

세무회계저널
제17권 제1호 2016년 2월 pp.125~160
한국세무학회

소득률 차이와 특수관계자 거래가 조세회피에 미치는 영향*

이형배** · 전규안***

<요 약>

국세청은 2006년 3월 조사사무처리규정을 공개하고, 세무조사 선정방법 및 선정대상을 결정하기 위해 성실도분석시스템(CAF)을 도입하였다. 만약 직전연도 소득률이 동일업종 소득률 이상이라면 직전연도에 동일업종의 다른 기업에 비해 더 많은 세금을 납부한 것이므로 당해 연도에 조세회피를 증가시킬 가능성이 있으며, 동일업종 소득률 미만이라면 조세회피를 하지 않거나 세무조사대상에 선정되지 않기 위해 조세회피를 감소시킬 유인이 있다. 선행연구에 의하면 이러한 이익조정 및 조세회피 등을 하기 위한 가장 좋은 수단 중의 하나가 특수관계자와의 거래이다. 따라서 본 논문은 선행연구를 확장하여 기업의 소득률과 동일업종의 소득률의 차이와 특수관계자의 거래가 조세회피에 미치는 영향을 알아보았다. 이를 위해 2012년 말 현재 유가증권시장에 상장된 12월말 결산법인들 중 2006년부터 2012년까지 총 2,673 기업/연 자료를 이용하여 분석하였다.

본 연구의 주요결과는 다음과 같다. 첫째, Desai and Dharmapala(2006)에서 이용된 조세회피측정치를 종속변수로 하여 특수관계자와의 거래가 조세회피에 미치는 영향을 분석한 결과, 특수관계자 거래가 증가할수록 조세회피가 증가하는 것을 확인하였다. 둘째, 직전연도 소득률에서 동일업종 소득률을 차감한 소득률 차이가 큰 기업일수록 조세회피가 증가하는 것으로 나타났다. 셋째, 소득률 차이가 큰 기업일수록 그렇지 않은 기업보다 특수관계자 거래를 통해 조세회피를 증가시키고 있는지를 분석한 결과, 전기 매출액영업이익률이 동일업종 매출액영업이익률보다 높은 기업의 경우에서만 특수관계자 거래를 통해 조세회피를 증가시키고 있음을 확인하였다.

본 연구는 일정한 소득률 요건에 해당하는 기업들이 특수관계자 거래를 통해 조세회피를 하고 있다는 것을 보여주었다는 점에서 의의가 있다. 이러한 본 연구의 결과는 과세관청이 세무조사를 위한 대상을 선정하거나 기업들이 조세회피전략을 수립하는데 시사점을 제공할 것으로 기대된다.

<주제어> 특수관계자 거래, 소득률 차이, 조세회피

* 본 논문은 첫 번째 저자의 숭실대학교 대학원 회계학과 박사학위논문의 일부를 수정 보완한 것입니다.

논문의 향상을 위하여 많은 조언을 해주신 숭실대학교의 이종천 교수님, 이용규 교수님, 오웅락 교수님, 노희천 교수님, 박경호 교수님, 박진하 교수님과 최원석 교수님(서울시립대)께 감사드립니다.

** 숭실대학교 대학원 회계학과 박사, 세무사, mirleehb@hanmail.net, 주저자

*** 숭실대학교 경영대학 회계학과 교수, kajeon@ssu.ac.kr, 교신저자

논문접수일 2015년 11월 14일 1차수정일 2016년 2월 9일 게재확정일 2016년 2월 18일

I. 서 론

국세청은 세무조사에 대한 국민의 신뢰를 확보하고 공정하고 투명하게 세정을 운영한다는 취지에 따라 2006년 3월 그동안 외부에 비공개하였던 조사사무처리규정을 전면 공개하였다. 조사사무처리규정을 공개하게 된 계기는 2003년 12월에 있었던 고등법원 판례이다.¹⁾ 국세청은 정보 공개에 소극적이고 세무조사 대상 선정부터 법적 근거 없이 운영된다는 일부 오해와 세무조사 과정의 투명성이 부족하여 공정성과 신뢰성을 약화시킨다는 주장을 불식시키기 위해 조사사무처리규정을 공개하였다. 조사사무처리규정의 공개와 더불어 국세청은 세무조사 선정대상 및 선정방법을 결정하기 위해 성실도분석시스템(Compliance Analysis Function, CAF)을 도입하였으며, 납세자인 기업들은 세무조사대상 선정원칙과 절차 및 방법(이하, “세무조사선정기준”이라 한다)의 핵심인 성실도분석시스템의 운용에 대해 많은 관심을 갖게 되었다. 성실도분석시스템에서 기업이 세무조사대상에 선정되느냐의 여부를 판단하는 중요한 변수는 “동일업종 소득률”이다. 만약 직전연도 해당 기업의 소득률이 동일업종 소득률 이상이라면 올해 그 기업은 조세회피를 하기 위한 여러 가지 수단을 이용할 가능성이 있을 것이며, 반면에 그 미만이라면 세무조사에 대비하여 조세회피를 하지 않거나 세무조사대상에 선정되지 않기 위해 조세회피를 감소시키는 수단(소득 또는 이익을 증가시키는 수단)을 이용할 가능성이 있다. 김지홍과 우용상(2008)과 우용상과 김지홍(2007)의 연구에 의하면 특수관계자 거래는 이익조정을 위한 가장 좋은 수단 중의 하나이며, 최원욱 외(2011)는 조세회피의 가장 좋은 수단 중의 하나가 특수관계자와의 거래라고 하였다.

특수관계자간의 거래가 조세회피에 미치는 영향을 알아본 연구 중, 김완석(2008)은 조세부담을 회피하기 위하여 특수관계자(특히, 계열회사 또는 관계회사)를 통해 비정상적인 거래를 할 가능성이 높다고 보았다. 최원욱 외(2011)는 특수관계자 거래가 조세회피행위에 미치는 영향을 분석하여 특수관계자 거래가 증가할수록 조세회피정도가 증가함을 확인하였다. 이와 같이 특수관계자 거래는 기업의 입장에서 조세회피의 수단으로 이용될 수 있다. 예를 들어 A기업은 B기업과 지배·종속관계에 있으며 A기업이 결손금이 있거나 조세특례제한법상 세액감면 또는 세

1) 고등법원 판례에서는 ‘세무조사와 관련된 내규·지침 등은 세무조사를 담당하는 세무공무원에게 공개될 것이지 국민에게 공개될 것을 전제로 제정된 것이라 볼 수 없고, 공개될 경우 세무조사 회피요령 습득, 부정한 청탁·압력에 노출되어 탈세행위 조장 등 세무업무의 공정한 수행 및 과세를 통한 국가재정 확보 등에 지장을 초래할 우려가 있어 비공개는 정당하나, 위 규정 중 공개되더라도 공개로 인한 부정적인 요소가 비교적 적은 반면, 세무조사에 대한 예측가능성 제공, 세무조사 담당공무원의 권한남용 방지, 납세자들의 자발적인 성실납세 유도, 조세행정의 투명성 확보라는 긍정적 효과가 있는 조사사무처리규정 제1조부터 제43조에 관한 정보는 공개하는 것이 타당할 것이다.’라고 하였다. 구체적으로 해당 조항의 핵심내용은 조사대상 선정원칙, 선정절차, 방법의 개괄적 사항, 세무조사실시 원칙, 조사기간, 조사범위 등이다.(서울고법 2002누 19086, 2003.12.2)

액공제를 충분히 적용받을 수 있어 절세효과가 기대되는 기업이라면 A기업은 B기업에 대한 매출액을 발생시킨 후 결손금이나 세액감면 또는 세액공제를 충분히 활용하여 조세부담을 줄이려 할 것이다. 이와 같은 거래를 통해 전체적인 조세부담을 줄일 수 있다면 기업들은 특수관계자 거래를 조세회피의 수단으로 이용할 것으로 예상된다.

본 연구는 세무조사선정기준이 공개된 후 관심을 갖게 되는 성실도분석에서 기업의 소득률과 동일업종 소득률의 차이와 특수관계자의 거래가 조세회피에 미치는 영향을 분석한다. 한편 국세청은 2013년 11월 18일 세무조사감독위원회를 설치하면서 대법인에 대한 순환조사 확대의 일환으로 세무조사 예측가능성 및 선정의 객관성·투명성 제고를 위해 대법인의 판단기준을 기존의 매출액 5천억원 이상인 법인에서 3천억원 이상인 법인으로 확대하였다.²⁾ 따라서 본 연구에서는 매출액을 기준으로 3천억원 이상인 기업과 그 미만인 기업 두 집단으로 분류하고 대법인이 특수관계자 거래를 통해 조세회피를 하는지를 추가분석한다.

본 연구의 주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치를 종속변수로 하여 특수관계자와의 거래가 조세회피에 미치는 영향을 분석한 결과, 특수관계자 거래가 증가할수록 조세회피가 증가하는 것을 확인하였으며, 유효법인세율(ETR)을 조세회피 측정치로 이용하여 분석한 결과도 동일하게 나타났다. 둘째, 직전연도 소득률에서 동일업종 소득률을 차감한 소득률 차이가 큰 기업일수록 조세회피가 증가하는 것으로 나타났다. 셋째, 소득률 차이가 큰 기업일수록 그렇지 않은 기업보다 특수관계자 거래를 통해 조세회피를 증가시키고 있는지를 분석한 결과, 전기 매출액영업이익률이 동일업종 매출액영업이익률보다 높은 기업의 경우에서만 특수관계자 거래를 통해 조세회피를 증가시키고 있음을 확인하였다.

본 연구는 일정한 소득률 요건이 충족되는 기업들이 특수관계자 거래를 통해 조세회피를 하고 있다는 것을 보여줌으로써 특수관계자 거래를 이용한 조세회피가 특정 상황에 있는 기업들에게서 더 많이 발생하고 있음을 보여주었다는 점에서 의의가 있다. 이러한 본 연구의 결과는 과세관청이 세무조사를 위한 대상을 선정하거나 기업들이 조세회피전략을 수립하는데 시사점을 제공할 것으로 기대된다.

본 논문의 구성은 다음과 같다. 제Ⅱ장에서는 선행연구를 검토하고 가설을 설정하며, 제Ⅲ장에서는 연구를 설계한다. 제Ⅳ장에서는 실증분석 결과를 제시하며, 마지막으로 제Ⅴ장에서는 본 연구의 결론과 공헌점을 기술한다.

2) 국세청 보도자료(2013.11.18.)

II. 선행연구의 검토 및 가설설정

1. 선행연구의 검토

조세회피와 관련된 연구는 기업특성요인과 조세회피에 관한 연구, 세무조사와 조세회피에 관한 연구, 특수관계자 거래와 조세회피에 관한 연구 등으로 나눌 수 있다.

가. 기업특성요인과 조세회피에 관한 연구

기업은 현금유출을 최대한 감소시키려는 노력을 하기 때문에 조세부담을 줄이려고 한다. 최근 들어 이러한 조세부담을 줄이려는 기업의 특성에 대한 연구가 활발하게 이루어졌다. 먼저 Desai et al.(2004)은 조세회피와 기업지배구조의 관련성을 연구한 결과, 기업지배구조가 우수하면 기업투명성이 증대되고, 증대된 기업투명성은 경영자의 사적편익을 위한 조세회피의 가능성을 억제하는 것을 발견하였다. Desai and Dharmapala(2009)는 조세회피와 기업가치가 관련이 있는지 그리고 기업의 지배구조가 조세회피 및 기업가치에 영향을 미치는지에 대해 검증하였다. 검증결과에 의하면 전체기업을 대상으로 분석하였을 때에는 조세회피와 기업가치간에 관련이 없었으나, 좋은 기업지배구조를 가지고 있는 기업에서는 조세회피 및 기업가치간에 양(+)의 유의적인 관련이 있음을 확인하였다. Graham and Tucker(2006)는 미국 국세청에서 실시한 세무조사를 통해 조세를 회피한 것으로 공시된 44개 기업 자료를 이용하여 조세회피와 부채비율간의 관계를 검증한 결과, 부채를 적게 이용하는 기업일수록 조세회피를 하는 것으로 나타났다.

김진희와 정재욱(2006)은 기업의 재무적 특성이 조세회피행위에 미치는 영향을 분석하였는데, 자산이 증가할수록, 그리고 세전이익이 증가할수록 기업의 조세회피성향이 컸으며, 부채가 증가할수록 조세회피성향이 낮은 것으로 나타났다. 고윤성 외(2007)는 상장기업을 대상으로 조세회피추정액과 관련성이 있는 기업특성요인 및 조세회피행위가 기업가치에 미치는 영향을 분석한 결과, 조세회피추정액은 조세부담수준, 수익성, 소유자지배기업 여부와 양(+)의 유의적인 관련이 있으며 조세혜택수준과는 음(-)의 유의적인 관련이 있음을 확인하였다. 박미영(2012)은 감사인의 특성과 조세회피와의 관계를 분석한 결과, 감사보수 측정치로서 실제 감사보수보다 비정상감사보수가 조세회피와 유의적인 관련이 있음을 발견하였고, 감사인교체도 조세회피와 유의한 양(+)의 관계가 존재함을 확인하였다. 그 외에 임원의 세무전문성이 조세회피에 미치는 영향을 알아본 연구(이건 외(2015)), 개별기업의 국제다각화 정도가 조세회피에 미치는 영향을 알아본 연구(전홍민(2013)), 녹색인증기업이 조세회피에 미치는 영향을 알아본 연구(김숙민 외(2015)), 감사인의 산업전문성이 조세회피에 미치는 영향을 알아본 연구(박석진과 김갑순(2015)) 등의 연구가 있다.

나. 세무조사와 조세회피에 관한 연구

심태섭(2011)은 세무조사선정기준 공개가 납세자의 세무신고의사결정에 미치는 영향을 분석하였는데 세무조사선정기준 공개 후 납세자의 성실신고 정도가 하락하였음을 확인하였다. 이는 과세관청에서 세무조사기준을 공개함으로써 납세자가 어느 정도 조세를 회피하려는 수준을 인지하게 되고, 이로 인해 납세자의 조세준응정도가 감소하게 된 것으로 해석하였다. 고성삼과 박상섭(2011)은 세무조사에 대해 추정세액을 공시한 상장기업 중 세무조사 전후의 조세회피정도를 분석한 결과, 세무조사 직전연도보다 세무조사 실시 이후에 조세회피정도가 더 큰 것으로 나타났다. 이러한 결과에 대하여 고성삼과 박상섭(2011)은 정기순환조사로 운영되어지는 현행 세무조사 체제하에서 세무조사를 받은 기업은 일정기간이 경과 후 세무조사를 받을 것으로 예상되기 때문에 세무조사를 받은 직후에는 조세회피가 증가하는 것으로 해석하였다.

다. 특수관계자 거래와 조세회피에 관한 연구

현행 법인세법에 의하면 부당한 조세회피를 방지하기 위해 납세지 관할세무서장 또는 관할 지방국세청장은 법인의 행위 또는 소득금액의 계산이 특수관계에 있는 자(“특수관계인”)와의 거래로 인하여 그 법인의 소득에 대한 조세의 부담을 부당하게 감소시킨 것으로 인정되는 경우에는 그 법인의 행위 또는 소득금액의 계산(“부당행위계산”)에 관계없이 그 법인의 각 사업연도의 소득금액을 계산할 수 있다(법인세법 제52조 제1항). 이 규정은 법인과 특수관계 있는 자와의 진실한 거래행위가 있고, 다만 그 거래가 법인세법에서 열거한 부당행위거래형태를 빙자하여 남용됨으로써 경제적 합리성을 무시하였다고 인정되어 조세법적인 측면에서 부당한 것이라고 보여질 때 과세권자의 입장에서 객관적으로 타당하다고 보여 지는 소득이 있었던 것으로 의제하여 과세함으로써 과세의 공평을 기하고 조세회피행위를 방지하고자 하는 취지로서 실질과세의 원칙에 근거를 두고 있다.³⁾ 이와 같이 세법이 특수관계자와의 거래에 주목하는 이유는 조세부담을 줄이려는 의도에서 특수관계자와의 거래가 이루어지는 경우가 많은 것으로 알려져 있기 때문이다.

한편 기업회계기준서 제1024호 특수관계자 공시의 규정을 보면 특수관계자 공시의 목적으로서 특수관계는 상거래에서 흔히 나타나는데 이 경우 기업은 지배력, 공동지배력 또는 유의적인 영향력을 통하여 피투자자의 재무정책과 영업정책에 영향을 미치고, 특히 기업의 당기순손익과 재무상태에 영향을 미칠 수 있다고 보았다. 그리고 특수관계자는 특수관계가 아니라면 이루어지지 않을 거래를 성사시킬 수 있다고 하면서, 예를 들어 기업이 지배기업에 원가로 판매하는 재화를 다른 고객에게는 동일한 조건으로 판매하지 않을 수 있으며, 또한 특수관계자와의 거래금액은 특수관계에 있지 않은 자와의 거래금액과는 다르게 이루어질 수 있다고 하였다. 따라서 주

3) 대법 87누925, 1988.2.9 외 다수

식회사의 외부감사에 관한 법률에서도 특수관계자와의 거래를 감사보고서상의 주석사항으로 기재하도록 하고 있다. 그러나 이 또한 거래금액의 총액만 기재하도록 하고 있어 실제로 그 구체적인 내용을 확인하기는 어렵다. 물론 거래내역 중 정상적인 거래의 내용이 없다는 것은 아니다. 하지만 특수관계자와의 거래는 정상적인 거래 이외의 다른 목적으로 이용될 수 있는 여지가 있다는 측면에서 현행 법인세법에서도 규제를 하고 있는 것이다.

최근 들어 이러한 특수관계자 거래가 이익조정에 미치는 영향을 알아본 연구와 조세회피에 미치는 영향을 알아본 연구가 있다.

먼저, 특수관계자 거래가 이익조정에 미치는 영향을 분석한 김지홍과 우용상(2008)은 상장기업을 대상으로 특수관계자와의 거래가 이익조정에 영향을 미치는지를 분석한 결과, 특수관계자 거래금액이 클수록, 30대 대기업집단 소속기업일수록, 외국인지분율이 낮을수록 재량적 발생액이 증가(즉, 이익조정이 증가)함을 보고하였다. 그리고 우용상과 김지홍(2007)은 특수관계자와의 거래가 발생액의 질에 어떠한 영향을 미치는지를 실증분석한 결과, 특수관계자와의 거래가 증가할수록 발생액의 질이 하락함을 발견하였다. 이는 경영자가 특수관계자와의 거래를 이익조정을 위해 이용하고 있다는 증거라고 해석하였다.

반면에 본 연구와 직접적인 관련이 있는 특수관계자 거래가 조세회피에 미치는 영향을 분석한 연구는 많지 않다. 최원욱 외(2011)는 특수관계자 거래가 조세회피행위에 미치는 영향을 분석하였는데, 특수관계자 거래가 증가할수록 조세회피정도가 증가하는 것으로 나타났다. 또한 유효법인세율이 높은 집단과 소유경영자 지배기업의 집단에서 특수관계자 거래가 유의하게 조세회피에 영향을 미침을 확인하였다.

라. 선행연구와의 차이점

본 연구와 선행연구의 차이점은 다음과 같다. 첫째, 본 연구는 소득률 자료를 이용하여 조세회피의 가능성이 많은 기업을 제시하였다. 최원욱 외(2011)는 특수관계자 거래가 조세회피에 미치는 영향을 확인하였으나, 본 연구에서는 좀 더 구체적으로 소득률을 이용하여 일정요건을 충족하는 기업들의 특수관계자 거래가 증가할수록 조세회피가 증가함을 확인하였다. 이를 통해 어떤 기업에서 조세회피 행위가 발생할 가능성이 많은가를 확인할 수 있는 단서를 제공하였다는 점에서 의의가 있다. 둘째, 세무조사기준 공개 후 기업들이 특수관계자 거래를 통해 조세회피를 한다는 것을 확인하였다. 세무조사선정기준이 공개된 이후 실제로 이와 직접적으로 관련된 연구는 심태섭(2011)의 연구뿐이다. 이 연구에서는 세무조사기준을 공개함으로써 납세자가 어느 정도 조세를 회피하려는 수준을 인지하게 된다는 것을 보여주었다. 그러나 본 연구는 세무조사기준 공개 후 조세회피의 수단을 특수관계자와의 거래로 보고 해당기업의 신고소득률의 수준이 조세회피에 미치는 영향을 분석하였다는 점에서 의의가 있다.

2. 가설의 설정

세무조사선정기준의 핵심인 성실도분석시스템에 대한 기업들의 관심이 증가함에 따라 이 시스템을 통해 조사대상 법인으로 선정될 가능성을 판단하는 중요한 변수로 동일업종 소득률이 주목받게 되었다. 만약 직전연도 특정 기업의 소득률이 동일업종 소득률 이상이라면 직전연도에 동일업종의 다른 기업에 비해 더 많은 세금을 납부한 것이므로 올해 그 기업은 조세회피를 위한 여러 가지 수단을 이용할 것이다. 반면에 특정 기업의 소득률이 동일업종 소득률 미만이라면 세무조사 가능성에 대비하여 조세회피를 하지 않거나 세무조사대상에 선정되지 않기 위해 조세회피를 감소시키는 수단(즉, 소득 또는 이익을 증가시키려는 수단)을 이용할 가능성이 있다. 최원욱 외(2011) 등의 연구에 의하면 이러한 조세회피 등을 하기 위한 가장 좋은 수단 중의 하나가 특수관계자와의 거래이다.⁴⁾ 따라서 기업의 입장에서 특수관계자 거래를 통해 조세회피를 증가시킬 것(즉, 조세부담을 감소시킬 것)으로 예상되므로 다음과 같이 가설을 설정한다.

가설 1 : 기업의 특수관계자 거래가 증가할수록 조세회피정도가 증가할 것이다.

기업들이 세무조사를 받는 사실조차 공개 또는 공시하기를 꺼려하는 것은 그 만큼 세무조사를 받는다는 것 자체가 큰 부담이 되고 있다는 것이다. 기업들은 세무조사를 피하면서 조세회피를 할 수 있는 방법이 있다면 이를 이용할 것이므로 세무조사선정기준의 공개는 기업의 입장에서 이용할 수 있는 좋은 수단이 될 것이다. 일반적으로 기업이 해당 연도의 소득률을 어느 정도로 유지할 것인가를 판단할 때 직전연도 해당기업의 소득률과 동일업종의 소득률을 비교하여

- 4) 경실련에서 발표한 5대 재벌기업(삼성, 현대차, SK, LG, 롯데)의 계열사간 내부거래와 특수관계자 거래를 살펴보면 다음과 같다.

구분	매출액	특수관계자 거래 기준 (경실련 추가 제시)		계열사간 내부거래 기준 (공정위 발표)		차 이	
		금액 (조원)	비중 (%)	금액 (조원)	비중 (%)	금액 (조원)	비중 (%)
삼성	272.6	149.9	55.0	34.9	12.8	115.0	42.2
현대차	155.0	69.2	44.6	32.1	20.7	37.1	23.9
SK	154.6	67.4	43.6	34.0	22.0	33.4	21.6
LG	111.5	54.9	49.3	15.3	13.7	39.6	35.6
롯데	55.0	8.8	15.9	7.8	14.2	1.0	1.7
합계	748.8	350.2	46.8	124.0	16.6	226.2	30.2

자료원 : 경제정의실천시민연합 '5대 재벌계열사의 특수관계자 거래 및 계열사간 내부거래 실태조사(2011)'
위에서 보듯이 공정거래법에 따른 5대 대규모기업집단 현황공시의 계열사간 내부거래는 약 124조원이
며, 경실련에서 조사한 바에 의하면 감사보고서 주석에 기재된 특수관계자 거래는 약 350조원으로서
전체 매출액 대비 46.8%에 달할 정도로 특수관계자 거래규모가 상당함을 알 수 있다.

판단하는 것이 일반적이다. 즉, 기업의 입장에서 직전연도 소득률이 동일업종 소득률 이상이라면 직전연도에 동종업종의 다른 기업에 비해 많은 조세를 부담한 것이 되므로 당해연도에는 조세회피를 증가시키기 위한(즉, 조세부담을 감소시키기 위한) 여러 가지 수단을 이용할 가능성이 있다. 따라서 다음의 가설을 설정한다.

가설 2 : 소득률 차이가 큰 기업은 작은 기업보다 조세회피가 클 것이다.

소득률 차이가 큰 기업은 그렇지 않은 기업보다 조세회피를 위한 여러 수단을 이용할 것이며, 그 중 하나의 수단이 특수관계자와의 거래이다. 김완석(2008)은 특수관계자 거래는 특수관계자 사이, 특히 계열회사 또는 관계회사 등을 통하여 조세부담을 회피하기 위해 비정상적인 거래를 할 가능성이 높다고 보았다. 이는 특수관계자와의 거래는 지배회사의 지배력 또는 영향력을 통해 기업의 영업이익 또는 당기순이익에 영향을 미칠 가능성이 높다는 의미이다. 따라서 소득률 차이가 큰 기업일수록 그렇지 않은 기업보다 특수관계자 거래를 통한 조세회피를 할 가능성이 많을 것이므로 다음과 같은 가설을 설정한다.

가설 3 : 소득률 차이가 큰 기업은 작은 기업보다 특수관계자 거래를 통해 조세회피를 증가시킬 것이다.

III. 연구의 설계

1. 연구설계

가. 연구모형

가설을 검증하기 위한 모형은 다음 식(1)과 같다.

$$\begin{aligned} TAXAV_t(ETR_t) = & \alpha + \beta_1 RPTRAN_t + \beta_2 LP_{t-1} + \beta_3 LN_{t-1} + \beta_4 LP \times RPTRAN_{t-1} \\ & + \beta_5 LN \times RPTRAN_{t-1} + \beta_6 DT_t + \beta_7 ROA_t + \beta_8 PPE_t + \beta_9 DEBT_{t-1} \\ & + \beta_{10} OCFS_t + \beta_{11} LNSIZE_t + \Sigma YD_t + \epsilon_t \end{aligned} \quad (1)$$

여기서,

TAXAV : 조세회피측정치 1(Desai and Dharmapala(2006)가 이용한 조세회피측정치)

ETR : 유효법인세율(현금유효법인세율(ETR_cash)과 법인세비용유효법인세율(ETR_exp))

ETR_cash : 조세회피측정치 2(=법인세부담액/법인세비용차감전순이익)

ETR_exp : 조세회피측정치 3(=손익계산서상 법인세비용/법인세비용차감전순이익)

RPTRAN : 특수관계자 거래(특수관계자 거래 합계/매출액)

- LP : 소득률 차이가 상위 25%이면 1, 아니면 0
 LN : 소득률 차이가 하위 25%이면 1, 아니면 0
 DT : 순이연법인세 [(이연법인세자산-이연법인세부채)/기초총자산]
 ROA : 수익성 대용치(당기순이익/기초총자산)
 PPE : 자산투자 대용치(감가상각대상자산/기초총자산)
 DEBT : 전기 부채비율(기초총부채/기초총자산)
 OCFS : 영업활동으로 인한 현금흐름(영업활동으로 인한 현금흐름/기초총자산)
 LNSIZE : 기업규모(ln(총자산))
 YD : 연도더미
 ε : 잔차항

특수관계자 거래와 조세회피 간의 관계를 알아보기 위하여 조세회피의 측정치로서 3가지를 이용한다. 먼저 식(1)에서는 조세회피측정치(TAXAV)를 Desai and Dharmapala(2006)가 이용한 방법인 보고이익의 차이와 총발생액을 회귀분석한 후 발생하는 잔차(ε)를 이용한다. 또한 고종권(1997) 등 다수 연구에서 조세회피 변수로 이용한 유효법인세율(법인세부담액으로 계산한 현금유효법인세율(ETR_cash)과 법인세비용으로 계산한 법인세비용유효법인세율(ETR_exp))을 이용한다.

소득률 차이변수로는 홍순복과 심호석(1999)과 배덕광(2003)에서 성실도 분석을 위한 지표로 이용된 매출액순이익률과 매출액영업이익률, 각사업연도소득률의 차이를 이용한다. 기업의 소득률 중 매출액순이익률과 매출액영업이익률은 KISVALUE에서 당기순이익과 영업이익을 매출액으로 나누어 각각 산출하였고, 각사업연도소득률은 추정과세소득을 매출액으로 나누어 산출하였다. 동일업종 소득률은 KISVALUE에서 동종산업(동일업종)에 대한 매출액순이익률과 매출액영업이익률로 산출하였으며, 각사업연도소득률은 자료를 직접적으로 구할 수 없으므로 KISVALUE에서 유가증권시장 상장기업의 추정과세소득을 업종별로 평균한 후 매출액으로 나누어 구하였다. 본 연구에서는 소득률의 차이를 기준으로 Hanlon(2005)의 연구에서처럼 표본을 세 집단(상위 25% 집단과 중간집단 및 하위 25% 집단)으로 나누어 분석하였다.⁶⁾

특수관계자 거래(RPTRAN)는 KISVALUE 및 감사보고서 주식사항에서 구한 특수관계자 거래로 정의하였다. 여기서 특수관계자 거래는 「매출+매입+기타수입+기타비용」을 당기 매출액으로 나누어 산정하였다.⁷⁾

5) 여기서 소득률 차이는 다음과 같이 3가지로 측정한다.

소득률 차이 1=전기 해당기업의 매출액순이익률-전기 동일업종 매출액순이익률
 소득률 차이 2=전기 해당기업의 매출액영업이익률-전기 동일업종 매출액영업이익률
 소득률 차이 3=전기 해당기업의 각사업연도소득률-전기 동일업종 각사업연도소득률
 한편 동일업종은 NICE평가정보(주)의 산업 대분류 기준을 이용한다.

6) 추가로 표본을 상하 30%와 중간을 40%로 하여 분석한 경우에도 결과는 질적으로 차이가 없었다.

7) 특수관계자 거래는 KISVALUE 및 감사보고서 주식 자료를 근거로 한 것이며, 매출 및 매입을 기타수입

특수관계자 거래가 증가할수록 조세회피가 증가할 것이라는 가설 1이 성립한다면, 종속변수가 Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치(TAXAV)인 경우에 β_1 은 양(+)의 값을 가질 것이고, 종속변수가 유효법인세율(ETR_cash 및 ETR_exp)인 경우에 β_1 은 음(-)의 값을 가질 것이다. 소득률 차이가 큰 기업이 작은 기업보다 조세회피가 클 것이라는 가설 2가 성립한다면, 종속변수가 Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치(TAXAV)인 경우에는 소득률 차이가 큰 집단(LP)의 회귀계수는 양(+)의 값을 가질 것이고 종속변수가 유효법인세율(ETR_cash 및 ETR_exp)인 경우에는 음(-)의 값을 가질 것이다. 마지막으로 소득률 차이가 큰 기업이 작은 기업보다 특수관계자 거래를 통해 조세회피를 증가시킬 것이라는 가설 3이 성립한다면 종속변수가 Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치(TAXAV)인 경우에는 소득률 차이와 특수관계자 거래의 상호작용변수(LP*RPTRAN)의 회귀계수는 양(+)의 값을 가질 것이고 종속변수가 유효법인세율(ETR_cash 및 ETR_exp)인 경우에는 음(-)의 값을 가질 것이다.

회귀분석시 이용되는 통제변수는 다음과 같다. 먼저 순이연법인세(DT)는 이연법인세자산에서 이연법인세부채를 차감한 금액을 기초 총자산으로 나누어 계산한다. 만약 순이연법인세(DT)가 0보다 크다면 미래에 기업의 조세부담을 감소시키므로 조세회피가 줄어들 것이다. 따라서 DT는 Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치(TAXAV)와 음(-)의 관계를 가질 것이며, 유효법인세율(ETR_cash 및 ETR_exp)과는 양(+)의 관계를 가질 것이다. 총자산순이익률(ROA)은 당기순이익을 기초총자산으로 나누어 산정하였는데 기업의 이익률이 높다면 그 기업은 조세부담을 줄이기 위해 조세회피행위를 할 것이다. 따라서 ROA는 Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치(TAXAV)와 양(+)의 관계를 가질 것이며, 유효법인세율(ETR_cash 및 ETR_exp)과는 음(-)의 관계를 가질 것이다.

자산투자규모(PPE)는 토지를 제외한 감가상각대상자산을 기초총자산으로 나누어 산정한다. 감가상각자산에 대한 투자가 증가하면 투자세액공제 등 조세부담을 줄일 수 있는 유인이 발생한다. 따라서 PPE는 Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치(TAXAV)와 양(+)의 관계를 가질 것이며, 유효법인세율(ETR_cash 및 ETR_exp)과는 음(-)의 관계를 가질 것이다. 부채비율(DEBT)은 부채비율이 높으면 회계이익이 감소하기 때문에 지급이자 손금불산입이 적용될 여지가 없다면 과세소득이 감소하여 조세부담도 감소할 것이다. 따라서 DEBT는 Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치(TAXAV)와 양(+)의 관계를 가질 것이며, 유효법인세율(ETR_cash 및 ETR_exp)과는 음(-)의 관계를 가질 것이다.

영업활동으로 인한 현금흐름(OCFS)은 영업활동으로 인한 현금흐름을 기초총자산으로 나누어 산정하였는데 영업활동으로 인한 현금흐름이 증가한다면 기업은 조세부담을 줄이려고 할 것이므로 OCFS는 Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치(TAXAV)와 양(+)의 관계를 가질

및 비용과 구별하여 기재한 법인도 있었지만 구분하지 아니하고 기재한 법인이 있어 4가지 모두 합산하여 계산하였다.

것이며, 유효법인세율(ETR_cash 및 ETR_exp)과는 음(-)의 관계를 가질 것이다. 기업규모(LNSIZE)는 기업의 기초총자산에 자연로그를 취하여 산정하였다. 조민호 외(2011)와 최원욱 외(2011)는 기업규모가 커지면 전문적인 조세전략을 수립하고 조세비용의 절감을 위하여 세무전문가를 활용함으로써 조세회피의 방법을 더 적극적으로 모색할 가능성이 높기 때문에 기업규모는 조세회피성향에 유의적인 양(+)의 영향을 미친다고 주장하였다. 그러나 이동수와 윤태화(2011)는 우리나라는 기업규모가 클수록 정치적 비용의 부담가능성을 중시하여 조세회피 성향이 낮다고 하여 조세회피성향에 유의적인 음(-)의 관계가 있다고 보았다. 따라서 기업규모는 Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치(TAXAV) 및 유효법인세율(ETR_cash 및 ETR_exp)과 양(+)의 관계를 가질 지 또는 음(-)의 관계를 가질 지는 실증분석의 대상이 된다.

나. 조세회피 변수의 측정

본 연구에서는 조세회피변수로서 Desai and Dharmapala(2006)가 이용한 조세회피측정치(TAXAV)와 고종권(1997) 외 다수 연구에서 이용한 유효법인세율(ETR_cash와 ETR_exp)을 이용한다. 먼저, Desai and Dharmapala(2006)가 이용한 조세회피측정치는 식 (2)와 같이 회계이익과 과세소득의 차이 중 이익조정 행위로 설명되지 않는 부분으로 측정한다.

$$BTD = \beta_1 TA + U + \epsilon \quad (2)$$

BTD : 보고이익의 차이/기초총자산
TA : 총발생액⁸⁾/기초총자산
U : 기업의 잔차평균
 ϵ : 잔차

위 회귀식에서 “ $U + \epsilon$ ”가 조세회피측정치이다. 이는 다시 “ $BTD - \beta_1 TA$ ”로 계산할 수 있다. 조세회피측정치의 종속변수는 회계이익과 과세소득의 차이인 BTD이고 설명변수는 회계이익과 현금이익의 차이인 TA(총발생액)이다. 만약 회귀식이 통계적으로 유의하다면 잔차항(ϵ)은 과세소득과 현금이익의 차이에 비례하게 될 것이므로 조세회피측정치는 궁극적으로 과세소득과 현금이익의 차이나는 부분이 될 것이다.

한편 조세회피측정치의 종속변수는 회계이익과 과세소득의 차이이며, 여기서 회계이익은 법인세비용차감전순이익으로 계산하고, 과세소득은 각사업연도소득금액을 이용해야 하지만 각사업연도소득금액이 공시되지 않기 때문에 각사업연도소득금액을 추정하였다. 전규안과 김철환(2008)의 연구에서 추정과세소득이 각사업연도소득금액의 대용치로 이용될 수 있음을 확인하였으므로 본 연구에서도 추정과세소득을 각사업연도소득금액의 대용치로 이용한다.⁹⁾ 법인세부담

8) 총발생액=당기순이익-영업활동으로 인한 현금흐름액

9) 전규안과 김철환(2008)은 법인세부담액을 법인세율로 나누어 추정과세소득을 산출하였으며, 법인세율

액은 과세소득에 법인세율을 곱한 것으로 계산되므로 추정과세소득은 다음과 같이 구한다.

$$\text{추정과세소득} = \text{법인세부담액} / \text{법인세율}^{10)}$$

여기서 법인세부담액은 「법인세비용+(기말 이연법인세자산-기초 이연법인세자산)-(기말 이연법인세부채-기초 이연법인세부채)」로 산정한다.

또한 본 연구에서는 다음과 같이 두 가지 방법으로 구한 유효법인세율(effective tax ratio)을 조세회피측정치로 이용한다.

$$\text{현금유효법인세율(ETR_cash)} = \text{법인세부담액} / \text{법인세비용차감전순이익}$$

$$\text{법인세비용유효법인세율(ETR_exp)} = \text{순익계산서상 법인세비용} / \text{법인세비용차감전순이익}$$

2. 표본의 선정

본 연구에서는 다음의 조건을 만족하는 기업을 표본으로 선정하였다.

- (1) 2006년부터 2012년까지 금융업을 제외한 12월 결산 유가증권시장 상장법인 중 관리 대상 종목으로 지정되지 않은 기업¹¹⁾
- (2) NICE평가정보(주)의 KISVALUE와 한국은행 및 산업은행의 데이터베이스에서 관련 자료 및 특수관계자 거래 자료를 추출할 수 있는 기업
- (3) 법인세비용차감전순이익과 추정과세소득이 0 또는 음(-)이 아닌 기업
- (4) 금융감독원 전자공시시스템(DART)에서 감사보고서와 주석자료가 확보가능한 기업

은 구간별 세율을 각각 반영하여 산출하는 방식을 이용하였다. 본 연구에서도 전규안과 김철환(2008)과 동일한 방식을 이용하여 추정과세소득을 산출하였다.

10) 우리나라 법인세율의 변천과정을 알아보면 다음과 같다.

구 간(년)	1억원 이하	1억원 초과	
2006~2007	13%	25%	
구 간	2억원 이하	2억원 초과~200억원 이하	200억원 초과
2008	11%	25%	
2009	11%	22%	
2010~2011	10%	22%	
2012	10%	20%	22%

11) 기업 및 동일업종 소득률을 산정하기 위한 표본은 2005년부터 2011년까지의 자료를 표본으로 이용하였다. 한편 2006년 이후 세무조사선정기준이 외부에 공개되었으므로 본 연구는 2006년부터 2012년 7개년을 분석기간으로 하였다.

위의 표본선정기준에 의한 구체적인 표본선정 과정은 <표 1>과 같으며, 최종표본으로 선정된 기업/연 자료는 2,673개이다.

<표 1> 표본선정 과정

구 분	표본크기(기업/년)
2006년부터 2012년까지 비금융업 유가증권 상장기업	4,816
법인세비용차감전순이익과 추정과세소득이 0 이하인 기업	(1,168)
관리대상기업	(119)
12월 결산기업이 아닌 기업	(182)
자료의 수집이 불가능한 기업 및 극단치(outliers) ¹²⁾	(674)
최종표본기업	2,673

IV. 실증분석 결과

1. 기술통계량

본 연구와 관련된 주요변수의 기술통계량은 <표 2>와 같다. 종속변수로 이용되는 Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치(TAXAV)의 평균은 0.0163으로 양(+)이며, 중위수는 0.0100으로 0에 가까운 양(+)의 값을 갖는다. 한편 현금유효법인세율(ETR_cash)은 평균이 0.1945이고, 중위수는 0.2059이며, 법인세비용유효법인세율(ETR_exp)은 평균이 0.1998이고, 중위수는 0.2275로서 현금유효법인세율(ETR_cash)보다 조금 높은 양의 값을 갖는 것으로 나타났다.

특수관계자 거래를 나타내는 변수인 RPTRAN은 평균이 0.2725이며, 중위수는 0.1652로 나타났다. 순이연법인세(DT)는 평균이 -0.0035이며, 중위수는 -0.0004로 0에 가까운 음(-)의 값을 갖는다. 순이연법인세(DT)는 이연법인세자산에서 이연법인세부채를 차감한 값이므로 이연법인세자산보다 이연법인세부채가 평균적으로 더 많음을 의미한다. 기업의 수익성을 나타내는 변수인 ROA는 평균이 0.0663이며, 중위수는 0.0537로써 양(+)의 값을 갖는다. 기업의 감가상각대상자산을 나타내는 PPE는 평균이 0.1873이며, 중위수는 0.1619이다. 부채비율(DEBT)은 평균이 0.4096이며, 중위수는 0.4143으로 자산 대비 약 절반의 부채를 이용하고 있음을 알 수 있다. 영업활동으로인 현금흐름(OCFS)은 평균이 0.0675이고, 중위수는 0.0611로서 양(+)의 값을 가지며, 기업규모(LNSIZE)는 평균이 26.5878이며, 중위수는 26.3030으로 나타나고 있다.

12) 각 변수들의 상하 1%를 벗어나는 값을 극단치로 보아 제거(truncate)하였다.

〈표 2〉 주요변수의 기술통계량

변 수	평 균	표준편차	최솟값	중위수	최댓값
TAXAV	0.0163	0.0429	-0.1531	0.0100	0.2637
ETR_cash	0.1945	0.1239	0.0000	0.2059	0.6036
ETR_exp	0.1998	0.1605	-0.9610	0.2275	0.8935
RPTRAN	0.2725	0.2909	0.0000	0.1652	1.5094
DT	-0.0035	0.0199	-0.2203	-0.0004	0.1188
ROA	0.0663	0.0546	-0.0884	0.0537	0.7209
PPE	0.1873	0.1408	0.0000	0.1619	0.9748
DEBT	0.4096	0.1803	0.0005	0.4143	0.9225
OCFS	0.0675	0.0872	-0.7639	0.0611	0.7865
LNSIZE	26.5878	1.4552	22.7122	26.3030	32.4017

주1) 표본크기 : 2,673개

주2) TAXAV : 조세회피측정치 1(Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치); ETR_cash : 조세회피측정치 2(현금유효법인세율 : 법인세부담액/법인세비용차감전순이익); ETR_exp : 조세회피측정치 3(법인세비용유효법인세율 : 법인세비용/법인세비용차감전순이익); RPTRAN : 특수관계자 거래(특수관계자 거래 합계/매출액); DT : 순이연법인세[(이연법인세자산-이연법인세부채)/기초총자산]; ROA : 수익성 대용치(당기순이익/기초총자산); PPE : 자산투자 대용치(감가상각대상자산/기초총자산); DEBT : 전기 부채비율(기초총부채/기초총자산); OCFS : 영업활동으로 인한 현금흐름(영업활동으로 인한 현금흐름/기초총자산); LNSIZE : 기업규모 대용치(자연로그(총자산))

2. 주요변수의 상관관계분석

본 연구에서 이용되는 주요변수의 피어슨(Pearson)상관계수는 <표 3>과 같다.

Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치(TAXAV)와 현금유효법인세율(ETR_cash) 및 법인세비용유효법인세율(ETR_exp)의 상관계수는 각각 -0.4954, -0.1898로서 1% 유의수준에서 유의적인 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 이는 이후 회귀분석시 조세회피측정치가 서로 반대로 나타날 수 있음을 의미한다. TAXAV와 특수관계자 거래를 나타내는 RPTRAN과의 상관계수는 0.0850으로 1% 유의수준에서 유의적으로 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. TAXAV와 DT와의 상관계수는 -0.1680으로 1% 유의수준에서 유의적으로 음(-)의 관계, ROA, PPE, OCFS와는 1% 유의수준에서 유의적으로 양(+)의 관계를 가지며, 기업규모인 LNSIZE와는 10%의 유의수준에서 유의적으로 양(+)의 관계를 가지며, DEBT와는 유의적인 관계가 없는 것으로 나타났다.

〈표 3〉 주요변수간 상관관계 분석

	TAXAV	ETR_cash	ETR_exp	RPTRAN	DT	ROA	PPE	DEBT	OCFS	LNSIZE
TAXAV	1									
ETR_cash	-0.4954 ^{***}	1								
ETR_exp	-0.1898 ^{***}	0.4104 ^{***}	1							
RPTRAN	0.0850 ^{***}	-0.1186 ^{***}	-0.0821 ^{***}	1						
DT	-0.1680 ^{***}	0.1359 ^{***}	-0.1298 ^{***}	-0.0116	1					
ROA	0.2037 ^{***}	0.0776 ^{***}	0.0382 ^{**}	0.0343 ^{***}	0.0065	1				
PPE	0.1623 ^{***}	-0.0807 ^{***}	-0.0574 ^{**}	-0.0217	-0.0551 ^{***}	0.0073	1			
DEBT	-0.0255	-0.0193	0.0373 [*]	-0.0155	-0.0195	-0.2472 ^{***}	0.2307 ^{***}	1		
OCFS	0.3218 ^{***}	0.0523 ^{***}	0.0533 ^{***}	0.0301	0.0053	0.4849 ^{***}	0.2047 ^{***}	-0.1324 ^{***}	1	
LNSIZE	0.0357 [*]	0.0238	0.0831 ^{***}	0.1434 ^{***}	0.0260	-0.0296	0.1054 ^{***}	0.2001 ^{***}	0.0517 ^{***}	1

주1) 표본크기 : 2,673개, *, **, *** : 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의적임.

주2) 변수에 대한 정의는 <표 2> 참조

ETR_cash와 ETR_exp와의 상관계수는 0.4104로 1% 유의수준에서 유의적으로 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다. ETR_cash 및 ETR_exp와 특수관계자 거래를 나타내는 RPTRAN과의 상관계수는 각각 -0.1186, -0.0821로 1% 유의수준에서 유의적으로 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. ETR_cash 및 ETR_exp와 DT와는 각각 양의 관계 및 음(-)의 관계가 존재하는 것으로 나타났다. ETR_cash 및 ETR_exp와 ROA, OCFS와는 모는 양(+)의 유의한 관계가 있는 것으로 분석되었으며, PPE와는 유의한 음(-)의 관계가 있는 것으로 나타났다. 그리고 DEBT와는 유의하지 않거나 10% 유의수준에서 유의적으로 양(+)의 관계를 갖는 것으로 나타났다. 마지막으로 LNSIZE와는 유의하지 않거나 1% 유의수준에서 유의적으로 양(+)의 관계가 있는 것으로 나타났다.

RPTRAN과 ROA, LNSIZE와의 상관계수는 0.0343, 0.1434로 1% 유의수준에서 유의적으로 양(+)의 관계가 있는 것으로 분석되었으나, DT, PPE, DEBT, OCFS와는 유의적인 관계가 없는 것으로 나타났다.

3. 특수관계자 거래가 조세회피에 미치는 영향 : 가설 1의 검증

먼저 특수관계자 거래가 조세회피에 영향을 미치는가를 알아보는 가설 1을 검증하였으며, 분석결과는 <표 4> 및 <표 5>와 같다. 먼저 <표 4>는 Desai and Dharmapala(2006)에서 이용한 조세회피측정치를 종속변수로 하여 특수관계자와의 거래가 조세회피에 미치는 영향을 분석하였다. <표 4>에서 특수관계자 거래(RPTRAN)의 회귀계수 값은 0.0126으로 1% 유의수준에서 유의적인 양(+)의 값을 나타내고 있다. 이는 특수관계자 거래가 증가할수록 조세회피가 증가할 것이라는 가설 1을 지지하는 결과이다. 한편 순이연법인세인 DT는 1% 유의수준에서 유의적으로 음(-)의 값을 나타내고 있어 순이연법인세는 미래 조세부담을 줄이는 이유 때문에 조세회피가 줄어들 것이라는 예상과 일치하였다. ROA, PPE, OCFS는 1% 유의수준에서 유의적으로 양(+)의 값을 나타내고 있어 수익성, 자산투자규모, 영업활동으로 인한 현금흐름이 증가할수록 조세부담을 줄이려는 의사결정을 하는 것으로 나타났다. 반면, DEBT와 LNSIZE는 양(+)의 회귀계수를 나타내고는 있으나 유의적이지 않았다.

한편 최원욱 외(2011)는 특수관계자 거래와 조세회피를 분석하면서 조세부담이 높은 기업과 낮은 기업 두 집단을 유효법인세율(ETR)로 구분하여 특수관계자 거래가 조세회피에 미치는 영향을 분석하였으나 본 연구는 유효법인세율(ETR)을 직접적으로 조세회피측정치로 하여 특수관계자 거래가 조세회피에 미치는 영향을 분석하였다.

〈표 4〉 특수관계자 거래가 조세회피에 미치는 영향의 회귀분석(TAXAV)

$$TAXAV_t = \alpha + \beta_1 RPTRAN_t + \beta_2 DT_t + \beta_3 ROA_t + \beta_4 PPE_t + \beta_5 DEBT_{t-1} + \beta_6 OCFS_t + \beta_7 LNSIZE_t + \Sigma YD_t + \epsilon$$

구 분	예상부호	회귀계수	t값
INTERCEPT		-0.0182	-1.36
RPTRAN	(+)	0.0126	5.01***
DT	(-)	-0.2797	-7.61***
ROA	(+)	0.0491	3.13***
PPE	(+)	0.0304	5.58***
DEBT	(+)	0.0004	0.1
OCFS	(+)	0.1198	12.17***
LNSIZE	?	0.0003	0.69
Σ YD		포 함	
F값		68.66***	
수정 R ²		0.2476	
표본크기		2,673	

주) ΣYD : 연도더미 변수, *, **, *** : 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의적임. 나머지 변수에 대한 정의는 <표 2> 참조

유효법인세율(ETR)은 두 가지(현금유효법인세율(ETR_cash)과 법인세비용유효법인세율(ETR_exp))로 분석하였으며, 분석결과는 <표 5>와 같다. 분석결과, 종속변수가 현금유효법인세율(ETR_cash)의 경우에 RPTRAN의 회귀계수가 -0.0534로 1% 유의수준에서 유의적으로 음(-)의 값을 나타내고 있어 특수관계자 거래가 증가할수록 조세회피가 증가한다는 것을 확인하였다. 또한 종속변수가 법인세비용유효법인세율(ETR_exp)인 경우에도 RPTRAN의 회귀계수가 -0.0566으로 1% 유의수준에서 유의적으로 음(-)의 값을 나타내고 있어 특수관계자 거래가 조세회피에 영향을 미치는 것을 다시 한 번 확인하였다. 따라서 종속변수가 유효법인세율인 경우에도 가설 1은 지지되는 것으로 나타났다.

한편 DT는 현금유효법인세율(ETR_cash)에서는 1% 유의수준에서 유의적으로 양(+)의 값을 나타내고 있어 예상과 일치하였으나 법인세비용유효법인세율(ETR_exp)에서는 유의하게 음(-)값을 나타내고 있어 반대의 결과가 나왔다. ROA는 현금유효법인세율(ETR_cash)에서는 1% 유의수준에서 유의적으로 양(+)의 값을 나타내고 있어 예상과 반대의 결과가 나왔으며, 법인세비용유효법인세율(ETR_exp)에서는 비유의적으로 나타났다. 이는 수익성이 증가할수록 유효법인세율이 증가하므로 조세회피와는 관계가 없음을 의미한다. PPE는 회귀계수가 1% 유의수준에서 유의적으로 음(-)의 값을 나타내고 있어 자산투자규모가 증가할수록 조세부담을 줄이고자 한다는 것을 의미한다. DEBT는 현금유효법인세율(ETR_cash)에서는 유의적이지 않았으나 법인

세비용유효법인세율(ETR_exp)에서는 5% 유의수준에서 유의적으로 양(+)의 값을 가지게 되어 부채비율이 증가할수록 조세부담을 증가시킨다는 결과를 얻었다. OCFS는 현금유효법인세율(ETR_cash) 및 법인세비용유효법인세율(ETR_exp)에서 유의적으로 양(+)의 값을 나타내고 있어서 예상과는 반대의 결과가 나왔다. LNSIZE는 현금유효법인세율(ETR_cash) 및 법인세비용유효법인세율(ETR_exp)에서 1%의 유의수준에서 유의적으로 양(+)의 값을 나타내고 있어 이동수와 윤태화(2011)가 분석한 우리나라는 기업규모가 클수록 정치적 비용의 부담가능성을 중시하여 조세회피 성향이 낮다는 것을 지지하고 있다.

〈표 5〉 특수관계자 거래가 조세회피에 미치는 영향의 회귀분석(유효법인세율)

$$ETR_t = \alpha + \beta_1 RPTRAN_t + \beta_2 DT_t + \beta_3 ROA_t + \beta_4 PPE_t + \beta_5 DEBT_{t-1} + \beta_6 OCFS_t + \beta_7 LNSIZE_t + \Sigma YD_t + \epsilon$$

구 분	예상부호	현금유효법인세율(ETR_cash)		법인세비용유효법인세율(ETR_exp)	
		회귀계수	t값	회귀계수	t값
Intercept		0.0772	1.8*	-0.1028	-1.83*
RPTRAN	(-)	-0.0534	-6.67***	-0.0566	-5.4***
DT	(+)	0.7221	6.18***	-1.1883	-7.75***
ROA	(-)	0.1328	2.66***	0.0689	1.05
PPE	(-)	-0.0937	-5.4***	-0.1264	-5.55***
DEBT	(-)	0.0037	0.27	0.0405	2.23**
OCFS	(-)	0.0698	2.23**	0.1353	3.29***
LNSIZE	?	0.0057	3.5***	0.0122	5.66***
ΣYD		포 함		포 함	
F값		20.69***		15.25***	
수정 R ²		0.0874		0.0649	
표본크기		2,673		2,673	

주) ETR_cash : 현금유효법인세율(=법인세부담액/법인세비용차감전순이익)

ETR_exp : 법인세비용유효법인세율(=법인세비용/법인세비용차감전순이익)

*, **, *** : 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의적임. 나머지 변수에 대한 정의는 <표 2> 참조

4. 소득률 차이가 조세회피에 미치는 영향 : 가설 2의 검증

가. Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치 모형

본 연구는 가설 2를 검증하기 위해 Hanlon(2005)에서 이용한 방식으로 직전연도 기업의 소득률에서 동일업종 소득률을 차감한 소득률의 차이에 따라 세 집단(상위 25% 집단과 중간집단 및

하위 25% 집단)으로 구분하여 분석하였다.

소득률 차이가 상위 25%에 속하는 기업의 경우 조세회피행위가 클 것이고, 중간집단에 속하는 기업의 경우 조세회피를 하거나 조세회피가 없을 것이 혼재되어 있을 것이며, 하위 25%에 속하는 기업의 경우 조세회피를 감소시키거나 조세회피를 하지 않을 것으로 예상된다. 한편 소득률 차이는 3가지(매출액순이익률 차이, 매출액영업이익률 차이 및 각사업연도소득률 차이)로 구하였다.

먼저 <표 6>에서 소득률 차이로 매출액순이익률을 이용하는 경우의 상위 25% 집단의 회귀계수(LP)는 0.0111로 1% 유의수준에서 유의적으로 양(+)을 값을 나타내고 있다. 이는 전기 매출액순이익률이 전기 동일업종의 매출액순이익률보다 높은 경우 조세회피를 하고 있다는 것을 의미하므로 가설 2를 지지하는 결과이다. 반면에 하위 25% 집단(LN)의 회귀계수는 유의적인 음(-)의 값을 나타내고 있다. 이는 하위 25% 집단의 경우에는 조세회피의 반대 행위, 즉 양(+)의 이익조정을 하고 있다는 것을 의미하는 것으로서 가설 2를 지지하는 결과이다.

<표 6> 소득률 차이가 조세회피에 미치는 영향의 회귀분석(TAXAV)

$$TAXAV_t = \alpha + \beta_2 LP_{t-1} + \beta_3 LN_{t-1} + \beta_6 DT_t + \beta_7 ROA_t + \beta_8 PPE_t + \beta_9 DEBT_{t-1} + \beta_{10} OCFS_t + \beta_{11} LNSIZE_t + \Sigma YD_t + \epsilon_t$$

변 수	예상부호	소 득 률		
		매출액순이익률	매출액영업이익률	각사업연도소득률
		회귀계수(t값)	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)
intercept	(+/-)	-0.0156 (-1.17)	-0.0267 (-1.99)**	-0.0252 (-1.85)*
LP	(+)	0.0111 (5.98)***	-0.0079 (-4.2)***	0.0018 (0.95)
LN	(-/?)	-0.0070 (-2.74)***	-0.0005 (-0.22)	-0.0018 (-0.8)
DT	(-)	-0.2726 (-7.45)***	-0.2774 (-7.54)***	-0.2819 (-7.64)***
ROA	(+)	0.0163 (1)	0.0688 (4.23)***	0.0516 (3.28)***
PPE	(+)	0.0297 (5.46)***	0.0297 (5.43)***	0.0298 (5.44)***
DEBT	(+)	0.0086 (1.91)**	-0.0028 (-0.64)	0.0004 (0.1)
OCFS	(+)	0.1234 (12.59)***	0.1245 (12.57)***	0.1207 (12.21)***
LNSIZE	?	0.0001 (0.34)	0.0008 (1.71)*	0.0007 (1.38)
Σ YD		포 함	포 함	포 함
F값		66.23***	63.06***	61.55***
수정 R ²		0.2547	0.2454	0.2408
표본크기		2673	2673	2673

주) LP : 소득률 차이가 상위 25%이면 1, 아니면 0 LN : 소득률 차이가 하위 25%이면 1, 아니면 0
 *, **, *** : 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의적임. 나머지 변수에 대한 정의는 <표 2> 참조

한편 소득률 차이로 매출액영업이익률을 이용하는 경우의 상위 25% 집단의 회귀계수(LP)는 -0.0079 로서 1% 유의수준에서 유의적으로 음(-)의 값을 나타내고 있다. 이는 전기 매출액영업이익률이 전기 동일업종 매출액영업이익률보다 큰 기업은 조세회피가 감소한다는 결과로서 가설 2를 지지하지 않는 결과이다. 그리고 하위 25% 집단(LN)의 회귀계수는 유의하지 않은 것으로 나타나서 전기 매출액영업이익률이 전기 동일업종 매출액영업이익률보다 낮은 기업은 조세회피와는 관계가 없다는 결과를 보여주고 있다.

마지막으로 소득률 차이로 각사업연도소득률을 이용하는 경우의 상위 25% 집단의 회귀계수(LP)는 유의적이지 않은 결과를 보여주고 있어 가설 2를 지지하지 않은 것으로 나타났다.

나. 유효법인세율로 측정한 조세회피측정치 모형

한편 조세회피측정치를 현금유효법인세율(ETR_cash)로 측정하여 분석한 결과는 <표 7>과 같다. 먼저 소득률 차이로 매출액순이익률을 이용하는 경우의 LP의 회귀계수가 -0.0374 로 1% 유의수준에서 유의적으로 음(-)의 값을 나타내고 있다. 이는 전기 매출액순이익률이 전기 동일업종의 매출액순이익률보다 높은 경우 조세회피를 하고 있다는 것을 의미하는 것으로 가설 2를 지지하는 결과이다. 한편 LN의 회귀계수는 0.0327 로서 1% 유의수준에서 유의한 양(+)의 값을 나타내고 있다. 이는 매출액순이익률로 구한 소득률 차이가 하위 25% 집단의 경우에는 조세회피의 반대 행위, 즉 양(+)의 이익조정을 하고 있다는 것을 의미하는 것으로서 <표 6>의 결과와 일치하는 결과이다.

소득률 차이로 매출액영업이익률을 이용하는 경우의 상위 25% 집단의 회귀계수(LP)는 0.0114 로서 10% 유의수준에서 유의적으로 양(+)의 값을 나타내고 있다. 이는 전기 매출액영업이익률이 동일업종 매출액영업이익률보다 큰 기업은 조세회피와는 관계가 없다는 것을 의미하며 따라서 가설 2를 지지하지 않는 결과이다. 한편 하위 25% 집단(LN)의 회귀계수는 유의하지 않은 것으로 나타나서 전기 매출액영업이익률이 전기 동일업종 매출액영업이익률보다 낮은 기업은 조세회피와는 관계가 없다는 결과를 보여주고 있다.

마지막으로 소득률 차이로 각사업연도소득률을 이용하는 경우의 상위 25% 집단의 회귀계수(LP)는 -0.0188 로서 1% 유의수준에서 유의적인 음(-)의 값을 나타내고 있어 가설 2를 지지하는 결과를 보여주고 있다.

<표 7> 소득률 차이가 조세회피에 미치는 영향의 회귀분석(현금유효법인세율(ETR_cash))

$$ETR_t = \alpha + \beta_2 LP_{t-1} + \beta_3 LN_{t-1} + \beta_6 DT_t + \beta_7 ROA_t + \beta_8 PPE_t + \beta_9 DEBT_{t-1} + \beta_{10} OCFS_t + \beta_{11} LNSIZE_t + \Sigma YD_t + \epsilon_t$$

변 수	예상부호	소 득 률		
		매출액순이익률	매출액영업이익률	각사업연도소득률
		회귀계수(t값)	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)
Intercept	(-/+)	0.0716 (1.68)*	0.114 (2.66)***	0.1322 (3.04)***
LP	(-)	-0.0374 (-6.31)***	0.0114 (1.9)*	-0.0188 (-3.1)***
LN	(+/?)	0.0327 (4.03)***	-0.0269 (-3.22)**	-0.0203 (-2.69)**
DT	(+)	0.6957 (5.98)***	0.7246 (6.17)	0.7335 (6.24)***
ROA	(-)	0.2500 (4.81)***	0.0796 (1.53)	0.1222 (2.44)**
PPE	(-)	-0.0892 (-5.15)***	-0.0917 (-5.26)	-0.0923 (-5.29)***
DEBT	(-)	-0.0253 (-1.77)*	0.0090 (0.64)	0.0021 (0.15)
OCFS	(-)	0.0557 (1.79)*	0.0559 (1.77)	0.0674 (2.14)**
LNSIZE	?	0.0061 (3.72)***	0.0039 (2.39)	0.0035 (2.17)**
Σ YD		포 함	포 함	포 함
F값		21.07***	17.09***	16.82***
수정 R ²		0.0951	0.0777	0.0765
표본크기		2673	2673	2673

주) LP : 소득률 차이가 상위 25%이면 1, 아니면 0 LN : 소득률 차이가 하위 25%이면 1, 아니면 0
*, **, *** : 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의적임. 나머지 변수에 대한 정의는 <표 2> 참조

다음으로 법인세비용유효법인세율(ETR_exp)로 분석한 결과는 <표 8>과 같다. 먼저 소득률 차이로 매출액순이익률을 이용하는 경우의 LP의 회귀계수가 -0.0339로 1% 유의수준에서 유의적으로 음(-)의 값을 나타내고 있고 하위 25% 집단의 회귀계수는 0.0352로서 1% 유의수준에서 유의적인 양(+)의 값을 나타내고 있어 <표 7>의 결과와 동일한 결과를 보여주고 있다. 한편 소득률 차이로 매출액영업이익률을 이용하는 경우의 상위 25% 집단의 회귀계수(LP)는 0.0105

로서 유의적이지 않으며 하위 25% 집단의 회귀계수(LN)는 -0.0243 으로서 5% 유의수준에서 유의적인 음(-)의 값을 나타내고 있어서 가설 2를 지지하지 않고 있다. 마지막으로 소득률 차이로 각사업연도소득률을 이용하는 경우의 상위 25% 집단의 회귀계수(LP)는 -0.0194 로서 5% 유의수준에서 유의적인 음(-)의 값을 나타내고 있어 가설 2를 지지하며, 하위 25% 집단의 결과는 유의적이지 않아서 가설 2를 지지하고 있다.

〈표 8〉 소득률 차이가 조세회피에 미치는 영향의 회귀분석(법인세비용효율법인세율(ETR_exp))

$$ETR_t = \alpha + \beta_2 LP_{t-1} + \beta_3 LN_{t-1} + \beta_6 DT_t + \beta_7 ROA_t + \beta_8 PPE_t + \beta_9 DEBT_{t-1} + \beta_{10} OCFS_t + \beta_{11} LNSIZE_t + \Sigma YD_t + \epsilon_t$$

변 수	예상부호	소 득 률		
		매출액순이익률	매출액영업이익률	각사업연도소득률
		회귀계수(t값)	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)
Intercept	(-/ +)	-0.1052 (-1.88)*	-0.0653 (-1.16)	-0.0513 (-0.9)
LP	(-)	-0.0339 (-4.35)**	0.0105 (1.34)	-0.0194 (-2.45)**
LN	(+/?)	0.0352 (3.3)**	-0.0243 (-2.22)**	-0.0094 (-0.96)
DT	(+)	-1.2132 (-7.92)**	-1.1841 (-7.69)	-1.1781 (-7.65)**
ROA	(-)	0.1793 2.62 ***	0.0188 (0.28)	0.0566 (0.86)
PPE	(-)	-0.1210 (-5.31)**	-0.1240 (-5.43)**	-0.1247 (-5.45)**
DEBT	(-)	0.0130 (0.7)	0.0456 (2.48)**	0.0383 (2.09)**
OCFS	(-)	0.1214 (2.96)**	0.1221 (2.95)**	0.1321 (3.2)**
LNSIZE	?	0.0124 (5.71)**	0.0103 (4.8)**	0.0101 (4.67)**
ΣYD		포 함	포 함	포 함
F값		14.74 ***	12.57 ***	12.42 ***
수정 R^2		0.0672	0.0572	0.0564
표본크기		2673	2673	2673

주) LP : 소득률 차이가 상위 25%이면 1, 아니면 0 LN : 소득률 차이가 하위 25%이면 1, 아니면 0
 *, **, *** : 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의적임. 나머지 변수에 대한 정의는 <표 2> 참조

지금까지 3가지 조세회피측정치를 이용하여 소득률 차이가 조세회피에 미치는 영향(가설 2)을 분석하였는데 실증분석결과를 요약하면 매출액순이익률 차이 또는 각사업연도소득률 차이가 클수록 기업의 조세회피가 증가하는 반면에 매출액영업이익률 차이가 큰 기업은 조세회피에 영향을 미친다는 것이 발견되지 않았다. 그 이유는 기업의 과세소득은 당기순이익에서 세무조정사항을 가감하여 산출하는 것이기 때문에 일반적으로 당기순이익의 크기를 중요한 변수로 보고 있으며, 따라서 동일업종 이익률과 비교할 때 매출액영업이익률보다 매출액순이익률을 더 민감하게 인지하기 때문인 것으로 생각된다. 그리고 매출액영업이익률 차이가 큰 기업의 경우 재고자산평가손실 또는 재고자산감모(폐기)손실 등을 경영자가 자의적으로 영업외비용으로 처리함으로써 영업이익의 이익조정을 증가시키려는 의도가 있다면 매출액영업이익률 차이가 높은 기업은 조세회피와는 무관하거나 반대의 수단을 강구하고 있는 것으로 볼 수 있기 때문이다.

한편 기업의 세무상 이월결손금이 많은 경우 굳이 조세회피를 할 이유가 없을 것이며 오히려 영업이익을 증가시키는 방향으로 의사결정을 할 가능성이 있다. 이는 박홍조와 송인만(2008)의 연구에서도 확인하고 있는데, 이 연구에서는 많은 세무상 이월결손금이 있는 경우 이익조정과 이익조정방법 선택에 미치는 영향을 분석하였는데 세무상 이월결손금이 많은 기업일수록 보고 이익 상향조정이 더 큰 것으로 분석되어 세무상 이월결손금이 경영자의 재량적 이익조정행위의 직접적인 동기가 될 수 있음을 확인하였다.

5. 소득률 차이와 특수관계자 거래가 조세회피에 미치는 영향 : 가설 3의 검증

가. Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치 모형

소득률 차이가 큰 기업일수록 그렇지 않은 기업보다 특수관계자 거래를 통한 조세회피를 하고 있는지 알아보는 가설 3을 검증하기 위하여 먼저 Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치(TAXAV)로 분석한 내용은 <표 9>와 같다.

먼저 소득률 차이로 매출액순이익률을 이용하는 경우의 $LP \times RPTRAN^{13}$ 의 회귀계수가 0.0077로서 유의적이지 않아 가설 3을 지지하고 있지 않다. 이는 전기 매출액순이익률이 전기 동일업종의 매출액순이익률보다 높은 기업의 경우 특수관계자 거래를 통해 조세회피를 하고 있지 않다는 것을 의미한다. 한편 $LN \times RPTRAN$ 의 회귀계수는 0.0064로서 유의적이지 않으며, 이는 전기 매출액순이익률이 전기 동일업종의 매출액순이익률보다 작은 기업인 경우 특수관계자 거래를 통한 조세회피를 하지 않는 것을 의미한다.

13) $LP \times RPTRAN$ 는 LP와 RPTRAN의 상호작용변수로 분산확대인자(Variation Inflation Factor, VIF) 값이 약 2~4 이하의 값을 갖는 것으로 보아 다중공선성 문제는 심각하지 않은 것으로 판단된다.

〈표 9〉 소득률 차이와 특수관계자 거래가 조세회피에 미치는 영향의 회귀분석(TAXAV)

$$\begin{aligned}
TAXAV_t = & \alpha + \beta_1 RPTRAN_t + \beta_2 LP_{t-1} + \beta_3 LN_{t-1} + \beta_4 LP \times RPTRAN_{t-1} \\
& + \beta_5 LN \times RPTRAN_{t-1} + \beta_6 DT_t + \beta_7 ROA_t + \beta_8 PPE_t + \beta_9 DEBT_{t-1} \\
& + \beta_{10} OCFS_t + \beta_{11} LNSIZE_t + \Sigma YD_t + \epsilon_t
\end{aligned}$$

변 수	예상부호	소 득 률		
		매출액순이익률	매출액영업이익률	각사업연도 소득률
		회귀계수(t값)	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)
Intercept	(+/-)	-0.0091 (-0.69)	-0.0192 (-1.43)	-0.0187 (-1.37)
RPTRAN	(+)	0.0079 (2.07)**	0.0077 (2.12)**	0.0195 (5.22)**
LP	(+)	0.0088 (3.59)***	-0.0107 (-4.35)***	0.0040 (1.56)
LN	(-/?)	-0.0084 (-2.84)***	-0.0011 (-0.36)	0.0011 (0.41)
LP×RPTRAN	(+)	0.0077 (1.33)	0.0133 (2.19)**	-0.0113 (-1.81)*
LN×RPTRAN	(-/?)	0.0064 (1.05)	0.0022 (0.36)	-0.0136 (-2.33)**
DT	(-)	-0.2701 (-7.41)***	-0.2765 (-7.55)***	-0.2770 (-7.54)***
ROA	(+)	0.0157 (0.97)	0.0673 (4.14)***	0.0488 (3.11)***
PPE	(+)	0.0310 (5.7)***	0.0305 (5.61)***	0.0296 (5.42)***
DEBT	(+)	0.0091 (2.03)**	-0.0023 (-0.52)	0.0003 (0.08)
OCFS	(+)	0.1228 (12.57)***	0.1239 (12.56)***	0.1195 (12.14)***
LNSIZE	?	-0.0001 (-0.28)	0.0005 (1.01)	0.0003 (0.62)
Σ YD		포 함	포 함	포 함
F값		56.53***	54.01***	53.07***
수정 R ²		0.2611	0.2522	0.2488
표본크기		2673	2673	2673

주) LP : 소득률 차이가 상위 25%이면 1, 아니면 0 LN : 소득률 차이가 하위 25%이면 1, 아니면 0

*, **, *** : 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의적임. 나머지 변수에 대한 정의는 <표 2> 참조

한편 소득률 차이로 매출액영업이익률을 이용하는 경우의 상위 25% 집단의 회귀계수(LP×RPTRAN)는 0.0133으로서 5% 유의수준에서 유의적인 양(+)의 값을 나타내고 있으며 이는 전기 매출액영업이익률이 전기 동일업종 매출액영업이익률보다 큰 기업은 특수관계자 거래를 통해 조세회피를 증가시키는 결과를 의미하며, 따라서 가설 3을 지지하는 결과이다. LN×RPTRAN의 회귀계수는 0.0022로서 유의적이지 않았으며, 이는 하위 25% 집단의 경우에 특수관계자 거래를 통해 조세회피를 하지 않는 것을 의미한다.

마지막으로 소득률 차이로 각사업연도소득률을 이용하는 경우의 상위 25% 집단의 회귀계수(LP×RPTRAN)는 -0.0136으로서 10% 유의수준에서 유의적인 음(-)의 값을 나타내고 있어 가설 3을 지지하지 않는다. 한편 LN×RPTRAN의 회귀계수는 -0.0136으로서 1% 유의수준에서 유의적인 음(-)의 값을 나타내고 있으며, 이는 전기 각사업연도소득률이 전기 동일업종 각사업연도소득률보다 낮은 기업은 특수관계자 거래를 통한 조세회피를 하지 않는 것을 의미한다.

나. 유효법인세율로 측정한 조세회피측정치 모형

다음으로 두 번째 조세회피측정치인 현금유효법인세율(ETR_cash)로 분석한 결과는 <표 10>과 같다. 먼저 소득률 차이로 매출액순이익률을 이용하는 LP×RPTRAN의 회귀계수가 0.0033으로 유의적이지 않아 가설 3을 지지하고 있지 않다. 한편 LN×RPTRAN의 회귀계수는 -0.0097로 나타나 유의적이지 않았다. 이는 <표 9>와 동일한 결과이다.

<표 10> 소득률 차이와 특수관계자 거래가 조세회피에 미치는 영향의

회귀분석(현금유효법인세율(ETR_cash))

$$ETR_t = \alpha + \beta_1 RPTRAN_t + \beta_2 LP_{t-1} + \beta_3 LN_{t-1} + \beta_4 LP \times RPTRAN_{t-1} + \beta_5 LN \times RPTRAN_{t-1} + \beta_6 DT_t + \beta_7 ROA_t + \beta_8 PPE_t + \beta_9 DEBT_{t-1} + \beta_{10} OCFS_t + \beta_{11} LNSIZE_t + \Sigma YD_t + \epsilon_t$$

변 수	예상부호	소 득 률		
		매출액순이익률	매출액영업이익률	각사업연도소득률
		회귀계수(t값)	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)
Intercept	(+/-)	0.0460 (1.08)	0.0886 (2.07)**	0.1059 (2.44)**
RPTRAN	(-)	-0.0502 (-4.11)***	-0.0606 (-5.24)***	-0.0791 (-6.66)***
LP	(-)	-0.0377 (-4.83)***	0.0059 (0.75)	-0.02672 -3.25***
LN	(+/?)	0.0345 (3.66)***	-0.0334 (-3.4)***	-0.0331 (-3.69)***

〈표 10〉 소득률 차이와 특수관계자 거래가 조세회피에 미치는 영향의
회귀분석(현금유효법인세율(ETR_cash)) (계속)

변 수	예상부호	소 득 률		
		매출액순이익률	매출액영업이익률	각사업연도소득률
		회귀계수(t값)	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)
LP×RPTRAN	(-)	0.0033 (0.18)	0.0094 (0.5)	0.0423 (2.12)**
LN×RPTRAN	(+/?)	-0.0097 (-0.5)	0.0228 (1.17)	0.0571 (3.09)***
DT	(+)	0.6832 (5.91)***	0.7140 (6.12)***	0.7140 (6.13)***
ROA	(-)	0.2568 (4.97)***	0.0954 (1.85)*	0.1331 (2.67)***
PPE	(-)	-0.0927 (-5.38)***	-0.0937 (-5.4)***	-0.0917 (-5.29)***
DEBT	(-)	-0.0273 (-1.92)*	0.0066 (0.47)	0.0025 (0.18)
OCFS	(-)	0.0591 (1.91)*	0.0616 (1.96)*	0.0726 (2.32)**
LNSIZE	?	0.0075 (4.58)***	0.0054 (3.32)***	0.0051 (3.13)***
Σ YD		포 함	포 함	포 함
F값		20.15***	16.88***	17.14***
수정 R ²		0.1086	0.0918	0.0931
표본크기		2673	2673	2673

주) LP : 소득률 차이가 상위 25%이면 1, 아니면 0 LN : 소득률 차이가 하위 25%이면 1, 아니면 0
*, **, *** : 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의적임. 나머지 변수에 대한 정의는 <표 2> 참조

소득률 차이로 매출액영업이익률을 이용하는 경우의 상위 25% 집단의 회귀계수(LP×RPTRAN)는 0.0094로서 유의하지 않았으며, 이는 가설 3을 지지하지 않는 결과이다. 한편 LN×RPTRAN의 회귀계수는 0.0228로서 유의적이지 않았으며, 이는 전기 매출액영업이익률이 전기 동일업종 매출액영업이익률보다 낮은 기업 및 중간인 기업은 특수관계자 거래를 통해 조세 회피를 하지 않는 것으로 나타났다.

마지막으로 소득률 차이로 각사업연도소득률을 이용하는 경우의 상위 25% 집단의 회귀계수(LP×RPTRAN)는 0.00423으로서 5% 유의수준에서 유의적인 양(+)의 값을 나타내고 있어 가설

3을 지지하지 않고 있다. 한편 $LN \times RPTRAN$ 의 회귀계수는 0.0571로서 1% 유의수준에서 유의적인 양(+)의 값을 나타내고 있어 전기 각사업연도소득률이 전기 동일업종 각사업연도소득률보다 낮은 기업은 특수관계자 거래를 통한 조세회피와 관계가 없는 것으로 나타났다.

세 번째 조세회피측정치인 법인세비용율효율법인세율(ETR_exp)로 분석한 결과는 <표 11>과 같다. 전반적인 결과는 <표 10>과 유사하였다.

<표 11> 소득률 차이와 특수관계자 거래가 조세회피에 미치는 영향의

회귀분석(법인세비용율효율법인세율(ETR_exp))

$$ETR_t = \alpha + \beta_1 RPTRAN_t + \beta_2 LP_{t-1} + \beta_3 LN_{t-1} + \beta_4 LP \times RPTRAN_{t-1} + \beta_5 LN \times RPTRAN_{t-1} + \beta_6 DT_t + \beta_7 ROA_t + \beta_8 PPE_t + \beta_9 DEBT_{t-1} + \beta_{10} OCFS_t + \beta_{11} LNSIZE_t + \Sigma YD_t + \epsilon_t$$

변 수	예상부호	소 득 률		
		매출액순이익률	매출액영업이익률	각사업연도소득률
		회귀계수(t값)	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)
Intercept	(+/-)	0.0460 (1.08)	0.0886 (2.07)**	0.1059 (2.44)**
RPTRAN	(-)	-0.0502 (-4.11)**	-0.0606 (-5.24)**	-0.0791 (-6.66)**
LP	(-)	-0.0377 (-4.83)**	0.0059 (0.75)	-0.02672 -3.25***
LN	(+/?)	0.0345 (3.66)**	-0.0334 (-3.4)**	-0.0331 (-3.69)**
LP × RPTRAN	(-)	0.0033 (0.18)	0.0094 (0.5)	0.0423 (2.12)**
LN × RPTRAN	(+/?)	-0.0097 (-0.5)	0.0228 (1.17)	0.0571 (3.09)**
DT	(+)	0.6832 (5.91)**	0.7140 (6.12)**	0.7140 (6.13)**
ROA	(-)	0.2568 (4.97)**	0.0954 (1.85)*	0.1331 (2.67)**
PPE	(-)	-0.0927 (-5.38)**	-0.0937 (-5.4)**	-0.0917 (-5.29)**
DEBT	(-)	-0.0273 (-1.92)*	0.0066 (0.47)	0.0025 (0.18)
OCFS	(-)	0.0591 (1.91)*	0.0616 (1.96)*	0.0726 (2.32)**
LNSIZE	?	0.0075 (4.58)**	0.0054 (3.32)**	0.0051 (3.13)**

〈표 11〉 소득률 차이와 특수관계자 거래가 조세회피에 미치는 영향의
회귀분석(법인세비용유효법인세율(ETR_{exp})) (계속)

변 수	예상부호	소 득 률		
		매출액순이익률	매출액영업이익률	각사업연도소득률
		회귀계수(t값)	회귀계수(t값)	회귀계수(t값)
Σ YD		포 함	포 함	포 함
F값		20.15***	16.88***	17.14***
수정 R ²		0.1086	0.0918	0.0931
표본크기		2673	2673	2673

주) LP : 소득률 차이가 상위 25%이면 1, 아니면 0 LN : 소득률 차이가 하위 25%이면 1, 아니면 0
*, **, *** : 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의적임. 나머지 변수에 대한 정의는 <표 2> 참조

Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치 모형에서 매출액영업이익률 차이가 가장 높은 기업들은 특수관계자 거래를 통한 조세회피가 이루어지고 있는 것으로 나타났다. 그러나 나머지 모형에서는 전반적으로 유의한 결과를 얻지 못하였다. 그 이유는 기업의 입장에서 조세회피를 한다는 것은 과세소득을 줄임으로서 법인세를 줄이거나 세액감면 및 세액공제 등을 통해 법인세를 줄이는 것이므로 만약 기업의 입장에서 세무조정을 통해 과세소득을 감소시키거나 세액감면을 충분히 받을 수 있는 상황이라면 조세회피수단으로 특수관계자 거래를 굳이 이용하지 않을 수 있기 때문인 것으로 생각된다. 박홍조와 송인만(2008)의 주장과 같이 기업이 이월결손금이 존재하여 충분히 법인세부담을 줄일 수 있다면 특수관계자 거래를 통한 조세회피만을 고집하지는 않을 수 있기 때문이다. 그리고 소득률 차이를 산정할 때 각사업연도소득률은 제외하더라도 가설 2나 가설 3처럼 직전연도의 기업 이익률과 동일업종 이익률을 비교하여도 무방할 것이나, 기업들이 올해 영업이익이나 당기순이익을 어느 수준으로 결정할 것인지에 대해 직전연도 동일업종의 이익률을 기준으로 삼을 가능성이 있는 것으로 보아 직전연도의 동일업종 이익률을 올해 기업의 이익률과 비교하여 차이를 분석한다면 또 다른 해석이 가능할 것으로 판단된다. 이런 판단이 가능한 이유는 상장기업의 경우 분기사업보고가 가능해진 만큼 기업들은 분기마다 직전연도 동일업종 이익률을 기준으로 하여 충분히 이익을 감소 또는 증가시킬 가능성이 있으며 그 수단으로서 특수관계자 거래를 이용할 것이기 때문이다.

6. 추가분석

2013년 11월 18일 세무조사감독위원회가 설치되면서 대법인에 대한 순환조사 확대의 일환으로 세무조사 예측가능성 및 선정의 객관성과 투명성 제고를 위해 매출액이 기존 5천억원 이상인

법인에서 3천억원 이상인 법인으로 확대한다고 발표하였다(국세청 보도자료 2013.11.18.). 따라서 본 연구에서는 매출액을 기준으로 3천억원 이상인 기업과 그 미만인 기업 두 집단으로 분류하고 매출액이 3천억원 이상인 기업이 특수관계자 거래를 통해 조세회피를 하는지 여부를 추가로 분석한다. 추가분석의 결과는 <표 12>와 같다.

<표 12> 매출액 3,000억원 이상 또는 미만인 기업의 특수관계자 거래가 조세회피에 미치는 영향

$$TAXAV_t = \alpha + \beta_1 RPTRAN_t + \beta_2 DT_t + \beta_3 ROA_t + \beta_4 PPE_t + \beta_5 DEBT_{t-1} + \beta_6 OCFS_t + \beta_7 LNSIZE_t + \Sigma YD_t + \epsilon$$

$$ETR_cash_t = \alpha + \beta_1 RPTRAN_t + \beta_2 DT_t + \beta_3 ROA_t + \beta_4 PPE_t + \beta_5 DEBT_{t-1} + \beta_6 OCFS_t + \beta_7 LNSIZE_t + \Sigma YD_t + \epsilon$$

구 분	모형1(TAXAV)			모형2(ETR_cash)		
	예상 부호	매출액 3천억원 이상	매출액 3천억원 미만	예상 부호	매출액 3천억원 이상	매출액 3천억원 미만
		회귀계수(t값)	회귀계수(t값)		회귀계수(t값)	회귀계수(t값)
Intercept		-0.0839 (-3.69)**	-0.0283 (-0.78)		0.4301 (6.18)**	-0.0682 (-0.58)
RPTRAN	(+)	0.0123 (3.43)**	0.0122 (3.47)**	(-)	-0.0486 (-4.44)**	-0.0500 (-4.39)**
DT	(-)	-0.2866 (-5.25)**	-0.2797 (-5.6)**	(+)	0.8541 (5.12)**	0.6585 (4.08)**
ROA	(+)	0.0456 (1.84)*	0.0627 (3)**	(-)	-0.0315 (-0.42)	0.1783 (2.64)**
PPE	(+)	0.0287 (3.97)**	0.0342 (4.1)**	(-)	-0.1288 (-5.82)**	-0.0605 (-2.24)**
DEBT	(+)	0.0069 (1.04)	-0.0002 (-0.04)	(-)	-0.0349 (-1.72)*	-0.0021 (-0.11)
OCFS	(+)	0.1257 (8.77)**	0.1165 (8.52)**	(-)	0.0244 (0.56)	0.1331 (3.01)**
LNSIZE	?	0.0025 (3.05)**	0.0007 (0.56)	?	-0.0054 (-2.15)**	0.0109 (2.42)**
Σ YD		포 함	포 함		포 함	포 함
F값		37.95**	33.42**		11.97**	12.09**
수정 R ²		0.2823	0.2252		0.1046	0.0904
표본크기		1222	1451		1222	1451

주) *, **, *** : 각각 10%, 5%, 1%의 유의수준에서 유의적임. 변수에 대한 정의는 <표 2> 참조

모형1은 Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치(TAXAV)를 이용한 경우이다. 매출액이 3천억원 이상인 기업의 RPTRAN 회귀계수는 0.0123으로 1% 유의수준에서 유의적으로 양(+)의 값을 나타내고 있다. 한편 3천억원 미만인 기업의 RPTRAN 회귀계수는 0.0122로 마찬가지로 1% 유의수준에서 유의적으로 양(+)의 값을 나타내고 있다. 이는 매출액이 3천억원 이상 또는 미만인 경우 모두 특수관계자 거래를 통한 조세회피를 하고 있는 것을 의미한다.

한편 모형2는 현금유효법인세율(ETR_cash)¹⁴⁾을 이용한 경우이다. 마찬가지로 매출액이 3천억원 이상인 기업의 RPTRAN 회귀계수는 -0.0486으로 1% 유의수준에서 유의적으로 음(-)의 값을 나타내고 있다. 한편 3천억원 미만인 기업의 RPTRAN 회귀계수는 -0.0500로 1% 유의수준에서 유의적으로 음(-)의 값을 나타내고 있다. 이는 매출액이 3천억원 이상 또는 미만인 경우 모두 특수관계자 거래를 통한 조세회피를 하고 있는 것을 의미한다. 이러한 결과는 매출액을 기준으로 순환조사여부를 결정하는 것은 한계가 있다는 것을 시사한다. 조사대상선정에 있어 매출액으로 구분하여 선정여부도 기준이 될 수 있겠으나 조사대상선정에 있어 매출액에서 특수관계자 거래가 차지하는 비율을 포함하여야 할 것으로 판단된다.

V. 결 론

기업들이 세무조사를 받는 사실 공개를 꺼려하는 것은 그 만큼 세무조사를 받는 경우 부담을 느낄 수밖에 없다는 것이므로 기업입장에서는 세무조사를 피하면서 적절한 조세회피를 할 수 있는 방안이 있다면 이를 이용할 것이다. 특히 관계회사를 보유하고 있는 기업들은 관계회사와의 거래를 이용하여 조세회피를 할 것이며, 기업집단에 소속된 기업들은 기업집단소속기업들과의 거래를 이용하여 조세회피를 할 것이다.

본 연구에서는 기업의 소득률이 동일업종의 소득률보다 높다면 특수관계자간의 거래를 증가시켜 조세회피를 하는지를 분석하였다. 2012년 말 현재 유가증권시장에 상장된 12월말 결산법인들 중 비금융업에 속하는 기업을 대상으로 2006년부터 2012년까지 총 2,673 기업/연 자료를 이용하여 실증분석하였다.

본 연구의 주요 분석결과는 다음과 같다. 첫째, Desai and Dharmapala(2006)의 조세회피측정치를 종속변수로 하여 특수관계자와의 거래가 조세회피에 미치는 영향을 분석한 결과, 특수관계자 거래가 증가할수록 조세회피가 증가하는 것을 확인하였다. 이는 기업들이 특수관계자간의 거래를 통해 조세회피를 하고 있다는 것을 의미한다. 현금유효법인세율(ETR_cash)과 법인세비용 유효법인세율(ETR_exp)을 조세회피측정치로 이용하여 분석한 결과도 동일하게 나타났다. 둘째,

14) 세 번째 조세회피측정치인 법인세비용유효법인세율(ETR_exp)을 이용한 분석결과는 현금유효법인세율(ETR_cash)을 이용한 결과와 질적으로 동일하므로 구체적인 설명을 생략한다.

직전연도 소득률에서 동일업종 소득률을 차감한 소득률 차이가 큰 기업일수록 조세회피가 증가하는 것으로 나타났다. 셋째, 소득률 차이가 큰 기업일수록 그렇지 않은 기업보다 특수관계자 거래를 통해 조세회피를 증가시키고 있는지를 분석한 결과, 전기 매출액영업이익률이 동일업종 매출액영업이익률보다 높은 기업의 경우에서만 특수관계자 거래를 통해 조세회피를 증가시키고 있음을 확인하였다.

본 연구는 다음과 같은 공헌점이 있다. 첫째, 특수관계자 거래가 조세회피에 영향을 준다는 것을 확인하였다. 둘째, 소득률 차이가 큰 기업들은 그렇지 않은 기업들보다 조세회피 정도가 증가한다는 것을 확인하였다. 셋째, 특수관계자 거래로 인한 조세회피가 모든 기업들에게 나타나 있는가를 알아본 결과, 일정한 소득률 요건이 충족되는 기업들의 경우에 특수관계자 거래가 증가할수록 조세회피가 증가하고 있음을 확인하였다.

본 연구는 다음과 같은 점에서 선행연구와 차별화된다. 첫째, 기존의 연구에서는 조세회피의 수단을 재무적 특성으로 설명하고자 하였으나, 본 연구에서는 기업의 소득률과 동일업종의 소득률의 차이를 이용하여 소득률 차이가 조세회피에 영향을 주는가를 분석하였다. 둘째, 선행연구는 전체 기업을 대상으로 특수관계자 거래가 조세회피 수단으로 이용되는가를 분석하였으나, 본 연구에서는 구체적인 신고소득률 요건을 충족하는 기업들이 특수관계자 거래를 이용하여 조세회피를 하는가를 확인함으로써 조세회피가 발생할 가능성이 높은 기업을 식별하는 단서를 제공하였다. 이러한 본 연구의 결과는 과세관청이 세무조사를 위한 대상을 선정하거나 기업들이 조세회피전략을 수립하는데 시사점을 제공할 것으로 기대된다.

본 연구는 다음과 같은 한계점이 있다. 첫째, 본 연구는 동일업종에 대한 각사업연도소득률 자료를 직접적으로 구할 수 없어 추정과세소득을 평균하여 산정하였다. 둘째, 특수관계자 거래에는 정상적인 거래까지도 포함하고 있으나 이를 분리할 수 있는 적절한 방법이 없으므로 분리하지 않고 분석하였다는 점에서 한계가 있다.

참고문헌

- 고윤성 · 김지홍 · 최원욱. 2007. “조세회피와 기업특성 및 기업가치에 관한 연구”. 세무학연구 제24권 제4호 : 9-40.
- 고윤성 · 이정화. 2008. “산업별 조세회피요인에 관한 연구”. 산업경제연구 제21권 제6호 : 2823-2848.
- 고윤성 · 최원욱. 2009. “세무상 이월결손금과 자산처분 의사결정”. 재무와회계정보저널 제9권 제2호 : 1-20.
- 고종권. 1997. “조세부담의 측정치에 관한 연구”. 회계학연구 제22권 제3호 : 51-82.
- 고성삼 · 박상섭. 2011. “세무조사전후의 조세회피차이에 관한 연구”. 세무학연구 제28권 제2호 : 41-65.
- 국세청. 2013. “『세무조사 감독위원회』 신설, 최초 회의 개최 : 외부위원 중심으로 구성된 실질적인 조사권 견제기구 설치”
- 권순창 · 강영욱 · 김창훈 · 김정환. 2009. “조세회피와 기업특성에 관한 분석”. 국제회계연구 제26집 : 189-210.
- 김상호 · 김석범. 2001. “법인세법상 특수관계자간의 거래에 관한 연구”. 한국국제회계학회 제5집 : 65-85.
- 김상호 · 김석범. 2004. “조세회피요인의 상호작용효과에 관한 연구”. 국제회계연구 제10집 : 101-117.
- 김숙민 · 유승원 · 김선미. 2015. “녹색인증기업이 조세회피 및 시장의 사후평가에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제16권 제5호 : 167-208.
- 김완석. 2008. 『법인세법론』. 광교이텍스 : 1-809.
- 김원표 · 김은수 · 손성호. 1997. “신고납세제도 전환에 따른 신고소득률과 조세부률의 분석”. 세무회계연구 제4권 : 93-97.
- 김재승. 2012. “경영자의 4분기 이익조정 행태와 조세회피 성향 분석”. 경기대학교 박사학위논문 : 85-87.
- 김지홍 · 우용상. 2008. “특수관계자와의 거래가 이익조정 및 이익반응계수에 미치는 영향”. 회계학연구 제33권 제3호 : 25-59.
- 김진태 · 한은하 · 오희화. 2013. “적자회피 기업과 적자순응 기업의 조세회피에 관한 연구”. 국제회계연구 제47집 : 131-148.
- 김진회 · 정재욱. 2006 “기업의 재무적 특성이 조세회피행위에 미치는 영향”. 세무학연구 제23권 제4호 : 97-123.
- 김진회. 2011. “특수관계자와의 거래가 기업의 경영성과에 미치는 영향”. 대한경영학회지 제24권 제1호 : 569-585.
- 노현섭 · 김정호 · 김미경. 2012. “유효세율을 사용한 조세회피 대체측정치의 평가”. 국제회계연구

- 구 제45집 : 1-22.
- 박미영. 2009. “감사인의 특성과 조세회피”. 세무와회계저널 제13권 : 191-219.
- 박석진 · 김갑순. 2015. “감사인의 산업전문성이 조세회피와 기업가치의 관계에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제16권 제6호 : 295-331.
- 박홍조 · 송인만. 2008. “세무상 이월결손금이 이익조정과 이익조정방법 선택에 미치는 영향”. 회계학연구 제33권 제4호 : 1-31.
- 배덕광. 2003. “세무조사 대상법인의 선정요인에 관한 연구”. 경성대학교 대학원 박사학위 논문 : 57-59.
- 심태섭. 2011. “세무조사기준의 공개가 세무신고의사결정에 미치는 영향”. 세무학연구 제28권 제2호 : 133-163.
- 심호석 · 박재환 · 강창수. 2009. “회계이익과 세무이익의 차이와 세무조사”. 대한경영학회지 제22권 제1호 : 229-260.
- 우용상 · 김지홍. 2007. “특수관계자와의 거래가 발생액의 질에 미치는 영향”. 회계정보연구 제27권 제1호 : 133-156.
- 이 건 · 신재은 · 이만우. 2015. “임원의 세무전문성이 기업의 조세회피에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제16권 제3호 : 137-170.
- 이동수 · 윤태화. 2011. “우리나라와 인도네시아 중소기업의 조세회피 요인 및 성향 비교”. 국제회계연구 제40집 : 181-210.
- 전규안 · 김철환. 2008. “회계이익과 과세소득의 차이 계산시 과세소득의 측정방법에 관한 연구”. 세무와회계저널 제9권 제3호 : 167-190.
- 전홍민. 2013. “개별기업의 국제다각화가 조세회피성향에 미치는 영향”. 세무와회계저널 제14권 제2호 : 175-197.
- 조문기. 2012. “비감사서비스가 실제 이익조정과 조세회피와의 관계에 미치는 영향”. 산업경제연구 제25권 제2호 : 1843-1866.
- 조민호 · 박성환 · 이호갑. 2011. “코스닥 기업의 재무적 특성이 조세회피에 미치는 영향”. 대한경영학회지 제24권 제4호 : 2299-2315.
- 최보람. 2013. “단기조세회피의 변동성이 장기조세부담에 미치는 영향”. 회계학연구 제28권 제3호.
- 최원욱 · 고윤성 · 조정은. 2011. “특수관계자 거래가 조세회피행위에 미치는 영향”. 세무학연구 제28권 제3호 : 9-35.
- 홍순복 · 심호석. 1999. “세무조사대상 선정의 이론과 현실”. 회계정보연구 제11권, 1999.
- 경제정의실천시민연합. 2013. “5대재벌 계열사의 특수관계자 거래 및 계열사간 내부거래 실태조사” : 1-23.
- Desai, M. A. Dyck. and L. Zingales. 2007. Theft and taxation. *Journal of Financial Economics*, 84 : 591-623.

- Desai, M. and D. Dharmapala. 2009. Corporate Tax Avoidance and Firm Value. *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 91, No. 3 : 537–546.
- Desai, M. A. and D. Daharmapala. 2006. Corporate Tax Avoidance and High Powered Incentive. *Journal of Financial Economics*, 79(1) : 145–179.
- Graham, J. and A. Tucker. 2006. Tax Shelters and Corporate Debt Policy. *Journal of Financial Economics* : 563–594.
- Hanlon, M. 2005. The persistence and pricing of earnings, accruals and cash flows when firms have large book–tax differences. *The Accounting Review*, 80(1) : 137–166.

The Effect of Related Party Transactions and Reported Income Ratio Differences on Tax Avoidance

Hyung-Bai Lee* · Kyu-An Jeon**

〈Abstract〉

The purpose of this study is to analyze the effect of related party transactions and reported income ratio differences on tax avoidance after tax audit guidance disclosure. NTS in March 2006 was published the investigation had been closed on the outside front open to the regulatory paperwork. In addition, NTS in the selection of the target corporation subject to tax audits, and to determine how to select 'Compliance Analysis Function (CAF)' was introduced to the use of, the taxpayer in terms of tax companies are naturally principles and procedures, and selection of survey method (hereinafter referred to as "tax audit selection criteria") shall in good faith at the core of operating system for the analysis have been great interest in this system, as well as a selection of companies surveyed in important variable in determining as to whether the 'same industry reported income ratio' can be considered. If the last year reported income ratio of companies were over the last year same industry reported income ratio, then this year companies are likely to use a variety of means for tax avoidance, on the other hand, does not lower the tax audit tax avoidance if the target is not selected a means to reduce tax evasion (income or you want to increase profits means) are likely to use. Which we believe is the best means of its related companies that will be deal with such related parties. Samples are companies listed on Korean Stock Exchange Market which are from 2006 to 2012.

First, transactions between related parties are finally over corporate tax avoidance that is actively occurring while this study was confirmed by the effective tax rate as a direct measure of tax avoidance transaction is a related party to analyze the impact of tax avoidance. Second, this study also predicted that the difference of the last year reported income ratio of companies between the last year reported income ratio of the same industry is separated by large companies, small companies and medium companies, and large companies have large tax avoidance, medium companies have or have no tax avoidance and small companies have no tax avoidance. But results were somewhat different to estimates of tax avoidance and the type of the difference of reported

* Ph. D. Department of Accounting, Soongsil University and Certified Public Tax Accountant, mirleehb@hanmail.net, First Author

** Professor, Department of Accounting, Soongsil University, kajeon@ssu.ac.kr, Corresponding Author

income ratio. Third, the difference of high reported income ratio is interest in tax avoidance will not only be higher, there is a large difference of reported income ratio group than in the group otherwise use various means for tax avoidance, and that the most likely means of appropriate will be related party transactions. The result that it was confirmed if the last year operating margin of companies is higher than the last year operating margin of the same industry in estimates of Desai and Dharmapala (2006) tax avoidance measured the dependent variable, related party transactions was able to increase the tax avoidance.

There are following contributions in this research that although the impact on related party transactions tax avoidance, Using the difference of reported income ratio in the cause variable, companies of the difference of high reported income ratio than otherwise is increased with the degree of tax avoidance through related party transactions.

<Key words> related party transactions, reported income ratio, tax avoidance