

## 특수관계자 거래가 재무분석가 예측에 미치는 영향

고윤성(제1저자)  
 한국외국어대학교 글로벌경영대학 조교수  
 (max0907@hufs.ac.kr)  
 유혜영(교신저자)  
 연세대학교 경영학과 박사과정  
 (hyryu@yonsei.ac.kr)  
 이명건(공동저자)  
 연세대학교 경영학과 박사과정  
 (heat23@hanmail.net)

.....

특수관계자 거래는 특수관계자가 거래 상대방의 의사결정에 영향력을 행사할 수 있기 때문에 공정한 조건으로 이루어지지 않을 가능성이 높다. 또한 이러한 거래는 특수관계가 없었더라면 성립되지 않거나 다른 조건으로 이루어질 가능성이 있다. 이에 정책당국에서는 기업회계기준서 20호를 통해 특수관계자와 특수관계자 거래에 대한 공시를 재무제표 주석사항으로 요구하고 있으며, 회계감사기준에도 별도의 감사절차를 마련해 두고 있다.

이와 같이 규제당국에서는 특수관계자 거래가 정보이용자들이 재무제표를 분석하는데 있어 도움을 주는 목적적합한 정보라고 정의하고, 주석으로 기재하도록 의무화하였다. 그러나 재무제표에는 특수관계자 거래 금액만이 주석으로 공시되고 있기 때문에 외부이용자는 그 내용을 상세히 파악하기 어려우며, 기업과 정보이용자간에 정보비대칭이 존재할 가능성이 높다. 이에, 본 연구는 특수관계자 거래가 정보비대칭에 미치는 영향을 효율적인 외부정보이용자인 재무분석가의 예측오차를 통해 검증하고자 하였다.

한편, 외국인 주주는 대리인 문제로 인한 정보비대칭에 대하여 효율적인 감시자 역할을 할 수 있다. 따라서 외국인 주주의 비중이 높을수록 특수관계자 거래로 인한 정보비대칭이 줄어들 것이다. 또한, 수출비중이 높은 기업일수록 거래의 분석이 복잡하여 외부이용자가 그 내용을 파악하기 어려울 것이다. 이에, 본 연구는 수출비중에 따라 특수관계자 거래가 재무분석가의 예측오차에 미치는 영향에 차이가 나타나는가를 추가분석으로 살펴보았다.

실증분석 결과, 특수관계자 거래가 많은 기업일수록 재무분석가 예측오차가 커지는 것으로 나타나 특수관계자 거래의 규모가 클수록 정보비대칭이 심해지는 것을 확인하였다. 또한 외국인주주의 비중이 높을수록 특수관계자 거래가 재무분석가 예측오차에 미치는 영향이 작은 것으로 나타났다. 이를 통해, 정보비대칭의 정도가 외부감사자인 외국인주주에 의해 줄어들 수 있었다. 추가로, 수출비중이 높은 기업일수록 재무분석가 예측오차가 커지는 것으로 나타났는데, 이는 특수관계자 거래의 특성에 따라 재무분석가 예측오차에 미치는 영향이 달라질 수 있음을 의미한다.

주제어: 특수관계자 거래, 재무분석가 예측오차, 정보비대칭

.....

### 1. 서론

2002년 엔론 사태의 여파로 인한 회계 홍역을

치른 후에도 국내에서는 2005년 두산그룹 비자금 조성사건, 2006년 현대기아차 사건 등 대형 회계 부정사건 등이 끊이지 않고 있다. 최근에는 한화그룹<sup>1)</sup> 및 태광그룹 비자금 사건<sup>2)</sup>과 관련하여 비자금

논문접수일: 2011. 2

게재확정일: 2011. 6

\* 이 연구는 2011학년도 한국외국어대학교 교내학술연구비의 지원에 의하여 이루어진 것임

1) 한화, 00에 특혜의혹(조선일보 2010.12.20 일자)

비상장회사인 한화S&C 매출액 대부분은 그룹 계열사와의 거래에서 발생하는데, 세 아들이 지분을 인수한 뒤 이 회사 매출액은 2005년 1200억원대에서 2009년 4200억원대로 3배 이상 늘어났다. 검찰은 이에 따라 삼성그룹의 에버랜드나 현대차그룹의 글로벌스의 경우처럼 한화측이 한화S&C를 김 회장 아들들에게 헐값에 넘긴 뒤, 계열사 물량을 몰아줘 경영권 승계를 위한 자금을 마련하

이 누구를 통해 어떻게 발생되었는지 언론 매체에서 집중 보도된 바 있다. 특이한 점은 이러한 사건들 대부분이 특수관계자 거래를 통해서 집중적으로 발생하였다는 것이다. 또한 해외 관계회사와의 거래를 통해 고도의 역외 탈세가 발생하고 있어 특수관계자 거래에 대한 사회적 관심 또한 높은 실정이다.

특수관계자 거래란 해당기업에 영향력을 끼칠 수 있는 기업 및 개인들 간의 거래를 말한다. 같은 지배권 내에 있는 자들 간의 거래이므로 어느 한편이 다른 한편에게 쉽게 영향력을 행사할 수 있기 때문에 특수관계자 거래를 이용한 비자금 조성 및 분식회계 등의 시도가 용이하다. 또한 특수관계자 거래는 경쟁적이고 자유로운 시장여건 하의 공정한 거래가 아니거나, 특수관계가 없었다라면 아예 성립되지 않거나 다른 조건으로 이루어졌을 가능성이 높은 거래이다. 즉 경제적 실질이 결여되거나 계열그룹의 지배력에 의해 자의적으로 이루어질 가능성이 높은 거래라 할 수 있다. 또한 이러한 거래는 계열그룹 지배주주의 특정한 목적 하에 이루어질 경우, 거래 당사자 일방이 부당한 이익 또는 손해를 볼 가능성이 있으며 이러한 손해는 소수주주에게 전가될 가능성이 존재한다.

선행연구에서 역시 특수관계자 거래는 자의성이 크고 경제적 실질과의 괴리도가 높은 것으로 검증되었다. 김지홍·우용상(2008)은 특수관계자 거래는 서로 영향을 미칠 수 있는 관계회사들 간의 거래이고, 경제적 실질이 반영되지 않은 자의적인 거

래일 가능성이 높다고 언급하였다. 이들은 특수관계자 거래가 많은 기업들의 경우 재량적 발생액이 높고 발생액의 질이 낮음을 검증하였다. 한편, Jian and Wong(2003)은 특수관계자 거래가 소액주주의 이익을 침해한다고 밝혔다. 특수관계자 거래는 소유와 경영이 분리되지 않은 아시아 신흥국가의 기업 대주주가 기업의 자산이나 이익을 자신들이 지배하고 있는 다른 계열사에 이전하는 형태로 이루어진다. 이 과정에서 대주주들이 자신들의 이익에 집착한 결과 소액주주의 이익을 침해하는 결과가 초래되며, 시장의 반응 또한 부정적일 가능성이 높다. 특수관계자 거래와 시장반응을 연구한 Cheung et al.(2006) 연구에 의하면 관계회사간 거래에 대한 공시는 음(-)의 초과수익률을 발생시켰으며, 이러한 부정적 반응은 지배주주지분율이 높을수록 더 크게 나타났다.

특수관계자 거래의 이러한 특성 때문에 정책당국은 기업회계기준과 회계감사기준에 특수관계자 거래에 대한 별도의 공시 및 감사절차를 규정하고 있다. 또한 세법에서도 부당행위계산부인규정을 두어 특수관계자 거래를 통한 부당 탈세를 방지하고자 하였으며, 이러한 규정들은 날로 강화·발전하고 있는 추세이다.

그러나 재무제표에는 특수관계자 거래 관련 금액만이 주석으로 공시되고 있기 때문에 외부이용자는 그 내용을 잘 알 수 없어 기업과 정보이용자간에 특수관계자 거래에 대한 정보비대칭이 존재할 가능성

려 한 것 아니냐는 의혹에 대해서도 조사하고 있다.

## 2) 태광그룹 수천억대 비자금 의혹(한겨레 2010.10.14 일자)

검찰은 이 회장의 비자금 조성 과정에서 핵심 역할을 한 것으로 지목되는 부산 소재 고려상호저축은행과 서울 광화문의 흥국생명보험 사무실 등에 대해서도 동시에 압수수색을 벌였다. 검찰은 이와 함께 비상장 자회사의 지분을 미국에 유학중인 외아들에게 헐값에 넘기거나, 계열사간 내부자 거래로 이 회장과 아들이 100% 지분을 가진 회사에 이익을 몰아주는 등 편법 증여를 했다는 의혹(한겨레) 12일치 15면)도 수사하고 있는 것으로 알려졌다. 이 회장은 가족기업인 동림관광개발이 강원도 춘천에 건설하고 있는 골프장의 회원권을 계열사들이 시가보다 훨씬 비싼 값에 사들이게 하는 방법으로 800억원에 가까운 골프장 건설 자금을 편법으로 지원해 계열사들에 손해를 입힌 의혹도 사고 있다.

이 있다. 따라서 본 연구는 특수관계자 거래가 정보 비대칭에 미치는 영향을 효율적인 외부정보이용자인 재무분석가의 예측오차를 통해 검증하였다. 재무분석가는 일반 투자자에 비하여 정보획득 및 정보해석 등에서 우월한 위치에 있는 것으로 알려져 있다. 특수관계자 거래가 재무분석가를 통한 검증에서 정보 비대칭을 보인다면 특수관계자 거래가 초래하는 시장비효율성을 보다 강건하게 검증할 수 있을 것이다. 경제적 실질이 결여된 계열기업 내의 자의적인 거래가 많고, 경영자가 특수관계자 거래를 통해 사적이익을 추구하려는 경향이 강할수록 재무분석가의 예측정확성은 낮아질 것이다.

이를 실증적으로 검증하고자 본 연구는 첫째, 특수관계자 거래가 재무분석가의 예측오차에 어떠한 영향을 주는지 분석하였다. 전술한 바에 따르면 특수관계거래는 경제적 실질을 반영한 거래가 아닌 특수관계자들 간의 자의적일 가능성이 높은 거래이고, 기업들이 정확하게 관련 정보를 공개하지 않으려 하기 때문에 재무분석가의 예측오차는 커질 것으로 예상된다.

둘째, 외부감시역할을 하는 외국인주주의 비중에 따라 특수관계자 거래가 재무분석가의 예측오차에 미치는 영향이 어떻게 달라지는지 검토하였다. 내국인 투자자에 비해 전문성이 있고 효율적인 감시자로 평가받는 외국인주주는 효과적인 감시(monitoring)역할을 한다. 따라서 외국인 주주의 비중이 높을수록 특수관계자 거래를 통한 경영자의 사적편의 추구 및 은밀성이 감소될 것이기 때문에 특수관계자 거래가 애널리스트의 예측오차에 미치는 영향을 감소시킬 것이다.

선행연구에 의하면 외국인주주는 기업의 경영활동을 적극적으로 감시하고 있으며(Grossman and Hart, 1980) 이는 기업가치를 상승시킨다(Mikkelsen

and Ruback, 1985; Holderness and sheehan, 1988; Barclay and Holderness, 1991). 이는 선진 감시체계에 익숙한 외국인주주의 비중이 높을수록 전문적이고 독립적인 감시 기능이 수행되므로 대주주의 사적 이익 추구가 억제되고, 기업전체의 가치가 상승하는 것이다.

추가적으로 기업의 수출비중에 따라 특수관계자 거래가 재무분석가의 예측오차에 미치는 영향이 어떻게 달라지는지 분석하였다. Duru and Reeb (2002)의 연구에 의하면 수출비중이 높을수록 재무분석가의 예측오차가 커지는 것으로 나타났다. 그는 수출거래는 국내거래와 다른 경제적 환경에서 이루어지는 거래이므로 더 복합적인 분석이 필요하기 때문에 예측오차가 커진다고 해석하였다. 이에 따라 수출비중이 높은 기업일수록 특수관계자 거래가 재무분석가의 예측오차에 미치는 영향이 보다 클 것으로 예상된다.

본 연구는 특수관계자 거래가 발생시키는 정보비대칭 현상을 재무분석가 예측오차를 통해서 실증한다는데 의의가 있으며, 규제기관 및 학계에 유용한 시사점을 제공할 것으로 기대한다. 규제기관에서는 특수관계자 거래에 관한 공시제도를 정비하는데 활용될 수 있으며, 학계에서는 특수관계자 거래와 관련된 다각적인 연구가 드문 현실에서 여러 후속 연구에 하나의 시사점을 제공할 것이다.

본 연구는 다음과 같이 구성된다. II장에서는 기존의 관련 연구내용을 소개하고 본 연구에서 분석하고자 하는 내용과 이를 기초로 연구가설을 설정하며, III장에서는 사용된 연구모형과 연구에 사용된 표본의 선정과정을 설명한다. IV장에서는 실증분석결과를 설명, V장에서는 추가분석을 하며, VI장에서는 연구의 결론을 요약한다.

## II. 선행연구 및 가설설정

### 2.1 특수관계자 거래 관련 선행 연구

Chang and Hong(2000)은 기업집단 소속 계열사를 대상으로, 이들의 경영성과가 기업집단의 무형 자원과 재무적 자원을 공유하기 때문에 달성된 것인지 연구하였다. 분석결과 기업집단 소속 관계회사들은 기업집단 전체의 무형, 재무적 자원을 공유함으로써 이익을 얻고 있고, 관계회사간 채무보증, 지분투자, 상호거래 등을 통해 서로 지원하고 있는 것으로 나타났다.

Jian and Wong(2003)은 아시아 신흥국가의 대주주가 기업의 자산이나 이익을 본인소유의 타 계열사로 이전하는 거래를 하고 있으며, 이는 소액주주의 이익을 침해하고 있다고 지적하였다. Cheung et al.(2006)은 홍콩의 상장기업이 주요주주들과의 거래를 통해 소액주주의 이익을 침해하는지, 그리고 시장이 이러한 이익침해 현상을 예상하고 있는지에 대해 분석했다. 분석결과 특수관계자 거래를 공시한 기업은 통계적으로 유의한 음(-)의 초과 수익률을 갖는 것으로 나타났으며, 기업과 주요주주간의 거래가 소액주주의 이익을 침해하고 있음을 확인하였다.

국내에서는 김지홍·우용상(2008)이 특수관계자 거래가 이익조정 및 이익반응계수에 미치는 영향을 연구하였다. 분석 결과 특수관계자 거래가 많은 기업은 재량적 발생액을 통해 이익조정을 하는 것으로 나타났다. 또한 특수관계자 거래가 많은 기업일수록 이익반응계수가 작게 나타나 특수관계자 거래가 시장에서 부정적으로 평가받고 있다는 것을 확인하였다. 최정호(2010)는 특수관계매출의 주가반

응을 직접적으로 살펴보았다. 분석결과 제3자와의 거래인 외부매출은 주식수익률과 양(+)의 상관관계를 나타낸 반면, 특수관계자간의 매출은 주식수익률과 유의적인 상관관계를 가지지 않는 것으로 나타났다. 추가로 특수관계 매출채권이 주가에 미치는 영향도 분석하였는데, 특수관계 매출채권이 많을수록 주가가 하락하는 것으로 나타났다. 그는 관계회사간 거래에서 발생하는 신용제공이 자금사정이 어려운 다른 계열기업을 지원하기 위한 수단으로 이용되고 있다고 판단되어 기업가치에 부정적 요인으로 작용하기 때문에 주가가 하락한다고 해석하였다.

세무비용을 줄이기 위해서 특수관계자거래를 이용한다는 연구도 있다. Jung et al.(2005)과 박종국·최정호(2006)는 영업성과가 크게 좋을 것으로 예상되는 기업이 특수관계자 거래를 통해 다른 계열사에 자신들의 이익을 이전함으로써 세금을 줄이고 있음을 검증하였다.

### 2.2 재무분석가 예측관련 선행 연구

재무분석가의 이익예측치에 관하여 많은 연구들이 진행되어 왔으며, 큰 흐름 중 하나가 재무분석가의 이익예측오차에 미치는 요인들을 분석한 것이다. 본 연구도 크게 이러한 흐름 속에 있으므로, 본 연구와 관련이 높은 연구들을 중심으로 검토한다. 먼저, 재무분석가의 예측오차에 영향을 미치는 요인으로 예측시점에 관한 연구가 있다. O'Brien(1988)의 연구에 의하면 실적공시일과 가까운 예측치 일수록 예측오차가 작았으며, Richardson et al.(2004)와 Matsumoto(2002)도 유사한 결과를 보고하였다.

특정기업에 대해 예측하는 애널리스트들의 수도 정확도와 밀접한 관계가 있다. 해당기업의 성과를

예측하는 애널리스트들이 많다는 것은 그만큼 정보의 양과 이해관계자들이 많다는 것을 의미하므로 재무분석가의 수가 증가할수록 이익예측치가 정확하였다(O'Brein and Bhushan 1990).

또한 기업의 규모, 이익수준, 이익의 가변성, 부채비율, 주식수익률 등도 애널리스트의 예측오차에 영향을 미친다. Eames and Glover(2003)는 이익 수준이 낮을수록 과대예측편이가 증가한다고 보고하였으며, Eddy and Seifert(1992)는 회사의 규모가 크고, 부채비율이 낮을수록, 그리고 이익의 가변성이 작을수록 이익예측오차가 작음을 보고 하였다. 또한 Niederhoffer and Regan(1972)은 애널리스트들이 주식수익률이 높은 기업들에 대해서는 이익을 과소예측하고, 낮은 기업들에 대해서는 이익을 과대평가하고 있음을 보고하였다.

재무분석가와 기업의 이익조정에 관한 연구로서 Elgers et al.(2003)은 재무분석가가 이익을 예측할 때 기업들이 얼마나 이익조정을 할지 알 수 없다고 하였다. 따라서 재무분석가가 경제적 실질이 모두 반영된 정확한 이익을 발표한다하더라도 기업들이 이익조정을 한다면 그 금액만큼 재무분석가의 예측치와 기업의 발표이익 사이에는 차이가 발생하게 된다고 주장하였다. 재무분석가의 예측능력과 관련하여 Duru and Reeb(2002)는 국제적으로 다각화된 기업이 그렇지 않은 기업에 비해 재

무분석가가 이익 예측치를 산출하기 힘들어 낙관적인 이익 예측치를 산출하며, 예측의 정확성도 낮아진다는 결과를 보고하였다.

손성규 등(2009)은 내부자거래<sup>3)</sup>와 재무분석가 이익예측 특성을 연구하였다. 이 연구에서는 내부자거래(insider trading)를 기업의 특수관계자들이 행하는 자사주 주식거래로 정의하고 있으며, 이러한 내부자 거래가 증가할수록 애널리스트 예측이 정확해짐을 보였다. 이는 국내 내부자거래(insider trading)의 경우, 거래발생 후 일정 기일까지 공시하도록 하고 있어 이러한 공시내용이 애널리스트들의 정보비대칭을 해소하는 것으로 나타났다.

### 2.3 가설설정

최근 한화그룹과 태광산업 비자금 의혹사건 및 두산, 현대기아차 회계부정사건에서 특수관계자 거래가 악용되었으며, 회계감시 기능이 강화된 이후에도 특수관계자 거래를 통한 회계스캔들의 발생이 계속되고 있어, 사회 전반적인 관심과 우려가 끊이지 않고 있는 실정이다.

특수관계자란 해당 기업과 직간접적으로 중대한 영향력을 행사할 수 있는 기업 또는 개인으로서 기업 회계기준서 20호 <특수관계자거래>에서 그 정의<sup>4)</sup>를 내리고 있으며 특수관계자 거래를 재무제표 주

3) 손성규 등(2009)에서 다루고 있는 내부자 거래는 기업의 특수관계자들이 행사하는 자사주 거래를 의미하고, 본 연구에서 논하고자하는 특수관계자 거래는 김지홍·우용상(2008)에서 분석하고 있는 특수관계자들 간의 매출,매입, 기타수익거래, 기타비용거래를 의미한다.

4) 기업회계기준서 20호 내용 중 특수관계 정의 부분

다음에 해당하는 경우 당사자는 당해 기업과 특수관계가 있다.

(1) 직접적으로 또는 하나 이상의 중개자를 통하여 간접적으로,

① 당사자가 당해 기업을 지배하거나, 당해 기업에 의하여 지배를 받거나, 당해 기업과 동일지배하에 있는 경우(당사자는 지배회사, 종속회사 및 동일지배하에 있는 다른 종속회사를 포함한다)

② 당사자가 당해 기업에 중대한 영향력을 행사할 수 있는 지분을 소유하는 경우

③ 당사자가 당해 기업을 공동지배하는 경우

(2) 당사자가 당해 기업의 지분법피투자회사인 경우(지분법에 관한 기업회계기준에서 정의하고 있는 지분법피투자회사)

(3) 당사자가 조인트벤처이며 당해 기업이 참여자인 경우(조인트벤처 투자에 관한 기업회계기준에서 정의하고 있는 참여자)

석사항으로 공시하도록 하고 있다. 회계감사기준에서도 특수관계자 거래에 대해 감사인의 책임과 기본 감사절차를 별도로 규정<sup>5)</sup>하고 있으며 그 내용을 감사보고서의 별도 문단에 기술하도록 하고 있다.

특수관계자 거래에 대해 이렇게 별도로 공시를 요구하고 있는 이유는 특수관계자 거래가 일반거래와 달리 특수관계자들 간의 자의성이 개입될 가능성이 높은 거래이기 때문이다. 예를 들어, 기업은 지배회사에 원가로 판매하는 재화를 다른 거래처에는 이와 동일한 조건으로 판매하지 않을 수 있다. 또한 비록 특수관계자 거래가 발생하지 않았다 하더라도 특수관계가 있다는 것 자체가 기업의 재무상태와 경영성과에 영향을 줄 수 있다. 예를 들어, 지배회사가 종속회사의 거래처와 동종 영업을 하는 회사를 인수하여 해당 회사를 지배하게 되는 경우 종속회사는 이전 거래처와의 거래를 중단할 수 있다.<sup>6)</sup>

이렇듯 특수관계자 거래는 서로 영향력을 행사할 수 있는 특수관계기업 및 관계인들과의 거래이므로 일반거래에 비해 공정성이 낮고, 경제적 실질이 결여될 가능성이 높다. 또한 이해상충가설에 따르면 특수관계자 거래로 인해 대주주의 이익은 증가하고 소수주주의 이익이 침해되므로 그 거래가 은밀하고, 폐쇄적으로 이루어질 가능성이 크다(Kreps and Wilson, 1982; Milgrom and Reberts, 1982). 따라서 외부이해관계자인 재무분석가들은 해당기업의 특수관계자 거래에 관한 구체적인 자료를 얻기 어려울 가능성이 높다. 비록 특수관계자 거래에 관

한 정보는 주식을 통해 제공되고 있기는 하지만 현재의 규정상 특수관계자 거래의 금액만이 주식으로 공시되고 있기 때문에 해당 거래의 정확한 성격을 해석하기 위한 충분한 정보를 제공하지 못하고 있다. 그에 따라 특수관계자 거래에 관하여 기업의 이해관계자와 외부 이해관계자간의 정보비대칭 문제가 존재할 것으로 예상된다. 따라서 본 연구에서는 특수관계자 거래로 인하여 기업 내부 이해관계자와 외부 이해관계자간의 정보비대칭 문제가 존재하는지를 검증하기 위하여 다음과 같이 [가설 1]을 설정하였다.

가설 1: 특수관계자 거래가 많을수록 재무분석가의 예측오차는 커질 것이다.

기업의 경영활동에 대한 전문적이고 독립적인 감시자 역할을 하는 주체로 외국인주주를 들 수 있다. 특히 개발도상국가에서 국내 시장참여자들이 기업견제의 기능을 제대로 수행하지 못하고 있다는 점을 고려할 때 외국인주주는 효과적이고 효율적으로 경영감시에 중요한 역할을 하는 것으로 나타났다(Sachs and Warner, 1995). 외국인주주는 소액주주와 달리 전문성과 독립성을 가지고 적극적으로 경영자를 감시할 인센티브가 있고(Grossman and Hart, 1980), 이 감시 기능은 기업의 초과수익률을 발생시키며 기업가치를 높인다(Mikkelsen and Ruback 1985; Holderness and sheehan

(4) 당사자가 당해 기업 또는 당해 기업의 지배회사의 주요경영진의 일원인 경우

(5) 당사자가 (1) 또는 (4)에 해당하는 개인의 친인척인 경우

(6) 당사자가 (4) 또는 (5)에 해당하는 개인에 의하여 지배를 받거나 공동지배를 받는 기업인 경우

(7) 당사자가 (4) 또는 (5)에 해당하는 개인이 중대한 영향력을 행사할 수 있거나 직·간접적으로 중대한 의결권을 행사할 수 있는 기업인 경우

(8) 당사자가 당해 기업 또는 당해 기업과 특수관계가 있는 기업의 종업원을 위한 퇴직후급예제도인 경우

5) 회계감사기준 550 (특수관계자)에서 특수관계자와 특수관계자 거래에 관한 감사절차 규정

6) 기업회계기준서 20호 특수관계자거래 공시 목적 부분 참조

1988; Barclay and Holderness 1991). 신현한 등(2004)은 외국인주주를 전문성과 독립성을 갖춘 감시주체로 보고 이들의 존재가 기업가치에 미치는 영향을 분석한 결과 외국인주주와 기업가치 사이에 양(+ )의 관계가 성립함을 발견하였다.

선진기업감시제도에 익숙한 외국인주주가 감시기능의 역할을 효과적으로 수행한다면 이는 특수관계자 거래에도 영향을 미칠 것이다. 외국인주주들은 소액주주와 달리 특수관계자 거래로 인해 자신들의 이익이 침해되고, 대주주에게 부당하게 이익이 전가되는 것을 적극적으로 감시할 것이며, 그 결과 특수관계자 거래의 자의성이 축소되고 경제적 실질과의 괴리도 줄어들 것이다. 따라서 외국인주주지분율이 높을수록 특수관계자 거래의 자의성과 폐쇄성이 감소할 것이며, 이는 외부정보이용자인 재무분석가의 예측력 상승으로 이어질 것으로 예상된다. 이에 다음과 같이 [가설 2]를 설정하였다.

가설 2: 외국인주주지분율이 높을수록 특수관계자 거래가 재무분석가의 예측오차에 미치는 영향은 줄어들 것이다.

### III. 연구 방법론

#### 3.1 표본의 선정

본 연구는 2002년부터 2009년 동안 한국증권거래소에 계속 상장된 기업 중 다음 조건을 만족시키는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 12월 결산일인 상장기업

- (2) 금융업 제외
- (3) 관리종목 대상기업 제외
- (4) 자본잠식 기업 제외
- (5) KIS-value의 데이터베이스에서 특수관계자 거래 자료의 수집이 가능한 기업
- (6) FN-Guide 데이터베이스에서 재무자료 및 재무분석가 예측치의 수집이 가능한 기업

본 연구의 분석대상 기간은 공정공시제도가 도입된 2002년부터 2009년의 8년간이다. 공정공시제도 도입 이전을 제외한 이유는 공정공시 이전에는 경영자가 선별적으로 자료를 제공할 가능성이 있기 때문이다. 조건(1)과 (2)는 표본의 동질성을 유지하기 위하여 선택된 사항이고, 조건(3)과 (4)는 연구결과를 왜곡시킬 가능성이 있는 기업들을 제거하기 위한 조건이다. 조건(5)는 본 연구의 관심변수인 특수관계 거래수를 수집하기 위한 조건이고, 조건(6)은 종속변수인 애널리스트의 예측자료를 수집하기 위한 조건이다. 위의 기준에 의해 최종적으로 선택된 표본은 989개의 기업-연도 표본이며 <표 1>의 표본추출과정으로 정리하였다. 또한 양극단 1%를 벗어나는 관찰치는 극단치로 보아 Winsorize하였다.

#### 3.2 연구 모형

먼저 [가설 1]을 검증하기 위해 다음과 같은 모형을 이용한다.

$$\begin{aligned}
 AE(or AB)_t = & \beta_0 + \beta_1 TR_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 ROA_t \\
 & + \beta_4 MB_t + \beta_5 VOL_t + \beta_6 AN_t \\
 & + \beta_7 BIC_t + \beta_8 LEV_t + \beta_9 AQ_{t-1} \\
 & + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon \quad (식 1)
 \end{aligned}$$

〈표 1〉 표본추출과정

구 분	표본수
전체 2002~2009	5,253
12월 외 결산법인	489
금융업 기업	95
관리종목	54
자본잠식	24
특수관계자 거래 및 재무분석가 예측자료 수집 불가능한 기업	3,983
최 종 표 본	608

〈변수정의〉

AE = | 재무분석가의  $EPS_t$  예측치 -  $EPS_t$  | /  $P_{t-1}$

AB = (재무분석가의  $EPS_t$  예측치 -  $EPS_t$ ) /  $P_{t-1}$

TR = t기 (특수관계자에 대한 매출+매입)/매출액

SIZE = 기업규모(t기 총자산의 자연대수 값)

ROA = 수익성(당기순이익 / 총자산<sub>t-1</sub>)

MB = 시장가치대장부가비율(t기 순자산의 시장가 / 순자산의 장부가)

VOL = 주식수익률변동성(t기 일별주식수익률의 연간 표준편차)

AN = 애널리스트 수 (t기 해당기업을 예측한 애널리스트 수의 자연대수 값)

BIG4 = 감사품질 (t기 Big4계휴법인 이면 1, 아니면 0)

LEV = 총부채 / 총자산

AQ = Dechow and Dichev(2002) 모델에 의한 발생액의 질

YEAR = 연도더미

IND = 산업더미

이 연구에서 사용된 이익예측오차(AE) 및 이익 예측편의(AB)는 다음의 식(2)과 같이 측정된다. 식(2)에서 FEPS는 실제 이익이 공시되기 1개월

전 측정된 재무분석가의 예측 합의치<sup>7)</sup>이고, EPS는 당해연도의 실제 주당순이익, 그리고 P는 해당 기업의 직전연도말 수정주가이다.

$$AE = \frac{|FEPS - EPS|}{P}$$

$$AB = \frac{(FEPS - EPS)}{P} \quad (식2)$$

재무분석가 예측치로 실적 공시 1개월전 합의치를 사용한 이유는 특수관계자 거래와 같이 자의성이 높을 것으로 판단되는 거래는 실적공시에 근접해서도 파악하기 어려우나 그 외 일반거래는 실적공시에 근접해서는 어느 정도 정확한 자료를 추정할 수 있어, 특수관계 거래가 애널리스트의 예측오차에 미치는 영향을 좀 더 분명하게 찾아 낼 수 있을 것으로 예상했기 때문이다.

독립변수 중 주된 관심변수는 특수관계자 거래액(TR)이며 감사보고서에 공시된 특수관계자에 대한 거래 중 매출과 매입을 합한 금액으로 측정하였다.<sup>8)</sup>

7) 본 연구의 종속변수인 재무분석가의 이익예측치 자료는 에프앤가이드(FnGuide)에서 운용하고 있는 DataGuide Pro 데이터베이스에서 추출하였다. Fn Guide에서는 실적공시 1개월 이내 발표된 증권사별 EPS 예측치를 평균한 합의치(consensus)를 제공하고 있다.

8) 특수관계자 거래는 매출, 매입, 기타수익, 기타비용, 금전대차거래, 보충 등 다양하나 본 연구의 대상이 되는 거래는 당기순이익에 직접적으로 영향을 미칠 수 있는 매출, 매입이다. 기타수익 및 기타비용은 해당 금액이 매우 작고 그 내용이 명확하게 공시되지 않아 제외하였다.

특수관계자 거래의 대부분을 차지하는 주 거래인 매출과 매입거래가 재무분석가 예측오차 및 예측편의에 미치는 영향을 각각 검증하고자 하였으며, 특수관계자 거래로 인해 정보비대칭이 심해진다면  $\beta_1$ 은 유의한 양(+ )의 값을 가질 것이다.

통제변수로는 기업규모(SIZE), 수익성(ROA), 시장가치대장부가비율(MB), 주식수익률변동성(VOL), 애널리스트수(AN), 감사품질(BIG4), 부채비율(LEV), 발생액의 질(AQ)을 포함하였다. 기업규모(SIZE)가 클수록 해당 기업에 대한 정보가 시장에 보다 많이 제공되기 때문에 재무분석가의 이익예측오차도 줄어들게 된다(Das et al., 1998). 또한 선행연구에 따르면 기업의 영업성과는 재무분석가 이익예측치의 오차와 음(-)의 관계를 갖는 것으로 나타났다(Eames and Glover, 2003). 따라서 본 연구에서는 총자산수익률 (ROA)을 기업의 영업성과로 측정하여 통제변수로 포함하였다.

시장가치대비 장부가치 비율(MB)은 과거 선행연구에서 기업의 성장성을 나타내는 변수로 많이 사용되어져 왔다. Collins and Kothari(1989)는 시장가치대장부가치 비율이 높아질수록 기업의 미래 이익이 증가할 가능성이 높아진다고 언급하였다. 기업의 미래 이익이 기업의 성장성에 영향을 받으므로 재무분석가의 이익예측오차 역시 성장성에 영향을 받을 가능성 높다. 따라서 시장가치대비 장부가치 비율(MB)을 통제변수로 포함하였다. 한편, 기업에 대한 정보환경이 양호하지 못하여 해당 기업에 대한 정보불확실성이 높을 때 재무분석가의 이익예측오차 역시 커지게 된다. Lang and Lundholm(1996)은 정보불확실성의 대응치로 주가변동성을 사용하여, 주가변동성이 높을수록 재무분석가의 예측오차가 커지는 결과를 제시하였다. 본 연구에서는 주식수익률의 표준편차(VOL)를 통

제변수에 포함시켜 정보불확실성을 통제하였다(정석우·임태균, 2005; 안윤영 등, 2006; Zhang, 2006a; Zhang, 2006b). 또한, 재무분석가의 수가 증가하면 재무분석가의 예측 오차가 줄어든다는 Lang and Lundholm(1996)의 연구결과에 따라 재무분석가 수(AN)를 통제변수로 고려하였으며, 감사인의 감사품질이 높을수록 이익예측치의 정확성도 높아진다는 Behn et al.(2008)의 결과를 반영하여 감사품질이 이익예측치의 오차에 미치는 영향을 통제하였다. 감사인의 감사품질은 해당 기업의 재무제표 감사를 담당한 감사인이 대형 회계법인(BIG4)인지의 여부로 측정하였다. 추가로 부채비율이 높은 기업일수록 재무분석가의 예측오차가 커지게 된다는 연구결과에 따라(Eddy and Seifert 1992; 안윤영 등 2006), 부채비율(LEV)을 통제변수로 포함하였으며, 회계이익의 질이 높을수록 이익예측정확도가 높아진다는 정석우·임태균(2005)의 연구결과에 따라 발생액의 질(AQ)을 통제변수로 고려하였다.

다음으로 [가설 2]의 외국인주주비율에 따른 특수관계자 거래(TR)가 애널리스트 예측오차(AE)에 미치는 영향을 살펴보고자 다음과 같은 모형을 설정하였다.

$$\begin{aligned}
 AE(or AB)_t = & \beta_0 + \beta_1 TR_t + \beta_2 FOR_t + \beta_3 TR_t \\
 & \times FOR_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 ROA_t + \beta_6 MB_t \\
 & + \beta_7 VOL_t + \beta_8 AN_t + \beta_9 BIG4_t \\
 & + \beta_{10} LEV_t + \beta_{11} AQ_{t-1} + \Sigma YEAR \\
 & + \Sigma IND \quad (식 3)
 \end{aligned}$$

〈변수정의〉

AE = | 재무분석가의 EPS<sub>t</sub> 예측치 - EPS<sub>t</sub> | / P<sub>t-1</sub>,  
1개월 합의회치

- AB = (재무분석가의  $EPS_t$  예측치 -  $EPS_t$ ) /  $P_{t-1}$ ,  
1개월 합의치
- TR = t기 (특수관계자에 대한 매출+매입)/매출액
- SIZE = 기업규모(t기 총자산의 자연대수 값)
- ROA = 수익성 (당기순이익<sub>t</sub> / 총자산<sub>t-1</sub>)
- MB = 시장가치대장부가비율(t기 순자산의 시장가 /  
순자산의 장부가)
- VOL = 주식수익률변동성(t기 일별주식수익률의 연간  
표준편차)
- AN = 애널리스트 수 (t기 해당기업을 예측한 애널  
리스트 수의 자연대수 값)
- BIG4 = 감사품질 (t기 Big4재휴법인 이면 1, 아니면 0)
- LEV = 총부채 / 총자산
- AQ = Dechow and Dichev(2002) 모델에 의한  
발생액의 질
- FOR = 외국인주주 지분율
- YEAR = 연도더미
- IND = 산업더미

외국인 투자자들은 상대적으로 회계투명성을 강  
조하고 동시에 기업에 대한 정보를 빈번하게 요구  
하므로 특수관계자 거래의 자의적인 성격이 감소할  
것이다. 따라서 외국인주주의 비중이 높을수록 특  
수관계거래 기업에 대한 재무분석가의 예측오차는  
상대적으로 감소할 것으로 예상된다. 즉  $\beta_3$ 은 음  
(-)의 값을 나타낼 것으로 예상된다.

## IV. 실증분석 결과

### 4.1 변수의 기술통계

〈표 2〉는 기술통계량을 나타내는 것으로 총 표  
본 수는 608개이다. 종속변수인 이익예측오차(AE)  
의 경우 평균이 0.031, 중위수는 0.012로 나타났

으며 표본들이 좌로 치우쳐져 있는 분포를 가지고  
있다. 본 연구의 관심변수인 특수관계자 거래(TR)  
는 평균이 0.233, 중위수는 0.142로 나타났다.  
즉, 특수관계자 거래가 전체 매출에서 약 24%를  
차지하는 것으로 나타나, 매출대비 상당부분이 특  
수관계자 거래를 통해 이루지는 것을 알 수 있다.  
그 외 통제변수로 쓰인 BIG4의 평균이 80.1%로  
나타나 대상기업의 80.1%가 대형 감사법인으로부  
터 감사를 받는 것으로 나타났다.

〈표 3〉은 실증분석에 사용된 변수들 간의 피어  
슨(Pearson) 상관관계를 나타내고 있다. 먼저 종  
속변수 AE와 독립변수들 간의 상관관계를 살펴보  
면, 관심변수인 특수관계자 거래(TR)의 경우 재무  
분석가 예측오차(AE)와 예측부호와 일치하게 15%  
수준에서 유의한 것으로 나타났다. 또한 재무분석  
가 예측편의(AB) 역시 예측부호와 일치하였으며,  
5% 수준의 유의한 양(+)의 관계를 갖는 것으로  
나타났다. 기업규모(SIZE), 수익성(ROA), 재무분  
석가 수(AN), 감사품질(BIG4), 외국인주주지분율  
(FOR)은 AE와 유의적인 음(-)의 상관관계를 나  
타냈으며, 이는 규모가 클수록, 수익성이 좋을수  
록, 재무분석가 수가 많을수록, 감사품질이 좋을수  
록, 외국인주주지분율이 높을수록 재무분석가의 예  
측오차는 줄어드는 것으로 본 연구에서 예상한 바  
와 일치하였다. 또한 주식수익률변동성(VOL), 부  
채비율(LEV)은 AE와 유의적인 양(+)의 상관관  
계를 보여주어, 주식수익률변동성, 부채비율이 높  
을수록 재무분석가의 예측오차가 커지는 것으로 관  
찰되었다. 한편, 시장가치대장부가치 비율(MB)는  
유의한 음(-)의 상관관계를 갖는 것으로 나타났으  
며, 발생액의 질(AQ)의 경우 예측부호와 일치하게  
양(+)의 상관관계를 보였으나 유의하지 않았다.

통제변수간의 관련성을 살펴본 결과 SIZE와 AN

〈표 2〉 기술통계량(N=608)

변수	N	최소값	최대값	평균값	중위수	표준편차
AE	608	0.000	0.403	0.031	0.012	0.060
AB	608	-0.170	0.325	0.011	0.003	0.057
TR	608	0.000	1.017	0.233	0.142	0.251
SIZE	608	25.015	30.861	27.471	27.294	1.403
ROA	608	-0.097	0.299	0.068	0.063	0.062
MB	608	0.245	5.124	1.382	1.003	1.051
VOL	608	1.042	6.221	2.975	2.852	0.855
BIG4	608	0.000	1.000	0.801	1.000	0.400
AN <sup>9)</sup>	608	0.000	2.833	1.011	0.693	0.951
LEV	608	0.017	0.870	0.447	0.459	0.186
AQ	608	0.001	0.278	0.059	0.040	0.057
FOR	608	0.000	0.652	0.188	0.151	0.162
EXP	608	0.000	1.000	0.328	0.243	0.321

〈변수정의=〉

- AE = | 재무분석가의 EPS<sub>t</sub> 예측치 - EPS<sub>t</sub> | / P<sub>t-1</sub>, 1개월 합치
- AB = ( 재무분석가의 EPS<sub>t</sub> 예측치 - EPS<sub>t</sub> ) / P<sub>t-1</sub>, 1개월 합치
- TR = t기 (특수관계자에 대한 매출+매입)/매출액
- SIZE = 기업규모(t기 총자산의 자연대수 값)
- ROA = 수익성(당기순이익 / 총자산<sub>t-1</sub>)
- MB = 시장가치대장부가비율(t기 순자산의 시장가 / 순자산의 장부가)
- VOL = 주식수익률변동성(t기 일별주식수익률의 연간 표준편차)
- AN = 재무분석가 수 (t기 해당기업을 예측한 재무분석가 수의 자연대수 값)
- BIG4 = 감사품질 (t기 Big4제휴법인 이면 1, 아니면 0)
- LEV = 총부채 / 총자산
- AQ = Dechow and Dichev(2002) 모델에 의한 발생액의 질
- FOR = 외국인주주 지분율
- EXP = 수출비중(수출액/매출액)
- YEAR = 연도더미
- IND = 산업더미

(0.625), SIZE와 LEV(0.435) 사이의 관련성이 높은 것으로 나타났으며 이를 제외한 다른 경우는 상관관계가 0.4미만으로 나타났다.

#### 4.2 회귀분석결과

〈표 4〉는 [가설 1]을 검증하기 위해 (식1)을 회귀분석한 결과이다. 우선 (1)은 종속변수로 t기의 재무분석가 예측오차(AE) 및 예측편의(AB)를 사

9) 기술통계 상에서 AN의 평균값이 1.011으로 나타났는데, 이는 LN(에널리스트 수)의 평균값을 의미한다. 에널리스트 수에 로그를 취하지 않을 경우, AN의 평균값은 2.7483으로, 각 기업 당 1개월 전 예측치를 제시한 분석가가 평균적으로 3명임을 확인하였다.

〈표 3〉 상관 관계표

	AE	AB	TR	SIZE	ROA	MB	VOL	BIG4	AN	LEV	AQ	FOR	EXP
AE	1.000	0.415 (0.000)	0.061 (0.131)	-0.127 (0.002)	-0.158 (0.000)	-0.175 (0.000)	0.157 (0.000)	-0.110 (0.007)	-0.221 (0.000)	0.167 (0.000)	0.051 (0.213)	-0.202 (0.000)	0.043 (0.288)
AB		1.000	0.094 (0.021)	-0.004 (0.913)	-0.268 (0.000)	-0.031 (0.444)	0.079 (0.053)	0.035 (0.392)	-0.087 (0.032)	0.134 (0.001)	0.048 (0.240)	-0.062 (0.125)	0.052 (0.197)
TR			1.000	0.148 (0.000)	0.002 (0.954)	0.064 (0.114)	0.060 (0.142)	0.036 (0.378)	0.115 (0.004)	0.056 (0.172)	0.077 (0.059)	0.117 (0.004)	0.288 (0.000)
SIZE				1.000	-0.116 (0.004)	0.171 (0.000)	0.100 (0.013)	0.288 (0.000)	0.625 (0.000)	0.435 (0.000)	-0.073 (0.074)	0.307 (0.000)	0.217 (0.000)
ROA					1.000	0.351 (0.000)	-0.001 (0.978)	-0.028 (0.494)	0.099 (0.015)	-0.305 (0.000)	0.078 (0.055)	0.195 (0.000)	-0.078 (0.055)
MB						1.000	0.072 (0.076)	0.151 (0.000)	0.334 (0.000)	0.161 (0.000)	0.125 (0.002)	0.296 (0.000)	-0.012 (0.764)
VOL							1.000	0.012 (0.763)	-0.082 (0.044)	0.357 (0.000)	0.036 (0.371)	-0.200 (0.000)	0.274 (0.000)
BIG4								1.000	0.280 (0.000)	0.164 (0.000)	-0.062 (0.128)	0.117 (0.004)	-0.074 (0.067)
AN									1.000	0.113 (0.005)	-0.012 (0.769)	0.387 (0.000)	0.087 (0.033)
LEV										1.000	-0.032 (0.425)	-0.121 (0.003)	0.147 (0.000)
AQ											1.000	0.053 (0.192)	-0.009 (0.834)
FOR												1.000	0.025 (0.540)
EXP													1.000

주1) 변수정의 〈표 2〉 참조

〈표 4〉 [가설1] 회귀분석 결과

$$AE(\text{or}AB)_t = \beta_0 + \beta_1 TR_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 ROA_t + \beta_4 MB_t + \beta_5 VOL_t + \beta_6 AN_t + \beta_7 BIG4_t + \beta_8 LEV_t + \beta_9 AQ_{t-1} + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon$$

변수	예상 부호	(1)AE		(2)AB	
		추정치	t-value	추정치	t-value
intercept	?	0.172	2.51**	0.059	0.90
TR	+	0.020	2.13**	0.024	2.61***
SIZE	-	-0.006	-2.42**	-0.003	-1.11
ROA	-	-0.064	-1.42	-0.273	-6.31***
VOL	+	0.007	1.99**	0.001	0.35
MB	?	-0.008	-2.58**	0.006	2.10**
BIG4	-	-0.005	-0.78	0.011	1.71*
AN	-	-0.006	-1.58	-0.005	-1.35
LEV	+	0.068	3.91***	0.011	0.65
AQ	+	0.055	1.28	0.073	1.78*
산업더미		포함		포함	
연도더미		포함		포함	
F 값		4.21***		3.55***	
수정 R <sup>2</sup>		0.1251		0.102	
표본수		608		608	

주1) 변수정의 〈표 2〉 참조

주2) \*\*\* : 1%, \*\* : 5%, \* : 1% 수준에서 유의함

용하고 관심변수로서 TR(특수관계거래=매출+매입)을 사용하여 분석한 결과이다.

분석결과 관심변수인 TR은 AE 및 AB에 각각 5% 및 1%에서 유의한 양(+)의 영향을 미치는 것으로 나타났다. 즉 특수관계자 거래의 특이성과 자의성 및 그로 인한 정보비대칭의 증가로 인해 재무분석가의 예측오차는 증가하는 것으로 확인되었다. 또한, 과대하게 예측하는 것으로 나타났다. Barron et al.(2008)은 재무분석가가 기업에 대한 정보가 불확실한 경우, 정보를 얻고자 더욱 노력한다고 언급한 바 있다. 이 과정에서 재무분석가들은 기업에

관한 정보를 얻고자 해당기업에 관한 낙관적 이익 예측치를 공시함으로써 해당 기업과 긴밀한 관계를 유지하고자 하는데(Das et al. 1998), 본 연구의 결과는 이러한 선행연구와 일치하는 결과이다.

한편 통제변수는 SIZE, VOL 그리고 LEV에서 예상부호와 일치하게 유의하게 나타났다. 즉 기업의 규모가 작을수록, 주가 변동성이 클수록, 그리고 부채비율이 클수록 재무분석가의 예측오차는 커지는 것으로 나타났다. 이로써 [가설 1]은 예상대로 지지되었다.

〈표 5〉는 [가설 2]를 검증하기 위해 (식3)을 회

〈표 5〉 (가설2) 회귀분석 결과

$$AE(\text{or } AB)_t = \beta_0 + \beta_1 TR_t + \beta_2 FOR_t + \beta_3 TR_t \times FOR_t + \beta_4 SIZE_t + \beta_5 ROA_t + \beta_6 MB_t + \beta_7 VOL_t + \beta_8 AN_t + \beta_9 BIG4_t + \beta_{10} LEV_t + \beta_{11} AQ_{t-1} + \Sigma YEAR + \Sigma IND$$

변수	예상 부호	(1)AE		(2)AB	
		추정치	t-value	추정치	t-value
intercept	?	0.156	2.23**	0.067	0.99
TR	+	0.050	3.32***	0.056	3.91***
FOR	-	0.023	1.05	0.056	2.65***
TR*FOR	-	-0.126	-2.51**	-0.143	-2.96***
SIZE	-	-0.006	-2.14**	-0.003	-1.32
ROA	-	-0.055	-1.23	-0.271	-6.27***
VOL	+	0.007	1.80*	0.001	0.41
MB	?	-0.008	-2.65***	0.005	1.72*
BIG4	-	-0.007	-1.04	0.009	1.36
AN	-	-0.006	-1.50	-0.005	-1.37
LEV	+	0.068	3.86***	0.016	0.95
AQ	+	0.062	1.45	0.080	1.94*
산업더미		포함		포함	
연도더미		포함		포함	
F 값		4.19***		3.70***	
수정 R <sup>2</sup>		0.1321		0.1141	
표본수		608		608	

주1) 변수정의 〈표 2〉 참조

주2) \*\*\* : 1%, \*\* : 5%, \* : 1% 수준에서 유의함

귀분석한 결과이다. 〈표 4〉와 마찬가지로 (1)은 종속변수로 t기의 AE 및 AB를 사용하고 관심변수로서 TR(특수관계거래=매출+매입)을 사용하여 분석하였다.

분석결과 관심변수인 TR\*FOR은 AE와 AB에 각각 5% 및 1%의 유의한 음(-)의 계수값을 가졌다. 즉, 외국인주주지분율이 클수록 특수관계자 거래가 재무분석가의 예측오차에 미치는 양(+)의 영향( $\beta_3$ )이 감소하는 것으로 나타났다. 이는 외국인주주가 기업의 특수관계자 거래에 대해 효과적이고

효율적인 모니터링 기능을 수행함에 따라, 특수관계자 거래와 제3자와의 정상적이고 실질적인 거래와의 갭이 작아져 재무분석가 예측오차가 줄어드는 것으로 해석된다.

### 4.3 추가분석

우리나라는 전통적으로 수출에 대한 의존도가 높아 왔으며, 최근에는 중국 등 개발도상국들의 경제가 급속히 성장함에 따라 국제적 다각화의 속도가

더 빨라지게 되었다. 본 연구의 대상기간인 2002년부터 2009년의 수출액을 보면 2009년을 제외하고는 매년도 지속적으로 수출이 증가함을 알 수 있다.<sup>10)</sup> 또한 개별기업도 교통과 통신의 발달로 인해 미래의 성장 동력을 신규시장에서 찾으려는 움직임이 활발해 지고 있다.

Duru and Reeb(2002)의 연구에 의하면 재무분석가는 기업의 수출비중이 높을수록 예측정확성이 떨어지는 결과를 보였는데 이는 국내 거래와 다른 지리적 장소나 시장에서 이루어지는 거래는 그 예측에 있어서 더 복잡적이고 다양한 자료가 필요하기 때문인 것으로 해석된다. Myerson(1982) 및 Harris, Kriebel and Raviv(1982)도 국제다각화 수준이 높아질수록 정보비대칭이 커져 해당기업의 가치가 오히려 감소한다고 언급하였다.

이에 본 연구는 기존의 가설에 추가하여 수출비중에 따라 특수관계자 거래가 재무분석가의 예측오차에 미치는 영향이 어떻게 달라지는지 살펴보고자 한다. 이 분석을 위해 국외매출을 전체 매출로 나누어 수출비중을 구한 후 중위수를 기준으로 수출비중이 높은 기업과 수출비중이 낮은 기업으로 나누어 식(1)을 적용하였다.

수출비중이 높은 기업에서는 재무분석가가 이익을 예측하는 것이 상대적으로 어렵고 이러한 특성은 특수관계자 거래에도 반영되어 특수관계자 거래가 재무분석가의 예측오차에 미치는 영향이 클 것으로 예상된다. 반면, 수출비중이 낮은 기업에서는 재무분석가가 이익을 예측하는 것이 상대적으로 용

이하고 이러한 특성이 특수관계자 거래에도 반영되어 특수관계자 거래와 재무분석가의 예측오차와의 관계가 약하거나 없을 것으로 예상된다.

추가가설: 수출비중이 높을수록 특수관계자 거래가 재무분석가의 예측오차에 미치는 영향은 증가할 것이다.

<표 6>은 [추가가설]의 분석결과를 보여주고 있다. 각 열은 기존의 분석과 같은 방법을 적용하고 있다. 즉 (1)은 종속변수로 t기의 AE를 사용하고, (2)는 종속변수로 t기의 AB를 사용하였으며, TR(특수관계자거래=매출거래+매입거래)이 각각의 종속변수에 미치는 영향을 살펴보았다.

Panel A는 수출비중이 중위수 보다 높은 기업들의 회귀분석결과이다. 관심변수 TR의 계수 값이 예상부호와 일치하였으며, 1%에서 유의한 양(+)의 값을 갖는 것으로 나타났다.

Panel B는 수출비중이 중위수 보다 낮은 기업들의 회귀분석결과이다. 관심변수 TR의 계수 값이 유의하지 않게 나타났다. 이는 수출비중이 낮은 기업에서는 특수관계자 거래가 많거나 적더라도 특수관계자 거래가 재무분석가의 예측오차에 유의한 영향을 미치지 못하는 것으로 해석된다.

또한 이 두 그룹간의 계수값을 비교하기 위해 평행성 검증을 한 결과 (1), (2)의 경우 모두 유의한 차이를 보이고 있다.<sup>11)</sup> 즉 수출비중이 낮은 기업보다 수출비중이 높은 기업들에서 특수관계자 거

10) 수출금액(단위 백만달러, 출처 한국은행)

연도	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009
수출	164,189	199,691	260,142	289,872	336,494	389,568	434,651	358,189

11) 추가가설을 검증하기 위해 수출비중 변수(EXP)를 추가하여 특수관계자거래와 상호작용을 분석한 통합모형을 사용해보았으나, VIF 값이 높아서 Panel A와 B로 구분하고 평행성 검증을 실시하였다.

〈표 6〉 [추가가설] 회귀분석 결과

$$AE(or AB)_t = \beta_0 + \beta_1 TR_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 ROA_t + \beta_4 MB_t + \beta_5 VOL_t + \beta_6 AN_t + \beta_7 BIG4_t + \beta_8 LEV_t + \beta_9 AQ_{t-1} + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon$$

Panel A : 수출비중 높은 기업

변수	예상 부호	(1)AE		(2)AB	
		추정치	t-value	추정치	t-value
intercept	?	0.236	2.24**	0.161	1.63
TR	+	0.036	2.92***	0.038	3.20***
SIZE	-	-0.008	-2.13**	-0.006	-1.71*
ROA	-	-0.132	-2.27**	-0.321	-5.85***
VOL	+	0.007	1.31	0.005	0.93
MB	?	-0.008	-1.76*	0.003	0.73
BIG4	-	-0.005	-0.52	-0.006	-0.67
AN	-	-0.004	-0.78	-0.004	-0.78
LEV	+	0.084	3.39***	0.030	1.29
AQ	+	-0.035	-0.54	-0.009	-0.15
산업더미		포함		포함	
연도더미		포함		포함	
F 값		3.03***		3.91***	
수정 R <sup>2</sup>		0.1385		0.1871	
표본수		304		304	

Panel B : 수출비중 낮은 기업

변수	예상 부호	(1)AE		(2)AB	
		추정치	t-value	추정치	t-value
intercept	?	0.143	1.39	-0.118	-1.11
TR	+	-0.007	-0.43	-0.007	-0.41
SIZE	-	-0.005	-1.23	0.004	0.92
ROA	-	0.013	0.17	-0.191	-2.61***
VOL	+	0.005	1.00	-0.004	-0.76
MB	?	-0.013	-2.74***	0.005	1.02
BIG4	-	-0.014	-1.39	0.028	2.90***
AN	-	-0.002	-0.32	-0.006	-1.20
LEV	+	0.054	2.10**	-0.004	-0.18
AQ	+	0.129	2.15**	0.113	1.97**
산업더미		포함		포함	
연도더미		포함		포함	
F 값		2.60***		1.78**	
수정 R <sup>2</sup>		0.1247		0.0652	
표본수		304		304	
평행성검증 (t-value)		2.06**		2.19**	

주) \*\*\* : 1%, \*\* : 5%, \* : 1% 수준에서 유의함

래가 재무분석가의 예측오차에 미치는 영향이 큰 것을 알 수 있다.

이러한 결과는 단순히 특수관계자 거래 금액의 크기뿐만 아니라 수출비중과 같은 기업의 특성에 따라 특수관계자 거래가 재무분석가의 예측오차에 미치는 영향이 달라질 수 있음을 의미한다.

## V. 결론

특수관계자 거래란 기업에 중대한 영향력을 미칠 수 있는 자들 간의 거래를 의미하며, 거래의 특성상 정상적인 경쟁조건하에서의 거래가 아닐 가능성이 있고 기업가치를 왜곡할 가능성이 존재한다. 이러한 이유 때문에 정책당국에서도 기업회계기준서 20호에 특수관계자와 특수관계자 거래에 대한 공시를 재무제표 주석사항으로 요구하고 있으며, 회계감사기준에도 별도의 감사절차를 마련해 두고 있다.

기업은 특수관계자 거래를 통해 대주주의 이익을 늘리고 소액주주의 이익을 줄일 가능성이 존재한다. 따라서 경영자는 이러한 거래에 관한 정확한 정보의 공개를 하려하지 않을 것이고 정보비대칭이 커져 재무분석가들의 예측오차는 증가할 것이다. 또한 특수관계자 거래는 동일지배권 하의 특수관계자들 간의 자의적인 거래일 가능성이 높으므로 재무분석가들이 거래의 구체적인 내용을 고려하여 예측하는 것이 어려울 것이다.

이에 본 연구는 한국의 유가증권 시장에 상장된 기업 중 2002년부터 2009년까지의 989개 관측치를 이용하여 특수관계자 거래가 재무분석가 예측오차에 미치는 영향을 분석하였다. 먼저, 특수관계자 거래가 정보비대칭에 미치는 영향을 재무분석가 예

측오차 및 예측편의를 통해 살펴보았다. 다음으로 기업의 감시자 역할을 하는 외국인주주지분율이 높아질수록 특수관계자 거래가 재무분석가의 예측오차에 미치는 영향이 어떻게 달라지는가를 살펴보았다. 또한, 추가분석으로 수출비중이 높은 기업과 수출비중이 낮은 기업에서 특수관계자 거래가 재무분석가 예측오차에 미치는 영향이 다르게 나타나는가를 검증하였다.

분석 결과, 특수관계자 거래가 많을수록 재무분석가들의 예측오차가 커지는 것으로 나타났다. 이는 특수관계자 거래가 많을수록 정보비대칭현상이 커져 재무분석가들이 이를 예측하는 것이 어렵다는 것을 의미한다. 또한 선행연구와 일치하게 과대하게 예측하는 것으로 나타났다.

둘째, 외국인주주지분율이 높을수록 특수관계자 거래가 재무분석가의 예측오차에 미치는 영향은 작아졌다. 이는 효과적이고 효율적인 감시자 역할을 하는 외국인주주의 비중이 높을수록 특수관계자 거래의 자의성과 정보비대칭현상이 축소되어 특수관계자 거래가 재무분석가의 예측오차를 증가시키는 영향이 축소됨을 의미한다.

셋째, 수출비중이 높은 기업에서 특수관계자 거래가 많을수록 재무분석가 예측오차가 커지는 것으로 나타났으며, 수출비중이 낮은 기업들의 경우, 특수관계자 거래와 재무분석가 예측오차 간에 유의적인 관계가 없었다. 이는 수출비중이 높은 기업은 특수관계자 거래가 해외거래일 가능성이 높아서 재무분석가들의 예측이 상대적으로 더 어렵다는 것을 의미한다. 반면 내수비중이 높은 기업들의 경우, 특수관계자 거래가 국내거래일 가능성이 높다. 국내 거래의 경우 상대적으로 정보비대칭이 낮아 재무분석가들의 예측정확도가 높으므로, 후자의 경우 특수관계자 거래가 재무분석가의 예측오차에 미치

는 영향이 없어지는 것으로 해석되었다.

특수관계자 거래에 관한 기존의 연구들은 특수관계자 거래를 통한 이익조정 및 시장반응에 관해 연구한 반면, 본 연구는 특수관계자 거래가 만들어내는 정보비대칭현상을 연구하였다는데 차별점이 있다. 또한 재무분석가에 관한 선행연구들은 재무분석가의 예측오차에 영향을 미치는 기업 특성을 분석하였는데, 본 연구는 이러한 특성 중의 하나로 특수관계자 거래를 이용하였다.

본 연구는 기업과 외부정보이용자간의 정보비대칭성을 특수관계자 거래라는 구체화된 금액을 통해 살펴보고자 하였다. 향후 특수관계 거래에 대한 공시제도가 더 세세히 정비된다면 특수관계자 거래의 성격에 따른 시장반응이나 정보비대칭현상도 연구해 볼만한 주제로 예상된다. 이 연구의 발견은 규제기관에게는 특수관계자 거래에 관한 공시제도를 정비하는데 도움을 주고, 학계에는 특수관계자 거래와 관련된 다각적인 연구의 시사점을 제공할 것이며, 실무종사자나 투자자들에게는 특수관계자 거래가 많은 기업들은 재무분석가의 이익예측치의 정확성이 떨어진다는 점에 유의하여 기업정보를 해석하고 재무제표를 검토하도록 도움을 줄 것이다.

## 참고문헌

- 김지홍, 우용상(2008) "특수관계자와의 거래가 이익조정 및 이익반응계수에 미치는 영향," **회계학연구**, 제 33권 제3호, 25-59.
- 박종국, 최정호(2006) "대규모기업집단의 소득이전과 외국인투자자의 모니터링," 한국회계학회동계학술발표논문집.
- 손성규, 김상일, 고재민(2009), "내부자 거래와 재무분석가 이익예측특성의 상관성 연구," **증권학회지**, 제 38권 제3호, 393-422.
- 신현한, 이상철, 장진호(2004), "외부감사주체와 기업가치," **재무연구**, 제17권 제1호, 41-72.
- 안윤영, 유영태, 조영준, 신현한, 장진호(2006), "재무분석가의 특성이 이익예측정확성에 미치는 영향," **회계학연구**, 제31권 제4호, 1-24.
- 정석우, 임태균(2005), "회계이익의 지속성이 재무분석가의 이익예측오차와 이익예측정확성에 미치는 영향," **회계학연구**, 제30권 제2호, 209-235.
- 최정호(2010), "관계회사거래의 정보가치," **회계저널**, 제 19권 제1호, 77-105.
- Barclay, Michael J. and Clifford G. Holderness (1991), "Negotiated Block Trades and Corporate Control," *Journal of Finance*, Vol.25, 861-878.
- Barron, O. E., D. Byard, and Y. Yu.(2008), "Earnings Surprises that Motivate Analysts to Reduce Average Forecast Error," *The Accounting Review*, 83(2): 303-325.
- Behn, B. K., J. -H. Choi, and T. Kang(2008), "Audit Quality and Properties of Analyst Earnings Forecasts," *The Accounting Review*, 83(2), 327-349.
- Chang, S. J. and J. Hong(2000), "Economic Performance of Group-Affiliated Companies in Korea: Intragroup Resource Sharing and Internal BusinessTransactions," *Academy of Management Journal* Vol. 43(3), 429-448.
- Cheung, Y. L., P. R. Rau and A. Stouraitis (2006), "Tunneling, Propping, and Expropriation: Evidence from Connected Party Transactions in Hong Kong," *Journal of Financial Economics*, 82, 343-386.
- Collins, D. W. and S. P. Kothari(1989), "An Analysis of Intertemporal and Crosssectional

- Determinants of Earnings Response Coefficients," *Journal of Accounting and Economics*, 11 (2-3), 143-181.
- Das, S., C. Levine and K. Sivaramakrishnan (1998) "Earnings Predictability and Bias in Analysts' Earnings Forecasts," *The Accounting Review*, 73 (2), 277-294.
- Duru, A. and D. M. Reeb(2002), "International Diversification and Analysts' Forecast Accuracy," *The Accounting Review*, 77 (2), 415-433.
- Eames, M. J. and S. M. Glover(2003), "Earnings Predictability and the Directing of Analysts' Earnings Forecast Errors," *The Accounting Review*, 78 (3), 707-724.
- Eddy, E. and B. Seifer(1992), "An Estimation of Hypotheses Concerning Earnings Forecasting Errors," *Quarterly Journal of Business and Economics*, 32(2), 22-37.
- Elgers, P. T., R. J. Pleiffer, Jr. and S. L. Porter (2003), "Anticipatory Income Smoothing: A Re-examination," *Journal of Accounting and Economics*, 35(3), 405-422.
- Grossman, Sanford J. and Hart, Oliver D.(1980), "Takeover Bids, the Free-Rider Problem and the Theory of the Corporation," *Bell Journal of Economics*, Vol 11, 42-64.
- Harris, M., C. Kriebel, and A. Raviv (1982), "Asymmetric Information, Incentives and Intrafirm Resource Allocation," *Management Science*, 28, 604-620.
- Holderness, Clifford G. and Dennis P. Sheehan (1988), "The Role of Majority Shareholders in Publicly Held Corporations," *Journal of Financial Economics*, Vol 20, 317-346.
- Jian, M. and T. Wong(2003), "Earnings Management and Tunneling through Related Party Transactions: Evidence from Chinese Corporate Groups," working paper.
- Jung, K., B. Kim and B. Kim(2005), "Tax Motivated Income Shifting and Korean Business Groups(Chaebol)," Proceedings of Joint Conference of Korean Finance Association.
- Kreps, D. and R. Wilson(1982), "Reputation and Imperfect Information," *Journal of Economic Theory*, 27, 253-279.
- Lang, M. H. and R. J. Lundholm(1996), "Corporate Disclosure Policy and Analyst Behavior," *The Accounting Review*, 71 (4), 467-492.
- Matsumoto, D.(2002), "Management's Incentives to Avoid Negative Earnings Surprises," *The Accounting Review*, 77 (3), 483-514.
- Mikkelson, Wayne and Richard S. Ruback(1985), "An Empirical analysis of the Interfirm Equity Investment Process," *Journal of Financial Economics*, Vol 14, 523-553.
- Milgrom, P. and R. Roberts(1982), "Predation, Reputation and Entry Deterrence," *Journal of Economic Theory*, 27, 290-312.
- Myerson, B.(1982), "Optimal Coordination Mechanisms in Generalized Principal-Agent Problems," *Journal of Mathematical Economics*, 10, 67-81.
- Niederhoffer, V. and P. Regan(1972), "Earnings Changes Analysts' Forecasts and Stock Prices," *Financial Analysts Journal*, 65-75.
- O'Brien, P.(1988), "Analysts' Forecasts as Earnings Expectations," *Journal of Accounting and Economics*, 10 (1), 53-83.
- O'Brien, P. and R. Bhushan(1990), "Analyst Following and Institutional Ownership," *Journal of Accounting and Economics*, 28, 55-76.

- Richardson, S., S. H. Teoh and P. Wysocki(2004), "The Walk-down to Beatable Analyst Forecasts: The Role of Equity Issuance and Insider Trading Incentives," *Contemporary Accounting Research*, 21 (4), 885-924.
- Zhang, X. F.(2006a), "Information Uncertainty and Stock Returns," *Journal of Finance*, 61 (1), 105-136.
- Zhang, X. F.(2006b), "Information Uncertainty and Analyst Forecast Behavior," *Contemporary Accounting Research*, 23 (2), 565-590.

### 〈부록〉 예측기간의 확장

본 연구의 종속변수인 재무분석가의 이익예측치 자료는 에프엔가이드(FnGuide)에서 운용하고 있는 DataGuide Pro 데이터베이스에서 추출하였다. Fn Guide에서는 실적공시 1개월, 3개월, 6개월 이내 발표된 증권사별 EPS 예측치를 평균한 합의치(consensus)를 제공하고 있다.

한편, 본 논문의 기술통계 <표 2>에 따르면, 상당수의 기업에서 1개월 전 예측치를 제시한 분석가가 3명인 것으로 나타나, 합의치의 강건성을 위해 종속변수를 1개월, 3개월, 6개월 간 예측치로 확장하여 회귀분석을 실시하였다.

분석결과, 특수관계자 거래가 큰 기업일수록 1개월, 3개월, 6개월 범위의 애널리스트 예측오차를 유의하게 증가시키는 것으로 나타났다. 즉, 기간을 확장하여 분석을 실시한 후에도 연구결과가 지지되었다.

#### 〈부록〉 특수관계자거래가 애널리스트 예측오차에 미치는 영향

(예측기간 1, 3, 6개월)

$$AE(\text{or } AB)_t = \beta_0 + \beta_1 TR_t + \beta_2 SIZE_t + \beta_3 ROA_t + \beta_4 MB_t + \beta_5 VOL_t + \beta_6 AN_t + \beta_7 BIG4_t + \beta_8 LEV_t + \beta_9 AQ_{t-1} + \Sigma YEAR + \Sigma IND + \epsilon$$

변수	예상 부호	1개월		3개월				6개월					
		(1)AE		(2)AB		(3)AE		(4)AB		(5)AE		(6)AB	
		추정치	t-value	추정치	t-value	추정치	t-value	추정치	t-value	추정치	t-value	추정치	t-value
intercept	?	0.172	2.91**	0.059	0.90	0.230	2.23*	0.076	0.87	0.224	2.08*	0.682	0.92
TR	+	0.020	2.13**	0.024	2.61***	0.029	2.07**	0.035	2.91***	0.031	2.07**	0.017	1.22
SIZE	-	-0.064	-1.42	-0.273	-6.31***	-0.106	-1.60	-0.454	-8.13***	-0.034	-0.49	-0.635	-9.83***
ROA	-	0.007	1.99**	0.001	0.35	0.009	1.88*	0.003	0.82	0.006	1.16	0.003	0.73
VOL	+	-0.008	-2.58**	0.006	2.10**	-0.009	-1.84*	0.009	2.27**	-0.018	-3.51***	0.009	1.98**
MB	?	-0.005	-0.78	0.011	1.71*	-0.017	-1.94*	0.003	0.34	-0.009	-0.97	0.007	0.81
BIG4	-	-0.006	-1.58	-0.005	-1.35	-0.006	-1.13	-0.005	-1.25	-0.008	-1.44	-0.003	-0.54
AN	-	0.068	3.91***	0.011	0.65	0.085	3.41***	-0.004	-0.17	0.134	5.17***	-0.033	-1.38
LEV	+	0.055	1.28	0.073	1.78*	-0.032	-0.50	-0.010	-0.19	0.144	2.20**	0.063	1.03
AQ	+												
산업더미		포함		포함		포함		포함		포함		포함	
연도더미		포함**		포함**		포함**		포함**		포함**		포함**	
F 값		0.1251		0.102		0.1803		0.1721		0.1671		0.1138	
수정 R <sup>2</sup>		608		608		814		814		920		920	
표본수													

주) \*\*\* : 1%, \*\* : 5%, \* : 1% 수준에서 유의함

〈변수정의〉

- AE = | 재무분석가의 EPS<sub>t</sub> 예측치 - EPS<sub>t</sub> | / P<sub>t-1</sub>
- AB = ( 재무분석가의 EPS<sub>t</sub> 예측치 - EPS<sub>t</sub> ) / P<sub>t-1</sub>
- TR = t기 (특수관계자에 대한 매출+매입)/매출액
- SIZE = 기업규모(t기 총자산의 자연대수 값)
- ROA = 수익성(당기순이익 / 총자산<sub>t-1</sub>)
- MB = 시장가치대장부가비율(t기 순자산의 시장가 / 순자산의 장부가)
- VOL = 주식수익률변동성(t기 일별주식수익률의 연간 표준편차)
- AN = 애널리스트 수 (t기 해당기업을 예측한 애널리스트 수의 자연대수 값)
- BIG4 = 감사품질 (t기 Big4재휴법인 이면 1, 아니면 0)
- LEV = 총부채 / 총자산
- AQ = Dechow and Dichev(2002) 모델에 의한 발생액의 질
- YEAR = 연도더미
- IND = 산업더미

## The Effect of Related Party Transactions on Analyst Forecast Errors

YunSung Koh\* · HaeYoung Ryu\*\* · MyungGun Lee\*\*\*

### Abstract

Related party transaction means a business deal or arrangement between two parties who are joined by a special relationship prior to the deal. Related party transactions are usually created in Asian countries where management and ownership aren't separated. Because one party has power to influence another, it is possible unfair related party transactions could be processed. If there weren't a special relationship, these transactions might not happen or be processed on different conditions. Therefore regulators request firms to disclose related party transactions as financial statement footnotes, establish audit regulations regarding related party transactions. Prior studies have generally reported private firm owners pursue private profits and reduce tax expenses through related party transactions.

The disclosure of related party transactions is suit investors' purpose in analyzing financial statement. However because only the amount for related party transactions is disclosed, outside investors can't figure out the content of transactions clearly and information asymmetry gets bigger. In this study, we examine the effect of related party transactions on information asymmetry. Because analysts are referred to as efficient users using firm-level data to develop a more accurate estimate of firm value, we use analyst forecast errors as a proxy for information asymmetry.

In addition, we measure information asymmetry in the firms with a large proportion of foreign ownership. In the previous studies, foreign shareholders are considered as efficient observers. As foreign ownership increases, information asymmetry caused by related party transactions

---

\* Assistant Professor, College of Business Administration, Hankuk University of Foreign Studies  
(E-mail : max0907@hufs.ac.kr)

\*\* Doctoral Student, School of Business, Yonsei University (email : hyryu@yonsei.ac.kr)

\*\*\* Doctoral Student, School of Business, Yonsei University (email : heat23@hanmail.net)

will be reduced. However, because investors have difficulty in understanding related party transactions abroad, information asymmetry will be increased in export-oriented firms.

Using related party transaction data during 2002 through 2009, we find that related party transactions tend to increase information asymmetry between investors. Meanwhile the effect of related party transactions on analyst forecast errors decreases when firms have higher foreign ownership than others. This result suggest that foreign investors play a role in monitoring related party transactions and this reduces information asymmetry. Furthermore, in the firms with a large share of overseas sales, which is measured by the relative ratio of overseas sales to total sales, analyst forecast errors are increased by related party transactions. This suggests that related party transactions have different effects on the analyst forecast errors according to the characteristics of transactions and it is necessary to adjust the disclosure regulation of related party transactions.

Key words: related party transaction, analyst forecast errors, information asymmetry