는 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 거래량은 감소할 것으로 판단하여, 다음과 같은 가설을 설정하였다.

가설 : 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 주식 거래량은 감소할 것이다.

Ⅲ. 연구방법론

1. 연구모형

상품시장의 경쟁정도와 주식 거래량 간의 관련성을 분석하기 위하여 아래 식(1)과 같이 모형을 설정하였다.

$$TV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 HI_{i,t} + \beta_2 PER_{i,t} + \beta_3 VD_{i,t} + \beta_4 UE_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 ISA_{i,t} + \beta_8 AGE_{i,t} + \beta_9 CFS_{i,t} + \beta_{10} YD_{i,t} + \beta_{11} IND_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad \text{식(1)}$$

- TV : 거래량(2. 거래량 측정·참조)
 TV1 : 거래량1
 TV2 : 거래량2
 TV3 : 거래량3
 TV4 : 거래량4
 HI : 상품시장의 경쟁정도
 ((허핀달-허쉬만 지수)×(-1), ‘나. 상품시장의 경쟁정도(HI) 측정’ 참조)
 PER : 이익지속성¹⁾
 VD : 자율공시수준(t기 자율공시건수/t기 자산총액)
 UE : 비기대이익((t기 EPS-t-1기 EPS)/t-1기 추가)
 SIZE : 기업규모(ln(t기 자산총액))
 LEV : 부채비율(t기 부채총액/t기 자산총액)
 ISA : 산업전문감사인
 (감사인의 산업별 시장점유율(market share)이 20%이상이면 1, 아니면 0)
 AGE : 기업연령(ln(상장 개월수))
 CFS : 연결재무제표 공시(연결재무제표를 공시하는 기업이면 1, 아니면 0)
 YD : 연도더미
 IND : 산업더미

본 연구에서는 투자자의 상이한 믿음을 거래량(TV)으로 측정하였다. 거래량(TV)의 값이 높을 경우, 투자자들은 기업의 내재가치에 대하여 이질적인 해석을 하고 있음을 의미한다. 따라서 본 연구의 가설 검증계수인 식(1)의 β_1 이 가설과 일관된 결과를 제시하기 위해서는 유의한 음(-)의 값을 제시하여야 한다. β_1 이 유의한 음(-)의 값을 제시할 경우, 상품시장의 경쟁정도가 높아

1) 본 연구의 이익지속성(PER)은 정석우·임태균(2005)과 김종일(2013)에 근거하여 측정하였다. 구체적으로, 정석우·임태균(2005)과 김종일(2013)은 개별기업 6년 간의 시계열 자료를 이용하여 아래 식과 같이 회귀분석한 후, 산출된 ψ_1 (회귀계수)을 이익지속성으로 측정하고 있다. 따라서 ψ_1 의 값이 커(작아)질수록 이익의 지속성이 높(낮)은 것으로 해석할 수 있다.

$$E_{i,t} = \beta_0 + \psi_1 E_{i,t-1} + \epsilon_{i,t}, \quad E \text{는 주당순이익}$$

질수록 투자자의 상이한 믿음은 감소하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

본 연구에서는 다음의 통제변수를 분석모형에 포함하였다. 손성규 외(2009)는 양질의 회계정보(발생액의 질)는 거래량 반응을 감소시킨다고 보고하고 있다. 따라서 본 연구에서는 양질의 회계정보 및 회계이익의 질을 이익지속성(PER)으로 측정하여 모형에 포함하였으며, 이익지속성(PER)은 거래량과 음(-)의 관련성을 가질 것으로 기대된다.

Diamond and Verrecchia(1991)는 기업의 공시(disclosure)수준은 주식유동성과 양(+)의 관련성이 있다고 보고하고 있다. 본 연구에서는 기업의 공시수준이 거래량에 미치는 영향을 통제하기 위하여 개별기업의 자율공시수준(VD)을 모형에 포함하였다. 자율공시수준(VD)은 금융감독원 전자공시시스템(<http://dart.fss.or.kr/>)에서 수집하였다.

한봉희(2001)에 따르면, (비기대)이익은 재무변수들 중 가장 높은 정보내용이 있다고 보고하고 있다. 이러한 점에서 Beaver(1968)와 정혜영(1990)은 비기대이익이 큰 기업일수록 거래량은 증가한다고 보고하고 있다. 본 연구에서는 비기대이익(UE)을 한봉희(2001)의 방법론에 기초하여 측정한 후, 이를 모형에 포함하였다. 기업규모(SIZE)와 부채비율(LEV)은 기업의 규모와 재무위험(파산위험)이 거래량에 미치는 영향을 통제하기 위하여 모형에 포함하였다.

Bhushan(1989)은 재무분석가의 수(Analyst following)는 기업의 규모가 커질수록 증가한다고 보고하고 있다. 이는 기업의 규모와 정보비대칭 간에는 음(-)의 관련성을 가지고 있음을 시사한다. 이러한 점에서 기업규모(SIZE)는 거래량과 음(-)의 관련성을 가질 것으로 기대된다. 한편, 위험의 증가는 투자대상기업에 대한 투자자들 간의 이질적인 해석을 유발하므로, Jung and Moon(2017)은 부채비율과 거래량 간에는 양(+)의 관련성을 가진다고 보고하고 있다. 이러한 점에서 부채비율(LEV)은 양(+)의 값을 제시할 것으로 기대된다.

권수영 외(2008)는 산업전문감사인의 경우 피감사기업의 감사품질을 증가시킨다고 보고하고 있다. 하지만, 정문중(1997)과 정현욱·이현주(2014)는 피감사기업의 정보문제가 높을 경우, 피감사기업은 높은 수준의 감사품질을 제공하는 산업전문감사인을 선임할 유인이 높다고 설명하고 있다. 따라서 본 연구에서는 감사품질이 거래량에 미치는 영향을 통제하기 위하여 산업전문감사인(ISA)을 모형에 포함하였지만, 기대부호는 예상하지 않는다.

기업연령(AGE)은 기업의 정보환경이 거래량에 미치는 영향을 통제하기 위하여 모형에 포함하였다. 정혜영(1990)은 기업의 연령이 높은 기업은 낮은 기업보다 정보환경이 우수하다고 보고하고 있다. 따라서 본 연구의 기업연령(AGE)은 거래량과 음(-)의 관련성을 가질 것으로 기대된다. 황인태(1995)에 따르면, 연결재무제표는 개별재무제표가 제공하지 못하는 추가적인 정보를 제공한다고 보고하고 있다. 이러한 점에서 본 연구에서는 연결재무제표 공시(CFS)를 모형에 포함하였으며, 연결재무제표 공시(CFS)는 거래량과 양(+)의 관련성을 가질 것으로 기대된다. 연도더미(YD)와 산업더미(IND)는 연도효과와 산업효과를 통제하기 위하여 모형에 포함하였다.

2. 변수측정

가. 투자자의 상이한 믿음(거래량) 측정

본 연구에서는 투자자의 상이한 믿음의 대용치(proxy)로 거래량(TV)을 사용하였으며, 거래량(TV)은 아래 식(2), 식(3), 식(4) 및 식(5)와 같이 측정하였다(Morse 1981 ; Beaver 1968 ; Bamber 1987 ; Ziebart 1990 ; 손성규 외 2009). 구체적으로, 식(2), 식(3), 식(4) 및 식(5)의 거래량 측정치는 대수의 법칙(law of large number)을 준용하여 1년 동안의 일별 평균거래량(개별기업의 거래량 총계/거래량이 존재하는 일수)으로 측정하였다. 아래, 식(2)는 거래량1(TV1)이며, 거래량1(TV1)은 개별기업의 일별 평균 거래량이다.

$$TV1_{i,NF} = \left[\sum_{t=1}^n V_{it} \right] \times \frac{1}{T_{NF}} \quad \text{식(2)}$$

TV1 : 거래량1(일별 평균 거래량)

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

T_{NF} : 거래량이 존재하는 일수

위, 식(2)의 경우 개별기업의 일별 거래량이 양(+) 또는 음(-)의 초과거래량이 발생하였는지를 확인할 수 없는 단점이 있다. 따라서 본 연구에서는 아래 식(3), 식(4) 및 식(5)와 같이 개별기업의 일별 평균 초과거래량을 추가적으로 측정하였다. 구체적으로 거래량2(TV2), 거래량3(TV3) 및 거래량4(TV4)의 값이 '0(zero)'보다 크거나 작은 값을 가질 경우, 양(+) 또는 음(-)의 초과거래량이 발생하였다고 해석할 수 있다. 실제 거래량과 예측 거래량 측정기간은 각 연도별 1월 1일부터 12월 31일까지로 설정하였다.

$$TV2 = \left[\sum_{t=1}^n (V_{it} - V_{mt}) \right] \times \frac{1}{T_{NF}} \quad \text{식(3)}$$

$$TV3 = \left[\sum_{t=1}^n \epsilon_{it} \right] \times \frac{1}{T_{NF}} \quad \text{식(4)}$$

$$TV4 = \left[\sum_{t=1}^n \frac{\epsilon_{it}}{\sigma(\epsilon)} \right] \times \frac{1}{T_{NF}} \quad \text{식(5)}$$

TV2 : 거래량2

TV3 : 거래량3

V_{mt} : 거래일 t일의 시장전체 거래량/거래일 t일의 시장전체 상장주식수

ϵ : $V_{it} - (\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_1 V_{mt})$, 실제 거래량-예측 거래량(시장모형, $\hat{\alpha}_i + \hat{\beta}_1 V_{mt}$)

$\sigma(\epsilon)$: ϵ 의 표준편차

나. 상품시장의 경쟁정도(HI) 측정

본 연구에서는 신일항 외(2014)와 손성규 외(2014)에 근거하여 상품시장의 경쟁정도를 측정하였다. 구체적으로 신일항 외(2014)와 손성규 외(2014)는 아래 식(6)과 같이 허핀달-허쉬만 지수(HHI)를 이용하여 상품시장의 경쟁정도를 측정하고 있다. 허핀달-허쉬만 지수(HHI)는 동일 산업(한국표준산업분류 소분류(3자리)) 내 개별기업의 매출액을 산업전체의 매출액으로 나누어 제공한 후, 이를 산업별로 더하여 측정된다. 이럴 경우, 허핀달-허쉬만 지수(HHI)의 값이 커질수록 상품시장의 경쟁정도는 낮아지는 것으로 해석할 수 있다.

$$HHI = \sum_{i=1}^N S_{ijt}^2, \text{ S는 j산업에 포함된 i기업의 t기의 매출액 기준 산업 내 점유율} \quad \text{식(6)}$$

하지만, 본 연구에서는 해석상의 편의를 위하여 식(6)을 통하여 산출된 허핀달-허쉬만 지수(HHI)의 값에 ‘(-1)’을 곱하여 상품시장의 경쟁정도(HI)를 측정하였다. 따라서 ‘(허핀달-허쉬만 지수(HHI)×(-1))’의 값이 커질수록 상품시장의 경쟁정도는 높아지는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

3. 표본의 선정

본 연구에서는 상품시장의 경쟁정도와 투자자의 상이한 믿음 간의 관련성을 분석하기 위하여 다음과 같은 조건을 만족시키는 기업으로 표본을 선정하였다.

- (1) 2001년부터 2011년까지 금융업을 제외한 유가증권시장 상장법인
- (2) 결산일이 12월 31일인 기업과 자본이 양(+)인 기업
- (3) NICE(주)의 Kis-Value와 TS-2000 데이터베이스에서 재무자료 및 거래량을 수집할 수 있는 기업
- (4) 금융감독원 전자공시시스템(<http://dart.fss.or.kr>)을 이용하여 자율공시건수를 수집 할 수 있는 기업

<표 1>은 이상의 조건을 만족시키는 최종표본에 대한 산업-연도별 분포를 제시하고 있다. 제시된 기준은 NICE(주)의 Kis-Value 데이터베이스 산업분류(중분류)에 따라 분류된 것이다. <표 1>을 살펴보면, 최종표본 3,826개(기업-년) 중 화학물질 및 화학제품 제조업; 의약품 제외는 390개(기업-년), 의료용 물질 및 의약품 제조업과 전문서비스업은 각각 278개(기업-년)와 274개(기업-년)로 나타났다. 그리고 1차 금속 제조업은 272개(기업-년)로 나타났다. 이들 4개 산업은 전체 표본의 31%를 초과하고 있다.

〈표 1〉 표본기업의 산업-연도별 분포

산업(중분류)	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	합계
1차 금속 제조업	19	23	24	25	25	26	26	26	26	26	26	272
가구 제조업	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	11
가죽, 가방 및 신발 제조업	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	33
고무제품 및 플라스틱제품 제조업	11	11	11	11	11	11	11	11	11	11	11	121
금속가공제품 제조업; 기계 및 가구 제외	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	33
기타 기계 및 장비 제조업	10	10	12	12	12	12	12	12	12	12	12	128
기타 운송장비 제조업	2	3	2	3	3	3	3	3	3	3	3	31
기타 전문, 과학 및 기술 서비스업	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	11
기타 제품 제조업			1	1	1	1	1	1	1	1	1	9
도매 및 상품중개업	19	17	20	20	21	21	21	21	21	21	21	223
목재 및 나무제품 제조업; 가구제외	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
부동산업		1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	10
비금속 광물제품 제조업	16	16	17	17	17	17	17	17	17	16	17	184
사업지원 서비스업			1	1	1		1	1	1	1	1	8
석탄, 원유 및 천연가스 광업	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	11
섬유제품 제조업; 의복제외	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	9	99
소매업; 자동차 제외	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	33
수상 운송업	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
스포츠 및 오락관련 서비스업	1	1	1	1			1	1	1	1	1	9
식료품 제조업	21	22	23	23	24	24	24	24	24	24	24	257
어업	4	4	4	3	4	4	4	4	4	4	4	43
영상·오디오 기록물 제작 및 배급업	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	11
육상운송 및 파이프라인 운송업	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8	8	88
음료 제조업	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업						1	1	1	1	1	1	6
의료용 물질 및 의약품 제조업	22	25	25	25	25	26	26	26	26	26	26	278
의복, 의복액세서리 및 모피제품 제조업	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	7	77
자동차 및 트레일러 제조업	20	21	22	22	22	22	22	22	22	22	22	239
전기, 가스, 증기 및 공기조절 공급업	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	3	33
전기장비 제조업	11	11	11	11	11	12	12	12	12	12	12	127
전문서비스업	24	25	25	25	25	25	25	25	25	25	25	274
전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	17	19	21	20	21	21	21	20	20	21	21	222
종합 건설업	19	19	21	22	22	22	22	22	21	22	17	229
창고 및 운송관련 서비스업	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
컴퓨터 프로그래밍, 시스템 통합 및 관리업	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	2	22
코크스, 연탄 및 석유정제품 제조업	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	4	44
통신업	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	11
펄프, 종이 및 종이제품 제조업	12	12	14	14	14	14	14	14	14	14	14	150
항공 운송업	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	11
화학물질 및 화학제품 제조업; 의약품 제외	32	34	36	36	36	36	36	36	36	36	36	390
합 계	316	330	348	349	352	355	357	356	355	356	352	3,826

IV. 실증분석결과

1. 주요변수의 기술통계량 및 상관관계 분석

<표 2>는 주요변수의 기술통계량을 제시하고 있다. 기술통계량으로는 평균(중위수), 표준편차 및 4분위수를 제시하였다. TV1의 평균(중위수)은 0.0136(0.0064)이고, 표준편차는 0.0227로 나타났다. 그리고 TV2, TV3 및 TV4의 평균(중위수)은 각각 $-0.0028(-0.0074)$ $-0.0003(-0.0039)$ 및 $-0.0061(-0.1032)$ 로 나타났으며, 표준편차는 0.0227, 0.0228 및 0.4916으로 나타났다. TV2, TV3 및 TV4의 평균 및 중위수가 '0(zero)'보다 작은 값을 나타내고 있는 것으로 고려해 볼 때, 본 연구의 표본기업 절반이상은 음(-)의 초과거래량이 발생한 것으로 판단된다.

상품시장의 경쟁정도(HI)의 평균 및 중위수는 -0.1290 과 -0.0857 로 나타나 평균이 중위수보다 다소 작은 것으로 나타났으나 신일항 외(2014)의 평균(0.125) 및 중위수(0.085)와 유사한 것으로 보이고 있다. 한편, 본 연구에서는 허핀달-허쉬만 지수(HHI)에 '(-1)'을 곱하였다. 따라서 신일항 외(2014)와 달리, 본 연구의 상품시장의 경쟁정도(HI)는 음(-)의 값을 제시하고 있다.

통제변수들의 기술통계량을 살펴보면, 이익지속성(PER)의 평균(중위수)은 0.1671(0.0989)로 나타나 평균이 중위수보다 다소 높은 것으로 나타났으나 김종일(2013)의 평균(중위수) 0.1738(0.1158)과 유사한 것으로 판단된다. 자율공시수준(VD)의 평균(중위수)은 0.0420(0.0000)으로 나타나 손성규 외(2010)의 평균(중위수) 0.031(0.000)보다 약간 높은 것으로 보이고 있다. 하지만, 그 분포는 유사한 것으로 판단되어 진다.

비기대이익(UE)의 평균(중위수)은 0.0562(0.0048)로 나타나 한봉희(2001)의 평균(중위수) 0.056(0.000)과 유사한 것으로 보이고 있다. 기업규모(SIZE)와 부채비율(LEV)의 평균(중위수)은 각각 26.4926(26.2379)과 0.4583(0.4581)으로 나타나 평균과 중위수가 유사한 것으로 보이고 있다.

산업전문감사인(ISA)의 평균(중위수)은 0.3751(0.0000)로 나타나 정현욱·이현주(2014)의 평균(0.3886) 및 중위수(0.0000)와 유사한 것으로 판단된다. 기업연령(AGE)의 평균(중위수)은 5.6186(5.6294)으로 나타나 정혜영(1990)에서 보고하고 있는 평균(5.6002)과 유사한 것으로 판단되어 진다. 그리고 연결재무제표 공시(CFS)의 평균(중위수)은 0.5781(1.0000)로 나타나 표본기업의 약 58%가 연결재무제표를 공시하는 기업으로 판단된다.

〈표 2〉 주요변수의 기술통계량

	평균	표준편차	최솟값	1분위수	중위수	3분위수	최댓값
TV1	0.0136	0.0227	0.0000	0.0025	0.0064	0.0143	0.3534
TV2	-0.0028	0.0228	-0.0376	-0.0119	-0.0074	-0.0005	0.3388
TV3	-0.0003	0.0211	-0.1383	-0.0089	-0.0039	0.0020	0.3094
TV4	-0.0061	0.4916	-2.1479	-0.2259	-0.1032	0.0526	5.4946
HI	-0.1290	0.1392	-1.0000	-0.1544	-0.0857	-0.0428	-0.0064
PER	0.1671	0.6255	-3.9681	-0.1787	0.0989	0.4465	6.8835
VD	0.0420	0.0943	0.0000	0.0000	0.0000	0.0393	1.6922
UE	0.0562	1.0316	-12.3988	-0.0650	0.0048	0.0898	18.0036
SIZE	26.4926	1.5039	22.7154	25.4457	26.2379	27.3333	32.3971
LEV	0.4583	0.1961	0.0094	0.3120	0.4581	0.6045	0.9976
ISA	0.3751	0.4842	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
AGE	5.6186	0.3671	4.4308	5.3375	5.6294	5.9349	6.5058
CFS	0.5781	0.4939	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000

변수의 설명 : TV1은 거래량1, TV2는 거래량2, TV3은 거래량3, TV4는 거래량4, HI는 상품시장의 경쟁정도((허핀달-허쉬만 지수) $\times(-1)$), PER은 이익지속성, VD는 자율공시수준(t 기 자율공시건수/ t 기 자산총액), UE는 비기대이익($(t$ 기 EPS- $t-1$ 기 EPS)/ $t-1$ 기 추가), SIZE는 기업규모($\ln(t$ 기 자산총액)), LEV는 부채비율(t 기 부채총액/ t 기 자산총액), ISA는 산업전문감사인(감사인의 산업별 시장점유율(market share)이 20% 이상이면 1, 아니면 0), AGE는 기업연령($\ln$ (상장 개월수)) 그리고 CFS는 연결재무제표 공시(연결재무제표를 공시하는 기업이면 1, 아니면 0).

<표 3>은 주요변수들 간의 피어슨(Pearson) 상관관계 분석결과를 제시하고 있다. 거래량(TV) 측정치들은 자율공시수준(VD) 그리고 부채비율(LEV)과 유의한 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타나고 있다. 비기대이익(UE)의 경우, 거래량1(TV1), 거래량3(TV3) 및 거래량4(TV4)와는 유의한 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타나고 있으나, 거래량2(TV2)와는 유의하지 않은 것으로 나타나고 있다. 또한, 거래량(TV) 측정치들은 이익지속성(PER), 기업규모(SIZE), 산업전문감사인(ISA), 기업연령(AGE) 그리고 연결재무제표 공시(CFS)와 유의한 음(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타나고 있다.

거래량(TV) 측정치들 간에는 모두 유의($p < 1\%$)한 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타나고 있다. 하지만, 거래량(TV) 측정치와 상품시장의 경쟁정도(HI) 간에는 유의한 상관관계를 가지지 않는 것으로 보이고 있다. 이는 다른 변수들이 거래량에 미치는 영향을 통제하지 않은 상태의 결과이므로, 통제변수를 포함한 보다 심도 있는 검증이 필요한 것으로 판단되어 진다.

〈표 3〉 주요변수 간의 상관관계

	TV1	TV2	TV3	TV4	HI	PER	VD	UE	SIZE	LEV	ISA	AGE
TV2	0.9350***											
TV3	0.8836***	0.8847***										
TV4	0.8534***	0.8526***	0.9530***									
HI	0.0145	0.0110	0.0064	0.0060								
PER	-0.1171***	-0.1008***	-0.0951***	-0.0891***	-0.0472							
VD	0.0369**	0.0877***	0.0769***	0.0888***	-0.0348	0.0021						
UE	0.0422***	0.0140	0.0368**	0.0343**	-0.0178	-0.0651***	-0.0061					
SIZE	-0.2591***	-0.2348***	-0.2000***	-0.2141***	-0.3047***	0.1464***	0.2019***	0.0007				
LEV	0.2012***	0.1655***	0.1862***	0.1798***	0.0031	-0.0548	0.1313	0.0236	0.1159			
ISA	-0.0814***	-0.0711***	-0.0768***	-0.0895***	-0.1492***	0.0740	0.0509***	-0.0022	0.1974***	0.0336**		
AGE	-0.1446***	-0.0379**	-0.0633***	-0.0682***	-0.0130	0.0080	0.0637***	-0.0158	0.2892***	-0.0531***	0.0561***	
CFS	-0.0791***	-0.0787***	-0.0766***	-0.0719***	-0.1581***	0.0654***	0.0445***	0.0015	0.3605***	0.0458***	0.0671***	0.0608***

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

2) 변수실명은 <표 2>참조.

2. 가설 검증결과

<표 4>는 상품시장의 경쟁정도와 투자자의 상이한 믿음 간의 관련성을 분석한 결과이다. 모형 1과 모형 2는 투자자의 상이한 믿음을 거래량1(TV1)과 거래량2(TV2)로 측정한 결과이고, 모형 3과 모형 4는 투자자의 상이한 믿음을 거래량3(TV3)과 거래량4(TV4)로 측정한 결과이다.

<표 4>의 분석결과를 살펴보면, 상품시장의 경쟁정도(HI) 회귀계수는 각각의 모형(모형 1, 모형 2, 모형 3 및 모형 4)에서 모두 유의한 음(-)의 값을 제시하고 있다. 이는 기대부호와 일관된 것으로, 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 투자자의 상이한 믿음이 감소하는 것으로 해석할 수 있다. 즉, 이는 상품시장의 경쟁정도가 외부기업지배구조의 역할을 수행하여 정보비대칭 수준을 감소시키는 요인으로 작용2)하므로, 상품시장의 경쟁정도는 투자자의 상이한 믿음과 음(-)의 관련성을 가지는 것으로 판단된다.

통제변수에 대한 분석결과를 살펴보면, 이익지속성(PER)의 회귀계수는 각각의 모형에서 모두 유의(p<1%)한 음(-)의 값을 제시하고 있다. 이는 기대부호와 일관된 것으로, 회계이익의 질이 우수할수록 거래량이 감소한다는 손성규 외(2009)의 연구와 일관된 것으로 판단되어 진다. 자율공시수준(VD)의 회귀계수와 비기대이익(UE)의 회귀계수는 각각의 모형에서 모두 유의한 양(+)의 값을 제시하고 있다. 따라서 자율공시의 수준이 높고, 비기대이익이 높은 기업일수록 거래량은 증가하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

기업규모(SIZE)의 회귀계수는 각각의 모형에 모두 유의(p<1%)한 음(-)의 값을 제시하고 있다. Bhushan(1989)에 따르면, 기업의 규모가 커질수록 재무분석가의 수(Analyst following)가 증가한다고 보고하고 있다. 이는 기업의 규모가 커질수록 정보환경이 개선될 수 있음을 시사할 수 있다. 따라서 기업의 규모가 커질수록 기업에 대한 투자자들 간의 상이한 믿음은 감소하는 것으로 판단되어 진다.

부채비율(LEV)의 회귀계수는 각각의 모형에 모두 유의(p<1%)한 양(+)의 값을 제시하고 있

- 2) Bhattacharya et al.(2012)은 회계정보의 질이 증가할수록 정보위험은 감소한다고 설명하고 있다. 이러한 점에서 본 연구에서는 회계정보의 질을 이익유연화 지수로 측정하여 상품시장의 경쟁정도와 회계정보의 질 간의 관련성을 분석하였다. 본 연구에서 사용한 이익유연화 지수(SMO)는 정현옥(2015)의 방법론에 근거하여 ‘((-1)×과거 5년 간의 법인세차감전순이익(법인세차감전순이익/영업활동으로 인한 현금흐름) 표준편차)’로 측정하였다.

분석결과를 살펴보면, 상품시장의 경쟁정도(HI)는 유의한 음(-)의 값을 제시하고 있다. 이는 상품시장의 경쟁정도가 높은 기업일수록 회계이익의 질이 증가하는 것으로, 상품시장의 경쟁정도는 정보비대칭 수준과 음(-)의 관련성을 가지고 있음을 시사하고 있다.

$$SMO_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 HI_{i,t} + \beta_2 SIZE_{i,t} + \beta_3 LEV_{i,t} + \beta_4 YD_{i,t} + \beta_5 IND_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

β_0	β_1	β_2	β_3	F값	Adj.R ²
-3.2478	0.6560	0.1126	-0.9379	4.91***	0.0411
-3.97***	1.96**	3.90***	-4.66***		

다. 따라서 재무위험 및 파산위험이 높아질수록 투자자의 상이한 믿음이 증가하는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 산업전문감사인(ISA)의 회귀계수는 각각의 모형에 모두 유의한 음(-)의 값으로 나타났다. 따라서 산업전문감사인이 감사를 수행할 경우, 거래량은 감소하는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 하지만, 기업연령(AGE)과 연결채무제표 공시(CFS)의 회귀계수는 유의성이 없는 것으로 나타났다.

<표 4>의 결과를 요약해 보면, 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 거래량은 감소하는 것으로 나타나고 있다. 이는 상품시장의 높은 경쟁구도는 경영자의 기회주의적 이익조정과 정보비대칭 수준이 낮추는 유인으로 작용하여, 그 결과 기업의 내재가치에 대한 투자자의 상이한 믿음이 감소하는 것으로 판단되어 진다.

<표 4> 가설 검증결과

$$TV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 HI_{i,t} + \beta_2 PER_{i,t} + \beta_3 VD_{i,t} + \beta_4 UE_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 ISA_{i,t} + \beta_8 AGE_{i,t} + \beta_9 CFS_{i,t} + \beta_{10} YD_{i,t} + \beta_{11} IND_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

	모형 1(TV1)		모형 2(TV2)		모형 3(TV3)		모형 4(TV)	
	회귀 계수	t-값	회귀 계수	t-값	회귀 계수	t-값	회귀 계수	t-값
(상수)	0.1300	14.85***	0.1045	11.93***	0.0857	10.12***	2.2467	11.44***
HI	-0.0081	-2.68***	-0.0081	-2.68***	-0.0070	-2.40**	-0.1647	-2.41**
PER	-0.0017	-3.27***	-0.0017	-3.27***	-0.0018	-3.54***	-0.0378	-3.07***
VD	0.0212	5.44***	0.0212	5.44***	0.0215	5.72***	0.6140	7.03***
UE	0.0005	1.69*	0.0005	1.69*	0.0006	2.07**	0.0136	1.89*
SIZE	-0.0043	-14.29***	-0.0043	-14.29***	-0.0043	-14.69***	-0.1094	-16.13***
LEV	0.0252	13.65***	0.0252	13.65***	0.0246	13.77***	0.5562	13.40***
ISA	-0.0019	-2.54**	-0.0019	-2.54**	-0.0014	-1.94*	-0.0454	-2.59**
AGE	0.0002	0.27	0.0002	0.27	0.0001	0.07	0.0075	0.30
CFS	-0.0007	-0.85	-0.0007	-0.85	-0.0006	-0.79	-0.0007	-0.04
YD	포함							
IND	포함							
F-값	16.71***		17.44***		10.51***		11.54***	
Adj.R ²	0.1927		0.1995		0.1261		0.1378	

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

2) 변수설명 : YD는 연도더미, IND는 산업더미 그리고 그 외 변수는 <표 2>참조.

3. 추가분석

위 <표 4>는 최소자승법(OLS, Ordinary Least Squares)을 사용하여 본 연구의 가설을 분석한 결과이다. 하지만, 본 연구의 거래량 측정치 중 거래량1(TV1)은 최솟값인 ‘0(zero)’인 절단변수이다. 이럴 경우, 계량경제학에서는 토빗분석을 수행하여야 한다고 설명하고 있다. 따라서 본 연구에서는 종속변수를 거래량1(TV1)로 설정하여 상품시장의 경쟁정도와 거래량 간의 관련성을 추가분석하였다.

아래, <표 5>는 토빗분석을 이용하여 상품시장의 경쟁정도와 거래량 간의 관련성을 분석한 결과이다. 분석결과를 살펴보면, HI의 회귀계수는 유의($p < 1\%$)한 음(-)의 값을 제시하고 있다. 이는 <표 4>와 일관된 결과로, 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 거래량이 감소하고 있음을 나타내고 있다.

<표 5> 추가분석 1 : 토빗분석(tobit model)을 이용한 상품시장의 경쟁정도와 거래량 간의 관련성

$$TV1_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 HI_{i,t} + \beta_2 PER_{i,t} + \beta_3 VD_{i,t} + \beta_4 UE_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} \\ + \beta_7 ISA_{i,t} + \beta_8 AGE_{i,t} + \beta_9 CFS_{i,t} + \beta_{10} YD_{i,t} + \beta_{11} IND_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

	거래량1(TV1)	
	회귀계수	t-값
(상수)	0.1301	14.96***
HI	-0.0081	-2.69***
PER	-0.0018	-3.31***
VD	0.0210	5.43***
UE	0.0005	1.62*
SIZE	-0.0043	-14.39***
LEV	0.0252	13.73***
ISA	-0.0019	-2.56**
AGE	0.0001	0.27
CFS	-0.0006	-0.83
YD	포함	
IND	포함	
Model Chi-square	875.60***	
Pseudo.R ²	-0.0484	

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

2) 변수설명 : YD는 연도더미, IND는 산업더미 그리고 그 외 변수는 <표 2>참조.

미시경제학 이론에 따르면, 거래량은 가격에 영향을 미친다고 설명하고 있다. Beaver(1968) 및 Ziebart(1990)는 거래량은 개별투자자들(individual investors)의 기대치가 반영되어 있지만, 가

격 변화의 경우 시장 전체의 기대치를 반영되어 있다고 설명하고 있다. 이러한 점에서 개별투자자들의 기대치 변화는 결과적으로 시장 전체의 기대치를 변화를 유발할 것으로 판단된다.

<표 4>의 결과를 기초로, 상품시장의 경쟁구조가 심화되어 거래량이 감소할 경우, 이는 기업의 추가수익률 변동에도 영향을 미칠 것으로 판단된다. 이러한 점에서 본 연구에서는 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 기업의 추가수익률 변동에 어떠한 영향을 미치는 지를 추가분석하였다.

추가분석에 사용된 추가수익률 변동은 김지홍 외(2010)의 방법론에 근거하여, 연간 일별 추가수익률의 표준편차로 측정하였다. 그리고 추가분석의 결과가 <표 4>의 결과와 일관된 결과를 제시하기 위해서는 상품시장의 경쟁정도와 연간 일별 추가수익률의 표준편차 간에는 유의한 음(-)의 관련성을 가져야 할 것으로 판단된다.

<표 6>의 추가분석결과를 살펴보면, 상품시장의 경쟁정도(HI) 회귀계수는 유의($p < 1\%$)한 음(-)의 값을 제시하고 있다. 이는 <표 4>와 일관된 것으로, 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 추가수익률의 변동이 낮아지고 있음을 시사하고 있다. 이러한 추가분석의 결과에 따르면, 상품시장의 경쟁은 투자자의 상이한 믿음을 감소시키고 있는 것으로 판단된다.

<표 6> 추가분석2 : 상품시장의 경쟁정도와 추가수익률 변화(연간 일별 추가수익률의 표준편차)

$$VOL_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 HI_{i,t} + \beta_2 PER_{i,t} + \beta_3 VD_{i,t} + \beta_4 UE_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} \\ + \beta_7 ISA_{i,t} + \beta_8 AGE_{i,t} + \beta_9 CFS_{i,t} + \beta_{10} YD_{i,t} + \beta_{11} IND_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

	VOL : 연간 일별 추가수익률의 표준편차	
	회귀계수	t-값
(상수)	0.1068	26.41***
HI	-0.0049	-3.52***
PER	-0.0004	-1.58***
VD	0.0126	6.98***
UE	0.0014	9.71*
SIZE	-0.0031	22.17***
LEV	0.0169	19.78***
ISA	-0.0011	-3.06**
AGE	0.0013	2.64
CFS	-0.0014	-3.63
YD	포함	
IND	포함	
F-값	36.06***	
Adj.R ²	0.3472	

- 1) ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서 유의함을 의미함.
 2) 변수설명 : VOL은 연간 일별 주가수익률의 표준편차, YD는 연도더미, IND는 산업더미 그리고 그 외 변수는 <표 2>참조.

본 연구에서는 거래량의 경우 소유구조에 영향을 받을 것으로 판단하여, 대주주지분율(OWN)을 모형에 포함하여 추가분석을 수행하였다. <표 7>은 대주주지분율(OWN)을 모형에 포함하여 추가분석한 결과이다.

<표 7> 추가분석3 : 통제변수(대주주지분율(OWN))을 추가하여 분석한 결과

$$TV_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 HI_{i,t} + \beta_2 PER_{i,t} + \beta_3 VD_{i,t} + \beta_4 UE_{i,t} + \beta_5 SIZE_{i,t} + \beta_6 LEV_{i,t} + \beta_7 ISA_{i,t} + \beta_8 AGE_{i,t} + \beta_9 CFS_{i,t} + \beta_{10} OWN_{i,t} + \beta_{11} YD_{i,t} + \beta_{12} IND_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

	모형 1(TV1)		모형 2(TV2)		모형 3(TV3)		모형 4(TV)	
	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값	회귀계수	t-값
(상수)	0.1580	18.31***	0.1324	15.35***	0.1130	13.54***	2.8905	14.98***
HI	-0.0098	-3.36***	-0.0098	-3.36***	-0.0087	-3.08***	-0.2043	-3.10***
PER	-0.0016	-3.15***	-0.0016	-3.15***	-0.0017	-3.43***	-0.0350	-2.95***
VD	0.0168	4.46***	0.0168	4.46***	0.0173	4.74***	0.5135	6.08***
UE	0.0005	1.74*	0.0005	1.74*	0.0006	2.14**	0.0136	1.95*
SIZE	-0.0045	-15.40***	-0.0045	-15.40***	-0.0044	-15.90***	-0.1141	-17.40***
LEV	0.0203	11.19***	0.0203	11.19***	0.0198	11.30***	0.4415	10.89***
ISA	-0.0015	-2.08**	-0.0015	-2.08**	-0.0010	-1.46	-0.0359	-2.13**
AGE	-0.0002	-0.20	-0.0002	-0.20	-0.0004	-0.41	-0.0041	-0.17
CFS	-0.0003	-0.46	-0.0003	-0.46	-0.0003	-0.40	0.0071	0.39
OWN	-0.0346	-16.50***	-0.0346	-16.50***	-0.0337	-16.60***	-0.7991	-17.00***
YD	포함							
IND	포함							
F-값	22.26***		23.00***		15.79***		17.12***	
Adj.R ²	0.2470		0.2534		0.1858		0.1992	

- 1) ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서 유의함을 의미함.
 2) 변수설명 : OWN은 대주주지분율, YD는 연도더미, IND는 산업더미 그리고 그 외 변수는 <표 2>참조.

<표 7>의 분석결과를 살펴보면, 상품시장의 경쟁정도(HI) 회귀계수는 각각의 모형에서 모두 유의(p<1%)한 음(-)의 값을 제시하고 있다. 이는 <표 4>의 결과와 일관된 것으로, 소유구조의

효과를 통제하여도 상품시장의 경쟁정도와 거래량 간에는 음(-)의 관련성을 가지고 있음을 시사하고 있다.³⁾

V. 결 론

본 연구는 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 거래량이 감소하는 지를 실증분석하였다. 상품시장의 경쟁정도가 높(낮)다는 것은 산업 독점도가 낮(높)다는 것을 의미한다. Mas-colell et al.(1995)의 미시경제학에 따르면, 산업의 독점도가 낮(높)은 기업은 시장에서 정상이윤(초과이윤)을 달성하는 것으로 보고하고 있다. 이는 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 기업의 수익성이 낮을 수 있음을 시사할 수 있다.

하지만, 상품시장의 경쟁정도와 일련의 선행연구에서는 상품시장의 경쟁은 외부기업지배구조의 매커니즘 역할을 수행하여 경영자의 해이(slack)을 감소시키는 시장규율의 효과를 가진다고 보고하고 있다. 따라서 상품시장의 경쟁정도가 높아질수록 기업의 효율성(생산성)은 증가하고, 경영자의 기회주의적인 이익조정, 정보비대칭 수준 및 대리인 문제는 감소하는 것으로 나타나고 있다.

특히, 손성규 외(2014)는 상품시장의 경쟁이 높아질수록 기업은 기업과 관련된 이해관계자들에게 높은 품질의 회계정보를 산출하고 있음을 입증하고자 높은 감사품질(감사보수)을(를) 요구(지불)한다고 보고하고 있다. 그리고 김성환·손성규(2011)는 상품시장의 경쟁이 심화될수록 회계정보의 질은 증가한다고 보고하고 있다. Bhattacharya et al.(2012)에 따르면, 우수한 회계정보의 질(발생액의 질)은 투자자의 정보위험(정보비대칭)을 감소시킨다고 설명하고 있다. 이러한 점에서 Ali et al.(2014)은 상품시장의 경쟁정도가 낮을수록 불투명한 정보환경을 가진다고 보고하고 있다.

한편, 거래량과 관련된 선행연구에서는 특정 시점(이익 공시시점)을 기준으로 새로운 정보의 양(회계이익 예측오차)이 작고, 정보비대칭 수준이 낮고, 회계정보의 질(발생액의 질) 및 정보환경(기업규모와 기업연령)이 우수할수록 기업에 대한 투자자의 상이한 믿음이 감소한다고 보고하고 있다. 하지만, 산업의 독점도 즉, 상품시장의 경쟁이 기업의 내재가치에 대한 투자자들의 상이한 믿음에 어떠한 영향을 미치고 있는 지를 분석한 연구는 없는 실정이다. 따라서 본 연구에서는 투자자의 상이한 믿음을 거래량 및 초과거래량으로 측정하였다.

2001-2011년 기간 동안 3,826개(기업-년) 기업을 대상으로 분석한 결과, 상품시장의 경쟁정도 회귀계수는 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 상품시장의 경쟁정도가 높

3) 본 연구에서는 기업의 규모가 작은 기업(기업규모(SIZE)가 중위수 이하인 기업)을 대상으로 본 연구의 가설을 검증하였지만, 그 결과는 <표 4> 및 <표 7>의 결과와 일관된 것으로 나타났다.

아질수록 거래량은 감소하는 것으로, 상품시장의 경쟁정도가 심화될수록 기업에 대한 투자자의 상이한 믿음이 감소하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

미시경제학이론에서는 거래량 변화는 가격(주가수익률) 변화를 발생시킨다고 설명하고 있다. 이러한 점에서 본 연구는 가격 변화를 연간 일별 주가수익률의 표준편차로 측정하여 상품시장의 경쟁정도와 연간 일별 주가수익률의 표준편차 간의 관련성을 추가분석하였다. 추가분석결과, 상품시장의 경쟁정도와 연간 일별 주가수익률 간에는 유의한 음(-)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 이는 본 연구의 기본(main) 분석결과와 일관된 것으로, 상품시장의 경쟁정도가 투자대상기업에 대한 투자자들 간의 상이한 믿음을 감소시키고 있음을 시사할 수 있다.

거래량과 관련된 선행연구에서는 특정시점으로 기간을 한정하여 개별기업의 특성요인이 투자자의 상이한 믿음에 미치는 영향만을 분석하고 있다. 특히 산업의 독점도 즉, 상품시장의 경쟁구조가 투자자의 의사결정에 어떠한 영향을 미치고 있는지를 분석한 연구는 없는 실정이다. 이러한 점에서 본 연구의 결과는 진입장벽을 낮추어 산업의 독점도를 낮추려는 정부기관의 정책담당자에게 중요한 시사점을 제공할 것으로 기대된다.

회계학과 관련된 실증분석 연구에서는 일반적으로 특정 변수가 가지는 정보효과를 가격을 통해서만 분석하고 있다. 이러한 점에서 본 연구에서는 기존의 연구와 달리 정보효과를 거래량을 통해서 분석하였다는 점에서 의의가 있다.

하지만, 본 연구에서는 자료수집의 문제로 인하여 상품시장의 경쟁정도를 국내 기업으로 한정하여 측정한 한계점이 있다. 특히, 본 연구에서는 상품시장의 경쟁정도를 측정함에 있어 개별기업의 매출액을 국내 매출액과 국외 매출액으로 나누어 측정하지 못한 한계점이 있다.

참고문헌

- 권수영 · 임영덕 · 마희영, 2008, “감사인의 산업전문성이 계속감사기간과 감사품질의 관계에 미치는 영향과 강제교체 감사인의 감사보수 분석”, 회계저널 17(2) : 1-38.
- 김성환 · 손성규, 2011, “산업별 회계정보의 품질에 대한 실증연구”, 회계학연구 6(3) : 179-215.
- 김종일, 2008, “이익조정이 수익비용대응의 적절성에 미치는 영향”, 세무와 회계저널 14(3) : 9-28.
- 김지홍 · 백혜원 · 고재민, 2010, “발생액의 질과 재무분석가의 정보 환경이 이익예측 정확도에 미치는 영향”, 회계학연구 35(3) : 1-35.
- 손성규 · 고재민 · 백혜원, 2009, “발생액의 질의 회계정보 유용성”, 회계정보연구 27(2) : 273-304.
- 손성규 · 신일항, 2014, “상품시장 경쟁이 재무분석가의 이익예측에 미치는 영향”, 경영학연구 43(4) : 1029-1058.
- 손성규 · 신일항 · 이명건, 2014, “상품시장 경쟁과 감사보수”, 회계학연구 39(6) : 229-265.
- 신일항 · 이명건 · 이은철, 2014, “산업 내 경쟁정도와 실제이익조정-기업지배구조와의 상호작용을 중심으로-”, 회계학연구 39(3) : 57-90.
- 유혜영 · 이호영 · 채수준, 2013, “산업경쟁도가 이익조정에 미치는 영향”, 회계정보연구 31(3) : 317-342.
- 정문종, 1997, “대리인 비용, 사적정보의 문제 및 기타 기업특성과 기업의 차별적 감사수요”, 회계학연구 22(4) : 91-121.
- 정석우 · 임태균, 2005, “회계이익의 지속성이 재무분석가의 이익예측오차와 이익예측정확성에 미치는 영향”, 회계학연구 30(2) : 209-235.
- 정현욱 · 이현주, 2014, “산업전문감사인이 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향”, 세무와 회계저널 15(4) : 173-201.
- 정현욱, 2015, “이익유연화 및 발생액의 질에 따라 거래량과 회사채 신용등급 간의 관계에 미치는 영향”, 세무와 회계저널 16(2) : 131-159.
- 정혜영, 1990, “회계이익 공시시점에서의 추가수익률분산과 거래량변동의 공통성에 관한 연구”, 회계학연구 10(1) : 133-150.
- 최기홍 · 윤성민, 2012, “한국주식시장에서 거래량이 수익률 변동성의 지속성과 비대칭성에 미치는 영향”, 산업경제연구 25(2) : 1729-1750.
- 최종서 · 신성목, 1997, “연차이익공시에 대한 거래량반응 : 한국증권시장에서의 실증적 증거”, 회계학연구 22(1) : 1-35.
- 한봉희, 2001, “비기대이익과 초과추가수익률의 측정”, 증권학회지 29(1) : 183-214.
- 황인태, 1995, “연결재무제표의 유용성에 관한 실증적 연구 : 거래량정보를 이용하여”, 회계학연구

구 20(2) : 59–75.

- 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.
- Ali, A., S. Klasa, and E. Yeung. 2014. Industry Concentration and Corporate Disclosure Policy. *Journal of Accounting and Economics* 58(2–3) : 240–264.
- Baggs, J., and J. Bettignies. 2007. Product Market Competition and Agency Costs. *Journal of Industrial Economics* 55(2) : 289–323.
- Bamber, L. S. 1987. Unexpected Earnings, Firm Size, and Trading Volume around Quarterly Earnings Announcements. *The Accounting Review* 62(3) : 510–532.
- Beaver, W. 1968. The Information Content of Annual Earnings Announcements. *Journal of Accounting Research* 6 : 67–92.
- 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 : 449–482.
- Bhushan, R. 1989. Firm Characteristics and Analyst Following. *Journal of Accounting and Economics* 11(2/3) : 255–274.
- Diamond, D., and R. Verrecchia. 1991. Disclosure, Liquidity, and the Cost of Capital. *Journal of Finance* 46(4) : 1325–1360.
- Griffith, R. 2001. Product Market Competition, Efficiency and Agency Cost : An Empirical Analysis. Institute for Fiscal Studies.
- Guadalupe, M., and F. Pérez–González. 2010. Competition and Private Benefits of Control. Working paper.
- Hart, O. D. 1983. The Market Mechanism as an Incentive Scheme. *The Bell Journal of Economics* 14(2) : 366–382.
- Holthausen, W., and R. Verrecchia. 1990. The Effect of Informedness and Consensus on Price and Volume Behavior. *The Accounting Review* 65(1) : 191–208.
- Jung, H., and S. Moon. 2017. Matching Level And Investors'Heterogeneous Beliefs. *The Journal of Applied Business Research* 33(3) : 451–466.
- 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.
- 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.
- Nickell, S. 1996. Competition and Corporate Performance. *Journal of Political Economy* 104(4) : 724–746.
- Ziebart, D. A. 1990. The Association Between Consensus of Beliefs and Trading Activity Surrounding Earnings Announcements. *The Accounting Review* 65(2) : 477–488.

Competition of Market and Investors' Heterogeneous Beliefs

Jung Hyun-Uk* · Kim Do-Youn**

—〈Abstract〉—

This study investigates whether the competition of product market is negatively related to investors' heterogeneous beliefs. Prior studies related with trading volume report that low-earnings quality and high-information asymmetry increase investors' heterogeneous beliefs. Therefore, increased investors' heterogeneous beliefs result in high-trading volume. we use trading volume as proxy on investors' heterogeneous beliefs.

The sample consists of non-financial listed KOSPI firms during 2001–2011 period. After controlling for variables related to trading volume as reported in previous studies, the regression coefficient for the competition of product market reports significant negative sign. This empirical results indicate that high-competition of product market decrease trading volume. In this respect, These results mean that competition of product market is negatively related to investors' heterogeneous beliefs.

Also we test relations between competition of product market and standard deviation of daily stock returns additionally. Additional test result, the regression coefficient for the competition of product market reports significant negative sign. Additional test result is consistent with main results.

This study contributes to extant literature on competition of product market by providing evidence that competition of product market affects investor' portfolio selection. The results may help policy makers establish policy development to lower entry barriers.

〈Key words〉 Competition of Product Market, Investors' Heterogeneous Beliefs, Trading Volume

* Assistant Professor, School of Business, Dong-A University, biglotos@dau.ac.kr, First Author

** Ph.D Candidate, Department of Business Administration, Yeungnam University, doyou@yu.ac.kr, Corresponding Author