

세무와회계저널
제17권 제5호 2016년 10월 pp.121 ~ 140
한국세무학회

특수관계자거래와 투자자들 간의 상이한 믿음

정현욱* · 이강일**

<요 약>

본 연구는 특수관계자거래가 기업의 내재가치에 대한 투자자들 간의 상이한 믿음에 어떠한 영향을 미치는지를 실증분석하였다. 특수관계자거래와 관련하여, 특수관계자거래와 관련된 연구에서는 이익상충가설과 효율적 거래가설이 존재할 수 있다고 설명하고 있다.

이익상충가설은 특수관계자거래가 지배주주의 부를 극대화하기 위한 수단(터널링의 수단)으로 이용될 수 있다는 것이다. 이러한 가설에 따르면, 특수관계자거래 금액이 커질수록 경영자의 이익조정과 정보비대칭 수준은 증가하고, 회계이익의 질, 경영성과 그리고 기업가치는 감소할 수 있는 것으로 보이고 있다.

이와 반대로, 효율적 거래가설은 특수관계자거래가 상호보험효과를 위한 수단으로 이용될 수 있다는 것이다. 따라서 Khanna and Yafeh(2005)는 계열화된 기업의 경우 독립적인 기업보다 영업이익의 변동성이 낮다고 보고하고 있고, 정현욱·이강일(2014)은 특수관계자거래 금액이 커질수록 미래이익반응계수는 증가한다는 실증결과를 제시하고 있다.

본 연구에서는 특수관계자거래와 관련된 상반된 가설을 근거로, 특수관계자거래 금액은 투자자들 간의 의견불일치 정도와 관련성이 없을 것이라는 귀무가설을 설정하고 실증분석하였다. 그리고 실증분석에 사용된 투자자들 간의 상이한 믿음은 거래량으로 측정하였다.

분석결과, 특수관계자거래 금액의 회귀계수는 유의한 양(+)의 값을 제시하였다. 이러한 결과는 토빗 모형을 이용한 실증분석에서도 일관된 것으로 나타났다. 이는 특수관계자거래 금액이 커질수록 거래량은 증가하는 것으로, 특수관계자거래가 기업의 내재가치에 대한 투자자들 간의 상이한 믿음을 증가시키는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

특수관계자거래와 관련된 일련의 선행연구에서는 특수관계자거래와 기업특성변수 간의 관련성만을 분석하고 있지만, 투자자들이 특수관계자거래를 어떻게 인식하고 투자의사결정을 내리고 있는지를 분석한 연구는 없는 실정이다. 이러한 점에서 본 연구의 결과는 투자자의 의사결정과 정부기관의 정책수립에 유용한 자료를 제시한다는 점에서 공헌점이 있다고 판단된다.

<주제어> 특수관계자거래, 거래량, 투자자들 간의 상이한 믿음

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

** 영남대학교 경영대학 회계세무학과 교수, kilee@ynu.ac.kr, 교신저자

I. 서 론

본 연구는 2001년부터 2011년까지 기간 동안 유가증권시장 상장기업(금융업 제외)을 대상으로, 특수관계자거래 금액은 기업의 내재가치에 대한 투자자들 간의 상이한 믿음과 관련성이 없을 것이라는 가설을 설정하고 실증분석을 수행하였다. 경제협력개발기구(OECD, The Organisation for Economic Co-operation and Development)의 보고서(2012)에 따르면, 특수관계자거래는 지배주주의 부를 높이기 위한 수단으로 미국, 영국 및 호주를 제외한 여러나라에서 흔히 발생하고 있다고 설명하고 있다.

하지만, 특수관계자거래와 관련된 선행연구에서는 특수관계자거래에 대하여 두 가지 상반된 가설을 제시하고 있다(Chang and Hong 2000 ; 최정호 2009 ; 김진희 2011 ; 정현욱 · 이강일 2014 ; Bertrand et al. 2002). 첫째는 이익상충가설로, 이는 앞서 언급한 경제협력개발기구의 보고서(2012) 내용과 같이, 지배주주 자신의 부를 높이기 위하여 지배주주의 지분율이 높은 관계기업으로 기업의 자산이나 이익을 이전한다는 것이다. 즉, 이익상충가설에서는 특수관계자거래의 경우, 소액주주의 부를 희생시켜 지배주주의 부를 높이기 위한 수단(터널링(tunneling)의 수단)으로 이용될 수 있다는 것이다.

이러한 논리를 바탕으로, 김지홍 · 우용상 (2008, 2009), 고윤성 외(2011), 김영화(2012) 그리고 Ryngaert and Thomas(2012)는 특수관계자거래 금액이 커질수록 경영자의 이익조정과 정보비대칭 수준은 증가하고, 회계이익의 질 및 경영성과는 감소한다고 보고하고 있다. 따라서 이원흠(2006)은 특수관계자거래의 경우, 기업가치에 부정적인 요인이 된다고 보고하고 있다.

둘째는 효율적 거래가설로, 계열사 간의 내부거래 및 특수관계자거래는 거래비용과 정보위험을 감소시켜 기업집단 전체의 경제적 효율성을 이룰 수 있다는 것이다(Chang and Hong 2000 ; 정현욱 · 이강일 2014). Ferris et al.(2003)의 연구에서는 기업집단의 경우, 계열사 간의 재정적인 혜택(이를 ‘상호보험효과(coinsurance effect)’¹⁾라 칭한다)이 있다고 설명하고 있다. 그리고 Jia et al.(2013)은 상호보험효과와 관련 계열사 간의 특수관계자거래를 통하여 이루어진다고 보고하고 있다.

이러한 맥락에서, Khanna and Yafeh(2005)는 계열화된 기업(group-affiliated firms)의 경우 독립적인 기업(independent firms)보다 영업이익의 변동성이 낮다고 보고하고 있다. 그리고 정현욱 · 이강일(2014)은 특수관계자거래 금액이 커질수록 미래이익반응계수는 증가한다는 실증결과를 제시하고 있다.

한편, 기업의 정보환경이 우수하지 못할 경우, 기업의 내재가치에 대한 투자자들 간의 상이한 믿음(heterogeneous beliefs) 혹은 의견불일치(disagreement) 정도는 높아지게 되고, 이는 결과적으로 거래량(trading volume)을 증가시키는 요인이 된다(Bamber 1987 ; 정혜영 1990 ; Ziebart 1990 ; Ajinkya et al. 1991 ; 최중서 · 신성목 1997 ; 손성규 외 2009 ; 최기홍 · 윤성민 2012 ;

1) 상호보험효과란 재벌(chaebol) 계열사들 간에 현금흐름이 불안전하여 계열사 각자의 부채를 상호 부담할 경우, 재벌기업의 이자비용 절감액과 차입능력은 증가된다는 것이다(정현욱 · 이강일(2014) 인용).

정현욱 2015b). 이러한 점에서 Bamber(1987)와 Chen et al.(2001)은 거래량을 투자자들 간의 상이한 믿음 혹은 의견불일치에 대한 대용변수로 사용할 수 있다고 설명하고 있다.

거래량과 관련된 선행연구에서는 재무분석가의 회계이익 예측오차, 재무분석가의 (이익)예측치 분산 및 재무분석가 이익예측치의 수정이 높을수록 거래량은 증가하지만, 기업규모가 크고, 회계이익의 질이 높아질수록 거래량은 감소하는 것으로 보고하고 있다. 하지만, 특수관계자거래가 기업의 내재가치에 대한 투자자들 간의 상이한 믿음에 미치는 영향을 분석한 연구는 없는 실정이다.

본 연구에서는 특수관계자거래와 관련된 상반된 가설을 근거로, 특수관계자거래 금액은 투자자들 간의 의견불일치 정도와 관련성이 없을 것이라는 귀무가설을 설정하고 실증분석을 수행하였다. 거래량을 종속변수로 설정하고 특수관계자거래 금액을 독립변수로 포함하는 다변량회귀분석에서 통제변수의 영향을 반영한 후, 특수관계자거래 금액의 회귀계수는 유의한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이러한 결과에 따르면, 특수관계자거래가 기업의 내재가치에 대한 투자자들 간의 상이한 믿음을 증가시키는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

특수관계자거래와 관련된 일련의 선행연구에서는 특수관계자거래와 기업특성변수 간의 관련성만을 분석하고 있지만, 투자자들이 특수관계자거래를 어떻게 인식하고 투자의사결정을 내리고 있는지를 분석한 연구는 없는 실정이다. 이러한 점에서 본 연구의 결과는 투자자의 의사결정과 정부기관의 정책수립에 유용한 자료를 제시한다는 점에서 공헌점이 있다고 판단된다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. 제Ⅱ장에서는 선행연구와 연구가설을 제시하였다. 제Ⅲ장에서는 연구방법론으로 연구모형과 변수측정 및 표본의 선정을 제시하였고, 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 기술하였다. 마지막으로 제Ⅴ장에서는 연구의 결과와 시사점을 기술하였다.

Ⅱ. 선행연구의 검토 및 가설 설정

1. 거래량과 관련된 선행연구

Karpoff(1986)는 투자자들 간에 다른 사전적인 기대(divergent prior expectations)를 가질 경우, 투자자들이 기업의 정보를 동일하게(identically) 해석하여도 거래량은 증가한다고 보고하고 있다. 그리고 최기홍·윤성민(2012)과 정현욱(2015b)은 내재가치에 대한 투자자들 간의 상이한 믿음이 커질수록 거래량은 증가한다고 설명하고 있다. 이러한 점에서 Bamber(1987)와 Chen et al.(2001)은 거래량을 투자자들 간의 상이한 믿음 혹은 의견불일치에 대한 대용변수로 사용할 수 있다고 설명하고 있다.

투자자들이 투자대상기업에 대한 상이한 믿음 혹은 의견불일치 정도가 크다는 것은 기업의 정보환경이 우수하지 못하다(정현욱 2015b)는 것을 의미할 수 있다. 따라서 거래량과 관련된 선행연구에서는 정보환경과 관련된 기업특성변수가 주식거래량에 어떠한 영향을 미치고 있는 지

를 실증분석하고 있다(Bamber 1987 ; 정혜영 1990 ; Ziebart 1990 ; Ajinkya et al. 1991 ; 최종서 · 신성목 1997 ; 손성규 외 2009).

정혜영(1990)은 재무분석가의 회계이익 예측오차와 거래량 간의 관련성을 실증분석하였다. 분석결과, 회계이익의 예측오차가 커질수록 거래량이 증가하는 것으로 나타났다. 이와 유사한 맥락에서, Ajinkya et al.(1991)과 최종서 · 신성목(1997)은 재무분석가의 (이익)예측치 분산과 거래량 간의 관련성을 분석하였다. 분석결과, 재무분석가의 예측치 분산과 거래량 간에는 양(+)의 관련성을 가지는 것으로 나타났다.

또한, Ziebart(1990)는 재무분석가 이익예측치의 수정과 초과거래량의 변화 간에는 양(+)의 관련성을 가진다고 보고하고 있다. 이러한 결과에 따르면, 우수하지 못한 정보환경(높은 정보위험)은 거래량을 증가시키는 요인이 될 수 있는 것으로 판단되어 진다.

한편, Kim and Verrecchia(1994)의 연구에서는 이익공시시점의 경우 비이익공시시점보다 정보비대칭 수준이 높을 수 있다고 보고하고 있다. 따라서 Bamber and Cheon(1995)은 이익공시가 거래량을 증가시킨다고 보고하고 있다. 그리고 최종서 · 신성목(1997)은 비기대이익과 거래량 간에는 양(+)의 관련성이 있다고 보고하고 있다.

Bhattacharya et al.(2012)의 연구에 따르면, 높은 회계이익의 질(발생액의 질)은 정보위험을 감소시킨다고 보고하고 있다. 이는 회계이익의 질과 거래량 간에는 음(-)의 관련성이 있음을 시사할 수 있다. 이러한 점에서 손성규 외(2009)는 발생액의 질이 비기대이익과 거래량 간의 관련성에 어떠한 영향을 미치는 지를 실증분석하였다. 분석결과, 높은 회계이익의 질은 비기대이익과 거래량 간의 양(+)의 관련성을 감소시키는 것으로 보고하고 있다.

Bhushan(1989)은 기업규모가 커질수록 재무분석가의 수(analyst following)는 증가한다고 보고하고 있다. 이는 기업규모와 정보위험 간에는 음(-)의 관련성을 가질 수 있음을 시사한다. 따라서 Bamber(1987), 정혜영(1990) 그리고 최종서 · 신성목(1997)은 기업규모와 거래량 간에는 음(-)의 관련성이 있다고 보고하고 있다.

이상의 거래량과 관련된 연구결과를 정리해 보면, 거래량은 정보위험(정보비대칭 수준)이 높아질수록 증가하는 것으로 나타나고 있다. 하지만, 회계이익의 질이 높고, 기업의 규모가 커질수록 거래량은 감소하는 것으로 나타나고 있다. 이는 기업의 정보환경을 개선(악화)시키는 요인은 기업의 내재가치에 대한 투자자들 간의 의견불일치 정도를 감소(증가)시켜, 결과적으로 거래량이 감소(증가)되는 것으로 판단되어 진다.

2. 특수관계자거래와 관련된 선행연구 및 가설의 설정

특수관계자거래와 관련된 선행연구에서는 터널링을 위한 수단으로 특수관계자거래가 이용된다는 연구와 효율적 거래가설과 관련성을 가진다는 연구로 나눌 수 있다. 먼저, 특수관계자거래가 터널링을 위한 수단으로 이용된다는 연구에서는 특수관계자거래 금액이 커질수록 경영자의

기회주의적인 이익조정은 증가(김지홍·우용상 2008)하고, 회계이익의 질(발생액의 질(accrual quality))은 감소한다(김지홍·우용상 2009)고 보고하고 있다. 특히, 최정호(2009)의 연구에 따르면, 특수관계자거래 중 관계회사 간의 매출거래는 발생액의 질을 낮추는 주된 요인이라고 보고하고 있다.

Bhattacharya et al.(2012), Barth et al.(1999) 및 이세용(2014)은 회계이익의 질이 감소할 경우 정보비대칭 수준은 증가하고, 회계이익의 가치관련성은 감소한다고 보고하고 있다. 이는 특수관계자거래가 커질수록 정보비대칭 수준은 증가하고, 회계정보의 가치관련성은 감소할 수 있음을 시사할 수 있다. 이러한 점에서 고운성 외(2011)와 김영화(2012)는 특수관계자거래 금액이 커질수록 정보비대칭 수준(재무분석가의 예측오차)이 증가하고, 회계이익의 가치관련성은 감소한다는 실증분석결과를 제시하고 있다.

한편, Ryngaert and Thomas(2012)는 특수관계자거래와 경영성과(영업이익률) 간에 음(-)의 관련성을 가진다고 설명하고 있다. 이러한 결과는 우리나라의 기업을 대상으로 분석한 김진희(2011)의 연구에서도 일관된 것으로 나타났다. 구체적으로 김진희(2011)는 특수관계자거래와 매출총이익 및 총자산이익률 간에 음(-)의 관련성이 있다고 설명하고 있다. 이와 유사한 맥락에서, 이원흠(2006)은 특수관계자거래와 기업가치 간에 음(-)의 관련성이 있다는 실증결과를 보고하고 있다.

이상의 연구결과에 따르면, 터널링의 수단으로 특수관계자거래가 이용될 경우, (경영자의) 기회주의적 이익조정과 정보비대칭 수준(회계이익의 질과 경영성과)은(는) 증가(감소)하여 결과적으로 기업가치에 부정적인 요인으로 작용하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

한편 Ferris et al.(2003)의 연구에서는 기업집단의 경우, 계열사 간의 재정적인 혜택이 있다고 설명하고 있다. 그리고 Jia et al.(2013)은 상호보험효과의 경우 계열사 간의 특수관계자거래를 통하여 이루어진다고 보고하고 있다. 따라서 Khanna and Yafeh(2005)는 계열화된 기업의 경우 독립적인 기업보다 영업이익의 변동성이 낮다고 보고하고 있다.

정현욱·이강일(2014)은 Tucker and Zarowin(2006)의 미래이익반응계수(FERC) 모형을 사용하여 특수관계자거래와 미래이익반응계수 간의 관련성을 분석하였다. 분석결과, 특수관계자거래가 미래이익반응계수와 양(+)의 관련성이 있는 것으로 나타났다. 이는 특수관계자거래 금액이 커질수록 미래이익의 정보효과가 증가하는 것을 의미한다. 이러한 결과에 대하여, 이들 연구자들은 특수관계자거래가 지배주주의 사적이익추구 또는 편취를 초래하는 터널링의 수단으로 이용될 수 있지만, 효율적 거래가설과도 관련성을 가질 수 있다고 설명하고 있다. 따라서 정현욱·이강일(2014)은 특수관계자거래가 미래이익에 대한 투자자의 합리적 기대에 기여할 수 있다고 설명하고 있다.

이와 유사한 결과는 이현주 외(2014)의 연구에서도 나타났는데, 이현주 외(2014)는 Bhattacharya et al.(2012)의 연구방법론에 기초하여 특수관계자거래가 자기자본비용에 어떠한 영향을 미치는지를 실증분석하였다. 구체적으로 이현주 외(2014)는 특수관계자거래 금액을 더미변수(dummy,

중위수 이상이면 1, 아니면 0)로 측정하여, 회계이익의 질 및 정보비대칭 수준이 자기자본비용에 영향을 미침에 있어 특수관계자거래가 어떠한 추가적인 영향을 미치는 지를 분석하였다.

분석결과, 특수관계자거래는 회계이익의 질 측정치와 자기자본비용 간의 음(-)의 관련성을 감소시키는 것으로 나타났다. 하지만, 특수관계자거래는 정보비대칭 수준과 자기자본비용 간의 양(+)의 관련성에 추가적인 영향이 없는 것으로 나타났다. 이러한 실증분석결과를 바탕으로, 이현주 외(2014)는 특수관계자거래가 투자자들에게 부정적인 요인으로 작용한다는 기존의 선행연구들을 재검토해야 할 필요성이 있다고 보고하고 있다.

한편, 권수영 외(2012)는 발생액의 질이 높을 경우 미래이익반응계수가 증가된다고 보고하고 있다. 그리고 Francis et al.(2004) 및 Bhattacharya et al.(2012)은 발생액의 질(회계이익의 질)이 높을 경우 정보위험이 감소한다고 보고하고 있다. 이러한 점에서 특수관계자거래가 기업의 내재가치에 대한 투자자들 간의 상이한 믿음에 미치는 영향은 실증의 문제로 판단되어, 본 연구에서는 아래와 같은 귀무가설을 설정하였다.

가설 : 특수관계자거래 금액과 거래량 간에는 관련성이 없을 것이다.

III. 연구방법론

1. 연구모형

본 연구에서는 특수관계자거래 금액과 투자자들 간의 상이한 믿음 간에 관련성이 없을 것이라는 가설을 검증하기 위하여 아래의 식(1)과 같은 모형을 설정하였다.

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

TV : 거래량(자세한 측정방법은 ‘III.2 거래량 및 초과거래량’ 참조)

TV1 : 거래량1(일별 평균 거래량)

TV2 : 거래량2(일별 평균 초과거래량)

RPT : 특수관계자거래 금액((특수관계자 간의 매출+매입+기타수익+기타비용)/t기 매출액)

SMO : 이익유연화 지수²⁾

VD : 자율공시수준(t기 자율공시건수/ln(t기 자산총액(원)))

2) 이익유연화 지수(SMO)는 ‘과거 5년 간의 법인세차감전순이익(법인세차감전순이익/영업활동으로 인한 현금흐름) 표준편차’에 ‘-1’을 곱하여 측정하였다. 이럴 경우, ‘(-1)×과거 5년 간의 법인세차감전순이익(법인세차감전순이익/영업활동으로 인한 현금흐름) 표준편차’값이 커질수록 이익유연화 정도는 높아지는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

UE : 비기대이익($((t\text{기 EPS}-t-1\text{기 EPS})/t-1\text{기 주가})$)
 SIZE : 기업규모($\ln(t-1\text{기 자산총액})$)
 LEV : 부채비율($(t\text{기 부채총액}/t\text{기 자산총액})$)
 SPE : 산업전문감사인(산업별 시장점유율이 20% 이상이면 1, 아니면, 0)
 AGE : 기업연령($\ln(\text{상장 개월수})$)
 CFS : 연결채무제표 공시($t\text{기에 연결채무제표를 공시하는 기업이면 1, 아니면 0}$)
 YD : 연도더미
 IND : 산업더미

식(1)은 본 연구의 가설을 분석하기 위한 실증분석모형이다. 식(1)의 β_1 이 유의한 양(+)의 값을 제시하면, 특수관계자거래 금액이 커질수록 투자자들 간의 상이한 믿음은 증가하는 것으로 해석할 수 있다. 하지만, 식(1)의 β_1 이 유의한 음(-)의 값을 제시하면, 특수관계자거래 금액이 커질수록 투자자들 간의 상이한 믿음은 감소하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

본 연구에서는 특수관계자거래 이외에 다음의 변수를 모형에 포함하였다. 손성규 외(2009)는 회계정보의 질이 높은 기업일수록 비기대이익과 거래량 간의 관련성은 감소한다고 보고하고 있다. 또한 이와 유사한 맥락에서, 정현욱(2015b)은 재량발생의 절대값이 커질수록 거래량은 증가한다고 보고하고 있다. 이러한 연구결과를 바탕으로, 본 연구에서는 회계정보의 질을 이익유연화 지수(SMO)로 측정하여, 회계정보의 질이 투자자들 간의 상이한 믿음에 미치는 영향을 통제하였다. 그리고 이익유연화 지수는 양동훈 외(2007)의 방법론을 이용하여 측정하였다.

최기홍 · 윤성민(2012)은 시장에 새로운 정보가 도달할 경우, 새로운 균형가격이 결정될 때까지 거래는 계속 발생한다고 설명하고 있다. 이러한 점에서 정현욱(2015b)은 정보의 양이 많은 기업일수록 거래량은 증가한다는 실증결과를 제시하고 있다. 본 연구에서는 정현욱(2015b)과 일관되게 정보의 양을 자율공시수준(VD)으로 측정하여, 정보의 양이 거래량에 미치는 영향을 통제하였다.

한봉희(2001)에 따르면, 비기대이익은 재무변수들 중 가장 많은 정보를 가지고 있다고 설명하고 있다. 그리고 최종서 · 신성목(1997)과 정현욱(2015b)은 비기대이익의 수준과 거래량 간에 양(+)의 관련성이 있다는 실증결과를 보고하고 있다. 따라서 본 연구에서는 비기대이익(UE)을 모형에 포함하여, 비기대이익이 투자자들 간의 상이한 믿음에 미치는 영향을 통제하였다.

정혜영(1990)에 따르면, 기업의 규모는 정보환경을 나타낸다고 설명하고 있다. 이러한 점에서 정혜영(1990)은 기업의 규모가 커질수록 기업의 내재가치에 대한 투자자들 간의 상이한 믿음이 감소하게 되므로, 기업규모는 거래량과 음(-)의 관련성을 가진다고 보고하고 있다. 본 연구에서는 기업의 규모가 거래량에 미치는 영향을 통제하기 위하여 기업규모(SIZE)를 모형에 포함하였다.

최종서 · 신성목(1997)과 정현욱(2015b)은 위험 및 파산위험이 높아질수록 거래량은 증가한다고 보고하고 있다. 따라서 본 연구에서는 위험 및 파산위험을 부채비율(LEV)로 측정하여, 위험 및 파산위험이 거래량에 미치는 영향을 통제하였다.

본 연구에서는 감사품질을 산업전문감사인(SPE)으로 측정하여 감사품질이 거래량에 미치는

영향을 통제하였다. Chow(1982), 정문중(1997) 및 정현욱·이현주(2014)에 따르면, 피감사기업의 정보위험이 높을수록 피감사인은 높은 감사품질을 제공하는 감사인(산업전문감사인)을 선임할 유인이 증가한다고 보고하고 있다. 이럴 경우, 산업전문감사인은 거래량과 양(+)의 관련성을 가질 것으로 기대된다.

하지만, 조현연·김도원(2010)은 산업전문감사인과 실제활동이익조정(REM, real earnings management) 수준 간에는 음(-)의 관련성이 있다고 보고하고 있다. 그리고 나종길·최기호(2005)는 피감사기업의 회계이익의 질은 산업전문감사인과 양(+)의 관련성을 가진다고 보고하고 있다. 이는 산업전문감사인이 피감사기업의 정보환경을 개선시키고 있음을 시사한다. 따라서 본 연구에서는 감사품질을 통제하기 위하여 산업전문감사인(SPE)을 모형에 포함하였지만, 산업전문감사인의 기대부호는 예상하지 않는다.

정혜영(1990)은 기업의 연령이 높을수록 정보비대칭 수준이 낮으므로, 기업의 연령은 거래량과 음(-)의 관련성을 가진다고 보고하고 있다. 따라서 본 연구에서는 기업연령(AGE)을 모형에 포함하였다. 황인태(1995)는 연결채무제표 공시가 시장구성원들에게 유의적인 정보를 제공한다고 보고하고 있다. 본 연구에서는 연결채무제표 공시여부를 더미변수로 측정하여 연결채무제표 공시가 거래량에 미치는 영향을 통제하였다. 구체적으로 연결채무제표 공시(CFS)는 거래량과 양(+)의 관련성을 가질 것으로 기대된다. 마지막으로, 본 연구에서는 연도효과 및 산업효과를 통제하기 위하여 연도더미(YD) 및 산업더미(IND)를 모형에 포함하였다.

2. 거래량 및 초과거래량 측정

본 연구에서는 투자자들 간의 상이한 믿음에 대한 대용변수(proxy)로 거래량을 사용하였으며, 거래량은 정현욱(2015b)의 연구방법론에 근거하여 측정하였다. 아래 식(2)의 거래량1(TV1)은 개별기업의 일별 평균 거래량을 나타낸 것이다.

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

TV1 : 거래량1(일별 평균 거래량)

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

T_{NF} : 거래량이 존재하는 일수

하지만, 거래량1(TV1)의 경우, 개별기업의 거래량이 초과 발생 하였는 지를 나타내지 못하는 한계점이 있다. 따라서 본 연구에서는 아래 식(3)과 같이 일별 평균 초과거래량(거래량2(TV2))을 추가적으로 측정하였다. 개별기업의 거래량2(TV2)의 값이 '0(zero)'보다 큰(작은) 값을 가질 경우, 양(+)(음(-))의 초과거래량이 발생한 것으로 해석할 수 있을 것이다.

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

TV2 : 거래량2(시장모형을 사용하여 측정한 일별 평균 초과거래량)

V_{mt} : t일의 (시장) 전체 거래량/t일의 (시장) 전체 상장주식수

3. 표본의 선정

본 연구에서는 아래의 조건을 만족시키는 기업(금융업을 제외)으로 표본을 선정하였다.

- (1) NICE평가정보주의 Kis-Value 데이터베이스를 통하여 2001년부터 2011년까지 재무자료(특수관계자거래 포함)와 감사법인을 수집할 수 있는 기업
- (2) 자본이 양(+)인 기업
- (3) 금융감독원 전자공시시스템에서 상장일과 자율공시수준(건수)을 수집할 수 있는 기업

아래 <표 1>은 위 조건을 만족시키는 최종표본에 대한 산업-연도별 분포이다. <표 1>에 제시된 기준은 NICE평가정보주의 Kis-Value 데이터베이스 산업(대)분류에 따른 것이다. 구체적으로 <표 1>을 보면, 최종표본 5,468개(기업-년) 중 제조업은 3,748개(기업-년), 전문, 과학 및 기술 서비스업은 427개(기업-년), 도매 및 소매업은 379개(기업-년), 건설업은 311개(기업-년) 그리고 운수업은 186개(기업-년)로 5개 산업이 표본의 92%를 초과하고 있다.

<표 1> 표본기업의 산업-연도별 분포

산업명(대분류)	01	02	03	04	05	06	07	08	09	10	11	합계
농업, 임업 및 어업	4	4	4	4	4	4	4	4	4	5	5	46
광업	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	11
제조업	278	292	306	316	333	346	356	364	372	385	400	3,748
전기, 가스, 증기 및 수도사업	8	8	8	8	8	9	9	9	9	10	10	96
건설업	24	27	27	29	29	29	29	30	30	30	27	311
도매 및 소매업	24	27	29	32	34	37	37	37	37	41	44	379
운수업	15	15	15	15	16	16	18	18	19	19	20	186
숙박 및 음식점업	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	11
출판, 영상, 방송통신 및 정보서비스업	11	11	13	15	15	16	16	17	18	20	22	174
부동산업 및 임대업	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	1	11
전문, 과학 및 기술서비스업	33	33	35	36	38	38	38	41	43	43	49	427
사업시설관리 및 사업지원서비스업	1	1	1	1	1	3	5	5	5	6	6	35
교육서비스업				1	1	1	1	1	1	1	1	8
예술, 스포츠 및 여가관련서비스업	1	2	2	2	1	1	2	2	4	4	4	25
합계	402	423	443	462	483	503	518	531	545	567	591	5,468

IV. 실증분석결과

1. 주요변수의 기술통계량 및 상관관계 분석

<표 2>는 실증분석 모형에 사용되고 있는 각 변수들의 기술통계량이다. <표 2>를 살펴보면, 거래량1(TV1)의 평균(중위수)은 0.0130(0.0063)이고, 표준편차는 0.0210으로 나타나 평균이 중위수보다 다소 높은 것으로 보이고 있다. 하지만, 정현욱(2015b)에서 보고하고 있는 평균 및 중위수와 유사한 것으로 판단된다. 구체적으로 정현욱(2015b)의 연구에서는 거래량1(TV1)의 평균 및 중위수를 0.0116 및 0.0060으로 보고하고 있다.

초과거래량을 나타내는 거래량2(TV2)의 평균과 중위수는 -0.0030과 -0.0072로 나타났으며, 표준편차는 0.0211로 나타났다. 거래량2(TV2)의 평균 및 중위수가 '0'보다 작은 값을 가지는 것으로 볼 때, 표본기업들의 절반이상이 음(-)의 초과거래량이 발생하는 것으로 판단되어 진다. 정현욱(2015b)의 연구에서는 거래량2(TV2)의 평균 및 중위수를 -0.0015 및 -0.0062로 보고하고 있다.

특수관계자거래 금액(RPT)의 평균(중위수)은 0.2511(0.1518)로 나타났다. 그리고 표준편차는 0.2837로 나타났다. 특수관계자거래 금액(RPT)의 평균은 중위수보다 다소 높은 것으로 보이고 있다. 하지만, 최원욱 외(2011)에서는 평균과 중위수를 각각 0.234과 0.050으로 보고하고 있어 본 연구의 분포와 유사한 것으로 판단되어 진다.

기타 통제변수들의 기술통계량을 살펴보면, 이익유연화 지수(SMO)의 평균(중위수)은 -0.0608(-0.0330)로 나타났고, 자율공시수준(VD)의 평균(중위수)은 0.0433(0.0000)으로 나타났다. 이익유연화 지수(SMO)와 자율공시수준(VD)의 평균과 중위수는 양동훈 외(2007) 및 정현욱(2015b)과 유사한 분포를 가지는 것으로 판단된다. 구체적으로 양동훈 외(2007)에서는 이익유연화 지수의 평균(중위수)을 -0.045(-0.027)로 보고하고 있고, 정현욱(2015b)에서는 자율공시수준의 평균(중위수)을 0.0551(0.0000)로 보고하고 있다.

비기대이익(UE)의 평균과 중위수는 0.0557과 0.0043으로 나타나 정현욱(2015b)과 유사한 분포를 보이고 있다. 정현욱(2015b)은 비기대이익의 평균은 0.0190으로 보고하고 있고, 중위수는 0.0010으로 보고하고 있다. 기업규모(SIZE)와 부채비율(LEV)의 평균(중위수)은 26.4652(26.1689)와 0.4496(0.4540)으로 나타났다. 그리고 산업전문감사인(SPE)의 평균은 0.2956으로 나타났고, 중위수는 0.0000으로 나타났다. 본 연구의 경우, 감사인의 산업별 시장점유율이 20% 이상이면 1, 아니면, 0으로 측정하였다. 이러한 점에서 표본 기업의 절반이상은 산업별 시장점유율이 높은 감사인에게 감사를 받지 않는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

기업연령(AGE)의 평균(중위수)은 5.1676(5.3706)으로 나타났다. 마지막으로, 연결재무제표 공시(CFS)의 평균(중위수)은 0.5484(1.0000)로 나타나, 본 연구에서 사용된 표본의 절반이상의 기

업이 연결채무제표를 공시하는 것으로 판단되어 진다.

〈표 2〉 주요변수의 기술통계량

변수	평균	표준편차	최솟값	1분위수	중위수	3분위수	최대값
TV1	0.0130	0.0210	0.0000	0.0026	0.0063	0.0141	0.3051
TV2	-0.0030	0.0211	-0.0376	-0.0115	-0.0072	-0.0004	0.2832
RPT	0.2511	0.2837	0.0000	0.0427	0.1518	0.3591	1.8216
SMO	-0.0608	0.0968	-0.9689	-0.0602	-0.0330	-0.0184	-0.0008
VD	0.0433	0.0943	0.0000	0.0000	0.0000	0.0397	1.6922
UE	0.0557	0.8006	-9.3607	-0.0544	0.0043	0.0777	14.1772
SIZE	26.4652	1.5175	22.7154	25.3930	26.1689	27.2838	32.3971
LEV	0.4496	0.1932	0.0007	0.3055	0.4540	0.5895	0.9976
SPE	0.2956	0.4564	0.0000	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000
AGE	5.1676	0.9037	0.0000	4.8283	5.3706	5.8348	6.5058
CFS	0.5484	0.4977	0.0000	0.0000	1.0000	1.0000	1.0000

변수의 정의 : TV1은 거래량1(일별 평균 거래량), TV2는 거래량2(일별 평균 초과거래량), RPT는 특수관계자거래 금액((특수관계자 간의 매출+매입+기타수익+기타비용)/t기 매출액), SMO는 이익유연화 지수, VD는 자율공시수준(t기 자율공시건수/ln(t기 자산총액(원))), UE는 비기대이익((t기 EPS-t-1기 EPS)/t-1기 주가), SIZE는 기업규모(ln(t-1기 자산총액)), LEV는 부채비율(t기 부채총액/t기 자산총액), SPE는 산업전문감사인(산업별 시장점유율이 20% 이상이면 1, 아니면, 0), AGE는 기업연령(ln(상장 개월수)), CFS는 연결채무제표 공시(t기에 연결채무제표를 공시하는 기업이면 1, 아니면 0).

<표 3>은 각 변수들 간의 피어슨 상관관계 분석결과를 나타내고 있다. <표 3>을 살펴보면, 거래량 변수들(TV1과 TV2)은 특수관계자거래 금액(RPT)과 유의한 상관관계를 보이지 않고 있다. 따라서 본 연구에서는 통제변수를 포함한 보다 심도 있는 검증이 필요한 것으로 판단된다.

거래량 변수들과 기타 변수들 간의 상관관계 분석결과를 살펴보면, 거래량 변수들은 자율공시수준(VD), 비기대이익(UE) 및 부채비율(LEV)과는 유의한 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 나타나고 있다. 그리고 이익유연화 지수(SMO), 기업규모(SIZE) 및 산업전문감사인(SPE)은 거래량 변수들과 유의한 음(-)의 상관관계를 가지는 것으로 보이고 있다.

하지만, 기업연령(AGE)의 경우, 거래량1(TV1)과는 유의한 음(-)의 상관관계를 가지는 것으로 나타났지만, 거래량2(TV2)와는 유의한 상관관계를 가지지 않는 것으로 보이고 있다. 그리고 거래량 변수들 간의 상관관계는 유의한 양(+)의 상관관계를 가지는 것으로 보이고 있다.

〈표 3〉 주요변수 간의 상관관계

변수	TV1	TV2	RPT	SMO	VD	UE	SIZE	LEV	SPE	AGE
TV2	0.9295***									
RPT	-0.0137	0.0126								
SMO	-0.2491***	-0.2097***	-0.0037							
VD	0.0343**	0.0904***	-0.0269**	-0.0554***						
UE	0.0626***	0.0367***	-0.0196	-0.0724***	0.0084					
SIZE	-0.2321***	-0.2022***	0.1556***	0.2130***	0.1989***	-0.0058				
LEV	0.1684***	0.1334***	-0.0433***	-0.1615***	0.1372***	0.0329***	0.1674***			
SPE	-0.0327**	-0.0409***	0.0497***	0.0084	0.0353***	0.0082	0.1957***	0.0131		
AGE	-0.0298***	-0.0114	-0.0094	-0.0413***	0.0217	0.0079	0.1215***	0.0628***	-0.0142	
CFS	-0.0563***	-0.0535***	0.1284***	0.0984***	0.0542***	-0.0027	0.3490***	0.0552***	0.0744***	0.1130***

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

2) 변수의 정의는 <표 2> 참조.

2. 가설 검증결과

<표 4>는 특수관계자거래 금액과 거래량 간에는 관련성이 없을 것이라는 가설을 분석한 결과이다. 패널 A의 모형 1과 모형 2는 투자자들 간의 상이한 믿음(종속변수)을 각각 거래량1(TV1)과 거래량2(TV2)로 측정한 후, 최소자승법(ordinary least squares)을 이용하여 실증분석한 결과이다. 하지만, 거래량1(TV1)의 경우 '0' 이상의 값을 가지는 절단변수이다. 따라서 패널 B의 모형 1은 종속변수를 거래량1(TV1)로 설정한 후, 토빗 모형(tobit model)을 이용하여 실증분석한 결과이다.

<표 4>의 결과를 살펴보면, 특수관계자거래 금액(RPT)의 회귀계수는 각각의 모형(패널 A의 모형 1, 모형 2 및 패널 B의 모형 1)에서 모두 유의($p < 5\%$)한 양(+)의 값을 제시하고 있다. 이는 특수관계자거래 금액이 커질수록 거래량이 증가하는 것으로, 특수관계자거래가 기업의 내재가치에 대한 투자자들 간의 상이한 믿음을 증가시키는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

기타 통제변수들에 대한 결과를 살펴보면, 이익유연화 지수(SMO)의 회귀계수는 각각의 모형에서 모두 유의한 음(-)의 값을 제시하고 있다. 이는 손성규 외(2009)와 정현욱(2015b)의 결과와 일관된 것으로, 회계이익의 질이 높아질수록 거래량은 감소하는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 자율공시수준(VD)과 비기대이익(UE)의 회귀계수는 각각의 모형에서 모두 유의($p < 1\%$)한 양(+)의 값을 보이고 있다. 이는 최기홍·윤성민(2012), 최종서·신성목(1997) 그리고 정현욱(2015b)과 일관된 결과로, 자율공시수준이 높고, 비기대이익이 커질수록 거래량은 증가하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

기업규모(SIZE)의 회귀계수는 각각의 모형에서 모두 유의($p < 1\%$)한 음(-)의 값으로 나타나 기업규모가 큰 기업일수록 거래량은 낮아지는 것으로 해석할 수 있을 것이다. 부채비율(LEV)의 회귀계수는 각각의 모형에서 모두 유의($p < 1\%$)한 양(+)의 값으로 나타났다. 따라서 위험이 높은 기업일수록 기업에 대한 투자자의 상이한 믿음은 증가하는 것으로 판단된다.

기업연령(AGE)의 회귀계수는 패널 A의 모형 2에서는 유의한 음(-)의 값을 가지는 것으로 나타났지만, 패널 A의 모형 1 그리고 패널 B의 모형 1에서는 유의성이 없는 것으로 나타났다. 따라서 기업연령은 거래량과 제한적인 관련성을 가지는 것으로 판단되어 진다. 연결재무제표(CFS)의 회귀계수는 각각의 모형에서 모두 유의($p < 5\%$)한 양(+)의 값을 가지는 것으로 나타났다. 이는 황인태(1995)의 결과와 일관된 것으로 연결재무제표 공시는 시장투자자들에게 유의적인 정보를 제공하는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

<표 4>를 요약해 보면, 특수관계자거래 금액이 커질수록 거래량은 증가하는 것으로 나타나고 있다. 이는 특수관계자거래가 기업의 정보환경에 부정적인 영향을 주어, 기업의 내재가치에 대한 투자자들 간의 상이한 믿음을 증가시키는 요인으로 작용하고 있음을 시사하고 있다.

〈표 4〉 가설 검증결과

가설 : 특수관계자거래 금액과 거래량 간에는 관련성이 없을 것이다.

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

패널 A : 최소자승법(OLS)을 이용한 분석결과

	모형 1(TV1)		모형 2(TV2)	
	Coef.	t-value	Coef.	t-value
(상수)	0.1080	18.34***	0.0825	14.02***
RPT	0.0020	2.14**	0.0020	2.11**
SMO	-0.0326	-11.41***	-0.0326	-11.42***
VD	0.0183	6.10***	0.0183	6.09***
UE	0.0008	2.75***	0.0008	2.75***
SIZE	-0.0032	-15.40***	-0.0032	-15.37***
LEV	0.0172	11.82***	0.0172	11.82***
SPE	-0.0001	-0.19	-0.0001	-0.20
AGE	-0.0004	-1.53	-0.0005	-1.66*
CFS	0.0016	2.59**	0.0016	2.58**
YD	Included			
IND	Included			
F-값	34.83***		36.81***	
Adj.R ²	0.1640		0.1719	

패널 B : 토빗 모형(tobit model)을 이용한 분석결과

	모형 1(TV1)	
	Coef.	t-value
(상수)	0.1323	13.29***
RPT	0.0036	2.34**
SMO	-0.0175	-4.44***
VD	0.0295	5.21***
UE	0.0007	1.83*
SIZE	-0.0042	-11.85***
LEV	0.0172	7.29***
SPE	-0.0008	-0.80
AGE	-0.0001	-0.18
CFS	0.0022	2.04**
YD	Included	
IND	Included	
Model Chi-square	496.61***	
Pseudo.R ²	0.0415	

- 1) ***, ** 및 *는 각각 1%, 5% 및 10% 수준에서 유의함을 의미함.
- 2) 변수의 정의는 <표 2> 참조.

V. 결 론

본 연구는 특수관계자거래 금액과 거래량(기업의 내재가치에 대한 투자자들 간의 상이한 믿음 혹은 의견불일치 정도) 간에 관련성이 없을 것이라는 귀무가설을 설정하고 실증분석을 수행하였다. 실증분석에 사용된 투자자들 간의 상이한 믿음은 거래량으로 측정하였다.

경제협력개발기구(OECD)의 보고서(2012)에 따르면, 특수관계자거래는 지배주주의 부를 높이기 위한 수단으로 미국, 영국 및 호주를 제외한 여러나라에서 흔히 발생하고 있다고 설명하고 있다. 하지만, 특수관계자거래와 관련된 선행연구에서는 특수관계자거래와 관련하여 이익상충가설과 효율적 거래가설이 있다고 설명하고 있다.

먼저, 이익상충가설은 특수관계자거래가 지배주주의 부를 극대화하기 위한 수단(터널링의 수단)으로 이용되고 있다고 설명한다. 이러한 점에서 김지홍·우용상 (2008, 2009), 고윤성 외 (2011), 김영화(2012) 그리고 Ryngaert and Thomas(2012)는 특수관계자거래 금액이 커질수록 경영자의 이익조정과 정보비대칭 수준은 증가하고, 회계이익의 질 및 경영성과는 감소한다고 보고하고 있다. 따라서 이원흠(2006)은 특수관계자거래가 기업가치에 부정적인 요인이 된다고 보고하고 있다.

이와 반대로, 효율적 거래가설은 계열사 간의 내부거래 및 특수관계자거래가 거래비용과 정보위험을 감소시켜 기업집단 전체의 경제적 효율성을 제고하는 데 기여한다고 설명한다. Ferris et al.(2003)은 기업집단 계열사 간에 상호보험효과가 있는 것으로 보고하고 있고, 이러한 상호보험효과는 특수관계자거래를 통하여 이루어진다고 Jia et al.(2013)은 보고하고 있다. 이러한 맥락에서 Khanna and Yafeh(2005)는 계열화된 기업의 경우 독립적인 기업보다 영업이익의 변동성이 낮다고 보고하고 있고, 정현욱·이강일(2014)은 특수관계자거래 금액이 커질수록 미래이익반응계수가 증가한다고 보고하고 있다.

한편, 거래량과 관련된 선행연구에서는 기업의 정보환경이 나빠지면(정보위험이 증가), 기업의 내재가치에 대한 상이한 믿음이 증가하게 되고, 이는 결과적으로 거래량을 증가시키는 요인이 된다고 설명하고 있다. 하지만, 거래량과 관련된 선행연구에서는 정보환경 및 정보위험과 거래량 간의 관련성은 분석하고 있지만, 특수관계자거래가 거래량에 어떠한 영향을 미치고 있는지를 실증분석한 연구는 없는 실정이다. 따라서 본 연구에서는 특수관계자거래가 거래량에 어떠한 영향을 미치는지를 실증분석하였다.

실증분석 결과, 특수관계자거래 금액의 회귀계수는 유의한 양(+)의 값을 제시하였다. 이는

토빗 모형을 이용한 분석에서도 일관된 것으로 나타났다. 이는 특수관계자거래 금액이 커질수록 거래량이 증가하는 것으로, 특수관계자거래가 기업의 내재가치에 대한 투자자들 간의 상이한 믿음을 증가시키는 것으로 해석할 수 있을 것이다.

특수관계자거래와 관련된 일련의 선행연구에서는 특수관계자거래와 기업특성변수 간의 관련성을 분석하고 있지만, 투자자들이 특수관계자거래를 어떻게 인식하고 투자의사결정을 내리고 있는지를 분석한 연구는 없는 실정이다. 이러한 점에서 본 연구의 결과는 투자자의 의사결정과 정부기관의 정책수립에 유용한 자료를 제시할 것으로 판단된다.

본 연구에서는 특수관계자거래와 관련된 상반된 가설을 근거로, 귀무가설을 설정하고 실증분석을 수행하였다. 하지만, 거래량의 경우 시장 참여자들이 각자 상이한 목표수익률의 수준을 설정하고 이를 달성했을 때 포트폴리오를 조정함으로써 발생할 수도 있을 것이다. 이러한 점에서 특수관계자거래와 거래량 간의 양(+)의 관련성을 가진다는 본 연구의 결과는 특수관계자거래와 관련된 상반된 가설(이익상충가설과 효율적 거래가설) 중 어느 한 가지 가설을 지지할 수 없다는 제약이 있다.

참고문헌

- 고윤성 · 유혜영 · 이명진. 2011. “특수관계자 거래가 재무분석가 예측에 미치는 영향”. 경영학연구 제40권 제5호 : 1139-1161.
- 권수영 · 기은선 · 서호준. 2012. “발생액의 질이 미래이익에 대한 주가 정보성에 미치는 영향”. 경영학연구 제41권 제1호 : 139-169.
- 김영화. 2012. “특수관계자 거래와 기업가치”. 국제회계연구 제44집 : 205-222.
- 김지홍 · 우용상. 2008. “특수관계자와의 거래가 이익조정 및 이익반응계수에 미치는 영향”. 회계학연구 제33권 제3호 : 25-59.
- 김지홍 · 우용상. 2009. “특수관계자와의 거래가 발생액의 질에 미치는 영향”. 회계정보연구 제27권 제1호 : 133-156.
- 김진희. 2011. “특수관계자와의 거래가 기업의 경영성과에 미치는 영향”. 대한경영학회지, 24권 제1호 : 569-585.
- 나종길 · 최기호. 2005. “회계감사인의 산업별 전문성이 회계이익의 질에 미치는 영향”. 회계 · 세무와 감사연구 제41호 : 261-297.
- 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.
- 이세용. 2014. “발생액의 질이 회계이익과 순자산의 가치관련성에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제15권 제1호 : 251-277.
- 이원흠. 2006. “대주주 소유구조 및 연계거래 여부가 기업가치에 미치는 영향에 관한 실증연구”. 재무관리연구 제23권 제1호 : 69-100.
- 이현주 · 정현욱 · 이강일. 2014. “특수관계자거래가 자기자본비용에 미치는 영향”. 회계 · 세무와 감사연구 제56권 제1호 : 89-115.
- 정문중. 1997. “대리인 비용, 사적정보의 문제 및 기타 기업특성과 기업의 차별적 감사수요”. 회계학연구 제22권 제4호 : 91-121.
- 정현욱 · 이강일. 2014. “특수관계자거래와 미래이익반응계수”. 경영연구 제29권 제3호 : 173-197.
- 정현욱 · 이현주. 2014. “산업전문감사인이 회계정보의 가치관련성에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제15권 제4호 : 173-201.
- 정현욱. 2015a. “이익유연화 및 발생액의 질에 따라 거래량과 회사채 신용등급 간의 관계에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제16권 제2호 : 131-159.
- 정현욱. 2015b. “비정상감사시간과 거래량 간의 관련성에 대한 연구”. 회계 · 세무와 감사연구 제57권 제2호 : 1-29.

- 정혜영. 1990. “회계이익 공시시점에서의 주가수익률분산과 거래량변동의 공통성에 관한 연구”. 회계학연구 제10권 제1호 : 133-150.
- 조현연 · 김도원. 2010. “감사품질차이가 실제 활동을 통한 이익조정에 미치는 영향에 관한 연구”. 재무와회계정보저널 제10권 제4호 : 131-159.
- 최기홍 · 윤성민. 2012. “한국주식시장에서 거래량이 수익률 변동성의 지속성과 비대칭성에 미치는 영향”. 산업경제연구 제25권 제2호 : 1729-1750.
- 최원욱 · 고윤성 · 조정은. 2011. “특수관계자 거래가 조세회피행위에 미치는 영향”. 세무학연구 제28권 제3호 : 9-35.
- 최정호. 2009. “관계회사거래와 발생액의 질”. 회계정보연구 제27권 제3호 : 273-300.
- 최종서 · 신성목. 1997. “연차이익공시에 대한 거래량반응 : 한국증권시장에서의 실증적 증거”. 회계학연구 제22권 제1호 : 1-35.
- 한봉희. 2001. “비기대이익과 초과주가수익률의 측정”. 한국증권학회지 제29권 제1호 : 183-214.
- 황인태. 1995. “연결재무제표의 유용성에 관한 실증적 연구 : 거래량정보를 이용하여”. 회계학연구 제20권 제2호 : 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.
- 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.
- Barth, M., J. Elliott, and M. Finn. 1999. Market Rewards Associated with Patterns of Increasing Earnings. *Journal of Accounting Research* 37(2) : 387-413.
- Bertrand, M., P. Metha, and S. Mullainathan. 2002. Ferreting Out Tunneling : An Application to Indian Business Groups. *The Quarterly Journal of Economics* 117(1) : 121-148.
- 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.
- Bhushan, R. 1989. Firm Characteristics and Analyst Following. *Journal of Accounting and Economics* 11(2-3) : 255-274.
- Chang, S. and J. Hong. 2000. Economic Performance of Group-Affiliated Companies in Korea : Intragroup Resource Sharing and Internal Business Transactions. *The Academy of Management Journal* 43(3) : 429-448.
- Chen, J., H. Hong, and J. C. Stein. 2001. Forecasting Crashes : Trading Volume, Past Returns,

- and Conditional Skewness in Stock Prices. *Journal of Financial Economics* 61(3) : 345–381.
- Chow, C. 1982. The Demand for External Auditing : Size, Debt and Ownership Influences. *The Accounting Review* 57(2) : 272–291.
- Ferris, S., K. Kim, and P. Kitsabunnarat. 2003. The costs (and benefits?) of diversified business groups : The case of Korean chaebols. *Journal of Banking & Finance* 27(2) : 251–273.
- Francis, J., R. LaFond, P. Olsson and K. Schipper. 2004. Costs of Equity and Earnings Attributes. *The Accounting Review* 79(4) : 967–1010.
- Jia, N., J. Shi, and Y. Wang. 2013. Coinsurance Within Business Groups : Evidence from Related Party Transactions in an Emerging Market. *Management Science* 59(10) : 2295–2313.
- Karpoff, J. M. 1986. A Theory of Trading Volume. *The Journal of Finance* 41(5) : 1069–1087.
- Khanna, T., and Y. Yafeh. 2005. Business Groups and Risk Sharing around the World. *The Journal of Business* 78(1) : 301–340.
- Kim, O., and R. Verrecchia. 1994. Market liquidity and volume around earnings announcements. *Journal of Accounting and Economics* 17(1–2) : 41–67.
- OECD. 2012. Related Party Transactions and Minority Shareholder Rights. OECD Publishing.
- Ryngaert, M., and S. Thomas. 2012. Not All Related Party Transactions(RPTs) Are the Same : Ex Ante Versus Ex Post RPTs. *Journal of Accounting Research* 50(3) : 845–882.
- Tucker, J. W., and P. A. Zarowin. 2006. Does Income Smoothing Improve Earnings Informativeness. *The Accounting Review* 81(1) : 251–270.
- Ziebart, D. A. 1990. The Association Between Consensus of Beliefs and Trading Activity Surrounding Earnings Announcements. *The Accounting Review* 65(2) : 477–488.

Related Party Transactions and Investors' Heterogeneous Beliefs

Jung Hyun-Uk* · Lee Kang-il**

— <Abstract> —

This study investigates whether related party transactions(hereafter RPTs) are associated with trading volume. This study establishes null hypothesis that RPTs are not related to trading volume based on prior studies regarding RPTs. We measure trading volume as proxy of investors' heterogeneous beliefs.

After controlling for variables related with trading volume as reported in previous studies, the regression coefficient for the RPTs shows statistically significant positive sign. These results indicate that the RPTs are positively associated with investors' heterogeneous beliefs.

This study contributes to extant literature on RPTs by providing evidence that RPTs affect investors' trading decisions. Also the results may help policy makers in their policy development.

<Key words> Related Party Transactions(RPTs), Trading Volume, Investors' Heterogeneous Beliefs

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

** Professor, School of Business, Yeungnam University, kilee@ynu.ac.kr, Corresponding Author